

Pobreza multidimensional no Brasil, 1991, 2000 e 2010: uma abordagem espacial para os municípios brasileiros

Multidimensional poverty in Brazil, 1991, 2000 and 2010: a spatial approach for Brazilian municipalities

Marcos Aurélio Brambilla ⁽¹⁾

Marina Silva da Cunha ⁽¹⁾

⁽¹⁾ Universidade Estadual de Maringá

Abstract

The aim of the present study was to analyze the spatial distribution of multidimensional poverty in Brazilian municipalities considering the Minimally Comparable Areas (AMC) and its convergence in the years 1991, 2000 and 2010. For this purpose, a Multidimensional Poverty Index (MPI) the exploratory analysis of spatial data was performed and the spatial econometric approach was used to verify the convergence of multidimensional poverty. The results indicated that housing conditions and demography were the dimensions that contributed most to multidimensional poverty, and the dimensions of health and sanitation and income contributed most to the reduction of multidimensional poverty. The study also pointed out that Brazil showed absolute convergence and multidimensional poverty convergence clubs, especially from 2000 to 2010. In addition, the dimensions of work and housing conditions have contributed most to the convergence of multidimensional poverty.

Keywords

multidimensional poverty, convergence, spatial econometrics.

JEL Codes I30, I31, I32.

Resumo

O presente estudo analisa a distribuição espacial da pobreza multidimensional nos municípios brasileiros considerando as Áreas Minimamente Comparáveis (AMC) e sua convergência nos anos de 1991, 2000 e 2010. Para isso, foi construído um Índice de Pobreza Multidimensional (IPM), realizada a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) e, para verificar a convergência da pobreza multidimensional, utilizou-se a abordagem de econometria espacial. Os resultados indicaram que condições de habitação e demografia foram as dimensões que mais contribuíram para a pobreza multidimensional, e as dimensões de saúde e saneamento e renda são as que mais contribuíram para a redução da pobreza multidimensional. O estudo também apontou que o Brasil apresentou convergência absoluta e clubes de convergência da pobreza multidimensional, especialmente de 2000 para 2010. Além disso, as dimensões trabalho e condições de habitação foram as que mais contribuíram para a convergência da pobreza multidimensional.

Palavras-chave

pobreza multidimensional, convergência, econometria espacial.

Códigos JEL I30, I31, I32.

1 Introdução

A pobreza é um dos temas mais discutidos na literatura econômica, pois está diretamente relacionado com o bem-estar social. A incidência de pessoas na pobreza, que ganham até US\$ 1,90 por dia, reduziu mais de 55% no mundo entre 1990 e 2010, de 35,3% para 15,7%, sendo que em 2013 o percentual chegou a 10,7%. Apesar disso, alguns países ainda se encontram em uma situação muito precária em 2010, como Guiné-Bissau, Lesoto, Madagascar, Malawi, Ruanda e Zâmbia, onde a maior parte da população estava em situação de vulnerabilidade (Banco Mundial, 2018). No Brasil, de acordo com os últimos Censos Demográficos, houve quedas seguidas na pobreza e extrema pobreza entre 1991 e 2010. O percentual de pobres em 1991 era de 38,16%, no ano 2000 caiu para 27,9%, já em 2010 atinge 15,2% de pessoas pobres. Por sua vez, quanto à extrema pobreza o país registra nesses anos, respectivamente, 18,64%, 12,48% e 6,62% de pessoas na extrema pobreza (Censos 1991, 2000, 2010).

Apesar de grande parte da literatura abordar a pobreza a partir de uma perspectiva unidimensional, considerando apenas a renda, em conformidade com o trabalho seminal de Sen (1976), outras privações ou carências foram adicionadas, tais como habitacionais, de saúde, de educação e de trabalho. Nessa perspectiva multidimensional, além das privações materiais, podem ser consideradas também as culturais e sociais (Silva *et al.*, 2017).

Existem na literatura internacional diversos trabalhos que abordam a pobreza a partir dessa perspectiva multidimensional, em que podem ser destacados Bourguignon e Chakravarty (2003), Deutsch e Silber (2005), D'Ambrosio *et al.* (2011) e Ningaye e Njong (2015). Por sua vez, para o Brasil, também há estudos sobre a pobreza multidimensional, dos quais podem ser destacados Barros *et al.* (2006), Albuquerque e Cunha (2012), Silva *et al.* (2017), Santos *et al.* (2017) e Raiher *et al.* (2018). Apesar de essas evidências apresentarem grande relevância para a área, não há na literatura estudos que buscam analisar a pobreza multidimensional no âmbito convergência em clubes, uma vez que há uma grande diversidade no desenvolvimento socioeconômico das regiões brasileiras, informando melhor a dinâmica da evolução espacial da pobreza. Além disso, é relevante mencionar a importância da análise espacial para a pobreza multidimensional, seja para o Brasil (Struminski; Raiher, 2017) ou para outros países

(Ningaye; Njonh, 2015; Ramírez *et al.*, 2016), devido à sua dependência e heterogeneidade espacial.

Portanto, o objetivo do presente estudo é analisar a distribuição espacial da pobreza multidimensional nos municípios brasileiros levando em conta as Áreas Minimamente Comparáveis (AMC) e sua convergência nos anos de 1991, 2000 e 2010. Foram considerados para os recortes espaciais os municípios, representados pelas 4.267 AMCs do ano de 1991, e 34 indicadores de privação nas dimensões saúde e saneamento, educação, habitação, trabalho e demografia. Desse modo, busca-se identificar vulnerabilidades mais específicas, possibilitando a formulação de políticas públicas mais eficazes para a redução da pobreza, tanto no aspecto multidimensional quanto no espacial.

Pretende-se contribuir com a mensuração e avaliação da pobreza, possibilitando a formulação de melhores políticas públicas para o seu enfrentamento. Nesse sentido, esse estudo procura avaliar a pobreza com o propósito de contribuir para a elaboração de políticas de combate à pobreza mais focalizada, tanto em perspectiva multidimensional, quanto espacial, devido à dimensão continental e à heterogeneidade regional do Brasil.

Para isso, este trabalho foi dividido em sete seções, incluindo esta introdução. A segunda seção aborda os aspectos teóricos e empíricos sobre a pobreza multidimensional. A terceira seção exhibe os procedimentos metodológicos. A quarta seção apresenta a evolução da distribuição espacial da pobreza multidimensional. A quinta seção apresenta os resultados da dependência espacial da pobreza multidimensional. A sexta seção exhibe os modelos de convergência com dependência espacial da pobreza multidimensional. E a última seção aborda as considerações finais.

2 Aspectos teóricos e empíricos da pobreza multidimensional

A pobreza se constitui em um problema de desenvolvimento econômico e social dos países e ainda continua sendo uma questão importante em muitos deles (Bourguignon; Chakravarty, 2003). Na literatura existem duas principais abordagens para a mensuração da pobreza, a unidimensional e a multidimensional. A pobreza unidimensional é em geral analisada pela

privação de renda ou de consumo, por exemplo, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) consideravam, em 2010, que uma família com renda *per capita* de até R\$ 140,00 era considerada pobre. O Banco Mundial também mensura a pobreza pela dimensão renda, porém, com outros valores, como de pessoas que ganham até US\$ 1,90. Portanto, na literatura existem diversos estudos que apresentam a pobreza em uma perspectiva unidimensional, como nos trabalhos de Deaton (2010) e Chen e Ravallion (2010).

A partir do trabalho de Sen (1976), a pobreza passa a incorporar outras dimensões, além da renda. Assim a pobreza multidimensional é definida a partir da ideia de privação, portanto, a inclusão de outras dimensões relacionadas a aspectos como saúde, educação e habitação, os quais indicam que quanto maior a carência ou a privação maior é o nível da pobreza. Ademais, existem diferentes métodos para mensurar a pobreza multidimensional com indicadores semelhantes, atribuindo pesos distintos aos indicadores e dimensões (Barros *et al.*, 2006).

Surgiram na literatura diversos estudos nacionais (Albuquerque; Cunha, 2012; Giovanetti; Raiher, 2015; Silva *et al.*, 2017; Struminskiy; Raiher, 2017; Santos *et al.*, 2017; Raiher *et al.*, 2018) e internacionais (Bourguignon; Chakravarty, 2003; Deutsch; Silber, 2005; Alkire; Foster, 2011; D'Ambrosio *et al.*, 2011; Akerele *et al.*, 2012; Cepal, 2013; Machado *et al.*, 2014; Ningaye; Njong, 2015; David *et al.*, 2018; Amaghous; Ibourk, 2020), que mensuraram a pobreza em uma perspectiva multidimensional.

Desse modo, surgiram diversos métodos para mensurar a pobreza nessa perspectiva multidimensional. As medidas não aditivas captam melhor a sensibilidade nas dimensões em que uma pessoa é considerada pobre se estiver abaixo da linha de pobreza em pelo menos uma das dimensões (Bourguignon; Chakravarty, 2003). A avaliação de uma abordagem em duas etapas, uma dentro de cada dimensão, para determinar se a pessoa é pobre, e outra que classifica como pobres as pessoas que foram consideradas pobres em um determinado número de dimensões (Alkire; Foster, 2010). Por meio da avaliação das famílias com a construção do Índice de Pobreza Humana desenvolvido pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) (Barros *et al.*, 2006; Santos *et al.*, 2017). A avaliação de comparações entre diferentes medidas de pobreza, entre pobreza unidimensional e a pobreza multidimensional (Machado *et al.*, 2014) ou entre diferentes Índices de Pobreza Multidimensional (IPMs) (Deutsch;

Silber, 2005; D'Ambrosio *et al.*, 2011). Destaca-se, ainda, como abordagem aditiva o método de Fuzzy (Giovanetti; Raiher, 2015; Raiher *et al.*, 2018). Neste trabalho, foi utilizado o método desenvolvido pelo PNUD, com a construção de um índice de pobreza multidimensional.

