

Análise do Impacto da Política Monetária sobre o Crédito per Capita Municipal na Região Sudeste do Brasil

Analysis of the Impact of Monetary Policy on Municipal Credit per Capita in the Southeast Region of Brazil

Bruno Henrique Picon de Carvalho^a 

Patrícia Alves Rosado Pereira^b 

Simone de Faria Narciso Shiki^b 

Resumo: O trabalho apresenta como objetivo identificar os determinantes das operações de crédito *per capita* municipal na região Sudeste do Brasil. O método de análise utilizado é o de painel dinâmico de Arellano e Bond. O principal resultado obtido aponta que os choques monetários possuem efeitos diferenciados sobre os municípios. Nas regiões com muito crédito, a política é menos efetiva e possui maior impacto do que nas regiões com menor crédito. Isso indica que devido à ausência de bancos regionais, dada uma elevação na taxa de juros, os bancos não apenas retiram a oferta, como deslocam parte dessa oferta das regiões com pouco crédito para as regiões com muito crédito, o que acentua o efeito na região periférica e ameniza o efeito sobre a região desenvolvida. Por outro lado, uma política monetária expansionista será mais efetiva nos municípios com menos crédito, pois essas regiões tendem a possuir uma maior demanda por crédito não atendida e maior oportunidade de investimentos. Assim, dado o atual cenário do mercado bancário brasileiro, conclui-se que o uso da política monetária pode acentuar ou diminuir as condições heterogênicas no acesso ao crédito, sendo que políticas monetárias restritivas não apenas diminuem a atividade econômica e o crédito, mas podem aumentar a disparidade entre as regiões, e políticas expansionistas, além de incentivar atividade econômica, podem levar à convergência das condições de crédito entre os municípios.

Palavras-chave: Política monetária. Crédito *per capita*. Painel dinâmico.

Abstract: The paper presents the aim to identify the determinants of per capita municipal credit operations in southeastern Brazil. The analysis method was used dynamic Arellano and Bond panel. The main result was that monetary shocks have different effects on municipalities. In regions with abundant credit, the policy is less effective and has greater impact than in regions with less available credit. This indicates that due to the lack of regional banks, given a rise in interest rates, banks do not only withdraw the existing offer, but also move part of the resources out of the regions with less available

a Universidade Federal do Espírito Santo (UFES). Espírito Santo, Vitória, Brasil.

b Universidade Federal de São João del-Rei (UFSJ), Departamento de Ciências Econômicas. Minas Gerais, São João del-Rei, Brasil.

b Universidade Federal do Paraná, Departamento de Economia. Curitiba, Paraná, Brasil.

credit to regions with abundant credit, which exacerbates the effect in the region and alleviates the peripheral effect on the developed region. On the other hand, expansionary monetary policy will be more effective in municipalities with less credit, because these regions tend to have a higher unmet demand for credit and greater investment opportunity. Thus, given the current scenario of the Brazilian banking market, it is concluded that the use of monetary policy can increase or decrease the heterogeneous conditions on access to credit, and restrictive monetary policies not only reduce economic activity and credit, but may increase disparity between regions, and expansionist policies can encourage economic activity and lead to the convergence of credit conditions among municipalities.

Keywords: Monetary policy. *Per capita* credit. Dynamic panel.

JEL Classification: E52; C13.

1 Introdução

Embora o papel da moeda seja tema de amplo debate na economia, a literatura convencional sobre as diferenças regionais, dentre eles os modelos neoclássicos, insumo-produto, causação circular e multissetoriais, não levam em consideração o sistema financeiro como um elemento para o desenvolvimento regional.

Por outro lado, os modelos que incorporam o papel da moeda no crescimento regional o fazem via financiamento do investimento. O investimento é o principal determinante do nível de crescimento. “O aumento do emprego consagrado ao investimento estimula necessariamente as indústrias que produzem para o consumo, determinando, assim um aumento total do emprego, que é um múltiplo do emprego primário exigido pelo investimento propriamente dito.” (KEYNES, 2012, p. 106).

Para o processo de financiamento, os bancos assumem um papel especial. Dada a falta de substitutos perfeitos e as imperfeições do mercado, os tomadores de crédito tornam-se dependentes dos bancos para obtenção de financiamento (MISHKIN, 1996). Dessa forma, os bancos são um dos determinantes do nível de operações de crédito, e este assim é do nível de investimento.

Por sua vez, a oferta de crédito possui determinantes regionais e nacionais, como o nível de desenvolvimento bancário e a preferência pela liquidez dos bancos, dos investidores e poupadores, indicando que pode haver diferenças acentuadas na oferta de crédito entre as regiões (DOW; FUENTES, 2006). Em relação aos determinantes nacionais, encontra-se especialmente a política monetária. A tomada de decisão da autoridade monetária não incorpora características regionais, uma vez que, no Brasil, sua atuação está condicionada ao regime de metas de inflação,¹ podendo levar a impactos regionais diferenciados que acentuem essas diferenças.

1 Conforme o Decreto nº 3.088/1999 (BRASIL, 1999), Art. 1º: “Fica estabelecida, como diretriz para a fixação do regime de política monetária, a sistemática de ‘metas de inflação’”.

Conforme Vasconcelos e Fonseca (2002), a retomada desse debate ocorre, em especial, nos Estados Unidos e na União Monetária Europeia (UME). Nos Estados Unidos, os trabalhos foram realizados com o intuito de verificar como os diferentes estados respondem à política única praticada pelo banco central norte-americano. Em especial, destaca-se o trabalho de Carlino e Defina (1997), que utiliza um modelo SVAR e conclui que os estados norte-americanos respondem de forma heterogênea a choques monetários e que esses efeitos ocorrem devido à composição econômica dos estados e também de suas redes financeiras.

Na União Europeia, os estudos sobre impactos regionais da política monetária surgem após a criação da UME. Através desta, a política monetária passou a ser única para todos os países por meio do Banco Central Europeu, assim, dada as características heterogêneas de cada país, as respostas a choques comuns tende a ser diferenciadas. Aarle, Garretsen e Gobbin (2003) estimam um SVAR para analisar os efeitos de choques monetários e fiscais sobre a UME, considerando-a como um agregado e também os países individualmente. Seus resultados demonstram que, nos diferentes países que compõem a UME, os choques monetários possuem efeitos heterogêneos.

Para o Brasil, esses estudos ganharam importância após o processo de concentração bancária. Segundo Luz e Videira (2009), o Brasil possuía bancos estaduais que foram criados inicialmente para explorar certas atividades que não eram de interesse do setor privado, entre elas a infraestrutura industrial. Porém, esses bancos possuíam capacidade de decisão limitada devido ao fato de seus dirigentes serem muitas vezes indicados pelos governadores, o que deixava os bancos estaduais vulneráveis às administrações inadequadas.

Ainda segundo Luz e Videira (2009), esse quadro piorou com a Resolução nº 346, de 13 de novembro de 1975, aprovada pelo Conselho Monetário Nacional. Essa resolução permitiu aos bancos estaduais realizarem empréstimos para seus respectivos estados controladores. Dessa forma, na década de 1980, os empréstimos foram maiores do que a capacidade de pagamentos dos estados, o que deteriorou a situação dos bancos estaduais. A solução encontrada para esse problema foi colocada em prática durante o governo do presidente Fernando Henrique Cardoso e consistiu nas privatizações dos bancos estaduais, em especial de 1997 a 2002. Essas ocorreram devido à má gestão descrita anteriormente em combinação com as políticas neoliberais adotadas pelo governo, que previam uma diminuição da presença do Estado na economia. Desse modo, as privatizações afetaram tanto empresas com saúde financeira, quanto as com má gestão. Bancos que atuam em todo território nacional, como Itaú e o Bradesco, compraram a maior parte dos bancos que foram postos à venda, tornando-se, assim, grandes conglomerados bancários. Como exemplo, pode-se citar as seguintes compras: Banco do Estado do Rio de Janeiro (Banerj), em 1997, Banco do Estado de Minas Gerais (Bemge), em 1998, Banco do Estado do Paraná (Banestado), em 2000, e Banco do Estado

de Goiás (BEG), em 2001, pelo Itaú; Banco de Crédito Real de Minas Gerais (Credireal), em 1997, Banco do Estado da Bahia (Baneb), em 1999, Banco do Estado do Amazonas (BEA), em 2002, Banco do Estado do Maranhão (BEM), em 2004, e Banco do Estado do Ceará (BEC), em 2005, pelo Bradesco; Banco do Estado de São Paulo (Banespa), em 2000, pelo Santander; e Banco do Estado de Pernambuco (Bandepe), em 1998, e Banco do Estado da Paraíba (Paraiban), em 2001, pelo ABN Amro Bank, que, posteriormente, foi comprado pelo Hong Kong and Shanghai Banking Corporation (HSBC). Por sua vez, os serviços públicos bancários ficaram nas mãos do Banco do Brasil e da Caixa Econômica Federal (LUZ; VIDEIRA, 2009). Já o financiamento da infraestrutura passou a ocorrer principalmente no âmbito federal, em especial pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Contudo, conforme Vasconcellos *et al.* (2004), esse processo de concentração bancária elevou o número de municípios sem agências bancárias, o que poderia contribuir para reforçar as desigualdades econômicas regionais. Conforme dados do ESTBAN (2013), no ano de 2012, 23% dos municípios da região sudeste não possuíam agências bancárias.

