

**CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE DOS MUNICÍPIOS NORDESTINOS E A QUESTÃO ESPACIAL: A HIPÓTESE DOS FATORES ESPACIAIS COMUNS\*<sup>1</sup>**

**Rodrigo Volmir Anderle**

Doutorando em Economia Aplicada no Programa de Pós-Graduação (PPGE) da Universidade Federal da Bahia (UFBA); Bolsista FAPESB; Mestre em Economia Regional pelo PPGECON-UFPE/CAA  
E-mail: rodrigoanderle@yahoo.com.br

**André Matos Magalhães**

Professor do Departamento de Economia da UFPE  
E-mail: magalhs@gmail.com

**Roberta de Moraes Rocha**

Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE-CAA (PPGECON);  
Professora Associada do Curso de Economia do Centro Acadêmico do Agreste (CAA) da  
Universidade Federal de Pernambuco (UFPE); Doutora em Economia pelo PIMES-UFPE  
E-mail: roberta\_rocha\_pe@yahoo.com.br

**RESUMO:** O presente estudo teve como objetivo principal testar a hipótese de convergência da produtividade entre os municípios nordestinos, considerando o seu transbordamento espacial e a dependência dos fatores de produção na vizinhança. Adota-se a mesma estratégia empírica de Lall e Shalizi (2003), considerando, com base nos Censos Demográficos (1991, 2000 e 2010), tanto o setor formal quanto o informal. Os resultados apontam para um efeito positivo da dependência espacial entre o crescimento da produtividade: municípios são beneficiados pelo crescimento da produtividade dos seus vizinhos. Adicionalmente, a estimação do modelo econométrico Durbin-Espacial confirma a hipótese dos fatores comuns: municípios vizinhos concorrem por fatores de produção devido à sua escassez na região.

**Palavras-Chave:** Crescimento; Convergência; Dependência Espacial; Fatores Espaciais Comuns.

**Classificação JEL:** R11; O47; C19.

***THE PRODUCTIVITY GROWTH OF BRAZILIAN NORTHEAST MUNICIPALITIES AND THE SPATIAL ISSUE: THE COMMON SPATIAL FACTORS HYPOTHESIS***

**ABSTRACT:** This work has as main objective test the productivity convergence hypothesis among the northeast municipalities, taking account of his spatial spillover and the production factors dependence across their neighborhood. We applied the same strategy of Lall and Shalizi (2003), but we have also considered formal and informal sectors with Demographic Census data (1991, 2000, 2010). The results point out a positive effect between productivity growths: the neighborhood productivity growth benefited the municipality. In addition, the estimated Spatial Durbin econometric model confirms the common factors hypothesis: the neighborhood competing with the municipality for the production factors due their scarcity in the region.

**Keywords:** Growth; Convergence; Spatial Dependence; Spatial Common Factors.

**JEL Codes:** R11; O47; C19.

---

<sup>1</sup> Este artigo é resultado de dissertação de mestrado defendida no PPGECON-UFPE/CAA, o qual foi cursado com bolsa CAPES. Sem tal apoio, o mesmo não seria viável.

## 1. Introdução

Seria o crescimento econômico um fenômeno do tipo ilha ou haveria um efeito de transbordamento para regiões vizinhas? Sendo a segunda possibilidade observada, esta atuaria no sentido de reduzir as desigualdades de renda e produtividade, validando assim a lógica de convergência dos modelos neoclássicos. Ou conduziria para o aumento da concentração nas regiões mais desenvolvidas? Essa discussão, que foi iniciada por Solow (1956) e testada por Baumol (1986), pretendia definir um comportamento natural (de convergência) ou de seleção entre economias (clubes de convergência). A partir do estudo de Krugman (1991), um fato novo foi adicionado à discussão: pela primeira vez admitiam-se retornos crescentes em uma região. Passou-se a admitir, pelo menos, que uma economia suficientemente próxima de outra deveria obter ganhos em seu crescimento, dada a quase ausência de custos de transporte, possibilitando a obtenção de economias *marshalianas* (de escala) ou de aglomeração (diversificação).

No Brasil, os diferentes padrões e níveis de crescimento são objetos de estudo de diversas áreas. No âmbito da economia, Magalhães, Hewings e Azzoni (2005) destacam que havia uma forte dependência espacial no crescimento dos estados brasileiros entre 1970 e 1995. Neste sentido, os estados da Região Nordeste formariam um grupo (ou clube) separado dos estados mais dinâmicos, capitaneados por São Paulo. Silveira Neto e Azzoni (2014) destacam os efeitos positivos de uma política federal “pró-pobre” na região, resultando numa redução da disparidade com as outras regiões do país. Os autores destacam que as décadas de 1990-2000 e de 2000-2010 tiveram duas dinâmicas distintas. Lall e Shalizi (2003) haviam investigado o crescimento dos municípios da Região Nordeste, entre 1985 e 1997, utilizando o modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992). Os autores verificaram ainda a convergência da produtividade dos municípios, considerando sua dependência espacial. O estudo identificou uma dependência espacial de efeito negativo, destacando que haveria “externalidades negativas advindas dos ganhos de produtividades dos vizinhos”<sup>2</sup> (LALL; SHALIZI, 2003, p. 663). Portanto, segundo o estudo, um município nordestino sofreria um impacto inverso ao da taxa de crescimento dos seus vizinhos. Esse resultado contrapõe o esperado, dado pelas economias de aglomeração e externalidades *marshalianas*. Os autores, cientes dessa contradição, sugeriram como hipótese que o baixo nível de desenvolvimento local – como de mercados e a pouca disponibilidade de fatores de produção – faria com que esse efeito espacial fosse inverso. Apesar da importância das contribuições de Lall e Shalizi (2003) para um melhor entendimento do crescimento econômico dos municípios nordestinos, questiona-se a utilização de uma base de dados de trabalho formal<sup>3</sup> e a escolha de um período de turbulência institucional<sup>4</sup>. No que diz respeito ao primeiro aspecto, apesar da queda da informalidade experimentada a partir da década de 1990, ela ainda é muito elevada, podendo chegar a cerca de 40% da força de trabalho, na Região Nordeste (BARBOSA FILHO, 2012). Já o aspecto institucional ganha importância por causa das quatro trocas de moedas<sup>5</sup>, além da constituinte; todos os fatos acontecidos no mesmo período de análise.

Dadas essas limitações e considerando a importância do estudo de Lall e Shalizi (2003), este trabalho, a partir dos dados do Censo Demográfico do IBGE dos anos de 1991, 2000, e 2010, traz novas evidências da convergência de produtividade para os municípios da Região Nordeste, considerando tanto o setor formal quanto o informal. Objetiva-se verificar a hipótese de convergência da produtividade entre os municípios nordestinos, considerando o seu transbordamento espacial e a disponibilidade de fatores da vizinhança. Para tanto, adotaram-se os seguintes objetivos específicos: i. testar a hipótese de convergência da produtividade; ii. testar a hipótese de dependência espacial do crescimento da produtividade; iii. especificar o modelo para tratamento espacial; e iv. testar a hipótese dos fatores espaciais comuns.

<sup>2</sup> Tradução dos autores.

<sup>3</sup> Foram utilizadas informações da RAIS.

<sup>4</sup> De 1985 a 1997.

<sup>5</sup> Inicialmente, o Cruzeiro, passando a Cruzeiro Real em 1993 que coexistiu com a Unidade Real de Valor (URV), tornando-se o Real, em 1994.

Além da utilização de um período maior, de 1991 a 2010, também foram estimados modelos para os períodos intermediários, de 1991 a 2000 e de 2000 a 2010. A validação dos resultados de convergência, de efeito espacial e mesmo os sinais das variáveis de controle, são compreendidos como um sinal de robustez. Uma vez que a década de 1990 apresentou uma dinâmica diferente da vivenciada em 2000, a manutenção dos sinais representaria um comportamento de tendência (“natural”), contrapondo fenômenos de curto prazo<sup>6</sup>.

Também foi realizada uma metodologia complementar para o tratamento do efeito espacial, na qual se testa a hipótese da baixa disponibilidade de fatores, sugerida por Lall e Shalizi (2003). Ao mesmo tempo, essa metodologia alternativa consegue captar o efeito positivo das taxas de crescimento da vizinhança, confirmando os ganhos de aglomeração e as economias *marshallianas*.

Pretende-se, na segunda seção, apresentar uma breve discussão da literatura e das evidências empíricas para a convergência e sua dependência espacial. Em seguida, são apresentados os dados e o modelo empírico utilizado que são aplicados e discutidos na seção posterior. Ainda na quinta seção, é apresentada a hipótese dos fatores comuns, bem como a aplicação do modelo alternativo para dependência espacial e, por fim, são elencadas as considerações finais.

## 2. Revisão de literatura e evidências empíricas

A ideia base dos modelos de convergência de crescimento, que teve como precursor Solow (1956), está integrada ao conceito de livre mobilidade de capital dos modelos neoclássicos. Uma vez que as economias apresentam retornos decrescentes de escala, os capitais tendem a migrar para as regiões onde os mesmos retornos decrescentes estariam mais distantes do seu ponto de estagnação. Com isso, regiões de menor produtividade teriam taxas de crescimento maiores do que aquelas mais produtivas, apresentando, portanto, um comportamento de convergência entre a produtividade das regiões.

