

UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DO DESENVOLVIMENTO FINANCEIRO SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA NAS REGIÕES BRASILEIRAS PARA O PERÍODO DE 1999 A 2009

Luciano Balbino dos Santos¹
Tito Belchior Silva Moreira²
Benjamin Miranda Tabak³

Resumo

Este artigo analisa os efeitos do desenvolvimento financeiro sobre a desigualdade de renda no Brasil, por unidades da federação, no período de 1999 a 2009, com base em estimativas de Painel de Dados. A contribuição deste artigo é mostrar conexão entre desenvolvimento financeiro e desigualdade de renda considerando-se as unidades da federação e as regiões brasileiras. Os resultados empíricos mostram que a queda da desigualdade de renda registrada no Brasil no período considerado é influenciada pelo desenvolvimento financeiro. Além disso, regiões com maior desenvolvimento financeiro apresentam uma maior redução da desigualdade.

Palavras-Chave: Crescimento. Desenvolvimento Financeiro. Desigualdades Regionais

¹ Doutor. Professor do Curso de Economia da Universidade do Estado do Amazonas (UEA) E-mail: lbsantos@uea.edu.br.

² Doutor. Departamento de Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB). E-mail: tito@pq.cnpq.br.

³ Doutor. Departamento de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV): benjamin.tabak@gmail.com

Abstrat

This article analyzes the effects of financial development on the income inequality of Brazil, by federative units, from 1999 to 2009, based on a Data Panel estimative. The contribution of this paper is show connection between financial development and income inequality considering the federative units and the Brazilian regions. The empirical results show that the fall in income inequality in Brazil in the period considered is influenced by financial development. Furthermore, regions with higher financial development show higher decrease in inequality.

Key words: Growth; Financial Development; Regional Inequalities

1. Introdução

Nas últimas décadas, a relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico têm motivado profundos debates na literatura econômica. Esses debates têm, ao menos, duas motivações. A primeira está na crença de que o crescimento econômico é o principal, se não, o único fundamento a ser almejado por uma sociedade que busca a superação de seus índices de pobreza e de desigualdade. Assim, a forma mais eficaz de redução das principais mazelas sociais seria a promoção do crescimento” (BARROS, et alii, 2000). A segunda está na dinâmica que o desenvolvimento financeiro imprime numa sociedade e nos efeitos que pode exercer no lado real da economia, não apenas ampliando a demanda efetiva de consumo e de investimento dos agentes econômicos, como também primando pela eficiência alocativa em termos agregados (LOPES E ROSSETI, 2015).

A ideia de que o desenvolvimento financeiro exerce um efeito positivo sobre o crescimento e sobre os outros fatores que dele decorre, foi predominante na literatura, até que as crises dos sistemas financeiros de algumas economias ocasionaram perdas

substanciais aos investidores e aos governos, piorando o bem-estar dos indivíduos. A partir daí muitos economistas com base em estudos teóricos e empíricos passaram a questionar o papel do desenvolvimento financeiro para a economia real, a exemplo de trabalhos como o de Goldsmith (1969), King e Levine (1993), Gurley e Shaw (1995), Levine (2005), Dwyer, Tabak e Vilmunen (2012), dentre outros.

Para Saqib (2013) quanto maior o desenvolvimento financeiro, maior a formação bruta de capital e melhor eficiência na alocação de recursos. O crescimento ganha estabilidade e os seus reflexos são sentidos nos mais variados setores da sociedade. Por essa razão, construir setores financeiros estáveis deve ser uma ação estratégica de qualquer governo que almeje obter taxas sustentáveis de crescimento.

Fields (2001) enfatiza que numa sociedade caracterizada por um sistema financeiro pouco desenvolvido, o crescimento é lento e incapaz de produzir modificações nas taxas de pobreza e de desigualdade, na medida em que os indivíduos de baixa renda não têm acesso ao crédito e nem aos demais serviços financeiros – quer seja para satisfazer suas necessidades mais imediatas de consumo – quer seja para colocar em prática algum novo empreendimento.

Cecchetti e Kharroubi (2012) ao examinarem dados de 50 países avançados e emergentes entre 1980 e 2012, concluíram que um alto grau de desenvolvimento financeiro nem sempre é benéfico ao crescimento. No estágio inicial pode favorecê-lo, mas na sequência, um sistema financeiro muito grande cria um efeito reverso, tornando-se, eventualmente, um obstáculo ao crescimento e a produtividade.

