Universidade Estadual de Maringá
Departamento de Estatística
Programa de Pósgraduação em Bioestatística

JEFTER LEANDRO POLLETTI

A FOME E OS PREÇOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPACIAL DO AUMENTO DO PREÇO DA CESTA BÁSICA EM MOMENTOS DA PANDEMIA DE COVID-19

MARINGÁ, PR
2022

JEFTER LEANDRO POLLETTI

A FOME E OS PREÇOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPACIAL DO AUMENTO DO PREÇO DA CESTA BÁSICA EM MOMENTOS DA PANDEMIA DE COVID-19

Artigo apresentado ao Programa de Pós-graduação em Bioestatística do centro de ciências exatas da Universidade Estadual de Maringá como requisito parcial para obtenção do título de mestre em Bioestatística.

Orientador: Profº Dr. Diogo Francisco Rossoni

Universidade Estadual de Maringá - UEM

Programa de Pós-Graduação em Bioestatística – DES

Maringá - Paraná
2022

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)
(Biblioteca Central - UEM, Maringá - PR, Brasil)

Polletti, Jefter Leandro

P773p A Fome e os preços no Brasil : uma análise espacial do aumento do preço da cesta básica em momentos da pandemia de COVID-19 / Jefter Leandro Polletti. -- Maringá, PR, 2022.

28 f.: il. color., figs., tabs.

Orientador: Prof. Dr. Diogo Francisco Rossoni.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual de Maringá, Centro de Ciências Exatas, Departamento de Estatística, Programa de Pós-Graduação em Bioestatística, 2022.

1. Cesta básica. 2. Índice de Moran. 3. Regressão espacial (estatística). 4. Spatial lag model. 5. Spatial error model. I. Rossoni, Diogo Francisco, orient. II. Universidade Estadual de Maringá. Centro de Ciências Exatas. Departamento de Estatística. Programa de Pós-Graduação em Bioestatística. III. Título.

CDD 23.ed. 519.5

Márcia Regina Paiva - CRB-9/1267

JEFTER LEANDRO POLLETTI

A FOME E OS PREÇOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPACIAL DO AUMENTO DO PREÇO DA CESTA BÁSICA EM MOMENTOS DA PANDEMIA DE COVID-19

Artigo apresentado ao Programa de Pós-graduação em Bioestatística do Centro de Ciências Exatas da Universidade Estadual de Maringá, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Bioestatística.

BANCA EXAMINADORA

Cândido Ferreira da Silva Filho

Profº. Drº. Cândido Ferreira da Silva Filho
Pontifícia Universidade Católica de Campinas–CEA/PUCC

Brian Alvarez Ribeiro de Melo

Profº. Drº. Brian Alvarez Ribeiro de Melo
Universidade Estadual de Maringá – PBE/UEM

Diogo Francisco Rossoni

Profº. Drº. Diogo Francisco Rossoni
Universidade Estadual de Maringá – PBE/UEM

Maringá
2022

RESUMO

O advento da pandemia Covid-19 agravou as relações comerciais no Brasil e no mundo, causando enormes instabilidades sociais, econômicas e sanitárias. Por ser um país de dimensões continentais, as cinco macrorregiões do país são singulares, algumas mais industrializada e outras não tanto. E através do Indice de Moran Global e Local, foi possível mapear e identificar clusters de preços altos e de preços baixos da cesta básica nas regiões Sudeste e Nordeste, respectivamente. Pelos modelos SAR e CAR, foi estimado que, ao aumento de um mil da população ocupada, houve elevação dos preços da cesta básica em R$ 0,10. A Pandemia Covid-19 desencadeou elevação dos preços da cesta básica de forma espacial, pois a cada 1000 infectados pelo vírus SarsCov2 em determinado Estado, estimasse que houve elevação dos preços em R$ 1,31 (SAR) e R$ 1,21 (CAR) em seus vizinhos, aumentando a população desalentada no país.

Palavras chaves: SAR, CAR, Estatística Espacial

ABSTRACT

The advent of the Covid-19 pandemic worsened trade relations in Brazil and in the world, causing enormous social, economic and health instabilities. As a country of continental dimensions, the five macro-regions of the country are unique, some more industrialized and others not so much. And through the Global and Local Moran Index, it was possible to map and identify clusters of high and low prices of the basic food basket in the Southeast and Northeast regions, respectively. Using the SAR and CAR models, it was estimated that, with the increase of one thousand of the employed population, there was an increase in the prices of the basic food basket by R$ 0.10. The Covid-19 Pandemic triggered an increase in the prices of the basic food basket in a spatial way, as for every 1000 infected with the SarsCov2 virus in a given state, it was estimated that there was an increase in prices by R$ 1.31 (SAR) and R$ 1.21 (CAR) in its neighbours, increasing the disheartened population in the country.

Keywords: SAR, CAR, Spatial Statistics

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1. Matriz de proximidade espacial de primeira ordem normalizada pelas linhas 14

Figura 2. Método da torre e rainha de vizinhaça 15

Figura 3. Diagrama de espalhamento de Moran 17

Figura 4. Percentual de desalentados nos Estados do Brasil 22

Figura 5. Diagrama do I de Moran (2019-2021) 23

Figura 6. LISA Maps do I de Moran (2019) 24

Figura 7.LISA Maps do I de Moran (2021) 24

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Principais variáveis no estudo 22

Tabela 2. Resultados SAR 25

Tabela 3. Resultados CAR 26

Tabela 4. Critério de seleção de modelos 26

1. INTRODUÇÃO

A principal preocupação e objetivo das agências da ONU (Organização das Nações Unidas) é viabilizar o acesso das populações a alimentos, trabalho e educação, principalmente em países considerados pobres e que não possuem cadeia de produção consolidada para abastecimento local, pois a não sustentabilidade produtiva somada a instabilidades de fatores políticos, sociais, culturais, econômicos, sanitários, ambientais, dentre outros, tem levado milhares de indivíduos a pobreza, fome e miséria mundo afora.

No início de 2020, em plena pandemia, as Nações Unidas estimaram que 41 milhões de pessoas estariam próximas a viverem em situação de fome até ao final daquele ano e, além do mais, sua maior agência para assuntos humanitários no mundo, o PMA (Programa Mundial de Alimentação), ressaltou que precisava de US$ 6 bilhões para resolver tal situação naquele ano, e destacou que mais de 500 mil pessoas já enfrentavam a fome na Etiópia, em Madagascar, Sudão do Sul e no Iêmen antes da eclosão da pandemia. No que tange à insegurança alimentar, tem piorado em países como Nigéria, Líbano e Zimbábue, principalmente devido ao inflacionamento dos preços globais do milho e do trigo que, em relação a 2019 subiram 90% e 30%, respectivamente.

Segundo Beasley (2020), diretor executivo do PMA, a agência está realizando a maior operação de sua história para fazer chegar alimentos a 139 milhões de pessoas mundo afora. Beasley ressalta também que o inflacionamento dos preços dos alimentos e a desvalorização das moedas são os fatores que impulsionam a ameaça de fome que paira sobre 43 países.

As regiões urbanas são as mais afetadas pela pobreza, fome e miséria, pois seus indivíduos dependem do fluxo comercial de alimentos dos grandes centros, tal como das CEASA (Central Estadual de Abastecimento) que abastecem a maior parte da demanda de supermercados, atacados, entre outros. Essa população é vulnerável às flutuações de preços e de disponibilidade de oferta de alimentos do campo. Além do mais, pelo ponto de vista macroeconômico somado ao sanitário, diversos países se viram em uma situação de *trade off*, ou seja, suas populações tiveram que escolher variáveis que são essenciais para sobrevivência humana em detrimento de outras, tal como, ter saúde ou se alimentar.

Em 2020 e 2021, diversos governos desenvolveram ações econômicas e sanitárias com o intuito de inibir e minimizar a proliferação do vírus SARS-CoV-2, tais como: lockdown, distanciamento social, isolamento, bloqueio de fronteiras, dentre outras; no entanto, tem deixado as populações em situações difíceis, pois diversas atividades econômicas foram negativamente afetadas e tendo como um dos resultados a queda repentina e acentuada do poder de compra. Essa situação é de maior gravidade em países que não possuem espaço fiscal suficiente para lançar, ou ampliar, programas de seguridade-social sustentável em larga escala e por longos períodos. Populações que vivem em áreas de risco, tais como favelas, ficam particularmente mais expostas à contaminação de doenças infecciosas, do que pessoas que vivem em regiões de alto poder aquisitivo, pois essas primeiras, muita das vezes, vivem em situações precárias e pouco higiênicas (ONU,2021).

A pandemia impactou de forma heterogênea a sociedade do globo, em alguns países com maior intensidade e em outros com menor, mas é fato que deixou e está deixando diversas economias, já frágeis, altamente vulneráveis a choques econômicos. Segundo a ONU (2021), a América Latina é a região que mais está sendo atingida pelo declínio econômico e estima-se que terá recuperação mais lenta. Brasil, país de dimensões continentais com população estimada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) de aproximadamente 220 milhões de habitantes, é o principal afetado em diversos setores da sociedade na região Sul Americana, inclusive com relação à pobreza e extrema pobreza.

Desde a criação do PRODEA (Programa de Distribuição Emergencial de Alimentos) no governo de Itamar Franco (dez. 1992 - jan. 1995), que tinha por objetivo socorrer populações em situações de pobreza e extrema pobreza no norte do Estado de Minas Gerais e da região Nordeste brasileira, os governos posteriores vêm criando políticas públicas de bem-estar social com objetivo de minimizar tais situações e frear a expansão de insuficiência alimentar no Brasil. O governo de FHC (Fernando Henrique Cardoso) (1995-2002) criou programas de transferência de

renda, tais como: Bolsa Escola, Vale Alimentação, Vale gás, dentre outros, sob a exigência de que as crianças das famílias beneficiadas tivessem regularmente matriculadas em escolas. No governo de Lula (Luís Inácio Lula da Silva) (2003-2010), unificou os programas, existentes até então, para "Bolsa Família" e criou outros para fomentar a educação, tal como: Prouni.

Apesar da criação de programas de transferência de renda no Brasil, uma parcela da população brasileira vem sofrendo há anos com a pobreza, extrema pobreza e miséria, em regiões onde a fome está perpetrada de forma endêmica e a sua erradicação está em um horizonte mais distante da realidade do país. Ao analisar pelo ponto de vista da densidade demográfica as regiões norte e nordeste no Brasil, em 2018 somente 43% e 49%, respectivamente, tinham acesso à alimentação regular. O Nordeste concentrava quase a metade da pobreza do país, 47,9%, a região Norte, 26,1%, a Sudeste, 17,8%, Sul,5,7% e, por fim, a Centro Oeste, com 2,5% (IBGE,2020).

Para a população com renda média entre um e três salários-mínimos, a fome está diretamente correlacionada com a dinâmica dos preços dos alimentos, pois a elevação dos preços da cesta básica faz com que a proporção da renda destinada à alimentação seja maior. Assim como visto no ano de 2020 no Estado do Rio de Janeiro, seriam necessárias em média 132,33 horas de trabalho para que o trabalhador adquirisse uma cesta básica de alimentos padrão, pois seu valor correspondia a 65,14% do salário-mínimo vigente no momento, e já em Salvador o preço da cesta aumentou em 42,95% no acumulado de 12 meses do mesmo ano. Os estados de São Paulo, Minas Gerais, Goiás e Mato Grosso do Sul, formaram um cluster que registrou as maiores variações nos preços da cesta básica entre 2019 e 2022, e o estado do Ceará, a menor variação relativa (DIEESE, 2020).

