



Precificação de touros Nelore de elite: Uma análise hedônica intra-segmento no Leilão Golias Select

Pricing elite Nellore bulls: A within-segment hedonic analysis of the Golias Select Auction

Otávio Florentino Detoni ¹ , Polliany Aparecida Lopes de Carvalho ² 

RESUMO

O mercado brasileiro de reprodutores de elite mobiliza simultaneamente marcadores genealógicos e indicadores fenotípicos de mérito produtivo como sinais de qualidade. Como a literatura de preços hedônicos aplicada a reprodutores costuma comparar animais de segmentos genéticos distintos, permanece pouco explorada a questão de quais atributos diferenciam preços quando a oferta já reúne animais de um mesmo patamar de elite, situação em que o prêmio de pertencer ao segmento não é identificável e apenas a variação interna se observa. Diante dessa lacuna, o objetivo deste estudo é estimar os determinantes da variação intra-segmento dos preços de touros Nelore de elite comercializados no leilão Golias Select, realizado em abril de 2024. Para tanto, estimou-se uma função de preços hedônicos para 47 reprodutores por mínimos quadrados ordinários com erros-padrão robustos, complementada por modelo Tobit com censura à esquerda no preço de reserva como verificação de robustez, relacionando características fenotípicas de mérito produtivo e marcadores genealógicos (consanguinidade e intensidade da presença da linhagem Golias na genealogia) aos preços observados. A área de olho de lombo apresenta associação positiva e significativa a 5%, e a circunferência escrotal, associação positiva de significância apenas marginal (10%); consanguinidade e presença de Golias não apresentam associação estatisticamente detectável, ainda que a dimensão reduzida da amostra limite o poder do teste. Os resultados, de caráter exploratório, sugerem que, uma vez internalizado o patamar de elite, a diferenciação de preços responde sobretudo ao mérito produtivo observável, e não à genealogia formal.

Palavras-chave: Preços hedônicos; Reprodutores bovinos; Mérito produtivo; Marcadores genealógicos.

ABSTRACT

The Brazilian market for elite breeding bulls mobilizes both pedigree markers and phenotypic indicators of productive merit as quality signals. Because the hedonic pricing literature on breeding bulls typically compares animals from distinct genetic segments, it remains largely unexplored which attributes differentiate prices when the offering already comprises animals of the same elite tier, a setting in which the premium of belonging to the segment is not identifiable and only within-segment variation is observed. Given this gap, the purpose of this study is to estimate the determinants of within-segment price variation among elite Nellore bulls sold at the Golias Select auction in April 2024. To this end, a hedonic pricing function was estimated for 47 breeding bulls by ordinary least squares with robust standard errors, complemented by a Tobit model with left-censoring at the reserve price as a robustness check, relating phenotypic indicators of productive merit and pedigree markers (inbreeding and the intensity of Golias lineage presence) to observed prices. Ribeye area displays a positive association significant at the 5% level, and scrotal circumference a positive association of only marginal significance (10%); inbreeding and Golias lineage intensity display no statistically detectable association, although the small sample size limits test power. The findings, exploratory in nature, suggest that once the elite tier is internalized, price differentiation responds primarily to observable productive merit rather than to formal pedigree.

Keywords: Hedonic prices; Breeding bulls; Productive merit; Pedigree markers.

¹ Universidade Federal de São João del-Rei;² Universidade Federal do Mato Grosso;

Autor correspondente 1: otaviodetonii@gmail.com

Recebido em: 15/06/2026. Aceito em: 07/08/2026.

Este é um artigo publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Attribution (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>), que permite uso, distribuição e reprodução em qualquer meio, sem restrições desde que o trabalho original seja corretamente citado. 

1 INTRODUÇÃO

O Brasil ocupa posição de destaque na pecuária bovina mundial, figurando entre os principais produtores e exportadores de carne bovina. Com um rebanho comercial estimado em 195,5 milhões de cabeças, o maior do mundo, o país respondeu em 2025 por 16,1% da produção mundial de carne bovina e exportou 3,5 milhões de toneladas para 177 destinos, consolidando-se, pela primeira vez, como maior produtor e mantendo a liderança nas exportações globais (ABIEC, 2026). No centro dessa trajetória está a raça Nelore: cerca de 80% do rebanho de corte brasileiro é reconhecido como de sangue Nelore, somados os animais Puros de Origem, os de CEIP, o contingente comercial e os anelorados (ACNB, 2024). A consolidação dessa raça no Brasil resulta de um processo histórico de seleção genética, impulsionado por importações estratégicas da Índia que introduziram linhagens fundamentais, como Karvadi, Taj Mahal e Golias, hoje identificadas como os principais reprodutores-base da raça (Oliveira et al., 2002). A difusão da raça no território nacional é usualmente atribuída ao seu desempenho reprodutivo e produtivo em clima tropical, associado a rusticidade, fertilidade e adaptabilidade.

