

ASSIMETRIAS NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA SEGUNDO OS DIFERENTES ARRANJOS FAMILIARES: UMA ANÁLISE ESPACIAL BRASILEIRA EM 2022

Taís Maria Silva Terra | CEDEPLAR-UFMG

RESUMO

Este trabalho explora o papel da distribuição espacial da renda domiciliar per capita por arranjo familiar no Brasil, utilizando microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) anual em 2022. Para isso, foi considerada como unidade analítica, os domicílios – utilizando-se de uma tipologia de arranjos familiares distribuídos em 5 grupos: casal com filhos, casal sem filhos, monoparentais femininos, unipessoais e arranjos familiares – e como unidade espacial, os 146 estratos geográficos brasileiros. Resultados sugerem que realmente a dependência espacial é uma questão a ser considerada nessa relação entre arranjos familiares e desigualdade de renda.

Palavras-chave: Mudanças demográficas; Arranjos familiares; Desigualdade de renda; Dependência espacial; Brasil

Área Temática: Economia

Apoio Recebido: CNPq

1. INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, no Brasil, tem-se assistido a mudanças demográficas e socioeconômicas que direcionam a uma maior diversidade de arranjos familiares. Segundo Wajnman, Turra e Agostinho (2006), essas mudanças recentes na estrutura familiar brasileira foram causadas, por parte da demografia, por uma queda da fecundidade, aumento dos divórcios e sobremortalidade masculina, o que atinge diretamente a composição e tamanho das famílias. Já em relação às condições socioeconômicas, observa-se escolhas individuais relacionadas à formação de famílias e coabitação, o que implica em saídas tardias dos filhos de casa e a relevância dos rendimentos dos idosos para a renda familiar. No que concerne especificamente aos arranjos familiares, foi observado que nas últimas décadas houve um aumento da proporção de famílias unipessoais, casal sem filhos e famílias monoparentais femininas, além da redução da proporção de famílias de casal com filhos e famílias ampliada/composta. (LEONE; GORI; BALTAR, 2010).

Concomitantemente a essas mudanças demográficas, assistiu-se também a mudanças na desigualdade da distribuição de renda, mesmo que essas tenham ocorrido com intensidades diferentes entre regiões e subgrupos populacionais (ESPINO, 2020). O Brasil apresenta um dos maiores níveis de desigualdade de renda do mundo, os quais se mantiveram pouco alterados durante quase toda a segunda metade do século passado, apesar das intensas transformações econômicas, sociais e políticas pelas quais o país enfrentou. No entanto, o início dos anos 2000 marcaram a mudança dessa trajetória, havendo queda nos indicadores de desigualdade nacionais (COSTA; SILVA, 2020). Todavia, a forte redução da desigualdade nos últimos anos contrasta com a estabilidade desse índice, mostrando que a desigualdade brasileira é uma questão estrutural, resultado de um contexto histórico e de uma conjuntura socioeconômica muito peculiar.

Posto isso, evidencia-se que as mudanças na composição dos arranjos familiares refletem diretamente na dinâmica da desigualdade, uma vez que, partindo da preposição de que diferentes tipos de famílias possuem diferentes rendas domiciliares, entende-se que a concentração de renda em determinado arranjo familiar, a discrepância de renda entre arranjos familiares ou a diferença de renda entre famílias do mesmo arranjo, por exemplo, impactam a desigualdade de renda total. Essa temática se torna ainda mais relevante, quando se considera as peculiaridades nacionais de um país com abrangência continental e com diferenças socioeconômicas latentes entre suas regiões.

Assim, partindo da literatura apresentada, as principais hipóteses levantadas nesse trabalho estão atreladas à questão espacial, sendo que: (i) Há arranjos familiares que, em linhas gerais, estão expostos à condição de mais pobres em todo território brasileiro; (ii) Há assimetria de renda per capita nos estratos geográficos brasileiros em todos os arranjos familiares, colocando certas regiões à condição de mais pobres; (iii) A distribuição de renda em todos os arranjos familiares brasileiros possui dependência espacial e, portanto, deve-se considerar o espaço em tal análise; (iv) Há variáveis domiciliares socioeconômicas que influenciam na renda domiciliar per capita dos arranjos familiares nos estratos geográficos, sendo que esse impacto pode ser de maiores ou menores proporções a depender do arranjo analisado.

