



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA - MPE

JOAQUIM DE FIGUEIREDO CORREIA NETO

O QUE DETERMINA A DESIGUALDADE DO COMPORTAMENTO CREDITÍCIO
DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS?

FORTALEZA

2015

JOAQUIM DE FIGUEIREDO CORREIA NETO

**O QUE DETERMINA A DESIGUALDADE DO COMPORTAMENTO CREDITÍCIO
DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS?**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Finanças e Seguros.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos

FORTALEZA

2015

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós Graduação em Economia - CAEN

-
- C848q Correia Neto, Joaquim de Figueiredo
 O que determina a desigualdade do comportamento creditício das famílias brasileiras ? /
 Joaquim de Figueiredo Correia Neto. – 2015.
 40f. il. color., enc. ; 30 cm.
- Dissertação (mestrado profissional) – Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN,
 Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2015.
 Orientação: Prof. Dr. |Paulo Rogério Faustino Matos
1. Desigualdade 2 Demanda 3 Oferta 4 Crédito I. Título.

CDD 339.2

JOAQUIM DE FIGUEIREDO CORREIA NETO

**O QUE DETERMINA A DESIGUALDADE DO COMPORTAMENTO CREDITÍCIO
DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS?**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Finanças e Seguros.

Aprovada em: **27 de março de 2015.**

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos (Orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Ricardo Brito Soares
Universidade Federal do Ceará – UFC

Dr. Arnaldo Santos
Assembleia Legislativa

RESUMO

O Brasil é um país de dimensões continentais e com uma forte heterogeneidade entre os seus estados. As desigualdades aparecem tanto na renda, como retratado em Cabral (2008) e Penna e Linhares (2009), como na oferta de crédito, com esta última aparentando ser ainda mais acentuada. Os dados utilizados no trabalho corroboram essa desigualdade. Entre eles podem ser citados como *outliers* pelo lado da demanda, o total de anos de estudo por estado que varia de 4,94 a 9,46 nos estados de Alagoas e no Distrito Federal e o % de pobreza que também em seus extremos apresentam valores de 5,66% em Santa Catarina e 40,60% no Maranhão. Ou pelo lado da oferta, a quantidade de agências bancárias a cada 100.000 habitantes que vai de 4,06 no Maranhão a 15,06 no estado de São Paulo ou o volume de depósitos a prazo per capita que varia de R\$ 302,23 no Piauí a R\$ 22.260,47 no Distrito Federal. Analisando um período de 10 anos, compreendendo dados mensais de janeiro de 2004 a dezembro de 2013 o presente trabalho busca identificar o que determina a desigualdade de crédito entre os estados brasileiros. Foi analisado somente o crédito destinado às pessoas físicas através de um painel contendo variáveis explicativas tanto pelo lado da demanda como pelo lado da oferta. Utilizando o método de estimação MQO com efeitos fixos pode-se observar que o crédito é fortemente impactado pelas variáveis de demanda. Ou seja, depende bastante da situação sócio econômica da região; renda, estudo e pobreza. Portanto, cabe não somente as instituições investir na oferta de crédito. Mas sim, ao governo e aos *policy makers* agir de forma conjunta visando melhorar a educação e a distribuição de renda.

Palavras-Chave: Desigualdade. Demanda. Oferta. Crédito.

ABSTRACT

Brazil is a country of continental dimensions and with a strong heterogeneity between its states. Inequalities appear in both the income, as portrayed in Cabral (2008) and Penna and Linhares (2009) and in the supply of credit, with the latter appearing to be even more pronounced. The data used in the study confirm this inequality. Among them we can mention as outliers on the demand side the total years of study by state ranging from 4.94 to 9.46 in the states of Alagoas and the Federal District and the% of poverty that too in its extremes have 5 values 66% in Santa Catarina and 40.60% in Maranhão. Or on the supply side, the number of bank branches per 100,000 inhabitants ranging from 4.06 to 15.06 in Maranhão in the state of São Paulo or the volume of time deposits per capita ranging from R \$ 302.23 in Piauí to R \$ 22,260.47 in the Federal District. Analyzing a period of 10 years, including monthly data from January 2004 to December 2013 this paper seeks to identify what determines the credit inequality between states. Only analyzed the credit for individuals through a panel containing explanatory variables on both the demand and the supply side. Using the estimation method OLS with fixed effects we can see that the credit is strongly impacted by the demand variables. That is, highly dependent on the economic situation of the partner region; income, poverty and study. Therefore, it is not only the institutions invest in credit supply. But yes, the government and policy makers to act jointly to improve the education and income distribution.

Keywords: Inequality. Demand. Supply. Credit.

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1 - Volume agregado em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física, em termos per capita e como proporção da renda (2004 – 2013)..... 24

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis sociais, econômicas e financeiras (valores médios de 2004 a 2013).....	29
Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária.....	32
Tabela 3 - Estimação do Painel da Modelagem do Crédito para Pessoa Física.....	34

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	8
2	REVISÃO DA LITERATURA	11
2.1	Literatura teórica	11
2.2	Literatura empírica	12
3	METODOLOGIA: DADOS EM PAINEL	14
3.1	Arcabouço básico	14
3.2	Efeitos fixos versus efeitos aleatórios	15
3.3	Violações e especificações	17
3.3.1	<i>Heterocedasticidade</i>	17
3.3.2	<i>Auto correlação serial</i>	18
3.3.3	<i>Estacionariedade</i>	18
4	EXERCÍCIO EMPÍRICO	20
4.1	Base de dados	20
4.2	Estatísticas descritivas	21
4.2.1	<i>Overview</i>	21
4.2.2	<i>Análise dos outliers</i>	26
4.3	Teste de estacionariedade	31
4.4	Resultados da estimação	32
5	CONCLUSÃO	36
	REFERÊNCIAS	38

1 INTRODUÇÃO

Muito se debate acerca do crédito como mecanismo de política monetária e da importância do mesmo para o crescimento e desenvolvimento da economia. O aumento da oferta de crédito aos indivíduos ajuda a demanda a se expandir, aumentando o consumo e gerando mais empregos e renda. Indivíduos com maior acesso ao crédito consomem mais. Da mesma forma que uma maior disponibilidade de crédito para as empresas permite que elas invistam e cresçam, contribuindo para o desenvolvimento da economia.

A teoria de consumo e poupança afirma que os indivíduos têm, basicamente, duas opções de decisão em seu ciclo de vida. Poupança em sua fase mais jovem e durante a maturidade para manter o padrão de consumo na velhice. Ou utilizar mecanismos de endividamento para suavizar essa curva de consumo ao longo da vida. Entretanto, é necessário existir oferta de crédito para que esses indivíduos possam se endividar a fim de consumir ou investir.

Nos últimos anos, o mercado de crédito no Brasil vem se expandindo de forma contínua. A relação entre o crédito total do sistema financeiro e o PIB passou de 24,5% em 2004 para 53,7% em 2012. Ainda que acima de outros países latino americanos como México e Colômbia, esse indicador é bastante inferior ao obtido em economias desenvolvidas ou em economias asiáticas em desenvolvimento como Coreia do Sul, Malásia e Tailândia. Mas como se divide esse crescimento entre os estados Brasileiros? E como essa variável pode ser modelada?

Outro questionamento importante a ser feito é o porquê estudar a disparidade de crédito para as famílias? Alguns exercícios empíricos mostram que as distribuições de renda não podem ser vistas como simples resultados do crescimento e que a desigualdade de renda influencia a taxa e a qualidade desse crescimento. Ravallion (2001) e Bourguignon (2001) estudam a relação entre o aumento da intermediação financeira na alavancagem do crescimento e na redução da pobreza. Existem poucos trabalhos na literatura nacional que buscam analisar o impacto do desenvolvimento financeiro e de crédito sobre a taxa de crescimento da renda da população. Bemerguy e Luporini (2006) utilizaram-se de dados dos estados brasileiros no período de 1996 a 2003 para sugerir que o desenvolvimento dos intermediários financeiros pode reduzir a desigualdade de renda desde que se adotem políticas que ajudem no acesso ao mercado financeiro pela população mais pobre. Os autores se inspiraram no trabalho de Beck, Demirguc-Kunt e Levine (2006), onde foi feita uma análise *cross-section* utilizando 54 países, chegando a conclusão de que o aumento da intermediação

financeira melhora a distribuição de renda ao acelerar o crescimento da renda do pobre em relação a renda da população como um todo.

Portanto, fica evidenciado que o crédito às famílias é fundamental não só para suavizar suas curvas de consumo, mas para efetivamente ajudar no crescimento econômico do país e contribuir para uma maior distribuição de renda e conseqüente menor desigualdade social.

O Brasil é um país com dimensões continentais, portanto possui estados com diferentes níveis culturais e de desenvolvimento social e econômico. Dentre essas diferenças e desigualdades podem ser destacados os níveis de renda, como retratado em Cabral (2008) e Penna e Linhares (2009) onde os autores abordam a desigualdade em termos de convergência de renda. Penna e Linhares (2009), por exemplo, evidenciaram a criação de dois grupos de convergência compostos por estados de diferentes regiões geográficas brasileiras. O primeiro, composto por estados das regiões Norte e Nordeste além do estado de Minas Gerais possui renda média de R\$ 7.870,00, enquanto o segundo grupo, composto por estados das regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste possui renda média de aproximadamente R\$ 15.360,00. Corroborando os resultados encontrados nos trabalhos citados anteriormente, pode-se destacar o elevado índice de GINI brasileiro, que em 2013 foi de 0,498. Nos dados utilizados no presente trabalho, compreendendo o período de 2004 a 2013 pode-se destacar essa desigualdade através da renda. Comparando a renda média do período, encontram-se nos extremos o Distrito Federal com R\$ 21.521,44 e o Maranhão com R\$ 5.433,31.

