

**Transmissão de preços dos insumos para a carne suína: análise com regime switching de markov****Price transmission of inputs for pork meat: analysis with markov regime switching**

DOI:10.34117/bjdv5n9-223

Recebimento dos originais: 24/08/2019

Aceitação para publicação: 30/09/2019

**Laércio Juarez Melz**

Instituição: Universidade do Estado de Mato Grosso

E-mail: laercio@unemat.br

**Tiane Alves Rocha Gastardelo**

Instituição: Universidade do Estado de Mato Grosso

E-mail: tiane.alves@unemat.br

**Camyla Piran Stiegler Leitner**

Instituição: Universidade do Estado de Mato Grosso

E-mail: camyla@unemat.br

**Roberta Leal Raye Cargnin**

Instituição: Universidade do Estado de Mato Grosso

E-mail: roberta.raye@unemat.br

**RESUMO**

Brasil é um dos maiores produtores de carne suína do mundo. Na cadeia de produção de carne suína, os insumos mais importantes são milho e soja. O objetivo deste artigo é analisar a transmissão de preços dos insumos para o preço do suíno à venda no atacado. Foram coletados dados de julho de 1994 a maio de 2014. A análise de transmissão foi baseada no modelo analítico de Garden (1995). A relação de longo prazo foi estimada com modelo de Markov *Switching Autorregressive* (MSA), com dois regimes. A relação de curto prazo foi estimada com Vetor de Correção de Erros (VEC), com quatro defasagens. As evidências confirmam que há dois regimes de transmissão de preços de milho e soja para suínos no longo prazo. No primeiro regime, 20% do preço do milho e 50% do preço do soja são transmitidos ao preço do suíno vendido no atacado. No segundo regime, 29% do preço do milho e 38% do preço do soja são transmitidos ao preço do suíno. No entanto, no curto prazo, a transmissão de preços não pode ser confirmada.

**Palavras-chave:** Suinocultura. Modelos não lineares. Regimes de Markov.

**ABSTRACT**

Brazil is one of largest pork producers in the world. In pork production chain, the most important inputs are corn and soybean. The goal of this paper is to analyze the price transmission from inputs to the price of pork to wholesale. We collected data from July, 1994 to May, 2014. The transmission analysis was based in Garden's (1995) analytic model. The

long-run relationship was estimate with Markov Switching Autoregressive (MSA) model, with two regimes. The short-run relationship was estimated with Vector Error-Correction (VEC), with four lags. Evidences confirm that there are two regimes of long-run price transmission from corn and soybean to pork. In the first regime, 20% of corn and 50% of soybean prices are transmitted to pork. In the second regime, 29% of corn and 38% of soybean prices are transmitted to pork's price. However, in short-run, price transmission cannot be confirmed.

**Keywords:** Pork breeding. Nonlinear models. Markov's regimes.

## 1. INTRODUÇÃO

Das carnes, a suína é a mais consumida no mundo, mesmo com restrições ao consumo em alguns países, devido aos hábitos e às proibições religiosas e dogmáticas (GERVASIO, 2013). Países desenvolvidos, como Alemanha, Japão e Itália tem importado grande parte da carne suína comercializada mundialmente. Em 1995, Alemanha era o maior importador, com 17,1% de participação, seguida pelo Japão (14,5%), Itália (12,6%) e Rússia (11,4%). Contudo, a entrada de novos compradores no mercado fez com que, em 2011, estes países passassem a importar menos, a Alemanha comprou 9,4% do total comercializado internacionalmente, o Japão 8,8%, a Itália 8,8% e a Rússia 6,1%. Por outro lado, países em desenvolvimento, como Hong Kong, México, Coréia do Sul e Polônia, com baixa participação nas compras mundiais, apresentaram aumentos de 58,2%, 296%, 357% e 378%, respectivamente, nas importações mundiais, entre 1995 e 2011 (UNITED NATIONS, 2014).

Entre 1995 e 2012, algumas mudanças na composição dos principais exportadores aconteceram. A Dinamarca, que era o maior exportador em 1995, com 18,4% do mercado, teve decrescente participação, deixando seu posto para os Estados Unidos, em 2008, e para Alemanha, em 2009, que passou a ser o maior exportador mundial da carne suína, mantendo-se na posição até 2011, com 15,9% do total. Os Estados Unidos, com 14,6%, vêm em segundo no *ranking*, de 2009 a 2011. O Brasil era o nono colocado no *ranking* em 1995, com 0,8% de participação. Sua maior participação aconteceu em 2002, com 6,9% das exportações. Em 2011, o país participava com 4,5% das exportações mundiais. Comparando o crescimento percentual de participação, o Brasil teve 464,9% de acréscimo no volume vendido, a Alemanha 319,3%, os Estados Unidos 131,5% e Dinamarca -41,2%, entre 1995 e 2012 (UNITED NATIONS, 2014).

As exportações brasileiras, em 1995, foram destinadas, principalmente, para Hong Kong, Argentina e Uruguai, com 58,2%, 27,6% e 6,0%, respectivamente. Em 2012, os principais importadores da carne suína brasileira foram Ucrânia (24,65%), Rússia (22,59%) e Hong Kong (21,26%).