Em suma, é sabido que muitos são os determinantes da desigualdade na distribuição de renda, sendo a composição dos arranjos familiares uma variável demográfica frequentemente indicada na literatura (BRANDOLINI, 2001; BURTLESS, 1999; ESPINO, 2020). Ademais, posto o panorama geral brasileiro sobre a evolução recente da desigualdade de

renda, peculiaridades regionais e das mudanças dos arranjos familiares ao longo do tempo, esse trabalho se propõe a analisar as assimetrias na distribuição de renda segundo os diferentes arranjos familiares para os diferentes estratos geográficos brasileiros em 2022. Para isso, será utilizado o método de momentos generalizados para os diferentes arranjos domiciliares considerando o aspecto espacial.

2. DADOS E MÉTODO DE ANÁLISES

Para analisar as assimetrias na distribuição de renda segundo os diferentes arranjos familiares nos estratos geográficos brasileiros, utilizar-se-á os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para o ano de 2022, considerando os seguintes arranjos familiares: casal com filhos, casal sem filhos, monoparentais femininos, unipessoais e outros arranjos familiares¹. A amostra considerada tem como unidade analítica os domicílios, tendo em 2022, 132.857 domicílios na amostragem. As variáveis da PNAD Contínua a serem utilizadas no exercício empírico proposto estão listadas no Quadro 1.

Quadro 1 - Quadro de Variáveis

Estratos geográficos
Condição no domicílio: pessoa responsável; cônjuge; filho(a) ou enteado(a)
Espécie da unidade doméstica: unipessoal, nuclear, estendida, composta
Média de anos de estudo dos responsáveis dos domicílios de determinado arranjo familiar
Proporção negros: número de domicílios de determinado arranjo cujo responsável é negro / número total de domicílios do respectivo arranjo familiar
Proporção urbano: número de domicílios de determinado arranjo localizadas em regiões urbanas / número total de domicílios do respectivo arranjo familiar
Proporção idade: número de domicílios de determinado arranjo cujo responsável possui entre 18-34 anos / número total de domicílios do respectivo arranjo familiar
Regiões Brasil: <i>dummies</i> da região (Norte, Nordeste, Sul e Centro Oeste) a qual o estrato geográfico pertence, sendo Sudeste a região de referência
Região Metropolitana: <i>dummy</i> se o estrato geográfico possui ou não região metropolitana
Rendimento domiciliar per capita mediano dos domicílios de determinado arranjo familiar

Fonte: Elaboração própria a partir de dados PNAD Contínua (IBGE), 2022

¹ O arranjo familiar designado como “Outros” entrou nos cálculos realizados, abarcando todos os domicílios, porém não está disposto nos gráficos e tabelas apresentados, dado que há uma gama variada de arranjos que formam essa categoria, o que dificulta sua análise.

Modelos Espaciais

Os modelos espaciais são uma vertente recente, mas crescente, na econometria. Eles são caracterizados pelo enfoque à localização das observações e interação entre elas. Segundo Anselin (1988), os aspectos espaciais consistem em dependência espacial e heterogeneidade espacial.

Enquanto a heterogeneidade espacial é um problema familiar na econometria padrão, a dependência espacial é uma forma especial de dependência *cross-section*, em que a estrutura da correlação entre pares de observações é derivada a partir de uma ordenação espacial, determinada pela posição relativa (distância, arranjo espacial) das observações no espaço geográfico, ou, em geral, em qualquer espaço de rede (com observações como nós conectados por arestas). Um conjunto especial de métodos é necessário para lidar com a natureza distinta da dependência espacial, especificamente, com o efeito *feedback* (Anselin 1988).

A interação espacial é incorporada em uma especificação de regressão incluindo variáveis no lado direito da equação do modelo para explicar a variável dependente y em um determinado local i , y_i . Normalmente, isso é feito acrescentando uma variável espacialmente defasada ou a média dos valores observados em locais vizinhos (Anselin 1980). Formalmente, uma variável espacialmente defasada é construída como $\sum w_{ij}z_j$, onde w_{ij} são os chamados pesos espaciais, expressando a presença de uma relação de vizinhança entre as localizações i e j . Na notação matricial, os pesos espaciais estão contidos em uma matriz, W , com n número de observações *cross-section*. Por convenção, os elementos diagonais da matriz de pesos são zero e as linhas são padronizadas de modo que sua soma seja igual um. A variável espacialmente defasada assume então a forma Wz , onde z é um vetor $n \times 1$ observações.

