

# UMA ABORDAGEM DE ECONOMETRIA ESPACIAL PARA A RELAÇÃO ENTRE O CRÉDITO E O CRESCIMENTO ECONÔMICO DOS MUNICÍPIOS DO ESPÍRITO SANTO, BRASIL, NO PERÍODO DE 2006 A 2018\*

## Jandir Fraga Junior

Mestre em Economia pela Universidade Federal do Espírito Santo (Ufes).

E-mail: jandir.frjr@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-7303-8438>

## Edson Zambon Monte

Graduado em Economia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), mestre em Economia pela Universidade Federal do Espírito Santo (Ufes) e doutor em Engenharia Ambiental pela Ufes. Professor do Departamento de Economia da Ufes.

E-mail: edsonzambon@yahoo.com.br

 <https://orcid.org/0000-0002-6878-5428>

**Como citar este artigo:** Fraga Junior, J., & Monte, E. Z. (2023). Uma abordagem de econometria espacial para a relação entre o crédito e o crescimento econômico dos municípios do Espírito Santo, Brasil, no período de 2006 a 2018. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(1), 232–258. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n1p.232-258

**Recebido em:** 23/1/2023

**Aprovado em:** 8/3/2023

---

\* Os autores agradecem à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) o apoio financeiro a este estudo – Código Financeiro 001.



## Resumo

Este trabalho teve como objetivo geral verificar os efeitos do crédito sobre o crescimento econômico dos municípios do Espírito Santo, no período de 2006 a 2018, utilizando-se de econometria espacial para dados de painel. Conforme os resultados, todos os modelos espaciais estimados revelaram efeitos espaciais significativos, e o modelo espacial de Durbin (SDM) apresentou o melhor ajuste quando utilizado o critério de informação de Akaike (CIA). Os principais resultados demonstram que as variáveis oferta de crédito e número de agências, sem defasagem espacial, foram significantes e positivamente correlacionadas com o crescimento econômico dos municípios. Além disso, houve efeitos de transbordamento espacial das variáveis oferta de crédito, número de agências e PIB *per capita* sobre o crescimento econômico dos municípios. Destaca-se que as variáveis número de agências e PIB *per capita* tiveram relação espacial positiva com o crescimento econômico, ao passo que a oferta de crédito defasada espacialmente apresentou relação negativa.

**Palavras-chave:** crédito; crescimento econômico; dados em painel; econometria espacial; Espírito Santo.

Classificação JEL: C31, C33, O16, R11.

## INTRODUÇÃO

Autores como Solow (1956), Romer (1986) e Lucas (1988) enfatizam o importante papel de variáveis reais como o capital físico, o capital humano e a tecnologia, bem como da oferta de mão de obra, sobre o crescimento econômico. Nesse ínterim, o setor financeiro é visto como complementar e determinante do crescimento econômico. Na teoria econômica, as discussões sobre a relação entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico não são recentes, tendo o assunto ganhado nova força a partir da década de 1990, com os trabalhos de King e Levine (1993a, 1993b).

Historicamente, o acesso ao crédito tem sido descrito como um fator fundamental na alocação dos recursos, sendo capaz de influenciar o crescimento econômico à medida que melhora a alocação dos recursos e aumenta a eficiência produtiva dos países. Nesse contexto, os intermediários financeiros reduzem as assimetrias de informação, facilitam a partilha de riscos e melhoram a

análise dos projetos de investimentos, o que leva a uma alocação de recursos mais eficiente, possuindo, assim, capacidade para favorecer o crescimento econômico. Compartilhando essa mesma linha de pensamento, vários trabalhos, teóricos e empíricos, buscaram verificar a hipótese de que o desenvolvimento financeiro afeta diretamente o crescimento econômico, a saber: Bagehot (1873), Schumpeter (1911), Keynes (1937), Goldsmith (1969), Gurley e Shaw (1967), Saint-Paul (1992), King e Levine (1993a, 1993b), Levine (1999), Beck e Levine (2004) e Deidda (2006).

No entanto, cabe dizer que o relacionamento unidirecional do desenvolvimento financeiro para com o crescimento econômico não é defendido por todos na literatura da área. Para Greenwood e Jovanovic (1990), a relação é bidirecional. Para outros autores, como Al-Yousif (2002), é o crescimento econômico a força motriz para o desenvolvimento do mercado financeiro. Ainda, tem-se uma linha de pesquisa, baseada em Modigliani e Miller (1958), que defende que a forma de financiamento das empresas é irrelevante, descrevendo que os mercados financeiros são agentes independentes do resto da economia, e, por consequência, financiamento e crescimento são não correlacionados.

No que tange ao cenário nacional, existem alguns estudos que buscaram verificar e comprovaram a relação positiva entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico. Como exemplo, podem-se citar: Matos (2002), Marques Jr. e Porto Jr. (2004), Cavalcante, Crocco e Brito (2007) e Rocha e Nakane (2007). Em relação a estudos locais, especificamente referentes aos municípios do Espírito Santo, foco deste trabalho, existem algumas pesquisas que estudaram a relação entre a oferta de crédito e o crescimento econômico, a saber: Caçador e Monte (2012) e Aguiar et al. (2021). Os trabalhos revelaram uma relação positiva entre a oferta de crédito e o crescimento dos municípios capixabas.

No entanto, mesmo em nível nacional, são poucos os estudos que verificaram os efeitos de transbordamento espacial do crédito sobre o crescimento econômico. Wang et al. (2019), por exemplo, demonstram que o transbordamento espacial é um fator significativo a ser analisado no estudo dos fatores (entre eles o crédito) que influenciam o crescimento econômico. Assim, o desenvolvimento financeiro de uma região pode afetar o crescimento econômico de uma região vizinha.

Nesse contexto, este trabalho teve como objetivo principal examinar os efeitos da oferta de crédito sobre o crescimento econômico dos municípios do Espírito Santo, considerando possíveis efeitos de transbordamento espacial. Para tanto, adotou-se a abordagem de econometria espacial para dados em

painel, considerando o período de 2006 a 2018. A hipótese desta pesquisa é de que a oferta de crédito tem efeitos positivos sobre o crescimento econômico dos municípios do Espírito Santo, apresentando, inclusive, efeitos de transbordamento espacial.

No que tange à contribuição científica deste trabalho para a literatura empírica da área, podem-se destacar: 1. utilização de uma amostra mais recente (de 2006 a 2018) quando comparada com os demais estudos para a economia capixaba; 2. estudo dos possíveis efeitos de transbordamento espacial, o que não foi realizado por trabalhos anteriores voltados para a economia do Espírito Santo, inclusive identificando a formação ou não de *clusters* espaciais; e 3. utilização do número de agências bancárias como variável de tratamento.

Vale frisar que, no que se refere ao número de agências bancárias, Wang et al. (2019) consideram essa variável importante para o crescimento econômico. Isso ocorre porque considerações sobre informações assimétricas e custos de transação sugerem que a distância física entre o credor e o mutuário pode afetar o acesso ao financiamento. Além disso, a expansão das agências bancárias também é crucial para a provisão adequada de crédito às micro e pequenas empresas, uma vez que essas empresas têm um acesso bastante limitado aos mercados de capitais.

Este trabalho está organizado da seguinte forma: além desta introdução, a seção 1 apresenta uma breve revisão da literatura empírica; na seção 2, constam a metodologia proposta e os dados coletados para realização do estudo; a seção 3 contém a análise exploratória, os resultados dos modelos selecionados e a análise sobre os resultados empíricos encontrados. Por fim, há a conclusão.

