

---

# Evidências da Curva J para a Balança Comercial do Estado do Rio Grande do Sul (1999-2014)

---

Bruna Márcia Machado Moraes<sup>1</sup>

Pâmela Amado Tristão<sup>2</sup>

Ibrahima Diallo<sup>3</sup>

Reisoli Bender Filho<sup>4</sup>

**Resumo:** Os efeitos de curto e longo prazo de depreciações cambiais sobre a balança comercial são teoricamente distintos, retração inicial seguida de recuperação, conceituando a proposição da Curva J. Esses efeitos pautaram a discussão proposta no artigo à análise da balança de comércio do estado do Rio Grande do Sul no período 1999-2014. Para isso, fez-se uso da metodologia do Vetor de Correção de Erros. As evidências indicaram a presença de, pelo menos um estágio, da Curva J. Isso porque, após o choque na taxa de câmbio real, ocorreu ligeira queda nos saldos comerciais, em termos totais e por fator agregado, seguida de breve recuperação, a qual não é suficiente para eliminar os efeitos cambiais. Além disso, no curto prazo, a balança de produtos industrializados mostrou maior sensibilidade, enquanto que, no longo prazo, os produtos básicos apresentaram elasticidade duas vezes maior.

**Palavras-Chave:** curva J; balança comercial; Rio Grande do Sul

**Abstract:** *The effects in short and long term currency depreciation on the trade balance are theoretically different, but initial retraction followed by a recovery,*

1 Mestranda em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) - Linha de Pesquisa: Finanças, Economia e Controle.

2 Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria-PPGA/UFSM. Docente no Centro Universitário Franciscano -UNIFRA.

3 Possui graduação em Administração de Empresas pela Universidade de Caxias do Sul (2004) e Mestrado Acadêmico em andamento pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM).

4 Professor adjunto da Universidade Federal de Santa Maria.

*conceptualized J Curve. These effects have pointed to a discussion in this article, related to the analysis of the trade balance in the state of Rio Grande do Sul, from 1999 to 2014. To achieve its objective, the Error Correlation Vector. The evidence indicates the presence of, at least, one stage in J curve. The results indicated that after a shock real exchange rate, a small decrease in the trade balance, in overall terms and by aggregated factor, followed by a recovery, which is not enough to eliminate the exchange effect. Furthermore, the trade for industrialized products has shown higher sensibility, while in long term, the basic products have shown two times higher elasticity.*

**Key-Words:** *J curve; trade balance; Rio Grande do Sul*

**JEL Classification:** F14, C32.

## Introdução

A taxa de câmbio e seus efeitos constituem em um tema que tem ganhado destaque na literatura econômica nos últimos anos. Segundo Curado, Rocha e Damiani (2008), de modo geral, alterações na taxa de câmbio afetam o sistema econômico, diretamente nos preços praticados, tanto internos como externos, e também na política econômica, com alterações no comércio internacional.

Neste particular, os efeitos da taxa de câmbio sobre o comércio internacional são analisados a partir da teoria da Curva J, a qual indica que, no curto prazo, em caso de desvalorização cambial, o saldo da balança comercial se deteriora em relação ao período anterior ao choque. Todavia, dada a rigidez dos contratos firmados pelos agentes econômicos no comércio externo, a balança comercial tende a voltar ao equilíbrio nos períodos posteriores à alteração cambial (Sonáglio, Scalco, Campos, 2010).

Complementado, Yazici (2006) enfatiza que, no momento da alteração, as relações comerciais já foram previamente determinadas por contratos realizados em períodos anteriores, caso em que os volumes só serão ajustados nos novos contratos, cujos efeitos serão visualizados após a alteração no câmbio.

A recuperação da balança comercial decorrente de mudanças cambiais, ou a segunda fase da Curva J, também é analisada a partir da condição de Marshall-Lerner. Condição essa que se verifica pelo fato de que o produto doméstico fica relativamente mais barato em decorrência de depreciações cambiais, facilitando as exportações.

A partir deste arcabouço, diversos estudos buscaram evidências da Curva J, e não diferentemente ocorreu na economia brasileira, com trabalhos voltados à economia agregada e também para setores específicos. Dentre eles, destacam-se os de Teles (2005); de Sonaglio, Scalco, Campos (2010); de Carneiro (2013); de Scalco, Carvalho e Campos (2013) e de Martins e Arruda (2013), os quais analisaram a balança comercial brasileira, encontrando resultados que identificaram pelo menos um estágio da Curva J. Já o trabalho de Lobo (2007) não identificou os pressupostos da condição de Marshall-Lerner nos setores analisados.

Nesta direção, traçou-se como objetivo analisar a influência da taxa de câmbio sobre a balança comercial do estado do Rio Grande do Sul, no período de janeiro de 1999 a maio de 2014. As características particulares quanto à produção, tanto do agronegócio quanto industrial, colocam o estado entre os principais exportadores e importadores do país.

A participação média das exportações do estado é de cerca de 8% do total negociado externamente pelo Brasil; já em relação às importações, o estado importa aproximadamente 10%. Quanto ao período, a balança comercial do Rio Grande do Sul apresentou superávit, enquanto o Brasil apresentou déficits em alguns períodos, como é o caso dos anos de 1999 e 2000 e também em 2014 (MDIC, 2015). Ademais, neste período, ocorreram diversas mudanças/crises econômicas e políticas tanto interna quanto na economia mundial, cenários que podem ter afetado a taxa de câmbio e, em consequência, os fluxos comerciais.

Além desta introdução, o texto conta com outras cinco seções. Na primeira, são apresentadas as implicações e pressuposições teóricas da Curva J. Na seção dois, apresenta-se a evolução e a composição da balança comercial do Rio Grande do Sul. A seção três aborda a metodologia VAR. Na quatro, são apresentados e discutidos os resultados e, por fim, na quinta, são delineadas as conclusões.

## **1. Condição Marshall-Lerner, curva J e aplicações na economia brasileira**

### **1.1 Implicações teóricas da condição Marshall-Lerner e da curva J**

A taxa de câmbio consiste um dos fatores mais importantes na decisão de importar. Isso porque, mantendo uma taxa de câmbio mais depreciada, há uma tendência de aumento nas exportações líquidas. Porém, segundo Abel,

Bernanke, Croushore (2008), essa alteração nas transações comerciais depende da rapidez com que os agentes internacionais respondem às mudanças na taxa de câmbio.

Desse modo, para entender as oscilações nas transações comerciais decorrentes de uma alteração na taxa de câmbio, Marshall (1923), Lerner (1914), Bickerdike (1920), Robinson (1947) e Metzler (1948) desenvolveram discussões acerca da balança comercial que efetivam transações internacionais, dando origem a duas pressuposições necessárias para esse tipo de análise, que são a Condição de Bickerdike-Robinson-Metzler e a Condição de Marshall-Lerner (Moura, 2005).