Assim, variáveis defasadas espacialmente podem ser consideradas variáveis dependentes (W_y), variáveis explicativas (W_x) ou termos de erro (W_e). A combinação destes termos com variáveis exógenas e endógenas adicionais, bem como efeitos aleatórios, origina uma ampla gama de especificações de modelos.

Adentrando mais acerca dos modelos, na literatura recente, parte-se do modelo espacial de aninhamento geral, que engloba vários modelos tradicionais como casos especiais. Segundo Elhorst (2014), esse modelo é a combinação de um modelo espacial de Durbin com uma especificação espacial autorregressiva para o termo de erro. Formalmente, o modelo espacial irrestrito de Durbin é expresso como:

$$y = \alpha + \rho W_y + X\beta + W_x\gamma + e$$

Sendo y uma matriz de variável dependente; α um termo constante; W , uma matriz de pesos espaciais; X , uma matriz de variáveis explicativas (exógenas); ρ um coeficiente espacial autorregressivo; β e γ coeficientes da regressão. Válido salientar que nesta especificação, há dois conjuntos de variáveis espacialmente defasadas: a variável dependente (W_y) e as variáveis explicativas (W_x).

Já o termo de erro é definido seguindo um processo autoregressivo espacial, em que:

$$e = \lambda W_e + u$$

Onde λ é um parâmetro autorregressivo espacial e u um vetor de termo de erro idiossincrático, que pode ser heterocedástico.

Por meio dessa abordagem abrangente, modelos mais simples e bastante utilizados são obtidos pela imposição da restrição de parâmetros específicos iguais a zero. Como, por exemplo, na definição do modelo de *lag* espacial, obtido ao se definir $\gamma = 0$ e $\lambda = 0$ (Ord 1975, Anselin 1988):

$$y = \rho W_y + X\beta + u$$

Esse modelo é frequentemente interpretado como sendo o efeito dos vizinhos no lado direito da equação, através do termo de defasagem espacial W_y .

Já para definição do modelo de erro espacial, é necessário que $\rho = 0$ e $\gamma = 0$:

$$y = X\beta + u$$

Haja visto, tais modelos serão empregados para o caso de interesse do respectivo trabalho, no qual estimará se há ou não dependência espacial na renda domiciliar per capita dos arranjos familiares brasileiros nos diferentes estratos geográficos.

3. RESULTADOS

Tendo como unidade analítica os domicílios brasileiros em 2022, observa-se que o arranjo familiar de maior proporção é o de casais com filhos, embora seja sabido que essa relevância tenha diminuído nos últimos anos. Quanto às assimetrias entre arranjos familiares, nota-se que monoparentais femininos e casais com filhos possuem, em média, menor renda per capita e domicílios mais populosos.

Acerca da caracterização dos responsáveis pelas famílias, em todos os arranjos – exceto monoparentais femininos – o responsável pelo domicílio é majoritariamente homem, embora seja nítido o aumento de mulheres como responsáveis pelos domicílios. Outro fato interessante é que em relação a raça, todos os arranjos familiares possuem maioria dos responsáveis negros. Quanto a escolaridade, os responsáveis com mais anos de estudo, em média, são monoparentais femininos e casais com filhos, embora sejam os que possuem menor renda per capita. Por fim, os grupos etários que os responsáveis pelas famílias pertencem são bem diversos, destacando que praticamente 60% dos casais sem filhos e unipessoais possuem mais de 55 anos.