## 1

### REVISÃO DE LITERATURA

Nesta seção, apresenta-se uma revisão empírica de trabalhos realizados em níveis internacional, nacional e regional (abrangendo o Espírito Santo), pesquisas que tratam da relação entre crédito e crescimento econômico. Como poderá ser visto e com base nas informações obtidas, não existem trabalhos que tratem da relação entre oferta de crédito e crescimento dos municípios do Espírito Santo, considerando possíveis efeitos de transbordamento (econometria espacial para dados em painel) e utilizando o número de agências bancárias como variável de tratamento.

No âmbito internacional, King e Levine (1993a) propõem alguns indicadores para o desenvolvimento financeiro, sendo o primeiro o tamanho dos intermediários financeiros, que é medido dividindo-se o passivo líquido do sistema financeiro pelo PIB. O segundo é a razão entre depósitos e nível de crédito. O terceiro seria a proporção de crédito alocado em empresas privadas dividida sobre o crédito total e, por fim, a proporção de crédito concedido dividido pelo PIB. Usando os dados de 80 países entre 1960 e 1989, os autores realizaram estudos de dados em painel e encontraram uma correlação positiva e significativa entre essas variáveis e os indicadores de crescimento, como: PIB real *per capita*, estoque de capital *per capita* e produtividade total.

Para Levine e Zervos (1998), a liquidez do mercado de ações e o desenvolvimento bancário predizem positivamente o crescimento, a acumulação de capital e as melhorias de produtividade quando inseridos juntos em regressões, mesmo após o controle de fatores econômicos e políticos. Os resultados são consistentes com as visões de que os mercados financeiros fornecem serviços importantes para o crescimento e que os mercados de ações fornecem serviços diferentes dos bancos. O trabalho também conclui que o tamanho do mercado de ações, a volatilidade e a integração internacional não estão fortemente ligados ao crescimento e que nenhum dos indicadores financeiros está intimamente associado às taxas de poupança privada.

O estudo de Levine (1999) analisou como o ambiente jurídico afeta o desenvolvimento financeiro e verificou como tal ambiente está ligado ao crescimento econômico de longo prazo. Os resultados revelaram que os intermediários financeiros são mais bem desenvolvidos em países com sistemas legais e regulatórios que (1) dão alta prioridade aos credores que recebem o valor presente integral de suas reivindicações sobre empresas, (2) fazem cumprir os contratos de forma eficaz e (3) promovem relatórios financeiros abrangentes e precisos por corporações. As análises dos resultados também indicaram que o componente exógeno do desenvolvimento do intermediário financeiro – o componente definido pelo ambiente legal e regulatório – está positivamente associado ao crescimento econômico.

Mais recentemente, Abedifar et al. (2016), por meio de dados em painel, testaram uma amostra de 22 países islâmicos, entre 1999 e 2011, e encontraram evidências de que existe uma relação positiva entre o volume do crédito bancário, o desenvolvimento da intermediação financeira, o desenvolvimento social, o crescimento econômico e a eficiência do sistema financeiro. Mendes (2018), ao avaliar os efeitos do sistema financeiro em Portugal, por meio de modelos autorregressivos de defasamento distribuído, utilizando como variável dependente o PIB *per capita* e como medidas do sistema financeiro as variáveis

crédito interno, os depósitos, o agregado monetário e o valor acrescentado bruto do sistema financeiro, chegou à conclusão de que o sistema financeiro, independentemente do modelo utilizado, é prejudicial ao crescimento.

Botev et al. (2019) encontraram efeito positivo do crédito doméstico sobre o crescimento econômico ao analisarem 100 países, no período de 1990-2012, utilizando modelos lineares e não lineares. Para os autores, o crédito bancário e o mercado de capitais são complementares no incentivo ao desenvolvimento econômico. Alam et al. (2021) buscaram a associação de longo prazo entre o desempenho dos bancos e o crescimento econômico de uma economia em desenvolvimento: a Índia. O estudo utilizou modelos de dados em painel, com 20 bancos do setor público para o período de 2009 a 2019. Os resultados indicam que as variáveis relacionadas ao banco estão integradas com o crescimento econômico. Além disso, a capacidade de empréstimo e as atividades de investimento não estão significativamente associadas ao crescimento econômico.

No que tange aos efeitos espaciais, Wang et al. (2019) estudaram o impacto do desenvolvimento financeiro regional no crescimento econômico na região Beijing-Tianjin-Hebei (BTH), na China, adotando dados de painel, para o período de 2007 a 2016. Dois indicadores, a saber, volume de crédito (denotado como a profundidade de desenvolvimento financeiro regional) e número de agências (denotado como acessibilidade de intermediários financeiros regionais), foram usados para construir um indicador integrado de desenvolvimento financeiro regional por meio da abordagem de econometria espacial, para dados em painel. Os resultados da pesquisa desse estudo sugerem que o crédito tem um efeito positivo no crescimento econômico regional, enquanto o número de agências não tem impacto no crescimento econômico regional. Além disso, verificou-se que as autocorrelações espaciais do crédito e do número de agências foram estatisticamente significativas. O crédito das áreas vizinhas teve um efeito de transbordamento espacial negativo no crescimento econômico de uma área, enquanto o número de agências nas áreas vizinhas teve um efeito positivo em uma área.

Conforme já descrito, no caso brasileiro, diversos trabalhos objetivaram mensurar as relações entre financiamento e crescimento econômico, entre eles Zara (2006), Reichstul e Lima (2006), Rocha e Nakane (2007) e Missio et al. (2015). Detalhando um pouco os resultados de algumas dessas pesquisas, Zara (2006), Rocha e Nakane (2007) e Missio et al. (2015) estudaram a causalidade existente entre crédito e crescimento econômico, avaliando o Brasil, tanto de forma agregada como dividido em suas unidades federativas, e encontraram, de maneira geral, evidências empíricas de uma relação causal positiva

da concessão de crédito bancário para o crescimento econômico. Por sua vez, Reichstul e Lima (2006) avaliaram a causalidade em nível regional, e os resultados revelaram uma relação bidirecional entre o crédito e o nível de atividade econômica.

Vale destacar em especial o trabalho de Missio et al. (2015) que adotaram a regressão quantílica, para o período de 1995 a 2004, usando como contexto de observação as unidades federativas do Brasil para estudar o efeito do crédito sobre o desenvolvimento econômico. Os resultados revelaram evidências de uma relação positiva entre o desenvolvimento do sistema financeiro e crédito e o crescimento econômico. Porém, o destaque especial desse trabalho encontra-se nas ressalvas dos resultados encontrados. Para os autores, apesar de não terem utilizado nenhum procedimento robusto de análise, as regiões referentes às unidades da Federação podem impactar diretamente os resultados, ou seja, os autores demonstram o receio de que a geolocalização, os vizinhos e o contexto local possam se correlacionar e influenciar os resultados.

Em relação aos estudos para os municípios do Espírito Santo, pode-se destacar o trabalho de Caçador e Monte (2012). O trabalho buscou verificar a relação entre o crédito e a atividade econômica nos municípios do Estado. Utilizaram-se a técnica de dados em painel como ferramenta de análise e estatísticas sobre operações de crédito ao setor produtivo e o PIB (total, agricultura, indústria e terciário), ambos para o período 2001-2008. De acordo com os resultados, houve uma forte relação entre as duas variáveis investigadas, sobretudo para o PIB da indústria e do setor terciário. Além disso, Aguiar et al. (2021) verificaram os impactos do crédito sobre o crescimento econômico dos municípios capixabas, para o período de 2005 a 2015, por meio da abordagem de dados em painel. Os resultados revelaram que a oferta de crédito contribuiu para o crescimento econômico dos municípios do Espírito Santo.

