

# **COINTEGRAÇÃO E TRANSMISSÃO DE PREÇOS NA AVICULTURA EM PERNAMBUCO**

**Andson Freitas de Melo**

Mestrando em economia PPGECON/UFPE

Endereço: Rua Iracema Araújo Freire, 170 – Maurício de Nassau

Caruaru – PE. CEP: 55.014-450

e-mail: andson\_freitas@hotmail.com

**Alan Francisco Carvalho Pereira**

Mestrando em economia PPGECON/UFPE

e-mail: alanpereira1993@hotmail.com

**Wellington Ribeiro Justo**

Professor associado URCA. Doutor em Economia pela UFPE

e-mail: justowr@yahoo.com.br

**Área 2:** Economia Regional e Agrícola

## **COINTEGRAÇÃO E TRANSMISSÃO DE PREÇOS NA AVICULTURA EM PERNAMBUCO**

**Resumo:** A atividade avícola se destaca como um setor de grande relevância para o agronegócio brasileiro. Nos últimos anos a atividade apresentou crescimento significativo, e destaca-se no cenário de exportações. No entanto, um dos entraves para a consolidação do mercado pernambucano de carne de frango, frente às demais regiões, é a distância entre a região produtora e as regiões fornecedoras de dois de seus insumos, o milho e soja. Posto isso, o presente trabalho analisou a relação entre os preços dos insumos produtivos, milho e soja, e o preço da carne de frango no estado de Pernambuco no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2014. Utilizou-se o modelo econométrico de séries temporais, empregando o método vetorial autoregressivo (VAR), o teste de Granger, e a função impulso resposta e a decomposição da variância. Os resultados demonstram que choques exógenos no preço do milho e da soja influenciam positivamente o preço do frango por um curto período após o choque inicial.

**Palavras-chave:** Avicultura, Var, Causalidade de Granger.

## **COINTEGRATION AND PRICE TRANSMISSION IN POULTRY IN PERNAMBUCO**

**Abstract:** The poultry activity stands out as a very important sector for Brazilian agribusiness. In recent years the activity has a significant growth, and stands in the export scenario. However, one of the obstacles to the consolidation of Pernambuco chicken meat market, compared to the other regions, it is the distance between the producing region and the supply regions of two of its determinants production inputs, corn and soybeans. The present study has the purpose to analyze the relationship among the prices of production inputs, corn and soybeans and the price of chicken meat to the state of Pernambuco. Time series methods, unit root test, Vectorial Autoregressive models (VAR), Granger test, variance decomposition of prediction error and impulse response function were used to analyze the price transmission among these markets. The analyzed period embraces January 2005 to December 2014. The results showed that, show unexpected shocks in the price of corn and soybeans positively influence the price of chicken meat for a short period.

**Keywords:** Poultry, Var, Granger Causality.

**Classificação JEL:** C3, C10, D4.

## 1. Introdução

Nas últimas décadas, o agronegócio brasileiro vem se consolidando como um dos setores mais fortes e competitivos frente ao comércio mundial. O Brasil tem ofertado produtos com qualidade diferenciada, resultando na redução da importação de *commodities* agropecuárias e impulsionando o surgimento e o desenvolvimento de grandes empresas. Em meio a este cenário de um setor que vislumbra grandes possibilidades de ascensão, a avicultura é uma das atividades de grande relevância. Em 2014, segundo o relatório anual da Associação Brasileira de Proteína Animal (ABPA), o Brasil registrou uma produção de 12.690 milhões de toneladas de carne de frango, números que o tornam o terceiro maior produtor, ficando atrás apenas dos Estados Unidos com 17.257 e China com 13.000.

No Brasil a avicultura iniciou-se basicamente nas regiões Sul e Sudeste por volta de 1950. Até os anos 80, a atividade consolidou-se essencialmente nos estados de São Paulo, Minas Gerais, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, estados que, nos dias atuais, continuam a se destacar como principais produtores do país. No entanto, a partir da década de 90, a atividade vem se espalhando por todo o território nacional (Rodrigues *et al.*, 2014). A expansão do setor avícola abrange não somente as regiões produtoras das matérias-primas essenciais, como menciona Evangelista *et al.* (2008), mas também as regiões consumidoras, o que explica em parte o seu crescimento na Região Nordeste.

Em Pernambuco, a avicultura também se destaca como uma atividade promissora. Desde 2005, segundo a Associação Avícola de Pernambuco (AVIPE), a atividade registra uma evolução de 35%, produzindo em 2014, cerca de 1,5 milhões de toneladas de carne de frango, maior produção entre os estados da região Nordeste.

Apesar da expansão da atividade na região Nordeste e, paralelamente, no estado de Pernambuco, ainda há muito para melhorar. Alguns entraves impossibilitam um crescimento mais expressivo, um deles é a distância para os centros produtores dos grãos essenciais à criação de aves: milho e soja, o que encarece a produção reduzindo a capacidade competitiva do estado.

O objetivo desse trabalho é analisar o impacto das variações no preço do milho e da soja sobre o preço da carne de frango em Pernambuco, a partir da utilização do método de Vetores Autorregressivos (VAR) no período compreendido entre janeiro de 2005 a dezembro de 2014. Uma vez realizada essa análise será possível identificar possíveis entraves comuns à atividade e direcionar melhores estratégias na tentativa de redução dos custos buscando fortalecer o mercado de frango em Pernambuco.

O presente trabalho é composto de quatro seções, além desta introdução. A segunda aborda o mercado avícola e os insumos produtivos. A seção seguinte descreve os métodos e as técnicas utilizadas. A quarta seção traz os resultados e discussões. Finalmente na última seção têm-se as considerações finais.

## 2. Mercado avícola e insumos produtivos

De acordo com Martinelli e Souza (2005), nos últimos anos a atividade avícola brasileira passou por mudanças significativas. Este fato se deve ao aumento na demanda do produto, tanto em função do aumento da população, quanto ao aumento da renda. A atividade registra também uma demanda externa muito forte. O Brasil consolida-se como maior fornecedor de carne de frango do mundo, exportando para mais de 150 países em todo o mundo segundo a União Brasileira de Avicultura (UBA, 2015). Nesse contexto, há uma participação significativa da atividade na economia do país.

A modernização na atividade também é destacada por Vieira *et al.* (2006), como determinante do crescimento. Os mesmos fazem referência às mudanças no comportamento do consumidor, tanto por motivos culturais, quanto pela ascensão econômica e o acesso à

informação, uma vez que a carne de frango é indicada por muitos especialistas como “saudável”, frente às carnes bovina e suína.

