

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

HENRIQUE MENEZES AGUIAR

**EFEITOS DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO PREÇO DO BOI GORDO
NO ESTADO DE SÃO PAULO**

SÃO PAULO

2016

HENRIQUE MENEZES AGUIAR

**EFEITOS DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO PREÇO DO BOI GORDO
NO ESTADO DO SÃO PAULO**

Dissertação apresentada a Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento:
Economia do Agronegócio

Orientador: Prof. Dr. Angelo Costa Gurgel

São Paulo
2016

Aguiar, Henrique Menezes.

Efeitos de variáveis macroeconômicas no preço do boi gordo no Estado de São Paulo / Henrique Menezes Aguiar. - 2016.
37 f.

Orientador: Angelo Costa Gurgel

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Carne bovina - São Paulo (Estado). 2. Carne bovina - Preços. 3. Modelos econométricos. 4. Análise de séries temporais. I. Gurgel, Angelo Costa. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 636(816.1)

HENRIQUE MENEZES AGUIAR

**EFEITOS DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO PREÇO DO BOI GORDO
NO ESTADO DO SÃO PAULO**

Dissertação apresentada a Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento:
Economia do Agronegócio

Orientador: Prof. Dr. Angelo Costa Gurgel

Data da aprovação:

____/____/____

Banca examinadora:

Prof. Dr. Angelo Costa Gurgel
(Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Clemens Vinícius de Azevedo
Nunes

FGV-EESP

Prof. Dr. Felipe Cauê Serigati
FGV-EESP

RESUMO

O trabalho tem como escopo analisar a influência das variações da renda brasileira e internacional, do dólar comercial e da precipitação pluviométrica sobre os preços recebidos pelos produtores de boi gordo no Estado de São Paulo no período entre janeiro de 2003 a dezembro de 2015. O método utilizado para avaliação dos impactos foi o Modelo Auto Regressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA), desenvolvido por Box e Jenkins (1976) e funções de transferência, que capturam a elasticidade das variações das variáveis explicativas sobre a variável de interesse e a defasagem em que o efeito ocorre. Os resultados apontam que há influência das variáveis, calculada na forma de elasticidade, relacionadas tanto aos fatores internos como externos no preço recebido pelos produtores pela arroba de boi gordo no Estado de São Paulo.

ABSTRACT

This work has the objective to analyze the influence of variations in the national and international income, the U.S. dollar and the rainfall on the prices received by producers of cattle in the state of São Paulo during the period from January 2003 to December 2015. The method used to evaluate the impacts was the Auto Regressive Integrated Moving Averages (ARIMA) model, developed by Box and Jenkins (1976) and transfer functions, which capture the elasticity of changes in explanatory variables on the variable of interest and the lag in that the effect occurs. The results show that there exists an influence, quantified using elasticity, of both internal and external factors in the variation of the price received by producers of cattle in the state of São Paulo.

SUMÁRIO

Introdução	7
1 – Aspectos gerais sobre o mercado de boi gordo	9
1.1 – Conjuntura macroeconômica e o mercado pecuário	9
1.2 – Formação de Preços	10
1.3 – Estrutura da Comercialização Bovina	13
2 – Base de Dados e Métodos	16
2.1 – Base de Dados	16
2.2 – Métodos	17
2.3 – Função de Transferência	18
2.4 – Modelos ARMA e ARIMA	21
2.5 – Teste de Estacionariedade	21
3 – Resultados e Discussão	23
3.1 – Estacionariedade	23
3.2 – Modelos ARIMA	25
3.3 – Função de Transferência	27
3.4 – Comparação de estimativas com passeio aleatório	30
Conclusão	32
Referencias Bibliográficas	34

INTRODUÇÃO

No que se refere ao agronegócio, nota-se uma grande concentração de empresas familiares e empresários (pessoas físicas) com longa tradição no ramo. Nesse sentido observa-se, ainda, um planejamento aquém do ideal, utilizando-se largamente da experiência, avessa às técnicas modernas de gestão e planejamento (SAUER, 2008). De acordo com Vale *et al.* (2002), um dos atributos mais desejáveis de um planejamento é a previsão de preços. Definindo, então, planejamento como o ato de organizar fatores de produção – como recursos naturais, trabalho, capital e administração – a fim de atingir os objetivos da empresa, no caso a maximização dos lucros e, sendo o Brasil um país farto de choques macroeconômicos internos, bem como crescente participação do mercado externo em sua demanda por produtos pecuários, faz-se desejável o conhecimento quantitativo do impacto da macroeconomia na rentabilidade do agronegócio, mais especificamente na bovinocultura. Ademais, convém-se, como instrumentos no planejamento, a avaliação de medidas de minimização de riscos na tomada de decisão dos produtores e investidores (BRESSAN e LIMA, 2005). Segundo estudo de Barros e Martines Filho (1987), diferentemente do setor industrial, onde choques ocorrem principalmente via demanda, os choques no mercado agropecuário podem ocorrer tanto pelo lado da demanda, via modificações dos instrumentos de política econômica (os quais têm impacto direto sobre o nível de renda, os hábitos de consumo etc.), como pelo lado da oferta, através de manifestações de caráter exógeno, como modificações nas condições climáticas (excesso de chuva, estiagem, geadas).

Dentre os insumos citados anteriormente, os recursos naturais, principalmente fatores climáticos, são os que mais afetam a atividade pecuária devido à dificuldade de controle pelo homem e seu impacto na quantidade ofertada de animais. Ainda, devido aos produtos agrícolas serem *commodities*, fatores macroeconômicos têm forte influência em sua demanda, notadamente a taxa de cotação do dólar americano, a qual afeta a exportação, e a disponibilidade de renda nacional e internacional, portanto conhecer o impacto desses fatores no preço de venda é uma ferramenta de grande proeminência na tomada de decisão, especialmente em face de distúrbios irregulares. Desta forma o objetivo geral desse estudo é analisar a influência das variáveis macroeconômicas no preço recebido pelo produtor de gado

que representam: pelo lado da demanda à disponibilidade de renda interna e externa, assim como a taxa de câmbio e, pelo lado da oferta, os índices pluviométricos dos principais centros bovinocultores paulistas, com a finalidade de auxiliar no processo de tomada de decisão dos produtores rurais, especialmente em situações de confinamento estratégico, onde o produtor toma a decisão de acelerar a engorda do gado fornecendo altas quantidades de ração animal que elevam o custo e o risco/retorno desse modelo de negócios. Partindo desse pressuposto, este trabalho busca avaliar, via modelos de série de tempo Auto-Regressivos Integrado de Médias Móveis (ARIMA) e funções de transferência, as elasticidades de determinados choques. Com isso pretende-se que os modelos sejam eficazes e aplicáveis como critérios no planejamento e tomada de decisão dos pecuaristas, aumentando, assim, a rentabilidade e reduzindo os riscos de variação dos preços na atividade.

O mercado de boi gordo foi escolhido como tema devido à importância econômica do setor para o país, visto que é um dos principais responsáveis pela produção de proteína animal (consumida principalmente através da carne e do leite) e, também, matéria-prima para diversos setores da economia (adubos orgânicos, produtos destinados à alimentação animal, subprodutos para indústria de calçados, vestuário, farmacêutica e outras) (BARROS e MARTINES FILHO, 1987). Além disso, o estudo destaca que os produtos derivados da carne têm importante peso no custo da cesta básica do cidadão brasileiro e, conseqüentemente, sobre os índices de inflação.

CAPÍTULO I – ASPECTOS GERAIS SOBRE O MERCADO DE BOI GORDO

1.1 – Conjuntura macroeconômica e o mercado pecuário

O ano de 2016 iniciou-se em meio a consolidação de ajustes para retomada da estabilidade econômica do país, o que provocará impactos negativos na maioria dos setores da economia. Entretanto, para o setor agropecuário as perspectivas são positivas, dado que o consumo deve permanecer aquecido, puxado principalmente pelo aumento da demanda externa, em especial de países do Sudeste Asiático.

