

Transmissão de preço do milho para carne de frango: uma análise com regime *switching* de Markov

Recebimento dos originais: 04/09/2014
Aceitação para publicação: 19/03/2016

Tiane Alves Rocha Gastardelo

Mestranda em Administração pela UFSM

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (PPGA/UFSM).

Endereço: Avenida Roraima, n. 1000, Prédio 74C, Sala 4303, Cidade Universitária, Camobi,
Santa Maria – RS, CEP 97105-900

E-mail: tianealvesrocha@gmail.com

Laércio Juarez Melz

Doutorando em Administração pela UFSM

Instituição: Universidade do Estado de Mato Grosso (UNEMAT)

Endereço: Rod. MT-358, KM 7, Jd. Aeroporto, CP: 287,
Tangará da Serra - MT. CEP: 78300-000

E-mail: laercio@unemat.br

Pascoal José Marion Filho

Doutor em Economia Aplicada (ESALQ/USP)

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (PPGA/UFSM).

Endereço: R. Mal. Floriano Peixoto, 1750, Sala 613, Santa Maria - RS, CEP 97015-372

E-mail: pascoaljmarion@yahoo.com.br

Kelmara Mendes Vieira

Doutora em Administração (UFRGS)

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (UFSM).

Endereço: Avenida Roraima, n. 1000, Prédio 74C, Sala 4303, Cidade Universitária, Camobi,
Santa Maria – RS, CEP 97105-900

E-mail: kelmara@terra.com.br

Paulo Sérgio Ceretta

Doutor em Engenharia de Produção (UFSC),

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (UFSM).

Endereço: Avenida Roraima, n. 1000, Prédio 74C, Sala 4303, Cidade Universitária, Camobi,
Santa Maria – RS, CEP 97105-900

E-mail: ceretta10@gmail.com

Resumo

O Brasil é um dos maiores produtores mundiais de carne de frango. Na cadeia produtiva, a carne congelada de frango é o principal produto e o milho o insumo mais importante. O objetivo deste estudo é analisar a transmissão de preços do milho pago ao produtor para os preços de carne de frango congelada, entre janeiro de 1994 e maio de 2014. A análise é feita com base no modelo analítico de Gardner (1975), sendo a relação de longo prazo estimada a partir do modelo Markov *Switching Autoregressive* (MAS), com três regimes, e a de curto

prazo determinada com base no Vetor de Correção de Erros (VEC), com duas defasagens. Os resultados encontrados permitem concluir que há transmissão vertical de preços. No caso do preço do milho pago ao produtor e preço do frango congelado a transmissão ocorre, principalmente, no longo prazo, com 87%, 85% e 90%, respectivamente, primeiro, segundo e terceiro regime. No curto prazo, a transmissão encontrada foi de 4%, e houve ajuste de 15% no primeiro mês e 19,8% para menos no segundo, com relação ao próprio preço do frango.

Palavras-chave: Avicultura. Regimes de Markov. Transmissão de preços.

1. Introdução

Na década de 1970 o Brasil começou a receber forte estímulo para a industrialização da avicultura. O país passou a utilizar a tecnologia em benefício da genética e melhorou a nutrição animal. No processamento, automatizou as atividades para a produção de carne de frango em maior escala. A partir dessas iniciativas o país se tornou exportador de carne de frango (BELUSSO; HESPANHOL, 2010).

No Brasil, a avicultura representa, aproximadamente, 1,5% do PIB. Atualmente, o mercado interno retém 70% da produção de carne de frango, e o excedente é exportado, o que equivale a 40% da carne de frango exportada no mundo (MAPA, 2014). O Brasil é o terceiro maior produtor mundial de carne de frango, e sua produção vem crescendo ano a ano. Em 2000, o Brasil produziu 6 milhões de toneladas e em 2011 a produção chegou a 12,6 milhões de toneladas. Mesmo produzindo menos do que países como Estados Unidos e China, o País é líder nas exportações, e em 2012 exportou 3,9 milhões de toneladas.

A produção no país se concentra principalmente no interior dos estados, e em muitas microrregiões é a principal atividade econômica (MAPA, 2014; ABPA, 2014). Ao longo das últimas décadas ocorreram mudanças importantes na distribuição espacial da produção de aves pelo país, estados que antes possuíam representatividade na avicultura, atualmente perderam espaço para aqueles com maior produção de grãos. Levando em consideração que a ração é o principal insumo da avicultura, a produção de grãos explica a transformação no panorama da carne de frango (IBGE, 2014).

A ração é um insumo importante na avicultura. Composta principalmente por milho e soja, é responsável por 67% do custo de produção do frango vivo e 55% do frango abatido. Entre os compostos da ração, o milho representa entre 54% e 63% do valor total e o farelo de soja entre 20% e 30% (EMBRAPA, 2007). No cenário mundial, por vários anos o Brasil foi o segundo maior produtor de soja, ficando atrás apenas dos Estados Unidos, mas em 2013 os Estados Unidos sofreram queda na produção e o Brasil passou à primeira posição, com 30,7%

da produção mundial (USDA, 2014). O milho é o cereal mais produzido no mundo, e a maior parte de sua produção é destinada ao uso animal. O Brasil está em terceiro no *ranking*, com um total de 72,73 milhões de toneladas na safra 2011/2012 (PARANÁ, 2012).

Assim, constata-se que o Brasil é um importante produtor mundial de carne de frango e dos seus principais insumos, mas pouco se sabe sobre a relação entre eles. Por isso, nesta pesquisa, o objetivo é analisar a transmissão de preços do milho pago ao produtor para os preços de carne de frango congelada, no período de julho de 2010 a maio de 2014. Na análise, utiliza-se o modelo MSA (Markov *Switching Autoregressive*), que permite a utilização de múltiplas estruturas (equações) e possibilita a alternância entre essas. Com isso ele é capaz de capturar padrões mais complexos de comportamento (KUAN, 2002).

