



Razão de dependência: uma análise espacial para os municípios brasileiros

Suzana Quinet de Andrade Bastos

Universidade Federal de Juiz de Fora – Juiz de Fora – MG – Brasil

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8080-1486>

Bruno Silva Moraes Gomes

Instituto Federal do Rio de Janeiro/Campus Niterói – Niterói – RJ – Brasil

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3149-7454>

Marcílio Zanelli Pereira

Universidade Federal de Juiz de Fora – Campus Governador Valadares – Governador Valadares – MG – Brasil

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8616-0694>

Tamires Vieira Tosta

Universidade Federal de Juiz de Fora – Juiz de Fora – MG – Brasil

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3268-0368>

Resumo

O trabalho analisa o fenômeno da transição demográfica com a finalidade de verificar a existência e evolução de *clusters* nos municípios brasileiros bem como capturar os indicadores sociais e econômicos que influenciam esse fenômeno. Adota-se como indicador da transição demográfica a razão de dependência, que mede a participação relativa da população inativa, que deveria ser sustentado pela parcela da população em idade ativa. Para esse fim, usa-se o método de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e a estimação dos modelos econométricos espaciais com dados dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010. Os resultados destacam que há heterogeneidade da transição demográfica nos municípios brasileiros, sendo que os municípios do Sul e Sudeste do país apresentam-se em um estágio mais avançado. Na regressão espacial, as variáveis: esperança de vida ao nascer, taxa de mortalidade infantil, coeficiente de Gini e água e esgoto inadequados mostram relação positiva com a razão de dependência. Já renda *per capita* média, expectativa de anos de estudo e IDHM indicam relação inversa.

Palavras-chave: Transição demográfica. Razão de dependência. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Econometria espacial.

Dependency ratio: a spatial analysis for brazilian municipalities

Abstract

This paper analyzes the phenomenon of demographic transition in order to verify the existence and evolution of clusters in Brazilian municipalities, as well as capturing the social and economic indicators that influence this phenomenon. The dependency ratio is adopted

as an indicator of demographic transition, which measures the relative participation of the inactive population, which should be sustained by the portion of the working age population. To this end, the Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) method and the estimation of spatial econometric models are used with data from the Demographic Censuses of 1991, 2000 and 2010. The results highlight that there is heterogeneity of the demographic transition in Brazilian municipalities, and the municipalities of the South and Southeast of the country are present at a more advanced stage. In spatial regression, the variables: life expectancy at birth, infant mortality rate, Gini coefficient and inadequate water and sanitation show a positive relationship with the dependency ratio. On the other hand, per capita income, expected years of schooling and MHD indicate an inverse relationship.

Keywords: Demographic transition. Dependency ratio. Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA). Spatial econometric.

Razón de la dependencia: Análisis espacial de municipios brasileños

Resumen

El trabajo analiza el fenómeno de la transición demográfica con el fin de verificar la existencia y evolución de los clusters en los municipios brasileños, así como capturar los indicadores sociales y económicos que influyen en este fenómeno. El índice de dependencia se adopta como un indicador de la transición demográfica, que mide la participación relativa de la población inactiva, que debe ser sostenida por la parte de la población en edad de trabajar. Con este fin, se utiliza el método de Análisis Exploratorio de Datos Espaciales (AEDE) y la estimación de modelos econométricos espaciales utilizando datos de los Censos Demográficos de 1991, 2000 y 2010. Los resultados destacan que existe una heterogeneidad en la transición demográfica en los municipios brasileños, y los municipios del Sur y Sudeste del país se encuentran en una etapa más avanzada. En la regresión espacial, las variables: esperanza de vida al nacer, tasa de mortalidad infantil, coeficiente de Gini y agua y alcantarillado inadecuados muestran una relación positiva con la relación de dependencia. El ingreso promedio per cápita, la expectativa de años de estudio y el IDHM indican una relación inversa.

Palabras clave: Transición demográfica. Índice de dependência. Análisis Exploratorio de Datos Espaciales (AEDE). Econometría espacial.

1 Introdução

A transição demográfica teve seu início na Europa Ocidental a partir do processo de urbanização e foi difundindo por quase todo o mundo no século XX. Os principais fatores que influenciaram este processo foram a queda da taxa de fecundidade e mortalidade (KIRK, 1996). Essas taxas não se reduziram simultaneamente, tendo no primeiro momento queda da taxa de mortalidade em razão, principalmente, da melhoria em infraestrutura, medicina e saneamento básico. A taxa de fecundidade reduziu posteriormente graças ao surgimento de uma população mais urbana, do desenvolvimento industrial, da inserção da mulher no mercado de trabalho entre outras causas. Segundo a Organização das Nações Unidas (ONU, 2004), entre 1950 e 1970, o número médio mundial de filhos por mulher era próximo de 5 e após a década de 1970 era inferior a 3 (BRITO, 2007).

A transição demográfica pode ser dividida em quatro fases conforme Rosa (2006). A primeira é quando há elevadas taxas de natalidade e mortalidade, portanto se tem baixo crescimento populacional. A segunda ocorre quando o nível de mortalidade diminui enquanto o nível de fecundidade permanece elevado. Essa

fase é caracterizada pelo rápido crescimento demográfico e maior proporção de jovens. A fase seguinte é chamada de incremento populacional a ritmos decrescentes, em que o declínio da fecundidade é persistente e há um aumento substantivo da população em idade ativa (PIA) como reflexo dos níveis de fecundidade do passado. A última fase é quando tanto a taxa de fecundidade quanto a de mortalidade encontram-se baixas. Nessa, o crescimento populacional passa a ser baixo e às vezes nulo. Logo, nota-se uma diminuição da proporção da população jovem e aumento da população idosa (BRITO, 2007). Essa fase é conhecida como “janela de oportunidades” (CARVALHO; WONG, 2006) ou “bônus demográfico” (MASON, 2005; NASIR; TAHIR, 2011).

A transição demográfica brasileira vem ocorrendo de forma mais acelerada quando comparada com outros países (VASCONCELOS e GOMES, 2012). A França levou 115 anos para duplicar a proporção da população idosa (de 7,0 para 14,0%), enquanto no Brasil, a mesma mudança proporcional levou apenas 40 anos para ocorrer (de 5,1 para 10,8%). Além disso, a transição demográfica não ocorreu de forma homogênea em todo o país. As diferenças sociais e econômicas explicam estas variações nas Grandes Regiões, tendo o Norte e Nordeste maior proporção da população jovem, enquanto a participação da população idosa se dá em maiores valores nas regiões Sul e Sudeste.

Para Pereima e Porsse (2013), o crescimento econômico é impulsionado no momento de bônus demográfico, cuja participação da PIA (entre 15 a 64 anos) é maior que a participação da população inativa (0 a 15 anos e acima de 64 anos). Assim, para observar a transição demográfica usa-se o indicador razão de dependência (RD) que mede a participação relativa da população inativa que deve ser sustentada pela população ativa¹. De acordo com a ONU (2006), o bônus no Brasil começou em 1995 e irá até 2055. A maior diferença entre o percentual da PIA e o percentual da RD seria de 18,2% entre 2020 e 2025, ou seja, a janela de oportunidade começará a se fechar a partir de 2025 até perder todos os benefícios após 2055.

A hipótese levantada é de que a razão de dependência de um município influencia e pode ser influenciada pelo município vizinho, já que municípios de regiões mais desenvolvidas, como os do Sul e Sudeste, registram uma razão de dependência mais baixa. Em contrapartida, observam-se em municípios de regiões menos desenvolvidas, como o Norte e Nordeste, valores mais elevados da razão de dependência.

Dentro desse contexto, o trabalho busca verificar a existência de possíveis padrões espaciais da razão de dependência para os municípios brasileiros, isto é, analisar se a razão de dependência é um fenômeno espacial. Além disso, investigar se existe relação entre a razão de dependência com outras variáveis econômicas e sociais, tais como: esperança de vida ao nascer, taxa de mortalidade infantil, renda *per capita* média, expectativa de anos de estudo, coeficiente de Gini, percentual da população que vive em domicílios com água e esgotamento sanitário inadequados e IDHM (Índice de Desenvolvimento Humano Municipal). Para este fim, utiliza-se da metodologia de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e a estimação dos modelos econométricos espaciais para os anos de 1991, 2000 e 2010.

¹ Quanto mais próximo o valor da RD de 1, maior a parcela da população dependente que a PIA deve sustentar.

O estudo se justifica dado que a compreensão dos níveis de dependência dos municípios brasileiros pode evidenciar a necessidade de políticas públicas direcionadas para melhor explorar o “bônus demográfico” e, conseqüentemente ampliar a renda *per capita*. Identificar fatores regionais tornam as políticas públicas mais eficientes, assim como reconhecer quais são as variáveis associadas com a Razão Dependência.

O artigo divide-se da seguinte forma: além dessa introdução, a segunda seção apresenta a revisão de literatura, a terceira traz as variáveis e a base de dados seguida da metodologia e dos resultados na quarta e quinta seções, respectivamente. A última seção aponta as considerações finais.

2 Transição demográfica

No Brasil, até o final do século XIX, o crescimento populacional era relativamente baixo, devido, principalmente, ao movimento de escravos africanos e pouco deslocamento de europeus. Após o fim da escravidão, fluxos migratórios da Europa aumentaram através de políticas de colonização, influenciando as taxas de crescimento populacional que ultrapassaram 2% ao ano (SIMÕES; OLIVEIRA, 1998).

De acordo com Rigotti (2012), a população brasileira duplicou entre 1900 e 1940, com taxas demográficas estáveis ao longo dos anos. Entretanto, esse ritmo aumentou nos anos de 1950 e 1960, mesmo quando a imigração internacional já tinha diminuído. Essa foi uma época de intensos fluxos internos, com muitos deslocamentos para São Paulo, Rio de Janeiro e para as novas fronteiras agrícolas. As famílias eram numerosas, conseqüência de uma sociedade agrária e precariamente urbanizada. As taxas de fecundidade variavam entre 7 a 9 filhos por mulher, dependendo da região.

