

O PAPEL DA TAXA DE CÂMBIO, DA RENDA DOS PARCEIROS COMERCIAIS E DO PREÇO INTERNACIONAL DAS *COMMODITIES* NAS EXPORTAÇÕES DOS ESTADOS DO NORDESTE (1999 A 2012)

The role of exchange rate, income of trade partners and commodity international prices in the exports of the Northeast States (1999 to 2012)

Maria Elza de Andrade

Economista. Doutora em Economia pelo Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (IE/UFU). Professora da Faculdade de Ciências Econômicas, Departamento de Economia, Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Facem/UERN). elzaandrade@uern.br

Flávio Vilela Vieira

Economista. PhD em Economia, University of New Hampshire, EUA, Pós-Doutorado University of Glasgow, UK. Professor do Instituto de Economia e Relações Internacionais (UFU). flaviovieira@ufu.br

Resumo: O objetivo deste trabalho é analisar a influência da taxa de câmbio real efetiva, da renda externa ponderada pela participação dos dez principais parceiros comerciais e do preço internacional das *commodities* nas exportações de cada um dos nove estados da região Nordeste. A metodologia consiste na estimação de modelos de vetor autorregressivo (VAR) para cada um dos estados, com dados trimestrais referentes ao período de 1999 a 2012. O modelo contém quatro variáveis: exportações, taxa de câmbio real efetiva, renda externa ponderada e preço internacional de *commodities*. A análise da decomposição da variância (ADV) sugere que em média as exportações dos estados do Nordeste são explicadas predominantemente por sua própria dinâmica (81%), enquanto o preço das *commodities* tem uma participação de 8,2%, seguido por 5,8% da renda externa ponderada dos 10 parceiros comerciais e de 4% da taxa de câmbio real efetiva.

Palavras-Chave: Exportações; Estados do Nordeste; Modelos VAR.

Abstract: The goal of this work is to analyze the role of the real effective exchange rate, trade weighted foreign income based on the major ten export partners and the international commodity price for the exports of each one of the nine states of the Northeast region. The empirical methodology relies on the estimation of vector autoregressive models (VAR) for each state using quarterly data from 1999 to 2012. The estimated models include four variables: exports, real effective exchange rate, trade weighted foreign income and international commodity price. The variance decomposition analysis (VDA) suggests that on average the Northeast exports are explained predominantly by its own dynamics (81%), while the international commodity prices has a 8.2% contribution, followed by 5.8% of the traded weighted foreign income and 4% of the real effective exchange rate.

Keywords: Exports; Northeast States; VAR Models.

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste estudo é analisar a influência da renda dos dez principais parceiros comerciais, da taxa de câmbio real efetiva e do preço das *commodities* sobre as exportações de cada um dos estados da região Nordeste. Pretende-se estimar um modelo log-log com dados referentes ao período de 1999 a 2012 e contará com dados trimestrais referentes às exportações, uma *proxy* para a renda dos dez principais parceiros comerciais de cada estado do Nordeste, a taxa de câmbio real efetiva ponderada pelos dez principais parceiros comerciais do estado analisado e um índice de preço das *commodities* exportadas pelo estado. Para identificar a influência das variáveis sobre as exportações dos estados do Nordeste será estimado um modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) para cada estado e analisados os resultados com base na análise de decomposição da variância (ADV).

O período de 1999 a 2012 foi marcado por uma crise econômica mundial com efeitos sobre o comércio internacional a partir de meados de 2008. Como consequência, ocorreu o desaquecimento da economia em países desenvolvidos e importantes parceiros comerciais do Nordeste, gerando consequências negativas sobre os fluxos comerciais.

A teoria econômica usualmente atribui grande importância à taxa de câmbio para a determinação dos fluxos comerciais, de modo que um câmbio desvalorizado é considerado favorável às exportações. No Brasil, em 1999, teve fim o regime de câmbio rígido e com constantes sobrevalorizações, predominante pós-estabilização econômica de 1995 a 1998 e iniciou-se o regime de câmbio flexível, ainda com intervenções, esta foi a justificativa para o início do estudo a partir de 1999. A justificativa para o período temporal está atrelada à utilização da variável Taxa de Câmbio Real Efetiva que está sempre presente nos modelos de Exportações para captar o chamado Efeito Preço e medir o grau de competitividade das mesmas.

As exportações do Nordeste no período de 1999 a 2012 seguiu um padrão semelhante ao observado no Brasil. Apesar da trajetória na taxa de câmbio (R\$/US\$) as exportações brasileiras e nordestinas mantiveram-se crescentes até 2008. Neste período, as exportações do Nordeste tiveram um incremento de US\$ 149,9 milhões o que representa variação

de 360,5% em relação ao valor exportado de 1999, superior ao brasileiro de 312,2% (BRASIL, 2014).

Em 2009, a crise financeira internacional e o enfraquecimento da demanda mundial por produtos repercutiram no desempenho das exportações brasileiras. No Nordeste, as exportações declinaram 24,8% enquanto que no Brasil a queda foi de 22,7% (BRASIL, 2014). Neste ano, a redução das exportações nordestinas foi atenuada pela expansão do PIB nos países emergentes, de modo que parceiros tradicionais como Estados Unidos, Argentina e Holanda, perdem participação nas exportações do Nordeste, ao passo que crescem as vendas para novos destinos, especialmente China. A queda nas exportações nordestinas foi suavizada pelo acréscimo nas exportações de produtos básicos que possuem baixa elasticidade renda, como também pela expansão da demanda por *commodities* pelos países asiáticos.

Analisar os determinantes dos fluxos de comércio é um assunto que tem atraído pesquisadores tanto no meio acadêmico quanto em instituições de decisão política. E esse interesse pode ser justificado pela influência que a taxa de câmbio pode exercer sobre os resultados da Balança Comercial da economia. Ademais, torna-se consenso na literatura a visão de que o crescimento de uma economia não será realizado sem a contribuição do comércio exterior, de modo que a relação entre comércio exterior e renda mundial tem um papel importante no debate teórico.

Nas economias estaduais é também evidente a importância do comércio exterior, associada muitas vezes a ganhos de produtividade, efeitos de transbordamentos tecnológicos e geração de empregos, sendo alvos constantes de políticas governamentais, inclusive para pequenos e médios empreendedores. Além disso, é perfeitamente possível que análises das funções de exportação e importação aplicadas a países sejam replicadas para a economia local.

De maneira geral, é importante que sejam obtidas estimativas dos efeitos que certas variáveis exercem sobre as exportações. O cálculo desses efeitos pode ajudar a compreender como o comércio exterior dos estados tem sido afetado pelas políticas cambiais e de ajustamento do setor externo, bem como o conhecimento das elasticidades pode auxiliar os agentes ligados aos setores produtivos na tomada de decisão sobre produção e comercialização. A hipótese subjacente ao estudo é que o comportamento dos preços internacionais das

commodities tenha relevância no desempenho das exportações dos Estados Nordestinos, ao contrário do efeito esperado quanto a taxa de câmbio real efetiva e a *proxy* da renda externa.

Este trabalho está estruturado da seguinte forma: inicialmente é apresentada uma revisão de literatura referente ao tema, em seguida faz-se uma descrição das variáveis e do mecanismo para construção das mesmas. Prossegue-se detalhando os procedimentos econométricos e especificação do modelo e a análise dos resultados da ADV para os diferentes VAR estimados. Por fim, são expostas as considerações finais.

2 DESENVOLVIMENTO

É possível encontrar na literatura econômica estudos empíricos que têm como objetivo estimar funções de importação e exportação. Alguns analisam setores e produtos específicos que compõem a pauta de exportações, tanto de países quanto para estados. As pesquisas estão fundamentadas em aspectos micro e macroeconômicos, análise setorial e de competitividade e estimativas de forma agregada e desagregada.

Na literatura que trata dos determinantes dos fluxos de comércio internacional há uma razoável quantidade de estudos que propõem especificações de equações buscando compreender o comportamento das importações e exportações. Até a década de 1970, os modelos teóricos que predominavam trabalhavam basicamente com duas abordagens: a de uma economia pequena e o modelo competitivo de dois países. No primeiro modelo, as funções de demanda e oferta de exportações e importações eram consideradas infinitamente elásticas em relação ao preço, além de que o volume de exportações e importações dependiam das condições internas do país. No modelo competitivo, a elasticidade-preço era tida como finita e os fatores de demanda eram importantes na determinação da quantidade transacionada.

Rios (1987) destaca que os modelos que dominavam a análise econômica admitiam o equilíbrio de preços nos diferentes mercados, o que equivale à suposição de preços flexíveis de modo a igualar a oferta à demanda. No entanto, a constatação de que em alguns períodos as quantidades ofertadas eram diferentes das quantidades demandadas, justificou o desenvolvimento de duas modelagens que conside-

ravam a hipótese de desequilíbrio. Em uma delas, os preços foram considerados rígidos, na outra, o desequilíbrio era explicado pela lentidão no processo de ajustamento de preços e quantidades a seus valores de equilíbrio. Esta última abordagem influenciará o desenvolvimento dos modelos compostos por equações de ajustamento ou modelos dinâmicos e de funções de oferta e demanda tradicionais.

