



*Fórum Empresarial de Inovação e Desenvolvimento do Acre*

# Estudo ECONÔMICO

**Cointegração entre Mercados: Do Pasto  
ao Prato como os Preços da Arroba  
Chegam à Mesa do Acreano**



# **COINTEGRAÇÃO ENTRE MERCADOS: DO PASTO AO PRATO COMO OS PREÇOS DA ARROBA CHEGAM À MESA DO ACREANO**

Autor: Dr. Rubicleis G. Silva

Cadeias produtivas do Acre: uma Análise via Matriz de Insumo Produto

Outubro 2025

# Conteúdo

|          |                                                                                                 |           |
|----------|-------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| <b>1</b> | <b>CONHECENDO O TRABALHO</b>                                                                    | <b>3</b>  |
| <b>2</b> | <b>COMO FIZEMOS O TRABALHO</b>                                                                  | <b>4</b>  |
| 2.1      | Análise de Tendências através de Regressões Log-Lineares . . . . .                              | 5         |
| 2.2      | Análise de Cointegração entre mercados: Conceitos de Estacionariedade e Raiz Unitária . . . . . | 6         |
| 2.3      | Teste de Engle-Granger . . . . .                                                                | 6         |
| 2.4      | Relação de Longo Prazo . . . . .                                                                | 7         |
| 2.5      | Fonte de dados . . . . .                                                                        | 7         |
| <b>3</b> | <b>RESULTADOS E DISCUSSÕES</b>                                                                  | <b>8</b>  |
| 3.1      | A dinâmica dos preços das carnes . . . . .                                                      | 8         |
| 3.2      | A cointegração de preços entre mercados . . . . .                                               | 11        |
| <b>4</b> | <b>CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES</b>                                                               | <b>13</b> |

## Lista de Figuras

- 1 Evolução dos preços médios reais do quilo da carne bovina em Rio Branco/AC em açougues, supermercados e diferença em % entre os preços do açougues e supermercados . . . . . 9

## Lista de Tabelas

- 1 Taxas de Crescimento dos Preços da Carne Bovina por Corte e Canal de Venda em Rio Branco - Acre no período de julho de 2023 a setembro de 2025 11
- 2 Modelo de Transmissão de Preços no Mercado Bovino em Rio Branco - Acre no período de julho de 2023 a setembro de 2025 . . . . . 12

## RESULTADOS-CHAVE

### Transmissão de Preços:

- Elasticidade de 0,403: cada 1% de aumento na arroba resulta em apenas 0,40% de aumento ao consumidor final;
- Transmissão parcial indica que consumidores não suportam repasses integrais de preços.

### Velocidade de Ajuste:

- 81% dos desequilíbrios são corrigidos mensalmente
- Meia-vida de 12 dias: aumentos de preços levam aproximadamente duas semanas para chegar ao consumidor
- Cointegração confirmada: relação estável de longo prazo entre mercados

### Diferenças entre Canais:

- Supermercados cobram 32% a mais que açougues em média
- Açougues: comportamento inflacionário (+6,08% em 12 meses)
- Supermercados: estratégia deflacionária (-4,02% em 12 meses)

### Benefícios aos Consumidores:

- Competição entre canais gera diversidade de preços
- Apenas parte dos aumentos de produção se reflete no preço final

**Palavras-chave:** Transmissão de preços; Cointegração; Mercado de carne bovina; Acre; Análise econométrica.

## 1 CONHECENDO O TRABALHO

A pecuária de corte representa um dos setores mais importantes da economia acreana, sendo responsável por 60% do valor bruto da produção agropecuária estadual. A criação de bezerros constitui o alicerce fundamental para o desenvolvimento de animais com características adequadas à produção de carne de alta qualidade. Esta atividade pecuária gera emprego e renda para mais de 10 mil produtores rurais no estado, que comercializam bezerros desmamados destinados a propriedades especializadas em recria e engorda, tanto no próprio Acre quanto em outras regiões do Norte, Centro-Oeste e Sudeste brasileiro EMBRAPA (2024).

Contudo, apesar da importância econômica do setor, pouco se sabe sobre como os preços se formam e se movimentam ao longo da cadeia produtiva local, especialmente entre os mercados atacadista e varejista de Rio Branco.

O mercado de carne bovina é fundamental para a economia acreana e para o dia a dia da população de Rio Branco. Entender como os preços se comportam neste mercado é essencial para avaliar se a cadeia produtiva local está funcionando de forma eficiente e para identificar possíveis problemas que possam estar prejudicando tanto produtores quanto consumidores.

