

Análise da transmissão vertical de preços do leite no Estado de São Paulo

Milk's vertical price transmission analysis in the State of São Paulo

Daniel K. Komesu
Pezco Economics
E-mail: danielkomesu@pezco.com.br

Mario A. Margarido
Pezco Economics
E-mail: mariomargarido@pezco.com.br

Carlos R. F. Bueno
E-mail: crfbueno@gmail.com

Vagner A. Martins
Instituto de Economia Agrícola
E-mail: vagnermartins@sp.gov.br

Grupo de Trabalho (GT): Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo

Esse artigo analisou a elasticidade de transmissão de preços vertical do leite entre os segmentos do varejo, atacado e produtor no estado de São Paulo entre os anos de 2010 a 2021. Adotou-se o Método da Decomposição X13-ARIMA-SEATS para a dessazonalização das séries. Determinou-se a ordem de integração das séries usando os testes de raiz unitária ADF e os sentidos de causalidade entre os segmentos com o Teste de Causalidade de Granger. Para verificar se as variáveis convergem para equilíbrio no longo prazo foi utilizado o modelo de cointegração de Engle-Granger. Por fim, utilizou-se o modelo de cointegração assimétrica para verificar se choques positivos e negativos têm efeitos assimétricos. Os resultados mostraram que a elasticidade de transmissão de preços entre atacado e produtor é unitária, porém a transmissão é elástica para a relação varejo e atacado, e há presença de assimetria de preços no mercado de leite.

Palavras-chave: Leite. Comercialização. Transmissão de preços. Estado de São Paulo.

Abstract

This paper analyzed the elasticity of vertical transmission of milk prices between the retail, wholesale and producer segments in the state of São Paulo between the years 2010 to 2021. The X13-ARIMA-SEATS Decomposition Method was adopted for the deseasonalization of the series. The order of integration of the series was determined using the ADF unit root tests and the causality directions between the segments with the Granger Causality Test. To verify if the variables converge to equilibrium in the long run, the Engle-Granger cointegration model was used. Finally, the asymmetric cointegration model was used to verify whether positive and negative shocks have asymmetric effects. The results showed that the elasticity of price transmission between wholesale and producer is unitary, but the transmission is elastic for the retail and wholesale relationship, and there is a presence of price asymmetry in the milk market.

Key words: Milk. Commercialization. Price transmission. State of São Paulo.

1. Introdução

A atividade leiteira é uma das mais tradicionais no Brasil, estando presente em quase todos os municípios do país, na forma mais rústica, voltada para o autoconsumo, até a mais tecnológica e inserida mercadologicamente dentro da cadeia leiteira. De uma atividade que estava ligada a subsistência da população colonizadora no início do país, dado sua importância



nutricional, o setor cresceu e assumiu características econômicas mais complexas em sua estrutura de produção, beneficiamento, distribuição e consumo pela população.

Os conceitos de elasticidade têm expressiva relevância na Ciência Econômica, sendo que os mais difundidos na literatura envolvem a elasticidade preço da demanda, elasticidade renda e elasticidade preço cruzada. No entanto, há também a elasticidade de transmissão de preço horizontal (ou espacial) e a elasticidade de transmissão de preços vertical. As elasticidades são instrumentos muito úteis, pois variações de preços dos produtos, renda e preços de produtos substitutos e complementares, impactam o comportamento das famílias, uma vez que afetam suas respectivas restrições orçamentárias. Também é relevante para empresas, pois permite medir como variações nas receitas são influenciadas por variações nos preços dos seus produtos vendidos, assim como são relevantes para verificar como as receitas do setor público são afetadas em função de alterações nos preços administrados, produção industrial, vendas no varejo etc.

A produção agropecuária caracteriza-se por ser sazonal, refletindo essa característica nos preços de seus produtos. Embora a sazonalidade possa ser considerada um empecilho para a análise de séries temporais, existem métodos para removê-la, e o seu estudo tem importância para os agentes econômicos (PINO, 2014). Interessa tanto aos produtores quanto aos consumidores conhecer os meses em que os preços estão mais altos ou mais baixos. Aos produtores é importante conhecer os meses de alta do preço de venda dos seus produtos a fim de maximizar sua receita. Para o consumidor o que interessa são os meses de baixa dos preços para maximizar seu bem-estar através do maior nível de consumo, dado que enfrentam restrições orçamentárias. Sem esquecer dos segmentos atacadistas e varejistas que também estão profundamente atentos e alinhados com as variações nos preços.

O leite, como cadeia de produção, tem grande importância nos diversos setores que a compõem: insumos, produtor rural, beneficiamento e varejo. Em relação ao consumo de leite líquido de vaca, a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE, 2022) com abrangência restrita ao município de São Paulo apontou que, no final da década de 1990, o leite longa vida respondia por 56,5% das aquisições totais de leite líquido, enquanto a soma dos leites refrigerados era de 43,5%. Já em 2011-2013, a POF indicou que o leite longa vida aproximou-se da totalidade das aquisições de leite líquido de vaca pelas famílias paulistanas, com 96,9%.

Conforme o valor da produção calculado pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2020), o leite é uma das principais atividades econômicas do estado de São Paulo. Os números apresentados pelo segmento mais que justificam a importância desta atividade para o país e para a sociedade. As características da pecuária leiteira e do setor de beneficiamento e distribuição no Brasil exige atenção constante, tanto no volume de produção como nos níveis de preços, para que a sociedade possa ter disponível esse produto de vital importância para a sua nutrição.

2. Objetivos

O objetivo geral deste estudo é analisar o mercado de leite no estado de São Paulo, nos níveis de comercialização do produtor e atacado, e a relação entre os mercados atacadista e varejista na cidade de São Paulo.

Especificamente, pretende-se: a) identificar o padrão sazonal das séries de preços do leite aos níveis de produtor, atacado no âmbito estadual, e no varejo, para a cidade de São Paulo através do Método X13 ARIMA SEATS (U.S. CENSUS BUREAU, 2017); b) utilizar o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para determinar a ordem de integração de cada série; c) utilizar o teste de Causalidade de Granger para determinar o sentido da

causalidade entre os preços do leite no produtor e atacado e no atacado e varejo; d) verificar pelo teste de Cointegração de Engle-Granger se os preços do leite entre produtor e atacado, e, atacado e varejo convergem para o equilíbrio no longo prazo; e) com base no modelo (equação) de cointegração, estimar as elasticidades de transmissão de preços de longo prazo entre os segmentos de atacado e produtor e varejo e atacado; f) estimar o Modelo Correção de Erro (MCE) para determinar a velocidade pela qual desequilíbrios de curto prazo são corrigidos entre os preços do leite envolvendo os mercados analisados; e g) verificar a presença de assimetrias nas transmissões de preços, isto é, se os choques positivos são transmitidos ao mercado relacionado com magnitudes diferentes de choques negativos.

2. Material e métodos

De acordo com Sanches *et al.* (2018, p.4), citando Barros e Burnquist (1987), “[...] a elasticidade de transmissão vertical de preços corresponde à variação relativa no preço a um nível de mercado (varejo, por exemplo) em relação à variação no preço a outro nível (atacado, por exemplo), considerando que os dois níveis de mercado serão mantidos em equilíbrio após o choque inicial”. Portanto, a elasticidade de transmissão de preços vertical, objetiva determinar a transmissão de preço dentro da própria cadeia de comercialização de determinado produto, ou seja, quantificar a transferência de preços entre os segmentos envolvendo produtores, atacadistas e varejistas no interior da cadeia produtiva de determinado produto.

Para o estudo foram utilizadas as séries de preços do leite do IEA (2021a, 2021b, 2021c). Para a série de preços do leite no varejo paulistano (*VAREJO*) foi utilizado os preços do leite longa vida. Por não existir séries contínuas de preço do leite no atacado e ao produtor, foi preciso fazer o seguinte procedimento para obtê-las: a série de preços de leite ao produtor (*PRODUTOR*) foi obtida pela média dos preços de leite líquido tipo B e C para o período de janeiro de 2010 e outubro de 2010, e o preço do leite líquido longa vida para o período entre novembro de 2010 e agosto de 2021; para a série no mercado atacadista (*ATACADO*) foi utilizado a média de preços dos leites tipo B e tipo C para o período entre janeiro de 2010 e fevereiro de 2014, e o preço do leite cru refrigerado para o período entre março de 2014 e agosto de 2021.

Para obter as séries dessazonalizadas e gerar testes estatísticos para confirmar ou não a sazonalidade utilizou-se o Método X13-ARIMA-SEATS nas variáveis *PRODUTOR*, *ATACADO* e *VAREJO* que, depois de dessazonalizadas, passaram a ser denominadas *PRODUTOR_d11*, *ATACADO_d11* e *VAREJO_d11* respectivamente. Este método também gera os respectivos índices sazonais caso seja confirmada a presença de padrão sazonal.

A partir dos índices sazonais calculou-se, para cada série, o Coeficiente de Amplitude Sazonal (CAS) que, conforme Freitas, Ferreira e Barbosa (1998), é definido como:

$$C. A. \% = \frac{(\text{índice máximo} - \text{índice mínimo})}{(\text{índice máximo} + \text{índice mínimo})} \times 2 \times 100 \quad (1)$$

Além do CAS de todo o período das séries também foi calculado as evoluções anuais para uma análise mais detalhada das sazonalidades dos preços do leite em cada mercado.

Com o objetivo de se obter as respectivas elasticidades de transmissão de preços, foi aplicado o logaritmo neperiano sobre as séries de preços dessazonalizadas. Assim as três variáveis dessazonalizadas passaram a ser denominadas *LPRODUTOR_d11*, *LATACADO_d11* e *LVAREJO_d11*.

