

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

LARISSA SCHIMIEGUEL

A RELAÇÃO DO PREÇO DO MILHO E DO PREÇO DA CARNE DE FRANGO NO
ESTADO DO PARANÁ

CURITIBA

2018

LARISSA SCHIMIEGUEL

A RELAÇÃO DO PREÇO DO MILHO E DO PREÇO DA CARNE DE FRANGO NO
ESTADO DO PARANÁ

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado Profissional em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Universidade Federal do Paraná, como requisito à obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Econômico.

Orientador: Prof. Dr. Marcos Minoru Hasegawa

CURITIBA

2018

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS –
SIBI/UFPR COM DADOS FORNECIDOS PELO(A) AUTOR(A)

Bibliotecário: Eduardo Silveira – CRB 9/1921

Schimieguel, Larissa

A relação do preço do milho e do preço da carne de frango no Estado do
Paraná / Larissa Schimieguel. – 2018.
59 p.

Dissertação (mestrado profissional) - Universidade Federal do Paraná,
Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em
Desenvolvimento Econômico.

Orientador: Marcos Minoru Hasegawa

Defesa: Curitiba, 2018.

1. Avicultura. 2. Economia. 3. Relação de preço. I. Universidade Federal
do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-
Graduação em Mestrado Profissional em Desenvolvimento Econômico.
II. Hasegawa, Marcos Minoru III. Título.

CDD 338.176513098162



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
SETOR SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO DESENVOLVIMENTO
ECONÔMICO


TERMO DE APROVAÇÃO


Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da dissertação de Mestrado de **LARISSA SCHIMIEGUEL** intitulada: **A RELAÇÃO DO PREÇO DO MILHO E DO PREÇO DA CARNE DE FRANGO NO ESTADO DO PARANÁ**, após terem inquirido a aluna e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de mestre está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

Curitiba, 18 de Setembro de 2018.


MARCOS MINORU HASEGAWA
Presidente da Banca Examinadora (UFPR)


MAURICIO VAZ LOBO BITTENCOURT
Avaliador Externo (UFPR)


ARMANDO VAZ SAMPAIO
Avaliador Externo (null)

Dedico esta dissertação ao meu marido e filho, por terem tão pouco tempo disponível comigo, e ainda assim entenderem a minha ausência para que pudesse dar mais um passo em direção ao meu sonho: tornar-se mestre

Também dedico este trabalho ao meu orientador, que teve paciência e se dedicou muito para que finalizasse a dissertação.

RESUMO

Neste trabalho foi estudada a relação entre os preços do milho, preço do frango ao produtor e do preço ao frango no atacado no estado do Paraná, no período de janeiro de 1997 e julho de 2017. O preço do milho é pouco explicado pelos demais preços, confirmando o seu papel como commodity, além de ser explicado por ele mesmo. O preço do frango ao produtor é amplamente explicado pelo preço do milho, mostrando como o milho é um insumo importante para a produção do frango. O preço do frango no atacado foi explicado pelo preço do frango ao produtor e pelo preço do milho. O teste de cointegração mostrou que os preços analisados são cointegrados que indica uma relação de longo prazo das mesmas. O resultado que mais chama atenção foi a não existência de assimetria na transmissão de preços, verificada através da metodologia de Houck. Nos trabalhos similares encontrados na literatura o resultado mais comum é a existência de assimetria. Uma provável causa para este último resultado poderia ser a qualidade dos dados utilizados neste trabalho, pois algumas estatísticas oficiais de preços para o setor avícola deixaram de ser publicadas para o estado do Paraná a partir de 2010.

Palavras chave: assimetria, avicultura de corte, cointegração, modelo do vetor de correção de erros, transmissão de preços, Paraná.

ABSTRACT

This work studied the relationship between corn price, producer chicken price and wholesale chicken price in the state of Paraná, between January 1997 and July 2017. The corn price is not explained by other prices, confirming its role as a commodity, in addition to being explained by itself. The corn price largely explains the wholesale chicken price, showing how corn is an essential input for chicken production. The wholesale chicken price was explained by the producer chicken price and by the corn price. The cointegration test showed that the prices analyzed are cointegrated indicating a long-term relationship between them. The most striking result was the lack of asymmetry in the price transmission, as verified by Houck's methodology. In the similar works found in the literature, the most common result is the existence of asymmetry. A possible cause for this last result could be the quality of the data used in this work since some official price statistics for the poultry sector are no longer published for the state of Paraná from 2010.

Key words: asymmetry; slaughter poultry; cointegration, error correction vector model, price transmission, Paraná.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	9
1.1 OBJETIVO	11
2 REVISÃO DE LITERATURA	12
2.1 SETOR AVÍCOLA NO PARANÁ	12
2.2 ANÁLISE DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS	13
2.2 INFORMAÇÃO ASSIMÉTRICA	18
3 METODOLOGIA.....	21
3.1 DADOS	21
3.2 METODOS ECONÔMICOS	21
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	26
5 CONCLUSÕES.....	47
REFERÊNCIAS.....	49
APÊNDICE I – TABELAS COM RESULTADOS DAS REGRESSÕES EM VECM PARA AS VARIÁVEIS: PREÇO DO FRANGO AO PRODUTOR, FRANGO ATACADO E MILHO.	53
APÊNDICE II – TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER	58

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é, atualmente, o segundo principal produtor de frango de corte no mundo, atingiu a segunda posição em 2015, quando passou a China, e está atrás apenas dos Estados Unidos. Com base no relatório anual da Associação Brasileira de Proteína Animal - ABPA (2016), aproximadamente 30% da produção nacional de carne de frango possui o mercado externo como destino de comercialização, são cerca de USD 7,1 bilhões exportados anualmente.

O setor avícola representa cerca de 1,5% do PIB do país, segundo Campos (2005, p.3) a cadeia produtiva do frango é responsável pela manutenção de 3,5 milhões de empregos diretos e indiretos e movimenta mais de USD 7 bilhões em exportações todo ano. Trata-se de um importante segmento produtivo para a economia brasileira

Segundo Ariel Mendes, presidente da União Brasileira de Avicultura (UBA), o setor avícola acumulou importante crescimento de 2007 a 2015, foram cerca de 45% em termos de tonelage de frango, em um período de 8 anos, isto, segundo ele, está relacionado ao sistema de integração da produção que garante baixo custo, bem como a proximidade com os insumos – milho e soja, além de que a carne brasileira não sofre com gripe aviária, por exemplo, que garante importante participação no mercado externo. Outro ponto importante, que garante o crescimento da produção de carne de frango, é a evolução do consumo interno *per capita*, que só apresentou retração em 2016. Conforme Oliveira et. al. (2014, p. 2) “A forte presença do consumo da carne de frango nos domicílios brasileiros faz com que alterações nos preços deste produto impactem diretamente e de maneira negativa nos orçamentos familiares da grande maioria dos lares brasileiros.”

Embora o setor avícola apresente positiva evolução nos últimos anos, principalmente no que tange a produção:

Os resultados de 2015 refletem a crescente relevância econômica desse setor, que, nos últimos 15 anos, dobrou de tamanho, quadruplicou suas exportações e ganhou maior peso na balança comercial. No ano passado, de acordo com as estatísticas do governo federal, o frango in natura foi o quarto produto mais exportado pelo Brasil, atrás apenas da soja em grão, do minério de ferro e do petróleo. (CAMPOS, 2016, p.3)

Não é um setor imune a intempéries do mercado: em 2016, por exemplo, Campos (2016) revela que o custo de produção recorde, em função do aumento do preço do milho, com custo médio inflado cerca de 70% em relação ao ano anterior, causou prejuízo às agroindústrias e cooperativas integradoras.

O principal custo na composição do preço do frango é alimentação para a engorda. A ração utilizada para este fim representa 70% do total, sendo que 80% dela é composta de milho, ou seja, pode-se dizer que o milho corresponde a 56% do total dos custos de produção da carne de frango (EMBRAPA, 2017).

Sabe-se que a proximidade do insumo milho com o produto final frango é um importante fator para o sucesso da agroindústria, e segundo Melo et. al. (2016) o aumento da demanda por frango acarretou no crescimento da demanda por milho interferindo no seu preço. Além de que o preço do milho também interfere no preço do frango. Por conta disto, é importante ressaltar que o Brasil é um importante produtor de grãos, em relação a milho é o terceiro maior produtor, e o segundo maior exportador mundial.

Por mais que o setor apresente constante evolução em relação a tonelagem produzida, nem sempre as unidades produtivas apresentam resultado financeiro positivo, como o que ocorreu em 2016, isto se deu, principalmente pelo não repasse total do aumento do custo do milho. Com base no exposto, e considerando que a avicultura é um setor chave para a economia brasileira, questiona-se: qual a medida de resposta no preço da carne de frango quando da variação do preço do milho no Paraná? Há uma relação de causalidade entre a variação do preço do milho em relação ao do frango e vice-versa? Quando da transmissão de preços, pode-se dizer que há simetria no repasse entre os níveis do produtor e atacado?

Há ampla disponibilidade de informações, mas não há análise conclusivas sobre como se dá a transmissão do principal custo, o milho, no preço do frango. Sabe-se apenas, que em 2016, por exemplo, em função do não repasse da variação total do preço do milho houve prejuízo no setor, inclusive levando a algumas empresas entrarem com pedido de recuperação judicial (GAZETA DO POVO, 2017).

As séries históricas de preços de frango resfriado estão disponíveis, bem como o preço dos insumos necessários para engorda das aves, o que torna possível a verificação da causalidade entre estas variáveis bem como a análise de transmissão de preços no setor. Acredita-se que a partir da análise da relação de preços e dos testes de causalidade encontrar-se-á a medida de transmissão das variações do preço do milho para o preço da carne de frango, de modo a justificar, e antecipar a expectativa para desempenho das empresas em épocas de aumento e baixa do insumo milho.

Este trabalho está dividido em cinco partes, a primeira abriga a introdução e objetivos, a segunda parte traz à tona diversas literaturas sobre transmissão de preços, causalidade e assimetria na transmissão de preços, a terceira refere-se à metodologia, a quarta parte demonstra os resultados da pesquisa e por fim, a quinta parte realiza as conclusões encontradas.

1.1 OBJETIVO

O objetivo geral deste trabalho de pesquisa é estudar a relação entre os preços do milho e da carne de frango no estado do Paraná e testar se há assimetria na transmissão de preço para o atacado.

De forma específica, este trabalho tem por objetivo:

- 1) caracterizar o setor avícola no Estado do Paraná;
- 2) verificar se há transmissão de preço entre as variáveis: preço do milho, preço do frango ao produtor e preço do frango no atacado;
- 3) verificar as relações entre as variáveis: preço do milho, preço do frango ao produtor e preço do frango no atacado e;
- 4) verificar se há assimetria na transmissão de preços entre preço do frango ao produtor e preço do frango no atacado.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Nesta seção é caracterizado o setor avícola paranaense, bem como a revisão da análise de transmissão de preços com diferentes metodologias e para diferentes casos bem como a assimetria de informação.

2.1 SETOR AVÍCOLA NO PARANÁ

O setor avícola possui importante papel econômico para o Estado do Paraná: Segundo DERAL (2017), o frango de corte representa o segundo maior valor de produção rural do estado, foram cerca de R\$ 15 bilhões em 2016, ficando atrás apenas do valor da soja.

O frango de corte continua sendo o item mais importante da pecuária paranaense, mesmo diante de uma conjuntura de dificuldades para avicultura em 2016, enfrentando a alta de custos de produção em função do aumento do preço do milho, o faturamento com abate de frango foi 9% acima de 2015 e o Paraná segue como maior produtor nacional e exportador desta proteína. (DERAL 2017, p. 2)

Segundo a Associação Brasileira de Proteína Animal – ABPA – (2017) o Paraná representou em 2016; 33,46% do abate de frango nacional, desta forma, posiciona-se como o principal produtor desta proteína no país. Das exportações de carne de frango o estado paranaense é responsável por 35,85%.

Conforme entrevista verbal, informal, guiada pela autora com três empresas paranaenses que não concordaram em ser identificadas na dissertação, empresas estas que estão listadas entre as 25 principais exportadoras de carne de frango do país, relataram que embora possuam uma estrutura oligopolizada (BRF e JBS representam mais de 50% do total), a outra metade do setor é predominantemente, em número, de empresas familiares, e por conta disto, carecem de especialização para uma gestão mais voltada a custos, e que o setor como um todo, não sabe precisar, de maneira geral, quanto das variações do principal insumo, o milho, são repassados ao preço do frango. Os empresários afirmaram que há diferença no repasse de preços quando da queda e do aumento do custo do milho, porém sem

conhecimento do volume dos repasses. Inclusive citaram o ano 2016, que embora tenha apresentado aumento no preço da carne de frango, este não foi suficiente para que as unidades apresentassem lucro.

2.2 ANÁLISE DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS

A análise de transmissão de preços possui duas vertentes: transmissão vertical e horizontal. Segundo Barros e Burnquist (1987 apud MARGARIDO, 2012, p. 283), a transmissão vertical de preços está relacionada “a variação relativa no preço a um nível de mercado em relação a variação no preço a outro nível, mantidos em equilíbrio estes dois níveis de mercado após o choque inicial num deles”. Por exemplo, dado um choque inicial no preço do milho, se houver transmissão vertical, os preços da carne de frango seriam afetados em alguma proporção. Já a transmissão horizontal de preços se dá quando há variação de preço em determinado produto que acaba afetando o preço deste produto em outro mercado, esta transmissão de preço também é conhecida por transmissão espacial.

Do ponto de vista de transmissão espacial de preço, Bittencourt e Barros (1995) estudaram as relações de preço de frango nas regiões Sul e Sudeste do Brasil, os autores utilizaram o modelo VAR com correção de erro para estimar as relações de preços entre Paraná, Santa Catarina e São Paulo, o estudo evidenciou que o estado de Santa Catarina possuía maior influencia sobre os demais estados.

A maior parte dos estudos relacionados a transmissão de preços são relativos ao setor sucroalcooleiro e óleo e gás, como o estudo de transmissão de preços no mercado de cana de açúcar de Margarido (2013) onde é analisada a transmissão espacial de preços deste mercado entre o Paraná e São Paulo, através do modelo ARIMA de forma que foi constatado que um choque de preços no estado de São Paulo é transmitido 41,19% para os preços do Paraná

Há também estudo de transmissão sobre níveis de produtor, atacado e varejo para produtos hortifrúctulas, Barros (1990) realizou o estudo do sentido e da intensidade dos choques nos preços agrícolas que são transmitidos aos níveis de mercado citados, bem como verificou a causalidade na transmissão e calcularam as

elasticidades. Os autores verificaram que o atacado que gera as oscilações dos preços dos produtos estudados, relatam também que a causalidade da transmissão foi afetada pelo controle de preços realizado pelas autoridades econômicas da época.

Em relação ao agronegócio, há alguns trabalhos sobre causalidade e transmissão de preços entre milho, soja e a carne suína. Isto se dá, principalmente, por conta de a carne suína ser a principal proteína consumida no mundo (GASTARDELO, 2016). Os trabalhos revelam, na sua maioria, que o preço do milho influencia no da carne suína, porém o contrário não é verdadeiro. Além disto, os artigos demonstram, segundo Gastardelo (2016, p. 5) que há relação de longo prazo entre o preço dos leitões e do milho.

Sobre a proteína de frango, que é a mais consumida no Brasil – em 2016 foram 42,8 quilos de carne por habitante, enquanto o consumo per capita de carne bovina foi de 32,5 quilos e suína de 14,7 quilos (FERREIRA, 2017), não há número relevante de estudos sobre causalidade e transmissão de preços.

Freitas et al. (2016) evidenciam que um dos entraves à expansão do setor avícola na região de Pernambuco é a distância entre a área produtora e os insumos (soja e milho). À luz deste problema, realizaram a análise, com base no modelo VAR (método vetorial autorregressivo), teste de Granger e função impulso resposta, entre os preços dos insumos produtivos e o preço da carne de frango para o estado do Pernambuco. Concluiu-se que choques exógenos tanto nos preços do milho como da soja afetam o preço do frango no mercado pernambucano, e que os choques se dissipam após quatro meses – que corrobora com a lógica da dinâmica do setor, bem como com a distância das plantas produtivas frente os fornecedores de insumos.