Teles e Miranda (2006), ao analisarem os impactos regionais da política monetária, buscaram determinar se o Brasil consistia em uma área monetária ótima. Essa análise foi realizada através de um modelo Dymimic, e chegou-se à conclusão de que o Brasil não é uma área monetária ótima, sendo que uma determinada política monetária está afetando determinada região em detrimento das outras.

Rocha, Silva e Gomes (2011) analisam os impactos regionais da política monetária e encontram evidências de que os estados com maior volume de depósitos bancários respondem mais intensamente a um choque monetário, indicando a existência de um canal do crédito. Bertanha e Haddad (2008) analisam os efeitos de um choque na taxa de juros sobre o emprego dos estados brasileiros e detectam que, embora haja efeitos heterogêneos, conforme são acrescentados os efeitos de transbordamento na sua análise, os choques tendem a se tornar menos intensos e dispersos. Araújo (2004) analisa os efeitos da política monetária sobre os estados da região Sul e Nordeste e conclui que os efeitos são mais duradouros sobre a região Sul, embora Bahia e Pernambuco também reajam fortemente à política monetária.

No entanto, esses trabalhos focam no impacto da política monetária sobre a atividade industrial e o nível de emprego sem, contudo, levar em consideração os efeitos sobre o crédito regional, efeito que pode ampliar as diferenças regionais, pois o crédito é um dos determinantes do investimento e do crescimento econômico. Outro ponto dos trabalhos citados é que a dimensão regional escolhida é estadual, não em nível municipal, porém crédito se baseia em informação e confiança e, portanto, seus determinantes regionais são bastante heterogêneos mesmo dentro de um estado.

Desse modo, é necessário analisar os efeitos da política monetária sobre o crédito regional em termos municipais. Assim, o presente trabalho possui como objetivo identificar os determinantes das operações de crédito *per capita* municipal na região Sudeste. Especificamente, objetiva-se: analisar o acesso ao crédito bancário *per capita* entre os municípios da região; identificar se existem padrões locais na distribuição do crédito; determinar se os municípios que pertencem a padrões de dependência espaciais possuem sensibilidade diferenciada nas operações de crédito *per capita* a um choque monetário; detectar como as operações de crédito *per capita* respondem a uma variação dos depósitos à vista, poupança *per capita* e taxa Selic.

A região escolhida para a análise compreende os municípios da região Sudeste, pois, em março de 2013, a região Sudeste possuía 67,22 % do total de crédito praticado no país e aproximadamente 52,55% do número de agências (ES-TBAN, 2013). Ademais, conforme o censo de 2010, cerca de 42% da população brasileira vive na região Sudeste, além de possuir cerca de 55% do PIB nacional (IBGE, 2013). Desse modo, a região concentra boa parte do processo econômico brasileiro, logo os efeitos sobre a mesma tendem a repercutir pelo resto do país.

O período escolhido consiste nos anos de 2002 a 2012, posterior ao processo de concentração bancária. Nesse período, o tipo de política monetária adotada foi o regime de metas de inflação. Desse modo, o principal objetivo da política monetária era manter a inflação dentro de determinada meta, seja essa pontual ou banda, e não o de incentivar o crescimento. Dessa forma, o Banco Central do Brasil (BCB) fixou elevadas taxas de juros no referido período com o intuito de conter a inflação, porém, com a conquista da estabilidade inflacionária, após a aceleração nos anos de 2002-2003, foi possível uma lenta e gradual redução da taxa de juros Selic por parte do BCB. Apesar disso, ao sinal de aceleração inflacionária, as taxas voltavam a ser elevadas. Portanto, no período analisado, a política monetária apresentou tanto movimentos expansionistas quanto restritivos.

Diante do exposto, o presente estudo tem como hipóteses que um aumento da Selic (política monetária contracionista) leva a um efeito contracionista no crédito, que uma redução da Selic leva a um efeito expansionista e que a magnitude desses efeitos são diferentes entre os municípios. Nos *clusters* de alto crédito, esse efeitos são amortecidos e, nos de baixo crédito, são amplificados.

2 Política Monetária, Firma Bancária e Ciclos Regionais para a Escola Pós-Keynesiana

Conforme Keynes (2012), as decisões de portfólio dos agentes levam em consideração os atributos $q - c + l$, no qual q é o rendimento do ativo, c é o custo para mantê-lo e l é seu prêmio de liquidez. Esse prêmio de liquidez dos ativos consiste

no fato de que, dado a incerteza quanto ao futuro os agentes, podem optar por reter seus rendimentos sobre forma líquida.

Dado que a moeda possui a maior liquidez da economia, sua retenção funciona como um seguro contra a incerteza. A esse comportamento de reter moeda, Keynes denominou preferência pela liquidez. Quanto maior a incerteza, maior a preferência pela liquidez dos agentes e, assim, maior a retenção de riqueza sobre a forma líquida, o que leva a economia a se afastar do pleno emprego. É na composição do portfólio dos agentes que a política monetária possui seu efeito, pois, ao alterar o retorno q dos ativos financeiro, irá alterar a escolha do agente em investir, aplicar em ativos financeiros ou entesourar moeda.

O financiamento da economia ocorre no circuito *finance*-investimento-poupança-*funding* (GALEANO; FEIJO, 2012). Conforme Keynes (1988a), o processo de investimento é dividido em duas etapas: o investimento planejado (investimento *ex ante*) e o investimento propriamente dito. O investimento *ex ante* pode necessitar de provisões financeiras. A essa demanda por liquidez, Keynes denominou *finance*.

Conforme Resende (2007), por meio do multiplicador keynesiano, o investimento gera renda, e é parte dessa renda que não é utilizada que se torna poupança. Essa poupança ao retornar ao circuito financeiro consolida o investimento, processo conhecido como *funding*. Conforme Keynes (1988b), o *finance* é realizado especialmente por especialistas, em especial os bancos. Isso porque o *finance* consiste em um fundo rotativo e representa para a comunidade como um todo apenas uma transição contábil.

Dessa forma, os bancos assumem uma função importante no processo de elevação da atividade econômica, e a oferta de liquidez dependerá do estado de suas expectativas e da taxa de juros. O papel das expectativas ocorre porque os bancos lidam com a incerteza a cerca do seu retorno e, portanto, também possuem preferência pela liquidez. Desse modo, o setor bancário pode restringir o crédito, impedindo ou reduzindo o financiamento de novos investimentos.

A capacidade dos bancos de emprestar dependerá dos estágios de desenvolvimento bancário. Conforme Chick (1994), existem cinco estágios. No primeiro estágio, os bancos são numerosos e pequenos. Os bancos são apenas elementos de ligação entre a poupança e o investimento. Isso significa que nessa fase o crédito depende da poupança e a economia funciona como a microeconomia walrasiana. Por sua vez, no segundo estágio, os depósitos passam a ser tratados como meios de pagamentos. Então, surge o multiplicador bancário: o banco passa a emprestar um múltiplo de suas reservas, desde que mantenha uma reserva mínima de segurança. No terceiro estágio, surgem os mecanismos de empréstimos interbancários, aumentando as possibilidades dos bancos individuais. O multiplicador monetário se torna maior e mais rápido (AMADO, 1998b). No quarto estágio, há a existência da figura do emprestador de última instância. Esse papel cabe ao banco central,

que gera garantias caso falte reservas. Embora tende a cobrar taxas acima da taxa interbancária, sua existência permite aos bancos políticas mais audazes, o que faz com que os depósitos se expandem além da capacidade das reservas. A partir desse estágio, as reservas perdem relevância e o multiplicador não explica integralmente o comportamento dos bancos. Conforme Amado (1998b), o quinto e último estágio é caracterizado pelo fato dos bancos passarem a administrar o seu passivo. A função dos bancos não consiste mais em apenas oferecer crédito, mas também buscam novos depósitos para possibilitar novos processos. Nessa fase, ocorre uma competição por fundos, como, por exemplo, políticas de juros altos sobre os depósitos que tendem a ser repassados para o preço do crédito.

