



## Análise da co-integração entre a pecuária de leite e corte em Mato Grosso

Miquéias MICHETTI<sup>1</sup>, Júlio Cesar dos REIS<sup>2</sup>,  
Mariana Yumi Takahashi KAMOI<sup>3</sup>, Luciano Bastos LOPES<sup>4\*</sup>

<sup>1</sup>Instituto Mato Grossense de Economia Agropecuária, Cuiabá, MT, Brasil.

<sup>2</sup>Embrapa Cerrados, Brasília, DF, Brasil.

<sup>3</sup>Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ), Piracicaba, SP, Brasil.

<sup>4</sup>Embrapa Agrossilvipastoril, Sinop, MT, Brasil.

\*E-mail: [luciano.lopes@embrapa.br](mailto:luciano.lopes@embrapa.br)

(ORCID: 0000-0002-8244-3352; 0000-0002-7939-0384; 0000-0003-3033-686X; 0000-0002-9433-521X)

Recebido em 01/11/2021; Aceito em 14/02/2022; Publicado em 14/03/2022.

**RESUMO:** A pecuária de corte em Mato Grosso é referência nacional, destacando-se entre outros fatores pelo tamanho de seu rebanho. Todavia sua pecuária leiteira vem perdendo participação no cenário doméstico. Invariavelmente, a atividade de corte e leite tem relação intrínseca no estado, onde os ciclos da pecuária de corte são fatores determinantes para explicar a produção e o preço do leite. Isso é observado na presença de uma relação de curto prazo mais intensa entre a produção de leite com seu preço, como esperado, mas também com o preço do bezerro e com o da @ do boi gordo. O efeito da resposta ao impulso na produção de leite mostra que a variável que mais impacta na decisão do produtor em relação à produção de leite é o preço da @ do boi. Choques no preço da @ produzem uma resposta negativa na produção de leite, mas o efeito do preço do bezerro por sua vez, influencia positivamente a produção. A falta de genética especializada pode ser uma das principais causas dessa estreita relação, fazendo com que mudanças no mercado de carne bovina do estado e na produção de carne afetem significativamente a produção e o preço do leite.

**Palavras-chave:** pecuária; impulso-resposta; econometria.

## Analysis of co-integration between milk dairy and beef cattle in Mato Grosso

**ABSTRACT:** Livestock in Mato Grosso can be considered a national reference, standing out among other factors due to its herd size. However, dairy farming has been losing participation in the domestic scenario. Invariably, beef and milk production have an intrinsic relationship in the state, where beef livestock cycles determine factors to explain the production and price of milk. That is observed in the presence of an intense short-term relationship between milk production and price, as expected, and the calf price and live cattle. The effect of the impulse response on milk production shows that the variable that most impacts the producer's decision concerning milk production are the price of live cattle. Shocks in the price of live cattle produce a negative response in milk production, but the effect of the calf's price in turn positively influences production. The lack of specialized genetics may be one of the main causes of this close relationship, causing changes in the state's beef market and meat production to significantly affect milk production and price.

**Key words:** livestock; impulse-response; econometrics.

### 1. INTRODUÇÃO

Mato Grosso tem o maior rebanho bovino entre os estados brasileiros, com cerca de 31,9 milhões cabeças (IBGE, 2020) e desde 2017, o estado é o segundo exportador de carne bovina da federação. Em 2020, Mato Grosso foi responsável por 20,58% do total de embarques ou 493,84 mil/toneladas equivalentes carcaças, que representou 2 bilhões de US\$/FOB (Secex/Comexstat, 2020). Em contrapartida, a pecuária leiteira nunca alcançou o mesmo destaque, e seu VBP valor bruto da produção agropecuária representa apenas 2,7% da pecuária de corte. Alguns aspectos dificultam o avanço da importância de pecuária leiteira no estado como a baixa produtividade das vacas ordenhadas, 1.637 litros ao ano, 35% menor que a média nacional (IBGE, 2020), além das condições climáticas desfavoráveis para o gado de genética especializada (MAGALHÃES et al., 2020).

No entanto a atividade leiteira é de suma importância para a economia estadual segundo o IMEA (MARCEL DURIGON, 2018). Cerca de 22 mil famílias geram renda a

partir da venda do leite produzido em suas propriedades, isso representa quase 19% dos estabelecimentos agropecuários do estado segundo o IBGE (2017), gerando um VBP de R\$ 666,8 milhões (IMEA, 2020). Embora apresente características positivas, como uma grande oferta de grãos e resíduos industriais para suplementação, a falta de políticas públicas e de diretrizes técnicas que sejam capazes de superar esses desafios tem feito a captação no estado reduzir a uma taxa de 8,84% ao ano entre 2011 e 2020 (IBGE, 2020).

Entre as particularidades da cadeia de lácteos mato-grossense, há claramente uma relação intrínseca entre pecuária de corte e de leite, principalmente devido ao perfil genético do rebanho, composto em sua maioria por animais oriundos de algum tipo de cruzamento, com forte predominância de genética zebuína adaptadas a condição climática extrema de temperatura (GOMES, 2011). Essa integração das cadeias ocorre de forma complementar nas propriedades leiteiras e, em alguns casos, há uma relação de competição entre as atividades.

Um desdobramento da teoria moderna dos portfólios que utiliza as proposições sobre a importância de se avaliar as correlações entre retornos de ativos. Nesse caso, entendidos como os preços de mercados é a aplicação da análise de séries temporais para avaliar a existência de influências de curto e/ou longo prazo entre os preços das variáveis em análise, utilizando técnicas estatísticas modelos vetoriais autorregressivos (VAR), avaliação da existência de co-integração (JOHANSEN, 1988), causalidade (GRANGER, 1986), funções impulso-resposta e análises de decomposição de variância (ENDERS, 2010; GREENE, 2012; WOOLDRIDGE, 2015).