Quanto ao aspecto espacial, todos os arranjos familiares são massivamente urbanos, sendo casais com filhos e casais sem filhos os com maior população rural. Já no aspecto regional destaque para Nordeste sendo a região com mais monoparentais femininos e casais com filhos e Sudeste, com unipessoais. (Tabela 1)

Em relação a distribuição espacial da renda domiciliar per capita por arranjo familiar, em linhas gerais, percebe-se que a distribuição é assimétrica tanto entre os arranjos, quanto entre os estratos geográficos. Em uma análise comparativa, é notável que em todos os

arranjos familiares, as regiões Norte e Nordeste foram as regiões com tonalidades mais forte, indicando menor renda domiciliar per capita e que domicílios compostos por famílias unipessoais e casais sem filhos são os arranjos com mapas de tonalidade mais clara, referenciando que, na média, são famílias de maior renda domiciliar per capita (Figura 1).

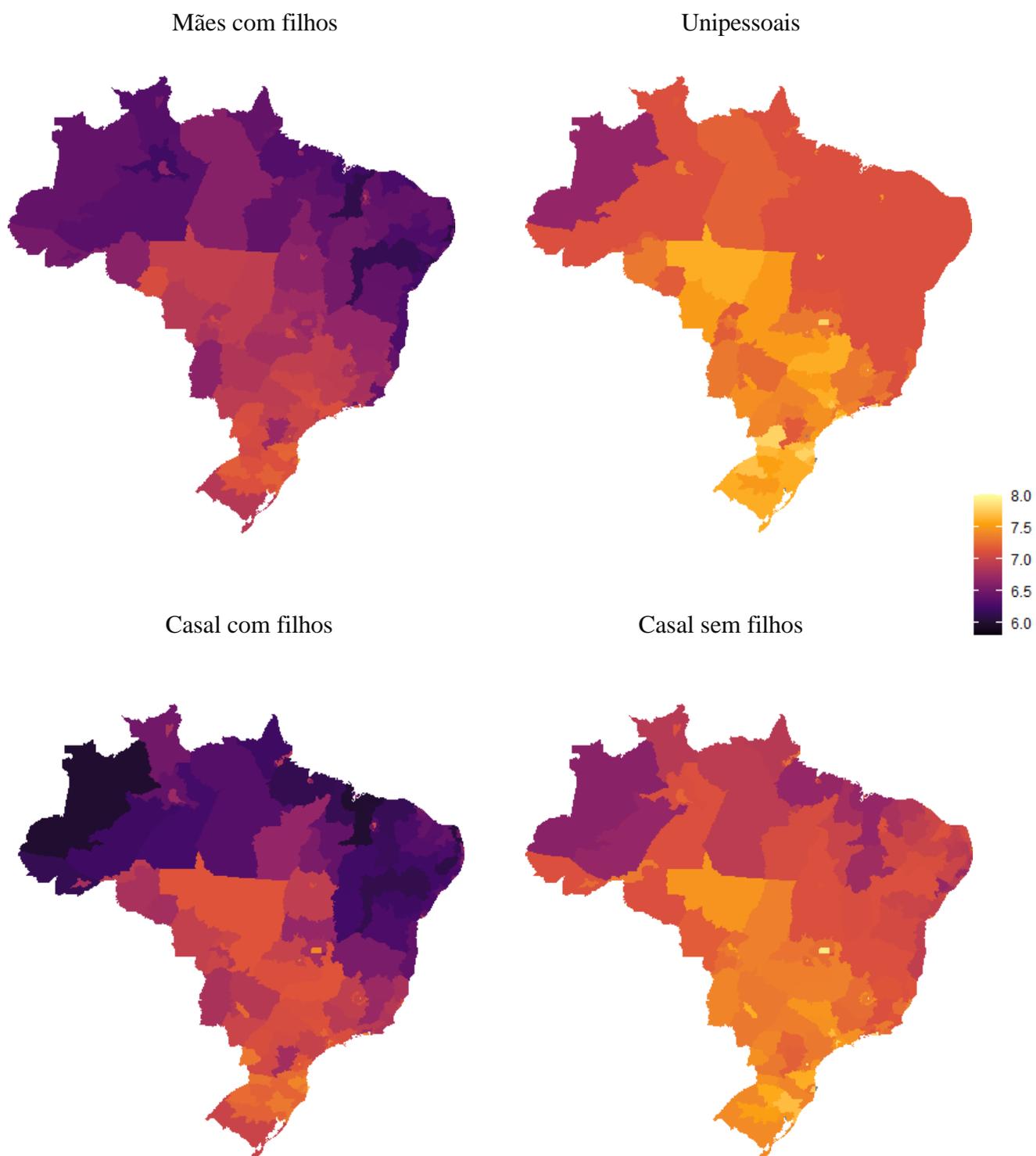
Válido salientar que os resultados descritivos até então discutidos confirmam as duas primeiras hipóteses que esse trabalho se propôs a discutir e que, portanto: há arranjos familiares e estratos geográficos específicos que estão expostos à condição de mais pobres.

