

Mercado brasileiro de Erva-mate: Uma análise de assimetria de transmissão de preços no Rio Grande do Sul entre 2003 e 2018

João Felipe Alves Moreira Portugal¹

Vancelei Zanin²

RESUMO

O mercado de erva-mate tem crescido nos últimos anos no Brasil. Dados de comércio exterior e da produção agrícola no país confirmam o amadurecimento desse mercado, em especial nos estados do sul, onde ele está concentrado. Entretanto, o crescimento de determinado setor pode estar suscetível a falhas de mercado. Uma dessas possíveis falhas é a Assimetria de Transmissão de Preços (ATP), em que agentes podem se beneficiar de variações de preços para obterem maior margem de lucro, prejudicando os demais participantes. Com isso, o presente trabalho buscou identificar a existência de ATP no mercado de erva-mate no Rio Grande do Sul, um dos maiores e mais importantes do Brasil. Os resultados indicaram a existência de quebras estruturais, confirmada pelos testes de estacionariedade. A verificação da existência de ATP no mercado, realizada através modelo de Houck (1977) foi utilizada para as relações Produtor-Varejo e Varejo-Produtor, e mostraram um comportamento simétrico dos preços. Ao se desconsiderar a existência de quebras estruturais, a assimetria não pôde ser rejeitada. Assim, os resultados reforçam a importância de levar em consideração as quebras estruturais nas análises de séries temporais e indicam que o mercado gaúcho de erva-mate possui um caráter competitivo no período analisado.

Palavras-chave: Assimetria de Transmissão de Preços; Erva-mate; Quebras Estruturais.

ABSTRACT

The yerba mate market has grown in recent years in Brazil. Data on foreign trade and agricultural production in the country confirm the maturing of this market, especially in the southern states, where it is concentrated. However, the growth of a given sector may be susceptible to market failures. One of these possible flaws is the Asymmetry of Price Transmission (APT), in which agents can benefit from price variations to obtain a higher profit margin, harming the other participants. Thus, the present work sought to identify the existence of APT in the yerba mate market in Rio Grande do Sul state, one of the largest and most important in Brazil. The results indicated the existence of structural breaks, confirmed by stationarity tests. The verification of the existence of APT in the market, carried out through the model of Houck (1977) was used for the Producer-Retail and Retail-Producer relationships, and showed a symmetrical behavior of prices. By disregarding the existence of structural breaks, the asymmetry could not be rejected. Thus, the results reinforce the importance of taking into account structural breaks in time series analyzes and indicate that the yerba mate market in Rio Grande do Sul has a competitive character in the analyzed period.

Keywords: Asymmetric Price Transmission; Yerba Mate; Structural Break

JEL Codes: J43, O13, Q11

Área 4: Economia Agrária e Ambiental

¹ Mestrando em Economia Aplicada – PPGE – Universidade Federal do Rio Grande (FURG)

² Professor adjunto da Universidade Federal do Rio Grande - Campus Santo Antônio da Patrulha (FURG-SAP).

1 INTRODUÇÃO

A erva-mate (*Ilex Paraguariensis* St. Hilaire) é um produto tradicional da América do Sul, consumida por habitantes nativos desde os seus primeiros registros históricos, realizados no princípio do período de colonização do continente (IBRAMATE, 2018).

No século XVII, com o objetivo de catequisar os índios sul-americanos, os padres jesuítas chegaram ao “novo mundo” e encontraram na erva-mate uma oportunidade de investimento, cultivando e comercializando-a com a Europa até a segunda metade do século XVIII (SINDIMATE, 2011). Desde então, o consumo da erva foi difundido ao longo dos séculos, tornando-se a planta mais comercializada do continente (Filip et al., 2000).

Na América do Sul, a distribuição natural da erva-mate possui 540.000 km² de área (Oliveira e Rotta, 1985), abrangendo a Província de Misiones na Argentina, parte oriental do Paraguai, situada nas regiões de Amambay e Mbaracayú, e, no Brasil, compondo os três estados que formam a região sul do país (Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná), além do Mato Grosso do Sul (Marques et al., 2013).

Comumente aproveitada para a produção de chás, chimarrão e tererê, a planta também possui características que permitem com que o produto sirva como matéria-prima de outras mercadorias, como cosméticos, energéticos, produtos de limpeza e demais bebidas (EMBRAPA, 2019).

Embora possa ser aplicada na geração de diversos produtos, a erva-mate no Rio Grande do Sul é majoritariamente aproveitada para a fabricação do chimarrão (De Oliveira e Waquil, 2015), bebida que é tradicionalmente consumida também nas demais regiões onde há a presença do cultivo da folha.

Em relação ao faturamento do setor ervateiro, é importante mencionar o significativo crescimento das exportações nacionais, chegando a um aumento acima de 430% comparando os valores recebidos pelo país em 2003 e 2018 (MDIC, 2020). O Rio Grande do Sul, responsável por, em média, 67% dos valores recebidos pelo Brasil entre 2003 e 2018 (MDIC, 2020), se destaca como o principal exportador nacional, evidenciando a sua importância no mercado brasileiro de erva-mate.

Dado o crescimento da importância do setor ervateiro na agricultura gaúcha e nacional, algumas políticas públicas para o seu desenvolvimento foram concretizadas na última década, como a criação do FUNDOMATE³ (Fundo de Desenvolvimento para a Cadeia Produtiva de Erva-Mate no Rio Grande do Sul), do IBRAMATE⁴ (Instituto Brasileiro da Erva-Mate), além de outras organizações que visam organizar a cadeia de produção da erva.

Tratando-se de um produto agrícola que possui importância histórica, cultural e econômica ao estado do Rio Grande do Sul, a análise acerca do mercado ervateiro gaúcho torna-se de grande valia para a literatura do setor, que ainda carece de maior aprofundamento.

Estudos acerca dos mais diversos mercados agrícolas foram realizados utilizando como enfoque a análise de preços, muitos dos quais através da verificação da presença de Assimetria de Transmissão de Preços (ATP). De acordo com Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), a existência de ATP significa que um grupo não está se beneficiando de

³ Criado através da Lei n° 14.185 de 28 de dezembro de 2012, o FUNDOMATE tem como objetivo custear e financiar ações, projetos e programas da cadeia produtiva de Erva-Mate no Rio Grande do Sul. Disponível em: <https://www.agricultura.rs.gov.br/fundomate>

⁴ Fundado em 04 de janeiro de 2013, o IBRAMATE busca unificar os produtores e as indústrias de erva-mate do Brasil. Disponível em: <http://ibramate.com.br/o-que-e-o-ibramate/>

uma redução (ou aumento) de preços (compradores/vendedores), que em casos ideais (simetria), poderia ocorrer mais rapidamente e/ou ter uma magnitude maior que a observada.

Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) ainda destacam que além da assimetria de transmissão de preços poder ser caracterizada pela sua velocidade e magnitude, ela pode ser dividida entre assimetria espacial (mesmo produto em diferentes locais) e vertical (produto em diferentes níveis de mercado, exemplo, produtor, atacado e varejo). Ao passo que Peltzman (2000) inferiu a existência de dois tipos de ATP: negativa e positiva. A assimetria positiva em determinado mercado ocorre quando os preços secundários reagem de maneira mais ampla e veloz aos aumentos do que às quedas nos preços primários. Quando há assimetria negativa ocorre o oposto, onde os preços secundários reagem de maneira mais lenta e com menor magnitude aos aumentos do que às quedas nos preços primários.

Estudos como os de Kinnucan e Forker (1987), Carmen e Sexton (2005), Von Cramon-Taubadel (1998) e Moghaddasi (2009) identificaram a presença de ATP positiva nos mercados analisados. Por sua vez, Ward (1982), ao analisar o mercado de produtos agrícolas nos EUA, identificou a existência de ATP negativa. Segundo o autor, a precibilidade pode ser um fator importante para tal resultado.

Entre as principais razões para a existência de ATP mencionadas pela literatura estão: i) intervenção governamental nos preços dos produtos e os custos de transporte, armazenamento e processamento (Kinnucan e Forker, 1987); ii) precibilidade (Ward, 1982); iii) poder de mercado e a assimetria de informação (Meyer e Von-Cramon Taubadel, 2004); iv) ocorrência de inflação (Aguiar e Santana, 2002).

Em âmbito nacional, alguns trabalhos foram realizados no intuito de identificar a presença de ATP, especialmente em mercados agrícolas. Nesse contexto, Cunha e Wander (2014), ao analisarem os preços praticados na cadeia de produção de feijão, constataram a presença de ATP. Como principais causas, os autores destacaram a existência de fatores como poder de mercado, falhas de coordenação, assimetria de informação, e comportamento oportunista de agentes intermediários. Por sua vez, Aguiar e Santana (2002) identificaram a presença de ATP ao analisarem os preços de alguns grupos agrícolas entre 1987 e 1997. Fatores como a inflação crescente ocorrida até o ano de 1994 e a utilização de dados mensais por parte dos autores são mencionados no trabalho como possíveis influências nos resultados.

Peltzman (2000) ao analisar dados de diversos produtos norte-americanos (77 bens de consumo e 165 bens de produção) descreve a ATP como um evento que é mais provável de ocorrer do que o contrário. Segundo o autor, os casos de assimetria de transmissão de preços ocorreram mais de duas vezes a cada 3 mercados em análise no estudo, descrevendo a ATP como uma regra e não uma exceção.

Nesse contexto, o objetivo do presente trabalho é identificar se há a presença de assimetria de transmissão de preços (ATP) no setor ervateiro gaúcho, tendo em vista a falta de abordagem do tema no mercado de erva-mate em termos nacional e regional.

A identificação de possível utilização de poder de mercado por parte de alguns agentes da cadeia de produção, assim como a análise de bem-estar entre os participantes, são exemplos de informações que podem advir da análise de ATP e que são de suma importância para tomada de decisão e para elaboração de estratégias setoriais tanto para os agentes públicos (governos e instituições de representação) quanto para os agentes privados (produtores, industriais e comerciantes) do mercado ervateiro.

Para tanto, o presente trabalho busca mensurar a assimetria de transmissão de preços da erva-mate entre os elos produtor e varejo no Brasil no período entre 2003 e 2018. Especificamente, utiliza-se dados mensais referentes aos preços ao produtor no Rio

Grande do Sul, um dos maiores mercados produtores, e o preço no varejo na cidade de Porto Alegre, maior mercado nacional para identificar, a partir da abordagem de Houck (1977) se de fato há evidência de transmissão assimétrica nas variações de preços entre esses elos produtivos.

Estruturalmente, o artigo é dividido em seis seções, além da introdução. Na segunda seção, são expostos dados acerca do setor ervateiro gaúcho e nacional. Na terceira seção os dados utilizados são apresentados, assim como uma abordagem acerca das margens de comercialização do produto. Na sequência, tem-se a metodologia utilizada no trabalho. Os resultados e as considerações finais são explanados na quinta e na sexta seção respectivamente, e por fim, na sétima seção, se tem as referências bibliográficas.

2 MERCADO ERVATEIRO GAÚCHO E NACIONAL

O Rio Grande do Sul possui participação fundamental no setor ervateiro nacional, fazendo parte de um grupo de quatro estados brasileiros produtores de erva-mate, juntamente com Santa Catarina, Paraná e Mato Grosso do Sul. O setor pode ser dividido entre dois sistemas produtivos, sendo eles a produção extrativa e a produção cultivada (Zanin e Meyer, 2018).

Conforme divulgado pela EMATER-RS (2018), o Rio Grande do Sul possui cinco polos de produção cultivada de erva-mate, sendo eles a Região dos Vales, o Alto Taquari, a Região de Missões/Celeiro, o Alto Uruguai e a Região Nordeste do estado. Entre esses polos, destaca-se o Alto Taquari, responsável pela produção de 60% da matéria prima para a produção de erva-mate estadual.

A grande participação das regiões gaúchas citadas também acaba por representar um papel fundamental no setor ervateiro nacional. Através da utilização dos dados da Produção Agrícola Municipal (IBGE, 2020), pôde-se verificar que, na média anual da produção cultivada entre 2003 e 2018, o Rio Grande do Sul deteve 42,37% da área destinada a colheita de erva-mate no Brasil, além de conter 52,14% da quantidade produzida. Os dados estão ilustrados na Tabela 1, contendo ainda informações sobre o desempenho dos estados produtores de erva-mate em relação à área colhida e valor da produção (liderados pelo Paraná e pelo Rio Grande do Sul respectivamente).

Tabela 1. Média anual da produção cultivada de erva-mate no Brasil entre 2003 e 2018.

