

CONVERGÊNCIA ESPACIAL DO VALOR BRUTO DE PRODUÇÃO DE LENHA NAS MESORREGIÕES DO NORDESTE BRASILEIRO

Luiz Moreira Coelho Junior¹, Kalyne de Lourdes da Costa Martins¹, Magno Vamberto Batista da Silva²

¹*Centro de Energias Alternativas e Renováveis da Universidade Federal da Paraíba. E-mail: luiz@cear.ufpb.br, kalyne_lourdes@hotmail.com; monica@cear.ufpb.br*

²*Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal da Paraíba. E-mail: magnovbs@gmail.com*

Resumo: A lenha é a fonte energética mais antiga usada pelo homem, sendo empregada na cocção de alimentos e para aquecimento. Ao possuir um baixo custo e por ser uma das bases energéticas dos países em desenvolvimento, ficou conhecida como “energia dos pobres”. Este artigo analisou o processo de convergência no valor bruto de produção de lenha nas mesorregiões do Nordeste brasileiro no período de 1994 e 2013. E, especificamente, verificou como ocorre a dependência espacial do valor bruto de produção de lenha entre as mesorregiões do Nordeste brasileiro. Os dados utilizados foram: o Valor Bruto de Produção de lenha por km² (per área) das mesorregiões do Nordeste brasileiro. Aplicou-se o Modelo de Convergência absoluta e estimou 2 modelos espaciais: o Modelo de Defasagem Espacial (SAR) e o Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM). Após a estimação dos modelos, concluiu-se que: O modelo convergiu para o valor bruto de produção de lenha; Para ambas as matrizes (queen e rook), os Modelos SAR e SEM se apresentaram adequados, resolvendo o problema da dependência espacial; Em relação ao Critério de Informação de Akaike (AIC), o Modelo SEM obteve menores valores em relação ao Modelo SAR, configurando-se assim, como melhor modelo.

Palavras-chave: economia florestal, dependência espacial, econometria espacial.

INTRODUÇÃO

A lenha, dentre as fontes energéticas, é o produto mais antigo utilizado para este fim. No início da civilização, a lenha era usada para fabricação do fogo e sua comercialização iniciou com o surgimento das primeiras vilas e cidades. O crescimento das cidades gerou um aumento da demanda de energia, promovendo a exploração além da sua capacidade de regeneração florestal. Isto provocou a falta de lenha em algumas regiões (UHLIG, 2008).

Nas regiões tropicais, a lenha tem baixo custo e não precisa de processamento antes do uso. Sendo uma das fontes energéticas em países em desenvolvimento, é denominada “energia dos pobres”. No Brasil, 8,1% da oferta interna de energia provem dos recursos florestais (lenha e carvão vegetal). Embora a lenha apresente grande importância na matriz energética brasileira, observa-se a escassez de oferta de lenha em algumas regiões brasileiras. Seja pela redução da exploração, aumento de preços e necessidade de reflorestamentos. O uso mais intensivo da lenha como energético concentra-se nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste (INTERNATIONAL ENERGY AGENCY - IEA, 2006a e b; UHLIG, 2008; BRASIL, 2015; BRITO e DEGLISE, 1991).

No Nordeste, a produção de lenha acompanha a demanda. Os produtores diminuem a produção a medida que não há compradores a preços compensatórios. O volume e a distribuição geográfica da oferta de lenha dependem de compradores dispostos a pagar preços que interessem ao produtor. Este atual padrão de oferta pode oferecer o seguinte risco: a concentração da produção próxima aos polos consumidores pode gerar uma degradação por super-exploração da lenha (RIEGELHAUPT e PAREYN, 2010).

Na literatura econômica de crescimento econômico, há abundância de estudos que testam a hipótese de convergência do Produto Interno Bruto (PIB) ou da Renda, seja entre nações ou entre regiões de um país. Na Teoria Neoclássica, os modelos de convergência são considerados com os seguintes fatores: progresso tecnológico, poupança exógena, taxas de retornos decrescentes dos fatores de produção e tendência a um estado estacionário. Estes modelos consideram que, caso as economias possuam tecnologias e preferências parecidas, as economias mais pobres terão uma taxa de crescimento do PIB mais rápida em relação às mais ricas. Deste modo, haverá uma redução da distância de desenvolvimento entre elas (SPOHR e FREITAS, 2011).