O mercado interno brasileiro consome mais produtos processados de carne suína em detrimento da carne *in natura*. Segundo Miele e Machado (2010), a suinocultura participa com 1% do Produto Interno Bruto (PIB) e 3% do PIB do agronegócio do Brasil. A produção de carne suína está concentrada na região Sul do Brasil, onde se criam, aproximadamente, 37 milhões de cabeças (ABPA, 2014). Há, porém, um movimento crescente da produção em estados da região Centro-Oeste, como Goiás e Mato Grosso, justificado pela busca de insumos baratos para a produção, principalmente o milho (LOPES, 1997; MELZ; GASTARDELO; MARION FILHO, 2014; SARAIVA, 2012).

A ração é um insumo importante na suinocultura. Composta principalmente por milho e soja, representa 58% do custo de produção do leitão (EMBRAPA, 2014). Entre os compostos da ração, o milho representa 75% do peso da ração consumida e o farelo de soja 21% (EMBRAPA, 2003). 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 (UNITED STATES OF AMERICA, 2016). 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 (YAGUSHI, 2012).

Assim, constata-se que o Brasil é um importante produtor mundial de soja e milho, insumos importantes na produção de ração para suínos, mas pouco tem se estudado sobre a relação entre os preços. Por isso, a pesquisa tem como objetivo analisar a transmissão de preços do milho e soja pagos ao produtor para a carne suína vendida no atacado, 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 esta 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 a partir de um modelo analítico para um mercado em concorrência perfeita, que se equilibra a cada mudança de oferta e demanda, introduzido por Gardner (1975). 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 (RAPSOMANIKIS; 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, Kling e Carman (1991), Zantias (1993), Gardner e Brooks (1994), 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 Brorsen et al. (1985), Wohlgenant (1999), 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) e Luoma, Luoto e Taipale (2004), tem procurado 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<sup>1</sup>, 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 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 suíno 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 (2003) e Rezitis e Stavropoulos (2011) 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 (2013) na bovinocultura da Espanha. Todos os autores utilizaram modelos Autorregressivos 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

---

<sup>1</sup> Premix é um complexo de nutrientes, minerais e vitaminas que é adicionado à alimentação dos animais para melhorar seu desempenho. No artigo os autores denominaram "*compound feed for fattening pig*"

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, 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 preços 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 e do soja para o preço da carne suína no atacado. Uma série temporal pode ser definida como uma sequência de pontos de dados, medida geralmente em épocas sucessivas, espaçada em intervalos de tempo uniforme, 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).

$$\log(y_t) = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_{11} \log(x_1) + \beta_{21} \log(x_2) + u_1 & \text{se } S_t = 1 \\ \alpha_2 + \beta_{12} \log(x_1) + \beta_{22} \log(x_2) + u_2 & \text{se } S_t = 2 \\ \alpha_3 + \beta_{13} \log(x_1) + \beta_{23} \log(x_2) + u_3 & \text{se } S_t = 3 \end{cases} \quad (1)$$

na qual:

$\alpha$  : é o intercepto;

$\beta$  : é o coeficiente das variáveis independentes;

$y$  : é o preço médio para o atacado de carne suína, por kg em São Paulo;

$x_1$  : é o preço médio da saca de milho de 60 kg, recebido pelo agricultor no Paraná;

$x_2$  : é o preço médio da saca de soja de 60 kg, recebido pelo agricultor no Paraná;

$u$  : 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 o 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. Os modelos com logaritmos permitem uma interpretação dos coeficientes na forma de percentual (GREENE, 2002).

O VECM estimado para a análise econômica de curto prazo resulta do aprimoramento do modelo vetorial 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 (2).

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha_t + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \beta_4 \Delta y_{t-4} + \beta_5 \Delta x_{1\ t-1} + \beta_6 \Delta x_{1\ t-2} \\ & + \beta_7 \Delta x_{1\ t-3} + \beta_8 \Delta x_{1\ t-4} + \beta_9 \Delta x_{2\ t-1} + \beta_{10} \Delta x_{2\ t-2} + \beta_{11} \Delta x_{2\ t-3} \\ & + \beta_{12} \Delta x_{2\ t-4} + ulp_t \end{aligned} \quad (2)$$

na qual:

$\alpha$  : é o intercepto;

$\beta$  : é o coeficiente das variáveis independentes;

$y$  : é o preço médio para o atacado de carne suína, por kg em São Paulo;

$x_1$  : é o preço médio da saca de milho de 60 kg, recebido pelo agricultor no Paraná;

$x_2$  : é o preço médio da saca de soja de 60 kg, recebido pelo agricultor no Paraná;

$ulp$  : é o termo de erro da equação de longo prazo (Vetor de Correção de Erro).