O artigo está estruturado em cinco seções, incluindo a introdução. Na seção dois, apresenta-se uma breve descrição da teoria sobre transmissão de preços e algumas evidências empíricas. Na seção três são detalhados os procedimentos metodológicos. Na seção quatro são apresentados e discutidos os resultados. A seção cinco traz a conclusão e as limitações da pesquisa.

2. O Estudo da Transmissão de Preços e as Evidências Empíricas

A transmissão de preços foi estudada inicialmente por Gardner (1975), em seu modelo analítico para um mercado em concorrência perfeita, que se equilibra a cada mudança de oferta e demanda. O autor desenvolveu um modelo estático comparativo para determinar a transmissão de preços entre mercados. A transmissão de preços entre dois mercados é definida como uma situação em que as mudanças de preço em um mercado são completamente e instantaneamente transmitidas ao outro mercado (RAPSONMANIKIS; HALLAM; CONFORTI, 2003).

O tema pode ser analisado sob dois diferentes enfoques. O primeiro é a transmissão de preços entre mercados, uma forma de transferência espacial. Este enfoque foi pesquisado por autores como Ravallion (1986), Sexton et al. (1991), Zantias (1993), Gardner e Brooks (1994), Blauch (1997), Machado e Margarido (2001), e mais recentemente, Xu et al. (2012). O segundo enfoque é o da transmissão vertical, que verifica a transmissão de preços ao longo da cadeia de produção. Este último foi utilizado por Borsen et al. (1985), Wohlgenant (1985), Schroeter e Azzam (1991) e, mais recentemente, por Caldarelli (2013).

A maioria dos estudos de séries temporais utilizam técnicas de análise econométrica para testar movimento conjunto de preços. O desenvolvimento dessas técnicas, incluindo cointegração e modelos de correção de erro, tornou-se ferramenta padrão para a análise de relações de preços.

O interesse em compreender a relação entre insumos e produto final fez com que o estudo da transmissão de preços ganhasse impulso nos últimos anos. Autores, como Wu, Qi e Chen (2012), Xu et al. (2012), Luoma, Luoto e Taipale (2004), estão procurando entender essa relação. Sendo as carnes de suínos, aves e bovinos, respectivamente, as mais consumidas no mundo, apresenta-se na sequência alguns estudos sobre transmissão de preços em diferentes países.

Na China, Wu, Qi e Chen (2012) analisaram as variáveis de influência no preço dos suínos vivos da província de Sichuan, com dados de maio de 2008 a novembro de 2011. O modelo dos autores utilizou o preço do suíno vivo como variável dependente e os preços do leitão, da matriz, do reprodutor e do milho como independentes. Os autores concluíram que existe uma relação de longo prazo (cointegração) entre as variáveis e que a influência do preço do leitão é superior ao do milho. Porém, o preço de milho tem maior influência no preço do leitão. O Vetor Autorregressivo (VAR) indicou que o preço do suíno vivo tem resposta “positiva-negativa-positiva” aos choques no preço do leitão, positiva ao preço do reprodutor e positiva ao preço do milho.

Xu et al. (2012) verificaram a relação entre os preços do milho, do premix, do leitão, do suíno vivo e da carne suína na China, entre junho de 1994 e outubro de 2011. O modelo utilizado foi *Market-chain Cooperated Model* (MCM), em uma combinação dos métodos *Error Correction Model* (ECM), *Partial Adjustment Model*, *Impulse Response Function* (IRF) e *Finite Distributed Lag Model* (FDL). Os autores concluíram que existe uma relação de curto e longo prazo entre os preços. O IFR permitiu concluir que os preços do suíno vivo se ajustam mais lentamente aos preços do milho, e que o efeito de alterações de preço do milho é mais defasado para a carne suína. Constataram, ainda, que existe uma defasagem na transmissão do preço do premix ao preço da carne suína.

Na Finlândia, Luoma, Luoto e Taipale (2004) estimaram a transmissão de preços dos suínos e bovinos, partindo do produtor ao consumidor final, em busca de assimetrias na transmissão de preços. Dois modelos foram utilizados, o primeiro foi o Vetor de Correção de Erros (VEC) e o segundo foi a cointegração com *thresholds*, ou limiares. Uma quebra foi encontrada em 1988 para os preços dos suínos. Os autores concluíram que o preço de carne de

porco não era cointegrada no primeiro regime. No segundo regime os resultados não confirmaram a hipótese de transmissão assimétrica de preços. Os autores acreditam que no caso de baixa assimetria é necessário utilizar um intervalo maior de tempo para obter resultados estatisticamente significativos. Ressaltaram também que os mercados de carne são caracterizados por uma mudança estrutural contínua, o que torna praticamente impossível afirmar alguma coisa sobre a assimetria de transmissão de preço.

Outros autores buscaram evidenciar causalidade entre os preços pagos em diferentes elos da cadeia de produção de carnes, tais como: Rezitis e Stavropoulos (2011) e Rezitis (2010) nas cadeias de carneiro, bovino, suíno e frango da Grécia; Uchezuba, Jooste e Willemse (2010) na cadeia produtiva de frangos da África do Sul; e, Serra e Gil (2012) na bovinocultura da Espanha. Todos os autores utilizaram modelos Auto-Regressivos com Vetores de Correção de Erros (VEC).

Sendo o Brasil um dos principais países produtores e exportadores de carne, alguns pesquisadores também tem buscado entender a relação entre os preços dos grãos e carnes. Caldarelli (2013) investigou a elasticidade de transmissão de preços entre milho e frango, com o objetivo de verificar a intensidade e a direção da transmissão de preços no período de 2000 a 2010. O modelo utilizado foi o de Gardner (1975), que considera que o produto final é função do preço de seus insumos. Os resultados apontaram que 40% das variações dos preços do milho são transmitidos ao preço do frango vivo. Esta variação é unidirecional, assim, o preço do milho é transmitido ao frango, porém, o contrário não ocorre.

