

RELAÇÕES DE CURTO E LONGO PRAZO ENTRE AS ECONOMIAS DOS ESTADOS: BAHIA, PERNAMBUCO E CEARÁ: 1970-2000

Wellington Ribeiro Justo¹
Ricardo Chaves Lima²

RESUMO

No presente trabalho estimam as relações de curto e longo prazo das três maiores economias do Nordeste do Brasil: Bahia, Ceará e Pernambuco, com dados dos respectivos anos de 1970 a 2000, estimaram-se as relações de equilíbrio de curto e longo prazo onde se pretende examinar a relação entre as variáveis consideradas. O modelo empírico utilizado foi o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). No curto prazo, o PIB do Ceará tende a corrigir mais rapidamente aos desequilíbrios de curto prazo que o PIB da Bahia. Através do teste de exogeneidade constatou-se que o PIB de Pernambuco não influencia o PIB da Bahia, mas o PIB da Bahia influencia o PIB do Ceará e o PIB de Pernambuco. Nessa mesma direção foram os resultados encontrados com a análise do erro de previsão. A análise da Função de Impulso Resposta indica que as economias da Bahia e do Ceará são complementares enquanto do Ceará e Pernambuco são competidoras. Os resultados ressaltaram a necessidade de considerar efeitos de políticas de desenvolvimento adotadas individualmente pelos principais Estados do Nordeste no desenvolvimento da região.

Palavras-Chave: Cointegração; Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC); Brasil-Nordeste; Desenvolvimento Regional.

ABSTRACT

This paper considering the possibility of cointegration between the GSP (Gross State Product) for the three largest economies of Brazilian Northeast: Bahia, Ceará and Pernambuco, with date of respective GSP in period of 1970 to 2000, estimated the relationship of short and long run. The following tests and models were used: The ADF Unit Root Test; The Johansen Cointegration Test; The Vector Error Correction Model, The Exogeneity Test and The Variance Decomposition of Prediction, besides The Impulse Response Functions. In the short run, the Ceará'GSP tend to eliminate the transitory unbalances more quickly than Bahia'GSP. Trough of the exogeneity test verified that Pernambuco'GSP not influence the Bahia'GSP but the Bahia'GSP influence the Pernambuco'GSP and the Ceará'GSP. The analysis of decomposition of prediction error

¹ Professor do Depto. Economia da URCA - Doutor em Economia – PIMES-UFPE, Mestre Econ. Rural (UFC), Eng. Agrônomo, Economista. E-mail: justowr@yahoo.com.br.

² PhD. Univ. TENNESSEE – EUA. Professor PIMES-UFPE, Mestre Econ. Rural –UFC Eng. Agrônomo. E-mail: rlim@ufpe.br.

confirming this result. The Impulse Response Functions aim that the Bahia and Ceará economies are complementary, while Ceará and Pernambuco economies are competitors. The results aim to the necessity of consideration effects that politic of development individual could have in the others state within of region.

Key Words: Cointegration; The Vector Error Correction Model; Brazil-Northeast; Regional Development

1 INTRODUÇÃO

Vários trabalhos que analisam as desigualdades regionais no Brasil têm envidado esforços no sentido de avaliar os efeitos que a economia nacional poderia exercer sobre a região. No caso do Nordeste, os estudos partem do princípio de que há uma forte ligação entre a economia nordestina e a economia nacional. Nesse sentido, para o nordeste seria de fato, importante a adoção de políticas nacionais apropriadas para o seu desenvolvimento, haja vista a integração vertical entre as economias do nordeste e as demais regiões brasileiras, especialmente a região Sudeste.

Ferreira e Ellery Jr (1996) mostraram a diminuição da desigualdade da renda per capita entre os estados brasileiros através de estudos de convergência. Ressaltaram, no entanto, que o arcabouço teórico é desenvolvido considerando as economias estaduais como fechadas. Não consideram migrações e comércio entre os estados.

Azzoni (1997), analisando a concentração econômica e a dispersão da renda per capita no Brasil no período de 1939 a 1995 com o método estrutural diferencial, mostra que a Região Nordeste tem um papel importante para o componente diferencial, em períodos distintos considerados, e que os programas de desenvolvimento implantados ao longo dos anos dotaram a região para um crescimento influenciado mais fortemente por sua própria estrutura setorial.

Hidalgo e Vergolino (1998), avaliando o comércio inter-regional e internacional do Nordeste do Brasil, através do modelo gravitacional, mostraram a importância da fronteira regional indicando uma interação forte entre as economias do Nordeste e os demais estados brasileiros.

Silva, Justo e Magalhães (2004) em uma versão mais atualizada do trabalho de Hidalgo e Vergolino (1998), confirmaram a importância das fronteiras: regional e nacional

remetendo a uma interação considerável entre as economias dos Estados do Nordeste com os demais estados do Brasil e entre os Estados do Nordeste.

Percebe-se, portanto, que pouca atenção é dada na análise de possíveis efeitos que as economias estaduais individualmente possam exercer dentro da própria região. Holanda e Magalhães (1999), contudo, desenvolveram um estudo empírico para verificar a possibilidade de complementaridade e não competitividade entre os três principais Estados do Nordeste brasileiro no período de 1970 a 1996. Consideraram a possibilidade de que ciclos econômicos ocorridos em um estado não ocorrem simultaneamente ou estão relacionados com os demais estados. Isto é, uma recuperação econômica em um estado isoladamente pode ou não provocar crescimento econômico nos demais. Para determinar a transmissão e geração de ciclos econômicos dentro da região com dados do Produto Interno Bruto (PIB) dos três estados Bahia, Ceará e Pernambuco, utilizaram o Modelo Vetorial Auto-Regressivo (VAR).

Para tanto, esse trabalho busca preencher simultaneamente duas lacunas. A primeira é incorporar informações mais recentes (1970 a 2000), ao trabalho de Holanda e Magalhães (1999), e a segunda é que os autores verificaram que as variáveis são estacionárias em primeira diferença $I(1)$, o que possibilita a investigação de cointegração entre as mesmas.

Da mesma forma, o presente trabalho verifica a existência de relacionamentos de curto e de longo prazo entre as economias dos Estados da Bahia, Ceará e Pernambuco no período de 1970 a 2000. A investigação é baseada no Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). Foram calculadas a decomposição da variância dos erros de previsão e a função de impulso-resposta (FIR) ou de resposta de impulso, para avaliar como variações nas economias dos estados isoladamente afetam a economia dos demais estados ao longo do tempo.

Esse trabalho apresenta além dessa introdução uma breve discussão da metodologia VAR e VEC na segunda seção. Na terceira seção apresentam-se os dados e os resultados obtidos e na quarta encontram-se as principais conclusões.

2 MODELO VETORIAL AUTO-REGRESSIVO (VAR)

A idéia de Sims (1980)³ quando desenvolveu o modelo VAR foi criar um modelo econométrico capaz de analisar os co-movimentos de variáveis econômicas que se verificam a partir de choques que causam ciclos na economia⁴. O modelo VAR foi desenvolvido considerando todas as variáveis simetricamente. Dessa forma não se faz hipóteses *ex ante* de quais variáveis são endógenas e quais são exógenas.