Além disso, alguns estudos também mostraram redução na pobreza multidimensional nos últimos anos (Machado *et al.*, 2014; Fahel *et al.*, 2016; Silva *et al.*, 2017; Santos *et al.*, 2017).¹ Além de realizar a avaliação do IPM, alguns estudos também apresentaram os fatores que afetam o indicador. Um dos indicadores mais relevantes é o de concentração de renda, índice de Gini que, como aponta a literatura, contribui para a elevação da pobreza multidimensional (Struminski; Raiher, 2017; David *et al.*, 2018).² É consenso que a educação contribui para o combate à pobreza multidimensional, como mostram diversos estudos (Deutsch; Silber, 2005; Marinho *et al.*, 2011; Akerele *et al.*, 2012; Machado *et al.*, 2014; Giovanetti; Raiher, 2015; David *et al.*, 2018).³

Outro fator relevante para explicar a pobreza multidimensional é o agregado familiar, ou seja, é o número de pessoas no domicílio. Quanto maior a média do número de pessoas no domicílio maior tende a ser a pobreza multidimensional (Akerele *et al.*, 2012). A taxa de ocupação também se constitui em um fator preponderante para determinar a pobreza multidimensional. A literatura indica que quanto maior a taxa de ocupação, em relação à População em Idade Ativa (PIA), menor tende a ser a pobreza multidimensional (Deutsch; Silber, 2005; D'Ambrosio *et al.*, 2011).

Além dessas variáveis, também são utilizados, na literatura, controles como de situação do domicílio (Ningaye; Njong, 2015; Struminski; Raiher, 2017). O percentual da população urbana tende a apresentar relação inversa com a pobreza multidimensional, pelas condições precárias existentes na área rural, como de infraestrutura, falta de acesso à informação de polí-

1 O estudo de Machado *et al.* (2014) estimou um indicador de pobreza multidimensional para as áreas urbanas do Brasil, no período entre 2003 e 2008, o estudo de Fahel (2016) construiu um índice de pobreza multidimensional com base em dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2002, 2007, 2012 e 2013 e o estudo Silva *et al.* (2017) mensurou a pobreza multidimensional para o Brasil no período entre 2009 e 2015.

2 O estudo de Struminski e Raiher (2017) realizou o trabalho com a construção do indicador de pobreza multidimensional para os municípios brasileiros no ano de 2010, estudo que mais se assemelha com o presente trabalho, porém no estudo foi realizado apenas um modelo espacial com dados de corte transversal, já o presente trabalho analisou um painel de dados, para os anos de 1991, 2000 e 2010.

3 O estudo de Akerele *et al.* (2012) avaliou a pobreza multidimensional no Ado-Ekiti, no estado de Ekiti, Nigéria, para o ano de 2008.

ticas sociais, pela dificuldade de se instruir, que pode ser pela própria distância física ou pela quantidade limitada de oportunidades devido à falta de recursos em algumas regiões.

Outra abordagem que também contribui para a compreensão da pobreza multidimensional é a análise de convergência, especialmente a formação de clubes de convergência, que busca verificar se os padrões de convergência diferem entre grupos de países ou municípios. A existência de convergência indicaria redução das diferenças regionais na incidência de pobreza. O estudo de Amaghouss e Ibourk (2020) verificou a convergência absoluta da pobreza multidimensional no Marrocos. Além disso, existem estudos que evidenciaram a formação de clubes convergência de renda (Mossi *et al.*, 2003; Gondim *et al.*, 2007; Coelho; Figueiredo, 2007; Penna e Linhares, 2009; Resende e Magalhães, 2013).

Na literatura sobre a análise de convergência, destaca-se o trabalho seminal de Baumol (1986), que investigou a convergência de renda em 16 países industrializados, entre 1870 e 1979, quando há uma relação negativa entre a taxa de crescimento da renda e o seu nível inicial. Uma evidência com abordagem espacial dessa literatura é o trabalho de Rei e Montouri (1999), que estudaram a convergência de renda regional nos Estados Unidos, já Lopes (2004) avaliou a convergência da produtividade da terra agrícola no Brasil, no período entre 1960 e 2001, além de subperíodos.

Por sua vez, quando se fala em modelos de convergência em clubes, destacam-se os trabalhos de Durlauf e Johnson (1995) e Galor (1996), para os quais as economias devem ser agrupadas de acordo com as condições iniciais, a fim de avaliar as taxas de crescimento com maior detalhe. Nessa perspectiva, o estudo de Santos *et al.* (2012) verificou empiricamente a existência de clubes de convergência da renda *per capita*, de 1985 para 2005, no estado de Minas Gerais.⁴ Portanto, a convergência em clubes é definida por grupos formados por economias com a mesma origem de atração (Quah, 1997).

Assim, a literatura sobre pobreza tem criticado a abordagem unidimensional, ampliando as evidências por meio da abordagem multidimensional. Nesse contexto, este trabalho busca contribuir para este debate, a partir da análise de convergência da pobreza multidimensional no Brasil, considerando os últimos três Censos Demográficos, para, espe-

4 Para uma análise da evolução histórica do conceito de convergência ver, ainda, Islam (2003) e Silva (2007).

cialmente, investigar a redução da heterogeneidade espacial da pobreza multidimensional considerando a existência de convergência em clubes no âmbito municipal.

3 Procedimentos metodológicos

3.1 Fonte de dados e Índice de Pobreza Multidimensional

Os dados utilizados neste trabalho foram coletados dos Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 1991, 2000 e 2010, sendo que os valores dos rendimentos foram corrigidos a preços de 2010 pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). De acordo com esses Censos (1991; 2000; 2010), entre 1991 e 2010 foram criados 1.074 municípios e, conforme Favero (2004), até o ano 2000, além de ocorrerem emancipações a partir de um município, houve municípios que se emanciparam com dois ou mais municípios.

Os municípios utilizados foram representados pelas Áreas Minimamente Comparáveis (AMC), que representam cada uma das regiões onde foram realizadas as emancipações entre 1991 e 2010 e os demais municípios. O estudo de Magalhães (2008) mostra as emancipações entre 1991 e 2000, já o trabalho do IPEA (2010) traz as emancipações de 2000 a 2010. Com isso, foi possível realizar a uniformização dos dados nos três períodos para a realização da análise espacial e, assim, obter a mesma quantidade de unidades espaciais, como é realizado na literatura (Coelho; Figueiredo, 2007; Resende; Magalhães, 2013).

Assim, este estudo abrangeu 4.267 municípios referentes às AMCs do período de 1991 até 2010, totalizando 12.801 observações nos três anos. No Quadro 1 estão apresentadas as seis dimensões utilizadas, os vinte componentes e os 34 indicadores referentes às privações dos indivíduos e domicílios utilizadas na construção do IPM. Todos os indicadores foram construídos com base na literatura empírica, que abordou a temática da pobreza multidimensional (Barros *et al.*, 2006; Albuquerque; Cunha, 2012; Fahel *et al.*, 2016; Fraga *et al.*, 2017; Struminski; Raiher, 2017; Cepal, 2013; Machado *et al.*, 2014; Mideros, 2012; Ningaye; Njong, 2015; Kim, 2015).

Quadro 1 **Dimensões, componentes e indicadores que compõem o Índice de Pobreza Multidimensional**

Componentes	Indicadores
Dimensão 1: Saúde e Saneamento	
Abastecimento de água	S1: Abastecimento de água inadequado
Coleta de lixo	S2: Lixo não é coletado
Esgoto sanitário	S3: Esgoto sanitário inadequado
Condição sanitária	S4: Domicílios sem banheiro
Mortalidade infantil	S5: Existência de algum filho nascido vivo que morreu
	S6: Domicílio com pelo menos uma criança até 1 ano de idade que tenha falecido
	S7: Domicílio com pelo menos uma criança até 5 anos de idade que tenha falecido
Dimensão 2: Educação	
Analfabetismo	E1: Presença de ao menos um adolescente de 10 a 14 anos analfabeto
	E2: Presença de ao menos um jovem de 15 a 17 anos analfabeto
	E3: Presença de pessoas de 18 anos ou mais analfabeto
Escolaridade	E4: Ausência de algum membro da família que completou cinco anos de estudo
	E5: Ausência de adulto com ensino fundamental completo
	E6: Ausência de adulto com ensino médio completo
	E7: Ausência de adulto com ensino superior completo
Acesso à escola	E8: Presença de criança fora da escola de 7 a 17 anos na educação básica
	E9: Presença de criança fora da escola de 7 a 14 anos no ensino fundamental
	E10: Presença de criança fora da escola de 0 a 6 anos na pré-escola
Progresso escolar	E11: Presença de criança de até 14 anos com ao menos 2 anos de atraso
	E12: Presença de criança de 15 a 18 anos com ao menos 2 anos de atraso
Dimensão 3: Condição de Habitação	
Propriedade	H1: Domicílio não é próprio
	H2: Domicílio não é próprio e nem cedido
Energia elétrica	H3: Domicílios sem acesso à eletricidade
Déficit habitacional	H4: Densidade de moradores por dormitório maior que 3
Informação	H5: Não tem ao menos um dos itens: rádio ou televisão
	H6: Não tem ao menos um dos itens: rádio, televisão ou telefone
Bens	H7: Não tem ao menos um dos itens: geladeira ou máquina de lavar roupa

(continua)

Quadro 1 (continuação)

Componentes	Indicadores
Dimensão 4: Trabalho	
Ocupação	T1: Presença de adulto desempregado
	T2: Ausência de ocupado no setor formal
	T3: Menos da metade dos membros em idade ativa encontram-se ocupados
Trabalho infantil	T4: Presença de trabalho infantil
Dimensão 5: Renda	
Pobreza	R1: Domicílio pobre
Extrema pobreza	R2: Domicílio extremamente pobre
Dimensão 6: Demografia	
Idoso	D1: Presença de idoso no domicílio (que não recebe aposentadoria ou pensão)
Cônjuge	D2: Ausência de cônjuge

Fonte: Elaborado a partir da revisão da literatura e dos dados dos Censos Demográficos.

