



MODELO DE FORMAÇÃO DE PREÇOS PARA BEZERROS COMERCIALIZADOS EM LEILÃO

Souza, Miguel Rodrigues de ¹; Alves, Ricardo Barboza²; Nunes, Rubens³; Gameiro, Augusto Hauber⁴.



<https://doi.org/10.36557/2009-3578.2025v11n2p1425-1446>

Artigo recebido em 18 de Julho e publicado em 18 de Agosto de 2025

RESUMO

O mercado de leilões pecuários no Brasil é uma das principais formas de comercialização dos animais, estando presente em várias praças onde as empresas leiloeiras disponibilizam diversas informações, inclusive os preços negociados. Porém, ainda existe uma lacuna em relação a quais são os fatores que impactam na formação dos preços nos mercados de leilões. Com isso, o presente artigo busca estudar a formação dos preços para bezerros comercializados em leilões no município de Lavras do Sul RS, com intuito de colaborar com os produtores e com as empresas leiloeiras, por meio dos resultados da pesquisa, que poderão beneficiar ao aplicar as melhores estratégias comerciais para as suas realidades. Primeiramente o estudo testou o modelo de regressão linear múltipla para verificar quais variáveis estavam correlacionadas e os seus impactos sobre os preços finais dos bezerros comercializados. As variáveis independentes foram baseadas em revisão bibliográfica e na disponibilidade dos dados da empresa parceira. O modelo demonstrou que o preço do quilograma do boi gordo e a quantidade de animais no lote, apresentaram impactos positivos no preço dos animais transacionados em leilões; a taxa de juros e o peso médio do lote, apresentaram impactos negativos. O segundo modelo aplicado foi ARIMA (1,1,0), que identificou que 82% da formação do preço presente deve-se ao próprio preço passado. Além disso, foi testado o modelo misto, ou seja, utilizou dos resíduos do modelo ARIMA (1,1,0) para ser a variável dependente do modelo de regressão linear múltipla e inserindo como as variáveis independentes as mesmas variáveis já testadas. Objetivo do modelo misto foi verificar se o que não estava sendo explicado pelo próprio preço passado poderia ser explicado pelas variáveis independentes. Neste último, o resultado não foi significativo para nenhuma variável à nível de 5%, ou seja, em princípio todas essas variáveis independentes já estão sendo consideradas na formação do preço presente. A partir disso, a pesquisa buscou verificar a hipótese da eficiência do mercado na comercialização dos bezerros nos leilões. Então analisou-se quais foram os ganhos incorporando a memória do modelo ARIMA (1,1,0) em relação há uma Random Walk. O modelo ARIMA (1,1,0) não apresentou ganhos significativos, indicando que, para o mercado de leilões da pesquisa, não se pode rejeitar a hipótese de eficiência do mercado para formação dos preços dos bezerros comercializados.

Palavras-chave: *Leilão, Formação dos Preços, Eficiência do Mercado.*



PRICE FORMATION MODEL FOR CALVES COMMERCIALIZED VIA AUCTION

ABSTRACT

The livestock auction market in Brazil is one of the main forms of animal trading, being present in several markets where auction companies provide various information, including negotiated prices. However, there is still a gap in relation to which factors impact the formation of prices in auction markets. Therefore, this article seeks to study the formation of prices for calves traded at auctions in the municipality of Lavras do Sul RS, with the aim of collaborating with producers and auction companies, through the results of the research, who may benefit by applying the best commercial strategies for their realities. First, the study tested the multiple linear regression model to verify which variables were correlated and their impacts on the final prices of the calves traded. The independent variables were based on a literature review and on the availability of data from the partner company. The model demonstrated that the price per kilogram of fattened cattle and the number of animals in the lot had positive impacts on the price of animals traded at auctions; the interest rate and the average weight of the lot showed negative impacts. The second model applied was ARIMA (1,1,0), which identified that 82% of the formation of the current price is due to the past price itself. In addition, the mixed model was tested, that is, it used the residues of the ARIMA (1,1,0) model to be the dependent variable of the multiple linear regression model and inserting as independent variables the same variables already tested. The objective of the mixed model was to verify whether what was not being explained by the past price itself could be explained by the independent variables. In the latter, the result was not significant for any variable at the 5% level, that is, in principle all these independent variables are already being considered in the formation of the current price. From this, the research sought to verify the hypothesis of market efficiency in the commercialization of calves at auctions. Then, it was analyzed what the gains were by incorporating the memory of the ARIMA (1,1,0) model in relation to a Random Walk. The ARIMA (1,1,0) model did not show significant gains, indicating that, for the auction market in the study, the hypothesis of market efficiency for the formation of prices for commercialized calves cannot be rejected.

Keywords: Auction, Price Formation, Market Efficiency.



INTRODUÇÃO

A pecuária sempre desempenhou papel central na construção do espaço rural brasileiro, configurando-se como uma das atividades mais antigas e estratégicas para o desenvolvimento do país (Prado Jr, 2012). Apesar de, inicialmente, ter sido voltada para o consumo interno, ao longo dos anos, o setor passou por significativas transformações. O fortalecimento de instituições como a Embrapa, aliado aos esforços de pecuaristas e pesquisadores, impulsionou a modernização da bovinocultura por meio de investimentos em genética, nutrição e manejo, resultando em avanços expressivos na produção de carne bovina (Cezar et al., 2005; Carvalho et al., 2009).

Nesse contexto, a pecuária de corte tornou-se uma das principais atividades econômicas do agronegócio brasileiro, contribuindo de forma relevante para o Produto Interno Bruto (PIB) do setor (CEPEA, 2021; IBGE, 2018). Com a intensificação da globalização e a consolidação do Brasil como grande exportador de carne, o país passou a ocupar posição de destaque no cenário internacional, sendo atualmente o segundo maior produtor mundial de carne bovina (Schneider et al., 2020).

