



MERCADO BRASILEIRO DE ERVA-MATE: UMA ANÁLISE DE ASSIMETRIA DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO RIO GRANDE DO SUL ENTRE 2003 E 2018

BRAZILIAN YERBA MATE MARKET: AN ANALYSIS OF PRICE TRANSMISSION ASYMMETRY IN RIO GRANDE DO SUL BETWEEN 2003 AND 2018

Vancelei Zanin

Professor adjunto da Universidade Federal do Rio Grande - Campus Santo Antônio da Patrulha (FURG-SAP)
vanceleizanin@gmail.com

João Felipe Alves Moreira Portugal

Mestrando em Economia Aplicada – PPGE – Universidade Federal do Rio Grande (FURG)
portugaljoaofelipe@gmail.com

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

Resumo

O mercado de erva-mate cresceu no país em termos de produção, geração de empregos e exportações ao longo das últimas duas décadas, especialmente no Rio Grande do Sul. Apesar de sua relevância, poucos estudos são destinados a estudar esse mercado e suas características, dificultando o conhecimento sobre a formação e transmissão de preços entre os agentes da cadeia produtiva. Diante disso, o presente trabalho buscou identificar se há Assimetria de Transmissão de Preços (ATP) no mercado ervateiro gaúcho, principal polo produtor e consumidor nacional, para investigar se o varejo vem beneficiando de maneira assimétrica de variações de preços, prejudicando os demais participantes. Partindo do modelo utilizado por Houck (1977), e retirando as possíveis quebras estruturais dos dados, não se observou a existência de ATP no mercado para a relação Varejo-Produtor, mostrando um comportamento simétrico dos preços. Porém, 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: Séries Temporais; Produtos Agrícolas; Quebras Estruturais.

Abstract

The yerba mate market has grown in the country in terms of production, job creation and exports over the last two decades, especially in Rio Grande do Sul. Despite its relevance, few studies are aimed at studying this market and its characteristics, making it difficult to know about the formation and transmission of prices between agents in the production chain. Therefore, this paper sought to identify whether there is Asymmetry of Price Transmission (APT) in the herb market in Rio Grande do Sul, the main national producer and consumer pole, with the objective of investigating whether retail has been benefiting asymmetrically of price variations, harming the other participants. Starting from the model used by Houck (1977), and removing possible structural breaks in the data, the existence of APT in the market for the Retail-Producer relationship was not observed, showing a symmetrical behavior of prices. However, by disregarding the existence of structural breaks, the asymmetry could not be rejected. Thus, the results reinforce the importance of considering the structural breaks in the analysis of time series and indicate that the yerba mate market in Rio Grande do Sul has a competitive character in the analyzed period.

Keywords: Time Series; Agricultural Products; Structural Breaks.



1. Introdução

A erva-mate (*Ilex Paraguariensis* St. Hilaire) é um produto tradicional da América do Sul, utilizado pelos povos nativos da região que hoje abrange Paraguai, Uruguai, sul do Brasil e nordeste da Argentina (Bracesco, 2019), e que segue sendo amplamente consumido pelo público em geral dessas localidades. Embora a erva possua características que permitem sua utilização como matéria-prima de cosméticos, energéticos, produtos de limpeza e demais bebidas (EMBRAPA, 2019), no Brasil, grande parte é aproveitada para o consumo de chimarrão, em especial no estado do Rio Grande do Sul (De Oliveira & Waquil, 2015).

No que tange a indústria ervateira nacional, responsável pela geração de 700 mil empregos no país (Chechi et al., 2017), o Rio Grande do Sul é o estado que mais se destaca, sendo o maior produtor entre os anos de 2003 e 2018 (IBGE, 2020), e responsável por 67% do volume de toda a exportação brasileira no mesmo período (MDIC, 2020). Dado a relevância do setor no estado, organizações que visam o desenvolvimento da cadeia de produção da erva foram criadas, como: o Fundo de Desenvolvimento para a Cadeia Produtiva de Erva-Mate no Rio Grande do Sul (FUNDOMATE), o Instituto Brasileiro da Erva-Mate (IBRAMATE), além de outros órgãos.

Apesar dessa importância, estudos que abordam esse mercado ainda são escassos, assim sendo, temáticas como a presença de Assimetria de Transmissão de Preços (ATP) entre os elos produtivos do setor acabam não sendo contempladas na literatura aplicada. Essa temática é importante pois a existência de ATP indica que determinado elo da cadeia de produção está reagindo com maior/menor intensidade e/ou magnitude em relação às alterações de preços em outro elo da mesma cadeia produtiva tendo, portanto, um benefício assimétrico quando da variação dos preços.

Ademais, a identificação de possível utilização de poder de mercado por parte de agentes da cadeia de produção, bem como o impacto sobre o bem-estar dos participantes são exemplos de estudos que podem advir da análise de ATP. Assim sendo, conhecimento sobre a transmissão de preço é 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.

Nesse contexto, o presente trabalho busca mensurar a assimetria de transmissão de preços da erva-mate entre os elos varejo e produtor 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 há evidência de transmissão assimétrica nas variações de preços entre esses elos produtivos.