### 2.1. Modelos de crescimento econômico

A partir das contribuições pioneiras do modelo de crescimento econômico de Solow (1956) no campo teórico, houve uma difusão empírica da análise em torno do teste da convergência de renda/produtividade<sup>7</sup> em diversos países e diferentes contextos econômicos. Destaca-se o estudo seminal de Baumol (1986) que identificou o sinal de convergência de produtividade em um conjunto de 16 países industrializados, entre 1870 e 1970. A escolha desses países foi a base da crítica de De Long (1988), o qual demonstrou a não sustentação da convergência, quando ampliada a amostra para 22 países, incluindo, por exemplo: Chile, Argentina, Espanha, Portugal e Brasil. Assim, o autor destaca que a identificação feita por Baumol (1986) tratava-se, na verdade, de uma seleção *ex-post* de países que eram “ricos e de desenvolvimento bem sucedido”<sup>8</sup>. Ressalta-se, porém, que o teste de convergência realizado por Baumol (1986) e De Long (1988) considerou apenas a convergência absoluta sem variáveis de controle. Por outro lado, Barro e Sala-i-Martin (1990) apresentaram novas evidências de convergência de renda/produtividade para os estados americanos ao considerarem um longo período de tempo, do ano de 1840 ao de 1963, e controlarem as características produtivas desses estados. Os autores obtêm indicações de que os estados norte-americanos têm diferentes níveis de estado estacionário e, quando incorporam no modelo controles que captam a heterogeneidade dos estados, os resultados corroboram a hipótese de convergência condicionada.

<sup>6</sup> Para ilustrar: Vergolino et al. (2008) destacam que durante a década de 1990 houve um movimento de concentração de investimentos. Por outro lado, Silveira Neto e Azzoni (2014) destacam que, na década de 2000, o crescimento foi mais disperso, em busca dos ganhos obtidos através das políticas de redistribuição de renda.

<sup>7</sup> Por se tratar de um modelo neoclássico, considera-se renda do trabalho e produtividade como sinônimos.

<sup>8</sup> Tradução dos autores.

Barro e Sala-i-Martin (1991), ao atentarem para economias abertas, identificaram uma maior velocidade de convergência, comparativamente ao modelo com economias fechadas. Mankiw, Romer e Weil (1992) utilizaram uma amostra de até 98 países<sup>9</sup>, entre 1960 e 1985, com um modelo de Solow aumentado para acumulação de capital, tanto humano quanto físico, adaptando o modelo para os diferentes padrões de vida e que esses padrões convergissem, tal como a produtividade. Conforme Galor (1996), esses trabalhos, em conjunto com o de Barro e Sala-i-Martin (1995), buscam explicar a hipótese da convergência de renda através do condicionamento às heterogeneidades. Tal hipótese rivaliza com a da convergência absoluta e a de clubes, na explicação do por que economias em desenvolvimento crescem mais rápido do que as desenvolvidas.

Outros trabalhos também testaram a hipótese de convergência entre diferentes economias, como em Islam (1995) e Barro (1996). Já Caselli, Esquível e Lefort (1996) focaram nos problemas de especificação do modelo estimado, destacando como os principais: o tratamento incorreto de efeitos específicos em relação à tecnologia, ou aos gostos (cultura), ocasionando viés; e a constatação de que em uma série de variáveis de controle seria esperado que ocorresse endogeneidade. A solução dos problemas proposta pelos autores foi um painel de dados, estimado via Método dos Momentos Generalizados (GMM).

Destacando alguns estudos sobre o Brasil, Ferreira e Ellery (1996) verificaram a velocidade de convergência dos estados brasileiros, utilizando a metodologia de Barro e Sala-i-Martin (1991), para o período entre 1970 e 1990. Ao comparar os resultados aos dos estados estadunidenses, os autores constataram uma taxa de convergência mais lenta. Alves et al. (2001), ao analisarem a escala municipal, verificaram que não haveria convergência dos municípios brasileiros, entre 1985 e 1991, mas sim oito, ou nove, clubes de convergência que foram compostos através de uma análise multivariada, considerando variáveis econômicas e sociais. Ao analisarem os municípios do estado de Minas Gerais, Santos et al. (2012) identificaram três clubes de convergência, entre 1985 e 2000, utilizando um método *threshold*. Dentre os três clubes, apenas os dois extremos apresentavam convergência. Os autores ainda destacaram a baixa significância da variável capital humano na estimação. Esses resultados demonstram alguma contradição com a hipótese de convergência dos modelos de crescimento.

Um indicativo do comportamento de convergência da produtividade entre os municípios<sup>10</sup> nordestinos pode ser dado pela relação entre a taxa de crescimento da produtividade e do PIB *per capita*, do ano base. A Figura 1 apresenta as curvas de tendência traçadas a partir dos pontos que representam as taxas de crescimento do PIB para os três períodos em análise (de 1991 a 2000, de 2000 a 2010 e de 1991 a 2010), em relação ao PIB *per capita* dos seus respectivos anos iniciais. Ambas as variáveis estão em logaritmo de modo que a inclinação<sup>11</sup> da reta informa a velocidade de convergência<sup>12</sup>. É interessante notar que o período entre 2000 e 2010 tem a curva de menor inclinação.

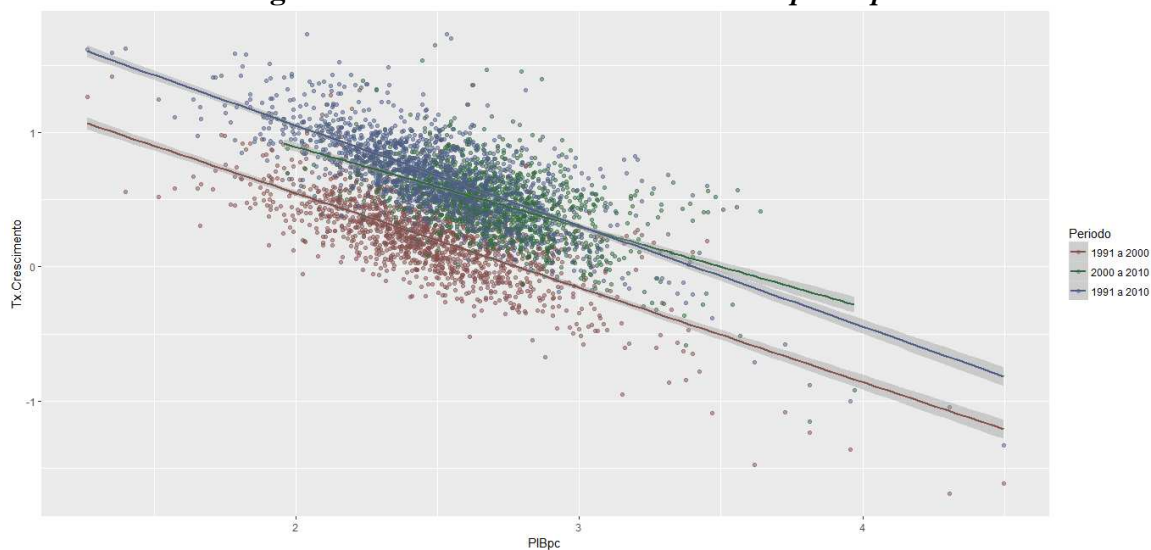
<sup>9</sup> No trabalho, os autores consideraram três amostras de países: a mais ampla contava com 98 países, a segunda contava com 75 países e a terceira com 22 países da OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico), com população maior do que um milhão de pessoas, em 1960.

<sup>10</sup> Dada a emancipação ou extinção de municípios, utilizou-se a técnica aplicada por Reis et al. (2011) para tratar os municípios como Áreas Mínimas de Comparação. Assim, sempre que forem mencionados municípios, tenha-se em mente que se tratam destas AMC.

<sup>11</sup> As curvas foram traçadas a partir de uma regressão linear entre a taxa de crescimento do PIB *per capita* e o próprio PIB *per capita*, em termos logarítmicos.

<sup>12</sup> Neste caso, seria uma convergência absoluta ao estilo de Solow (1956).

Figura 1 – Taxa de crescimento v.s. PIB per capita



Fonte: Elaboração própria.

A partir dos trabalhos de Quah (1993; 1997), passou-se a questionar a metodologia utilizada para auferir os sinais de convergência, que seriam baseados em muitos pressupostos. Trabalhos que utilizaram a metodologia alternativa de Quah passaram a identificar clubes de convergência com maior frequência e voltaram a lançar questionamentos sobre a omissão de variáveis importantes. Uma exceção seria Evans (1996) que, ao analisar um grupo de 30 países, entre 1870 e 1989, destacou que haveria mais evidências para uma trajetória com a mesma tendência e que os resultados não confirmavam as teorias de crescimento endógeno. No Brasil, Gondim et al. (2007) identificaram clubes de convergência entre 1970 e 2000, destacando a importância das variáveis de localização geográfica e escolaridade como principais determinantes. Utilizando uma amostra só de municípios brasileiros, Andrade et al. (2004) verificaram apenas a existência de clubes de convergência, entre 1970 e 1996.

## 2.2. A questão da geografia

Na busca por outras explicações para as diferenças de crescimento, Gallup, Sachs e Mellinger (1999) estudaram como a geografia as afetaria. Para os autores, localização e clima seriam algumas das vantagens para regiões desenvolvidas. A questão geográfica também foi discutida por Sala-i-Martin (1996), que tratou sobre crescimento regional nos Estados Unidos. Rey e Montouri (1998) verificaram a dependência espacial no crescimento dos estados americanos deixando claro que essa variável havia sido uma omissão importante até então. Para Bloom, Canning e Sevilla (2002), o estado estacionário variaria de acordo com a geografia e as instituições dos países, mas convergiria através de uma lenta difusão tecnológica. Segundo Ertur, Le Gallo e Baumont (2006), essa difusão tecnológica é ocasionada por *spillovers* espaciais positivos. Os autores analisaram 138 regiões da Europa, entre 1980 e 1995, utilizando ferramentas de econometria espacial<sup>13</sup>. Esse ferramental também foi utilizado por Arbia e Piras (2005) e Ertur e Koch (2007).