Região	Área destinada à colheita (ha)	Área colhida (ha)	Quantidade produzida (t)	Valor da produção (Mil Reais)
Brasil	82.487	73.138	496.825	287.902
Paraná	35.361	33.111	174.741	116.668
Santa Catarina	11.775	10.624	59.001	29.255
Rio Grande do Sul	34.948	29.082	259.061	141.232
Mato Grosso do Sul	404	321	4.022	747

Fonte: Elaboração própria, utilizando dados da Produção Agrícola Municipal, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2020).

No tocante à produção extrativa da erva-mate, o Rio Grande do Sul perde parte do protagonismo na participação em âmbito nacional, entretanto, continua sendo importante para o mercado, tendo em vista que assim como a produção cultivada, a produção extrativa está presente apenas entre quatro estados. Os dados referentes a esse tipo de produção são mais escassos, e, com isso, a Tabela 2 apresenta a média anual da produção extrativa entre 2003 e 2018 apenas com os valores de produção e da quantidade produzida.

Tabela 2. Média anual da produção extrativa de erva-mate no Brasil entre 2003 e 2018.

Região	Quantidade produzida (t)	Valor da produção (Mil Reais)
Brasil	273.197	209.733
Paraná	205.956	177.181
Santa Catarina	39.238	18.467
Rio Grande do Sul	27.598	14.014
Mato Grosso do Sul	406	71

Fonte: Elaboração própria, utilizando dados extraídos do SIDRA (Sistema IBGE de Recuperação Automática), disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2020).

Segundo Chechi et al., (2017), o setor ervateiro gera cerca de 700 mil empregos diretos e indiretos ao redor do país, abrangendo 180 mil propriedades rurais em torno de aproximadamente 486 municípios. Os autores ainda acrescentam que nas pequenas propriedades, o cultivo da erva-mate tem se tornado mais rentável do que alguns produtos agrícolas (soja, trigo, milho e feijão) e do que o plantio florestal de árvores características das pequenas e médias propriedades, como pinus e eucaliptos. De acordo com Vasconcellos (2012), o desenvolvimento da erva-mate é realizado simultaneamente com outras atividades, uma vez que a terra também é utilizada para o plantio de culturas temporárias pelos agricultores.

No âmbito da indústria, Barros (2007) destaca que a baixa fidelidade às marcas, acrescida do grande número de ofertantes, leva os consumidores de erva-mate a não se vincularem a uma determinada empresa, diminuindo assim a capacidade de negociação das companhias junto aos clientes. Barros (2007) ainda afirma que a indústria não possui fortes barreiras à entrada de novos integrantes, justificando alto grau de fragmentação, juntamente com um equilíbrio da capacidade instalada e de uma demanda estável. O autor descreve a indústria como quase artesanal, onde os custos são teoricamente baixos, facilitando a entrada de empresas que optam por competir com uma estrutura de pequeno porte. Essa estrutura industrial tende a favorecer um comportamento mais simétrico da transmissão de preços entre os elos produtivos, dado à primeira vista, o baixo poder de mercado do setor industrial.

3 DADOS

Com o objetivo de verificar a existência de assimetria de transmissão de preços no mercado ervateiro do Rio Grande do Sul, o presente trabalho utilizou dados mensais

de preços recebidos por varejistas e produtores de erva-mate no estado, compreendendo o período entre janeiro de 2003 e novembro de 2018.

Os dados contendo os preços recebidos pelos produtores foram coletados junto ao site oficial da Associação Rio-grandense de Empreendimentos de Assistência Técnica e Extensão Rural (EMATER-RS, 2020), enquanto os dados referentes aos preços recebidos pelos varejistas foram disponibilizados pelo Instituto de Estudos e Pesquisas Econômicas (IEPE, 2020), órgão vinculado à Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).

Diferentemente da série temporal disponível pela EMATER-RS, que contém os valores recebidos pelo produtor em todo o estado do Rio Grande do Sul, a série fornecida pelo IEPE, que registra os valores recebidos pelo varejo, se refere em específico à cidade de Porto Alegre.

Os dados alusivos aos preços obtidos pelos produtores se referem ao valor recebido pela arroba da folha verde de erva-mate. Entretanto, de acordo com Antoni (1999) e Da-Ré et al., (2012), para que ocorra a fabricação de 1kg da mercadoria, é necessária a utilização de aproximadamente 3kg do produto in natura. Com isso, no intuito de buscar equivalência entre as séries temporais, foi necessária a transformação da série de preços recebidos pelos produtores, utilizando a proporção de (3:1).

O deflacionamento dos dados foi realizado contendo o mês de novembro de 2018 como base, utilizando o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI, 2020), fornecido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2020) e disponível no site do Banco de Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2020).

4 METODOLOGIA

Primeiramente, o presente trabalho buscou analisar as margens absolutas e relativas na cadeia de comercialização ervateira no Rio Grande do Sul. Nesse contexto, Junqueira e Canto (1971) descrevem as margens de comercialização como a diferença entre o preço que um agente vende uma determinada quantidade de produto e o pagamento feito pela compra de uma quantidade equivalente, necessária para sua venda.

Conforme Barros, (2007), a margem absoluta total (MT), que reflete as despesas dos consumidores em relação ao processo de comercialização do produto, é calculada como exposto na Equação (1), onde PV = Preços ao nível do varejo e PP = Preços ao nível do produtor, ambos em quantidades equivalentes.

$$MT = PV - PP \quad (1)$$

Para as margens totais relativas (MTr), que representam o quanto a diferença entre dois mercados influencia no preço de um produto, tem-se a Equação (2):

$$MTr = \left(\frac{PV - PP}{PV} \right) * 100 \quad (2)$$

No âmbito da Assimetria de Transmissão de Preços (ATP) e baseado nos trabalhos realizados por Tweeten e Quance (1969) e Wolfram (1971), Houck (1977) desenvolveu o modelo de análise de ATP que é amplamente utilizado atualmente na literatura (Costa et. al, 2018). Esse modelo, que serve de base para o presente trabalho, inicialmente separa os dados acerca dos valores cobrados pelos agentes entre preços de acréscimos e preços de decréscimos, conforme representado na Equação (3):

$$\Delta PS_{it} = \beta_0 + \beta_{1t}^+ \Delta PE_{jt}^{ac} + \beta_{1t}^- \Delta PE_{jt}^{dc} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que:

PS_{it} = preço de saída, sendo a variável dependente;

β_0 = coeficiente de tendência⁵;

β_{1t}^+ e β_{1t}^- = coeficientes a serem estimados para os preços de entrada;