Os indicadores foram compostos pela taxa de cada privação nos municípios. Dadas as informações para a construção do índice, Barros *et al.* (2006) considera que os pesos devem ser atribuídos de acordo com as preferências da sociedade, no entanto, não há um conhecimento dessas preferências. Diante dessa dificuldade e seguindo a literatura (Barros, 2006; Albuquerque; Cunha, 2012; Mideros, 2012), a fim de mensurar as preferências foram atribuídos pesos idênticos para a construção dos indicadores, ou seja, o valor de cada dimensão é a média dos seus respectivos indicadores e, por sua vez, o IPM é a média dos valores das dimensões, sendo que a construção desse índice segue a equação 1.

$$IPM = \frac{1}{6} \sum_{k=1}^6 \left(\frac{1}{n_k} \sum_{j=1}^{n_k} \left(\frac{1}{m_k} \sum_{i=1}^{m_k} \beta_{jik} \right) \right) \quad (1)$$

em que, β_{jik} representa o j -ésimo indicador básico do i -ésimo componente da k -ésima dimensão, n_k o número de componentes da k -ésima dimensão, e m_k o número de indicadores do j -ésimo componente da k -ésima dimensão. Na construção do IPM, o primeiro passo foi atribuir aos indicadores pesos iguais para formação dos componentes, após a construção dos componentes, no segundo passo foram atribuídos aos componentes pesos iguais para a formação das dimensões, e posteriormente à construção das

dimensões, no terceiro passo, foram atribuídos às dimensões pesos iguais para a construção do *IPM*.

3.2 Método Econometria Espacial

Análise exploratória de dados espaciais (AEDE)

A AEDE é a técnica para descrever e visualizar distribuições espaciais, identificar localidades atípicas (*outliers* espaciais), descobrir padrões de associação espacial (*clusters* espaciais) e sugerir diferentes regimes espaciais e outras formas de instabilidade (Anselin, 1999).

Na literatura as matrizes de pesos espaciais muito utilizadas são as matrizes Rainha, Torre e k vizinhos mais próximos. No presente trabalho são testadas diversas matrizes e será utilizada aquela que apresentar o maior valor da estatística I de Moran, por representar a maior autocorrelação espacial.

Segundo Almeida (2012), para testar se os dados estão autocorrelacionados no espaço pode ser utilizado o método estatístico I de Moran, que é um coeficiente de autocorrelação espacial utilizando a medida de autocovariância na forma de produto cruzado. A investigação em nível local pode ser realizada utilizando-se os indicadores de associação espacial (LISA).

Análise de convergência espacial

Formalmente, o modelo de convergência espacial pode ser apresentado pela equação 2 (Almeida, 2012):

$$\ln\left(\frac{y_i}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + \varepsilon_i \quad (2)$$

A variável dependente $\ln\left(\frac{y_i}{y_{i,t-1}}\right)$ representa o logaritmo natural da razão entre o período final e o período inicial do IPM, $\ln(y_{i,t-1})$ o logaritmo natural do período inicial do IPM, e ε_i representa o termo de erro, que segue uma distribuição normal com média zero e variância constante, e β é o

coeficiente angular do modelo. Neste estudo, além de ser considerado o modelo de β convergência absoluta para o Brasil, foi estimado o modelo para verificar clubes de convergência.

Foram testados o Modelo de Defasagem Espacial (SAR) e o Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM). O Modelo de Defasagem Espacial

(SAR) informa que a variável dependente $ln\left(\frac{y_i}{y_{i,t-1}}\right)$ é correlacionada com

variável dependente das regiões vizinhas.

O SEM tem como principal vantagem em relação a modelos de defasagem espacial, como o SAR, evitar problemas de eficiência nas estimativas. No modelo SEM a dependência espacial é residual, caracterizada pela estrutura autorregressiva de primeira ordem no termo de erro. Esse modelo segue a equação 4:

$$ln\left(\frac{y_i}{y_{i,t-1}}\right) = \beta ln(y_{i,t-1}) + \mu_i \quad (3a)$$

$$\mu_i = \lambda W \mu_i + \varepsilon_i \quad (3b)$$

onde, λ , é o coeficiente do parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem, $W\mu_i$.

4 Distribuição e dependência espacial da pobreza multidimensional no Brasil

A pobreza multidimensional em cada dimensão pode ser observada espacialmente no Anexo I, nos anos de 1991, 2000 e 2010. Em geral, observa-se que de 1991 para 2010 é maior a proporção de municípios com as menores privações. Adicionalmente, verifica-se também que é maior a proporção de municípios com maiores privações nas regiões Norte e Nordeste do que nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

Na Figura 1 pode ser observada a distribuição espacial do IPM nos municípios no Brasil, sendo que os tons mais escuros representam as localidades com os maiores níveis de pobreza. Foi possível observar que houve queda na pobreza multidimensional nos municípios em todo o território brasileiro, especialmente entre 2000 e 2010.

Adicionalmente, a Figura 1 sugere evidências de que existe um padrão na distribuição espacial os municípios para o IPM nos três anos. Os municípios com maiores IPMs estão concentrados nas regiões Norte e Nordeste. Por outro lado, as regiões Sul e Sudeste apresentaram a maior concentração de municípios com os menores índices. Apesar disso, pode-se verificar que no período houve uma significativa redução da pobreza multidimensional nos municípios brasileiros, principalmente entre 2000 e 2010, com destaque para as regiões Norte e Nordeste, onde, em média, ambas as regiões apresentaram queda de mais de 30% no IPM nos municípios.

Os principais fatores que contribuíram para a redução da pobreza multidimensional no período de 1991 a 2000 foram carências nas áreas de saúde e saneamento, essa dimensão reduziu em média 42%, puxada principalmente pela redução de privação nos indicadores de abastecimento de água e de mortalidade infantil, com reduções de 71% e 95%, respectivamente.

A partir das evidências de que o indicador de pobreza multidimensional possui um padrão na distribuição espacial, foi realizado o procedimento estatístico da análise exploratória de dados espaciais para verificar o padrão espacial do indicador.

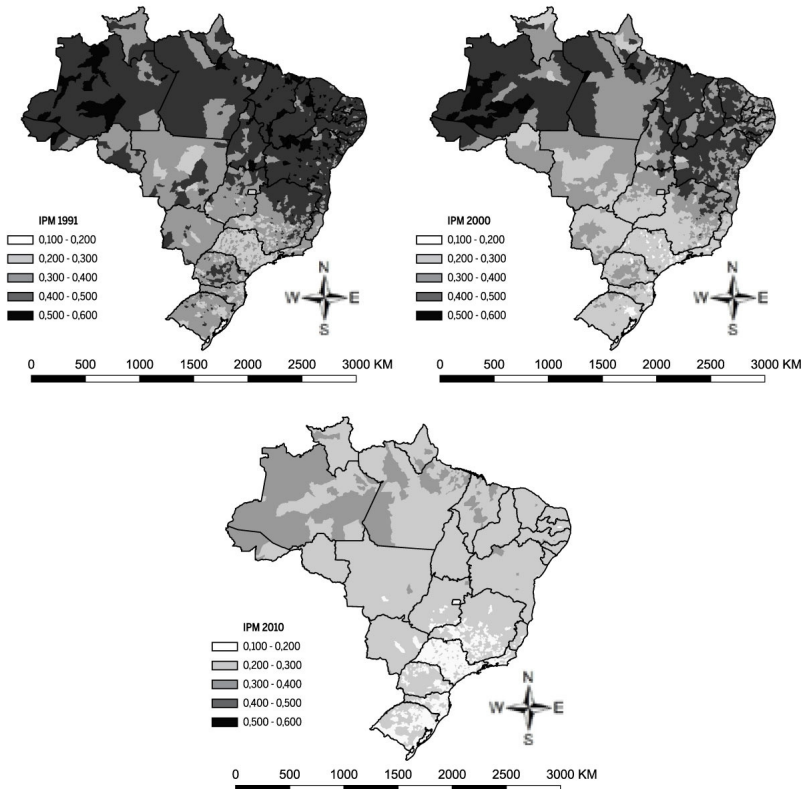
Para a escolha da matriz de pesos espaciais foram utilizadas as matrizes de convenção Rainha, Torre, K 5 vizinhos, K 7 vizinhos e K 10 vizinhos. Conforme os critérios de escolha, a matriz utilizada neste trabalho foi a convenção Rainha, que apresenta a possibilidade de capturar o máximo de autocorrelação espacial da pobreza multidimensional, pois pode considerar até oito vizinhos em uma malha regular, diferentemente da matriz Torre, que pode considerar no máximo quatro vizinhos em uma malha regular.