A primeira sugere a existência de uma relação entre a taxa de câmbio e a balança comercial, ressaltando que a alteração cambial causa mudanças no comportamento do saldo da balança comercial. Para Marçal, Monteiro e Nishijima (2005), esse modelo de se baseia nas elasticidades, as quais relacionam a resposta da balança comercial às alterações da taxa de câmbio e, também, às elasticidades-preço doméstico e externo das relações comerciais com outros países (importações e exportações), conforme apresentado nas relações econômicas propostas por Carneiro (2013).

$$M^d = M(P_m) \quad (1)$$

$$X^s = X(P_x) \quad (2)$$

$$M^{d*} = M^*(P_x^*) \quad (3)$$

$$X^{s*} = X^*(P_m^*) \quad (4)$$

Nestas condições,  $M_d$  e  $M^{d*}$  indicam as importações e as exportações realizadas pela economia doméstica; essas mesmas transações, quando realizadas pelo resto do mundo, são representadas por  $X^s$  e  $X^{s*}$ ; os preços das importações e exportações são denotados por  $P_m$  e  $P_x$ , quando indicam preços praticados pela economia doméstica; enquanto que  $P_m^*$  indica os preços das importações realizadas pelo resto do mundo e  $P_x^*$ , os preços externos das exportações.

Com isso, os preços de cada bem em moedas diferentes podem ser relacionados por meio da taxa de câmbio nominal, que indica o preço da moeda estrangeira em unidades monetárias da moeda doméstica, como indicado nas Equações em (5) e (6):

$$P_M = EP_m^* \quad (5)$$

$$P_x = EP_x^* \quad (6)$$

A partir destas equações, surge a relação de equilíbrio entre mercados que realizam transações comerciais no mercado internacional, a qual pode ser observada nas Equações em (7) e (8).

$$M(P_m) = X^*(P_m^*) \quad (7)$$

$$X(P_x) = M^*(P_x^*) \quad (8)$$

Após serem definidas as condições de equilíbrio, a etapa seguinte consiste em definir o saldo da balança comercial, conforme apresentado formalmente em (9).

$$B = P_x X - P_m M \quad (9)$$

Em equilíbrio, a balança comercial conta com importações e exportações em  $M^0$  e  $X^0$ , com preços de equilíbrio em  $P_m^0$  e  $P_x^0$ . Nestas condições, havendo depreciação cambial, não haverá alterações na oferta interna de exportações e na demanda interna por importações, pois estas dependem apenas dos preços praticados em valores da moeda doméstica. Porém, as curvas de oferta e de demanda estrangeira sofrem alterações, já que dependem diretamente da taxa de câmbio.

Com isso, há um deslocamento dessas curvas para cima, de forma a manter os preços, em moeda estrangeira, inalterados. Neste caso, os preços, expostos em moeda doméstica, devem se elevar na mesma proporção do aumento na taxa de câmbio, indicando um novo equilíbrio de mercado. Contudo, a condição Bickerdike-Robinson-Metzler pressupõe que uma depreciação cambial gera uma melhora da balança comercial, dado os valores das elasticidades de oferta ( $\varepsilon$  e  $\varepsilon^*$ ) e de demanda ( $\eta$  e  $\eta^*$ ):

$$\eta = \frac{\partial M^d / M^d}{\partial P_m / P_m} \quad (10)$$

$$\eta^* = \frac{\partial M^{d*} / M^{d*}}{\partial P_x^* / P_x^*} \quad (11)$$

$$\varepsilon = \frac{\partial X^s / X^s}{\partial P_x / P_x} \quad (12)$$

$$\varepsilon^* = \frac{\partial X^s / X^s}{\partial P_m / P_m} \quad (13)$$

As elasticidades compensadas da demanda por importações doméstica e externa são representadas por  $\eta$  e  $\eta^*$ . Já a elasticidade compensada da oferta de exportações domésticas é representada por  $\varepsilon$ , enquanto que e a elasticidade compensada da oferta de exportações do resto do mundo é determinada por  $\varepsilon^*$ .

A partir das Expressões de 10 a 13, tem-se formalmente a pressuposição de Bickerdike-Robinson-Metzler.

$$\eta \eta^* = \frac{(1 + \varepsilon + \varepsilon^*) - \varepsilon^* (1 - \eta - \eta^*)}{(\varepsilon + \eta^*)(\varepsilon^* + \eta)} > 0 \quad (14)$$

Satisfazendo a pressuposição em (14), o saldo da balança comercial responderá positivamente a uma depreciação cambial. Carneiro (2013) ressalta que não basta às elasticidades possuírem os sinais usuais, a curva de oferta ser positivamente inclinada e a curva de demanda ter inclinação negativa, se as elasticidades não atenderem à condição de Bickerdike-Robinson-Metzler. Entretanto, existe uma forma particular da condição de Bickerdike-Robinson-Metzler, conforme exposto em (15).

$$\eta + \eta^* - 1 > 0 \quad (15)$$

Esse caso mostra que, considerando a oferta de exportações, tanto domésticas quanto externas, infinitamente elásticas ( $\varepsilon = \varepsilon^* = \infty$ ), tem-se a condição de Marshall-Lerner. Essa condição pressupõe que, para que uma depreciação cambial possa melhorar a balança comercial, faz-se necessário e suficiente que a soma das elasticidades de demanda, tanto domésticas quanto externas, supere a unidade. Essas condições se relacionam diretamente com a Curva J, que tem suas bases teóricas especificadas nas condições de Bickerdike-Robinson-Metzler e de Marshall-Lerner.

A partir das pressuposições econômicas apresentadas, a balança comercial pode deteriorar-se no curto prazo a partir de uma depreciação da taxa de câmbio. Todavia, segundo Moura (2005), no curto prazo, o preço das importações se eleva mais rapidamente do que o das exportações, e os volumes negociados internacionalmente só se ajustam após um determinado período de tempo após a alteração no câmbio, propiciando a melhora da balança comercial.

Isso ocorre pelo fato de que os períodos já estabelecidos nos contratos fir-

dados anteriores à alteração cambial geralmente perfazem períodos mais longos para a data final. Logo, a partir de depreciação cambial, os contratos fechados ainda estão sendo realizados, fazendo com que a deterioração da balança comercial observada inicialmente, tenha uma melhora, reduzindo o déficit causado pela taxa de câmbio.

## **1.2 Aplicações à economia brasileira**

Dentre os temas que exercem grande influência sobre o nível de comércio está a taxa de câmbio, que, segundo Bresser-Pereira (2007), é de suma importância para que exista competitividade no comércio internacional, visto que variações cambiais tendem a afetar o comportamento da balança comercial, comportamento esse que é analisado pela dinâmica da Curva J. Discutindo esta dinâmica, na literatura, encontram-se diversos estudos, analisando tanto em termos totais como por setores e também regiões e/ou estados específicos.

Lobo (2007) analisou os pressupostos da Curva J na economia brasileira, no período de 1980 a 2005, utilizando a modelagem do Vetor Autorregressivo. Para essa análise, foram utilizados os setores agropecuário, de veículos automotores, calçadista, de equipamentos eletrônicos, siderúrgico, têxtil, extrativista, de máquinas e motores, o setor de madeira e mobiliário, os quais representaram 35% das exportações e 30% das importações no período. Como resultado, foi observado que o fenômeno da Curva J não foi identificado nos respectivos setores, sendo que as variações cambiais mostraram-se não significativas para explicar as variações no saldo comercial. Ademais, a análise desagregada indicou que, na maior parte dos setores, os efeitos dos termos de troca e de competitividade não mostraram significância estatística, ressaltando a hipótese de que a taxa de câmbio real não é determinante na explicação das variações do saldo comercial.