A principal inovação do presente trabalho foi testar a presença de ATP em um contexto séries temporais com quebras estruturais. Os indícios dessas quebras foram observados pela inspeção visual das séries e confirmados pelos testes de raiz unitária com quebras estruturais. Na sequência, a consideração destas quebras na análise de ATP permitiu rejeitar a presença de assimetria, algo que não ocorreria se as quebras estruturais fossem ignoradas. Este resultado que vai ao encontro do que foi apontado por Von Cramon-Taubadel e Meyer (2000) de que na presença de quebras estruturais os testes de ATP tendem a levar a sobre rejeição da hipótese nula (de simetria), sendo, portanto, importante considerá-las nas análises de transmissão de preços.

Estruturalmente, o artigo é dividido em sete seções, além da introdução. Na segunda seção tem-se uma breve abordagem acerca do tema ATP. Na seção subsequente, são expostos dados acerca do setor ervateiro gaúcho e nacional. Na quarta seção os dados utilizados são



apresentados. Na sequência, tem-se a metodologia utilizada no trabalho e, por fim, os resultados e as considerações finais são explanados na sexta e na sétima seção, respectivamente.

2. Assimetria de Transmissão de Preços

A análise de ATP, em especial em mercados separados verticalmente, é um tema que tem recebido considerável atenção na literatura de economia agrícola, conforme pode-se observar nos trabalhos (nacionais e internacionais) elencados a seguir. Uma das explicações para essa recorrência está nas implicações que a existência de ATP pode gerar, pois esta é, muitas vezes, apontada como uma lacuna na literatura econômica tradicional que não a contempla (Peltzman, 2000), ou ainda, uma evidência da falta de eficiência de mercado – resultado de custos de ajustes e/ou de exercício de poder de mercado – com implicações no bem-estar dos participantes desse mercado (Von Cramon-Taubadel e Meyer, 2000; Meyer e Von Cramon-Taubadel, 2004).

Intuitivamente, a transmissão assimétrica de preços pode ser verificada em cenários onde produtores não se beneficiam dos aumentos de preços dos varejistas, ou ainda, se os consumidores não estão se beneficiando de uma redução dos preços praticados pelos produtores (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004). A transmissão simétrica, no entanto, ocorre quando os ajustes de preços do elo de determinada cadeia de produção correspondem aos ajustes de preços do elo anterior.

Ademais, Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) destacam que a ATP pode ser caracterizada pela sua velocidade e magnitude, sendo positiva ou negativa, além de divergir entre contexto o espacial e o vertical. A ATP vertical ocorre entre os elos de uma cadeia de produção (varejo-atacado-produtor), ao passo que a ATP espacial acontece no mesmo elo de uma cadeia de produção, mas, em mercados geograficamente separados. Já a ATP positiva ocorre quando os preços finais (varejo) respondem mais rapidamente (ou de maneira mais completa) a uma elevação de preços dos insumos (produtor) do que a uma queda, enquanto a ATP negativa se trata do processo inverso - preços finais (varejo) respondem mais rapidamente (ou de maneira mais completa) às quedas de preços dos insumos (produtor) do que as suas elevações.

No contexto de identificação da ATP, Frey e Manera (2007) elencam os principais métodos econométricos utilizados, sendo eles: i) Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL); ii) Modelo de Ajustamento Parcial (PAM); iii) Modelo de Correção de Erros (ECM); iv) Modelo de Mudança de Regime (RSM); v) Extensões Multivariadas do RSM. Os referidos autores, subdividem a ATP em 8 tipos, dos quais 4 estão sob o escopo do presente trabalho, sendo: (i) Assimetria de Impacto Contemporâneo (COIA); (ii) Assimetria de Efeito de Defasagem Distribuída (DLEA); (iii) Assimetria de Impacto Cumulativo (CUIA); e (iv) Assimetria no Caminho de Ajuste ao Equilíbrio (EAPA).

A literatura aplicada elenca algumas das principais razões para a existência de ATP, estas foram resumidas por Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) como sendo: i) o uso de poder de mercado, resultante de estruturas de mercado não concorrenciais; ii) custos de ajustes e custos de menu – como nos casos de produtos perecíveis (Ward, 1982); no repasse da inflação (Ball & Mankiw, 1994); e no gerenciamento de estoques (Blinder, 1982; Balke et al. 1998) iii) causas diversas, como a intervenção governamental nos preços agrícolas (Kinnucan e Forker, 1987), dentre outras.

Internacionalmente, a investigação acerca da ATP é bastante ampla, podendo-se citar alguns casos como: o de arroz em Bangladesh (Alam et al., 2016) e no Sri Lanka (Gedara et al., 2016); o milho em Gana (Acquah & Dadzie, 2010); a uva, maçã e pêssego nos Estados Unidos



(Ahn & Lee, 2015); a carne bovina nos Estados Unidos (Fousekis et al., 2016) e o salmão na Europa (Gizaw et al., 2021).

Nacionalmente, a análise de ATP também está presente, em trabalhos aplicados ao setor agrícola, como nos casos do feijão (Cunha & Wander, 2014), do arroz (Zanin et al., 2020), ou ainda de diversos produtos (arroz, feijão, cebola, tomate, café solúvel e leite em pó) como em Aguiar e Santana (2002).