Gastardelo et al. (2016) trouxeram à tona a importância do setor avícola para economia brasileira e estudaram uma série de vinte anos, de 1994 a 2014, para verificação de transmissão de preços do milho aos preços do frango congelado, destacando que o milho é o principal insumo para produção deste. Para a análise, foi utilizado o modelo de Gardner, a relação de longo prazo foi estimada pelo modelo Markov *Switching Autoregressive* (MAS) e a relação de curto prazo pelo modelo Vetor de Correção de Erros (VEC). Para análise de transmissão de preços os autores consideraram que o setor avícola possui 6 fases até o seu consumo que são elas: Insumos, pecuária, primeiro processamento, segundo processamento, distribuição e

consumo. A amplitude da análise se limitou aos três primeiros elos: Insumo até o primeiro processamento. A estimação da regressão através do modelo MAS revelou uma transmissão de 90% de preço do milho no terceiro regime, com uma probabilidade de 89% de permanência de 9 meses, ou seja, após um choque de preços no milho, há transferência de 90% da variação no longo prazo (no terceiro regime), com probabilidade de permanência de 9 meses. A análise de curto prazo com base no modelo VEC, considerando duas defasagens, encontrou-se que 4% da variação do preço do milho foi repassada em um mês, revelando uma assimetria entre o valor recebido pelos frigoríficos e pago por eles aos insumos.

Caldarelli (2013) avalia a dinâmica da transmissão de preços entre frangos e milho no Brasil no período 2000-2010. Para isso, foram utilizados os testes de raiz unitária, o teste de Granger, o teste de cointegração de Johansen e a estimação do vetor de correção de erros (VEC). O autor revela a importância do setor avícola para economia brasileira, e ressalta, conforme ABIMILHO (2013), que aproximadamente 68% da produção de milho brasileira é absorvida pelos setores avícola e de suinocultura. Sendo que em 2013 o setor avícola representou sozinho, 43% do consumo de milho do país. Além disto, o autor demonstra que a produção de milho e frango está concentrada na região sul e centro-oeste do país, sendo que 59% da produção total do milho é representada pelo Paraná, Mato Grosso, Minas Gerais e Rio Grande do Sul. Segundo Caldarelli (2013, p. 222) a formação do preço do milho no Brasil depende de condicionantes regionais de oferta e demanda, pois sua maior porção é convertida em insumos para diversos segmentos da agroindústria. Com base em EMBRAPA (2011) o milho representa 38% no custo total da atividade avícola, representando, desta forma, um insumo chave para o setor. A produção de frango de corte se divide da seguinte forma, segundo o autor: 26% produzido pelo Paraná; 20% por Santa Catarina, 15% por São Paulo e 14% pelo Rio Grande de Sul. Há uma importante correlação entre local de produção do frango e produção do milho. Com base no exposto e após a realização dos testes o estudo realizado por Caldarelli (2013) permite afirmar que existe uma interação de longo prazo entre os preços do milho e frango (cointegração), bem como que 40% das variações no preço do milho são transmitidas ao preço do frango vivo e a transmissão de preços é unidirecional.

Bini et al. (2016) estuda a transmissão de preços do petróleo para três fertilizantes e transmissão de preços entre as *commodities* milho, soja e frango. O

texto trata, em especial, a questão da carne de frango, onde os autores salientam que o Brasil está entre os maiores produtores deste bem por conta do seu baixo custo produtivo. Bini et al. (2016) enfatizam que o setor avícola é estratégico em função do seu impacto no orçamento das famílias, dito isto, é importante conhecer os fatores que interferem na sua variação de preços para criação de políticas econômicas para mitigação de efeitos nocivos na cesta de consumo das famílias. Os autores afirmam, também, que o que mais influencia o preço final da carne de frango são as movimentações nos insumos de produção, dentre os insumos estão soja e milho que representam mais de 65% do custo do frango de corte. O artigo demonstra, a partir dos testes econométricos de raiz unitária, teste de cointegração, Granger e VEC, que a relação entre o preço do petróleo e milho e soja é pouco representativa, contudo que há dependência do preço do milho em relação a soja em função da área cultivada ser maior da segunda cultura. Já o preço do frango apresenta dependência do preço do milho, embora alguns fatores econômicos impediram que em 2016 houvesse repasse significativo do aumento do insumo.

De maneira geral e sintética, os autores Souza e Stulp (2005) descrevem como se dá a transmissão de preços quando da elasticidade do insumo:

O efeito dos preços pagos pelos insumos sobre os preços recebidos pela agropecuária pode ser pensado no contexto da interação da demanda e da oferta nos mercados agrícolas. A mudança do preço pago pelo insumo desloca a curva de oferta do produto agropecuário. Quanto mais inelástica for a curva de demanda pelo produto agropecuário, maior será o impacto sobre seu preço de equilíbrio (SOUZA e STULP, 2005 p.270)

O artigo busca a relação de causalidade através do teste de Granger para agropecuária brasileira como agrotóxicos, fertilizantes, combustíveis, mão de obra, sementes e serviços. Em relação ao frango, os autores demonstram que a relação de troca é deteriorada quando há aumento dos insumos.

Spolador e Freitas (2007), dada a importância do milho frente os demais cereais produzidos no Brasil – representa 35% da produção total de produtos agrícolas – e por conta de ser insumo chave das rações empregadas no processo de engorda de suínos e aves, estudou-se o desempenho e os determinantes da relação de troca para ele. Com base na EMBRAPA (2005) pode-se dizer que

aproximadamente 60% dos custos de produção da indústria de abate de aves são provenientes dos gastos com ração animal no processo de engorda das aves. Dada a importante relação do milho para com o frango, os autores, na sua pesquisa, encontraram que há uma relação de causalidade unidirecional entre estes dois produtos: o milho afeta os preços do frango, mas o preço do frango não apresenta relação para com o cereal ademais:

O cálculo da função impulso-resposta, na forma de elasticidade, mostra que um aumento da ordem de 10% no preço do milho aumenta, no primeiro trimestre, o preço do frango em 3,8%. Esse efeito tende a se estabilizar, após 4 trimestres, em 4,3%. (SPOLADOR e FREITAS, 2007, p. 30)

Mattos et. al. (2010) estudam a integração de mercados atacado e varejo de carne de frango, para o período de 1998 a 2007, determinando o número de regimes dependendo do tipo de mercado regional do Brasil para conferir um caráter dinâmico à análise. Para isto, utilizaram o modelo autorregressivo com *threshold* (TAR models). Os autores ressaltam, em seu trabalho, a importância dos mercados de frango para o agronegócio no Brasil, salientando que em 2007 15% da produção mundial de frango foi proveniente do Brasil, sendo o terceiro país com maior produção no mundo (atrás dos EUA e China). Como resultado à pesquisa, Mattos et al. (2010) encontraram que São Paulo se caracterizou como mercado central, de forma que este estado é o propagador dos choques iniciais de preços, e que há barreiras significativas de propagação de choques de preços entre os mercados indicando uma provável existência de custos de transação importantes na comercialização da carne de frango.

Por fim, Baldi et. al. (2013), analisaram o mecanismo de transmissão de preços entre Paraná (principal produtor de frango do país), Santa Catarina, Rio Grande do Sul, São Paulo e os EUA, bem como verificaram a presença de cointegração entre os preços da carne de frango para o período de 2001 a 2011. Os autores revelaram que a atividade avícola apresentou expansão nos últimos anos, e que a mudança de hábitos dos brasileiros vem incrementando o consumo da carne de frango, que chegou a 47 quilos por habitante em 2011. Por meio do método VAR e suas funções de impulso resposta Baldi et. al. (2013) identificaram cointegração nos preços da carne de frango entre os quatro estados e o principal produtor mundial,

os EUA, sendo que os choques internos tendem a ser mais intensos e duradouros do que os choques externos.

Em resumo, os artigos reconhecem a relevância do setor avícola à economia brasileira: sua recente expansão, representatividade nas exportações e importância para cesta de consumo dos brasileiros; e por conta disto, buscam entender como o preço da carne de frango é influenciado, seja com um enfoque em insumos, como transmissão de preço entre regiões ou diferentes tipos de mercado (atacado e varejo). Cada autor buscou um modelo econométrico que fosse mais adequado a sua análise, mas o que prevaleceu foi o método vetorial autorregressivo (VAR) e teste de raiz unitária, contudo, foram utilizados também: teste de causalidade de Granger; modelo Markov *Switching Autoregressive* (MAS); o teste de cointegração de Johansen e; o modelo Vetor de Correção de Erros (VEC). Basicamente encontrou-se que há transmissão de preço do milho para o frango, mas não há consenso sobre o movimento inverso. Além disto, sabe-se que há transferência de preços do atacado para o varejo e que choques de preços em estados produtores relevantes geram variações de preços nos demais estados.

2.2 INFORMAÇÃO ASSIMÉTRICA

Segundo Varian (2006), se uma das partes do mercado tiver mais informações sobre o produto que está sendo comercializado do que a outra, então, os preços não informarão corretamente a sua qualidade, de forma que esta situação impedirá o funcionamento eficiente do mercado.

Podemos extrapolar este conceito para formação de preços dos produtos: o produtor possui mais informações sobre a formação do custo do produto, e por isso, ocasionalmente, em uma redução de custos de insumos, pode não a repassar ao consumidor final.

2.2.1 Assimetria na Transmissão de Preços

A assimetria na transmissão de preços (ATP) trata-se de um fenômeno que revela uma diferença entre o evento de aumento e de redução do preço, esta diferença pode se dar através da magnitude, ou seja, diferentes percentuais para repasse de aumento e redução de custos, e até mesmo a velocidade do repasse, este fenômeno está muitas vezes correlacionado a algum poder de mercado, ou seja, numa estrutura oligopolizada os repasses de custo possuem uma velocidade maior do que uma redução nestes. Segundo PELTZMAN (2000) os aumentos de preços tendem a ser mais rápidos do que a sua redução – um aumento no preço é em média duas vezes mais rápido do que uma redução em resposta à alteração do custo do produto.

Azevedo e Politi (2008), com base no modelo de Houck (1977), com as considerações de Carman e Sexton (2005), estudaram o mercado de leite fluído de 1999 a 2005. Em seu estudo os autores indicam que a indústria e os distribuidores possuem algum poder de mercado, dado que nestes mercados os repasses de aumento de custo de matéria prima são repassados em maior magnitude ao consumidor final.

Costa (2009) através do vetor autoregressivo (VAR) com base na metodologia ajustada de Griffith e Piggott (1994), mensurou a assimetria na transmissão de preços (ATP) para o setor lácteo no Paraná para os diferentes níveis de mercado, produtor, atacado e varejo. Um dos resultados observados é que há transmissão de preços de um nível de mercado para o outro e que esta transmissão é assimétrica.

Oliveira (2018) estudou a transmissão assimétrica de preço no mercado de cebola em Goiás. O autor utilizou-se do modelo econométrico de Houck (1977) que revelou que 30% da renda proveniente da venda da cebola são direcionadas ao produtor rural, e o restante dividido entre atacado e varejo. O autor também evidenciou que há assimetria na transmissão de preços, onde o varejo repassa mais rapidamente os ajustes positivos.

O mercado de bovinos foi pesquisado a fim de verificar se há assimetria na transmissão de preços por Parré e Silva (2012) que identificaram, através do modelo de Griffith e Piggot (1994), que há ATP tendo em vista que os preços do boi gordo respondem de forma diferente aos aumentos e reduções nos preços dos bezerras.

Griffith e Piggott (1994) realizaram estudo do mercado australiano de carne bovina, ovina e suína, a três níveis de mercado, produtor, atacado e varejo e

verificaram que tanto o atacado como o varejo repassam com maior acentuação os aumentos dos custos em relação a redução destes, caracterizando desta forma a assimetria na transmissão de preços.

Alves et al. (2013), através do modelo de Griffith e Piggot (1994), do vetor autorregressivo (VAR) e da função de impulso resposta, constataram que há assimetria na transmissão de preços na comercialização da uva fina de mesa no Paraná em diferentes níveis de mercado. Além disto, os autores verificaram, através do teste de causalidade de Granger que o sentido na transmissão de preços da uva fina no paraná se dá: do atacado para o produtor e para o varejo, e do produtor para o varejo e do varejo ao produtor.

3 METODOLOGIA

Neste capítulo são apresentados a origem e os dados a serem utilizados para condução da pesquisa, bem como os métodos aplicados para concluir se há causalidade na transmissão de preços das variações do milho para o preço da carne do frango e vice versa, além da verificação da medida de transmissão, e o estudo da assimetria na transmissão de preços do frango ao produtor para o frango atacado.

3.1 DADOS

A série de dados do preço do frango ao produtor foi coletada junto ao Departamento de Economia Rural do Estado do Paraná – DERAL. Trata-se de dados mensais a partir de 1997 até julho de 2017. Os preços de frango no atacado foram obtidos no IPEA DATA e possuem a mesma frequência dos preços ao produtor. Cada variável possui 247 observações.

Em relação ao preço do milho, foi utilizada base de dados do IPEA-DATA, com preços médios de atacado do Estado do Paraná para saca de sessenta quilos, com frequência mensal, para o período de 1997 – 2017, somando 247 observações.

3.2 METODOS ECONOMETRICOS

Inicialmente, as séries de preços foram deflacionadas utilizando o IGP-M, base julho/2017. Com os valores reais, cada série foi analisada individualmente com uso de estatísticas descritivas com objetivo de verificar a qualidade da base de dados, de forma a poder verificar o seu comportamento de forma agregada, conforme tabela 1 e histogramas, os dados de preço do frango ao produtor, e do frango no atacado apresentaram normalidade. O preço do milho não, e por isso, foi ajustado para tornar-se normal. Para isso, para cada valor do milho, foi descontado o valor da média e dividido pelo desvio padrão da amostra.

Posteriormente, foi realizado o teste de raiz unitária. Para isto, foi escolhido o teste KPSS para verificação da estacionariedade das séries. Este teste é imprescindível por estarmos trabalhando com séries temporais. Dependendo do seu resultado utilizar-se-á do modelo VAR ou VECM. Com base em Gujarati e Porter (2011), uma série de dados não estacionária não possui significado econômico. Ou seja, é possível que uma regressão de séries temporais apresente teste t significativo e coeficiente de determinação elevado, contudo se houver raiz unitária, não ter significado estatístico. O teste KPSS testa a hipótese nula, de que a série é estacionária, e a hipótese alternativa, a série apresenta raiz unitária. A interpretação do resultado se dá, segundo Kwiatowski et. al (1992), se a estatística teste for maior que o valor crítico aos seus níveis de significância, então a hipótese nula é rejeitada, a série é não estacionária. Em seguida, um novo teste é feito, usando a primeira diferença da variável. Se a estatística teste for menor que o valor crítico ao seu nível de significância, a hipótese nula não é rejeitada e a série na sua primeira diferença é estacionária.

Após o teste de raiz unitária, foi realizado o teste de Granger para verificação de causalidade entre milho, frango ao produtor e frango no atacado. Segundo Carneiro (1997):

Se o evento A ocorre depois do evento B, sabemos que A não pode causar B. Ao mesmo tempo, se A ocorre antes que B, isso não significa que A, necessariamente, cause B. (...) Na prática o que temos são duas séries temporais A e B e estaríamos interessados em saber se A precede B, ou B precede A, ou se A e B ocorrem simultaneamente. Essa é a essência do teste de causalidade de Granger, que não se propõe a identificar uma relação de causalidade no seu sentido de endogeneidade (CARNEIRO, 1997, p. 3).

O teste visa entender se as perturbações no preço do milho causam mudanças no preço do frango e assim por diante. O teste é baseado nas seguintes equações, conforme Gujarati & Porter (2011) :

$$P_{it} = \sum \alpha_i M_{it-k} + \sum \beta_i P_{ij-k} + \mu_{1t} \quad (1)$$

$$M_{it}^* = \sum \gamma_i M_{it-k} + \sum \delta_i P_{ij-k} + \mu_{2t} \quad (2)$$

Onde P_{it} e M_{it}^* são preços em diferentes níveis de mercado, e μ_{1t} e μ_{2t} não possuem correlação.

O resultado do teste de Granger é colocado no anexo do trabalho, pois um recurso gráfico do Gretl que realiza a decomposição da variância para previsão das variáveis, indica de maneira mais clara, graficamente, o quanto uma variável é afetada por outra ao longo do tempo.

Após a realização do teste de raiz unitária, que verificou a estacionariedade das séries, foi realizado teste de Johansen com objetivo de verificar se as variáveis: preço do milho, preço do frango ao produtor e preço do frango no atacado eram cointegradas.

