

SAZONALIDADE DA PECUÁRIA DE CORTE DE MATO GROSSO DO SUL

Seasonality Of Cattle Prices In The State Of Mato Grosso Do Sul

Luiz Henrique Brito Lemes
Celso Correia de Souza
Diego Gomes Freire Guidolin
José Francisco dos Reis Neto
Romer Oliveira Dias
Diego Bertolazi Faria
Mariel Garcia da Rosa
Almir Boanova Vieira

SAZONALIDADE DA PECUÁRIA DE CORTE DE MATO GROSSO DO SUL

Seasonality Of Cattle Prices In The State Of Mato Grosso Do Sul

*Luiz Henrique Brito Lemes
Celso Correia de Souza
Diego Gomes Freire Guidolin
José Francisco dos Reis Neto
Romer Oliveira Dias
Diego Bertolazi Faria
Mariel Garcia da Rosa
Almir Boanova Vieira*

Resumo: O objetivo deste estudo foi analisar a sazonalidade dos preços da pecuária de corte de Mato Grosso do Sul (MS), bem como os riscos que envolvem as transações comerciais entre pecuaristas e indústria frigorífica. Foram utilizados dados sobre preços da arroba do boi comercializados no período de 2007 a 2015. O período mais rentável para a indústria é o primeiro semestre e para o pecuarista é o segundo semestre. Em 2015, com a forte desvalorização do dólar perante o real e a abertura de novos mercados para a carne brasileira, a arroba do boi atingiu o seu recorde histórico no MS.

Palavras-chave: limites de confiança de comercialização, médias móveis, preço da arroba do boi, variação sazonal de preços

Abstract: The aim of this study was to analyze the seasonality of prices paid by meat industries to farmers in the state of Mato Grosso do Sul (MS), and also the risks involved in the commercial transactions between farmers and meat industry. To this end, data were used about prices of cattle commercialized from 2007 to 2015 in MS, provided by the Institute of Agricultural Economics. The index of seasonal variation of prices and also the lowest and the highest one year-confidence limits of prices have been estimated. For trend analysis of this important sector of the MS economy, the concepts of centered moving averages with polynomial adjustment have been used. On the other hand, for the meat industry, the safest period to acquire the product is the first half, when prices reach lower values. In 2015, with the sharp depreciation of the dollar against the real and the opening of new markets for Brazilian beef, the prices reached a historical record, providing better gains to both producers and meat industry.

Keywords: cattle price, marketing confidence limits, moving averages, seasonal variation of prices

JEL: L15.

Introdução

O Brasil possui o segundo maior rebanho bovino do mundo, superado apenas pelo rebanho da Índia. Como nem todo rebanho de gado da Índia é utilizado para fins comerciais, tendo em vista questões religiosas, o rebanho bovino brasileiro é considerado o maior rebanho comercial do mundo.

Segundo o IBGE (2015), em 2013 o Brasil possuía 212 milhões de cabeças de bovinos, sendo 37,0% no Centro-oeste, 23,2% no Norte, 20,4% no Sudeste, 15,0% no Nordeste e 14,4% no Sul. No ano de 2014 foram abatidas 33,9 milhões de cabeças em todo o país. Os Estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Goiás, Minas Gerais, Pará, Rondônia e Rio Grande do Sul são os estados que mais abatem, representando 76,6% dos mesmos.

A pecuária de corte é uma das atividades mais expressivas e rentáveis do agronegócio do Estado de Mato Grosso do Sul (MS) que detém o quarto maior rebanho bovino do país, com 21,4 milhões de animais. No estado de Mato Grosso do Sul, a cadeia produtiva bovina representava em 2015 aproximadamente 10% do Produto Interno Bruto (PIB) do Estado. MS conta atualmente com os melhores e maiores parques frigoríficos do país, vários deles autorizados a exportar carne bovina para os diversos países importadores dessa commodity brasileira (IBGE, 2016).

A concentração de várias plantas frigoríficas exportadoras de carne bovina em MS exigiu mudanças na sua pecuária de corte, principalmente, quanto à sanidade animal, uma das principais exigências do mercado importador de carne bovina brasileira. Com isso, a pecuária sul-mato-grossense está preparada para atender as exigências do consumidor de carne bovina tanto do mercado interno quanto externo, em quantidade e qualidade do produto.

Segundo a ABIEC (2016), o faturamento da exportação de carne bovina brasileira ficou na marca de US\$ 5,9 bilhões em 2015. Apesar de ser um número alto para o setor, o valor não superou a arrecadação de 2014, que atingiu a marca histórica de US\$ 7,2 bilhões com a exportação da carne. Do total de carne bovina exportada em 2015, a carne in natura fechou esse ano como a categoria mais exportada, totalizando o volume 1 milhão de toneladas e faturamento de US\$ 4,6 bilhões.

A oferta de boi gordo para o abate apresenta flutuações ascendentes e descendentes ao longo do ano, decorrente, principalmente, do fato de os produtos agropecuários não serem oferecidos de forma regular durante todo o ano, denominadas de variações sazonais. Segundo Mesquita & Martins (2010), sazonalidade corresponde a padrões uniformes de desempenho ao longo de determinados períodos, relacionados às estações climáticas anuais.

Assim como a oferta, a demanda da carne bovina pela indústria frigorífica também sofre flutuações durante o ano por causa da sazonalidade do consumo desse produto pela população, fazendo com que ocorram variações nos preços tanto no atacado quanto no varejo. Essa instabilidade de preços na oferta de boi gordo e na demanda de carne bovina ocasiona problemas nas receitas de pecuaristas e frigoríficos. Além disso, a produção pecuária possui determinadas peculiaridades que afetam diretamente os preços de seus produtos, pois são produtos altamente perecíveis, necessitando de altos investimentos na sua conservação. Por outro lado, o mercado do boi gordo é de poucos compradores e muitos vendedores, o que facilita o estabelecimento de cartéis por parte dos compradores.

Segundo Campos (2007) e Viana et al. (2015), a análise dos preços da pecuária de corte e de suas oscilações é fundamental para auxiliar o pecuarista na gestão de suas atividades, pois fornece informações determinantes na escolha das oportunidades de negócios, no sentido de propiciar um maior lucro a um menor risco. Já o conhecimento das oscilações de preços da pecuária de corte por parte da indústria frigorífica favorece o planejamento na aquisição do boi para o abate. Portanto, é importante, tanto ao pecuarista quanto à indústria frigorífica conhecerem os padrões das flutuações sazonais de preços da pecuária de corte e da demanda da carne bovina pelo consumidor, para que os dois segmentos possam fazer a gestão dos seus empreendimentos visando a um maior lucro.

Busca-se neste estudo usar conceitos de séries temporais para analisar as variações sazonais, os limites de confiança sazonais e a tendência ao longo do tempo dos preços da arroba do boi gordo comercializada em MS, no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2015, com a finalidade de apresentar ao pecuarista e à indústria frigorífica, sob as visões diferentes, os melhores períodos durante o ano para as comercializações dos seus produtos.