PE_{jt}^{ac} e PE_{jt}^{dc} = variáveis que representam o acréscimo e o decréscimo nos preços de entrada, respectivamente;

ε_t = erro aleatório;

Ao incluímos os somatórios das variáveis na equação, temos como resultado o exposto abaixo:

$$\sum_{t=1}^T \Delta PS_{it} = \beta_0 + \beta_{1t}^+ \sum_{t=1}^T \Delta PE_{jt}^{ac} + \beta_{1t}^- \sum_{t=1}^T \Delta PE_{jt}^{dc} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Carman e Sexton (2005) baseiam-se em Houck (1977) para explicitar que não havendo assimetria de transmissão de preços, aceita-se a hipótese nula (H_0) de que $\beta_{1t}^+ = \beta_{1t}^-$, e que, rejeitando H_0 , existe assimetria no mercado, onde se $\beta_{1t}^+ > \beta_{1t}^-$, os acréscimos de preços são transmitidos com maior intensidade do que os decréscimos. Ocorrendo o caso contrário, ou seja, $\beta_{1t}^+ < \beta_{1t}^-$, os decréscimos são transmitidos mais fortemente.

Diferentemente dos trabalhos anteriores sobre o tema, Houck (1977) utilizou as primeiras diferenças das variáveis presentes nas séries de preços, pois o primeiro valor por si só não possui variação, e sendo assim, não apresenta poder explicativo.

Ressalta-se ainda que os valores referentes aos preços de entrada são somados de maneira separada. Exemplificando, em um caso de aumento de preços de um mês para o mês seguinte, apenas a variável referente aos acréscimos sofre alteração. Para os casos em que há diminuição de preços de um mês para o subsequente, apenas a variável referente aos decréscimos se altera, onde:

$$PE_t^{ac} = \sum_{t-1}^t PE_t - PE_{t-1} \text{ se } PE_t > PE_{t-1}, \text{ e zero caso contrário;} \quad (5)$$

$$PE_t^{dc} = \sum_{t-1}^t PE_t - PE_{t-1} \text{ se } PE_t < PE_{t-1}, \text{ e zero caso contrário.} \quad (6)$$

A Tabela 3 elucida o exposto anteriormente, considerando, nesse caso, os valores ao produtor como preços de entrada.

⁵ β_0 é equivalente a uma tendência nos dados em nível, tendo em vista que os dados estão em primeira diferença.

Tabela 3. Exemplo da elaboração das variáveis de acréscimo e decréscimo de preços, a partir da utilização de dados de preços ao produtor de erva-mate no Rio Grande do Sul entre 01/2003 e 10/2003.

Período	Preço ao produtor	Acréscimos dos preços ao produtor (PE_t^{ac})	Decréscimos dos preços ao produtor (PE_t^{dc})	Somatório dos acréscimos ($\sum PE_t^{ac}$)	Somatório dos decréscimos ($\sum PE_t^{dc}$)
1	1,49	-	-	-	-
2	1,55	0,06	0	0,06	0
3	1,5	0	-0,05	0,06	-0,05
4	1,59	0,09	0	0,15	-0,05
5	1,57	0	-0,02	0,15	-0,07
6	1,58	0,01	0	0,16	-0,07
7	1,59	0,01	0	0,17	-0,07
8	1,6	0,01	0	0,18	-0,07
9	1,71	0,11	0	0,29	-0,07
10	1,65	0	-0,06	0,29	-0,13

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados obtidos pelo IEPE - UFRGS (2020) e EMATER-RS (2020).

Carman e Sexton (2005) enfatizam que os valores referentes aos coeficientes a serem estimados para os preços de entrada (β_{1t}^+ e β_{1t}^-) podem refletir os métodos aplicados pelos agentes no mercado. Os autores descreveram cenários provocados pelas práticas de varejistas e atacadistas, onde ao utilizarem uma margem de lucro fixa, os dois coeficientes em questão serão maiores do que 1. Utilizando uma margem constante, os dois coeficientes serão iguais a 1. Já ao utilizarem práticas de estabilização de preços ao consumidor, os coeficientes serão menores do que 1, mas maiores do que zero.

Von Cramon-Taubadel (1998) aponta para uma limitação no modelo elaborado por Houck (1979), indicando a existência de autocorrelação de primeira ordem, que por sua vez, pode levar a regressões espúrias. Ademais, o modelo de Houck (1979) é incorreto no caso de séries cointegradas, pois é preciso levar em consideração a relação de longo prazo entre as variáveis. O autor destaca que, neste caso, a maneira correta de modelar a ATP entre variáveis cointegradas é através da aplicação do termo de correção de erros - Error Correction Term (ECT) em inglês -, proposto por Granger e Lee (1989):

$$\Delta P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta P_{jt} + \beta_2 ECT_{t-1} + \beta_3(L) \Delta P_{i,t-1} + \beta_4(L) \Delta P_{j,t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde $\beta_3(L)$ e $\beta_4(L)$ são utilizados com operadores de defasagem das variáveis presentes no modelo, e, dada a relação de cointegração:

$$P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{j,t} + \mu_t \quad (8)$$

Tem-se o termo de correção de erros:

$$ECT_{t-1} = \mu_{t-1} = P_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 P_{j,t-1} \quad (9)$$

Granger e Lee (1989) e Von Cramon-Taubadel e Loy (1996) propuseram a divisão da equação (7) entre os componentes negativos e positivos do termo de correção de erros (ECT_{t-1}^+ e ECT_{t-1}^- respectivamente) resultando na equação (10):