Neste contexto, podem ainda ser destacadas outras desigualdades sociais e macroeconômicas como os IDH's dos estados brasileiros, que variaram de 0,63 à 0,82 em 2010; o total de anos de estudo médio da população por estado que entre 2004 e 2013 variaram entre 4,94 em Alagoas e 9,46 no Distrito Federal; o índice de pobreza que nas regiões Norte e Nordeste é superior a 20% em todos os estados da região, enquanto que nas regiões Centro Oeste, Sudeste e Sul o mesmo índice é inferior 12% em todos os estados; ou até mesmo a taxa de desemprego que na média entre o mesmo período de 2004 e 2013 apresentou seu melhor índice em Santa Catarina com 4,05% e o pior no Amapá, com 12,86%

Em termos de crédito, o cenário se repete. Utilizando como exemplo um dado obtido neste trabalho, pode ser citado que o saldo das operações de crédito somente do estado de SP em ago/2013 foi de 763.880 milhões de reais; 30,89% do saldo total das operações de crédito brasileira no período.

Tratando-se de oferta de crédito por estado, a quantidade de agências bancárias a cada 100.000 habitantes varia de 4,06 a 15,06 na média do período estudado. Da mesma

forma que a quantidade de depósitos a prazo per capita, um forte indicador para a oferta de crédito, uma vez que os bancos necessitam desses depósitos para terem recursos para emprestar, chega a atingir R\$ 22.260,47 no Distrito Federal, R\$ 8.501,05 em São Paulo e apenas R\$ 302,23 no Piauí.

A desigualdade de crédito per capita parece ser ainda mais acentuada que a de renda, que tanto é debatida. Matos, Penna e Vasconcelos (2013) retratam a desigualdade de crédito utilizando a técnica de Philipps e Sul (2007), e sugerem não haver convergência global da trajetória de crédito no Brasil entre o período de janeiro de 2004 a dezembro de 2009. Sendo formados dois clubes de convergência com forte caracterização regional e com representativa participação dos estados do Norte e Nordeste no clube de baixo desenvolvimento do mercado de crédito.

Motivado por essas desigualdades regionais e pela importância do crédito como ferramenta de desenvolvimento econômico e de transmissão de política monetária, o artigo analisa o que determina a desigualdade de crédito entre os estados brasileiros. Analisando dados tanto da parte da oferta como da demanda de crédito, bem como utilizando dados sociais e macroeconômicos.

A modelagem utilizada foi a de dados em painel, compreendendo o período de janeiro de 2004 a dezembro de 2013. Foi optado por estudar apenas o crédito destinados as pessoas físicas, devido ao acentuado crescimento que este mercado vem tendo no Brasil nos últimos anos, bem como devido a maior coerência entre a especificação do modelo e a teoria; e a maior robustez dos resultados obtidos se comparados ao crédito destinado as pessoas jurídicas.

A dissertação está organizada em 5 capítulos, além do atual. Primeiramente é realizada a revisão da literatura sobre o assunto. Posteriormente, é feita a revisão da metodologia utilizada, de dados em painel. Na seção seguinte é apresentado o exercício empírico realizado, apresentando a base de dados, as estimações e os resultados obtidos. Por fim, apresenta-se as conclusões do presente trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Literatura teórica

O crédito vem tomando dimensão cada vez mais importante no ambiente econômico brasileiro. Segundo Andrade (2012), entre os aspectos mais importantes no desenvolvimento desse mercado desde 2003 destacam-se as mudanças institucionais e os fatores econômicos. O autor também destaca o crescimento da renda e a redução da taxa nominal de juros como fatores determinantes desse desenvolvimento.

O crédito pode ser estudado de várias maneiras e para diferentes fins. Grande parte da teoria e dos modelos de crédito desenvolvidos no Brasil se debruçam sobre os modelos de risco de crédito. Onde são analisadas as variáveis que influenciam o risco de default de crédito ou a formatação de modelos de risco para serem utilizados nas tomadas de decisões na concessão de crédito.

Como exemplos de modelos de risco de crédito podem ser citados Figini e Fantazzini (2009) que afirmam que o modelo desenvolvido por Altman (1968) foi o primeiro a empregar técnicas estatísticas para estimar a probabilidade de inadimplência e foi considerado por muito tempo um dos mais importantes para o cálculo do risco de crédito. Pereira (2014) desenvolveu um modelo dinâmico de concessão de crédito através do uso da técnica de análise de sobrevivência na sua abordagem discreta. Para a construção do modelo, foram utilizadas variáveis relacionadas ao cliente no momento da concessão do crédito, além de variáveis comportamentais e macroeconômicas.

Uma segunda vertente de pesquisa e que também possui vasta literatura tanto nacional como internacional, estuda as modelagens de crédito a fim de analisar o canal de crédito como forma de transmissão da política monetária. Entre os principais estudos pesquisados, vale ressaltar Ramey (1993), que afirma que a melhor maneira de investigar a importância dos canais monetários e de crédito no processo de transmissão é estudar os respectivos desvios de suas relações de longo prazo em relação ao produto. Já Holtemoller (2002) discorre sobre a dificuldade na identificação dos efeitos do lado da oferta e da demanda nos mercados de crédito; o autor utiliza um VAR estrutural para analisar a efetividade do canal de crédito na Alemanha.

Entretanto, mesmo com a importância do mercado de crédito e apesar de seu crescimento ao longo dos últimos anos. Muito se debate sobre a escassez de crédito no Brasil. Puga (1999) faz uma retrospectiva das mudanças ocorridas no sistema bancário brasileiro e

por fim aponta a baixa alavancagem dos bancos nacionais comparados aos casos internacionais. Barajas e Steiner (2002) estudaram a estagnação de crédito na América Latina e destacaram a falta de crescimento de crédito mesmo após a estabilização econômica. Gomes (2009) estuda o nível de crédito bancário no Brasil no período pós implantação do Plano Real; os autores mostram que historicamente o crédito bancário não cresceu como o esperado e ainda é tão volátil quanto a média da América Latina.

Por fim, uma última linha de pesquisa, ainda pouco estudada e sendo a mais ligada a finalidade do presente estudo, seria a análise do crédito como mecanismo de desenvolvimento econômico e da redução da desigualdade de renda e da pobreza. Trabalhos correlatos que podem ser citados são Deininger Squire (1996), Ravallion (2001), Bourguignon (2001) e Bemerguy e Luporini (2006). Como já citado anteriormente, Beck, Demirguc-Kunt e Levine (2006) concluem que o aumento da intermediação financeira além de ser pró-crescimento, é pró-pobre.

Portanto, com base em toda essa bagagem teórica de modelagem de crédito, fica-se confortável estimar o crédito às pessoas físicas através de um modelo ad hoc com base em variáveis de demanda e de oferta de crédito compiladas em um painel. A fim de identificar os possíveis fatores chaves para essas desigualdades entre os estados brasileiros e de forma à poder ajudar os *policy makers* a tomarem decisões corretas no que tange a esse assunto.

2.2 Literatura empírica

Como já introduzido na seção anterior, a maioria dos trabalhos empíricos sobre crédito encontrados na literatura também abordam o tema com diferentes objetivos. Entre eles, o de analisar o canal de crédito como mecanismo de transmissão da política monetária ou para estudar os altos custos e o risco do mercado de crédito brasileiro.

Hausman, Rodrick e Velasco (2005) identificaram que o baixo acesso ao mercado de crédito por parte dos indivíduos e empresas e que a ineficiente intermediação financeira por parte dos agentes do mercado formam importantes barreiras ao crescimento sustentável do crédito. Buscando se aprofundar no tema crédito, Jesus Filho (2013) utiliza um modelo de desequilíbrio para analisar a evolução da oferta e da demanda de crédito no mercado nacional e examinar como essas variáveis se relacionam aos ciclos econômicos. O autor conclui que o Brasil possuiu excesso de demanda de crédito por quase toda a década de 2000, mas afirma que em momentos de crise econômica a escassez de crédito é aliviada e não intensificada.

Uma importante referência à associação entre desenvolvimento econômico e desenvolvimento do mercado financeiro, o trabalho de Apergis, Christou e Miller (2010) utiliza um painel de 50 economias situadas em diferentes níveis de desenvolvimento para evidenciar além da divergência de renda per capita, uma forte interseção entre os países situados nos clubes com maiores níveis de crédito privado total por PIB e os situados nos clubes com maior nível de PIB. O período estudado foi entre 1970 e 2003.

Se partir para a literatura que busca analisar economicamente os estados brasileiros. Muitos trabalhos são encontrados abordando os temas de desigualdade social ou de crescimento e renda. Cabral (2008), utilizou um modelo de convergência de renda para evidenciar a formação de dois clubes de convergência para os estados brasileiros, um formado predominantemente por estados das regiões Norte e Nordeste, relativamente mais pobres e outro formado pelos estados das regiões Centro Oeste, Sudeste e Sul.

Sobre crédito especificamente, Matos, Penna e Vasconcelos (2013) utilizam a técnica de Phillips e Sul (2007) para sugerir não haver convergência global na trajetória de crédito nacional. Indicando que a formação de dois clubes de crédito no Brasil é fortemente caracterizada pelo aspecto regional, tendo a inadimplência, o Produto Interno Bruto, a proporção de pobres e o Índice de Desenvolvimento Humano como variáveis que diferenciam os dois clubes. Os autores analisam dados entre 2004 e 2009 e concluem que a região Nordeste do Brasil, caracterizada pelos menores índices de PIB per capita, pelos maiores indicadores de pobreza e desigualdade, pelas menores taxas de desenvolvimento humano e bem estar e pelos piores indicadores de infraestrutura social, necessitaria de aproximadamente 35 anos, *ceteris paribus*, para atingir os mesmos níveis de estoque de crédito per capita das regiões Sudeste e Sul.

Neste contexto, este artigo busca identificar o que determina essa desigualdade de crédito tão profunda entre os estados brasileiros.

3 METODOLOGIA: DADOS EM PAINEL

3.1 Arcabouço básico

O modelo de regressão com dados em painel analisa os dados tanto no âmbito da série temporal como no corte transversal. Esta metodologia vem sendo cada vez mais utilizada em pesquisas econômicas uma vez que ao se analisar dados em corte transversal (N) e em séries de tempo (T) de forma combinada, obtém-se dados mais informativos. Pois, explora-se de forma simultânea variações das variáveis dispostas ao longo do tempo e entre diferentes unidades ou indivíduos do corte transversal. Estas unidades de corte transversal podem representar um conjunto de empresas, regiões, setores econômicos ou consumidores, por exemplo.