Em meados da década de 1990, os trabalhos empíricos que tratavam da estimação de determinantes de fluxos comerciais passaram a incorporar a preocupação metodológica da não estacionariedade das séries. Nesta linha, desenvolveram-se estudos utilizando técnicas de cointegração e modelos de correção de erros.

Nas seções seguintes, são apresentadas algumas contribuições empíricas da literatura nacional e internacional referentes aos determinantes dos fluxos de comércio exterior.

2.1 Determinantes das exportações no mundo

Goldstein e Khan (1978) desenvolveram um estudo no qual estimam dois modelos: um de equilíbrio entre quantidade ofertada e quantidade demandada, e outro de ajustamento parcial. Foram estimadas funções de demanda e oferta por exportações para os seguintes países: Bélgica, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Inglaterra e Estados Unidos. O período analisado compreendia de 1955 a 1970, com base de dados trimestrais. A função de demanda considerou que as exportações dependiam do preço das mesmas, das médias ponderadas dos preços de exportação e das rendas reais dos parceiros comerciais. A oferta foi especificada como função da relação entre os preços de exportação e os domésticos e de um índice de capacidade produtiva do país exportador.

Os resultados dos coeficientes de elasticidade preço da demanda foram negativos para todos os países, com exceção do Japão. Observou-se também que os resultados para elasticidade preços, estimados por máxima verossimilhança, foram em valores absolutos, superiores aos encontrados em estudos anteriores cujas estimações utilizaram o método dos mínimos quadrados ordinários. Quanto à elasticidade preço da oferta de exportações, esta teve sinal positivo, com exceção do Japão, cujo coeficiente apresentou resultado infinito para

o modelo com equilíbrio e negativa e próxima de zero para o modelo de desequilíbrio.

Considerando uma amostra de doze países em desenvolvimento, Reinhart (1995) examina a relação entre os preços relativos e as exportações e importações. Os dados são anuais e cobrem o período 1968-1992, de acordo com a disponibilidade para cada país. A autora menciona que a literatura empírica anterior tem frequentemente evidenciado a importância dos preços relativos sobre a determinação dos fluxos comerciais, de modo que a desvalorização cambial teria sido empregada como meio de corrigir desequilíbrios comerciais e promover o crescimento das exportações. No entanto argumenta que as vertentes mais recentes de estudos que levam em conta as propriedades de séries temporais como a não estacionariedade têm questionado a relação estável entre fluxos de comércio e seus determinantes tradicionais.

No referido trabalho, Reinhart (1995) utiliza a técnica de cointegração para estimar os parâmetros de elasticidade e analisar em que medida as importações e exportações dos países em desenvolvimento respondem às mudanças nos preços relativos dos produtos comercializados. A partir dos resultados, ela tira algumas conclusões sobre a eficácia de políticas de desvalorização frequentemente utilizadas. A autora constatou que os resultados específicos de cada país confirmaram a hipótese de que os preços relativos são importantes na determinação dos fluxos de comércio, no entanto, as elasticidades de preço relativos são bem abaixo da unidade, dando a entender que grandes oscilações de preços relativos são necessárias para produzir impactos significativos dos fluxos comerciais.

Obtendo resultados semelhantes ao de Reinhart (1995), Senhardji e Montenegro (1999) mensuraram as elasticidades preço e renda das funções de demanda por exportações de cinquenta e três países. Considerando a não estacionariedade das séries, foi utilizado um modelo de cointegração com dados para o período de 1960-1993. As variáveis independentes para a equação de exportação foram a renda dos parceiros comerciais dos países, medida pelo Produto Interno Bruto e ponderada pela participação de cada parceiro nas exportações totais do país exportador, e o preço relativo dos produtos exportados, calculado conforme Goldstein e Khan (1985).

Os resultados do estudo Senhardji e Montenegro (1999) indicam que os países em desenvolvimento

apresentam, em geral, elasticidades-preço menores do que os países industrializados, os países asiáticos têm elasticidades-preço significativamente mais elevadas do que ambos os países, industrializados e em desenvolvimento. Além disso, os países asiáticos se beneficiam de elasticidades-renda mais altas quando comparados ao resto do mundo em desenvolvimento, corroborando a opinião geral do qual o comércio tem sido um poderoso motor de crescimento na região. A África, por outro lado, enfrenta as mais baixas elasticidades-renda.

Utilizando o método de cointegração, Johansen, Bahmani-Oskoe e Niroomand (1998) estimaram as elasticidades para vinte e nove países desenvolvidos e em desenvolvimento para o período de 1960-1992. Os resultados indicaram que a condição Marshall-Lerner é satisfeita para a maior parte dos países. Arize (2001) também fez uso da análise de cointegração de Johansen para estimar a função de demanda por exportações para Singapura, para o período de 1973-1997. Os resultados evidenciaram uma relação de longo prazo e equilíbrio estável entre as exportações e seus determinantes, e sugerem que Singapura não satisfaz a condição de país pequeno e tomador de preços do comércio mundial.

Khedhiri e Bouazizi (2007) estimaram por meio de cointegração em painel a elasticidade da demanda por exportações da Tunísia. Foram considerados dados trimestrais das exportações para os seis principais parceiros comerciais europeus, no período de 1987 a 2004. Os resultados demonstraram que as exportações tunisianas são inelásticas em relação à taxa de câmbio real, e elástica quanto à renda externa. Complementa advertindo que a política de desvalorização da moeda tunisiana pode não ser muito eficaz na promoção do crescimento das exportações. A competitividade e reestruturação do setor exportador são apresentadas como alternativas mais eficientes.

Na literatura internacional acerca de exportações estaduais, o trabalho de Cronovich e Gazel (1998) traz uma contribuição para o uso de ponderações com a utilização dos parceiros comerciais do estado para a construção da taxa de câmbio real efetiva e renda externa ponderada para cada estado. Os autores argumentam que a utilização de pesos baseados na participação dos países nas exportações dos EUA era errônea, pois os estados poderiam ter parceiros comerciais que se desviavam da média nacional. Cronovich e Gazel estimaram um painel em efeitos

fixos com dados anuais de 1987 a 1991 para 50 estados e o Distrito de Colúmbia. Os resultados do lado da demanda indicam que as exportações estão positivamente correlacionadas com a renda dos parceiros comerciais de cada estado e a apreciação da taxa de câmbio real afeta negativamente as exportações com uma defasagem, possivelmente, decorrentes de contratos e rigidez nos preços.

2.2 Determinantes das exportações no Brasil

Uma contribuição empírica para os estudos de determinantes das exportações estaduais é encontrada no trabalho de Vieira e Haddad (2012). Os autores analisam a contribuição da taxa de câmbio real e da renda externa ponderada pelo comércio nas exportações estaduais do Brasil. Foram utilizados dados em painel para os vinte e sete estados da federação referente ao período de 1996 a 2009. A metodologia incluía a análise de dados em painel estático (efeitos fixos-(OLS) e dinâmico (sistema GMM). Tendo como referência o trabalho de Cronovich e Gazel (1998), a renda externa foi ponderada pela participação dos parceiros comerciais nas exportações de cada estado. Além das variáveis, taxa de câmbio real e renda externa ponderadas, foram incluídos na estimação o PIB dos estados¹ e o preço de *commodities*. Tanto o modelo estático quanto o sistema GMM indicam que as exportações do Brasil são inelásticas em relação à taxa de câmbio real e a renda externa ponderada, e elástica em relação ao PIB dos estados e o preço das *commodities*.

Com método similar ao utilizado por Goldstein e Khan (1978), Zini Júnior (1988) desenvolveu um estudo com o intuito de identificar e analisar a relevância das principais variáveis que afetam o comércio exterior. No artigo Zini Júnior utiliza dados trimestrais para o período de 1970 a 1986 referentes ao Brasil, e estima as funções de exportação e importação de forma desagregada para os grupos de produtos agrícolas, minerais, industrializado e total. O autor utiliza um modelo de equações simultâneas e mínimos quadrados em três estágios, assumindo a inexistência de perfeita substitutibilidade entre os bens importados e domésticos considerando ser possível estimar elasticidades finitas. Conclui que a demanda por exportações apresenta alta elasticidade renda e baixa elasticidade preço.

Zini Júnior (1988) argumenta que os resultados obtidos podem significar perda nos termos de troca, pois a baixa elasticidade preço da demanda significa que um aumento da oferta causa redução no preço de exportação, de modo que a resposta na receita de exportações pode ser insignificante. O autor cita a necessidade de providências para aumentar a elasticidade da demanda por exportações, uma vez que a baixa elasticidade preço da demanda causa efeito limitado sobre as receitas com exportações quando ocorre uma desvalorização da taxa de câmbio. Este fato é típico de economias cujo comércio exterior está baseado em produtos primários, em que um aumento da oferta provoca queda nos preços de exportação, no entanto a resposta na receita pode ser pequena.

O comportamento das exportações brasileiras de manufaturados foi objeto do trabalho de Braga e Markwald (1983). Para tanto, foi utilizado um modelo de equações simultâneas, estimado pelo método de mínimos quadrados em três estágios, e construído com dados anuais de 1959 a 1981. A quantidade de manufaturados foi medida pelo *quantum* de exportações da indústria de transformação. Outras variáveis foram o preço das exportações de manufaturados, medida pelo índice de preços de exportação da indústria de transformação, taxa de câmbio nominal, índice de preços domésticos, preço mundial das exportações de manufaturados, índice de incentivos fiscais à exportação, volume das importações mundiais como *proxy* da renda mundial e utilização da capacidade da indústria. Os resultados indicaram que a demanda mundial de exportações brasileiras é bastante sensível às variações nos preços e na renda mundial.

