

CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE DOS MUNICÍPIOS NORDESTINOS E A QUESTÃO ESPACIAL: A HIPÓTESE DOS FATORES ESPACIAIS COMUNS.

JEL: R11, O47, C19

Rodrigo Volmir Anderle – PPGECON/UFPE-CAA
André Matos Magalhães – PIMES/UFPE
Roberta de Moraes Rocha – PPGECON/UFPE-CAA

RESUMO: Este trabalho apresenta uma revisão do estudo de Lall e Shalizi (2003). Foram exploradas questões relativas a base de dados utilizada e dos resultados em relação ao efeito espacial. Os autores (Lall e Shalizi (2003)), justificaram o impacto inverso do crescimento, defasado espacialmente, como um efeito competitivo, causado pelo baixo nível de capital humano e físico, da região. Quando o modelo foi expandido utilizando a hipótese dos fatores espaciais comuns - sugerida por Anselin (2003) - esta taxa de crescimento defasada se torna positiva, conforme previsto pela literatura.

Palavras-Chave: Efeito Espacial, Dependência Espacial, Efeito Competitivo, Fatores Espaciais Comuns.

ABSTRACT: This paper present a review of Lall and Shalizi (2003) work. We explore some issues about the data used, and the results in respect of spatial effect. The authors (Lall and Shalizi (2003)) justified the inverse effect of spatial lagged growth as a competition effect, caused by the low level of human and physical capital of the region. When we expanded the model, with the hypothesis of spatial common factors - by Anselin (2003) - that competition nature become clearly across the inverse signal of lagged control variables. Also, the lagged growth rate become positive, in accordance to literature.

Key-Words: Spatial Effect, Spatial Dependence, Competition Effect, Spatial Common Factors.

CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE DOS MUNICÍPIOS NORDESTINOS E A QUESTÃO ESPACIAL: A HIPÓTESE DOS FATORES COMUNS.

INTRODUÇÃO

Seria o crescimento econômico um fenômeno do tipo ilha? Como podem ser explicadas diferenças de desenvolvimento entre regiões? Estas questões já vêm sendo estudadas por economistas, desde o seu princípio. Modelos neoclássicos de crescimento preveem que as diferenças de desenvolvimento serão extintas no longo prazo, em função da tendência aos rendimentos decrescentes. Embora este pressuposto já tenha sido verificado empiricamente em diversos estudos: Baumol (1986), Barro e Sala-i-Martin (1990, 1991, 1995). Outros estudos, como os de De Long (1988), Mankiw, Romer e Weil (1992), Gallup, Sachs e Mellinger (1999). Demonstraram que esta não é a única explicação para justificar as diferenças de crescimento.

Sob o enfoque da Nova Geografia econômica, encabeçada pelos trabalhos de Krugman (1991, 1995), é possível criar hipóteses para a diferença de nível de produtividade e de ritmo de crescimento. Para ilustrar, suponha uma cidade vizinha a região metropolitana de Recife (PE), ou de Salvador (BA). E, outra cidade localizada no semi-árido Nordeste. Mesmo que estas duas cidades fossem exatamente iguais em tantas características quantas possam ser pensadas, exceto por uma: a proximidade de uma região metropolitana. Estas populações teriam o mesmo nível de renda, ou de produtividade?

Lall e Shalizi (2003), buscaram responder pergunta semelhante, aplicando-a em modelos de crescimento ao estilo de Mankiw, Romer e Weil (1992). A questão levantada era se o crescimento da produtividade de um município nordestino seria impactada pelas taxas de crescimento dos seus vizinhos. O estudo identificou esta dependência espacial e que esta, impactaria de forma negativa. Ou seja, um município nordestino, sofreria um impacto inverso ao da taxa de crescimento dos seus vizinhos. Este resultado levanta questionamentos, pois se trata de um efeito contrário ao esperado, dadas às economias de aglomeração e externalidades marshallianas. Os autores, cientes desta contradição, sugeriram como hipótese que o baixo nível de desenvolvimento local em termos de mercados e a pouca disponibilidade de capital, humano e físico, faria com que este efeito espacial fosse inverso. Ou seja, o crescimento entre os municípios atuaria de forma concorrencial.