Nesse contexto, observa-se, com algumas exceções, que a maior parte dos trabalhos empíricos, seja em nível internacional ou nacional, revela haver efeitos positivos do crédito sobre o crescimento econômico, inclusive com efeitos de transbordamento. Esta pesquisa visa contribuir para a literatura empírica da área, analisando se, para uma economia local, periférica, em que os setores terciário e industrial são os mais relevantes, a oferta de crédito tem impactos positivos e significativos sobre o crescimento, considerando efeitos de transbordamento espacial.

## 2

# METODOLOGIA

### 2.1 Análise exploratória de dados espaciais (Aede)

Anselin (1999) define o processo de análise exploratória de dados como uma coleção de técnicas cuja finalidade é descrever e visualizar distribuições espaciais, identificar locais atípicos (*outliers* espaciais), padrões de associação espacial (*clusters* espaciais), além de facilitar a identificação de diferentes modelos espaciais, outras particularidades das variáveis no espaço ou até a própria não estacionariedade espacial.

#### 2.1.1 Autocorrelação global univariada

Segundo Almeida (2012, p. 104), “um coeficiente de autocorrelação espacial descreve um conjunto de dados que está ordenado segundo uma sequência espacial”. Dessa forma, escolheu-se como indicador de autocorrelação espacial a estatística I de Moran que, na literatura empírica, vem sendo o mais utilizado. Esse indicador é calculado da seguinte forma:

$$I = \frac{nz'Wz}{s_0z'z}, \quad (1)$$

em que  $n$  é o número de regiões;  $z$  são os valores das taxas de crescimento econômico;  $Wz$  são os valores médios das taxas de crescimento econômico nos vizinhos, resultantes de uma matriz de ponderação espacial  $W$  que, nesse caso, será representada por uma matriz do tipo *Queen*; e  $s_0$  é igual à operação  $\sum \sum w_{ij}$ , o que significa que todos os elementos da matriz de pesos espaciais devem ser somados, já que  $w_{ij}$  é a influência que a região  $i$  exerce sobre a região  $j$ .

A hipótese nula é a de aleatoriedade espacial. O I de Moran apresenta um valor esperado de  $-[1/(n-1)]$ . Nesse caso, ele representa o valor que seria alcançado caso não houvesse padrão espacial nos dados. Destaca-se que, quando o I é maior que o seu valor esperado, tem-se autocorrelação espacial positiva; se o I for menor que o valor esperado, haverá autocorrelação espacial negativa (Almeida, 2012).



Considera-se que a estatística I de Moran apresenta um resultado que varia de 1 a  $-1$  e que os valores mais próximos de 0 representam ausência de autocorrelação. Um sinal positivo e significativo da estatística I de Moran revela que os dados estão concentrados nas regiões (municípios). Já um sinal negativo indica dispersão nos dados.

### 2.1.2 Autocorrelação espacial local

De acordo com Almeida (2012), a estatística global de autocorrelação espacial fornece um retrato da floresta. No entanto, é importante ter um retrato de cada árvore que compõe a floresta. Nesse contexto, conforme Anselin (1995), o indicador de autocorrelação espacial local (LISA) pode ser qualquer indicador que forneça, para cada observação espacial, uma indicação da extensão dos *clusters* espaciais significativos, com valores semelhantes em torno dessa observação, e a soma desses indicadores locais deve ser equivalente ao indicador de autocorrelação global citado anteriormente.

Dessa forma, foi selecionado o indicador I de Moran Local, para devidamente atender aos critérios descritos por Anselin (1995). Segundo Almeida (2012, p.126): “o coeficiente I de Moran Local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local em cada observação em quatro categorias (Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo e Baixo-Alto)”, sendo estes os quadrantes de dispersão da estatística. Dessa forma, o I de Moran Local pode ser descrito da seguinte maneira:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^j w_{ij} z_j \quad (2)$$

Calcula-se para cada observação um I de Moran ( $I_i$ ) diferente, gerando, assim,  $n$  valores da estatística e seus respectivos níveis de significância (Almeida, 2012).

## 2.2 Dados em painel espacial

A estimação por dados em painel tradicional, desconsiderando as características espaciais da amostra, pode ser realizada por três modelos principais: o modelo de dados empilhados, o modelo de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios. Greene (2008) afirma que o uso de painéis possibilita utilizar um número

maior de observações, o que permite maior liberdade, além de maior eficiência, quando comparados com modelos *cross-section* ou de séries temporais. Além disso, também lidam melhor com problemas de estimação relacionados à má especificação ou omissão de variáveis relevantes.

Porém, Almeida (2012) descreve que incorporar as características espaciais das variáveis aos dados em painéis pode gerar estimativas melhores do que um painel tradicional, visto que é possível incorporar na estimação a heterogeneidade espacial resultante da instabilidade estrutural entre as unidades geográficas ou da má especificação em decorrência de não considerar tal dependência.

Existe uma variedade de modelos espaciais propostos por diversos especialistas em econometria espacial, que foram elaborados visando explorar diferentes formas de interação espacial. Nesta pesquisa, a descrição dos modelos segue a abordagem apresentada por Almeida (2012). A forma geral dos modelos de painel de dados espaciais pode ser representada por:

$$y_t = \alpha + \rho W y_t + \beta X_t + \tau W X_t + \xi_t, \quad (3)$$

$$\xi_t = \lambda W \xi_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

onde  $y_t$  é um vetor que representa a variável dependente em cada um dos municípios, no tempo  $t$ ;  $W y_t$  é um vetor composto pela defasagem espacial da variável dependente;  $W X_t$  refere-se à defasagem espacial das variáveis explicativas;  $\rho$  é o coeficiente autorregressivo espacial;  $X_t$  é uma matriz de variáveis explicativas;  $\beta$  é um vetor de coeficientes associados à  $X_t$ ;  $\tau$  denota os coeficientes de  $X_t$  defasada espacialmente;  $\varepsilon_t$  representa o termo de erro; e  $W \xi_t$  refere-se ao termo de erro defasado espacialmente. A matriz  $W$  é definida a partir de sua capacidade de captar as interações espaciais. Conforme previamente descrito, neste trabalho utilizou-se a matriz do tipo *Queen*.

Os modelos de dados em painel com efeitos espaciais, de forma similar ao painel tradicional, são comumente utilizados com três formas de modelagem: a modelagem com defasagem espacial (SAR), a modelagem com erros autorregressivos espaciais (SEM) e a modelagem com defasagem e erros autorregressivos espaciais (SAC). Aqui, além desses modelos, serão utilizados os modelos

de Durbin: o modelo espacial de Durbin (SDM) e o modelo de erros espaciais de Durbin (SDMR). Tais modelos consideram tanto a defasagem espacial da variável dependente quanto das variáveis explicativas e, no caso do SDMR, a defasagem espacial também no termo de erro.