Nos três anos do período pode ser observada uma autocorrelação espacial positiva e crescente, de 1991 para 2010, indicando que houve maior homogeneização regional da pobreza multidimensional entre os municípios. Desse modo, o IPM dos municípios brasileiros apresenta autocorrelação espacial positiva. Isso indica que os municípios com altos (baixos) IPMs são circunvizinhados por municípios com altos (baixos) IPMs.

Para a análise local, procura-se identificar os padrões de associação espacial por meio do I de Moran local. Na Figura 2 é apresentado o mapa de *clusters* LISA, que representa a combinação das informações do diagrama de dispersão e do mapa de significância das medidas de associação local. É possível observar que, de maneira geral, essa análise sugere um alto nível de dependência espacial, pois apresenta regiões com altas concentrações

de pobreza e outras regiões com baixa concentração de pobreza. A primeira aglomeração situa-se principalmente nas regiões Norte e Nordeste do país, sendo que houve aumento maior da concentração da pobreza multidimensional na região Norte, e a segunda, nas regiões Sul e Sudeste nos três anos analisados.

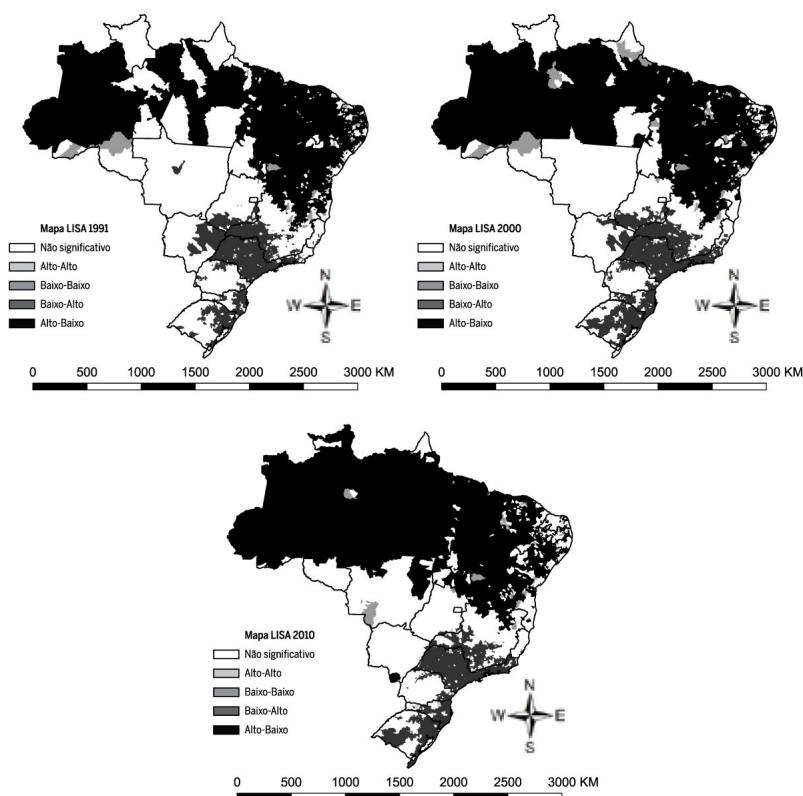
Figura 1 Mapa da distribuição espacial do Índice de Pobreza Multidimensional (IPM), Brasil, 1991, 2000 e 2010



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Deve-se destacar que os *clusters* espaciais dos municípios com alto IPM cercados por municípios com alto IPM estão localizados principalmente nas regiões Norte e Nordeste, e os agrupamentos espaciais de municípios com baixo IPM cercados por municípios que também apresentam baixo IPM estão localizados principalmente nas regiões Sul e Sudeste.

Figura 2 Mapa de *cluster* LISA do Índice de Pobreza Multidimensional, Brasil, 1991, 2000 e 2010



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nas regiões Norte e Nordeste, a renda pode ser um dos principais fatores associados à pobreza multidimensional, pois na média do período apresentou a maior privação das dimensões nessas regiões, seguida da dimensão relacionada à saúde e saneamento. Além disso, existe grande concentração de dependentes (crianças menores de 15 anos e idosos de 65 anos ou mais) em relação à população de 15 a 60 anos e de altas médias de pessoas no domicílio nessas regiões, o que também pode contribuir para os altos IPMs. Outros fatores que também podem estar associados à pobreza nessas regiões é a baixa atração de profissionais para as áreas da saúde e da educação, sendo que as regiões Norte e Nordeste apresentam mais carências nessas áreas, agravando a pobreza multidimensional com privações

nessas dimensões. Outro resultado que confirma a autocorrelação espacial é o inexpressivo número de municípios nos *clusters* alto-baixo e baixo-alto.

Os resultados da análise de *cluster* são similares nos três anos (Figura 2), por serem relativos a cada ano isoladamente, diferentemente da Figura 1, que mostrou redução da pobreza no período. Com isso, pode ser observado, no período, aumento na homogeneização de aglomeração com alto indicador de pobreza nas regiões Norte e Nordeste, evidenciando que apesar das reduções nas duas décadas analisadas ainda há importantes privações a serem superadas no país.

Destacam-se os *clusters* com baixo nível de pobreza multidimensional, que se ampliaram nas regiões Sul e Sudeste, especialmente entre 1991 e 2000. Os fatores que apresentaram maior influência na pobreza multidimensional nessas regiões também foram a pobreza e a extrema pobreza, seguidas da dimensão saúde e saneamento, que contribuiu para a redução da privação na área pobreza no período, com redução nas dimensões de 74% e 63%, respectivamente, como pode ser observado na Figura AI do Anexo I, com a distribuição espacial da pobreza multidimensional em cada dimensão estudada.

Por sua vez, entre 2000 e 2010, os principais fatores que contribuíram para a redução da pobreza multidimensional foram as melhorias no mercado de trabalho e a criação do Programa Bolsa Família (PBF). A redução do desemprego, o aumento da formalidade e a melhor distribuição de renda colaboraram para que as famílias mais pobres apresentassem melhores condições de vida e suprissem carências, como em saúde, condição de habitação e educação, além da própria privação de renda, contribuindo para uniformização da pobreza regional.

A saúde e o saneamento representam uma importante dimensão da pobreza multidimensional. Conforme Struminski e Raiher (2017), um ar mais puro, uma água mais limpa e melhor qualidade no saneamento resultam em menor possibilidade de doenças, sendo de grande importância para a redução da mortalidade infantil. Quanto ao aspecto relacionado com o mercado de trabalho, os autores encontraram que a formalização do mercado de trabalho apresenta uma relação inversa com a pobreza, pois oferece ao trabalhador segurança financeira nas demissões, garante remuneração mínima (salário mínimo). Nessa perspectiva, essa formalização propicia melhores alternativas para a superação de privações básicas, como em alimentação, moradia, vestuário etc.

Para Souza *et al.* (2019), apesar de o PBF representar uma parcela pequena no orçamento – 0,5% do Produto Interno Bruto (PIB) – e uma restrita parcela da renda das famílias (0,7%), seu impacto contribuiu para reduzir a pobreza em 25% e a extrema pobreza em 15% em relação ao percentual de pobres e extremamente pobres, respectivamente, no ano de 2017. Desse modo, esse programa de transferência condicional de renda se constitui em uma importante política pública de redução das desigualdades, especialmente nas regiões Norte e Nordeste, onde se encontra o maior percentual da população em situação mais vulnerável do país.

5 Convergência espacial da pobreza multidimensional no Brasil

Nesta seção são apresentadas e discutidas as estimativas dos modelos de convergência absoluta e em clubes de convergência no Brasil, conforme equação 2. Inicialmente, foram apresentadas as estimativas da convergência absoluta para o Brasil nos anos de 1991, 2000 e 2010. Posteriormente, são apresentadas as estimativas dos clubes de convergência para verificar a convergência nas regiões Norte e Nordeste, Sul e Sudeste e Centro-Oeste.

Conforme mostra a Tabela 1, foram realizadas as estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e os devidos testes para os subperíodos e para todo o período, segundo os procedimentos de especificação para o Brasil. Após a estimação, foi possível verificar que nas três estimativas os I_s de Moran dos resíduos foram positivos e significativos. Portanto, devem ser tratadas as heterogeneidades espaciais.

Para a escolha do modelo a ser estimado, foi verificado o teste de Multiplicador de Lagrange (ML), tal como proposto por Florax *et al.* (2003). O subperíodo 2000/2010 para o MLR_p não foi significativo, e no subperíodo 1991/2000 e no período 1991/2010 o valor do MLR_λ foi mais significativo do que o MLR_p , ou seja, verificou-se que em todos os casos a presença de autocorrelação espacial são mais fortes nos resíduos do que na variável dependente. Portanto, o modelo mais adequado é o SEM.

