



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.



ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA CARNE BOVINA ENTRE OS PAÍSES DO MERCOSUL E ESTADOS UNIDOS

REISOLI BENDER FILHO; AUGUSTO MUSSI ALVIM;

PUCRS

PORTO ALEGRE - RS - BRASIL

reisolibender@yahoo.com.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

Análise da transmissão de preços da carne bovina entre os países do MERCOSUL e Estados Unidos

Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços

Resumo

Este estudo tem por objetivo analisar a relação existente na formação dos preços de carne bovina *in natura* entre os países do MERCOSUL e dos Estados Unidos. O modelo econometrício utilizado busca identificar a relação de causalidade a partir da estimativa de um Vetor Auto-regressivo (VAR). Ainda são analisadas as funções de impulso-resposta a fim de avaliar os efeitos de curto prazo sobre os preços da carne bovina. Por fim, é possível confirmar a existência de causalidade na formação de preços entre os países do MERCOSUL, bem como a intensidade e sentido dos choques nos preços em cada mercado analisado.

Palavras-chaves: causalidade de Granger, carne bovina e MERCOSUL

Abstract

The main objective of this study is to examine the relation between bovine meat prices in Mercosur countries and United States. The econometric model permits to identify the causality using a vector autoregressive model (VAR). In addition we analyze the impulse response function to investigate the short-time effects in bovine meat prices.



Finally it is possible to confirm an existence of causality in the price definition for Mercosur countries. Also it evaluates the intensity and direction of prices shocks in each market.

Key Words: Granger causality, bovine meat and Mercosur

1. INTRODUÇÃO

Os mercados agropecuários caracterizam-se por apresentar um elevado grau de instabilidade e variações dos preços de seus produtos. Essa instabilidade deve-se em parte a existência de barreiras comerciais, subsídios e outros mecanismos que distorcem os preços internacionais. Com a existência destes mecanismos, o volume de produtos comercializado é menor do que em uma situação de livre comércio, o que, por sua vez, contribui para uma maior instabilidade na oferta total de produtos ao mercado internacional.

De acordo com Barros e Martinez Filho (1987), a contínua variação no nível de preços dos produtos agrícolas é função direta da incidência de choques sobre esse mercado. Enquanto, no mercado de bens industriais, os choques ocorrem principalmente em razão de problemas relacionados com o lado da demanda, no caso dos produtos agrícolas, esses choques assumem um caráter bem mais complexo, podendo afetar os preços tanto pelo lado da oferta, por meio de efeitos climáticos; quanto pelo lado da demanda, via modificações nos instrumentos de política econômica, os quais são capazes de alterar níveis de renda e hábitos de consumo.

Uma forma de avaliar a relação entre os preços num determinado mercado, pode ser realizada a partir da análise da integração de mercados. Inserido nesta problemática tem-se o mercado de carne bovina *in natura*, produto que vem ganhando importância na pauta de exportação pelo alto grau de dinamismo que este setor vem conquistando nas últimas décadas, não só no Brasil, como também nos demais países do MERCOSUL.

Dante disto, este estudo tem por objetivo avaliar a relação existente na formação dos preços da carne bovina entre os mercados dos países do MERCOSUL e dos Estados Unidos. Esta relação é definida a partir da análise da causalidade, o que significa avaliar de que forma os choques em determinados mercados se propagam para os demais países. Conforme Barros e Martinez Filho (1987), esta análise da relação entre preços em diferentes mercados é interessante por permitir a determinação da relação entre as demandas nos diferentes níveis de mercado. Para a determinação da causalidade e direcionamento das transmissões dos preços é utilizado um modelo econométrico, detalhado na seção seguinte. Na terceira seção são apresentados os principais resultados obtidos pela estimativa do modelo e ao final são delineadas as principais conclusões do estudo.

2. METODOLOGIA



Nesta seção procura-se explicitar o método analítico utilizado e como as variáveis utilizadas foram operacionalizadas no estudo das relações entre os preços de carne bovina nos mercados dos países do MERCOSUL (Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai) e dos Estados Unidos.

Conforme González-Rivera e Helfand (1999) existem condições essenciais para que um determinado mercado seja considerado integrado, as quais: (i) existir fluxo comercial entre as “n” regiões, direta ou indiretamente; e (ii) para cada n-ésima região deve existir um vetor de preços $\{p_1, p_2, p_3, \dots, p_n\}$ que podem ser decompostos em $p_{it} = a_i f_t + \tilde{p}_{it}$, sendo $i = 1, 2, \dots, n$ e $a_i \neq 0$, onde f_t é o fator de integração que capta os efeitos permanentes (longo prazo) e \tilde{p}_{it} são os efeitos transitórios (curto prazo) para cada região.

Segundo os autores, estes dois elementos definem as condições necessárias e suficientes para que os mercados sejam integrados, delimitando geograficamente a abrangência do mesmo. A existência de um fluxo de comércio entre as regiões é uma condição necessária, mas não suficiente, pois o comércio entre as regiões pode ser pequeno ou inexpressivo, o que não garantirá um fator comum de integração entre as regiões. Por outro lado, a existência de um fator de integração entre as regiões é uma condição necessária, mas, por si só não suficiente, pois podem existir outras variáveis ou fatores que explicam co-movimentos dos preços das “n” regiões. A existência de um fator de integração entre as “n” regiões implica que os preços devem ser cointegrados e existem $(n-1)$ vetores de cointegração.

A completa caracterização de um mercado integrado permite não somente a identificação da área de abrangência do mesmo, mas também do comportamento e grau de interdependência entre as diferentes regiões. O comportamento e grau de interdependência são avaliados conforme o efeito da variação do preço de uma determinada região em relação às mudanças nos preços nas demais regiões. A seguir é apresentado o modelo genérico e os testes que permitem verificar se as séries são ou não estacionárias.