Esta técnica de agregação dos dados em corte transversal com as séries temporais permite uma estimação mais completa dos modelos econométricos. Além de poder contar com mais observações ao se agregar os dados, também há a obtenção de uma maior heterogeneidade entre os indivíduos, de mais graus de liberdade para o modelo e uma redução da colinearidade. O que pode ajudar a evitar os problemas de multicolinearidade. Porém, a estimação de tais modelos se torna mais complexa a medida que a heterogeneidade entre as unidades do corte transversal aumenta.

Esta metodologia também ajuda na composição de bases de dados para análises que a princípio teriam poucas observações e conseqüentemente maior viés na estimação.

Segundo Gujarati (2006), o modelo de regressão por dados em painel pode ser representado como:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,t} + \dots + \beta_n X_{n,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

onde i representa a i -ésima unidade de corte transversal e t o t -ésimo período de tempo.

Quando para cada indivíduo i tem-se o mesmo número de dados temporais o painel chama-se balanceado. Caso contrário, se o número de dados temporais não é o mesmo para todos os indivíduos, o painel chama-se não-balanceado.

Em relação às desvantagens do modelo econométrico de dados em painel podem ser ressaltados o enviesamento resultante da heterogeneidade entre os indivíduos e o enviesamento resultante da seletividade dos indivíduos que constituem a amostra.

Os dados em painel podem ser estimados de quatro formas distintas. Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários, Mínimos Quadrados com variáveis *dummies* para efeitos fixos, Modelo de Efeitos Fixos e Modelo de Efeitos Aleatórios.

A metodologia MQO foi a escolhida para a estimação do exercício empírico. Nesta estimação, os coeficientes são constantes, e, portanto, não há distinção entre os estados analisados no corte transversal.

De acordo com Tristão et al. (2014), define-se $Y_{i,t}$ como a variável dependente do modelo, no caso do presente trabalho, volume agregado de crédito em todas as modalidades destinadas as pessoas físicas per capita. Cada $X_{n,t}$ representa uma variável exógena ou explicativa, a saber no presente modelo: renda anual per capita, total de anos de estudo, pobreza e desemprego pelo lado da demanda; e inadimplência agregada em todas as modalidades de crédito destinadas as pessoas físicas, quantidade de agências bancárias a cada 100.000 habitantes, índice de desigualdade de GINI e depósitos a prazo per capita pelo lado da oferta. Os dados utilizados compreendem um período de janeiro de 2004 a dezembro de 2013 na série temporal e utiliza todas as 27 unidades da federação no corte transversal. O intercepto e os coeficientes do modelo são representados por β e ϵ é o termo de erro.

A estimação foi feita conforme equação a seguir:

$$\begin{aligned}
 CPF_{i,t} = & \varphi + \varphi_R \cdot RPC_{i,t} + \varphi_E \cdot EST_{i,t} + \varphi_P \cdot POB_{i,t} + \varphi_D \cdot DES_{i,t} + \\
 & + \varphi_I \cdot INPF_{i,t} + \varphi_A \cdot AB_{i,t} + \varphi_G \cdot GINI_{i,t} + \varphi_P \cdot DP_{i,t} + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

$i = 1, \dots, 27$ e $t = 2004, \dots, 2013$

3.2 Efeitos fixos versus efeitos aleatórios

Como citado anteriormente, dados em painel podem ser estimados tanto por modelos de efeito fixo como por modelos de efeitos aleatórios. A decisão de qual modelo utilizar vai depender do tipo da amostra e do pressuposto que se faz entre a correlação do componente de erro e os regressores.

Compreende-se como efeitos fixos as características inerentes a cada estrato dos dados. Ou seja, são características idiossincráticas de certo conjunto de indivíduos da amostra. O modelo de efeitos fixos pretende controlar os efeitos das variáveis omitidas que variam entre indivíduos e permanecem constantes ao longo do tempo. Portanto, este modelo supõe que o intercepto varia de um indivíduo para o outro, mas se mantém constante ao longo do

tempo. Conforme Hill, Griffiths e Judges (1999), as suposições do modelo de efeitos fixos são:

$$\beta_{0it} = \beta_{0i} \quad \beta_{1it} = \beta_1 \dots \beta_{kit} = \beta_k \quad (3)$$

E o modelo será dado por:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_k x_{kit} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Neste modelo, α_i representa os interceptos a serem estimados. Como as variáveis de resposta não variam entre os indivíduos e nem ao longo do tempo, todas as diferenças de comportamento entre as unidades do corte transversal e da série temporal serão captadas pelo intercepto. Desta forma, α_i pode ser interpretado como o efeito das variáveis omitidas pelo modelo.

Segundo Wooldridge (2002), o modelo de efeitos fixos é considerado a melhor opção para estimar dados em painel quando o intercepto α_i é correlacionado com as variáveis explicativas em qualquer período da série de tempo. Em complemento, como o intercepto é tratado como um parâmetro fixo, aconselha-se usar efeitos fixos quando as observações se referem a toda a população e o que se deseja fazer são inferências para os indivíduos dos quais dispõe-se de dados.

Por outro lado, os efeitos aleatórios são caracterizados como efeitos não mensuráveis, dado o conjunto de informações sobre os dados. Ou seja, o intercepto varia entre os indivíduos, mas se mantém constante ao longo do tempo. Além disso, as variáveis explicativas são constantes tanto na série temporal como no corte transversal. Portanto, a diferença fundamental entre os dois modelos refere-se ao tratamento do intercepto. Uma vez que o modelo de efeitos aleatórios trata os interceptos como variáveis aleatórias. Ou seja, considera que os indivíduos sobre os quais dispõe-se de dados são amostras aleatórias de uma maior população. Pressuposto que não se aplica ao presente trabalho. Já que está sendo analisada uma amostra completa dos estados brasileiros.

A título de informação, de acordo com Hill, Griffiths e Judges (1993), os n interceptos são modelados como:

$$\beta_{0i} = \bar{\beta}_0 + \alpha_i \quad i = 1 \dots n \quad (5)$$

Pode-se notar que o intercepto é composto pelo intercepto α_i de efeitos fixos, que capta as diferenças de comportamento dos indivíduos e pelo componente $\bar{\beta}_0$ que corresponde ao intercepto populacional.

Desta forma, o modelo geral de efeitos aleatórios pode ser dado por:

$$y_{it} = \bar{\beta}_0 + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_k x_{kit} + v_{it} \quad (6)$$

onde:

$$v_{it} = \epsilon_{it} + \alpha_i \quad (7)$$

No presente trabalho, por se tratar de uma base onde é analisada todas as 27 unidades da federação, corte transversal (N) e sendo utilizados dados de serie temporal de 10 anos. Foi optado utilizar o modelo de efeitos fixos.

3.3 Violações e especificações

3.3.1 Heterocedasticidade

A Heterocedasticidade ocorre quando os termos de erro $\epsilon_{i,t}$ apresentam variâncias diferentes. No caso do modelo estimado, se a variância de $CPF_{i,t}$ se altera a medida que os regressores X variam.

Simbolicamente pode-se representar como:

$$E(u)_i^2 = \sigma_i^2 \quad (8)$$

É sempre necessária a verificação da existência de heterocedasticidade nos modelos estimados. Esta verificação pode ser feita através da análise gráfica ou da utilização do Teste de White. Conforme Matos (2010), além da análise gráfica e do Teste de White, pode-se realizar outros testes para identificar a presença da heterocedasticidade. Entre eles podem ser citados: Teste de Quandt-Goldfeld, Teste de Glejser, Teste de Parker e Teste de Pesaran-Pesaran.

No caso da identificação de heterocedasticidade no modelo, é preciso utilizar a matriz de correção dos erros padrões para que os mesmos não sejam subestimados.

O teste de White foi feito no presente trabalho. No resultado obtido, a matriz de covariância de White foi robusta a heterocedasticidade.

3.3.2 Auto correlação serial

Uma das hipóteses do Modelo Clássico de Regressão Linear estabelece que não há auto correlação ou correlação serial entre os termos de perturbação incluídos na Função de Regressão Populacional. Apesar de tipicamente ocorrer em séries temporais, a auto correlação também pode ocorrer em dados de corte transversal.

A grande maioria das séries temporais em economia apresenta auto correlação positiva, ainda que seja possível a ocorrência de auto correlação negativa.

Em resumo, a auto correlação serial é a correlação que existe entre valores de uma série temporal observados em diferentes instantes de tempo. No modelo clássico, uma das premissas é a inexistência de correlação entre os erros em instantes distintos. Isto é, supõe-se que $\epsilon(u_i, u_j) = 0$ para $i \neq j$.

Alguns padrões de auto correlação que podem ser citados são: Processo auto regressivo de 1ª ordem ou AR(1), que é o mais comum em series econômicas; Processo auto regressivo de 2ª ordem ou AR(2); Processo de média móvel de 1ª ordem ou MA(1); Processo auto regressivo de 1ª ordem e de média móvel de 1ª ordem ou ARMA(1,1); dentre outros.

No caso da ocorrência de auto correlação serial os estimadores de mínimos quadrados continuam não viesados, porém, não se observa mais a eficiência dos referidos estimadores, ou seja, não se observa mais a validade do Teorema de Gauss-Markov. Além disso, as variâncias amostrais são viesadas. Isso faz com que tanto o R^2 quanto as estatísticas t e F tendam a ser exageradas.

A literatura fornece algumas formas de testar a presença de auto correlação. Uma das metodologias mais utilizadas para identificar a presença de auto correlação entre os resíduos da regressão é o teste de Woodridge. Outra metodologia bastante difundida é o Teste de Durbin-Watson.

3.3.3 Estacionariedade

Uma variável estacionária é aquela cujo valor não é afetado permanentemente pelos termos de erro contidos nas observações passadas. Como exemplo pode-se utilizar:

$$y_t = \epsilon_t \quad (9)$$

onde t representa o tempo, y é a variável dependente e ϵ_t uma variável aleatória não correlacionada serialmente, com média zero e variância constante.