Em geral para a construção de um VAR seguem-se os seguintes passos: escolha das variáveis (devem ser endógenas⁵); testar a causalidade; testar o comprimento da defasagem e a determinação da ordem de entrada das variáveis.⁶

Na forma padrão um VAR mais simples com duas variáveis y e z e uma defasagem pode ser representado da seguinte forma:

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

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (2)$$

Admitindo que y_t e z_t são estacionários; ε_{yt} e ε_{zt} são erros “ruído branco” com desvios padrão σ_y e σ_z , respectivamente, as seqüências $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$ são erros não correlacionados “ruído branco”.

As equações (1) e (2) constituem um VAR de primeira ordem, pois o número de defasagem é igual a um. O número de defasagens é determinado de forma que assegure que os erros sejam “ruído branco”. O sistema permite que y_t e z_t afetem-se mutuamente. Os termos ε_{yt} e ε_{zt} representam choques em y_t e z_t . Dessa forma o sistema é denominado primitivo, pois y_t tem efeito contemporâneo em z_t e z_t tem efeito contemporâneo sobre y_t . Nesse caso, segundo Hamilton (1994) em face da simultaneidade o sistema não pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Porém, se o sistema for estimado na forma reduzida esse problema deixa de existir.

³ O autor defendia o modelo VAR como forma de estimar relacionamentos dinâmicos entre variáveis endógenas conjuntas sem a necessidade de impor a priori fortes restrições, tais como a exogeneidade de algumas variáveis.

⁴ A despeito de ser um modelo “ateórico”, o modelo proposto originalmente tem sofrido modificações, em face de críticas, permitindo a construção de VAR estruturais (SVAR) que consideram os fundamentos teóricos que explicam a causa e os movimentos conjuntos de variáveis macroeconômicas”.

⁵ Às vezes são utilizadas variáveis puramente exógenas para captar a tendência e fatores sazonais.

⁶ Importante para determinar os efeitos contemporâneos.

Pode-se obter o VAR padrão ou sistema reduzido através de algumas operações algébricas chegando ao seguinte sistema:

$$\begin{aligned} y_t &= a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \\ z_t &= a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

ou na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}Y_{t-1} + a_{12}Z_{t-1} \\ a_{21}Y_{t-1} + a_{22}Z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

onde:

a_{i0} = um elemento i do vetor A_0 e a_{ij} como elemento da linha i e da coluna j da matriz A_1 e e_{it} como elemento i do vetor e_t .

Os termos de erros (e_{1t} e e_{2t}) são compostos de dois choques, ε_{y_t} e ε_{z_t} . Logo, como são ruído branco, tem média zero, variância constante e são individual e serialmente não autocorrelacionados, pois $\text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) = 0$.

O sistema (3) é denominado como VAR padrão ou na forma reduzida, que pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou Máxima Verossimilhança⁷.

Um problema na estimação do VAR estrutural é que não se podem determinar todos os parâmetros a não ser que se faça restrições aos coeficientes dos elementos da matriz B ⁸. A ordem de entrada das variáveis no VAR é importante, pois determinará os parâmetros que serão excluídos.

2.1 Teste de Causalidade de Granger

Uma questão importante no VAR é se uma variável ajuda ou não na previsão da outra. O teste de causalidade de Granger (1969) é realizado analisando se as defasagens de uma variável entram como regressores na equação da outra variável e, em caso afirmativo, se são ou não significativas.

No caso do VAR faz-se o teste de causalidade de bloco. Esse teste permite analisar os efeitos indiretos entre as variáveis que compõem o VAR indicando quais variáveis deverão ser incorporadas ao modelo. Em um modelo com três variáveis y_t , z_t e w_t , deve-se testar se as defasagens de w_t causam y_t e z_t . Em essência a causalidade de bloco restringe

⁷ No caso em que as defasagens são as mesmas para todas as variáveis em cada equação a estimação por OLS é similar a ML. Quando as defasagens são diferentes, tem-se o Quase-Var, que pode ser estimado pelo método SUR.

todas as defasagens de w_t a serem nulas nas equações de y_t e z_t . Nesse caso, o teste de Razão de Verossimilhança (LR) ajustado é mais adequado.

2.2 Função de Impulso- Resposta (FIR)

Um VAR pode ser representado por um Vetor de Média Móvel (VMM) desde que satisfaça às condições de estacionaridade e invertibilidade. Admitindo que o modelo VAR expresso por (4) seja estacionário, então a solução particular através da interação para trás é dada por:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-1} \quad (8)$$

Tomando-se, por exemplo, a análise de um VAR de primeira ordem com 2 variáveis expressa na forma matricial conforme a equação (6), após algumas operações algébricas pode ser expressa da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{10} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-1} \\ e_{2t-1} \end{bmatrix} \quad (9)$$

A equação (9) expressa y_t e z_t em termos das seqüências $\{e_{1t}\}$ e $\{e_{2t}\}$, mas em face do objetivo do VAR, pode-se escreve-la em termos das seqüências de choques puros $\{\varepsilon_{y_t}\}$ e $\{\varepsilon_{z_t}\}$. O vetor de erros pode ser expresso na forma matricial da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y_t} \\ \varepsilon_{z_t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Definindo a matriz (2x2), $\varphi(i)$, com os seus elementos $\varphi_{jk}(i)$ obtém-se:

$$\varphi(i) = \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{21} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (11)$$

Substituindo (11) em (10) e fazendo $k= 1,2$ e $j = 1,2$, obtém-se:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \varphi_{11}(i) & \varphi_{12}(i) \\ \varphi_{21}(i) & \varphi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y_{t-1}} \\ \varepsilon_{z_{t-1}} \end{bmatrix} \quad (12)$$

ou escrevendo na forma compacta:

⁸ Segundo Enders (1995) o sistema contém mais parâmetros que a forma reduzida é capaz de estimar.

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_{jk}(i) \varepsilon_{t-i} \quad (13)$$

Escrito dessa forma, os coeficientes dos elementos de $\varphi_{jk}(i)$ podem ser usados para medir os efeitos dos choques puros sobre a trajetória temporal das seqüências de $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$.

2.3 Teste de Hipótese

Segundo Enders (1995) o número de defasagens longo consomem graus de liberdade, por outro lado, um número de defasagens pequeno o modelo é mal especificado. Para checar o comprimento da defasagem, faz-se um teste (LR) de restrições de equações cruzadas. O teste é dado por: $(T - c) = \log|\sum_8| - \log|\sum_{12}|$ onde T é o número de observações, c é o número de parâmetros estimados em cada equação do sistema irrestrito e $\log|\sum_n|$ é o logaritmo natural do determinante da matriz de variância e covariância. O teste tem uma distribuição χ^2 com graus de liberdade igual ao número de restrições do sistema.

