

COMÉRCIO INTERNACIONAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO DAS MACROREGIÕES BRASILEIRAS

Janerson Chaves da Silva¹
Adonias Vidal de Medeiros Júnior²
Fábio Lúcio Rodrigues³
Leovigildo Cavalcanti de Albuquerque Neto⁴
Meire Eugênia Duarte⁵

Tema 3 – Construção e análise de indicadores do desenvolvimento socioeconômico nacional e regional.

RESUMO

O comércio internacional tem mostrado ser de extrema importância para a composição do PIB dos países na atual conjuntura econômica mundial. O comércio proporciona uma melhor alocação de recursos entre os países gerando ganhos de bem-estar para os participantes. Neste sentido, este trabalho tem como objetivo verificar o grau de importância das relações econômicas existentes entre o comércio internacional e o crescimento econômico para as macrorregiões brasileiras. Para tanto, utilizou-se a teoria de crescimento econômico de Thirlwall e a metodologia empírica de Vetores Auto Regressivos e suas extensões. Os resultados das estimações mostram que apenas a variável “exportações” contribui realmente para o crescimento econômico das regiões brasileiras e que os diferentes ritmos de crescimento do PIB das macrorregiões brasileiras podem ser explicados pelos diferentes fluxos de comércio.

Palavras-chave: Crescimento Econômico; Exportações; Lei de Thirlwall.

ABSTRACT

International trade has proven to be extremely important for the composition of countries GDP in the current global economic environment. The trade provides a better allocation of resources among countries producing gains in welfare for participants. Thus, this study aims to determine the degree of importance of economic relations between the international trade and economic growth for the Brazilian regions. We used the theory of economic growth and the empirical methodology Thirlwall, autoregression vector and its extensions. The estimation results show that only the variable “exports” actually contributes to economic growth of the Brazilian regions and the different rates of GDP growth of Brazilian regions can be explained by different levels of trade.

Keywords: Economic Growth; Exports; Thirlwall Law's

¹ Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN)

² Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba e professor adjunto da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN). E-mail: adoniasvidal@hotmail.com

³ Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal da Paraíba e professor adjunto da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN). E-mail: prof.fabiolucio@gmail.com

⁴ Doutor em El Medio Natural y Humano en las Ciencias Sociales - Universidad de Salamanca e professor adjunto da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN). E-mail: lcneto@hotmail.com

⁵ Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN) e professora substituta da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte. E-mail: meire.duarte@hotmail.com

1. INTRODUÇÃO

Atualmente o processo de globalização, principalmente o econômico através da integração e especialização dos sistemas de produção de bens e serviços e dos mercados financeiros, tem aguçado o grau de dependência econômica entre as nações. Sendo assim o comércio exterior destas nações se tornaram de fundamental importância para a arrecadação de divisas e realização de trocas de mercadorias entre si. Portanto, dificilmente uma determinada região ou país se desenvolverá isoladamente sem relações comerciais com o exterior, sem a prática do comércio.

Para algumas regiões a política exportadora é de fundamental importância, como observado por Galvão (2007), “no caso específico de uma região, o constrangimento externo pode ainda ser maior do que acontece com um país, porque a economia de uma região é mais aberta, daí tornando-se o seu crescimento muito mais dependente de seu comércio externo total (internacional e inter-regional)”. Nas últimas décadas o comércio internacional tem se intensificado alcançando um maior nível de participação e importância na composição do Produto Interno Bruto (PIB), tanto de países como de regiões.

No Brasil, a partir dos anos de 1990, com o progresso comercial, as políticas econômicas incentivadoras da prática exportadora ganharam destaque, principalmente no âmbito regional. Como exposto por Xavier e Viana (2005), “no caso brasileiro, sua inserção no mercado globalizado explicitou a questão da economia regional, já que as regiões brasileiras elegeram a variável exportação como uma possível forma de alcançar o desenvolvimento”.

Após a abertura comercial as indústrias brasileiras aumentaram seu grau de competitividade, melhorando a alocação dos fatores de produção, para que pudessem resistir à concorrência externa. Para tanto as indústrias internas intensificaram seu nível tecnológico, aumentando a diversificação e eficiência junto com o aumento da produtividade. O aumento de bem estar para a sociedade foi amplo, ao corrigir algumas distorções do mercado, aumentando a oferta de bens de melhor qualidade diante da concorrência externa.

O comércio exterior torna-se essencial, pois o fluxo de mercadorias entre países gera um círculo virtuoso de bem estar para a população residente. Mas, torna-se um problema quando o país ou a região não apresenta superávits suficientes em sua Balança de Pagamentos (BP) para financiar a importação de bens de capital, maquinarias e serviços

necessários para utilização plena de seus recursos disponíveis e conseqüentemente para o seu crescimento, passando esta região a apresentar uma restrição externa ao seu crescimento econômico. Este desequilíbrio, se persistente, restringirá o crescimento da demanda e da produção, deste modo impedindo o crescimento da região.

A literatura econômica que aborda a relação do comércio internacional com o crescimento econômico, tendo o comércio como a panacéia para o crescimento econômico é vasta. Surgindo com David Ricardo, passando com o modelo de Hecksher-Ohlin e modelos de tradição neoclássica e keynesiana. Neste trabalho será utilizado o modelo do economista inglês A. Thirlwall (1979) de tradição keynesiana, por abordar a restrição externa na Balança Comercial como principal inibidora do crescimento econômico de determinada região ou país.

O modelo desenvolvido por Thirlwall (1979) é simples, pois possibilita explicar as diferenças no crescimento de longo prazo entre os países através de uma abordagem que leva em consideração os diferentes níveis de demanda entre os países ou regiões, sendo para o autor o balanço de pagamentos o constrangimento de demanda mais importante. Para Thirlwall o crescimento econômico de longo prazo de uma região ou país dependerá da relação entre as elasticidades-renda das exportações, considerando-se válida a condição Marshall-Lerner e os preços relativos dos bens comercializados constantes.