Nesta mesma linha, Carneiro (2013) examinou as interações da taxa de câmbio e o desempenho do comércio exterior brasileiro, no período de 1996 a 2012, tendo utilizado o método de mínimos quadrados modificados (FM-OLS) e os testes de Wald para restringir as variáveis não significativas ao modelo. Os resultados indicaram que as variações da taxa de câmbio real exerceram efeitos reduzidos sobre os fluxos de comércio exterior brasileiro. Além disso, a demanda pelas exportações brasileiras é determinada, sobretudo, pela renda externa, com exceção dos produtos manufaturados. A oferta dos produtos exportados pelo país, por sua vez, é determinada, em grande parte, pela capacidade produtiva doméstica, tendo pouca influência das variações da taxa de câmbio real.

A dinâmica da Curva J também foi avaliada para o setor de produtos manufaturados (ver Sonaglio, Scalco, Campos, 2010), a fim de verificar os efeitos de curto e de longo prazo de uma depreciação cambial sobre a balança comercial. Foram utilizados 21 segmentos do setor de manufaturados, para o período de 1994 a 2007, sendo utilizada a metodologia de cointegração multivariada de Johansen. Os resultados demonstram que dez setores apresentaram piora do saldo comercial no curto prazo, sendo o saldo ajustado no longo prazo, voltando a ser positivo, dado o efeito da desvalorização cambial, caracterizando, assim, o primeiro estágio da Curva J. Todavia, apenas dois confirmaram a presença da Curva J, dado que apresentaram superávit comercial após determinado período.

Já o estudo realizado por Teles (2005) buscou interligar dois conceitos econômicos: a Curva J e a *hysteresis*<sup>1</sup>. Para a obtenção desta relação, foi utilizado o modelo proposto por Dixit (1989, 1994). Em termos de conclusões, a política de juros mais elevada afeta, de forma negativa, a decisão de exportar, ao passo que uma maior taxa de juros reduz os efeitos de uma desvalorização cambial. A mudança no regime cambial, de fixo para flexível, como ocorrido no ano de 1999, que alterou a taxa de câmbio limite sob a qual as empresas tomavam a decisão de exportar ou não seus produtos foi outro fator. Nesse caso, houve alterações também no nível de volatilidade da taxa de câmbio e no seu valor esperado, fazendo com que o custo de oportunidade da entrada de empresas em novos mercados ficasse mais elevado devido ao maior risco envolvido. Com relação à curva J, foi observado que houve a defasagem de um choque cambial sobre as exportações, potencializando os efeitos da taxa de juros. Logo, aumentos na taxa de juros tendem a elevar a defasagem, indicando que o comportamento depende da política monetária adotada.

Os pressupostos da Curva J também foram testados para o agronegócio. Scalco, Carvalho e Campos (2013) analisaram os efeitos de curto e de longo prazo de choques na taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial do setor do agronegócio brasileiro após a implantação do Plano Real para o qual utilizaram análise multivariada proposta por Johansen (1991). Os resultados demonstram duas relações de equilíbrio de longo prazo: uma, que relaciona a balança comercial agrícola, renda externa e a taxa de câmbio real e a outra, que diz respeito à renda doméstica, renda externa e a taxa de câmbio real. Foi encontrado que um aumento de 1% na renda externa (ou uma depreciação de 1% na taxa de câmbio real) leva a aumentos de 2,04% no saldo da balança comercial agrícola, resultado que se coaduna com a condição de Marshall-Lerner.

Ademais, essa discussão se estende à análise de estados específicos, como encontrado em Martins e Arruda (2013), cujo objetivo centrou-se em analisar a ocorrência da Curva J e a condição de Marshall-Lerner no estado do Ceará, entre janeiro de 1999 e novembro de 2013. Para essa finalidade, utilizaram a modelagem do Vetor de Correção de Erros. Os resultados indicaram que a 1 Refere-se aos efeitos que mudanças na taxa de câmbio real causam no nível de equilíbrio externo.

resposta das exportações líquidas do estado, considerando uma depreciação cambial, mostrou-se positiva e elástica, correspondendo à condição proposta por Marshall-Lerner. Porém, essa relação não é positiva quando analisada a balança comercial de produtos básicos juntamente com a taxa de câmbio real deflacionada pelo INPC. A atividade externa, representada pela *proxy* de atividade do setor industrial norte-americano, mostrou-se não significativa, resultado que é justificado pelo fato de as exportações do Ceará serem movidas, basicamente, por produtos da indústria têxtil e calçadista e pelo setor de frutas.

Buscando sintetizar as evidências, o Quadro 1 apresenta os trabalhos que discutem as proposições da Curva J para a economia brasileira, nas diferentes formas de aplicação: análises nacionais, setoriais e/ou por região específica.

### Quadro 1 – Trabalhos relacionados à Curva J à economia brasileira

Autor	Objetivos	Método	Principais Resultados
Lobo (2007)	Analisar a existência do fenômeno da Curva J na economia brasileira no período de 1980 a 2005.	Vetor Autor Regressivo – VAR, com função resposta ao impulso.	Como principais resultados, o autor observou que o fenômeno da curva J não foi identificado na análise dos setores presentes no estudo, sendo que as variações na taxa de câmbio mostraram-se não significativas para explicar as variações no saldo comercial, levando em consideração os setores citados.
Carneiro (2013)	Analisar as interações das taxas de câmbio e o desempenho do comércio exterior brasileiro, no período de 1996 a 2012.	Método de mínimos quadrados modificados (FM-OLS), e os testes de Wald.	O estudo indicou que o efeito das variações da taxa de câmbio real exercem sobre os fluxos de comércio exterior brasileiros mostraram-se modestos. A demanda pelas exportações brasileiras é determinada pela renda externa, já a oferta de produtos exportados é determinada pela capacidade produtiva, tendo pouca influência da taxa de câmbio real.
(Continua)			

Sonaglio, Scalco, Campos (2010)	Analisar os efeitos de curto e longo prazo de uma depreciação cambial sobre a balança comercial do setor de produtos manufaturados.	Método de co-integração multivariada de Johansen (1991).	Os resultados obtidos com essa análise demonstram que, em 10 dos 21 setores, incluídos no modelo, apresentaram uma piora do saldo comercial no curto prazo, sendo que o saldo é ajustado no longo prazo, voltando a ser positivo, dado o efeito da desvalorização cambial, caracterizando o primeiro estágio da Curva J. Sendo que, desses setores, apenas dois confirmaram a presença da Curva J, em que apresentam o superávit da balança comercial, após determinado período.
Teles (2005)	Observar a extensão da curva J para a economia brasileira, buscando uma relação conciliatória entre a curva J e hysteresis.	O autor utilizou como base o modelo proposto por Dixit (1989, 1994)	Os principais resultados obtidos indicam que uma política de juros mais elevada afeta, de forma negativa, a decisão de exportar; a alteração no regime cambial, de fixo para flexível, ocorrida no ano de 1999, alterou a taxa de câmbio limite sob a qual as empresas tomavam a decisão de exportar ou não seus produtos. Além disso, com relação à curva J, observou-se que houve uma defasagem esperada de um choque cambial sobre as exportações das empresas, de modo que a mesma está ligada à taxa de juros da economia.
(Continua)			

Scalco, Carvalho e Campos (2013)	Analisar os efeitos de curto e longo prazo de choques na taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial do setor do agronegócio brasileiro, após a implantação do Plano Real.	Método de co-integração multivariada de Johansen (1991).	Os autores chegaram aos resultados que demonstram que existem duas relações de equilíbrio de longo prazo: uma que relaciona a balança comercial agrícola, renda externa e a taxa de câmbio real; e a segunda diz respeito à renda doméstica, à renda externa e à taxa de câmbio real.
Martins e Arruda (2013)	Analisar a ocorrência do fenômeno da Curva J e a Condição de Marshall-Lerner para o estado do Ceará, no período de janeiro de 1999 a novembro de 2013.	Vetor de Correção de Erros – VEC.	As conclusões obtidas pelos autores revelam que a resposta das exportações líquidas do estado do Ceará, considerando uma depreciação cambial, mostra-se positiva e elástica. Porém, essa relação não é positiva quando é analisada a balança comercial de produtos básicos juntamente com a taxa de câmbio real deflacionada pelo INPC.