Silva e Leite (2017), através do modelo de estatística espacial SAR *(Spatial Regression Model)*, analisaram e mapearam os municípios de Minas Gerais e tiveram como conclusão que a pobreza em determinado município depende do nível de pobreza de sua vizinhança; em outras palavras, a fronteira da malha municipal não inibe a propagação da pobreza. E através do I de Moran, os autores conseguiram identificar clusters de municípios com índice de pobreza semelhantes, porém seus determinantes podem ser relativamente diferentes em virtude da existência de heterogeneidade de características regionais.

Assim como existe distinções entre os estados brasileiros, há distinção entre municípios, pois Teixeira (2020) mostra que existe fortes discrepâncias intrarregionais no estado de Alagoas, principalmente entre as mesorregiões Leste e o Sertão. O autor também ressalta que a pobreza em um município é explicada, em partes, pela pobreza nos municípios vizinho e que há uma relação inversa entre pobreza e renda, ou seja, quanto maior a renda do indivíduo, menor será o índice de pobreza na região de seu logradouro; caso menor a renda, maior será o índice de pobreza.

Diante do exposto, fica claro que o acesso à alimentação é influenciado por diversos fatores endógenos, que são variáveis de origem nacional e, exógenos, que são variáveis de origem internacional. Assim, pode-se elaborar duas hipóteses: 1ª, as regiões Sudeste e Nordeste no Brasil foram as mais afetadas com as variações dos preços da cesta básica entre 2019-2022; 2ª, a pandemia afetou significativamente os preços da cesta de alimentos no Brasil agravando a situação de miserabilidade dos brasileiros. Portanto, o objetivo principal desse trabalho será analisar e mapear, pelo ponto de vista econômico e estatístico, a dinâmica dos preços da cesta básica de alimentos no Brasil entre os anos 2019 a 2021, e objetivo secundário, será identificar quais variáveis endógenas que corroboraram significativamente com o agravamento, ou não, da variação dos preços da cesta básica no país.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Amarthia Sen (2010) argumenta que há cinco intrumentos, vias, que a população deve possuir para garantir condições mínimas de sobrevivência em prol do desenvolvimento econômico de forma sustentável, tais como: 1. liberdades políticas; 2. facilidades econômicas; 3. oportunidades sociais; 4. garantias de transparência e, 5. Segurança protetora. Segundo o primeiro instrumento, o Estado propõe oportunidades aos seus cidadãos à liberdade de elegerem, segundo seu ordenamento jurídico eleitoral, seus representantes ao parlamento em favor ao

desenvolvimento de políticas econômicas sustentáveis e, além disso, garantir que seus representantes expõem de forma transparente e objetiva os resultados de tais políticas. O segundo instrumento, a liberdade de comércio possibilita os agentes econômicos transacionarem bens e serviços para satisfazerem suas demandas, seja para consumo final ou pra consumo produtivo, isso possibilita a integração de todo o sistema capitalista; se caso houver privação da facilidade, ou liberdade, poderá ser o princípio da pobreza e fome, uma vez que a facilidade de acesso a renda foi obstaculizada. O terceiro instrumento, oportunidades sociais, se faz necessária para minimizar as gigantescas desigualdades socioeconômicas em diversos países, oportunidades essas em educação, saúde, trabalho, biosanitário, [...]. Quarto instrumento, garantias de transparência, refere-se a sinceridade e honestidade que as pessoas esperam um das outras, ou melhor, a confiança entre os indivíduos; quando essa confiança é violada poderá propciar o surgimento de corrupção, irresponsabilidade financeira e de transações ilícitas, senso asssim a garantia de transparência é meio de inibir ilícitos que possam ocorrer na sociedade. Por último, a segurança protetora, pois é essa que fomenta recursos financeiros que devem ser destinados como forma de garantir ou propiciar à população o acesso a renda e alimentos, [...], porém, não somente a isso, mas garantir no mínimo três refeições diárias para os menos favorecidos economicamente e distancia-los da fome e miséria.

Em momento de crises financeiras ou sanitárias, como a financeira de 2008 e a sanitária atual, todos agentes econômicos da sociedade são afetados de forma proporcional às suas exposições sociais na sociedade, ou melhor, as populações e instituições, o que poderá gerar insolvência financeira empresarial, miséria e fome; e pelo ponto de vista sanitário, as populações mais afetadas são as residentes em locais com más condições sanitárias, sem acesso a serviços de água tratada e escoamento de esgoto adequado, sem acesso a saúde de qualidade, residem em locais de difícil acesso que em muitas das vezes inibem o acesso a telefonia e a serviços de internet, etc.

A América Latina foi uma das regiões mais afetadas pela pandemia Covid-19, principalmente o Brasil, e a sua retomada ao crescimento e desenvolvimento econômico será lenta (ONU,2021). Sendo o país de dimenções continentais caracterizado por cinco macrorregiões distintas uma da outra, será um dos, se não o maior, responsável por essa lentidão. Pelo ponto de vista do abastecimento e comércio internacional de alimentos, ao mesmo tempo que o Brasil é um dos maiores produtores de alimentos do mundo, sendo hoje o maior produtor e exportador de açucar, é também o quinto maior mercado consumidor em termos demográficos com população estimada em aproximadamente 220 milhões de habitantes (FAO, 2021). Toda política pública perpretada na sociedade brasileira desenvolve enorme efeito multiplicador; benéfico, no caso da política pública satisfazer os anseios da população; maléficos, no caso de gerar mais prejuízos do que benefícios.

Em 2019 enquanto alguns países asiáticos e europeus já notificavam seus primeiros casos de Covid-19, o Brasil ainda não tivera registro de casos em seu território, porém, em fevereiro de 2020 o país registra seu primeiro caso de contaminação por SarsCov2 e, após seis meses, 4 milhões de casos e pouco mais de 120 mil mortes foram registradas (IBGE,2020). A situação do país já era delicada, vinha se recuperando de grave crise política e econômica, sendo assim, o que não vinha bem à partir de então piorou. O país se viu em situação simultânea de crise política, econômica, social, educacional e, por fim, sanitária. Pra se ter idéia da magnitude dos efeitos da tamanha crise sanitária (pandemia) no Brasil, houviu-se pelas ruas das grandes cidades brasileiras o jargão “se não morrer de vírus, vai morrer de fome”, evidenciando a real situação de parte da população brasileira nos anos 2020 e 2021.

Ragnar Nurkse (1953) argumenta que a pobreza de um país pode ser caracterizada como um “círculo vicioso da pobreza”, pois diversas variáveis econômicas, sociais, políticas agem de forma interdependente e influenciam o aumento ou a diminuição da miséria e fome. A fome desenvolve efeitos multiplicadores viciosos, pois o efeito cadeia é visto em um homem que não tem o suficiente para se alimentar, assim fica subnutrido, fica fraco, sendo fraco, sua saúde será vulnerável a doenças de menor ou maior gravidade, doente, sua capacidade de trabalhar será baixa e consequentemente será pobre, assim implica a dizer que não terá o que comer. Tal situação viciosa vista em um país pode ser reduzida em uma proposição truísta: “um país é pobre

porque é pobre". Segundo Myrdal (1960) é óbvio que as relações entre as variáveis determinantes da pobreza podem ser revertidas pelo mesmo efeito multiplicador, pois com mais alimentos gerará menos pobreza, mais saúde, menos vulnerabilidade e maior capacidade de trabalho, sendo assim manteria o processo produtivo em ascensão, em vez de descensão.

Stigliz (2012) lembra que a pobreza conduz a desigualdades e obstaculiza o acesso a oportunidades educacionais, profissionais, [...], por mais capacitado que sejam os indivíduos pobres, dificilmente vão ter as mesmas oportunidades de indivíduos menos capazes de classes mais elevadas. E a disparidade renda entre ricos e pobres fica mais perpetrada na sociedade e cria, de forma desproporcional, abismos sociais.

Para Sen (1999) e Naradyan (2000) a pobreza pode ser definida como a privação de acesso à condições básicas de sobrevivência do indivíduo, e não necessariamente só a renda inferior à pré estabelecida para elaboração de indicadores. A pobreza é mais do que isso, é a falta de bem estar material dos indivíduos, tais como: falta de alimentos que tem por consequência a fome; moradia, ou quando possui moradia são de péssimas condições sanitárias; falta de saúde; educação; lazer, etc. Essas privações podem resultar em morte prematura, subnutrição (adulto e infantil), analfabetismo, morbidez persistente, vulnerabilidade à doenças e à exploração do trabalho análogo a escravidão, subemprego, exclusão social, humilhação, doenças mentais, suicídio, etc.

Deep Narayan (2000) enfatiza que toda a iniciativa ou estratégia de reduzir a pobreza de forma sustentável deverá haver necessidade do conssentimento pela ótica dos pobres, por exemplo: investimento em uma escola, construção de um hospital ou conjunto habitacional só será útil se houver concordância e usofruto dos beneficiários. Criar políticas públicas pela ótica do pobre é identificar as reais necessidades do mesmo e as minimiza-las de forma efetiva e eficiente. Pois a "Pobreza é fome, é falta de abrigo. Pobreza é estar doente e não poder ir ao médico. [...] Pobreza é não ter emprego, é temer o futuro, é viver um dia de cada vez. Pobreza é perder o seu filho para uma doença trazida pela água não tratada. Pobreza é falta de poder, falta de representação e liberdade" (Naradyan, p. 579, 2000).

O Brasil, apesar de ter regiões com populações em situação de pobreza, não pode ser considerado um país pobre. No entanto, se comparado aos países desenvolvidos, o Brasil não é rico e, se comparado aos países em desenvolvimento, à priori, apresenta as melhores condições de erradicar a fome de sua população e simultaneamente reduzir a desigualdade social (Barros, Henrique e Mendonça, 2000).

Em 2020, o FMI (Fundo Monetário Internacional) aconselhou a comunidade internacional à não restringirem as exportações de alimentos na pandemia Covid-19, alegando que a segurança alimentar da população mundial poderá ser afetada nos anos subsequentes. O que evidenciou foi o alinhamento do Brasil ao mercado internacional, principalmente por ser um dos grandes produtores de alimentos do mundo, com dimensão territorial continental, ter a quinta maior população do globo, ser um país em desenvolvimento ainda refém de defensivos extrangeiros e fortemente suscetivel à flutuações cambiais, adotou política econômica dita como neoliberal favorecendo indiretamente o mercado, tendo como resultado o aumento dos preços dos itens que compõem a cesta básica. É fato que houve aumentos na maioria dos países do globo, como mostrado pela plataforma de informações financeiras *Tradings Economics*, mas é também fato que em 2020 houve elevação dos indicadores de pobreza e fome no Brasil, muito provável devido à elevação dos indicadores de desemprego desencadeando insuficiência financeira de parte da população em adquirir o básico de alimentos em sua mesa, pelo subemprego na qual a renda não fora suficiente em adquirir o total dos itens da cesta básica, mas só parte da mesma; etc.