Para Esperidião, Meirelles e Bittencourt (2009), existem duas formas de convergência: absoluta, que ocorre quando as economias convergem para o mesmo estado estacionário, e a condicional, que acontece quando as economias convergem para seus próprios estados estacionários.

Para conciliar as necessidades de uso da lenha com a conservação florestal, faz-se necessário uma orientação de políticas públicas, voltado aos programas de manejo efetivos (MEDEIROS, 2010). É importante compreender como se distribui espacialmente a produção de lenha no Nordeste, bem como esta produção se relaciona inter-regionalmente; identificando uma possível dependência espacial.

A dependência espacial ou autocorrelação espacial define-se como a presença de correlação positiva ou negativa entre a distância entre pontos e a similaridade nos valores mensurados em uma determinada variável num grau maior que o esperado pela casualidade. Quando os valores não são independentes do ponto de vista estatístico, diz-se que estes são autocorrelacionados. Isto viola um dos pressupostos dos testes tradicionais: a independência dos dados da amostra (LEGENDRE, 1993).

Os modelos econométricos espaciais incorporam o problema da dependência espacial entre os dados, o que melhora o poder preditivo dos modelos. A econometria espacial trata-se de uma área da econometria composta por técnicas que trabalham com as particularidades inerentes ao espaço: inter-relações espaciais e estrutura espacial (ANSELIN, 2002).

Nota-se a importância de estudos sobre a lenha que trate de efeitos espaciais no valor bruto de produção desta fonte energética, principalmente no Nordeste brasileiro. Assim, este artigo analisou a convergência espacial do valor bruto de produção de lenha no Nordeste brasileiro.

MATERIAIS E MÉTODOS

Dados utilizados

Os dados utilizados foram o Valor Bruto de Produção (VBP) da lenha do extrativismo vegetal para as mesorregiões do Nordeste brasileiro, para os anos de 1994 a 2013. Os dados foram coletados a partir do Sistema de Recuperação Automática (SIDRA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os valores foram corrigidos pelo IGP-DI (Base 2012 = 100). Após a correção monetária, os VBP's de cada mesorregião foram divididos pela área (km²), obtida no IBGE. Isto garantiu a não influência da dimensão territorial nos resultados. Logo, o índice per área indicou o VBP/km² da lenha no extrativismo.

Modelos de Convergência Absoluta

Os modelos clássicos de crescimento econômico predizem que, caso satisfeita a condição de livre mobilidade de fatores de produção, as rendas per capita das diferentes regiões de um país se equalizam. Para a teoria neoclássica, isto ocorre devido a existência de rendimentos marginais decrescentes no uso de fatores de produção (FERREIRA, 1995).

O modelo de Solow (1956; 1957) foi um dos precursores neste tipo de análise. Neste modelo, o progresso tecnológico é considerado exógeno e determina o crescimento per capita sustentado. Com o surgimento dos modelos de crescimento endógeno, Solow acrescentou o capital humano em seu modelo. Assim, a inovação tecnológica estaria vinculada ao capital humano.

A convergência pode ser mensurada de duas formas: σ - convergência e β - convergência. A primeira trata-se da dispersão de valores de uma variável, de maneira que quando há uma redução na dispersão ao longo do tempo, tem-se convergência. A segunda está relacionada à velocidade de convergência. A β - convergência é classificada como absoluta ou condicional. A absoluta ocorre quando as

economias convergem para o mesmo estado estacionário. Enquanto que a condicional é verificada quando as economias convergem para seus próprios estados estacionários (BARRO e SALA-I-MARTIN, 1990; 1991).

O teste da convergência absoluta, geralmente, é realizado por meio da regressão de mínimos quadrados ordinários da taxa de crescimento do PIB em relação ao logaritmo da renda per capita inicial. A existência de produtividade marginal decrescente do capital faz com que regiões com baixo nível de estoque de capital apresentem altas taxas de retorno do mesmo. Para um coeficiente negativo de β sinaliza a ocorrência de convergência absoluta (FREITAS, 2010).

Caso as diferenças nos níveis de renda per capita não forem consideradas como as únicas diferenças significativas entre os países ou regiões, a hipótese de β convergência absoluta se torna falha. Com isso, a aplicação do teste da convergência condicional se torna indicada. No entanto, quando há divergência de renda, esta não elimina a existência de tendência à convergência (SALA-I-MARTIN, 1996).