Alguns fatores colocam em dúvida a consistência do estudo de Lall e Shalizi (2003), tais como: a utilização de uma base de dados de trabalho formal (foram utilizadas informações da RAIS); e a escolha de um período com muita turbulência institucional - de 1985 a 1997. No que diz respeito ao primeiro aspecto, apesar da queda da informalidade experimentada a partir da década de 1990, ela ainda é muito elevada. Em especial na região Nordeste, onde chega a cerca de 40% da força de trabalho (BARBOSA FILHO, 2012). Já o aspecto institucional, ganha importância, pois neste período foram quatro trocas de moedas¹, além do evento da constituinte, em 1988.

Com isto, este estudo se propõe a refazer as estimativas a respeito do efeito espacial dos municípios nordestinos, em suas taxas de crescimento da produtividade. A base de dados contou com os censos demográficos de 1991, 2000 e de 2010. De onde podem ser retiradas informações de trabalho formal e informal. 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

¹ Inicialmente o Cruzeiro, passando a Cruzeiro Real em 1993 que coexistiu com a Unidade Real de Valor (URV), tornando-se o Real, em 1994.

vivenciada em 2000, a manutenção dos sinais representa um comportamento de tendência, contrapondo fenômenos de curto prazo².

Também foi proposta uma metodologia complementar para o tratamento do efeito espacial, de onde se reforça a hipótese concorrencial sugerida por Lall e Shalizi (2003). Ao mesmo tempo, esta metodologia alternativa, consegue captar o efeito positivo das taxas de crescimento da vizinhança, no crescimento da produtividade dos municípios nordestinos. Assim, este artigo está dividido em sete seções, contando com esta introdução. Inicialmente é feita uma exposição da base de dados e da metodologia utilizada, seguida da metodologia de expansão do modelo com tratamento espacial. A seção 3, apresenta os resultados para a dependência espacial, enquanto as seções 4 e 5, apresentam os resultados dos modelos com a inserção do efeito espacial. Por fim, são apresentadas as considerações finais.

1. BASE DE DADOS E METODOLOGIA

Como fonte de dados, foram utilizados os censos demográficos de 1991, 2000 e 2010. Devido ao surgimento e extinção de municípios, a análise só foi possível com a utilização de Áreas Mínimas Comparáveis (AMC), onde seguiu-se a metodologia utilizada por Reis *et. al* (2011).

As informações monetárias foram corrigidas a preços de Setembro de 2010³. A variável produtividade foi obtida através das informações de renda recebida da ocupação principal^{4 5}. Seguindo a abordagem neoclássica, esta informação foi tratada como a produtividade de cada indivíduo. Agregando por município (AMC) e tirando a sua média *per capita*, foram obtidas as produtividades de cada município da região Nordeste.

O modelo de crescimento utilizado, segue o trabalho de Lall e Shalizi (2003), que por sua vez segue o trabalho de Mankiw, Romer e Weil (1992). Assim, além das variáveis taxa de crescimento e produtividade inicial, também foram utilizadas variáveis de controle para: o capital humano; aglomerações urbanas; e estrutura produtiva.

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

A modelagem proposta e as variáveis de controle utilizadas, são muito próximas as 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). A seguir, será abordada a metodologia para a expansão do modelo para inserir o tratamento espacial.

2. EXPANSÃO DO MODELO PARA TRATAMENTO ESPACIAL

Os modelos espaciais têm como referência os modelos utilizados em séries temporais, onde as variáveis podem sofrer influência dos períodos anteriores. Estes efeitos podem ser tratados com modelos autorregressivos (AR) ou de médias-móveis (MA). O primeiro trata a defasagem nas variáveis, enquanto no segundo a defasagem é feita nos distúrbios. Com o entendimento trazido pela NGE, estas técnicas utilizadas em séries temporais foram adaptadas para detectar e tratar os efeitos das interações espaciais.

Além das interações espaciais, a econometria espacial também se propõe a identificar às condições estruturais da geografia, desta forma a técnica trata os efeitos da autocorrelação e da heterogeneidade espacial. Os efeitos estruturais resultariam em variâncias não constantes e a rigor poderiam ser

² 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.

³ O índice utilizado foi o IPCA, com correção disponível na calculadora cidadã do Banco Central:

<https://www3.bcb.gov.br/CALCIDADA0/publico/exibirFormCorrecaoValores.do?method=exibirFormCorrecaoValores>

⁴ 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.