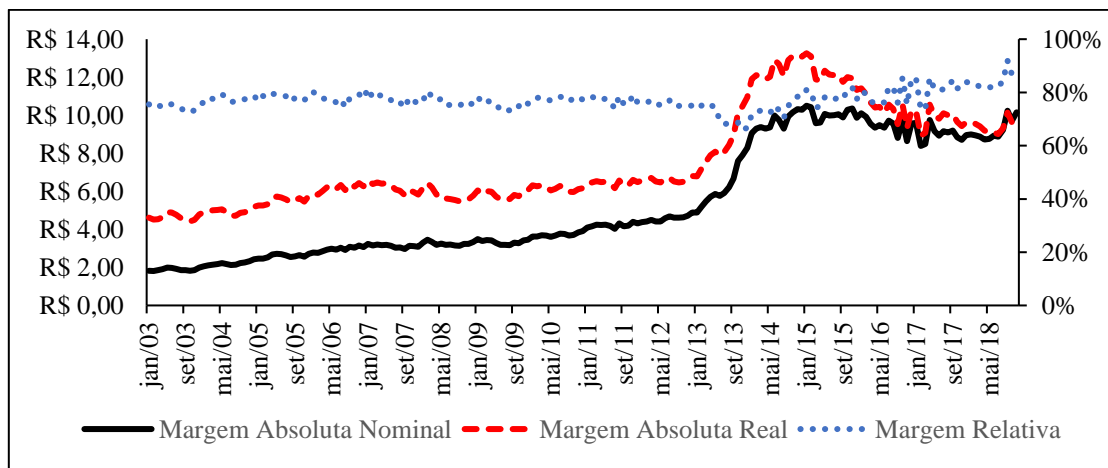
$$\Delta P_{i,t} = \beta_0 + \beta_{1t}\Delta P_{j,t} + \beta_{2t}^+ ECT_{t-1}^+ + \beta_{2t}^- ECT_{t-1}^- + \beta_3(L)\Delta PE_{i,t-1} + \beta_4(L)\Delta PE_{j,t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Antes da própria realização dos testes de assimetria, o presente trabalho utiliza o teste ADF para verificar a presença de raiz untária/estacionariedade nas séries. Na sequência, é aplicado o teste de Lee e Strazicich (2003), que permite verificar a possibilidade de mudanças estruturais nas séries, dado que o cálculo das margens e a inspeção visual das séries indicam que as potenciais quebras estruturais pode ter ocorrido a partir de 2013. O teste de Lee e Strazicich (2003) é voltado para os casos em que existem até 2 quebras estruturais, com a possibilidade de quebras estruturais no nível ou no nível e na tendência.

5 RESULTADOS

O comportamento das margens absolutas entre janeiro de 2003 e novembro de 2018 é ilustrado pela Figura 1, onde é perceptível a presença de um choque nos preços a partir do ano de 2013, com os dois níveis de mercado estudados obtendo aumentos significativos em seus valores, sem que houvesse quedas aos patamares anteriores.

Figura 1. Margens de comercialização da erva-mate no estado do Rio Grande do Sul (janeiro de 2003 a novembro de 2018).



Fonte: Elaboração própria, calculado a partir dos dados do IEPE (2020) e EMATER-RS (2020).

O comportamento das margens relativas no período analisado também está presente na Figura 1, apresentando estabilidade em torno de uma média de 77%, com valor mínimo de 66% durante o mês de novembro de 2013 e valor máximo de 92% em setembro de 2018.

Zanin e Meyer (2018), em seu trabalho acerca das margens de comercialização da erva-mate no estado entre 1998 e 2016, encontraram valores semelhantes. Segundo os

autores, os custos de transporte, transformação, tributação e distribuição (e lucro dos intermediários) representaram algo entre 70% e 80% do valor final do produto.

Como contribuição adicional, as estatísticas descritivas das séries de preços reais da erva-mate no Rio Grande do Sul são apresentadas na Tabela 4. O ano de 2013, que aparentemente apresentou um choque nos preços em ambos os elos da cadeia de produção, foi utilizado para delinear a divisão das estatísticas em dois períodos, inicialmente entre 2003 e 2012, e posteriormente entre 2013 e 2018, no intuito de avaliar as mudanças esperadas em um cenário pós-choque de preços.

Ao analisar o período como um todo, é possível identificar que os coeficientes de variação, seja do preço pago ao produtor quanto ao preço recebido pelo varejo, são maiores que 30%, representado dados de alta dispersão (heterogêneos). No entanto, ao analisar os dados divididos entre os períodos pré e pós 2013, é possível confirmar que o coeficiente de variação cresceu de forma significativa no período mais recente, indício de que a mudança ocorrida a partir de 2013 aumentou a variabilidade dos preços ao produtor e ao varejo.

Tabela 4. Estatísticas descritivas das séries de preços reais da erva-mate no estado do Rio Grande do Sul entre janeiro de 2003 e novembro de 2018.

Estatísticas Descritivas	(2003-2018)		(2003-2012)		(2013-2018)	
	Varejo	Produtor	Varejo	Produtor	Varejo	Produtor
Média	9,79	2,23	7,59	1,75	13,51	3,03
Mínimo	6,03	0,89	6,03	1,32	9,19	0,89
Máximo	17,27	5,45	9,08	2,27	17,27	5,45
Desvio Padrão	3,25	0,91	0,79	0,21	2,29	1,06
Coefficiente de Variação	33%	41%	10%	12%	17%	35%
Número de Observações	191	191	120	120	71	71

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados coletados do IEPE (2020) e EMATER-RS (2020).

Em relação aos testes econométricos para a inferência da existência de ATP no mercado ervateiro gaúcho, iniciou-se a verificação quanto à presença ou não de raiz unitária nas séries de tempo utilizadas no presente trabalho através do Teste de Dickey-Fuller Aumentado, ou simplesmente “ADF”, advindo da sigla em inglês para Augmented Dickey-Fuller Test. O número de lags referente à cada série foi definido pelo critério de Akaike (AIC), e 3 modelos foram incorporados na análise, com o Modelo 1 não considerando constante e tendência, o Modelo 2 considerando apenas a constante, e o Modelo 3 considerando constante e tendência, conforme o exposto na Tabela 5.

Tabela 5. Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis de preços da erva-mate, de janeiro de 2003 a novembro de 2018.

Variável	Dados em nível					Dados em primeira diferença				
	Lags	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Ordem	Lags	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Ordem
PV	2	0,277	-1,405	-1,697	I(1)	1	-5,252	-5,299	-5,306	I(0)
PP	3	-0,656	-1,438	-0,981	I(1)	2	-8,975	-8,952	-9,023	I(0)

Fonte: Elaboração própria.

PV: Preços reais ao varejo; PP: Preços reais ao produtor.

Modelo 1: Na versão sem constante e sem tendência (valores críticos: 5% = -1,95, 1%=-2,597).

Modelo 2: Na versão com constante e sem tendência (valores críticos: 5% = -2,88, 1%=-3,502).

Modelo 3: Na versão com constante e com tendência (valores críticos: 5% = -3,44, 1%=-4,032).

Os resultados do teste indicam que há a presença de raiz unitária nas séries em nível em todos os modelos utilizados. A fim de corrigir esse problema, utilizou-se as séries em primeira diferença, onde todos os modelos indicam a presença de estacionariedade a 1% de significância.