Apesar da análise de ATP fazer parte da literatura econômica nacional, não há evidências de estudos que abordem a temática no mercado de erva-mate brasileiro, confirmando a importância do presente trabalho. Diante disso, o estudo preenche uma importante lacuna na literatura de economia agrícola, podendo ser utilizada como ferramenta para que os agentes participantes desse mercado possam elaborar estratégias que visem o desenvolvimento do setor de erva-mate, seja em termos regionais ou nacionais.

3. Mercado ervateiro gaúcho e nacional

A erva-mate é uma cultura permanente cuja produção no Brasil congrega dois sistemas produtivos distintos: a produção extrativa e a produção cultivada (Zanin & Meyer, 2018). A primeira, mais artesanal, é realizada em ervais nativos, em que o produtor é o responsável pela extração das folhas e galhos de erva-mate em matas naturais. A segunda, ocorre em ervais plantados que podem levar de 4 a 7 anos para entrar em produção plena (Mosele, 2002), tratando-se, portanto, de uma atividade mais de longo prazo.

Em termos de distribuição regional da produção, o Rio Grande do Sul possui destaque sobretudo na produção cultivada (Tabela 1) e o Paraná na produção extrativa (Tabela 2). Além destes, somente mais dois estados, Santa Catarina e Mato Grosso do Sul, integram os estados brasileiros produtores de erva-mate.

De fato, em relação a produção cultivada, os dados da Produção Agrícola Municipal (IBGE, 2020) expostos na Tabela 1, indicam que na média entre 2003 e 2018 o Rio Grande do Sul respondeu por 42,37% da área colhida e 52,14% da quantidade produzida no país – 29 mil hectares e 259 mil toneladas de erva-mate cultivada.

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: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2020).

Os dados da produção extrativa da erva-mate, para a média do período 2003-2018, estão na Tabela 2. Neste sistema produtivo, o Paraná foi responsável por 75% da produção, com 206 mil toneladas anualmente. Já o Rio Grande do Sul perde protagonismo, respondendo por apenas 10% da produção extrativa anual média (2003-2018). Entretanto, continua sendo importante um importante player para o mercado, tendo em vista que poucos estados participam dessa produção.



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: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2020).

A relevância da erva-mate não se restringe ao volume de produção. Ela se faz notar também no que tange ao emprego, pois, de acordo com 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 486 municípios brasileiros. Ademais, 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 (De Vasconcellos, 2012), o que beneficia, em especial, os pequenos produtores que diversificam suas fontes de renda.

Conforme Zanin e Meyer (2018) dados sobre o consumo de erva-mate no país são escassos. Para contribuir nesse tópico os referidos autores desagregaram as informações sobre o consumo domiciliar brasileiro por unidade da federação a partir da Pesquisa de Orçamento Familiar [POF] do IBGE de 2008. Os resultados indicaram um consumo domiciliar per capita de 0,48kg para a média nacional. Em termos regionais, o Rio Grande do Sul apareceu como principal mercado nacional, com consumo anual per capita de 4,5 kg por habitante, quase dez vezes superior à média nacional. Na sequência, figuram Paraná (1,9 kg), Santa Catarina (1,55 kg), Mato Grosso do Sul (1,45 kg) e Mato Grosso (0,49 kg). Aqui cabe ressaltar que os principais polos consumidores são também os estados onde a erva-mate foi produzida e que, portanto, há amplo espaço para o crescimento do consumo para outras regiões do país a ser explorado pelo setor ervateiro.

No âmbito da comercialização, (Antoni, 1999) 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. O referido autor ainda menciona que a indústria não possui fortes barreiras à entrada, 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 simétrico da transmissão de preços entre os elos produtivos, dado o baixo poder de mercado do setor industrial e a não vinculação do consumidor a marcas.

4. 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 pela EMATER-RS e obtidos junto ao site oficial do Departamento de Economia e Estatística - DEE (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 coletada 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. Enquanto os preços ao varejo se referem ao valor pago por quilo do produto. Para a comparação das séries e realização dos testes de assimetria, os preços foram considerados na mesma unidade (1 kg) e deflacionados, tendo o mês de novembro de 2018 como base, através do Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas e disponibilizado Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (IPEADATA, 2020).

5. Metodologia

No âmbito da Assimetria de Transmissão de Preços (ATP) e baseado nos trabalhos realizados por Tweeten e Quance (1972) e Wolffram (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 (1):

$$\Delta P_{i,t} = \beta_0 + \beta_{1t}^+ \Delta P_{j,t}^+ + \beta_{1t}^- \Delta P_{j,t}^- + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que:

$P_{i,t}$ = preço ao varejo, sendo a variável dependente;

β_0 = coeficiente de tendência¹;

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

P_{jt}^+ e P_{jt}^- = variáveis que representam o acréscimo e o decréscimo nos preços ao produtor, respectivamente;

ε_t = erro aleatório;

Ao incluir os somatórios das variáveis na equação, tem-se como resultado:

$$\sum_{t=1}^T \Delta P_{i,t} = \beta_0 + \beta_{1t}^+ \sum_{t=1}^T \Delta P_{j,t}^+ + \beta_{1t}^- \sum_{t=1}^T \Delta P_{j,t}^- + \varepsilon_t \quad (2)$$

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.

¹ β_0 é equivalente a uma tendência nos dados em nível, tendo em vista que os dados estão em primeira diferença.



