

A influência da taxa de câmbio nas exportações de carne suína do Brasil – uma análise de longo prazo com modelos concorrentes

Tiane Alves Rocha Gastardelo (UFSM) tianealvesrocha@gmail.com

Daniel Arruda Coronel (UFSM) daniel.coronel@uol.com.br

Reisoli Bender Filho (UFSM) reisolibender@yahoo.com.br

Pascoal José Marion Filho (UFSM) pascoaljmarion@yahoo.com.br

Laércio Juarez Melz (UNEMAT/UFSM – Bolsista FAPEMAT) laerciomez@gmail.com

Resumo:

O Brasil é um dos principais players do mercado internacional de carne suína, sua participação vem crescendo nos últimos anos e em 2013 o país foi o quarto maior exportador dessa commodity. Dentre as variáveis macroeconômicas que influenciam na produção e exportação, o câmbio é considerado uma das mais importantes, pois ele determina a atratividade dos produtos. O objetivo deste trabalho foi analisar as influências das variações cambiais e trocas de regimes no Brasil, no período de janeiro de 1989 a setembro de 2014. A análise foi realizada utilizando modelos concorrentes, que propiciam uma explicação complementar, sendo a relação de longo prazo estimada a partir do modelo Regime Switching Markov, com dois regimes; Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com dummies; e Vetor de Correção de Erros (VEC), com três defasagens, para o longo e curto prazo. Os resultados encontrados admitem influência de longo prazo do câmbio na exportação de carne suína, principalmente a partir da implementação do câmbio flutuante, em 1999.

Palavras chave: Suinocultura; Regimes Cambiais; Vetor de Correção de Erros

The exchange rate influence on pork exports from Brazil – a long run analysis with competing models

Abstract:

Brazil is one of the main players in the international market of swine meat. Its participation in that market has been growing these last years and in 2013 it was ranked the fourth exporter of that commodity. Among the macroeconomic variables that contribute to the production and export of that commodity, is the exchange rate that is considered one of the most important, as it determines the products attractiveness. The purpose of this work was to analyze the influences of the exchange rate changes and regime switching in Brazil from January 1989 to September 2014. The analysis was done by means of concurrent models that propitiated a complementary explanation, where the long-term relation was estimated using the Markov Switching Regime with two regimes, Ordinary Least Square (OLS) with dummies and Errors Correction Vector (ECV) with three lags for the short-term. The results showed the influence of the exchange rate in the long-term on the export of swine meat, mainly after the implementation of a floating exchange rate in 1999.

Key-words: Swine Breeding; Exchange Rate Regime; Error Correction Vector.

1. Introdução

O agronegócio brasileiro participou com 41,28% do valor da Balança Comercial em 2013, evidenciando a importância do setor para o país, conforme o Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2014). Um dos setores que tem crescido nos últimos anos e tem colaborado para a boa atuação do agronegócio no cenário nacional é a exportação de carne suína. Em 2013 o país foi o quarto maior exportador mundial, com um total de 600 mil toneladas, ficando atrás apenas dos Estados Unidos, União Europeia e Canadá, de acordo com Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína (ABIEPCS, 2014).

A carne suína é a carne mais consumida no mundo, embora tenha restrições em alguns países devido aos hábitos, proibições religiosas e dogmáticas (GERVASIO, 2013). Apesar da crença de que carne suína é prejudicial à saúde, ela é uma carne magra e contém nutrientes semelhantes aos das demais carnes. No Brasil, o seu consumo ainda é menor que de outras carnes, como, bovinos e aves (ABIEPCS, 2014; VALLE, 2000).

A demanda é claramente um determinante para a produção e exportação de qualquer produto. Entretanto, a demanda não é influenciada apenas pela necessidade, há também os fatores macroeconômicos, como, por exemplo, a taxa de câmbio, onde a cotação deste em um país é quem define se a compra e venda de produtos são atrativas ou não para ele e para os outros países, interferindo diretamente na demanda (TONETO JUNIOR, et al., 2013).

Considerando a importância do agronegócio na economia brasileira, o crescimento da representatividade da suinocultura no cenário nacional e a influência da taxa de câmbio na economia de um país, este trabalho tem por objetivo responder: quais as influências das variações cambiais nas exportações de carne suína do Brasil? Buscando captar as mudanças ocorridas nas exportações durante as mais recentes trocas de regime cambial do país, o período de análise escolhido foi de janeiro de 1989 a setembro de 2014. Justifica-se o objetivo, pois, tendo a política cambial influência direta na evolução do sistema financeiro e da economia dos países, ela provavelmente é a mais importante ferramenta macroeconômica que eles possuem (COOPER, 1999).

Este trabalho está dividido em quatro seções, sendo esta a primeira, a segunda parte conta com os métodos utilizados para análise dos dados, a terceira parte refere-se aos resultados e na quarta e última parte estão as conclusões.

2. Metodologia

Com o intuito de cumprir o objetivo de analisar e comparar as influências do câmbio sobre as exportações de carne suína do Brasil, faz-se inicialmente a descrição dos testes aplicados às séries para verificar suas propriedades, e em seguida a estimação dos modelos Vetor de Correção de Erros (VEC), Regimes Switching de Markov e com Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com Dummies.

