



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA–CAEN

PRISCILA SILVA RODRIGUES FALCONERI

**ENSAIOS UTILIZANDO ECONOMETRIA ESPACIAL: APLICAÇÕES EM
MODELOS DE DECISÃO DE FAMÍLIAS EM ÁREAS DE RISCO E
PRECIFICAÇÃO E DEMANDA POR GASOLINA EM POSTOS DE COMBUSTÍVEIS
DE FORTALEZA-CE**

FORTALEZA

2023

ENSAIOS UTILIZANDO ECONOMETRIA ESPACIAL: APLICAÇÕES EM MODELOS
DE DECISÃO DE FAMÍLIAS EM ÁREAS DE RISCO E PRECIFICAÇÃO E DEMANDA
POR GASOLINA EM POSTOS DE COMBUSTÍVEIS DE FORTALEZA-CE

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Pós-Graduação em Economia – CAEN da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de doutor em economia.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Brito Soares.

FORTALEZA

2023

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)

F172e Falconeri, Priscila.
ENSAIOS UTILIZANDO ECONOMETRIA ESPACIAL: APLICAÇÕES EM MODELOS DE DECISÃO DE FAMÍLIAS EM ÁREAS DE RISCO E PRECIFICAÇÃO E DEMANDA POR GASOLINA EM POSTOS DE COMBUSTÍVEIS DE FORTALEZA-CE / Priscila Falconeri. – 2023.
98 f. : il. color.

Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2023.
Orientação: Prof. Dr. Ricardo Brito Soares.

1. Efeito Vizinhança. 2. Autocorrelação Espacial. 3. Elasticidade da Demanda. I. Título.

CDD 330

PRISCILA SILVA RODRIGUES FALCOBERI

ENSAIOS UTILIZANDO ECONOMETRIA ESPACIAL: APLICAÇÕES EM MODELOS DE DECISÃO DE FAMÍLIAS EM ÁREAS DE RISCO E PRECIFICAÇÃO E DEMANDA POR GASOLINA EM POSTOS DE COMBUSTÍVEIS DE FORTALEZA-CE

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Pós-Graduação em Economia – CAEN da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de doutor em economia.

Aprovada em: 31/07/2023.

BANCA EXAMINADORA

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

Prof. Dr. Sérgio Aquino de Sousa
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Francisco Gildemir Ferreira da Silva
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Daniel Tomaz de Sousa
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Dra. Juliane da Silva Ciriaco
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)

A Deus.

A minha mãe e minha irmã, Damiana e Débora.

As minhas amadas sobrinhas, Marianna e

Laura

A meu esposo Eduardo.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Jesus Cristo, meu Deus e Senhor, por me abençoar em tudo, por me dar as condições para conseguir realizar o sonho de fazer um doutorado e por ser o mestre dos mestres me ensinando o que é o amor.

Toda a minha gratidão à minha família que sempre me ajudaram de forma direta ou indireta a conquistar meus sonhos. Agradeço especialmente a minha amada mãe Damiana Rodrigues e a minha irmã Débora Narciso, por serem minhas melhores amigas e sempre me incentivarem e darem suporte. Agradeço também a minha tia, Isabel Cristina (*in memória*) por ter sempre acreditado em mim e ser peça fundamental na minha vida para que eu conseguisse me dedicar aos estudos.

Ao meu esposo Eduardo Falconeri por ser meu companheiro em tudo e parceiro na vida.

Agradeço aos meus colegas de turma por todas as experiências trocadas e parceria. Agradeço em especial a dois amigos que adquiri na pós-graduação, Daniel e Adreciane, sem eles nada teria sido como foi. Juntos nós conseguimos, dando suporte um ao outro, concluir o mestrado e doutorado de forma mais leve, dividindo aflições, problemas e expectativas.

Meu grande agradecimento e gratidão a todos os professores que tive em toda trajetória acadêmica no mestrado e doutorado no Programa de Pós-Graduação em Economia (CAEN/UFC), agradeço em especial aos funcionários do CAEN, Kléber, Márcia e Carmem por serem sempre prestativos com todos os alunos e darem todo suporte necessário.

Ao Prof. Dr. Ricardo Brito Soares, pela excelente orientação e dedicação ao longo do mestrado e doutorado.

Aos professores participantes da banca examinadora Prof. Dr. Sérgio Aquino de Sousa, Prof. Dr. Francisco Gildemir Ferreira da Silva, Prof. Dr. Daniel Tomaz de Sousa e a Dra. Juliane da Silva Ciriaco pelo tempo, pelas valiosas colaborações e sugestões.

À Instituição Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo apoio financeiro com a manutenção da bolsa de auxílio nos primeiros dois anos de doutorado.

“Everything is related to everything else but nearby things are more related than distant things.”

(Waldo Tobler, geógrafo).

RESUMO

A tese apresenta um conjunto de 3 artigos que buscam demonstrar a partir da análise espacial, se as decisões dos agentes, são influenciadas pelas ações de seus vizinhos, ou seja se existe um padrão espacial na tomada de decisão. O primeiro capítulo analisa a decisão das famílias que foram retiradas das margens do Rio Cocó em Fortaleza (Projeto Rio Cocó), e que tiveram que decidir entre receber indenização pelas benfeitorias realizadas no imóvel que moravam ou serem realocadas em conjuntos habitacionais do Programa Minha Casa Minha Vida. Buscou-se investigar em destaque se as decisões individuais apresentaram correlação espaciais das decisões dos vizinhos. Os dados utilizados para a análise são do monitoramento do projeto, sendo possível a partir desses observar características das famílias, da residência e também o georreferenciamento das moradias. Assim foi estimado um modelo *probit* espacial (WILHELM, DE MATOS; 2013), encontrando-se evidências favoráveis ao efeito espacial de interação entre vizinhos. O segundo capítulo da tese tem como objetivo testar e modelar a existência de efeito vizinhança e de autocorrelação espacial em modelos de demanda por gasolina em Fortaleza, utilizando microinformações de quantidade e preço de gasolina ao nível de postos de gasolina de Fortaleza. Para isso são usadas informações das notas fiscais eletrônicas da Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará (SEFAZ), sendo estimados modelos de dados em painel espacial a partir do Método de Momentos Generalizados (GMM) (MILLO, *et al*, 2012; SANTOS E FARIA, 2012). Os principais resultados encontrados revelam que negligenciar a correlação espacial em modelos de demanda implicam em viés na estimação da elasticidade-preço de gasolina. O terceiro capítulo da tese analisa se o processo de ajustes de preços dos combustíveis após um choque de custo, apresenta um padrão espacial entre os postos de gasolina de Fortaleza. Mais especificamente, objetiva analisar a existência de um padrão espacial na majoração dos preços cobrados, fazendo com que os postos mais próximos entre si apresentem variação de preços semelhantes. Para a análise foram criadas matrizes de pesos espaciais em diferentes distâncias e observados o valor do I de Moran para a observação e teste de autocorrelação espacial. Os principais resultados encontrados demonstram haver um padrão espacial da variação percentual dos preços e que a medida que a distância entre os postos aumenta a força desse padrão espacial se torna menor.

Palavras-chave: Efeito Vizinhança; Autocorrelação Espacial; Elasticidade da Demanda.

ABSTRACT

The thesis presents a set of 3 articles that seek to demonstrate, from spatial analysis, whether the agents' decisions are influenced by the actions of their neighbors, that is, whether there is a spatial pattern in decision making. The first chapter analyzes the decision of the families that were removed from the banks of the Cocó River in Fortaleza (Rio Cocó Project), and who had to decide between receiving compensation for the improvements made to the property they lived in or being relocated in housing projects of the Minha Casa Minha Vida Program. We sought to investigate whether individual decisions were spatially correlated with neighbors' decisions. The data used for the analysis are from the monitoring of the project, making it possible to observe characteristics of the families, the residence and also the georeferencing of the houses. Thus, a spatial probit model was estimated (WILHELM, DE MATOS; 2013), finding evidence favorable to the spatial effect of interaction between neighbors. The second chapter of the thesis aims to test and model the existence of neighborhood effect and spatial autocorrelation in models of demand for gasoline in Fortaleza, using microinformation of quantity and price of gasoline at the level of gas stations in Fortaleza. For this purpose, information from electronic invoices from the Treasury Department of the State of Ceará (SEFAZ) is used, and spatial panel data models are estimated using the Generalized Moments Method (GMM) (MILLO, et al, 2012; SANTOS E FARIA, 2012). The main results found reveal that neglecting the spatial correlation in demand models implies bias in the estimation of gasoline price elasticity. The third chapter of the thesis analyzes whether the process of fuel price adjustments after a cost shock presents a spatial pattern among gas stations in Fortaleza. More specifically, it aims to analyze the existence of a spatial pattern in the increase in prices charged, making the gas stations closest to each other present similar price variations. For the analysis, matrices of spatial weights were created at different distances and the value of Moran's I was observed for the observation and spatial autocorrelation test. The main results found show that there is a spatial pattern of the percentage change in prices and that as the distance between stations increases, the strength of this spatial pattern becomes smaller.

Keywords: Neighborhood Effect; Spatial Autocorrelation; Demand Elasticity.

LISTA DE FIGURAS

CAPÍTULO 1 - CASA OU DINHEIRO? MODELOS ESPACIAIS DE DECISÃO DE FAMÍLIAS EM ÁREAS DE RISCO DO PROJETO RIO COCÓ

Figura 1 - Mapa dos Domicílios Participantes do Projeto Rio Cocó 34

CAPÍTULO 2 - ELASTICIDADE-PREÇO DA DEMANDA POR GASOLINA EM FORTALEZA: UMA ABORDAGEM USANDO MODELOS ESPACIAIS DE DADOS EM PAINEL

Figura 1 - Ligação entre os postos de gasolina para que cada um tenha pelo menos 1 vizinho63

CAPÍTULO 3 - ANÁLISE DO PADRÃO ESPACIAL DA VARIAÇÃO DOS PREÇOS DA GASOLINA DURANTE PERÍODO DE MAJORAÇÃO

Figura 1 - Mapas de localização dos postos de acordo com os preços a cada dia.86

LISTA DE GRÁFICOS

CAPÍTULO 1 - CASA OU DINHEIRO? MODELOS ESPACIAIS DE DECISÃO DE FAMÍLIAS EM ÁREAS DE RISCO DO PROJETO RIO COCÓ

Gráfico 1 - Gráfico de dispersão da renda das famílias beneficiadas.33

CAPÍTULO 2 - ELASTICIDADE PREÇO DA DEMANDA POR GASOLINA EM FORTALEZA: UMA ABORDAGEM USANDO MODELOS ESPACIAIS DE DADOS EM PAINEL

Gráfico 1 - Evolução dos preços diários da Gasolina em Fortaleza.55

CAPÍTULO 3 - ANÁLISE DO PADRÃO ESPACIAL DA VARIAÇÃO DOS PREÇOS DA GASOLINA DURANTE PERÍODO DE MAJORAÇÃO

Gráfico 1 -Série temporal dos preços médios de gasolina em litros cúbicos no Brasil..... 76

Gráfico 2 - Evolução dos preços diários de gasolina em Fortaleza. 80

Gráfico 3 – Período de Majoração dos preços de gasolina em Fortaleza. 80

LISTA DE TABELAS

CAPÍTULO 1 - CASA OU DINHEIRO? MODELOS ESPACIAIS DE DECISÃO DE FAMÍLIAS EM ÁREAS DE RISCO DO PROJETO RIO COCÓ

Tabela 1 - Tomada de decisão: indenização ou unidade habitacional	32
Tabela 2 - Perfil médio dos beneficiários	33
Tabela 3 - Indicadores de padrão do imóvel	37
Tabela 4 - Variáveis explicativas	39
Tabela 5 - Estimativa das variáveis explicativas para a escolha de Unidades Habitacionais...	42
Tabela 6 - Opção de benefício por padrão construtivo do imóvel de origem	43

CAPÍTULO 2 - ELASTICIDADE PREÇO DA DEMANDA POR GASOLINA EM FORTALEZA: UMA ABORDAGEM USANDO MODELOS ESPACIAIS DE DADOS EM PAINEL

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas das variáveis utilizadas.....	56
Tabela 2 – Testes para verificar efeito regional e autocorrelação espacial	66
Tabela 3 – Elasticidade-preço da demanda por Gasolina	68

CAPÍTULO 3 - ANÁLISE DO PADRÃO ESPACIAL DA VARIAÇÃO DOS PREÇOS DA GASOLINA DURANTE PERÍODO DE MAJORAÇÃO

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas das variáveis utilizadas.....	81
Tabela 2 – Resultados do teste I de Moran para cada matriz de distância	90

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

CAPÍTULO 1 - CASA OU DINHEIRO? MODELOS ESPACIAIS DE DECISÃO DE FAMÍLIAS EM ÁREAS DE RISCO DO PROJETO RIO COCÓ

IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
PROMURB	Programa de Melhorias Urbana e Ambiental do Rio Cocó
MTO	Moving to Opportunity
HCV	Section 8 Housing Choice Voucher

CAPÍTULO 2 - ELASTICIDADE PREÇO DA DEMANDA POR GASOLINA EM FORTALEZA: UMA ABORDAGEM USANDO MODELOS ESPACIAIS DE DADOS EM PAINEL

SEFAZ	Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará
GMM	Método dos Momentos Generalizados
GNV	Gás Natural
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MQG	Mínimos Quadrados Generalizados
LM	Multiplicador de Lagrange
ICMS	Imposto Estadual sobre Circulação de Mercadorias e Serviços

CAPÍTULO 3 - ANÁLISE DO PADRÃO ESPACIAL DA VARIAÇÃO DOS PREÇOS DA GASOLINA DURANTE PERÍODO DE MAJORAÇÃO

ANP	Agência Nacional de Petróleo
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
SEFAZ	Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará

SUMÁRIO

	APRESENTAÇÃO	14
	CAPÍTULO 1 - CASA OU DINHEIRO? MODELOS ESPACIAIS DE DECISÃO DE FAMÍLIAS EM ÁREAS DE RISCO DO PROJETO RIO COCÓ	17
1	INTRODUÇÃO	19
2	REVISÃO DA LITERATURA - ECONOMIA DO REASSENTAMENTO INVOLUNTÁRIO	21
3	METODOLOGIA	31
3.1	Descrição da Base de dados	31
3.2	Análise descritiva	32
3.3	Modelo Econométrico Probit Espacial	34
3.4	Especificações dos Modelos Econométricos	36
4	RESULTADOS	41
5	CONCLUSÃO	44
	REFERÊNCIAS	45
	CAPÍTULO 2 - ELASTICIDADE PREÇO DA DEMANDA POR GASOLINA EM FORTALEZA: UMA ABORDAGEM USANDO MODELOS ESPACIAIS DE DADOS EM PAINEL	47
1	INTRODUÇÃO	48
2	REVISÃO DA LITERATURA	50
3	METODOLOGIA	54
3.1	Base de dados e Análise descritiva	54
3.2	Painel Espacial	56
3.3	Modelo Econométrico	62
4	RESULTADOS	66
5	CONCLUSÃO	70
	REFERÊNCIAS	72
	CAPÍTULO 3 - ANÁLISE DO PADRÃO ESPACIAL DA VARIAÇÃO DOS PREÇOS DA GASOLINA DURANTE PERÍODO DE MAJORAÇÃO	74
1	INTRODUÇÃO	75

2	METODOLOGIA	79
2.1	Base de dados e Análise descritiva	79
2.2	Índice de Moran	81
3	RESULTADOS	86
4	CONCLUSÃO	91
	REFERÊNCIAS	92
	CONCLUSÕES GERAIS	94
	REFERÊNCIAS	96

APRESENTAÇÃO

Quando são estudados fenômenos que ocorrem no contexto de economia regional e urbana, está sendo levado em consideração não só a ocorrência do fato em si, mas onde ocorre o fenômeno e sobre que características ele ocorre. Por muito tempo a teoria econômica desconsiderou espaço como determinante do funcionamento do sistema econômico. (ALMEIDA, 2012; ARNTT, 1987; BLAUG, 1984). Porém estatísticos como Moran (1948) e Geary (1954) passaram a se preocupar com os problemas causados pela influência do espaço nos diversos fenômenos estudados.

A partir daí outros pesquisadores como Cliff e Ord (1973) com a criação de um livro intitulado de “*Spatial Autocorrelation*” aprofundou o conhecimento sobre os processos espaciais com enfoque nos modelos com dependência espacial. O trabalho possibilitou que aplicações em economia urbana e regional fossem realizadas.

Assim o estudo de dependência espacial passou a ser caracterizado como a observação de tendência a que o valor de uma determinada variável analisada associada a uma localidade ou região geográfica assemelhe-se mais aos valores de seus vizinhos, havendo aí um efeito vizinhança nessas localidades.

Com o conhecimento desse conceito de dependência espacial, surgiu a necessidade de se quantificar esse efeito, levando assim ao surgimento da estatística espacial (ANSELIN, 1995) e da econometria espacial. (ANSELIN, 2010).

Assim a econometria espacial se destaca como um campo separado da economia regional que tem como principal objetivo elaborar e fornece métodos quantitativos que testem e estimem modelos empíricos provenientes de economia regional e urbana para a observação e quantificação do fenômeno da dependência espacial (ALMEIDA, 2012).

Nesse contexto a tese tem como finalidade apresentar três exercícios empíricos onde verifica-se a possibilidade de existência de dependência espacial nos fenômenos. O primeiro capítulo intitulado como “Casa ou Dinheiro? Modelos Espaciais de Decisão de Famílias em Áreas de Risco do Projeto Rio Cocó” discute o problema do reassentamento involuntário, nos casos de pessoas que vivem em áreas de risco e faz uma análise do Programa de Melhorias Urbana e Ambiental do Rio Cocó (PROMURB Cocó), que retira famílias que moram as margens do rio Cocó e dão a elas a oportunidade de escolher entre receber uma indenização sobre as melhorias realizadas no imóvel ou ser realocada em um dos imóveis em conjuntos habitacionais do Programa Minha Casa Minha Vida.

A principal motivação para a análise no primeiro capítulo se deu a partir da

observação que no decorrer do trabalho realizado com as famílias, é possível observar que os beneficiários realizam escolhas “não monetárias”, uma vez que algumas famílias optam pelo benefício de indenização, ainda que este valha menos que um apartamento no conjunto habitacional.

Assim o capítulo buscou investigar que características familiares são determinantes na tomada de decisão espontânea de uma família por um dos benefícios oferecidos pelo Governo do Estado do Ceará no âmbito de projetos de revitalização de áreas degradadas, para isso levou-se em consideração a influência da decisão dos vizinhos ou efeito vizinhança, na decisão tomada pelas famílias.

O segundo capítulo da tese tem por título “Elasticidade Preço da Demanda por Gasolina em Fortaleza: uma Abordagem Usando Modelos Espaciais de Dados em Painel” investiga a demanda por gasolina em Fortaleza, observando se existe efeito vizinhança na determinação do preço cobrado por litro de gasolina. Assim o trabalho testa a existência de autocorrelação espacial na determinação da quantidade demandada dos combustíveis nos postos de gasolina.

A partir do modelo estimado deseja-se analisar qual o papel da heterogeneidade espacial nas estimativas de elasticidade-preço da demanda de gasolina em Fortaleza. A principal hipótese é a de que existe autocorrelação espacial com relação a quantidade vendida de gasolina pelos postos da cidade impactando na elasticidade-preço da demanda do combustível.

O trabalho apresentado no capítulo 2 da tese inova por usar na análise dados espaciais com as latitudes e longitudes dos postos de gasolina e ainda por trabalhar com um painel espacial de informações diárias para a cidade de Fortaleza.

O último capítulo da tese tem por título “Análise do Padrão Espacial da Variação dos Preços da Gasolina Durante Período de Majoração”. O capítulo traz uma análise do funcionamento dos mercados de combustível em Fortaleza e se existe um padrão espacial na determinação dos preços cobrados pelos postos indicando um possível conluio nesse mercado. A principal suposição é a de que exista um padrão espacial dado a concorrência de preços, e que os postos que se encontram mais próximos um dos outros apresentem preços semelhantes o que pode sinalizar existência de comportamento colusivo no mercado de gasolina em Fortaleza.

As informações para a análise do capítulo 3 são de periodicidade diária de preço para 146 postos em Fortaleza, a partir daí foi separado o período de majoração dos preços de gasolina nos postos da cidade, que vai do dia 31 de julho a 10 de agosto de 2019. Toda a

análise para a captação do efeito vizinhança na variação dos preços de gasolina em Fortaleza veio a partir da criação de matrizes de pesos espaciais e do teste I de Moran para verificar autocorrelação espacial.

Assim a tese é dividida em 3 capítulos onde em cada um são descritos a literatura existente para cada contexto analisado, a descrição das bases de dados e estatísticas descritivas, as metodologias teóricas e empíricas, empregadas, os principais resultados e as respectivas conclusões para cada capítulo.

É importante salientar que o intuito da tese é tecer novos *insights*, sobre temas que envolvam economia regional e urbana com sugestão da existência de dependência espacial e efeito vizinhança, o que é importante para a adequada formulação de políticas públicas relacionadas aos temas investigados. Acredita-se que o exposto nessa tese abre possibilidades para amplo debate quando se fala em incorporar os efeitos espaciais nas estimações que levam em consideração o espaço, ou recortes específicos desse espaço, ou ainda quando há a possibilidade de georreferenciar as observações.

CAPÍTULO 1 - CASA OU DINHEIRO? MODELOS ESPACIAIS DE DECISÃO DE FAMÍLIAS EM ÁREAS DE RISCO DO PROJETO RIO COCÓ

Resumo:

O Projeto do Rio Cocó do Governo do Estado do Ceará realiza a retirada de famílias que habitam as áreas alagáveis às margens do Rio Cocó como parte de sua estratégia de requalificação urbana e melhoria das condições de habitabilidade da população residente em áreas de risco. Embora a remoção das famílias seja por força de autoridade e necessidade do projeto urbanístico, o governo permite às famílias escolher entre unidades habitacionais de Residenciais do Programa Minha Casa Minha Vida ou indenizações pelas benfeitorias realizadas na residência. Neste trabalho, buscou-se investigar que fatores podem influenciar nesta tomada de decisão das famílias, com destaque para a possibilidade de efeito espacial de vizinhança, onde as decisões individuais podem ser influenciadas pelas decisões dos vizinhos também envolvidos no programa. Para tanto, utilizou-se dados de monitoramento do projeto, onde foi possível identificar características da família e da residência, bem como a posição georreferenciada desta última. Desta foram estimados modelos *probit* espaciais (WILHELM, DE MATOS; 2013), que evidenciaram não apenas o efeito espacial, mas que valores afetivos atribuídos a imóveis com melhor padrão construtivo pareceram influenciar na escolha por benefício em dinheiro, em vez do imóvel de maior valor potencial, sinalizando que as decisões das famílias não são guiadas pelo simples retorno financeiro.

Palavras-chave: Ocupações irregulares. Modelo de decisão. Requalificação Urbana. Programa Minha Casa Minha Vida. Probit Espacial.

Abstract:

The Cocó River Project of the Government of the State of Ceará carries out the removal of families that inhabit the flooded areas on the banks of the Coco River as part of its urban requalification strategy and improvement of the habitability conditions of the population residing in risk areas. Although the removal of the families is due to the authority and necessity of the urban project, the government allows families to choose between housing units in the Minha Casa Minha Vida Program or indemnities for the expropriated improvements. In this work, we sought to investigate which factors can influence this decision-making by families, highlighting the possibility of a spatial neighborhood effect, where individual decisions can be influenced by the decisions (or context) of neighbors also involved in the program. For this purpose, monitoring data from the project was used, where it was possible to identify characteristics of the family and residence, as well as the georeferenced position of the latter. In this way, it was possible to estimate spatial probit models (WILHELM, DE MATOS; 2013), which evidenced not only the spatial effect, but that affective values attributed to properties with a better construction pattern seemed to influence the choice for cash benefit, instead of property of greater potential value, signaling that the decisions of families are not guided by simple financial returns.