### 2.2.1 Modelo de defasagem espacial (SAR)

Segundo Almeida (2012), o modelo SAR é construído pela relação entre uma variável dependente  $y_t$  e as variáveis dependentes de seus vizinhos ( $Wy_t$ ), e elas se correlacionam e são influenciadas por elas. No modelo SAR, são impostas as restrições de  $\rho \neq 0$ ,  $\tau = 0$  e  $\lambda = 0$  (equações 3 e 4). Assim, pode-se descrever o modelo SAR pela Equação 5.

$$y_t = \alpha + \rho Wy_t + \beta X_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

onde  $y_t$  é um vetor que representa a variável dependente em cada um dos municípios, no tempo  $t$ ;  $\alpha$  é um vetor que denota os efeitos fixos;  $Wy_t$  é um vetor composto pela defasagem espacial da variável dependente;  $\rho$  é o parâmetro a ser estimado e mede o efeito espacial defasado da variável dependente;  $X_t$  representa as variáveis explicativas;  $\beta$  representa os estimadores associados à  $X_t$ ; e  $\varepsilon_t$  representa o termo de erro.

### 2.2.2 Modelo de erro autorregressivo espacial (SEM)

No modelo SEM, a correlação espacial é definida no termo de erro, apresentando um padrão de efeitos não modelados que tem correlação com o local onde a variável está. O modelo SEM é normalmente descrito como:

$$y_t = \alpha + X_t \beta + \xi_t, \quad (6)$$

$$\xi_t = \lambda W \xi_t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

onde  $\alpha$  é um vetor que denota os efeitos fixos;  $\lambda$ , o coeficiente referente ao erro autoregressivo espacial; e  $W\xi$ , a defasagem. Ou seja, em cada uma das unidades observadas, o termo de erro é uma média dos erros ao redor, acrescido de um termo de erro aleatório.

### 2.2.3 Modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo (SAC)

O modelo SAC é utilizado naqueles fenômenos que possuem forte influência da dependência espacial, necessitando analisá-la por meio de defasagens espaciais tanto na variável dependente como no termo de erro. Ou seja, é a união dos termos dos elementos dos modelos supracitados. O modelo SAC é aplicado sempre que existe uma interação endógena dentro da variável dependente e quando o objetivo é avaliar e mensurar o tamanho da interação espacial. A especificação do modelo se dá pelas equações 8 e 9.

$$y_t = \alpha + \rho W y_t + \beta X_t + \xi_t, \quad (8)$$

$$\xi_t = \lambda W \xi_t + \varepsilon_t, \quad (9)$$

onde  $y_t$  é um vetor que representa a variável dependente em cada um dos municípios, no tempo  $t$ ;  $\alpha$ , um vetor que denota os efeitos fixos;  $W y_t$ , um vetor composto pela defasagem espacial da variável dependente;  $\rho$ , o coeficiente autorregressivo espacial;  $X_t$ , uma matriz de variáveis explicativas;  $\beta$ , um vetor de coeficientes associados à  $X_t$ ;  $W \xi_t$  refere-se aos erros defasados espacialmente; e  $\varepsilon_t$  refere-se ao termo de erro.

### 2.2.4 Modelo de defasagem espacial de Durbin (SDM)

Os modelos SDM capturam tanto as interações endógenas no modelo quanto as exógenas, apresentando variáveis defasadas tanto da variável dependente quanto das variáveis independentes. A expressão do modelo é:

$$y_t = \alpha + \rho W y_t + X_t \beta + \tau W X_t + \varepsilon_t, \quad (10)$$

em que  $\rho$  é o coeficiente autorregressivo espacial;  $\alpha$ , um vetor que denota os efeitos fixos;  $\tau$ , um vetor de coeficientes espaciais;  $W y_t$ , a defasagem espacial da variável dependente;  $W X_t$ , a defasagem espacial das variáveis explicativas;  $W$ , a matriz de ponderação espacial; e  $\varepsilon_t$ , o termo de erro.

### 2.2.5 Modelo de defasagem espacial Durbin de erros espaciais (SDEM)

Os modelos SDEM capturam tanto as interações endógenas no modelo quanto as exógenas, apresentando variáveis defasadas tanto da variável dependente quanto das variáveis independentes, como também no termo de erro. A equação do modelo é dada por:

$$y_t = \alpha + \rho W y_t + X_t \beta + W X_t \tau + \xi_t, \quad (11)$$

$$\xi_t = \lambda W \xi_t + \varepsilon_t, \quad (12)$$

onde  $y_t$  é um vetor que representa a variável dependente em cada um dos municípios, no tempo  $t$ ;  $\alpha$ , um vetor que denota os efeitos fixos;  $W y_t$ , um vetor composto pela defasagem espacial da variável dependente;  $W X_t$  refere-se à defasagem espacial das variáveis explicativas;  $\rho$  é o coeficiente autorregressivo espacial;  $X_t$  uma matriz de variáveis explicativas;  $\beta$ , um vetor de coeficientes associados à  $X_t$ ;  $\tau$  denota os coeficientes de  $X_t$  defasada espacialmente;  $\varepsilon_t$  representa o termo de erro;  $W \xi_t$  são os erros defasados espacialmente;  $\lambda$  é o coeficiente referente ao termo de erro com defasagem espacial; e  $\varepsilon_t$ , o termo de erro.

## 2.3 Base de dados

Os dados utilizados neste trabalho estão organizados na forma de painel, com frequência anual, referentes aos anos de 2006 a 2018, para todos os 78

municípios capixabas. As variáveis são justificadas a seguir e estão resumidas na Tabela 1. É válido destacar que as séries de PIB e crédito foram deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), disponibilizado pelo Banco Central, considerando como base o ano de 2006.

A variável dependente será o crescimento econômico, representado pelo PIB *per capita*, em conformidade com o que a literatura empírica vem adotando. Ver, por exemplo, King e Levine (1993a), Matos (2002) e Wang et al. (2019).

As variáveis do sistema bancário foram obtidas a partir do relatório Estatística Bancária por município (Estban) disponibilizado pelo Banco Central do Brasil (Bacen). Esse relatório apresenta dados referentes ao ativo, ao passivo e aos depósitos à vista presentes no balanço consolidado das agências bancárias dos municípios que permitem inferir a estrutura do sistema financeiro local. Dessa forma, foi utilizado o valor total de crédito bancário nos municípios (CRÉDITO). No que se refere à variável oferta de crédito (CRÉDITO), espera-se que ela seja positivamente correlacionada com o PIB *per capita* municipal, assim como nos seguintes trabalhos: Dow e Fuentes (2006) e Missio et al. (2015).

**Tabela 1**

**Fontes, definições e sinais esperados das variáveis**

Variável	Definição	Sinal esperado	Fonte
<b>Variáveis de resposta</b>			
PIB	Produto interno bruto <i>per capita</i>		IBGE
<b>Variáveis de tratamento</b>			
Crédito	Valor total de crédito bancário contratado no município	+	Bacen
Agências	Número de agências sediadas no município	+	Bacen
<b>Variáveis de controle</b>			
Trabalho	Estoque de emprego formal por município	+	Rais
Educação	Número de matrículas	+	MEC

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tomando-se como base o trabalho de Wang et al. (2019), foi utilizado também como variável de tratamento o número de agências bancárias (AGÊNCIAS)

presente em cada um dos municípios. Espera-se que o número de agências seja positivamente correlacionado com o crescimento econômico. No mais, utilizaram-se variáveis de controle referentes às características particulares de cada um dos municípios, ou seja, aquelas que têm o objetivo de capturar parte da heterogeneidade das observações, a saber: o número de empregos formais (TRABALHO), visando medir o nível de emprego local, e o número de matrículas (EDUCAÇÃO) utilizado com uma *proxy* de controle sobre a educação no respectivo município.

