

**Mercados locais de crédito no Brasil:
Identificação dos componentes nacional, regional e local com um modelo de Fatores
Dinâmicos**

**Anderson Luiz Oliveira da Camara
PPGE-UFABC**

**Bruno de Paula Rocha
CECS/UFABC, PPGE-UFABC**

Resumo

Este trabalho tem por objetivo estudar os componentes determinantes da dinâmica dos mercados locais de crédito no Brasil. Para tanto, é empregada a metodologia proposta por Forni e Reichlin (2001) para decomposição da variância dos mercados locais em componentes nacionais, estaduais e locais. Os principais resultados mostram que (i) os mercados locais de crédito possuem maior parcela de suas dinâmicas relacionadas a choques comuns de origem nacional, (ii) mercados locais de crédito em regiões mais desenvolvidas possuem, em média, maior participação dos componentes comuns nacionais, (iii) em momentos de recessão, os mercados locais de crédito têm sua dinâmica menos influenciada por fatores idiossincráticos locais.

Palavras-Chave: mercado de crédito, economias locais, Modelo de Fatores Dinâmicos.

Abstract

This article aims to investigate the determining components of the dynamics of local credit markets in Brazil. To this end, we employ the methodology proposed by Forni and Reichlin (2001) for decomposing the variance of local markets into national, state, and local components. The main results show that (i) local credit markets have a larger portion of their dynamics related to common shocks of national origin, (ii) local credit markets in more developed regions, on average, have a higher share of national common components, and (iii) during recession periods, local credit markets have their dynamics less influenced by local idiosyncratic factors.

Keywords: credit markets, local economies, Dynamic Factor Model.

Classificação JEL: E51, R11, C38.

1. Introdução

O papel do sistema financeira no processo de crescimento econômico é tema abordado por diversos trabalhos e assunto recorrente principalmente após a crise financeira global de 2007-08. Levine (1997), por exemplo, descreve que o mercado financeiro pode afetar o crescimento econômico ao possibilitar maior acumulação de capital e inovação tecnológica.

No Brasil, o mercado de crédito bancário é parte importante do sistema financeiro. Em um contexto regional, a dinâmica das economias locais torna-se ainda mais dependente da atividade bancária que, muitas vezes, se apresenta como a única forma de acesso a financiamento externo para firmas e consumidores. Dessa forma, é importante buscar um maior entendimento acerca dos diferentes fatores determinantes dos movimentos observados nos mercados locais de crédito.

Este trabalho tem como objetivo estimar os componentes locais, regionais e nacionais característicos dos mercados locais de crédito do Brasil. Com este procedimento, será possível avaliar, em termos espaciais e temporais, a evolução dos componentes responsáveis por dar maior “tração” nos diferentes mercados. O principal desafio a ser enfrentado está na estimação dos componentes não-observáveis, que seriam os responsáveis pela dinâmica observada nos mercados locais de crédito.

Para tanto, este trabalho emprega a abordagem proposta por Forni e Reichlin (2001), que aplicam o modelo de fatores dinâmicos para estudar o grau de integração de mercados locais por meio da decomposição das séries de ciclos de negócios de diferentes microrregiões da Europa e EUA.

O presente artigo tem como objetivo principal a contribuição inédita de uma decomposição das séries temporais de crédito bancário nos diferentes mercados regionais, um tema ainda não explorado na literatura nacional. Para alcançar esse objetivo, utilizamos dados da Estatística Bancária Mensal por município (ESTBAN) fornecidos pelo Banco Central do Brasil, o que nos permitiu analisar a dinâmica local nos mercados de crédito das 510 regiões imediatas do país ao longo do período de 2002 a 2021.

Os resultados obtidos revelam a importância significativa do componente comum nacional na dinâmica dos mercados locais de crédito. Isso indica que uma parte substancial das variações observadas nos mercados de crédito das regiões tem origem em choques comuns de natureza nacional. No entanto, identificamos diferenças nos níveis de contribuição desse componente comum, especialmente nas regiões que concentram uma grande parcela do crédito em âmbito nacional, ou seja, as regiões Sudeste e Sul. Essa diferenciação sugere que essas regiões estão mais interconectadas e suscetíveis a choques macroeconômicos de âmbito nacional.

Além disso, nossos resultados apontam para uma correlação positiva entre o nível de desenvolvimento da microrregião local, medido pelo PIB per capita, e a participação do componente comum nacional. Isso significa que regiões com maior desenvolvimento econômico e maior participação dos setores de serviços e setor público em seu PIB tendem a ter uma influência mais significativa do componente comum nacional em sua dinâmica de crédito.

Por fim, observamos evidências de que, em momentos de crise, os mercados locais de crédito se tornam mais integrados e menos diversificados, com uma menor participação do componente

local na variância total. Isso sugere que, durante períodos de turbulência econômica, os fatores locais têm menos influência sobre as variações nos mercados de crédito, e a dinâmica se torna mais dependente de fatores comuns que afetam toda a economia.

Em suma, este estudo contribui para a compreensão da dinâmica dos mercados de crédito regionais no Brasil, destacando a importância do componente comum nacional, as diferenças entre regiões e a relação entre desenvolvimento econômico local e a participação do componente nacional. Essas descobertas têm implicações significativas para o planejamento e formulação de políticas públicas voltadas para o desenvolvimento e estabilidade dos mercados de crédito em diferentes regiões do país.

O restante do trabalho é organizado em cinco seções distintas. Na segunda seção, oferecemos uma análise abrangente da literatura teórica e empírica relacionada ao tema que estamos desenvolvendo. A terceira seção descreve a estrutura do modelo abordado. Os principais resultados obtidos são apresentados na quarta seção. Por último, as nossas conclusões são expostas na quinta seção.

2. Literatura relacionada

A dinâmica de crédito nos mercados locais desempenha papel fundamental para o impulsionamento da atividade econômica e da promoção do desenvolvimento regional dos mercados locais. O acesso ao crédito é um elemento essencial para viabilizar investimentos, impulsionar a expansão de negócios e estimular o consumo. Os bancos são importantes para a economia por várias razões: recolhem poupanças e convertem-nas em ativos; toma decisões por meio de avaliação criteriosa dos clientes e dos projetos que serão financiados; influenciam a alocação dos recursos de uma economia de maneira mais eficiente, ou seja, está intrinsecamente envolvido a economia real.

Para tanto, compreender a dinâmica de crédito em nível local proporciona aos formuladores de políticas públicas uma visão mais abrangente do ambiente creditício, possibilitando a adoção de medidas específicas voltadas para o estímulo do crescimento econômico e a geração de empregos em âmbito regional.

Além disso, a dinâmica de crédito nos mercados locais desempenha um papel fundamental na estabilidade financeira. A análise mais detalhada dessa dinâmica é crucial para a identificação de possíveis riscos sistêmicos e a implementação de medidas de gestão de riscos apropriadas. Variações excessivas na oferta de crédito em determinadas regiões podem levar ao acúmulo de vulnerabilidades e desequilíbrios financeiros, com consequências negativas para todo o sistema financeiro (International Monetary Fund, 2016).

Este trabalho está relacionado com duas principais literaturas. A primeira delas aborda a importância do mercado de crédito no contexto do crescimento econômico, investigando os efeitos e as implicações dessa interdependência. A segunda literatura, por sua vez, se concentra na aplicação do modelo de fatores dinâmicos como ferramenta para compreender e explorar os padrões de comportamento de algumas variáveis. A sinergia entre essas duas áreas de estudo possibilita uma abordagem abrangente e aprofundada, permitindo uma compreensão mais completa dos fatores que impulsionam o mercado de crédito local.

