

O IMPACTO DA TAXA DE CÂMBIO E DA RENDA MUNDIAL NAS EXPORTAÇÕES DE CALÇADOS GAÚCHOS

Éverton Coelho Gomes¹

Vinícius Dias Fantinel²

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 auto-regressivo (VAR), o vetor de correção de erros (VEC), função impulso-resposta, decomposição dos erros de previsão da variância e teste de Causalidade de Granger. O período escolhido se inicia em janeiro de 2003 e termina em setembro de 2011, apresentando periodicidade mensal, totalizando 106 observações.

Palavras-chave: Exportações de calçados, séries temporais, modelo VAR.

ABSTRACT

The purpose of this study is to determine the influence of the exchange rate and world income on exports of footwear “gaúchos”. We used methods of time series, unit root test, Johansen cointegration test, the model vector autoregressive (VAR), the vector error correction (VEC), impulse-response function, decomposition of forecast error variance and Granger causality test. The period chosen was begun in January 2003 and ending in September 2011, with monthly periodicity, totaling 106 observations.

Keywords: Exports of footwear, time series, VAR model.

Área temática: b. Macroeconomia Regional, Setor Externo, Finanças Públicas.

Classificação JEL: C32, F19.

¹Mestrando em Economia Aplicada na UFRGS. E-mail: evertoncoelho@gmail.com. Endereço: Rua Santo Antonio, 87 – Porto Alegre/RS.

²Mestrando em Economia Aplicada na UFRGS e Pesquisador em Economia da FEE/RS. E-mail: vinicius@fee.tche.br. Endereço: Rua Rio Pardo, 284 – Esteio/RS.

1. INTRODUÇÃO

Nesse estudo, buscar-se-á conhecer os determinantes das exportações de calçados do Estado do Rio Grande do Sul. Serão utilizados métodos de séries temporais, através da utilização de um modelo vetorial auto-regressivo (VAR), 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 gaúchas.

De acordo com a Abicalçados, o Rio Grande do Sul é o principal exportador de calçados em valor do Brasil, ficando à frente inclusive dos Estados do Ceará, de São Paulo, da Paraíba e da Bahia, outros grandes exportadores nacionais do produto.

Nos últimos três anos, o desempenho das exportações de calçados gaúchos foi muito prejudicado devido à crise global financeira gerada no ano de 2008 e ao aumento espetacular no ingresso de calçados asiáticos nos mercados internacionais, o qual decorre dos baixíssimos custos de produção chineses, que não podem competir com os calçados nacionais.

A participação das exportações de calçados gaúchos nas exportações totais do estado vem se reduzindo, o que corrobora o cenário externo desfavorável descrito anteriormente, o qual afeta negativamente em alto grau o setor calçadista. De acordo com os dados da FEE, em 2003, a participação era de 14,34% e em 2004, de 12,90%, chegando a 5,42% em 2010 e 3,74% em 2011. Entretanto, o setor calçadista gaúcho ainda pode ser considerado relevante para o Estado, gerando muitos empregos e promovendo desenvolvimento sócio-econômico, principalmente na Região do Vale dos Sinos.

O presente trabalho está organizado em seis seções, incluindo a introdução. Após esta, será realizada a revisão de literatura sobre trabalhos realizados anteriormente. Na seção três, discutir-se-á a metodologia do trabalho e na quatro serão discutidos os resultados obtidos de acordo com a metodologia adotada. Já na seção cinco, serão apresentadas as considerações finais. E, por último, têm-se as referências bibliográficas.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Muitos trabalhos vêm sendo realizados sobre técnicas utilizadas nas estimativas das equações de exportações e importações para o Brasil e 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 & Markwald (1983) e Zine Junior (1988). Estes 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 Zine Junior (1988), as funções de demanda e de oferta das exportações assumem que os produtos importados não são substitutos perfeitos para os bens domésticos, e que é possível estimar as elasticidades-preço finitas. Para o autor, o modelo de substitutos perfeitos só aplica-se ao comércio de bens homogêneos como as *commodities*.

Portugal (1992) estimou as equações de demanda e oferta para exportação e importação baseada nas 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).