Como o teste LR é baseado na teoria assintótica pode ser muito útil para amostras pequenas utilizar testes alternativos que são as generalizações multivariadas do AIC (*AKAIKE Information Criterion*) e do SBC (*SCHWARZ Bayesian Criterion*) calculados da seguinte forma:

$$AIC = T \log|\Sigma| + 2N$$

$$BIC = T \log|\Sigma| + N \log(T)$$

Onde, $|\Sigma|$ é o determinante da matriz de variância e covariância dos resíduos e N é o número de parâmetros estimados em todas as equações.

2.4 Decomposição da Variância do Erro de Previsão no VAR

Quando se utilizam os modelos VAR ou VEC busca-se examinar os efeitos que choques individuais exercem sobre a dinâmica do sistema. A decomposição da variância do erro de previsão mostra quanto do movimento na seqüência de uma variável $\{y_t\}$ ou $\{z_t\}$ face ao seu próprio choque puro ou a choques puros de outras variáveis do sistema. Se os

choques $\{\varepsilon_{z_t}\}$ não ajudam a explicar a variância de y , durante o período de previsão, diz-se que seqüência $\{y_t\}$ é exógena. Significa dizer que a dinâmica $\{y_t\}$ não é afetada pela seqüência $\{z_t\}$ nem pelos choques $\{\varepsilon_{z_t}\}$. De outro modo, $\{\varepsilon_{z_t}\}$ quando explica totalmente a variância de y , $\{y_t\}$ caracteriza-se como endógena. De modo geral, no curto prazo, a variância do erro de previsão é quase que totalmente explicada pelos seus próprios choques. Contudo, no longo prazo, os choques das outras variáveis do sistema explicam muito da variância do erro de previsão.

De modo geral, a matriz de variância e covariância dos resíduos não é uma matriz diagonal, ou seja, os choques $\{\varepsilon_{y_t}\}$ e $\{\varepsilon_{z_t}\}$ podem ocorrer simultaneamente com probabilidade diferente de zero podendo estar contemporaneamente correlacionados. Nesse caso, faz-se necessário diagonalizar a matriz de variância e covariância para evitar que choques de uma variável contaminem o sistema mascarando a análise sobre o efeito individual do choque de uma variável de interesse.

Para se identificar às seqüências, igualmente como na FIR, é preciso fazer restrições na matriz B. O processo de diagonalização da matriz B consiste na decomposição de Cholesky, como visto anteriormente. Considerando que a restrição seja b_{21} igual a zero, significa considerar que a variância do erro de previsão para z_t , de um período futuro, é explicada pelo choque puro ε_{z_t} . Se mudar a ordem de entrada das variáveis no sistema, exige-se mais cuidado na interpretação dos resultados.

2.5 Cointegração e o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC)

Quando se está tratando de variáveis não estacionárias no contexto multivariado é provável que exista combinação linear de variáveis integradas de mesma ordem, tais variáveis são denominadas cointegradas (Enders, 1995).

Qualquer relação de equilíbrio de longo prazo entre um conjunto de variáveis significa que suas tendências estocásticas devem ser relacionadas. A relação de equilíbrio de longo prazo significa dizer que as variáveis não podem mover-se independentemente uma da outra. Uma vez que haja ligação entre a tendência estocástica a dinâmica da trajetória dessas variáveis deve suportar algum desvio corrente da relação de equilíbrio. Então detectar as variáveis cointegradas no sistema precisa ser considerada na análise.

De acordo com Engle e Granger (1987) a análise formal de cointegração inicia-se por considerar um conjunto de variáveis em equilíbrio de longo prazo quando:

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0$$

Denominando β e x_t os vetores $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ e $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$, respectivamente, o sistema está em equilíbrio de longo prazo quando $\beta x_t = 0$. O desvio de equilíbrio de longo prazo é denominado erro de equilíbrio e_t , tal que $e_t = \beta x_t$.

Os componentes do vetor $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ são ditos cointegrados de ordem d , b denominado por $x_t \sim CI(d, b)$ se todos os componente de x_t são integrados de ordem (d) e existe uma combinação linear $(\beta = \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots +$ é integrada de ordem $(d-b)$, quando $b > 0$.

Vale ressaltar que, de acordo com Enders (1995), não necessariamente todas as variáveis têm que ser integradas de mesma ordem e nem todas as variáveis de mesma ordem são cointegradas.

A principal característica das variáveis cointegradas é que as suas trajetórias temporal são influenciadas pela extensão do desvio do equilíbrio de longo prazo. Daí, a dinâmica de curto prazo deve ser influenciada pelos desvios das relações de longo prazo.

Formalmente o $(n \times 1)$ vetor $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ tem uma representação de correção de erro se puder ser escrito na forma:

$$\Delta x_t = \pi_0 - \pi_1 \Delta x_{t-1} + \pi_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \pi_p \Delta x_{t-p} + \epsilon_t \quad (14)$$

Onde π_0 é um $(n \times 1)$ vetor dos termos de intercepto com elementos π_{i0} . Os π_i são matrizes $(n \times n)$ de coeficientes com elementos $\pi_{jk}(i)$. π é uma matriz tal que um ou mais dos $\pi_{jk} \neq 0$, e ϵ_t é um vetor com elementos ϵ_{it} . Perceba que os termos de erro são tais que ϵ_{it} pode ser correlacionado com ϵ_{jt} .

Suponha que todas a variáveis em x_t sejam integradas de ordem (1) , $I(1)$. Se existe uma representação do vetor de correção de erro destas variáveis, como na equação (14) há necessariamente uma combinação linear de variáveis $I(1)$ que seja estacionária. Resolvendo (14), tem-se:

$$\pi y_{t-1} = \Delta x_t - \pi_0 - \sum \pi_i \Delta x_{t-i} - \epsilon_t \quad (15)$$

Desde que a expressão do lado direito de (15) seja estacionária, πy_{t-1} também deve ser estacionária. Haja vista que π contém apenas constantes, cada linha de π é um vetor de cointegração de x_t . Então, o modelo de correção de erro I(1) para as variáveis necessariamente implica cointegração.

Vale ressaltar que se todos os elementos de π forem iguais a zero, ou seja, se o posto da matriz π for igual a zero, (14) passa a ser um VAR em primeira diferença.. Nessa circunstância não há vetor de correção de erro.

Se pelo menos um dos elementos π_{jk} é diferente de zero, Δx_t responde a desvio de longo prazo. Logo, estimar o x_t como um VAR em primeira diferença não é apropriado. Em geral todo sistema integrado responde a desvios de equilíbrio de longo prazo.

Considerando um caso em que haja apenas um vetor de cointegração, ou seja, r , que é o número de vetor de integração, igual a 1, o vetor de cointegração é dado por qualquer linha da matriz π . Então cada seqüência $\{x_{it}\}$ pode ser escrita na forma de correção de erro. Normalizando, por exemplo, com respeito a x_{1t-1} pode-se escrever Δx_{1t} como:

$$\Delta x_{1t} = \alpha_1 (x_{1t-1} + \beta_{12} x_{2t-1} + \dots + \beta_{1n} x_{nt-1}) + \epsilon_{1t} \quad (16)$$

No longo prazo $\{x_{it}\}$ satisfará a relação:

$$x_{1t} + \beta_{12} x_{2t} + \dots + \beta_{1n} x_{nt} = 0$$

Uma vez que o vetor normalizado é $(1, \beta_{12}, \beta_{13}, \dots, \beta_{1n})$, a velocidade de ajustamento é α_1 .

