



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E
CONTABILIDADE - FEAAC
PROGRAMA DE ECONOMIA PROFISSIONAL - PEP

FRANCISCO ERNALDO VIEIRA

DINÂMICA DOS PREÇOS DA CESTA BÁSICA EM FORTALEZA: EVIDÊNCIAS DE
UM ESTUDO ECONOMÉTRICO ESPACIAL.

FORTALEZA
2025

FRANCISCO ERNALDO VIEIRA

DINÂMICA DOS PREÇOS DA CESTA BÁSICA EM FORTALEZA: EVIDÊNCIAS DE UM
ESTUDO ECONOMETRICO ESPACIAL.

Dissertação apresentada à coordenação
Programa de Economia Profissional – PEP, da
Universidade Federal do Ceará - UFC, como
requisito parcial à obtenção do título de mestre
em Economia. Área de concentração: Economia
do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. Fabricio Carneiro
Linhares.

FORTALEZA

2025

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Sistema de Bibliotecas

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

V715d Vieira, Francisco Ernaldo.
 Dinâmica dos preços da cesta básica em Fortaleza: evidências de um estudo econométrico espacial /
Francisco Ernaldo Vieira. – 2025.
 33 f. : il. color.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração,
Atuária e Contabilidade, Mestrado Profissional em Economia do Setor Público, Fortaleza, 2025.
Orientação: Prof. Dr. Fabricio Carneiro Linhares.

1. Lei do Preço Único. 2. Cesta básica. 3. Fortaleza. 4. Econometria espacial. I. Título.

CDD 330

FRANCISCO ERNALDO VIEIRA

DINÂMICA DOS PREÇOS DA CESTA BÁSICA EM FORTALEZA: EVIDÊNCIAS DE UM
ESTUDO ECONOMETRICO ESPACIAL.

Dissertação apresentada à coordenação
Programa de Economia Profissional – PEP, da
Universidade Federal do Ceará - UFC, como
requisito parcial à obtenção do título de mestre
em Economia. Área de concentração: Economia
do Setor Público.

Aprovada em: xx/xx/xxxx.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Fabricio Carneiro Linhares (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Ricardo Brito Soares
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda
Universidade Federal do Ceará (UFC)

RESUMO

A presente dissertação avalia a validade da Lei do Preço Único (LOP) no contexto intraurbano da cidade de Fortaleza, com foco nos preços da cesta básica praticados por supermercados. Utilizando microdados fiscais de 156 estabelecimentos coletados entre 2022 e 2024, a pesquisa investiga em que medida a competição local e a localização geográfica influenciam a convergência dos preços de bens essenciais. Para isso, aplica-se um modelo autorregressivo espacial com coeficientes heterogêneos, conforme a literatura recente em econometria espacial. Inicialmente, os resultados sugerem convergência de preços entre supermercados vizinhos, compatível com os pressupostos da LOP. No entanto, após o controle por fatores comuns que afetam simultaneamente todos os estabelecimentos, esses efeitos deixam de ser estatisticamente significativos, revelando uma estrutura de preços mais heterogênea do que indicavam os dados brutos. A análise por rede de supermercado indica comportamentos distintos entre os grupos, sugerindo que estratégias comerciais e características socioeconômicas locais moldam a dinâmica competitiva. Embora não se identifique um padrão amplo de convergência competitiva, observam-se efeitos localizados que apontam para ajustes estratégicos em determinados contextos de mercado. Os resultados contribuem para o debate sobre integração de preços em ambientes urbanos e oferecem subsídios empíricos relevantes para políticas de regulação e concorrência. Ao revelar limitações da LOP em escalas espaciais reduzidas, o trabalho amplia a compreensão sobre as dinâmicas de mercado em cidades com estrutura comercial heterogênea, reforçando a importância de dados granulares na formulação de estratégias de monitoramento e intervenção.

Palavras-chave: Lei do Preço Único; Cesta básica; Fortaleza; Econometria espacial.

ABSTRACT

This dissertation assesses the validity of the Law of One Price (LOP) in the intra-urban context of the city of Fortaleza, focusing on the prices of basic food basket items sold by supermarkets. Using fiscal microdata from 156 establishments collected between 2022 and 2024, the research investigates the extent to which local competition and geographic location influence the convergence of essential goods prices. To this end, a spatial autoregressive model with heterogeneous coefficients is applied, following recent developments in spatial econometrics. Initially, the results suggest price convergence among neighboring supermarkets, consistent with the assumptions of the LOP. However, after controlling for common factors that simultaneously affect all establishments, these effects become statistically insignificant, revealing a more heterogeneous price structure than suggested by the raw data. The analysis by supermarket chain indicates distinct behaviors among groups, suggesting that commercial strategies and local socioeconomic characteristics shape competitive dynamics. Although a broad pattern of competitive convergence is not identified, localized effects point to strategic adjustments in specific market contexts. The findings contribute to the debate on price integration in urban environments and offer empirical evidence relevant to regulation and competition policies. By revealing limitations of the LOP at reduced spatial scales, the study enhances the understanding of market dynamics in cities with heterogeneous commercial structures, reinforcing the importance of granular data in the formulation of monitoring and policy strategies.

Keywords: Law of One Price; Basic food basket; Fortaleza; Spatial econometrics.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	6
2	DEFINIÇÕES LEGAIS E BASE DE DADOS	9
2.1	Cesta básica – legislação e composição.....	9
2.2	Coleta e tratamento dos dados.....	10
3	METODOLOGIA.....	12
3.1	Estrutura do modelo.....	12
3.2	Procedimento para estimação.....	13
3.3	Matriz espacial.....	15
4	RESULTADOS.....	17
4.1	Análise exploratória dos dados.....	17
4.2	Análise econométrica.....	18
5	CONCLUSÕES.....	26
	REFERÊNCIAS	28
	APÊNDICE A – GRÁFICOS DAS SÉRIES DE PREÇOS.....	30

1 INTRODUÇÃO

A Lei do Preço Único (LOP), um pilar fundamental da teoria econômica, postula que bens idênticos devem apresentar preços uniformes em diferentes mercados, quando expressos na mesma moeda, na ausência de barreiras comerciais, custos de transporte significativos ou assimetrias informacionais (Miljkovic, 1999). Esse princípio, que pressupõe eficiência de mercado impulsionada pela arbitragem, é amplamente utilizado para avaliar a integração econômica e a competitividade em contextos domésticos e internacionais. Contudo, fatores como diferenciação de produtos, custos logísticos e estruturas de mercado frequentemente desafiam sua aplicabilidade, especialmente em mercados urbanos com heterogeneidades regionais. Este estudo propõe analisar a validade da LOP no contexto dos preços da cesta básica em supermercados de Fortaleza, Ceará, investigando como a competição local, choques sistêmicos e a localização geográfica influenciam a convergência de preços dos itens essenciais.

A cesta básica, composta por itens como carne, leite, feijão, arroz, farinha, batata, tomate, pão, café, banana, açúcar, óleo e manteiga, representa um conjunto de bens essenciais para a população brasileira, sendo um objeto relevante para avaliar a eficiência de mercado e o acesso a preços justos. Fortaleza, uma capital marcada por diversidade socioeconômica e variações na densidade comercial entre bairros, oferece um cenário ideal para testar a LOP em um contexto intraurbano. A pergunta de pesquisa que orienta este estudo é: "a competição e a localização geográfica entre supermercados de Fortaleza contribuem para a convergência dos preços dos itens da cesta básica, conforme previsto pela Lei do Preço Único?" Essa questão estrutura a análise, que se baseia em dados fiscais detalhados de 156 supermercados, obtidos pela Secretaria da Fazenda do Ceará, permitindo uma investigação empírica robusta e atualizada.

A relevância deste estudo reside em sua capacidade de conectar a teoria econômica a questões práticas de política pública. Utilizando dados da Secretaria da Fazenda do Ceará, utiliza-se um conjunto de informações fiscais que possibilita uma análise granular dos preços, indo além de médias agregadas e capturando dinâmicas locais de mercado. Em áreas com maior densidade de supermercados, esperava-se que a competição intensificasse a convergência de preços, conforme previsto pela LOP. No entanto, os resultados indicaram que a convergência agregada observada inicialmente se devia sobretudo à presença de fatores comuns e não a interações competitivas diretas entre supermercados vizinhos. Após o controle por esses fatores,

os efeitos espaciais positivos perderam significância estatística, revelando uma estrutura de preços mais heterogênea do que sugeriam os dados brutos.

A inovação desta pesquisa está em sua abordagem local e aplicada. Diferentemente de estudos que analisam a LOP em contextos internacionais ou de commodities (Lacerda, 2009; Santeramo, 2022), este trabalho foca em bens essenciais dentro de uma mesma cidade, explorando variáveis como densidade comercial e acessibilidade geográfica. A análise detalhada de dados fiscais preenche uma lacuna na literatura brasileira, que raramente examina a LOP em mercados urbanos com tal nível de granularidade. Adicionalmente, os resultados podem subsidiar políticas públicas voltadas à regulação de preços e à promoção da concorrência, especialmente em áreas com menor competitividade comercial, protegendo o poder de compra das famílias.

O objetivo geral do presente trabalho é avaliar a convergência dos preços da cesta básica em Fortaleza e como a competição local e a localização geográfica afetam essa dinâmica. Especificamente, o estudo pretende: (1) desenvolver um índice de preços da cesta básica para analisar a convergência ou divergência de preços entre regiões; (2) examinar a influência da densidade de supermercados na estabilidade de preços; (3) avaliar o papel da localização geográfica e acessibilidade na formação de preços; e (4) explorar implicações para políticas públicas de regulação e concorrência. Esses objetivos orientam a análise empírica, que combina métodos econométricos com dados fiscais detalhados.