No Brasil, principalmente após o Plano Real, o sistema financeiro foi fortalecido, os instrumentos e os serviços de intermediação foram ampliados de forma significativa. Mora (2015) explica que o crédito, em especial, passou por consideráveis transformações, contemplando diferentes setores da economia brasileira com base em políticas de

reestruturação alicerçadas em três abrangentes programas: o Programa de estímulo à recuperação e ao fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional - Proer; o Programa de incentivo à redução do setor público estadual na atividade bancária - Proes; e o Programa de fortalecimento das instituições financeiras - Proef.

Rocha e Souza (2018) realizam testes de causalidade entre sistema financeiro e crescimento econômico para a economia brasileira entre 1960 e 2010. Os autores usam o crédito bancário como indicador do desenvolvimento do sistema financeiro. Os resultados mostram o sistema financeiro como fator causal para o crescimento econômico.

Fialho, Jr e Hermeto (2016), fizeram uma análise multivariada correlacionando o desenvolvimento financeiro com a pobreza e a renda para o Brasil, no período de 1995 a 2008. Os resultados obtidos denotam que o desenvolvimento do sistema financeiro demonstrou um alto poder explicativo sobre o comportamento da renda e da pobreza. Entretanto, os autores chamam a atenção para a escassez de estudos sobre esse tema. Existe uma diversidade de trabalhos relacionando "finanças e crescimento" bem como "pobreza e desigualdade", mas há uma carência na literatura nacional de estudos que investiguem as consequências do desenvolvimento financeiro sobre a pobreza e a renda no Brasil.

Ante o exposto, este trabalho tem como objetivo analisar o impacto do desenvolvimento financeiro sobre a desigualdade de renda no Brasil, no período de 1999 a 2009, a partir de um Painel de Dados contemplando as vinte e sete unidades federativas (U.F.), tomando a desigualdade como função do desenvolvimento financeiro, do crescimento econômico, de *dummies* regionais e de outras variáveis de controle. A relevância desta pesquisa está na possibilidade de contribuir com a literatura, ampliando a compreensão dos efeitos do desenvolvimento financeiro sobre as desigualdades regionais brasileiras, buscando respostas para a seguinte pergunta: a) em que medida o desenvolvimento financeiro impacta a desigualdade de renda entre as U.F e entre as regiões?

Além desta introdução, este trabalho está estruturado em mais cinco seções: na seção 2 apresenta-se os Aspectos Teóricos; a seção 3 descreve a Metodologia utilizada; a seção 4 mostra a Discussão dos Resultados e na seção 5, as Considerações Finais. Por fim, são apresentadas as Referências e os Apêndices.

2. Aspectos teóricos

A teoria que coloca o desenvolvimento financeiro como principal instrumento de viabilidade do crescimento econômico não é recente. Schumpeter, quando publicou a sua principal obra em 1911, trouxe à tona essa questão. O crescimento econômico é determinado pela interação entre a inovação, a criação de novos mercados e a ação do empreendedor, ancorados no desenvolvimento financeiro e mais precisamente no crédito. Para Schumpeter (1982), é impossível promover o desenvolvimento econômico sem contar com um setor financeiro bem estruturado e dinâmico.

Nos anos 90, quando eclodiu a teoria do crescimento endógeno, a ligação entre capital humano e crescimento também passou a ser amplamente reconhecida na literatura, com evidências de que o crescimento aumenta o desenvolvimento humano a longo prazo. Zhang et al (2012) mostram que alguns pesquisadores concluíram que um alto grau de desenvolvimento financeiro tem impacto extremamente positivo no desempenho econômico, aumentando a eficiência da intermediação por meio de custos reduzidos e de monitoramento.

Ladvocat e Ferreira (2015) num recente trabalho de revisão bibliográfica sobre o tema, ressaltam que algumas pesquisas mais recentes destacam a capacidade do setor financeiro de impulsionar o crescimento, através de seu poder mobilizador da poupança, da alocação eficiente de recurso, da produção de informações de desempenho e de monitoração

de custos, o que concorre para tornar mais rápida a acumulação de capital e o progresso tecnológico.

Nessa mesma linha de entendimento, Sohag, Nabilah e Bergum (2015) verificaram a dimensão do impacto do desenvolvimento financeiro sobre o crescimento - se é de curto ou de longo prazo - de nove economias insulares⁴ - e para isso, fizeram uso de um painel dinâmico com dados de 1980 a 2009. Os resultados confirmam uma relação significativamente positiva de longo prazo entre as duas variáveis. No entanto, no curto prazo esse impacto é negativo, em função da volatilidade financeira, da qualidade das instituições e das crises do sistema bancário que caracterizam algumas economias integrantes da amostra.