Outra forma de representar o modelo de correção de erro (VEC) é modificando o VAR escrevendo da seguinte forma:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-1} + \mu + \Psi D_t + \epsilon_t \quad (17)$$

onde z_t é um vetor $(n \times 1)$, $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ com $(i = 1, \dots, k-1)$; $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ e D_t é um vetor de variáveis estocásticas, tais como constante, tendência, *dummies* sazonais, *dummies* de intervenção ou variáveis fracamente exógenas. Escrevendo o modelo em termos de modelo de correção de erro são incorporadas informações tanto de curto como de longo prazo através de ajustes nas variações de z_t , as quais são obtidas pelas estimativas dos parâmetros Γ_i e Π .

Mais detalhadamente Π pode ser representado por:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (18)$$

onde α pode se visto como a matriz da velocidade de ajustamento dos parâmetros no curto prazo e β é uma matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo. Segundo Harris (1995) o termo $\beta' z_{t-k}$ está embutido na equação (18) e representa as relações de co-integração do modelo multivariado, assegurando que z_t converge para a solução de equilíbrio de longo prazo.

Existem várias maneiras de testar a co-integração, as mais comuns são a metodologia de Engle e Granger (1987), Johansen (1988) e Stock e Watson (1988). A primeira testa se os resíduos da relação de longo prazo são estacionários e as outras duas quantas das raízes características são menores que a unidade.

Embora a metodologia de Engle-Granger seja fácil de se executada, tem algumas limitações. A estimação da regressão de equilíbrio de longo prazo requer que se coloque uma variável do lado esquerdo e as outras como regressores. Na prática, é possível que ao mudar a ordem das variáveis os resultados se revertam, isto é, em alguns casos em que se colocou uma determinada variável do lado direito encontrou-se cointegração e quando colocou essa variável como regressor e colocou outra que era regressor do lado direito, não se encontrou cointegração, o que é bastante indesejado.

Outra limitação do método de Engle-Granger é que utiliza um estimador de dois estágios. Inicialmente gera uma série do erro $\{\hat{\epsilon}_t\}$ e no segundo estágio usa esse erro para estimar $\Delta\hat{\epsilon}_t = a_1\hat{\epsilon}_{t-1} + \dots$, então o coeficiente a_1 é obtido pela estimação de uma regressão usando erros de outra regressão. Segundo Enders (1995), caso um erro cometido na estimação da equação de cointegração seja levado para a segunda etapa, viesam os resultados.

Ao utilizar-se o teste de co-integração está tentando detectar relações de longo prazo entre as variáveis. Nesse trabalho foi utilizado o teste de co-integração de Johansen⁹ de acordo com Johansen e Juselius (1990)¹⁰.

⁹ Na metodologia de Johansen, também se torna necessário à determinação da (s) ordem (ns) da (s) defasagem (ns) de z_t , pois se tem como base a hipótese de que, ao se introduzir um número suficiente de defasagens, é possível obter uma estrutura de resíduos bem comportados, isto é, estacionários.

¹⁰ Os valores críticos são obtidos em Osterwald Lenum (1992).

De acordo com Enders (1995) o estimador de máxima verossimilhança de Johansen permite estimar e testar a presença de vetores cointegrados além de permitir fazer restrições nesses vetores.

Considerando um VAR em primeira diferença dado por $x_t = A_1 x_{t-1} + \epsilon_t$, subtraindo x_{t-1} , obtém-se:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= A_1 x_{t-1} + \epsilon_t \\ &= (A_1 - I)x_{t-1} + \epsilon_t \\ &= \pi x_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (19)$$

Onde x_t e ϵ_t são vetores ($n \times 1$); A_1 é a matriz dos parâmetros ($n \times n$); I é uma matriz identidade ($n \times n$) e π é definido como sendo $(A_1 - I)$.

O posto de π é igual ao número de vetores cointegrados. A equação (19) pode ser modificada para permitir a presença de termos de tendência, podendo ser escrita da seguinte forma:

$$\Delta x_t = A_0 + \pi x_{t-1} + \epsilon_t$$

Onde A_0 é um vetor ($n \times 1$) de constantes $(a_{01}, a_{02}, \dots, a_{0n})'$. O objetivo de incluir os termos a_{0i} é possibilitar uma tendência no processo gerador dos dados. O termo de tendência pode ser incluído se as variáveis exibem tendência crescente ou decrescente¹¹.

O número de vetores cointegrantes pode ser obtido checando a significância das raízes características de π . O posto da matriz é igual ao número de raízes características que diferem de zero. Supondo que obteve-se a matriz π e ordenou-se as n raízes características tal que $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, se as variáveis em x_t não são cointegradas o posto de π é zero e todas as raízes características são iguais a unidade. Cada uma das $\ln(1 - \pi_i)$ será negativo e todas as demais expressões são tais que $\ln(1 - \pi_2) = \ln(1 - \pi_3) = \dots = \ln(1 - \pi_n) = 0$.

Na prática obtêm-se somente as estimativas de λ e suas raízes características. Johansen e Juselius (1990) propuseram dois testes para identificar as raízes características diferentes da unidade. Os testes são denominados estatística traço e estatística de máximo autovalor que podem ser representado formalmente por:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=1+r}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

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

Onde $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características (autovalores) obtidos da matriz π e T é o número de observações utilizadas. A estatística λ_{trace} testa a hipótese de que o número de vetores cointegrados distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa. A estatística λ_{max} testa a hipótese nula que o número de vetores de co-integração é r contra a hipótese alternativa de $r+1$ vetores de co-integração.

3. RESULTADOS EMPÍRICOS

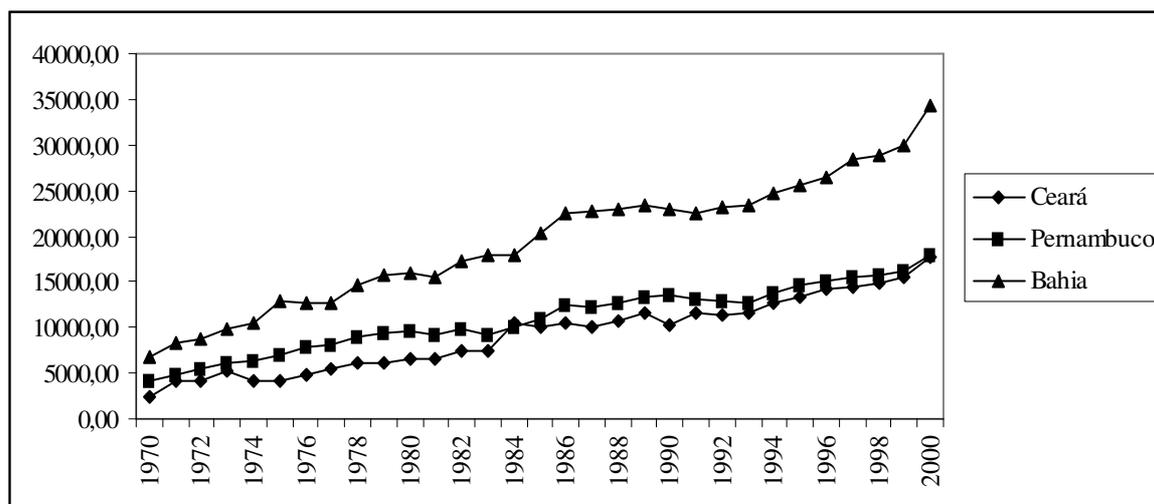
Nesta seção, pretende-se, através de análise empírica, apreender de que forma as mudanças ocorridas na economia nas últimas décadas afetaram a interação entre as economias dos Estados em análise, utilizando-se a metodologia discutida na seção anterior.

