

Variações cambiais e os efeitos sobre exportações brasileiras de soja e carnes¹

Claudia Maria Sonaglio²
Carlos Otávio Zamberlam³
Reisoli Bender Filho⁴

Resumo – Este estudo busca examinar a relação entre a taxa de câmbio e as exportações brasileiras dos complexos de soja – grãos, farelo de soja e óleo de soja – e de carnes in natura – bovina, frango e suína –, no período de 2005 a 2009. A importância do estudo está no fato de a economia brasileira ser, em grande parte, alavancada pelas exportações de produtos agrícolas, os quais respondem por significativa parcela das exportações totais do País. Utilizou-se um modelo econométrico vetorial autorregressivo (VAR) para simular os efeitos da taxa de câmbio sobre as exportações desses dois complexos. Os resultados indicaram que mudanças cambiais afetam diferentemente as exportações dos complexos soja e carnes. Os resultados obtidos mostraram que produtos mais industrializados tendem a ser mais sensíveis a variações cambiais, a exemplo do óleo de soja, e que a taxa de câmbio foi o fator que melhor explicou as exportações do complexo carnes. Comprovou-se também a inexistência de uma relação estável de longo prazo entre taxa de câmbio e exportação.

Palavras-chave: exportações, taxa de câmbio, vetor autorregressivo.

The effects of exchange rate on brazilian exports of meat and soybean complex

Abstract – This study seeks to examine the relationship between exchange rate and exports of the Brazilian soybean complex – grain, soybean meal and soybean oil – and fresh meat – beef, chicken and pork – between the years 2005 and 2009. The importance of the study focuses on the fact that the Brazilian economy is in large part, leveraged by exports of agricultural products, which account for a significant portion of total exports of the country. Used an econometric model vector autoregressive (VAR) to simulate the effects of exchange rate on exports of these two complexes. The results indicate that exchange rate changes affect different exports of the soybean and meat. Among the results it was found that most industrialized products tend to be more sensitive to exchange rate variations, such as soybean oil, but also that the exchange rate accounted for more exports of the

¹ Original recebido em 3/1/2011 e aprovado em 7/1/2011.

² Doutoranda em Economia Aplicada, pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), professora da Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul (UEMS). E-mail: claudia.sonaglio@ufv.br

³ Doutorando em Economia, pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), professor da Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul (UEMS). E-mail: otaviozamberlan@terra.com.br

⁴ Doutorando em Economia Aplicada, pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), professor do Centro Universitário Franciscano (Unifra). E-mail: reisolibender@yahoo.com.br

meat complex. Besides demonstrating the lack of a long-term stable relationship between exchange rate and exports.

Keywords: exports, exchange rate, autoregressive vector.

Introdução

Nos últimos anos, o Brasil vem se firmando como um dos principais exportadores mundiais de produtos agrícolas. Com efeito, se, no início dos anos 2000, a participação brasileira nas exportações agrícolas mundiais era de 4,8%, em 2008, já havia se elevado para 6,7%. Nesse mesmo período, o valor das exportações agrícolas passou de US\$ 13,2 bilhões para US\$ 58,4 bilhões, em virtude de de uma taxa média anual de crescimento de 20,4%, taxa essa superior ao crescimento do comércio agrícola mundial (BRASIL, 2009).

De acordo com dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa), os principais setores exportadores do País são o complexo soja – grãos, farelo de soja e óleo de soja – e o complexo carnes in natura – bovina, frango e suína. Em 2002, a participação desses dois setores no total exportado pelo agronegócio brasileiro correspondeu a 52,8%, valor equivalente a US\$ 9,2 bilhões, enquanto, em 2008, essa participação elevou-se para 55,7% do valor exportado, atingindo um montante de US\$ 32,5 bilhões (BRASIL, 2009).

Esse crescimento acelerado das exportações agrícolas nos últimos anos – superior ao encontrado nos demais setores da economia –, apesar de positivo, tem gerado preocupações, notadamente pelos efeitos relacionados à taxa de câmbio. Como enfatizam Carvalho e Silva (2008), esse segmento é fonte de choques positivos ou negativos sobre a economia em geral, em virtude de suas particularidades, tais como a maior exposição à variação dos preços e à demanda internacional, bem como a mudanças climáticas inesperadas. Essa ligação entre a taxa de câmbio e as exportações agrícolas tem sido discutida ao longo das últimas décadas. Nos anos 1970, Schuh (1974) já enfatizava que, para

o adequado entendimento do desempenho do setor agrícola, era imprescindível considerar as mudanças na taxa de câmbio. Mais recentemente, mantendo-se na mesma linha de pensamento, os trabalhos de Maia e Lima (2003) e Carvalho e Silva (2008) discutem a forma como as exportações da agricultura vêm condicionando a dinâmica econômica do Brasil e até mesmo exercendo influência sobre a taxa de câmbio.

Tal debate é corroborado por Holland e Marçal (2010), para os quais o aumento das exportações de 2003 a 2008 deu margem a discussões sobre o papel da taxa de câmbio nas vendas externas. Segundo esses autores, para muitos economistas, as exportações dependem muito pouco, senão nada, da taxa de câmbio; elas resultariam primordialmente do crescimento mundial e do preço internacional das exportações do País.

Outro grupo de economistas, em meio a uma polêmica sobre a desindustrialização brasileira, tem mostrado que as exportações têm crescido significativamente e, assim, essa preocupação não procederia. Para eles, a taxa de câmbio foi e continua sendo relevante para explicar o comportamento das exportações brasileiras, e que a pauta de exportações vem modificando-se – de produtos manufaturados para produtos primários e agrícolas.

As exportações de produtos primários e agrícolas ampliou substancialmente sua participação nas exportações totais brasileiras no período de 2003 a 2008, saindo de menos de 30% para 42,5%, ao mesmo tempo em que as exportações de produtos manufaturados passaram de mais de 54% para 42,7%. Entre os produtos primários e agrícolas estão minérios de ferro, soja e derivados, óleos brutos de petróleo, carnes congeladas, frescas ou resfriadas (HOLLAND; MARÇAL, 2010).

A exploração da relação entre o comportamento da taxa de câmbio e as exportações agrícolas, sobretudo daqueles complexos com maior parcela na pauta de exportações, levou à hipótese de que essa ligação é particularmente importante, tanto para a estabilidade da política cambial – sem pressões sobre o balanço de pagamentos decorrente de déficits na balança comercial – quanto para o desempenho do setor agrícola exportador, que vem se transformando, a fim de atender às exigências internas e externas, de qualidade e de competitividade.

Dessa forma, este estudo tem como objetivo analisar como ocorreram as relações entre as flutuações na taxa de câmbio e as exportações agrícolas brasileiras dos complexos soja e carnes – os principais complexos exportadores de produtos agrícolas do País – no período de 2005 a 2009. A importância dessa relação está no fato de a economia brasileira ser, em grande parte, alavancada pelas exportações de produtos agrícolas, os quais respondem por significativa parcela das exportações totais do País, as quais são, a propósito, as que mais vêm crescendo nos últimos anos.

Além desta introdução, que corresponde à primeira seção deste estudo, ele é composto de mais três. Na segunda, é apresentada a metodologia utilizada, que é baseada em um modelo econométrico Vetor Autorregressivo. Na terceira, são analisados e discutidos os principais resultados. E na quarta seção, são apresentadas as conclusões do estudo.

Metodologia

Esta seção tem por objetivo apresentar o método utilizado para o desenvolvimento do referido estudo. Para tanto, inicialmente serão apresentados o modelo teórico do método Autoregressive Vector (VAR) e os testes que foram aplicados às séries temporais utilizadas, de forma a verificar suas propriedades, para, posteriormente, ser discutido o modelo econométrico, o qual permite proceder à estimação do modelo e à dos parâmetros.

