

Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) em Goiás: Uma aplicação econométrica-espacial

Resumo: Este estudo examina a influência do espaço na distribuição de recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) entre 2004 e 2011 nos municípios goianos. As correlações espaciais foram verificadas por meio do Índice de Moran global, que mostrou que a distribuição do FCO não depende somente das atividades econômicas do município, mas também é fortemente influenciada, de maneira positiva, pelo nível de recursos que circula na vizinhança. O modelo autoregressivo espacial com efeitos fixos mostrou que o FCO afeta positivamente as atividades econômicas e a geração de empregos nos municípios. Esse resultado havia sido encontrado pela literatura, entretanto os coeficientes eram superestimados por não levar em conta a questão espacial, que aumenta significativamente o poder de explicação.

Palavras-chave: Fundo Constitucional; Paineis Espaciais; *I* de Moran.

Classificação JEL: C21; R12.

Abstract: The study examines the space's influence in the distribution of the Constitutional Fund for Financing the Center-West (FCO) between 2004 and 2011 in Goiás's municipalities. The spatial correlations were founded using the Moran's Index and Local Indicators of Spatial Association (LISA), which showed that the FCO's distribution does not depend only on the economic activities of the municipality, but is also positively influenced by the level of resources that circulates in neighborhood. The spatial autoregressive model with fixed effects showed that FCO affects positively the economic activities and employees at the municipality level. This result was founded in the literature, but, the coefficients were superestimated for not consider the spatial issue, which significantly increases the explanatory power.

Keywords: Constitutional Fund; Spatial analysis; Moran's I.

JEL: C21; R12.

Guilherme Resende Oliveira¹

Alex Felipe Rodrigues Lima²

Marcos Fernando Arriel³

¹ Pesquisador do IMB (Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos). Doutor em Economia pela UnB. E-mail: resendego@yahoo.com.br.

² Pesquisador do IMB. Mestrando em Estatística pela UnB. E-mail: afelipe_7@hotmail.com.

³ Gerente de Estudos Socioeconômicos e Especiais do IMB. Doutorando em Geografia pela UFG. E-mail: mfarriel@gmail.com.

1. Introdução

O estado de Goiás é marcado por uma grande divergência regional de renda, a qual se torna um entrave ao processo de desenvolvimento econômico. Isso pode ser revelado em vários indicadores, como renda, PIB, PIB *per capita* e IDHM. Segundo Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos – IMB (2012), o Índice de Gini⁴ calculado para a variável PIB, no período 2002 e 2012, ficou entre 0,77 e 0,80, revelando a grande concentração de renda no estado de Goiás. Outro fato que revela essa desigualdade regional é o fato do PIB *per capita* municipal variar mais de vinte vezes entre o município mais rico e o mais pobre.

Diante dessa realidade regional, o Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) pode ser uma ferramenta importante para a dinamização da economia local, de modo a combater essa desigualdade. O FCO foi criado pela Constituição de 1988, com o intuito de reduzir a desigualdade regional, promovendo e financiando as atividades econômicas nas regiões menos favorecidas, de modo a dinamizar suas economias locais.

Por outro lado, surgem questões acerca de eficácia e efetividade desse mecanismo utilizado para atingir a redução da desigualdade de renda. Também é fundamental investigar a distribuição desses recursos, assim como avaliar os impactos econômicos desses fundos no desenvolvimento regional.

Na literatura é possível encontrar trabalhos (Almeida, Silva e Resende, 2006; Resende, 2014a) que discutem os Fundos utilizando vários métodos. A investigação conduzida por Silva, Resende e Silveira Neto (2006) teve como principal objetivo a avaliação dos recursos do Fundo de Financiamento no Nordeste e do Norte, utilizando *Propensity Score*. O resultado desse estudo não apontou impacto significativo sobre a variação do salário médio, mas significativo em relação à variação do número de empregos.

Em outros estudos, Resende (2014b) e Resende, Cravo e Pires (2014) avaliam os impactos econômicos do Fundo Constitucional no Norte e Centro-Oeste, respectivamente, usando modelos em painel com efeitos fixos. No Norte, os resultados apontaram que os recursos do Fundo apresentaram impacto positivo sobre o crescimento do PIB *per capita*, resultado dos empréstimos concedidos aos setores agropecuário e de indústria e serviços. Já no Centro-Oeste, apenas a linha Empresarial, voltada para o setor industrial e de serviços, apresentou impacto no PIB *per capita*, enquanto a linha Rural, não mostrou efeito no PIB *per capita*. Nos dois casos, os resultados para as escalas geográficas de microrregião e mesorregião não apresentaram impacto no crescimento econômico nesses respectivos níveis geográficos.

Até o presente momento, raros estudos verificaram os impactos dos fundos constitucionais utilizando modelos econométrico-espaciais, entre eles o de Cravo, Resende e Carvalho (2014). Por outro lado, a maioria dos estudos verificou heterocedasticidade, que possivelmente é proveniente da correlação espacial, como será apresentado neste trabalho. Essas pesquisas não incorporaram o fator espacial nas regressões realizadas, enfoque deste estudo. Assim, possivelmente, os resultados anteriores apresentaram estimadores viesados, apesar de em nenhum dos estudos a magnitude do coeficiente ter sido analisada, mas na maioria dos casos os sinais e as significâncias.

O painel de dados espaciais, metodologia aplicada nesta pesquisa, acomoda a heterogeneidade espacial não observável que se manifesta nos parâmetros da regressão, sobretudo nos interceptos, entretanto também pode se manifestar no componente de erro. O modelo espacial com efeitos fixos permite controlar componentes não observados e eliminar o viés das variáveis observáveis relevantes omitidas, que não variam no tempo. Logo, esta estimação controla a heterogeneidade não observável e considera a dependência espacial dos dados.

⁴ Índice que mede concentração de uma variável, assumindo valores entre zero (0) e um (1), onde mais próximo de um indica alta concentração e próximo de zero baixa concentração.

Diante desse contexto, este trabalho avalia o efeito do FCO nos municípios goianos entre 2004 e 2011 nas variáveis PIB e PIB *per capita* e nas variáveis quantidade de empregos formais e média do salário-hora dos trabalhadores formais. Adicionalmente, são verificadas as correlações das variáveis densidade demográfica e média de escolaridade dos trabalhadores formais. A seção seguinte apresenta a base de dados e faz breve análise descritiva. A próxima exhibe a metodologia e os modelos, especialmente de econometria espacial. Em seguida, a seção de resultados e, por fim, as considerações finais do estudo.