2.1 Modelo Econométrico

O modelo econométrico desenvolvido permite verificar a interdependência ou integração dos mercados de carne bovina nos países do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL) e os Estados Unidos, permitindo identificar a relação de causalidade e direcionamento na formação dos preços da carne bovina. Para atingir este objetivo são utilizados os preços mensais de carne bovina para a Argentina, o Brasil, o Paraguai, o Uruguai e os Estados Unidos para o período de 1994 a 2005. A partir disto, o modelo econométrico proposto pode ser expresso da seguinte forma:

$$p_{1t} = \alpha_i + \sum_{i=2}^n \beta_{it} p_{it}, \text{ sendo } i = 2, 3, \dots, n. \quad (1)$$



sendo p_{1t} o preço de carne bovina no mercado brasileiro e p_{it} os preços de carne bovina no mercado dos demais países.

A primeira etapa consiste verificar a estacionariedade das séries temporais, em que o objetivo é verificar a presença ou não de raiz unitária, para tanto serão utilizados dois testes. O primeiro e mais usualmente utilizado na literatura é o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), este teste tem na hipótese nula a presença de raiz unitária ou não estacionariedade da série, o teste ADF é expresso pela seguinte especificação:

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

sendo 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. Assim, o teste utilizado será o Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS), que contrariamente aos testes usuais tem na hipótese nula a estacionariedade da série temporal. Dessa forma, se o teste usual rejeitar a hipótese nula e o teste de análise confirmatória não, se tem uma confirmação da estacionariedade da série temporal (MADDALA, 1992).

Caso a série seja não-estacionária, é necessário verificar se elas possuem a mesma ordem de integração, permitindo identificar se as variáveis possuem trajetórias comuns ao longo do tempo. Caso todas as variáveis utilizadas possuam a mesma ordem de integração, então elas possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo. A partir deste procedimento é possível estimar um vetor de cointegração, sendo que para n variáveis podem existir, no máximo, $n-1$ vetores de cointegração linearmente independentes. A existência de cointegração será verificada a partir do método de Johansen, o qual tem como principal vantagem permitir encontrar múltiplos vetores de cointegração (MARGARIDO et. al., 1994).

O método de Johansen permite encontrar o número de combinações possíveis de cointegração (r). 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*”. A “*trace statistic*” permite identificar o valor máximo de “ r ”, começando por $r = 0$ até $r = k-1$, quando não é mais possível rejeitar H_0 , então encontramos o número máximo de vetores de cointegração.



Caso exista pelo menos um vetor de cointegração, a próxima etapa é estimar um modelo de correção de erros. Esse modelo é 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 no curto prazo. Considerando a equação (1) apresentada anteriormente, tem-se o Modelo de Correção de Erros (MCE) simplificado com uma equação de cointegração e sem variáveis defasadas:

$$\begin{aligned}\Delta p_{1t} &= \lambda_1 \left(p_{1t} - \sum_{i=2}^n \beta_{it} p_{it} \right) + \varepsilon_{1,t} \\ &\vdots \quad \vdots \quad \vdots \\ \Delta p_{nt} &= \lambda_n \left(p_{nt} - \sum_{i=1}^{n-1} \beta_{it} p_{it} \right) + \varepsilon_{n,t}\end{aligned}\tag{3}$$

O lado direito da equação (3) apresenta o termo de correção de erro. O tamanho do parâmetro λ_i demonstra a rapidez com que o desequilíbrio desaparece para cada uma das i -ésimas variáveis endógenas, ou seja, quanto maior o valor absoluto de λ_i , mais rápido será alcançado o equilíbrio.

O procedimento seguinte será a estimativa um Vetor Autoregressivo (VAR). Esse método VAR descreve a dinâmica da evolução de um conjunto de variáveis a partir de uma trajetória comum. Considerando um modelo com n variáveis e apenas uma desafasagem tem-se:

$$\begin{aligned}p_{1t} &= \phi_1 + \sum_{i=2}^n \theta_{it} p_{it-1} + \nu_{1,t} \\ &\vdots \quad \vdots \quad \vdots \\ p_{nt} &= \phi_n + \sum_{i=1}^{n-1} \theta_{it} p_{it-1} + \nu_{n,t}\end{aligned}\tag{4}$$

A partir da estimativa da modelagem VAR torna-se possível análise das funções impulso-resposta, as quais permitem verificar os efeitos de choques (variações) de preços num determinado mercado sobre os demais mercados analisados no estudo.

Por fim, no sentido de ratificar a direção dos mecanismos de transmissão, na etapa seguinte, procede-se ao teste de causalidade de Granger. Este teste tem por objetivo analisar se uma regressão de y em função de seus valores defasados e de valores defasados de x , os valores de x deverão ser importantes para prever y . Desta forma, diz-se, então, que y possui causalidade no sentido de Granger de x , se x ajuda a predizer y , ou seja, se os coeficientes defasados de x são estatisticamente significativos (GAIO et al., 2005). A especificação deste teste pode ser expressa da seguinte forma:



$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

Em termos analíticos, este teste tem sido utilizado para aferir o sentido da transmissão dos preços entre mercados. A partir da equação 5, pretende-se identificar se os valores (preços passados de carne bovina) defasados de um determinado mercado causam ou ajudam a prever os preços nos demais mercados.

Os dados sobre as séries temporais (preços mensais) foram obtidos junto aos Anuários da Pecuária Brasileira (ANUALPEC) 1999, 2002, 2004 e 2006. Para o desenvolvimento do modelo supracitado foi utilizado o *software* econométrico *Eviews*. Na seção seguinte são apresentados e discutidos os principais resultados obtidos pelos testes e estimativas expostos nessa metodologia proposta acima.

3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A partir do modelo econômético e dos testes apresentados na seção anterior, se obteve os resultados sobre a relação entre os preços da carne bovina nos países do MERCOSUL e nos Estados Unidos. Como proposto, inicialmente, foi realizado o teste de estacionariedade das séries temporais, por meio do teste de *Augmented Dickey-Fuller Test*, os resultados são apresentados na tabela 1.

