

idp

idp

# MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA

---

**A LEI DO PREÇO ÚNICO:** TESTE DE EVIDÊNCIA PARA O  
MERCADO DE MILHO NO BRASIL

**YHURY SIPAUBA CARVALHO SILVA**

Brasília-DF, 2023

**YHURY SIPAUBA CARVALHO SILVA**

**A LEI DO PREÇO ÚNICO: TESTE DE EVIDÊNCIA PARA O  
MERCADO DE MILHO NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

**Orientador**

Professor Doutor Mathias Schneid Tessmann

Brasília-DF 2023

**YHURY SIPAUBA CARVALHO SILVA**

## **A LEI DO PREÇO ÚNICO: TESTE DE EVIDÊNCIA PARA O MERCADO DE MILHO NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Aprovado em 14 / 12 / 2023

### **Banca Examinadora**

---

Prof. Dr. Mathias Schneid Tessmann - Orientador

---

Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha (IDP)

---

Prof. Dr. Ana Carolina Ferreira de Siqueira (FEA-USP).

---

S586 Silva, Yhury Sipauba Carvalho  
A lei do preço único: teste de evidência para o mercado de milho no Brasil /  
Yhury Sipauba Carvalho Silva. – Brasília: IDP, 2024.

55 p.  
Inclui bibliografia.

Dissertação (Mestrado profissional em Economia) – Instituto Brasileiro de  
Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP, Brasília, 2024.  
Orientador: Prof Dr. Mathias Schneid Tessmann.

1. Economia - Brasil 2. Agricultura – aspectos econômicos. 3. Exportação I.  
Título.

CDD: 330

---

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Ministro Moreira Alves  
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa

## RESUMO

O Brasil, líder mundial na produção e exportação de commodities agrícolas, tem a agricultura contribuindo com cerca de 26,6% do PIB em 2020. No entanto, enfrenta desafios como limitações no armazenamento de grãos e dependência do transporte rodoviário. Este estudo examina empiricamente a Lei do Preço Único no mercado interno de milho, utilizando dados semanais de preços de 23 municípios produtores. Aplicando um modelo econométrico VAR e testes de cointegração de Johansen e Engle-Granger, busca-se identificar um equilíbrio de longo prazo entre os preços regionais. Testes complementares de cointegração com quebra estrutural (Perron, Lütkepohl) foram realizados para maior robustez. Modelagem VECM calculou o ajuste de preços em caso de choques em Campinas.

**Palavras chave: Commodities, Mercado Futuro, Milho.**

**Classificação JEL: Q13, Q14**

## ABSTRACT

Brazil, a world leader in the production and export of agricultural commodities, had agriculture contributing about 26.6% of GDP in 2020. However, it faces challenges such as grain storage limitations and reliance on road transport. This study empirically examines the Law of One Price in the internal corn market using weekly price data from 23 producing municipalities. By applying an econometric VAR model and Johansen and Engle-Granger cointegration tests, it seeks to identify long-term price equilibrium among regions. Complementary cointegration tests with structural breaks (Perron, Lütkepohl) were conducted for robustness. VECM modeling calculated price adjustments in case of shocks in Campinas.

**Keywords:** Keywords: Commodities, Futures Market, Corn.

**JEL Classification:** Q13, Q14

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

### **Figura 1**

Regiões do Brasil consideradas

17

### **Gráfico 1**

Série Temporal da Saca de Milho de 60kg em Campinas

19

## LISTA DE TABELAS

### **Tabela 1**

Estatística Descritiva das Variáveis Consideradas.

18

### **Tabela 2**

Teste de Raiz Unitaria das Series Estudadas<sup>1</sup>

23

### **Tabela 3**

Teste de cointegração de Johansen.<sup>1</sup>

25

### **Tabela 4**

Teste de cointegração de Engle Granger.

28

### **Tabela 5**

Modelo VECM - Vetor de Cointegracao.<sup>1</sup>

29

### **Tabela 6**

Modelo VECM - Termo de Correcao de Erro.<sup>1</sup>

31

### **Tabela 7**

Termo ECT. Velocidade de ajuste

34

### **Tabela 8**

Teste de Cointegração com quebra estrutural Perron

36

### **Tabela 9**

Teste Lutekepohl VECM

41

### **Tabela 10**

Termo ECT. Velocidade de ajuste.  $r=1$

48



# SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>11</b>
----------------------------	-----------

<b>2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA .....</b>	<b>14</b>
---------------------------------------	-----------

<b>3. METODOLOGIA .....</b>	<b>17</b>
-----------------------------	-----------

3.1 DADOS.....	17
----------------	----

3.2 MODELO EMPÍRICO.....	20
--------------------------	----

3.3 TESTES DE COINTEGRAÇÃO COM QUEBRA-ESTRUTURAL.....	20
-------------------------------------------------------	----

3.3.1 TESTE DE COINTEGRAÇÃO COM QUEBRA ESTRUTURAL DE PERRON.....	20
------------------------------------------------------------------	----

3.3.2 TESTE DE SAIKKONEN E LÜTKEPOHL.....	21
-------------------------------------------	----

3.3.3.1 MODELOS VEC (VECTOR ERROR CORRECTION) .....	21
-----------------------------------------------------	----

<b>4. RESULTADOS .....</b>	<b>23</b>
----------------------------	-----------

4.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.....	23
----------------------------------	----

4.2 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES .....	25
-------------------------------------	----

4.3 RESULTADO DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO COM QUEBRA ESTRUTURAL DE PERRON.....	35
-----------------------------------------------------------------------------	----

4.5 RESULTADOS DO TESTE DE SAIKKONEN E LÜTEKEPOHL MODELO VECM PARA ENTRE CAMPINAS E AS DE MAIS 22 (VINTE E DUAS) CIDADES PRINCIPAIS PRODUTORAS DE MILHO NO BRASIL.....	40
------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----

<b>5. CONCLUSÃO .....</b>	<b>51</b>
---------------------------	-----------

<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>54</b>
--------------------------	-----------



## 1

## INTRODUÇÃO

A agricultura é uma das principais contribuintes para o Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil. De acordo com o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea) da ESALQ/USP, em parceria com a Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA), em 2020, o PIB do Agronegócio brasileiro representou cerca de 26,6% do PIB total do país, refletindo o alto nível de produção e exportação de commodities agrícolas como soja, milho, café e açúcar. A produção agrícola no Brasil cresce a uma taxa superior à capacidade de armazenagem de grãos, gerando pressão de venda durante a colheita e impacto na logística de escoamento.

O milho desempenha um papel significativo na economia brasileira, sendo o Brasil um dos maiores produtores e exportadores do mundo. O milho é essencial na alimentação animal, na produção de biocombustíveis e como alimento básico. No entanto, enfrenta desafios como a volatilidade dos preços no mercado global, dependência de condições climáticas e necessidade de práticas agrícolas sustentáveis.

Dada a importância da produção rural na economia brasileira, este estudo testa empiricamente a validade da Lei do Preço Único (LPU) no mercado brasileiro de milho. A formação dos preços dos bens é crucial na economia, pois envolve a alocação eficiente dos recursos e questões de segurança alimentar. A LPU estabelece que um bem deve ter o mesmo preço globalmente quando convertido para uma moeda comum. A Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC) amplia a LPU, afirmando que as taxas de câmbio se ajustam para refletir mudanças nos níveis de preços entre países.

Este trabalho busca compreender a formação dos preços de milho no Brasil, verificando a validade da LPU nas diferentes regiões produtoras. Serão consideradas séries de preços semanais para 23 praças produtoras de milho no Brasil, utilizando um modelo econométrico VAR e testes de cointegração de Johansen e Engle-Granger para verificar o equilíbrio de longo prazo entre os preços regionais e o preço futuro negociado em Campinas-SP.

Para maior robustez, serão realizados testes de cointegração com quebra estrutural, como os testes de Chow, Perron e Lütkepohl, com modelagem econométrica VAR e VEC. Os vetores de cointegração serão modelados via VECM, utilizando a estatística ECT para calcular o termo de ajuste em caso de choque de preços em Campinas, determinando o tempo necessário para os preços convergirem para o equilíbrio.