2. Base de dados e análise descritiva

Os dados do FCO foram obtidos junto ao Conselho de Desenvolvimento do Estado (CDE), vinculado à Secretaria de Indústria e Comércio do Estado de Goiás. Esses dados são provenientes das contratações das firmas que requisitaram empréstimos no período (2004 a 2011) por município. Vale ressaltar que não foram obtidos os dados para todos os municípios do estado de Goiás, pois a Região Integrada de Desenvolvimento do Distrito Federal e do Entorno (RIDE) é administrada pelo Banco do Brasil e tem como repassadores o Banco de Brasília (BRB) e o Banco Cooperativo do Brasil (Bancoob), e as informações passaram a ser repassadas ao CDE apenas a partir de 2012. Desse modo, esses municípios não foram considerados nesse estudo.

As informações adicionais utilizadas, referentes ao município, foram extraídas da Relação Anual Informação Social (RAIS-MTE) e do IMB. Da RAIS foram obtidas as informações de quantidade de mão-de-obra formal (mão-de-obra) e salário-médio. Do IMB foram coletadas as informações relacionadas ao PIB, PIB *per capita*, Valor adicionado da Agropecuária (denotado por PIB agropecuário) e Valor adicionado da indústria e de Serviços (PIB da indústria e de serviços).

A tabela 1 apresenta a distribuição de recursos do FCO, que está fortemente concentrada nas regiões mais dinâmicas do estado, Centro e Sul, onde estão os principais polos econômicos do estado. Este padrão de concentração não se alterou de forma significativa no período analisado, que perpetuou o padrão de atividades econômicas das mesorregiões goianas. Essa constatação está de acordo com a conclusão do estudo de Resende *et al.*, (2014), que afirma que a distribuição do fundo se dá, sobretudo, pela demanda.

Apesar da legislação do fundo ter mudado no período, especialmente quanto à equalização de recursos entre os programas Empresarial e Rural e a repartição de montante para os portes menores, com exceção de 2004, a alteração não mudou o fato de a distribuição espacial estar em linha com a demanda, acompanhando, portanto, as atividades econômicas setoriais.

Outra evidência de que a distribuição do fundo se dá por fatores mercadológicos pode ser vista por meio da correlação entre as variáveis PIB setorial e FCO por programa, a qual pode ser vista na tabela 2, a seguir, que apresenta o correlograma das variáveis utilizadas.

Conforme apresentado na tabela 3, quanto maior a proporção do financiamento, maior o número de empregos formalmente gerados no município e maior o salário médio, apesar dessas relações mudarem de acordo com o programa analisado e o setor econômico. Percebe-se a tendência crescente na maior parte das variáveis abaixo, que apresentam as principais características dos municípios goianos.

Tabela 1: Distribuição do FCO por mesorregião do Estado de Goiás – a preços de 2011 (R\$ mil).

Empresarial						
Mesorregião	Centro	Leste	Noroeste	Norte	Sul	Total
2004	121.858	57.221	2.590	3.376	128.047	313.092
%	38,90%	18,30%	0,80%	1,10%	40,90%	100,00%
2005	135.325	1.363	4.165	3.988	64.385	209.226
%	64,70%	0,70%	2,00%	1,90%	30,80%	100,00%
2006	163.244	1.294	6.869	3.344	51.923	226.673
%	72,00%	0,60%	3,00%	1,50%	22,90%	100,00%
2007	213.047	1.012	7.293	33.734	163.235	418.322
%	50,90%	0,20%	1,70%	8,10%	39,00%	100,00%
2008	339.651	1.282	13.235	6.211	136.157	496.536
%	68,40%	0,30%	2,70%	1,30%	27,40%	100,00%
2009	289.843	44.572	7.917	11.388	88.901	442.620
%	65,50%	10,10%	1,80%	2,60%	20,10%	100,00%
2010	532.410	1.794	13.970	14.373	185.329	747.875
%	71,20%	0,20%	1,90%	1,90%	24,80%	100,00%
2011	674.650	8.349	22.537	21.529	311.925	1.038.990
%	64,90%	0,80%	2,20%	2,10%	30,00%	100,00%
Soma	2.470.028	116.887	78.576	97.943	1.129.902	3.893.335
%	63,40%	3,00%	2,00%	2,50%	29,00%	100,00%
Rural						
Mesorregião	Centro	Leste	Noroeste	Norte	Sul	Total Geral
2004	106.968	31.399	90.257	43.299	205.280	477.203
%	22,40%	6,60%	18,90%	9,10%	43,00%	100,00%
2005	123.432	19.031	59.589	48.550	331.510	582.112
%	21,20%	3,30%	10,20%	8,30%	56,90%	100,00%
2006	127.512	15.584	79.505	43.891	307.527	574.018
%	22,20%	2,70%	13,90%	7,60%	53,60%	100,00%
2007	167.657	10.720	101.562	48.980	329.273	658.191
%	25,50%	1,60%	15,40%	7,40%	50,00%	100,00%
2008	231.723	13.173	183.576	96.722	566.455	1.091.650
%	21,20%	1,20%	16,80%	8,90%	51,90%	100,00%
2009	176.902	10.104	146.804	60.732	351.511	746.053
%	23,70%	1,40%	19,70%	8,10%	47,10%	100,00%
2010	253.118	15.594	186.809	86.639	378.248	920.408
%	27,50%	1,70%	20,30%	9,40%	41,10%	100,00%
2011	257.000	32.279	205.393	87.238	437.675	1.019.585
%	25,20%	3,20%	20,10%	8,60%	42,90%	100,00%
Soma	1.444.313	147.882	1.053.494	516.052	2.907.479	6.069.220
%	23,80%	2,40%	17,40%	8,50%	47,90%	100,00%

Fonte: Relatórios Gerenciais do BB

Tabela 2: Correlações do PIB por setor e FCO por programa – ano 2011.

Correlograma	PIB	PIBagr	PIBindser	FCOtót	FCOemp	FCOrur
PIB	1					
PIBagr	0,1968	1				
PIBindser	0,999	0,1521	1			
FCOtót	0,8959	0,2098	0,8934	1		
FCOemp	0,8991	0,0776	0,9028	0,9793	1	
FCOrur	0,1033	0,6633	0,0734	0,2319	0,0303	1

Fonte: Elaboração própria dos autores

Tabela 3: Média (aritmética) municipal de algumas variáveis por ano

Ano	PIB <i>per capita</i> (R\$)	Empregos	Salário médio (R\$)	FCO (R\$ mil)
2004	11.266	3.544	730	3.213
2005	10.257	3.837	766	3.217
2006	10.218	4.030	821	3.255
2007	11.753	4.309	873	4.537
2008	12.635	4.608	940	6.456
2009	13.725	4.909	986	4.832
2010	14.655	5.334	1.046	6.782
2011	14.588	5.624	1.089	8.368

* As variáveis financeiras foram atualizadas pelo IPCA/IBGE.

Fonte: IMB (2012).