Após a realização do teste ADF, utilizou-se o teste de Lee e Strazicich (2003) para verificar a presença de quebras estruturais⁶. O teste consiste em 2 modelos (A e C), onde no modelo A se consideram até duas datas de quebra no intercepto, enquanto no modelo C são consideradas as quebras no intercepto e na tendência. Os resultados apontam que todas as tendências verificadas são significativas, ou seja, indicando que o modelo C é o mais apropriado para realizar a análise. Nota-se que a variável de intercepto para a primeira data de quebra em PV se mostra não significativa, ao passo que a variável de intercepto para a segunda data de quebra também se mostra não significativa em PP. Com isso, poderemos desconsiderá-las ao utilizar os modelos a seguir para a inferência de ATP. Ademais, os resultados da Tabela 6 indicam que as séries de preços reais ao varejo (PV) e ao produtor (PP) apresentam duas quebras estruturais, assim sendo, não se rejeita que as séries são tendência estacionárias com presença de quebras estruturais. Portanto, deve-se considerar que as séries, extraídas as quebras estruturais, podem ser indicadas como sendo estacionárias.

Tabela 6. Teste de Lee-Strazicich para Raiz Unitária com duas quebras estruturais - Teste de Mínimo Multiplicador de Lagrange, - Preços da erva-mate no RS de janeiro 2003 a novembro 2018. (Modelo C).

Séries	Tipo	TB ₁ TB ₂	S _{t-1}	Constante	B _{1t}	DT _{1t}	B _{2t}	DT _{2t}	k
PP	$\lambda_1:0.60$	2013/03	-0,697	-0,119	-0,508	0,725	-0,247	-0,566	12
	$\lambda_2:0.80$	2015/04	-6,973	-3,844	-1,792	6,245	-0,824	-5,805	
PV	$\lambda_1:0.60$	2013/01	-0,105	0,023	-0,095	0,388	0,386	-0,493	11
	$\lambda_2:0.80$	2016/04	-6,158	1,389	-0,522	6,302	2,121	-6,944	

Fonte: Elaboração própria.

Em que k é o número ótimo de lags; TB é a quebra estrutural estimada, St-1, é o teste estatístico de Raiz Unitária de LS, na segunda linha há o valor da estatística t calculada. Os valores críticos extraídos de Lee e Strazicich (2003, p.1084). A tabela de distribuição normal, usada para os valores críticos e para os níveis de 1%, 5% e 10% de significância são respectivamente, 2,60; 1,97 e 1,65. Para o Modelo C o Software indica os valores críticos de: -6.6094, -5.8464, -5.4663 para os níveis de 1%, 5% e 10% de significância respectivamente.

Tendo conhecimento dos resultados obtidos através do teste de Lee e Strazicich, faz-se o processo de retirar as quebras das séries de preços reais ao produtor e varejo, conforme Dawson, Millsaps e Strazicich (2007)⁷. A partir dessas séries transformadas, isto é, que são estacionárias, se aplica a análise de ATP conforme o modelo de Houck

⁶ O teste de Zivot-Andrews (1992) foi previamente utilizado para a análise das quebras estruturais, onde, como resultado, o modelo C (quebra no intercepto e na inclinação) se mostrou o mais adequado, rejeitando-se a hipótese nula de passeio aleatório a 1% de significância para a série de preços ao produtor e a 5% para a série de preços ao varejo.

⁷ Em seu trabalho, os autores retiram as tendências das séries utilizadas, transformando-as em $PREM^{det}$, RX^{det} e DI^{det} , nas quais são os resíduos estimados \hat{e}_t da regressão $y_t = m_0 + m_1D_t(TB_1) + m_2D_t(TB_2) + m_3t + m_4D_t(TB_1) + m_5D_t(TB_2) + e_t$ para $y = PREM, RX$ e DI respectivamente. O mesmo foi feito no presente trabalho.

indicado na Equação 4, com as séries de acréscimos e decréscimos dos preços, tanto ao produtor como ao varejo⁸.

Os resultados apontam que ambas as variáveis são estatisticamente significativas, seja na relação Varejo-Produtor, como na relação Produtor-Varejo. A constante do modelo, que nos dados em nível representa a tendência, mostrou-se significativa apenas na relação Produtor-Varejo. Os valores do R² apontam baixo poder explicativo, enquanto que o teste de Durbin Watson indica que não há autocorrelação serial em ambas as relações.

Tabela 7. Modelo de Houck para o mercado de erva-mate no Rio Grande do Sul entre janeiro de 2003 e novembro de 2018 – séries com quebras estruturais retiradas.

	Varejo-Produtor	Produtor-Varejo
AC.PP	0,279***	
DC.PP	0,280***	
AC.PV		0,176***
DC.PV		0,175***
Constante	0,0354	-0,0786**
Teste F	4,827	4,824
R ²	0,0491	0,0491
Durbin Watson	1,795	2,142

Fonte: Elaboração própria.

*** significativo a 1%; **significativo a 5%; * significativo a 10%.

Obs: Na tabela em questão, os termos AC e DC representam as variáveis de acréscimos e decréscimos de preços nas séries ao produtor (PP) e ao varejo (PV).

Os valores dos coeficientes para as variáveis de acréscimos e decréscimos nos modelos Varejo-Produtor e Produtor-Varejo apresentados na Tabela 7 são bastante similares, ou seja, não parecem assimétricos. De fato, os testes de Wald, conforme exposto na Tabela 8, confirmam que em ambos os casos (Varejo-Produtor e Produtor-Varejo) a hipótese nula de simetria dos coeficientes não pôde ser rejeitada, ou seja, indicando que as transmissões de preços são simétricas.

Tabela 8. Teste de Wald para inferência de ATP no mercado gaúcho de erva-mate entre janeiro de 2003 e novembro de 2018.

	Varejo-Produtor	Produtor-Varejo
Estatística de Wald	0,00802	0,00173
Valor de Prova	0,9287	0,9668
Teste de Hipótese	Não Rejeita-se H_0	Não Rejeita-se H_0
Transmissão	Simétrica	Simétrica

Fonte: Elaboração própria.

Como experimento, o modelo de Houck e o teste de Wald foram aplicados para o cenário onde não se consideram as quebras estruturais, haja vista ser recomendado a utilização de séries estacionárias para a análise. Nesse caso, sem retirar as quebras, os resultados indicaram que os coeficientes de acréscimo e decréscimo para os preços ao produtor e ao varejo mostraram-se significativos, conforme exposto pela Tabela 9.