Para a determinação da ordem de integração de cada variável foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1979; 1981)¹.

Uma vez determinada a ordem de integração, foi realizado o teste de Causalidade de Granger, conforme apresentado em Granger (2001), para a determinação do sentido de causalidade entre as variáveis.

Visando identificar a possível relação de longo prazo entre as variáveis, foi utilizado o teste de cointegração desenvolvido por Engle e Granger (1991). Basicamente, este teste é conduzido em duas etapas. Dado que as variáveis envolvidas tenham a mesma ordem de integração, deve-se estimar uma equação de regressão com as variáveis em nível, conforme apresentado na equação abaixo. Esta equação também é denominada de equação de cointegração:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (2)$$

onde α corresponde ao intercepto da regressão e u_t são os resíduos da regressão.

Em suma, a equação de cointegração apresentada acima, nada mais é do que a equação de regressão tradicional com as variáveis em nível. Uma vez estimada esta regressão com as variáveis em nível e dado que ambas as variáveis são integradas de ordem 1, o próximo passo consiste em “capturar” os resíduos (u_t) da equação de cointegração, e posteriormente, testar se os resíduos são estacionários $I(0)$ ou não são estacionários, isto é $I(1)$.

Os valores críticos para os testes de raiz unitária sobre os resíduos da equação de cointegração podem ser encontrados em Engle e Granger (1991), Phillips e Ouliaris (1990) e Mackinnon (1991).

Portanto, dado que o teste de cointegração envolve a realização de teste de raiz unitária do tipo ADF sobre os resíduos da equação de cointegração, este teste deve ser efetuado sobre a seguinte equação de resíduos:

$$\nabla u_t = \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \nabla u_{t-i} + e_t \quad (3)$$

Neste caso, o termo ∇u_t representa a primeira diferença da variável u_t enquanto ∇u_{t-i} é a primeira diferença defasada da variável u_t , sendo que, o número total de defasagens corresponde a i períodos. Quando o termo γ_i é igual a zero para todos os i s, ao invés do teste ADF, tem-se o teste Dickey-Fuller (DF).

Tendo como base os resíduos da equação de cointegração, o procedimento de verificação da presença ou não de raiz unitária testa a hipótese nula de que os resíduos têm raiz unitária ($\rho = 0$) contra a hipótese alternativa de que os resíduos são estacionários ($\rho \neq 0$), ou seja, testa a hipótese nula de que não há cointegração versus a hipótese alternativa de que existe cointegração entre as variáveis y_t e x_t .

Detectada a relação de cointegração entre as variáveis, o próximo passo consiste na inclusão do modelo de correção de erro. Engle e Granger (1991) mostraram que se y_t e x_t são ambas integradas de ordem um ($I(1)$) e são também cointegradas, então, existe uma representação de modelo de correção de erro da seguinte forma:

$$\nabla y_t = \omega_0 + \omega_1 \nabla x_t - \gamma(y_{t-1} - \alpha x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde ∇y_t e ∇x_t representam as variáveis y_t e x_t diferenciadas de ordem um, respectivamente. Dado que ∇ s representam as diferenças das variáveis esses dois elementos captam os efeitos de curto prazo do modelo de correção de erro. O parâmetro γ mostra a velocidade pela qual os desvios em relação à condição de equilíbrio são corrigidos em cada período e é denominado de

¹ Detalhes sobre o teste ADF, podem ser encontrados em Margarido e Anfalos (1999).

termo de correção de erro. Portanto, quanto maior o valor estimado de γ , mais rapidamente os desvios são corrigidos. Por outro lado, quanto menor o seu valor, mais tempo leva para o sistema voltar a uma nova posição de equilíbrio. Finalmente, o termo $(y_{t-1} - \alpha x_{t-1})$ representa os resíduos da equação de cointegração, porém defasados de um período. Lembrando que $z_t = y_t - \alpha x_t$, ou seja, z_t corresponde aos resíduos da equação de cointegração. Defasando-se essa equação em um período tem-se $z_{t-1} = y_{t-1} - \alpha x_{t-1}$, sendo que, o lado direito dessa última expressão corresponde aos resíduos defasados de um período.

Também foi utilizado o teste de cointegração assimétrica conforme apresentado em Enders e Siklos (2001). O teste de cointegração assimétrica é uma derivação do teste de Engle-Granger, pois os procedimentos iniciais são idênticos aos do teste de Engle-Granger. A distinção é que no caso do teste de assimetria, os resíduos defasados de um período são divididos em duas partes. Segundo Harris e Sollis (2003) uma especificação alternativa, a qual é denominada de *momentum threshold autoregressive model*, pode ser representada como:

$$\nabla \hat{u}_{t-1} = I_t \rho_1 \hat{u}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \hat{u}_{t-1} + v_t^*, \sim (0, \sigma^2) \quad (5)$$

onde $I_t = 1$ se $\hat{u}_{t-1} \geq 0$ e $I_t = 0$ se $\hat{u}_{t-1} < 0$. Em relação a este teste, a hipótese nula afirma que as variáveis não são cointegradas, enquanto na hipótese alternativa elas são cointegradas, porém, com assimetria. Matematicamente, a hipótese nula é $(\rho_1 + \rho_2 = 0)$ e pode-se utilizar a estatística F.

2. Material e métodos

Para a análise da sazonalidade foram realizados três testes com as séries de preços do leite. Os dois primeiros testes verificam a existência ou não de sazonalidade e, caso exista, se ela é determinística.

Tabela 1 – Teste F para Presença de Sazonalidade Pressupondo Estabilidade, variáveis PRODUTOR, ATACADO e VAREJO, estado de São Paulo, janeiro de 2010 a agosto de 2021

	Variável	SQ*	GL**	QM***	Estatística F	P-Valor
Entre Meses		2214,7815	11	201,3438	21,784	<0,0001
Resíduo	PRODUTOR	1183,0948	128	9,24293		
Total		3397,8762	139			
Entre Meses		5333,5172	11	484,8652	16,552	<0,0001
Resíduo	ATACADO	3749,5008	128	29,29298		
Total		9083,018	139			
Entre Meses		1504,3624	11	136,7602	16.940	<0,0001
Resíduo	VAREJO	1033,3989	128	8,07343		
Total		2537,7612	139			
Sazonalidade presente no nível de 0,1%						

Nota: * Soma de Quadrados; ** Graus de Liberdade; *** Quadrado Médio.

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

O primeiro teste pressupõe a existência de sazonalidade, e que esta é estável ao longo do tempo. Os resultados desse primeiro teste estão representados na Tabela 1 e indicam que as três séries apresentam sazonalidade estável ao nível de significância de 0,1%.

O segundo teste também pressupõe presença de sazonalidade estável, mas é um teste não-paramétrico, isto é, não faz suposições sobre a distribuição das observações. Os resultados

desse teste, apresentados na Tabela 2, mostram novamente que existe sazonalidade nas séries de preço do leite ao nível de significância de 1%.

Tabela 2 – Teste Não Paramétrico para Presença de Sazonalidade Pressupondo Estabilidade, variáveis *PRODUTOR*, *ATACADO* e *VAREJO*, estado de São Paulo, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Variável	Estatística Kruskal-Wallis	GL	P-Valor
<i>PRODUTOR</i>	93,6582	11	<0,0001
<i>ATACADO</i>	96,6731	11	<0,0001
<i>VAREJO</i>	90,2922	11	<0,0001

Sazonalidade presente no nível de 1%

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Finalmente, o terceiro teste verifica a presença de sazonalidade móvel, também conhecida como sazonalidade estocástica. Os resultados do Teste de Sazonalidade Móvel, apresentados na Tabela 3, indicam presença de sazonalidade móvel ao nível de significância de 1% nas três séries (*PRODUTOR*, *ATACADO* e *VAREJO*). Dessa forma, mostra-se que a sazonalidade das séries de preço do leite estão se alterando ao longo do período analisado.

Tabela 3 – Teste de Sazonalidade Móvel, Preço do Leite ao Produtor, estado de São Paulo, janeiro de 2010 a agosto de 2021

	Variável	SQ	GL	QM	Estatística F	P-Valor
Entre Anos	<i>PRODUTOR</i>	179,4107	10	17,9411	3,734	<0,0001
Erro		528,5752	110	4,805229		
Entre Anos	<i>ATACADO</i>	1206,49	10	120,649	6,531	<0,0001
Erro		2032,031	110	18,47301		
Entre Anos	<i>VAREJO</i>	234,9521	10	23,49521	5,068	<0,0001
Erro		509,9395	110	4,635813		