O presente trabalho está organizado da seguinte forma: a seção 2 apresenta o referencial literário das pesquisas realizadas em diferentes países, demonstrando a necessidade da análise empírica na realidade brasileira. A seção 3 descreve os dados utilizados no estudo e o modelo empírico. A seção 4 apresenta os resultados empíricos, discutindo a relação entre a LPU e sua cointegração. Finalmente, a seção 5 conclui com as inferências retiradas das descobertas do estudo.





?

## 2

**FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA**

A Lei do Preço Único (LOP) é uma das leis econômicas mais investigadas empiricamente. Em termos simples, a LOP estabelece que um bem, quando convertido para uma moeda comum, será vendido pelo mesmo preço em diferentes localidades.

Goodwin (1992) utilizou a cointegração de Johansen para avaliar a sustentabilidade da LOP em cinco mercados internacionais de trigo, concluindo que a LOP falha como relação de equilíbrio de longo prazo quando os custos de transporte são ignorados. Samarendu (1998) analisou a cointegração fracionária e a falsa rejeição da LOP no mercado internacional de commodities, encontrando suporte para a LOP em oito de nove pares de preços examinados.

Latif e Nawaz (2022) analisaram a dispersão de preços em sete países, concluindo que muitos fatores causam flutuação de preços, negando a LOP. Dawson e Dey (2002) usaram vetores autorregressivos e cointegração para testar a integração de longo prazo no mercado de arroz de Bangladesh, concluindo que a LOP existe em Dhaka e se espelha em todos os mercados regionais.

Park, Mjelde e Bessler (2007) usaram modelos de correção de erro de vetor para examinar a sazonalidade no mercado de gás natural, concluindo que existem ajustes não lineares na LOP em sete dos pares de mercado analisados. Lan e Sylwester (2010) examinaram a convergência de preços em 36 cidades chinesas, concluindo que as taxas de convergência de preços dentro de um país são mais rápidas do que em contextos internacionais.

Alsayed e McGroarty (2012) demonstraram que a arbitragem entre ações e ADR pode gerar pequenos lucros, restaurando a eficiência dos preços. Olsen, Mjelde e Bessler (2014) verificaram a LOP em 11 mercados de gás natural, seis nos EUA e cinco no Canadá, encontrando que todos os mercados possuíam cointegração, com maior integração entre mercados adjacentes.

Prado (2020) analisou a aplicação da LOP no mercado de trabalho, concluindo que houve uma convergência significativa dos

salários ao longo do tempo, sugerindo que forças de mercado e ações coletivas reduziram disparidades salariais regionais. Fan et al. (2023) exploraram a LOP no contexto de mercados financeiros, examinando a relação entre o fluxo de informações nas redes sociais e a passagem da taxa de câmbio para preços de ações listadas duplamente no Reino Unido e nos EUA, concluindo que grandes fluxos de informação e alto grau de discordância criam fricções adicionais, desafiando a LOP.

Ambos os estudos contribuem significativamente para a compreensão da LOP, demonstrando sua complexidade e as variáveis que podem influenciar sua aplicabilidade em diferentes contextos. No mercado de trabalho, a convergência salarial não pode ser atribuída exclusivamente à LOP, devido à influência de fatores institucionais e coletivos. No mercado financeiro, os fluxos de informações e as características das redes sociais desempenham um papel crucial, desafiando a aplicação perfeita da lei mesmo em condições ideais. Essas descobertas ressaltam a necessidade de uma análise mais matizada da LOP, considerando as especificidades de cada mercado e os diversos fatores que podem afetar a uniformidade dos preços.

Conforme a literatura citada, as evidências empíricas acerca da Lei do Preço Único dividem os trabalhos apresentados, sendo que em alguns trabalhos ela não é verificada, enquanto em outros a cointegração dos preços e a validade da lei do preço único pode ser comprovada. Assim, o presente trabalho busca contribuir para esta literatura ao testar empiricamente a validade da lei do preço único através da utilização de dados semanais de vinte e seis regiões brasileiras.



3





Tabela 1 – Estatística Descritiva das Variáveis Consideradas.

	Desvio Padrão	Media	Mediana	Mínimo	Maximo
Campinas	22.88	43.58	34.5	18	104.78
Balsas	19.08	36.54	30	14.5	85
Barreiras	18.91	37.04	30	14	89.5
Brasilia	20.08	36.75	28.76	14.5	91
Campos Novos	24.59	43.25	31.43	22.82	104.58
Chapadao do Sul	21.56	34.71	25.4	13	99
Chapeco	24.61	43.37	32.29	17.29	106.19
Dourados	21.63	34.92	26	13.5	97.3
Jatai	17.97	33.58	26.17	13	88
Norte Parana	23.34	39.28	29.16	14.92	104.4
Nova Mutum	21.45	26.91	17.62	7	84
Paranagua	21.98	41.61	33.38	16.77	109.63
Passo Fundo	22.66	37.69	27.69	14.41	95.86
Recife	22.09	49.7	42.13	22.29	110.92
Região Rondonia	20.91	32.56	22.02	13.64	91.53
Rio Verde	21.66	36.02	26.72	13.34	95.94
Santa Rosa	24.24	41.9	29.34	22.92	102.4
Sinop	21.09	28.46	19.34	7.37	87.15
Sorocaba	23	40.11	30.4	15.12	102.19
Sorriso	21.09	28.46	19.34	7.37	87.15
Sudoeste Parana	24.09	40.06	29.31	15.25	105.77

Triângulo Mineiro	22.44	39.12	29.91	14.3	100.27
Vilhena	23.31	30.4	19	13.5	90

Fonte: Elaborado pelos Autores.

Tendo em vista que, conforme acima exposto, o presente teste empírico busca verificar a cointegração dos preços do mercado físico do milho das demais regiões produtoras com a região de Campinas-SP, que é a formadora do preço do mercado futuro na bolsa de valores Brasileira.

Segue, abaixo, figura ilustrando a trajetória dos valores do fechamento de toda quarta-feira, desde janeiro de 2010 até fevereiro de 2023. A série de dados é original, nominal e cotadas em reais.

**Gráfico 1** – Série Temporal da Saca de Milho de 60kg em Campinas



Fonte: Broadcast

A série temporal mostra uma tendência de aumento nos preços, especialmente a partir de 2018 até 2022. Isso sugere que, ao longo desta década, houve fatores que contribuíram para o aumento contínuo do preço do milho na região de Campinas.

Há evidências de volatilidade nos preços ao longo dos anos, com picos e vales distintos. Especialmente entre 2016 e 2023, a volatilidade parece ter aumentado. Essas flutuações podem ser resultado de fatores

sazonais, condições climáticas, impactos de políticas agrícolas ou eventos econômicos maiores.

### **3.2 MODELO EMPÍRICO**

Partindo do modelo teórico apresentado por Mundlack e Larson (1993), usaremos nesse trabalho o modelo VECM considerando, também, as quebras estruturais.

### **3.3 TESTES DE COINTEGRAÇÃO COM QUEBRA-ESTRUTURAL.**

Em análise de séries temporais, uma quebra estrutural ocorre quando há uma mudança súbita e duradoura na relação entre variáveis ao longo do tempo, devido a eventos como crises econômicas ou inovações tecnológicas. Essas quebras podem afetar a cointegração entre as séries.

Os testes de cointegração com quebra estrutural são uma extensão dos testes tradicionais, como os de Engle-Granger e Johansen, ajustando-os para considerar possíveis quebras estruturais.

#### **3.3.1 TESTE DE COINTEGRAÇÃO COM QUEBRA ESTRUTURAL DE PERRON.**

O teste de cointegração com quebra estrutural de Perron é uma abordagem sofisticada no campo da econometria de séries temporais. Ele é crucial para entender as relações de longo prazo entre variáveis econômicas, principalmente quando essas relações são susceptíveis a mudanças estruturais ao longo do tempo. Essas mudanças podem ser decorrentes de eventos significativos como crises financeiras, mudanças políticas, ou inovações tecnológicas.

O modelo econométrico para este teste é uma extensão dos modelos tradicionais de cointegração, como o teste de Engle-Granger. No entanto, enquanto os modelos tradicionais assumem uma relação constante ao longo do tempo, o modelo com quebra estrutural incorpora a possibilidade de mudanças nessa relação.