Em se tratando da questão espacial, a dimensão espacial tem sido explorada pelos trabalhos que utilizam os modelos gravitacionais e fronteiras comerciais, Hidalgo e Vergolino (1999), Silva, Justo e Magalhães (2004). Todavia, a interação espacial, o conjunto de escolhas espaciais e a possibilidade que fluxos migratórios e comerciais entre duas unidades geográficas possam ser afetadas pelas mudanças nas características das outras unidades geográficas, especialmente as vizinhas, tem sido pouco estudadas. Exceção são os trabalhos de Holanda e Magalhães (1999) com a utilização do modelo VAR, embora este último não seja dada ênfase direta para a questão espacial e Justo e Silveira Neto (2004) estudando fluxos migratórios.

Para obtenção dos resultados foram utilizadas as séries anuais do Produto Interno Bruto (PIB) dos Estados da Bahia, Ceará e Pernambuco compreendendo o período 1970 a 2000. Em média esses três estados representam cerca de (62%) da economia do Nordeste do Brasil. O Gráfico 1 mostra o comportamento das três séries. Através do gráfico é possível ver que a economia da Bahia é a mais importante dos três estados, seguido por Pernambuco e Ceará. Observa-se também que a economia do Ceará vem se aproximando da economia de Pernambuco a partir de 1991.

¹¹ Pode ser incluído um termo de intercepto no vetor de cointegração.

Gráfico 1 - Produto Interno Bruto (PIB) dos Estados: Bahia, Ceará e Pernambuco (1970-2000) em (US\$ Bilhões)



Fonte: SUDENE/ CONTAS REGIONAIS-BOLETIM CONJUNTURAL (2000). Elaboração Própria.

Conforme pode ser visto na tabela 1, os testes de raízes unitárias com as variáveis em nível identificaram a presença de raiz unitária. Porém, com as variáveis diferenciadas foi constatado que elas são estacionárias, com nível de significância de (5%). Logo as três variáveis foram consideradas diferenças estacionárias, isto é, integradas de ordem um, I(1), tendo em vista a necessidade de aplicação de uma diferença de ordem um para tornar cada uma das três variáveis estacionárias.

Uma vez que os testes de raízes unitárias mostraram que as três variáveis são integradas de ordem um, partiu-se para a próxima etapa que consistiu na realização do teste de cointegração, com o intuito de verificar se as variáveis tendem a um equilíbrio de longo prazo.

Tabela 1 Teste Dickey-Fuller Aumented de Raiz Unitária Para os PIB's dos Estados da Bahia, Ceará e Pernambuco

Série	Teste ADF: Variável em Nível*	Teste ADF: Variável em 1 ^a Diferença**
PIBBA	-1,23	-3,59
PIBCE	-2,37	-3,76
PIBPE	-2,78	-2,98

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

* Teste Inclui 2 Lags, constante e tendência. Os valores críticos são : -4,31¹² (1%); -3,57 (5%) e -3,22 (10%).

** Teste inclui constante e tendência: 4,31 (1%); -3,57 (5%) e -3,22 (10%)

¹² Valores críticos de Mackinnon (1991).

Antecedendo o teste de cointegração foram realizados testes para determinar o número de defasagens a serem utilizadas. O teste de razão de verossimilhança indicou que o número de lags é igual a um (Tabela 2). Portanto, foi utilizada uma defasagem no teste de cointegração de Johansen.

Tabela 2 - Teste Para Especificação do Número de Lags

	3 lags contra 2	2 lags contra 1
T	28	29
C	10	7
AIC – Restrito	1078,68.	1126,91
AIC – Irrestrito	1116,13	1164,74
BIC – Restrito	1098,66	1147,42
BIC – Irrestrito	1136,64	1185,75
χ^2	7,828*	6,978*

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração do autor.

Nota: O valor do χ^2 com 9 e graus de liberdade a 5 e a 1% são : 16,92 e 14,07, respectivamente.

* Aceitou-se a hipótese nula, de que o número menor de lags é o correto, ao nível de (1%) de significância.

De acordo com o teste de cointegração de Johansen ficou constatada a presença de apenas um vetor de cointegração. Tendo como referência a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, observou-se que a hipótese nula, de não haver nenhum vetor de cointegração foi rejeitada em favor da hipótese alternativa, de que há pelo menos um vetor de cointegração, haja vista que o valor calculado (31,24) da estatística $\lambda_{\text{traço}}$ é maior que o seu respectivo valor crítico (29,68), ao nível de (5%) de significância. Em seguida testou-se a hipótese nula de que há somente um vetor de cointegração, em detrimento da hipótese alternativa de que há mais de um vetor de cointegração. Aceitou-se a hipótese nula, pois o valor calculado (12,49) para a estatística $\lambda_{\text{traço}}$ é menor que o seu valor crítico (14,07), ao nível de (5%) como pode ser visto na tabela 3. Vale ressaltar que os autovalores encontram-se dentro do círculo unitário. Segundo Johansen (1991) isso permite que a não estacionaridade verificada pelas variáveis, em nível, pode ser removida através do operador de diferenças indicando que as variáveis são diferenças estacionárias. Já que no teste de cointegração constatou-se que o número de vetores de cointegração (1) é menor que o número de variáveis (3), ou seja, rank reduzido, deve-se utilizar o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) ao invés do modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR), uma vez que a utilização do VAR nesse caso deixaria de captar as relações de curto prazo.

Tabela 3 - Resultados do Teste de Johansen para e Estatística

Ho:	H ₁ :	Autovalor	λ_{trace}	Valor Crítico	λ_{Max}	Valor crítico
Rank = r	Rank > r	0,4548				
0	0	0,3405	31,24	29,68*	18,20	13,39**
1	1	0,0185	13,05	15,41*	12,48	10,60**

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração do autor.

* Valores críticos ao nível de (95%) de confiabilidade.