Para identificar posto, Johansen propõe dois testes baseados em uma estimação de máxima verossimilhança com restrição. A idéia de Johansen é usar a configuração multivariada e procurar o posto da matriz ϕ de uma forma bastante inteligente. A derivação matemática desses testes é complexa (...). Entretanto é possível entender os testes mais intuitivamente. Essencialmente ϕ é uma matriz $n \times n$ cujo posto é $r < n$, se houver integração. Se o posto desta matriz for n , as variáveis endógenas são todas estacionárias. Se o posto da matriz for nulo, não existe cointegração e as variáveis são não estacionárias. A idéia de posto nulo é análoga à de raiz unitária no modelo univariado. Naquele caso, o coeficiente que multiplicava Y_{t-1} era nulo ante a presença de raiz unitária. No caso de multivariado, posto nulo significa que matriz $\phi = 0$, portanto, trata-se de uma raiz unitária multivariada. (BUENO, 2011, p. 254-255)

Uma condição básica para utilização do modelo VAR (vetor autorregressivo) é que as séries temporais sejam estacionárias e não possuam cointegração. Por isso, após a realização de testes de raiz unitária e o teste de Johansen, e ter encontrado raízes unitárias nas séries e a constatação de cointegração, ao invés da utilização do modelo VAR, foi utilizado o modelo de vetor de correção de erros (VECM). Segundo Bueno (2011), o VEC ou VECM é um modelo mais completo que o VAR (vetor autorregressivo). De maneira resumida, o modelo VEC corrige o problema de que o VAR omite variáveis relevantes.

Segundo o Santos (2010, p. 25), “relações de equilíbrio são suspeitas entre muitas variáveis, especialmente econômicas.”. Segundo ele, a estimação de um modelo VEC ocorre em duas etapas:

- 1) A matriz de cointegração é estimada pelo método de mínimos quadrados ordinários ou máxima verossimilhança e substitui-se o verdadeiro valor de β pelo seu estimador $\hat{\beta}$ na equação.
- 2) Todos os outros parâmetros são estimados.

Para análise de assimetria na transmissão de preços foi utilizado o modelo de Houck (1977) que foi posteriormente adaptado por Griffith e Piggott (1994), e amplamente utilizado para análise na transmissão de preços nos níveis de mercado ao produtor, varejo e atacado. Utilizaremos a metodologia de Houck (1977) conforme o que está estabelecido nos trabalhos de Carman e Sexton (2005) e Azevedo e Politi (2008), são trabalhos que analisam a assimetria na transmissão de preços no sistema agroindustrial do leite. Contudo, o modelo de Griffith e Piggott (1994) que é utilizado nos trabalhos de Alves et al. (2013) Parré e Silva (2012) nos demonstra como o modelo pode ser ampliado, incluindo variáveis de quantidade, custos.

Houck (1977) evidencia na especificação do seu modelo que a variável Y depende dos valores de X e que ambas são séries temporais.

Imagine that the variable Y depends upon the values taken by X and that both are time-series variables. The hypothesis to be examined is that one-unit increases in X from period to period have a different absolute impact on Y than one-unit decreases in X. (HOUCK, p. 2, 1977)

A partir dos pressupostos de Houck (1977), que separa as variações no preço pago ao produtor, criando duas variáveis explicativas, estas variáveis, conforme Carman e Sexton (2005) representam os acréscimos e decréscimos de preço ao produtor em função das diferenças de preço no varejo que é a variável dependente. Podem ser representadas em modelo de conforme equação 3. Este modelo verifica o diferente impacto de um aumento ou redução de preço nos diferentes níveis de mercado. Ou seja, de forma resumida, trazendo o modelo para o tema desta dissertação, a equação (3) mostra que as variações do preço no atacado são explicadas por um coeficiente de tendência somado dos acréscimos do preço pago ao produtor e dos decréscimos do preço pago ao produtor em termos absolutos.

$$Pfat_1 = a + \sum a_1 . APfap_t + \sum a_2 DPfap_t + a_3c + \varepsilon \quad (3)$$

Onde $Pfat$ são as variações absolutas mensais do preço no atacado em relação ao preço inicial, $APfap$ e $DPfap$ são variáveis construídas, utilizando-se dos aumentos acumulados dos preços ao produtor, representado por $APfap$, bem como as reduções acumuladas ao preço também ao nível do produtor, representado por $DPfap$.

O proposto por Griffith e Piggott (1994), em seu trabalho, sugere que a assimetria na transmissão de preços é medida em único sentido: do produtor para o

atacado e ao varejo. Neste trabalho, por não dispormos de preços ao varejo, a verificação é realizada do nível do campo para o atacado.

Para as variáveis AP_{fap} e DP_{fap} foi construído um quadro, com as seguintes colunas: meses, preço do frango ao produtor, aumento no preço – que toma por base a segunda coluna e registra apenas as variações positivas no preço, por exemplo, se no mês 3 o preço era 3 e no mês 4 passou a ser 3,5, então será registrado 0,5, o valor do aumento. Reduções e manutenções no preço serão registrados como 0. A coluna redução no preço funciona da mesma forma que a coluna anterior, porém são registrados apenas reduções. As colunas: aumentos acumulado e reduções acumuladas tratam-se do valor acumulado das movimentações.

Segundo Houck (1977) o grande trunfo deste modelo é a que os valores dos coeficientes de acréscimo e decréscimo são diretamente comparáveis. Conforme Azevedo e Politi (2008) se os preços do varejo e os preços pagos ao produtor estiverem relacionados então os coeficientes α_1 e α_2 serão positivos.

Com base em Azevedo e Politi (2008) as informações obtidas devem ser analisadas em 2 aspectos (já adaptando as informações para o modelo discutido nesta dissertação):

- 1) Se o aumento e diminuição dos preços pagos ao produtor apresentam o mesmo poder de influenciar o preço no atacado, então haverá simetria na transmissão. A hipótese nula a ser testada é se $\alpha_1 = \alpha_2$. Para esta verificação o teste F restringido é aplicado. Note que O teste F restringido é, em essência, a comparação entre as somas de quadrados residual do modelo restrito, $\alpha_1 = \alpha_2$, e do modelo não restrito.
- 2) Se a hipótese nula for rejeitada, em favor da alternativa $\alpha_1 \neq \alpha_2$, pode-se dizer que há assimetria na transmissão de preços. Se o valor estimado de α_1 for maior que o valor estimado de α_2 , então a transmissão de acréscimo de preços do produtor ao atacado é maior que a transmissão de decréscimos.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

A tabela 1 evidencia a estatística descritiva para as variáveis: preço do milho, preço do frango ao produtor e frango atacado no estado do Paraná, demonstra a normalidade dos dados, após ajuste da variável milho. A amostra estudada é de 247 observações. A média do preço do milho é significativamente maior do que o preço do frango ao produtor e atacado, isto porque estamos tratando em preço por quilo das variáveis. É possível denotar que há maior variabilidade de preços do frango no nível atacado, que pode também ser observado na figura 4.

TABELA 1 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS SÉRIES DE PREÇOS REAIS. PREÇO DO MILHO, FRANGO AO PRODUTOR, FRANGO ATACADO NO PERÍODO DE 1997 A 2017.

Estatísticas	Pm*	Pfap**	Pfat***
Média	5,3200	0,4100	0,7100
Mediana	5,2800	0,4100	0,7100
Máximo	9,8000	0,5086	0,9000
Mínimo	3,5400	0,3244	0,4500
Desvio Padrão	1,0300	0,0370	0,0800
Assimetria	0,9560	-0,0450	-0,2735
Curtose	4,5600	2,7300	3,0600
Jarque-Bera	63,0100	0,8100	3,1193
Observações	247,0000	247,0000	247,0000

* Pm é o preço do milho. ** Pfap é o preço do frango ao produtor. ***Pfat é o preço do frango no atacado.

Fonte: A autora (2018)

Analisar se uma série de dados possui distribuição normal é importante dado que se for utilizado o método de mínimos quadrados ordinários nas amostras o tamanho do erro deve ser minimizado. Por isso foi testado a qualidade dos dados em relação a sua normalidade: as figuras 1, 2 e 3 apresentam os gráficos QQ plots para uma distribuição normal e as variáveis preço de frango ao produtor, preço de frango atacado e o preço do milho têm uma distribuição aproximadamente normal. Note que o gráfico QQ plot normal apresenta graficamente os quantis encontrados teoricamente através da distribuição normal e os quantis obtidos da distribuição observada da variável em análise. A distribuição da variável se aproximará a distribuição normal a

medida que que a dispersão entre os dois quantis se aproximam a reta no gráfico. No limite, o exato alinhamento dos pontos sobre a reta do gráfico indicaria que a variável tem exatamente uma distribuição normal.

Figura 1 – Gráfico QQ Plot do preço do frango ao produtor já deflacionado.

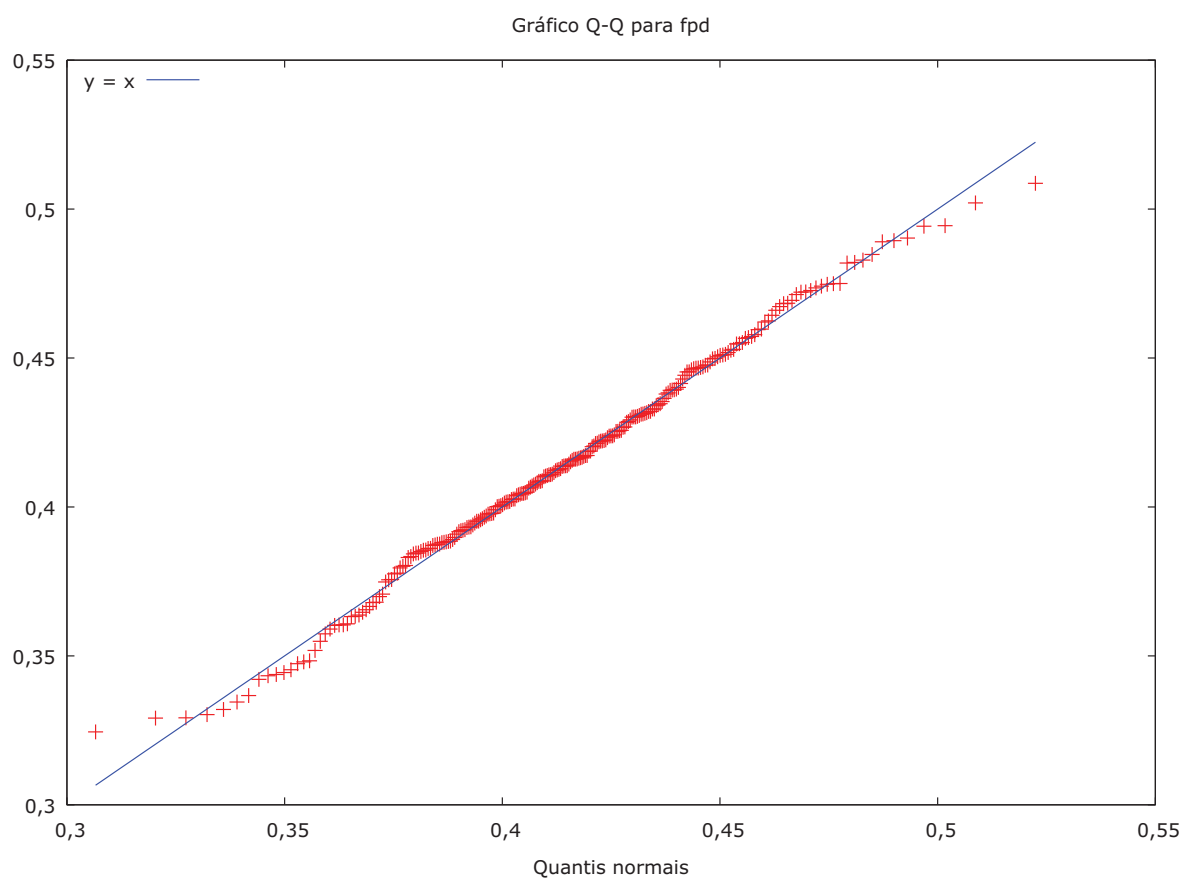


Figura 2 – Gráfico QQ plot do preço do frango atacado já deflacionado.

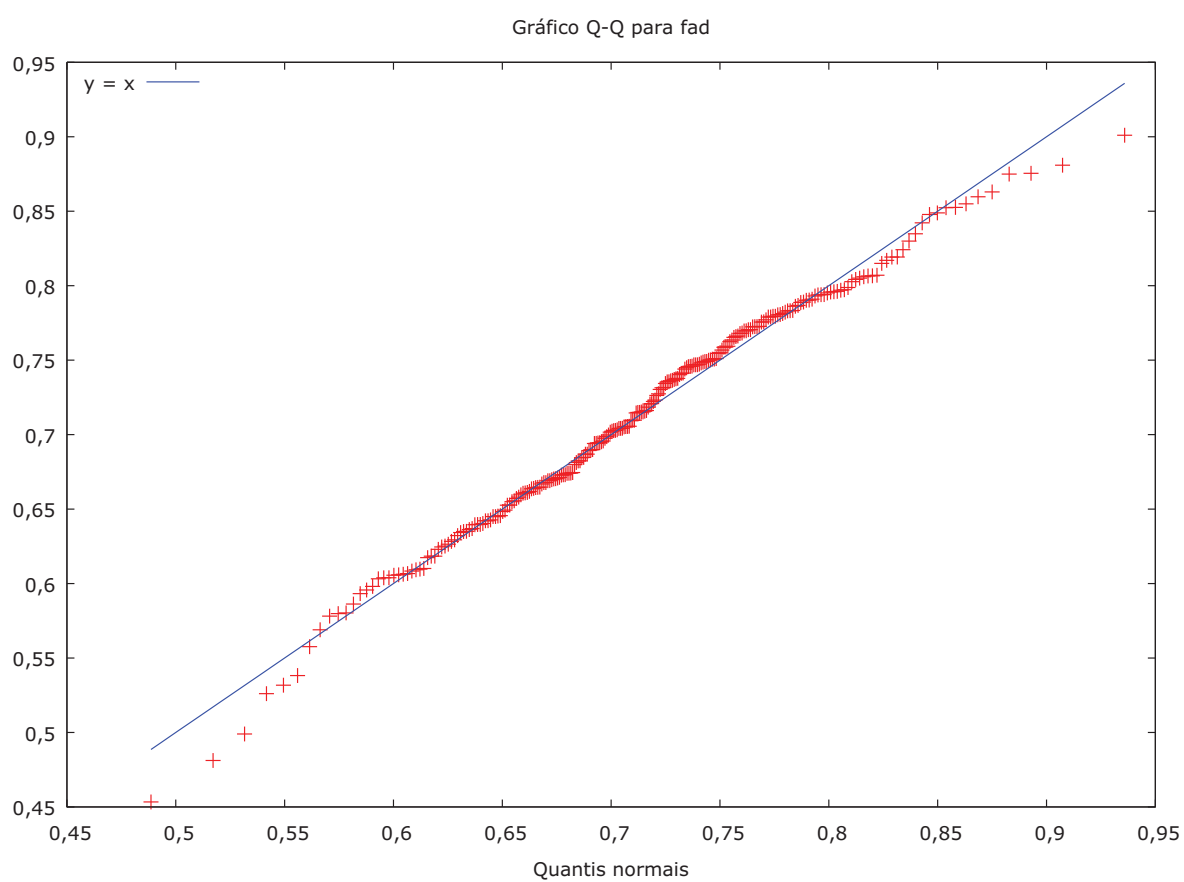
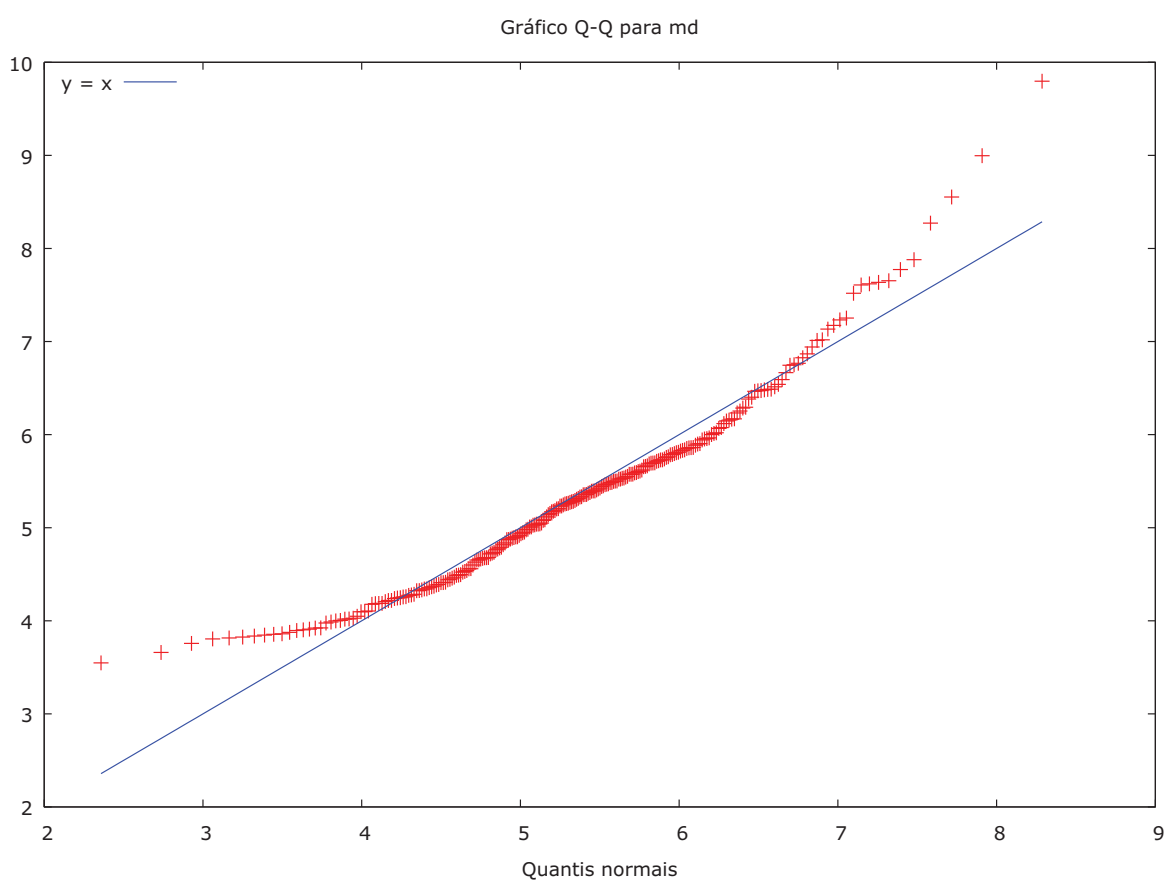
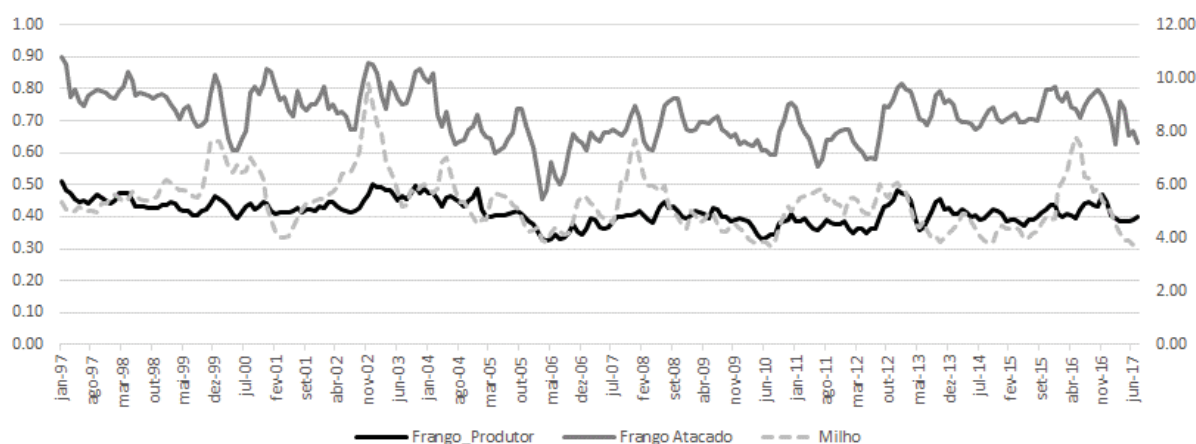


