

# Será Possível um Crescimento Regional Independente? Uma Abordagem Utilizando Vetores Auto-regressivos

## Felipe Lacerda Diniz Leroy

- Universidade Federal da Paraíba (UFPB);
- Bacharel em Economia pela Faculdade de Ciências Gerenciais de Sete Lagoas (Uniset);
- Mestrando em Economia de Empresas – Universidade Federal da Paraíba (UFPB);
- Bolsista da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes).

## José Márcio dos Santos

- Universidade Federal da Paraíba (UFPB);
- Bacharel em Economia pela Universidade Regional do Cariri (URCA);
- Mestrando em Economia do Trabalho – Universidade Federal da Paraíba (UFPB);
- Ex-professor Substituto do Departamento de Economia da UFPB.

---

## Resumo

O crescimento econômico de um país é desejado por todos os agentes econômicos. O governo vem constantemente implementando políticas macroeconômicas na busca do “tão esperado crescimento”. Não obstante, atesta-se a existência da implementação de políticas regionais patrocinadas pelos estados como forma de superar a imobilidade federal. Este estudo procura avaliar a existência de interdependência econômica entre estados em relação aos impactos proporcionados pelo crescimento interno destes. Para tanto, realizou-se uma abordagem empírica, levando em consideração a inter-relação econômica de três estados da região Nordeste: Bahia, Ceará e Pernambuco. O instrumento de análise está baseado na estimação de um vetor auto-regressivo para o Produto Industrial Estadual. O principal objetivo é identificar se há uma transmissão de crescimento entre os estados, ou seja, se há ou não independência entre as economias dos estados.

---

## Palavras-chave:

Crescimento Econômico Regional; Modelagem VAR.

Atualmente, existe uma atenção especial dedicada ao tema do crescimento econômico, tanto em termos acadêmicos quanto em termos empresariais. O setor privado passa a cobrar do Estado a capacidade de promover uma política econômica que favoreça o desenvolvimento da economia nacional. Desta forma, aprofunda-se a discussão de temas como o nível das taxas de juros, a determinação da política fiscal e, principalmente, as ações do Estado no sentido de promover a expansão das atividades econômicas, formando-se uma grande expectativa acerca das decisões econômicas a serem tomadas pelo Estado.

Desta forma, concentra-se no Estado a responsabilidade pelos rumos do desenvolvimento econômico nacional, até mesmo devido à forte centralização política e tributária imposta à nação desde a promulgação da Constituição de 1988. Portanto, o desempenho da política econômica determinada pelo Estado nacional acaba constituindo-se num condicionante do crescimento econômico nacional.

Contudo, a determinação de tributos importantes, como o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços (ICMS), e a manipulação de receitas estaduais permitem que os estados realizem algumas tentativas de conduzir políticas econômicas de caráter independente como forma de compensar a ausência de políticas econômicas de caráter federal. Neste sentido, os estados acabam por tentar implementar políticas próprias de incentivos financeiros e fiscais como forma de atrair empresas e promover o crescimento econômico local. Assim, a busca do crescimento local – e individual – pelos estados acaba por se transformar numa disputa interestadual por empresas, também conhecida como “guerra fiscal”.

Entretanto, o crescimento de uma região ou estado não se dá de forma independente. Segundo Guimarães (2007), a teoria das vantagens comparativas estabelece a existência de uma relação de interdependência entre as regiões baseada na afirmativa de que as trocas mútuas entre os diversos mercados proporcionam a expansão dos mercados, permitindo assim o crescimento das economias envolvidas nas transações. Sendo assim, a promoção do autodesenvolvimento teria impactos significativos so-

bre as demais regiões envolvidas, geograficamente e/ou economicamente.

Assim, dentro de um contexto nacional onde se busca promover o esperado “espetáculo do crescimento”, e em paralelo às disputas tributárias interestaduais, surge o questionamento acerca de qual seria o impacto inter-regional que o crescimento obtido por um estado poderia provocar sobre os demais estados vizinhos.

Alguns estudos procuram identificar os impactos que uma política macroeconômica traz para o país. Ayllón (2006) desenvolveu um trabalho com o objetivo de avaliar o impacto da política externa brasileira adotada pelo atual governo em suas relações com a Europa, e os reflexos destes acordos sobre a balança comercial do país. Entretanto, são poucos os estudos regionais que têm como objetivo identificar os impactos de uma política entre regiões ou estados.

Em um país de dimensões continentais como o Brasil, o estudo das interdependências econômicas se faz necessário à compreensão dos impactos locais provenientes a partir das flutuações internas dos estados. Menezes e Azzoni (2000) destacam que os interesses por questões regionais estão ligados à necessidade de esclarecer a discrepância de renda existente entre regiões ricas e pobres. Neste sentido, ganham evidência trabalhos sobre a convergência de renda entre estados e regiões do Brasil. Estes autores provam que as diferenças institucionais e tecnológicas podem-se constituir num empecilho à convergência de rendas entre as regiões no país.

Contudo, a busca pela equiparação de rendimentos deve passar inicialmente pelo crescimento interno do produto local. Neste sentido, reforçar-se a compreensão dos fatores que estimulam o crescimento econômico em nível intra-regional e interestadual.

Historicamente, a região Nordeste foi uma das mais importantes regiões na formação do Produto Nacional até meados do século XX. Entretanto, sua importância para a economia brasileira começou a declinar a partir do processo de substituição de importações, que não logrou objetivos estratégicos

para a região. Desta forma, ao longo das últimas décadas, o desempenho econômico da região foi extremamente condicionado às políticas públicas patrocinadas pelas instituições de caráter federal.

Conforme a Tabela 1, percebemos que o Produto Interno Bruto (PIB) da região Nordeste variou praticamente na mesma proporção do PIB nacional. Podemos inferir esta conclusão, pois, a partir dos dados abaixo, temos que a proporção do PIB do Nordeste frente ao PIB nacional manteve-se constante, oscilando na faixa de 12% do PIB nacional. Isto reflete que o desempenho desta variável para a região Nordeste esteve de algum modo condicionado ao desempenho do PIB em termos nacionais. De certa forma, estes dados justificam a importância de se implantarem políticas de caráter regional ou estadual como forma de superar o vínculo existente entre o crescimento regional e o crescimento nacional.

**Tabela 1 – Evolução do PIB Nacional e da Região Nordeste**

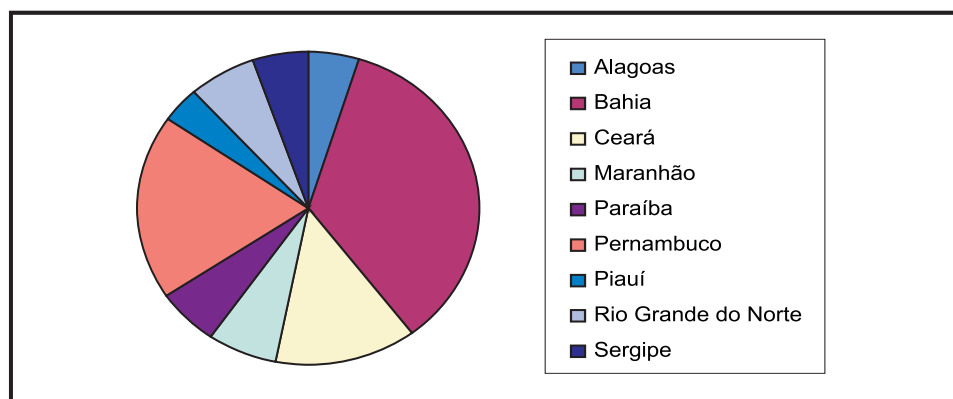
Período	Valor PIB Nacional (em bilhões R\$)	Valor PIB Nordeste (em bilhões R\$)
1996	843, 9700	102, 6000
1997	939, 1500	113, 9400
1998	979, 2800	119, 3200
1999	1065, 0000	127, 6700
2000	1179, 4800	144, 1300
2001	1302, 1400	157, 3000
2002	1477, 8200	181, 9300
2003	1699, 9500	214, 6000
2004	1941, 5000	248, 4500

Fonte: IPEADATA.