A literatura sobre a LOP oferece um arcabouço teórico e empírico robusto para embasar esta pesquisa. Teoricamente, a LOP assume mercados eficientes onde a arbitragem elimina diferenças de preço (Miljkovic, 1999). Contudo, fatores como custos de transporte, barreiras comerciais e volatilidade cambial frequentemente impedem a convergência, especialmente em mercados de commodities agrícolas (Santeramo, 2022). No contexto brasileiro, estudos como o de Lacerda (2009) confirmam a integração de preços entre Brasil e China no mercado de soja, enquanto Leal (2009) destaca a influência da taxa de câmbio nos desvios da LOP. Samaniego Ruiz Diaz (2009) observa convergência parcial de preços no Mercosul, e Westerich Filho (2014) confirma a LOP no mercado de milho brasileiro, com integração regional de longo prazo. Goes e Matheson (2016) apontam para uma integração doméstica limitada no Brasil, com maior convergência em bens comercializáveis.

Internacionalmente, a literatura reforça a complexidade da LOP. Miljkovic (1999) critica a aplicação de cointegração como prova definitiva da LOP, enquanto Crucini e Shintani (2008) estimam meias-vidas curtas para desvios em microdados de preços, sugerindo ajustes rápidos em mercados competitivos. Caglayan e Filiztekin (2012) destacam o papel da estrutura

de mercado na persistência de desvios, com convergência rápida em contextos de baixa fricção. Borraz e Zipitria (2022) propõem que a variedade de produtos é um fator significativo para desvios da LOP, e Santeramo (2022) encontram evidências favoráveis a LOP em commodities armazenáveis, enfatizando a importância de dados detalhados. Esses estudos sugerem que a LOP é frequentemente violada devido a imperfeições de mercado, mas sua validade aumenta com dados robustos e baixa fricção comercial.

Além desses estudos, uma vertente crescente da literatura explora o impacto da densidade comercial e da localização geográfica na convergência de preços. Barron, Taylor e Umbeck (2004), ao analisar postos de gasolina, mostram que mercados mais densos apresentam preços médios menores e menor dispersão, em linha com modelos de competição monopolística. De forma semelhante, Balaguer e Pernias (2010) encontram que a concentração espacial de hotéis em Madrid está associada à redução de preços e de dispersão, destacando a relevância da proximidade geográfica para intensificar a competição. Lewis (2016), por sua vez, demonstra que a densidade pode afetar de forma diferenciada vendedores premium e de desconto, evidência que reforça a interpretação de coeficientes espaciais negativos como reflexo de estratégias de diferenciação de preços.

Outro ponto fundamental refere-se à tensão entre competição e colusão no varejo alimentar, diretamente relacionada à aplicabilidade da LOP. Zhao (2006) documenta que a dispersão de preços em supermercados persiste mesmo em mercados com aparente competição, sugerindo que custos de busca e heterogeneidade de consumidores limitam a convergência. Richards e Hamilton (2006) mostram que supermercados podem adotar estratégias cooperativas em preços e diferenciadas em variedade, o que indica que reduções observadas de preços nem sempre resultam de competição intensa, mas também de equilíbrios compatíveis com arranjos colusivos parciais.

No Brasil, a literatura sobre preços de alimentos e cesta básica em nível municipal oferece evidências relevantes para este trabalho. Barreto e Holanda (2007) analisam os determinantes do custo da cesta básica em Fortaleza, mostrando que variáveis como renda, tributos e custos de transporte influenciam fortemente sua dinâmica. Khol, Schwarz e Schmitz (2015), em estudo comparativo em municípios do Rio Grande do Sul, destacam como variações regionais de preços afetam diretamente o poder de compra do salário mínimo, reforçando a importância de análises locais e intraurbanas. Esses estudos complementam a presente pesquisa ao evidenciar que fatores estruturais e regionais moldam significativamente os preços da cesta básica, muitas vezes desviando a realidade observada da previsão teórica da LOP.

As contribuições esperadas desta pesquisa são múltiplas. Primeiro, ela amplia a literatura ao aplicar a LOP em um contexto urbano brasileiro, explorando a densidade comercial como fator explicativo. Segundo, os resultados oferecem evidências de que a convergência de preços, quando presente, reflete majoritariamente choques comuns amplamente difundidos, e não necessariamente comportamento competitivo local. Terceiro, os efeitos espaciais negativos observados em algumas redes sugerem padrões localizados de competição via preços, especialmente entre supermercados de menor porte ou inseridos em contextos periféricos. Assim, este estudo não apenas avança o conhecimento teórico sobre a LOP, mas também oferece insights práticos para a regulação econômica em contextos urbanos, reforçando sua relevância acadêmica e social.

A estrutura do presente trabalho está organizada da seguinte forma: a Seção 2 apresenta as definições legais da cesta básica e detalha o processo de coleta e tratamento dos dados utilizados na análise empírica. A Seção 3 descreve a metodologia econométrica adotada, com ênfase nos modelos espaciais e nos procedimentos de estimação. A Seção 4 expõe os principais resultados da análise, dividindo-se entre uma abordagem exploratória e os achados do modelo econométrico. Por fim, a Seção 5 reúne as conclusões do estudo, discutindo suas implicações e apontando caminhos para pesquisas futuras.

2 DEFINIÇÕES LEGAIS E BASE DE DADOS

Esta seção tem por finalidade estabelecer a definição da cesta básica adotada no presente exercício empírico, bem como apresentar de forma detalhada os procedimentos de coleta, organização e tratamento da base de dados utilizada na análise.

2.1 Cesta básica – legislação e composição

A presente pesquisa segue a Metodologia da Cesta Básica de Alimentos do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE), estabelecida com base no Decreto Lei nº 399/1938, que regulamenta o salário-mínimo no Brasil. Essa metodologia é aplicada mensalmente em dezoito capitais brasileiras, visando acompanhar a evolução dos preços de produtos essenciais e o gasto necessário para sua aquisição.

Para compor a amostra de itens da cesta básica, foram escolhidos 15 produtos representativos do consumo da população e de elevado volume de vendas:

- a) Cereais e leguminosas: arroz branco (kg), feijão carioca(kg);
- b) Açúcares e farinhas: açúcar cristal (kg), farinha de mandioca (kg);
- c) Tubérculos e hortaliças: batata inglesa (kg), tomate (kg);
- d) Laticínios e gorduras: leite longa vida (L), margarina (500g), óleo (900ml);
- e) Carnes: carré suíno (carne suína) (kg), frango inteiro (kg), coxão mole (kg);
- f) Frutas: banana (kg);
- g) Café, chá, mate e especiarias: café (250g);
- h) Outros: pão francês (kg).

A escolha das carnes — carré suína, frango e coxão mole — está em conformidade com o Decreto Lei 399/1938, que especifica provisões diferenciadas para esse grupo, e busca abranger cortes de maior consumo e disponibilidade.

A legislação anteriormente mencionada estabelece as quantidades mínimas mensais de cada item alimentar, com distinções regionais conforme as especificidades de cada área do país. A Tabela 1 apresenta as provisões estipuladas para todas as regiões, com destaque para a Coluna 3, que indica as quantidades mínimas definidas para o município de Fortaleza, inserido na Região 2 (Nordeste). A Região 2 (Nordeste) apresenta as menores quantidades mensais de itens como carne, leite e café em pó, quando comparada às demais regiões, o que pode indicar uma preocupação do legislador com a adequação a padrões de consumo locais ou restrições orçamentárias. Em contrapartida, destaca-se pelo maior volume de arroz, farinha e tomate,

alimentos de base mais acessíveis e amplamente consumidos na região. Alguns itens, como feijão, batata, pão francês e açúcar, mantêm quantidades uniformes entre todas as regiões.

Tabela 1 - provisões mínimas estipuladas pelo Decreto Lei nº 399/1938

Alimentos	Região 1	Região 2	Região 3	Nacional¹
Carne	6,0 kg	4,5 kg	6,6 kg	6,0 kg
Leite	7,5 l	6,0 l	7,5 l	15 l
Feijão	4,5 kg	4,5 kg	4,5 kg	4,5 kg
Arroz	3,0 kg	3,6 kg	3,0 kg	3,0 kg
Farinha	1,5 kg	3,0 kg	1,5 kg	1,5 kg
Batata	6,0 kg	6,0 kg	6,0 kg	6,0 kg
Legumes (Tomate)	9,0 kg	12,0 kg	9,0 kg	9,0 kg
Pão francês	6,0 kg	6,0 kg	6,0 kg	6,0 kg
Café em pó	600 gr	300 gr	600 gr	600 gr
Frutas (Banana)	90 unid	90 unid	90 unid	90 unid
Açúcar	3,0 kg	3,0 kg	3,0 kg	3,0 kg
Banha/Óleo	750 gr	750 gr	900 gr	1,5 kg
Manteiga	750 gr	750 gr	750 gr	900 gr

Fonte: Elaborado pelo autor com base no Decreto Lei nº 399/1938.

2.2 Coleta e tratamento dos dados

Os dados utilizados nesta pesquisa foram extraídos dos sistemas da Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará (SEFAZ-CE), a partir de um banco de dados que registra os cupons fiscais eletrônicos emitidos por estabelecimentos comerciais do setor varejista.

