



## **AVALIAÇÃO DA EXISTÊNCIA DE TRANSMISSÃO REGIONAL DE PREÇO DO LEITE PAGO AO PRODUTOR NO ESTADO DE MATO GROSSO**

### **ASSESSMENT OF THE REGIONAL TRANSMISSION ON THE MILK PRICES PAID TO THE PRODUCERS IN MATO GROSSO**

#### **Autores:**

Miqueias Micheti<sup>1\*</sup>; Júlio César dos Reis<sup>2</sup>; Mariana Yumi Takahashi Kamoi<sup>3</sup>; Luciano Bastos Lopes<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária| IMEA. Rodovia dos Pioneiros MT-222, Km 2,5; Caixa Postal 343, Sinop - Mato Grosso, Brasil. CEP: 78.550-970.

<sup>2</sup>Embrapa Agrossilvipastoril. Rodovia dos Pioneiros MT-222, Km 2,5; Caixa Postal 343, Sinop - Mato Grosso, Brasil. CEP: 78.550-970.

<sup>3</sup>Consultora técnica | Rede TT ILPF. Rodovia dos Pioneiros MT-222, Km 2,5; Caixa Postal 343, Sinop - Mato Grosso, Brasil. CEP: 78.550-970

\*Autor correspondente | e-mail: miqueias@imea.com.br

#### **Grupo de Trabalho (GT): GT01. Mercados agrícolas e comércio exterior**

#### **RESUMO**

A implementação da política de preços do leite em Mato Grosso implica no entendimento de seu comportamento nas diferentes macrorregiões do estado. O objetivo deste artigo é compreender como funciona a precedência de preços do leite pago ao produtor em Mato Grosso e como a variação de preços em uma região pode explicar a variação em outra região, assim como a relação de preços entre as regiões no longo prazo. Os resultados apontam para a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo para os preços de leite em Mato Grosso e que existe uma maior correlação entre os preços das regiões Norte, Oeste e Sudeste. A maior intensidade das relações entre essas regiões está associada à maior presença de cooperativas. Desta forma os resultados indicam a existência de transmissão de preços entre as regiões de Mato Grosso, especialmente entre as regiões Norte, Oeste e Sudeste. Os resultados da análise de causalidade e de cointegração mostraram não há uma região que determine o preço médio pago ao produtor em nível estadual. Contudo, a relação de equilíbrio de longo prazo encontrada na análise de cointegração é um importante indicativo de que é possível o estabelecimento de uma política de preços único para o estado.

**PALAVRAS CHAVES:** Cointegração; Causalidade; Series Temporais, Preço Único



## ABSTRACT

The implementation of the milk price public policy in Mato Grosso implies an understanding of its performance in the different macro-regions of the state. The aim of this article is to assess the precedence of the milk price paid to the producer in Mato Grosso, and how the price variation in one region can explain the variation in another region. Also, we evaluate if there is long run equilibrium in the regional milk price in Mato Grosso. The results indicate that there is long run equilibrium relationship for milk prices in Mato Grosso and that there is a higher correlation among prices in the North, West and Southeast regions. The greater intensity of relations among these regions is associated with the large amount of cooperatives. Therefore, the results indicate the existence of price transmission among the regions of Mato Grosso, mainly, among the North, West and Southeast regions. In addition, the causality and cointegration analyses showed that there is no region that determines the average price paid to the producer at the state level. However, the long run equilibrium relationship displayed in the cointegration analysis is an important indicative that it is possible to establish a single price policy for the state.

**Key Words:** Cointegration; Causality; Time Series; Single Price

## 1- INTRODUÇÃO

A cadeia produtiva do leite é responsável por cerca de 40% dos postos de trabalho no meio rural brasileiro, apresentando estreita relação com a agricultura familiar (NETO et al., 2013). Ainda, estima-se que a produção de leite esteja presente em quase metade das propriedades rurais no país (IBGE, 2017). Em Mato Grosso, mesmo com baixos índices de produtividade - a produção média das vacas ordenhadas é de 1.637 litros ao ano, 35% menor que a média nacional (IBGE, 2020), a atividade leiteira é de suma importância para a economia estadual (IMEA, 2018). No estado, cerca de 22 mil famílias geram renda em suas propriedades a partir da venda de leite, isso representa quase 19% dos estabelecimentos agropecuários do estado (IBGE, 2017) gerando um VBP de R\$ 666,8 milhões (IMEA, 2020). Desse total, 89% apresentam características que permitem classificá-los como agricultores familiares. Traçando um paralelo com a soja, principal cultura do estado, cujo valor bruto da produção é de R\$ 44,5 bilhões e é cultivada por entre 6.584 produtores (IBGE, 2017) pode-se afirmar que para a cada produtor que gera renda com o cultivo de soja no estado existem pelo menos 3,4 produtores que dependem do leite para a geração de renda em suas propriedades.



