

Impactos da taxa de câmbio e da renda mundial nas exportações de calçados gaúchos*

Vinícius Dias Fantinel**

Doutorando em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS) e Pesquisador em Economia da Fundação de Economia e Estatística (FEE)

Éverton Coelho Gomes***

Bacharel em Ciências Econômicas pelo Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais de Minas Gerais (Ibmec-MG)

Resumo

O objetivo deste trabalho é conhecer a influência da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações de calçados gaúchos. Foram empregados métodos de séries temporais, teste de raiz unitária, teste de cointegração de Johansen, o modelo vetorial autorregressivo (VAR), o modelo vetorial de correção de erros (VEC), a função impulso-resposta, a decomposição dos erros de previsão da variância e o teste de causalidade de Granger. O período analisado é de janeiro de 2003 a setembro de 2011, apresentando periodicidade mensal, totalizando 106 observações. Os resultados deste estudo indicaram que a taxa de câmbio real e a renda mundial são fatores determinantes na explicação da evolução do valor das exportações de calçados gaúchos. Os resultados mostraram ainda que a variável renda mundial teve um impacto superior à variável taxa de câmbio sobre o valor das exportações calçadistas do Estado.

* Artigo recebido em jan. 2014 e aceito para publicação em maio 2016.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Access (Acesso Aberto)

Revisor de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

** E-mail: vinicius@fee.tche.br

*** E-mail: evertoncoelho@gmail.com

Palavras-chave

Exportações de calçados; séries temporais; modelo VEC

Abstract

The aim of this study is to determine the influence of the exchange rate and world income on exports of footwear from the State of Rio Grande do Sul. As methods, we used time series, unit root testing, Johansen cointegration testing, the vector autoregression (VAR) model, the vector error correction (VEC) model, the impulse-response function, forecast error variance decomposition and Granger causality testing. The period analyzed is from January 2003 until September 2011, on a monthly basis, totaling 106 observations. The results of this study indicate that the real exchange rate and the world income are key factors in explaining the evolution of the value on exports of footwear from Rio Grande do Sul. The results also show that the world income had a higher impact than the exchange rate on the value of footwear exports from the state.

Keywords

Exports of footwear; time series; VEC model

Classificação JEL: C32, F14, L67

1 Introdução

De acordo com Guidolin, Costa e Rocha (2010), a indústria brasileira de calçados consolidou-se como importante fornecedor de calçados para o mercado mundial na década de 70 do século passado, quando o produto adquiriu relevância na pauta de exportações nacional. O modelo de exportações brasileiro tinha como base calçados de baixo custo. Apesar do crescimento considerável do setor no Brasil, a estrutura produtiva não acumulou importantes fatores para o setor se tornar competitivo no mercado, tais como a capacitação no desenvolvimento de produtos e o estabelecimento de meios próprios de comercialização e distribuição.

Segundo Fel (2012), as transformações estruturais na economia do Brasil, desde a década de 90, com o avanço dos processos de abertura comercial e com a desregulamentação, especialmente relacionadas à participação do capital estrangeiro, mudaram o modelo de crescimento com base no processo de substituição de importações, o qual, historicamente, orientou os rumos da industrialização brasileira.

Botelho e Xavier (2006) destacaram que, na implementação do Plano Real, em 1994, reafirmou-se a opção por uma estratégia de política econômica que privilegiava a ampliação da internacionalização da economia brasileira. Nesse novo contexto competitivo, as dificuldades enfrentadas pelo setor calçadista foram significativas. A valorização cambial vigente entre os anos de 1994 e 1998 gerou dificuldades para, praticamente, todos os setores exportadores, que foram ampliadas pelo aumento da carga tributária verificada no período e pela redução de incentivos e subsídios às exportações desde o início dos anos 90.

Para Campos e Calandro (2009), uma nova divisão internacional da produção de calçados começou a surgir a partir dos anos 90, a qual foi responsável por consolidar a China como líder, tanto na produção como nas exportações mundiais do produto. Nesse momento, o país asiático optou por comercializar calçados de menor qualidade e, por conseguinte, praticava preços mais reduzidos que os concorrentes no mercado global. Com o passar dos anos, os chineses começaram a comercializar produtos de qualidade mais elevada. Conforme destacaram Guidolin, Costa e Rocha (2010), o Brasil não conseguia competir com a produção asiática em termos de preço, principalmente devido ao baixíssimo custo da mão de obra existente em países como China, Indonésia, Vietnã, Filipinas e Tailândia.

As empresas calçadistas brasileiras precisaram adotar soluções para a questão de falta de competitividade nos preços, e estas ocorreriam através de menores custos de produção. Em meados da década de 90, já houve o deslocamento de plantas produtivas para regiões com menores custos, como a Nordeste. Guidolin, Costa e Rocha (2010) revelaram que os principais atrativos nessa região eram o baixo custo da mão de obra, os incentivos fiscais realizados pelos governos locais e a posição favorável da Região em relação aos principais mercados consumidores, como Europa e Estados Unidos. Estabeleceram-se, no Brasil, dois padrões principais de organização da atividade produtiva do setor calçadista. O primeiro e mais tradicional tinha como base as redes locais de produção, formadas, principalmente, por pequenas e médias empresas, obtendo destaques a região do Vale do Sinos, no Rio Grande do Sul, e o polo de Franca, em São Paulo. O segundo padrão foi desenvolvido na Região Nordeste, promovido por grandes em-

presas, que buscavam mão de obra menos custosa, economias de escala e incentivos fiscais, para conseguir competir internacionalmente.

Apesar desses novos padrões de produção da indústria calçadista brasileira, ainda assim o País e seus principais estados produtores sofreram impactos desfavoráveis causados pelos baixíssimos custos de produção dos produtos asiáticos, dificultando a competitividade dos calçados brasileiros no mercado internacional.

A participação do valor das exportações de calçados gaúchos sobre as exportações totais do Estado vem se reduzindo, afetando, negativamente, o setor calçadista. De acordo com a Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser (2012), a participação era de 14,8% em 2003, 5,4% em 2010 e 3,7% em 2011. Entretanto o setor calçadista gaúcho ainda pode ser considerado relevante para o Estado, gerando muitos empregos e promovendo desenvolvimento socioeconômico, principalmente na região do Vale do Sinos. Já no Brasil, a participação do setor sobre o total das exportações, que era de 2,2% em 2003, reduziu-se para 0,6% em 2011.

De acordo com o Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC) (BRASIL, 2013), o Rio Grande do Sul era o principal exportador de calçados, em valor de produção, do Brasil no ano de 2011, ficando à frente inclusive dos Estados de Ceará, São Paulo, Paraíba e Bahia, outros grandes exportadores nacionais do produto. Para este ano, o Rio Grande do Sul era responsável por 48,5% do valor da produção em dólares norte-americanos, quase o dobro do Ceará (com 24,4%), o segundo colocado.

Os principais países importadores de calçados do Rio Grande do Sul e suas participações no total do valor exportado, em dólares norte-americanos, conforme o MDIC (BRASIL, 2013), eram, em 2011: Estados Unidos (16,7%), Argentina (14,3%), Alemanha (11,7%), Itália (7,3%) e França (6,9%). Esses cinco países concentravam 56,8% do total do valor exportado de calçados do Estado. Já os cinco países que mais importavam calçados fabricados no Brasil eram Argentina, Estados Unidos, Alemanha, Reino Unido e Itália, totalizando 51,0%. Percebe-se que, além de os destinos dos produtos gaúchos e brasileiros serem muito semelhantes, apenas cinco países concentravam mais de 50% do valor importado para ambos. Isso era devido, em grande medida, ao fato destacado no parágrafo anterior, já que o Rio Grande do Sul era o principal estado exportador.