A partir da década de 1950, ocorreu o declínio nos níveis de mortalidade, com a queda das taxas de mortalidade infantil e o aumento da esperança de vida ao nascer, devido às melhorias no sistema de saúde pública, expansão da previdência social, processo de urbanização, avanços da indústria químico-farmacêutica e importação de medicamentos. Esta primeira fase da transição demográfica caracterizada pela diminuição na taxa de mortalidade combinado com o alto nível de fecundidade, resultou em taxas de crescimento populacional elevadas, de aproximadamente 3% ao ano. Logo, a população era muito jovem, com idade mediana de apenas 18 anos e a proporção de idosos era baixa (VASCONCELOS; GOMES, 2012).

Na segunda fase de transição, nas décadas de 1960 e 1970, os níveis de mortalidade continuaram caindo e observou-se o início do processo de envelhecimento da população (DUARTE; BARRETO, 2012). A partir do decênio de 1960, o Brasil iniciou uma revolução demográfica, em que os indicadores de natalidade, fecundidade e mortalidade tiveram seus níveis reduzidos. Todavia, foi a partir de 1970 que o grau de urbanização se intensificou, o que possibilitou a população urbana superar a rural. A urbanização, aliada a industrialização, provocou transformações sociais, como por exemplo, a mudança do papel da mulher na sociedade que, ao se inserir no mercado de trabalho, contribuiu para a rápida redução da taxa de fecundidade face aos casamentos tardios, adoção do planejamento familiar via utilização de métodos contraceptivos e melhoria nas

condições de educação. A população brasileira passou de, em média, 5,8 filhos por mulher em 1970, para 4,4 entre 1975 e 1980 (VASCONCELOS; GOMES, 2012).

A transição demográfica brasileira acelerou a partir da década de 1990, consequência de uma rápida queda na taxa de fecundidade e envelhecimento da população. De acordo com a Tabela 1, a taxa de fecundidade diminuiu em todas as regiões, alcançando baixos níveis de fecundidade em um prazo relativamente curto. Até a década de 1990, observa-se uma disparidade entre as taxas das regiões mais desenvolvidas (Sul e Sudeste) quando comparadas com as menos desenvolvidas (Norte e Nordeste). No entanto, a partir dos anos 2000 é possível notar uma menor discrepância entre as regiões. Em 2010, o Norte apresentava a maior taxa de fecundidade (2,5 filhos por mulher), enquanto a região Sudeste tinha a menor (1,7 filhos por mulher). A taxa de fecundidade no país era de 1,9 filhos por mulher, inferior à média observada para as Américas (2,1 filhos por mulher) e abaixo do nível de reposição (2,1 filhos por mulher) (DUARTE; BARRETO, 2012).

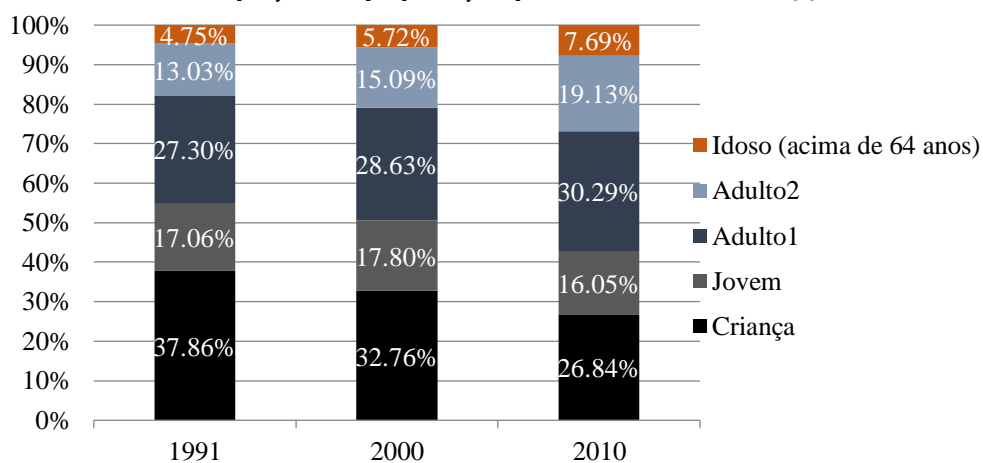
TABELA 1- Taxas de fecundidade total, segundo as Grandes Regiões – 1940/2010

Regiões	1940	1950	1960	1970	1980	1991	2000	2010
Norte	7,2	8	8,6	8,2	6,5	4,2	3,2	2,5
Nordeste	7,2	7,5	7,4	7,5	6,1	3,7	2,7	2,1
Sudeste	5,7	5,5	6,3	4,6	3,5	2,4	2,1	1,7
Sul	5,7	5,7	5,9	5,4	3,6	2,5	2,2	1,8
Centro-Oeste	6,4	6,9	6,7	6,4	4,5	2,7	2,3	1,9
Brasil	6,2	6,2	6,3	5,8	4,4	2,9	2,4	1,9

Fonte: IBGE, Censos demográficos 1940-2010.

De acordo com o Gráfico 1, essa mudança juntamente com a queda da taxa de mortalidade, refletiu no aumento da proporção de idosos e redução na proporção da população infantil. Nos anos 2000 ocorreu o aumento da participação da População em Idade Ativa (PIA), pois em 1991 esta correspondia a 57,4%, ante 65,5% da população total para o ano de 2010.

GRÁFICO 1- Participação da população por faixa etária em 1991, 2000 e 2010²



Fonte: Elaboração própria dos autores.

² Criança (até 15 anos), jovem (entre 16 e 24 anos), adulto 1ª fase (entre 25 e 44 anos), adulto 2ª fase (entre 45 e 64 anos) e idoso (acima de 64 anos).

Além disso, a composição etária da população brasileira não se dá igualmente quanto aos gêneros. Em ambos os sexos houve redução da participação das faixas etárias infantil e jovem ao longo dos anos. Nas fases adulta e idosa, o sexo feminino possui a maior participação. Isto se deve à maior expectativa de vida da mulher, em consequência do melhor cuidado com a saúde, menos acidentes de trânsito e menos homicídios e suicídios (SOUZA, 2005).

Para Cutler *et al.* (1990) o aumento temporário da PIA pode ser benéfico, visto que é essa população que produz, poupa, investe e contribui com impostos e para a previdência. Assim, a economia cresce e aumenta o potencial de redistribuição de recursos dos grupos etários produtivos para os dependentes (crianças e idosos). Segundo Miles (1999), apesar da variável população não explicar diretamente o crescimento econômico, mudanças demográficas podem ter impactos sobre a taxa de poupança, a formação de capital, a oferta de trabalho, a taxa de juros e os salários reais. Jovens e idosos produzem menos do que consomem, ao mesmo tempo em que adultos produzem mais do que consomem. Sendo assim, países com alta participação da PIA tendem a apresentar maiores níveis de renda *per capita* (GONÇALVES; RODRIGUES, 2012).

Rios-Neto (2005) confirma a relação positiva da renda *per capita* com o bônus demográfico. Para Queiroz, Turra e Perez (2006) as mudanças demográficas têm impactos positivos no crescimento econômico, mas a falta de investimento em capital humano e de instituições não possibilita o total aproveitamento do período de bônus. Para Gonçalves e Rodrigues (2012), o bônus dependerá de outros determinantes, como as condições econômicas e institucionais do Estado, da operação do setor financeiro e do comportamento das famílias.

Segundo Alves (2008), para garantir as condições favoráveis do bônus são necessárias políticas públicas que garantam o emprego da mão de obra disponível. Brito (2007) enfatiza que para o melhor aproveitamento do “bônus demográfico” é necessário aumento dos investimentos em educação para uma maior qualificação da população e ampliação da produtividade, pois a tendência é que no futuro ocorra a redução do número de mão de obra disponível. Por outro lado, o crescimento da população idosa pode aumentar os gastos públicos em saúde e seguridade social. O crescimento da proporção de idosos e a queda da razão de suporte previdenciária³ indica que um número cada vez maior de beneficiários vai depender de um número cada vez menor de trabalhadores (BRITO *et al.*, 2007). Segundo Turra (2011), as despesas do governo com a população acima dos 49 anos crescem exponencialmente.

3 Variáveis e base de dados

Como indicador da transição demográfica utiliza-se a razão de dependência (variável dependente), que mede a participação relativa da população inativa, que deveria ser sustentado pela parcela da população em idade ativa. E como indicadores sociais e econômicos (variáveis explicativas) utiliza-se:

i. a esperança de vida ao nascer e taxa de mortalidade infantil como indicadores de saúde. A esperança de vida ao nascer corresponde ao número médio de anos que se esperaria que um recém-nascido vivesse. Essa é uma medida de

³ Relação do número de contribuintes pelo número de beneficiários.

mortalidade, não sendo afetada pelos efeitos da estrutura etária da população, como acontece com a taxa bruta de mortalidade;

ii. a taxa de mortalidade infantil corresponde ao número de óbitos de menores de um ano de idade por mil nascidos vivos. Esse indicador reflete as condições de desenvolvimento socioeconômico e infraestrutura ambiental, bem como o acesso e a qualidade dos recursos disponíveis para atenção à saúde materna e da população infantil. Costuma-se classificar o valor da taxa como alto (acima de 50 por mil), médio (entre 20 e 49 por mil) e baixo (abaixo de 20) (RIPSA, 2012);

iii. a renda *per capita* média mede a razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos. A renda média *per capita* é um dos principais indicadores da capacidade de aquisição de bens e serviços e está relacionada com o crescimento econômico de uma região. O cálculo da renda foi corrigido para todos os anos com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) com valores em reais de agosto de 2010;

iv. a expectativa de anos de estudo corresponde ao número médio de anos de estudo que uma geração de crianças que ingressa na escola deverá completar ao atingir 18 anos de idade, caso os padrões atuais se mantiverem ao longo de sua vida escolar. Essa variável é utilizada como indicador de educação;

v. a variável de infraestrutura é o percentual de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados. Esta é obtida pela razão entre o número de pessoas que vivem em domicílios cujo abastecimento de água não provém de rede geral e que o esgotamento sanitário não é realizado por rede coletora de esgoto ou fossa séptica, pela população total residente em domicílios particulares permanentes, multiplicada por cem;

vi. o Coeficiente de Gini é um indicador social e econômico que mede a distribuição de renda da população em um determinado local. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade (a renda domiciliar *per capita* de todos os indivíduos têm o mesmo valor), a 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda). Esse indicador fornece informações quanto à concentração de renda e contribui para a análise da situação socioeconômica da população, identificando segmentos que requerem maior atenção de políticas públicas; e,

vii. o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) leva em consideração os mesmos critérios do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH): educação, longevidade e renda. Para a avaliação da dimensão educação, o IDHM considera dois indicadores, com pesos diferentes: taxa de alfabetização de pessoas acima dos 15 anos de idade (com peso dois) e a taxa bruta de frequência à escola (com peso um). Para avaliar a longevidade, o IDHM considera o mesmo indicador do IDH de países: a esperança de vida ao nascer. Para a avaliação da renda é usada a renda municipal *per capita* (PNUD, 2013).