A utilização do modelo de Thirlwall se deve ao fato da enorme disparidade em que se encontram as macrorregiões brasileiras em termos de desenvolvimento econômico, e da adoção nos últimos anos da exportação como forma de incentivar a criação de renda interna e promover o desenvolvimento das macrorregiões brasileiras.

Portanto define-se como objetivo principal deste trabalho a verificação do grau de importância das relações econômicas existentes entre o comércio internacional e o crescimento econômico para as macrorregiões.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Evidências empíricas sobre o crescimento econômico local com restrição externa

A teoria de crescimento econômico com restrição externa, mas conhecida como Lei de Thirlwall, desde sua formulação inicial passando por versões desenvolvidas por outros autores, foi submetida a vários testes no intuito de comprovar seu poder explicativo, para

os diferentes ritmos de crescimento entre regiões e países tanto desenvolvidos como em desenvolvimento.

Nakabashi (2007) avaliando a economia brasileira no período de 1947 a 2000, com base no modelo desenvolvido por Thirlwall e Hussein (1982) que inclui o fluxo de capitais, analisa se as elasticidades-renda das importações são de fato constantes. Pois, se as elasticidade não forem constantes, não representaram restrições ao crescimento econômico brasileiro no período. Para a análise o autor utilizou o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) com redistribuição de pesos para corrigir problemas de normalidade dos resíduos, com adição de variáveis *dummies* de inclinação, concluindo que as elasticidades, variam em alguns momentos da história da economia brasileira e que o modelo de Thirlwall e Hussein (1982) é compatível com alguns momentos da história da economia brasileira.

Lima e Carvalho (2008) analisam empiricamente o comportamento do produto e da renda agregada no Brasil no período de 1930 a 2004. Utilizando técnicas de cointegração, o autor chega a conclusão que o nível de atividade da economia brasileira tem sido determinado pelas condições associadas ao equilíbrio das contas externas. Ao admitir no equilíbrio externo de longo prazo a variabilidade dos termos de troca e a presença do fluxo de capitais, o autor detectou que as variáveis que se cointegram com significância são a renda e as exportações, não sendo significativa a parte financeira e os termos de troca. Os autores ainda detectaram que o único coeficiente de ajustamento é a renda real. As exportações, o câmbio real e o componente financeiro foram considerados fracamente exógenos, os autores aplicaram o teste de Causalidade de Granger para verificar se tais variáveis podem ser consideradas fortemente exógenas, concluindo que as exportações são fracamente exógenas e não é Granger – causadas seja pela renda, seja pelo componente financeiro, seja pelo câmbio real.

Carvalho e Lima (2009) analisa a perda de dinamismo brasileira a partir da década de 1980 fazendo uso da metodologia de cointegração. Os autores concluem que não houve uma quebra estrutural dos parâmetros da Lei de Thirlwall que se explicasse a queda na taxa de crescimento no período. Para eles o equilíbrio mais perverso do balanço de pagamentos na década de 1980 foi a redução no fluxo de capitais, associado a uma valorização da taxa de câmbio real.

Maia e Nunes (2006) utiliza a abordagem de Thirlwall para verificar o impacto da abertura comercial sobre o crescimento econômico brasileiro no período de 1990 a 2004.

Aplicando técnicas de cointegração os autores chegam a conclusão de que para o período de 1990 a 2004 o Brasil apresentou em média elasticidade renda das importações (2,3903) superior a das exportações (1,0176), ou seja, para cada aumento da renda interna ocorre proporcionalmente um aumento maior nas importações do que nas exportações. Para os autores este fato confirma a Lei de Thirlwall. Os autores observam ser tal caso suficiente para sugerir uma restrição ao crescimento econômico de um país via balança comercial. Analisando os subsetores da economia brasileira pode-se observar que o setor agropecuário exportador participou de forma significativa no crescimento econômico brasileiro em detrimento aos setores não agrícolas ressaltando, de acordo com o modelo de Thirlwall, a importância das exportações para o desempenho de uma economia.

3. Metodologia e tratamento dos dados

Como o propósito deste trabalho é verificar as inter-relações entre as variáveis em estudo, e analisar suas trajetórias após choques (inovações), optou-se pelo modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) para a estimação. Será adotado o VAR por trata-se de um método multivariado, isto é, que associa mais de uma série temporal na efetivação da previsão econômica.

Para isto será preciso testar a estacionariedade das variáveis, determinar o número de defasagens necessárias e verificar a presença de cointegração segundo a metodologia de Johansen (1990). Será feito, ainda, o ajuste do modelo de previsão com o uso de um Vetor de Correção de Erros (VEC).

O uso do modelo de cointegração na estimação possibilitará a obtenção de resultados consistentes com a teoria. O uso do método dos mínimos quadrados para a estimação das elasticidades estando às variáveis em logaritmos ou em níveis poderá gerar distorções nos valores das regressões. O pesquisador utilizando tais resultados irá colher conclusões indevidas. Isto se deve ao fato de às variáveis serem geradas por processos estocásticos não-estacionários. Assim sendo, a estimação causaria resultados espúrios, portanto não sendo o método por mínimos quadrados o mais adequado para tal fim. A correção do problema pode ser feita através da diferenciação das variáveis, no entanto, ao diferenciar as variáveis são perdidas informações de longo prazo importantes para o modelo de Thirlwall.

Daí deve-se a utilização do método de cointegração, que possibilitará uma estimativa mais correta, como observa Carvalho (2007), “a estimativa mais correta é utilizar as

variáveis em logaritmo do nível, utilizando o instrumental de co-integração, que se aplica ao caso de as variáveis em questão serem integradas de ordem 1”.