Martins (2010) analisou a transmissão dos preços do milho, do soja e da carne suína no mercado internacional para os preços recebidos pelos produtores de suínos no Brasil, além da integração do mercado internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010. Os resultados sugerem que o preço recebido pelo produtor de suínos no Brasil é dependente das variáveis milho, soja, do próprio setor e da carne suína no mercado internacional. Em relação ao preço recebido pelo produtor de milho, constatou que ele depende do próprio setor, do preço do soja e do preço da carne suína no mercado internacional, mas o preço recebido pelos suinocultores não influencia de forma significativa essa variável. Constatou também que o preço recebido pelos sojicultores estão relacionados aos preços recebidos pelos produtores de milho, com o próprio setor e com os preços da carne suína no mercado internacional. Porém, o preço da carne suína no mercado internacional não apresentou forte dependência dos preços recebidos pelos produtores de suínos, soja e milho

no Brasil. Verificou ainda que as variações de preço da carne suína no mercado internacional ocorreram por alterações no próprio setor.

3. Método

Este artigo utiliza séries temporais para verificar a transmissão de preços do milho para os preços de carne de frango congelada. Uma série temporal pode ser definida como uma sequência de pontos de dados, medida geralmente em épocas sucessivas, espaçadas em intervalos de tempo uniformes, sejam eles semanais, mensais, anuais ou diárias.

Uma série temporal típica pode apresentar uma tendência, um ciclo, um componente sazonal e um componente irregular, ou, variável aleatória (VAVRA; GOODWIN, 2005). A tendência é o padrão de longo prazo de uma série de tempo, que pode ser positiva ou negativa. Para verificar se há tendência significativa, acrescenta-se uma variável de tendência ao modelo de regressão. Quando a série não mostra um padrão crescente ou decrescente, a série é estacionária na média. Um padrão cíclico em séries temporais é caracterizado por uma oscilação em torno de uma determinada tendência. A sazonalidade é um ciclo que aparece em um tempo regular, por exemplo, pico de vendas durante o Natal para determinados produtos. A presença de sazonalidade pode ser determinada por meio do uso de variáveis *dummy* (GUJARATI; PORTER, 2011).

A relação entre as variáveis pode ser de longo e curto prazo. Para verificar se há relação de longo prazo, utiliza-se o modelo MSA (Markov *Switching Autoregressive*). Para verificar a relação de curto prazo, utiliza-se o Modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM).

Os regimes de Markov utilizam 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 (1).

$$\log(y_t) = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_{11}\log(x_1) + u_1 & \text{se } S_t = 1 \\ \alpha_2 + \beta_{12}\log(x_1) + u_2 & \text{se } S_t = 2 \\ \alpha_3 + \beta_{13}\log(x_1) + u_3 & \text{se } S_t = 3 \end{cases} \quad (1)$$

na qual:

$\alpha_i, i = 1, 2, 3$: é o intercepto;

$\beta_i, i = 1, 2, 3$: é o coeficiente das variáveis independentes;

y : é o preço médio de atacado do frango congelado, em R\$/kg;

x_1 : é o preço médio da saca de 60kg de milho recebido pelo agricultor;

$u_i, i = 1, 2, 3$: é o termo de erro da equação; e,

S_t : refere-se a um regime que assume valores 1, 2 ou 3, dentro de certa probabilidade, sendo 1 o primeiro regime, 2 o segundo regime e 3 o terceiro regime.

Emprega-se a transformação logarítmica das variáveis no intuito de facilitar a interpretação dos resultados. Greene (2002) afirma que os modelos com logaritmos permitem uma interpretação dos coeficientes na forma de percentual.

O VECM, estimado para a análise econômica de curto prazo, consiste no aprimoramento do modelo vetorial autoregressivo (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 (2).

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta x_{1,t-1} + \beta_4 \Delta x_{1,t-2} + \Phi ucp_t + v_t \quad (2)$$

na qual:

α : é o intercepto;

β : é o coeficiente das variáveis explicativas;

Φ : é o coeficiente do termo de correção de longo prazo

v : é o termo de erro da equação de curto prazo

y : é o preço médio de atacado do frango congelado, em R\$/kg;

x : é o preço médio da saca de 60kg de milho recebido pelo produtor;

ulp : é o termo de erro da equação de longo prazo (u_1, u_2 e u_3 da equação 1);

t : é um período de tempo em meses.

Referente ao termo ulp , destaca-se que esse é formado pelos erros dos três regimes da equação 1.

Justifica-se a escolha de duas defasagens no modelo de curto prazo, pois, o ciclo de produção do frango é de aproximadamente 48 dias. Assim, a transmissão de preços deve ocorrer dentro do intervalo de 60 dias (MELZ et al., 2012).

Para verificar a estacionariedade das variáveis, utiliza-se os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) proposto por Dickey e Fuller (1981), teste de Phillips e Perron (1988), e o teste KPSS proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992). Os testes ADF e Phillips-Perron testam a hipótese nula de que a série possui raiz unitária. Já o teste KPSS testa a hipótese nula de estacionariedade de uma série temporal.

Os dados foram obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2014) e estão relacionados ao estado do Paraná. Justifica-se a escolha pela confiabilidade do IPEA e pela indisponibilidade de dados em nível nacional. Além disso, o estado se destaca como o maior produtor de frangos do Brasil e o segundo maior de milho (IBGE, 2014). O período de análise é de janeiro de 1994 a maio de 2014, totalizando 245 observações. As estimações foram calculadas no *software* Eviews 8, sendo a estimação de curto prazo robusta para heterocedasticidade e autocorrelação (NEWKEY; WEST, 1987).