A diminuição na produção em importantes participantes do mercado global como Austrália e Estados Unidos, pode, no médio e longo prazo, trazer oportunidades de negócios para o produtor brasileiro. As vantagens competitivas do país – área suficiente para expansão de grãos, da produção de aves e de suínos, e, principalmente, os ganhos de produtividade possíveis com tecnologias já disponíveis – permitem expansão da produção bovina para atender grande parte da demanda global. Dados do relatório da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO, 2015) apontam que países desenvolvidos devem diminuir a produção de carne bovina, enquanto países em desenvolvimento devem aumentar seu *market-share* para 60% da produção mundial. Somente em 2014, os emergentes elevaram sua oferta de carne em 2,4%, enquanto os demais apresentaram diminuição de 1,4%. Ainda segundo relatório da FAO, até 2023, os países líderes em importação de carne brasileira (China, Rússia, Venezuela e Irã) deverão elevar a demanda em 2,3 milhões de toneladas (34%), chegando a 9,1 milhões de toneladas. Contudo, a renda disponível desses países deve ser afetada pela queda no preço do petróleo. Desta forma a Rússia, que foi o destino de aproximadamente um terço da carne brasileira exportada em 2015, e a Venezuela (terceira maior importadora de carne brasileira) devem sofrer quedas de em sua renda disponível (ANUALPEC, 2015). Por outro lado, a China (que via Hong Kong lidera o ranking de importação de carne brasileira) ainda apresenta crescimento previsto de 7% para 2016, acima de outros países emergentes (4%) e, como implicação, houve uma forte urbanização, aumento de renda e mudança de hábitos alimentares. Conforme o relatório do Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO, 2015) o consumo de carne bovina chinês cresceu

acima do consumo de outras proteínas animais, sendo estimado crescimento de 5% para o ano de 2015, por conseguinte, aumentando sua quantidade importada em 20% em comparação com 2014.

Desse modo, é desejável que um modelo de previsão de preços do boi gordo agregue variáveis que ilustrem as realidades macroeconômicas dos maiores importadores de carne bovina, afim de capturar a demanda externa, bem como variáveis locais, visto que, conforme apontam dados (ANUALPEC, 2015), 75% da produção é consumida internamente. Nesse estudo, afim de capturar variações na renda internacional, será assumido que variações no preço do barril de petróleo é uma *proxy*¹ adequada para capturar variações na renda desses países, visto que o *oil-rent*² (em % do PIB) de Irã, Venezuela e Rússia são 23,6%, 23,8% e 13,7%, respectivamente, segundo dados.

1.2 - Formação de Preços

Existem muitas variáveis que podem afetar o nível de preço recebido pelo produtor pecuário, desde os arrolados à produção, como clima, quantidade de pastagem e preço dos insumos, até os relacionados aos consumidores, como preço de produtos substitutos e variáveis macroeconômicas (taxa de juros, taxa cambial, inflação e renda), os quais afetam a demanda do produto. Um outro fator que afeta a demanda de produtos pecuários é o preço dos seus produtos substitutos mais imediatos: carne suína e de frango. Segundo estudo do Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE, 2000), a carne de frango é a principal substituta³ da carne bovina, ou seja, variações em seu preço podem afetar o consumo e o preço da arroba do boi gordo.

Quanto ao processo produtivo da bovinocultura, Medeiros e Montevechi (2005) apontam que os dois principais fatores que influenciam a produção de bovina são: a qualidade dos pastos (variável dependente do clima) e a eficiência produtiva

¹ Uma proxy, em estatística, é uma variável que possui forte correlação com uma outra variável de difícil mensuração, desse modo é usada em substituição (GUJARATI, 2000).

² Diferença entre o valor total da produção de petróleo e seu custo de produção.

³ Mankiw (2007) define substitutos dois bens para os quais o aumento do preço de um leva a um aumento da demanda pelo outro.

(velocidade de crescimento do gado)⁴, principal determinante das variações dos preços do produto. No que concerne à qualidade dos pastos, observa-se o efeito do ciclo intra-anual ou ciclo de curto prazo, que pode ser entendido analisando a figura abaixo.

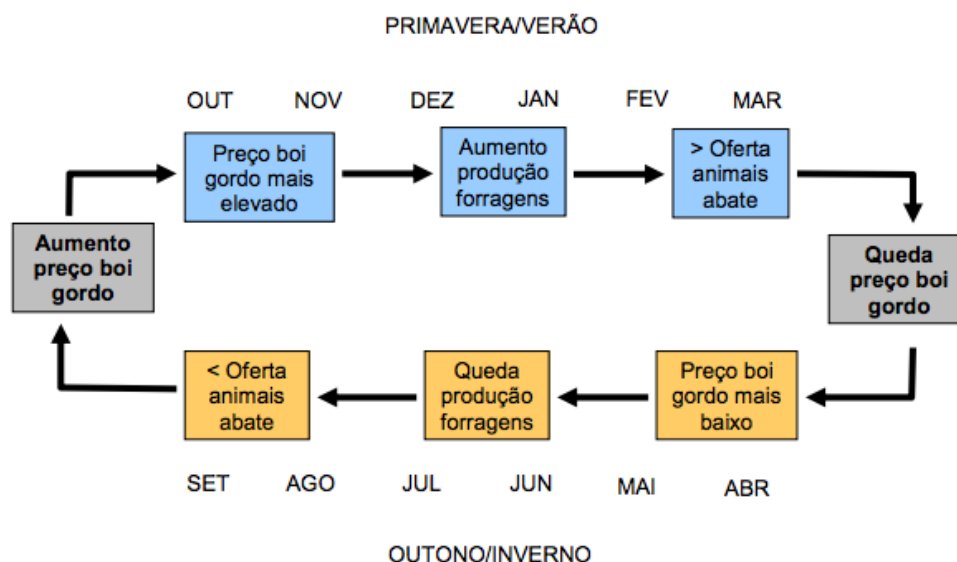


FIGURA 1 – Ciclo anual da pecuária de corte da região centro-sul do Brasil.
 FONTE: Adaptado de MEDEIROS e MONTEVECHI, 2005.

De acordo com os autores desse modelo, entre os meses de Outubro e Março (chamado de período das águas), existe uma quantidade maior de forrageira disponível para o gado, o que aumenta a capacidade de criação de animais e por conseguinte os pecuaristas conservam o gado no pasto, esperando que esse engorde, o que causa um aumento no preço do bovino, devido à retração da oferta. Entretanto, no período de seca ocorre o oposto, uma vez que o sistema produtivo dominante no Brasil é a pecuária extensiva, o qual é dependente de pastagens. Sendo assim, os períodos de chuva e estiagem comprometem a qualidade e disponibilidade de pastagem, expondo a dificuldade do pecuarista em adequar o número de animais nos pastos, já que uma quantidade superior ao ideal, em períodos de estiagem, levaria à redução de peso do animal, o que seria refletido sobre os preços do setor.

⁴ A medida de produtividade adotada, de acordo com Gomes et al. (1992) foi a taxa de desfrute, sendo representada pela equação: $D = \frac{A \pm \Delta RT}{RT} 100$; onde D = taxa de desfrute, A = número de animais abatidos no ano e RT = rebanho total.

Além da questão relacionada ao clima, outro fator que interfere consideravelmente na formação de preços do setor é o ciclo plurianual (longo-prazo), o qual está vinculado às características do sistema produtivo. A ideia é enraizada na teoria das expectativas dos agentes em relação ao preço do futuro boi gordo (KASSOUF e HOFFMANN, 1988; WEDEKIN, 1988; AGUIAR, 1993). Segundo Medeiros *et al.* (2005) o ciclo é composto por duas fases:

- i. Fase Descendente - Há uma tendência de queda nos preços do boi gordo e os produtores de cria são forçados a abater suas próprias matrizes produtivas, por terem expectativa de queda dos preços dos animais de reposição;
- ii. Fase Ascendente – devido ao menor número de matrizes produtivas, há escassez de oferta de animais para reposição e, conseqüentemente, os preços tendem a se elevar. Dessa forma, os produtores devem reter matrizes até o pico, quando houver novamente excesso de oferta de animais para abate, o que deve reduzir os preços.