Especificamente, foram considerados os cupons emitidos por empresas classificadas como supermercados e hipermercados, conforme a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), abrangendo os códigos 4711-3/01 – Comércio varejista de mercadorias em geral, com predominância de produtos alimentícios, em hipermercados – e 4711-3/02 – Comércio varejista de mercadorias em geral, com predominância de produtos alimentícios, em supermercados.

A base de dados contempla os preços médios semanais dos produtos comercializados entre os anos de 2022 e 2024. Inicialmente, foram selecionados os estabelecimentos que apresentavam menos de 20% de dados faltantes para cada produto, com base nas informações diárias disponíveis. Para esses supermercados, os valores ausentes foram

¹ **Região 1:** Estados de São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, Goiás e Distrito Federal; **Região 2:** Estados de Pernambuco, Bahia, Ceará, Rio Grande do Norte, Alagoas, Sergipe, Amazonas, Pará, Piauí, Tocantins, Acre, Paraíba, Rondônia, Amapá, Roraima e Maranhão; **Região 3:** Estados do Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

imputados por meio da média entre supermercados no mesmo período (cross-sectional), calculada entre os diferentes estabelecimentos no mesmo período. Posteriormente, aplicou-se um filtro de detecção de *outliers*, visando assegurar a consistência e a representatividade dos dados.

A partir desse processamento inicial, foi construída uma base de preços semanais por produto, integrando os dados dos supermercados que apresentavam, no máximo, dois registros semanais ausentes. As lacunas restantes foram preenchidas com base na série diária original e, quando necessário, com a média seccional. Novamente, foi aplicado um filtro de *outliers* para garantir a qualidade das séries. Para calcular o preço da cesta básica para cada supermercado da amostra foi calculada a média aritmética dos preços por produto, em seguida foi multiplicada a média pelo quantitativo mensal do produto definido no Decreto-Lei 399. Por fim, somou-se todos os produtos para obter o custo mensal da cesta básica.

A base final contempla informações consolidadas de 156 estabelecimentos, a Tabela 2 informa a quantidade de estabelecimentos por rede de supermercado. Os gráficos das séries de preços encontram-se disponíveis no Anexo A. No caso específico da carne, a série final de preços foi construída a partir da média dos valores observados para três produtos: frango, coxão mole e carne de porco (carré suíno).

Tabela 2 – Redes de supermercado da amostra

Rede	Nº de supermercados	Percentual (%)
Cometa	30	19,23
Pão de Açúcar	10	6,41
São Luiz	0	0,00
Frangolândia	7	4,49
Centerbox	11	7,05
Assai	0	0,00
Super Lagoa	9	5,77
Guará	8	5,13
Pinheiro	8	5,13
G Barbosa	5	3,21
Bompreço	0	0,00
Super do Povo	5	3,21
Atacadão	0	0,00
Carnaúba	4	2,56
Hipermarket	2	1,28
Maxxi	0	0,00
Outros	57	36,54

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por fim, a fim de mitigar efeitos sazonais e ruídos de alta frequência, foram aplicados procedimentos de suavização às séries semanais de receitas com produtos da cesta básica e ao faturamento total dos supermercados.

3 METODOLOGIA

A metodologia adotada neste estudo fundamenta-se em modelos de econometria espacial aplicados a dados em painel, permitindo captar a heterogeneidade entre unidades e a dinâmica temporal dos efeitos. A seguir, são apresentadas as especificações do modelo, os procedimentos de estimação e a forma de construção da matriz de pesos espaciais que sustenta a análise empírica.

3.1 Estrutura do modelo

Considerando a literatura existente sobre o tema, bem como os objetivos deste estudo — que visam avaliar a validade da LOP em um contexto que permita analisar as interações espaciais entre as unidades observadas —, optou-se pela utilização de modelos de econometria espacial. Essa abordagem permite, entre outras análises, identificar os efeitos que variações nos preços praticados por supermercados vizinhos exercem sobre o custo da cesta básica em um supermercado específico i . Seguindo principalmente os aspectos metodológicos propostos por Bailey, Holly e Pesaran (2016) e por Aquaro, Bailey e Pesaran (2021), o presente exercício econométrico, bem como a exposição dos fundamentos teóricos, está alinhado ao trabalho de Linhares e Araujo (2024) e tem como objetivo estimar um modelo com a seguinte estrutura geral:

$$y_{i,t} = c_i + \varphi_{0i} \sum_{j=1}^N w_{i,j} y_{j,t} + \varphi_{1i} \sum_{j=1}^N w_{i,j} y_{j,t-1} + \lambda_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

para $i = 1, 2, \dots, N$ e $T = 1, 2, \dots, T$, em que a variável dependente $y_{i,t}$ denota o custo da cesta básica observado no supermercado i no período t .

Adicionalmente, o termo c_i pretende capturar efeitos fixos individuais, relacionados a características específicas e invariantes no tempo de cada unidade amostral. A expressão $\sum_{j=1}^N w_{i,j} y_{j,t} = \mathbf{w}_i' \mathbf{Y}_t$ representa o efeito médio de supermercados vizinhos sobre o custo da cesta básica em i no período t , onde $\mathbf{Y}_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{Nt})'$ é o vetor de preços da cesta básica em todos os supermercados no período t e $\mathbf{w}_i'$ é a i -ésima linha da matriz de pesos espaciais $W = (w_{ij})$, de dimensão $N \times N$, sendo w_{ij} os elementos que indicam o grau de proximidade ou influência entre as unidades i e j . Por fim, $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro idiossincrático, que captura choques específicos não explicados pelo modelo.

Empilhando as observações pelas N unidades individuais para cada período t , a Equação 1 pode ser reescrita de forma mais compacta como:

$$Y_t = C + \Phi_0 W Y_t + \Phi_1 W Y_{t-1} + \Lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

Onde $Y_t = y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt}$, $C = (c_1, c_2, \dots, c_{Nt})'$, $\Phi_0 = \text{Diag}(\varphi_0)$ com $\varphi = (\varphi_{0,1}, \varphi_{0,2}, \dots, \varphi_{0,N})'$, $\Phi_1 = \text{Diag}(\varphi_1)$ com $\varphi = (\varphi_{1,1}, \varphi_{1,2}, \dots, \varphi_{1,N})'$, $\Lambda = \text{Diag}(\lambda)$ com $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_N)'$. As matrizes C , Φ_0 , Φ_1 , e Λ são todas diagonais de dimensão $N \times N$, representando, respectivamente: os efeitos fixos heterogêneos, os coeficientes de correlação espacial contemporânea e defasada; e a persistência temporal dos choques nas variações dos preços da cesta básica.

A dinâmica dos efeitos espaciais nas variações nos preços da cesta básica pode ser analisada a partir da representação da Equação 2 como um modelo de Média Móvel (MA). Supondo que o operador de defasagem seja convergente, é possível demonstrar que a Equação (2) pode ser expressa da seguinte forma:

$$Y_t = B_0^{-1} \varepsilon_t + (B_0^{-1} B_1) B_0^{-1} \varepsilon_{t-1} + (B_0^{-1} B_1)^2 B_0^{-1} \varepsilon_{t-2} + (B_0^{-1} B_1)^3 B_0^{-1} \varepsilon_{t-3} + \dots, \quad (3)$$

$$Y_t = \Psi_0 \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \Psi_3 \varepsilon_{t-3} + \dots, \quad (4)$$

onde $B_0 = \Phi_0 W$, $B_1 = \Lambda + \Phi_1 W$ e $\Psi_l = [\psi_{i,j,l}]$.

Entre outros efeitos dinâmicos, as equações acima permitem analisar como os preços praticados por um determinado supermercado i reagem a variações nos preços da cesta básica dos supermercados em sua vizinhança. Esse tipo de efeito é comumente denominado pela literatura como *spill-in*, que representa uma medida da influência dos vizinhos. Seguindo a interpretação de Le Sage e Chih (2016) e Aquaro, Bailey e Pesaran (2021), o efeito *spill-in* (ESI) pode ser obtido através da soma dos elementos fora da diagonal principal na i -ésima linha de Ψ_l , como descrito na equação abaixo:

$$ESI(i, l) = \sum_{j=1, j \neq i}^N \psi_{i,j,l}, \quad (5)$$

resumindo, a Equação (5) permite capturar o efeito que um choque nos preços de outros supermercados, $\varepsilon_{j,t}$, exerce sobre o supermercado i no tempo $t + l$.

Em adição ao efeito instantâneo calculado em (5), também é possível obter o efeito *spill-in* acumulado (ESIA) h períodos após o choque inicial:

$$ESIA(i, h) = \sum_{l=0}^h \sum_{j=1, j \neq i}^N \psi_{i,j,l}, \quad (6)$$

os efeitos *spill-in* acumulados representam o impacto das variações nos preços da cesta básica em supermercados vizinhos sobre os preços praticados pelo supermercado i ao longo do tempo. Um valor positivo de ESIA indica que aumentos nos preços em outros supermercados tendem a provocar aumentos correspondentes no supermercado i , enquanto um valor negativo sugere uma relação inversa.

3.2 Procedimento para estimação

As equações apresentadas na seção anterior descrevem a versão heterogênea do modelo autorregressivo espacial para dados em painel (HSAR), destacando-se por envolver dois aspectos fundamentais que exigem atenção particular, em razão de seu impacto direto sobre os métodos de estimação e os procedimentos de inferência. O primeiro diz respeito à heterogeneidade do coeficiente espacial φ_i , que varia entre as unidades da amostra. Conforme destacado por Aquaro, Bailey e Pesaran (2021), grande parte da literatura existente assume a homogeneidade desse parâmetro, ou seja, considera φ constante entre as unidades. Assim, os autores desenvolvem os aspectos teóricos para a estimação e inferência de modelos espaciais em painel com coeficientes espaciais heterogêneos.