O primeiro teste realizado foi a verificação da estacionariedade das séries, ele é importante para a definição da ordem das séries. Neste trabalho utilizou-se o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) proposto por Dickey e Fuller (1981), que testa a hipótese nula de que a série possui raiz unitária:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

O segundo passo a se realizar, é o teste de cointegração, para este procedimento adotou-se o Teste de Cointegração de Johansen que permite a análise em duas ou mais séries (JOHANSEN 1988):

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2)$$

Se as séries forem não estacionárias utiliza-se o VEC, caso contrário o VAR. Como pode ser verificado na tabela 3, as séries são não estacionárias, ou seja, são cointegradas de ordem 1, portanto o próximo passo consiste na estimação do VEC. Este modelo (VEC) fundamenta-se no aprimoramento do modelo Vetor Autorregressivo (VAR), no qual se inclui uma variável que representa os desvios de equilíbrio de longo prazo em uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (BUENO, 2011). Essa variável ajusta o curto prazo e corrige as variações de longo prazo, possibilitando uma melhor avaliação da relação de cointegração. Portanto, a relação entre as variáveis pode ser explicada pelas variações ocorridas entre um período e outro, conforme a equação (3).

$$\Delta \log(y_t) = \alpha_t + \beta_1 \Delta \log(y)_{t-1} + \beta_1 \Delta \log(y)_{t-2} + \beta_1 \Delta \log(x)_{t-1} + \beta_1 \log(x)_{t-2} + ulp_t \quad (3)$$

na qual α : é o intercepto; β : é o coeficiente das variáveis independentes; y : é a exportação de carne suína em t ; x_1 : é o taxa de câmbio; e, ulp : é o termo de erro da equação de longo prazo (Vetor de Correção de Erro).

Utilizou-se transformação logarítmica, pois, conforme Greene (2011) os modelos com logaritmos permitem uma interpretação dos coeficientes na forma percentual. Além do uso do Vetor de Correção de Erros, foram também estimados dois modelos concorrentes para explicar as relações de longo prazo de forma mais consistente. O primeiro inclui três variáveis binárias (dummies) para os períodos de troca de regime cambial, conforme apresentado em (4). O segundo foi estimado com o modelo não linear de Regimes Switching de Markov, conforme equação em (5).

$$\text{Log}(y_t) = \alpha_t + \beta_1 \log(x_t) + \beta_2 d1_t + \beta_3 d2_t + \beta_4 d3_t + u_t \quad (4)$$

na qual α : é o intercepto; β : é o coeficiente das variáveis independentes; y : é a exportação de carne suína em t ; x : é o taxa de câmbio; $d1$: dummy para o período de março de 1990 a junho de 1994, correspondente ao regime de flutuação suja do câmbio; $d2$: dummy para o período de julho de 1994 a dezembro de 1998, correspondente ao regime de câmbio limitadamente flexível; $d3$: dummy para o período de janeiro de 1999 a setembro de 2014, correspondente ao regime de câmbio flutuante; u : é o termo de erro da equação; e t : tempo em meses.

O modelo de regimes Switching de Markov utiliza probabilidade para localizar trocas de regime em séries temporais não lineares. O método foi operacionalizado por Hamilton (1989), considerando um modelo autorregressivo com mudanças de regime não periódicas. Em cada regime há diferentes relações, representadas pelos sinais e pelos valores dos coeficientes das variáveis independentes. A mudança de regime pode acontecer em diferentes momentos da série temporal e repetir-se, existindo uma alternância entre os regimes dentro do intervalo da série. Assim, um regime pode acontecer em um período, ser substituído em outro e voltar a acontecer no próximo momento. Isto é exatamente o que acontece quando existem dois regimes

em uma série. Desta forma, o modelo empírico com três regimes de Markov, de acordo com Tsay (2010), pode ser expresso na equação (5).

$$\log(y_t) = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_{11} \log(x_1) + u_1 & \text{se } S_t = 1 \\ \alpha_2 + \beta_{12} \log(x_1) + u_2 & \text{se } S_t = 2 \end{cases} \quad (5)$$

na qual α : é o intercepto; β : é o coeficiente das variáveis independentes; y : a quantidade exportada de carne suína; x : é o câmbio real; u : é o termo de erro da equação; e, S_t : refere-se a um regime que assume valores 1 ou 2, dentro de certa probabilidade, sendo o 1 o primeiro regime, 2 o segundo regime e 3 o terceiro regime.