2. Referencial Teórico

2.1. Conceitos de séries temporais

Uma série temporal é um conjunto de observações sobre uma variável, ordenadas no tempo, e registradas em períodos regulares. Assim, uma série temporal é o conjunto de observações $\{Y(t), t \in T\}$, sendo Y a variável dependente e T o conjunto de índices (meses). Segundo o modelo clássico, todas as séries temporais são compostas de quatro padrões: tendência (T), que é o comportamento de longo prazo da série, que pode ser causada por qualquer aspecto que afete a variável dependente no longo prazo; variações cíclicas ou ciclos (C), que são flutuações nos valores da variável com duração superior a um ano, e que se repetem com certa periodicidade; variações sazonais ou sazonalidade (S), flutuações nos valores da variável com duração inferior a um ano; variações irregulares (I), que são as flutuações inexplicáveis ou aleatórias (Hoffmann, 1998; Spiegel, 2001; Corrêa, 2015).

Chamando de Y a variável dependente e T , C , S e I de variáveis independentes, o modelo geral de série temporal é dado pela equação 1.

$$Y = f(T, C, S, I)(t) \quad (1)$$

A decomposição de uma série temporal nesses quatro padrões é útil, pois permite identificar quais componentes estão atuando naquele conjunto em particular. As séries temporais podem ser decompostas nos modelos aditivo e multiplicativo, equações 2 e 3, respectivamente.

$$Y = T + C + S + I \quad (2)$$

$$Y = T \times C \times S \times I \quad (3)$$

Se em uma série temporal as variações forem regulares, sem oscilações fortes, na sua análise utiliza o modelo aditivo, caso contrário, o multiplicativo. No modelo aditivo, as variáveis independentes têm a mesma unidade da variável dependente e, no modelo multiplicativo, o produto das unidades das variáveis independentes produz a

mesma unidade da variável dependente. Pela natureza do fenômeno, neste estudo utilizou-se o modelo aditivo de séries temporais.

2.2. Obtenção das variações sazonais

Lembrando que a série de médias móveis foi determinada para $k = 12$ períodos (um ano), para a eliminação da sazonalidade da série temporal, nessa seção foram calculadas, separadamente da série temporal, as variações sazonais, com duração inferior a um ano, e que se repetem sistematicamente ano após ano. Existem vários métodos para a obtenção das variações sazonais, bem como os limites inferior e superior de variação no período, denominados de limite inferior de confiança (LIC) e limite superior de confiança (LSC), respectivamente. Segundo Arias et al. (2009), o índice percentual de variação sazonal da série temporal é dado pela equação (4).

$$IVE = \frac{Mm}{Mg} \times 100 (\%) \quad (4)$$

Onde: IVE= Índice percentual de variação sazonal; Mm = média dos valores de um período e; Mg = média geral dos valores da série temporal. O limite inferior de confiança de valores praticados no período é obtido pela equação (5).

$$LIC \leq \frac{Pm}{Mg} \times 100 (\%) \quad (5)$$

Onde: LIC = limite inferior de confiança; < Pm = menor valor obtido no período. O limite superior de confiança de valores no período é dado pela equação (6).

$$LSC \geq \frac{PM}{Mg} \times 100 (\%) \quad (6)$$

Onde: LSC = limite superior de confiança; > PM = maior valor obtido no período.

2.3. Análise da tendência (T)

A tendência T é o padrão da série temporal que indica o seu comportamento de longo prazo, isto é, se ela cresce, decresce ou permanece estável, e qual a velocidade dessas mudanças. Como a tendência T descreve o comportamento da variável da série temporal ao longo do tempo, pode-se avaliar o seu comportamento para utilizá-la em previsões. A obtenção da tendência foi feita por meio do modelo de médias móveis com a determinação da respectiva equação de ajuste polinomial (Hoffmann, 1998; Spiegel, 2001; Corrêa, 2015).

Após determinada, a tendência pode ser removida da série para facilitar a visualização das outras componentes, e identificar a faixa típica de valores que ela pode assumir quando não existe um comportamento crescente ou decrescente ao longo do tempo. A equação (7) trata da remoção da tendência no modelo aditivo.

$$Y - T = S + C + I \quad (7)$$

Os valores do modelo aditivo, equação 4, oscilam em torno de zero: se iguais à zero, a tendência não é afetada pelos padrões sazonais, cíclicos e irregulares; se maiores

do que zero, indicam componentes que aumentam a tendência; e se menores do que zero, diminuem.

2.4. Obtenção da tendência por médias móveis

No presente estudo foi adotado o modelo aditivo das séries temporais sem a componente sazonalidade ($S=0$), pois, intencionalmente, as médias móveis foram calculadas para $k=12$ períodos (meses), para a eliminação da sazonalidade, pois esta será analisada utilizando a equação (4). Também, desconsiderou-se a componente irregular ($I=0$), pois nenhum fenômeno aleatório ou inexplicável (irregular) foi detectado no período para que se pudesse provocar uma variação no preço da arroba do boi gordo em MS. Assim, com o desaparecimento desses dois padrões, a equação (2) ficou reduzida somente nos padrões: tendência (T) e cíclica (C), equação (8).

$$Y = T + C \quad (8)$$

Com a remoção da tendência da equação (8), obtém-se a equação (9), em que ficam explicitadas as variações cíclicas (C).

$$Y - T = C \quad (9)$$

As variações cíclicas (C) são padrões de longo prazo, superiores a um ano. Para identificar se há ciclos na série, os seguintes padrões devem ser observados no gráfico das variações cíclicas e irregulares: no modelo aditivo, se há alternâncias sistemáticas entre valores maiores e menores do que zero ao longo dos períodos, e se os valores permanecem predominantemente maiores/menores do que zero durante pelo menos um ano. O valor 0 é o ponto neutro do modelo aditivo. Se as variações não se afastarem muito de zero, elas não causarão modificações perceptíveis na tendência, e, portanto, não influenciarão na série.

Se os ciclos influenciarem na série temporal, eles precisam ser levados em consideração no modelo. Nesse caso, é necessário calcular índices para os ciclos, para os períodos de baixas e de altas nas variações. Existem dois procedimentos: i) calcula-se a mediana (ou a média sem os valores máximo e mínimo) das variações cíclicas para todos os períodos de alta (e de baixa) existentes na série; ii) calcula-se a mediana (ou a média sem os valores máximo e mínimo) apenas para o último período de alta (e de baixa), para privilegiar as informações mais recentes que podem ser mais úteis em previsões. Calculada a mediana (ou a média sem os extremos), o valor encontrado deve ser somado às variações cíclicas, que será somado à tendência da série. Em seguida, é feita a recomposição que consiste em agregar todas as componentes identificadas na análise de séries temporais ($Y = T + C$, neste estudo), para que seja possível realizar a melhor previsão possível.