Quanto ao teste Jarque-Bera, foi significativo em todas as estimativas, assim, foi rejeitada a hipótese de normalidade dos resíduos. Desse modo, como sugerido por Kelejian e Prucha (1999), foi realizada a estimação pelo método dos momentos generalizados (GMM). Após seguir todos os pro-

cedimentos citados para selecionar o modelo mais adequado, podem ser estimados os modelos β convergência, conforme apresentado na Tabela 1.

Tabela 1 Estimativas para a convergência absoluta da pobreza multidimensional pelo método MQO e pelo modelo SEM, Brasil, 1991-2010

	1991/2000		2000/2010		1991/2010	
	MQO	SEM	MQO	SEM	MQO	SEM
α	-0,103***	-0,238***	-0,780***	-0,782***	-0,845***	-0,954***
β	-0,017***	-0,154***	-0,339***	-0,342***	-0,348***	-0,459***
λ	-	0,639***	-	0,635***	-	0,673***
<i>I</i> de Moran	35,022***	-	51,853***	-	48,290***	-
MI_p	1153,838***	-	1481,484***	-	788,003***	-
MLR_p	297,681***	-	0,086	-	302,492***	-
MI_λ	1220,507***	-	2677,546***	-	2322,115***	-
MLR_λ	364,350***	-	1196,148***	-	1836,604***	-
Breusch-Pagan	13,329***	-	133,746***	-	29,084***	-
Jarque-Bera	47,571***	-	913,171***	-	863,133***	-

Fonte: Elaboração própria a partir de informações do IBGE.

Nota: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Observa-se que para os subperíodos 1991/2000 e 2000/2010 e para o período 1991/2010, o coeficiente de convergência β foi negativo e significativo. Ou seja, a redução da pobreza multidimensional em municípios mais pobres apresentou ritmo mais acelerado do que a redução da pobreza em municípios mais ricos. Sendo que o período 1991/2010 apresentou o menor coeficiente β , ou seja, com maior velocidade de convergência. Porém, deve-se considerar que é o maior período de tempo, ou seja, vinte anos.

Na literatura empírica também é possível observar a convergência da pobreza multidimensional em Marrocos (Amaghous; Ibourk, 2020), de renda nos municípios brasileiros (Gondim *et al.*, 2007; Coelho; Figueiredo, 2007; Resende; Magalhães, 2013) e entre as Unidades da Federação (Mossi *et al.*, 2003; Magalhães, 2001). Existem, também, estudos da convergência do PIB e das taxas de crescimento entre países (Durlauf; Johnson, 1995).

Deve ser destacada a importância do PBF para a redução da pobreza multidimensional entre 2000 e 2010, especialmente no Norte e Nordeste, regiões que apresentam maior percentual da população em situação de vulnerabilidade social. Adicionalmente, o PBF pode ser um dos fatores

mais importantes para explicar a convergência da pobreza multidimensional no país, pois visa contribuir para uma melhor condição de vida dos beneficiários por meio de duas ações: a transferência direta de renda e as condicionalidades em educação e saúde. A condicionalidade acerca da área da saúde refere-se ao acompanhamento de gestantes e nutrízes, com a realização de consultas, exames e atividades educativas sobre aleitamento materno e alimentação saudável, e a área da educação diz respeito ao acompanhamento de matrículas de crianças e adolescentes de 6 a 17 anos. Diante disso, pode ser observado que o PBF vai além de uma distribuição direta de renda, abrangendo as áreas de saúde e educação, sendo fundamental para a redução da privação de renda relacionada à pobreza e à extrema pobreza e da privação em saúde e educação.

Desse modo, uma das contribuições do estudo indica que o Brasil apresentou convergência absoluta da pobreza multidimensional com correção da heterogeneidade espacial nos subperíodos 1991/2000 e 2000/2010, e em todo o período analisado (1991/2000). Adicionalmente, dado o aumento das formações de *clusters* com aglomerações de municípios com altos e baixos IPMs apresentados na seção anterior, cabe verificar a convergência nas regiões brasileiras, desse modo foram realizadas as estimativas de β convergência em clubes.

Assim como no modelo de convergência absoluta, foram realizadas as estimativas por MQO e os testes para especificação dos modelos de clubes de convergência para as regiões Norte e Nordeste, das regiões Sul e Sudeste e da região Centro-Oeste. Assim, a Tabela 2 traz apenas os resultados dos coeficientes.

Após os procedimentos para especificação do modelo, foram realizadas as estimativas dos clubes de convergência para as regiões Norte e Nordeste, Sul e Sudeste e Centro-Oeste. Foi possível observar que nos três clubes, os subperíodos 1991/2000 e 2000/2010 e o período 1991/2010 apresentaram o coeficiente β negativo e significativo, ou seja, para todos os clubes foi confirmado que a redução da pobreza multidimensional em AMC mais pobres é mais acelerada do que em AMC mais ricas.

No clube das regiões Norte e Nordeste, entre os períodos, a convergência foi mais acelerada, assim como para o Brasil, foi entre 1991 e 2010, dado o período maior de tempo, e a convergência mais lenta foi entre 1991 e 2000. No clube das regiões Sul e Sudeste ocorreu a mesma tendência de convergência que no clube das regiões Norte e Nordeste, no entanto ele

apresentou maior convergência da pobreza. No clube da região Centro-Oeste, a convergência da pobreza mais acelerada também foi no período entre 1991 e 2010, por outro lado, a convergência foi mais lenta no subperíodo entre 2000 e 2010.

Tabela 2 Estimativas dos clubes de convergência da pobreza multidimensional por MQO e pelo modelo SEM, Brasil, 1991-2010

	1991/2000		2000/2010		1991/2010	
	MQO	SEM	MQO	SEM	MQO	SEM
Norte e Nordeste						
α	-0,105***	-0,184***	-0,743***	-0,780***	-0,851***	-0,907***
β	-0,060***	-0,159***	-0,292***	-0,335***	-0,376***	-0,446***
λ	-	0,531***	-	0,678***	-	0,681***
Sul e Sudeste						
α	-0,105***	-0,184***	-0,743***	-0,780***	-0,851***	-0,907***
β	-0,060***	-0,159***	-0,292***	-0,335***	-0,376***	-0,446***
λ	-	0,531***	-	0,678***	-	0,681***
Centro-Oeste						
α	-0,444***	-0,534***	-0,747***	-0,731***	-1,045***	-1,088***
β	-0,347***	-0,437***	-0,358***	-0,346***	-0,594***	-0,639***
λ	-	0,458***	-	0,424***	-	0,451***

Fonte: Elaboração própria a partir de informações do IBGE.

Nota: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. | de Moran indica dependência espacial nos resíduos.

No primeiro clube, o coeficiente de convergência da pobreza do subperíodo de 2000 a 2010 foi muito menor do que o coeficiente do subperíodo de 1991 a 2000, enquanto no primeiro subperíodo o valor do coeficiente de convergência foi de -0,15, no segundo subperíodo o coeficiente atingiu valor de -0,33. Como já mencionado, os principais fatores que contribuíram para a convergência da pobreza multidimensional, especialmente entre 2000 e 2010, foram a criação de programas de transferência de renda e de valorização do salário mínimo (SM) e o aumento do emprego formal. Entre 2004 e 2008 o crescimento do salário mínimo ao ano foi de 2,9% e o emprego formal apresentou crescimento anual de 4,7% (Cacciamali; Tatei, 2016).

No clube das regiões Sul e Sudeste, um dos fatores que pode ter contribuído para a convergência da pobreza multidimensional no período, que, na seção anterior, apresentou aumento da concentração de AMC com

baixo nível de pobreza, foi o desenvolvimento das cidades. Conforme o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), em média, os municípios nessas regiões, apresentaram, de 1991 a 2000, aumento do indicador de 34%; de 2000 a 2010 aumento do índice de cerca de 18%, e no período o indicador de desenvolvimento apresentou crescimento de cerca de 59%, de 0,444 a 0,705, puxado principalmente pela dimensão educação (IDHM_E), que apresentou aumento de 167% no índice no período. No trabalho de Santos *et al.* (2012) foi possível observar que, entre os municípios mineiros, houve convergência nos clubes de municípios com mais alta renda *per capita* e mais baixa renda *per capita*, entre 1985 e 2000, sendo evidenciado que o aumento do nível educacional contribuiu para a redução da pobreza multidimensional.

O clube da região Centro-Oeste apresentou menos significância nas análises de *cluster*, no entanto, apresentou o maior coeficiente β em relação ao subperíodo de 1991 a 2000 e ao período de 1991 a 2010. Deve ser destacado que nos municípios da região houve grande crescimento populacional, em média, de quase 50% no período, motivado pelo desenvolvimento da região, ocasionado principalmente pelo agronegócio. Nesse período, nos municípios do Centro-Oeste a taxa de desemprego caiu, em média, pouco mais de 35%, resultando na redução da desigualdade. Desse modo, esses fatores contribuíram para a atração de imigrantes.

Isso indica que a redução da pobreza multidimensional em municípios mais pobres está mais acelerada do que a redução da pobreza em municípios mais ricos, contribuindo para a homogeneização da pobreza multidimensional. Desse modo, o estudo inova ao indicar convergência absoluta municipal da pobreza multidimensional, no Brasil, nos subperíodos 1991/2000 e 2000/2010 e no período de 1991 a 2010.