A FAO (2021) ressalta que 500 mil pessoas já enfrentam a fome na Etiópia, Madagascar, Sudão do Sul e no Iêmen. E a insegurança alimentar tem piorado na Nigéria, Libano e Zimbábue, principalmente devido a elevação dos preços globais do milho e trigo, 90% e 30%, respectivamente. Apesar de ser esperado recordes de produção de cereais no mundo, impulsionado por EUA e Brasil, não foi suficiente para segurar a alta dos preços dos alimentos em 2020 e início de 2021 aos níveis de 2019 e 2018, pelo contrário, os preços dos cereais de maior necessidade para alimentação humana encareceram mais do que a média histórica, por exemplo: soja, milho, arroz, leite, carne, dentre outros (FAO, 2021).

Há vários “Brasis” dentro de um Brasil maior, cinco regiões com características sociais, culturais, econômicas, educacionais,[...], distintas uma da outra. A renda auferida por um trabalhador em determinada região poderá ser insuficiente para ter o mesmo padrão de consumo em outra região, pois a variabilidade dos preços atingem à todos, porém, de forma desproporcional.

Em relação ao desemprego e renda, Neves e Machado *et.al* (2021) afirmam que o desemprego no Brasil vinha em tragetória ascendente desde 2015 e se agravou após o início da pandemia, reduzindo o poder de compra e acesso à alimentação adequada da população. Os autores dizem que houve aumento de 3% p.p do desemprego entre janeiro e setembro de 2020, e em outubro de mesmo ano haviam aproximadamente 485 mil famílias a mais em extrema pobreza, ante mesmo período de 2019.

Cardoso (2020) lembra que o governo federal sancionou a concessão de uma renda básica denominada de “Auxílio Emergencial” de R$ 600,00 para grupos vulneráveis. Porém, o autor critica de forma incisiva que o governo respondeu tardiamente às necessidades da população, mas a renda básica impactou de forma positiva aproximadamente 30,2 milhões de domicílios, sendo a única fonte de renda para 5,2 % dos domicílios. Ressalta que em março de 2020, 158.452 pessoas foram cortadas do programa de transferência de renda “Bolsa Família” sendo a região Nordese a maior prejudicada, pois naquele ano detinha 25% dos casos e mortes por Covid-19 no país, 17,9 % de desemprego e 51% das famílias em situação de extrema pobreza no Brasil.

Segundo o IBGE (2022), o Brasil registrou queda na taxa de desemprego em 2021, de 12,6% no terceiro trimestre para 11,1% no quarto trimestre do mesmo ano, ou seja, 1,4 milhão de pessoas a menos sem emprego. Oliveira (2022) diz que a taxa de desemprego no Brasil é a 4ª maior entre as principais economias do globo e mais do que o dobro da taxa média global. O autor critica e responsabiliza de forma enfática a redução da taxa de desemprego no país, pois além de a considerar pequena, responsabiliza tal situação a equipe econômica neoliberal do atual governo.

Apesar que a pandemia Covid19 ainda não acabou, entre os anos de 2019 e 2021 o mundo e o Brasil viveram situações difíceis que fizeram a realidade de muitos nações piorar; falta de acesso à alimentação básica, excassez de recursos financeiros, excassez de insumos médicos, aumento de mortes maior do que a média anual, desemprego, fome, dentre outras, foram alguma delas. Por isso, analisar a variação dos preços da cesta básica pelo ponto de vista macroeconômico e sanitário, somado ao estatístico, se faz necessária para mensurar, ainda que parcial, o quão quanto a pandemia impactou a realidade da população brasileira.

3. MATERIAL E MÉTODO

Segundo Tobler (1970), considerado o idealizador da primeira lei da geografia, lembra que no mundo todas as coisas mais próximas se parecem mais que coisas mais distantes. Análoga à interpretação de Tobler, Noel Cressie (1991) argumenta que a dependencia espacial está presente em todas as direções e fica mais fraca à medida em que aumenta a dispersão, em outras palavras, aumenta a distância na localização dos dados.

São três tipos de dados que são mais utilizados para caracterizar análise espacial: 1º, dados de eventos ou de padrões pontuais, na qual são expressos através da ocorrência de fenômeno em determinado espaço, exemplo: ocorrência de doenças, localização, fome, etc.; 2º, de superfícies contínuas, são estimadas à partir de conjunto de amostras primárias, que podem ser regularmente ou irregularmente distribuídas, exemplo: levantamento de recursos naturais, elaboração de mapas geológicos, ecológicos, etc.; 3º, de áreas com contagem e taxas agregadas, trata-se de dados associados a dados populacionais, tal como censos, estatística de saúde e educação, de trabalho e renda, dentre outros. Esse último tipo de dado, são levantados de forma agregada delimitada por região, podendo ser em âmbito municipal, estadual ou nacional (Câmara *et. al* (2004).

A base de dados utilizada nesse trabalho será de 26 Estados da Federação e Distrito Federal (DF), na qual foram coletados de forma secundária através das plataformas da PNAD

Contínua (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio - IBGE), DIEESE (Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos) , Ministério da Saúde e pela plataforma de dados “brasil.io/covid19”. A base de dados foi coletada dos anos 2019, 2020 e 2021, onde em 2019 não havia a existência de pandemia no Brasil; 2020 período que ocorreu o pico de casos e mortes e, 2021, ano que aparentemente a pandemia esteve sob controle em todas as regiões no país. A variável dependende, “preço da cesta básica” dos Estados do Brasil são oriundos à partir da pesquisa de 17 capitais em que o DIEESE possui escritório, uma vez que não existe base de dados secundários pra essa variável que aborde todos os 5.568 municípios brasileiros. Os preços das cestas básica de alimentos de 10 Estados faltantes na pesquisa do DIEESE foram estimados através da mediana dos preços dos Estados localizados em sua região, uma vez que os demais Estados da mesma região o Departamento não possui escritórios.

Nesse trabalho serão inicialmente utilizadas 11 variáveis, levando em consideração a nomenclatura da CONCLA (Comissão Nacional de Classificação) e glossário do IBGE e, à partir dessas, serão selecionadas as variáveis pelo método de Regressão Stepwise. Seguem abaixo:

- Preço da cesta básica, em Reais (R$). Os preços não foram deflacionados em virtude do objetivo do trabalho não ser a análise dos preços reais, bem como também não ser a formação dos preços dos itens que compõem a cesta básica;
- Administração pública, defesa, seguridade social, educação, saúde humana e serviços sociais. (em mil). Pessoas com 14 anos ou mais ocupadas como trabalho principal em repartiçoes públicas no país, em mil. Setor na qual está incluso parcialmente o montante da renda efetiva dos trabalhadores.
- Alojamento e alimentação, pessoas com 14 anos ou mais ocupadas em atividades de hospedagem e alimentação (em mil). Pois empiricamente foram diretamente e indiretamente impactados pela pandemia Covid 19;
  Construção, pessoas com 14 anos ou mais em atividade principal na construçao civil (em mil). Devido à grande massa de trabalhadores que compõe o setor;
- Empregado geral; pessoas com 14 anos ou mais em idade ativa no mercado de trabalho (em mil). Massa de trabalhadores que compõem renda nos Estados;
- Empregado no setor privado sem carteira de trabalho assinada (em mil). Devido a possibilidade de existir subemprego.
- Empregado no setor privado com carteira de trabalho assinada (em mil). Pois é o montante de renda auferida por trabalhadores na iniciaiva privada.
- População ocupada; total de população ocupada no mercado de trabalho nos estados (em mil). Justifica-se por ser o total da população economicamente ativa no mercado de trabalho formal e informal.
- Rendimento medio todos trabalhos efetivo, (em R$). Renda dos trabalhadores efetivos, excessão do trabalho temporário;
- Trabalhador doméstico (em mil). Devido ao fato do Brasil possuir mlhares de trabalhadores domésticos que auferem renda;
- Casos Covid-19/SarsCov2, (em mil); justifica-se pela anormalidade sanitária que o Brasil e eo mundo está vivenciando.

Foram utilizados para análise estatística os softwares: Minitab, R e GeoDa. Para análise estatística descritiva, I de Moran e elaboração do modelo espacial SAR, foram necessários a instalação dos seguintes pacotes (*library*) no R: *rgdal, maptools, maps, RcolorBrewer, classInt, geoR, geotoolsR, plot3D, openxlsx, spdep, xlsx, spatialreg, fBasics.* Também foi realizado dowload do arquivo shape *(shp)* do IBGE, o qual contém o georreferenciamento da malha geográfica dos estados da Federação, ou seja, os limites territoriais, político e administrativo dos Estados.

O método de análise desse trabalho se consistirá em uma correlação espacial e identificação de clusters da variável “preço da cesta basica” através do I de Moran global univariado e local univariado; Também de regressão espacial da variação das variáveis entre os anos 2019-2021 através dos modelos SAR *(Spatial Regressive Model)* e CAR *(Conditional Autoregressive Model),* para estimar o quanto outras variáveis independentes corroboraram com

o aumento ou diminuição dos preços da cesta básica, tendo como amostra a base de dados coletada através das fontes citadas anteriormente.

3.1 MATRIZ DE VIZINHANÇA

Segundo Câmara *et.al.* (2004) para estimar a variabilidade espacial de dados de área, uma ferramenta básica é a *matriz de proximidade espacial*, também chamada matriz de vizinhança. Dado um conjunto de ***n*** áreas $\{A_1,..,A_n\}$, elabora-se a matriz W (n x n), onde cada um dos elementos W_{ij} representa uma medida de proximidade entre A_i e A_j. Esta medida de proximidade pode ser calculada a partir de um dos seguintes critérios:

- W_{ij} = 1, se o centróide de Ai está a uma determinada distância de A_j, caso contrário W_{ij} = 0;
- W_{ij} = 1, se Ai compartilha um lado comum com A_j , caso contrário W_{ij} =0;
- $W_{ij} = l_{ij}/l_i$, onde l_{ij} é o comprimento da fronteira entre A_i e A_j e li é o perímetro de A_i.

Normalizar os dados no intervalo 0 - 1, torna a análise mais compreensível. A figura 1 ilustra um exemplo simples de proximidade espacial de determinada macrorregião.

Figura 1. Matriz de proximidade espacial de primeira ordem normalizada pelas linhas

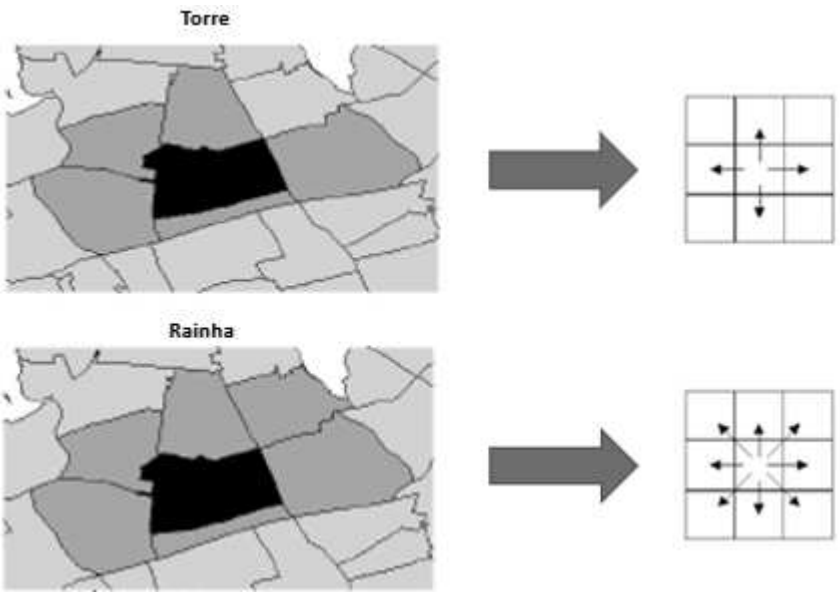
	A	B	C	D	E
A	0	0,5	0	0,5	0
B	0,25	0	0,25	0,25	0,25
C	0	0,5	0	0	0,5
D	0,33	0,33	0	0	0,33
E	0	0,33	0,33	0,33	0

Fonte: Câmara et.al. (2004)

O conceito de matriz de proximidade espacial pode ser generalizado para vizinhos de maior ordem (vizinhos dos vizinhos). Com critério análogo ao adotado para a matriz de vizinhança de primeira ordem, pode-se construir as matrizes $W_{(2)}$, ..., $W(n)$. Como por exemplo, na figura 1 as áreas A e C são vizinhas na matriz de proximidade espacial de ordem 2. Os coeficientes da matriz de primeira ordem são designados simplesmente por W_{ij}, e os das matrizes de ordem k por $Wij^{(k)}$ e que essas matrizes estão normalizadas por linhas.