Tabela 1 – Caracterização dos arranjos familiares brasileiros, 2022

	Monoparentais femininas		Casais com filhos		Casais sem filhos		Unipessoais	
	Média	Desvio- Padrão	Média	Desvio- Padrão	Média	Desvio- Padrão	Média	Desvio- Padrão
Distribuição de domicílios por arranjo familiar (%)	14,01		38,21		21,33		16,85	
Renda domiciliar per capita (R\$)	1.201	1.667	1.403	1.923	2.231	3.386	2.580	4.187
Tamanho do domicílio (hab.)	3,12	1,30	3,94	1,13	2,18	0,53	1,00	-
Sexo do responsável pelo domicílio (%)								
Homens	-		58,10		62,59		50,06	
Mulheres	100,00		41,90		37,41		49,94	
Raça do responsável pelo domicílio (%)								
Branco	35,15		38,22		45,38		44,17	
Negros/Indígenas	64,81		61,76		54,61		55,79	
Escolaridade do responsável pelo domicílio	8,53	4,95	9,51	4,63	8,19	5,15	7,95	5,33
Idade do responsável pelo domicílio (%)								
De 18-34 anos	13,72		22,45		14,83		12,28	
De 35-54 anos	44,12		54,85		26,95		26,87	
Mais de 55 anos	42,08		22,62		57,97		60,73	
Área de localização do domicílio (%)								
Urbano	83,79		70,20		67,98		77,54	
Rural	16,21		29,80		32,02		22,46	
Regiões (%)								
Norte	13,04		13,60		10,88		10,26	
Nordeste	37,17		33,24		29,25		29,92	
Sudeste	26,38		25,03		27,56		30,45	
Sul	14,03		18,07		21,38		19,03	
Centro Oeste	9,39		10,06		10,93		10,34	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD Contínua (IBGE), 2022

Figura 1 – Distribuição espacial do logaritmo da renda domiciliar per capita por arranjo familiar



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD Contínua (IBGE), 2022

Modelos Espaciais

Para os modelos espaciais foi utilizada a matriz rainha, embora também tenha sido testada a matriz de vizinhos mais próximos (Apêndice 1), mais especificamente, com os quatro vizinhos mais próximos – que é a média por estrato – tendo, como esperado, a mesma tendência dos resultados.

A Tabela 2 apresenta o número médio, máximo e mínimo de vizinhos dos estratos geográficos por região. Nota-se que pela matriz de contiguidade o número médio é bastante similar entre as regiões, embora a variabilidade entre o número máximo e mínimo seja alta, o que pode influenciar na matriz de vizinhos mais próximos, em apêndice, a depender do arranjo familiar a ser analisado – já que a composição dos arranjos familiares entre os estratos geográficos é distinta.

Tabela 2 – Número de vizinhos por região no Brasil para o ano de 2022 – matriz rainha

	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Observações	23	51	33	22	17
Número Médio	3	4	4	4	4
Número máximo	7	9	8	8	9
Número mínimo	1	1	1	1	1

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD Contínua (IBGE), 2022

No mais, os testes estatísticos indicam que todos os arranjos familiares não seguem distribuição normal e que famílias de casais sem filhos e unipessoais são heterocedásticas, embora para os modelos econométricos de todos os arranjos tenha se utilizado erros robustos. Além do mais, o teste I de Moran sugere autocorrelação espacial significativa para todos os arranjos (Tabela 3), confirmando a terceira hipótese discutida no trabalho, de que há dependência espacial da renda domiciliar per capita nos estratos geográficos brasileiros em os arranjos familiares analisados.

Por fim, dada significância dos testes (Tabela 3), optou-se pela utilização do método de momentos generalizados com erro espacial, exceto para famílias monoparentais femininas, o qual deve-se optar pela utilização do modelo de *lag* espacial.