O segundo aspecto diz respeito a possível existência de fatores comuns não observados que afetam simultaneamente todas as unidades amostrais. Bailey, Holly e Pesaran (2016) destacam que, em muitas aplicações, a dependência entre as unidades analisadas pode decorrer tanto de fatores comuns quanto de dependência espacial. A dependência transversal associada a fatores comuns (dependência forte), reflete influências que afetam múltiplas unidades simultaneamente. Por outro lado, a dependência espacial (dependência fraca) é caracterizada por interações locais entre unidades específicas. Assim, os autores apontam que confundir essas duas formas de dependência pode levar a evidências espúrias sobre a intensidade da dependência entre unidades.

Com o objetivo de lidar com a possibilidade de coexistência entre diferentes formas de dependência transversal, Bailey, Holly e Pesaran (2016) propõem um procedimento em dois estágios para estimação de (2). O primeiro estágio busca identificar o grau de dependência entre unidades amostrais e, caso necessário, “limpar” as observações dos efeitos associados a fatores comuns não observados. Uma vez que os efeitos de fatores comuns não observados sejam expurgados, o segundo estágio consiste na estimação adequada do modelo espacial.

A etapa inicial consiste na aplicação do teste de dependência transversal (CD) desenvolvido por Pesaran (2004, 2015), cuja hipótese nula assume a presença de dependência fraca entre as unidades. Adicionalmente, computa-se o expoente de dependência transversal, (α), introduzido por Bailey, Kapetanios e Pesaran (2016). Caso a hipótese nula não seja rejeitada, pode-se seguir diretamente para a modelagem espacial. No entanto, se a hipótese for rejeitada, torna-se necessário “desfatorar” os dados, ou seja, eliminar a influência dos fatores comuns. Para esse fim, Bailey, Holly e Pesaran (2016) sugerem que os fatores latentes podem

ser estimados por meio da Análise de Componentes Principais (ACP) ou, alternativamente, com base nas médias entre as unidades.

O procedimento de “desfatoração” é realizado com base na estimação do seguinte modelo de fatores:

$$y_{i,t} = \gamma_{0,i} + \sum_{g=1}^G \gamma_{g,i} F_{g,t} + \pi_{it}, \quad (7)$$

em que, novamente, $y_{i,t}$ representa a variação nos preços da cesta básica no supermercado i no período t ; $\gamma_{0,i}$ corresponde aos efeitos fixos específicos de cada supermercado; $F_{g,t}$ é o g -ésimo fator global, que captura variações temporais comuns nos preços da cesta básica por toda a cidade, com $\gamma_{g,i}$ indicando as respectivas cargas fatoriais. Por fim, π_{it} representa a variação desfatorada dos preços da cesta básica. A Equação 7 foi estimada por Análise de Componentes Principais (ACP), conforme os procedimentos descritos em Bai (2002), que, entre outros aspectos, define os critérios utilizados para a determinação do número de fatores globais a serem incluídos na equação.

Após a “desfatoração”, é fundamental verificar se os resíduos resultantes da modelagem dos fatores comuns ainda apresentam dependência significativa. Para isso, aplica-se novamente o teste CD, agora sobre os resíduos estimado de (7). Se os resultados indicarem dependência fraca, considera-se que a etapa de controle por fatores foi bem-sucedida, permitindo, assim, prosseguir para a estimação do modelo espacial com maior robustez.

Aquaro, Bailey e Pesaran (2021) desenvolvem um procedimento de estimação por quase máxima verossimilhança (QML), demonstrando que os estimadores QML dos coeficientes espaciais individuais são consistentes e assintoticamente normais. Portanto, os estimadores dos parâmetros da Equação 2, após o processo de desfatoração, são obtidos ao maximizar a seguinte função de log-verossimilhança:

$$(\Phi_0, \Phi_1, \Lambda, \Sigma) = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln \sigma_i^2 + \frac{T}{2} \ln |I_N - B_0| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [(I_N - B_0)Y_t - C - B_1 Y_{t-1}]^{-1} \Sigma^{-1} [(I_N - B_0)Y_t - C - B_1 Y_{t-1}], \quad (8)$$

onde Σ é uma matriz diagonal formada por $(\sigma_1^2, \dots, \sigma_N^2)$, B_0 . Aquaro, Bailey e Pesaran (2021) também desenvolvem estimadores de Média por Grupo (MG), que serão apresentados como resultados iniciais da análise.

3.3 Matriz espacial

Na construção da matriz espacial W , é comum utilizar informações exógenas que não estão diretamente presentes no conjunto de dados analisado. Essas informações podem ser

de natureza geográfica (como a contiguidade física entre regiões), demográfica ou econômica. Um exemplo típico é o uso da contiguidade geográfica, como adotado por Holly et al. (2010, 2011). No entanto, em muitas aplicações econômicas, outras formas de conexão entre unidades espaciais têm se mostrado mais relevantes, como tempos de deslocamento, fluxos migratórios ou comerciais entre regiões.

Essas medidas econômicas são particularmente úteis em modelos GVAR (*Global Vector Autoregressive*), nos quais os pesos comerciais ajudam a compor matrizes que expressam o grau de interdependência entre economias nacionais e seus respectivos parceiros comerciais (Pesaran et al., 2004). Em geral, essas medidas são preferidas às puramente geodésicas, por refletirem mais diretamente os comportamentos econômicos que geram os dados observados. Além disso, elas permitem que a matriz W varie ao longo do tempo — algo impossível quando se utiliza apenas distância física para definir os pesos.

Neste trabalho, a matriz W será construída com base na proximidade geográfica entre os estabelecimentos, considerando-se uma distância máxima de 2 km entre supermercados. Dessa forma, presume-se que os efeitos espaciais relevantes ocorrem majoritariamente entre unidades localizadas em áreas próximas, onde há maior potencial de competição direta, similaridade de demanda e dinâmica de preços. Tal critério visa capturar interações locais de curto alcance, mantendo a coerência com o escopo microeconômico da análise.

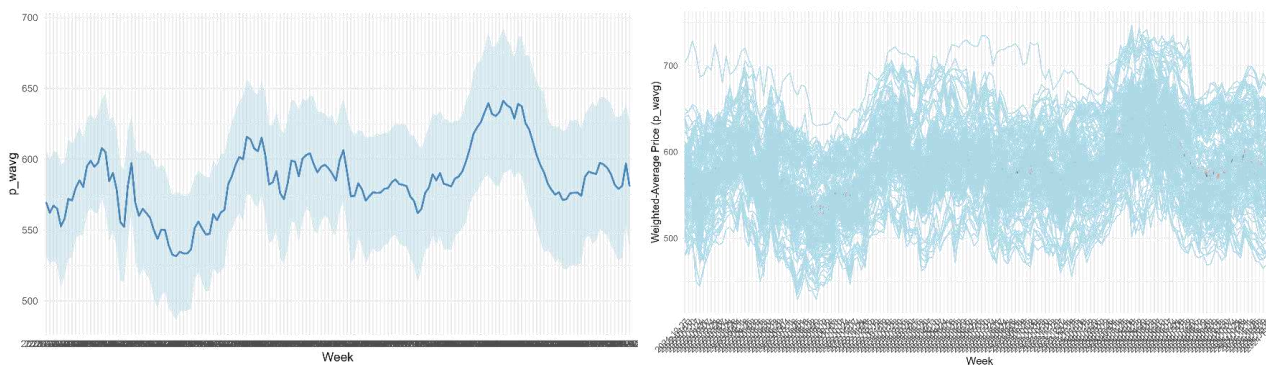
4 RESULTADOS

A apresentação dos resultados obtidos ao longo da pesquisa está estruturada em duas partes complementares. Inicialmente, realiza-se uma análise exploratória da base de dados, com o intuito de descrever padrões, variações e eventuais heterogeneidades espaciais e temporais que possam influenciar os fenômenos observados. Na sequência, são discutidos os achados do exercício econométrico, com base no modelo delineado na seção metodológica, visando quantificar as relações de interesse. Essa abordagem permite combinar uma visão descritiva dos dados com uma avaliação estatística mais robusta das interdependências identificadas.

4.1 Análise exploratória dos dados

A análise exploratória da base de dados aborda quatro dimensões principais: (i) os preços dos produtos que compõem a cesta básica, com ênfase em sua evolução temporal e possíveis variações espaciais; (ii) as receitas geradas pelas vendas desses produtos, considerando a dinâmica semanal dos supermercados (ver Gráfico A1 do Apêndice A); (iii) o faturamento total das unidades varejistas incluídas na amostra, como indicador complementar de desempenho comercial (ver Gráfico A2 do Apêndice A); e (iv) a distribuição das distâncias entre os supermercados e a caracterização da vizinhança com base em um raio de 2 km, utilizada na construção da matriz espacial.

