



## A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO NAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE CARNE BOVINA IN NATURA

### THE INFLUENCE OF EXCHANGE RATE IN EXPORTS OF BRAZILIAN FRESH BEEF

*Bruna Márcia Machado Moraes* <sup>(1)</sup>

*Reisoli Bender Filho* <sup>(2)</sup>

*Daniel Arruda Coronel* <sup>(3)</sup>

*Universidade Federal de Santa Maria/UFSM, Santa Maria, RS*

#### RESUMO

A partir da abertura econômica, nos anos de 1990, o Brasil começou a ter mais visibilidade no mercado internacional de produtos agrícolas. Nesse mesmo período, houve um aumento na demanda mundial por commodities originadas da agricultura e da pecuária, caso da carne bovina, aliada a um aumento de preços, em média, de 60%. Sendo assim, observou-se que a taxa de câmbio desempenha grande influência nas exportações dessas commodities. O objetivo do estudo foi analisar a influência da taxa de câmbio nas exportações líquidas de carne bovina in natura. Para a obtenção de resultados, foi utilizado o modelo do Vetor de Correção de Erros (VEC). Os principais resultados revelam que, no longo prazo, as exportações brasileiras de carne bovina in natura se elevaram mais que proporcionalmente às mudanças cambiais. Já no curto prazo, dado um desequilíbrio na taxa de câmbio, o ajuste se dá de uma forma lenta, em torno de 4,5% em cada período.

**Palavras-chave:** carne bovina; taxa de câmbio; exportações.

#### ABSTRACT

From the economic opening in the 1990s, Brazil began to have more visibility in the international market of agricultural products. In the same period there was an increase in world demand for commodities originating from agriculture and livestock, combined with a price increase on an average of 60%. Thus, it was observed that the exchange rate played a great influence on the exports of these commodities, as it has changed after the stagnation of the inflation, due to the implementation of the Real Plan. The aim of this paper is to analyze the influence of the exchange rate on net exports of fresh beef. To obtain the results we used the VAR methodology - Vector Autoregressive, and also the VEC- Error Correction Vector and the required tests to complete the model. Thus, the main results obtained show that, in the long run, Brazilian exports of fresh beef rise proportionately more than the exchange rate changes. In the short term, because of an imbalance in the series of the exchange rate, the adjustment takes place in a slow manner, around 4.5% in each period.

**Keywords:** beef; exchange rate; exports.

#### INTRODUÇÃO

A abertura econômica, que ocorreu no Brasil na década de 1990, além de fazer com que as empresas do setor primário

participassem de um mercado mais competitivo, propiciou uma maior visibilidade do país com relação às

exportações de commodities (CORONEL et al., 2007).

De acordo com Lacerda (2007), após esse período da década de 1990, houve um aumento na demanda por produtos agrícolas, e os preços mundiais de commodities em geral acumularam uma alta média de cerca de 60%. Ademais, com a abertura econômica, o Brasil teve maior inserção no comércio internacional, sendo favorecido com esses aumentos de preços internacionais. As principais exportações de commodities brasileiras foram a soja, o açúcar e o álcool, as carnes, o arroz, o algodão, o milho, o café e o trigo.

Especificamente, com relação ao mercado de carne bovina, do início da década de 1990, o volume brasileiro de exportações apresentou crescimento significativo. No período seguinte, compreendido até o ano de 1997, houve uma retração devido ao aumento do consumo interno desse tipo de carne. Porém, no final da década de 1990, o país voltou a exportar um grande volume de carne bovina, decorrente da diminuição de barreiras comerciais, sobremaneira por parte da União Europeia. Segundo Colle et al. (2014), entre 2002 e 2013, o mercado mundial de carne bovina aumentou 39,1%, sendo que a participação brasileira cresceu 50,5%.

Ressalta-se que, nos últimos anos, o Brasil vem acumulando considerável participação no mercado mundial de carnes e, em 2012, o país foi responsável por 15% do mercado mundial. Porém, embora com a queda no ano de 2013, sua participação atingiu 14,6% do total exportado. Por sua vez, de janeiro a agosto de 2014, o cenário foi favorável, porque houve aumento de 10,43% nas exportações com relação ao ano anterior (ABIEC, 2014). Esse cenário positivo justifica-se pela demanda de Hong Kong, Rússia e Venezuela, que são os principais destinos da carne bovina brasileira in natura, principal

carne bovina exportada pelo Brasil (MAPA, 2014).

No entanto, além das barreiras e políticas comerciais impostas no mercado internacional, a taxa de câmbio tem papel fundamental para o desenvolvimento da balança comercial brasileira. Nesse sentido, observa-se que uma taxa de câmbio mais competitiva tem um papel relevante para as políticas de alavancagem do crescimento econômico. Conforme Veríssimo e Xavier (2013), os países que adotaram essa estratégia tenderam a favorecer seus respectivos processos de crescimento.

A relação entre as variações cambiais e as exportações é conhecida teoricamente como fenômeno da Curva-J, situação que se caracteriza pelo fato de uma depreciação cambial implicar, em um primeiro momento, uma deterioração da balança comercial, sendo que há uma melhora da mesma em um momento subsequente (VASCONCELOS, 2010).

Krueger (1983) explica esse movimento pelo fato de que, no momento em que ocorre a variação na taxa de câmbio, os ativos já estão sendo negociados sob contratos que não podem ser cancelados e, quando forem finalizados, dominam as flutuações comerciais no curto prazo. Assim sendo, embora se espere uma deterioração no saldo das transações correntes no curto prazo, ele tende a se elevar no médio prazo.

Tendo em vista o tema que versa sobre as variações da taxa de câmbio brasileira e as exportações de commodities, o presente estudo visa responder à seguinte questão: As exportações da carne bovina in natura do Brasil sofrem influências das variações cambiais? Para isso, traçou-se como objetivo analisar os efeitos das variações cambiais sobre as exportações de carne bovina in natura no período de 1997 a 2014.

Corroborando essa análise, os trabalhos de Veríssimo, Silva(2013); Veríssimo, Xavier (2013); Bender Filho, Zamberlan, Scalco (2010) identificaram que, em alguns momentos da conjuntura econômica brasileira do período recente, quando da ocorrência de oscilações na taxa de câmbio, o mesmo movimento se observou nas exportações de commodities, o que pode ser um indício de que haja uma dependência das duas variáveis.