Sazonalidade móvel ao nível de 1%

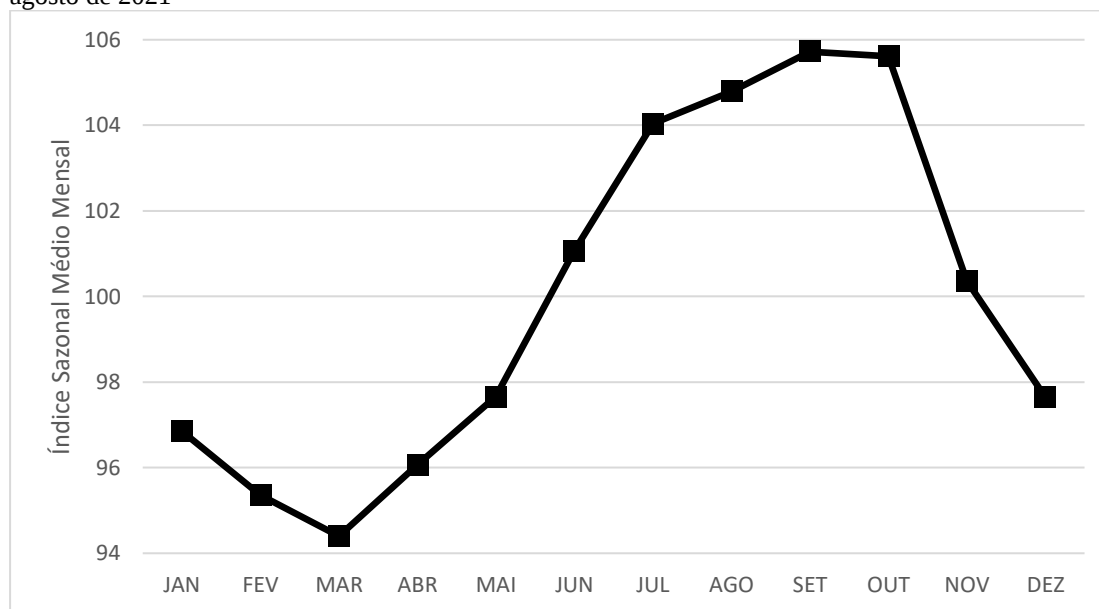
Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

A seguir foram calculados os índices sazonais médios e os CAS das séries para o período analisado. O padrão sazonal em São Paulo, tanto na produção quanto no mercado de comercialização do leite fluido, é marcado pela oscilação da produção leiteira durante o ano. A sazonalidade na oferta de leite pelos produtores está ligada a diversos fatores que somados levam a uma variação no volume total de leite que cada unidade produtora entrega às unidades de beneficiamento. Com uma suplementação do rebanho no estado de São Paulo a base de pasto, grande parte do rebanho leiteiro, em termos de produção, acompanha o ciclo de disponibilidade de forragem abundante e verde no período mais chuvoso, ou seja, período das águas. Com seu ápice de disponibilidade de pasto abundante e de boa qualidade em torno de março de cada ano e em setembro seu reverso, ou seja, o período de menor disponibilidade de pastagem² adequada para a suplementação dos animais em produção, tem-se o estabelecimento de quanto o setor de beneficiamento pode estabelecer sua logística de produção. A dependência da disponibilidade de pastagem, consequentemente da chuva, explica o padrão dos índices sazonais médios mensais na série de preços ao produtor, como mostrada a Figura 1.

² Nesse período, entre abril-maio e setembro-outubro, conhecido como período das secas, as precipitações pluviométricas são reduzidas, o que compromete a capacidade de fornecer forragem de boa qualidade às vacas em lactação e impacta negativamente a produção de leite nesta época.



Figura 1 – Índices Sazonais Médios Mensais, Preço do Leite ao Produtor, estado de São Paulo, janeiro de 2010 a agosto de 2021

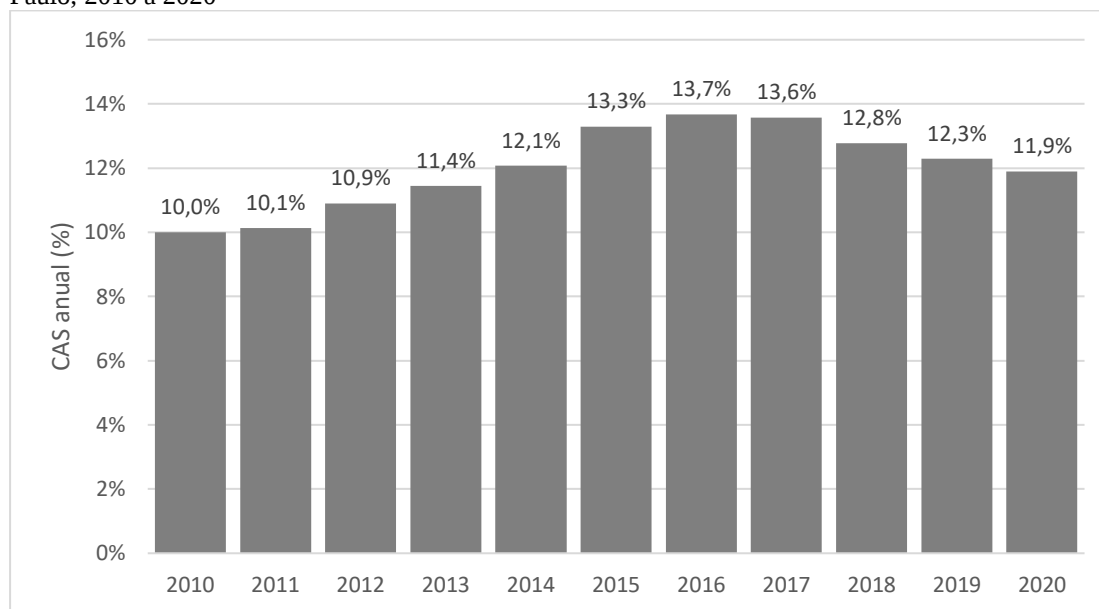


Fonte: Elaborado com dados básicos do IEA.

A sazonalidade nos preços do litro do leite fluido logicamente está ligada a variação sazonal na produção de forragens, porém muitos outros fatores irão influir na intensidade das variações dos preços nos diversos níveis de comercialização³. Dado que, a maior parte do rebanho leiteiro no estado de São Paulo e dos estados que fazem fronteira com estado de São Paulo é criado de forma extensiva, ou seja, solto no pasto, isso implica que a quantidade de alimento, nesse caso, o capim, é muito influenciado pelo regime de chuvas, ou seja, a questão sazonal é um elemento relevante no caso do setor leiteiro. Como evidenciado por Coelho et al. (2018), a cadeia do leite, no produtor e no laticínio, é altamente dependente da disponibilidade de água. A estiagem afeta diretamente a produção láctea, com queda da produção, aumento do custo e dos preços do leite e venda do gado em casos extremos. No caso da evolução dos CAS ao longo do tempo, observa-se que os coeficientes de amplitude sazonal indicam uma trajetória ascendente mais íngreme a partir dos anos 2013/2014 até atingir seu ápice em 2016, possivelmente, essa elevação dos coeficientes de amplitude sazonal do preço do leite ao nível de produtor no referido período, está relacionado com a crise hídrica que acometeu a região Sudeste do período de 2014 até 2016 (Figura 2).

³ Tais fatores incluem a composição do rebanho, o nível tecnológico dos produtores, a composição do rebanho em termos da genética, os custos de produção além da importação de leite de outros estados ou países.

Figura 2 – Evolução dos Coeficientes de Amplitude Sazonal Anual, Preço do Leite ao Produtor, estado de São Paulo, 2010 a 2020



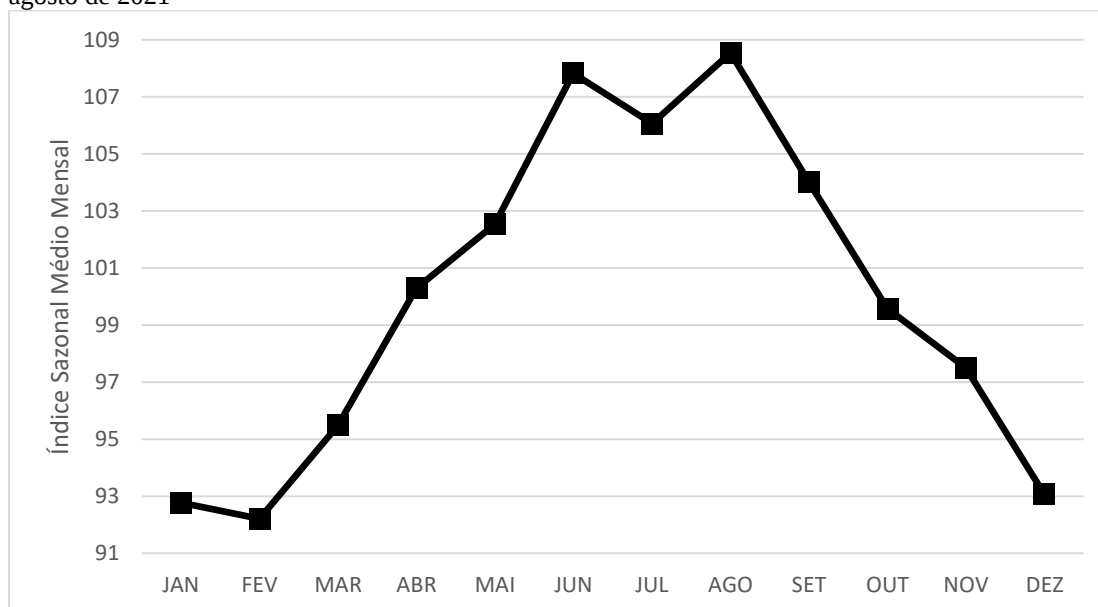
Fonte: Elaborado com dados básicos do IEA.

À medida que o segmento produtor reduz a variação no volume de produção no período desfavorável, com a evolução tanto no aspecto tecnológico como no ganho em escala de produção, pode-se verificar a redução da variação sazonal, que em termos de oferta de produto para o beneficiamento e para a população pode ser muito favorável.