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 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:

$$P_{j,t}^+ = \sum_{t-1}^t P_{j,t} - P_{j,t-1} \text{ se } P_{j,t} > P_{j,t-1}, \text{ e zero caso contrário;} \quad (3)$$

$$P_{j,t}^- = \sum_{t-1}^t P_{j,t} - P_{j,t-1} \text{ se } P_{j,t} < P_{j,t-1}, \text{ e zero caso contrário.} \quad (4)$$

Carman e Sexton (2005) enfatizaram que os valores referentes aos coeficientes a serem estimados para os preços (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) apontou para uma limitação no modelo elaborado por Houck (1977) indicando a existência de autocorrelação de primeira ordem, que por sua vez, pode levar a regressões espúrias. Ademais, o modelo de Houck (1977) 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):

$$\Delta P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta P_{j,t} + \beta_2 ECT_{t-1} + \beta_3(L) \Delta P_{i,t-1} + \beta_4(L) \Delta P_{j,t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

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:

$$P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{j,t} + \mu_t \quad (6)$$

Tem-se o termo de correção de erros:

$$ECT_{t-1} = \mu_{t-1} = P_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 P_{j,t-1} \quad (7)$$

Granger e Lee (1989) e Von Cramon-Taubadel e Loy (1996) propuseram a divisão da equação (5) entre os componentes negativos e positivos do termo de correção de erros (ECT_{t-1}^+ e ECT_{t-1}^- respectivamente) resultando na equação (8):



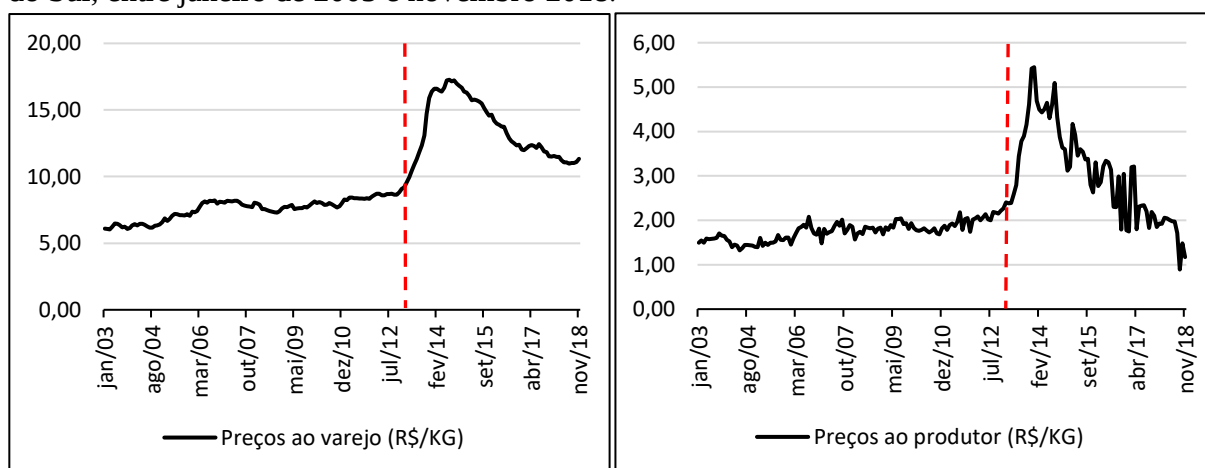
$$\Delta P_{i,t} = \beta_0 + \beta_{1t}^+ \sum_{j=0}^{J+} \Delta P_{j,t}^+ + \beta_{1t}^- \sum_{j=0}^{J-} \Delta P_{j,t}^- + \beta_{2t}^+ ECT_{t-1}^+ + \beta_{2t}^- ECT_{t-1}^- + \beta_3 \sum_{k=1}^K \Delta P_{i,t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Antes da própria realização dos testes de assimetria, o presente trabalho utiliza o teste ADF para verificar a presença de raiz unitária/estacionariedade nas séries. De forma a aumentar a robustez dos resultados, foi aplicado o teste proposto por Lee e Strazicich (2003), utilizado para verificação de possíveis presenças de quebras estruturais em séries temporais. O teste é voltado para os casos em que existem até duas quebras estruturais, com a possibilidade de inferir quebras no nível ou no nível e na tendência. Conforme Von Cramon-Taubadel e Meyer (2000), as presenças de quebras estruturais são frequentes em séries econômicas, por isso, recomendam que testes que permitem verificar a possibilidade de mudanças estruturais sejam realizados anteriormente aos testes de assimetria. No caso do presente trabalho, a inspeção visual das séries indica que potenciais quebras estruturais podem ter ocorrido a partir de 2013, reforçando a importância de tal verificação.

6. Resultados

A evolução dos preços reais da erva-mate ao produtor no Rio Grande do Sul e do preço ao varejo na cidade de Porto Alegre RS de janeiro de 2003 a novembro de 2018 está ilustrada na Figura 1. Nela 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. Zanin e Meyer (2018), afirmam que esse comportamento dos preços da erva-mate no RS parece refletir um choque de oferta no setor primário em 2013, causado por uma quebra de safra decorrente de problemas climáticos - clima seco seguido de geada - que reduziu consideravelmente a produtividade dos ervais gaúchos.

Figura 1. Evolução dos preços mensais da erva-mate ao produtor e ao varejo no Rio Grande do Sul, entre janeiro de 2003 e novembro 2018.