Expandindo a definição, uma série é dita estacionária quando sua média e variância são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância depende apenas do tamanho do intervalo de tempo. Ou seja, quando ela se desenvolve no tempo aleatoriamente em torno de uma média constante. Refletindo alguma forma de equilíbrio estável.

Análises socioeconômicas lidam em boa parte dos casos com séries não estacionárias. Ou seja, séries que apresentam tendências de crescimento ou queda ao longo do tempo.

Na análise de regressão com séries temporais, a estacionariedade é um dos primeiros pressupostos a serem verificados. Pois, não se pode cair no problema de regressão espúria e invalidar a inferência estatística posterior.

A identificação de estacionariedade pode ser feita de várias formas. Dentre elas pode-se destacar os testes de Dickey-Fuller e Phillips-Perron. Outro teste a ser ressaltado, os autores Levin, Lin e Chu (2002) proporam em seu trabalho o teste de raiz unitária incluindo intercepto individual e tendência. O mesmo teste foi feito neste trabalho. Os resultados podem ser vistos posteriormente no capítulo 4.

4 EXERCÍCIO EMPÍRICO

4.1 Base de dados

Dada a necessidade de determinar o que impacta a desigualdade de crédito destinado as pessoas físicas entre os estados brasileiros. Foram levantados dados tanto de oferta de crédito por estado, onde a fonte principal foi o Banco Central do Brasil, como da demanda de crédito nesses mesmos estados, onde, além do BACEN, foram utilizados o IPEA e o Atlas do Desenvolvimento Humano como fonte de pesquisa.

Ao se realizar trabalhos empíricos, é muito importante atentar à definição da base de dados. No caso do presente trabalho, em especial, por utilizar dados macroeconômicos, devido a frequência dos mesmos.

A metodologia utilizada no trabalho foi a de análise de dados em painel. Para, em dimensão transversal, poder utilizar todas as 27 unidades da federação e desta forma captar as divergências entre elas. E em relação aos dados no âmbito temporal, foi escolhido um período de 10 anos, abrangendo dados mensais de janeiro de 2004 a dezembro de 2013.

Observando os dados agregados para as regiões, é visível a disparidade entre os estados. E esta desigualdade não se dá somente nas variáveis macroeconômicas, explicativas pelo lado da demanda, mas também pelo lado da oferta.

Desta forma, as variáveis escolhidas para compor o modelo foram renda anual per capita, anos de estudo, pobreza, desemprego, inadimplência agregada em todas as modalidades de crédito destinadas as pessoas físicas, índice de desigualdade de GINI, quantidade de agências bancárias a cada 100.000 habitantes e depósitos a prazo per capita. Assim, foi estimado o crédito utilizando variáveis tanto do âmbito da oferta como da demanda.

As estatísticas descritivas sobre o mercado de crédito destinado as pessoas físicas por estado, bem como as outras variáveis macroeconômicas, financeiras e sociais estão reportadas na Tabela 1. Enquanto na Figura 1, estão reportadas as evoluções dos volumes agregados em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física em termos per capita e como proporção da renda.

4.2 Estatísticas descritivas

4.2.1 Overview

Já tendo sido abordado no capítulo 2, o crédito como importante mecanismo de política monetária e de desenvolvimento social e econômico, bem como a desigualdade dos níveis do mesmo e a formação de dois grupos entre os estados brasileiros. Faz-se necessário uma análise mais detalhada das estatísticas descritivas das séries de crédito em si, bem como da inadimplência e dos outros indicadores macroeconômicos e sociais.

A evolução do volume agregado de crédito per capita destinado às pessoas físicas, apresentada na figura I, demonstra uma tendência visível de crescimento de todas as séries, tanto em valores absolutos como em relação a renda per capita. É importante ressaltar o forte crescimento do crédito para pessoas físicas nesse período, que pode ser explicado pelo crescimento do crédito consignado, incentivo ao crédito imobiliário e ao financiamento de bens móveis.

Se forem analisados os valores médios do volume agregado de crédito per capita destinado as pessoas físicas no período de 2004 a 2013 pode-se identificar a forte desigualdade entre as regiões brasileiras. Enquanto na região Nordeste, apenas os estados de Sergipe e do Rio Grande do Norte possuem valores superiores a 2 mil. Tendo o Maranhão um volume de apenas R\$ 1.442,51 e o Piauí apenas R\$ 1.479,59. Nenhum estado das regiões Centro Oeste, Sudeste e Sul apresentam valores inferiores a 3 mil. Podendo citar como maiores exemplos o Distrito Federal com R\$ 7.993,85, o Mato Grosso com R\$ 6.593,70 ou até mesmo o estado de São Paulo com volume total de crédito per capita destinado as pessoas físicas de R\$ 4.515,72. Estes valores corroboram os resultados apresentados por Matos, Penna e Vasconcelos (2013).

Após verificar as desigualdades na variável endógena, crédito. Deve-se também ser feita uma revisão nas variáveis explicativas. Tantas nas que tangem a demanda. Renda, estudo, pobreza e desemprego. Como nas que dizem respeito a oferta: inadimplência, quantidade de agências bancárias, desigualdade e depósitos a prazo.

Começando pela parte de demanda pode-se observar que em relação a renda, a desigualdade se mantém semelhante ao observado com o crédito. Estados das regiões Norte e Nordeste com os menores valores e Centro Oeste, Sudeste e Sul em um outro patamar de renda. Para ilustrar, podem ser citados os estados nordestinos de Alagoas com renda anual per capita média no período de 2004 a 2013 de R\$ 5.643,36 ou o estado do Maranhão com R\$

5.433,31. Na outra ponta destacam-se o Distrito Federal com R\$ 21.521,44, São Paulo com R\$ 14.176,02 e Santa Catarina com R\$ 13.884,43. Em termos de renda, todos os estados do Norte e Nordeste possuem valores inferiores a R\$ 9.000,00, enquanto no eixo Centro-Sul nenhum possui valor inferior a R\$ 10.000,00.

Partindo para a análise da educação, via total de anos de estudo da população por estado. Será possível mais uma vez concluir que o Brasil é um país heterogêneo em seus mais variados aspectos. Porém, desta vez com diferenças mais suaves que as apresentadas anteriormente. Os estados do Nordeste mais uma vez se destacam por apresentar os piores índices, com valores que variam entre 4,94 e 6,14 anos de estudo. Dados dos estados de Alagoas e Sergipe respectivamente. Neste quesito alguns estados da região Norte se aproximam mais ou até mesmo superam valores apresentados por estados das regiões do eixo Centro-Sul. Como é o caso do Amapá com 7,69 anos, do Amazonas com 7,23 anos ou de Roraima com 7,31 anos. Enquanto estados que possuem volumes bem superiores de crédito e renda ficam abaixo no quesito anos de estudo. São eles: Goiás com 6,94 anos, Mato Grosso com 6,81 anos, Mato Grosso do Sul com 6,96 anos e Minas Gerais com 6,77 anos. Até mesmo estados da região Sul ficam bem próximos. Como exemplo, o estado do Rio Grande do Sul possui população com 7,33 anos de estudo.

Se na educação a desigualdade é suavizada. A mesma volta a ser forte quando é feita a análise da pobreza. E mais uma vez com a região Nordeste se destacando negativamente; com a região Norte logo atrás. O estado do Maranhão chega a ter 40,60% de pobres enquanto Santa Catarina possui apenas 5,66% de sua população na mesma categoria. Alagoas com 39,90% de pobres, Piauí com 36,41% e o Acre com 30,17% são outros exemplos do quão desigual a sociedade brasileira é. Mais uma vez utilizando uma faixa de corte para fazer a comparação pode ser observado que nenhum estado das regiões Norte e Nordeste possui % de pobreza inferior a 20%. Por outro lado, o estado do Rio de Janeiro, apresenta o pior indicador das outras regiões; com 11,65% de pobres. Ou seja, o pior estado do eixo Centro Sul possui uma proporção de pobres quase que na metade da proporção apresentada pelo melhor estado das regiões Norte e Nordeste.

Para finalizar as observações das variáveis de demanda, será feita a análise do desemprego. Que apresenta diferenças que se assemelham bastante as apresentadas pelos anos de estudo. Norte e Nordeste com os piores indicadores, mas mais próximos dos números apresentados nas regiões Centro Oeste, Sudeste e Sul. Como exemplos extremos podem ser citados negativamente Pernambuco com 11,33% de desemprego médio no período estudado,

Bahia com 10,58%, Amapá com 12,86% e o Distrito Federal com 10,80%; e positivamente Santa Catarina com 4,05%, Paraná com 5,91% e o Piauí com 5,94%.

Tendo verificado as discrepâncias entre a variável dependente de crédito e as variáveis explicativas de demanda. Deve ser estendida a análise das estatísticas descritivas para as variáveis explicativas de oferta.

Iniciando pela inadimplência. Que é um dos principais indicadores utilizados pelo mercado financeiro para analisar o risco de crédito. Pode-se verificar que a inadimplência agregada em todas as modalidades de crédito destinadas as pessoas físicas é substancialmente superior nos estados da região Norte e Nordeste. Com exceção do Rio de Janeiro, que apresenta % de 6,57 de inadimplência. Todos os outros estados das regiões Centro Oeste, Sudeste e Sul apresentam valores inferiores a 5,00%. Tendo os estados da região Sul, inclusive, valores inferiores a 3,90%. Enquanto Norte e Nordeste variam entre 4,81% em Rondônia a 7,97% no Maranhão.

Outro dado escolhido para compor o modelo como variável de oferta de crédito foi a quantidade de agências bancárias a cada 100.000 habitantes. Entende-se que o esforço bancário para abranger o território nacional com agências possa influenciar a oferta. Uma vez que cidades que não possuem agências bancárias não tem como tomar crédito formal do sistema financeiro. Mais uma vez, grande desigualdade entre as regiões. Norte e Nordeste com quantidade de agências a cada 100.000 habitantes que giram em torno de 4,06 Maranhão, 4,75 no Ceara, 5,10 no Amapá e 6,65 em Rondônia. Contra quantidades acima de 9 no restante do país; com 9,24 em Mato Grosso do Sul, 11,38 no Rio de Janeiro, 15,06 em São Paulo e 14,35 em Santa Catarina.