Não está contemplada neste trabalho, mas podem-se observar os efeitos das variações irregulares, bastando identificar eventuais baixas e altas variações no gráfico da série temporal, e relacionar tais eventos com fatos ocorridos no mesmo período.

2.5. Equação de ajustamento polinomial da tendência

Segundo Morettin & Bussab (2014), o modelo matemático para o ajustamento polinomial, usado neste trabalho, é da forma da equação (10).

$$T(t) = a_0 + a_1t + a_2t^2 + \Lambda + a_p t^p \quad (10)$$

Onde T é a equação de ajustamento da tendência, t é o tempo e, a_i , $i = 1, 2, \dots$, p, são os parâmetros a serem determinados, sendo p o grau do polinômio T. A variável t é denominada de variável independente e T a variável dependente. Obtida a equação (10) é possível determinar o erro médio relativo (EMR) cometido na aproximação polinomial pela equação (11).

$$EMR = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{T(t_i) - \bar{T}(t_i)}{T(t_i)} \right)^2} \quad (11)$$

Onde $T(t_i)$ é o valor do termo i da série de dados que serve como referência, $\bar{T}(t_i)$ é o valor estimado do termo i da série de dados que está sendo testada e n é o número de termos da série.

3. Material e Métodos

Esta pesquisa é classificada como exploratória descritiva, pois se procurou, por meio de dados de preços da arroba do boi pagos aos pecuaristas, descobrir e observar fenômenos, procurando descrevê-los, classificá-los e interpretá-los ao mesmo tempo em que procurou explorar, no problema de pesquisa, a tendência do comportamento dos preços da arroba de boi, os motivos das grandes variações sazonais e se há variações cíclicas dos preços desse produto. Inicialmente, foi feito um levantamento bibliográfico dos assuntos que envolviam o tema em estudo, e, em seguida, foi feita uma revisão bibliográfica desses assuntos para a fixação dos conceitos utilizados.

Para a realização deste trabalho, foram utilizados dados secundários referentes aos valores da arroba de boi gordo comercializados em MS, disponibilizados pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA), no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2015. Os dados mensais dos preços praticados nesse período foram resumidos em planilhas e deflacionados, utilizando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), para facilitar a visualização das variações reais ocorridas nos preços da arroba do boi gordo no período.

Foram calculados os índices IVE, LIC e LSC e analisados tanto do ponto de vista do pecuarista, que vende, quanto do ponto de vista da indústria frigorífica, compradora do boi. Ainda, com relação à série histórica dos preços da arroba de boi foi determinada a série de médias móveis, considerando-se um período de 12 meses (um ano) para a eliminação de variações sazonais da série, já estudadas quando do cálculo do IVE, equação (4). A utilização do período de 12 meses deixa o gráfico de tendência muito mais “alisado”.

Considerando, na equação (2), $S = I = 0$, uma análise completa sobre variações cíclicas C foi realizada na série temporal Y para certificar se ela causava influência sobre a série. Para que se pudessem fazer previsões sobre os preços da arroba de boi em determinados instantes do domínio da série temporal (interpolação) e fora dele (extrapolação), foi determinada a equação de ajustamento não linear da série das médias móveis, bem como o respectivo erro médio relativo para análise da confiabilidade da previsão do modelo de regressão.

4. Resultados e Discussão

Na Tabela 1 estão os valores da série temporal dos preços médios mensais da arroba do boi gordo comercializada em MS, no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2015, deflacionados pelo IPCA do período, com valores referidos a dezembro de 2015. Também, estão representadas as médias, os desvios-padrão e os coeficientes de variação, mensais e anuais.

Tabela 1. Série temporal dos preços da arroba do boi em Mato Grosso do Sul, no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2015, deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do período, referidos a dezembro de 2015, das médias, dos desvios-padrão (DP) e dos coeficientes de variação (CV%)

Anos	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	Média	DP	CV(%)
Jan.	87,68	107,98	113,16	96,43	122,59	108,97	105,28	117,67	143,11	111,43	15,87	14,24
Fev.	89,2	106,81	110,42	96,7	123,94	107,88	104,69	120,63	142,06	111,37	15,70	14,09
Mar.	91,07	109,66	103,15	99,89	125,34	105,99	105,2	129,21	144,62	112,68	16,90	15,00
Abr.	90,06	111,85	105,01	102,72	124,17	105,52	106,95	129,12	147,27	113,63	17,12	15,07
Mai	89,08	117,54	102,59	103,21	119,2	103,26	103,17	127,42	145,98	112,38	17,03	15,15
Jun.	91,04	132,57	105,89	103,38	114,87	103,19	105,83	127,91	143,25	114,21	16,90	14,79
Jul.	98,9	133,93	106,44	105,38	116,28	101,85	109,88	125,59	135,76	114,89	13,82	12,03
Ago.	99,97	132,99	104,38	108,19	119,48	101,86	108,84	130,04	137,42	115,91	14,41	12,43
Set.	93,98	130,63	102,04	115,5	116,97	108,1	113,17	132,22	137,04	116,63	14,44	12,38
Out.	96,64	130,73	103,19	120,63	117,43	109,31	116,66	138,92	139,73	119,25	15,07	12,64
Nov.	108,62	125,95	99,79	132,79	120,42	110,62	116,18	143,53	138,21	121,79	14,56	11,96
Dez.	109,24	115,53	95,28	123,54	113,3	104,27	118,08	141,78	133,59	117,18	14,33	12,23
Média	95,46	121,35	104,28	109,03	119,50	105,90	109,49	130,34	140,67	115,11		
DP	7,43	10,79	4,63	11,54	3,90	3,04	5,25	7,84	4,34			
CV(%)	7,78	8,89	4,44	10,59	3,26	2,87	4,79	6,02	3,08			

Fonte: Adaptado de: IEA–Instituto de Economia Agrícola. **Preços médios mensais recebidos pelos agricultores**. 2016. Disponível em: <<http://ciagri.iea.sp.gov.br>>. Acesso em: 15/04/2016.

Observe, da Tabela 1, que o valor médio histórico da arroba do boi gordo no MS, no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2015, foi de R\$115,11. Outras médias mensais apresentaram algumas características que merecem destaques: nos anos de 2008 e 2011 os preços da arroba do boi tiveram altas significativas, com médias anuais de R\$121,35 e R\$119,50, respectivamente, bem acima das médias praticadas até o ano de 2013. Já nos anos de 2014 e 2015 os preços médios da arroba do boi gordo atingiram recordes históricos, com R\$130,34 e R\$140,67, respectivamente. Ainda, no período analisado neste trabalho (janeiro/2007 a dezembro/2015) houve um aumento real de 52,35% no valor da arroba do boi gordo. Entretanto, durante este período houve notáveis oscilações, tanto ascendentes como descendentes nos preços da arroba do boi.