TABELA 1 – Resultados do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) para séries de preços mensais de carne bovina para os países do MERCOSUL e Estados Unidos.

Séries	Nível			Primeira Diferença		
	Estatística	Valores Críticos	Ordem de Integração	Estatística	Valores Críticos	Ordem de Integração
				ADF	1%	
ARG	-2.103805	-3.476805	I(1)	-8.542364	-3.476805	I(0)
BRA	-2.997150	-3.476805	I(1)	-9.159131	-3.476805	I(0)
PAR	-2.183136	-3.476805	I(1)	-9.069520	-3.477144	I(0)
URU	-2.910026	-3.476472	I(1)	-14.00231	-3.476805	I(0)
EUA	-0.458749	-3.477487	I(1)	-8.718380	-3.477487	I(0)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para o teste de *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) as séries temporais de preços de carne bovina foram estimadas em nível com intercepto e sem tendência, tanto em nível como em primeira diferença. O critério utilizado para a análise da estacionariedade das séries utilizado foi o critério de Informação de Schwarz.

Conforme resultados do teste de raiz unitária expostos na tabela 1, constatou-se que ambas as séries de preços da carne bovina para os países do MERCOSUL e Estados



Unidos são não-estacionárias em nível, o que leva a concluir que estas séries temporais possuem raiz unitária, porém, quando se realiza o mesmo teste em primeira diferença, as séries temporais apresentam-se estacionárias, assim, não existindo raiz unitária, sendo dessa forma denominadas integradas de ordem zero, I(0).

Como forma de ratificar os resultados obtidos pelo teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), empregou-se o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS), que tem como hipótese nula a estacionariedade das séries. Este teste tem sido utilizado pela literatura como contraposição aos testes tradicionais, inclusive, o ADF, os quais têm na hipótese nula a existência de raiz unitária ou a não estacionariedade das séries (PIRES, 2006).

Assim, na tabela 2, abaixo, encontram-se os resultados do teste KPSS. De acordo com estes resultados, pode-se rejeitar a hipótese nula de estacionariedade para as séries temporais de preços de carne bovina da Argentina (ARG), Brasil (BRA), Paraguai (PAR) e Estados Unidos (EUA), contudo o mesmo não se verifica para o Uruguai (URU), em que não pode se rejeitar a hipótese nula, indicando a estacionariedade da série. Para as três primeiras séries, as quais em nível apresentaram raiz unitária, quando é efetuada a primeira diferença, não se pode rejeitar a hipótese nula, de estacionariedade da série.

Desta forma, a exceção da série temporal do Uruguai que segundo resultado do teste ADF apresentou raiz unitária em nível, mas mostrou-se estacionária em primeira diferença, diferentemente do resultado do teste KPSS, em que não se verificou em nível a presença de raiz unitária, os demais resultados obtidos pelo teste ADF são confirmados pelos resultados do teste KPSS.

Tabela 2 – Resultados do teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) para séries de preços mensais de carne bovina para os países do MERCOSUL e Estados Unidos.

Séries	Nível		Primeira Diferença	
	Estatística	Valores Críticos	Estatística	Valores Críticos
		LM*		5%
ARG	0.681822	0.463000	0.087541	0.463000
BRA	0.663326	0.463000	0.047684	0.463000
PAR	1.192125	0.463000	0.118171	0.463000
URU	0.241474	0.463000	0.081987	0.463000
EUA	1.101108	0.463000	0.444038	0.463000

Fonte: Resultados da pesquisa; elaborado pelo autor.

Nota: Estatística Lagrange Multiplier.

Após a verificação da estacionariedade das séries temporais, apresenta-se o teste de cointegração, o qual consiste em verificar o número de vetores cointegrantes que podem ser considerados, estatisticamente significante no modelo proposto. Os resultados desse teste encontram-se expostos a seguir, na tabela 3.

Os resultados do teste de cointegração de Johansen indicam que as séries de preços de carne bovina dos países do MERCOSUL e dos Estados Unidos possuem no



máximo quatro 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 3 – Resultados do teste de Cointegração (Johansen Cointegration Test) para as séries temporais de preços da carne bovina para os países do MERCOSUL

Cointegações	Eigenvalue	Trace Statistic	Val. Críticos 5%	Prob.
Nenhuma*	0.394681	248.0387	69.81889	0.0000
No máximo 1*	0.373992	177.7587	47.85613	0.0000
No máximo 2*	0.276629	112.1838	29.79707	0.0000
No máximo 3*	0.227075	66.84711	15.49471	0.0000
No máximo 4*	0.197406	30.78688	3.841466	0.0000

Fonte: Resultado da pesquisa, elaborada pelo autor.

Nota: * e ** denota a rejeição da hipótese nula a um nível de 5%.

Uma vez realizados os testes de estacionariedade e cointegração, a etapa seguinte foi à escolha da ordem do modelo VAR cujos resultados encontram-se na tabela 4, na seqüência. A utilização do modelo VAR é justificada em função não apenas da necessidade de se analisar o impacto dinâmico de distúrbios aleatórios no sistema de variáveis, sem a preocupação convencional de se estabelecer a priori quais as variáveis endógenas e exógenas do modelo, mesmo porque não se pretende construir um modelo sobre formação de preços no mercado de carne bovina, mas uma análise que forneça condições para o entendimento da interação entre eles ao mesmo tempo. Neste sentido, a modelagem VAR fornece instrumentos adequados aos objetivos propostos, sobretudo, a análise das funções impulso-resposta.

O resultado do teste LR indica a escolha do modelo com quatro defasagens. Já os resultados dos testes FPE, AIC e HQ indicam a escolha do modelo VAR com uma defasagem, enquanto o teste SC sugere ausência de defasagens. Assim sendo optou-se pela escolha do modelo VAR com uma defasagem para a análise das funções impulso-resposta e da causalidade de Granger, os quais serão apresentados na seqüência.