## 3

# RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção, são analisados e discutidos os resultados referentes à Aede e aos modelos econométricos espaciais estimados. Todas as estimações foram realizadas no *software* PyCharm, utilizado exclusivamente em *python*, e, para organização dos dados, utilizaram-se as bibliotecas *pandas*, *numpy* e *geopandas*. Para a construção das visualizações, foram utilizadas as bibliotecas *geopandas*, *seaborn* e *shapely*. No caso da Aede, utilizaram-se as bibliotecas *esda*, *plot*, *statsmodels* e *mapclassify*. Por fim, para os modelos espaciais, foram utilizadas as bibliotecas *pysal* e *scipy*.

## 3.1 Medidas de autocorrelação espacial

### 3.1.1 Análise global do I de Moran

Em geral, os municípios capixabas com valores de PIB *per capita* elevados apresentam altos volumes de crédito e alta presença física de agências bancárias, fortalecendo a hipótese de que existem efeitos espaciais entre as variáveis analisadas. Para avaliar a dependência espacial, foi utilizado o I de Moran como indicador global de dependência espacial. Conforme os resultados (que podem ser obtidos com os autores), para todos os anos e para as variáveis crédito, agências e PIB, o indicador se mostrou relevante e significativo estatisticamente, demonstrando clara dependência espacial nas variáveis.

No mais, para verificar de que modo a dependência espacial se manifesta, foram realizados os testes do multiplicador de Lagrange (LM) para os modelos espaciais. Os resultados (que podem ser obtidos com os autores), tanto pelo

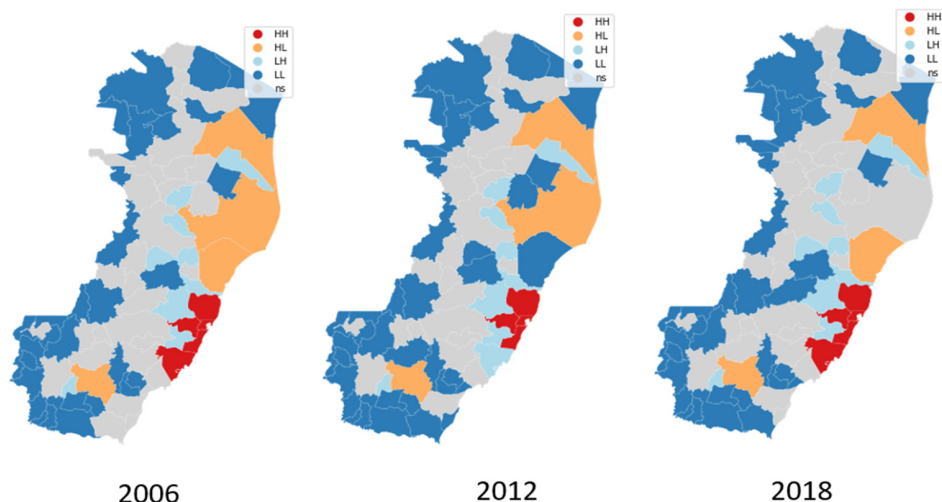
método simples (LM) quanto pelo robusto (RLM), revelaram uma dependência espacial positiva, indo ao encontro do teste I de Moran. Assim, confirma-se a importância de utilizar modelos que levem em consideração a defasagem espacial, a fim de garantir uma retratação mais fiel da realidade.

### 3.1.2 Análise de cluster

Após a análise exploratória inicial e a respectiva confirmação da dependência espacial, avalia-se a existência de *clusters* espaciais, pois essas áreas se comportam de forma semelhante. Para identificar os padrões locais de autocorrelação, e em quais municípios essa correlação é significativa, utilizou-se o I de Moran Local como indicador LISA, por meio da construção de mapas de *clusters* que podem ser observados nas figuras 1, 2 e 3.

Figura 1

Análise de clusters referente ao volume de crédito contratado



Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. HH: alto-alto; HL: alto-baixo; LH: baixo-alto; LL: baixo-baixo; ns: não significativo.

A forma como o volume de crédito está correlacionado espacialmente nos municípios é demonstrada na Figura 1, considerando os anos de 2006, 2012 e 2018. Como pode ser visualizado, a capital Vitória exerce uma influência

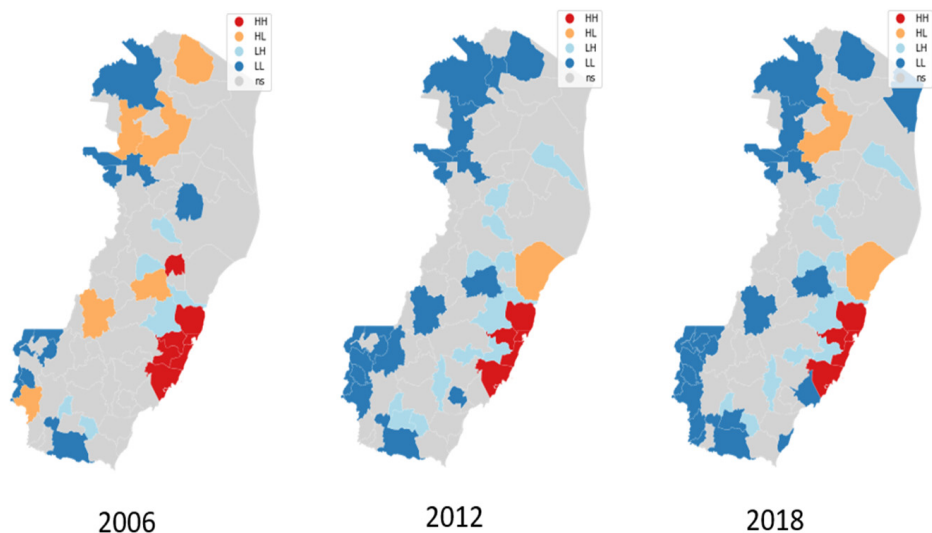


sobre as cidades de Vila Velha, Cariacica e Serra, que apresentam um comportamento de altos valores de crédito concedido. Isso era esperado, tendo em vista que esses municípios estão na Região da Grande Vitória (RGV), o principal centro econômico do Espírito Santo. Além disso, existem *clusters* municipais que possuem um comportamento oposto. Esses são, em geral, municípios distantes dos principais centros econômicos e que demonstram ter um comportamento de baixo volume de uso de crédito, com vizinhos que também têm esse comportamento.

Vale destacar que, apesar de o número de agências bancárias não ser um limitador para o volume de crédito concedido no município, seguindo a linha de pensamento de que existe o fator de regionalização e aumento de relacionamento, gerando ganhos de eficiência na alocação, é de esperar que municípios com alto volume de crédito possuam também um alto número de agências bancárias. Nesse contexto, a Figura 2 mostra como o número de agências está correlacionado espacialmente nos municípios capixabas, tomando como base os anos de 2006, 2012 e 2018.