Na compreensão da importância do mercado de crédito para o crescimento econômico, diversos estudos têm se dedicado a compreender como essa influência ocorre e a testar empiricamente

essa causalidade. Gurley e Shaw (1955), por exemplo, defendem que os bancos desempenham um papel crucial ao permitir a alocação eficiente de recursos entre os agentes superavitários e deficitários, contribuindo para as melhores escolhas de investimento na economia.

Outro autor relevante nessa discussão é Levine (1997), que apresenta o sistema financeiro como responsável pela transmissão de recursos entre poupadores e projetos. Segundo ele, ao mobilizar efetivamente recursos para projetos, o sistema financeiro desempenha um papel crucial ao permitir a alocação de recursos para as melhores tecnologias, estimulando, assim, o crescimento econômico. Levine também destaca que o sistema financeiro atua na mitigação de falhas de mercado, como os custos de transação e a assimetria de informações. Ao desempenhar o papel de intermediário, o setor financeiro reduz as transações e os custos de informação associados a múltiplos contratos bilaterais que ocorreriam na ausência de um intermediário financeiro.

Stiglitz e Weiss (1981) são mais alguns autores que defendem que o crédito é racionado pelos bancos devido a assimetria de informações, isto é, se as instituições financeiras não possuem informações completas sobre o projeto a ser financiado e sobre o agente tomador de crédito, não conseguem avaliar adequadamente o risco envolvido, e, portanto, os bancos acabam por racionar o crédito.

No contexto brasileiro, Cavalcante et al. (2006) consideram que bancos e tomadores de empréstimos têm comportamentos dependentes da região em que estão localizados. Os níveis de preferência pela liquidez e aversão ao risco dos agentes, influenciados pelo nível e qualidade das informações e pelo risco inerente aos agentes, impactam na disposição em emprestar ou tomar emprestado. Assim, acredita-se que a preferência pela liquidez do setor bancário determine a disposição de crédito em determinada região. Essa relação é observada no Brasil, onde há uma alta concentração de crédito em determinadas regiões, como Sudeste e Sul.

Essas diversas perspectivas e evidências destacam a importância do mercado de crédito nos mercados locais e a relevância de considerar a dinâmica dos fatores que influenciam a oferta e a demanda de crédito em nível regional. O entendimento desses fatores é fundamental para a formulação de políticas eficazes, visando promover um ambiente propício ao crescimento econômico e ao desenvolvimento regional equilibrado.

No contexto mais recente e empírico, várias análises têm sido realizadas para investigar a sincronização dos ciclos de crédito entre países e sua relação com os ciclos econômicos.

Meller e Metiu (2017) utilizam um procedimento econométrico para testar a sincronização dos ciclos de crédito. Utilizando dados de 14 economias desenvolvidas, observam no período de análise três períodos diferentes de sincronização. O início do século 20 até antes de 1920 apresenta níveis altos de sincronização. Entre as décadas de 1920 e 1970, a sincronização foi globalmente baixa e concentrada em cinco agrupamentos, predominantemente regionais. No entanto, a sincronização aumentou significativamente na era pós-Bretton Woods e tornou-se menos associada à proximidade geográfica, apresentando sincronizações globais. Meller e Metiu (2017) encontram relação entre a sincronização do crédito e dos ciclos econômicos.

Zhu (2011), por sua vez, utiliza de técnicas de modelagem no domínio do tempo e frequência para examinar se há uma relação significativa entre ciclos de crédito e de negócios, com foco especial nas economias dos EUA e UE. Resultados sugerem que o crédito parece ter impactado positivamente o produto na área do euro, mas não nos Estados Unidos. No caso dos EUA, os

componentes cíclicos do produto e do crédito foram fracamente correlacionados. A análise no domínio da frequência confirma que a relação crédito-produto dos EUA é de fato válida no longo prazo, mas bastante fraca ao longo dos ciclos de negócios.

A metodologia empregada neste trabalho é o modelo de fatores dinâmicos comuns. Forni e Reichlin (2001), a partir da extensão do modelo de fator dinâmico de Sargent e Sims (1977), estudam a sincronização das flutuações do produto em diferentes níveis de agregação, comparando as estimativas entre União Europeia e Estados Unidos da América.

Forni e Reichlin (2001) constroem o trabalho sobre duas observações. A primeira é a capacidade de desenvolver políticas econômicas capazes de assegurar um ciclo agregado dos países ou estados da região. A segunda observação é que a política fiscal em nível federal é capaz de fazer mais do que a estabilização intertemporal das flutuações comuns, uma vez que pode atuar como provedora de seguros por meio de impostos e transferências, realocando renda entre as regiões. Portanto, nesse caso, a política fiscal pode ser usada para estabilizar a produção agregada ao longo do tempo, funcionando como mecanismo de seguro entre os países/regiões. Logo, regiões que possuem melhor desempenho podem pagar mais impostos do que regiões que estejam num momento de desaceleração.

Forni e Reichlin (2001) concluem que a Europa é tão integrada quanto os EUA. Portanto, a variância relativa ao componente europeu é equivalente ao componente nacional encontrado nos EUA. As exceções são a Grécia, Portugal e o Reino Unido, que mostram uma grande influência do componente nacional, acima dos 50%.

Em um contexto mais amplo, o artigo de Kose, Otrok e Whiteman (2003) investiga as dinâmicas comuns das flutuações do ciclo de negócios entre países, regiões e o mundo. Kose, Otrok e Whiteman (2003) empregam um modelo bayesiano de fatores latentes dinâmicos para estimar o movimento comum dinâmico entre agregados macroeconômicos em uma ampla seleção de países. A análise de comovimento foi observada num contexto mundial, entre regiões e entre países.

Kose, Otrok e Whiteman (2003) concluem que há um componente mundial comum significativo presente em quase todos os países amostrados no estudo. Os países desenvolvidos possuem uma fração substancial das flutuações econômicas decorrentes do componente mundial, enquanto que países em desenvolvimento possuem maior parcela das flutuações explicadas pelos componentes regionais e locais. Os resultados sugerem que economias mais pobres são mais propensas a experimentar ciclos específicos do próprio país, e menos relacionados com as flutuações mundial e regional.

No âmbito nacional, Assis (2015) realiza um estudo sobre a aplicação de modelos de fatores dinâmicos, investigando as propriedades dinâmicas compartilhadas entre as taxas de pobreza nos estados brasileiros durante o período de 1976 a 2021. Os resultados da decomposição da pobreza em componentes nacional, regional e estadual revelam que o componente nacional, em média, representa cerca de 75% da volatilidade da taxa de pobreza nos estados brasileiros. A partir de 1995, esse fator ganhou maior relevância, coincidindo com a implementação do plano real, o controle da hiperinflação e o aumento dos gastos em políticas sociais do governo federal. Os estados da região Norte apresentaram uma maior influência dos fatores idiossincrático e regional.

Silva (2019) utiliza do modelo de fatores dinâmicos latentes bayesianos para examinar a influência de três fatores no desempenho da arrecadação do ICMS nos estados brasileiros no período de 1997 a 2019. Esses fatores são: nacional, estadual e idiossincrático. Os resultados indicaram que a variação na arrecadação do ICMS é explicada em grande parte pela força idiossincrática e estadual, ou seja, as características específicas do setor e do estado exercem influência significativa no desempenho da arrecadação.