Vamos considerar duas séries temporais,  $Y_t$  e  $X_t$ , que se suspeita estarem cointegradas, mas com potenciais quebras estruturais. O modelo pode ser especificado como:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \sum_{i=1}^m \delta_i D_{it} + \epsilon_t$$

Aqui,  $\alpha$  e  $\beta$  são os coeficientes de longo prazo.  $D_{it}$  são variáveis dummy para cada quebra estrutural potencial,  $\delta_i$  são os coeficientes associados a essas dummies, e  $\epsilon_t$  é o termo de erro.

O passo seguinte é verificar se o resíduo  $\epsilon_t$  é estacionário, mesmo na presença de quebras estruturais. Isso é feito através de um teste de raiz unitária modificado, que leva em conta as possíveis quebras. Se o resíduo for estacionário, podemos concluir que  $Y_t$  e  $X_t$  são cointegradas, indicando uma relação de longo prazo estável, apesar das quebras estruturais.

### 3.3.3 TESTE DE SAIKKONEN E LÜTKEPOHL.

O Teste de Lütkepohl é aplicado em modelos vetoriais de correção de erros (VEC, Vector Error Correction) e modelos VAR (Vector Autoregression), que são essenciais para modelar relações dinâmicas entre múltiplas séries temporais.

#### 3.3.3.1 MODELOS VEC (VECTOR ERROR CORRECTION)

Os modelos VEC são apropriados quando as séries temporais são não estacionárias mas co-integradas, ou seja, elas têm uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Um modelo VEC pode ser expresso como:

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \mu + \epsilon_t$$

Aqui,  $\Delta$  denota a diferença de primeira ordem,  $\alpha$  e  $\beta$  são matrizes que capturam a relação de longo prazo entre as variáveis,  $\Gamma_i$  são matrizes de coeficientes para os termos defasados, e  $\mu$  é um vetor constante.

O Teste de Lütkepohl é usado para determinar a estrutura ótima (por exemplo, o número de defasagens) para modelos VAR e VEC. Ele auxilia na identificação da dinâmica correta entre as variáveis, garantindo que o modelo seja nem superespecificado (com muitas defasagens) nem subespecificado (com poucas defasagens).



4

## 4

## RESULTADOS

## 4.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

De modo a estabelecer qual a ordem de integração das séries, foram utilizados os testes de raiz unitária ADF, DF-GLS, PP e KPSS.

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitaria das Series Estudadas<sup>1</sup>

Série	ADF	KPSS	PP
Campinas	-2,04	6,85	-9,25
Δ Campinas	-10,65	0,06	-498,12
Balsas	-2,76	6,58	-13,51
Δ Balsas	-9,44	0,04	-656,79
Barreiras	-2,53	6,29	-11,09
Δ Barreiras	-9,35	0,05	-527,51
Brasilia	-2,47	6,52	-11,20
Δ Brasilia	-10,35	0,04	-570,96
Campos Novos	-1,89	7,11	-5,54
Δ Campos Novos	-10,04	0,20	-568,02
Chapadao do Sul	-2,17	6,63	-10,73
Δ Chapadao do Sul	-10,26	0,05	-499,09
Chapeco	-1,82	6,98	-6,31
Δ Chapeco	-9,31	0,09	-527,07
Dourados	-2,06	6,52	-9,14
Δ Dourados	-10,51	0,05	-567,94
Jatai	-2,69	6,84	-14,62
Δ Jatai	-10,53	0,03	-610,37
Norte Parana	-2,05	6,77	-8,74



Δ Norte Parana	-10,33	0,06	-413,58
Nova Mutum	-2,14	8,07	-11,80
Δ Nova Mutum	-10,62	0,06	-767,57
Paranagua	-2,03	6,96	-8,07
Δ Paranagua	-11,18	0,07	-620,44
Passo Fundo	-2,00	6,72	-5,06
Δ Passo Fundo	-7,84	0,11	-340,14
Recife	-2,46	7,10	-8,89
Δ Recife	-9,01	0,06	-633,71
Região Rondonia	-2,03	6,81	-7,46
Δ Regiao Rondonia	-9,66	0,13	-594,15
Rio Verde	-2,43	6,62	-9,43
Δ Rio Verde	-9,52	0,05	-432,16
Santa Rosa	-2,11	6,98	-5,64
Δ Santa Rosa	-9,06	0,18	-656,12
Sinop	-2,36	6,46	-9,18
Δ Sinop	-9,44	0,05	-676,08
Sorocaba	-2,03	6,83	-9,56
Δ Sorocaba	-10,36	0,05	-455,00
Sorriso	-2,36	6,46	-9,18
Δ Sorriso	-9,44	0,05	-676,08
Sudoeste Parana	-1,95	6,86	-7,48
Δ Sudoeste Parana	-10,06	0,07	-470,47
Triangulo Mineiro	-2,16	6,87	-8,94
Δ Triangulo Mineiro	-10,05	0,05	-442,89
Vilhena	-1,27	6,80	-3,39
Δ Vilhena	-9,63	0,37	-704,50

Fonte: Elaborado pelos Autores.

Os resultados, apresentados na Tabela 2, mostram que todas as séries consideradas possuem raiz unitária.



## 4.2 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

Usamos os critérios de informação de Akaike - AIC, Schwarz - SC e Hannan-Quinn - HQ para identificar a ordem  $p$  do modelo VAR. Os resultados são apresentados na Tabela 3. Os critérios de informação AIC, SC e HQ indicam a escolha da ordem  $p = 2$ .

Após a seleção das ordens de defasagem para as variáveis, testamos as possíveis relações de cointegração entre todas as cidades produtoras de milho em comparação com Campinas-SP.

Tabela 3 - Teste de cointegração de Johansen. <sup>1</sup>			
	r	l	L
Campinas → Balsas	$r \leq 1$	0.071	1.13***
Campinas → Balsas	$r = 0$	0.0017	49.03***
Campinas → Barreiras	$r \leq 1$	0.0643	1.19***
Campinas → Barreiras	$r = 0$	0.0018	44.35***
Campinas → Brasília	$r \leq 1$	0.0797	1.37***
Campinas → Brasília	$r = 0$	0.0021	55.37***
Campinas → Campos Novos	$r \leq 1$	0.0307	0***
Campinas → Campos Novos	$r = 0$	0	20.3***
Campinas → Chapadao do Sul	$r \leq 1$	0.1524	1.29***
Campinas → Chapadao do Sul	$r = 0$	0.002	108.75***
Campinas → Chapeco	$r \leq 1$	0.0668	0.51***
Campinas → Chapeco	$r = 0$	0.0008	45.44***
Campinas → Dourados	$r \leq 1$	0.1133	1.19***
Campinas → Dourados	$r = 0$	0.0018	79.34***
Campinas → Jatai	$r \leq 1$	0.0463	1.31***
Campinas → Jatai	$r = 0$	0.002	32.11***
Campinas → Norte Parana	$r \leq 1$	0.0776	1.33***
Campinas → Norte Parana	$r = 0$	0.002	53.85***
Campinas → Nova Mutum	$r \leq 1$	0.0195	0.41***

Campinas → Nova Mutum	$r = 0$	0.0006	13.19***
Campinas → Paranaguá	$r \leq 1$	0.0424	0.7***
Campinas → Paranaguá	$r = 0$	0.0011	28.85***
Campinas → Passo Fundo	$r \leq 1$	0.0711	0.47***
Campinas → Passo Fundo	$r = 0$	0.0007	48.38***
Campinas → Recife	$r \leq 1$	0.0864	0.9***
Campinas → Recife	$r = 0$	0.0014	59.65***
Campinas → Região Rondonia	$r \leq 1$	0.0329	0.21***
Campinas → Região Rondonia	$r = 0$	0.0003	21.94***
Campinas → Rio Verde	$r \leq 1$	0.0747	1.33***
Campinas → Rio Verde	$r = 0$	0.002	51.82***
Campinas → Santa Rosa	$r \leq 1$	0.0348	0***
Campinas → Santa Rosa	$r = 0$	0	23.06***
Campinas → Sinop	$r \leq 1$	0.0561	1.08***
Campinas → Sinop	$r = 0$	0.0017	38.62***
Campinas → Sorocaba	$r \leq 1$	0.1126	1.32***
Campinas → Sorocaba	$r = 0$	0.002	78.97***
Campinas → Sorriso	$r \leq 1$	0.0561	1.08***
Campinas → Sorriso	$r = 0$	0.0017	38.62***
Campinas → Sudoeste Parana	$r \leq 1$	0.0772	0.88***
Campinas → Sudoeste Parana	$r = 0$	0.0014	53.13***
Campinas → Triângulo Mineiro	$r \leq 1$	0.0635	1.18***
Campinas → Triângulo Mineiro	$r = 0$	0.0018	43.85***
Campinas → Vilhena	$r \leq 1$	0.0279	0.16***
Campinas → Vilhena	$r = 0$	0.0003	18.59***

Fonte: Elaborado pelos Autores.