Portugal (1992; 1993) realiza a estimação e análise de modelos de exportações e importações que consideram as questões de não estabilidade e instabilidade dos parâmetros. O autor questiona trabalhos anteriores que não tratavam adequadamente da possível não estacionariedade das séries. O estudo abrangia o setor industrial no Brasil, tendo periodicidade anual e trimestral, em um horizonte de 38 anos. As estimações utilizaram mínimos quadrados em dois estágios, e tinham como objetivo saber se as mudanças na política comercial brasileira e eventos internacionais tiveram impactos sobre a estabilidade dos coeficientes. Os resultados apontam instabilidades dos parâmetros no caso de importações totais de bens de capital e estabilidade nos parâmetros para as exportações.

¹ A justificativa teórica para inclusão do PIB dos estados na estimação reside no fato dos autores desejarem saber se o tamanho dos estados é importante para o desempenho das exportações

Utilizando uma metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR), Castro e Cavalcanti (1998) realizaram previsões condicionais à evolução futura das variáveis determinantes das exportações. Os autores usam dados das exportações totais e desagregadas para os produtos manufaturados e semimanufaturados, referente ao período de 1955-1995. Além disso, fazem simulações para o período de 1996-2000 sob distintos cenários correspondentes a diferentes hipóteses de crescimento do PIB e taxa de câmbio real. A conclusão atesta a validade do uso das equações estimadas para fins de previsão condicionada à evolução das exportações e importações totais e desagregadas.

Os determinantes do desempenho exportador para as exportações totais do Brasil e para o *quantum* exportado de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos foi analisado por Cavalcanti e Ribeiro (1998). A série de dados compreendia observações mensais entre 1977 e 1996, e foi empregado um modelo de vetores autorregressivos e cointegração. As variáveis utilizadas nas estimações foram os índices de *quantum* e de preços de exportação para manufaturados, básicos e semimanufaturados, índice de preço das vendas domésticas em US\$, índice de preço das importações dos países industrializados, índice das importações dos países industrializados em valor real, índice de produção física da indústria geral, PIB, índice de produto potencial e índice de utilização da capacidade produtiva.

Para as exportações totais as estimações não apresentaram resultados satisfatórios. Foi constatado que em todas as categorias de produtos analisados o preço é uma variável muito significativa, e pode ser interpretada como uma desvalorização cambial em termos de estímulo às exportações. Quanto às equações de curto e longo prazo: para os produtos básicos a elasticidade preço foi próxima de 1, evidenciando a importância desta variável para o crescimento das exportações da referida categoria; para os manufaturados e semimanufaturados o modelo não consegue explicar o componente que gerou o crescimento das exportações no período analisado, sendo o crescimento do *quantum* de exportações explicado por uma tendência de longo prazo. De forma geral, os resultados sugerem que as exportações de produtos básicos dependem das condições de demanda do mercado internacional, ao passo que as exportações de produtos industrializados respondem aos fatores de oferta, como taxa de rentabilidade e, provavelmente, capacidade produtiva.

Ferreira (1998) analisa os determinantes das exportações agregadas do Brasil considerando diferentes mercados compradores (Estados Unidos, Japão, Argentina, Itália, Reino Unido, Países Baixos, Bélgica, Alemanha) de 1967 a 1992, com dados trimestrais. O autor considera que as elasticidades podem variar significativamente conforme o destino das exportações. Os resultados das estimações econométricas por médias móveis demonstraram que independente dos mercados, os coeficientes da elasticidade renda foram superiores à unidade em todos os casos, com valores variando de 1,21 (Bélgica) a 2,99 (Argentina).

Quanto à influência da taxa de câmbio sobre as exportações, foram estimados dois efeitos, taxa de câmbio 'direto' e taxa de câmbio 'cruzada', este último relacionado às variações nas exportações quando as mesmas são substitutas ou complementares às de outros países. Considerando apenas os valores estatisticamente significativos, constatou-se que, de forma geral, as exportações são mais sensíveis às variações na renda mundial que nos preços.

Visando conhecer as variáveis que interferem na quantidade exportada e importada do setor agropecuário, Carvalho e Negri (1999) estimam um modelo econométrico com dados trimestrais para os *quantums* de produtos agropecuários importados e exportados pelo Brasil. Para as exportações, os autores empregaram o modelo de vetor autorregressivo e de cointegração de *Johansen*. Observou-se que a taxa de câmbio real pouco afeta as exportações, ao contrário do nível de atividade mundial que tem grande importância sobre o *quantum* exportado. Observa-se a existência de um ajustamento no curto prazo, de forma que o nível de atividade mundial afeta as decisões dos exportadores no trimestre seguinte enquanto a elevação no câmbio real tem efeito negativo imediato sobre as exportações de produtos agropecuários.

Utilizando metodologia de dados em painel, Pimentel e Haddad (2004) investigam o comportamento das exportações de oito estados brasileiros para o período de 1991 a 2000. Os fluxos comerciais regionais são explicados pela renda externa e taxa de câmbio internacional, no entanto, tais variáveis são construídas para cada unidade da federação por meio da ponderação por sua importância no comércio de cada estado, assim como nos trabalhos de Cronovich e Gazel (1998). Também são inseridos nas estimações os termos de troca e gas-

tos dos salários externos, esta última tem o intuito de captar o volume de gastos com salários no exterior, espera-se um efeito negativo de ampliação dessa variável sobre as exportações. Os resultados revelaram uma elasticidade renda da demanda positiva e menor que um, ao passo que o efeito da desvalorização cambial em alguns dos modelos estimados apresentou sinal contrário à teoria econômica. Quanto aos termos de troca e gastos com salários externos, ambos mostraram exercer efeitos negativos sobre as exportações.

A estimação das elasticidades preço e renda das exportações dos estados do Brasil foi estimada por Neves e Lélis (2007) por meio de dados em painel, referente ao período de 1992 a 2004. As variáveis utilizadas foram as exportações estaduais e as importações mundiais (*proxy* da renda internacional), ambos em valores monetários, além da taxa de câmbio real por estados e grau de utilização da capacidade instalada na indústria. Constatou-se que as exportações respondem de forma elástica às variações nas importações mundiais e de forma inelásticas às variações na taxa de câmbio. Os autores destacam, no entanto, que quando estimada a elasticidade de forma agregada fica evidente a influência do estado de São Paulo sobre os resultados obtidos, e relaciona este efeito em grande medida aos produtos que compõem a pauta de exportações do referido estado. Os resultados sugerem que desempenho exportador dos estados analisados parece estar mais relacionado às dinâmicas das economias locais do que a variáveis conjunturais, tais como taxa de câmbio.

Realizando análise com abrangência estadual, Almeida Padrão et al. (2010) analisam os fatores que afetam a exportação mineira de café. Empregam a metodologia de vetores autorregressivos e vetor de correção de erro, e conclui que a taxa de câmbio e o preço externo são as principais variáveis que afetam a quantidade exportada de café. Chegando à conclusão semelhante, e adotando a análise de VAR, Freire Jr. et al. (2010) investiga a influência do câmbio sobre as exportações cearenses de calçados. Os autores empregam dados trimestrais de 1996 a 2009, e concluem que o câmbio e a renda mundial têm forte influência sobre as exportações de calçados cearenses.

Pereira e Ribeiro Justo (2011) analisam o fluxo de exportações do estado do Ceará através dos Vetores Autorregressivos (VAR). Para tanto, utilizam

dados mensais de janeiro de 1997 a dezembro de 2009 referentes ao valor exportado, taxa de câmbio ponderada pelos dezesseis principais parceiros comerciais do Brasil e importações como *proxy* da renda mundial. Os resultados demonstram que o setor exportador cearense consegue recuperar-se a curtíssimo prazo de choques provenientes em alterações na conjuntura econômica, levando de seis a sete meses para retornar ao equilíbrio original. Os autores observam que a pauta de exportação composta em sua maioria por bens de consumo não duráveis e inelásticos pode explicar a velocidade de recuperação do setor exportador, tendo em vista que estes funcionariam com um “colchão” anticíclico devido à menor perda de receitas em épocas de crise. Quanto à renda mundial, os testes apresentam uma relação unidirecional em que a renda mundial causa a taxa de câmbio real efetiva e esta, posteriormente, afeta as exportações.

Schettini et al. (2012) estima funções de exportações agregadas para o Brasil. As estimações empregaram dados trimestrais referentes ao primeiro trimestre de 1995 ao terceiro trimestre de 2009, tendo como variáveis exógenas a taxa de câmbio real e o valor das importações como *proxy* da renda mundial. As exportações foram consideradas em valores monetários, com dados das Contas Nacionais divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As especificações econométricas basearam-se na teoria da cointegração com modelos uniequacionais. Três procedimentos foram empregados, considerando distintas formas de não linearidade: cointegração por MQO, regressões *Markov-Switching* e modelo estrutural ou espaço-estado. Para o longo prazo, os resultados dos três procedimentos apresentaram resultados semelhantes, indicando que as exportações são altamente sensíveis às variações na renda mundial, cujos coeficientes de elasticidade renda oscilaram entre 1 e 1,2 e elasticidade preço manteve valores próximo de 0, demonstrando que a taxa de câmbio real tem impacto insignificante sobre o comportamento das exportações. Quanto à dinâmica de curto prazo foi constatada que a renda tem impacto relevante sobre as exportações, apresentando em algumas especificações coeficientes superiores aos de longo prazo. O impacto da taxa de câmbio sobre as exportações foi praticamente nulo no curto prazo.