Para determinar a vizinhança, há dois métodos, o da torre e o da rainha, análogo ao conceito do jogo do xadrez, conforme demonstrada na figura 2:

Figura 2. Método da torre e rainha de vizinhaça



Fonte: Vasconcelos (2017). Elaboração própria

O método de identificação de vizinhança, tanto da torre quanto da rainha, possibilita identificar o quanto os vizinhos de determinado município, Estado ou país, influencia-o de forma negativa ou positiva, tanto pelo ponto de vista econômico e político quanto pelo sanitário e humanitário.

3.2 I DE MORAN GLOBAL UNIVARIADO

A análise exploratória espacial é a caracterização da dependência espacial de uma, ou mais, variável correlacionada no espaço. É através do índice global de Moran, que se expressa a autocorrelação espacial de determinado valor de uma variável (atributo) em determinada região, identificando se a mesma(o) é dependente dos valores dessa variável (atributo) nas localizações vizinhas. A expressão de autocorrelação considerando apenas o primeiro vizinho é:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}(z_{ij} - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_{i=1}^{n}(z_i - \bar{z})^2} \tag{1}$$

Sendo *n*, o número de áreas; z_i, o valor do atributo considerado na área *i*; $\bar{z}$, o valor médio do atributo na região de estudo e W_{ij} os elementos da matriz normalizada de proximidade espacial. Nesse caso, será considerado apenas os vizinhos de primeira ordem no espaço, estabelecidos pelos pesos W_{ij}. Em caso de ordem maior, ou seja, vizinho do vizinho, [...], o mesmo cálculo permite estimar a função de autocorrelação para cada variável e ordem de vizinhança.

A equação 2, análoga à equação 1, traz o elemento $I^{(k)}$ para ordem maiores.

$$I^{(k)} = \frac{n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij^{(k)}}(z_{ij} - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_{i=1}^{n}(z_i - \bar{z})^2} \tag{2}$$

Quanto a significância estatística do I de Moran com α = 0,05, há a possibilidade de relacionar a estatística de teste à distribuição normal, mas há outra possibilidade, elaborar um teste de pseudo significância, onde são geradas diferentes permutações dos valores das variáveis associadas às regiões. Se o valor do índice medido originalmente corresponder ao extremo da distribuição simulada, ou seja, as simulações chegarem bem próximo ao I original, então trata-se de valor com significância estatística.

Segundo Câmara et.al. (2004), o cálculo do I de Moran tem por pressuposto a estacionariedade de primeira e segunda ordem, em caso contrário, o cálculo perde validade ao ser calculado para dados não estacionários. Em caso de dados não estacionários, os vizinhos da área tenderão a ter valores mais parecidos com as áreas mais distantes, pois cada valor é comparado à média global, inflacionando o I. Em caso de variância não constante, nos locais de maior variância o índice será mais baixo, caso contrário, alto. Em caso de dado não estacionário, a função de autocorrelação continuará caindo mesmo se ultrapassar a distância de onde há influências locais.

3.2.1 I DE MORAN LOCAL UNIVARIADO (LISA)

O índice de correlação espacial, I de Moran global, fornece um único valor de medida de associação espacial para todo o conjunto de dados. Já o I local de Moran (LISA_ Indicador Local de Associação Espacial), produz um valor específico para cada área, permitindo a identificação de presença de clusters ou outliers da variável escolhida no espaço amostral. Segundo Anselin (1995), um indicador LISA tem por objetivos: permitir a identificação de padrões de associação espacial significativos; ser uma decomposição do índice global de associação espacial.

O índice local de Moran pode ser expresso para cada área *i* a partir dos valores normalizados *zi* do atributo como:

$$I_i = \frac{z_i \sum_{j=1}^{n} W_{ij} z_j}{\sum_{j=1}^{n} z_j^2} \qquad (3)$$

Quando o índice for $I_i > 0$, há indícios de presença de clusters de valores similares (altos ou baixos) e, quando $I_i < 0$, há indicios de presença de clusters de valores distintos, ou seja, uma localização com valores altos, ou baixos, rodeada por uma vizinhança de valores baixos, ou alto, em suma, outliers.

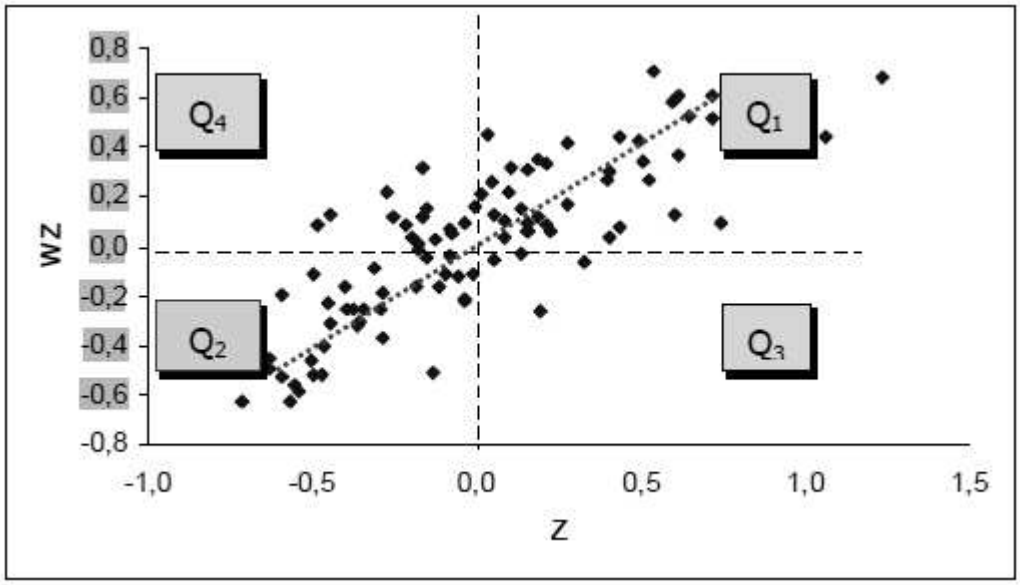
3.2.2 DIAGRAMA DE ESPALHAMENTO DE MORAN

Segundo Câmara et.al (2004), o diagrama de espalhamento de Moran é uma forma de visualizar a dependência espacial da variável escolhida. Construído com base nos valores normalizados (valores da variável subtraída de sua média e divididos pelo desvio padrão), permitindo analisar o comportamento da variabilidade espacial.

O diagrama tem o objetivo analisar se a variável dependente, ou qualquer outra, possuem espacialmente valores e médias positivas(os) ou negativas(os) semelhantes ou totalmente divergentes, ou seja, se os Estados de determinada região são semelhantes e possuem dependência espacial entre si, ou não. Sendo assim, é construído um gráfico bidimensional de *z* (valores normalizados) por W*z* (média da matriz dos vizinhos), (Câmara et.al, 2004). O diagrama é dividido em quatro quadrantes e são interpretados da seguinte forma:

- Q1 (valores positivos, médias positivas) e Q2 (valores negativos, médias negativas): indicam pontos de associação espacial positiva, no sentido que uma localização possui vizinhos com valores semelhantes.
- Q3 (valores positivos, médias negativas) e Q4 (valores negativos, médias positivas): indicam pontos de associação espacial negativa, no sentido que uma localização possui vizinhos com valores distintos.

Figura 3. Diagrama de espalhamento de Moran



Fonte: Câmara et. al (2004)

Q1 e Q2, que apresentam associação espacial positiva. Os pontos localizados nos quadrantes Q3 e Q4 podem ser vistos como regiões que não seguem o mesmo processo de dependência espacial das demais observações.

O diagrama de Moran pode ser analisado pelo ponto de vista de vizinhança e de tendência, pois identifica os vizinhos mais próximos de determinada região e indiretamente a direção que essa região, esse agrupamento, está sendo direcionada(o). Segundo Câmara *et.al* (2004) o I de Moran é equivalente ao coeficiente de regressão linear que indica a inclinação da reta de regressão (α) de *wz* em ***z***.

Na figura 3 acima, pode-se qualificar os quadrantes da seguinte forma: "Alto-Alto", "Baixo-Baixo", "Alto-Baixo" e "Baixo-Alto" indicando, respectivamente, Q1, Q2, Q3 e Q4. Os dados localizados nos quadrantes Q3 e Q4 indicam a presença de outliers positivos ou negativos, ou seja, uma região, Estado ou município de alta renda média está rodeado (a) por vizinhos com indivíduos de baixa renda média, e vice-versa.

A significância do I de Moran Local é mensurada de forma análoga ao do Índice Global. Para cada área, região, calcula-se o I local, posteriormente permuta-se aleatoriamente 100, 1000, etc, vezes os valores da variável escolhida, até obter uma pseudo distribuição para computar os parâmetros de significância. Assim, determinada a significância estatística do índice local, é possível mapear as áreas que apresentam maior correlação local significativa, pois são áreas que possuem maior dependência espacial entre os vizinhos do centroide. Segundo Câmara *et.al.* (2004), essas áreas são "bolsões" de não estacionariedade, pois possuem dinâmica espacial própria que pode ser analisada por diferente óticas, por exemplo, pelo ponto de vista econômico, político, social, cultural, sanitário, da fome, dos preços, dentre outros.

3.3 MODELO SAR

Um dos modelos estatísticos mais utilizados para modelagem de correlação espacial é o modelo autoregressivo espacial *(spatial autorregressive model*), ou melhor, simplesmente SAR. Análogo aos modelos autorregressivos de séries temporais AR, o SAR incorpora um termo de *lag* entre os regressores da equação. A forma "pura" do modelo SAR tem por:

$$Y_i = \rho Wy + \varepsilon \,, \qquad (4)$$

onde ***y*** é um vetor coluna contendo n observações na amosta para a variável respota; ρ é o coeficiente escalar correspondente ao parâmetro autorregressivo, esse parâmetro é o efeito médio da variável dependente (y) relativo à vizinhança espacial na região analisada; $\boldsymbol{\varepsilon}$ corresponde a um vetor coluna contendo os resíduos ε_i da equação. Assume-se que os resíduos

$\boldsymbol{\varepsilon}$ são iid (independentes, identicamente distribuídos), com distribuição normal, com média zero e variância homogênea σ^2. Em modelos espaciais é comum a presença de uma matriz ***W,*** pois é através da mesma que é elaborado o Indice de correlação espacial de Moran.