3. Métodos

3.1. Modelo de dados em painel

Dados em painel é definido como o empilhamento de informações em diversos períodos de tempo, muitas vezes com foco econômico. Baltagi (2008) ressalta que nesse modelo a mesma unidade é medida em diferentes tempos, o que leva à consideração da heterogeneidade individual (não observada dos indivíduos). As vantagens, quando comparadas com o corte transversal (*cross-section*), é que apresenta menor variabilidade intra-observações, a mensuração ao longo do tempo dá a ideia de tendência, captar relações dinâmicas entre indivíduos e a possibilidade dele ser controle ou submetido a diferentes tratamentos em tempos diferentes.

O modelo de dados em painel pode ser escrito da seguinte forma:

$$\tilde{Y} = X\beta + C + \varepsilon \quad (1)$$

onde $\tilde{Y}$ é a variável resposta (ou dependente) e tem como elemento y_{it} que se refere a i -ésima observação no t -ésimo instante de tempo, c_i é o efeito individual de cada observação e, portanto, constante ao longo do tempo.

3.2. Tipos de modelos em painel

Existem diversos tipos de modelagem de dados em painel, sendo os mais aceitados os modelos com 1 ou 2 efeitos fixos ou aleatórios, conhecidos como one-way ou two-way, além dos modelos combinados.

O modelo com 1 efeito (fixos ou aleatórios) leva em consideração, apenas, o efeito individual de cada unidade observada. Já com 2 efeitos é útil para estimar os efeitos específicos de cada período de tempo. Dessa forma, esse modelo leva em consideração os efeitos de cada unidade observacional e de cada instante de tempo.

Em geral, os modelos com efeitos fixos são utilizados em situações em que não é possível dissociar o efeito individual nas variáveis explicativas. Já os modelos com efeitos aleatórios assumem que os individuais sejam ortogonais às variáveis exógenas.

3.3. Testes de hipóteses

Existem alguns testes de hipóteses que avaliam a existência, ou não, do efeito do indivíduo ou do tempo, em modelos em painel fixo ou aleatório, conforme Baltagi (2008). Neste trabalho serão utilizados os seguintes:

1. Teste F para avaliar a significância das *dummies* (ou efeitos fixos), ou seja, $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 \dots = \mu_{N-1} = 0$ e estatística de teste (sob a hipótese nula):

$$F_0 = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT - N - K)} \sim F_{N-1, N(T-1)-K} \quad (2)$$

onde *RRSS* (*restrict residual sum of squares*) obtido do modelo *OLS pooled* e *URSS* (*unrestrict residual sum of squares*) obtido do modelo de efeito fixo.

2. Teste F para avaliar a significância das *dummies* de indivíduos e tempo, ou seja, $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 \dots = \mu_{N-1} = 0$ e $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0$ e estatística de teste (sob a hipótese nula):

$$F_1 = \frac{(RRSS - URSS)/(T + N - 2)}{URSS/((N-1)(T-1) - K)} \sim F_{T+N-2, (N-1)(T-1)-K} \quad (3)$$

onde *RRSS* (*restrict residual sum of squares*) obtido do modelo *OLS pooled* e *URSS* (*unrestrict residual sum of squares*) obtido do modelo de efeito fixo.

3. Teste F para avaliar a significância das *dummies* de indivíduos dado os efeitos de tempo, ou seja, $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 \dots = \mu_{N-1} = 0$ dado $\lambda_t \neq 0$ para $t=1, \dots, T-1$ e estatística de teste sob H_0 :

$$F_2 = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/((N-1)(T-1) - K)} \sim F_{N-1, (N-1)(T-1)-K} \quad (4)$$

onde *RRSS* possui as *dummies* de tempo.

1. Teste F para avaliar a existência de efeito do tempo dado o efeito dos indivíduos, ou seja, $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0$ dado $\mu_i \neq 0$ para $i=1, \dots, N-1$ e estatística de teste (Sob H_0):

$$F_3 = \frac{(RRSS - URSS)/(T-1)}{URSS/((N-1)(T-1) - K)} \sim F_{T-1, (N-1)(T-1)-K} \quad (5)$$

onde *RRSS* possui apenas as *dummies* de indivíduos.

3.4. Econometria espacial

A Estatística Espacial é uma área da Estatística que tem como objetivo principal especificar, estimar, testar e prever modelos teóricos, influenciados por efeitos espaciais, seja em modelos de corte transversal ou em painel. Essa área do conhecimento se diferencia da convencional pela incorporação explícita na modelagem dos efeitos espaciais, ou seja, da dependência espacial e da heterogeneidade espacial.

Conforme Anselin (1988), a heterogeneidade espacial diz respeito a aspectos da estrutura socioeconômica do espaço geográfico, ou seja, é o processo em que as respostas variam de lugar para lugar. Fotheringham *et al.* (2006) dizem que os processos físicos tendem a ser estacionários, enquanto processos sociais frequentemente não. Por exemplo, em física, o famoso relacionamento entre energia e massa, $E = mc^2$, é natural ser o mesmo independente do lugar que seja medido, isto é, não existe um relacionamento diferente que dependa do país ou cidade em que se está. Processos sociais, por outro lado, parecem ser não-estacionários, pois a medida de um relacionamento depende, em parte, de onde a medida é feita.

Neste trabalho, o interesse está no modelo que capta a dependência espacial ao longo do tempo, ou seja, nos modelos em Painel Espaço-Temporal. Nesse modelo, a estrutura espacial se dá por meio da matriz de proximidade. Contudo, também existem modelos que captam a heterogeneidade espacial. Esses modelos assumem que a variância e os B's são diferentes no espaço. Os modelos mais famosos são as regressões geograficamente ponderadas (Geographically Weighted Regression - GWR). Outra forma de diagnosticar a autocorrelação espacial é feita pela análise gráfica do variograma, em que a inferência espacial se dá pelo processo denominado *krigagem*.

Além das informações apresentadas nas tabelas acima, que revelam a alta concentração espacial do fundo e das atividades econômicas no território goiano, os índices de correlação espacial (locais e agregados) e outros testes, que serão apresentados adiante, corroboram o uso da econometria espacial na avaliação do FCO. Nesse sentido, levar em consideração o fator espacial na análise é fundamental para encontrar estimativas robustas e eficientes para os parâmetros analisados.

3.5. Matriz de proximidade

A matriz de vizinhança (W) tem o objetivo de refletir o grau de conectividade entre as observações, ou seja, procura refletir um determinado arranjo espacial das interações resultantes do fenômeno analisado. Com isso, vale ressaltar, essa matriz pode ser construída de várias formas, pois existem diferentes maneiras de se considerar os vizinhos. Elas podem considerar a distância, não necessariamente a geográfica, mas a econômica, ou apenas a fronteira, chamadas matriz de contiguidade.

Existem algumas classificações para as matrizes de vizinhança de contiguidade. As mais utilizadas são *rook*, que leva em consideração a fronteira comum entre as localidades, e *queen*, que inclui as fronteiras diagonais e também os vértices. Uma forma de definir w_{ij} (elemento da matriz de vizinhança) é considerar se os vizinhos possuem fronteiras, nesse caso $w_{ij} = 1$, caso contrário $w_{ij} = 0$. Pode-se definir w_{ij} levando em consideração também a distância entre as unidades. Outra forma leva em consideração apenas os "k" vizinhos mais próximos.