Modelo teórico

O método Autoregressive Vector (VAR) descreve a dinâmica da evolução de um conjunto de variáveis a partir de uma trajetória comum. Entretanto, nesse modelo, todas as variáveis incluídas são consideradas como endógenas. A forma geral desse modelo é descrita pela seguinte expressão:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{it} Y_{it-j} + \sum_{i=1}^n \alpha_{it} X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que

Y_{it} é a variável dependente ou exógena.

Y_{it-j} são os valores defasados da variável dependente.

X_{it} é uma matriz de variáveis incluídas no modelo, tal que $X_{it} = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})$.

α é um vetor de parâmetros do modelo.

ε_{it} são as perturbações aleatórias não correlacionadas entre si, contemporânea ou temporalmente, o que determina que essas perturbações são $\varepsilon_{it} \sim i.i.d (0, \sigma^2)$.

A primeira etapa consiste em verificar a estacionariedade das séries temporais, cujo objetivo é conferir a presença ou não de raiz unitária. Para tanto, serão utilizados dois testes. O primeiro, que é o mais utilizado na literatura, é o teste Augmented Dickey-Fuller (ADF), como encontrado em Gujarati (2006) e Bueno (2008). Esse teste tem, na hipótese nula, a presença de raiz unitária ou não estacionariedade da série. Sua especificação segue a expressão em (2):

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \eta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-1} + \mu \quad (2)$$

em que $\lambda_i = -\sum_{j=i+1}^p \rho_j$

tendo como teste de hipótese

$H_0 : \rho = 0$, existe raiz unitária, a série é não estacionária.

$H_a : \rho < 0$, a série é estacionária.

O segundo é um teste de análise confirmatória, utilizado na literatura como forma de ratificar os resultados dos testes usuais. O teste utilizado será o Kwaiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS), que, contrariamente aos testes geralmente utilizados, tem na hipótese nula a estacionariedade da série temporal. Dessa forma, se o teste usual rejeitar a hipótese nula, e se o teste de análise confirmatória não o fizer, será confirmada a estacionariedade da série temporal (MADDALA, 1992).

Se as séries forem não estacionárias, será necessário verificar se elas possuem a mesma ordem de integração, permitindo identificar se as variáveis possuem trajetórias comuns ao longo do tempo. Se todas as variáveis utilizadas possuírem a mesma ordem de integração, então elas apresentarão uma relação de equilíbrio a longo prazo. A partir desse procedimento, é possível estimar um vetor de cointegração, sendo que, para n variáveis, podem existir, no máximo, $n-1$ vetores de cointegração linearmente independentes.

De acordo com Margarido et al. (1994), a existência de cointegração será verificada pelo método de Johansen, o qual tem como principal vantagem permitir encontrar múltiplos vetores de cointegração. O método de Johansen permite encontrar o número de combinações possíveis de cointegração (r).

Entretanto, para determinar o número máximo de r , que depende do comportamento esperado da série temporal (tendência linear ou quadrática, determinística ou estocástica), a partir de k variáveis endógenas, é preciso avaliar a *trace statistic*. Conforme Bueno (2008), o teste permite identificar o valor máximo de r e assume como hipóteses:

$$H_0 : r < r^*$$

$$H_a : r > r^*$$

e, quando não é mais possível rejeitar a hipótese nula, H_0 , encontra-se o número máximo de vetores de cointegração.

Se existir pelo menos um vetor de cointegração, será possível também estimar um modelo de correção de erros, sendo esse modelo aplicado em séries não estacionárias, que são sabidamente cointegradas. O vetor de cointegração é definido como um termo de correção que permite que os desvios de longo prazo sejam gradualmente corrigidos a partir de mudanças em curto prazo.

Na etapa seguinte, procede-se ao teste de causalidade de Granger, conforme Gujarati (2006) e Bueno (2008). A especificação desse teste pode ser expressa da seguinte forma:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

Esse teste tem por objetivo apresentar a relação de previsão/predição dos valores de uma variável, Y , por outra variável, X , como também pelos seus valores passados, Y_{t-1} , além mostrar a direção dos mecanismos de transmissão entre as variáveis. Conforme Gujarati (2006), esse teste pressupõe que as informações relevantes para a previsão das respectivas variáveis estão incluídas nos dados das séries temporais dessas variáveis.

Modelo econométrico

O modelo econométrico desenvolvido permite verificar a relação de dependência entre as flutuações da taxa de câmbio e as exportações agrícolas do complexo soja (grãos, farelo de soja e óleo de soja bruto) e do complexo carnes in natura (bovina, frango e suína), de forma que identifique a natureza da causalidade e magnitude de efeitos. Para tanto, serão estimadas duas equações, uma contendo a taxa de câmbio e os produtos exportados do complexo soja, e a outra contendo a taxa de câmbio e os produtos exportados do complexo carnes.

O objetivo de estimar duas equações é verificar se existem relações distintas entre a taxa de câmbio e as exportações dos diferentes

complexos, bem como verificar se cada um dos produtos exportados é impactado de uma forma específica, por mudanças no câmbio. Justifica-se essa definição pelo fato de se esperar que produtos com distintos níveis de industrialização – agrícolas, semimanufaturados e manufaturados – apresentem sensibilidade diferente a mudanças (choques) cambiais.

Reescrevendo a equação (1) na forma econométrica para ambos os complexos (soja e carnes) – expressões (4) e (5) –, tem-se os seguintes modelos de Vetor Autorregressivo. Para tanto, considera-se um modelo com n variáveis e com n defasagens, como se segue:

$$Ecs_{it} = \phi_1 + \sum_{i=1}^n \zeta_{it} Ecs_{it-j} + \sum_{i=1}^n \theta_{it} C_{it} + \sum_{i=1}^n \phi_{it} P_{it} + \varepsilon_{1,t} \quad (4)$$

em que

Ecs são as exportações do complexo soja (grãos, farelo de soja e óleo de soja) na respectiva equação no período t .

C é a taxa de câmbio.

P são os preços dos respectivos produtos do complexo soja.

ε são os termos de erro estocásticos.

$$Ecc_{it} = \phi_1 + \sum_{i=1}^n \zeta_{it} Ecc_{it-j} + \sum_{i=1}^n \theta_{it} C_{it} + \sum_{i=1}^n \phi_{it} P_{it} + \xi_{1,t} \quad (5)$$

em que

Ecc são as exportações do complexo carnes in natura (bovina, frango e suína) na respectiva equação no período t .

C é a taxa de câmbio.

P são os preços dos respectivos produtos do complexo carnes.

ξ são os termos de erro estocásticos.

A partir da estimação da modelagem VAR, torna-se possível analisar as funções impulso-resposta e a decomposição da variância, as quais permitem verificar as relações – efeitos –

de choques da taxa de câmbio sobre as exportações dos complexos soja e carnes.

Por meio desses modelos que relacionam o valor das exportações à taxa de câmbio, espera-se obter resultados em que haja uma resposta positiva do valor das exportações a aumento – depreciações – na taxa de câmbio, sendo mais acentuado para produtos com menor grau de industrialização.

Fonte dos dados

As séries temporais mensais relacionadas à taxa de câmbio (taxa de câmbio comercial – venda – média do período) foram obtidas de um banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), enquanto as séries mensais de exportações e de preços dos complexos soja (grãos, farelo de soja e óleo de soja bruto) e carnes in natura (bovina, frango e suína), expressas em milhões de dólares e em dólar por tonelada, foram obtidas do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa).

Para a estimação dos testes e dos modelos apresentados acima, foi utilizado o software econométrico *Eviews*. Na seção seguinte, são apresentados e discutidos os principais resultados obtidos pelas estimações expostas na metodologia proposta.