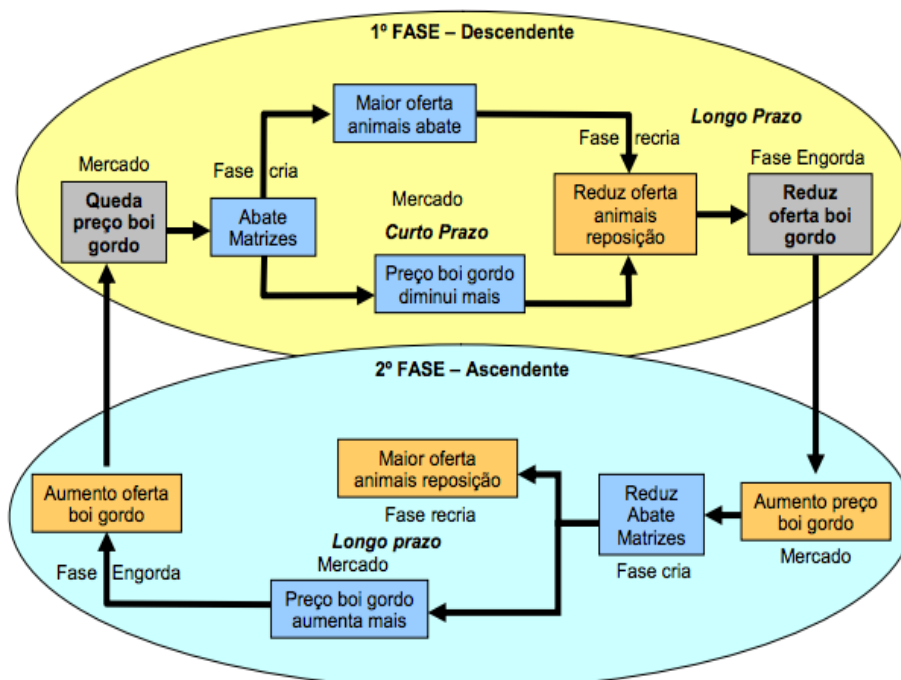


FIGURA 2 – Fases do ciclo plurianual da pecuária de corte no Brasil.
 FONTE: Adaptado de MEDEIROS e MONTEVECHI, 2005.

De acordo com o ANUALPEC (2015), a duração do ciclo pecuário, em todo o mundo, é de aproximadamente quatro anos, ou seja, o tempo entre picos de preços é de quatro anos. Todavia, devido as inovações tecnológicas no setor da pecuária

de corte (por exemplo melhorias no manejo de animais, melhoramento genético, suplementação alimentar), a precocidade dos animais tem diminuído consistentemente, levando a uma menor duração deste ciclo. Por outro lado, essa diminuição gera uma queda no estoque de animais, o que, novamente, aumenta o preço da arroba de boi gordo (SILVEIRA, 2002).

Observou-se nos últimos anos (ANUALPEC, 2015) uma constante elevação nos preços da arroba de boi gordo, que foi sustentada por um gargalo estrutural de oferta que se manifesta na fase de cria da bovinocultura de corte. Ou seja, a produção de bezerros tem sido insuficiente para atender a forte demanda, estimulando a alta dos preços de toda a cadeia produtiva. Nesse caso, visto o alongamento do processo transformativo da cria para engorda, é desejável que modelos de economia agrícola antecipem oscilações na demanda para que gargalos na estrutura produtiva sejam antecipados e prevenidos.

1.3 - Estrutura da Comercialização Bovina

Os três principais elos da cadeia de valor do boi gordo são: i) produtor – composto pelos pecuaristas responsáveis pela engorda; ii) abatedouro e processamento – frigoríficos que transformam a matéria-prima em produtos finais; e iii) distribuição – principalmente grandes redes de supermercado e açougues, além do mercado externo, já que o Brasil é o maior exportador mundial de carne bovina.

A Figura 3 abaixo apresenta resumidamente a estrutura da comercialização bovina do produtor ao consumidor final.

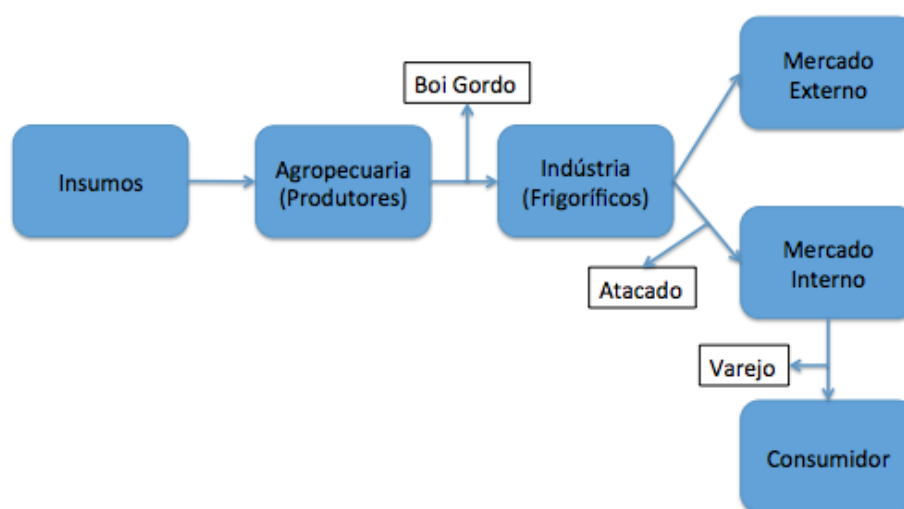


FIGURA 3 – Esquema do complexo agroindustrial da carne bovina.
FONTE: Adaptado de PINATTI e BINI (2009).

De acordo com estudo de Neder (2014), o mercado de produtos agropecuários (relação entre produtores e frigoríficos) é majoritariamente competitivo⁵, ocasionado especialmente pela baixa diferenciação dos produtos e pelo grande número de produtores. Essas características fazem do boi gordo uma *commodity* agropecuária, portanto seu preço obedece à lei do mercado de demanda e oferta, sendo o produtor um tomador de preço. Por outro lado, a relação entre frigoríficos e distribuidores (principalmente grandes redes de supermercado), apresentam características oligopsônicas⁶, ocasionada principalmente pelo alto poder de barganha dos grandes varejistas (NEUMANN et al., 2006). Desse modo deve-se diferenciar que o preço da carne vendida no mercado comum não varia necessariamente de forma sincrônica com o preço da arroba do boi gordo recebido pelo produtor (variável de interesse nesse estudo), visto que há diferença no poder de negociação na relação entre frigoríficos e produtores e na relação entre frigoríficos e varejistas.

Observa-se nesse processo produtivo e estrutura de comercialização que o ciclo entre abate e disponibilidade para consumo para mercado interno se encerra em aproximadamente três dias (ANUALPEC, 2015), portanto espera-se que preços se ajustem rapidamente a uma variação no consumo interno. Já para o mercado externo, espera-se que o efeito nos preços devido a mudanças no nível de consumo tenha uma apresentação de maior prazo e possivelmente, devido a acordos comerciais, possuam efeitos de longo prazo.

A contribuição buscada por esse estudo é estabelecer os níveis de influência das alterações nos fatores discutidos acima sobre os preços recebidos pelos produtores de boi gordo. Ademais, o trabalho busca quantificar essa relação através do cálculo de elasticidades de transmissão de preços. Com essa finalidade foram selecionadas variáveis macroeconômicas cujos choques sejam transmitidos ao preço da arroba do boi gordo tanto pelo lado da demanda interna (via o produto

⁵ Um mercado competitivo é descrito por Mankiw (2007) como um mercado em que há tantos compradores e vendedores que cada um deles tem impacto insignificante sobre o preço do mercado.

⁶ Relação oligopsônica refere-se a estrutura de mercado de oligopsônio, a qual Mankiw (2007) descreve uma estrutura de mercado em que apenas poucos compradores adquirem produtos (no caso o produto refere-se a distribuição) similares ou idênticos, portanto podem exercer influência no preço do mercado.

interno bruto) e demanda externa (via cotação do dólar e o preço do petróleo como proxy para renda dos maiores importadores de carne brasileira), quanto pelo lado da oferta via o índice pluviométrico nas principais regiões bovinocultoras do estado de São Paulo.

CAPÍTULO II – BASE DE DADOS E MÉTODOS

2.1. Base de Dados

Os dados utilizados são compostos fundamentalmente por cinco séries temporais mensais iniciadas em janeiro de 2003 e findas em dezembro de 2015. A variável de interesse a ser estudada é o preço médio recebido mensalmente pelos produtores pela arroba (15 kg) do boi gordo no Estado de São Paulo (“BGI”) e seus dados foram coletados diretamente do Instituto de Economia Agrícola (IEA) em continuação com os dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA).

