

# DISTRIBUIÇÃO DO PIB *PER CAPITA* NAS MICRORREGIÕES BRASILEIRAS: UMA ANÁLISE EXPLORATÓRIA ESPACIAL

Ricardo Carvalho de Andrade Lima<sup>1</sup>

João Policarpo Rodrigues Lima<sup>2</sup>

O objetivo deste estudo é analisar como se alterou a distribuição espacial do produto interno bruto (PIB) *per capita* nas microrregiões brasileiras no período de 1970 a 2012. Por meio de técnicas de análise exploratória espacial e utilização de matrizes de transição aplicadas por Rey (2001), verifica-se que a distribuição espacial do PIB *per capita* permaneceu estável durante todo o período. Desta forma, 82% das microrregiões que se localizavam em um *cluster* de pobreza em 1970, assim permaneceram em 2012. Além disso, observa-se a existência de economias com alto PIB *per capita* com vizinhos de baixo PIB *per capita*, um indício de ausência de *spillovers* positivos nessas regiões. Os resultados obtidos neste trabalho foram robustos à alteração das matrizes espaciais, assim como à modificação da estratégia de caracterização de *clusters*.

**Palavras-chave:** análise exploratória espacial; disparidades regionais; crescimento regional; políticas regionais.

## DISTRIBUTION OF GDP *PER CAPITA* ACROSS BRAZILIAN MICRORREGIONS: AN EXPLORATORY SPATIAL DATA ANALYSIS

The aim of this paper is to examine how changed the spatial distribution of GDP *per capita* in Brazilian micro-regions during the period 1970-2012. Through a spatial exploratory data analysis and using the transition matrices applied by Rey (2001), it is found that the spatial distribution of GDP *per capita* remained stable throughout the period. Thus, 82% of micro-regions that are located in poverty cluster in 1970 remained so in 2012. Furthermore, it is shown that regions with high GDP *per capita* are neighboring with ones of low GDP *per capita*, which indicates the absence of positive spillovers in these regions. The results obtained were robust to different spatial matrices, as well as modification of the clusters identification strategy.

**Keywords:** exploratory spatial data analysis; regional disparities; regional growth; regional policies.

## DISTRIBUCIÓN DE PIB PER CÁPITA ENTRE MICRO-REGIONES BRASILEÑAS: UN ANÁLISIS DE DATOS ESPACIALES EXPLORATORIO

El objetivo de este trabajo es examinar cómo cambiar la distribución espacial del PIB per cápita en micro-regiones de Brasil para el período 1970-2012. A través de un análisis exploratorio de datos espaciales y el uso de las matrices de transición aplicadas por Rey (2001), se encuentra que la distribución espacial de los PIB per cápita se mantuvo estable durante todo el período. Por lo tanto, el 82% de las micro-regiones que se encuentran en el grupo de la pobreza en 1970 se mantuvo

---

1. Doutorando em economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Economista perito do Ministério Público Federal (MPF). E-mail: <ricardoclma@mpf.mp.br>.

2. PhD em economia pela Universidade de Londres (Inglaterra). Professor titular no Departamento de Economia da UFPE. E-mail: <jprima@ufpe.br>.

así en el 2012. Por otra parte, se verifica la existencia de economías con alto PIB per cápita con la vecina del bajo PIB per cápita, una indicación de la ausencia de efectos secundarios positivos en estas regiones. Los resultados obtenidos fueron robustos a diferentes matrices espaciales, así como la modificación de la estrategia de identificación de clusters.

**Palabras clave:** análisis exploratorio de datos espaciales; disparidades regionales; el crecimiento regional; las políticas regionales.

## DISTRIBUTION DE PIB PAR HABITANT ENTRE MICRORREGIONES BRÉSILIEN: UNE ANALYSE SPATIALE EXPLORATOIRE DES DONNÉES

Le but de cet article est d'examiner comment modifier la répartition spatiale du PIB par habitant dans les micro-régions du Brésil pour la période 1970-2012. Grâce à une analyse exploratoire des données spatiales et en utilisant les matrices de transition appliquées par Rey (2001), il est constaté que la distribution spatiale du PIB par habitant est restée stable tout au long de la période. Ainsi, 82% des micro-régions qui se trouvent dans le cluster de la pauvreté en 1970 est resté ainsi en 2012. En outre, nous vérifions l'existence d'économies avec un PIB par habitant avec les pays voisins de faible PIB par habitant, une indication de l'absence de retombées positives dans ces régions. Les résultats obtenus sont robustes à différentes matrices spatiales, ainsi que la modification de la stratégie d'identification des grappes.

**Mots-clés:** analyse exploratoire de données spatiales; les disparités régionales; la croissance régionale; les politiques régionales.

JEL: O18; R11; R58.

## 1 INTRODUÇÃO

As disparidades regionais vêm tornando-se, com a desigualdade de renda entre indivíduos, um dos maiores desafios para países em desenvolvimento. Particularmente, no Brasil – um país de dimensão continental –, a disparidade regional entre as duas regiões mais populosas (Nordeste e Sudeste) é alta e relativamente estável ao longo das décadas. De acordo com Azzoni (2013), em 1939, o produto interno bruto (PIB) *per capita* do Nordeste (região mais pobre do país) era equivalente a 48% do PIB *per capita* brasileiro, enquanto o PIB *per capita* do Sudeste (região mais rica do país) era equivalente a 141% da média brasileira. Em 2009, o PIB *per capita* do Nordeste continuava no patamar de 48%, e o do Sudeste chegou a 131%.

Embora não se saiba exatamente em qual momento da história econômica brasileira essa disparidade entre o Nordeste e o Sudeste surgiu, a vinda da Corte Portuguesa para o Rio de Janeiro e o *boom* da economia ligada à produção do café, intensificado a partir da segunda metade do século XIX, são elementos históricos que podem estar associados ao aumento das disparidades regionais (Baer, 2001; Rands, 2011). Autores como Celso Furtado (2007) e Wilson Cano (1998), em diferentes publicações, chamaram atenção para essas origens históricas, tendo como base o processo de expansão da economia cafeeira e a subsequente industrialização via substituição de importações, intensificada após os anos 1930,

processo que favoreceu a maior acumulação de capital na região Sudeste, tendo a política econômica chamada desenvolvimentista como ator coadjuvante.

Leff (1972) associa a origem das desigualdades ao período anterior a 1930, já que a expansão da economia cafeeira, segundo ele, deu-se em melhores condições relativas comparativamente com o observado nas atividades econômicas predominantes no Nordeste, fundadas no açúcar e no algodão. Sumariando Leff (1972), Corrêa, Lima e Campos (2014) afirmam:

com a expansão das exportações de café teriam sido geradas condições mais frequentes de valorização cambial, o que teria concorrido para uma menor acumulação advinda das exportações do Nordeste, com menores condições de competitividade, relativamente ao caso do café, onde os lucros, mesmo com câmbio valorizado, eram relativamente maiores. Com isso teria se iniciado uma dinâmica acumulativa mais vigorosa na região Sudeste, fortalecida posteriormente pelos demais fatores, inclusive por uma base mais favorável de recursos humanos e naturais (Corrêa, Lima e Campos, 2014, p. 6).

Sobre isso, ainda apontam Corrêa, Lima e Campos (2014):

por conta desses elementos, que não cabe aqui aprofundar, a base econômica da região Nordeste e Norte do país não sofreu a mesma expansão observada na região Sudeste, principalmente, e na região Sul. Por circunstâncias várias, ao lado disso observa-se uma retenção de população relativamente grande no Nordeste brasileiro, particularmente nas suas metrópoles, o que fez a renda per capita relativa à do Brasil ir declinando, num processo que só mais recentemente sofreu alguma reversão (Corrêa, Lima e Campos, 2014, p. 6).

Nesse contexto de elevadas e persistentes disparidades, uma série de políticas regionais criadas pelo governo federal foi introduzida no início da década de 1960. Tais políticas regionais eram fundamentadas pelos trabalhos de Celso Furtado e baseavam-se no conceito de centro-periferia, em que o Sudeste é o centro, e o Nordeste, a periferia (Furtado, 2007). De acordo com essa teoria estruturalista, para que o Nordeste se desenvolvesse (e as disparidades regionais caíssem), era necessário promover a industrialização via atração de capital físico para aquela região. Sendo assim, a criação dos fundos constitucionais, a instituição da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene), da Superintendência do Desenvolvimento da Amazônia (Sudam) e da Zona Franca de Manaus (ZFM) e diversos programas de incentivo fiscal representam a materialização das políticas regionais voltadas para o desenvolvimento de regiões atrasadas. Contudo, como mostra Ferreira (2004), estas políticas tiveram pouca eficácia no combate das disparidades regionais. Já em meados dos anos 2000, observa-se uma leve tendência de redução das desigualdades regionais, e, como mostram Silveira-Neto e Azzoni (2012), esta redução esteve parcialmente associada aos programas sociais de redistribuição de renda (como o programa Bolsa Família), que possuem objetivos claramente não espaciais.