A base dos dados é composta dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010. Os dados são disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para os indicadores de saúde utilizou-se o DATASUS, registro de informática do Sistema Único de Saúde (SUS), em que estão disponíveis diferentes pesquisas de saúde. Os dados do IDHM são disponibilizados pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD).

Visto que em 1991 haviam 4.491 municípios; e que em 2000, o número de municípios era de 5.507, e em 2010 passou para 5.565 municípios brasileiros, utiliza-

se a compatibilização usada pelo Atlas do Desenvolvimento Humano⁴ de 2013, da PNUD, possibilitando obter dados para os 5565 municípios segundo a configuração municipal do Censo de 2010.

4 Metodologia

Como metodologia utiliza-se inicialmente a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Essa é uma ferramenta usada para descrever e visualizar distribuições espaciais, verificar a existência de diferentes regimes ou outras formas de instabilidade espacial (não-estacionariedade), identificar localidades atípicas (*outliers*) e descobrir padrões de associação espacial (*clusters*) (ANSELIN, 1999).

Com a técnica univariada identifica-se a existência de *clusters* para a variável razão de dependência e as mudanças ocorridas ao longo do tempo. E com a técnica bivariada busca mapear qual a relação da razão de dependência com outros indicadores sociais e econômicos. Esse método tem como resultado dois efeitos: dependência espacial e heterogeneidade espacial. A primeira ocorre em todas as direções, mas está inversamente relacionada à distância geográfica. A segunda diz respeito às próprias características das unidades espaciais, que naturalmente diferem entre si.

A heterogeneidade ou aleatoriedade espacial indica que os valores da razão de dependência de um município não sofrem influência da razão de dependência dos municípios vizinhos (ALMEIDA, 2012). Para este fim, a estatística mais conhecida para testar a autocorrelação espacial global é o indicador *I* de Moran Global⁵. Essa estatística tem um valor esperado de $-[1/(n-1)]$, ou seja, o valor que seria obtido se não houvesse padrão espacial nos dados. Os valores de *I* superiores ao valor esperado, desde que significativos, indicam autocorrelação espacial positiva, mas não informa o regime espacial existente. Valores de *I* abaixo do valor esperado sugerem autocorrelação negativa, ou seja, denotam a existência de heterogeneidade espacial.

Para realizar o estudo, o primeiro passo é escolher a matriz de pesos espaciais (*W*). A matriz demonstra as interações referentes à razão de dependência de cada município, isto é, captura a autocorrelação espacial. A matriz é quadrada e os pesos espaciais W_{ij} representam o poder de influência da razão de dependência do município *j* no município *i*. Logo, convencionou-se, $W_{ii} = 0$. Utilizando-se o procedimento de Baumont (2004), testam-se as matrizes de vizinhança até os vinte vizinhos mais próximos ($K_1, K_2, K_3, \dots, K_{20}$), além das matrizes de contiguidade (Torre e Rainha).

Como alguns padrões locais podem ser perdidos pelas análises globais, é necessário utilizar um indicador para verificar a estrutura da correlação espacial a nível local. Utiliza-se o indicador *Local Indicators of Spatial Association* (LISA). Essa medida de associação espacial fornece quatro tipos de *clusters*, de acordo com os

⁴ O Atlas do Desenvolvimento Humano é uma plataforma vinculada aos dados fornecidos pelos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010. Os Censos Demográficos garantem comparabilidade e representatividade entre os municípios, já que os dados foram obtidos através do mesmo processo censitário.

⁵ Moran (1948) propôs a elaboração de um coeficiente de autocorrelação espacial usando a medida de autocovariância na forma de produto cruzado, em que verifica se uma determinada variável em uma região é afetada por resultados de regiões vizinhas, testando assim, a aleatoriedade espacial.

valores de uma determinada variável no espaço. Os padrões podem ser: i) Alto-Alto (AA): municípios com alto valor de razão de dependência cercados por vizinhos com alto valor; ii) Baixo-Baixo (BB): municípios com baixo valor de razão de dependência cercados de vizinhos com baixo valor; iii) Baixo-Alto (BA): municípios com baixo valor e vizinhos com alto valor; iv) Alto-Baixo (AB): municípios com alto valor de razão de dependência com vizinhos com baixo (SIMÕES *et al.*, 2004). Para facilitar a identificação dos padrões espaciais locais são construídos mapas de *clusters*.

Através do coeficiente do *I* de Moran Local Bivariado é possível verificar a existência de relação de dependência espacial entre a variável razão de dependência e as demais variáveis sociais e econômicas que podem ser visualizados em mapas de *clusters* bivariados. A análise do *Local Indicator of Spatial Association* (LISA) Bivariado segue os mesmos critérios do LISA Univariado.

Após a Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) é realizada a estimação de modelos econométricos espaciais que incorporam componentes espaciais, diferenciando dos modelos “tradicionais” que não levam em consideração as consequências de autocorrelação e heterogeneidade espaciais. Esses componentes se referem às defasagens na variável dependente (Razão de Dependência), nas variáveis explicativas e no termo de erro. Desconsiderar a autocorrelação espacial implica em prejuízos na estimação do modelo pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), assim como, caso ocorra autocorrelação na variável dependente, as estimativas de MQO são viesadas e inconsistentes. Quando a correlação está presente no termo do erro, não há viés, entretanto o estimador de MQO deixa de ser o mais eficiente. Na presença da autocorrelação espacial, as estimativas do modelo devem incorporar esta estrutura espacial, uma vez que a dependência entre as observações altera o poder explicativo do modelo.

O modelo de regressão espacial corresponde a uma regressão linear com a incorporação do componente espacial na variável dependente, conforme a equação: $RD = \rho WRD + X\beta + \varepsilon$. Em que RD é a variável dependente razão de dependência, ρ é o coeficiente espacial autoregressivo (medida de correlação espacial), W é a matriz de vizinhança, WY expressa a dependência espacial em RD, X é a matriz de observações das variáveis explicativas, β é coeficiente da regressão e ε é o erro aleatório.

Adota-se como procedimento⁶ para definir a especificação do melhor modelo espacial os seguintes passos: i) estimação do modelo clássico linear por MQO, sem nenhuma defasagem espacial, desconsiderando a autocorrelação espacial; ii) testa-se os resíduos do modelo clássico através dos testes focados e difusos do multiplicador de Lagrange de autocorrelação espacial que fornecem a inclinação da função de log-verossimilhança, medindo o valor da restrição na margem; iii) se não apresentar evidência de autocorrelação espacial, usa-se o modelo tradicional de MQO, mas caso exista dependência espacial faz-se a regressão dos modelos SAR, SEM, SDM, SDEM, SLX e SARMA; iv) escolhe-se o melhor modelo; o modelo mais adequado não pode apresentar evidências de autocorrelação espacial em seus resíduos; v) comparam-se os resultados do melhor modelo com os demais.

⁶ Para maiores detalhes do procedimento de escolha do melhor modelo ver Almeida (2012).

O modelo SAR⁷ (*Spatial Auto Regressive*) ou Modelo de Defasagem Espacial tem como característica principal a variável dependente interagindo entre si nas regiões vizinhas. De forma simplificada, o modelo pode ser expresso como: $y = \rho Wy + \epsilon$, em que Wy é um vetor n por 1 de defasagens para a variável dependente, ρ é o coeficiente autorregressivo espacial. A restrição sobre o coeficiente de defasagem espacial se situa entre o intervalo de -1 e 1 ($|\rho| < 1$). Se o parâmetro for positivo indica autocorrelação espacial global positiva, caso contrário há autocorrelação espacial global negativa.

O modelo SEM (*Spatial Error Model*) ou Modelo de Erro Autorregressivo Espacial considera que no padrão espacial o termo de erro é resultado dos efeitos não modelados por conta da falta de adequação de medida, em que não são distribuídos aleatoriamente de forma espacial, contudo, estão espacialmente autocorrelacionados. A dependência espacial desse modelo manifesta-se no termo de erro e não na variável dependente. Formalmente: $u = \lambda Xu + \epsilon$, em que o λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem Xu e os erros associados com qualquer observação são uma média dos erros nas regiões vizinhas mais um componente de erro aleatório.

O modelo Durbin espacial (SDM) contém a defasagem espacial da variável dependente (Wy) e também as defasagens das variáveis explicativas (Wx). Nesse modelo, assume-se que as variáveis explicativas são exógenas e assim suas defasagens espaciais também são. O principal problema está na existência da endogeneidade espacial representada pela defasagem espacial da variável dependente. No modelo Durbin espacial do erro (SDEM) ocorre o mesmo, mas com a defasagem no termo de erro.