Assim como nos demais estados das regiões Norte e Centro-Oeste, o avanço da pecuária em Mato Grosso seguiu a lógica do avanço da fronteira agrícola (BECKER, 1974; IANNI, 1979). Com uma realidade oposta à agricultura de larga escala voltada para a exportação de commodities, a viabilidade da produção de leite sempre esteve baseada no baixo custo de oportunidade da terra para a produção de pastagens e na mão-de-obra informal com baixos salários (JUNTOLLI, 2016). Ainda, historicamente, essa atividade sempre esteve concentrada nos assentamentos rurais, sendo fomentada pela oferta de crédito do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF), política pública fundamental para a produção e a implantação de unidades de processamento de leite e derivados (MARTINS; REBELLO; SANTANA, 2008).

Nos últimos anos, Mato Grosso vem perdendo posições no ranking dos estados produtores de leite, atualmente é o 10º produtor nacional, com o equivalente a 1,8% do total produzido pelo Brasil em 2018 (IBGE, 2020). Além da baixa produtividade, a falta de mecanismos de proteção de preços e de seguro rural no mercado de leite criam dificuldades adicionais na gestão de risco na cadeia de lácteos mato-grossense (DE MEDEIROS, A.P; MORAES, B. M. M., BENDER, 2016; FAMATO, 2012). Com relação à industrialização do leite em Mato Grosso, existem pelo menos 60 indústrias beneficiadoras no estado, sendo que 65% delas produzem queijo muçarela, um produto com baixo valor agregado. Do total de beneficiadoras, doze são cooperativas. Essas cooperativas são responsáveis pela captação de aproximadamente 33% do volume de leite produzido no estado, tendo papel fundamental no balizamento dos preços. No entanto, as cooperativas não estão presentes em todas as regiões, e apresentam importantes diferenças na capacidade de processamento e beneficiamento da matéria prima em relação às indústrias privadas existentes no estado (IMEA, 2018).

Apesar da grande demanda por informações para geração de políticas públicas, os estudos relacionados ao preço do leite no Brasil se concentram em verificar aspectos relacionados às importações e ao *markup* da indústria e varejo (DIAS; KRETZMANN; ALVES, 2008), transmissão de preços entre os estados (DE MEDEIROS, A.P; MORAES, B. M. M., BENDER, 2016; EDILEIDE et al., 2018; SIQUEIRA, K. B.; KILMER, R. L.; CAMPOS, 2010), e preços de rações e insumos (VETTORAZZI et al., 2018). Em Mato Grosso, um estudo relacionado a sazonalidade de preço e produção analisou o impacto da acentuada variação de produção na formação do preço pago aos produtores (MICHETTI, 2020). Entretanto, questões estruturais como a dimensão continental do estado, a falta de parque industrial moderno e as enormes diferenças regionais que dificultam o estabelecimento de uma política estadual para fomentar o desenvolvimento da cadeia do leite em Mato Grosso foram insuficientemente considerados. Buscando avançar nessa literatura, o presente



trabalho tem como objetivo verificar a ocorrência da transmissão de preços entre as sete macrorregiões do estado de Mato Grosso, assim como avaliar se existe cointegração entre variáveis de preço do leite pago ao produtor, o que indicaria um comportamento semelhante dos preços das diferentes regiões no longo prazo. Como hipótese, assumimos que os preços regionais do leite refletem as condições do mercado assim como as especificidades regionais do estado.

## 2- MATERIAL E MÉTODOS

A divisão regional utilizada nesse estudo se baseou na metodologia desenvolvida pelo Instituto Matogrossense de Economia Agropecuária (IMEA), tendo como critérios o perfil agro econômico das sete macrorregiões do estado de Mato Grosso (IMEA, 2017). O preço regional do leite foi coletado mensalmente entre os anos de 2013 a 2019, considerando os valores correntes em reais por litro. Para essa análise, consideramos o preço líquido do leite, que é o valor efetivamente recebido pelos produtores já descontados o frete e os tributos pagos aos laticínios e cooperativas. No tratamento dos preços foram excluídos os *outliers* e calculado o preço ponderado pela participação de cada região do estado em relação à proporção de captação dos laticínios. Essa ponderação permite chegar a um preço médio ponderado para o estado pelo volume de cada região. Como deflator foi utilizado o IPCA fornecido pelo IBGE, o indicador oficial de inflação do Brasil, tendo como base o ano de 2020.