O uso da metodologia de co-integração é adequado para estimação do modelo, pois, ao se verificar que as variáveis são co-integradas significará que haverá uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. A co-integração por meio da metodologia de Johansen possibilitará através do vetor de co-integração revelar o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O coeficiente de ajustamento indicará quando a economia sairá deste ajustamento e quais variáveis são determinantes para voltarem ao equilíbrio.

3.1 Fonte, tratamento e operacionalização dos dados

Os dados são de fonte secundária, coletados a partir de portais eletrônicos oficiais dos seguintes órgãos: Banco Central do Brasil (BACEN); Instituto Brasileiro Geográfico Espacial (IBGE); Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA); Fundo Monetário Internacional (FMI); Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC); Sistema de Análise de Informação de Comércio Exterior (ALICEWEB); Centro de Estudos e Comércio Exterior (FUNCEX); e Banco Mundial (BM).

Para compor o sistema VAR foram utilizados dados anuais de 1991 a 2008 dos seguintes agregados econômicos: PIB's regionais (R\$) a preços constantes – (IBGE); Exportações e Importações Estaduais (US\$) – (MDIC/SECEX); PIB Mundial (US\$) – (FMI). Os valores das exportações, importações e do PIB mundial, foram deflacionados pelo IPA americano.

3.2 Modelo de vetores autoregressivos (VAR)

Penson e Gardner (1988 *apud* Maia e Lima 2003) ressaltaram que o método de auto-regressão vetorial de séries temporais (VAR) impõe menos hipóteses (ou restrições) comuns a modelos estatísticos, matemáticos ou conceituais.

Esse grupo de modelos de séries temporais é capaz de encontrar qualquer regularidade empírica entre os dados e, também, de incluir interações simultâneas contemporaneamente, bem como entre as variáveis defasadas.

Os modelos VAR surgiram como uma alternativa aos modelos multiequacionais, por não ser necessária a classificação das variáveis *a priori*, nem a imposição de restrições. Popularizado a partir da década de 1980, o VAR tornou-se uma importante ferramenta no diagnóstico de questões macroeconômicas e empíricas nas últimas décadas.

Os benefícios do modelo VAR são referentes à suavidade de sua formulação, em virtude da não existência de problemas quanto à determinação das variáveis endógenas ou exógenas. O modelo VAR pode ser facilmente estimado mediante a aplicação do método dos mínimos quadrados ordinários em cada equação isoladamente, apresentando uma melhor qualidade em relação à previsão que os modelos multiequacionais.

A validade do modelo VAR requer que as séries de tempo sejam cointegradas, sendo necessária em muitas das vezes, a incorporação de um termo de correção de erros em cada uma das equações utilizadas, passando a ser chamado de modelos Vetoriais de Auto-Regressão com Correção de Erros (VEC).

De acordo com Harris (1995 *apud* Margarido, 2004), definindo “um vetor z_t com n variáveis endógenas potenciais, é possível especificar o seguinte processo gerador e modelar z_t como um vetor auto-regressivo sem restrição envolvendo k defasagens de z_t ”. O modelo VAR será expresso da seguinte maneira:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (1)$$

sendo que $u_t \sim IN(0, \Sigma)$, z_t é um vetor $(n \times 1)$ e cada elemento A_i é uma matriz de parâmetros de ordem $(n \times n)$ e D_t representa termos determinísticos, tais como, constante, tendência linear, dummies sazonais, dummies de intervenção, ou qualquer outro tipo de regressor que sejam considerados fixos e não estocásticos.

3.3 Estacionariedade e teste de raiz unitária

Antes da aplicação da metodologia VAR é necessário realizar alguns procedimentos nas séries temporais essenciais para investigação empírica. Um dos primeiros procedimentos a serem realizados é a verificação de se a série é estacionária, não apresentando tendências ou sazonalidades.

Uma série temporal será estacionária quando apresentar média, variância, e covariância constantes ao longo do tempo. O valor da covariância entre dois períodos dependerá apenas da distância entre os dois períodos e não do período atual no qual a covariância tenha sido calculada. A seguir são apresentadas as definições da média (2), variância (3) e covariância (4) aqui discutidas:

$$E(Y_t) = E(Y_{t-k}) = \mu \quad (2)$$

$$Var(Y_t) = Var(Y_{t-k}) = [E(Y_t) - \mu]^2 = [E(Y_{t-k}) - \mu]^2 = \sigma^2 \quad (3)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = [E(Y_{t-j}) - \mu][E(Y_{t-j-k}) - \mu] = \gamma_k \quad (4)$$

Onde μ , σ^2 e γ_k são constantes, para todos os $t \neq k$.

A obtenção de resultados espúrios, causado pela falta de estacionariedade normalmente é originada por presença de um fator comum entre as variáveis explicativa e dependente. Em séries temporais normalmente este fator comum se traduz na forma de uma tendência.

Dependendo da natureza da tendência, sua inclusão como variável explicativa resolverá o problema de ausência da estacionariedade, isto no caso da tendência ser determinística. A tendência é considerada determinística quando é perfeitamente previsível ao longo do tempo. Do contrario, a tendência sendo estocástica, apresentando um caminho randômico (com movimentos crescentes e decrescentes) ao longo do tempo, sua inclusão no modelo não eliminará o problema da não estacionariedade, sendo a solução adotada para este problema diferente.

Quando se estuda o comportamento das series temporais estacionarias e não-estacionárias, sempre existe a necessidade de se testar a presença de raiz unitária a fim de evitar o problema de regressão espúria (CARVALHO ET AL, 2008).

São inúmeros os métodos de análise da estacionariedade, podendo ser feita por meio de inspeção visual da série, do correlograma (gráfico que relaciona a função de autocorrelação com o número de defasagens) ou através dos testes de raiz unitária, que identificam a ordem de integração das séries.