** Valores críticos ao nível de (90%) de confiabilidade.

De posse dos resultados do teste de cointegração é possível verificar os sinais dos coeficientes das variáveis analisadas¹³, relativas à equação de cointegração normalizada. Nesse estudo a normalização foi realizada tendo como base o PIB do Estado da Bahia, o que faz com que o valor da estimativa do coeficiente do PIBBA seja igual a unidade. A análise das estimativas dos coeficientes deve ser realizada com os sinais invertidos para o PIBCE e PIBPE na coluna 3 à direita da tabela 4, uma vez na equação de cointegração normalizada todas as variáveis permanecem do mesmo lado.

Observam-se que as estimativas dos parâmetros de longo prazo do VEC mostram que, variações no PIB da Bahia são transmitidos quase que integralmente para o PIB de Pernambuco e um pouco menos para o PIB do Ceará.

Tabela 4 - Estimativas dos Coeficientes de Curto e Longo Prazos do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), Variáveis: PIBBA, PIBCE, PIBPE :1970 – 2000

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α) ¹⁴	Estimativas dos parâmetros de longo Prazo (β)
PIBBA	-0,428*	1,000
PIBCE	0,537*	-0,710
PIBPE	0,098	-1,165

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração do autor.

* Significativos ao nível de 5%.

¹³ Quando o modelo tem uma fundamentação teórica, como é o caso da Paridade de Poder de Compra (PPP), é possível testar se os sinais estão de acordo com o esperado pela teoria.

¹⁴ Quando existem mais de um vetor de cointegração ou quando existe interpretação econômica das variáveis, devem-se fazer testes de restrições nos coeficientes de curto e longo prazo de acordo com a hipótese da teoria. Enders (1995) traz um exemplo para testar a Paridade de Poder de Compra (PPP).

Segundo Enders (1995), os valores dos coeficientes dos parâmetros de curto prazo α , mostram a velocidade de ajustamento das variáveis em direção ao longo prazo. Em caso de ocorrência de desequilíbrios temporários, ou seja, de curto prazo, maiores valores de α significa que as variáveis ajustam-se mais rapidamente para o equilíbrio de longo prazo. No caso de α pequeno, o ajuste em direção ao equilíbrio de longo prazo ocorre mais lentamente.

Através da tabela 4 observa-se que o valor estimado do coeficiente do PIBBA é igual a (-0,428) indicando que os desequilíbrios de curto prazo tendem a se corrigidos 42,8% em cada período, ou seja, em um tempo relativamente curto atinge-se o equilíbrio de longo prazo. No caso do PIBCE o ajuste se dá ainda mais rápido, isto é, (53,7%) em cada período. O mesmo não ocorre com o PIBPE, pois os desequilíbrios de ajuste no curto prazo tendem a serem corrigidos lentamente, com a velocidade de (9,8%) em cada período de curto prazo.

Com o intuito de confirmar que o PIBPE está atrelado ao PIBBA, haja vista que o valor da estimativa do coeficiente de ajuste de curto prazo do PIBPE não foi estatisticamente significativo, foram realizados testes de exogeneidade sobre os parâmetros α , para identificar se as variáveis reagem em função de desequilíbrios de longo prazo. O resultado, de acordo com a tabela 5 mostra que a hipótese nula que o PIB de Pernambuco não reage em função de variação em relação ao equilíbrio de longo prazo, foi aceita ao nível de (1%) de significância. Dessa forma, constata-se que o PIBPE é fracamente exógena, ou seja, a economia de Pernambuco influencia fracamente a economia da Bahia.

Tabela 5 - Teste de Exogeneidade Sobre o Parâmetro de Curto Prazo

Variável	χ^2	Graus de Liberdade	p-value
PIBPE	0,23	(1)	0,63

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração do autor.

Na tabela 6 são mostrados os valores dos coeficientes de curto e longo prazo após a realização do teste de exogeneidade. Percebe-se que há uma inversão nos valores das estimativas dos parâmetros de curto prazo, ou seja, no PIBBA os desequilíbrios de ajuste no curto prazo tendem a serem corrigidos mais rapidamente em direção ao equilíbrio de longo prazo que no PIBCE.

Tabela 6 - Estimativa dos Coeficientes de Curto e longo Prazos do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). Variáveis: PIBBA, PIBCE, PIBPE: 1970-2000 Após o Teste de Exogeneidade

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α)	Estimativas dos parâmetros de longo Prazo (β)
PIBBA	-0,506*	1,000
PIBCE	0,449*	-0,870
PIBPE	0,000	-0.993

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração do autor.

* Significativo ao nível de 5%.

Nas tabelas 7, 8 e 9 têm-se a análise da decomposição do erro de previsão. Analisando os resultados da decomposição do erro de previsão para a variável PIBBA, observa-se que em face de choques não antecipados sobre a mesma, (100%) da decomposição do erro da previsão é explicada por ela própria. Decorridos 24 períodos após a ocorrência de um choque (95,68%) continua sendo explicada por ela própria enquanto (3,75%) é explicada pela economia de Pernambuco e (0,57%) pela economia do Ceará.

Quanto à variável PIBCE, (82,92%) da decomposição do erro da previsão em face de um choque sobre a mesma é explicada por ela própria. Decorridos 24 períodos do choque, (89,04%) é explicada pela variável PIBBA enquanto PIBPE explica (3,77%).

Comportamento distinto apresenta a variável PIBPE, pois decorridos 24 períodos após um choque sobre a mesma (37,72%) da decomposição do erro da previsão é explicada por ela própria enquanto o PIBBA e PIBCE explicam (57,30%) e (4,99%), respectivamente.

Os resultados da decomposição dos erros da previsão apresentados nas tabelas 7 e 9 corroboram com os resultados obtidos pelo teste de exogeneidade, ou seja, a economia de Pernambuco influencia fracamente a economia da Bahia.

Tabela 7 - Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão Para as Variáveis PIBBA, PIBCE e PIBPE

Variável	Período à frente	PIBBA	PIBCE	PIBPE
PIBBA		(%)	(%)	(%)
	1	100,00	0,00	0,00
	6	96,17	0,47	3,36
	12	95,83	0,54	3,63
	18	95,74	0,56	3,70
	24	95,68	0,57	3,75

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração do autor.

Tabela 8 - Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão Para as Variáveis PIBBA, PIBCE e PIBPE

Variável	Período à frente	PIBBA	PIBCE	PIBPE
PIBCE		(%)	(%)	(%)
	1	17,08	82,92	0,00
	6	76,38	20,10	3,52
	12	84,06	12,27	3,67
	18	87,28	8,99	3,73
	24	89,04	7,19	3,77

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração do autor.

Tabela 9 - Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão Para as Variáveis PIBBA, PIBCE e PIBPE

Variável	Período à frente	PIBBA	PIBCE	PIBPE
PIBPE		(%)	(%)	(%)
	1	55,56	5,11	39,33
	6	54,58	5,30	40,12
	12	55,55	5,19	39,26
	18	56,46	5,08	38,46
	24	57,29	4,99	37,72

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração do autor.

A análise da Função de impulso Resposta mostra que, variações não antecipadas no PIBCE são transferidas para o PIBBA. Inicialmente tem um efeito crescente e positivo até o terceiro período, em seguida, estabiliza-se em um patamar acima do inicial. O PIBPE tem efeito semelhante ao PIBCE sobre o PIBBA, mas em menor magnitude.

