

Dimensões do mercado de crédito e crescimento econômico municipal no Brasil

Eduardo Cardeal Tomazzia¹

Cleiton Silva de Jesus²

Flávio de Oliveira Gonçalves³

Introdução

Um importante fato estilizado para a economia brasileira é que na última década houve uma razoável diminuição tanto das desigualdades sociais quanto das regionais. Investimentos sociais focalizados, o programa Bolsa Família e a política de salário mínimo são geralmente apontados pela literatura como fatores que ajudam a explicar o maior crescimento da renda *per capita* dos municípios de regiões de mais baixa renda vis a vis aos municípios das regiões brasileiras mais ricas, bem como a melhora de vida da camada da população de mais baixa renda.

O interessante é que, associado com essa significativa mudança estrutural, observa-se também grande expansão, tanto em volume quanto em capilarização, do crédito e do setor bancário em todas as regiões brasileiras, mesmo considerando que este setor ainda é fortemente concentrado na região sudeste do país. Não é demais destacar que o crescimento econômico brasileiro tem apresentado uma expansão geográfica em direção a regiões historicamente com pouca dinâmica econômica, como é o caso da

1 Doutor em desenvolvimento econômico pela Universidade Federal do Paraná e coordenador de estudos econômicos e financeiros da Eletrosul Centrais Elétricas. E-mail: etomazzia@gmail.com.

2 Doutor em desenvolvimento econômico pela Universidade Federal do Paraná e professor da UEFS (Universidade Estadual de Feira de Santana). E-mail: claytonhanzo@hotmail.com.

3 Professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR) (Universidade Federal do Paraná). E-mail: flaviogonsalves@hotmail.com.

região Nordeste, o que evidentemente tem contribuído para a diminuição das desigualdades em nível regional.

A contribuição do crédito e do setor bancário no processo de desenvolvimento econômico é algo bastante documentado pela literatura econômica. Tanto a literatura mais convencional quanto as mais heterodoxas têm chamado atenção para esse processo ao longo do pensamento econômico. Do ponto de vista convencional, Gurley e Shaw (1955), Goldsmith (1969) e McKinnon (1973) são trabalhos seminais na busca de explicações convincentes entre variáveis financeiras e crescimento econômico. Do ponto de vista não tão convencional, as abordagens contemporâneas geralmente retomam aos trabalhos de Schumpeter (1911) e de Keynes (1996).

No entanto, embora as evidências empíricas verificadas recentemente sugiram que existe uma relação robusta entre desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico tanto a nível nacional quanto a nível regional, a relação de causalidade entre essas duas variáveis ainda é significativamente controversa. Destaca-se que os autores que defendem a importância do sistema financeiro argumentam, em linhas gerais, que o desenvolvimento deste amplia com a capacidade do sistema econômico mobilizar e direcionar recursos para projetos produtivos, transbordando seus efeitos tanto no investimento quanto na produtividade.

O objetivo desta pesquisa é verificar se existe causalidade entre desenvolvimento do setor bancário e crescimento econômico em nível local. Além do mais, ao considerar-se o caso dos municípios brasileiros, verifica-se qual a dimensão do mercado de crédito que realmente importa para o crescimento municipal no Brasil (as variáveis financeiras municipais ou micro e meso-regionais). Adianta-se que os resultados aqui encontrados, com os modelos de Mínimos Quadrados Generalizados, Método dos Momentos Generalizados e Vetores Auto-Regressivos em Painel, sugerem que a dimensão do mercado de crédito que mais importa para o crescimento municipal é a micro e mesorregional.

Para tanto, o artigo que se segue é dividido em mais quatro seções além desta breve introdução. Na seção 1 será feita uma breve revisão teórica e empírica da literatura relevante, na seção 2 será apresentada a metodologia, na seção 3 será executada a análise empírica e, na seção 4, conclui-se o artigo.

Revisão da literatura

Considerações teóricas

É comum atribuir-se ao trabalho de Schumpeter (1911) como a primeira constatação teórica da relação direta entre finanças (crédito) e desenvolvimento econômico a nível nacional. (KING; LEVINE, 1993) No arcabouço analítico schumpeteriano, a inovação é entendida como o motor do desenvolvimento, o que significa a ruptura com o fluxo circular estático da renda. O corolário dessa argumentação é que as inovações são possibilitadas, no capitalismo moderno, pelo crédito bancário, posto que nem sempre o empreendedor, o agente econômico responsável pelas “novas combinações”, dispõe dos recursos próprios necessários para a realização das inovações.

Na linha de pesquisa que se sucedeu ao trabalho de Keynes (1996), em outro *front*, também são esboçados alguns argumentos que sugerem a importância do setor financeiro (da moeda e do crédito) para manter a demanda efetiva num nível compatível com o pleno emprego da força de trabalho. De acordo com a percepção keynesiana, o sistema econômico é governado pela incerteza não probabilística e a decisão de investimento no capitalismo é influenciada, dentre outras coisas, por variáveis expectativas. (DAVIDSON, 2002)

No contexto de um sistema financeiro bem desenvolvido, com as políticas macroeconômicas sendo coordenadas de maneira correta, as incertezas podem ser sistematicamente diminuídas e os investimentos mais arriscados podem ser levados a cabo, beneficiando o crescimento de curto e de longo prazo da riqueza real. Nesta tradição teórica, a moeda nunca é neutra e a sua importância sugere que os formuladores de política não devem menosprezar seus impactos na economia real, tanto nas condições de oferta quanto nas de demanda.

A literatura fundamentada explicitamente em Keynes sugere também que a moeda é endógena e, além disso, aborda tanto o lado da oferta quanto o lado da demanda no mercado de crédito, devidamente considerando a questão da interdependência. (DOW; RODRÍGUES-FUENTES, 1997; CROCCO et al, 2006) A problemática da “preferência pela liquidez”, tanto dos bancos quanto dos demandantes de crédito, é algo essencial nessa tradição teórica, dado que em todo momento as expectativas são formadas num ambiente de incerteza.

Como salienta Crocco e colaboradores (2006), do ponto de vista dos bancos, a preferência pela liquidez afeta negativamente a sua disposição

a emprestar recursos numa determinada região caso possuam expectativas pessimistas ou pouco confiáveis sobre ela. Já do lado da demanda por crédito, a preferência pela liquidez do público afeta suas definições de portfólio, o que implica, em última instância, que quanto maior for a preferência pela liquidez, maior são as posições em ativos líquidos desses agentes e menor sua demanda por crédito.

A despeito das pistas deixadas por Schumpeter (1911) e Keynes (1996) no contexto de uma economia nacional (desenvolvimento econômico e macroeconomia), até recentemente, entretanto, pouco se tem estudado do papel do setor financeiro, e mais especialmente, do setor bancário, no desenvolvimento regional e/ou municipal. A premissa utilizada para a generalização de estudos nacionais para realidades regionais é, como chama atenção Dow e Rodríguez-Fuentes (1997), a perfeita mobilidade de capitais dentro de um país.

No entanto, pode-se argumentar que custos de transação na transferência de fundos entre regiões, e mesmo prêmios de riscos desiguais, têm o potencial de resultar em desigualdade de oferta de empréstimos entre diversas regiões de uma economia, o que está fortemente ligado ao potencial de crescimento percebido pelos ofertantes de crédito. Sob o referencial teórico keynesiano, pode-se afirmar então que a origem de tal efeito advém da não neutralidade da moeda no longo prazo, o que inverte a interpretação mais convencional.

Nos importantes trabalhos de Dow e Rodríguez-Fuentes (1997) e Crocco, Cavalcante e Castro (2005) também são discutidos, em termos teóricos, o efeito da não neutralidade da moeda em nível regional. Sob esta lógica, uma cadeia causal domina o efeito crescimento do setor financeiro afetando o crescimento econômico, e interrompendo o ciclo de dominação de regiões dominantes e dominadas: aumento do investimento e acumulação de capital, financiamento da atividade inovativa e quebra da relação de dominação.