Nesse trabalho, optou-se pela matriz contiguidade definida da segunda forma (*queen*), normalizada, ou seja, a soma de cada linha é igual a 1. A escolha foi baseada em critério descrito por Baumont, Ertur e Le Gallo (2002), que sugerem que a seleção da

matriz deve ser feita com base na escolha na substituição de várias matrizes, como por exemplo *rook*, *queen*, distância, entre outras, e a escolha feita em acordo com o valor mais alto e significativo do I de Moran das matrizes utilizadas no teste.

3.6. Índice I de Moran

Até então, os modelos de efeitos fixos apresentados não incorporaram a dependência espacial. Portanto, é preciso decidir se existe a necessidade de se introduzir a defasagem espacial. Existem, na literatura, diversos índices para mensurar a dependência espacial global. Entre os mais famosos, estão o Índice de Moran, *c* de Geary e *G* de Getis-Ord. Neste trabalho, abordaremos apenas o Índice I de Moran (LeSage, 1999) pela ampla utilização e, a grosso modo, pela similaridade com o coeficiente de correlação de Pearson. Esse índice tem a seguinte forma:

$$I_{\text{moran}} = \frac{(y - \bar{y})' W (y - \bar{y})}{(y - \bar{y})' (y - \bar{y})} \quad (6)$$

O valor esperado desse índice está no intervalo -1 e 1, sendo que, para valores negativos, indicam correlação espacial negativa e, para valores positivos, indicam correlação espacial positiva. Esse índice será calculado para verificar se existe correlação espacial nas variáveis selecionadas.

A estatística I de Moran indica a autocorrelação espacial, mas não aponta como a variável dependente se relaciona com sua vizinhança. Contudo, a análise local, por meio do I de Moran Local (LISA), ou do diagrama de dispersão de Moran, permite avaliar a estabilidade da associação espacial. O último mostra, por meio do valor da variável (*y*) no eixo das abscissas, contra a sua defasagem espacial no eixo das ordenadas (*Wy*), de modo que a nuvem de pontos é dividida em quadrantes que classificam o padrão de associação linear espacial em Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo e Baixo-Alto. Ademais, o I de Moran pode ser interpretado como o coeficiente angular da reta de regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) da representação acima, de modo que o sinal positivo do coeficiente implica em correlação positiva, caso contrário, há correlação negativa, entre *y* e *Wy*.

Proposto por Anselin (1995), o indicador LISA busca capturar os padrões locais de autocorrelação espacial estatisticamente significativos, indicando os *clusters* espaciais. Ele tem a propriedade de que o somatório dos indicadores locais, para todas as unidades, é proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global correspondente, isto é, o coeficiente I_i de Moran Local faz uma decomposição do indicador global na contribuição local, sendo esta dividida de acordo com as categorias acima (Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo e Baixo-Alto). O coeficiente I_i de Moran Local para uma variável y_i padronizada, z_i , onde *i* é a região é calculado como:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j \quad (7)$$

sendo que no cômputo de I_i só se abrange os vizinhos de *i*, definidos conforme a matriz de pesos espaciais. Para cada observação, é computado um I_i , obtendo *n* computações da estatística I_i e os seus respectivos níveis de significância. Logo, a melhor apresentação dessa informação é feita por meio de mapas, os quais geralmente destacam apenas as unidades estatisticamente significantes – ver casos na próxima seção. O mapa de *clusters* LISA combina as informações do diagrama de dispersão de Moran com o mapa de significância das medidas de associação espacial local, I_i .

3.7. Modelos em painel espaço-temporal

Existem diversos modelos em Painel Espaço-Temporal, dois amplamente utilizados: o modelo autorregressivo espacial com efeitos fixos, que inclui o coeficiente de autocorrelação espacial na variável dependente, e o modelo de efeitos fixos, que inclui a autocorrelação dos erros. A escolha do modelo espacial é definida a partir dos testes do modelo convencional, com o intuito de comparabilidade entre os modelos. No painel tradicional, um dos testes mais utilizados para sugerir a adoção do modelo é o teste de Hausman, que também é adotado neste estudo.

De acordo com Erhorst (2003), o modelo em painel espacial autorregressivo pode ser especificado da seguinte maneira:

$$Y_t = \lambda WY_t + X_t\beta + \mu + \varepsilon_t, E(\varepsilon_t) = 0 \text{ e } E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \sigma^2 I_N, \quad (8)$$

E o modelo que leva em conta a autocorrelação espacial dos erros:

$$Y_t = X_t\beta + \mu + \phi_t, \text{ onde } \phi_t = \rho W\phi_t + \varepsilon_t, E(\varepsilon_t) = 0 \text{ e } E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \sigma^2 I_N. \quad (9)$$

Vale ressaltar que o coeficiente ρ comumente é chamado de coeficiente de autocorrelação do erro espacial, no caso do modelo com erro espacial, enquanto λ no outro caso é chamado de coeficiente autorregressivo espacial.

Os coeficientes do modelo em painel espacial podem ser estimados por Máxima Verossimilhança, que utiliza métodos numéricos para maximização, uma vez que analiticamente não pode ser resolvida. A função de log-verossimilhança para o caso do modelo em painel autorregressivo espacial é da seguinte forma:

$$-\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \delta w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^T e_i' e_i \quad (10)$$

onde $e_t = (I - \delta W)(Y_t - \bar{Y}) - (X_t - \bar{X})\beta$.

E para o modelo com autocorrelação dos erros:

$$-\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \delta w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^T e_i' e_i \quad (11)$$

onde $(I - \delta W)[Y_t - \bar{Y} - (X_t - \bar{X})\beta]$, $\bar{Y} = (\bar{Y}_1, \dots, \bar{Y}_N)$ e $\bar{X} = (\bar{X}_1, \dots, \bar{X}_N)$

3.8. Teste para correlação espacial

Para avaliar se existe correlação espacial no modelo de regressão em painel, Baltagi *et al.* (2007) propõem uma série de testes para verificar se existe, ou não, correlação espacial em cada unidade espacial ao longo do tempo, bem como a dependência espacial entre as unidades espaciais em cada ponto no tempo. Serão considerados os seguintes testes:

Teste para avaliar em conjunto se existe, ou não, correlação de erro espacial (ρ), ou em série (na variável dependente λ), e não há efeitos da região aleatória ($H_0^a: \lambda = \rho = \sigma_\mu^2 = 0$), contra a hipótese alternativa de pelo menos um componente diferente de zero, de modo que pode haver correlação serial ($\lambda \neq 0$), ou correlação nos erros ($\rho \neq 0$) ou efeitos da região aleatória ($\sigma_\mu^2 \neq 0$). Esse teste possui a seguinte estatística de teste:

$$LM_j = \frac{NT^2}{2(T-1)(T-2)} [A^2 - 4AF + 2TF^2] \frac{N^2T}{b} H^2 \quad (12)$$

c o m $A = \frac{\bar{u}'(J_T \otimes I_N)\bar{u}}{\bar{u}'\bar{u}} - 1$, $F = \frac{1}{2} \left(\frac{\bar{u}'(G \otimes I_N)\bar{u}}{\bar{u}'\bar{u}} \right)$ e

$$H = \frac{1}{2} \left(\frac{\bar{u}'(I_T \otimes (W' + W))\bar{u}}{\bar{u}'\bar{u}} \right) \text{ com } b = \frac{tr(W + W')^2}{2}, G \text{ é uma matriz}$$

uma matriz bidiagonal com elementos iguais a 1 e $\bar{u}$ denota os resíduos da OLS;

Teste para avaliar se existe, ou não, correlação do erro espacial ($H_0^a: \rho = 0$, assumindo que $\lambda = \sigma_\mu^2 = 0$). Esse é um teste marginal unidimensional para nenhuma correlação dos erros ignorando a presença de correlação em série e a presença de correlação de efeitos de regiões aleatórios. A estatística de teste é da seguinte forma:

$$LM_\rho = \frac{NT^2}{(T-1)} F^2 \quad (13)$$

4. Resultados

Inicialmente calculou-se o Índice I de Moran para verificar a correlação espacial nas variáveis selecionadas, conforme Tabela 1. Logo, essa dependência espacial pode ser explicada pela concentração de alguns fatores econômicos nos municípios goianos, isto é, municípios com alto valor de uma variável também são vizinhos de outros municípios com igual comportamento.

A variável PIB agropecuário apresenta forte correlação espacial, pois apesar de não apresentados, os p-valores mostram significância estatística a 1%. Já o PIB e PIB da indústria e de serviços nem tanto, em alguns anos não foi estatisticamente significativo nem a 10%. Isso influencia diretamente na concessão de crédito para os municípios, já que a liberação de FCO Rural e Empresarial é ligada a demanda de mercado, como mostram Almeida, Silva e Resende (2006). É esperado que, nos municípios que concentram determinadas atividades econômicas (agropecuária, por exemplo), recebam mais financiamentos (Rural, por exemplo) referentes a essas atividades. Isso pode ser observado, uma vez que o FCO Rural apresenta uma crescente correlação espacial, enquanto o FCO Empresarial e total apresentaram baixa (ou nula) correlação espacial, conforme a tabela a seguir.

Tabela 4: Coeficiente I de Moran para as variáveis selecionadas de 2004 a 2011

Variável	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
PIB	0,0422	0,0428	0,0458	0,0446	0,0487	0,0514	0,0505	0,0535
PIB indústria/serviços	0,0448	0,0458	0,0483	0,0476	0,0517	0,0538	0,0533	0,0558
PIB agropecuário	0,3425	0,306	0,2365	0,2648	0,3094	0,3243	0,3136	0,3291
FCO	0,0393	0,0207	-0,0337	0,0117	0,02	-0,0027	-0,025	0,0444
FCO Empresarial	0,0334	0,0138	0,0157	0,0392	0,0524	0,0476	0,0062	0,0695
FCO Rural	0,0795	0,0912	0,0056	0,0332	0,1154	0,0866	0,1055	0,1437
PIB <i>per capita</i>	0,1068	0,1464	0,0648	0,0914	0,2224	0,1328	0,1779	0,0978
Mão-de-obra	0,0307	0,0345	0,0322	0,0353	0,0355	0,0372	0,0373	0,0404
Salário médio	-0,0155	0,0048	0,044	0,0205	-0,0287	-0,001	-0,0351	-0,0279
Densidade Demográfica	0,1055	0,3331	0,2086	0,0975	0,1391	0,1638	0,2175	0,1534

Fonte: Elaboração própria dos autores..

Uma vez verificada se existe correlação espacial nas variáveis selecionadas, foram realizados Testes-F para avaliar se o modelo em painel é adequado, se o efeito é do tipo fixo ou aleatório e, por fim, se temos 1 ou 2 efeitos fixos. Assim, observou-se que há evidências contra as hipótese nula em todos os testes nos modelos ajustados, indicando que existe o modelo em painel com 2 efeitos fixos, conforme apresenta a tabela a seguir..

Tabela 5: Testes de hipóteses para 1 ou 2 efeitos fixos ou aleatórios

Var. Dependente	Var. Explicativa	Teste F (Todos B's iguais a zero)	Teste F para não efeito fixo ($\alpha_i=0$ and $\lambda_t=0$)	Teste F para não efeito fixo ($\alpha_i=0$ and $\lambda_t \neq 0$)	Teste F para não efeito fixo ($\lambda_t=0$ and $\alpha_i \neq 0$)
PIB (R\$ mil)	FCO total	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0528
PIB (R\$ mil)	FCO total + controles	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Mão-de-obra	FCO total	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0612
Mão-de-obra	FCO total + controles	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0056
PIB <i>per capita</i>	FCO total	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0234
PIB <i>per capita</i>	FCO total + controles	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Salário médio	FCO total	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Salário médio	FCO total + controles	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001