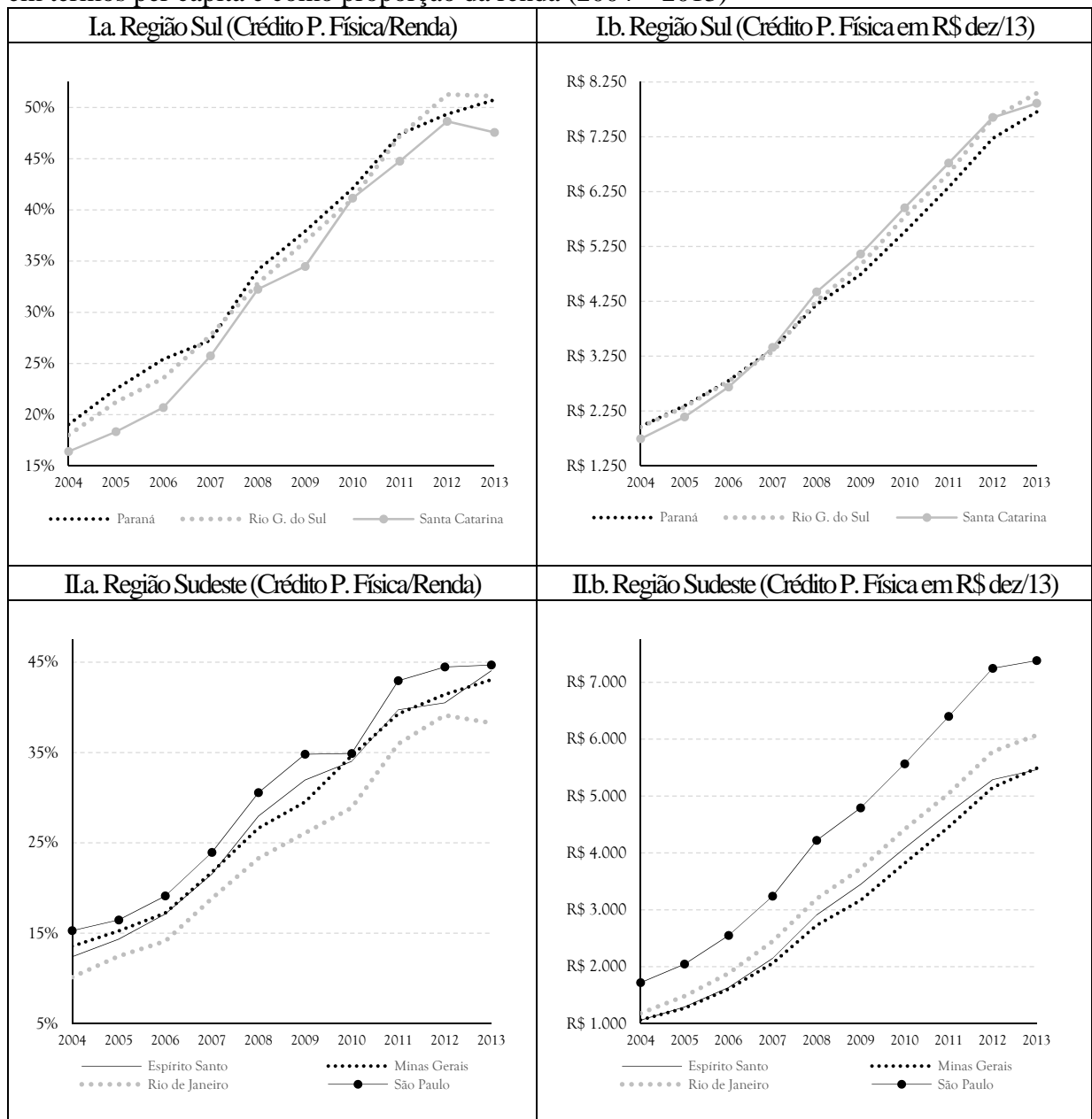
Também escolhida como variável explicativa na ponta de oferta, os depósitos a prazo ajudam a determinar a quantidade de recurso que os bancos possuem disponíveis para utilizar no mercado de crédito. Comparando os valores médios no período estudado pode ser verificado que mais uma vez as diferenças se repetem. Com exceção dos estados do Ceará, Pernambuco e Sergipe, todos os outros estados das regiões Norte e Nordeste apresentaram valores de depósito a prazo per capita inferiores a R\$ 1.000,00. Do outro lado, apenas Goiás e Mato Grosso do Sul ficam abaixo dessa faixa. E tendo como destaques o Distrito Federal com R\$ 22.260,47 e São Paulo com 8.501,05.

Com tanta desigualdade, foi decidido também incluir a própria como variável explicativa; através do índice de desigualdade de GINI. Nele, o Nordeste se mantém na ponta negativa com valores do índice variando entre 0,54 e 0,56. Enquanto a região Norte se aproxima mais das demais com valores que chegam a 0,51 no Amapá e em Rondônia. Bem

próximos a São Paulo, ao Rio Grande do Sul e ao Paraná com 0,50. Como destaque positivo pode-se citar o estado de Santa Catarina com 0,45 e como negativo o Distrito Federal com 0,60.

Todos os valores citados neste tópico podem ser visualizados na Tabela 1, que apresenta os valores médios no período de todas as variáveis separadas por cada unidade da federação. Bem como na Figura 1 pode-se ver a evolução do volume agregado de crédito destinado as pessoas físicas em termos per capita e como proporção da renda.

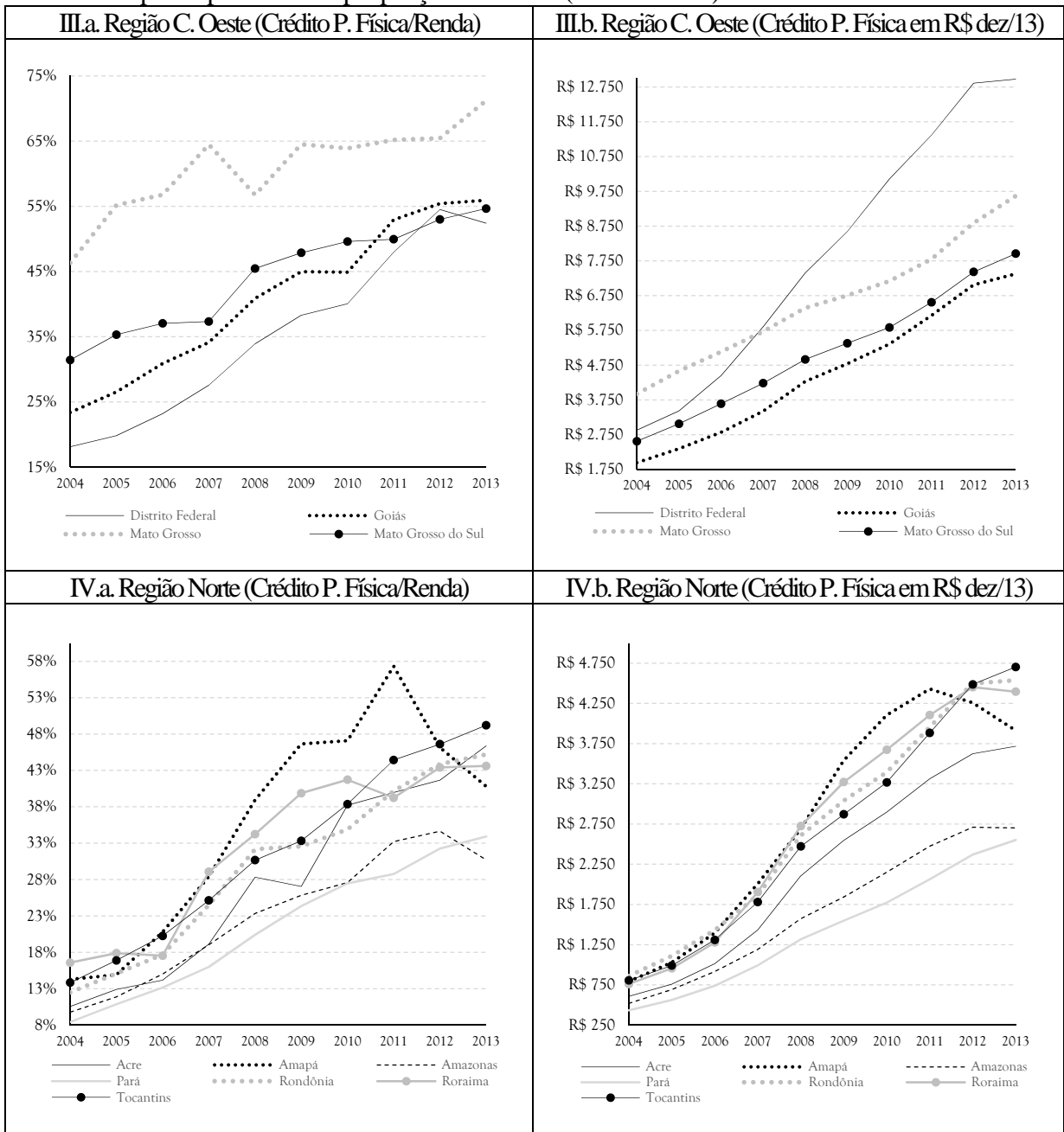
Figura 1 – Volume agregado em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física, em termos per capita e como proporção da renda (2004 – 2013)