Pode-se dizer então, tomando por base a percepção keynesiana, que o sistema financeiro tem um papel importante no crescimento econômico, tanto a nível nacional quanto regional, posto que o setor financeiro/bancário não é útil apenas para alocar os recursos poupados pelas unidades familiares, como é o caso dos argumentos mais convencionais. A existência de um sistema bancário minimamente desenvolvido pode permitir a acumulação num nível superior àquele que seria viável pela simples acumulação de poupanças prévias, o que tende a dinamizar com a atividade econômica real tanto no curto quanto no longo prazo. (STUDART, 1993)

Considerações empíricas

Recentemente alguns estudos empíricos têm encontrado relações positivas e robustas entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico em nível agregado, mas tais resultados também suscitaram críticas.⁴ Algumas pesquisas chegam a apontar, inclusive, que o desenvolvimento do sistema financeiro não proporciona apenas rápido crescimento econômico, como também contribui para a diminuição da pobreza e da desigualdade de renda. Essa perspectiva foi recentemente revisitada por Demirgüç-Kunt (2008).

No estudo seminal de King e Levine (1993), concluiu-se que altos níveis de desenvolvimento financeiro estão positivamente associados com o desenvolvimento econômico para uma amostra de 80 países no período de 1960-1989. Baseados nestes resultados, os autores sugerem que Schumpeter deveria estar certo no que tange a importância do setor financeiro para o desenvolvimento econômico. Vale destacar que este trabalho inaugurou uma linha de pesquisa empírica na qual o mesmo problema tem sido abordado por diferentes metodologias econométricas, variáveis de controle e testes para a validação dos resultados.

Arestis e Demetriades (1997) sugeriram que os estudos econométricos do tipo *cross-section*, tal como executado por King e Levine (1993), possuem sérias limitações metodológicas. Com isso, tais autores chamaram atenção para o fato de que algumas questões institucionais, que são específicos para cada país, podem efetivamente influenciar a relação de causalidade entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico.

Nesse sentido, Arestis e Demetriades (1997) desenvolveram um modelo com base na metodologia de séries temporais, que, segundo os autores, seria a mais adequada para o tipo de problema a ser investigado. Eles utilizaram dados para 12 países e concluíram, em linhas gerais, que a relação entre finanças e crescimento econômico depende se o país possui um sistema baseado em bancos ou em mercados. Além dos mais, são encontradas evidências de que a natureza das instituições financeiras e o arcabouço de política econômica perseguido pelos diferentes países são questões importantes para a relação causal e unidirecional entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. Na revisão da literatura empírica feita por Yonamini (2007), em consonância com Arestis e Demetriades (1997), verificou-se que existem três razões principais para a

4 Trew (2006), por exemplo, destacou num interessante survey crítico, que as atuais teorias da relação entre finanças e crescimento não descrevem adequadamente as experiências de países durante um período de transição, como o caso revolução industrial inglesa, por exemplo.

existência de diferenças na relação de causalidade entre desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico entre os países em nível agregado, a saber: a) estrutura institucional do sistema financeiro, b) diferenças de políticas econômicas adotadas pelos países e c) a eficácia das instituições.

Numa perspectiva regional e considerando o fenômeno da integração financeira internacional, Guiso, Sapienza e Zingales (2002) questionaram se as instituições financeiras domésticas são irrelevantes para o desenvolvimento econômico local. Essa questão é importante porque pouca atenção tem sido dada para o nexo entre instituições financeiras e crescimento regional na literatura econômica. As evidências encontradas para as regiões italianas sugerem que o desenvolvimento financeiro local é sim importante, a despeito da forte integração europeia em período recente. Além do mais, estes autores sugerem de forma inovadora que o desenvolvimento financeiro local tem importância diferenciada para o caso de firmas pequenas e grandes. Foi constatado que o crescimento anual do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* nas províncias italianas mais desenvolvidas financeiramente foi de 1,2% a mais do que nas províncias menos desenvolvidas, sendo que o modelo foi controlado pelo PIB inicial, pela qualidade da infraestrutura, pelo nível de capital humano, pelo crescimento populacional, pela ineficiência judicial e pelo capital social.

Também considerando a dimensão regional da relação entre crédito e desenvolvimento econômico, Önder e Özyıldırım (2010) encontraram evidências que os bancos estatais na Turquia não são eficazes para a redução das desigualdades regionais neste país, pois eles contribuem para o crescimento de regiões relativamente mais desenvolvidas e não contribui para o crescimento das regiões menos desenvolvidas, o que é um resultado paradoxal. Estes autores também encontraram evidências de que o crédito fornecido pelos bancos privados na Turquia contribui significativamente para a taxa de crescimento do PIB *per capita* tanto nas regiões mais desenvolvidas quanto nas menos desenvolvidas.

Já considerando especificamente o caso brasileiro, também existem alguns trabalhos que coletaram evidências para a relação causalidade entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. Os testes empíricos analisados sugerem fortemente que a relação entre as variáveis de interesse é robusta para o caso brasileiro, embora esta constatação não seja imune ao uso de diferentes indicadores e metodologias.

Os resultados encontrados por Matos (2002), considerando séries temporais para os períodos de 1947-2000, 1963-2000 e 1970-2000, por exemplo, dão suporte empírico à existência de impactos diretos e unidirecionais do desenvolvimento financeiro sobre o crescimento econômico no Brasil, sem retroalimentação. A despeito dos cinco indicadores alternativos

de desenvolvimento financeiro, os resultados mais relevantes encontrados neste estudo ocorreram quando o desenvolvimento financeiro foi medido pela razão crédito bancário ao setor privado como proporção do PIB e ativos do público confiados ao sistema financeiro como proporção do M2.

Marques Jr. e Porto Jr. (2004) construíram três conjuntos de *proxy* para o desenvolvimento bancário e para o mercado de capitais, considerando o período de 1950 a 2000. Os agregados utilizados foram: o passivo exigível do sistema bancário sobre o PIB, o valor da capitalização das empresas negociadas na Bovespa, o volume de crédito ao setor privado e o valor anual das transações no mercado de capitais sobre o PIB. Os resultados encontrados para as séries temporais de interesse sugerem que existe relação de causalidade no sentido de Granger entre desenvolvimento do sistema bancário e crescimento econômico para os estados brasileiros na segunda metade do século XX. Porém, quando se refere ao desenvolvimento do mercado de capitais, a referida relação de causalidade não se sustenta.

Yonamini (2007) também mostra, com base na metodologia das séries temporais com dados agregados coletados trimestralmente para o Brasil (1996-2004), que o desenvolvimento financeiro (medido pelo M2/PIB), o grau de confiabilidade do público no sistema financeiro (medido pela razão entre ativos do público confiados ao sistema financeiro e produto agregado) e o crédito privado Granger- causam o crescimento econômico. A partir deste resultado, e tomando por base as sugestões contidas em Arestis e Demetriades (1996), a autora constata que o sistema financeiro brasileiro é baseado em bancos.

Já Rocha e Nakane (2007) utilizaram a metodologia dos dados em painel levando em conta os estados brasileiros no período de 1995 a 2002. Fazendo o uso do conceito de casualidade de Granger aplicado num painel de dados, estes autores sugerem que, para uma amostra coletada anualmente, os componentes exógenos dos indicadores financeiros são estatisticamente significantes para a determinação do produto nos estados brasileiros, ou seja, pôde-se afirmar que os indicadores financeiros Granger causam produto. No entanto, quando os autores utilizaram uma base de dados mensal, a relação de causalidade foi revertida, já que no curto prazo o sistema financeiro é apenas um reflexo das condições reais da economia. De fato, como bem notado pelos autores, Beck e Levine (2001) observaram que são necessários dados em baixa frequência neste tipo de estudo para que as hipóteses teóricas associadas a modelos de crescimento de longo prazo sejam verificadas.

Em perspectiva parecida, Missio, Jayme Jr. e Oliveira (2009) também coletaram evidências acerca da relação entre desenvolvimento do sistema

financeiro e crescimento econômico considerando os estados brasileiros mais o Distrito Federal. Para isso, foi utilizado tanto o índice sugerido por King e Levine (1993) quanto o por Marques Jr. e Porto Jr. (2004). Com a técnica dos mínimos quadrados ordinários e o índice de King e Levine (1993), os resultados foram coerentes com o esperado *a priori*: maior desenvolvimento do sistema financeiro impacta positivamente o nível de renda estadual. Porém, quando foi utilizado o índice de Marques Jr. e Porto Jr. (2004), os resultados encontrados foram ambíguos. Em seguida, com o auxílio da técnica das regressões quantílicas, os autores conseguiram verificar, de forma inovadora, uma relação negativa entre desenvolvimento do sistema financeiro e o nível de renda dos estados brasileiros menos desenvolvidos.