Tabela 4 – Testes para definição do número de defasagens

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1197.871	NA	22.60358	17.30749	17.41305*	17.35039
1	-1150.971	89.75059	16.49853*	16.99239*	17.62573	17.24976*
2	-1133.519	32.14136	18.41690	17.10100	18.26212	17.57285
3	-1118.874	25.91936	21.44992	17.24998	18.93889	17.93631
4	-1094.539	41.31661*	21.79809	17.25955	19.47624	18.16036

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: * indica a ordem de defasagens selecionada por critério.

FPE: Final prediction error.

AIC: Akaike information criterion.

SC: Schwarz information criterion.

HQ: Hannan-Quinn information criterion.



A análise das funções de impulso-resposta apresentas nas figuras 1 a 5, em que cada uma mostra as funções de um país e a resposta dos demais a choque nos preços da carne bovina num país específico. As funções impulso-resposta apresentadas abaixo foram estimadas em primeira diferença, indicando os efeitos de curto prazo dos ajustes dos preços da carne nos países do MERCOSUL e nos Estados Unidos. Os choques estimados neste modelo podem ser decorrentes de diversos eventos, porém, desde que eles sejam transitórios, como: climáticos, sanitários ou mesmo promovidos por ações de políticas comerciais e econômicas, isto é, eventos que alteram acentuada e imediatamente.

Na figura 1, onde foi estimado um choque nos preços no mercado de carne bovina argentina observam-se efeitos distintos nos preços do produto nos demais países do MERCOSUL (Brasil, Uruguai e Paraguai) e nos Estados Unidos. Especificamente, no Brasil e Uruguai as funções de impulso-resposta sugerem a ocorrência de um efeito positivo nos primeiros meses, porém, seguido de queda, no Brasil inclusive com quedas mais acentuadas, ficando abaixo dos preços vigentes antes do choque.

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

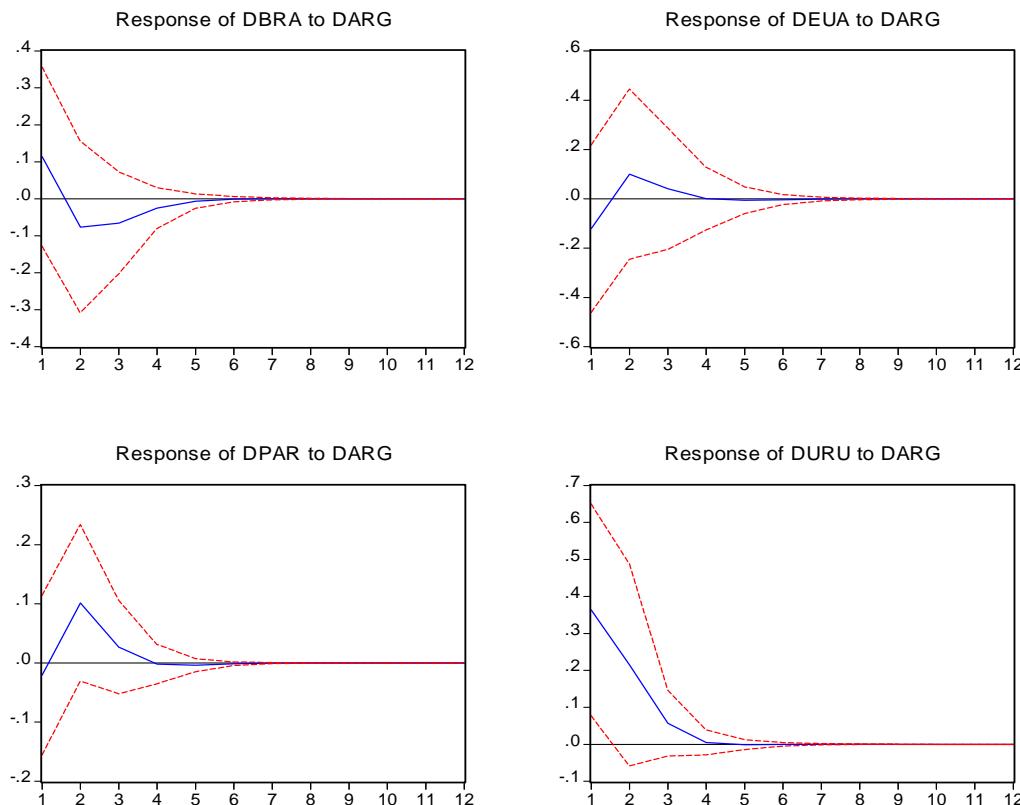


Figura 1 – Funções impulso-resposta do Brasil, Estados Unidos, Paraguai e Uruguai para um choque nos preços da carne bovina na Argentina



Também, verifica-se que os prazos de ajustamentos ocorrem num período entre seis a sete meses para retornar ao patamar anterior ao choque. Logo, verifica-se que nesses dois países mudanças nos preços argentinos refletem diretamente nos preços da carne brasileira e uruguaia. Por outro lado, as funções impulso-resposta dos Estados Unidos e Paraguai indicam quedas iniciais, ainda que pequenas e seguidas por elevações, as quais permanecem até o quarto e quinto mês, para depois ajustar-se novamente. E, da mesma forma que os outros dois países, os ajustamentos completam-se num período no máximo de oito meses.

Tais resultados aproximam-se do cenário real, uma vez que Brasil e Uruguai, juntamente com a Argentina são os principais países exportadores de carne bovina do MERCOSUL. Assim, mudanças em algum deles tem reflexos imediatos nos outros países. O mesmo não acontece com o Paraguai, dado sua pequena participação nas exportações mundiais do produto. Já os Estados Unidos, por ser o principal importador mundial, os efeitos são menos sensíveis, com pequenas variações e ajustamento de curto prazo.