Key words: Irregular occupations. Decision model. Urban requalification. Minha Casa Minha Vida Program. Spatial Probit.

1. INTRODUÇÃO

Como consequências das dinâmicas de crescimento desordenado dos principais conglomerados urbanos brasileiros, vivenciadas desde os anos 90 e que se estendem até hoje, é possível afirmar que boa parte dos principais municípios do território nacional encontra-se em processo de urbanização consolidada ou em desenvolvimento. Tal informação pode ser embasada nos censos recentes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que apontam a predominância da população residente em situação urbana (84,36% em 2010) em relação à residente em situação rural (15,64% em 2010), e parcialmente justificada pelo forte poder de atração que as Regiões Metropolitanas exercem sobre as demais, sobretudo por serem, em tese, melhor providas de infraestruturas e serviços de apoio à população. Esse cenário também está presente no município de Fortaleza, que, de acordo com o censo de 2010, apresenta uma concentração populacional que detém 28,97% da população estadual.

Uma das características do *modus vivendi* urbano é o seu desenvolvimento em espaços construídos, cuja lógica de produção vem sendo definida ao longo dos anos. Cada elemento desse espaço busca atender às necessidades e expectativas da população que nele habita, influenciadas pelo contexto social, político e econômico em que está inserida. Porém, em decorrência dessa dinâmica de crescimento sem planejamento e excessivamente acelerada, boa parte da população desassistida, em busca de moradia, ocupa irregularmente áreas de preservação permanente, como as margens de rios. Esse tipo de ocupação é indesejado tanto pelo aspecto da degradação das margens e do recurso hídrico propriamente dito, quanto pelo aspecto da habitabilidade da população local, vulnerável ao regime natural de cheias dos rios, que causa alagamentos e favorece a proliferação de diversas doenças de veiculação hídrica.

Esse problema pode ser constatado em vários rios pertencentes ao perímetro urbano do município de Fortaleza, dentre eles o Rio Cocó, que apresenta, a partir de seu terço médio, várias ocupações irregulares das faixas de preservação, configurando áreas de risco. Conforme consta no relatório do Programa de Melhorias Urbana e Ambiental do Rio Cocó (PROMURB Cocó), as enchentes nessa região possuem recorrência anual, pois muitas dessas unidades habitacionais encontram-se praticamente dentro da calha menor do rio, ensejando que qualquer precipitação acima de 50 mm ocasione inundações (CEARÁ, 2008).

Em resposta ao problema supracitado, o PROMURB Cocó previu ações de saneamento e de infraestrutura, tendo como objetivo a melhoria das condições de habitabilidade da população que ocupa as áreas adjacentes ao rio e a recuperação

socioambiental do recurso hídrico (CEARÁ, 2008). Originalmente, esse projeto abrange três grandes eixos de intervenção, dos quais se destaca o eixo de habitação, que consiste na retirada das famílias ribeirinhas em situação de risco, tanto pelo reassentamento dessas em residenciais do Programa Minha Casa Minha Vida, quanto pela indenização relativa ao valor do imóvel. O Governo do Estado do Ceará, através do corpo técnico da Secretaria das Cidades, faz um esforço para que haja adesão aos residenciais, por crer que, dessa maneira, as famílias são mais bem amparadas e que há menor probabilidade dessas ocuparem outras áreas de risco, bem como pelo fato de que a adesão ao residencial é menos onerosa aos cofres públicos estaduais que o pagamento indenizatório, uma vez que a maior parte do valor da unidade habitacional é subsidiada pelo Governo Federal.

Contudo, no decorrer do trabalho com as famílias, é possível constatar situações em que, aparentemente, os beneficiários realizam escolhas “não monetárias”, uma vez que alguns deles optam pelo benefício de indenização, ainda que este valha menos que um apartamento; da mesma forma, é possível notar que algumas outras características parecem ser relevantes nessa tomada de decisão, além do simples valor financeiro. Essa dinâmica instiga a investigação sobre quais outras variáveis são significantes nessa escolha e se há um perfil médio familiar onde a probabilidade de escolha por um residencial do Programa Minha Casa Minha Vida é maior.

Este trabalho busca investigar que características familiares são determinantes na tomada de decisão espontânea de uma família por um dos benefícios oferecidos pelo Governo do Estado do Ceará, (indenização ou unidade habitacional em um residencial do Programa Minha Casa, Minha Vida), no âmbito de projetos de revitalização de áreas degradadas. Para isto, este artigo está dividido em mais quatro seções além desta introdução. As seções que seguem em ordem mostram como a literatura tem tratado o assunto em contextos semelhantes, a proposta de investigação empírica para este caso - modelo de decisão probit espacial (WILHELM, DE MATOS; 2013) - os resultados encontrados, e as conclusões advindas destes.

2. REVISÃO DA LITERATURA - ECONOMIA DO REASSENTAMENTO INVOLUNTÁRIO

Programas públicos de remoção domiciliar de famílias normalmente são divididos entre aqueles onde a família tem a escolha ou não de mudar de vizinhança. Se essa escolha existe, então o programa é dito de mudança voluntária. Vários programas em forma de experimento social foram feitos para investigar efeitos de vizinhança em várias condições socioeconômicas das famílias. Se as famílias são forçadas a mudar porque estão em áreas de risco, por exemplo, então os programas públicos são ditos de mudança involuntária.

Entre os programas mais importantes de mudança voluntária avaliados e de referência na literatura estão os programas de Vouchers e o *Moving to Opportunity* (MTO), que ocorreram nos EUA, e são avaliados em vários aspectos. O programa *Section 8 Housing Choice Voucher* (HCV) foi o primeiro programa habitacional a partir de subsídios para alugueis diretamente dado aos inquilinos.

O programa é federal e foi desenvolvida nos Estados Unidos sob a Lei de Desenvolvimento de Habitação e Comunidade em 1974, a principal ideia era dar assistência às famílias a partir da concessão de vouchers para pagamento de alugueis e possui intuito fundamental de promover mobilidade de famílias de áreas de risco e com menos oportunidades para lugares com maiores benefícios e também como solução para a segregação racial que existe em determinadas localidades. (TEATER, 2011)

Projetos destinados à concessão de vouchers podem promover maior liberdade para que as famílias escolham onde desejam morar e ainda auxiliam na proteção das famílias quanto a desastres e possibilidade de ficarem desabrigados. Para Homeless (2008) os programas que disponibilizam vales moradia para deslocamento de famílias são de extrema importância e são vistos como uma forma eficaz de movimento ou reassentamento.

O fato de possuir um voucher contribui não somente para diminuir o risco de uma família se encontrar vítima de um desastre ou desabrigo, mas também para reduzir as chances de precisar procurar por um abrigo público, vir a morar na rua ou em algum lugar impróprio para habitação.

Outro exemplo importante é o *Moving to Opportunity* (MTO) que foi criado como uma espécie de experimento social nos Estados Unidos na década de 90 e tinha como público alvo famílias que viviam em alta pobreza. Ludwig et al (2008) estudaram o MTO e os

efeitos de vizinhança como consequência da mobilidade. Os autores observaram que o MTO não apresentou impacto significativo da mudança de bairro na autossuficiência econômica das famílias, porém apresentou melhoras quando a vizinhança, saúde mental e alguns resultados positivos para as mulheres jovens.

Outra observação dada pelos autores revela que a mudança de bairro, movimento feito de bairros pobres para bairros mais favorecidos, não apresentou impacto nos resultados econômico das famílias, porém a mudança proporcionou melhor bem-estar, dado o aumento da segurança, o acesso a melhores serviços e a melhoria da saúde física e mental.

Assim, os programas através de voucher podem ser usados como uma opção aos reassentamentos, onde é concedido às famílias o “poder” da escolha de onde querem viver ou habitar, reduzindo assim problemas de vizinhança e convivência coletiva em condomínios, ou ainda os problemas de acesso a subsistência dado a distância da nova moradia. Esta política, no entanto, pode ser mais efetiva em realocação temporária ou emergencial, dado que no longo prazo pode se tornar insustentável do ponto de vista político e econômico.

Como movimento involuntário ou reassentamento involuntário entende-se quando famílias ou grupos de pessoas são realocados de suas moradias ou quando os governos tomam a decisão de forma forçada a mudar determinado grupo de pessoas de um lugar para outro. Essa escolha pode ocorrer em diversas situações, acontecendo em decorrência de perigo de desastres naturais, ameaça à saúde, para melhorar as condições de vida dos indivíduos ou por mudanças de infraestrutura (YETMI et al, 2019; WEERASINGHE, 2014).

Assim, no movimento involuntário, as pessoas impactadas são compensadas, a posteriori, por bens perdidos, ou a priori, na iminência da perda de bens, tanto pelo ressarcimento financeiro proporcional às ditas perdas ou pela concessão de Unidade Habitacional, mediante realocação para um novo local, sendo essas geralmente configuradas no espaço urbano em conjuntos habitacionais construídos ou fomentados pelo governo ou assentamentos.

Sobre a terminologia correta ou mais adequada para o movimento de pessoas, Lavell et al (2016) afirma que existem diferenças entre os tipos de movimento e que essas diferenças estão associadas, além de a aspectos sociais e espaciais, também a questões econômicas, como o acesso aos meios de subsistência que existiam antes e depois do movimento. Para os autores, aquela população que é deslocada, porém que consegue manter, sem nenhum custo adicional ou perdas, os meios de subsistência anteriores, assim como

também o acesso aos serviços, às relações e à coesão social, poderia se enquadrar na terminologia de “relocação”, mesmo que no contexto de mudanças de comunidades inteiras. No caso contrário, quando há custos sociais e econômicos atrelados ao processo e quando este modifica o acesso à subsistência das famílias, o termo correto seria “reassentamento”.

Segundo Yetmi et al (2019) o reassentamento involuntário tem muito mais que uma função pura de realocação, visando muitas vezes melhorar as condições de vida e o desenvolvimento urbano, trazendo não somente melhor acesso a estruturas físicas, mas também propiciando a subsistência e o bem-estar da população. Um programa de reassentamento, quando bem implementado e bem planejado, pode retirar famílias da pobreza e de más condições de vida.

O Movimento Involuntário de famílias ou a remoção forçada pode estar ligado a diversos fatores, podendo ser decorrentes de melhorias do governo, investindo em obras e infraestrutura, proteção do meio ambiente, melhoria das condições de vida das famílias, deslocando-as para lugares com maior acesso a saneamento e ainda para tirá-las de uma situação de risco. (CAVALHEIRO, ABIKO; 2015)

Em muitos países, existem riscos de desastres relacionados a localização inadequada das moradias de famílias; notadamente, além de esses riscos poderem decorrer de causas naturais, podem ser catalisados por questões sociais, relacionadas, dentre outros fatores, a pobreza da população e a dinâmicas de exclusão social, onde, por exemplo, pessoas mais pobres são compelidas a morar em locais mais afastados e em condições piores de habitabilidade, como consequência de processos de gentrificação. Kawasaki, Kawamura e Zin (2020) afirmam que a pobreza reflete em grupos de indivíduos morando em áreas propensas a inundações e que as pessoas mais pobres são as que estão mais vulneráveis aos efeitos advindos de desastres naturais e enchentes. Para os autores, o reassentamento de pessoas que moram em áreas de risco pode ser um bom mecanismo para o alívio da pobreza e para proteção das mesmas.

A realocação de famílias que vivem em áreas de risco frequentemente se faz necessária para solucionar esse problema e muitas vezes é feita de forma involuntária e permanente, tornando-se uma opção por parte dos governos para mitigar as situações de extrema emergência.

O risco de desastre é algo que preocupa e se torna um dos principais motivos em países pobres para a retirada da população. O rápido crescimento urbano, atrelado à migração

da população desassistida do meio rural para as periferias das grandes cidades, juntamente à falta de recursos, aos altos custos do acesso à terra e à habitação, ao trabalho precário, à informalidade e à exclusão social são responsáveis pela formação de aglomerações e assentamento de pessoas em áreas sujeitas a riscos, como desabamentos, inundações e deslizamento de terras. (LAVELL et al,2016)

Para isso, é de extrema importância que esses países tenham um bom sistema de gestão de riscos visando a redução dos problemas ou até mesmo a contenção de perdas. No Brasil, em 2018, ocorreram, segundo De Almeida, Queiroz et al (2020), 2.289 desastres reconhecidos pelo Sistema Nacional de Proteção à Defesa Civil (SINPDEC), que afetaram 1.400 municípios diferentes; esses desastres estão relacionados a construções de moradias em áreas de risco, possuindo um padrão que não suporta os processos e fenômenos naturais.

Existe também o reassentamento involuntário por motivos de mudanças na infraestrutura local. Para Cavalheiro e Abiko (2015), o deslocamento involuntário por motivo de melhorias de infraestrutura e projetos de desenvolvimento não é visto como algo benéfico, sendo criticado por poder contribuir com o empobrecimento da população. Lavell et al (2016) afirma que o movimento involuntário pode ser usado pelo governo como revalorização de um determinado local com potencial para uso posterior do setor privado ou do próprio governo, possuindo, assim, um caráter de interesse do próprio governo e não necessariamente de busca por melhores condições de vida para as pessoas deslocadas.

Yetmi et al (2019) analisaram a situação dos moradores de um distrito chamado Kampar, na Indonésia, onde foi realizado um reassentamento involuntário devido a construção da barragem Koto Panjang. Os autores observaram que mesmo que a ideia do governo na construção da barragem tenha sido motivada pela geração de desenvolvimento local, não foi bem isso o que ocorreu, pois a construção de barragens e o reassentamento de residentes apresentaram impactos negativos na comunidade, dado que os moradores, que em quase sua totalidade eram agricultores, acabaram por obter uma redução da propriedade da terra, fazendo com que o acesso aos recursos naturais fosse menor e, por consequência, tiveram uma redução da renda familiar.

Amorim (2009) estudou o caso da cidade de Jaguaribara, na região Nordeste do Brasil, onde as famílias foram retiradas da cidade devido a construção de uma barragem, o Castanhão, e reassentadas em outra localidade que ficou conhecida como “Nova Jaguaribara”. A ação foi promovida pelo Governo do Estado visando desenvolver a economia, viabilizando

o abastecimento de água. A autora afirma que, inicialmente, as famílias tiveram resistência à construção da barragem e à mudança, porém com o reassentamento se tornaram mais resilientes, adaptando-se bem à vida na nova cidade.

No Brasil, a remoção de famílias das áreas de favela e em exposição a riscos, bem como o reassentamento em conjuntos habitacionais vem sendo cada vez mais usado como uma forma de oferecer uma moradia adequada, melhorando a qualidade de vida dessas pessoas e o acesso à maiores oportunidades. Porém, o movimento involuntário coexiste com os movimentos de urbanização de favelas e áreas de risco, ideia que foi disseminada, a partir da década de 80, na busca de não criar um trauma pela remoção (CAVALHEIRO e ABIKO, 2015).

Movimentos que fortaleciam o pensamento de urbanizar as favelas foram se disseminando a partir de 1970, e programas foram desenvolvidos pelo Banco Nacional de Habitação para levar infraestrutura e urbanização para os assentamentos feitos pela população das favelas, visando a não remoção forçada das famílias e evitando perdas (DIAS, 2012).

A literatura que estuda e exemplifica casos de reassentamento involuntário de famílias em conjuntos habitacionais aborda a dificuldade que as famílias passaram a enfrentar por deixar de viver em casas isoladas e habitar em condomínios, obrigando os moradores a interagir para solucionar problemas em conjunto. Também são abordadas as questões de manutenção e melhorias das habitações, inexistindo, muitas vezes, um trabalho de orientação e de como devem enfrentar os problemas que podem surgir com a nova moradia. Outro ponto discutido está relacionado ao custo de manutenção da unidade habitacional e aos problemas de gestão dos condomínios, entraves esses que surgem nas novas residências e que não existiam nas favelas¹.

Para muitas famílias que foram reassentadas, as perdas por parte de mudança dos laços sociais que existiam antes do movimento se tornaram uma realidade a ser enfrentada, o que levou pesquisadores a analisarem esse custo social e a criticarem a remoção forçada sem estudo prévio sobre os laços existentes entre as famílias. Em muitos casos, as comunidades expostas a riscos são muito grandes, o que inviabiliza, por parte do governo, a remoção de toda a população no mesmo momento ou em um mesmo assentamento ou conjunto habitacional, ocasionando em uma separação da comunidade. (LAVELL et al, 2016)

¹ (CAVALHEIRO e ABIKO, 2015; DIAS, 2012; WEERASINGHE, 2014; LAVELL et al, 2016)

Um trabalho feito por Dias (2012) analisou a remoção de famílias que viviam em assentamentos precários na cidade de Cuiabá, concluindo que existem diversas falhas na forma como o reassentamento involuntário é feito, fazendo com que as famílias passem a conviver com novas dificuldades. Em muitas situações, os conjuntos habitacionais se distanciam bastante dos bairros ou localidades onde as famílias viviam anteriormente, o que aumenta os custos de locomoção das pessoas a seus trabalhos e dificulta o acesso a serviços essenciais.

Assim, a realocação, mesmo que planejada, deve ser avaliada com cuidado, ao ponto de ser considerada como um último recurso em casos onde a requalificação urbanística das áreas de origem não se mostra eficaz, ou é demasiado onerosa, ou ainda em situações de grave e iminente risco para a vida das pessoas, ou quando a própria população entende e decide que essa é a melhor opção, pois no caso de um reassentamento feito de forma não planejada, a experiência mostra que ela pode levar ao empobrecimento das famílias em questão.

Levar em consideração as questões econômicas por trás do movimento involuntário que leva ao reassentamento de famílias é de extrema importância, dado os reflexos e impactos sociais envolvidos ao tema. Assim, os programas deveriam ser embasados em teoria econômica e econômico-financeira, visando melhorar o bem-estar da população reassentada e minimizar possíveis efeitos negativos do deslocamento. Os programas de movimento involuntário devem ter como principal objetivo gerar desenvolvimento econômico. (CERNEA, 1991)

Weerasinghe (2014) cita que existem muitos desafios ao reassentamento planejado, dos quais se destacam: a falta de uma estrutura jurídica nacional, a falta de especialistas atuantes na fase de planejamento, a precária documentação de produtos e resultados, a ausência de visão de longo prazo, a inadequação de fontes de financiamento, a ausência de liderança política e os problemas de implementação dos reassentamentos.

A realocação de famílias, transportando-as para outros imóveis mais seguros, pode salvar vidas e ainda permitir a economia para os cofres públicos, por proporcionar que os programas de seguro contra riscos do governo não precisem pagar por repetidas restaurações das mesmas residências nas mesmas áreas de risco, ou ainda pela reparação das próprias áreas de risco repetidas vezes (PERRY, LINDELL; 1997).

Quando esse movimento de famílias é planejado de forma correta, os riscos de mortes por desastre podem ser reduzidos. Em vários países da América Latina, o reassentamento tem sido usado visando diminuir os danos monetários e não monetários causados por desastres. (WEERASINGHE, 2014)

Cavalheiro e Abiko (2015) buscando compreender melhor a remoção forçada e as suas consequências para as famílias analisaram o caso do município de Cubatão, em São Paulo, onde, por questões sociais e conjunturais, se formou uma favela em uma área de Mata Atlântica. Visando à preservação dessa área, o Governo de São Paulo criou o Programa de Recuperação Ambiental da Serra do Mar e os Sistemas dos Mosaicos da Mata Atlântica (Projeto Serra do Mar) em 2007, tendo como objetivo do programa a retirada das famílias dessa área a ser preservada. As pessoas retiradas da favela foram reassentadas em conjuntos habitacionais do estado.

Os resultados encontrados pelos autores revelaram que a satisfação das famílias com o novo lar não foi influenciada pelo fato de sair da favela. Os moradores externaram ter que enfrentar novos problemas por falta de infraestrutura e sentir falta da vizinhança e dos amigos do bairro antigo, o que contribuiu para a desagregação das redes sociais dos moradores que foram formadas nas favelas; esse também foi um resultado encontrado por Kawasaki, Kawamura e Zin (2020), onde os moradores sentiam apego pela vizinhança, por suas casas e pelas redes sociais já estabelecidas. Porém, a maioria dos residentes no complexo habitacional afirma que suas vidas melhoraram após a nova moradia. (CAVALHEIRO, ABIKO; 2015)

Outro fator que, segundo os autores, é determinante para a satisfação dos moradores, está na localização da nova moradia, pois quando os conjuntos estão mais próximos ao acesso a trabalho, ou quando o local do reassentamento está mais próximo da antiga moradia, aumenta-se a satisfação da população com relação ao movimento involuntário.

Neste trabalho investigamos a decisão das famílias em um contexto de movimento involuntário (área de risco de enchente), mas com a opção de escolher entre indenização ou nova residência em conjunto habitacional do governo. Dessa forma, ainda podemos analisar o problema com um olhar da metodologia econômica de escolha, e como ponto de partida para a discussão sobre a tomada de decisão dos beneficiários habitantes de áreas de risco, alude-se à teoria do consumidor, posto que essa possui, como principal objeto de estudo, a origem das preferências dos indivíduos, bem como suas características e relação na geração de utilidade.

Rosa (2015), em seu trabalho sobre as classes no contexto brasileiro, apresenta as definições dicotômicas dos tipos de consumo sob a ótica de Veblen (1915, apud ROSA, 2015), Witt (2001, apud ROSA, 2015) e Duesenberry (1949, apud ROSA, 2015), os quais distinguem-se, a partir de suas motivações, entre: a “motivação primitiva”, relacionada à saciedade de necessidades inatas, de origem não-cognitiva, tais como beber água, alimentar-se ou agasalhar-se ; e a “motivação complexa”, relacionadas à necessidades intelectuais, estéticas ou espirituais, de origem cognitiva. Ainda que a primeira apresente características mais simples e previsíveis, do ponto de vista das relações entre o consumo e a utilidade, a segunda mostra-se consideravelmente mais intrincada, dificultando o exercício de previsão do comportamento do usuário. As motivações complexas dos indivíduos podem ser influenciadas por uma ampla variedade de aspectos inerentes aos seres humanos e ao meio em que estão inseridos, sendo esses fatores aglutinados pelo autor sob o termo “instituições de consumo”.

Ainda no tocante ao comportamento do consumidor, o autor afirma que, seguindo o pressuposto de Cosgel (1997, apud ROSA, 2015), “o consumo é como um fluxo de informações”. Ou seja, que ainda que visem saciar as motivações primitivas do indivíduo, as dinâmicas desses indivíduos no Mercado, em geral, também possuem potencial para passarem “mensagens” através do consumo, satisfazendo assim, também, suas motivações complexas. Essas mensagens normalmente estão associadas à identificação de grupos sociais específicos, e podem viabilizar a emulação de padrões de consumo de classes hierarquicamente acima daquela em que está inserido o usuário. Esse fenômeno pode vir a interferir na decisão entre dinheiro ou benefício, uma vez que, a priori, compensações monetárias viabilizariam um rol de opções de consumo muito maior do que compensações em benefícios. Também podem interferir no sentido de que, dependendo da “mensagem” passada pela escolha do residencial, (certamente relacionada a fatores como o perfil médio de seus habitantes e o valor atribuído a essas unidades), talvez essa não seja interessante para indivíduos pertencentes certas classes, do ponto de vista da diferenciação social. Cabe ressaltar que, contratualmente, é vetado ao beneficiário a venda ou locação das unidades habitacionais concedidas por um determinado período.