**Figura 2**

**Análise de clusters referente ao número de agências bancárias nos municípios**



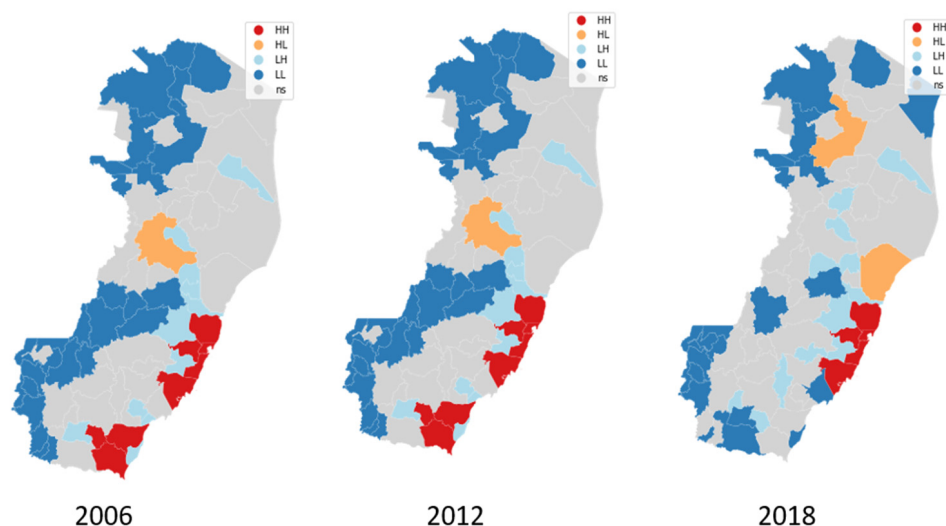
Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. HH: alto-alto; HL: alto-baixo; LH: baixo-alto; LL: baixo-baixo; ns: não significativo.

Como pode ser observado nas figuras 1 e 2, as variáveis volume de crédito e número de agências bancárias apresentaram comportamento semelhante em termos de correlação espacial. Ressalta-se que esse resultado é similar ao encontrado por Wang et al. (2019) para algumas regiões da China. Nesse ínterim, os municípios de fronteira apresentam um comportamento de baixa presença de agências, com baixa presença de agências nos vizinhos. Já a capital do Estado (Vitória) forma, com seus vizinhos, um *cluster* de alta presença de agências, com vizinhos também com alta presença de agências. Destaca-se que muitos municípios possuem número idêntico de agências e, dessa forma, não apresentaram significância estatística para que fossem alocados em algum *cluster*.

Figura 3

Análise de clusters referente ao PIB per capita



Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. HH: alto-alto; HL: alto-baixo; LH: baixo-alto; LL: baixo-baixo; ns: não significativo.

No que se refere ao PIB *per capita*, a Figura 3 demonstra como tal variável está correlacionada espacialmente nos municípios capixabas, nos anos de 2006, 2012 e 2018. Observa-se que os municípios de fronteira tendem a ter um comportamento de baixo PIB *per capita*, com vizinhos que também possuem baixo PIB *per capita*. Além disso, há um *cluster* principal, da capital com seus vizinhos, em que a capital tem um PIB *per capita* alto, com vizinhos de

alto PIB *per capita*. Porém, um fato relevante que destoa das análises para a oferta de crédito e o número de agências é o *cluster* de alto PIB *per capita* no sul do Estado, uma distorção que ocorre por causa dos “royalties do petróleo” de Presidente Kennedy.

### 3.2 Resultados dos modelos de painel espacial

Os resultados dos modelos estimados podem ser visualizados na Tabela 2. Vale dizer que: 1. o primeiro modelo possui a defasagem espacial somente na variável dependente – modelo de defasagem espacial (SAR); 2. o segundo modelo possui defasagem somente no erro – modelo de erros espaciais (SEM); 3. o terceiro modelo apresenta defasagem espacial tanto na variável dependente como no termo de erro – modelo espacial autorregressivo (SAC); 4. o quarto modelo possui a defasagem espacial na variável dependente e nas explicativas de tratamento – modelo Durbin espacial (SDM); 6. o último modelo possui defasagem espacial no erro e nas explicativas de tratamento – modelo de Durbin espacial de erro (SDEM).

A primeira análise a ser feita sobre os modelos estimados é a consistência dos sinais dos coeficientes das variáveis dos modelos. Por mais que a magnitude dos coeficientes tenha se alterado nos modelos estimados, o sentido de influência, em todos os casos, permaneceu o mesmo para os modelos analisados, o que pode ser visto como um teste de sensibilidade dos parâmetros estimados, o que garante robustez aos resultados encontrados.

**Tabela 2**

*Estimativa dos modelos de painéis de dados espaciais*

Variáveis	Modelos				
	SAR	SEM	SAC	SDM	SDEM
Constante	2.312*	4.3154***	4.2518***	6.458***	5.449***
ln Agências	.0153	.110***	.1229**	.0039**	.1239***
ln Crédito	.1893**	-0.1222**	.0227**	.11337**	.1156
ln Trabalho	.0467	.6313*	.6442*	.04564**	.0376**
ln Educação	-0.1242	-0.2889	-0.0264*	-0.2761	-0.0794
W_ln PIB			.1102**	.0175***	.0339

(continua)

**Tabela 2**

**Estimativa dos modelos de painéis de dados espaciais (conclusão)**

Variáveis	Modelos				
	SAR	SEM	SAC	SDM	SDEM
W_In Agências				.0177*	.0393
W_In Crédito				-0.0050**	-0.0061*
$\lambda$		-0,0021***	-0,0053		-0.0003
$\rho$	.0139***		-0,00153	.0019	
Nº de observações	912	912	912	912	912
R <sup>2</sup>	.1648	.2255	.1895	.2128	.1233
Akaike	.0066	.0085	.0088	.0062	.0071

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. \*\*\* Significativo a 1%, \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10%; W = matriz de ponderação espacial; ln refere-se ao logaritmo natural.

Seguindo o proposto por Elhorst (2010) e Almeida (2012), um modelo terá um resultado aceitável se conseguir demonstrar a dependência espacial do resíduo, o que foi verificado em todos os modelos de painéis espaciais, visto que nenhum rejeitou a hipótese nula de não dependência espacial do teste de I de Moran. Quando mais de um modelo resolve o desafio da dependência espacial, devem-se avaliar os critérios de informação de Akaike (CIA), e o modelo com o menor CIA deve ser escolhido. O modelo que apresentou o melhor ajuste foi o SDM, cujos resultados são analisados a seguir. Pode-se constatar, a partir do modelo de painel espacial escolhido (SDM), que o volume de crédito, o número de agências e o número de trabalhadores formais (variáveis sem defasagem espacial) têm influência significativa e positiva no PIB *per capita*, enquanto o número de matrículas apresenta significância e sinal negativo, com o crédito defasado espacialmente.

Como observado, o número de agências nos municípios apresentou sinal positivo e significativo a 5%, indicando que o aumento do número de agências ou a proximidade dos usuários com o atendimento físico favorece positivamente a taxa de crescimento econômico dos municípios capixabas. Esse resultado, como apontado por Wang et al. (2019), pode indicar que a proximidade das agências de crédito dos usuários afeta positivamente o crescimento econômico e aumenta a eficiência do sistema financeiro. Porém, é válido

destacar que esse efeito pode ser em decorrência de uma causalidade reversa, ou seja, há mais agências em função do crescimento econômico da região, o que não é objeto de estudo desta pesquisa.

No que tange à variável volume de crédito (sem defasagem espacial), ela mostrou sinal positivo e significativo, revelando que o apresentado por King e Levine (1993a) e Botev et al. (2019), em relação à capacidade do crédito em gerar crescimento econômico, também é aplicável a avaliações com escopo municipal. Esse resultado corrobora os resultados encontrados por Zara (2006), Rocha e Nakane (2007) e Missio et al. (2015) quando analisaram o impacto direto do crédito no contexto brasileiro, porém é válido destacar que nenhum deles utilizou métodos de análise espacial. Além disso, mais especificamente sobre a economia capixaba, o resultado desta pesquisa vai ao encontro dos trabalhos de Caçador e Monte (2012) e Aguiar et al. (2021). Destaca-se, novamente, que estes dois últimos estudos foram realizados para períodos diferentes desta pesquisa e também não trabalharam com econometria espacial.