Fonte: Elaborado pelos autores (2015).

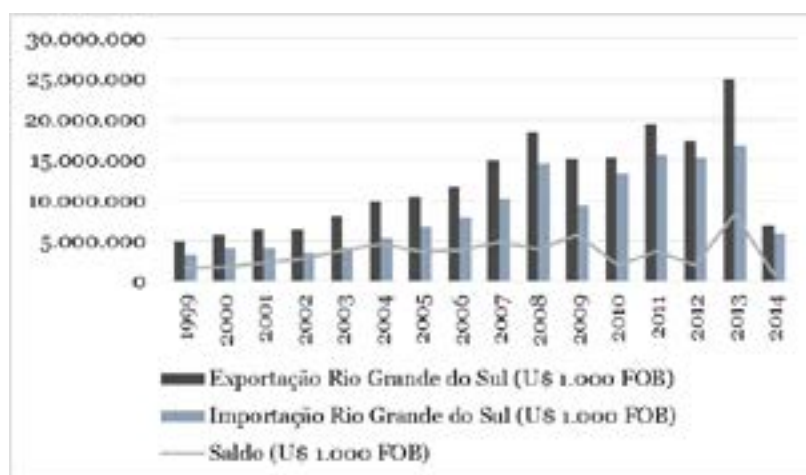
Observa que, em apenas um estudo (LOBO, 2007) essa dinâmica não foi representativa. Porém, outros autores (CARNEIRO, 2013; SONAGLIO, SCALCO e CAMPOS, 2010; SCALCO, CARVALHO e CAMPOS, 2013) ressaltam que, para alguns setores da economia brasileira, há indicação de ao menos um estágio da Curva J. Entretanto, no longo prazo, a Curva J se confirma, ajustando novamente os níveis de equilíbrio do mercado. Essa mesma relação ainda é observada quando analisado em específico o Ceará, onde Martins e Arruda (2013) evidenciaram que, considerando uma depreciação cambial, as exportações líquidas se apresentam positivas e elásticas.

## 2. A balança comercial do Rio Grande do Sul: evolução e composição

O Rio Grande do Sul, em um contexto histórico, apresenta-se superavitário

quando analisada a balança comercial, contribuindo inclusive para o resultado positivo da balança comercial brasileira. Nos anos recentes, após 1999, acentuou-se a tendência de crescimento nas exportações gaúchas, ao mesmo tempo em que se tornaram mais voláteis (ver Figura 1). Essa tendência se verificou mesmo em momentos de alterações cambiais e crises nos países e regiões importadoras do estado (LAMAS, 2007).

**FIGURA 1** – EXPORTAÇÕES, IMPORTAÇÕES E SALDO DA BALANÇA COMERCIAL DO RIO GRANDE DO SUL NO PERÍODO DE JANEIRO DE 1999 A MAIO DE 2014.



Fonte: MIDIC, 2015.

Além disso, desde o final da década de 1990, o estado do Rio Grande do Sul apresenta saldo positivo em sua balança comercial (MIDIC, 2015). Este superávit foi sustentado, sobretudo, pelos produtos dos complexos soja, carnes, fumo, calçados, couros, móveis e produtos petroquímicos, resultados que têm permitido ao estado destacar-se na pauta exportadora nacional. Isso se deve, segundo Scarduelli (2012), sobremaneira, à elevação dos preços dos bens mundiais, especialmente das *commodities*.

Em relação à balança comercial brasileira, verifica-se que, no período de 1999 a 2014, o Rio Grande do Sul contribuiu com cerca de 9% do total das exportações. Neste cômputo, destacam-se os produtos industrializados (semimanufaturados e manufaturados), que somaram aproximadamente 62% do total das exportações do estado, enquanto que o restante correspondeu à venda dos produtos básicos.

Nesse mesmo período, as importações gaúchas representaram cerca de 8% do

total importado pelo Brasil. Seguindo a mesma composição das exportações, o estado teve mais expressividade na comercialização de produtos industrializados, sendo 71% do total importado. Já a importação de produtos básicos compõe menor representatividade, com cerca de 29% do montante importado.

Quando realizado comparativo da balança comercial do estado com a do país, observa-se que o saldo de comércio do Rio Grande do Sul apresentou superávit em todo o período analisado, ao contrário do encontrado para a balança comercial brasileira, que apresentou déficits no ano de 1999 e também, recentemente, em 2014. Além disso, ao longo do período, a balança comercial estadual apresentou taxa de abertura média de 8,5% em relação ao Brasil, índice que se manteve praticamente ao longo do período.

TABELA 1 – BALANÇA COMERCIAL DO BRASIL E DO RIO GRANDE DO SUL ENTRE 1999 A 2014.

Mês	Balança comercial				Taxa de abertura (%)
	Brasil		Rio Grande do Sul		
	Saldo	Corrente	Saldo	Corrente	
1999	-1.288.767.745	97.314.347.639	1.715.619.074	8.282.191.262	8,5%
2000	-731.743.273	110.969.583.003	1.759.270.492	9.806.947.538	8,8%
2001	2.684.834.605	113.888.351.437	2.301.855.997	10.402.160.447	9,1%
2002	13.195.998.836	107.681.307.234	2.852.208.419	9.915.178.073	9,2%
2003	24.877.655.445	121.528.788.705	3.836.685.643	12.218.279.599	10,1%
2004	33.841.883.137	159.513.114.395	4.611.531.548	15.192.836.620	9,5%
2005	44.928.809.227	192.129.560.571	3.783.512.306	17.167.895.262	8,9%
2006	46.456.628.726	229.158.310.336	3.852.871.213	19.751.286.233	8,6%
2007	40.031.626.580	281.266.519.080	4.849.429.608	25.185.918.846	9,0%
2008	24.957.675.295	370.927.210.523	4.849.429.608	25.185.918.846	6,8%
2009	23.103.542.167	253.960.695.723	5.765.932.349	24.706.191.571	9,7%
2010	20.146.857.897	383.683.712.773	2.107.424.458	28.657.467.198	7,5%
2011	29.792.818.967	482.286.330.569	3.764.984.018	35.089.196.278	7,3%
2012	19.394.536.903	465.761.490.189	2.015.086.678	32.756.312.388	7,0%
2013	2.286.058.733	481.781.090.707	8.314.608.242	41.872.788.714	8,7%
2014	-4.036.193.055	454.237.962.717	3.747.605.492	33.643.523.394	7,4%
Total	313.018.608.016	4.414.991.713.120	61.424.857.736	359.794.321.768	8,1%

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2015).

Em análise comparativa aos demais estados no Brasil, o Rio Grande do Sul tem elevado grau de industrialização, principalmente quando comparado às regiões Norte e Nordeste. Essa característica, conforme Tatsch *et al.* (2009), pode ser explicada pelas condições territoriais propícias ao desenvolvimento do agronegócio, setor que é fonte de recursos para impulsionar a economia do estado.

