

Publicação da Secretaria de Política Agrícola
do Ministério da Agricultura e Pecuária,
editada pela Embrapa

e-ISSN 2317-224X
ISSN 1413-4969
Página da revista: www.embrapa.br/rpa

Artigo

Previsão e volatilidade do preço de exportação do boi gordo na Bahia

Resumo – A pecuária de corte no Brasil tem origem no século 16, impulsionada pela expansão da fronteira agrícola e pelo uso de terras esgotadas pela agricultura. Hoje, o Brasil possui o segundo maior rebanho comercial do mundo e é o maior exportador global de carne bovina. A Bahia possui o sétimo maior rebanho do País. A relevância do rebanho baiano para o Brasil e para o Nordeste é inegável. Diante das flutuações no preço do produto, causadas por choques externos no mercado e por transformações produtivas no setor, o objetivo deste estudo foi analisar a volatilidade dos preços de exportação do boi gordo na Bahia entre 2014 e 2023, além de prever os preços para os próximos 12 meses. A metodologia adotada baseia-se na modelagem de séries temporais, com ênfase em modelos de volatilidade, como ARCH, GARCH, EGARCH e TARCH. Os resultados mostraram que não há volatilidade condicional na série de retornos do preço de exportação do boi gordo da Bahia no período analisado. Mesmo assim, há necessidade de aprimoramento e aprofundamento das políticas públicas voltadas à produção e à competitividade desse setor produtivo no estado.

Palavras-chave: inserção externa, pecuária, séries temporais.

Forecast and volatility of the export price of cattle in Bahia

Abstract – Beef cattle farming in Brazil originated in the 16th century, driven by the expansion of the agricultural frontier and the use of lands exhausted by agriculture. Today, Brazil has the world's second-largest commercial herd and is the largest global exporter of beef. Bahia has the country's seventh-largest herd. The relevance of the Bahian herd to Brazil and the Northeast region is undeniable. In light of the product's price fluctuations, caused by

Adian Santos Cordeiro 
3F Weber Comércio e Serviços Ltda.
E-mail: adiancordeiro@gmail.com

Marcelo dos Santos da Silva 
Universidade Estadual de Santa Cruz, Departamento de
Ciências Econômicas, Ilhéus, BA, Brasil
E-mail: masilva@uesc.br
 Autor correspondente

Elenildes Santana Pereira 
Universidade Estadual de Santa Cruz, Departamento de
Ciências Econômicas, Ilhéus, BA, Brasil
E-mail: elen@uesc.br

Priscila de Queiroz Leal 
E-mail: pridequeiroz@gmail.com

Recebido
2/5/2024

Aceito
24/4/2025

Como citar
CORDEIRO, A.S.; SILVA, M. dos S. da; PEREIRA, E.S.; LEAL, P. de Q. Previsão e volatilidade do preço de exportação do boi gordo na Bahia. *Revista de Política Agrícola*, v.34, e01970, 2025. DOI: <https://doi.org/10.35977/2317-224X.rpa2025.v34.01970>.



external market shocks and productive transformations in the sector, the objective of this study was to analyze the volatility of export prices for slaughter cattle in Bahia between 2014 and 2023, in addition to forecasting prices for the next 12 months. The methodology adopted is based on time series modeling, with an emphasis on volatility models such as ARCH, GARCH, EGARCH, and TARCH. The results showed that there is no conditional volatility in the return series of Bahian export prices for fattened cattle during the analyzed period. Despite this finding, there is a need to improve and strengthen public policies aimed at the production and competitiveness of this productive sector in the state.

Keywords: external insertion, livestock, time series.

Introdução

A partir da segunda metade do século 16, a Coroa Portuguesa passou a incentivar a exportação de gado para o Brasil, com ênfase na região do Recôncavo Baiano, de onde o gado se espalhava para o Vale do Rio São Francisco. De Salvador, muitos rebanhos foram enviados para Pernambuco, o Maranhão e o Piauí. Com o crescimento da economia nas áreas litorâneas, a criação de gado começou a se expandir para o interior do Brasil e da Bahia, acompanhada pela expansão da fronteira agrícola, que ocorreu por meio do desmatamento de regiões sem infraestrutura e do uso de terras anteriormente esgotadas pela agricultura. Dessa forma, a pecuária desempenhou importante papel, desde os tempos coloniais, na ocupação do território brasileiro (Silva et al., 2012).

O mercado do boi gordo, que se refere ao comércio do boi destinado ao abate, geralmente é medido em arrobas, unidade que equivale a 15 quilos. Segundo dados da Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne (ABIEC, 2022), o Brasil possui o segundo maior rebanho comercial do mundo, e é o maior exportador global. O movimento do agronegócio da pecuária no Brasil em 2021 foi de R\$ 913,14 bilhões, desde o processo de produção até a comercialização do produto (ABIEC, 2022).

O Brasil, por causa da sua vasta extensão territorial e do clima favorável, possui vantagens comparativas significativas na produção de carnes, o que possibilita a implementação de diversos sistemas de produção que convertem proteína vegetal em proteína animal, conforme destaca Olivo (2008). A produção de carne bovina no País é predominantemente realizada em sistemas de pastagem (90%), com a possibilidade de confinamento na fase final do ciclo produtivo (ABIEC, 2015). O setor tem adotado inovações tecnológicas para atender às exigências dos mercados importadores e dos

órgãos reguladores, como o Sistema Brasileiro de Identificação e Certificação de Origem Bovina e Bubalina (Sisbov), criado em 2002. O objetivo desse sistema é rastrear informações sobre a vida do animal, para garantir um produto de melhor qualidade e sem contaminantes para os consumidores (Embrapa, 2022).

De acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2023), o rebanho brasileiro foi estimado em 234,35 milhões de cabeças em 2022, enquanto o abate de animais em 2021 foi de cerca de 39,14 milhões (ABIEC, 2022). O aumento do número de bovinos é impulsionado por diversos fatores, incluindo o aprimoramento dos processos produtivos, a crescente demanda por carne bovina, a expansão da produção para o Centro-Oeste e o aumento da produtividade nas fazendas. A forte demanda dos mercados interno e externo tem incentivado os produtores a investirem na criação de gado (ABIEC, 2022). Segundo Sabadin (2006), cerca de 80% da produção de carne bovina no Brasil é destinada ao mercado interno, e dados mais recentes da ABIEC (2020) confirmam a tendência. Em 2019, foram exportados 6,9 milhões de toneladas de carnes bovina, suína e de frango. A previsão para 2029 é que o volume suba para 10,36 milhões de toneladas, indicando uma tendência de crescimento das exportações de proteínas do Brasil.

De acordo com o Banco do Nordeste do Brasil (BNB, 2023), a pecuária bovina desempenha importante papel na economia baiana, com o boi gordo sendo peça-chave no setor. Nos últimos anos, a produção dessa atividade tem registrado crescimento relevante. Apesar de grande parte do território baiano fazer parte do Semiárido, o estado conta com regiões bastante favoráveis à pecuária de corte, como o centro-sul. Em 2022, o número de bovinos no estado era de 12.526.243 cabeças, o que representa aproximadamente 5,35% do rebanho nacional, de acordo com o IBGE (2023). Além disso, havia 297.894 estabelecimentos produtivos

em 2017. Itamaraju, no sul da Bahia, em 2022, foi o principal município produtor de carne bovina do estado. Quanto à demanda, a maior parte da carne produzida na Bahia é destinada ao mercado interno. A exportação de carne representa pouco mais de 1% do total das exportações baianas, ou seja, o setor de carnes tem influência limitada nas exportações do estado (SEI, 2020).