Com relação à questão da variável de escolha no âmbito das políticas públicas, Ghatak, Kumar e Mitra (2016), em seu artigo sobre o programa de concessão de dinheiro para a compra de bicicletas por estudantes na Índia, apontam que existe uma tendência atual de mudança estratégica nas políticas públicas de alguns países, visando substituir a concessão de serviços por parte do Governo pela transferência direta de dinheiro, condicional ou não, ao

beneficiário, com o intuito de reduzir problemas relacionados a desvios de verbas, corrupção, dentre outros. Ainda assim, devido a características particulares do Mercado da região onde o programa foi implantado, os beneficiários declararam, em sua maioria, preferirem o recebimento de benefícios in kind (cesta de serviços) em detrimento aos benefícios in cash (em dinheiro), a despeito do que dita a literatura microeconômica clássica.

Os autores concluem que essa preferência se relaciona com fatores-chave que determinam a eficiência da concessão do benefício; em locais com Mercados competitivos e em bom funcionamento, benefícios in cash tenderiam a maximizar a função utilidade do beneficiário, enquanto que, em locais com acesso restrito aos produtos e serviços em questão, existe a tendência a optar por benefícios in kind.

Ainda que a concessão de benefícios pelo PROMURB, objeto deste trabalho, diferencie-se do programa estudado por Ghatak, Kumar e Mitra (2016), pela natureza compulsória da decisão e pelo benefício oferecido constituir doação de maior valor financeiro, convém comparar as características de mercado previamente pontuadas como possíveis fatores determinantes; por essa hipótese, usuários oriundos de imóveis mais precários, ou seja, que receberiam menores verbas indenizatórias, tenderiam a optar pelo benefício de unidade habitacional (in kind), já que não possuem o mesmo acesso ao Mercado se comparados a beneficiários em melhores condições financeiras; estes, por sua vez, tenderiam a optar pelo benefício in cash, uma vez que a flexibilidade de opções de consumo advindas da verba indenizatória obtida, além de maximizar a função utilidade desse usuário, serviria como ponto de diferenciação social com relação a usuários carentes. Essa hipótese contraria em parte àquela trazida por Rosa (2015), tendo em vista que, segundo esse autor, os usuários mais pobres poderiam se sentir compelidos a optar por indenizações com o intuito de emular os padrões de consumos de usuários mais abastados.

Do ponto de vista da efetividade da implantação de políticas públicas, Rosa (2015) afirma que políticas que estimulem o consumo de serviços e bens específicos, estando aqui incluídas, por extensão, aquelas que trazem benefícios in kind, tendem a ser mais efetivas em melhorar a qualidade do consumo, pois evitam um possível desvio de renda oriunda de benefícios in cash para o consumo de bens e serviços não essenciais. Ainda assim, podem se tornar impopulares ou apresentar baixa adesão, posto que o fator da emulação se mostra como grande fator de influência na utilidade dos domicílios. O contraponto à efetividade das políticas in kind é feito por Ghatak, Kumar e Mitra (2016), ao apontarem que há uma relação de troca (trade-off) entre a facilidade do acesso da população pobre à determinados produtos e

serviços, com custos reduzidos ou sem custos, e a prática de desvios de verbas e corrupção por parte dos agentes públicos.

Neste trabalho, investiga-se que fatores influenciam a decisão por unidades habitacionais vis-a-vis indenizações no contexto do programa Rio Cocó, administrado pela Secretaria das Cidades do Estado do Ceará. Uma hipótese importante de investigação é que o valor estimado das habitações a serem indenizadas possa influenciar de forma inversa a decisão pela unidade habitacional, dado que estas não possuem diferenciação estrutural.

Outra hipótese importante para a modelagem empírica é que as decisões dos vizinhos possam influenciar nas decisões individuais (efeito espacial de vizinhança). Apesar da decisão ser individual de cada morador, a decisão de maioria muitas vezes influencia as individuais em vários contextos. Um artigo seminal neste sentido é o de LeSage *et. al* (2011), que investigou a decisão de comerciantes pela reabertura ou não de seus negócios após o desastre do furacão Katrina em *New Orleans* por meio de um modelo Probit Espacial (*Spatial Probit*) que também é a proposta metodológica para este artigo como será descrito na próxima seção, juntamente com as informações do Projeto Rio Cocó.

3. METODOLOGIA

3.1 Descrição da Base de dados

Em 2009, a Secretaria das Cidades contratou empresa especializada para elaborar um diagnóstico das áreas de intervenção e remanescentes do Projeto Rio Cocó (CEARÁ, 2012), entre a BR-116 e a Avenida Valparaíso, em Fortaleza. Tal diagnóstico objetivou o levantamento de dados quantitativos e qualitativos com o intuito de embasar o desenvolvimento do referido projeto.

Inicialmente os imóveis da área afetada foram identificados e marcados in loco com um código alfanumérico, numa etapa denominada “congelamento”. Em seguida, um cadastramento foi aplicado nos 2.392 imóveis identificados no congelamento, em “entrevistas interface, domiciliares, realizadas junto à população residente nas áreas de intervenção do Projeto Rio Cocó, a partir de questionário estruturado composto de perguntas abertas e fechadas” (CEARÁ, 2012).

Após a realização dos trabalhos de campo, entre os dias 27 de outubro e 25 de novembro de 2009, os dados foram checados e processados em uma planilha eletrônica única, compondo a base de dados digital inicial do Projeto. Essa base organizou as características de cada entrevistado como variáveis, incluindo-se entre estas, o georeferenciamento dos domicílios.

No entanto, ao longo do processo de negociação formal com as famílias, apenas uma fração destas chegaram a uma decisão final quanto as opções por indenização ou residência do MCMV. Foram desconsideradas as observações: i) em que houve mudança de titularidade do proprietário (ou seja, em que a pessoa que tomou a decisão é diferente da pessoa cujos dados foram registrados em entrevista); ii) em que não ocorreu a consolidação de benefício para essa pessoa (porque o beneficiário não precisaria mais ser removido do local por uma alteração do traçado da via, por exemplo); e iii) em que o registro foi feito de forma incompleta ou inconsistente (evitando, dessa maneira, o risco de perder credibilidade da amostra). Chegou-se então a um número de 501 famílias que entraram em negociação, e tiveram suas decisões finais consolidadas. Destas, ainda foram retiradas 74 observações pela ausência de dados nas variáveis de interesse incluídas no modelo empírico ou pela ausência de informações únicas para latitude e longitude, gerando uma amostra final com 427 unidades de decisão. Uma análise descritiva das 501 famílias e da amostra final foi feita para assegurar

que esta é representativa de todas as famílias que negociaram com o estado, e que se trata realmente de famílias em áreas de risco.

3.2 Análise descritiva

Com relação aos dados levantados, apresentam-se algumas considerações, especialmente no que tange às características da população atendida pelo Projeto Rio Cocó e de seus imóveis de origem. Para esta análise, foram consideradas a população total de beneficiários e a amostra utilizada na regressão, obtida a partir do tratamento da base de dados mencionado no capítulo anterior.

A Tabela 1 demonstra as decisões finais dos beneficiários, tomadas na Secretaria das Cidades, após um processo de negociação junto às Técnicas Sociais do Projeto Rio Cocó.

Tabela 1 – Tomada de decisão: indenização ou unidade habitacional

Benefício	Dados dos Domicílios Totais em Negociação		Dados da Amostra	
	Frequência	Percentual	Frequência	Percentual
Indenização	227	45,31	197	46,14
Residencial	274	54,69	230	53,86

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do diagnóstico das áreas de intervenção e remanescentes do Projeto Rio Cocó

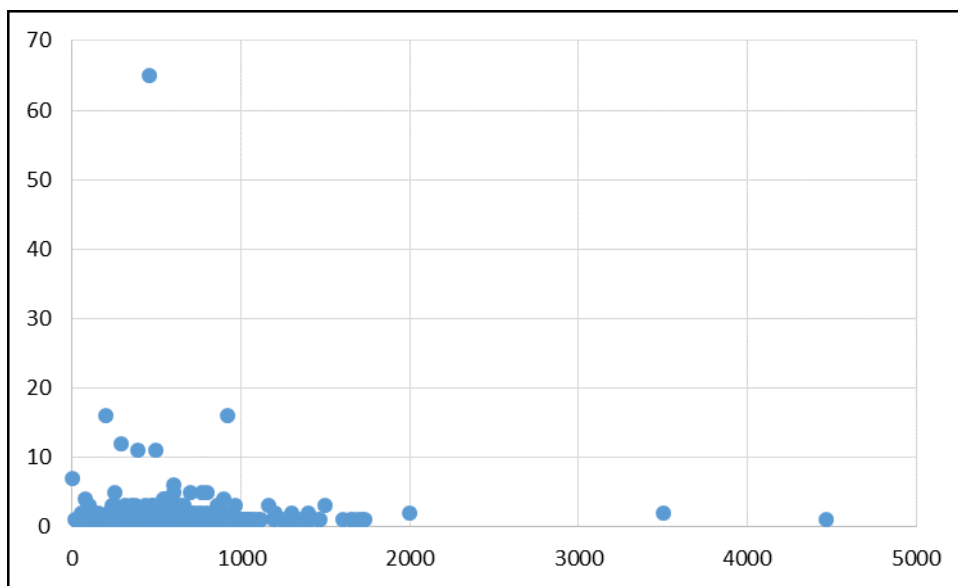
É possível notar um pequeno diferencial entre os dados de todos os domicílios que com negociações finalizadas, e o da amostra final do modelo. Este pequeno diferencial também é observado nas variáveis que mostram o perfil sócio-econômico das famílias (Tabela 2), aproximadamente 60% chefiados por mulheres, menos de 8% com algum veículo automotor, e renda média familiar abaixo de R\$ 600,00.

A renda média familiar da população é de R\$ 678,92, enquanto que da amostra é de R\$ 596,46. O gráfico 1 mostra a frequência da renda das famílias que receberam o benefício. Pode-se notar que o maior número de famílias está dentro da faixa de renda entre R\$ 0,00 e R\$ 1000,00.

Tabela 2 – Perfil médio dos beneficiários

Características	Dados de Todos os Domicílios em Negociação	Dados da Amostra
	Percentual (%)	Percentual (%)
Chefes de família do sexo feminino	58,42	59,95
Chefes de família casados ou com união estável	54,80	55,27
Veículo Automotor	7,42	7,73
Trabalhadores	63,60	63,93
Ensino Fundamental 1	43,37	43,09
Ensino Fundamental 2	22,70	23,19
Ensino Médio, superior ou técnico	17,98	18,27
Nascidos fora de Fortaleza	58,88	58,31
Recebem outros benefícios	44,20	44,96
Renda Média (R\$)	591,90	596,46
Ocupação residencial	82,83	92,97

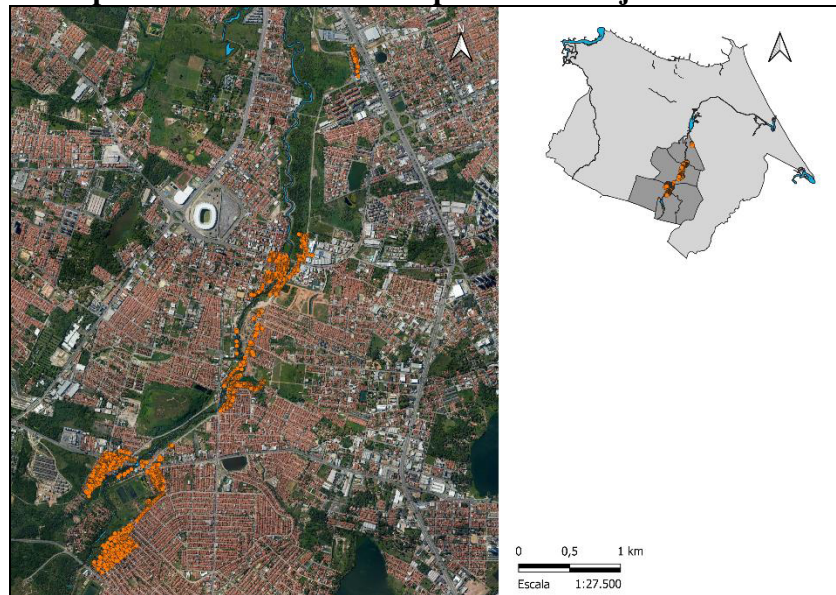
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do diagnóstico das áreas de intervenção e remanescentes do Projeto Rio Cocó

Gráfico 1 – Gráfico de dispersão da renda das famílias beneficiadas.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do diagnóstico das áreas de intervenção e remanescentes do Projeto Rio Cocó

A amostra também é representativa espacialmente como se mostra na Figura 1 abaixo que mostra a posição geográfica dos domicílios ao longo do Rio Cocó, e deste dentro do Município de Fortaleza.

Figura 1 – Mapa dos Domicílios Participantes do Projeto Rio Cocó



Como as famílias estão dispostas ao longo do rio, e que estas eram chamadas para as negociações em etapas, é possível suspeitar que as decisões (potenciais e efetivas) foram compartilhadas entre vizinhos mais próximos, e que um conjunto destas possam ter influenciado decisões individuais de maneira recorrente. Esta possibilidade é o que chamamos de efeito espacial de vizinhança, que demanda uma modelagem empírica específica para modelos de decisão, onde utilizaremos o Probit Espacial (*Spatial Probit*).

3.3 Modelo Econométrico Probit Espacial

O modelo Probit convencional é muitas vezes usado para explicar a variação das escolhas de indivíduos, sem, no entanto, assumir a possibilidade de interação entre as decisões tomadas de maneira individual. Mas o que ocorre quando a variável dependente é uma variável latente, que não pode ser observada, mas sim representada como uma variável binária (Equação 1), ou seja, está associada à escolha dos indivíduos, e essas escolhas são influenciadas por efeitos de interação espacial entre vizinhos, ou indivíduos localizados em regiões próximas? Neste caso, utiliza-se o modelo *Spatial Probit*, que é estimado nesse trabalho visando observar se há ou não um efeito vizinhança na decisão dos indivíduos.

$$z_i = \begin{cases} 1 & \text{se } y_i \geq 0, \\ 0 & \text{se } y_i < 0. \end{cases} \quad (1)$$

Logo, o modelo Probit espacial funciona como uma extensão que introduz na

análise a dependência espacial no modelo de variável latente (ALMEIDA, 2012). O modelo Probit SAR é descrito como:

$$y = \Phi(Z\delta) + \varepsilon \quad (2)$$

Onde Φ é uma transformação normal dos dados e Z contém as variáveis explicativas e as defasagens espaciais, $Z = [W_y^*, X]$ e $\delta = (\rho, \beta)$.

Para o modelo Probit SAR a probabilidade de ocorrer o evento é dada por:

$$P(y = 1) = P\left[\varepsilon < \frac{G(X, WX, \beta, \rho)}{\sigma}\right] \quad (3)$$

A estimação do modelo Probit espacial exige um esforço adicional, pois nos modelos com dependência espacial os erros são autocorrelacionados no espaço e também por que o modelo de Probit espacial implica numa matriz de variância-covariância onde os elementos da diagonal principal não são constantes.

Assim a função de verossimilhança para o modelo Probit com dependência espacial é especificado da seguinte forma:

$$L = P[(Y_1 = y_1, \dots, Y_n = y_n), \beta] = \int_{-\infty}^{a_j} \dots \int_{-\infty}^{a_i} \Phi(\varepsilon) d\varepsilon_i \quad (4)$$

onde $\Phi(\varepsilon) = (2\pi)^{-\pi/2} |\Omega|^{-1} \exp\left(-\frac{1}{2}(\varepsilon' \Omega^{-1} \varepsilon)\right)$.

Como os erros no modelo Probit espacial são autocorrelacionados espacialmente a estimação por máxima verossimilhança necessita da avaliação de uma função que contém a quantidade de integrais iguais ao número de observações, assim como solução a esse problema existem métodos de estimação para modelos de Probit com dependência espacial.

Um dos estimadores utilizados para modelos de escolha binária com dependência espacial tenta tratar o problema de estimação do modelo Probit espacial como uma versão não linear do modelo Probit linear.

Dado as equações (2) e (3) as condições de momento do modelo SAR são:

$$E\{h_i A_i [y_i - \Phi(z_i \delta)]\} = 0 \quad (5)$$

Onde A_i é:

$$A_i = \frac{\phi(\cdot)}{\phi(\cdot)[1-\phi(\cdot)]} \quad (6)$$

E as condições de momento para o modelo Probit SAR, é:

$$\tilde{m}(\delta) = \frac{1}{n} H' A [y - \phi(Z\delta)] = 0 \quad (7)$$

Onde H é uma matriz definida como $H = [X, WX, W^2X, \dots]$ e h é uma linha da matriz.

Outros modelos de estimação como os de LeSage e Pace (2009), LeSage (1999) e McMillen (1992) demonstraram estimadores que buscam usar a informação plena proporcionada pela matriz de variância-covariância dos modelos Probit com dependência espacial. Estes modelos exigem elevado ônus computacional tornando a estimação mais complexa e dependente de simulações (Almeida (2012)). Wilhelm e De Matos (2013), criaram um algoritmo baseado no modelo inicial de LeSage e Pace (2009), tornando este processo mais eficiente. O mesmo possui um desenho matricial na sua forma esparsa (*sparse matrix*) e amostragem de Gibbs (*Gibbs sampling*) para uma distribuição normal truncada multivariada que obteve ganhos de eficiência em relação ao método de monte carlo para cadeia de Markov (*Markov Chain Monte Carlo approach*) proposto por LeSage (2009).

3.4 Especificações dos Modelos Econométricos

Para a construção do modelo que represente o conjunto de fatores determinantes na tomada de decisão por indenização ou unidade habitacional, buscou-se contemplar variáveis que pudessem descrever duas características distintas: (1) características do imóvel de origem; (2) características do beneficiário. Estas características estão descritas em mais detalhes nas Tabelas 3 e 4 abaixo, e as estatísticas descritivas de média foram reportadas na Tabela 2, com exceção dos indicadores do padrão construtivo das habitações, que são variáveis de grande importância para o modelo, pois elas que definem o valor diferenciado para indenizações.

Estes indicadores foram construídos tendo como base os critérios definidos pela Associação Brasileira de Normas Técnicas na NBR 12721:2006 para avaliação de custos de construção para incorporação imobiliária e outras disposições para condomínios edifícios.

Esse indicador² classifica os imóveis residenciais em quatro categorias, conforme parâmetros definidos na Tabela 3. Em seguida, foram criadas 3 variáveis categóricas a partir desse indicador, conforme a classificação do imóvel de origem: padrão popular, padrão baixo e padrão normal/alto.

O intuito da inclusão dessas variáveis no modelo é contemplar características que façam com que o imóvel seja melhor avaliado, ou seja, que apontem para um maior valor de indenização³. Pode-se esperar que essas variáveis, ao representar o grau de investimento do beneficiário em seu imóvel de origem, justifiquem a resistência da aceitação de Unidades Habitacionais por esses, levando em consideração não apenas o valor pecuniário do bem, mas também seu valor afetivo.

Tabela 3 – Indicadores de padrão do imóvel

	Popular	Baixo	Normal	Alto
Cômodos	Até 4	5 a 6	7 a 10	11 ou mais
Banheiro	Sem WC ou sem vaso sanitário	WC com vaso sanitário	WC com vaso sanitário	WC com vaso sanitário
Revestimento de piso	Revestimentos precários ou sem revestimento	Cerâmico	Cerâmico	Cerâmico
Revestimento de Parede	Paredes de alvenaria sem reboco ou com paredes de outros materiais	Paredes de alvenaria com reboco	Paredes de alvenaria com reboco	Paredes de alvenaria com reboco
Laje	Sem laje de cobertura	Com laje de cobertura	Com laje de cobertura	Com laje de cobertura

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do diagnóstico das áreas de intervenção e remanescentes do Projeto Rio Cocó.

Foram oferecidas aos usuários, unidades habitacionais de dois residenciais do Programa Minha Casa Minha Vida: o Residencial Cidade Jardim, no bairro José Walter; e o Residencial José Euclides Ferreira Gomes, no bairro Sítio São João. Ambos possuem Programa Arquitetônico similar, uma vez que se enquadraram nas exigências normativas da CAIXA para financiamento de residenciais para habitação popular pelo PMCMV, e, portanto,

² Para a criação desse indicador, atribuíram-se valores numéricos de alguns parâmetros, onde 0 representa a ausência ou a precariedade do parâmetro e 1 representa a presença ou boa qualidade do parâmetro, somados à quantidade de cômodos do imóvel, a qual foi atribuído peso 2. A distribuição de pesos é justificada pela importância da variável “quantidade de cômodos”, uma vez que representa indiretamente a metragem do imóvel, fator de extrema importância para a determinação do valor de indenização. Dessa forma, o indicador representa em valores discretos o espectro de qualidade construtiva do imóvel, variando, para os dados levantados, entre 0 e 42, com média de 9,80.

³ Os laudos de avaliação são feitos a partir da metodologia de Custo Unitário Básico de Construção (CUB), sugerida pelo Sindicato das Construtoras (SINDUSCON), calculados mensalmente de acordo com a Lei Federal nº 4.591 de 16/12/64 e com a Norma Técnica NBR 12.721:2016. Em suma, o avaliador multiplica a metragem do imóvel pelo CUB do padrão construtivo correspondente, em R\$/m².

foram tratados como uma decisão única por moradia, vis-à-vis a decisão por indenização.

As características do usuário foram retiradas diretamente dos dados levantados, tendo sido criadas diversas variáveis *dummies* que pudessem traçar o perfil médio do usuário, conforme previamente descrito na Tabela 4.

Dado as informações e descrições sobre as variáveis estimadas no modelo, o trabalho estimou três modelos, o primeiro foi um modelo probit sem levar em consideração o efeito espacial, o segundo modelo estimado a partir de uma matriz de vizinhança que seleciona uma vizinhança aleatória, e o terceiro modelo que é estimado a partir da escolha dos 14 vizinhos mais próximos de acordo com LeSage e Pace (2009) e LeSage (1999).

O modelo 1 (modelo Probit sem efeito espacial) pode explicar os efeitos das características do imóvel de origem ou do beneficiário para observar a probabilidade de o indivíduo escolher ou não a unidade habitacional:

$$P_i = E(Y = 1/X_i) = \Phi(Z_i\beta) \quad (8)$$

P_i = Probabilidade de a família optar pelo benefício de Unidade Habitacional em um residencial.

$$Z_i = \beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 \quad (9)$$

β_i = Vetor de parâmetros a serem estimados.

x_1 = Conjunto de variáveis que representam características do imóvel de origem.

x_2 = Conjunto de variáveis que representam características do Beneficiário.

Utilizou-se os erros amostrais destes modelos para verificar a possibilidade de correlação espacial utilizando-se o indicador de Moran (Moran's I). No caso de significância estatística deste indicador, parte-se para a estimação de modelos SAR.