Corroborando essa discussão, Castilhos, Calandro e Campos (2010) enfatizam que, a partir dos anos 1990, com a abertura comercial, houve uma nova tendência de comércio devido à grande entrada de capital estrangeiro. Neste novo cenário, o Rio Grande do Sul foi um dos estados que mais se beneficiou, pois sempre dispôs de grande extensão territorial e de clima propício para seu desenvolvimento e, conseqüentemente, internacionalização do agronegócio. Esse contexto fortaleceu o vínculo entre a base agrícola e a indústria gaúcha, as quais vieram a favorecer a balança comercial do estado, resultando, em superávits ao longo dos anos.

### 3. Metodologia

#### 3.1 Modelo Econométrico

O modelo do vetor autorregressivo (VAR), em um contexto histórico, surgiu na década de 1980, proposto por Sims (1980) como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais. O surgimento de um novo modelo se deu a partir de uma abordagem dinâmica, com o mínimo de restrições, em que todas as variáveis incluídas fossem tratadas como endógenas. Assim, os modelos VAR analisam se há relação linear entre cada variável e o valor da mesma variável defasada como também das demais variáveis (Eisfeld, 2007).

Desta forma, o modelo VAR consiste em um sistema de equações em que cada variável é função dos valores das demais variáveis no presente e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo adicionada a um termo de erro. Matematicamente, a equação geral do modelo VAR consiste em:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-j} + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

sendo  $Y_t$  a variável exógena,  $Y_{t-j}$  os valores defasados da variável exógena,  $X_t$  a matriz de variáveis incluídas no modelo,  $\alpha$  o vetor de parâmetros do modelo e,  $\varepsilon_t$  os eventos aleatórios não correlacionados entre si.

Para estimar o VAR, segundo Wooldridge (2006) e Enders (2008), faz-se necessário atender a algumas etapas fundamentais para tratamento das séries. A primeira consiste em verificar a estacionariedade, com o intuito de

comprovar ou não a existência de raiz unitária nas séries. Para esta finalidade, foi utilizado o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), que tem como base a expressão:

$$\Delta Y_t = \beta + \delta T + \gamma Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

em que  $\beta$  é o intercepto;  $\delta T$  a tendência;  $\Delta$  o operador diferença. As hipóteses testadas são:  $H_0 : \beta = 0$ , existência de raiz unitária, a série é não estacionária;  $H_1 : \beta < 0$ , a série é estacionária e, portanto, não possui raiz unitária.

Sendo confirmada a não estacionariedade das séries, o próximo passo é verificar a ordem de integração das mesmas, o que permite identificar trajetórias semelhantes ao longo do tempo. Em apresentando a mesma ordem de integração, as séries, segundo Wooldridge (2006), apresentarão relação de equilíbrio no longo prazo, sendo denominadas de cointegradas. Para analisar a cointegração, foi utilizado o teste proposto por Johansen (1988), que permite que sejam encontrados múltiplos vetores de cointegração.

Porém, segundo Bueno (2008), se após todas as etapas anteriores as séries apresentarem defasagens não sequenciais, fica difícil de justificar economicamente. Neste sentido, se as séries de tempo não estacionárias apresentarem dinâmica comum, pode ser especificado um modelo VAR mais completo, denominado de Vetor de Correção de Erros (VEC).

O VEC é entendido como uma versão mais completa do VAR, sendo aplicado às variáveis não estacionárias, com a diferenciação para chegar à estacionariedade. No caso de ser aplicado um VEC, a ordem  $p$  de defasagens pode ser escolhida de forma que os resíduos sejam não autocorrelacionados entre si, ou ainda, de acordo com o critério de Schwarz. Segundo Melo (2012), esse modelo é considerado mais robusto, visto que são incorporados ao modelo autorregressivo os desvios em relação à trajetória de longo prazo das séries. Logo, pode haver cointegração das variáveis no longo prazo, mesmo que não haja a incidência desta integração no curto prazo.

Os modelos descritos permitem analisar os resultados por meio da decomposição da variância e das funções impulso-resposta. O primeiro analisa a porcentagem da variância do erro de previsão que decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. À medida que o erro aumenta com o horizonte temporal, a importância atribuída ao erro para cada variável se altera. Já a segunda visa identificar qual a resposta que a série apresenta dada uma alteração em alguma das variáveis incluídas no modelo.

### 3.2 Dados

Para o desenvolvimento do modelo proposto, foram utilizados dados da balança comercial do estado do Rio Grande do Sul, tendo como fonte o banco de dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC. Os dados referentes à taxa de câmbio nominal foram obtidos no Instituto de Pesquisas em Economia Aplicada – IPEA, sendo que a mesma foi utilizada para o cálculo da taxa real de câmbio. Os dados sobre a renda doméstica foram obtidos do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil referentes à série de valores do Índice de Desempenho Industrial do Rio Grande do Sul. Utilizou-se essa medida em função de não estar disponível a série de PIB mensal do estado. Como *proxy* à renda externa, utilizou-se o Índice de Produção Industrial dos Estados Unidos, disponível também no SGS. As informações têm periodicidade mensal e correspondem ao intervalo de janeiro de 1999 a maio de 2014. A Tabela 2 sintetiza o conjunto de informações utilizadas.

TABELA 2 – FONTES DOS DADOS ANALISADOS

Série utilizada	Descrição	Fonte	Unidade de Medida	Periodicidade
Taxa de câmbio Real	-	BCB-SGS	Índice	Mensal
Índice de Produção Industrial - EUA	IPA-DI	BCB-SGS	Índice	Mensal
Renda doméstica	Índice de desempenho industrial do Rio Grande do Sul	Bacen - SGS	Índice	Mensal
Balança comercial RS – Termos de troca totais	Balança comercial do Rio Grande do Sul	MDIC/SECEX	US\$ 1.000 FOB	Mensal
Balança comercial RS – setor industrializados	Balança comercial do Rio Grande do Sul	MDIC/SECEX	US\$ 1.000 FOB	Mensal
Balança comercial RS – setor de produtos básicos	Balança comercial do Rio Grande do Sul	MDIC/SECEX	US\$ 1.000 FOB	Mensal
Balança comercial RS – operações especiais	Balança comercial do Rio Grande do Sul	MDIC/SECEX	US\$ 1.000 FOB	Mensal

Fonte: Elaborado pelos autores.

Com relação à taxa de câmbio, chegou-se aos valores reais por meio da relação proposta em (18) e encontrada em Simonsen e Cysne (1995). A taxa de câmbio real calculada especifica que existem tantas taxas de câmbio reais quantas moedas estrangeiras existirem. Sendo formalmente definida:

$$Tx_{\text{real}} = S \frac{P^*}{P} \quad (18)$$

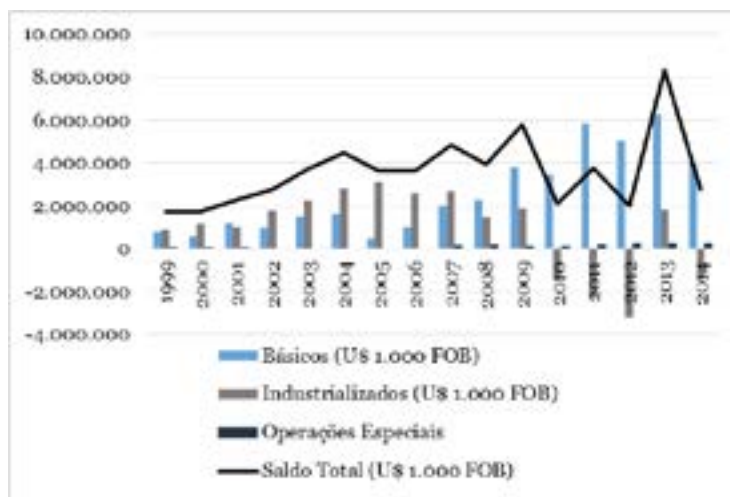
em que  $S$  indica a taxa de câmbio nominal;  $P^*$  o indicador dos preços externos e;  $P$  os preços praticados na economia local. Para o cálculo, foram utilizadas como *proxy* dos preços externos a série de valores do Índice de Preços por Atacado dos Estados Unidos e, para a *proxy* de preços praticados domésticos, utilizou-se o Índice de Preços por Atacado Brasileiro, tendo como fonte o Sistema Gerenciador de Séries Temporais.