Quah (1996) afirma que mesmo não havendo evidências de convergência global, algumas regiões podem se aproximar uma das outras em termos de renda per capita. Um grupo de unidades regionais pode chegar a um equilíbrio particular, com características correspondentes ou se encontre numa localização inicial correspondente àquele equilíbrio; caracterizando a ideia de clubes de convergência com base na existência de equilíbrios múltiplos.

Outra abordagem relativa à convergência são os modelos de convergência local. Tais modelos fornecem informações acerca do coeficiente β para cada região da amostra. Esta abordagem soluciona o problema da convergência global quando o β global sinaliza convergência, mas não implica que todas as regiões amostradas estejam em convergência (FREITAS, 2010).

Neste artigo verificou a hipótese da convergência absoluta para o Valor Bruto de Produção da lenha para as mesorregiões do Nordeste. O modelo de β convergência absoluta foi expresso por (ALMEIDA et al., 2008): $\ln(VBP_{2013}/VBP_{1994}) = \alpha + \rho W \ln(VBP_{2013}/VBP_{1994}) + \beta \ln(VBP_{1994}) + \xi$; $\xi = \lambda W \xi + \varepsilon_i$, em que, $\ln(VBP_{2013}/VBP_{1994})$ = logaritmo natural da razão entre o Valor Bruto de Produção da lenha em 2013 e 1994; $\ln(VBP_{1994})$ = logaritmo natural do Valor Bruto de Produção no período inicial; ξ = o termo de erro; $W \ln(VBP_{1994})$ = defasagem espacial do Valor Bruto de Produção no período inicial, e; ε = termo de erro com média zero e variância constante.

Ressalta-se que ρ é o coeficiente de defasagem espacial e sendo $\rho > 0$, sugere-se a presença de autocorrelação espacial positiva. Caso o β seja negativo, tem-se a existência de convergência absoluta, isto é, as mesorregiões com maior VBP de lenha possuem menores taxas de crescimento.

Econometria Espacial

Os modelos econométricos espaciais tratam de problemas potenciais originados pela existência de efeitos espaciais na análise da regressão. A dependência espacial, um desses efeitos, surge como

consequência de autocorrelação em variáveis explicativas (Wx), dependentes (Wy) ou no termo de erro (Wu) (SCHUMACHER, 2013).

A origem da autocorrelação espacial define o tipo de especificação do modelo de regressão que deve ser adotado. As causas da autocorrelação podem ser de dois tipos: residual e substantiva. Na forma residual, é oriunda de erros de medida, onde há pouca correspondência entre o âmbito espacial do fenômeno e as unidades espaciais de observação. Na forma substantiva, nota-se que o que acontece em um ponto espacial é determinado pelo que ocorre em outro ponto. Isto se deve à interdependência no tempo e no espaço de unidades espaciais (PINEDA 2006 apud SCHUMACHER, 2013).

Na análise dos modelos de dependência espacial, a escolha da melhor matriz de dependência espacial foi com base no proposto por Baumont (2004), de acordo com os passos a seguir:

1. Estimação do modelo clássico de regressão linear;

A análise de regressão linear simples estima o valor médio das variáveis dependentes por meio de valores conhecidos ou fixados de uma variável explicativa, a partir da relação (GUJARATI, 2000): $E(Y / X_i) = f(X_i)$. Esta equação expressa que a média da distribuição Y, dado um X_i , relaciona-se funcionalmente com X_i e que a média de Y varia com X.

Ao utilizar a regressão linear simples, presume-se que há uma relação linear entre as variáveis. Logo, a equação de Gujarati (2000), pode ser reescrita como: $E(Y / X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i + \xi$, Onde β_1 e β_2 são parâmetros fixos desconhecidos, denominados de coeficientes de regressão. O ξ indica que a relação não pode ser representada perfeitamente por uma linha reta, pois mesmo que os parâmetros (β_1 e β_2) fossem conhecidos, não haveria como prever o valor real de Y.