⁵ Aqui foi considerada apenas a população economicamente ativa, de 16 a 65 anos.

parcialmente corrigidos utilizando técnicas da econometria tradicional. Anselin (2009), cita três motivos para que este tratamento seja feito através da abordagem espacial. O primeiro é que a estrutura espacial é crucial para determinar a forma da instabilidade. Em segundo, como a estrutura é espacializada, a heterogeneidade frequentemente ocorre em conjunto com a autocorrelação. E por fim, heterogeneidade e autocorrelação espaciais podem ocorrer de forma equivalente, necessitando um tratamento cuidadoso do modelo e, com isso, um aspecto nunca poderá ser considerado isolado do outro.

Como quantificar o aspecto espacial é uma das dificuldades comuns à técnica, entretanto com o aumento da disponibilidade de dados e *softwares* que atentam para esta questão têm difundido a prática e ampliando as ferramentas disponíveis (ANSELIN, 2009). Conforme LeSage (1999) há duas fontes de informação para trabalhar. A primeira são as latitudes e longitudes das regiões com as quais é possível ter a localização e as distâncias relativas. Como ressalta o autor, uma das contribuições da economia regional é que “*distance matters*”. A segunda fonte de informação é a relação de contiguidade entre as regiões, de onde se obtém a posição da região no espaço. Estas informações auxiliarão a compor a matriz de vizinhança (W), que é uma matriz binária e indicará a relação espacial entre as regiões.

A matriz de vizinhança W é composta por 1's (uns) quando os municípios i e j são vizinhos e por 0's (zeros) quando isto não for verdade. Por definição, a sua diagonal será composta por zeros, uma vez que um município não pode ser seu próprio vizinho. A determinação da matriz de vizinhos pode ser dada pelos k vizinhos mais próximos, ou pelos vizinhos localizados a um raio de k km de distância. Para especificar o valor de k , Baumont (2004) sugere que se estime o modelo, testando em seguida a presença de autocorrelação espacial para diversas matrizes com diferentes valores de k . A matriz escolhida será a que apresentar o maior valor do índice I de Moran.

A matriz composta por vizinhos a k km de distância, apresenta uma maior heterogeneidade na sua composição, pois o tamanho dos municípios afetará a quantidade de vizinhos. Assim, Marzagão (2013) ressalta que uma melhor composição pode ser feita com uma matriz que considera o inverso das distâncias de todas as regiões. O autor também destaca que quando confrontados os resultados deste tipo de matriz com uma de contiguidade, a eficiência é semelhante.

Ywata e Albuquerque (2011), destacam que a estatística mais disseminada para a detecção da dependência espacial é o I de Moran. A aplicação da estatística pode ser feita, tanto na variável dependente diretamente, como no resíduo da regressão. 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:

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

Onde ε , é o vetor de resíduos da regressão estimada e W , a matriz de pesos espaciais, ou matriz 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.

Uma vez detectada 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 é a correção de possíveis vieses espaciais da amostra.

De toda forma, a escolha do modelo para correção do efeito espacial pode ser feita de forma objetiva com a utilização do teste de diagnóstico do Multiplicador de 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 que no modelo no *SEM*, o tratamento da heterogeneidade espacial é feita no termo de erro, resultando em uma expansão diferente para o modelo da equação (1):

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

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

A expansão do modelo 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 mais recentes, como o modelo de Durbin Espacial⁶, ou Regressão Ponderada Geograficamente (RPG)⁷. A estimação dos modelos sugeridos é feita via *maximum likelihood* ou máxima verossimilhança, técnica que foi introduzida por Ord (1975) que segundo Anselin (2009), domina os métodos de estimação para tratamento espacial. Outros métodos que vêm sendo discutidos utilizam variáveis instrumentais (utilizado no trabalho de Lall e Shalizi (2003)), ou métodos Bayesianos.