Entre essas linhagens, Golias ocupa lugar de destaque no mercado de animais de elite, ainda que seu efetivo populacional seja inferior ao das linhagens Karvadi e Taj Mahal (Oliveira et al., 2002). Sua influência está associada à transmissão de atributos valorizados em programas de melhoramento, como conformação, desempenho produtivo e características reprodutivas. Em leilões especializados, nos quais criadores buscam reprodutores capazes de combinar consistência genealógica e desempenho superior, a presença de linhagens reconhecidas pode funcionar como sinal de qualidade. Ao mesmo tempo, a intensificação do uso de determinados ancestrais torna a consanguinidade uma dimensão relevante da análise, pois ela pode sinalizar a fixação de traços desejáveis, mas também exige manejo cuidadoso para evitar perdas de variabilidade genética (Oliveira et al., 2002). Para a raça Nelore, estimativas recentes de genética quantitativa quantificam os efeitos adversos da endogamia sobre características produtivas e reprodutivas (Mota et al., 2024).

Nas últimas décadas, a pecuária brasileira tem passado por um processo de crescente incorporação de tecnologias reprodutivas e informacionais. A expansão da inseminação artificial é um dos indicadores mais evidentes desse movimento. Segundo o Index ASBIA (ASBIA, 2026), a técnica alcançou, em 2025, 4.529 municípios brasileiros, o equivalente a 81% do total, com 23,1 milhões de doses de sêmen produzidas no país e crescimento superior a 15% em relação ao ano anterior. Naquele ano, 21,29% das matrizes

foram inseminadas, o terceiro melhor resultado da série histórica. Esse avanço reforça a centralidade econômica da genética na pecuária de corte, mas também levanta uma questão empírica importante: em que medida as informações genéticas formais são efetivamente incorporadas aos preços de mercado?

A literatura sobre precificação de reprodutores sugere que essa relação é complexa. Irsik et al. (2008) constataram que os dados de Diferença Esperada na Progenie (DEP) exercem influência limitada sobre os preços de touros, principalmente em razão da necessidade de os produtores consolidarem confiança nessas ferramentas. No Brasil, Braga (2021) identificou que os dados do Índice de Qualidade Genética (IQG) oferecem pouca explicação para os determinantes de preço de touros Nelore em leilões. Em precedente pioneiro para o mercado brasileiro, Madalena et al. (1996) já haviam constatado que o parentesco com touros de renome e as premiações em exposições afetam o preço do sêmen de reprodutores Nelore, indício de que marcadores simbólicos de genealogia podem operar como sinais de qualidade independentemente do mérito produtivo aferido. Detoni (2024), por sua vez, mostrou que as DEPs exercem influência apenas modesta sobre as variações do preço do sêmen, com significância de baixa magnitude para características como circunferência escrotal ao sobreano, idade ao primeiro parto e peso aos 120 dias. De forma complementar, Ingram et al. (2023), em experimentos com produtores, evidenciaram que a provisão de informação genética modula expectativas de preço e pode atenuar vieses de avaliação. Em conjunto, esses estudos indicam que os relatórios genéticos contribuem para a formação de expectativas e decisões de precificação, mas não necessariamente dominam a formação dos preços.

A literatura de preços hedônicos aplicada a reprodutores converge para um padrão semelhante: atributos fenotípicos, produtivos e facilmente observáveis tendem a desempenhar papel central na formação dos preços, enquanto indicadores genéticos formais apresentam influência mais limitada ou heterogênea. Em estudo seminal sobre touros de raças puras, Dhuyvetter et al. (1996) documentaram prêmios associados ao peso, ao perímetro escrotal e à condição mocha. Mais recentemente, Thompson et al. (2022) estimaram uma função hedônica incorporando DEPs, DEPs genômicas e atributos fenotípicos, encontrando efeitos significativos do peso de venda, da idade, do escore de *frame* e da DEP de área de olho de lombo sobre o preço, ao passo que as DEPs genômicas, em geral, não se associaram a variações no preço de venda.

Evidências para mercados sul-americanos reforçam essa interpretação. Lopes et al. (2023), ao analisarem 1.540 touros Braford e 1.179 Brangus comercializados em leilões no Rio Grande do Sul por meio de regressão quantílica, encontraram que peso, musculatura e escore de condição corporal valorizam os animais, enquanto *frame* e tamanho de prepúcio os depreciam. Na Argentina, Gatti, Funes e Amaro (2025) estimaram que os produtores valorizam sobretudo atributos observáveis, como peso, idade e cor da pelagem, enquanto as DEPs ocupam posição secundária, sugerindo que parte do valor atribuído à genética pode estar incorporada à reputação dos criadores. Além disso, a heterogeneidade entre compradores também tem sido documentada: Tang et al. (2023) e Joseph et al. (2024), por meio de modelos de mistura finita, identificaram segmentação implícita do mercado, com grupos distintos de compradores, alguns mais sensíveis a atributos mensurados e outros menos responsivos a esse tipo de informação.