Efeitos da taxa de câmbio sobre as exportações dos complexos de soja e carnes

A partir do modelo econométrico e dos testes apresentados na seção anterior, foram obtidos os resultados sobre a relação entre a taxa de câmbio e as exportações dos complexos soja e carnes in natura. Seguindo as etapas propostas na metodologia, inicialmente foi realizado o teste de estacionariedade das séries temporais, por meio do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF). Os resultados estão expostos na Tabela 1.

Tabela 1. Resultados do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF).

Variável	Nível			Primeira diferença
	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	τ_{μ}
Exp. de carne bovina	-0,3802	-3,2245	-3,2673	-9,1233***
Exp. de carne frango	0,2226	-1,7290	-3,0420	-10,377***
Exp. de carne suína	-0,9109	-4,2169***		
Exp. de soja em grãos	1,8519	0,1202	6,3582***	
Exp. de farelo de soja	-0,7778	-6,6954***		
Exp. de óleo de soja	-1,2923	-3,6377***		
Preço da carne bovina	0,2863	-1,6223	-2,7458	-5,7160***
Preço da carne de frango	0,7074	-2,2723	-3,0682	-4,9142***
Preço da carne suína	-0,0989	-2,0561	-2,2568	-5,3663***
Preço da soja em grãos	1,4906	-0,3221	-1,8101	-6,0679***
Preço do farelo de soja	-0,0642	-1,5625	-2,2103	-11,488***
Preço do óleo de soja	0,0600	-1,4125	-1,6464	-10,825***
Taxa de câmbio	-1,0577	-2,0653	-2,3738	-4,9659***

*** Significativo a 1%.

τ : sem intercepto e sem tendência; τ_{μ} : com intercepto e sem tendência; τ_{τ} : com intercepto e com tendência.

Para a análise da estacionariedade das séries, foi utilizado o critério de informação de Schwarz. Os resultados indicam que as séries de exportações de carne suína, de farelo de soja e de óleo de soja são estacionárias em nível, com intercepto e sem tendência. Da mesma forma, a série de exportações de soja em grãos é estacionária em nível, com intercepto e com tendência ao nível de significância de 1% (ver Tabela 1).

As demais séries são não estacionárias em nível, determinando que essas possuem raiz unitária; entretanto, quando se realizam os mesmos testes em primeira diferença, as séries tornam-se estacionárias, com intercepto e sem tendência, ao nível de 1% de significância. Sendo assim, integradas de ordem zero, $I(0)$, em primeira diferença.

Embora, nos testes de raiz unitária aplicados, as séries do complexo soja indiquem que as séries referentes aos preços sejam estacioná-

rias em primeira diferença, optou-se por utilizar um critério parcimonioso de trabalhar com séries em nível, especificando-se apenas as séries que indicaram raiz unitária em diferença de primeira ordem, para estimar o modelo, seguindo a sugestão de Alves e Bachi (2007).

Na Tabela 2, apresenta-se o teste de cointegração, o qual consiste em verificar a existência ou não de alguma relação de longo prazo entre as séries, por meio do número de vetores cointegrantes. Entretanto, considerando os testes de estacionariedade, somente para o complexo carnes in natura pode ser analisado o referido teste, uma vez que, para o complexo soja, as séries não possuem a mesma ordem de integração, impossibilitando sua realização.

Os resultados do teste de cointegração de Johansen para o complexo carnes in natura (bovina, frango e suína) e taxa de câmbio indicam que as séries possuem no máximo dois vetores

de cointegração, a um nível de 5% de significância, indicando a existência de uma relação de equilíbrio entre essas séries em longo prazo (Tabela 2).

Complementando a análise, procedeu-se ao teste para a definição do número de de-

fasagens para o modelo dos complexos soja e carnes, as quais estão apresentadas na Tabela 3. Para o para o complexo soja, embora os testes FPE, AIC e HQ apontem seis defasagens, optou-se por estimar um VAR com uma defasagem conforme o critério de informação de Schwarz

Tabela 2. Resultados do teste de cointegração (Johansen cointegration test) para o complexo carnes.

Cointegração	Eigenvalue	Trace statistic	Valores críticos 5%	Probabilidade
Nenhuma*	0,672738	163,2189	125,6154	0,0000
No máximo 1*	0,387365	98,43328	95,75366	0,0323
No máximo 2*	0,366066	70,01408	69,81889	0,0482

* Denota a rejeição da hipótese nula a um nível de 5%.

Tabela 3. Testes para a definição do número de defasagens para os complexos soja e carne.

Complexo soja						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-848,6143	NA	136,5312	31,6894	31,94725	31,7889
1	-627,7723	376,2493	238,6833	25,3249	27,38755 ⁽¹⁾	26,1204
2	-564,0497	92,0437	151,3213	24,7796	28,6471	26,2712
3	-518,9530	53,4479	223,7044	24,9242	30,5965	27,1118
4	-419,0070	92,54261 ⁽¹⁾	57,5925	23,0373	30,5144	25,9209
5	-331,8236	58,1223	40,0724	21,6231	30,9050	25,2028
6	-190,3552	57,6353	11,27696 ⁽¹⁾	18,19834 ⁽¹⁾	29,2851	22,47406 ⁽¹⁾
Complexo carnes						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-756,3573	NA	4,480015	28,27249	28,53032	28,37193
1	-497,9856	440,1888 ⁽¹⁾	1,950767	20,51799	22,58064 ⁽¹⁾	21,31347
2	-453,4834	64,28102	2,520241	20,68457	24,55204	22,17610
3	-413,3818	47,52775	4,482945	21,01414	26,68643	23,20172
4	-361,5055	48,03360	6,846296	20,90761	28,38472	23,79124
5	-272,8033	59,13480	4,503042	19,43716	28,71909	23,01684
6	-125,1652	60,14887	1,008353 ⁽¹⁾	15,78390 ⁽¹⁾	26,87064	20,05962 ⁽¹⁾

⁽¹⁾ Ordem de defasagens selecionada por critério.

FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion.

(SC). Da mesma forma, para o complexo carnes, os testes FPE, AIC e HQ apontaram seis defasagens; entretanto, os testes LR e SC indicaram a escolha do modelo com uma defasagem, o que foi seguido, para estimar o modelo e as análises das funções impulso-resposta e da decomposição da variância. Optou-se por tal alternativa em virtude de a estimativa de um modelo com um número elevado de defasagens consumir muitos graus de liberdade e de forma a estimar um modelo mais parcimonioso.

Após a análise das propriedades das séries temporais, procedeu-se à estimação das funções de impulso-resposta e da decomposição da variância para ambos os complexos – soja e carnes. Os resultados são apresentados nas Figuras 1 e 2 e nas Tabelas 4 e 5. Nas funções de impulso-resposta, simulou-se um choque não antecipado na taxa de câmbio sobre as exportações totais e sobre os preços dos produtos dos complexos soja e carnes.

A Figura 1 apresenta as funções impulso-resposta para as exportações e para os preços do complexo de soja – grãos em grãos, farelo de soja e óleo de soja. Observa-se um efeito semelhante para quase todos os produtos – negativo – e para todos os preços dos produtos desse complexo. A exceção ocorre nas exportações de soja em grãos e farelo de soja; entretanto, o choque de câmbio não se estabiliza no prazo de 30 períodos, indicando um ajustamento de longo prazo.

Dessa forma, a relação entre exportações e taxa de câmbio mostrou-se instável, ao passo que as exportações não eliminaram completamente os efeitos de um choque cambial. Tal evidência, conforme entendem Kannebley Junior (2002), está relacionada à inexistência de relação estável de longo prazo entre a evolução do nível da taxa de câmbio e o *quantum* exportado para a maioria dos setores da economia brasileira.