Metodologia

Base de dados e variáveis utilizadas

A pesquisa compreende municípios brasileiros entre 1999 e 2008. Os dados municipais têm a grande vantagem em relação a maiores agregações sob alguns aspectos – maior número de observações, melhor captação das especificidades, possibilidade de inferências sobre fatores de influência local e regional. Possuem também algumas desvantagens, como não permitir a análise de muitas variáveis não levantadas em nível municipal, assim como apresentar baixa frequência em sua periodicidade. Quanto ao período analisado, o Brasil mostrou um importante movimento de crescimento com redução de desigualdades regionais e sociais, o que o torna um importante objeto de estudo da relação entre desenvolvimento bancário e crescimento econômico.

Os dados utilizados se dividem em duas categorias: os dados de produção e demografia e os dados bancários de crédito. O primeiro conjunto de dados tem como fonte o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2013). As séries de dados utilizadas são:

- PIB Municipal (R\$ mil de 2000) – disponibilidade anual para o período de análise (IBGE, 2013);
- População residente – total habitante – disponibilidade apenas para os anos de 1996, 2000, 2007 e 2010 (IBGE, 2013) – os anos faltantes foram calculados com interpolação e extrapolação linear;
- Códigos de correspondência – município, microrregião e mesorregião (IBGE, 2013).

As variáveis locacionais (correspondência micro e mesorregião) servem para relaxar a suposição de que a definição de município corresponde ao local, conforme será discutido na sequência.

A literatura tradicional normalmente define o desenvolvimento financeiro na quantidade, qualidade e eficiência dos serviços do intermediário financeiro. O segundo conjunto de dados de crédito tem sua origem na consolidação de dados do Banco Central do Brasil – a Estatística Bancária por município (ESTBAN). São utilizados alguns indicadores de crédito para definir o desenvolvimento do setor bancário, baseando-se em Missio, Jaime Jr. e Oliveira (2009):

- Passivo exigível (depósitos à vista mais depósitos a prazo) sobre o Produto Municipal – representando o tamanho do mercado bancário em relação ao tamanho da economia municipal;
- Operações de crédito total sobre Produto Municipal – uma medida de nível de atividade do mercado bancário em relação ao tamanho da economia municipal;
- Operações de crédito total sobre passivo exigível – mensurando a eficiência dos bancos em transformar recursos em crédito.

Além desses indicadores, são adicionados dois indicadores que retratar uma perspectiva keynesiana:

Preferência pela liquidez dos bancos: depósitos à vista sobre operações de crédito total. Mensura a acumulação precaucional dos bancos em conceder crédito. Quanto maior a relação entre os depósitos à vista e as operações de crédito, maior a preferência pela liquidez apresentada pelo setor bancário no município;

Preferência pela liquidez do público: depósitos à vista sobre depósitos totais. Mensura o quanto o público mantém de seus depósitos sob a forma de maior liquidez.

Adicionalmente, foram colhidas as séries de crédito por categoria. Como se pode supor que os limites municipais muitas vezes não representam os limites da capacidade de utilização do sistema bancário – considerando a noção de local em contraposição ao municipal – recorre-se ao cálculo dos indicadores correspondentes à micro e mesorregião. Por exemplo, para o indicador de tamanho de mercado, calcula-se o total de depósitos à vista e a prazo da micro e mesorregião, descontado o valor do município em questão, em relação ao total do PIB de mesma abrangência geográfica, também descontado o valor do município. Desta forma, o indicador da micro ou mesorregião informará o nível da variável no entrono (micro e meso) do município, e se reduz o problema de correlação entre os indicadores municipais e regionais.

As variáveis – nomenclatura, definição e relação esperada – são apresentadas no Quadro 1.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas

Variável	Nomenclatura	Descrição
Produto per capita	PIBPERCAPITA	PIB da unidade correspondente (município, microrregião e mesorregião) dividido pela população total da mesma unidade.
	PIBPCMICRO	
	PIBPCMESO	
Atividade do mercado de crédito	ATIVIDADECRED	Operações de crédito total sobre o PIB da unidade correspondente
	ATIVIDADECREDMICRO	
	ATIVIDADECREDMESO	
Tamanho do setor de crédito	TAMMERCRED	Passivo exigível (depósitos à vista mais depósitos a prazo) sobre o PIB da unidade correspondente
	TAMMERCREDMICRO	
	TAMMERCREDMESO	
Eficiência do mercado de crédito	EFICBANC	Operações de crédito total sobre o passivo exigível (depósitos à vista mais depósitos a prazo) da unidade correspondente
	EFICBANCMICRO	
	EFICBANCMESO	
Preferência pela liquidez dos bancos	PREFLIQBANC	Depósitos à vista sobre operações de crédito total da unidade correspondente
	PREFLIQBANCMICRO	
	PREFLIQBANCMESO	
Preferência pela liquidez do público	PREFLIQPUB	Depósitos à vista sobre depósitos totais da unidade correspondente
	PREFLIQPUBMICRO	
	PREFLIQPUBMESO	
Crédito para empréstimos	CREDEMPR	Operações de crédito de empréstimos sobre o PIB da unidade correspondente
	CREDEMPRMICRO	
	CREDEMPRMESO	
Crédito para financiamentos	CREDFIN	Operações de crédito de financiamentos não rurais e não imobiliários sobre o PIB da unidade correspondente
	CREDFINMICRO	
	CREDFINMESO	
Crédito para financiamentos rurais	CREDFINRURAL	Operações de crédito de financiamentos rurais sobre o PIB da unidade correspondente
	CREDFINRURALMICRO	
	CREDFINRURALMESO	
Crédito para financiamentos imobiliários	CREDFINIMOB	Operações de crédito de financiamentos imobiliários sobre o PIB da unidade correspondente
	CREDFINIMOBMICRO	
	CREDFINIMOBMESO	

Setor bancário	SETBANC	Variável <i>dummy</i> que identifica se o município possui registro na base de dados do Banco Central (ou seja, se possui alguma agência bancária)
-----------------------	---------	--

Fonte: Elaborado pelos autores.

Estratégia empírica

Um dos problemas que se colocam ao trabalhar com modelos em painel para a explicação do crescimento econômico local com base em características locais é a possibilidade da não exogeneidade das variáveis independentes. Ao testar se características como tamanho do setor bancário e crescimento econômico, estas teoricamente possuem relações de causalidade bidirecional com a variável de interesse. A estrutura do erro de um modelo de painel com tais características deve considerar tais relações, de modo a evitar resultados espúrios. A utilização de variáveis instrumentais para a modelagem do erro é amplamente recomendada pela literatura empírica (GREENE, 2002; CAMERON; TRIVEDI, 2005) e resulta em soluções como a regressão de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) e regressões aparentemente não relacionadas (SUR), entre outras. Para a identificação da estrutura do erro, faz-se uso do teste de Hausman, a partir da estimação de modelos lineares de efeitos fixos e aleatórios.

Além dos modelos lineares, são testados modelos de painel dinâmico, como o proposto por Arellano e Bond (1991), pelo método de estimação de momentos generalizados (GMM):

$$y_{it} = c + \alpha_i + \sum_{l=1}^n \beta_l y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l z_{it-l} + \sum_{l=1}^m \gamma_l x_{it-l} + u_{it} \quad (1)$$

Sendo c a constante, y a variável a ser explicada, x a pretensa causadora de y , z trata das variáveis de controle, α representa os efeitos específicos à dimensão *cross-section* e u o termo de erro.

Esta abordagem permite a inferência de coeficientes de relação considerando os efeitos dinâmicos do produto *per capita* dos municípios.

No modelo utilizado, conforme proposto por Arellano e Bond (1991), as variáveis são usadas em 1ª diferença, e a estimação é realizada em um estágio. A opção de dois estágios ou mesmo n estágios, com iterações à convergência, vêm sendo consideradas não robustas.

Outra questão que se coloca é verificar a precedência temporal do efeito das variáveis dependentes sobre a independente. A causalidade de Granger, comum na análise de séries temporais, é uma forma de testar a antecedência do desenvolvimento bancário e demais variáveis nas variações subseqüentes do crescimento econômico, assim como verificar a causalidade reversa.