Além das estimativas de convergência absoluta e em clubes para a pobreza multidimensional, foram estimados modelos de convergência absoluta e em clubes para cada dimensão, com a utilização do modelo SEM, conforme apresentado na Tabela 3.

Na Tabela 3 é possível observar que em cinco dimensões o coeficiente β foi negativo e significativo em pelo menos um dos três períodos estimados, indicando convergência absoluta e em clubes. Ou seja, a redução das privações nas dimensões educação, condição de habitação, trabalho, renda e demografia em municípios mais pobres está mais acelerada do que a redução das privações em municípios mais ricos.

Tabela 3 Estimativas do β de convergência absoluta e em clubes por dimensão da pobreza multidimensional para o modelo SEM, Brasil, 1991-2010

Localidade/dimensão	1991/2000	2000/2010	1991/2010
Brasil			
Saúde e Saneamento	0,1515***	0,0728***	0,2756***
Educação	0,0399***	-0,2056***	0,0577***
Condição de habitação	-0,7431***	-0,2613***	-0,6327***
Trabalho	-0,6191***	-1,2414***	-1,1186***
Renda	0,1247***	0,0503***	-0,4459***
Demografia	-0,3334***	-0,2612***	-0,5316***
Geral	-0,1544***	-0,3416***	-0,4590***
Norte e Nordeste			
Saúde e Saneamento	0,1927***	-0,0159	0,3769***
Educação	-0,1616***	-0,3138***	-0,1361***
Condição de habitação	-1,2643***	-0,5468***	-0,9216***
Trabalho	-0,8489***	-1,2480***	-1,0736***
Renda	0,1844***	-0,0531***	-0,4740***
Demografia	-0,4648***	-0,3227***	-0,6355***
Geral	-0,1591***	-0,3347***	-0,4458***
Sul e Sudeste			
Saúde e Saneamento	0,1273***	0,2031***	0,0359***
Educação	0,0129	-0,1347***	-0,0961***
Condição de habitação	-0,6774***	-0,2435***	-0,6265***
Trabalho	-0,5293***	-1,1656***	-1,1011***
Renda	0,2306***	-0,1340***	-0,6348***
Demografia	-0,4220***	-0,2369***	-0,6010***
Geral	-0,3093***	-0,3469***	-0,5345***
Centro-Oeste			
Saúde e Saneamento	-0,2341***	0,1028**	0,0062
Educação	-0,1239***	-0,2539***	-0,1968***
Condição de habitação	-0,8875***	-0,4979***	-0,8162***
Trabalho	-0,7186***	-1,2237***	-1,0880***
Renda	0,3012***	-0,1418**	-0,7095***
Demografia	-0,3348***	-0,3180***	-0,4629***
Geral	-0,4374***	-0,3456***	-0,6391***

Fonte: Elaboração própria a partir de informações do IBGE.

Nota: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

A dimensão que menos contribuiu para a convergência da pobreza multidimensional foi saúde e saneamento, por apresentar convergência apenas do clube da região Centro-Oeste no período de 1991 até 2000. Por outro lado, condições de habitação e de trabalho foram as dimensões que mais contribuíram para a convergência da pobreza multidimensional, pois entre as estimativas de convergência absoluta e em clubes todas apresentaram os β s negativos e significativos, e com os menores valores.

Portanto, os resultados dos modelos de convergência encontrados a partir da hipótese do aumento da autocorrelação espacial verificado na AEDE apontaram que houve convergência absoluta da pobreza multidimensional nos municípios brasileiros no período e nos subperíodos. E ainda, como também foi identificado na AEDE, o aumento da homogeneização dos altos índices de pobreza multidimensional nas regiões Norte e Nordeste e o aumento da concentração de municípios com baixos índices de pobreza multidimensional nas regiões Sul e Sudeste indicaram convergência em clubes nos municípios brasileiros. O primeiro clube corresponde às regiões Norte e Nordeste, o segundo é representado pelas regiões Sul e Sudeste, e, por fim, o terceiro clube, representado pela região Centro-Oeste.

6 Considerações finais

Os resultados deste estudo apontaram que, para o ano de 1991, a maior contribuição para o indicador de pobreza multidimensional foi a dimensão saúde e saneamento, seguida da dimensão renda. No ano 2000, a dimensão que mais contribuiu para o IPM foi condições de habitação; em 2010, foi a dimensão demografia. No geral, as dimensões que mais contribuíram para o IPM foram condições de habitação e demografia, pois apresentaram índices acima de 0,30 em todo o período. Portanto, a privação de moradia, e de alguns bens básicos, e a composição familiar contribuem para a pobreza multidimensional.

Os resultados acerca da distribuição espacial indicaram dependência espacial nos três anos, ou seja, municípios com altos (baixos) IPMs são circunvizinhos por municípios com altos (baixos) IPMs. Sendo que a concentração de municípios com altos IPMs está, principalmente, nas regiões Norte e Nordeste, e as aglomerações de municípios com baixos IPMs estão localizadas, sobretudo, nas regiões Sul e Sudeste.

O estudo evidencia, também, que o Brasil apresentou convergência absoluta da pobreza multidimensional nos subperíodos 1991/2000 e 2000/2010 e em todo o período analisado (1991/2010), sendo maior no segundo subperíodo. Além disso, este trabalho contribuiu na estimação dos clubes de convergência da pobreza multidimensional no Brasil. Foi possível observar que os três clubes, Norte e Nordeste, Sul e Sudeste e Centro-Oeste, apresentaram o coeficiente β negativo e significativo, ou seja, para todos os clubes foi confirmada a homogeneização da pobreza multidimensional nos municípios. E ainda, as dimensões que mais contribuíram para a convergência da pobreza multidimensional foram trabalho e condição de habitação.

Desse modo, apesar dos avanços, ainda há uma proporção significativa de domicílios em situação de privação, principalmente nas regiões Norte e Nordeste, onde os resultados ainda apontaram concentração de municípios com alto IPM, sendo necessárias políticas públicas ainda mais focalizadas. Já a análise da evolução da pobreza multidimensional a partir de 2010, bem com os efeitos espaciais das políticas adotadas, constitui-se em uma importante temática para pesquisas futuras, especialmente a partir do próximo Censo Demográfico.

Os resultados indicaram que ainda há necessidade de investimentos em infraestrutura, como distribuir melhor o saneamento básico para a população e realizar políticas públicas de habitação em regiões precárias para a população pobre. Como foi apresentado, uma das maiores contribuições para a pobreza multidimensional é a dimensão condições de habitação, que considera variáveis relacionadas ao acesso à eletricidade, à propriedade e ao déficit habitacional. A análise espacial também aponta para a necessidade de políticas públicas destinadas à redução da pobreza que transbordem os limites territoriais dos municípios e sejam desenhadas considerando uma dimensão regional mais ampla, devido à dependência espacial das privações da sociedade brasileira.

Referências

- AJAKAIYE, O.; JEROME, A. T.; OLANIYAN, O.; MAHRT, M.; ALABA, O. A. *Spatial and temporal multidimensional poverty in Nigeria*. WIDER Working Paper 132. Helsinki: UNU-WIDER, 2015.
- ALBUQUERQUE, M. R.; CUNHA, M. S. Uma análise da pobreza sob o enfoque multidimensional no Paraná. *Revista de Economia*, Curitiba, v. 38, n. 3, p. 45-64, set./dez. 2012.

- ALKIRE, S.; FOSTER, J. Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics*, v. 95, p. 476-487, 2011.
- AKERELE, D.; MOMOH, S.; ADEWUYI, S. A.; PHILLIP, B. B.; ASHAOLU, O. F. Socioeconomic determinants of poverty among urban households in South-West Nigeria. *International Journal of Social Economics*, v. 39, n. 3, p. 168-181, 2012.
- ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Alínea, 2012.
- AMAGHOUS, J.; IBOURK, A. Toward a spatial approach for convergence: Regional inequalities in term of multidimensional poverty in Morocco. *International Journal of Development Issues*, v. 19, n. 2, p. 187-204, 2020.
- ANAND, S.; SEN, A. *Concepts of human development and poverty: A multidimensional perspective*. Human Development Papers, 1997. New York: UNDP, 1997.
- ANSELIN, L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. In: LONGLEY, M. F.; GOODCHILD, D. J.; MAGUIRE, RHIND, D. W. *Geographical information systems: Principles, techniques, management and Applications*. New York: John Wiley, 1999. p. 251-264.
- BANCO MUNDIAL. Indicador. *Taxa de incidência de pobreza*. Disponível em <<https://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.DDAY?view=chart>>. Acesso: em 02 abr. 2018.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. *Pobreza multidimensional no Brasil*. Rio de Janeiro, RJ: IPEA, 2006. 32 p. (Texto para Discussão, n. 1201).
- BOURGUIGNON, F.; CHAKRAVARTY, S. R. The measurement of multidimensional poverty. *Journal of Economic Inequality*, v. 1, n.1, p. 25-49, abr. 2003.
- CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. Mercado de trabalho: da euforia do clique expansivo e de inclusão social à frustração da recessão econômica. *Estudos Avançados*, v. 30, n. 87, p. 103-121, 2016.
- CEPAL, N. U. *The multidimensional measurement of poverty*. 2013. Disponível em: <<https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/16434/S2013237.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 23 jan. 2018.
- CHEN, S.; RAVALLION, M. The Developing world is poorer than we thought, but no less successful in the fight against poverty. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 125, n. 4, p. 1.577-1.625, 2010.
- COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 3, p. 331-352, jul./set. 2007.
- D'AMBROSIO, C.; DEUTSCH, J.; SILBER, J. Multidimensional approaches to poverty measurement: An empirical analysis of poverty in Belgium, France, Germany, Italy and Spain, based on the European Panel. *Applied Economics*, v. 43, n. 8, Apr. 2011.
- DAVID, A.; GUILBERT, N.; HAMAGUCHI, N.; HIGASHI, Y.; HINO, H. LEIBBRANDT, M. SHIFA, M. *Spatial poverty and inequality in South Africa: A municipality level analysis*. Cape Town: SALDRU, UCT (Working Paper Number 221), 2018.
- DEATON, A. Price Index, inequality, and the measurement, of world poverty. *American Economic Review*, v. 100, n. 1, p. 3-34, 2010.
- DEUTSCH, J.; SILBER, J. Measuring multidimensional poverty: An empirical comparison of various approaches. *Review of Income and Wealth*, v. 51, n. 1, p. 145-174, Mar. 2005.