As funções impulso-resposta das exportações de soja em grãos e de farelo de soja indicam um movimento favorável a uma mudança na taxa de câmbio, determinado um aumento nas exportações nos primeiros seis a oito períodos,

para depois apresentar tendência de queda. Esse comportamento pode ser explicado, em parte, pela rigidez dos contratos desses produtos, uma vez que são efetivados para períodos posteriores, de 6 a 12 meses.

Para as exportações de óleo de soja, entretanto, o efeito do choque sobre a taxa de câmbio, apesar de ser menos acentuado, é negativo e estabiliza-se num prazo de aproximadamente 20 meses. Como esperado, a taxa de câmbio afeta de forma distinta os produtos com níveis de industrialização (ou intensidade tecnológica) diferentes. Espera-se que, quanto maior for o nível de industrialização, maior será a sensibilidade a mudanças cambiais, sobretudo a apreciações cambiais.

Analisando a evolução do volume exportado em período mais recente, Suzuki Júnior (2009) observa que os efeitos da valorização cambial foram negativos sobre as exportações de manufaturados, em comparação com as vendas de básicos. Por sua vez, mudanças cambiais indicaram efeitos não estatisticamente significativos sobre os preços das exportações de todos os produtos do complexo soja. Isso pode estar associado ao fato de que grande parte dos setores exportadores brasileiros é considerada como a de tomadores de preços no mercado internacional, conforme explica Kannebley Junior (2002).

O efeito dos choques na taxa de câmbio sobre as exportações e sobre os preços do complexo carnes in natura – bovina, de frango e suína – estão apresentados na Figura 2. Os resultados das funções impulso-resposta sugerem a ocorrência de um efeito praticamente uniforme e negativo sobre as exportações e sobre os preços de todos os produtos desse complexo, os quais inicialmente caem para, nos períodos posteriores, voltarem ao patamar inicial, superando até mesmo a condição inicial, e estabilizando-se. No entanto, verifica-se que o período de ajustamento é de longo prazo, sendo superior a 12 períodos.

Por sua vez, pode ser observado que os efeitos são mais acentuados sobre as exporta-

Resposta dinâmica a um desvio padrão ± 2 erros-padrão (Decomposição de Cholesky)

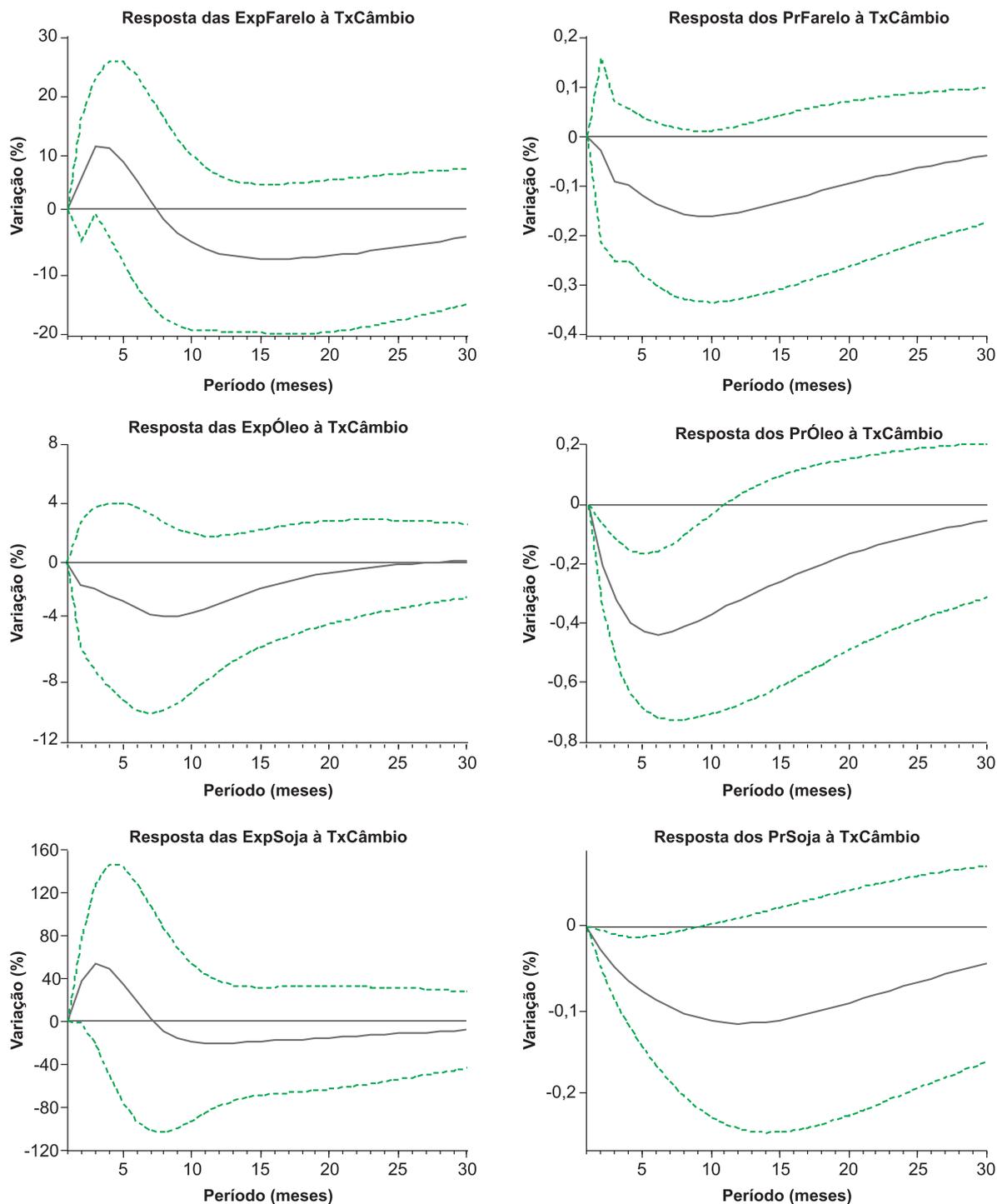


Figura 1. Funções impulso-resposta das exportações e dos preços do complexo soja sob o efeito de choques na taxa de câmbio.

TxCâmbio: taxa de câmbio; ExpFarelo: exportações de farelo; PrFarelo: preços de farelo; ExÓleo: exportações de óleo; PrÓleo: preços de óleo; ExSoja: exportações de soja; PrSoja: preços da soja.

Resposta dinâmica a um desvio padrão ± 2 erros-padrão (Decomposição de Cholesky)