O modelo paramétrico em (4) possui, como parâmetros desconhecidos, o coeficiente ρ e a variância σ^2. A estimação de ρ permite inferir o grau de correlação espacial entre as observações y_i, além do mais, o teste de significância o permite inferir a presença ou não de dependência espacial entre as observações. A hipótese nula para a não existência de autocorrelação é que $\boldsymbol{\rho}$ = 0.

Alexandre *et. al* (2011) sugere que primeiramente se deve estimar o coeficiente ρ pelo estimador de mínimos quadrados ordinários. Porém, quando o vetor de covariáveis (variáveis ao lado direito da equação) é correlacionado com o resíduo da regressão, estimar pelo MQO (mínimos quadrados ordinários) resultaria em uma estimativa inconsistente para o coeficiente $\boldsymbol{\rho}$.

Para melhor entendimento da existência da correlação entre os resíduos da regressão e o regressor W_y, pode-se reescrever o modelo em (4) como $y = (I_n - \rho W)^{-1}\ \varepsilon$, sendo I_n uma matriz identidade com dimensão *n*. Dada as condições de normalidade e regularidade (restrições sobre ρ e sobre os autovalores da matriz W), pode-se expandir o termo $(I_n - \rho W)^{-1}$ para uma série infinita: $(I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \ldots$.

Portanto, $Wy = W\varepsilon + \rho W_2\varepsilon + \rho W_3\varepsilon + \rho W_4\varepsilon + \ldots$, implica que cada regressor Wy_i é função também do resíduo ε_i, que, apesar da diagonal da matriz *W* ser nula, ou seja, ser zero, as diagonais principais das matrizes W^2, W^3, W^4, ..., podem não serem nulas, o que explica a presença de correlação entre o regressor Wy_i e o resíduo ε_i (Alexandre *et. al*.,2011).

Uma alternativa para não obter problema de inconsistência do estimador MQO, seria utilizar a estimação via máxima verossimilhança, devido à endogeneidade do regressor *Wy*. A Estimação por máxima verossimilhança dos parâmetros ρ *e* σ^2 parte da distribuição normal multivariada para o vetor de resíduos ε. Assim, pode-se reescrever (4), da seguinte forma:

$$\mathbf{Y} = (I - \rho W)^{-1}\ \varepsilon, \qquad (5)$$

sendo I uma matriz indentidade com dimensão *n.* Dado que ε possui distribuição normal multivariada, com média nula e covariância $\sigma^2 I$, assim o vetor observado ***y*** possui distribuição normal multivariada com média nula e covariância $\sum_y = \sigma^2\ (I - \rho W - 1[\ I - \rho W - 1]$. À partir dessa matriz de covariância, a função de log-verossimilhança pode ser escrita como : $l(\rho, \sigma^2) = \log L\ (\rho\ , \sigma^2)$, maximizando-a, obtém-se os estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros do modelo.

O modelo SAR possui algumas limitações e implicações, uma delas é a dificuldade de se realizar operações com grande dimensões, pois para obter o máximo da função de $\log Y\ (\rho\ , \sigma^2)$ é preciso calcular o logaritmo do determinante da matriz $(I - \rho W)$, que possui dimensões *n*; por exemplo: para uma amostra com observações de setores censitários de uma cidade metrópole, São Paulo, onde o valor de *n* estará em torno de 18 mil; sendo assim, a matriz $(I - \rho W)$ terá dimensão 18 mil por 18 mil. A matriz de contiguidade *W* será esparsa, ou seja, a grande maioria dos elementos de *W* serão nulos tornando a análise redundante.

Segundo Marconato (2010) no Modelo de Defasagem Espacial (SAR) "puro" ou Spatial Lag Model, a variável dependente *y* é influenciada pela variável dependente das regiões vizinhas (Wy). "Devido à multidirecionalidade da dependência espacial, a variável Wy é endógena, implicando que os valores de *y* nas regiões vizinhas influenciam a variável dependente num processo de causação circular" (ALMEIDA, p.154, 2012). Ywata e Albuquerque (2011) argumentam que o modelo SAR pode ser estendido para incorporar variáveis exógenas ao lado direito da equação, obtendo-se:

$$\mathbf{Y} = \rho W\boldsymbol{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \qquad (6)$$

sendo ***Wy*** a variável dependente defasada pela matriz de pesos espaciais; ρ é o coeficiente autorregressivo espacial que mede a influência média dos vizinhos sobre a observação no vetor *y*, indicando a proporção da variação total em **Y** explicada pela dependência espacial; **X** é uma

matriz contendo as observações das variáveis exógenas, sendo **X** de dimensão *n* x *k* e *k* o número de regressores. Segundo Ywata e Albuquerque (2011, p. 7): "cada linha da matrix **X** corresponde a uma observação na base de dados (um polígono, em um sistema georreferenciado). [...] No caso de a regressão incluir um intercepto, a primeira coluna da matriz possui apenas valores 1". O vetor **β** é um vetor coluna de coeficientes para as variáveis exógenas, possuindo dimensão *k* x *1*. O modelo em (07) é denominado como modelo SAR Misto, pois há variáveis exógenas.

Assim como modelo SAR em (5) quanto o misto em (7), a estimação dos parâmetros via MQO também produzirá estimativas inconsistentes, pois o vetor ***lags*** espacial *Wy* é correlacionado com o vetor de resíduos ε.

Para análise individual, ou melhor, de cada observação da amostra, o modelo pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_i = \rho(\sum_j W_{ij} y_j) + \sum_{i=1} x_i \beta_i + \varepsilon_i \tag{7}$$

Sendo a equação (7) a expansão individual do modelo SAR em (6).

3.4 MODELO CAR

Segundo Câmara et. al. (2004) há um segundo modelo de regressão espacial com parâmetros globais denomidado de "*Modelo do Erro Amostral*" ou simplesmente "*Spatial Error Model - SEM*" ou mais ainda conhecido por "*Conditional Autoregressive* – CAR", pois considera que os efeitos espaciais são um ruído, ou perturbação que precisa ser analisado. Nesse modelo os efeitos da autocorrelação espacial são associados ao termo de erro ε, expresso por:

$$Y = \boldsymbol{X\beta} + \varepsilon, \quad \varepsilon = \lambda \boldsymbol{W} + \xi \tag{8}$$

onde ***W***ε é a componente do erro com efeitos espaciais, λ é o coeficiente autoregressivo e ξ é a componente do erro com variância constante e não correlacionada. Para a não existência de autocorrelação, λ terá que ter valor zero, ou seja, o termo de erro não será espacialmente correlacionado, caso contrário, espera-se correlação do termo de erro.

A partir da equação (08), o modelo de erro espacial pode também ser escrito das seguintes formas:

$$Y - \boldsymbol{\lambda W Y} = \boldsymbol{X}\beta - \boldsymbol{\lambda W X \beta} + \xi, \text{ ou} \tag{9}$$

$$(I - \lambda \boldsymbol{W})\boldsymbol{Y} = (I - \lambda \boldsymbol{W})\boldsymbol{X}\beta + \xi \tag{10}$$

O modelo também pode ser visto como uma regressão não-espacial nas variáveis selecionadas, conforme equação (11).

$$\boldsymbol{Y} *= (I - \lambda \boldsymbol{W})\boldsymbol{Y}, \ \boldsymbol{X} *= (I - \lambda \boldsymbol{W})\boldsymbol{X} \tag{11}$$

Segundo Câmara et.al.(2011), os dois modelos de regressão espacial, SAR e CAR, com parâmetros globais são distintos nas suas motivações, mas bem próximos em termos formais. Ambos partem do princípio de que o processo espacial subjacente aos dados analisados é estacionário, permitindo que os padrões de autocorrelação espacial existentes nos dados possam ser estimados, capturados, em um único parâmetro.

Na prática, ambos modelos permitem analisar um conjunto de variáveis distribuídas no espaço, ou seja, a partir dos valores (SAR) e erros (CAR) das variáveis é possível estimar a dependência espacial da variável dependente das variáveis independentes, permitindo uma

melhor identificação de padrões de comportamento da população pelo ponto de vista: econômico, sanitário, social, dentre outros.

3.5 CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DO MODELO

É mais comum utilizar para critério de seleção de melhor ajuste de modelos lineares, o R^2 ou R^2 ajustado, apesar que possa ser utilizado também o critério de máxima verossimilhança AIC (Critério de Informação de Akaike). Para os modelos espaciais utilizam o critério de máxima verossimilhança de AIC ou o teste dos multiplicadores de Lagrange como forma de analisar a qualidade do modelo. No presente trabalho, será utilizado o AIC, pois segundo Câmara et.al (2004) é incorreto analisar modelos espaciais utilizando o R^2 ou R^2 ajustado, pois ambos não consideram o fator espaço.

A função do AIC é dada por:

$$AIC = - 2 * LIK = 2k, \qquad (12)$$

onde LIK é o log de verossimilhança maximizado e *k* é o número de coeficientes de regressão. Para esse critério, será considerado o melhor modelo aquele que apresentar o menor valor de AIC.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Primeiramente serão apresentados os resultados e análise de estatística descritiva das principais variáveis econômicas da seção 3, com o objetivo de descrever a correlação entre os valores dessas variáveis com o ambiente econômico do Brasil em momentos de Pandemia entre os anos 2019 e 2021; posteriormentre os I de Moran, onde será apresentado quantitativamente o índice em um escala de 0 a 1, onde zero indica que um Estado não possui dependencia de seus vizinhos e 1, caso contrário; bem como o mapeamento identificando as principais macro regiões da variável preço da cesta básica no Brasil. Após, serão selecionadas as principais variáveis explicativas (independentes) à partir da variação das mesmas no período 2019-2021, pelo método Stepwise. Por fim, os resultados dos modelos de regressão espacial SAR, CAR e o critério de seleção AIC, o primeiro e o segundo tem por objetivos identificar quais variáveis independentes influenciaram espacialmente os preços da cesta básica nos Estados, um pelo ponto de vista dos valores absolutos das variáveis e o outro pelo erro da regressão, respectivamente; o terceiro, dado o conjunto de dados, identificará quais dos dois modelos de regressão melhor explica a variabilidade dos preços da cesta básica no país

4.1 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

São inúmeras variáveis que explicam, pelo ponto de vista espacial de forma direta e indireta, a variação dos preços da cesta básica no Brasil, desde as mais complexas oriundas da dinâmica do mercado financeiro, tal como as commodities, até variáveis como saúde, renda, educação, dentre outras.

Pois bem, há disparidade de renda média efetiva entre os Estados brasileiros, ou seja, o montante médio de renda auferida que trabalhadores empregados com carteira assinada é divergente entre as regiões do país. Em 2019, somente os trabalhadores do Distrito Federal conseguiram auferir renda superior à R$ 4.000,00, pra ser mais preciso, de R$ 4.727,00; em cinco Estados auferiram renda entre R$ 3.000,00 a R$ 3.513,00; em 11 Estados entre R$ 2.000,00 a R$ 2.880,00 e, em 9 Estados, entre R$ 1.587,00 (Maranhão) a R$ 1.996,00 (Paraíba).

Em 2020, 60% dos Estados brasileiros registraram redução da renda efetiva ante 2019, com destaque a Pernambuco, - 6,3 % e DF, - 4,6 %. De 2020 a 2021, dos 26 Estados e DF, 21 registraram redução da renda efetiva, Roraima e Amazonas foram que registraram as maiores reduções, -14,6 % e -11,6 %, respectivamente.