Nesta direção, o presente estudo justifica-se, pois, nas últimas décadas, a taxa de câmbio brasileira tem mostrado volatilidade expressiva e contínua, o que tem gerado mudanças na balança comercial e, conseqüentemente, nas contas externas do país. Logo, sendo a carne bovina um dos principais produtos da pauta exportadora, entender como ocorre esta relação possibilita, entre outras questões, reduzir os efeitos negativos para o complexo de carnes.

Para a análise destas questões, o estudo está estruturado em outras cinco seções, além desta introdução. A seção dois trata do debate teórico e empírico sobre as variações da taxa de câmbio no Brasil e as exportações de carne bovina. A seção três apresenta debates sobre a Curva-J, seguida da seção quatro, que introduz a metodologia a ser utilizada, bem como os dados a serem analisados. A seção cinco reporta os resultados obtidos, e a seção seis apresenta as principais conclusões acerca da discussão.

## **EVOLUÇÃO DAS EXPORTAÇÕES DE CARNE BOVINA E DA TAXA DE CÂMBIO NO PERÍODO RECENTE (1997-2014)**

O Brasil, dentre as economias emergentes, é um dos países que possuem

maior número de recursos para a expansão do agronegócio. Segundo Lima et al. (2011), o país possui uma grande e produtiva extensão territorial com recursos hídricos disponíveis para qualquer tipo de cultura, clima favorável, além de contar com recursos humanos e tecnológicos que garantem vantagens competitivas na produção em escala.

Esse cenário começou a ser explorado devido à abertura econômica na década de 1990, que proporcionou condições mais favoráveis aos setores agroindustriais. Essa abertura viabilizou ao Brasil maior visibilidade no mercado mundial de carnes, sendo seus produtos consumidos por diferentes países, principalmente por países da Europa (OLIVEIRA et al. 2011). A partir desse período de inserção do Brasil na economia mundial, as exportações brasileiras de carne bovina passaram por alguns momentos decisivos até chegar a ser o principal exportador mundial.

No período de 1990 a 1993, houve um crescimento acelerado da produção e, conseqüentemente, das exportações de carne bovina no país, impulsionado pela abertura econômica. Porém, no período seguinte, 1993 a 1997, houve uma retração nas exportações devido ao aumento do consumo interno em decorrência da estabilidade econômica em que o Brasil se encontrava. Registra-se um novo salto nas exportações, a partir de 1997, decorrente da crise sanitária e da diminuição de impostos e sobretaxas cobradas pela União Europeia (ABREU, 2006).

Entre os anos de 2000 e 2013, o número de países para os quais o Brasil exporta carne bovina aumentou de 106 para 142, sendo que os mais expressivos foram Hong Kong, Venezuela, Chile e Estados Unidos. Vale salientar que, no ano de 2013, o

Brasil voltou a exportar para a Rússia, após um período de incertezas devido a barreiras sanitárias impostas e, no final de 2013, a Rússia fazia parte dos grupos de importadores de carne bovina com maior significância para o Brasil (MIDIC, 2013). Além disso, as exportações brasileiras de carne bovina tiveram um aumento de 637% de 2000 até 2013, sendo que, nesse último ano, as exportações de carne bovina representaram 2,5% do total das exportações do país.

Atualmente, o Brasil é líder de exportações no mercado mundial de carne bovina, e, no ano de 2014, já foi exportado cerca de um milhão de toneladas, tanto in natura quanto congelada. De janeiro a agosto do referido ano, houve um aumento de 10,43% em relação ao mesmo período do ano anterior, passando para 1,045 milhão ante 946,5 mil toneladas (ABIEC, 2014).

Segundo a Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne (ABIEC, 2014), em faturamento, o ritmo de crescimento desse setor segue no mesmo patamar positivo. Nos oito primeiros meses de 2014, as exportações de carne bovina atingiram US\$ 4,75 bilhões, perfazendo um acréscimo de 13,78% em relação ao ano anterior, quando, no mesmo período, as exportações somavam US\$ 4,1 bilhões.

Aliado ao comportamento da produção e exportação da carne bovina, a partir de 1994, houve grandes mudanças na produtividade de todo o setor primário brasileiro. Essas mudanças tiveram início com a queda das grandes taxas inflacionárias por meio da implantação do Plano Real. Com esse novo cenário em que se encontrava a economia brasileira, as propriedades rurais se tornaram empresas mais eficientes, fazendo com que a produção animal se elevasse consideravelmente (SOUZA, 2010).

Ademais, essas mudanças nos setores produtivos estão ligadas às crises cambiais e financeiras que o mundo enfrentou na década de 1990. Neste contexto, segundo Mathias (2008), pode ser destacada a crise no sistema monetário europeu, nos anos de 1992/93. Porém, as desvantagens de uma globalização econômica foram enfatizadas com as crises no México (1994), na Ásia (1997), na Rússia (1998) e no Brasil (1999). O Brasil sofreu influência negativa dessas crises por ser um país emergente, tornando-se extremamente dependente do fluxo de capital externo.

Após a crise russa, no ano de 1998, houve um aumento de desconfiças no mercado internacional acerca da credibilidade dos países emergentes, ocasionando uma fuga maciça de capitais da economia brasileira. Devido à dependência financeira internacional em que o Brasil se encontrava, essa nova expectativa do mercado mundial influenciou para que houvesse um colapso na economia nacional, provocando mudanças significativas na taxa de câmbio brasileira (MURTA, BRASIL, SAMOHVL, 2003).

Após esse período, ao longo dos anos 2000, a economia brasileira vivenciou um cenário caracterizado por uma tendência de apreciação da taxa de câmbio real. Aliada a esse movimento cambial, foi observada uma alta participação de produtos agrícolas na pauta exportadora, além de preços internacionais elevados e demanda externa favorável para os produtos básicos (MUNHOZ, VERÍSSIMO, 2014).

Porém, com a crise financeira internacional, iniciada nos Estados Unidos, no ano de 2008, o Brasil voltou a sofrer com as variações cambiais, as quais estão ligadas às percepções dos mercados financeiros acerca dos possíveis impactos gerados pela crise. Contudo, esse momento de instabilidade econômica mundial pode ser

ilustrado em duas fases. A primeira está ligada à perda de valor do dólar, que contribuiu para uma alta expressiva nos preços internacionais de commodities. Após, no final de 2008, firmaram-se expectativas de uma recessão global, o dólar se depreciou e os preços internacionais de commodities caíram acentuadamente (PRATES, FARHI, 2009).