Garcia (2004) registra também a importância da reestruturação industrial, progresso tecnológico, melhoramento no desempenho e manejo com as aves, bem como o avanço na composição da nutrição e sanidade das aves, como molas propulsoras do crescimento da atividade.

Em Pernambuco, a atividade vem ganhando espaço nas últimas décadas, e passa por um período de modernização estrutural e tecnológico. Além de grandes empresas de atuação no mercado nacional iniciarem atividades no estado, o mercado é caracterizado também, por diversas empresas regionais que buscam espaço nesse mercado em ascensão.

Segundo Evangelista (2008) apesar da busca para alcançar os padrões tecnológicos utilizados nas demais regiões produtoras, a avicultura em Pernambuco esbarra em um obstáculo de grande relevância para o setor; o fornecimento de insumos, essencialmente o milho e a soja, principais insumos na produção de ração que representam atualmente cerca de 67% do custo da produção avícola em Pernambuco, para o Brasil o custo percentual é de pouco mais de 57%.

Identifica-se nesse cenário uma limitação na produção avícola na determinação de preços do produto e por consequência na maximização dos lucros. Essa limitação dar-se essencialmente pela distância relativa entre a região produtora de grãos e o estado produtor. Pernambuco não produz milho nem soja em quantidades suficientes para suprir as necessidades de sua produção. A soja é adquirida de produtores nos estados vizinhos, como Piauí, Bahia e Maranhão. E o milho é adquirido em outros estados nordestinos, em Goiás e no Mato Grosso. Ainda há a importação de grãos de países vizinhos sendo a Argentina um dos maiores fornecedores (EVANGELISTA, 2008).

Os custos de produção tornam-se, dessa forma, um entrave para continuidade do crescimento da atividade. Vasconcelos e Garcia (2004) mencionam que as empresas buscam maximizar a produção para um dado custo total. Ou de outra forma, busca-se minimizar os custos totais, para um dado nível de produção. Em todos os setores econômicos, a globalização econômica, o aumento no nível de concorrência faz que empresas busquem minimizar seus custos produtivos afim de melhorar seu nível de competitividade e maximizar lucros.

Na produção de frango de corte, segundo dados da COBB Alimentos e Nutrição (2009) a ração de engorda, a principal ração utilizada na produção, é composta por mais de 40 ingredientes, dentre estes o milho compõe cerca de 65% do corpo da ração; e a soja 33%. Observa-se dessa forma que o aumento na demanda da carne frango impulsiona o aumento na demanda pelos insumos produtivos, interferindo diretamente nos preços do milho e da soja, principalmente. Da mesma forma, os preços dos insumos, eventualmente influenciados por questões climáticas, choques externos, nível de produtividade, dinâmica cambial e pela demanda interna e externa, também podem influenciar os preços no mercado de frango.

### **3. Metodologia**

A metodologia empregada para analisar a cointegração dos preços dos insumos com o preço da carne de frango comercializada no estado de Pernambuco segue um roteiro estabelecido em diversos outros estudos semelhantes levando em consideração outros mercados. Dentre eles podem ser citados os trabalhos de Valente e Braga (2006) para o mercado de café relacionado com as dinâmicas dos índices das bolsas de valores nacionais; Carvalho *et. al.* (2007) para o café e cacau no mercado internacional; e Souza *et. al.* (2013) analisando o mercado da manga produzida no Vale do São Francisco, entre outros.

Em todos os trabalhos que buscam captar os efeitos de cointegração em séries temporais, sejam de produtos agropecuários ou não, o exame das séries é indispensável para tornar viável a análise. Nesse sentido, alguns passos simples devem ser executados para dar prosseguimento

às estimações. Basicamente as etapas consistem em: a) testar estacionariedade das séries de dados utilizadas; b) estimar o modelo vetorial autorregressivo para determinação das influências e inter-relação das variáveis utilizadas; c) aplicar o teste de causalidade de Granger para definir quais variáveis causam as demais, e, por fim, d) estimar a função de resposta ao impulso para dimensionar o grau de influências entre as séries.

### 3.1. Testes de raiz unitária: Dickey-Fuller aumentado e Philips Perron

Em qualquer estudo que envolva séries temporais, a confiabilidade das análises e previsões está embasada na hipótese de estacionariedade das séries ao longo do período. Uma série  $Y_t$  é dita estacionária, ou que não possui raiz unitária, se sua média e variância são constantes ao longo do período de apresentação da mesma. Outra característica de uma série estacionária é a covariância entre os períodos que depende apenas da distância periódica  $k$  da defasagem utilizada (GREENE, 2002). Análises e estimações feitas sobre uma série não estacionária podem ser consideradas de baixo grau explicativo, ou não confiáveis (SOUZA *et al.*, 2013). Formalmente a estacionariedade de uma série pode ser definida pelas expressões a seguir de acordo com Hamilton (1994):

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

$$\text{Variância: } var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma \quad (2)$$

$$\text{Covariância: } E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)^2 = \gamma_k \quad (3)$$

Entre os diversos testes utilizados para verificar estacionariedade, ou existência de raiz unitária, de uma série optou-se pelo uso dos dois testes mais tradicionais, o Dickey-Fuller por Mínimos Quadrados Generalizado (DF-GLS), conhecido por sua vasta utilização e também devido sua característica de ponderação introduzida pelo GLS e o teste de Phillips-Perron.

O teste DF-GLS, como é conhecido, é considerado um teste potente de segunda geração dos testes de raiz unitária e foi desenvolvido por Elliot *et al.*, (1996). A execução do DF-GLS considera a retirada de tendência determinística dos dados por meio de uma regressão por mínimos quadrados generalizados. Após a retirada da tendência, o teste é executado com a hipótese nula de existência de raiz unitária. As hipóteses alternativas são decompostas em duas categorias (WOOLDRIDGE, 2006):

- $H_{a1}$ : A série não possui raiz unitária com tendência linear;
- $H_{a2}$ : A série não possui raiz unitária sem tendência linear;

De maneira simples, a retirada da tendência determinística da série  $Y_t$  acontece considerando duas variáveis  $x_t$  e  $z_t$  numa regressão por GLS como se segue:

$$Y_t = \phi_0 x_t + \phi_1 z_t + \varepsilon \quad (4)$$

Após a regressão gera-se uma nova variável  $y_t^* = \varepsilon$  livre de tendência e usada no teste DF seguindo Chatfield (2004).