No que se refere especificamente à genealogia, a consanguinidade ocupa posição ambígua. Por um lado, pode sinalizar a fixação de uma linhagem valorizada; por outro, pode estar associada à depressão endogâmica. Mota et al. (2024), em análise de dados genômicos e de pedigree de bovinos Nelore, estimaram efeitos desfavoráveis do aumento da endogamia sobre características produtivas e reprodutivas, da ordem de 0,12% a 0,51% do valor médio do traço para cada 1% de incremento no coeficiente de consanguinidade. Esse caráter dual torna empiricamente relevante investigar se, e como, o grau de consanguinidade e a recorrência de uma linhagem específica na genealogia se traduzem em diferenças de preço em leilões de elite.

O leilão Golias Select oferece um recorte empírico particularmente adequado para essa investigação. Por reunir animais pertencentes a um segmento de elite fortemente associado à linhagem Golias, o leilão não permite identificar, de forma direta, um prêmio geral de mercado da linhagem em relação a animais externos a esse segmento. A ausência de um grupo de comparação fora do universo Golias torna a pergunta sobre o prêmio geral da linhagem pouco informativa para os dados disponíveis. A questão norteadora deste estudo passa a ser outra: uma vez internalizado um padrão genético elevado e relativamente comum aos animais ofertados, quais atributos explicam a diferenciação de preços dentro desse mercado?

Diante desse quadro, o objetivo deste estudo é estimar uma função de preços hedônicos para touros Nelore comercializados no leilão Golias Select, de modo a identificar quais atributos diferenciam os preços no interior de um segmento genético homogêneo. Esse objetivo orienta diretamente a estratégia empírica descrita na seção seguinte: a função hedônica é estimada por mínimos quadrados ordinários com erros-padrão robustos e verificada por modelo Tobit, contrastando o papel de atributos fenotípicos e produtivos, como ganho de peso por idade, área de olho de lombo, marmoreio e circunferência escrotal, com o de marcadores genealógicos formais, especialmente o grau de consanguinidade e o número de aparições de Golias na genealogia.

A contribuição do trabalho reside em examinar uma dimensão ainda pouco explorada na literatura de precificação de reprodutores: a relação entre genealogia, consanguinidade e preços quando a oferta já se restringe a um mesmo patamar de elite. Ao tratar o leilão como um exercício de preços hedônicos intra-segmento, o artigo oferece evidência empírica sobre quais características efetivamente diferenciam os preços quando a genética de base já é elevada e relativamente compartilhada pelos animais ofertados.

2 MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos a partir dos resultados do leilão Golias Select, realizado de forma *on-line* no dia 24 de abril de 2024, às 14h. O evento contou com a comercialização de 47 animais da raça Nelore. Para cada touro reprodutor vendido, foram coletadas informações detalhadas referentes às características fenotípicas, atributos genéticos e dados de genealogia, conforme disponibilizados no catálogo e nos registros oficiais do leilão.

A variável dependente do estudo é o preço total de venda do animal no leilão, expresso em reais. Para fins econométricos, utilizou-se o logaritmo natural do preço, de

modo a captar relações proporcionais entre as variáveis e reduzir a influência de valores extremos, tornando a interpretação dos coeficientes mais direta em termos percentuais. Quanto à leitura dos coeficientes, note-se que, em especificações log-lineares o efeito percentual exato associado a uma variação unitária de um regressor contínuo é dado por $100 \times [\exp(\beta) - 1]$, sendo a leitura direta de $100 \times \beta$ uma aproximação de primeira ordem válida apenas para coeficientes de pequena magnitude (Wooldridge, 2025). As magnitudes percentuais reportadas na Seção 3 correspondem à transformação exponencial; como os coeficientes objeto de interpretação percentual situam-se abaixo de 0,02 em valor absoluto, as duas expressões coincidem até a segunda casa decimal. Convém registrar a estrutura de comercialização do leilão, que condiciona a forma da variável dependente: os lotes são negociados em 30 parcelas, e os lances incidem sobre o valor da parcela em incrementos de R\$ 10, de modo que o preço total se desloca em degraus de R\$ 300. O lance mínimo correspondeu a uma parcela de R\$ 450 (ou R\$ 13.500 no total), e todos os preços observados situam-se nessa grade.

As variáveis independentes foram organizadas em dois grupos: características fenotípicas e características genealógicas. Entre as fenotípicas estão a área de olho de lombo, obtida por ultrassonografia e representativa da quantidade de músculo na carcaça; o marmoreio, correspondente à gordura intramuscular; a circunferência escrotal, medida em centímetros e reconhecida como indicador de fertilidade e precocidade sexual; e o ganho de peso por mês, razão entre o peso registrado no leilão e a idade do animal em meses, utilizado como indicador de desempenho produtivo que sintetiza peso e idade em uma única medida, evitando a colinearidade decorrente de sua inclusão simultânea. A espessura de gordura subcutânea, também mensurada por ultrassonografia, foi inicialmente considerada, mas excluída da especificação final: quando incluída, não apresenta associação significativa com o preço, exibe coeficiente de sinal negativo, de difícil interpretação econômica, e reduz o R^2 ajustado, sem alterar os demais resultados. Sua remoção preserva graus de liberdade em uma amostra reduzida, sem perda de conteúdo explicativo.