A utilização dos modelos VAR (Vetor de Autocorrelação Regressivos) inicialmente proposta por (SIMS, 1980), tem sido muito utilizada para avaliar as correlações e os impactos entre variáveis macroeconômicas como câmbio, juros, inflação e Produto Interno Bruto (PIB) além da possibilidade de se avaliar a existência, ou não, de influência de uma variável definida como exógena, incluindo o preço do petróleo ou a taxa de juros externa nos agregados macroeconômicos internos.

O objetivo com esse trabalho é avaliar as relações entre os mercados de pecuária de corte e leite em Mato Grosso, através da análise da co-integração dos preços do bezerro para recria, do preço da arroba (@) do boi gordo, do preço do milho e do preço do leite pago ao produtor, de modo a identificar a influência dos ciclos de preços no curto e no longo prazo na produção de leite. Para ressaltar os resultados encontrados para Mato Grosso, realizaremos a mesma análise considerando os preços médios dos mesmos produtos para o Brasil.

## 2. MATERIAL E MÉTODOS

As séries de preços de Mato Grosso foram obtidas junto ao Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária (Imea), contemplando o período de 2011 a 2019. Já as séries de preço para o Brasil foram obtidas junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea).

O preço do bezerro em Mato Grosso segundo o Imea, se refere ao valor do bovino macho da raça Nelore com oito meses, com peso médio torno de 5,5 @, remunerado por “cabeça”. Já o preço do bezerro segundo o Cepea tem como base seu valor de negociação na BM&F BOVESPA. Da mesma forma, os preços da @ do boi gordo foram obtidos a partir das bases de dados do Imea e da média Cepea BM&F BOVESPA para os resultados comparativos do Brasil.

Para análise do preço do milho, utilizamos a série histórica fornecida pelo Imea referente ao preço sem desconto de tributos. Já para análise do milho no Brasil, utilizou-se a série histórica do Cepea também sem descontos de tributos, sendo a região de Campinas, estado de São Paulo, a base de referência para o Indicador ESALQ/BM&F BOVESPA.

O preço do leite em Mato Grosso foi obtido junto ao Imea. A série é mensal e se refere ao preço médio ponderado do leite cru refrigerado, em reais por litro, para as diferentes regiões produtoras. A análise do preço médio do leite no Brasil foi realizada com base no banco de dados do Cepea. O preço médio foi composto pela ponderação dos preços médios nos estados de RS, SC, PR, SP, MG, GO e BA, com base na participação média da produção formal mensal de cada estado nos últimos 10 anos conforme a publicação da Pesquisa Trimestral do Leite (PTL) do IBGE (2020). Para

avaliação da produção, tanto do Brasil, quanto de MT, também foi utilizada a série temporal da captação mensal em litros segundo a PTL, abrangendo o período entre janeiro 2011 a dezembro de 2019.

A avaliação da relação entre as variáveis foi realizada através da construção das funções impulso-resposta (IRF) e das Tabelas de decomposição da variância. A IRF é uma representação gráfica de como um choque exógeno em uma variável se propaga pelo conjunto de informações que compõem o modelo vetorial, explicitando como uma variável exerce influência sobre o comportamento futuro das demais (ENDERS, 2010; GREENE, 2012; WOOLDRIDGE, 2015). Já a decomposição da variância apresenta a quantificação, em termos percentuais, da contribuição de cada variável para a explicação da variância nos valores da variável que está sendo avaliada (GREENE, 2012).

Para tanto, foi realizada a seguinte rotina: para avaliar a existência ou não de co-integração entre as variáveis que compõem essa análise, inicialmente foi testada a estacionaridade (média e variância constantes ao longo do tempo e covariância dependente unicamente do número de defasagens) das séries. Utilizamos os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) para verificar a presença ou não de raízes unitárias. Após os testes, foram realizados os testes de co-integração para avaliar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis (Greene, 2012).

Para avaliação da co-integração, utilizou-se o teste do  $\lambda$  traço e do máximo autovalor proposto por Johansen (1988). Para a definição do número de defasagens (*lags*) a serem utilizados nos testes de co-integração, considerou-se os critérios Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Bayesian Criterion (SBC) e Hannan-Quinn (HQIC) (WOOLDRIDGE, 2015). Para avaliar se existe relação de curto prazo entre as variáveis, para estimar as funções impulso-resposta, além da construção da Tabela de decomposição da variância, foi estimado um modelo VEC, considerando todas as variáveis como endógenas. O propósito dessa análise é identificar se existe alguma relação entre as séries de preço. Para validar o número de defasagens usados no modelo VEC, utilizou-se os critérios AIC, SBC e HQIC (Enders, 2010; Greene, 2012). A validade do modelo VEC foi testada através da análise dos resíduos, verificando se esses satisfazem as condições de normalidade (testes Jarque-Bera, skewness e kurtosis) (ENDERS, 2010; GREENE, 2012).

Por fim, como complemento aos resultados encontrados pelo modelo VEC, e para avaliar a relação entre as variáveis de preço ao longo do tempo, foram estimadas as funções de impulso-resposta e realizada a análise de decomposição da variância para cada uma das variáveis. Para a construção de ambos os resultados, foi considerado ao método de decomposição de Cholesky (HAMILTON, 1994; ENDERS, 2010).

## 3. RESULTADOS

Após a análise gráfica dos dados (Figura 1), é possível perceber que as variáveis: preço do leite, do bezerro e da @ do boi gordo apresentam uma tendência determinística de crescimento. Já para a produção, a série apresenta um comportamento sazonal. Ao se trabalhar com séries temporais, se faz necessária a avaliação de estacionariedade, isso é, se as séries possuem média e variância constantes ao longo do tempo, e a covariância dependente apenas do número de defasagens.