**A questão central deste trabalho é: como funciona a transmissão de preços entre o mercado atacadista (arroba do boi gordo) e o varejo (açougues e supermercados) de carne bovina em Rio Branco? Qual é o grau de integração entre esses mercados?**

Esta questão é importante porque compreender esses mecanismos permite identificar ineficiências na cadeia de comercialização que podem estar prejudicando a rentabilidade dos produtores ou dificultando o acesso dos consumidores a preços justos. Os resultados desta pesquisa interessam especialmente aos pecuaristas (que precisam entender como mudanças nos preços da arroba afetam o varejo), varejistas (açougueiros e supermercadistas que buscam melhores estratégias de preços), consumidores (que querem entender por que os preços oscilam), gestores públicos (para desenvolver políticas de apoio ao setor) e pesquisadores (interessados na dinâmica de mercados agropecuários regionais).

De forma geral, esta pesquisa busca contribuir para o entendimento de como os mercados atacadista e varejista de carne bovina se relacionam em Rio Branco, oferecendo informações úteis para a formulação de políticas públicas e estratégias empresariais mais eficazes no setor. Especificamente, pretende-se:

- a) examinar como os preços das carnes evoluem ao longo do tempo nos diferentes pontos de venda da capital acreana;
- b) investigar se existe uma relação de longo prazo entre os preços praticados no varejo (açougues e supermercados) e os preços da arroba do boi gordo no mercado atacadista.

A hipótese central deste trabalho é que a integração entre os mercados atacadista e varejista de carne bovina em Rio Branco não funciona de forma perfeita, ou seja, a transmissão não se dá de forma integral. Se esta hipótese se confirmar, isso indicará a existência de ineficiências no mercado que podem estar gerando custos extras para consumidores ou reduzindo a rentabilidade de alguns elos da cadeia produtiva, especificamente o produtor.

## **2 COMO FIZEMOS O TRABALHO**

Caso você não possua interesse em aspectos metodológicos relacionados à séries temporais, tais como: estacionariedade, teste de Engle-Granger, equações Log-lineares e demais temas relacionados, sugiro a não leitura da mesma. Contudo, destaco que o objetivo deste tópico é mostrar de forma introdutória os métodos estatísticos/econométricos que subsidiaram a análise de dados e construção dos modelos que foram utilizados na pesquisa.

## 2.1 Análise de Tendências através de Regressões Log-Lineares

Este estudo apresenta uma análise econométrica abrangente dos preços de carnes, utilizando duas metodologias complementares: a. regressões log-lineares para identificar tendências de crescimento e b. análise de cointegração para examinar relações de longo prazo entre diferentes mercados (Gujarati and Porter, 2011). Os dados analisados compreendem o período de julho de 2023 a setembro de 2026, com frequência mensal, abrangendo diferentes tipos de carnes em supermercados e açougues, além do preço da arroba do boi no Acre.

A primeira metodologia empregada consiste na estimação de modelos <sup>1</sup> de regressão log-linear para cada tipo de carne analisado (Wooldridge, 2016). Este tipo de modelo é particularmente útil quando desejamos entender como os preços evoluem ao longo do tempo de forma percentual, ao invés de valores absolutos.

O modelo estimado possui a seguinte especificação econométrica (Hill et al., 2012):

$$\log(\text{Preço}_{j,k,t}) = \beta_0 + \beta_1 \times \text{Tempo}_t + \varepsilon_{j,k,t} \quad (1)$$

onde  $\log(\text{Preço}_{j,k,t})$  representa o logaritmo natural do preço do tipo de carne  $j$  no ponto de venda  $k$  no período  $t$ , sendo  $j$  o tipo de carne (diversos cortes),  $k$  o ponto de venda (açougues, supermercados, preço médio do município),  $\text{Tempo}_t$  é uma variável sequencial (1, 2, 3, ...),  $\beta_0$  é o intercepto,  $\beta_1$  é o coeficiente de interesse que mede a taxa de crescimento temporal dos preços e  $\varepsilon_{j,k,t}$  é o termo de erro aleatório.

Os modelos foram estimados separadamente para cada combinação de tipo de carne ( $j$ ) e pontos de vendas ( $k$ ), permitindo analisar a evolução temporal dos preços em açougues, supermercados e a média municipal para diferentes cortes de carne (Kennedy, 2008).

A grande vantagem desta especificação logarítmica é que o coeficiente  $\beta_1$  pode ser interpretado diretamente como a taxa de crescimento contínua mensal (Stock and Watson, 2015). Quando multiplicamos  $\beta_1$  por 100, obtemos uma aproximação da taxa de crescimento percentual mensal. Para calcular a taxa de crescimento anual exata utilizamos a fórmula:  $(\exp(\beta_1 \times 12) - 1) \times 100$ .

Por exemplo, se  $\beta_1 = 0.02$ , significa que o preço cresce aproximadamente 2% ao mês, resultando em uma taxa anual de aproximadamente 26.8%. Esta interpretação é muito mais intuitiva para gestores e tomadores de decisão do que trabalhar com valores absolutos (Maddala, 2001).