Tabela 4 – Variáveis explicativas

Características do Imóvel de Origem (x₁)	
Variável	Descrição da variável
Ocupação Residência	Assume valor 1 se o imóvel apresentar características de ocupação residencial
Padrão Construtivo Baixo	Assume valor 1 para imóveis com padrão construtivo baixo conforme classificação definida pelo Indicador de Padrão do Imóvel (ver abaixo); e valor 0 para demais imóveis
Padrão Construtivo Normal e Alto	Assume valor 1 para imóveis com padrão construtivo normal e alto conforme classificação definida pelo Indicador de Padrão do Imóvel (ver abaixo); e valor 0 para demais imóveis
Características do Beneficiário (x₂)	
Variável	Descrição da variável
Gênero Feminino	Assume valor 1 para chefes de família do gênero feminino; e 0 caso contrário.
Estado Civil	Assume valor 1 para chefes de família casados ou com união estável e 0 para divorciados, separados, viúvos ou solteiros.
Renda Mensal Familiar	Valor, em reais, da renda mensal familiar
Veículo	Assume valor 1 caso a família possua pelo menos um automóvel ou uma motocicleta própria; e 0 caso contrário
Emprego do Chefe da Família	Assume valor 1 para chefes de famílias assalariados com ou sem CTPS, autônomos e empregadores; e 0 para aposentados, pensionistas, desempregados e donas de casa
Ensino fundamental 1	Assume valor 1 se o chefe da família tiver declarado ser alfabetizado ou estudado até a 5ª série do ensino fundamental; e 0 caso contrário
Ensino fundamental 2	Assume valor 1 se o chefe da família tiver declarado ter estudado da 6ª série até a 9ª série do ensino fundamental e 0 caso contrário
Ensino médio, superior ou técnico	Assume valor 1 se o chefe da família tiver declarado ter estudado até o ensino médio, ou possuir ensino superior ou técnico completo ou incompleto; e 0 caso contrário
Origem	Assume valor 1 caso o chefe da família tenha nascido no município de Fortaleza; e 0 caso contrário
Benefícios	Assume valor 1 caso a família seja beneficiária de programas sociais de quaisquer esferas governamentais, como BPC, Bolsa Família, PETI, ProJovem, etc; e 0 caso a família não receba nenhum benefício social de quaisquer esferas governamentais.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do diagnóstico das áreas de intervenção e remanescentes do Projeto Rio Cocó.

Os modelos 2 e 3 buscam captar um efeito vizinhança que pode ser observado a partir de um modelo probit espacial. O modelo 2 assume uma matriz de vizinhança (W) onde os vizinhos são definidos de forma aleatória, gerando um teste de robustez para o modelo 3, que define esta matriz como a dos 14 vizinhos mais próximos. Este número específico de vizinhos foi escolhido de acordo com o critério de ajuste AIC dos modelos estimados para vários números de vizinhos, assim como foi feito em LeSage et.al. (2011). Assim a probabilidade de o chefe de família optar pela Unidade Habitacional é dada por:

$$P(Y = 1/x_i) = P(y^* \geq 0) = F([1 - \rho W]^{-1} \beta_i x_i) \quad (10)$$

Onde y^* , é a utilidade da escolha do chefe de família que fundamenta o resultado da escolha observada (y), seguindo uma distribuição normal multivariada truncada e variância

igual a 1. (LeSage e Pace, 2009). W é conhecida como a matriz de peso espacial que é usada para capturar a autocorrelação espacial no modelo.

Assim foi estimado o seguinte modelo espacial:

$$Z_i = \rho W_z + X_i \beta + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_n) \quad (11)$$

Nessa equação temos que Z_i é a variável binária que traduz a escolha do chefe de família, o termo W_z é uma combinação linear de observações vizinhas, o escalar ρ é o parâmetro de dependência espacial. Os parâmetros do modelo $k + 1$ a serem estimados são o vetor de parâmetros β e o escalar ρ (WILHELM, DE MATOS; 2013)⁴.

⁴ Os modelos foram estimados utilizando o algoritmo “spatialprobit” de WILHELM, DE MATOS (2013) para o software livre R.

4. RESULTADOS

As estimativas do modelo de regressão estão apresentadas na Tabela 5. Foram estimadas as variáveis que teoricamente poderiam influenciar na tomada de decisão do usuário, mediante a percepção empírica do atendimento dos beneficiários. Estimou-se o modelo econométrico buscando incluir a maior quantidade possível de variáveis relevantes da base de dados. Ao fim das simulações, testou-se o modelo, estimando-o pelo método *stepwise* com seleção *backward*⁵, o qual retornou um modelo idêntico.

Os testes para correlação espacial dos erros do modelo 1 apresentaram significância para a maior parte das matrizes de vizinhança testadas, sinalizando a necessidade de modelagem com efeitos espaciais. A falta de significância do parâmetro de interação espacial no modelo 2, mostra que não é qualquer padrão espacial de vizinhança que atende essa necessidade de modelagem. Uma vizinhança definida de forma aleatória⁶ não possui efeitos de vizinhança. Desta forma, o modelo 3 é o de referência para as análises dos fatores determinantes da decisão pela nova habitação, e ainda inclui o efeito de externalidade espacial com significância estatística.

Para as variáveis relacionadas ao imóvel de origem, os resultados mostraram-se em sintonia ao esperado na construção do modelo. Assim, observa-se que quanto melhor o padrão construtivo do imóvel, maior a tendência em optar por indenização. Ainda assim, à exceção de imóveis de padrão popular, a opção por indenização é superior para todos os padrões construtivos, conforme observado na Tabela 6 abaixo.

Seguindo estritamente uma lógica monetária, parte-se do princípio de que o usuário tenderia a sempre escolher a opção com maior retorno financeiro, ou seja, a optar por indenização apenas caso do valor oferecido pelo Estado fosse maior do que o valor de mercado de uma Unidade Habitacional. Porém, cabe lembrar que existem elementos subjetivos diversos que também interferem nessa escolha, componentes da função utilidade desse usuário.

⁵ A estimação *stepwise* com seleção *backward* consiste em uma técnica na qual um modelo é estimado com o máximo de variáveis possíveis, as quais são excluídas uma a uma, segundo critério como a estatística G e o teste Wald. Se em uma das etapas nenhuma variável for eliminada, de acordo com os critérios previamente definidos, o processo é interrompido e o modelo final é gerado (KARAM, 2006).

⁶ Os vizinhos foram aleatoriamente distribuídos, e foram selecionados os 14 mais próximos para formar a matriz aleatória de vizinhança, para ser um comparativo direto da matriz de vizinhança do modelo 3.

Tabela 5 – Estimativa das variáveis explicativas para a escolha de Unidades Habitacionais

	Modelo 1- Probit	Modelo <i>Probit</i> 2 - <i>Espacial</i> (vizinhança aleatória)	Modelo <i>Probit</i> 3 - <i>Espacial</i> (14 vizinhos mais próximos)
<i>Efeito espacial</i>			
ρ	-	-0,137 (0,5726)	0,324** (0,0084)
<i>Características do Domicílio</i>			
Padrão Construtivo Baixo (<i>padrao_baixo</i>)	-0,5278** (0,0011)	-0,554** (0,0011)	-0,555** (0,0004)
Padrão Construtivo Normal e Alto (<i>pad_norm_alto</i>)	-0,8296** (0,0014)	-0,845** (0,0020)	-0,885** (0,0014)
Ocupação Residencial (<i>ocup_resid</i>)	0,3376 (0,2304)	0,353 (0,2113)	0,331 (0,2490)
<i>Características do Beneficiário</i>			
Gênero Feminino (<i>genchefe</i>)	0,3725* (0,0109)	0,366* (0,0127)	0,380* (0,010)
Estado Civil (<i>casado</i>)	-0,3394* (0,0198)	-0,345* (0,0174)	-0,365* (0,0116)
Origem (<i>origem</i>)	0,1308 (0,3323)	0,121 (0,3484)	0,121 (0,3484)
Renda Mensal Familiar (<i>renda</i>)	-0,0001 (0,5426)	-0,0001 (0,5582)	-0,0001 (0,5689)
Veículo (<i>veic</i>)	-0,3346 (0,1989)	-0,352 (0,1498)	-0,297 (0,2370)
Emprego do Chefe da Família (<i>trabchefe</i>)	-0,1164 (0,4442)	-0,129 (0,3919)	-0,122 (0,4336)
Benefícios (<i>benef</i>)	-0,2501* (0,0618)	-0,244* (0,0707)	-0,241* (0,0841)
Ensino fundamental 1 (<i>esc_fund1</i>)	0,3276* (0,0921)	0,339* (0,0909)	0,352* (0,0898)
Ensino fundamental 2 (<i>esc_fund2</i>)	0,3281 (0,1365)	0,349 (0,1273)	0,379 (0,1217)
Ensino médio, superior ou técnico (<i>esc_med_sup</i>)	0,2285 (0,3364)	0,258 (0,2958)	0,241 (0,3584)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do diagnóstico das áreas de intervenção e remanescentes do Projeto Rio Cocó.

1) As estatísticas P-Valor encontram-se entre parênteses

2) (*) Significante a 5% e (**) Significante a 1% (-) Significante a 10%.

3) Categorias base: padrão construtivo baixo, homem, não casado, analfabeto. Constante omitida.

A depender da função utilidade, existe a possibilidade de serem observadas escolhas aparentemente “não-estritamente monetárias”, caso tomemos como premissa apenas a lógica citada no parágrafo anterior. É possível verificar esse fenômeno nas amostras de beneficiários com imóveis dos três tipos de padrões construtivos, onde muitos deles optaram por receber indenizações, ainda que, em média, essas correspondam a um valor de mercado⁷ inferior ao da Unidade Habitacional oferecida⁸. Com isso, infere-se, a partir dos resultados

⁷ Para o cálculo das médias dos valores para cada padrão construtivo, foram isoladas amostras contendo 50 imóveis de cada um desses tipos, empregando os valores de laudos utilizados nas negociações junto aos beneficiários. Em média, imóveis de padrão popular valem R\$ 19.233,22; de padrão baixo valem R\$ 32.076,90; e de padrão alto valem R\$ 44.797,07.

⁸ O valor contratual de uma Unidade Habitacional no Residencial Cidade Jardim corresponde a R\$ 63.000,00.

descritos na Tabela 5, que valores subjetivos atribuídos aos imóveis possuem poder de influência na tomada de decisão, ainda que esta represente perda financeira ao usuário; esses valores subjetivos parecem crescer de forma diretamente proporcional ao nível de investimentos em melhorias nos imóveis por parte de seus proprietários ao longo dos anos, ou seja, conforme melhor for o padrão construtivo.

Para as variáveis relacionadas às características do beneficiário, verificou-se que chefes de família do gênero feminino tendem a optar por unidade habitacional. Em paralelo observou-se que os chefes de família casados ou com união estável tendem a optar por indenização.

Tabela 6 – Opção de benefício por padrão construtivo do imóvel de origem

Benefício	Padrão construtivo			Total
	Padrão Popular	Padrão Baixo	Padrão Normal e Alto	
Indenização	111 (37,37%)	55 (61,11%)	31 (77,5%)	197 (46,13%)
Residencial	186 (62,62%)	35 (38,88%)	09 (22,5%)	230 (53,86%)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do diagnóstico das áreas de intervenção e remanescentes do Projeto Rio Cocó.

Variáveis que indicam o município de origem do chefe da família, a renda mensal familiar, a posse de veículo automotor e a situação no mercado de trabalho do chefe da família não apresentaram significância estatística. Porém, os resultados demonstraram que chefes de família que recebem algum benefício do governo tendem a preferir receber o valor em dinheiro pela residência, ou seja, optam pelo recebimento da indenização.

Para as variáveis que definem a escolaridade dos chefes de família, indivíduos que tiveram acesso ao ensino possuem maiores chances de opção por casa, porém apenas a variável que denota aqueles com ensino fundamental mostrou significância estatística e revela que os chefes de família com ensino fundamental tendem a escolher uma unidade no conjunto habitacional à indenização.

Dessa forma, a partir dos resultados, é possível notar que existe um efeito vizinhança na escolha entre uma unidade habitacional no Residencial ou a indenização em dinheiro. E também se observa que a maior preferência por unidades habitacionais ocorre por usuários do gênero feminino, sem vínculo de união estável e habitantes de imóveis de baixo padrão construtivo, com algum nível de escolaridade.

5. CONCLUSÃO

Essa pesquisa teve como objetivo principal investigar quais variáveis são determinantes na tomada de decisão espontânea de uma família por um dos benefícios oferecidos pelo Governo do Estado do Ceará no âmbito de projetos de revitalização de áreas degradadas: dinheiro ou casa.

Os resultados dos modelos econométricos estimados demonstram que a lógica do melhor retorno financeiro por si só não define com tanta regularidade o comportamento do usuário, uma vez que esse, em diversas ocasiões, toma decisões que desafiam essa lógica. Valores afetivos atribuídos a imóveis com melhor padrão construtivo pareceram influenciar na escolha de benefício.

Concluiu-se que o perfil médio do usuário que opta por Unidade Habitacional corresponde a chefes de família do gênero feminino, sem vínculo de união estável, habitantes de imóveis de baixo padrão construtivo e que possuem pelo menos o ensino fundamental, ou seja, possuem algum grau de instrução. Observou-se também um efeito espacial onde a escolha dos indivíduos pode ter influência a partir da decisão dos vizinhos mais próximos a ele.

Ao levar em consideração a complexidade das relações sociais no contexto do espaço urbano, nota-se a dificuldade em esgotar o rol de variáveis subjetivas componentes da função utilidade do usuário, principalmente àquelas relacionadas às suas motivações não cognitivas de consumo. Ainda que muitas delas não foram consideradas na construção modelo, por limitações da base de dados, não é possível descartar seu papel determinante nas escolhas. Podem ser citados como exemplos dessas variáveis: fatores de diferenciação social, relacionados ao estigma social imputado às Habitações de Interesse Social e aos seus beneficiários; efeito medo relacionado aos índices de violência nos residenciais; dentre outros.

Porém é importante observar que os resultados encontrados no artigo são importantes para a formulação de políticas públicas que tratam sobre o reassentamento involuntário, dado a constatação de que as famílias ao fazerem suas escolhas não levam em consideração apenas o benefício financeiro, mas sim diversas outras variáveis podem influenciar, assim é de importante traçar o perfil das famílias e compreender os fatores que influenciam a escolha para a formulação correta e eficiente de políticas públicas.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. S. *Econometria Espacial Aplicada*. Editora Alínea, Campinas, São Paulo. 2012.

AMORIM, Isabelle. Resettlement of communities; the case study of Jaguaribara: a resilient community (Northeast of Brazil). *Jãmbá: Journal of Disaster Risk Studies*, v. 2, n. 3, p. 216234, 2009.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 12721**: Avaliação de custos de construção para incorporação imobiliária e outras disposições para condomínios edifícios. Rio de Janeiro, 2006. 59 p.

CEARÁ. Marcelo Colares de Oliveira. Secretaria das Cidades. **Programa de Melhorias Urbana e Ambiental do Rio Cocó**: PROMURB Cocó. Fortaleza, 2008.

CEARÁ. Maria de Fátima Magalhães da Silva. Secretaria das Cidades. **Trabalho Técnico Social Projeto Rio Cocó**: Diagnóstico Revalidado Áreas de Intervenção e Remanescente. Fortaleza, 2012. 348 p.

CERNEA, Michael M. (Ed.). *The economics of involuntary resettlement: Questions and challenges*. The World Bank, 1999.

DE ALMEIDA, Lutiane Queiroz et al. DRIB Index 2020: Validating and enhancing disaster risk indicators in Brazil. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, v. 42, p. 101346, 2020.

DE CAMARGO CAVALHEIRO, Débora; ABIKO, Alex. Evaluating slum (favela) resettlements: the case of the Serra do Mar Project, Sao Paulo, Brazil. *Habitat International*, v. 49, p. 340-348, 2015.

DIAS, Lucimberg Camargo. Remoção da população de assentamentos precários e áreas de risco em Cuiabá (MT). *Argumentum*, v. 4, n. 1, p. 137-151, 2012.

GHATAK, Maitreesh; KUMAR, Chinmaya; MITRA, Sandip. Cash versus Kind: Understanding the Preferences of the Bicycle Programme Beneficiaries in Bihar. **Economic & Political Weekly**, [s. L.], v. 51, n. 11, p.51-60, 12 mar. 2016. Semanal.

HOMELESS, Vouchers Are; ARE, Policy Implications. *Housing Vouchers Are Critical for Ending Family Homelessness*. 2008.

KAWASAKI, Akiyuki; KAWAMURA, Genki; ZIN, Win Win. A local level relationship between floods and poverty: A case in Myanmar. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, v. 42, p. 101348, 2020.

LAVELL, A. ;CARDONA, O. D.; CHÁVEZ, A.; MANSILLA E.; SMITH, T. O.; PÉREZ, P. **Disaster & Hazard-Induced Urban Resettlement in Latin America**. Reducing Relocation Risk In Urban Areas, 2016.

LESAGE, J. P. *Spatial econometrics*. Mimeo, Departamento de Economia, University of Toledo, 1999

LESAGE, James; PACE, Robert Kelley. Introduction to spatial econometrics. Chapman and Hall/CRC, 2009.

LESAGE, James; PACE, Robert K. & LAM, Nina; CAMPANELLA, Richard; LIU, Xingjian. New Orleans business recovery in the aftermath of Hurricane Katrina – Journal of the Royal Statistical Society, 174, p.4, 2011.

LUDWIG, Jens et al. What can we learn about neighborhood effects from the moving to opportunity experiment?. American journal of sociology, v. 114, n. 1, p. 144-188, 2008.

MCMILLEN, Daniel P. Probit with spatial autocorrelation. Journal of Regional Science, v. 32, n. 3, p. 335-348, 1992.

PERRY, Ronald W.; LINDELL, Michael K. Principles for managing community relocation as a hazard mitigation measure. **Journal of contingencies and crisis management**, v. 5, n. 1, p. 49-59, 1997.

ROSA, Thiago Mendes. **Ensaios sobre consumo**. 2015. 126 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2015. Cap. 3.

TEATER, Barbra Ann. **A qualitative evaluation of the Section 8 Housing Choice Voucher program: The recipients' perspectives**. Qualitative Social Work, v. 10, n. 4, p. 503-519, 2011.

WEERASINGHE, S. **Planned relocation, disasters and climate change: Consolidating good practices and preparing for the future**. Sanremo: UNCHR, The Nansen Initiative, Norwegian Refugee Council, Internal Displacement Monitoring Centre, 2014.

WILHELM, Stefan; DE MATOS, Miguel Godinho. Estimating Spatial Probit Models in R. R J., v. 5, n. 1, p. 130, 2013.

YETMI, UTRI SAFRI et al. INEQUALITY OF HOUSEHOLD INCOME IN INVOLUNTARY RESETTLEMENT AT KOTO PANJANG. **JEBI (Jurnal Ekonomi dan Bisnis Islam)**, v. 4, n. 2, p. 157-166, 2019.

CAPÍTULO 2 - ELASTICIDADE-PREÇO DA DEMANDA POR GASOLINA EM FORTALEZA: UMA ABORDAGEM USANDO MODELOS ESPACIAIS DE DADOS EM PAINEL

Resumo:

Postos de gasolina localizados próximos ou até vizinhos competem pela mesma demanda agregada e podem apresentar padrões de interdependência na venda de combustível, o que acarreta problema de autocorrelação espacial em modelos empíricos de demanda por gasolina. Não incorporar esta possibilidade em modelos empíricos pode comprometer a estimação da elasticidade-preço da demanda por gasolina, e conseqüentemente enviesar possíveis simulações e análises de mercado importantes para o planejamento urbano, tributário, e concorrencial deste setor. Este artigo tem como objetivo testar e modelar a existência de efeito vizinhança e autocorrelação espacial em modelos de demandada por combustíveis utilizando microinformações ao nível de postos de gasolina colhidos com informações das notas fiscais eletrônicas da Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará (SEFAZ). Para isso são estimados modelos de dados de painel espacial por Método dos Momentos Generalizados (GMM) (MILLO, et al, 2012; SANTOS E FARIA, 2012) a partir de uma base de dados que contém as quantidades consumidas diariamente, assim como o preço de gasolina e do etanol. Os resultados comprovam que negligenciar a correlação espacial em modelos de demanda implicam em viés na estimação da elasticidade-preço.

Palavras-chave: Painel Espacial. Elasticidade-preço. Demanda por gasolina.

Abstract:

Gas stations located nearby or even neighbors compete for the same aggregate demand and may present patterns of interdependence in the sale of fuel, which causes a problem of spatial autocorrelation in empirical models of demand for gasoline. Failure to incorporate this possibility into empirical models may compromise the estimation of the price elasticity of demand for gasoline, and consequently bias possible simulations and important market analyzes for urban, tax, and competitive planning in this sector. This article aims to test and model the existence of neighborhood effect and spatial autocorrelation in models of demand for fuels using micro-information at the level of gas stations collected with information from electronic invoices from the Secretary of Finance of the State of Ceará (SEFAZ). For this purpose, spatial panel data models are estimated using the Generalized Method of Moments (GMM) (MILLO, et al, 2012; SANTOS E FARIA, 2012) from a database that contains the amounts consumed daily, as well as the price of gasoline and ethanol. The results prove that neglecting the spatial correlation in demand models implies bias in the estimation of price elasticity.

Keywords: Spatial Panel. Price-elasticity. Demand for gasoline

1. INTRODUÇÃO

A elasticidade preço da demanda por gasolina e outros combustíveis pode ser compreendida como a sensibilidade dos consumidores em relação à variação de preços desse combustível. Indica assim o quanto a quantidade demandada de gasolina é afetada quando ocorre uma mudança no preço.

Essa elasticidade pode ser influenciada por vários fatores, como a disponibilidade e diversidade de transporte público, o custo dos veículos, a renda dos consumidores, a região onde o combustível está sendo vendido e os preços dos substitutos próximos. É importante ressaltar que a elasticidade-preço da demanda por gasolina pode variar ao longo do tempo e entre diferentes grupos de consumidores.

No curto prazo, a demanda pode ser menos elástica, devido à falta de opções imediatas para substituir o uso da gasolina, em longo prazo, a demanda pode se tornar mais elástica, à medida que os consumidores se adaptam a mudanças nos preços e buscam por alternativas mais sustentáveis e econômicas.

Regiões próximas umas das outras ou regiões geograficamente vizinhas podem apresentar padrões semelhantes e concorrenciais de consumo de combustível, o que pode ocasionar autocorrelação espacial em modelos empíricos de consumo de gasolina, e estimação de elasticidade preço. Compreender e observar o comportamento do consumo de combustível atentando para esta possibilidade de autocorrelação espacial ou de efeito vizinhança no consumo de gasolina com microinformações ao nível dos postos, é o objetivo deste trabalho. A correta modelagem para a estimação da elasticidade-preço da demanda é importante para questões de planejamento urbano, tributário e concorrencial de mercado (formação de cartel).

Quando observado o mercado brasileiro de combustível para veículos leves percebe-se que este se diferencia de outros mercados devido a diversidade dos tipos de combustível, onde na maioria dos postos é possível encontrar gasolina comum, gasolina adicionada de aditivos, gás natural (GNV), álcool e diesel. A gasolina, porém, continua sendo o principal combustível usado na maior parte do país, tendo como principal concorrente, o etanol.

Além da diversificação dos combustíveis, o avanço tecnológico e a introdução dos carros *flex-fuel* no Brasil, possibilitaram uma maior competição no mercado para veículos leves no país. Ainda outros fatores como a concentração da produção do etanol em determinadas regiões podem influenciar a heterogeneidade no comportamento dos

consumidores dentro das diferentes regiões refletindo em impactos na demanda por gasolina. (SANTOS E FARIA, 2012).

Desta forma, o artigo pretende testar a existência de efeito vizinhança e autocorrelação espacial na determinação da quantidade demandada dos combustíveis nos postos de gasolina.