Analisando conjuntamente os movimentos cambiais e as exportações de commodities, Veríssimo e Silva (2013) encontraram evidências de que a taxa de câmbio real apreciada e os altos preços das commodities, no longo prazo, contribuem para alavancar as exportações de produtos básicos em algumas regiões do país.

No mesmo âmbito de análise, Veríssimo e Xavier (2013) analisaram a ocorrência da doença holandesa no Brasil, encontrando resultados de que as exportações de commodities têm uma resposta imediata negativa às mudanças de câmbio real, sugerindo que uma depreciação cambial favorece a exportação desses produtos, evidência coerente com os argumentos teóricos da doença holandesa. Nessa mesma linha, Bender Filho, Zamberlan e Scalco (2010) analisaram as relações entre as flutuações na taxa de câmbio e as exportações agrícolas brasileiras dos complexos soja e carnes nos anos de 2005 e 2009, encontrando evidências de que as exportações do complexo carne são mais sensíveis às mudanças cambiais, enquanto que o complexo soja apresentou resultados menos significativos, mostrando que a taxa de câmbio influencia mais os preços dos produtos e menos as exportações totais de tal complexo.

Em síntese, os trabalhos indicam a influência da taxa de câmbio sobre as

exportações de commodities em consonância com o arcabouço teórico, de que as oscilações na taxa de câmbio, em alguma medida, ocasionam variações nas exportações de commodities brasileiras.

## A DINÂMICA DA CURVA J

Devido à grande instabilidade do câmbio em economias, sobretudo nas emergentes, diversas abordagens econômicas foram desenvolvidas com a intenção de antecipar os comportamentos de saldos comerciais. Nessas abordagens, destacam-se duas principais, que são a das elasticidades e a da absorção. Porém, há um ponto em que os economistas entram em concordância nas duas abordagens, que é a possibilidade de que o saldo comercial de um país possa deteriorar-se no período imediatamente posterior a uma depreciação do câmbio, fenômeno também conhecido como Curva-J (LOBO, 2007).

Ainda de acordo com Lobo (2007), em um contexto histórico, inúmeras foram as tentativas de explicar as variações da taxa real de câmbio e, conseqüentemente, o seu impacto sobre o setor externo. Um dos primeiros modelos desenvolvidos para explicar a Curva J foi chamado de modelo keynesiano, que partia da condição de Marshall-Lerner para justificar as variações dos saldos comerciais após uma mudança na taxa de câmbio.

Nesse caso, segundo Pinzon (2011), para explicar as alterações que as exportações sofrem, há certa rigidez entre os momentos da data de contratação e liquidação aos contratos de importação e exportação, não podendo haver ajustes. Porém, nesses períodos, a taxa de câmbio sofre alterações,

havendo uma deterioração da balança comercial.

Complementando, Krugman e Obstfeld (2000) enfatizam que o fenômeno da Curva-J ocorre em decorrência dos contratos firmados anteriormente a uma desvalorização cambial, os quais refletirão no aumento do valor tanto das importações quanto das exportações em termos de bens domésticos. Além disso, a defasagem da tomada de decisão por parte dos agentes econômicos, aliada aos seus costumes também podem ser decisivos na explicação desse fenômeno.

## METODOLOGIA

Os modelos de Vetores Autorregressivos (VAR), em um contexto histórico, surgiram na década de 1980, propostos primeiro 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 com o desenvolvimento de um modelo mais dinâmico, com o mínimo de restrições, onde todas as variáveis econômicas incluídas seriam tratadas como endógenas. Nesse caso, os modelos VAR analisam se há relação linear entre cada variável e o valor da mesma variável defasada e todas as demais variáveis (EISFELD, 2007).

Sendo assim, o Modelo VAR consiste em um sistema de equações em que cada variável que compõe a análise é função dos valores das demais variáveis no presente e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo e mais um termo de erro. Matematicamente, segundo Enders (2008), a equação geral do Modelo VAR é a seguinte:

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

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

Para estimar o modelo VAR, segundo Wooldridge (2006) é necessário que se cumpram algumas etapas fundamentais para tratamento das séries incluídas no modelo. A primeira consiste em verificar a estacionariedade das séries, com o intuito de comprovar ou não a existência de raiz unitária.

Para testar a presença ou não de raiz unitária na série e a ordem de integração, foi utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado - ADF, desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), que tem como base a seguinte expressão:

$$\Delta Y_t = \beta + \delta T + \gamma Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

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

Sendo confirmada a não estacionariedade das séries, o próximo passo é verificar a sua ordem de integração, o que permite identificar trajetórias semelhantes ao longo do tempo. Caso apresentem a mesma ordem de integração, segundo Wooldridge (2006), há uma relação de equilíbrio que será observada no longo prazo. Para analisar a cointegração das séries, foi utilizado o teste

proposto por Johansen (1988), que permite que sejam encontrados múltiplos vetores de cointegração.

Para tanto, se uma série for diferenciada  $d$  vezes antes de tornar-se estacionária, então ela contém  $d$  raízes unitárias e é dita integrada de ordem  $d$ , denotada  $I(d)$ . Nesse caso, os resíduos obtidos de uma regressão de contra serão  $I(d)$ . No entanto, se existir um vetor  $\beta$ , tal que o termo de erro da regressão ( $\mu_t$ ) é de menor ordem de integração  $I(d-b)$ , onde  $b > 0$ . Nesse caso, se  $y_t$  e  $x_t$  são ambas  $I(1)$  e  $\mu_t \sim I(0)$ , as duas séries serão cointegradas em ordem CI (1,1). Para estimar essa relação, deve ser utilizado o seguinte modelo:

$$y_t = \beta x_t + \mu_t \quad (3)$$

em que é estimada uma regressão com as variáveis em nível, e aplica-se o teste de raiz unitária sobre os resíduos dessa regressão. São consideradas cointegradas as variáveis cuja série de resíduos seja estacionária (ENGLE; GRANGER, 1987).

Porém, segundo Bueno (2008), se após todas as etapas anteriores, as séries de tempo apresentarem defasagens não sequenciais, elas são difíceis de justificar economicamente. Porém, se as séries de tempo não estacionárias possuem uma dinâmica comum, pode ser especificado um modelo VAR mais completo, que é denominado Vetor de Correção de Erros - VEC.