Sendo confirmada a estacionariedade da série, procede com a execução do modelo Autorregressivo (VAR). Caso seja detectada a presença de raiz unitária, lança-se mão a transformações sobre as séries para que elas sejam transformadas em estacionárias (GUJARATI e PORTER, 2011).

$$\Delta y_t^* = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1}^* + \vartheta \sum_{j=1}^k \Delta y_{t-j}^* + \varepsilon \quad (5)$$

O teste de Phillips-Perron foi formulado com o objetivo de resolver o viés assintótico do teste original de Dickey-Fuller quando existe correlação serial nos resíduos. Isso é feito através de uma correção da estatística  $\tau$  do teste original de Dickey-Fuller:

$$\tau_\alpha = \frac{|\hat{\alpha} - 0|}{\sigma_{\hat{\alpha}}} \quad (6)$$

Para a equação que supõe que o  $y_t$  é um AR(1):

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + d'_t \delta + u_t \quad (7)$$

E é estimada por mínimos quadrados ordinários.

Se a série temporal possui raiz unitária sem tendência determinística, a tomada das primeiras diferenças da série a tornarão estacionária. A primeira diferença de uma série pode ser calculada, segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), por:

$$\Delta y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = \varepsilon \quad (8)$$

Caso a série tenha raiz unitária com tendência, realiza-se a regressão da série contra o tempo e os resíduos obtidos nessa regressão serão, então, estacionários.

### 3.2. Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR)

O modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) é basicamente visto como um conjunto ou, mais simplesmente, como um sistema de equações estimadas e que representam o mesmo leque de variáveis explanatórias para todos os componentes da equação. A estimação do VAR acontece de maneira simples, por meio de uma regressão por mínimos quadrados ordinários para cada equação individual levando em consideração o sistema simultâneo de equações (HAMILTON, 1998).

Desta forma, um VAR é um sistema de equações em que cada uma das variáveis que compõem o sistema é função dos valores das demais variáveis no presente, dos seus valores e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo, mais o erro (ruído branco). As variáveis nestes modelos, geralmente, são tratadas como endógenas de forma que cada uma das variáveis é explicada pelo seu valor defasado, e explicada também, pelos valores defasados das outras variáveis que compõem o modelo (CHATFIELD, 2004).

Como características positivas da modelagem do VAR, alguns autores destacam a simplicidade e equilíbrio no tratamento das variáveis, pois o modelo especifica a simultaneidade das variáveis de forma igualitária entre elas; a aplicação é simples e pode ser considerada pela perspectiva do método de MQO e para cada equação de maneira isolada; e, por fim, as previsões obtidas com base nos resultados do modelo são consistentes quando comparados com métodos mais complexos (GUJARATI, 2011).

O VAR pode ser sintetizado pela equação a seguir dada por Greene (2002), por:

$$y_t = d_0 + W_1 \sum_{j=1}^l y_{t-j} + \beta_1 \sum_{j=1}^l x_{t-j} + u \quad (9)$$

Onde,  $W_1$  é uma matriz  $n \times n$  de coeficientes das variáveis  $y_t$  defasadas em  $l$  períodos, e  $\beta_1$  é uma matriz  $n \times k$  dos coeficientes das demais variáveis endógenas incluídas no modelo e, também levando em consideração as defasagens chamadas de *lags*. A quantidade de defasagens do modelo VAR é definida de acordo com o maior valor para as estatísticas de ajustamento de

modelo. Utilizamos como critérios de decisão para a escolha da defasagem ótima do modelo os resultados obtidos nos seguintes testes; critério de Akaike (AIC), Critério de informação de Schwarz (SBIC), Hannan-Quinn (HQ), critério do erro de predição final (FPE) e estatística de teste (LR).

O vetor de erros  $u$ , desempenha papel relevante no modelo por representar as influências de variáveis exógenas reveladas na função de resposta ao impulso (FRI). Acompanhando o modelo Vetorial Autorregressivo a estimação das funções de resposta aos impulsos, considerando os termos de erro, é de grande importância na determinação das influências de choques exógenos sobre as variáveis consideradas na análise. Nesse sentido, após a determinação da causalidade, como será explicada no próximo tópico, se torna relevante analisar o comportamento do sistema de acordo com influências externas. Um choque sobre o vetor  $u$  afeta as variáveis do modelo no instante 0 (presente), quanto em instantes futuros dados os coeficientes das variáveis defasadas do VAR usados para fins de previsão (GUJARATI e PORTER, 2011).

### 3.3. Teste de causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger para duas séries de dados, desenvolvido por Clive Granger (1969), tem como objetivo direto e principal analisar se uma série  $Y_t$  de dados tem efeito na determinação de previsão de outra série  $X_t$ . Segundo Cavalheiro (2011), o termo causalidade de Granger para duas séries de dados  $X_t$  e  $Y_t$  significa que as séries são cointegradas entre elas e integradas individualmente para com elas mesmas, ambas cointegrações (individuais e paralelas) observadas, simultaneamente. Nesse sentido, a cointegração pode ser entendida como uma relação de causalidade geral do modelo para duas séries. Ou seja, uma variável  $X_t$ , vai ser dita que causa Granger em uma variável  $Y_t$ , se, os valores passados de  $Y_t$  e valores passados de  $X_t$ , sejam úteis para prever  $X_t$ . Essa discussão de causalidade e cointegração pode ser generalizada para um número superior de variáveis, como é o caso do presente trabalho.

Tomando como base um intervalo de confiança de 95% se o valor da estatística  $p$  for menor que 0,05, rejeita-se a hipótese nula de que o coeficiente associado a variável explicativa, que representa a série dita causadora, é estatisticamente igual a zero, desta forma, uma variável causa Granger a outra. Do contrário, ao não rejeitar a hipótese nula e rejeitar a hipótese alternativa, diz-se que uma variável (série) não causa Granger a outra, assim, a probabilidade do teste foi maior que 0,05.

Para o presente trabalho, o teste de Granger, será dado pelo seguinte conjunto de equações, segundo Cavalheiro (2013):

$$Pf_t = \sum_{j=1}^l \alpha Pf_{t-1} + \sum_{j=1}^l \delta Pm_{t-1} + \sum_{j=1}^l \varphi Ps_{t-1} + u_{1t} \quad (10)$$

$$Ps_t = \sum_{j=1}^l \varphi Ps_{t-1} = \sum_{j=1}^l \alpha Pf_{t-1} + \sum_{j=1}^l \delta Pm_{t-1} + u_{2t} \quad (11)$$

$$Pm_t = \sum_{j=1}^l \delta Pm_{t-1} + \sum_{j=1}^l \varphi Ps_{t-1} = \sum_{j=1}^l \alpha Pf_{t-1} + u_{3t} \quad (12)$$

Onde,

$Pf_t$  é o preço do frango no atacado comercializado em Pernambuco;

$Ps_t$  é o preço da soja no atacado nacional; e,

$Pm_t$  é o preço do milho no atacado nacional.