Por outro lado, o setor enfrenta uma série de desafios, entre eles a grande heterogeneidade regional. O Brasil possui dimensões continentais e diferentes biomas, o que torna impossível a adoção de soluções uniformes para todas as regiões. A diversidade de sistemas produtivos exige estratégias adaptadas à realidade local, o que reforça a importância de estudos que considerem as especificidades territoriais (Cezar et al., 2005; Carvalho et al., 2009).

A profissionalização da cadeia produtiva trouxe a adoção de ferramentas de manejo, suplementação nutricional, inseminação artificial, rastreabilidade e protocolos sanitários, o que impacta diretamente nos custos e nos indicadores econômicos da atividade (Evangelista et al., 2019). No entanto, persistem gargalos estruturais, como a dificuldade de integração entre os elos da cadeia, a assimetria de informações e a imprevisibilidade na formação de preços — elementos que geram insegurança para os produtores, especialmente no momento da comercialização (Christofari et al., 2009; 2010).



O ambiente dos leilões, por exemplo, ainda é amplamente utilizado como canal de venda de bezerros, mas carece de maior padronização nos critérios de avaliação e precificação. Estudos demonstram que fatores como peso vivo, genética, uniformidade do lote e condições de apresentação influenciam diretamente o valor alcançado no pregão (Christofari et al., 2009; Oliveira et al., 2008).

Além disso, a precificação dos animais no mercado está sujeita a uma série de fatores econômicos e comportamentais. A Teoria do Mercado Eficiente, proposta por Fama (1969) e aplicada por Alcântara (1980), destaca a importância da informação disponível para a formação racional de preços. No entanto, o setor agropecuário frequentemente opera sob condições de incerteza e imperfeições de mercado, o que exige o uso de modelos analíticos mais robustos (Fama, 1969; Alcântara, 1980; Hair et al., 2009; Gujarati, 2011).

Nesse cenário, torna-se fundamental o desenvolvimento de modelos de formação de preços que considerem variáveis técnicas, econômicas e mercadológicas, com o objetivo de aumentar a transparência nas negociações, reduzir riscos e subsidiar decisões mais estratégicas. Este trabalho propõe um modelo de avaliação voltado à comercialização de bezerros em leilão, buscando compreender como os fatores zootécnicos e econômicos se inter-relacionam na definição dos preços praticados no mercado.

DESENVOLVIMENTO

Foi coletada uma amostra composta por 2.740 lotes de bovinos comercializados, totalizando 30.162 bezerros machos. Todos os dados referem-se à leiloeira Clínica Remates, localizada no município de Lavras do Sul, no estado do Rio Grande do Sul. As informações foram armazenadas em planilhas no software Microsoft Excel®, abrangendo o período de janeiro de 2017 a fevereiro de 2022. A periodicidade da amostra foi mensal, totalizando 62 períodos distintos.

As variáveis independentes analisadas foram selecionadas com base em uma revisão bibliográfica que incluiu os trabalhos de Hair et al. (2009), Cristofari et al. (2009), Koetz et al. (2014), Tate et al. (2016), Lanfranco e Castaño (2017), Evangelista et al. (2019), Harris et al. (2020), entre outros autores, além da disponibilidade de dados fornecidos pela empresa parceira. As variáveis testadas foram organizadas em três grupos: variáveis de mercado,



variáveis macroeconômicas e variáveis relacionadas aos lotes de bezerros.

No grupo das variáveis de mercado, foram considerados o preço por quilograma do boi gordo, o preço da saca de 60 kg da soja e o preço da saca de 60 kg do milho, sendo essas informações obtidas a partir das cotações agropecuárias semanais divulgadas pela EMATER-RS. No que se refere às variáveis macroeconômicas, utilizaram-se o Produto Interno Bruto (PIB), obtido por meio das Contas Nacionais Trimestrais do IBGE; a taxa de juros Selic, conforme os dados disponíveis no site do Ministério da Economia; a taxa de desemprego, de acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Mensal (PNADC); e a taxa de câmbio, considerando o valor de venda do dólar, conforme publicado pelo Banco Central do Brasil.

Já entre as variáveis relacionadas diretamente aos lotes de bezerros, foram consideradas a data da venda, o preço por quilograma do bezerro, o peso médio do lote e a quantidade de bezerros em cada lote. As variáveis de preço — incluindo o preço do bezerro por quilograma, o preço do boi gordo, e os preços das sacas de soja e milho — foram deflacionadas para os valores de referência de fevereiro de 2022, com base no Índice de Preços ao Produtor (IPP), publicado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Tabela 1 – Estatísticas descritivas dos dados dos lotes de bezerros

Medidas	R\$/kg P.V.	Peso do lote (kg)	Quantidade do lote (Cabeças)
Média	10,86	183	11
Mediana	10,31	177	10,5
Moda	8,72	160	10
Mínimo	3,61	60	1
Máximo	22,46	409	40
Desvio Padrão	0,06	48,23	6,5

Fonte: O autor (2025)

Modelos estatísticos foram utilizados para testar diferentes finalidades, conforme será apresentado a seguir. O primeiro modelo testado foi o de regressão linear múltipla. Esse tipo de equação tem como objetivo explorar e inferir as relações entre as variáveis independentes



e a variável dependente, estimando uma equação matemática que possibilita projetar o comportamento da variável dependente a partir de alterações nas variáveis independentes.

É importante ressaltar que, apesar da observação de uma relação estatística entre as variáveis independentes e a variável dependente, isso não implica, por si só, em uma relação de causalidade (GUARNIERI, 2006).

O modelo geral da equação de regressão linear múltipla, onde Y representa a variável dependente, Cx são os coeficientes, Bx são as variáveis independentes e e é o termo de erro, pode ser expresso da seguinte forma:

$$Y = C + C1 * B1 + C2 * B2 + C3 * B3 + e \quad (1)$$

As etapas para a construção do modelo de regressão linear múltipla foram: seleção e transformação dos dados; elaboração de diagramas de dispersão e da matriz de correlação para verificar a relação entre as variáveis independentes e a variável dependente, bem como exclusão das variáveis independentes que apresentaram correlação entre si; verificação da existência de correlações lineares; escolha e ajuste das variáveis que permaneceram no modelo de regressão; e, por fim, validação do modelo.