Dados desta natureza justificam a implementação por parte dos estados nordestinos de estratégias de crescimento baseadas na busca por grandes empresas através da concessão de subsídios e estímulos fiscais. Recentemente, estados nordestinos travaram uma pequena, mas acirrada disputa pelo direito de receber as instalações da refinaria da Petrobrás no Nordeste. Isto exemplifica a necessidade de buscar alternativas para o crescimento econômico dos estados da região.

Contudo, as opções de políticas públicas poderiam ser mais bem estabelecidas a partir do diagnóstico dos impactos do crescimento de um estado sobre o crescimento dos demais estados da região. O Gráfico 1 representa a participação dos estados na formação do PIB do Nordeste. Nele, percebemos que Bahia, Pernambuco e Ceará possuem, respectivamente, os três maiores PIBs da região. Assim, pode-se deduzir que estes três estados possuem um maior poder de influência sobre a região, por possuírem maiores economias, constituindo-se, desta forma, em mercados compradores importantes para os demais estados.

Neste sentido, este trabalho tem como objetivo verificar o grau de interdependência no crescimento do Produto Interno Bruto dos três estados mais representativos economicamente da região Nordeste – Bahia, Pernambuco e Ceará. Ou seja, procuraremos analisar se um estado pode crescer independentemente do que ocorre na economia dos estados vizinhos, e se, posteriormente, transmite este ciclo de crescimento aos demais estados.



**Gráfico 1 – Participação dos Estados na Formação do PIB do Nordeste em 2004**  
Fonte: IPEADATA

Para tanto, a abordagem empírica está baseada na estruturação de um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) que permite uma avaliação da trajetória das variáveis ao longo do tempo e a determinação da ordem de causalidade que a economia de um estado tem sobre o outro. Além disto, pode-se obter uma matriz de correlação dos resíduos que liga a economia de um estado com o outro e que fornece a “força” e o sentido de correlação entre os estados examinados. (MAIA; LIMA, 2001).

Como base de dados, foram utilizados os PIBs Industriais dos Estados da Bahia, Pernambuco e Ceará. A partir deles procurou-se descrever a trajetória de crescimento econômico de cada estado. Os dados foram obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) na base do sistema IBGE de recuperação automática (Sidra), sendo dispostos mensalmente por estado, no período que compreende janeiro de 1991 a fevereiro de 2007.

Além desta introdução, este trabalho é composto por mais três seções. Na seção 2, apresentaremos a metodologia de estimação dos modelos de vetores auto-regressivos, destacando a estrutura de identificação e estimação do modelo, a definição dos testes de estacionariedade por raiz unitária e co-integração. Além disto, destacaremos a construção do modelo de correção de erros. Na seção 3, são apresentados os principais resultados, com a decomposição da variância e as funções impulso resposta referentes a cada estado. Na última seção, serão apresentadas as devidas considerações acerca dos resultados obtidos.

## 2 – MODELO ECONOMÉTRICO EMPÍRICO

A maioria dos fenômenos, sejam eles naturais ou econômicos, acontecem simultaneamente. Sendo assim, uma metodologia condizente com esta ótica leva em consideração duas ou mais séries, ou seja, é feita uma análise multivariada e a relação dinâmica entre elas.

Segundo Enders (1995a), um modelo de vetores auto-regressivos, em sua forma padrão, pode ser escrito da seguinte forma:

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

A equação (1) representa um modelo de vetores auto-regressivos na forma primitiva, então:

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

$B$  representa a matriz dos parâmetros contemporâneos do sistema;  $\Gamma_0$  é a matriz das constantes; e  $\Gamma_1$  é a matriz dos parâmetros das variáveis defasadas. Multiplicando ambos os lados da equação (1) por  $B^{-1}$ , obtém-se a seguinte forma-padrão para o modelo de vetores auto-regressivos:

$$B^{-1}Bx_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_{1x_{t-1}} + B^{-1}\varepsilon_t$$

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + e_t$$

Onde:

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0; A_1 = B^{-1}\Gamma_1 \quad e \quad e_t = B^{-1}\varepsilon_t \quad (2)$$

Sendo que  $x_t$  é o vetor das variáveis contidas no modelo;  $A_0$  é o vetor de interceptos;  $A_1$  é a matriz dos coeficientes; e  $e_t$  é o vetor de erros (com  $E(e_t) = 0$ ,  $\text{Var}(e_t) = \sigma^2$  e  $\text{Cov}(e_t) = 0$ ).

Na formulação geral, o modelo auto-regressivo deste trabalho é dado por:

$$BA_t = b_{10} + b_{11}BA_{t-k} + b_{12}PE_{t-i} + b_{13}CE_{t-i} + \varepsilon_{BA_t} \quad k=1, 2, 3... \quad (3)$$

$$PE_t = b_{20} + b_{21}BA_{t-i} + b_{22}PE_{t-k} + b_{23}CE_{t-i} + \varepsilon_{PE_t} \quad i=0, 1, 2, 3, ...$$

$$CE_t = b_{30} + b_{31}BA_{t-i} + b_{32}PE_{t-i} + b_{33}CE_{t-k} + \varepsilon_{CE_t}$$

### 2.1– Identificação

Um dos maiores problemas encontrados no processo de modelos de vetores auto-regressivos é a sua identificação. Uma maneira de identificar a ordem  $p$  de um modelo de vetores auto-regressivos ( $p$ ) consiste em ajustar sequencialmente modelos auto-regressivos vetoriais de ordens 1, 2, ...,  $k$  e testar a significância dos coeficientes (matrizes). Consideremos então os modelos:

$$X_t = \phi_0^{(1)} + \phi_1^{(1)}X_{t-1} + a_t^1$$

$$X_t = \phi_0^{(2)} + \phi_1^{(2)} X_{t-1} + \phi_2^{(2)} X_{t-2} + a_t^2, \quad (4)$$

... ..

$$X_t = \phi_0^{(k)} + \phi_1^{(k)} X_{t-1} + \phi_k^{(k)} X_{t-k} + a_t^k,$$

Os parâmetros podem ser estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), que fornecem estimadores consistentes e eficientes. Testamos, então:

$$H_0 : \phi_k^{(k)} = 0,$$

$$H_1 : \phi_k^{(k)} \neq 0, k = 1, 2, \dots \quad (5)$$

O teste da razão de verossimilhanças é baseado nas estimativas das matrizes de covariância dos resíduos dos modelos ajustados. Para a k-ésima equação, considere:

$$a_t^k = X_t - \hat{\phi}_0^k - \hat{\phi}_1^{(k)} X_{t-1} - \dots - \hat{\phi}_k^{(k)} X_{t-k} \quad (6)$$

A matriz de covariância dos resíduos, que estima  $\sum_k$ , é dada então por,

$$\sum_k = \frac{1}{T - K} \sum_{t=k+1}^T a_t^k (a_t^k)^\prime, K \geq 0, \quad (7)$$

onde, para  $K=0$ ,  $a_t^{(0)} = X_t - \bar{X}$ . A estatística da razão de verossimilhanças para o teste (6) é dada por:

$$RV(k) = (T - k) \ln \frac{\left| \sum_{k-1}^{\wedge} \right|}{\left| \sum_k^{\wedge} \right|} \quad (8)$$

que tem distribuição de qui-quadrado com  $n^2$  graus de liberdade,  $\chi^2(n^2)$ .