Uma serie Y_t , terá raiz unitária se, numa equação que relacione Y_t como variável dependente e seus próprios valores relativos ao período anterior, Y_{t-1} , como variável explicativa, o coeficiente estimado associado a Y_{t-1} for estatisticamente igual à unidade. Para detecção da existência de raiz unitária e conseqüentemente estacionariedade, será usado os testes desenvolvidos por Dickey e Fuller a partir de 1979. A finalidade é testar a existência de uma raiz unitária em Y_t quando o processo gerador dos dados da serie assume alguma das seguintes formas: sem intercepto e tendência (5); com intercepto e sem tendência (6) e; com intercepto e com tendência (7).

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$y_t = \alpha + \delta T + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Nestas equações, o termo ε_t é ruído branco não correlacionado.

A série será não estacionária se possuir raiz unitária, e a hipótese de que $\rho = 1$, nos modelos acima forem aceitas. A hipótese nula é de que há presença de raiz unitária ou série não estacionária, a hipótese alternativa é de ausência de raiz unitária ou série estacionária. Para facilitar o teste, os modelos apresentados nas equações (5), (6) e (7), podem ser transformadas mediante a subtração do termo y_{t-1} de cada equação, assumindo a seguinte forma:

$$\Delta y_t = \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \delta T + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

onde, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ e $y = \rho - 1$.

As hipóteses a serem testadas agora serão: hipótese nula de presença de raiz unitária ou não estacionariedade contra a hipótese alternativa de ausência de raiz unitária ou estacionariedade. Se o parâmetro de regressão for $\gamma = 0$, a série contém uma raiz unitária ($\rho = 1$), ou seja, é não-estacionária. A condição de estabilidade exige que $|\rho| < 1$, logo δ terá sinal negativo. Já se $|\rho| > 1$, a série será explosiva (MAIA, SILVA, COSTA, 2007).

No entanto, como observado por Mayorga (2006), “o teste de Dickey-Fuller (DF) envolve a pressuposição de que o processo gerador dos dados é auto-regressivo de ordem 1 ou AR (1)”. Provavelmente a série será correlacionada de ordem maior que 1. O uso de um processo AR (1) causará uma correlação nos erros invalidando o uso da distribuição DF. Assim, no caso de \mathbf{Y}_t seguir um processo auto-regressivo de ordem \mathbf{p} AR (P) dos $\mathbf{p} > \mathbf{1}$, é necessário o teste Ampliado de Dickey-Fuller (ADF) (1981).

Para a solução deste caso, em que os erros são correlacionados, Dickey-Fuller acrescentaram as equações (8), (9) e (10) os valores defasados da variável dependente Δy_t , assumindo a forma que se segue:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} u_t \quad (11)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} u_t \quad (12)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_0 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} u_t \quad (13)$$

Onde t é o tempo ou a variável de tendência e Δ é o operador de primeira diferença ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$).

O teste de raiz unitária testa a hipótese nula de presença de raiz unitária ($\rho = 1$) contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária ($\rho < 1$), considerando a presença ou não da constante e/ou da tendência (denominados de testes de τ , τ_μ e τ_τ) e também, possibilita a realização de testes conjuntos sobre o parâmetro de raiz unitária e a presença ou não do intercepto ou tendência (denominados de testes ϕ_1 e ϕ_3).

3.4 Testes de cointegração e o modelo de correção de erros (VEC)

Após verificar a estacionariedade das séries econômicas, e sua ordem de integração através do teste de raiz unitária, agora iremos determinar se as variáveis são co-integradas.

Como já mencionado anteriormente, uso da análise de co-integração, em séries econômicas, tem como objetivo averiguar a existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo - não espúria - entre as variáveis econômicas. Como neste estudo busca-se analisar a validade da Lei de Thirlwall e esta examina as relações de longo prazo entre as exportações e o crescimento da renda (PIB), torna-se fundamental a aplicação do teste de co-integração nas variáveis.

Como exposto por Margarido (2004) “os testes de co-integração revestem-se de suma importância para aqueles que trabalham com séries de tempo em economia, pois possibilitam estudar e analisar relações estruturais entre variáveis econômicas”.

Para Engle e Granger (1987 *apud* Souza e Campos, 2008), “um vetor Y_t é co-integrado de ordem (d, b) definida como $X \sim I(d, b)$, se todas as séries são integradas de mesma ordem, $I(d)$; e se houver um vetor $\beta (\neq 0)$ em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $(d - b)$, $Z_t = \beta' X_t \sim I(d - b)$, $b > 0$. Esse vetor é chamado de vetor de cointegração”.

O teste de cointegração aplicado nesta pesquisa será o teste desenvolvido segundo Johansen e Juselius (1990). Este teste apresenta vantagem sob os demais por possibilitar identificar o número de vetores de cointegração existentes entre as variáveis.

Segundo Harris (1995, *apud* Maia, Silva e Costa, 2007), na metodologia de Johansen e Juselius, para que exista cointegração é necessário que, em um conjunto de variáveis não-estacionárias, ao menos duas destas sejam integradas de ordem 1.

A metodologia de Johansen para teste de cointegração fundamenta-se em um vetor de variáveis endógenas z_t , a partir de um processo autoregressivo:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Estruturando-se da seguinte forma:

$$\Delta z_t = A_1 z_{t-1} - z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta z_t = (A_1 - I) z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta z_t = \Pi z_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

Onde, Π é a matriz de raízes características, a qual revela o número de vetores de cointegração presentes entre as variáveis do vetor z_t . Tomando um processo autoregressivo de ordem (p) para k variáveis, o vetor assume a seguinte forma:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Após, processo algébrico obtemos a equação (acima) em forma matricial:

$$z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Pi \Delta z_{t-i} + \Pi z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Onde $\Pi = \left(I - \sum_{i=1}^p A_i \right)$; $\Pi_i = \left(I - \sum_{j=1}^p A_j \right)$.