Para testar se os coeficientes gerados pelo modelo são confiáveis, aplicou-se o teste de Durbin-Watson (DW), que permite verificar a existência de autocorrelação serial. Os valores do teste variam de 0 a 4, sendo que valores superiores a 2 indicam autocorrelação negativa e valores inferiores a 2 indicam autocorrelação positiva. Valores próximos de 2 sugerem ausência de autocorrelação, que é o resultado desejado para confirmar a confiabilidade dos coeficientes estimados pelo modelo multivariado (Gujarati, 2011).

O teste de Durbin-Watson foi aplicado aos dados por meio do software Microsoft Excel®, utilizando os resíduos gerados pelo modelo de regressão linear múltipla. A fórmula aplicada foi:

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \Phi_i L_i\right) (1 - L)^d X_t = \delta + \left(1 + \sum_{i=1}^q \theta_i L_i\right) \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde:



p é o número de termos autorregressivos;

d é o número de diferenças;

q é o número de termos da média móvel;

L é o operador defasagem;

Φ é o polinômio ligado ao operador autorregressivo de ordem p ;

Θ é o polinômio ligado ao operador de médias móveis de ordem q ;

ϵ_t é o ruído branco.

A série de preços por quilograma de peso vivo dos bezerros, utilizada na aplicação do modelo ARIMA, foi transformada em estacionária por meio da aplicação de uma defasagem (diferença). Os testes de autocorrelação (ACF) e autocorrelação parcial (PACF) indicaram a adequação de um modelo autorregressivo de primeira ordem. O componente de média móvel (MA) não foi estimado, uma vez que a série não apresentou autocorrelação nos resíduos e a inclusão desse componente no modelo não resultou em melhorias nos resultados.

Os achados da pesquisa também apontaram para a necessidade de testar os ganhos do modelo ARIMA (1,1,0) em comparação com um modelo Random Walk (caminhada aleatória). Assim, os resultados permitiram avaliar se houve ganhos sistemáticos com o uso do modelo proposto em relação ao modelo de caminhada aleatória, sendo este último representativo de um mercado eficiente, no qual os preços atuais são formados com base nos atributos passados já incorporados às expectativas dos agentes.

4 CONCLUSÃO

A decisão de aplicar dois métodos distintos para testar as hipóteses foi tomada em razão de os resultados obtidos com o modelo de regressão linear múltipla não terem sido suficientes para validar os coeficientes, devido à presença de autocorrelação serial dos resíduos. No entanto, esses resultados mostraram-se compatíveis com as conclusões de outros estudos e com o comportamento observado entre os agentes que compõem o mercado de leilões. Além disso, os resultados forneceram indícios para a aplicação de um modelo de séries temporais, possibilitando testar a hipótese de eficiência de mercado.



Os resultados de cada modelo, bem como a análise da hipótese de eficiência de mercado, serão apresentados separadamente, seguindo a mesma cronologia em que os testes foram realizados ao longo da pesquisa.

Inicialmente, os dados foram explorados por meio da construção da matriz de correlação, com o objetivo de identificar quais variáveis independentes permaneceriam no modelo. As variáveis selecionadas foram: preço do boi gordo, taxa de juros, número de animais por lote e peso médio dos animais no lote, conforme apresentado na Tabela 2. É importante destacar que a unidade de análise dos dados são os lotes, e não os animais individualmente.

Tabela 2- Resultados da Regressão Linear Múltipla

Constante	0,184*
EP	0,324
Boi gordo	1,361*
EP	0,023
Taxa de juros	-1,454*
EP	0,201
Quantidade	0,036*
EP	0,005
Peso	-0,006*
EP	0,0007
R ² - ajustado	0,698
N° observações	2739

Erro padrão (EP).



* indica significância à nível de 5%.

Fonte: O autor (2025).

As variáveis foram consideradas nas seguintes unidades: Y em reais por quilograma (R\$/kg) de peso vivo dos bezerros; preço do boi gordo em R\$/kg de peso vivo; taxa de juros em % ao ano; quantidade em número de bezerros por lote; e peso médio do lote, coletado no momento da chegada dos bezerros ao local do leilão.

O resultado do teste de Durbin-Watson (DW), aplicado para avaliar se os coeficientes gerados pelo modelo são confiáveis, indicou autocorrelação serial positiva dos resíduos, com valor de 0,48. Esse resultado sugere que o erro padrão e os coeficientes da regressão linear múltipla podem estar subestimados, o que pode levar à falsa impressão de que os preditores são estatisticamente significativos, comprometendo assim a validade do teste t. A autocorrelação positiva implica que, se os valores das variáveis preditoras aumentaram no período anterior, é provável que a variável dependente também aumente no período atual.

Apesar de o modelo não ter sido validado pelo teste DW, os achados empíricos das variáveis independentes testadas estão alinhados com a prática observada no mercado de leilões, visto que os agentes atuantes nesse mercado utilizam essas informações para formar suas expectativas quanto aos preços dos bezerros comercializados.

Os coeficientes positivos estimados pelo modelo foram os do preço do boi gordo e da quantidade de animais no lote. Isso significa que, para cada unidade adicionada a essas variáveis, haverá um impacto positivo de R\$ 1,36 e R\$ 0,036, respectivamente, no preço por quilograma dos bezerros vendidos. O preço do boi gordo foi a variável com maior coeficiente estimado no modelo, o que é coerente, já que, para se produzir um boi gordo, é necessário um bezerro (EATON; EATON, 1999). Esse achado também é consistente com os resultados de estudos anteriores. A variável quantidade apresentou impacto esperado, visto que lotes maiores facilitam o fechamento de cargas para transporte, reduzindo o custo de frete por animal, o que atrai compradores mais distantes do local do leilão.