3 MODELOS E RESULTADOS

3.1 Descrição dos Dados e Variáveis

Para a análise empírica foram necessários dados referentes ao valor das exportações de cada um dos estados da região Nordeste, Produto Interno Bruto dos dez principais parceiros comerciais de cada estado, taxa de câmbio, e índice de preços

ao consumidor e índice internacional de preço das *commodities*. Os dados correspondem ao período de 1999 a 2012. O Quadro 1 na sequência sistematiza as variáveis a serem utilizadas.

O modelo para exportações a ser estimado considera que as exportações de bens e serviços são influenciadas pela taxa de câmbio real efetiva, pela renda dos dez principais parceiros comerciais do estado analisado e o preço internacional das *commodities*.

Quadro 1 – Descrição das Variáveis

	Medida	Fonte	Frequência
Exportações dos Estados do Nordeste	Milhões de US\$	MDIC/SECEX – Sistema AliceWeb	Trimestral
PIB dos 10 principais parceiros comerciais de cada estado (<i>proxy</i>) da renda	US\$ (Milhões)	World Development Indicators	Anual *
Taxa de Câmbio nominal bilateral	Unidade de moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira	IFS, IMF	Trimestral
Índice de Preços ao Consumidor	IPC dos principais parceiros comerciais	IFS, IMF	Trimestral
Índice de Preços Doméstico (Brasil)	IPCA	IFS, IMF	Trimestral
Índice de Preços das <i>commodities</i>		IFS, IMF	Trimestral

Fonte: elaborado pelos autores.

Nota: * Dada a não disponibilidade de dados trimestrais para o PIB dos parceiros comerciais, utilizou-se o *software Eviews 8* e o método *linear-match-last* para alterar a frequência dos dados, de anual para trimestral.

O comportamento das exportações pode ser representado pela seguinte função:

$$X = f(e, y^*) \quad (1)$$

Em que:

X = exportações (milhões de US\$)

e = taxa de câmbio real efetiva (levando em conta o pesos dos 10 parceiros comerciais de cada estado do Nordeste)

y^* = renda mundial ponderada pelos 10 parceiros comerciais de cada estado do Nordeste

Para a estimação do modelo de exportações, será utilizado o método de Vetores Autorregressivos (VAR). Para estimação, optou-se pelo uso do modelo log-log, antes, porém foi necessário calcular a taxa de câmbio real efetiva, calculada pela média aritmética das taxas de câmbio reais bilaterais, ponderada pela participação de cada país nas exportações totais do estado, bem como a *proxy* para a renda externa ponderada pelos parceiros comerciais de cada estado. As ponderações utilizadas são as participações dos 10 principais parceiros comerciais no total das exportações para cada um dos 9 estados do Nordeste. As participações (*share*) dos países nas exportações de cada estado do Nordeste foram extraídas do Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (Ali-

ceWeb) da Secretaria de Comércio exterior, para os anos de 1999 a 2012.

A *proxy* para a renda externa ponderada pelos 10 parceiros comerciais será calculada da seguinte forma:

Para o trimestre t a participação do país j nas exportações do estado i é dada por:

$$S_{t,i,j} = X_{t,i,j} / \sum_k X_{t,i,k} \quad (2)$$

Em que:

$S_{t,i,j}$ = é a participação (*share*) do país j nas exportações do estado i no tempo t ;

$X_{t,i,j}$ são as exportações do estado i ($i=1$ a 9) para o país j no tempo t .

A renda externa ponderada ($Y_{t,i}^*$) do parceiro comercial j no trimestre t para o estado i , será construída conforme a equação 3. Cabe destacar que os parceiros comerciais j se alteram no tempo e variam entre os estados.

$$Y_{t,i}^* = \sum_{j=1}^{10} S_{t,i,j} PIB_{t,j} \quad (3)$$

Sendo:

$Y_{t,i}^*$ = renda externa ponderada dos parceiros comerciais do estado i no período t

$PIB_{t,j}$ = PIB do país j no período t

Para a construção da taxa de câmbio real para cada estado são utilizados dados da taxa de câmbio nominal (em moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira) denotadas por $E_{t,j}$, o IPC de cada parceiro comercial j dado por $P_{t,j}$ e do Brasil $P_{t,i}$. Deste modo a taxa de câmbio real entre os estados i e cada parceiro comercial j no ano t é dada por:

$$e_{t,i,j} = E_{t,j}P_{t,j}/P_{t,i} \quad (4)$$

A taxa de câmbio real efetiva ponderada para o estado i no tempo t ($e_{t,i}^{TW}$) é dada por:

$$e_{t,i}^{TW} = \sum_j S_{t,i,j} e_{t,i,j} \quad (5)$$

Como *proxy* da Renda Externa foi usado o Produto Interno Bruto dos parceiros comerciais de cada um dos estados do Nordeste. Dada a não disponibilidade de dados trimestrais, utilizou-se o

$$X_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_i e_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_i Y^{*TW}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_i PC_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$e_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \gamma_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \vartheta_i e_{t-i} + \sum_{i=1}^k \Phi_i Y^{*TW}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \tau_i PC_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

$$Y^{*TW} = \alpha_3 + \sum_{i=1}^k \delta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_i e_{t-i} + \sum_{i=1}^k \sigma_i Y^{*TW}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \eta_i PC_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (8)$$

$$PC_t = \alpha_4 + \sum_{i=1}^k \psi_i PC_{t-i} + \sum_{i=1}^k \omega_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \rho_i e_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_i Y^{*TW}_{t-i} + \varepsilon_{4t} \quad (9)$$

Onde:

X = valor das exportações (em milhões US\$);

e = taxa de câmbio real efetiva (índice 2005=100) utilizando as participações relativas nas exportações de cada estado dos 10 principais parceiros comerciais;

software Eviews 8 para alterar a frequência da série do PIB dos 10 parceiros comerciais de cada um dos 9 estados do Nordeste, de anual para trimestral. A frequência dos dados foi alterada pelo uso do método *Linear-match last*, pelo mesmo assume-se que a renda mundial cresce linearmente ao longo do tempo. Por esse método é inserida a observação de menor valor no último período dos dados de maior frequência, em seguida é executada uma interpolação linear para preencher os dados que faltam.

A análise das exportações dos estados do Nordeste pode ser representada por um modelo VAR que tem como intuito analisar a resposta das exportações a choques na taxa de câmbio, na renda externa dos principais parceiros comerciais e no preço das *commodities* no mercado internacional. Algebricamente, corresponde a um sistema com quatro variáveis interdependentes e relacionadas por uma memória autorregressiva da seguinte forma:

Y^{*TW} = renda mundial (utilizando como *proxy* o PIB dos 10 principais parceiros comerciais);

PC = preço das *commodities* no mercado internacional.

O quadro 1 apresenta a nomenclatura das variáveis utilizadas nas estimações dos modelos VAR.

Quadro 2 – Nomenclatura das Variáveis para Estimação dos Modelos VAR

LEXPAL	Logaritmo das exportações do estado de Alagoas
LEXPBA	Logaritmo das exportações do estado da Bahia
LEXPCE	Logaritmo das exportações do estado do Ceará
LEXPMA	Logaritmo das exportações do estado do Maranhão
LEXPPE	Logaritmo das exportações do estado de Pernambuco
LEXPPI	Logaritmo das exportações do estado do Piauí
LEXP RN	Logaritmo das exportações do estado do Rio Grande do Norte
LEXPSE	Logaritmo das exportações do estado de Sergipe
LRDEXTAL	Logaritmo da renda externa ponderada correspondente ao estado de Alagoas
LRDEXTBA	Logaritmo da renda externa ponderada correspondente ao estado da Bahia
LRDEXTCE	Logaritmo da renda externa ponderada correspondente ao estado do Ceará
LRDEXTMA	Logaritmo da renda externa ponderada correspondente ao estado do Maranhão
LRDEXTPB	Logaritmo da renda externa ponderada correspondente ao estado da Paraíba

LRDEXTPE	Logaritmo da renda externa ponderada correspondente ao estado de Pernambuco
LRDEXTPI	Logaritmo da renda externa ponderada correspondente ao estado do Piauí
LRDEXTRN	Logaritmo da renda externa ponderada correspondente ao estado do Rio Grande do Norte
LRDEXTSE	Logaritmo da renda externa ponderada correspondente ao estado de Sergipe
LTCREFAL	Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva do estado de Alagoas
LTCREFBA	Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva do estado da Bahia
LTCREFCE	Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva do estado do Ceará
LTCREFMA	Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva do estado do Maranhão
LTCREFPB	Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva do estado da Paraíba
LTCREFPE	Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva do estado de Pernambuco
LTCREFPI	Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva do estado do Piauí
LTCREFRN	Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva do estado do Rio Grande do Norte
LTCREFSE	Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva do estado de Sergipe
LPNFUEL	Logaritmo do índice de preço internacional das <i>commodities</i> não energéticas
LPCOM	Logaritmo do índice de preços internacional de todas as <i>commodities</i> energéticas e não energéticas
LPSUGAR	Logaritmo do índice de preços internacional do açúcar
LPFOOD	Logaritmo do índice de preços internacional de alimentos

Fonte: elaborado pelos autores.