Com o advento do leite longa vida que, em resumo, significou a possibilidade de armazenar o produto por até cinco meses, cortando a dependência da refrigeração e da urgência na comercialização do produto, altamente perecível, tanto o setor de beneficiamento como o setor varejista passaram a ter maior poder de negociação, principalmente o setor varejista que pôde realizar suas compras conforme suas necessidades e suas margens. O leite longa vida apresenta muitas vantagens tanto para os varejistas como para os consumidores como o transporte, armazenagem e a venda livre da necessidade de refrigeração. O tempo de validade do produto, que é de até 5 meses, é uma vantagem muito boa tanto para o varejo como para o consumidor, bem como os diferentes teores de gordura, leites enriquecidos e modificados (AZEVEDO; POLITI, 2008).

Para a série de preços no atacado observa-se que o menor índice sazonal médio mensal ocorre em fevereiro (92,21) e o maior índice ocorre em agosto (108,54), conforme mostra a Figura 3. Essa série apresenta um CAS de 16,3%, cinco pontos percentuais maior do que na série de preços ao produtor (Figuras 2 e 4).

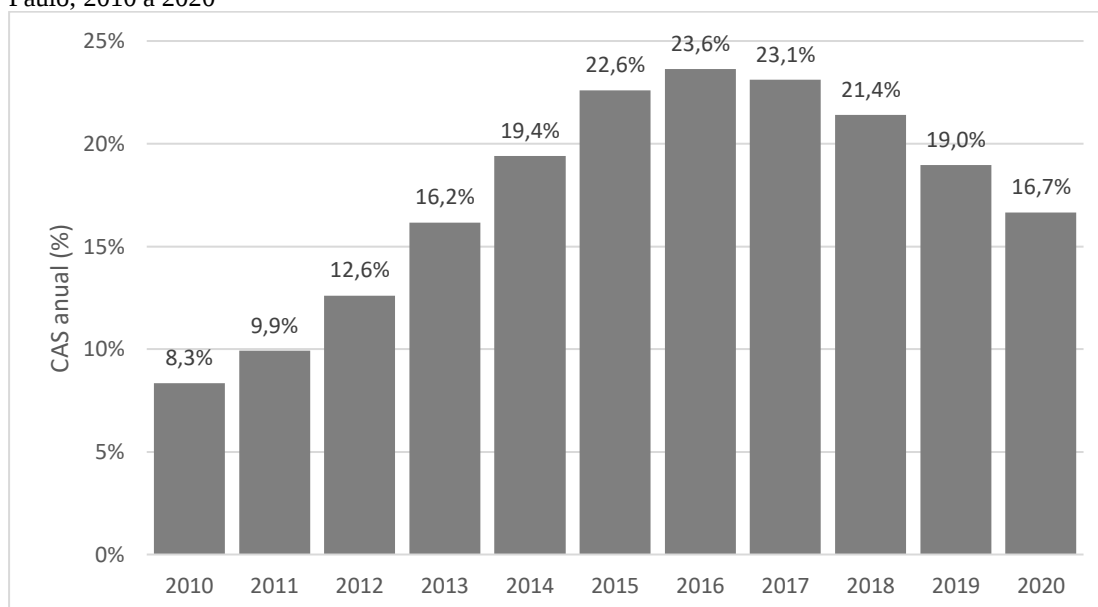
Figura 3 – Índices Sazonais Médios Mensais, Preço do Leite no Atacado, Cidade de São Paulo, janeiro de 2010 a agosto de 2021



Fonte: Elaborado com dados básicos do IEA.

O CAS anual do preço do leite no atacado parte de 8,3% em 2010 e alcança o pico de 23,6% em 2016 quando começa a cair, terminando em 16,7% em 2020, conforme pode ser observado na Figura 4. Essas alterações no CAS anual foram causadas, da mesma forma que nos preços ao produtor, pela crise hídrica entre os anos de 2014 e 2016 no estado de São Paulo.

Figura 4 – Evolução dos Coeficientes de Amplitude Sazonal Anual, Preço do Leite no Atacado, Cidade de São Paulo, 2010 a 2020

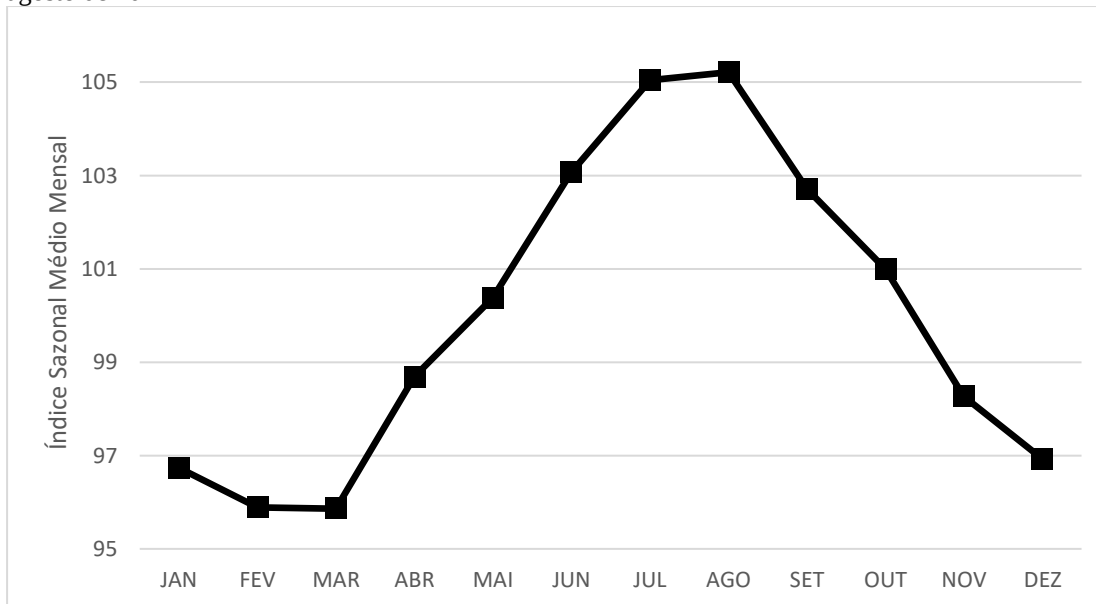


Fonte: Elaborado com dados básicos do IEA.

A Figura 5 apresenta os índices sazonais médios mensais do preço do leite no varejo da cidade de São Paulo. Os meses de menor e maior índice ocorrem em março (95,86) e agosto (105,21) respectivamente. O CAS da série do leite no varejo é de 9,3%, menor do que nos outros mercados. Esse resultado é explicado pelo varejo suavizar as variações de preços em relação aos produtores e atacadistas, evitando mudanças bruscas nos preços aos consumidores. Esse

comportamento pode ser atribuído à estratégia dos varejistas de tentar fidelizar seus clientes ao evitar grandes variações nas quantidades e valores das vendas.

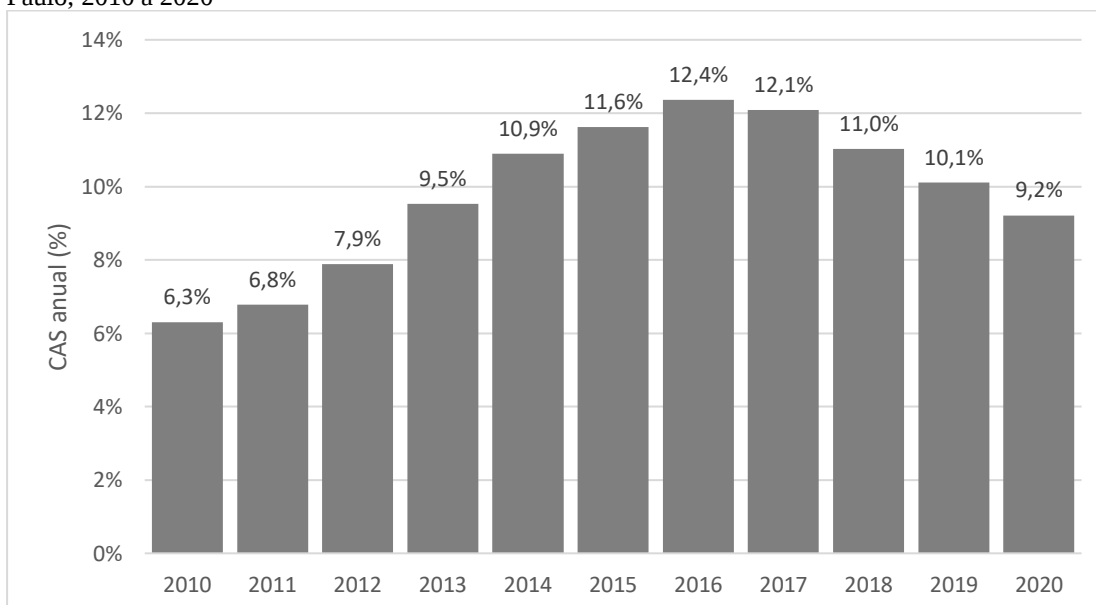
Figura 5 – Índices Sazonais Médios Mensais, Preço do Leite no Varejo, Cidade de São Paulo, janeiro de 2010 a agosto de 2021



Fonte: Elaborado com dados básicos do IEA.

Analisando o CAS anual, observa-se que o percentual aumenta até o ano 2016 e então passa a diminuir (Figura 6), assim como acontece com as séries de preços do leite no produtor e no atacado.

Figura 6 – Evolução dos Coeficientes de Amplitude Sazonal Anual, Preço do Leite no Varejo, Cidade de São Paulo, 2010 a 2020



Fonte: Elaborado com dados básicos do IEA.

Para testar o sentido da transmissão de preços entre os mercados do leite, primeiro é necessário obter a ordem de integração de cada série. Isso é feito através do teste de raiz unitária ADF. A Tabela 4 mostra os resultados dos testes sobre as variáveis em nível.