Os dados da balança comercial do Rio Grande do Sul foram coletados de forma desagregada, especificadas as séries de produtos básicos, industrializados (soma dos manufaturados e semimanufaturados), operações especiais e também os termos de trocas totais.

#### 4. Discussão e resultados

Com o intuito de examinar as pressuposições da Curva J na balança comercial do Rio Grande do Sul, foram analisadas as informações tanto do total como em nível desagregado, por setor: básicos e industrializados (ver Figura 2). Ressalta-se que a série da balança comercial de industrializados foi obtida pela soma das quantidades de produtos semimanufaturados e produtos manufaturados, que, ao longo do período em análise, representou, em média, 71% do total importado e 80% do total exportado pelo estado. Já os produtos básicos, os quais compreendem aos produtos que ainda não foram processados, caso dos produtos agrícolas, minérios e petróleo, representaram em média de 29% do total importado pelo estado e 20% do total exportado.

FIGURA 2 – BALANÇA COMERCIAL DO RIO GRANDE DO SUL POR SETOR NO PERÍODO DE JANEIRO DE 1999 A MAIO DE 2014.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do MDIC (2015).

Evidencia-se que a balança comercial total não apresentou saldo negativo nos 15 anos analisados. Porém, quando analisado por setor, verifica-se que os produtos básicos apresentaram certa regularidade, com tendência de crescimento e foram superavitários, diferentemente dos industrializados, cuja participação tem oscilado, inclusive com resultados negativos, caso dos anos de 2010-2012 e também 2014.

Com isso, constata-se que, embora a participação dos produtos básicos seja inferior relativamente, tem contribuído para o superávit das transações externas, mantendo o resultado positivo em momentos de retração dos produtos industriais. Segundo a Federação de Indústrias do Rio Grande do Sul (2015), derivados de petróleo, máquinas e equipamentos, produtos químicos e alimentícios têm apresentado grande influência à diminuição do saldo da balança comercial nos últimos anos. Desses, apenas um deles (petróleo e derivados) pertence ao grupo dos produtos básicos.

Após análise da evolução da balança comercial, procedeu-se à aplicação da modelagem econométrica. Para isso, inicialmente, identificou-se o comportamento estatístico das séries com base no teste de Dickey-Fuller Aumentado, em nível e em diferença (ver Figura 3). Adicionalmente, são analisadas as

séries com constante e, também, com a presença de constante e tendência.

TABELA 3 – RESULTADOS DO TESTE ADF

Variável	Nível		Primeira Diferença	
	$\tau_t$	$\tau_\mu$	$\tau_t$	$\tau_\mu$
Balança comercial do Rio Grande do Sul – Produtos básicos	-7.022510****	-	-	-
Balança comercial do Rio Grande do Sul – Produtos industrializados	-0.080766	-1.878808	-11.65123***	-
Balança comercia do Rio Grande do Sul - total	-12.86000***	-	-	-
Índice de Produção Industrial -EUA	-2.186782	-2.900455	-3.239181**	-
Índice de Desempenho Industrial – Rio Grande do Sul	-3.430430	-3.737103**	-3.492066***	-
Taxa de câmbio real	-2.188413	-3.556928**	-11.17578***	-

Fonte: Resultados do trabalho. Elaborada pelos autores.

$\tau_t$  análise realizada apenas com constante;  $\tau_\mu$  análise realizada levando em consideração constante e tendência da série.

\*\*\*, \*\* e \* indicam a significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Como observado, com significância de 1%, a série da balança comercial do Rio Grande do Sul de produtos básicos foi estacionária em nível e com constante, e o mesmo ocorre com a série da balança comercial, termos de troca totais. Já as demais séries foram estacionárias somente em primeira diferença. A partir disto, estimou-se o modelo em diferença com as variáveis em *log*, permitindo as interpretações como elasticidades.

Na sequência, a Tabela 4 apresenta o número ótimo de defasagens a ser utilizado para estimar as relações de curto e longo prazos. Nesse caso, o modelo indica a presença de um *lag*, conforme critério de Schwarz, que, como sugerido por Stock (1994), trata-se de um modelo mais robusto e parcimonioso, dado que os demais indicaram sete defasagens, o que resultaria em grande perda de graus de liberdade.

TABELA 4 – RESULTADOS DOS TESTES DO COMPRIMENTO DE LAGS

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	551.8603	NA	8.44e-11	-6.167913	-6.060247	-6.124248
1	1151.444	1151.742	1.45e-13	-12.53609	<b>-11.78242*</b>	-12.23043
2	1207.986	104.7783	1.15e-13	-12.76820	-11.36854	-12.20055
3	1257.217	87.89311	9.94e-14	-12.91771	-10.87205	-12.08807
4	1311.188	92.69679	8.16e-14	-13.12077	-10.42912	-12.02914
5	1482.067	281.9021	1.80e-14	-14.64483	-11.30718	-13.29121
6	1552.539	111.4809	1.24e-14	-15.03434	-11.05070	-13.41873
7	1635.126	125.0465*	7.47e-15*	-15.56075*	-10.93110	-13.68314*
8	1667.000	46.10079	8.06e-15	-15.51413	-10.23849	-13.37453

\*indica o comprimento de lags conforme o critério

Fonte: Resultados do trabalho. Elaborada pelos autores.

Após a realização dos testes de estacionariedade e de definição do número ótimo de lags, a próxima etapa consistiu na realização do teste de cointegração proposto por Johansen (1988). Os resultados podem ser observados na Tabela 5 e apontam no máximo cinco vetores de cointegração, a um nível de significância de 5%, conforme teste do Traço.

TABELA 5 – RESULTADOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Número de vetores de co-integração	Teste do autovalor	Valor Crítico (0,05)	Teste Traço	Valor Crítico (0,05)
None *	182.7313	40.07757	738.5166	95.75366
At most 1 *	171.2873	33.87687	555.7853	69.81889
At most 2 *	158.4040	27.58434	384.4980	47.85613
At most 3 *	126.2159	21.13162	226.0940	29.79707
At most 4 *	66.08441	14.26460	99.87815	15.49471
At most 5 *	33.79374	3.841466	33.79374	3.841466

\*indica o comprimento de lags conforme o critério

Fonte: Resultados do trabalho. Elaborada pelos autores.

Quando há um relacionamento de longo prazo e as séries são estacionárias em diferença, há o cumprimento de condição necessária à estimação de um Vetor de Correção de Erros. Modelo que tem os resultados apresentados na Tabela 6, para as estimativas de longo prazo, na forma normalizada.