Para se definir o número de defasagens apropriadas optou-se pelos critérios de Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Criterion (SC) e Hannan-Quinn (HQ) e escolheu-se o modelo que oferecia os valores que minimizam esses critérios. Este procedimento é necessário, pois a introdução de muitas defasagens pode ocasionar erros de estimação dado à perda de graus de liberdade na estimação dos parâmetros devido à alta multicolinearidade entre as variáveis, apesar disso, o conjunto de coeficientes pode ser significativo pelo teste F. Por outro lado, um número de defasagens insuficientes compromete a precisão de previsão do modelo por conta da omissão de variáveis defasadas relevantes.

A fim de estabelecer o ordenamento das variáveis do modelo VAR é recomendado realizar o Teste de Exogeneidade *Granger-Block* (*Granger Block Exogeneity Test*). A variável que apresenta o menor valor para a estatística de Granger-Block é a variável mais exógena e a que apresenta o maior valor é a mais endógena.² Após estimar o VAR podem-se analisar os resultados do modelo por meio da análise de decomposição da variância (ADV).

O tratamento dos dados iniciou-se pela verificação da estacionariedade das séries por meio dos testes ADF, PP, KPSS e DF-GLS (Ver Tabelas 1A a 10A do Apêndice). Ressalta-se que para a determinação da ordem de integração foi observado o resultado obtido na maioria dos testes. Quando não

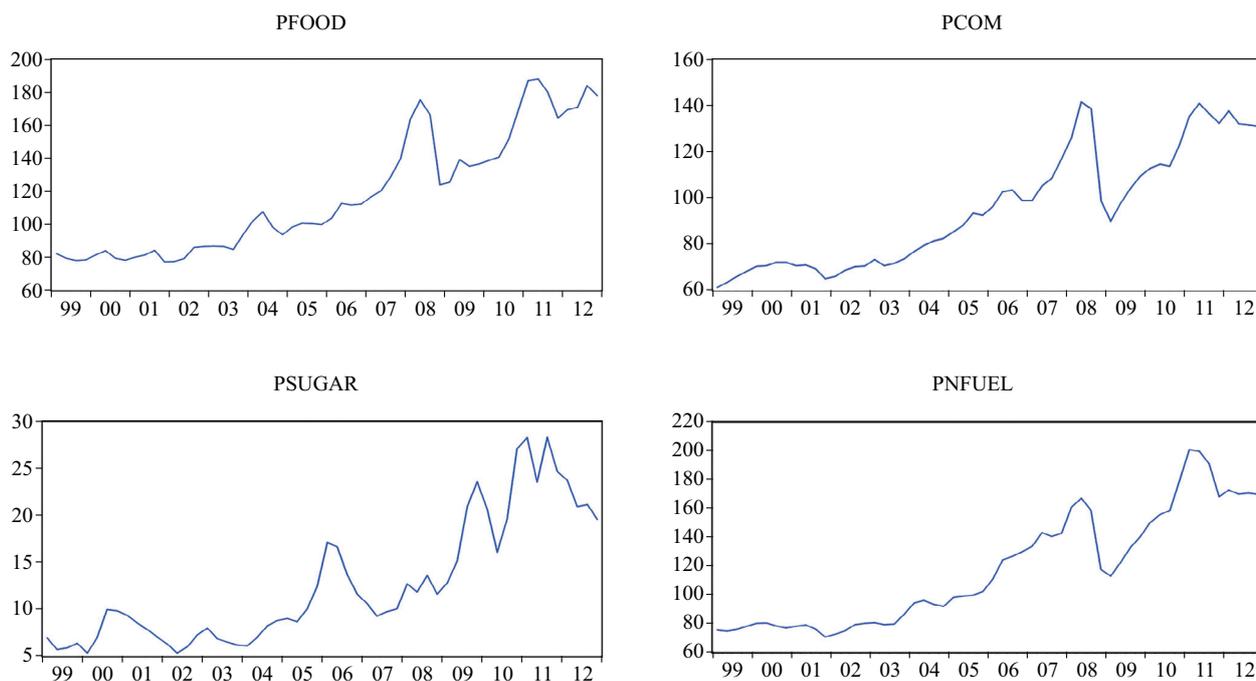
foi possível chegar às mesmas conclusões, optou-se pelo DF-GLS dado seu maior poder estatístico. Para as variáveis identificadas como não estacionárias em nível, foram repetidos os testes para as séries em primeira diferença a fim de constatar se as mesmas eram estacionárias em primeira diferença, ou seja, integradas de ordem 1, I (1).³

A seguir, é apresentada a evolução entre os anos de 1999 a 2012 dos preços internacionais das *commodities* utilizadas no modelo VAR. Acredita-se que o movimento dos preços das *commodities* ajude a compreender o desempenho das exportações, na medida em que a elevação dos preços no mercado internacional tende a impulsionar as exportações de países que produzem estes bens.

A Figura 1 demonstra que, com exceção do índice de preço do açúcar, as demais *commodities* apresentaram queda entre os anos de 2008 e 2009, possivelmente, decorrente dos efeitos da crise internacional. Destaca-se que o crescimento do preço das *commodities* no período analisado foi expressivo, e não obstante a crise, percebe-se que o movimento de recuperação nos preços foi rápido, iniciando nos anos seguintes.

2 Os resultados dos testes *Granger Block* de exogeneidade não são apresentados no artigo, mas podem ser solicitados aos autores.

3 Os resultados dos testes de estacionariedade com quebras (CLEMENTE; MONTANÉS; REYES, 1998) indicam que as quebras ocorreram no primeiro trimestre de 2004 para todos os Estados do Nordeste, com exceção da Bahia onde a quebra ocorreu no terceiro trimestre de 2004. Além disso, o teste de estacionariedade (hipótese nula é de não estacionariedade) indica que para a série das exportações, apenas no caso da Bahia a série é não estacionária, enquanto para os demais Estados as exportações são estacionárias.

Figura 1 – Evolução do preço internacional das *commodities* selecionadas

Fonte: IFS, FMI (2014).

O modelo VAR foi estimado para os nove estados do Nordeste. Para o estado de Alagoas a variável incluída foi LPSUGAR, tendo em vista que no período analisado a pauta de exportações do estado constitui-se basicamente de bens ligados ao setor sucroalcooleiro. Para os estados de Bahia e Maranhão, a variável introduzida foi LPCOM. Ceará, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe foi incluída a variável LPFOOD e o para o estado da Paraíba a variável LPNFUEL.⁴

Após concluída a fase de identificação e estimação do modelo VAR, na seção seguinte serão apresentados os resultados do modelo VAR tendo como instrumento a análise de decomposição da variância (ADV) que será apresentada para cada estado do Nordeste.

3.2 Análise da Decomposição da Variância

A análise da decomposição da variância do modelo para as exportações de Alagoas, exposta na Tabela 1, indica que aproximadamente 77% das exportações alagoanas são explicadas por ela mesma. A mudança no índice de preço da *commodity* açúcar contribui com 12,3% para explicar

a variância no erro de previsão das exportações do estado de Alagoas. Observa-se que, ao longo do tempo, cresce a importância da renda externa ponderada para explicar as exportações estaduais, esta passou de 1% no segundo período para 9,6% no décimo período.

Tabela 1 – Decomposição da Variância de LEXPAL 1999 T1 a 2012 T4

Período	LEXPAL	LRDEXTAL	LTCREFAL	D(LPSUGAR)
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
5	78,6136	8,170726	1,049477	12,51843
10	76,98617	9,588681	1,120651	12,30449

Fonte: Cholesky Ordering: LEXPAL LRDEXTAL LTCREFAL D(LPSUGAR).

A Tabela 2 apresenta a decomposição da variância das exportações para o estado da Bahia. Verifica-se pelo exposto que as exportações baianas são explicadas quase que exclusivamente por ela própria, com contribuições acima de 80%. Observa-se, no entanto, que ao longo dos períodos ocorre uma ligeira queda na importância das exportações para explicar a variância do erro de previsão das exportações acompanhado de um aumento na contribuição de índice de preços internacional das *commodities* que passa de 1,37% para 6,95% em dez períodos. As mudanças na renda externa ponderada e na taxa de câmbio real efetivo são responsáveis

4 Os modelos VAR estimados para os diversos estados foram: Alagoas VAR(1), Bahia VAR(2), Ceará VAR(2), Maranhão VAR(3), Paraíba VAR(3), Pernambuco VAR(2), Piauí VAR(3), Rio Grande do Norte VAR(2) e Sergipe VAR(3).

respectivamente por 6,7% e 2,61% na explicação do comportamento das exportações da Bahia.

Tabela 2 – Decomposição da Variância de LEXP-BA 1999 T1 a 2012 T4

Período	LEXPBA	LPCOM	D(LRDEXTBA)	D(LTCREFBFA)
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
5	87,77806	4,297834	6,101086	1,823021
10	83,70847	6,950793	6,721248	2,619489

Fonte: Cholesky Ordering: LEXPBA D(LTCREFBFA) LPCOM D(LRDEXTBA).