A formação de preços no mercado do boi gordo é um processo complexo e influenciado por diversos fatores, que devem ser levados em consideração por produtores, compradores e demais agentes. Diferentes níveis de volatilidade indicam grandes flutuações de preço num curto período, o que pode representar oportunidades de lucro, mas também riscos elevados. Já níveis baixos de volatilidade sugerem movimentos de preço mais estáveis e previsíveis, mas com menor potencial de ganhos significativos. A volatilidade dos preços das commodities é um reflexo das condições de oferta e demanda, bem como das mudanças estruturais e tendências globais (Rogers, 2004). Uma commodity do agronegócio, como a produção de carne bovina, é considerada de alto risco por depender de fatores como clima, praga nas pastagens, doenças no rebanho e a comercialização do produto (Marquezin & Mattos, 2014; Lima et al., 2022).

Existem muitas formas de observar e medir a volatilidade de uma série de preços. Entre elas, destacam-se: a análise gráfica, que permite identificar *clusters* de volatilidade na série; a volatilidade histórica, calculada pelo desvio padrão, que mensura a dispersão dos preços; os métodos de risco de mercado, que usam a volatilidade para avaliar o risco de perdas em uma carteira de investimentos; e os modelos de volatilidade condicional, amplamente aplicados em séries econômicas de preços, que quantificam a volatilidade com base em choques aleatórios ou variância.

Para Bueno (2008), os modelos de volatilidade ou heterocedasticidade condicional surgiram principalmente por causa do fato de os modelos econométricos de séries temporais considerarem apenas o primeiro momento condicional da série, ou seja, a média. Nesse contexto, a volatilidade passou a ser modelada e descrita por dois componentes: a volatilidade incondicional, que é constante, e a volatilidade condicional, que pode variar ao longo do tempo. A volatilidade condicional pode ser identificada e analisada pelos modelos ARCH e

suas variações, isto é, os modelos GARCH, EGARCH e TARARCH, entre outros.

Diante da relevância da produção do boi gordo na região e a inconstância do preço do produto, decorrente da possibilidade de choques internos e externos no mercado, emerge o seguinte problema de pesquisa: o preço de exportação do boi gordo na Bahia exhibe volatilidade? São fatores capazes de causar volatilidade no mercado do boi gordo: oferta e demanda; custos de produção; condições econômicas e políticas; e eventos climáticos e sazonais. Por causa da complexidade e da interação desses fatores, a volatilidade é uma característica recorrente nos estudos do mercado do boi gordo (Santos, 2021).

Segundo Mendes & Padilha Júnior (2007), o preço é o fator mais importante nas relações de mercado, uma vez que ele é aceito automaticamente pelos produtores. No entanto, os pesquisadores apontam que isso não deve impedir a busca pelo entendimento da formação de preços e sua transmissão nas cadeias produtivas, pois essas informações podem contribuir para a formulação de estratégias de precificação e comercialização.

Este estudo se justifica pelo fato de a volatilidade dos preços de exportação da carne bovina ainda ser pouco explorada na Bahia, com poucos estudos focados no mercado do boi gordo, sem que nenhum aborde especificamente sua volatilidade (Moraes, 2011). Espera-se que a análise da cadeia produtiva da pecuária da Bahia (carne bovina), que desempenha papel significativo no conjunto de produtos e na geração de renda do agronegócio estadual, contribua para o entendimento da volatilidade dos preços entre os agentes do setor (produtores, frigoríficos, atacadistas, varejistas e consumidores).

A metodologia adotada na pesquisa consiste no tratamento e modelagem de séries temporais, via técnicas de estimação da volatilidade condicional, com o acompanhamento de sua evolução no tempo. Vale destacar que a estimação de modelos de heterocedasticidade condicional é uma das principais abordagens para o estudo da volatilidade em séries temporais.

Revisão de literatura

Os modelos de heterocedasticidade condicional da família ARCH – autoregressive conditional

heteroskedasticity – são modelos estatísticos que permitem analisar a volatilidade de uma série temporal, isto é, como a variação dos retornos de um ativo é distribuída ao longo do tempo. Essas ferramentas têm sido cada vez mais empregadas em estudos e pesquisas com séries de preços. A Tabela 1 mostra estudos selecionados sobre a volatilidade do boi gordo.

Nos estudos revisados, observa-se que a evolução da literatura sobre o tema avançou no sentido da aplicação de diferentes modelos de volatilidade, com o objetivo de capturar essa característica presente nos retornos das séries de preços. Percebe-se que a maior parte das pesquisas se concentrou no contexto nacional, com destaque para o Estado de São Paulo. Existe, portanto, uma lacuna de estudos

voltados para outras unidades da federação, entre elas o próprio Estado da Bahia.

Diferentemente de outras pesquisas, o estudo da volatilidade do preço do boi gordo na Bahia possui características do segmento externo da economia. O fator região é o ponto mais importante, uma vez que não há análises para a Bahia. A pesquisa feita com os dados do preço de exportação do boi gordo possui relação estreita com os métodos de estimação usados. Oliveira & Maia (2012) e Silva (2020) são mais parecidos com o presente artigo, pois os modelos utilizados são ARCH, GARCH, TARCH e EGARCH.

Esta pesquisa se destaca por abordar especificamente o nível de volatilidade dos preços de exportação, considerando-se que uma maior va-

Tabela 1. Volatilidade do boi gordo – estudos analisados.

| Fonte | Local | Objetivo | Método | Principais resultados e conclusões |
|--------------------------|---------------------|--|---|---|
| Oliveira & Maia (2012) | Estado de São Paulo | Analisar a dinâmica da volatilidade dos retornos do preço do boi gordo no mercado derivativo brasileiro | Modelos de heterocedasticidade condicional GARCH, EGARCH e TARCH | Os resultados apontaram para a existência de fatos estilizados em finanças: a não normalidade da série, a não estacionariedade e a existência de heterocedasticidade condicional, sugerindo assim o uso dos modelos da família ARCH. Os candidatos para o melhor modelo foram GARCH (1,2), EGARCH (1,2) e TARCH (1,2) |
| Freitas & Sáfyadi (2015) | Brasil | Estimar e analisar a variância incondicional, a persistência, o efeito alavancagem da volatilidade em cada uma das séries de retorno | Fundamentação teórica do modelo adotado, além da descrição e utilização do modelo APARCH | As oscilações (queda ou alta dos preços) têm o mesmo efeito sobre a volatilidade. Os retornos dos produtos agropecuários estudados, em geral, possuem intensa volatilidade condicional, sinalizando para a tendência de ocorrência de aglomerações de volatilidade |
| Pontes & Maia (2017) | Brasil | Aplicar o modelo de precificação de opções sobre contratos futuros, desenvolvido por Black, ao mercado futuro de boi gordo | A volatilidade histórica com janelas móveis, a volatilidade implícita, o EWMA e alguns modelos de volatilidade determinística | A aplicação das volatilidades encontradas ao modelo de precificação de Black não gerou resultados definitivos. No entanto, o modelo com volatilidade histórica foi o que exibiu o melhor desempenho, de acordo com o resultado dos erros |
| Silva (2020) | Estado de São Paulo | Avaliar empiricamente o processo de volatilidade dos retornos dos preços de boi gordo no Estado de São Paulo | Modelos de persistência e assimetria (família ARCH) | Os resultados empíricos mostraram reações de persistência e assimetria na volatilidade, ou seja, os choques negativos e positivos têm impactos diferenciados sobre a volatilidade dos retornos, o que pode ser comprovado pelos modelos EGARCH (1,1) e TARCH (1,1) |
| Santos (2021) | Brasil | Analisar se os movimentos especulativos podem gerar possíveis distúrbios nos mercados futuros de boi gordo | Modelo ARIMA-GARCH e volatilidade intradiária | Os movimentos especulativos de longo prazo não afetam preços e volatilidade. Os movimentos especulativos de curto prazo tendem a desestabilizar os mercados futuros de boi gordo. O preço médio do boi gordo é guiado por fundamentos econômicos |

riabilidade está relacionada ao comércio e à oferta externa do produto. A escassez de estudos para a Bahia deve-se, em grande parte, à limitação da disponibilidade de dados com variabilidade suficiente para análises em nível local, questão mais bem tratada na próxima seção. Os estudos da Tabela 1 baseiam-se em informações frequentemente atualizadas, as quais, em muitos casos, estão disponíveis só em plataformas com acesso mais restrito a determinadas unidades da federação.