Choques não antecipados no PIBBA são transmitidos de forma positiva, mas decrescentes até o terceiro período, após um choque no PIBBA, voltando ao patamar inicial em seguida. Um choque não antecipado no PIBPE é transmitido de forma negativa para o PIBCE.

Finalmente, o PIBPE tem um efeito positivo em resposta a um choque não antecipado no PIBBA e um efeito positivo e decrescente nos três primeiros períodos após um choque no PIBCE, mas voltando ao patamar inicial em seguida.

Tendo em vista às mudanças ocorridas no cenário macroeconômico do país entre as últimas décadas do século, caracterizada, para dados históricos, pelo baixo crescimento e elevado desemprego, pode-se questionar em que medida as economias dos estados analisados foram afetadas, condicionando o desempenho econômico às características do ambiente econômico. Em decorrência das mudanças ocorridas nos últimos anos na estrutura produtiva brasileira, diante de um cenário de maior abertura comercial e exposição à competição externa, bem como pela própria mudança no perfil demográfico da população brasileira, pode ter ocorrido mudanças ou pelo menos aprofundado as diferenças interestaduais.

Através da tabela 10 é possível verificar, que de fato, houveram mudanças no comportamento das economias em análise, especificamente em relação ao desempenho e a composição das exportações. Enquanto os Estados da Bahia e Ceará apresentam uma tendência de elevação do volume de exportações, o Estado de Pernambuco apresenta uma tendência de diminuição. Outra mudança passível de observação ainda na mesma tabela é a mudança do perfil dos produtos exportados. O Estado do Ceará apresentava um percentual bastante elevado dos produtos primários no início do período analisado e inicia-se uma mudança no perfil, com crescimento contínuo da participação dos produtos industrializados. O mesmo acontece com as exportações de Pernambuco e Bahia, embora a mudança seja mais acentuada no Estado de Pernambuco. É possível, portanto, que estas mudanças expliquem, em parte os resultados obtidos, haja vista que as mudanças de longo prazo permitem acentuarem os efeitos de interligações das cadeias produtivas entre os estados.

Gráfico 2 - Função Impulso de Impulso Resposta Para PIBBA, PIBCE e PIBPE

Response to One SD Innovations

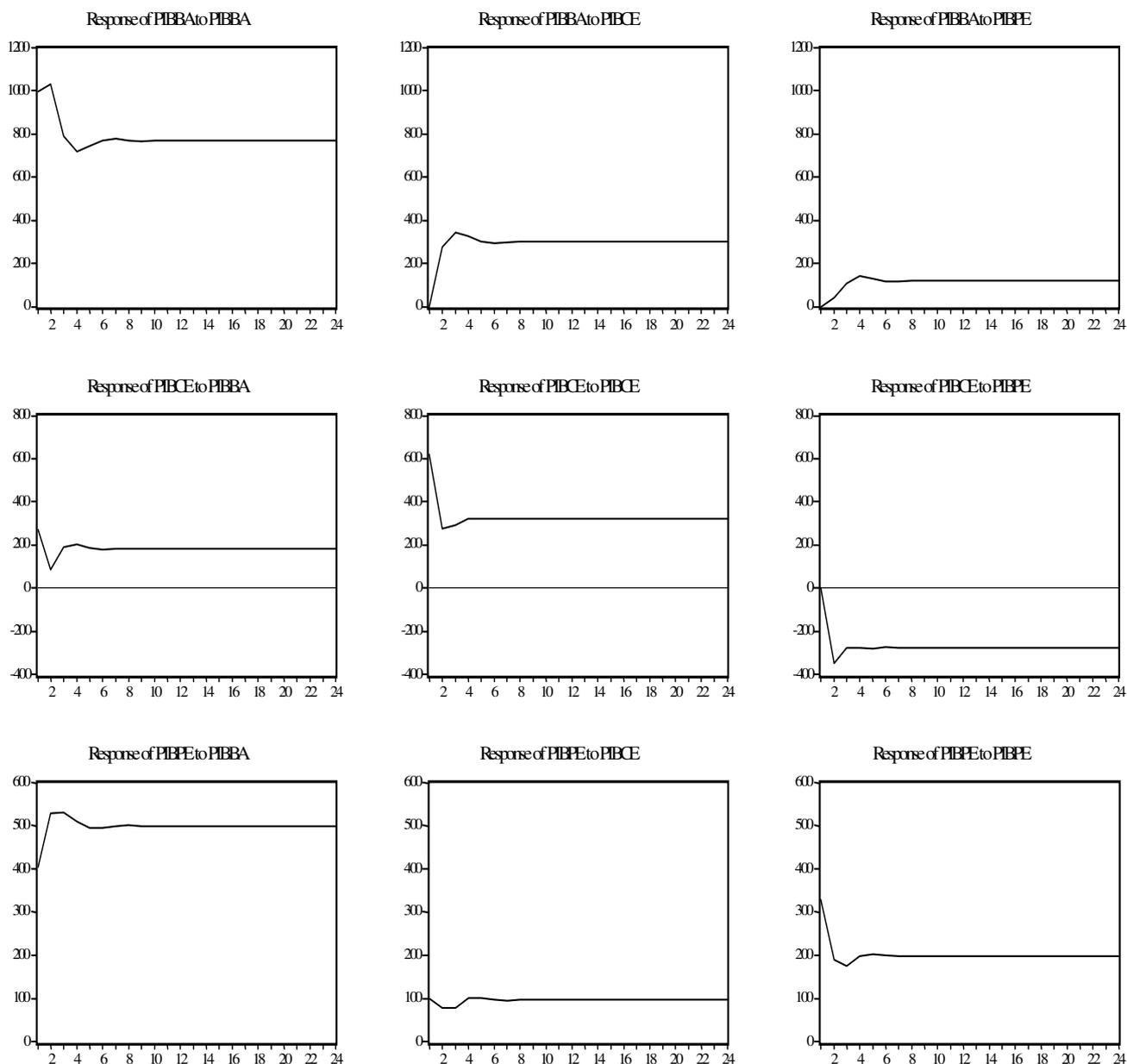


Tabela 10 - Valor e Participação das Exportações por Grau de Elaboração: 1980-1999