O modelo SLX ou Modelo Regressivo Cruzado considera que todas as variáveis contidas na matriz W possam transbordar espacialmente. Formalmente: $y = X\beta + WX\tau + \epsilon$, em que τ é um vetor e não um escalar, assim a forma estrutural do modelo leva em conta os impactos dos transbordamentos das regiões vizinhas sem afetar o sistema.

O modelo SARMA (*Spatial Autorregressive and Moving Average*), ou Modelo de Defasagem Espacial com o Erro Autorregressivo Espacial, modela fenômenos nos quais requerem que a dependência espacial subjacente seja mais intrincada, em que se manifesta na forma substantiva de uma defasagem da variável dependente e também na forma de erros autocorrelacionados espacialmente. É a combinação dos modelos SEM e SAR e tem como especificação a forma: $y = \rho Wy + X\beta + u$, cujos resíduos possuem uma estrutura autoregressiva, da forma: $u = \lambda W\epsilon + \epsilon$, em que W são as matrizes de contiguidade⁸.

5 Resultados

Para analisar a existência da autocorrelação espacial da razão de dependência dos municípios, calcula-se as estatísticas I de Moran para os anos de 1991, 2000 e 2010. O procedimento de Baumont (2004) indica que a matriz do tipo rainha é a melhor para captar os efeitos de transbordamento espacial. A Tabela 2 contém o valor das estatísticas de I de Moran sob o critério de 999 permutações.

⁷ Uma análise pormenorizada dos modelos espaciais pode ser obtida em Almeida (2012).

⁸ Para maiores informações sobre os passos no processo iterativo para estimação dos parâmetros no modelo SARMA ver em Anselin (1988) e Lesage e Pace (2009).

TABELA 2- I de Moran Razão dependência com a Matriz Rainha

Ano	I de Moran
1991	0,866***
2000	0,841***
2010	0,795***

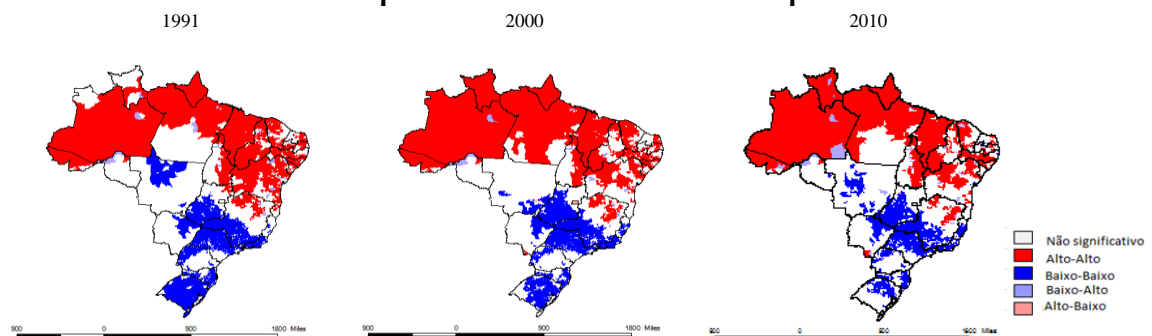
Nível de significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Para todos os anos a variável razão de dependência é significativa a 1%, o que indica a existência de autocorrelação espacial global. O ano de 1991 apresenta o maior valor e em 2010 o menor, o que sinaliza que o fenômeno espacial perdeu magnitude ao longo dos anos. A relação positiva global de dependência espacial indica que os municípios com elevada razão de dependência estão cercados por municípios com características semelhantes.

Os mapas *clusters* trazem as informações sobre a autocorrelação positiva da razão de dependência dos municípios com os seus vizinhos. Os *clusters* são estudados a partir do nível de significância de 5%. A análise da estatística LISA aponta que a dinâmica espacial da razão de dependência é estável no Brasil nesse período, sendo identificados dois *clusters* em destaque: Alto-Alto que abrangem os municípios localizados nas regiões Norte e Nordeste, e Baixo-Baixo, nas regiões Sul e Sudeste e em uma pequena parte do estado de Mato Grosso. Em todos os anos, foi possível observar que a razão de dependência não se distribuiu homogeneamente para os municípios brasileiros. Porém, esse grau de heterogeneidade diminui ao longo dos anos (Figura 1).

FIGURA 1 – Mapas de *clusters* da Razão de dependência



Fonte: Elaboração própria dos autores.

Nos anos de 2000 e 2010 o *cluster* Alto-Alto (AA) reduziu na região Nordeste e aumentou na região Norte, principalmente nos estados do Amazonas e Roraima, o que indica que esses municípios registram alta razão de dependência cercados por vizinhos com a mesma característica, ou seja, apresentam maior proporção da população inativa. Esse resultado pode ser explicado pela alta proporção de crianças na composição etária desses municípios. Já no Sul, Sudeste e norte do estado do Mato Grosso há formação de *clusters* do padrão Baixo-Baixo (BB) no ano de 1991, portanto, baixa razão de dependência. Este fato pode ter ocorrido porque estas regiões possuem os menores níveis de fecundidade, por ser uma área mais desenvolvida e urbanizada, assim a razão de dependência é mais próxima de zero. Com o passar do tempo esse *cluster* se reduz, principalmente no estado do Rio Grande do Sul, o que pode evidenciar que houve um envelhecimento da população

nesse estado, aumentando assim, a proporção da população idosa e conseqüentemente ampliando o valor da razão de dependência. Dessa forma percebe-se que o fenômeno perde força quanto ao seu caráter espacial, o que também pode ser observado pela queda do *I* de Moran (Tabela 2).

Stampe, Porsse e Portugal (2011) também encontram concentração do *cluster* Baixo-Baixo nas regiões Sul e Sudeste, as quais apresentam maior concentração da PIA, sendo assim regiões mais avançadas no processo de transição demográfica. No entanto, esse fenômeno também pode estar associado com a migração, visto que a população em idade ativa tende a buscar oportunidades de trabalho em regiões mais desenvolvidas.

Para analisar a relação entre razão de dependência e os indicadores socioeconômicos usa-se o *I* de Moran bivariado testado também para a matriz Rainha. Conforme a Tabela 3, o *I* de Moran bivariado da razão de dependência com as variáveis socioeconômicas foi significativo a 1% para todos os anos, exceto o *I* de Moran bivariado da razão de dependência com o Coeficiente de Gini que não foi significativo para o ano de 1991.

Outra forma de verificar a relação entre razão de dependência e indicadores sociais e econômicos é através do indicador *Local Indicators of Spatial Association* (LISA) bivariado. Os *clusters* são analisados a partir do nível de significância de 5%. A Figura 2 apresenta o mapa de *clusters* bivariado para razão de dependência e esperança de vida ao nascer, em que é esperado que municípios com baixa razão de dependência estivessem circundados por municípios com alta esperança de vida ao nascer. Isso de fato acontece principalmente na Região Sul, em parte da Região Sudeste e em alguns municípios no Centro-Oeste.

TABELA 3- *I* de Moran Bivariado através da Matriz Rainha

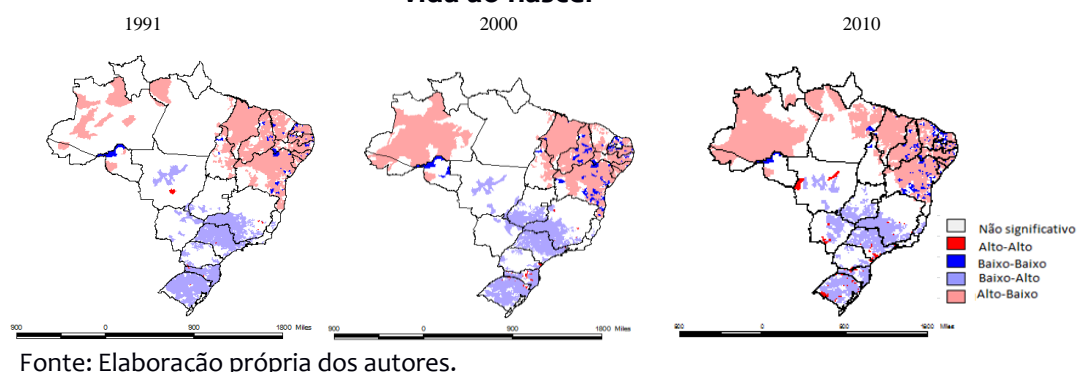
Variável	1991	2000	2010
Esperança de vida ao nascer	-0,745***	-0,685***	-0,622***
Taxa de Mortalidade infantil	0,753***	0,684***	0,611***
Renda <i>per capita</i> média	-0,649***	-0,661***	-0,648***
Expectativa de anos de estudo	-0,710***	-0,691***	-0,447***
Coeficiente de Gini	-0,004	0,359***	0,526***
Água e esgoto inadequados	0,625***	0,591***	0,627***
IDHM	-0,717***	-0,733***	-0,688***

Nível de significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fonte: Elaboração própria dos autores.

O padrão Alto-Baixo constitui no alto valor de razão de dependência cercado por municípios com baixo nível de esperança de vida ao nascer. Esse padrão pôde ser observado na região Nordeste e ao longo dos anos se expandiu para a região Norte, principalmente para os estados do Amazonas e Pará (no ano de 2010), regiões carentes na área da saúde e de saneamento.

FIGURA 2 – Mapas de *clusters* Bivariado da Razão de dependência e Esperança de vida ao nascer



Vale ressaltar que o crescimento da esperança de vida ao nascer na região Sudeste, em especial nos estados de São Paulo e Rio de Janeiro, poderia ser mais significativo, porém são localidades que ainda registram altas taxas de mortalidade por causas externas sobre a população jovem e adulta do sexo masculino (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2009). A taxa de redução da razão de dependência jovem ainda é maior que a do aumento na razão de dependência idosa, o que favorece a redução da razão de dependência total. No entanto, há uma tendência de convergência ao padrão da região Sul, visto que essa é a região com maior esperança de vida ao nascer, podendo assim formar o padrão Alto-Alto como já foi evidenciado em alguns municípios de Santa Catarina e Rio Grande do Sul, principalmente no ano de 2010. Essa é uma característica de regiões em que a janela de oportunidade começa a se fechar.