Deseja-se assim, analisar qual o papel da heterogeneidade espacial nas estimativas de elasticidade-preço da demanda de gasolina em Fortaleza. A principal hipótese é a de que existe autocorrelação espacial com relação a quantidade vendida de gasolina pelos postos da cidade impactando na elasticidade-preço da demanda do combustível.

Estudos nacionais anteriores utilizam em sua maioria ferramentas econométricas com uso de *cross section* ou de séries temporais e mesmo aqueles que trabalham com dados em painel optam por utilizar dados agregados estaduais ou municipais (MARGARIDO E SHIKIDA, 2017; SANT ANNA E BASTOS, 2014; NAPPO, 2007).

O artigo inova por usar na análise dados espaciais pontuais com as latitudes e longitudes dos postos de gasolina e ainda por trabalhar com um painel espacial de informações diárias para a cidade de Fortaleza. Estima-se, portanto, modelos de dados em painel espacial para a observação da elasticidade-preço da demanda por gasolina.

O artigo além dessa introdução, possui na seção 2 uma breve discussão sobre a literatura que envolve o estudo da demanda por combustíveis e os modelos de dados de painel espaciais. A seção 3 apresenta a base de dados usada para a estimação, trazendo as estatísticas descritivas e o modelo econométrico utilizado, enquanto a quarta seção apresenta os principais resultados antes das conclusões.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Na literatura são diversos os exemplos de estudos que estimam equações de demanda de combustíveis. Trabalhos como os de Margarido e Shikida (2017) que analisaram a elasticidade-preço da demanda, a elasticidade renda e preço cruzado para mercados de gasolina e álcool em São Paulo, no período de 2003 a 2015. Os resultados encontrados nessa pesquisa mostraram que as elasticidades no curto e no longo prazo revelaram que a introdução dos carros com motores movidos a álcool e gasolina (*flex-fuel*) proporcionou mudanças significativas nos coeficientes estimados para o mercado de gasolina. Para a elasticidade preço encontrada no trabalho revelou-se que a cada variação de 1% no preço da gasolina reflete uma redução de 1.8% na quantidade demandada.

Neste mesmo enfoque, Sant Anna e Bastos (2014) demonstraram a partir de várias metodologias de estimações (MQO, GMM e séries temporais) que a elasticidade-preço da demanda por gasolina passou ao longo do tempo de inelástica para uma demanda elástica após o início do uso dos carros *flex-fuel* no Brasil. Os resultados apresentados demonstraram que a elasticidade preço por gasolina é elástica e que a cada 1% de aumento do preço da gasolina ocorre uma redução de 1.227% da demanda por gasolina.

Amaro (2014) analisou a demanda por combustíveis no Brasil e teve como principal objetivo observar a viabilidade do álcool como substituto a gasolina. Orellano, Souza e Azevedo (2013) usaram dados em painel estaduais com periodicidade mensal para examinar a demanda por etanol entre 2001 e 2009. Os resultados encontrados demonstraram que existe uma diferença regional para a elasticidade-preço do etanol pois a demanda por álcool demonstrou ser elástica apenas em estados mais pobres.

Alguns autores escolheram analisar a elasticidade-preço da demanda usando séries temporais e técnicas de cointegração. Alves e Bueno (2003) utilizaram dados anuais de quantidade e preço de gasolina e etanol e concluíram que o etanol é um substituto imperfeito para gasolina.

Outros trabalhos no Brasil usaram dados em painel para verificar a elasticidade-preço dos combustíveis estaduais, como é o caso de Ayres (2017) que observou a demanda por gasolina comum, álcool e diesel para 41 municípios do estado do Rio Grande do Sul com dados de 2004 a 2014.

Trabalhos que levam em conta o possível efeito espacial de concorrência ou que utilizem informações de frequências diárias e/ou desagregadas como é o caso deste trabalho, são mais comuns na literatura internacional.

Um trabalho realizado para os Estados Unidos no período de 2006 a 2009 usou dados diários de preços de gasolina e dos gastos com o combustível para 243 cidades buscando observar o impacto gerado a partir das variações diárias de preços de gasolina a partir de uma análise temporal e espacial. Os resultados encontraram elasticidades preços da demanda maiores do que o que já havia na literatura que usavam dados agregados. (LEVIN, LEWIS E WOLAK, 2017).

Segundo Millo *et al* (2012) existe uma extensa literatura que trata sobre os modelos de painéis espaciais tanto estáticos quanto dinâmicos. Para os autores “ a análise de dados em painel espacial é um campo da econometria que está experimentando um maior progresso metodológico”. Porém os pesquisadores frisam que ainda há dificuldades nas aplicações empíricas devido a poucas opções de *softwares* existentes⁹.

Bergantino, Capozza e Intini, buscaram descrever a dependência espacial observada nos preços da gasolina vendida no varejo em área urbana, os autores objetivaram explicar como o contexto espacial em uma área urbana resultam em variações de preços para o mercado da Itália e mais especificamente para a cidade de Roma.

O trabalho trouxe uma discussão importante com relação ao consumo de gasolina pois segundo o artigo esse combustível é um bem homogêneo e por esse motivo os donos de postos buscarão se diferenciar dos demais para a atração de seus clientes, essa diferenciação pode ser dada por preço, ou por uma questão de localização, ou pelos diferentes serviços prestados aos clientes.

Os autores observam que os preços de gasolina costumam sofrer alterações diárias o que levou os pesquisadores a buscarem entender se os preços são ajustados dado os acordos feitos entre as empresas e se o mercado de gasolina possui ou não especificidades.

O trabalho dos autores inovou, pois, além de introduzir a análise espacial da concorrência de preços, introduziu variáveis contextuais como por exemplo, o valor imobiliário de cada bairro de Roma, que poderiam influenciar o comportamento das empresas na determinação dos preços.

Clemenz e Gugler (2006) em uma abordagem também espacial exploram a relação entre a densidade de postos (ou seja, o número de postos de gasolina por quilômetro quadrado) e o preço médio cobrado por todos os postos de gasolina dentro de um distrito no

⁹ Devido as dificuldades citadas pelos autores, estes dedicaram-se a um estudo que traz uma descrição geral do pacote *splm* que possibilita a estimação no *software* R dos principais modelos de painéis espaciais, mostrando todas as funcionalidades do pacote e ao mesmo tempo ilustrando um exercício de estimação de modelos de painel espacial.

mercado varejista austríaco de gasolina. O artigo concluiu que quanto maior a distância até o posto de gasolina mais próximo, maior o mark-up do posto, e que, no geral, o comportamento dos preços não é homogêneo entres as diferentes regiões.

Poucos artigos nacionais utilizam metodologias espaciais em suas análises. Na pesquisa realizada por Cardoso, Bittencourt e Porsse (2020) foram utilizados dados em painel para estimar dois modelos espaciais, um dinâmico e um não dinâmico para demandas de combustíveis leves, como álcool e gasolina.

Para a estimação os autores usaram um painel balanceado com dados mensais que vão de julho de 2001 a novembro de 2018 por estado do Brasil com as médias ponderadas mensais dos preços ao consumidor de gasolina e etanol. A *proxy* de renda é o valor do Imposto Estadual sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) do Ministério da Fazenda. Com relação a elasticidade preço encontrada, o trabalho identificou que está entre -1.0 e -1.3, indicando que a cada variação de 1 no preço da gasolina a redução no consumo vai de 1% a 1.3%.

Santos e Faria (2012) estimaram a elasticidade preço, renda e elasticidade cruzada de gasolina e etanol no Brasil também com uso de painel espacial. A base de dados usada foi a partir de informações com periodicidade trimestral para os 27 estados no período que foi de julho de 2021 a dezembro de 2010. Para a estimação do modelo usando dados em painel os autores desenvolveram as rotinas de estimação usando o pacote *splm* para a análise espacial de dados espaciais e para observar dependência espacial. Os principais resultados encontrados demonstraram a existência de defasagem espacial para a variável de consumo médio de gasolina per capita.

O Quadro 1 apresenta um resumo das metodologias usadas por alguns trabalhos citados nesta revisão de literatura, que estimaram a elasticidade da demanda por gasolina ou por álcool.

Quadro 1. Elasticidade da Demanda de estudo na literatura

Autores	Metodologia Utilizada	Elasticidade da Demanda
Margarido e Shikida (2017)	Estimaram um modelo de séries temporais com método de cointegração de Engle-Granger.	Elasticidade da demanda por gasolina. -1.18
Orellano, Souza e Azevedo (2013)	Estimação de um modelo com dados em painel estaduais com periodicidade mensal, análise da demanda por etanol entre 2001 e 2009. Os resultados são dados a partir de uma faixa de paridade entre estados pobres e ricos e para dois períodos.	Rico dentro da faixa – período 1 (-1.26) e período 2 (-2.24). Pobre dentro da faixa – Período 1 (-1.58) e período 2 (-2.30)
Ayres (2017)	Estimação de um modelo de dados em painel para analisar a demanda por gasolina comum, álcool e diesel para 41 municípios do estado do Rio Grande do Sul com dados de 2004 a 2014.	Elasticidade da demanda por gasolina. - 4.23
Bittencourt e Porsse (2020)	Estimação de um modelo de dados em painel dinâmico e não dinâmico para demandas de combustíveis leves (álcool e gasolina). Os dados são mensais e vão de julho de 2001 a novembro de 2018 por estado do Brasil	Elasticidade da demanda por gasolina. Entre -1,0 e -1,3

Fonte: Elaboração própria

Este trabalho inova ao combinar em um único modelo empírico análise espacial, frequência de informação diária, e o menor nível de agregação possível para demanda (os postos de gasolina). Esta combinação foi possível pois se utiliza uma base de informações a partir das notas fiscais eletrônicas, de onde foi possível extrair informações de vendas totais e preços (gasolina e etanol), além do georeferenciamento dos postos de gasolina de Fortaleza. Vale adiantar que a base confidencial descaracterizou a identificação dos postos, tendo como objetivo apenas as estimações dos parâmetros dos modelos.

3. METODOLOGIA

Nessa seção é apresentada a metodologia usada para a compreensão do fenômeno espacial analisado no presente artigo, onde na primeira subseção é descrito a base de dados utilizada para a estimação e as estatísticas descritivas da base de dados. Na subseção seguinte é tratado sobre o painel espacial e as definições de todos os parâmetros necessários para a estimação do modelo. Na última seção é demonstrado o modelo econométrico que será estimado.

3.1 Base de Dados e Análise Descritiva

Para a análise da elasticidade preço da demanda por gasolina em Fortaleza o artigo utilizou a base de dados que contém informações diárias da quantidade consumida por posto de gasolina em Fortaleza, para um total de 141 postos revendedores de gasolina e álcool espalhados em 69 bairros diferentes da cidade. O período de tempo analisado vai do dia 15 de julho a 18 de agosto de 2019.

A partir das informações de latitude e longitude de cada posto de gasolina foi possível criar uma base de painel espacial balanceado onde existem os mesmos números de observações para cada posto analisado¹⁰.

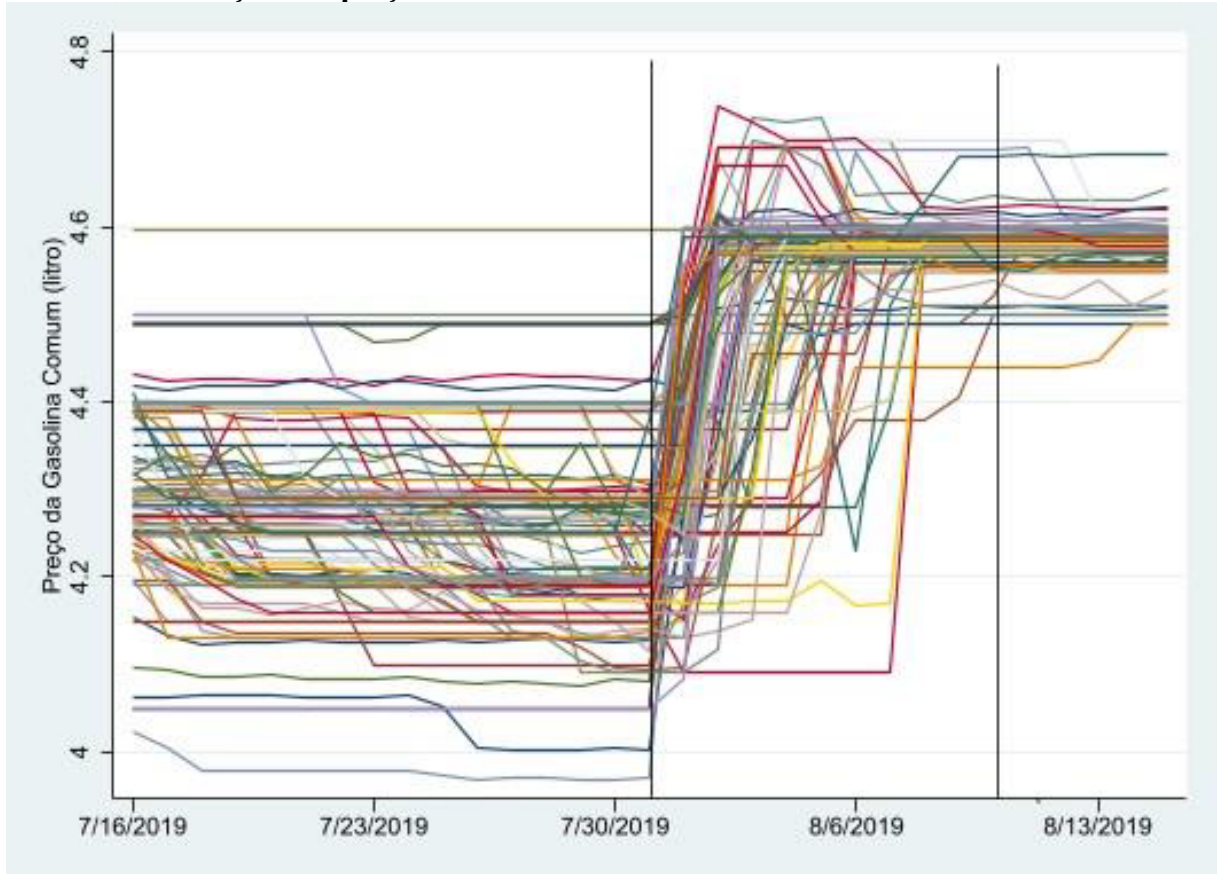
Os dados que foram utilizados no trabalho foram extraídos dos sistemas da Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará (SEFAZ/CE), a partir do banco de Notas Fiscais Eletrônicas (NF-e).

Em 31 de julho de 2019 foi anunciado um aumento dos preços de gasolina pela refinaria de 4% o que levou a uma variação de preços após o anúncio, isso pode ser observado ao se analisar o Gráfico 1. Observa-se que de 15 de julho até o dia 31 de julho de 2019 os preços cobrados pelos postos apresentaram uma tendência de baixa e uma boa dispersão, em um típico sistema de concorrência. Porém a partir do dia 01 de agosto começou o período de ajuste a partir do choque no preço de custo e as variações nos preços ocorreram até o dia 10 de agosto. Após esse período, teve-se uma certa estabilidade nos preços, no entanto, com uma dispersão bem menor, sugerindo um padrão de conluio pós-choque entre os postos.

¹⁰ Alguns postos não tiveram informações de notas fiscais para determinados dias e foram deixados de fora da análise. Isto foi realizado pois os algoritmos de estimação dos modelos espaciais em painel demandam apenas painéis balanceados.

A Tabela 1 traz as variáveis que foram analisadas no artigo, a primeira é a quantidade de gasolina consumida diariamente em cada posto em litros, observa-se que no período anterior ao aumento, foi consumido em média de 4.438 litros de gasolina por dia, porém após o aumento essa média reduziu para 4.332 litros, em termos percentuais isso representa uma redução de 2.38% da quantidade de gasolina consumida.

Gráfico 1. Evolução dos preços diários da Gasolina em Fortaleza



Fonte: Elaboração própria

Com relação aos preços cobrados pela gasolina nos postos de Fortaleza a média de preço para o período anterior ao aumento do preço foi de R\$ 4.27 e após o aumento R\$ 4.58, apresentando um aumento de R\$ 0.31 que representa 7.26% de aumento aproximadamente.

O preço do álcool também apresentou valores médios diferentes nos períodos antes e depois do choque, porém a variação foi menor de 2.16%.

Tabela 1. Estatísticas Descritivas

<i>Variável</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>	<i>Observações</i>
Antes do Aumento					
Preço Gasolina	4,27	0,11	3,97	4,59	2482
Preço Álcool	3,69	0,11	3,33	3,99	2482
Qtd. Gasolina	4.438	4.075	105	87.923	2482
Depois do Aumento					
Preço Gasolina	4,58	0,03	4,44	4,69	730
Preço Álcool	3,77	0,07	3,39	3,39	730
Qtd. Gasolina	4.076	2.967	479	46.829	730

Fonte: Elaboração própria

Uma observação importante está na variação e da dispersão entre os preços cobrados entre os postos antes de depois do aumento. Há uma queda acentuada no desvio padrão do preço da gasolina como também em sua dispersão, o que também gera uma redução na variação e dispersão das vendas do combustível. Como citado anteriormente, este comportamento pós-choque é típico de mercados em conluio.

A partir dessa observação preliminar o presente artigo propõe um modelo econométrico em painel, e estimações separadas para estes dois períodos de tempo (antes e após o choque de preços).

3.2 Painel Espacial

Os dados em painel representam dados em seções cruzadas onde as observações para as variáveis que podem denotar indivíduos ou grupos agregados se repetem em diferentes períodos do tempo.

Quando o painel é espacial as informações são observadas em locais específicos ou em áreas como bairros, onde a estrutura das interações que são realizadas entre os diversos agentes analisados nessas localidades é representada por uma matriz de pesos espaciais, ou seja, os painéis espaciais capturam as interações espaciais que ocorrem ao longo do tempo (MILLO *et al*, 2012).

A matriz de pesos espaciais W tem como finalidade mostrar um arranjo espacial das interações das variáveis que estão sendo analisadas. A hipótese é de que aquelas regiões que são mais próximas ou que estão mais conectadas entre si interagem mais do que regiões menos próximas ou menos conectadas. Cada conexão que existe entre as regiões representa um valor na matriz de pesos espaciais W e é chamada de pesos espaciais (ALMEIDA, 2012).

A matriz W pode ser definida como uma matriz quadrada $N \times N$ positiva onde os elementos diferentes de zero da matriz revelam se as localidades são vizinhas. Os pesos espaciais W_{ij} demonstram a existência de conexão entre as regiões i e j ou seja, mostram a influência da região j sobre a região i .

Para a construção da matriz de pesos espaciais W seguiu-se a matriz de pesos dado a distância geográfica como especificado por Almeida (2012) de acordo com o proposto por Baumont (2004) e Tyszler (2006).

A ideia principal para as matrizes W baseadas em distância geográfica é a de que as regiões que possuem maior proximidade geograficamente possuem maior interação espacial entre elas.

Uma das matrizes mais utilizadas na literatura é a matriz dos k vizinhos mais próximos, $W_{ij}(k)$, que é uma matriz binária baseada em distância geográfica medida em quilômetros ou milhas.

$$W_{ij}(k) = \begin{cases} 1 & \text{se } d_{ij} \leq d_i(k) \\ 0 & \text{se } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (1)$$

Onde $d_i(k)$ é a distância de corte para a região i , pode ser visto também como a menor distância para a região i . Assim a expressão acima denota uma proximidade baseada em distância de uma forma que duas regiões sejam consideradas vizinhas caso estejam em uma distância de corte para que possuam k vizinhos.

Pode-se ainda contruir uma matriz baseada na distância inversa que é dada por:

$$W_{ij}(k) = \begin{cases} 1/d_{ij} & \text{se } d_{ij} \leq d_i(k) \\ 0 & \text{se } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (2)$$

De mesma forma $d_i(k)$ é a distância de corte para a região i .

Dado a criação das matrizes de pesos espaciais se faz necessário observar se há autorrelação espacial, pois antes de se propor uma análise de dados a partir de análise econométrica espacial é relevante garantir que exista dependência espacial entre os dados analisados. (DONFOUET, JEANTY e MALIN, 2012).

Deve-se assim observar se decisão tomada por algum agente pode sofrer influência do seu vizinho mais próximo, para isso existe a estatística I de Moran em que Moran (1948) elaborou um coeficiente de autocorrelção espacial que usa a medida de autocovariância na forma de um produto cruzado.

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (3)$$

Ou matricialmente como:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (4)$$

Onde n é o número de regiões, z são os valores da variável de interesse padronizada, Wz são os valores médios da variável de interesse padronizada que são definidos a partir de uma matriz de pesos W .

Os valores do I de Moran podem ser positivos ou negativos, entre $-1 < I$ de Moran > 1 , onde quanto mais próximo de zero, menor é a dependência espacial. A hipótese nula testada é de aleatoriedade espacial onde valores estatisticamente superiores ao valor esperado indicam a existência de autocorrelação positiva e valores estatisticamente inferiores indicam autocorrelação negativa. (ALMEIDA, 2012)

Para os modelos de painel espacial que inclui o *lag* espacial da variável dependente e distúrbios autorregressivos espaciais temos que:

$$y = \lambda(I_T \otimes W_N)y + X\beta + u \quad (5)$$

Onde y é um vetor $NT \times 1$ das observações sobre a variável dependente, X é uma matriz $NT \times k$ sobre os regressores exógenos não estocásticos, I_T é uma matriz identidade de dimensão T , W_N é a matriz de pesos espaciais e λ é o parâmetro espacial.

O termo de erro é:

$$u = (I_T \otimes I_N)\mu + \varepsilon \quad (6)$$

Onde I_T é um vetor $T \times 1$ de uns, I_N é uma matriz identidade $N \times N$, μ é um vetor de especificidades individuais invariantes no tempo (não espacialmente autocorrelacionadas) e ε um vetor de inovações espacialmente autocorrelacionadas que seguem um processo espacial autorregressivo.

$$\varepsilon = \rho(I_T \otimes W_N)\varepsilon + v \quad (7)$$

$\rho (|\rho| < 1)$ é o parâmetro espacial autorregressivo e W_N é a matriz de pesos espaciais.

No caso de efeito aleatório assume-se que os efeitos individuais não observados não estão correlacionados com as outras variáveis explicativas do modelo, assim o termo de erro passa a ser escrito como:

$$\varepsilon = (I_T \otimes B_N^{-1})v \quad (8)$$

Onde $B_N = (I_N - \rho W_N)$, dado isso

$$u = (I_T \otimes I_N)\mu + (I_T \otimes B_N^{-1})v \quad (9)$$

E a matriz de variância-covariância será:

$$\Omega_u = \sigma_\mu^2 (I_T I_T^T \otimes I_N) + \sigma_v^2 [I_T \otimes (B_N^T B_N)^{-1}] \quad (10)$$

Para Kapoor *et al.* (2007), a correlação espacial pode ser aplicada tanto aos efeitos individuais quanto aos componentes de erro remanescentes assim, o termo de erro vai seguir um processo autorregressivo espacial de primeira ordem como se segue.

$$u = \rho (I_T \otimes W_N)u + \varepsilon \quad (11)$$

Onde

$$\varepsilon = (I_T \otimes I_N)\mu + v \quad (12)$$

Considerando o modelo apresentado por Kapoor et al os pesquisadores Mutl e Pfaffermayr (2011) observaram a estimativa de variáveis instrumentais sob as especificações de efeitos fixos e aleatórios. Para eles o trabalho citado não incluiu uma variável dependente espacialmente defasada na equação de regressão. Assim sob a hipótese de efeitos aleatórios de que os efeitos individuais são independentes dos regressores do modelo os autores reescreveram a equação 9 de acordo com:

$$u = [I_T \otimes (I_N - \rho W_N)^{-1}] \varepsilon \quad (13)$$

A matriz de variância-covariância será:

$$\Omega_u = \left[I_T \otimes (I_N - \rho W_N)^{-1} \right] \Omega_\varepsilon \left[I_T \otimes (I_N - \rho W_N^T)^{-1} \right] \quad (14)$$

Onde,

com $\sigma_1^2 = \sigma_v^2 + T\sigma_\mu^2$, $Q_0 = \left(I_T - \frac{J_T}{T} \right) \otimes I_N$, $Q_1 = \frac{J_T}{T} \otimes I_N$ e $J_T = \iota_T \iota_T'$ que é a matriz de variância-covariância de um modelo de componente de erro unidirecional.