A séries de tempo para a variável explicativa representante da disponibilidade interna de renda foi o produto interno bruto (“PIB”) como estimado mensalmente pelo Banco Central. A segunda variável explicativa escolhida para representar uma proxy da renda dos maiores países importadores foi o preço do barril de petróleo Brent (“OIL”) visto que representa significativa parte da renda desses países adicionado a disponibilidade de dados de mercado ao pecuarista. Adicionalmente foi coletada a série da taxa de câmbio na forma PTAX calculada como média mensal (“DOL”).

Os valores foram coletados pelo sistema IPEADATA em sua forma nominal, ou seja, não foi feita deflação dos dados. A razão para isso está relacionada com a metodologia utilizada visto que o uso de deflatores pode introduzir viés às séries, consequentemente levando à identificação de modelos com viés (MARGARIDO *et al.*, 1996). Entretanto Pino e Rocha (1994) demonstram que pode-se trabalhar com séries de tempo nominais dado que as séries reais são aproximadamente equivalentes ao modelo nominal do seguinte modo:

“Seja z_t uma série nominal e um deflator apropriado d_t tal que:

$$y_t = z_t/d_t$$

Então,

$$\begin{aligned} Y_t &= \log\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) = \log\left(\frac{z_t/z_{t-1}}{d_t/d_{t-1}}\right) \\ &= \log\left(\frac{z_t}{z_{t-1}}\right) - \log\left(\frac{d_t}{d_{t-1}}\right) \end{aligned}$$

Por outro lado, é usual centrar o modelo à série em torno de sua média quando tomamos a primeira diferença: $Y_t - \bar{Y}$. Nesse caso,

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_i Y_i = \frac{1}{n} \sum_i \log\left(\frac{z_i}{z_{i-1}}\right) - \frac{1}{n} \sum_i \log\left(\frac{d_i}{d_{i-1}}\right)$$

Ainda, se a taxa de inflação pouco se alterar de mês a mês, então,

$$\frac{d_t}{d_{t-1}} \approx k$$

Ou seja para qualquer t essa relação é aproximadamente constante. Portanto,

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) - \frac{1}{n} \sum_i \frac{y_i}{y_{i-1}} &= Y_t - \bar{Y} \\ &= \log\left(\frac{z_t}{z_{t-1}}\right) - \log\left(\frac{d_t}{d_{t-1}}\right) - \frac{1}{n} \sum_i \log\left(\frac{z_i}{z_{i-1}}\right) + \frac{1}{n} \sum_i \log\left(\frac{d_i}{d_{i-1}}\right) \\ &= \log\left(\frac{z_t}{z_{t-1}}\right) - \frac{1}{n} \sum_i \log\left(\frac{z_i}{z_{i-1}}\right) \end{aligned}$$

Portanto, da forma como as séries foram transformadas, o modelo com a série deflacionada é aproximadamente equivalente ao modelo com a série sem deflação.”

Pelo lado da oferta foi introduzida a variável índice pluviométrico, calculado via média aritmética da quantidade de chuva das três maiores regiões bovinoculturas de São Paulo: Araçatuba, Presidente Prudente e São José do Rio Preto. Os dados foram coletados diretamente do Centro Integrado de Informações Agrometeorológicas (CIIAGRO) e transformados de milímetros (mm) para decâmetros (dam) para evitar que valores muito acima das outras variáveis possam afetar os resultados.

2.2. Métodos

Como o objetivo do estudo é a análise do impacto de variações nas variáveis explicativas sobre a variável de interesse deve-se quantificar essa relação através da elasticidade de transmissão de preços, que são definidas por Barros e Burnquist (1987) como “a variação relativa no preço a um nível de mercado em relação à

variação relativa no preço a outro nível, mantidos em equilíbrio esses dois níveis de mercado após o choque inicial num deles". O método utilizado para capturar tal relação foi o tratamento das variáveis através do método de Box e Jenkins (1976) para séries temporais. A ideia do método é que uma série de tempo pode ser parcialmente explicada por suas realizações passadas (parâmetros auto-regressivos) e por seus erros contemporâneos e passados (parâmetros de médias móveis), com isso o modelo é nomeado Auto-Regressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA – *Auto-Regressive Integrated Moving Average*). Necessariamente as séries modeladas devem ser estacionárias⁷ afim de garantir a irreversibilidade do processo, ou seja, para que os valores projetados possam ser transformados na base original.

Após a análise univariada das séries temporais faz-se a identificação da função de transferência, que consiste em analisar como variações das séries de tempo exógenas são transferidas à série de tempo da variável de interesse (Enders, 2008).

O método da função de transferência mostra-se apropriado já que grande parte das atuais pesquisas no campo de economia agrícola envolve a análise de efeitos da macroeconomia na produção do setor (Enders, 2008) e dado que as variáveis macroeconômicas utilizadas em análises desse tipo têm seu próprio processo estocástico, o qual deve ser capturado na estimação dos parâmetros, principal utilidade do método. Ainda, o método é apropriado para captura de elasticidades, condizente com o objetivo desse trabalho.

2.3. Função de Transferência

Considere o seguinte modelo univariado:

$$Y_t = \alpha_0 + A(L)y_{t-1} + C(L)Z_t + B(L)\epsilon_t$$

onde $A(L)$, $B(L)$ e $C(L)$ são polinômios do operador de defasagem L , Y_t é a variável de interesse e Z é a variável explicativa com processo estocástico exógeno, chamada de variável de intervenção. Nota-se que o modelo é representado pelo nível de Y_t como função direta do número de valores passados de Z_t , ou seja, o conceito de função de transferência implica que variações nas variáveis independentes são transferidas para a variável dependente com alguma defasagem.

⁷ Uma série temporal é estacionária quando seu desenvolvimento é aleatório ao redor de sua média, que deve ser constante, assim refletindo um equilíbrio estável (GUJARATI, 2000).

O objetivo é a estimação da constante α_0 e dos parâmetros dos polinômios $A(L)$, $B(L)$ e $C(L)$, sendo os coeficientes de $C(L)$ denominados por c_i e chamados pesos da função de transferência ($C(L) = c_0 + c_1L + c_2L^2 + \dots$). A função-resposta de impulso, que definirá o efeito final de um choque na variável Z em Y_t é dada pela divisão de $C(L)/[1 - A(L)]$. Deve-se observar que a função de transferência é utilizada com a premissa de que a variável Z é representada por um processo exógeno que se desenvolve independentemente da variável Y .

Um modelo de função de transferência apropriado depende da identificação dos parâmetros $A(L)$, $B(L)$ e $C(L)$, com esse propósito foram desenvolvidos dois métodos. O primeiro deles, utilizado nesse trabalho, foi desenvolvido por Box e Jenkins (1976) e consiste em filtrar tanto a série de saída (Y) como a série de entrada (Z) utilizando o modelo ARIMA da série de entrada, ou seja, nesse método, o filtro (usado no pré-branqueamento) da variável de saída é o mesmo filtro da variável de entrada, de forma que possam ser interpretados como as puras inovações das séries em relação a série de entrada. O segundo método foi elaborado por Haugh e Box (1977) e segue a hipótese de que existe causalidade entre a série de entrada e a série de saída. Esse método considera que a variável de saída é explicada tanto pelo seu próprio comportamento passado, quanto pelo comportamento passado das variáveis de entradas. Filtrando-se cada variável pelo seu próprio filtro, elimina-se a influência dos eventos passados da própria variável, ou seja, privilegia-se a informação que não foi explicada somente pelo passado de cada variável. Assim, a metodologia consiste em utilizar um resíduo “limpo” da série de saída em relação ao seu próprio passado e relacioná-lo com o resíduo “limpo” (também em relação ao seu próprio passado) das séries de entradas (MARGARIDO *et al.*, 1996).

Enders (2008) resume a técnica de Box e Jenkins (1976) para montagem de uma função de transferência em cinco passos:

Passo 1. Adequar um modelo auto-regressivo integrado de médias móveis (ARIMA) para a sequência $\{Z_t\}$ de modo que os resíduos calculados $\{\epsilon_{zt}\}$ (chamados valores filtrados de $\{Z_t\}$) possam ser interpretados como as puras inovações da sequência $\{Z_t\}$.

Passo 2. Filtrar a sequência $\{Y_t\}$ aplicando o mesmo filtro utilizado na sequência $\{Z_t\}$, ou seja, deve-se utilizar os mesmos parâmetros do modelo ARIMA estimado

anteriormente, obtendo a sequência $\{Y_{ft}\}$ que representa os valores filtrados da variável de interesse.