Além disso, cada estudo analisado ofereceu contribuições específicas para o entendimento dos riscos, da volatilidade e da formação de preços, no setor agropecuário, nos mercados futuros ou na estabilidade dos preços. A escolha pelos preços de exportação neste trabalho representa uma contribuição relevante para a literatura ao se concentrar na mensuração da volatilidade de preços diretamente impactados pelo mercado externo, mas também pelo mercado interno, já que os fatores que influenciam o mercado do boi gordo se mostram empiricamente significativos.

Metodologia

Verificação da estacionariedade

De acordo com Campos & Campos (2007), para uma série temporal, é possível investigar o mecanismo gerador da série, descrever seu comportamento, identificar periodicidades relevantes, verificar a estacionariedade e fazer previsões. Aqui, para a verificação da estacionariedade, foi adotado o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) – Augmented Dickey-Fuller.

Teste de Dickey-Fuller aumentado

De acordo com Silva (2020), para testar a estacionariedade de uma série, alguns testes são necessários, entre eles o teste ADF, para verificar a presença ou ausência de raízes unitárias. O teste ADF envolve a estimação, por mínimos quadrados ordinários (MQO), da seguinte equação

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que ΔY é o operador de diferenças ($Y_t - Y_{t-1}$), α é uma constante, t é o componente de tendência do modelo, ρ é o coeficiente que permi-

te testar a estacionariedade (se $\rho = 0$, então Y_t tem uma raiz unitária); e ε_t é o termo de erro aleatório do teste.

Supondo que o comportamento dos erros de previsão seja influenciado pelas perturbações da regressão, pode-se justificar a autocorrelação na variância dessas perturbações. Para capturar essa autocorrelação, Engle (1982) desenvolveu o modelo autorregressivo de heterocedasticidade condicional, ou ARCH (Campos & Campos, 2007).

Modelo ARCH

Os modelos ARCH foram introduzidos por Engle (1982) para estimar a variância da inflação. A ideia básica é que o retorno de uma série temporal é não correlacionado serialmente, mas a volatilidade (variância condicional) depende de retornos passados, por meio de uma função quadrática (Morettin & Tolo, 2004).

A ideia principal do modelo ARCH é o fato de que a variância de ε_t , denominado termo de erro, no período t , depende do tamanho do quadrado do termo de erro no período $t-1$, ou seja, depende de ε_{t-1}^2

O termo de erro, ε_t , condicionado à informação disponível no período $t-1$, seria distribuído conforme notação abaixo:

$$\varepsilon_t \sim N \left[0, \left(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \right) \right] \quad (2)$$

Logo, a variância de ε no período t dependerá de um termo constante mais o quadrado do erro no período $t-1$. Esse é o chamado processo ARCH (1), que pode ser generalizado para q defasagens de ε^2 .

É necessário impor algumas restrições ao modelo para garantir tanto a estacionariedade quanto a positividade condicional da série. Para assegurar que a variância seja positiva, as condições são estas: $\alpha_0 > 0$ e $\alpha_q \geq 0, \forall i = 1, 2, \dots, q$. A condição de estacionariedade é garantida quando $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$. Quanto às inovações representadas por ε_t , elas devem ser não correlacionadas serialmente e não estocasticamente independentes, pois estão relacionadas aos seus segundos momentos, ou seja, exibem dependência temporal na variância (Lamounier, 2001).

Um modelo ARCH(q) pode ser definido por

$$\begin{aligned} \frac{\varepsilon_t}{\psi_{t-1}} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 = \\ &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \\ \varepsilon &= R_t - x_t b \end{aligned} \quad (3)$$

em que ψ_{t-1} se refere a toda informação observada até o período $t-1$, $x_t b$, é a média de R_t , x_t , são variáveis exógenas e dependentes defasadas, e ε_t é uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.), com média zero e variância unitária. Na prática, supõe-se usualmente $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ ou $\varepsilon_t \sim t_\nu$ (t de Student com ν graus de liberdade).

Sua variância condicional é dada por

$$Var(\varepsilon_t) = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i} \quad (4)$$

Tsay (2005), destaca duas desvantagens do modelo ARCH(q): i) o modelo admite que choques negativos e positivos nos mercados têm efeitos simétricos sobre a volatilidade dos retornos dos ativos; e ii) sua restrição de não negatividade, $\alpha_0 > 0$ e $\alpha_q \geq 0$, e sua condição de estacionariedade, $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$, fazem com que o termo ε_{t-1}^2 tenha limitações para processos de ordem superior.

Modelo GARCH

Por causa da grande quantidade de parâmetros necessária para o ajuste dos modelos ARCH, Bollerslev (1986) sugeriu o modelo GARCH – generalized autoregressive conditional heteroscedasticity –, que exige menos parâmetros do que o modelo proposto por Engle (1982).

A técnica consiste em transformar a variância do erro de previsão num processo ARMA. O modelo GARCH estende a formulação ARCH, permitindo uma memória mais longa e uma estrutura de defasagens mais flexível para a variância (Morais & Portugal, 1999; Oliveira & Maia, 2012). Um modelo GARCH(p, q) é definido por

$$\begin{aligned} \frac{\varepsilon_t}{\psi_{t-1}} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_t \\ \varepsilon_t &= R_t - x_t b \end{aligned} \quad (5)$$

Agora as restrições são dadas por $q > 0, p \geq 0, \alpha_0 > 0$ e $\alpha_i \geq 0, \forall_i (i = 1, 2, \dots, q)$ e $\beta_i \geq 0, \forall_i (i = 1, 2, \dots, p)$. Caso $p = 0$, o modelo se reduz a um ARCH(q) e, se $p = q = 0$, então ε_t é um ruído branco. Para que a covariância do modelo seja estacionária ou não explosiva, é necessário que $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^p \beta_i < 1$.

Segundo Alexander (2005), raramente é necessário usar mais do que um modelo GARCH (1,1), onde existe apenas um único erro ao quadrado defasado e um termo autorregressivo da variância.

Modelo EGARCH

Nelson (1991) introduziu o modelo EGARCH(p, q) – exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Esse modelo, diferentemente do GARCH(p, q) simétrico, não necessita da restrição de não negatividade dos parâmetros para que a variância seja não negativa. A variância condicional é especificada na forma logarítmica:

$$\begin{aligned} \frac{\varepsilon_t}{\psi_{t-1}} &\sim N(0, h_t) \\ \log(h_t) &= \omega + \log(h_{t-1}) + \frac{\gamma \varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \\ \varepsilon_t &= R_t - x_t b \end{aligned} \quad (6)$$

De acordo com Tsay (2005), essa nova abordagem permite que a volatilidade responda mais rapidamente aos retornos positivos, eliminando, assim, a possível consequência do efeito alavancagem¹. A inclusão do choque padrão ε_{t-1} e o seu valor absoluto permitem maior flexibilidade da equação da variância, possibilitando a ela capturar alguma assimetria na relação entre os retornos de mercado e a volatilidade condicional. Essa assimetria derivada do efeito alavancagem é detectada pelo coeficiente γ .

¹ Assimetria na variância condicional e nos retornos do mercado, ou seja, impactos diferenciados entre choques negativos e positivos na volatilidade.

Quando $\gamma < 0$, existe presença do efeito alavancagem. Quando $\gamma = 0$, a situação é de ausência de assimetria na volatilidade. Para verificar a presença, ou não, do efeito alavancagem na volatilidade, deve-se observar a significância de γ no modelo. Portanto, se γ for estatisticamente diferente de zero, evidencia-se um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade (Oliveira & Maia, 2012).