Tabela 3 – P-valores dos testes por arranjo familiar no Brasil para o ano de 2022 – matriz rainha

	Monoparentais femininas	Casais com filhos	Casais sem filhos	Unipessoais
Teste normalidade	<0,001	<0,001	0,008	<0,001
Teste de homocedasticidade	0,670	0,070	0,001	0,039
Teste de I de Moran	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
Erros espaciais	<0,001	<0,001	0,001	0,012
Lag Espacial	<0,001	0,409	0,375	0,177
Erros espaciais robusto	0,474	<0,001	<0,001	0,020
Lag espacial robusto	0,096	0,069	0,024	0,325

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD Contínua (IBGE), 2022

Ao adentrar especificamente nos modelos espaciais, no que tange à significância das variáveis explicativas, destaca-se: a proporção de negros e a média de anos de estudo foram significativas para todos os arranjos; a proporção de domicílios cujo responsável possui entre 18-34 anos foi significativa apenas para monoparentais femininos e casais com filhos, enquanto a proporção de domicílios urbanos foi significativa apenas para casais sem filhos e unipessoais. No mais, o coeficiente de erro espacial (ρ) foi significativo em todos os arranjos familiares, o que não foi percebido com o coeficiente de *lag* espacial (λ), reforçando a sugestão do uso do modelo de erro espacial para esse caso. Via de comparação, foi colocado os coeficientes de mínimos quadrados sem considerar o aspecto espacial (Tabela 4).

Já em relação a correlação entre as variáveis, nota-se que quanto maior a proporção de domicílios cujo responsável são indivíduos negros, menor a renda domiciliar per capita daquele estrato, em todos os arranjos familiares. Todavia, há uma correlação positiva entre a média de anos de estudo e a renda domiciliar. Quanto aos domicílios de monoparentais femininos e casais com filho cujo responsável são indivíduos jovens – entre 18-34 anos – a relação é negativa entre idade e renda, assim como a relação entre o domicílio de casais sem filhos e unipessoais estar em área urbana e renda, que também foi negativa.

Desse modo, confirma-se, em partes, a quarta hipótese testada nesse trabalho, uma vez que há variáveis domiciliares socioeconômicas que realmente são significativas para explicar a renda domiciliar per capita dos arranjos familiares nos estratos geográficos, porém esse impacto, de maneira geral, não se mostrou tão discrepante entre os arranjos.

Tabela 4 – Resultados dos modelos econométricos espaciais por arranjo familiar no Brasil para o ano de 2022 – matriz rainha

	Monoparentais femininas			Casais com filhos			Casais sem filhos			Unipessoais		
	OLS	Lag	Erro	OLS	Lag	Erro	OLS	Lag	Erro	OLS	Lag	Erro
Proporção de negros	-0,58 (***)	-0,50 (***)	-0,59 (***)	-0,60 (***)	-0,61 (***)	-0,61 (***)	-0,50 (***)	-0,52 (***)	-0,51 (***)	-0,54 (***)	-0,54 (***)	-0,58 (***)
Proporção de idade	-1,37 (***)	-1,62 (***)	-1,41 (***)	-0,84 (**)	-0,83 (**)	-0,87 (**)	0,07	0,07	-0,14	0,26	0,26	0,21
Proporção Urbano	0,09	0,15	0,11	0,18	0,18	0,13	-0,36 (**)	-0,37 (*)	-0,36 (*)	-0,34 (**)	-0,34 (**)	-0,35 (**)
Média anos de estudo	0,06 (***)	0,06 (***)	0,06 (***)	0,12 (***)	0,12 (***)	0,13 (***)	0,12 (***)	0,12 (***)	0,12 (***)	0,10 (***)	0,10 (***)	0,10 (***)
Norte	-0,11 (*)	0,04	-0,11	-0,07	-0,08	-0,08	-0,11 (*)	-0,12 (*)	-0,10 (*)	-0,05	-0,05	-0,06
Nordeste	-0,18 (***)	0,03	-0,17 (**)	-0,18 (***)	-0,19 (***)	-0,18 (***)	-0,05	-0,07	-0,04	0,01	0,01	0,01
Sul	0,11 (*)	0,03	0,10	0,07	0,07	0,06	0,02	0,02	0,02	0,07	0,07	0,04
Centro Oeste	0,14 (**)	0,13 (**)	0,09	0,15 (***)	0,16 (***)	0,13 (**)	0,11 (**)	0,11 (***)	0,10 (*)	0,12 (**)	0,12 (**)	0,11 (*)
Região Metropolitana	0,02	0,02	0,00	0,06	0,06	0,04	0,01	0,00	0,01	0,07 (*)	0,07 (*)	0,08 (**)
Lambda		0,45 (**)			-0,02			-0,06			0,01	
Rho			0,45 (***)			0,29 (***)			0,36 (***)			0,33 (**)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD Contínua (IBGE), 2022