Gráfico 1 – Preço da cesta básica: valores médios



Painel (a): preço médio da cesta básica

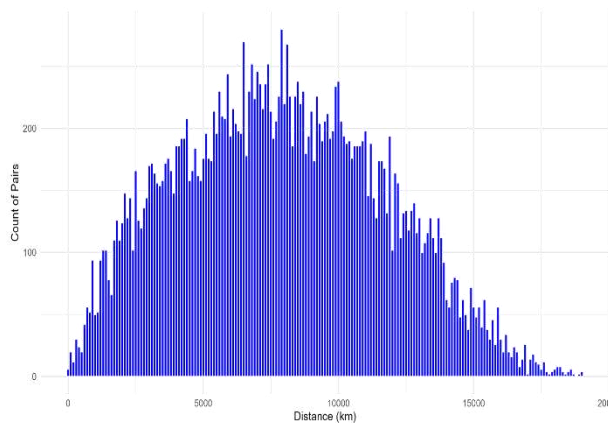
Painel (b): preço médio desagregado

Fonte: Elaborado pelo autor

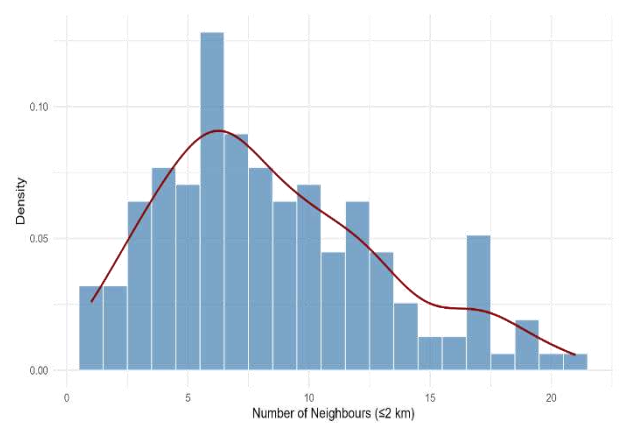
O Gráfico 1 exibe a trajetória média dos preços da cesta básica. O Pannel (a) mostra a evolução do preço médio agregado entre os anos de 2022 e 2024, revelando oscilações que podem ser atribuídas a choques sazonais, variações nos custos de insumos e políticas econômicas mais amplas. Já o Pannel (b) desagrega os preços por supermercado, evidenciando heterogeneidade relevante entre os estabelecimentos analisados. Essa assimetria sugere que a convergência de preços pode ocorrer de forma não uniforme entre os diferentes supermercados analisados, tornando mais complexa a verificação empírica da LOP.

O Gráfico 2 detalha a estrutura espacial da amostra. O Pannel (a) apresenta a distribuição das distâncias entre os 156 supermercados, evidenciando que muitos estabelecimentos estão localizados a menos de 2 km entre si, o que sugere a existência de zonas de alta densidade comercial com potencial de concorrência direta. O Pannel (b) complementa essa análise ao ilustrar a configuração da vizinhança adotada para construção da matriz espacial, reforçando a presença de agrupamentos de supermercados em determinadas regiões da cidade. Essa heterogeneidade espacial é central para a análise empírica, pois permite avaliar como a proximidade geográfica pode afetar a formação de preços e a transmissão de choques entre os estabelecimentos.

Gráfico 2 – Vizinhança dos supermercados analisados



Painel (a): Distribuição das distâncias entre os supermercados



Painel (b): vizinhança dos supermercados usando 2km

Fonte: Elaborado pelo autor

4.2 Análise econométrica

Inicialmente, aplicou-se o teste CD proposto por Pesaran (2004, 2015), cuja hipótese nula assume a existência de dependência transversal fraca, com o objetivo de avaliar

a magnitude da interdependência entre as unidades na variação dos preços da cesta básica. O valor da estatística do teste foi 109,6. Comparado ao valor crítico ao nível de significância de 5%, esse resultado leva à rejeição da hipótese nula. Diante da rejeição da hipótese de dependência fraca, estimou-se o expoente de dependência transversal (α) de Bailey, Kapetanios e Pesaran (2016), o qual quantifica o grau de dependência transversal da variável analisada. Valores de α próximos a 1 indicam dependência transversal forte. No presente caso, o valor estimado foi $\alpha = 0,9975$, sugerindo que a variação nos preços da cesta básica está fortemente correlacionada entre as unidades, caracterizando um elevado grau de dependência transversal.

Conforme discutido na metodologia, os resultados acima apontam a necessidade de “desfatorar” os dados antes de estimar o modelo econométrico. O resultado do teste CD para os dados desfatorados foi de -1,25, representando uma redução significativa em relação ao valor obtido com os dados brutos. Nesse caso, não se rejeita a hipótese nula de dependência transversal fraca, segundo o critério de Pesaran (2004, 2015). Para complementar a análise, estimou-se o expoente de dependência transversal, obtendo-se o valor de $\alpha = 0,55$. De acordo com Bailey, Kapetanios e Pesaran (2016), valores próximos a 0,50 indicam ausência de dependência transversal forte. Portanto, os resultados sugerem que, após o desfatoramento dos dados, a dependência entre as unidades é substancialmente reduzida, não caracterizando um padrão de interdependência forte.

A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo estimado a partir de uma abordagem agregada, na qual são calculadas as médias dos parâmetros estimados individualmente para cada supermercado da amostra. Além disso, são reportados os resultados com dados “desfatorados”, bem como aqueles obtidos sem a aplicação desse procedimento. Observa-se, inicialmente, que as estimativas médias dos coeficientes associados às defasagens espaciais ($\bar{\Phi}_0$ e $\bar{\Phi}_1$) apresentam sinais positivos em ambos os painéis, indicando que, na média, variações no preço da cesta básica do supermercado i estão positivamente correlacionadas com alterações nos preços praticados pelos supermercados vizinhos.

Tabela 3: Estimação do modelo – resultado agregado

	Coeficiente	Desvio-Padrão	IC 95%
Painel A: Δ Preços			
$\bar{C}$	0,04366*	0,02198	[0.000572, 0.08673876]
$\bar{\Lambda}$	-0,2097*	0,00871	[-0.22679, -0.1926368]

$\bar{\Phi}_0$	0,61873*	0,02714	[0.565541, 0.67192527]
$\bar{\Phi}_1$	0,23091*	0,01737	[0.196877, 0.26494977]
Painel B: Δ Preços desfatorados			
$\bar{C}$	0,01117	0,00638	[0.00132, 0.023667]
$\bar{\Lambda}$	-0,2485	0,00986	[0.26777, -0.22914]
$\bar{\Phi}_0$	0,0202	0,05077	[-0.0793, 0.11971]
$\bar{\Phi}_1$	0,01786	0,02789	[-0.0368, 0.072527]

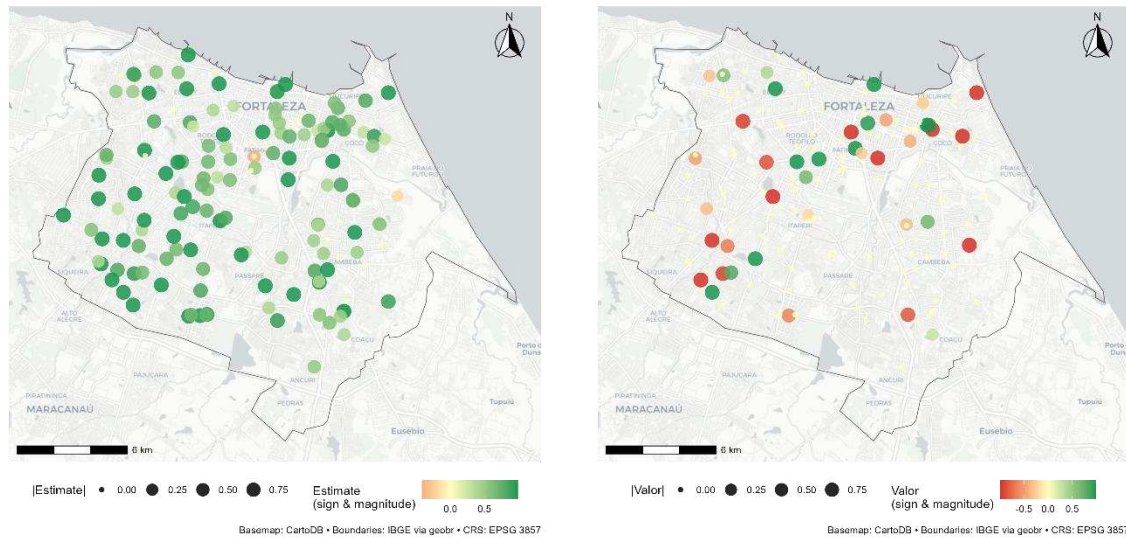
Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: * denota significância estatística ao nível de 5%.

Contudo, é importante destacar que os coeficientes estimados são estatisticamente significativos ao nível de 5% apenas no caso em que a estimação foi realizada sem considerar a presença de dependência transversal forte na variação dos preços da cesta básica (Painel a). Quando se aplica o processo de desfatoração (Painel b), os coeficientes estimados apresentam magnitude consideravelmente menor e deixam de ser estatisticamente diferentes de zero. Esse resultado sugere que os efeitos observados na primeira estimação estão fortemente associados à presença de fatores comuns que afetam simultaneamente os preços praticados pelos supermercados de Fortaleza, e não à influência direta das variações nos preços dos supermercados vizinhos.

Embora a Tabela 3 apresente os resultados médios das dinâmicas temporal e espacial dos preços da cesta básica, o modelo estimado também permite investigar as particularidades do comportamento dos preços em nível individual para cada supermercado incluído na amostra. Analisar o comportamento individual dos supermercados é fundamental para os objetivos do presente trabalho, pois permite inferir sobre a existência ou ausência de competição entre eles na definição dos preços dos itens que compõem a cesta básica em Fortaleza.