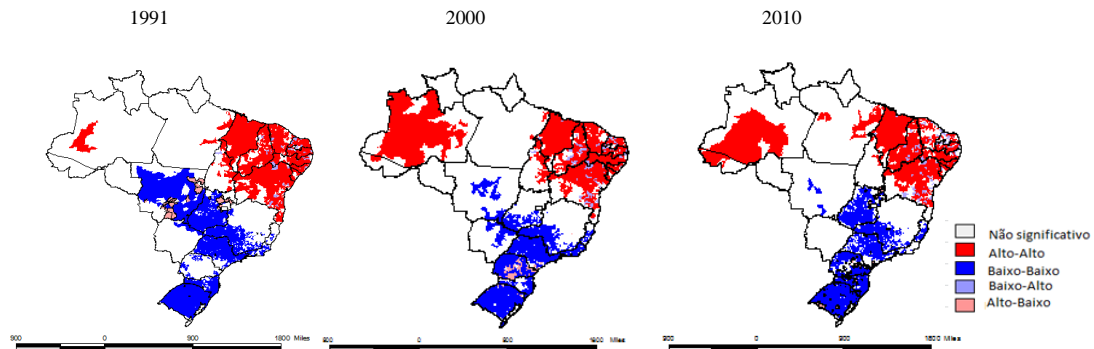
Além disso, em alguns municípios do Nordeste e no norte de Rondônia há a formação do padrão Baixo-Baixo indicando que apesar da evolução da transição demográfica com baixa razão de dependência, esses municípios estão cercados por municípios com baixa esperança de vida ao nascer, o que pode ser explicado pela redução da taxa de fecundidade dessas localidades.

A taxa de mortalidade infantil pode ser usada como indicador para avaliar as condições de saúde e de vida da população, visto que a maioria dos óbitos infantis decorre de causas evitáveis, como consequência de fatores biológicos, sociais e falhas no sistema de saúde. Na mortalidade infantil considera-se o período pós-neonatal (de 28 dias a um ano) e o componente neonatal (óbitos ocorridos até 27 dias de vida), que corresponde a cerca de 70% da mortalidade infantil. Além disso, há uma heterogeneidade no território nacional. Em 2005, a taxa de mortalidade neonatal alcançava 20,7 por mil no Nordeste, enquanto no Sul era de 9,4 por mil (RIPSA, 2009).

Ao analisar os mapas de *clusters* bivariados da razão de dependência e a taxa de mortalidade infantil (Figura 3), espera-se que os municípios com baixa razão de dependência estejam cercados por outros com baixas taxas de mortalidade infantil, constituindo *clusters* do tipo Baixo-Baixo. Observa-se esse tipo de *cluster* preponderantemente na região Sul, Sudeste (apenas uma pequena parte de Minas Gerais) e Centro-Oeste. Porém, essa relação não é constante ao longo dos anos, em que os *clusters* dos municípios da região Centro-Oeste diminuem e há maior aglomeração dos *clusters* no estado do Paraná. O padrão Alto-Alto que tinha uma concentração maior no Nordeste em 1991 expande para o estado do Amazonas, parte do Acre em 2000 e para o estado do Pará em 2010. Esses municípios

apresentam alto valor de razão de dependência e estão cercados por municípios com alta taxa de mortalidade infantil. De acordo com o IBGE, essas regiões são as que apresentam maiores taxas de mortalidade infantil em 2010, sendo a taxa da região Norte de 22,8 e no Nordeste de 32,1, contrastando com a do Sudeste e do Sul, que no mesmo período foi de 16,1 e 14,6, respectivamente.

FIGURA 3 – Mapas de *clusters* Bivariado da Razão de dependência e Taxa de mortalidade infantil

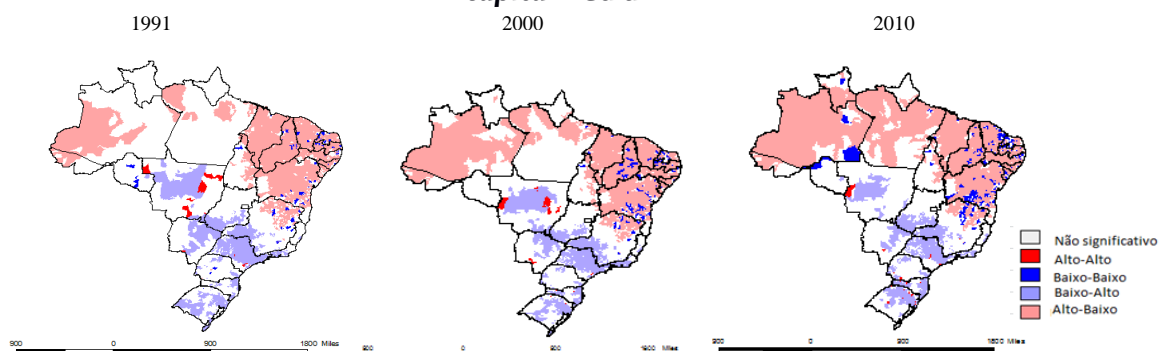


Fonte: Elaboração própria dos autores.

Entre as variáveis razão de dependência e crescimento econômico, espera-se que a relação seja negativa, pois a produtividade da economia tende a reduzir à medida que a população envelhece. Além disso, com envelhecimento da população, reduz-se a taxa de poupança e conseqüentemente aumentam os gastos com previdência, reforçando os efeitos negativos sobre o crescimento. Como pode ser observado na Figura 4, de fato há uma autocorrelação espacial negativa entre razão de dependência e renda *per capita* média. Entre 1991 e 2000 ocorre um aumento da estatística, o que indica um crescimento da autocorrelação espacial entre as duas variáveis.

Identifica-se uma concentração do padrão Alto-Baixo nos municípios do Norte e Nordeste do país e no norte do estado de Minas Gerais. Isto é, municípios de alto valor de razão de dependência que são vizinhos de municípios de baixa renda *per capita*. Na região Sul e Sudeste e em parte do estado do Mato Grosso identificam-se *clusters* do tipo Baixo-Alto, de forma que municípios de baixa razão de dependência são vizinhos de municípios de alta renda *per capita*, o que aconteceu, com maior frequência no estado de São Paulo em todos os anos.

FIGURA 4 – Mapas de *clusters* Bivariado da Razão de dependência e Renda *per capita* média



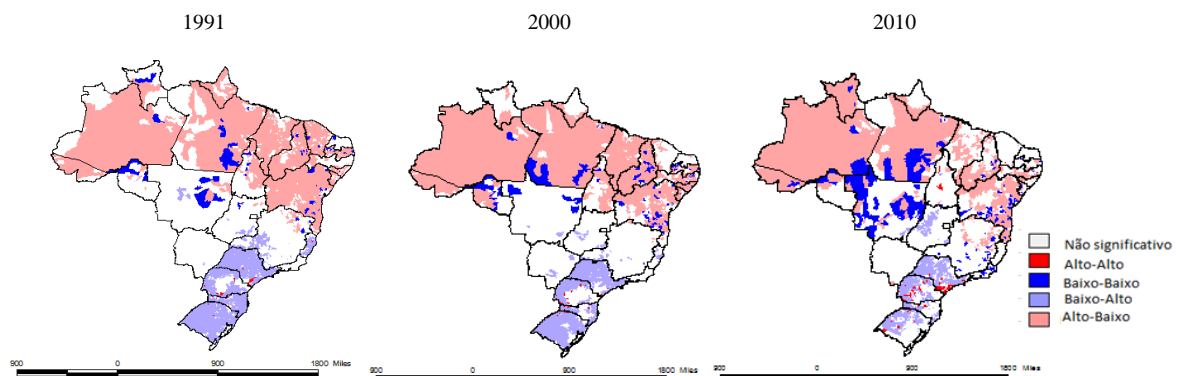
Fonte: Elaboração própria dos autores.

Um resultado interessante é a formação do *cluster* Alto-Alto em alguns municípios do Mato Grosso, o que evidencia alta razão de dependência cercado por municípios de alta renda *per capita* média. Além disso, alguns municípios no Nordeste, norte de Minas Gerais e nos estados do Amazonas e Roraima (esses dois últimos apenas em 2010) apresentam o padrão Baixo-Baixo, indicando que são localidades com baixo valor para razão de dependência, o que pode ser explicado pela redução na população jovem, e estão circundados por municípios de baixa renda *per capita* média.

Ao analisar os mapas de *clusters* bivariados de razão de dependência e de expectativa de anos de estudo (Figura 5), espera-se que os municípios com baixa razão de dependência estejam cercados por municípios com alta expectativa de anos de estudo e vice-versa. Cochrane (1979) verificou que a taxa de fecundidade tende a cair com o aumento de investimentos em educação. Para Jones (1990), a estrutura demográfica tende a ser menos favorável para o desenvolvimento da educação em países com altas taxas de crescimento populacional.

As regiões Norte e Nordeste apresentam a concentração de *clusters* do tipo Alto-Baixo, ou seja, com alta razão de dependência cercado por municípios com baixa expectativa de anos de estudo. No entanto, ao longo dos anos esse padrão diminui em boa parte do Nordeste e há uma expansão para os estados do Acre, Amazonas, Pará e em 2010 para uma parte do norte do estado de Minas Gerais. Nesse sentido, torna-se fundamental a adoção de políticas educacionais para essas áreas.