Segundo Maia e Ramalho, (2005 *apud* Maia, Silva e Costa, 2007) “sendo o valor de Π o número de vetores de cointegração, se a mesma for nula, depara-se com VAR em diferenças. Encontrando-se um valor r (**rank**) idêntico ao número das variáveis do modelo, o vetor é estacionário, e se o valor r estiver entre 1 e k , isso implica um dado número de variáveis do vetor que apresentam relações de co-integração”.

No caso da metodologia de Johansen também se torna necessário determinar a(s) ordem(ns) da(s) defasagem(ns) de z_t , pois esse procedimento tem como base a hipótese de que, ao se introduzir um número suficiente de defasagens, é possível se obter uma estrutura de resíduos bem comportados, isto é, estacionários (MARGARIDO 2004).

Margarido (2004) ainda faz a observação que “para a tomada de decisão em relação ao número de defasagens que devem ser aplicadas para se obter uma estrutura de ruído branco, utilizam-se os critérios *AIC* (*Akaike Information Criterion*) ou então o *SBC* (*Schwarz Bayesian Criterion*)”.

Retornando a equação (1) que expressa o modelo VAR, esta equação pode ser modificada em termos de um vetor de correção de erros, da forma seguinte:

$$\nabla z_t = \Gamma_1 \nabla z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \nabla z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (20)$$

Onde $\Gamma_1 = -(I - A_1 - \dots - A_{k-1})$, ($i = 1, \dots, k-1$) e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$.

De acordo com Harris (1995, *apud* Margarido, 2004), “a principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erros está relacionado ao fato de que, nesse formato, são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo via ajustes nas variações em \mathbf{z}_t , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros Γ_i e Π ”.

O termo Π é representado como $\Pi = \alpha\beta'$, sendo que, α representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto que, β é uma matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo, onde o termo $\beta'z_{t-k}$ o qual está embutido na equação (1), representa até, $n - 1$ relações de co-integração no modelo multivariado, assegurando dessa forma que, \mathbf{z}_t converge para uma solução de equilíbrio no longo prazo.

Harris (1995, *apud* Margarido, 2004) resume a metodologia de Johansen em três situações distintas conforme descrito a seguir. Se “o posto de Π é completo (isto é, há $r = n$ colunas linearmente independentes), então as variáveis em \mathbf{z}_t são $I(0)$, enquanto que, se o posto de Π é zero, então não há relacionamento de cointegração. Nenhum desses dois casos são particularmente interessantes. Mais importante é quando Π tem posto reduzido, isto é, há $r \leq (n - 1)$ vetores de co-integração presentes”.

Assim quando $r = n$, \mathbf{z}_t é estacionário o modelo deverá ser ajustado com as variáveis em nível. Quando $r = 0$, então $\nabla \mathbf{z}_t$ é estacionário, conseqüentemente, o modelo deve ser ajustado com as variáveis diferenciadas. Quando, $0 < r < n$ isto equivale a testar quais colunas de α são iguais a zero, ou seja, dado que Π pode ser formulado como $\Pi = \alpha\beta'$ onde α e β corresponde a matrizes de dimensão $(n \times r)$, isto implica que $\beta'z_t$ é estacionário, o que leva a conclusão de que existem r vetores de co-integração, que são exatamente as r colunas de β .

Para testar a presença de vetores de cointegração será utilizada a estatística λ_{trace} (traço) e λ_{MAX} (máximo valor) conforme apresentado por Johansen e Juselius (1990) construídas com base nos autovalores λ_i de Π :

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (21)$$

$$\lambda_{MAX}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (22)$$

Em que $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características (autovalores), obtidos da matriz estimada de coeficientes, e T representa o número de observações utilizáveis. As

hipoteses testadas são as seguintes: a estatística do teste traço equação (21) testa $H_0: r \leq r_0$, $H_1: r > r_0$; enquanto que a estatística do maior valor equação (22) testa $H_0: r = r_0$; $H_1: r = r_0 + 1$.

3.5 Especificações do modelo empírico

A primeira equação a ser estimada é a função importação, com as variáveis em nível utilizando de técnicas de cointegração. A função importação a ser estimada é descrita a seguir:

$$\log m_t = \beta \log y + \omega \log(p_f + e - p_d) \quad (23)$$

Onde $\log m_t$ é o logaritmo da quantidade das importações; $\log y$ é o logaritmo da renda doméstica; p_f é o preço das exportações, em moeda estrangeira; p_d é o preço das exportações em moeda doméstica; β é a elasticidade renda e; ω é a elasticidade preço. A equação (23) acima será estimada para todas as macrorregiões brasileiras no período em estudo possibilitando obter a elasticidade renda das importações regionais

Em seguida será estimada a equação do PIB com equilíbrio no balanço de pagamentos, com as variáveis em logaritmos que já nos dá as elasticidades diretamente. A equação a ser estimada é a seguinte:

$$\log Y_{bt} = \log X + \log ER + \log FK \quad (24)$$

Através da estimação desta equação será possível verificar a taxa de crescimento máxima compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos do PIB, do modelo original e estendido, respectivamente.

A metodologia a ser utilizada será a mesma utilizada por Nakabashi (2007). Inicialmente se calcula a elasticidade-renda das importações com a equação (23). Em seguida é calculada a Lei de Thirlwall em si, modelo original sem fluxo de capitais, e em seu modelo estendido que inclui o fluxo de capitais, respectivamente. O outro procedimento será estimar a renda de equilíbrio do balanço de pagamentos, conforme expresso na equação (24), que fornecerá o poder de explicação desses agregados econômicos no crescimento da produção.

4. Apresentação e análise dos resultados

Como já ressaltado o primeiro procedimento realizado foi testar a estacionariedade das séries temporais, que possibilitou verificar o processo gerador de tendências. A partir do teste ADF verificou-se que todas as séries estudadas apresentavam raiz unitária. Devido à

presença de raiz unitária será necessário se trabalhar com as séries em primeira diferença para obtermos um processo estacionário, então as variáveis são integradas de ordem 1, I(1), o que caracteriza um processo de diferença estacionária (DS).