Amado (1998b) frisa que, embora o país como um todo possa estar em um estágio mais avançado, algumas regiões podem estar em um estágio anterior. Um exemplo dado pela autora é que, embora um país esteja no quarto estágio, com a existência de um emprestador de última instância, apenas os bancos de algumas regiões podem ter acessá-lo. Os outros bancos podem não ter acesso a esse mecanismo caso passem por uma escassez de reservas.

Utilizando esse arcabouço teórico, os economistas pós-keynesianos passaram a estudar os efeitos da restrição de liquidez sobre as economias regionais. Para esse intuito, adicionaram em seus modelos a dinâmica centro-periferia presente no modelo de causação cumulativa de Myrdal.

Conforme Figueiredo (2006), o modelo de Myrdal se opõe aos modelos de convergência, pois o processo de expansão gera economias externas, que mantém o atual estado de diferenças inter-regionais. Esses processos são gerados a partir da migração da mão de obra e do movimento de capital e comércio, de forma que tendem a levar a economia das regiões centrais cada vez mais para cima e a das periféricas para baixo.

Segundo Amado (1998a), Cavalcante, Croco e Jayme Júnior (2006), Cavalcante, Crocco e Brito (2005) e Freitas e Paula (2010), para Myrdal um centro é caracterizado por um mercado mais desenvolvido, possui menor propensão a importações, instituições mais desenvolvidas, mercado financeiro com maior desenvolvimento e atividades econômicas voltadas para a produção industrial e o comércio. Sua dinâmica é endógena e possui crescimento estável.

A periferia possui baixo desenvolvimento, concentrando sua produção no setor primário e nas manufaturas de baixo nível tecnológico. Apresenta baixo nível de sofisticação financeira e seu dinamismo baseia-se nas exportações para o centro. Conforme Cavalcante, Crocco e Brito (2005), as difusões de tecnologia, mão de obra qualificada e serviços ocorrem das regiões centrais para as periféricas, por meio das filiais, gerando uma dependência centro e periferia.

Dessa forma, as regiões periféricas são caracterizadas por um nível maior de incerteza. A consequência dessa maior incerteza, combinada com o menor nível de desenvolvimento institucional, é de que as regiões periféricas possuem maior

preferência pela liquidez (AMADO, 1998a). Conforme Dow (1982) apud Crocco, Castro, Cavalcanti e Val (2002), dadas essas características, mesmo que as regiões apresentem bases monetárias iguais, os multiplicadores monetários serão diferentes entre as regiões.

Assim, há uma tendência de dreno de liquidez na balança comercial ou financeira, no sentido da periferia para o centro. O fato de que nas regiões periféricas os agentes demandam mais liquidez faz com que os bancos dessas regiões percam maior liquidez para os agentes do que os bancos nos centros (AMADO, 1998a).

De acordo com Cavalcante, Crocco e Brito (2005), os bancos nacionais tendem a concentrar o crédito no centro, dada a dificuldade de controle sobre as filiais. Já os bancos da periferia irão manter um nível de reservas maior e vão restringir os empréstimos. Esse comportamento irá concentrar a atividade bancária no centro.

Um agravante dessa situação é o comportamento de expectativas convencionais. Segundo Keynes (1984, p. 172), “[...] por saber que a opinião individual carece de valor, procuramos voltar-nos para a opinião do resto do mundo, que talvez esteja melhor informado. Isto é, procuramos conformar-nos ao comportamento da maioria ou da média.”. Esse comportamento leva os agentes a crer que o presente é uma boa representação para o futuro.

Conforme Amado (1998a), esse tipo de expectativas leva os bancos a preservar seu comportamento no futuro, de modo que se tornem expectativas autorrealizáveis, mantendo as condições centro-periferia.

Segundo Amado (1998a), mesmo com as dificuldades que sofrem os bancos regionais, estes são de grande importância para as regiões. Os bancos centrais só irão financiar projetos nas periferias por meio de projetos de empresas que possuam suas sedes no centro. Esses tipos de projeto apresentam altos coeficientes de importações do centro e usam ativos do centro de forma mais intensiva, reduzindo o multiplicador bancário na periferia e causando o vazamento de liquidez no sentido do centro. Conforme Amado (1998b), esse processo tende a aumentar a concentração industrial nos centros, que, por sua vez, tende a aumentar futuramente o processo de contração de liquidez. Assim, a dependência centro-periferia autoalimenta-se.

De forma sintética, pode-se afirmar que a teoria pós-keynesiana trabalha os determinantes tanto da demanda quanto da oferta de crédito, porque os agentes das regiões periféricas possuem maior preferência pela liquidez do que os agentes do centro e, portanto, podem estar menos dispostos a tomar emprestado, mesmo que os bancos estejam dispostos a emprestar mais (DOW; FUENTES, 2006).

Pelo lado da oferta, esta é definida tanto pela preferência pela liquidez dos bancos quanto pelo estágio de desenvolvimento bancário. Nos primeiros estágios de desenvolvimento, a poupança tem influência sobre o crédito e, caso os poupadores possuam elevada preferência pela liquidez, a oferta de fundos para os bancos terá de ser suprida por outra região e o comportamento dos poupadores torna-se um dos determinantes do nível de crédito.

3 Metodologia

Para a medir a desigualdade regional no volume de crédito *per capita* entre os municípios da região Sudeste, foi calculado o índice de Williamson; para analisar a dependência espacial das operações de crédito *per capita* municipal, foi utilizado o coeficiente de autocorrelação espacial I de Moran e para a identificação dos determinantes das Operações de Crédito *per Capita* dos Municípios da Região Sudeste, a foi o método de análise de painel dinâmico de Arellano e Bond. Os detalhes das técnicas de análises utilizados no presente estudo são descritos nas próximas três subseções.

3.1 Análise do Acesso ao Crédito Bancário per Capita entre os Municípios

Com o intuito de se medir a desigualdade regional no volume de crédito *per capita* entre os municípios da região Sudeste, foi calculado o índice de Williamson, que consiste em um coeficiente de variação ponderado pelas populações:

$$V_w = \frac{\sqrt{\sum_i (y_i - \mu)^2 \left(\frac{p_i}{N}\right)}}{\mu} \quad (1)$$

em que, para o presente estudo, y_i é o volume de crédito *per capita* do município i , μ é a média estadual dessa variável, p_i é a população do município i e N é a população estadual. O índice Williamson varia de zero a infinito, sendo que zero representa a inexistência de desigualdade entre os municípios.

3.2 Análise de Dependência Espacial

O próximo passo consiste em analisar a dependência espacial das operações de crédito *per capita* municipal com o intuito de identificar se existem determinados padrões locais em sua distribuição. Essa dependência pode ser analisada por meio da autocorrelação espacial. Para esse fim, será utilizado o coeficiente de autocorrelação espacial I de Moran:

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j (y_i - \bar{y}) w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (2)$$

no qual n é o número de regiões, y_i é a variável de interesse, \bar{y} é a média dessa variável e w_{ij} é o elemento da matriz de pesos espaciais para as regiões i e j (ALMEIDA, 2012).

Conforme Almeida (2012), ao contrário de outros indicadores de correlação, a média teórica do I de Moran não é zero, mas sim $-[1/(n-1)]$, valor que indica que

não há padrão espacial nos dados. A indicação de autocorrelação positiva significa que altos valores de y tendem a estar circundados por altos valores de y em seus vizinhos e que baixos valores de y tendem a estar circundados por baixos valores de y . Se for indicada autocorrelação negativa, significa que, se o local apresenta altos valores de y , tende a estar circundado de baixos valores de y e vice-versa.