Para verificar a estacionariedade das variáveis, utiliza-se os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste KPSS e teste de Phillips-Perron (DICKKEY; FULLER, 1981; KWIATKOWSKI et al., 1992; PHILLIPS; PERRON, 1988). Os testes ADF e Phillips-Perron testam a hipótese nula, ou seja, 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). Justifica-se a escolha pela confiabilidade do IPEA e pela indisponibilidade de dados em nível nacional. O período de análise é de julho de 1994 a maio de 2014, totalizando 239 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 (RODRIGUES; 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

<b>Informação</b>	<b>Função (em MS Excel)</b>	<b>Frango Congelado (R\$/kg)</b>	<b>Milho (saca 60kg)</b>
Média	=MÉDIA(MATRIZ)	3,02	13,70
Desvio Padrão	=DESVPAD.P(MATRIZ)	1,28	5,77
Mínimo	=MENOR(MATRIZ;1)	- 1,47	- 1,60
Máximo	=MAIOR(MATRIZ;1)	2,43	2,29

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, foram estimados modelos com quebras estruturais propostos por Bai; Perron, (1998, 2003) e modelos com 3 regimes de Markov, conforme Hamilton (1989). O melhor ajuste foi apresentado pelo modelo com 2 regimes de Markov para o longo prazo e o VEC com duas defasagens. Para a seleção deste modelo foram utilizados os critérios de informação de Akaike, Schwartz e Hannan-Quinn, os quais são apresentados nos resultados (AKAIKE, 1974; HANNAN; QUINN, 1979; SCHWARZ, 1978).

#### **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Considerando-se que a cadeia produtiva de suínos inclui os elos de insumos, pecuária, processamento, distribuição e consumo, compreende-se que os elos abarcados pela transmissão de preços aqui investigada incluem os três primeiros (INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL; INSTITUTO BRASILEIRO DA QUALIDADE E PRODUTIVIDADE; GRUPO DE ESTUDOS E PESQUISAS AGROINDUSTRIAIS DA UFSCAR, 2002; MELZ et al., 2014; TALAMINI; PEDROZO; SILVA, 2005).

O segmento insumos inclui a produção de grãos, de premix, máquinas e implementos e instalações. Porém, o estudo se limita a verificar a transmissão de preços dos principais componentes da ração, milho e soja. 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 destes insumos é pago pela agroindústria de abate, quando existem contratos

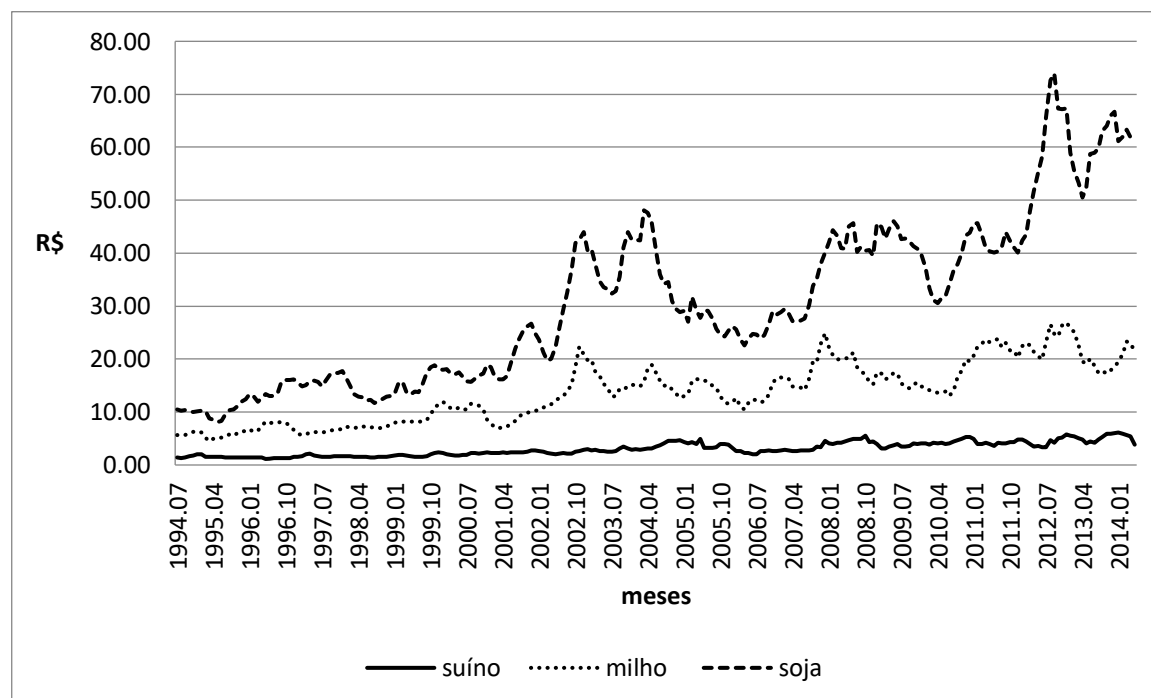
com pequenos produtores que prestam o serviço de engorda. Este custo pode ser do suicultor, quando independente, ou da cooperativa, quando cooperado (MELZ et al., 2014).

O segmento pecuária inclui a produção de matrizes e suínos para terminação, fornecidos pelas agroindústrias. Neste elo da cadeia o pecuarista pode atuar como prestador de serviços, como cooperado ou como produtor independente. As informações de preços do suíno para o produtor estão disponíveis no banco de dados do IPEA (2014).

O foco da pesquisa inclui também o abate e o primeiro processamento, ou seja, a transformação dos animais em carne, que pode ser vendida refrigerada ou congelada. A carne refrigerada tem menor tempo de conservação, o que limita a comercialização internacional.