Para a variável *LPRODUTOR_d11*, em nível, os resultados dos testes indicam que, no modelo com tendência e constante a hipótese nula de que a série tem raiz unitária pode ser rejeitada ao nível de significância de 10%, porém aos níveis de significância de 5% e 1% a hipótese nula não pode ser rejeitada. Para o modelo somente com constante e o modelo sem tendência e sem constante a hipótese nula pode ser rejeitada a qualquer nível de significância. Portanto, ao se adotar o nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula para os três modelos, logo, pode-se inferir que, em nível, a série de preço do leite ao produtor tem raiz unitária.

Para a variável *LATACADO_d11*, em nível, os resultados dos testes ADF indicam que as hipóteses nulas dos três modelos podem ser rejeitadas a qualquer nível de significância adotado, portanto conclui-se que essa variável tem raiz unitária (tendência estocástica).

No caso da variável *LVAREJO_d11*, em nível, o P-valor do teste ADF do modelo com constante e tendência mostra que se pode rejeitar a hipótese nula ao nível de significância de 1%. Porém os P-valores do teste do modelo somente com constante e do modelo sem tendência e sem constante não permitem rejeitar a hipótese nula, a qualquer nível de significância adotado, de existência de raiz unitária na série. Conforme Margarido (2021, p. 194), o teste de raiz unitária ADF “tem baixo poder, isto quer dizer que, seus resultados são bastante afetados pelo fato de se introduzir ou não termos determinísticos, tais como intercepto e/ou tendência, pelo tamanho da amostra, pelo número de defasagens e, também, pela existência de quebras estruturais na série”. Portanto, pode-se considerar que essa variável tem raiz unitária quando considerada em nível, uma vez que, dois dos três testes, indicam a presença de raiz unitária para a série dos preços do varejo em nível.

Tabela 4 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária ADF, variáveis *LPRODUTOR_d11*, *LATACADO_d11* e *LVAREJO_d11*, em nível, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Variável	Modelo	Estatística e Valor da Estatística	P-Valor
<i>LPRODUTOR_d11</i>	Tendência e Constante	$\tau_{\tau} = -3,2207$	0,0803
	Constante	$\tau_{\mu} = 0,0538$	0,9622
	Sem tendência e sem constante	$\tau = 1,1246$	0,9330
<i>LATACADO_d11</i>	Tendência e Constante	$\tau_{\tau} = -3,0451$	0,1199
	Constante	$\tau_{\mu} = -1,1834$	0,6840
	Sem tendência e sem constante	$\tau = 1,0233$	0,9201
<i>LVAREJO_d11</i>	Tendência e Constante	$\tau_{\tau} = -4,3522$	0,0025
	Constante	$\tau_{\mu} = -0,9940$	0,7576
	Sem tendência e sem constante	$\tau = 1,1482$	0,9358

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

A Tabela 5 apresenta os resultados dos testes ADF para as variáveis diferenciadas de ordem um. As hipóteses nulas para todos os modelos envolvendo as três variáveis foram rejeitadas, dado que os P-valores foram menores que 1%. Assim, pode-se concluir que as três séries, após a aplicação do operador diferença de ordem um, são estacionárias. Portanto, as três séries possuem ordem de integração igual a um ($I(1)$), ou seja, para torná-las estacionárias, basta aplicar o operador diferença de ordem um.

Tabela 5 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária ADF, variáveis *LPRODUTOR_d11*, *LATACADO_d11* e *LVAREJO_d11*, diferenciadas de ordem um, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Variável	Modelo	Estatística e Valor da Estatística	P-Valor
<i>LPRODUTOR_d11</i>	Tendência e Constante	$\tau_{\tau} = -11,2626$	<0,0001
	Constante	$\tau_{\mu} = -11,2396$	<0,0001
	Sem tendência e sem constante	$\tau = -5,16898$	<0,0001
<i>LATACADO_d11</i>	Tendência e Constante	$\tau_{\tau} = -9,2206$	<0,0001
	Constante	$\tau_{\mu} = -9,25289$	<0,0001
	Sem tendência e sem constante	$\tau = -9,12193$	<0,0001
<i>LVAREJO_d11</i>	Tendência e Constante	$\tau_{\tau} = -7,76089$	<0,0001
	Constante	$\tau_{\mu} = -7,79211$	<0,0001
	Sem tendência e sem constante	$\tau = -7,65441$	<0,0001

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Após obter as ordens de integração das séries, é preciso determinar o número de defasagens antes de prosseguir com os testes de causalidade de Granger. Foi utilizado o Critério de Informação de Schwarz (Schwarz Bayesian Criterion (SBC)), também conhecido como Bayesian Information Criterion (BIC), conforme apresentado em Schwarz (1978). Os resultados do Critério de Informação, indicam a necessidade de somente uma defasagem para a relação produtor-atacado, e duas defasagens para a relação atacado-varejo.

Prossseguiu-se então com os testes de causalidade de Granger para verificar o sentido das transmissões de preços entre os segmentos do mercado do leite. Conforme os resultados apresentados na Tabela 6, a hipótese nula, de que o atacado não Granger causa o preço ao produtor, pode ser rejeitada a um nível de significância de 1%. Por outro lado, não se pode rejeitar a hipótese nula de que o produtor não Granger causa o preço no atacado, uma vez que a chance de se rejeitar a hipótese nula e errar é de 34,4%. Assim, conclui-se que o atacado determina o preço ao produtor. Esse resultado confirma outros estudos sobre o mercado do leite que evidenciam o poder dos atacadistas de definir o preço do leite ao produtor (MAIA, 2013).

Tabela 6 – Resultados dos Testes de Causalidade de Granger, variáveis *LPRODUTOR_d11* e *LATACADO_d11*, diferenciadas de ordem um, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Hipótese nula Sentido da Causalidade	Defasagens	Estatística F	P-Valor
Atacado não Granger causa Produtor	1	34,276	<0,0001
Produtor não Granger causa Atacado	1	17,275	0,3437

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Uma vez analisada a relação causal entre o atacado e o produtor de leite, analisou-se o relacionamento entre o atacado e o varejo. De maneira geral, o poder de mercado é caracterizado pelo fato de que a empresa é capaz de impor um preço de determinado produto, junto aos consumidores, acima daquele preço que prevaleceria no modelo de concorrência perfeita. Em outras palavras, no caso do poder de monopólio, o preço cobrado pela empresa está situado acima do seu respectivo custo marginal de produção. Em função desse poder de mercado a



empresa é capaz de fixar o denominado markup⁴ para determinar seu preço de venda. Conforme Motta (2004), a capacidade de uma empresa de praticar preços elevados também depende do grau de concentração dos compradores. Uma empresa tem condições melhores de exercer poder de mercado se há elevado número de consumidores pulverizados do que naquelas situações em que há poucos compradores. Galbraith (1952) foi um dos primeiros autores a levantar a argumentação de que o poder compensatório dos compradores pode restringir o poder de mercado dos vendedores⁵. Por exemplo, um grande comprador pode fazer uso de seu poder de barganha para estimular a competição entre vendedores dispersos ameaçando trocar de fornecedor ou ameaçando verticalizar sua produção de insumos.

Conforme apresentado em Dobson, Waterson e Chu (1998), o poder de compra se confirma naquelas situações em que um determinado comprador consegue condições mais favoráveis frente a seus respectivos fornecedores do que naqueles casos em que prevalecesse o regime de concorrência perfeita. Portanto, o poder de compra está diretamente associado ao fato de os agentes econômicos exercerem suas respectivas posições dominantes de forma a alterar e/ou influenciar não somente as quantidades, como também os preços de seus respectivos insumos. Como resultado dessa posição dominante, os

compradores com elevado poder de mercado poderão deprimir substancialmente preços e quantidades contratados com seus fornecedores. Por outro lado, firmas com reduzido poder de mercado como compradoras não terão a capacidade de determinar preços ou quantidades dos insumos que adquirem. (GOLDBERG, 2006, p. 141)

Dado o processo de globalização, a questão do poder de compra ganhou novos contornos, saindo da esfera exclusiva de relacionamento entre produtores agrícolas e empresas de atacado e passou a abranger também as relações entre empresas de atacado e varejo. No caso do Brasil, o processo competitivo entre empresas ganhou maior dimensão principalmente a partir da década de 1990. Entre os fatores que condicionaram essa situação tem-se o maior grau de abertura da economia em relação ao comércio mundial, processo esse que foi acentuado com a consolidação do Mercado Comum do Sul (Mercosul), conjuntamente com o sucesso da estabilização de preços da economia proporcionada pela implantação do Plano Real, ambos em meados da década de 1990. Essa conjunção de fatores, mais o intenso processo de urbanização e a crescente inserção da mulher no mercado de trabalho, alteraram significativamente as estruturas de consumo e comercialização de produtos alimentares no Brasil. Em relação à estrutura da cadeia de comércio de produtos alimentícios, tanto brasileira quanto paulista, reside no intenso processo de concentração que está ocorrendo no setor de supermercados, principalmente em função da entrada do capital estrangeiro nesse segmento, fator que elevou o seu poder de compra frente às indústrias. De acordo com Cavalcante (2004, p. 3),

no Brasil, essa relação desbalanceada e favorável à indústria começa se inverter na década de 90, fruto de uma série de fatores conjunturais, dentre os quais podem-se destacar a abertura da economia, que permitiu às empresas comercializarem produtos importados, a entrada de diversos grupos varejistas internacionais (exemplos: o norte americano Wal-Mart e os portugueses Jerônimo Martins e Sonae) no mercado

⁴ O *markup*, ou margem de comercialização, matematicamente, é representado pela seguinte fórmula $P = CMg/[1 + (1/Ed)]$, onde P representa o preço de venda do produto, CMg é o custo marginal de produção, Ed é a elasticidade-preço da demanda da empresa (não do mercado) e $1/Ed$ é o inverso da elasticidade-preço da demanda da empresa. Quanto maior a elasticidade-preço da demanda da empresa, mais o termo $1/Ed$ se aproxima de zero e, conseqüentemente, o preço tende ao custo marginal, configurando uma estrutura de mercado de concorrência perfeita.