Devido à importância das exportações do setor calçadista gaúcho, justifica-se realizar um estudo acerca dos seus determinantes. Neste estudo, o objetivo é conhecê-los, e, para tanto, serão utilizados métodos de séries temporais, através da utilização de um modelo com correção de erros (VEC), no qual serão incluídas variáveis representativas para a taxa de câmbio real e a renda mundial. O objetivo é conhecer a influência dessas

duas variáveis sobre as exportações de calçados gaúchos. Os dados utilizados são mensais e compreendem o período de janeiro de 2003 a setembro de 2011.

O presente trabalho está organizado em seis seções, incluindo esta **Introdução**. Na seção 2, será realizada a revisão de literatura sobre trabalhos realizados anteriormente. Na terceira, discutir-se-á a metodologia do trabalho, enquanto, na seção 4, serão discutidos os resultados obtidos de acordo com a metodologia adotada. Já na quinta e última, serão apresentadas as **Considerações finais**.

2 Revisão de literatura

Muitos trabalhos vêm sendo realizados sobre técnicas utilizadas nas estimativas das equações de exportações e importações para o Brasil e para suas unidades federativas. Alguns desses importantes trabalhos serão comentados a seguir.

Os primeiros estudos realizados objetivando desenvolver métodos para estimar equações de exportação e importação no Brasil foram os de Braga e Markwald (1983) e Zini Junior (1988). Esses estudos tinham em comum o estabelecimento inicial da suposição de equilíbrio entre oferta e demanda e, após isso, impunham uma dinâmica de desequilíbrio. A estimação desses modelos foi realizada usando-se equações simultâneas, e partia-se do pressuposto de que as séries temporais eram estacionárias. Não obstante, enfatiza-se que essas suposições eram aceitas, sem a necessidade de realização de testes específicos.

Para Zini Junior (1988), as funções de demanda e de oferta das exportações assumiam que os produtos importados não eram substitutos perfeitos para os bens domésticos, e que era possível estimar as elasticidades-preço finitas. Para o autor, o modelo de substitutos perfeitos só se aplicava ao comércio de bens homogêneos, como as *commodities*.

Portugal (1992) estimou as equações de demanda de importações brasileiras de acordo com as seguintes suposições: de substituição imperfeita (há leve diferenciação entre produtos domésticos e estrangeiros), preços diferenciados e hipótese do país pequeno (a participação do país no comércio mundial é reduzida). Utilizou os métodos de Johansen, dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios e de Engle e Granger (1987) para cointegração. No ano seguinte, Portugal (1993) utilizou testes de estacionariedade nas séries temporais e cointegração, para determinar as equações das exportações brasileiras. Foram utilizados dados anuais para o período 1950-85 e trimestrais para 1975-87.

Castro e Cavalcanti (1998) estimaram equações para exportações e importações totais e desagregadas com dados anuais no período 1955-95. Os autores utilizaram como procedimento a análise de cointegração através dos estimadores de máxima verossimilhança de Johansen, para, depois, proceder à modelagem do modelo de correção de erros (VEC) e à realização de testes de exogeneidade. De acordo com esses autores, embora a grande maioria dos estudos passados fosse geralmente baseada em índices de preço e quantidade, e tais índices fossem preferíveis do ponto de vista teórico, a opção pelos dados em valor tem a vantagem de fornecer resultados aplicados, diretamente, na análise da balança comercial do País, além de proporcionar um período amostral mais extenso para as estimações econométricas.

Carvalho e De Negri (2000) estimaram equações para as importações e exportações de produtos agropecuários brasileiros para o período 1977-81. Utilizaram o método de vetor de correção de erros (VEC) e de cointegração. As exportações foram explicadas pelas variáveis taxa de câmbio, preços das exportações, preços domésticos, incentivos fiscais, produto potencial, nível de atividade doméstica e nível de atividade mundial.

Paiva (2003) estimou as elasticidades do comércio exterior brasileiro com dados trimestrais de 1991 a 2001, também utilizando o método de cointegração de Johansen. As variáveis independentes utilizadas no modelo foram a volatilidade da taxa de câmbio efetiva real e os Produtos Internos Brutos (PIBs) dos parceiros comerciais do Brasil.

Morais e Barbosa (2006) estimaram as equações de oferta e de demanda por exportações de calçados brasileiros para o período compreendido entre os primeiros trimestres de 1985 e 2003. Utilizaram a metodologia de Johansen para cointegração. Na equação de oferta, observaram que a maior parte de um choque cambial impactava o *quantum* exportado no longo prazo e que os impactos de variações nos preços também ocorriam no longo prazo. Na equação de demanda, verificaram que a elasticidade-preço era negativa, concentrando seus efeitos no curto prazo, evidenciando o fato de que o calçado brasileiro é um bem normal para o consumidor norte-americano. Os autores salientaram que a taxa de câmbio é uma das variáveis mais importantes para se considerar a *performance* de qualquer setor exportador, pois esta é responsável por regular a relação de preços entre economias que mantêm relações comerciais.

Castilho e Luporini (2010) analisaram os determinantes das exportações desagregadas brasileiras, visando avaliar em que medida o desempenho exportador de determinados grupos de produtos do País depende do desempenho econômico de algumas regiões do mundo. Os autores realizaram a estimação das elasticidades-renda das exportações brasileiras por

setor, utilizando dados trimestrais para o período 1986-2007 e um modelo de defasagens autorregressivas distribuídas (ARDL), para calcular a solução de longo prazo para a obtenção das elasticidades. Incluíram, no seu modelo, fatores de oferta e de demanda, como a renda mundial, a taxa de câmbio real e o nível de utilização da capacidade doméstica.

Freire Junior, Paiva e Trompieri Neto (2010) realizaram um estudo para conhecer a influência do câmbio sobre as exportações de calçados do Ceará (um dos principais estados exportadores calçadistas do Brasil). Os autores utilizaram o teste de cointegração de Johansen, o vetor de correção de erros e a decomposição da variância dos erros de previsão, para obterem os resultados. O período escolhido foi de janeiro de 1996 a março de 2009, compreendendo 53 observações trimestrais. Os resultados indicaram que as séries apresentaram uma relação de longo prazo.

Mortatti, Miranda e Bacchi (2011) utilizaram o método de Johansen para analisar os determinantes das exportações do Brasil para a China. Os autores estimaram três modelos, utilizando dados mensais do período 1995-2008, tendo, como variáveis explicadas, as exportações brasileiras para a China de produtos agrícolas, minerais e industriais e, como variáveis explicativas, os preços relativos de exportação, a taxa de câmbio real, o grau de utilização da capacidade instalada, o índice de ciclos domésticos e, como uma *proxy* para a renda chinesa, as importações totais do país.

Souza e Luperini (2011) buscaram analisar qual a importância do câmbio e dos preços para explicar o desempenho das exportações brasileiras. Foram utilizados, no trabalho, dados mensais que abrangeram o período de janeiro de 1991 a dezembro de 2011 e o procedimento de Engle e Granger, para a estimação das funções de oferta e de demanda.