As hipóteses do teste de Granger são testadas individualmente por  $\alpha = 0$ ,  $\varphi = 0$  e  $\delta = 0$ . Caso um destes testes seja estatisticamente diferente de 0, então é dito que a respectiva variável “causa Granger” a dependente em questão na análise (GREENE, 2002).

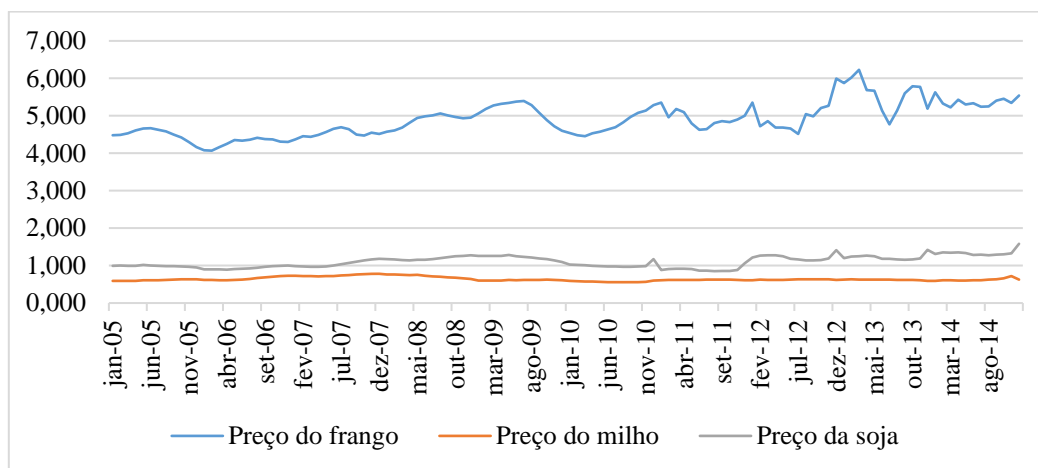
### 3.4. Fonte de dados

As informações dos preços de frango comercializado e dos insumos preço do milho e soja foram obtidas junto à Associação dos Avicultores de Pernambuco (AVIPE). A série de dados é mensal e se estende de janeiro de 2005 a dezembro de 2014. As séries de preços foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) obtido no banco de dados do site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e usando como base dezembro de 2014.

## 4. Resultados e Discussões

A seguir serão apresentados e analisados os resultados obtidos no estudo proposto. As análises foram divididas em subseções para melhor compreensão do estudo.

É essencial observarmos, inicialmente, o comportamento das variáveis utilizadas no modelo. Através da figura 1 é possível observar, no eixo das ordenadas está às variações nos preços da carne de frango e dos insumos, no eixo das abscissas verificam-se os anos analisados, de 2005 a 2014, os valores foram deflacionados pelo IGP-DI para dezembro de 2014.



**Figura 1** – Evolução dos preços da carne de frango, milho e soja no atacado praticados no estado de Pernambuco entre janeiro de 2005 e dezembro de 2014 (valores reais de dezembro de 2014, pelo IGP – DI).

**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados da AVIPE.

Observa-se por meio da análise gráfica, em relação às características inerentes as séries, que todas apresentam tendência crescente no período analisado, com destaque para os preços da carne de frango e preço da soja que apresentam um crescimento percentual, de 23% e 58,67% no período analisado. Já o preço do milho, cotado inicialmente ao preço de R\$ 0,595, fecha a série, em dezembro de 2014, ao preço de R\$ 0,724, uma evolução de 21,68%.

Observa-se também, que o preço da carne de frango, em alguns períodos, sofre oscilações que não decorrem da influência dos insumos produtivos analisados. Por se tratar de um mercado dinâmico sob influência de vários outros segmentos, alguns fatores exógenos à produção podem ser responsáveis pelas oscilações, como por exemplo, renda, mercado externo, dentre outros.

Já os preços do milho e da soja não apresentam oscilações significativas. Ou seja, não há indícios de quebras estruturais, nestas séries. A trajetória do preço do milho mantém-se semelhante à trajetória do preço da soja. A análise gráfica, a princípio, não demonstra indícios de sazonalidade em nenhuma das séries. A trajetória de evolução gráfica nos indica



previamente, que as séries parecem ter o comportamento estacionário, o que será confirmado ou não, a partir dos testes a seguir.

Fez-se necessário analisar a estacionariedade da série de preços. Para tal, utilizaram-se os Teste de Raiz Unitária de Dickey-fuller aumentado (ADF) e o teste de Phillips Perron, no qual o número de defasagens necessárias a serem incluídas no teste é estimado de forma a eliminar a autocorrelação dos resíduos. Os testes foram realizados sob os níveis de 1%, 5% e 10% de significância.

**Tabela 1** – Testes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips Perron (PP) para as séries de preços de frango, milho e soja no atacado para o estado de Pernambuco

| <b>Em nível</b> |                                      |               |               |                           |               |               |
|-----------------|--------------------------------------|---------------|---------------|---------------------------|---------------|---------------|
|                 | <b>Dickey-Fuller Aumentado (ADF)</b> |               |               | <b>Phillips Perron</b>    |               |               |
|                 | Com constante e tendência            | Com constante | Sem constante | Com constante e tendência | Com constante | Sem constante |
| P. frango       | -5,160***                            | -1,788        | 0,585         | -5.160***                 | -1.788        | 0.585         |
| P. milho        | -4,251***                            | -2,238        | -1,389        | -4.183***                 | -2.238        | -1.389        |
| P. soja         | -3,369*                              | -0,992        | -1,455        | -3.369*                   | -0.992        | -1.455        |

| <b>Em primeira diferença</b> |                                     |               |               |                           |               |               |
|------------------------------|-------------------------------------|---------------|---------------|---------------------------|---------------|---------------|
|                              | <b>Dickey-Fuller Aumentado ADF)</b> |               |               | <b>Phillips Perron</b>    |               |               |
|                              | Com constante e tendência           | Com constante | Sem constante | Com constante e tendência | Com constante | Sem constante |
| P. frango                    | -14,354***                          | -14,417***    | -14,321***    | -14.354***                | -14,417***    | -14,321***    |
| P. milho                     | -15,004***                          | -15,074***    | -15,039***    | -15.004***                | -15,074***    | -15,039***    |
| P. soja                      | -14,076***                          | -14,090***    | -13,971***    | -14,076***                | -14,090***    | -13,971***    |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da AVIPE.