3. Metodologia para identificação dos componentes: Modelo de Fatores Dinâmicos

Para este estudo, considera-se cada região imediata brasileira como referência geográfica para a definição do mercado de crédito bancário local¹. Assim, denota-se y_t^{ij} como a série de saldo de crédito para a i -ésima^a região imediata do estado j , no tempo t , expressa, da mesma forma que utilizado por Forni e Reichlin (2001), em desvio da média da série temporal. Assumindo a seguinte função:

$$y_t^{ij} = N_t^{ij} + E_t^{ij} + \mathcal{L}_t^{ij} = a^{ij}(L)n_t + b^{ij}(L)e_t^j + c^{ij}(L)l_t^{ij} \quad (1)$$

N_t , E_t e \mathcal{L}_t são o componente nacional, o componente estadual e o componente local, respectivamente. $a^{ij}(L)$, $b^{ij}(L)$ e $c^{ij}(L)$ são funções no operador de lag L , que transmitem para cada região imediata i os efeitos dos choques comuns nacionais, n_t . Estaduais e_t^j e locais ou idiossincráticos l_t^{ij} . Note, portanto, que os choques estaduais e nacional, ainda que comuns, geram efeitos específicos para cada região imediata, de acordo com os fatores $a^{ij}(L)$ e $b^{ij}(L)$ de cada localidade.

A diferença deste modelo em relação ao modelo de índice de fator dinâmico tradicional (Sargent e Sims, 1977; Geweke, 1977) é que o fator E não é comum e nem idiossincrático. É um fator de nível intermediário, comum para regiões imediatas pertencentes ao mesmo estado, mas ortogonal entre estados. O componente N é o componente comum a todas as regiões imediatas, portanto, seria o componente nacional sobre os mercados de crédito locais. Por sua vez, o choque \mathcal{L} é o componente local, exclusivo da região imediata i .

Conforme apresentado por Forni e Reichlin (2001), o regressor ideal, dentro da classe de todas as combinações lineares do y_t^{ij} , é obtido utilizando como coeficientes as entradas dos autovetores correspondentes ao maior autovalor da matriz $\Sigma^{-1}\Gamma$, onde Σ é a matriz de covariância dos componentes locais e Γ é a matriz de covariância das variáveis y_t^{ij} .

No entanto, a matriz Σ , de covariância dos componentes locais não pode ser diretamente estimada a partir dos dados. Portanto, seguimos o procedimento de duas etapas, sugerido pelos autores.

Na primeira etapa Forni e Reichlin (2001) estimam o modelo assumindo uma matriz Σ igual à matriz diagonal com a mesma diagonal principal que Γ multiplicada por um escalar². Neste

¹ Regiões imediatas são definidas pelo IBGE como um grupo de municípios com características socioeconômicas semelhantes e que estabelecem um espaço urbano para a satisfação das necessidades imediatas da população.

² No primeiro estágio, Forni e Reichlin (2001) assumem que a matriz Σ é igual à matriz diagonal com a mesma diagonal principal que Γ multiplicada por um escalar. O autovetor implícito é então utilizado para uma estimativa preliminar do modelo e as entradas diagonais de Σ (as entradas não diagonais são definidas iguais a zero de acordo com a suposição de ortogonalidade). Na segunda etapa, esta estimativa de Σ é utilizada para obter o regressor final.

trabalho utilizamos uma *proxy* para os fatores não observados, a fim de gerar uma estimativa preliminar do modelo. Para tanto, utilizamos médias simples para tornar os agregados observáveis. Na segunda etapa, retornamos ao procedimento padrão de Forni e Reichlin (2001), e utilizamos essa estimativa de Σ da primeira etapa para obter o regressor final.

Procedimento de Primeira Etapa

(i) Estimativa dos agregados na primeira etapa:

Os agregados estaduais y_t^j são obtidos por meio das médias entre regiões imediatas do mesmo estado, para os j estados:

$$y_t^j = \frac{\sum_{i=1}^I y_t^{ij}}{I} \quad (2)$$

O agregado nacional y_t é dado pela média entre os j agregados estaduais:

$$y_t = \frac{\sum_{j=1}^J y_t^j}{J} \quad (3)$$

(ii) Estimativa das regressões por MQO:

Sendo, N_t^j uma combinação linear do presente e o passado de y_t , temos:

$$y_t^j = \alpha^j(L) y_t + E_t^j \quad (4)$$

A equação acima é estimada por MQO, especificado conforme apresentada por Forni e Reichlin (2001), com defasagem de 2ª ordem. Essas regressões auxiliares são necessárias na equação (6) para separar a componente estadual e nacional.

$$y_t^{ij} = \alpha^{ij}(L) y_t + \beta^{ij}(L) y_t^j + \mathcal{L}_t^{ij} \quad (5)$$

Estimamos as equações de regressão acima por MQO com defasagem de 2ª ordem para $\alpha^{ij}(L)$ e $\beta^{ij}(L)$. Dessa forma, obtivemos uma estimativa para os componentes locais \mathcal{L}_t^{ij} .

Substituindo as equações anteriores nas funções abaixo temos as separações dos componentes nacional, estadual e local para cada região imediata.

$$N_t^{ij} = \alpha^{ij}(L) y_t + \beta^{ij}(L) \alpha^j(L) y_t \quad (6)$$

$$E_t^{ij} = y_t^{ij} - N_t^{ij} - \mathcal{L}_t^{ij} \quad (7)$$

Procedimento de Segunda Etapa

(iii) Estimativa dos agregados na segunda etapa:

Uma vez observáveis os três componentes na primeira etapa do procedimento, retornamos na busca do regressor ideal, utilizando as entradas dos autovetores correspondentes ao maior

autovalor da matriz $\Sigma^{-1}\Gamma$, onde Σ é a matriz de covariância dos componentes locais e Γ é a matriz de covariância das variáveis y_t^{ij} .

Os agregados estaduais y_t^j são obtidos por meio da combinação linear regiões imediatas do mesmo estado, para os j estados:

$$y_t^j = \sum_{i=1}^j w^{ij} y_t^{ij} \quad (8)$$

Onde os coeficientes w^{ij} são aqueles que minimizam a razão da variância do componente local sobre o total, o regressor ideal calculado pelo procedimento com a matriz $\Sigma^{-1}\Gamma$.

O agregado nacional y_t , dado pela média entre os j agregados estaduais:

$$y_t = \frac{\sum_{j=1}^J y_t^j}{J} \quad (9)$$

(iv) Estimativa das regressões por MQO:

A partir da estimação dos agregados estaduais e nacionais, retornamos para estimação dos procedimentos (10)-(13).

$$y_t^j = \alpha^j(L) y_t + E_t^j \quad (10)$$

$$y_t^{ij} = \alpha^{ij}(L) y_t + \beta^{ij}(L) y_t^j + \mathcal{L}_t^{ij} \quad (11)$$

$$N_t^{ij} = \alpha^{ij}(L) y_t + \beta^{ij}(L) \alpha^j(L) y_t \quad (12)$$

$$E_t^{ij} = y_t^{ij} - N_t^{ij} - \mathcal{L}_t^{ij} \quad (13)$$

Uma vez obtidos os agregados, recupera-se a decomposição de cada variável regional nos três componentes regredindo cada variável regional em seus agregados nacionais e estaduais. Dado que os três componentes N_t^{ij} , E_t^{ij} e \mathcal{L}_t^{ij} são ortogonais por suposição, a variância de cada variável pode ser encontrada por meio da decomposição da contribuição da variância de cada componente.

No decorrer do desenvolvimento do procedimento algumas variações foram testadas. A primeira segue por completo o procedimento apresentado por Forni e Reichlin (2001). A segunda utilizou-se de médias simples nas duas etapas para estimativa preliminar dos componentes. A terceira foi estimada utilizando apenas uma etapa do processo. A quarta variação segue o procedimento efetuado no trabalho, mas com simulações adicionando mais etapas. Nesse caso, observamos que as variações entre etapas ficam cada vez menos significativas à medida que incluímos mais etapas.