Figura 3: Gráfico QQ plot do preço do milho já deflacionado.



Após a verificação na normalidade dos dados, plotamos em gráfico único, a figura 4, a evolução dos três preços pesquisados: milho, frango ao produtor e frango atacado. É possível notar, através da análise das curvas, que embora haja volatilidade nos preços do milho os preços do frango se mantêm mais ou menos estáveis – ou seja, sem picos relevantes. Era esperado, tendo em vista que o milho é um importante componente do custo da carne de frango que suas altas e baixas refletissem, mesmo que com alguma defasagem em alterações nos preços da carne de frango.

Figura 4 – Preços reais de Frango ao produtor, frango atacado e milho no período de janeiro de 1997 a junho de 2017.



O teste de raiz unitária para as três variáveis revelou que utilizando-se da variável em nível, a hipótese nula é rejeitada. Então, para se ter estacionariedade é necessário utilizar as variáveis em primeira diferença. As tabelas de 2 a 7 evidenciam os resultados do teste KPSS para as três variáveis. Encontra-se na tabela 2, através do teste de KPSS para a variável milho, a estatística teste de 0,7962; este valor é superior aos valores críticos de 1% a 10% de significância. Desta forma a hipótese nula é rejeitada e faz-se novamente o teste para a mesma variável porém na primeira diferença, assim, na tabela 3 pode-se observar que a estatística teste de 0,0315, não rejeitando a hipótese nula. O que significa que a variável em primeira diferença não possui raiz unitária. E deve ser assim trabalhada nos modelos. As demais tabelas são referentes ao teste KPSS para as variáveis: preço do frango ao produtor e preço do frango no atacado. Ambas precisam ser trabalhadas em primeira diferença.

TABELA 2 – TESTE KPSS PARA MILHO. VARIÁVEL EM NÍVEL

T	= 247		
Parâmetro de truncagem da defasagem	= 5		
Estatística de teste	= 0,7962		
	10%	5%	1%
Valores críticos	0,3480	0,4620	0,7400
P-valor	<0,01		

Nota: no teste KPSS a hipótese nula refere-se à ausência de raiz unitária.

Fonte: A autora (2018)

TABELA 3 – TESTE KPSS PARA MILHO. VARIÁVEL 1ª DIFERENÇA

T	= 246		
Parâmetro de truncagem da defasagem	= 5		
Estatística de teste	= 0,0315		
	10%	5%	1%
Valores críticos	0,3480	0,4620	0,7400
P-valor	<0,01		

Fonte: A autora (2018)

TABELA 4 – TESTE KPSS PARA FRANGO AO PRODUTOR. VARIÁVEL EM NÍVEL

T	= 247		
Parâmetro de truncagem da defasagem	= 5		
Estatística de teste	= 1,21269		
	10%	5%	1%
Valores críticos	0,3480	0,4620	0,7400
P-valor	<0,01		

Fonte: A autora (2018)

TABELA 5 – TESTE KPSS PARA FRANGO AO PRODUTOR. VARIÁVEL 1ª DIFERENÇA

T	= 246			
Parâmetro de truncagem da defasagem	= 5			
Estatística de teste	= 0,0505			
		10%	5%	1%
Valores críticos	0,3480	0,4620	0,7400	
P-valor	<0,01			

Fonte: A autora (2018)

TABELA 6 – TESTE KPSS PARA FRANGO ATACADO. VARIÁVEL EM NÍVEL

T	= 247			
Parâmetro de truncagem da defasagem	= 5			
Estatística de teste	= 0,8403			
		10%	5%	1%
Valores críticos	0,3480	0,4620	0,7400	
P-valor	<0,01			

Fonte: A autora (2018)

TABELA 7 – TESTE KPSS PARA FRANGO ATACADO. VARIÁVEL 1ª DIFERENÇA

T	= 246			
Parâmetro de truncagem da defasagem	= 5			
Estatística de teste	= 0,0348			
		10%	5%	1%
Valores críticos	0,3480	0,4620	0,7400	
P-valor	<0,01			

Fonte: A autora (2018)

Foi então realizado o teste de Johansen para verificação de cointegração entre as variáveis: milho, preço do frango ao produtor e preço do frango atacado. Para realização do teste, assumiu-se ordem de defasagem 12, tendo em vista que a amostra permite dado o número de observações. Conforme a tabela 8, evidencia-se

que há cointegração nas ordens 0 e 1, a medição é feita comparando os valores de teste traço e teste Lmax, como $41,08 > 22,58$; então, rejeita-se a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração. Testa-se então se há somente 1 vetor de cointegração (ordem 1), como o valor do teste traço 18,49 é maior do que o valor do Teste Lmax 11,38, rejeita-se a hipótese nula de que há apenas 1 vetor de cointegração. Quando testa-se se há 2 vetores de cointegração encontra-se o mesmo valor, aceitando a hipótese nula, e rejeitando a hipótese alternativa de haver 3 ou mais vetores de cointegração.

TABELA 8 – TESTE DE JOHANSEN

Ordem	Autovalor	Teste traço	p-valor	Teste Lmax	p-valor
0	0,0916	41,0830	[0,0091]	22,5870	[0,0433]
1	0,0473	18,4960	[0,0855]	11,3810	[0,2327]
2	0,0298	71,1490	[0,1235]	71,1490	[0,1234]

Fonte: A autora (2018)

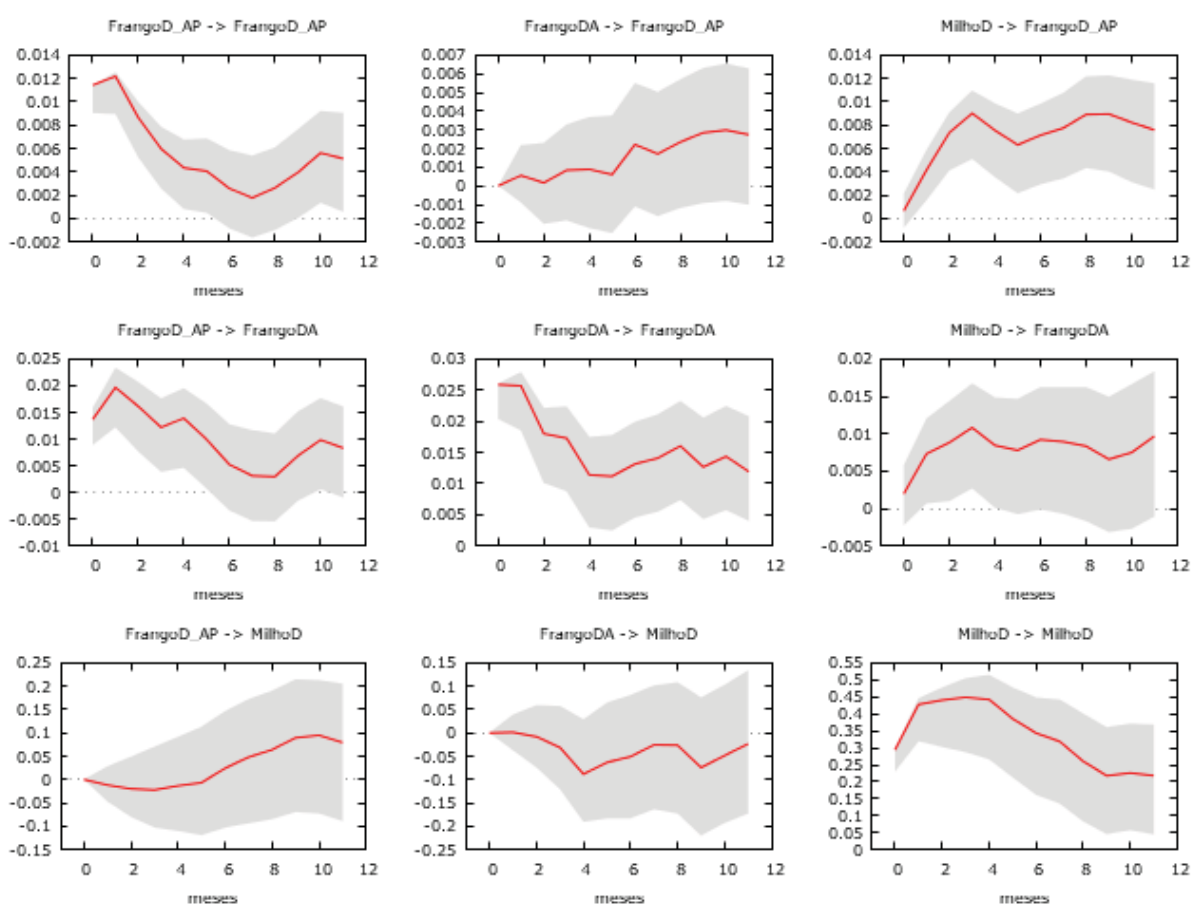
Em resumo, o teste revelou que o teste traço não rejeita a hipótese nula a 5% para a existência de pelo menos um vetor de cointegração. Os valores para o teste do autovalor máximo demonstram também a existência de pelo menos um vetor de cointegração a 5%. Desta forma, podemos indicar que existe relação de longo prazo entre as variáveis, assumindo 12 meses de defasagem.

Como as variáveis possuem relação de longo prazo, para verificação das relações entre as variáveis: Pm (preço do milho); Pfap (preço do frango ao produtor); e Pfat (preço do frango no atacado), utilizou-se o modelo do vetor de correção de erros (VECM) a estimação foi realizada com o uso do software Gretl. Os resultados da estimação do modelo VECM estão apresentados nas tabelas 9 a 14 que se encontram no apêndice I.

Após a estimação do VECM, para interpretação facilitada dos resultados, foram gerados gráficos de respostas a um choque, na ordem milho, frango ao produtor e frango atacado. A função impulso resposta demonstrou o que ocorre com cada variável dado um choque: um choque no milho, causa inicialmente um aumento do preço depois uma acomodação. Um ponto muito importante na análise destes gráficos de impulso resposta é que um choque no preço do milho não afeta de maneira

importante o preço do frango ao produtor, e deveria, dado que o milho representa mais de 56% do preço do frango. Isto corrobora com a atual crise no setor, onde o preço do milho aumentou no primeiro semestre, contudo, não houve repasse no preço da carne de frango, de forma que o setor está enfrentando prejuízos. Conforme Canal Rural (2018), o setor de aves de cortes está apresentando prejuízo no primeiro trimestre de 2018 em função do aumento do custo do milho sem a possibilidade do repasse deste custo a carne de frango, este efeito também pode ser observado nos anos de 2016; 2013; 2009 e 2005.

Figura 5 - Impulso Resposta para as variáveis Preço Milho, Frango ao Produtor e Frango Atacado.



Adicionalmente, em substituição o teste de causalidade de Granger, que encontra-se no apêndice II do trabalho, realizou-se a decomposição da variância da previsão para milho frango ao produtor e frango atacado, trata-se de um recurso

gráfico do software Gretl, que utilizando uma ordem lógica para as variáveis estudadas, neste caso foi utilizado, milho, frango ao produtor e frango atacado, faz-se uma previsão do preço destas variáveis com base nas demais. De maneira gráfica, pode-se afirmar que:

- 1) A figura 6 demonstra que o preço do milho é pouco afetado pelas demais variáveis. Após 8 meses ele começa sofrer alguma interferência do preço do frango ao produtor e do preço do frango no atacado.
- 2) A figura 7 demonstra que a previsão do preço do frango ao produtor inicialmente é lastreado em si mesmo, porém com o passar dos meses o preço do milho tem uma importância relevante na sua formação. Ao final de 10 meses quase 50% do preço é formado em função do preço do milho. Este gráfico da decomposição da variância da previsão corrobora com o atual problema do segmento, de não repasse de custos, pois o preço do frango ao produtor vai ganhando a importância do preço do milho, de maneira significativa, apenas após 6 meses.
- 3) A Decomposição da variância da previsão para o preço do frango no atacado, representada pela figura 8 demonstra que a previsão deste preço é amplamente afetado tanto pelo preço do frango a um nível de mercado anterior, como do insumo de construção da carne de frango.