⁵ Em relação ao Brasil, um trabalho clássico sobre o poder de compra é de Rangel (1986).

brasileiro e, principalmente, as fusões e aquisições ocorridas no setor que levaram a um aumento de concentração. Apenas para se ter uma ideia, há que se recordar que, em 1995, as cinco maiores empresas varejistas atuantes no mercado brasileiro detinham 28% das vendas anuais do setor, enquanto, em 2001, referido índice já alcançava a cifra de 39%.

Conforme Parente (2000), o sistema de comercialização de varejo “consiste em todas as atividades que englobam o processo de venda de produtos e serviços para atender uma necessidade pessoal do consumidor”. Desde 2007, o formato de loja atacado por autosserviço ou ainda Cash & Carry vêm impactando o sistema de comercialização varejista. Popularmente chamado de “Atacarejo” este modelo adaptou as lojas das redes atacadistas até então voltadas somente para comerciantes e pequenos varejistas para compras também fracionadas. Estudos demonstram aumento de vendas no varejo pelo modelo Atacarejo em todos os segmentos de alimentos e bebidas até então dominados pelo modelo supermercadista (ARAÚJO, 2019).

Os resultados mostrados na Tabela 7 indicam que o varejo Granger causa o atacado, pois pode-se rejeitar a hipótese nula, de que o varejo não Granger causa o atacado, ao nível de significância de 1%. A hipótese nula, de que o atacado não Granger causa o varejo, deve ser aceita ao nível de significância de 10%, pois seu P-valor está acima do nível de significância de 10%, sendo igual a 24,02%. O varejo, portanto, determina o preço pago ao atacadista pelo litro do leite. Possivelmente, esse resultado reflete a forte concentração do segmento varejista na cidade de São Paulo ocorrida nos últimos anos. Mais precisamente, a literatura microeconômica, majoritariamente, dá ênfase ao denominado poder de mercado⁶, e menor destaque para o poder de compra.

Tabela 7 – Resultados dos Testes de Causalidade de Granger, variáveis *LATACADO_d11* e *LVAREJO_d11*, diferenciadas de ordem um, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Hipótese nula Sentido da Causalidade	Defasagens	Estatística F	P-Valor
Varejo não Granger causa Atacado	2	7,0108	0,0013
Atacado não Granger causa Varejo	2	1,4417	0,2402

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Após a determinação da ordem de integração de cada variável, dado que foi identificado que a ordem de integração de cada variável é integrada de ordem um ($I(1)$), o próximo passo para realizar o teste de cointegração de Engle-Granger consiste em estimar um modelo de regressão com as variáveis em nível, também denominada de equação de cointegração. De acordo com os resultados do teste de Causalidade de Granger, os preços no atacado causam os preços ao produtor. Com base nesse resultado, *LPRODUTOR_d11* é a variável dependente, enquanto *LATACADO_d11* é a variável independente na regressão de cointegração. Os resultados desta equação para as variáveis produtor e atacado mostram que o coeficiente associado à variável *LATACADO_d11* é estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%, uma vez que seu respectivo P-valor assume valor menor que 0,01% (Tabela 8). O sinal deste coeficiente é positivo e está em linha com o que preceitua a teoria econômica, ou seja, aumentos de preço no atacado determinam aumentos do preço ao produtor de leite. O resultado mostra, também, que uma variação de 1% no preço do leite no atacado induz variação de 1,0678% no preço ao produtor, ou seja, a relação entre esses dois preços é elástica, uma vez que variações de preço no atacado são transmitidas mais que proporcionalmente para o preço em nível de produtor.

⁶ Também denominado de poder de monopólio.

Tabela 8 – Equação de Cointegração, Modelo *LPRODUTOR_d11* como função de *LATACADO_d11*, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Variável	Estimativa do parâmetro	Erro Padrão	Teste t	P-Valor
<i>Constante</i>	-0,7583	0,0327	-23,21	<0,0001
<i>LATACADO_d11</i>	1,0678	0,0379	28,19	<0,0001

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Dado que a elasticidade de transmissão de preços está próxima da unidade, foi imposta a restrição linear de que o valor do parâmetro associado à variável *LATACADO_d11* é exatamente igual a um. O resultado do teste estatístico relativo à imposição desta restrição mostra que a hipótese nula, de que o referido parâmetro é igual a unidade, não pode ser rejeitada aos níveis de significância de 1% e 5%, respectivamente, conforme pode ser observado na Tabela 9. Portanto, variações de preços no atacado são transmitidas proporcionalmente para os preços ao produtor de leite, configurando uma relação com elasticidade unitária.

Tabela 9 – Teste Estatístico, Imposição de Restrição de que o Parâmetro β na Equação de Cointegração é Igual a Unidade

Estatística	Estatística F	P-Valor
F (1, 138)	3,2028	0,0757

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Após a estimação da equação de regressão com as variáveis em nível, é necessário capturar os resíduos desta regressão e aplicar o teste de raiz unitária sobre esses resíduos para verificar se as variáveis cointegram. Os resultados desses testes com as variáveis em nível mostram que, para o modelo com tendência e constante, a respectiva hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeitada aos níveis de significância de 5% e 10%, respectivamente. Para o modelo somente com constante e o modelo sem tendência e sem constante, as respectivas hipóteses nulas de raiz unitária podem ser rejeitadas a qualquer nível de significância adotados, pois seus respectivos P-valores são inferiores ao nível de significância de 1% (Tabela 10). Portanto, com base nesses resultados, os resíduos são estacionários, ou seja, as variáveis cointegram, isto é, convergem para o equilíbrio no longo prazo. Sendo assim, variação de 1% no preço do leite no atacado são transmitidas proporcionalmente para os preços do leite ao produtor no longo prazo.

Tabela 10 – Resultados do Testes de Raiz Unitária ADF, variável *resíduos* do Modelo *LPRODUTOR_d11* como função de *LATACADO_d11*, em nível, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Variável	Modelo	Estatística e Valor da Estatística	P-Valor
<i>resíduos</i>	Tendência e Constante	$\tau_{\tau} = -3,9885$	0,0112
	Constante	$\tau_{\mu} = -3,6384$	0,0061
	Sem tendência e sem constante	$\tau = -3,6525$	0,0003

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Dado que as variáveis cointegram então, necessariamente, existe um Modelo de Correção de Erro (MCE), o qual permite a ligação entre os componentes de curto e longo prazo. A Tabela 11, apresenta os resultados do MCE.



Tabela 11 – Resultados do modelo de correção de erro (MCE), variáveis $d_LATACADO_d11$ e resíduos defasados em um período, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Variável	Estimativa do Parâmetro	Erro-Padrão da Estimativa	Teste t	P-Valor
Constante	0,0063	0,0026	2,474	0,0146
$d_LATACADO_d11$	0,1183	0,0487	2,428	0,0165
resíduos defasados de um período	-0,1647	0,0255	-6,445	<0,0001

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

No caso do MCE, o parâmetro de interesse são os resíduos defasados de um período, os quais mostram a velocidade pela qual os desequilíbrios são corrigidos a cada período. Neste caso, os resíduos defasados de um período são estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%. Portanto, desequilíbrios entre os preços ao produtor e no atacado são corrigidos a uma taxa de 16,46% a cada mês. Esse resultado mostra que variações de 1% nos preços do leite no atacado são transferidos na mesma magnitude para os preços aos produtores de leite em até seis meses, aproximadamente. Possivelmente, esse resultado está correlacionado com o padrão sazonal do preço do leite no atacado, uma vez que é este segmento que determina o preço do leite envolvendo o produtor. Como pode ser visto na Figura 7, o comportamento sazonal do preço do leite no atacado apresenta tendência ascendente no período de fevereiro até julho, ou seja, no período da seca, correspondendo a seis meses que, por sua vez, é o período em que os preços estão mais elevados em função da escassez de pastagem para a alimentação do gado leiteiro.

Figura 7 – Índices Sazonais Médios Mensais, Produtor e Atacado

	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Mai	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
Produtor												
Atacado												

*Cinza claro: Índice Sazonal Médio com Tendência Descendente.

**Cinza escuro: Índice Sazonal Médio com Tendência Ascendente.

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

A estrutura do produtor se aproxima do regime de concorrência perfeita, uma vez que: são milhares de produtores de leite no Brasil, cada um deles é muito pequeno em relação ao mercado, o leite é um produto homogêneo, os custos de produção são praticamente iguais para todos os produtores, e esses estão dispersos geograficamente etc. Sendo assim, os produtores são tomadores de preços. O atacado, neste caso representado pela indústria, tem menor número de unidades processadoras, geralmente, são grandes, médios e pequenos, porém, detêm mais informações, isso implica que a indústria é formadora de preços. Os resultados dos testes de Causalidade de Granger confirmaram que o atacado é formador de preço enquanto o produtor, é tomador. No entanto, a elasticidade de transmissão de preço é unitária na relação produtor-atacado. Isso implica que uma variação de 1% no preço do leite no atacado determina exatamente variação de 1% no preço ao produtor.