Inicialmente foi realizada uma análise descritiva de médias e desvio padrão pelo *CORR procedure* do pacote estatístico SAS® *online* versão para estudantes com registro prévio. Na sequência foi testada a correlação para os preços de leite entre as diferentes regiões de Mato Grosso, usando a correlação bivariada de Pearson, como uma primeira abordagem para avaliar a relação entre os preços regionais. Após o cálculo das correlações foi testada a existência de transmissão regional de preços do leite pago ao produtor em Mato Grosso. Essa avaliação foi baseada no modelo teórico de Lei do Preço Único, desenvolvido por Mundlack e Larson (1992). A Lei do Preço Único sugere que variações no preço de um produto em um determinado mercado tendem a serem transmitidas para o mesmo produto, em outros mercados. Para tanto foi utilizada a causalidade de Granger (ENDERS, 2010; GRANGER, 1986; GREENE, 2012). Se os valores futuros de uma variável  $x_{t+i}$  que compõe o vetor das variáveis independentes ( $X$ ) auxiliarem na previsão dos valores futuros da variável dependente  $y_{t+i}$  que compõe o vetor das variáveis ( $Y$ ) pode-se dizer que a variável  $x_i$  causará, no sentido de Granger, a variável  $y_i$  (ENDERS, 2010). As equações utilizadas para a estimação da causalidade bidirecional de Granger foram:



$$x_t = \sum aiY_{t-1} + \sum biX_{t-1} + u_{1t}$$

Equação 1

$$Y_t = \sum ciY_{t-1} + \sum diX_{t-1} + u_{2t}$$

Como ponto de partida para identificar a existência ou não de influência entre as variáveis que compõem essa análise, foi avaliado a estacionaridade (média e variância constantes ao longo do tempo e covariância dependente unicamente do número de defasagens) das séries de preço. Isso porque, análises de séries temporais realizadas em séries não estacionárias tendem a ser viesadas, podendo levar ao problema de regressão espúria (ENDERS, 2010; GUJARATI; PORTER, 2011; WOOLDRIDGE, 2015). Para tanto, utilizou-se os testes Dickey Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) para avaliar a presença ou não de raízes unitárias.

Na sequência, foram realizados os testes de cointegração para avaliar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis (ENDERS, 2010; GREENE, 2012). A existência de vetores de cointegração indica que as informações apresentam uma trajetória semelhante ao longo do tempo (ENDERS, 2010) o que, para essa análise, representaria uma situação na qual os preços regionais apresentariam uma trajetória semelhante no longo prazo.

Para avaliar se as variáveis são cointegradas, utilizou-se o teste do traço ( $\lambda_{Traço}$ ) e do máximo autovalor ( $\lambda_{max}$ ) proposto por Johansen (1988). Para a definição do número de defasagens (*lags*) a serem utilizados nos testes para identificar a presença de vetores de cointegração, considerou-se a regra de minimização dos critérios AIC (*Akaike Information Criterion*), SBC (*Schwarz Bayesian Criterion*) e HQIC (*Hannan-Quinn Criterion*) (GREENE, 2012; WOOLDRIDGE, 2015).

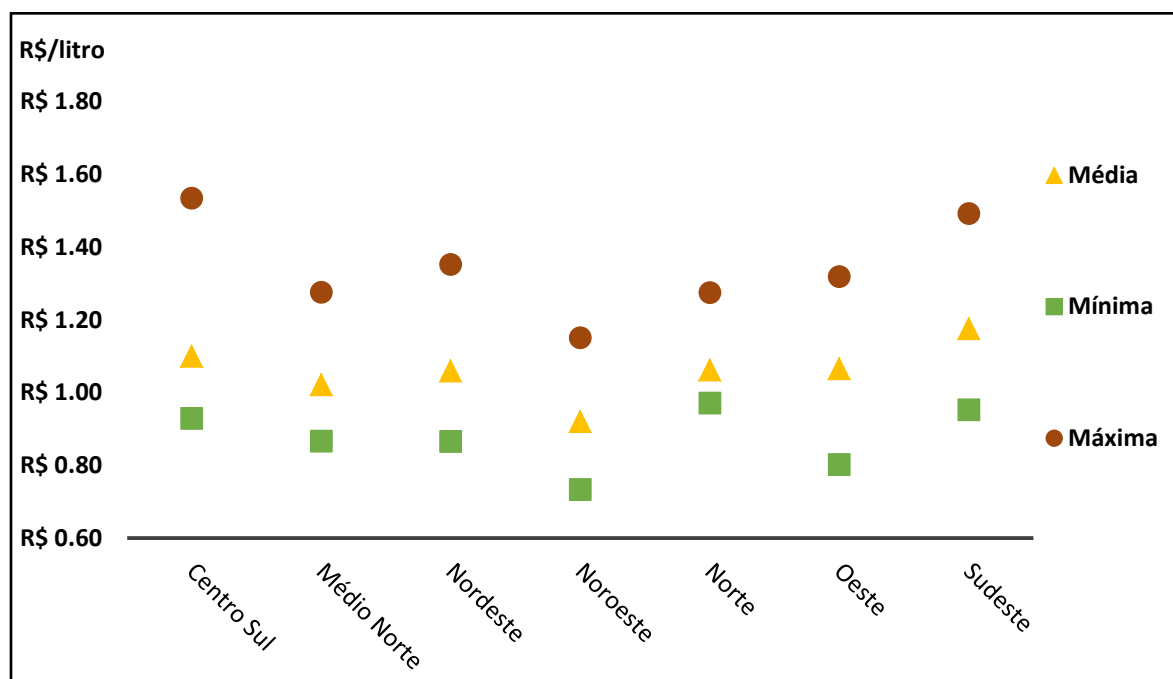
O teste de causalidade de Granger exige a premissa de estacionaridade das séries temporais analisadas, o que geralmente não acontece, especialmente para séries de preço limitando, assim, sua utilização (GRANGER, 1986). Para minimizar essas limitações, Toda e Yamamoto (1995) propuseram uma abordagem alternativa baseada na estimação de um modelo vetorial auto-regressivo (VAR) aumentado, flexibilizando os parâmetros de restrição do modelo vetorial (ALIMI, S. R.; OFONYELU, 2013). Assim o teste de causalidade de Granger pode ser aplicado a uma série não estacionária para determinar a direção da causalidade.