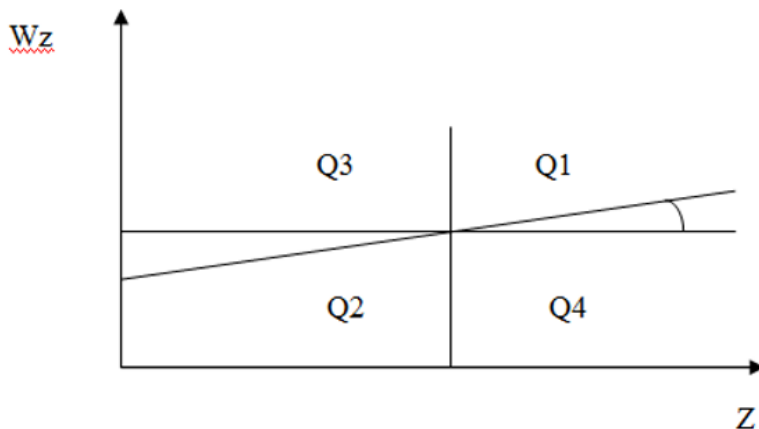
Uma forma alternativa de se visualizar a autocorrelação espacial é através do diagrama de dispersão de Moran, que apresenta a defasagem espacial no eixo vertical e o valor da variável de interesse no eixo horizontal. Para ser realizada essa análise, tanto a variável de interesse (y) quanto sua defasagem espacial (Wy) são padronizadas com média zero e variância unitária (ALMEIDA, 2012). O coeficiente I de Moran passa a ser interpretado, então, como o coeficiente angular de regressão da defasagem espacial (Wz) com a variável de interesse z , de forma que:

$$I = \frac{\sum_i \sum_j z_i w_{ij} z_j}{\sum_i z_i^2} \quad (3)$$

em que, se o coeficiente da reta é positivo, há autocorrelação espacial positiva. Se for negativo, há autocorrelação espacial negativa.

diagrama de dispersão de Moran assume o formato apresentado na Figura 1, a qual, no primeiro quadrante (Q1), mostra as regiões que apresentam valores acima da média com vizinho acima da média, o quadrante *high-high* (alto-alto).

Figura 1 – Diagrama de dispersão de Moran



Fonte: Almeida (2012).

No segundo quadrante (Q2), há as regiões com um valor abaixo da média circundadas por vizinhos com valores acima da média. É o quadrante *low-high* (baixo-alto). No terceiro quadrante (Q3), há as regiões que apresentam valores

abaixo da média com vizinho abaixo da média, o quadrante *low-low* (baixo-baixo). Por fim, no quarto quadrante tem-se as regiões que apresentam valores acima da média com vizinhos abaixo da média, o quadrante *high-low* (alto-baixo).

Os índices demonstrados anteriormente são estatísticas globais que fornecem o padrão de associação linear espacial. Para uma análise das dependências locais, será calculado o índice I de Moran local e, para facilitar a apresentação e a interpretação dessas estatísticas, essa estatística será mapeada com um mapa de *cluster*. O coeficiente de Moran local para uma variável y na região i consiste, conforme Almeida (2012), em:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n} \quad (4)$$

Para a análise de dados espaciais, é importante a escolha adequada da matriz de pesos espaciais. Embora sejam amplamente utilizadas na literatura, as matrizes de distâncias euclidianas apresentam dificuldades para o caso do crédito. Os bancos não analisam a distância do tomador para a agência, mas sim se possuem informações sobre o mesmo. Por outro lado, os bancos tendem a possuir alguma informação sobre os municípios de fronteira e seus tomadores, pois estes tendem a procurar a melhor oferta de crédito, buscando tanto no seu próprio município, quanto nos vizinhos.

Portanto, adotaram-se matrizes de vizinhança binárias, pelas quais, caso dois municípios tiverem fronteira em comum, assume-se o valor um, caso contrário assume-se zero. Essa matriz pode ser do tipo *queen*, que considera como vizinhas duas regiões que possuam fronteiras ou vértices (nós) em comum, ou do tipo *rock*, que considera como vizinhas apenas regiões que possuam fronteiras em comum. Para a escolha da matriz e da contiguidade, estimaram-se os índices I Moran para cada opção e se escolheu o que apresentou maior valor de autocorrelação espacial.

3.3 Análise dos Determinantes das Operações de Crédito per Capita dos Municípios da Região Sudeste

Para a análise dos impactos da política monetária, a metodologia utilizada será a de dados em painel. “Nos dados em painel, a mesma unidade de corte transversal (uma família, uma empresa, um estado) é acompanhada ao longo do tempo. Em síntese, os dados em painel têm uma dimensão espacial e outra temporal” (GUJARATI, 2006, p. 513). As vantagens do uso de dados em painel consistem no fato de ser mais eficiente por proporcionar dados com mais variabilidade, menor colinearidade entre as variáveis e mais graus de liberdade.

Conforme Greene (2012), a estrutura básica para o painel assume a forma da seguinte regressão:

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\beta + \mathbf{z}'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\beta + c_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

na qual existem K regressores em β , não incluindo o termo constante. O efeito individual é c_i , em que contém o termo constante e um conjunto de variáveis individuais ou de um grupo específico. Estas podem ser observadas ou não observadas, todas são levadas a ser constantes ao longo do tempo t . Desse modo, é um modelo clássico de regressão. Se y_{it} é observado para todos os indivíduos, o modelo se enquadra em um de mínimos quadrados. Os problemas surgem quando y_{it} é não observado, o que ocorre em muitas aplicações (GREENE, 2012).

Segundo Greene (2012), nesse modelo geral o principal objetivo de análise consiste na estimação dos efeitos parciais:

$$\beta = \frac{\partial E[y_{it}|x_{it}]}{\partial x_{it}} \quad (7)$$

A equação utilizada não deve ser estimada pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), pois este apresenta resultados viesados por desconsiderar a dimensão temporal e as características específicas de cada município. Dessa forma, a equação deve ser estimada com o uso de estimadores para dados em painéis.

Os modelos de dados em painel podem ser estáticos ou dinâmicos, sendo o último caracterizado pelo uso da variável dependente defasada como variável explicativa. Crédito tende a possuir essa característica dinâmica, já que as condições passadas tendem a perdurar devido ao comportamento convencional dos bancos. Por isso, optou-se pelo uso do painel dinâmico para captar esse efeito.

Considerando-se o uso das condições de ortogonalidade existente entre os valores defasados da variável dependente e o termo de erro, os instrumentos adicionais podem ser obtidos em um modelo de painel dinâmico. Esse método é conhecido como estimador de Arellano-Bond: os autores foram os pioneiros em sua implementação e propuseram testes para verificar o pressuposto de que os erros não são correlacionados, conforme destacado por Baltagi (2008).

Portanto, para o presente trabalho, o estimador de Arellano-Bond (1991) é o mais indicado, pois não pressupõe exogeneidade estrita entre os regressores e o termo de erro, sendo possível tratar com regressores pré-determinados ou endógenos, bem como obter estimativas robustas em relação à heterocedasticidade e correlação entre as unidades de *cross-section*.

Todavia, conforme Blundell e Bond (1998), para valores de T pequenos, o estimador de Arellano e Bond (1991) possui fracas propriedades em termos de viés e precisão, de tal maneira que os autores propõem outro estimador, no qual valores em diferença defasados de y_{it} são utilizados como instrumento para as equações em

nível e os valores em nível defasados de y_{it} como instrumentos para uma equação em primeira diferença. Esse método é conhecido na literatura como GMM sistema.

No presente estudo, a equação estimada possui a variável “operações de crédito *per capita*” como dependente em função de variáveis de operações de crédito defasada de um período, depósitos bancários e de política monetária, assumindo a seguinte forma:

$$CREDpc_{it} = \beta_1 t + \beta_2 CREDpc_{it-1} + \beta_3 DVpc_{it} + \beta_4 POUPpc_{it} + \beta_5 SELIC_t + \beta_6 (AL_{it} * SELIC_t) + \beta_7 (BA_{it} * SELIC_t) + u_{it} \quad (8)$$

na qual $CREDpc_{it} = \ln$ das operações de crédito *per capita* no município i ; $DVpc_{it} = \ln$ dos depósitos à vista *per capita* no município i ; $POUPpc_{it} = \ln$ da poupança *per capita* no município i ; $SELIC_t = \log$ da taxa de juros, única no país, variando apenas no tempo t ; $AL_{it} =$ variável *dummy* que assume valor igual a um para os municípios em que foi detectado padrão alto no índice I de Moran local – seja padrão alto-alto ou alto-baixo – e assume valor zero, caso contrário; $BA_{it} =$ variável *dummy* que assume valor igual a um para os municípios em que foi detectado padrão baixo no índice I de Moran local – padrão baixo-baixo ou baixo-alto – e assume valor zero, caso contrário.