α_i =efeitos individual e λ_t =efeito no tempo

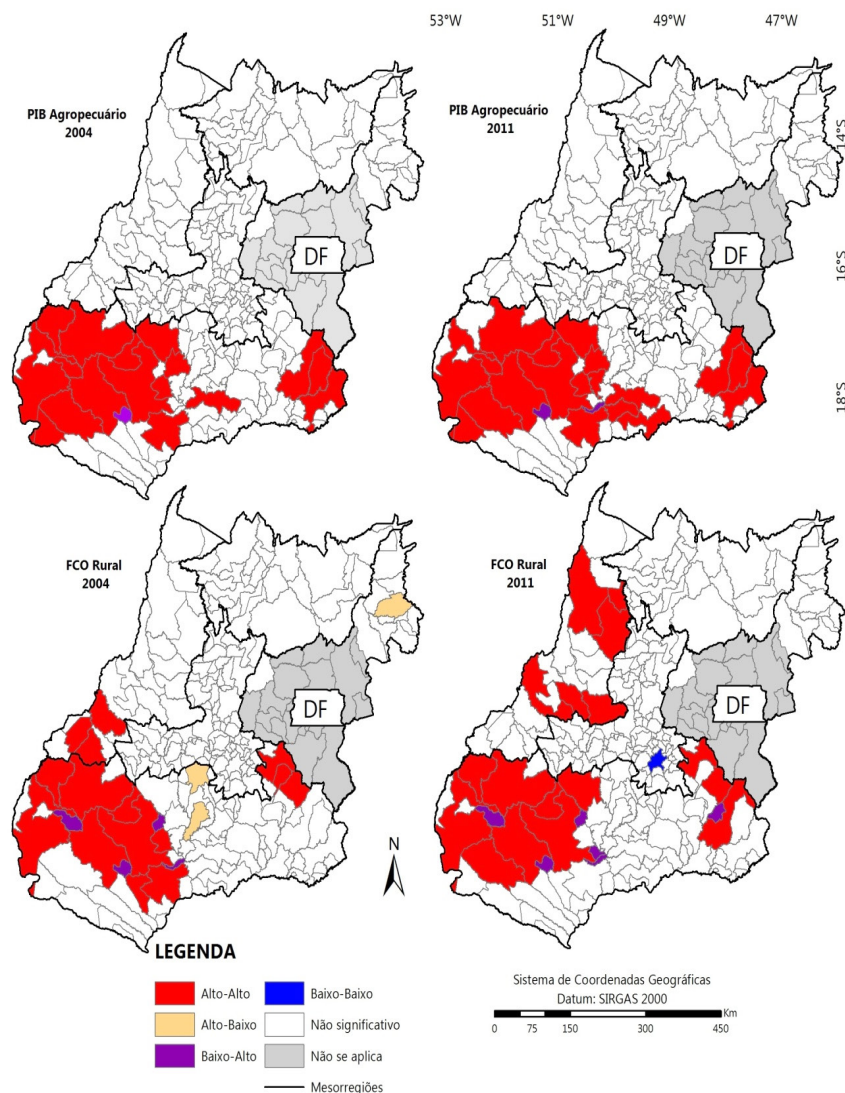
Fonte: Elaboração própria dos autores.

Além disso, pode-se ver pelos mapas abaixo que tanto o PIB por setor, quanto o FCO dos programas respectivos a cada setor, se concentram em regiões específicas do estado, o que indica autocorrelação espacial local, detectada por meio do LISA.

Verificam-se *clusters* espaciais das atividades agropecuárias na região sul do estado, conhecida como o "cinturão verde" de Goiás. Nessa região, também há concentração de financiamento da linha Rural, o que era esperado, já que a concessão de empréstimos se dá pela demanda (SILVA, RESENDE E SILVEIRA NETO, 2006). Entre os anos de 2004 e 2011, os maiores *clusters* permanecem semelhantes, com mudanças pontuais de alguns municípios, tanto para o PIB agropecuário, quanto para o FCO Rural, apesar de este último ter mudado mais. Essa informação é reforçada pelos resultados da tabela anterior, que apresenta a correlação espacial global. Ertur, Le Gallo e Baumont (2006) afirmam que regiões pobres cercadas por regiões ricas têm maior probabilidade de alcançar maior

desenvolvimento econômico. Nesse sentido, o FCO pode ser um importante instrumento de indução de desenvolvimento regional.

Figura 1: Mapa de significância LISA para o PIB agropecuário e FCO Rural – 2004 e 2011.

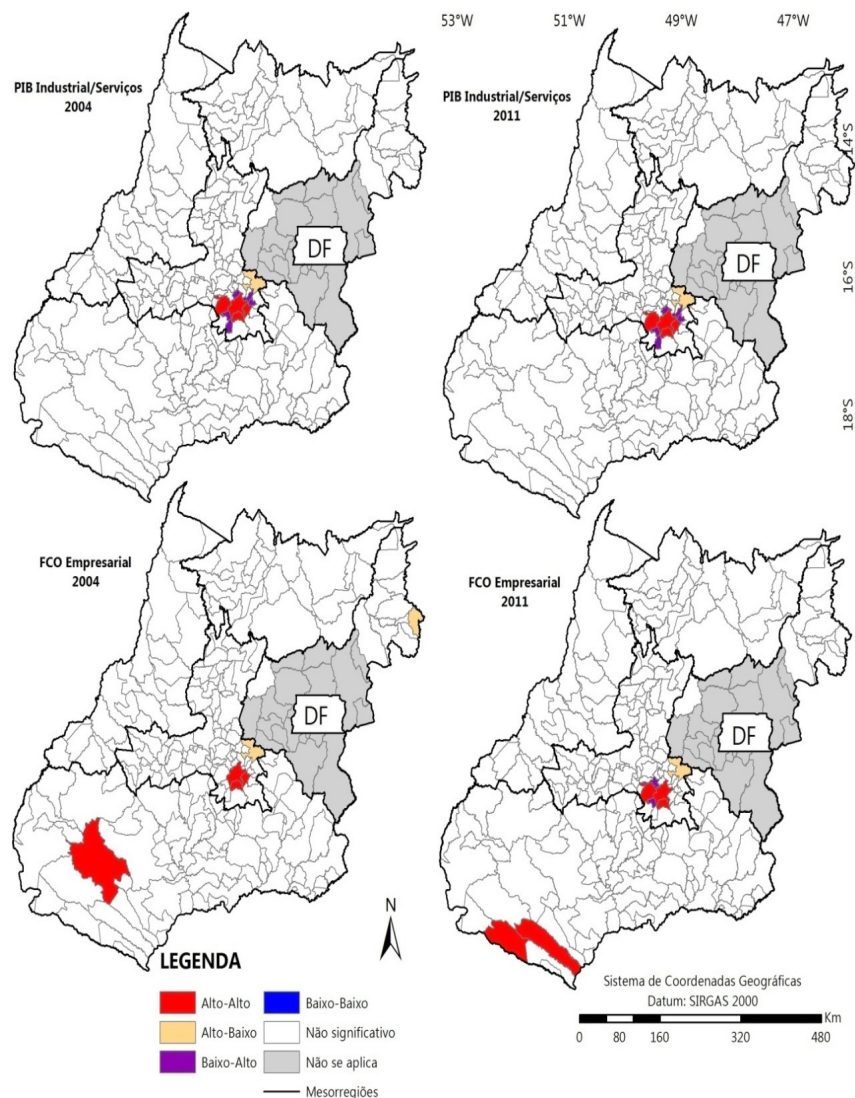


Fonte: Elaboração própria dos autores..

Por outro lado, os *clusters* do setor de indústria/serviços se encontram nas microrregiões de Goiânia e Anápolis (alto-alto). Assim como no caso anterior, os financiamentos do programa Empresarial acompanharam as atividades do setor de indústria e serviços. A mudança entre os períodos foi pontual e os mapas que apresentaram a evolução são similares.

Foram ajustados os modelos em painel convencional e espacial com dois efeitos fixos para verificar se existe, ou não, a correlação espacial e também se esses modelos melhoram o ajuste aos dados. Se a componente que mede a correlação do espaço for significativa, temos evidências que existe dependência do espaço. Também foi verificado o modelo de regressão por de Mínimos Quadrados Ordinários Empilhados (MQOE), para efeito de comparação com os modelos em painel.

Figura 2: Mapa de significância LISA para o PIB industrial e de serviços e FCO Empresarial –2004 e 2011.