Para um conjunto de 50 países em desenvolvimento e usando dados cross-country, os resultados encontrados pelo estudo de Saqib (2013) mostram que o desenvolvimento e a eficiência do setor financeiro favorecem o crescimento econômico, mesmo quando determinadas variáveis do modelo básico são omitidas ou acrescentadas. Esse movimento de inclusão e exclusão de variáveis, torna os resultados mais robustos e convincentes.

Giri (2014) examinou a relação entre os indicadores do desenvolvimento financeiro e o desenvolvimento humano na Índia, entre 1980 e 2012. Os resultados também confirmam uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Fuinhas, Marques e Carreiras (2015) analisaram a relação entre crescimento econômico e a profundidade financeira para um conjunto de 25 países europeus entre 1996 e 2011. Os resultados demonstram a não linearidade da relação, sinalizando que o dinamismo da profundidade do setor financeiro pode levar a obstaculizar o crescimento das economias europeias, ao atingir certo ponto ótimo de maturação. Além desse limite, o crescimento

⁴ Referindo-se aos países: Barbados, República Dominicana, Fiji, Grenada, Maurícia, Papua Nova Guiné, Seychelles, Cingapura e Trinidad e Tobago.

assume a forma de um "U" invertido denotando que as políticas e estratégias criadas para favorecer o desenvolvimento do setor financeiro, tornaram-se ineficazes.

Vardar e Coskun (2016) trabalhando com uma amostra de 47 países para o período de 1989 a 2012, avaliaram o desenvolvimento do sistema financeiro e sua relação com a volatilidade do crescimento econômico, utilizando o Método dos Momentos Generalizados. Os resultados documentam um impacto significativo e negativo entre os indicadores do sistema financeiro e a vitalidade do crescimento, evidenciando que é o desenvolvimento do Mercado de Ações e não o desenvolvimento do setor bancário que contribui para a estabilidade do crescimento.

Dentre os desafios apontados na literatura para a ampliação do estudo que toma como referência o desenvolvimento financeiro, está a dificuldade de identificar um indicador que possa expressar de forma mais realista a complexidade dessa variável. Khalil et al (2017) ressaltam essa questão e evidenciam que, em face dessa carência os pesquisadores fazem uso do crédito privado, mas o fazem ressaltando a limitação dessa representatividade. Para Ansari (2002), o termo "desenvolvimento financeiro" está muito além do crédito. Diz respeito ao aprofundamento do setor de finanças de uma dada sociedade que se revela por meio da diversificação de instrumentos financeiros disponíveis a coletividade, na ampliação do número de instituições bancárias e de transações, na livre circulação de capital e na liberalização financeira, levando a um processo de favorecimento da intermediação.

Para Bemerguy e Luporini (2006) essas teorias podem ser classificadas em dois grupos: naqueles que defendem os intermediários financeiros como possibilidades reais de amplo acesso aos serviços financeiros superando as restrições de investimento, contra àqueles que veem esses serviços como uma forma de aprofundamento das desigualdades, uma vez que chegam apenas às classes de renda mais elevadas.

Hermann (2004) responde que a exclusão financeira da população de baixa renda faz parte dos fundamentos lógicos que dão sustentação ao mercado de crédito. Isto significa que o funcionamento do sistema financeiro formal não tem o propósito de estender os serviços financeiros, e principalmente o crédito, às famílias de baixa renda. Grande parte desse contingente não tem renda fixa, e quando tem, não consegue comprovar e não dispõe de garantias para oferecer ao sistema; quase sempre, essa renda é auferida no mercado informal. Kumar (2005) mostra que o acesso ao crédito ainda é escasso e os efeitos do desenvolvimento financeiro ainda são restritos.

Bemerguy e Luporini (2006) alertam que os serviços da intermediação não podem ser para todos, mas para quem tem renda e tem como comprová-la. Nesse processo, a informalidade se constitui no mais grave problema dessa relação. Ao se referirem mais especificamente ao mercado de crédito, os autores argumentam que as próprias características das instituições financeiras em economias de mercado, permitem compreender porque o crédito é, em geral, inacessível e custoso para a população de baixa renda, em especial, para aquela população que atua no mercado informal. O racionamento do crédito para esses grupos, ocorre por conta da assimetria de informação entre quem precisa do crédito e quem tem o poder de emprestar.

Ante o exposto, esta pesquisa busca aprofundar essa discussão ao analisar o impacto do desenvolvimento financeiro sobre a desigualdade de renda no Brasil, a partir de um Painel de Dados que contempla as vinte e sete unidades federativas do País.