De 2019 a 2021, os Estados de Roraima, Pernambuco, Paraná, Rondônia e Ceará foram os que mais que tiveram maior redução percentual na renda dos trabalhadores, de 13%, 10%,

8%, 7%, 7%, respectivamente. Diferentemente aconteceu com os preços da cesta básica, que encareceram em todas as regiões, principalmente nos Estados de Roraima, Sergipe, Paraná e Bahia, sendo 59,86%, 58,22%, 50,27%, 45,32%, respectivamente. Em 16 Estados e DF registraram elevação dos preços entre 30% a 40%; 31,16% no DF e 39,83% no Pará. Todos os Estados da região Centro Oeste tiveram aumento dos preços em mais de 30%.

A variação absoluta dos preços entre 2019, ano pré pandemia, e 2021, ano de maior pico de contamização pelo vírus SarsCov2 no país, foi abrupta, no Estado de Roraima o preço da cesta de alimentos foi de R$ 414,10 em 2019 para R$ 662,01, perfazendo aumento de R$ 247,88, pouco mais de 1/5 do salário mínimo vigente em 2021, de R$ 1.100,00. Além do mais, o percentual da renda efetiva destinada à alimentação básica, em 2021, foi pouco mais de 62 % do salário mínimo nos Estados de Rio de Janeiro, Paraná e Rio Grande do Sul, 60% em São Paulo, fazendo jus aos maiores preços da cesta no país, de R$ 690,51, R$ 689,56, R$ 682,90 e R$ 666,26, respectivamente.

A variação da renda efetiva dos trabalhadores e os preços da cesta básica de alimentos vão em sentido oposto, ou seja, há redução da renda efetiva dos trabalhadores e aumento dos preços da cesta básica no período (2019-2021), conforme gráfico 1 e 2 abaixo:

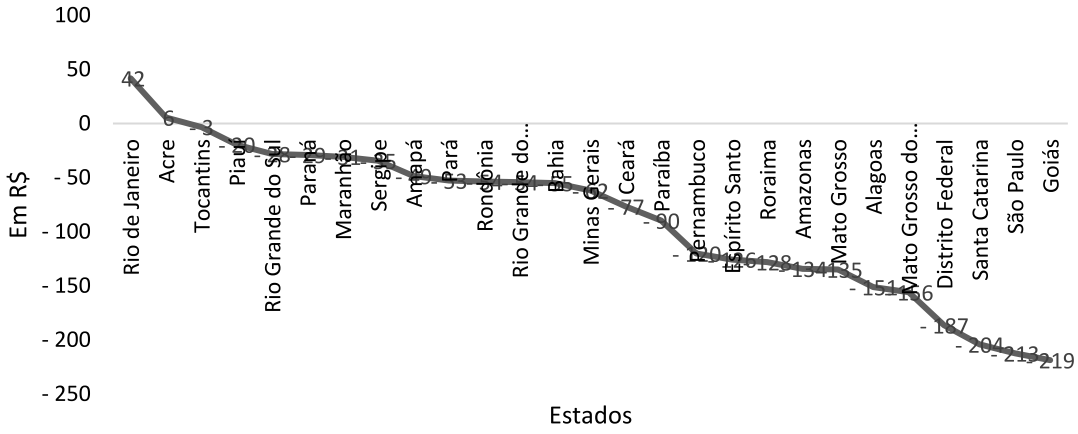


Gráfico 1. Variação do rendimento efetivo 2019-2021 (em R$)
Fonte: Elaboração própria

Percebe-se no gráfico 2 que houve elevação dos preços da cesta básica em todos Estados, porém mais significativamente em São Paulo e Mato Grosso do Sul, pois ambos registraram entre as cinco maiores reduções de renda efetiva e entre as seis maiores variações absolutas nos preços da cesta básica.

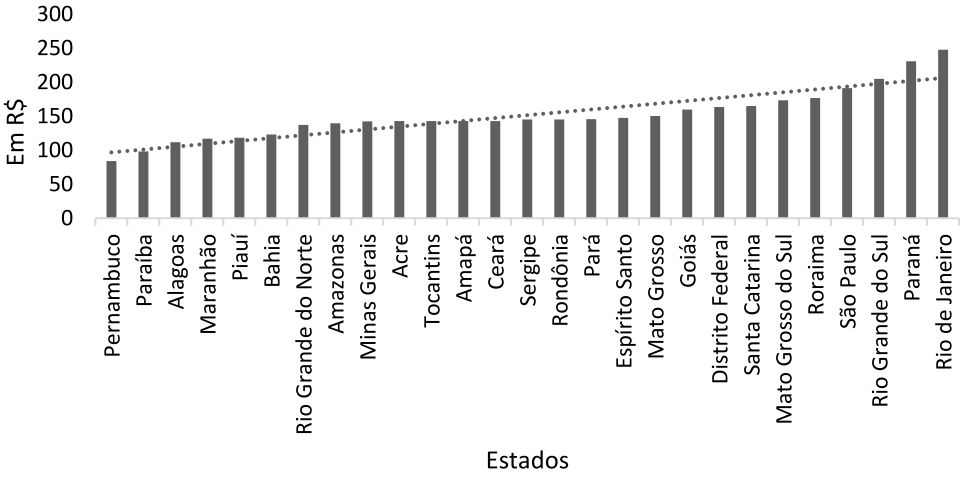


Gráfico 2. Variação dos preços da cesta básica entre 2019 - 2021 (em R$)
Fonte: Elaboração própria

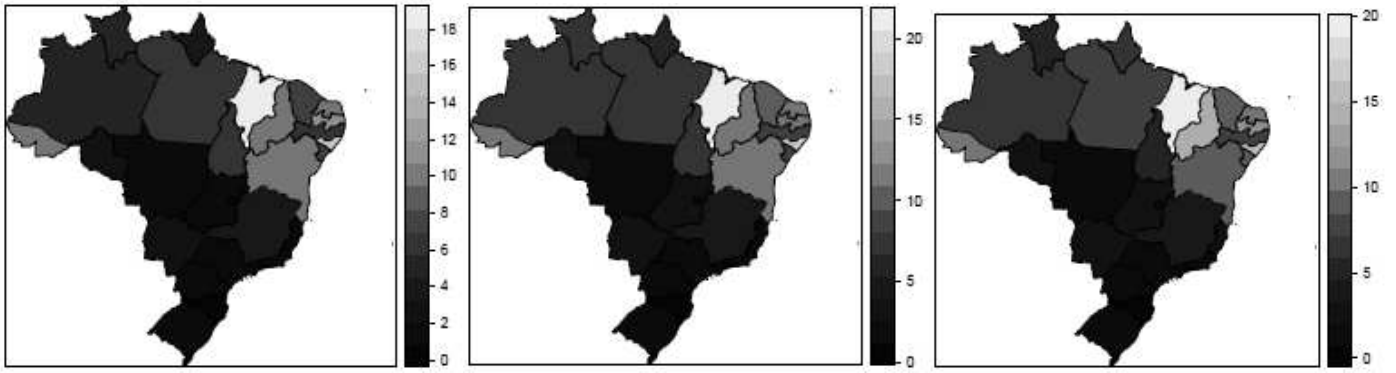
Conforme tabela 1, quando se refere ao mercado de trabalho nos Estados brasileiros, de 2019 a 2020, pode-se perceber que os setores de alojamento e alimentação (hoteleiros) e construção civil tiveram redução abrupta da média de trabalhadores, fazendo jus a queda de 6,89% e 8,13% na média de empregados com carteira assinada e ao total de empregados no Brasil, respectivamente. Nesse mesmo período, a média do total da população ocupada nos Estados reduziu em 7%, e se comparado à 2021, houve queda de 3,14%, assim, há sinais modestos de recuperação econômica nos Estados.

Tabela 1. Principais variáveis no estudo

	2019				2020				2021			
	Min	Mediana	Média	Máx.	Min	Mediana	Média	Máx.	Min	Mediana	Média	Máx.
Preço da cesta básica	352	414.1	430	516.9	453.2	500.9	529	631.5	478.1	556.9	581.5	690.5
Servidores públicos (em Mil)	57.5	314.5	598	3 418	57	312.5	598	3494	61.25	302.75	598.88	3626.25
Alojamento e alimentação (serviços)	14.75	104.25	206.72	1 445	11	78.75	162.41	1036.25	12.25	87.75	171.23	1067.25
Construção (em mil)	18.75	127.75	255.14	1575.75	19.50	114.25	226.30	1399.50	22.50	147.25	257.63	1523.75
Empregado Geral (em mil)	140	1 141	2 365	16 499	133.2	1092.8	2172.7	14950.8	144.8	1144.2	2247	15593.5
Empregado s/ cart.assinada (em mil)	27.75	250	442.77	2521.75	22.75	192.50	374.87	2138.75	25.75	211	416.52	2210
Empregado c/ cart. Assinada (em mil)	44.75	532.50	1 276	10547.25	43	519.5	1188.2	9700.8	48.25	512.75	1218.68	10163
Rendimento médio efetivo de todos trabalhos (em R$)	1 587	2 219	2 453	4 727	1561	2244	2447	4511	1556	2224	2365	4540
População Ocupada (em Mil)	214.5	1691.2	3 491	22737.5	200.8	1633.2	3220.6	20757	228.8	1666.5	3381.4	21891.8
Percentual de desalentados	0.875	5.025	5.804	18.050	1.250	7.000	6.987	20.525	0.800	5.800	6.523	18.825
Trabalhadores domésticos (em Mil)	15.25	114.50	224.83	1465.75	14	91	179.5	1094.8	14.75	96.75	191.45	1201.50
Casos Covid 19 (em Mil)	0	0	0	0	41620	201013	284295	1462297	88384	519811	825614	4456108

Fonte: PNAD Contínua (2012- 2021). Elaboração própria

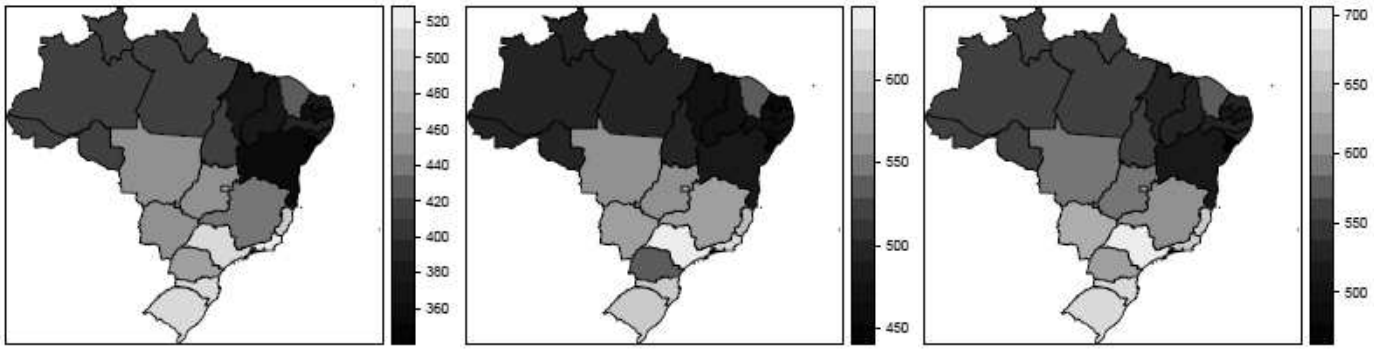
A ausência de renda e a elevação dos preços da cesta básica pioraram a situação da população em desalento, ou melhor, população que não estudam e desistiram de procurar trabalho. O Estado maranhense foi o estado mais prejudicado pela pandemia Covid-19, pois o percentual da população economicamente ativa desalentada passou em média de 18% em 2019 para mais de 20% em 2020, e manteve o último percentual em 2021, simultaneamente foi impactado pela elevação dos preços dos alimentos. Conforme demonstram as figuras 4 e 5 abaixo.