Modelo TARCh

Proposto por Zakoian (1994), o modelo (TARCh) – threshold autoregressive conditional heteroscedasticity –, como o modelo EGARCH(p, q), possui um termo com o objetivo de capturar os choques assimétricos na volatilidade. Sua formulação é expressa por

$$\frac{\varepsilon_t}{\psi_{t-1}} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i + \gamma_i d_{t-i}) \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-i} \quad (7)$$

$$d_{t-i} = \begin{cases} 1, & \text{se } \varepsilon_{t-1}^2 < 0 \\ 0, & \text{se } \varepsilon_{t-1}^2 > 0 \end{cases}$$

em que d_{t-i} é uma variável *dummy*, e a volatilidade condicional é positiva quando as seguintes condições forem atendidas: $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$, $\beta_j > 0$ e $(\alpha_i + \gamma_i) \geq 0$, $\forall i (i = 1, 2, \dots, q)$ e $\forall j (j = 1, 2, \dots, p)$. Como se pode notar, γ_i é o coeficiente que capta o efeito leverage². Novamente, a assimetria presente nesses modelos permite que o impacto na volatilidade em decorrência de choques negativos, isto é, $(\alpha_i + \gamma_i)$, seja maior do que em choques positivos. Se $\gamma = 0$, em um modelo TARCh(I, I), então ele se reduz a um modelo GARCH(I, I) (Oliveira & Maia, 2012).

Fontes de dados

Os dados referentes à exportação do boi gordo pela Bahia foram obtidos na plataforma Comex Stat, base oficial de dados de comércio exterior do governo federal, gerida pelo Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços (MDIC) (Brasil, 2023b).

Os dados têm periodicidade mensal e abrangem o período de março de 2014 a agosto de 2023. Esse intervalo, de aproximadamente dez anos, refere-se ao período contínuo de exportação de carne bovina pelo estado, com os dados mais recentes disponíveis. Para identificar o produto exportado relacionado à atividade do boi gordo, foi selecionada a rubrica *Carnes de animais da espécie bovina, congeladas*. Além disso, foi feita uma interpolação para setembro de 2014, com base na média harmônica dos valores de exportação registrados em agosto e outubro de 2014.

O preço mensal de exportação do boi gordo, em dólares, foi calculado dividindo-se o valor FOB (*Free on Board*) das exportações *Carnes de animais da espécie bovina, congeladas* pela quantidade líquida exportada. Originalmente em quilograma, a quantidade foi expressa em arrobas.

Embora existam dados diários do preço do boi gordo referentes às praças de Barreiras, Feira de Santana, Itapetinga, Jequié e Santo Antônio de Jesus, por exemplo, a baixa variabilidade dessas informações dificulta a aplicação dos modelos, uma vez que os valores se repetem por vários dias consecutivos³. Tal característica limita, dessa maneira, a obtenção da volatilidade condicional dos preços e, com isso, compromete a precisão e a utilidade das estimativas. Dessa forma, optou-se pelo uso dos preços mensais de exportação da commodity, que exibiram maior variabilidade no período analisado, tornando-se assim mais adequados para a modelagem da volatilidade.

Tratamento da variável preço de exportação do boi gordo

A maioria dos estudos financeiros concentra-se nos retornos financeiros em vez dos preços dos ativos. Campbell et al. (1997) expuseram duas razões principais para o uso de retornos. Primeiro, para investidores comuns, o retorno de um ativo é um resumo abrangente e contínuo da oportunidade de investimento. Segundo, as séries de retornos são mais manejáveis do que as séries de preços, pois possuem propriedades estatísticas mais favoráveis.

² Influência que observações individuais têm sobre a estimativa de um modelo estatístico, destacando os pontos de alta alavancagem que podem influenciar a determinação dos parâmetros do modelo.

³ Além disso, em determinados períodos, há dias consecutivos sem cotação de preços.

Sendo P_t o preço de um ativo no instante t , P_{t-1} o preço de um ativo no instante $t-1$, então a variação de preços entre os instantes t e $t-1$ é dada por $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$. Denotando $P_t = \log P_t$ (o logaritmo é de base e), define-se o retorno composto continuamente ou log-retorno por

$$R_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \text{ ou } R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (8)$$

em que R_t é retorno do ativo no tempo t .

Para Morettin & Tolo (2004), os retornos são, em geral, não autocorrelacionados. Os quadrados dos retornos são autocorrelacionados, mostrando uma pequena correlação na defasagem um e depois uma queda lenta das demais correlações. As séries de retornos retratam agrupamentos de volatilidades ao longo do tempo. A distribuição (incondicional) dos retornos possui caudas mais pesadas e com mais observações do que o normal nos extremos das caudas de uma distribuição normal.

Área de pesquisa

A Figura 1 mostra que, na Bahia, por causa de sua vasta extensão territorial e da diversidade de climas e vegetações regionais, há um cenário heterogêneo na produção de boi gordo, tanto em relação aos sistemas produtivos quanto aos métodos utilizados para o abate. Suas principais praças de comercialização do produto são Itamaraju, no sul; Itapetinga, no sudoeste; e Barreiras, no Extremo Oeste baiano.

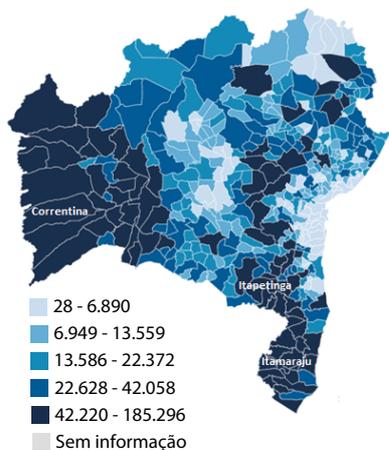


Figura 1. Principais produtores e distribuição de bovinos no território baiano (número de cabeças) em 2021.

Fonte: IBGE (2023).

É importante destacar que a distribuição do rebanho bovino na Bahia não se concentra em uma única região, com um volume expressivo de cabeças na área semiárida do estado. Essa dispersão geográfica pode contribuir para explicar a produtividade média (kg/animal) observada na Bahia, já que a diversidade de ambientes favorece a adaptação de diferentes raças e sistemas de produção, o que, por sua vez, pode impulsionar a eficiência produtiva (Desenbahia, 2010).

Resultados e discussão

Análise gráfica

As Figuras 2 e 3 mostram a diferença entre os valores da série em nível e os retornos mensais da própria série. Essa comparação evidencia as variações na dinâmica dos dados ao longo do tempo.

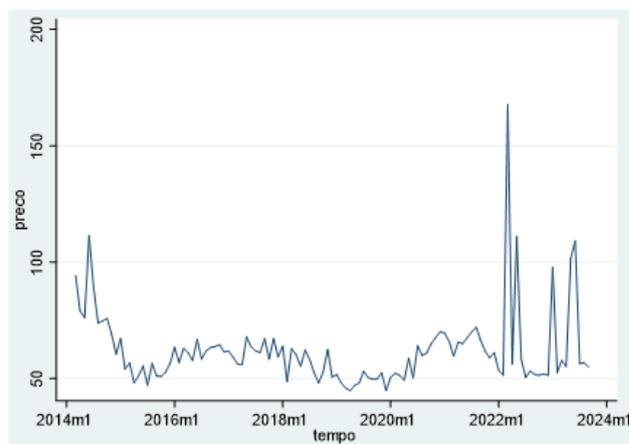


Figura 2. Cotação mensal do preço da arroba (US\$/15 kg) das exportações do boi gordo na Bahia.