Esse modelo de correção de erros é proposto como uma versão mais completa do VAR, que é aplicado a 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), o modelo Vetor de Correção de Erros é considerado mais robusto, visto que são incorporados ao modelo VAR os desvios em relação à trajetória de longo prazo das séries. Especificamente, pode haver cointegração das variáveis no longo prazo, mesmo que não haja a incidência dessa integração no curto prazo.

Outra forma de analisar os resultados dá-se por meio da decomposição da variância. Dessa forma, pode ser analisada 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 a ele para cada variável se altera.

Nesse caso, para estimar a relação entre a taxa de câmbio real e as exportações líquidas de carne bovina in natura brasileiras, foram também incorporadas ao modelo proxies da renda doméstica e da renda externa. Para a renda doméstica, foi utilizado o PIB do Brasil ajustado e, para a renda externa, foi analisado o Índice de Produção Industrial da União Europeia, que se apresenta como principal importador de carne bovina in natura do Brasil.

Essa relação entre a taxa de câmbio e as exportações líquidas de carne bovina, bem como as demais variáveis, foram estimadas de acordo com o modelo definido em (4).

$$EXP_t = \alpha_0 + \beta_1 txcambio + \beta_2 pibbr + \beta_3 prodind + \varepsilon_t \quad (4)$$

sendo  $EXP_t$  a variável dependente, que representa as exportações líquidas brasileiras de carne bovina in natura. Como variáveis

explicativas, o modelo incorpora *txcambio*, que corresponde à taxa de câmbio real do Brasil; a renda doméstica é expressa por *pibbr*, que representa o Produto Interno Bruto nacional; como renda externa foi

Para o desenvolvimento do modelo proposto, foram utilizados dados referentes às exportações líquidas brasileiras de carne bovina in natura, tendo como fonte o banco de dados do AliceWeb. Os dados referentes à taxa de câmbio nominal foram obtidos no Instituto de Pesquisas em Economia Aplicada - IPEA, sendo que essa taxa foi utilizada no cálculo da taxa de câmbio real. Para a renda doméstica, foram obtidos do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do

utilizado o Índice de Produção Industrial da União Europeia *prodind* e, por fim, o termo de erro  $\varepsilon_t$ .

Banco Central do Brasil referentes à série de valores do PIB mensal. Como proxy à renda externa, utilizou-se o Índice de Produção Industrial da União Europeia, disponível no Banco Central Europeu, já que, segundo AliceWeb (2014), o bloco é o principal importador de carne bovina in natura brasileira. Essa série foi escolhida pela inexistência de dados mensais do Produto Interno Bruto desses países. A Tabela 1 sintetiza as informações.

**Tabela 1 - Variáveis a serem utilizadas no modelo**

Série utilizada	Descrição	Fonte	Unidade de Medida	Periodicidade
Exportações	Exportações líquidas de carne bovina <i>in natura</i>	AliceWeb	US\$ FOB	Mensal
Taxa de Câmbio	Taxa de Câmbio real	Bacen - SGS	Índice	Mensal
Renda doméstica	PIB brasileiro ajustado	Bacen - SGS	US\$ Milhões	Mensal
Renda Externa	Índice de Produção Industrial - União Europeia	Banco Central Europeu	Índice	Mensal

Fonte: Elaborada pelos autores (2014)

A série da renda doméstica foi ajustada. Para isso, utilizou-se a tabela de atualização de valores disponível pela Fundação de Economia e Estatística - FEE a fim de fornecer valores reais de cada período de acordo com a inflação observada ao longo da série. Além disso, todas as séries passaram por uma mudança de base com a finalidade de padronizar os dados. Nesse caso, o período utilizado como base foi maio de 2014. Com relação à taxa de câmbio, chegou-se aos valores reais por meio da relação proposta em (5) e já utilizada anteriormente por Simonsen e Cysne (1995). A taxa de câmbio real calculada especifica que existem tantas taxas de câmbio reais quantas moedas estrangeiras existirem. Formalmente:

$$Tx_{real} = S \frac{P^*}{P} \quad (5)$$

em que: S indica a taxa de câmbio nominal;  $P^*$  é o indicador dos preços externos; e P sinaliza os preços praticados na economia local.

Para tanto, para se obter a taxa de câmbio real, como proxy dos preços externos foi utilizada a série de valores do Índice de Preços por Atacado dos Estados Unidos, obtidos do banco de dados do Ipeadata. Já a proxy de preços praticados na economia local foi representada pelo índice de Preços por Atacado brasileiro, tendo como fonte o

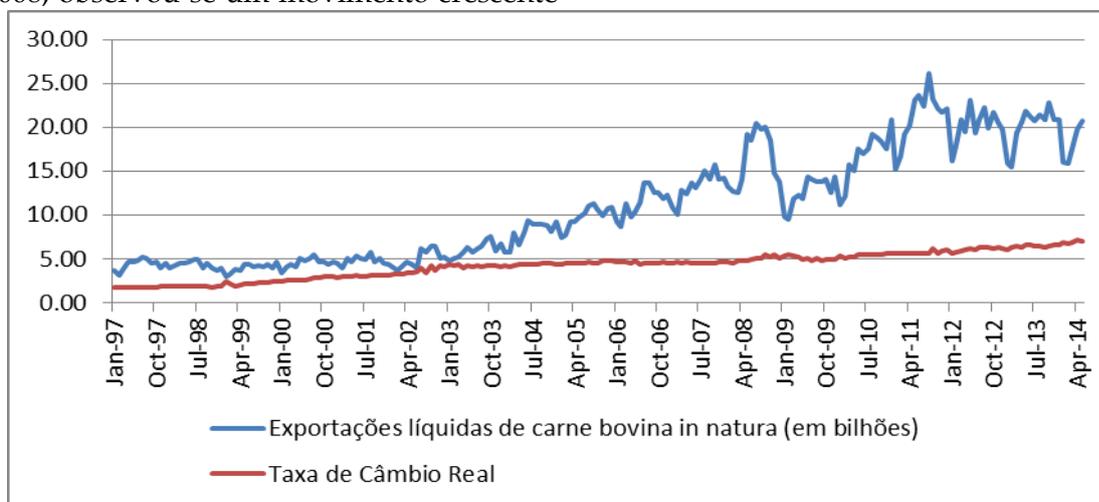
Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil. Quanto ao período analisado, definiu-se o recorde de 1997 a 2014, com periodicidade mensal, a fim de compreender mudanças e regimes cambiais relevantes pelos quais a economia Brasil passou.