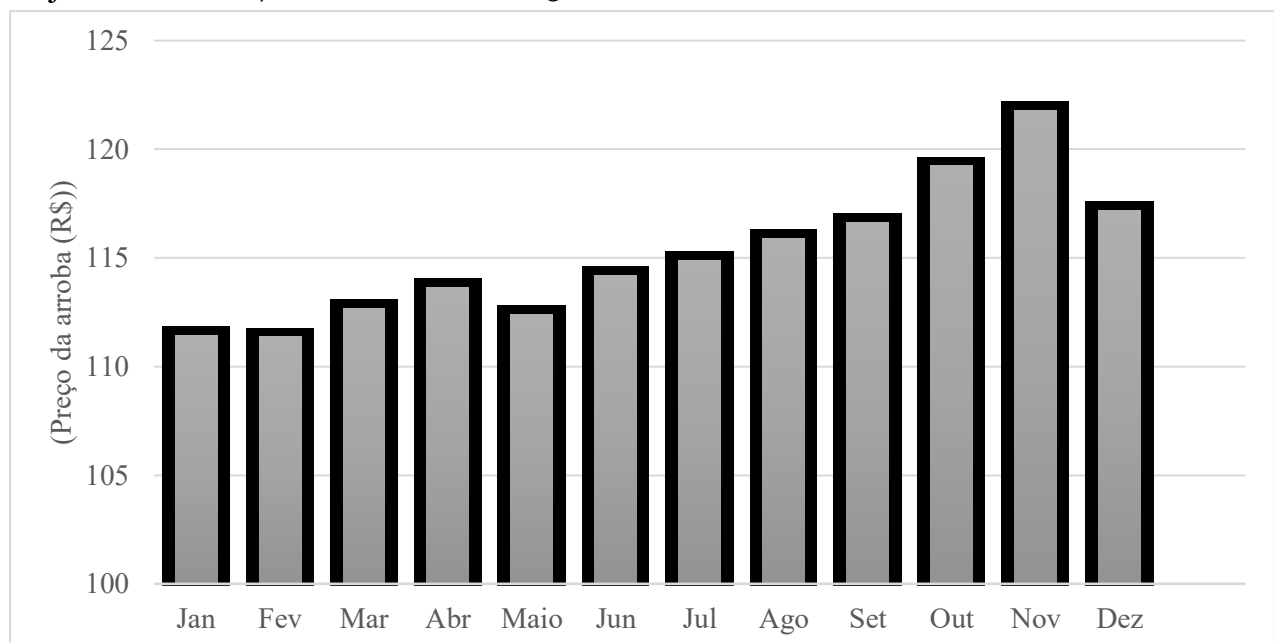
Segundo o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), o valor da arroba do boi gordo no MS atingiu o recorde em abril de 2015, quando foi negociada a R\$147,27. O principal motivo desse recorde de preço pago pela arroba do boi foi em consequência do regime pluviométrico que, neste mês, esteve muito abaixo da média histórica nas regiões produtoras do Estado, prejudicando sobremaneira as

condições das pastagens e, conseqüentemente, a engorda e o desenvolvimento dos animais, diminuindo a oferta de animais para o abate o que gerou um aumento significativo no preço da arroba do boi (CEPEA, 2015; FAEG, 2016; SBA, 2014).

Ainda, na Tabela 1, se observa que os desvios-padrão, conseqüentemente, os coeficientes de variação dos valores médios anuais da arroba do boi, estão muito baixos, inferindo que houve poucas oscilações nos preços da arroba do boi no interior de cada ano investigado. A mesma conclusão já não pode ser considerada para cada um dos meses analisados, cujas médias mensais, durante o período de 2007 a 2015, apresentaram desvios-padrão e, por conseguinte, coeficientes de variação bem maiores do que aqueles encontrados anualmente, inferindo o que já era esperado: houve maiores variações nos preços da arroba do boi dentro de cada mês, no período analisado, em que ela aumentou de preço em 52,35% entre janeiro de 2007 e dezembro de 2015.

Das análises da Tabela 1 e da Figura 1, observa-se que, no segundo semestre, os preços médios da arroba do boi, no período analisado, foram maiores do que aqueles do primeiro semestre, com enfoque para o mês de novembro cujos preços da arroba atingem os maiores valores por causa da formação de estoques de carne bovina no atacado para satisfazer a alta demanda do produto nas festas de final de ano (Beefpoint, 2009; DEPEC, 2016).

Figura 1. Médias mensais da arroba do boi gordo em Mato Grosso do Sul, no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2015



Segundo o DEPEC (2016), a safra bovina acontece durante o primeiro semestre do ano, período de chuvas que propicia pastagens abundantes, conseqüentemente, elevando a oferta de boi gordo para abate, induzindo uma baixa no preço da arroba do boi gordo nesse período. Já a entressafra bovina ocorre dentro do segundo semestre, período de seca, agravada pelo frio e geadas que secam as pastagens. O boi perde peso, reduzindo a oferta de carne no mercado, como consequência, os preços da arroba do boi aumentam nesse período. No final da entressafra, entra no mercado o boi de confinamento, cujo custo de produção é mais elevado, contribuindo ainda mais para o aumento do preço do produto.

4.1. Análise da sazonalidade dos preços da arroba do boi gordo

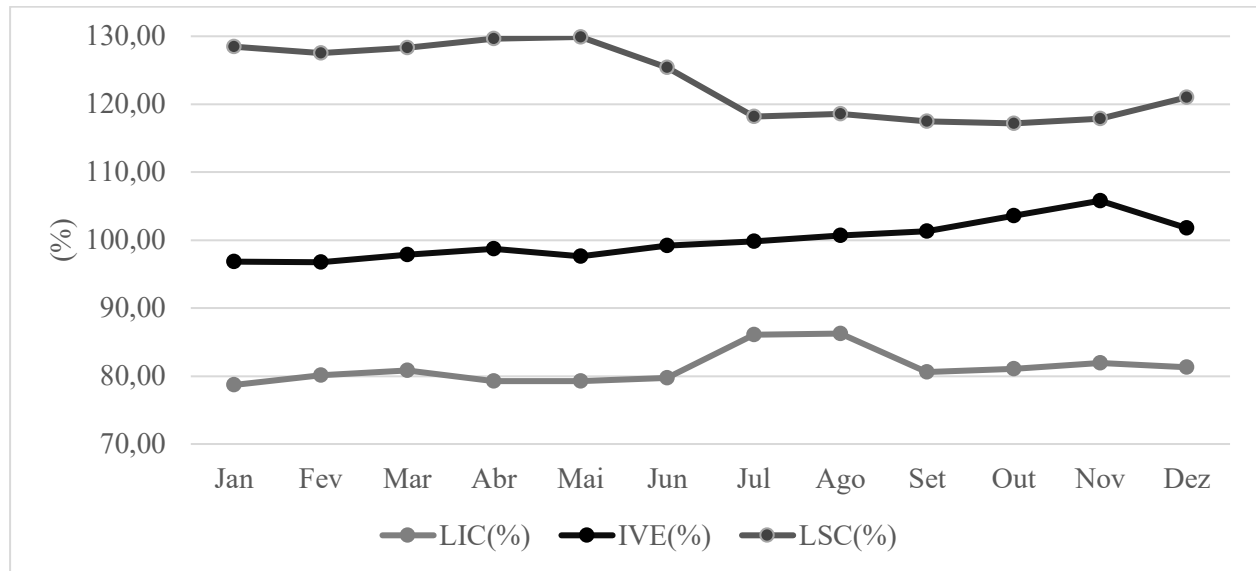
Com os dados da Tabela 1 foram calculados os índices IVE, LIC e LSC que estão apresentados na Tabela 2, com o IVE retratando os níveis médios percentuais das variações de preços, em torno da média geral, praticados no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2015, e os limites percentuais LIC e LSC, respectivamente, dos preços praticados mensalmente no período analisado. Nos índices LIC e LSC, levam-se em conta, respectivamente, a menor e a maior média mensal de preços da arroba de cada mês em relação à média geral dos preços da arroba do boi no período. Os índices LIC e LSC podem ser considerados como indicativos de riscos de maus ou bons negócios, respectivamente.