Fonte: IEPE (2020) e EMATER-RS (2020).

Nota: Os gráficos contêm os preços reais ao varejo (à esquerda) e ao produtor (à direita), em que os valores foram deflacionados pelo IGP-DI com o mês de novembro de 2018 como base. As linhas verticais tracejadas em vermelho indicam o mês de janeiro de 2013, potencial quebra estrutural nas séries em estudo.



Dada essa potencial quebra estrutural nos dados a partir de 2013 as estatísticas descritivas das séries de preços reais da erva-mate no Rio Grande do Sul são apresentadas na Tabela 3 em dois subperíodos tendo 2013 como limiar. Assim, o primeiro subperíodo contempla aos dados entre 2003 e 2012, e, o segundo subperíodo os dados entre 2013 e 2018.

Ao analisar o período como um todo com os subperíodos é possível identificar que na amostra completa os coeficientes de variação, seja do preço pago ao produtor quanto ao preço recebido pelo varejo, são maiores que 30%, representando dados de alta dispersão (heterogêneos). Porém a divisão entre os períodos pré e pós 2013 mostra 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 3. 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
Coeficiente de Variação	33%	41%	10%	12%	17%	35%
Número de Observações	191	191	120	120	71	71

Fonte: IEPE (2020) e EMATER-RS (2020).

Para analisar a existência de assimetria, primeiramente verificou-se as séries quanto a presença (ou não) de raiz unitária através do Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O número de lags referente à cada série foi definido pelo critério de Akaike (AIC), e três 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 4.

Tabela 4. 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	-0,658	-1,440	-0,988	I(1)	2	-8,968	-8,945	-9,015	I(0)

Fonte: Elaboração própria (2023).

PV: Preços reais ao varejo; PP: Preços reais ao produtor (convertidos).

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 indicam 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 das séries, onde todos os modelos indicaram estacionariedade a 1% de significância.



Após a realização do teste ADF, o teste de Lee e Strazicich (2003) foi aplicado². O teste consiste em 2 modelos (A e C). 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 análise³. Os resultados da Tabela 5 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 5. Teste de Raiz Unitária com duas quebras estruturais de Lee e Strazicich (2003) para os preços reais da erva-mate ao varejo (PV) e ao produtor (PP) no RS de janeiro 2003 a novembro 2018. (Modelo C).

Séries	k	TB ₁ /TB ₂	S _{t-1}	Constante	B _{1t}	DT _{1t}	B _{2t}	DT _{2t}	$\lambda_1=TB_1/T$; $\lambda_2=TB_2/T$
PV (coef.)	11	2013/01;	-0,105	0,023	-0,095	0,388	0,386	-0,493	$\lambda_1:0.60$
Teste t		2016/04	-6,158	1,389	-0,522	6,302	2,121	-6,944	$\lambda_2:0.80$
PP (coef.)	12	2013/04;	-0,608	-0,270	-0,914	1,418	-0,501	-0,777	$\lambda_1:0.60$
Teste t		2015/10	-7,023	-4,626	-1,877	6,371	-1,071	-5,208	$\lambda_2:0.80$

Fonte: Elaboração própria (2023).

Em que k é o número ótimo de lags; TB é a quebra estrutural estimada, S_{t-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 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)⁴. A partir dessas séries transformadas, isto é, que são estacionárias, se aplica a análise de ATP conforme o modelo de Houck indicado na Equação 4⁵.

Os resultados apontam que as variáveis de acréscimo e decréscimo de preços são estatisticamente significativas para a relação Varejo-Produtor. A constante do modelo, que nos dados em nível representa a tendência, não se mostrou significativa. Os valores do R² apontam baixo poder explicativo, enquanto que o teste de Breusch-Godfrey indica que não há autocorrelação.

Os valores dos coeficientes para as variáveis de acréscimos e decréscimos apresentados na Tabela 6 são bastante similares, ou seja, parecem simétricos. De fato, o teste de Wald,

² O teste de Zivot-Andrews (1992) para a análise das quebras estruturais, no modelo C (quebra no intercepto e na inclinação) se mostrou o mais adequado, rejeitando-se a H₀ de passeio aleatório a 1% de significância para a série de preços ao produtor e a 5% para a série de preços ao varejo.

³ 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.

⁴ Em seu trabalho, os autores retiram as tendências das séries utilizadas, transformando-as em $PREM^{det}$, RX^{det} e DI^{det} , usando 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. Esse procedimento foi feito também no presente trabalho.

⁵ O teste ADF aplicado nas séries com as quebras estruturais retiradas, indicou que as séries transformadas se tornam estacionárias.



confirma que a hipótese nula de simetria dos coeficientes não pôde ser rejeitada, ou seja, indicando que a transmissão de preços é simétrica.

Tabela 6. 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
PP^+	0,787***
PP^-	0,787***
Constante	0,0273
Teste F	4,103
R^2	0,0420
Breusch-Godfrey	0,659
Teste de Wald	0,00289

Fonte: Elaboração própria (2023).

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

Nota: Os termos PP^+ e PP^- se referem aos acréscimos e decréscimos ao produtor respectivamente.

O teste de Breusch-Godfrey foi utilizado para verificar a presença de autocorrelação, onde: H_0 = autocorrelação.