Antes de prosseguir, cabe aqui um breve parêntese teórico que parece relevante. Na literatura acerca do desenvolvimento econômico há pontos de vista contraditórios que merecem ser aqui lembrados. Uma linha mais “otimista” considera que o desenvolvimento tende a se difundir nos vários espaços e argumenta que a produtividade marginal decrescente do capital faria com que houvesse convergência de níveis de desenvolvimento entre países e regiões.<sup>3</sup> Assim, para um conjunto significativo de autores:

desde que não haja barreiras à operação das forças de mercado: em uma economia nacional, completamente integrada, espera-se uma convergência de renda e desenvolvimento ao longo do tempo pelo movimento dos preços, salários e taxa de lucro. Diferenças nas rendas colocariam em movimento mecanismos de correção das disparidades que levam à convergência entre regiões de um espaço nacional (Marques e Fochezatto, 2012, p. 3).

Em uma linha oposta de entendimento, autores como Myrdal (1968), Kaldor (1970), Dixon e Thirlwall (1975), entre outros, defendem, com base no chamado princípio da causação circular cumulativa, que é mais provável que as diferenças de níveis de desenvolvimento tendam a persistir. De acordo com Lima e Simões, (2009):

estes teóricos, baseados em conceitos de polarização da produção e em economias externas, evidenciavam a irregularidade do processo de crescimento e, portanto, a necessidade de intervenção estatal no mesmo, dada sua tendência à concentração setorial e espacial. Seus trabalhos demonstram que uma vez estabelecidas vantagens ou desvantagens comparativas em determinados espaços econômicos, iniciam-se movimentos migratórios do capital e de outros fatores de produção, que são expressos na expansão ou na estagnação destes espaços (Lima e Simões, 2009, p. 31).

Tendo como base essa concepção mais “pessimista” acerca da difusão dos padrões de desenvolvimento, advoga-se a intervenção estatal e a adoção de políticas econômicas voltadas para a “animação” do desenvolvimento em regiões deprimidas ou ainda não suficientemente alcançadas por um processo mais intenso de acumulação de capital. Com isso, seriam criadas novas centralidades e, assim, compensadas, pelo menos em parte, as economias de aglomeração e de escopo que levam o processo capitalista de acumulação a se intensificar nas regiões que saem na frente. Com essa intenção, no Brasil vem sendo adotadas políticas, algumas delas acima mencionadas, para reverter a concentração de atividades

---

3. Conforme Marques e Fochezatto (2012, p. 3): “a suposição teórica que fundamenta a hipótese de convergência é a de produtividade marginal decrescente do capital. De acordo com essa suposição, regiões com reduzido estoque de capital teriam altas taxas de retorno e, deste modo, desenvolver-se-iam mais rapidamente que as regiões ricas, que têm um estoque de capital mais elevado e retorno mais baixo. A falácia do argumento consiste em supor que uma alta taxa de retorno potencialmente considerada seja suficiente para efetivar uma alta taxa de acumulação de capital. De fato, uma alta taxa de retorno só poderá ser obtida depois que uma alta taxa de acumulação for concretizada pelos capitalistas e/ou pelo estado”.

produtivas no Sul-Sudeste, porém com resultados pouco significativos, pelo menos por enquanto.

Mesmo com esses resultados não muito animadores, ainda existe uma grande discussão acerca da eficácia das políticas regionais, e uma questão importante refere-se ao grau de focalização de tais políticas. A identificação e a priorização de áreas mais atrasadas tornam-se fundamentais para o sucesso da política regional, principalmente em um país como o Brasil, em que mesmo dentro do Nordeste existe uma forte heterogeneidade no grau de desenvolvimento de seus municípios.<sup>4</sup> Assim, ao empregar a metodologia de análise exploratória de dados espaciais (Esda) – como LeGallo e Ertur (2003) para as regiões da Europa,<sup>5</sup> Celebioglu e Dall’erba (2009) para as regiões da Turquia, e Rey (2001) para os estados norte-americanos –, este estudo tem como objetivo analisar a dinâmica espaço-temporal do PIB das microrregiões brasileiras no período de 1970 a 2012.

Considerando o caso brasileiro, existe uma ampla literatura que busca compreender a evolução das disparidades entre regiões, por meio de técnicas exploratória espaciais. Mossi *et al.* (2003) investigou a dinâmica espaço-temporal dos estados brasileiros no período de 1939 a 2003 e detectou a existência de dois *clusters* estáveis: um de estados ricos no Sudeste e outro de estados pobres no Nordeste. Contudo, o grande problema do trabalho é a utilização dos estados como unidades de observação, uma escala geográfica demasiadamente agregada. Devido às fortes heterogeneidades intraestaduais, a análise a tal nível torna-se bastante imprecisa e, assim, pouco eficaz para a formulação de políticas regionais. Desta forma, surgiu, no Brasil, um grande número de estudos que investigam o assunto sob uma perspectiva municipal. Por exemplo, Monasterio e Ávila (2004) analisam a distribuição espacial do crescimento econômico dos municípios do Rio Grande do Sul; Perobelli, Ferreira e Faria (2009) identificam as modificações das disparidades nos municípios de Minas Gerais durante o período de 1975 a 2003; Barreto, Almeida e Lima (2010) estudaram a dinâmica espaço-temporal dos municípios cearenses no período de 1996 a 2003; e Ferrario *et al.* (2009) os municípios do Paraná. Contudo, ao focar somente estados ou regiões específicas, esses trabalhos acabam contribuindo pouco para o entendimento das fortes disparidades regionais no Brasil como um todo. Além disso, um município do estado do Rio Grande do Sul, por exemplo, pode estar localizado em um *cluster* de baixa renda quando comparado a outros municípios do mesmo estado, mas pode ser suficientemente rico no contexto nacional. O trabalho de Monasterio (2010) é o único que considera simultaneamente grande parte do território

4. Por exemplo, o PIB *per capita* do município de Ipojuca (PE) é aproximadamente 44 vezes maior do que o PIB *per capita* do município de Betânia do Piauí (PI).

5. A unidade de observação desse trabalho é a NUTS 1, que significa *first-level of nomenclature of territorial units for statistics*. Trata-se de uma desagregação da Europa em regiões, muito usada para propósitos de pesquisa e análise estatística.

nacional e unidades geográficas desagregadas. Por meio da utilização de áreas mínimas comparáveis (AMCs), o autor mostra que a disparidade de renda entre as regiões permaneceu razoavelmente constante durante o intervalo de tempo de 1872 a 2000. Contudo, uma importante limitação do trabalho é a exclusão de municípios do Norte e de grande parte do Centro-Oeste, decorrente da estratégia metodológica adotada para compatibilizar as regiões.

Uma desvantagem da utilização de dados municipais é que a autocorrelação espacial pode ser uma simples decorrência da divisão administrativa de territórios muito homogêneos em vez de estar capturando interações espaciais entre as economias (Resende, 2011). Além disso, devido à mobilidade pendular do fator trabalho, a produção de um município em particular pode não refletir seus próprios fatores de produção. Considerando essas dificuldades, a literatura mais recente de crescimento regional brasileiro tem utilizado as microrregiões – que são municípios contíguos com características socioeconômicas e naturais semelhantes – como unidade de análise (Cravo, Becker e Gourlay, 2014; Lima e Silveira-Neto, 2016). Neste sentido, este trabalho contribui ao utilizar uma escala geográfica que mais se assemelha às economias regionais, mas que ainda não foi empregada em trabalhos de Esda. Além da unidade geográfica, este artigo avança em relação ao restante, ao considerar os seguintes aspectos: *i)* a sensibilidade dos resultados frente a diferentes estruturas da matriz espacial; *ii)* a caracterização adicional de *clusters* com base na estatística de Ord e Getis (1995); *iii)* a identificação das microrregiões que se localizam no *cluster* de baixa renda desde a década de 1970 e as que são *outliers*; e, por fim, *iv)* a utilização de todo o território nacional e de um período de tempo mais recente. Desta maneira, será possível identificar os principais *clusters*<sup>6</sup> de baixo (e alto) PIB *per capita* e, ainda, verificar se houve algum tipo de modificação nas posições relativas nos últimos quarenta anos.

Este trabalho está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 apresenta a metodologia e os dados. A seção 3 traz os resultados. A seção 4 mostra como os resultados modificam-se frente à alteração da estratégia de caracterização de *clusters* e frente a diferentes estruturas da matriz espacial. Por fim, a seção 5 apresenta as conclusões e as implicações para a política regional.

## 2 METODOLOGIA E DADOS

### 2.1 Metodologia

Buscando identificar o grau de autocorrelação espacial do PIB *per capita* das microrregiões brasileiras para cada período de tempo, utilizou-se o I-Moran global,

---

6. Iremos utilizar o termo *cluster* no sentido da estatística espacial. Ou seja, neste trabalho *cluster* refere-se a um conjunto de microrregiões vizinhas que possuem níveis semelhantes de PIB *per capita*.

uma estatística tradicionalmente utilizada para esse fim (Cliff e Ord, 1981). O I-Moran global pode ser escrito da seguinte forma matricial:

$$I_t = \frac{n}{S_0} \frac{y_t' W y_t}{y_t' y_t} \quad t = 1, \dots, 8, \quad (1)$$

onde  $n$  é o número de regiões em análise;  $y_t$  é um vetor de dimensão  $n \times 1$  com as observações dos desvios do PIB *per capita* para cada região no tempo  $t$  em relação à média;  $W$  é uma matriz espacial, em que cada elemento  $w_{ij}$  representa uma medida de associação espacial entre a região “ $i$ ” e a região “ $j$ ”; e  $S_0$  é um escalar igual ao somatório de todas as linhas de  $W$ . Há várias formas de definir as relações de vizinhança inclusas na matriz espacial  $W$ ; contudo, a melhor forma de definir ainda é uma questão em aberto na literatura de econometria espacial. Por esse motivo, nós iremos utilizar a tradicional matriz binária normalizada, onde  $w_{ij} = 1$  se a região “ $i$ ” faz fronteira com a região “ $j$ ”, e  $w_{ij} = 0$ , caso contrário. Posteriormente, testa-se a robustez dos resultados para diferentes matrizes. Por meio da estatística global I-Moran, é possível mostrar que valores próximos a + 1 indicam uma autocorrelação positiva, valores próximos a - 1 indicam autocorrelação negativa e valores próximos a zero revelam ausência de autocorrelação espacial.