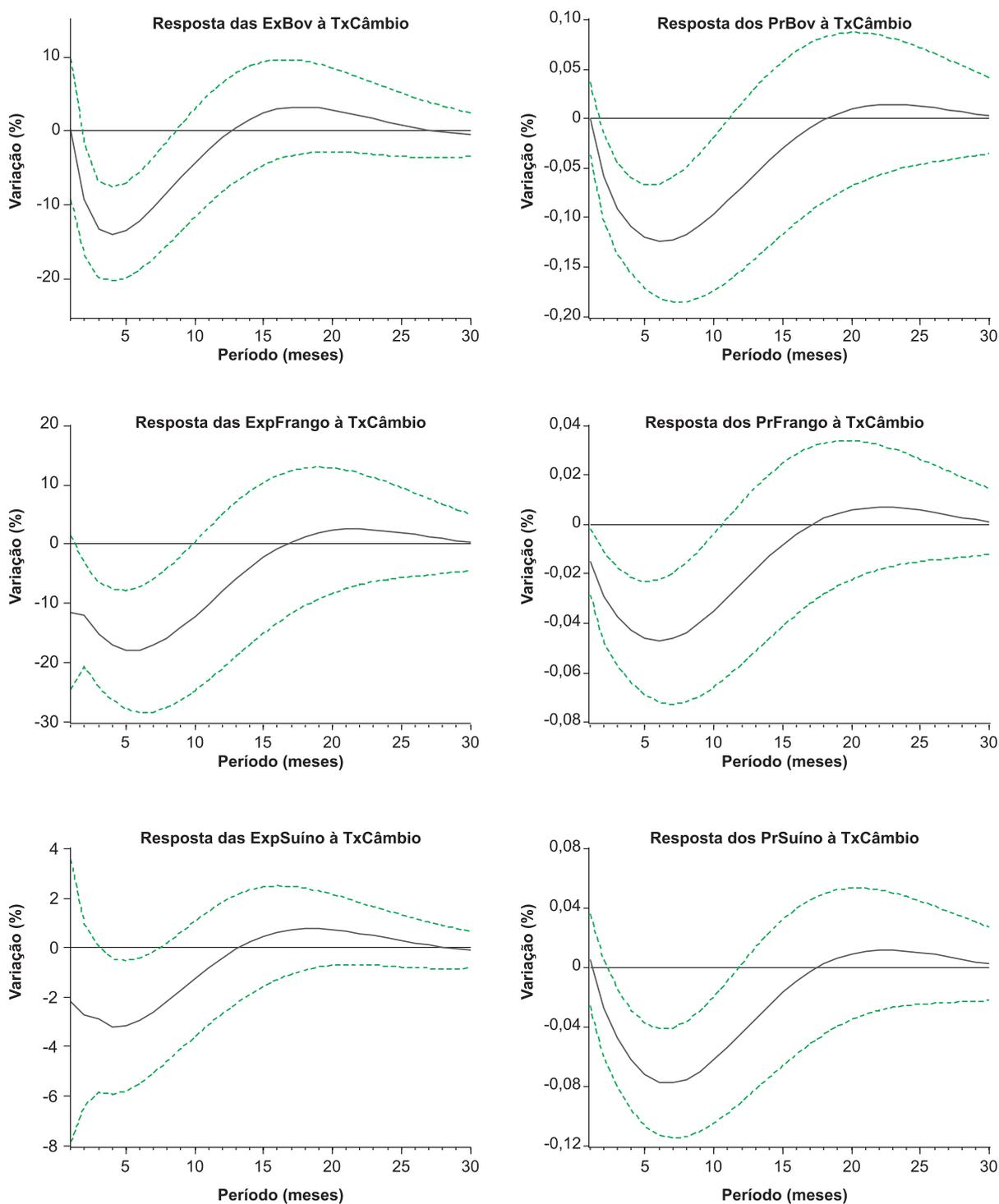


Figura 2. Funções impulso-resposta das exportações e dos preços do complexo carnes sob o efeito de choques na taxa de câmbio.

TxCâmbio: taxa de câmbio; ExpBov: exportações de carne bovina; PrBov: preços de carne bovina; ExpFrango: exportações de carne de frango; PrFrango: preços de carne de frango; ExpSuíno: exportações de carne suína; PrSuíno: preços de carne suína.

ções de carne bovina e de frango, resultados já encontrados por Bliska (1999); porém, para períodos diferentes. Neste trabalho, a autora encontra resultados que indicam que uma alteração na taxa de câmbio exerce um impacto inicial no mesmo sentido da alteração, tanto sobre as exportações brasileiras de carne bovina quanto sobre as exportações de carne de aves; porém, o efeito é mais intenso e mais persistente sobre as exportações de carne bovina.

Os efeitos sobre as exportações e os preços de carne suína in natura são menos expressivos e tendem a eliminar o efeito do choque cambial mais rapidamente do que o fazem os demais produtos, porém, não são estatisticamente significativos.

Em complementação, nas Tabelas 4 e 5, são apresentadas as estimativas da decomposição da variância dos erros de previsão para os complexos soja e carnes. Em relação ao complexo soja, observa-se que a taxa de câmbio é responsável por uma pequena proporção dos efeitos na decomposição dos erros da variância. Como pode ser observado, depois de 12 períodos, o câmbio explicaria 1,66% das exportações de soja em grãos, 2,57% das exportações de óleo e 1,93% das exportações de farelo de soja. Por seu turno, em relação aos preços, a taxa de câmbio corresponde a uma parcela mais expressiva da decomposição dos erros da variância, sendo que, para os preços de óleo de soja, 24% das variações são explicadas pelo câmbio. Em relação ao preço da soja em grãos, verifica-se que aproximadamente 16% das variações dos erros de previsão são explicadas pelo câmbio, e, para os preços de farelo de soja, esse impacto é menos intenso, representando algo em torno de 3% da decomposição dos erros.

Observa-se ainda que 65% das exportações de soja em grãos, depois de transcorridos 12 períodos, são explicadas pela própria variável, enquanto 18% são explicadas pelo preço do óleo (ver Tabela 4). A soja em grãos é um produto que enfrenta baixa concorrência no mercado

internacional; portanto, é possível considerar que o próprio mercado, entendendo-se como demanda, tenha poder explicativo para a variação das exportações. Para Costa e Brum (2008), a soja é um produto de elevada exposição internacional e possui a mesma tendência do farelo, ou seja, de baixa concorrência.

Outra variante que contribui para explicar essa relação exportações/preço da própria variável é a Lei Kandir⁵, que estimulou, a partir de 1997, conforme autores supracitados, as exportações de matéria-prima. Outro possível fator estrutural que ajuda a entender essa constatação é o crescimento agroindustrial da soja no Brasil; porém, composto praticamente por empresas multinacionais, que, incentivadas pela Lei Kandir, passaram a exportar matéria-prima in natura (grão).

Por sua vez, a decomposição dos erros da variância para a exportação de óleo indica que cerca de 50% dessa é explicada pela própria variável, 15% pelo preço do óleo e aproximadamente 22% pelas variações na exportação de soja em grãos. No que tange à decomposição da variância dos erros de previsão das exportações de farelo de soja, verifica-se que cerca de 40% são explicados pela própria variável e 36% pela exportação de soja em grãos. Dessa forma, evidencia-se que as exportações do óleo e do farelo de soja apresentam relação com a exportação de grãos, possivelmente por causa do estímulo às exportações de matéria-prima, ocorrido no País em 1997, depois de ter entrado em vigor a Lei Kandir.

Conforme Costa e Brum (2008), a indústria moageira nacional foi desestimulada por essa lei e também pelas restrições impostas por outros países – na forma de barreiras comerciais –, além da carga tributária, elementos que comprometeram seriamente a viabilidade da indústria de óleos vegetais (ABIOVE, 2010). Além disso, as exportações variam, principalmente a de farelo, em virtude do aumento do consumo interno, do incremento da produção e da ex-

⁵ Lei Complementar nº 87, de 13 de setembro de 1996.

Tabela 4. Decomposição da variância dos erros de previsão do complexo soja (em %).