A respeito dos modelos referenciados acima usados na estimação das equações de exportações, deve-se destacar que eles são importantes no seu aspecto teórico, já que utilizam a teoria microeconômica como base, visando determinar o equilíbrio entre demanda e oferta dos bens exportáveis, onde a variável dependente é a quantidade exportada ou algum índice de quantidade e os preços das exportações são variáveis independentes, sendo considerados seus preços médios ou algum índice de preços das exportações.

No presente trabalho, esses modelos de estimação não serão adotados, visto que o propósito central é o de buscar os resultados de uma maneira mais aplicada possível, evitando a inclusão de muitas variáveis, as quais geram redução de graus de liberdade do modelo.

De acordo com Castro & Cavalcanti (1998), 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.

3. METODOLOGIA

O modelo adotado neste trabalho é baseado principalmente no modelo de Castro & Cavalcanti (1998). Neste artigo, os autores estimam equações para exportações e importações totais e desagregadas com dados anuais no período de 1955-95. Para a estimação das equações de exportação para o estado do Rio Grande do Sul (RS), temos:

$$l_{export} = lcambio + lrend(1)$$

Onde:

l_{export} = logaritmo do valor das exportações de calçados do Rio Grande do Sul

$lcambio$ = logaritmo da taxa de câmbio real efetiva

$lrend$ = logaritmo da renda mundial

Em conformidade com diversos estudos anteriores do comportamento das exportações brasileiras, as 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 dos Estados Unidos (EUA), foi empregado como *proxy* para a renda mundial. Seus dados são divulgados pelo International Financial Statistic/IFS, publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) e obtido através do IPEADATA.

Os dados relativos ao valor das exportações de calçados, em dólares dos Estados Unidos (EUA), foram obtidos da Fundação de Economia e Estatística do Rio Grande do Sul (FEE/RS).

O índice de Taxa de Câmbio real efetivo (TCRE) foi obtido do IPEADATA, considerando 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 R\$/moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) dos pais em questão e o Índice de Preços por Atacado oferta global (IPA-OG/FGV) do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras em 2001.

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

Onde:

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;

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

Utiliza-se a TCRE em vez da taxa de câmbio R\$/US\$ 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 este foi o maior período conseguido nesta pesquisa com todas as séries. 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 modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR), proposto por Sims (1980) e amplamente utilizado para análise de exportações como em Castro & Cavalcanti (1998) e outros autores. O modelo VAR defende a premissa 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 $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt}, \dots, y_{Kt})$ para $k = 1, \dots, k$. O processo VAR é então definido como:

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

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

No que diz respeito à estimação do VAR, Enders (2010) afirma que normalmente as variáveis sejam diferenciadas antes de estimar o sistema, mas que este procedimento não é unanimemente aceito. Sims (1980) e outros autores afirmam 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 erro denominado Vetor de Correção de Erro (VEC).

3.1. Teste de raiz unitária

A motivação do uso de testes de raiz unitária nas séries econômicas é verificar se as séries são integradas de mesma ordem³. Caso elas sejam integradas de mesma ordem, as séries poderão ser cointegradas, desde que exista uma combinação linear entre elas 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 o teste 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, hipótese nula é de que a série contém raiz unitária e a alternativa é de que não contém. Caso não rejeitemos a hipótese nula, há presença de raiz unitária na série e a série é dita não estacionária e, portanto, precisamos diferenciar a série até que ela se torne estacionária. O teste ADF é representado da seguinte forma geral:

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

³Se 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 $I(2)$.

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 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:

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

Nesta 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 $s^2(l)$ e l é um parâmetro utilizado para suavizar a 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.

Tabela 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)

Fonte: Elaboração própria

Obs: (1) indica hipótese nula de não estacionariedade no teste ADF e (2) indica hipótese nula de estacionariedade no teste KPSS.

A Tabela 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 um vetor auto-regressivo 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 de estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e do máximo autovalor (λ_{max}). Na estatística do traço, a hipótese nula (H_0) é de que existem pelo menos r vetor de cointegração é representado matematicamente por:

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

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 .

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

Sua representação matemática é dada por:

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

Onde:

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

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 & Juselius (1990).