3. Metodologia

A proposta do presente trabalho é analisar o comportamento da desigualdade de renda no Brasil, com base nas 27 unidades da federação, como função do desenvolvimento

financeiro entre 1999 a 2009. Para isso, seleciona-se dois grupos de variáveis. No primeiro, estão as variáveis principais: índice de Gini, como medida da desigualdade e o PIB Estadual/Serviços de Intermediação Financeira, como *proxy* do desenvolvimento financeiro. No segundo grupo, estão as variáveis de controle: renda domiciliar per capita média, grau de informalidade, taxa de mortalidade infantil, educação, índice de preços ao consumidor (IPCA) e número de pessoas pobres, conforme especificadas no quadro seguinte. Todas as variáveis são anualizadas por unidade federativa.

Quadro 1- Descrição das variáveis por unidades da federação

Variável	Descrição
Índice de Gini	Mede o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar <i>per capita</i> entre os indivíduos. Seu valor pode variar teoricamente desde 0, quando não há desigualdade, até 1, quando a desigualdade é máxima.
PIB/Serv.Finan	PIB Estadual - serviços - intermediação financeira - valor adicionado - preços básicos - R\$, a preços do ano 2000 (mil)
Renda	Renda domiciliar <i>per capita</i> - média - R\$ Outubro 2014, com valores reais.
Educação	Média de anos de estudos das pessoas com idade mínima de 25 anos de idade.
GInformalid	Razão: (empregados sem carteira + trabalhadores por conta própria) / (trabalhadores protegidos + empregados sem carteira + trabalhadores por conta própria).
NPobres	Número de pessoas em domicílios com renda domiciliar <i>per capita</i> inferior à linha de pobreza, equivalente a meio salário mínimo.
TXmorinf	Taxa de mortalidade infantil (por mil nascidos vivos - Óbitos)
IPCA	IPCA - (% a.a.) – Índice de Preços ao Consumidor.

Fonte: IBGE/IPEADATA: www.ipeadata.gov.br. Fonte primária: IBGE

Utiliza-se a técnica de Dados em Painel que é amplamente utilizada para analisar a relação entre desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico. Por meio dessa técnica é possível explorar o comportamento das variáveis considerando tanto o aspecto temporal quanto das próprias unidades de análise.

Dentre os desafios apontados na literatura para a ampliação do estudo sobre o tema aqui abordado, está a dificuldade de identificar um indicador mais realista para o desenvolvimento financeiro. Khalil et all (2017) evidenciam que, em face dessa carência os pesquisadores fazem uso do crédito privado. No entanto, o crédito reflete apenas o desenvolvimento no setor bancário e não considera por exemplo, o mercado de ações e títulos, que tem sido fator cada vez mais importante para as estratégias de crescimento, especialmente nos países industrializados e em desenvolvimento. Por essas razões, como *proxy* para o desenvolvimento financeiro opta-se por fazer uso do PIB Estadual/Serviços de Intermediação Financeira.

Entre os agentes econômicos deficitários e superavitários, alerta Lopes e Rossetti (2015), posicionam-se os intermediários financeiros, cuja atividade consiste em viabilizar o atendimento das necessidades financeiras de curto, médio e longo prazos, manifestadas pelos agentes carentes, e a aplicação, sob riscos minimizados, das disponibilidades dos agentes com excedentes orçamentários. Por essas razões, a variável “PIB Estadual/Serviços de Intermediação Financeira” mostra-se mais adequada ao estudo proposto, embora ela tenha sido interrompida em 2009 pois o IBGE parou de mensura-la no sistema de contas nacionais. Isto justifica a limitação do estudo até 2009. Por outro lado, o uso desta variável, por ser uma *proxy* mais adequada para o desenvolvimento financeiro em relação às usuais na literatura, torna o estudo mais interessante.

A metodologia utilizada está estruturada em estimativas econométricas, envolvendo:

- a) Painel com Efeitos Fixos,
- b) Painel de Efeitos Aleatórios com inclusão de *dummies* regionais e variáveis interativas;
- c) Painel Dinâmico com inclusão de instrumentos.

Esses testes têm como parâmetro geral, o modelo econométrico que considera a variável dependente desigualdade em função das demais variáveis, conforme a equação seguinte:

$$\begin{aligned}
Desig_{it} = & \alpha + \beta_0 PIBservFinan_{it} + \beta_1 Renda_{it} + \beta_2 GInformali_{it} \\
& + \beta_3 TxMortinf_{it} + \beta_4 Educa\c{c}ao_{it} + \beta_5 IPCA_{it} \\
& + \beta_6 Npobres_{it} + u_i
\end{aligned}$$

Com rela\c{c}o a incorpora\c{c}o de *dummies* regionais (norte, nordeste, centro-oeste, sudeste e sul) adota-se o seguinte crit\u00e9rio: atribui-se um para os estados da Regi\u00e3o Norte e zero para os estados das demais regi\u00f5es; depois, um para os estados da Regi\u00e3o Nordeste e zero para os demais estados. Essa l\u00f3gica foi seguida para as demais regi\u00f5es.