Perobelli et al. (2003), ao considerarem essa heterogeneidade espacial, não encontraram convergência dos municípios mineiros, entre 1975 e 2003, só identificando-a entre 1996 e 2003. Por sua vez, Lall e Shalizi (2003), tendo como objeto os municípios nordestinos, realizaram a análise de convergência, utilizando dados de 1987 a 1995. Nessa análise, o efeito da dependência espacial encontrado era negativo, indicando que o crescimento de uma economia “competia” com o da sua vizinha. Monasterio e Ávila (2004) realizaram estudo semelhante no Rio Grande do Sul, entretanto,

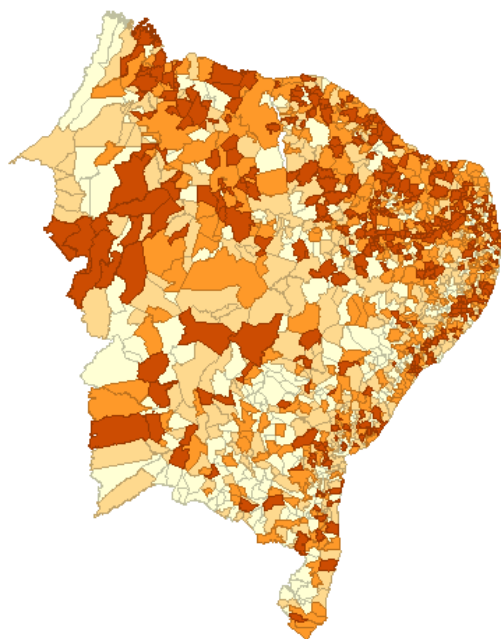
<sup>13</sup> Na próxima seção, será feita uma abordagem geral sobre econometria espacial.

para um período maior, de 1939 a 2001. Nesse estudo, o efeito espacial foi positivo, indicando uma interpretação contrária àquela sobre os municípios nordestinos.

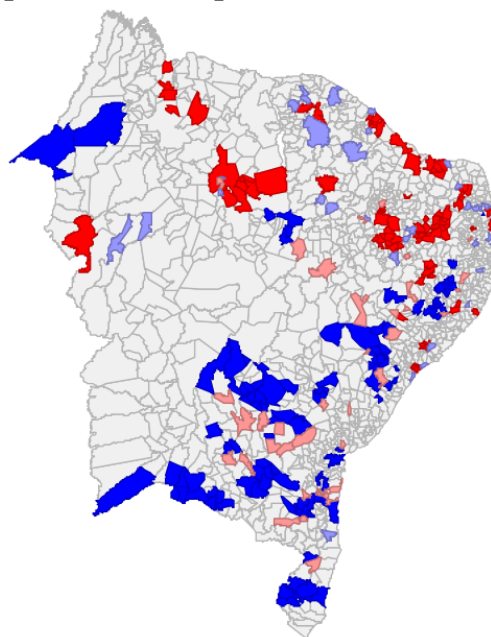
Levando-se em conta essa questão espacial no crescimento da produtividade, a Figura 2 apresenta dois mapas: o primeiro (Figura 2-a) traz em tons mais escuros os municípios de maiores taxas, no período entre 1991 e 2010. Seu objetivo é demonstrar a intuição de que a taxa de crescimento de um município é influenciada e influi na dos seus vizinhos. O segundo mapa (Figura 2-b) pretende demonstrar que há significância estatística nessa intuição, marcando em vermelho-escuro os *clusters* de alto crescimento e em azul-escuro, os de baixo. Os tons opacos representam *outliers* de alto e de baixo crescimento<sup>14</sup>.

**Figura 2**

**a) Maiores taxas de crescimento da produtividade das AMC's de 1991 a 2010**



**b) Mapa LISA de clusters espaciais de produtividade, por AMC's de 1991 a 2010**



Fonte: Elaboração própria.

Assim, tem-se uma intuição do comportamento de convergência entre os municípios (dado pela Figura 1) e, além disso, que a taxa de crescimento da produtividade sofre influência de um fator espacial, embora ainda não seja possível determinar se seu efeito é positivo ou não. Mais uma vez recorrendo à intuição teórica dada pelas economias *marshallianas*, de aglomeração e de custos de transportes (KRUGMAN, 1991), a vizinhança deveria gerar um efeito positivo nas taxas de crescimento, justamente por propiciar maiores economias de escala, bem como uma maior mobilidade de capital. Resende et al. (2013) destacaram, ao analisar diferentes escalas espaciais no Brasil, entre 1970 e 2000, que os coeficientes dos *spillovers* espaciais podem variar em função dessas escalas<sup>15</sup>. Os autores ressaltaram que só não foi possível identificar significância estatística na escala estadual.

Dadas essas evidências empíricas, a análise a seguir é realizada para os municípios nordestinos, considerando o período do ano de 1991 ao ano de 2010, a qual objetiva testar a hipótese de convergência da produtividade, considerando seu transbordamento espacial, tal como Lall e

<sup>14</sup> Este segundo mapa foi produzido a partir do *software* GeoDa (versão 1.6.2), desenvolvido por Luc Anselin.

<sup>15</sup> Guimarães e Almeida (2017) realizaram estudo semelhante, porém com foco nas diferenças do parâmetro de convergência, para os anos de 1999 a 2005.

Shalizi (2003), porém expandindo a análise para a dependência espacial dos fatores produtivos da vizinhança.

### 3. Modelo empírico

Uma vez que se objetiva analisar o crescimento da produtividade das Áreas Mínimas Comparáveis da Região Nordeste brasileira, o modelo utilizado seguiu a literatura tradicional, com base nos modelos teóricos de Solow (1956) e a expansão apresentada por Mankiw, Romer e Weil (1992). Assim, são consideradas no modelo as heterogeneidades dos municípios causadas pelas diferenças de qualificação da mão de obra, urbanização, tamanho da população, estrutura produtiva e grau de desigualdade. Para tratar das heterogeneidades dos municípios causadas pela questão espacial e a sua relação com as taxas de crescimento de produtividade, este estudo replicou a estratégia adotada por Lall e Shalizi (2003), porém tomando o cuidado de utilizar um período econômico de maior estabilidade institucional e uma fonte de dados que considerasse o trabalho informal.

Portanto, foram utilizadas variáveis de controle análogas às de Lall e Shalizi (2003), tais como: proporção de trabalhadores com ensino médio completo, de analfabetos, de trabalhadores no setor industrial, percentual de moradores urbanos e população total. Além dessas variáveis, foram adicionados os controles para trabalhadores empregados no setor de serviços e o coeficiente de Gini dos municípios<sup>16</sup>. Para tanto, foram utilizados dados de Censo, no qual há registro de trabalho tanto formal quanto informal.

Ao constatar que a vizinhança do município também afeta o crescimento da produtividade local, verifica-se um viés na estimação que não faz este tratamento. Deste modo, será necessário o devido tratamento dessa heterogeneidade espacial. O teste de identificação da dependência espacial e os modelos para o seu tratamento seguem a seguir:

Supondo um modelo simples de regressão por Mínimo Quadrado Ordinário (MQO):

$$y = X'\beta + \varepsilon \quad (1)$$

A estatística I de Moran pode ser aplicada nos resíduos desta regressão, tal que:

$$I = \frac{n}{s} \left[ \frac{\hat{\varepsilon}'W\hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}} \right] \quad (2)$$

Em que  $\hat{\varepsilon}$  é o vetor de resíduos da regressão estimada e  $W$ , a matriz de pesos espaciais, ou de vizinhança.  $n$  é o número de observações da amostra e  $s$ , um fator de padronização, igual à soma de todos os fatores da matriz  $W$ . Neste ponto, é possível construir um teste para hipótese nula da presença de independência espacial. Conforme Ywata e Albuquerque (2011), quando construída com os resíduos da regressão, a rejeição da hipótese nula implica evidências de autocorrelação espacial no modelo.

Ao detectar a presença de dependência espacial, Anselin (2009) sugere que ela pode ser inserida em um modelo de regressão linear de duas formas: como um regressor adicional na forma de uma variável dependente, defasada espacialmente ( $yW$ ), ou na estrutura do erro ( $E[\varepsilon_i\varepsilon_j] \neq 0$ ). Ainda segundo o autor, a forma de defasagem espacial (*spatial lag*) é mais apropriada quando o interesse é detectar a existência e a força das interações espaciais. Já a forma de dependência espacial, no termo de erro (*spatial error*), seria mais apropriada quando o interesse fosse a correção de possíveis vieses espaciais da amostra.

Apesar da argumentação de Anselin (2009), a escolha do modelo para tratamento do efeito espacial pode ser feita de forma objetiva com a utilização do teste de diagnóstico do Multiplicador de

<sup>16</sup> Calculados por Área Mínima Comparável.

Lagrange. Testando os modelos de defasagem espacial que podem ser *Spatial Autorregressive Model* (SAR), *Spatial Error Model* (SEM) e a combinação dos dois *Spatial Autorregressive and Error Model* (SAC/SARAR), a escolha será feita pelo modelo que for significativo e apresentar maior valor para o multiplicador de Lagrange.