Monte (2015) estimou os impactos de choques na taxa de câmbio e na renda mundial sobre as exportações do Espírito Santo, utilizando a metodologia dos modelos Vetor autorregressivo/Vetor de correção de erros (VAR/VEC). Os resultados demonstraram que os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos de forma relativamente rápida, o que não acontece para as variáveis taxa de câmbio e renda mundial; nas funções impulso-reposta, verificou-se que um choque na taxa de câmbio tem efeitos negativos sobre as exportações em quase todos os períodos, após o choque, o que é contrário à teoria econômica, e que a renda mundial afeta, positivamente, as exportações; e a análise de decomposição da variância demonstrou que a renda mundial é relativamente mais importante que a taxa de câmbio na explicação da variância do erro de previsão das exportações.

Castro e Cavalcanti (1998) destacaram que, em vários estudos, muitos deles citados anteriormente, todas as variáveis eram endógenas nos modelos, e, portanto, deveriam ser modeladas explicitamente. Contudo isso nem

sempre seria possível, visto que o número de variáveis a serem introduzidas no modelo poderia ser excessivo ou porque a teoria econômica poderia não ser capaz de fornecer subsídios suficientes para a especificação completa do sistema. Os autores restringiram a análise a um subsistema condicional do VAR/VEC, em que apenas as exportações e as importações foram modeladas explicitamente. Contudo destacaram que, para que tal análise fosse eficiente, era necessário que as variáveis condicionantes satisfizessem algumas condições que justificassem o seu tratamento como exógenas.

No presente trabalho, visto que o propósito central é buscar os resultados de uma maneira mais aplicada possível, evitando a inclusão de muitas variáveis, as quais gerariam redução de graus de liberdade do modelo, será utilizado como modelo-base o proposto por Castro e Cavalcanti (1998).

3 Metodologia

O modelo adotado neste trabalho é baseado, principalmente, no de Castro e Cavalcanti (1998). Para a estimação das equações de exportação para o Estado do Rio Grande do Sul (RS), tem-se:

$$lexport = lcambio + lrend \quad (1),$$

em que:

lexport = logaritmo do valor das exportações de calçados do Rio Grande do Sul;

lcambio = logaritmo da taxa de câmbio real efetiva; e

lrend = logaritmo da renda mundial.

Em conformidade com diversos estudos anteriores sobre o comportamento das exportações brasileiras, como Braga e Markwald (1983), Portugal (1993), Zini Junior (1988), Carvalho e De Negri (2000), Paiva (2003) e Castilho e Loporini (2010), as principais variáveis explicativas utilizadas consistem na taxa de câmbio real e numa *proxy* para o nível de renda mundial.

O valor das importações mundiais totais, em bilhões de dólares norte-americanos, foi empregado como *proxy* para a renda mundial. Seus dados são divulgados pelo International Financial Statistic (IFS) e publicados pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Foram obtidos através do IPEADATA (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2012).

Os dados relativos ao valor das exportações de calçados, também em dólares norte-americanos, foram obtidos através da Fundação de Economia e Estatística (FEE), do Estado do Rio Grande do Sul (FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER, 2012).

O índice de taxa de câmbio real efetiva (TCRE) foi obtido do IPEADATA (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2012), conside-

rando como data-base a média de 2005. A TCRE representa a medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. A paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em real/moeda estrangeira) e a relação entre o índice de preço por atacado (IPA) do país em questão e o índice de preços por atacado oferta global (IPA-OG) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras, em 2001.

$$TCRE = \prod_i \left(\frac{e_i \times P_i}{P} \right)^{w_i} \quad (2),$$

em que:

$TCRE$ = taxa de câmbio real efetiva;

e_i = taxa de câmbio nominal bilateral contra o país i ;

P_i = índice de preço escolhido para o país estrangeiro i ;

P = índice de preços internos; e

w_i = peso atribuído ao país i de tal forma que $\sum_i w_i = 1$.

Utilizou-se a TCRE, ao invés da taxa de câmbio reais/dólares, porque ela é uma medida melhor de “competitividade” que a taxa de câmbio bilateral com o dólar, por levar em conta a relação entre a taxa de câmbio real entre os principais parceiros comerciais.

Os dados coletados para exportação de calçados, taxa de câmbio real efetiva e importações mundiais foram de janeiro de 2003 a setembro de 2011, sendo que esse foi o maior período conseguido nesta pesquisa com todas as séries¹. Todos os dados estão em número índice, considerando como data-base a média de 2005.

O modelo escolhido para analisar os determinantes das exportações do Rio Grande do Sul foi o vetorial autorregressivo, proposto inicialmente por Sims (1980) e amplamente utilizado para a análise de exportações, como em Castro e Cavalcanti (1998), Freire Junior, Paiva e Trompieri Neto (2010), Monte (2015), dentre outros. O modelo VAR defende a premissa de que todas as variáveis no modelo devem ser tratadas de forma simultânea e simétrica. Em Sims (1980), o modelo era especificado a partir do comportamento dos dados; porém, em Sims (1986), valorizou-se a importância da teoria econômica no comportamento das variáveis.

Em sua forma básica, um VAR consiste de um conjunto de K variáveis endógenas $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Kt})$ para $k = 1, \dots, K$. O processo VAR é, então, definido como:

¹ Foram utilizados os valores reais das variáveis exportações de calçados e importações mundiais totais.

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t \quad (3),$$

sendo que A_i , $i = 1, 2, \dots, p$ são matrizes $(K \times K)$ com os parâmetros das equações; e ε_t são os erros não correlacionados, com média zero e variância constante. Na construção do modelo VAR, é importante a identificação do número de defasagens (p) a serem incluídas no modelo.

No que diz respeito à estimação do VAR, Enders (2010) afirmou que, normalmente, as variáveis devem ser diferenciadas antes de estimar o sistema, mas que esse procedimento não é unanimemente aceito. Sims (1980) afirmou que o objetivo da análise no VAR não é a estimativa dos parâmetros, mas, sim, determinar as inter-relações entre as variáveis. Nesse caso, na presença de raiz unitária, sempre deve ser feita a diferenciação. Por outro lado, a diferenciação de variáveis pode camuflar a existência de cointegração. Se há cointegração, uma especificação mais adequada é um VAR nas diferenças aumentado por termos de correção de erros, o que constitui um modelo de correção de erros denominado vetor de correção de erros.

3.1 Teste de raiz unitária

A motivação do uso de testes de raiz unitária nas séries econômicas é verificar se elas são integradas de mesma ordem². Caso sejam, poderão ser cointegradas, desde que exista uma combinação linear entre as séries que seja estacionária.

Para testar a ordem de integração das séries, faz-se uso dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), que, segundo Nusair (2003), é um teste alternativo ou complementar ao teste ADF, para testar a estacionariedade da série.