Aparentemente, esse é um resultado distinto do que seria esperado, pois a expectativa era de que a transmissão de preço fosse inelástica, ou seja, em favor do atacado em detrimento do produtor, dado que o poder de barganha da indústria é maior em relação aos produtores. No entanto, dado que os produtores não estão concentrados em termos geográficos aliado ao fato de que há expressiva diversidade em relação aos seus tamanhos, mesclando pequenos, médios e grandes e, simultaneamente, o possível reduzido grau de concentração do setor industrial

leiteiro, esse conjunto de fatores reduz possíveis ruídos entre produtores e indústria em relação a negociação do preço do leite. É necessário levar em consideração que o leite é um insumo fundamental para a indústria processadora dessa matéria prima e, dadas as especificidades⁷ e complexidades da produção leiteira, torna-se premente que a indústria remunere de forma adequada o produtor de leite, visando assim, garantir não somente a presença do produtor no interior da cadeia produtiva leiteira, bem como o fluxo de matéria prima e a qualidade do leite produzido, o qual é insumo básico para a produção da indústria leiteira.

Uma alternativa seria a indústria leiteira verticalizar a produção do insumo leite. No entanto, dadas as especificidades para a produção de leite, no presente caso, tendo como base a denominada especificidade de ativos dedicados, aparentemente não é interesse da indústria verticalizar a produção de leite, uma vez que, dadas as características do setor leiteiro, os ruídos entre indústria e produtores tendem a ser atenuados. Portanto, a questão da verticalização da produção não pode ser generalizada.

Uma vez que, as variáveis cointegram, o próximo passo foi verificar a questão da assimetria. Dado que os resíduos representam choques, os quais, podem ser positivos ou negativos, foi utilizado o conceito de cointegração assimétrica. Para executar tal tarefa, foi criada uma variável dummy, a qual assume valor igual a um para choques positivos e zero para choques negativos, sendo que essa dummy também foi defasada de um período. A hipótese nula é que a relação é simétrica, ou seja, choques positivos e negativos possuem os mesmos efeitos e, nesse caso, a variável dummy não é estatisticamente significativa. A hipótese alternativa é que choques negativos e positivos possuem efeitos distintos e, nesse caso, o coeficiente associado à variável dummy será estatisticamente significativo.

O resultado da Tabela 12 mostra que o coeficiente associado à variável dummy é estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%, dado que seu respectivo P-valor é inferior a 1%. Neste caso, choques negativos têm maiores impactos sobre os preços recebidos pelos produtores de leite do que choques positivos. Resultado esse coerente com a teoria econômica, onde choques negativos predominam sobre o comportamento de variáveis econômicas, ao invés de choques positivos.

Tabela 12 – Resultados do *Momentum Threshold Autoregressive Model*, resíduos decompostos da equação de cointegração, variáveis *d_PRODUTOR_d11*, *d_LATACADO_d11* e *DUMMY1* defasada em um período, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Variável	Estimativa do Parâmetro	Erro-Padrão da Estimativa	Teste t	P-Valor
Constante	0,0166	0,0039	4,301	<0,0001
<i>d_LATACADO_d11</i>	0,1131	0,0530	2,136	0,0345
<i>DUMMY1_1</i>	-0,0208	0,0055	-3,763	0,0002

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Os resultados do modelo de regressão com as variáveis em nível envolvendo os preços no atacado e varejo mostram que o parâmetro associado à variável *LVAREJO_d11* é estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%, pois seu respectivo P-valor é menor que 0,01% (Tabela 13). Além disso, esse resultado mostra que uma variação de 1% no

⁷ De acordo com Joskow (1993), citando Williamson (1983), a especificidade de ativo pode ser classificada em quatro categorias: especificidade de lugar, especificidade física do ativo, especificidade do capital humano; e especificidade de ativos dedicados. De acordo com Williamson (1983), a especificidade de ativos dedicados é definida como investimentos gerais realizados pelo produtor com o objetivo de vender um montante significativo de bens para um particular cliente. Nesse caso, se o contrato for rompido abruptamente o produtor ficará com expressivo excesso de capacidade.

preço no varejo induz variação de 1,09% no preço do leite no atacado. No entanto, para que esse resultado não seja espúrio, é necessário verificar se os resíduos desse modelo de regressão são estacionários. Sendo assim, os resíduos dessa regressão foram “capturados” e foi aplicado o teste de raiz unitária ADF sobre esses resíduos.

Tabela 13 – Equação de Cointegração, Modelo *LATACADO_d11* como função de *LVAREJO_d11*, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Variável	Estimativa do parâmetro	Erro Padrão	Teste t	P-Valor
Constante	-0,3334	0,0267	-12,48	<0,0001
<i>LVAREJO_d11</i>	1,0953	0,0247	44,41	<0,0001

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Os resultados dos testes de raiz unitária sobre os resíduos do modelo de regressão com as variáveis em nível mostram que, para os três modelos, as respectivas hipóteses nulas de raiz unitária podem ser rejeitadas ao nível de significância de 1%, pois os respectivos P-valores estão abaixo do nível de significância de 1% (Tabela 14). Com base nesses resultados pode-se inferir que os resíduos são estacionários. Logo, isso indica que as variáveis convergem para o equilíbrio no longo prazo, ou seja, são cointegradas e, conseqüentemente, os resultados do modelo de regressão não são espúrios. Portanto, uma variação de 1% no preço no varejo induz variação de 1,09% nos preços do atacado no longo prazo.

Tabela 14 – Resultados do Testes de Raiz Unitária ADF, variável *resíduos* do Modelo *LATACADO_d11* como função de *LVAREJO_d11*, em nível, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Variável	Modelo	Estatística e Valor da Estatística	P-Valor
<i>resíduos</i>	Tendência e Constante	$\tau_\tau = -4,0097$	0,0084
	Constante	$\tau_\mu = -4,0392$	0,0012
	Sem tendência e sem constante	$\tau = -4,0548$	<0,0001

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Dado que o valor da elasticidade obtida está próximo da unidade, foi imposta a restrição linear sobre o parâmetro associado à variável *LVAREJO_d11* é igual a um. O resultado, na Tabela 15, mostra que a probabilidade de se cometer o Erro Tipo I, ou seja, rejeitar a hipótese nula de que o parâmetro associado à variável *LVAREJO_d11* é igual a um e errar, pode ser rejeitada, uma vez que seu respectivo P-valor está abaixo do nível de significância de 1%. Portanto, dado que a hipótese nula é rejeitada, uma variação de 1% no preço do leite no varejo induz variação de 1,09% no preço do leite no atacado no longo prazo.

Tabela 15 – Teste Estatístico, Imposição de Restrição de que o Parâmetro β é Igual a Unidade na Equação de Cointegração do Modelo *LATACADO_d11* como função de *LVAREJO_d11*

Estatística	Estatística F	P-Valor
F (1, 138)	14,9333	0,0002

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Dado que foi constatado que as variáveis cointegram, então, foi estimado um Modelo de Correção de Erro (MCE), cujos resultados estão apresentados na Tabela 16. Neste caso, o coeficiente de interesse são os resíduos defasados de um período da equação de cointegração. O resultado mostra que esses resíduos são estatisticamente significativos ao nível de significância de 1% (Tabela 16). A partir da magnitude do coeficiente estimado, desequilíbrios nos preços do atacado são corrigidos a uma taxa de 22,58% a cada mês, sendo assim, para a



correção completa desses desequilíbrios, são necessários 4,42 meses, valor este que configura o longo prazo para este modelo. Portanto, uma variação de 1% no preço do leite no varejo induz variação de 1,09% em até 4,42 meses para o preço do leite no atacado.

Assim como ocorreu no mercado de leite envolvendo o produtor, no segmento que abrange o varejo e o atacado, provavelmente, o padrão sazonal é o que determina o comportamento da elasticidade de transmissão de preços. No caso envolvendo o varejo e o atacado, o preço é determinado pelo varejo, o qual mostra que uma variação de 1% no preço no atacado determina variação de 1,09% no atacado no decorrer de quase cinco meses. Como pode ser observado na Figura 8, os índices sazonais médios mensais do varejo apresentam tendência ascendente no período de março até julho, ou seja, cinco meses, os quais refletem a estação da seca, a qual resulta na redução da chuva e, conseqüentemente, afeta o volume de alimentação para o gado leiteiro, impactando positivamente os preços do leite.

O fato de a transmissão ser elástica, possivelmente, reflete o fato de que o varejo se dispõe a pagar um percentual a mais para o atacado, em decorrência do fato do leite ser um produto relevante na nutrição humana, sendo assim, os supermercados, utilizam o leite como um chamariz para o consumidor, o qual, ao ir ao mercado, acaba sendo induzido a adquirir outros produtos da rede varejista.

Figura 8 – Índices Sazonais Médios Mensais, Produtor e Atacado

	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Mai	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
Atacado												
Varejo												

*Cinza claro: Índice Sazonal Médio com Tendência Descendente.

**Cinza escuro: Índice Sazonal Médio com Tendência Ascendente.

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Tabela 16 – Resultados do modelo de correção de erro (MCE), $d_LATACADO_d11$ como função de $d_LVAREJO_d11$ e resíduos defasados em um período, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Variável	Estimativa do Parâmetro	Erro-Padrão da Estimativa	Teste t	P-Valor
Constante	<0,0001	0,0031	0,0099	0,9921
$d_LVAREJO_d11$	1,12987	0,0933	12,11	<0,0001
Resíduos defasados de um período	-0,225820	0,0572	-3,951	0,0001

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

Finalmente foi testada a presença de assimetria entre os preços do leite no atacado e varejo. O resultado do MCE mostra que essa variável é estatisticamente significativa ao nível de significância de 1%. Portanto, ocorre assimetria e, conseqüentemente, choques positivos e negativos têm efeitos diferenciados sobre o preço do leite no atacado.