Tabela 2. Valores do índice percentual de variação sazonal (IVE), limite inferior de confiança (LIC) e limite superior de confiança (LSC) dos preços da arroba do boi gordo comercializado em Mato Grosso do Sul, de 2007 a 2015

Mês	IVE (%)	Limites de confiança (%)	
		LIC	LSC
Jan.	96,80	78,69	128,43
Fev.	96,75	80,09	127,55
Mar.	97,89	80,82	128,34
Abr.	98,71	79,25	129,61
Mai	97,63	79,26	129,90
Jun.	99,22	79,71	125,42
Jul.	99,81	86,08	118,17
Ago.	100,69	86,25	118,56
Set.	101,32	80,59	117,50
Out.	103,60	81,04	117,18
Nov.	105,80	81,93	117,85
Dez.	101,80	81,31	120,99

Para uma melhor visualização dos valores da Tabela 2, foi construída a Figura 2, que busca ilustrar as variações sazonais anuais IVE dos preços da arroba do boi gordo na pecuária de corte de MS no período analisado, como, também, os limites mínimos e máximos de confiança, LIC e LSC, no decorrer do ano, no período analisado.

Figura 2. Valores do índice percentual de variação sazonal (IVE), limite inferior de confiança (LIC) e limite superior de confiança (LSC) dos preços da arroba do boi gordo comercializado em Mato Grosso do Sul, de 2007 a 2015



Com o auxílio da Figura 2 conclui-se que os meses em que se apresentam os menores riscos de comercialização para o produtor foram aqueles cujo valor do LIC, curva abaixo da curva do IVE, ficou mais próximo da média histórica. São os valores em que o produtor tem os menores riscos de vender a arroba por um preço muito abaixo da média histórica IVE. Em relação ao LSC, curva acima da curva do IVE, quanto mais ele se distancia da média histórica IVE, maiores as chances (riscos) da arroba do boi ser comercializada por um alto preço, ou seja, há uma maior possibilidade de ganho ao produtor.

Assim, pode-se observar na Figura 2 que, apesar da arroba do boi ter sido comercializada a um preço um pouco inferior à média histórica IVE, os meses com menores riscos para o produtor comercializar o boi por um preço muito baixo foram: julho (LIC 86,08% e IVE 99,81%) e agosto (LIC 86,25% e IVE 100,69%). Já as maiores chances de altos ganhos ocorreram nos meses de janeiro a maio, com janeiro (IVE 96,80% e LSC 128,43%), fevereiro (IVE 96,75% e LSC 127,55%), março (IVE 97,89% e LSC 128,34%), abril (IVE 97,89% e LSC 128,34%) e maio (IVE 97,63% e LSC 129,90%), sendo maio o melhor mês para o pecuarista.

No caso da indústria frigorífica, a situação é a oposta do pecuarista, sendo os meses onde o LIC mais se distancia da média histórica são aqueles onde há uma maior possibilidade de a indústria comprar a arroba do boi por preço bem abaixo do praticado historicamente no mercado, IVE. Já no LSC, quanto mais próximo este estiver da média histórica IVE, menor é a probabilidade de se comprar a arroba por um alto preço.

Assim, constata-se, por meio da Figura 2, que foi no segundo semestre, precisamente nos meses de setembro, outubro e novembro, que o LIC mais se distanciou e o LSC mais se aproximou da média histórica IVE; o período de menores riscos da compra do boi gordo por parte da indústria frigorífica, mesmo que o valor histórico IVE da arroba do boi tenha sido praticado um pouco mais alto do que no primeiro semestre. Em outras palavras, foi nos meses de setembro a novembro que a

indústria frigorífica teve maior possibilidade de comprar o boi por preços não tão baixos, média histórica IVE, mas com riscos de pagar preços muito baixos pela arroba do boi e, contrariamente, nesses meses, não existem muitos riscos de a indústria pagar altos preços pela arroba do boi. Desse modo, os melhores meses para compra do boi pela indústria frigorífica ocorreu em setembro (LIC 80,59%, IVE 101,32% e LSC 117,50%), outubro (LIC 81,04%, IVE 103,60% e LSC 117,18%) e novembro (LIC 81,93%, IVE 105,80% e LSC 117,85%), destacando o mês de outubro como o mês mais seguro para a indústria.

As constatações que se podem ter deste estudo são muito parecidas àquelas encontradas, respectivamente, por Mazzarotto (2010) e Viana et al. (2015), de que o comportamento da sazonalidade das pecuárias de corte dos Estados do Paraná e Rio Grande do Sul são reflexos, em grande parte, do sistema da exploração da pecuária, predominantemente do tipo extensivo e dependente das condições climáticas, isto é, os preços da pecuária de corte no primeiro semestre do ano são menores do que aqueles praticados no segundo semestre.

Por outro lado, segundo Costa & Costa (2005), no Estado do Ceará o preço da carne bovina apresenta dois comportamentos distintos ao longo do ano. O primeiro nos meses de janeiro-fevereiro-março-abril quando, além dos preços situarem-se acima da média anual, alcançam os níveis mais alto do ano. Já nos meses de maio a novembro verifica-se que os índices se apresentam abaixo da média com pouca variação entre esses meses.