Fonte: Elaboração própria dos autores..

Na Tabela 6 são apresentados os resultados dos modelos ajustados dos modelos MQOE, em painel convencional/clássico com efeitos fixos, de acordo com o teste de Hausman (ver anexo), e painel espacial. As colunas à esquerda exibem os resultados das regressões sem as variáveis de controle, isto é, expõem apenas o coeficiente referente ao logaritmo natural do FCO e ao intercepto (*intercept*), e à direita, os coeficientes dos modelos com as variáveis de controle, logo, são estimações mais robustas. Neste caso, *demo* representa a densidade demográfica do município, e *escolaridade*, os anos médios de estudos dos trabalhadores do município, sendo essas as mesmas variáveis de controle utilizadas por Resende, Cravo e Pires (2014), permitindo maior comparabilidade entre os estudos.

Em linhas gerais, o modelo espaço-temporal (painel espacial) consegue explicar melhor os dados, o que, inclusive, pode ser verificado pela melhora do R^2 na maioria das estimações. Isto pode estar relacionado com os efeitos que o modelo capta, ou seja, o efeito individual, do tempo e do espaço. A exceção está no modelo com a variável

resposta “PIB”, pois o coeficiente espacial desse modelo não foi significativo. O que pode estar relacionado com os baixos valores do I de Moran que essas variáveis possuem entre os anos de 2004 a 2011.

Um dos testes que verificou o ajuste entre o modelo de dependência espacial com defasagem espacial no termo de erro ou na variável dependente, foi o Baltagi *et al.* (2007). O teste sugeriu o uso de defasagem espacial no termo de erro para todas as regressões apresentadas na tabela a seguir.

Tabela 6: Resultado das regressões: MQOE, painel clássico e painel espacial.

Variáveis	Log (PIB <i>per capita</i>)					
	MQO Empilhado		Painel Clássico		Painel Espacial	
<i>Intercept</i>	7,8799***	8,094***	7,88	8,0944***	8,1784***	7,8926***
Log(FCO)	0,0994***	0,1026***	0,099	0,1025***	0,1013***	0,0983***
<i>Demo</i>		-0,0001		-0,0001		-0,0001
Escolarid		-0,0292*		-0,0292*		-0,0374**
P					0,126717**	0,1055**
R ²	0,0499	0,0510	0,0995	0,1038	0,2035	0,1394
Variáveis	Log (Mão de obra)					
	MQO Empilhado		Painel Clássico		Painel Espacial	
<i>Intercept</i>	0,69891**	0,27496***	0,698910***	0,2749	0,6968263**	0,3055**
Log(FCO)	0,4175***	0,35748***	0,417497***	0,3574***	0,417566***	0,3567***
<i>Demo</i>		0,0029***		0,0029***		0,0030***
Escolarid		0,1366***		0,1366***		0,1343***
P					0,0258	-0,0992*
R ²	0,3031	0,3945	0,3303	0,4048	0,3303	0,4491
Variáveis	Salário Médio					
	MQO Empilhado		Painel Clássico		Painel Espacial	
<i>Intercept</i>	405,1***	52,9486***	405,0990***	52,9486	481,4460***	187,2919**
Log(FCO)	33,16***	28,3566***	33,1639***	28,3566***	27,8417***	24,6390***
<i>Demo</i>		0,1711***		0,1710***		0,1537***
Escolarid		47,7371***		47,7371***		38,5086***
P					0,3041***	0,2570***
R ²	0,0351	0,1035	0,0522	0,1205	0,085	0,1902
Variáveis	PIB					
	MQO Empilhado		Painel Clássico		Painel Espacial	
<i>Intercept</i>	-3.565.986***	-2.289.855***	-3.565.986***	-2.289.855***	-3.606.398***	-2.298.470***
Log(FCO)	271.405***	127.540,9***	271.405***	127.540,9***	274.101***	128.792,9***
<i>Demo</i>		7.642***		7.642***		7.639,89***
Escolarid		62.596,1**		62.596,12**		61.549,18*
P					0,029	0,0204
R ²	0,0866	0,6494	0,0865	0,6484	0,0866	0,64

Nível de Significância: ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.1.

Nas estimações em painel são apresentados os R² ajustados.

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Foram realizados diversos testes para avaliar a existência da correlação espacial em cada unidade espacial ao longo do tempo. Os testes foram realizados antes das estimações, no qual se verificou a necessidade do tratamento da dependência espacial.

Após as estimações, outros testes, os quais constam no anexo, foram feitos para verificar a persistência da autocorrelação espacial nos resíduos do modelo. Portanto, estes testes, ano a ano, confirmam que os resíduos do modelo não apresentam autocorrelação espacial, dado o baixo valor do I de Moran e também por não existir evidências contra a hipótese da correlação espacial nos resíduos ser nula a 5%. Dessa forma, pode-se afirmar que os modelos finais são robustos.

De maneira geral, o FCO possui efeito positivo e significativo em todos os modelos ajustados. Portanto, sugere-se que o FCO afeta positivamente as atividades econômicas, a geração de renda, inclusive *per capita*, a de empregos e os salários médios dos empregados formais. Assim como encontraram Cravo, Resende e Carvalho (2014), o presente estudo sugere efeitos positivos do FCO no PIB *per capita* em nível municipal no modelo com defasagem espacial no erro (Spatial Error Model - SEM).

Outro fato relevante está relacionado à magnitude do coeficiente do FCO nos modelos de regressão ajustados. Em geral, os modelos espaciais apresentam menores coeficientes que as demais estimações. Logo, se o interesse fosse o cálculo do impacto, ao considerar apenas o modelo empilhado, ou mesmo o painel convencional, o impacto do financiamento estaria superestimado sobre as variáveis dependentes adotadas, sendo este um dos principais incrementos do estudo, inclusive por chamar atenção sobre os estudos anteriores.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo avaliou os efeitos econômicos do FCO entre 2004 a 2011 nos municípios de Goiás sobre as variáveis PIB, PIB *per capita*, salário médio dos empregados formais e quantidade de mão-de-obra. Para isso, utilizou abordagens metodológicas que levam em consideração a dependência das variáveis no espaço. Foram utilizados os modelos MQOE, painel espacial e convencional com dois efeitos fixos (local e temporal). Esse aparato metodológico permitiu uma avaliação mais robusta dos efeitos do FCO. As tendências dos efeitos foram verificadas pelo sinal e significância dos coeficientes do FCO.

As estimações evidenciam correlação espacial significativa e confirmam alguns resultados anteriores da literatura sobre os impactos do Fundo Constitucional do Centro-Oeste, apesar do fator espacial não ter sido levado em consideração. Os resultados apontam que o modelo em painel espacial melhora a qualidade do ajuste, quando comparado ao modelo de MQOE e ao painel convencional. Em relação à magnitude dos coeficientes do FCO, o modelo espacial apresentou menores valores que o painel clássico, o que pode estar relacionado com a dependência espacial das variáveis e à subestimação dos coeficientes anteriormente encontrados.