A variável LEXPCE é a principal variável para explicar o comportamento da variância nos erros de previsão das exportações cearenses conforme mostra a Tabela 3. O índice de preço da *commodity* alimentos apresentou ao longo dos períodos um aumento na contribuição para explicar o comportamento das exportações cearenses, passando de 3,13% para 8,25% em dez períodos. A mudança na taxa de câmbio real efetivo exerce pouco impacto sobre as exportações (2,5%) e a alteração na renda externa ponderada responde por 8,57%.

Tabela 3 – Decomposição da Variância de LEXP-CE 1999 T1 a 2012 T4

Período	LEXPCE	LPFOOD	D(LRDEXTCE)	D(LTCREFCE)
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
5	85,82064	4,525619	7,260369	2,393370
10	80,66231	8,257091	8,573930	2,506666

Fonte: Cholesky Ordering: LEXPCE D(LRDEXTCE) LPFOOD D(LTCREFCE).

As exportações do estado do Maranhão são explicadas 90,2% por ela própria, conforme pode-se observar na Tabela 4. A análise da variância do erro de previsão das exportações maranhenses indica que o preço das *commodities* contribui com 3,78% para a explicação do comportamento das exportações do estado e a mudança na taxa de câmbio real efetivo com 5,09%. A alteração na renda externa ponderada pouco contribui para explicar o desempenho das exportações do estado do Maranhão respondendo por percentuais inferiores a 1%.

Tabela 4 – Decomposição da Variância de LEXP-MA 1999 T1 a 2012 T4

Período	LEXPMA	LPCOM	D(LRDEXTMA)	D(LTCREFMA)
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
5	91,19160	3,577614	0,312846	4,917940
10	90,25598	3,781779	0,862822	5,099417

Fonte: Cholesky Ordering: LEXPMA LPCOM D(LRDEXTMA) D(LTCREFMA).

A análise da decomposição da variância para as exportações da Paraíba (Tabela 5), demonstram que 76,1% do comportamento das exportações são explicadas por ela própria. A renda externa ponderada e o preço das *commodities* não energéticas também exercem contribuição significativa para explicar a variância no erro de previsão das exportações, respondendo cada um no décimo período por 13,30% e 7,76%. A variável D(LTCREFPB) tem pouca influência sobre as exportações paraibanas, sendo responsável por 2,82%.

Tabela 5 – Decomposição da Variância de LEXP-PB 1999 T1 a 2012 T4

Período	LEXPB	LPNFUEL	LRDEXTPB	D(LTCREFPB)
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
5	79,01993	6,234628	11,89623	2,849219
10	76,10421	7,764856	13,30483	2,826112

Fonte: Cholesky Ordering: LEXPB LRDEXTPB LPNFUEL D(LTCREFPB).

Conforme pode-se observar na Tabela 6, o comportamento das exportações de Pernambuco pode ser explicado 79,65% por ela mesma. O índice de preços da *commodity* alimentos também exerce contribuição importante na explicação da variância do erro de previsão das exportações (11,79%). Houve ao longo dos períodos um pequeno aumento na contribuição da variável D(LRDEXTPE), passando de 3,5% para 6,85%. Quando a LTREFPE, esta não exerce contribuição significativa na explicação do comportamento das exportações do estado de Pernambuco (1,68%).

Tabela 6 – Decomposição da Variância de LEXP-PE 1999 T1 a 2012 T4

Período	LEXPPE	LPFOOD	D(LRDEXTPE)	LTCREFPE
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
5	84,62025	7,343823	6,444067	1,591859
10	79,65405	11,79972	6,857484	1,688745

Fonte: Cholesky Ordering: LEXPPE D(LRDEXTPE) LPFOOD LTCREFPE.

As exportações do Piauí foram a principal variável para explicar o comportamento dela própria, respondendo com 70,39% na explicação da variância do erro de previsão das exportações piauienses (Tabela 7). LPFOOD e LTCREFPI também exercem contribuição significativa de 12,11% e 14,92% respectivamente. Observa-se que, ao longo do tempo, a contribuição das exportações tem se reduzido ao passo que está aumentando a contribuição do preço das

commodities alimentos e da taxa de câmbio real efetiva. Com contribuição menor na explicação das exportações do Piauí, LRDEXPI respondeu por 2,56%.

Tabela 7 – Decomposição da Variância de LEXP-PI 1999 T1 a 2012 T4

Período	LEXPPI	LPFOOD	LRDEXTPI	LTCREFPI
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
5	73,99187	9,620409	2,319868	14,06786
10	70,39222	12,11558	2,562946	14,92926

Fonte: Cholesky Ordering: LEXPPI LPFOOD LTCREFPI LRDEXTPI.

A análise da decomposição da variância das exportações norte-rio-grandense, exposta na Tabela 8, indica que 90% da variância do erro de previsão das exportações pode ser explicada por ela própria. LPFOOD contribui com 8,26% para explicar o comportamento das exportações do estado, enquanto que D(LRDEXTRN) e D(LTCREFRN) exercem pouca influência para explicar as exportações do estado do Rio Grande do Norte, 0,11% e 1,28% respectivamente.

Tabela 8 – Decomposição da Variância de LEX-PRN 1999 T1 a 2012 T4

Período	LEXPRN	LPFOOD	D(LRDEXTRN)	D(LTCREFRN)
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
5	95,24345	3,693430	0,084207	0,978917
10	90,33441	8,267419	0,114781	1,283391

Fonte: Cholesky Ordering: LEXPRN LPFOOD D(LTCREFRN) D(LRDEXTRN).

Tabela 10 – Valores Médios para os nove estados do Nordeste - Análise VAR

Estados/Variáveis	Exportações	Preço <i>Commodities</i>	Renda Externa	Taxa Câmbio Real Efetiva
Alagoas	76,98	12,3	9,58	1,12
Bahia	83,7	6,95	6,72	2,61
Ceará	80,66	8,25	8,57	2,5
Maranhão	90,25	3,78	0,86	5,09
Paraíba	76,1	7,76	13,3	2,82
Pernambuco	79,65	11,79	6,85	1,68
Piauí	70,39	12,11	2,56	14,92
Rio Grande do Norte	90,33	8,26	0,11	1,28
Sergipe	88,21	3,12	4,19	4,46
Média 9 Estados	81,81	8,26	5,86	4,05

Fonte: elaborada pelos autores.

Nota: Os dados indicam o efeito médio para os 9 Estados do Nordeste após 10 períodos da ADV.

Uma possível explicação para o resultado indicando um elevado percentual de dependência das exportações em função delas mesmas pode estar atrelada a fatores como o próprio histórico / especialização de cada Estado em uma gama restrita de produtos / *commodities*, e menos em função dos chamados efeitos preço ou renda como os modelos teóricos sugerem.

Conforme pode-se constatar na Tabela 9, a análise da decomposição da variância das exportações sergipanas é explicada 88,2% por ela própria. Verifica-se que LPFOOD, LRDEXTSE e LTCREFSE exercem pouca influência para explicar o comportamento da variância do erro de previsão das exportações sergipanas, 3,12%, 4,19% e 4,46% respectivamente.

Tabela 9 – Decomposição da variância de LEXP-SE 1999 T1 a 2012 T4

Período	LEXPSE	LPFOOD	LRDEXTSE	LTCREFSE
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
5	92,40690	2,510416	4,034199	1,048489
10	88,21605	3,123234	4,196970	4,463750

Fonte: Cholesky Ordering: LEXPSE LPFOOD LTCREFSE LR-DEXTSE

A Tabela 10 abaixo sistematiza a contribuição percentual dos diversos efeitos / variáveis (exportações, preço das *commodities*, renda externa ponderada e taxa de câmbio real efetiva) para os 9 estados do Nordeste tendo por base a ADV após 10 períodos. Os resultados da ADV indicam que as exportações são responsáveis por 81% da sua própria dinâmica, enquanto o preço das *commodities* tem uma participação de 8,2%, seguido por 5,8% da renda externa ponderada dos 10 parceiros comerciais e de 4% da taxa de câmbio real efetiva.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi o de analisar a influência da taxa de câmbio real efetiva, da renda externa ponderada pela participação dos dez principais parceiros comerciais e do preço internacional das *commodities* nas exportações de cada um dos nove estados da região Nordeste. Os resultados da

ADV indicam que as exportações são responsáveis por 81% da sua própria dinâmica, enquanto o preço das *commodities* tem uma participação de 8,2%, seguido por 5,8% da renda externa dos 10 parceiros comerciais e de 4% da taxa de câmbio real efetiva.

Os resultados corroboram estudos presentes na literatura, cujas evidências demonstram que variáveis como taxa de câmbio real e renda externa têm pouco poder para determinar o comportamento das exportações estaduais do Nordeste. Assim como observado por Neves e Lélis (2007), as variáveis explicativas utilizadas no modelo, não estão conseguindo explicar o desempenho exportador dos estados, de modo que este parece estar mais relacionado à estrutura das economias locais. A forma como as exportações estão distribuídas pelos Estados do Nordeste, obedecendo à especificidade local sugere que as políticas de desenvolvimento e estímulo às exportações, como o incentivo à criação de polos de desenvolvimento em setores específicos, bem como investimentos em infraestrutura e logística exerçam certa influência sobre as exportações estaduais.