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

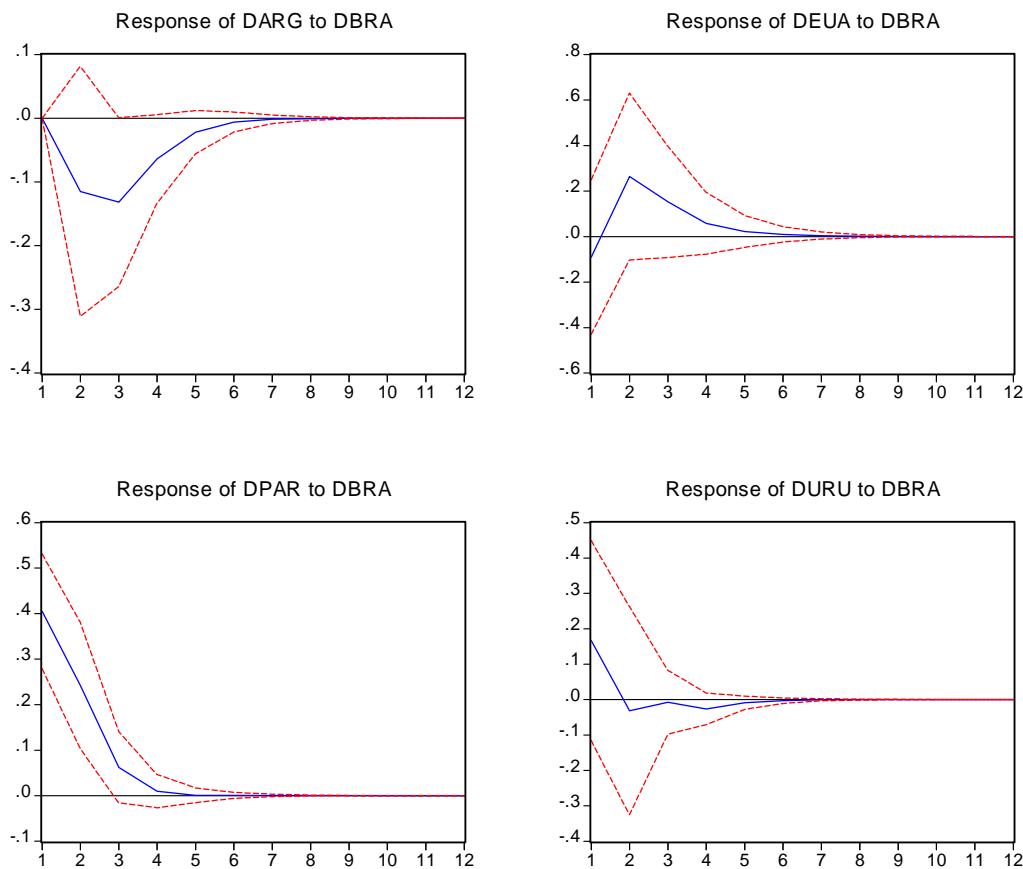




Figura 2 – Funções impulso-resposta da Argentina, Estados Unidos, Paraguai e Uruguai para um choque nos preços da carne bovina no Brasil

Um choque de preços no mercado brasileiro, como verificado na figura 2, mostra também efeitos distintos nos demais países em análise. Especificamente, na Argentina a função de impulso-resposta sugere a ocorrência de um efeito negativo e persistente com acentuada queda, porém estatisticamente não significativa. No Paraguai e Uruguai as funções de impulso-resposta indicam a ocorrência de efeitos positivos, no entanto, diferenciados, no primeiro os ajustes ocorrem num período entre seis e sete meses e são estatisticamente significativos, enquanto para o Uruguai os efeitos são menores, acontecem num período menor de ajuste (dois a três meses) e não estatisticamente significantes. Já nos Estados Unidos, os efeitos são menos significativos, uma vez que as funções de impulso-resposta sugerem mudanças de menor magnitude e com ajustamento entre seis e sete meses.



Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.