Nota: \*\*\*, \*\* e \* indicam, respectivamente, 1%, 5%, 10% de significância.

Os resultados dos testes de raiz unitária, Tabela 1, de Dickey- fuller e Philiiips Perron, indicaram que as séries de preços originais, transformadas em logaritmo não possuem em algumas especificações dos testes, com constante e sem constante, caráter estacionário, quando analisadas em nível. Observa-se que os dois testes, apresentaram não rejeição da hipótese nula, da presença de raiz unitária, quando feitos com constante e sem constante. No entanto as séries das primeiras diferenças apresentam estacionariedade, e com isso as séries de estudo podem ser ditas processos integrados de ordem um.

Verificada a condição de estacionariedade, avaliou-se a defasagem ótima, para a estimação do VAR, por meio dos testes Akaike (AIC), Critério de informação de Schwarz (SBIC), Hannan-Quinn (HQ), critério do erro de predição final (FPE) e estatística de teste (LR). Com base nas informações da Tabela 2, verifica-se que todos os critérios indicaram que o modelo VAR deve conter uma defasagem.

**Tabela 2** – Teste para definição de defasagens ótimas para o VAR

| <b>Nº. de lags</b> | <b>AIC</b>       | <b>SBIC</b>      | <b>HQ</b>        | <b>FPE</b>      | <b>LR</b>      |
|--------------------|------------------|------------------|------------------|-----------------|----------------|
| 0                  | -8.01602         | -7.94441         | -7.98696         | 6.6e-08         | -              |
| <b>1</b>           | <b>-8.32388*</b> | <b>-8.03746*</b> | <b>-8.20762*</b> | <b>4.9e-08*</b> | <b>53.404*</b> |
| 2                  | -8.24833         | -7.74708         | -8.04487         | 5.3e-08         | 9.311          |
| 3                  | -8.12552         | -7.40945         | -7.83487         | 5.9e-08         | 3.8773         |
| 4                  | -8.12552         | -7.08736         | -7.64041         | 5.9e-08         | 5.6642         |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da AVIPE.

O modelo Vetorial Autorregressivo (VAR), foi estimado com uma defasagem, como indicaram os testes para a definição de defasagens ótimas, sob os níveis de significância de 1%, 5% e 10%. Os resultados do VAR estão expostos na Tabela 3.

**Tabela 3** – Resultados do modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) sem restrição estimado

|                      | <b>Preço do Frango</b> | <b>Preço do Milho</b> | <b>Preço da Soja</b> |
|----------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|
| Preço do Frango (-1) | 0,0050242              | -0,2170912***         | -0,1999648**         |

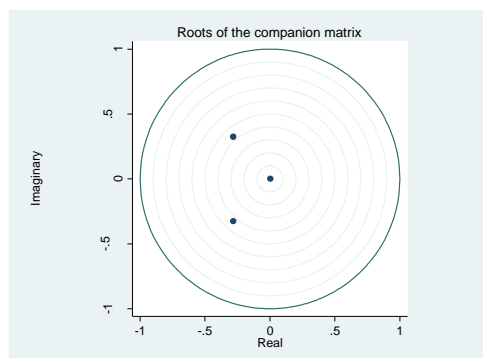
|                     |              |              |             |
|---------------------|--------------|--------------|-------------|
|                     | (0,0944934)  | (0,0834631)  | (0,0836405) |
| Preço do Milho (-1) | 0,4789577*** | -0,337266*** | -0,283898** |
|                     | (0,1377782)  | (0,1216953)  | (0,1219539) |
| Preço da Soja (-1)  | 0,4300318*** | -0,2842776** | -0,2330875* |
|                     | (0,1374238)  | (0,1213822)  | (0,1216402) |
| Constante           | 0,0076256    | 0,0067468    | 0,0086155   |
|                     | (0,0047327)  | (0,0069006)  | (0,0068829) |

**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados da AVIPE.

Nota: Erros padrão entre parênteses; \*\*\*, \*\* e \* indicam, respectivamente, 1%, 5%, 10% de significância.

Como pode observar na análise da estimativa do VAR, sob o intuito de detectar as causalidades de uma variável a outra, os resultados demonstram que nem todos os coeficientes mostram-se estatisticamente significativos. Destaca-se ainda que na regressão do preço do frango, o coeficiente preço do milho e do preço da soja, defasados em um período, são estatisticamente significantes a 1%. Vemos que na regressão do preço do milho, todos os coeficientes mostram-se significantes, exceto o da constante. Destaca-se que, na mesma regressão, os coeficientes dos preços do milho e do frango, comportam-se estatisticamente com maior nível de significância do que o preço da soja. Para finalizar, na regressão do preço da soja, também todos os coeficientes das variáveis são significantes. No entanto, destaca-se que os coeficientes do preço do frango e do milho, são estatisticamente mais significantes do que o preço da soja, na mesma regressão.

Estimado o modelo, para que as aplicações empíricas possam ser confiáveis, alguns pressupostos devem ser atendidos. Um desses pressupostos é a condição de estabilidade do modelo, condição essa que pode ser verificada por meio do gráfico de estabilidade do modelo estimado como podemos observar na Figura 2.



**Figura 2 -** Estabilidade do VAR.

**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados da AVIPE.

A validação das condições de estabilidade do VAR, como se pode observar depende do módulo de cada autovalor da matriz companheira, exibida no gráfico. Verifica-se se todos os autovalores estão dentro do círculo unitário, ou seja, se, em módulo, eles são menores do que um. Como podemos observar na análise gráfica, todos os valores se encontram dentro do círculo, o que nos garante a estabilidade do modelo e, portanto, a Função de Resposta ao Impulso tem interpretação conhecida.

Após a verificação das condições de estabilidade do modelo estimado, o teste de multiplicador de Lagrange, tabela 4 a seguir, nos mostra se há autocorrelação nos resíduos do VAR.