4. Resultados

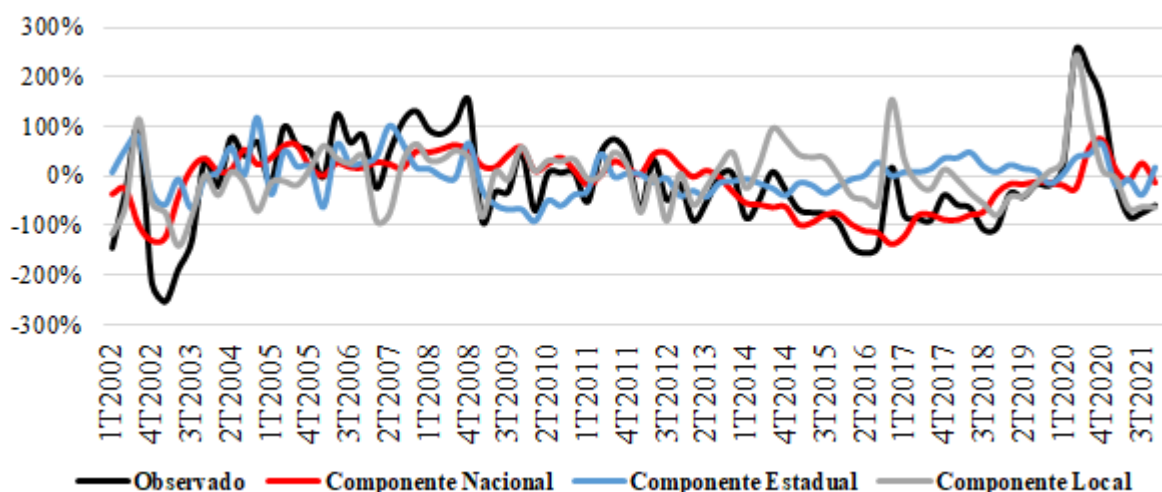
A principal fonte de dados empregada por este trabalho é o ESTBAN, Estatística Bancária Mensal por Município, que é de responsabilidade do Banco Central do Brasil³. Os dados são gerados mensalmente, contemplando a posição mensal dos saldos das principais rubricas de balancetes dos bancos por município brasileiro.

³ Disponível em: <https://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/estban.asp?frame=1>.

O trabalho empregou dois indicadores de crédito. A primeira medida, usada como referência nos exercícios empíricos, é mais restrita e emprega os saldos da subconta “Empréstimos e Títulos” (cód. 161). O objetivo é captar a dinâmica de crédito livre em cada mercado. A segunda medida, mais ampla, considera o crédito total, conforme os saldos mensais das “Operações de Crédito⁴” (cód.160). Em ambos os casos, as séries foram agregadas por regiões imediatas, contemplando 510 séries, agrupadas em 26 estados e Distrito Federal, de janeiro de 2000 até dezembro de 2021. Os dados foram trimestralizados a partir do 1º trimestre de 2000, e deflacionados a partir do IPCA - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, de fonte do IBGE, a valores de dezembro de 2021.

Ao analisar a série de crédito, foram aplicados métodos para torná-la estacionária. Esses métodos incluíram o cálculo da taxa de crescimento da série de crédito e a normalização dos valores. A taxa de crescimento foi obtida ao calcular a variação percentual entre períodos consecutivos da série, permitindo capturar as variações relativas ao longo do tempo. A normalização dos valores envolveu técnicas de padronização dos dados, que consistem em subtrair a média das taxas de crescimento observadas e dividir pelo desvio padrão de cada região imediata.

Gráfico 1 – Decomposição da série da região imediata São Paulo entre componentes nacional, estadual e local



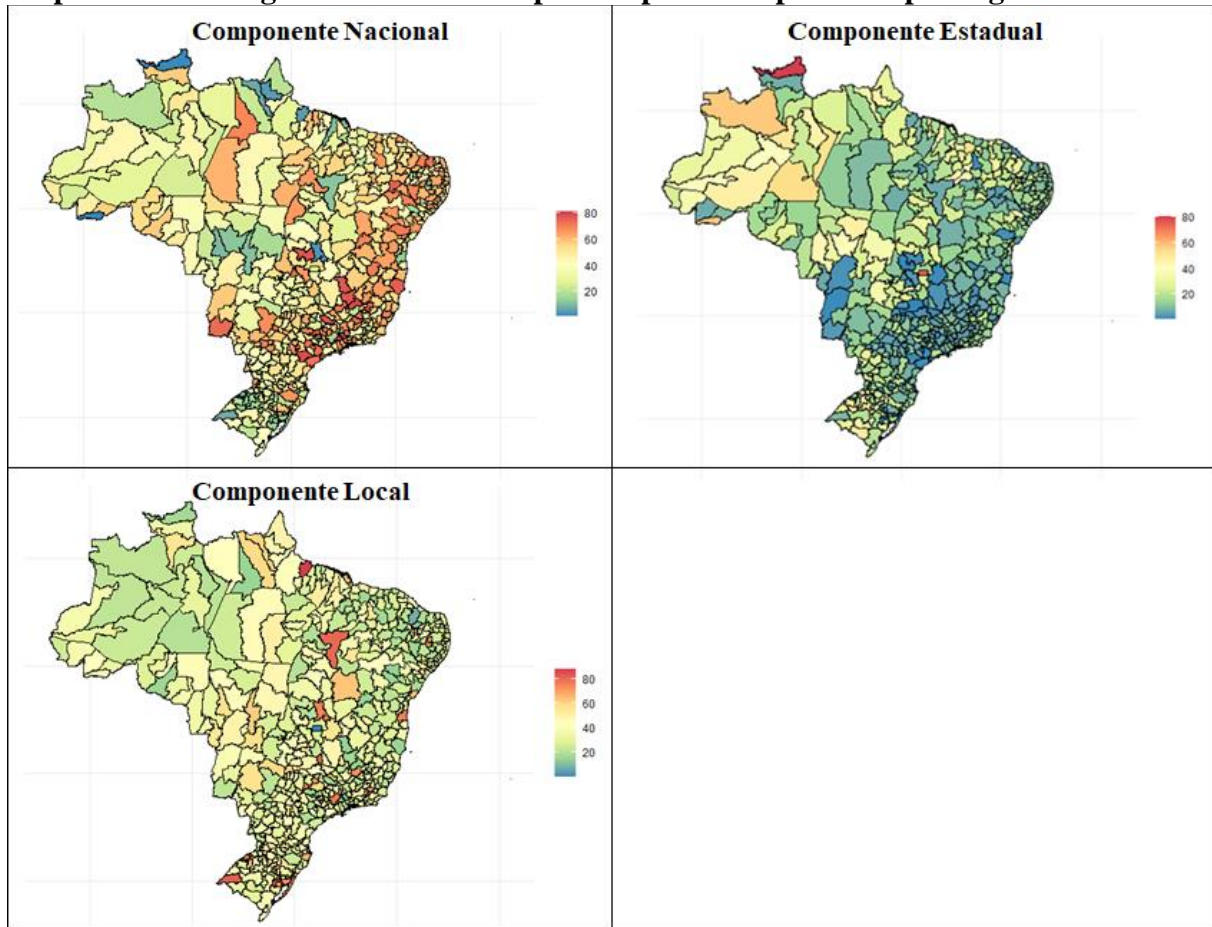
No Gráfico 1, é apresentada uma ilustração da decomposição da série de crédito livre em uma região imediata. O exemplo fornecido evidencia dois componentes distintos: o componente nacional, que representa o nível da curva observada da série de crédito, e o componente local, que representa as variações trimestrais da série original. Essa decomposição permite uma análise mais detalhada das contribuições desses componentes específicos para a série de crédito livre.