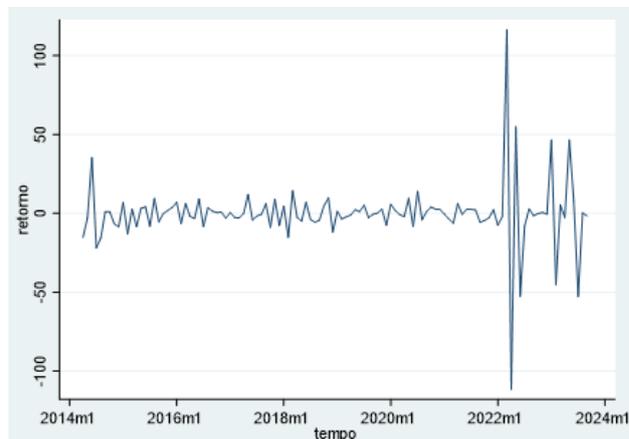


Figura 3. Retornos mensais da arroba (US\$/15 kg) das exportações do boi gordo na Bahia.

Entre 2014 e meados de 2015 e entre 2022 e 2023, observam-se *clusters* de volatilidade, tanto na série em nível quanto na série de retornos. A análise gráfica da série de retornos sugere também que a série é estacionária em primeira diferença. Assim, em nível, a série seria $I(1)$, ou integrada de ordem 1, ao passo que, em termos de retorno, este seria integrado de ordem 0, ou $I(0)$.

A Tabela 2 mostra as estatísticas descritivas da série de retornos. Os valores dos retornos do preço de exportação do boi gordo na Bahia apontam para uma distribuição leptocúrtica em relação à função normal padrão⁴, pelo fato de existir uma curtose de 20,24 e uma assimetria de 0,2562, aproximadamente.

Tabela 2. Estatísticas descritivas dos retornos mensais dos preços de exportação do boi gordo na Bahia em 2014–2023.

| Estatística | Valor |
|---------------|---------|
| Média | -0,3446 |
| Desvio padrão | 20,2416 |
| Assimetria | 0,2562 |
| Curtose | 20,0745 |

A análise de estacionariedade a seguir é fundamental para verificar se a série pode ser modelada diretamente em nível ou se requer diferenciação. Esse é um passo essencial para a posterior estimação de um modelo ARIMA, bem como para a análise da volatilidade condicional.

Tabela 4. Correlograma do retorno mensal dos preços de exportação do boi gordo na Bahia para dez defasagens em 2014–2023.

| Defasagem | Função de autocorrelação (FAC) | Função de autocorrelação parcial (FACP) | Teste Q | p-valor | FAC | FACP |
|-----------|--------------------------------|---|---------|---------|-----|------|
| 1 | -0,5706 | -0,5707 | 38,106 | 0,0000 | — | — |
| 2 | 0,1908 | -0,2035 | 42,406 | 0,0000 | — | — |
| 3 | -0,1239 | -0,1740 | 44,234 | 0,0000 | — | — |
| 4 | -0,0031 | -0,2401 | 44,235 | 0,0000 | — | — |
| 5 | 0,0762 | -0,0541 | 44,939 | 0,0000 | — | — |
| 6 | -0,0845 | -0,0740 | 45,814 | 0,0000 | — | — |
| 7 | -0,0068 | -0,1982 | 45,819 | 0,0000 | — | — |
| 8 | 0,1013 | 0,0040 | 47,101 | 0,0000 | — | — |
| 9 | -0,1691 | -0,1925 | 50,703 | 0,0000 | — | — |
| 10 | 0,2284 | 0,0839 | 57,337 | 0,0000 | — | — |

⁴ Os valores da assimetria e da curtose para uma normal padrão são 0 e 3, respectivamente.

Análise da estacionariedade

O teste de ADF (Tabela 3) mostra que a série dos retornos possui um p-valor de McKinnon nulo, indicando que a série é estacionária e não contém raiz unitária.

Tabela 3. Teste de ADF do retorno mensal dos preços de exportação do boi gordo na Bahia em 2014–2023.

| Elemento do teste | Valor |
|--------------------------------|--------|
| Estatística calculada | -8,893 |
| Valor crítico a 1% | -4,036 |
| p-valor aproximado de McKinnon | 0,000 |

Escolha e estimação do modelo ARIMA

O teste de Ljung-Box (Teste Q), revela a presença de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) que não demoram a cair à medida que se avança nas defasagens da série (Tabela 4). Isso é uma característica de séries temporais estacionárias.

Nesse caso, as defasagens com significância fora do intervalo de confiança das funções FAC e FACP indicam possíveis modelos ARIMA(p,d,q) candidatos. Antes de proceder à modelagem da variância condicional, é preciso eliminar qualquer autocorrelação na série de retornos do preço de exportação do boi gordo.

Depois de feitas as estimativas e a análise de candidatos, o modelo ARIMA(1,1,1) foi o que retirou totalmente a autocorrelação da série de retornos (Tabela 5).

A Tabela 6 mostra que a FAC e a FACP dos resíduos do ARIMA(1,1,1) não foram significativas, conforme assegura o p-valor do teste de Ljung-Box. Os resíduos são, portanto, ruídos brancos. Dessa forma, procedeu-se à aplicação do teste ARCH.

Teste ARCH

A Tabela 7 mostra que, nas defasagens 1, 5 e 10, o teste ARCH não foi significativo em nenhum nível de significância. Isso indica que não há indícios de volatilidade na série de retornos mensais do preço de exportação do boi gordo na Bahia. Consequentemente, a estimação dos outros modelos da família ARCH não é viável, uma vez que essa estimativa depende diretamente de uma sinalização positiva no teste. Esse resultado contrasta com os encontrados em Oliveira & Maia (2012) e Silva (2020), que identificaram volatilidade em suas séries de boi gordo.

Dos estudos da revisão de literatura, nota-se que eles foram construídos com dados diários, de maior frequência, portanto. Mesmo com a adoção de metodologia semelhante, a série do retorno do preço de exportação analisada nesta pesquisa pode não ter apresentado volatilidade por diversos fatores: i) os preços empregados referem-se à exportação, não refletindo necessariamente os valores praticados no mercado interno baiano; ii) os preços foram calculados como a razão entre o valor exportado mensalmente e o volume comercializado em quilogramas líquidos, convertidos em arrobas; iii) a série possui um número de observações inferior ao dos estudos revisados; iv) os retornos analisados são mensais, e não diários. Apesar dessas limitações, o contexto e os resultados desta pesquisa oferecem contribuições relevantes ao debate sobre o tema, especialmente por abordarem uma realidade pouco explorada e por ampliarem a compreensão da dinâmica dos preços de exportação da carne bovina na Bahia.

As Figuras 2 e 3 referem-se aos períodos de queda ou alta dos preços de exportação da carne de boi gordo comercializada pela Bahia. Observa-se

Tabela 5. Modelo ARIMA (1,1,1) para a série de retornos do preço de exportação do boi gordo.

| Variável | Coefficiente | Erro padrão | Teste z | p-valor |
|-------------|--------------|-------------|---------|---------|
| Constante | -0,1582 | 0,5157154 | -0,3068 | 0,759 |
| AR | -0,6391 | 0,819947 | -0,7794 | 0,436 |
| MA | -0,7617* | 0,0680408 | 11,1948 | 0,000 |
| Observações | 114 | | | |

Nota: *significativo a 1%.