As variáveis genealógicas incluem a consanguinidade, expressa em percentual e calculada com base no coeficiente de endogamia, que indica o grau de parentesco entre os ancestrais do animal, e a presença de Golias na genealogia, medida pelo número de vezes em que esse touro aparece na árvore genealógica do indivíduo avaliado. Ambas as variáveis foram construídas a partir do catálogo oficial do leilão, que informa, para cada lote, a árvore genealógica do animal e o respectivo coeficiente de endogamia, apurados junto ao registro genealógico da raça. A contagem de aparições de Golias resulta da identificação nominal do reprodutor nas posições da genealogia divulgada no catálogo. Esse mesmo procedimento fundamenta a caracterização da amostra como integralmente descendente da linhagem Golias: todos os 47 animais registram ao menos três aparições do reprodutor em sua genealogia, três é o valor mínimo observado dessa variável, conforme a Tabela 1, de modo que a variável nunca assume valor zero e não há, no conjunto analisado, animal externo à linhagem.

Para analisar a influência dessas variáveis sobre o preço, empregou-se a técnica de regressão linear múltipla, estimada por mínimos quadrados ordinários com erros-padrão robustos (Wooldridge, 2025), na tradição da função de preços hedônicos (Rosen, 1974). Nessa abordagem, o preço de um bem heterogêneo é decomposto nos preços implícitos

de seus atributos, de modo que cada coeficiente estimado aproxima a disposição marginal a pagar dos compradores pela característica correspondente. No mercado de reprodutores, o preço de venda reflete, assim, o valor que os criadores atribuem ao conjunto de características fenotípicas e genéticas embutidas no animal.

O modelo econométrico estimado pode ser representado pela seguinte expressão:

$$\ln(P_i) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 J_i + \varepsilon_i$$

em que $\ln(P_i)$ representa o logaritmo natural do preço total de venda do touro i ; β_0 é o intercepto; X_i corresponde ao vetor de características fenotípicas; J_i representa o vetor de características genealógicas; β_1 e β_2 são vetores de parâmetros associados às respectivas variáveis explicativas; e ε_i é o termo de erro aleatório, que capta fatores não observados que influenciam o preço.

Por se tratar de oferta curada em torno da linhagem Golias, a amostra é geneticamente homogênea no que se refere ao patamar de elite; a estimação capta, portanto, a variação de preço intra-segmento, e a interpretação dos resultados deve respeitar esse recorte. Como verificação de robustez, o modelo é também estimado por máxima verossimilhança com censura à esquerda no preço de reserva (Tobit); a estratégia empírica correspondente é detalhada na subseção a seguir.

2.1 ESTRATÉGIA EMPÍRICA E TRATAMENTO DA CENSURA NO PREÇO DE RESERVA

A análise de preços de leilão impõe uma consideração econométrica adicional. Em leilões com preço de reserva, o valor transacionado de um lote que não atrai lances competitivos acima do mínimo iguala-se ao próprio preço de reserva; apenas os lotes disputados revelam um preço estritamente superior. Como se verá na seção de resultados, parcela expressiva dos animais foi arrematada exatamente no lance mínimo, o que concentra observações no piso e caracteriza censura à esquerda da variável dependente. Importa explicitar a definição teórica adotada para a variável latente. Ela é aqui interpretada como o preço competitivo não restrito, isto é, o valor que o lote alcançaria caso atraísse ao menos um segundo lance acima do piso, e não como a disposição a pagar do arrematante. Do ponto de vista da teoria econométrica de leilões, o arremate no preço de reserva reflete a ausência de um segundo lance competitivo, e não necessariamente uma avaliação latente do comprador vencedor inferior ao piso. Por essa razão, o Tobit é reportado neste trabalho como verificação de robustez e de sensibilidade frente ao MQO, e não como especificação estrutural preferida.

Sob essa convenção, o estimador de mínimos quadrados ordinários é viesado, pois trata os valores no piso como realizações genuínas da variável latente, e não como limites inferiores. Para acomodar essa estrutura, adota-se o modelo de regressão censurada (Tobit), proposto por Tobin (1958). Seja P_i^* o preço competitivo latente, conforme definido acima, isto é, o valor que se realizaria sob disputa e $c = \ln(13.500)$ o limite de censura. Toda a formulação desta subseção é expressa em escala logarítmica: o índice latente, o valor observado e o limite de censura referem-se, todos, ao logaritmo natural do preço, convenção mantida na equação do modelo latente, na função de verossimilhança e na interpretação dos coeficientes. O preço observado é dado por:

$$\ln(P_i) = \ln(P_i^*), \text{ se } \ln(P_i^*) > c; \quad \ln(P_i) = c, \text{ caso contrário}$$

com $\ln(P_i^*) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 J_i + \varepsilon_i$ e $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$. Diferentemente do Tobit canônico, em que o limite é zero, a censura ocorre aqui em um valor não nulo (o preço de reserva), diretamente acomodado pela generalização do modelo de Tobin para limites de censura arbitrários. Os parâmetros são estimados por máxima verossimilhança, cuja função combina a densidade normal para as observações acima do piso e a probabilidade acumulada de estar no piso para as observações censuradas:

$$L = \prod (\ln P_i > c) \sigma^{-1} \varphi[(\ln P_i - (\beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 J_i))/\sigma] \times \prod (\ln P_i = c) \Phi[(c - (\beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 J_i))/\sigma]$$

em que $\varphi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ são, respectivamente, a função densidade e a função de distribuição acumulada da normal padrão. Vale a ressalva interpretativa usual: no Tobit, os coeficientes medem o efeito das variáveis sobre o índice latente $\ln(P_i^*)$, e não diretamente sobre o preço observado; o efeito marginal sobre o valor esperado observado é atenuado pela probabilidade de o lote ser disputado. Há, ademais, uma especificidade do contexto de leilão: um lote arremata no piso quando não atrai competição acima do preço de reserva, ou seja, quando a segunda maior avaliação fica abaixo dele; assim, o valor observado no piso reflete a estrutura competitiva do lance, e não necessariamente uma disposição a pagar latente que lhe seja inferior. Como o objetivo é verificar a robustez do padrão de sinais e significância estimado por MQO, e não recuperar elasticidades estruturais, reporta-se o Tobit ao lado do MQO, com a censura fixada no logaritmo do preço de reserva.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis. Os animais formam um conjunto homogêneo em termos de patamar produtivo (idade, peso e medidas de carcaça apresentam coeficientes de variação entre 6% e 12%), mas heterogêneo no que se refere aos marcadores genealógicos: a consanguinidade varia de 7,4% a 49,6% (CV $\approx$ 28%) e o número de aparições de Golias na genealogia, de 3 a 21 (CV $\approx$ 46%).

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Unidade	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV (%)
Preço total	R\$	15.031,9	2.820,7	13.500	27.000	18,8
Ganho de peso por mês	kg/mês	23,04	2,01	18,27	27,28	8,7
Área de olho de lombo	cm ²	114,03	9,19	87,57	132,36	8,1
Circunferência escrotal	cm	38,28	2,86	33,00	45,00	7,5
Marmoreio	pontos	3,42	0,42	2,31	4,25	12,3
Consanguinidade	%	34,62	9,74	7,42	49,60	28,1
Presença de Golias	nº	11,13	5,06	3,00	21,00	45,5
EGS †	mm	4,93	1,24	2,81	8,00	25,3

Nota: n = 47. CV = coeficiente de variação. † Espessura de gordura subcutânea (EGS), não incluída na especificação final por não ser significativa e reduzir o R^2 ajustado (ver Seção 2.1).

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do leilão Golias Select (24 abr. 2024).

A Tabela 2 apresenta a função de preços hedônicos estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO), com erros-padrão robustos, e, na coluna seguinte, por máxima verossimilhança com censura à esquerda (Tobit). Convém fixar a natureza do exercício: a oferta do leilão reúne animais de um mesmo patamar de elite, todos descendentes da linhagem Golias. A estimação capta, portanto, os determinantes da variação de preço dentro desse segmento (não o prêmio de pertencer a ele), isto é, o que diferencia os preços entre animais já situados no topo do mercado.

Tabela 2 – Determinantes do preço dos touros Nelore (variável dependente: ln do preço total)

Variável	MQO	Tobit
Ganho de peso por mês (kg/mês)	0,0021 (0,0139)	0,0059 (0,0171)
Área de olho de lombo (cm ²)	0,0079** (0,0036)	0,0108*** (0,0038)
Circunferência escrotal (cm)	0,0114* (0,0067)	0,0189* (0,0112)
Marmoreio	-0,0440 (0,0653)	-0,0754 (0,0744)
Consanguinidade (%)	0,0004 (0,0017)	-0,0012 (0,0029)
Presença de Golias na genealogia	-0,0026 (0,0037)	-0,0083 (0,0064)
Constante	8,3839*** (0,4789)	7,8520*** (0,6142)
Observações	47	47
R^2	0,285	—
R^2 ajustado	0,178	—
F (6, 40)	1,98	—
Log-verossimilhança	—	-0,34
LR χ^2 (6)	—	17,85***

Nota: Erros-padrão entre parênteses (robustos no MQO; de máxima verossimilhança no Tobit). O Tobit considera censura à esquerda no preço de reserva, $\ln(13.500) = 9,5104$. O teste F é o Wald robusto, calculado com a mesma matriz de covariância dos erros-padrão. *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do leilão Golias Select (24 abr. 2024).

O modelo de MQO explica 28,5% da variação do logaritmo do preço (R^2 ajustado de 0,18), mas não alcança significância conjunta aos níveis usuais quando o teste emprega a mesma matriz de covariância robusta usada nos erros-padrão ($F(6, 40) = 1,98$; p = 0,09); sob a matriz clássica, o valor seria 2,66 (p = 0,03). Reporta-se a versão robusta por coerência com a especificação adotada. O desempenho é compatível com uma amostra pequena e geneticamente homogênea, e reforça o caráter exploratório dos resultados.