O método dos Vetores Autorregressivos (VAR) em painel se mostra uma boa opção para as inferências pretendidas, incluindo o teste de causalidade de Granger e estimações de funções impulso-resposta. O método do VAR em painel (PVAR) combina a abordagem VAR, com todas as variáveis do sistema endógenas, com as técnicas de dados em painel, conforme proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). Binder, Hsiao e Persaran (2005) compara estimadores de PVAR em simulações de Monte Carlo para dados com curta período (baixo T) e grande na dimensão *cross-section* (alto N), e verifica que a metodologia de VAR irrestritos se ajusta bem para examinar as relações dinâmicas e mecanismos de ajustes em resposta a choques nas de mais variáveis. Além disso, os modelos VAR estão livres de suposições de identificação *ad hoc*. O PVAR utilizado não considera efeitos de *cross-section* nem do período (fixos ou aleatórios), e segue a seguinte especificação:

$$\mathbf{X}_{it} = \mathbf{k} + \sum_{l=1}^n \mathbf{B}_l \mathbf{X}_{it-l} + \mathbf{\Gamma} \mathbf{Z}_{it} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (2)$$

Onde X_{it} é o vetor das variáveis endógenas, Z_{it} é o vetor das variáveis exógenas, c , B_l e Γ são as matrizes dos coeficientes, p é o número de defasagens e ε_{it} é o vetor de erro do sistema.

A partir do modelo geral, são testadas a melhor estrutura de defasagens, e o modelo final é a base para os testes de causalidade Granger e as estimações das funções de impulso-resposta. O método de identificação dos choques utilizado foi o de Cholesky. Por este método, a ordenação das variáveis determina a estrutura de choques exógenos: supõe-se que a primeira variável do modelo não é afetada por nenhuma outra variável contemporaneamente, mas afeta todas as outras, a segunda variável afeta todas menos a primeira, e a última é afetada por todas e não afeta nenhuma contemporaneamente. Este método permite a análise dos efeitos dos choques exógenos, em estimações de decomposição de variância e funções de impulso-resposta. Nos modelos testados, ordenaram-se as variáveis da seguinte forma: as variáveis regionais são ordenadas antes das municipais, e as variáveis de produto são ordenadas antes das variáveis de crédito – as

decisões de produção costumam ser mais estáveis e dependerem menos de fatores conjunturais, enquanto as decisões no âmbito financeiro, como captações de empréstimos e financiamentos e de gestão de ativos e passivos por parte dos bancos, tendem a serem tomadas com maior rapidez.

Descrição dos dados e análise dos resultados

Análise descritiva

A Tabela 1 é apresenta uma análise descritiva das variáveis utilizadas no estudo.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

Variáveis	Obs	Média	Desv. Pad.	Mín.	Máx.
PIBPERCAPITA	55510	4,719	5,622	0,632	169,283
PIBPCMICRO	55510	5,061	3,447	0	45,552
PIBPCMESO	55510	5,523	3,084	0	31,020
ATIVIDADECRED	55510	109,093	292,572	0	18108,980
ATIVIDADECREDMICRO	55510	182,884	153,005	0	4543,244
ATIVIDADECREDMESO	55510	206,131	134,321	0	1779,633
TAMMERCRED	55510	44,843	108,787	0	8355,426
TAMMERCREDMICRO	55510	85,964	82,278	0	1406,402
TAMMERCREDMESO	55510	111,533	92,410	0	1038,014
EFICBANC	55510	0,00003	0,0001	0	0,012
EFICBANCMICRO	55510	0,000007	0,000002	0	0,003
EFICBANCMESO	55510	0,000001	0,0000001	0	0,000001
PREFLIQBANC	55510	0,449	4,190	0	633,364
PREFLIQBANCMICRO	55510	0,353	1,169	0	73,339
PREFLIQBANCMESO	55510	0,281	0,157	0	9,836
PREFLIQPUB	55510	0,177	0,206	0	1
PREFLIQPUBMICRO	55510	0,260	0,112	0	1
PREFLIQPUBMESO	55510	0,247	0,087	0	1
CREDEMPR	55510	36,186	92,699	0	6882,923
CREDEMPRMICRO	55510	64,279	58,428	0	2078,049

CREDEMPRMESO	55510	75,840	54,267	0	586,102
CREDFIN	55510	7,670	35,872	0	4395,228
CREDFINMICRO	55510	16,304	33,609	0	1818,740
CREDFINMESO	55510	22,778	28,932	0	377,079
CREDFINRURAL	55510	51,276	193,967	0	16563,880
CREDFINRURALMICRO	55510	69,325	81,972	0	1156,290
CREDFINRURALMESO	55510	63,452	62,977	0	394,198
CREDFINIMOB	55510	6,200	23,610	0	1321,992
CREDFINIMOBMICRO	55510	15,842	17,410	0	329,073
CREDFINIMOBMESO	55510	21,206	19,239	0	301,649
SETBANC	55510	0,577	0,494	0	1

Fonte: Elaborado pelos autores.

Na sequência, foram realizadas análises de correlação entre as variáveis estudadas, com a finalidade de identificar possíveis indícios de multicolinearidade. A Tabela 2 apresenta a matriz de correlação das variáveis da pesquisa no período de 1999 a 2008. De modo geral, as variáveis explicativas não apresentaram alta correlação (isto é, acima de 0,7), com algumas exceções. As variáveis que apresentaram maior correlação foram entre os PIB *per capita* de abrangência micro e meso, o tamanho e atividade de crédito de nível municipal entre si e com relação às variáveis abertas de crédito.

Análise de dados em painel

Inicialmente, foram testadas regressões simples, com o intuito de verificar a melhor formatação dos efeitos a serem utilizados nos demais modelos. Deste modo, foram testadas regressões lineares com efeitos fixos e aleatórios. Além destas variações, foram testados modelos com apenas as variáveis de crédito municipais, inserindo as variáveis de micro ou mesorregião (uma vez que a correlação entre as mesmas é alta, de modo a evitar multicolinearidade), e com e sem algumas das demais variáveis explicativas. Também foi realizado o teste de Hausmann para identificar a melhor modelagem do erro, o que resultou na superioridade dos efeitos fixos. Foram testados modelos de mínimos quadrados generalizados, com ponderação para corrigir heterocedasticidade na dimensão *cross-section*, assim como foi utilizado o método de correção da covariância de White em

cross-section, que corrige as estimações para os problemas de correlação serial e heterocedasticidade. Os resultados para várias alternativas são apresentadas na Tabela 3.

Entre alguns dos resultados mais importantes dos modelos de mínimos quadrados generalizados (GLS), a atividade de crédito possui relação positiva com o produto *per capita*, enquanto que a eficiência relaciona-se negativamente. De modo geral, a preferência pela liquidez dos bancos também não apresenta relação significativa, enquanto a preferência pela liquidez do público mostra relação negativa e significativa na maior parte dos modelos. Os resultados do tamanho do mercado são ambíguos, se mostrando positivo e negativo e mesmo estatisticamente não significativo, o que demonstra falta de robustez na relação. Adicionalmente, os coeficientes das variáveis tamanho, atividade e eficiência (micro e mesorregionais) são maiores e significativos que em nível municipal, o que confirma a suposição inicial que o mercado relevante de crédito para o crescimento econômico supera a área geográfica municipal, e que as categorias de micro e mesorregião são relevantes na análise do desenvolvimento bancário. O mesmo não ocorre com a preferência pela liquidez, dos bancos e do público.

Os coeficientes estimados da abertura dos tipos de crédito apresentam robustez, principalmente nas categorias financiamentos e financiamentos rurais, que apresentaram coeficientes positivos e significativos a 1% em quase todos os modelos. As outras categorias apresentaram coeficientes significativos, mas variaram entre positivo e negativo, dependendo do modelo. As variáveis de crédito micro e mesorregionais também apresentaram maior impacto que as municipais. Com exceção do crédito imobiliário, todas as outras se mostram significantes e positivas na sua relação com o PIB *per capita*.

Finalmente, a variável *dummy* indicadora da existência de agências bancárias no município mostrou forte e significativa relação com o nível de produto *per capita*.

Os testes para os modelos GMM (Tabela 4) apresentaram resultados interessantes. Os valores defasados do PIB *per capita* se mostraram significantes, o que indica um efeito inercial positivo do crescimento do produto *per capita*. Os efeitos dinâmicos das variáveis gerais de crédito deixam de ser robustas por este método, com exceção da eficiência bancária, negativa para quase todos os modelos e aberturas geográficas. O tamanho de mercado apresentou relação positiva no município quando considerada apenas as variáveis municipais, e nos indicadores regionais.