A análise também inclui testes de significância estatística para determinar se as tendências observadas são estatisticamente diferentes de zero, utilizando testes t e F. O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) indica quanto da variação dos preços é explicada pela tendência temporal (Greene, 2018).

---

<sup>1</sup>Ao longo do trabalho serão estimadas 41 equações log-lineares. Serão apresentadas apenas os resultados vinculados às taxas de crescimento mensal e em 12 meses.

## 2.2 Análise de Cointegração entre mercados: Conceitos de Estacionariedade e Raiz Unitária

Antes de abordar a cointegração, é fundamental compreender o conceito de estacionariedade (Hamilton, 1994). Uma série temporal é considerada estacionária quando suas propriedades estatísticas (média, variância e autocorrelação) permanecem constantes ao longo do tempo. Na prática, isso significa que a série oscila em torno de um valor médio constante sem apresentar tendências persistentes.

O oposto da estacionariedade é a presença de raiz unitária, que caracteriza séries não-estacionárias (Dickey and Fuller, 1979). Séries com raiz unitária apresentam tendências persistentes e sua variância aumenta com o tempo. A maioria das séries de preços econômicos possui essa característica, pois tendem a crescer ou decrescer ao longo do tempo (Nelson and Plosser, 1982).

Para testar a presença de raiz unitária, utilizou-se o teste KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin), que é particularmente adequado para amostras pequenas como a analisada (Kwiatkowski et al., 1992). Este teste possui como hipótese nula que a série é estacionária, ao contrário de outros testes como o ADF (Augmented Dickey-Fuller) (Said and Dickey, 1984).

Cointegração é um conceito fundamental em econometria que descreve uma situação especial entre duas ou mais séries temporais não-estacionárias (Engle and Granger, 1987). Duas séries são cointegradas quando, apesar de cada uma individualmente apresentar tendências persistentes (serem não-estacionárias), existe uma combinação linear entre elas que é estacionária.

Em termos práticos, isso significa que as séries mantêm uma relação de equilíbrio de longo prazo (Granger, 1987). Mesmo que no curto prazo elas possam se afastar uma da outra, existe uma força econômica que as puxa de volta ao equilíbrio. Este conceito é crucial para entender relações econômicas duradouras, como a ligação entre preços em diferentes mercados (Johansen, 1988).

## 2.3 Teste de Engle-Granger

Para testar a cointegração entre os preços gerais e os preços da arroba no Acre, utilizou-se o procedimento de Engle-Granger em duas etapas (Engle and Granger, 1987):

**Primeira etapa:** Estimação de uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) entre as duas séries em nível:

$$\text{Preço Geral}_t = \alpha + \beta \times \text{Preço Arroba Acre}_t + u_t \quad (2)$$

**Segunda etapa:** Teste de raiz unitária nos resíduos ( $u_t$ ) da regressão anterior usando o teste ADF (Phillips and Ouliaris, 1990). Se os resíduos forem estacionários, isso indica que existe cointegração entre as séries.

## 2.4 Relação de Longo Prazo

Para analisar a cointegração entre os preços gerais e os preços da arroba no Acre, aplicou-se o procedimento de Engle-Granger para verificar a existência de relação de longo prazo estável entre estes mercados (Banerjee et al., 1993). Utilizaram-se os testes KPSS para examinar se ambas as séries são não-estacionárias individualmente, seguido pelo teste ADF nos resíduos da regressão para testar a hipótese de raiz unitária ao nível de 1% de significância.

O coeficiente de ajuste estimado permite calcular a velocidade de correção de desequilíbrios, indicando que percentual de qualquer desvio entre os preços é corrigido a cada período (Granger, 1988). Esta velocidade de ajuste fornece informações sobre o grau de integração entre os mercados e a rapidez com que oportunidades de arbitragem são exploradas. A meia-vida do desequilíbrio é calculada através da fórmula (Pesaran et al., 2001):

$$MV = \ln(0.5) / \ln(1 - |\gamma|) \quad (3)$$

onde  $\gamma$  representa o coeficiente de ajuste estimado. Este parâmetro indica o tempo necessário para que metade de qualquer choque que afaste os preços do equilíbrio seja corrigida, fornecendo uma medida da eficiência na transmissão de informações entre os mercados analisados (Fackler and Goodwin, 1990).