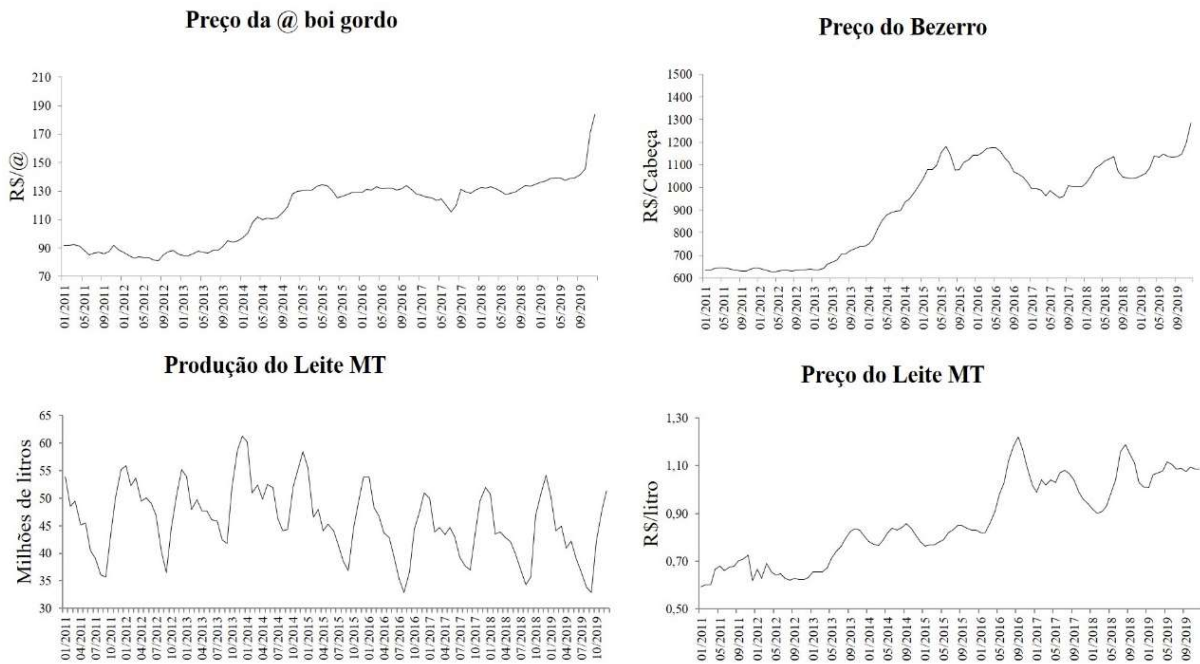


Figura 1. Representação gráfica do comportamento da @ do boi gordo, preço do bezerro, produção e preço do leite em MT.  
Figure 1. Graphic representation of the behaviour of the @ of live cattle, calf price, milk yield/price in MT.

Na Tabela 1 estão listados os resultados dos critérios de AIC (Akaike Informatacion Criterion), SBIC (Schwarz Bayesian) e HQIC (Hannan- Quinn) para a seleção do número de defasagens (lags) a serem utilizados nos testes de estacionariedade. Seguindo o princípio da parcimônia o lag escolhido foi o lag 1, conforme indicado pelo critério SBIC.

Tabela 1. Seleção de lags para MT, utilizando os critérios de AIC, HQIC e SBIC.

Table 1. Selection of lags for MT, using the criteria of AIC, HQIC and SBIC.

Lags MT	AIC	HQIC	SBIC
0	57,913	57,964	58,040
1	46,794	47,103	47,557*
2	46,223*	46,822*	47,654
3	46,223	47,047	48,893

\* a regra de decisão é: a linha que tiver maior número de asteriscos, minimizar os critérios de AIC e SBIC

Os testes de ADF e PP foram realizados com as variáveis transformadas em logaritmo, considerando a presença de uma tendência determinística. Ao analisar os resultados apresentados nas Tabelas 2 e 3, percebe-se que, em ambos os testes, apenas a produção de leite rejeita a hipótese nula de

presença de raiz unitária. Para as demais variáveis, aceita-se a hipótese de presença de raiz unitária. Para tornar as séries estacionárias utilizou-se a técnica do operador de diferenças (ENDERS, 2010; WOOLDRIDGE, 2015). Os resultados para os testes com as séries em primeira diferença indicam que essa transformação foi suficiente para tornar as séries estacionárias ( $p < 0,01$ ), rejeitando a hipótese nula, com um elevado nível de confiança e caracterizando-as como integradas de ordem 1.

Os resultados do teste de co-integração de Johansen são apresentados na Tabela 4. Tanto no teste do  $\lambda$  traço quanto no teste do máximo autovalor, observa-se a presença de dois vetores de co-integração, indicando que longo prazo as variáveis apresentam uma trajetória semelhante, uma relação de equilíbrio (ENDERS, 2010; GREENE, 2012), o que, para a situação analisada, indicaria que os diferentes preços responderiam de forma semelhante a choques externos. A ordem do número de defasagens inseridas no teste de Johansen teve como base os valores mínimos para os critérios de informação (AIC, BIC, HQ).

Tanto na estatística do traço quanto do máximo autovalor há a rejeição da hipótese nula de que não há vetor de co-integração com um nível de confiança de 5%.

Tabela 2. Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para estacionariedade das séries em MT.

Table 2. Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) for series stationarity in MT

Variáveis em nível MT	Estatística	p-value	Variáveis em 1ª Diferença	Estatística	p-value
Produção de leite	-6,139	0,000	Produção de leite	-6,356	0,000
Preço do leite	-3,113	0,103	Preço do leite	-4,765	0,000
Preço do bezerro	-1,597	0,793	Preço do bezerro	-4,800	0,000
Preço do milho	-3,270	0,071	Preço do milho	-6,776	0,000
Preço da arroba	-1,950	0,628	Preço da arroba	-5,120	0,000

Obs: Testes realizados utilizando tendência e lag (1), seguindo os critérios de AIC e SBIC.