### 3- RESULTADOS

Os resultados evidenciaram as diferenças de preços pagos pelo litro de leite para as regiões de Mato Grosso no período entre 2013 e 2019. Os preços da região Sudeste apresentaram os maiores valores médios (R\$1,17). Já o menor valor médio foi observado na região Noroeste (R\$ 0,92). Com relação ao preço máximo, a região Centro-Sul apresentou o maior preço da série (R\$ 1,53) atingido em julho de 2016. Já com relação à oscilação de preços, a região Norte apresentou a menor variação entre máximas e mínimas com um coeficiente de variação de 0,60 e um desvio padrão da média de 6% (Figura 1).

**Figura 1:** Máximas, mínimas, médias e desvio padrão de preços pagos ao produtor 2011- 2019 corrigido pelo IPCA nas diferentes regiões.



A análise de correlação de Pearson entre preços de leite para as sete macrorregiões de Mato Grosso está sintetizada na Tabela 1. Os resultados indicam uma forte correlação entre a região Centro-Sul, onde fica localizada a capital do estado, com todas as demais regiões, à exceção da região Norte. Ainda, podemos observar forte correlação entre a região Médio-Norte com as regiões Noroeste, Oeste e Sudeste, e uma correlação significativa entre a região Sudeste com as regiões Noroeste, Oeste, Centro Sul, e Médio Norte. Os menores valores de correlação com as outras regiões foram encontradas nas regiões Norte e Nordeste.

**Tabela 1:** Correlação entre os preços de leite para as 7 macrorregiões de Mato Grosso

Regiões	Centro-Sul	Médio-Norte	Nordeste	Noroeste	Norte	Oeste	Sudeste
Centro-Sul	1,00	0,79	0,62	0,73	0,59	0,73	0,76
Médio-Norte		1,00	0,39	0,80	0,60	0,69	0,74
Nordeste			1,00	0,50	0,51	0,62	0,45
Noroeste				1,00	0,65	0,83	0,84
Norte					1,00	0,71	0,65
Oeste						1,00	0,77
Sudeste							1,00

Após a avaliação da correlação entre os preços regionais de leite, foram analisadas as características das séries de preços para minimizar os problemas de inconsistências nas análises de causalidade. Inicialmente, foi definido o número de *lags* a serem considerados tanto para os testes de estacionaridade quanto para o teste de cointegração tendo como indicador a minimização dos critérios de *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwarz Bayesian Criterion* (SBIC) e *Hannan-Quinn Criterion* (HQIC), conforme apresentado na Tabela 2. Os resultados indicaram a consideração de apenas um *lag*.

**Tabela 2:** Seleção de lags, utilizando os critérios de AIC, HQIC e SBIC

Lags	AIC	HQIC	SBIC
0	-18,045	-17,958	-17,826
1	-25,320	-24,619*	-23,562*
2	-25,560	-24,247	-22,266
3	-25,462	-23,536	-20,630
4	-26,171*	-23,632	-19,801

Os testes de *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP) para avaliar a estacionaridade das séries de preços foram realizados com as variáveis transformadas em logaritmo considerando a presença de uma tendência determinística. Ao analisar os resultados apresentados nas Tabelas 3 e 4, percebe-se que, para ambos os testes, as variáveis em nível não se mostram estacionárias. Para tornar as séries estacionárias utilizou-se a técnica do operador de diferenças (ENDERS, 2010; WOOLDRIDGE, 2015). Para ambos os testes, há o indicativo ( $p < 0,01$ ) de que a primeira diferença



foi suficiente para tornar as séries estacionárias com um elevado nível de confiança, caracterizando-as como integradas de ordem 1.