A estatística global I-Moran indica apenas o grau geral de associação espacial entre as observações. Ou seja, é um indicador que não revela informações acerca da possibilidade de haver *clusters* locais e de suas respectivas localidades geográficas, ou seja, não consegue indicar quais são as regiões que se comportam de forma similar. Sendo assim, visando identificar potenciais *clusters*, optou-se pela utilização da estatística I-Moran local.<sup>7</sup> Como mostra Anselin (1995), a estatística I-Moran local é usada para determinar se uma observação particular “ $i$ ” (no caso, microrregião “ $i$ ”) possui similaridade ou dissimilaridade com as observações da vizinhança. A estatística I-Moran local é definida da seguinte forma:

$$I_{it} = \frac{ny_{it} \sum_j^n w_{ij} y_{jt}}{\sum_j^n y_{jt}^2} \quad i = 1, \dots, 522. \quad t = 1, \dots, 8, \quad (2)$$

onde  $I_{it}$  é a estatística calculada para a microrregião  $i$  no tempo  $t$  e  $y_{it}$  representa o desvio do PIB em relação à média para a observação  $i$ . Pode-se mostrar que a estatística global I-Moran pode ser decomposta nas estatísticas locais (Anselin, 1995). Outra ferramenta utilizada em Esda é o Moran *scatterplot*, que é uma representação gráfica da regressão linear de  $y_t$  em  $W y_t$ , onde o coeficiente angular nada mais é do

7. Outro indicador bastante utilizando para detectar *clusters* locais é a estatística de Ord e Getis (1995). No entanto, este indicador não permite a identificação de regiões atípicas, que, como será discutido adiante, possui uma importância significativa.

que a própria estatística I-Moran global. Os quatro tipos de associação espacial entre observações podem ser visualizados nos quatro quadrantes do Moran *scatterplot*: no primeiro quadrante, estão as observações que possuem um alto valor de  $y_t$  e possuem vizinhos com alto  $Wy_t$  (HH); no segundo estão as observações com alto  $y_t$  e vizinhos com baixo  $Wy_t$  (HL); no terceiro as observações com baixo  $y_t$  e que possuem vizinhos com baixo  $Wy_t$  (LL); e, por fim, no quarto quadrante estão as observações com baixo  $y_t$  e vizinhos com alto  $Wy_t$  (LH). Quando há autocorrelação espacial positiva, a grande parte das observações situam-se no grupo HH e/ou LL, de forma que observações situadas no HL e no LH são consideradas atípicas. Além disso, quando se junta as informações do I-Moran local e do Moran *scatterplot*, é possível construir o *Lisa map*, um mapa que contém as informações do I-Moran local que são estatisticamente significantes, distribuídas por cada um dos quadrantes do Moran *scatterplot*.

Tendo em vista o objetivo de analisar a dinâmica espaço-temporal do PIB *per capita* das microrregiões brasileiras no período de 1970 a 2012, utilizaram-se algumas medidas apresentadas por Rey (2001) que refletem o dinamismo temporal das economias. Considerando que em determinado período de tempo  $t_0$  uma economia pode estar (exclusivamente) em um dos quatros quadrantes do Moran *scatterplot* – HH, LH, LL e HL –, é possível que haja quatro tipos diferentes de transição no período  $t_1$ : a região e seus vizinhos permanecem no mesmo quadrante (transição do tipo 0); a região muda sua classificação enquanto as regiões vizinhas continuam com sua classificação (transição do tipo 1); a região permanece com sua classificação, enquanto as regiões da vizinhança mudam (transição do tipo 2); e por fim, ambas regiões mudam de classificação<sup>8</sup> (transição do tipo 3). Além disso, Rey (2001) propôs um índice geral de estabilidade dinâmica, que é definido como a razão do número de regiões que não se movimentaram (transição do tipo 0) em relação ao número total de regiões.

Outra ferramenta que é bastante utilizada para analisar a dinâmica espaço-temporal de regiões de um determinado país são as matrizes de transição espaciais de Markov. Por exemplo, Rey (2001) utilizou-as para analisar a dinâmica espaço-temporal dos estados norte-americanos, Mossi *et al.* (2003) analisaram os estados brasileiros e Monasterio (2010), os municípios brasileiros. Embora esta ferramenta possa ser útil em revelar informações importantes acerca da dinâmica da distribuição do PIB *per capita* condicionada ao espaço, não a utilizaremos nessa versão inicial do trabalho.

8. Exemplos das transições espaciais definidas por Rey (2001): tipo 0 (classificação em LL em  $t_0$  e LL  $t_1$ ); tipo 1 (classificação em HL em  $t_0$  e LL  $t_1$ ); tipo 2 (classificação em LH em  $t_0$  e LL  $t_1$ ); tipo 3 (classificação em HH em  $t_0$  e LL em  $t_1$ ).



## 2.2 Dados

Os dados relativos ao PIB *per capita* foram obtidos por meio do Ipeadata, e utilizaram-se informações acerca dos seguintes anos: 1970, 1975, 1980, 1985, 1996, 2000, 2005, 2010 e 2012. Tal variável não está disponível para o intervalo de tempo entre 1985 e 1996 e, além disso, a série encerra-se no ano de 2012. A unidade geográfica utilizada neste estudo são as microrregiões, que consistem em um agrupamento de municípios que possuem características socioeconômicas semelhantes e estão situadas em um mesmo estado (Magnago, 1995).

Como foi anteriormente argumentado, a utilização de unidades geográficas maiores (como estados) no estudo de questões relativas à distribuição do PIB regional é imprecisa, uma vez que tais unidades possuem fortes heterogeneidades intrarregionais. Além disso, o uso das microrregiões também é mais adequado quando se deseja identificar quais são as áreas que devem ser prioritárias no desenho de uma política regional.

Um problema usual que surge na análise da evolução temporal de determinada característica em um grupo de regiões é que as áreas geográficas delas podem alterar-se, tornando impraticável uma comparação temporal. Esse problema é particularmente grave para o caso brasileiro, uma vez que houve mudanças significativas nas áreas geográficas dos municípios e, conseqüentemente, das microrregiões. Sendo assim, construímos as microrregiões a partir da agregação das AMCs, que são municípios com fronteiras constantes no tempo (Reis *et al.*, 2005; Resende, Carvalho e Sakowski, 2012). Essa estratégia resultou em um conjunto de 522 microrregiões.

## 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, busca-se analisar, por meio dos métodos descritos na seção anterior, a dinâmica espaço-temporal do PIB *per capita* das microrregiões brasileiras no período de 1970 a 2012. Primeiramente, calculou-se o I-Moran global para cada ano e algumas estatísticas descritivas. Os resultados podem ser visualizados na tabela 1.

Pode-se observar que o grau de autocorrelação global entre os PIBs *per capita* das microrregiões é positivo e estatisticamente significativo para todo o período em análise. Isso indica, que, em média, uma microrregião com alto (baixo) PIB *per capita* está geograficamente próxima a microrregiões com alto (baixo) PIB. Além disso, o I-Moran global é relativamente estável durante todo o intervalo de tempo (o indicador normalizado varia de 31 a 37,6), revelando que não houve modificações no padrão geral de associação espacial. A tabela 1 também mostra que, durante todo o período, o PIB *per capita* médio das microrregiões cresceu e a desigualdade regional, medida pelo desvio-padrão, caiu sensivelmente. A única exceção em relação a esse padrão é o que ocorre no período de 1985 a 1996,

em que a média do PIB *per capita* cai e as disparidades regionais aumentam. Esses resultados podem ser explicados pela forte instabilidade macroeconômica vivenciada pelo país nos anos 1980 e início dos anos 1990, incluindo períodos de hiperinflação e baixo crescimento (Baer, 2001).

Como foi discutido na seção 2, o Moran *scatterplot* é uma ferramenta adequada para identificar a relação espacial de cada microrregião em particular, o que permite, por exemplo, identificar as economias atípicas e as *outliers*. O gráfico 1 mostra o Moran *scatterplot* para o ano inicial (1970) e para o ano final (2012).

TABELA 1

**Estatística I-Moran global e estatísticas descritivas para o log do PIB *per capita* (1970-2012)**

Ano	I-Moran	Média	Desvio-padrão	Coefficiente de variação	I-Moran normalizado
1970	0,7044	0,2870	0,7677	2,6753	32,762
1975	0,7558	0,7183	0,7762	1,0807	37,602
1980	0,7477	1,0345	0,7709	0,7452	37,385
1985	0,6853	1,1815	0,7667	0,6489	31,009
1996	0,7129	0,9409	0,7931	0,8430	33,313
2000	0,7182	1,2627	0,6873	0,5443	34,200
2005	0,6972	1,4047	0,6950	0,4948	33,519
2010	0,6802	1,7219	0,6611	0,3839	31,934
2012	0,6802	1,6027	0,6611	0,4125	31,934

Elaboração dos autores.