As variáveis que apresentaram **coeficientes negativos** foram a **taxa de juros** e o **peso médio**, com valores de -1,45 e -0,006, respectivamente. Ou seja, para cada unidade adicionada nessas variáveis, espera-se uma redução de R\$ 1,45 e R\$ 0,006 no preço por quilograma dos bezerros vendidos. Esses resultados são coerentes com a realidade do setor, já que muitos



agentes utilizam recursos financeiros de instituições de crédito; assim, quando a taxa de juros aumenta, o custo do capital também aumenta, reduzindo a disposição para lances mais elevados. Em relação ao peso médio, a lógica está no fato de que lotes com animais mais pesados tendem a apresentar menor valor médio por quilograma, pois o valor unitário total do bezerro aumenta, o que reduz a atratividade por kg.

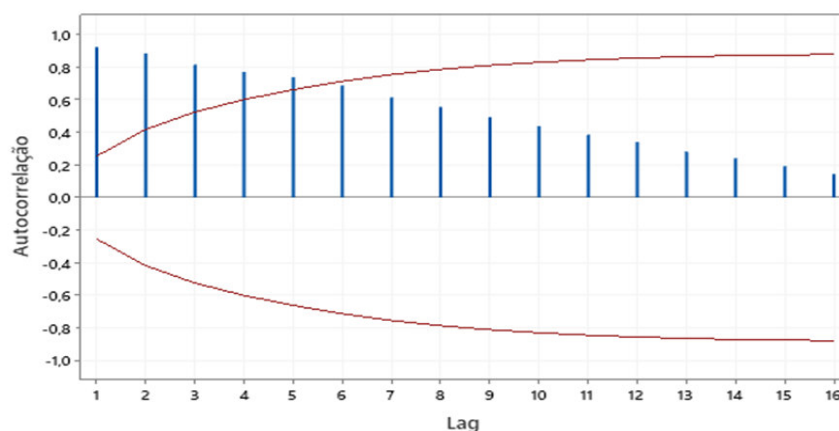
O impacto negativo da variável peso sobre o preço por quilograma dos bezerros sugere uma condição de mercado em que os compradores formam o preço de reserva com base no valor total do animal e não no valor por quilograma. Se o preço fosse formado com base no valor por kg, a lógica seria oposta, e os bezerros mais pesados seriam negociados por preços mais altos, já que estão mais próximos de saírem da fase de recria e passarem à fase de engorda ou reprodução.

É fundamental ressaltar que a existência de uma relação entre variáveis não implica, necessariamente, em relação de causalidade (GUARNIERI, 2006). Os resultados do modelo de regressão linear múltipla foram coerentes com a dinâmica do mercado de leilões de bezerros e apresentaram convergência com estudos realizados por Tate et al. (2016) e Lopes, Bankole e Warhmund (2017).

A construção do modelo ARIMA foi realizada utilizando o pacote computacional MINITAB®, versão 19.2020.1.0. As primeiras etapas consistiram na definição do intervalo de tempo, sendo este mensal, com um total de 62 períodos. Em seguida, foi realizada a construção do gráfico de dispersão e o teste de autocorrelação para verificar se a série era estacionária.

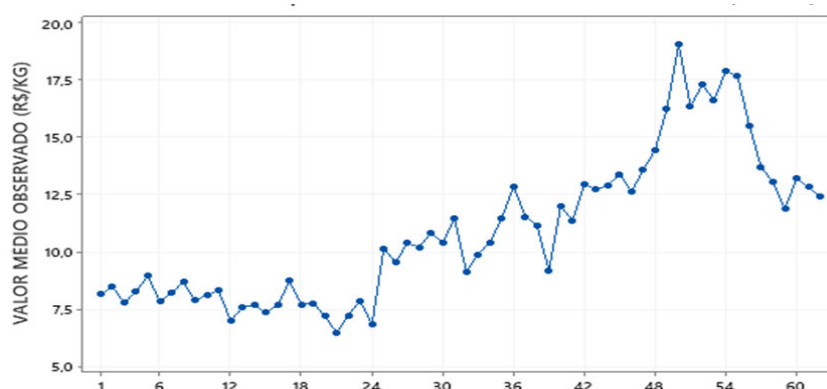
Os resultados indicaram uma tendência de alta nos valores ao longo do tempo e uma curva com decaimento exponencial, respectivamente. Esses comportamentos demonstraram que a série não apresentava características de estacionariedade, conforme ilustrado nas Figuras 1 e 2.

Figura 1- Dispersão dos valores observados ao longo do tempo



Fonte: O autor (2025)

Figura 2 - Função de autocorrelação para valor médio observado com limites de significância de 5%.



Fonte: O autor (2025)

Assim, por exemplo, se o preço do leilão atual subir R\$ 1,00 em relação ao leilão anterior, espera-se que o próximo leilão apresente uma redução de R\$ 0,268, somada ao impacto das informações recebidas pelos agentes envolvidos nesse intervalo de tempo. Esses resultados fazem sentido na prática, pois, quando os preços sobem, tende a haver menos agentes interessados na compra do que quando os preços estão em queda, e vice-versa.