Dois atributos diferenciam preços dentro do segmento, e ambos são fenótipos de mérito produtivo direto. A área de olho de lombo é significativa a 5%: um aumento de 1 cm² está associado a um preço cerca de 0,79% maior, *ceteris paribus*, refletindo a disposição a pagar por maior rendimento de carcaça. A circunferência escrotal apresenta significância apenas marginal, ao nível de 10%: cada centímetro adicional associa-se a um preço aproximadamente 1,15% maior, resultado coerente com sua função consagrada de indicador de fertilidade e precocidade sexual. Em uma amostra de 47 observações e com seis coeficientes testados simultaneamente, esse achado deve ser tratado como evidência fraca, sem o mesmo peso interpretativo de um resultado significativo a 5% ou a 1%. Marmoreio e ganho de peso por mês não diferenciam preços de forma estatisticamente detectável.

Os marcadores genealógicos formais não diferenciam os preços, e isso não decorre de ausência de variação. Conforme a Tabela 1, os marcadores genealógicos exibem dispersão muito superior à das características fenotípicas incluídas no modelo: os coeficientes de variação alcançam cerca de 28% para a consanguinidade e 46% para o número de aparições de Golias, ante uma faixa de 6% a 12% entre os atributos fenotípicos. Apesar dessa ampla variação genealógica, nem a intensidade da presença de Golias nem o grau de consanguinidade explicam as diferenças de preço. O resultado é compatível com a hipótese de que, condicionada à pertença ao segmento de elite, a genealogia formal não se manifesta como margem de precificação estatisticamente detectável, e de que a diferenciação se organiza sobretudo em torno do mérito produtivo observável, isto é, rendimento de carcaça e capacidade reprodutiva. A interpretação exige cautela: trata-se de associação condicional estimada em um único evento, e não de identificação causal, de modo que não se pode concluir categoricamente que os compradores não atribuam valor à genealogia. O que os dados indicam é que, controlados os atributos fenotípicos, variações na intensidade da linhagem e no grau de endogamia não se traduzem em diferenças de preço detectáveis nesta amostra.

Impõe-se delimitar o que a não significância autoriza concluir. Com seis variáveis explicativas e um intercepto estimados sobre 47 observações, restam 40 graus de liberdade, e o poder estatístico para detectar efeitos de magnitude modesta é limitado, o que eleva o risco de erro do tipo II. Os intervalos de confiança de 95% dos coeficientes de MQO são amplos e, no caso das variáveis genealógicas, compatíveis com efeitos de sinais opostos: consanguinidade, [-0,0030; 0,0038]; presença de Golias, [-0,0101; 0,0049]. O mesmo vale para ganho de peso por mês, [-0,0260; 0,0302], e marmoreio, [-0,1760; 0,0880]. Entre os atributos com significância detectada, os intervalos são [0,0006; 0,0152] para a área de olho de lombo e [-0,0021; 0,0249] para a circunferência escrotal ao nível de 95%. A leitura adequada não é, portanto, a de ausência de associação entre marcadores genealógicos e preço, mas a de que a amostra não permite distinguir tal associação de zero com a precisão usual.

A hipótese de que a multicolinearidade entre os marcadores genealógicos esteja ampliando os erros-padrão não se sustenta nos dados. A Tabela 3 reporta a matriz de correlações entre as variáveis explicativas e os respectivos fatores de inflação da variância (VIF).

Tabela 3 – Matriz de correlações das variáveis explicativas e fatores de inflação da variância

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	VIF
(1) Ganho de peso por mês	1,000						1,49
(2) Área de olho de lombo	0,451	1,000					1,50
(3) Circunferência escrotal	0,073	-0,055	1,000				1,28
(4) Marmoreio	0,075	0,235	-0,265	1,000			1,14
(5) Consanguinidade	0,003	0,284	0,088	0,068	1,000		1,13
(6) Presença de Golias	0,294	0,059	-0,330	0,086	-0,058	1,000	1,29

Nota: n = 47. VIF calculado a partir da regressão auxiliar de cada variável explicativa sobre as demais.
 Fonte: Elaboração própria com base nos dados do leilão Golias Select (24 abr. 2024).

Todos os VIF situam-se abaixo de 1,5, muito aquém dos limiares convencionais de atenção. Em particular, a correlação entre o número de aparições de Golias na genealogia e o grau de consanguinidade é de -0,058, praticamente nula, de modo que a ausência de significância dessas duas variáveis não decorre de inflação dos erros-padrão por colinearidade entre elas. A maior correlação do conjunto, entre ganho de peso por mês e área de olho de lombo (0,451), permanece em patamar inócuo.

Uma distinção é necessária. Como todos os animais descendem de Golias (a variável nunca assume valor zero), o estudo não identifica o prêmio de pertencer ao segmento de elite frente a reprodutores fora dele. O que se estima, e se mostra nulo, é o efeito marginal da maior ou menor intensidade da presença de Golias e do grau de consanguinidade no interior do segmento.

Merece registro uma característica da variável dependente: 36% dos animais foram arrematados exatamente no lance mínimo do leilão (o preço de reserva, de R\$ 13.500) e 53% a, no máximo, R\$ 13.800, apenas um incremento de lance acima do piso. Na prática, a maioria dos lotes foi liquidada no piso, e a diferenciação de preços concentra-se na minoria que atraiu lances competitivos. A estimação por MQO capta, portanto, sobretudo o que explica o prêmio acima do preço de reserva. A Tabela 4 detalha a distribuição de frequências do preço de arremate.