Figura 6 - Decomposição da variância da previsão para Preço do Milho

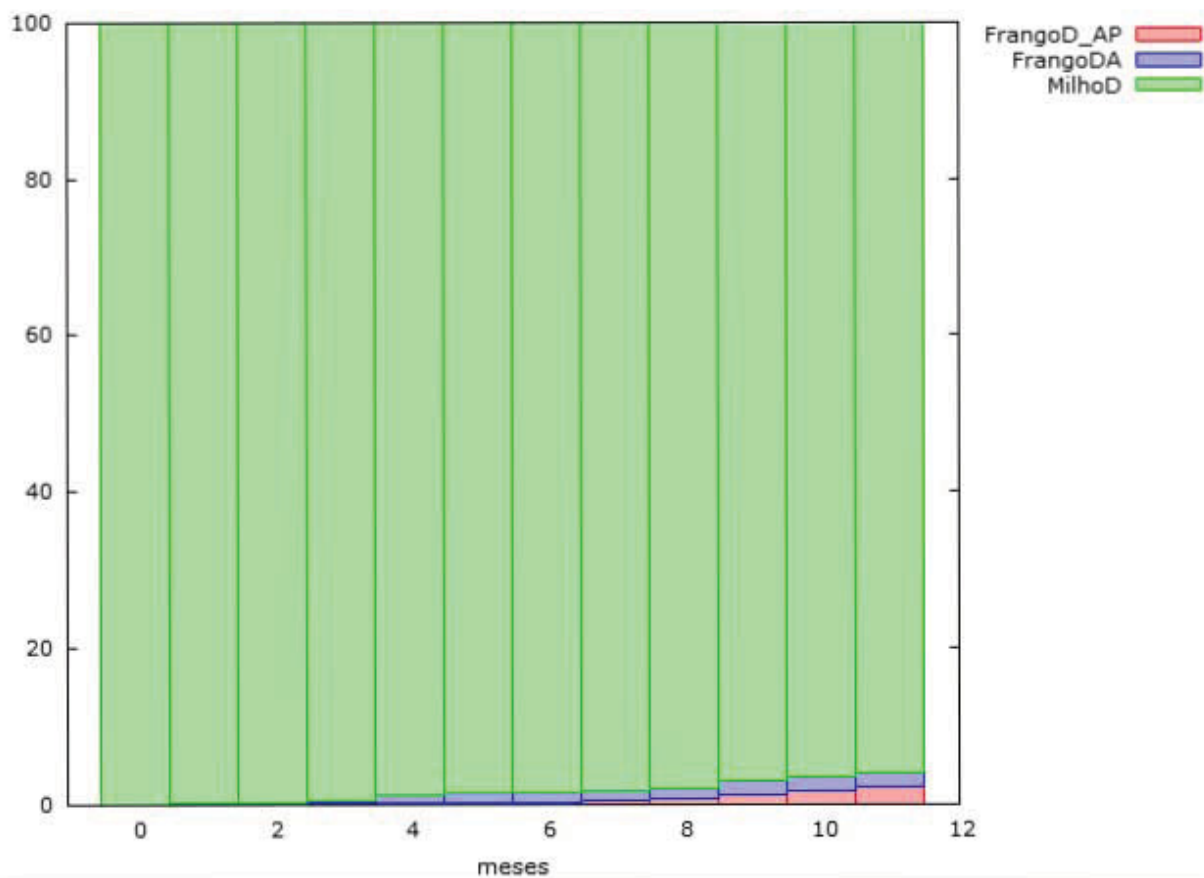


Figura 7 - Decomposição da variância da previsão para Preço do Frango ao Produtor

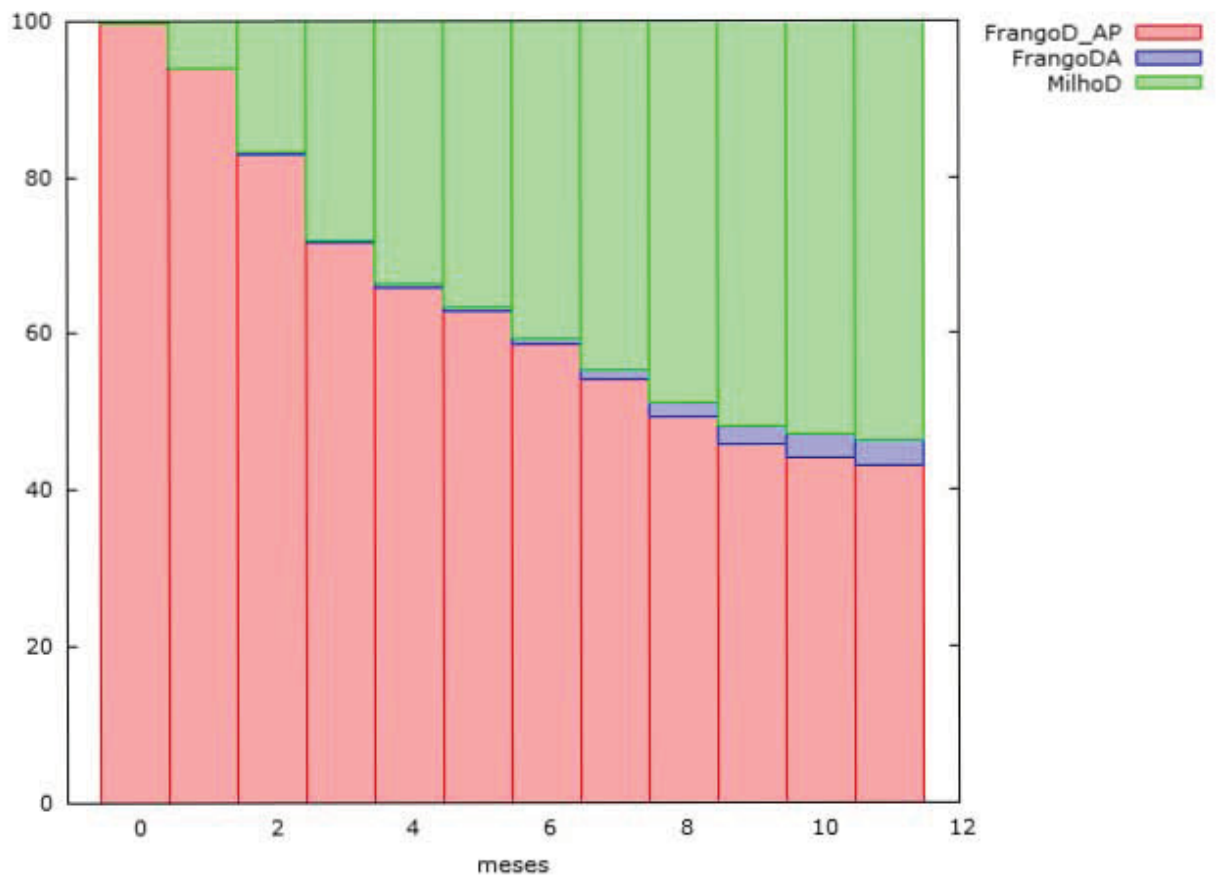
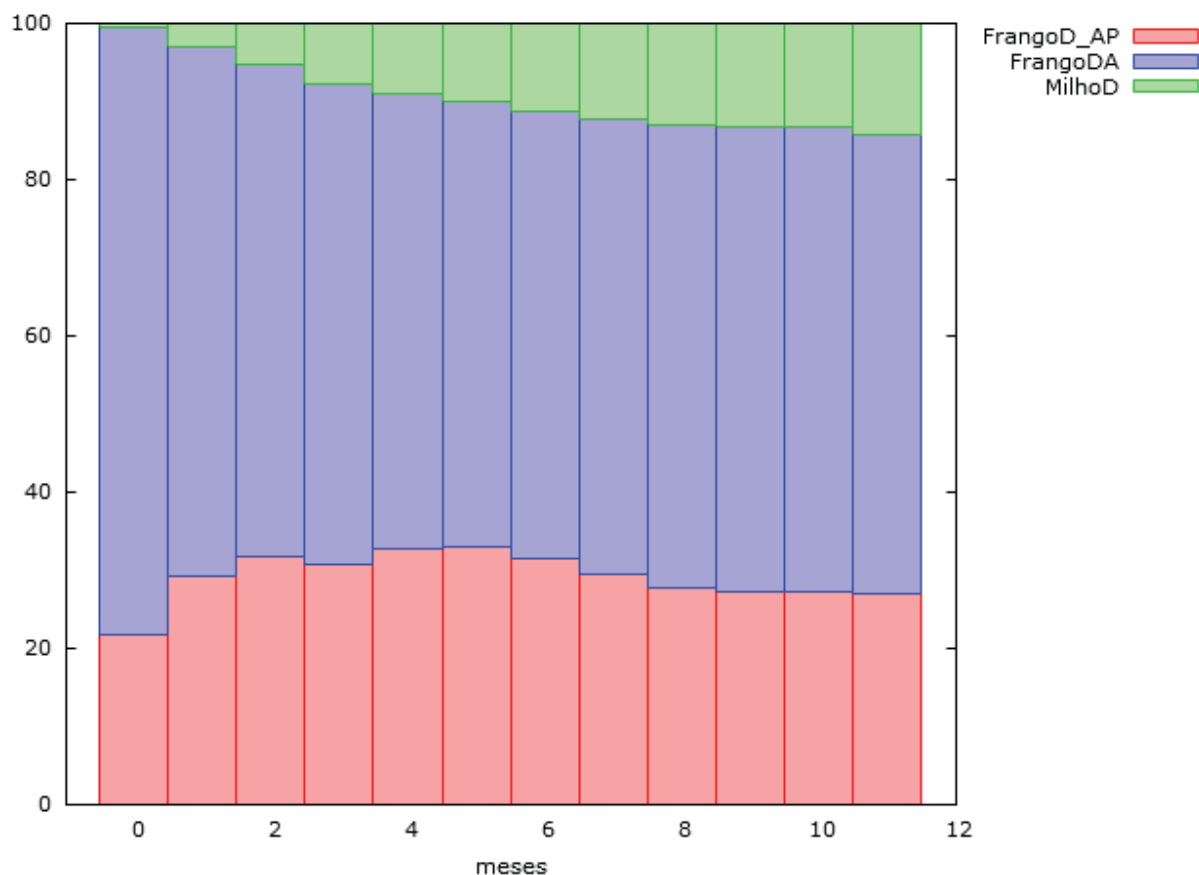


Figura 8 - Decomposição da variância da previsão para Preço do Frango no Atacado



Para verificação na assimetria na transmissão de preços, inicialmente, foi produzida a tabela para termos as variáveis do modelo. A tabela 15 trata-se da construção do modelo de Houck (1977) para as variáveis: preço do frango ao produtor e preço do frango no atacado.

Após a confecção da tabela 15, seguindo a metodologia de Houck (1977) e demais trabalhos pesquisados como Carman e Sexton (2005), Azevedo e Politi (2008) e Oliveira et al. (2014), realizou-se a regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO) onde a variável dependente é a das variações do preço do frango no atacado e as variáveis e os regressores são a soma das reduções de preço do frango ao produtor e a soma dos aumentos dos preços do preço do frango ao produtor. Encontrou-se que os coeficientes, com base na tabela 16, possuem valores muito próximos, o que indicaria a não existência da assimetria na transmissão de preços do produtor para o atacado. O teste F restringido, cujos resultados estão na tabela 17, confirma estatisticamente a hipótese de não existência de assimetria na transmissão de preços entre o produtor e o atacado. Este resultado está em linha com a existência

de pelo menos uma relação de cointegração entre as variáveis confirmada pelo teste de cointegração multivariado.

Este resultado não corrobora com a expectativa, pois conforme os modelo de Houck (1977) e Griffith e Piggott (1994), e trabalhos estudados sobre assimetria na transmissão de preços de PELTZMAN (2000), Azevedo e Politi (2008), Carman e Sexton (2005), Costa (2009); Oliveira (2018); Parré e Silva (2012) e Alves et al. (2013), há uma tendência de assimetria na transmissão de preços de produtos ligados ao agronegócio. É importante salientar que os trabalhos pesquisados, em geral trataram de assimetria na transmissão de preços do nível de mercado ao produtor para o nível varejo. Contudo, a série de preços do frango no varejo não estão disponíveis para o estado do Paraná.

TABELA 15 – VARIÁVEIS PARA MODELO HOUCK (1977)

(continua)

Data	Preço		Preço Produtor		Preço Produtor		Preço Atacado	
	Atacado Pfat	Produtor	Apfap	Dpfap	ΣApfap	ΣDpfap	ΔPfat	ΔPfat (acum)
jan-97	0,9011	0,5087	-	-	-	-	-	-
fev-97	0,8755	0,4848	-	0,0239	-	0,0239	0,0256	0,0256
mar-97	0,7726	0,4721	-	0,0127	-	0,0366	0,1030	0,1285
abr-97	0,7958	0,4547	-	0,0174	-	0,0539	0,0232	0,0797
mai-97	0,7587	0,4467	-	0,0081	-	0,0620	0,0371	0,0139
jun-97	0,7460	0,4504	0,0037	-	0,0037	0,0620	0,0126	0,0498
jul-97	0,7805	0,4430	-	0,0074	0,0037	0,0694	0,0345	0,0218
ago-97	0,7868	0,4566	0,0136	-	0,0174	0,0694	0,0063	0,0408
set-97	0,7970	0,4684	0,0118	-	0,0292	0,0694	0,0102	0,0165
out-97	0,7941	0,4597	-	0,0087	0,0292	0,0781	0,0029	0,0073
nov-97	0,7890	0,4499	-	0,0098	0,0292	0,0879	0,0050	0,0079
dez-97	0,7756	0,4393	-	0,0106	0,0292	0,0986	0,0134	0,0185
jan-98	0,7682	0,4487	0,0094	-	0,0386	0,0986	0,0074	0,0208
fev-98	0,7940	0,4750	0,0263	-	0,0649	0,0986	0,0258	0,0184
mar-98	0,8060	0,4741	-	0,0009	0,0649	0,0995	0,0120	0,0378
abr-98	0,8524	0,4735	-	0,0006	0,0649	0,1001	0,0463	0,0584
mai-98	0,8242	0,4526	-	0,0209	0,0649	0,1210	0,0282	0,0182
jun-98	0,7807	0,4307	-	0,0219	0,0649	0,1429	0,0435	0,0717
jul-98	0,7887	0,4314	0,0007	-	0,0656	0,1429	0,0081	0,0355
ago-98	0,7832	0,4321	0,0007	-	0,0663	0,1429	0,0055	0,0025
set-98	0,7771	0,4257	-	0,0064	0,0663	0,1493	0,0061	0,0116
out-98	0,7698	0,4254	-	0,0003	0,0663	0,1496	0,0074	0,0135
nov-98	0,7790	0,4267	0,0014	-	0,0677	0,1496	0,0092	0,0019
dez-98	0,7822	0,4383	0,0116	-	0,0793	0,1496	0,0033	0,0125

TABELA 15 – VARIÁVEIS PARA MODELO HOUCK (1977)

(continuação)

Data	Preço		Preço Produtor		Preço Produtor		Preço Atacado	
	Atacado Pfat	Produtor	Apfap	Dpfap	ΣApfap	ΣDpfap	ΔPfat	ΔPfat (acum)
jan-99	0,7757	0,4347	-	0,0036	0,0793	0,1532	0,0065	0,0032
fev-99	0,7487	0,4454	0,0107	-	0,0899	0,1532	0,0270	0,0335
mar-99	0,7343	0,4394	-	0,0060	0,0899	0,1592	0,0144	0,0414
abr-99	0,7042	0,4238	-	0,0156	0,0899	0,1748	0,0301	0,0445
mai-99	0,7375	0,4188	-	0,0050	0,0899	0,1798	0,0333	0,0032
jun-99	0,7473	0,4173	-	0,0015	0,0899	0,1813	0,0098	0,0431
jul-99	0,7053	0,4048	-	0,0125	0,0899	0,1938	0,0421	0,0323
ago-99	0,6824	0,4046	-	0,0002	0,0899	0,1940	0,0229	0,0650
set-99	0,6845	0,4167	0,0121	-	0,1020	0,1940	0,0022	0,0207
out-99	0,7023	0,4214	0,0047	-	0,1067	0,1940	0,0178	0,0200
nov-99	0,7831	0,4402	0,0188	-	0,1255	0,1940	0,0808	0,0986
dez-99	0,8422	0,4660	0,0259	-	0,1514	0,1940	0,0591	0,1399
jan-00	0,8042	0,4548	-	0,0112	0,1514	0,2053	0,0380	0,0211
fev-00	0,7185	0,4477	-	0,0071	0,1514	0,2124	0,0857	0,1237
mar-00	0,6456	0,4304	-	0,0172	0,1514	0,2296	0,0728	0,1586
abr-00	0,6056	0,4074	-	0,0230	0,1514	0,2526	0,0400	0,1129
mai-00	0,6093	0,3952	-	0,0122	0,1514	0,2649	0,0036	0,0364
jun-00	0,6422	0,4136	0,0184	-	0,1698	0,2649	0,0329	0,0366
jul-00	0,6698	0,4340	0,0204	-	0,1902	0,2649	0,0276	0,0605
ago-00	0,7902	0,4396	0,0056	-	0,1958	0,2649	0,1205	0,1480
set-00	0,8070	0,4242	-	0,0154	0,1958	0,2802	0,0168	0,1373
out-00	0,7833	0,4329	0,0087	-	0,2045	0,2802	0,0237	0,0069
nov-00	0,8171	0,4471	0,0142	-	0,2186	0,2802	0,0337	0,0100
dez-00	0,8630	0,4392	-	0,0079	0,2186	0,2881	0,0459	0,0797
jan-01	0,8526	0,4161	-	0,0230	0,2186	0,3112	0,0104	0,0355
fev-01	0,8051	0,4101	-	0,0060	0,2186	0,3172	0,0475	0,0579
mar-01	0,7653	0,4129	0,0027	-	0,2214	0,3172	0,0398	0,0873
abr-01	0,7727	0,4138	0,0009	-	0,2223	0,3172	0,0074	0,0324
mai-01	0,7315	0,4152	0,0014	-	0,2237	0,3172	0,0412	0,0338
jun-01	0,7146	0,4160	0,0009	-	0,2245	0,3172	0,0169	0,0581
jul-01	0,7910	0,4292	0,0132	-	0,2377	0,3172	0,0764	0,0595
ago-01	0,7469	0,4139	-	0,0154	0,2377	0,3325	0,0441	0,0323
set-01	0,7304	0,4221	0,0082	-	0,2460	0,3325	0,0165	0,0606
out-01	0,7500	0,4219	-	0,0002	0,2460	0,3328	0,0196	0,0031
nov-01	0,7511	0,4173	-	0,0046	0,2460	0,3373	0,0011	0,0207
dez-01	0,7726	0,4302	0,0130	-	0,2589	0,3373	0,0215	0,0226
jan-02	0,8067	0,4287	-	0,0015	0,2589	0,3389	0,0341	0,0556
fev-02	0,7371	0,4469	0,0182	-	0,2771	0,3389	0,0696	0,0355
mar-02	0,7502	0,4464	-	0,0004	0,2771	0,3393	0,0131	0,0565
abr-02	0,7232	0,4302	-	0,0162	0,2771	0,3555	0,0270	0,0139
mai-02	0,7263	0,4222	-	0,0081	0,2771	0,3636	0,0032	0,0239
jun-02	0,7153	0,4202	-	0,0019	0,2771	0,3655	0,0110	0,0079
jul-02	0,6709	0,4122	-	0,0081	0,2771	0,3736	0,0444	0,0554
ago-02	0,6728	0,4157	0,0035	-	0,2806	0,3736	0,0019	0,0425
set-02	0,7659	0,4269	0,0112	-	0,2918	0,3736	0,0931	0,0950
out-02	0,8300	0,4513	0,0244	-	0,3162	0,3736	0,0641	0,1572
nov-02	0,8810	0,4673	0,0160	-	0,3322	0,3736	0,0510	0,1151
dez-02	0,8750	0,5021	0,0348	-	0,3670	0,3736	0,0060	0,0450