Passo 3. Formar o correlograma entre Y_{ft} e ϵ_{zt} (série de resíduos da variável explicativa) e examinar o padrão do correlograma cruzado afim de identificar a forma de $A(L)$ e $C(L)$. Picos indicam valores não-zero de c_i e o padrão de queda sugere os candidatos a coeficientes de $A(L)$, similar ao uso da função de autocorrelação (FAC) em um modelo ARIMA. Nesse ponto deve-se estimar o modelo $[1-A(L)] Y_t = C(L)Z_t + e_t$, onde e_t é o termo de erro não necessariamente ruído-branco.

Passo 4. A sequência $\{e_t\}$ é uma aproximação de $B(L)\epsilon_t$, logo deve-se formar sua função de autocorrelação (FAC) e usá-la para definir a forma apropriada do polinômio $B(L)$.

Passo 5. Combinar os passos 3 e 4 de modo a estimar simultaneamente $A(L)$, $B(L)$ e $C(L)$. Características de um modelo bem estimado são coeficientes de alta qualidade, um modelo parcimonioso, resíduos ruídos-branco e pequenos erros de previsão.

O modelo de função de transferência completo assume a seguinte forma:

$$Y_t = \frac{c_0 + c_1 Z_{t-1} + c_2 Z_{t-2} + \dots + c_s Z_{t-s}}{[1 - \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_p Y_{t-p}]} + B(L)\epsilon_t;$$

ou resumidamente tem-se:

$$Y_t = \frac{C(L)}{[1 - A(L)]} Z_t + B(L)\epsilon_t.$$

O modelo pode ser ampliado afim de incorporar diversas variáveis exógenas, logo seu formato generalizado é:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \frac{C_i(L)}{[1 - A_i(L)]} Z_{i,t} + B(L)\epsilon_t.$$

Nesse sentido, observa-se que o modelo de função de transferência é um modelo de regressão onde $C(L)$ representa os impactos de curto-prazo das variações da variável independente sobre a variável de interesse, $A(L)$ é a “memória”, ou seja, o fator de ajustamento de longo prazo e o termo erro é representado por um modelo ARIMA, portanto o processo de construção de uma função de transferência poderia ser definido como uma operação em três passos: identificação, estimação e verificação.

Ademais, com o propósito de completar apropriadamente os passos acima é

necessária a utilização de técnicas complementares que são expostas a seguir.

2.4. Modelos ARMA e ARIMA

Box e Jenkins (1976) apresentam o modelo Auto-Regressivo e de Média Móvel (ARMA) que estima a variável dependente Y_t como função de sua própria defasagem Y_{t-p} (apontado por “p” termos auto-regressivos) e como função dos erros aleatórios (apontado por “q” termos de média móvel). Portanto um modelo ARMA (1,1) é descrito pela equação: $Y_t = \phi + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 \mu_t + \beta_1 \mu_{t-1}$, onde Y é a variável de série temporal, μ é o termo de erro aleatório e ϕ , α e β são os parâmetros estimados (GUJARATI, 2000). Todavia, uma das premissas do modelo é a existência de estacionariedade dos dados, portanto para a aplicação do modelo, deve-se transformar a série de dados utilizando d diferenças para torná-la estacionária. Desse modo, forma-se o modelo Auto-Regressivo Integrado e de Média Móvel (ARIMA) (p,d,q) descrito pela equação: $\Delta Y_t = \phi + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_0 \mu_t + \beta_1 \mu_{t-1} + \beta_q \mu_{t-q}$; onde Δ é o operador diferença.

Box e Jenkins (1976) criaram uma metodologia simples para a escolha dos parâmetros corretos do modelo que consiste em quatro etapas: (i) identificação, (ii) estimativa, (iii) checagem de diagnóstico e (iv) previsão:

- i) Utilizar as representações gráficas da Função de Autocorrelação (FAC) e Função de Autocorrelação Parcial (FACP) contra o tamanho da defasagem afim de encontrar os valores de p, d e q .
- ii) Estimar parâmetros utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários.
- iii) Verificar se o modelo estimado ajusta-se bem aos dados, ou seja, deve-se checar se os resíduos do modelo são ruídos brancos. Caso sejam, aceita-se o modelo, caso contrário volta-se ao passo (i).
- iv) Utilizar o modelo para realizar as previsões desejadas.

2.5. Teste de Estacionariedade

O teste utilizado nesse estudo para verificar a estacionariedade de uma série temporal foi apresentado em Gujarati (2000) como o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF).

Conforme Gurajati (2000) a equação do teste ADF é: $\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$, onde Δ é o operador de diferença, β representa os parâmetros intercepto e tendência, respectivamente, δ representa o parâmetro da defasagem da variável de interesse e $\alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i}$ o termo de diferenças defasadas.

O teste consiste na observação de significância estatística do parâmetro δ , ou seja: $H_0 : \delta = 0$ e $H_1 : \delta < 0$. Caso a hipótese nula seja rejeitada a série é estacionária.

Uma série não estacionária em nível deve ser diferenciada já que esse procedimento geralmente gera uma variável estacionária. Ademais é possível checar se uma série é estacionária analisando a correlação dos resíduos, que devem ser nulas quando $\delta < 0$.

Os resultados apresentados a seguir foram desenvolvidos utilizando o software Regression Analysis of Time Series (RATS) versão 9.0 (2015).

CAPÍTULO III – RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Estacionariedade

Primeiramente, fez-se a análise gráfica de cada uma das séries estudadas: cotação nominal do preço do boi gordo no Estado de São Paulo (*BGI*), taxa cambial do dólar comercial (*DOL*), produto interno bruto (“PIB”), preço do barril de petróleo *Brent* (*OIL*), e o índice de precipitação pluviométrico (*CHU*). De forma que algumas séries possuem tendência “explosiva” e como as variáveis foram coletadas na forma nominal, foi exigido uma transformação para forma logarítmica (nomeadas *LBGI*, *LPIB*, *LDOL*, e *LOIL*, respectivamente). Ainda assim, persistindo alguma tendência, foi necessário determinar o grau de integração de cada variável afim de realizar a diferenciação apropriada. Com esse propósito foi realizado o teste ADF para cada variável e verificado que todas são $I(1)$, ou seja, integradas de ordem 1, indicando que a primeira diferença é suficiente para tornar as séries estacionárias, logo nomeando as variáveis *LBGI(1)*, *LPIB(1)*, *LDOL(1)*, e *LOIL(1)*.

Tabela 1 - Resultados do teste de raiz unitária ADF para modelos com intercepto e sem tendência.

Série	Estatística	P-Valor ⁸
LBGI	0,14381	0,8858
LBGI (1)	-10,5345	0,0000
LDOL	-0,17546	0,8609
LDOL (1)	-8,93289	0,0000
LPIB	-0,87431	0,3819
LPIB (1)	-1,92332	0,0454
LOIL	-1,47304	0,1424
LOIL (1)	-10,8242	0,0000

Tabela 2 - Resultados do teste de raiz unitária ADF para modelos com intercepto e com tendência.

Série	Estatística	P-Valor ⁹
LBGI	2,3129	0,1218

⁸ Considerando um nível de significância de 5%.

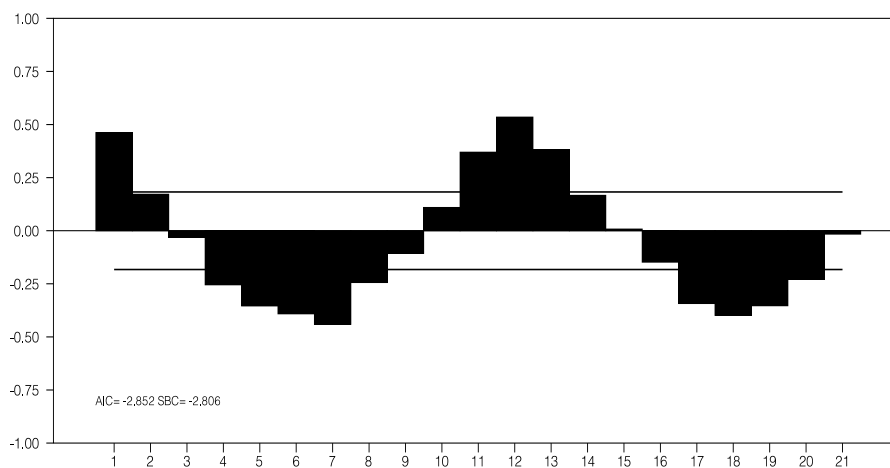
⁹ Considerando um nível de significância de 5%.