Após a verificação de existência de cointegração por meio da metodologia de Johansen, inclui-se o modelo de correção de erro. A principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro 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 erro pode ser escrito da seguinte forma

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

Onde:

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.

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

O teorema de Engle-Granger⁴ nos garante o seguinte resultado: se $\text{posto}(\Pi) = k$, as variáveis endógenas são todas estacionárias e o modelo de correção de erros não é informativo sobre o estudo de y_t diretamente. Se $\text{posto}(\Pi) = 0$, isto implica que $r = 0$, então não existe cointegração e as variáveis são estacionárias. Se $0 < \text{posto}(\Pi) = m < k$, então $\Pi = \alpha\beta'$, onde 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 cointegração⁵.

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. RESULTADOS

A primeira etapa da análise de séries temporais num modelo auto-regressivo (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

⁴ 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.

⁵ Adaptado de Tsay (2005), p. 381.

são estacionárias. Caso as variáveis sejam não estacionárias, opta-se por estacionarizá-las, apesar de que no que diz respeito à estimação do VAR, Enders (2010) afirma que, embora normalmente as variáveis sejam diferenciadas antes de se estimar o sistema, este procedimento não é unicamente aceito.

Os testes de raízes unitárias 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 2 - Teste ADF

Variável	Intercepto	Tendência	Defasagens	Diferença	τ_{calc}	$\tau_{1\%}$	$\tau_{5\%}$	$\tau_{10\%}$
lexp	Sim	Não	12	0	-0,01	- 3,50	-2,89	-2,58
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: Elaboração própria

O teste ADF em nível indicou a não rejeição da hipótese nula de que as séries contém 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 para todos os níveis de significância para as séries 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 3 - Teste KPSS

Variável	Intercepto	Tendência	Defasagens	Diferença	τ calc	τ (1%)	τ (5%)	τ (10%)
lexp	Sim	Não	0	0	0,93	0,74	0,46	0,35
lexp	Sim	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	Sim	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	Sim	Não	0	1	0,18	0,74	0,46	0,35

Fonte: Elaboração própria

τ corresponde, respectivamente, ao valor crítico calculado do teste e 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 diferenciamos as séries, os resultados indicaram a não rejeição da hipótese nula de estacionariedade para todos os valores críticos tabelados.

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

Para determinar o número de vetores de cointegração, são utilizados os testes do traço e o teste do máximo autovalor, cujos resultados estão apresentados nas tabelas 4 e 5.

Tabela 4 - Teste de Cointegração de Johansen (traço)

H_0	H_1	Autovalor	Estatística de teste	Valor crítico (5%)	Valor-p
$r = 0$	$r > 0$	0,2248	36,7177	29,7971	0,0068
$r \leq 1$	$r > 1$	0,1125	11,7642	15,4947	0,1686
$r \leq 2$	$r > 2$	0,0007	0,0663	3,8415	0,7968

Fonte: Elaboração própria

Tabela 5 - Teste de cointegração de Johansen (autovalor máximo)

H_0	H_1	Autovalor	Estatística de teste	Valor crítico (5%)	Valor-p
$r = 0$	$r = 1$	0,2248	24,9535	21,1316	0,0138
$r = 1$	$r = 2$	0,1125	11,6979	14,2646	0,1225
$r = 2$	$r = 3$	0,0007	0,0663	3,8415	0,7968

Fonte: Elaboração própria

Os resultados referentes aos testes de cointegração apresentados indicam 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 indica a rejeição da hipótese nula. Entretanto, a hipótese de vetores de cointegração maiores do que de ordem 1 são rejeitados a 5% de significância.

O mesmo pode ser observado para o teste do máximo autovalor, em que 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) mostram 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 Auto-Regressivo Vetorial (VAR), utiliza-se o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para as estimativas das elasticidades de curto e longo prazo. A vantagem de utilizar o VEC é que ele permite investigar as dinâmicas de curto prazo e longo prazo das séries.

⁶Significa que o sistema é identificado.

Já neste ponto, duas observações são convenientes. Em primeiro lugar, o ordenamento das variáveis em um modelo vetorial pode ser muito importante. Nesta classe de modelos, a primeira variável do vetor é considerada, implicitamente, como 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 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 das 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 6 - Teste de causalidade de Granger

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: Elaboração própria
 Δ = operador de primeira diferença.