As var\u00e1veis bin\u00e1rias que tomam os valores de um e de zero (ou suas transforma\c{c}oes lineares) s\u00e3o um meio de incluir regressores qualitativos abrindo possibilidades de se investigar o problema sob outras dimens\u00f5es. Desse modo, considera-se que a vari\u00e1vel dependente “desigualdade de renda” pode ser influenciada n\u00e3o apenas pelas vari\u00e1veis proporcionais – renda, varia\c{c}o do IPCA, n\u00famero de pobres, etc –, mas tamb\u00e9m por outras vari\u00e1veis essencialmente qualitativas; no caso em tela, as regi\u00f5es geogr\u00e1ficas e suas particularidades.

Considerando-se os modelos b\u00e1sicos de dados em painel, a estimativa pode ser realizada com base nos modelos de efeitos fixos ou aleat\u00f3rios. Da\u00ed decorre a import\u00e2ncia do teste de Hausman. Nos modelos de efeitos fixos, a estima\c{c}o \u00e9 feita assumindo que a heterogeneidade dos indiv\u00edduos se capta na parte constante, que \u00e9 diferente de indiv\u00edduo para indiv\u00edduo, tal que:

$$Y_{it} = a_i + bX_{it} + \dots + u_{it},$$

onde h\u00e1 heterogeneidade na parte constante, e homogeneidade nas inclina\c{c}oes. A parte constante a_i \u00e9 diferente para cada indiv\u00edduo (UF), captando diferen\c{c}as invariantes no

tempo, a exemplo da dimensão dos estados ou regiões, de recursos naturais e de outras características que não variam no curto prazo.

Nos modelos de efeitos aleatórios, a estimação é feita introduzindo a heterogeneidade dos indivíduos no termo de erro, tal que:

$$Y_{it} = a + bX_{it} + \dots + (\eta_i + u_{it}), \text{ onde } a_i = a + \eta_i \text{ e } \eta_i \text{ representa o efeito aleatório}$$

individual não observável.

Os modelos com efeitos aleatórios consideram a constante não como um parâmetro fixo, mas sim, como um parâmetro aleatório não observável. Os modelos com efeitos fixos consideram que as diferenças dos indivíduos (países, regiões, estados, etc.) captam-se na parte constante. Os modelos com efeitos aleatórios consideram que essas diferenças são captadas no termo de erro. Essas são as principais diferenças entre os dois modelos em painel.

Utiliza-se o Teste de Hausman para escolher qual modelo é o mais adequado, fixo ou aleatório. A hipótese nula do teste assegura que o modelo de efeito aleatório é o mais adequado. Se a hipótese nula não for aceita, ou seja, se for rejeitada, então o modelo de efeito fixo será o mais apropriado. No caso em destaque, os testes apontam que o modelo de Efeito Fixo é o mais adequado para a estimação do modelo original, mas para o segundo modelo, quando inclui-se as *dummies* regionais, a estimação é feita com base no modelo de Efeito Aleatório.

Ao final, conforme demonstra a Tabela 4 fez-se uso de modelos de painel dinâmico (GMM) em Diferença com base em Holtz-Eakin, Newey and Rosen (1988) e Arellano and Bond (1991) considerando o uso de instrumentos, com o intuito de resolver possíveis problemas de endogeneidade.

4. Resultados e discussão

A Tabela 1 (anexa) mostra cinco estimativas de Painel com Efeitos Fixos de 1999 a 2009. Como estratégia de identificar o modelo mais consistente e os resultados mais robustos, as variáveis explicativas são inseridas uma a uma a partir do modelo 1 até alcançar o modelo final mais completo (Modelo 5). Todos os coeficientes estimados são significantes ao nível de 1%, 5% ou 10%, e todos os coeficientes apresentaram os sinais esperados. Destaca-se que as estatísticas do R2-Ajustado melhora à medida que novas variáveis são incorporadas na regressão, como pode ser observado na Tabela 1.

Os resultados sinalizam que a desigualdade de renda é sensível ao desenvolvimento financeiro pois apresenta coeficientes estimados negativos, mesmo quando novas variáveis são acrescentadas ao modelo. A significância das estatísticas apresentadas pelas variáveis de controle: grau de informalidade, taxa de mortalidade infantil, educação, número de pobres, as variações de renda e inflação, evidenciam o impacto dessas variáveis sobre a desigualdade e parecem validar a ideia *presente* nos trabalhos de Ellis (2004), quando afirma que o aumento da intermediação pode proporcionar uma melhoria nos índices de bem-estar da coletividade na medida em que aumenta o acesso aos serviços financeiros.