2.2 Fonte de dados

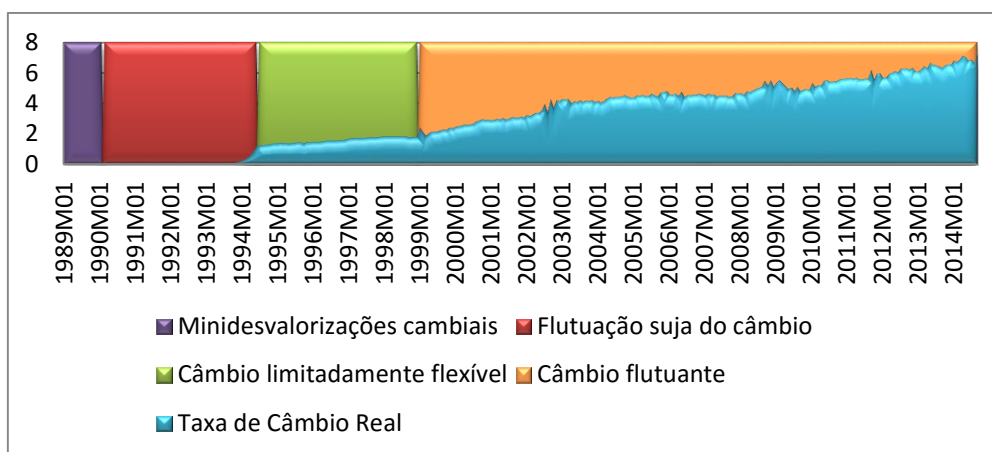
Este trabalho utiliza séries mensais, compreendendo o período de 01/1989 a 09/2014. A escolha por este período deve-se às mais recentes trocas de regime cambial no país, buscando captar as influências destes na exportação de carne suína. As variáveis são as exportações de carne suína total (in natura e industrializada) do Brasil (NCMs 02031100, 02031200, 02031900, 02032100, 02032200 e 02032900) e a taxa de câmbio real em relação ao dólar. A taxa de câmbio foi atualizada pelos índices de Preços por Atacado (IPA) dos Estados Unidos e de Preços por Atacado-Disponibilidade Interna (IPA-DI) do Brasil. No Brasil o responsável por esse índice é a Fundação Getúlio Vargas (FGV), o IPA-DI é uma das versões do IPA e é formado por 18 índices especiais, a fim de medir a evolução dos preços no mercado nacional (IPEADATA, 2014; BCB, 2014). O cálculo para atualização do câmbio pode ser realizado a partir da seguinte equação:

$$TCR = \text{Câmbio} * IPA_{EUA} / IPA_{BR} \quad (6)$$

3. Análise e discussão dos resultados

Os resultados estão estruturados em cinco partes. Na primeira são utilizados os testes das propriedades das mesmas. Na segunda é apresentado o primeiro modelo de estimação, onde se utiliza Vetor de Correção de Erro. Na terceira é apresentado o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com dummies para as mudanças nos regimes cambiais. Na quarta é apresentado o modelo com regimes de Markov. Na quinta são discutidos os resultados de forma conjunta.

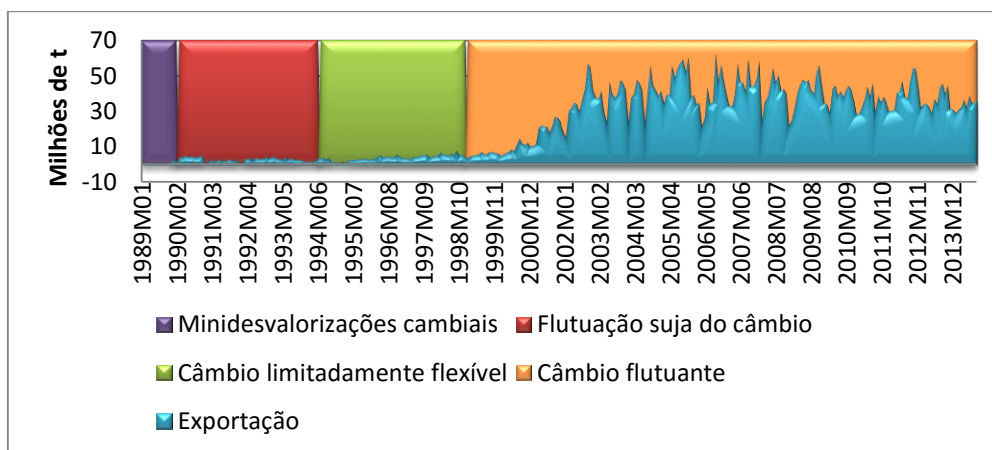
Nas séries apresentadas na figura 1 é possível observar que no regime de minidesvalorização e flutuação suja, o câmbio real apresentou valores muito baixos, e em 1994, quando entrou em vigor o câmbio limitadamente flexível houve uma valorização significativa e estável da moeda. A partir de 1999, quando houve passou a vigorar o câmbio flutuante, observa-se um rápido pico na valorização do câmbio, seguido por uma valorização a partir do ano 2000, com pequenos períodos de rápidas e constantes flutuações, observados principalmente em 2002, explicado pela instabilidade que a troca de governo causou, e em 2008 e 2009 os movimentos são decorrentes da crise econômica mundial.



Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Figura 1 – Evolução da taxa de câmbio real e regimes cambiais vigentes no Brasil entre janeiro de 1989 e setembro de 2014

A figura 2 apresenta a evolução das exportações de carne suína no país. É possível observar que desde 1990, mesmo que com uma sutil participação, o Brasil está inserido no comércio mundial de carne suína. E a partir do ano 2000, o país aumentou significativamente suas exportações.



Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Figura 2 – Evolução da exportação de carnes suínas brasileiras e regimes cambiais vigentes no Brasil entre janeiro de 1989 e setembro de 2014

Para verificar a condição de estacionariedade dos dados utilizadas no estudo, aplicou-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, de Dickey e Fuller (1981), conforme apresentado na tabela 2.

Variáveis	Em nível		Em Primeira Diferença	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
Log_Exportações	-1.951678	0.3084	-16.90820	0.0000**
Log_Câmbio	-5.621323	0.0000**	-3.905537	0.0023**

**indica que os valores são significativos a nível de 1%.

Fonte: Dados de Pesquisa. Elaborado pelos autores.

Tabela 1 - Resultado dos testes de raiz unitária (ADF) para as séries econômicas analisadas entre janeiro de 1989 a setembro de 2014.

Os resultados do teste ADF mostraram que a variável Log_Câmbio é estacionária em nível, com 1% de significância. Entretanto, a variável Log_exportações não é estacionária em nível, logo, as duas variáveis foram submetidas ao teste ADF em primeira diferença, atingindo nível de 1% de significância.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-677.4809	NA	0.332829	4.575629	4.600503	4.585587
1	705.0417	2737.115	3.10e-05	-4.707351	-4.632730	-4.677478
2	729.9956	49.06774	2.69e-05	-4.848455	-4.724087	-4.798666
3	763.7108	65.84110	2.20e-05	-5.048558	-4.874442*	-4.978853*
4	766.2476	4.919826	2.22e-05	-5.038704	-4.814842	-4.949084
5	770.2199	7.650414	2.22e-05	-5.038518	-4.764908	-4.928982
6	778.8349	16.47570	2.15e-05	-5.069595	-4.746238	-4.940144
7	782.1652	6.324181	2.16e-05	-5.065085	-4.691981	-4.915718
8	782.6782	0.967275	2.22e-05	-5.041604	-4.618752	-4.872321
9	790.4636	14.57472	2.16e-05	-5.067095	-4.594496	-4.877897
10	794.9775	8.389460	2.15e-05	-5.070555	-4.548209	-4.861442
11	800.9297	10.98260	2.13e-05	-5.083702	-4.511609	-4.854673
12	811.9366	20.16080*	2.03e-05*	-5.130886*	-4.509046	-4.881942

* indica o comprimento de lags de acordo com os critérios de informação.

Fonte: Dados de Pesquisa. Elaborado pelos autores.

Tabela 2 - Definição do número de defasagens utilizadas no teste de cointegração.

A tabela 3 apresenta o número de Lags que deve ser incluído no teste de cointegração das séries. O número de Lags foi determinado a partir do critério de informação de Schwarz e Hannan-Quinn, que apresentaram 3 Lags, essa escolha é justificada com base na afirmação de Bueno (2011), onde o autor reconhece os critérios de informação de Schwarz, Hannan-Quinn e Akaike como os principais, e afirma que o Akaike é mais adequado para pequenas amostras.

A verificação da cointegração das variáveis é um passo importante para a definição do modelo a ser utilizado, caso a hipótese de cointegração não for rejeitada, deve-se inserir um Vetor de Correção de Erros (VEC) ao modelo Vetor Autoregressivo (VAR). Para essa análise utilizou-se o teste de Cointegração de Johansen (1988), apresentado na tabela 3. O resultado mostrou que há pelo menos uma cointegração entre as séries a um nível de 5% de significância.

Hipótese nula	Autovalor	Teste Traço Calculado	Valor Crítico (5%)	Prob.
$r = 0$	0.115118	42.08568	15.49471	0.0000
$r = 1$	0.015118	4.661454	3.841466	0.0308*

Teste Traço indica que 2 equações de cointegração 2 a um nível de significância de 5%

* indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 5%

**modelo estimado com intervalo de dois lags

Fonte: Dados de Pesquisa. Elaborado pelos autores.

Tabela 3 - Resultados do teste de cointegração de Johansen entre as variáveis Log_Exportação e Log_Cambio.

Como os resultados do teste de Cointegração de Johansen (1988) evidenciaram a presença de ao menos uma cointegração entre as variáveis, o próximo passo é a estimação do modelo VEC.

Vetor de cointegração normalizado- longo prazo			
	LOG_EXPORTACOES(-1)	C	LOG_CAMBIO(-1)
Coefficiente	1.000000	-6.644089	- 1.725584
Desvio P.	0.30896		0.30896

Teste t	5.58517	5.58517
---------	---------	---------

Obs.: desvio-padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaborada pelos autores.