Anos	Valor FOB (US\$ 1.000)	Participação(%)		Valor FOB (US\$ 1.000)	Participação(%)		Valor FOB (US\$ 1.000)	Participação(%)	
		Prod. Básico	Prod. Indus.		Prod. Básico	Prod. Indus.		Prod. Básico	Prod. Indus.
Bahia				Ceará			Pernambuco		
1980	1.113.428	35,7	63,0	156.224	66,5	33,3	479.476	55,6	44,2
1981	1.290.220	27,1	72,2	173.099	71,2	28,3	512.341	40,1	59,2
1982	1.075.313	27,8	71,4	155.730	68,6	30,2	276.460	34,3	65,3
1983	1.533.313	23,2	76,1	165.626	59,5	39,5	282.487	46,4	53,3
1984	1.739.188	19,5	79,4	203.041	59,7	39,4	348.208	31,9	67,8
1985	1.636.274	26,2	72,5	216.094	68,5	30,4	261.654	26,6	73,1
1986	1.133.345	29,9	69,3	197.496	71,2	28,0	252.325	26,2	73,4
1987	1.270.903	30,7	68,3	229.403	63,3	35,9	251.849	23,9	75,7
1988	1.475.966	21,4	78,0	262.014	58,9	40,5	349.742	26,3	73,4
1989	1.523.532	19,1	80,3	219.595	56,3	43,0	322.974	15,2	84,4
1990	1.453.388	17,8	82,0	230.569	56,1	42,5	400.464	25,7	74,1
1991	1.300.910	14,9	84,7	270.419	56,0	43,0	336.729	25,0	74,6
1992	1.491.273	12,8	87,1	303.590	56,9	42,1	352.431	23,7	75,9
1993	1.450.354	14,5	85,0	274.825	55,4	43,7	345.651	32,3	67,5
1994	1.720.587	15,1	84,2	334.861	43,6	42,8	372.737	23,1	76,6
1995	1.919.192	9,3	89,9	352.131	53,6	45,4	574.321	25,4	74,0
1996	1.846.129	11,0	88,0	380.433	52,2	46,1	341.005	27,1	71,1
1997	1.867.596	11,9	86,9	353.040	51,7	47,0	372.581	4,4	93,6
1998	1.829.457	14,9	83,9	355.245	45,3	54,0	362.256	6,3	91,9
1999	1.581.146	12,3	85,9	371.206	42,0	56,1	265.878	9,8	87,5

Fontes: MIDIC/SECEX/DECEX; SUDENE/CPE/INE/Contas Regionais.

Os valores complementares para 100% são as exportações classificadas como operações especiais.

4 CONCLUSÃO

Nesse trabalho estimaram-se as relações de curto e longo prazo entre as três maiores economias do Nordeste do Brasil: Bahia, Ceará e Pernambuco. Os resultados obtidos mostraram que as três economias são cointegradas, isto é, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo. De forma mais específica, no longo prazo as variações no PIB da Bahia são transmitidos quase que totalmente para o PIB de Pernambuco e um pouco menos para o PIB do Ceará.

Os resultados obtidos através do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) mostraram que o PIB do Ceará se ajusta mais rapidamente ao equilíbrio de longo prazo comparativamente ao PIB da Bahia, face aos desequilíbrios transitórios.

Através do teste de exogeneidade, constatou-se que o PIB de Pernambuco é fracamente exógeno, ou seja, não reage à mudanças de equilíbrio de longo prazo. A análise da decomposição do erro da previsão corroborou com o teste da exogeneidade. O PIB da Bahia é responsável por cerca de (95%) da decomposição do erro da previsão, decorridos 24 períodos após um choque sobre ela mesma e por (89%) da decomposição do erro da previsão após um choque sobre o PIB do Ceará, decorridos 24 períodos e por cerca de (57,3%) após um choque sobre o PIB de Pernambuco.

A função de impulso resposta indica que as economias da Bahia e do Ceará são complementares enquanto do Ceará e Pernambuco são competidoras. Esses resultados apontam na direção da necessidade de considerar políticas de desenvolvimento adotadas individualmente por uma das três principais economias do Nordeste quando se pretende diminuir as desigualdades regionais, e não apenas olhar possíveis efeitos das políticas nacionais na região.

5. BIBLIOGRAFIA

AZZONI, R. C. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. **Est.Econ.**, São Paulo, v.27, n.3,p.341-393.set-dez, 1997.

ALENCAR, L. S. de. Raízes unitárias e cointegração: uma introdução. **Boletim do Banco Central do Brasil**, Brasília, v.34, n.4, p.171 –210, abr, 1998.

AMABLE Bruno, JUILLARD, Michel. **The Historical process of convergence**. University of Lille 2 and CEPREMAP. Paris, 2000.

BOLETIN CONJUNTURAL. Nordeste do Brasil. SUDENE, ago. 2000. Fascículo.

BOX, George E. P., JENKINS, G. M., REINSEL, G.C. **Time series analysis: forecasting and control**. New Jersey: Prentice-Hall, 1994.

CARLINO, G. Defina, R. Regional income dynamics. **Philadelphia Working Paper**, 1993.

CARLINO, G., SILL, Keith. Regional income fluctuations: common trends and common cycles. **Philadelphia Working Paper**, 2000.

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

- ENDERS, W. **RATS handbook for time series**. New York: John Wiley, & Sons Inc., 1996
- ENGLE, R. F., GRANGER, C.W.J. Co-integration and error-correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v.55, p. 251-76, 1987.
- FERREIRA, P. C. Gomes, ELLERY JR, R. de Goes. Convergência entre a renda per-capita dos estados brasileiros. **R. de Econometria**, Rio de Janeiro, v.16,n,1, p. 83-103, 1996.
- GRANGER, C. W..J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods,” **Econometrica**, v.37, p.424–438, 1969.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- HIDALGO, A. Barrantes, VERGOLINO, J. R. O nordeste e o comércio inter-regional e internacional: um teste dos impactos por meio do modelo gravitacional. **R. Economia Aplicada**, São Paulo, v.2, n4, p.707-725, 1998.
- HOLANDA, Marcos C., MAGALHÃES, André M. Common economic cycles in Brazil's Northeast. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.30,n.Especial, p.938-946, dezembro, 1999.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, Katerina. “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with application to the demand for money”. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, n.3, p.169-209, 1990.
- JUSTO, Wellington Ribeiro, SILVEIRA NETO, Raul da. Migração inter-regional no Brasil: Evidências a partir de um modelo espacial. In: **Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia**, João Pessoa, 2004.
- STRAZICICH, Mark C., LEE, Junsoo, Day, Edward. **Are incomes converging among OECD countries?** Time series evidence with two structural breaks. Department of Economics University of Central Florida. 2001. (working paper).
- LEE, Junsoo, STRAZICICH, Mark C. **Minimum LM unit test with two structural breaks**. Department of Economics University of Central Florida Working Paper. 2002. (working paper).
- MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. In: Engle, R. F.; Granger, W. J. **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. New York: Oxford University Press, p. 267-76, 1991.
- MARGARIDO, Mário A., FERNANDES, J. Marie, Turolla, A. Frederico. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. **Agric. São Paulo**, São Paulo, v.47, n.2, p. 71-85, 2002.

OSTERWALD-LENUM, M. "A note with fractiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics: four cases". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.54, n.3, p.461-472, 1992.

SILVA, Magno V. B. da, JUSTO, Wellington Ribeiro e MAGALHÃES, André Matos. Comércio interestadual e internacional do Brasil e do Nordeste: uma abordagem do modelo gravitacional. In: **FORUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO E VIII ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA**. Fortaleza. Anais, 2004

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

STOCK, J. and WATSON, M. Testing for common trends. **Journal of the American Statistical Association**, v.83, p. 1097-1107, dec.1988.