Para os municípios que não apresentaram índice I de Moran local estatisticamente significativo a 95% de confiança, tanto AL_{it} quanto BA_{it} assumem valor zero, pois não foram detectados padrões de dependência. Por fim, u_{it} é o termo de erros aleatório e $(\beta_5 + \beta_6)$ mede o efeito da Selic sobre o crédito *per capita* municipal dos municípios que fazem parte de conglomerados de alto valor de crédito $(\beta_5 + \beta_7)$ e sobre os municípios de conglomerados com baixo valor de crédito *per capita*.

As variáveis “depósitos à vista *per capita*” e “depósitos de poupança *per capita*” são fonte de reservas para os bancos, sendo que a relação entre reservas e crédito depende dos estágios de desenvolvimento bancário. A variável Selic, por sua vez, é uma *proxy* da política monetária e também a remuneração dos títulos públicos.

Os dados bancários municipais da região Sudeste foram obtidos junto ao BCB, através da estatística bancária por município (Estban). Os dados de população municipal foram obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Como *proxy* da política monetária, foi utilizada a taxa Selic, obtida junto através do sistema de séries temporais do BCB. O recorte temporal consiste de 2002 a 2012, e as séries foram logaritmizadas com o intuito de diminuir o problema de heterocedasticidade e os coeficientes serem dados em elasticidade.

4 Resultados

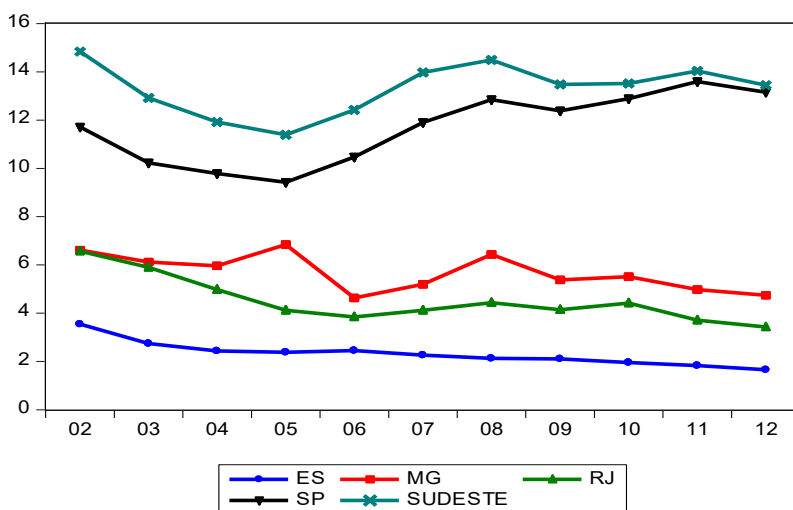
Nesta parte do estudo são apresentados os resultados do índice de Williamson para medir a desigualdade no acesso ao crédito *per capita* nos municípios da região Sudeste, a análise da dependência espacial a fim de se identificar se existem padrões locais na distribuição do crédito e a análise dos efeitos de uma variação dos depósitos à vista, poupança *per capita* e taxa selic sobre as operações de crédito *per capita* dos municípios da região Sudeste.

4.1 Análise do Acesso ao Crédito Bancário per Capita entre os Municípios da Região Sudeste

Com o intuito de medir a desigualdade no acesso ao crédito *per capita* nos municípios da região Sudeste, foi calculado o índice de Williamson de desigualdade regional.

O índice de Williamson apresenta valores elevados para a região Sudeste como um todo, no caso, valor maior do que o do estado de São Paulo. Isso ocorre devido ao fato desse estado apresentar média de crédito maior entre os estados, o que faz elevar a média como um todo, conforme a Figura 2.

Figura 2 - Índice de Williamson para o volume de crédito *per capita* real municipal para os estados da região Sudeste (2002 a 2012)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

São Paulo é o estado com maior divergência no tocante ao crédito *per capita*, no qual o índice de Williamson apresenta uma ligeira melhora até o ano de 2005,

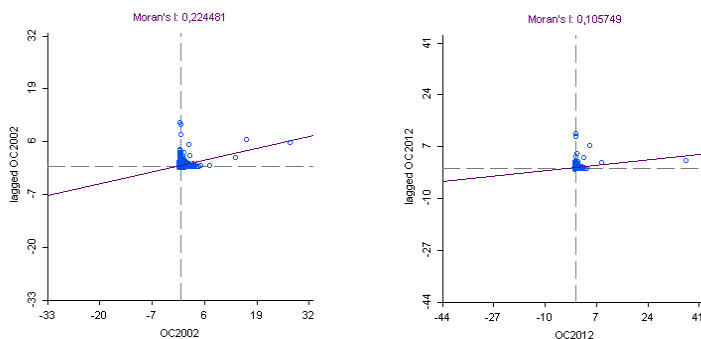
e, a partir dessa data, seu valor aumenta. Minas Gerais e Rio de Janeiro apresentavam valor igual para o índice no ano de 2002, porém, durante o período analisado, Rio de Janeiro apresentou uma queda na disparidade do crédito *per capita* maior entre os municípios do que a de Minas Gerais.

Esse resultado pode ser explicado devido ao fato de os estados de Minas Gerais e São Paulo possuírem maior quantidade de municípios, respectivamente 853 e 645, número maior que Rio de Janeiro e Espírito Santo, que contêm 92 e 78 respectivamente. Ademais, Minas Gerais e São Paulo possuem dimensão territorial maior do que Rio de Janeiro e Espírito Santo. Esses fatores tendem a levar a uma maior heterogeneidade natural entre os municípios, o que pode resultar em uma maior divergência do acesso ao crédito.

A maior divergência do estado de São Paulo também pode ser explicada pela existência da região metropolitana de São Paulo, o maior centro econômico do país e também a maior aglomeração urbana. Segundo o dados do IBGE, em 2008 a região metropolitana concentrava cerca de 57% do PIB do estado. Desse modo, essa região tende a apresentar grande disparidade em relação ao resto do estado, explicando os resultados apresentados.

Uma vez detectada a existência de divergências no volume crédito *per capita* entre os municípios da região Sudeste, partiu-se para a análise da dependência espacial a fim de se identificar se existem padrões locais na distribuição do crédito. Primeiramente, foram calculados os índices I de Moran, que indicam a autocorrelação espacial da série estudada. Para a análise, foi utilizada como matriz de pesos espacial uma matriz do tipo *queen*, que considera como vizinhas duas regiões que possuam fronteiras ou vértices (nós) em comum. Foi utilizada uma dimensão de contiguidade igual a um, pois apresentou o maior valor do índice I de Moran. O índice junto com o diagrama de dispersão de Moran, para os anos de 2002 e 2012, são apresentados na Figura 3.

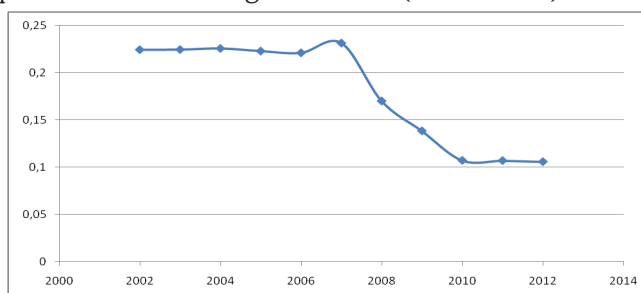
Figura 3 - Diagrama de dispersão de Moran para o volume de crédito *per capita* real municipal para os estados da região Sudeste (2002 e 2012)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Os resultados apresentados na Figura 3 demonstram a existência de autocorrelação espacial positiva, o que significa que altos valores de crédito *per capita* tendem a ser circundados por altos valores de crédito *per capita* e que baixos valores tendem a estar circundados por baixos valores. É perceptível a existência de uma queda na autocorrelação espacial, de modo que, em 2012, o nível desta foi bem menor do que em 2002. Para detectar em qual momento ocorre esta mudança foram calculados os índices de Moran para todos os anos analisados e o resultado é apresentado na Figura 4.