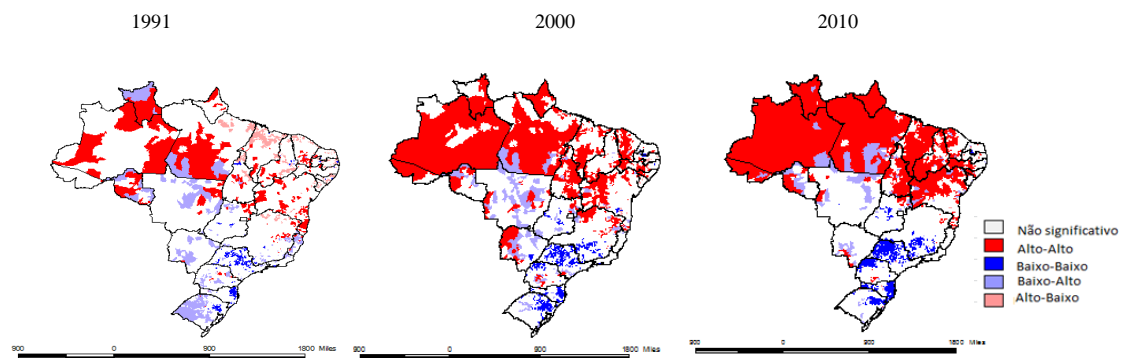
FIGURA 5 – Mapas de *clusters* Bivariado da Razão de dependência e Expectativa de anos de estudo



Fonte: Elaboração própria dos autores.

No caso dos mapas de *clusters* da razão de dependência e coeficiente de Gini (Figura 6) há destaque para o padrão Alto-Alto, ou seja, alto valor de razão de dependência cercados por municípios com alto valor do coeficiente de Gini. Salienta-se que quanto mais elevado for o coeficiente de Gini, maior a desigualdade de distribuição renda. Esse padrão cresce ao longo dos anos, principalmente no Norte do país, estados do Maranhão, Bahia, Piauí, Pernambuco e Ceará.

FIGURA 6 – Mapas de *clusters* Bivariado da Razão de dependência e Coeficiente de Gini

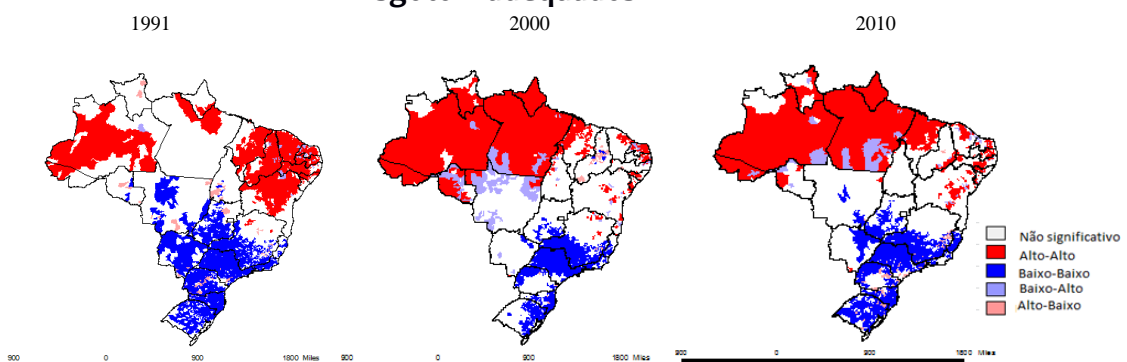


Fonte: Elaboração própria dos autores.

Outro resultado é o crescimento do padrão Baixo-Baixo, pois no ano de 1991 eram apenas 254 municípios, em 2000, 611 municípios e em 2010, 855 municípios. Esse padrão está presente nos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, norte do Paraná, São Paulo, sul de Minas Gerais e uma pequena parte central de Goiás. Além disso, há uma concentração do padrão Baixo-Alto no Centro-Oeste, o que indica que nessa região apesar da evolução da transição demográfica com baixa razão de dependência, o índice de Gini é elevado, o que aponta ser uma região com concentração de renda. Indicadores de saneamento e infraestrutura estão diretamente relacionados ao grau de urbanização de um município. Municípios com alto grau de urbanização apresentam maiores proporções da população idosa e menores níveis de fecundidade. Dessa forma, espera-se que os municípios com maior grau de urbanização tenham os menores valores de razão de dependência.

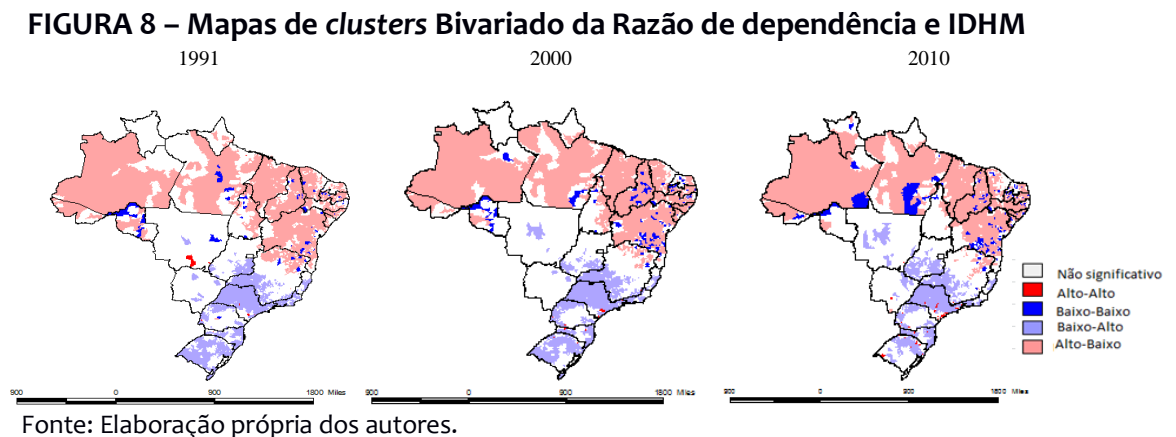
A Figura 7 traz os mapas de *clusters* bivariados da razão de dependência e o percentual de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados. A melhor situação é a formação de *clusters* do tipo Baixo-Baixo presentes principalmente nas regiões Sul e Sudeste. No entanto, esse fenômeno diminui de 1991 para 2000 e volta a crescer em 2010. O efeito oposto ocorre para o padrão Alto-Alto, que indica alto valor de razão de dependência cercado por alto percentual de domicílios com abastecimento de água e esgoto inadequados. Esse fenômeno diminui entre 1991 e 2000, porém apesar de diminuir o número de municípios do Nordeste com a participação desse *cluster* há a expansão para municípios do Norte do país.

FIGURA 7 – Mapas de *clusters* Bivariado da Razão de dependência e Água e Esgoto inadequados



Fonte: Elaboração própria dos autores.

Analisando os mapas de *clusters* bivariados da razão de dependência e IDHM (Figura 8) observa-se que a Região Norte e Nordeste é marcada por *clusters* do tipo Alto-Baixo, ou seja, municípios com alto valor de razão de dependência cercados por municípios com baixo IDHM. Isto é, são áreas em que o IDHM está mais próximo de zero e apresentam problemas na área de saúde, educação e baixo nível de renda *per capita*. O padrão Baixo-Alto encontra-se na região Sul e Sudeste com maior concentração no estado de São Paulo, ou seja, municípios com maior desenvolvimento humano. Vale destacar a expansão desse padrão para o centro-oeste do país, principalmente no estado de Goiás.



A Tabela 4 apresenta os *clusters* predominantes das variáveis de acordo com cada região. Observa-se que a predominância dos *clusters* permaneceu inalterada para todas as regiões em todos os anos, mesmo que em alguns anos o fenômeno espacial tenha perdido força, dada pela redução do *I* de Moran. Para o Norte e o Nordeste só foram encontrados os padrões AA e AB. Para o Sul e o Sudeste ocorreu o oposto, com a formação dos *clusters* BB e BA. Entretanto, para o Centro-Oeste ocorreram variações, sendo que as variáveis: expectativa de anos de estudo e coeficiente de Gini obtiveram resultados BB e BA, respectivamente. Para as demais variáveis os resultados foram semelhantes aos encontrados nas regiões Sul e Sudeste. Observa-se também que os *clusters* bivariados da razão de dependência com as variáveis taxa de mortalidade infantil e água e esgoto inadequados tem o comportamento de predominância idêntico ao dos *clusters* univariados da variável de razão de dependência.

TABELA 4- Resumo de predominância de clusters por Região

Variável	1991					2000					2010				
	N	NE	CO	S	SE	N	NE	CO	S	SE	N	NE	CO	S	SE
Razão de dependência	AA	AA	BB	BB	BB	AA	AA	BB	BB	BB	AA	AA	BB	BB	BB
Esperança de vida ao nascer	AB	AB	BA	BA	BA	AB	AB	BA	BA	BA	AB	AB	BA	BA	BA
Taxa de mortalidade infantil	AA	AA	BB	BB	BB	AA	AA	BB	BB	BB	AA	AA	BB	BB	BB
Renda <i>per capita</i> média	AB	AB	BA	BA	BA	AB	AB	BA	BA	BA	AB	AB	BA	BA	BA
Expectativa de anos de estudo	AB	AB	BB	BA	BA	AB	AB	BB	BA	BA	AB	AB	BB	BA	BA
Coefficiente de Gini	AA	AA	BA	BB	BB	AA	AA	BA	BB	BB	AA	AA	BA	BB	BB
Água e esgoto inadequados	AA	AA	BB	BB	BB	AA	AA	BB	BB	BB	AA	AA	BB	BB	BB
IDHM	AB	AB	BA	BA	BA	AB	AB	BA	BA	BA	AB	AB	BA	BA	BA

Fonte: Elaboração própria do autor.

Resumidamente, os resultados evidenciam que os municípios do Centro-Sul do país têm menores valores de razão de dependência e melhores indicadores socioeconômicos. Apesar dos municípios do Norte e Nordeste também estarem passando por um período de transição demográfica, com queda nos níveis de fecundidade e crescimento da expectativa de vida, ainda apresentam obstáculos na área da saúde, educação e infraestrutura em relação às demais regiões.