Conforme mencionado, o primeiro modelo citado, *SAR* ou *Spatial Lag*, verifica as interações espaciais através da variável dependente, defasada pela matriz de vizinhança. A expansão de um modelo simples de regressão, como em (1), ficaria:

$$y = Wy + X'\beta + \varepsilon \quad (3)$$

Enquanto no modelo *SEM* o tratamento da heterogeneidade espacial é feito no termo de erro, resultando em uma expansão diferente para a Equação (1):

$$\varepsilon = W\varepsilon + u \quad (4)$$

$$y = X'\beta + W\varepsilon + u \quad (5)$$

A expansão da Equação (1) utilizando o modelo SAC/SARAR para tratamento espacial será a conjunção das Equações (3) e (5), tal que:

$$y = Wy + X'\beta + W\varepsilon + u \quad (6)$$

Existem ainda outros modelos e técnicas de estimação, como o modelo de Durbin Espacial<sup>17</sup> ou a Regressão Ponderada Geograficamente (RPG)<sup>18</sup>. A estimação dos modelos sugeridos é feita via *maximum likelihood* (máxima verossimilhança), técnica que foi introduzida por Ord (1975) e que, conforme Anselin (2009), domina os métodos de estimação para tratamento espacial. Outros métodos que vêm sendo discutidos utilizam variáveis instrumentais<sup>19</sup> ou Bayesianos.

#### 4. Dados

O estudo é realizado para a Região Nordeste, utilizando os Censos demográficos do IBGE dos anos de 1991, 2000 e 2010. Devido ao surgimento e extinção de municípios, a análise só foi possível com a utilização de Áreas Mínimas Comparáveis, proposta por Reis et al. (2008).

Os dados monetários foram corrigidos com o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), tomando como base os preços de setembro de 2010<sup>20</sup>. Como variável *proxy* da produtividade do trabalhador, seguindo a literatura aqui citada, foi utilizada a renda recebida da ocupação principal<sup>21</sup>, agregando por município e calculando sua média *per capita* para cada município da Região Nordeste.

Como *proxy* para o grau de qualificação do trabalho, foram utilizadas as proporções de trabalhadores com ensino médio completo e de analfabetos. Para as aglomerações urbanas, foram utilizadas a proporção de habitantes no meio urbano do município e a sua população total (em logaritmo natural). Já a estrutura produtiva conta com a proporção de trabalhadores no setor industrial e de serviços, além do coeficiente de Gini, desta população ocupada de cada AMC.

<sup>17</sup> Burridge (1980).

<sup>18</sup> Neste caso, para a composição da matriz de vizinhança, ver Fotheringham, Brundson e Charlton (2002).

<sup>19</sup> Como no trabalho de Lall e Shalizi (2003).

<sup>20</sup> O índice utilizado foi o IPCA, com correção disponível na calculadora cidadã do Banco Central. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br>>.

<sup>21</sup> A opção pela ocupação principal é mais em função da disponibilidade de dados do que uma questão conceitual. Uma vez que, no Censo de 2010, há apenas as horas trabalhadas na ocupação principal.

<sup>22</sup> Aqui foi considerada apenas a população economicamente ativa, de 16 a 65 anos.



**Quadro 1 - Descrição das variáveis e sinais esperados para dados de 1991, 2000 e 2010**

| Característica       | Descrição da variável                           | Sinal esperado |
|----------------------|---|----------------|
| Produtividade        | Salário/Horas trabalhadas (PEA Urbana)          | Negativo       |
| Qualificação         | Proporção de trabalhadores com ensino médio     | Positivo       |
|                      | Proporção de trabalhadores analfabetos          | Negativo       |
| Tamanho do Mercado   | Proporção da população urbana                   | Positivo       |
|                      | População em logaritmo natural                  | Positivo       |
| Estrutura Produtiva  | Proporção de trabalhadores no setor Industrial  | Positivo       |
|                      | Proporção de trabalhadores no setor de Serviços | Positivo       |
| Grau de desigualdade | Coefficiente de Gini dos trabalhadores          | Negativo       |

Fonte: Elaboração Própria.

Como mencionado, o teste empírico será feito em um modelo de crescimento, ao estilo de Mankiw, Romer e Weil (1992). Conforme a Equação (7), que é análoga a Equação (1), a taxa de crescimento da produtividade, entre o período  $t$  e  $t+1$  é explicada pela produtividade inicial (medida de convergência) e pelas variáveis que controlam a heterogeneidade dos municípios nordestinos.

$$\ln(PIBpc_{i,t+1}/PIBpc_{i,t}) = \beta_0 - \beta_1 \ln PIBpc_{i,t} + \beta_2 EMédio_{i,t} + \beta_3 Analf_{i,t} + \beta_4 Urb_{i,t} + \beta_5 \ln Pop_{i,t} + \beta_6 Indus_{i,t} + \beta_7 Serv_{i,t} - \beta_8 Gini_{i,t} + \varepsilon \quad (7)$$

A modelagem proposta e as variáveis de controle utilizadas são muito próximas àquelas encontradas nos trabalhos de Lall e Shalizi (2003), bem como nas propostas por Mankiw, Romer e Weil (1992) e Barro e Sala-i-Martin (1990, 1991, 1995).

## 5. Resultados e discussão

Em todos os cortes temporais utilizados<sup>23</sup>, o modelo apresentou o sinal de convergência da produtividade<sup>24</sup> entre os municípios nordestinos. A etapa seguinte foi a de verificar a hipótese de dependência espacial no crescimento da produtividade. Neste sentido, as subseções seguintes apresentam um detalhamento do processo de identificação e tratamento da dependência espacial em conjunto com os resultados obtidos.

### 5.1. Dependência espacial

Para realizar o teste de dependência espacial, primeiramente, é necessário determinar a composição da matriz de vizinhança. A composição da matriz de contiguidade<sup>25</sup> pode ser feita por dois estilos, *rook* e *queen* – referências aos movimentos de peças de xadrez. O estilo *rook* representa os vizinhos contíguos acima, abaixo, à direita e à esquerda, formando uma cruz. O estilo *queen* compreende os mesmos vizinhos do *rook*, somados aos das diagonais. Além disto, podem ser considerados os vizinhos de 1º, 2º,  $k^o$  grau de proximidade.

Para a definição da matriz de vizinhança, foram compostas quatro matrizes, sendo duas *rook* e duas *queen*, com vizinhos de 1º e 2º graus. Para identificar qual matriz captaria melhor a presença da dependência espacial, foi seguido o procedimento sugerido por Baumont (2004). Assim, testou-se a presença de dependência espacial no modelo de convergência condicionada, estimado conforme a Equação (8).

<sup>23</sup> 1991-2000, 2000-2010 e 1991-2010.

<sup>24</sup> Indicado pelo sinal negativo do parâmetro  $\beta_1$  da Equação (8).

<sup>25</sup> Existem outras formatações de matriz de vizinhança, como a de distância, que considera os vizinhos a um determinado raio de distância; ou a de distância inversa, que pondera as distâncias de todos os municípios. Marzagão (2013), em um estudo sobre eleições, faz uma breve discussão sobre o tema. A matriz de contiguidade é mais usual em estudos com utilização de matriz de vizinhança.

O teste compreende a aplicação do teste I de Moran, se este é significativo ou não, e, dentre os significantes, o que apresentar maior valor absoluto indicará a matriz de vizinhança a ser escolhida. A Tabela 1 apresenta os resultados das diferentes matrizes utilizadas, em relação aos resíduos dos modelos, entre os períodos de 1991 a 2000, de 2000 a 2010 e de 1991 a 2010. A simbologia utilizada simplifica a seguinte informação: a matriz de vizinhança (W), do tipo *queen* (Q) ou *rook* (R), de 1° (1) ou 2° (2) grau.

Em todas as composições de vizinhança, a dependência espacial foi significativa. Em todos os cortes de tempo, a matriz WR1 apresentou o maior I de Moran, indicando que a sua utilização deve captar melhor os efeitos espaciais. Esses resultados servem como um diagnóstico de robustez do efeito espacial, uma vez que este foi estatisticamente significativo em todos os períodos.

**Tabela 1 - I de Moran para diferentes matrizes, entre 1991-2000, 2000-2010 e 1991-2010**

| Matriz de Vizinhança | 1991-2000  |         | 2000-2010  |         | 1991-2010  |         |
|----------------------|------------|---------|------------|---------|------------|---------|
|                      | I de Moran | p-valor | I de Moran | p-valor | I de Moran | p-valor |
| WQ1                  | 0,086      | ***     | 0,112      | ***     | 0,053      | ***     |
| WQ2                  | 0,078      | ***     | 0,081      | ***     | 0,047      | ***     |
| WR1                  | 0,090      | ***     | 0,118      | ***     | 0,056      | ***     |
| WR2                  | 0,066      | ***     | 0,087      | ***     | 0,035      | ***     |

Nota: Códigos significância: "\*\*\*\*" 0,001; "\*\*\*" 0,01; "\*\*" 0,05; "." 0,1.

Fonte: Elaboração própria.