Complexo soja							
Período	Decomposição da variância dos erros de previsão das ExpSoja						
	ExpSoja	ExpÓleo	ExpFarelo	PrFarelo	PrÓleo	PrSoja	TxCâmbio
1	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
3	74,4522	6,8507	3,5514	0,6908	12,8853	0,6537	0,9160
6	66,2688	7,0876	3,9560	2,0629	18,5892	0,6103	1,4252
9	65,8358	7,1174	3,9546	2,1105	18,7528	0,7603	1,4686
12	65,5855	7,1127	3,9946	2,1086	18,7041	0,8248	1,6697

Decomposição da variância dos erros de previsão das ExpÓleo							
Período	Decomposição da variância dos erros de previsão das ExpÓleo						
	ExpSoja	ExpÓleo	ExpFarelo	PrFarelo	PrÓleo	PrSoja	TxCâmbio
1	4,7477	95,2524	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
3	21,6067	64,5581	4,3488	0,2958	8,1363	0,8627	0,1917
6	23,5591	53,2523	4,3900	1,4281	15,2110	1,4014	0,7581
9	22,9973	52,1403	4,2848	1,5368	15,7583	1,4814	1,8011
12	22,7180	51,7527	4,2542	1,5191	15,6430	1,5333	2,5797

Decomposição da variância dos erros de previsão das ExpFarelo							
Período	Decomposição da variância dos erros de previsão das ExpFarelo						
	ExpSoja	ExpÓleo	ExpFarelo	PrFarelo	PrÓleo	PrSoja	TxCâmbio
1	17,16668	0,30270	82,53062	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
3	36,09663	6,19910	49,77253	0,11661	4,43705	2,65489	0,72320
6	37,70519	6,87072	41,19622	0,53298	9,19931	3,09131	1,40428
9	37,07936	6,67761	40,08287	0,55226	10,11400	4,04994	1,44396
12	36,68925	6,68222	39,20894	0,54132	10,46590	4,48058	1,93181

Decomposição da variância dos erros de previsão dos PrFarelo							
Período	Decomposição da variância dos erros de previsão dos PrFarelo						
	ExpSoja	ExpÓleo	ExpFarelo	PrFarelo	PrÓleo	PrSoja	TxCâmbio
1	0,0397	10,0425	31,9427	57,9751	0,0000	0,0000	0,0000
3	4,3243	8,5025	37,1983	41,9791	6,4436	1,3502	0,2021
6	7,3761	8,5092	33,6904	38,0394	10,0129	1,3424	1,0297
9	8,0478	8,9378	32,0707	36,1194	11,0959	1,3768	2,3516
12	8,4326	9,4496	30,9307	34,7081	11,5073	1,3554	3,6162

Continua...

Tabela 4. Continuação.

Período	Complexo soja						
	Decomposição da variância dos erros de previsão dos PrÓleo						
	ExpSoja	ExpÓleo	ExpFarelo	PrFarelo	PrÓleo	PrSoja	TxCâmbio
1	9,7769	22,9618	0,0054	3,8316	63,4243	0,0000	0,0000
3	10,7459	16,1072	1,0538	4,7056	61,0603	1,2843	5,0430
6	11,2757	13,7598	1,5696	3,4600	52,0231	1,4382	16,4736
9	12,5675	15,8069	1,8439	2,6463	44,1226	1,1319	21,8809
12	13,2494	17,6091	1,8483	2,2597	40,1268	0,9599	23,9468

Período	Decomposição da variância dos erros de previsão dos PrSoja						
	Decomposição da variância dos erros de previsão dos PrSoja						
	ExpSoja	ExpÓleo	ExpFarelo	PrFarelo	PrÓleo	PrSoja	TxCâmbio
1	2,7354	0,7907	4,0960	0,1299	0,4271	91,8209	0,0000
3	10,6423	0,6314	10,0205	1,7395	5,9716	68,5866	2,4081
6	22,0206	4,8794	7,7492	0,9792	14,4199	42,5022	7,4496
9	24,6647	8,9105	6,1126	0,6109	18,8892	29,2312	11,5809
12	24,5388	11,5889	5,3297	0,4707	20,4644	22,6024	15,0052

Período	Decomposição da variância dos erros de previsão da TxCâmbio						
	Decomposição da variância dos erros de previsão da TxCâmbio						
	ExpSoja	ExpÓleo	ExpFarelo	PrFarelo	PrÓleo	PrSoja	TxCâmbio
1	3,7799	0,1400	1,3581	2,9110	13,7787	0,0455	77,9869
3	7,9206	10,2590	1,6755	0,8756	14,4188	0,7482	64,1022
6	10,4016	18,8120	1,3771	0,5713	14,5394	1,3878	52,9108
9	10,4830	21,6324	1,2469	0,5565	14,5232	1,7801	49,7780
12	10,2400	22,6540	1,2012	0,5532	14,3086	2,0550	48,9881

portação de outros produtos, como leite, suínos e aves, já que o farelo de soja é destinado à alimentação animal. Associando isso à questão de incentivos para a exportação de matéria-prima, entende-se que as exportações de soja em grãos produzam efeitos nas exportações de seus subprodutos gerados.

Outra questão apontada nas análises estatísticas diz respeito à insuficiente explicação para o preço do óleo de soja nas exportações do óleo: apenas 17%. Provavelmente, essa queda pode estar associada ao fato de o mercado de

óleo comestível apresentar elevados níveis de concorrência. Conforme Amaral (2009), existem diversos óleos e gorduras substituíveis, como os produzidos à base de algodão e amendoim.

Convém ressaltar que as relações apontadas entre as variáveis nas análises também pode estar associadas ao crescimento da demanda mundial por oleaginosas, fator que, por sua vez, está associado ao aumento da produtividade das oleaginosas, ao aumento da renda per capita e ao processo de urbanização. Tudo isso afeta o hábito de consumo da população,

principalmente no que se refere ao consumo de proteínas animais, o que, por sua vez, influencia o consumo de óleos comestíveis (AMARAL, 2009).

A Tabela 5 apresenta os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão para o complexo carnes. Os resultados evidenciam alguns aspectos importantes, sobretudo em relação às exportações e aos preços de carne bovina in natura, para o qual, ao final de 12 períodos, a taxa de câmbio é responsável por cerca de 30% e 25% da variância dos erros, respectivamente, diferentemente do que foi observado para o complexo soja.

Essa elevada influência da taxa de câmbio sobre as exportações de carne bovina também foi evidenciada por Isaac e Souza (2010). Esses autores encontraram um coeficiente de elasticidade elástica para a relação taxa de câmbio e exportações de carne bovina, o que indica um efeito positivo da taxa de câmbio sobre as exportações de carne bovina in natura brasileira.

A taxa de câmbio também corresponde a uma expressiva parcela – 36,0% – da decomposição da variância dos erros dos preços da carne suína in natura. Essa relação para a economia brasileira também foi analisada por Tajeda e Martins Costa (2002). Esses autores, ao analisarem a relação entre as exportações de carne suína do Rio Grande Sul⁶ e a taxa de câmbio, perceberam que uma taxa de câmbio desvalorizada – desalinhamento positivo – havia provocado elevação nas exportações de carne suína e estava relacionada ao nível de competitividade do setor.

Cabe ressaltar ainda que 39% das exportações de carne bovina, depois de transcorridos 12 períodos, são explicadas pela própria variável, enquanto 12% e 15% são explicadas pelas exportações e pelo preço da carne suína. Já as exportações de carne de frango são explicadas, em cerca de 52%, pela própria variável, e cerca de 22%, pelo preço da carne suína. Já as exportações de carne bovina e o preço da carne de

frango explicam, cada um, aproximadamente 63% das exportações de carne suína. Esses resultados tornam evidente o elevado relacionamento entre as exportações desse setor, uma vez que esses produtos são considerados substitutos no consumo doméstico.

Por fim, na última etapa da investigação econométrica, precedeu-se aos testes de causalidade de Granger (conforme Tabela 6), no propósito de avaliar a ocorrência (ou não) de causalidade entre as informações passadas da taxa de câmbio e as exportações dos produtos dos complexos soja e carnes, como também complementar os resultados das funções de impulso-resposta e decomposição da variância. O teste foi realizado com as variáveis em primeira diferença, o número de defasagens escolhido foi três períodos, e os testes foram aplicados ao conjunto das variáveis aos pares.