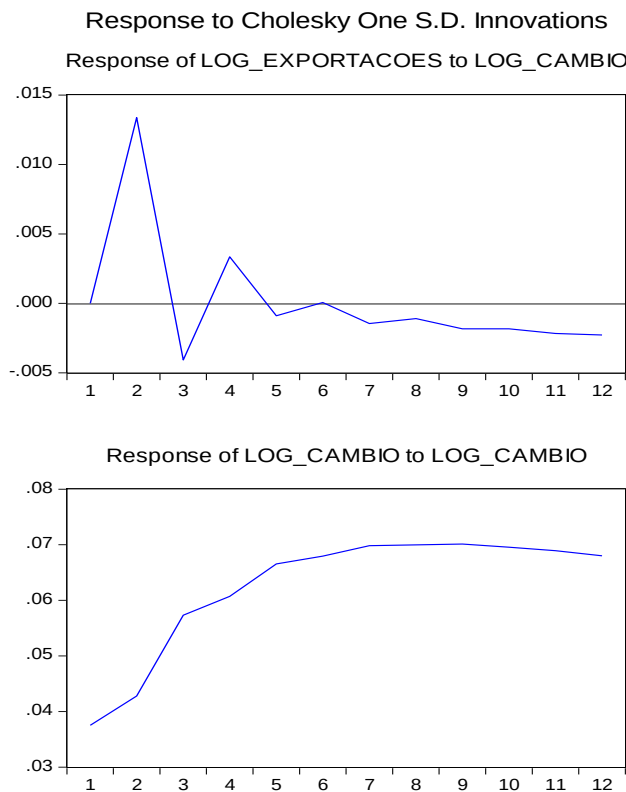
Tabela 4 - Estimação dos vetores de cointegração de longo prazo, para o período de janeiro de 1989 a setembro de 2014.

A estimativa de longo prazo, já com o valor invertido é apresentada na tabela 4, evidenciando que a cada 1% de aumento na taxa de câmbio, as exportações reduzem em 1,7%. Esse resultado é contrário à teoria, pois, de acordo com ela, o aumento da taxa de câmbio (desvalorização da moeda frente à outra), tornaria as exportações mais atrativas, já que se trata de um produto negociado em dólar, após a sua conversão em real teria um preço mais lucrativo.

Os resultados evidenciaram que aproximadamente 0,18% do desequilíbrio de curto prazo é corrigido a cada mês, demonstrando que a variável câmbio influencia as exportações de maneira mais significativa no longo prazo. Além de mostrar também, que para cada 1% de alteração no câmbio, a variável exportação irá sofrer um ajuste de 0,53% a cada mês.

Para verificar com maior nitidez as influências da taxa de câmbio nas exportações, foi dado um choque na variável independente, o câmbio, e em resposta verificou-se que há uma elevação das exportações em dois meses, redução no terceiro mês, estabilizando-se as exportações após nove meses, porém em um nível inferior ao anterior ao choque. Logo, um choque no câmbio faz com que o seu valor continue aumentando e se estabilize em um valor mais alto.

Com essa reação das exportações ao choque no câmbio, pode-se justificar o resultado contraditório do VEC de longo prazo em relação à teoria, já que a exportação só começa a sentir verdadeiramente as influências das alterações na taxa de câmbio a partir do terceiro mês.



Fonte: dados da pesquisa (2014).

Figura 3 – Função de impulso e resposta

Dado que o período analisado engloba mudanças de regime cambial no país nas últimas duas décadas e meia, faz-se necessário também a verificação do efeito dessas trocas de regimes cambiais, para isso, foi estimado um modelo de regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) utilizando variáveis binárias, dummies, para diferenciar os regimes, sendo:

d1: dummy para o período de março de 1990 a junho de 1994, correspondente ao regime de flutuação suja do câmbio; d2: dummy para o período de julho de 1994 a dezembro de 1998, correspondente ao regime de câmbio limitadamente flexível; e d3: dummy para o período de janeiro de 1999 a setembro de 2014, correspondente ao regime de câmbio flutuante.

Os resultados podem ser vistos na tabela 5, as dummies foram significativas para os períodos nos quais houve trocas de regimes cambiais. O período de referência foi anterior à março de 1990, no qual acontecia o regime de minidesvalorizações cambiais. Assim, após março de 1990, o efeito da mudança de regime cambial foi de 39,61 em relação ao período de referência. Na troca para o regime de câmbio limitadamente flexível, o efeito foi um pouco menor em relação ao período de referência, 38,77. No regime de câmbio flutuante, adotado após janeiro de 1999, o efeito em relação ao período de referência foi de 124,59. Pode-se perceber que existe um impacto das mudanças em regimes cambiais sobre as exportações de longo prazo.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Probabilidade
C	6.2132	0.1567	39.6389	0.0000
LOG_CÂMBIO	0.0400	0.0229	1.7503	0.0811
D1	0.3961	0.1089	3.6375	0.0003
D2	0.3877	0.1633	2.3748	0.0182
D3	1.2459	0.1761	7.0739	0.0000
R ²	0.8149	Média da variável dependente		7.0975
R ² ajustado	0.8125	Desvio p. variável dependente		0.5562
Erro padrão da regressão	0.2408	Critério Akaike		0.0066
Soma do quadrado dos resíduos	17.6322	Critério Schwarz		0.0670
Log likelihood	3.9761	Critério Hannan-Quinn		0.0308
F-statistic	334.6621	Estatística Durbin-Watson		0.3793
Prob(Estatística-F)	0.0000	Estatística-F Wald		382.0486
Prob(Estatística-F Wald)	0.0000			
Teste de raiz unitária Residual	Nível 1%	Nível 5%	Nível 10%	Estatística
ADF	-3.4514	-2.8707	-2.5717	-4.3401
Prob. ADF				0.0005
KPSS	0.7390	0.4630	0.3470	0.3771

Fonte: dados da pesquisa (2014).