O Modelo Clássico de Regressão Linear pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários possui 10 hipóteses básicas (GUJARATI, 2000): a) O modelo é uma função linear nos parâmetros; b) Valores das variáveis explicativas sejam fixos em amostras repetidas; c) A média condicional do termo de erro (ξ) é zero; d) A variância do erro condicional às variáveis explicativas é constante; e) Independência dos erros; f)

A covariância entre X_i e ξ é zero; g) A quantidade de observações é sempre maior que o número de parâmetros estimados; h) Os valores de X, em uma determinada amostra, não podem ser todos iguais; i) O modelo de regressão deve estar corretamente especificado; j) Não colinearidade perfeita.

No modelo clássico de regressão linear considerou-se como variável dependente o logaritmo natural do VBP da lenha Per Área do ano 2013 em relação a 1994: $\ln[(VBP_{2013} / km^2) / (VBP_{1994} / km^2)]$. A variável independente foi o logaritmo natural do VBP da lenha Per Área em 1994: $\ln(VBP_{1994} / km^2)$. A fim de testar a presença da dependência espacial, fez-se uso das seguintes matrizes: contiguidade (convenções “rainha” e “torre”) e número de vizinhos mais próximos (1, 2, 3, 4 e 5 vizinhos).

2. Teste dos resíduos do modelo para a autocorrelação espacial, usando o I de Moran para um conjunto de matrizes W;

Na estimação do modelo clássico de regressão linear para cada matriz de ponderação espacial, calculou-se o I de Moran para os resíduos do modelo. Isto serviu para averiguar a presença de autocorrelação espacial para o conjunto de matrizes analisadas.

O teste I de Moran é um teste utilizado para averiguar a presença de autocorrelação espacial dos resíduos da regressão. Para Cliff e Ord (1973), o teste de I de Moran é expresso como:

$I = (n/S_0)(e'We / e'e)$, em que, $e = y - X\beta^*$, onde β^* é o estimador MQO para β ; $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$, representando um fator de normalização.

No teste I de Moran, são assumidas duas hipóteses: a hipótese nula, na qual os resíduos do modelo estimado por MQO são distribuídos de forma aleatória no espaço; e a hipótese alternativa, onde se considera a presença de dependência espacial. Caso a hipótese nula seja rejeitada, indica autocorrelação espacial entre os resíduos (ALMEIDA, 2012).

3. Seleção da matriz de pesos espaciais que tenha gerado o maior valor do teste I de Moran, e que seja significativo estatisticamente.

Ao verificar a presença de autocorrelação espacial, foram observados os valores para o Teste I de Moran e escolheu a matriz de ponderação que apresentou maior valor estatisticamente significativo obtido neste teste. Para a escolha do melhor modelo espacial, foi utilizado o seguinte procedimento (ALMEIDA, 2012): a) Estimação do modelo MCRL por MQO, sem nenhuma defasagem espacial; Estimou-se o modelo clássico de regressão linear pelos Mínimos Quadrados Ordinários. Considerou como variável dependente o logaritmo natural do VBP da lenha Per Área do ano 2013 em relação a 1994: $\ln[(VBP_{2013}/km^2)/(VBP_{1994}/km^2)]$. Enquanto que a variável independente foi o logaritmo natural do VBP da lenha Per Área em 1994: $\ln(VBP_{1994}/km^2)$. b) Teste dos resíduos por meio de algum teste de autocorrelação espacial difuso, tais como o I de Moran ou teste KR; No presente trabalho, foi usado o teste do I de Moran para os resíduos do modelo clássico de regressão linear de forma a identificar a presença ou não de autocorrelação espacial. c) Caso não existam evidências de autocorrelação espacial, deve-se permanecer com o modelo estimado por MQO. Se houver dependência espacial, segue-se para o próximo passo; Ao verificar a presença de autocorrelação espacial por meio do teste do I de Moran, descartou-se o modelo clássico de regressão linear e partiu para as modelagens econométricas espaciais. d) Estimação dos modelos espaciais; Realizou dois tipos de modelagens econométricas espaciais: o Modelo de Defasagem Espacial (SAR) e o Modelo de erro autorregressivo espacial (SEM). Utilizou-se o método da Máxima Verossimilhança.