**Tabela 3:** Teste ADF para estacionaridade das séries Teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF)

Variáveis em nível	Estatística	<i>p</i>	Variáveis em 1ª diferença	Estatística	<i>p</i>
Preço Centro-Sul	-2,599	0,280	Preço Centro	-5,158	*0,000
Preço Médio-Norte	-2,681	0,243	Preço Médio Norte	-4,345	*0,002
Preço Nordeste	-3,341	0,059	Preço Nordeste	-4,934	*0,000
Preço Noroeste	-3,364	0,056	Preço Noroeste	-3,778	**0,017
Preço Norte	-3,003	0,131	Preço Norte	-6,360	*0,000
Preço Oeste	-3,893	0,012	Preço Oeste	-4,052	*0,007
Preço Sudeste	-3,044	0,120	Preço Sudeste	-5,698	*0,000

**Tabela 4:** Teste para estacionaridade das séries Phillips - Perron (PP)

Variáveis em nível	Estatística	<i>p</i>	Variáveis em 1ª diferença	Estatística	<i>p</i>
Preço Centro	$Z(\rho)$ -11,67	0,332	Preço Centro	$Z(\rho)$ -58,77	0,000
Preço Médio-Norte	$Z(\rho)$ -13,95	0,223	Preço Médio Norte	$Z(\rho)$ -82,38	0,000
Preço Nordeste	$Z(\rho)$ -16,18	0,168	Preço Nordeste	$Z(\rho)$ -50,60	0,000
Preço Noroeste	$Z(\rho)$ -14,37	0,181	Preço Noroeste	$Z(\rho)$ -52,59	0,000
Preço Norte	$Z(\rho)$ -22,71	0,037	Preço Norte	$Z(\rho)$ -98,03	0,000
Preço Oeste	$Z(\rho)$ -15,55	0,133	Preço Oeste	$Z(\rho)$ -41,17	0,000
Preço Sudeste	$Z(\rho)$ -12,87	0,291	Preço Sudeste	$Z(\rho)$ -55,33	0,000

Uma vez que as variáveis apresentam raiz unitária, elas não atendem ao pressuposto de estacionaridade para a utilização do teste de causalidade de Granger. Dessa forma, foi realizado o teste de causalidade de Granger ampliado conforme sugerido por Toda e Yamamoto (1995). Os resultados estão apresentados na Tabela 5 e reforçam as relações de proximidade e influência entre as dinâmicas de preços regionais em Mato Grosso, confirmando os resultados apresentados da Tabela 1.

É possível identificar uma relação de causalidade bidirecional entre a região Sudeste com as regiões Norte, Oeste e Noroeste; entre a região Norte com as regiões Oeste e Nordeste; e entre as regiões Oeste e Nordeste. Esses resultados indicam uma maior correlação entre as regiões Norte, Oeste e Sudeste. Já as regiões Centro-sul, Noroeste e Médio-Norte se mostraram menos conectadas com relação à precedência temporal dos preços. Chama atenção o resultado da região Nordeste, que apresentou relação de causalidade unidirecional com todas as demais regiões do estado. A região





Noroeste apresentou causalidade estatisticamente significativa com as regiões Médio-Norte, Norte, e Oeste e Sudeste; a região Norte apresentou maior causalidade em relação às regiões Nordeste, Oeste e Sudeste; a região Oeste apresentou causalidade estatisticamente significativa em relação às regiões Centro-Sul, Nordeste, Norte e Sudeste e, por fim, a região Sudeste apresentou relação de causalidade as regiões Centro-Sul, Noroeste e Norte.

**Tabela 5** - Resultados dos testes de Causalidade de Granger Ampliado Toda e Yamamoto (1995) para as séries de preços do leite pago ao produtor das regiões de Mato Grosso.

Teste	$\chi^2$	Prob. > $\chi^2$	H0 = não Granger causa
Preço do CentroSul não causa preço do MédioNorte	8,28	0,0819	Aceita
Preço do CentroSul não causa preço do Nordeste	7,40	0,1711	Aceita
Preço do CentroSul não causa preço do Noroeste	11,01	<b>0,0264*</b>	Rejeita
Preço do CentroSul não causa preço do Norte	24,64	<b>0,0001*</b>	Rejeita
Preço do CentroSul não causa preço do Oeste	4,20	0,3793	Aceita
Preço do CentroSul não causa preço do Sudeste	7,35	0,1184	Aceita
Preço do MédioNorte não causa preço CentroSul	43,79	<b>0,0000*</b>	Rejeita
Preço do MédioNorte não causa preço do Nordeste	17,86	<b>0,0013*</b>	Rejeita
Preço do MédioNorte não causa preço do Noroeste	6,02	0,1975	Aceita
Preço do MédioNorte não causa preço do Norte	8,06	0,0894	Aceita
Preço do MédioNorte não causa preço do Oeste	6,46	0,1676	Aceita
Preço do MédioNorte não causa preço do Sudeste	9,56	<b>0,0485*</b>	Rejeita
Preço do Nordeste não causa preço do CentroSul	11,30	<b>0,0234*</b>	Rejeita
Preço do Nordeste não causa preço do MédioNorte	15,60	<b>0,0036*</b>	Rejeita
Preço do Nordeste não causa preço do Noroeste	20,07	<b>0,0005*</b>	Rejeita
Preço do Nordeste não causa preço do Norte	18,97	<b>0,0008*</b>	Rejeita
Preço do Nordeste não causa preço do Oeste	9,61	<b>0,0475*</b>	Rejeita
Preço do Nordeste não causa preço do Sudeste	24,16	<b>0,0001*</b>	Rejeita
Preço do Noroeste não causa preço do CentroSul	6,86	0,1435	Aceita
Preço do Noroeste não causa preço do MédioNorte	16,81	<b>0,0021*</b>	Rejeita
Preço do Noroeste não causa preço do Nordeste	1,98	0,7402	Aceita
Preço do Noroeste não causa preço do Norte	22,40	<b>0,0002*</b>	Rejeita
Preço do Noroeste não causa preço do Oeste	13,64	<b>0,0085*</b>	Rejeita
Preço do Noroeste não causa preço do Sudeste	11,25	<b>0,0239*</b>	Rejeita
Preço do Norte não causa preço do CentroSul	2,28	0,6844	Aceita
Preço do Norte não causa preço do MédioNorte	2,22	0,6950	Aceita
Preço do Norte não causa preço do Nordeste	12,09	<b>0,0167*</b>	Rejeita