Outra maneira de identificar a ordem de um modelo de vetores auto-regressivos é usar algum critério de informação, como:

$$AIC(k) = \ln \left( \left| \sum_k^{\wedge} \right| \right) + 2kn^2 / T \text{ (Akaike),}$$

$$BIC(k) = \ln \left( \left| \sum_k^{\wedge} \right| \right) + kn^2 \ln(T) / T \text{ (Schwarz), (9)}$$

$$HQC(k) = \ln \left( \left| \sum_k^{\wedge} \right| \right) + kn^2 \ln(\ln(T)) / T \text{ (Hannan-Quinn).}$$

## 2.2 – Estimação

Identificado o valor de  $\rho$  e supondo  $a_t \sim N(0, \sum)$ , podemos estimar os coeficientes por máxima verossimilhança. Neste caso, os estimadores de MQO são equivalentes a estimadores de Máxima Verossimilhança condicionais.

No caso de um modelo de vetores auto-regressivos (1), os estimadores de Máxima Verossimilhança<sup>1</sup> condicionais são obtidos maximizando-se

$$l = -\frac{n(T+1)}{2} \ln(2\pi) + \frac{(T-1)}{2} \ln \left| \sum^{-1} \right| \quad (10)$$

$$- \frac{1}{2} \sum_{t=2}^T (X_t - \phi X_{t-1})^\prime \sum^{-1} (X_t - \phi X_{t-1}),$$

obtendo-se:

$$\hat{\phi} = \left[ \sum_{t=2}^T X_t X_{t-1}^\prime \right] \left[ \sum_{t=2}^T X_{t-1} X_{t-1}^\prime \right]^{-1}, \quad (11)$$

$$\hat{\sum} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{a}_t (\hat{a}_t)^\prime, \quad (12)$$

$$\hat{a}_t = X_t - \hat{\phi} X_{t-1} \quad (13)$$

No caso geral de um modelo de vetores auto-regressivos ( $p$ ), os EMV condicionais são obtidos por métodos de maximização numérica.

<sup>1</sup> Doravante definiremos a expressão estimadores de Máxima Verossimilhança por EVM.

## 2.3 – Diagnóstico

Para testar se o modelo é adequado, usamos os resíduos para construir a versão multivariada da característica de Box-Ljung-Pierce, dada por:

$$Q(m) = T^2 \sum_{\tau=1}^m \frac{1}{T-\tau} \text{tr} \left( \hat{\Gamma}(\tau)' \hat{\Gamma}(0)^{-1} \hat{\Gamma}(\tau) \hat{\Gamma}(0)^{-1} \right), \quad (14)$$

que, sob  $H_0$ : a série  $a_t$  é ruído branco, tem distribuição  $\chi^2(n^2(m-p))$ . Para que o número de graus de liberdade seja positivo,  $m$  deve ser maior do que  $p$ .

## 2.4 – Teste de Estacionariedade: Raiz Unitária

Uma questão amplamente discutida na literatura é quanto à estacionariedade das séries, ou seja, se a série econômica apresenta ou não raiz unitária. Segundo Fava e Cati (1995), a origem da discussão sobre a existência de raiz unitária nas séries econômicas está no debate sobre a estacionariedade ou não da tendência, sendo que grande parte dos dados utilizados na análise empírica em economia é em forma de uma série temporal.

A tendência estocástica se diferencia da tendência determinística no que diz respeito aos efeitos, pois, se a série possui uma tendência determinística, na ocorrência de um choque, a série apresenta um efeito permanente, enquanto, na tendência estocástica, este mesmo choque pode provocar um efeito temporário.

Portanto, a determinação da presença de raiz unitária é relevante para a economia, porque auxilia no processo de verificação de várias teorias. Além disso, a presença de raiz unitária pode ser utilizada como um indicativo de que os agentes econômicos possuem um comportamento racional, utilizando todas as informações disponíveis.

A utilização de séries econômicas contendo raiz unitária, ou seja, séries não-estacionárias, leva ao problema de regressão espúria, isto é, quando temos um elevado coeficiente de determinação  $R^2$  e, conseqüentemente, uma relação insignificante entre as variáveis. Isto ocorre devido à existência

de uma tendência crescente ou decrescente entre as séries, levando à obtenção de um alto valor de  $R^2$ , mas não necessariamente a uma relação verdadeira entre as séries. A regressão espúria ocorre também quando as variáveis têm um alto poder de explicação de uma sobre a outra sob o ponto de vista estatístico, mas não apresenta uma teoria que respalda esta relação.

Então, um teste amplamente utilizado para verificar a estacionariedade das séries é o de Dickey e Fuller (1981), que consiste em:

Dado o modelo:

$$Z_t = \theta_0 + \phi Z_{t-1} + a_t, \quad a_t \sim RB(0, \sigma^2) \quad (15)$$

Considerando o modelo (15) com média zero, isto é,

$$Z_t = \phi Z_{t-1} + a_t,$$

Na qual,  $\phi^* = \phi - 1$ . Podemos obter o EQM de  $\phi^*$  por meio da regressão de MQ de  $\Delta Z_t$  sobre  $Z_{t-1}$ ; logo,  $H_0 : \phi = 1$ ;  $H_1 : \phi < 1$  é equivalente a:

$$H_0^* : \phi^* = 0$$

$$H_1^* : \phi^* < 0$$

Supondo-se at-i.i.d.  $(0, \sigma^2)$ ,

$$N(\hat{\phi}_{MQ} - 1) \xrightarrow{D} \frac{1/2([W(1)]^2 - 1)}{\int_0^1 [W(r)]^2 dr}, \quad (16)$$

Onde  $W(r)$  é o movimento Browniano (MB) padrão, ou seja, para cada  $t$ ,  $W(t) \sim N(0, t)$ .

Em particular,  $W(1)^2 \sim X^2(1)$ ; e como  $P(X^2(1) < 1) = 0,68$ , de (16) temos que a probabilidade de que o lado esquerdo de (9) seja negativo, converge para 0,68, para  $N \rightarrow \infty$ . Ou seja, mesmo que tenhamos um passeio aleatório ( $\phi = 1$ ), simulando-se muitas amostras de tal processo, em aproximadamente 2/3 delas, o estimador é diferente do caso estacionário:  $\hat{\phi}_{MQ} = O_p(N^{-1})$ .