Os resultados mostram a existência de um vetor de cointegração para o traço lambda e estatísticas lambda máximas para a escolha  $p = 2$ .

As estatísticas do teste e os valores críticos são apresentados na tabela, onde a hipótese nula ( $H_0$ ) é que existem rrr relações de

cointegração. Para  $|r| \leq 1$ , a estatística do teste é menor que os valores críticos para todos os níveis de significância (10%, 5% e 1%), indicando que não podemos rejeitar a hipótese nula de que há no máximo uma relação de cointegração. Para  $r=0$ , a estatística do teste é maior que os valores críticos para todos os níveis de significância, suportando a rejeição da hipótese nula de que não há relação de cointegração.

Este teste é usado na análise de séries temporais para determinar se duas ou mais séries estão cointegradas. A cointegração sugere que, apesar das flutuações, as séries se movem juntas a longo prazo.

A tabela apresenta os resultados de um teste de correlação cruzada entre duas séries temporais, X e Y, onde X é a série "Campinas" e Y é a série indicada nas outras colunas. O "L" é o valor da estatística de teste para cada par de séries X e Y. Para testar se há correlação entre as séries, compara-se o valor da estatística de teste com os limites de confiança correspondentes. Se o valor da estatística de teste estiver fora dos limites de confiança, pode-se rejeitar a hipótese nula de que não há correlação entre as séries.

Por exemplo, na série "Campinas→Balsas", o primeiro teste (" $r \leq 1$ ") tem uma estatística de teste de 1.13, menor que os valores críticos nos níveis de significância de 10% (6.5), 5% (8.18) e 1% (11.65). Portanto, não podemos rejeitar a hipótese nula, indicando que é plausível que exista no máximo 1 vetor de cointegração. O segundo teste (" $r = 0$ ") tem uma estatística de teste de 49.03, maior que os valores críticos nos níveis de significância de 10% (15.66), 5% (17.95) e 1% (23.52). Portanto, rejeitamos a hipótese nula, sugerindo que existe pelo menos um vetor de cointegração.

Além disso, realizamos o teste de Engle-Granger o qual possui como sistemática, primeiro, verificar a estacionariedade das séries utilizando o teste ADF (Augmented Dickey-Fuller). As séries devem ser não estacionárias para aplicar o teste de Engle-Granger. Após, estimar a relação de longo prazo entre as duas séries usando a regressão linear e verificar a estacionariedade dos resíduos da regressão linear e na situação em que os resíduos forem estacionários, isso indica que as séries são cointegradas e há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 4 - Teste de cointegração de Engle Granger.

	Fstatis	TauStat	Prob.*	Zstatis	Prob.*
Campinas→Balsas	18.0323	-5.8878	0,0000	-0.0957	0,00000
Campinas→Barreiras	18.0622	-5.7458	0,0000	-0.0887	0,00000
Campinas→Brasilia	24.2294	-6.6290	0,0000	-0.1372	0,00000
Campinas→Campos Novos	8.5454	-4.0992	0,0002	-0.0461	0,00005
Campinas→Chapadao do Sul	61.3841	-10.4062	0,0000	-0.3255	0,00000
Campinas→Chapeco	24.1997	-6.3059	0,0000	-0.1282	0,00000
Campinas→Dourados	41.8843	-8.5018	0,0000	-0.2258	0,00000
Campinas→Jatai	15.0564	-5.0943	0,0004	-0.0828	0,00000
Campinas→Norte Parana	34.0188	-7.0875	0,0000	-0.1666	0,00000
Campinas→Nova mutum	14.6769	-3.2792	0,0006	-0.0381	0,00110
Campinas→Paranagua	25.8656	-5.2325	0,0000	-0.0976	0,00000
Campinas→Passo Fundo	22.1105	-6.3897	0,0000	-0.1104	0,00000
Campinas→Recife	20.4182	-5.9745	0,0000	-0.0941	0,00000
Campinas→Regiao Rondonia	10.2267	-4.3905	0,0424	-0.0536	0,00001
Campinas→Rio Verde	23.7704	-6.5803	0,0000	-0.1351	0,00000
Campinas→Santa Rosa	12.3283	-4.5721	0,0056	-0.0533	0,00001
Campinas→Sinop	20.8899	-5.5993	0,0000	-0.1033	0,00000
Campinas→Sorocaba	59.1199	-8.8137	0,0000	-0.2634	0,00000
Campinas→Sorriso	20.8899	-5.5993	0,0000	-0.1033	0,00000
Campinas→Sudoeste Parana	34.6908	-7.1992	0,0000	-0.1712	0,00000
Campinas→Triangulo Mineiro	29.7212	-6.5099	0,0000	-0.1419	0,00000
Campinas→Vilhena	7.3610	-3.6030	0,0007	-0.0359	0,00034

Fonte: Elaborado pelos Autores.

A Tabela 4 apresenta os resultados do teste de cointegração de Engle-Granger para diferentes pares de cidades. A tabela mostra que, para todos os pares de cidades, a estatística de teste é maior que os valores críticos em todos os níveis de significância, indicando uma relação de longo prazo entre as séries.

Incorporamos essa relação no Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) para estimar as relações de curto e longo prazo, utilizando 649 observações de um total de 652, devido a variáveis atrasadas ou valores faltantes.

O vetor de cointegração fornece a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo.

<b>Tabela 5 - Modelo VECM - Vetor de Cointegracao.<sup>1</sup></b>	
<b>Variavel</b>	<b>Equação de Cointegração</b>
Campinas <sub>t-1</sub>	1
Balsas <sub>t-1</sub>	-1.1975981
C	0.60206
Barreiras <sub>t-1</sub>	-1.2133597
C	1.98627
Brasília <sub>t-1</sub>	-1.1380752
C	-1.56360
Campos Novos <sub>t-1</sub>	-0.9102860
C	-4.27467
Chapadão do Sul <sub>t-1</sub>	-1.0626178
C	-6.68311
Chapecó <sub>t-1</sub>	-0.9212258
C	-3.58196
Dourados <sub>t-1</sub>	-1.0595673
C	-6.56335
Jataí <sub>t-1</sub>	-1.2928547
C	0.05760

Norte Paraná $t-1$	-0.9814537
C	-4.99707
Nova Mutum $t-1$	-1.0710042
C	-15.05560
Paranaguá $t-1$	-1.0176627
C	-0.94062
Passo Fundo $t-1$	-0.9947606
C	-5.91939
Recife $t-1$	-1.0286958
C	8.03216
Região Rondônia $t-1$	-1.0818697
C	-8.44000
Rio Verde $t-1$	-1.0588709
C	-5.37231
Santa Rosa $t-1$	-0.9279404
C	-4.77707
Sinop $t-1$	-1.0859759
C	-12.70268
Sorocaba $t-1$	-0.9949686
C	-3.66492
Sorriso $t-1$	-1.0859759
C	-12.70268
Sudoeste Paraná $t-1$	-0.9488119
C	-5.54861
Triângulo Mineiro $t-1$	-1.0169568
C	-3.76674
Vilhena $t-1$	-0.9312097
C	-14.72964

<sup>1</sup>Fonte: Elaborado pelos Autores.

Tomemos como exemplo o caso de Campinas com Vilhena, onde o vetor de cointegração é:  $\text{Var1} - 0.9312097 \cdot \text{Var2} - 14.72964 = 0$ . Isso sugere que, a longo prazo, um aumento de uma unidade em Var2 está associado a uma queda de 0.9312097 unidades em Var1 para manter o equilíbrio. O termo constante -14.72964 indica o nível de desequilíbrio que as variáveis tentam ajustar a longo prazo.

O Termo de Correção de Erro (ECT) mede a velocidade de retorno ao equilíbrio após uma mudança. Para Var1, -0.0251 implica que 2,51% do desequilíbrio é corrigido em cada período.