⁸ O teste ADF foi aplicado para as séries com as quebras estruturais retiradas, onde verificou-se que as mesmas transformadas se tornam estacionárias.

Tabela 9. Modelo de Houck para o mercado gaúcho de erva-mate entre janeiro de 2003 e novembro de 2018. – Séries com quebras estruturais não retiradas.

	Varejo-Produtor	Produtor-Varejo
AC.PP	0.309***	
DC.PP	0.139**	
AC.PV		0.318***
DC.PV		0.436***
Constante	1.572	0.034
Teste F	8.037	140.9
R ²	0.079	0.602
Durbin Watson ⁹	0.859	2.166
rho	0.995	0.603

Fonte: Elaboração própria.

Em relação ao teste de Wald, os resultados apresentados na Tabela 10 indicam a rejeição da hipótese nula de simetria a 1% de significância para as duas relações analisadas, onde na relação Varejo-Produtor foi identificada a presença de assimetria positiva na transmissão dos preços, ao passo que na relação Produtor-Varejo foi verificada a presença de assimetria negativa.

Tabela 10. Teste de Wald utilizado com as séries sem tendências, para inferência de ATP no mercado gaúcho de erva-mate entre janeiro de 2003 e novembro de 2018.

	Varejo-Produtor	Produtor-Varejo
Estatística de Wald	3.100	39.120
Valor de Prova	0.000	0.000
Teste de Hipótese	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0
Transmissão	Assimétrica	Assimétrica

Fonte: Elaboração própria.

Após a realização dos testes de ATP, é possível identificar que a existência de quebra estrutural pode alterar significativamente o resultado referente à transmissão de preços. De fato, a não exclusão das quebras estruturais encontradas poderia nos levar a considerarmos que as transmissões de preços no mercado gaúcho de erva-mate durante o período abordado são assimétricas. Entretanto, ao retirarmos as quebras, verifica-se que ocorre justamente o oposto, com as relações Varejo-Produtor e Produtor-Varejo no mercado de erva-mate gaúcha sendo simétricas. Assim sendo, a não consideração de quebras estruturais nas séries em questão pode levar a um resultado espúrio de assimetria de transmissão de preços.

Em relação a existência de quebra estrutural esta parece refletir uma quebra da produção primária da erva-mate, fator não totalmente captado pelas estatísticas formais do setor (Zanin e Meyer, 2013). Os referidos autores mencionam que a alta das importações da erva-mate, de 200 toneladas em 2012 para 2,5 mil toneladas em 2013 pode ser um indicativo dessa quebra na produção. Ademais, os autores ainda citam problemas climáticos ocorridos em 2012, como o clima seco seguido de geada, relatados na imprensa como fatores que explicariam a quebra de safra que pode ter gerado a quebra estrutural nos dados aqui analisados.

Por fim, em relação ao comportamento simétrico na transmissão de preços da erva-mate, fatores como a não existência de barreiras à entrada de concorrentes (Antoni,

⁹ Valores encontrados a partir do método de Prais-Winsten para a correção de autocorrelação.

1999) e a predominância de empresas familiares no mercado (Chechi e Schultz, 2016) são algumas das suas possíveis explicações. Ademais, a falta de empresas líderes com forte apelo das marcas, indica o pouco espaço para o exercício de poder de mercado, presente em grande parte das cadeias produtivas analisadas pela literatura onde a ATP foi identificada.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou identificar o comportamento da transmissão de preços da erva-mate no Rio Grande do Sul entre janeiro de 2003 e novembro de 2018, utilizando os preços ao varejo no mercado consumidor de Porto Alegre (principal capital consumidora) e ao produtor no estado, um dos maiores produtores de erva-mate em termos nacionais.

A análise de estacionariedade indicou a existência de quebras estruturais a partir de 2013, algo também indicado pela inspeção gráfica das séries e das margens de comercialização. A consideração dessas quebras fez com que o modelo de Houck, aplicado para as relações Varejo-Produtor e Produtor-Varejo, não rejeitasse o comportamento simétrico da transmissão de preços nesse mercado. A comparação deste resultado com o modelo de Houck sem retirar as quebras estruturais (que indicaram assimetria de transmissão de preços) evidencia a importância de testes de quebras estruturais, evitando a inferência de resultados espúrios. A presença de simetria na transmissão dos preços entre os elos da cadeia produtiva demonstra que o mercado gaúcho de erva-mate foge ao padrão indicado por Peltzman (2000), que concluiu seu trabalho sobre a temática abordada mencionando que a incidência de ATP nos mercados não é a exceção, e sim a regra.

Diversos fatores podem ser elencados para que a ATP não esteja presente entre os elos da cadeia de produção da erva-mate no Rio Grande do Sul, tais como: i) a predominância de empresas de pequeno porte tanto no beneficiamento quanto na produção primária (feita sobretudo pela agricultura familiar); ii) a falta de barreiras à entrada de concorrentes; iii) a forte competição pelo mercado consumidor com inúmeras marcas com baixo grau de diferenciação entre elas, fazendo com que o padrão concorrencial seja via preços; iv) o fato de a erva-mate ser um produto estocável, não demandando altos custos de armazenamento e conservação, como é o caso de produtos perecíveis.

Por fim, o presente trabalho buscou contribuir com a literatura setorial investigando o comportamento dos preços no mercado de erva-mate no Rio Grande do Sul. Os resultados indicaram um comportamento simétrico na transmissão dos preços entre os elos produtor e varejo. Apesar desse resultado condizente com um mercado competitivo, a existência de quebras estruturais reforça a importância de novas pesquisas, sobretudo, no que tange ao aumento da volatilidade dos preços a partir de 2013. Em suma, espera-se que com pesquisas dessa natureza possam-se desenhar estratégias para desenvolver ainda mais o mercado ervateiro brasileiro, dada sua relevância econômica e regional.

7 REFERÊNCIAS

AGUIAR, D. R. D.; SANTANA, J. A. Asymmetry in farm to retail price transmission: Evidence from Brazil. *Agribusiness*, v. 18, n. 1, p. 37–48, 2002.