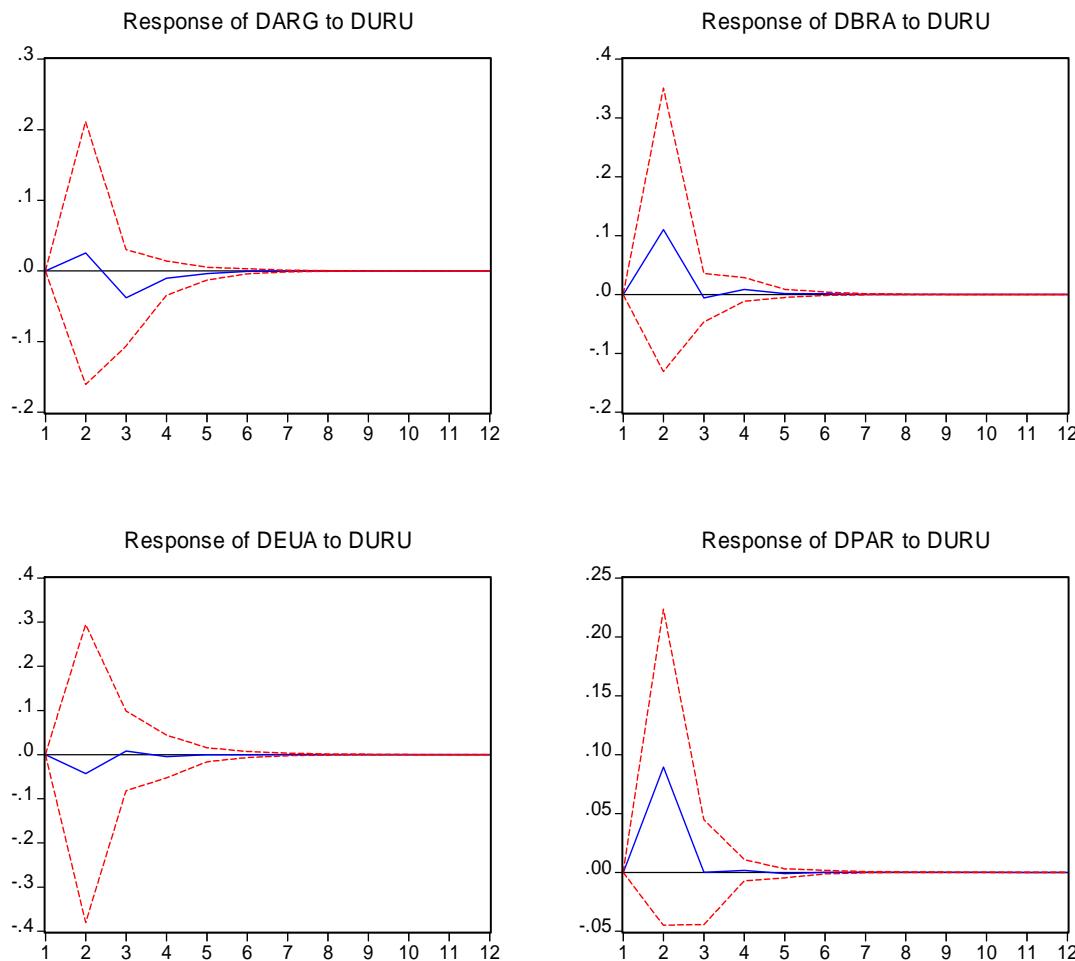


Figura 3 – Funções impulso-resposta da Argentina, Brasil, Unidos e Paraguai para um choque nos preços da carne bovina no Uruguai

As funções de impulso-resposta apresentadas na figura 3, após a simulação de um choque no preço da carne bovina no mercado uruguai, sugere a ocorrência de efeitos positivos nos demais países-membros do MERCOSUL, porém, não estatisticamente significantes. Os efeitos verificados ocorrem em maior magnitude no Paraguai, cujo país observa-se o menor tempo de ajustamento, após o terceiro mês. Nos outros dois países, as variações foram menores, porém o período de ajustamento ocorre num tempo maior, a partir do quarto mês.

Em relação aos Estados Unidos, as funções de impulso-resposta não apresentam mudanças expressivas, com variações pequenas e não estatisticamente significante e, com um período de ajuste pequeno. Estes resultados exemplificam dois efeitos: o



primeiro apresenta a situação dos países exportadores do bloco da América do Sul, uma vez que todos são potenciais exportadores, exceto o Paraguai que é um importador, em que mudanças nos preços de um afetam os preços nos demais; já o segundo mostra a situação dos países do MERCOSUL em relação aos Estados Unidos em termos de comercialização, haja vista que os fluxos comerciais entre o MERCOSUL e Estados Unidos (NAFTA) são inviabilizadas, em função da imposição das elevadas barreiras não-tarifárias imposta pelos Estados Unidos.

No caso de um choque nos preços no mercado paraguaio apresentado na figura 4, as funções de impulso-resposta sugerem efeitos de mesma ordem (negativos) para Argentina, Brasil e Estados Unidos. As variações mais significativas ocorrem na Argentina, cuja redução é acentuada e estatisticamente significante, com prazo de ajustamento superior a seis meses. Para os demais países, os efeitos são menores e não são estatisticamente significantes.

Por outro lado, no mercado uruguai, os efeitos imediatos são positivos, elevando os preços inicialmente, porém caindo até o terceiro mês e ajustando-se num prazo de seis meses. Apesar destes resultados sobre os efeitos dos choques nos preços de carne bovina no Paraguai sobre os demais países devem ser considerados com certa ressalva, devido a problemas recorrentes com dados originários deste país.

Por fim, analisam-se as funções de impulso-resposta dos países de MERCOSUL a um choque nos preços na carne bovina *in natura* nos Estados Unidos (figura 5). Tais funções sugerem efeitos negativos para Brasil e Argentina e, efeitos positivos para Paraguai e Uruguai. Quanto aos dois primeiros países, as variações são pequenas e o grau de ajuste é ocorre num período entre seis a oito meses, no entanto, essas variações não são estatisticamente significantes, uma vez que os intervalos de confiança são superiores as próprias variações. Em termos econômicos, um choque nos preços da carne bovina no mercado americano apresenta reflexos sobre Argentina e Brasil, porém, como as exportações desses países para os EUA são pequenas, em virtude da reduzida participação de ambos na quota de importação americana, tal choque tem reflexo superficial sobre os preços argentinos e brasileiros.



Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.