3. DEPENDÊNCIA ESPACIAL

Para realizar o teste de dependência espacial, primeiramente é necessário determinar a composição da matriz de vizinhança. A opção por uma matriz de distância foi descartada, pela heterogeneidade de sua composição, mencionada por Marzagão (2013). Já a composição de uma matriz inversa de distância seria mais adequada, pois pondera todas as distâncias. Entretanto, esta é limitada pelo aparato técnico necessário. Restando a escolha de uma matriz de contiguidade. Marzagão (2013) destaca que esta matriz tem resultados semelhantes às da distância inversa, embora o seu impacto na variável dependente seja menor.

A composição da matriz de contiguidade 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 a 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 1°, 2°, ..., k° grau de proximidade.

Para a definição da matriz de vizinhança, foram compostos quatro tipos de matrizes, sendo duas do estilo *rook* e duas do estilo *queen*, com vizinhos de 1° e 2° grau. 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 nos modelos de convergência ondicionada tradicional.

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.

⁶ Burridge (1980).

⁷ Fotheringham, A.S.; Brundson, C.; Charlton, M. (2002)

A Tabela 1, apresenta os resultados das diferentes matrizes utilizadas, em relação aos resíduos dos modelos, entre os períodos de 1991 a 2000, 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. E, em todos os modelos, a matriz WR1 apresentou maior I de Moran. Indicando que a sua utilização deve captar melhor os efeitos espaciais. Estes resultados, também podem servir como um diagnóstico de robustez do efeito espacial, uma vez que em todos os períodos pesquisados, este efeito foi significativo e a matriz que melhor o captou a mesma.

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	***

Códigos Significância: "****" 0,001; "***" 0,01; "**" 0,05; "." 0,1

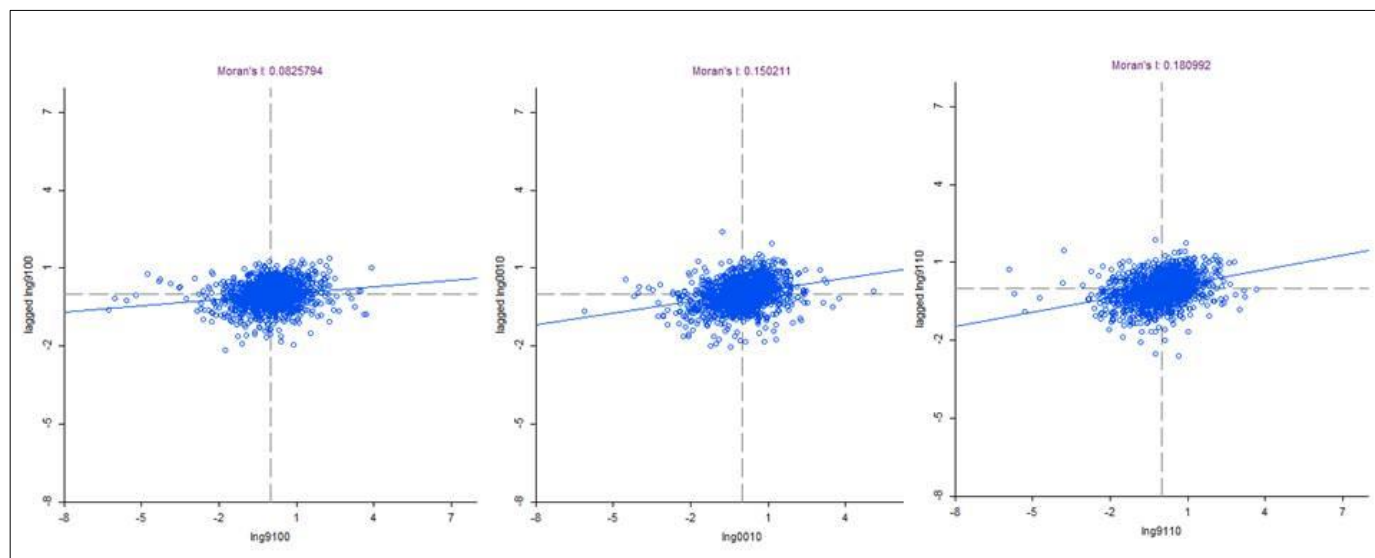
Fonte: Elaborado pelo autor.

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 para 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*. Ou seja, de regiões de alto crescimento que tenham vizinhos de alto crescimento. No terceiro quadrante, estão plotados 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. Ou, no quarto quadrante, *outliers high-low* – de municípios com alto crescimento rodeado por municípios de baixo crescimento. A representação para os três períodos, está exposta na Figura 1.