Tabela 17 – Resultados do *Momentum Threshold Autoregressive Model*, resíduos decompostos da equação de cointegração, variáveis *d_LATACADO_d11*, *d_LVAREJO* e *DUMMYP2* defasada em um período, janeiro de 2010 a agosto de 2021

Variável	Estimativa do Parâmetro	Erro-Padrão da Estimativa	Teste t	P-Valor
<i>Constante</i>	0,0118	0,0048	2,480	0,0144
<i>d_LVAREJO_d11</i>	1,0952	0,0939	11,66	<0,0001
<i>DUMMYP2_1</i>	-0,0206	0,0066	-3,137	0,0021

Fonte: Elaborada com dados básicos do IEA.

5. Considerações finais

A sazonalidade nos três níveis de comercialização do leite é fato, dado que ela é notória na base produtiva em boa parte da cadeia de produção. Apesar da presença em grande parte dos municípios de São Paulo e do país, ainda mostra sinais de baixa tecnificação, com volume de produção abaixo do viável em termos de econômicos.

Nos últimos 20 anos a pecuária leiteira no estado de São Paulo tem se modificado bastante e o perfil dos produtores que hoje estão na cadeia de produção já mostram sinais de que, para sobreviver nesta atividade, é necessário considerar fatores como volume de produção, ou seja, escala, controle de índices zootécnicos e gerenciamento de custos adequados, genética animal de qualidade, especialização na atividade e no rebanho, dentre outros, é fundamental.

A indústria leiteira também passa por profundas mudanças onde a palavra de ordem é escala. Empresas mais estruturadas absorvem as menores, modificando drasticamente o cenário competitivo neste setor. O leite fluido, o pasteurizado, o longa vida e o em pó representam mais da metade do destino da produção de leite no país, com os estados do Sul assumindo o protagonismo em termos de produção e beneficiamento. Esse protagonismo de grandes empresas de beneficiamento de leite permite uma certa organização empresarial na produção. A larga escala de produção dos laticínios do Sul, somada ao advento da oferta de leite com maior tempo de armazenagem, ampliou a área de abrangência das empresas e favoreceu a melhor associação com o varejo paulista. A partir dessa maior autonomia na captação de leite, as empresas puderam obter melhores condições para atender o consumidor do estado de São Paulo.

Há necessidade de aprofundar os estudos sobre o atacado e o varejo paulista dentro da cadeia de produção de leite. O atacado, quanto a necessidade de suplementar a demanda do mercado paulista com leite cru de outros estados, para atender o maior mercado consumidor de leite fluido do país. O varejo, no que pesa ser o maior comprador de leite fluido do país, tendo em suas mãos a liberdade de compra no fornecedor que mais lhe oferecer benefícios.

Em outras palavras, não se pode deixar de realçar o protagonismo alcançado pelo segmento varejista não somente na cidade de São Paulo, mas também, no Brasil desde os anos 1990 até a atualidade. No entanto, recentemente, o segmento varejista tem passado por mais reformulações com um novo segmento, denominado, atacarejo. Esse elevado grau de concentração alcançado amplia o poder de barganha por parte dos grandes varejistas em relação às próprias indústrias do setor de leite no que se refere à fixação do preço do leite, resultando em maior grau de equilíbrio entre os segmentos do atacado e varejo, do que prevalecia no período em o setor varejista era, basicamente, composto por pequenos mercados e supermercados.



Literatura Citada

ARAÚJO, Olegario. Estudo Nielsen demonstra que a expansão do atacarejo vai além da abertura de lojas. *Inteligência360*, 27 set. 2019. Disponível em: <<https://in360.com.br/analises-in360/estudo-nielsen-demonstra-que-a-expansao-do-atacarejo-vai-alem-da-abertura-de-lojas/>>. Acesso em: 19 jan. 2022.

AZEVEDO, P. F. de; POLITI, R. B. Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do leite. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 46, nº 03, p. 767-802, jul./set. 2008. Piracicaba, SP.

CAVALCANTE, L. B. Poder de compra no varejo supermercadista: uma abordagem antitruste. Monografia (MBA em Direito Econômico e das Empresas), Fundação Getúlio Vargas, Brasília, 2004.

COELHO, Amanda Lacerda et al. Consequências da crise hídrica na produção de leite dos produtores rurais e os impactos causados ao laticínio Bimbo da cidade de Afonso Cláudio-ES. Congresso Internacional de Administração. *Anais ADM 2018 – Cooperação e Desenvolvimento*. Sucre: 2018.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of The American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, jun. 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul, 1981.

DOBSON, P.; WATERSON, M.; CHU, A. *The welfare consequences of the exercise of buyer power*. Prepared for the Office of Fair Trading, Research Paper 16, London, set. 1998.

ENDERS, W.; SIKLOS, P.L. Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business and Economics Statistics*, v.19, p.166-177. 2001.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C.W.J. *Long-run economic relationship: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1991. 301p. (Advanced texts in econometrics).

FREITAS, Silene M. de; FERREIRA, Célia R. R. P. T.; BARBOSA, Marisa Z, Oportunidades e entraves à expansão da dendecultura brasileira. *Agricultura em São Paulo*, v. 45, t. 2, p. 1-16, 1998.

FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS – FIPE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF*. Disponível em: <<https://www.fipe.org.br/pt-br/indices/pof/>>. Acesso em: 09 jan. 2022.

GALBRAITH, J. K. *American Capitalism: the concept of countervailing power*. Cambridge: Houghton Mifflin Company Boston, 1952.

GOLDBERG, D. *Poder de Compra e Política Antitruste*. São Paulo: Editora Singular, 2006. 309 p.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. In: *Essays in Econometrics: Collected Papers of Clive WJ Granger*. 2001. p. 31-47.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA – IEA. Valor da Produção dos Principais Produtos da Agropecuária do Estado de São Paulo. Banco de dados, São Paulo. 2020. Disponível em: <<http://ciagri.iea.sp.gov.br/bancodedados/valorproducao>>. Acesso em: 06 jan. 2022.

_____. Preços Médios Mensais Recebidos pelos Agricultores. Banco de dados, São Paulo. 2021a. Disponível em: <http://ciagri.iea.sp.gov.br/nia1/precos_medios.aspx?cod_sis=2>. Acesso em: 24 set. 2021.

_____. Preços Médios Mensais de Venda no Mercado Atacadista na Região Metropolitana de São Paulo. Banco de dados, São Paulo. 2021b. Disponível em: <http://ciagri.iea.sp.gov.br/nia1/Precos_Medios.aspx?cod_sis=3>. Acesso em: 24 set. 2021.

_____. Preços Médios Mensais no Varejo na Capital. Banco de dados, São Paulo. 2021c. Disponível em: <http://ciagri.iea.sp.gov.br/nia1/precos_medios.aspx?cod_sis=4>. Acesso em: 24 set. 2021.

JOSKOW, Paul L. Asset specificity and the structure of vertical relationships: empirical evidence. In: WILLIAMSON, Oliver & WINTER, S.G. *The nature of the firm*. Oxford, Oxford University Press, 1993.

MAIA, Guilherme Baptista da Silva *et al.* Produção leiteira no Brasil. *BNDES Setorial*, n. 37, p. 371-398, mar. 2013. Disponível em: <<http://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/1514>>. Acesso em: 21 out. 2021.

MACKINNON, James G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1991. p. 267-276. MARGARIDO, Mario A. *Teoria e Aplicações de Modelos de Séries Temporais em Economia*. São Paulo: Independente, 2020. 481 p.

MARGARIDO, Mario Antonio. *Modelos de Séries Temporais: teoria e prática com aplicações no software GRET*. São Paulo: Pezco Editora. 2021. 358p.

MARGARIDO, Mario Antonio; ANEFALOS, Lilian Cristina. Teste de Raiz Unitária e o Software SAS. *Agricultura em São Paulo*, 46(2): 19-45. 1999.

MOTTA, M. *Competition Policy: theory and practice*. Cambridge University Press, 2004. 616p. PHILLIPS, Peter C.B.; OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, v.58, n.1, p.165-193, jan. 1990.

PINO, F. A. Sazonalidade na Agricultura. *Revista de Economia Agrícola*, São Paulo/SP, v. 61, n. 1, p. 63-93, jan./jun. 2014. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/ftp/iea/publicar/rea2014-1/rea4.pdf>>. Acesso em: 04 nov. 2021.

RANGEL, I. *A inflação brasileira*. 5ª ed. São Paulo: Bial, 1986. 150 p.

SANCHES, A. L. R. *et al.* Contrato futuro de base de preços de milho no Brasil: evidências empíricas de transmissão assimétrica entre as regiões. In: Congresso da sociedade brasileira de economia, administração e sociologia rural, n. 56, 2018, Campinas. *Transformações recentes na agropecuária brasileira: desafios em gestão, inovação, sustentabilidade e inclusão social: anais*. Brasília: Sober, 2018.

SCHWARZ, G. Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, p. 461-464. 1978.

U.S. CENSUS BUREAU. *X13 ARIMA SEATS: Reference Manual – Version 1.1*. Time Series Research Staff. Center for Statistical Research and Methodology. Washington, DC: 2017.

WILLIAMSON, Oliver. Credible commitments: using hostages to support exchange. *American Economic Review*, v.73, p.519-540, set. 1983.