A variável educação teve sinal negativo, mas não foi significativa, sendo esse um resultado não esperado, pois vai contra a literatura empírica deste trabalho, como o exercício realizado por Levine (1999) que encontrou efeitos positivos para a educação. Esse efeito negativo da educação, por mais que não seja estatisticamente significante, poderia ser mais bem estudado em trabalhos futuros voltados para a análise espacial do impacto da educação sobre o crescimento. Em relação à variável trabalho, como esperado, o coeficiente apresentou sinal positivo e significativo, o que está em concordância com toda a literatura tradicional de crescimento econômico, impactando positivamente o PIB *per capita*. Esse resultado em particular confirma os resultados semelhantes apresentados por Beck et al. (2006).

Além disso, o modelo apresentou efeitos de transbordamento espaciais significantes no crédito (W\_In Crédito), no PIB *per capita* (W\_In PIB) e no número de agências (W\_In Agências). Sobre a defasagem espacial do PIB *per capita* (W\_In PIB), o modelo sugere que, quando os vizinhos aumentam seu PIB *per capita*, o efeito desse aumento pode ser sentido nos mercados vizinhos, gerando efeitos positivos no PIB *per capita* dos municípios ao redor. Esse efeito já havia sido documentado por Wang et al. (2019), mas confirma-se neste trabalho no nível dos municípios do Espírito Santo.

Sobre o crédito (W\_In Crédito), é válido destacar que, por mais que os resultados revelem efeitos positivos dentro do município onde foi contratado, tal variável apresentou sinal negativo para os efeitos de transbordamento. Ou

seja, quanto mais crédito contratado nos vizinhos, menor é o crescimento econômico de um município no curto prazo. Ressalta-se que, para Wang et al. (2019), os efeitos de transbordamento negativos do crédito podem decorrer do fato de que, no curto prazo, há uma limitação dos recursos produtivos globais, gerando, por consequência, uma disputa de utilização que favorecerá a região com mais crédito. Assim, uma vez que uma região possui relativa aglomeração financeira, inevitavelmente produzirá uma vantagem competitiva capaz de saquear os recursos produtivos das áreas vizinhas e enfraquecer a capacidade de elas utilizarem tais recursos em suas economias. Conforme Dow (1986, 1987, 1993), o sistema financeiro pode afetar o desenvolvimento e o crescimento das economias de modo desigual, de modo a favorecer o aumento das divergências de crescimento entre elas. Nesse contexto, apesar de não analisado neste trabalho, pode-se esperar que o efeito do crescimento e da concentração no crédito dos municípios da região metropolitana retarde o crescimento de curto prazo dos municípios com menos acesso ao crédito no Espírito Santo.

Por fim, outro efeito de transbordamento foi o decorrente da variável do número de agências (*W\_In Agências*), que apresentou sinal positivo e significativo. Isso sugere que a presença física das agências em determinado município afetaria positivamente os demais. Uma explicação mais provável (entre outras possíveis) é que agências de um município também atendem clientes de municípios próximos. Dessa forma, tais agências atendem, orientam e recolhem informações sobre a população ao redor, produzindo os mesmos efeitos que produzem dentro do município onde estão posicionadas, facilitando o acesso aos recursos financeiros e otimizando os resultados da otimização na alocação de capital tanto na unidade sediada como em seus vizinhos próximos.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi verificar os efeitos do crédito sobre o crescimento econômico dos municípios capixabas, no período de 2006 a 2018, levando em consideração os efeitos de transbordamento espacial, para dados em painel. Primeiramente, por meio da Aede, verificou-se a existência de dependência espacial entre os municípios. Além disso, demonstrou-se em quais regiões a dependência é maior, com a estatística I de Moran Local e os mapas de *clusters*. Nota-se que a maior dependência se dá na RGV que apresenta a carac-

terística de possuir municípios e seus vizinhos com alto volume de crédito, alto crescimento do PIB *per capita* e alto número de agências.

Nas estimativas econométricas, o modelo de dados em painel espacial que obteve o melhor ajuste foi o SDM. As estimativas econométricas revelaram que a oferta de crédito (CRED), em sua forma sem defasagem espacial, afetou positivamente o PIB *per capita* (PIB) dos municípios do Espírito Santo. O número de agências (AGÊNCIAS) por município também foi fator relevante na determinação do PIB *per capita*. A variável de controle trabalho (TRABALHO) revelou-se positivamente relacionada com o PIB *per capita*, enquanto a variável educação (EDUCAÇÃO) apresentou coeficiente insignificante. Sendo assim, foram observados possíveis efeitos positivos do crédito dentro dos municípios onde foi aplicado, bem como efeitos positivos da presença física das instituições financeiras, o que vai em linha do defendido nos trabalhos expostos na revisão de literatura.

No que se refere às variáveis que também foram utilizadas com defasagens espaciais (PIB *per capita*, agências e crédito), os resultados revelaram que todas apresentaram coeficientes estatisticamente significantes, e o número de agências (W\_In AGÊNCIAS) e o PIB *per capita* (W\_In PIB) apresentaram sinal positivo, e o crédito (W\_In CRÉDITO), sinal negativo. É importante ressaltar que a oferta de crédito defasada espacialmente, tendo coeficiente com sinal negativo, revela que o crescimento econômico (medido pelo PIB *per capita*) de um município pode ser reduzido em função da oferta de crédito de municípios vizinhos. Isso vai de encontro à maioria dos trabalhos empíricos realizados na área. Este trabalho apresentou algumas explicações na seção de resultados, mas uma análise mais profunda seria importante, o que não é objetivo desta pesquisa.

Assim, a hipótese inicial deste trabalho foi parcialmente confirmada, uma vez que as operações de crédito (sem defasagem espacial) apresentaram efeitos positivos sobre o crescimento econômico dos municípios do Espírito Santo, mas a oferta de crédito defasada espacialmente revelou-se correlacionada negativamente com o PIB *per capita*.

Nesse contexto, evidencia-se que as políticas públicas relacionadas à oferta de crédito são importantes e podem levar a bons resultados econômicos, em termos de crescimento, para os municípios do Espírito Santo, sobretudo considerando que as externalidades do acesso ao crédito não afetam apenas a região onde ela ocorre, mas interferem também nos municípios próximos. No mais, uma vez que ainda há uma concentração de crédito em poucos municípios, especialmente nos mais desenvolvidos, a atenção dos governos estadual

e municipal para os municípios do interior do Estado seria um ponto relevante, sobretudo no que se refere à interiorização do desenvolvimento.

Como indicação de trabalhos futuros, sugere-se o seguinte: 1. aprofundar as análises sobre as possíveis causas dos efeitos negativos da variável oferta de crédito defasada espacialmente sobre o PIB *per capita*; 2. adotar modelos espaciais considerando a abordagem de painel dinâmico, por meio do método de momentos generalizados (MMG), para lidar com a possível endogenia das variáveis explicativas e com a possível dinâmica temporal da variável PIB *per capita*; e 3. verificar como alguns aspectos institucionais do sistema financeiro do Espírito Santo podem impactar os resultados deste trabalho, a saber: 1. a presença do Banco do Estado do Espírito Santo (Banestes), controlado pelo governo estadual; 2. o Espírito Santo possui um banco de desenvolvimento estadual, o Banco de Desenvolvimento do Espírito Santo (Bandes); e 3. alguns municípios localizados ao norte do Espírito Santo pertencem à área de abrangência da Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (Sudene), possuindo agências do Banco do Nordeste do Brasil (BNB).