A figura 1 apresenta a evolução mensal dos preços do suíno (no atacado), do soja e do milho ao longo dos anos. É possível visualizar períodos de sazonalidade nas séries dos grãos, e que os preços do suíno variaram menos do que o do milho e do soja pagos ao produtor ao longo dos anos. A média de preços do suíno ficou em torno de R\$ 3,01/kg, apresentando em janeiro de 2014 o maior preço da série, R\$ 6,13/kg. O milho teve preço médio de R\$ 13,70/sc e seu preço máximo foi de R\$ 26,92/sc, em dezembro de 2012. O soja teve preço médio de R\$ 30,60/sc e máximo de R\$ 73,92/sc, em setembro de 2012.

Figura 1 – Evolução dos preços do suíno, do milho e do soja (jul. 1994 – mai. 2014)



Fonte: Dados da pesquisa (2014).

A tabela 2 trás os resultados da regressão estimada para o longo prazo utilizando Markov *Switching* com dois regimes. Nela, observa-se que as probabilidades indicam que a transmissão de preços é significativa, ao nível de 5%, em todos os regimes. Pela análise dos coeficientes é possível verificar que 20% das variações no preço do milho são transmitidas ao preço do suíno, no regime 1, e 29% das variações do mesmo, no regime 2. Metade (50%) das variações no preço do soja são transmitidas para o preço do suíno no regime 1 e 38% no regime 2. Isso significa que existem períodos nos quais o preço do milho exerce maior pressão no preço do suíno, no regime 2. Contudo, os resultados demonstram que o soja exerce maior influência nas variações de preços dos suínos, dado seu coeficiente maior nos dois regimes, sendo acentuado quando ocorre o regime 1.

Tabela 2 – Estimação das relações de longo prazo

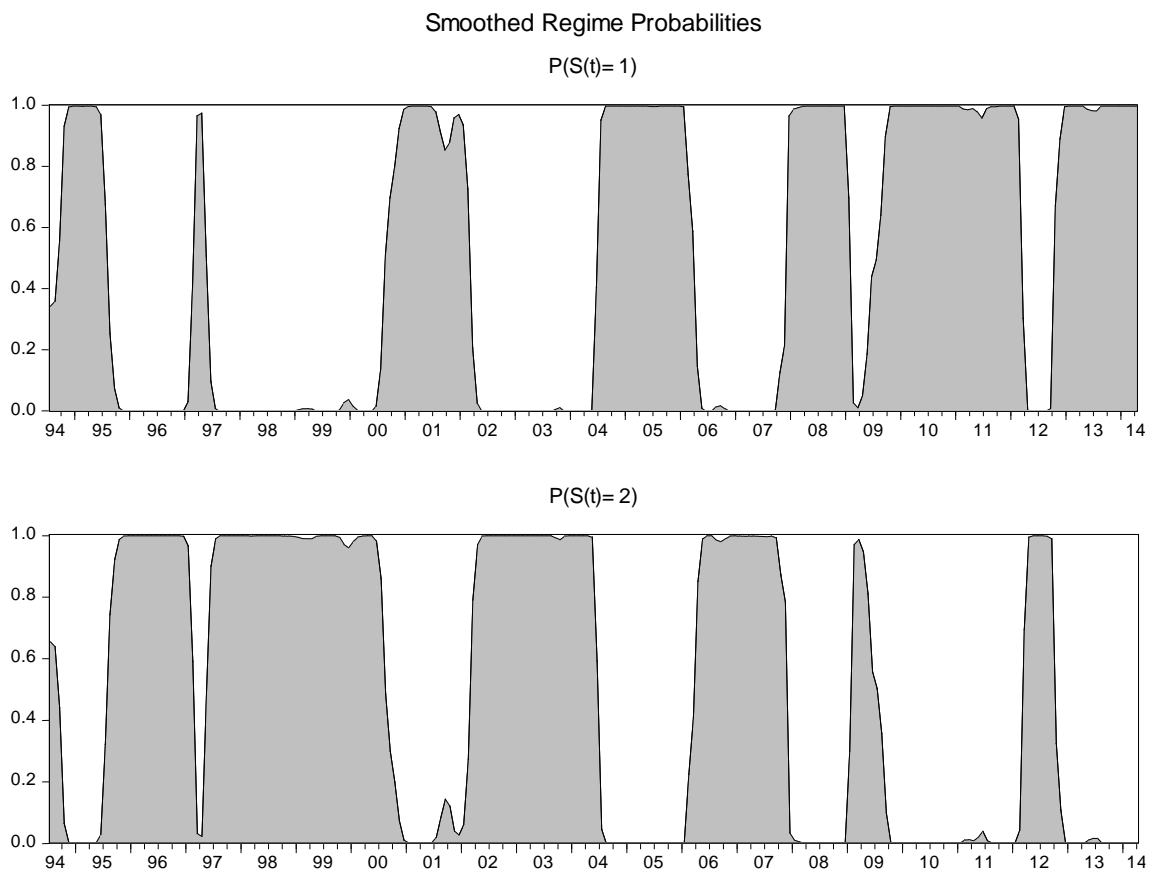
Regimes	Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão	Estatística z	Probabilidade
Regime 1	C	-0.4312	0.0453	-9.5281	0.0000
	LX1	0.2064	0.0930	2.2189	0.0265
	LX2	0.5000	0.0808	6.1913	0.0000
	LOG(SIGMA)	-2.8471	0.0722	-39.4513	0.0000
Regime 2	C	-0.4962	0.0342	-14.5153	0.0000
	LX1	0.2947	0.0928	3.1738	0.0015
	LX2	0.3828	0.0799	4.7901	0.0000
	LOG(SIGMA)	-3.0277	0.0743	-40.7542	0.0000
Parâmetros da Matriz de Transição	P11-C	2.8395	0.4413	6.4342	0.0000
	P21-C	-2.7808	0.4157	-6.6889	0.0000
<i>Mean dependent var</i>		0.4387	<i>S.D. dependent var</i>		0.1915
<i>S.E. of regression</i>		0.0591	<i>Sum squared resid</i>		0.8024
<i>Durbin-Watson stat</i>		0.5845	<i>Log likelihood</i>		327.0552
<i>Akaike info criterion</i>		-2.6643	<i>Schwarz criterion</i>		-2.5184
<i>Hannan-Quinn criter.</i>		-2.6055			

Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Nota: LX1 é o logaritmo do preço do milho, LX2 é o logaritmo do preço do soja. Parâmetros estimados com as configurações: *Dependent Variable: LY; Method: Switching Regression (Markov Switching); Sample: 1994M07 2014M04; Included observations: 238; Number of states: 2; 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=1747443627); Convergence achieved after 42 iterations.*

Os períodos de permanência dos regimes podem ser verificados na figura 2, e a probabilidade de permanência dentro do regime é apresentado na tabela 3. Com base nos resultados da tabela 3 é possível visualizar que os regimes 1 e 2 possuem força semelhante, sendo o regime 1 ligeiramente mais forte, com 94,48% de chances da transmissão dos preços permanecer nele durante, aproximadamente, 18 meses, antes de mudar para o próximo regime. O regime 2 tem 94,16% de probabilidade de continuar existindo. A média de permanência neste regime é de 17 meses.

Figura 2 – Períodos de permanência em cada regime



Fonte: Dados da pesquisa (2014).

Tabela 3 – Probabilidade de permanência no regime

<b>Regime</b>	<b>1</b>	<b>2</b>
<b>1</b>	<b>0.9448</b>	0.0552
<b>2</b>	0.0584	<b>0.9416</b>
<b>Duração esperada em meses</b>	18.107	17.131
	3	9

Fonte: Dados da pesquisa (2014).

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

Algumas crises internacionais impactaram nos fluxos comerciais e geraram perturbações que permearam o período de análise. 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. Os países da Ásia e a Rússia são grandes consumidores de carne suína e o reflexo das crises naqueles países afetaram os países fornecedores, incluindo o Brasil, cujo mercado asiático sempre foi um importante destino. O período coincide com maior ocorrência do regime 2, no qual a influência do soja é menor do que a do milho.

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. Este período coincide com a permanência no regime 1, que tem maior influência do preço do soja.

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, aplicaram-se os testes de raiz unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF), Philips-Perron e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) aos resíduos da regressão (

Tabela 4). 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. 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)	-6.3479	0.0000	-3.4572	-2.8732	-2.5731
Phillips-Perron (1)	-6.1108	0.0000	-3.4571	-2.8732	-2.5731
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (2)	0.3290		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), comparando os critérios de informação de Akaike, Schwartz e Hannan-Quinn, incluindo as variáveis com uma a seis defasagens, pois, o ciclo completo de produção de um leitão pronto para o abate é de até 180 dias. Selecionou-se o modelo com quatro defasagens, que apresentou melhores índices de ajustes com base nos três critérios de informação (Tabela 5).

Tabela 5 – Seleção do número de defasagens para o modelo

Critérios	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6
Akaike	0.2554	0.2630	0.2215	<b>0.1239</b>	0.1289	0.1355
Schwarz	0.3288	0.3807	0.3840	<b>0.3312</b>	0.3815	0.4336
Hannan-Quinn	0.2850	0.3105	0.2870	<b>0.2075</b>	0.2308	0.2557

Fonte: Dados da pesquisa (2014).

A partir da seleção do modelo com quatro defasagens, pode-se verificar, na tabela 6, que, no curto prazo, somente 3% do preço do soja é transmitido para o preço do suíno, ainda assim, após quatro meses. Pode-se observar que existem flutuações naturais de preço do suíno para o atacado no curto prazo, sendo significativos no primeiro, terceiro e quarto meses anteriores. Assim, entende-se que, mesmo havendo uma relação de longo prazo entre os preços, esta relação não é importante no curto prazo.