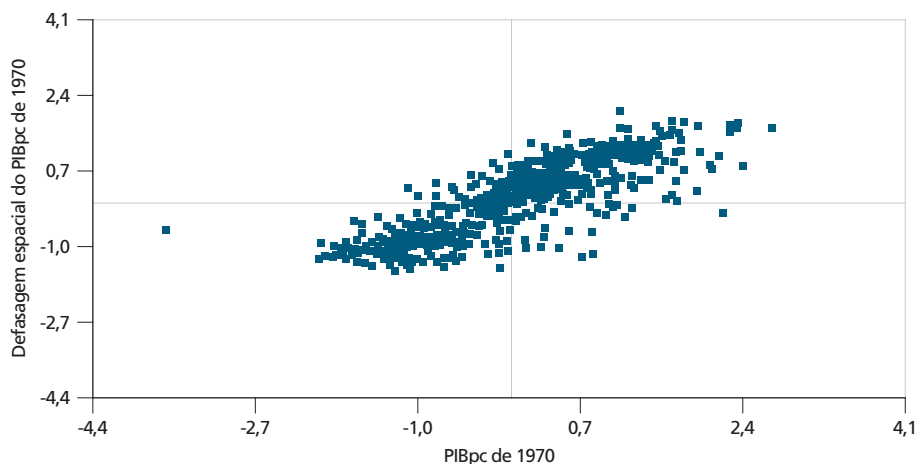
Obs.: A estatística I-Moran global foi estatisticamente significativa a 1% para todos os períodos de tempo. O PIB *per capita* está em forma logarítmica e está deflacionado para reais (R\$) do ano 2000 (unidades em 1,000).

Por meio do gráfico 1, é possível identificar que a maior parte das microrregiões situa-se no quadrante 1 (HH) e no quadrante 3 (LL), em que a autocorrelação espacial é positiva. As microrregiões atípicas (HL e LH) representam 14,00% do total, em 1970, e 13,02%, em 2012. Além disso, observam-se alguns pontos *outliers* (positivos e negativos), que são definidos como aqueles que estão a dois desvios da origem (LeGallo e Ertur, 2003). Trata-se de economias que possuem um PIB *per capita* muito alto (ou muito baixo) em relação ao conjunto total. O quadro 1 lista todas as microrregiões que são *outliers* e seu respectivo regime espacial, para cada ano em análise.

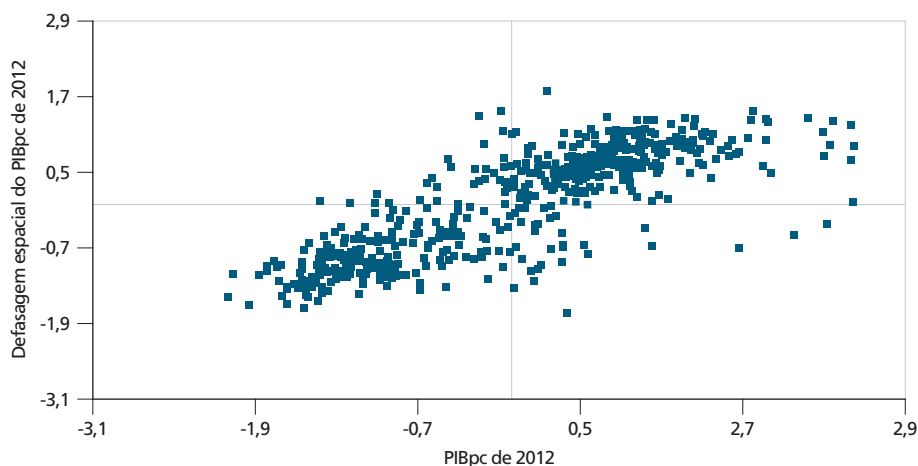
GRÁFICO 1

**Moran scatterplot do log do PIB *per capita* (1970 e 2012)**

1A – 1970



1B – 2012



Elaboração dos autores.

Em termos gerais, as microrregiões *outliers* concentram-se, basicamente, no primeiro quadrante, e são economias com PIBs *per capita* muito elevados e que possuem vizinhos ricos, mas com uma magnitude inferior. As microrregiões da região industrial de São Paulo – como Jundiaí, Osasco, Santos, Guarulhos, Campinas, São Paulo e São José dos Campos – alternaram-se como *outliers* do quadrante HH durante todo o período de tempo. Além dessas microrregiões da zona industrial de São Paulo, outro padrão que pode ser identificado é a ascensão, a partir de 1996, das microrregiões do litoral do Rio de Janeiro – Macaé, Bacia de São João e Campos

dos Goytacazes – como *outliers* do tipo HH. Esse resultado faz todo o sentido, uma vez que estas microrregiões são as que passaram a concentrar a maior parte da produção de petróleo do país. Um fato interessante é que a microrregião de Brasília era uma economia que possuía um PIB *per capita* muito elevado e que possuía vizinhos pobres (*outlier* do terceiro quadrante – HL) de 1970 até 2000. A partir de 2005, esta microrregião passa a ser um *outlier* do primeiro quadrante (HH), um indício de que as microrregiões vizinhas conseguiram se desenvolver. Ainda, observa-se que a partir de 2005, a microrregião de Suape, Pernambuco, passa a ser um *outlier* do tipo HL e que a microrregião do Alto Araguaia, Mato Grosso, um *outlier* do tipo HH.

#### QUADRO 1

##### Microrregiões *outliers* e seus respectivos regimes espaciais

1970		1975		1980		1985	
Brasília (DF)	HL	Campinas (SP)	HH	Campinas (SP)	HH	Baixo Cotinguiba (SE)	HH
Campinas (SP)	HH	Guarulhos (SP)	HH	Guarulhos (SP)	HH	Campinas (SP)	HH
Guarulhos (SP)	HH	Jundiaí (SP)	HH	Ipatinga (MG)	HH	Ouro Preto (MG)	HH
Jundiaí (SP)	HH	Porto Alegre (RS)	HH	Santos (SP)	HH	São José dos Campos (SP)	HH
Porto Alegre (RS)	HH	Santos (SP)	HH	São José dos Campos (SP)	HH	Tijucas (SC)	HH
Rio de Janeiro (RJ)	HH	São José dos Campos (SP)	HH	São Paulo (SP)	HH	Alto Parnaíba Piauiense (PI)	LL
Santos (SP)	HH	São Paulo (SP)	HH	Alto Parnaíba Piauiense (PI)	LL	Barra (BA)	LL
São Paulo (SP)	HH	Vale do Paraíba Fluminense (RJ)	HH	Ibiapaba (CE)	LL	Curimatá Oriental (PB)	LL
União da Vitória (PR)	HH	Alto Parnaíba Piauiense (PI)	LL	Santa Quitéria (CE)	LL	Litoral Piauiense (PI)	LL
Vale do Paraíba (RJ)	HH	Baixo Parnaíba Maranhense (MA)	LL				
Conceição do Araguaia (TO)	LL	Bertolínia (PI)	LL				
		Itapipoca (CE)	LL				
1996		2000		2005		2010/2012	
Coreaú (CE)	LL	Bacia de São João (RJ)	HH	Alto Araguaia (MT)	HH	Alto Araguaia (MT)	HH
Macaé (RJ)	HH	Macaé (RJ)	HH	Bacia de São João (RJ)	HH	Bacia de São João (RJ)	HH
São Paulo (SP)	HH	Osasco (SP)	HH	Brasília (DF)	HH	Baía de Ilha Grande (RJ)	HH
Xanxerê (SC)	HH	São José dos Campos (SP)	HH	Campos dos Goytacazes (RJ)	HH	Brasília (DF)	HH
Brasília (DF)	HL	São Paulo (SP)	HH	Jundiaí (SP)	HH	Campos dos Goytacazes (RJ)	HH
		Brasília (DF)	HL	Macaé (RJ)	HH	Jundiaí (SP)	HH
		Codó (MA)	LL	Osasco (SP)	HH	Macaé (RJ)	HH
				Suape (PE)	HL	Osasco (SP)	HH
						Ouro Preto (MG)	HH
						Parauapebas (PA)	HL
						Suape (PE)	HL
						Codó (MA)	LL
						Portel (PA)	LL

Elaboração dos autores.

A partir das observações contidas no gráfico 1, pode-se construir uma matriz que mostra as transições que ocorreram nos quatro diferentes regimes espaciais no período de 1970 a 2012. A tabela 2 mostra os resultados desta matriz de transição. Inicialmente, observa-se que mais de 90,00% das microrregiões que estavam no *cluster* HH em 1970 (regiões ricas que possuem vizinhos igualmente ricos) continuaram no mesmo regime espacial em 2012. Além disso, 82,06% das microrregiões que estavam no *cluster* LL em 1970, assim permaneceram em 2012.