Tabela 6. Correlograma dos resíduos do modelo ARIMA (1,1,1) para dez defasagens.

| Defasagens | Função de autocorrelação (FAC) | Função de autocorrelação parcial (FACP) | Teste Q | p-valor | FAC | FACP |
|------------|--------------------------------|---|---------|---------|-----|------|
| 1 | 0,0063 | 0,0063 | 0,0047 | 0,9455 | | |
| 2 | 0,1055 | 0,1074 | 1,318 | 0,5174 | | |
| 3 | -0,1024 | -0,1061 | 2,566 | 0,4635 | | |
| 4 | -0,0399 | -0,0586 | 2,757 | 0,5992 | | |
| 5 | 0,0265 | 0,0603 | 2,843 | 0,7242 | | |
| 6 | -0,0867 | -0,0939 | 3,7624 | 0,7088 | | |
| 7 | -0,0255 | -0,0566 | 3,873 | 0,7977 | | |
| 8 | 0,0453 | 0,1009 | 4,099 | 0,8481 | | |
| 9 | -0,0563 | -0,0667 | 4,498 | 0,8757 | | |
| 10 | 0,1411 | 0,1532 | 7,028 | 0,7228 | | |

Tabela 7. Teste ARCH.

| Defasagens | p-valor |
|------------|---------|
| 1 | 0,6463 |
| 5 | 0,9329 |
| 10 | 0,9816 |

que as variações mais expressivas ocorreram entre 2014 e 2015, período em que não só a Bahia, mas também a produção nacional como um todo, passou por um processo de adaptação. Essa instabilidade foi provocada por fatores externos à atividade produtiva, como a crise hídrica que se intensificou especialmente no Nordeste e dificultou tanto a criação do gado quanto a produção de alimentos para os animais (Brasil, 2023a). Somam-se a isso os problemas políticos e socioeconômicos do País no período, que geraram incertezas no mercado de exportações e impactaram principalmente os produtos do setor primário, cujos preços registraram alta volatilidade no mercado internacional.

O segundo pico de variação ocorreu entre 2021 e 2023, período fortemente impactado pela pandemia de Covid-19 e por uma seca extrema em 2021, a mais severa em 91 anos, sendo a Bahia o estado que mais sofreu perdas na pecuária em razão da ausência de chuvas (Landim, 2021; Brasil, 2023a). Em comparação com os trabalhos científicos revisados, este estudo traz um avanço importante ao considerar dados tanto do período pré quanto do pós-pandemia. Santos (2021), por exemplo, contempla dados do mercado de boi gordo apenas até 2019, deixando de considerar os efeitos das crises mais recentes, como a pandemia e a seca de 2021, que geraram variações significativas nos preços e não podem ser desconsideradas em análises atualizadas.

Quanto ao mercado bovino, muitos fatores econômicos, como o processo produtivo, a comercialização, o consumo, a demanda e a oferta, foram impactados no período em escala mundial. Os preços experimentaram flutuações significativas em diferentes setores e, no Brasil, por causa sua vasta extensão territorial e da sua situação de país em desenvolvimento, tornou-se ainda mais desafiador encontrar soluções para os problemas que surgiram (Casemiro, 2021; Alves, 2022; Chain et al., 2022). O setor pecuário precisou sofisticar o processo tecnológico de produção, em decorrência das condições da pandemia, o que trouxe melhora também nos custos de produção e no desenvolvimento setorial.

Entretanto, o avanço tecnológico elevou também o nível técnico de capacitação do serviço, o que, consequentemente, aumentou o desemprego, dadas as baixas oportunidades do período.

Assim, percebe-se que, ao longo do período da série, surgiram fatores econômicos que indicavam a possibilidade de volatilidade nos preços das exportações baianas de carne bovina, conforme sugerido pela análise gráfica. No entanto, por se tratar de um setor com produção estadual bastante constante e cujo consumo interno do produto é de cerca de 80% do total produzido, a série de retornos revelou características típicas de uma série temporal sem volatilidade condicional no curto prazo.

Com o mercado interno abastecido e a produção bovina ajustada à demanda doméstica, a Bahia tende a manter os preços de exportação da carne bovina alinhados ao valor proposto pelo mercado consumidor, levando-se em consideração também a oferta disponível pelos produtores para o atendimento desse mercado.

Previsão da série temporal

Com o modelo ARIMA(1,1,1) foi possível obter uma previsão dos preços de exportação do boi gordo para os retornos mensais dos próximos 12 meses, de outubro de 2023 a setembro de 2024 (Tabela 8).

A tendência de queda dos preços, estimada pelo modelo, reflete um processo de reversão à média, característico de séries temporais estacionárias. Conforme a tabela, os preços observados não divergiram muito em relação aos previstos, exceto em novembro de 2023 e março de 2024. Esses meses registraram aumento na demanda por exportações e também no consumo doméstico, o que pode indicar a ocorrência de algum evento conjuntural no mercado do boi gordo. Conforme Fabbri (2023b), o preço do boi gordo encontrado para novembro de 2023 foi elevado, pois, além dos fatores mencionados anteriormente, houve redução na oferta de boiadas e das escalas de abate dos frigoríficos. Esses fatores conjunturais auxiliam na explicação do valor aproximado de US\$ 94,49 encontrado para o mês. Salomão (2024) também aponta uma elevação no preço futuro do boi gordo para março de 2024. Além disso, historicamente, o desempenho das exportações de boi gordo nesse mês costuma ser um dos mais baixos do ano, o que pode ter contribuído para a alta do preço, considerando-se dezembro de 2023 e janeiro e fevereiro de 2024.

Tabela 8. Preço de exportação do boi gordo da Bahia, previsto e realizado, em dólares, com base no modelo ARIMA(1,1,1).

| Ano | Mês | Preço previsto (US\$) | Preço realizado (US\$) |
|------|-----------|-----------------------|------------------------|
| 2023 | Outubro | 66,5843 | 58,6638 |
| 2023 | Novembro | 65,6750 | 94,4881 |
| 2023 | Dezembro | 65,5648 | 62,3940 |
| 2024 | Janeiro | 65,4035 | 58,2826 |
| 2024 | Fevereiro | 65,2455 | 64,5251 |
| 2024 | Março | 65,0872 | 96,5580 |
| 2024 | Abril | 64,9290 | 59,6058 |
| 2024 | Maio | 64,7708 | 59,2366 |
| 2024 | Junho | 64,6126 | 61,9575 |
| 2024 | Julho | 64,4544 | 62,5458 |
| 2024 | Agosto | 64,2961 | 58,9543 |
| 2024 | Setembro | 64,1379 | 60,1667 |

De acordo com Fabbri (2023a), o ano de 2023 foi marcado pelo aumento da oferta de bezerras e pela queda do preço de exportação pago pela China. Esses fatores contribuíram para a redução média dos preços observada nos valores previstos para 2023 e início de 2024. A Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA, 2024) aponta que a relativa estabilidade dos preços registrados no primeiro semestre de 2024 pode ser explicada pela maior disponibilidade de animais para abate, que superou os números de 2023. Esse aumento da oferta favorece tanto o consumo interno quanto as exportações, o que pode levar à queda ou à estabilização dos preços. Esse cenário está em linha com a trajetória dos preços previstos, que indicaram tendência de queda ao longo de 2024.

A Figura 4 mostra a tendência da série de preços e como ela perdura durante o período futuro estimado. A variável *previsão do preço* (*y prediction*), representada pela previsão do preço de exportação do boi gordo na Bahia, segue de perto a média dos preços observados, mas suaviza a variação temporal da série em nível. A seção da curva vermelha que se estende depois do fim da curva azul reflete a trajetória do preço previsto para a série do boi gordo, cujos valores podem ser consultados na Tabela 8.