Como observado, os resultados do teste de causalidade para o complexo soja não mostram um comportamento uniforme de seus produtos em relação à taxa de câmbio – em alguns casos, não se mostrando significativo, contrariamente ao que era esperado. Inicialmente, não se pode rejeitar a hipótese nula de que as variações na taxa de câmbio não causam, no sentido de Granger, as exportações de farelo de soja e de soja em grãos, bem como o preço do farelo de soja. Rejeita-se também a hipótese nula de que variações na taxa de câmbio não causam, no sentido de Granger, as variações nas exportações de óleo e nos preços de óleo de soja e soja em grãos.

Esses resultados indicam que os preços dos produtos são mais sensíveis às variações na taxa de câmbio, sobretudo produtos como o óleo de soja, como já encontrado nos resultados acima. Por sua vez, o volume total exportado mostrou-se menos sensível às mudanças cambiais, principalmente as de curto prazo, como já verificado.

Na parte inferior da Tabela 5, encontram-se os resultados do teste de causalidade para o

⁶ O Rio Grande do Sul, assim como Santa Catarina, é um dos principais exportadores de carne suína do Brasil.

Tabela 5. Decomposição da variância dos erros de previsão do complexo carnes (em %).

Complexo carnes							
Período	Decomposição da variância dos erros de previsão das ExpBov						
	ExpBov	PrBov	ExpFra	PrFra	ExpSuí	PrSuí	TC
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
3	66,11410	0,023262	0,734560	0,650782	16,18345	2,340138	13,95371
6	50,81671	0,048170	0,723909	1,326334	12,93969	2,620424	31,52476
9	43,39969	0,305140	0,757647	1,528329	12,71872	8,522877	32,76760
12	39,25732	0,625850	0,689375	1,528816	12,65755	15,32727	29,91382

Decomposição da variância dos erros de previsão dos PrBov							
Período	Decomposição da variância dos erros de previsão dos PrBov						
	ExpBov	PrBov	ExpFra	PrFra	ExpSuí	PrSuí	TC
1	12,67555	87,32445	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
3	4,681621	46,28429	25,72193	0,509014	12,34353	0,247963	10,21165
6	2,510654	29,26024	31,11846	0,319689	7,234362	3,569750	25,98684
9	1,636582	20,35538	27,92714	0,209550	5,415993	15,35704	29,09831
12	1,220252	15,78025	24,47047	0,156540	5,243963	27,76033	25,36819

Decomposição da variância dos erros de previsão das ExpFra							
Período	Decomposição da variância dos erros de previsão das ExpFra						
	ExpBov	PrBov	ExpFra	PrFra	ExpSuí	PrSuí	TC
1	17,08378	0,044130	82,87209	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
3	13,89443	0,071728	78,27480	2,190328	1,815455	0,764345	2,988915
6	10,72992	0,051297	69,79619	2,302192	1,419198	4,795171	10,90603
9	8,505894	0,065342	59,81757	1,923823	1,771627	13,44091	14,47483
12	7,187790	0,141923	52,46287	1,635142	2,408644	22,31314	13,85049

Decomposição da variância dos erros de previsão dos PrFra							
Período	Decomposição da variância dos erros de previsão dos PrFra						
	ExpBov	PrBov	ExpFra	PrFra	ExpSuí	PrSuí	TC
1	0,998671	0,111038	49,44720	49,44309	0,000000	0,000000	0,000000
3	4,935296	0,121446	69,15468	19,07911	1,882611	0,232145	4,594706
6	4,368974	0,187169	62,20575	11,94499	1,197696	4,499765	15,59565
9	3,228881	0,138879	51,32715	8,581488	1,594330	14,88963	20,23964
12	2,559072	0,176320	43,25821	6,770203	2,488927	25,93637	18,81089

Continua...

Tabela 5. Continuação.

Complexo carnes							
Período	Decomposição da variância dos erros de previsão das ExpSui						
	ExpBov	PrBov	ExpFra	PrFra	ExpSui	PrSui	TC
1	8,805279	0,109796	27,24320	0,112380	63,72934	0,000000	0,000000
3	12,60018	0,644072	29,63420	0,203202	54,69633	0,622677	1,599337
6	12,04355	0,857420	28,20542	0,197056	51,86025	0,752686	6,083621
9	11,63132	0,830552	27,02830	0,216438	50,16103	2,233205	7,899151
12	11,31351	0,838074	26,19402	0,233065	49,02370	4,508391	7,889238

Decomposição da variância dos erros de previsão dos PrSui							
Período	Decomposição da variância dos erros de previsão dos PrSui						
	ExpBov	PrBov	ExpFra	PrFra	ExpSui	PrSui	TC
1	0,365405	3,705264	0,884287	3,170513	30,37022	61,50431	0,000000
3	1,088453	1,849455	10,47758	1,453919	21,43225	56,28173	7,416612
6	0,739567	1,226737	12,56388	1,028250	14,90597	41,63782	27,89778
9	0,689181	1,042172	12,16818	0,776538	11,89647	35,18253	38,24494
12	0,630207	1,087526	11,09117	0,630664	10,95127	39,57489	36,03428

Decomposição da variância dos erros de previsão da TC							
Período	Decomposição da variância dos erros de previsão da TC						
	ExpBov	PrBov	ExpFra	PrFra	ExpSui	PrSui	TC
1	0,006371	1,12E-05	6,482744	2,307077	0,124036	0,900064	90,17970
3	0,052835	0,057493	11,88766	0,720264	1,345185	10,22291	75,71365
6	0,174248	0,374155	9,896585	0,349847	4,153047	30,77971	54,27240
9	0,145159	0,710970	8,632757	0,257349	5,381302	45,15742	39,71504
12	0,145015	0,902901	8,190304	0,218241	5,498620	51,56010	33,48481

complexo carnes in natura, os quais indicam que não se pode rejeitar a hipótese nula de que as variações nas exportações e nos preços não causam a taxa de câmbio, no sentido de Granger, ao passo que se rejeita a hipótese nula de que as variações na taxa de câmbio não causam as variações nas exportações e nos preços dos produtos desse complexo.

Ademais, não se pode rejeitar a hipótese nula de que as exportações de farelo de soja e de soja em grãos, além dos preços de óleo de soja, não causam, no sentido de Granger, as va-

riações na taxa de câmbio. Todavia, em nível de 10% de significância, pode-se rejeitar a hipótese de que exportações de óleo de soja e de farelo e o preço da soja em grãos não causam, no sentido de Granger, as variações na taxa de câmbio.

Esses resultados estão de acordo com o esperado, ou seja, de que mudanças na taxa de câmbio influenciam as exportações do complexo carnes. Entretanto, verifica-se que essa relação é mais acentuada nos preços, sobretudo nos preços das exportações de carne bovina in natura.

Tabela 6. Teste de causalidade de Granger entre a taxa de câmbio e as exportações dos complexos soja e carnes.