## A SPATIAL ECONOMETRICS APPROACH TO THE RELATIONSHIP BETWEEN CREDIT AND ECONOMIC GROWTH IN THE MUNICIPALITIES OF ESPÍRITO SANTO, BRAZIL, FROM 2006 TO 2018

### Abstract

The main aim of this work was to verify the effects of credit on the economic growth of the municipalities of Espírito Santo, in the period from 2006 to 2018, using spatial econometrics for panel data. According to the results, all estimated spatial models revealed significant spatial effects, and the Durbin spatial model (SDM) presented the best fit when using the Akaike information criterion (AIC). The main results show that the variables credit supply and number of branches, without spatial lag, were significant and positively correlated with the economic growth of the municipalities. In addition, there were spatial spillover effects of the variables credit supply, number of branches and GDP per capita on the economic growth of municipalities. It is noteworthy that the variables number of branches



and GDP per capita had a positive spatial relationship with economic growth, while the spatially lagged supply of credit had a negative relationship.

**Keywords:** credit; economic growth; Espírito Santo; panel data; spatial econometrics.

## Referências

- Abedifar, P., Hasan, I., & Tarazi, A. (2016). Finance-growth nexus and dual-banking systems: Relative importance of Islamic banks. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 32 (Suppl.), 198–215.
- Aguiar, B. B., Monte, E. Z., & Souza, R. C. (2021). Impactos do crédito sobre crescimento econômico dos municípios do Espírito Santo: Análises para o período de 2005 a 2015. *Economia Ensaios*, 36(1), 103–127.
- Alam, S. M., Rabbani, M. R., Tausif, M. R., & Abey, J. (2021). Banks' performance and economic growth in India: a panel cointegration analysis. *Economies*, 9, 1–13.
- Almeida, E. (2012). *Econometria espacial aplicada*. Alínea.
- Al-Yousif, Y. K. (2002). Financial development and economic growth: Another look at the evidence from developing countries. *Review of Financial Economics*, 11(2), 131–150.
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93–115.
- Anselin, L. (1999). Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. *Geographical Information Systems: Principles, Techniques, Management and Applications*, 1, 251–264.
- Bagehot, W. (1873). *Lombard Street: A description of the money market*. King.
- Beck, T., & Levine R. (2004). Stock markets, banks and growth: Panel evidence. *Journal of Banking and Finance*, 28(3), 423–442.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2006). Bank concentration, competition, and crises: First results. *Journal of Banking and Finance*, 30(5), 1581–160.
- Botev, J., Égert, B., & Jawadi, F. (2019). The nonlinear relationship between economic growth and financial development: Evidence from developing, emerging and advanced economies. *International Economics*, 160, 3–13.
- Caçador, S. B., & Monte, E. Z. (2012). Crédito e crescimento econômico: O caso dos municípios do Espírito Santo. In M. A. Magalhães & V. N. Toscano (Orgs.), *A economia do Espírito Santo: Novas visões*. Corecon-ES.
- Cavalcante, A. T. M., Crocco, M., & Brito, M. L. A. (2007). Impactos macroeconômicos na variação regional da oferta de crédito. *Análise Econômica*, 25(47), 85–120.

- *Uma abordagem de econometria espacial para a relação entre o crédito e o crescimento econômico dos municípios do Espírito Santo, Brasil, no período de 2006 a 2018*, Jandir Fraga Junior, Edson Zambon Monte

- Deidda, L. G. (2006). Interaction between economic and financial development. *Journal of Monetary Economics*, 53(2), 233–248.
- Dow, S. (1986). Money and regional development. *Studies in Political Economy*, 23(2), 73–94.
- Dow, S. (1987). The treatment of money in regional economics. In Dow, S. (Ed.) *Money and the economic process*. Aldershot: Elgar.
- Dow, S. (1993). European monetary integration and the distribution of credit availability. In Corbridge, S., Martin, R., & Thrift, N. (Eds.): *Money, power and space*. Oxford.
- Dow, S. C., & Fuentes, C. J. R. (2006). Um “survey” da literatura de finanças regionais. In Crocco, M. A., Jayme JR., F. G. *Moeda e território: Uma interpretação da dinâmica regional brasileira*. Autêntica, 39–75.
- Elhorst, J. P. (2010). Applied spatial econometrics: Raising the bar. *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 9–28.
- Goldsmith, R. W. (1969). *Financial structure and development*. Yale University.
- Greene, W., H. (2008). *Econometric analysis*. 6 ed. Upper Saddle River, New Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of Political Economy*, 98(5), 1076–1107.
- Gurley, J. G., & Shaw, E. S. (1967). Financial structure and economic development. *Economic Development and Cultural Change*, 15, 257–268.
- Keynes, J. M. (1937). The ex-ante theory of the rate of interest. *The Economic Journal*, 47(188), 663–669.
- King, R., & Levine, R. (1993a). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717–737.
- King, R., & Levine, R. (1993b). Finance, entrepreneurship, and growth: Theory and evidence. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 513–542.
- Levine, R. (1999). Law, finance, and economic growth. *Journal of Financial Intermediation*, 8(1–2), 8–35.
- Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, 88(3), 537–558.
- Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3–42.
- Marques Jr., T. E., & Porto Jr., S. (2004). Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico no Brasil: Uma avaliação econométrica [Trabalho para discussão nº 11]. *PPGE/UFRGS*.
- Matos, O. C. (2002). Desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico no Brasil: Evidências de causalidade [Texto para discussão nº 49]. *Banco Central do Brasil*.

Mendes, N. C. (2018). *Os efeitos do sistema financeiro no crescimento econômico em Portugal*. [Dissertação de mestrado não publicada]. Instituto Universitário de Lisboa.

Missio, F. J., Jayme Jr., F. G., & Oliveira, A. M. H. C. (2015). Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico: Teoria e evidência empírica para os estados brasileiros (1995-2004). *Análise Econômica*, 33(63), 191–227.

Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *American Economic Review*, 48(3), 261–97.

Reichstul, D., & Lima, G. T. (2006). Causalidade entre crédito bancário e nível de atividade econômica na região metropolitana de São Paulo: Algumas evidências empíricas. *Estudos Econômicos*, 36(4), 779–801.

Rocha, B. P., & Nakane, M. I. (2007). Sistema financeiro e desenvolvimento econômico: Evidências de causalidade em um painel para o Brasil. *Anais do Encontro Nacional de Economia*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia.

Romer, P. (1986). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 22(5), 71–102.

Saint-Paul, G. (1992). Technological choice, financial markets and economic development. *European Economic Review*, 36(4), 763–781.

Schumpeter, J. A. (1911). *The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle*. Harvard University Press.

Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94.

Wang, C., Zhang, X., Ghadimi, P., Liu, Q., Lim, M. Q., & Stanley, H. E. (2019). The impact of regional financial development on economic growth in Beijing-Tianjin-Hebei region: A spatial econometric analysis. *Physica A*, 521, 635–648.

Zara, T. M. (2006). *Desenvolvimento financeiro, crescimento e desigualdade nos estados brasileiros*. [Dissertação de mestrado não publicada]. Universidade de São Paulo.