Em séries temporais é comum a existência de observações atípicas, ou, *outliers*. Os *outliers* são observações notavelmente diferentes, sendo inconsistentes com as demais. Segundo Rodrigues e Paulo (2009), eles podem ter diferentes origens: 1) erro de procedimento; 2) resultado de evento extraordinário explicável; 3) observação extraordinária inexplicável; e, 4) observação possível. Para detectar os *outliers* em uma série os autores indicam padronizar as variáveis. No caso de amostras com mais de 80 observações, valores maiores ou iguais a **|3,0|** são considerados *outliers*. Esse procedimento pode ser executado utilizando softwares comerciais, tais como, Microsoft Excel® ou o LibreOffice Calc. A tabela 1 mostra que não existe *outliers* nas séries utilizadas na regressão, uma vez que os valores mínimo e máximo não excedem ao limite de **|3,0|**.

Tabela 1: Detecção de *outliers* nas séries da pesquisa

Informação	Função (em MS Excel)	Frango Congelado (R\$/kg)	Milho (saca 60kg)
Média	=MÉDIA(MATRIZ)	2,11	13,42
Desvio Padrão	=DESVPAD.P(MATRIZ)	0,95	5,97
Mínimo	=MENOR(MATRIZ;1)	- 2,08	- 2,09
Máximo	=MAIOR(MATRIZ;1)	2,28	2,26

Fonte: Elaborada pelos autores com dados do IPEA (2014).

Nota: “Matriz” refere-se ao intervalo de células dos dados.

Diferentes modelos foram estimados antes da definição do modelo empírico final deste artigo. Entre eles, incluiu-se a variável preço do soja pago ao produtor, pois, o grão também é componente da ração. Ainda, foram estimados modelos com quebras estruturais propostos por Bai e Perron (1998, 2003) e modelos com 2 regimes de Markov, conforme

Hamilton (1989), incluindo o preço do soja e sem ele. O melhor ajuste foi apresentado pelo modelo com 3 regimes de Markov. Para a seleção deste modelo foram utilizados os critérios de informação de Akaike (1974) e Schwartz (1978), os quais são apresentados nos resultados.

4. Resultados e discussão

Considerando-se que a cadeia produtiva do frango inclui os elos de insumos, agropecuária, primeiro e segundo processamentos, distribuição e consumo, compreende-se que os elos abarcados pela transmissão de preços aqui investigada incluem os três primeiros, conforme indicado na figura 1.

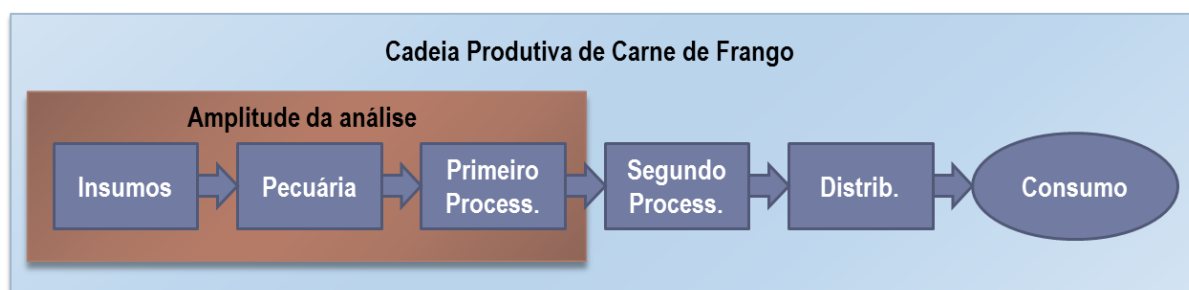


Figura 1: Amplitude da análise de transmissão de preços

Fonte: Elaborada pelos autores com base em Melz et al. (2012).

O elo de insumos inclui a produção de grãos, de premix, máquinas e implementos e instalações. Porém, o estudo se limita a verificar a transmissão de preços do principal componente da ração, o milho. Isso porque os dados sobre preços de premix, máquinas e instalações, entre outros, são dados não disponíveis nas bases de dados do Brasil. Salienta-se que o valor deste insumo é pago pela agroindústria de abate, pois existem contratos com pequenos produtores que prestam o serviço de engorda no elo seguinte da cadeia, a produção pecuária.

O elo de agropecuária, ou produção pecuária, inclui a produção de matrizes e frangos de corte, fornecidas pelas agroindústrias, atuando como prestador de serviço. As informações de preços do frango vivo estão disponíveis no banco de dados do IPEA (2014), contudo, o foco da pesquisa inclui o elo de abate e primeiro processamento.

O elo de abate e o primeiro processamento consistem em converter frangos em carne, que pode ser vendida refrigerada ou congelada. A carne refrigerada tem menor tempo de conservação, não atingindo o mercado internacional. Assim, o preço da carne congelada pode refletir a resposta às alterações do preço do milho a medida em que ele se aproxima do

consumo. Além disso, é a agroindústria quem arca com os custos de produção, incluindo a compra do milho e dos animais.

A figura 2 **Erro! Fonte de referência não encontrada.** apresenta a evolução mensal dos preços do frango congelado e do milho ao longo dos anos. É possível visualizar que o comportamento das séries é semelhante, entretanto, em períodos de sazonalidade os preços do frango congelado variaram menos que o milho pago ao produtor. A média de preços do frango congelado ficou em torno de R\$ 2,11, apresentando em janeiro de 2013 o maior preço da série, R\$ 4,28. O milho teve média de R\$ 13,42 e seu preço máximo foi de R\$ 26,92, em dezembro de 2012.