Gráfico 3 – Coeficiente de correlação espacial instantâneo

Painel (a): Δ PreçosPainel (b): Δ Preços desfatorados

Fonte: Elaborado pelo autor

Para realizar a análise individual discutida acima, o Gráfico 3 apresenta os coeficientes de correlação espacial instantânea ($\varphi_{0,i}$), estatisticamente significativos, para os supermercados analisados. Assim como na Tabela 3, são reportadas as estimativas obtidas com dados “desfatorados” e não “desfatorados”. Considerando inicialmente o Painel (a) do Gráfico 12, verifica-se que variações positivas nos preços da cesta básica tendem a se propagar entre os supermercados. Nesse contexto, não há evidências de competição espacial entre os estabelecimentos da amostra analisada. Esse resultado é evidenciado pelo fato de que a maioria dos coeficientes estimados para a correlação espacial instantânea apresenta sinal positivo, representado pelos pontos verdes no mapa.

Entretanto, assim como observado nas estimativas médias, os resultados obtidos a partir dos dados desfatorados (Painel b) indicam um cenário distinto. Em primeiro lugar, a quantidade de coeficientes estatisticamente significativos é consideravelmente menor, o que pode explicar a ausência de significância agregada no Painel b da Tabela 3. Ademais, observa-se uma heterogeneidade nos sinais dos coeficientes de correlação espacial instantânea estimados, sugerindo a presença de comportamento competitivo em alguns supermercados. Nesses casos, conforme indicado pelos coeficientes negativos, há indícios de que certos estabelecimentos reduziram seus preços em resposta ao aumento de preços por concorrentes próximos — representados pelos pontos vermelhos no mapa. Esse resultado dialoga diretamente com Lewis (2016), que interpreta coeficientes negativos como reflexo de

estratégias de diferenciação de preços, especialmente em mercados com marcas premium e redes de desconto convivendo no mesmo espaço geográfico.

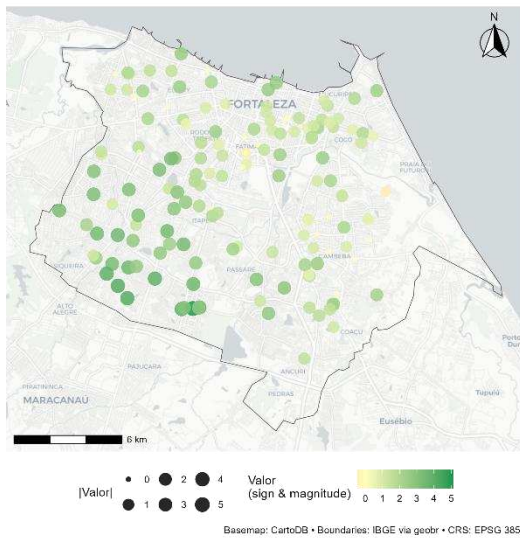
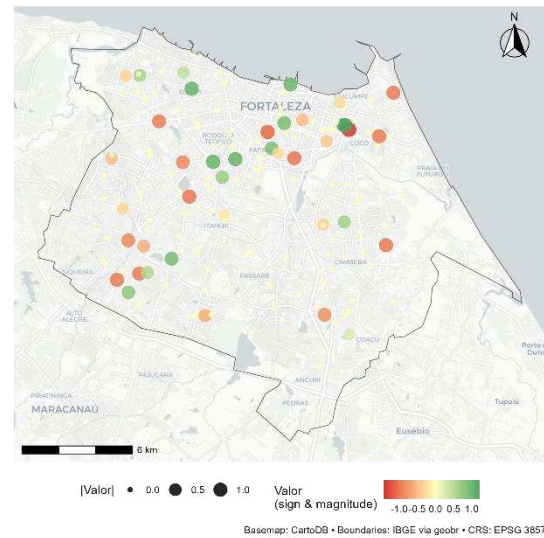
Acerca dos resultados visualizados no Gráfico 3 e comentados acima, é necessário avaliá-los à luz da LOP, segundo a qual os preços de bens homogêneos deveriam convergir entre locais distintos, refletindo uma relação de equilíbrio e evitando arbitragem. Esse mecanismo tenderia a alinhar os preços entre concorrentes próximos, promovendo a sincronização dos movimentos de preços. No entanto, os sinais negativos identificados em alguns coeficientes, sobretudo nos resultados com dados desfatorados, sugerem o oposto: a presença de comportamento competitivo. Nessas situações, quando um supermercado eleva os preços da cesta básica, os concorrentes vizinhos respondem com reduções, numa tentativa de se tornarem mais atrativos aos consumidores, rompendo com o padrão de convergência esperado pela LOP.

Esse padrão competitivo, entretanto, não se manifesta de forma ampla nem coordenada. A análise indica que os supermercados não estão ajustando seus preços de maneira sincronizada em relação ao custo total da cesta básica, o que implica uma falha da LOP no curtíssimo prazo, especialmente em dados semanais como os utilizados nesta análise. A presença de sincronização apenas nos dados não desfatorados aponta que os choques comuns, como variações de custos generalizadas ou políticas de preços amplas, tendem a se propagar de maneira semelhante em toda a cidade.

Ao controlar tais choques, a heterogeneidade entre os supermercados se evidencia, e os indícios de competição aparecem, ainda que de forma localizada e limitada. Assim, embora possa haver competição em itens específicos, como arroz ou feijão, os resultados não indicam um padrão consistente de competição no nível agregado da cesta de bens. Portanto, a correlação espacial positiva observada antes da desfatoração pode sugerir movimentos induzidos por choques comuns, enquanto os poucos sinais negativos encontrados após a desfatoração oferecem indícios pontuais de competição entre estabelecimentos.

Em adição aos resultados instantâneos apresentados anteriormente, é possível analisar também como as variações nos preços dos supermercados vizinhos continuam a repercutir nos períodos subsequentes à ocorrência do choque de preço. Para isso, os gráficos 4 e 5 reportam os ESIA obtidos através da Equação 6 em um período de 1 e 5 semanas, respectivamente.

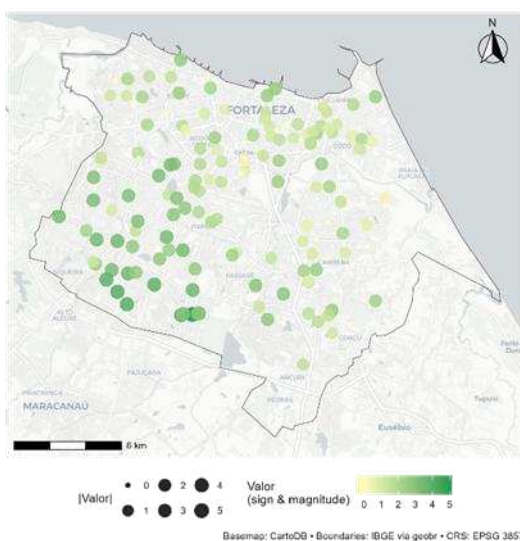
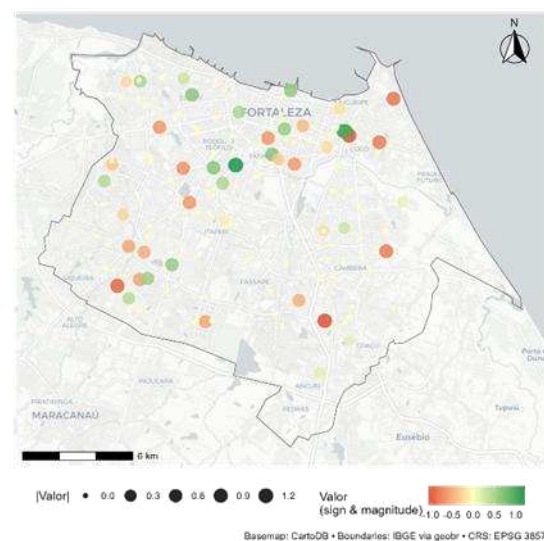
Gráfico 4 – Resultados do ESIA - 1 semana

Painel (a): Δ PreçosPainel (b): Δ Preços desfatados

Fonte: Elaborado pelo autor

Em comparação aos resultados instantâneos, os efeitos cumulativos revelam duas informações principais: (i) como era esperado, a magnitude da correlação tende a enfraquecer à medida que o horizonte temporal se afasta do momento do choque, o que pode ser observado pela redução na intensidade das cores nos mapas; e (ii) apesar dessa diminuição, mesmo após cinco semanas ainda se observa repercussão estatisticamente significativa, reforçando a evidência de um comportamento competitivo relevante por parte de alguns supermercados na definição dos preços dos itens da cesta básica.