% de desalentados 2019 % de desalentados 2020 % de desalentados 2021

Figura 4. Percentual de desalentados nos Estados do Brasil
Fonte: PNAD Contínua (IBGE). Elaboração própria

As regiões Sul, Sudeste e Centro Oeste não tiveram variações abruptas na população desalentada, pois manteve-se relativamente entre zero e 6%, area em azul na figura acima.



Preço médio da cesta básica em 209 Preço médio da cesta básica em 2020 Preço médio da cesta básica em 2021

Figura 5. Valor médio da cesta básica nos anos 2019, 2020 e 2021.
Fonte: PNAD Contínua (IBGE). Elaboração própria

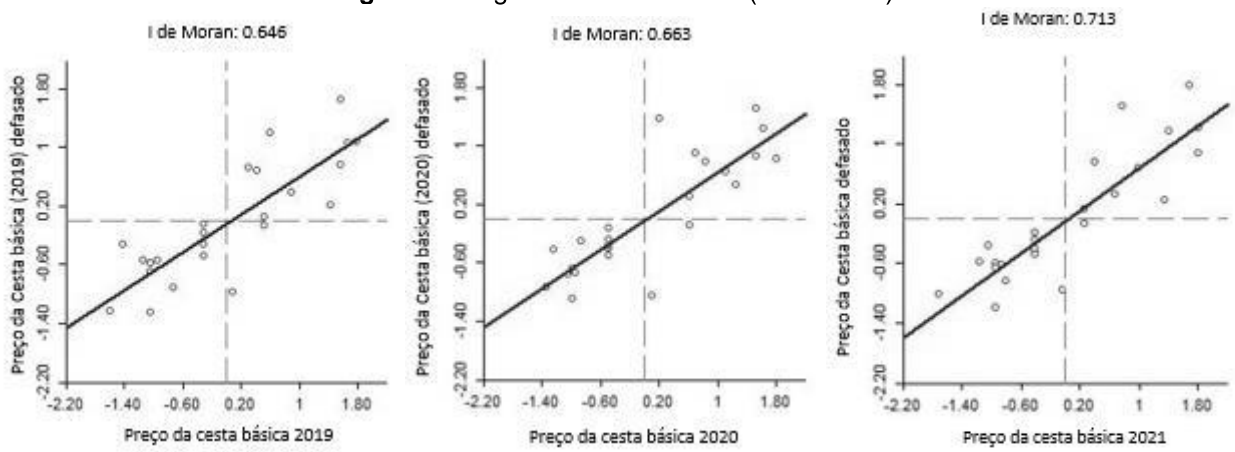
Os preços da cesta básica se elevaram em todo os Estados do Brasil.

4.2 INDICE GLOBAL DE MORAN

O I de Moran fornece três informações: 1ª, informa se os dados estão distribuidos aleatoriamente ou não; 2ª, quando o I de Moran é de valor positivo, indica que há a região abordada possui correlação espacial; 3ª para sinal negativo da estatística de I de Moran indica concentração nas regiões com valores dissimilares.

No diagrama univariado demonstrado na figura 5, a variável de interesse, preço da cesta básica, é colocada no eixo horizontal, e a defasagem espacial da variável de interesse (w_x), no eixo vertical. O resultado do cáculo do Indice de Moran fica entre 0 e 1, quanto mais próximo de 1, mais forte será a correlação espacial, e quanto mais próxima de zero, menor será.

Figura 5. Diagrama do I de Moran (2019-2021)



Fonte: PNAD. Elaboração própria (GoeDa).

O I univariado de Moran indica alta correlação positiva nos dados para os anos 2019, 2020 e 2021, ou seja, vários estados brasileiros com os preços altos dos alimentos estão rodeados de vizinhos também com preços altos, como visto no quadrante 1 da figura 7; o contrário ocorre para os estados que se concentram no quadrante 2, estados com preços relativamente menores rodeados de vizinhos semelhantes. Para 2019, I de Moran foi de 0.646; para 2020, 0.663; e 2021 de 0.713, isso significa que espacialmente o preço da cesta básica de um Estado está influenciando positivamente os preços dos seus vizinhos nesse intervalo de tempo, alguns em maior e outros em menor intensidade.

4.2.1 INDICE LOCAL DE MORAN (LISA)

Os Indices LISA, para os anos de 2019, 2020 e 2021, apresentaram os mesmos valores do I Global de Moran demonstrado na figura 5, porém à partir do LISA Maps é possível visualizar como a associação espacial dos preços da cesta básica se apresenta entre os Estados.

Figura 6. LISA Maps do I de Moran (2019)
Fonte: PNAD. Elaboração própria (GeoDa)

A figura 6 mostra clusters dos preços da cesta básica formados no ano de 2019 através da correlação espacial, bem como sua significância da autocorrelação, ou seja, a α = 0.05, os preços da cesta básica de alimentos em todos os Estados em cores no mapa, obtiveram significativa correlação espacial. A região em vermelho é a região (Alto-Alto) onde estão os Estados rodeados de vizinhos com alta correlação de preços elevados dos alimentos, tais como os Estados de São Paulo (SE), Minas Gerais (SE), Espírito Santo (SE), Paraná (S) e Mato Grosso do Sul (CO). Já na região nordeste, o Estado do Ceará (Alto – Baixo) está com alto preço dos alimentos, porém com vizinhos com valores menores, tais Estados são: Piauí, Sergipe, Alagoas e Pernambuco.

Em 2020, somente o Estado de Sergipe, a α = 0.05, não foi estatisticamente significante para pertencer ao cluster Baixo-Baixo, outros Estados se manteram. Em 2021, continua a formação de dois cluster de preços de alimentos, um de Alto – Alto, contendo Estados pertencentes das regiões Sudeste, Centro Oeste e Sul, ressaltando a inclusão de Santa Catarina, onde foi o Estado que mais houve elevação dos preços dos alimentos no ano de 2021; e outro de Baixo – Baixo, na qual o Estado cearence passou de Estado de relativo alto preço dos alimentos em 2019 para baixo preço em 2021, rodeado de vizinhos também de baixo preço, não considerado agora um outlier, como em momentos pré pandemia. Conforme demonstrado na figura 7 abaixo.

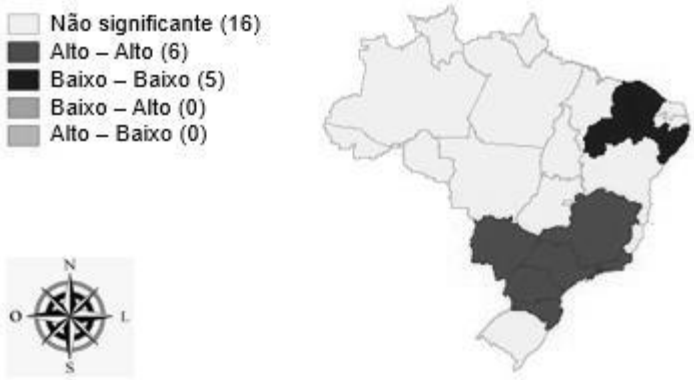


Figura 7.LISA Maps do I de Moran (2021)
Fonte: PNAD. Elaboração própria (GeoDa)

Uma das principais causas para o surgimento desses clusters é a semelhança do perfil econômico, localização geográfica desse Estados, bem como o poder de consumo das famílias dessas regiões.

4.3 SELEÇÃO DE VARIÁVEIS POR STEPWISE

A seleção das variáveis pelo método Stepwise, através de regressão linear múltipla, tem por objetivo selecionar as variáveis preditoras mais significativas estatisticamente de um conjunto maior de variáveis. A regressão foi realizada através do software estatístico Minitab, e será à partir da variação dos valores da variável dependente e variáveis independentes entre os anos 2019-2021.

Ao nível de significancia de α = 0.9999, ou seja, considerando praticamente todas variáveis consideradas inicialmente nesse trabalho, tem-se modelo completo dado por:

Variação dos preços da cesta básica = 137,29 - 0,013 adminitração pública + 0,197 alojamento e alimentação – 0,158 construção + 0,217 empregado em geral – 0,603 empregado no setor privado sem carteira assinada – 0,152 empregado no setor privado com carteira assinada + 0,0381 população ocupada – 2,42 percentual de pessoas desalentadas – 0,0415 rendimento médio de todos trabalhos – 0,451 trabalhador doméstico + 0,000028 casos Covid-19 (13).

O modelo considerado como final, a α = 0,20, é dado por:

Variação dos preços da cesta básica = 141,08 – 0,0754 empregado geral + 0,1127 população ocupada + 0,000017 casos Covid-19 (14).

Portanto, será utilizado o modelo final, em (14), nas regressões espaciais SAR e CAR.

4.4 RESULTADOS SAR

Após a seleção das principais variáveis, os resultados do modelo SAR, é dado por:

Tabela 2. Resultados SAR

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Z-Valor	Probabilidade
W. Preço	0.207995	0.119293	174.356	0.08124
Constante	111.231	176.709	629.461	0.00000
Empregado em geral	-0.0829509	0.0472708	-17.548	0.07929
População ocupada	0.107642	0.0431253	249.602	0.01256
Casos covid19	1,31	5,49E-01	239.268	0.01673

Fonte: PNAD. Elaboração própria (GeoDA).

O coeficiente escalar ρ, parâmetro autorregressivo, foi positivamente significativo, pois o efeito médio da variável dependente relativo à vizinhança espacial global dos Estados foi, em uma escala de 0 a 1, de 0.207995, em outras palavras, a variação do preço da cesta básica de um Estado influencia nos preços de seus vizinhos. À α = 0.05, a variável “empregado em geral” não foi estatísticamente significante, pois 0,05 < 0,08124, uma vez que no montante de empregados em geral estão inclusos todos os empregados formais no Brasil.

A variação dos preços da cesta básicas foram negativamente influenciados pelo total de empregados em geral, ao aumento de 1000 empregados em geral no Brasil, o valor da cesta básica tende reduzir em 0.0829, ou seja, R$ 0.08. Ao contrário acontece com o total da população ocupada, ao aumento de um mil no total da população ocupada no Brasil, tende elevar em R$ 0.1076 o preço da cesta básica. Ao aumento de 1000 casos de Covid-19, influenciou os preços positivamente em R$ 1,31.

A diferença entre as variáveis empregado geral e população ocupada, se dá que a primeira não estão inclusas todas atividades de trabalho, uma vez que o montante dessa variável é menor que a da segunda variável; a segunda variável, estão inclusos todos os indivíduos de 14 anos, ou mais, que tenham alguma atividade de trabalho auferindo renda, seja formal ou informal.

Portanto o modelo SAR será: Variação dos preços da cesta básica = 111,23 – 0,0829 (empregado em geral) + 0,1076 (população ocupada) + 1,31 (casos Covid 19) + *ε.*

4.5 RESULTADOS CAR

Os resultados do modelo CAR, é dado por:

Tabela 3. Resultados CAR

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Z-Valor	Probabilidade
Constante	142.875	346.173	412.727	0.00000
Empregado em geral	-0.099541	0.045248	-21.999	0.02781
População ocupada	0.119679	0.0437999	27.324	0.00629
Casos covid19	1,21E+00	5,59E-01	217.176	0.02987
LAMBDA	0.245235	0.142505	172.089	0.08527

Fonte: PNAD. Elaboração própria (GeoDa).