Tabela 6 – Estimação das relações de curto prazo entre as variáveis

Variáveis	Coeficientes	Erro padrão	Estatística <i>t</i>	Probabilidade
C	0.0074	0.0233	0.3159	0.7524
VY(-1)	<b>-0.2517</b>	<b>0.0866</b>	<b>-2.9063</b>	<b>0.0040</b>
VY(-2)	0.0068	0.0610	0.1113	0.9115
VY(-3)	<b>-0.1522</b>	<b>0.0522</b>	<b>-2.9176</b>	<b>0.0039</b>
VY(-4)	<b>-0.2347</b>	<b>0.0556</b>	<b>-4.2242</b>	<b>0.0000</b>
VX1(-1)	0.0368	0.0204	1.8002	0.0732
VX1(-2)	-0.0309	0.0161	-1.9185	0.0564
VX1(-3)	-0.0036	0.0249	-0.1452	0.8847
VX1(-4)	-0.0107	0.0196	-0.5441	0.5869
VX2(-1)	0.0089	0.0099	0.8976	0.3704
VX2(-2)	0.0135	0.0170	0.7924	0.4290
VX2(-3)	0.0221	0.0122	1.8172	0.0706
VX2(-4)	<b>0.0321</b>	<b>0.0115</b>	<b>2.7999</b>	<b>0.0056</b>
ULP	<b>3.1025</b>	<b>0.5279</b>	<b>5.8774</b>	<b>0.0000</b>
<i>R-squared</i>	0.4123	<i>Mean dependent var</i>		0.0156
<i>Adjusted R-squared</i>	0.3774	<i>S.D. dependent var</i>		0.3169
<i>S.E. of regression</i>	0.2500	<i>Akaike info criterion</i>		0.1239
<i>Sum squared resid</i>	13.6929	<i>Schwarz criterion</i>		0.3312
<i>Log likelihood</i>	-0.4328	<i>Hannan-Quinn criter.</i>		0.2075
<i>F-statistic</i>	11.8187	<i>Durbin-Watson stat</i>		1.4476
<i>Prob(F-statistic)</i>	0.0000	<i>Wald F-statistic</i>		6.8843
<i>Prob(Wald F-statistic)</i>	0.0000			

Fonte: Dados da Pesquisa (2014).

Nota: Os parâmetros estimados na regressão foram: *Dependent Variable: VY; Method: Least Squares; Sample (adjusted): 1994M10 2014M04; Included observations: 233 after adjustments; HAC standard errors & covariance (Quadratic-Spectral kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)*

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 7). Isso significa que as variáveis são cointegradas em sua relação de longo prazo.

Tabela 7 – 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)	-7.4264	0.0000	-3.4572	-2.8732	-2.5731
Phillips-Perron (1)	-12.0484	0.0000	-3.4571	-2.8732	-2.5731
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (2)	0.2927		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 dos insumos, milho e soja, com o preço do suíno vendido no atacado. 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.

## 5. CONCLUSÃO

O objetivo do artigo foi analisar a transmissão de preços do milho e do soja pagos ao produtor para o preço do suíno vendido no atacado, no período de julho de 1994 a maio de 2014. Para estimar as relações de longo prazo utilizou-se o modelo de *regime switching* de Markov e para as relações de curto prazo o modelo VEC.

Conclui-se que ocorre transmissão de preços do milho e do soja para o suíno, especialmente no longo prazo, chegando a 50% do soja e 20% do milho, no regime 1, e 38% do soja e 29% do milho, no regime 2. Portanto, há maior influência do preço do soja nos dois regimes. No curto prazo há transmissão 3% do preço do soja para o suíno, mas isso só ocorre no quarto mês. Isso demonstra que existe pouca ou nenhuma transmissão de preços no curto prazo.



Como contribuições, destaca-se a amplitude da transmissão de preços, especialmente no longo prazo, entre os principais insumos da cadeia de produção de carne suína (milho e soja) e o produto final. 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.

#### REFERÊNCIAS

- ABPA. **Mercado Interno de Carne Suína**. 2014. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br/pt/estatisticas/mercado-interno.html>>. Acesso em: 14 set. 2013.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, [s. l.], v. 19, n. 6, p. 716–723, 1974. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=1100705>>. Acesso em: 25 maio. 2014.
- BAI, Jushan; PERRON, Pierre. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. **Econometrica**, [s. l.], v. 66, n. 1, p. 47–78, 1998. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2998540>>
- BAI, Jushan; PERRON, Pierre. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, [s. l.], v. 18, n. 1, p. 1–22, 2003. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1002/jae.659>>. Acesso em: 25 maio. 2014.
- BROSEN, B. Wade et al. Marketing Margins and Price Uncertainty: The Case of the U.S. Wheat Market. **American Journal of Agricultural Economics**, [s. l.], v. 67, p. 521–528, 1985.
- BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- CALDARELLI, Carlos Eduardo. Integración y transmisión de precios entre los mercados de maíz y del pollo de engorde en Brasil. **Revista Galega de Economía**, [s. l.], v. 22, n. 2, p.