Figura 1 - Moran Scatterplot das taxa de crescimento de 1991-200, 2000-2010 e 1991-2010.



Fonte: Elaborado pelo autor através do software GeoDa.

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 *root* de 1º 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 seu tratamento, no modelo de convergência.

4. TRATAMENTO ESPACIAL

Antes de aplicar o tratamento espacial no modelo, é necessário especificar qual modelo seria mais adequado para tal. Anselin (2003), sugere que a escolha do modelo deva ser feita através do diagnóstico do Multiplicador de Lagrange. Onde, dentre os significantes, o modelo com maior multiplicador deve ser o escolhido.

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

Tabela 21 - Diagnóstico do Multiplicador de Lagrange, para os modelos SAR, SEM, SAC/SARAR, entre os períodos de 1991-2000,2000-2010 e 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	***

Códigos Significância: "****" 0,001; "****" 0,01; "***" 0,05; "." 0,1

Fonte: Elaborado pelo autor.

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, este modelo deve ser o aplicado para o tratamento do efeito espacial no crescimento da produtividade dos municípios nordestinos.

4.1 Modelo com expansão do tratamento espacial

Definido qual modelo, foi condicionada a taxa de crescimento dos municípios nordestinos as variáveis de controle e as defasagens espaciais da taxa de crescimento e do resíduo. Os resultados para este modelo estão expostos na Tabela 3.

Tabela 3- Convergência Condicionada com tratamento espacial.

Variáveis	1991-2000	p-valor	2000-2010	p-valor	1991-2010	p-valor
Intercepto	1,861 (0,215)	***	2,621 (0,188)	***	2,39 (0,204)	***
lnProd	-0,869 (0,020)	***	-0,778 (0,025)	***	-0,91 (0,019)	***
EMedio	0,548 (0,138)	***	0,082 (0,116)		0,386 (0,132)	**
Analf	-0,235 (0,082)	**	-0,377 (0,094)	***	-0,23 (0,078)	**
Urb	0,154 (0,034)	***	0,097 (0,031)	**	0,16 (0,033)	***
LnPop	0,044 (0,007)	***	0,063 (0,006)	***	0,06 (0,006)	***
Indus	-0,241 (0,067)	***	0,15 (0,103)		-0,154 (0,064)	*
Serv	-0,0364 (0,080)		0,166 (0,067)	*	0,034 (0,076)	
Gini	0,232 (0,240)		-0,646 (0,225)	**	0,118 (0,229)	
ρ	-0,277 (0,046)	***	-0,312 (0,062)	.	-0,136 (0,041)	***
λ	0,427 (0,047)	***	0,481 (0,052)	.	0,396 (0,046)	***
LR	74,26	***	57,4	***	60,37	***
BP	36,58	***	30,41	***	22,919	**
AIC	-633,23		-852,85		-776,45	
BIC	-569,86		-789,49		-713,08	

Códigos Significância: "****" 0,001; "***" 0,01; "**" 0,05; "." 0,1

Fonte: Elaboração pelo autor.

A rigor, em todos os períodos foi detectada a convergência da produtividade. Variáveis do nível de qualificação apresentaram comportamento de acordo com o esperado. Com proporção de trabalhadores no ensino médio, impactando positivamente e proporção de trabalhadores analfabetos, impactando negativamente. As variáveis relacionadas às características da aglomeração também foram de acordo, impactando positivamente no crescimento da produtividade. Resultado que reflete as economias marshallianas, obtidas pelo tamanho do município (LogPopulação) e do seu grau de urbanização.

Já as variáveis a respeito das características produtivas dos municípios foram menos coerentes com a teoria. Inclusive com sinais variando, conforme o período analisado. Conforme um estudo recente do FMI (OSTRY, BERG, TSANGARIDES. 2014) menores índices de desigualdade, devem contribuir positivamente para o crescimento do PIB. Este comportamento só foi percebido no período de 2000 a 2010, quando o coeficiente de Gini apresentou sinal negativo. Neste período, as variáveis dos setores industrial e de serviços, apresentaram um impacto positivo nas taxas de crescimento. Entretanto, o período de 1991 a 2000, os sinais destas variáveis de características produtivas, foram opostos aos do período de 2000 a 2010.