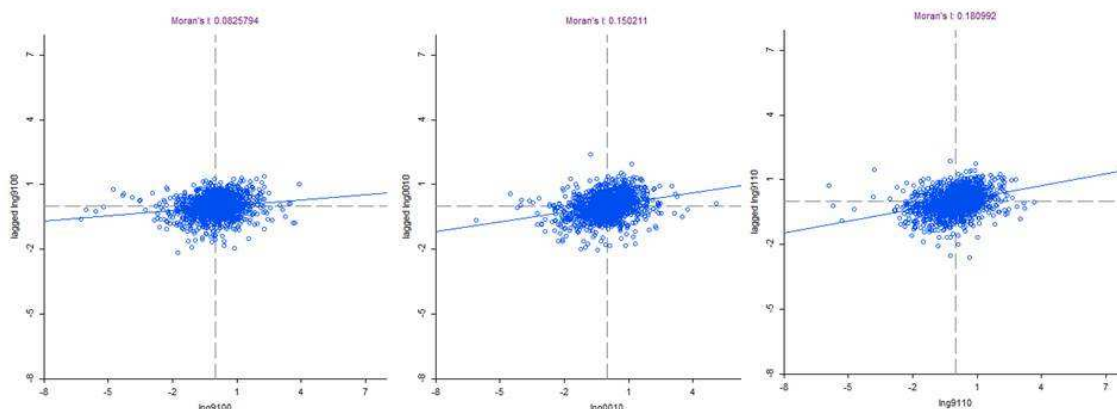
O período entre 1991 e 2010 apresentou valores menores para o I de Moran. Lembrando que o I de Moran é um valor entre -1 e 1 e que valores próximos de zero indicam a não dependência espacial. Apesar disso, a hipótese nula, para não dependência espacial, foi rejeitada em todas as matrizes testadas. Para o segundo corte temporal, de 2000 a 2010, os valores do I de Moran foram os de maior magnitude entre os períodos analisados.

Uma vez definida a matriz de vizinhança, pode-se ilustrar a dependência espacial através do Moran *scatterplot*. O Moran *scatterplot* consiste na plotagem da variável dependente, contra a sua defasagem espacial, possibilitando uma visualização desta dependência. Na diagonal crescente, o primeiro quadrante representa a formação de *clusters high-high*, correspondendo a regiões de alto crescimento que tenham vizinhos de alto crescimento. No terceiro quadrante, estão plotadas as regiões que formam *clusters low-low*, com municípios de baixo crescimento que têm vizinhos de baixo crescimento.

A diagonal decrescente apresenta, no segundo quadrante, os *outliers low-high* – regiões de baixo crescimento, com vizinhos de alto crescimento. No quarto quadrante, há *outliers high-low*, de municípios com alto crescimento rodeado por municípios de baixo crescimento. A representação para os três períodos está exposta na Figura 3. Outra representação desses *clusters* foi apresentada na Figura 2-b.

Observando a curva de tendência, percebe-se que há uma relação positiva entre a taxa de crescimento da produtividade e a sua defasagem espacial. Esta defasagem foi realizada com a utilização da matriz espacial do tipo *rook* de 1° grau que foi escolhida anteriormente. Apesar de uma elevada concentração das AMC em torno do ponto central (I de Moran = 0), ainda é possível verificar uma dependência espacial positiva nas taxas de crescimento dos municípios nordestinos. Cabe agora aplicar o tratamento no modelo de convergência.

**Figura 3 - Moran Scatterplot das taxas de crescimento de 1991-200, de 2000-2010 e de 1991-2010**



Fonte: Elaboração própria.

Antes de aplicar o tratamento espacial no modelo, é necessário especificar qual modelo seria mais adequado. Anselin (2003) sugere que a escolha do modelo deve ser feita através do diagnóstico do Multiplicador de Lagrange. O modelo escolhido deve, além de ter o Multiplicador de Lagrange estatisticamente significativo, ser o de maior valor entre os modelos testados.

O diagnóstico foi aplicado para os modelos e foram testadas as três expansões citadas: de tratamento do *lag* espacial (SAR), dos resíduos espaciais (SEM) e de ambos simultaneamente (SAC/SARAR). Os resultados estão expostos na Tabela 2.

**Tabela 2 - Multiplicador de Lagrange, para os modelos SAR, SEM, SAC/SARAR, entre os períodos de 1991-2000, de 2000-2010 e de 1991-2010**

| Modelos Espaciais | 1991-2000 |         | 2000-2010 |         | 1991-2010 |         |
|-------------------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
|                   | ML        | p-valor | ML        | p-valor | ML        | p-valor |
| SAR               | 18        | ***     | 16        | ***     | 7         | ***     |
| SEM               | 30,442    | ***     | 48        | ***     | 51        | ***     |
| SAC/SARAR         | 30,446    | ***     | 54        | ***     | 59        | ***     |

Nota: Códigos significância: "\*\*\*\*" 0,001; "\*\*\*" 0,01; "\*\*" 0,05; "." 0,1.

Fonte: Elaboração própria.

O modelo de correção simultânea, do *lag* e do resíduo espacial, apresentou os melhores resultados para o Multiplicador de Lagrange em cada um dos períodos testados. Assim, esse modelo deve ser o aplicado para o tratamento do efeito espacial no crescimento da produtividade dos municípios nordestinos.

Portanto, ao testar o modelo não espacializado de convergência, contra a hipótese de não dependência espacial, esta foi rejeitada, o que significa dizer que o crescimento da produtividade dos municípios nordestinos, nos períodos analisados, teve na vizinhança espacial uma de suas variáveis explicativas que até então estava omitida. Os testes apresentados aqui verificaram a caracterização da *proxy* a ser utilizada (Tabela 1), a verificação da dependência espacial (Figura 3) e qual o tratamento a ser utilizado no modelo econométrico (Tabela 2). A próxima subseção apresenta o modelo de convergência de produtividade já com o tratamento espacial indicado.

## 5.2. Modelo com expansão para tratamento espacial

Definida forma do tratamento espacial, o modelo foi re-estimado utilizando como variáveis de controle as explicativas anteriores, a defasagem espacial da variável dependente,  $\rho$ , e o resíduo defasado espacialmente,  $\lambda$ . Os resultados para este modelo estão expostos na Tabela 3. Além das estimações *cross-section* sugeridas ao longo deste trabalho, foi inserida uma estimaco em painel com efeitos fixos<sup>26</sup> para comparao.

Tabela 3- Convergncia Condicionada com tratamento espacial

| Variáveis  | 1991-2000         | p-valor | 2000-2010         | p-valor | 1991-2010         | p-valor | P1991-2010        | p-valor |
|------------|-------------------|---------|-------------------|---------|-------------------|---------|-------------------|---------|
| Intercepto | 1,861<br>(0,215)  | ***     | 2,621<br>(0,188)  | ***     | 2,39<br>(0,204)   | ***     | -                 |         |
| lnProd     | -0,869<br>(0,02)  | ***     | -0,778<br>(0,025) | ***     | -0,91<br>(0,019)  | ***     | -0,115<br>(0,006) | ***     |
| EMedio     | 0,548<br>(0,138)  | ***     | 0,082<br>(0,116)  |         | 0,386<br>(0,132)  | **      | 0,110<br>(0,030)  | ***     |
| Analf      | -0,235<br>(0,082) | **      | -0,377<br>(0,094) | ***     | -0,23<br>(0,078)  | **      | -0,068<br>(0,017) | ***     |
| Urb        | 0,154<br>(0,034)  | ***     | 0,097<br>(0,031)  | **      | 0,16<br>(0,033)   | ***     | 0,006<br>(0,017)  |         |
| LnPop      | 0,044<br>(0,007)  | ***     | 0,063<br>(0,006)  | ***     | 0,06<br>(0,006)   | ***     | 0,009<br>(0,001)  | ***     |
| Indus      | -0,241<br>(0,067) | ***     | 0,15<br>(0,103)   |         | -0,154<br>(0,064) | *       | 0,044<br>(0,114)  | *       |
| Serv       | -0,0364<br>(0,08) |         | 0,166<br>(0,067)  | *       | 0,034<br>(0,076)  |         | 0,114<br>(0,014)  | ***     |
| Gini       | 0,232<br>(0,24)   |         | -0,646<br>(0,225) | **      | 0,118<br>(0,229)  |         | -0,157<br>(0,049) | **      |
| $\rho$     | -0,277<br>(0,046) | ***     | -0,312<br>(0,062) | .       | -0,136<br>(0,041) | ***     | 0,816<br>(0,013)  | ***     |
| $\lambda$  | 0,427<br>(0,047)  | ***     | 0,481<br>(0,052)  | .       | 0,396<br>(0,046)  | ***     | -0,620<br>(0,039) | ***     |

Nota: Cdigos significncia: "\*\*\*\*" 0,001; "\*\*\*" 0,01; "\*\*" 0,05; "." 0,1.

Fonte: Elaborao prpria.

A rigor, em todos os perodos foi detectada a convergncia da produtividade, dada pelo sinal negativo do coeficiente da varivel *lnProd*. Comparativamente, a magnitude do parmetro obtido pela anlise em painel sugere uma velocidade de convergncia menor do que a encontrada nos cortes *cross-section*. As variveis de controle para o nvel de qualificao apresentaram comportamento de acordo com o esperado: a proporo de trabalhadores no ensino mdio impactando positivamente e a de analfabetos negativamente. Esses resultados realam o fato estilizado de que o grau de instruo

<sup>26</sup> Um modelo estimado em painel com efeitos fixos diminui o problema de variveis omitidas, alm de trazer outros benefcios. Ver Elhorst (2003) e Hsiao (2007). Entretanto, conforme destacam Combes, Mayer e Thisse (2008), apesar do ganho de poder explicativo, ainda existem variveis geogrficas que no so captadas pelos efeitos fixos. Neste trabalho, optou-se por privilegiar a anlise *cross-section* por se entender que apenas dois perodos (1991-2000, 2000-2010) no proporcionariam a variabilidade suficiente para uma anlise em painel.

influi nas taxas de crescimento da produtividade e que, portanto, reforçam sua necessidade como variável de controle no modelo.