TABELA 2  
Transições entre os diferentes regimes espaciais (1970-2012)

	HH	HL	LH	LL
HH	0,9107	0,0223	0,0580	0,0089
HL	0,3548	0,3871	0,0000	0,2580
LH	0,4285	0,0476	0,2619	0,2619
LL	0,0672	0,0672	0,0448	0,8206
	<i>Tipo 0</i>	<i>Tipo 1</i>	<i>Tipo 2</i>	<i>Tipo 3</i>
	0,7911	0,1034	0,0708	0,0344

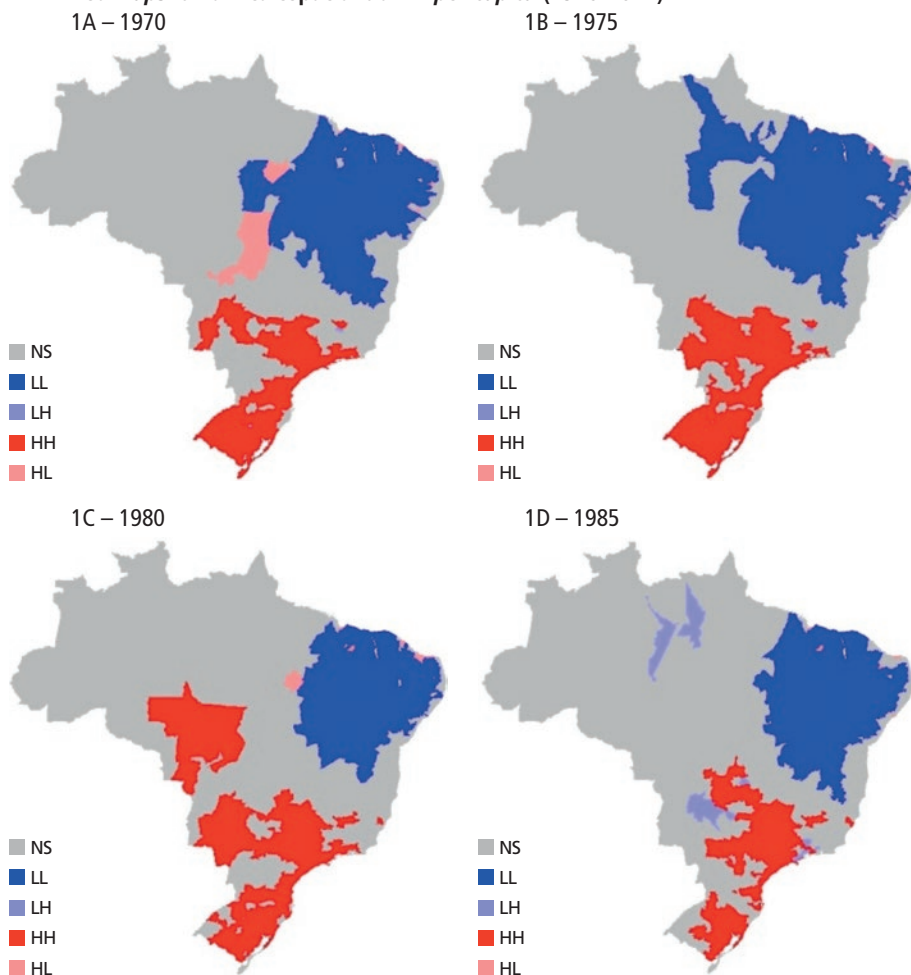
Elaboração dos autores.

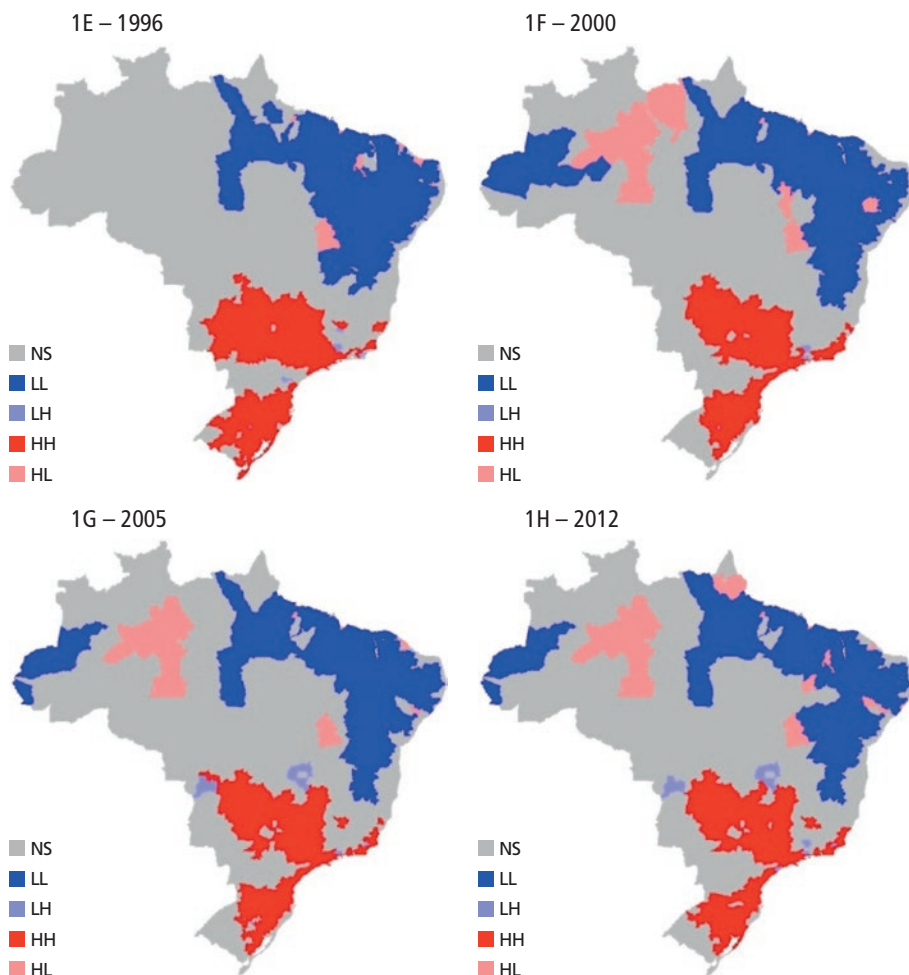
Esses números mostram que, de fato, há uma forte estabilidade nos *clusters* espaciais do PIB *per capita*, um resultado que reforça o trabalho de Monasterio (2010), em que foi evidenciado que a distribuição espacial do PIB *per capita* dos municípios brasileiros permaneceu estável no período de 1872 a 2000. A tabela 2 também apresenta a proporção de cada tipo de transição – definida por Rey (2001) – para o período 1970-2012. A maior parte das microrregiões (79,11%) permaneceu em 2012 no mesmo regime espacial em que se encontrava em 1970. Em estudo feito para regiões da Europa, LeGallo e Ertur (2003) detectaram que esse número chegava a 82,90% para um período de dez anos. Além disso, a transição do tipo 1, em que a economia altera seu *cluster* enquanto os vizinhos permanecem estáveis, é mais comum do que transições do tipo 2.

Esses resultados revelam que há um grupo de microrregiões pobres que não conseguiram alcançar uma trajetória de desenvolvimento nos últimos quarenta anos, e estão situadas em uma espécie de “armadilha de pobreza”. Além disso, também reforça a ineficácia das políticas regionais para o crescimento de regiões atrasadas. Em relação às microrregiões atípicas (HL e LH), houve um predomínio de transições para o regime de alta renda (HH), o que pode ser um indicativo de que regiões pobres são beneficiadas quando se localizam próximas a economias ricas. Ou seja, as microrregiões mais ricas acabam exercendo um efeito *cath-up* em seu entorno econômico.

Como foi enfatizado na introdução, a identificação das microrregiões atrasadas é de fundamental importância para o desenho de políticas regionais. Tendo em vista esse objetivo e buscando verificar como se alterou a distribuição espacial do PIB *per capita* nos últimos quarenta anos, construíram-se os mapas de *clusters* (Lisa maps) para cada um dos anos em análise (figura 1).

FIGURA 1

**Lisa maps: dinâmica espacial do PIB *per capita* (1970-2012)**



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Basicamente, podemos observar que a desigualdade espacial das microrregiões brasileiras permaneceu estável durante todo o período em análise, reforçando os números encontrados nas tabelas 1 e 2. Ainda, pode-se identificar a existência de dois grandes *clusters*: um de microrregiões pobres, localizadas na região Nordeste,<sup>9</sup> e um de microrregiões ricas, localizadas entre as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Essa polarização geográfica do PIB *per capita* está de acordo com os modelos da nova geografia econômica, que assumem um esquema de centro-periferia nas regiões de um território nacional (Fujita, Krugman e Venables, 1999).

9. No quadro 1, no apêndice, listamos as microrregiões que estiveram persistentemente no *cluster* LL. Como foi discutido anteriormente, estas regiões devem ser o foco das políticas regionais.

Cabe ressaltar que esse padrão não é uma particularidade da economia brasileira. Por exemplo, LeGallo e Ertur (2003) evidenciaram a existência simultânea de *clusters* de regiões pobres no Sul da Europa e *clusters* ricos no Centro-Norte Europeu; Celebioglu e Dall'erba (2009) encontraram um padrão semelhante para a Turquia, onde as províncias da Costa Oeste formam um *cluster* do tipo HH e as províncias do Leste formam *clusters* do tipo LL.