Na Tabela 9 (VECM), os componentes são interpretados assim:

- a) **ECT: Velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo.**
- b) **Variáveis Atrasadas: Capturam ajustes de curto prazo (Var1 t-1, Var2 t-1, Var1 t-2, Var2 t-2).**
- c) **“t-1” e “t-2”:** Coeficientes das variáveis defasadas, descrevem as relações de curto prazo.

Tabela 6 - Modelo VECM - Termo de Correcao de Erro.<sup>1</sup>

Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas <sub>t-1</sub>	$\Delta$ Balsas <sub>t-1</sub>	$\Delta$ Campinas <sub>t-2</sub>	$\Delta$ Balsas <sub>t-2</sub>
Campinas	-0.0158	0.1758	0.077	0.0229	-0.0161
Balsas	0.083	0.0664	0.1205	-0.0055	0.111
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas <sub>t-1</sub>	$\Delta$ Barreiras <sub>t-1</sub>	$\Delta$ Campinas <sub>t-2</sub>	$\Delta$ Barreiras <sub>t-2</sub>
Campinas	0.0041	0.1636	0.1122	-0.0024	-0.0504
Barreiras	0.0542	0.1569	0.1778	0.1411	0.0028
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas <sub>t-1</sub>	$\Delta$ Brasilia <sub>t-1</sub>	$\Delta$ Campinas <sub>t-2</sub>	$\Delta$ Brasilia <sub>t-2</sub>
Campinas	-0.0111	0.1378	0.124	0.0315	-0.0544
Brasilia	0.1128	0.093	0.0359	0.1369	0.0231
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas <sub>t-1</sub>	$\Delta$ Campos Novos <sub>t-1</sub>	$\Delta$ Campinas <sub>t-2</sub>	$\Delta$ Campos Novos <sub>t-2</sub>
Campinas	-0.0603	0.115	0.3632	-0.0195	-0.1007

Campos Novos	0.0268	0.2221	0.1491	0.0156	0.0599
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Chapadao do Sul $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Chapadao do Sul $_{t-2}$
Campinas	-0.0436	0.101	0.2029	-0.0226	-0.0289
Chapadao do Sul	0.2	0.2484	0.1994	0.1081	-0.2151
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Chapeco $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Chapeco $_{t-2}$
Campinas	-0.1131	0.1019	0.3088	-0.0279	0.038
Chapeco	0.0401	0.1774	0.1749	0.071	0.001
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Dourados $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Dourados $_{t-2}$
Campinas	-0.0556	0.042	0.2568	-0.0809	0.12
Dourados '	0.172	0.0919	0.238	0.0023	0.0365
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Jatai $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Jatai $_{t-2}$
Campinas	-0.0103	0.1605	0.1219	0.0425	-0.1122
Jatai	0.0683	0.1008	0.1469	0.0615	0.0017
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Jatai $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Jatai $_{t-2}$
Campinas	-0.0678	-0.0037	0.4712	-0.0285	-0.1011
Norte Parana	0.1317	0.1007	0.3474	-0.0665	0
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Nova Mutum $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Nova Mutum $_{t-2}$
Campinas	-0.0484	0.1816	0.0817	0.0467	-0.0933
Nova Mutum	0.0593	0.2825	-0.171	0.0984	-0.0785
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Paranagua $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Paranagua $_{t-2}$
Campinas	-0.0292	0.1583	0.1021	0.0382	-0.0781
Paranagua	0.0477	0.3098	-0.0801	0.0565	-0.1168
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Passo Fundo $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Passo Fundo $_{t-2}$



Campinas	-0.0713	0.1789	0.2293	0.0201	-0.1048
Passo Fundo	0.0347	0.1545	0.4618	-0.0026	-0.0341
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Recife $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Recife $_{t-2}$
Campinas	-0.0236	0.1908	0.0267	0.0434	-0.0545
Recife	0.0742	0.0964	0.0651	0.0737	0.1194
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Regiao Rondonia $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Regiao Rondonia $_{t-2}$
Campinas	-0.0462	0.1621	0.1411	0.0098	-0.0392
Regiao Rondonia	0.0577	0.2556	0.0071	0.04	0.0839
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Rio Verde $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Rio Verde $_{t-2}$
Campinas	-0.0168	0.0651	0.2782	-0.0616	0
Rio Verde	0.1168	0.2262	0.1772	0.0239	0.0423
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Santa Rosa $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Santa Rosa $_{t-2}$
Campinas	-0.0466	0.2103	-0.0268	0.0643	-0.0666
Santa Rosa	0.0475	0.259	0.0022	0.1159	0.002
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Sinop $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Sinop $_{t-2}$
Campinas	-0.048	0.1633	0.1477	0.0446	-0.1165
Sinop	0.1039	0.1985	0.02	0.1667	-0.0268
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Sorocaba $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Sorocaba $_{t-2}$
Campinas	-0.0823	-0.1329	0.4524	-0.0354	0.0121
Sorocaba	0.1818	0.0357	0.2794	0.0503	-0.0841
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Sorriso $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Sorriso $_{t-2}$
Campinas	-0.048	0.1633	0.1477	0.0446	-0.1165
Sorriso	0.1039	0.1985	0.02	0.1667	-0.0268
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $_{t-1}$	$\Delta$ Sudoeste Parana $_{t-1}$	$\Delta$ Campinas $_{t-2}$	$\Delta$ Sudoeste Parana $_{t-2}$

Campinas	-0.0924	0.0399	0.4581	-0.0851	-0.0431
Sudoeste Parana	0.0938	0.1851	0.3452	-0.0442	0.0045
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $t_{-1}$	$\Delta$ Triangulo Mineiro $t_{-1}$	$\Delta$ Campinas $t_{-2}$	$\Delta$ Triangulo Mineiro $t_{-2}$
Campinas	-0.0553	0.1203	0.1839	-0.0737	0.0967
Triangulo Mineiro	0.0628	0.3485	0.0245	0.1382	-0.0841
Vetor	ECT	$\Delta$ Campinas $t_{-1}$	$\Delta$ Vilhena $t_{-1}$	$\Delta$ Campinas $t_{-2}$	$\Delta$ Vilhena $t_{-2}$
Campinas	-0.0251	0.1956	0.0675	0.0547	-0.1203
Vilhena	0.0466	0.043	-0.1654	-0.0799	0.0793

Fonte: Elaborado pelos Autores.

No caso Campinas-Vilhena, o ECT para Var1 é -0.0251 e para Var2 é 0.0466. Isso significa que 2,51% do desequilíbrio é corrigido em cada período em Var1, e 4,66% em Var2. O sinal negativo de Var1 indica que a correção diminui Var1, enquanto o sinal positivo de Var2 indica que a correção aumenta Var2, mostrando uma relação de equilíbrio de longo prazo entre Var1 e Var2. Os testes de Johansen e Engle-Granger indicam cointegração, com o modelo VECM mostrando uma correção gradual de desequilíbrios ao longo do tempo. A análise de preços em 23 municípios foi feita através dos Eigenvectors, pesos e ECT do VECM.

No modelo VECM, o termo de correção de erro (ECT) indica a taxa de ajuste ao equilíbrio após um choque. O coeficiente ECT mostra que x% do desequilíbrio é corrigido semanalmente. Portanto, se o preço em Campinas aumentar 10 unidades, ajustará em x% do desequilíbrio a cada semana, em escala decrescente.

Tabela 7- Termo ECT. Velocidade de ajuste		
cidade	ECT	velocidade ajuste
Balsas	0.083	27
Barreiras	0.0542	41
Brasilia	0.1128	19

Campos Novos	0.0268	85
Chapadao do Sul	0.2	10
Chapeco	0.0401	56
Dourados	0.172	12
Jatai	0.0683	33
Norte Parana	0.1317	16
Nova Mutum	0.0593	38
Paranagua	0.0477	47
Passo Fundo	0.0347	65
Recife	0.0742	30
Região Rondonia	0.0577	39
Rio Verde	0.1168	19
Santa Rosa	0.0475	47
Sinop	0.1039	21
Sorocaba	0.1818	11
Sorriso	0.1039	21
Sudoeste Parana	0.0938	23
Triangulo Mineiro	0.0628	36
Vilhena	0.0466	48

<sup>1</sup>Fonte: Elaborado pelos Autores

Pois bem, conforme acima exposto na tabela 7, há que, em média, a velocidade de ajuste dos preços para a manutenção de seu equilíbrio de longo prazo dar-se-á, utilizando os Eigenvectors e Weights de Johansen, em 34 (trinta e quatro) semanas; lembrando que a serie temporal utilizada está temporalmente definida em todas as quartas-feiras de cada semana.