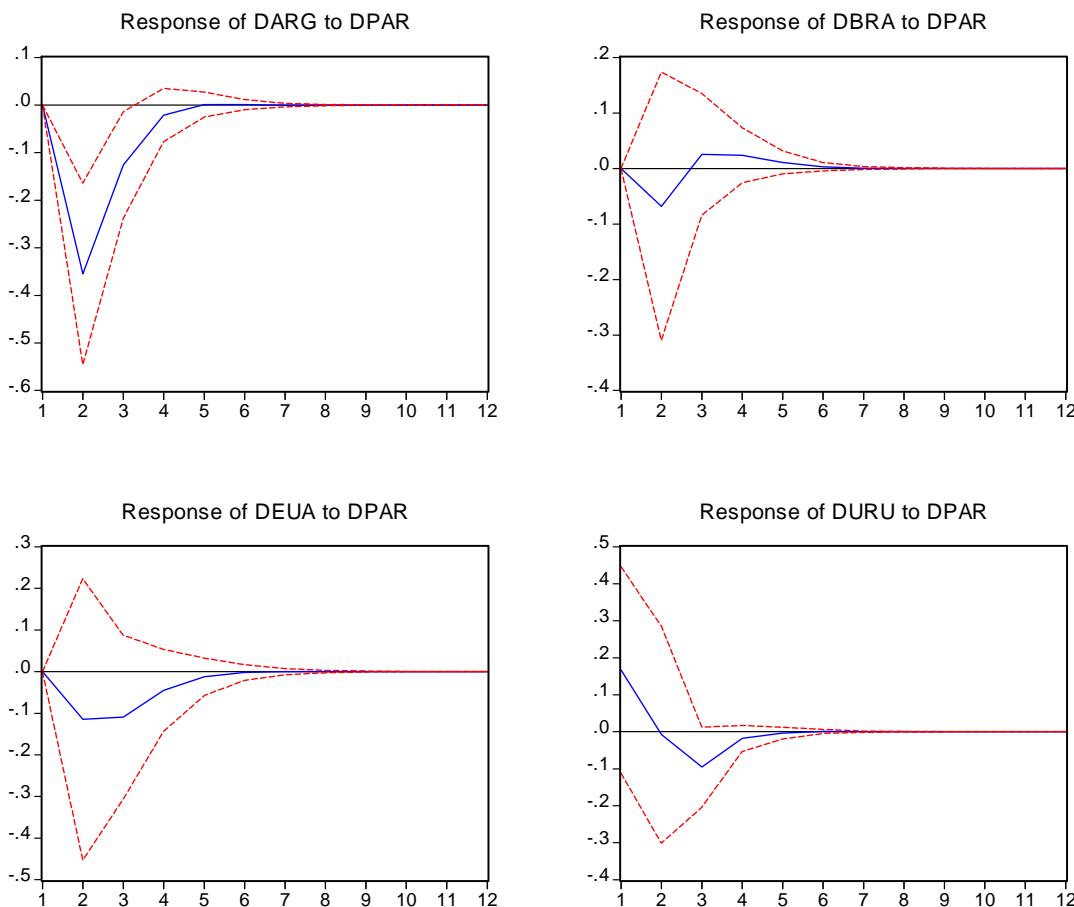


Figura 4 – Funções impulso-resposta da Argentina, Brasil, Estados Unidos e Uruguai para um choque nos preços da carne bovina no Paraguai

No caso do Paraguai e do Uruguai, os efeitos são positivos e mais acentuados, uma vez que no mercado paraguaio, os preços são determinados, em grande parte, pelas oscilações do mercado mundial. Porém, no mercado uruguaio, as variações sugeridas são decorrentes do fato do país ser um exportador de carne bovina para o país da América do Norte. Neste sentido, mudanças nos preços podem estar relacionadas a mudanças nas condições de oferta e demanda no mercado dos EUA, refletindo rapidamente nos mercados exportadores para aquele país.



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

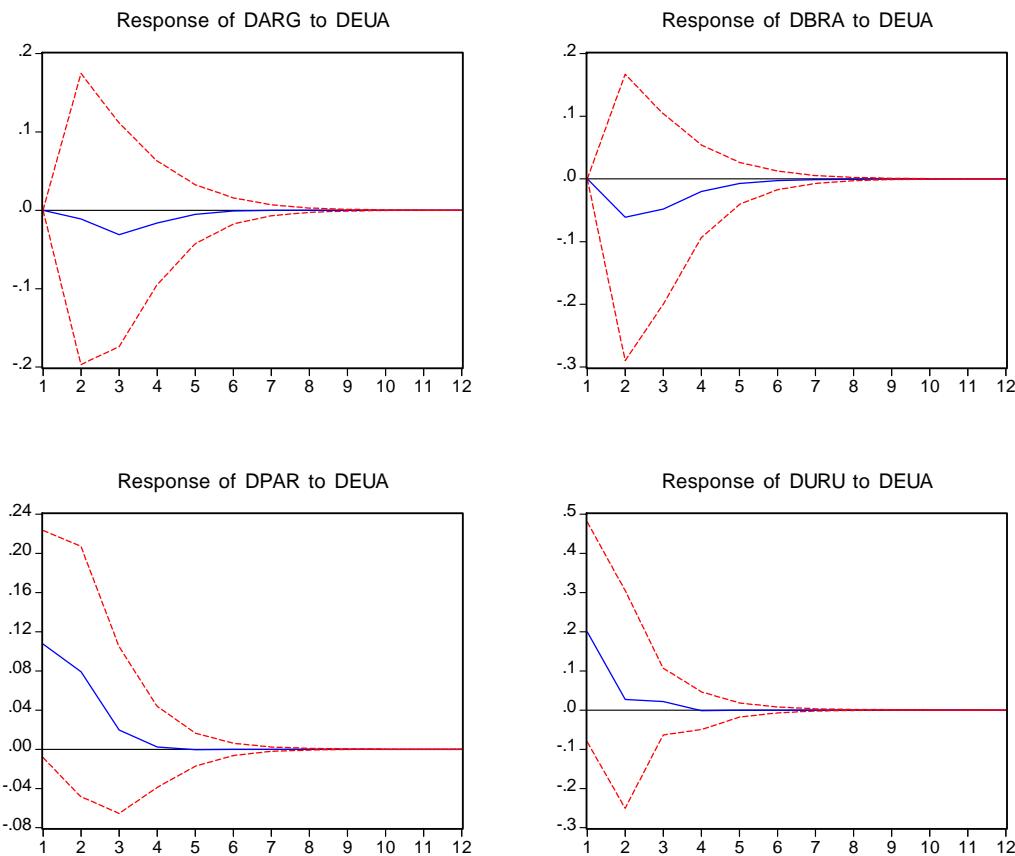


Figura 5 – Funções impulso-resposta da Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai para um choque nos preços da carne bovina nos Estados Unidos

A última etapa da investigação econometrística desenvolvida neste estudo diz respeito à implementação dos testes de causalidade de Granger (conforme tabela 5) no sentido de se avaliar a ocorrência (ou não) de causalidade no sentido de que informações passadas (preços da carne bovina de um país afetar os preços dos outros países) de uma variável afetam o comportamento de uma outra variável, bem como complementar os resultados das funções de impulso-resposta. Os testes foram aplicados ao conjunto das variáveis de duas a duas.