Os empréstimos e financiamentos imobiliários não mostram relação robusta, dependendo do modelo testado, sendo negativa, positiva e mesmo

nula. Os créditos de financiamento se mostraram positivos e significantes no geral, e os financiamentos rurais negativos e significantes.

Foram testados 6 modelos PVAR, dividido em dois grupos: com as variáveis gerais do setor bancário e com a abertura do crédito por tipo – e com três versões de cada: apenas com dados municipais, e agregando as variáveis micro e mesorregional. Os modelos podem ser vistos na Tabela 5, que apresenta o resultado dos testes de causalidade de Granger.

Conforme discutido na seção 2.2, a questão que se pretende verificar vai além das relações inferidas pelas mais variadas técnicas de regressão. A inferência relevante para o estudo é a causalidade, o que foi realizado pelos testes de causalidade de Granger. Os resultados mostrados na Tabela 5 são apenas na direção variável mostrada causando a variável PIBPERCAPITA. As relações inversas também foram testadas, mas preferiu-se apenas comentar os resultados.

A atividade e tamanho do mercado de crédito não Granger causa o PIB *per capita* dos municípios para a maior parte dos modelos. Para os indicadores regionais, a causalidade passa a ser significativa. A eficiência bancária não Granger causa o PIB *per capita* em nenhum modelo, o que ocorre com apenas uma exceção para a preferência pela liquidez dos bancos – a variável mesorregional apresenta causalidade significativa a 5%. Já a preferência pela liquidez do público apresenta causalidade significativa a 1% em todos os modelos.

A variável PIBPERCAPITA Granger causa a maioria das variáveis do setor de crédito municipais, com exceção da preferência pela liquidez dos bancos. Como as estratégias de liquidez dos bancos são mais nacionais que locais ou mesmo regionais, o resultado já era esperado.

Quanto à abertura do crédito, apenas o crédito de financiamento apresenta causalidade robusta nos testes municipais. Nas aberturas regionais, todas as categorias Granger causam o produto *per capita*. Verificando a causalidade na direção PIBPERCAPITA Granger causa variáveis de crédito municipais, constata-se uma forte causalidade. Para as relações de causalidade regionais, os testes apresentam maior robustez o crédito de financiamento e financiamento rural.

Enquanto os testes de causalidade Granger verificam a significância do efeito defasado de uma variável sobre a outra, a estimação das funções de impulso-resposta mostra a direção do efeito, assim como a distribuição deste no tempo. As Figuras 1 e 2 apresentam uma série de funções impulso-resposta, em que a resposta é a do PIBPERCAPITA, e cada gráfico refere-se a uma variável de impulso. A coleção de gráficos trazido pela Figura 1 foram estimados a partir dos 3 primeiros modelos PVAR apresentados na Tabela 5:

os gráficos cujo impulso é das variáveis ATVIDADECRED, TAMMERCRED, EFICBANC, PREFLIQBANC e PREFLIQPUB foram estimados pelo PVAR 1, os das mesmas variáveis micro e mesorregionais estimados pelos PVAR 2 e 3, respectivamente. Os gráficos constantes na Figura 2 mostram a resposta ao impulso das variáveis CREDEMPR, CREFIN, CREFINRURAL e CREDIMOB, pelo PVAR 4, e os micro e mesorregionais, pelos PVAR 5 e 6.

Das funções impulso-resposta da Figura 1, podem-se afirmar algumas relações de efeito: o tamanho do mercado de crédito possui efeito positivo significantes, com efeito máximo em poucos anos, que tende a zero em seguida. Padrão similar ocorre para o efeito da variável em âmbito regional: a atividade de crédito possui forte efeito positivo, persistente e significativo, que aumenta quanto maior o âmbito regional considerado, a eficiência bancária e a preferência pela liquidez dos bancos não apresentam resultado significativo em nível local ou regional, com exceção do último em âmbito mesorregional, a preferência pela liquidez do público afeta positiva e consistentemente o produto *per capita*, sendo maior em âmbito local que regional.

O impacto do crédito por categoria também apresenta resultados interessantes, conforme Figura 2. O crédito de financiamento tem impacto significativo e positivo no produto, com efeito máximo ocorrendo em 4 (local) e 2 anos (regionais). O efeito máximo local é muito próximo dos regionais. O crédito de financiamento rural apresenta o maior efeito final, sendo seu efeito máximo duas vezes o do financiamento. O crédito imobiliário não apresenta efeito no PIB *per capita*, para nenhuma das aberturas, o que confirma boa parte dos testes realizados – modelos GLS, GMM e causalidade de Granger em nível municipal. O crédito de empréstimo, por sua vez, apresenta relação negativa significativa para as aberturas regionais.

Tabela 2 – Matriz de correlação das variáveis utilizadas

	PIBPERCAPITA	PIBPCMICO	PIBPCMESO	TAMMERCRED	TAMMERCRED-MICRO	TAMMERCRED-MESO	ATIVIDADE-CRED	ATIVIDADE-CREDMICRO	ATIVIDADE-CREDMESO	EFICBANC	EFICBANCMICRO	EFICBANCMESO	PREFLIQBANC	PREFLIQBANC-MICRO
PIBPERCAPITA	1.00													
PIBPCMICO	0.45	1.00												
PIBPCMESO	0.38	0.80	1.00											
TAMMERCRED	0.04	0.21	0.26	1.00										
TAMMERCREDMICRO	0.19	0.39	0.38	0.25	1.00									
TAMMERCREDMESO	0.17	0.37	0.44	0.23	0.68	1.00								
ATIVIDADECRED	0.02	0.12	0.14	0.77	0.16	0.16	1.00							
ATIVIDADECREDMICRO	0.17	0.28	0.25	0.19	0.73	0.51	0.18	1.00						
ATIVIDADECREDMESO	0.17	0.34	0.40	0.21	0.58	0.85	0.17	0.62	1.00					
EFICBANC	-0.04	0.00	-0.01	0.07	0.02	0.01	0.30	0.04	0.03	1.00				
EFICBANCMICRO	-0.08	-0.18	-0.16	-0.04	-0.13	-0.10	0.01	0.05	-0.05	0.03	1.00			
EFICBANCMESO	-0.16	-0.36	-0.44	-0.13	-0.28	-0.35	-0.06	-0.11	-0.17	0.00	0.23	1.00		
PREFLIQBANC	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.02	-0.01	-0.02	-0.03	-0.02	-0.01	-0.01	-0.02	1.00	
PREFLIQBANCMICRO	-0.03	-0.07	-0.06	-0.03	-0.07	-0.05	-0.03	-0.12	-0.07	-0.01	-0.02	0.00	0.10	1.00
PREFLIQBANCMESO	-0.12	-0.23	-0.25	-0.09	-0.20	-0.21	-0.09	-0.31	-0.42	-0.04	-0.02	-0.04	0.02	0.14
PREFLIQPUB	0.18	0.17	0.15	0.21	0.08	0.07	0.20	0.06	0.06	0.16	-0.04	-0.10	0.15	0.00
PREFLIQPUBMICRO	-0.12	-0.32	-0.37	-0.15	-0.31	-0.27	-0.08	-0.20	-0.24	-0.01	0.09	0.21	0.01	0.18
PREFLIQPUBMESO	-0.16	-0.35	-0.40	-0.15	-0.33	-0.37	-0.10	-0.24	-0.30	-0.04	0.08	0.34	0.01	0.12
CREDEMPR	0.02	0.16	0.19	0.86	0.23	0.23	0.80	0.20	0.21	0.11	-0.02	-0.09	-0.02	-0.03
CREDEMPRMICRO	0.16	0.32	0.33	0.23	0.83	0.61	0.18	0.87	0.63	0.04	-0.08	-0.22	-0.03	-0.09
CREDEMPRMESO	0.17	0.36	0.41	0.25	0.66	0.88	0.19	0.61	0.90	0.03	-0.09	-0.28	-0.02	-0.07
CREFIN	0.02	0.10	0.10	0.49	0.12	0.15	0.68	0.13	0.15	0.14	0.00	-0.04	-0.01	-0.02
CREFINMICRO	0.21	0.34	0.26	0.14	0.54	0.45	0.11	0.74	0.50	0.00	-0.02	-0.11	-0.01	-0.06
CREFINMESO	0.19	0.34	0.46	0.19	0.49	0.78	0.13	0.47	0.87	0.00	-0.06	-0.21	-0.01	-0.04
CREFINRURAL	0.01	0.06	0.07	0.49	0.10	0.09	0.86	0.13	0.12	0.37	0.02	-0.03	-0.02	-0.02
CREFINRURALMICRO	0.01	0.01	0.00	0.10	0.27	0.13	0.14	0.64	0.30	0.06	0.25	0.11	-0.03	-0.10
CREFINRURALMESO	0.05	0.12	0.01	0.13	0.31	0.23	0.15	0.47	0.51	0.06	0.04	0.18	-0.03	-0.07
CREFINMOB	0.04	0.13	0.12	0.54	0.06	0.05	0.49	0.04	0.04	0.02	-0.01	-0.05	-0.02	-0.02
CREFINMOBMICRO	0.10	0.27	0.23	0.10	0.50	0.29	0.07	0.50	0.30	0.01	-0.11	-0.18	-0.01	-0.09
CREFINMOBMESO	0.06	0.13	0.18	0.06	0.20	0.41	0.04	0.18	0.41	0.01	-0.02	-0.22	-0.01	-0.04
SETBANC	0.22	0.41	0.44	0.40	0.24	0.21	0.30	0.15	0.18	0.18	-0.09	-0.25	0.10	-0.04