⁴ **Operações de Crédito:** Empréstimos e Direitos Creditórios Descontados (cód.161); Financiamentos (cód.162); Financiamentos Rurais (cód.163); Financiamentos Imobiliários (cód.169); Financiamentos de Títulos e Valores Mobiliários (cód.171); Financiamentos de Infraestrutura e Desenvolvimento (cód.169); Operações de Crédito Vinculadas à Cessão (cód.171).

Tabela 1. Variância média explicada pelo componente nacional, pelo componente estadual e pelo componente local.

Estado	σ^2_N/σ^2_y x 100	σ^2_E/σ^2_y x 100	σ^2_L/σ^2_y x 100	Nº de regiões	σ^2_y x 100
Região Norte	40,5	23,8	35,7	62	100,0
Acre	36,4	27,1	36,5	5	100,0
Amapá	18,4	30,4	51,2	4	100,0
Amazonas	31,4	43,1	25,5	11	100,0
Pará	43,9	17,5	38,7	21	100,0
Rondônia	49,1	18,6	32,3	6	100,0
Roraima	35,1	31,6	33,2	4	100,0
Tocantins	45,9	18,5	35,6	11	100,0
Região Nordeste	49,6	17,2	33,2	154	100,0
Alagoas	49,4	13,1	37,5	11	100,0
Bahia	53,8	14,1	32,1	34	100,0
Ceará	50,5	22,4	27,0	18	100,0
Maranhão	36,6	27,0	36,4	22	100,0
Paraíba	40,1	15,3	44,6	15	100,0
Pernambuco	59,0	13,9	27,1	18	100,0
Piauí	51,9	16,0	32,1	19	100,0
Rio Grande do Norte	58,8	16,4	24,7	11	100,0
Sergipe	48,7	16,4	34,9	6	100,0
Região Centro-Oeste	40,9	20,4	38,7	53	100,0
Distrito Federal	24,2	75,8	0,0	1	100,0
Goiás	45,7	18,2	36,1	22	100,0
Mato Grosso	32,6	24,2	43,2	18	100,0
Mato Grosso do Sul	49,6	11,6	38,8	12	100,0
Região Sudeste	54,3	9,0	36,7	145	100,0
Espírito Santo	59,8	11,8	28,4	8	100,0
Minas Gerais	53,9	7,5	38,6	70	100,0
Rio de Janeiro	47,3	16,3	36,4	14	100,0
São Paulo	54,8	8,1	37,1	53	100,0
Região Sul	37,0	18,5	44,5	96	100,0
Paraná	47,2	14,3	38,5	29	100,0
Rio Grande do Sul	26,2	24,8	49,1	43	100,0
Santa Catarina	44,1	12,9	43,0	24	100,0
Brasil	46,5	16,4	37,1	510	100,0

Mapa 1 - Porcentagem da variância explicada pelos componentes por região imediata



Seguindo o procedimento de Forni e Reichlin (2001), as estimativas dos componentes nacional, estadual e local são apresentadas em termos de suas variâncias e suas respectivas participações na variância total dos saldos de crédito. A Tabela 1 mostra as médias estaduais da porcentagem de variância explicada pelos componentes nacional, estadual e local da série de crédito livre. Esses resultados são complementados pelo Mapa 1, que oferece uma visualização espacial dos mesmos padrões.

A maioria dos estados apresentam a maior parcela da variância explicada pelo componente nacional, que representa, em média, cerca de 47%. Sendo que os estados das regiões Sudeste e Nordeste apresentam patamares maiores, respectivamente, 54% e 50%, regiões mais populosas do país. O componente estadual representa, em média, cerca de 16%, sendo que regiões Norte e Centro-Oeste possuem patamares maiores, 24% e 20%, respectivamente.

Os resultados indicam a relevância dos choques comuns na dinâmica dos mercados locais de crédito, com elevado peso exercido pelo componente nacional na explicação da variância total da série. Chama a atenção também o relativo baixo peso do componente estadual. Em todos os casos, o componente estadual, que representa um fator de impacto regional de nível intermediário, é o que possui menor relevância. Este ponto sugere que os mercados locais de crédito são relativamente mais influenciados por fatores puramente locais e de âmbito nacional. Isso é particularmente evidenciado no caso dos estados da região sudeste.

Tabela 2 – Variância média explicada entre regiões imediatas que comportam as capitais dos estados e das demais regiões

Estado	Capitais			Demais Regiões		
	σ^2_N/σ^2_y x 100	σ^2_E/σ^2_y x 100	σ^2_L/σ^2_y x 100	σ^2_N/σ^2_y x 100	σ^2_E/σ^2_y x 100	σ^2_L/σ^2_y x 100
Região Norte	48,8	16,0	35,2	39,4	24,8	35,8
Acre	57,2	9,8	33,0	31,2	31,5	37,3
Amapá	40,6	14,0	45,4	11,0	35,9	53,1
Amazonas	45,5	23,1	31,4	29,9	45,1	24,9
Pará	59,1	10,0	30,9	43,1	17,8	39,1
Rondônia	55,2	16,5	28,3	47,9	19,0	33,1
Roraima	57,8	7,6	34,6	27,6	39,6	32,8
Tocantins	38,4	22,3	39,3	46,6	18,1	35,3
Região Nordeste	48,1	7,8	44,0	49,7	17,7	32,6
Alagoas	46,5	8,4	45,1	49,7	13,5	36,7
Bahia	30,7	4,5	64,8	54,5	14,4	31,1
Ceará	52,9	3,1	44,0	50,4	23,6	26,0
Maranhão	45,7	16,6	37,8	36,2	27,4	36,3
Paraíba	63,6	11,0	25,4	38,4	15,6	46,0
Pernambuco	37,3	11,9	50,8	60,3	14,1	25,7
Piauí	43,4	1,6	55,0	52,4	16,8	30,8
Rio Grande do Norte	63,0	10,3	26,7	58,4	17,1	24,5
Sergipe	47,7	12,0	40,3	48,9	17,3	33,8
Região Centro-Oeste	38,8	23,0	38,2	41,1	20,1	38,7
Distrito Federal	24,2	75,8	0,0			
Goiás	50,6	3,7	45,7	45,5	18,9	35,6
Mato Grosso	47,8	2,6	49,6	31,7	25,5	42,8
Mato Grosso do Sul	32,6	10,1	57,3	51,1	11,8	37,1
Região Sudeste	39,7	11,0	49,2	54,8	8,9	36,3
Espírito Santo	54,2	7,5	38,3	60,6	12,4	27,0
Minas Gerais	21,5	6,0	72,6	54,3	7,6	38,1
Rio de Janeiro	33,5	14,8	51,8	48,4	16,4	35,2
São Paulo	36,5	19,2	44,3	55,2	7,8	37,0
Região Sul	18,3	12,4	69,3	37,4	18,6	44,0
Paraná	53,0	7,7	39,3	47,0	14,5	38,5
Rio Grande do Sul	14,0	14,8	71,2	26,5	25,0	48,5
Santa Catarina	22,6	10,0	67,4	45,0	13,0	41,9
Brasil	43,5	13,1	43,3	46,7	16,5	36,8