Tabela 4 – Distribuição de frequências do preço de arremate

Faixa de preço de arremate	Frequência	%	% acumulado
R\$ 13.500 (preço de reserva)	17	36,2	36,2
R\$ 13.800 (um incremento acima do piso)	8	17,0	53,2
R\$ 14.100 a R\$ 15.000	14	29,8	83,0
R\$ 15.001 a R\$ 20.000	5	10,6	93,6
Acima de R\$ 20.000	3	6,4	100,0
Total	47	100,0	—

Nota: n = 47. Os preços observados assumem apenas valores múltiplos de R\$ 300, em razão da estrutura de lances em 30 parcelas com incrementos de R\$ 10. O preço máximo observado foi de R\$ 27.000.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do leilão Golias Select (24 abr. 2024).

Como verificação de robustez, e dada essa concentração no preço de reserva, o modelo foi reestimado por máxima verossimilhança com censura à esquerda em $\ln(13.500)$ (Tobit), reportado na segunda coluna da Tabela 2. Os resultados são qualitativamente semelhantes aos do MQO: a área de olho de lombo permanece significativa, com magnitude maior (0,0108; $p < 0,01$), e a circunferência escrotal mantém-se significativa a 10% (0,0189; $p = 0,09$), enquanto consanguinidade e presença de Golias seguem sem associação significativa ($p = 0,69$ e $p = 0,20$). O teste de razão de verossimilhança rejeita a nulidade conjunta dos parâmetros ($\chi^2(6) = 17,85$; $p = 0,007$). A maior magnitude dos coeficientes de mérito produtivo sob censura é consistente com a atenuação esperada do MQO no piso, e a convergência das duas especificações aponta na mesma direção da leitura de que a diferenciação de preços intra-segmento se organiza pelo mérito produtivo observável, e não pela genealogia formal. Essa convergência, contudo, não constitui evidência independente: as duas especificações utilizam a mesma amostra e praticamente o mesmo conjunto de pressupostos e variáveis, diferindo apenas no tratamento da censura. Acresce que somente dois dos quatro atributos produtivos apresentam alguma significância, um deles apenas ao nível de 10%.

A evidência é modesta e exige cautela. Com seis coeficientes testados simultaneamente, a probabilidade de ao menos um falso positivo ao nível de 5% é não desprezível (cerca de 27%), e o coeficiente da área de olho de lombo, embora significativo no teste individual usual, não sobrevive a correções conservadoras para comparações múltiplas. O achado mais robusto não é um coeficiente isolado, mas o padrão: os preços intra-segmento respondem a atributos de mérito produtivo direto e são insensíveis aos marcadores genealógicos.

Algumas limitações qualificam os resultados. Os dados provêm de um único leilão, o que restringe a validade externa e impede estimar o prêmio da linhagem Golias; observam-se apenas animais efetivamente vendidos, e o preço concentra-se fortemente no valor de reserva (cerca de 36% das observações no piso), o que configura censura à esquerda; a dimensão reduzida ($n = 47$) restringe o poder estatístico; e variáveis de microestrutura do leilão, como ordem do lote, horário e esforço de *marketing*, e de reputação do criador, não foram observadas e podem influenciar o preço. Por fim, a estrutura de lances em parcelas faz o preço total assumir apenas valores discretos, em múltiplos de R\$ 300, o que confere granularidade à variável dependente e tensiona, ainda que de forma branda, o pressuposto de continuidade subjacente ao MQO e ao Tobit.

Para pesquisas futuras, recomenda-se reunir múltiplos leilões (incluindo animais fora do segmento de elite e sem a linhagem Golias), o que permitiria estimar diretamente o prêmio da linhagem e da consanguinidade, hoje não identificável, e testar a estabilidade do padrão aqui observado em diferentes contextos de mercado.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Tratando o leilão Golias Select como um segmento genético homogêneo, este estudo estimou uma função de preços hedônicos para identificar o que diferencia os preços de touros Nelore de elite dentro desse segmento. A variação de preço intra-segmento associa-se a fenótipos de mérito produtivo direto, sobretudo a área de olho de lombo, significativa a 5% (e a 1% sob a especificação Tobit), e, de forma apenas marginal,

a circunferência escrotal, a 10%, enquanto os marcadores genealógicos formais, consanguinidade e presença de Golias, embora variem amplamente entre os animais, não apresentam associação detectável com os preços.

A leitura sugerida pelos dados é que, uma vez internalizado o padrão de elite da linhagem Golias, não foram identificadas evidências estatísticas de que os marcadores genealógicos avaliados expliquem a variação de preços dentro da amostra analisada, ao passo que os atributos produtivos observáveis apresentam associação detectável com os preços. Trata-se, cabe reiterar, de associação condicional estimada em um único leilão e em amostra reduzida, e não de relação causal estabelecida; a ausência de significância dos marcadores genealógicos indica limitação de poder estatístico e de escopo amostral, e não a demonstração de um efeito nulo. Para criadores e investidores, esse padrão sugere, de forma preliminar, que, dentro desse segmento, o retorno marginal está em aprimorar e sinalizar características de rendimento de carcaça e capacidade reprodutiva, não em acumular marcadores genealógicos já compartilhados pelos concorrentes.