Pelo teste de causalidade de Granger, as variáveis mais independentes do sistema são as exportações de calçados e renda mundial. Somente renda Granger causa câmbio a 5% de significância segundo o valor-p e se usarmos 1%, nenhuma Granger-causa câmbio, sendo assim ela é a variável mais exógena do sistema segundo este 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 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 7. Os dois critérios de informação, AIC e SBC, recomendaram incluir um modelo com seis defasagens.

Tabela 7 - Ordem de estimação do sistema

Desfasagem	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	-8,68*	-7,02*
7	-8,66	-6,75
8	-8,63	-6,47

Fonte: Elaboração própria

* Mínimo

Estima-se então a regressão de acordo com o modelo teórico e faz-se uso do modelo vetorial de correção de erros para capturar as dinâmicas de curto prazo e de longo prazo das variáveis.

Tabela 8 - Estimativa de longo prazo da análise de cointegração (jan/2003 a set/2011)

Equação de cointegração			
$lexport_{t-1}$	$lrend_{t-1}$	$lcambio_{t-1}$	Intercepto
1,0000	9,6470	0,3390	-52,0279
	[1,1467]	[0,0341]	

Fonte: Elaboração própria

Estatística-t entre []

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 cambio real deve produzir, no longo prazo, uma elevação de 0,34% 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. Porém, os resultados obtidos não são significativos.

Tabela 9 – Estimativa dos coeficientes de curto prazo da análise de cointegração

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

Fonte: Elaboração própria

TCE = Termo de correção de erros

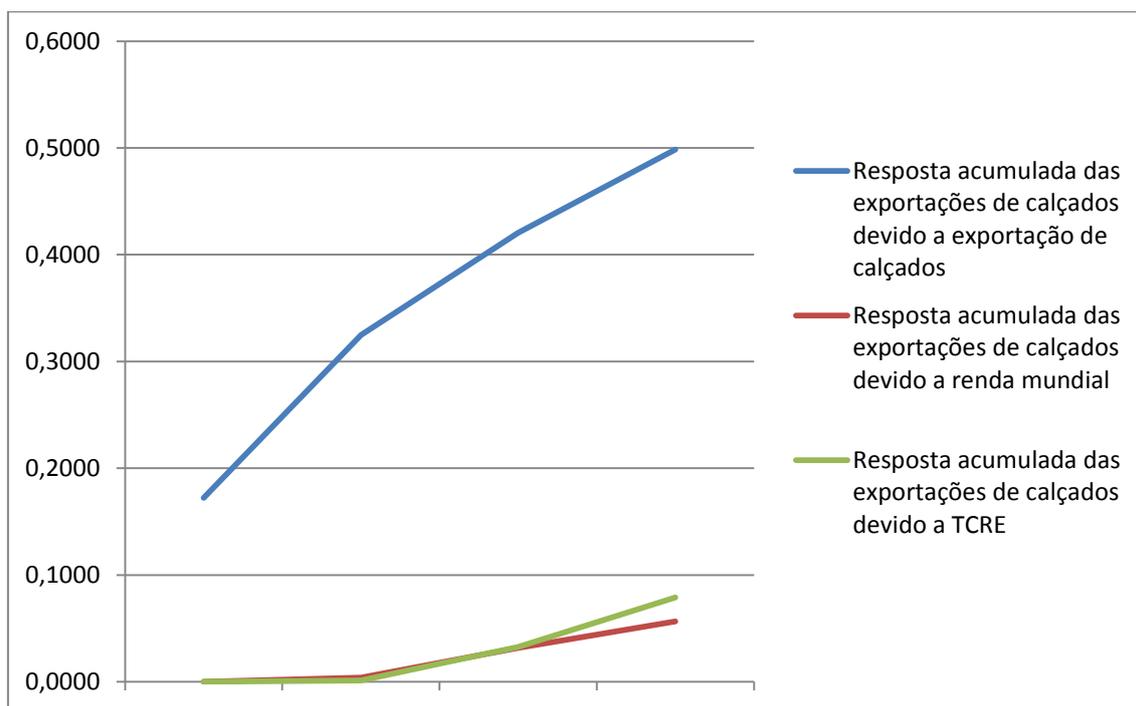
Δ = operador de primeira diferença

A tabela 9 examina a dinâmica de curto prazo para as exportações de calçados. Os resultados da estimação do modelo de correção de erro 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 obtidas, com o objetivo de verificar principalmente o impacto dos choques da taxa de câmbio e renda mundial sobre o valor das exportações de calçados do Rio Grande do Sul.