No modelo de defasagem espacial (Spatial Autoregressive Model), a regressão espacial considera a variável dependente espacialmente defasada, Wy , como uma variável explicativa (CAPUCHO, 2010). Para Anselin, Vargas e Acs (2000), a notação matricial do modelo pode ser representado por: $y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$ em que, Y = matriz de variáveis dependentes; Wy = variável dependente defasada espacialmente; ρ = intensidade das interdependências entre as observações amostrais da variável endógena; X = matriz de variáveis independentes; β = coeficientes estimados na regressão e; ε = o termo de erro distribuído com média zero e variância constante.

Para Almeida (2012), no modelo SAR, a estimação dos parâmetros por meio do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) pode gerar um viés, tornando-se tendencioso e inconsistente. Logo, a estimação é realizada via máxima verossimilhança.

A importância do método de máxima verossimilhança encontra-se nas propriedades assintóticas de consistência, eficiência e normalidade (ARBIA, 2006). Ao aumentar o tamanho da amostra para atingir as propriedades assintóticas do estimador de Máxima Verossimilhança, verifica-se que a estimação de modelos econométricos-espaciais envolve a otimização de uma função log-verossimilhança não linear.

No modelo de erro autorregressivo espacial (SEM), os efeitos da autocorrelação espacial estão associados ao termo de erro ε , sendo o modelo expresso por (RÊGO e PENA, 2012): $y = X\beta + \varepsilon$, $\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \xi$, em que, Y = erros com efeito espacial; ξ = aos erros aleatórios com média zero e variância σ^2 ; λ = coeficiente autoregressivo. Ressalta-se que a hipótese nula para a ausência de autocorrelação é que $\lambda = 0$. O parâmetro espacial λ , mesmo não aparecendo explicitamente como variável explicativa, aparece na estimação da matriz β dos coeficientes da regressão. Isto faz com que a estimativa da matriz β do modelo SEM se diferencie da matriz do modelo a-espacial (RÊGO e PENA, 2012).

O modelo escolhido foi o que atendeu a duas condições: não possuir evidências de autocorrelação espacial em seus resíduos e apresentar o menor critério de informação de Akaike (AIC). O Critério de Informação de Akaike (AIC) baseia-se no máximo da função de verossimilhança e é utilizado como um procedimento para a escolha do melhor modelo econométrico (BOZDONGAN, 1987). A estimativa do AIC para um dado modelo é: $AIC = -2LIK + 2k$, em que LIK = função de verossimilhança e k = número de parâmetros. Quanto menor o valor do AIC, melhor o modelo.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta o Modelo Clássico de Regressão Linear via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para as matrizes de vizinhos mais próximos e de contiguidade (“queen” e “rook”). Verificou que o coeficiente da constante, assim como a variável independente $\ln(VBP_{1994}/km^2)$ apresentaram valores com sinais negativos, conforme $y = -1,5712 - 0,4543(VBP_{1994}/km^2) + \varepsilon$. Os p-valores da variável independente é significativo a 5%.

Tabela 1. Modelo Clássico de Regressão Linear via Mínimos Quadrados Ordinários para o VBP/km² de lenha das mesorregiões do Nordeste brasileiro, no período de 1994-2013.

Matriz Pesos Espaciais	I de Moran	
	Teste I	P-Valor Residual
1 vizinho	1,2800	0,1040
2 vizinhos	1,9948	0,0310
3 vizinhos	2,2840	0,0190
4 vizinhos	2,3347	0,0170
5 vizinhos	2,7265	0,0270
Queen	2,7303	0,0100
Rook	2,7617	0,0080

Embora observado divergência em grande parte das mesorregiões, o sinal negativo da variável independente mostra ocorrência da convergência absoluta. Algumas mesorregiões com baixos valores para o VBP/Km² de lenha estão crescendo a taxas maiores que mesorregiões com VBP's/Km² mais altos.

A convergência global no VBP/Km² da lenha está associada à disponibilidade de vegetação, a intensificação da exploração florestal e o aumento da expansão agrícola e urbana. As mesorregiões com altos valores para o VBP/Km² da lenha foram bastante exploradas, reduzindo a disponibilidade de recursos florestais e decrescendo na produção de lenha. Com a evolução das práticas de manejos sustentáveis da floresta da caatinga, verificou mesorregiões promissoras para a produção de lenha nos estados de Pernambuco, Paraíba e Piauí. Alguns municípios destas mesorregiões compõem como forte demandante de lenha.