- DINIZ, M. B.; DINIZ, M. M. Um indicador comparativo de pobreza multidimensional a partir dos objetivos do desenvolvimento do milênio. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 3, p. 399-423, 2009.
- DRUSKA, V.; HORRACE, W. C. Generalized Moments Estimation for Spatial Panel Data: Indonesian Rice Farming. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 86, n. 1, p. 185-198, 2004.
- DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. Multiple regimes and cross-country growth behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, v. 10, n. 4, p. 365-384, 1995.
- FAHEL, M.; TELES, L. R.; CAMINHAS, D. A. Para além da renda: uma análise da pobreza multidimensional no Brasil. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 31, n. 92, out. 2016.
- FAVERO, E. *Desmembramento territorial: o processo de criação de municípios – avaliação a partir de indicadores econômicos e sociais*. 2004. Tese (Doutorado em Engenharia Urbana) – Escola Politécnica, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, v. 33, n. 5, p. 557-579, 2003.
- GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. *The Economic Journal*, v. 106, n. 437, p. 1.056-1.069, 1996.
- GIOVANETTI, A. E.; RAIHER, A. P. Uma análise multidimensional da pobreza dos municípios paranaenses em 2010. *Revista de Estudos Sociais*, v. 17, n. 33, p. 228-248, 2015.
- GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 1, p. 71-100, jan./mar. 2007.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 6. ed. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, 2008.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censos 1991, 2000 e 2010*. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013>>. Acesso em: 23 jan. 2018.
- ISLAM, N. What have we learnt from the convergence debate? *Journal of Economic Surveys*, v. 17, n. 3, p. 309-362, 2003.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Análise preliminar dos dados do Censo 2010*. Comunicados do Ipea. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 23 jan. 2018.
- KATUMBA, S.; CHERUIYOT, K.; MUSHONGERA, D. Spatial change in the concentration of multidimensional poverty in Gauteng, South Africa: Evidence from quality of life survey data. *Social Indicators Research*, v. 145, n. 1, p. 95-115, 2019.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review*, v. 40, n. 2, p. 509-533, May 1999.
- LI, G.; CAI, Z.; LIU, J.; LIU, X.; SU, S.; HUANG, X.; LI, B. Multidimensional poverty in rural China: Indicators, spatiotemporal patterns and applications. *Social Indicators Research*, v. 144, n. 3, p. 1.099-1.134, 2019.
- LOPES, J. L. *Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na economia brasileira no período de 1960 a 2001*. 2004. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, São Paulo.

- MACHADO, A. F.; GOLGHER, A. B.; ANTIGO, M. F. Deprivation viewed from a multidimensional perspective: The case of Brazil. *CEPAL Review*, v. 112, p. 125-146, Apr. 2014.
- MAGALHÃES, A. M. Clubes de convergência no Brasil: uma abordagem com correção espacial. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXIX., 2001. *Anais...*
- MAGALHÃES J. C. Emancipação político-administrativa de municípios no Brasil. In: CARVALHO, A. X. Y.; ALBUQUERQUE, C. W.; MOTA, J. A.; PIANCASTELLI, M. (Org.). *Dinâmica dos municípios*. Brasília: IPEA, 2008. p. 13-52.
- MARINHO, E.; LINHARES, F.; CAMPELO, G. Os Programas de transferência de renda do Governo impactam a pobreza no Brasil? *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 3, p. 267-288, jul./set. 2011.
- MIDEROS, A. M. Ecuador: definición y medición multidimensional de la pobreza, 2006-2010. *CEPAL Review*, n. 108, p. 51-70, 2012.
- MOSSI, M. B.; AROCA, P.; FERNÁNDEZ, I. J.; AZZONI, C. R. Growth Dynamics and Space in Brazil. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 3, p. 393-418, jul. 2003.
- NINGAYE, P.; NJONH, A. M. Determinants and Spatial Distribution of Multidimensional Poverty in Cameroon. *International Journal of Social Science Studies*, v. 3, n. 1, p. 91-103, Jan. 2015.
- PENNA, C.; LINHARES, F. Convergência e formação de clubes no Brasil sob a hipótese de heterogeneidade no desenvolvimento tecnológico. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 40, n. 4, p. 781-796, out./dez. 2009.
- QUAH, D. T. Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs. *Journal of Economic Growth*, v. 2, n. 1, p. 27-59, 1997.
- RAIHER, A. P.; DOS SANTOS, R. F.; STRUMINSKI, C. E. Pobreza multidimensional e a criminalidade: uma análise espacial dos municípios do Rio Grande do Sul. *Economic Analysis of Law Review*, v. 9, n. 3, p. 66-82, 2018.
- RAMÍREZ, J. M. DÍAS, Y. BEDOYA, J. G. Fiscal Decentralization and Multidimensional Poverty Reduction in Colombia: A Spatial Approach. *Institute for Social and Economic Research*, v. 57, n. 1, Apr. 2016.
- RESENDE, G. M.; MAGALHÃES, J. C. R. *Disparidades do Produto Interno Bruto (PIB) per capita no Brasil: uma análise de convergência em diferentes escalas regionais (1970-2008)*. Brasília, DF: IPEA, 2013. 47 p. (Texto para Discussão, n. 1833).
- SANTOS, E. I.; CARVALHO, Í. C. S.; BARRETO, R. C. S. Pobreza multidimensional no estado da Bahia: uma análise espacial a partir dos censos de 2000 e 2010. *Revista de Administração Pública*, v. 51, n. 2, p. 240-263, 2017.
- SANTOS, R. B. N.; AMORIM, A. L.; CORONEL, D. A.; BRAGA, M. J. Crescimento econômico e clubes de convergência nos Municípios mineiros: uma análise com modelo *threshold*. *Revista Economia*, v. 13, n. 2, p.365-383, maio/ago. 2012.
- SEN, A. Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. *Econometrica*, New Haven, v. 44, n. 2, p. 219-231, Mar. 1976.
- SILVA, A. C. M. *Convergência e desigualdade na economia global*. Campinas, SP: IE/UNICAMP, set. 2007. 59 p. (Texto para Discussão, n. 134).

- SILVA, A. F.; ARAUJO, J. A.; JUSTO, W. R.; CAMPOS, K. C. Análise da pobreza multidimensional no Brasil no período de 2009 a 2015. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 48, n. 2, p. 9-24, abr./jun. 2017.
- SOUZA, P. H. G. F.; OSORIO, R. G.; PAIVA, L. H.; SOARES, S. *Os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a pobreza e a desigualdade: um balanço dos primeiros quinze anos*. Rio de Janeiro, RJ: IPEA, ago. 2019. 38 p. (Texto para Discussão, n. 2.499).
- STRUMINSKI, C. E. C.; RAIHER, A. P. Pobreza e seus determinantes nos municípios brasileiros: Abordagem monetária, de privações e multidimensional. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, v. 2, n. 37, p. 186-211, ago. 2017.
- TURRIAGO-HOYOS, Á.; MARTÍNEZ M.; W. A.; THOENE, U. Spatial analysis of multidimensional poverty in Colombia: Applications of the Unsatisfied Basic Needs (UBN) Index. *Cogent Economics & Finance*, v. 8, n. 1, p. 1837441, 2020.
- WANG, Y.; CHEN, Y.; CHI, Y.; ZHAO, W.; HU, Z.; DUAN, F. Village-level multidimensional poverty measurement in China: Where and how. *Journal of Geographical Sciences*, v. 28, n. 10, p. 1.444-1.466, 2018.

Sobre os autores

Marcos Aurélio Brambilla – marcos-brambilla@hotmail.com

Universidade Estadual de Maringá, Maringá, PR, Brasil.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1111-9424>.

Marina Silva da Cunha – mscunha@uem.br

Departamento de Economia, Universidade Estadual de Maringá, Maringá, PR, Brasil.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9122-3944>.