Durante o tempo, não houve modificações significativas nesse esquema centro-periferia; contudo, pode-se observar que o *cluster* de regiões ricas tornou-se mais fragmentado. Desta forma, em 2012, podemos notar a existência de dois *clusters* “independentes” de microrregiões ricas: um que integra economias do Centro-Oeste e Sudeste e outro que integra as microrregiões do Sul. Um fato notável é que grande parte do *cluster* de microrregiões pobres situa-se no Semiárido brasileiro.<sup>10</sup> Além disso, a partir de 1996, algumas microrregiões do Norte (especialmente do estado do Pará) começam a fazer parte desse regime espacial.

Em relação aos *clusters* de economias atípicas, observa-se uma série de resultados interessantes. Primeiramente, nota-se a ascensão da microrregião de Manaus como uma economia do tipo HL ou *diamonds in the rough*, ou seja, uma região que possui um PIB *per capita* alto e está circundada por economias pobres. Além da microrregião de Manaus, pode-se observar esse tipo de fenômeno nas microrregiões em que se localizam as capitais de alguns estados (pobres), como a microrregião de Belém, de Maceió, da aglomeração urbana de São Luís e de Macapá, e também na microrregião de Barreiras, na Bahia. Esse resultado indica que o dinamismo dessas economias não é suficiente para assegurar o desenvolvimento das economias vizinhas, ou seja, as microrregiões do tipo HL não são capazes de gerar *spillovers* positivos e, assim, formar *clusters* do tipo HH. Outra explicação plausível é que essas regiões dinâmicas acabam atraindo o capital físico e a mão de obra qualificada das economias vizinhas, gerando escassez e, consequentemente, níveis baixos de dinamismo econômico para as segundas (Özyurt e Daumal, 2013).

Por fim, em relação às microrregiões do tipo LH ou *doughnuts*, a figura 1 revela que há duas microrregiões que estiveram persistentemente sob esse regime espacial: a microrregião do Rio Negro, no Paraná, e a microrregião de Soledade, no Rio Grande do Sul. Além disso, pode-se identificar que, a partir de 2005, a microrregião do entorno de Brasília e a do Alto Pantanal passaram também a fazer parte desse *cluster*. Mais intrigante é o fato de que a microrregião de Soledade

---

10. Vale notar que sobre a região Semiárida nordestina, há indícios de mudança para algum dinamismo em um número razoável de microrregiões, mesmo que ainda incipiente e de forma heterogênea, em função de movimentos mais gerais do processo de acumulação de capital, buscando opções de investimento mais atraentes em vista de atrativos locais específicos ou menores custos de mão de obra, ao lado de incentivos fiscais e financeiros diferenciados para essa região. Sobre isso, ver Lima (2014), Gomes (2001) e Garcia e Buainain (2011), entre outros.



é circundada por microrregiões do tipo HH, e que desde o período inicial (1970) ela se encontra no regime LH. Isso sugere que, diferentemente de sua vizinhança, essa economia possui alguma particularidade que não lhe permite alcançar uma trajetória de desenvolvimento.

#### 4 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Nesta seção, pretende-se verificar a robustez dos resultados obtidos anteriormente. Essa análise será construída a partir da mudança das matrizes espaciais empregadas nas equações (1) e (2), juntamente a uma análise de *clusters* baseada na estatística de Gettis e Ord (1995).

Primeiramente, como foi discutido na seção 2, as matrizes espaciais são construídas de forma *ad hoc*, fazendo com que os resultados possam estar condicionados à escolha de determinada configuração para uma matriz particular. Sendo assim, os cálculos foram refeitos utilizando as matrizes de “*k*” vizinhos mais próximos, uma configuração largamente utilizada em estudos de convergência espacial de renda (López-Bazo, Artís e Vaya, 2004). Cada elemento da matriz é definido da seguinte forma:

$$\begin{cases} w_{ij} = 0 \text{ se } i = j \\ w_{ij} = 1 \text{ se } d_{ij} \leq d(k)_i, \\ w_{ij} = 0 \text{ se } d_i > d(k)_i \end{cases}$$

onde  $d_{ij}$  corresponde à distância entre a microrregião “*i*” e a microrregião “*j*” e  $d(k)_i$  é um valor crítico, que corresponde à *k*-ésima menor distância entre a microrregião “*i*” e uma de suas “*k*” microrregiões mais próximas, de forma que cada “*i*” tenha exatamente “*k*” vizinhos. Utilizou-se essa matriz para  $k = 4, 8$  e  $12$ .

Para prosseguir a análise de robustez com diferentes matrizes espaciais, empregamos as tabelas de transição (como LeGallo e Ertur, 2003), em que se comparam os resultados da matriz Queen – utilizada ao longo do trabalho – com os resultados das matrizes de “*k*” vizinhos mais próximos, em relação à classificação das economias nos quatro regimes espaciais (HH, LL, LH e LL) para o PIB *per capita* de 2012. A tabela 3 mostra os resultados. Por exemplo, com  $k = 4$ , pode-se observar que 98,39% das microrregiões que foram classificadas como um *cluster* do tipo HH com a matriz Queen, também foram classificadas nessa categoria com a matriz de quatro vizinhos mais próximos.

Em geral, como se observa na diagonal das matrizes da tabela 3 (valores bem próximos a 1), a classificação das microrregiões brasileiras nos quatro regimes espaciais com as matrizes de “*k*” vizinhos mais próximos é muito semelhante à classificação com a utilização da matriz Queen. Esse resultado é um forte indício de que os resultados encontrados na seção 3 não são sensíveis à escolha da matriz espacial.

TABELA 3  
Robustez para o Lisa por meio de diferentes matrizes espaciais

$k = 4$				
	HH	HL	LH	LL
HH	0,9839	0,0161	0,0000	0,0000
HL	0,0588	0,9412	0,0000	0,0000
LH	0,0000	0,0000	0,8857	0,1143
LL	0,0000	0,0000	0,0390	0,9610
$k = 8$				
	HH	HL	LH	LL
HH	0,9677	0,0323	0,0000	0,0000
HL	0,0294	0,9706	0,0000	0,0000
LH	0,0000	0,0000	0,8286	0,1714
LL	0,0000	0,0000	0,0049	0,9951
$k = 12$				
	HH	HL	LH	LL
HH	0,9758	0,0242	0,0000	0,0000
HL	0,0588	0,9412	0,0000	0,0000
LH	0,0000	0,0000	0,7714	0,2286
LL	0,0000	0,0000	0,0195	0,9805

Elaboração dos autores.

Obs.: A matriz de comparação é a matriz Queen, utilizando dados do logaritmo do PIB *per capita* em 2012.

Por fim, empregamos uma análise de *cluster* baseada na estatística  $G_i^*$ , proposta por Ord e Getis (1995), outro indicador de autocorrelação local. É calculado da seguinte forma:

$$G_i^* = \frac{\sum_j w_{ij} x_j - \sum_j w_{ij} \bar{x}}{s \left\{ \left[ n \sum_j w_{ij}^2 - \left( \sum_j w_{ij} \right)^2 \right] / (n-1) \right\}^{1/2}}, \quad (3)$$

onde  $w_{ij}$  representa os elementos da matriz de peso espacial (nós utilizamos a matriz Queen para o cálculo);  $x_j$  refere-se às observações do PIB *per capita* para cada microrregião  $j$ ;  $\bar{x}$ ,  $s$  e  $n$  representam, respectivamente, a média, o desvio-padrão e o tamanho da amostra completa. Valores positivos de  $G_i^*$  indicam que a microrregião  $i$  está contida no regime espacial de alta renda, enquanto valores negativos de  $G_i^*$  indicam que a microrregião  $i$  está contida no regime espacial de baixa renda. A figura 2 mostra a distribuição espacial dos indicadores.

Diferentemente da análise de *cluster* baseada no I-Moran local, o indicador de Getis-Ord não revela as microrregiões em regimes espaciais atípicos.