Continua

Continuação

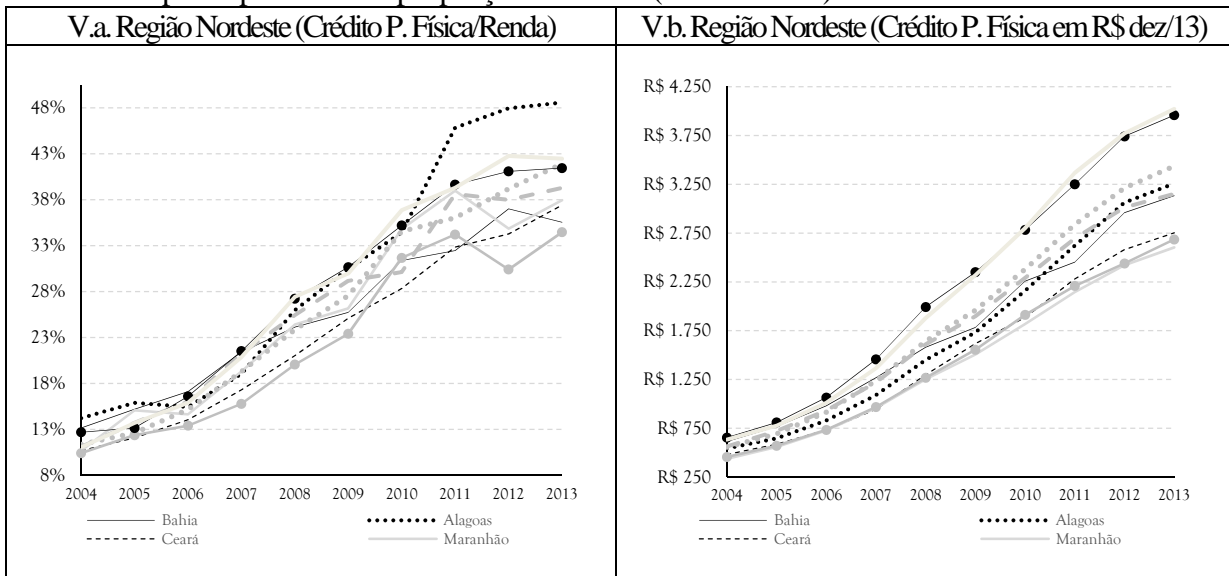
Figura 1 – Volume agregado em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física, em termos per capita e como proporção da renda (2004 – 2013)



Continua

Conclusão

Figura 1 – Volume agregado em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física, em termos per capita e como proporção da renda (2004 – 2013)



Fonte: Banco Central e IPEADATA

4.2.2 Análise dos outliers

Após ser feita a revisão da literatura referente ao mercado de crédito, bem como a discussão sobre as profundas desigualdades sociais e econômicas entre os estados brasileiros. Fica evidente identificar que o Brasil não apenas apresenta desigualdade em seus mais diversos aspectos, como também apresenta *outliers* que chamam atenção em praticamente todas as séries estudadas no presente trabalho.

Portanto, surge a necessidade de tentar identificar o que poderia explicar a presença desses *outliers*.

A começar pela variável endógena do modelo, volume de crédito agregado em todas as modalidades destinadas as pessoas físicas. Pode-se identificar que há certa homogeneidade em relação as regiões brasileiras. Norte e Nordeste apresentam valores sempre variando entre R\$ 1.434,96 e R\$ 2.815,85, regiões Sul e Sudeste variando entre R\$ 3.080,62 e R\$ 4.770,15 e por fim onde encontram-se os *outliers* positivos, na região Centro Oeste, o Distrito Federal com R\$ 7.993,85 e o Mato Grosso com R\$ 6.593,70.

Esse menor volume de crédito encontrado nas regiões Norte e Nordeste podem ser explicados de certa forma, pela histórica maior pobreza dessas regiões bem como pelo latente menor desenvolvimento do mercado financeiro. Uma das maneiras de corroborar essa

afirmação é olhar para os índices utilizados neste trabalho. Pobreza e quantidade de agências bancárias.

Mas porque a região Centro Oeste e não a Sudeste apresenta os maiores indicadores? Talvez isto possa ser explicado pelo recente desenvolvimento econômico da região Centro Oeste através do mercado agrícola que combinado com uma menor densidade demográfica eleva esse indicador. No caso específico do Distrito Federal, a grande quantidade de funcionários públicos com elevada renda e conseqüente maior acesso ao crédito o torna o extremo positivo desse índice.

Avançando para a análise da renda e do total de anos de estudo em conjunto, o cenário é bastante similar. Regiões homogêneas com o Norte e Nordeste apresentando os menores índices e Centro-Sul os mais elevados. Mais uma vez o Distrito Federal se apresenta como *outlier* positivo em ambas as variáveis. Devido a concentração de cargos públicos com elevada remuneração em relação a renda e da mesma forma, possuindo um elevado nível de educação das pessoas que ocupam esses cargos, que em sua maioria exigem ensino superior.

Em relação a pobreza podem ser destacados *outliers* tanto positivo, o estado de Santa Catarina com apenas 5,66% de pobres na média do período de 2004 a 2013, como negativo o estado do Maranhão com 40,60%. Como apresentado logo a seguir, Santa Catarina possui o menor índice de desemprego do país, fato que ajuda na erradicação da pobreza. Já o Maranhão sofre a anos com os altos índices de pobreza e extrema miséria. O estado apresenta também a menor renda per capita do Brasil, além de estar entre os piores estados em termos de educação e desigualdade, fatores que influenciam a pobreza.

Como última variável de demanda, o desemprego, apresenta novamente o estado de Santa Catarina como *outlier* positivo, com índice de 4,05%. Este bom desempenho de Santa Catarina se deve dois fatores: uma economia diversificada e a vocação a exportação. Alguns setores da economia de SC chegam a importar mão de obra de estados vizinhos como o Rio Grande do Sul. Já como destaque negativo ressalta-se o estado do Amapá com 12,86%. O Amapá vem sofrendo nos últimos anos devido a sua grande dependência de setores específicos da economia como o mineral e o de construção civil. Ambos os setores sofreram encolhimentos nos últimos anos, tanto pelo fechamento de mineradoras que atuavam no estado como pelo não pagamento de obras públicas pelo governo estadual, acarretando na paralização de algumas obras e conseqüente redução de postos de trabalho.

Iniciando a análise dos *outliers* pelo lado da oferta, a partir do índice de inadimplência, pode-se concluir que as regiões brasileiras se comportam de forma bem similar. Centro Oeste, Sudeste e Sul com os menores indicadores, com o Rio Grande do Sul

sendo destaque positivo e apresentando índice de 3,59%. Porém, vale ressaltar o alto índice apresentado pelo Rio de Janeiro que chega a 6,57% e se aproxima dos piores a nível nacional.

Como extremo negativo em relação a inadimplência pode-se mais uma vez destacar o estado do Maranhão que apresenta indicador de 7,97%. Segundo o SPC Brasil, há fatores que em conjunto podem explicar uma alta na inadimplência. Entre eles renda per capita e aumento recente nos volumes de crédito concedidos. Olhando para essas duas variáveis pode-se concluir que ambas se encaixam não só ao Maranhão, mas a todo o Norte e Nordeste. Menores rendas per capita do país e crescente mercado de crédito nos últimos anos. Resumindo, o mercado precisa amadurecer para enfim se estabilizar.

Em relação a quantidade de agências bancárias, volta-se a tendência já apresentada anteriormente e destaca-se positivamente o estado de São Paulo que chega a ter 15,06 agências a cada 100.000 habitantes; e como destaque negativo o estado do Maranhão que apresenta apenas 4,06 agências para cada 100.000 habitantes.

Quanto a São Paulo, é inegável afirmar que se trata da capital financeira do país onde estão as sedes e escritórios dos principais bancos do Brasil e onde se concentra a maior massa trabalhadora do país. Já em relação ao Maranhão, é fato que os estados do Nordeste possuem ainda muito pouca abrangência pela rede financeira.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis sociais, econômicas e financeiras (valores médios de 2004 a 2013)

	Variável endógena	Variáveis exógenas (demanda)				Variáveis exógenas (oferta)			
	Volume agregado em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física per capita (R\$ constantes dez/2013)	Renda anual per capita (R\$ constantes dez/2013)	Total de anos de estudo	Pobreza (%)	Desemprego (%)	Inadimplência agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (%)	Quantidade de agências bancárias a cada 100.000 habitantes	Índice de desigualdade de Gini	Depósito a prazo per capita (R\$ constantes dez/2013)
Nordeste									
Alagoas	R\$ 1.739,21	R\$ 5.643,36	4,939	39,898	10,565	6,812	4,565	0,564	R\$ 532,02
Bahia	R\$ 1.779,73	R\$ 6.783,93	5,691	32,596	10,585	7,282	5,874	0,554	R\$ 865,93
Ceará	R\$ 1.515,86	R\$ 6.265,49	5,667	33,149	7,666	6,925	4,755	0,547	R\$ 1.786,78
Maranhão	R\$ 1.442,51	R\$ 5.433,31	5,261	40,596	7,990	7,966	4,056	0,560	R\$ 325,07
Paraíba	R\$ 1.887,03	R\$ 6.953,80	5,528	33,051	9,124	5,849	5,180	0,566	R\$ 519,05
Pernambuco	R\$ 1.809,52	R\$ 6.670,69	6,059	35,062	11,330	7,671	5,862	0,555	R\$ 1.089,94
Piauí	R\$ 1.479,59	R\$ 6.345,89	5,054	36,406	5,945	7,122	4,138	0,563	R\$ 302,23
Rio Grande do Norte	R\$ 2.206,08	R\$ 7.577,43	6,014	29,580	10,199	5,880	5,179	0,559	R\$ 759,77
Sergipe	R\$ 2.194,71	R\$ 7.492,07	6,135	29,462	10,266	5,963	8,373	0,556	R\$ 1.306,01
Norte									
Acre	R\$ 2.201,63	R\$ 7.740,09	6,254	30,164	8,217	5,029	5,791	0,572	R\$ 690,54
Amapá	R\$ 2.815,85	R\$ 7.725,02	7,686	26,056	12,861	6,033	5,104	0,515	R\$ 402,96
Amazonas	R\$ 1.677,00	R\$ 7.095,44	7,230	28,591	10,757	6,752	4,716	0,529	R\$ 801,90
Pará	R\$ 1.434,96	R\$ 6.520,81	6,126	30,110	8,961	6,117	4,500	0,516	R\$ 566,40
Rondônia	R\$ 2.729,49	R\$ 8.893,13	6,193	20,345	6,930	4,809	6,655	0,511	R\$ 825,90
Roraima	R\$ 2.751,49	R\$ 8.083,83	7,318	27,293	10,382	7,032	5,270	0,541	R\$ 660,77
Tocantins	R\$ 2.656,44	R\$ 7.971,95	6,340	25,023	6,899	5,269	6,123	0,533	R\$ 526,20