Preço do Norte não causa preço do Noroeste	7,41	0,1158	Aceita
Preço do Norte não causa preço do Oeste	16,73	<b>0,0022*</b>	Rejeita
Preço do Norte não causa preço do Sudeste	10,68	<b>0,0304*</b>	Rejeita
Preço do Oeste não causa preço do CentroSul	14,45	<b>0,0060*</b>	Rejeita
Preço do Oeste não causa preço do MédioNorte	5,59	0,2318	Aceita
Preço do Oeste não causa preço do Nordeste	14,54	<b>0,0057*</b>	Rejeita
Preço do Oeste não causa preço do Noroeste	4,18	0,3818	Aceita
Preço do Oeste não causa preço do Norte	9,53	<b>0,0491*</b>	Rejeita
Preço do Oeste não causa preço do Sudeste	12,12	<b>0,0163*</b>	Rejeita
Preço do Sudeste não causa preço do CentroSul	14,86	<b>0,0050*</b>	Rejeita
Preço do Sudeste não causa preço do MédioNorte	8,09	0,0884	Aceita
Preço do Sudeste não causa preço do Nordeste	8,11	0,0875	Aceita
Preço do Sudeste não causa preço do Noroeste	19,93	<b>0,0005*</b>	Rejeita
Preço do Sudeste não causa preço do Norte	21,58	<b>0,0002*</b>	Rejeita
Preço do Sudeste não causa preço do Oeste	10,02	<b>0,0402*</b>	Rejeita

Teste de causalidade de Granger ampliada pela Lag de Toda e Yamamoto  $p_{>0,05}$  aceita  $H_0$  não há causalidade de Granger entre as regiões.

Os resultados do teste de cointegração (JOHANSEN, 1988) estão apresentados na Tabela 6. Tanto para estatística do traço ( $\lambda_{\text{traço}}$ ) quanto para o máximo autovalor ( $\lambda_{\text{max}}$ ) podemos rejeitar a hipótese nula de que não há vetor de cointegração com um nível de confiança de 5%. Assim sendo, os resultados indicam a presença de dois vetores de cointegração, indicando que as variáveis de preço de leite tendem a apresentar comportamento semelhante no longo prazo.

**Tabela 6-** Resultados para o teste de Johansen

Maximum rank	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico (5%)	$\lambda_{\text{max}}$	Valor Crítico (5%)
0	181,8853	124,24	69,5842	45,28
1	112,3011	94,15	48,9371	39,37
2	63,3540*	68,52	30,1364	33,46
3	33,2276	47,21	9,8648	27,07

#### 4- DISCUSSÃO

A região Centro-Sul, na qual está inserida a região metropolitana de Cuiabá, concentra aproximadamente 40% da população do estado, e, conseqüentemente é o maior mercado consumidor para os produtos lácteos produzidos em Mato Grosso. Apesar de representar 9% da produção de leite do estado, essa região tem uma capacidade de industrialização de apenas 2% do parque industrial



mato-grossense e, ainda assim, apresenta uma ociosidade de 58% de sua capacidade industrial (IMEA, 2018). Essa característica é reflexo do padrão de consumo de produto lácteos do estado, fortemente influenciado pelas condições de mercado do passado, onde a característica de perecibilidade do produto induzia a industrialização e distribuição local do produto e um indicativo de distribuição de leite direto ao consumidor ou estabelecimentos sem a industrialização em parques com inspeção nos diferentes níveis. (DE OLIVEIRA CRISTO-DINIZ; NETO MENDES; TAVARES, 2015; PICOLI et al., 2015).