Tabela 3. Teste Phillips-Perron (PP) para estacionariedade das séries em MT.  
Table 3. Phillips-Perron (PP) test for stationarity of series in MT

Variáveis em nível	Estatística	p-value	Variáveis em 1ª diferença	Estatística	p-value
Produção de leite	Z ( $\rho$ ) -32,47 Z ( $\tau$ ) -4,122	0,005	Produção de leite	Z ( $\rho$ ) -56,00 Z ( $\tau$ ) -6,813	0,000
Preço do leite	Z ( $\rho$ ) -19,00 Z ( $\tau$ ) -3,083	0,110	Preço do leite	Z ( $\rho$ ) -66,86 Z ( $\tau$ ) -6,867	0,000
Preço do bezerro	Z ( $\rho$ ) -3,689 Z ( $\tau$ ) -1,353	0,874	Preço do bezerro	Z ( $\rho$ ) -49,93 Z ( $\tau$ ) -5,135	0,000
Preço do milho	Z ( $\rho$ ) -13,25 Z ( $\tau$ ) -2,497	0,329	Preço do milho	Z ( $\rho$ ) -59,10 Z ( $\tau$ ) -6,448	0,000
Preço da arroba	Z ( $\rho$ ) -6,505 Z ( $\tau$ ) -1,606	0,790	Preço da arroba	Z ( $\rho$ ) -54,24 Z ( $\tau$ ) -5,629	0,000

Tabela 4. Resultados para o teste de Johansen em MT.  
Table 4. Results of Johansen test in MT.

Ranque Máximo	$\lambda_{Traço}$	Valor Crítico (5%)	$\lambda_{max}$	Valor Crítico (5%)
0	104,94	68,52	57,45	33,46
1	47,49	47,21	27,03	27,07
2	20,45*	29,68	12,00	20,97

A existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo entre as variáveis não garante, necessariamente, a existência de uma relação de curto prazo entre as variáveis. Para avaliar a relação de curto prazo, foi estimado o modelo vetorial de correção de erros (VEC). A escolha pelo modelo VEC e não o modelo vetorial auto regressivo (VAR) se deve à característica de não estacionariedade das séries em nível. Esse é um dos pressupostos centrais para utilização do modelo VAR (Enders, 2010; Greene, 2012). Os resultados apresentados pelo modelo VEC estão na Tabela 5.

Considerando os objetivos do trabalho, apresentamos apenas os valores dos coeficientes de ajuste (ce) para a equação de co-integração de Johansen. Os resultados indicam que a produção de leite apresenta uma relação de curto prazo mais intensa com o preço do leite, como esperado, mas também, com o preço do bezerro e com o preço da @ do boi gordo, explicitando a forte interação entre os mercados de produção de leite e carne em Mato Grosso. Nessa Tabela também apresentamos os resultados do modelo VEC para o Brasil. Os valores encontrados indicam que no curto prazo a interação entre todas as essas variáveis não é significativa, evidenciando que diferente do estado de Mato Grosso o modelo para o Brasil não pode ser considerado integrado.

Os resultados da Tabela 5 indicam que, para Mato Grosso, o ciclo da pecuária é observado de forma mais explícita. As variações no preço da @ do boi gordo e do bezerro determinam a maior ou menor oferta de bezerras como consequência do maior ou menor abate de fêmeas no estado. Da mesma forma se observarmos os fatores de crescimento da produção de leite em MT ela está em maior proporção diretamente correlacionada com o maior número de vacas ordenhadas  $r=0,95830893$  e não com a produtividade  $r=0,05056540$ . Segundo dados do Censo Agropecuário de 2017, a produtividade média das suas vacas ordenhadas é de 1.637 litros ao ano, sendo 35% menor que a média nacional (IBGE, 2017).

O alto valor do coeficiente de ajuste para a variável @boi gordo ajuda a explicar o comportamento dos produtores de reter ou descartar matrizes em função de aumentos ou reduções nos preços da carne e do bezerro e não do preço do leite ou outros incentivos que levem o aumento da produção.

Quando observamos o resultado coeficientes de ajuste (ce) para a equação de co-integração de Johansen para o Brasil apenas a variável preço do leite se mostrou significativa pela estatística do p-valor.

Tabela 5. Coeficientes da equação de co-integração de Johansen MT e BR.

Table 5. Coefficients of the Johansen MT and BR cointegration equation.

Variável	Coefficiente	p-value
ce1- lprodleiteMT	1	
ce1-lprecleiteMT	-0,8611	0,003
ce1-lprebezerroMT	-2,7281	0,000
ce1-lprecmilhoMT	-0,5438	0,000
ce1-lprecarrobaMT	4,5914	0,000
ce1- lprodleiteBR	1	
ce1-lprecleiteBR	-0,1305	0,007
ce1-lprebezerroBR	-0,0730	0,599
ce1-lprecmilhoBR	0,0428	0,353
ce1-lprecarrobaBR	0,0261	0,896

Para verificar a ausência de erro de especificação do modelo VEC assim como sua validade para a construção das funções impulso-resposta e decomposição da variância, é fundamental que as séries de parâmetros da equação de co-integração (ce1-lprodleiteMT e ce1-lprodleiteBR) apresentados na Tabela 5 sejam estacionárias. Assim sendo, foi realizado o teste de raiz unitária, teste ADF, na série dos parâmetros da equação de co-integração (Tabela 6). Os resultados indicam que as séries são estacionárias considerando o nível de significância de 10%, ou seja, o modelo VEC é válido e está bem especificado.