Tabela 5 - Modelo estimado por Mínimos Quadrados Ordinários com dummies

O modelo estimado com regimes pode ser visto na tabela 6. Percebe-se que nos regimes 1 e 2, houve impacto significativo do câmbio nas exportações. O impacto no regime 2 é maior, 24,71%. No regime 1 o impacto é de 5,10%. Assim, pode-se afirmar que, ao nível de significância de 5%, houve um regime com alta influência do câmbio nas exportações, regime 2, um regime de baixa influência, regime 1.

Regime	Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-z	Probabilidade
Regime 1	C	6.6668	0.0216	309.0947	0.0000
	LOG_CÂMBIO	0.0510	0.0113	4.5268	0.0000
	LOG(SIGMA)	-1.5401	0.0641	-24.0335	0.0000
Regime 2	C	7.4100	0.0094	786.5687	0.0000
	LOG_CÂMBIO	0.2471	0.0059	42.2005	0.0000
	LOG(SIGMA)	-2.1217	0.0557	-38.0983	0.0000

Parâmetros da Matriz de Transição	P11-C	4.8544	1.0179	4.7688	0.0000
	P21-C	-5.1366	1.0160	-5.0558	0.0000
Média da Variável dependente		7.0975	Desvio p. variável dependente		0.5562
Erro padrão de regressão		0.1750	Soma residual dos quadrados		9.2775
Dados Durbin-Watson		0.6786	Log verossimilhança		127.8710
Critério de informação de Akaike		-0.7759	Critério Schwarz		-0.6792
Critério Hannan-Quinn		-0.7372			
Teste Residual	Nível 1%	Nível 5%	Nível 10%	Estatística	Probabilidade
ADF	-3.4514	-2.8707	-2.5717	-22.9583	0.0000
KPSS	0.7390	0.4630	0.3470	0.5004	

Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Tabela 6 - Estimação com regimes switching de Markov

Os regimes persistem dentro das probabilidades apresentadas na tabela 7. Assim, quando o regime 1 é vigente, a probabilidade de permanência é de 99,23%. O regime 2 o mais persistente, com probabilidade de 99,42%. A persistência média dos regimes é de 171 meses no regime 2 e 129 meses no regime 1.

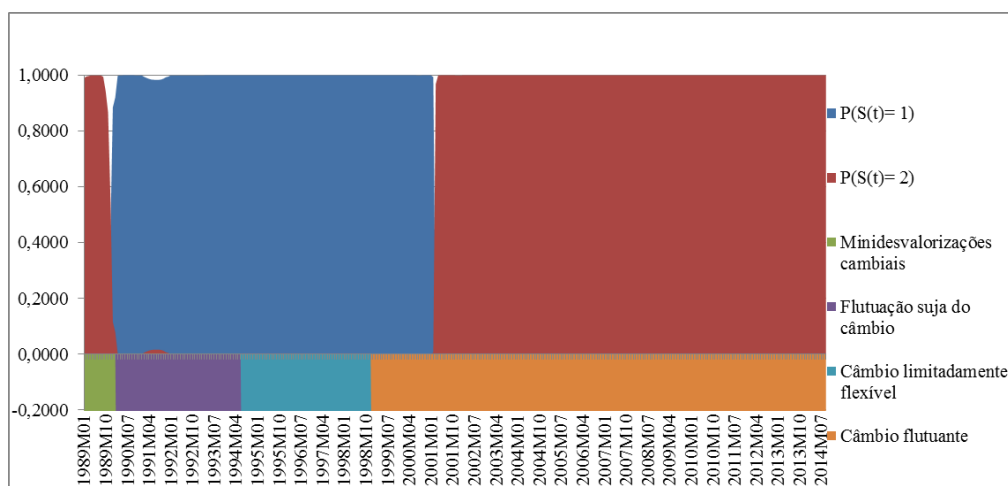
	Regime 1	Regime 2
Regime 1	0.9923	0.0077
Regime 2	0.0058	0.9942
Constant expected durations:	129	171

Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Tabela 7 - Probabilidade de troca de regimes

A permanência e troca dos regimes de Markov sobreposto aos regimes cambiais vigentes pode ser vista na figura 4. Analisando em conjunto, o modelo com dummies e o modelo de regimes de Markov captam os efeitos das mudanças dos regimes cambiais de forma semelhante. Percebe-se que o mesmo efeito do câmbio nas exportações ocorreu no início da série, quando havia um regime de minidesvalorizações cambiais, entre janeiro de 1989 até dezembro de 1989, e no regime de câmbio flutuante, após março de 2001. No modelo Regimes Switching de Markov, o período corresponde ao regime 2, no qual as exportações sofrem maior influência do câmbio.

O regime 1 de Markov, período com menor influência do câmbio nas exportações, estendeu-se após janeiro de 1990 até fevereiro de 2002, quando os regimes cambiais vigentes foram o câmbio com flutuação suja e o limitadamente flexível.



Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Figura 4 – Permanência dos regimes de Markov e regimes cambiais vigentes entre janeiro de 1989 e setembro de 2014

Os resultados são consistentes quando se observa que os coeficientes mostrados na equação com dummies, que são muito próximos, 0,3961 para D1 e 0,3877 para D2. A persistência das influências, após a troca de regime cambial que foram captadas pelo modelo Regimes Switching de Markov, podem ser explicadas a partir da observação do gráfico de impulso-resposta obtido na estimação do modelo VEC, no qual um período de 12 meses é necessário para ajustar a exportação após um choque no câmbio.

Os resultados do modelo Regimes Switching de Markov e equação MQO com dummies, não apresentaram resultados significativos para o curto prazo.

4. Considerações finais

O objetivo proposto foi verificar as influências da variação cambial nas exportações de carne suína do Brasil. Constata-se que a influência do câmbio real nas exportações brasileiras de carnes suínas no período de janeiro de 1989 a setembro de 2014 pode ser observada principalmente no longo prazo, analisando-se o VEC longo prazo e o choque dado na variável Independente (Câmbio), tendo seus resultados confirmados pela regressão com uso de dummies e pelo uso do modelo Regimes Switching de Markov com 2 regimes, onde ambos os modelos mostram que houve períodos com maior influência do câmbio, principalmente no período mais recente, que corresponde à adoção do câmbio flutuante.

Verificou-se também que houve um aumento significativo nas exportações no período analisado, porém não é possível inferir que esse aumento se deve simplesmente as alterações cambiais no país, visto que outras variáveis que influenciam a produção e exportação não foram incluídas no modelo.

A inovação do trabalho foi a utilização de três modelos econométricos para dar mais robustez aos resultados. Quanto às limitações considera-se o período, pois não há dados mensais de exportação de carne suína brasileira anteriores a 1989, a utilização de apenas uma variável macroeconômica (taxa de câmbio), pode ser considerada também uma limitação, de modo que não se pode fazer inferências a respeito do aumento das exportações no período. Sugere-se para trabalhos futuros a aplicação destes modelos utilizando outras variáveis, como, taxa de juros e financiamentos aos produtores.

Referências

- ABCS.** *Raças de Suínos*. Associação Brasileira de Criadores de Suínos, 2014. Disponível em: <<http://www.abcs.org.br/producao/genetica/176-racas-de-suinos>>. Acesso em: 05 out. 2014.
- ABIPECS.** *Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína*. Carne suína brasileira: estatísticas, 2014. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br/index.php?page=exportacao>>. Acesso em: 13 set. 2014.
- ABIPECS.** *Estatísticas*. ABIPECS - Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína, 2014. Disponível em: <http://www.abipecs.org.br/uploads/relatorios/mercado-externo/destinos/dados-anuais/AGOSTO_14_PRINCIPAIS_DESTINOS.pdf>. Acesso em: 21 out. 2014.
- AKAIKE, H.** *A new look at the statistical model identification*. IEEE Transactions on Automatic Control, dez 1974. 716–723.
- ALMEIDA, C. O. D.; BACHA, C. J. C.** *Evolução da política cambial e da taxa de câmbio no Brasil*. Pesquisa & Debate, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 5-29, 1999.
- ALMEIDA, M.; FONTES, R.; ARBEX, M. A.** Retrospectiva dos regimes cambiais brasileiros com ênfase em bandas de câmbio. Ensaios FEE, Porto Alegre, v. 21, n. 1, p. 7-43, 2000.
- AMPONSAH, W. A. A.; QIN, X. D.; PENG, X.** *China as a Potential Market for U.S. Pork Exports*. Review of Agricultural Economics, v. 25, n. 1, p. 259-269, 2003.
- BCB.** *Banco Central do Brasil*. Séries temporais, 24 nov 2014. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?serietemp>>. Acesso em: 2014 set 11.
- BRASIL.** *Itamaraty*. BRICS: Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul, 2013. Disponível em: <<http://www.itamaraty.gov.br/temas/mecanismos-inter-regionais/agrupamento-brics>>. Acesso em: 03 out. 2014.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.** *Exchange rate: fix, float, or manage it?* Escola de Economia de São Paulo - FGV. São Paulo, p. 11. 2004.
- BROOKS, C.** *Introductory Econometrics for Finance*. 2. ed. New York: Cambridge University, 2008.
- BUENO, R. D. L. D. S.** *Econometria de séries temporais*. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- CANADA.** *Market Access*. Agriculture and Agri-Food Canada, 2014. Disponível em: <<http://www.agr.gc.ca/eng/industry-markets-and-trade/market-access/?id=1373384342105>>. Acesso em: 10 nov. 2014.
- CANADIAN PORK INTERNATIONAL.** *Canadian Pork Exports*. Canadian Pork International. Disponível em: <<http://www.canadapork.com/en/industry-information/canadian-pork-exports>>. Acesso em: 22 out. 2014.
- COOPER, R. N.** *Exchange Rate Choices*. Harvard University, 1999. Disponível em: <http://scholar.harvard.edu/files/cooper/files/frbb_full.pdf>. Acesso em: 03 out. 2014.
- COSTA, M. D.** *Chinese Friendship & Scholarship Association*. University of Wisconsin-Eau Claire, 2004. Disponível em: <<https://www.uwec.edu/cfsa/Documents/DaCosta%20EEA2004.doc>>. Acesso em: 21 out. 2014.
- DRABEK, Z.; BRADA, J. C.** *Exchange Rate Regimes and the Stability of Trade Policy in Transition Economies*. JOURNAL OF COMPARATIVE ECONOMICS, 3 set. 1998. 642–668.
- FAO.** *Food and Agriculture Organization of the United Nation*. FAOSTAT, 2014. Disponível em: <<http://faostat3.fao.org/>>. Acesso em: 05 out. 2014.
- GALE, F.; MARTI, D.; HU, D.** *A Report from the Economic Research Service - ERS*. United States Department of Agriculture - USDA, 2012. Disponível em: <http://www.ers.usda.gov/media/262067/ldpm21101_1_.pdf>. Acesso em: 21 out. 2014.
- GERVASIO, E. W.** *Suinocultura - Análise da Conjuntura Agropecuária*: SEAB – Secretaria de Estado da Agricultura e do Abastecimento do Paraná, 2013. Disponível em: <http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/SuinoCultura_2012_2013.pdf>. Acesso em: 27 set. 2013.
- GREENE, W. H.** *Econometric analysis*. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002.