Tabela 3 – Regressões por mínimos quadrados generalizados (GLS) – Efeito fixo da dimensão *cross-section* – Variável dependente – PIBPERCAPITA

Variáveis Explicativas e Estatísticas								
ATIVIDADECRED	0,0009*	0,0003*	0,0002*					
TAMMERCRED	0,0010*	-0,0000892	-0,0003*					
EFICBANC	-1,058.1360*	-772.8978*	-709.2134*				-791.0949*	-782.1359*
PREFLIQBANC	-0,001276	-0,000615	-0,000487				-0,00072	-0,0007***
PREFLIQPUBL	-0,3729*	-0,0574**	-0,017047				-0,0619**	-0,008548
ATIVIDADECREDMICRO		0,0031*						
TAMMERCREDMICRO		0,0011*						
EFICBANCMICRO		-3,182,4610*					-2,928,5010*	
PREFLIQBANCMICRO		-0,002127					0,000404	
PREFLIQPUBLMICRO		-0,119221					-0,147248	
ATIVIDADECREDMESO			0,0028*					
TAMMERCREDMESO			0,0015*					
EFICBANCMESO			-57,839,8700*					-41,853,5300*
PREFLIQBANCMESO			0,059982					0,043854
PREFLIQPUBLMESO			0,521376					0,043826
CREDEMPR				0,0025*	0,0001	-0,0004*	-0,0000207	-0,0005*
CREDFIN				0,0017*	0,0013*	0,0012*	0,0013*	0,0013*
CREDFINRURAL				0,0003*	0,0001***	-0,00000144	0,0003*	0,0002*
CREDFINMOB				0,000116	-0,0005**	-0,0009*	-0,0006*	-0,0009*
CREDEMPRMICRO					0,0057*		0,0054*	
CREDFINMICRO					0,0015**		0,0018**	
CREDFINRURALMICRO					0,0004***		0,0006*	
CREDFINMOBMICRO					-0,000429		-0,000684	
CREDEMPRMESO						0,0063*		0,0058*
CREDFINMESO						0,0010***		0,0014**
CREDFINRURALMESO						0,0010**		0,0014*
CREDFINMOBMESO						-0,000426		-0,000217
SETBANC	0,3518*	0,1922*	0,1481*	0,1354*	0,0776*	0,0652*	0,1568*	0,1273*
C	4,4686*	4,1999*	3,9372*	4,5218*	4,2454*	4,1367*	4,2917*	4,1333*
R-squared	0,971101	0,971101	0,974809	0,969472	0,972989	0,974486	0,973547	0,974574
Adjusted R-squared	0,967878	0,967878	0,971997	0,966069	0,969976	0,971639	0,970592	0,971733
F-statistic	301.3332	301.3332	346.6671	284.8399	322.8381	342.2959	329.4439	343.1038
Prob(F-statistic)	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Sum squared resid	219696,4	219696,4	198298,8	221774	205741,5	197000,3	200,330,5	191064,8
Durbin-Watson stat	0,985597	0,985597	1,153909	0,981346	1,132214	1,157054	1,1352	1,154584

Fonte: Elaborado pelos autores.

Obs: (i) *, ** e ***: estatisticamente significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente;

(ii) Estimação com correção de White *cross-section*

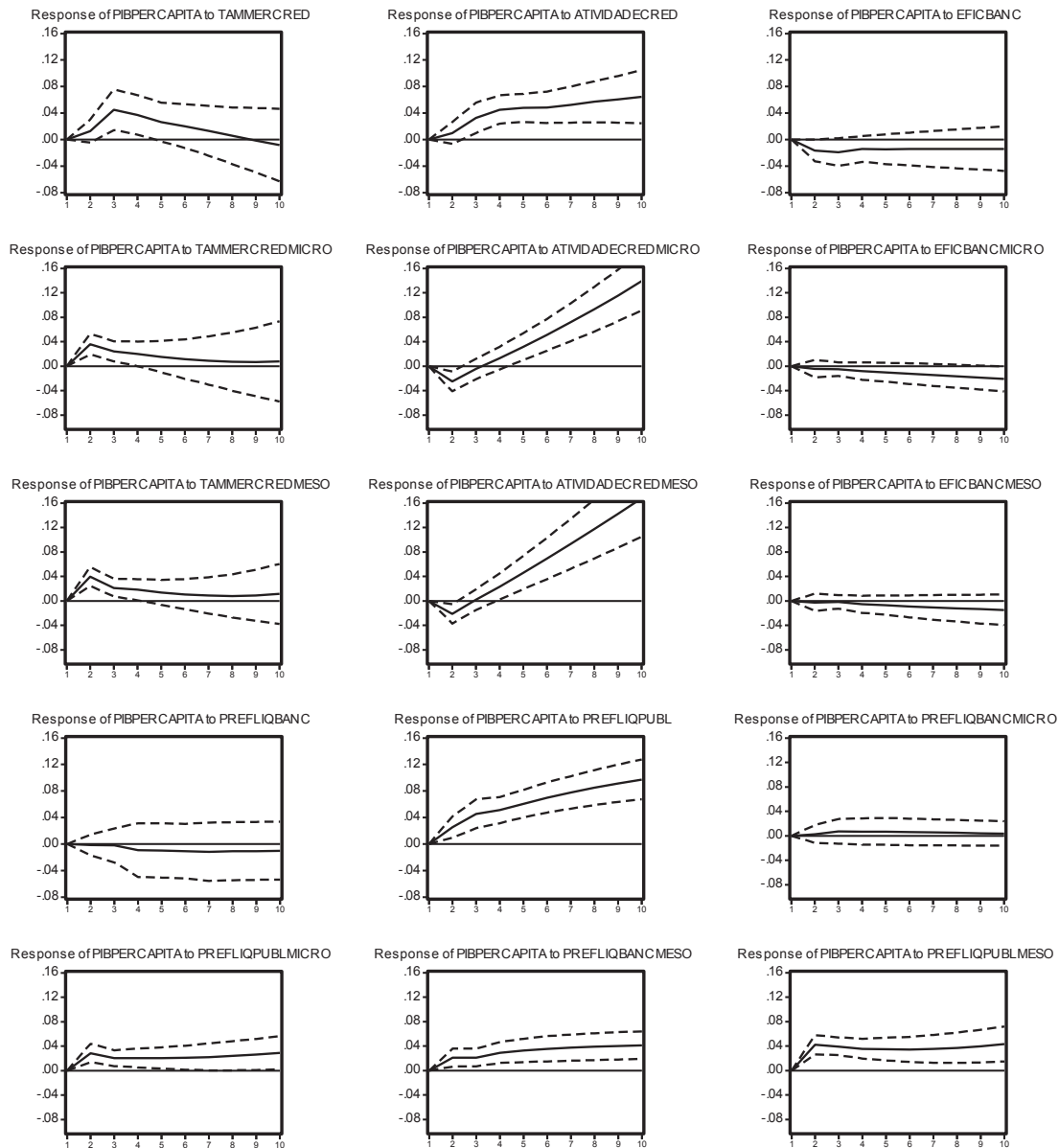
Tabela 4 – Regressões por método de momentos generalizados (GMM) – Arellano-Bond
 – Variável dependente – PIBPERCAPITA – Instrumentos utilizados: PIBPERCAPITA
 (-2,-3,-4,-5,-6,-7,-8,-9) e demais variáveis independentes