TABELA 15 – VARIÁVEIS PARA MODELO HOUCK (1977)

(continuação)

Data	Preço		Preço Produtor		Preço Produtor		Preço Atacado	
	Atacado Pfat	Produtor	Apfat	Dpfap	ΣApfat	ΣDpfap	ΔPfat	ΔPfat (acum)
jan-03	0,8478	0,4943	-	0,0078	0,3670	0,3814	0,0271	0,0331
fev-03	0,7795	0,4903	-	0,0040	0,3670	0,3854	0,0683	0,0954
mar-03	0,7365	0,4829	-	0,0074	0,3670	0,3928	0,0430	0,1114
abr-03	0,8192	0,4819	-	0,0010	0,3670	0,3938	0,0828	0,0397
mai-03	0,7938	0,4625	-	0,0194	0,3670	0,4132	0,0254	0,0573
jun-03	0,7705	0,4497	-	0,0127	0,3670	0,4259	0,0233	0,0488
jul-03	0,7492	0,4621	0,0124	-	0,3794	0,4259	0,0213	0,0446
ago-03	0,7568	0,4569	-	0,0052	0,3794	0,4312	0,0076	0,0137
set-03	0,7962	0,4722	0,0153	-	0,3947	0,4312	0,0394	0,0470
out-03	0,8550	0,4945	0,0222	-	0,4170	0,4312	0,0588	0,0982
nov-03	0,8597	0,4750	-	0,0195	0,4170	0,4507	0,0047	0,0635
dez-03	0,8349	0,4890	0,0141	-	0,4310	0,4507	0,0248	0,0201
jan-04	0,8193	0,4713	-	0,0177	0,4310	0,4684	0,0156	0,0405
fev-04	0,8489	0,4748	0,0034	-	0,4345	0,4684	0,0296	0,0140
mar-04	0,7206	0,4529	-	0,0218	0,4345	0,4902	0,1283	0,0987
abr-04	0,6824	0,4312	-	0,0218	0,4345	0,5120	0,0382	0,1665
mai-04	0,7274	0,4578	0,0267	-	0,4612	0,5120	0,0449	0,0068
jun-04	0,6609	0,4643	0,0065	-	0,4677	0,5120	0,0665	0,0215
jul-04	0,6252	0,4552	-	0,0091	0,4677	0,5211	0,0357	0,1022
ago-04	0,6343	0,4466	-	0,0086	0,4677	0,5297	0,0091	0,0266
set-04	0,6422	0,4312	-	0,0154	0,4677	0,5451	0,0079	0,0170
out-04	0,6741	0,4510	0,0198	-	0,4875	0,5451	0,0319	0,0399
nov-04	0,6813	0,4595	0,0085	-	0,4960	0,5451	0,0071	0,0391
dez-04	0,7209	0,4894	0,0299	-	0,5259	0,5451	0,0396	0,0468
jan-05	0,6678	0,4213	-	0,0681	0,5259	0,6132	0,0531	0,0135
fev-05	0,6494	0,3991	-	0,0223	0,5259	0,6355	0,0184	0,0715
mar-05	0,6450	0,4016	0,0026	-	0,5284	0,6355	0,0043	0,0228
abr-05	0,5981	0,4041	0,0025	-	0,5309	0,6355	0,0469	0,0513
mai-05	0,6067	0,4050	0,0009	-	0,5318	0,6355	0,0087	0,0383
jun-05	0,6184	0,4038	-	0,0012	0,5318	0,6366	0,0117	0,0203
jul-05	0,6428	0,4081	0,0043	-	0,5361	0,6366	0,0244	0,0360
ago-05	0,6646	0,4138	0,0057	-	0,5418	0,6366	0,0218	0,0462
set-05	0,7361	0,4161	0,0022	-	0,5440	0,6366	0,0715	0,0934
out-05	0,7355	0,4106	-	0,0055	0,5440	0,6421	0,0006	0,0709
nov-05	0,6847	0,3970	-	0,0136	0,5440	0,6557	0,0508	0,0514
dez-05	0,6581	0,3851	-	0,0119	0,5440	0,6676	0,0266	0,0774
jan-06	0,6184	0,3756	-	0,0094	0,5440	0,6771	0,0397	0,0663
fev-06	0,5382	0,3549	-	0,0208	0,5440	0,6978	0,0802	0,1199
mar-06	0,4533	0,3320	-	0,0229	0,5440	0,7207	0,0849	0,1651
abr-06	0,4812	0,3245	-	0,0075	0,5440	0,7282	0,0279	0,0570
mai-06	0,5690	0,3292	0,0047	-	0,5487	0,7282	0,0878	0,1156
jun-06	0,5261	0,3444	0,0152	-	0,5640	0,7282	0,0429	0,0448
jul-06	0,4990	0,3291	-	0,0153	0,5640	0,7435	0,0271	0,0700
ago-06	0,5318	0,3367	0,0076	-	0,5715	0,7435	0,0328	0,0057
set-06	0,6032	0,3474	0,0107	-	0,5822	0,7435	0,0714	0,1042
out-06	0,6572	0,3748	0,0274	-	0,6097	0,7435	0,0540	0,1254
nov-06	0,6404	0,3518	-	0,0230	0,6097	0,7665	0,0168	0,0372
dez-06	0,6294	0,3421	-	0,0097	0,6097	0,7762	0,0110	0,0278

TABELA 15 – VARIÁVEIS PARA MODELO HOUCK (1977)

(continuação)

Data	Preço		Preço Produtor		Preço Produtor		Preço Atacado	
	Atacado Pfat	Produtor	Apfap	Dpfap	ΣApfap	ΣDpfap	ΔPfat	ΔPfat (acum)
jan-07	0,6084	0,3604	0,0183	-	0,6280	- 0,7762	0,0210	0,0320
fev-07	0,6644	0,3965	0,0361	-	0,6641	- 0,7762	0,0560	0,0350
mar-07	0,6450	0,3924	-	0,0042	0,6641	- 0,7804	0,0194	0,0366
abr-07	0,6351	0,3666	-	0,0257	0,6641	- 0,8062	0,0099	0,0293
mai-07	0,6620	0,3608	-	0,0058	0,6641	- 0,8120	0,0268	0,0169
jun-07	0,6647	0,3655	0,0047	-	0,6688	- 0,8120	0,0028	0,0296
jul-07	0,6704	0,3871	0,0216	-	0,6904	- 0,8120	0,0057	0,0085
ago-07	0,6636	0,4001	0,0130	-	0,7034	- 0,8120	0,0068	0,0011
set-07	0,6550	0,3978	-	0,0023	0,7034	- 0,8143	0,0086	0,0154
out-07	0,6731	0,4019	0,0041	-	0,7075	- 0,8143	0,0181	0,0094
nov-07	0,7152	0,4045	0,0027	-	0,7102	- 0,8143	0,0422	0,0602
dez-07	0,7469	0,4109	0,0063	-	0,7165	- 0,8143	0,0317	0,0738
jan-08	0,7093	0,4170	0,0061	-	0,7227	- 0,8143	0,0376	0,0059
fev-08	0,6350	0,4043	-	0,0127	0,7227	- 0,8270	0,0744	0,1119
mar-08	0,6101	0,3909	-	0,0134	0,7227	- 0,8404	0,0248	0,0992
abr-08	0,6097	0,3830	-	0,0079	0,7227	- 0,8483	0,0004	0,0252
mai-08	0,6556	0,4126	0,0296	-	0,7522	- 0,8483	0,0459	0,0455
jun-08	0,6869	0,4321	0,0194	-	0,7717	- 0,8483	0,0313	0,0772
jul-08	0,7458	0,4442	0,0121	-	0,7838	- 0,8483	0,0589	0,0902
ago-08	0,7588	0,4284	-	0,0158	0,7838	- 0,8641	0,0130	0,0719
set-08	0,7679	0,4329	0,0045	-	0,7883	- 0,8641	0,0091	0,0221
out-08	0,7697	0,4165	-	0,0164	0,7883	- 0,8804	0,0017	0,0108
nov-08	0,7149	0,3980	-	0,0186	0,7883	- 0,8990	0,0547	0,0530
dez-08	0,6713	0,3960	-	0,0019	0,7883	- 0,9009	0,0436	0,0983
jan-09	0,6668	0,4027	0,0066	-	0,7949	- 0,9009	0,0045	0,0481
fev-09	0,6746	0,4186	0,0160	-	0,8109	- 0,9009	0,0077	0,0032
mar-09	0,6952	0,4144	-	0,0042	0,8109	- 0,9052	0,0207	0,0284
abr-09	0,6942	0,4077	-	0,0067	0,8109	- 0,9119	0,0010	0,0196
mai-09	0,6899	0,3957	-	0,0120	0,8109	- 0,9239	0,0043	0,0053
jun-09	0,7027	0,4256	0,0299	-	0,8408	- 0,9239	0,0128	0,0086
jul-09	0,7150	0,4225	-	0,0031	0,8408	- 0,9270	0,0123	0,0251
ago-09	0,6740	0,4017	-	0,0208	0,8408	- 0,9478	0,0410	0,0287
set-09	0,6639	0,3976	-	0,0041	0,8408	- 0,9519	0,0101	0,0511
out-09	0,6484	0,3875	-	0,0101	0,8408	- 0,9620	0,0155	0,0256
nov-09	0,6607	0,3921	0,0045	-	0,8454	- 0,9620	0,0123	0,0032
dez-09	0,6284	0,3931	0,0010	-	0,8464	- 0,9620	0,0323	0,0201
jan-10	0,6363	0,3882	-	0,0049	0,8464	- 0,9669	0,0079	0,0244
fev-10	0,6265	0,3861	-	0,0021	0,8464	- 0,9690	0,0098	0,0019
mar-10	0,6230	0,3680	-	0,0180	0,8464	- 0,9870	0,0035	0,0133
abr-10	0,6397	0,3437	-	0,0243	0,8464	- 1,0113	0,0168	0,0133
mai-10	0,6063	0,3303	-	0,0135	0,8464	- 1,0248	0,0334	0,0167
jun-10	0,6059	0,3345	0,0042	-	0,8506	- 1,0248	0,0004	0,0339
jul-10	0,5933	0,3433	0,0088	-	0,8594	- 1,0248	0,0126	0,0130
ago-10	0,5957	0,3454	0,0020	-	0,8614	- 1,0248	0,0024	0,0102
set-10	0,6691	0,3804	0,0350	-	0,8965	- 1,0248	0,0734	0,0758
out-10	0,6987	0,3834	0,0030	-	0,8995	- 1,0248	0,0296	0,1030
nov-10	0,7491	0,3891	0,0057	-	0,9052	- 1,0248	0,0504	0,0800
dez-10	0,7551	0,4086	0,0195	-	0,9247	- 1,0248	0,0060	0,0564

TABELA 15 – VARIÁVEIS PARA MODELO HOUCK (1977)

Data	Preço		Preço Produtor		Preço Produtor		Preço Atacado	
	Atacado Pfat	Produtor	Apfap	Dpfap	ΣApfap	ΣDpfap	ΔPfat	ΔPfat (acum)
jan-11	0,7403	0,3856	-	0,0230	0,9247	1,0478	0,0148	0,0088
fev-11	0,6894	0,3861	0,0006	-	0,9253	1,0478	0,0509	0,0657
mar-11	0,6612	0,3946	0,0085	-	0,9337	1,0478	0,0281	0,0790
abr-11	0,6454	0,3756	-	0,0190	0,9337	1,0668	0,0159	0,0440
mai-11	0,6039	0,3632	-	0,0124	0,9337	1,0792	0,0415	0,0574
jun-11	0,5576	0,3574	-	0,0058	0,9337	1,0850	0,0463	0,0877
jul-11	0,5798	0,3707	0,0133	-	0,9471	1,0850	0,0222	0,0241
ago-11	0,6395	0,3884	0,0177	-	0,9648	1,0850	0,0597	0,0819
set-11	0,6397	0,3796	-	0,0089	0,9648	1,0939	0,0002	0,0599
out-11	0,6596	0,3775	-	0,0020	0,9648	1,0959	0,0200	0,0201
nov-11	0,6690	0,3778	0,0002	-	0,9650	1,0959	0,0094	0,0294
dez-11	0,6741	0,3846	0,0068	-	0,9718	1,0959	0,0050	0,0144
jan-12	0,6703	0,3646	-	0,0199	0,9718	1,1158	0,0038	0,0012
fev-12	0,6369	0,3480	-	0,0166	0,9718	1,1325	0,0333	0,0371
mar-12	0,6174	0,3633	0,0153	-	0,9871	1,1325	0,0195	0,0528
abr-12	0,6039	0,3602	-	0,0031	0,9871	1,1355	0,0136	0,0331
mai-12	0,5781	0,3484	-	0,0119	0,9871	1,1474	0,0257	0,0393
jun-12	0,5862	0,3604	0,0121	-	0,9992	1,1474	0,0081	0,0176
jul-12	0,5803	0,3637	0,0033	-	1,0025	1,1474	0,0059	0,0022
ago-12	0,6527	0,4004	0,0367	-	1,0392	1,1474	0,0724	0,0664
set-12	0,7457	0,4301	0,0297	-	1,0689	1,1474	0,0930	0,1653
out-12	0,7413	0,4379	0,0078	-	1,0767	1,1474	0,0043	0,0887
nov-12	0,7663	0,4519	0,0139	-	1,0906	1,1474	0,0249	0,0206
dez-12	0,8027	0,4821	0,0303	-	1,1209	1,1474	0,0365	0,0614
jan-13	0,8150	0,4727	-	0,0094	1,1209	1,1569	0,0123	0,0487
fev-13	0,7959	0,4694	-	0,0033	1,1209	1,1602	0,0191	0,0068
mar-13	0,7931	0,4509	-	0,0185	1,1209	1,1786	0,0029	0,0219
abr-13	0,7507	0,3940	-	0,0569	1,1209	1,2356	0,0424	0,0452
mai-13	0,7043	0,3590	-	0,0349	1,1209	1,2705	0,0464	0,0888
jun-13	0,6998	0,3679	0,0089	-	1,1298	1,2705	0,0045	0,0509
jul-13	0,6869	0,3842	0,0163	-	1,1461	1,2705	0,0129	0,0174
ago-13	0,7162	0,4125	0,0282	-	1,1743	1,2705	0,0293	0,0165
set-13	0,7795	0,4461	0,0336	-	1,2079	1,2705	0,0633	0,0926
out-13	0,7904	0,4573	0,0112	-	1,2191	1,2705	0,0108	0,0741
nov-13	0,7545	0,4223	-	0,0350	1,2191	1,3055	0,0358	0,0250
dez-13	0,7635	0,4254	0,0031	-	1,2222	1,3055	0,0090	0,0268
jan-14	0,7507	0,4104	-	0,0150	1,2222	1,3205	0,0128	0,0038
fev-14	0,7032	0,4088	-	0,0016	1,2222	1,3220	0,0475	0,0603
mar-14	0,6958	0,4238	0,0150	-	1,2372	1,3220	0,0075	0,0549
abr-14	0,6941	0,4116	-	0,0123	1,2372	1,3343	0,0017	0,0092
mai-14	0,6900	0,3977	-	0,0138	1,2372	1,3482	0,0041	0,0058
jun-14	0,6730	0,4025	0,0048	-	1,2420	1,3482	0,0169	0,0211
jul-14	0,6799	0,3885	-	0,0140	1,2420	1,3621	0,0069	0,0101
ago-14	0,7097	0,3932	0,0047	-	1,2467	1,3621	0,0298	0,0367
set-14	0,7317	0,4071	0,0138	-	1,2605	1,3621	0,0219	0,0518
out-14	0,7440	0,4205	0,0134	-	1,2739	1,3621	0,0123	0,0343
nov-14	0,7054	0,4164	-	0,0041	1,2739	1,3662	0,0386	0,0262
dez-14	0,6946	0,4067	-	0,0097	1,2739	1,3759	0,0108	0,0494