- 219–234, 2013. Disponível em: <[http://www.usc.es/econo/RGE/Vol22\\_2/castelan/art10c.pdf](http://www.usc.es/econo/RGE/Vol22_2/castelan/art10c.pdf)>. Acesso em: 13 set. 2014.
- DICKEY, B. Y. David A.; FULLER, Wayne A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, [s. l.], v. 49, p. 1057–1072, 1981.
- EMBRAPA. **Sistema de produção de suínos**. 2003. Disponível em: <<http://www.cnpsa.embrapa.br/SP/suinos/index.html>>. Acesso em: 13 set. 2014.
- EMBRAPA. **Análise dos concorrentes**. 2014. Disponível em: <<http://www.cnpsa.embrapa.br/cias/>>. Acesso em: 9 jul. 2014.
- GARDNER, B. L.; BROOKS, K. M. Food-Prices and Market Integration in Russia - 1992-93. **American Journal of Agricultural Economics**, [s. l.], v. 76, p. 641–646, 1994.
- GARDNER, Bruce L. The Farm-Retail Price Spread in a Competitive Food Industry. **American Journal of Agricultural Economics**, [s. l.], v. 57, n. 3, p. 399–409, 1975. Disponível em: <<http://www.jstor.org/discover/10.2307/1238402?uid=37656&uid=3737664&uid=2129&uid=2134&uid=5909624&uid=2&uid=70&uid=3&uid=67&uid=37655&uid=62&sid=21104158806861>>. Acesso em: 13 set. 2014.
- GERVASIO, E. W. **Suínocultura: Análise da Conjuntura Agropecuária**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <[http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/SuinoCultura\\_2012\\_2013.pdf](http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/SuinoCultura_2012_2013.pdf)>. Acesso em: 10 out. 2014.
- GREENE, William H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002.
- GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.
- HAMILTON, James D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. **Econometrica**, [s. l.], v. 57, n. 2, p. 357–84, 1989. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/econ/emetrp/v57y1989i2p357-84.html>>. Acesso em: 24 jun. 2014.
- HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society Series B**, [s. l.], v. 41, p. 190–195, 1979. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2985032>>
- INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL; INSTITUTO BRASILEIRO DA QUALIDADE E PRODUTIVIDADE; GRUPO DE ESTUDOS E PESQUISAS AGROINDUSTRIAIS DA UFSCAR. **Análise da**

**competitividade da cadeia agroindustrial de carne suína no Estado do Paraná.** Curitiba: IPARDES; IBQP; GEPAI, 2002. Disponível em: <[http://www.ipardes.gov.br/biblioteca/docs/cadeia\\_agroindustrial\\_suina\\_relatorio.pdf](http://www.ipardes.gov.br/biblioteca/docs/cadeia_agroindustrial_suina_relatorio.pdf)>.

Acesso em: 5 dez. 2016.

IPEA. **Ipeadata.** 2014. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 13 set. 2014.

KUAN, Chung Ming. **Lecture on the Markov Switching Model.** 2002. Disponível em: <[http://homepage.ntu.edu.tw/~ckuan/pdf/Lec-Markov\\_note.pdf](http://homepage.ntu.edu.tw/~ckuan/pdf/Lec-Markov_note.pdf)>. Acesso em: 13 set. 2014.

KWIATKOWSKI, Denis et al. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of econometrics**, [s. l.], v. 54, p. 159–178, 1992.

LOPES, Ricardo Luis. **Suinocultura no estado de Goiás: uma aplicação do modelo de localização.** 1997. ESALQ/USP, Piracicaba, 1997. Disponível em: <<http://esalqlog.esalq.usp.br/files/biblioteca/arquivo1177.pdf>>

LUOMA, Arto; LUOTO, Jani; TAIPALE, Marko. **Threshold cointegration and asymmetric price transmission in Finnish beef and pork markets:** Working papers. Helsinki: Pellervo Economic Research Institute, 2004. Disponível em: <[http://ptt.fi/dokumentit/tp70\\_09080609.pdf](http://ptt.fi/dokumentit/tp70_09080609.pdf)>. Acesso em: 13 set. 2014.

MACHADO, Eduardo Luiz; MARGARIDO, Mario Antonio. Seasonal price transmission in soybean international market: the case of Brazil and Argentina. **Pesquisa & Debate**, [s. l.], v. 12, n. 19, p. 92–106, 2001. Disponível em: <<http://revistas.pucsp.br/index.php/rpe/article/viewFile/12010/8700>>

MARTINS, Alexandra Pereira. **Transmissão de preços na cadeia produtiva de suínos.** 2010. Universidade Federal de Viçosa, [s. l.], 2010. Disponível em: <[http://www.tede.ufv.br/tesesimplificado/tde\\_arquivos/6/TDE-2011-05-26T083101Z-3049/Publico/texto completo.pdf](http://www.tede.ufv.br/tesesimplificado/tde_arquivos/6/TDE-2011-05-26T083101Z-3049/Publico/texto completo.pdf)>. Acesso em: 13 set. 2014.

MELZ, Laércio Juarez et al. Análise das estruturas de governança e transações na suinocultura em Nova Mutum-MT. In: CONGRESSO DA SOBER 2014, Goiânia. **Anais...** Goiânia: SOBER, 2014. Disponível em: <<http://icongresso.itarget.com.br/tra/arquivos/ser.4/1/2857.pdf>>. Acesso em: 28 fev. 2015.

MELZ, Laércio Juarez; GASTARDELO, Tiane Alves Rocha; MARION FILHO, Pascoal José. Evolução da concentração espacial dos rebanhos de suínos no Brasil entre 1990 e 2012. In: CONGRESSO DA SOBER 2014, Goiânia. **Anais...** Goiânia: SOBER, 2014. Disponível em: <<http://icongresso.itarget.com.br/tra/arquivos/ser.4/1/2858.pdf>>. Acesso em: 5 set. 2014.

NEWAY, Whitney K.; WEST, Kenneth D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, [s. l.], v. 55, n. 3, p. 703, 1987. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1913610?origin=crossref>>. Acesso em: 26 jun. 2014.

PHILLIPS, Peter C. B.; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, [s. l.], v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988. Disponível em: <<http://biomet.oxfordjournals.org/content/75/2/335>>. Acesso em: 24 maio. 2014.