No intervalo entre 0 e 1, o modelo CAR traz o termo de erro λ (lambda) é o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem $W\xi$, estimado em 0.245235, sendo positivo o erro espacial λ, indica que os efeitos não captados pelo modelo apresentam uma autocorrelação espacial positiva, porém a α = 0.05, o termo não foi estatisticamente significativo, mas a α = 0.10, pode-se dizer que o termo de erro foi estatisticamente significativo. Sendo assim, a variação dos preços da cesta básica nos Estados brasileiros estão relacionados com as variáveis explicativas e com fatores que não são captadas pelo modelo que aparecem no termo de erro. Portanto que, ao aumento de uma unidade de medida (mil) nos valores das variáveis explicativas, empregado em geral, população ocupada e casos Covid-19, estimasse que na primeira haverá redução dos preços da cesta básica em R$ 0.0995, já a segunda e terceira, acréscimo de R$ 0,1196 e R$ 1,21 nos preços da cesta básica. Todas as três variáveis independentes foram estatisticamente significativas a α = 0.05.

O modelo CAR estimado é dado por: variação dos preços da cesta básica = 142,86 – 0,0995 (empregado em geral) + 0,1197 (população ocupada) + 1,21 (casos Covid19) + *ξ.*

4.6 CRITÉRIOS DE SELEÇÃO

Através do critério de informação de Akaike, os modelos SAR e CAR apresentaram resultados bem próximos e em alguns parâmetros, análogos. Para o modelo SAR, o AIC para a variação dos "preços da cesta básica" e as variáveis explicativas foram maior do que o modelo de erro espacial CAR, 212.803 e 211.1143, respectivamente, conforme tabela 4 abaixo:

Tabela 4. Critério de seleção de modelos

Parâmetros	SAR	CAR
Rho	0.207995	
Lambda (λ)		0.245235
AIC	212.803	211.146

Fonte: Elaboração própria. GeoDa.

Portanto, será considerado o modelo do erro espacial (CAR) como o melhor que explica a variabilidade dos preços da cesta básica nos Estados do Brasil, pois intuitivamente pode-se dizer que esse modelo considera além do erro aleatório, considera o erro da regressão das variáveis presentes no modelo. No entanto, pelo ponto de vista econômico há diversas variáveis que podem influenciar a variação dos preços, tanto pra cima quanto pra baixo, tais como: política econômica, importação, produção, dentre outras, mas essas variáveis não foram consideradas nesse trabalho.

.

5 CONCLUSÃO E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Pelo ponto de vista econômico, a dinâmica da economia regional influencia de forma individual cada integrante da região, por exemplo: no Estado do Paraná, em 2021, houve elevada correlação nos preços da cesta básica com os seus viznhos, conforme demonstrado pelo LISA maps de Moran, fazendo com que o comportamento da oferta e demanda agregada dos vizinhos influenciassem diretamente a dinâmica econômica do Estado paranaense.

Os Estados localizados nas regiões Sul, Sudeste e alguns da Centro Oeste, foram significativamente influenciados entre si, ou seja, a variação dos preços de um Estado influenciava na mesma direção os seus vizinhos, conforme I de Moran LISA Maps que estimou 0.713 de correlação espacial. Estados da região Nordeste foram considerados de baixo preço da cesta básica, portanto que se formou um cluster de 5 Estados que, em 2021, registraram preços baixos juntamento com seus vizinhos.

Os empregados em geral no Brasil, influenciaram de forma negativa a variação dos preços da cesta básica no país, onde a cada 1000 trababalhadores empregados em geral, estimou-se redução de R$ 0,08, na qual se justificaria à queda de renda efetiva dos trabalhadores no período 2019 a 2021. Quanto à população ocupada, estimasse aumento dos preços em R$ 0,10 a cada 1000 trabalhadores, isso se justifica em decorrencia da demanda que se manteve em patamares regulares, principalmente de mercadorias vinculadas ao combate da pandemia Covid-19 e de primeira necessidade, como por exemplo: alimentos e mercadorias de limpeza. E outra, no período de Pandemia Covid-19, a proporção de renda das famílias destinada à compra da cesta básica, foi maior, uma vez que a renda diminuiu.

Em se tratando do advento da Pandemia Covid-19 entre os anos 2019 a 2021, essa influenciou significativamente a dinâmica socioeconômica da população brasileira, pois dia a após dia há aumentos do número de infectados no Brasil e, segundo a análise, ao aumento de 1000 casos de Covid-19, estimasse que a variação dos preços da cesta básica nos Estados aumentam R$ 1,21, pelo modelo CAR e, R$ 1,31, pelo modelo SAR de forma espacial, ou seja, o aumento dos preços em um Estado influencia o Estado vizinho a também elevar os preços desencadeando instabilidades sociais, como caso de desalentados no estado do Maranhão. Além de desencadear insuficiência de produção em geral no mercado interno, a pandemia Covid-19, desencadeou o aumento dos preços da cesta básica em média de 30% em apenas 2 anos de Pandemia, situação que ainda está longe de se estabilizar.

6 REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Alínea. Campinas. 2012.

ANSELIN, L. **Local indicators of spatial association (LISA)**. Geographical Analysis. [S.l.], p. v. 27, n. 2, p. 93-115. 1995.

ANSELIN, L. **GeoDa**. [S.l.]. 2021.

BAILEY, T. &. G. A. C. **Interactive Spatial Data Analysis**. Longman. London. 1995.

BEASLEY, D. **Programa Mundial Alimentar**. PAM-ONU. New York. 2020.

BRASIL, G. D. **Desemprego no país cai para 11,1 % no quarto trimestre de 2021**. Governo do Brasil. Brasília. 2022.

CÂMARA, G. et al. **Análise espacial e geoprocessamento**. Insituto Nacional de Pesquisas Espaciais-

INPE. São José dos Campos. 2002. (INPE-8556-PRE/4300).

CARDOSO, B. B. A implementação do auxílio emergencial como medida excepcional de proteção social. **Revista de Administração Pública**, 2020. ISSN 54(4):1052-1063. Disponivel em: <https://doi.org/10.1590/0034-761220200267>.

CRESSIE, N. **Statistic for Spatial Data**. [S.l.]: Chichester, 1991.

FAO. **Relatório mensal**. A Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura. ROMA. 2021.

IBGE. **Relatório mensal**. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Brasília. 2020.

INTERNACIONAL, F. M. FMI. [S.l.]. 2020.

IPEA. Instituo de Pesquisa Econômica Aplicada. [S.l.]. 2021.

MARCIO MARCONATO, O. F. D. M. J. L. P. UMA ANÁLISE ESPACIAL SOBRE A SAÚDE NOS

MUNICÍPIOS BRASILEIROS EM 2010, Maringá, 2010.
MYRDAL, G. **Teoria Econômica e regiões subdesenvolvidas**. 2. ed. Rio de Janeiro: Textos de Economia Contemporânea, 1960.

NARAYAN, D. **VOICES OF THE POOR**. New York: Oxford University Press, 2000.

NURKSE, R. Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries. **The Economic Journal,** v. 63, n. Oxford : Basil Blackwell, p. 897–899, 1953.

OLIVEIRA, J. C. D. **Preços sobem descontroladamente junto com desemprego e fome**. Sindsep-PE. Recife. 2021.

ONU. **Relatório**. Organização das Nações Unidas. New York. 2020.

RICARDO PAES DE BARROS, R. H. R. M. **A ESTABILIDADE INACEITÁVEL**. IPEA. Brasília. 2000.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. Tradução de Alfred A. Knopf. São Paulo: Editora

SCHWARCZ S.A, 1999- 2010.

SILVA, S. P.; LEITE, L. D. M. **TRANSBORDAMENTOS DE POBREZA E DESIGUALDADE EM**. Cedeplar (UFMG). Diamantina. 2017.

STIGLITZ, J. E. The Price of Inequality: How Today's, New York, 2012.

TEIXEIRA, K. H. Uma análise espacial da pobreza no Estado de Alagoas. **Revista de Desenvolvimento Regional**, v. 25, n. 2, p. 2668:2692, 2020. Disponivel em: <https://www.redalyc.org/journal/5520/552068861032/>.

TOBLER, W. R. A. **A comuputer movie simulating urban growth in the Detroit region**. Economic Geography. Detroit, p. 234-240. 1970. (46).

VASCONCELOS, V. V. [S.l.]: [s.n.], 2017. Disponivel em: <https://www.slideshare.net/vitor_vasconcelos/anlise-de-dependncia-espacial-em-r>.

YWATA, A. X. D. C. MÉTODOS E MODELOS EM ECONOMETRIA. **Rev. Bras. Biom.**, São Paulo, v. 29, p. p.273-306, 2011. ISSN 2.

Signature:

Email: brian.rmelo@gmail.com

Signature: Diogo Francisco Rossoni (Aug 4, 2022 16:27 ADT)

Email: diogo.rossoni@gmail.com

Signature:

Email: candidofilho@puc-campinas.edu.br

Fichário2

Final Audit Report 2022-08-04

Created:	2022-08-04
By:	Jefter Leandro Polletti (jefterpolletti@gmail.com)
Status:	Signed
Transaction ID:	CBJCHBCAABAACMm_UlYyr2ZNQeuxUdcjhaVzOh8nybMK

"Fichário2" History

Document created by Jefter Leandro Polletti (jefterpolletti@gmail.com)
2022-08-04 - 1:13:26 AM GMT

Document emailed to brian.rmelo@gmail.com for signature
2022-08-04 - 1:19:57 AM GMT

Email viewed by brian.rmelo@gmail.com
2022-08-04 - 1:21:23 AM GMT

Signer brian.rmelo@gmail.com entered name at signing as Brian Alvarez Ribeiro de Melo
2022-08-04 - 2:25:41 PM GMT

Document e-signed by Brian Alvarez Ribeiro de Melo (brian.rmelo@gmail.com)
Signature Date: 2022-08-04 - 2:25:43 PM GMT - Time Source: server

Document emailed to diogo.rossoni@gmail.com for signature
2022-08-04 - 2:25:44 PM GMT

Email viewed by diogo.rossoni@gmail.com
2022-08-04 - 2:27:36 PM GMT

Signer diogo.rossoni@gmail.com entered name at signing as Diogo Francisco Rossoni
2022-08-04 - 7:27:01 PM GMT

Document e-signed by Diogo Francisco Rossoni (diogo.rossoni@gmail.com)
Signature Date: 2022-08-04 - 7:27:02 PM GMT - Time Source: server

Document emailed to candidofilho@puc-campinas.edu.br for signature
2022-08-04 - 7:27:05 PM GMT

Email viewed by candidofilho@puc-campinas.edu.br
2022-08-04 - 8:03:39 PM GMT

Adobe Acrobat Sign

Signer candidofilho@puc-campinas.edu.br entered name at signing as Cândido Ferreira da Silva Filho
2022-08-04 - 8:15:52 PM GMT

Document e-signed by Cândido Ferreira da Silva Filho (candidofilho@puc-campinas.edu.br)
Signature Date: 2022-08-04 - 8:15:54 PM GMT - Time Source: server

Agreement completed.
2022-08-04 - 8:15:54 PM GMT

Adobe Acrobat Sign