Para analisar os resíduos do modelo foram realizados os testes de Jarque-Bera, Skewness e Kurtosis. Os resultados estão apresentados na Tabela 7. Nos testes de Jarque-Bera, Skewness e Kurtosis verificou-se que os resíduos não satisfazem as condições de normalidade. Contudo, como o objetivo do estudo não é a realização de previsões, essa situação não se configura como um item que invalida o modelo (ENDERS, 2010; GREENE, 2012). A

estacionaridade da série dos coeficientes de ajuste conforme demonstrado na Tabela 6 e a estabilidade do modelo, como apresentado na figura 2 são elementos suficientes para indicar que as funções impulso-resposta e a análise da decomposição de variância são válidas.

Tabela 6. Teste de normalidade dos resíduos do coeficiente de ajustamento.

Table 6. Normality test of adjustment coefficient residuals.

	Estatística	p-value
Z (τ) MT	-2,543	0,104
Z (τ) BR	-4,575	0,000

Tabela 7. Testes dos resíduos.

Table 7. Residue testing.

Prob. >χ <sup>2</sup>	Estatística	χ <sup>2</sup>	Prob. >χ <sup>2</sup>
0,022	Jarque-Bera	247,37	0,000
0,09216	Skeweness	42,873	0,000
	Kurtosis	204,50	0,000

H0= resíduos são normalmente distribuídos.

Depois de verificar se o modelo VEC não possui erros de especificação, é necessário avaliar se a condição de estabilidade do modelo é atendida. A Figura 2 apresenta os resultados para o teste de estabilidade, baseado nos valores dos autovalores característicos (Greene, 2012; Wooldridge, 2015). No eixo x há os componentes reais dos autovalores e o no eixo y os respectivos componentes imaginários.

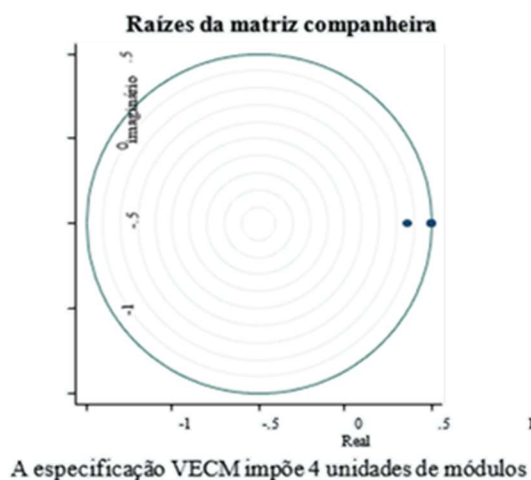


Figura 2. Representação gráfica dos autovalores do modelo VEC - MT.

Figure 2. Graphic representation of the eigenvalues of the VEC - MT model.

Tendo em vista que todos os autovalores em módulo são menores do que um, conclui-se que o modelo é estável e tanto as funções impulso-resposta (IRF) como a decomposição da variância derivadas dos resultados do modelo VEC são válidas (Greene, 2012; Wooldridge, 2015). Para a estimação das funções de impulso-resposta e a das Tabelas de decomposição da variância foi considerado o método de decomposição de Cholesky, que considera choques ortogonais em cada variável, fazendo com que os choques em cada variável não apresentem correlação para um mesmo período (Enders, 2010).

A função impulso-resposta IRF consiste em analisar o efeito dinâmico de curto prazo, ou seja, a resposta do modelo a um impulso, um choque exógeno de um desvio padrão, em

uma determinada variável. Na figura 3 apresentamos as IRFs da produção de leite em Mato Grosso. Os resultados confirmam o observado na estimação do modelo VEC (Tabela 5). A variável que mais impacta na decisão do produtor em relação à produção de leite é o preço da arroba do boi. Conforme demonstra a Figura 3, e como esperado, a relação entre essas variáveis é negativa, indicando que um choque positivo no preço da arroba no boi faz com que o produtor em Mato Grosso decida por diminuir a produção de leite, seja pela venda da animais em ponto de abate, seja pela não necessidade de se obter renda extra da produção de leite, reforçando a perspectiva do “ciclo da pecuária”. Ainda, aparece como significativo o efeito do preço do bezerro, mas com efeito positivo, sobre a produção de leite. A valorização do bezerro traz consigo uma maior retenção de fêmeas na busca por maior produção de bezerras apresenta, como consequência, um maior número de animais em lactação e, assim, um maior volume de produção de leite. Essa resposta do preço do bezerro é maior que o do preço do próprio leite resultado diferente do encontrado para o dado de Brasil onde a maior resposta positiva foi o preço do leite sobre a produção embora com o mesmo valor de Mato Grosso 14%.

Já quando analisado o dado para o Brasil a variável que mais impacta na decisão do produtor em relação à produção de leite é o preço do leite e em menor grau o preço do bezerro, já o preço da arroba não mostrou nenhuma influência na resposta da produção de leite. Essa diferença de magnitude da influência do preço do bezerro em MT 46% e no Brasil 8% pode estar relacionada com a importância da venda de animais para a pecuária de corte, sobretudo os machos.

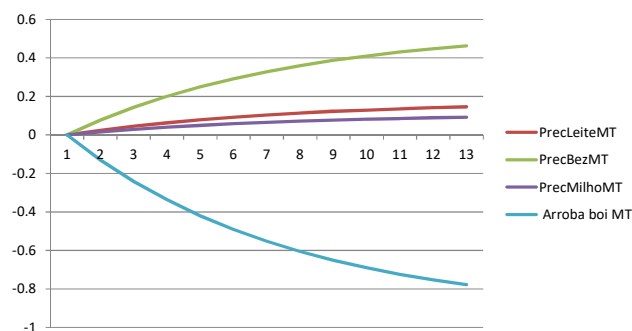


Figura 3. Funções impulso-resposta | Produção de Leite em MT.