Considerações finais

O objetivo deste estudo foi analisar a volatilidade da série de preços de exportação do boi gordo da Bahia. A conclusão é que, depois da aplicação dos procedimentos metodológicos, não se detectou

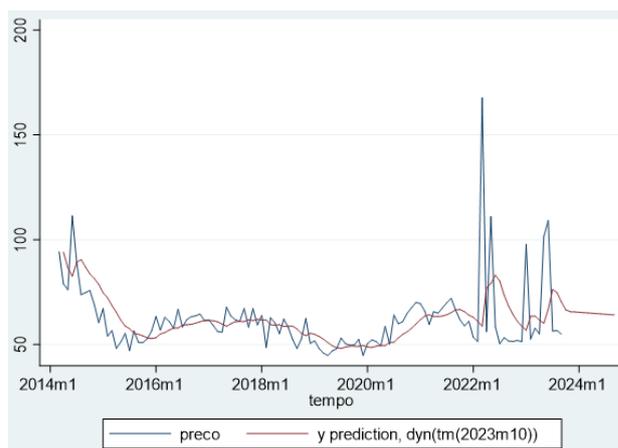


Figura 4. Relação entre o preço de exportação do boi gordo na Bahia e a previsão dos valores estimados pelo modelo ARIMA(1,1,1).

o efeito ARCH, o que impossibilitou a estimação dos modelos de heterocedasticidade condicional propostos. Contudo, foi possível fazer a previsão dos preços futuros para os próximos 12 meses, a partir de outubro de 2023, com resultados que demonstraram aderência com os preços observados de exportação do produto. Dessa forma, pode-se concluir que a modelagem, como um todo, foi conduzida de maneira bastante satisfatória.

O resultado obtido na previsão dos preços, que indica queda gradual do preço de exportação do boi gordo, ressalta a necessidade de discutir medidas e políticas públicas voltadas para a melhoria da competitividade e a inserção do gado baiano no setor externo da economia.

Desde o início do século 21, a Secretaria da Agricultura, Pesca e Reforma Agrária (Seagri), em parceria com a Agência de Defesa Agropecuária da Bahia (Adab), identificou que a sanidade, a qualidade e o controle das condições higiênico-sanitárias eram fundamentais para a expansão da comercialização da carne bovina no mercado externo. Apesar da implementação dessas medidas e de o estado ser o líder na pecuária nordestina, o rebanho baiano registrou crescimento modesto, passando de 11,2 milhões de cabeças em 2009 para pouco mais de 12,5 milhões em 2022, mantendo a participação de 5,4% no rebanho nacional. Esse cenário indica que as políticas públicas voltadas para o setor precisam ser aprimoradas, e novas estratégias devem ser formuladas para fomentar o desenvolvimento da pecuária baiana.

Uma das principais medidas é o aprimoramento genético do gado, uma vez que o boi gordo baiano precisa elevar sua produtividade. Aliado a isso, a prática predominante de criação extensiva também contribui para a falta de eficiência. Portanto, é essencial buscar maior uniformidade no tempo de abate, além de reduzir o número de abates clandestinos e a atuação dos marchantes, que são intermediários que compram o gado vivo e o levam ao frigorífico para abate, comercializando a carne de forma independente. Essas ações são importantes para aumentar a competitividade do setor e melhorar a qualidade e a procedência do produto.

Uma medida que poderia proporcionar maior inserção nacional e internacional do boi gordo baiano seria a implantação de um sistema de rastreabilidade do rebanho, algo amplamente exigido pelos países importadores. A implementação de um sistema eficiente de rastreabilidade poderia aprimorar a atuação da Adab nos programas de saúde animal. Além disso, acompanhando o que já ocorre com outros produtos agropecuários, como café, queijo, vinho e mel, seria possível estabelecer Indicações Geográficas (IG) para o gado de diferentes regiões do estado, como o sul e o oeste. O reconhecimento da origem geográfica e das características específicas da carne bovina dessas áreas teria um efeito positivo no preço pago aos produtores baianos, o que, por sua vez, resultaria numa maior remuneração e incentivaria investimentos contínuos na modernização e profissionalização da produção. Assim, as políticas públicas sugeridas criariam um verdadeiro

círculo virtuoso, promovendo a elevação da produtividade da carne bovina no estado.

A recomendação dessas ações está totalmente alinhada com algumas tendências atuais e futuras para o mercado de boi gordo: o uso crescente da biotecnologia para o aprimoramento da pecuária e da carne; a redução do uso de pastagem para a criação de gado; o investimento no bem-estar animal; a implementação de frigoríficos com padrões mais rigorosos de qualidade e rastreamento; a comercialização da carne com denominação de origem; e a implementação de tecnologias digitais no manejo do rebanho.

Dessa forma, o conjunto de estratégias sugeridas, aliado ao monitoramento das tendências, dos preços e da dinâmica dos mercados interno e externo de boi gordo, bem como ao investimento na capacitação técnica dos produtores baianos, em especial os de pequeno e médio portes, favorecerá uma qualificação consistente e uma profissionalização sustentável de toda a cadeia produtiva.

Apesar das limitações deste estudo, que influenciaram nos resultados obtidos, o segmento do boi gordo revela-se de grande relevância para o setor agropecuário baiano. Como já mencionado, ele representa oportunidades significativas de negócio, com retornos financeiros promissores, especialmente diante da crescente demanda global por proteína animal produzida com técnicas sustentáveis de manejo. A Bahia, com sua ampla extensão territorial favorável à pecuária, o sétimo maior rebanho bovino do país e o suporte de órgãos públicos especializados, tem potencial para se beneficiar ainda mais do aquecimento da demanda externa, especialmente dos mercados consumidores europeus e asiáticos, com destaque para a China, grande importadora de carne bovina. Assim, existe um amplo potencial de expansão internacional para os agentes que atuam nesse mercado.

Referências

- ABIEC. Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes. **Beef report**: perfil da pecuária no Brasil. São Paulo, 2020. 50p. Disponível em: <https://abiec.com.br/wp-content/uploads/SUMÁRIO-BEEF-REPORT-2020_NET-4.pdf>. Acesso em: 15 abr. 2023.
- ABIEC. Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes. **Beef report**: perfil da pecuária no Brasil. São Paulo, 2022. 70p. Disponível em: <<https://www.abiec.com.br/publicacoes/beef-report-2022/>>. Acesso em: 15 abr. 2023.