Quando considerado o período inteiro, os municípios com maior parte dos trabalhadores empregados no setor industrial, impactaram negativamente nas taxas de crescimento da produtividade. Enquanto o setor de serviços, apresentou sinal positivo, igual ao do coeficiente de Gini. Acredita-se que estes sinais controversos estão relacionados aos diferentes padrões de crescimento, entre os períodos.⁸ Enquanto que os sinais positivos, encontrados para os coeficientes de Gini, podem estar relacionados as políticas de redistribuição de renda implantadas a partir da metade da década de 1990.

Os fatores espaciais se mantiveram com as mesmas características do trabalho de Lall e Shalizi (2003), com um sinal positivo no resíduo defasado espacialmente, enquanto a defasagem das taxas de crescimento dos vizinhos, apresentou sinal negativo. Estes valores, de certa forma vão contra o estabelecido pela geografia econômica. A princípio, esperava-se um sinal positivo do crescimento dos vizinhos. Lall e Shalizi (2003) argumentam que este resultado provavelmente esteja relacionado ao baixo desenvolvimento dos municípios. Assim, os municípios concorrerem pelo pouco capital, físico e humano, disponível, bem como pelo mercado diminuto.

5. HIPÓTESE DOS FATORES COMUNS

Como lembrado por Lall e Shalizi (2003), muito da discussão teórica sobre externalidades espaciais induzem a expectativa de um efeito positivo. Mesmo quando analisado a Figura do Moran *Scatterplot*, a indicação da curva de tendência, é uma relação positiva da defasagem espacial com a taxa de crescimento da produtividade. Em seu trabalho, Lall e Shalizi (2003), sugeriram duas explicações para o sinal negativo encontrado (no termo ρ): a primeira estaria relacionada a competição entre as regiões pela disponibilidade de mão-de-obra e capital. Como o crescimento estaria relacionado a estas variáveis, a competição geraria um efeito espacial negativo; A segunda, estaria relacionada ao tamanho do mercado nordestino, limitando a possibilidade de aumento da produção e de obter ganhos de escala.

Uma explicação complementar a estas sugeridas por Lall e Shalizi(2003), é a sugerida por Anselin (2003) que chamou de hipótese do fator comum. Esta hipótese explora o fato de que o erro espacial também pode ser especificado na forma defasada, incluindo variáveis explicativas defasadas. Conforme o autor, esta especificação também é chamada de Durbin espacial.

Anselin (2003) chama de hipótese dos fatores comuns espacializados, o impacto das variáveis de controle dos vizinhos, na variável dependente. Inserindo no modelo um aspecto, quase intuitivo, de que as regiões não são impactadas somente pelas taxas de crescimento dos seus vizinhos, mas pelas suas características. Um exemplo disto, está no estudo do IBGE (2015), onde 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 do seu capital humano, mas também do capital humano dos seus vizinhos. O mesmo deve servir para outras variáveis como o tamanho da população, taxa de urbanização e as características produtivas.

5.1 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 caso será utilizado o modelo anterior (SAC/SARAR)⁹. 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.

⁸ Vide Nota 2, pg. 2, a respeito das diferenças entre as décadas de 1990 e de 2000.

⁹ Para que a comparação seja adequada. Toda via, o teste também foi realizado para o modelo.

Tabela 4- Log Likelihood ratio test

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

Fonte: Elaborado pelo autor.

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 este modelo apresenta melhor ajuste, em relação ao anterior.

Os resultados estão expostos na Tabela 5, o primeiro destaque diz respeito a inversão dos sinais do *lag* espacial da variável dependente, ρ , e do erro espacial, λ . Ou seja, quando controlados os efeitos espaciais comuns das variáveis de controle, o crescimento da produtividade sofre impacto positivo do crescimento da produtividade dos seus vizinhos. O que esta de acordo com a intuição teórica, bem como, com os indícios apontados pela Figura 1, do Moran *Scatterplot*.

Em relação às variáveis defasadas, percebe-se que o crescimento da produtividade de um município é impactado positivamente pela produtividade inicial de seus vizinhos. 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 dependente e o compare ao da sua defasagem espacial. Os sinais são inversamente proporcionais, indicando que o efeito espacial é inverso ao local.