A Tabela 5 apresenta os resultados estimados pelo método do MQO utilizando a matriz rainha para os testes de autocorrelação espacial. A tabela contém os coeficientes estimados, seus desvios padrões e o valor de probabilidade. Apenas as variáveis esperança de vida ao nascer e taxa de mortalidade infantil não foram significativas, nos anos de 2000 e 2010, respectivamente. A perda de significância da esperança de vida ao nascer no ano de 2000 pode se relacionar à desaceleração do incremento nesse indicador a partir de 2000 em comparação com os anos anteriores, não mais impactando diretamente na razão de dependência.

A perda de significância da taxa de mortalidade infantil pode se relacionar com o Programa Saúde da Família (PSF) que tem como finalidade priorizar a prevenção, a detecção mais rápida e o acompanhamento constante da população, com atenção especial a redução da mortalidade infantil. Segundo Gomes, Bastos e Morais (2015) a ampliação da cobertura do PSF está associada à redução nas taxas de mortalidade infantil. A renda *per capita* média, a expectativa de anos de estudos (exceto em 2010) e o IDHM apresentaram relação inversa com a razão de dependência, ou seja, quanto maiores os seus coeficientes, menor a razão de dependência. Com exceção da constante, as variáveis que apresentam os maiores coeficientes significativos, isto é, aquelas que mais influenciam na variação da razão de dependência são coeficiente de Gini e IDHM.

A segunda parte da Tabela 5 apresenta o diagnóstico de heterocedasticidade, verificado através dos testes de Breusch-Pagan e Koenker-Bassett. Dessa forma, há evidências de que os erros são homocedásticos, sendo necessário fazer a correção a partir da matriz de White. Além disso, através do teste de Jarque-Bera rejeita-se a hipótese nula para a normalidade dos resíduos, assim as estimativas podem não ser eficientes e apresentarem maior erro padrão, que podem ser causados pela omissão de variáveis explicativas no modelo ou formulação matemática incorreta.

TABELA 5- Modelo Mínimos Quadrados Ordinários para a Razão de Dependência

Variáveis	1991	2000	2010
Constante	46,9048*** (8,3002)	72,0499*** (4,9447)	53,2276*** (7,7430)
Esperança de vida ao nascido	0,5895*** (0,1162)	0,0635 (0,0669)	0,2300** (0,0980)
Taxa de mortalidade infantil	0,3392*** (0,0227)	0,0788*** (0,0171)	-0,0087 (0,0339)
Renda <i>per capita</i> média	-0,0073*** (0,0015)	-0,0091*** (0,0009)	-0,0077*** (0,0006)
Expectativa de anos de estudo	-1,2176*** (0,1107)	-0,8089*** (0,1060)	0,5891*** (0,0786)
Coefficiente de Gini	11,8453*** (1,6507)	26,5787*** (1,2944)	33,6289*** (1,0862)
Água e esgoto inadequados	0,0625*** (0,0074)	0,1716*** (0,0064)	0,1644*** (0,0065)
IDHM	-57,8483*** (3,1100)	-45,0527*** (3,1269)	-57,9917*** (2,9872)
Diagnóstico de heterocedasticidade e normalidade			
	1991	2000	2010
Teste de Breusch-Pagan	1201,7576 [0,0000]	1654,4865 [0,0000]	2410,8446 [0,0000]
Teste de Koenker-Bassett	425,9241 [0,0000]	611,0806 [0,0000]	591,2869 [0,0000]
Teste Jarque-Bera	3294,8558 [0,0000]	3049,1675 [0,0000]	9735,0213 [0,0000]
R ²	0,7416	0,7582	0,7500

Nota: entre conchetes encontra-se o valor da probabilidade.

Nível de significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fonte: Elaboração própria dos autores.

A Tabela 6 expõe o diagnóstico para a autocorrelação espacial, conforme a matriz do tipo rainha. Os testes do tipo multiplicador de Lagrange (ML) para a defasagem espacial da variável dependente (SAR) e para a defasagem do termo de erro (SEM) e considerando a autocorrelação em ambos os casos (SARMA), nas versões clássicas e robustas, evidenciaram a autocorrelação espacial. Sendo o valor do teste maior para o SARMA, apontado como o melhor modelo capaz de tratar a dependência espacial.

A Tabela 7 reporta os resultados do modelo SARMA, cujos valores entre parênteses são os desvios-padrão de cada variável. Para corrigir os problemas causados pela heterocedasticidades, o modelo final foi estimado através da matriz de White. Todas as variáveis foram significativas no período de análise (exceto o coeficiente de Gini em 1991), o que indica que estas apresentaram efeitos sobre a razão de dependência. Além disso, o IDHM é a variável que tem maior impacto sobre a razão de dependência e a renda *per capita* média o menor. A expectativa de anos de estudo em 2010 teve uma mudança no sinal do coeficiente, passando a ter

relação positiva com a razão de dependência. A variável esperança de vida ao nascer não apresentou os coeficientes esperados, visto que os valores foram positivos, o oposto do que foi encontrado na análise do *I* de Moran Global. De modo geral, as variáveis: esperança de vida ao nascer, taxa de mortalidade infantil, coeficiente de Gini, taxa de água e esgoto inadequados apresentaram relação positiva espacialmente com a razão de dependência, enquanto renda *per capita* média, expectativa de anos de estudo e IDHM apresentaram relação inversa. A fim de corroborar a importância de se tratar a dependência espacial foi estimado todos os modelos apresentados na metodologia, sendo o SARMA o melhor deles.

TABELA 6- Testes de diagnóstico da dependência espacial

Testes	1991	2000	2010
Multiplicador de Lagrange (lag)	4203,6217 [0,0000]	3204,6635 [0,0000]	2222,2118 [0,0000]
LM Robusto (lag)	461,1130 [0,0000]	174,5471 [0,0000]	49,9543 [0,0000]
Multiplicador de Lagrange (error)	4765,4614 [0,0000]	4553,1802 [0,0000]	3594,4943 [0,0000]
LM Robusto (error)	1022,9526 [0,0000]	1523,0638 [0,0000]	1422,2368 [0,0000]
Multiplicador de Lagrange (SARMA)	5226,5744 [0,0000]	4727,7274 [0,0000]	3644,4487 [0,0000]

Nota: entre conchetes encontra-se o valor da probabilidade.

Fonte: Elaboração própria dos autores.

TABELA 7- Modelo SARMA sobre a Razão de Dependência

Variáveis	1991	2000	2010
Constante	35,9591*** (9,4455)	53,0699*** (6,3857)	42,9120*** (8,2375)
Esperança de vida ao nascer	0,2535* (0,1444)	0,1545* (0,0826)	0,3534*** (0,1032)
Taxa de mortalidade infantil	0,1526*** (0,0361)	0,0906*** (0,0238)	0,08537*** (0,0393)
Renda <i>per capita</i> média	-0,0045*** (0,0014)	-0,0056*** (0,0008)	-0,0062*** (0,0006)
Expectativa de anos de estudo	-0,2789** (0,1211)	-0,3246*** (0,0889)	0,4998*** (0,0683)
Coefficiente de Gini	0,2764 (1,7053)	12,9284*** (1,0551)	20,9102*** (1,0915)
Água e esgoto inadequados	0,0457*** (0,0080)	0,0779*** (0,0065)	0,0967*** (0,0069)
IDHM	-43,7248*** (2,8875)	-47,3384*** (2,4325)	-60,2228*** (2,6239)
R ²	0,8657	0,826	0,7819

Nível de significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fonte: Elaboração própria dos autores.

6 Considerações finais

O Brasil está passando por uma transição demográfica em ritmo mais intenso que em países industrializados. Isso pode ser explicado principalmente pela queda da fecundidade e o aumento da expectativa de vida. Outros indicadores como a redução da mortalidade infantil, a urbanização e a mudança do papel da mulher na sociedade também contribuem para a mudança na estrutura etária da população.

Esse fenômeno irá se intensificar ao longo dos anos, em que o crescimento da população seguirá a baixos níveis com tendência da população idosa superar a população jovem. No entanto, a atual situação demográfica se identifica a “janela de oportunidades” ou “bônus demográfico”, na qual a razão de dependência atinge seus valores mais baixos. A oportunidade é que com a maior participação da PIA é possível impulsionar o crescimento econômico, visto que é essa população que produz, poupa e investe. Entretanto, as mudanças demográficas vêm ocorrendo de forma heterogênea entre os municípios, sendo que as regiões Sul e Sudeste têm menores taxas de fecundidade e maior expectativa de vida.

O trabalho analisou o fenômeno de transição demográfica com a finalidade de verificar a formação de *clusters* para os municípios brasileiros e capturar as mudanças ocorridas ao longo dos anos. Adotou-se como indicador da transição demográfica a razão de dependência, que mede a participação relativa da população inativa, que deveria ser sustentado pela parcela da população em idade ativa. Também se buscou capturar os indicadores sociais e econômicos que influenciam nesse fenômeno.

Os resultados da AEDE evidenciaram uma disparidade espacial Norte-Sul do país, em que as regiões Norte e Nordeste apresentam a formação do *cluster* Alto-Alto, ou seja, alta razão de dependência, enquanto as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste formam o *cluster* Baixo-Baixo, com baixo valor da razão de dependência. No entanto, ao longo dos anos o fenômeno perdeu sua força espacial. O que chamou atenção foi a diminuição desse padrão no Sul, o que pode ser explicado pelo crescimento da população idosa, que, por conseguinte aumenta também a razão de dependência, o que deve no futuro também modificar os *clusters* das outras regiões.

Nos resultados bivariados, as variáveis: esperança de vida ao nascer, renda *per capita* média, expectativa de anos de estudo e IDHM apresentaram relação espacial negativa em relação a razão de dependência. Para as variáveis taxa de mortalidade infantil, coeficiente de Gini e percentual de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgoto sanitário inadequados relação espacial positiva.