TABELA 15 – VARIÁVEIS PARA MODELO HOUCK (1977)

(conclusão)

Data	Preço		Preço Produtor		Preço Produtor		Preço Atacado	
	Atacado Pfat	Produtor	Apfap	Dpfap	ΣApfap	ΣDpfap	ΔPfat	ΔPfat (acum)
jan-15	0,7042	0,3876	-	0,0191	1,2739	1,3950	0,0096	0,0012
fev-15	0,7157	0,3883	0,0007	-	1,2746	1,3950	0,0115	0,0211
mar-15	0,7223	0,3898	0,0015	-	1,2761	1,3950	0,0066	0,0181
abr-15	0,6976	0,3801	-	0,0097	1,2761	1,4047	0,0248	0,0182
mai-15	0,6944	0,3699	-	0,0102	1,2761	1,4149	0,0032	0,0279
jun-15	0,7055	0,3880	0,0181	-	1,2943	1,4149	0,0111	0,0079
jul-15	0,7057	0,3922	0,0042	-	1,2984	1,4149	0,0002	0,0112
ago-15	0,7017	0,4013	0,0091	-	1,3075	1,4149	0,0040	0,0038
set-15	0,7450	0,4110	0,0097	-	1,3173	1,4149	0,0433	0,0393
out-15	0,7973	0,4233	0,0122	-	1,3295	1,4149	0,0524	0,0956
nov-15	0,7988	0,4364	0,0132	-	1,3427	1,4149	0,0015	0,0538
dez-15	0,8065	0,4343	-	0,0021	1,3427	1,4170	0,0077	0,0092
jan-16	0,7724	0,4086	-	0,0257	1,3427	1,4427	0,0341	0,0264
fev-16	0,7594	0,4002	-	0,0084	1,3427	1,4511	0,0130	0,0472
mar-16	0,7862	0,4108	0,0106	-	1,3532	1,4511	0,0268	0,0138
abr-16	0,7412	0,4063	-	0,0045	1,3532	1,4556	0,0450	0,0182
mai-16	0,7378	0,3952	-	0,0111	1,3532	1,4666	0,0034	0,0484
jun-16	0,7096	0,4239	0,0286	-	1,3818	1,4666	0,0281	0,0315
jul-16	0,7469	0,4415	0,0176	-	1,3994	1,4666	0,0373	0,0091
ago-16	0,7705	0,4454	0,0039	-	1,4034	1,4666	0,0236	0,0609
set-16	0,7814	0,4354	-	0,0100	1,4034	1,4767	0,0108	0,0344
out-16	0,7951	0,4317	-	0,0037	1,4034	1,4804	0,0138	0,0246
nov-16	0,7791	0,4683	0,0366	-	1,4400	1,4804	0,0161	0,0023
dez-16	0,7482	0,4476	-	0,0207	1,4400	1,5010	0,0309	0,0470
jan-17	0,7029	0,4027	-	0,0449	1,4400	1,5460	0,0453	0,0762
fev-17	0,6246	0,3933	-	0,0093	1,4400	1,5553	0,0783	0,1236
mar-17	0,7624	0,3873	-	0,0061	1,4400	1,5614	0,1379	0,0596
abr-17	0,7354	0,3855	-	0,0018	1,4400	1,5632	0,0270	0,1108
mai-17	0,6528	0,3845	-	0,0010	1,4400	1,5641	0,0827	0,1097
jun-17	0,6678	0,3917	0,0072	-	1,4472	1,5641	0,0150	0,0677
jul-17	0,6322	0,4008	0,0090	-	1,4562	1,5641	0,0355	0,0205

Fonte: A autora (2018)

Nota: Tabela desenvolvida conforme modelo de Houck (1977)

TABELA 16 – MQO - PARA VERIFICAÇÃO DA ASSIMETRIA NA TRANSMISSÃO DE PREÇOS

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
constante	0,00583	0,00669	0,8708	0,3847
Apfapsoma	0,11712	0,07182	1,6310	0,1043
Dpfapsoma	0,11176	0,06938	1,6110	0,1085

Fonte: A autora (2018)

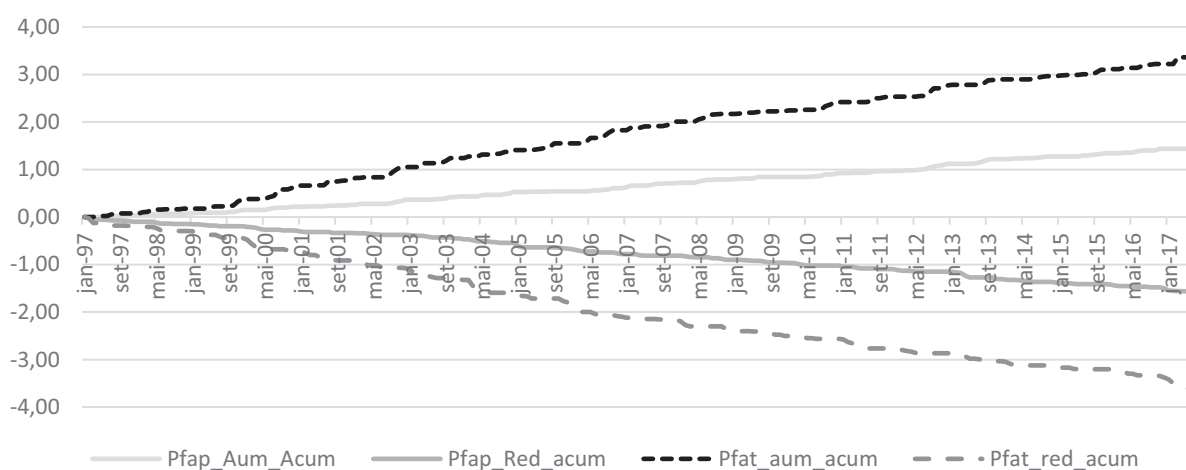
TABELA 17 – TESTE F COM RESTRIÇÃO DOS COEFICIENTES DO MODELO HOUCK 1977

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
constante	0,0221	0,0100	2,2100	0,0280
Apfapsoma	0,2558	0,0985	2,5980	0,0100
Dpfapsoma	0,2558	0,0985	2,5980	0,0100

Fonte: A autora (2018)

A figura 9 tem por objetivo evidenciar graficamente as variáveis criadas de decréscimos e acréscimos no preço do frango atacado. Nota-se que o valor acumulado das variações são muito próximos. Após a realização do teste F, presente na tabela 17, reafirma que os acréscimos e decréscimos são, estatisticamente, para as variáveis pesquisadas no período de janeiro de 1997 a junho de 2017, iguais. Denotando que não há assimetria na transmissão de preços do frango ao produtor para o frango no atacado.

Figura 9 - Acúmulo dos Aumentos e reduções nos preços ao nível do produtor e atacado do frango no Paraná.



A não existência de assimetria na transmissão de preços do frango ao produtor e no atacado poderia ser atribuídas a três possíveis explicações:

- 1) Diferentemente dos resultados dos trabalhos apresentados na revisão de literatura, os resultados indicam que realmente não existe assimetria na

transmissão de preços entre os mercados de frango ao produtor e o mercado de frango no atacado.

- 2) O presente trabalho só analisou a transmissão de preços entre o preço do frango ao produtor e o preço do frango no atacado. Fizemos análise da assimetria na transmissão de preços apenas com dois níveis de mercado, preço ao produtor e preço no atacado, quando a maioria dos trabalhos considera do nível ao produtor até o varejo. Porém não dispomos destes dados, o que é negativo, tendo em vista a importância do setor para o estado do Paraná e a carência de informações estatísticas.
- 3) Dada a escassez de informações estatísticas sobre o setor avícola, é possível que a base de dados não apresente qualidade, de forma que os testes realizados não refletem a realidade.

Tendo isto posto, tomando por base que o setor avícola possui importância à economia do Estado do Paraná, seria mais aceitável que houvesse coleta de dados para que um maior número de pesquisas fossem possíveis.

5 CONCLUSÕES

O Brasil é um importante produtor de frango no cenário mundial, e tendo em vista o atual cenário do setor avícola, que passa por dificuldades financeiras, esta pesquisa buscou estudar as relações entre os preços do milho, principal insumo da cadeia, o preço do frango ao produtor e o preço do frango no atacado.

Através do uso de metodologia diversificada, apresentada em alguns dos trabalhos, realizamos o estudo da transmissão de preços entre os preços do milho, do frango ao produtor e do frango no atacado, foi utilizado o modelo VECM para rodar as regressões por conta de as séries de preços do frango ao produtor, atacado e do milho serem cointegradas. O resultado deste estudo demonstra que o preço do milho é pouco afetado pelas demais variáveis estudadas – consideramos um horizonte de dois meses para previsão de preços. Além disto, o preço do frango ao produtor é muito lastreado em si mesmo, e apenas nos últimos meses recebe contribuição importante do preço do milho, que é seu principal insumo. Já o preço do frango no atacado é amplamente afetado pelo preço do frango ao produtor.

A análise da assimetria com base no modelo de Houck(1977) mostrou que estatisticamente não há assimetria de preços entre o mercado produtor e o mercado atacadista. Infelizmente não foi possível fazer a análise em relação aos preços no mercado varejista que não estão disponíveis para o estado do Paraná. Os resultados de não existência de assimetria sugerem um estudo aprofundado sobre as relações entre o mercado produtor e o mercado atacadista. O que pode ser realizado incluir outras variáveis explicativa no modelo de Houck(1977).

Os trabalhos pesquisados evidenciam que produtos ligados ao agronegócio possuem assimetria na transmissão de preços. Griffith e Piggott (1994) ressaltaram em sua pesquisa que para produtos do agronegócio é esperado que o atacado e varejo repassem com maior acentuação os custos incorridos em níveis anteriores. Outro ponto importante, é que estes autores pesquisaram algumas das principais proteínas, carne bovina, suína, ovina, e todas apresentaram assimetria na transmissão de preços. Com isso, era esperado que houvesse assimetria na transmissão de preços para a carne de frango no estado do Paraná, contudo, não foi este o resultado encontrado, uma das possíveis causas de o resultado ser diferente

do esperado, pode estar na qualidade dos dados utilizados para esta pesquisa. Notamos que a partir de 2010, o DERAL deixou de publicar algumas estatísticas importantes para o setor (preço da carne de frango no varejo e atacado), é sabido também, que outros estados possuem maior quantidade de dados para o setor avícola, com isso, uma das sugestões finais da dissertação é o maior investimento para geração de dados em relação à carne de frango. Seria muito importante, dado a representatividade econômica do setor avícola para o estado do Paraná, termos medição histórica de preços para os três níveis de mercado: ao produtor, atacado e varejo.

REFERÊNCIAS

- ABIMILHO – Associação Brasileira das Indústrias de Milho. **Oferta e Demanda de Milho no Brasil**. Site: http://www.abimilho.com.br/estatisticas_consultado_em_14/10/2017. 2013.
- ABPA – Associação Brasileira de Proteína Animal. **Relatório Anual ABPA 2017**. 2017
- ALVES, F. A., TONIN, M. J., CARRER, J. M., **Assimetria de Transmissão de Preço na Comercialização da Uva Fina de Mesa no Paraná: 1997 a 2011**. RESR, Piracicaba – SP, Vol. 51, nº 3, p. 479-498, Jul/Set 2013
- AZEVEDO, F. P., e POLITI B. R., **Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do Leite**. RESR, Piracicaba, SP, vol. 46, nº 03, p. 767-802, jul/set 2008.
- BALDI, M.; KRUGER, L.; OLIVEIRA, G.; MORES, G. V.. **Análise da transmissão de preços da carne de frango entre os principais estados produtores brasileiros e os Estados Unidos**. In: XVI Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC SUL 2013, v. 01. p. 1 - 15
- BARROS, G. S. C. **Transmissão de Preços pela Central de Abastecimento de São Paulo, Brasil**. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, jan/mar 1990
- BCB – Banco Central do Brasil, **Relatório de Inflação Vetores Autorregressivos** Junho 2004.
- BINI, A. D.; SOUZA de, O. M.; CANEVER, D. M.; ELY, A. R. **Transmissão de Preços ao Longo das Cadeias Produtivas do Brasil**. Revista de Economia, v. 43, n.1 (ano 40) jan/abr 2016.
- BITTENCOURT, L. V. M, e BARROS, C. S. G. **Relações de preço de frango nas regiões Sul e Sudeste do Brasil**. Revista de Economia e Sociologia Rural. Vol. 34. Nº 3 e 4. São Paulo - SP
- BUENO, de L. da S. **Economia de séries temporais**. Cengage Learning, 2ª edição, São Paulo, 2011.
- CALDARELLI, E. C. **Integración y Transmisión de Precios Entre los Mercados de Maíz y del Pollo de Engorde em Brasil**. Revista Galega de Economía, vol. 22 número 2, dezembro de 2013, p 219-234
- CAMPOS, A. **A indústria do frango no Brasil**, Revista Monitor, São Paulo, Junho/2016
- CANAL RURAL **Baixo consumo e alta do milho fazem produtor de frango amargar prejuízo**. Março/2018. Consultado em 08/07/2018 no site:

<https://canalrural.uol.com.br/programas/baixo-consumo-alta-milho-fazem-produtor-frango-amargar-prejuizo-72939/>

CARMAN, H. F., e SEXTON, R. J. **Supermarket fluid milk pricing practices in the Western United States**. Agrobusiness, New York, Vol. 21 p. 509-530, Fall, 2005 , p.

CARNEIRO, G., F. **A metodologia dos testes de causalidade em Economia**. Departamento de Economia da Universidade de Brasília. 1997. Acessado em <http://www.angelfire.com/id/SergioDaSilva/causal.pdf> > 27/05/2018.

COSTA, F. G., **Assimetria na transmissão de preços do setor lácteo no estado do Paraná 1994 a 2009**. Maringá - PR. 2009

DERAL – Departamento de Economia Rural. **Valor Bruto da Produção Agrícola Paranaense em 2016**. 2017.

EMBRAPA. **Custo de Produção de Frango de Corte**. Embrapa Suínos e Aves, Mai/Jun 2005. <https://www.embrapa.br/suinos-e-aves>. Acesso em 14/10/2017

EMBRAPA. **ICP Frango/Embrapa**. Central de Inteligência de Aves e Suínos. 2011. Site: <https://www.embrapa.br/suinos-e-aves/cias/custos/icpfrango> . Consultado em 14/10/2017.

FAVRO J.; CALDARELLI, E. C. e CAMARA, da G. R. M, **Modelo de análise da oferta de exportação de milho brasileira: 2001 a 2012**. RESR, Piracicaba – SP, Vol. 53, nº 03, p. 455-476, jul/set 2015.

FERREIRA, V. **Consumo per capita de carnes no Brasil é o menor em oito anos** <http://revistagloborural.globo.com/Noticias/Criacao/noticia/2017/07/consumo-capita-de-carnes-no-brasil-e-o-menor-em-oito-anos.html> . Julho/2017. Acessado em 03/10/2017

FREITAS, A. , JUSTO, W. R. , CARVALHO, A. F. P. , MELO, S. R. S. . **Cointegração e Transmissão de Preços na Avicultura em Pernambuco: Milho, Soja e Preço da Carne de Frango**. Informe GEPEC (Online), v. 20, p. 129-147, n. 2016.