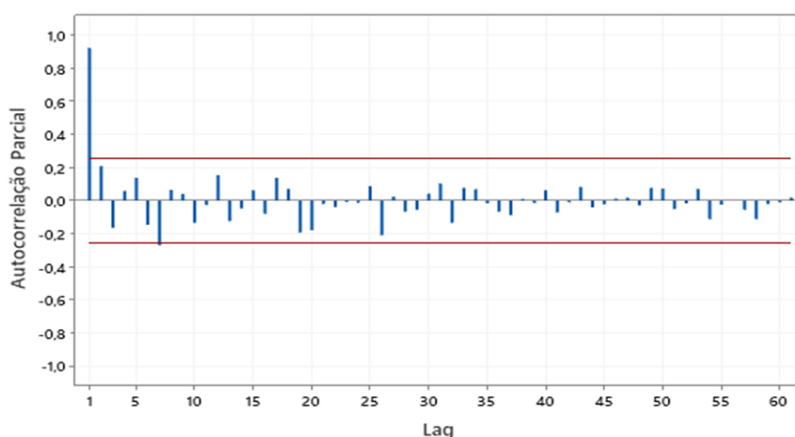
As análises dos resíduos mostraram valores de erro absoluto médio (MAE) e erro quadrático médio (MSE) de 0,853 e 1,305, respectivamente. Essas são medidas de precisão do modelo, e servem como parâmetro para a escolha do melhor modelo, buscando-se aquele que apresentou maior precisão entre os testados.

Além disso, foi verificado se os resíduos apresentavam as características de ruído branco, ou seja, independência, distribuição idêntica, média zero e ausência de



comportamento padrão. Para isso, foi aplicada a estatística de Box-Pierce, com o objetivo de analisar se o modelo atendia ao pressuposto de que os resíduos são independentes. Os resultados indicaram que todos os valores do teste de Box-Pierce ficaram acima do nível de significância de 5%, permitindo concluir que os resíduos são independentes, conforme apresentado na Tabela 4.

Figura 03 - Teste de autocorrelação parcial para o valor médio observado com limites de significância de 5%.



Fonte: O autor (2025)

De acordo com os resultados obtidos, a pesquisa direcionou a aplicação do modelo ARIMA, uma vez que este é indicado para séries não estacionárias, por possuir o componente integrador, responsável por tornar a série estacionária. Isso porque, para que os modelos econométricos de séries temporais sejam validados, é necessário que os dados sejam estacionários. O componente integrador de primeira ordem foi suficiente para estacionarizar a série de preços utilizada nesta pesquisa.

Em relação ao componente autorregressivo do modelo, sua inclusão foi fundamentada nos resultados do teste de autocorrelação, e seu parâmetro foi estimado com base no teste de autocorrelação parcial, que apresentou um resultado significativo ao nível de confiança de 95%, apenas para a primeira defasagem. Assim, definiu-se o parâmetro autorregressivo de primeira ordem ($p = 1$) para o modelo. Esses resultados estão de acordo com o princípio da



parcimônia, que busca estimar o menor número possível de parâmetros sem comprometer a qualidade do modelo. A Figura 3 apresenta o teste de autocorrelação parcial, que serviu de base para a definição do modelo ARIMA (1,1,0).

Tabela 03 - Estimativas finais dos parâmetros

Constante	0,09
Erro Padrão	0,149
AR 1	-0,268
EP	0,126
R ² - ajustado	0,823
Nº observações	62

Fonte: O autor (2025)

Assim, por exemplo, se o preço atual do leilão subir R\$1,00 em relação ao último leilão, espera-se que o próximo leilão registre uma redução de R\$0,268, além do impacto adicional causado pelas informações recebidas pelos agentes envolvidos durante esse intervalo de tempo. Esses resultados fazem sentido na prática, pois, quando os preços sobem, tende a haver menos agentes interessados na compra do que quando os preços caem — e vice-versa.

As análises dos resíduos apresentaram valores de erro absoluto médio (MAE) e erro quadrático médio (MSE) de 0,853 e 1,305, respectivamente. Essas medidas são indicadores de precisão do modelo e também servem como critérios de comparação entre os modelos testados, buscando aquele que apresentou maior acurácia.

Adicionalmente, foi verificado se os resíduos apresentavam características de ruído branco, ou seja, se eram independentes, distribuídos de forma idêntica, com média zero e sem comportamento padrão. Para isso, foi aplicada a estatística de Box-Pierce, com o objetivo de verificar se o modelo atendia ao pressuposto de independência dos resíduos. Os resultados mostraram que todos os valores da estatística de Box-Pierce ficaram acima do nível de significância de 5%, permitindo concluir que os resíduos são independentes, conforme demonstrado na Tabela 4.



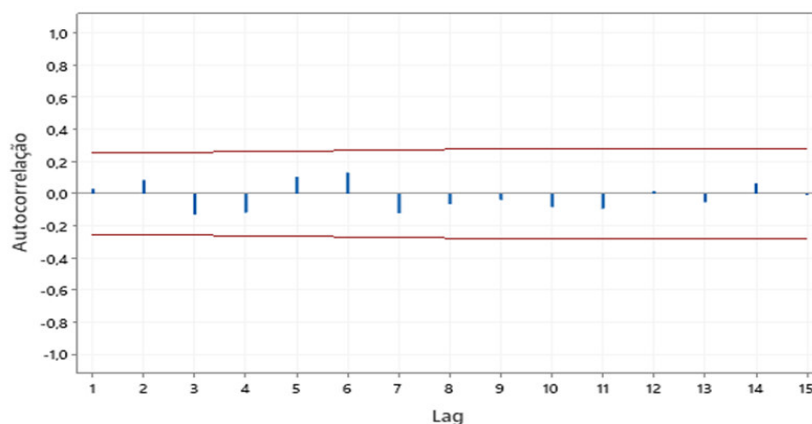
Tabela 04 - Estatísticas do teste qui-quadrado de Box-Pierce

Lag	12	24	36	48
Qui-Quadrado	7,24	18,16	29,13	30,71
GL	10	22	34	46
Valor-P	0,702	0,697	0,705	0,959

Fonte: O autor (2025)

A média dos resíduos do modelo foi igual a 0, e os testes de autocorrelação e autocorrelação parcial, apresentados nas figuras 4 e 5, não mostraram qualquer correlação significativa ao nível de 5%. Além disso, foram analisados os gráficos de probabilidade normal, histograma, valores ajustados versus resíduos e o gráfico de distribuição dos resíduos. O histograma dos resíduos apresentou valores nos intervalos de -2,4 e 2,4, representando valores com choques extremos; esses resíduos têm origem nos períodos em que houve maior amplitude de preços entre um período e outro. Isso pode indicar que os resíduos não possuem distribuição normal, motivo pelo qual foi aplicado o teste de Anderson-Darling. Os resultados do teste de normalidade não permitiram rejeitar a hipótese nula, e, portanto, não se pôde rejeitar que os resíduos não seguem uma distribuição normal; talvez o pequeno tamanho da amostra de dados esteja distorcendo o histograma em relação ao que seria esperado.