Finalmente, as variáveis de características produtivas defasadas, seguem com padrões específicos, muito provavelmente, ainda respondendo ao contexto histórico dos períodos. Na década de 1990, as variáveis defasadas do setor industrial e de serviços, apresentam sinal positivo, ante o sinal negativo das variáveis não defasadas. Na década de 2000, apenas a defasagem do setor de serviços que apresenta sinal contrário ao, da variável não defasada. Enquanto, no período completo a variável defasada que tem sinal inverso é a de serviços.

Tabela 5- Convergência Condicionada, com efeito Durbin Espacial

Variáveis	1991-2000	p-valor	2000-2010	p-valor	1991-2010	p-valor
Intercepto	1,481 (0,377)	***	0,688 (0,226)	**	1,8 (0,341)	***
lnProd	-0,918 (0,022)	***	-0,824 (0,026)	***	-0,946 (0,021)	***
EMedio	0,514 (0,148)	***	127 (0,126)		0,423 (0,140)	**
Analf	-0,269 (0,099)	**	-0,38 (0,115)	**	-0,154 (0,093)	
Urb	0,156 (0,039)	***	0,07 (0,035)	*	0,123 (0,037)	***
LnPop	0,05 (0,008)	***	0,068 (0,006)	***	0,066 (0,007)	***
Indus	-0,233 (0,074)	**	0,157 (0,113)		-0,112 (0,070)	
Serv	-0,067 (0,084)		0,17 (0,073)	*	0,0279 (0,079)	
Gini	0,418 (0,268)		-0,329 (0,260)		0,594 (0,253)	*
laglnProd	0,601 (0,066)	***	0,615 (0,053)	***	0,622 (0,056)	***
lagEMedio	-0,313 (0,239)		-0,159 (0,183)		-0,322 (0,215)	
lagAnalf	0,137 (0,133)		0,284 (0,145)	.	0,003 (0,123)	
lagUrb	-0,129 (0,055)	*	0,05 (0,049)		0,02 (0,052)	
lagLnPop	-0,05 (0,010)	***	-0,043 (0,009)	***	-0,041 (0,010)	***
lagIndus	0,021 (0,112)		0,038 (0,168)		-0,194 (0,103)	.
lagServ	0,019 (0,149)		-0,014 (0,113)		-0,287 (0,136)	*
lagGini	-0,96 (0,391)	*	-0,034 (0,343)		-1,49 (0,362)	***
ρ	0,474 (0,084)	.	0,578 (0,060)	***	0,593 (0,057)	***
λ	-0,386 (0,116)	***	-0,523 (0,093)	***	-0,512 (0,092)	***
LR	99,89	***	87,175	***	119,82	***
BP	39	**	48,99	***	35,65	**
AIC	-642,87		-866,62		-819,9	
BIC	-537,26		-761,02		-714,29	

Códigos Significância: "****" 0,001; "***" 0,01; "**" 0,05; "." 0,1

Fonte: Elaborado pelo autor.

Rey (2001), também realiza uma discussão, embora sobre modelos endógenos, em que considerando o processo de difusão tecnológica podem apresentar efeitos espaciais colaborativos, em alguns casos, ou competitivos, em outros. Ainda segundo o autor, a natureza da competitividade dependeria da proximidade das economias. Para ele, as economias tendem a ser mais competitivas, quando mais próximas, e menos quando mais distantes. Este raciocínio acompanha os resultados encontrados pelo estudo sobre arranjos populacionais, realizado pelo IBGE (2015), onde 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 apresentam sinais contrários aos das não defasadas, demonstram este comportamento que acaba tendo uma natureza competitiva entre os municípios, como destacado por Lall e Shalizi (2003). Embora, estes indícios não sejam suficientes para confirmar a hipótese sugerida por Lall e Shalizi (2003), reforçam este argumento.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo apresentado realizou uma revisão do estudo de Lall e Shalizi (2003). Buscou-se utilizar uma base de dados que fosse consistente com as características do mercado de trabalho local. Ao mesmo tempo, os pressupostos foram testados em um horizonte maior e com dinâmicas mais bem definidas.