Em relação ao efeito do FCO nas variáveis selecionadas, em todos os modelos ajustados são significativos e positivos. O FCO tem influência positiva nas atividades econômicas (PIB) dos municípios goianos, na renda *per capita*, na quantidade de empregos gerados e no custo médio da mão-de-obra. A relação positiva entre PIB e FCO sugere que a distribuição do financiamento é ligada a demanda, assim como apontou Silva, Resende e Silveira Neto (2006). Assim, o direcionamento de crédito do FCO para os polos dinâmicos pode ter contribuído para reforçar ainda mais a diferença na geração de emprego e renda entre as regiões em Goiás, conforme constatado por IMB (2012) sobre a heterogeneidade de renda no estado. Para as regiões com maior renda e emprego, a oferta de crédito potencializa ainda mais a capacidade produtiva, causando um ciclo virtuoso que Myrdal (1968) chamou de causação circular e acumulativa ascendente.

Em geral, o modelo espacial apresenta menor coeficiente que os demais modelos de

regressão. Logo, conclui-se que o impacto do financiamento estaria superestimado sobre as variáveis dependentes adotadas, quando comparado com os métodos convencionais apresentados nesta pesquisa e nas anteriores (Resende, 2014a; Resende, 2014b; Resende, Cravo e Pires, 2014).

Diante disso e após a incorporação do fator espacial nas novas estimações, pode-se dizer que o FCO consegue atingir o objetivo de dinamizar a economia dos municípios, pois tem influência positiva na renda gerada e geração de emprego formal. Por outro lado, o objetivo de diminuir a desigualdade regional deve ser repensado, dado que a concentração de recursos acompanha as convergências das atividades econômicas. Neste sentido, como o principal objetivo do FCO é promover a redução da desigualdade regional, há necessidade de que, nas regiões pouco dinâmicas, promova a elevação do crédito e/ou incentivos para que estimule à expansão da economia e assim contribuir para aumento do emprego e renda, conforme indicação de Romero e Ávila (2010).

Referências

- ALMEIDA, M. A., SILVA, A. M. A., RESENDE, G. M. Uma análise dos fundos Constitucionais de Financiamento do Nordeste (FNE), norte (FNO) e centro-oeste (FCO). Texto para Discussão N. 1206, IPEA, Brasília, 2006.
- ANSELIN, L., *Spatial Econometrics*, Kluwer Academics Publishers, 1988.
- _____. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- BAUMONT, C., ERTUR, C., LE GALLO, J. The European regional convergence process 1980-1995: do spatial regimes and spatial dependence matter?, University of Burgundy, França, 2002.
- BALTAGI, B. H., *Econometrics Analysis of Panel Data*. John Wiley Sussex, Reino Unido, 2008.
- BALTAGI, B.H., SONG, S.H., JUNG B. AND KOH, W. Testing panel data regression models with spatial and serial error correlation. *Journal of Econometrics*, 140, 5-51, 2007.
- CRAVO, T. A.; RESENDE, G. M.; CARVALHO, A. Y. The Impact of Brazilian Regional Development Funds on Regional Economic Growth: A spatial panel approach. 54th ERS Congress, 26-29, Saint Petersburg, Russia, August, 2014.
- ERHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, vol. 26, 3: 244–268, July, 2003.
- FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNSDON, C. & CHARLTON, M., *Geographically Weighted Regression – the analysis of spatially varying relationships*. John Wiley & Sons Ltd, 2006.
- INSTITUTO MAURO BORGES DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS - IMB. PIB dos Municípios goianos, 2012. Disponível em: <<http://www.imb.go.gov.br/>>
- LESAGE, J., *Theory and practice of spatial econometrics*. Departaments of Economics – University of Toledo, 1999.
- MYRDAL, G. *Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas*. 2. ed. Rio de Janeiro: Editora Saga, 1968.
- OLIVEIRA, G. R., ARRIEL, M.; SILVA, E.; LIMA, A. F., *Micro e macroimpactos do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO): O caso de Goiás*, Estudos do IMB, 2014. Disponível em:< <http://www.imb.go.gov.br/>>
- RESENDE, G. M. *Avaliação dos impactos econômicos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste entre 2004 e 2010*. Texto para Discussão N. 1918, IPEA, Brasília, 2014a.

RESENDE, G. M. Avaliação dos impactos regionais do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte entre 2004 e 2010. Texto para Discussão N. 1973, IPEA, Brasília, 2014b.

RESENDE, G. M.; CRAVO, T.; PIRES, M. Avaliação dos impactos econômicos do Fundo Constitucional do Centro-Oeste (FCO) entre 2004 e 2010. Texto para Discussão N. 1969, IPEA, Brasília, 2014.

ROMERO, J. P.; ÁVILA J. L. Sistema Financeiro e Desenvolvimento Regional: Um Estudo sobre o Financiamento Bancário da Atividade Industrial no Brasil. Revista Economia. Janeiro/Abril. 2010

SILVA, A. M.; RESENDE, G. M.; SILVEIRA NETO, R. Avaliação econômica dos fundos constitucionais de financiamento do nordeste e do norte (FNE e FNO). In: XXXIV Encontro Nacional de Economia. Salvador – Bahia, 2006.

Anexo

Tabela 7: Testes de Hausman

Var. Dependente	Log(FCO)+ <i>Demo</i> +Escol
Log(PIB <i>per capita</i>)	133,56***
Log(Mão de Obra)	566,05***
Salário Médio	49,67***
PIB	46,041***

Nível de Significância: '***' 0,01

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Tabela 8: I de Moran para os resíduos do painel espacial por ano.

Var.Dependente	Var. Independente	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Log (PIB <i>per capita</i>)	Log(FCO)	0,0034	-0,0062	-0,003	0,045	0,048	0,0298	0,0298
	Log(FCO) + controles	0,0086	0,0062	0,0072	0,054	0,0565	0,035	0,0343
Log (Mão de obra)	Log(FCO)	0,0138	0,0229	-0,0047	-0,0064	0,0121	0,0045	-0,0025
	Log(FCO) + controles	-0,0108	-0,0228	-0,0572	-0,0514	-0,0597	-0,078	-0,0697
Salário Médio	Log(FCO)	0,0084	-0,0246	-0,0067	-0,024	-0,0382	0,0098	0,0175
	Log(FCO + controles	-0,028	-0,04	-0,0328	-0,0499	-0,0573	-0,0077	0,0053
PIB	Log(FCO)	-0,0195	0,0253	0,0152	-0,0198	0,0199	0,0279	0,0228
	Log(FCO) + controles	-0,0084	0,0247	0,0130	-0,0002	0,0184	0,0252	0,0222

Fonte: Elaboração própria dos autores