## 2.5 Fonte de dados

Para realização deste trabalho foram utilizadas as seguintes fontes de dados:

- a) <https://www.agrolink.com.br/cotacoes/historico/ac/boi-gordo-15kg>: Preço nominal estadual da arroba do boi e vaca gorda no período de julho de 2023 a setembro de 2025;
- b) Preço nominal mensal dos principais cortes de carnes dos supermercados e açougues em Rio Branco oriundos de pesquisa realizada pelo Programa de Educação Tutorial da Universidade Federal do Acre (PET-Economia) no período de julho de 2023 a setembro de 2025, PROGRAMA DE EDUCAÇÃO TUTORIAL (PET) Economia (2025); e,
- c) Número índice do IPCA no período de julho de 2023 a setembro de 2025 disponível em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1737>. O número índice foi utilizado para

construção de deflator do IPCA para atualização dos valores nominais em valores reais.

## 3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

### 3.1 A dinâmica dos preços das carnes

Os dados presentes na figura 1 mostram uma realidade bem conhecida pelos consumidores de Rio Branco e destacada pelo PET-Economia: **comprar carne no supermercado custa bem mais caro que no açougue**. Durante todo o período estudado (julho de 2023 a setembro de 2025), essa diferença foi bastante significativa ficando em média em torno de 32%. Em alguns momentos, como em agosto de 2023, chegou-se a um valor superior a 50% a mais no supermercado. Essa diferença acontece por várias razões práticas: os supermercados têm custos maiores (ar condicionado, funcionários, localização) oferecem mais comodidade (você faz todas as compras no mesmo lugar) e geralmente atendem um público que pode pagar um pouco mais pela conveniência. Além disso, a apresentação da carne nos supermercados costuma ser mais elaborada, com embalagens bonitas e ambiente mais limpo, o que justifica parte do preço mais alto.

Algo interessante aconteceu entre agosto de 2024 e janeiro de 2025: os preços dos açougues e supermercados ficaram muito mais próximos. Em novembro e dezembro de 2024 a diferença caiu para apenas 5% e 7%, algo bem incomum. Contudo, em janeiro de 2025 observa-se a recomposição da diferença.

Em 2024, conforme destacado Silva (2025) os pecuaristas precisaram manter mais fêmeas para reprodução, já que em 2023 muitas matrizes foram abatidas devido às dificuldades econômicas e climáticas do setor. Essa retenção de animais reprodutores reduziu significativamente a quantidade de gado disponível para abate, criando uma escassez no mercado que naturalmente elevou os preços da carne. Além disso, o preço do bezerro aumentou, para maiores detalhes sobre o ciclo da pecuária acreana, sugerimos a leitura de Fernandes et al. (2025).

Na pesquisa das carnes realizada pelo PET-Economia, identificou-se que os açougues, que trabalham com margens de lucro mais apertadas e dependem quase exclusivamente da venda de carnes, não conseguem absorver esses aumentos de custos em sua estrutura financeira. Por isso, são obrigados a repassar os aumentos aos consumidores, resultando em preços mais altos de forma imediata.

Já os supermercados, por comercializarem uma grande variedade de produtos, têm mais flexibilidade para gerenciar seus custos. Eles podem usar a estratégia de subsídio cruzado, onde absorvem parte do aumento no preço da carne compensando com as margens de outros produtos, como bebidas, produtos de limpeza ou mercearia. Isso permite que mantenham preços da carne mais competitivos por períodos maiores, sem comprometer

ter significativamente sua rentabilidade geral.

A partir dos dados disponibilizados pelo PROGRAMA DE EDUCAÇÃO TUTORIAL (PET) Economia (2025) é possível afirmar que depois de janeiro de 2025 a situação voltou ao normal com os supermercados cobrando entre 20% e 25% a mais que os açougues. Mas o que chamou atenção foi que todos os preços subiram bastante a partir de outubro de 2024, nos e nos supermercados. A carne que custava cerca de R\$ 28-29 por quilo passou para R\$ 33-35. Isso reflete o que estava acontecendo no Brasil naquela época: seca, problemas na criação de gado e o famoso "**ciclo do boi**", que faz os preços da carne oscilarem de tempos em tempos. No final das contas, seja no açougue ou no supermercado, o consumidor de Rio Branco sentiu no bolso essas mudanças do mercado nacional.