Variáveis Explicativas e Estatísticas													
PIBPERCAPITA(-1)	0,5040*	0,4885*	0,4607*	0,4822*	0,4572*	0,5014*	0,4814*	0,4587*	0,4762*	0,4586*	0,5001*	0,4813*	0,4731*
PIBPCMICRO			0,6770*					0,6697*					
PIBPCMESO					0,8711*					0,8661*			
ATIVIDADECRED	0,0002**	-0,0009*	-0,0011*	-0,0012*	-0,0014*								
TAMMERCRED	0,0004***	-0,0012*	-0,0020*	-0,0018*	-0,0023*								
EFICBANC	-1.511,3*	-1.218,1*	-773,96*	-1.128,4*	-679,78*					-1.375,4*	-1.090,3*	-815,1719*	
PREFLIQBANC	-0,000437	-0,000473	-0,000356	-0,000368	-0,000229					-0,00022	-0,00044	-0,0003	
PREFLIQPUBL	-0,7193*	-0,122662	0,083765	-0,002062	0,218679					-0,6258*	-0,149641	-0,0168	
ATIVIDADECRED-MICRO		0,0010*	-0,0003***										
TAMMERCRED-MICRO		0,0034*	0,0015*										
EFICBANCMICRO		-5.626,0*	-548,6993									-4.383,2*	
PREFLIQBANC-MICRO		-0,000129	0,000419									0,001417	
PREFLIQPUBL-MICRO		-0,5007**	-0,208654									-0,6730*	
ATIVIDADECRED-MESO				0,0007*	-0,0013*								
TAMMERCRED-MESO				0,0046*	0,0019*								
EFICBANCMESO				-95.012,6*	30530,33								-3.032.621*
PREFLIQBANC-MESO				-0,2893**	-0,068484								-8,1969*
PREFLIQPUBL-MESO				0,192776	-0,044393								2,7925**
CREDEMPR						0,0026*	-0,0028*	-0,0044*	-0,0043*	-0,0051*	0,0023*	-0,0029*	-0,0054*
CREFIN						0,0014*	0,0007**	0,000327	0,000274	-0,0000516	0,0016*	0,0009**	0,00004
CREFINRURAL						-0,0008*	-0,0012*	-0,0012*	-0,0014*	-0,0013*	-0,0005*	-0,0009*	-0,0013*
CREFINIMOB						0,0022**	0,000376	-0,00071	-0,000256	-0,001386	0,0019**	0,000236	0,000342
CREDEMPRMICRO							0,0079*	0,0023*				0,0075*	
CREFINMICRO							0,0037*	0,0016**				0,0038*	
CREFINRURAL-MICRO							-0,0025*	-0,0016*				-0,0024*	
CREFINIMOB-MICRO							-0,000193	-0,000819				-0,000613	
CREDEMPRMESO									0,0082*	-0,000227			-0,0079*
CREFINMESO									0,0062*	0,0029*			0,0240*
CREFINRURAL-MESO									-0,0034*	-0,0017*			-0,000459
CREFINIMOB-MESO									-0,000154	-0,0015**			-0,0038***
SETBANC	0,6448*	0,3849*	0,1950**	0,3435*	0,1486***	0,2488*	0,2371*	0,1920*	0,2270*	0,2004*	0,5474*	0,3623*	0,2776**
S.E. of regression	1,833193	1,819883	1,73693	1,810871	1,739833	1,832138	1,812127	1,735326	1,805476	1,741484	1,83087	1,811621	2,37426
J-statistic	5422,833	5132,066	3315,409	4779,849	3244,297	5334,359	5036,906	3304,259	4782,64	3255,745	5289,1	5001,966	2313,996
Sum squared resid	149126,4	146952,3	133858	145500,5	134305,8	148958,2	145708,9	133616,9	144641,3	134566,9	148742,1	145607,9	250096,1

Fonte: Elaborado pelos autores.

Obs: *, ** e ***: estatisticamente significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

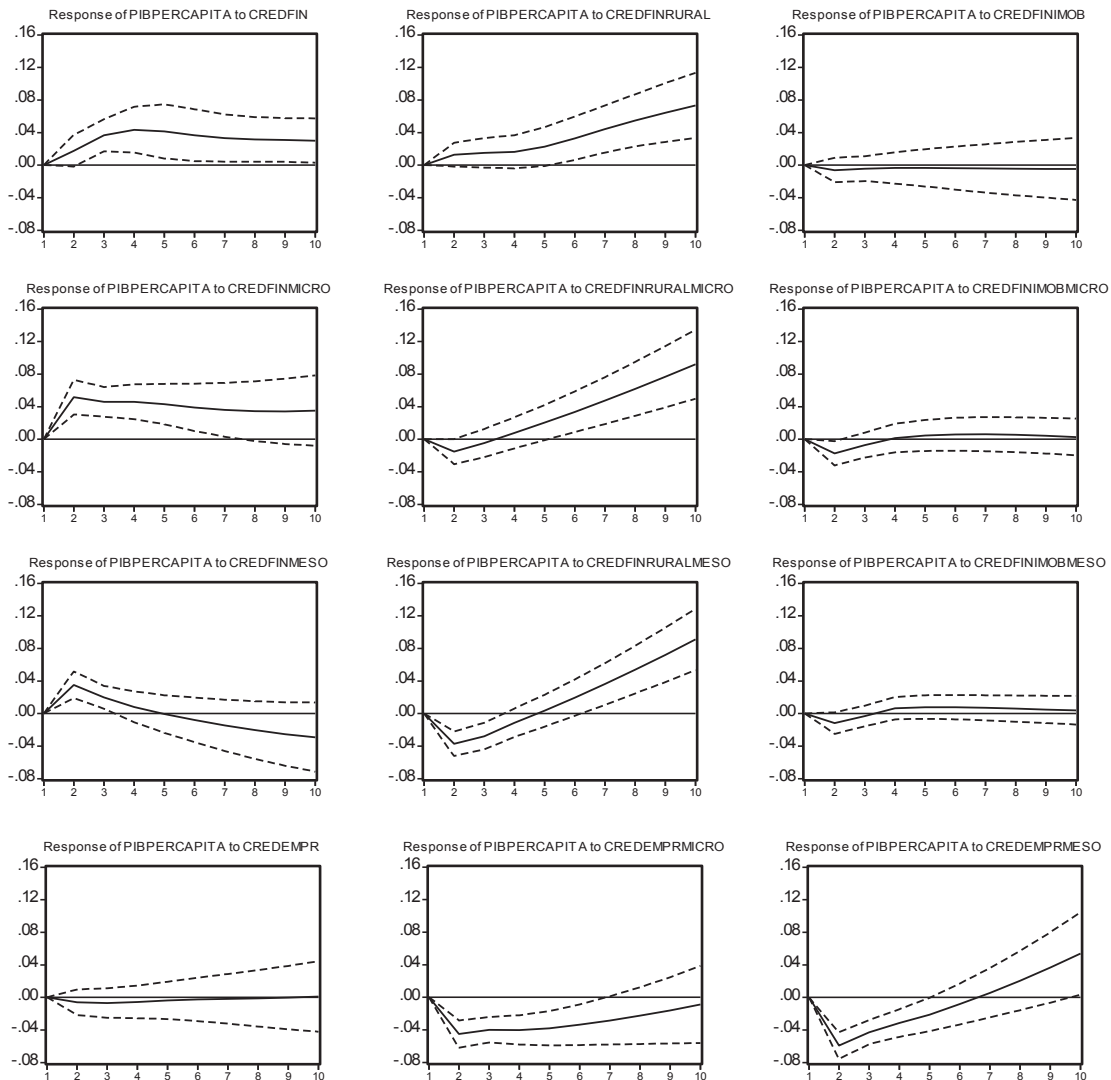
Figura 1 – Funções de impulso e resposta dos PVAR 1, 2 e 3 – Variável de resposta:
PIBPERCAPITA



Fonte: Elaborado pelos autores.

Obs: Linhas cheias: respostas em R\$ mil (base 2000) do PIB per capita a um choque de um desvio padrão da variável de impulso. Linhas pontilhadas: margens de erro de 2 desvios padrão.

Figura 2 – Funções de impulso e resposta dos PVAR 4, 5 e 6 – Variável de resposta: PIBPERCAPITA



Fonte: Elaborado pelos autores.