4. COMENTÁRIOS CONCLUSIVOS

Dado que, estudos recentes apontam para o crescimento de indicadores de desigualdade no Brasil em anos recentes e, que a literatura nacional é inconclusiva acerca da influência das variáveis demográficas sobre a desigualdade de renda, o que esse trabalho se propôs foi compreender a relação espacial da desigualdade de renda nos diferentes arranjos familiares brasileiros, pondo luz sob o aspecto espacial. Para isso, optou-se pela utilização do método de momentos generalizados com erro espacial e matriz de pesos do tipo rainha, aplicando os dados anuais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) para o ano de 2022.

Assim sendo, foi confirmada a principal hipótese do trabalho: a de que a distribuição de renda em todos os arranjos familiares brasileiros possui dependência espacial e que, portanto, deve-se considerar o espaço em tal análise. No mais também foi observado que os arranjos familiares de monoparentais femininos e de casais com filhos estão expostos à condição de mais pobres em todo território brasileiro e que os estratos geográficos das regiões Norte e Nordeste são os mais expostos à condição de mais pobres em todos os arranjos familiares. Por fim, notou-se que há variáveis domiciliares socioeconômicas que realmente são significativas para explicar a renda domiciliar per capita dos arranjos familiares nos estratos geográficos, mas que esse impacto, de maneira geral, não se mostrou tão discrepante entre os arranjos.

Ademais, tendo em vista a abrangência do tema, a complexidade do cenário instalado, ainda mais quando somado às peculiaridades brasileiras, possíveis desdobramentos a partir desse trabalho é a extensão da análise para anos anteriores, entendendo como foi a dinâmica da distribuição de renda espacial por arranjo familiar e o enfoque da análise em características específicas dos responsáveis dos domicílios, como sexo, idade, raça ou escolaridade. Esses trabalhos adentrariam ainda mais a questão, demonstrando áreas ou indivíduos mais impactados com as mudanças demográficas e de desigualdade em curso.

Logo, o presente trabalho e futuros desdobramentos, são imprescindíveis para compreensão da dinâmica e caracterização das estruturas sociais nacionais, ainda mais em um país tão desigual quanto o Brasil, permitindo o direcionamento mais assertivo de políticas públicas, que visem a redução das desigualdades regionais brasileiras, ao considerar os diferentes arranjos familiares, os quais são muito desiguais entre si.

APÊNDICE

Apêndice 1 – P-valores dos testes por arranjo familiar no Brasil para o ano de 2022 – matriz quatro vizinhos mais próximos

	Monoparentais femininas	Casais com filhos	Casais sem filhos	Unipessoais
Teste normalidade	<0,001	<0,001	0,008	<0,001
Teste de homocedasticidade	0,670	0,070	0,001	0,039
Teste de I de Moran	<0,001	<0,001	0,021	0,110
Erros espaciais	<0,001	<0,001	0,228	0,608
Lag Espacial	<0,001	0,140	0,774	0,769
Erros espaciais robusto	0,027	<0,001	0,046	0,645
Lag espacial robusto	0,711	0,237	0,107	0,8514

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD Contínua (IBGE), 2022

Apêndice 2 – Resultados dos modelos econométricos por arranjo familiar no Brasil para o ano de 2022 – matriz quatro vizinhos mais próximos