No entanto, quando se trabalha com séries temporais em primeira diferença com modelos de Vetores Autoregressivos, o sistema não capta as relações de longo prazo entre as variáveis, fundamentais para o modelo de Thirlwall. Para captar as relações utilizar-se-á nesta pesquisa, o modelo Vetor com Correção de Erros, o que possibilitará recuperar as relações de longo prazo fundamentais para o modelo.

Por conseguinte foram aplicadas na função importação das cinco macrorregiões brasileiras (Norte, Nordeste, Sul, Sudeste, e Centro-Oeste) testes de cointegração seguindo a metodologia de Johansen e Juselius (1990). Os resultados comprovam a existência de relações de longo prazo (vetores de cointegração) entre as variáveis de cada sistema, pois para todas as regiões, aceitamos a hipótese de existir ao menos um vetor de cointegração, pela estatística do traço e do autovalor.

O quadro abaixo descreve os coeficientes estimados da função importação através do modelo VEC para as cinco macrorregiões brasileiras, onde LM é o logaritmo das importações, LY é o logaritmo da renda interna e LER é o logaritmo do câmbio real. Os valores entre parênteses são os desvios-padrão das estimativas e os valores entre colchetes se referem as estimativas da estatística *t* dos parâmetros.

TABELA 1 – Cointegração da função importação

	Norte	Nordeste	Sul	Sudeste	Centro-Oeste
LM (-1)	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
LY (-1)	- 3,153162 (0,31678) [- 9,95379]	- 3,467601 (0,41008) [- 8,45588]	- 3,175082 (0,25641) [- 12,38283]	- 2,996322 (0,71298) [- 4,20252]	- 3,410582 (0,52466) [- 6,50058]
LER (-1)	- 0,166719 (0,03962) [- 4,20848]	- 0,810948 (0,61580) [- 1,31691]	- 0,377100 (0,11843) [- 3,18403]	- 0,104712 (0,05550) [- 1,88674]	0,175342 (0,11667) [1,50287]

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações

A variável estimada LM apresenta elasticidade unitária, devido esta ser a variável normalizada (variável endógena) na estimação do VEC da função importação. Na interpretação das variáveis do VEC temos de ter atenção com o sinal, pois na equação de

co-integração normalizada, todas as variáveis permanecem do mesmo lado da equação o que nos leva a interpretar as variáveis com o sinal invertido.

Em todas as macrorregiões a variável renda interna (LY) se mostrou altamente significativa na relação de longo prazo, no período estudado. O sinal também foi o esperado para a variável renda interna, com a variável contribuindo para o equilíbrio no balanço de pagamentos das macrorregiões citadas. Os coeficientes estimados indicam que para as regiões mencionadas as importações são altamente elásticas em relação a renda interna. Para estas regiões um aumento proporcional da renda interna ocorre um aumento em torno de 3 vezes nas importações.

Em termos econômicos podemos interpretar a elasticidade renda interna (LY) da seguinte maneira. Tendo como exemplo a região Nordeste, para a qual a elasticidade renda é maior que a unidade e conseqüentemente elástica. O valor estimado de 3,4676, pode ser lido que variações na renda interna são transmitidas mais que proporcionalmente para as importações. Aproximadamente 347% das variações na renda interna são transmitidas para as importações.

Exceto na região Norte, em toda as demais regiões a variável câmbio real pode ser considerado não significativo a 5%, na relação de longo prazo. Assim, o câmbio pode ser analisado como não-explicativo na relação de longo prazo da função de importação, ou seja, a elasticidade preço pode ser considerada igual a zero, a 5% de confiança.

As funções importações estimadas para cada região são representadas na tabela a seguir.

TABELA 2 – Funções importação estimadas

Região	Função Estimada
Norte	$\log m_t = 3,15 \log Y_t + 0,16 \log(P_f + E - P_d)$
Nordeste	$\log m_t = 3,47 \log Y_t + 0,81 \log(P_f + E - P_d)$
Sul	$\log m_t = 3,17 \log Y_t + 0,38 \log(P_f + E - P_d)$
Sudeste	$\log m_t = 3,00 \log Y_t + 0,10 \log(P_f + E - P_d)$
Centro-Oeste	$\log m_t = 3,41 \log Y_t - 0,17 \log(P_f + E - P_d)$

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações

Uma vez estimadas a elasticidade-renda e a elasticidade-preço, utiliza-se essas estimativas para calcular o crescimento da renda compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos para os dois modelos já descritos (original e estendido) e, ao fim, comparar

as estimativas com a taxa de crescimento efetiva. Os dois modelos serão o modelo original formulado por Thirlwall e o modelo estendido que inclui a conta capital ou o componente financeiro formulado por Thirlwall e Hussein (1982).

O modelo estendido descreve o crescimento do Produto Interno Bruto das macrorregiões brasileiras condicionado ao equilíbrio do Balanço de Pagamentos. O modelo revela a contribuição das variáveis, renda, exportações, câmbio real e fluxos de capitais para o crescimento econômico das macrorregiões brasileiras.

Conforme expresso na Tabela 3 a seguir, onde **LogY** é o logaritmo da Renda, **logX** é o logaritmo das exportações, **logER** é o logaritmo do câmbio real e **logFK** é o logaritmo do fluxo de capitais, a variável para o qual o modelo foi normalizado foi à renda interna, por isso o valor de seu coeficiente é igual a 1. Os coeficientes serão analisados com 95% de nível de confiança, os valores entre parênteses são os desvios-padrão das estimativas e os valores entre colchetes se referem as estimativas da estatística *t* dos parâmetros.