Obs: Linhas cheias: respostas em R\$ mil (base 2000) do PIB *per capita* a um choque de um desvio padrão da variável de impulso. Linhas pontilhadas: margens de erro de 2 desvios padrão

Tabela 5 – Testes de causalidade de Granger – Hipótese testada: PIBPERCAPITA não é Granger- causado por dada variável endógena, em respectivo modelo PVAR (2 defasagens consideradas)

Modelo, Variáveis Endógenas e Estatística Qui-quadrado						
Modelo PVAR	1	2	3	4	5	6
PIBPCMICRO		93,11*			106,76*	
PIBPCMESO			55,47*			95,17*
ATIVIDADECRED	11,35**	2,701532	3,565492			
TAMMERCRED	8,76**	1,524715	1,65129			
EFICBANC	5,297809	1,00848	0,913236			
PREFLIQBANC	0,637953	0,297212	0,228132			
PREFLIQPUBL	36,14*	26,10*	25,34*			
ATIVIDADECREDMICRO		40,90*				
TAMMERCREDMICRO		20,93*				
EFICBANCMICRO		2,677118				
PREFLIQBANCMICRO		0,791085				
PREFLIQPUBLMICRO		13,14*				
ATIVIDADECREDMESO			45,46*			
TAMMERCREDMESO			46,88*			
EFICBANCMESO			0,771489			
PREFLIQBANCMESO			7,83**			
PREFLIQPUBLMESO			26,85*			
CREDEMPR				1,400133	0,836004	3,482678
CREDFIN				14,96*	16,17*	16,09*
CREDFINRURAL				7,02**	2,571509	2,20776
CREDFINIMOB				0,659479	0,826769	1,310931
CREDEMPRMICRO					29,85*	
CREDFINMICRO					35,61*	
CREDFINRURALMICRO					18,78*	
CREDFINIMOBMICRO					16,78*	
CREDEMPRMESO						62,69*
CREDFINMESO						65,87*
CREDFINRURALMESO						60,02*
CREDFINIMOBMESO						10,12*
Causalidade Conjunta	71,15*	278,08*	306,49*	31,26*	284,53*	338,58*

Fonte: Elaborado pelos autores.

Obs: *, ** e ***: estatisticamente significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Considerações finais

Este artigo teve como objetivo verificar se existe causalidade entre desenvolvimento do setor bancário e crescimento econômico em nível local. Para tanto, investigou-se empiricamente um painel de dados de municípios brasileiros, no período de 1999 a 2008, e compararam-se indicadores de crédito com indicadores de produto. Como inovação em relação a trabalhos anteriores, a dimensão regional do desenvolvimento bancário foi considerada como alternativa e complemento às variáveis de nível local.

A metodologia aplicada englobou modelos de mínimos quadrados generalizados, método dos momentos generalizados e vetores autorregressivos em painel, como forma de inferir as relações e a existência de causalidade e efeitos entre as variáveis. Entre os principais resultados, verificou-se a grande importância das variáveis de crédito, em geral, para explicar o produto, em especial às variáveis referentes às micro e mesorregiões. Além disso, a atividade de crédito Granger causa o PIB *per capita* dos municípios para a maior parte dos modelos, sendo que a significância torna-se maior quando maior a área geográfica considerada. Os outros dois indicadores de crédito – tamanho e eficiência – indicaram causalidade apenas na sua dimensão micro e mesorregionais. Com isso, parece seguro afirmar que a dimensão do mercado de crédito relevante para o crescimento municipal é o micro e mesorregional.

O resultado mais interessante é a exclusividade da categoria de financiamento como Granger causadora do crescimento do produto *per capita* dos municípios. As relações verificadas nos coeficientes das demais aberturas de crédito das regressões testadas não passam no teste da antecedência de efeito em nível municipal. Para a abertura regional, todas as aberturas passam a ter efeito no produto *per capita*. O que ocorre, e foi verificado nos testes adicionais de causalidade, é que a relação verificada trata da causalidade reversa, inclusive nos casos da atividade de crédito e dos financiamentos, que mostram causalidade bidirecional. O financiamento para produção industrial, serviços e agropecuária são as categorias de crédito que potencializam o crescimento municipal, dentre as categorias analisadas, o que também é verificado nas funções de impulso e resposta.

Referências

- 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.
- ARESTIS, P.; DEMETRIADES, P. *Finance and Growth: institutional considerations and causality*. [S. l.: s. n.], 1997. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=35996>>. Acesso em: jan. 2014.
- BECK, T.; LEVINE, R. Stock markets, banks and growth: correlation or causality? *Policy Research Working Paper Series*, n. 2670, Banco Mundial, July 2001.
- BINDER, M.; HSIAO, C.; PESARAN, M. H. Estimation and Inference in Short Panel Vector Autoregressions with Unit Roots and Cointegration. *Econometric Theory*, v. 21, n. 4, p. 795-837, 2005.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.
- CROCCO, M. A.; CAVALCANTE, A.; CASTRO, C. The behaviour of liquidity preference of banks and public and regional development: the case of Brasil. *Journal of Post Keynesian Economics*, Nova York, v. 28, n. 2, p. 217-240, 2005.
- CROCCO, M. et al. Polarização regional e sistema financeiro. In: CROCCO, M.; JAYME JR., F. G. (Org.). *Moeda e território: uma interpretação da dinâmica regional brasileira*. Belo Horizonte: Autêntica, 2006.
- DAVIDSON, P. *Financial Markets, Money and the Real World*. Aldershot: Edward Elgar, 2002.
- DEMIRGÜÇ-KUNT. Finance and economic development: the role of government. Washington, DC: World Bank, Dec. 2008.
- DOW, S. C.; RODRÍGUES-FUENTES, C. Regional finance: A survey. *Regional studies*, v. 31, n. 9, p. 903–920, 1997.
- GOLDSMITH, R.W. *Financial Structure and Development*. New Haven: Yale University Press, 1969.
- GREENE, W. *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 2002.
- GUISSO, L.; SAPIENZA, P.; ZINGALES, L. Does Local Financial Development Matter? *Quarterly Journal of Economics*, v. 119, p. 929-969, 2002.

- GURLEY, J.G.; SHAW, E. Financial aspects of economic development. *American Economic Review*, v. 45, p. 515-538, 1955.
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H. S. Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, v. 56, p. 1371-1395, 1988.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA. *Síntese de indicadores econômicos*. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.
- KEYNES, J. M. *A Teoria Geral do Emprego do Juro e da Moeda*. São Paulo: Nova Cultural, 1996.
- KING, R.; LEVINE, R. Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 108, p. 717-739, 1993.
- MARQUES JR., T. E.; PORTO JR., S. S. *Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico no Brasil: uma avaliação econométrica*. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2004. (Texto para Discussão n. 11).
- MATOS, O.C. de. *Desenvolvimento do Sistema Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil: evidências de causalidade*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Texto para Discussão n. 49).
- MCKINNON, R. I. *Money and Capital in Economic Development*. Washington, DC: The Brookings Institution, 1973.
- MISSIO, F. J.; JAIME JR., F. G.; OLIVEIRA, A. M. H. C. *Desenvolvimento Financeiro e Crescimento Econômico: teoria e evidência empírica para os estados brasileiros (1995-2004)*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2010. (Texto para discussão n. 379).
- ÖNDER, Z.; ÖZYILDIRIM, S. Banks, Regional Development Disparity and Growth: evidence from Turkey. *Cambridge Journal of Economics*, v. 34, p. 975-1000, 2010.
- ROCHA, B. de P.; NAKANE, M. I. Sistema financeiro e desenvolvimento econômico: evidências de causalidade em um painel para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., 2007, Recife. *Anais...* Recife: Anpec, 2007.
- SCHUMPETER, J. A. *The Theory of Economic Development*. Cambridge: Harvard University Press, 1911.
- STUDART, R. O sistema financeiro e o financiamento do crescimento: uma alternativa pós-keynesiana à visão convencional. *Revista de Economia Política*, v. 13, n. 1, p. 101-118, 1993.

TREW, A. W. *Finance and Growth: a critical survey*. *Economic Record*, v. 82, n. 259, p. 481-490, 2006.

YONAMINI, F. A.; *Finanças e crescimento, Schumpeter estava certo. Inferências sobre financiamento de inovações a partir de exercícios Granger-causalidade em painel de dados*. Dissertação (Mestrado) - Setor de ciências sócias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2007.