Como experimento, o teste de assimetria foi aplicado para o caso em que não se consideram as quebras estruturais para séries cointegradas, assim a ATP foi testada para um modelo de correção de erros, conforme abordagem de Von Cramon Taubadel (1998). Nesse caso, 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 7. Os testes de ATP no curto prazo - para os casos os coeficientes do preço ao produtor contemporâneos (COIA), nas defasagens (DLEA para 1 e 2 lags) e no somatório dos diferentes lags (CUIA) - não se mostraram estatisticamente significativos, indicando que não se pode rejeitar um comportamento simétrico dos preços da erva-mate no mercado gaúcho.

No caso do termo de correção de erro (ECT) segmentado em aumentos e quedas, porém, o teste de ATP (EAPA) se mostrou estatisticamente significativo, indicando que a velocidade de ajustamento dos preços em relação à equação de longo prazo ocorre de maneira assimétrica. Tem-se que o coeficiente ECT_{t-1}^- induz a uma mudança significativamente maior nos preços ao varejo do que ECT_{t-1}^+ . Para o termo de correção de erro segmentado negativo o coeficiente foi -0,0995, indicando que um desvio da trajetória de longo prazo entre os preços ao varejo e ao produtor para eventos que estreitam a margem é mais rapidamente corrigido⁶. Já para o caso de eventos que alarguem a margem (ECT_{t-1}^+) o coeficiente não foi estatisticamente significativo (-0,00478) e mesmo se o fosse, apresenta uma magnitude 20 vezes menor. Assim sendo, os resultados sugerem que a velocidade de ajuste para a relação de longo prazo entre os preços ao varejo e ao produtor de erva-mate no Rio Grande do Sul é maior para eventos que comprimam a margem do varejo do que para eventos que a alarguem.

⁶O termo ECT_{t-1}^- indica que o preço ao varejo está muito baixo em relação ao preço ao produtor, ou seja, que a margem está abaixo do seu valor de equilíbrio de longo prazo, o que sugere que os preços ao varejo reagem mais rapidamente quando a margem é comprimida do que quando é esticada (Von Cramon Taubadel, 1998). Ademais, o termo ECT_{t-1}^+ teve o sinal esperado, mas foi não significativo, o que parece ser um resultado amostral e não evidência de ausência de cointegração, dado que o teste de cointegração mostrou relação de longo prazo entre os preços varejo e produtor.



Tabela 7. Modelo de ATP para o mercado gaúcho de erva-mate entre janeiro de 2003 e novembro de 2018. – Séries com quebras estruturais não retiradas.

	Varejo-Produtor (ECT)
$D.PP^+$	0,778***
$LD.PP^+$	-0,0266
$LD2.PP^+$	0,422*
DPP^-	0,488**
$LD.PP^-$	0,222
$LD2.PP^-$	0,169
$LD.PV$	0,401***
ECT_{t-1}^+	-0,00478
ECT_{t-1}^-	-0,0995***
Constante	-0,0486**
AIC	-122,7
BIC	-90,31
Teste F	21,71
R^2	0,523
Breusch-Godfrey	0,524
COIA	0,731
DLEA (1 lag)	0,593
DLEA (2 lags)	0,557
CUIA	0,441
EAPA	8,563

Fonte: Elaboração própria (2023).

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

Nota: Os termos PP^+ e PP^- se referem aos acréscimos e decréscimos ao produtor respectivamente. D se refere a variáveis em primeira diferença; L e L2 expressam as variáveis que possuem 1 lag e 2 lags respectivamente. Os termos AIC e BIC referem-se aos critérios de informações de Akaike e de Schwartz respectivamente, utilizados para as seleções de lags mais apropriadas.

O teste de Breusch-Godfrey foi utilizado para verificar a presença de autocorrelação, H_0 = não há autocorrelação.

Os testes referentes aos parâmetros são alusivos às seguintes equações: (COIA) $Wald_D: \beta_1^+ \Delta P_{jt}^+ = \beta_1^- \Delta P_{jt}^-$;

(DLEA 1 lag) $Wald_LD: \beta_1^+ \Delta P_{jt}^+(-1) = \beta_1^- \Delta P_{jt}^-(-1)$; (DLEA 2 lags) $Wald_L2D: \beta_1^+ \Delta P_{jt}^+(-2) =$

$\beta_1^- \Delta P_{jt}^-(-2)$; (CUIA) $Wald_ALL: \sum_i^{j+} \beta_1^+ \Delta P_{jt-i}^+ = \sum_i^{j-} \beta_1^- \Delta P_{jt-i}^-$; (EAPA); $Wald_ECT: \beta_2^+ ECT_{t-1}^+ = \beta_2^- ECT_{t-1}^-$

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 indicar que as transmissões de preços no mercado gaúcho de erva-mate durante o período abordado são assimétricas. Entretanto, ao retirar as quebras, verifica-se que ocorre justamente o oposto, com a relação Varejo-Produtor no mercado de erva-mate gaúcha sendo simétrica. Assim sendo, a consideração de quebras estruturais nas séries é fundamental análise de assimetria de transmissão de preços.