TABELA 6 – RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS DE LONGO PRAZO À BALANÇA COMERCIAL DO RIO GRANDE DO SUL, ENTRE JANEIRO DE 1999 A MAIO DE 2014

Relações de longo prazo normalizadas					
BC - Total	BC - Industrializados	BC - Básicos	Taxa de câmbio	IDI-RS	IPI- EUA
1,000000	0,000000	0,000000	-10.53391*** (0.76899) [ 13.6984]	2.88769* (1.33232) [-2.16742]	-0.103601 (7.75779) [ 0.01335]
0,000000	1,000000	0,000000	-3.853275*** (0.26809) [ 14.3731]	2.95315** (0.46448) [-6.35794]	-3.209.416 (2.70458) [ 1.18666]
0,000000	0,000000	1,000000	-11.44183*** (0.84850) [ 13.4848]	6.31186** (1.47008) [-4.29356]	-4.957957 (8.55992) [ 0.57921]

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses; Estatística *t* entre colchetes.

\*\*\*, \*\* e \* indicam a significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Resultados do trabalho. Elaborada pelos autores.

A equação de longo prazo normalizada para a balança comercial total do Rio Grande do Sul apresentou relação significativa com a taxa de câmbio real e com o índice de desempenho industrial do estado. Diferentemente, a *proxy* de renda externa representada pelo índice de produção industrial dos Estados Unidos não apresentou significância estatística.

Quando analisada a taxa de câmbio real, para cada 1% de aumento, observou-se uma diminuição de 10,5% na balança comercial total do Rio Grande do Sul. Esse comportamento sinaliza evidência da Curva J na balança comercial total do estado, dado que uma desvalorização cambial provocou expressiva queda no saldo total da balança comercial, indicando um comportamento altamente elástico. Este resultado corrobora as análises de Carneiro (2013); Sonaglio, Scalco, Campos (2010); Teles (2005); Scalco; Carvalho; Campos (2013); Martins e Arruda (2013), que encontraram a incidência de ao menos um estágio da Curva J em vários setores da economia brasileira.

Na análise por fator desagregado, quando considerada a balança comercial de produtos industrializados, resultado da soma dos produtos manufaturados e semimanufaturados comercializados pelo Rio Grande do Sul, obtiveram-se resultados similares à balança comercial total. A taxa de câmbio apresentou relação inversa, porém menos elástica, visto que a retração no saldo da balança comercial de produtos industrializados foi de 3,85%. Essa menor sensibilidade pode ser explicada pelo fato de que o estado exporta produtos industrializados quase na mesma proporção que importa, expondo, inclusive, saldo negativo em alguns momentos do período analisado.

As estimativas para a balança comercial de produtos básicos corroboraram

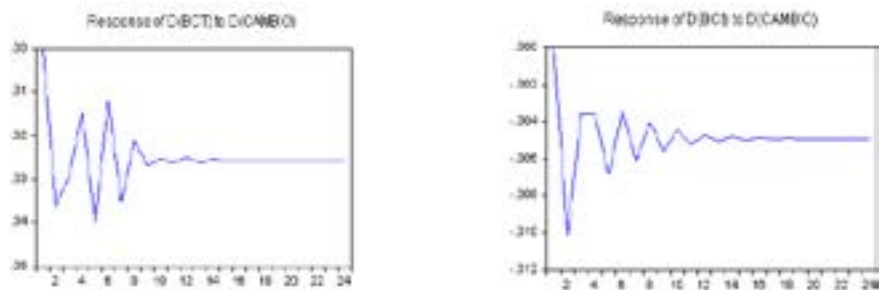
as evidências anteriores, com as variáveis cambiais e o índice de desempenho significativas e com relação negativa e positiva, respectivamente. Porém, a balança comercial de produtos básicos apresentou resultado muito próximo ao da balança comercial total quanto a sua relação com as variações cambiais, com retração de 11,44%, confirmando as evidências da curva J na comercialização de produtos básicos, produtos cujo mercado se apresenta mais suscetível às condições econômicas, sobremaneira às cambiais.

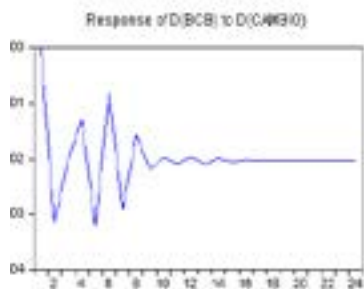
Sintetizando, os resultados das estimativas de longo prazo observados indicam evidências favoráveis à existência da Curva J, dado que todos os setores analisados apontaram uma deterioração do saldo comercial decorrente de uma variação na taxa de câmbio real. Embora alguns com menor sensibilidade, caso dos produtos industrializados, no longo prazo, a taxa de câmbio influenciou negativamente o comportamento da balança comercial do Rio Grande do Sul.

Em relação às demais estimativas, o índice de desempenho industrial do Rio Grande do Sul apresentou relação positiva e significativa com a balança comercial. Porém, enquanto que na balança comercial total e na de produtos industrializados as estimativas foram similares, 2,88% e 2,95%, respectivamente, na desagregação de produtos básicos, a elasticidade-renda mais que duplicou, com estimativa de 6,3%, reforçando a importância dos produtos primários na economia estadual. Diferentemente, a *proxy* à renda externa não mostrou significância nas estimativas realizadas.

Complementarmente, na Figura 3, são apresentados os resultados do modelo impulso resposta para a balança comercial do Rio Grande do Sul, tanto em termos de troca totais como por setor – produtos industrializados e produtos básicos.

FIGURA 3 – RESPOSTA DA BALANÇA COMERCIAL DO RIO GRANDE DO SUL A CHOQUES NA TAXA DE CÂMBIO REAL.





Fonte: Resultados do trabalho. Elaborada pelos autores.

De forma ampla, no curto prazo, observa-se comportamento comum da balança comercial frente a alterações na taxa de câmbio. Em um primeiro momento, verificam-se efeitos negativos e expressivos sobre a balança de comércio, com maior magnitude sobre os produtos industrializados, movimento característico decorrente de um processo de depreciação cambial. Entretanto, nos períodos seguintes, embora se observe a recuperação mesmo que parcial da balança comercial, esse processo ocorre com alguma volatilidade, sobremaneira nas relações comerciais externas envolvendo produtos básicos, reforçando as evidências encontradas para o longo prazo. Ademais, verifica-se que os efeitos cambiais são mais prolongados para esses últimos produtos, cuja eliminação integral do choque ocorreu entre oito e dez períodos,

A partir de tais resultados, pode-se inferir favoravelmente à ocorrência de, pelo menos, um estágio da Curva J na balança comercial do Rio Grande do Sul. Isso porque, logo após o choque na taxa de câmbio real, há uma ligeira queda nos saldos comerciais, seguida de breve recuperação, a qual não é suficiente para eliminar integralmente os efeitos cambiais, consistente com a Condição de Marshall-Lerner.

Concluindo as análises, a Tabela 8 apresenta os resultados para a decomposição da variância dos erros de previsão da balança comercial do Rio Grande do Sul.