Neste período, verificam-se diversas variações expressivas na taxa de câmbio, sobremaneira iniciadas pela crise da Rússia, ocorrida em 1997. Entretanto, a taxa de câmbio apresentou recuperação devido à política monetária praticada pelo governo em 1999. Após esse período, no ano de 2002, com os movimentos eleitorais, a taxa de câmbio voltou a sofrer alterações, sendo que, de 2003 a 2008, observou-se um movimento crescente

de apreciação, conforme destacam Paula, Pires e Meyer (2009).

## ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Inicialmente, buscando embasar a discussão acerca das exportações líquidas de carne bovina in natura e sua relação com a taxa de câmbio real, pode ser observado o comportamento de ambas as séries ao longo do período analisado (1997-2014), conforme se visualiza na Figura 1.



**Figura 1 - Comportamento das exportações líquidas de carne bovina in natura e a taxa de câmbio real brasileira**

Fonte: Elaborado pelos autores com base no banco de dados do Banco Central do Brasil (2014) e Ipeadata (2014)

Pode ser evidenciado que ambas as séries apresentam crescimento ao longo do período, porém mais expressivo para as exportações líquidas de carne bovina. Dado que as séries parecem apresentar tendência estocástica, a qual tem como característica o retorno para sua média com o passar do tempo, elas tenderão a apresentar um comportamento não estacionário, conforme Greene (2002).

Para confirmar tais evidências, na Tabela 2 é apresentado o teste de Dickey-Fuller Aumentado - ADF, em nível e em diferença. Além disso, são analisadas as séries com constante e, também, com a presença de constante e tendência.

**Tabela 02: Resultados do teste ADF para as variáveis do modelo**

Variável	Nível		Primeira Diferença	
	$\tau_t$	$\tau_\mu$	$\tau_t$	$\tau_\mu$
Exportações Líquidas do Brasil	0.8856	0.0460	0.0014**	-
PIB do Brasil	0.3549	0.5832	0.0000*	-
Índice de Produção Industrial da União Europeia	0.8350	0.1564	0.0000*	-
Taxa de Câmbio real do Brasil	0.3414	0.3587	0.0000*	-

Fonte: Dados de pesquisa. 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.

Os resultados apresentados evidenciam que, quando estimadas em nível com constante e tendência e constante apenas, todas as variáveis não rejeitaram a hipótese nula de não estacionariedade. Entretanto, quando estimadas em primeira diferença, apenas com constante, as variáveis PIB do Brasil, índice de produção industrial da União Europeia e taxa de câmbio real do Brasil foram estacionárias ao nível de significância de 1%. E a variável que expõe as exportações líquidas brasileiras de carne

bovina *in natura* foi estacionária ao nível de 5%.

Após testar a estacionariedade, foram realizados os testes para definir o comprimento dos *lags* a serem utilizados para dar continuidade à estimação do modelo, os quais indicaram a presença de dois e três *lags*. Porém, foi utilizado o modelo com dois *lags*, visto que foi o resultado auferido pelo teste de Schwarz, e como sugerido por Stock (1994), trata-se de um modelo mais robusto (ver Tabela 3).

**Tabela 3 - Resultados dos testes do comprimento de lags para as variáveis do modelo**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	313.0152	NA	5.43e-07	-3.074779	-3.009041	-3.048178
1	1485.679	2286.986	5.45e-12	-14.58387	-14.25518	-14.45087
2	1551.397	125.5513	3.32e-12	-15.07858	<b>-14.48694*</b>	<b>-14.83918*</b>
3	1570.487	35.70958	3.22e-12*	-15.10932*	-14.25473	-14.76352
4	1585.937	28.28681	3.25e-12	-15.10385	-13.98631	-14.65165
5	1601.744	28.31162*	3.26e-12	-15.10193	-13.72145	-14.54333
6	1610.407	15.17143	3.51e-12	-15.02893	-13.38549	-14.36392
7	1618.748	14.27394	3.80e-12	-14.95271	-13.04633	-14.18131
8	1634.357	26.09321	3.83e-12	-14.94883	-12.77949	-14.07102

Fonte: Elaborado pelos autores (2014)

\*indica o comprimento de lags conforme o critério

Após a realização dos testes de estacionariedade e de definição de lags ótimos, a próxima etapa consiste na realização do teste de cointegração proposto por Johansen (1988), que pode ser observado na Tabela 4. Esse teste pode ser utilizado quando são analisadas duas ou mais

variáveis em período de tempo, havendo uma combinação linear entre as séries. Os resultados obtidos com o teste do traço apontam que o modelo pode apresentar no máximo dois vetores de co-integração, a um nível de significância de 5%.

**Tabela 4 - Teste de Cointegração de Johansen**

Número de vetores de co-integração	Teste do autovalor	Valor Crítico (0,05)	Teste Traço	Valor Crítico (0,05)
Nenhum vetor*	46.06089	32.11832	91.30854	63.87610
No máximo 1*	29.34492	25.82321	45.24765	42.91525
No máximo 2	10.96643	19.38704	15.90274	25.87211
No máximo 3	4.936308	12.51798	4.936308	12.51798

Fonte: Dados de Pesquisa. Elaborado pelos autores

\* denota rejeição da hipótese nula de existência de nenhum vetor de co-integração ao nível de 0,05.

Quando há um relacionamento de longo prazo entre as séries e elas são estacionárias em diferença, há o cumprimento de uma condição necessária à estimação de um Vetor de Correção de Erros. Nesse caso, os resultados do modelo para o longo prazo, na forma normalizada, estimado para analisar se a taxa de câmbio real tem

influência sobre as exportações líquidas de carne bovina in natura, podem ser analisados na Tabela 5.

**Tabela 5 - Resultados para as estimativas de longo prazo**

Vetor de cointegração normalizado - Longo Prazo			
Exportações líquidas 1,0000	Taxa de Câmbio	PIB do Brasil	Renda externa
	-1.772284*** (0.26277) [ 6.74459]	-1.922817*** (0.31824) [ 6.04207]	3.194582 (2.33073) [-1.37064]

Fonte: Dados de pesquisa. Elaborado pelos autores.