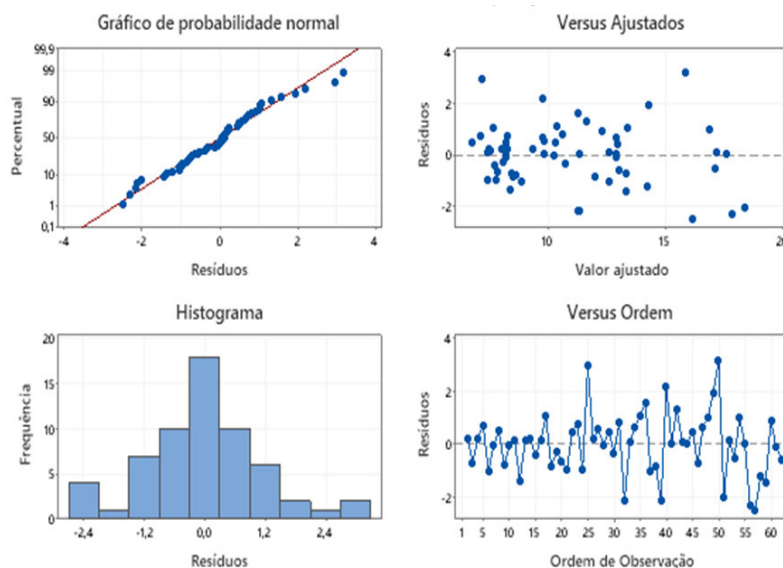
Figura 04 - Autocorrelation function of the residuals of the ARIMA (1,1,0) model with a significance level of 5%.



Fonte: O autor (2025)



Figura 05 - Função de autocorrelação parcial dos resíduos do modelo ARIMA (1,1,0) com nível de significância de 5%.



Fonte: O autor (2025)

Equação do modelo de previsão.

$$E(y(t + 1)) = y(t) + (\Phi * (y(t) - y(t - 1))) \quad (4)$$

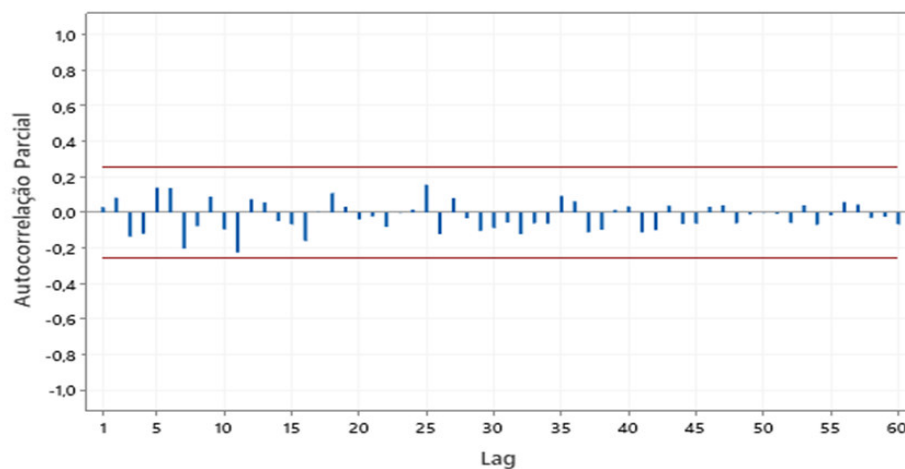
Onde:

$E(y(t+1))$ é a saída do modelo em um período à frente.

$y(t)$ é a observação em t período.

Φ é o coeficiente do modelo.

Figura 06 – Autocorrelação Parcial

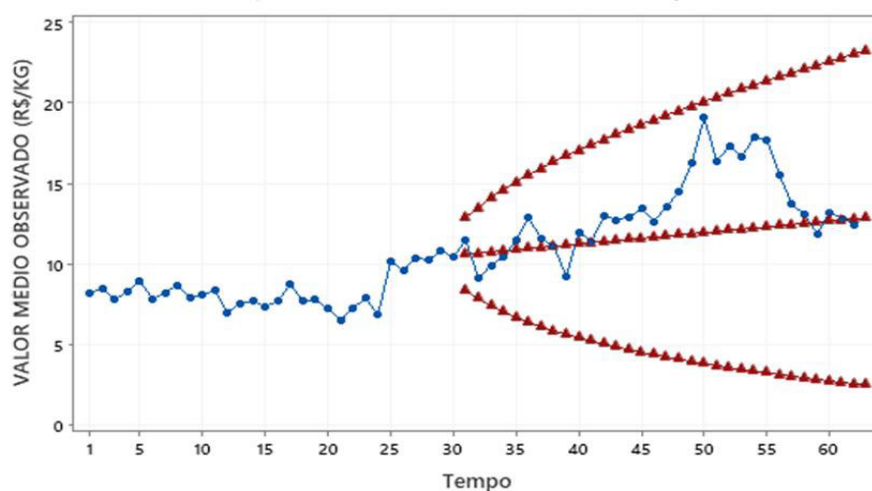


Fonte: O autor (2025)



Com a validação do modelo, buscou-se inferir o preço do bezerro vendido para o próximo leilão em um período à frente, com base na definição do que seria o ponto de partida a incluir no modelo. Foi definido o período 30, uma vez que, para esse intervalo, não houve observações fora do intervalo de confiança com 95% de segurança. Assim, o preço projetado para o período 63 foi de R\$ 12,86, indicando um aumento de 6,2% no preço dos bezerros em relação ao último leilão. A fórmula de previsão do modelo é apresentada a seguir. A Figura 7 mostra o modelo de previsão ARIMA (1,1,0) em comparação com os valores observados.