Gráfico 5 – Resultados do ESIA - 5 semanas

Painel (a): Δ PreçosPainel (b): Δ Preços desfatados

Fonte: Elaborado pelo autor

Com o objetivo de complementar os resultados evidenciados na análise gráfica anterior, a Tabela 4 apresenta a estimativa média do efeito *spill-in* para cada rede de supermercado, organizadas em ordem decrescente de magnitude. A partir da análise desses resultados, é possível extrair algumas informações relevantes: (i) A rede de supermercados com o maior coeficiente médio estimado — Pão de Açúcar — caracteriza-se por atender predominantemente a clientes de maior renda. (ii) Em contraste, redes como Carnaúba, Centerbox e Cometa operam majoritariamente em regiões periféricas, voltadas a um público-alvo, em geral, de menor poder aquisitivo. Esses resultados sugerem que o comportamento competitivo nos preços dos itens da cesta básica pode estar associado às condições socioeconômicas da área em que cada supermercado está inserido. Esse padrão é coerente com evidências nacionais de Barreto e Holanda (2007), que destacam a importância da renda e do desemprego na formação do custo da cesta básica, e de Khol, Schwarz e Schmitz (2015), que mostram diferenças regionais no Rio Grande do Sul relacionadas ao poder de compra. (iii) É de conhecimento geral que, ao longo da última década, a rede de supermercados Cometa passou por um processo significativo de expansão², com a abertura de diversas novas lojas em diferentes regiões da cidade de Fortaleza. Nesse sentido, é plausível conjecturar que o comportamento competitivo nos preços dos itens da cesta básica possa estar relacionado a uma estratégia deliberada de consolidação da rede em novos mercados. (iv) Por fim, o grupo "Outros" apresenta uma estimativa média negativa para o efeito *spill-in*, o que pode indicar a presença de um efeito tamanho. Considerando que esse grupo é composto, em sua maioria, por estabelecimentos de menor porte, é possível que esses supermercados precisem competir via preço para conseguir concorrer com grandes redes, evidência compatível com a interpretação de Lewis (2016) sobre diferenciação e estratégias competitivas em mercados locais.

Tabela 4: Efeito *spill-in* acumulado - resultados por rede de supermercado

	Nº Estabelecimentos	Estimativa média	Desvio-Padrão
Painel A: 1 semana			
Pão de Açúcar	10	0,20132	0,42835
G Barbosa	5	0,18132	0,40545
Frangolândia	7	0,13316	0,3523
Guará	8	0,12378	0,35009
Super Lagoa	9	0,09796	0,43235

² <https://diariodonordeste.verdesmares.com.br/negocios/cometa-lanca-nova-bandeira-de-loja-de-conveniencia-e-quer-abrir-40-supermercados-em-5-anos-1.3571484>

Carnaúba	4	0,03606	0,46285
Hipermarket	2	0	0
Pinheiro	8	0	0
Super do Povo	5	0	0
Outros	57	-0,0803	0,48925
Cometa	30	-0,0871	0,26877
Centerbox	11	-0,265	0,56616

Painel B: 5 semanas

Pão de Açúcar	10	0,2225	0,3867
G Barbosa	5	0,11746	0,26265
Super Lagoa	9	0,08538	0,35073
Frangolândia	7	0,08507	0,22508
Guará	8	0,08188	0,23158
Hipermarket	2	0	0
Pinheiro	8	0	0
Super do Povo	5	0	0
Carnaúba	4	-0,039	0,29608
Cometa	30	-0,0591	0,1795
Outros	57	-0,0616	0,40545
Centerbox	11	-0,2044	0,43854

Fonte: Elaborado pelo autor

5 CONCLUSÕES

O presente trabalho teve como objetivo central avaliar a validade da Lei do Preço Único (LOP) no contexto da cidade de Fortaleza, com foco nos preços da cesta básica praticados por supermercados. A partir desse objetivo geral, buscou-se investigar em que medida fatores como a competição local e a localização geográfica influenciam a convergência (ou divergência) dos preços de produtos essenciais, contribuindo para compreender os mecanismos de formação de preços no varejo alimentar urbano. Essa abordagem se insere em um esforço mais amplo de conectar princípios teóricos da economia à realidade dos mercados locais, oferecendo subsídios empíricos para a formulação de políticas públicas de regulação e concorrência.

Para atingir esse objetivo, adotou-se uma metodologia baseada em modelos de econometria espacial para dados em painel, com destaque para o modelo HSAR (*Heterogeneous Spatial Autoregressive*), conforme proposto por Bailey, Holly e Pesaran (2016) e Aquaro, Bailey e Pesaran (2021). Esse arcabouço metodológico permitiu analisar os efeitos diretos e indiretos das variações de preços entre os supermercados, bem como distinguir a influência de fatores comuns e choques locais sobre os padrões observados de precificação. Adicionalmente, foi construída uma matriz espacial com base em critérios geográficos, utilizando um raio 2 km para definir vizinhanças relevantes entre os estabelecimentos.

A análise econométrica demonstrou que, quando não se controla por fatores comuns (isto é, antes da "desfatoração" dos dados), há evidências de correlação positiva nos preços entre supermercados vizinhos, o que poderia ser interpretado como sinal de convergência espacial, em consonância com a LOP. No entanto, após o controle por fatores comuns, os efeitos espaciais estimados perdem significância estatística em termos agregados, e os poucos coeficientes significativos passam a apresentar sinais heterogêneos, incluindo valores negativos, sugerindo a presença de competição local de preços.

Além disso, a análise por rede de supermercado revelou que o comportamento competitivo não é homogêneo entre os grupos. Supermercados voltados a públicos de maior renda apresentaram maior efeito médio de *spill-in* acumulado, enquanto estabelecimentos menores ou em expansão recente demonstraram padrões compatíveis com estratégias agressivas de precificação. Esses achados reforçam a importância de considerar as características estruturais das redes e a localização socioeconômica de seus estabelecimentos.

Por fim, reconhecem-se algumas limitações que abrem caminho para estudos futuros. A análise concentrou-se na dimensão espacial em um horizonte temporal semanal, o

que pode não capturar plenamente efeitos de longo prazo ou padrões sazonais mais amplos. Além disso, o uso de um índice agregado da cesta básica pode mascarar comportamentos distintos entre os itens individuais. Investigações futuras podem aprofundar a análise desagregada por produto, incorporar variáveis explicativas como renda local ou presença de políticas promocionais, bem como explorar outros formatos de matriz espacial.

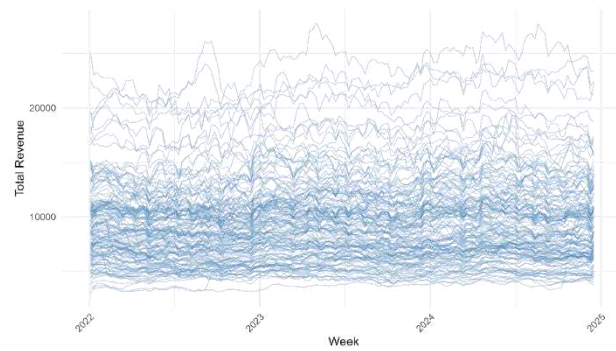
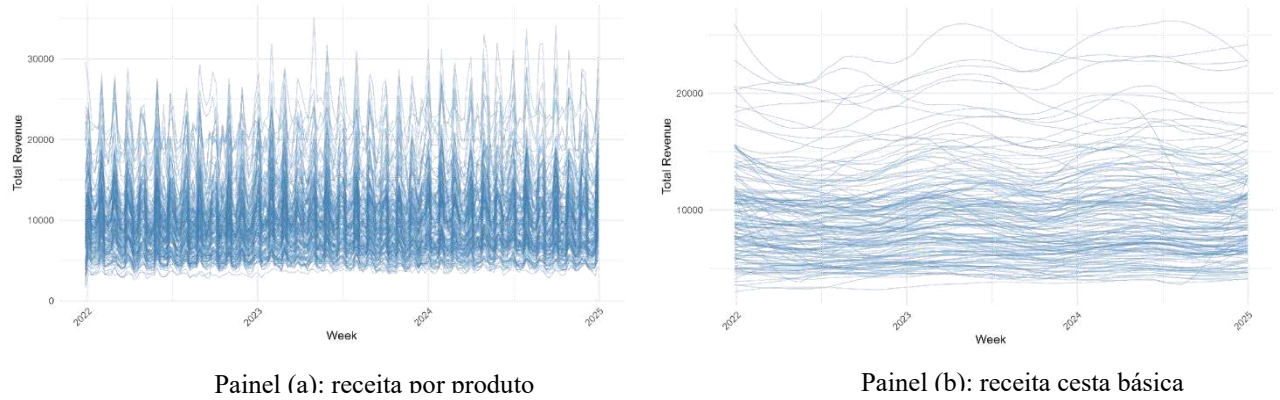
REFERÊNCIAS

- AQUARO, Michele; BAILEY, Natalia; PESARAN, M. Hashem. Estimation and inference for spatial models with heterogeneous coefficients: An application to US house prices. **Journal of Applied Econometrics**, v. 36, n. 1, p. 18-44, 2021.
- BAILEY, Natalia; HOLLY, Sean; PESARAN, M. Hashem. A two-stage approach to spatio-temporal analysis with strong and weak cross-sectional dependence. **Journal of Applied Econometrics**, v. 31, n. 1, p. 249-280, 2016.
- BALAGUER, Jacint; CERRILLO, José Carlos Pernías. Spatial density, average prices and price dispersion. Evidence from the Spanish hotel industry. **Working papers= Documentos de trabajo: Serie EC-(Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas)**, n. 3, p. 1, 2010.
- BARRETO, Ricardo Candéa Sá; DE HOLANDA, Fabrício José Costa. Variáveis determinantes do custo da cesta básica em Fortaleza. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 38, n. 2, p. 199-210, 2007.
- BARRON, John M.; TAYLOR, Beck A.; UMBECK, John R. Number of sellers, average prices, and price dispersion. **International Journal of Industrial Organization**, v. 22, n. 8-9, p. 1041-1066, 2004.
- BORRAZ, Fernando; ZIPITRÍA, Leandro. Varieties as a source of law of one price deviations. **International Economics**, v. 172, p. 1-14, 2022.
- ÇAĞLAYAN, Mustafa; FILIZTEKIN, Alpay. The law of one price and the role of market structure. 2012.
- CRUCINI, Mario J.; SHINTANI, Mototsugu. Persistence in law of one price deviations: Evidence from micro-data. **Journal of Monetary Economics**, v. 55, n. 3, p. 629-644, 2008.
- GÓES, Carlos; MATHESON, Troy. Domestic market integration and the law of one price in Brazil. **Applied Economics Letters**, v. 24, n. 5, p. 284-288, 2017.
- HOLLY, Sean; PESARAN, M. Hashem; YAMAGATA, Takashi. A spatio-temporal model of house prices in the USA. **Journal of Econometrics**, v. 158, n. 1, p. 160-173, 2010.
- HOLLY, Sean; PESARAN, M. Hashem; YAMAGATA, Takashi. The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK. **Journal of urban economics**, v. 69, n. 1, p. 2-23, 2011.
- KOHL, André; SCHWARZ, Gilberto; SCHMITZ, Sheila. Cesta básica x salário mínimo: um estudo comparativo dos preços dos produtos que compõem a cesta básica segundo o DIEESE em quatro cidades do Rio Grande do Sul. **La Salle Estrela – Revista Digital, Estrela**, v. 1, n. 3, p. 39-128, jan./jul. 2015.
- LACERDA, Gustavo Barbeito de Vasconcellos Lantimant. **Lei do Preço Único: soja no Brasil e na China**. 2009. Tese de Doutorado.