Especificamente no caso do Brasil, as regiões menos desenvolvidas financeiramente, também apresentam maior grau de informalidade, grande número de pessoas com pouca escolaridade, maior taxa de mortalidade infantil, maior número de pessoas pobres e menor renda domiciliar per capita. Dessa forma, pode-se notar indícios de correlação positiva entre fraco desenvolvimento financeiro e pobreza e desigualdade.

Essas tendências são respaldadas pelas teorias do crescimento econômico geográfico desigual, expostas nos trabalhos de Furtado (1954) e de outros pensadores da CEPAL, que entendem o modelo de crescimento do País como o resultado de processos históricos de

desenvolvimento diferenciado e contraditório das regiões brasileiras, ao mesmo tempo em que se constitui a base para o desenvolvimento atual. Assim, ao mesmo tempo em que esse processo é produto da reprodução histórica do capital, é também modelo de inspiração para o advento de novos processos socioeconômicos que ocorrem hoje, por exemplo, na economia do conhecimento ou na economia da inovação.

Como próximo passo, incorpora-se ao modelo 5 da Tabela 1 *dummies* regionais e adota-se a seguinte estratégia: adiciona-se variáveis interativas que é resultante do produto entre *dummies* por região e a proxy para o desenvolvimento financeiro. A Tabela 2 anexa exibe um painel de efeitos aleatórios onde cada um dos 5 modelos mostra o efeito do desenvolvimento financeiro para cada uma das regiões separadamente. Os resultados mostram que todos os coeficientes estimados das variáveis interativas são estatisticamente significantes, mas apenas o modelo 4 preserva significância estatística referente à variável PIB/Serv.Finan. Como os modelos de efeitos fixos possuem *dummies* por unidade da federação, não seria possível adicionar *dummies* por região, o que justifica o uso de efeitos aleatórios.

Ao incorporar uma *dummy* regional em cada modelo, busca-se capturar o comportamento da desigualdade regional na sua relação com o desenvolvimento financeiro, face as especificidades daquela região. Todos os coeficientes estimados mostram-se estatisticamente significantes ao nível de 10%. Além disso, todos apresentam sinais esperados (negativo), exceto a região Centro Oeste cujo coeficiente estimado é positivo. Os resultados das demais regiões sinalizam um impacto do desenvolvimento financeiro que contribui para a diminuição da desigualdade no Brasil. Na Tabela 3 anexa estão os resultados da inclusão de todas as *dummies* interativas por região simultaneamente com base numa

estimativa de efeitos aleatórios. Nesse caso, o propósito é verificar se os resultados obtidos para cada região (Tabela 2) são confirmados.

Conforme os resultados da Tabela 2, todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes, exceto a taxa de mortalidade infantil. Observa-se evidências empíricas de que há uma relação inversa entre o desenvolvimento do setor financeiro e a desigualdade de renda para os estados das regiões Sul, Sudeste, Norte e Nordeste. Apenas para a região Centro-Oeste, a relação entre o desenvolvimento financeiro e a desigualdade mostra-se positiva. Na tabela 4 anexa, a fim de verificar se os resultados demonstrados na Tabela 3 se mantêm, realiza-se novas estimativas mantendo as *dummies* regionais, mas a partir de um Painel Dinâmico em primeira diferença com a inclusão de instrumentos.

Com base na Tabela 4, nota-se que o modelo 1 não apresenta significância estatística para o coeficiente estimado da variável D(IPCA) e para as variáveis interativas relacionadas ao PIB/SERVIÇOS FINAN*SUL e PIB/SERVIÇOS FINAN*C_OESTE. No modelo 2, não foram estatisticamente significantes os coeficientes das variáveis GINI(-1) e o D(IPCA) e no modelo 3, as variáveis Educação(-1) e D(IPCA). Para os modelos 2 e 3, que apresentam a variável interativa da região sul com duas defasagens, todos os coeficientes estimados das variáveis interativas mostram-se estatisticamente significantes com seus coeficientes negativos indicando uma relação inversamente proporcional entre o desenvolvimento financeiro e a desigualdade, exceto para o modelo 3 em que o coeficiente estimado para a região Centro-Oeste é significativo mas apresenta sinal positivo. Pode-se observar que a hipótese nula da estatística J de que os instrumentos utilizados são bons não é rejeitada.