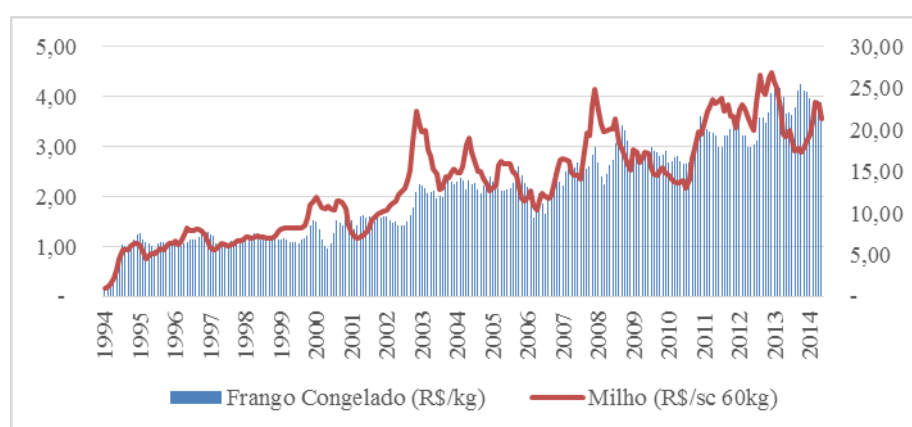


Figura 2: Evolução do preço da carne de frango congelada e do preço do milho pago ao produtor (jan. 1994 – mai. 2014)

Fonte: Dados da pesquisa (2014).

A tabela 2 mostra a estimação da regressão para o longo prazo utilizando Markov *Switching* com três regimes. Foi encontrada, no regime 1, uma transmissão de 87% do preço do milho pago ao produtor para o preço do frango congelado. No regime 2, a transmissão foi de 85% e, no regime 3, foi encontrada a maior transmissão de preços, 90%, ou seja, para cada R\$ 1,00 de aumento no preço do milho, R\$ 0,90 foram transmitidos para o preço do frango.

Tabela 2: Estimação das relações de longo prazo

Regime	Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-z	Prob.
1	C	-1.7633	0.0618	-28.5351	0.0000
	LX1	0.8692	0.0252	34.5090	0.0000
	LOG(SIGMA)	-2.2413	0.0992	-22.5910	0.0000
2	C	-1.4881	0.0390	-38.1957	0.0000
	LX1	0.8457	0.0159	53.2847	0.0000
	LOG(SIGMA)	-2.8377	0.1012	-28.0459	0.0000
3	C	-1.4117	0.0708	-19.9525	0.0000
	LX1	0.9006	0.0271	33.2536	0.0000
	LOG(SIGMA)	-2.4015	0.0847	-28.3478	0.0000
	P11-C	8.6113	11.8112	0.7291	0.4660

Parâmetros da Matriz de Transição	P12-C	6.4912	11.8217	0.5491	0.5829
	P21-C	-0.6575	0.5680	-1.1576	0.2470
	P22-C	2.0867	0.3642	5.7297	0.0000
	P31-C	-21.5769	302.3298	-0.0714	0.9431
	P32-C	-2.1040	0.3711	-5.6695	0.0000
Média variável dependente	0.6290	Desvio padrão variável dependente	0.5268		
Erro padrão de regressão	0.1079	Soma residual dos quadrados	2.7496		
Dados Durbin-Watson	0.6789	Log verossimilhança	198.7244		
Critério de informação Akaike	-1.4998	Critério Schwarz	-1.2854		
Critério Hannan-Quinn	-1.4135				

Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Nota: Parâmetros estimados com as configurações: *Dependent Variable: LY; Method: Switching Regression (Markov Switching); Sample: 1994M01 2014M05; Included observations: 245; Number of states: 3; Uniform initial probabilities; Ordinary standard errors & covariance using numeric Hessian Random search: 25 starting values with 10 iterations using 1 standard deviation (rng=kn, seed=1339867199); Convergence achieved after 24 iterations.*

Os períodos de permanência dos regimes podem ser verificados na figura 3, e a probabilidade de permanência dentro do regime é observada na tabela 3. É possível visualizar que os regimes 1 e 3 possuem força semelhante, sendo o regime 1 o mais forte, com 89,27% de chances dos preços permanecerem nele e com permanência de aproximadamente 9 meses, antes de mudar de regime.

O regime 3 é o segundo regime mais forte, com 89,13% de probabilidade de os preços continuarem nele e permanência de 9 meses. O regime 2 é o regime menos persistente, com 84% de chances de permanência, duração média de 6 meses, com 5,4% de probabilidade de mudar para o regime 1 e 10,44% de chances de mudar para o regime 3. É possível verificar na figura 3 que o regime 2 é intermediário, pois tanto o regime 1, quanto o regime 3 tendem a passar por ele quando há a troca de regime.

Tabela 3: Probabilidade de permanência no regime

Regime	1	2	3
1	0.8927	0.1071	0.0002
2	0.0541	0.8415	0.1044
3	0.0000	0.1087	0.8913
Duração esperada em mês	9.3198	6.3081	9.1988

Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Nota: $P(i, k) = P(s(t) = k | s(t-1) = i)$; (row = i / column = j).

Algumas crises internacionais impactaram nos fluxos comerciais e geraram perturbações que permearam o período de análise, pois, a carne de frango congelada é o principal produto de frango exportado pelo Brasil. Após 1990, o Brasil iniciou a sua abertura econômica, dando origem a um aumento de importações que afetaram a economia como um todo, deixando-a mais dependente das condições econômicas mundiais.

Em 1997, aconteceu a "Crise do mercado asiático" (Tailândia, Malásia, Indonésia e Filipinas). Em 1998, houve a crise no sistema bancário nacional da Rússia, que entrou em colapso. Os países da Ásia e a Rússia são grandes consumidores de carne de frango e o reflexo das crises naqueles países afetaram os países fornecedores, incluindo o Brasil, cujo mercado asiático sempre foi um importante destino.

Em 2008, a crise financeira dos EUA, iniciada no setor imobiliário, foi considerada a mais grave desde os anos 1930. Esta crise teve reflexos em todos os setores da economia e em todos os países. E, recentemente, ocorreu a crise do euro, iniciada na Grécia e que se espalhou pela União Europeia. A figura 3 mostra os períodos de permanência em cada um dos regimes.