Figure 3. Impulse-response functions | Milk production in MT

A decomposição da variância para a produção de leite em Mato Grosso (Tabela 8) mostra que após 12 meses, a influência das demais variáveis para explicar a variância da série de produção de leite é pequena, menor que 0,3%. Esse aspecto indica que a produção de leite, embora seja influenciada pelas demais variáveis, principalmente pelos preços do bezerro e da arroba do boi, (figura 3), apresenta um forte comportamento inercial. Mesmo havendo uma relação de curto prazo, como mostrado pelos resultados do modelo VEC (Tabela 5), o ajuste na produção de leite em função de variações nas demais variáveis não é tão rápido. Mais ainda, uma vez implementada uma decisão de aumentar ou reduzir a produção, ajustes nessa trajetória demandam tempo e recursos financeiros, operacionais, administrativo etc., reforçando o caráter inercial da série.

Os resultados da decomposição da variância para o Brasil também mostram uma independência de série produção, apesar de resultar ser mais coerente pois o preço do leite

apos 12 períodos apresentou uma influencia maior que 5% sobre a variação na produção.

Da mesma forma que aconteceu com a produção, ao analisarmos a resposta do preço do leite ao impulso de um choque exógeno de um desvio padrão nas variáveis o que se observa é que o preço da arroba e o preço do bezerro apresentaram as maiores influências no curto prazo sobre os preços do leite. Já para o Brasil, conforme esperado, um choque positivo na produção leva a uma redução no preço.

Com relação ao preço do milho como variável pode se dizer que do conjunto de produtos utilizados na produção da ração, o milho é um forte balizador na formação do preço da ração animal, compondo cerca de 70% das rações concentradas. Pela análise, pode-se inferir que a variação no preço do principal ingrediente da ração animal não explica a variação na produção e no preço do leite no estado de Mato Grosso.

Tabela 8. Decomposição da Variância da produção do leite em MT.  
Table 8. Decomposition of milk production variance in MT

	Produção leite	Preço leite	Preço Bezerro	Preço Milho	Preço Arroba
0	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
1	100.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
2	99.9%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
3	99.8%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%
4	99.6%	0.0%	0.0%	0.0%	0.3%
5	99.4%	0.1%	0.0%	0.1%	0.4%
6	99.2%	0.1%	0.0%	0.1%	0.6%
7	98.9%	0.1%	0.1%	0.1%	0.8%
8	98.7%	0.2%	0.1%	0.1%	1.0%
9	98.4%	0.2%	0.1%	0.2%	1.2%
10	98.1%	0.2%	0.1%	0.2%	1.4%
11	97.9%	0.2%	0.1%	0.2%	1.6%
12	97.6%	0.3%	0.1%	0.2%	1.7%

#### 4. DISCUSSÃO

Apesar de se abater tanto machos como fêmeas para produção de carne, e do abate de fêmea impactar diretamente no preço da arroba, a produção de carne é de modo geral, focada no macho enquanto que a produção de leite é de exclusividade da fêmea, tendo os machos apenas como reprodutores com importância no melhoramento genético.

No Brasil não se tem uma estatística que separe os abates ou a proporção de carne obtidas de rebanhos leiteiros, muito pela grande desproporção dos rebanhos, as vacas ordenhadas no país que representam 8% do rebanho total e apenas 1,7% em Mato Grosso (IBGE, 2018). Já nos EUA o setor de gado leiteiro é um contribuinte vital para o fornecimento de carne bovina.

Em 2016, o setor de gado leiteiro contribuiu com 5,7 bilhões de libras (22,7%) de carne bovina por meio de vacas de descarte e novilhos de leite acabados e novilhas para a cadeia suprimento de carne bovina no país. Os machos acabados contribuíram com 2,9 bilhões de libras (10,8%) do total de libras em 2002 e 3,5 bilhões de libras (13,8%) em 2016 (Boetl, 2017). Ainda com relação a dinâmica de machos e fêmeas, nos rebanhos americanos, De Vries (2017) afirmou que quando o progresso genético não é considerado, o sêmen separado por sexo é apenas lucrativo nos Estados Unidos, quando o valor de uma fêmea é pelo menos US\$ 400 a mais que o valor de um macho.

Analisando essa situação para a realidade da produção de leite no estado, essa influência dos preços da pecuária de corte pode indicar que em Mato Grosso a baixa valorização das fêmeas de origem leiteira em relação aos machos faz com que o preço do animal de corte exerça uma grande influência na decisão do produtor de leite em aumentar e diminuir sua produção. Uma pesquisa realizada por (GUIMARÃES et al., 2006) mostra que a rentabilidade de um sistema que utiliza sêmen de holandês em um rebanho gir. apresentou uma rentabilidade de 10,81% sendo esse resultado 50% superior ao sistema Nelore puro e Nelore cruzado com Aberdeen Angus. Esse resultado está atrelado a maior valorização da fêmea originada da genética leiteira com o holandês. Nesse estudo foram considerados valores superiores de comercialização da fêmea de origem leiteira na ordem de 2 a 3,5 vezes o valor de uma fêmea de corte. Esse resultado mostra que investir na genética leiteira visando a valorização das futuras matrizes é mais vantajoso economicamente que utilizar touros de raças de corte sobre as matrizes leiteiras como tem sido feita pelos produtores de leite em Mato Grosso como evidenciado pelo resultado desse trabalho.