No entanto, o teste residual do modelo (P-valor Residual) indicou a presença de autocorrelação espacial para as seguintes matrizes analisadas, apresentando assim, um p-valor residual estatisticamente significativo a 5%: 2 vizinhos (0,031000), 3 vizinhos (0,019000), 4 vizinhos (0,017000), 5 vizinhos (0,027000), *queen* (0,010000) e *rook* (0,008000). Logo, o VBP/Km² de lenha de uma determinada mesorregião está associado a outra(s) mesorregião(ões). A dependência espacial observada no VBP da lenha está atrelada as diferenças de disponibilidade de vegetação entre as mesorregiões. Além, das áreas político-administrativas se diferirem das áreas de vegetação, podendo a exploração de uma área ser contabilizada em outra; o que gera erros de medida. Este resultado sugere que o Modelo Clássico de Regressão Linear não é adequado para as estimações econométricas, o que exige os modelos com correções espaciais.

Ao analisar o Teste I de Moran, com o intuito de selecionar a melhor matriz de ponderação de pesos espaciais pelo critério de Baumont (2004), observou que o maior valor obtido no Teste foi proveniente da matriz de contiguidade tipo *rook* (2,7617). Seguido da matriz de contiguidade tipo *queen* (2,7303).

A Tabela 2 mostra a estimação dos modelos econométricos SAR e SEM para as matrizes de ponderação espacial de contiguidade tipos *queen* e *rook*. No modelo SAR, considerando a matriz de ponderação *queen*, verificou que tanto o coeficiente da variável constante como o coeficiente da variável independente $\ln(\text{VBP}_{1994}/\text{km}^2)$ apresentaram valores com sinais negativos. Assim como explanado no Modelo Clássico de Regressão Linear, o resultado do VBP/Km2 do ano inicial indica que mesorregiões com VBP/Km2 mais baixos estão crescendo a taxas maiores que as mesorregiões com maiores VBP/Km2. Ou seja, há uma tendência de convergência no valor bruto de produção de lenha nas mesorregiões do nordeste brasileiro.

Tabela 2. Modelos Econométricos espaciais SAR e SEM para as matrizes de contiguidade tipo *queen* e *rook*, considerando o VBP/Km2 de lenha para as mesorregiões do Nordeste brasileiro, no período de 1994-2013.

	Modelo SAR		Modelo SEM	
	<i>Queen</i>	<i>Rook</i>	<i>Queen</i>	<i>Rook</i>
AIC	122,774	122,932	121,065	120,893
P-Valor Residual	0,2120	0,2380	0,3130	0,3020
Coeficiente da constante	-1,1226	-1,1660	-1,6101	-1,6496
Coeficiente do $\ln(\text{VBP}_{1994}/\text{km}^2)$	-0,4179	-0,4404	-0,46107	-0,4911
P-Valor da constante	0,0001	0,0001	0,0000	0,0000
P-Valor do $\ln(\text{VBP}_{1994}/\text{km}^2)$	0,0041	0,0026	0,0036	0,0018
Erro Padrão da constante	0,2844	0,2867	0,3043	0,3027
Erro Padrão do $\ln(\text{VBP}_{1994}/\text{km}^2)$	0,1457	0,1465	0,1582	0,1570

Os p-valores das variáveis (constante e dependente) foram estatisticamente significativos a 5%: constante (0,00008) e $\ln(\text{VBP}_{1994})$ (0,00413). Ressalta-se que o Modelo SAR conseguiu resolver o problema da dependência espacial, pois o valor obtido para o Teste residual (p-valor residual) foi não significativo (0,212000).

Para a matriz de contiguidade tipo *rook*, os coeficientes das variáveis constante e independente ($\ln\text{VBP}_{1994}/\text{km}^2$) apresentaram os seguintes valores: constante (-1,166021) e $\ln(\text{VBP}_{1994}/\text{km}^2)$ (-0,4404108). Tais valores se mostraram negativos, o que sugere a ocorrência de convergência. Os valores relativos aos p-valores das variáveis (constante e independente) foram: constante (0,00005) e

$\ln(\text{VBP}1994/\text{km}^2)$ (0,00265), sendo estaticamente significativos a 5%. O Modelo SAR gerou um valor não significativo no Teste residual (p-valor residual), resolvendo o problema da autocorrelação espacial. Porém, o valor observado para o teste (0,238000) foi maior que o obtido com a matriz *queen* (0,212000).