- ABIEC. Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes. **Beef report**: perfil da pecuária no Brasil: relatório anual 2015. São Paulo, 2015.
- ALEXANDER, C. **Modelos de mercados**: um guia para análise de informações financeiras. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005. 523p.
- ALVES, J.E.D. Diário da covid-19: preços dos alimentos disparam com pandemia, guerra e crise ambiental. **#Colabora**, 6 mar. 2022. Disponível em: <<https://projecolabora.com.br/ods3/precos-dos-alimentos-disparam-com-pandemia-guerra-e-crise-ambiental/>>. Acesso em: 12 jul. 2024.
- BNB. Banco do Nordeste do Brasil. **Caderno setorial ETENE**, 2023. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/s482dspace/bitstream/123456789/1566/3/2023.CDS.264.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2023.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v.31, p.307-327, 1986. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1).
- BRASIL perdeu R\$ 287 bilhões de sua produção agropecuária em 10 anos por causa de seca e chuva. **G1**, 8 maio 2023a. Disponível em: <<https://g1.globo.com/economia/agronegocios/noticia/2023/05/08/brasil-perdeu-r-287-bilhoes-da-sua-producao-agropecuaria-em-10-anos-por-cao-da-seca-e-chuva.ghtml>>. Acesso em: 12 jul. 2024.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços. **Exportação e importação geral**. 2023b. Disponível em: <<http://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>>. Acesso em: 18 out. 2023.
- BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 320p.
- CAMPBELL, J.Y.; LO, A.W.; MACKINLAY, A.C. **The econometrics of financial markets**. Princeton: Princeton University Press, 1997. 632p.
- CAMPOS, K.C.; CAMPOS, R.T. Volatilidade de preços de produtos agrícolas: uma análise comparativa para soja, café, milho e boi gordo. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina. **Anais**. Londrina: SOBER, 2007.
- CASEMIRO, P. Preço de alguns alimentos chega a dobrar após início da pandemia; veja comparativo. **G1 Vale do Paraíba e Região**, 24 out. 2021. Disponível em: <<https://g1.globo.com/sp/vale-do-paraiba-regiao/noticia/2021/10/24/preco-de-alguns-alimentos-chega-a-dobrar-apos-inicio-da-pandemia-veja-comparativo.ghtml>>. Acesso em: 12 jul. 2024.
- CHAIN, D.R.; JANUZZI, F.V.; BOUZAN, P.M. Análise dos efeitos da covid-19 sobre o preço das ações de diferentes setores do mercado brasileiro. **Evidência Contábil & Finanças**, v.10, p.22-41, 2022. Disponível em: <<https://periodicos.ufpb.br/index.php/recfin/article/view/59934/36690>>. Acesso em: 12 jul. 2024.
- CNA. Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil. **Persiste a pressão de baixa no mercado do boi gordo**. 2024. Disponível em: <<https://www.cnabrazil.org.br/publicacoes/persiste-a-pressao-de-baixa-no-mercado-do-boi-gordo>>. Acesso em: 12 jul. 2024.
- DESENBÁHIA. Agência de Fomento do Estado da Bahia S.A. **Boletim econômico da Bahia**: agronegócio. Salvador, 2010.
- EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Qualidade da carne**: do campo à mesa: qualidade da carne bovina. 2022. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/qualidade-da-carne/carne-bovina>>. Acesso em: 2 abr. 2022.
- ENGLE, R.F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v.50, p.987-1007, 1982. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912773>.
- FABBRI, F. Mercado do boi gordo em 2023: um ano para deixarmos para trás. **Pasto Extraordinário**, 4 dez. 2023a. Disponível em: <<https://www.pastoextraordinario.com.br/mercado-do-boi-gordo-em-2023-desafios-e-tendencias-para-2024.html>>. Acesso em: 12 jul. 2024.
- FABBRI, F. Preço do boi gordo: boas perspectivas para o mês de novembro. **Pasto Extraordinário**, 3 nov. 2023b. Disponível em: <<https://www.pastoextraordinario.com.br/preco-do-boi-gordo-boas-perspectivas-para-o-mes-de-novembro.html>>. Acesso em: 29 ago. 2025.
- FREITAS, C.A. de; SÁFADI, T. Volatilidade dos retornos de commodities agropecuárias brasileiras: um teste utilizando o modelo APARCH. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.53, p.211-228, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005302002>.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Rebanho de bovinos (bois e vacas)**. 2023. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/explica/producao-agropecuaria/bovinos/ba>>. Acesso em: 16 abr. 2023.
- LAMOUNIER, W.M. **Comportamento dos preços no mercado "spot" de café do Brasil**: análise nos domínios do tempo e da frequência. 2001. 207p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- LANDIM, R. Inflação sofre impacto da crise hídrica, a pior dos últimos 91 anos no Brasil. **CNN**, 24 ago. 2021. Disponível em: <<https://www.cnnbrasil.com.br/economia/macroeconomia/inflacao-sofre-impacto-da-crise-hidrica-a-pior-dos-ultimos-91-anos-no-brasil/>>. Acesso em: 12 jul. 2024.
- LIMA, M.M. de; SANTOS, D.F.L.; CONCEIÇÃO, E.V. Fatores determinantes do preço da arroba do boi gordo. **Científica**, v.50, p.1-12, 2022. Disponível em: <<https://cientifica.dracena.unesp.br/index.php/cientifica/article/view/1381/2578>>. Acesso em: 2 maio 2024.
- MARQUEZIN, C.L.; MATTOS, L.B. de. Custo de liquidez do contrato futuro de boi gordo da BM&BOVESPA. **Revista de Administração da Mackenzie**, v.15, p.164-192, 2014. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/ram/a/Yjn5nVkm7hLyJNCC7fmjBj/?format=pdf&lang=pt>>. Acesso em: 8 dez. 2022.
- MENDES, J.T.G.; PADILHA JÚNIOR, J.B. **Agronegócio**: uma abordagem econômica. São Paulo: Pearson, 2007. 384p.
- MORAES, G.I. de. Descoberta de preço e cointegração entre preços físicos e mercados futuros para boi gordo: o caso de Itapetinga/BA. **Revista Ciências Administrativas**, v.17, p.514-542, 2011. Disponível em: <<https://www.redalyc.org/pdf/4756/475647553009.pdf>>. Acesso em: 14 abr. 2025.
- MORAIS, I.A.C. de; PORTUGAL, M.S. Modelagem e previsão de volatilidade determinística e estocástica para a série do IBOVESPA. **Estudos Econômicos**, v.29, p.303-341, 1999.
- MORETTIN, P.A.; TOLOI, C.M.C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004. 535p.
- NELSON, D.B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. **Econometrica**, v.59, p.347-370, 1991. DOI: <https://doi.org/10.2307/2938260>.
- OLIVEIRA, J. da C.T. de; MAIA, S.F. Modelagem da volatilidade determinística no mercado de derivativo do boi gordo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 32, 2012, Bento Gonçalves. **Desenvolvimento sustentável e**

responsabilidade social: as contribuições da engenharia de produção: anais. São José dos Campos: Abepro, 2012. p.1-12. Disponível em: <https://abepro.org.br/biblioteca/enegep2012_TN_STO_162_946_21119.pdf>. Acesso em: 18 nov. 2022.

OLIVO, N. **Mercado mundial de carnes**. 46.ed. esp. Criciúma: Varela, 2008. 152p.

PONTES, T.T. e S.; MAIA, S.F. Precificação de opções sobre contratos futuros de boi gordo na BM&FBOVESPA. **Economia Aplicada**, v.21, p.737-760, 2017. Disponível em: <<https://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/145241/139412>>. Acesso em: 14 jul. 2023.

ROGERS, J. **Hot commodities**: how anyone can invest profitably in the world's best market. New York: Random House, 2004. 250p.

SABADIN, C. **O comércio internacional da carne bovina brasileira e a indústria frigorífica exportadora**. 2006. 123p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, Campo Grande. Disponível em: <<https://repositorio.ufms.br/bitstream/123456789/862/1/Catiana%20Sabadin.pdf>>. Acesso em 5 fev. 2023.

SALOMÃO, R. Preço do boi gordo sobe no mercado futuro, com arroba a mais de R\$ 230. **Globorural**, 12 mar. 2024. Disponível em: <<https://globorural.globo.com/cotacoes/noticia/2024/03/preco-do-boi-gordo-sobe-no-mercado-futuro-com-arroba-a-mais-de-r-230.ghtml>>. Acesso em: 12 jul. 2024.

SANTOS, A.S. **Especulação nos mercados futuros de boi gordo no Brasil**. 2021. 114p. Tese (Doutorado) - Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2021. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-16062021-124318/publico/Agosto_Seabra_Santos_versao_revisada.pdf>. Acesso em: 15 mar. 2023.

SEI. Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia. **Boletim do Comércio Exterior da Bahia**, 2020. Disponível em: <https://sei.ba.gov.br/index.php?option=com_content&view=article&id=3650&Itemid=1390&lang=pt>. Acesso em: 20 out. 2023.

SILVA, C.A.G. da. A persistência dos choques sobre a volatilidade dos preços do boi gordo no estado de São Paulo. **Brazilian Journal of Development**, v.6, p.25017-25037, 2020. DOI: <https://doi.org/10.34117/bjdv6n5-089>.

SILVA, M.C. da; BOAVENTURA, V.M.; FIORAVANTI, M.C.S. História do povoamento bovino no Brasil central. **Revista UFG**, v.13, p.34-41, 2012. Disponível em: <<https://revistas.ufg.br/revistaufg/article/view/48451/23779>>. Acesso em: 3 maio 2023.

TSAY, R.S. **Analysis of financial time series**. 2nd ed. New Jersey: J. Wiley, 2005.

ZAKOIAN, J.-M. Threshold heteroskedastic models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.18, p.931-955, 1994. DOI: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(94\)90039-6](https://doi.org/10.1016/0165-1889(94)90039-6).