Ante o exposto, de um modo geral, os resultados mostram evidências empíricas de que o desenvolvimento financeiro contribui para redução (na média) tanto das desigualdades regionais, quanto da desigualdade por unidade da federação no período considerado. Esses resultados guardam sintonia com outras pesquisas sobre o tema, a exemplo do trabalho

realizado por Fialho, Jaime Jr e Hermeto (2016). Eles fizeram uma análise multivariada entre o desenvolvimento do sistema financeiro e a pobreza no Brasil e concluíram que há um alto poder preditivo do desenvolvimento financeiro sobre a renda e a pobreza.

5. Conclusões

Este trabalho analisa o impacto do desenvolvimento financeiro sobre a desigualdade de renda no Brasil, a partir de um Painel de Dados que contempla as vinte e sete unidades federativas do País, no período de 1999 a 2009. Com base em estimativas econométricas que envolvem variáveis de controle, variáveis instrumentais e *dummies* regionais interativas, é possível inferir que há evidências empíricas tais que:

a) a desigualdade de renda no Brasil reduziu devido ao maior desenvolvimento financeiro no período analisado, com base nas estimativas de dados em Painel com Efeitos Fixos, Efeitos Aleatórios e, por fim, com base em estimativas de Painel Dinâmico em primeira diferença com o uso de instrumentos;

b) as variáveis: grau de informalidade, taxa de mortalidade infantil, inflação, educação, renda domiciliar per capita e número de pobres - pelas estatísticas significantes que foram apresentadas nos modelos - exercem poder explicativo sobre o fenômeno da desigualdade de renda no Brasil;

c) com base nos coeficientes estimados na Tabela 3 com Efeitos aleatórios e sem variáveis instrumentais (VI), realizamos um ajuste apresentado no Quadro 2 anexo, de forma que os coeficientes foram ajustados para ficarem todos com a mesma métrica E-08, sendo assim possível comparar a magnitude dos resultados. Veja que em ordem decrescente, quem mais reduz o Gini é a região Norte (-10.9E-08), seguida pelo Nordeste (-2.74E-08), Sul (-0.867E-08) e por último, o Sudeste (-0.0759E-08). Exceto pela região Centro-Oeste (1.08E-

08), o desenvolvimento financeiro está funcionando no sentido de reduzir a desigualdade entre as regiões;

d) Para os estados da região Centro-Oeste, quando acrescenta-se *dummies* regionais ao modelo original, os resultados expostos nas Tabelas 2 e 3 apontam uma relação positiva entre o desenvolvimento financeiro e a desigualdade, mas quando a estimação se dá através de um Painel Dinâmico (Tabela 4), o resultado da relação passou a ser negativo, seguindo a lógica dos resultados das demais regiões.

e) Por fim, com base nos coeficientes estimados na Tabela 4, tendo como base o painel dinâmico com VI, realiza-se um ajuste apresentado no Quadro 3 anexo, de forma que os coeficientes foram ajustados para ficarem todos com a mesma métrica E-10, sendo assim possível comparar a magnitude dos resultados. Embora de um modo geral os resultados empíricos também mostrem que o desenvolvimento financeiro reduz a desigualdade entre as regiões, diferentemente dos modelos de efeitos aleatórios, o painel dinâmico estimado via GMM em primeira diferença mostra que as regiões mais ricas, sudeste e sul, se beneficiaram mais com o maior desenvolvimento financeiro, pois obtiveram um maior efeito na queda da desigualdade. A Tabela 5, ao resumir a magnitude do percentual da queda da desigualdade entre as regiões, torna mais clara a evidência de que o maior percentual de queda da desigualdade foi obtido pelas regiões Sul (-12, 726%) e Sudeste (-8, 644%), respectivamente, onde o desenvolvimento financeiro foi mais intenso.

Tabela 5 – Queda da desigualdade de renda entre as regiões* – (%)

Regiões	1999	2009	% de queda
Região Centro-oeste	0,593	0,560	-5,555
Região Norte	0,565	0,522	-7,526
Região Nordeste	0,605	0,558	-7,774
Região Sul	0,562	0,491	-12,726

Região Sudeste	0,559	0,511	-8,644
----------------	-------	-------	--------

Fonte dos dados: IBGE/IPEADATA: www.ipeadata.gov.br. Nota: Percentual de queda entre os valores dos índices de Gini de 2009 e 1999 *

Enfim, os resultados empíricos mostram no geral que o desenvolvimento financeiro reduz em média a desigualdade de renda na economia brasileira por unidade da federação e por região, no período analisado. Entretanto, a significativa concentração do PIB - Serviços financeiros no Sul e no Sudeste parece contribuir para uma queda da desigualdade mais significativa nessas regiões. Nesse contexto, embora a desigualdade de renda tenha reduzido no período analisado, há indícios de que a redução da desigualdade foi maior nas regiões ricas o que não mostra uma tendência de convergência de renda entre os estados e regiões. Sobre esse aspecto, sugere-se para futuros estudos analisar o impacto do desenvolvimento financeiro no processo de convergência de renda entre unidades da federação (estados) e entre as regiões brasileiras.