Considerando que os produtos intensivos em recursos naturais são preponderantes na pauta de exportação dos estados da região Nordeste, a análise da influência do preço das *commodities* para explicar o comportamento das exportações indica que as exportações de uma dada região podem ser beneficiadas por aumentos do preço internacional de *commodities*, assim como podem ter suas exportações desfavorecidas por quedas no preço internacional das mesmas.

Via de regra, a demanda por produtos energéticos é preço-elástica, enquanto que em relação aos bens agrícolas ou com algum grau de industrialização como o açúcar, a situação é distinta, caracterizando-se como preço-inelástica, pois não havendo substitutos a demanda segue padrões de consumo, sendo pouco provável que quedas nos preços provoquem a expansão da demanda. O aumento da produção ocorre por fatores relacionados ao câmbio e à eficiência produtiva. Entretanto, há de se considerar que a expansão da demanda mundial por *commodities* no período analisado, a rigidez da oferta no curto prazo, bem com as questões climáticas, são fatores passíveis de provocar aumento nos preços dos produtos, principalmente de *commodities* energéticas e de alimentos. Assim, o movimento ascendente dos preços das *commodi-*

ties consideradas no modelo, a despeito da queda quando da crise de 2008, e o rápido movimento de recuperação dos mesmos iniciados nos anos seguintes, estimulou as exportações em regiões produtoras dos respectivos bens.

É oportuno assinalar a existência de algumas variáveis não incluídas no modelo e que podem afetar as exportações estaduais. Podemos destacar: questões de infraestrutura e logística, competitividade, tributação, taxa de investimento, concessão de crédito, políticas direcionadas aos setores. Nesta perspectiva, a modernização de portos e aeroportos, bem como a recuperação dos modais rodoviário e ferroviário, reduziriam os custos de transporte, armazenagem e seguro, aumentando a competitividade dos bens no comércio internacional.

Parece razoável supor que o comportamento da demanda mundial por *commodities*, principalmente agrícolas, possa ser um incentivo à produção e exportação das mesmas, uma vez que as características do processo produtivo impõem limitações a mudanças na produção das culturas comumente cultivadas nas propriedades. Além disso, não deve ser considerado o conhecimento técnico e os custos e riscos envolvidos no cultivo em grande escala, o que possivelmente compensa a produção e exportação, mesmo em épocas de crise. Apesar de não ser objeto desta pesquisa, é provável que variações no câmbio afetem a rentabilidade do setor exportador, no entanto, desde que na margem, os retornos atinjam um mínimo aceitável, pelo menos no curto prazo, a produção deve continuar e sendo as *commodities* exportáveis, eventuais oscilações no câmbio pouco afetariam a permanência no mercado internacional. O mesmo aconteceria caso a oferta de bens para exportação fosse superior à demanda interna.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA PADRÃO, G.; PROFETA, G. A.; GOMES, M. F.M. Determinantes das exportações mineiras de café. XLVIII CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 2010, Campo Grande - MS. *Anais...*, 48º Congresso SOBER, Campo Grande, 2010.

- ARIZE, A. Traditional export demand relation and parameter instability: an empirical investigation. **Journal of Economic Studies**, v. 28 Issue: 6, p. 378-398, 2001.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; NIROOMAND, F. Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner condition. Revisited. **Economics Letters**, v. 6,1 n.1, p. 101-109, 1998.
- BRAGA, H.; MARKWALD, R. Funções de oferta e demanda das exportações de manufaturados no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 13, n. 3, p. 707-744, 1983.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior- MDIC. Secretaria de Comércio Exterior- SECEX. Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior - AliceWeb. Disponível em: <<http://aliceweb.mdic.gov.br//consulta-ncm/consultar>>. Acesso em : 10 jun. 2014.
- CARVALHO, A.; NEGRI, J. A. Estimção de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998). **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 30, n. Especial 504-523, dezembro 1999.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimção de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 1-68, abr. 1998.
- CAVALCANTI, M.; RIBEIRO, F. **As exportações brasileiras no período 1977/96: Desempenho e determinantes**. Textos para discussão n. 545, Ipea. Rio de Janeiro, Ipea, 1998.
- CLEMENTE, J, MONTANÉS, A.; REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean, **Economics Letters**, v. 59, n. 2, p. 175-182, 1998.
- CRONOVICH, R.; GAZEL, R. Do exchange rates and foreign incomes matter for exports at state level? **Journal of Regional Science**, v. 38, n. 4, p. 639-657, 1998.
- FERREIRA, A. H. B. Funções de exportação do Brasil: estimativas para os principais mercados. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 8, n. 1, jul. 1998.
- GOLDSTEIN, M; KHAN, M.S. *the supply and demand for exports: a simultaneous approach*. **The Review of Economics and Statistics**, v. 60, n. 2 (Apr., 1978), p. 275-286.
- IFS. INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS DATABASE. CD-ROM, International Monetary Fund (IMF), Washington, DC, jul., 2008.
- IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 23 abr. 2014.
- KHEDHIRI, S.; BOUAZIZI, T. Empirical analysis of the demand elasticity for tunisian exports. **Applied Econometrics and International Development**, v. 7, n. 1, 2007. Available at SSRN: <<https://ssrn.com/abstract=1249323>>. Acesso em: 23 abr. 2014.
- NEVES, A. C. P.; LÉLIS, M. T. C. Exportações estaduais no Brasil: estimativas para as elasticidades preço e renda. **Revista de Economia Política**, v. 27, p. 102-135, 2007.
- PEREIRA, A. B. M.; RIBEIRO JUSTO, W. Comportamento das exportações do Estado do Ceará entre 1997-2009: um diagnóstico a partir dos vetores autorregressivos. VII ENCONTRO ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE, IPECE, Fortaleza, 2011. **Anais...**, Fortaleza, 2011.
- PIMENTEL, E. A.; HADDAD, E. A. Comportamento recente das exportações brasileiras no âmbito estadual: uma análise de painel, 1991-2000. IX ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA - ANPEC e FÓRUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO. **Anais...**, Fortaleza, 2004.
- PORTUGAL, M. S. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportações brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 313-348, ago. 1993.
- PORTUGAL, M. S. Um Modelo de Correção de Erros para a Demanda por Importações Brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, p. 501-540, 1992.
- REINHART, C. Devaluation, relative prices, and international trade: evidence from developing countries. **IMF Staff Papers**, v. 42, n. 2, p. 290-312, 1995.

RIOS, S. M. P. Exportações brasileiras de produtos manufaturados: uma avaliação econométrica para o período 1964/84. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 17, n. 2, p. 299-332, 1987.

SCHETTINI, B. P.; SQUEFF, G. C.; GOUVÊA, R. R. Estimativas da função de exportações brasileiras agregadas com dados das contas nacionais trimestrais, 1995-2009. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 167-196, 2012.

SENHADJI, A.; MONTENEGRO, C. E. Time series analysis of export demand equations: a cross-country analysis. **IMF Staff Papers**, v. 46, n. 3, 199, p. 259-273.

VIEIRA, F. V.; HADDAD, E. A. A Panel Data Investigation on the Brazilian State Level Export Performance. 2012. 9TH WORLD CONGRESS OF REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION INTERNATIONAL, 2012, Timisoara. **Anais...**, 2012, v. 1. p. 1-25.

WORLD BANK. **World Development Indicators**. Washington D. C., World Bank, 2013.

ZINI JÚNIOR, A. A. Funções de exportação e importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, p. 615-622, dez. 1988.

APÊNDICE A – TESTES DE ESTACIONARIEDADE

Tabela 1A – Testes de Estacionariedade (ADF, PP, KPSS e DF-GLS) – Alagoas - 1999 T1 a 2012 T4

Variáveis/Testes	LEXPAL	Ordem de Integração	LRDEXTAL	Ordem de Integração	LTCREFAL	Ordem de Integração
ADF	-2.204145 c	I(1)	-2.416055a	I(1)	-0.53077c	I(1)
PP	-8.161845***b	I(0)	-2.59478***a	I(0)	-2.951503b	I(1)
KPSS	0.138885b	I(0)	0.098298b	I(0)	0.090585b	I(0)
DF-GLS	-2.234549***	I(0)	-2.511655b	I(1)	-1.87511*a	I(0)
Ordem final de integração		I(0)		I(0)		I(0)

Notas: ADF, PP e DF-GLS estatística t e KPSS estatística LM

Hipótese nula para ADF, PP e DF-GLS = Série possui Raiz Unitária

Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária

*, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente

a = indica com constante e sem tendência

b = indica com constante e tendência

c = sem constante e tendência

Tabela 2A – Testes de Estacionariedade (ADF, PP, KPSS e DF-GLS) – Bahia - 1999 T1 a 2012 T4

Variáveis/Testes	LEXPAL	Ordem de Integração	LRDEXTAL	Ordem de Integração	LTCREFAL	Ordem de Integração
ADF	-2.1870 a	I(1)	-2.3499a	I(1)	-0.0695c	I(1)
PP	-8.1618***b	I(0)	-2.3499a	I(1)	-0.0588c	I(1)
KPSS	0.1388b	I(0)	0.10543b	I(0)	0.3914a	I(0)
DF-GLS	-2.2345***a	I(0)	-1.7747***a	I(0)	-1.5152b	I(1)
Ordem final de integração		I(0)		I(1)		I(1)