No caso do teste ADF, a hipótese nula é de que a série contém raiz unitária; a alternativa é de que não contém. Caso não seja rejeitada a hipótese nula, há presença de raiz unitária na série, sendo a série dita não estacionária, e, portanto, é preciso diferenciá-la, até que se torne estacionária. O teste ADF pode ser representado pela seguinte forma geral:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum \rho_k \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Y é a série; t é o período de tempo; α é o intercepto; T é a tendência e β sua inclinação; Y_{t-1} é a série defasada e $\delta = \rho - 1$ sua inclinação; e k é o número de defasagens escolhido para o modelo. A inclusão ou exclusão do intercepto ou da tendência no teste depende do comportamento da série, e

² Se as séries não forem integradas de mesma ordem, Enders (2010) aponta que as séries podem, de fato, ser não cointegradas ou pode haver multicointegração, no caso em que algumas das variáveis envolvidas sejam $I(1)$ e outras $I(2)$.

o número de defasagens é arbitrário ou escolhido segundo algum critério, como o de Schwarz ou outros.

O teste KPSS, diferentemente do ADF, assume como hipótese nula a estacionariedade da série. O teste é definido como:

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{S^2(I)} \quad (5)$$

Nessa expressão, T corresponde ao número total de observações; S_t é a soma parcial dos desvios dos resíduos em relação à média amostral; a variância de longo prazo é aproximada por $s^2(I)$; e I é um parâmetro utilizado para suavizar a análise de correspondência (AC) amostral.

Devido aos problemas de baixo poder dos testes de raiz unitária, o teste KPSS é utilizado de forma complementar, com o objetivo de confirmar os resultados obtidos pelo teste ADF (Quadro 1).

Quadro 1

Possíveis resultados dos testes ADF e KPSS

KPSS (2)	ADF (1)	
	Aceita	Rejeita
Aceita	Decisão inconclusiva (informações insuficientes)	Decisão conclusiva (estacionariedade)
Rejeita	Decisão conclusiva (não estacionariedade)	Decisão inconclusiva (integração fracionária)

(1) Indica hipótese nula de não estacionariedade no teste ADF. (2) Indica hipótese nula de estacionariedade no teste KPSS.

O Quadro 1 mostra como se deve proceder à análise conjunta dos testes. Então, o ideal seria realizar os dois testes.

Se as séries são não estacionárias, mas possuem a mesma ordem de integração, o próximo passo é verificar se há cointegração entre as variáveis utilizando o método de Johansen, de modo a identificar a existência de alguma combinação linear entre as variáveis.

3.2 Teste de cointegração

Considere-se um vetor autorregressivo de ordem p :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Para a modelagem, é necessário o conhecimento do número de defasagens utilizado no modelo VAR. Para a determinação do número dos vetores de integração, são utilizados dois testes importantes, denominados estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e do máximo autovalor (λ_{max}). A estatística do traço é representada através seguinte equação:

$$\lambda(r)_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

A hipótese nula é apresentada, matematicamente, como: $H_0: \lambda_i = 0, i = r + 1, \dots, n$, ou seja, somente os primeiros r autovalores são diferentes de zero. Já o teste do máximo autovalor tem as seguintes hipóteses:

H_0 : o número de vetores de cointegração é igual a r ; e

H_1 : o número de vetores de cointegração é igual $r + 1$.

Sua representação matemática é dada por:

$$\lambda_{\max}(r, r + 1) = -T \ln(1 + \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (8),$$

em que:

$\hat{\lambda}_i$ = valor estimado do autovalor i da matriz estimada Π dos vetores de correção de erros; e

T corresponde ao número de observações.

Se os valores calculados forem maiores que os valores críticos, rejeita-se a hipótese nula de não cointegração. Os valores críticos do teste do traço e do teste de máximo autovalor são dados por Johansen e Juselius (1990).

Após a verificação de existência de cointegração por meio da metodologia de Johansen, inclui-se o modelo de correção de erros. A principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erros está no fato de que, nesse formato, são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo para ajuste nas variações das séries.

O modelo VAR com correção de erros pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (9),$$

em que:

p é o número de defasagens escolhidas no modelo VAR, e Δy_t é um vetor de $k \times 1$ variáveis;

$\Pi = \alpha\beta'$, em que β é uma matriz ($p \times r$), contendo, em suas colunas, os vetores de cointegração, e α é uma matriz ($p \times r$), contendo os coeficientes de ajustamento, sendo r o número de cointegrações; e

Γ_i = matriz de coeficientes representando a dinâmica de curto prazo.

O teorema de Engle-Granger³ garante o seguinte resultado: se posto(Π) = k , as variáveis endógenas são todas estacionárias, e o modelo de correção de erros não é informativo sobre o estudo de y_t diretamente. Se posto(Π) = 0, isso implica que $r = 0$, então não existe cointegração, e as

³ Ver Hamilton (1994, p. 582). O teorema de representação de Granger mostra, precisamente, que séries cointegradas podem ser representadas por um mecanismo de correção de erros.

variáveis são estacionárias. Se $0 < \text{posto}(\Pi) = m < k$, então $\Pi = \alpha\beta'$, em que α e β são matrizes $k \times m$ com $\text{posto}(\alpha) = \text{posto}(\beta) = m$; logo, existem combinações lineares estacionárias que tornam y_t estacionário. Consequentemente, existem r vetores de cointegração⁴.

Depois de testada e identificada a existência de vetores de cointegração entre as variáveis, por intermédio do teste de cointegração de Johansen, estima-se o modelo de correção de erros, o qual busca verificar os equilíbrios de longo prazo. Posteriormente, verificam-se a função impulso-resposta pelo método de Cholesky, a decomposição da variância dos erros de previsão e as relações de causalidade das séries mediante o teste de causalidade de Granger.

4 Resultados⁵

A primeira etapa da análise de séries temporais num modelo autorregressivo (VAR) é verificar como o processo estocástico gerador das séries em estudo se comporta ao longo do tempo, ou seja, identificar se as variáveis utilizadas são, ou não, estacionárias. Caso as variáveis sejam não estacionárias, opta-se por estacionarizá-las.

Os testes de raiz unitária utilizados foram os testes ADF e o KPSS, para verificar a estacionariedade das séries exportações de calçados do Rio Grande do Sul, taxa de câmbio efetiva real e importações mundiais, todas em logaritmo (Tabela 1).

Tabela 1

Teste de Dickey-Fuller aumentado das séries exportações de calçados no RS — jan./03-set./11

VARIÁVEL	INTER-CEPTO	TENDÊNCIA	DEFA-SAGENS	DIFERENÇA	T _{calc}	T _{1%}	T _{5%}	T _{10%}
lexp	Sim	Sim	12	0	-2,36	-4,06	-3,46	-3,16
lexp	Não	Não	11	1	-2,72	-2,59	-1,94	-1,61
lrend	Sim	Sim	12	0	-2,75	-4,06	-3,50	-3,16
lrend	Não	Não	11	1	-1,91	-2,58	-1,94	-1,61
lcamb ...	Sim	Sim	2	0	-2,84	-4,05	-3,45	-3,15
lcamb ...	Não	Não	2	1	-5,32	-2,59	-1,94	-1,61

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

NOTA: T corresponde, respectivamente, ao valor crítico calculado do teste e a valores críticos tabelados a 1%, 5% e 10% de significância.

⁴ Adaptado de Tsay (2005, p. 381).

⁵ O software utilizado para realizar a estimação do modelo e os testes foi o Eviews 7.

O teste ADF em nível indicou a não rejeição da hipótese nula de que as séries contêm raiz unitária. O valor crítico calculado do teste ADF é em módulo menor do que os valores críticos tabelados a 10%, 5% e 1% de significância. Conclui-se que as séries exportação de calçados, taxa de câmbio efetiva real e importações mundiais não são estacionárias em nível.