	Monoparentais femininas			Casais com filhos			Casais sem filhos			Unipessoais		
	OLS	Lag	Erro	OLS	Lag	Erro	OLS	Lag	Erro	OLS	Lag	Erro
Proporção de negros	-0,58 (***)	-0,49 (***)	-0,56 (***)	-0,60 (***)	-0,57 (***)	-0,54 (***)	-0,50 (***)	-0,52 (***)	-0,49 (***)	-0,54 (***)	-0,52 (***)	-0,54 (***)
Proporção de idade	-1,37 (***)	-1,57 (***)	-1,46 (***)	-0,84 (**)	-0,85 (**)	-0,89 (***)	0,07	0,08	-0,02	0,26	0,26	0,24
Proporção Urbano	0,09	0,10	0,12	0,18	0,18	0,15	-0,36 (**)	-0,36 (*)	-0,37 (*)	-0,34 (**)	-0,35 (**)	-0,35 (**)
Média anos de escolaridade	0,06 (***)	0,06 (***)	0,05 (***)	0,12 (***)	0,13 (***)	0,13 (***)	0,12 (***)	0,11 (***)	0,12 (***)	0,10 (***)	0,10 (***)	0,10 (***)
Norte	-0,11 (*)	0,01	-0,11	-0,07	-0,05	-0,08	-0,11 (*)	-0,13	-0,10 (*)	-0,05	-0,04	-0,05
Nordeste	-0,18 (***)	0,00	-0,18 (**)	-0,18 (***)	-0,14 (*)	-0,18 (***)	-0,05	-0,08	-0,04	0,01	0,03	0,01
Sul	0,11 (*)	0,06	0,11 (*)	0,07	0,06	0,08	0,02	0,02	0,02	0,07	0,06	0,07
Centro Oeste	0,14 (**)	0,13	0,08	0,15 (***)	0,15 (***)	0,13 (**)	0,11 (**)	0,11 (***)	0,11 (**)	0,12 (**)	0,12 (**)	0,12 (**)
Região Metropolitana	0,02	0,01	-0,01	0,06	0,06	0,05	0,01	0,01	0,00	0,07	0,07	0,07
Lambda		0,38 (**)			0,06			-0,07		(*)	(*)	(*)
Rho			0,51 (***)			0,40 (***)			0,20			0,09

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD Contínua (IBGE), 2022

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Anselin, L. (1980). *Estimation Methods for Spatial Autoregressive Structures*. Regional Science Dissertation and Monograph Series, Cornell University, Ithaca, NY.

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, The Netherlands.

Anselin, L. (2006). *Spatial econometrics*. Palgrave Handbook of Econometrics: Volume 1, Econometric Theory, pages 901-969.

Brandolini, A., D'Alessio, G. (2003). *Household structure and income inequality*. Turin: Center for household, income, labour and demographic economics, 2001, (Working Paper: n. 6).

Burtless, G. (1999). *Effects of growing wage disparities and changing family composition on the U.S. income distribution*. Washington, D.C.: Center on Social and Economic Dynamics (Working Paper, n. 4).

Costa, B. L. D., Silva, M. A. F. (org.) (2020) *Desigualdade para inconformados: dimensões e enfrentamentos das desigualdades no Brasil*. Porto Alegre: Editora da UFRGS/CEGOV.

Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics, From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer, Heidelberg.

Espino, I., Hermeto, A., Luz, L. (2020). *Family structure, living arrangements and income inequality in Guatemala between 2000 and 2014*. RELAP – Revista Latinoamericana de Población.

Hoffmann, R. (2020). *Desigualdade de Renda no Brasil, 1995-2019: diversas distribuições e o impacto do desemprego*. Revista Brasileira de Economia Social e do Trabalho.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (2014b). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua. Notas Metodológicas* (vol. 1). Rio de Janeiro, Brasil.
https://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_continua/Notas_metodologicas/notas_metodologicas.pdf

Leone, E. T., Maia A. G., Baltar, P. E. (2010). *Mudanças na composição das famílias e impactos sobre a redução da pobreza no Brasil*. Revista Economia e Sociedade, Campinas.

Ord, J. K. (1975). *Estimation methods for models of spatial interaction*. Journal of the American Statistical Association, 70:120126

Wajnman, S., Turra, C. M., & Agostinho, C. S. (2006). *Estrutura domiciliar e distribuição da renda familiar no Brasil. Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente: Vol. 1* (pp. 423-442). Retrieved from Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada: https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=5553