### **4.3 RESULTADO DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO COM QUEBRA ESTRUTURAL DE PERRON.**

A tabela 8 apresenta os resultados de testes de cointegração com quebra estrutural de Perron para diferentes pares de séries

temporais, todas em relação a Campinas, com três quebras estruturais (m=3).

<b>Tabela 8 - Teste de Cointegração com quebra estrutural Perron</b>	
<b>Campinas -&gt; Balsas</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	1,13458***
Std.Error	(0,06531)
Balsas	0,69411***
Std.Error	(0,02071)
ADF_Residuos	-4,5382
<b>Campinas -&gt; Barreiras</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	1,015807***
Std.Error	(0,04765)
Barreiras	0,729036***
Std.Error	(0,015045)
ADF_Residuos	-4,9548
<b>Campinas -&gt; Brasilia</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,79807***
Std.Error	(0,03485)
Brasilia	0,80772***
Std.Error	(0,01114)
ADF_Residuos	-5,0338
<b>Campinas -&gt; Campos Novos</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,332993***
Std.Error	(0,09995)
Campos Novos	0,9133***
Std.Error	(0,03056)
ADF_Residuos	-4,1163
<b>Campinas -&gt; Chapadao do Sul</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,960224***

Std.Error	(0,026847)
Chapadao do Sul	0,786442***
Std.Error	(0,008918)
ADF_Residuos	-5,8801
<b>Campinas -&gt; Chapeco</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,23072***
Std.Error	(0,04239)
Chapeco	0,9451***
Std.Error	(0,01295)
ADF_Residuos	-4,7992
<b>Campinas -&gt; Dourados</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,930653***
Std.Error	(0,026802)
Dourados	0,789211***
Std.Error	(0,008827)
ADF_Residuos	-5,352
<b>Campinas -&gt; Jatai</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,98757***
Std.Error	(0,05135)
Jatai	0,77338***
Std.Error	(0,01699)
ADF_Residuos	-4,7258
<b>Campinas -&gt;Norte Parana</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,627757***
Std.Error	(0,029444)
Norte Parana	0,856378***
Std.Error	(0,009346)
ADF_Residuos	-5,1457
<b>Campinas -&gt; Nova Mutum</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	2,11544***

Std.Error	(0,05096)
Nova Mutum	0,50346***
Std.Error	(0,02114)
ADF_Residuos	-3,2099
<b>Campinas -&gt; Paranagua</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,25587***
Std.Error	(0,05683)
Paranagua	0,93974***
Std.Error	(0,01741)
ADF_Residuos	-4,1398
<b>Campinas -&gt; Passo Fundo</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,7047288***
Std.Error	(0,044617)
Passo Fundo	0,8402728***
Std.Error	(0,0143072)
ADF_Residuos	-4,7688
<b>Campinas -&gt; Recife</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	-.0,21732***
Std.Error	(0,07086)
Recife	1,01026***
Std.Error	(0,02023)
ADF_Residuos	-4,7543
<b>Campinas -&gt; Regiao Rondonia</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	1,125176***
Std.Error	(0,071792)
Regiao Rondonia	0,7482999***
Std.Error	(0,024445)
ADF_Residuos	-4,0545
<b>Campinas -&gt; Rio Verde</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,964624***

Std.Error	(0,027976)
Rio Verde	0,772868***
Std.Error	(0,009153)
ADF_Residuos	-5,154
<b>Campinas -&gt; Sinop</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	1,7525983***
Std.Error	(0,0269568)
Sinop	0,5905459***
Std.Error	(0,0100741)
ADF_Residuos	-4,2303
<b>Campinas -&gt; Sorocaba</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,497357***
Std.Error	(0,01872)
Sorocaba	0,889077***
Std.Error	(0,005884)
ADF_Residuos	-5,5966
<b>Campinas -&gt; Sorriso</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	1,7527983***
Std.Error	(0,0269568)
Sorriso	0,5905459***
Std.Error	(0,0100741)
ADF_Residuos	-4,2303
<b>Campinas -&gt; Sudoeste Parana</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,540929***
Std.Error	(0,032483)
Sudoeste Parana	0,879956***
Std.Error	(0,010266)
ADF_Residuos	-4,9803
<b>Campinas -&gt; Triangulo Mineiro</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,61047***

Std.Error	(0,03214)
Triangulo Mineiro	0,86013***
Std.Error	(0,01018)
ADF_Residuos	-4,7465
<b>Campinas -&gt; Vilhena</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	1,43156***
Std.Error	(0,11061)
Vilhena	0,067092***
Std.Error	(0,03929)
ADF_Residuos	-4,3494
<b>Campinas -&gt; Santa Rosa</b>	<b>Estimate</b>
Intercept	0,666152***
Std.Error	(0,099924)
Santa Rosa	0,820264***
Std.Error	(0,030881)
ADF_Residuos	-4,2963

Elaborada pelos autores

Os resultados do teste de cointegração com quebra estrutural de Perron são apresentados na tabela. Cada linha mostra a relação entre Campinas e outra cidade, com coeficientes estimados representando a elasticidade de longo prazo entre as séries logarítmicas. Por exemplo, "Campinas -> Balsas" tem um coeficiente de 0,69411, indicando que um aumento percentual em Campinas está associado a um aumento de 0,69411% em Balsas.

#### **4.5 RESULTADOS DO TESTE DE SAIKKONEN E LÜTEKEPOHL MODELO VECM PARA ENTRE CAMPINAS E AS DEMAIS 22 (VINTE E DUAS) CIDADES PRINCIPAIS PRODUTORAS DE MILHO NO BRASIL.**

A Tabela abaixo mostra os resultados do Teste Lütkepohl VECM para diferentes pares de cidades, comparando dois cenários: um sem a inclusão de quebras estruturais (Teste 1) e outro com a inclusão (Teste 2). Vamos analisar os resultados detalhadamente.



Tabela 9 - Teste Lutekepohl VECM

Tabela 9 - Teste Lutekepohl VECM		
Campinas -> Balsas	Teste 1	Teste 2
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,3689629	-0,35468909
ect1 (balsas $\Delta$	0,6649474	0,6692657
campinas $\Delta$ t-1	-0,5862509	-0,58106299
balsas $\Delta$ t-1	0,1479002	0,1471278
Beta Vector	( -0,857538)	( -0,87149985) + dummies
Campinas -> Barreiras	Teste 1	Teste 2
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,5045211	-0,5051596
ect1 (barreiras $\Delta$	0,6090312	0,61577
campinas $\Delta$ t-1	-0,6480892	-0,6500681
barreiras $\Delta$ t-1	0,2369746	0,2416628
Beta Vector	( -0,800452)	( -0,80836432) + dummies
Campinas -> Brasilia	Teste 1	Teste 2
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,5230291	-0,5226904
ect1 (brasilias $\Delta$	0,777377	0,7737874
campinas $\Delta$ t-1	-0,6856607	-0,6890507
brasilias $\Delta$ t-1	0,2944831	0,2936634
Beta Vector	( -0,8337441)	( -0,8376439735) + dummies
Campinas -> Campos Novos	Teste 1	Teste 2
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim

ect1 (campinas $\Delta$	-0,6802242	-0,65825235
ect1 (campos novos $\Delta$	0,29378404	0,30178981
campinas $\Delta$ t-1	-0,759713	-0,75094404
campos novos $\Delta$ t-1	0,54692992	0,54741875
Beta Vector	( -1,145612)	( -1,193282074) + dummies
<b>Campinas -&gt;Chapadao do Sul</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,352706895	-0,343187697
ect1 (chapadao do sul $\Delta$	1,23410533	1,209968018
campinas $\Delta$ t-1	-0,580999586	-0,579931229
chapadao do sul $\Delta$ t-1	0,188818855	0,188115575
Beta Vector	( -0,8835606)	( -0,9028247558) + dummies
<b>Campinas -&gt;Chapeco</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,7521389	-0,754708
ect1 (chapeco $\Delta$	0,42837750	0,422560800
campinas $\Delta$ t-1	-0,7942475	-0,79405535
chapeco $\Delta$ t-1	0,5328172	0,53076364
Beta Vector	( -1,116407)	( -1,1321965295) + dummies
<b>Campinas -&gt;Dourados</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,5667575	-0,5636592
ect1 (dourados $\Delta$	0,89572360	0,885380840
campinas $\Delta$ t-1	-0,7018553	-0,70340516
dourados $\Delta$ t-1	0,2697605	0,27186945
Beta Vector	( -0,8501577)	( -0,857110975) + dummies
<b>Campinas -&gt;Jatai</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>

Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,3663222	-0,37644642
ect1 (jatai $\Delta$	0,88284530	0,886981080
campinas $\Delta$ t-1	-0,6065419	-0,61316572
jatai $\Delta$ t-1	0,2249759	0,2273367
Beta Vector	( -0,8788386)	( -0,85686170) + dummies
<b>Campinas -&gt;Norte Parana</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,78785928	-0,74474064
ect1 (norte parana $\Delta$	0,49724505	0,522630900
campinas $\Delta$ t-1	-0,87781539	-0,85722256
norte parana $\Delta$ t-1	0,5706111	0,56693697
Beta Vector	( -0,8787945)	( -0,914984892) + dummies
<b>Campinas -&gt;Nova Mutum</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,03956765	-0,0350543
ect1 (nova mutum $\Delta$	0,61556362	0,591639900
campinas $\Delta$ t-1	-0,44296899	-0,4409559
nova mutum $\Delta$ t-1	0,08330123	0,0841319
Beta Vector	( -2,126469)	( -2,237447303) + dummies
<b>Campinas -&gt;Paranagua</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,2880367	-0,27850644
ect1 (paranagua $\Delta$	0,81182210	0,812339490
campinas $\Delta$ t-1	-0,5596096	-0,55509336
paranagua $\Delta$ t-1	0,2226926	0,21703199

Beta Vector	(-1,321807)	(-1,354571656) + dummies
<b>Campinas -&gt;Passo Fundo</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,738955592	-0,7262468
ect1 (passo fundo $\Delta$	0,25069594	0,253187220
campinas $\Delta$ t-1	-0,762116588	-0,75694586
passo fundo $\Delta$ t-1	0,439400099	0,45486062
Beta Vector	(-0,9354206)	(-0,975424391) + dummies
<b>Campinas -&gt;Recife</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,501584335	-0,52314316
ect1 (recife $\Delta$	0,38533411	0,374693170
campinas $\Delta$ t-1	-0,64516367	-0,6560942
recife $\Delta$ t-1	0,269041408	0,28675763
Beta Vector	(-1,130138)	(-1,117514849) + dummies
<b>Campinas -&gt;Regiao Rondonia</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,5818449	-0,54635882
ect1 (regiao rondonia $\Delta$	0,51767080	0,528038350
campinas $\Delta$ t-1	-0,7031987	-0,68746621
regiao rondonia $\Delta$ t-1	0,330366	0,3335511
Beta Vector	(-0,8541108)	(-0,912957975) + dummies
<b>Campinas -&gt;Rio Verde</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,7676673	-0,7787333
ect1 (rio verde $\Delta$	0,55906630	0,544640900
campinas $\Delta$ t-1	-0,7705229	-0,7773697

rio verde $\Delta$ t-1	0,3359754	0,3444309
Beta Vector	( -0,7889427)	( -0,788591442) + dummies
<b>Campinas -&gt;Rio Verde</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,3067253	-0,2714479
ect1 (rio verde $\Delta$	0,44057690	0,431346600
campinas $\Delta$ t-1	-0,5414626	-0,5267977
rio verde $\Delta$ t-1	0,1680898	0,1589662
Beta Vector	( -1,544003)	( -1,67726568) + dummies
<b>Campinas -&gt;Sinop</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,5842986	-0,5673855
ect1 (sinop $\Delta$	0,89576180	0,909858200
campinas $\Delta$ t-1	-0,7111549	-0,7031754
sinop $\Delta$ t-1	0,2508412	0,2479263
Beta Vector	( -0,6683221)	( -0,68007241) + dummies
<b>Campinas -&gt;Sorocaba</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,6926446	-0,6799935
ect1 (sorocaba $\Delta$	0,85174200	0,853672400
campinas $\Delta$ t-1	-0,8701291	-0,8629422
sorocaba $\Delta$ t-1	0,4988176	0,4926002
Beta Vector	( -0,9207119)	( -0,922819939) + dummies
<b>Campinas -&gt;Sorriso</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,5842986	-0,5673855
ect1 (sorriso $\Delta$	0,89576180	0,909858200

campinas $\Delta$ t-1	-0,7111549	-0,7031754
sorriso $\Delta$ t-1	0,2508412	0,2479263
Beta Vector	( -0,6683221)	( -0,68007241) + dummies
<b>Campinas -&gt;Sudoeste Parana</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,73955891	-0,71344965
ect1 (sudoeste parana $\Delta$	0,55705864	0,567495850
campinas $\Delta$ t-1	-0,77913457	-0,76663304
sudoeste parana $\Delta$ t-1	0,45806401	0,44203576
Beta Vector	( -0,9620532)	( -0,987728551) + dummies
<b>Campinas -&gt;Triangulo Mineiro</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,72917882	-0,71819044
ect1 (triangulo mineiro $\Delta$	0,70208443	0,698123750
campinas $\Delta$ t-1	-0,75892773	-0,75180639
triangulo mineiro $\Delta$ t-1	0,41513723	0,41087962
Beta Vector	( -0,9399493)	( -0,954572688) + dummies
<b>Campinas -&gt;Vilhena</b>	<b>Teste 1</b>	<b>Teste 2</b>
Inclusao de Quebras Estruturais	Nao	Sim
ect1 (campinas $\Delta$	-0,010768	-0,025397315
ect1 (vilhena $\Delta$	-0,056589	-0,103376150
campinas $\Delta$ t-1	-0,42432600	-0,431069818
vilhena $\Delta$ t-1	-0,03878	-0,067206588
Beta Vector	(-18,34075)	( 9,90284620) + dummies

Elaborada pelos autores

## Análise dos Resultados do Teste Lütkepohl VECM

1. **ECT (Termo de Correção de Erro):** O coeficiente ECT reflete a velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo após um desvio. Em Campinas, um ECT negativo indica que o preço se ajusta de volta ao equilíbrio. Um ECT positivo em Balsas sugere que essa cidade ajusta seus preços em resposta aos desvios de Campinas, movendo-se na direção oposta para manter a relação de cointegração.
2. **Coeficientes dos Retardos (dII):** Representam a influência dos valores defasados de uma série temporal na série atual. Coeficientes negativos indicam que um aumento no preço na semana anterior tende a ser seguido por uma diminuição na semana atual, indicando um processo autorregressivo.
3. **Vetor Beta:** Representa a relação de cointegração de longo prazo entre as cidades. No Teste 1, o vetor é composto apenas pelos coeficientes normalizados. No Teste 2, dummies estruturais são adicionadas para captar efeitos de quebras estruturais. Por exemplo, (1,000000, -0,857538) para Campinas e Balsas significa que Balsas se ajusta em -0,857538 unidades para cada unidade de desvio de Campinas.
4. **Inclusão de Quebras Estruturais:** Visa captar mudanças súbitas na relação econômica entre as cidades, como políticas econômicas ou crises que afetam a relação de preços.

### Implicações:

- a) **Dinâmica de Curto Prazo:** Analisada pelos coeficientes dII e ECTs, indicando como as cidades respondem a choques em Campinas.
- b) **Relação de Longo Prazo:** Estabelecida pelo vetor Beta, com mudanças nos coeficientes entre os Testes 1 e 2 sugerindo o impacto das quebras estruturais.
- c) **Velocidade de Ajuste:** Indicada pela magnitude dos coeficientes ECTs, mostrando quão rápido cada cidade se ajusta ao equilíbrio de longo prazo.

A análise da Tabela 10, abaixo, permite uma compreensão mais profunda da velocidade com que os preços das commodities agrícolas

se ajustam entre diferentes localidades no Brasil em resposta a desequilíbrios. O Termo de Correção de Erro (ECT) é um componente crítico dos Modelos de Correção de Erro Vetorial (VECM), indicando como rapidamente as variáveis econômicas convergem para seu equilíbrio de longo prazo após um choque.