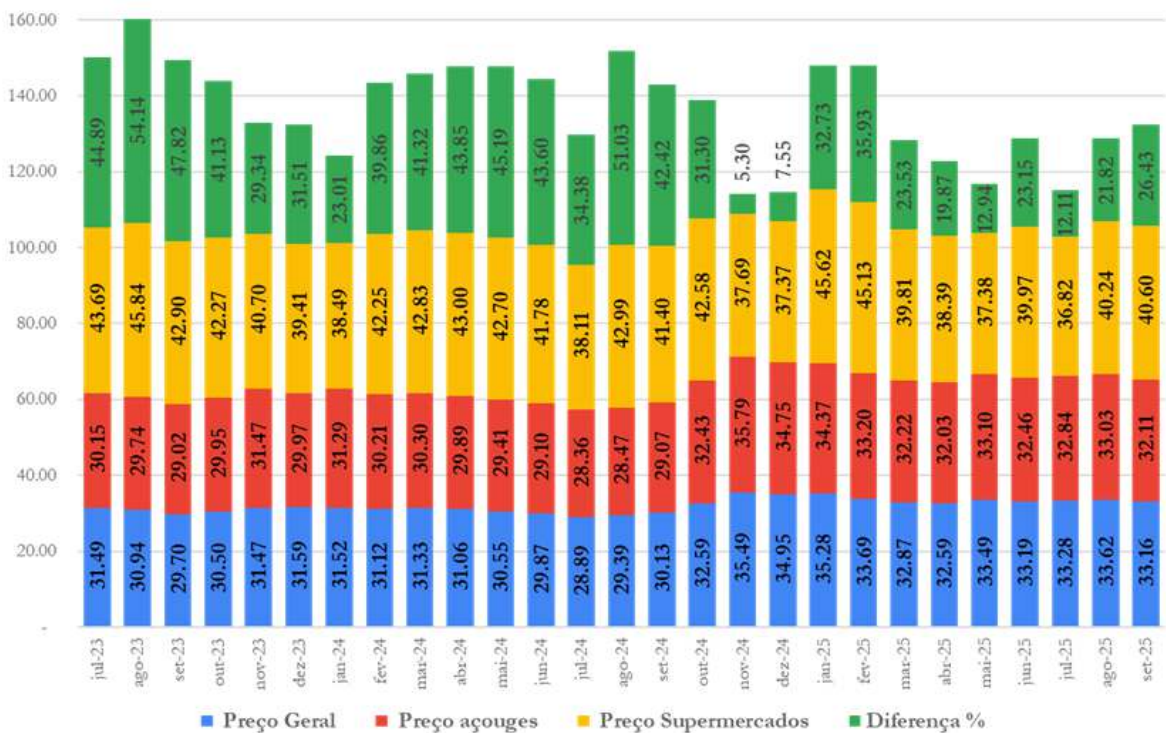


Figura 1: Evolução dos preços médios reais do quilo da carne bovina em Rio Branco/AC em açougues, supermercados e diferença em % entre os preços do açougues e supermercados

A análise da tabela 1 revela um cenário contrastante na evolução dos preços da carne bovina em Rio Branco com comportamentos singificativamente diferente entre os diferentes canais de comercialização. Conforme apresentado na tabela, observa-se uma tendência geral de alta nos preços com crescimento médio mensal de 0,43% e acumulado de 5,32% em 12 meses. Este movimento ascendente dos preços reflete tanto pressões inflacionárias do setor quanto dinâmicas específicas do mercado local, sendo particularmente notável quando comparado ao comportamento da arroba no Acre (12,59% em 12 meses) e no Brasil (18,87% em 12 meses), conforme demonstrado nos dados indicando que os aumentos no

varejo ainda não incorporaram totalmente os reajustes observados no mercado atacadista.

Os dados contidos na tabela 1 evidenciam que o segmento dos açougues apresenta o comportamento mais inflacionário, com taxa mensal média de 0,49% e acumulado anual de 6,08%, superando consistentemente a média geral em todos os cortes analisados. Conforme demonstrado, os cortes que apresentaram maior pressão inflacionária neste canal foram a pá com osso (9,55% em 12 meses), agulha (9,72%) e coxão duro (7,19%), sugerindo que os açougues tradicionais têm repassado de forma mais intensa os aumentos de custos aos consumidores. Esta dinâmica em parte está relacionada à estrutura de custos destes estabelecimentos e à menor capacidade de absorção de variações de preços em suas margens operacionais.

Por sua vez, em contraste com os açougues os resultados da tabela 1 mostram que os supermercados apresentam um cenário deflacionário consistente, com queda mensal média de -0,34% e redução acumulada de -4,02% em 12 meses, representando uma redução real dos preços neste canal. Este comportamento é observado na maioria dos cortes apresentados na tabela, com destaque para as reduções mais significativas na picanha (-7,17% em 12 meses), coxão duro (-7,98%) e coxão mole (-5,94%).

Conforme indicado pelos dados, apenas dois cortes apresentaram variação positiva nos supermercados: pá sem osso (1,84%) e agulha (0,49%), ambos com crescimento bem inferior ao observado nos açougues. Esta tendência deflacionária nos supermercados, claramente demonstrada na tabela, sugere uma estratégia competitiva mais agressiva, possivelmente sustentada por maior poder de barganha junto aos fornecedores, economias de escala e utilização da carne bovina como produto âncora para atrair consumidores, absorvendo pressões de custos em suas margens para manter competitividade no segmento.

Contudo, não podemos negligenciar que os preços nos açougues ainda é 30% inferior aos supermercados, o que observamos é que os supermercados buscam maior competitividade ao reduzirem suas margens.