4.2. Obtenção da tendência (T) da série temporal por médias móveis

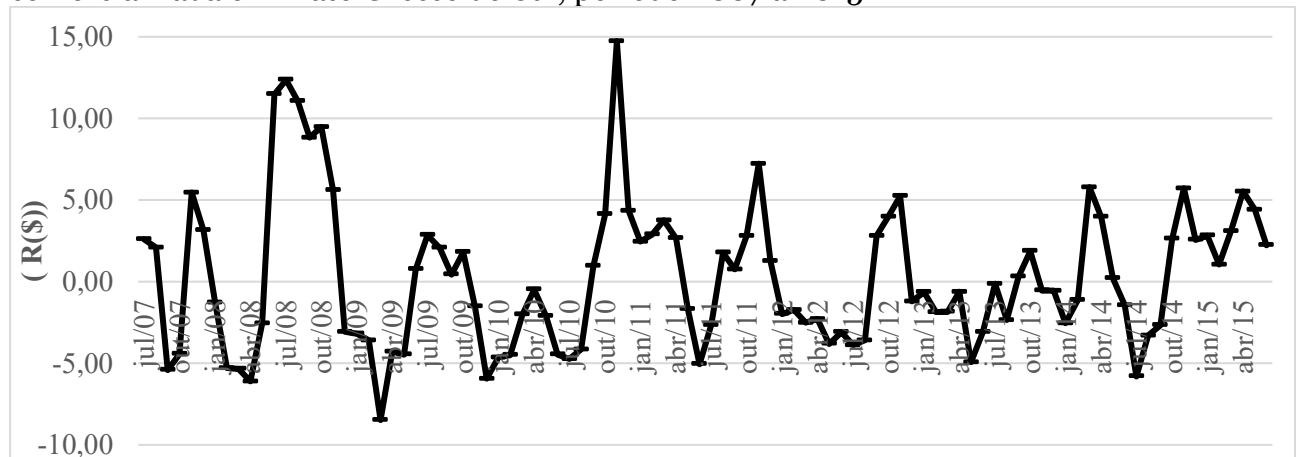
Para analisar a tendência da série temporal de preços da arroba do boi gordo (Tabela 1), foram calculadas as médias móveis de 12 períodos (1 ano), para eliminar a sazonalidade dela, pois ela já foi devidamente analisada quando do cálculo do índice de variação sazonal dos preços IVE. A Tabela 3 apresenta as médias móveis dos valores da arroba do boi, praticados em MS, no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2015.

Tabela 3. Médias móveis dos valores da arroba do boi gordo comercializada em Mato Grosso do Sul, no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2015

Anos	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
2007							96,30	97,88	99,39	101,07	103,17	106,08
2008	109,27	112,11	115,01	117,96	120,10	121,09	121,56	121,93	121,81	121,25	120,34	118,61
2009	116,35	114,02	111,63	109,29	107,06	105,12	103,58	102,31	101,60	101,37	101,30	101,23
2010	101,08	101,19	101,91	103,20	105,30	107,85	110,12	112,34	114,54	116,49	118,05	119,20
2011	120,13	121,06	121,59	121,52	120,87	119,93	118,93	117,70	116,22	114,64	113,20	112,04
2012	110,96	109,62	108,52	107,81	107,06	106,28	105,75	105,46	105,29	105,32	105,38	105,48
2013	105,93	106,55	107,06	107,57	108,11	108,92	110,01	111,19	112,86	114,78	116,71	118,64
2014	120,22	121,76	123,43	125,15	127,22	129,35	131,40	133,35	134,88	136,28	137,81	139,22
2015	140,29	141,02	141,53	141,76	141,57	141,01						

Calculada a série de médias móveis foi possível verificar a existência de variações cíclicas que possam afetar a tendência com a aplicação da equação (9). A Figura 3 apresenta o gráfico do parâmetro cíclico C.

Figura 3. Valores do parâmetro C (variações cíclicas) dos preços da arroba do boi gordo comercializada em Mato Grosso do Sul, período 2007 a 2015



Pode-se observar, na Figura 3, que não há alternância sistemática entre valores maiores e menores do que zero em períodos superiores a 12 meses, isto é, os preços oscilam, também, não sistematicamente, dentro do próprio ano, ou seja, não se consegue identificar a existência de ciclos. Assim, se pode desprezar o efeito das variações cíclicas na série temporal ($C = 0$), com a série reduzida somente ao padrão tendência ($Y = T$), já que esse padrão foi determinado por meio de médias móveis centralizadas em um período de 12 meses para eliminar o padrão sazonalidade.

4.3. Ajustamento da curva da tendência por médias móveis

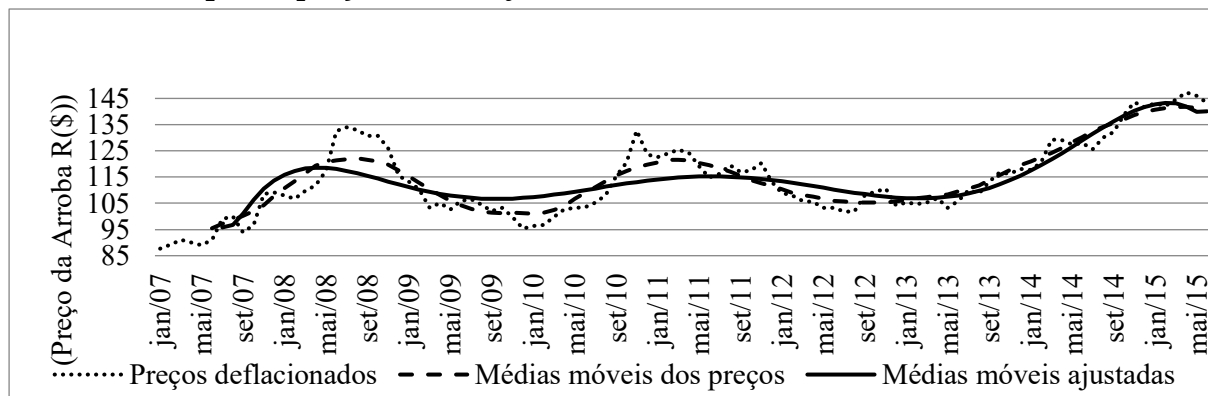
Em virtude do padrão tendência, obtido da série de médias móveis dos valores da arroba do boi gordo apresentar dificuldades para realizar previsões, foi ajustada sobre essa série uma equação por meio de ajustamento polinomial, encontrando um polinômio de tendência $T(t)$, de grau 6, como aquele que melhor se ajustou a essa série (equação 12).

$$T(t) = -2,16 \times 10^{-8} t^6 + 6,37 \times 10^{-6} t^5 - 7,17 \times 10^{-4} t^4 + 3,84 \times 10^{-2} t^3 - 9,95 \times 10^1 t^2 + 11,04 t + 75,76 \quad (12)$$

O sucesso na previsão dessa equação da tendência (12) tem um erro médio relativo de 10^{-3} , equação (11), considerado bom em termos de previsão.