**Tabela 4 –** Resultados do teste de multiplicador de Lagrange para o VAR.

| Lag | Chi 2  | Df | Prob >chi2 |
|-----|--------|----|------------|
| 1   | 8.8897 | 9  | 0.44752    |

**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados da AVIPE.

Sob a hipótese nula  $H_0$  de não há autocorrelação nos resíduos, verifica-se por meio da tabela 3 que, ao nível de significância de 95%, não se rejeita a hipótese nula, na primeira defasagem de que não há autocorrelação entre os resíduos.

Após a estimação do VAR, o teste de causalidade de Granger, tabela 5, nos mostra, se uma variável (x) provoca outra (y), no sentido de Granger, destarte, dados os valores das variáveis em estudo (x) e (y) são úteis para prever os valores de (y).

**Tabela 5** –Resultados do teste de causalidade de Granger para os preços do frango, milho e soja no atacado comercializados em Pernambuco

| Hipóteses nulas:                                 | Nº. Observações | F-Statistic | Prob.  |
|--|-----------------|-------------|--------|
| Preço do milho não Granger Causa preço do frango | 118             | 11,9638     | 0,0000 |
| Preço do frango não Granger Causa preço do milho |                 | 5,72788     | 0,0043 |
| Preço da soja não Granger Causa preço do frango  | 118             | 9,61537     | 0,0001 |
| Preço do frango não Granger Causa preço da soja  |                 | 3,4395      | 0,0355 |
| Preço da soja não Granger Causa preço do milho   | 118             | 3,17191     | 0,0457 |
| Preço do milho não Granger Causa preço da soja   |                 | 1,29574     | 0,2777 |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da AVIPE.

Observa-se que, de acordo com os valores da tabela 5, rejeita-se a hipótese nula de que o preço do milho não causa, no sentido de Granger, o preço da carne de frango. Esse resultado era esperado, uma vez que o milho representa um dos insumos mais importantes na produção da carne de frango. Rejeita-se também, a hipótese nula de que o preço do frango não causa o preço do milho. Essa interação é compreensível, à medida que alterações no preço do frango afetam a oferta do produto, e por consequência, alteram a demanda pelo milho.

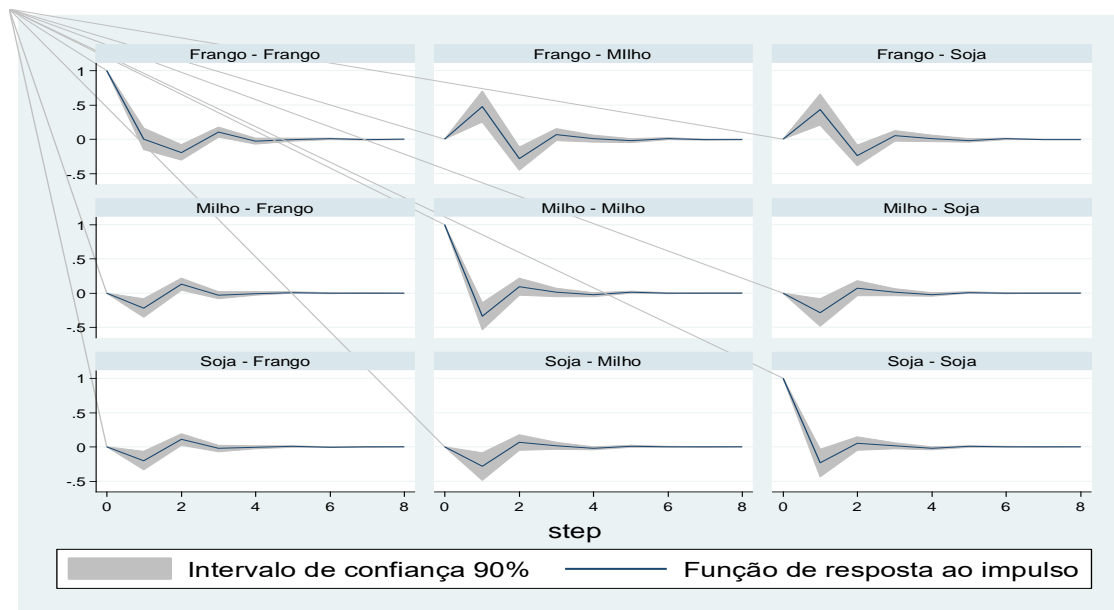
Ainda de acordo com os valores da tabela 5, rejeita-se a hipótese nula de que o preço da soja não causa o preço do frango. E, rejeita-se também a hipótese nula de que o preço do frango não causa o preço da soja. Esse resultado mostra-se compreensível uma vez que há a soja é um dos principais insumos na produção de frango.

Os resultados de interação entre os preços dos insumos produtivos, milho e soja e o preço da carne de frango, corroboram com outros trabalhos existentes na literatura. Bini *et al* (2015) ao analisarem a cointegração e transmissão de preços na cadeia produtiva do frango, para o Brasil, verificaram que os preços do milho e da soja têm impacto significativo na transmissão de preços para a carne de frango. Profeta e Lima (2012) ao observar a coordenação e transmissão de preços na cadeia produtiva do frango de corte no Brasil, também verificaram que as variações nos preços do milho e da soja são transmitidas mais do que proporcionalmente para o preço da carne de frango.

No que diz respeito à causalidade entre os preços do milho e da soja, ainda de acordo com a tabela 5, os valores indicados nos mostram que se rejeita a hipótese nula de que o preço da soja não causa, no sentido de Granger, o preço do milho e rejeita-se também a hipótese nula de que o preço do milho não causa o preço da soja. A interação entre o preço do milho e da soja possui uma dinâmica de compreensão com maior complexidade. Apesar de a análise ser feita com os preços dos insumos em Pernambuco, estes sofrem influência dos mais diversos setores da economia, além do próprio mercado de carne de frango.

Após a estimação do VAR e da análise do teste de causalidade de Granger, é interessante avaliar a dinâmica da relação entre as variáveis por meio da função de resposta ao impulso (FARIAS, 2008). A função impulso resposta permite analisar a resposta de uma variável qualquer do sistema, dado um impulso em qualquer outra variável endógena. Ou seja, a partir de choques inesperados em uma variável, qual é o nível da do impacto sob as demais variáveis do sistema. A Figura 3 apresenta os gráficos com as funções de resposta ao impulso em função de choques exógenos nas variáveis.