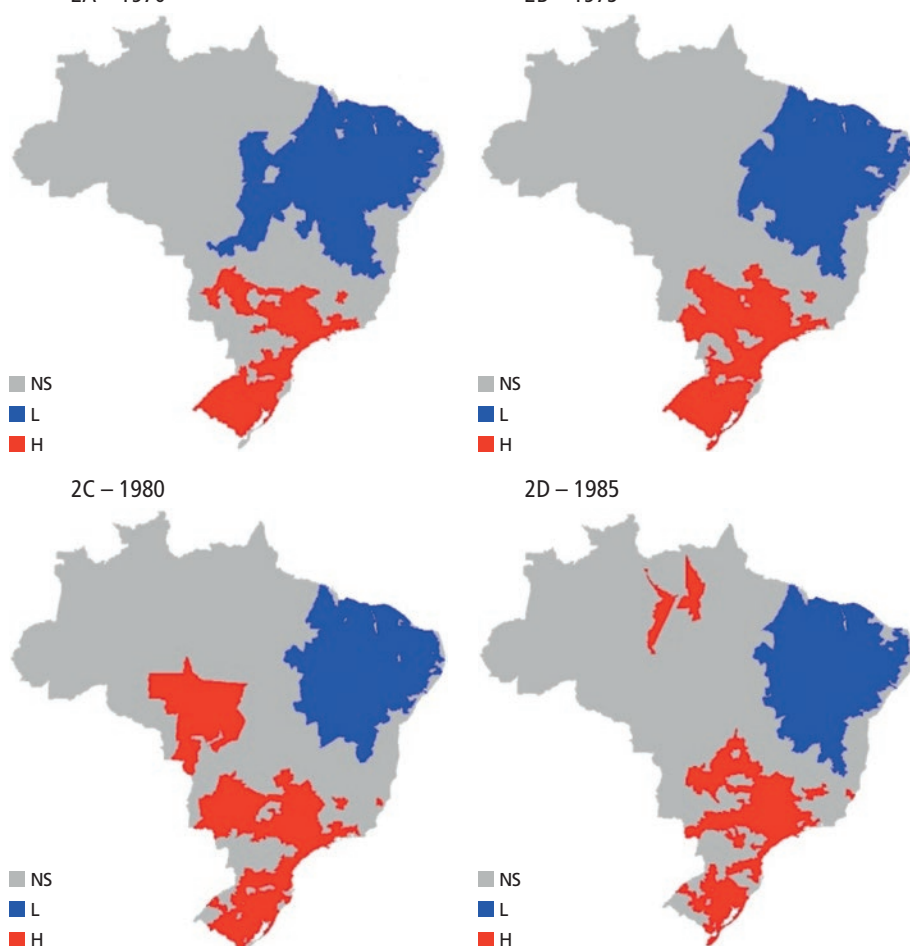
No entanto, pode-se ver que a dinâmica espacial do PIB *per capita* é muito semelhante ao evidenciado na figura 1. Ou seja, é possível detectar a persistência temporal de dois grandes *clusters* de PIB *per capita*: o *cluster* de regiões atrasadas (localizadas predominantemente no Nordeste) e o *cluster* de regiões ricas (no Centro-Oeste, Sul e Sudeste). Assim como pode ser visto na figura 2, pode-se observar que, a partir de 1996, o *cluster* de regiões com baixo dinamismo econômico passa a envolver algumas microrregiões do Norte do país.

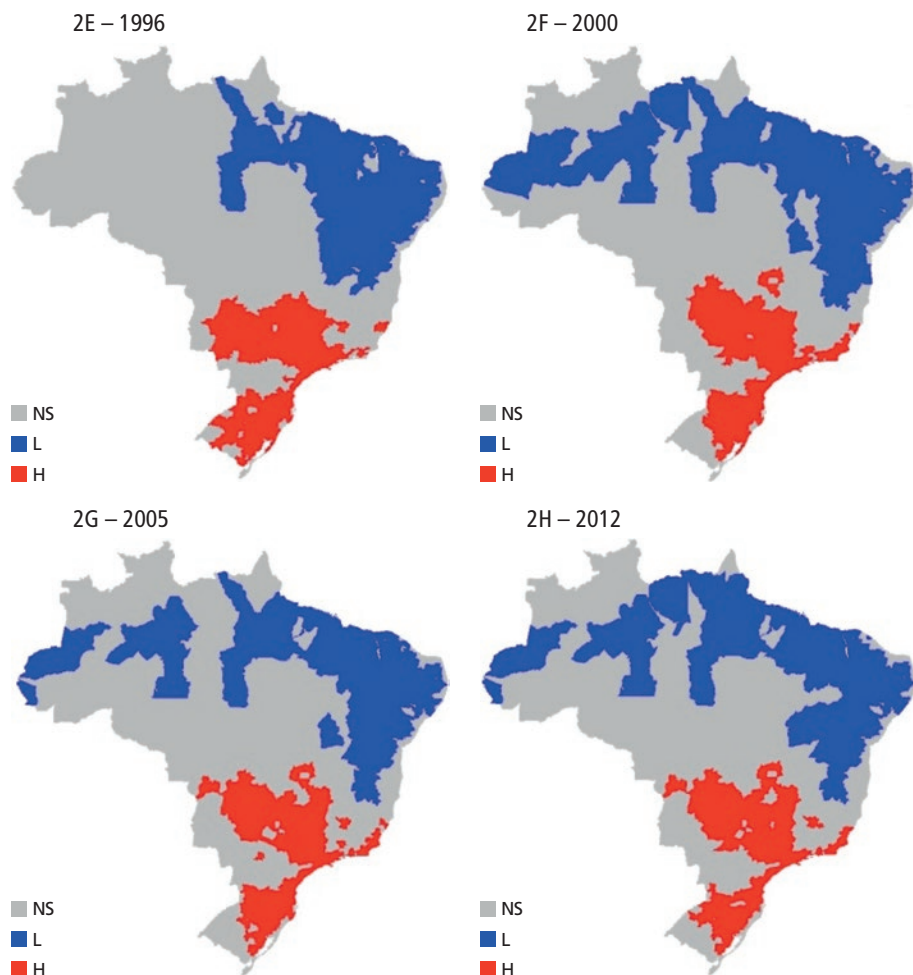
FIGURA 2

Dinâmica espacial do PIB *per capita* nas microrregiões: Gettis-Ord

2A – 1970

2B – 1975





Elaboração dos autores.

Obs.: Figura reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi analisar a dinâmica da distribuição espacial do PIB *per capita* nas microrregiões brasileiras para o período de 1970 a 2012. Fez-se, de início, uma breve revisão da literatura pertinente sobre convergência ou divergência de níveis de desenvolvimento, ressaltando os princípios da produtividade marginal decrescente do capital em contraste com o da causação circular cumulativa, bem como se mencionou uma ampla literatura que busca compreender a evolução das disparidades entre regiões por meio de Esda, foco maior deste trabalho.

Primeiramente, evidenciamos a persistência simultânea de um *cluster* de regiões pobres e um *cluster* de regiões ricas, nas linhas do esquema de centro-periferia.

Cabe destacar que 82% das microrregiões que estavam no regime espacial LL em 1970, continuaram fazendo parte desse regime em 2012, indicando que estão submetidas a uma espécie de “armadilha da pobreza”, ou ao fenômeno da “causação circular cumulativa”. Além disso, é um forte indício de que as políticas regionais implementadas desde então tiveram pouca eficácia para o desenvolvimento de regiões atrasadas. Isso também sugere que o espaço desempenha um papel importante na trajetória de crescimento das economias. Desta forma, faz-se necessário que políticas voltadas para a redução de disparidades espaciais sejam conduzidas nessas microrregiões.<sup>11</sup>

Em linhas gerais, esses resultados acabam confirmando alguns fatos estilizados sobre a distribuição regional do PIB no Brasil: *i)* as desigualdades regionais são estáveis; *ii)* as políticas regionais foram incapazes de alterar, de forma relevante, a dinâmica da distribuição espacial do PIB; e *iii)* uma região é beneficiada (prejudicada) quando possui vizinhos ricos (pobres).

Ao utilizar uma unidade geográfica mais desagregada que os estados brasileiros – como é comumente feito por outros estudos, como Mossi *et al.* (2003) e Silveira-Neto e Azzoni (2006) –, e ao analisar todo o território nacional, em vez de focar áreas específicas, este estudo conseguiu detectar algumas particularidades interessantes no comportamento da dinâmica espacial do PIB. Foi observado que existem padrões atípicos de distribuição espacial e, ainda, que houve modificações importantes nas localidades dos *clusters*. Por exemplo, a partir da década de 1990, as microrregiões do Norte do país passaram a se localizar no *cluster* de baixo dinamismo. Desta forma, não se pode simplificar a discussão das disparidades regionais em uma simples dualidade entre Nordeste e Sul-Sudeste.

Outra recomendação de políticas específicas vale para as situações atípicas, entre as quais as microrregiões de Suape (Pernambuco) e de Manaus (Amazonas), que são fortemente industriais, possuem um PIB elevado e estão circundadas por economias pobres, ou seja, localizam-se em um regime espacial do tipo HL. Isso significa, que, diferentemente das microrregiões industrializadas de São Paulo (que se situam em um *cluster* HH), o dinamismo destas microrregiões não foi capaz de alterar a trajetória de pobreza dos espaços vizinhos. Ou seja, há ausência de *spillovers* positivos. Esse comportamento também foi evidenciado para algumas microrregiões em que se localizam as capitais de estados pobres, como a microrregião de Belém, de Maceió, de São Luís e de Macapá. Essa situação pode decorrer de um dinamismo cujas características específicas precisam ser mais bem entendidas e detalhadas, para que sejam formuladas políticas indutoras de *spillovers* positivos.

11. O quadro 1 do apêndice lista essas microrregiões, que se localizam predominantemente no Semiárido brasileiro.

Sendo assim, esses resultados sugerem, entre outras coisas, que uma maneira adequada de reduzir as disparidades regionais é fazer com que as microrregiões do tipo HL (que se localizam predominantemente no Norte e no Nordeste) gerem *spillovers* positivos e, assim, promovam o desenvolvimento de microrregiões vizinhas. Políticas regionais voltadas para uma maior integração entre essas economias, como o investimento em infraestrutura de transportes, parece ser um caminho adequado. Além disso, vale lembrar que há alguns estudos evidenciando que o investimento em capital humano é outra política geradora de *spillovers* positivos (Özyurt e Daumal, 2013; Lima e Silveira-Neto, 2016).