Para todas as macrorregiões a variável exportações (**logX**) se mostrou bastante significativa. Para elas o fluxo de comércio internacional tem fundamental importância no crescimento econômico e na composição da renda interna, contribuindo para o crescimento econômico destas regiões. Isto pode ser observado pelo elevado valor da elasticidade atribuída a esta variável. Podemos observar também que o sinal do coeficiente está de acordo com a teoria, contribuindo diretamente (positivamente) para o incremento do PIB.

TABELA 3 – Coeficientes estimados para o modelo estendido

Região	LogY(-1)	logX(-1)	logER(-1)	logFK(-1)
Norte	1.000000	- 1.338540 (0.02770) [- 48.3295]	0.410459 (0.02610) [15.7270]	0.107611 (0.02311) [4.65687]
Nordeste	1.000000	- 1.114032 (0.01160) [- 96.0619]	0.063268 (0.02868) [2.20571]	- 0.065919 (0.01315) [- 5.01410]
Sul	1.000000	- 2.010602 (0.06969) [- 28.8513]	0.750422 (0.06178) [12.1474]	0.781460 (0.06438) [12.1386]
Sudeste	1.000000	- 1.064286 (0.00960) [- 110.881]	0.088771 (0.02825) [3.14261]	- 0.115955 (0.00816) [- 14.2165]
Centro-Oeste	1.000000	- 1.145098 (0.01263) [- 90.6630]	0.254527 (0.04082) [6.23558]	- 0.146398 (0.00926) [- 15.8094]

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações

Em termos econômicos podemos analisar este coeficiente da seguinte maneira. Para a região Nordeste o valor estimado foi de 1,1140, um valor maior que a unidade o que mostra sensibilidade (elasticidade) da renda interna nordestina as suas exportações. Indicando que as exportações (fluxo de comércio) contribuem para o crescimento do PIB desta região. Ou seja, para cada variação de 1% nas exportações nordestinas o PIB Nordeste, em média, responde com um crescimento de 1,1%.

O coeficiente do câmbio real ($\log ER$), assim como o coeficiente das exportações mostrou-se significativo para todas as macrorregiões no período estudado. Apesar de ser significativo, este apresenta um resultado contrario do pretendido, em todas as macrorregiões, indicando que desvalorizações cambias não contribuiriam para o aumento do produto. Isto parece ser uma violação da condição de Marshall-Lerner, onde desvalorizações cambiais não contribuem positivamente para a balança comercial e crescimento do produto interno bruto. (alguma explicação sob o que deve ser corrigido no destaque acima)

O fluxo de capitais ($\log FK$), igualmente as variáveis anteriores, apresenta estimativas diferente de zero. No entanto, o fluxo de capitais apresentou contradição, em relação aos sinais. Nas regiões Nordeste, Sudeste e Centro-Oeste, o fluxo de capital apresentou o sinal esperado, contribuindo positivamente com o crescimento da renda. Já nas regiões Norte e Sul esta variável esta negativamente relacionada com a renda reduzindo o crescimento da renda, provocando vazamentos da renda interna. De acordo com a teoria esperava-se que esta variável contribui-se para o crescimento do PIB regional.

Analisando economicamente esta variável, tendo como exemplo a região Nordeste para a qual o valor estimado desta variável foi de 0,0659, menor que a unidade, torna a variável inelástica em relação ao PIB. Podemos avaliar que esta variável contribui com cerca de 0,06% no crescimento do PIB.

A seguir, na Tabela 4, são apresentadas as equações que geram o equilíbrio no Balanço de Pagamentos da economia.

TABELA 4 – Equações de equilíbrio no Balanço de Pagamentos

Região	Função Estimada
Norte	$\log Y_{BP} = 1,34 \log X - 0,41 \log ER - 0,11 \log FK$
Nordeste	$\log Y_{BP} = 1,11 \log X - 0,06 \log ER + 0,07 \log FK$

Sul	$\log Y_{BP} = 2,01 \log X - 0,75 \log ER - 0,78 \log FK$
Sudeste	$\log Y_{BP} = 1,06 \log X - 0,08 \log ER + 0,11 \log FK$
Centro-Oeste	$\log Y_{BP} = 1,14 \log X - 0,25 \log ER + 0,15 \log FK$

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações

Na relação de longo prazo do balanço de pagamentos, feita a análise do modelo estendido, podemos afirmar que as variáveis que se co-integram com significância na relação de equilíbrio, e com maior contribuição para o crescimento do PIB são as variáveis renda interna e exportações para todas as macrorregiões brasileiras. Em algumas macrorregiões podemos acrescentar a variável do componente financeiro nessa relação de cointegração com exceção das regiões Norte e Sul. Os termos de troca como já mencionados são não-significantes na relação de cointegração.

As taxas de crescimento teóricas estimadas a partir da elasticidade-renda das importações estão descritas na Tabela 5 abaixo, assim como a taxa de crescimento efetiva da renda.

TABELA 5 – Taxas de crescimento econômico para o modelo básico, modelo estendido e efetiva

	Norte	Nordeste	Sul	Sudeste	Centro-Oeste
Modelo Original	4,15%;	2,80%	3,27%	3,40%	5,50%
Modelo estendido	3,10%	2,60%	3,04%	3,30%	3,10%
Taxa Efetiva	3,50%	3,10%	2,89%	2,90%	5,90%

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações

Como podemos observar nas macrorregiões Norte, Sul, e Sudeste a taxa de crescimento estimada pelo modelo original ficou acima da taxa crescimento de crescimento efetiva o que mostra que para estas regiões houve restrições em seu crescimento evidenciadas pelo modelo original. Nas regiões Nordeste e Centro-Oeste a taxa de crescimento estimada pelo modelo original ficou abaixo da taxa efetiva de crescimento evidenciando que estas regiões apresentaram crescimento além do equilíbrio no Balanço de Pagamentos.