LBGI (1)	-9,8508	0,0000
LDOL	-1,4101	0,1602
LDOL (1)	-9,5747	0,0000
LPIB	3,3497	0,0010
LPIB (1)	-14,3892	0,0000
LOIL	-0,3411	0,7334
LOIL (1)	-8,9279	0,0000

Tabela 3 - Resultados do teste de raiz unitária ADF para modelos sem intercepto e sem tendência.

Série	Estatística	P-Valor ¹⁰
LBGI	-0,9876	0,3246
LBGI (1)	-10,3106	0,0000
LDOL	-0,6223	0,5345
LDOL (1)	-9,5890	0,0000
LPIB	-4,3220	0,0001
LPIB (1)	-14,1127	0,0000
LOIL	-0,9486	0,3441
LOIL (1)	-8,9281	0,0000

Quanto à série *CHU* nota-se claramente, após análise do correlograma abaixo, a existência de sazonalidade anual, como era esperado, assim recorreu-se ao filtro X12 do software utilizado que removeu a sazonalidade dos dados (Gráfico 1), o que tornou a série estacionária (*CHU(12)*).



¹⁰ Considerando um nível de significância de 5%.

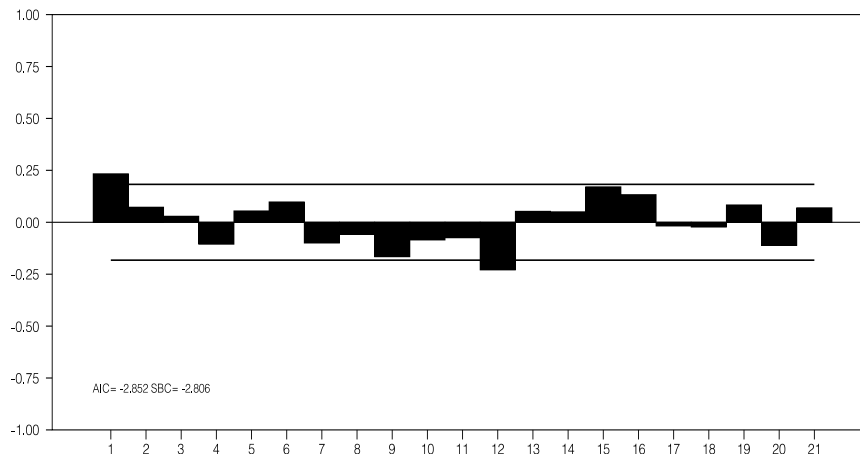


Gráfico 1 – Correlograma da variável CHU e CHU(12) respectivamente,
 FONTE: Dados da pesquisa

3.2 Modelos ARIMA

Após garantir a estacionariedade de cada série individual, o passo seguinte para formação da função de transferência, segundo o método de Box e Jenkins, é a identificação de modelo ARIMA apropriado para cada variável com o propósito de que seus resíduos representem as puras inovações da série.

O primeiro passo foi analisar os correlogramas das variáveis de forma que a função de autocorrelação (ACF) indica o tipo do processo, enquanto a função de autocorrelação parcial (PACF) determina qual a ordem desse processo no caso de modelos auto-regressivos (AR), e quando se trata de modelos de medias móveis (MA), tem-se o inverso.

No caso da variável de interesse (LBGI), o modelo ARIMA adequado foi um auto-regressivo de ordem 1 (AR (1)), com uma diferença centrada em relação à sua média (tabela 4).

Tabela 4 – Estimativa dos parâmetros do modelo ARIMA para variável LBGI,

Série	Modelo Arima	Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão	Teste-T	P-Valor
LBGI	(1,1,0)	AR (1)	0,2906	0,0695	4,1802	0,0000

O parâmetro auto-regressivo de ordem 1 (AR (1) = 0, 2906) indica que 29,06% do valor de LBGI no período $t - 1$ transmite-se ao valor dessa mesma variável no

período t , enquanto não há influência dos erros passados já que não há termos de médias móveis.

Quanto às variáveis explicativas observa-se que:

1. Para a variável LDOL, o melhor modelo ARIMA corresponde a um auto-regressivo de ordem 1 ($AR(1) = 0,4100$), ou seja, 41% do preço do mês anterior é transmitido ao período atual. À primeira vista esse resultado incorpora a teoria de expectativas adaptativas¹¹, o que é consistente com a forma como os agentes econômicos avaliam preços de mercado. Em outras palavras, o agente econômico tenta prever o futuro nível de preço embasado nos preços observados em períodos anteriores.
2. A variável referente ao preço do barril de petróleo LOIL segue resultado similar ao dólar, com modelo AR (1), ou seja, apenas com o parâmetro auto-regressivo de primeira ordem de 21,31%. Assim como no caso anterior, o preço do barril de petróleo é uma variável de mercado e logo sujeita a teoria de expectativas adaptativas. Comparativamente, a variável apresenta uma memória menos intensa do que a variável LDOL, ou seja, o valor atual carrega menos informação proveniente de valores passados.
3. No caso da variável PIB nota-se uma estrutura composta por três parâmetros auto-regressivos de ordem 1, 2 e 5, bem como três parâmetros de média móvel de ordem 10, 12 e 24. Esses parâmetros parecem refletir a memória de curto prazo (mês a mês) como também o ciclo trimestral e anual da variável.
4. Para o caso específico da variável chuva foi necessário o uso do filtro do software que garantiu a estacionariedade da série devido à natureza sazonal da variável. O modelo que melhor se ajustou foi um ARIMA (11,12,8) onde $AR(4) = 21,80\%$, $AR(11) = 23,27\%$, $MA(2) = 21,15\%$ e $MA(8) = 16,03\%$.

¹¹ Matematicamente, a teoria de expectativas adaptativas para é representado pela equação: $\pi_t^e = \pi_{t-1} + \alpha(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e)$, onde a taxa esperada para o período atual é projetada a partir dos resultados de $t-1$ (CAMARGOS, 2004).

Tabela 5 – Estimativa dos parâmetros do modelo ARIMA para variável LDOL.

Série	Modelo Arima	Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão	Teste-T	P-Valor
LDOL1	(1,1,0)	AR (1)	0,4100	0,0664	6,1748	0,0000

Tabela 6 – Estimativa dos parâmetros do modelo ARIMA para variável LPIB.

Série	Modelo Arima	Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão	Teste-T	P-Valor
LPIB1	(5,1,24)	AR (1)	-0,2240	0,0670	-3,3450	0,0010
		AR (2)	-0,1719	0,0682	-2,5191	0,0126
		AR (5)	0,2579	0,0683	3,7762	0,0002
		MA (10)	-0,1531	0,0694	-2,2074	0,0285
		MA (12)	0,4636	0,0602	7,6991	0,0000
		MA (24)	0,6534	0,0773	8,4499	0,0000

Tabela 7 – Estimativa dos parâmetros do modelo ARIMA para variável LOIL.

Série	Modelo Arima	Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão	Teste-T	P-Valor
LOIL1	(1,1,0)	AR (1)	0,2131	0,0722	2,9519	0,003

Tabela 8 – Estimativa dos parâmetros do modelo ARIMA para variável CHU(12).

Série	Modelo Arima	Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão	Teste-T	P-Valor
CHU(12)	(11,12,8)	AR (4)	0,2180	0,0559	3,8983	0,0000
		AR (11)	0,2327	0,0543	4,2791	0,0000
		MA (2)	0,2115	0,0721	2,9323	0,0037
		MA (8)	0,1603	0,0713	2,2468	0,0258

3.3 Função de Transferência

A etapa inicial para construção de um modelo adequado de função de transferência é identificar a existência de possíveis correlações cruzadas dada determinada defasagem em que a variável de interesse e as variáveis exógenas, que foram filtradas previamente através do modelo ARIMA, como definido no

método de Box e Jenkins (1976). A análise dos correlogramas cruzados indicou que houve influência das variáveis representantes da renda nacional (LPIB1), do preço do barril do petróleo *Brent* (LOIL1), da taxa de câmbio com o dólar americano (LDOL1) e da precipitação pluviométrica (CHU(12)) na variável de interesse durante o período estudado com finalidade de estimar uma função de transferência

A intensidade do impacto de uma variável de entrada sobre a variável de saída é mensurada pelo parâmetro de longo prazo $\omega = \frac{C(L)}{[1-A(L)]}$, onde os termos em $C(L)$ representam o efeito de curto prazo e $A(L)$ representa a “memória” do sistema, em outras palavras refere-se ao tempo em que o efeito de curto prazo atinge a variável de interesse. O parâmetro ω deve ser interpretado como o impacto da variação percentual na variável explicativa na variação percentual da variável dependente. O modelo encontrado apresentou sequência de erros “white noise¹²”, ou seja, não é necessária a estimação de $B(L)$.