Tabela 1: Taxas de Crescimento dos Preços da Carne Bovina por Corte e Canal de Venda em Rio Branco - Acre no período de julho de 2023 a setembro de 2025

| Cortes        | Taxas de crescimento (%) |             |             |             |               |              |
|---------------|--------------------------|-------------|-------------|-------------|---------------|--------------|
|               | Geral                    |             | Açougues    |             | Supermercados |              |
|               | Mensal                   | 12 Meses    | Mensal      | 12 Meses    | Mensal        | 12 Meses     |
| Picanha       | 0,21                     | 2,60        | 0,27        | 3,31        | -0,62         | -7,17        |
| Filé          | 0,50                     | 6,15        | 0,53        | 6,50        | -0,36         | -4,18        |
| Coxão mole    | 0,46                     | 5,73        | 0,54        | 6,70        | -0,51         | -5,94        |
| Coxão duro    | 0,45                     | 5,60        | 0,58        | 7,19        | -0,69         | -7,98        |
| Fraldinha     | 0,42                     | 5,16        | 0,46        | 5,63        | -0,14         | -1,65        |
| Fígado        | 0,10                     | 1,21        | 0,26        | 3,19        | -0,18         | -2,12        |
| Pá com osso   | 0,62                     | 7,73        | 0,76        | 9,55        | -0,42         | -4,91        |
| Pá sem osso   | 0,58                     | 7,20        | 0,65        | 8,06        | 0,15          | 1,84         |
| Alcatra       | 0,43                     | 5,35        | 0,44        | 5,44        | -0,05         | -0,65        |
| Patinho       | 0,46                     | 5,67        | 0,55        | 6,84        | -0,35         | -4,08        |
| Agulha        | 0,69                     | 8,60        | 0,77        | 9,72        | 0,04          | 0,49         |
| Músculo       | 0,40                     | 4,88        | 0,42        | 5,17        | -0,28         | -3,29        |
| <b>Geral</b>  | <b>0,43</b>              | <b>5,32</b> | <b>0,49</b> | <b>6,08</b> | <b>-0,34</b>  | <b>-4,02</b> |
| Arroba Acre   | 0,99                     | 12,59       | —           | —           | —             | —            |
| Arroba Brasil | 1,44                     | 18,87       | —           | —           | —             | —            |

Fonte: Resultados da pesquisa

### 3.2 A cointegração de preços entre mercados

O modelo de transmissão de preços presente na tabela 2 para o mercado bovino de Rio Branco mostra uma relação estatisticamente robusta e economicamente significativa entre os preços da arroba do boi e os preços médios da carne no varejo. O coeficiente de elasticidade de 0,403 indica que, para cada 1% de aumento no preço da arroba do boi no Acre, o preço médio da carne no varejo aumenta aproximadamente 0,40%.

Esta elasticidade menor que a unidade sugere uma transmissão parcial dos preços, característica comum em mercados com estruturas intermediárias complexas, onde açougues, frigoríficos e distribuidores podem absorver parte das variações de custos ou aplicar margens variáveis. Adicionalmente, essa transmissão incompleta pode refletir o baixo poder aquisitivo da população de Rio Branco, limitando a capacidade dos varejistas de repassar integralmente os aumentos de custos aos consumidores finais sob risco de redução significativa na demanda. A alta significância estatística do coeficiente ( $p < 0,01$ ) e o erro padrão relativamente baixo (0,027) conferem confiabilidade aos resultados obtidos.

A qualidade do ajuste do modelo é notavelmente elevada com um  $R^2$  de 0,900, indicando que 90% da variabilidade nos preços da carne é explicada pelas flutuações no

preço da arroba do boi. O  $R^2$  ajustado de 0,896 confirma que o modelo mantém seu poder explicativo mesmo considerando o número de parâmetros estimados, enquanto a estatística F de 225,905 (altamente significativa) valida a especificação geral do modelo. O baixo erro padrão residual de 0,018 sugere que as previsões do modelo são precisas com desvios mínimos entre os valores observados e estimados. Estes resultados evidenciam uma integração moderada entre os mercados produtor e varejista em Rio Branco, onde **choques de preços no nível da produção são transmitidos de forma sistemática, porém atenuada, para o consumidor final**, refletindo a dinâmica típica de mercados regionais com custos de transação e margens de comercialização significativas.