Com tudo, os resultados encontrados neste estudo, foram em linha com os encontrados por Lall e Shalizi (2003). A hipótese sugerida pelos autores de que o pouco capital (humano e físico) criaria um ambiente concorrencial entre os municípios, foi testada utilizando a hipótese dos fatores comuns, sugerida por Anselin (2003). A partir do modelo Durbin Espacial, foi possível identificar a concorrência do capital humano e dos ganhos de aglomeração, na vizinhança. Esta percepção, foi dada pela inversão do sinal, entre as variáveis defasadas espacialmente. Com a utilização deste modelo, foi possível identificar um sinal positivo da defasagem espacial do crescimento (ρ), o que é condizente com os pressupostos da geografia econômica (KRUGMAN, 1991,1995).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANSELIN, L. **An Introduction to Spatial Regression Analysis in R**. Illinois: University of Illinois/Urbana-Champaign, 23 maio 2003.

_____. **Thirty Years of Spatial Econometrics**. GeoDa Center for Geospatial Analysis and Computation. Arizona: School of Geographical Sciences and Urban Planning, 31 out. 2009.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Calculadora Cidadã**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/CALCIDADA0/publico/exibirFormCorrecaoValores.do?method=exibirFormCorrecaoValores>>. Acesso em: 01 ago. 2014.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth and Convergence across the United States**. Cambridge: NBER Working Paper, 1990.

_____. **Convergence across States and Regions**. Washington, DC: Brookings Papers on Economic Activity, 1991.

_____. **Technological diffusion, convergence, and growth**. Cambridge: NBER Working Paper, jun. 1995.

_____. **Economic Growth**. 2.ed. London: The MIT Press, 2004.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: reply. **American Economic Review**, v.78, n.5, p. 1155-59, dez. 1986.

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models. Do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** LEG - Document de travail - Economie 2004-04, LEG, Laboratoire d'Economie et de Gestion, CNRS UMR 5118. Bourgogne: Université de Bourgogne, 2004.

DE LONG, J. B. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment. **The American Economic Review**, v.78, n.5, p.1138-1154, dez. 1988.

GALLUP, J. L.; SACHS, J.; MELLINGER, A. Geography and Economic Development. **CID Working Paper**, n.1, mar. 1999.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 10 dez. 2006.

_____. **Arranjos Populacionais e Concentrações Urbanas do Brasil**. Disponível em:<ftp://geoftp.ibge.gov.br/organizacao_territorial/arranjos_populacionais/arranjos_populacionais.pdf>

KRUGMAN, P. Increasing Returns and Economic Geography. **The Journal of Political Economy**, v.99, Issue 3, 483-499, jun. 1999.

_____. **Development, Geography and Economic Theory**. Cambridge: MIT Press,1995.

LALL, S.V.; SHALIZI, Z. Location and Growth in the Brazilian Northeast. **Journal of Regional Science**, v.43, n.4, p.663-681, 2003.

LESAGE, J. P. **The Theory and Practice of Spatial Econometrics**. Toledo: Department of Economics University of Toledo, fev. 1999.

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, maio 1992.

MARZAGAO, T. A Dimensão geográfica das eleições brasileiras. **Opinião Pública**, Campinas, v.19, n.2, p.270-290, nov. 2013.

ORD, K. Estimation Methods for Models of Spatial Interaction. **Journal of the American Statistical Association**, v.70, n.349, p.120-126, mar. 1975.

OSTRY,J.,D.;BERG,A.;TSANGARIDES,C.G. Redistribution, Inequality, and Growth. **IMF Staff Discussion Note**. FEB, 2014. APRIL, 2014.

REIS, E. J. et al. Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000. In: I SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CARTOGRAFIA HISTÓRICA - 10 a 14 de maio. **Anais...** Paraty: , maio 2011.

REY, S. J. **Spatial Dependence in the Evolution of Regional Income Distributions**. San Diego: Department of Geography San Diego/State University San Diego, Mar. 2001.

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, fev. 1956.

VERGOLINO, J. R. et al. Crescimento Regional Desequilibrado: o exemplo das mesorregiões da Chapada do Araripe. **Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, p. 157-182, 2008.

YWATA, A. X. C.; ALBUQUERQUE, P. H. M. Métodos e Modelos em Econometria Espacial. Uma Revisão. **Revista Brasileira Biom.**, São Paulo, v.29, n.2, p.273-306, 2011.