Figura 07 – ARIMA (1,1,0) Modelo de previsão versus valores observados



Fonte: O autor (2025)

Para a verificação da hipótese, foram inicialmente analisados os resultados do modelo ARIMA (1,1,0), o qual rejeitou a hipótese de que o coeficiente do modelo fosse diferente de zero ao nível de 5%, mas não ao nível de 1%. Caso o modelo ARIMA (1,1,0) tivesse sido rejeitado ao nível de 1%, isso indicaria a ausência de memória, ou seja, os preços passados já estariam incorporados no preço atual, caracterizando um Random Walk (caminhada aleatória).

Outro teste importante foi a criação de um modelo misto. Esse modelo foi desenvolvido a partir dos resíduos do ARIMA (1,1,0), utilizando como variável dependente ela do modelo multivariado, e como variáveis independentes aquelas utilizadas na regressão linear múltipla descrita anteriormente. O objetivo desse teste foi verificar se as variáveis independentes poderiam explicar a parte da variação dos preços que não foi explicada pelas



defasagens da própria série. O resultado não apresentou nível de significância para nenhuma das variáveis testadas, indicando que essas variáveis já estão sendo captadas na formação dos preços.

Com esses resultados, investigou-se quais seriam os ganhos entre o modelo ARIMA (1,1,0) e um modelo Random Walk. A intenção foi identificar se a memória presente no ARIMA geraria ganhos sistemáticos em relação à caminhada aleatória. Pois, em mercados eficientes, o preço futuro corresponde ao último preço negociado somado às informações surgidas até a próxima negociação. A comparação utilizando o desvio padrão do erro aleatório foi de 1,19 para o Random Walk e 1,15 para o modelo ARIMA (1,1,0), ou seja, o ganho ao incorporar memória foi de R\$ 0,04, o que não representa ganho sistemático. Além disso, o intervalo de confiança inferior para o desvio padrão do modelo ARIMA (1,1,0) foi de R\$ 0,20.

Os resultados indicam a presença da hipótese de eficiência do mercado de leilões analisado nesta pesquisa, uma vez que os ganhos oriundos da memória do modelo não foram significativos. Outro ponto relevante é que, quanto maior o número de períodos previstos, o resultado da multiplicação pelo último termo do ARIMA (1,1,0) tende a zero. Como o coeficiente é inferior a 1 em módulo, o modelo convergirá para um Random Walk, ou seja, a melhor estimativa do preço futuro será o próprio preço passado.

Entretanto, para que os resultados possam ser generalizados, é necessário monitorar o comportamento dos dados por um período mais longo e aplicar os modelos testados em outros escritórios de leilões, a fim de identificar quais informações relevantes devem ser exploradas para reforçar ainda mais o profissionalismo já presente nas negociações por leilão. Isso reforça a hipótese de que esse tipo de comercialização talvez seja altamente eficiente, além de representar uma escolha segura para os produtores, pois, além da segurança no recebimento financeiro, também contribui positivamente para a formação de preços negociados.

Portanto, este estudo procurou explorar como se dá a formação dos preços dos bezerros comercializados na praça de leilões de Lavras do Sul – RS. A modalidade se apresenta como uma alternativa confiável para a comercialização dos animais, sem oferecer poder de barganha excessivo aos compradores, resultando em uma comercialização justa, sem favorecimento a nenhuma das partes interessadas e com metodologia padronizada para a venda de todos os lotes. Dessa forma, contribui para oferecer um serviço de qualidade e



seriedade aos produtores da região.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados obtidos demonstram o potencial de aplicação dos modelos propostos para explicar a formação dos preços de bezerros comercializados em leilões. As evidências da pesquisa permitiram indicar diferentes modelos para diferentes finalidades, sendo possível capturar os efeitos das principais variáveis sobre os preços, tanto no que se refere às características dos animais quanto a fatores diretamente relacionados ao setor.

A análise da série de preços possibilitou verificar que os fatores testados e associados à formação de preços já vêm sendo considerados no momento da venda, evidenciando a eficiência do mercado de leilões nesse processo. Além disso, o estudo contribui para uma melhor compreensão de como os agentes formam suas expectativas de preço para os leilões futuros, indicando que as vendas por meio de leilões são uma alternativa confiável para os produtores.

Contudo, ainda são necessários estudos complementares para verificar se a formação de preços continuará considerando todas as informações diretamente relacionadas ao mercado de bezerros comercializados em leilões, considerando as particularidades de cada localidade, período e contexto de análise. Espera-se, portanto, que os resultados desta pesquisa possam despertar o interesse dos atores envolvidos na cadeia da bovinocultura de corte para o desenvolvimento de novos estudos que contribuam com o planejamento comercial dos rebanhos e com o aprimoramento da compreensão sobre a dinâmica de formação de preços em leilões, viabilizando, assim, melhores resultados econômicos.

REFERÊNCIAS

ALCÂNTARA, J. C. G. Modelo de avaliação de ativos – Aplicações. Revista de Administração de Empresas. Vol. 20, n. 3, p. 31-41, 1980. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rae/a/3kpL8qt66Lyh6rdzYpmMmRz/?format=pdf&lang=pt#:~:text=A teoria do mercado eficiente se apóia em três pressupostos,do futuro da ação. Acesso em: 27 Jun 2026>.

Banco Central do Brasil. Cotações e boletins. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/historicocotacoes>. Acesso em: 27 Jun 2026.