Figura 1 - Respostas do valor das exportações a choques acumulados (funções de impulso-resposta)



Fonte: Elaboração própria

A Figura 1 mostra as respostas do valor das exportações a choques acumulados, de um desvio padrão, na taxa de câmbio, renda mundial e dela mesma. A figura mostra 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 reagem positivamente ao choque. 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 reagem positivamente ao choque. 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.

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 variáveis. Em suma, a decomposição da variância do erro de previsão nos diz qual a proporção dos movimentos nas séries devido a seus próprios choques versus choques de outras variáveis. A tabela 10 mostra os resultados relativos à decomposição.

Tabela 10 – Decomposição da variância

Decomposição da variância devido à exportação de calçados (%)				
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: Elaboração própria

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 é explicada pelos choques dessas variáveis ao final de 12 períodos (1 ano). Os resultados indicam ainda que, a variável renda mundial teve um impacto superior à variável taxa de câmbio sobre o valor das exportações agropecuárias, pois, individualmente, a variável TCRE 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 alteram significativamente e mantém uma estrutura relativamente parecida.

Por último, vale dizer que testes de adequação do modelo como autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade nos resíduos foram feitos na escolha do modelo final. Os resultados encontrados foram de ausência de autocorrelação e heterocedasticidade e 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 não foram apresentados por economia de espaço.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O principal objetivo deste estudo foi analisar os determinantes e o comportamento das exportações de calçados do RS.

O modelo de correção de erro estimado foi o escolhido para mostrar os efeitos de curto e longo prazo das variações de câmbio e renda mundial sobre as exportações de calçados. A análise de curto prazo revelou que os desequilíbrios são corrigidos lentamente. Isto 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 gaúchas 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 satisfatórios 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 10, taxa de câmbio real e renda mundial são fatores determinantes na explicação da evolução do valor das exportações de calçados gaúchas. A decomposição da variância indica que câmbio e renda mundial são bastante responsáveis pelo comportamento das exportações. Nenhuma outra variável tem muito da sua variância contada por suas próprias inovações, indicando que as interações entre as variáveis são fortes.

Por fim, os resultados deste trabalho indicaram forte relação das exportações gaúchas com a taxa de câmbio real efetivo e com a renda mundial, que teve como *proxy*, o valor das importações mundiais. Este estudo de caráter preliminar usou as principais variáveis encontradas na literatura que afeta o valor exportações e, através do VEC, buscou investigar as relações de curto e longo prazo 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 gaúchas.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE CALÇADOS - ABICALÇADOS. **Relatório de Exportação Brasileira de calçados.** <<http://www.abicalcados.com.br/estatisticas.html>>. Acesso em março de 2012.

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.

CASTRO, A. S. & 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.1, p. 1-68, abr. 1998.

ENDERS, W. **Applied econometric time series.** 3. ed. New York: John Wiley and Sons, 2010.

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER – FEE/RS. **Séries históricas das exportações segundo a CNAE.** <www.fee.tche.br/sitefee/pt/content/estatisticas/pg_exportacoes_sh.php>. Acesso em fevereiro de 2012.

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

GUZMÁN, R. M. **Moeda e crédito na economia brasileira: um modelo com vetores de correção de erros.** Revista 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. <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em fevereiro de 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, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

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

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, 2003.

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.

_____. **Um modelo de correção de erros para a demanda de importações brasileira.** Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 22, n. 3, dez. 1992.

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

_____. **Are forecasting models usable for policy analysis?** Quarterly review, Federal Reserve Bank of Minneapolis 10: 2-16, 1986.

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

ZINE 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.