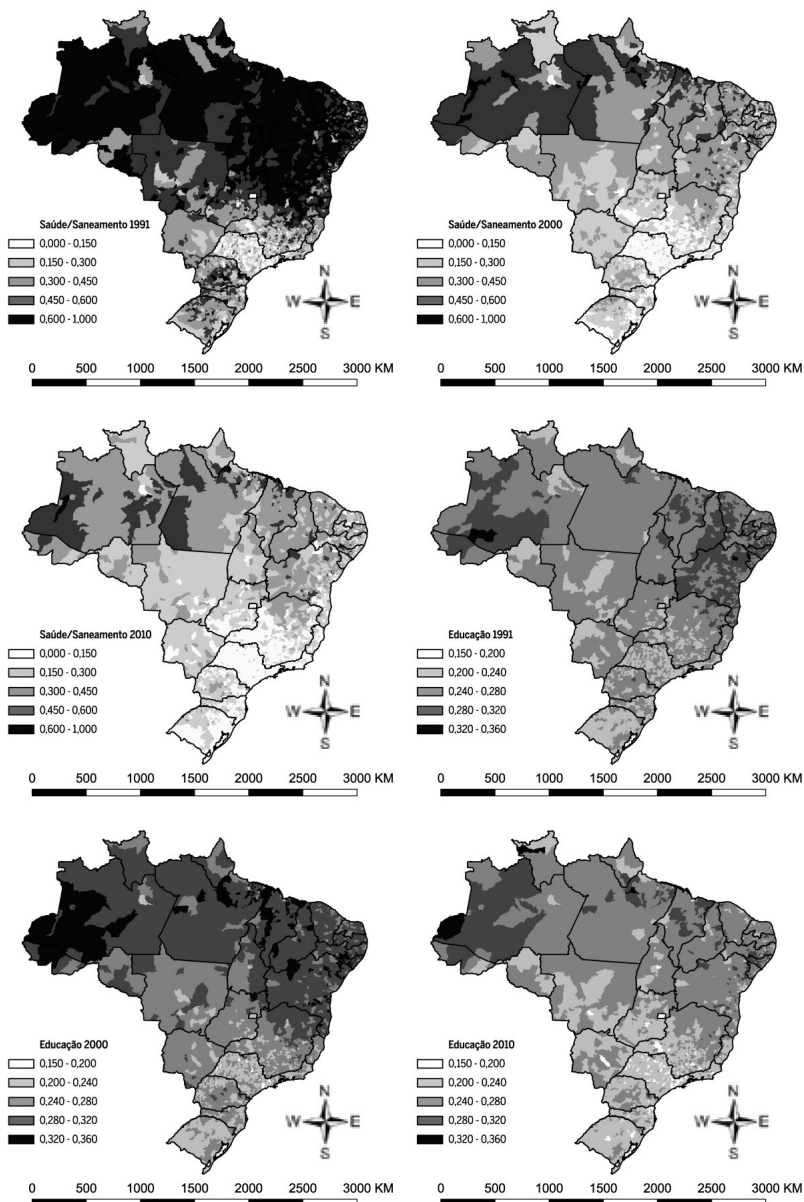
O primeiro autor agradece à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) a bolsa de doutorado, e o segundo autor agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) a bolsa de produtividade em pesquisa.

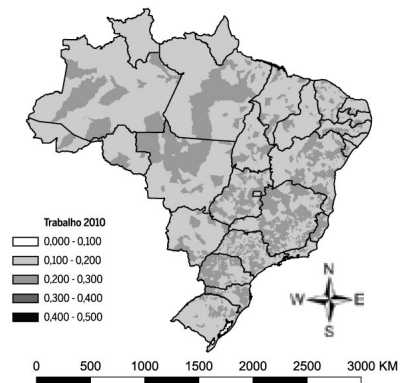
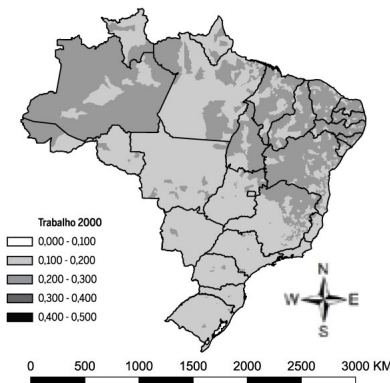
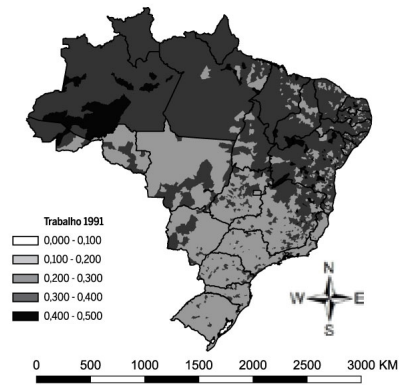
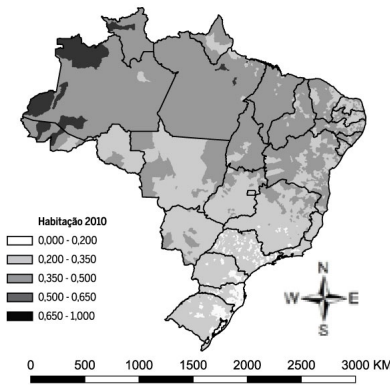
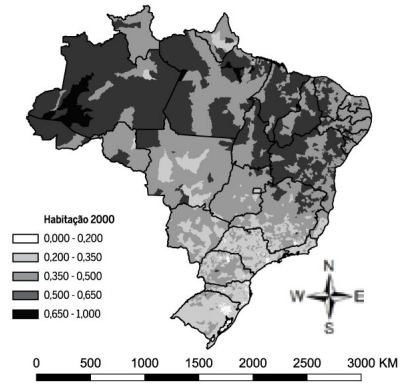
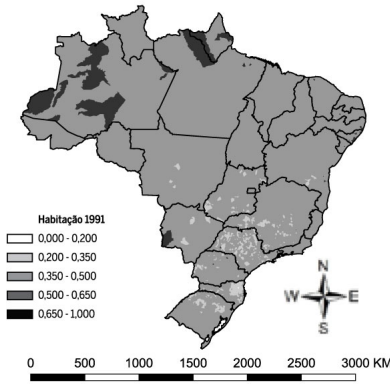
Sobre o artigo

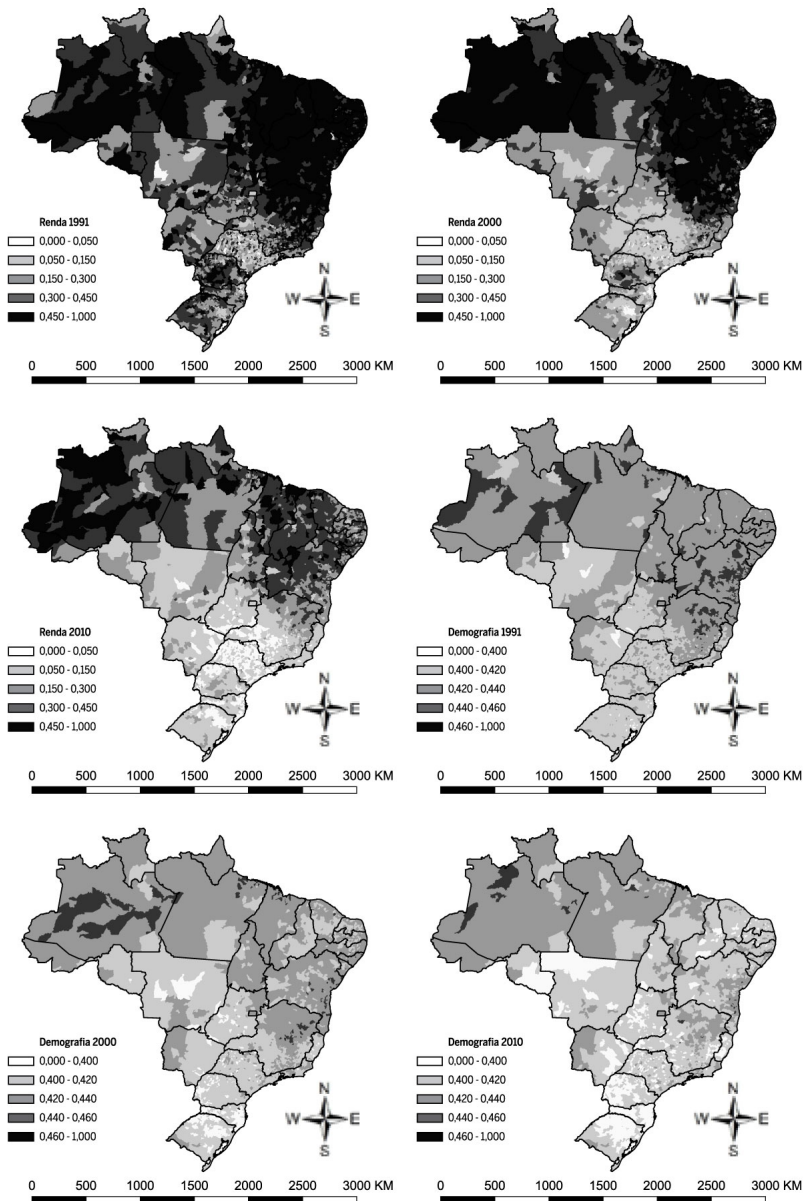
Recebido em 06 de maio de 2020. Aprovado em 15 de março de 2021.

APÊNDICE

Figura A1 Mapas da distribuição espacial dos indicadores das dimensões Saúde e Saneamento, Educação, Condições de Habitação, Trabalho, Renda e Demografia no Brasil para os anos 1991, 2000 e 2010







Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.