CARVALHO, M. V. B. de M. A.; FERREIRA, R. L. C.; SANTOS, M. V. F. dos; DUBEUX JÚNIOR, J. C. B.; FREITAS, Ângela M. de M.; ALMEIDA, O. C. de. Caracterização de Propriedades Rurais e Identificação de Espécies Arbóreas e Arbustivas Ocorrentes em Pastagens do Agreste de Pernambuco. *Revista Científica de Produção Animal*, [S. l.], v. 3, n. 1, 2009. Disponível em: <https://periodicos.ufpb.br/index.php/rcpa/article/view/42647>. Acesso em: 27 Jun 2026.

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. PIB do agronegócio. São Paulo, Piracicaba, 2021. Disponível em: [https://cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/dtec.pib_mar_2021.10jun2021vf-1\(1\).pdf](https://cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/dtec.pib_mar_2021.10jun2021vf-1(1).pdf). Acesso em: 27 Jun 2026.

CEZAR, I. M.; QUEIROZ, H. P.; THIAGO, L. R. L. S.; CASSALES, F. L. G.; COSTA, F. P. Sistemas de produção de gado de corte no Brasil: uma descrição com ênfase no regime alimentar e no abate. Campo Grande: Embrapa Gado de Corte, 2005. 40 p.

CHRISTOFARI L. F. et. al. Manejo da comercialização em leilões e seus efeitos no preço de bezerros de corte. *Revista Brasileira de Zootecnia*. Vol. 38, n. 1, p. 1-8. 2009. Disponível em: SciELO - Brasil - Manejo da comercialização em leilões e seus efeitos no preço de bezerros de corte Manejo da comercialização em leilões e seus efeitos no preço de bezerros de corte. Acesso em: 27 Jun 2026.

CHRISTOFARI, L. F.; BARCELLOS, J. O. J.; BRACCINI NETO, J.; OAIGEN, R. P.; SANTOS, A. P.; CANOZZI, M. E. A. Efeitos do peso vivo sobre a comercialização de bezerros de corte em leilões. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*, 2010.

EATON, B.C.; EATON, D.F. *Microeconomia* 3.ed. São Paulo: Saraiva, 1999.

EMATER. Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural do Estado do Rio Grande do Sul. Cotações Agropecuárias. Disponível em: < Emater/RS - Referência de Qualidade em Extensão Rural.

EVANGELISTA et. al. Principais fatores que influenciam a venda de touros em leilões de gado. *Revista Mexicana de Ciências pecuárias*. Vol. 10, n. 3, p. 1-13, 2019. Disponível em: <https://cienciaspecuarias.inifap.gob.mx/index.php/Pecuarias/article/view/4609> Acesso em: 27 Jun 2026.



FAMA E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. The Journal of Finance. Vol. 25, n. 2, p. 383-417, 1969. Disponível em: https://www.jstor.org/stable/pdf/2325486.pdf?refreqid=excelsior%3Afa9f506d2374e8fa2490def95cb6b13e&ab_segments=&origin=&acceptTC=1 Acesso em: 27 Jun 2026.

GUARNIERI, R. A. Emprego de redes neurais artificiais e regressão linear múltipla no refinamento das previsões de radiação solar do modelo ETA. Dissertação de Mestrado do Curso de Pós-Graduação em Meteorologia. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. São José dos Campos, 2006.

GUJARATI, D. N. Econometria básica. 5ª.ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2011.

HAIR JF. et. al. Análise Multivariada de dados. 6 ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.

HARRIS, P. et. al. Influence of Geographical Effects in Hedonic Pricing Models for Grass-Fed Cattle in Uruguay. Agricultural Economics, Policies and Rural, 2020.

IBGE. Censo Agropecuário 2017. [Rio de Janeiro, 2018]. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017> Acesso em: 27 Jun 2026.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Contas Nacionais Trimestrais. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9300-contas-nacionais-trimestrais.html?edicao=20920&t=series-historicas> Acesso em: 27 Jun 2026.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional Por Amostra (PNDA). Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/>. Acesso em: 27 Jun 2026.

LANFRANCO B. A.; CASTAÑO J. P. Hedonic Pricing of Grass-Fed Cattle in Uruguay: Effect of Regional Resource Endowments. Rangeland Ecology & Management. Vol. 70, n. 5, p. 549-559, 2017. Disponível em: <https://www.cambridge.org/core/journals/journal-of-agricultural-and-applied-economics/article/can-cattle-basis-forecasts-be-improved-a-bayesian-model-averaging-approach/7366E7D99E2148E7D752E2776D6AE08D> Acesso em: 27 Jun 2026.

LOPEZ, J. A.; BANKOLE, T.; WAHRMUND, J. A. Hedonic Analysis of Feeder Cattle Auction Prices in Northeast Texas. Southern Agricultural Economics Association's. Vol. 4, n. 7, p. 1-30, 2017.



MACHADO FILHO, C. A. P. Leilões de animais no Brasil. *Revista de Administração*, São Paulo, v. 29, n. 1, p. 76-82, 1994.

OLIVEIRA, C. B., BORTOLI, E. C., BARCELLOS, J. O. J. Diferenciação por qualidade de carne: a ótica do bem estar animal. *Ciência Rural*, v. 38, 2008. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0103-84782008000700049>. Acesso em: 27 Jun 2026.

PRADO JR, Caio. *História Econômica do Brasil*. 43ª ed. São Paulo: Brasiliense, 2012.

SCHNEIDER, Sergio et al. Os efeitos da pandemia da covid-19 sobre o agronegócio e a alimentação, *Estudos Avançados*, v. 34, n. 100, p. 167-188, 2020.

TATE, S. T. et. al. Calf and yearling prices in California and the western United States. *California Agriculture*. Vol. 70, n. 4, p. 179-186, 2016. Disponível em: <http://calag.ucanr.edu/archive/?article=ca.2016a0019> Acesso em: 27 Jun 2026.

THALER, Richard; BARBERIS, Nicholas. A Survey of Behavioral Finance. *Handbook of the Economics of Finance*, Set 2002.