Os resultados para as séries em primeira diferença indicam que elas são estacionárias em todos os níveis de significância para as séries de exportação de calçados e taxa de câmbio. Para a série importações mundiais, o módulo do valor crítico tabelado só é maior a 10% de significância. Entretanto optou-se por considerar a série estacionária utilizando o nível de significância de 10%, para não incorrer em sobrediferenciação da série (Tabela 2).

Tabela 2

Teste KPSS — jan./03-set./11

VARIÁVEL	INTERCEPTO	TENDÊNCIA	DEFASAGENS	DIFERENÇA	T _{calc}	T _{1%}	T _{5%}	T _{10%}
lexp	Sim	Sim	0	0	0,93	0,74	0,46	0,35
lexp	Não	Não	0	1	0,23	0,74	0,46	0,35
lrend	Sim	Sim	0	0	0,18	0,22	0,15	0,12
lrend	Não	Não	0	1	0,09	0,74	0,46	0,35
lcamb ...	Sim	Sim	0	0	0,18	0,22	0,15	0,12
lcamb ...	Não	Não	0	1	0,18	0,74	0,46	0,35

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

NOTA: T corresponde, respectivamente, ao valor crítico calculado do teste e a valores críticos tabelados a 1%, 5% e 10% de significância.

Como forma complementar ao teste ADF, realizou-se o teste KPSS, que, praticamente, esteve em conformidade com os resultados do teste ADF. A hipótese nula de que a série é estacionária foi rejeitada, usando-se o nível de significância de 5% para as séries sem primeira diferença. Quando se diferenciam as séries, os resultados indicaram a não rejeição da hipótese nula de estacionariedade para todos os valores críticos tabelados.

Os resultados encontrados usando os testes de raiz unitária ADF e KPSS mostraram um forte indicativo de que as séries são integradas de ordem um I(1). Como as séries são I(1), optou-se por fazer o teste de cointegração de Johansen com as séries em nível, para verificar se havia algum vetor de cointegração.

Para determinar o número de vetores de cointegração, foram utilizados os testes do traço e do máximo autovalor, cujos resultados estão apresentados nas Tabelas 3 e 4.

Tabela 3

Teste de Cointegração de Johansen (traço) — jan./03-set./11

H_0	H_1	AUTOVALOR	ESTATÍSTICA DE TESTE	VALOR CRÍTICO (5%)	VALOR-P
$r = 0$	$r > 0$	0,2876	45,4478	29,7971	0,0004
$r \leq 1$	$r > 1$	0,1213	12,5564	15,4947	0,1321
$r \leq 2$	$r > 2$	0,0001	0,0127	3,8415	0,9102

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

Tabela 4

Teste de cointegração de Johansen (autovalor máximo) — jan./03-set./11

H_0	H_1	AUTOVALOR	ESTATÍSTICA DE TESTE	VALOR CRÍTICO (5%)	VALOR-P
$r = 0$	$r = 1$	0,2876	24,9535	21,1316	0,0001
$r = 1$	$r = 2$	0,1213	11,6979	14,2646	0,0919
$r = 2$	$r = 3$	0,0001	0,0663	3,8415	0,9102

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

Os resultados referentes aos testes de cointegração apresentados indicaram que a hipótese nula do teste do traço foi rejeitada (para $r = 0$), dado que o valor da estatística do traço calculado foi superior ao seu valor crítico num nível de significância de 5%. O valor-p foi de 0,004 e também indicou a rejeição da hipótese nula. Entretanto a hipótese de vetores de cointegração maiores que de ordem 1 não foram rejeitados a 5% de significância.

O mesmo pode ser observado para o teste do máximo autovalor, já que o seu valor calculado (para $r = 0$) foi superior ao valor crítico com nível de significância de 5%. O resultado de ambos os testes (traço e máximo autovalor) mostrou a não rejeição da hipótese de que exista, no máximo, um vetor de cointegração.

Como o teste de cointegração de Johansen constatou a presença de, pelo menos, um vetor de cointegração, por conseguinte, há um relacionamento de longo prazo entre as variáveis. E como o número de vetores de cointegração é maior que zero e menor que o número de variáveis⁶, então, ao invés de se utilizar o modelo vetorial autorregressivo, utiliza-se o modelo vetorial de correção de erros para as estimativas das elasticidades de curto e longo prazos. A vantagem de utilizar o VEC é que ele permite investigar as dinâmicas de curto e longo prazos das séries.

⁶ Significa que o sistema é identificado.

Já nesse ponto, duas observações são convenientes. Em primeiro lugar, o ordenamento das variáveis, em um modelo vetorial, pode ser muito importante. Nessa classe de modelos, a primeira variável do vetor é considerada, implicitamente, independente das perturbações contemporâneas das demais variáveis, e, por conseguinte, a menos que as covariâncias dos demais distúrbios possam ser depreciadas, a decomposição das variâncias dos erros de predição será afetada pelo ordenamento adotado (GUZMÁN, 1992).

Com a finalidade de determinar a ordenação das variáveis no modelo, foram realizados os testes de causalidade proposto por Granger (1969). É possível afirmar que uma variável causa outra no sentido de Granger (para variáveis estacionárias), quando seus valores passados ajudam a prever o valor presente da outra variável. Como as séries em logaritmo de exportações de calçados, taxa de câmbio real efetiva e importações mundiais não são estacionárias $I(1)$, deve-se empregar o mesmo procedimento, mas com as séries diferenciadas em um período (Tabela 5).

Tabela 5

Teste de causalidade de Granger — jan./03-set./11

HIPÓTESE NULA	OBSERVAÇÕES	ESTATÍSTICA F	VALOR-P
Δ cambio não Granger-causa Δ lexport	98	4,87	0,0003
Δ lexport não Granger-causa Δ cambio		1,40	0,2229
Δ rend não Granger-causa Δ lexport	98	15,21	$9e^{-12}$
Δ lexport não Granger-causa Δ rend		8,68	$2e^{-7}$
Δ rend não Granger-causa Δ cambio	98	2,22	0,0485
Δ cambio não Granger-causa Δ rend		5,06	0,0002

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

NOTA: Δ = operador de primeira diferença.

Pelo teste de causalidade de Granger, as variáveis mais independentes do sistema são exportações de calçados e renda mundial. Somente renda Granger-causa câmbio a 5% de significância segundo o valor-p e se se usar 1%, nenhuma Granger-causa câmbio, sendo assim ela é a variável mais exógena do sistema segundo esse critério. Segundo Lütkepohl (2006), os testes de causalidade devem ser construídos no processo de seleção do modelo. Entre exportações de calçados e renda mundial, a série exportações de calçados foi escolhida como a mais endógena pela teoria econômica e pelo modelo teórico.

De posse da ordenação das variáveis, aplicam-se os critérios de informação AIC e SBC, para determinar o número de defasagens no modelo. Os valores dos critérios são mostrados na Tabela 6. Os dois critérios de informação, AIC e SBC, recomendaram incluir um modelo com seis defasagens.