HAMILTON, J. D. *A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*. Econometrica, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. *The determination of the order of an autoregression*. Journal of the Royal Statistical Society Series B, v. 41, p. 190-195, 1979.

HAYES, D. J. **THE CHINESE MARKET FOR U.S. PORK EXPORTS**. *AgEcon Search - Research in Agricultural & Applied Economics*, aug. 1997.

HOSTE, R.; HU, D.; TOLKAMP, J. *Investment and export opportunities in a sustainable pig supply chain in China*. LEI Wageningen UR. China, p. 85. 2013.

HUANG, H.; WANG, S. *Exchange rate regimes: China's experience and choices*. China Economic Review, v. 15, p. 336-342, 2004.

IMD WORLD COMPETITIVENESS CENTER. *IMD World Competitiveness Ranking 2014*. IMD World Competitiveness Center, 2014. Disponível em: <http://www.imd.org/uupload/IMD.WebSite/wcc/WCYResults/1/scoreboard_2014.pdf>. Acesso em: 13 nov. 2014.

IMF. *International Monetary Fund - Publications*. Financial Operations and Transactions, 2011. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/ar/2011/eng/pdf/a2.pdf>>. Acesso em: 03 out. 2014.

JOHANSEN, S. *Statistical analysis of cointegrating vectors*. Journal of Economics Dynamics and Control, v.12, 1988. p.231-254.

LI, X.; JIN, Y. Y.; CHEN, G. *On the topology of the world exchange arrangements web*. Physica A, 9 jun. 2004. 573-582.

LIMA, ANDRÉ; CAPOBIANCO, JOÃO PAULO RIBEIRO. *Alcance territorial da legislação ambiental e a consolidação do uso agropecuário de terras no Brasil*. IPAM - Instituto de Pesquisa Ambiental da Amazônia. [S.l.], p. 5. 2009.

MAPA. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. *Balança Comercial*, 2014. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/internacional/indicadores-e-estatisticas/balanca-comercial>>. Acesso em: 03 out. 2014.

MELZ, L. J. et al. *Estudo sobre a competitividade da avicultura e processamento da carne de frango em Mato Grosso*. Cáceres: UNEMAT Editora, 2012.

MICKINNON, R.; SCHNABL, G. *Stanford Edu*. Stanford University, Feb 2014. Disponível em: <<http://web.stanford.edu/~mckinnon/McKinnon%20and%20Schnabl%20on%20China.pdf>>. Acesso em: 21 out. 2014.

OECD/FAO. *OECD-FAO Agricultural Outlook 2012-2021*. OECD Library, 2012. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1787/agr_outlook-2012-en>. Acesso em: 20 out. 2014.

SCHWARZ, G. *Estimating the Dimension of a Model*. The Annals of Statistics, v. 6, p. 461-464, 1978.

TONETO JUNIOR, R. et al. *Estudos sobre a Taxa de Câmbio no Brasil*. FIESP - Federação das Indústrias do Estado de São Paulo, 2013. Disponível em: <www.fiesp.com.br/arquivo-download/?id=139236>. Acesso em: 02 dez. 2014.

TRADING ECONOMICS. *China GDP*. Trading Economics, 2014. Disponível em: <<http://www.tradingeconomics.com/china/gdp>>. Acesso em: 20 out. 2014.

TSAY, R. S. *Analysis of Financial Time Series*. 3. ed. New Jersey: Wiley, 2010.

USMEF. *Update on Japan's Beef, Pork Imports*. United States Meat Export Federation, 2014. Disponível em: <<https://www.usmef.org/update-on-japans-beef-pork-imports/>>. Acesso em: 22 out. 2014.

YAGCI, F. *Choice Of Exchange Rate Regimes For Developing Countries*. World Bank. [S.l.], p. 27. 2001.

ZINI JR., Á. A. *Política Cambial com Liberdade ao Câmbio*. In: BAUMAN, R. Brasil e a Economia Global. Rio de Janeiro: Campus: SOBEET, 1996. Cap. 7, p. 109-131.