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

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

Analisando os resultados de longo prazo, observa-se que um aumento na taxa de câmbio real na ordem de 1% acarretará uma redução nas exportações líquidas de carne bovina in natura de 1,14%. Isso mostra

o elevado grau de sensibilidade das exportações de carnes às desvalorizações da moeda doméstica. Essa elasticidade elástica das exportações com relação à taxa de câmbio corrobora com resultados encontrados por

Bender Filho, Zamberlan e Scalco (2010), os quais indicam que o complexo das carnes sofre mais com as variações cambiais do que os outros setores exportadores de commodities.

Por outro lado, os trabalhos de Veríssimo e Silva (2013) e Veríssimo e Xavier (2013) chegaram a resultados contrários, os quais sugerem que uma taxa de câmbio mais apreciada, juntamente com altas nos preços das commodities, contribui para alavancar as exportações de alguns produtos primários.

A mesma relação negativa sobre as exportações de carne bovina também é encontrada para a renda doméstica medida pelo PIB. Desse modo, um aumento de 1% no Produto Interno Bruto brasileiro acarreta uma variação negativa de 0,84% nas exportações de carne bovina in natura.

Resultado consistente, pois o crescimento interno, ao aumentar a renda, eleva o poder

de compra, principalmente de bens de consumo básicos, caso da carne bovina, diminuindo, assim, a quantidade exportada. O mesmo resultado não é observado pela proxy da renda externa, exposta pelo Índice de Fabricação Total da União Europeia. Apesar de afetar positivamente as exportações, conforme esperado, esse índice não se mostrou significativo a um nível de significância de 5% no longo prazo.

Na sequência, são apresentados os resultados de curto prazo para as exportações in natura do complexo de carne bovina, os quais podem ser visualizados na Tabela 6.

**Tabela 6 - Resultados das estimativas para o curto prazo**

Vetor de cointegração - Curto Prazo			
Exportações líquidas	Taxa de Câmbio	PIB do Brasil	Renda externa
-0.126596**	-0.044996*	-0.069698**	0.001883*
(0.02965)	(0.02249)	(0.01450)	(0.00091)
[-4.26901]	[-2.00067]	[-4.80816]	[ 2.05918]

Fonte: Dados de pesquisa. Elaborado pelos autores.

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

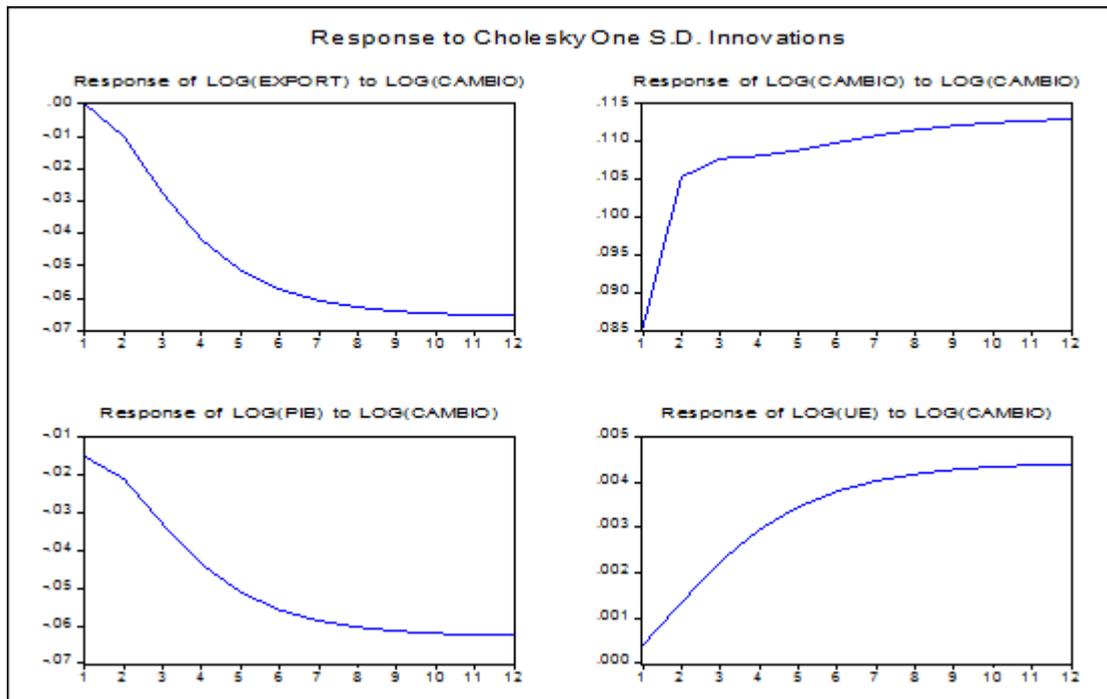
\*\*\*, \*\* e \* indicam a significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente

No curto prazo, a taxa de câmbio mostrou-se negativa e significativa, indicando que há algum desequilíbrio, o qual tende a ser corrigido com uma velocidade de 4,5% em cada período. Porém, esse período de ajuste é bem lento, corroborando os resultados anteriores, dado que se trata de uma variável decisiva nas exportações de carne bovina in natura.

Os resultados referentes à renda doméstica também foram significativos a um nível de significância de 5%, sugerindo que os desequilíbrios no Produto Interno Bruto,

em relação ao seu valor de longo prazo, tendem a ser corrigidos com uma velocidade de ajuste de aproximadamente 7% em cada período. O mesmo ocorre com a renda externa, porém a direção da correção é positiva e a velocidade de ajuste é extremamente baixa.

Complementado a análise, na Figura 2 estão expostas as funções impulso-resposta. Os resultados correspondem às mudanças no comportamento das exportações líquidas e das rendas interna e externa quando considerando um choque na taxa de câmbio.



**Figura 2 - Resposta do choque na taxa de câmbio real às variáveis do modelo**

Fonte: Resultado de pesquisa. Elaborado pelos autores.

Na análise das exportações líquidas, observa-se que, dado um choque na taxa de câmbio, nos primeiros períodos, há uma queda nas exportações de carne bovina in natura, que se estendem até o sétimo período, porém depois se estabilizam em patamar abaixo do inicial. Esse comportamento reforça os resultados anteriores de que o ajuste dessa commodity a mudanças cambiais no curto prazo é lento, corroborando também com os resultados observados por Bender Filho, Zamberlan e Scalco (2010).

As rendas interna e externa mostraram respostas diferenciadas, pois, enquanto a primeira retraiu-se após o choque, a segunda mostrou comportamento

crescente. Tais resultados estão consistentes, visto que sugerem que os efeitos de uma depreciação cambial tendem a reduzir a relação entre a moeda doméstica e a externa, em um movimento de perda de capacidade da moeda local.