RAPSOMANIKIS, George; HALLAM, David; CONFORTI, Piero. Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. In: **Commodity market review 2003-2004**. Rome: FAO, 2003. p. 187–217.

RAVALLION, Martin. Testing Market Integration. **American Journal of Agricultural Economics**, [s. l.], v. 68, p. 102, 1986. Disponível em: <<http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=4591901&site=ehost-live>>

REZITIS, Anthony. Mean and volatility spillover effects in Greek producer-consumer meat prices. **Applied Economics Letters**, [s. l.], v. 10, p. 381–384, 2003.

REZITIS, Anthony N.; STAVROPOULOS, Konstantinos S. Price Transmission and Volatility in the Greek Broiler Sector: A Threshold Cointegration Analysis. **Journal of Agricultural & Food Industrial Organization**, [s. l.], v. 9, n. 1, 2011. Disponível em: <<http://papers.ssrn.com/abstract=1891734>>. Acesso em: 13 set. 2014.

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

SARAIVA, Marcio Balduino. **Índice de desempenho competitivo da suinocultura das principais regiões produtoras de Mato Grosso: análise dos fatores determinantes**. 2012. Dissertação (Mestrado em Agronegócio e Desenvolvimento Regional) -- Universidade Federal de Mato Grosso - UFMT, Cuiabá, 2012.

SCHROETER, John; AZZAM, Azzeddine. Marketing Margins, Market Power, and Price Uncertainty. **American Journal of Agricultural Economics**, [s. l.], 1991. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1242426>>

SCHWARZ, Gideon. Estimating the Dimension of a Model. **The Annals of Statistics**, [s. l.], v. 6, p. 461–464, 1978.

SERRA, Teresa; GIL, José M. Price volatility in food markets: Can stock building mitigate

price fluctuations? **European Review of Agricultural Economics**, [s. l.], v. 40, p. 507–528, 2013.

SEXTON, Richard J.; KLING, Catherine L.; CARMAN, Hoy F. Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition: Methodology and Application to U.S. Celery. **American Journal of Agricultural Economics**, [s. l.], v. 73, p. 568–580, 1991. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1242810>>

TALAMINI, Edson; PEDROZO, Eugenio Avila; SILVA, Andrea Lado Da. Supply chain management and food safety: exploratory research into Brazil's pork export supply chain. **Gestão & Produção**, [s. l.], v. 12, n. 1, p. 107–120, 2005. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0104-530X2005000100010&lng=en&nrm=iso&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-530X2005000100010&lng=en&nrm=iso&tlng=pt)>. Acesso em: 5 set. 2014.

TSAY, Ruey S. **Analysis of Financial Time Series**. 3. ed. New Jersey: Wiley, 2010. Disponível em: <<http://www.wiley.com/WileyCDA/WileyTitle/productCd-EHEP002380.html>>

UCHEZUBA, I. D.; JOOSTE, Andre; WILLEMSE, Johan. Measuring Asymmetric Price and Volatility Spillover in the South African Broiler Market. **2010 AAAE Third Conference/AEASA 48th Conference, September 19-23, 2010, Cape Town, South Africa**, [s. l.], 2010. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/ags/aaae10/96434.html>>. Acesso em: 13 set. 2014.

UNITED NATIONS. **Food and Agriculture Organization**. 2014. Disponível em: <<http://faostat3.fao.org/>>. Acesso em: 16 abr. 2015.

UNITED STATES OF AMERICA. **United States Department of Agriculture**. 2016. Disponível em: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx>>. Acesso em: 20 maio. 2003.

VAVRA, Pavel; GOODWIN, Barry K.; C, J. E. L. Classification. Analysis of Price Transmission Along the Food Chain. **OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers**, [s. l.], p. 58, 2005.

WOHLGENANT, M. K. Product heterogeneity and the relationship between retail and farm prices. **European Review of Agricultural Economics**, [s. l.], v. 26, p. 219–227, 1999. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com/content/oup/erae/1999/00000026/00000002/art00219>>

WU, Hua; QI, Yanbin; CHEN, Diqin. A Dynamic analysis of influencing factors in price fluctuation of live pigs - based on statistical data in Sichuan Province, China. **Asian Social**

**Brazilian Journal of Development**

Science, [s. l.], v. 8, n. 7, p. 256, 2012. Disponível em: <<http://ccsenet.org/journal/index.php/ass/article/view/17631>>. Acesso em: 13 set. 2014.

XU, Shi-wei et al. Price Transmission in China's Swine Industry with an Application of MCM.

**Journal of Integrative Agriculture**, [s. l.], v. 11, n. 12, p. 2097–2106, 2012. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2095311912604687>>. Acesso em: 13 set. 2014.

YAGUSHI, Juliana Tieme. **Milho: Análise da Conjuntura Agropecuária**. 2012. Disponível em: <[http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/milho\\_12\\_13.pdf](http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/milho_12_13.pdf)>. Acesso em: 13 set. 2014.

ZANIAS, G. P. Testing for integration in European community agricultural product markets.

**Journal of Agricultural Economics**, [s. l.], v. 44, n. 3, p. 418–427, 1993. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1477-9552.1993.tb00284.x>>. Acesso em: 13 set. 2014.