Na Figura 4 estão representados os gráficos das séries históricas: dos preços da arroba do boi gordo pagos aos pecuaristas de MS (Tabela 1), das médias móveis (Tabela 3) e dos valores da tendência $T(t)$ ajustada aos valores da série das médias móveis.

Figura 4. Valores deflacionados da arroba do boi gordo em Mato Grosso do Sul, valores das médias móveis centralizadas (12 meses) da arroba do boi e valores ajustados da arroba do boi pela equação T(t), de janeiro de 2007 a dezembro de 2015



Tendo em vista a Figura 4 e a Tabela 1, observa-se que em 2007 foram encontrados os menores valores, já deflacionados, da arroba do boi durante o período analisado. No entanto, no último bimestre desse mesmo ano, iniciou-se uma alta nos preços, que se estendeu até por volta de setembro de 2008. Essas altas nos preços, segundo a BeefPoint (2009), deveram-se ao abate de fêmeas em alguns Estados, como Tocantins e Bahia, no período anterior a 2007, reduzindo a oferta de animais aos frigoríficos.

A partir de setembro de 2008, os preços pagos aos pecuaristas começaram a cair e perduraram por um longo período, constatando-se que em dezembro de 2009 o preço da arroba atingiu o seu menor valor, retroagindo a valor próximo de outubro de 2007. Segundo Maciel (2010), esse fato deveu-se à crise econômica internacional em 2008, fazendo com que diminuísse a demanda externa por carne bovina, gerando assim um excedente de produção, diminuindo o preço da arroba pago ao pecuarista.

O preço da arroba do boi gordo iniciou uma reação em janeiro de 2010, com aumento de preço até novembro do mesmo ano, voltando a cair de preço a partir daí, agora em ritmo lento, atingindo seu menor valor em agosto de 2012. Segundo o Globo Rural (2012a), essa queda considerável deveu-se à crise econômica mundial no primeiro semestre de 2011, afetando diretamente o mercado consumidor externo. Já no mercado interno, a questão para essa baixa de preços era a concentração da rede frigorífica nas mãos de poucos proprietários. Ainda, de acordo com o Globo Rural (2012b), no segundo semestre de 2011, houve uma safra tardia na produção de carne por fatores climáticos, gerando uma grande oferta de animais aos frigoríficos quando da recuperação das pastagens, reduzindo o preço da arroba ao produtor.

Os preços da arroba do boi gordo permaneceram estáveis de agosto de 2012 até julho de 2013, momento em que voltou a aumentar de preço, de forma acelerada, atingindo o patamar máximo histórico em abril de 2015, com o valor de R\$ 147,27 pela arroba. Esses valores inéditos, até então, segundo a CEPEA (2015), deveram-se a vários fatores, dentre eles, o regime pluviométrico muito fraco, que afetou diretamente as condições de pastagens, prorrogando assim o tempo de desenvolvimento e engorda desses animais.

Desse modo, o ano de 2015 retratou os maiores valores da arroba do boi gordo durante o período investigado. Além dos problemas de pastagens, já relatados, essa

elevação do preço da arroba é reforçada pelo abate de matrizes em anos anteriores que provocou a redução da disponibilidade de animais para o abate. No segundo semestre de 2015, o preço da arroba de boi gordo apresentou certa queda (Tabela 1, Figura 4), mas essa tendência de baixa não se confirma nos meses seguintes, pois, por causa da forte desvalorização do real perante o dólar no segundo semestre de 2015, a carne bovina brasileira ficou mais competitiva no mercado exterior, aumentando as exportações do produto. Ainda, somado a isso, o fim de embargos à carne *in natura* do Brasil em importantes mercados consumidores, como a China, os Estados Unidos e a Arábia Saudita; o mercado brasileiro ficou menos abastecido de carne bovina e, necessariamente, os preços voltaram a subir.

Conclusões e Recomendações

A análise do comportamento dos preços da arroba de boi gordo em MS mostrou uma valorização desse produto, pois houve uma tendência de alta real no período analisado, de janeiro de 2007 a dezembro de 2015. No primeiro semestre do ano, o preço da arroba do boi normalmente é menor por causa das condições climáticas que favorecerem a qualidade das pastagens e, conseqüentemente, a maior oferta de animais para o abate, justificando a baixa no preço da arroba. No segundo semestre, ocorre o inverso, as condições climáticas afetam as pastagens e a oferta de animais para o abate diminui, aumentando o preço da arroba ao pecuarista. Corroborando para o aumento da arroba do boi, nessa época entram no mercado bois de confinamento, aumentando ainda mais o preço da arroba, por causa do custo de produção desses animais.

Quanto à sazonalidade dos preços, tanto o produtor quanto as indústrias devem se manter atentos, pois as boas oportunidades e os menores riscos de eventuais prejuízos ocorrem aos dois segmentos em momentos diferentes do ano. O período mais lucrativo para o produtor comercializar o seu rebanho é no segundo semestre do ano, pois, historicamente, a arroba do boi atinge um patamar mais alto, o que pode aumentar o seu lucro. Mas é no mês de junho que o pecuarista tem pequenas chances de perdas, não correndo o risco de se vender o boi a um preço muito abaixo da média histórica. Por outro lado, é de janeiro a maio que o produtor tem chances de vender o boi a um valor muito acima da média histórica, dando-lhe maiores possibilidades de altos ganhos.

Já por parte da indústria frigorífica, o primeiro semestre é o mais seguro para adquirir o produto, quando os preços médios da arroba do boi atingem seus valores mais baixos. Porém, são nos meses de setembro, outubro e novembro que as indústrias frigoríficas, apesar de pagarem um pouco mais pela arroba do boi, não correm riscos de pagarem altos preços pela arroba do boi, podendo acarretar prejuízos.

Agradecimentos

Agradecimentos à Fundação Nacional de Desenvolvimento do Ensino Superior – FUNADESP, pelo apoio financeiro da bolsa de iniciação científica.

Referências

ARIAS, E.R.A.; SOUZA, C.C.; FLORES, J.M.; PEREIRA, M.de M. Sazonalidade dos preços e da quantidade comercializada de milho verde no mercado atacadista do Ceasa de Campo Grande, Estado do Mato Grosso do Sul. *Informações Econômicas*, v. 29, n. 3, p. 29-37, 2009.

BEEFPOINT. Final de safra: início de entressafra. 2009. Disponível em: <<http://www.beefpoint.com.br/cadeia-produtiva/conjuntura-de-mercado/final-de-safra-inicio-de-entressafra-24080/>>. Acesso em: 14/04/2016.

CAMPOS, K.C. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 5, n. 3, p. 303-328, 2007.

CEPEA–Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. Pecuária de corte teve preços elevados em 2015. 2015. Disponível em: <<http://www.canalrural.com.br/noticias/boi-gordo/pecuaria-corte-teve-precos-elevados-2015-60183>>. Acesso em: 18/04/2016.