Continua

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis sociais, econômicas e financeiras (valores médios de 2004 a 2013)

	Variável endógena	Variáveis exógenas (demanda)				Variáveis exógenas (oferta)			
	Volume agregado em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física per capita (R\$ constantes dez/2013)	Renda anual per capita (R\$ constantes dez/2013)	Total de anos de estudo	Pobreza (%)	Desemprego (%)	Inadimplência agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (%)	Quantidade de agências bancárias a cada 100.000 habitantes	Índice de desigualdade de Gini	Depósito a prazo per capita (R\$ constantes dez/2013)
Centro-Oeste									
Distrito Federal	R\$ 7.993,85	R\$ 21.521,44	9,462	10,660	10,795	4,632	13,227	0,605	R\$ 22.260,47
Goiás	R\$ 4.558,85	R\$ 10.699,47	6,938	10,043	7,105	4,942	10,329	0,510	R\$ 955,69
Mato Grosso	R\$ 6.593,70	R\$ 10.661,08	6,810	10,879	6,967	4,821	9,998	0,515	R\$ 1.175,50
Mato Grosso do Sul	R\$ 5.157,57	R\$ 11.351,56	6,964	9,729	6,542	3,718	9,242	0,523	R\$ 995,21
Sudeste									
Espírito Santo	R\$ 3.202,58	R\$ 10.755,52	7,153	10,272	7,869	4,495	10,848	0,523	R\$ 2.341,72
Minas Gerais	R\$ 3.080,62	R\$ 10.347,20	6,768	10,438	7,707	4,496	9,864	0,514	R\$ 1.951,89
Rio de Janeiro	R\$ 3.522,25	R\$ 13.780,25	8,223	11,653	9,684	6,568	11,384	0,543	R\$ 3.928,09
São Paulo	R\$ 4.515,72	R\$ 14.176,02	8,121	9,092	8,880	4,921	15,059	0,505	R\$ 8.501,05
Sul									
Paraná	R\$ 4.619,82	R\$ 12.524,44	7,346	10,582	5,906	3,860	12,756	0,504	R\$ 4.084,51
Rio Grande do Sul	R\$ 4.757,91	R\$ 13.052,96	7,326	10,703	6,070	3,590	14,046	0,500	R\$ 3.170,53
Santa Catarina	R\$ 4.770,15	R\$ 13.884,43	7,610	5,660	4,046	3,736	14,347	0,452	R\$ 2.052,12

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Banco Central do Brasil, IPEADATA e Atlas do Desenvolvimento Humano

Apesar da grande evolução nos últimos anos, ainda existem cidades do interior desses estados que não possuem agências bancárias. Além disso, o estado do Maranhão se destaca em pobreza e em inadimplência; o que acaba afastando as investidas do mercado de crédito. O índice de desigualdade de GINI apresenta um resultado de certa forma surpreendente, se comparado com as análises já efetuadas, mas de fácil explicação. Destaca-se como *outlier* negativo o Distrito Federal, que anteriormente foi destacado como tendo os maiores volumes de crédito, de renda e de anos de estudo. Mas porque então este destaque em desigualdade? A alta renda do Distrito Federal se deve as altas remunerações da máquina pública que ali se encontra. Entretanto, se forem ser verificadas as condições econômicas e sociais da população do Distrito Federal como um todo, abrangendo as cidades satélites que se encontram nas regiões periféricas de Brasília, irá ser encontrada uma grande desigualdade. No quesito de desigualdade, mais uma vez, Santa Catarina se destacando como o estado com o melhor índice no país. Apresentando valor do índice de GINI de 0,45. Por fim, utilizando um dado considerado de grande relevância para se analisar a oferta de crédito, depósitos a prazo per capita. São encontrados dois estados já bastante debatidos como extremos. Distrito Federal com valor de R\$ 22.260,47 e Maranhão com R\$ 325,07. A explicação para o DF recai na mesma já apresentada anteriormente, população com alta renda devido à alta remuneração da máquina pública e consequente maior acúmulo de depósitos a prazo. Por outro lado, o estado do Maranhão, por apresentar o pior volume de renda bem como o pior % de pobreza entre todos os estados brasileiros. Naturalmente, mais uma vez se destaca negativamente apresentando o menor volume de depósitos a prazo. As ligações e conexões feitas nesta seção poderão ser posteriormente esclarecidas nos resultados da estimação feita e nas conclusões obtidas.

4.3 Teste de estacionariedade

A Tabela 2 reporta os resultados do teste de estacionariedade das séries utilizadas.

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária ^{a, b}

Variáveis exógenas (demanda)			
Renda anual per capita (R\$ constantes dez/2013)	Total de anos de estudo	Pobreza (%)	Desemprego (%)
-13,789***	-9,489***	-10,893***	-15,780***
[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
Variáveis exógenas (oferta)			
Inadimplência agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (%)	Quantidade de agências bancárias a cada 100.000 habitantes	Índice de desigualdade de Gini	Depósito a prazo per capita (R\$ constantes dez/2013)
-12,803***	-3,914***	-22,465***	-2,847***
[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,002]
Variável endógena			
Volume agregado em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física per capita (R\$ constantes dez/2013)			
-5,767***			
[0,000]			

Nota: ^a Resultados baseados no teste de raiz unitária comum proposto em Levin, Lin e Chu (2002) incluindo intercepto individual e tendência ao longo do período de 2004 a 2013. / ^b Respective p-valores reportados entre colchetes. / * Indica rejeição da hipótese nula (série não estacionária) a 10%. / ** Indica rejeição da hipótese nula (série não estacionária) a 5%. / *** Indica rejeição da hipótese nula (série não estacionária) a 1%.

Fonte: Elaboração do autor

Conforme essa tabela, pode ser identificado que todas as variáveis exógenas utilizadas na regressão apresentaram p-valores zero no teste de raiz unitária feito para identificar a estacionariedade das séries. Portanto com um nível de confiança de 99% pode-se afirmar que as séries de renda, anos de estudo, pobreza, desemprego, inadimplência, quantidade de agências bancárias, índice de desigualdade de GINI e depósitos a prazo são não estacionarias. Ou seja, elas não se desenvolvem ao longo do tempo em torno de uma média constante. Portanto, possuem alguma tendência. O teste utilizado no presente trabalho foi proposto por Levin, Lin e Chun (2002), onde os autores propõe um teste de raiz unitária incluindo intercepto individual e tendência.

4.4 Resultados da estimação

Os procedimentos metodológicos descritos na seção 4 foram aplicados a um painel contendo como variável dependente, o volume agregado de todas as modalidades de crédito para pessoa física per capita de cada uma das 27 unidades da federação brasileira.

As variáveis explicativas utilizadas para o painel foram: renda anual per capita, total de anos de estudo, pobreza, desemprego, índice de desigualdade de GINI, quantidade de agências bancárias à cada 100.000 habitantes, inadimplência e depósitos a prazo per capita. A

Tabela 3 apresenta os resultados obtidos na estimação. Foram separadas as variáveis exógenas entre demanda e oferta. No lado da demanda pode-se observar que apenas o desemprego não foi significativo. Se for feita a avaliação do resultado comparando com o que se observa na economia, cenários de maior desemprego causam instabilidade e conseqüentemente os bancos se retraem. Principalmente na oferta de crédito.

Os demais parâmetros de demanda foram significativos a 1%, com p-valores praticamente “0”. Tanto renda, como anos de estudo e pobreza apresentaram coeficientes positivos se comparados a variável dependente de crédito. Ou seja, um aumento na variável de demanda aumentaria o volume de crédito destinado as pessoas físicas.

Em relação a renda e anos de estudo os resultados são coerentes com a literatura, pois, quanto maior a educação e a renda das famílias. Mais consciente esse crédito é tomado e maior capacidade de pagamento essa família terá para honrar com as dívidas. Porém, o resultado positivo apresentado para pobreza é controverso. Hoje o microcrédito é bastante difundido e defendido por vários autores e pelo mercado. Mas, ainda é pratica do mercado ofertar crédito a quem possui maior renda. O que talvez possa explicar esse resultado, é a consistente política de oferta de crédito às pessoas físicas pelos bancos públicos brasileiros ao longo dos últimos anos. Muito em parte pelos programas de crédito imobiliário e habitação como o Minha Casa Minha Vida.

Ao ser feita a análise dos resultados obtidos pelas variáveis de oferta, o quadro é totalmente diferente. Com exceção do índice de desigualdade de GINI que foi altamente significativo; com p-valor zero e rejeição da hipótese nula a 1%, todas as outras variáveis foram não significativas a 1% e 5%. Apenas a quantidade de agências bancárias a cada 100.000 habitantes foi significativa a 10%, e com coeficiente positivo. Ou seja, quanto mais agências bancárias mais volume / oferta de crédito às pessoas físicas.

O coeficiente de desigualdade de GINI foi negativo, o que já era esperado. Uma vez que menos desigualdade desencadeia maiores oportunidades para todos e conseqüentemente uma maior oferta de crédito.

Com estes resultados pode-se determinar que o que afeta o volume de crédito em si é a situação sócio econômica e as variáveis de demanda. Como citado anteriormente; estudo, renda e pobreza. Por mais que as instituições se esforcem para intensificar a oferta, esses esforços aparentam ser em vão. Não que não seja necessário e de extrema importância. Mas que o efeito do mesmo depende em grande parte da demanda da população.

Os resultados obtidos no presente trabalho complementam a literatura que estuda as desigualdades de crédito e renda no Brasil. Reforçando resultados como o de Matos, Penna

e Vasconcelos (2013), que demonstram o quanto aquém as regiões Norte e Nordeste se encontram em relação ao restante do país.

Sendo as variáveis de demanda as únicas representativas na estimação do volume de crédito. De nada adianta o governo focar em ofertar crédito sem antes se preocupar com as questões mais básicas da economia como renda, pobreza e educação. Tornando na verdade este, um ciclo contínuo. Pois, desenvolvimento e renda dependem de crédito; da mesma forma que crédito depende de desenvolvimento e renda. O R^2 ajustado da estimação foi de 95,65. Valor robusto e que indica que o modelo consegue explicar bem os valores observados.