Já as variáveis de controle para a aglomeração urbana foram de acordo com a interpretação das economias *marshallianas*, impactando positivamente no crescimento da produtividade, na medida em que o município concentra mais pessoas e é mais urbanizado. No modelo em painel, essa variável foi não significativa, resultado motivado pela baixa frequência dos dados, fazendo com que os efeitos da urbanização fossem captados pelo efeito fixo.

Para as variáveis de controle da estrutura produtiva, a interpretação não é tão estática. Seu objetivo principal era de controlar as heterogeneidades entre os municípios. A interpretação para os sinais apresentados nas variáveis estaria mais ligada aos intervalos de tempo selecionados do que a algum comportamento “natural”. Na primeira década, dado um contexto menos favorável da conjuntura, municípios mais industrializados apresentaram menores taxas de crescimento; embora aqueles com maior proporção do setor de serviços também tenham apresentado este comportamento. A magnitude dos coeficientes sugere que o impacto tenha sido menos intenso do que nos industrializados. Para a primeira década dos anos 2000, os coeficientes setoriais apresentaram sinais positivos, refletindo a dinâmica mais favorável aos municípios nordestinos. Quando se considerou o período por completo, em corte transversal, os municípios com elevada industrialização na década de 1990 permaneceram com menores taxas de crescimento da produtividade. Isso sinaliza que a indústria local de 1990, apesar do bom momento econômico em 2000, não foi revitalizada.<sup>27</sup> Note que essa interpretação não é validada pela análise em painel que captura os efeitos fixos separadamente dos efeitos do setor industrial.

O coeficiente de Gini utilizado também objetivava controlar as heterogeneidades da região e, assim como no caso das variáveis de estrutura produtiva, os resultados apresentaram dinâmicas mais relacionadas à conjuntura do que um aspecto tendencial da desigualdade. Conforme um estudo do FMI (OSTRY; BERG; TSANGARIDES, 2014), menores índices de desigualdade devem contribuir positivamente para o crescimento do PIB. Esse comportamento foi percebido no período de 2000 a 2010, quando a variável Gini apresentou sinal negativo. Não por acaso, foi o mesmo período em que o país apresentou queda da desigualdade<sup>28</sup>. Já no primeiro período considerado, a variável Gini apresentou sinal positivo, indicando que as maiores taxas de crescimento da produtividade ocorreram em municípios com maior desigualdade. Esse efeito positivo da desigualdade se manteve quando considerado o período completo. Apesar disso, a variável só foi estatisticamente significativa no corte de 2000 a 2010. No modelo em painel, essa variável apresentou sinal negativo e significância estatística, confirmando o esperado, de que a desigualdade de renda deve impactar negativamente nas taxas de crescimento.

Foram utilizados dois instrumentos para tratamento do efeito espacial, via sua defasagem: do resíduo,  $\lambda$ ; e das taxas de crescimento da produtividade dos vizinhos do município,  $\rho$ . Apesar da revisão dos dados utilizados, os resultados corroboraram com os encontrados por Lall e Shalizi (2003). No trabalho citado, e neste, a defasagem espacial do resíduo apresentou sinal positivo, indicando ganhos geográficos. Assim como a defasagem espacial da taxa de crescimento da produtividade,  $\rho$ , teve sinal negativo. Esses resultados só não foram mantidos na análise em painel com efeitos fixos, ressaltando a omissão de variáveis relevantes na análise. A intuição desse resultado sugere que, em média, o crescimento da produtividade dos municípios sofre uma concorrência local. Lall e Shalizi (2003), sem aprofundar a questão, argumentaram que esse resultado estava relacionado ao baixo desenvolvimento dos municípios, seja na qualificação de pessoas, na disponibilidade de capital, ou pelo tamanho do mercado. Assim, em função da pouca oferta destes fatores, haveria uma disponibilidade local/regional dos mesmos e, portanto, uma concorrência entre os municípios vizinhos por eles. Esse *insight* dado pelos autores que motivou a realização de um teste adicional ao

<sup>27</sup> Veja em Vergolino et al. (2008).

<sup>28</sup> Veja em Silveira Neto e Azzoni (2014).

modelo para testar a hipótese dos fatores comuns, sugerida por Anselin (2003). Os testes e resultados adicionais estão expostos na seção seguinte.

### 5.3. Hipótese dos fatores comuns

Como lembrado por Lall e Shalizi (2003), muito da discussão teórica sobre externalidades espaciais induz à expectativa de um efeito espacial positivo, dado pelas economias *marshallianas* e/ou de escala. Lall e Shalizi (2003) sugeriram ainda duas explicações para o sinal negativo encontrado (no termo  $\rho$ ): a primeira estaria relacionada à competição entre as regiões pela disponibilidade de mão de obra e capital. Como o crescimento estaria relacionado a essas variáveis, a competição geraria um efeito espacial negativo. A segunda seria o tamanho dos mercados locais, limitando a possibilidade de aumento da produção e de obter ganhos de escala.

Ao analisar a Figura 3, do Moran *Scatterplot*, a indicação da curva de tendência era de uma relação positiva da defasagem espacial com a taxa de crescimento da produtividade. Conforme Krugman (1991), as dinâmicas de alocação do tipo centro-periferia seriam influenciadas pelos custos de transportes, pelas economias de escala e pela participação na manufatura nacional (neste caso regional). No caso nordestino, excetuando-se as capitais e algumas regiões metropolitanas, os municípios são em sua maioria de pequeno porte. Outra observação a ser feita é que a mobilidade entre municípios próximos é intensa, seja via transporte formal, seja informal, em especial nas cidades de porte médio<sup>29</sup>. Neste sentido, Anselin (2003) apresenta o que chamou de hipótese dos fatores espaciais comuns. Esta hipótese explora a possibilidade de defasagem do resíduo, incluindo variáveis explicativas defasadas. Conforme o autor, esta especificação também é chamada de Durbin espacial. Desta forma, além do resíduo espacial, também haveria a defasagem espacial das variáveis de controle. A Equação (4) seria ampliada para:

$$\varepsilon = W\varepsilon + WX'\alpha + u \quad (9)$$

Anselin (2003) chama de hipótese dos fatores comuns espacializados o impacto das variáveis de controle dos vizinhos na variável dependente. Insere-se no modelo um aspecto, quase intuitivo, de que as regiões não são impactadas somente pelas taxas de crescimento dos seus vizinhos, mas pelos seus fatores de produção também. Um exemplo disso está no estudo do IBGE (2015), em que se constatou que mais da metade da população brasileira vive em arranjos de contiguidade urbana, deslocando-se (a trabalho ou estudo) de um município para o outro. Assim, um município não sofre impacto apenas por sua disponibilidade de mão de obra, mas também pela dos seus vizinhos. O mesmo se aplica para outras variáveis. Na subseção a seguir, é apresentado o resultado do teste para a hipótese dos fatores comuns e do modelo econométrico ampliado.

#### 5.3.1. Metodologia dos fatores comuns

Para o diagnóstico da hipótese dos fatores comuns, Anselin (2003) sugere um teste de razão de máxima verossimilhança (*likelihood ratio test*), comparando dois modelos, um irrestrito outro restrito. O irrestrito seria o modelo Durbin espacial, o restrito corresponde ao modelo com tratamento do resíduo espacial (SAR). Neste teste será utilizado o modelo SAC/SAR<sup>30</sup>. Assim, a hipótese de fator comum é aceita se o Log *Likelihood* do modelo irrestrito for maior que o do restrito. O que pode ser verificado na Tabela 4.

<sup>29</sup> Uma observação pessoal *in loco*.

<sup>30</sup> Para que a comparação seja adequada. Todavia, o teste também foi realizado para o modelo SAR, sem divergência de resultado.

**Tabela 4 - Log Likelihood ratio test**

| <i>Loglikelihood</i> | Durbin (irrestrito) | SAC/SAR (restrito) |
|----------------------|---------------------|--------------------|
| 1991-2000            | 341,43              | 328,61             |
| 2000-2010            | 453,31              | 438,42             |
| 1991-2010            | 429,94              | 400,22             |

Fonte: Elaboração própria.

Verificada a presença do fator espacial comum, foi estimado o modelo Durbin espacial. Os modelos foram significantes e não indicaram heterocedasticidade. Os testes AIC e BIC sugerem que esse modelo apresenta melhor ajuste, comparativamente ao anterior<sup>31</sup>.

Os resultados estão expostos na Tabela 5, mais uma vez em conjunto com um modelo de painel com efeito fixo para comparação. Os códigos para indicar significância foram suprimidos para facilitar a leitura. O primeiro destaque diz respeito à inversão dos sinais do *lag* espacial da variável dependente,  $\rho$ , e do resíduo espacial,  $\lambda$ , que agora acompanham o resultado indicado no painel. Portanto, quando controlados os fatores espaciais comuns das variáveis de controle, o crescimento da produtividade sinaliza um impacto positivo da contiguidade. O que está de acordo com a intuição teórica, bem como com os indícios apontados pela Figura 1, do Moran *Scatterplot*.