- LEAL, Bruno Westin Prado Soares. Lei do preço único e seus desvios: existe algum padrão?. 2009.
- LESAGE, James P.; CHIH, Yao-Yu. Interpreting heterogeneous coefficient spatial autoregressive panel models. **Economics Letters**, v. 142, p. 1-5, 2016.
- LEWIS, Matthew. Price dispersion and competition with differentiated sellers. **The Journal of Industrial Economics**, v. 56, n. 3, p. 654-678, 2008.
- LINHARES, Fabricio; ARAUJO, Marcus Vinicius. Mapping spatial crime diffusion and its relation to socioeconomic factors: an analysis for Fortaleza, Brazil. Fortaleza: CAEN/UFC, 2024. Working paper.
- MILJKOVIC, Dragan. The law of one price in international trade: A critical review. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 21, n. 1, p. 126-139, 1999.
- PESARAN, M. Hashem. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge Working Papers. **Economics**, v. 1240, n. 1, p. 1, 2004.
- PESARAN, M. Hashem; SCHUERMANN, Til; WEINER, Scott M. Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 22, n. 2, p. 129-162, 2004.
- PESARAN, M. Hashem. Testing weak cross-sectional dependence in large panels. **Econometric reviews**, v. 34, n. 6-10, p. 1089-1117, 2015.
- RICHARDS, Timothy J.; HAMILTON, Stephen F. Rivalry in price and variety among supermarket retailers. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 88, n. 3, p. 710-726, 2006.
- SAMANIEGO RUIZ DIAZ, Adriana. **Cross-border price convergence: the case of the MERCOSUR**. 2009. Tese de Doutorado. Kansas State University.
- SANTERAMO, Fabio. Price dynamics, LOP and quantile regressions. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 47, n. 3, p. 513-528, 2022.
- WESTERICH FILHO, Valdemir Angelo. Transmissão de preços no mercado de milho brasileiro: um estudo das regiões Sul e Centro-Oeste. 2014.
- ZHAO, Ying. Price dispersion in the grocery market. **The Journal of Business**, v. 79, n. 3, p. 1175-1192, 2006.

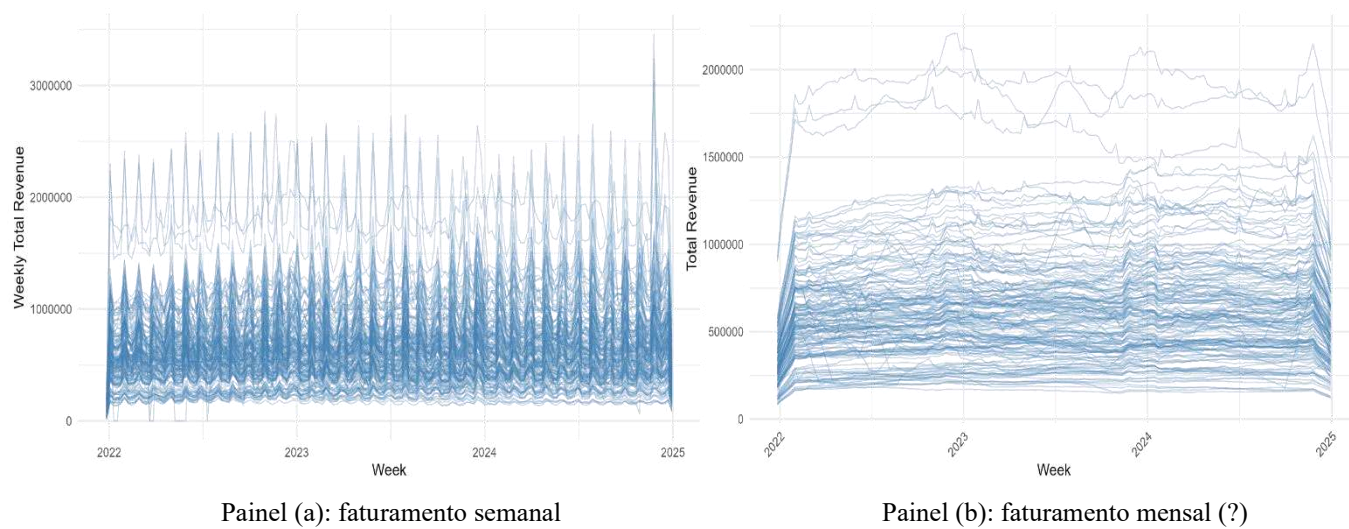
APÊNDICE A – RESULTADOS ADICIONAIS

Gráfico A1: Receita com produtos da cesta básica



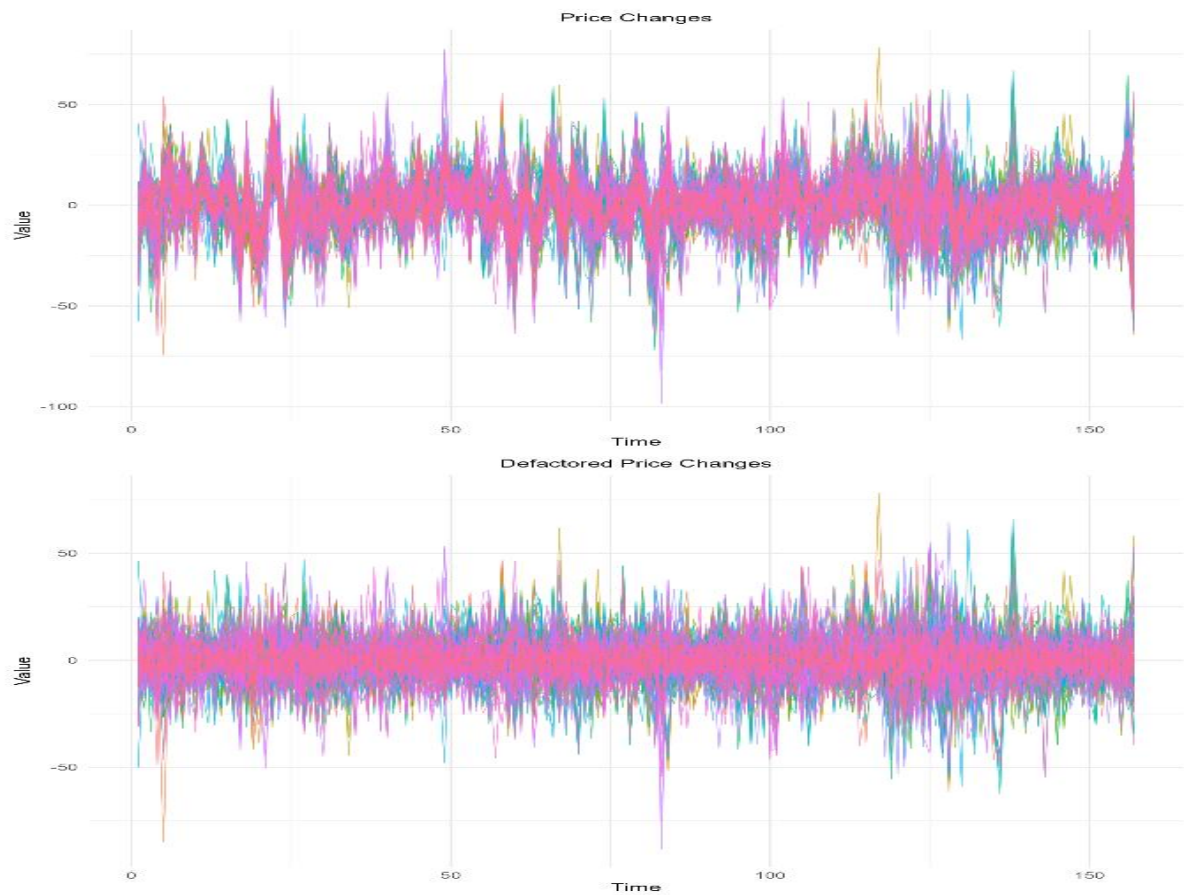
Fonte: elaborado pelo autor

Gráfico A2: Faturamento dos supermercados (?)



Fonte: elaborado pelo autor

Gráfico A3: Variação nos preços da cesta básica – valores brutos e desfatorados



Fonte: elaborado pelo autor

Gráfico A4: Mapa de calor de correlação – valores brutos e desfatorados



Fonte: elaborado pelo autor