Figura 4 - Índice I de Moran global para o volume de crédito *per capita* real municipal para os estados da região Sudeste (2002 a 2012)

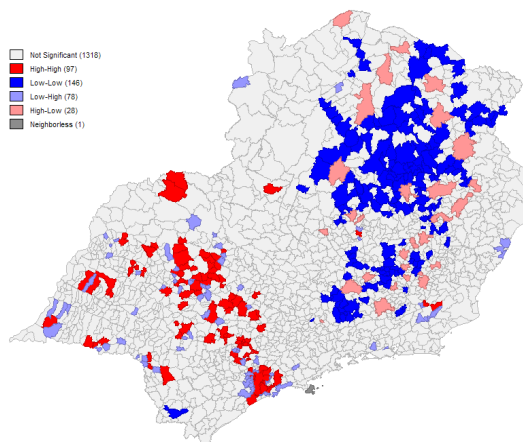


Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Na Figura 4, é perceptível que a autocorrelação espacial se manteve estável até o ano de 2007 e começou a decair a partir do ano de 2008. Esse resultado pode ser explicado devido à crise internacional iniciada neste ano. Essa crise afetou fortemente o mercado creditício e a confiança dos agentes, tanto tomadores quanto emprestadores. Com a queda na confiança, os agentes tendem a alterar a composição de seu portfólio, o que pode ter causado mudanças nos padrões de crédito municipal.

O índice de autocorrelação espacial global permite uma visão ampla da associação entre as unidades estudadas, porém, para uma análise mais detalhada, é necessário calcular os índices de dependências locais. Para facilitar a visualização dos resultados, estes foram apresentados no formato de mapa de *clusters*. O mapa para o ano de 2002 é apresentado na Figura 5.

Figura 5 – Mapa de *clusters* para o volume de crédito *per capita* municipal (2002)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Na Figura 5, os municípios marcados como *high-high* (alto-alto) apresentam altos valores de crédito *per capita* e possuem vizinhos que também apresentam altos níveis de crédito *per capita*. Dessa forma, esses municípios formam conglomerados de alta liquidez. Os bancos dessas regiões tendem a apresentar maior confiança e menor preferência pela liquidez e, assim, emprestam um volume maior de crédito.

No ano de 2002, houve algumas exceções: os municípios com crédito do tipo *high-high* localizaram-se no estado de São Paulo, principalmente nas regiões de Ribeirão Preto, Campinas e Região Metropolitana de São Paulo.

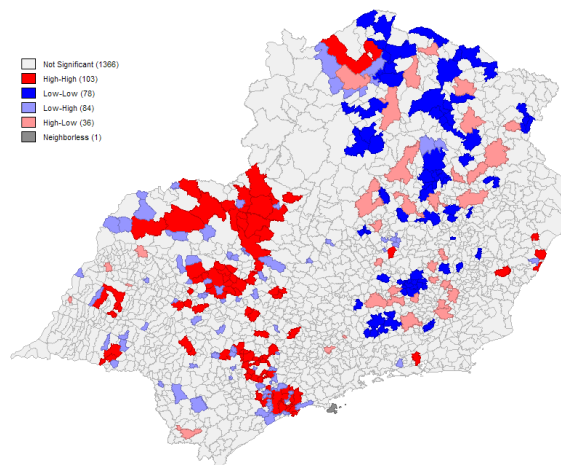
Os municípios marcados como *low-low* (baixo-baixo) são municípios com baixo volume de crédito *per capita*, com vizinhos que também possuem baixo volume de crédito *per capita*. As características econômicas dessas regiões ou a falta de informação dos bancos sobre a respeito fazem com que essas regiões sejam reconhecidas como de alto risco para os bancos, surgindo, assim, conglomerados de cidades com baixa liquidez. No ano de 2002, municípios com essas características são encontrados principalmente em Minas Gerais, em especial nas macrorregiões do Vale do Rio Doce, Zona da Mata, Norte de Minas, Jequitinhonha e Campos de Minas. Dentro da Região Metropolitana de Belo Horizonte, há um conglomerado do tipo *low-low* localizado na microrregião de Conceição do Mato Dentro e Sete Lagoas.

Regiões caracterizadas como *low-high* (baixo-alto) e *high-low* (alto-baixo) são exceções dentro do seu conglomerado. Municípios do tipo *low-high* possuem baixo crédito *per capita* e são vizinhos de municípios com alto volume de crédito, enquanto ocorre o inverso no caso dos municípios do tipo *high-low*. No ano de 2002, esse tipo de município é encontrado de forma expassada no mapa.

O resultado para o ano de 2012, apresentado na Figura 6, mostra resultados diferentes em comparação ao ano de 2002. O número de municípios do tipo *low-*

-low diminuiu de 146 para 78, enquanto o número de municípios do tipo *high-high* aumentou de 97 para 103.

Figura 6 – Mapa de *clusters* para o volume de crédito *per capita* municipal (2012)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Mudanças ocorreram nos *clusters* do tipo *high-high*. São Paulo continua apresentando os *clusters* de Ribeirão Preto, Campinas e da Região Metropolitana de São Paulo. Já em Minas Gerais, há, em 2012, um *cluster* no Triângulo Mineiro, região com forte atividade agrícola. Os *clusters* do tipo *low-low* mantiveram suas localizações, porém muitos municípios que pertenciam a esses *clusters* ou se tornaram do tipo *high-low* ou não apresentaram padrões significativos, o que reduziu o tamanho desses *clusters*.

4.2 Análise dos Efeitos de uma Variação dos Depósitos à Vista, Poupança per Capita e Taxa Selic sobre as Operações de Crédito per Capita dos Municípios da Região Sudeste

Uma vez detectada a presença de padrões espaciais na distribuição de crédito, passou-se para a análise dos impactos da política monetária sobre o crédito municipal. Para isso, foram adicionadas, ao modelo, *dummies* relativas aos padrões espaciais encontrados. Desse modo, foram calculados os índices de dependências locais para os anos de 2002 a 2012. A variável *ba* assume valor igual a um para os municípios detectados como *low-low* ou *low-high* e zero, caso contrário. Já a variável *al* assume valor igual a um para os municípios do tipo *high-high* ou *high-low* e zero, caso contrário. Essas duas variáveis foram adicionadas ao modelo por meio da

interação com a variável de política monetária (Selic) para, assim, determinar como os efeitos alteram-se na existência de *clusters* espaciais. As outras duas variáveis, depósitos de poupança *per capita* e depósitos à vista *per capita*, foram adicionadas ao modelo, pois são fontes de recursos para os bancos realizarem empréstimos.

Os municípios que não apresentaram operações de crédito durante todo o período analisado foram removidos do painel, resultando em 1370 *cross-sections* e 15070 observações. O modelo foi estimado pelo método de painel dinâmico de Arellano e Bond, pois apresenta como uma das variáveis explicativas a variável operações de crédito *per capita* defasada em um período. O modelo estimado é apresentado na Tabela 1.

Tabela 1 – Painel dinâmico para o logaritmo natural das operações de crédito *per capita* (2002 a 2012)

	MQO	EF	Arellano e Bond	GMM sistema
<i>lnocpc</i>_{t-1}	0.43 (0.00)	0.15 (0.00)	0.29 (0.00)	0.28 (0.00)
<i>Lndupc</i>	0.44 (0.00)	0.33 (0.00)	0.15 (0.02)	0.32 (0.00)
<i>Lnpopc</i>	0.22 (0.00)	0.48 (0.00)	0.46 (0.00)	0.42 (0.00)
<i>Lnselic</i>	-0.42 (0.00)	-0.52 (0.00)	-0.37 (0.00)	-0.48 (0.00)
<i>al*selic</i>	0.0684 (0.00)	0.048 (0.00)	0.02 (0.00)	0.07 (0.00)
<i>ba*selic</i>	-0.0694 (0.00)	-0.03 (0.00)	-0.03 (0.01)	-0.05 (0.00)
<i>Constante</i>	0.93 (0.011)	2.05 (0.00)	1.91 (0.00)	1.49 (0.00)
R²	0.9581			
<i>F global (p-valor)</i>	(0.00)			
<i>Correlação serial (p-valor)</i>				
<i>Primeira ordem</i>			0.02	0.00
<i>Segunda ordem</i>			0.24	0.09

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Com o intuito de se verificar a consistência dos instrumentos, a equação foi estimada por MQO e efeitos fixos, pois, conforme Blundell e Bond (1998), o mo-

delo de MQO superestima o parâmetro defasado devido à presença de efeitos fixos. Por sua vez, o método de efeitos fixos é negativamente viesado para períodos pequenos. Assim, para o que o painel dinâmico seja consistente, o parâmetro deve estar dentro do intervalo de efeitos fixos-MQO.