Em relação a existência de quebra estrutural, conforme já relatado, esta parece refletir uma quebra da produção primária da erva-mate, fator não totalmente captado pelas estatísticas formais do setor (Zanin e Meyer, 2018). 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, determinados 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) (Antoni, 1999); ii) a não existência de barreiras à entrada de concorrentes (Antoni, 1999); iii) a forte competição no varejo, com inúmeras marcas com baixo grau de diferenciação entre elas, fazendo com que o padrão concorrencial seja via preços.

Em suma, esses fatores indicam um padrão bastante competitivo no setor, sem ou com pouco espaço para exercício de poder de mercado entre os agentes da cadeia produtiva estudados, levando a um comportamento simétrico na transmissão de preços da erva-mate, o que foge ao padrão indicado por Peltzman (2000), que concluiu que a incidência de ATP nos mercados não é a exceção, mas sim a regra.

7. 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. A consideração dessas quebras fez com que o modelo de Houck não rejeitasse o comportamento simétrico da transmissão de preços nesse mercado. A comparação deste resultado com o modelo sem retirar as quebras estruturais (que indicaram assimetria de transmissão de preços) evidencia a importância de testes de quebras estruturais na análise de transmissão de preços.

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.

8. Referências

Aguiar, D. R. D., & Santana, J. A. (2002). Asymmetry in farm to retail price transmission: Evidence from Brazil. *Agribusiness*, 18(1), 37–48. <https://doi.org/10.1002/agr.10001>

Ahn, B., & Lee, H. (2015). Vertical Price Transmission of Perishable Products: The Case of Fresh Fruits in the Western United States. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 40(3), 405–424. <http://www.jstor.org/stable/44131364>

Alam M.J., McKenzie A.M., Begum I.A., Buysse J., Wailes E.J., H. G. (2016). Asymmetry price transmission in the deregulated rice markets in Bangladesh: asymmetric error correction model. *Agribusiness*, 32(4), 498–511. <https://doi.org/10.1002/agr.21461>



Antoni, V. L. (1999). A Estrutura Competitiva Da Indústria Ervateira Do Rio Grande Do Sul. *Teor. Evid. Econ.*, 7(12), 49–68.

Associação Rio-Grandense de Empreendimentos de Assistência Técnica e Extensão Rural (EMATER-RS). (2018). EXPOINTER - Você sabe de onde vem a erva-mate do seu chimarrão? http://www.emater.tche.br/site/multimidia/noticias/detalhe-noticia.php?id=28798#.Yem1x_7MLIW

Balke, N.S., Brown, S.P.A. and Yücel, M.K. (1998). Crude Oil and Gasoline Prices: An asymmetric Relationship?, Federal Reserve Bank of Dallas, Economic Review, First Quarter, pp. 2-11.

Ball, L., & Mankiw, N. G. (1994). Asymmetric Price Adjustment and economic Fluctuations. *The Economic Journal*, 104, 247–261.

Blinder, A.S. (1982). Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundation of Macroeconomics, *The American Economic Review* 72(3):334-348

Bracesco, N. (2019). Ilex Paraguariensis as a Healthy Food Supplement for the Future World. *Biomedical Journal of Scientific & Technical Research*, 16(1), 23–26. <https://doi.org/10.26717/bjstr.2019.16.002808>

Carman, H. F., & Sexton, R. J. (2005). Supermarket fluid milk pricing practices in the western United States. *Agribusiness*, 21(4), 509–530. <https://doi.org/10.1002/agr.20062>

Chechi, L. A. ., Schultz, G. ., Ferronato, E. M. d. O. ., & Montagner, J. . (2017). Ativos territoriais e desenvolvimento: estudo da articulação pela indicação geográfica da erva-mate no polo ervateiro Alto Taquari-RS. *Revista Estratégia e Desenvolvimento*, 1(1), 16–34. <https://periodicos.unipampa.edu.br/index.php/RED/article/view/164/147>

Chechi, L., & Schultz, G. (2016). A Produção de Erva-Mate: Um Estudo da Dinâmica Produtiva nos Estados do Sul Do Brasil. *Enciclopédia Biosfera*, 13(23 SE-). <https://conhecer.org.br/ojs/index.php/biosfera/article/view/1167>

Costa, V. J. F.; Rogério, S. M.; Glauco, R. C. (2018). Assimetria De Preços Na Cadeia Produtiva Do Leite UHT No Brasil. <https://www2.ufjf.br/poseconomia/files/2018/04/Texto-para-discussão-Rogério-2.pdf>

Cramon-Taubadel, S., & Meyer, J. (2000). Asymmetric Price Transmission: Fact or Artefact?

Cunha, C. A., & Wander, A. E. (2014). Asymmetry in farm-to-retail dry bean price transmission in São Paulo, Brazil. *Journal on Chain and Network Science*, 14(1), 31–41. <https://doi.org/10.3920/JCNS2014.0233>

Da-Ré, M., Kamke, R., Feldhaus, D. C., Costa, G. R., Schüssler, G., Rosa, F., & Dalmolin, C. (2012). 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, I, 1–191.

de-Graft Acquah, H., & Kwesi Ndzabah Dadzie, S. (2010). An application of the von Cramon-Taubadel and Loy error correction models in analyzing asymmetric adjustment between retail and wholesale maize prices in Ghana. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 2(4), 100–106. <http://www.academicjournals.org/JDAE>

De Oliveira, S. V., & Waquil, P. D. (2015). Dinâmica de produção e comercialização da erva-mate no Rio Grande do Sul, Brasil. *Ciencia Rural*, 45(4), 750–756. <https://doi.org/10.1590/0103-8478cr20140276>

De Vasconcellos, F. (2012). Os impactos da criação do Mercosul no mercado de Erva-mate no Rio Grande do Sul.