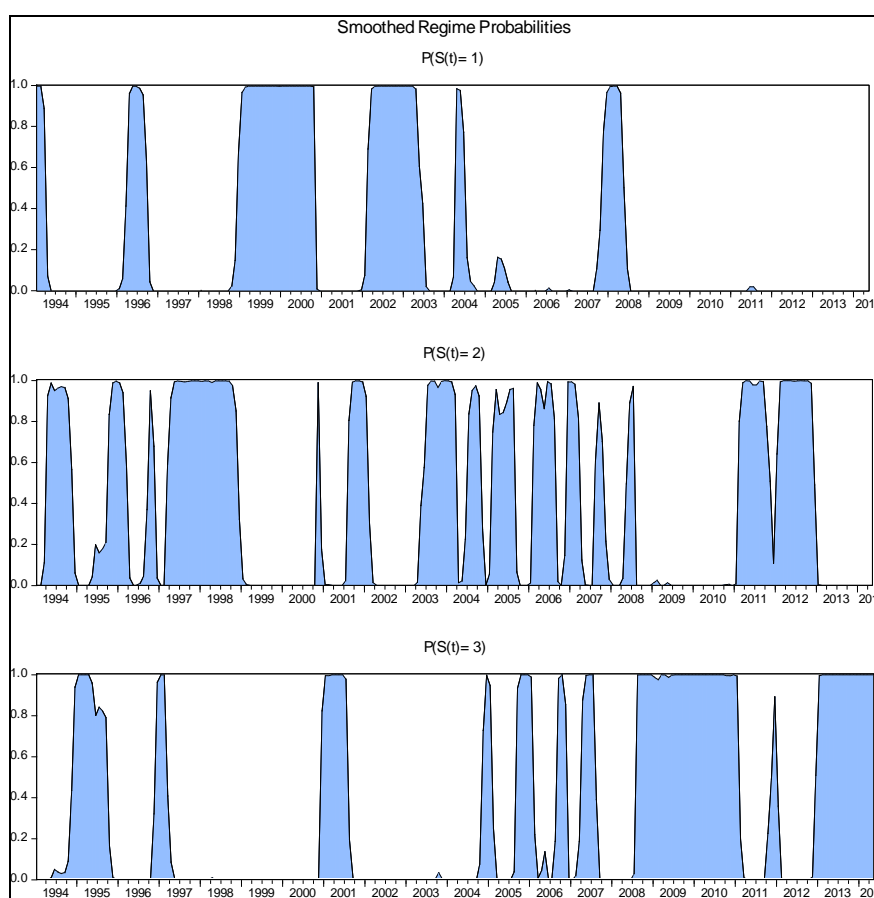


Figura 3: Períodos de permanência em cada regime

Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Além de crises mundiais, há também incertezas geradas no meio empresarial, como a ocasionada pela mudança de partido no governo brasileiro em 2002 e crises sanitárias, a exemplo da gripe A. Assim, fica mais difícil explicar os motivos específicos que fazem com que as relações entre preços de insumo e produto sejam afetadas. O que se pode afirmar é que

existe uma relação reconhecida pela literatura e evidenciada nos resultados das estimações desta pesquisa.

Esta relação é expressa quando há integração entre as séries. Para verificar a existência de cointegração entre as variáveis, preço da carne de frango congelada e preço do milho pago ao produtor, aplicaram-se os testes de raiz unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) aos resíduos da regressão (Tabela 4). Os testes ADF e Phillips-Perron rejeitam a hipótese de que não há raiz unitária, e o KPSS não rejeita a hipótese de estacionariedade dos resíduos. Isso significa que as variáveis são cointegradas em sua relação de longo prazo.

Tabela 4: Testes de estacionariedade do erro na relação de longo prazo

Teste	Valor da Estatística	Prob.	Valores críticos do teste		
			Nível 1%	Nível 5%	Nível 10%
Dickey-Fuller Aumentado (1)	-8.1017	0.0000	-3.4572	-2.8732	-2.5731
Phillips-Perron (1)	-7.6299	0.0000	-3.4571	-2.8732	-2.5731
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (2)	0.3058		0.7390	0.4630	0.3470

Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Nota: (1) MacKinnon (1996) *one-sided p-values*. (2) Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1).

Para verificar a relação de curto prazo da série, utiliza-se o modelo autorregressivo com Vetores de Correção de Erros (VEC) com duas defasagens. Pode-se verificar na tabela 5 que o preço do milho é transmitido em 4% para o preço do frango em um mês. Há, ainda, reajuste para mais de 15% em um mês e para menos de 19,8% no segundo em relação ao próprio preço no curto prazo.

Tabela 5: Estimação das relações de curto prazo entre as variáveis

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
C	0.0110	0.0078	1.4073	0.1607
VY(-1)	0.1519	0.0648	2.3439	0.0199
VY(-2)	-0.1978	0.0601	-3.2891	0.0012
VX1(-1)	0.0403	0.0085	4.7450	0.0000
VX1(-2)	0.0015	0.0081	0.1819	0.8558
ULP	0.5213	0.0850	6.1336	0.0000
R ²	0.2566	Média variável dependente		0.0149
R ² ajustado	0.2409	Desvio padrão variável dependente		0.1380
Erro padrão da regressão	0.1202	Critério de informação Akaike		-1.3744
Soma residual dos quadrados	3.4111	Critério Schwarz		-1.2879
Log verossimilhança	172.3080	Critério Hannan-Quinn		-1.3396
Estatística-F	16.2930	Durbin-Watson		1.7964
Prob (estatística-F)	0.0000	Wald estatística – F		16.7876
Prob (Wald estatística-F)	0.0000			

Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Nota: parâmetros da regressão: *Dependent Variable*: VY; *Method*: Least Squares; *Sample (adjusted)*: 1994M04 2014M05; *Included observations*: 242 after adjustments HAC standard errors & covariance (Prewhitening with lags = 0 from SIC maxlags = 6, Quadratic-Spectral kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