No Modelo SEM, considerando a matriz *queen*, os valores dos coeficientes das variáveis constante e $\ln(\text{VBP}1994/\text{km}^2)$ foram: -1,610105 e -0,4610661, respectivamente. Comparativamente ao Modelo SAR, o Modelo SEM também apresentou convergência, indicando que a taxa de crescimento das mesorregiões com VBP/ Km^2 de lenha mais baixo tende a ser maior que a verificada para as mesorregiões com VBP mais alto. O p-valor para as variáveis se mostrou significativo a 5%: constante (0,00000) e $\ln\text{VBP}1994$ (0,00356). O p-valor residual o Modelo SEM não apresentou valor estatisticamente significativo para a dependência espacial e teve melhor resultado (0,313000) que o Modelo SAR da matriz *queen*. O valor do AIC (121,065) foi menor que o observado no Modelo SAR (122,774). Logo, se configurou como melhor modelo em relação ao SAR.

O Modelo SEM estimado para a matriz de contiguidade tipo *rook* indicou a ocorrência de convergência, sendo os seguintes valores dos coeficientes das variáveis: constante (-1,649592) e $\ln\text{VBP}1994$ (-0,4910877). Os p-valores das variáveis constante e dependente ($\ln\text{VBP}1994$) foram estatisticamente significativos a 5%, sendo eles: 0,00000 e 0,00177, nesta ordem.

O modelo solucionou o problema da dependência espacial, já que o valor obtido no teste residual (p-valor residual) não foi significativo para a presença de autocorrelação espacial. Embora o Modelo SAR (considerando a matriz *rook*) também tenha resolvido o problema da dependência espacial, notou-se que o Modelo SEM apresentou um maior p-valor residual (0,302000). Ressalta-se também que o valor do AIC (120,893) foi menor do que o verificado para o Modelo SAR (122,932). Com isso, o Modelo SEM se apresenta como melhor modelo em relação ao SAR.

CONCLUSÃO

A partir das análises realizadas, concluiu-se que: O Modelo Clássico de Regressão Linear via Mínimos Quadrados Ordinários mostrou sinais da presença de autocorrelação espacial, sendo assim descartado; - Dentre as matrizes analisadas, a *queen* e a *rook* mostraram maiores valores para o Teste I de Moran, sendo consideradas como melhores matrizes; Para ambas as matrizes, os Modelos SAR e SEM apresentaram bons estimadores, resolvendo o problema da dependência espacial; Em relação ao AIC, o Modelo SEM obteve menores valores em relação ao Modelo SAR, configurando-se assim, como melhor modelo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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

ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, 2008.