Utilizando o teste Ljung-Box (GUJARATI, 2000) para verificação de falhas no ajuste do modelo não observa-se evidências para rejeitar a hipótese nula de que os resíduos do modelo são independentes e igualmente distribuídos (i.i.d.), ou seja, os resíduos do modelo parecem ser ruído branco.

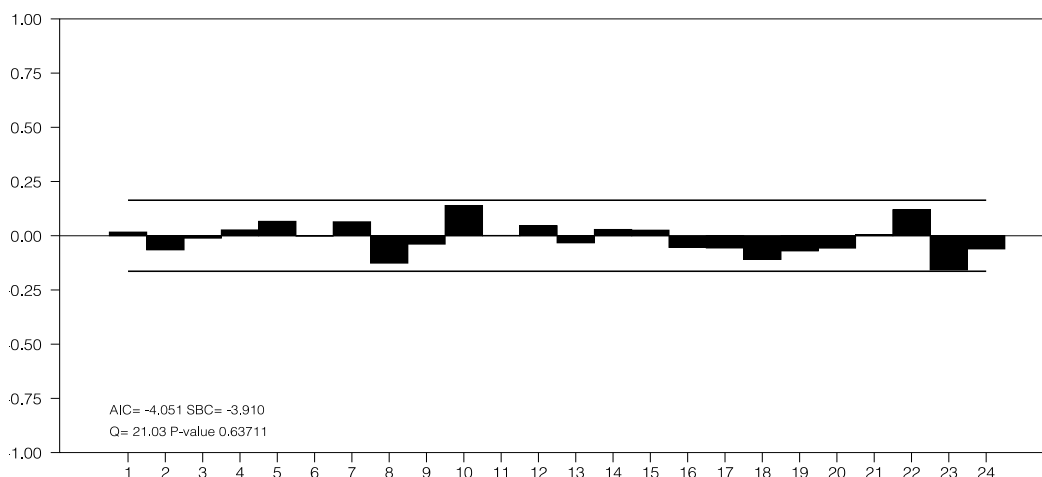


Gráfico 2 – Resultado do Teste-Q Ljung-Box

FONTE: Dados da pesquisa

¹² Um erro “white noise” ou ruído branco segue um processo aleatório, independentemente distribuído e com média e variância constante (ENDERS, 2008).

Tabela 9 – Estimativa dos parâmetros do modelo de função de transferência.

Série	C(L)		A(L)	$\omega = \frac{C(L)}{[1 - A(L)]}$
	c_0	c_1	α_1	
LPIB1	0,1435	0,1184	-	-
LDOL1	-	0,1391	0,6472	39,45%
LOIL1	-	0,0524	0,7858	24,49%

Para a variável CHU(12) (média do índice pluviométrico das regiões de Araçatuba, São José do Rio Preto e Presidente Prudente), a análise das correlações cruzadas indicou que há influência do volume de chuvas sobre o preço médio recebido pelo produtor de boi gordo (LBGI). O principal impacto ocorreu em $t-5$, ou seja, variações na quantidade de chuva são transmitidas aos preços praticados com cinco meses de defasagem no mercado do boi gordo. Esse resultado é representativo do período da entressafra do mercado de gado de corte, que abrange o período de junho a outubro, ou seja, com duração aproximada de cinco meses. O impacto calculado foi de $\omega_5 = 0,1837$, isso indica que variações na variável independente CHU(12) são transmitidas para variável dependente LBGI com defasagem de cinco meses, assim 18,37% da informação de CHU no momento t são incorporados ao preço do boi gordo cinco meses depois.

Para variável LPIB1, que teoricamente deve representar a renda nacional, a análise das correlações cruzadas revelou que seu impacto em LBGI1 ocorreu em duas fases, instantaneamente e em $t-1$, com valores dos parâmetros de curto prazo c_0 igual a 0,1435 e c_1 igual a 0,1184. Isso indica que a informação das variações na variável independente LPIB1 são transmitidas para variável dependente LBGI1 instantaneamente com intensidade 14,35% e que, com defasagem de 1 mês, 11,84% de LPIB1 são transmitidos para LBGI1. Esse resultado é condizente com a expectativa que um aumento da renda dos consumidores reflita no aumento na demanda carne bovina. Ademais, desde 2003, houve grande elevação de renda para classes C e D, o qual refletiu na expansão do mercado interno de carne e, por conseguinte, houve um aumento da elasticidade-renda¹³ no consumo de alimentos, como sugerido por Hoffman (2010).

¹³ Mankiw (2007) define elasticidade-renda como uma medida do impacto da variação da renda do indivíduo sobre a demanda de um certo bem de consumo.

A variável LDOL1 apresentou efeitos de curto prazo com defasagem de um mês com parâmetro c_1 igual a 0,1391. A visualização do correlograma indicou, também, a existência de “memória” no sistema, logo houve a necessidade de um parâmetro de longo prazo $\alpha_1 = 0,6472$. O ajuste de longo prazo das variáveis resultou em $\omega = 0,3945$, em outras palavras, apura-se que no longo prazo as variações do nível de informação da variável independente LDOL1 são imprimidas para a dependente LBG11 em 64,72%, ou seja a elasticidade é menor do que uma unidade. Esse fato é condizente com a existência de proteções contra variações na cotação da moeda estrangeira que são contratadas por produtores no mercado financeiro (*hedge*¹⁴).

A variável LOIL1 representante do preço do barril de petróleo tipo Brent e foi utilizada como proxy para renda dos maiores consumidores estrangeiros de carne brasileira, principalmente Irã, Venezuela e Rússia. O comportamento da variável no modelo ocorreu de forma similar ao câmbio (outro fator que influencia o poder de compra de estrangeiros) com um efeito de curto prazo c_1 igual a 0,0524 com defasagem de um mês e fator de arrasto $\alpha_1 = 0,7858$, com isso o efeito de longo prazo entre as variáveis é de $\omega = 24,49\%$. Esse repasse de informação no preço vem em linha com o ocorrido no ano de 2015, quando a queda no preço internacional do petróleo resultou em retração nos embarques brasileiros de carne bovina in natura relação ao ano de 2014 na ordem de 20%.

3.4. Comparação de estimativas com passeio aleatório

Como forma de comparar as previsões fora da amostra do modelo estimado foi utilizado como métrica a razão do Erro Quadrático Médio (EQM) do modelo com o do passeio aleatório (*random walk*), de forma que uma razão maior do que 1 significa que o modelo estimado tem menor precisão do que um simples passeio aleatório, como sugerido por Cheung, Chinn e Pascual (2005). A medida é matematicamente definidas como:

¹⁴ O contratos de hedge é uma maneira de minimizar o risco em uma transação, uma vez que são feitos contratos de venda futura com preço garantido. Geralmente é realizado por meio de contratos em Bolsa (futuro) ou contratos negociados diretamente com os compradores (a termo).

$$\text{EQM} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

O resultado encontrado de 1,7 demonstra que o modelo estimado, apesar de apresentar coeficientes significativos, possui desempenho de previsão inferior ao simples modelo de passeio aleatório. Mesmo assim os coeficientes são válidos para análise de elasticidades afim de criar expectativas de preços futuros visto as variáveis explicativas expostas.

CONCLUSÃO

As análises realizadas neste trabalho indicam que a cotação do preço do boi gordo recebido pelo produtor no Estado de São Paulo no período entre janeiro de 2003 e dezembro de 2015 foi influenciada pela renda nacional (representada pelo Produto Interno Bruto), pela renda internacional de importantes países importadores, representada pelo preço barril do petróleo, pela taxa de câmbio e pelo índice de precipitação pluviométrico das regiões de Araçatuba, São José do Rio Preto e Presidente Prudente, principais regiões produtoras do Estado.