Analisando as taxas de crescimento estimadas através do modelo estendido observa-se que nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, as taxas de crescimento ficaram abaixo da taxa efetiva mostrando que elas sofreram restrições ao crescimento econômico. Nas regiões Sul e Sudeste a taxa de crescimento estimada pelo modelo

estendido foi acima da taxa efetiva de crescimento o que mostrando que estas macrorregiões não sofreram restrições ao crescimento econômico.

Na região Centro-Oeste a taxa de crescimento estimada pelo modelo original foi o que mais se aproximou da taxa de crescimento efetiva, fato evidencia a lei de Thirlwall em si sem a inclusão do fluxo de capitais.

5. Considerações finais

Este trabalho se propôs a estudar o grau de importância das relações econômicas existentes entre o comércio internacional e o crescimento econômico das macrorregiões brasileiras, no período de 1991 a 2008, utilizando-se da metodologia de Vetores Auto Regressivos com Correção de Erros.

Para as macrorregiões Nordeste e Centro-Oeste foram encontradas evidências através do modelo original de que nestas regiões as transações comerciais com o resto do mundo no período estudado atuaram como forças inibidoras/restritivas ao crescimento econômico desses estados. O valor das estimações do modelo estendido para as regiões que se mostram nesta situação foram as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. Constatou-se também que os diferentes ritmos de crescimento destas regiões podem ser explicados pelos diferentes fluxos de comércio, e que apenas as transações de comércio com o resto do mundo é que realmente contribui para o crescimento econômico das macrorregiões.

A teoria de crescimento de Thirlwall sugere que além de procurar aumentar a produtividade é preciso que seja feitos esforços para aumentar o valor da elasticidade renda das exportações das macrorregiões brasileiras. O que também ficou evidente foi que, em algumas regiões, os fluxos de capitais não se mostraram significantes, evidenciando mais uma vez a Lei de Thirlwall original.

Para outras regiões o comércio ao invés de restringir, contribuiu para o crescimento da demanda agregada. Ao longo do tempo a demanda agregada se beneficiou das relações comerciais internacionais e as converteu em expansão da renda interna. Dentro deste contexto, em que a elasticidade renda das exportações foram superiores a elasticidade renda importação, determina-se que as contas externas não restringiram o crescimento econômico nesses estados como determina a teoria de Thirlwall.

Sugere-se assim, que a dinâmica das relações de crescimento econômico e comércio internacional instiga novos cenários que poderão ser observados e analisados com o passar do tempo, ou mesmo com outro método de investigação que permita sua aplicação em horizonte de tempo e número de informações econômicas reduzidas.

Referências

- CAMPOS, C. F.; ARIENTI, P. F. F.** *A importância das elasticidades-renda das importações para o crescimento econômico: uma aplicação do Modelo de Thirlwall ao caso brasileiro.* Ensaios FEE, Porto Alegre, v. 23, n. 2, p. 787-804, 2002.
- CARVALHO, V. R. S.; LIMA, G. T.** *Estrutura produtiva, restrição externa e crescimento econômico: a experiência brasileira.* Economia e Sociedade, Campinas, v. 18, n. 1 (35), p. 31-60, abr. 2009.
- CARVALHO, V. R. S.** *A Restrição Externa e a Perda de Dinamismo da Economia Brasileira: investigando relações entre estrutura produtiva e crescimento econômico.* Rio de Janeiro : BNDES, 2007.
- CARVALHO, D. F.; RIBEIRO, M. R.; SANTANA, A. C.; CARVALHO, A. C.** *Análises dos testes de cointegração e de correção de erro dos preços do café e do cacau no mercado internacional de futuros e opções.* Novos Cadernos NAEA v. 10, n. 1, p. 45-70, jun. 2007.
- LIMA, G. T.; CARVALHO, V. R.** *Macrodinâmica do produto e da renda sob restrição externa: a experiência brasileira no período 1930-2004.* Econ. aplic., São Paulo, v. 12, n. 1, p. 55-77, janeiro-março 2008.
- LIMA, G. T.; CARVALHO, V. R.** *A Restrição externa como fator limitante do crescimento econômico brasileiro: um teste empírico.* Anais do XXII Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Dezembro, 2005.
- MAYORGA, R. O.** *Análise de Transmissão de Preços do Mercado Atacadista de Melão do Brasil.* UFC, Fortaleza, 2006.
- MAIA, S. F.; NUNES, D. N.** *Abertura econômica e crescimento: abordagem de Thirlwall para estudos do desempenho da balança comercial brasileira.* UFPB, João Pessoa, 2006.
- MAIA, F. S.; LIMA, C. R.** *Analisando o Efeito da Taxa de Cambio Sobre as Exportações Agrícolas Brasileira Pós-Abertura Econômica.* 1º Workshop REDENORDESTE – Recortes Setoriais da Economia Nordestina – João Pessoa, 10 de novembro de 2003
- MAIA, S. F.; SILVA, C. C.; COSTA, C. K. F.** *Análise dos incentivos sobre a convergência entre estados da região nordeste do Brasil: um estudo empírico (1991-2007).* Revista Desenharia nº 7 / set. 2007.
- MARGARIDO, M. A.** *Teste de Co-integração de Johansen Utilizando o SAS.* Revista Agrícola. São Paulo, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004.
- MARGARIDO, M. A.; ANEFALOS, L. C.** *Testes de raiz unitária e o software SAS.* Agricultura em São Paulo, v. 46, n.2, p.19-45, 1999.
- NAKABASHI, L.** *O Modelo de Thirlwall com variações nas elasticidades.* Economia e Sociedade, Campinas, v. 16, n. 1 (29), p. 93-110, abr. 2007.
- XAVIER, C. L.; VIANA, F. D. F.** *Inserção externa e competitividade dos estados da região nordeste do Brasil no período 1995-2004.* Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 36, nº 3, jul-set. 2005.