A falta de aptidão de rebanhos com perfil genético de dupla aptidão não favorece o alcance de índices zootécnicos e/ou econômicos satisfatórios reduzindo a resposta em produção a estímulos de preço do produto. Nesse sentido a opção de se criar animais de corte para a venda de bezerras, tanto machos quanto fêmeas pode se mostrar uma decisão equivocada, pois gera uma limitação dos produtores em gerar recursos na atividade de produção de leite via melhoramento genético do rebanho. Isso implica em dificuldades futuras em relação à manutenção dessa atividade, já que, a venda de animais novos e a consequente não reposição de matrizes com aptidão leiteira induz à queda da capacidade produtiva do rebanho no médio/longo prazo. (FERRAZZA et al., 2020) Demonstraram que a produção por vaca e a produtividade por área são os fatores que mais impactam a rentabilidade da produção de leite no Brasil. De modo que investir em genética e em intensificação da pecuária leiteira estaria relacionado diretamente com o aumento da rentabilidade da produção leiteira.

Historicamente, a produção de leite em Mato Grosso é marcada pelo caráter extensivo, com pouco, ou nenhum, acompanhamento e/ou mensuração de indicadores zootécnicos como: intervalo entre partos, persistência de lactação, idade ao primeiro parto, percentual de vacas em lactação, condição corporal do animal e índice de natalidade (COSTA, 2007; GOMES, 2011).

O resultado do modelo sugere que a produção de leite no estado está intrinsecamente relacionada com os ciclos pecuários e que as dinâmicas de aumento e redução de matrizes de corte atrelado a esses ciclos ditam as alterações no volume de produção do estado, sendo a dinâmica de preços da pecuária de corte determinantes para as variações na produção de leite no estado. O perfil do rebanho e o perfil fundiário em Mato Grosso ajuda a explicar esse resultado. No Brasil, 76% das vacas ordenhadas estão distribuídas em propriedades com até 50 hectares, já em Mato Grosso a maior parte do rebanho leiteiro 58% está em propriedades com mais de 50 hectares. Essa dinâmica de se produzir em fazendas maiores e com rebanhos maiores permite aos produtores de leite terem uma significativa parte da renda vinda da venda de animais, sobretudo comercializados como animais de corte (NOVO et al., 2013). Analisando o resultado econômico das fazendas que recebem assistência técnica do



projeto “Balde Cheio” sugerem que a aplicação de tecnologia mediante assistência técnica em propriedades com 16ha nas regiões sul e sudeste foi capaz de melhorar todos os indicadores técnicos e de rentabilidade que aumentos em 100% enquanto o preço do leite variou apenas 7% nesse período. Esse resultado sugere que introduzir tecnologia mediante assistência técnica seria a forma mais eficiente de melhorar a produção de leite sem aumentar o rebanho ou mesmo a área destinada a produção leiteira.

Mato Grosso está integrado ao mercado de leite no Brasil que é composto por Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo. Contudo os mercados regionais têm pequena velocidade de ajuste para choques e não há líder na formação de preços do leite. (SIQUEIRA; KILMER; CAMPOS, 2010). O fato de o estado estar integrado na formação do preço do Leite, mas se com portar de modo diferente ao Brasil quando investigada a formação do preço pode sugerir que o comportamento do preço e da produção obedecem a dinâmicas diferentes dos fatores que influenciam essas variáveis no Brasil. A falta de genética especializada bem como a complementariedade dos sistemas de produção de corte e leite sugerem que as ações de fomento das instituições públicas, privadas e do terceiro setor devam considerar essa característica da produção de leite no estado em suas políticas de incentivo à produção.

As características fundiárias do estado se diferenciam significativamente da média do Brasil, no país 61% dos estabelecimentos que produzem leite têm até 19 hectares, em MT 63% são estabelecimentos com até 49 hectares. Devido ao tamanho médio das propriedades permite aos produtores produzirem leite explorando a cria e cria de bezerros machos muitas vezes com cruzamentos com raças de corte. No entanto as fêmeas desses cruzamentos por questões genéticas serão menos produtivas que suas mães pela origem da genética paterno ser de raças de corte. Esse ciclo de exploração pode ser o principal responsável pelas relações dos preços da @ do boi e do preço do bezerro sobre a produção do leite e pelo pouco avanço na média tanto por propriedade como por vaca ordenhada.

A produção de leite por estabelecimento no período de entre censos de que foi de 45,04 para 41,03 pode ser explicado pela característica de exploração da pecuária leiteira no estado, que na maioria das vezes se apresenta como secundária a exploração de bovinos de corte, com animais com baixa aptidão leiteira e genética pouco selecionada para essa característica. No Brasil, a produção média por estabelecimento evoluiu de 41,68 litros para 70,45 no mesmo período.

A regulação de oferta e demanda da produção em microeconomia caracterizado pelo fornecimento de leite cru é geralmente inelástico, existem também barreiras à produção que impedem a entrada de qualquer agente no mercado e acréscimos na oferta demandam um intervalo de tempo (SEXTON; ZHANG, 2001).

O mesmo resultado foi observado considerando os dados para o Brasil. Alguns trabalhos analisam a transmissão de preços entre o milho e a carne de frango e suínos. Xu Shi-wei (2012) verificou a relação entre os preços do milho, do premix, do leitão, do suíno vivo e da carne suína na China. No Brasil, Gastardelo e colaboradores (2016) encontraram transmissão de preços entre a carne congelada de frango e o preço do milho. Provavelmente, a ausência de relação entre o preço do milho e a produção de leite se deve a dependência

da pastagem como principal fonte de alimento para o rebanho. A pecuária leiteira responde por apenas 6% do consumo de ração do país (SINDIRAÇÕES, 2018).

Segundo dados da Pesquisa trimestral do Leite do IBGE a produção total de leite em 2020 apresentou um decréscimo de 4,10%, em relação ao ano anterior. Na ótica regional, apenas as regiões sudestes e médio-norte apresentaram aumento no volume de leite produzido, com acréscimos de 3,26% e 1,28%, respectivamente. Já a região norte se configurou como maior produtor (135,13 mil litros), apesar do recuo de 2,02% em comparação ao ano anterior. A região Oeste que até então se configurava como a maior produção teve uma redução de (-12,25%). Essa queda na produção está associada a maior evasão de produtores da atividade, o que é reflexo da competição com outras atividades IBGE 2020. Com relação a produtividade das vacas enquanto no Brasil ela avançou 64%, no estado esse avanço foi de apenas 27%.