A Tabela 2 reporta os resultados desagregando as regiões imediatas em dois grupos: regiões que comportam os municípios que são as capitais de cada estado e as regiões com os demais municípios. A ideia é tentar visualizar comportamentos distintos nos mercados de crédito das localidades mais prósperas que incluem as capitais estaduais. Nesse sentido, é possível observar que as regiões Sudeste, Sul e Nordeste apresentam um aumento significativo do componente local quando analisamos exclusivamente as regiões imediatas que abrangem as capitais de cada estado. Portanto, as capitais dessas duas regiões têm séries de crédito mais influenciadas por fatores locais em comparação com as demais regiões imediatas desses estados

À luz destes resultados, podemos especular se há algum tipo de correlação entre o nível de desenvolvimento local e a importância relativa dos componentes na explicação dos mercados locais de crédito. Assim, torna-se interessante avaliar se existem padrões que expliquem as diferenças regionais dos componentes nas séries de crédito. Assim, estimamos um modelo de regressão para estudarmos o comportamento da participação relativa do componente nacional, estadual e local da região imediata i no instante t , tendo como principal variável explicativa o nível de desenvolvimento local, dado pelo respectivo PIB per capita:

$$C_{it} = \beta_1 \ln(PIBpc_{it}) + \beta_2 \ln(Agro_{it}) + \beta_3 \ln(Ind_{it}) + \beta_4 \ln(Srv_{it}) + \beta_5 \ln(Pub_{it}) + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Onde C_{it} é a participação do respectivo componente (nacional, estadual e local) da i -ésima região imediata no t -ésimo período, entre 2002-2020. $PIBpc_{it}$, $Agro_{it}$, Ind_{it} , Srv_{it} e Pub_{it} são, respectivamente, PIB Per capita⁵, participação dos setores agropecuária, indústria, serviços e setor público sobre o PIB de cada região imediata. α_i e γ_t são os efeitos fixos de região imediata e tempo.

Tabela 3 – Coeficientes da regressão linear com efeitos fixos das séries distribuição da variância

Variáveis	Nacional	Estadual	Local
log(PIB per capita deflacionado)	0,3393*** (<2,2e-16)	-0,1978*** (<2,2e-16)	-0,1415*** (<2,2e-16)
log(% Agropecuária)	0,0270* (0,0191)	-0,0052 (0,4571)	-0,0218* (0,0209)
log(% Indústria)	-0,0188 (0,1308)	0,0176* (0,0199)	0,0013 (0,8996)
log(% Serviços)	0,2808*** (<2,2e-16)	-0,1030*** (0,0001)	-0,1778*** (0,0000)
log(% Setor Público)	0,3004*** (<2,2e-16)	-0,1521*** (<2,2e-16)	-0,1483*** (0,0000)
Número de regiões imediatas	510	510	510
Número de observações	9690	9690	9690
R ² ajustado	0,0199	0,0040	-0,0286

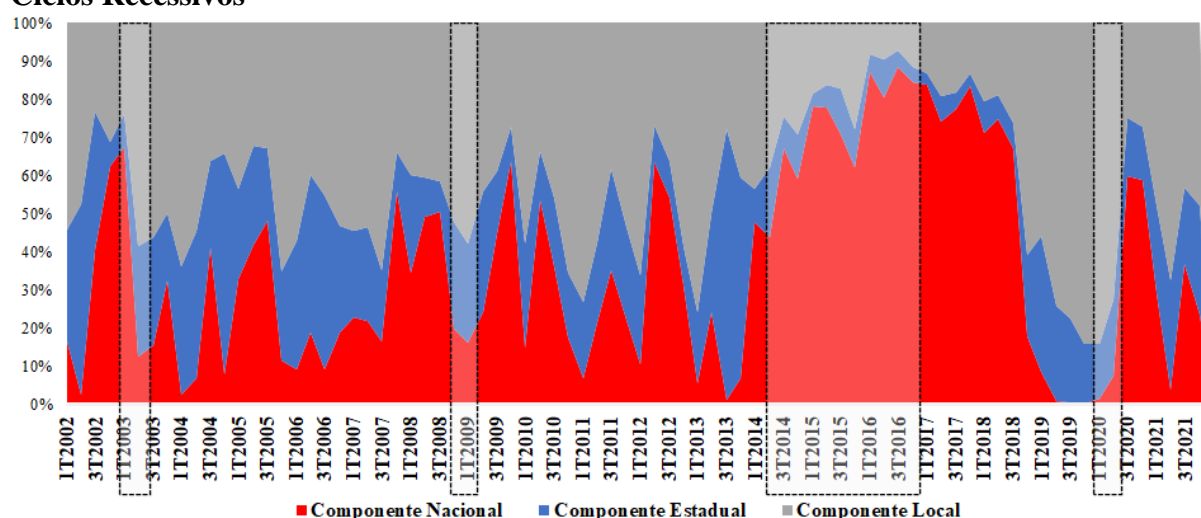
Nota: P-valor entre parênteses. ‘.’, ‘*’, ‘***’, ‘****’ denotam significância estatística a 10%, 5%, 1% e 0,1%, respectivamente. Os modelos incluem efeitos fixos de região imediata e tempo.
Fonte: Elaboração própria.

⁵ Dado deflacionado pelo deflator implícito do PIB em valores de 2021.

Como podemos observar na Tabela 3, os resultados sugerem uma correlação positiva entre a participação do componente nacional e o nível de produto per capita das localidades estudadas. Além disso, tipicamente, mercados de crédito em localidades com maior relevância do setor de serviços possuem dinâmica mais atrelada aos movimentos dos componentes comuns nacionais. Esses parâmetros apresentam nível de significância de 0,1%.

Os resultados obtidos até então tratam de padrões para as diferenças regionais de distribuição dos componentes (entre os diferentes mercados nas regiões imediatas). Por outro lado, pode ser interessante avaliarmos como a distribuição da variância entre os componentes ocorre ao longo do tempo, em particular durante os períodos de flutuações nos ciclos de negócios. O Gráfico 2 reporta as séries temporais para as médias (em todas as regiões imediatas) da participação dos componentes nacional, estadual e local entre 2002 e 2021, contrastando com os períodos de recessão, conforme definido pelo CODACE.⁶ É possível notar que em períodos recessivos, sobretudo na recessão de 2014, a participação do componente local perde relevância, enquanto que o componente nacional parece dominar a dinâmica nos mercados de crédito locais.

Gráfico 2 – Participação dos componentes nacional, estadual e local (média nacional) x Ciclos Recessivos



Nota: Área hachurada representa períodos de recessão definidos pela CODACE.

Fonte: Elaboração própria.

Com o objetivo de analisar de forma mais precisa esses movimentos, realizamos estimativas de modelos de regressão com efeitos fixos para as regiões imediatas, utilizando a mesma especificação (Equação 14), mas substituímos o nível de produto per capita pela inclusão de uma variável *dummy* que identifica os anos em que ocorrem trimestres de recessão, conforme definidos pelo CODACE (Tabela 4).

Os resultados obtidos por meio dessas regressões indicam que durante períodos de recessão, os componentes estadual e local apresentam redução em suas contribuições para a variância das regiões imediatas. Esse achado possui relevância prudencial, uma vez que sugere uma diminuição da importância das dinâmicas locais em momentos de crise. Em outras palavras, nos momentos de crise, os mercados locais de crédito se tornam menos diversificados, com

⁶ CODACE (Comitê de Datação de Ciclos Econômicos) tem como finalidade estabelecer cronologias de referência para os ciclos econômicos brasileiros.

uma maior predominância do fator nacional e uma menor relevância dos movimentos idiossincráticos de cada região.