**Tabela 5 - Convergência Condicionada, com tratamento espacial e Durbin Espacial\***

| Variáveis  | 1991-2000                | Lag                     | 2000-2010                | Lag                      | 1991-2010                | Lag                      | P1991-2010               | Lag                      |
|------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| Intercepto | <b>1,481</b><br>(0,377)  |                         | <b>0,688</b><br>(0,226)  |                          | <b>1,8</b><br>(0,341)    |                          | -                        |                          |
| lnProd     | <b>-0,918</b><br>(0,022) | <b>0,601</b><br>-0,066  | <b>-0,824</b><br>(0,026) | <b>0,615</b><br>(0,053)  | <b>-0,946</b><br>(0,021) | <b>0,622</b><br>(0,056)  | <b>-0,144</b><br>(0,007) | <b>0,071</b><br>(0,009)  |
| EMedio     | <b>0,514</b><br>(0,148)  | -0,313<br>-0,239        | 127<br>(0,126)           | -0,159<br>(0,183)        | <b>0,423</b><br>(0,14)   | -0,322<br>(0,215)        | <b>0,135</b><br>(0,033)  | -0,032<br>(0,058)        |
| Analf      | <b>-0,269</b><br>(0,099) | 0,137<br>-0,133         | <b>-0,38</b><br>(0,115)  | <b>0,284</b><br>(0,145)  | -0,154<br>(0,093)        | 0,003<br>(0,123)         | -0,016<br>(0,025)        | -0,047<br>(0,034)        |
| Urb        | <b>0,156</b><br>(0,039)  | <b>-0,129</b><br>-0,055 | <b>0,07</b><br>(0,035)   | 0,05<br>(0,049)          | <b>0,123</b><br>(0,037)  | 0,02<br>(0,052)          | <b>0,024</b><br>(0,008)  | -0,019<br>(0,014)        |
| LnPop      | <b>0,05</b><br>(0,008)   | <b>-0,05</b><br>-0,01   | <b>0,068</b><br>(0,006)  | <b>-0,043</b><br>(0,009) | <b>0,066</b><br>(0,007)  | <b>-0,041</b><br>(0,01)  | <b>0,009</b><br>(0,001)  | -0,004<br>(0,002)        |
| Indus      | <b>-0,233</b><br>(0,074) | 0,021<br>-0,112         | 0,157<br>(0,113)         | 0,038<br>(0,168)         | -0,112<br>(0,07)         | <b>-0,194</b><br>(0,103) | <b>0,058</b><br>(0,020)  | -0,043<br>(0,032)        |
| Serv       | -0,067<br>(0,084)        | 0,019<br>-0,149         | <b>0,17</b><br>(0,073)   | -0,014<br>(0,113)        | 0,0279<br>(0,079)        | <b>-0,287</b><br>(0,136) | <b>0,078</b><br>(0,018)  | 0,027<br>(0,026)         |
| Gini       | 0,418<br>(0,268)         | <b>-0,96</b><br>-0,391  | -0,329<br>(0,26)         | -0,034<br>(0,343)        | <b>0,594</b><br>(0,253)  | <b>-1,49</b><br>(0,362)  | -0,014<br>(0,060)        | <b>-0,256</b><br>(0,092) |
| $\rho$     | <b>0,474</b><br>(0,084)  |                         | <b>0,578</b><br>(0,06)   |                          | <b>0,593</b><br>(0,057)  |                          | <b>0,807</b><br>(0,013)  |                          |
| $\lambda$  | <b>-0,386</b><br>(0,116) |                         | <b>-0,523</b><br>(0,093) |                          | <b>-0,512</b><br>(0,092) |                          | <b>-0,608</b><br>(0,039) |                          |

Nota: \* Parâmetros estatisticamente significantes estão em negrito.

Fonte: Elaboração própria.

<sup>31</sup> AIC: De -633 para -642 (1991-2000); De -852 para -866 (2000-2010); De -776 para -819 (1991-2010); BIC: De -569 para -537 (1991-2000); De -780 para -761 (2000-2010); De -713 para -714 (1991-2010).

Em relação às variáveis defasadas, percebe-se que o crescimento da produtividade de um município é impactado positivamente pela produtividade inicial de seus vizinhos ( $\rho$ ). Enquanto as variáveis do capital humano e de estrutura dos municípios vizinhos sugerem uma concorrência local, como argumentado por Lall e Shalizi (2003). Para compreender este aspecto, é importante que se observe o comportamento da variável independente e o compare ao da sua defasagem espacial. Os sinais são inversamente proporcionais, indicando que o efeito defasado é inverso ao local. Pode-se afirmar que dada a limitada disponibilidade de fatores de produção, tal como capital e trabalho, mas também infraestrutura urbana e mercado, os municípios vizinhos concorrem pela oferta disponível deste. Isso é possível, pois, dada a proximidade, os custos de transporte não restringem a mobilidade (KRUGMAN, 1991). Note-se mais uma vez que no modelo em painel essas variáveis defasadas não apresentam significância estatística. Uma vez que há pouca variação no tempo, pois a base de dados conta com apenas dois períodos de análise (1991-2000, 2000-2010), os efeitos fixos confundem-se com as defasagens das explicativas. A exceção foi a variável Gini que, apesar de ter um componente estrutural que possa ser captado pelo efeito fixo, também possui um componente cíclico, pois varia em função da renda.

Rey (2001) também realiza uma discussão, embora sobre modelos endógenos, em que, considerando o processo de difusão tecnológica, eles podem apresentar efeitos espaciais colaborativos, em alguns casos, ou competitivos, em outros. Ainda segundo o autor, a competitividade dependeria da proximidade das economias. Para ele, as economias tendem a ser mais competitivas quando mais próximas, e menos quando mais distantes. Esse raciocínio também acompanha os resultados encontrados pelo estudo sobre arranjos populacionais, realizado pelo IBGE (2015), em que se constatou a formação de contiguidades urbanas, com uma população em fluxo, morando em uma determinada cidade e trabalhando, ou estudando, em outra. Pode-se afirmar que as variáveis de controle defasadas que apresentaram sinais contrários aos das não defasadas demonstram esse comportamento e, portanto, uma natureza competitiva entre os municípios, como destacado por Lall e Shalizi (2003).

Por fim, as variáveis de características produtivas, defasadas espacialmente (*lag*), seguem com padrões específicos, muito provavelmente respondendo à conjuntura dos períodos. Porém, para os cortes de 1990 a 2000 e de 2000 a 2010, a amplitude dos erros-padrão inviabiliza uma interpretação de sinal, o mesmo acontece com os dados em painel, demonstrando a necessidade de uma amostra maior para verificar seus efeitos. Já para o corte de 1991 a 2010, os indícios mais interessantes estão na variável *Indus*, que apresentou sinal negativo, tanto para a local, quanto para a defasagem espacial. Desta forma, quando considerado o período completo de 1991 a 2010, há uma evidência de perda de produtividade das indústrias “tradicionalistas” instaladas nos municípios e em seus vizinhos, no ano base de 1991. Portanto, haveria uma mudança de estrutura produtiva ocorrida ou em andamento. Esse comportamento também não foi observado pelo modelo em painel.

Note que o modelo Durbin espacial, utilizado nos modelos *cross-section*, guarda semelhanças ao tratamento esperado pelo painel de efeitos fixos, em que são controlados os efeitos locais. Todavia, conforme destacam Combes, Mayer e Thisse (2008), há heterogeneidades espaciais que não são captadas pelos efeitos fixos, como o ciclo econômico, por exemplo. Neste sentido é que se reforça a análise do crescimento em conjunto com os fatores comuns à vizinhança para detalhar a dinâmica do crescimento da produtividade.

## 6. Considerações finais

O estudo apresentado verificou a hipótese de convergência condicionada e dependência espacial, utilizando uma base de dados que fosse consistente com as características do mercado de trabalho local, em especial, no que diz respeito à informalidade. Os resultados iniciais corroboraram com resultados de outros estudos sobre a região, onde haveria um efeito inverso do crescimento da produtividade da vizinhança. Ao testar-se a hipótese dos fatores comuns, através de um modelo Durbin-Espacial, verificou-se uma relação inversa dos fatores produtivos da região (vizinhança) e uma relação direta do crescimento desta. Isso significa que os municípios competiam, em particular,



pela mesma força de trabalho e disponibilidade de capital da sua vizinhança. Ao controlar estas heterogeneidades, o efeito *coeteris paribus* do crescimento da produtividade dos vizinhos passou a indicar um sinal positivo. Esses resultados confirmam a hipótese dos fatores espaciais comuns, bem como dos ganhos de aglomeração dados pela Nova Geografia Econômica.

Este, que é o principal resultado do estudo, sugere que políticas públicas, com o objetivo de estimular o crescimento da produtividade na escala municipal devem estar atentas à sensibilidade, ou não, da região a esses fatores comuns. Isso é importante, pois, apesar de existirem ganhos de aglomeração, sugere-se que haja algum tipo de coordenação entre os municípios da contiguidade, pois políticas locais, sejam de infraestrutura, criação de pólos industriais ou de formação de capital humano, apresentam transbordamento e concorrência das áreas vizinhas. Portanto, nesta escala municipal, sua efetividade pode ser maior quando elaborada de forma conjunta e estratégica com a vizinhança. Tudo isso sem desconsiderar fatores macroestruturais.

A maior ou menor efetividade desse tipo de política não foi o objetivo deste estudo. Acredita-se que essa efetividade varie ao longo da região e em seus diferentes municípios. Na verdade, esta sugestão de coordenação seria contrária à intuição da Nova Geografia Econômica, em que as regiões tenderiam a especializar-se. Entretanto, o que foi apresentado aqui foi que os mesmos fatores produtivos seriam “disputados” na vizinhança dos municípios, logo, entende-se que não há, ainda, uma especialização. Essa é uma hipótese a ser testada em estudos futuros.