A transmissão de preços de 4% mostra que há assimetria entre o preço que os frigoríficos recebem pelo seu produto e o preço que pagam pelos insumos. Caldarelli (2013) fez uma análise entre a transmissão do preço do milho para o frango vivo, (conforme a figura 1, envolve os dois primeiros elos da cadeia produtiva do frango: insumo e pecuária) e verificou que do 40% do aumento no preço do milho é repassado para o preço do frango vivo. Tendo este trabalho analisado a transmissão de preço do primeiro elo para o terceiro, os resultados demonstram que a assimetria entre os preços aumenta conforme o distanciamento entre os elos analisados, ou seja, quanto mais distante início da cadeia maior a assimetria da transmissão do preço, sugerindo que no segundo processamento a transmissão seria menor.

Fato curioso ocorre com o coeficiente de ULP de 0,5213 positivo, essa circunstância ocorre devido a relação de longo prazo ter sido ajustada sob três regimes e não linearmente como na forma tradicional.

Após a estimação é preciso verificar a estacionariedade dos resíduos, para não validar uma regressão espúria. Assim, aplicaram-se os mesmos testes de raiz unitária da regressão de longo prazo, ADF, Philips-Perron e KPSS, aos resíduos da regressão de curto prazo. Os testes ADF e Philips-Perron rejeitam a hipótese de que não há raiz unitária, e o KPSS não rejeita a hipótese de estacionariedade dos resíduos (Tabela 6). Isso significa que as variáveis são cointegradas em sua relação de longo prazo.

Tabela 6: Testes de estacionariedade do erro nas relações de curto prazo

Teste	Valor da Estatística	Prob.	Valores críticos dos testes		
			Nível 1%	Nível 5%	Nível 10%
Dickey-Fuller Aumentado (1)	-13.9580	0.0000	-3.4572	-2.8732	-2.5731
Phillips-Perron (1)	-13.9379	0.0000	-3.4571	-2.8732	-2.5731
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (2)	0.1164		0.7390	0.4630	0.3470

Fonte: dados da pesquisa (2014).

Nota: (1) MacKinnon (1996) *one-sided p-values*. (2) Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1).

A partir das estimações das relações de longo e curto prazo, corrobora-se a teoria de que existe uma relação estável entre preços do insumo milho e da carne de frango. Porém, dado que as relações podem ser dinâmicas ao longo do tempo, a estimativa com *Regime Switching* de Markov pode ser um caminho para previsão dos preços da carne de frango congelada.

Além disso, as evidências empíricas sugerem que políticas de estabilização de preços dos insumos são benéficas ao mercado do frango, e que os elaboradores de políticas e produtores devem buscar compreender o mercado, para um melhor gerenciamento de riscos e aumento da rentabilidade.

5. Conclusão

O objetivo do artigo foi analisar a transmissão de preços do milho pago ao produtor para os preços de carne de frango congelada, no período de janeiro de 1994 a maio de 2014. Para estimar as relações de longo prazo selecionou-se o modelo de *regime switching* de Markov e para as relações de curto prazo utilizou-se o modelo VEC.

A partir da estimação de longo prazo, verificou-se a existência de 3 regimes no período da amostra. Os regimes 1 e 3 foram o mais persistentes, com duração média de 9 meses e probabilidades de permanência de 89%. O regime 2 é um regime intermediário, com probabilidade de 10% de ocorrer após qualquer um dos outros dois regimes. Constatou-se que ocorre uma importante transmissão de preços do milho para a carne de frango, especialmente no longo prazo, chegando a 90% no regime 3, 87% no regime 1 e 85% no regime 2.

No curto prazo, 1 mês, há uma transmissão de preços de 4%. Assim, variações de R\$ 1,00 no preço do milho em um determinado mês refletem em variações de R\$ 0,04 no preço da carne congelada de frango no mês seguinte. Há, ainda, reajuste para mais de 15% em um mês e para menos de 19,8% no segundo em relação ao próprio preço no curto prazo.

Como contribuições, destaca-se a amplitude da transmissão de preços, especialmente no longo prazo, entre o principal insumo da cadeia de produção de frango (milho) e o produto congelado. Além disso, o uso de um modelo não linear demonstra que as relações não são estáticas, alterando-se ao longo do tempo, o que abre um espaço importante para a gestão estratégica do estoque.

Quanto às limitações da pesquisa, uma crítica pode ser tecida à disponibilidade de séries de preços em nível nacional, que ainda é muito precária. Poucos institutos de pesquisa têm coletado dados e com diferente periodicidade, dificultando as estimações que possam refletir o panorama agropecuário do Brasil.

Para futuras pesquisas, sugere-se que o mesmo estudo seja realizado com dados de outros países, para verificar se o comportamento da transmissão de preços assemelha-se ao do Brasil.