- ANSELIN, L. **Under the hood: issues in the specification and interpretation of spatial regression models (forthcoming: Agricultural Economics)**, 2002. Disponível em: <<https://geodacenter.asu.edu/pdf/hood.pdf>>. Acesso em 10/11/2015.
- ANSELIN, L.; VARGA, A.; ACS, Z. Geographical Spillovers and University Research: A Spatial Econometric Perspective. **GrowthandChange**, v. 31, 2000.
- ARAGÃO, F. M.; GOMES, L. J.; NOGUEIRA, M.; RIBEIRO, G. T. Caracterização do Consumo de lenha pela atividade cerâmica, nos municípios de Itabaiana, Itabaianinha e Umbaúba-SE. **Revista Científica Eletrônica de Engenharia Florestal**, ano VII, n.12, agosto de 2008.
- ARBIA, G. **Spatial econometrics: statistical foundations and applications to regional convergence**. Advances in Spatial Sciences Series. Londres: Springer, 2006.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions, **Brookings Papers on Economic Activity** 1, 1991.
- BARROS, P.P.; GAROUPA, N. Portugal-Europea union convergence: some evidence. **European Journal of Political Economy**, v.12, n.1, 1995.
- BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Mimeo. Université de Bourgogne, 2004. Disponível em: <http://leg.u-bourgogne.fr/images/stories/pdf/doc_trav2004/e2004-04.pdf>. Acesso em: 08/11/2015.
- BOZDONGAN, H. Model selection and Akaike's Information Criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions. **Psychometrika**. v.52, n.3, 345-370, Sep. 1987.
- BRASIL. Empresa de Pesquisa Energética. Balanço Energético Nacional 2015 – Ano Base 2014: Relatório Síntese. Rio de Janeiro, 2015.
- BRITO, J. O.; CINTRA, T. C. Madeira para energia no Brasil: realidade, visão estratégica e demanda de ações. **Biomassa & Energia**, Viçosa. v. 1, n. 2, p. 157-163, 2004.
- BRITO, J.O.; DEGLISE, X. States and potencial of using wood for energy in Brazil. **Revue Forestière Française**, Paris, n.6, p.175-79, 1991.
- CAPUCHO, T. O. **Produção leiteira no Paraná: um estudo considerando os efeitos espaciais**. 2010, 130f. Dissertação (Mestrado em Economia)-Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2010.
- CLIFF, A.; ORD, J. K. **Spatial autocorrelation**. Londres: Pion, 1973.
- ESPERIDIÃO, F.; MEIRELLES, J.G.P.; BITTENCOURT, M.V.L. Convergência e Capital Humano nos Municípios da Região Sul. In: VIII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – VIII ENABER, 2009, Juiz de Fora. **Anais...** Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2009.
- FERREIRA, A. H. B. O debate sobre a convergência de rendas per capita. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 5, n. 2, dez. 1995.
- FREITAS, M. V. **Análise de convergência de renda local entre países**. 2010, 134f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2010.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.
- INTERNATIONAL ENERGY AGENCY - IEA. **Energy balances of non-oecd countries 2003 – 2004**. Paris: OECD, 2006a. 365 p.
- INTERNATIONAL ENERGY AGENCY - IEA. **Energy balances of oecd countries 2003 – 2004**. Paris: OECD, 2006b. 257 p.
- LEGENDRE, P. Spatial autocorrelation: trouble or new paradigm? **Ecology**, v.74, n.6, p.1659-1673, 1993.

- MEDEIRO, P. M. **Uso de Produtos madeireiros para fins domésticos em uma área de Floresta Atlântica no Nordeste Brasileiro**. 2010, 118f. Dissertação (Mestrado em Botânica) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 2010.
- MORAIS, I. R. D. **Seridó norte-rio-grandense: uma geografia da resistência**. Caicó: Ed. Autor, 2004.
- QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**. Vol. 40, p. 1353-75, 1996.
- RÊGO, C. V.; PENA, M. G. **Análises dos Modelos de Regressão Espacial SAR, SEM e SAC**. 2012, 76f. Monografia (Bacharelado em Estatística) – Universidade de Brasília, Brasília, 2012.
- RIEGELHAUPT, E. M.; PAREYN, F. G. C. A questão Energética. In: GARIGLIO, M. A.; SAMPAIO, E. V. S. B.; CESTARO, L. A.; KAGEYAMA, P. Y. (Org). **Uso Sustentável e Conservação dos Recursos Florestais da Caatinga**. Brasília-DF: Serviço Florestal Brasileiro, 2010. p. 65-75.
- SALA-I-MARTIN, X. The Classical Approach to Convergence Analysis. **Economic Journal**, Royal Economic Society, vol. 106(437), p. 1019-36, 1996.
- SCHUMACHER, G. **Produção de leite no Rio Grande do Sul: A distribuição espacial e a relação de dependência entre os municípios**. 2013, 103f. Dissertação (Mestrado em Administração) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2013.
- SILVA, J. A. A. Potencialidades de Florestas Energéticas de Eucalyptus no Polo Gesseiro do Araripe – Pernambuco. **Anais da Academia Pernambucana de Ciência Agronômica**, Recife, vol. 5 e 6, p.301-319, 2008-2009.
- SILVEIRA, M. S. **Arranjo Produtivo Local: o estudo de caso da cerâmica vermelha de Russas**. 2007, 48f. Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.
- SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.
- SOLOW, R. M. Technical Change and the Aggregate Production Function. **The Review of Economic and Statistics**, v.39, n.3, 1957.
- SPOHR, G.; FREITAS, C. A. Teste da Convergência do PIB per capita da agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 49, n. 2, abr-jun.,2011.
- UHLIG, A. **Lenha e Carvão Vegetal no Brasil: balanço oferta-demanda e métodos para estimação do consumo**. 2008, 124f. Tese (Doutorado em Energia)- Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.