Tabela 2: Modelo de Transmissão de Preços no Mercado Bovino em Rio Branco - Acre no período de julho de 2023 a setembro de 2025

|                             | <i>Variável dependente</i> |
|-----------------------------|----------------------------|
|                             | Preço médio da carne       |
| Preço da arroba de boi Acre | 0.403***<br>(0.027)        |
| Constante                   | 1.295***<br>(0.144)        |
| Observations                | 27                         |
| $R^2$                       | 0.900                      |
| Adjusted $R^2$              | 0.896                      |
| Residual Std. Error         | 0.018 (df = 25)            |
| F Statistic                 | 225.905*** (df = 1; 25)    |

*Note:* \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Para verificar a existência de uma relação de cointegração entre os preços da arroba do boi e os preços médios da carne no varejo em Rio Branco foi aplicado o teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) aos resíduos da equação de transmissão de preços estimada presente na tabela 2. Este procedimento é fundamental, pois permite identificar se duas variáveis não-estacionárias mantêm uma relação de equilíbrio de longo prazo, mesmo quando apresentam flutuações de curto prazo. O teste ADF nos resíduos busca detectar a presença de raiz unitária: se os resíduos forem estacionários (ausência de raiz unitária), isso indica que os preços da arroba e da carne possuem uma tendência comum de longo prazo, caracterizando uma relação de cointegração robusta entre os mercados produtor e varejista.

Os resultados do teste ADF revelaram uma estatística de teste de -3,1703, que supera em magnitude os valores críticos de -2,62 (1%), -1,95 (5%) e -1,61 (10%), permitindo rejeitar decisivamente a hipótese nula de presença de raiz unitária nos resíduos. **Este resultado confirma que os resíduos são estacionários, evidenciando a existência de cointegração entre as séries de preços analisadas.**

O coeficiente significativo de -0,8097 ( $p < 0,01$ ) para o termo defasado indica uma velocidade de ajustamento robusta em direção ao equilíbrio de longo prazo, sugerindo que desvios temporários da relação de equilíbrio entre os preços são corrigidos de forma relativamente rápida. Essa evidência de cointegração fortalece a validade econômica do modelo de transmissão de preços estimado, confirmando que, apesar das flutuações de curto prazo, existe uma relação estável e duradoura entre os preços da arroba do boi e os preços da carne no mercado de Rio Branco.

Além disso, o coeficiente de ajuste indica que aproximadamente 81% de qualquer desequilíbrio entre os preços é corrigido a cada mês. **Esta velocidade de ajuste é considerada muito rápida, sugerindo que os mercados são bem integrados e que oportunidades de arbitragem são rapidamente exploradas.**

A meia-vida do desequilíbrio, calculada como  $\ln(0.5)/\ln(1 - 0.81) \approx 0.4$  meses, indica que metade de qualquer choque que afaste os preços do equilíbrio é corrigida em aproximadamente 12 dias. Isso demonstra alta eficiência na transmissão de informações entre os mercados.

Por fim, aceita-se a hipótese de que a integração entre os mercados atacadista e varejista da carne bovina em Rio Branco não funciona de forma perfeita. Isso indica que apenas **parte da pressão dos custos na agropecuária de corte são repassadas aos consumidores, ou seja, os aumentos nos custos de produção não se refletem integralmente no preço final pago pelo consumidor.**

## 4 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Este trabalho investigou como os preços da arroba do boi gordo se transmitem para o varejo de carnes em Rio Branco, buscando compreender a dinâmica de formação de preços entre os mercados atacadista e varejista na capital acreana. O objetivo principal foi examinar a evolução temporal dos preços das carnes nos diferentes pontos de venda e investigar a existência de relações de longo prazo entre os preços praticados no varejo e os preços da arroba no mercado atacadista. A pesquisa partiu da hipótese de que a integração entre esses mercados não funciona de forma perfeita, apresentando diferenças na transmissão de preços e velocidades distintas de ajuste entre açougues e supermercados.

Os resultados revelaram uma dinâmica complexa e contrastante na evolução dos preços da carne bovina em Rio Branco. Confirmou-se que os supermercados cobram sistematicamente mais caro que os açougues, com diferenças médias de 32% ao longo do período

analisado, embora essa diferença tenha se reduzido significativamente entre agosto de 2024 e janeiro de 2025. Mais surpreendente foi a descoberta de que, enquanto os açougues apresentaram comportamento inflacionário consistente (crescimento de 6,08% em 12 meses), os supermercados mostraram tendência deflacionária (-4,02% em 12 meses), sugerindo estratégias competitivas distintas entre os canais de comercialização. A análise de integração demonstrou forte integração entre os mercados com elasticidade de transmissão de 0,403, indicando que cada 1% de aumento no preço da arroba resulta em 0,40% de aumento no varejo, e velocidade de ajuste de 81% ao mês, evidenciando correção rápida de desequilíbrios.