Assim de acordo com Millo *et al* (2012) os modelos apresentados são diferentes devido as matrizes de variância de cada um, onde a matriz representada pela equação 10 demonstra maior complexidade do que a matriz da equação 14.

O presente artigo estimou um modelo de Métodos de Momentos Generalizados (GMM) que implementa a especificação de matriz de variância da equação 14. A estimação de efeito aleatório segue Kapoor *et al* (2007) que traz uma generalização do que foi demonstrado por Kelejian e Prucha (1999) para estimar o parâmetro autorregressivo espacial ρ .

São definidos três conjuntos de estimadores que leva como base as seguintes condições de momentos:

$$E \begin{bmatrix} \frac{1}{N(T-1)} \varepsilon' Q_0 \varepsilon \\ \frac{1}{N(T-1)} \bar{\varepsilon}' Q_0 \bar{\varepsilon} \\ \frac{1}{N(T-1)} \bar{\varepsilon}' Q_0 \varepsilon \\ \frac{1}{N} \varepsilon' Q_1 \varepsilon \\ \frac{1}{N} \bar{\varepsilon}' Q_1 \bar{\varepsilon} \\ \frac{1}{N} \bar{\varepsilon}' Q_1 \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_v^2 \\ \sigma_v^2 \frac{1}{N} \text{tr}(W^T W) \\ 0 \\ \sigma_1^2 \\ \sigma_1^2 \frac{1}{N} \text{tr}(W^T W) \\ 0 \end{bmatrix} \quad (15)$$

Onde $\varepsilon = u - \rho \bar{u}$, $\bar{\varepsilon} = \bar{u} - \rho \bar{\bar{u}}$, $\bar{u} = (I_T \otimes W_N)u$, e $\bar{\bar{u}} = (I_T \otimes W_N)\bar{u}$.

Quando usado qualquer um desses estimadores um estimador β de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) é definido como uma transformação espacial do tipo Cochrane-Orcutt¹¹. Transformando o estimador de MQG se torna idêntico a um estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

¹¹ Compreende-se como um procedimento econométrico que ajusta um modelo linear para correlação serial no termo de erro. (COCHRANE, D.; ORCUTT, G. H., 1949).

Para a estimação de efeito fixo nesse caso, os estimadores de MQO não é mais consistente e por esse motivo, Mutl and Pfaffermayr (2011) sugerem substituir o MQO por um modelo de Mínimos Quadrados Espaciais de dois estágios¹².

Com relação aos testes que foram realizados o primeiro foi o teste de Multiplicador de Lagrange (LM) criado a partir do trabalho de Breusch and Pagan (1980) que tem sido utilizado para testar efeito aleatório e autocorrelação nos modelos de dados em painel.

Para testes conjuntos, marginais e condicionais são definidas as seguintes hipóteses:

- 1) $H_0^a: \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$
- 2) $H_0^b: \sigma_\mu^2 = 0$ (assumindo $\lambda = 0$)
- 3) $H_0^c: \lambda = 0$ assumindo efeito aleatório $\sigma_\mu^2 = 0$
- 4) $H_0^d: \lambda = 0$ assumindo a possibilidade de efeito aleatório
- 5) $H_0^e: \sigma_\mu^2 = 0$ assumindo correlação espacial

O teste LM conjunto para nenhum efeito aleatório e nenhuma autocorreção espacial é:

$$LM_J = \frac{NT}{2(T-1)} G^2 + \frac{N^2T}{b} H^2 \quad (16)$$

Para o teste LM marginal que assume nenhuma correlação espacial é dado por:

$$SLM_1 = \frac{LM_1 - E(LM_1)}{\sqrt{Var(LM_1)}} \quad (17)$$

Para o teste LM marginal assumindo nenhuma correlação espacial e nenhum efeito aleatório é:

$$SLM_2 = \frac{LM_2 - E(LM_2)}{\sqrt{Var(LM_2)}} \quad (18)$$

Tendo como base as equações 17 e 18 uma versão de teste unilateral pode ser apresentada como:

$$LM_H = (LM_1 + LM_2) / \sqrt{2} \quad (19)$$

Para um teste condicional em que o coeficiente de autocorrelação espacial é zero e assumindo que o componente de variância pode ou não ser zero, temos que:

¹² De acordo com o exposto em Baltagi e Liu (2011).

$$LM_\lambda = \frac{\widehat{D}(\lambda)^2}{\left[(T-1) + \frac{\widehat{\sigma}_v^4}{\widehat{\sigma}_1^4} \right] b} \quad (20)$$

Um último teste LM condicional que assume possibilidade de existência de correlação de erro espacial pode ser escrito como:

$$LM_u = (\widehat{D}_\mu)^2 \left(\frac{2\widehat{\sigma}_v^4}{T} \right) (TN\widehat{\sigma}_v^4 ec - N\widehat{\sigma}_v^4 d^2 - T\widehat{\sigma}_v^4 g^2 e + 2\widehat{\sigma}_v^4 gh d - \widehat{\sigma}_v^4 h^2 c)^{-1} \times (N\widehat{\sigma}_v^4 c - \widehat{\sigma}_v^4 g^2) \quad (21)$$

Dados os testes LM explicitados outro teste bastante usado na literatura que compara estimadores de efeitos aleatórios e efeitos fixos testando a suposição de efeitos aleatórios é o Teste de Hausman que pode ser obtido a partir da seguinte estatística:

$$H = NT(\widehat{\theta}_{FGLS} - \widehat{\theta}_W)' (\widehat{\Sigma}_W - \widehat{\Sigma}_{FGLS})^{-1} (\widehat{\theta}_{FGLS} - \widehat{\theta}_W) \quad (22)$$

Onde $\widehat{\theta}_{FGLS}$ e $\widehat{\theta}_W$ são os MQG espaciais.

Assim dado a metodologia e a descrição dos modelos econométricos de acordo com a literatura de econometria espacial e de painéis espaciais a subseção 3.3 revela o modelo econométricos que foi estimado e os resultados são descritos na seção 4 do artigo.

3.3 Modelo econométrico

A equação de demanda estimada é:

$$\ln G_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{G(it)} + \beta_2 \ln P_{A(it)} + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

Onde G é a média de gasolina vendida diariamente por posto, $P_{G(it)}$ é o preço médio da gasolina diariamente por posto e $P_{A(it)}$ é o preço médio de álcool. As variáveis i e t representam o painel que é composto por dados diários de quantidade vendida e preços de gasolina e álcool nos postos de gasolinas de Fortaleza para o período analisado.

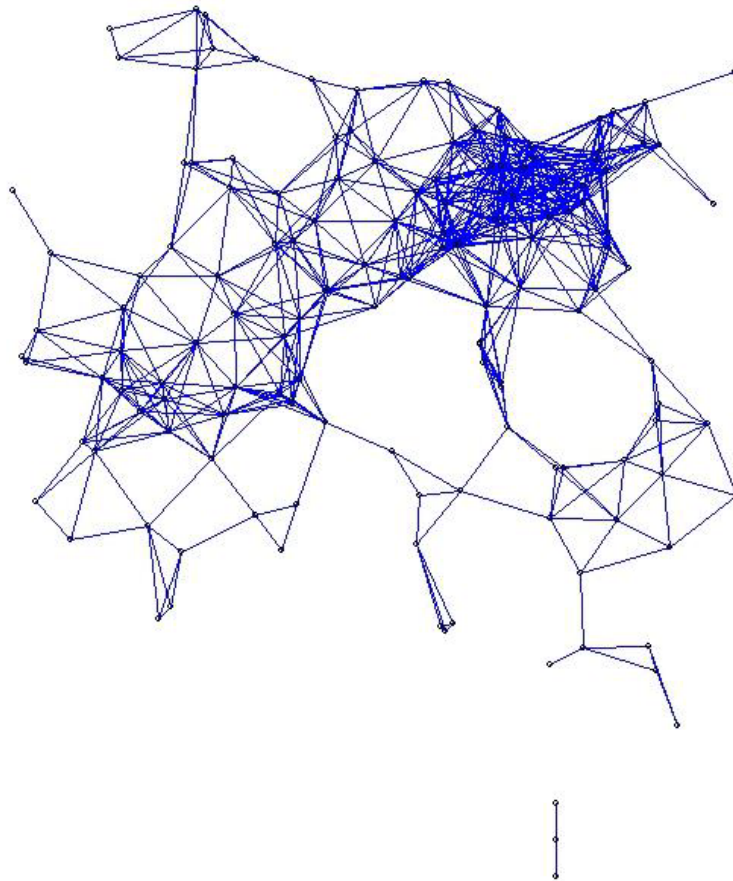
As matrizes de pesos W foram criadas levando-se em consideração a distância entre os postos de gasolina de Fortaleza, para a localização foi utilizado a longitude e latitude dos postos e a partir daí criou-se a primeira matriz de pesos determinando que cada posto de

gasolina tenha pelo menos um vizinho e observando a distância máxima para que esse critério seja atendido.

Assim observou-se que a maior distância entre vizinhos foi de aproximadamente 2,12 km e a menor distância entre os postos de gasolina foi de aproximadamente 0.04 km ou cerca de 40 metros.

A Figura 1 ilustra a ligação entre os postos para que cada um tenha pelo menos 1 vizinho de acordo com a distância mínima e máxima calculada. Assim dado a definição da distância máxima entre os postos de gasolina testou-se outras distâncias entres os postos, no intuito de observar se os postos que possuem distância menor apresentariam uma autocorreção espacial mais forte.

Figura 1. Ligação entre os postos de gasolina para que cada um tenha pelo menos 1 vizinho.



Fonte: Elaboração própria com base no software R

Desta forma, o critério para a escolha das distâncias para a criação das matrizes de pesos espaciais para a estimação dos modelos propostos no artigo foi baseado no procedimento exposto por Almeida (2012) que leva em consideração o proposto por Baumont (2004).

O procedimento segue as seguintes etapas: é estimado um modelo de regressão tradicional e em um momento posterior testam-se os resíduos de diferentes tipos de matrizes W , para o caso desse artigo foram testadas as distâncias de até 0,5 km, até 1.5 km e 2.12 km.

Por fim, foram escolhidas as matrizes nas qual verificou-se maior valor para o I de Moran com significância estatística. Dado essas etapas foram estimados três modelos, que estão descritos no Quadro 2 de acordo com a equação de demanda descrita pela equação 23.

Cada modelo foi estimado para os períodos antes e depois do choque de custo, sendo que o primeiro vai de 15 a 31 de julho, e o segundo de 11 a 18 de agosto.

Quadro 2. Modelos estimados de acordo com as matrizes escolhidas

Modelo	Distância máxima entre os postos	Períodos Analisados
Modelo 1	2,12 km	Antes do Aumento
		Depois do Aumento
Modelo 2	1,5 km	Antes do Aumento
		Depois do Aumento
Modelo 3	0,5 km ou 500 metros	Antes do Aumento
		Depois do Aumento

Fonte: Elaboração própria

Os modelos foram testados para efeito aleatório ou fixo em painel e também para efeitos espaciais diversos como lag espacial ou erro espacial como melhor especificado em (MILLO *et al*, 2012).

Para a escolha do modelo que melhor explica a demanda por gasolina em Fortaleza foram realizados três testes, dois testes verossimilhança (LM) de acordo com o especificado pelas equações 18, 20 e 21, e um Teste de Hausman.

Para a realização dos testes LM foi usado a função `bsktest` do *software* R existindo cinco opções do teste de acordo com os descritos nesta seção de metodologia, o primeiro a ser estimado é calculado de acordo com a equação 18 onde a hipótese alternativa do teste é de nenhum efeito regional aleatório. Foi realizado também um teste condicional a partir das

equações 20 e 21 onde esse teste verifica a correlação espacial nos erros de um modelo que pode ser de efeito aleatório.

Por fim realizou-se o Teste de Hausman (comando *sphtest* do *software* R), onde dado a fórmula que descreve o modelo estimado separadamente para efeito fixo e efeito aleatório compara os estimadores e testa a suposição de efeito aleatório.

A seção 4 do artigo descreve os resultados encontrados dado a especificação do exercício de estimação que foi realizado no presente artigo.

4. RESULTADOS

Dado o exposto na seção anterior foram realizados três testes, que podem ser observados na Tabela 2, para cada modelo e cada período analisado visando observar mais informações para auxiliar na definição do modelo mais adequado a ser estimado e também para compreender qual melhor estimativa explica a demanda por gasolina na cidade de Fortaleza no período analisado.

Tabela 2. Testes para Verificar Efeito Regional e Autocorrelação Espacial

	Teste	Descrição do teste	Antes	Depois
Modelo 1	Baltagi	LM2	43.015	29.618
		p-valor	(0.00)	(0.00)
	Baltagi, Song and Koh LM*- lambda conditional	CLM	22.241	5.852
		p-valor	(0.00)	(0.00)
	Spatial Hausman Test	chisq	1.5706	43.837
		p-valor	(0.6661)	(0.00)
	Índice de Moran		0.161*	0.120*
Modelo 2	Baltagi	LM2	36.543	25.233
		p-valor	(0.00)	(0.00)
	Baltagi, Song and Koh LM*- lambda conditional	CLM	11.419	2.771
		p-valor	(0.00)	(0.006)
	Spatial Hausman Test	sphtest2	1.2305	18.934
		p-valor	(0.7457)	(0.0002)
	Índice de Moran		0.286*	0.206*
Modelo 3	Baltagi	LM2	39.13	26.961
		p-valor	(0.00)	(0.00)
	Baltagi, Song and Koh LM*- lambda conditional	CLM	11.811	2.593
		p-valor	(0.00)	(0.009)
	Spatial Hausman Test	sphtest2	0.93579	20.994
		p-valor	(0.816)	(0.0001)
	Índice de Moran		0.3000*	0.218*
	Hausman test - modelo sem efeito espacial	phtest	2.799	
		p-valor	(0.247)	

Fonte: Elaboração própria com base no software R.

Os resultados dos testes de verossimilhança (LM2) para os dois períodos demonstram resultados estatisticamente significantes para autocorrelação espacial para os três modelos, e para as três matrizes de peso utilizadas como mostrado na Tabela 2. Interessante observar que o indicador de autocorrelação espacial do Índice de Moran aumenta conforme a

matriz de distância fica mais próxima estando em acordo com a ideia que vizinhos mais próximos possuem mais influência.

O segundo teste realizado verifica se existe correlação espacial nos erros (CLM) o que também se mostrou estatisticamente significativo. A partir do Teste de Hausman observou-se que para o período depois do aumento o modelo SARAR de efeito fixo apresentou o melhor ajuste (para as três matrizes espaciais), e para o período anterior ao aumento a estimação indicada foi a de efeito aleatório.

Os modelos SARAR para as três formas espaciais e para antes (com efeito aleatório) e depois (efeito fixo) do choque de preços foram estimados por Método dos Momentos Generalizados (GMM) e os resultados encontram-se na Tabela 3. Em contraste, também se estimou modelos sem qualquer efeito espacial para verificar como a elasticidade preço é alterada a partir da inclusão dos efeitos espaciais necessários.

O teste de Hausman sem efeito espacial definiu o efeito aleatório como o de melhor ajuste. A elasticidade preço encontrada para a estimação do modelo de painel sem efeito espacial foi de -5.79, o que revela que para um aumento de 10% nos preços há uma redução de 57.9% na quantidade de gasolina.

De acordo com o I de Moran o modelo que melhor explica a correlação espacial, pois apresenta um valor maior, é o modelo 3 (0.3000 para o período antes do choque e 0.218) onde leva em consideração os vizinhos que estão a 500 metros de distância.

Analisando os demais modelos estimados a partir das matrizes de pesos espaciais observa-se com relação a defasagem espacial da variável dependente (λ), que denota que o consumo médio de gasolina nas áreas vizinhas de uma região é importante para explicar seu próprio consumo, demonstrando que há transbordamento espacial, para todos os modelos estimados nos períodos antes e depois do período de choque e majoração de preços.

Pode-se observar que para todos os três modelos, tanto na estimação por efeito aleatório quanto por efeito fixo a variável preço da gasolina apresentou sinal esperado (negativo) e significância estatística ($p < 0.01$). Porém, a variável preço do álcool não apresentou resultado estatisticamente significativo para nenhum dos modelos estimados.

De forma geral, dado os resultados mais consistentes encontrados e demonstrados na Tabela 3, as estimativas para a elasticidade-preço parecem suficientemente ajustadas, com coeficientes estatisticamente significantes e com o sinal esperado. Os resultados apresentados que demonstram melhor ajuste levando-se em consideração o I de Moran são os do modelo 3 de menor distância.

Tabela 3. Elasticidade-preço da Demanda por Gasolina

		Spatial random effects SARAR model (GM estimation)			Spatial fixed effects SARAR model (GM estimation)		
Variáveis	sem efeito espacial	Antes do aumento	Depois do aumento	sem efeito espacial	Antes do aumento	Depois do aumento	
Modelo 1	intercepto	15.836*** (1.377)	0.210 (0.651)	5.802* (2.570)			
	λ (lambda)		2.261*** (0.227)	1.447*** (0.089)	2.082*** (0.331)	1.048*** (0.110)	
	ρ (rho)		0.473	0.999	0.331	0.999	
	preço gasolina	-5.798*** (0.732)	-2.577*** (0.268)	-4.814** (1.739)	-5.667*** (0.771)	-2.468*** (0.276)	-6.167** (0.1.960)
	preço álcool	0.574 (0.938)	0.465 (0.305)	0.384 (0.602)	1.448 (1.105)	0.491 (0.331)	-0.273 (0.749)
	intercepto		2.004*** (0.404)	12.099*** (2.895)			
Modelo 2	λ (lambda)		1.124*** (0.080)	0.206 (0.214)	0.952*** (0.101)	0.492* (0.290)	
	ρ (rho)		-0.302	0.447	-0.360	0.319	
	preço gasolina		-1.722*** (0.217)	-7.258*** (1.929)	-1.529*** (0.222)	-7,478** (2.285)	
	preço álcool		0.182 (0.293)	0.552 (0.633)	0.334 (0.319)	-0.148 (0.804)	
Modelo 3	intercepto		2.069*** (0.406)	11.847*** (2.869)			
	λ (lambda)		1.123*** (0.080)	0.267 (0.213)	0.948*** (0.104)	0.571* (0.301)	
	ρ (rho)		-0.263	0.497	-0.354	0.338	
	preço gasolina		-1.789*** (0.219)	-7.036*** (1.905)	-1.545*** (0.225)	-7.561*** (2.273)	
	preço álcool		0.209 (0.293)	0.389 (0.621))	0.361 (0.319)	-0.145 (0.803)	

Fonte: Elaboração própria com base no software R.

Note: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

As estatísticas de desvio padrão encontram-se entre parênteses.

Assim para o período antes do aumento a elasticidade-preço é de -1.79 significando uma redução do consumo de gasolina de 17.9% no caso de um aumento de 10% do preço. Para o período posterior ao aumento a elasticidade é de -7.561, assim observa-se que o período após o choque de preço apresenta elasticidade-preço com um efeito sobre o consumo maior do que no período anterior ao aumento de preços. Esse resultado indica que períodos onde os preços são maiores o impacto sobre a quantidade demanda dado o aumento do preço é maior do que em períodos onde o preço permanece constante.

Esses resultados indicam que a demanda por gasolina em Fortaleza é elástica, porém com valores altos para o período após o aumento, se comparados aos encontrados na

literatura, algo que pode justificar os valores é citado por Levin, Lewis e Wolak (2017) que afirmam que a elasticidade-preço quando estimada com dados diários pode diferir das estimativas a partir de dados mais agregados.

Quando falamos de dados diários pode-se entender que os consumidores podem reagir ao aumento de preços armazenando gasolina em seus carros a qualquer anúncio de aumento até que o preço reduza novamente ou adiando a ida ao posto, desse modo a demanda diária pode ser impactada apresentando valor menor do que o que realmente foi consumido. Ou seja, no curto prazo (dados diários) o consumidor consegue planejar o consumo postergando ir ao posto para reabastecer enquanto que no longo prazo o consumidor adquire a gasolina pelo preço de mercado.

5. CONCLUSÕES

O presente artigo tem como objetivo observar a existência de efeito vizinhança e autocorrelação espacial na determinação da quantidade demandada dos combustíveis nos postos de gasolina em Fortaleza. Deseja-se assim, analisar qual o papel da heterogeneidade espacial nas estimativas de elasticidade-preço da demanda de gasolina na cidade.

Para a análise da elasticidade preço da demanda por gasolina o artigo utilizou a base de dados que contém informações diárias da quantidade consumida por posto em Fortaleza, somando um total de 141 postos revendedores de gasolina e álcool em 69 bairros. O período de tempo analisado foi de 15 de julho a 18 de agosto de 2019.

Os dados que foram analisados no artigo foram extraídos dos sistemas da Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará (SEFAZ/CE), a partir do banco de Notas Fiscais Eletrônicas (NF-e). Observou-se que em 31 de julho de 2019 foi anunciado um aumento dos preços de gasolina pela refinaria de 4% o que levou a uma variação de preços após o anúncio.

Para se verificar a existência de autocorrelação espacial foram criadas matrizes de pesos espaciais levando-se em consideração a distância entre os postos de gasolina de Fortaleza. Foram várias as matrizes testadas, porém foram escolhidas as matrizes no qual verificou-se maior valor para o I de Moran com significância estatísticas.

Após a escolha das matrizes foram estimados 3 modelos onde cada modelo foi observado para 2 períodos diferentes, o período anterior ao aumento de preços (15 a 31 de julho) e o período após o aumento (01 a 15 de agosto). Os três modelos foram estimados por Método dos Momentos Generalizados (GMM) para efeito aleatório e para efeito fixo.

Os resultados do teste LM2 indicam a existência de autocorrelação espacial, para as três matrizes de peso utilizadas, o que confirma os resultados dos testes I de Moran encontrados. De acordo com o I de Moran o modelo que melhor explica a correlação espacial, é o modelo 3 que leva em consideração os vizinhos que estão a 500 metros de distância.

Os principais resultados demonstram que com relação a defasagem espacial da variável dependente (λ), existe autocorreção espacial positiva da variável dependente.

Para o período antes do aumento a elasticidade-preço é de -1.79 significando uma redução do consumo de gasolina de 17.9% no caso de um aumento de 10% do preço. Para o período posterior ao aumento a elasticidade é de -7.561, assim observa-se que o período após o choque de preço apresenta elasticidade-preço com um efeito sobre o consumo maior do que no período anterior ao aumento de preços.

Para Santos e Faria (2012), os estudos que analisam elasticidade preço e renda no Brasil de combustíveis em sua maioria utilizam modelos de séries temporais e de cointegração. Quase a totalidade dos estudos encontrados que trabalhavam com painéis espaciais utilizavam dados espaciais mais agregados em nível estadual ou município e ainda com periodicidade dos dados anuais ou mensais. O presente artigo inova por usar na análise dados espaciais pontuais com as latitudes e longitudes dos postos de gasolina e ainda por trabalhar com um painel espacial de informações diárias para a cidade de Fortaleza.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA E. **Econometria espacial aplicada**, São Paulo: Alínea; 2012.