Ainda com relação ao consumo de lácteos e as influências da demanda, merece destaque a região Médio-Norte, principal produtora de grãos para exportação, que apresenta a maior concentração estadual de municípios com índice de desenvolvimento humano (IDH) considerado alto: dos cinco maiores IDHs de Mato Grosso, três estão localizados na região Médio Norte: Sinop, Sorriso e Lucas do Rio Verde. Embora seja a região de menor produção de leite do estado, contribuindo com apenas 3% do total de leite produzido, a região Médio-Norte se configura como importante polo de concentração urbana de elevado poder aquisitivo, inclusive contribuindo com consumo de produtos frescos distribuídos em feiras de produtos locais (MICHETTI, 2020).

Todavia, e ao contrário do que se poderia esperar, a influência da demanda dessas regiões não apresentou causalidade no sentido de Granger em relação às principais regiões produtoras de leite do estado. O preço pago ao produtor é mais influenciado pela demanda da indústria de captação e processamento, e as regiões Centro Sul e Médio Norte são as que apresentam as menores participações nesse setor. A especificidade do mercado de leite confere à indústria um maior impacto nos preços da matéria prima, produto com característica mais local/regional, ao passo que o impacto da demanda do consumidor é mais observado nos preços dos produtos processados ofertados no estado que, em sua grande maioria, são oriundos de outras regiões do país como Goiás, São Paulo e Minas Gerais.

Os resultados de causalidade de Granger (Tabela 5) indicam a influência entre algumas regiões do estado, especialmente entre as regiões Norte, Oeste e Sudeste que representam, respectivamente 24%, 26% e 16% do total produzido de leite em Mato Grosso (IBGE, 2020), e também entre as regiões Norte, Oeste e Nordeste. A maior intensidade das relações entre essas regiões está associada à maior presença de cooperativas na captação do leite. Mato Grosso tem evoluído na participação do setor cooperativista, chegando a 33% do total de leite captado em 2019 (MICHETTI, 2020). Contudo, apenas nas regiões Norte, Oeste, Sudeste, e Nordeste há cooperativas operando com serviço de inspeção federal (SIF). Ainda com relação ao volume médio captado pelas cooperativas, as regiões



Norte e Sudeste são as com maior participação na captação total: 53% e 48%, respectivamente, do leite captado nessas regiões são por cooperativas. Já para as regiões Oeste e Nordeste a participação das cooperativas é de aproximadamente 27%. Em termos de captação total, as regiões Norte e Oeste são as mais expressivas em volume e juntas representam 68% de todo o leite captado pelas cooperativas do estado.

Ademais, os resultados da Tabela 5 indicam que existe a transmissão de preços entre as regiões de Mato Grosso, especialmente entre as regiões Oeste, Norte e Sudeste. As características da região Oeste incluem: maior ociosidade e maior produção - onde a capacidade instalada supera em 74% a captação da matéria prima. Essa característica indica que o investimento realizado na industrialização não foi acompanhado pelo aumento da produção regional. Já a região Norte apresenta a maior capacidade instalada do estado, alta produção (22% do total estadual) e forte presença da captação por cooperativas. Por fim, a região Sudeste apresenta o maior preço entre todas as regiões, além de melhor infraestrutura logística para o transporte da produção para a capital do estado (FAMATO, 2012).

Como em outras regiões, a formação do preço do leite pago ao produtor em Mato Grosso é reflexo das suas dimensões territoriais, diversidade de sistemas produtivos e participação de cada região na produção e formação do preço médio do estado (FERNANDES, R. A. S.; BRAGA, M. J.; LIMA, 2008). Ademais, é fundamental considerar as particularidades na infraestrutura logística, as grandes diferenças nos níveis de industrialização, participação das cooperativas na captação e industrialização, ou mesmo, sistemas produtivos mais extensivos ou mais intensivos em utilização de tecnologia.

No entanto, os resultados da análise de cointegração (Tabela 6) indicam que os preços do leite nas diferentes regiões de Mato Grosso reagem de uma forma semelhante a choques externos e tendem a entrar em equilíbrio no longo prazo, não havendo uma região que determine o preço médio pago ao produtor. Esse resultado reforça a perspectiva de transmissão de preços observada na análise de causalidade, complementando-a, uma vez que a causalidade de Granger tende a considerar as influências de curto prazo. Assim, temos que no curto prazo, existe transmissão de preços mais intensa entre algumas regiões, especialmente entre as regiões Norte, Oeste, Sudeste e Nordeste. Contudo, no longo prazo, os resultados indicaram que a transmissão de preços acontece entre todas as regiões.

## 5- CONCLUSÕES

Os resultados apresentados nesse trabalho podem ser utilizados por agentes da cadeia produtiva do leite para subsidiar a discussão sobre política estadual de preços, como a implantação do



Conseleite/MT. Ainda, os resultados apontam para uma relação de equilíbrio entre os preços regionais no longo prazo. Portanto, pode-se pensar, em termos de política pública, e considerando os mecanismos de mercado para transmissão de preços, que Mato Grosso apresenta uma tendência de formação de um preço único para o preço do leite pago ao produtor, apesar das diferenças regionais discutidas e apresentadas no texto. Por fim, o trabalho demonstrou a importância das cooperativas para a cadeia produtiva do leite em Mato Grosso, sendo imperativo o fortalecimento dessas instituições para o avanço da produção de leite no estado.