Por fim, são discutidos os resultados relacionados à decomposição da variância, conforme Tabela 7. Dado o objetivo do estudo, a decomposição apresentada restringe-se à decomposição dos erros de previsão das exportações líquidas de carne bovina in natura.

**Tabela 7 - Decomposição da variância dos erros de previsão das exportações líquidas de carne bovina in natura**

Período	LOG(EXPORT)	LOG(CAMBIO)	LOG(PIB)	LOG(UE)
01	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
06	74.67267	18.82553	3.355640	3.146161
12	56.17855	35.27817	5.615723	2.927552
18	49.55582	41.26999	6.403121	2.771067
24	46.30874	44.21144	6.788779	2.691037
30	44.38634	45.95303	7.017104	2.643527
36	43.11545	47.10438	7.168049	2.612114

Fonte: Resultado de pesquisa. Elaborado pelos autores

Analisando a decomposição da variância dos erros de previsão, observa-se que, no período inicial, as exportações líquidas de carne bovina in natura são integralmente explicadas pelo seu próprio comportamento. Porém, ao considerar seis períodos, nota-se que a taxa de câmbio passa a explicar cerca de 19% dos erros de previsão, atingindo 35% no final de doze períodos. Como regra geral, períodos mais longos

amplificam o efeito das variações cambiais sobre as exportações dessa commodity. Além disso, quanto às proxies da renda externa e doméstica, verifica-se que há uma crescente participação da renda doméstica, atingindo cerca de 7% no final de doze períodos, enquanto que a renda externa mantém participação praticamente estável, com leve tendência decrescente ao longo dos períodos.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Brasil é, atualmente, o maior exportador mundial de carne bovina in natura, contudo esse desempenho depende, em grande medida, de uma taxa de câmbio competitiva, condição necessária para alavancar as exportações. Considerando esta discussão, buscaram-se empiricamente resultados para essa relação, os quais indicam qual a influência da taxa de câmbio real sobre as exportações líquidas de carne bovina in natura nos anos recente.

Uma das principais conclusões alcançadas faz referência à relação de longo prazo, a qual indicou elevada sensibilidade das exportações às depreciações cambiais, sendo que as exportações brasileiras de carne bovina in natura se elevam mais que proporcionalmente as mudanças cambiais.

Esse resultado é consistente com a proposição teórica da Curva J, dado que o produto doméstico fica mais competitivo no mercado internacional, fazendo com que ocorra um aumento nas exportações.

No que tange ao curto prazo, os resultados encontrados mostram que, dado um desequilíbrio na série da taxa de câmbio, o ajuste ocorre de uma forma lenta, em torno de 4,5% em cada período. Além disso, quando observado um choque na taxa de câmbio, houve um decréscimo nas exportações nos primeiros períodos. Porém, em torno do sétimo período, elas iniciaram com uma tendência de estagnação abaixo do valor em que se encontrava no momento do choque.

Corroborando os resultados, as respostas dinâmicas mostraram que um choque na taxa de câmbio real retraiu inicialmente as exportações de carne bovina

in natura, porém, como o ajuste é lento, a recuperação ocorre em um período mais longo, o que permite concluir que a taxa de câmbio tende a provocar efeitos mais prolongados nas exportações dessa commodity. Esse resultado também foi verificado na decomposição da variância dos erros de previsão, quando analisados períodos superiores a seis meses.

Esses resultados, embora consistentes, devem ser analisados cautelosamente, visto

que foram analisadas apenas as exportações de carne bovina in natura, sendo esse apenas um dos vários produtos que compõem a pauta da balança comercial brasileira, não se podendo generalizar os efeitos para as demais commodities. Logo, para novos estudos, faz-se relevante considerar a balança comercial como um todo ou seus principais produtos, a fim de se consolidar e compreender os resultados referentes aos efeitos cambiais.

## REFERÊNCIAS

- ABREU, Andréia De; HERRERA, Vânia Érica; TEIXEIRA, Márcio Antônio. **Mercado mundial de carne bovina: participação brasileira e barreiras à exportação**. In: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural. Anais Eletrônicos. Fortaleza, 23 a 27 de Julho de 2006.
- ASSOCIAÇÃO Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne. **Exportações brasileiras de carne bovina já ultrapassam um milhão de toneladas**. Disponível em < <http://www.abiec.com.br>> Acesso em set/2014.
- BARELLA, Natalia Caroline. **A influência das variáveis econômicas no comportamento das ações da Petrobrás**. 2011. Trabalho de Conclusão de Curso (Matemática Aplicada a Negócios) Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto.
- BENDER FILHO, Reisoli; ZAMBERLAN, Carlos Otávio; SCALCO, Paulo Roberto. **Os efeitos da taxa de câmbio sobre as exportações brasileiras dos complexos soja e carnes**. In: 48º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Anais Eletrônicos. 25 a 28 de julho de 2010. Campo Grande/MS.
- BUENO, Rodrigo de Losso da Silveria. **Econometria de séries temporais**. Cengage Learning, São Paulo: 2008.
- CLEMENTS, Kenneth. W. & Fry, R. **Commodity currencies and currency commodities**. Economics Discussion/Working Papers 06-17, The University of Western Australia, Department of Economics (2006).
- COLLE, Célio Alberto; CAETANI, Maria Ines; TRINDADE, Carolina S. da; ALVIN Augusto Mussi. **Análise das vantagens comparativas e orientação regional das exportações das carnes suína, bovina e de frango do rio grande do sul entre 2000 e 2013**. In: Anais Fundação de Economia e Estatística ( FEE, 2014).
- EISFELD, Cristiane de Loyola; NUÑEZ, Blas Henrique Caballero; Almeida Alexandre Nascimento de; SOUZA, Vanderlei Santos de. **Análise do poder de previsão do modelo de vetores autorregressivos (VAR) para a quantidade de madeira serrada exportada pelo estado do Paraná**. In: Encontro de Economia Paranaense, 2007.

- ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. 1. ed. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- FERNANDEZ, C. Y. H. **Câmbio real e preços de commodities: Relação identificada através da mudança de regime cambial**. Master's thesis, Pontifícia Universidade Católica. Departamento de Economia, (2003). Rio de Janeiro.
- HAMPSHIRE, B. N. **O efeito de preços de commodities sobre a taxa de câmbio real para países exportadores de commodities: Uma análise empírica**. Master's thesis, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia (2008).
- KRUEGER, Anne O. **Exchange rate determination**. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- KRUGMAN P.; OBSTFELD, F. **International Economics: Theory and Policy**. Reading, Massachusetts: Addison-Wesley, 2000.
- LACERDA, Antonio Correia De. **Exportação brasileira e o mercado mundial**. São Paulo, 2007.
- LEITÃO, Alejandro; IRFFI, Guilherme; LINHARES, Fabrício. **Avaliação dos efeitos da lei kandir sobre a arrecadação de ICMS no estado do Ceará**. Revista Planejamento e Políticas públicas, n. 39, jul./dez, 2012.
- LIMA, C. E.; MORETTO, A. C.; RODRIGUES, R. L. **Mercado de Carne Bovina no Brasil: Oferta e Demanda no período 2000 a 2009**. In: 49º Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. 2011. CD-ROM. Belo Horizonte: SOBER, v. 1. p. 223-228, 2011.
- MINISTÉRIO de Agricultura, Pecuária e Planejamento. **Exportação**. Brasília, 2014. Disponível em < <http://www.agricultura.gov.br/animal>> Acesso em set/2014.
- MINISTÉRIO do Desenvolvimento e Comércio Exterior – MIDIC. **Exportações**. Disponível em < <http://www.mdic.gov.br/sitio>> Acesso em set 2014.
- MUNHOZ, Vanessa da Costa Val; VERÍSSIMO, Michele Polline. **Fluxos de capitais versus exportações de commodities: efeitos sobre a taxa de câmbio real brasileira no período 2000-2013**. In: Anais do XLI Encontro Nacional de Economia (ANPEC), 2014.
- MURTA, Luiz Roberto; BRASIL, Gutemberg Hespânia; SAMOBYL, Robert Wayne. **Crise monetária brasileira de 1999: uma análise econométrica da desvalorização do real em 1999**. In: XXXV Simpósio Brasileiro de Pesquisa Operacional. A pesquisa Operacional e os Recursos Renováveis. 4 a 7 de novembro de 2003, Natal-RN. Disponível em < <http://www.din.uem.br/sbpo/sbpo2003/pdf/arq0086.pdf>> Acesso em out 2014.
- NAKAHODO, S. N.; JANK, M. S. **A falácia da “doença holandesa” no Brasil**. São Paulo: Instituto de Estudos do Comércio e Negociações Internacionais, 2006.
- OLIVEIRA, J.; TEIXEIRA, M. D. J.; BONJOUR, S. C. M.; CARVALHO, C. R. C. **A evolução das exportações e da competitividade da carne bovina no Brasil no período de 1996 a 2007**. In: 49º Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. 2011. CD-ROM. Belo Horizonte: SOBER, v. 1. p. 223-228, 2011.
- PRATES, Daniela Magalhães; FAHRI, Maryse. **A crise financeira internacional, o grau de investimento e a taxa de câmbio do real**. Texto para Discussão. IE/UNICAMP.n. 164, jun. 2009. Disponível em < [http://www.ieecon.net/arquivos/publicacoes\\_23\\_3718663389.pdf](http://www.ieecon.net/arquivos/publicacoes_23_3718663389.pdf)> Acesso em out 2014.
- PINZON, Heloísa. **A taxa de câmbio e sua influência sobre o comércio internacional no Brasil no período 1994-2008**. A Economia em Revista Volume 19 Número 1 Julho de 2011.
- PINDYCK, R. S. e ROTEMBERG, J. J. **The Excess Co-movement of Commodity Prices**. The Economic Journal 100, 1173-1189, 1990.
- SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. **Macroeconomia**. 2ª Edição. São Paulo: Atlas, p. 99-106, 1995.  
Revista Perspectivas Contemporâneas, v. 11, n. 3, p. 01-18, set./dez. 2016.  
<http://revista.grupointegrado.br/revista/index.php/perspectivascontemporneas>

SOUZA, Felipe Pohl. **O mercado da carne bovina no brasil.** Rev. Acad., Ciênc. Agrár. Ambient., Curitiba, v. 6, n. 3, p. 427-434, jul./set. 2008.

STOCK, James. (1994), **“Unit roots, structural breaks and trends”** in R. Enyle and D. McFadden Handbook of Econometrics, Volume IV, Harvard University, Chapter 46, Elsevier Science.

TONETO JUNIOR, Rudinei; NAKABASHI, Luciano; LAURINI, Marcio; KANNEBLEY, Sérgio; BYRRO, Guilherme; ALBERTIN, Guilherme Henrique; MAUAD Roberto. **Estudos sobre a Taxa de Câmbio no Brasil.** Relatório Final apresentado ao DEPECON-FIESP. Ribeirão Preto, Novembro de 2013.

VERÍSSIMO, Michele Polline; XAVIER, Clésio Lourenço. **Taxa de câmbio, exportações e crescimento: uma investigação sobre a hipótese de doença holandesa no Brasil.** Brazilian Journal of Political Economy 33 (1), 2013.

VERÍSSIMO, Michele Polline; SILVA, Cleomar Gomes da. **Taxa de Câmbio, Preços de Commodities e Exportações de Produtos Básicos nas Regiões Brasileiras.** DOCUMENTOS TÉCNICO-CIENTÍFICOS. Rev. Econ. NE, Fortaleza, v. 44, n. 3, p. 777-794, jul-set. 2013.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Introdução à Econometria - uma abordagem moderna.** São Paulo:Pioneira Thomson Learning, 2006.

## NOTA

(1) Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Administração - PPGA da Universidade Federal de Santa Maria/UFSM, RS. Mestre em Administração pelo Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria/UFSM, Santa Maria/RS. Graduada em Administração pelo Centro Universitário Franciscano, Santa Maria/RS.

(2) Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa/UFV. Mestre em Economia do Desenvolvimento pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul/PUC/RS. Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade de Santa Cruz do Sul. Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria/UFSM, Santa Maria, RS.

(3) Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa/UFV. Mestre em Agronegócios pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul/UFRGS. Graduado em Administração pela Universidade do Vale do Rio dos Sinos/UNISINOS e em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Santa Maria/UFSM/RS. Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria/UFSM, Santa Maria, RS.

*Enviado: 27/09/2015*

*Aceito: 12/09/2016*