Alves, D. C. O; Bueno, R. D. L. S. (2003). A Short-run, Long-run and Cross Elasticities of Gasoline Demand in Brazil. **Energy Economics**, 25(2): 191-199.

AMARO, Raphael Silveira. Evolução do consumo de gasolina no Brasil e suas elasticidades no período entre os anos de 1979 a 2009, 2014, **Espacios**. Vol. 36 (Nº 04) Ano 2015. Pág. 9

AYRES, Niele Soares. **Análise das elasticidades de demanda por combustíveis no Rio Grande do Sul no Período de 2004-2014, 2017**, Universidade Federal do Rio Grande – FURG Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis – ICEAC Curso de Ciências Econômicas.

Baltagi BH, Liu L (2011). Instrumental Variable Estimation of a Spatial Autoregressive Panel Model with Random Effects. **Economics Letters**, 111, 135-137.

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Mimeo. Université de Bourgogne, 2004

BERGANTINO, Angela S.; CAPOZZA, Claudia; INTINI, Mario. **Spatial analysis of pricing behaviour of gasoline stations: the role of contextual factors**.

Breusch TS, Pagan A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. **Review of Economic Studies**, 47, 239-253.

Clemen, G., Gugler, K. (2006) Locational choice and price competition: some empirical results for the Austrian retail gasoline market. **Empirical Economics**, 31: 291–312.

Cochrane, D.; Orcutt, G. H. (1949). Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Auto-Correlated Error Terms. **Journal of the American Statistical Association**. 44 (245): 32–61

DONFOUET, H. P. P; JEANTY, P; MALIN, E. **Accounting for spatial interactions in the demand for community-based health insurance: A Bayesian spatial Tobit analysis**. Paper presented at the 11th International Workshop Spatial Econometrics and Statistics, France, 2012.

KAPOOR, Mudit; KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. Panel data models with spatially correlated error components. **Journal of econometrics**, v. 140, n. 1, p. 97-130, 2007.

Kelejian HH, Prucha IR (1999). A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model. **International Economic Review**, 40(2), 509-533.

LEVIN, Laurence; LEWIS, Matthew S.; WOLAK, Frank A. High frequency evidence on the demand for gasoline. **American Economic Journal: Economic Policy**, 2017, 9.3: 314-47.

MARGARIDO, Mário Antônio; SHIKIDA, Pery Francisco Assis. **Elasticidades para**

gasolina e etanol em São Paulo, 2017

MILLO, Giovanni *et al.* splm: Spatial panel data models in R. **Journal of statistical software**, v. 47, n. 1, p. 1-38, 2012.

MORAN, Patrick AP. The interpretation of statistical maps. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948.

MUTL, Jan; PFAFFERMAYR, Michael. The Hausman test in a Cliff and Ord panel model. **The Econometrics Journal**, v. 14, n. 1, p. 48-76, 2011.

NAPPO, Márcio. **A demanda por gasolina no Brasil: uma avaliação de suas elasticidades após a introdução dos carros bicombustíveis**. 2007. Tese de Doutorado.

ORELLANO, Veronica Fernandez; SOUZA, Alberto De Nes de e AZEVEDO, Paulo Furquim de. **Elasticidade-preço da Demanda por Etanol no Brasil: como renda e preços relativos explicam diferenças entre estados**, Rev. Econ. Sociol. Rural vol.51 no.4 Brasília Oct./Dec. 2013

SANT ANNA, Eduardo Pimentel Sant’; BASTOS, Júlio Cesar Albuquerque. **Elasticidade da demanda por gasolina no brasil e o uso da tecnologia *flex fuel* no período 2001-2012**. 42^o Encontro Nacional de Economia-ANPEC, 2014.

SANTOS, Gervásio F.; FARIA, Weslem R. Spatial panel data models and fuel demand in Brazil. **Texto para discussão Nereus**, v. 10, p. 2012, 2012.

TYSZLER, M. **Econometria espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial**. Dissertação de mestrado, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006.

CAPÍTULO 3 - ANÁLISE DO PADRÃO ESPACIAL DA VARIAÇÃO DOS PREÇOS DA GASOLINA DURANTE PERÍODO DE MAJORAÇÃO

Resumo:

O artigo tem como objetivo principal observar o período de majoração de preços da gasolina na cidade de Fortaleza após um choque de custos, analisando a existência ou não de um padrão espacial na determinação dos preços cobrados pelos postos de gasolina. A principal suposição é a de que exista um padrão espacial dado a concorrência de preços, e que os postos que se encontram mais próximos um dos outros apresentem correlações espaciais mais fortes. Para isso foram criadas matrizes de pesos espaciais em diferentes distâncias e analisado os valores do teste I de Moran que revela a existência (ou não) e intensidade de autocorrelação espacial para a variável de interesse. Os resultados demonstraram haver um padrão espacial da variação percentual dos preços cobrados entre os dias 31 de julho a 10 de agosto de 2019, nos postos de gasolina de Fortaleza. Concluiu-se também que a medida que a distância entre os postos aumenta a força desse padrão espacial diminui, ou seja, a autocorrelação espacial entre os postos para a variação de preços da gasolina é maior quanto mais próximos eles estão.

Palavras-chave: Conluio. Padrão Espacial. Variação de preços.

Abstract:

The main objective of the article is to observe the period of increase in gasoline prices in the city of Fortaleza after a cost shock, analyzing the existence or not of a spatial pattern in the determination of prices charged by gas stations. The main assumption is that there is a spatial pattern given price competition, and that the stations that are closer to each other present stronger spatial correlations. For this, matrices of spatial weights were created at different distances and the values of the Moran I test were analyzed, which reveals the existence (or not) and intensity of spatial autocorrelation for the variable of interest. The results showed that there was a spatial pattern of the percentage change in prices charged between July 31st and August 10th, 2019, at gas stations in Fortaleza. It was also concluded that as the distance between stations increases, the strength of this spatial pattern decreases, that is, the spatial autocorrelation between stations for the variation in gasoline prices is greater the closer they are.

Keywords: Collusion. Spatial Standard. Price variation.

1. INTRODUÇÃO

O mercado de combustíveis faz parte de um setor que apresenta necessidade de observação por parte dos órgãos de controle que buscam manter a competitividade, dado que não somente no Brasil, o mercado varejista de combustíveis é conhecido como um mercado suscetível a situações de cartel.

O que hoje é conhecido como cartel teve início na Europa nos séculos XV e XVI, com os primeiros indícios de cartéis surgindo nas indústrias mineradoras. A partir dos avanços tecnológicos advindos da Revolução Industrial a prática de cartel se expande no decorrer do século XIX (ASCARELLI, 1952).

A palavra cartel tem origem no século XIX e deriva do latim *cartellus*, foi usada a primeira vez por Eugen Richter ao descrever um acordo feito entre grupos de fornecedores de trilhos e locomotivas com o intuito de vender seus produtos a um preço maior. Hoje a palavra cartel representa um acordo que é feito entre empresas ou comerciantes que busca distribuir entre aqueles que fizeram o acordo as cotas de produção e do mercado buscando determinação de preços (MAGGI, 2010).

Clark, Robert e Houde (2013) relataram a existência de dificuldades de conluio bem-sucedido em mercados como o de combustível do Canadá dado que o bem vendido é heterogêneo fazendo com que o tamanho da rede de combustíveis influencie na forma como os participantes dividem o mercado.

Segundo Silva (2016) o comportamento colusivo existente em mercados de combustíveis são difíceis de observar devido à dimensão espacial e econômica e o grande número de agentes envolvidos em um único cartel existente, e isso faz com que os grupos nesses mercados tenham um comportamento muito diferente de um cartel estável que são apresentados na literatura.

No Brasil o mercado de combustíveis passou por uma mudança a partir da década de 90 depois do processo de flexibilização do monopólio da Petrobrás. As principais mudanças foram econômicas coma a criação da ANP – Agência Nacional de Petróleo, que atualmente tem a função de regular o mercado de combustíveis no Brasil, e legais a partir da publicação da Lei 8.884/1994 que é chamada de Lei da Defesa e Concorrência e a Lei 9.478/97 que dispõe sobre as atividades relativas ao monopólio de petróleo e institui a ANP.

No ano de 2011 foi criada a Lei 12.519/11 que trouxe uma atualização da legislação brasileira no quesito antitruste, criando punições para as práticas anticompetitivas nos mercados nacionais. A legislação criada no Brasil tem o papel de tentar impedir que

condutas de conluio aconteçam prejudicando a economia como um todo, dado a importância do mercado de combustível para o bom funcionamento da atividade econômica nacional.

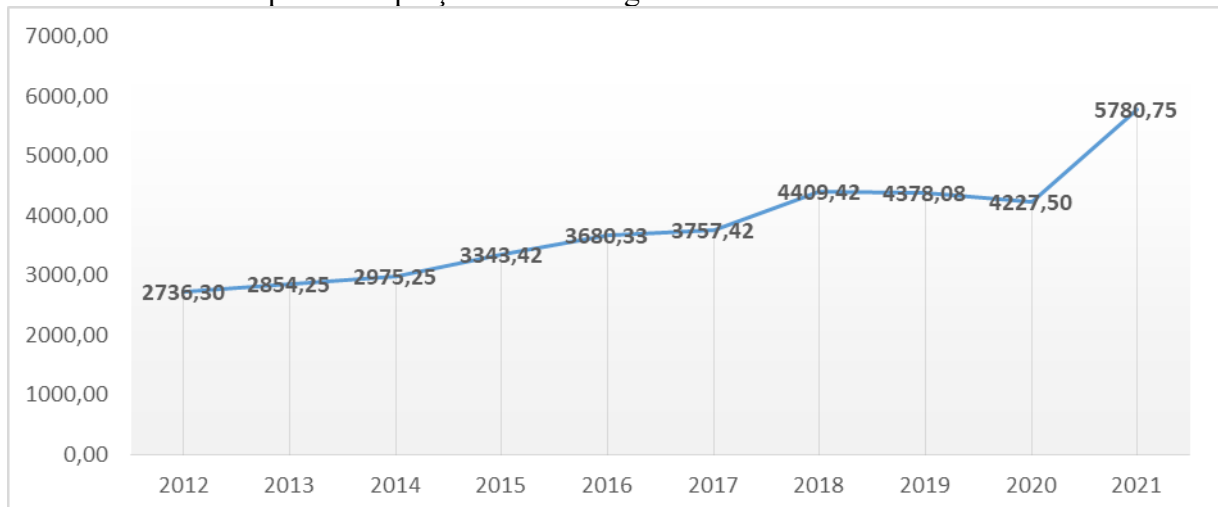
A existência de uma conduta colusiva não é algo que seja simples de detectar, para isso diversos pesquisadores vêm ao longo dos anos buscando compreender melhor se existe ou não um comportamento de conluio no mercado de combustível brasileiro.¹³ Para Carijo (2019) diversos municípios brasileiros apresentaram um elevado risco para a existência de conluio.

O pesquisador analisou os comportamentos na determinação de preços dos combustíveis praticados pelas distribuidoras e por postos que revendem gasolina e álcool em diversos municípios do Brasil. Um dos municípios analisados foi Fortaleza sendo encontrado pelo autor indícios de comportamento colusivo entre os distribuidores de combustível.

Vários podem ser os fatores que influenciam na determinação dos preços de gasolina cobrados nos postos do Brasil, fatores esses que podem ser dependentes do preço que o combustível sai da refinaria e dos impostos cobrados. De acordo com a Petrobrás hoje os preços da gasolina seguem as referências de mercado que é impactado pelo preço do petróleo e preço da gasolina que chega até a bomba, e é influenciado também por outros custos diversos como a remuneração de distribuidoras e revendedoras.

O Gráfico 1 demonstra o comportamento dos preços de gasolina no Brasil nos últimos anos onde observa-se um crescimento dos preços médios em litros cúbicos nos anos analisados.

Gráfico 1: Série temporal dos preços médios de gasolina em litros cúbicos no Brasil



Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do IPEA

¹³ CARIJO (2019); SILVA (2016); FEITAS E BALBINOTTO (2015); FERNANDES E JACOB (2017); FERNANDES E BRAGA (2012); PEDRA E ESTEVES (2006)

Outro fator que pode ser observado estar relacionado com a localização dos postos de gasolina dado que a possível existência de um padrão espacial na determinação dos preços dos combustíveis é um sinalizador da existência de um potencial conluio espacial em um mercado específico.

No trabalho realizado por Bergantino, Capozza e Intini os autores buscaram descrever a dependência espacial observada nos preços da gasolina vendida no varejo em área urbana, buscando explicar como o contexto espacial em uma área urbana explica a variação de preços para o mercado da Itália e mais especificamente para a cidade de Roma.

Cardoso *et al* (2020) a competição espacial de preço dos combustíveis no Brasil e como um aumento marginal na competição espacial impactaria nos preços. Os pesquisadores analisaram duas abordagens, a primeira trata-se de uma abordagem teórica usando modelos de Hotelling e Salop, a segunda abordagem trata-se da observação da entrada de uma nova empresa rival, com ênfase no impacto espacial. Os principais resultados encontrados no trabalho demonstraram que a entrada de uma nova empresa de combustíveis no mercado reduz os preços sendo essa redução maior de acordo com a proximidade da nova empresa.

Como a gasolina é um bem homogêneo os donos de postos buscarão se diferenciar dos demais para a atração de seus clientes, por preço, ou por uma questão de localização, ou pelos serviços prestados aos clientes. Podem também buscar maximizar seus lucros unindo-se em determinação de preços comuns. Os autores observam que os preços de gasolina costumam sofrer alterações diárias o que levou pesquisadores a buscarem entender se os preços são ajustados de acordo com os tratos feitos entre as empresas e se o mercado de gasolina possui ou não essas especificidades.

Clemenç e Gugler (2006) analisaram se existia relação entre o número de postos de gasolina por quilômetro quadrado e o preço médio cobrado por todos os postos de gasolina que se localizam em um distrito austríaco. Os autores observaram que quanto maior a distância até o posto de gasolina mais próximo, maior o mark-up do posto, embora o tamanho dessa relação permaneça muito pequeno.

Outro trabalho que busca ver a relação dos preços de gasolina e a existência de um padrão espacial foi feito por Ning e Haining (2003), que incluindo uma estrutura espacial na modelagem do comportamento de preços dos postos de gasolina, demonstraram que existe uma relação positiva entre o preço dos postos que foram observados e o preço médio dos postos que se situam nos mesmos clusters locais.

Dado o exposto o artigo tem como principal objetivo observar a existência de

conluio entre os postos próximos uns dos outros na variação dos preços de venda de gasolina em Fortaleza durante um período de majoração dos preços e se o padrão espacial fica mais forte a medida que reduz a distância entre os postos.

A principal suposição é a de que exista um padrão espacial dado a concorrência de preços, e que os postos que se encontram mais próximos um dos outros apresentem preços semelhantes o que pode sinalizar existência de comportamento colusivo no mercado de gasolina em Fortaleza.

Para isso foram analisadas informações diárias de preço de 146 postos em Fortaleza e selecionado um período específico de majoração dos preços de gasolina nos postos da cidade. Os principais resultados são apresentados na seção 3 do artigo. Além dessa introdução e da seção de resultados o artigo apresenta na seção 2 a metodologia utilizada bem como a base de dados e as estatísticas descritivas.

2. METODOLOGIA

Nesta seção é apresentada a metodologia utilizada no artigo para a observação de correlação espacial na escolha dos preços cobrados pelos postos de gasolina em Fortaleza no período de majoração. A primeira subseção traz a descrição da base de dados utilizada bem como as estatísticas descritivas, e a segunda subseção descreve a estatística de teste para esta correlação.

2.1 Base de Dados e Análise Descritiva

O artigo usa para a análise da variação dos preços de gasolina em Fortaleza a base de dados inicial que consta de informações diárias de preço da gasolina e de etanol vendida em 146 postos de gasolina da cidade. O período das informações vai de 31 de julho a 10 de agosto para o ano de 2019.

A partir dessa base foi criada uma variável que revela a variação percentual entre os preços aplicados no dia 10 de agosto e os aplicados em 31 de julho e selecionado assim um *crosssection* com as informações de cada posto para o dia 10 de agosto.

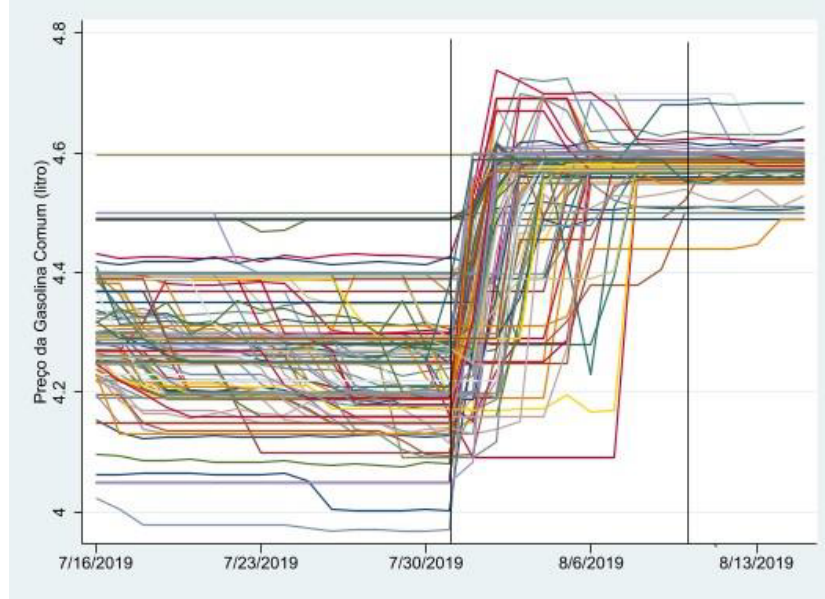
De acordo com as informações dos preços dos combustíveis vendidos e as informações de localização dos postos como endereço, latitude e longitude foi possível criar as matrizes de pesos espaciais para se observar a existência de um padrão espacial no período de majoração de preço para os postos de gasolina de Fortaleza.

Os dados são extraídos dos sistemas da Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará (SEFAZ/CE), a partir do banco de Notas Fiscais Eletrônicas (NF-e).

É importante salientar que no período anterior ao analisado os preços da gasolina mantinham-se constantes ou em leve tendência de baixa até que a partir de um anúncio de aumento por parte da refinaria em 31 de julho de 2019 os preços se modificaram. O Gráfico 2 revela a evolução dos preços a partir do dia 15 de julho a 15 de agosto. Nota-se uma grande variação dos preços entre os postos no momento inicial, alguns postos estavam cobrando nesse período um preço inferior a R\$ 4,20 enquanto outros aumentaram logo os preços chegando a cobrar mais de R\$ 4,60 por litro vendido.

Essa diferença de preço parece se tornar menor entre os postos à medida que os dias vão passando até que ao final do período analisado (15 de agosto de 2019) os preços cobrados estão entre cerca de R\$ 4,50 e R\$ 4,70.

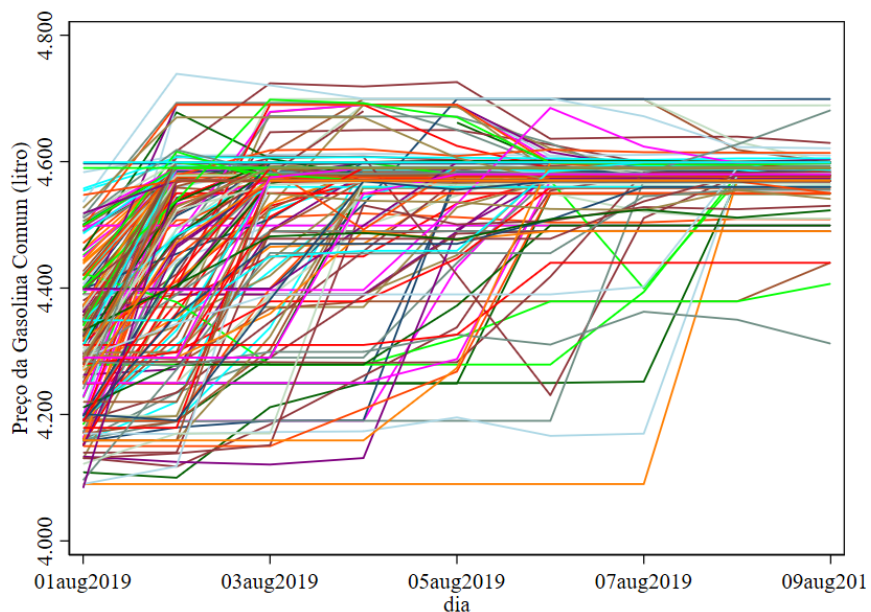
Gráfico 2. Evolução dos preços diários de gasolina em Fortaleza



Fonte: Elaboração própria

Dado o exposto o artigo analisa o recorte de majoração de preços, que vai de 31 de julho a 10 de agosto. Esse recorte pode ser melhor observado no Gráfico 3, onde percebe-se a forte variação de preços com postos cobrando cerca de R\$ 4,10 e também outros cobrando R\$ 4,60 no primeiro dia observado. Percebe-se também que no último dia da análise a variação dos os preços cobrados entre os postos, é menor, porém todos os postos estão cobrando um preço maior com mínimo em torno de R\$ 4,30 e máximo R\$ 4,70.

Gráfico 3. Período de majoração dos preços de gasolina em Fortaleza



Fonte: Elaboração própria

A Tabela 1 demonstra as variáveis que foram analisadas no artigo, a descrição dessas variáveis e as estatísticas descritivas. A partir dos valores dos preços de gasolina vendidos diariamente foi criado a variável que traz a variação de preços de gasolina dado o último dia da análise e o primeiro, essa variação também é analisada em termos percentuais.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

<i>Variável</i>	<i>Descrição da variável</i>	<i>Estatísticas Descritivas</i>				<i>Observações</i>
		<i>Média</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>	
Varição do preço da gasolina (R\$)	Preço do dia 10/08 menos o preço do dia 31/07	0,3329	0,1078	0,000	0,6107	146
Varição do preço da gasolina (%)	Varição percentual do preço de gasolina	7,9059	2,7002	0,000	15,3846	146

Fonte: Elaboração própria

Observando a tabela percebe-se que a variação mínima dos preços de gasolina é de 0,00% e a variação máxima é de 15,38%, demonstrando que os preços do dia 10 de agosto são sempre maiores ou iguais aos preços do dia 31 de julho.

A partir das estatísticas descritiva é possível observar que houve variação dos preços de gasolina após o aumento no dia 31 de julho e que esse aumento não foi igual para todos os postos, dado isso é importante analisar a existência de autocorrelação espacial na determinação dos preços cobrados pelos postos de gasolina em Fortaleza após o período de choque. Para isso a subseção 2.2 traz a descrição da estatística básica para verificação da existência de padrão espacial entres os postos de gasolina no período de majoração de preços.

2.2 Índice de Moran

A matriz de pesos espaciais W tem como finalidade apresentar um arranjo espacial das interações das variáveis analisadas. Tendo como hipótese que regiões que são mais próximas entre si interagem mais do que regiões menos próximas ou menos conectadas. Cada conexão que existe entre as regiões representa um valor na matriz de pesos espaciais W e é chamada de pesos espaciais (ALMEIDA, 2012).

A matriz W é uma matriz quadrada $N \times N$ positiva onde os elementos diferentes de zero da matriz revelam se as localidades são vizinhas. Os pesos espaciais W_{ij} demonstram a existência de conexão entre as regiões i e j ou seja, mostram a influência da região j sobre a região i .