Tabela 10 - Termo ECT. Velocidade de ajuste. $r=1$				
cidade	ECT_No_Dummies	velocidade ajuste	ECT_Dummies	velocidade ajuste
Balsas	0,6649474	10	0,6692657	9
Barreiras	0,6090312	10	0,61577	10
Brasília	0,777377	9	0,7737874	9
Campos Novos	0,29378404	18	0,30178981	18
Chapadao do Sul	1,23410533	6	1,209968018	6
Chapeco	0,42837750	13	0,422560800	14
Dourados	0,89572360	8	0,885380840	8
Jataí	0,88284530	8	0,886981080	8
Norte Parana	0,49724505	12	0,522630900	11
Nova Mutum	0,61556362	10	0,591639900	10
Paranagua	0,81182210	8	0,812339490	8
Passo Fundo	0,25069594	21	0,253187220	21
Recife	0,38533411	15	0,374693170	15
Região Rondonia	0,51767080	12	0,528038350	11
Rio Verde	0,55906630	11	0,544640900	11
Santa Rosa	0,44057690	13	0,431346600	13
Sinop	0,89576180	8	0,909858200	8
Sorocaba	0,85174200	8	0,853672400	8
Sorriso	0,89576180	8	0,909858200	8
Sudoeste Parana	0,55705864	11	0,567495850	11



Triangulo Mineiro	0,70208443	9	0,698123750	9
Vilhena	-0,056589	84	-0,103376150	47

Elaborada pelos autores

A coluna "ECT\_No\_Dummies" mostra o coeficiente ECT sem ajustes para quebras estruturais, enquanto "ECT\_Dummies" inclui esses ajustes, refletindo eventos como políticas agrícolas ou choques de mercado. Coeficientes ECT próximos a 1 indicam rápida correção para o equilíbrio; valores menores indicam correção mais lenta.

Para Balsas, a velocidade de ajuste é rápida, com ECT de 0,66, corrigindo desequilíbrios em cerca de 10 semanas, sugerindo um mercado eficiente. As quebras estruturais têm impacto mínimo na velocidade de ajuste, indicando relações de cointegração estáveis.

A Tabela 10 fornece insights sobre a eficiência dos mercados agrícolas brasileiros e a importância do ECT para entender as dinâmicas de preços.



## 5

## CONCLUSÃO

Este estudo teve como objetivo testar empiricamente, utilizando dados semanais de 23 cidades brasileiras produtoras de milho, a validade da Lei do Preço Único no mercado intranacional e a viabilidade da arbitragem de preços da commodity em diferentes locais. Os resultados do teste de cointegração de Johansen, utilizando a estatística do traço (trace statistic) e considerando uma tendência linear, mostraram que, para  $r \leq 1$ , a estatística do teste é menor que os valores críticos em todos os níveis de significância (10%, 5% e 1%), indicando a existência de, no máximo, uma relação de cointegração. Para  $r = 0$ , a estatística do teste é maior que os valores críticos, suportando a rejeição da hipótese nula de que não há cointegração.

Além disso, realizamos o teste de Engle-Granger, que verificou a estacionariedade das séries com o teste ADF (Augmented Dickey-Fuller). Após estimar a relação de longo prazo entre as séries usando regressão linear e verificar a estacionariedade dos resíduos, constatamos que as séries são cointegradas, indicando uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Incorporamos essa relação no modelo de correção de erros (VECM) para estimar as relações de curto e longo prazo, evidenciando que qualquer desequilíbrio é corrigido gradualmente ao longo do tempo.

Realizamos testes complementares de cointegração com quebra estrutural, incluindo os testes Perron, e Lütkepohl com modelagem econométrica VAR e VEC. Os Testes identificaram três quebras estruturais significativas nos preços do milho, coincidindo com eventos econômicos, geopolíticos e de saúde pública: a recessão de 2015, as políticas protecionistas de 2017/2018 e a pandemia da COVID-19 em 2020. Esses eventos impactaram a oferta e a demanda de milho, refletindo mudanças substanciais nas relações econômicas das séries temporais.

O Teste de Perron foi aplicado para examinar a cointegração entre Campinas e outras localidades, revelando uma relação econômica robusta de longo prazo e destacando a importância de eventos e políticas específicos na análise das dinâmicas econômicas regionais. Testes de Saikkonen e Lütkepohl com quebras estruturais

também foram realizados, identificando mudanças significativas nos parâmetros do modelo associadas a eventos externos importantes. A análise de cointegração de preços em diferentes cidades, focando na relação com Campinas, indicou a robustez dos resultados com a inclusão de quebras estruturais.

Os resultados do Teste de Traço mostraram significância estatística em ambos os cenários, com e sem quebras estruturais, para cada par de cidades analisadas. A inclusão de quebras estruturais forneceu uma visão mais detalhada das relações econômicas. A análise VECM com foco na relação de Campinas com outras localidades, incluindo testes com e sem quebras estruturais, revelou que tanto os ajustes de curto prazo quanto as relações de longo prazo são influenciadas por eventos externos, refletindo as dinâmicas econômicas inter-regionais.

A modelagem econométrica via VECM, utilizando a estatística ECT, calculou o termo de ajuste em caso de choque de preços em Campinas, mostrando que o sistema se ajusta ao equilíbrio de longo prazo a uma taxa específica. Os dados detalharam o ECT e a velocidade de ajuste para várias cidades em relação a Campinas, com variações significativas nas dinâmicas econômicas locais e na influência de eventos externos.

Os achados mostram que há um equilíbrio de longo prazo para os preços do milho no mercado nacional e a possibilidade de arbitragem de valores entre diferentes locais, desde que a operação não ultrapasse um período médio de 12 semanas. Esses resultados são úteis para investidores, gestores de portfólios, produtores, agentes da cadeia de suprimentos e formuladores de políticas públicas. Para futuras pesquisas, sugere-se investigar a formação de preços sob uma perspectiva internacional, considerando os preços do milho em Chicago e na China.



# REFERÊNCIAS

# REFERÊNCIAS



## REFERÊNCIAS

GOODWIN, Barry K. Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets. *Applied Economic Perspectives and Policy*, v. 14, n. 1, p. 117-124, 1992.

MOHANTY, Samarendu; PETERSON, E. Wesley F.; SMITH, Darnell B. Fractional cointegration and the false rejection of the law of one price in international commodity markets. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, v. 30, n. 2, p. 267-276, 1998.

NANANG, David M. A multivariate cointegration test of the law of one price for Canadian softwood lumber markets. *Forest Policy and Economics*, v. 1, n. 3-4, p. 347-355, 2000.

DAWSON, P. J.; DEY, P. K. Testing for the law of one price: Rice market integration in Bangladesh. *Journal of International Development*, v. 14, n. 4, p. 473-484, 2002.

PARK, Haesun; MJELDE, James W.; BESSLER, David A. Time-varying threshold cointegration and the law of one price. *Applied Economics*, v. 39, n. 9, p. 1091-1105, 2007.

FEIJÓ, Flavio Tosi; MORALES, Rodrigo Rabassa. A validade da paridade do poder de compra no Brasil pós-Plano Real. 2008.

ALSAYED, Hamad; MCGROARTY, Frank. Arbitrage and the Law of One Price in the market for American depository receipts. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, v. 22, n. 5, p. 1258-1276, 2012.

OLSEN, Kyle K.; MJELDE, James W.; BESSLER, David A. Price formulation and the law of one price in internationally linked markets: an examination of the natural gas markets in the USA and Canada. *The Annals of Regional Science*, v. 54, p. 117-142, 2015.

PRADO, Svante. Economic Theory and the Swedish Experience of Wage Compression. [Local de publicação não especificado], 2020. Disponível em: [URL/link de acesso, se disponível].

FAN, Ruiyao et al. The role of social media in the law of one price for dual-listed stocks. *International Review of Financial Analysis*, v. 85, 2023. Disponível em: [URL/link de acesso, se disponível].

TESSMANN, Mathias Schneid; CARRASCO-GUTIERREZ, Carlos Enrique; LIMA, Alexandre Vasconcelos. Determinants of Corn and Soybean Futures Prices Traded on the Brazilian Stock Exchange: An ARDL Approach. *International Journal of Economics and Finance*, v. 15, n. 1, p. 1-65, 2023.



idn

Bo  
pro  
cit  
ref  
Ness  
são e

**idp**

A ESCOLHA QUE  
**TRANSFORMA**  
O SEU CONHECIMENTO