Departamento de Economia e Estatística (DEE). (n.d.). Indicadores. Indicadores. Retrieved October 22, 2020, from <http://feedados.fee.tcche.br/feedados/>

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA). (2019). Transferência de Tecnologia Florestal. Transferência de Tecnologia Florestal: Erva-Mate. <https://www.embrapa.br/florestas/transferencia-de-tecnologia/erva-mate>

Fousekis, P., Katrakilidis, C., & Trachanas, E. (2016). Vertical price transmission in the US beef sector: Evidence from the nonlinear ARDL model. *Economic Modelling*, 52, 499–506. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.09.030>

Frey, G., Manera, M., Eni, F., & Mattei, E. (2007). Econometric Models of Asymmetric Price Transmission Econometric Models of Asymmetric Price Transmission Econometric models of asymmetric price transmission. 21(2). <http://www.feem.it/Feem/Pub/Publications/WPapers/default.htm%0Ahttp://ssrn.com/abstract=843504>

Gizaw, D., Myrland, Ø., & Xie, J. (2021). Asymmetric price transmission in a changing food supply chain. *Aquaculture Economics and Management*, 25(1), 89–105. <https://doi.org/10.1080/13657305.2020.1810172>

Granger, C. W. J., & Lee, T. H. (1989). Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships Using Multicointegration and Non-Symmetric Error Correction Models. *Journal of Applied Econometrics*, 4, S145–S159. <http://www.jstor.org/stable/2096597>

Houck, J. P. (1977). An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 59(3), 570–572. <https://doi.org/10.2307/1239663>

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). (n.d.). PAM - Produção Agrícola Municipal. Retrieved August 22, 2020, from <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9117-producao-agricola-municipal-culturas-temporarias-e-permanentes.html?=&t=o-que-e>

Instituto de Estudos e Pesquisas Econômicas (IEPE) - UFRGS. (2020). Boletim Econômico. <http://www.ufrgs.br/iepe/iepebanco/>



Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (IPEA). (2020). Banco de Dados. <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>

Junqueira, P.C.; W.L. Canto, 1971. (1971). Cesta de mercado: margens totais de comercialização. Agricultura Em São Paulo, 9/10, 1–46.

Kinnucan, H. W., & Forker, O. D. (1987). Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products. American Journal of Agricultural Economics, 69(2), 285–292. <https://doi.org/10.2307/1242278>

Korale Gedara, P. M., Ratnasiri, S., & Bandara, J. S. (2016). Does asymmetry in price transmission exist in the rice market in Sri Lanka? Applied Economics, 48(27), 2491–2505. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1125427>

Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. The Review of Economics and Statistics, 85(4), 1082–1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>

Meyer, J., & von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: A survey. Journal of Agricultural Economics, 55(3), 581–611. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>

Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC). (n.d.). Comex Stat. Retrieved August 24, 2020, from <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>

Mosele, S. H. A governança na cadeia agroindustrial da erva-mate na região do alto uruguaio rio-grandense, sob a ótica da cadeia de suprimentos. 2002. Programa de pós-graduação em agronegócios da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Dissertação de Mestrado, 2002. Disponível em: <https://lume.ufrgs.br/handle/10183/5293>

Peltzman, S. (2000). Prices rise faster than they fall. Journal of Political Economy, 108(3), 466–502. <https://doi.org/10.1086/262126>

Tweeten, L., & Quance, L. (1972). Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches—A Further Reply. American Journal of Agricultural Economics, 54(3), 530–531. <https://doi.org/10.2307/1239179>

Von Cramon-Taubadel, S. (1998). Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. European Review of Agricultural Economics, 25(1), 1–18. <https://doi.org/10.1093/erae/25.1.1>

Von Cramon-Taubadel, S., & Loy, J.-P. (1996). Price Asymmetry in the International Wheat Market: Comment. Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue Canadienne d'agroeconomie, 44(3), 311–317. <https://doi.org/10.1111/j.1744-7976.1996.tb00153.x>

Von Cramon-Taubadel, S., & Meyer, J. (2000). Asymmetric Price Transmission: Fact or Artefact?, University Göttingen, Institut for Agricultural Economy, Working Paper.



<https://www.researchgate.net/publication/242728215> Asymmetric Price Transmission Fact
or Artefact

Ward, R. W. (1982). Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64(2), 205–212. <https://doi.org/10.2307/1241124>

Wolffram, R. (1971). Positivist measures of aggregate supply elasticities: some new approaches - some critical notes. *American Journal of Agricultural Economics*, 1, 356–359.

Zanin, V., & Meyer, L. G. (2018). Evolução da margem de comercialização da erva mate no Rio Grande do Sul. *Revista Ipecege*, 4(1), 7–18. <https://doi.org/10.22167/r.ipecege.2018.1.7>

Zanin, V., Tonin, J. M., & Halmenschlager, V. (2020). Asymmetric price transmission in the commercialization of rice in Brazil. *Rivista Di Economia Agraria*, 75(1), 19–35. <https://doi.org/10.13128/rea-11739>