Tabela 6

Ordem de estimação do sistema — jan./03-set./11

DESFAZAGEM	AIC	SBC
0	-6,71	-6,48
1	-6,70	-6,24
2	-6,89	-6,19
3	-7,54	-6,61
4	-7,87	-6,70
5	-8,39	-6,98
6	(1) -8,68	(1) -7,02
7	-8,66	-6,75
8	-8,63	-6,47

FONTES DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

(1) Valor mínimo.

Estimou-se, então, a regressão, de acordo com o modelo teórico e fez-se uso do modelo vetorial de correção de erros, para capturar as dinâmicas de curto e longo prazos das variáveis (Tabela 7).

Tabela 7

Estimativa de longo prazo do vetor de cointegração — jan./03-set./11

LEXPORT _{T-1}	LREND _{T-1}	LCAMBIO _{T-1}	INTERCEPTO
1,0000	9,63	0,33	-64,9
Estatística <i>t</i>	1,1457	0,0332	

FONTES DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

Na Tabela 7, encontra-se o vetor de cointegração, que corresponde à relação de longo prazo, na qual seus coeficientes representam a elasticidade-câmbio e a elasticidade-renda mundial, determinantes do nível de exportações de calçados gaúchos.

Os resultados para a equação de longo prazo indicam que os sinais estão corretamente especificados, mostrando uma relação direta entre exportação de calçados com a taxa de câmbio e a renda mundial, ou seja, uma depreciação de 1% na taxa de câmbio real deve produzir, no longo prazo, uma elevação de 0,33% no valor das exportações de calçados, ao passo que um aumento de 1% na renda mundial deve corresponder, em média, a um aumento de 9,63% nas exportações de calçados.

Portanto, em relação às elasticidades de longo prazo, as exportações de calçados respondem bem a variações no câmbio e na renda mundial. Isso ocorre, provavelmente, devido ao fato de a estrutura produtiva das

empresas calçadistas ser voltada, preferencialmente, para o mercado internacional.

A elasticidade da renda mundial é bastante superior à elasticidade da taxa de câmbio. Isso significa que o valor exportado de calçados responde melhor a uma variação na renda mundial do que na taxa de câmbio real. Quando, por exemplo, há um crescimento da renda mundial e, consequentemente, da demanda mundial, espera-se que as exportações de calçados gaúchos não dependam tanto do comportamento da taxa de câmbio (Quadro 2).

Quadro 2

Estimativa dos coeficientes de curto prazo da análise de cointegração

$$\Delta \text{rend}_t = -0,02 * \text{TCE}_{t-1} - 1,04 * \Delta \text{lexport}_{t-1} - 1,10 * \Delta \text{lexport}_{t-2} - 1,24 * \Delta \text{lexport}_{t-3} - 1,01 * \Delta \text{lexport}_{t-4} - 0,60 * \Delta \text{lexport}_{t-5} - 0,51 * \Delta \text{lexport}_{t-6} + 0,28 * \Delta \text{lrend}_{t-1} + 0,11 * \Delta \text{lrend}_{t-2} + 1,26 * \Delta \text{lrend}_{t-3} + 1,43 * \Delta \text{lrend}_{t-4} + 1,56 * \Delta \text{lrend}_{t-5} + 0,33 * \Delta \text{lrend}_{t-6} - 0,58 * \Delta \text{lcambio}_{t-1} + 0,34 * \Delta \text{lcambio}_{t-2} + 0,42 * \Delta \text{lcambio}_{t-3} - 0,02 * \Delta \text{lcambio}_{t-4} + 0,07 * \Delta \text{lcambio}_{t-5} - 0,11 * \Delta \text{lcambio}_{t-6} - 0,08$$

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

NOTA: 1. TCE é igual a termo de correção de erros.

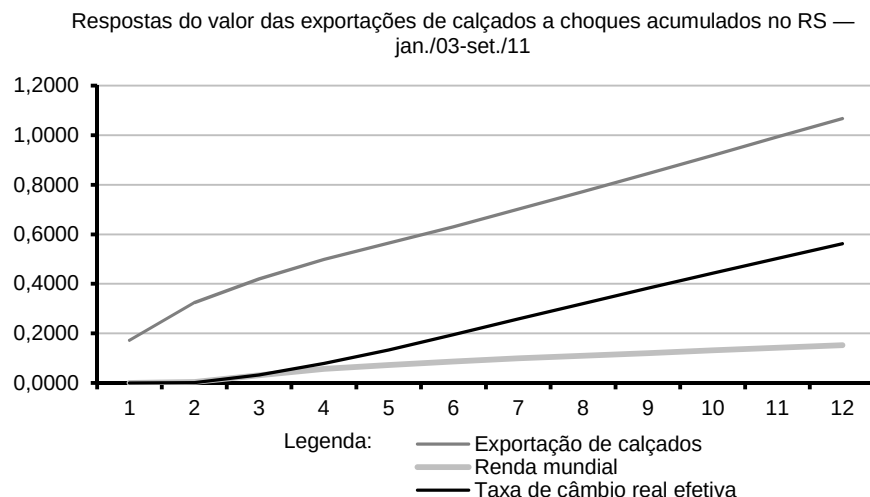
2. Δ é igual ao operador de primeira diferença.

O Quadro 2 examina a dinâmica de curto prazo para as exportações de calçados. Os resultados da estimação do modelo de correção de erros mostraram que os coeficientes estimados $d(\text{lcambio}_{t-2})$, $d(\text{lcambio}_{t-3})$, $d(\text{lcambio}_{t-4})$, $d(\text{lcambio}_{t-5})$, $d(\text{lcambio}_{t-6})$, $d(\text{lrend}_{t-1})$, $d(\text{lrend}_{t-2})$, $d(\text{lrend}_{t-6})$ não foram significativos a 5%, enquanto os demais coeficientes estimados foram significativos. Os valores dos coeficientes estimados, de curto prazo, mostram as velocidades de ajustamento das respectivas variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Com relação ao termo de correção de erros (TCE), o resultado sinaliza que serão necessários, aproximadamente, 50 meses ($1/0,02$) para que os desequilíbrios de curto prazo sejam corrigidos no longo prazo.

Concluída a etapa de identificação e estimação do modelo VEC, analisam-se as funções de impulso-resposta, com o objetivo de verificar, principalmente, o impacto dos choques da taxa de câmbio e da renda mundial sobre o valor das exportações de calçados do Rio Grande do Sul (Gráfico 1).

Gráfico 1



FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

O Gráfico 1 mostra as respostas do valor das exportações a choques acumulados, de um desvio-padrão, na taxa de câmbio, na renda mundial e nela mesma. Indica que dado um choque (positivo) não antecipado no valor de um desvio-padrão na inovação da taxa de câmbio real efetiva (uma depreciação), o valor das exportações reage positivamente a isso. Já dado um choque não antecipado no valor de um desvio-padrão sobre a inovação da renda mundial (elevação da renda), o valor das exportações também reage positivamente a isso. Como as funções impulso-resposta não decaem para zero (mesmo aumentando o período e usando a função impulso-resposta marginal), os resultados sugerem que choques numa variável são incorporados na outra.

Já a análise de decomposição de variância fornece uma metodologia distinta, para se analisar a dinâmica do sistema no tempo, obtendo informações sobre a importância relativa de choques aleatórios em cada uma das variáveis do modelo sobre as demais. Em suma, a decomposição da variância do erro de previsão assinala qual a proporção dos movimentos nas séries, devido a seus próprios choques *versus* choques de outras variáveis. A Tabela 8 mostra os resultados relativos à decomposição.