Notas: ADF, PP e DF-GLS estatística t e KPSS estatística LM

Hipótese nula para ADF, PP e DF-GLS = Série possui Raiz Unitária

Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária

*, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente

a = indica com constante e sem tendência

b = indica com constante e tendência

c = sem constante e tendência

Tabela 3A – Testes de Estacionariedade (ADF, PP, KPSS e DF-GLS) – Ceará - 1999 T1 a 2012 T4

Variáveis/Testes	LEXPAL	Ordem de Integração	LRDEXTAL	Ordem de Integração	LTCREFAL	Ordem de Integração
ADF	-2.1870 a	I(1)	-1.8327a	I(1)	-0.8904c	I(1)
PP	-8.1618***b	I(0)	-1.7041a	I(1)	-0.8928c	I(1)
KPSS	0.1388b	I(0)	0.1966b	I(0)	0.2126a	I(0)
DF-GLS	-2.2345***a	I(0)	-1.6983**a	I(0)	-1.5564a	I(1)
Ordem final de integração		I(0)		I(1)		I(1)

Notas: ADF, PP e DF-GLS estatística t e KPSS estatística LM

Hipótese nula para ADF, PP e DF-GLS = Série possui Raiz Unitária

Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária

*, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente

a = indica com constante e sem tendência

b = indica com constante e tendência

c = sem constante e tendência

Tabela 4A – Testes de Estacionariedade (ADF, PP, KPSS e DF-GLS) – Maranhão - 1999 T1 a 2012 T4

Variáveis/Testes	LEXPAL	Ordem de Integração	LRDEXTAL	Ordem de Integração	LTCREFAL	Ordem de Integração
ADF	-2.1870 a	I(1)	-1.3199a	I(1)	-2.2317b	I(1)
PP	-8.1618***b	I(0)	1.8355c	I(1)	-2.2653c	I(1)
KPSS	0.1388b	I(0)	0.1982**b	I(1)	0.1241*b	I(1)
DF-GLS	-2.2345**a	I(0)	-1.6474b	I(1)	-1.6479b	I(1)
Ordem final de integração		I(0)		I(1)		I(1)

Notas: ADF, PP e DF-GLS estatística t e KPSS estatística LM
 Hipótese nula para ADF, PP e DF-GLS = Série possui Raiz Unitária
 Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária
 * , ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente
 a = indica com constante e sem tendência
 b = indica com constante e tendência
 c = sem constante e tendência

Tabela 5A – Testes de Estacionariedade (ADF, PP, KPSS e DF-GLS) – Paraíba - 1999 T1 a 2012 T4

Variáveis/Testes	LEXPAL	Ordem de Integração	LRDEXTAL	Ordem de Integração	LTCREFAL	Ordem de Integração
ADF	-2.1870 a	I(1)	-0.0734b	I(1)	-0.1188c	I(1)
PP	-8.1618***b	I(0)	-0.0255b	I(1)	-0.1416c	I(1)
KPSS	0.1388b	I(0)	0.2531 ^a	I(0)	0.1883b	I(0)
DF-GLS	-2.2345**a	I(0)	-1.3555***b	I(0)	-1.5689b	I(1)
Ordem final de integração		I(0)		I(0)		I(1)

Notas: ADF, PP e DF-GLS estatística t e KPSS estatística LM
 Hipótese nula para ADF, PP e DF-GLS = Série possui Raiz Unitária
 Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária
 * , ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente
 a = indica com constante e sem tendência
 b = indica com constante e tendência
 c = sem constante e tendência

Tabela 6A – Testes de Estacionariedade (ADF, PP, KPSS e DF-GLS) – Pernambuco -1999 T1 a 2012 T4

Variáveis/Testes	LEXPAL	Ordem de Integração	LRDEXTAL	Ordem de Integração	LTCREFAL	Ordem de Integração
ADF	0.5418 c	I(1)	-2.145388a	I(1)	-2.7392**a	I(0)
PP	-8.1618***b	I(0)	-2.217065a	I(1)	-2.9886*a	I(0)
KPSS	0.1388b	I(0)	0.26262a	I(0)	0.0853b	I(0)
DF-GLS	-2.2345**a	I(0)	-1.515646b	I(1)	-2.7569**a	I(0)
Ordem final de integração		I(0)		I(1)		I(0)

Notas: ADF, PP e DF-GLS estatística t e KPSS estatística LM
 Hipótese nula para ADF, PP e DF-GLS = Série possui Raiz Unitária
 Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária
 * , ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente
 a = indica com constante e sem tendência
 b = indica com constante e tendência
 c = sem constante e tendência

Tabela 7A – Testes de Estacionariedade (ADF, PP, KPSS e DF-GLS) – Piauí -1999 T1 a 2012 T4

Variáveis/Testes	LEXPAL	Ordem de Integração	LRDEXTAL	Ordem de Integração	LTCREFAL	Ordem de Integração
ADF	-2.1870 a	I(1)	-2.7077*a	I(0)	-2.4679a	I(1)
PP	-8.1618***b	I(0)	-2.8702**a	I(0)	-2.6347*a	I(0)
KPSS	0.1388b	I(0)	0.0774b	I(0)	0.1381b	I(0)
DF-GLS	-2.234549**a	I(0)	-2.4130**a	I(0)	-2.4446**a	I(0)
Ordem final de integração		I(0)		I(0)		I(0)

Notas: ADF, PP e DF-GLS estatística t e KPSS estatística LM

Hipótese nula para ADF, PP e DF-GLS = Série possui Raiz Unitária

Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária

*, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente

a = indica com constante e sem tendência

b = indica com constante e tendência

c = sem constante e tendência

Tabela 8A – Testes de Estacionariedade (ADF, PP, KPSS e DF-GLS) – Rio Grande do Norte - 1999 T1 a 2012 T4

Variáveis/Testes	LEXPAL	Ordem de Integração	LRDEXTAL	Ordem de Integração	LTCREFAL	Ordem de Integração
ADF	-2.1870 a	I(1)	0.5641c	I(1)	-2.2219a	I(1)
PP	-8.1618***b	I(0)	-2.4718 ^a	I(1)	-2.2611a	I(1)
KPSS	0.1388b	I(0)	0.0776b	I(0)	0.1985a	I(0)
DF-GLS	-2.2345**a	I(0)	-2.5456b	I(1)	-1.8623b	I(1)
Ordem final de integração		I(0)		I(1)		I(1)

Notas: ADF, PP e DF-GLS estatística t e KPSS estatística LM

Hipótese nula para ADF, PP e DF-GLS = Série possui Raiz Unitária

Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária

*, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente

a = indica com constante e sem tendência

b = indica com constante e tendência

c = sem constante e tendência

Tabela 9A – Testes de Estacionariedade (ADF, PP, KPSS e DF-GLS) – Sergipe - 1999 T1 a 2012 T4

Variáveis/Testes	LEXPAL	Ordem de Integração	LRDEXTAL	Ordem de Integração	LTCREFAL	Ordem de Integração
ADF	-2.18702 a	I(1)	-2.293963 ^a	I(1)	-1.89725a	I(1)
PP	-8.16184***b	I(0)	-2.46642 ^a	I(1)	-3.47363**a	I(0)
KPSS	0.138885b	I(0)	0.170917 ^a	I(0)	0.062271a	I(0)
DF-GLS	-2.23454**a	I(0)	-2.306346**a	I(0)	-1.89501b	I(1)
Ordem final de integração		I(0)		I(0)		I(0)

Notas: ADF, PP e DF-GLS estatística t e KPSS estatística LM

Hipótese nula para ADF, PP e DF-GLS = Série possui Raiz Unitária

Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária

*, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente

a = indica com constante e sem tendência

b = indica com constante e tendência

c = sem constante e tendência

Tabela 10A – Testes de Estacionariedade (ADF, PP, KPSS e DF-GLS) – Preço das *Commodities* 1999 T1 a 2012 T4

Variáveis/ Testes	LXPAL	Ordem de Integração	LRDEXAL	Ordem de Integração	LTCREFAL	Ordem de Integração	Variáveis/ Testes	LXPAL
ADF	-3.52963*b	I(0)	-4.34127*b	I(0)	0.66436a	I(1)	-3.75298***b	I(0)
PP	1.75146c	I(1)	2.81008c	I(1)	0.93318c	I(1)	-2.72731b	I(1)
KPSS	0.08964b	I(0)	0.11340b	I(0)	0.79446**a	I(1)	0.09189b	I(0)
DF-GLS	-3.29243***b	I(0)	-3.71716***b	I(0)	-3.23634***b	I(0)	-3.78545***b	I(0)
Ordem final de integração		I(0)		I(0)		I(1)		I(0)

Notas: ADF, PP e DF-GLS estatística t e KPSS estatística LM

Hipótese nula para ADF, PP e DF-GLS = Série possui Raiz Unitária

Hipótese nula para KPSS = Série é Estacionária

* , ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente

a = indica com constante e sem tendência

b = indica com constante e tendência

c = sem constante e tendência