Sob a mesma suposição do teorema anterior,

$$\hat{\tau} \xrightarrow{D} \frac{1/2([W(1)]^2 - 1)}{(\int_0^1 [W(r)]^2 dr)^{1/2}} \quad (17)$$

Os testes (16) ou (17) são chamados testes de Dickey-Fuller, abreviadamente, DF. As distribuições das estatísticas correspondentes são tabuladas.

## 2.5 – Testes de Co-integração

Harris (1995) interpreta economicamente a co-integração quando duas ou mais variáveis possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo; então, mesmo que as séries possam conter tendências estocásticas (isto é, serem não-estacionárias), elas irão mover-se juntas no tempo e a diferença entre elas será estável (isto é, estacionária). Em suma, o conceito de co-integração indica a existência de um equilíbrio de longo prazo, para o qual o sistema econômico converge no tempo.

Considera-se que o vetor  $z_t = (BA_t, PE_t, CE_t)$  tenha uma relação de equilíbrio de longo prazo, se esta relação é dada por  $\alpha' z_t = \alpha_1 BA_t + \alpha_2 PE_t + \alpha_3 CE_t = 0$ . Em geral, é plausível supor que a economia encontra-se freqüentemente mais fora do equilíbrio do que em equilíbrio. Dessa forma, pode ocorrer que, em algum período  $\alpha' z_t = v_t$ , em que  $v_t$  é uma variável estocástica e representa desvio do equilíbrio. Se existe relação de co-integração entre os componentes do vetor  $x_t$ , é razoável supor que  $v_t$  seja estacionário; então, os componentes do vetor  $z_t$  são co-integrados. (MAIA; LIMA, 2001).

Greene (2001) evidencia que a maioria dos estudos de macroeconomia empírica inclui variáveis não-estacionárias e com tendências, tais como renda, consumo, demanda de moeda, taxa de câmbio e PIB. Desta maneira, o modo adequado de trabalhar com tais séries, conforme mencionado anteriormente, é tirando a primeira diferença. Recentes estudos têm mostrado que existem métodos mais interessantes para analisar variáveis tendenciais. A especificação completa do modelo de regressão é:

$$Y_t = \beta x_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

Está implícita a hipótese de que os resíduos  $\varepsilon_t$  são ruído branco (i.i.d). Isto, provavelmente, está certo quando  $x_t$  e  $y_t$  são séries integradas. Geralmente, se duas séries são integradas para diferentes ordens, as combinações lineares de ambas estarão integradas para a mais alta ordem.

Assim, se  $x_t$  e  $y_t$  são I(1), então, normalmente esperaríamos que  $y_t - \beta x_t$  seja I(1), seja qual for o valor de  $\beta$ . Se  $x_t$  e  $y_t$  movem ambas para cima com sua própria tendência, então, a menos que haja alguma relação entre estas tendências, a diferença entre elas deveria estar crescendo com outra tendência adicional. Deve haver algum tipo de inconsistência no modelo. Por outro lado, se as séries são ambas I(1), pode existir um  $\beta$  tal que:

$$\varepsilon_t = y_t - \beta x_t \quad (19)$$

Seja I(0). Intuitivamente, se as séries são I(1), esta diferença entre elas tem que ser estável em torno de uma média fixa. A implicação seria que as séries crescem simultaneamente com aproximadamente a mesma taxa. Duas séries que satisfazem estes requisitos estão co-integradas e o vetor  $[1, -\beta]$  é um vetor de co-integração. Neste caso, podemos distinguir entre uma relação de longo prazo entre  $y_t$  e  $x_t$ , a forma como as variáveis crescem, e a sua dinâmica de curto prazo, e também decidir a relação entre os desvios de  $y_t$  no que diz respeito a sua tendência, e os desvios de  $x_t$  no que diz respeito a sua tendência de curto prazo. Se este é o caso, uma diferenciação dos dados seria contraproducente, pois poderia obscurecer a relação de longo prazo entre  $y_t$  e  $x_t$ . Os estudos de co-integração e uma técnica relacionada, a correção de erros, têm a ver com os métodos de estimação que preservam as informações acerca de ambas as formas e covariância. (GREENE, 2001).

Um teste de co-integração formalmente utilizado é o procedimento de Johansen, que é baseado nos seguintes passos:

- i. Verificar a ordem e integração das séries envolvidas e verificar a existência de tendências lineares;

- ii. Especificar e estimar um modelo de vetores auto-regressivos (p) para  $X_t$ , que supomos  $I(1)$ ;
- iii. Construir testes da Razão de Verossimilhanças (RV) para se determinar o número de vetores de co-integração, que sabemos ser igual ao posto de  $\pi$ ;
- iv. Dados os vetores de co-integração (normalizados apropriadamente), estimar o Modelo de Correção de Erros (MCE) – por via do EMV.

Segundo Johansen (1994, 1995), os termos determinísticos de  $\Delta x_t = \phi_0 D_t + \alpha \beta' X_{t-1} + F_1 \Delta X_{t-1} + \dots + F_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + a_t$ , onde agora  $\pi = \phi_1 + \dots + \phi_p - I_n$  e  $D_t$  contém termos determinísticos (constantes, tendência), são reescritos na forma:

$$\phi_0 D_t = \mu_t = \mu_0 + \mu_1 t \quad (20)$$

Para verificarmos os efeitos dos termos determinísticos no modelo de vetores auto-regressivos consideremos um caso especial:

$$\Delta x_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha \beta' X_{t-1} + a_t \quad (21)$$

onde  $\mu_0$  e  $\mu_1$  são ambos vetores  $n \times 1$ . Vamos decompor estes dois vetores em relação à média das relações de co-integração e em relação às médias das taxas de crescimento,

$$\mu_0 = \alpha \rho_0 + c_0, \quad (22)$$

$$\mu_1 = \alpha \rho_1 + c_1$$

Então, podemos escrever,

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= \alpha \rho_0 + c_0 + \alpha \rho_1 t + c_1 t + \alpha \beta' X_{t-1} + a_t \\ &= \alpha (\rho_0, \rho_1, \beta') \begin{pmatrix} 1 \\ t \\ X_{t-1} \end{pmatrix} + (c_0 + c_1 t) + a_t \end{aligned}$$

ou ainda,

$$\Delta x_t = \alpha \begin{pmatrix} \rho_0' \\ \rho_1' \\ \beta \end{pmatrix} x_{t-1}^* + (c_0 + c_1 t) + a_t \quad (23)$$

com  $X_{t-1}^* = (1, t, X_{t-1}')'$ .

Podemos escolher  $\rho_0$  e  $\rho_1$  tais, que o erro de equilíbrio  $(\beta^*)' X_t^* = v_t$  tenha média zero. Logo:

$$E(\Delta X_t) = c_0 + c_1 t \quad (24)$$

Note que se  $c_0 \neq 0$ , temos um crescimento constante nos dados, e se  $c_1 \neq 0$ , temos uma tendência linear nas diferenças ou tendência quadrática nos níveis das variáveis.