Tabela 8

Decomposição da variância devido à exportação de calçados no RS — jan./03-set./11

PERÍODO	ERRO-PADRÃO	LEXPORT	LREND	LCÂMBIO
1	0,08	100,00	0,00	0,00
2	0,08	90,49	2,61	6,90
3	0,09	87,54	3,13	9,33
4	0,10	70,86	20,72	8,42
5	0,11	60,87	31,41	7,72
6	0,12	51,69	32,99	15,32
7	0,13	44,98	28,51	26,51
8	0,14	47,46	26,90	25,64
9	0,14	45,45	29,98	24,57
10	0,14	45,02	30,65	24,33
11	0,14	44,29	31,13	24,58
12	0,15	43,78	29,62	26,59

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

De acordo com os resultados apresentados, é possível verificar que as variáveis taxa de câmbio real e renda mundial são fatores determinantes na explicação da evolução do valor das exportações de calçados no RS, ou seja, aproximadamente 56,21% de sua variância são explicadas pelos choques dessas variáveis ao final de 12 períodos (um ano). Os outros 43,78% do comportamento da variável exportações se devem a ela própria. Os resultados indicam ainda que a variável renda mundial teve um impacto superior à variável taxa de câmbio sobre o valor das exportações calçadistas, pois, individualmente, a variável câmbio (lcâmbio) explica, aproximadamente, 26,59% da variância do erro de previsão do valor das exportações, enquanto a variável renda mundial é responsável por 29,62% dessa variância, considerando o décimo segundo período posterior ao impulso. Para períodos maiores do que 12, os resultados não se alteraram significativamente e mantiveram uma estrutura relativamente parecida.

Vale dizer que testes de adequação do modelo como autocorrelação, normalidade e heteroscedasticidade nos resíduos foram realizados, para se escolher o modelo final. Os resultados encontrados mostram ausência de autocorrelação e heteroscedasticidade e presença de normalidade nos resíduos. O teste de estabilidade no sistema revelou que todas as raízes do VEC estimado estão dentro do círculo unitário, portanto o modelo é válido. Os resultados dos testes encontram-se no **Apêndice**.

Em Freire Junior, Paiva e Trompieri Neto (2010), os resultados mostraram que também há uma forte influência do câmbio e da renda mundial sobre as exportações de calçados cearenses. Os autores realizaram a decomposição da variância dos erros de previsão e observaram que a variável

renda mundial explicou, aproximadamente, 60% da variância do erro de previsão do valor das exportações, decorridos 20 trimestres após o choque inicial. Os 4% restantes foram explicados pela taxa de câmbio real. Portanto, a renda mundial é a variável mais importante para determinar a quantidade exportada de calçados cearenses, revelando a importância do cenário internacional para as exportações de calçados do Ceará.

Percebe-se, então, que, para o estado nordestino, a renda mundial teve um impacto bastante superior sobre as suas exportações do que a mesma variável para o Rio Grande do Sul. Já para a taxa de câmbio real, observou-se o oposto: o seu impacto sobre as exportações de calçados cearenses foi muito inferior do que para o estado gaúcho. Isso significa que, em relação às exportações de calçados, a taxa de câmbio real possui uma importância maior para o Rio Grande do Sul do que para o Ceará. Já a renda mundial possui maior importância para os calçados cearenses.

De acordo com Campos e Calandro (2009), a indústria calçadista gaúcha é especializada na produção de calçados femininos de couro, os quais possuem maior preço unitário que os fabricados na Região Nordeste, além de uma parcela expressiva da sua produção ser direcionada para o mercado externo. Para as autoras, esses fatores explicam por que os calçados gaúchos são mais sensíveis a mudanças na taxa de câmbio que, por exemplo, os cearenses, os baianos e os paraibanos, o que corrobora o fato de o valor das exportações de calçados gaúchos depender, em maior grau, da taxa de câmbio real.

Conforme foi mencionado anteriormente, as exportações de calçados respondem bem a variações no câmbio e na renda mundial. Contudo é necessário enfatizar que a renda mundial é exógena em termos de políticas econômicas domésticas, ou seja, as autoridades econômicas não são capazes de influenciar no comportamento da renda mundial, restando atuar apenas na política cambial. Se o Governo Federal optar por uma valorização do dólar frente ao real, a indústria brasileira de calçados tende a ser beneficiada nas vendas externas dos seus produtos, já que uma desvalorização da moeda brasileira torna o preço do produto nacional mais baixo em dólares e, portanto, mais barato no mercado internacional. A adoção de uma taxa de câmbio mais ou menos competitiva para as exportações irá depender dos objetivos do Governo, quando da implantação de políticas. Se o Governo está mais comprometido com o controle da inflação interna, por exemplo, pode elevar a taxa de juros e valorizar a moeda nacional, prejudicando o setor exportador. Logo, o desempenho do setor calçadista, dependerá, em boa medida, dos interesses do Governo nacional.

É importante mencionar que as variáveis utilizadas neste artigo não são os únicos fatores que afetam as exportações de calçados. Fatores co-

mo logística, qualidade dos produtos, concorrência internacional e burocracia interna são de grande importância para se inserir no competitivo mercado internacional. Monte (2015) destaca que uma logística adequada, por exemplo, é fundamental para que os produtos cheguem aos países demandantes, além do fato de a cadeia logística impactar diretamente no preço final dos produtos exportados e, por consequência, na competitividade. Nesse sentido, os governos, tanto estadual quanto federal, podem ter atuação crucial, sendo responsáveis por propiciar as bases para que as empresas calçadistas presentes ou que venham a se instalar no Rio Grande do Sul sejam competitivas no cenário internacional. Para isso, investimentos contínuos em infraestrutura de rodovias, portos, aeroportos, disponibilidade de crédito, desburocratização dos procedimentos para exportação, dentre outros, são elementares para se fortalecer o setor calçadista gaúcho.

Ademais, as empresas somente investirão no setor calçadista se sentirem incentivadas a fazê-lo. O Governo pode criar condições favoráveis para a realização de investimentos, como o respeito à legislação e aos contratos, a elaboração de acordos comerciais externos sólidos e duradouros e a execução de políticas monetária e fiscal críveis e sustentáveis, que são fatores que já contribuem para uma expectativa de sucesso do setor. Evidentemente, essas condições são necessárias, mas não suficientes para um desempenho favorável do setor. Um crescimento contínuo da economia mundial é de extrema relevância para que o setor exportador calçadista gaúcho obtenha êxito no mercado internacional.

5 Considerações finais

O principal objetivo deste estudo foi analisar os determinantes e o comportamento das exportações de calçados do Rio Grande do Sul. O modelo de correção de erros estimado foi o escolhido para mostrar os efeitos de curto e longo prazos das variações de câmbio e renda mundial sobre as exportações de calçados. A análise de curto prazo revelou que os desequilíbrios são corrigidos lentamente. Isso significa que existe uma grande defasagem temporal até que o desequilíbrio de longo prazo seja restabelecido, ou seja, há uma baixa velocidade de convergência das exportações de calçados gaúchos para o seu nível de equilíbrio. Com base na função de longo prazo, pode-se afirmar que os sinais de todos os parâmetros da equação são condizentes com aqueles esperados pelo modelo teórico.