Estes resultados possuem implicações importantes para diferentes agentes econômicos. Para os pecuaristas, a transmissão parcial de preços (elasticidade menor que 1) sugere que nem todos os aumentos na arroba chegam integralmente ao consumidor final, limitando potenciais ganhos. Para os varejistas, os resultados indicam que açougues e supermercados adotam estratégias de precificação fundamentalmente diferentes: enquanto açougues repassam mais diretamente os aumentos de custos devido às margens apertadas, supermercados utilizam a carne como produto âncora, absorvendo aumentos através de subsídios cruzados com outros produtos. Para os consumidores, a pesquisa confirma que a escolha do local de compra impacta significativamente o orçamento familiar, mas também revela que a competição entre canais pode gerar benefícios, como observado na redução de preços dos supermercados.

Vale destacar que a estrutura de mercado dos supermercados e açougues são diferentes. Enquanto os açougues estão próximos da concorrência perfeita, os supermercados, constituíssem um oligopólio com competição via preço. Estrutura de mercados diferentes, formação de preço diferentes.

Para pesquisas futuras, recomenda-se expandir a análise temporal para abranger ciclos completos da pecuária, incorporar variáveis climáticas e sazonais que influenciam a disponibilidade de gado, examinar os efeitos de políticas públicas setoriais específicas, estudar a transmissão de preços para outros cortes nobres e avaliar a influência de fatores macroeconômicos como taxa de câmbio e inflação. Além disso, seria relevante investigar o comportamento dos consumidores frente às oscilações de preços, analisar as margens de comercialização nos diferentes segmentos da cadeia produtiva e comparar a dinâmica de Rio Branco com outras capitais da região Norte.

Além disso, expandir geograficamente a pesquisa para incluir municípios do interior, especialmente Tarauacá, que atualmente conta com um frigorífico com Serviço de Inspeção Federal (SIF) em plena operação, representando um importante polo de processamento regional. Além disso, Cruzeiro do Sul a segunda maior cidade do estado e os municípios de Brasileia e Epitaciolândia, em função da pressão de demanda exercida pelos consumidores bolivianos, são fundamentais para um melhor entendimento da formação de preço da carne no Acre.

Essa ampliação territorial permitiria uma compreensão mais completa da dinâmica de preços no estado e das especificidades dos mercados locais. Tais análises proporcionariam um entendimento mais abrangente dos mercados regionais de carne bovina e ofereceriam subsídios fundamentais para o desenvolvimento de políticas públicas mais eficazes e direcionadas para o setor pecuário.

Apoio: Instituto Euvaldo Lodi (IEL)

## Referências

- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. W., and Hendry, D. (1993). *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford University Press, Oxford.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a):427–431.
- EMBRAPA (2024). Criação de bezerros no acre precisa se modernizar para garantir sustentabilidade da pecuária. Acesso em: [26 de outubro de 2025].
- Engle, R. F. and Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pages 251–276.
- Fackler, P. L. and Goodwin, B. K. (1990). Spatial price analysis. *Handbook of agricultural economics*, 1:971–1024.
- Fernandes, E. C., Rosa, B. L., Valentim, J. F., Gomes, F. C. d. R., and Lambertucci, D. M. (2025). Dinâmica de indicadores da pecuária bovina de corte na amazônia: evidências do estado do acre (2013–2024). *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 63:e295238.
- Granger, C. W. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2):251–276.
- Granger, C. W. (1988). Some recent development in a concept of causality. *Journal of econometrics*, 39(1-2):199–211.
- Greene, W. H. (2018). *Econometric analysis*. Pearson, New York, 8 edition.
- Gujarati, D. N. and Porter, D. C. (2011). *Econometria básica*. AMGH Editora, Porto Alegre, 5 edition.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., and Lim, G. C. (2012). *Econometria*. Saraiva, São Paulo, 3 edition.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3):231–254.
- Kennedy, P. (2008). *A guide to econometrics*. MIT press, Cambridge, 6 edition.

- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, 54(1-3):159–178.
- Maddala, G. S. (2001). *Introduction to econometrics*. John Wiley & Sons, New York, 3 edition.
- Nelson, C. R. and Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of monetary economics*, 10(2):139–162.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3):289–326.
- Phillips, P. C. and Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 165–193.
- PROGRAMA DE EDUCAÇÃO TUTORIAL (PET) Economia (2025). O preço das carnes em rio branco – acre: levantamento de preços em açougues e supermercados. Relatório técnico, Universidade Federal do Acre, Rio Branco, AC. Resultados divulgados no perfil oficial do Instagram: [https://www.instagram.com/peteconomiaufac\\_/#](https://www.instagram.com/peteconomiaufac_/#).
- Said, S. E. and Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3):599–607.
- Silva, R. G. (2025). Dúvida sobre variação o período do ciclo do boi no acre. [Mensagem pessoal]. Recebido por: Fernanda Araújo de Rezende. WhatsApp.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (2015). *Introduction to econometrics*. Pearson, Boston, 3 edition.
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. Cengage Learning, São Paulo, 4 edition.