Há cinco casos a considerar:

- Caso 1 - Constante nula,  $\mu_t = 0$ ; neste caso,  $\rho_0 = \rho_1 = 0$  e o modelo não possui qualquer componente determinística, com  $X_t \sim I(1)$  sem *drift* (não há crescimento dos dados) e as relações de co-integração têm média zero. A menos que  $X_0 = 0$ , este caso tem pouco interesse nas aplicações práticas.
- Caso 2 - Constante restrita,  $\mu_t = \mu_0 = \alpha \rho_0$ ; neste caso,  $\rho_1 = 0$ ,  $c_0 = 0$ , mas  $\rho_0 \neq 0$  e, portanto não há uma tendência linear nos dados e as relações de co-integração têm média  $\rho_0$ .
- Caso 3 - Constante irrestrita,  $\mu_t = \mu_0$ ; aqui  $\rho_1 = 0$ , as séries de  $X_t$  são  $I(1)$  sem *drift* e as relações de co-integração podem ter médias diferentes de zero.
- Caso 4 - Tendência restrita,  $\mu_t = \mu_0 + \alpha \rho_1 t$ ; neste caso,  $c_1 = 0$ , mas  $c_0, \rho_0, \rho_1$  são irrestritos. As séries são  $I(1)$  com *drift* e as relações de co-integração têm uma tendência linear.
- Caso 5 - Tendência irrestrita,  $\mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$ ; não há nenhuma restrição sobre  $\mu_0$  e  $\mu_1$ , as séries são  $I(1)$  com tendência linear (logo tendência quadrática nos níveis) e as relações de co-integração têm tendência linear. Previsões podem ser ruins, logo deve-se ter cuidado em se adotar esta opção.

Sabemos que o posto de  $\pi$  fornece também o número de autovalores não-nulos de  $\pi$ ; suponha que



os ordenemos  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ . Se as séries são não co-integradas,  $\rho(\pi) = 0$  e todos os autovalores serão nulos, ou ainda  $\ln(1 - \lambda_i) = 0$ , para todo  $i$ . Um teste da RV para testar o posto de  $\pi$  é baseado na estatística traço,

$$\lambda_{\text{traço}}(r_0) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (25)$$

onde  $\hat{\lambda}_i$  são os autovalores estimados de  $\pi$  e (25) testa,

$$\begin{aligned} H_0 : r &\leq r_0, \\ h_1 : r &> r_0, \end{aligned} \quad (26)$$

sendo  $r$  o posto de  $\pi$ . Se  $\rho(\pi) = r_0$ , então  $\hat{\lambda}_{r_0+1}, \dots, \hat{\lambda}_n$  são aproximadamente nulas e a estatística (11) será pequena; caso contrário, será grande. Como dissemos acima, a distribuição assintótica de (11) é uma generalização multivariada da distribuição ADF e depende da dimensão  $n - r_0$  e da especificação dos termos determinísticos. Os valores críticos podem ser encontrados para os casos (a)-(e) acima e  $n - r_0 = 1, \dots, 10$ .

Johansen também usa a estatística do máximo autovalor,

$$\lambda_{\text{max}}(r_0) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}), \quad (27)$$

para testar:

$$\begin{aligned} H_0 : r &= r_0, \\ h_1 : r &= r_0 + 1 \end{aligned} \quad (28)$$

A distribuição assintótica de (27) também depende de  $n - r_0$  e da especificação de termos determinísticos. Supondo-se que o posto de  $\pi$  é  $r$ , Johansen (1988) prova que o estimador de máxima verossimilhança de  $\beta$  é dado por  $\hat{\beta}_{MV} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r)$ , onde  $\hat{v}_i$  é o autovetor associado ao autovalor  $\hat{\lambda}_i$  e os estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros restantes são obtidos por meio de uma regressão multivariada com  $\beta$  substituído pelo EMV. Johansen (1995) mostra a normalidade assintótica dos estimadores de  $\beta$  com taxa de convergência  $T^{-1}$ .

## 2.6 – Modelos de Vetores Auto-regressivos com Correção de Erros

O modelo de correção de erros (VEC) faz a ligação entre aspectos relacionados com a dinâmica de curto prazo com os de longo prazo, isto é, permite combinar as vantagens de se modelar tanto nas diferenças quanto em nível. Segundo Harris (1995), o modelo de correção de erros possui várias vantagens. Primeiro, assumindo que  $x$  e  $y$  são co-integradas, o modelo de correção de erros incorpora os efeitos de curto e de longo prazo. Uma segunda característica do modelo de correção de erros é que todos os seus termos são estacionários, considerando que as variáveis  $y$  e  $x$  são co-integradas e que os termos  $\beta_1$  e  $\beta_2$  foram estimados. Por fim, uma terceira característica é que ele está de acordo com o conceito de Engle e Granger (1987). Assim, a formulação do modelo de correção de erros está imune ao problema de regressão espúria.

Enders (1995a) generaliza o modelo de correção de erros da seguinte forma:

$$A(L)\Delta y_t = B(L)\Delta x_t - (1 - \pi) \left[ y_{t-p} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{t-p} \right] + u_t \quad (29)$$

sendo que:

$$A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$B(L) = 1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p$$

$$\pi = 1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_p$$

que corresponde ao seguinte modelo dinâmico:

$$A(L)\Delta y_t = B(L)\Delta x_t + u_t \quad (30)$$

O modelo de correção de erros pode ser estendido para um contexto multivariado, em que o vetor de variáveis é dado por  $x_t$ , como segue:

$$x_t = A_1 x_t + \dots + A_k x_{t-k} + u_t \quad (31)$$

Maia e Lima (2001) apresentam um modelo de correção de erros para os Estados do Paraná (PR), Rio Grande do Sul (RS), e Santa Catarina (SC), que pode ser adaptado para os Estados do Nordeste utilizando a série de erros ( $\varphi$ ), da seguinte forma:

$$\Delta BA_t = a_{10} + a_y(\varphi) + a_{11}\Delta BA_{t-1} + a_{12}\Delta PE_{t-1} + a_{13}\Delta CE_{t-1} + e_{1t}$$

$$\Delta PE_t = a_{20} + a_m(\varphi) + a_{21}\Delta BA_{t-1} + a_{22}\Delta PE_{t-1} + a_{23}\Delta CE_{t-1} + e_{2t}$$

(32)

$$\Delta CE_t = a_{30} + a_r(\varphi) + a_{31}\Delta BA_{t-1} + a_{32}\Delta PE_{t-1} + a_{33}\Delta CE_{t-1} + e_{3t}$$

em que:

$$\varphi = (\beta_1 BA_{t-1} - \beta_2 PE_{t-1} - \beta_3 CE_{t-1})$$

Esta equação (32) representa um modelo de vetores auto-regressivos restrito ou VEC, assumindo um termo de *drift* ( $A_0 \neq 0$ ); sem constante ou tendência na equação de correção de erros; e o vetor de co-integração ( $\varphi$ ) pode ser normalizado com relação a um dos estados estudados que sofra o impacto de todas as variáveis do sistema. (MAIA; LIMA, 2001).