O objetivo é fornecer informações para os produtores de gado para que esses possam tomar decisões de compra e venda de gado (machos ou fêmeas) de acordo com suas expectativas para as variáveis macroeconômicas selecionadas. Visto que tais variáveis são de fácil acesso ao público em geral e existem variados relatórios produzidos pelo mercado essa ferramenta deve ser aplicável mesmo para produtores com menor grau de escolaridade.

No tocante à variável representante da renda nacional, 14,35% de suas variações são transmitidas para a cotação do preço do boi gordo no mesmo período, enquanto 11,84% acontece com defasagem temporal de um mês. A justificativa para um ajuste de preços quase imediato deve-se ao curto processo produtivo entre o abate do animal e a disponibilidade para consumo, de modo que os frigoríficos podem rapidamente ajustar seus preços de compra para adaptar-se à variações na demanda.

No caso das variáveis que referem-se ao mercado internacional observa-se na função de transferência que os ajustes de longo prazo são mais significativos que os de curto. Sobre a *proxy* para renda internacional tem-se um efeito de curto prazo, com defasagem de um mês, de 13,91% e um efeito de longo prazo de 39,45%. Essa diferença temporal provavelmente deve-se a contratos comerciais que com prazos definidos não se ajustam em velocidade compatível com as variações na demanda. Já a taxa de câmbio apresentou efeitos de 5,24% no curto prazo e 24,49% no longo prazo. O baixo valor da variação de menor prazo deve-se a possibilidade de *hedges* que limitam a exposição a variações cambiais no curto prazo mas perdem eficiência em operações de maior prazo.

A outra variável de entrada da função de transferência representada pelo índice de chuva, apresentou que apenas 18,37% das variações são transmitidas para a cotação do preço do boi gordo, com defasagem temporal de cinco meses. Desta forma, o nível de pluviosidade na época das chuvas influenciará os preços do boi gordo na entrada da entressafra e, na época da seca (início em Maio), influenciará as cotações da arroba em Outubro. Esse resultado parece estar consistente com o mercado, já que, no final da época das águas, por volta dos meses de Maio e Junho, a cotação da arroba está no seu ponto mais baixo, devido ao fato que a oferta de animais se concentra nesse período, enquanto o preço máximo ocorre entre Outubro e Novembro, ou seja, no final da entressafra, momento em que há menor disponibilidade de animais no mercado, esse efeito sazonal poderia ser amortecido através da prática de confinamento. No entanto, a viabilidade econômica para a implementação dessa técnica é limitada devido aos altos custos de instalação e gerenciamento. Outra forma de reduzir o problema é o aumento da produtividade através da adoção de tecnologias com investimento em melhorias e manejo de pastagens, nutrição animal e melhoramento genético.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, D.R.D. Comparação entre métodos de previsão de preços agrícolas, Economia Rural, Viçosa, 1993.

ANUÁRIO DA PECUÁRIA BRASILEIRA - ANUALPEC, São Paulo: Agra FNP Pesquisas Ltda. 2015.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN, Séries temporais: taxa de câmbio - dólar americano (venda) - média de período - mensal – u.m.c./US\$, Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/?SERIETEMP>>, Acesso em: 14 de fevereiro, 2016.

BARROS, Geraldo S.A.C.; BURNQUIST, Heloísa L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo.1987, p.175-190.

BARROS, G. MARTINES FILHO, J. G. Transmissão de preços agrícolas entre níveis de mercado. In: Encontro Nacional de Economia, 15, Salvador, 1987. Salvador, Anpec, 1987.

BRESSAN, A. A.; LIMA, J, E, Modelos de Previsão de Preços aplicados aos contratos futuros de boi gordo na BM&F. Nova Economia v. 12, p, 117-140, 2003.

BOX, G. P.; JENKINS, G, M, Time series analysis: forecasting and control, New York: Holden Day, 1976.

CAMARGOS, L. R. Fundamentos para uma teoria de expectativa econômica. Textos para discussão da FGV/EESP n. 138, ago. 2004

CARDOSO, D. Produtor tem que aproveitar. Disponível em: <<http://www.portaldbo.com.br/Revista-DBO/Noticias/Produtor-tem-que-aproveitar-a-alta-do-boi/12142>>. Acesso em: 12 fevereiro, 2016.

CENTRO INTEGRADO DE INFORMAÇÕES AGROMETEOROLÓGICAS - CIIAGRO, Ciiagro On-line: resenha agro meteorológica, Disponível em: <

<http://www.ciiagro.sp.gov.br/ciiagroonline/>>, Acesso em: 14 de fevereiro de 2016.

CHEUNG, Yin-Wong; Menzie D. CHINN; and, PASCUAL, A.G., 2002, “Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?” mimeo, Department of Economics, University of California B Santa Cruz.

ENDERS, W, Applied Econometric Time Series, 2 ed , Wiley, 2008.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. (2015). Food Outlook: Biannual Report on Global Food Markets. New York, NY, 2015.

GOMES, M, F, M, et alii, Análise prospectiva do complexo agroindustrial de suínos no Brasil, Concórdia, Embrapa- CNPSA. 1992.

GUJARATI, D, N, Econometria básica, 3 ed., São Paulo: Pearson Makron Books. 2000.

HAUGH, L, D; BOX, G, E, P, Identification of dynamic regression (distributed lag) models connecting two time series, J, American Statistical Association, Washington, v, 72, n, 357, p, 121-130, mar, 1977.

HOFFMANN, Rodolfo. Elasticidade-renda das despesas e do consumo de alimentos no Brasil em 2002-2003. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M. S.; MENEZES, T.; PIOLA, S. G. (Org.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas. Brasília: Ipea, 2007. v. 2, p. 463-483.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - IEA, Valor da produção agropecuária do Estado de São Paulo, Disponível em: <www.iea.sp.gov.br>, Acesso em: 15 out, 2013.

KASSOUF, A, L, Previsão de preços na pecuária de corte do estado de São Paulo, 1988, 102 p, Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

MANKIW, N, Gregory, Introdução a Microeconomia (tradução Allan Vidigal Hastings), São Paulo: Thomson Learning, 2007, 827 p.

MARGARIDO, M, A, et al, Análise dos impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo, Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, v, 50, n, 2, p, 255-278, abr./jun. 1996.

MEDEIROS, A, L,; MONTEVECHI, J, A, B, Modelagem da equação de previsão do preço da arroba de boi gordo através da regressão linear múltipla, XII SIMPEP – Bauru, SP, Brasil, 2005.

MEDEIROS, A, L,; MONTEVECHI, J, A, B,; REZENDE, M, L,; REIS, R, P, Modelagem ARIMA na previsão do preço da arroba do boi gordo, In: XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2006, Fortaleza, XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Fortaleza: SOBER, 2006.

NEDER, H. Estrutura do Mercado de Trabalho Agrícola no Brasil: Uma Análise Descritiva da Evolução de Suas Categorias. Emprego e Trabalho na Agricultura Brasileira, Série Desenvolvimento Rural Sustentável 9 (Brasília: IICA). 2014.

NEUMANN, M,; ZUCHONELLI, C,; PRIEB, R,I,P, A cadeia produtiva da carne bovina: análise de formação de preços da carne bovina no Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2006.

OECD/Food and Agriculture Organization of the United Nations (2015), OECD-FAO Agricultural Outlook 2015, OECD Publishing, Paris.

PINATTI, E. BINI. D. L. C. ; COELHO. P. J. ; MARIANO, R. M. ; VEIGA. A. , Reestruturação do Levantamento de Preços Médios Mensais Recebidos pelos Produtores no Estado de São Paulo, 2009, Informações Econômicas (Impresso), v, 40, p, 05-11, 2010.

PINO, F. A.; ROCHA, M, B, Transmissão de Preços de soja no Brasil, Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v, 32, n, 4 , p, 345-361, out./dez, 1994.

SAUER, S. Agricultura familiar versus agronegócio: a dinâmica sociopolítica do campo brasileiro / Sérgio Sauer – Brasília, DF : Embrapa Informação Tecnológica, 2008.

VALE, S. M. L. R.; SILVA JÚNIOR, A. G.; COSTA, F. A. ERU 430: Administração rural, Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2002.

WEDEKIN, Valéria da S, P, Evolução dos preços e da produção pecuária bovina de corte, Brasil, 1960-87, /Informações Econômicas, São Paulo, 1988.