É importante destacar que esses resultados são estatisticamente significativos, com níveis de significância de 0,1% para os componentes comuns e o componente local, fortalecendo a consistência das conclusões obtidas.

Tabela 4 – Coeficientes da regressão linear com efeitos fixos das séries distribuição da variância

Variáveis	Nacional	Estadual	Local
<i>dummy</i> (Recessão)	0,1879*** (<2,2e-16)	-0,0782*** (<2,2e-16)	-0,1097*** (<2,2e-16)
log(% Agropecuária)	-0,0653*** (0,0000)	0,0441*** (0,0000)	0,0212* (0,0148)
log(% Indústria)	0,0188 (0,1055)	-0,0023 (0,7591)	-0,0166. (0,0912)
log(% Serviços)	0,3446*** (<2,2e-16)	-0,1529*** (<2,2e-16)	-0,1917*** (0,0000)
log(% Setor Público)	0,0175 (0,4408)	0,0149 (0,2976)	-0,0324. (0,0904)
Número de regiões imediatas	510	510	510
Número de observações	9690	9690	9690
R ² ajustado	0,1390	0,0443	0,0443

Nota: P-valor entre parênteses. ‘ . ’, ‘*’, ‘***’, ‘****’ denotam significância estatística a 10%, 5%, 1% e 0,1%, respectivamente. Os modelos incluem efeitos fixos de região imediata e tempo.
Fonte: Elaboração própria.

5. Conclusão

Este trabalho buscou estudar os componentes determinantes da dinâmica dos mercados locais de crédito no Brasil. Para tanto, é empregada a metodologia proposta por Forni e Reichlin (2001) para decomposição da variância dos mercados locais em componentes nacionais, estaduais e locais.

Os resultados sugerem a existência de componentes comuns nacionais representativos, e distribuídos em todo o território nacional, em parcela importante da dinâmica dos mercados locais de crédito. As diferenças das distribuições entre os componentes nacional, estadual e local são explicados por características das economias locais. Por exemplo, regiões imediatas com maior participação do componente nacional também apresentam maior nível de desenvolvimento (PIB per capita) e concentração dos setores de serviços e público na economia.

Ainda que possuam as características mencionadas, identificamos que regiões imediatas que comportam as capitais dos estados apresentam maiores níveis de representatividade do componente local, o que pode indicar que essas regiões apresentam características mais específicas, que tornam seus mercados de créditos locais mais especializados que as demais regiões.

Em um contexto de séries temporais, o componente comum nacional apresenta maior representatividade em momentos de recessão. Este resultado evidencia que, em cenários de recessão, os mercados regionais de crédito possuem maior integração e se tornam menos diversificáveis.

Para o Brasil, dada a grande parcela da variância explicada por componentes comuns, podemos concluir que existe uma integração do crédito local relevante. Tal evidência, em conformidade também com a causalidade entre crédito e crescimento econômico apresentada pela literatura econômica, pode representar uma capacidade importante de choques na oferta ou demanda de crédito representarem impactos significativos e generalizados nos mercados de créditos locais e consequentes economias locais.

6. Bibliografia

- ASSIS, Dércio Nonato Chaves de. **Decomposição da pobreza no Brasil usando um modelo de fatores dinâmicos**. 2015. 42f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN, Fortaleza, 2015.
- CAVALCANTE, A.; CROCCO, M.; JAYME JR. F. G. **Preferência pela liquidez, sistema bancário e disponibilidade de crédito regional**, Textos para Discussão Cedeplar - UFMG, Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2004.
- FORNI, M. REICHLIN, L. **Federal policies and local economies: Europe and the US**. *European Economic Review*, Volume 45, p. 109-134, 2001.
- GEWEKE, J., **The dynamic factor analysis of economic time series models..** In: Aigner, D.J., Goldberger, A.S. (Eds.), *Latent Variables in Socio-Economic Models*. North-Holland, New York, 1977.
- GURLEY, John G.; SHAW, Edward S. **Financial aspects of economic development**. *The American Economic Review*, 1955. 515-538 p. v. 45, n. 4, p. 515-538.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Potent Policies for a Successful Normalization**. IMF Publications. International Monetary Fund. 2016.
- KOSE, M.A. OTROK, C. WHITEMAN, C.H. **International business cycles: world, region, and country-specific factors**. *American Economic Review*, 2003. v. 93 (4), 1216–1239 p.
- LEVINE, Ross. **Financial development and economic growth: views and agenda**. *Journal of Economic Literature*, v. 35, n. 2, p. 688-726, 1997.
- MELLER, Barbara; METIU, Norbert. 2017. **The Synchronization of Credit Cycles**. *Journal of Banking & Finance*, 2017. 98–111 p.
- SARGENT, T.J., SIMS, C.A.. **Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory**. In: Sims, C.A. (Ed.), *New Methods in Business Research*. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis, 1977.
- SILVA, Antonia Liduina Pinheiro da. **Análise do desempenho da arrecadação do ICMS dos estados brasileiros tendo em vista fatores nacionais, estaduais e idiossincráticos**. 2019. 44f. - Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público) - Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade - FEAAC, Programa de Economia Profissional - PEP, Universidade Federal do Ceará - UFC, Fortaleza (CE), 2019.
- STIGLITZ, Joseph E.; WEISS, Andrew. **Credit rationing in markets with imperfect information..** 3. ed. *The American Economic Review*, 1981. 393-410 p. v. 71.
- ZHU, F. **Credit and business cycles: some stylized facts**. Bank for International Settlements. 2011.

Anexo: Resultados para medida de crédito total (Operações de Crédito)

Tabela 5 – Operações de Crédito: Variância média explicada pelo componente nacional, pelo componente estadual e pelo componente local.

Estado	σ^2_N/σ^2_y x 100	σ^2_E/σ^2_y x 100	σ^2_L/σ^2_y x 100	Total	Nº de regiões	σ^2_y x 100
Região Norte	24,6	22,4	52,9	100,0	62	100,0
Acre	21,1	27,8	51,2	100,0	5	100,0
Amapá	17,5	20,9	61,6	100,0	4	100,0
Amazonas	18,7	35,3	46,0	100,0	11	100,0
Pará	25,8	17,6	56,6	100,0	21	100,0
Rondônia	29,5	25,7	44,8	100,0	6	100,0
Roraima	17,9	35,4	46,7	100,0	4	100,0
Tocantins	25,3	17,1	57,6	100,0	11	100,0
Região Nordeste	26,7	21,7	51,6	100,0	154	100,0
Alagoas	23,0	25,6	51,4	100,0	11	100,0
Bahia	29,1	18,5	52,4	100,0	34	100,0
Ceará	28,1	29,4	42,5	100,0	18	100,0
Maranhão	24,3	18,6	57,1	100,0	22	100,0
Paraíba	27,2	18,9	53,9	100,0	15	100,0
Pernambuco	23,6	20,4	56,0	100,0	18	100,0
Piauí	25,1	23,8	51,1	100,0	19	100,0
Rio Grande do Norte	30,8	18,4	50,8	100,0	11	100,0
Sergipe	29,3	29,4	41,3	100,0	6	100,0
Região Centro-Oeste	29,1	19,0	51,9	100,0	53	100,0
Distrito Federal	10,3	89,7	0,0	100,0	1	100,0
Goiás	31,1	16,7	52,2	100,0	22	100,0
Mato Grosso	21,9	21,6	56,5	100,0	18	100,0
Mato Grosso do Sul	39,2	12,8	48,0	100,0	12	100,0
Região Sudeste	34,0	13,9	52,1	100,0	145	100,0
Espírito Santo	50,5	15,7	33,8	100,0	8	100,0
Minas Gerais	34,3	14,9	50,7	100,0	70	100,0
Rio de Janeiro	26,9	18,8	54,3	100,0	14	100,0
São Paulo	32,8	11,6	55,6	100,0	53	100,0
Região Sul	41,0	14,0	45,0	100,0	96	100,0
Paraná	46,1	11,9	42,0	100,0	29	100,0
Rio Grande do Sul	38,7	17,0	44,3	100,0	43	100,0
Santa Catarina	40,2	9,6	50,2	100,0	24	100,0
Brasil	31,4	17,9	50,7	100,0	510	100,0