O estimador de Arellano e Bond apresentou o valor de 0,29 para o parâmetro defasado, por sua vez, o modelo GMM sistema apresentou 0,28 como valor para esse parâmetro, o que indica a consistência dos dois métodos. Todavia, devido ao baixo valor de T , por ser uma série anual de 10 anos, optou-se pelo resultado do estimador GMM sistema por possuir maior precisão nesse caso.

O teste de Arellano e Bond para autocorrelação nos resíduos confirma a consistência do modelo, pois, conforme Arruda, Bastos, Guimarães e Irffi (2013), para que o modelo seja consistente deve-se rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem e aceitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem.

Os resultados do painel dinâmico indicam que, dado um aumento de 1% no crédito *per capita* no ano $t - 1$, o crédito *per capita* no ano t tende a aumentar, em média, 0,28%. Esse efeito indica o caráter convencional dos bancos. Dada a incerteza quanto ao futuro, os bancos tendem a tomar suas decisões baseadas em convenções, mantendo suas políticas atuais, emprestando para tomadores que realizaram empréstimos anteriormente e os quitaram, entre outras ações. Devido a essas características, a quantidade de crédito em um ano tende a influenciar o ano seguinte, o que pode fazer com que as regiões com baixo crédito tendam a perdurar em uma situação de baixa liquidez e com que as regiões com alto crédito tendam a manter suas condições.

O coeficiente $Lndupc$ indica que, a cada aumento de 1% nos depósitos à vista *per capita*, o volume de crédito *per capita* aumenta, em média, 0,32%, enquanto o coeficiente $lnpopc$ indica que, a cada aumento de 1% nos depósitos do tipo poupança *per capita*, o volume de crédito *per capita* tende a aumentar, em média, 0,42%. Esses resultados demonstram que no período analisado os bancos da região Sudeste utilizaram os depósitos do tipo poupança para emprestar em forma de crédito em uma proporção maior do que com depósitos à vista. Esse resultado é explicado pelo fato de os bancos serem obrigados a utilizar 65% dos depósitos de poupança em operações de financiamento imobiliário, conforme a Resolução nº 3.347, de 2006, emitida pelo BCB. Esse valor era anteriormente de 60%, conforme a Resolução nº 2.623, de 1999.

Essa obrigatoriedade de emprestar os fundos obtidos via depósitos de poupança não existe para os depósitos à vista, dessa forma os bancos tendem a aplicar parte desses recursos em títulos públicos, em especial devido às altas taxas de juros brasileiras. Conforme Stiglitz e Greenwald (2004), esse efeito ocorre devido ao baixo nível de competição entre os bancos, o que não os obriga a competir por depósitos. Caso fossem forçados a competir por reservas, teriam de pagar remunera-

ração sobre as mesmas, o que tornaria a aplicação em títulos inviável. Ademais, os bancos não competem com os títulos públicos por reservas, em especial por falta de conhecimento por parte do público.

Uma segunda explicação para esse efeito ocorre devido às taxas de depósitos compulsórios mais altas para os depósitos à vista. No período analisado, a taxa de compulsório para poupança foi de 15% até o agosto de 2002, quando foi alterada para 20%. Por sua vez, a taxa de compulsórios para os depósitos à vista é mais elevada, sendo que, até fevereiro de 2003, a taxa era de 45%, quando foi elevada a 60% e, logo, reduzida novamente a 45% em agosto do mesmo ano. Em outubro de 2008, a taxa foi reduzida para 42%, depois para 43% em junho de 2010 e para 44% em julho de 2012.

O coeficiente da variável “*Inselic*” indica que, a cada aumento de 1% na taxa básica de juros Selic realizado pelo BCB, o volume de crédito *per capita* tende a diminuir em média 0,48%. Essa é a relação da Selic com o crédito nos municípios que não pertencem a nenhum *cluster*. O coeficiente de interação da *dummy* “*al*” com a variável “*Inselic*” indica que, nos municípios do tipo *high-high* e *high-low*, o coeficiente angular da Selic diverge em 0,07. Desse modo, para esses municípios, a cada aumento de 1% na taxa básica de juros, o volume de crédito *per capita* tende a diminuir em média 0,41%.

Por sua vez, o coeficiente de interação da *dummy* “*ba*” com a variável “*Inselic*” indica que, nos municípios do tipo *low-low* e *low-high*, o coeficiente angular da Selic diverge em -0,05, de forma que, para esses municípios, a cada aumento de 1% na taxa de juros, o volume de crédito tende a se reduzir em média 0,53%. Desse modo, para esses municípios a política monetária tende a possuir maior efeito sobre o crédito. Esse efeito é explicado pelo fato de essas regiões apresentarem maior nível de incerteza, o que faz com que os bancos que possuíam uma maior preferência pela liquidez tendam a emprestar menos. O teste de Wald recusa a 1% de confiança a hipótese nula de que os coeficientes $Inselic + al * Inselic = Inselic + ba * Inselic$.

Embora possa parecer vantajoso para os bancos, o aumento das taxas de juros não apenas aumenta seus rendimentos, mas tende a atrair mais pagadores, de forma que seu rendimento esperado possa diminuir ao invés de aumentar.

Como os bancos brasileiros possuem atuação nacional, dado um choque na taxa de juros, eles não apenas reduzirão sua oferta de crédito, com medo de atrair maus pagadores, como retirarão crédito das regiões menos desenvolvidas para emprestar nas regiões mais desenvolvidas. Esse movimento dos bancos é explicado pelo fato de possuírem maior informação sobre os tomadores nas regiões em que realizam mais empréstimo. Esse efeito é demonstrado pelo fato da política monetária possuir maior efeito sobre o crédito nas regiões com menor volume de crédito e menor efeito nas regiões com maior volume.

Pelo lado da demanda, com o aumento dos juros, o financiamento torna-se mais caro e os agentes tornam-se mais avessos a tomar emprestados. Esse efeito tende a ser

mais forte nas regiões com menos liquidez, pois nessas regiões a economia tende a ser menos desenvolvidas e há incerteza quanto ao futuro maior. Desse modo, os tomadores dessas regiões são mais avessos ao risco e, nas situações de juros mais altos, tendem a evitar empréstimos em uma magnitude maior do que os agentes das outras regiões, pois seriam necessários investimentos de alto risco para pagar o empréstimo.

Por outro lado, uma política monetária expansionista terá efeito maior sobre as regiões com menos crédito, pois estas tendem a apresentar maior nível de racionamento de empréstimos e, assim, uma maior demanda não atendida. Ademais, regiões menos desenvolvidas tendem a apresentar maior oportunidade de investimentos, podendo estimular os bancos a emprestar.

Assim, caso a autoridade monetária pratique políticas monetárias expansionistas, o volume de crédito nas regiões periféricas tende a aumentar mais do que nos centros financeiros, conforme visto nos modelos pós-keynesianos: uma maior oferta de créditos a juros mais baixos permite um aumento do investimento, que, por sua vez, induz ao crescimento; dessa forma, esse tipo de política pode resultar em menor divergência econômica entre os municípios.

5 Considerações Finais

O presente estudo teve como objetivo a análise da distribuição espacial do impacto da política monetária sobre o crédito na região Sudeste do Brasil. A construção dos indicadores de disparidade, como o coeficiente de variação e o índice de Williamson, demonstrou a existência de heterogeneidade no acesso ao crédito entre os municípios da região. Esse efeito é mais forte no estado de São Paulo, em especial devido à existência da região metropolitana de São Paulo. Esses resultados foram corroborados pela análise exploratória de dados espaciais, pela qual, através da construção de índices de dependência espacial local, foi perceptível a existência de *clusters* de alto volume de crédito *per capita* nas regiões de Ribeirão Preto, Campinas e São Paulo, no estado de São Paulo. Por outro lado, foram detectados *clusters* de baixo crédito em Minas Gerais.

Sobre o impacto da política monetária sobre o crédito *per capita* municipal, foi estimado o painel dinâmico. O mesmo indicou que um choque monetário possui efeitos diferenciados sobre os *clusters* de créditos. Nas regiões pertencentes aos *clusters* de alto crédito *per capita*, a política monetária é menos efetiva e, por outro lado, possui maior magnitude nos *clusters* de menor crédito. Isso indica que devido à ausência de bancos regionais, dada uma elevação na taxa de juros, os bancos não apenas retiram a oferta, como deslocam parte dessa oferta das regiões com pouco crédito para as regiões com muito crédito, o que acentua o efeito na região periférica e ameniza o efeito sobre a região desenvolvida.