O modelo pode ser generalizado da seguinte forma:

$$\Delta z_t = A_0 + \pi z_{t-1} + A_1 \Delta z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (33)$$

em que:

$$\pi = \alpha\beta' \quad (34)$$

em que existem ( $n \times r$ ) matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  com *rank*, ( $r$ ), tal que  $\beta' z_t$  seja estacionária. Logo, ( $r$ ) é o número de equações de co-integração,  $\alpha$  é o coeficiente de velocidade de ajustamento do sistema quando incorporadas as informações de equilíbrio de longo prazo, e cada coluna de  $\beta$  corresponde a um vetor de co-integração. Com a estimação da matriz  $\pi$  impõe restrições por equação, não podendo ser usado o método de MQO para obter  $\alpha$  e  $\beta$ . Os cálculos são feitos diretamente, usando-se máxima verossimilhança. Como o *rank* de uma matriz é igual ao número de suas raízes características, que são diferentes de zero, então o teste de co-integração pode ser feito, tomando por base essas raízes características estimadas e utilizando as hipóteses (33) e (34). (MAIA; LIMA, 2001).

### 3 – RESULTADOS

Inicialmente, conforme definido anteriormente no procedimento dos modelos de vetores auto-regressivos, verifica-se a estacionariedade, analisando o comportamento de cada variável que compõe o sistema. Somente foram obtidos a partir do estabelecimento de melhor especificação das defasagens, pelo AIC e SBC. Depois de obtido um modelo ruído branco pela estatística de Ljung-Box, escolheu-se aquele com menor AIC e SBC, e aplicaram-se as estatísticas de Dickey-Fuller ampliada. São observadas as estatísticas  $t$  (calculado e crítico) e estabelecida uma relação entre elas. Os testes de raiz unitária para cada série do PIB Industrial por estado encontram-se na Tabela 2 abaixo.

**Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária (Dickey-Fuller Aumentado ADF)**

Estatística t	Série em primeira diferença		
Variáveis	GBA*	GPE*	GCE*
$t_{\text{calculado}}$	-4.48	-5.10	-4.79
$T_{\text{crítico}} (5\%)$	-3.41	-3.41	-3.41

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

\* Primeira diferença dos logaritmos do PIB Industrial dos Estados.

De acordo com a Tabela 2, observa-se que as séries em primeira diferença são todas estacionárias no nível de significância de 5%, pois, em ambas, o ( $T$ -calculado >  $T$ -crítico).

A quantidade ótima de defasagens no teste de Dickey-Fuller para a variável em primeira diferença foi:

**Tabela 3 – Quantidade Ótima de Defasagens no Teste ADF (Primeira Diferença)**

Critério/Variável	GBA	GPE	GCE
AIC	07*	13	11
SBC	07	10	0

Fonte: Elaboração Própria dos Autores a partir do Período de Janeiro de 1991 a Fevereiro de 2007.

\* Numero de defasagem ótima no teste de Dickey-Fuller para cada variável do sistema.

O próximo passo consiste em verificar a estacionariedade do sistema como um todo. Para isto

utiliza-se a metodologia de Johansen e Juselius (1990), em que se têm os testes de  $\lambda_{trace}$  e  $\lambda_{max}$ , no nível de significância de 10%, apresentados na Tabela 4.

Determinando o *ranking* de  $\pi$ , quando:

$$\lambda_{trace} = -T \sum \ln(1 - \lambda_i) \quad \lambda_{max} = -T \ln(1 + \lambda_{r+1})$$

Hipóteses<sup>2</sup>:

$H_a: r \leq 2 \rightarrow$  Até dois vetores co-integrantes

$H_a: r = 2 \rightarrow$  Dois vetores co-integrantes

$H_0: r=0 \rightarrow$  Não existem vetores co-integrantes

Testando a hipótese nula da existência de até dois vetores co-integrantes, tanto o valor de  $\lambda_{trace}$  quanto de  $\lambda_{max}$  é maior que o valor crítico no nível de significância de 10%; desta forma, rejeita-se a hipótese nula de não co-integração.

Da mesma forma, o valor de  $\lambda_{trace}$  e de  $\lambda_{max}$  são maiores que o valor crítico, para o teste da existência de exatamente dois vetores co-integrantes, aceitando a hipótese de existência de dois vetores co-integrantes.

Através do procedimento de Johansen, que é o teste mais utilizado na literatura nacional e internacional nos trabalhos de econometria e séries temporais, detecta-se a existência de dois vetores co-integrantes para as séries PIB Industrial dos

Estados de Bahia (BA), Pernambuco (PE) e Ceará (CE). Em suma, esta co-integração entre as variáveis indica a existência de um equilíbrio de longo prazo, para o qual o PIB Industrial dos respectivos estados convergem no tempo.

Após analisadas as características de cada variável do sistema, o terceiro passo é determinar o número de defasagens a serem incluídas. Para isto, realiza-se o teste de Verossimilhança, comparando um modelo irrestrito com 12 defasagens com um modelo restrito de 08 defasagens e, em seguida, um modelo de 08 contra 04 defasagens, objetivando obter um número ótimo de defasagens.

Então, as hipóteses são:

$H_0 \rightarrow$  escolha de um modelo restrito com 08 defasagens

$H_1 \rightarrow$  escolha de um modelo irrestrito com 12 defasagens

Diante do teste de verossimilhança, conclui-se que o melhor modelo é o de 12 defasagens, em confronto com o modelo de 08, ou seja, para este caso é melhor adotar um modelo irrestrito do que restrito.

Em seguida, é feito o teste de causalidade de Granger, que pode ser observado na Tabela 5, tendo o Estado da Bahia como dependente, na Tabela 6, o Estado de Pernambuco e, na Tabela 7, o Estado do Ceará.

**Tabela 4 – Teste de Johansen e Juselius para Co-integração**

EIGENV	$\lambda - MAX$	$\lambda - TRACE$	$H_0 : r$	p-r	$\lambda - MAX(0.90)$	$\lambda - TRACE(0.90)$
0.3993	97.84	156.23	0	3	14.09	31.88
0.2069	44.50	58.38	1	2	10.29	17.79
0.0698	13.88	13.88	2	1	7.50	7.50

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

2 O número de vetores co-integrantes é calculado por n-1, ou seja, é o número de variáveis do modelo retirando uma. No caso deste modelo, que possui três variáveis, é possível obter no máximo dois vetores co-integrantes.

**Tabela 5 – Teste F (Variável Dependente GBA)**

Variável	Estatística F	Nível de Significância
GBA	2.9480	0.0116541
GPE	0.8702	0.5854184
GCE	1.6661	0.1387166

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

De acordo com a Tabela 5, observa-se que a variável GBA é dependente; ela causa no sentido de Granger, ela mesma, sendo que GPE e GCE não causam GBA. Entretanto, aceita-se a hipótese nula de que GCE e GPE não influenciam GBA. Neste caso, a probabilidade de aceitar a hipótese nula para GPE é de 58,54% e de 13,87% para GCE.

**Tabela 6 – Teste F (Variável Dependente GPE)**

Variável	Estatística F	Nível de Significância
GBA	0.8135	0.6353022
GPE	1.6352	0.1474099
GCE	0.9781	0.4950608

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Analisando a Tabela 6, observa-se que, quando a variável GPE é dependente, não causa no sentido de Granger ela mesma, e as variáveis GBA e GCE não causam GPE; portanto, aceita-se a hipótese nula de uma variável não influenciar a outra. Neste caso, a probabilidade de aceitar a hipótese nula para GBA é de 63,53% e de 49,50% para GCE.