Uma constatação adicional diz respeito à indústria instalada em 1991. Como foi utilizada uma análise *cross-section*, sempre que o ano base foi 1991, os resultados apontaram um impacto negativo na taxa de crescimento da produtividade do município. Isso, dentro do contexto de abertura comercial brasileiro e de mudanças nos paradigmas tecnológicos, indica que esta indústria instalada decresceu relativamente<sup>32</sup>, quando comparada ao seu nível em 1991. Esses resultados foram mantidos, mesmo quando defasados espacialmente. Portanto, regiões que mantinham alguma especialização industrial, até a abertura comercial, ficaram obsoletas posteriormente, mesmo após o ciclo de crescimento dos anos 2000.

Outras questões que não foram abordadas neste estudo, mas que são levantadas por ele, dizem respeito à heterogeneidade das estruturas produtivas, aqui simplificadas em indústria e serviços, e aos diferentes ciclos econômicos nas décadas de 1990 e de 2000. Outros trabalhos podem abordar estas questões inserindo mais complexidade à estrutura produtiva, bem como uma análise em painel. Para o caso de replicar a mesma forma funcional com dados de maior frequência do que o Censo Demográfico, ou em um corte de tempo mais amplo. Como problemática, o indício de sucateamento da indústria local (o caso para municípios industrializados no ano base de 1991) aponta para a discussão se o crescimento econômico dos anos 2000, de fato, estimulou encadeamentos produtivos, ou se foi apenas uma “riqueza aparente” via consumo.

## Referências

- ALVES, L. F. et al. Clubes de convergência entre os municípios de Minas Gerais. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 32, p. 546-568, 2001.
- ANDRADE, E. et al. Convergence clubs among Brazilian municipalities. *Economics Letters*, v. 83, n. 2, p. 179-184, 2004.
- ANSELIN, L. *An Introduction to Spatial Regression Analysis in R*. Illinois: University of Illinois, Urbana-Champaign, 2003.
- ANSELIN, L. *Thirty Years of Spatial Econometrics*. GeoDa Center for Geospatial Analysis and Computation. Arizona: School of Geographical Sciences and Urban Planning, 2009.

<sup>32</sup> Esta indicação também é um fato que fugiu ao escopo deste trabalho e que, portanto, cabe maior discussão futura.

- ARBIA, G.; PIRAS, G. Convergence in per-capita GDP across European regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects. In: *Annals of European Regional Science Association (ERSA) Conference*, Porto, 2005.
- BARBOSA FILHO, F. H.; MOURA, R. L. *Evolução recente da informalidade no Brasil: uma análise segundo características da oferta e demanda de trabalho*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas - Instituto Brasileiro de Economia, RJ, 2012. (Texto para Discussão, n. 17.)
- BARRO, R. J. *Determinants of economic growth: a cross-country empirical study*. Cambridge, 1996. (NBER Working Paper, n. w5698)
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Convergence across states and regions*. Washington, DC: Brookings Papers on Economic Activity, 1991.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth and convergence across the United States*. Cambridge, 1990. (NBER Working Paper, n. 3419)
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth*. 2.ed. London: The MIT Press, 2004.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Technological diffusion, convergence, and growth*. Cambridge, 1995. (NBER Working Paper, n. 5151)
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: reply. *American Economic Review*, v. 78, n. 5, p. 1155-59, 1986.
- BAUMONT, C. *Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* 2004. Tese de Doutorado. Laboratoire d'économie et de gestion (LEG).
- BCB – *Banco Central do Brasil*: Calculadora Cidadã. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/>>. Acesso em: 01 ago. 2014.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D.; SEVILLA, J. *Technological diffusion, conditional convergence, and economic growth*. Cambridge, 2002. (NBER Working Paper, n. 8713)
- BURRIDGE, P. On the Cliff-Ord test for spatial autocorrelation. *Journal of the Royal Statistical Society B*, v.42, p. 107-108, 1980.
- CASELLI, F.; ESQUIVEL, G.; LEFORT, F. Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth*, v. 1, p. 363-389, 1996.
- COMBES, P.; MAYER, T.; THISSE, J. *Economic geography: the integration of regions and nations*. Princeton University Press, 2008.
- DELONG, J. B. Productivity growth, convergence, and welfare: comment. *The American Economic Review*, v. 78, n. 5, p. 1138-1154, 1988.
- ELHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 3, p. 244-268, 2003.
- ERTUR, C.; KOCH, W. Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 6, p. 1033-1062, 2007.
- ERTUR, C.; LE GALLO, J.; BAUMONT, C. The European regional convergence process, 1980-1995: Do spatial regimes and spatial dependence matter? *International Regional Science Review*, v. 29, n. 1, p. 3-34, 2006.
- EVANS, P. Using cross-country variances to evaluate growth theories. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 20, n. 6, p. 1027-1049, 1996.
- FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JR., R. G. Convergência entre a renda per-capita dos estados brasileiros. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

- FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNDSON, C.; CHARLTON, M. *Geographically weighted regression: the analysis of spatially varying relationships*. West Sussex: John Wiley and Sons, 2002.
- GALLUP, J. L.; SACHS, J.; MELLINGER, A. *Geography and economic development*, 1999. (CID Working Paper, n. 1)
- GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. *The Economic Journal*, v. 106, n. 437, p. 1056-1069, 1996.
- GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 1, p. 71-100, 2007.
- GUIMARÃES, P. M.; ALMEIDA, E. A análise de convergência de renda no Brasil e o problema de escala espacial. *Ensaio FEE*, v. 37, n. 4, p. 899-924, 2017.
- HSIAO, C. Panel data analysis—advantages and challenges. *Test*, v. 16, n. 1, p. 1-22, 2007.
- IBGE – Instituto Brasileiro e Geografia e Estatística. *Arranjos Populacionais e Concentrações Urbanas do Brasil*. Disponível em: <[http://geoftp.ibge.gov.br/organizacao\\_do\\_territorio/](http://geoftp.ibge.gov.br/organizacao_do_territorio/)>. Acesso em: 08/07/2018.
- IBGE – Instituto Brasileiro e Geografia e Estatística. Disponível em: <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>. Acesso em: 10 dez. 2016.
- ISLAM, N. Growth Empirics: a panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 4, p.1127-1170, 1995.
- KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *The Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.
- LALL, S. V.; SHALIZI, Z. Location and Growth in the Brazilian Northeast. *Journal of Regional Science*, v. 43, n. 4, p. 663-681, 2003.
- MAGALHÃES, A.; HEWINGS, G. J. D; AZZONI, C. R. Spatial dependence and regional convergence in Brazil. *Investigaciones Regionales*, ed. 6, p. 5-20, 2005.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A Contribution to the empirics economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.
- MARZAGÃO, T. A Dimensão geográfica das eleições brasileiras. *Opinião Pública*, v. 19, n. 2, p. 270-290, 2013.
- MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). *Revista Economia*, v. 5, n. 2, p. 269-296, 2004.
- ORD, K. Estimation Methods for Models of Spatial Interaction. *Journal of the American Statistical Association*, v. 70, n. 349, p. 120-126, 1975.
- OSTRY, J. D.; BERG, A.; TSANGARIDES, C. G. Redistribution, inequality, and growth. *IMF Staff Discussion Note*, 2014.
- PEROBELLI, F. S.; FARIA, W. R.; FERREIRA, P. G. C. *Análise de convergência espacial do PIB per capita em Minas Gerais: 1975-2003*. Fórum: Banco do Nordeste, 2003.
- QUAH, D. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. *Journal of Economic Growth*, v. 2, n. 1, p. 27-59, 1997.
- QUAH, D. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *The Scandinavian Journal of Economics*, v. 95, No. 4, p. 427-443, 1993.

- REIS, E. et al. *Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000*. Rio de Janeiro: Ipea/Dimac, 2008.
- RESENDE, G. M.; CARVALHO, A. X. Y.; SAKOWSKI, P. A. M. *Evaluating multiple spatial dimensions of economic growth in Brazil using spatial panel data models (1970-2000)*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2013. (Texto para Discussão, n. 1830a)
- REY, S. J. *Spatial dependence in the evolution of regional income distributions*. San Diego: Department of Geography San Diego, State University San Diego, 2001.
- REY, S. J.; MONTOURI, B. D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, v. 33, n. 2, p. 143-156, 1998.
- SALA-I-MARTIN, X. Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, v. 40, p. 1325-1352, 1996.
- SANTOS, R. B. N. et al. Crescimento econômico e clubes de convergência nos municípios mineiros: uma análise com modelo threshold. *Revista Economia*, v.13, n.2, p.365–383, mai/ago 2012.
- SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. R. *Non-spatial government policies and regional income inequality in Brazil*. Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/taf/regstd/v45y2011i4p453-461.html>>. Acesso em: 22 dez. 2014.
- SOLOW, R. M. A Contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.
- VERGOLINO, J. R. et al. Crescimento regional desequilibrado: o exemplo das mesorregiões da Chapada do Araripe. *Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 2, n. 1, p. 157-182, 2008.
- YWATA, A. X. C.; ALBUQUERQUE, P. H. M. Métodos e modelos em econometria espacial: uma revisão. *Revista Brasileira Biom.*, v. 29, n. 2, p. 273-306, 2011.