CORRÊA, J.M. Método Warimax: Garch neural para previsão de séries temporais. Curitiba: Universidade Federal do Paraná, 2015. 174p. Tese (Doutorado em Métodos Numéricos em Engenharia), Universidade Federal do Paraná, 2015.

COSTA, E.G; COSTA, B.M.G. Análise do comportamento sazonal dos preços das carnes comercializadas pelos produtores no Estado do Ceará. In: 57^a Reunião Anual da SBPC. Anais... Fortaleza (CE), Julho/2005.

DEPEC–Departamento de Pesquisas e Estudos Econômicos – Bradesco. Carne bovina. 2016. Disponível em: <http://www.economiaemdia.com.br/EconomiaEmDia/pdf/infset_carne_bovina.pdf>. Acesso em: 14/04/2016.

FAEG-Federação da Agricultura e Pecuária de Goiás. Arroba do boi permanecerá em alta até fim de dezembro. 2016. Disponível em: <<http://sistemafaeg.com.br/8-noticias/5481-arroba-do-boi>>. Acesso em: 18/04/2016.

GLOBO RURAL. Preço da arroba do boi gordo está desvalorizado em relação a 2012. Disponível em: <<http://g1.globo.com/economia/agronegocios/noticia/2012/01/preco-da-arroba-do-boi-gordo>>. Acesso em: 20/04/2016.

GLOBO RURAL. Queda no preço da arroba adia investimentos em fazendas de MS. 2012b. Disponível em: <<http://g1.globo.com/economia/agronegocios/noticia/2012/06/queda-no-preco-da-arroba-do-boi>>. Acesso em: 20/04/2016.

HOFFMANN, R. Estatística para economistas. São Paulo: Pioneira, 1998. 430 p.

IBGE–Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Série histórica do IPCA. 2016. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/>. Acesso em 15/04/2016.

IEA–Instituto de Economia Agrícola. Preços médios mensais recebidos pelos agricultores. 2016. Acessado em: 15/04/2016. Disponível em: <http://ciagri.iea.sp.gov.br>.

MACIEL, M. MT: queda da arroba do boi foi mais intensa no Estado. 2010. Disponível em: <<http://www.canaldoprodutor.com.br/comunicacao/noticias/mt-queda-da-arroba-do-boi-foi-mais-intensa-no-estado>>. Acesso em: 20/04/2016.

MAZZAROTTO, M. Caracterização do agronegócio da bovinocultura de corte no estado do paran . 2010. Disponível em: <<http://www.lapbov.com.br/tccmarcel.pdf>>. Acesso em: 19/04/2016.

MESQUITA, J.M.C. de; MARTINS, H.C. Avaliação dos impactos da sazonalidade da produção sobre os investimentos em estoques e lucratividade: análise do segmento industrial brasileiro. In: SIMPÓSIO EM ADMINISTRAÇÃO DA PRODUÇÃO LOGÍSTICA E OPERAÇÕES INTERNACIONAIS, 13., 2010, São Paulo. Anais... São Paulo: Fundação Get lio Vargas, 2010.

MORETTIN, P.A.; BUSSAB, W. de O. Estatística b sica. 6. ed. rev. atual. S o Paulo: Saraiva, 2014.

SBA–Sistema Brasileiro do Agronegócio. Preço da arroba do boi sobe 25% em MS e ultrapassa R\$ 113. 2014. Disponível em: <http://www.sba1.com/noticias/pecuaria-de-corte/36045/preco-da-arroba-do-boi-sobe-25-em-ms-e-ultrapassa-r-113#.VZ1wq_IVkp>. Acesso em: 08/03/2016.

SPIEGEL, M.R. Estatística. Rio de Janeiro: Makron, 2001. 734p.

VIANA, J. G. A.; MORAES, M. R. E. de; DORNELES, J. P.; DAMBORIARENA, L. A. Avaliação do comportamento dos pre os da pecu ria de corte do Rio Grande do Sul no per odo 2000-2011. Revista em Agronegócio e Meio Ambiente, v. 8, n. 3, p. 523-542, set./dez. 2015.

*Submetido em 13/07/2017
Aprovado em 05/12/2017*

Sobre o(s) Autor(es):

Luiz Henrique Brito Lemes

Graduando no curso de Agronomia pela Universidade Para o Desenvolvimento do Estado da Regi o do Pantanal - UNIDERP.

Email: luizhblemes@gmail.com

Celso Correia de Souza

Possui gradua o em Matem tica pela Faculdade de Filosofia Ci ncias e Letras de Pen polis (1972); mestrado em Matem tica Aplicada pela Universidade Estadual de Campinas - UNICAMP (1985) e; doutorado em Engenharia El trica pela Universidade Estadual de Campinas - UNICAMP (1994).   professor aposentado pela Universidade Federal de Mato Grosso do Sul - UFMS, Campus de Tr s Lagoas, MS. Atualmente,   professor doutor da Universidade Anhanguera Uniderp, Campus de Campo Grande, MS.   professor do Curso de Matem tica e dos Mestrados em Meio Ambiente e

Desenvolvimento Regional, Produção e Gestão Agroindustrial e do Doutorado em Meio Ambiente e Desenvolvimento Regional da Universidade Anhanguera Uniderp de Campo Grande (MS).

Email: csouza939@gmail.com

Diego Gomes Freire Guidolin

Possui graduação em Zootecnia pela Universidade Federal de Mato Grosso do Sul (2005), mestrado em Genética e Melhoramento Animal pela Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho (2009) e doutorado em Genética e Melhoramento Animal pela Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho (2013). Atualmente é professor titular da Universidade Anhanguera - Uniderp.

Email: dguidolin@gmail.com

José Francisco dos Reis Neto

Engenheiro Eletricista pela Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho (1974), Mestre em Administração pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (2000) e doutorando em Administração e Economia com ênfase em Marketing na Universidad de Salamanca (2006), Espanha. É pesquisador do Núcleo de Estudos e Pesquisas Econômicas e Sociais - NEPES. Foi coordenador do curso de administração, ensino à distância, da Universidade para o Desenvolvimento do Estado e da Região do Pantanal.

Email: jfreisneto@terra.com.br

Romer Oliveira Dias

Ensino Médio (2o grau) pelo Bernardino Ferreira da Cunha, Brasil(2013).

Email: romer.sgo@gmail.com

Diego Bertolazi Faria

Ensino Médio (2o grau) pela Escola Estadual Dona Consuelo Müller, Brasil(2004).

Email: diego.bertolazi@uniderp.edu.br

Mariel Garcia da Rosa

Ensino Médio (2o grau) pelo Conjunto Agrotécnico "Visconde da Graça", Brasil(2000).

Email: mariel.garcia@uniderp.edu.br

Almir Boanova Vieira

Graduação em Licenciatura em Matematica pela Universidade Anhanguera - Uniderp, Brasil(2016).

Email: almirboanova@hotmail.com