## 6- REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALIMI, S. R.; OFONYELU, C. C. Toda-Yamamoto causality test between money market interest rate and expected inflation: the Fisher hypothesis revisited. **European Scientific Journal**, v. 9, n. 7, 2013.

BECKER, B. K. Amazônia. **Revista Brasileira de Geografia**, v. 36, n. 2, p. 3–36, 1974.

DE MEDEIROS, A.P; MORAES, B. M. M., BENDER, F. R. Mercado brasileiro de leite causalidade de preços nos principais estados produtores. **Revista UNEMAT de Contabilidade**, v. 5, n. 10, p. 137–159, 2016.

DE OLIVEIRA CRISTO-DINIZ, P. C.; NETO MENDES, E. B.; TAVARES, M. Produção do Leite: A Relação entre os Fatores Determinantes do Custo de Produção e os Preços Pagos ao Produtor. **Anais do XIV Congresso Internacional de Custos**, p. 1–19, set. 2015.

DIAS, D. F.; KRETZMANN, C. K.; ALVES, A. F. Análise da Transmissão de Preço para o Leite Paranaense Utilizando Modelos de Séries Temporais. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, v. 1, n. 1, p. 09–24, 2008.

EDILEIDE, J. et al. Transmissão De Preços Pagos Aos Produtores De Leite Nos Estados Brasileiros De Maior Produção Com Foco No Estado Baiano No Período De Quinze Anos. **Ciências Sociais Aplicadas em Revista**, v. 18, n. 34, p. 144–165, 2018.

ENDERS, W. **Applied Econometric Times Series**. New York - USA: John Wiley & Sons Inc, 2010.

FAMATO. **Diagnóstico da cadeia produtiva do leite no Estado de MT**. Disponível em: <[http://www.imea.com.br/imea-site/view/uploads/estudoscustomizados/Diagnostico\\_Leite.pdf](http://www.imea.com.br/imea-site/view/uploads/estudoscustomizados/Diagnostico_Leite.pdf)>. Acesso em: 15 dez. 2020.

FERNANDES, R. A. S.; BRAGA, M. J.; LIMA, J. E. D. Elasticidade na transmissão e formação espacial de preços de leite ao produtor nos principais estados brasileiros. **Anais da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**, 2008.

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. W. H. . **Econometric analysis**. 71. ed. New York - USA: New York University, 2012. v. 97

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5ª ed. [s.l.] Editora AMGH, 2011.

IANNI, O. **Colonização e contra-reforma agrária na Amazônia**. 11. ed. [s.l.] Editora Vozes, 1979.

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. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 10 jan. 2020.

IMEA. Diagnóstico das Ações Relacionadas à Cadeia da Pecuária Leiteira em Mato Grosso. **Diagnóstico das Ações Relacionadas à Cadeia da Pecuária Leiteira em Mato Grosso**, p. 1–17, 2018.

IMEA. **Valor Bruto da Produção Agropecuária de Mato Grosso**. Disponível em: <<https://imea.com.br/imea-site/relatorios-mercado>>. Acesso em: 22 mar. 2021.

IMEA, I. M. DE E. A. **Mapa das macrorregiões do Imea**, 2017. Disponível em: <<http://www.imea.com.br/upload/publicacoes/arquivos/justificativamapa.pdf>>

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2–3, p. 231–254, 1988.

JUNTOLLI, F. V. A pecuária de leite no Brasil: cenários e avanços tecnológicos. **Embrapa**, 2016.

MARTINS, G. C. C.; REBELLO, F. K.; SANTANA, A. C. Mercado e dinâmica espacial da cadeia produtiva do leite na região Norte. **Banco da Amazônia**, 2008.

MICHETTI, M. Seasonal variation of price and milk production in Mato Grosso. **Scientific Electronic Archives**, v. 13, n. 7, p. 67, 2020.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v. 6, n. 3, p. 399–422, 1992.

NETO, J. R. M. DE A. et al. Sustentabilidade da pequena propriedade leiteira. **Revista Interdisciplinar de Direito**, v. 10, n. 2, p. 397–402, 2013.

PICOLI, T. et al. Milk production characteristics in Southern Brazil. **Semina: Ciências Agrárias**, v. 36, n. 1, p. 1991–1997, 2015.

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.



TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, v. 66, p. 225–250, 1995.

VETTORAZZI, A. C. et al. Sazonalidade dos preços de leite e seus insumos em Minas Gerais. **Journal of Chemical Information and Modeling**, v. 5, 2018.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. 6ª ed. Boston - USA: Cengage Learning, 2015.