## REFERÊNCIAS

- ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association (LISA). **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- AZZONI, C. R. Concentration and inequality across Brazilian regions. *In*: CUADRADO-ROURA, J. R.; AROCA, P. (Eds.). **Regional problems and policies in Latin America**. Heidelberg: Springer, 2013.
- BAER, W. **The Brazilian economy: growth and development**. Santa Barbara: ABC-CLIO, 2001.
- BARRETO, R.; ALMEIDA, E.; LIMA, J. Convergência espacial do PIB per capita no estado do Ceará. **Revista de Economia**, v. 36, n. 3, p. 25-40, 2010.
- CANO, W. **Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil 1930-1995**. Campinas: Editora Unicamp, 1998.
- CELEBIOGLU, F.; DALL'ERBA, S. Spatial disparities across the regions of Turkey: an exploratory spatial data analysis. **The Annals of Regional Science**, v. 45, n. 2, p. 379-400, 2009.
- CLIFF, A. D.; ORD, J. **Spatial processes: models & applications**. London: Pion, 1981.
- CORRÊA, L.; LIMA, J. P.; CAMPOS, L. H. R. As condições socioeconômicas no Brasil metropolitano: a persistência das desigualdades. *In*: ENCONTRO PERNAMBUCANO DE ECONOMIA, 3., 2014, Recife. **Anais...** Recife: Corecon-PE, 2014.
- CRAVO, T. A.; BECKER, B.; GOURLAY, A. Regional growth and SMEs in Brazil: a spatial panel approach. **Regional Studies**, v. 49, n. 12, p. 1-22, 2014.
- DIXON, R.; THIRLWALL, A. P. A model of regional growth-rate differences on Kaldorian lines. **Oxford Economic Papers**, v. 27, n. 2, p. 201-214, 1975.

FERRARIO, M. *et al.* Uma análise espacial do crescimento econômico do estado do Paraná para os anos 2000 e 2004. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 3, n. 1, p. 154-177, 2009.

FERREIRA, P. C. **Regional policy in Brazil**: a review. Washington: World Bank, 2004.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. **The spatial economy**: cities, regions, and international trade. Cambridge: MIT Press, 1999.

FURTADO, C. **Formação econômica do Brasil**. São Paulo: Companhia das Letras, 2007.

GARCIA, J. R.; BUAINAIN, A. **Pobreza rural e desenvolvimento do semiárido**. Curitiba: [s.n.], 2011.

GOMES, G. M. **Velhas secas em novos sertões**. Brasília: Ipea, 2001.

KALDOR, N. The case for regional policies. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 17, n. 3, p. 337-348, 1970.

LEFF, N. Desenvolvimento econômico e desigualdade regional: origens do caso brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 26, n. 1, p. 1-21, 1972.

LEGALLO, J.; ERTUR, C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. **Papers of Regional Science**, v. 82, n. 2, p. 175-201, 2003.

LIMA, A. C. C.; SIMÕES, R. F. **Teorias do desenvolvimento regional e suas implicações de política econômica no pós-guerra**: o caso do Brasil. Belo Horizonte: UFMG; Cedeplar, 2009. (Textos para Discussão UFMG/Cedeplar, n. 358).

LIMA, J. P. R. A economia do semiárido nordestino: desenvolvimento recente e transformações em curso. In: NASCIMENTO, A.; LIMA, M. C. (Orgs.). **O Nordeste brasileiro em questão**: uma agenda para reflexão. Recife: Editora UFPE, 2014.

LIMA, R. C. D. A.; SILVEIRA-NETO, R. D. M. Physical and human capital and Brazilian regional growth: a spatial econometric approach for the period 1970-2010. **Regional Studies**, 2016. No prelo.

LÓPEZ-BAZO, E.; ARTÍS, M.; VAYA, E. Regional externalities and growth: evidence from European regions. **Journal of Regional Science**, v. 44, n. 1, p. 43-73, 2004.

MAGNAGO, A. A divisão regional brasileira: uma revisão bibliográfica. **Revista Brasileira de Geografia**, v. 4, n. 1, p. 65-92, 1995.

MARQUES, A.; FOCHEZATTO, A. Desenvolvimento convergente ou divergente entre os estados brasileiros? Uma análise multidimensional, 1970-2000.

*In*: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 15., 2012, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: Anpec, 2012.

MONASTERIO, L. M. Brazilian spatial dynamics in the long term (1872-2000): “path dependency” or “reversal of fortune”? **Journal of Geographical Systems**, v. 12, n. 1, p. 51-67, 2010.

MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul. **Economia**, v. 5, n. 2, p. 269-296, 2004.

MOSSI, M. B. *et al.* Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 393-418, 2003.

MYRDAL, G. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas**. Rio de Janeiro: Editora Saga, 1968.

ORD, J.; GETIS, A. Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 1, p. 296-305, 1995.

ÖZYURT, S.; DAUMAL, M. Trade openness and regional income spillovers in Brazil: a spatial econometric approach. **Papers in Regional Science**, v. 92, n. 1, p. 198-215, 2013.

PEROBELLI, F.; FERREIRA, P.; FARIA, W. Análise da convergência espacial do PIB per capita no estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 1, n. 1, p. 85-113, 2009.

RANDS, A. **Desigualdades regionais no Brasil**. Rio de Janeiro: Campus, 2011.

REIS, J. *et al.* **O PIB dos municípios brasileiros: metodologia e estimativas, 1970-1996**. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. (Texto para Discussão, n. 1064).

RESENDE, G. M. Multiple dimensions of regional economic growth: the Brazilian case, 1991-2000. **Papers in Regional Science**, v. 90, n. 3, p. 629-662, 2011.

RESENDE, G. M.; CARVALHO, A.; SAKOWSKI, P. Evaluating multiple spatial dimensions of economic growth in Brazil using spatial panel data models, 1970-2000. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Porto de Galinhas. **Annals...** Porto de Galinhas: Anpec, 2012.

REY, S. J. Spatial empirics for economic growth and convergence. **Geographical Analysis**, v. 33, n. 3, p. 196-214, 2001.

SILVEIRA-NETO, R.; AZZONI, C. R. Location and regional income disparity dynamics: the Brazilian case. **Papers in Regional Science**, v. 85, n. 1, p. 600-613, 2006.

\_\_\_\_\_. Social policy as regional policy: market and nonmarket factors determining regional inequality. **Journal of Regional Science**, v. 52, n. 3, p. 433-450, 2012.



## APÊNDICE

### QUADRO 1

#### Lista de microrregiões que estiveram no *cluster* LL desde 1970

Rosário (MA)	Sertão de Inhamuns (CE)	Guarabira (PB)
Lençóis Maranhenses (MA)	Sertão de Senador Pompeu (CE)	Araripina (PE)
Baixada Maranhense (MA)	Médio Jaguaribe (CE)	Salgueiro (PE)
Itapecuru Mirim (MA)	Serra do Pereiro (CE)	Pajeú (PE)
Médio Mearim (MA)	Iguatu (CE)	Sertão do Moxotó (PE)
Alto Mearim e Grajaú (MA)	Várzea Alegre (CE)	Petrolina (PE)
Baixo Parnaíba Maranhense (MA)	Lavras da Mangabeira (CE)	Vale do Ipanema (PE)
Chapadinha (MA)	Chapada do Araripe (CE)	Vale do Ipojuca (PE)
Coelho Neto (MA)	Caririáçu (CE)	Garanhuns (PE)
Caxias (MA)	Barro (CE)	Carira (SE)
Chapadas do Alto Itapecuru (MA)	Cariri (CE)	Juazeiro (BA)
Baixo Parnaíba Piauiense (PI)	Brejo Santo (CE)	Barra (BA)
Teresina (PI)	Chapada do Apodi (RN)	Bom Jesus da Lapa (BA)
Campo Maior (PI)	Serra de São Miguel (RN)	Senhor do Bonfim (BA)
Médio Parnaíba Piauiense (PI)	Pau dos Ferros (RN)	Irecê (BA)
Valença do Piauí (PI)	Serra de Santana (RN)	Jacobina (BA)
Floriano (PI)	Seridó Ocidental (RN)	Euclides da Cunha (BA)
Chapadas do Extremo Sul Piauiense (PI)	Seridó Oriental (RN)	Ribeira do Pombal (BA)
Picos (PI)	Borborema Potiguar (RN)	Serrinha (BA)
Pio IX (PI)	Agreste Potiguar (CE)	Alagoinhas (BA)
Alto Médio Canindé (PI)	Catolé do Rocha (PB)	Boquira (BA)
Litoral de Camocim e Acaraú (CE)	Cajazeiras (PB)	Livramento do Brumado (BA)
Ibiapaba (CE)	Sousa (PB)	Guanambi (BA)
Coreaú (CE)	Patos (PB)	Brumado (BA)
Meruoca (CE)	Pianco (PB)	Janaúba (MG)
Sobral (CE)	Itaporanga (PB)	Salinas (MG)
Ipu (CE)	Serra do Teixeira (PB)	Grão Mogol (MG)
Santa Quitéria (CE)	Seridó Oriental Paraibano (PB)	Capelinha (MG)
Itapipoca (CE)	Cariri Ocidental (PB)	Araçuai (MG)
Médio Curu (CE)	Cariri Oriental (PB)	Pedra Azul (MG)
Canindé (CE)	Curimataú Ocidental (PB)	Teófilo Otoni (MG)
Sertão de Crateús (CE)	Curimataú Oriental (PB)	
Sertão de Quixeramobim (CE)	Brejo Paraibano (PB)	

Elaboração dos autores.