Na regressão espacial, a partir dos testes de multiplicador de Lagrange verificou-se que o modelo SARMA melhor trata a dependência espacial. Os principais resultados evidenciaram que as variáveis foram significativas para todos anos (exceto coeficiente de Gini em 1991). De modo geral, esperança de vida ao nascer, taxa de mortalidade infantil, coeficiente de Gini e água e esgoto inadequados tiveram coeficientes positivos, indicando relação positiva com a razão de dependência. Já renda *per capita* média, expectativa de anos de estudo e IDHM obtiveram coeficientes negativos indicando relação inversa.

Dessa forma, aspectos na área da saúde, educação, economia e infraestrutura tem relação direta nos indicadores demográficos. Além disso, foi possível verificar a heterogeneidade da transição demográfica brasileira, em que os

municípios do Centro-Sul do país encontram-se mais avançados comparando com as regiões Norte e Nordeste.

Aponta-se como um dos principais desafios para o novo perfil demográfico brasileiro a área da saúde, sendo necessário direcionar políticas públicas para atender a crescente demanda por estes serviços. Os cuidados de saúde com a população idosa são diferenciados, pois requerem maiores investimentos, como medicamentos, pessoal capacitado e procedimentos tecnológicos. Uma população mais idosa também trará novos desafios para área da previdência social, dado a diminuição da população que contribui para a previdência, aumentando assim os gastos públicos.

No entanto, a redução da população jovem pode ser aproveitada para conseguir impulsionar os programas educacionais, dado a queda da demanda nesse setor. Entretanto indicadores básicos da educação, como a taxa de analfabetismo e a expectativa de anos de estudo ainda estão abaixo do que foi alcançado por outros países economicamente semelhantes. Investimentos em educação aumentam a qualificação mão de obra, o que pode superar a deficiência futura de menos pessoas no mercado de trabalho, através do aumento da produtividade.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas: Alínea Editora, 2012.

ALVES, J. E. D. A transição demográfica e janela de oportunidade. **Pesquisas Braudel**, São Paulo, 2008. Available: <<http://pt.braudel.org.br/pesquisas/arquivos/downloads/a-transicao-demografico-e-a-janela-de-oportunidade.pdf>>. Access: 04 jan.2016.

ANSELIN, L. **Spatial Econometrics. Methods and Models**. Kluwer Academic, Dordrecht, 1988

_____. **Spatial econometrics**. School of Social Science, University of Texas, Dallas, 1999.

BRITO, F. A transição demográfica no Brasil: as possibilidades e desafios para a economia e a sociedade. **UFMG/CEDEPLAR**, Belo Horizonte, Texto para discussão, n.318, 2007.

BRITO, F.; CARVALHO, J., A., M.; BAENINGER, R.; TURRA, C.; M.; QUEIROZ, B. M. **A Transição Demográfica e as Políticas Públicas no Brasil: Crescimento Demográfico, Transição da Estrutura Etária e Migrações Internacionais**. Belo Horizonte, 2007.

CARVALHO, J. A.; WONG, L. R. O Rápido Processo de Envelhecimento Populacional do Brasil: sérios desafios para as políticas públicas. **Revista Brasileira de Estudos de População**, São Paulo, v. 23, n.1, p. 05-26, jan.-jun. 2006.

CUTLER, D. M.; POTERBA J, M.; SHEINER L. M.; LAWRENCE S. “An Aging Society: Opportunity or Challenge?” **Brookings Papers on Economic Activity**. 1990. 1, pp. 1–73.

DUARTE, E.C; BARRETO, S. M. Transição demográfica e epidemiológica: a Epidemiologia e Serviços de Saúde revisita e atualiza o tema. **Epidemiol. Serv. Saúde**. Brasília, v.21, n4, p 529-532, out-dez, 2012.

GOMES, B. S. M.; BASTOS, S. Q. A; MORAIS, A. M.P. Impacto do PSF na mortalidade infantil nos municípios brasileiros (1993/2012). In: **Encontro Nacional de Economia**, 2015, Florianópolis.

GONÇALVES S. L; RODRIGUES T. A. P. Dividendo demográfico e razão de dependência infantil: uma análise exploratória espacial para os municípios mineiros. **UFMG/CEDEPLAR**, Diamantina, 2012.

KIRK, D. Demographic Transition Theory. **Population Studies**. 50, PP. 361-187. Printed in Great Britain. 1996.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics**. CRC Press, Boca Raton, 2009.

MASON, A. Demographic transition and demographic dividends in developed and developing countries. **United Nations Expert Group Meeting on Social and Economic Implications of Changing Population Age Structure**, Ciudad del Mexico, 2005.

MILES, D. Modeling the impact of demographic change upon the economy. **Economic Journal**, 109, 1–36. 1999.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Saúde Brasil 2008: 20 Anos de Sistema Único de Saúde (SUS)** Brasil. Brasília: Ministério da Saúde, 2009.

MORAN, P.A.P. The Interpretation of Statistical Maps. **Biometrika**, 35, 255-60. 1948.

NASIR, J. A.; TAHIR, M. H.A Statistical Assessment of Demographic Bonus Towards Poverty Alleviation. **Pak. J. Commer. Soc. Sci**, v. 5, n. 1, p. 01-11, 2011.

PEREIRA, J. B; PORSSE, A. Transição Demográfica, acumulação de capital e progresso tecnológico: desafios para o crescimento brasileiro. **Revista Economia&Tecnologia**. Paraná, v.9, n. 1, p. 49-60, jan-mar. 2013.

QUEIROZ, B. L.; TURRA, C. M.; PEREZ, E. R. The opportunities we cannot forget: economic consequences of population changes in Brazil. In: **ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS**, 15. Anais... Caxambu: Abep, 2006.

RIGOTTI, J. I. R. Transição Demográfica. **Educação e Realidade**. Porto Alegre, v. 37, n. 2, p. 467-490, mai.- ago.2012.

RIOS-NETO E. L. G. Questões emergentes na análise demográfica: o caso brasileiro. **Revista Brasileira Est. Pop.** São Paulo, v.22, n.2, p.371- 408, jul.- dez. 2005.

RIPSA – REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE. **Demografia e Saúde: Contribuição para Análise de Situação e Tendências.** Brasília, 2009.

SIMÕES, C. C. S.; OLIVEIRA, L. A. P. Perfil Estatístico de crianças e mães no Brasil: a situação da fecundidade; determinantes gerais e características da transição recente. **Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.** Rio de Janeiro, 1998.

SIMÕES R, GUIMARÃES C, GODOY N, VELLOSO T, ARAÚJO T, GALINARI R. Rede urbana da oferta de serviços de saúde: uma análise espacial multivariada para Minas Gerais. In: **Seminário sobre a Economia Mineira.** Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais; 2004. p. 1-27.

SOUZA, E. R. Masculinidade e violência no Brasil: contribuições para a reflexão no campo da saúde. **Ciência & Saúde Coletiva.** Rio de Janeiro, v.10, n.1, p. 59-70, jan.-mar. 2005.

STAMPE, M. Z; PORSSE, A. A; PORTUGAL, M. S. Mudança Demográfica e crescimento econômico no Brasil: uma análise exploratória de dados espaciais. In: **Encontro Nacional de Economia,** 39, 2011, Paraná.

TURRA, C. M.; QUEIROZ, B. L. **Before it's too late: demographic transition, labour supply, and social security problems in Brazil,** UN Population Division, México, 2005.

UNITED NATIONS (UN). **World Population Prospects: The 2004 Revision.** Population Division of the Department of Economic and Social Affairs of the United Nations Secretariat. 2004.

VASCONCELOS, A.; GOMES, M. Transição demográfica: a experiência brasileira. **Epidemiol. Serv. Saúde.** Brasília, v. 21, n. 4, p. 539-548, out.-dez. 2012.

Suzana Quinet de Andrade Bastos. PhD in Urban and Regional Planning. Federal University of Rio de Janeiro (UFRJ). Professor (UFJF/Campus Juiz de Fora). José Lourenço Kelmer Street, s/n - São Pedro, Juiz de Fora - MG, 36036-900. quinet.bastos@ufjf.br

Bruno Silva de Moraes Gomes. PhD in Economics. Federal University of Juiz de Fora. Professor (IFRJ-Campus Niterói). Washington Luís Street-Sapê, Niterói - RJ, 24315-375. bruno.gomes@ifrj.edu.br

Marcílio Zanelli Pereira. PhD in Economics. Federal University of Juiz de Fora. Professor (UFJF/Campus GV). São Paulo Street, 745 - Centro, Gov. Valadares - MG, 35010-180. marcilio.zanelli@ufjf.br

Tamires Vieira Tosta. Economist. Federal University of Juiz de Fora. tamires.vtosta@gmail.com

Submetido em: 15/12/2020

Aprovado em: 03/05/2022

CONTRIBUIÇÃO DE CADA AUTOR

Conceituação: Bruno Silva, Tamires Vieira, Suzana Quinet, Marcílio Zanelli

Curadoria de Dados: Bruno Silva, Tamires Vieira

Análise Formal: Bruno Silva, Tamires Vieira, Suzana Quinet, Marcílio Zanelli

Obtenção de Financiamento: n/a

Investigação/Pesquisa: Bruno Silva, Tamires Vieira, Suzana Quinet, Marcílio Zanelli

Metodologia: Bruno Silva

Administração do Projeto: Bruno Silva, Suzana Quinet, Marcílio Zanelli

Recursos: n/a

Software: Bruno Silva, Tamires Vieira

Supervisão/orientação: Bruno Silva, Suzana Quinet, Marcílio Zanelli

Validação: n/a

Visualização: Bruno Silva, Suzana Quinet, Marcílio Zanelli

Escrita – Primeira Redação: Bruno Silva, Tamires Vieira

Escrita – Revisão e Edição: Bruno Silva, Suzana Quinet, Marcílio Zanelli

Fontes de financiamento: n/a