TABELA 8 – RESULTADOS DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO

Decomposição da variância das variáveis do modelo					
	Período	BC- Total	Taxa de câmbio	IDI-RS	IPI- EUA
BCT	01	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	06	37.95000	57.85013	2.630188	1.569678
	12	26.50692	60.82963	8.459824	4.203623
	18	25.92595	60.43243	9.123380	4.518239
	24	25.67489	60.20240	9.610760	4.511943

Fonte: Resultados do trabalho. Elaborada pelos autores.

A decomposição da variância dos erros de previsão no primeiro período é integralmente explicada pelo próprio comportamento. No entanto, ao considerar seis períodos, verifica-se que a taxa de câmbio passa a ter influência significativa, explicando aproximadamente 58%, enquanto que as demais variáveis em torno de 2% cada. Ao longo dos períodos, os efeitos da taxa de câmbio se tornam cada vez mais impactantes no saldo total da balança comercial do Rio Grande do Sul, explicando, após 24 períodos, cerca de 60% dos erros de previsão. Já a renda doméstica, medida pelo índice de desempenho do estado, decorridos 24 períodos, explica em torno de 9,5% dos erros de previsão. Estes resultados reforçam as evidências encontradas, sobremaneira, no que tange à influência das variações cambiais sobre o comportamento do saldo comercial do estado.

## Conclusões

Os efeitos de curto e de longo prazo de depreciações cambiais sobre a balança comercial são teoricamente distintos, notadamente de retração inicial seguida de recuperação nos períodos posteriores, conceituando a proposição da Curva J. Esses efeitos pautaram a discussão proposta no texto à análise da balança de comércio do estado do Rio Grande do Sul, considerando o período entre 1999 e 2014. Para subsidiar essa discussão, fez-se uso da metodologia do Vetor de Correção de Erros, que possibilita analisar ambas as relações de curto e de longo prazo.

Os resultados de longo prazo que apontam que os efeitos de variações cambiais são observados de formas distintas se analisadas individualmente para cada setor desagregado da balança comercial do estado. Identificou-se que a balança comercial de produtos básicos apresentou maior sensibilidade às

variações ocorridas na taxa de câmbio real. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de que a comercialização desses produtos foi ampliada nos anos recentes como consequência das condições favoráveis de mercado, caso da elevação dos preços das *commodities*; por sua vez, muito suscetível aos movimentos desses preços.

Sensibilidade não muito diferenciada foi encontrada na análise da balança comercial total, que engloba os produtos básicos e também a comercialização de produtos industrializados. Com isso, pode-se concluir que, embora os produtos básicos componham cerca de um terço do quantitativo total da balança de comércio, guardam certa proximidade com o resultado total, o que caracteriza o corolário de dependência do saldo comercial não só do estado, como também do país.

Diferentemente, o saldo comercial de produtos industrializados apresentou menor sensibilidade às variações na taxa de câmbio real. Salienta-se que os níveis de exportações e importações comercializados pelo estado ocorreram em montantes similares. Isso tende a provocar uma espécie de efeitos de compensação, porque as variações das exportações são, em alguma medida, suavizadas pelos efeitos das importações.

A partir destes, não se descartam evidências da Curva J no curto prazo, visto que houve deterioração do saldo comercial do Rio Grande do Sul imediatamente após variação positiva da taxa de câmbio real. Esta discussão, entretanto, não encontra plena sustentação empírica, já que, nos períodos após o choque cambial, não houve a integral recuperação dos saldos comerciais. Com isso, constata-se apenas um estágio da Curva J no comportamento do saldo total da balança comercial do Rio Grande do Sul.

Embora os resultados tenham refletido adequadamente os movimentos das relações comerciais externas do estado às mudanças cambiais, como limitação, destaca-se a utilização de dados agregados por setor, o que, em alguma medida, não reflete o comportamento específico de cada grupamento de produtos. Isso se constitui em proposta para ampliar a discussão acerca dos efeitos cambiais, o que possibilitaria identificar o nível sensibilidade dos diferentes produtos comercializados pelo estado.

## Referências

- Bresser-Pereira, L. C. (2007) *Macroeconomia da Estagnação: Crítica da Ortodoxia Convencional no Brasil pós-1994*, São Paulo: Editora 34.
- Carneiro, Flavio Lyrio. *A influência da taxa de câmbio sobre o desempenho comercial*. Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Universidade

- de Brasília como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia. UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA – UnB. Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciências da Informação Departamento de Economia. Brasília, julho de 2013.
- Carvalho, Maria Auxiliadora de; SILVA, César Roberto Leite da. Economia internacional. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2002.
- Castilhos, Clarisse Chiappini; Calandro, Maria Lucrécia; Campos, Silvia Horst. *Reestruturação da indústria gaúcha sob a ótica da reordenação da economia mundial*. Conceição, Octávio A. C.; Grando, Marinês Zandavali; Teruchkin, Sônia Unikowsky; Faria, Luiz Augusto Estrella (Org.). O movimento da produção. Porto Alegre: FEE, 2010. (Três décadas de economia gaúcha).
- Curado, Marcelo; Rocha, Marcos; Damiani, Daniel. *Taxa de câmbio e crescimento econômico: uma comparação entre economias emergentes e desenvolvidas*. In: Anais eletrônicos. XXXVI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, Salvador – BA, 2008.
- Garcia, Álvaro Antônio. *As exportações gaúchas em 2007*. Indicadores Econômicos - FEE, Porto Alegre, v. 35 n. 4, p. 73-82, 2008.
- Krugman, P. & Obstfeld, M. Economia Internacional: teoria e política. São Paulo: Makron Books, 2001.
- Lamas, Eduardo. *Quadro geral do comércio exterior do RS*. Indicadores Econômicos - FEE, Porto Alegre, v. 35, n. 2, p. 61-76, out. 2007.
- Lobo, Felipe De Souza Ferreira. *Análise empírica da existência do fenômeno da Curva J para a economia brasileira*. Dissertação apresentada à Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas de São Paulo como requisito a obtenção do título de Mestre em Economia. Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo, programa de pós-graduação em Economia. São Paulo, 2007.
- Moura, Guilherme Valle. *Condição de Marshall-Lerner e quebra estrutural na economia brasileira*. Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito para obtenção de Grau de Mestre em Economia. Porto Alegre, 2005.
- Mendes, Salomão Isaac. *A Relação entre a taxa de câmbio e a balança comercial: um teste empírico sobre a Curva J no comercial Bilateral Brasil – EUA*. Revista de Jovens Pesquisadores, ANO IV, N. 7, JUL./DEZ. 2007.
- Sonaglio, Cláudia Maria, Scalco, Paulo Roberto e Campos, Antônio Carvalho. *Taxa de Câmbio e a Balança Comercial Brasileira de Manufaturados: Evidências da J-Curve*. Revista Economia v.11 n.º. 3, p. 911-734, 2010.
- Scarduelli, Rhaíssa Becker. *A análise da pauta exportadora do Rio Grande do Sul no período de 2000-2010*. Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Economia. Porto Alegre, 2012.
- Tatsch, Ana Lúcia; Ruffoni, Janaina; Batisti, Vanessa de Souza; Gostinski, Marcelo; SPAT, Marilise Dorneles; Matos, Cláudia Borba. A balança comercial interestadual e de comércio externo do Rio Grande Do Sul. Relatório 2 do Projeo Análise do mapeamento e das políticas para arranjos proutivos locais no Sul, Sudeste e

Centro-Oeste do Brasil. BNDS: Rio de Janeiro, 2009.

Teles, Vladimir Kühl. *Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de hysteresis*. Revista de Economia Aplicada, 9(3): 415-426, jul-set 2005.