A primeira linha de gráficos, Figura 3, mostra os efeitos da alteração no preço da carne de frango, após choques exógenos no preço da carne de frango e nos preços dos insumos milho e soja. Choques no preço do frango faz oscilar o seu preço estabilizando no quarto período. Isto é esperado haja vista que a reprogramação da produção em virtude de variações no preço tem uma defasagem em função do ciclo de engorda. Os efeitos no preço da carne de frango em virtude de choques exógenos nos preços do milho e soja são similares. Isto é, inicialmente impacta de forma positiva indicando uma tentativa dos produtores em repassar o aumento nos custos de produção para o preço de seus produtos, mas em virtude, provavelmente em função da concorrência do frango produzido em outras regiões, têm que ajustar às condições de mercado. O efeito dos choques se estabiliza após quatro períodos.



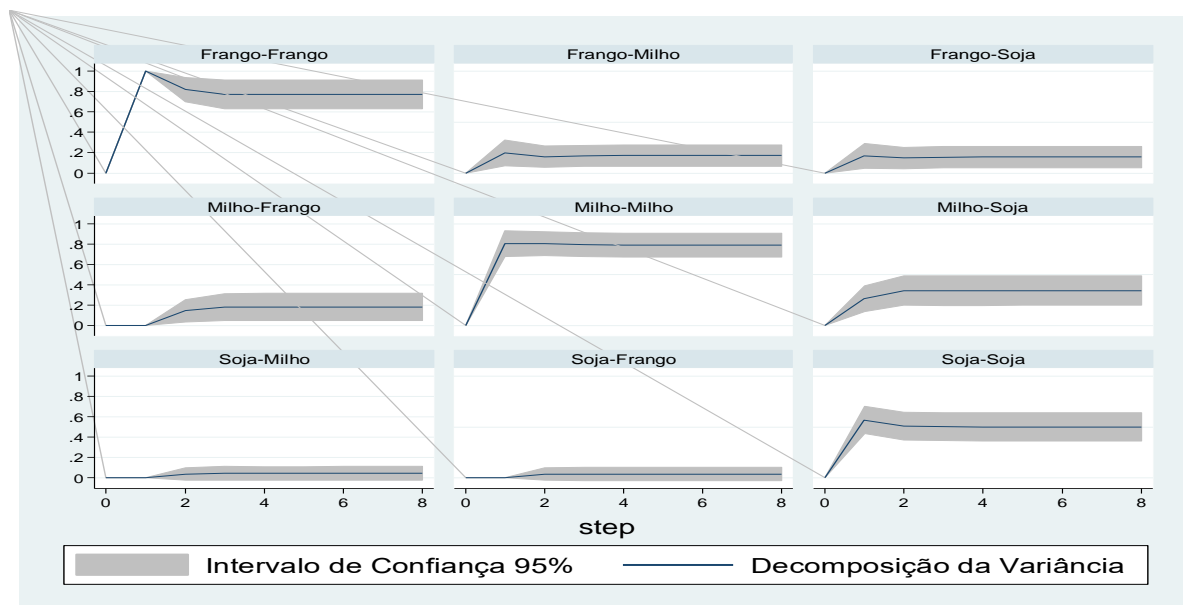
**Figura 3** – Gráficos de resposta ao impulso sobre as séries de preços do frango, milho e soja no atacado comercializados em Pernambuco

**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados da AVIPE

Na segunda linha de gráficos da Figura 3 têm-se o efeito no preço do milho em virtude de choques exógenos nas variáveis do modelo. Observa-se que há inicialmente impactos negativos, o que pode ser explicado por possível queda na demanda, mas que se estabilizam a partir de quatro períodos.

Finalmente, na última linha de gráficos da figura 2, têm-se os efeitos de choques exógenos nas variáveis do modelo no preço da soja no mercado pernambucano. Os efeitos são similares ao que acontecem com o milho. Estes resultados são esperados haja vista que estes dois insumos, como dito anteriormente são os mais importantes na composição da ração de engorda. A estabilização dos choques ocorre após três períodos.

Na Figura 4, tem-se os Gráficos de decomposição da variância dos erros de previsão sobre as séries de preços do frango, milho e soja. Zivot e Wang (2005) afirmam que a decomposição da variância dos erros nos indica qual a proporção da variância do erro de previsão é decorrente de um choque estrutural.



**Figura 3** – Gráficos de decomposição da variância dos erros de previsão sobre as séries de preços do frango, milho e soja no atacado comercializados em Pernambuco

**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados da AVIPE.

O uso da metodologia VAR permite, ainda, avaliar o poder explicativo de cada variável sobre as demais por meio da decomposição da variância do erro de previsão. Contudo, o modelo VAR é sensível à ordenação das variáveis. A ordem seguida foi então em função do resultado do teste de causalidade de Granger.

Com relação à decomposição da variância dos erros do preço da carne de frango observa-se que após 4 períodos é explicada em cerca de 70% pelo seu próprio preço, cerca de 20% pelo preço do milho e cerca de 15% pelo preço da soja. De forma similar ocorre com o preço do milho. Contudo, em relação à decomposição da variância dos erros do preço da soja, cerca de 60% é explicada pelo seu próprio preço. Já o preço da carne de frango e do milho explica em conjunto menos de 5% da variância do erro de previsão do preço da soja.

## 5. Considerações finais

Este artigo analisou o impacto das variações no preço do milho e da soja sobre o preço da carne de frango em Pernambuco, a partir da utilização do método de Vetores Autorregressivos (VAR) durante o período compreendido entre 2005 e 2014. Os resultados apontaram para uma relação entre as séries de preços o que intuitivamente era esperado. Ou seja, como o milho e a soja são os principais insumos na composição da ração de engorda de frangos e tendo em vista que estes insumos são importados de outras regiões do país, choques exógenos nos preços destes produtos afetam o preço da carne de frango em Pernambuco.

A análise da Função de Resposta ao Impulso apontou que no geral choques exógenos afetam a dinâmica dos preços da carne de frango e dos insumos milho e soja no mercado pernambucano. Em geral o efeito dos choques se dissipa após quatro meses. Estes resultados são intuitivamente esperados dada a logística adotada pelos produtores que necessitam ter um estoque médio para um período mais longo que em outras regiões tendo em vista a distância para os estados produtores de milho e soja. Também ocorre que contratos de venda precisam ser mantidos e há uma defasagem no tempo de resposta para o replanejamento da produção em virtude das mudanças no mercado do produto e dos insumos. Isto é, os ajustes na produção em virtude das condições de mercado se dão no ciclo seguinte de engorda.

Uma possível saída para diminuir estes impactos seria os produtores realizarem contratos no mercado futuro e estabilizarem os preços destes insumos facilitando o controle de custos e planejando melhor as margens de lucro frente ao aumento da concorrência da produção local.