Com o intuito de verificar, principalmente, o impacto dos choques da taxa de câmbio e da renda mundial sobre o valor das exportações, foram obtidas as funções de impulso-resposta que mostraram que a resposta do

valor das exportações a um choque na taxa de câmbio e na renda mundial tem efeitos pouco expressivos.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 8, taxa de câmbio real e renda mundial são fatores determinantes na explicação da evolução do valor das exportações de calçados gaúchos. A decomposição da variância indicou que câmbio e renda mundial são bastante responsáveis pelo comportamento das exportações. Nenhuma outra variável teve muito da sua variância contada por suas próprias inovações, indicando que as interações entre as variáveis utilizadas são fortes.

Por fim, os resultados deste trabalho indicaram forte relação das exportações gaúchas com a taxa de câmbio real efetiva e com a renda mundial, que teve como *proxy* o valor das importações mundiais. Este estudo utilizou as principais variáveis encontradas na literatura, que afetam o valor exportações e, através do VEC, buscou investigar as relações de curto e longo prazos entre as variáveis e analisou as respostas do sistema a choques aleatórios nas séries. Em trabalhos futuros, outras variáveis podem ser utilizadas no VEC, para examinar seus efeitos sobre as exportações de calçados gaúchos.

Apêndice

Tabela A.1

Condição de estabilidade	
RAIZ	MÓDULO
$0,48 + 0,85i$	0,97
$0,48 - 0,85i$	0,97
$-0,51 + 0,76i$	0,92
$-0,51 - 0,76i$	0,92
$-0,02 - 0,91i$	0,91
$-0,02 + 0,91i$	0,91
$-0,75 + 0,48i$	0,89
$-0,75 - 0,48i$	0,89
$0,8 - 0,3i$	0,86
$0,8 + 0,3i$	0,86
$-0,73 - 0,33i$	0,81
$-0,73 + 0,33i$	0,81
-0,8	0,8
$0,26 + 0,73i$	0,77
$0,26 - 0,73i$	0,77
0,49	0,49
$-0,05 + 0,4i$	0,41
$-0,05 - 0,4i$	0,41

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

Tabela A.2

Resultados do teste de normalidade dos resíduos

COMPONENTE	ASSIMETRIA	X2	DF	PROBABILIDADE
1	-0,29	1,35	1	0,24
2	1,18	22,97	1	0,00
3	0,07	0,08	1	0,77
Conjunto		24,4	3	0,00
COMPONENTE	CURTOSE	X2	DF	PROBABILIDADE
1	3,01	0,00	1	0,98
2	5,72	30,19	1	0,00
3	2,71	0,35	1	0,55
Conjunto		30,54	3	0,00
COMPONENTE	JARQUE-BERA	X2	DF	PROBABILIDADE
1	1,35	-	2	0,51
2	53,15	-	2	0,00
3	0,43	-	2	0,81
Conjunto	54,93	-	6	0,00

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

Tabela A.3

Teste de heteroscedasticidade residual

TESTE CONJUNTO		
X2	DF	PROBABILIDADE
240,29	216	0,1231

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

Tabela A.4

Teste LM para correlação serial

DEFASAGENS	ESTATÍSTICA LM	PROBABILIDADE
1	3,37	0,9477
2	16,63	0,0548
3	19,11	0,0242
4	15,83	0,0705
5	6,1	0,7298
6	17,43	0,0423
7	8,25	0,5087
8	11,73	0,229
9	9,68	0,377
10	7,77	0,5573
11	5,27	0,8099
12	22,11	0,0085

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (2012).

Referências

- BOTELHO, M. dos R. A.; XAVIER, C. L. A inserção externa da indústria de calçados brasileira. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 27, n. 2, p. 325-354, out. 2006.
- BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. **Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil**: estimação de um modelo simultâneo. Rio de Janeiro: IPEA, 1983.
- BRASIL. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC). **Sistema AliceWeb**. 2013. Disponível em: <aliceweb.desenvolvimento.gov.br>. Acesso em: jan. 2013.
- CAMPOS, S. H.; CALANDRO, M. L. Nova configuração do mercado internacional de calçados e os impactos sobre a indústria calçadista gaúcha. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 30, n. esp., p. 517-546, 2009.
- CARVALHO, A.; DE NEGRI J. A. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998)**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para discussão, n. 698).
- CASTILHO, M. dos R.; LUPORINI, V. **A elasticidade-renda do comércio regional de produtos manufaturados**. Brasília, DF: IPEA, 2010. (Texto para Discussão CEPAL-IPEA, n. 18).
- CASTRO, A. S. de; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil — 1955/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 2, p. 1-68, 1998.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. ed. New York: John Wiley and Sons, 2010.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 1, p. 251-276, 1987.
- FEL, L. P. **Influência dos principais fatores econômicos para as exportações de calçados e soja do Brasil e do Rio Grande do Sul de 2000 a 2010**. 2012. 102 f. Dissertação (Mestrado profissional) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.

FREIRE JUNIOR, J.; PAIVA, W. L.; TROMPIERI NETO, N. Taxa de câmbio, renda mundial e exportações de calçados: um estudo para economia cearense. In: CARVALHO, E. B. S. *et al.* (Org.). **Economia do Ceará em Debate 2010**. Fortaleza: Ipece, 2010. v. 1, p. 262-281.

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (FEE). **Séries históricas das exportações segundo a CNAE**. 2012. Disponível em:

<www.fee.tche.br/sitefee/pt/content/estatisticas/pg_exportacoes_sh.php>.

Acesso em: fev. 2012.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, New York, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GUIDOLIN, S. M.; COSTA, A. C. R. da; ROCHA, É. R. P. da. Indústria calçadista e estratégias de fortalecimento da competitividade. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 31, p. 147-184, 2010.

GUZMÁN, R. M. Moeda e crédito na economia brasileira: um modelo com vetores de correção de erros. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 10, n. 18, p. 25-50, set. 1992.

HAMILTON, J. D. A. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata**. 2012. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: fev. 2012.

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

LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York: Springer, 2006.

MONTE, E. Z. Influência da taxa de câmbio e da renda mundial nas exportações do estado do Espírito Santo. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 33, n. 63, p. 301-323, mar. 2015.

MORAIS, I. A. C. de; BARBOSA, A. L. Equações de oferta e demanda por exportações do setor de calçados, 1985/2003. **Análise**, Porto Alegre, v. 17, n.1, p. 67-90, jan./jul. 2006.

MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G. de; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de commodities e produtos industriais: uma aplicação VECM. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 15, n. 2, p. 311-335, abr./jun. 2011.

NUSAIR, S. A. Testing the validity of purchasing power parity for Asian countries during the current float. **Journal of Economic Development**, New York, v. 28, n. 2, p. 129-147, 2003.

PAIVA, C. A. **Trade elasticities and market expectations in Brazil**. [S.l.]: IMF, 2003. (IMF Working Papers, n. 03/140).

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 de importações brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, p. 501-540, dez. 1992.

SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quaterly Review**, Minneapolis, v. 10, n. 1, p. 2-16, 1986.

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

SOUZA, F. E. P.; LUPORINI, V. **Câmbio ou preços: o que mais tem afetado as exportações brasileiras?** [Rio de Janeiro]: UFRJ, 2011.

TSAY, R. S. **Analysis of financial time series**. 2. ed. Chicago: John Wiley and Sons, 2005.

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.