Tabela 3 – Estimação do Painel da Modelagem do Crédito para Pessoa Física^{a, b, c}

$CPF_{i,t} = \varphi + \varphi_R \cdot RPC_{i,t} + \varphi_E \cdot EST_{i,t} + \varphi_P \cdot POB_{i,t} + \varphi_D \cdot DES_{i,t} +$ $+ \varphi_I \cdot INPF_{i,t} + \varphi_A \cdot AB_{i,t} + \varphi_G \cdot GINI_{i,t} + \varphi_P \cdot DP_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ $i = 1, \dots, 27 \text{ e } t = 2004, \dots, 2013$			
Variáveis exógenas (demanda)			
Renda anual per capita (R\$ constantes dez/2013)	Total de anos de estudo	Pobreza (%)	Desemprego (%)
φ_R	φ_E	φ_P	φ_D
0,862***	803,728***	86,883***	6,143
[0,000]	[0,006]	[0,000]	[0,844]
Variáveis exógenas (oferta)			
Inadimplência agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (%)	Quantidade de agências bancárias a cada 100.000 habitantes	Índice de desigualdade de Gini	Depósito a prazo per capita (R\$ constantes dez/2013)
φ_I	φ_A	φ_G	φ_P
0,777	108,861*	-15725,800***	0,116
[0,975]	[0,058]	[0,000]	[0,259]
Resultados complementares			
Constante	R² ajustado	Estatística F	Teste de efeitos aleatórios
-5132,085**	95,646	174,819***	144,035***
[0,036]		[0,000]	[0,000]

Nota: ^a Resultados da estimação do painel baseados na técnica de Mínimos Quadrados Ordinários ao longo do período de 2004 a 2013, para as vinte e sete unidades da federação brasileira. / ^b Em termos de especificação, a matriz de covariância de White é robusta à heterocedasticidade no corte transversal e os resultados levam em consideração os efeitos fixos no *cross-section*, dada a rejeição da hipótese nula a 1% do teste de efeitos aleatórios seguindo Hausman (1978) e em razão do uso de toda a população de unidades federativas brasileiras. ^c Os respectivos p-valores são reportados nos colchetes. / * Indica rejeição da hipótese nula (parâmetro não significativo) a 10%. / ** Indica rejeição da hipótese nula (parâmetro não significativo) a 5%. / *** Indica rejeição da hipótese nula (parâmetro não significativo) a 1%.

Fonte: Elaboração do autor

Portanto, utilizando este trabalho como insumo para a tomada de decisões dos *policy makers*. Fica evidente a extrema necessidade de investimentos em educação e de políticas para a melhor distribuição de renda e erradicação da pobreza. Pois, somente desta forma será possível ter um mercado financeiro e de crédito forte que caminhará lado a lado ajudando o desenvolvimento econômico dos estados brasileiros.

5 CONCLUSÃO

Sendo o Brasil um país de dimensões continentais e formado por sua diversidade cultural e sua heterogeneidade social e econômica. Já tendo sido estudado e discutido em diversos outros trabalhos as desigualdades de renda e de indicadores sociais como em Cabral (2008) e Penna e Linhares (2009). E tendo sido exposto as formações dos grupos regionais referentes aos níveis de crédito por Matos, Penna e Vasconcelos (2013), onde os autores provocam que, *ceteris paribus*, as regiões Norte e Nordeste necessitariam de 35 anos para atingir o mesmo estoque de crédito das regiões Sul e Sudeste.

Busca-se neste trabalho encontrar uma explicação para a profunda desigualdade de crédito presente entre os estados brasileiros e tentar explicar o porquê as regiões Norte e Nordeste precisam tanto do desenvolvimento desse mercado. A desigualdade é tanta que o volume agregado de crédito destinado as pessoas físicas variam de R\$ 1.434,96 e R\$ 1.442,51 nos estados do Pará e do Maranhão a R\$ 4.515,72 e R\$ 7.993,85 nos estados de São Paulo e no Distrito Federal respectivamente.

Esta evidência corrobora a realidade encontrada em trabalhos correlatos da existência de duas economias em um mesmo país, tanto observando renda, indicadores sociais ou mercado de crédito.

Através dos resultados obtidos, é possível identificar que somente as variáveis sociais e macro econômicas de demanda impactam a variável endógena de crédito. Isso quer dizer que apesar de todos os esforços das instituições para aumentar a oferta e conseqüentemente aumentar os volumes de crédito no mercado. O que de fato implica em mudanças nessa variável são as variáveis de demanda, a saber: renda, pobreza e educação.

O governo deve focar suas atenções não somente em tratar o crédito como mecanismo de transmissão da política monetária, mas sim como ferramenta de desenvolvimento econômico. E não somente, deve em paralelo se preocupar com a renda e com a educação para que este mercado de crédito possa se desenvolver.

A inclusão da população no sistema financeiro é de extrema importância. Pois, este mercado proporciona produtos e serviços que tornam possível uma alocação eficiente de recursos na dimensão intertemporal. Como observado, as regiões Norte e Nordeste são menos assistidas por esse sistema. Um dado que pode comprovar essa afirmação são as quantidades de agências bancárias a cada 100.000 habitantes onde nos extremos tem-se o Maranhão com 4,06 e na ponta superior o estado de São Paulo com 15,06 agencias.

Corroborando o resultado apresentado por Imboden (2005), onde o autor afirma que as micro finanças merecem destaque dos demais setores financeiros em especial em sociedades desiguais e pobres, como é o caso da brasileira. É necessário incentivar o sistema financeiro nesse sentido. Pois, do contrário, a sociedade haverá de continuar se deparando com os resultados obtidos por Bemerguy e Luporini (2006), de que o desenvolvimento financeiro no Brasil não tem impactado significativamente na taxa de crescimento da renda do quintil mais pobre da população.

Como possíveis extensões deste trabalho sugerimos estimar o volume de crédito também para as pessoas jurídicas. Neste caso, deverão ser buscadas outras variáveis explicativas como empresas ativas ou nível industrial. Outras possíveis extensões poderiam ser a estimação de crédito não mais por estado, mas sim para bases mais desagregadas como municípios ou até mesmo famílias, esta última seria possível através da inclusão de questionários sobre crédito na PNAD. Vislumbrando um pouco a frente, o presente trabalho pode vir a desenvolver uma nova literatura que busque não somente entender o perfil das famílias em relação a decisão de consumo versus poupança, mas sim uma nova relação incluindo a tomada de crédito.

REFERÊNCIAS

- ALTMAN, E. I. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporation bankruptcy. **Journal of Finance**, v. 23, n. 4, p. 589-609, 1968.
- ANDRADE, A. P. S. **Avaliação da recente expansão do crédito no Brasil: boom ou crescimento sustentável?** 2012. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.
- APERGIS, N.; CHRISTOU, C.; MILLER, S. **Country and industry convergence of equity markets: International Evidence from club convergence and clustering.** Working papers, University of Connecticut, Department of Economics, 2010.
- BARAJAS, A.; STEINER, R. **Why Don't They Lend? Credit Stagnation in Latin America.** IMF Staff Papers, n. 49, p. 156–184, 2002.
- BECK, T.; DEMIRGUC-KUNT, A.; LEVINE, R. **Finance, Inequality and Poverty: Cross-Country Evidence.** NBER Working paper, n. 10979, 2004.
- BEMERGUY, C. B.; LUPORINI, V. **Desenvolvimento financeiro e desigualdade de renda: evidencia para o caso brasileiro.** Texto para Discussão, Rio de Janeiro: UFF/Economia, 2006.
- BOURGUIGNON, F. **Theoretical Relationships between Economic Growth and Distribution.** 2002. Disponível em: <www.delta.ens.fr/bourguignon/buenosaires/cfa2.pdf.2002>.
- CABRAL, S. **Convergência de renda per capita entre os estados brasileiros de 1939 a 2004.** 2008. 85 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) - Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília-DF, 2008.
- FIGINI, S.; FANTAZZINI, D. Random survival forests models for SME credit risk measurement. **Methodology and Computing in Applied Probability**, v. 11, n. 1, p. 29-45, 2009.
- GOMES, D. **Escassez de Crédito Bancário no Brasil: Comparação Internacional e Evidência Recente.** 2009. 73 f. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) - Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2009.
- GUJARATI, D. **Econometria Básica.** 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812p.
- HAUSMAN, R.; RODRIK, D.; VELASCO, A. **Growth Diagnostics.** Center for International Development, Harvard University, 2005.
- HOLTEMOLLER, O. **Further VAR evidence for the effectiveness of a credit channel in Germany.** Discussion Papers, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes, n. 66, 2002.

- IMBODEN, K. Building inclusive financial sectors: the road to growth and poverty. **Journal of International Affairs**, v. 58, n. 2, p. 65-86, 2005.
- JESUS FILHO, J. **Credit shortages in Brazil?** A Disequilibrium Model Approach. The University of Chicago – World Bank Group, 2013.
- MATOS, P.; VASCONCELOS, J.; PENNA, C. Política Creditícia no Brasil: o sertão vai virar mar? **Revista Economia**, Brasília, v. 14, p. 1-29, 2013.
- PENNA, C.; LINHARES, F. Convergencia e Formação de Clubes no Brasil sob a Hipotese de Heterogeneidade no Desenvolvimento Tecnológico. **Revista Economia do Nordeste**, v. 40, n. 4, p. 781-796, 2009.
- PHILLIPS, P.; SUL, D. Transition Modeling and Econometric Convergence Tests. **Econometrica**, v. 75, p. 1771-1855, 2007.
- PUGA, F. P. **Sistema Financeiro Brasileiro:** reestruturação recente, comparações internacionais e vulnerabilidade à crise cambial. Texto para Discussão BNDES, n. 68, Rio de Janeiro: BNDES, mar. 1999.
- RAMEY, V. **How important is the credit channel in the transmission of monetary policy?** NBER Working Paper Series, n.4285, 1993.
- RAVAILLON, M. **Growth, Inequality and Poverty:** Looking Beyond Averages. World Bank Research Working Paper, World Bank, Washington D.C. 2001.