- ANTONI, V. L. A Estrutura Competitiva Da Indústria Ervateira Do Rio Grande Do Sul. **Teor. Evid. Econ.**, v. 7, n. 12, p. 49–68, 1999.
- ASSOCIAÇÃO RIO-GRANDENSE DE EMPREENDIMENTOS DE ASSISTÊNCIA TÉCNICA E EXTENSÃO RURAL (EMATER-RS). **EXPOINTER - Você sabe de onde vem a erva-mate do seu chimarrão?** Disponível em: <http://www.emater.tche.br/site/multimedia/noticias/detalhe-noticia.php?id=28798#.Yem1x_7MLIW>. Acesso em: 20 ago. 2020.
- BARROS, G. S. DE C. Economia da Comercialização Agrícola. 2007.
- CARMAN, H. F.; SEXTON, R. J. Supermarket fluid milk pricing practices in the western United States. **Agribusiness**, v. 21, n. 4, p. 509–530, 2005.
- CHECHI, L. A. . et al. Ativos territoriais e desenvolvimento: estudo da articulação pela indicação geográfica da erva-mate no polo ervateiro Alto Taquari-RS. **Revista Estratégia e Desenvolvimento**, v. 1, n. 1, p. 16–34, 2017.
- CHECHI, L.; SCHULTZ, G. A PRODUÇÃO DE ERVA-MATE: UM ESTUDO DA DINÂMICA PRODUTIVA NOS ESTADOS DO SUL DO BRASIL. **ENCICLOPÉDIA BIOSFERA**, v. 13, n. 23 SE-, 20 jun. 2016.
- COSTA, V. J. F.; ROGÉRIO, S. M.; GLAUCO, R. C. Assimetria De Preços Na Cadeia Produtiva Do Leite UHT No Brasil. 2018.
- CUNHA, C. A.; WANDER, A. E. Asymmetry in farm-to-retail dry bean price transmission in São Paulo, Brazil. **Journal on Chain and Network Science**, v. 14, n. 1, p. 31–41, 2014.
- DA-RÉ, M. et al. Diagnóstico das cadeias produtivas do pinhão e da erva-mate com análise da cadeia de valor e de impactos, normatização, políticas & efetividade e benchmark. **Análise integrada das cadeias produtivas de espécies nativas da floresta ombrófila mista e seu impacto sobre este ecossistema**, v. I, p. 1–191, 2012.
- DAWSON, J. W.; MILLSAPS, S. W.; STRAZICICH, M. C. Trend breaks and non-stationarity in the Yugoslav black market for dollars, 1974-1987. **Applied Economics**, v. 39, n. 1, p. 43–51, 2007.
- DE OLIVEIRA, S. V.; WAQUIL, P. D. Dinâmica de produção e comercialização da erva-mate no Rio Grande do Sul, Brasil. **Ciencia Rural**, v. 45, n. 4, p. 750–756, 2015.
- DE VASCONCELLOS, F. Os impactos da criação do Mercosul no mercado de Erva-mate no Rio Grande do Sul. 2012.
- DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA (DEE). **Indicadores**. Disponível em: <<http://feedados.fee.tche.br/feedados/>>. Acesso em: 22 out. 2020.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (EMBRAPA). **Transferência de Tecnologia Florestal**. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/florestas/transferencia-de-tecnologia/erva-mate>>. Acesso em: 22 ago. 2020.
- FILIP, R. et al. Antioxidant activity of *Ilex paraguariensis* and related species. **Nutrition Research**, v. 20, n. 10, p. 1437–1446, 2000.
- HOUCK, J. P. An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 59, n. 3, p. 570–572, 1977.
- INSTITUTO BRASILEIRO DA ERVA-MATE (IBRAMATE). **Diagnóstico da Cadeia Produtiva da Erva-Mate no estado do Rio Grande do Sul**. Ilópolis: [s.n.]. Disponível em: <<http://www.agricultura.rs.gov.br/upload/arquivos/201702/01083718-20160912112333informativo-do-fundomate-18-2016-esse.pdf>>.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **PAM - Produção Agrícola Municipal**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9117-producao-agricola-municipal-culturas-temporarias-e-permanentes.html?=&t=o-que-e>>.

Acesso em: 22 ago. 2020a.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA): Produção agrícola municipal (PAM) 2019**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas>>. Acesso em: 22 ago. 2020b.

INSTITUTO DE ESTUDOS E PESQUISAS ECONÔMICAS (IEPE) - UFRGS.

Boletim Econômico. Disponível em: <<http://www.ufrgs.br/iepe/iepebanco/>>. Acesso em: 21 set. 2020.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA E APLICADA (IPEA). **Banco de Dados**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 22 out. 2020.

JUNQUEIRA, P.C.; W.L. CANTO, 1971. Cesta de mercado: margens totais de comercialização. **Agricultura em São Paulo**, n. 9/10, p. 1–46, 1971.

KINNUCAN, H. W.; FORKER, O. D. Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 69, n. 2, p. 285–292, 1987.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. **The Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 4, p. 1082–1089, 1 nov. 2003.

MARQUES, J. J. et al. **Erva-mate: guia para aplicação de boas práticas agrícolas**.

MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: A survey. **Journal of Agricultural Economics**, v. 55, n. 3, p. 581–611, 2004.

MOGHADASSI, A. R. et al. A new approach for estimation of PVT properties of pure gases based on artificial neural network model. **Brazilian Journal of Chemical Engineering**, v. 26, n. 1, p. 199–206, 2009.

OLIVEIRA, Y. M. M. DE; ROTTA, E. Area de distribuição natural de Erva-Mate (*Ilex paraguariensis* St. Hil.). **Embrapa Florestas**, n. 1969, p. 17–36, 1985.

PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. **Journal of Political Economy**, v. 108, n. 3, p. 466–502, 2000.

SINDICATO DA INDÚSTRIA DO MATE NO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL (SINDIMATE). **A “Santa e Milagrosa” Erva Mate**. Disponível em:

<<http://www.sindimaters.com.br/pagina.php?cont=sindimate.php&sel=2>>. Acesso em: 10 ago. 2020.

TWEETEN, L.; QUANCE, L. Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches—A Further Reply. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 54, n. 3, p. 530–531, 1972.

VON CRAMON-TAUBADEL, S. Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. **European Review of Agricultural Economics**, v. 25, n. 1, p. 1–18, 1998.

WARD, R. W. Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 64, n. 2, p. 205–212, 1982.

WOLFFRAM, R. Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches - some critical notes. **American Journal of Agricultural Economics**, n. 1, p. 356–359, 1971.

ZANIN, V.; MEYER, L. G. Evolução da margem de comercialização da erva mate no Rio Grande do Sul. **Revista IPecege**, v. 4, n. 1, p. 7–18, 2018.