Por outro lado, uma política monetária expansionista será mais efetiva nos municípios com menos crédito, pois essas regiões tendem a possuir uma maior demanda por crédito não atendida e maior oportunidade de investimentos.

O coeficiente defasado no modelo de dados em painel dinâmico demonstra que as condições presentes de crédito são afetadas pelas condições passadas, de forma que existe uma tendência de se manter as condições.

Os resultados desta pesquisa permitem concluir que, dado o atual cenário do mercado bancário brasileiro, o uso da política monetária pode acentuar as condições heterogênicas no acesso ao crédito, sendo que políticas monetárias restritivas não apenas diminuem a atividade econômica e o crédito, mas podem aumentar a disparidade entre as regiões, e políticas expansionistas, além de incentivar atividade econômica, podem levar à convergência das condições de crédito entre os municípios.

A análise do mercado de crédito no Brasil e do acesso ao crédito bancário *per capita* entre os municípios da região Sudeste e da dependência espacial possibilitará ao governo um melhor monitoramento dos efeitos da política monetária sobre as operações de crédito nos municípios da região Sudeste do Brasil.

Referências

AARLE, B. V.; GARRETSEN, H.; GOBBIN, N. Monetary and fiscal policy transmission in the euro-area: evidence from a structural VAR analysis. *Journal of Economics and Business*, v. 55, p. 609-638, 2003.

ALMEIDA, A. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Alínea, 2012.

AMADO, A. M. Impactos regionais do recente processo de concentração bancária no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 3., 1998, Niterói. *Anais eletrônicos* [...]. Niterói: Sociedade Brasileira de Economia Política – SEP, 1998a.

AMADO, A. M. Moeda, financiamento, sistema financeiro e trajetórias de desenvolvimento regional desigual: a perspectiva pós-keynesiana. *Revista de Economia Política*, v. 18, n. 1 (69), 1998b.

ARAÚJO, E. Medindo o impacto regional da política monetária brasileira: uma comparação entre as regiões Nordeste e Sul. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 35, n. 3, 2004.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, p. 277-297, 1991.

BALTAGI, B. H. *Análise econométrica de dados em painel*. 4. ed. J. Wiley, 2008.

ARRUDA, E. F.; BASTOS, F. S.; GUIMARÃES, D. B.; IRFFI, G. Efeitos assimétricos da abertura comercial sobre o nível de renda dos estados brasileiros. *Revista Economia - ANPEC*, v. 14, n. 1B, 2013.

- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiley, 2008.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Sistema de Gerenciador de Séries temporais. 2013. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em: 17 abr. 2020.
- BERTANHA, M.; HADDAD, E. Efeitos regionais da política monetária no Brasil: impactos e transbordamentos espaciais. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 1, p. 3-29, 2008.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- BRASIL. Decreto nº 3.088/1999, de 21 de Junho de 1999. *Diário Oficial da União*, 22 jun, 1999.
- CARLINO, G. A.; DEFINA, R. The differential regional effects of monetary policy: evidence from the U.S. States. *FRB Philadelphia Working Paper*, n. 97-12/R, 1997.
- CAVALCANTE, A.; CROCCO, M.; BRITO, M. A. Impactos macroeconômicos da variação regional da oferta de crédito. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 33., 2005, Natal. *Anais eletrônicos [...]*. Natal: ANPEC, 2005. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A121.pdf>. Acesso em: 18 mar. 2020.
- CAVALCANTE, A.; CROCCO, M.; JAYME JÚNIOR, F. G. Preferência pela liquidez, sistema bancário e disponibilidade de crédito regional. In: JAYME JR., F. G. (org.). *Moeda e território: uma interpretação da dinâmica regional brasileira*. Belo Horizonte: Autêntica, 2006.
- CHICK, V. A evolução do sistema bancário e a teoria da poupança, do investimento e dos juros. *Ensaio FEE*, v. 15, n. 1, p. 9-23, 1994.
- CROCCO, M.; CASTRO, C.; CAVALCANTI, A.; VAL, V. C. Acesso bancário e preferência pela liquidez nas mesorregiões de Minas Gerais. In: ENCONTRO DE ECONOMIA MINEIRA, 10., 2002, Diamantina. *Anais eletrônicos [...]*. Diamantina: CEDEPLAR, 2002.
- DOW, S.; FUENTES, C. J. R. Um “survey” da literatura de finanças regionais. In: JAYME JR., F. G. (org.). *Moeda e território: uma interpretação da dinâmica regional brasileira*. Belo Horizonte: Autêntica, 2006.
- ESTBAN: estatística bancária mensal por município. 2013. Disponível em <https://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/estban.asp?frame=1>. Acesso em 17 abr. 2020.
- FIGUEIREDO, A. T. L. *O papel da moeda nas teorias do desenvolvimento desigual: uma abordagem pós-keynesiana*. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2006.
- FREITAS, A. P. G.; PAULA, L. F. R. Concentração regional do crédito e consolidação bancária no Brasil: uma análise pós-real. *Revista Economia - ANPEC*, v. 11, n. 1, p. 97-123, 2010.
- GALEANO, E. A. V.; FEIJO, C. A. Crédito e crescimento econômico: evidências a partir de um painel de dados regionais para a economia brasileira nos anos 2000. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 43, p. 201-219, 2012.

- GREENE, W. *Econometric analysis*. 7th ed. New York: Pearson, 2012.
- GUJARATI, D. *Econometria básica*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Contas nacionais. 2013.
- Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais.html>. Acesso em: 17 abr. 2020.
- KEYNES, J. M. A teoria geral do emprego. In: SZMRECSÁNYI, T. (org.) *John Maynard Keynes: economia*. São Paulo: Ática, 1984.
- KEYNES, J. M. Teorias alternativas da taxa de juros. In: IPEA. *Clássicos da literatura econômica: textos selecionados da macroeconomia*. Rio de Janeiro: IPEA: INPES, 1988a.
- KEYNES, J. M. A teoria ex ante da taxa de juros In: IPEA. *Clássicos da literatura econômica: textos selecionados da macroeconomia*. Rio de Janeiro: IPEA: INPES, 1988b.
- KEYNES, J. M. Teoria geral do emprego, do juro e da moeda. São Paulo: Saraiva. 2012.
- LUZ, I.; VIDEIRA, S. A privatização dos bancos estaduais no Brasil. In: ENCUESTRO DE GEOGRAFOS DE AMÉRICA LATINA, 12., 2009, Montevideo. *Anais eletrônicos [...]*. Montevideo: [s. n.], 2009.
- MISHKIN, F. S. The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. *NBER Working Paper*, n. 5464, 1996.
- MISHKIN, F. S. The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. *NBER Working Paper 5464m*, February 1996.
- RESENDE, M. F. C. O circuito finance-investimento-poupança-funding em economias abertas. *Revista de Economia Política*, v. 28, n. 1 (109), p. 136-154, 2007.
- ROCHA, R. M.; SILVA, M. E. A.; GOMES, S. M. F. P. O. Porque os estados brasileiros têm reações assimétricas a choque na política monetárias? *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 4, 2011.
- STIGLITZ, J.; GREENWALD, B. *Rumo a um novo paradigma em economia monetária*. São Paulo: Fransis, 2004.
- TELES, V.K.; MIRANDA, M.C. Política monetária e ciclos regionais no Brasil: uma investigação das condições para uma Área Monetária Ótima. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 36, n. 2, p. 263-291, 2006.
- VASCONCELOS, M. R. *et al.* O todo e as partes: uma análise da desigualdade de crédito entre os estados brasileiros e os determinantes do crédito bancário com a aplicação de dados em painel. *Economia e Sociedade*, Campinas, v.13, n. 1 (22), p. 123-149, jan/jun. 2004.
- VASCONCELOS, M. R.; FONSECA, M W. Política monetária no Brasil: mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados da federação. In: ENCONTRO

REGIONAL DE ECONOMIA, 12., 2002, Fortaleza. *Anais eletrônicos* [...]. Fortaleza: ANPEC: BNB, 2002.

Recebido em: 24/01/2018.

Aceito em: 21/08/2018.