**Tabela 7 – Teste F (Variável Dependente GCE)**

Variável	Estatística F	Nível de Significância
GBA	0.7302	0.7095394
GPE	1.2741	0.2947941
GCE	1.2683	0.2979738

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

De acordo com a Tabela 7, observa-se que, quando a variável GCE é dependente, não causa no sentido de Granger ela mesma, nem as variáveis GBA e GPE influenciam GCE, aceitando a hipótese nula da não-influência de uma variável sobre outra. Neste

caso, a probabilidade de aceitar a hipótese nula para GBA é de 70,95% e de 29,47% para GPE.

Portanto, emprega-se a ordem GBA, GPE e GCE na função impulso-resposta e na decomposição da variância. A seguir, tem-se a função impulso-resposta e, na Tabela 8, a decomposição da variância dos erros de previsão.

Observou-se que o produto industrial baiano, no fim de 24 meses, foi muito pouco influenciado pelo produto industrial de Pernambuco (14,33%), bem como o do Ceará (16,47%). Em contrapartida, o produto industrial de Pernambuco foi influenciado em 57% pelo produto da Bahia e, em 13%, pelo produto do Ceará. Já o produto do Ceará foi influenciado em 31% pelo produto da Bahia e, em 15%, pelo produto de Pernambuco.

Não obstante, além de ser observado o poder de explicação do produto entre os estados, é importante saber o tempo de acomodação do choque dado em um estado e seu impacto nos outros estados. Para isso, devemos analisar as funções impulso-resposta, que mostram a convergência ao longo do tempo.

**Tabela 8 – Decomposição da Variância de Previsão dos Produtos Industriais**

Meses	Bahia			
	Erro-padrão	BA	PE	CE
1	2,558	100,000	0,000	0,000
2	2,742	99,730	0,132	0,138
6	3,353	92,972	1,599	5,429
12	4,303	78,000	4,994	17,006
18	4,889	71,498	12,856	15,645
24	5,149	69,190	14,339	16,471
Meses	Pernambuco			
	Erro-padrão	BA	PE	CE
1	3,255	48,733	51,267	0,000
2	3,469	49,393	50,193	0,413
6	3,921	49,747	45,642	4,611
12	4,152	46,627	45,505	7,869
18	5,435	57,016	31,384	11,600
24	5,783	57,762	28,367	13,871
Meses	Ceará			
	Erro-padrão	BA	PE	CE
1	3,607	27,768	5,403	66,829
2	4,205	24,098	8,195	67,708
6	4,465	21,786	8,817	69,398
12	4,933	29,163	9,893	60,944
18	5,263	31,236	14,320	54,444
24	5,546	31,480	15,027	53,493

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

A análise das funções impulso resposta mostra o efeito de um choque em um dos estados, levando em conta os efeitos provocados em todas as variáveis do sistema<sup>3</sup>. Destaca-se o efeito contemporâneo e o tempo de convergência dos produtos.

Verificou-se que choques dados nos Estados de Pernambuco e Ceará têm pouca influência no produto da Bahia, enquanto que um choque dado na Bahia exerce um grande impacto nos produtos dos Estados de Pernambuco e Ceará.

**Tabela 9 – Matriz de Correlação dos Resíduos do Modelo VAR**

	Resíduos BA	Resíduos PE	Resíduos CE
Resíduos BA	1	0,60808	0,52695
Resíduos PE		1	0,5342
Resíduos CE			1

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Como o objetivo deste estudo é observar as inter-relações dos produtos entre os Estados da região Nordeste do país, é interessante examinar a matriz de correlação dos resíduos. Observa-se que o produto do Estado da Bahia tem forte correlação com o Estado de Pernambuco (0,60) e, em seguida, uma correlação relativa entre Pernambuco e Ceará (0,53).

#### 4 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

O crescimento econômico tem sido buscado incessantemente como forma de superação dos problemas econômicos vividos por uma sociedade ou localidade. No caso da região Nordeste, não é diferente. Contudo, a busca pelo crescimento autônomo conduziu a um ambiente de disputa fiscal entre os Estados na tentativa de atrair empresas de grande porte aos seus territórios, possibilitando assim a expansão do nível de produto local. Entretanto, segundo a teoria das vantagens comparativas, todas as regiões próximas envolvidas em comércio podem-se favorecer dos bene-

fícios advindos da expansão econômica de uma ou mais regiões. Tal argumento vai de encontro ao posicionamento adotado pelos Estados.

A partir da metodologia dos modelos de vetores auto-regressivos, o objetivo inicial do trabalho, que era diagnosticar o grau de interdependência no crescimento do PIB das três maiores economias da região Nordeste, constatou-se a existência de uma relação de interdependência entre as economias dos estados estudados, de forma que nenhuma das economias em questão fica isenta da influência exercida pelas demais. Dentro da análise, todos os estados responderam aos choques econômicos realizados no outro estado. Devemos salientar que os resultados obtidos atestam que o produto industrial do Estado da Bahia exerce um maior poder de influência sobre o produto dos outros estados do que estes sobre aquele. Observamos também que as variações no produto industrial do Estado de Pernambuco exercem repercussões significativas sobre a economia do Ceará. Apenas as variações no produto industrial do Estado do Ceará não apresentaram efeitos de propagação relevantes sobre as demais economias analisadas. Portanto, podemos concluir que os resultados apresentados confirmam uma maior independência do produto industrial do Estado da Bahia em relação ao dos outros estados analisados. Este resultado pode ser interpretado como uma possibilidade de o Estado da Bahia implementar políticas econômicas de forma autônoma, haja vista este Estado ter apresentado trajetórias de crescimento independentes nas suas políticas de desenvolvimento.

Esperamos que o trabalho tenha contribuído à compreensão de que muito mais que a busca do crescimento individual em si, os Estados da região Nordeste devem cooperar na busca de estratégias que tragam benefícios para todos. Somente assim, poderão superar a contínua necessidade das políticas federais. Além disto, é de suma importância que os governos e os agentes econômicos tenham conhecimento do poder de propagação e repercussão dos estados aos investimentos locais realizados como forma de orientar a implementação de políticas econômicas futuras.

<sup>3</sup> Os gráficos das funções impulso-resposta encontram-se em anexo.

# Abstract

---

The economical growth of a country is wanted by all the economical agents. The government is constantly implementing macroeconomics politics in the search of expected growth. In spite of, the existence of the accomplishment of regional politics is attested sponsored by the states as form of overcoming the federal immobility. This study tries to evaluate the existence of economical interdependence among states in relation to the proportionate impacts for the internal growth of these. For so much, we accomplished an empiric approach, taking in consideration the economical interrelation of three states of the Brazilian Northeast Area: Bahia, Ceará and Pernambuco. The analysis instrument is based on the estimate of a vector autoregressive for the State Industrial Product. The principal objective is to identify if there is a growth transmission among states, in other words, if there is or not independence among the states economies.

## Key-words:

---

Regional Economical Growth; VAR Modeling.

## REFERÊNCIAS

AYLLÓN, B. **O impacto da política externa do Governo Lula nas relações do Brasil com a Europa**. Disponível em: <[http://www.brasilespanha.com.br/livros/E\\_cap\\_libro\\_guilhon.pdf](http://www.brasilespanha.com.br/livros/E_cap_libro_guilhon.pdf)>. Acesso em: 24 nov. 2006.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica**, Illinois, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

ENDERS, W. **Applied econometric times series**. New York: John Wiley & Sons, 1995a.