A análise da decomposição da variância sugere que o maior percentual da variação no preço da carne de frango é explicado por ela mesma e em patamares bem mais inferiores ocorre com o preço do milho e da soja. Estes resultados são intuitivos haja vista que a carne de frango produzida em Pernambuco é comercializada na sua maioria dentro do estado. Contudo, apesar do crescimento da avicultura pernambucana nos últimos anos esta atividade ainda representa uma parcela pequena no mercado nacional e por isso tem um menor peso na variação dos preços dos insumos no mercado nacional.

Os resultados obtidos no estudo poderão ser úteis na adoção de medidas que visem estimular a competitividade da atividade avícola em Pernambuco. A influência na formação dos preços do milho e soja sob a formação no preço da carne de frango é explicada, em princípio, pela importância desses insumos na produção. Alterações no preço da carne de frango no mercado pernambucano possuem um impacto mais moderado sobre o preço dos insumos produtivos, explica-se pelo fato de que o mercado avícola em Pernambuco representar uma pequena parcela da demanda por esses insumos, que são inputs em diversas outras cadeias de produção.

Com custos maiores, influenciados pela incapacidade de autossuficiência na produção dos insumos, a avicultura em Pernambuco, que está em fase de desenvolvimento, comparado aos grandes centros produtores e exportadores, pode enfrentar problemas à medida que o mercado de carne de frango local apresenta níveis de concorrência mais acirrados com a entrada recente de grandes firmas integradoras no estado.

## **Referências**

ABPA – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PROTEÍNA ANIMAL; **Relatório Anual 2015**. São Paulo, SP. Disponível em: <http://abpa-br.com.br/setores/avicultura/publicacoes/relatorios-anuais>.

ASSOCIAÇÃO AVÍCOLA DE PERNAMBUCO – AVIPE; **disponibilização de dados próprios por meio da secretaria executiva**, 2015.

BINI, B. A.; ELY, R. A.; CANEVER, M. D. **Cointegração e transmissão de preços ao longo das cadeias agrícolas do Brasil: do petróleo ao frango**. Anais. 52º congresso Sober, Goiana, 2014, p. 1-14.

CAVALHEIRO, E. **Causalidade de Granger: Um estudo dos índices IBOVESPA e Merval**. XVI Seminário Interinstitucional de Ensino Pesquisa e extensão. 2011. Disponível em: <http://www.unicruz.edu.br/seminario/>.

CARVALHO, D. F.; SANTANA, A. C.; RIBEIRO, M. R.; CARVALHO, A. C. **Análises dos testes de cointegração e de correção de erro dos preços do café e do cacau no mercado internacional de futuros e opções**. Novos Cadernos NAEA, Belém, v. 10, n. 1, p. 45-70, jun. 2007.

COBB VANSTRESS BRASIL. Suplemento de Crescimento e Nutrição para Frangos de Corte. Guapiaçu-SP-Brasil, 21 de março de 2009. Disponível em:

[http://www.fcav.unesp.br/Home/departamentos/zootecnia/NILVAKAZUESAKOMURA/suplemento\\_cobb\\_500.pdf](http://www.fcav.unesp.br/Home/departamentos/zootecnia/NILVAKAZUESAKOMURA/suplemento_cobb_500.pdf).

FARIAS, H. P. **Função Resposta a Impulso e Decomposição da Variância do Erro de Previsão Aplicados às Principais Bolsas de Valores**. Dissertação de mestrado apresentada à UFPA, Belém, 2008.

ELLIOT, G. ROTHENBERG, T. J. STOCK, J. H. **Efficient test for an autoregressive unit root**. *Econometrica*, v. 64, p. 813-836, jul., 1996.

EVANGELISTA, F. R.; NOGUEIRA A. F.; OLIVEIRA, A. P. **A avicultura industrial de corte no Nordeste: aspectos Econômicos e organizacionais**. In: Congresso da sociedade brasileira de economia, administração e sociologia rural. Rio Branco, AC, 2008.

GARCIA, L. A. F. **Economias de escala na produção de frangos de corte no Brasil**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

CHATFIELD, C.: **The Analysis of Time Series**. 6th ed., Chapman & Hall, 2004

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C.: **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.

HAMILTON, J.D.; SUSMEL, R.: **Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime**. *Journal of Econometrics*, 64, 307-333, 1998.

MARTINELLI, O.; SOUZA, J. M. de. **Relatório setorial preliminar – setor: carne de aves**. Rio de Janeiro: FINEP, 2005.

MTE (Ministério do Trabalho e Emprego). **Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)**. Disponível em: <http://www.mte.gov.br/rais/default.asp>.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D.L. **Econometric models and econometric Forecasts**. 4 ed. Nova York: McGraw-Hill, 2004. 524 p.

PROFETA, G. A.; LIMA, J. E. **Coordenação e transmissão de preços: O caso da cadeia do frango de corte no Brasil**. Anais 48º Congresso Sober, Belo Horizonte, 2012.

RODRIGUES W. O. P.; GARCIA R. G.; NÄÄS, I. de. A.; ROSA, C. O. da.; EDUARDO, C. **Evolução da avicultura de corte no Brasil**. Enciclopédia biosfera, Centro Científico Conhecer - Goiânia, v.10, n.18; p. 4. 2014.

SOUZA, J. da. S. **Aspectos socioeconômicos**. In: GENÚ, P. J. de C.; PINTO, A. C. de Q. (Ed.). *A cultura da mangueira*. Brasília: EMBRAPA Informação Tecnológica, 2002. p. 21-29.

UNIÃO BRASILEIRA DE AVICULTURA. **História da avicultura no Brasil**. Disponível em: <http://www.abef.com.br/ubabef/exibenoticiababef.php?notcodigo=2675>.

VALENTE, M. L. C.; BRAGA, M. J. **Causalidade e cointegração no mercado de café entre a BM&F e a NYBOT.** Revista de Economia e Administração – IBMEC, v. 5, n. 3, p. 369-383, 2006.

VASCONCELOS, M. A. S. de.; GARCIA, M. E. **Fundamentos de economia.** 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2004.

VIEIRA, A. C. P.; CAPACLE, V. H.; BELIK, W. **Estrutura e organização das cadeias produtivas das carnes de frango e bovina no Brasil: reflexões sob a ótica das instituições.** VII Congresso Latino Americano de Sociologia Rural. Quito- Peru, 20-24 de novembro, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna.** São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 684 p.