Tabela 5 – Teste de causalidade de Granger

RELACÕES DE CAUSALIDADE	F-Statistic	Probabilidade
BRA does not Granger Cause ARG	1.52523	0.21890
ARG does not Granger Cause BRA	0.44729	0.50473
EUA does not Granger Cause ARG	0.08398	0.77241
ARG does not Granger Cause EUA	1.18562	0.27808
PAR does not Granger Cause ARG	0.40115	0.52753
ARG does not Granger Cause PAR	4.96720	0.02743
URU does not Granger Cause ARG	0.61022	0.43602
ARG does not Granger Cause URU	3.06392	0.08224
EUA does not Granger Cause BRA	0.06931	0.79273
BRA does not Granger Cause EUA	0.03346	0.85512
PAR does not Granger Cause BRA	0.04969	0.82393
BRA does not Granger Cause PAR	10.2607	0.00168
URU does not Granger Cause BRA	0.57572	0.44927
BRA does not Granger Cause URU	4.06882	0.04559
PAR does not Granger Cause EUA	3.02229	0.08433
EUA does not Granger Cause PAR	0.00660	0.93536
URU does not Granger Cause EUA	0.10925	0.74149
EUA does not Granger Cause URU	0.08976	0.76492
URU does not Granger Cause PAR	6.03482	0.01525
PAR does not Granger Cause URU	0.72974	0.39443

Fonte: Resultados da pesquisa; elaborado pelo autor.

Como sugere o referido teste, o objetivo é determinar o sentido da transmissão dos preços, isto é, para quais as países ou regiões estão sendo transmitidos os choques (alterações nos preços da carne bovina) decorrentes de alterações nos preços de um determinado país. Para a realização do teste, utilizou-se uma defasagem em todas as séries de preços para todos os países analisados.

Com base nos resultados da estatística F e do valor-p do teste de Granger, constata-se que existe transmissão (causalidade unidirecional) de preços entre os mercados dos países do MERCOSUL, sobretudo da Argentina, do Brasil e do Uruguai para o Paraguai, portanto, esses países é Granger causa preços de carne bovina no mercado paraguaio. Essa relação verificou-se também nas funções de impulso-resposta, sendo justificado pelo fato de o Paraguai ser o país menos significativo em termos comerciais, sendo inclusive um importador líquido de carne bovina, isto é, suas importações superam as suas exportações, como já observado nas funções de impulso-resposta apresentadas anteriormente. Dessa forma, mudanças nos preços dos países do bloco (MERCOSUL) provocam mudanças no mercado paraguaio, sendo ele um tomador de preços.



Outros resultados significativos verificam-se na relação de transmissão de preços da Argentina e do Brasil para o Uruguai. Essa causalidade unidirecional verificada é corroborada pelas funções de impulso-resposta apresentadas anteriormente. Mudanças nos preços desses dois países, principais exportadores de carne bovina da América do Sul, apresentam reflexos positivos e imediatos sobre os preços do produto no mercado uruguaio.

Por outro lado, não se verifica transmissão de preços entre os países do MERCOSUL e os Estados Unidos. Tal resultado pode ser explicado, ainda que em parte, pelo fato do mercado americano ser praticamente fechado as exportações dos países sul-americanos, exceto alguns como países Uruguai e Brasil que possuem pequena participação na quota de importação americana. O fechamento do mercado americano para potenciais exportadores como Brasil e Argentina, foi decorrente de efeitos de natureza sanitária verificada em alguns estados de ambos os países.

4 CONCLUSÕES

A partir dos resultados observados nas estimativas da modelagem VAR e análise das funções impulso-resposta e causalidade Granger pode-se inferir alguns resultados importantes relacionados ao comércio internacional de carne bovina, sobretudo entre os países do MERCOSUL. Como já discutido em outros estudos, a variabilidade dos preços dos produtos agropecuários é um fator negativo aos países que dependem comercial e economicamente dos resultados desses fluxos comerciais.

Por outro lado, sabe-se que este tema tem apresentado grandes discussões nos fóruns internacionais de debates sobre ampliação mundial dos fluxos de comércio entre países e blocos econômicos. Neste sentido, a contribuição deste estudo, diante desta gama de discussões que envolvem o comércio de produtos agrícolas, foi de apresentar as relações de preços da carne bovina existentes entre do MERCOSUL e Estados Unidos, bem como a relação de transmissão de preços entre esses países.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANUALPEC (Anuário da Pecuária Brasileira). São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 1999. 359 p.

_____ (Anuário da Pecuária Brasileira). São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 2002. 400 p.

_____ (Anuário da Pecuária Brasileira). São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 2004. 362 p.



(Anuário da Pecuária Brasileira). São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 2006. 369 p.

BARROS, G. S. C.; MARTINEZ FILHO, J. G.. **Economia da comercialização**. Piracicaba: FEALQ, 1987. 306 p.

GAIO, L. E.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; OLIVEIRA, A. R. **Causalidade e elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões do Brasil e a bolsa de mercadorias e futuros (BM&F)**. São Paulo - Lavras. Organizações Rurais & Agroindustriais, v. 7, n. 3, p. 282-297, 2005.

GONZÁLEZ-RIVERA, G. HELFAND, S.. **Spatial Relationships and Market Integration: The Case of the Brazilian Rice Market**. In **O Agronegócio do Mercosul e a sua Inserção na Economia Mundial**, Annals of the XXXVII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, CD-ROM, Foz do Iguaçu, PR, Brazil, 1999.

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

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

PIRES, M. C. C.. **Uma análise de credibilidade na política fiscal brasileira**. Brasília: IPEA, 2006. (Texto para discussão 1222).

WEYDMANN, C. L.; SEABRA, F.. **Transmissão de preços na cadeia de carne suína: uma aplicação para os preços de São Paulo**. Florianópolis: Universidade Federal de Santa Catarina – Centro Sócio-Econômico. 2006. (Texto para Discussão nº 11)