\_\_\_\_\_. **Rats handbook for econometric time series**. New York: John Wileyand Sons, 1995b.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.

FAVA, V. L.; CATI, R. C. Mudanças no comportamento do PIB brasileiro: uma abordagem econométrica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 2, p. 279-296, 1995.

GREENE, W. H. **Análisis econométrico**. 3. ed. Madri: Prentice Hall, 2001.

GUIMARAES, E. P. Evolução das teorias de comércio exterior. **Estudos em Comércio Exterior**, Rio de Janeiro, v. 1, n. 2, 1997. Disponível em: <[http://www.ie.ufrj.br/ecex/pdfs/evolucao\\_das\\_teorias\\_de\\_comercio\\_internacional.pdf](http://www.ie.ufrj.br/ecex/pdfs/evolucao_das_teorias_de_comercio_internacional.pdf)>. Acesso em: 9 maio 2007.

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modeling**. London, 1995.

IBGE. **Base de dados**. 2007. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 10 maio 2007.

IPEA. **Base de dados**. 2007. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 10 maio 2007.

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. 169-209, 1990.

JOHANSEN, S. **Likelihood based inference in cointegrated vector error correction models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

\_\_\_\_\_. The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables. **Econometric Reviews**, v. 13, p. 205-229, 1994.

\_\_\_\_\_. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Dynamic and Control**, v. 12, p. 251-276, 1998.

MADDALA, G. S. **Introduction to econometrics**. 3. ed. New York: John Wiley & Sons, 2001.

MAIA, S. F.; LIMA, R. C. Análise do crescimento econômico da Região Sul do Brasil: estudo de convergência usando auto-regressão vetorial. In: ENCONTRO DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 1., 2001, São Paulo. **Anais...** São Paulo, 2001.

MAIA, S. F. **Notas de aula**. João Pessoa: UFPB, 2007. Curso de Mestrado em Economia.

MENEZES, T. A. de; AZZONI, C. R. Convergência de renda real e nominal entre as regiões metropolitanas brasileiras: uma análise de dados de painel. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28., 2000, Campinas. **Anais...** Campinas, 2000.

MORETTIN, P.; TOLOI, C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: ABE, 2006a.

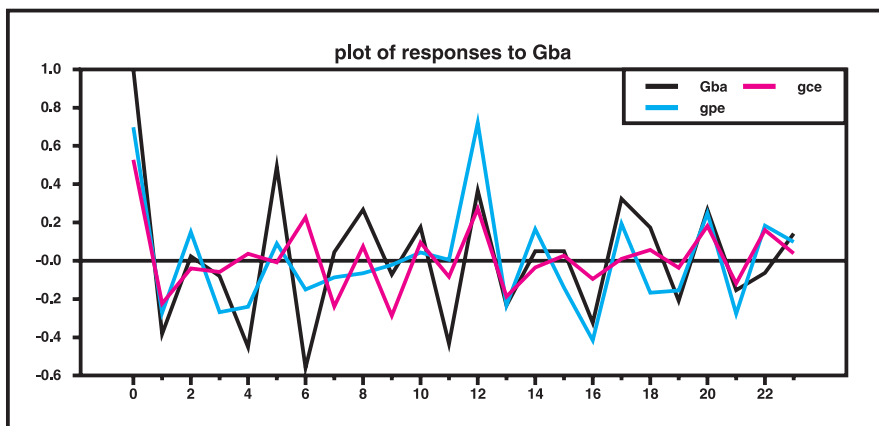
\_\_\_\_\_. **Econometria financeira**. São Paulo: ABE, 2006b.

ROMER, D. **Macroeconomía avanzada**. 3. ed. Madrid: McGraw-Hill, 2006.

---

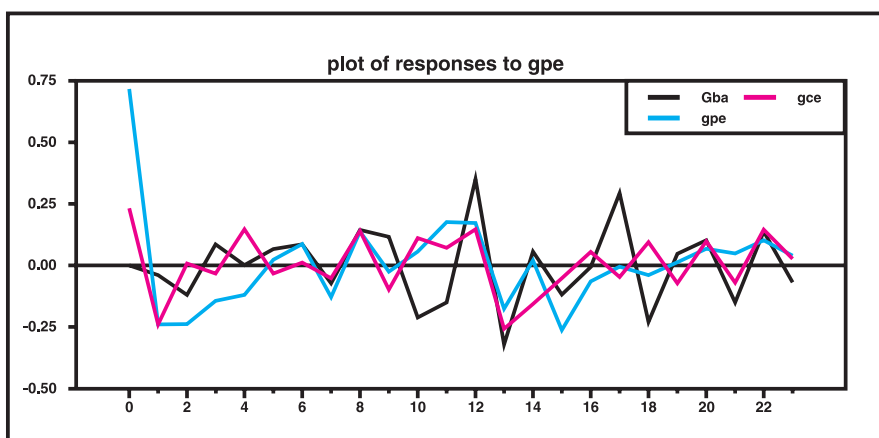
Recebido para publicação em 05.09.2007.

## ANEXOS



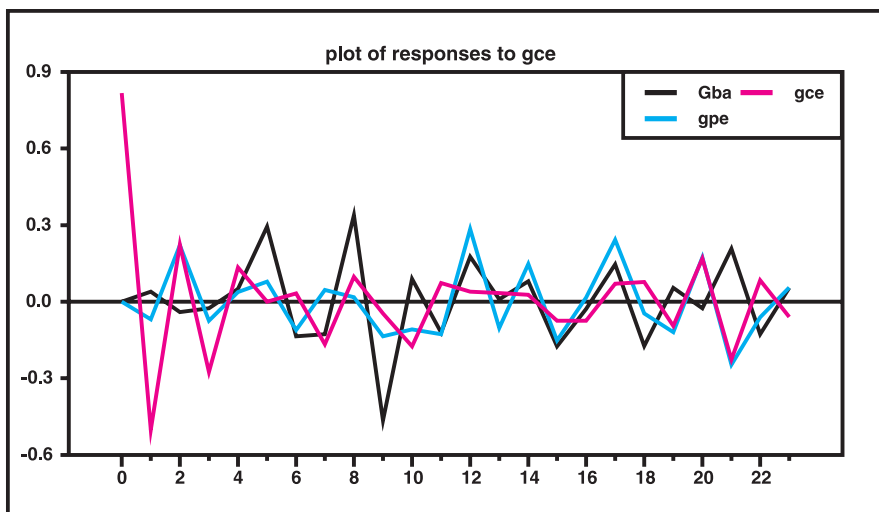
**Gráfico 2 – Função Impulso-resposta para o Estado da Bahia**

Fonte: Elaboração Própria dos Autores Utilizando o Programa RATS 6.1.



**Gráfico 3 – Função Impulso-resposta para o Estado de Pernambuco**

Fonte: Elaboração Própria dos Autores Utilizando o Programa RATS 6.1.



**Gráfico 4 – Função Impulso-resposta para o Estado do Ceará**

Fonte: Elaboração Própria dos Autores Utilizando o Programa RATS 6.1.

Recebido para publicação em 05.09.2007.