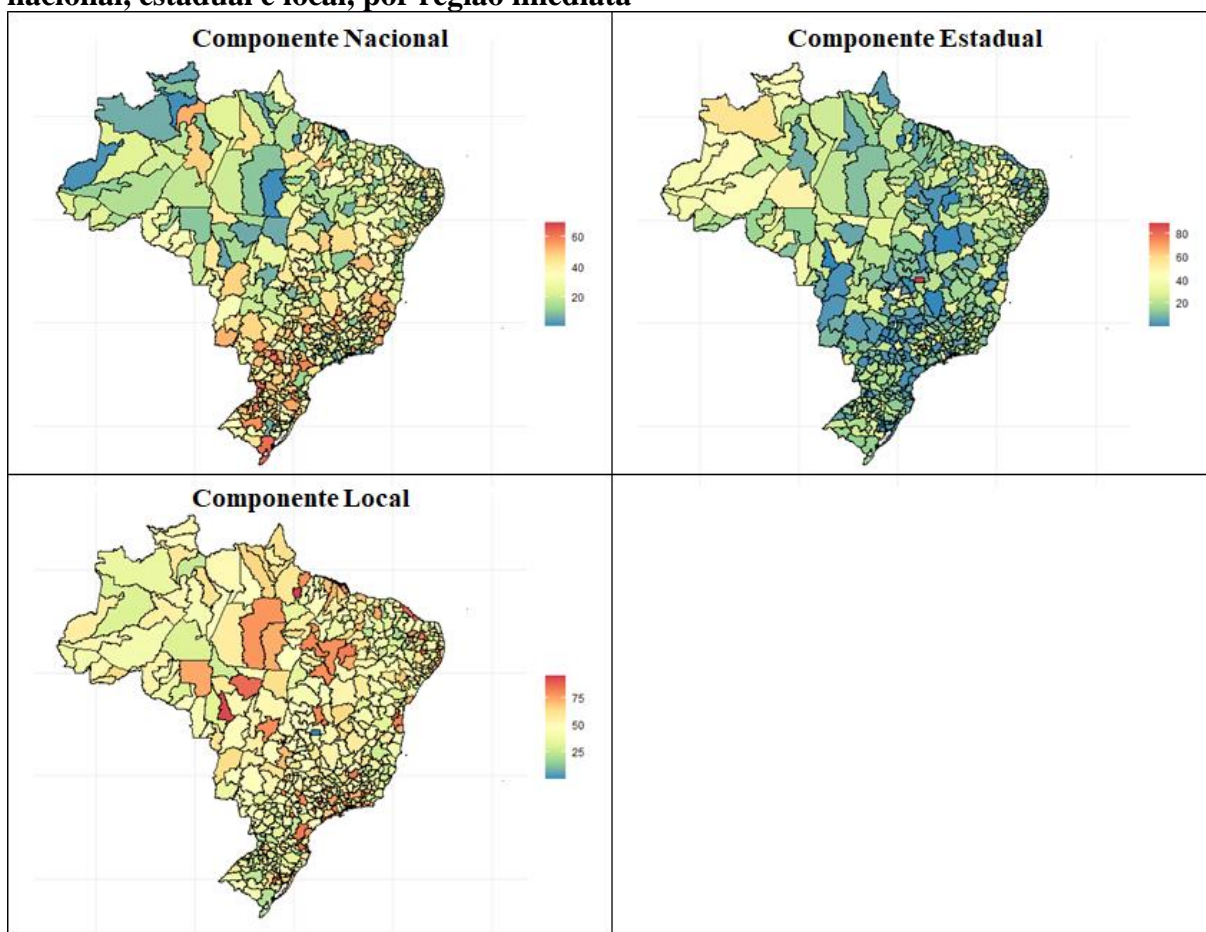
Fonte: Elaboração própria.

Tabela 6 – Operações de Crédito: Variância média explicada entre regiões imediatas que comportam as capitais dos estados e das demais regiões

Estado	Capitais			Demais Regiões		
	σ^2_N/σ^2_y x 100	σ^2_E/σ^2_y x 100	σ^2_L/σ^2_y x 100	σ^2_N/σ^2_y x 100	σ^2_E/σ^2_y x 100	σ^2_L/σ^2_y x 100
Região Norte	28,5	13,2	58,3	24,2	23,6	52,2
Acre	14,9	20,5	64,6	22,6	29,6	47,8
Amapá	21,2	16,0	62,9	16,2	22,5	61,2
Amazonas	48,8	8,2	43,0	15,7	38,1	46,3
Pará	47,0	2,8	50,2	24,8	18,3	56,9
Rondônia	30,0	15,8	54,2	29,4	27,7	42,9
Roraima	10,4	41,2	48,4	20,4	33,5	46,1
Tocantins	7,7	12,7	79,6	27,0	17,6	55,4
Região Nordeste	34,9	12,0	53,1	26,3	22,2	51,5
Alagoas	50,4	18,0	31,5	20,3	26,4	53,3
Bahia	13,4	13,5	73,1	29,5	18,7	51,8
Ceará	9,2	2,6	88,2	29,2	31,0	39,8
Maranhão	29,8	16,8	53,4	24,1	18,6	57,3
Paraíba	43,5	6,3	50,1	26,0	19,8	54,2
Pernambuco	35,3	7,2	57,5	22,9	21,2	55,9
Piauí	44,6	8,8	46,6	24,0	24,7	51,3
Rio Grande do Norte	38,1	17,0	44,8	30,1	18,5	51,4
Sergipe	44,6	22,3	33,1	26,2	30,8	43,0
Região Centro-Oeste	39,0	25,4	35,5	28,2	18,4	53,4
Distrito Federal	10,3	89,7	0,0			
Goiás	49,3	6,1	44,5	30,3	17,2	52,5
Mato Grosso	48,5	2,4	49,0	20,3	22,7	56,9
Mato Grosso do Sul	47,9	3,5	48,6	38,5	13,6	47,9
Região Sudeste	20,2	10,6	69,1	34,5	14,0	51,5
Espírito Santo	48,6	15,3	36,1	50,8	15,8	33,4
Minas Gerais	10,6	4,2	85,1	34,7	15,1	50,2
Rio de Janeiro	7,6	20,7	71,7	28,4	18,7	52,9
São Paulo	20,9	10,8	68,3	33,1	11,6	55,3
Região Sul	31,9	5,4	62,7	41,2	14,2	44,6
Paraná	13,4	2,1	84,5	47,3	12,2	40,5
Rio Grande do Sul	29,3	4,7	66,1	38,9	17,3	43,8
Santa Catarina	34,5	6,1	59,4	40,4	9,8	49,8
Brasil	30,0	14,6	55,4	31,5	18,1	50,4

Fonte: Elaboração própria.

Mapa 2 – Operações de Crédito: Porcentagem da variância explicada pelo componente nacional, estadual e local, por região imediata



Fonte: Elaboração própria.