Os resultados são exploratórios, dado o pequeno número de observações e a origem em um único evento. Pesquisas futuras que reúnam múltiplos leilões e contextos de mercado poderão aprofundar a compreensão dos mecanismos que estruturam a formação de preços em leilões de genética bovina de elite.

5 REFERÊNCIAS

ABIEC – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNES. **Beef Report 2026**. Brasília, DF: ABIEC, 2026. Disponível em: <https://abiec.com.br>. Acesso em: 24 jul. 2026.

ACNB – ASSOCIAÇÃO DOS CRIADORES DE NELORE DO BRASIL. **Associação dos Criadores de Nelore do Brasil: 70 anos a serviço da raça Nelore**. São Paulo: ACNB, 2024. ISBN 978-65-985182-1-9. Disponível em: <https://grupotexto.com.br/Projetos/Nelore70anos/Livro-70anos-ACNB.pdf>. Acesso em: 24 jul. 2026.

ASBIA – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE INSEMINAÇÃO ARTIFICIAL. Index ASBIA 2025. In: **Anuário ASBIA de Genética Bovina 2026**. São Paulo: ASBIA, 2026. Disponível em: https://asbia.org.br/wp-content/uploads/Anuario/ASBIA_anuario_2026.pdf. Acesso em: 24 jul. 2026.

BRAGA, A. P. **Fatores determinantes na formação de preços de touros Nelore comercializados em leilões de reprodutores**. 2021. Tese (Doutorado em Sanidade e Produção Animal Sustentável na Amazônia Ocidental) – Universidade Federal do Acre, Rio Branco, 2021. Disponível em: <https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/doc/1156096/1/27497.pdf>. Acesso em: 24 jul. 2026.

DETONI, O. F. Influence of genetic merit on the price of Nelore bull semen in Brazil. **Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias**, Medellín, v. 37, n. 4, p. 233-242, 2024. DOI: <https://doi.org/10.17533/udea.rccp.v37n4a4>.

DHUYVETTER, K. C. et al. Determinants of purebred beef bull price differentials. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, [s. l.], v. 21, n. 2, p. 396-410, 1996. DOI: <https://doi.org/10.22004/ag.econ.31030>.

GATTI, N.; FUNES, V.; AMARO, I. B. Economic value of Brangus cattle traits in Argentina. **Agribusiness**, [s. l.], v. 41, n. 4, p. 969-978, 2025. DOI: <https://doi.org/10.1002/agr.21948>.

INGRAM, S. et al. Predicting seedstock bull prices: does information matter? **Journal of Agricultural and Applied Economics**, [s. l.], v. 55, n. 2, p. 341-357, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1017/aae.2023.19>.

IRSIK, M. et al. Factors affecting the sale price of bulls consigned to a graded sale. **The Bovine Practitioner**, Manhattan, v. 42, n. 1, p. 10-17, 2008. DOI: <https://doi.org/10.21423/bovine-vol42no1p10-17>.

JOSEPH, K. et al. Buyer valuation of Angus bull attributes in Wisconsin. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, [s. l.], v. 56, n. 4, p. 621, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1017/aae.2024.28>.

LOPES, J. F. et al. Price determinants of beef bulls sold in livestock auctions. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 52, e20210227, 2023. DOI: <https://doi.org/10.37496/rbz5220210227>.

MADALENA, F. E. et al. Fatores que afetam o preço de sêmen bovino: 1. raças Nelore e Gir leiteiro. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 25, n. 3, p. 428-436, 1996.

MOTA, L. F. M. et al. Assessment of inbreeding coefficients and inbreeding depression on complex traits from genomic and pedigree data in Nelore cattle. **BMC Genomics**, [s. l.], v. 25, art. 944, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12864-024-10842-w>.

OLIVEIRA, J. H. F. et al. **Nelore**: base genética e evolução seletiva no Brasil. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados, 2002. 54 p. (Documentos / Embrapa Cerrados, n. 49).

ROSEN, S. Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 82, n. 1, p. 34-55, 1974. DOI: <https://doi.org/10.1086/260169>.

TANG, M. et al. Implicit market segmentation and valuation of Angus bull attributes. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, [s. l.], v. 48, n. 2, p. 412-427, 2023. DOI: <https://doi.org/10.22004/ag.econ.320682>.

THOMPSON, T. et al. Valuation of genomic-enhanced expected progeny differences in bull purchasing. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, [s. l.], v. 54, n. 4, p. 713-722, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1017/aae.2022.36>.

TOBIN, J. Estimation of relationships for limited dependent variables. **Econometrica**, [s. l.], v. 26, n. 1, p. 24-36, 1958. DOI: <https://doi.org/10.2307/1907382>.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory econometrics**: a modern approach. 8. ed. Boston: Cengage Learning, 2025.