6. Referências

- ABPA. Associação Brasileira de Proteína Animal. *Estatísticas*, 2014. Disponível em: <http://www.ubabef.com.br/estatisticas/frango/frango_estados_exportadores>. Acesso em: 18 abr. 2014.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEE Transactions on Automatic Control*, v.AC-19, n. 6, dez. 1974. 716-723.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, v.66, n. 1, jan. 1998. 47-78.
- BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Economics*, v.18, n. 1, 2003. 1-22.
- BELUSSO, D.; HESPANHOL, A. N. A evolução da avicultura industrial brasileira e seus efeitos territoriais. *Revista percurso - NEMO*, Maringá, v. 2, n. 1, p. 25-51, 2010.
- BLAUCH, B. Testing for food market integration revisited. *Journal of Development Studies*, n. 33, p. 477-487, 1997.
- BROSEN, B. W. et al. Marketing Margins and Price Uncertainty: The Case of the US Wheat Market. *American Journal of Agricultural Economics*, n. 67, p. 521-528, 1985.
- BUENO, R. D. L. D. S. *Econometria de séries temporais*. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- CALDARELLI, C. E. Integración y transmisión de precios entre los mercados de maíz y del pollo de engorde en Brasil. *Revista Galega de Economía*, v. 22, n. 2, p. 219-234, diciembre 2013.
- DICKEY, B. Y. D. A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, v. 49, p. 1057-1072, 1982.
- EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. *Recomendações técnicas para a produção, abate, processamento e comercialização de frangos de corte coloniais*, 2007. Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Ave/SistemaProducaoFrangosCorteColoniais/index.htm>>. Acesso em: 18 maio 2014.
- GARDNER, B. L. The Farm-Retail price Spread in a Competitive Food Industry. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 57, n. 3, p. 399-409, 1975.
- GARDNER, B. L.; BROOKS, K. M. Food prices and market integration in Russia: 1992-93. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 76, p. 641-646, 1994.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria básica*. 5. ed. Porto Alegre: McGraw Hill, 2011.

HAMILTON, J. D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357-84, 1989.

HARRISS, B. There is method in my madness: or it is vice-versa? Measuring agricultural market performance. *Food Research Institute Studies*, n. 16, p. 97-218, 1979.

HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. D. *Mudanças na distribuição espacial da produção de grãos, aves e suínos no Brasil: o papel do centro-oeste*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. Rio de Janeiro, p. 1-38. 1998.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Sistema IBGE de Recuperação Automática de dados - SIDRA*, 2014. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 18 maio 2014.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Ipeadata*, 2014. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 13 maio 2014.

KUAN, C.-M. *Lecture on the Markov Switching Model*, 2002. Disponível em: <http://homepage.ntu.edu.tw/~ckuan/pdf/Lec-Markov_note.pdf>. Acesso em: 14 julho 2014.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 159–178, 1992.

MACHADO, E. L.; MARGARIDO, M. A. Price transmission in international soybean market: the case of Brazil and Argentina. *Pesquisa & Debate*, SP, v. 12, n. 19, p. 92-106, 2001.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, v. 11, p. 601–618, April 1996.

MAPA. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. *Aves*, 2014. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/animal/especies/aves>>. Acesso em: 17 maio 2014.

MARTINS, A. P. *Transmissão de Preços na Cadeia Produtiva de Suínos*. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, p. 106. 2010.

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

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A simple positive semi-definitive, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v.55, n. 3, maio 1987. p.703-708.

PARANÁ. SEAB – Secretaria de Estado da Agricultura e do Abastecimento. *Milho - Análise da Conjuntura Agropecuária*, 2012. Disponível em: <http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/milho_12_13.pdf>. Acesso em: 20 abr 2014.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 2, n. 2, p. 335-346, 1988.

RAPSONMANIKIS, G.; HALLAM, D.; CONFORTI, P. *Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications*. FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO. ROME, p. 51-75. 2003.

RAVALLION, M. Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 68, n. 2, p. 292-307, 1986.

REZITIS, A. Mean and volatility spillover effects in Greek producer-consumer meat prices. *Applied Economic Letters*, v. 10, n. 6, p. 381-384, 2010.

REZITIS, A. N.; STAVROPOULOS, K. S. Price transmission and volatility in the Greek broiler sector: A Threshold Cointegration analysis. *Journal of Agricultural and Industrial Organization*, 2011.

RODRIGUES, A.; PAULO, E. Introdução à análise multivariada. In: CORRAR, L. J.; PAULO, E.; DIAS FILHO, J. M. *Análise multivariada para os cursos de Administração, Ciências Contábeis e Economia*. São Paulo: Atlas, 2009. p. 1-72.

SCHROETER, J. R.; AZZAM, A. Marketing Margins, Market Power, and Price Uncertainty. *American Journal of Agricultural Economics*, n. 73, p. 990-999, 1991.

SCHWARZ, G. Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, 1978.

SERRA, T.; GIL, J. M. Price volatility in food markets: can stock building mitigate price fluctuations? *European Review of Agricultural Economics*, v. 40, n. 3, 2012.

SEXTON, R.; KLING, C.; CARMAN, H. Market integration, efficiency of arbitrage and imperfect competition: methodology and application to US celery. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 73, p. 568-580, 1991.

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

UCHEZUBA, I. D.; JOOSTE, A.; WILLEMSE, J. Measuring Asymmetric Price and Volatility Spillover in the South African Broiler Market. *AAAE Third Conference/AEASA 48th Conference*, 2010. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/96434/2/179briol.pdf>>. Acesso em: 4 jun. 2014.

USDA. United States Department of Agriculture. *Soybeans: World Supply and Distribution*, 2014. Disponível em: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdReport.aspx?hidReportRetrievalName=Table+07%3a+Soybeans%3a+World+Supply+and+Distribution++++++++&hidReportRetrievalID=706&hidReportRetrievalTemplateID=8>>. Acesso em: 23 abr 2014.

VAVRA, P.; GOODWIN, B. K. Analysis of price transmission along the food chain. *OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers*, France, n. 3, 2005.

WOHLGENANT, M. K. Product heterogeneity and the relationship between retail and farm prices. *European Review of Agricultural Economics*, n. 26, p. 219-227, 1999.

WU, H.; QI, Y.; CHEN, D. A Dynamic Analysis of Influencing Factors in Price Fluctuation of Live Pigs: Based on Statistical Data in Sichuan Province, China. *Asian Social Science*, v. 8, n. 7, p. 256-262, 2012.

XU, S. W. et al. Price Transmission in China's Swine Industry with an Application of MCM. *Journal of Integrative Agriculture*, v. 11, n. 12, p. 2097-2106, 2012.

ZANIAS, G. Testing for integration in European Community agricultural product markets. *Journal of Agricultural Economics*, v. 44, p. 418-427, 1993.