Complexo Soja		
Relações de causalidade	Estatística F	Probabilidade
DTXCâmbio não Granger - causa DexpFarelo	0,4873	0,6927
DexpFarelo não Granger - causa DTXCâmbio	0,8920	0,4520
DTXCâmbio não Granger - causa DexpÓleo	2,2262	0,0969
DexpÓleo não Granger - causa DTXCâmbio	2,2493	0,0943
DTXCâmbio não Granger - causa DexpSoja	0,7565	0,5239
DexpSoja não Granger - causa DTXCâmbio	1,9990	0,1264
DTXCâmbio não Granger - causa DPRFarelo	1,3168	0,2796
DPRFarelo não Granger - causa DTXCâmbio	2,6240	0,0609
DTXCâmbio não Granger - causa DPRÓleo	4,1976	0,0101
DPRÓleo não Granger - causa DTXCâmbio	1,9357	0,1361
DTXCâmbio não Granger - causa DPRSoja	3,7620	0,0165
DPrSoja não Granger - causa DTXCâmbio	5,4974	0,0025
Complexo Carnes		
Relações de causalidade	Estatística F	Probabilidade
DexpBovino não Granger - causa DTCâmbio	0,48104	0,69697
DTCâmbio não Granger - causa DexpBovino	5,85812	0,00168
DPRBovino não Granger - causa DTCâmbio	0,21243	0,88731
DTCâmbio não Granger - causa DPRBovino	8,99421	0,00000
DexpFrango não Granger - causa DTCâmbio	0,56453	0,64099
DTCâmbio não Granger - causa DexpFrango	7,31408	0,00038
DPRFrango não Granger - causa DTCâmbio	0,42999	0,73243
DTCâmbio não Granger - causa DPRFrango	6,52927	0,00084
DexpSuíno não Granger - causa DTCâmbio	0,27083	0,84612
DTCâmbio não Granger - causa DexpSuíno	3,45060	0,02349
DPRSuíno não Granger - causa DTCâmbio	1,03210	0,38662
DTCâmbio não Granger - causa DPRSuíno	7,47199	0,00032

Já os volumes exportados de carne de frango in natura são os que são mais influenciados por choques no câmbio.

Considerações finais

A elevada participação dos complexos soja (grãos, farelo de soja e óleo de soja bruto) e carnes in natura (bovina, frango e suína) nas exportações do agronegócio brasileiro nos últimos anos tem levado a recorrentes investigações de como esses setores se comportam diante de modificações nas condições econômicas, tanto domésticas quanto internacionais, decorrentes de medidas comerciais ou políticas. Tal preocupação centra-se na suscetibilidade de que ambos os complexos enfrentam, além das agruras resultantes de mudanças nos preços e no clima, os efeitos de políticas protecionistas e macroeconômicas.

No caso das políticas macroeconômicas, a taxa de câmbio, considerada como um dos principais instrumentos utilizados para a condução da política econômica, tem efeitos variados sobre os setores da economia, assim como sobre os produtos exportados. Dessa forma, este estudo se propôs a ampliar as discussões acerca desse tema e, especificamente, dispôs-se a examinar como mudanças inesperadas na taxa de câmbio influenciaram as exportações dos complexos soja e carnes in natura brasileira, em período recente, quando a taxa de câmbio apresentou alguma instabilidade.

Os resultados levam à conclusão de que há diferenças importantes nas exportações e nos preços de ambos os complexos, soja e carnes. Por exemplo: mudanças não antecipadas sobre o complexo soja indicam, inicialmente, um efeito positivo sobre as exportações de soja em grãos e farelo, ao passo que as exportações de óleo de soja apresentam queda nos períodos iniciais à mudança cambial. Esse aspecto indica que produtos mais industrializados tendem a ser mais sensíveis a mudanças na taxa de câmbio quando comparados com produtos menos industrializados (básicos ou in natura). No

que tange a esse resultado, considerando que os produtos industrializados caracterizam-se por apresentar elasticidade superior à dos produtos de menor nível de industrialização, pequenas mudanças nos preços, decorrentes de variações cambiais, podem afetar mais especificamente a competitividade e a demanda desses produtos.

Por sua vez, no complexo carnes, verificou-se um comportamento similar, sendo mais acentuado sobre as exportações de carne bovina in natura. Apesar de considerar-se que ambos os produtos desse complexo possuem um mesmo nível de industrialização, as mudanças cambiais afetam diferentemente cada mercado. Pretendeu-se também analisar os efeitos de mudanças cambiais, porém, não se pôde restringir as análises somente a esse aspecto; é preciso estendê-las à demanda externa e às condições climáticas. Além desses fatores, cabe ressaltar que as mudanças nos preços e nas exportações de ambos os complexos podem estar ligadas à formalização de opções de compra futura, isto é, de contratos futuros, a partir dos quais os produtores buscam reduzir os efeitos de eventuais mudanças nas condições de comercialização.

Outros resultados importantes foram obtidos pela decomposição dos erros, os quais evidenciaram que as exportações do complexo carnes são mais sensíveis às mudanças cambiais, enquanto 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.

Por fim, evidenciou-se que, em ambos os complexos, as mudanças cambiais têm prazos de ajustamento de longo prazo, e até mesmo não se estabilizando em alguns casos, fato que corrobora a não existência de uma relação de longo prazo estável entre a evolução do nível da taxa de câmbio e o volume exportado, para a maioria dos setores da economia brasileira.

Referências

ABIOVE. Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais. Disponível em: <www.abiove.com.br>. Acesso em: 3 abr. 2010.

ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 42, n. 1, p. 9-33, 2004.

AMARAL, D. F. **Panorama do mercado de extração de óleos**: conjuntura e perspectivas. Palestra do I Simpósio Tecnológico PBIO de Extração de Óleos vegetais, Rio de Janeiro, 2009. Disponível em: <www.abiove.com.br/palestras_br.html>. Acesso em: 3 abr. 2010.

BLISKA, F. M. M. **Impactos de alterações nas exportações brasileiras de carnes sobre a economia brasileira**. 1999. 217 f. Tese (Doutorado)–Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Intercâmbio comercial do agronegócio**: principais mercados e destinos. Brasília, DF: Mapa-Secretaria de Relações Internacionais do Agronegócio, 2009.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CARVALHO, M. A.; SILVA, C. R. L. Mudanças na pauta das exportações agrícolas brasileiras. Brasília, DF, **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 46, n. 1, p. 53-73, 2008.

COSTA, N. L.; BRUM, A. L. Aspectos recentes da economia da soja no Brasil. In: BRUM, A. L.; MÜLLER, P. K. **Aspectos do agronegócio no Brasil**. Ijuí: Editora da Unijui, 2008.

GUJARATI, D. **Econometria básica**. 4 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HOLLAND, M.; MARÇAL, E. **Taxa de câmbio e exportações**. José Luis Oreiro, Economia, Opinião e

Atualidades, 2010. Publicado no Valor Econômico em 08/02/2010. Disponível em: <<http://jcoreiro.wordpress.com/2010/02/08/taxa-de-cambio-e-exportacoes-valor-economico-08022010>>. Acesso em: 23 mar. 2010.

ISAAC, F. I.; SOUZA, J. G. Efeitos da política cambial sobre as exportações de carne bovina brasileira. **Archivos de Zootecnia**, Córdoba, v. 59, n. 225, p. 73-79, 2010.

KANNEBLEY JUNIOR, S. Desempenho exportador brasileiro recente e taxa de câmbio real: uma análise setorial. Brasília, DF, **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 56, n. 3, p. 429-456, 2002.

MADDALA, G. S. **Introduction to Econometric**. 2. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1992.

MAIA, S. F.; LIMA, R. C. **Analisando o efeito da taxa de juros e da taxa de câmbio sobre as exportações agrícolas brasileiras pós-abertura econômica**. João Pessoa, 2003. Digitado. Trabalho apresentado no 1º Workshop Redenordeste Recortes Setoriais da Economia Nordeste.

MARGARIDO, M. A.; KATO, H. T.; UENO, L. H. Análise da transmissão de preços no mercado de tomate no estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 41, n. 3, p. 135-159, 1994.

SCHUH, E. G. The exchange rate and United States Agricultural. **American Journal of Agricultural Economics**, Lexington, v. 67, n. 1, p. 1-13, 1974.

SUZUKI JÚNIOR, J. T. As controvérsias sobre a taxa de câmbio. **Análise Conjuntural**, Curitiba, v. 31, n. 5-6, 2009.

TAJEDA, C. A. O.; MARTINS COSTA, T. V. Competitividade e exportações gaúchas de carne suína: 1992-2000. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 10, n. 19, p. 93-107, 2002.