O investimento em manejo de pastagem foi a melhor forma de aumentar a lucratividade dos pequenos produtores em relação a aumentos e reduções do rebanho ou mesmo utilização de maiores quantidades de concentrados, apenas em condições de reduções de 20% nos preços do concentrado essa opção traria benefícios superiores ao investimento em manejo de pastagens(LIE et al., 2018)

## 5. CONCLUSÕES

A atividade de corte e leite possui intrínseca relação no estado de Mato Grosso. Os ciclos da pecuária de corte são fatores determinantes para explicar a produção e o preço do leite, assim fatores como abate de fêmeas, preço a arroba do boi gordo e do bezerro de reposição influenciam as decisões dos produtores e o comportamento do mercado da cadeia do leite no estado. A análise dos resultados do teste de co-integração evidencia que os preços da @ do boi gordo e do bezerro no modelo apresentam uma relação de curto prazo mais intensa em explicar as variações na produção e no preço do leite de maneira diferente da análise feita com as variáveis em âmbito nacional. Os resultados da função impulso resposta apontam que choques no preço da arroba exercem resposta na redução da produção de leite e que choques no preço do bezerro exercem resposta positiva na variável. Já o a respostas no preço do leite para Mato Grosso não acompanha a observada para o Brasil onde um choque na produção na produção é a principal variável e exercer influência no preço e induz a uma resposta negativa nessa variável.

## 6. REFERÊNCIAS

- ABITANTE, K. G. Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, p. 75-96, 2008.
- BOECHAT, A. M. da F. Análise Do Comportamento Dos Preços Do Boi Gordo E Do Boi Magro. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 11, n. 3, p. 419-438, 2012.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Times Series**. New York - USA: John Wiley & Sons Inc, 2010. 480 p.
- FERRAZZA, R. de A.; LOPES, M. A.; PRADO, D. G. de O.; LIMA, R. R. de; BRUHN, F. R. P. Association between technical and economic performance indexes and dairy farm profitability. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 49, e20180116, 2020a. DOI: <https://doi.org/10.37496/rbz4920180116>

- GRANGER, C. W. J. Developments in the study of cointegrated economic variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 48, n. 3, p. 213-228, 1986.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5 ed. New Jersey - USA: Pearson Education, 2002. 1026 p.
- GUIMARÃES, P. H. S.; MADALENA, F. E.; CEZAR, I. M. Comparative economics of Holstein/Gir F1 dairy female production and conventional beef cattle suckler herds - A simulation study. **Agricultural Systems**, v. 88, n. 2-3, p. 111-124, 2006.
- IBGE. **Censo Agropecuário**. Disponível em: <[https://censos.ibge.gov.br/agro/2017/templates/censo\\_agro/resultadosagro/pecuaria.html](https://censos.ibge.gov.br/agro/2017/templates/censo_agro/resultadosagro/pecuaria.html)>. Acesso em: 10 dez. 2020.
- IBGE. **Produção da Pecuária Municipal**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/leite/tabelas>>. Acesso em: 8 abr. 2019.
- IBGE. **Pesquisa Trimestral do Leite**. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/bibliotecacatalogo?view=detalhes&id=298009>>. Acesso em: 10 maio. 2019.
- IBGE. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 10 jan. 2020.
- IMEA. Valor Bruto da Produção Agropecuária de Mato Grosso.
- FAMATO\_Federação da Agricultura e Pecuária do Estado de Mato Grosso. **Diagnóstico das ações relacionadas à cadeia da pecuária leiteira em Mato Grosso**. Cuiabá: FAMATO, 2018. 93p. Disponível em: <http://appssenarnt.org.br/portal/arquivos/03082013020936.pdf> (Relatório de Projeto)
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.
- LIE, H.; RICH, K. M.; DER HOEK, R.; DIZYEE, K. An empirical evaluation of policy options for inclusive dairy value chain development in Nicaragua: A system dynamics approach. **Agricultural Systems**, v. 164, p. 193-222, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2018.03.008>
- NAZLIOGLU, S.; ERDEM, C.; SOYTAS, U. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. **Energy Economics**, v. 36, p. 658-665, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.11.009>
- NOVO, A. M.; SLINGERLAND, M.; JANSEN, K.; KANELLOPOULOS, A.; GILLER, K. E. Feasibility and competitiveness of intensive smallholder dairy farming in Brazil in comparison with soya and sugarcane: Case study of the Balde Cheio Programme. **Agricultural Systems**, v. 121, p. 63-72, 2013. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.agsy.2013.06.007>
- SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.
- SIQUEIRA, K. B.; KILMER, R. L.; CAMPOS, A. C. The dynamics of farm milk price formation in Brazil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 48, n. 1, p. 41-61, 2010.
- TRUJILLO-BARRERA, A.; MALLORY, M.; GARCIA, P. Volatility spillovers in U.S. crude oil, ethanol, and corn futures markets. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 37, n. 2, p. 247-262, 2012.
- VIEIRA, W.; SANTOS, L.; COSTA, V. Co-Integração entre os preços da soja cotados nos mercados brasileiro e norte-americano: uma análise empírica. **Caderno de Pesquisas em Administração**, v. 10, p. 69-78, 2003.
- WOOLDRIDGE, J. M. Introductory econometrics: a modern approach. 6 ed. Boston - USA: Cengage Learning, 2015. 912 p.
- YANG, J.; BESSLER, D. A.; LEATHAM, D. J. Asset storability and price discovery in commodity futures markets: A new look. **The Journal of Futures Markets**, v. 21, n. 3, p. 279-300, 2001.