Para a construção da matriz de pesos espaciais W seguiu-se a matriz de pesos dado a distância geográfica como especificado por Almeida (2012) de acordo com o proposto por Baumont (2004) e Tyszler (2006).

A matriz dos k vizinhos mais próximos, $W_{ij}(k)$, é uma matriz binária baseada em distância geográfica medida em quilômetros ou milhas.

$$W_{ij}(k) = \begin{cases} 1 & \text{se } d_{ij} \leq d_i(k) \\ 0 & \text{se } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (1)$$

Onde $d_i(k)$ é a distância de corte para a região i , dessa duas regiões sejam consideradas vizinhas caso estejam em uma distância de corte para que possuam k vizinhos.

Pode-se ainda contruir uma matriz baseada na distância inversa que é dada por:

$$W_{ij}(k) = \begin{cases} 1/d_{ij} & \text{se } d_{ij} \leq d_i(k) \\ 0 & \text{se } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (2)$$

De mesma forma $d_i(k)$ é a distância de corte para a região i .

São demonstrado abaixo 4 matrizes de peso espaciais baseadas em distância. (KONDO, 2018):

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{d_{ij}^{-\delta}}{\sum_{j=1}^n d_{ij}^{-\delta}}, & \text{if } d_{ij} < d, \quad i \neq j, \quad \delta > 0, \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (3)$$

Onde δ é um parâmetro de decaimento de distância e d é uma distância limite calculada. O segundo exemplo é uma matriz do tipo exponencial de acordo com:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{\exp(-\delta d_{ij})}{\sum_{j=1}^n \exp(-\delta d_{ij})}, & \text{if } d_{ij} < d, \quad i \neq j, \quad \delta > 0, \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4)$$

Para o terceiro caso é considerado um peso uniforme para todas as regiões que se localizam dentro de uma distância d em km.

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{I(d_{ij} < d)}{\sum_{j=1}^n I(d_{ij} < d)}, & \text{if } d_{ij} < d, i \neq j, \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (5)$$

O último exemplo de matriz calculada por distância considera o peso a partir dos k vizinhos mais próximos.

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{I(d_{ij} \leq d_{ij,(k)})}{\sum_{j=1}^n I(d_{ij} \leq d_{ij,(k)})}, & \text{if } i \neq j, \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (6)$$

O presente artigo utilizou a matriz de pesos de distância de acordo com a equação de número três (3) como expressa acima.

Para observar se há autorrelação espacial global Moran (1948) elaborou um coeficiente de que usa a medida de autocovariância na forma de um produto cruzado.

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (7)$$

Ou matricialmente como:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (8)$$

Onde n é o número de regiões, z são os valores da variável de interesse padronizada, W_z são os valores médios da variável de interesse padronizada que são definidos a partir de uma matriz de pesos W .

Os valores do I de Moran podem ser positivos ou negativos e encontra-se dentro do intervalo $[-1, 1]$, onde quanto mais próximo de zero, menor é a dependência espacial. A hipótese nula testada é de aleatoriedade espacial onde valores estatisticamente superiores ao valor esperado indicam a existência de autocorrelação positiva e valores estatisticamente inferiores indicam autocorrelação negativa. (ALMEIDA, 2012)

A estatística segue assintoticamente uma distribuição normal padrão que é calculada de acordo com:

$$z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \quad (9)$$

Onde $E(I)$ é o valor esperado de I :

$$E(I) = -\frac{1}{n-1} \quad (10)$$

e $\text{Var}(I)$ a variância:

$$\text{Var}(I) = E(I^2) - [E(I)]^2 \quad (11)$$

$E(I^2)$ é dado por:

$$E(I^2) = \frac{n[(n^2 - 30 + 3)S_1 - nS_2 + 3S_0^2] - m_4/m_2^2[(n^2 - n)S_1 - 2nS_2 + 6S_0^2]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0^2} \quad (12)$$

Onde m_h é a h-ésimo momento amostral em relação à média amostral:

$$\frac{m_4}{m_2^2} = \frac{1/n \sum_{i=1}^n z_i^4}{(1/n \sum_{i=1}^n z_i^2)^2} \quad (13)$$

S_0 , S_1 e S_2 são dados por:

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \quad (14)$$

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2 \quad (15)$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right)^2 \quad (16)$$

Dado o exposto são criadas matrizes de pesos levando-se em consideração a distância entre os postos de gasolina de Fortaleza. Para a localização foi utilizado a longitude e latitude dos postos de gasolina analisados.

A partir da identificação da localização e identificação dos postos foi possível se criar a primeira matriz de pesos determinando que cada posto de gasolina tenha pelo menos um vizinho e observando a distância para que esse critério seja atendido.

Assim para que cada posto tenha pelo menos um vizinho a distância é de 2,2 km. A partir dessa distância foram analisadas diversas distâncias entre os postos com a finalidade de observar se a medida que a distância aumenta o efeito vizinhança para a determinação do preço após o período de majoração dos preços é menor.

Para isso foi observado os resultados do I de Moran estatisticamente significantes o que indica a existência de autocorrelação espacial. O quadro 1 revela as distâncias observadas para a estatística do I de Moran calculado¹⁴. Para o caso do presente artigo foram testando várias distâncias diferentes entre 2,2 km e 10 km.

Quadro 1. Distâncias analisadas para a observação de autocorrelação na determinação dos preços

Distância Máxima Entre Vizinhos	Distância em Km
Distância 1	2.2
Distância 2	2.5
Distância 3	3.0
Distância 4	3.5
Distância 5	4.0
Distância 6	4.5
Distância 7	5.0
Distância 8	6.0
Distância 9	7.0
Distância 10	8.0
Distância 11	9.0
Distância 12	10.0

Fonte: Elaboração própria

O critério para a escolha das distâncias para a criação das matrizes de pesos espaciais é baseado no procedimento exposto por Almeida (2012) que leva em consideração o proposto por Baumont (2004).

O procedimento segue as seguintes etapas:

1. É estimado um modelo de regressão tradicional;
2. Testam-se os resíduos de diferentes tipos de matrizes W.

A seção 3 do artigo descreve os resultados encontrados dado a especificação do exercício que foi realizado no presente artigo.

¹⁴ Os valores do I de Moran são apresentados na Tabela 2 na seção de resultados.

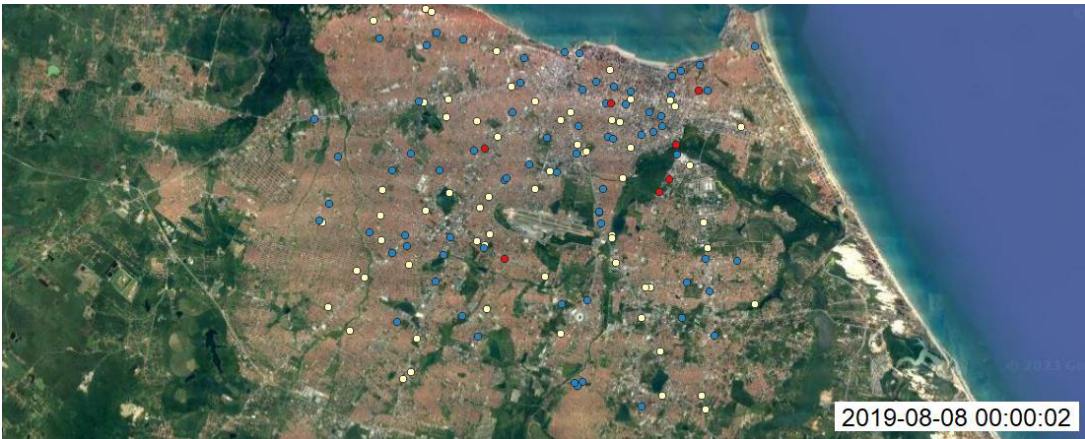
3. RESULTADOS

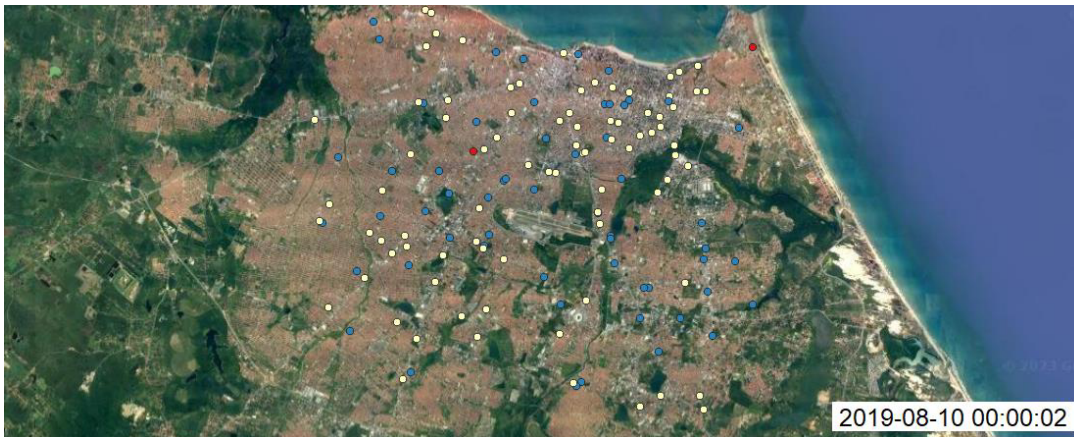
A Figura 1 mostra como a variação de preços de gasolina ocorreu a cada dia do período analisado. As variações negativas e positivas, porém, com valor menor ou igual a R\$ 0,02 centavos são representados em cada mapa pelas cores amarela e azul. Postos com variação de preço maior que R\$ 0,02 são representados pela cor vermelha.

Figura 1. Mapas de localização dos postos de acordo com os preços a cada dia.









Fonte: Elaborado pelos autores

Observa-se que no momento inicial do impacto nos preços, que se deu no dia 31 de julho, apenas dois postos apareceram com a cor vermelha, que já sinalizava um aumento de preços. A partir do dia 01 de agosto os postos começam a alterar os preços e assim o mapa passa a apresentar a maior parte dos postos em cor vermelha.

Os preços continuam variando, porém com menor intensidade ao longo dos dias. No último dia da análise (10 de agosto) apenas um posto demonstrou variação acima de R\$ 0,02, porém, como demonstrado nos gráficos 2 e 3 apresentado na seção de estatística descritivas do artigo.

A partir dessa observação buscou-se analisar se existia um padrão espacial na variação dos preços de gasolina nos postos de Fortaleza no período de majoração de preços que foi do dia 31 de julho a 10 de agosto.

Para isso foram geradas matrizes de pesos espaciais, de acordo com o exposto na seção anterior para a estimação do I de Moran com o intuito de observar a existência (ou não) de autocorrelação espacial entre os postos na decisão de escolha dos preços cobrados por gasolina.

Também buscou-se identificar se a autocorrelação existente entre os postos é maior a medida que a distância entre eles é menor, ou seja, postos de gasolina mais próximos tendem a sofrer maior influência dos seus vizinhos. A tabela 1 revela os resultados do I de Moran para as 12 distâncias calculadas.

Tabela 2. Resultados do teste I de Moran para cada matriz de distância

Distância	I de Moran	Desvio Padrão	P-valor
Distância 1 (2,2 km)	0,2895	0,0517	0,0000
Distância 2 (2,5 km)	0,2824	0,0466	0,0000
Distância 3 (3,0 km)	0,2605	0,0409	0,0000
Distância 4 (3,5 km)	0,2471	0,0358	0,0000
Distância 5 (4,0 km)	0,2364	0,0323	0,0000
Distância 6 (4,5 km)	0,2228	0,0295	0,0000
Distância 7 (5,0 km)	0,2057	0,0272	0,0000
Distância 8 (6,0 km)	0,1879	0,0237	0,0000
Distância 9 (7,0 km)	0,1726	0,0212	0,0000
Distância 10 (8,0 km)	0,1567	0,0194	0,0000
Distância 11 (9,0 km)	0,1455	0,0179	0,0000
Distância 12 (10,0 km)	0,1324	0,0168	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

Para que cada posto tenha pelo menos um vizinho a distância mínima observada deve ser de 2,2 km, sendo assim foram analisadas distâncias maiores que 2,2km para a análise de um padrão espacial entre a variação de preços dos postos de gasolina de Fortaleza.

Nota-se que a medida que as distâncias aumentam o valor do I de Moran diminui, indo de 0,2894 com a distância de 2,2 km, para 0,2364 com a distância de 5km e por fim 0,1324 com a distância de 10 km.

Esse resultado confirma a hipótese de que a medida que os postos de gasolina se distanciam a influência entre vizinhos na determinação do preço cobrado se torna menor e que a medida que esses postos se aproximam esse padrão espacial dado o período de majoração dos preços se torna mais forte.

Esse comportamento demonstra que pode haver indícios da existência de um conluio espacial entre os postos de combustíveis de Fortaleza, principalmente quando observados distâncias menores entre os postos de gasolina. Esta inferência decorre do fato da dispersão de preços diminuir bastante após o choque de custo do preço da refinaria. Esses resultados corroboram com os encontrados por Carrijo (2019) que em seu trabalho buscou identificar a existência de carteis no setor de distribuição de combustíveis e concluíram que há indicio moderado de existência de um cartel no setor analisado para a cidade de Fortaleza.

Apesar dos resultados encontrados é importante ressaltar que essas informações devem ser analisadas com cautela e complementados em momento posterior levando-se em consideração outras variáveis que possam evidenciar a existência de conluio.

4. CONCLUSÃO

O artigo tem como principal objetivo observar a existência de correlação espacial na variação dos preços de venda de gasolina entre os postos próximos uns dos outros na cidade de Fortaleza-CE. O período analisado corresponde ao período imediatamente posterior a um choque no preço que vem da refinaria e que implica em majoração dos preços nas bombas no período de 1 a 10 de Agosto. Embora o aumento do preço de custo da gasolina tenha sido de 4%, a majoração média dos preços no período foi de quase o dobro (7,9%), e observou-se que postos localizados próximos tiveram aumentos parecidos em análise visual de mapa.

Desta forma também foi testada a hipótese que o padrão de correlação espacial fica mais forte a medida que se reduz a distância de vizinhança entre os 146 postos analisados por meio de diversas matrizes de pesos espaciais e a estimação da estatística de I de Moran.

Conclui-se que a medida que as distâncias aumentam o valor do I de Moran diminui, confirmando a hipótese de que a medida que os postos de gasolina se distanciam a influência entre vizinhos na determinação do preço cobrado se torna menor e que a medida que esses postos se aproximam esse padrão espacial dado o período de majoração dos preços se torna mais forte.

Esse comportamento aponta para uma possibilidade de “conluio espacial” entre os postos de combustíveis de Fortaleza, principalmente quando observados distâncias menores entre os postos de gasolina. No entanto, esta inferência deve ser analisada com cautela e complementados em momento posterior levando-se em consideração outras variáveis que possam evidenciar a existência de conluio, pois outros fatores podem está influenciando o aumento em determinadas localidades, fatores esses que podem ser a bandeira do posto de gasolina, a renda do bairro onde os postos estão inseridos, sendo difícil a partir do observado aqui afirmar a existência ou não de que haja uma atitude anticoncorrencial entre os postos.

Como sugestão para pesquisas futuras, podem-se observar variáveis de renda do bairro onde os postos estão localizados, variáveis de população a bandeira do posto, e variáveis que identifiquem melhor a existência ou não de conluio. Também se sugere a estimação de um modelo de painel espacial dinâmico para observar as variações de preço a cada período.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA E. **Econometria espacial aplicada**, São Paulo: Alínea; 2012.

ASCARELLI, Tulio. Conclusão de um contrato de cartel. In Ensaio e pareceres. São Paulo: Saraiva, 1952.

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Mimeo. Université de Bourgogne, 2004

BERGANTINO, Angela S.; CAPOZZA, Claudia; INTINI, Mario. **Spatial analysis of pricing behaviour of gasoline stations: the role of contextual factors.**

Breusch TS, Pagan A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. **Review of Economic Studies**, 47, 239-253.

CARDOSO, Leonardo Chaves Borges et al. Price effects of spatial competition in Brazilian gas stations. 2020.

CARRIJO, Gustavo Dantas. **Análise estatística dos preços de combustíveis para auxílio na detecção de cartéis no setor de distribuição.** 2019.

CLARK, Robert; HOUDE, Jean-François. Collusion with asymmetric retailers: Evidence from a gasoline price-fixing case. **American Economic Journal: Microeconomics**, v. 5, n. 3, p. 97-123, 2013.

Clemenz, G., Gugler, K. (2006) Locational choice and price competition: some empirical results for the Austrian retail gasoline market. *Empirical Economics*, 31: 291–312.

FERNANDES R. A. S.; JACOB K. G. **Análise da conduta das revendedoras de gasolina comum nas capitais da região Nordeste.** Economia-Ensaio. Uberlândia, 2017.

FERNANDES R. A. S.; BRAGA J. B. **Análise da competição no mercado de distribuição de Gasolina C na região Nordeste.** Revista Economia, Fortaleza, v. 44, n. 2, p.576-586, 2013.

FREITAS, Tiarajú Alves de; BALBINOTTO NETO, Giacomo. Filtro georreferenciado para detecção de indícios de cartel e no mercado varejista de gasolina comum no município de Porto Alegre. **Economic Analysis of Law Review (Revista de Análise Econômica do Direito)**. Brasília, DF. Vol. 6, n. 1 (jan./jun. 2015), p. 55-71, 2015.

MAGGI, Bruno Oliveira. O cartel e seus efeitos no âmbito da responsabilidade civil. 2010. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

KONDO, Keisuke. Testing for global spatial autocorrelation in Stata. **Boston College Department of Economics**, 2018.

MORAN, Patrick AP. The interpretation of statistical maps. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948.

PEDRA, Douglas Pereira; BORGES, H. **Detecção de Cartéis e Experiência Brasileira**

Recente. In: Anais do XI Congresso Brasileiro de Energia. 2006. p. 2143-2156.

SILVA, André Suriane da. **Filtros de cartéis baseados em dinâmicas de preço: uma aplicação ao varejo de combustíveis do Brasil.** 2016.

TYSZLER, M. **Econometria espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial.** Dissertação de mestrado, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006.

CONCLUSÃO GERAL

Esta Tese conta de três capítulos com temáticas diferentes, porém que trazem informações especializadas que sinalizam a existência de dependência espacial e efeito vizinhança na tomada de decisão dos agentes. Assim o foco principal foi investigar de forma teórica e empírica os temas expostos em cada capítulo.

O primeiro capítulo da tese investigou quais variáveis são determinantes na tomada de decisão espontânea de uma família por um dos benefícios oferecidos pelo Governo do Estado do Ceará no âmbito de projetos de revitalização de áreas degradadas: dinheiro ou casa.

Os principais resultados encontrados revelam que a lógica do melhor retorno financeiro por si só não define com tanta regularidade o comportamento do usuário, uma vez que esse, em diversas ocasiões, toma decisões que desafiam essa lógica. Valores afetivos atribuídos a imóveis com melhor padrão construtivo pareceram influenciar na escolha de benefício.

Assim a principal conclusão é que o perfil médio do usuário que opta por Unidade Habitacional corresponde a chefes de família do gênero feminino, sem vínculo de união estável, habitantes de imóveis de baixo padrão construtivo e que possuem pelo menos o ensino fundamental, ou seja, possuem algum grau de instrução. Observou-se também um efeito espacial onde a escolha dos indivíduos pode ter influência a partir da decisão dos vizinhos mais próximos a ele.

O segundo capítulo da tese analisa a existência de efeito vizinhança e autocorrelação espacial na determinação da quantidade demandada dos combustíveis nos postos de gasolina em Fortaleza e inova ao usar dados diários na estimação de um modelo de painel espacial com dados micro a partir da identificação de cada posto dado a longitude e latitude.

Os principais resultados demonstram que com relação a defasagem espacial da variável dependente (λ), existe autocorreção espacial positiva da variável dependente. Com relação a elasticidade preço da demanda verificou-se que o período antes do aumento a elasticidade-preço é de -1.79 significando uma redução do consumo de gasolina de 17.9% no caso de um aumento de 10% do preço. Para o período posterior ao aumento a elasticidade é de -7.561, assim observa-se que o período após o choque de preço apresenta elasticidade-preço com um efeito sobre o consumo maior do que no período anterior ao aumento de preços.

O terceiro e último capítulo da tese observa a existência de conluio entre os postos próximos uns dos outros na variação dos preços de venda de gasolina em Fortaleza durante um período de majoração dos preços e analisa se o padrão espacial fica mais forte a medida que reduz a distância entre os postos.

A partir dos resultados encontrados foi possível concluir que a medida que as distâncias aumentam o valor do I de Moran diminui, confirmando a hipótese de que quando os postos de gasolina se distanciam a influência entre vizinhos na determinação do preço cobrado se torna menor e que a medida que esses postos se aproximam esse padrão espacial dado o período de majoração dos preços se torna mais forte.

O comportamento observado a partir dos resultados do I de Moran demonstra haver indícios da existência de um conluio entre os postos de combustíveis de Fortaleza, principalmente quando observados distâncias menores entre os postos de gasolina

Porém, ressalta-se que esses resultados devem ser analisados com cautela e complementados em momento posterior levando-se em consideração outras variáveis que possam evidenciar a existência de conluio.

De maneira geral a tese contribui para as pesquisas de economia regional e urbana e de econometria espacial, pois a partir de temas diferentes e uso da teoria de dependência espacial, possibilitou discutir a análise espacial utilizando microinformações sendo ao nível de famílias e residências (como no capítulo 1), ou ao nível de posto de gasolina (como nos capítulos 2 e 3).

A tese não possui a pretensão de exaurir a discussão a respeito dos temas expostos, para o primeiro capítulo sugere-se que sejam observados também outras áreas onde houve reassentamento involuntário no Ceará, com o intuito de ampliar a análise. Para o segundo capítulo, a sugestão para uma pesquisa posterior seria incluir variáveis *proxy* de renda e dados de outros combustíveis como diesel e gás natural. Por fim para o terceiro e último capítulo deseja-se em momento posterior analisar as informações de preço, a partir de um modelo dinâmico espacial de painel.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA E. **Econometria espacial aplicada**, São Paulo: Alínea; 2012.

ANSELIN, L. Local Indicators of Spation Association – LISA. **Geographical Analysis**, 27, n. 2, 93/115, 1995.

_____. Thirty years of spatial econometrics. **Papers in Regional Science**, v.89, n.1, p. 3-25, 2010.

ARNOTT, R. Spatial economics. In: EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. (ed.). **The New Palgrave: a Dictionary of Economics**. Londres: MacMillan, 1987.

BLAUG, M. **Economic theory in retrospect**. Cambridge Press University, 4. Ed. Cambridge, 1984.

CLIFF, A.; ORD, J.K. **Spatial autocorrelation**. Londres: Pion, 1973.

GEARY, R. C. The contiguity ratio and statistical mapping. **The Incorporated Statistician**, v.5, n.3, p.115-145, 1954.

MILLO, Giovanni *et al.* splm: Spatial panel data models in R. **Journal of statistical software**, v. 47, n. 1, p. 1-38, 2012.

MORAN, Patrick AP. The interpretation of statistical maps. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948.

SANTOS, Gervásio F.; FARIA, Weslem R. Spatial panel data models and fuel demand in Brazil. **Texto para discussão Nereus**, v. 10, p. 2012, 2012.

WILHELM, Stefan; DE MATOS, Miguel Godinho. Estimating Spatial Probit Models in R. **R J.**, v. 5, n. 1, p. 130, 2013.