GASTARDELO, T. A. R., MELZ, L.J., MARION FILHO, J. P., VIEIRA, K. M., CARETTA, P. S. **Transmissão de preço do milho para carne de frango: uma análise com regime switching de Markov**. Revista Custos e @gronegocio Online, v.12, p. 17-35, n. 2016

Gazeta do Povo – Justiça aceita pedido de recuperação judicial de empresa com 11 mil funcionários no PR Site: <http://www.gazetadopovo.com.br/agronegocio/pecuaria/aves/justica-aceita-pedido-de-recuperacao-judicial-de-empresa-com-11-mil-funcionarios-no-pr-1nm7t3qby585ha32ryszbrryu> (consultado em 18/07/2017)

GRIFFITH, R.G., PIGGOTT, N. E. **Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmissión in Australia**. Agricultural Economics. p. 307-316. 1994

GUJARATI, N. D; PORTER, C. D. **Econometria Básica**. 5ª Edição, Porto Alegre: McGraw Hill, 2011.

HOUCK J. P. **An approach to specifying and estimating nonreversible functions**. American Journal of Agricultural Economics, Ames, IA, vol. 59, 570-572, 1977.

KWIATOWSKI, D. PHILLIPS B. C. P., SCHIMIDT P., SHIN, Y, **Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root**. Journal of Econometrics 54 159-178. 1992.

MARGARIDO, A. M. **Análise da Transmissão Espacial de Preços no Mercado Internacional de Soja** Revista de Economia e Administração (impresso), v.11, p-281-330, n. 2012

MARGARIDO, A. M, TOMAZETTO de C. Z. M., SHIKIDA, A. F. P. **Transmissão de Preços no Mercado de Cana de Açúcar Entre os Estados de São Paulo e Paraná**. Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU) Vol. 07 n, 1, pp. 19-37 2013.

MATTOS, B. L.; LIMA, de E. J.; LÍRIO, S. V.; CAMPOS A. C. **Modelos de Cointegração com um ou dois limiares: uma aplicação para o preço do frango inteiro resfriado em mercados atacadistas no Brasil**. Revista de Economia e Sociologia Rural (Impresso), v. 48, p. 859-879, n. 2010.

MELO, de F. A; JUSTO, R. W; PEREIRA, C.F.A; MELO da S. R. S. **Cointegração e Transmissão de Preços na Avicultura em Pernambuco: Milho, Soja e Preços da Carne de Frango**, Informe Gepec, Toledo, v. 20, n.1, p. 129-147, jan./jun. 2016

OLIVEIRA JUNIOR, O. P.; WANDER, A. E.; FIGUEIREDO, R. S. **Relação entre os Preços do Milho, da Soja e da Carne de Frango no Período de 2004 a 2013**. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 52, 2014, Goiânia. Anais Brasília: SOBER, p. 1-16, 2014.

PERRÉ, L. J., da SILVA, N. A. W, **Assimetria na Transmissão de Preços: Evidências Empíricas**. Revista Econômica do Nordeste, Vol. 43, nº01, jan/mar 2012.

SANTOS dos J. A, **Modelos vetoriais auto-regressivos com transição suave estruturados por árvores- STVAR – TREE**. PUC- Rio 2010.

SIMS, C. A. **Macroeconomics and Reality** Econometrica, v. 48, p 1 a 48, 1980.

SOUZA, de J. N.; STULP, V. J. **Relações de Trocas e Causalidade de Granger entre Preços Pagos e Recebidos pela Agricultura Brasileira, 1986/2004**, Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v. 43, n.02, p. 267-285, 2005

SPOLADOR, H. F. S. , FREITAS, R. E. . **Termos de Troca para o Milho na Agricultura Brasileira**. Texto para Discussão (IPEA), v. 1279, p. 1-39, n. 2007.

VARIAN, H. R. **Microeconomia Princípios Básicos**. Elsevier, Brasi

APÊNDICE I – TABELAS COM RESULTADOS DAS REGRESSÕES EM VECM PARA AS VARIÁVEIS: PREÇO DO FRANGO AO PRODUTOR, FRANGO ATACADO E MILHO.

TABELA 9 – VECM, EQUAÇÃO 1: FRANGO AO PRODUTOR

(continua)

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
d_Pfap_1	0,1993	0,0823	2,4220	0,0164
d_Pfap_2	-0,1338	0,0838	-1,5960	0,1121
d_Pfap_3	-0,0664	0,0851	-0,7796	0,4366
d_Pfap_4	-0,0698	0,0831	-0,8391	0,4025
d_Pfap_5	-0,0481	0,0870	-0,5522	0,5814
d_Pfap_6	-0,2181	0,0850	-2,5670	0,0110
d_Pfap_7	-0,1057	0,0862	-1,2270	0,2214
d_Pfap_8	-0,0329	0,0862	-0,3822	0,7027
d_Pfap_9	-0,0594	0,0855	-0,6951	0,4878
d_Pfap_10	-0,0464	0,0835	-0,5559	0,5789
d_Pfap_11	-0,0798	0,0816	-0,9784	0,3291
d_Pfat_1	-0,0219	0,0331	-0,6646	0,5071
d_Pfat_2	-0,0595	0,0331	-1,8010	0,0733
d_Pfat_3	-0,0001	0,0343	-0,0004	0,9997
d_Pfat_4	-0,0337	0,0339	-0,9962	0,3204
d_Pfat_5	0,0053	0,0364	0,1447	0,8851
d_Pfat_6	0,0322	0,0368	0,8744	0,3830
d_Pfat_7	-0,0326	0,0368	-0,8868	0,3763
d_Pfat_8	0,0097	0,0358	0,2697	0,7877
d_Pfat_9	0,0159	0,0355	0,4477	0,6549
d_Pfat_10	0,0599	0,0341	1,7600	0,0801
d_Pfat_11	-0,0025	0,0342	-0,0753	0,9400
d_Pm_1	0,0058	0,0030	1,9330	0,0547
d_Pm_2	-0,0004	0,0034	-0,1071	0,9148
d_Pm_3	0,0002	0,0033	0,0484	0,9615
d_Pm_4	-0,0089	0,0033	-2,7300	0,0069
d_Pm_5	-0,0018	0,0033	-0,5555	0,5792
d_Pm_6	0,0014	0,0033	0,4258	0,6708
d_Pm_7	0,0003	0,0032	0,0823	0,9345
d_Pm_8	0,0042	0,0032	1,3350	0,1834
d_Pm_9	-0,0025	0,0032	-0,7906	0,4302
d_Pm_10	-0,0019	0,0031	-0,6047	0,5461
d_Pm_11	-0,0039	0,0031	-1,3110	0,1914

TABELA 9 – VECM, EQUAÇÃO 1: FRANGO AO PRODUTOR

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
S1	-0,0184	0,0049	-3,7790	0,0002
S2	-0,0042	0,0052	-0,8290	0,4082
S3	-0,0108	0,0052	-2,0720	0,0396
S4	-0,0185	0,0052	-3,6010	0,0004
S5	-0,0157	0,0055	-2,8600	0,0047
S6	-0,0073	0,0054	-1,3540	0,1775
S7	-0,0116	0,0056	-2,0750	0,0394
S8	-0,0038	0,0053	-0,7367	0,4622
S9	-0,0004	0,0052	-0,0880	0,9300
S10	-0,0048	0,0052	-0,9182	0,3597
S11	-0,0082	0,0051	-1,6210	0,1066
EC1	-0,1581	0,0426	-3,7160	0,0003

Fonte: A autora (2018)

TABELA 10 – VECM, EQUAÇÃO 1: FRANGO AO PRODUTOR

Média var. dependente	-0,0001	D.P. var. dependente	0,0160
Soma resid. quadrados	0,0307	E.P. da regressão	0,0128
R-quadrado	0,4853	R-quadrado ajustado	0,3628
rô	0,0068	Durbin-Watson	1,9746

Fonte: A autora (2018)

TABELA 11 – VECM, EQUAÇÃO 2: FRANGO AFIACADO

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
d_Pfap_1	0,6335	0,2109	3,0040	0,0030
d_Pfap_2	0,1461	0,2148	0,6804	0,4971
d_Pfap_3	0,1054	0,2182	0,4828	0,6298
d_Pfap_4	0,6922	0,2131	3,2480	0,0014
d_Pfap_5	-0,1548	0,2231	-0,6939	0,4886
d_Pfap_6	-0,0350	0,2178	-0,1609	0,8723
d_Pfap_7	-0,1259	0,2208	-0,5705	0,5690
d_Pfap_8	0,0510	0,2210	0,2307	0,8178
d_Pfap_9	0,1767	0,2190	0,8066	0,4209
d_Pfap_10	0,0867	0,2141	0,4049	0,6860
d_Pfap_11	-0,0164	0,2092	-0,0785	0,9375
d_Pfat_1	-0,0341	0,0848	-0,4028	0,6875
d_Pfat_2	-0,3374	0,0847	-3,9830	0,0001
d_Pfat_3	-0,0452	0,0880	-0,5142	0,6077
d_Pfat_4	-0,3497	0,0869	-4,0250	0,0001
d_Pfat_5	-0,0327	0,0933	-0,3505	0,7263
d_Pfat_6	-0,1286	0,0943	-1,3640	0,1742
d_Pfat_7	-0,0484	0,0943	-0,5142	0,6077
d_Pfat_8	-0,0584	0,0917	-0,6377	0,5244
d_Pfat_9	-0,1254	0,0909	-1,3800	0,1692
d_Pfat_10	0,0406	0,0873	0,4649	0,6426
d_Pfat_11	-0,1745	0,0878	-1,9890	0,0482
d_Pm_1	0,0134	0,0077	1,7440	0,0827
d_Pm_2	-0,0106	0,0086	-1,2440	0,2150
d_Pm_3	0,0049	0,0084	0,5801	0,5625
d_Pm_4	-0,0167	0,0084	-1,9950	0,0475
d_Pm_5	0,0041	0,0085	0,4802	0,6316
d_Pm_6	0,0003	0,0085	0,0341	0,9728
d_Pm_7	-0,0014	0,0083	-0,1757	0,8607
d_Pm_8	0,0021	0,0082	0,2527	0,8008
d_Pm_9	-0,0071	0,0082	-0,8776	0,3813
d_Pm_10	0,0011	0,0081	0,1323	0,8949
d_Pm_11	-0,0005	0,0078	-0,0675	0,9462
S1	-0,0112	0,0125	-0,8969	0,3709
S2	-0,0233	0,0133	-1,7590	0,0803
S3	-0,0130	0,0134	-0,9751	0,3307
S4	-0,0202	0,0132	-1,5370	0,1259
S5	-0,0002	0,0141	-0,0203	0,9838
S6	-0,0213	0,0139	-1,5400	0,1252
S7	-0,0087	0,0143	-0,6088	0,5434
S8	0,0138	0,0136	1,0190	0,3096
S9	0,0231	0,0134	1,7210	0,0868
S10	0,0002	0,0135	0,0179	0,9857
S11	-0,0003	0,0131	-0,0304	0,9757
EC1	-0,1010	0,1091	-0,9269	0,3552

Fonte: A autora (2018)

TABELA 12 – VECM, EQUAÇÃO 2: FRANGO ATACADO

Média var. dependente	-0,0006	D.P. var. dependente	0,0380
Soma resíd. quadrados	0,2021	E.P. da regressão	0,0327
R-quadrado	0,4033	R-quadrado ajustado	0,2613
rô	0,0054	Durbin-Watson	1,9873

Fonte: A autora (2018)

TABELA 13 – VECM, EQUAÇÃO 3: MILHO

(continua)

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
d_Pfap_1	-3,17328	211,1160	-1,503	0,1345
d_Pfap_2	1,86356	215,0280	0,8667	0,3872
d_Pfap_3	-1,39005	218,4400	-0,6364	0,5253
d_Pfap_4	113	213,3310	0,529	0,5974
d_Pfap_5	-3,18766	223,3350	-1,427	0,1551
d_Pfap_6	0,872956	218,0120	0,4004	0,6893
d_Pfap_7	-2,30371	221,0570	-1,042	0,2987
d_Pfap_8	0,953058	221,2070	0,4308	0,6671
d_Pfap_9	137,283	219,2660	0,6261	0,5320
d_Pfap_10	-1,82695	214,2950	-0,8525	0,3950
d_Pfap_11	-2,49690	209,4450	-1,192	0,2347
d_Pfat_1	0,614393	0,848823	0,7238	0,4701
d_Pfat_2	0,21754	0,848156	0,2565	0,7979
d_Pfat_3	-0,162397	0,881234	-0,1843	0,8540
d_Pfat_4	-1,37117	0,869881	-1,576	0,1166
d_Pfat_5	215,125	0,934472	2,302	0,0224
d_Pfat_6	-0,272727	0,944346	-0,2888	0,7731
d_Pfat_7	171,178	0,944039	1,813	0,0714
d_Pfat_8	-0,794773	0,918211	-0,8656	0,3878
d_Pfat_9	-0,933329	0,909745	-1,026	0,3062
d_Pfat_10	176,929	0,873746	2,0250	0,0443
d_Pfat_11	0,561355	0,878688	0,6389	0,5237
d_Pm_1	0,536322	0,0766395	6,9980	0,0000
d_Pm_2	-0,0752686	0,0860365	-0,8748	0,3828
d_Pm_3	0,176223	0,0842878	2,0910	0,0379
d_Pm_4	0,0199426	0,0839777	0,2375	0,8125
d_Pm_5	-0,0974028	0,0855553	-1,138	0,2564
d_Pm_6	0,0501701	0,085241	0,5886	0,5569
d_Pm_7	0,0281298	0,0833823	0,3374	0,7362
d_Pm_8	0,102043	0,0816019	1,250	0,2127
d_Pm_9	0,0942	0,0818	1,1530	0,2505
d_Pm_10	0,0557	0,0808	0,6899	0,4911
d_Pm_11	-0,0513296	0,0783	-0,6559	0,5127

TABELA 13 – VECM, EQUAÇÃO 3: MILHO

	(conclusão)			
	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
S1	0,2942	0,1255	2,3440	0,0201
S2	-0,0918279	0,1330	-0,6906	0,4907
S3	-0,0364379	0,1340	-0,2720	0,7859
S4	0,1534	0,1322	1,1610	0,2472
S5	0,1739	0,1414	1,2300	0,2202
S6	-0,0475443	0,1390	-0,3421	0,7326
S7	0,0311	0,1435	0,2167	0,8287
S8	0,1648	0,1358	1,2130	0,2265
S9	0,2644	0,1344	1,9670	0,0507
S10	0,1488	0,1347	1,1050	0,2707
S11	0,3152	0,1307	2,4130	0,0168
EC1	209,5920	109,1860	1,9200	0,0564

TABELA 14 – VECM, EQUAÇÃO 3: MILHO

Média var. dependente	-0,0080	D.P. var. dependente	0,3749
Soma resid. quadrados	2,0260	E.P. da regressão	0,3274
R-quadrado	0,3844	R-quadrado ajustado	0,2379
rô	-0,0145	Durbin-Watson	2,0271

Fonte: A autora (2018)

APÊNDICE II – TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

O teste de causalidade de Granger foi realizado com as variáveis em primeira diferença, em função do teste de raiz unitária. O teste revelou, conforme tabela 8, que apenas o preço do frango atacado não causa o preço do milho, os demais, preço do frango atacado e preço do frango ao produtor possui causalidade bidirecional, bem como preço do milho ao preço do frango ao produtor. E com causalidade unidirecional preço do milho possui relação causal do preço do frango no atacado.

O resultado de causalidade de Granger revela dois pontos importantes: o preço do milho afeta os dois níveis de mercado: preço do frango ao produtor e preço do frango no atacado. O preço do frango ao produtor influencia o preço do frango no atacado, bem como o do atacado afeta o ao produtor. O preço do milho sofre influências do preço do frango ao produtor e não atacado.

Mas como é possível que o preço do milho sofra algum tipo de influência pela variação do preço do frango ao produtor, dado que este grão é uma commodity e é influenciado pelo seu preço internacional? Favro et al (2015) em sua pesquisa sobre o modelo de análise da oferta de exportação de milho brasileira, para o período de 2001 a 2012, demonstra empiricamente que a quantidade exportada de milho depende da quantidade abatida de aves. E que há preferência do abastecimento do mercado doméstico. Estes fatos, corroboram com o resultado do teste de causalidade de Granger, quando o abate de aves vai bem, e o mercado está aquecido, a demanda doméstica por milho aumenta, tendendo a influenciar o preço interno/regional do milho.

TABELA 18 – TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER, COM SÉRIES EM PRIMEIRA DIFERENÇA

Hipótese Nula	Estatística F	Probabilidade	Resultado
Frango Atacado não causa Frango ao Produtor	0,87736	0,3499	Não Rejeita
Frango ao Produtor não causa Frango Atacado	5,36299	0,0214	Rejeita
Milho não causa Frango ao Produtor	17,5342	0,0001	Rejeita
Frango ao Produtor não causa Milho	2,46668	0,1176	Não Rejeita
Milho não causa Frango Atacado	3,2121	0,0743	Não Rejeita
Frango Atacado não causa Milho	0,46392	0,4964	Não Rejeita