6. Referências

- ANSARI; I. M. **The impact of financial development, money, and public spending on Malaysia national income: an econometric study.** Journal of Asian Economics. v. 13, n. XX, p. 72-93, nov. 2002.
- Arellano, M. and Bond, S. **Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations.** The Review of Economic Studies, Vol. 58, No. 2 (Apr., 1991), pp. 277-297
- BARROS, R. P., HENRIQUES, R. e MENDONÇA, R. (2000). **Education and Equitable Economic Development.** Economia, Vol 1, no.1.
- BEMERGUY, C. B.; LUPORINI, V. **Desenvolvimento financeiro e desigualdade de renda: evidência para o caso brasileiro.** Rio de Janeiro: UFF/Economia, 2006, 22p. (Texto para Discussão, 207).
- CECCHETTI G., STEPHEN AND ENISSE KHARROUBI. 2012. **“Reassessing the impact of finance on growth”.** Conference Draft (1).
- DWYER, GERALD P.; TABAK, BENJAMIN M.; VILMUNEN, JOUKO. **The Financial Crisis of 2008, Credit Markets and Effects on Developed and Emerging Economies.** Journal of Financial Stability, v. 8, p. 135-137, 2012.

ELLIS, KAREN “**The Importance of Financial Sector Development for growth and poverty reduction**” DFID, UK, 2004.

FURTADO, C. M. **Economia brasileira**: contribuição à análise de seu desenvolvimento. Rio de Janeiro: A Noite, 1954.

FIALHO, Tânia M. M.; JR, Frederico G. Jayme; HERMETO, Ana Maria. **Desenvolvimento do sistema financeiro e pobreza no Brasil: uma análise multivariada**. Economia e Sociedade. Campinas; v. 25, n. 1 (56), p. 247-278, abr. 2016.

FIELDS, G. S. **Distribution and development**: a new look at the developing world. 1. ed. Cambridge, MA: MIT Press and the Russell Sage Foundation, 2001.

FUINHAS, José Alberto; MARQUES, António Cardoso; CARREIRAS, Ricardo. **A different look over the financial depth nonlinearity**: evidence from Europe. Revista de Estudos Sociais. v. 17, n. 34, p. 120-135, set. 2015.

GIRI, Madhu Sehrawat A.K.. **The relationship between financial development indicators and human development in India**. International Journal of Social Economics,. v. 41, n. 12, p. 1194-1208, out. 2014.

GURLEY, J. G.; SHAW, E. **Financial aspects of economic development**. *American Economic Review*, 45, p. 515-538, 1955.

GOLDSMITH, R.W. **Financial Structure and Development**. New Haven. Conn.: Yale University Press, 1969.

HERMANN, J. **Microcrédito como política de geração de emprego e renda: possibilidades e limites**, in: SABOYA, J. (org.). Novo Desenvolvimentismo- um projeto nacional de crescimento com equidade social. Rio de Janeiro: Manole, 2004.

Holtz-Eakin, Douglas & Newey, Whitney & Rosen, Harvey S. **Estimating Vector Autoregressions with Panel Data**. *Econometrica*, Econometric Society, vol. 56(6), pages 1371-1395, November 1988.

KING, R.; LEVINE, R. Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108, p. 717-739, 1993.

KHALIL MHADHBI, CHOKRI TERZI, ALI BOUCHRIKA. **Banking sector development and economic growth developing countries**: A bootstrap panel Granger causality analysis. 2017. <hal-01528104>

KUMAR, A. **Access to financial services in Brazil**. Washington, D.C: The World Bank, 2005. 619p.

LADVOCAT, Marcelo; FERREIRA, Karine Cristine. **Desenvolvimento Financeiro e Crescimento Econômico**. Revista Economia e Desenvolvimento. v. 14, n. 1, p. 140-155, jan. 2015.

LEVINE, R.; LOAYZA, N.; BECK, T. **Financial intermediation and growth: Causality and causes.** *Journal of Monetary Economics*, 46, p. 31-77, 2000.

LOPES, João do Carmo; ROSSETTI, José Paschoal. **Economia Monetária.** 9 ed. São Paulo: Atlas, 2015.

MORA, Mônica. **A evolução do Crédito no Brasil entre 2003 e 2004.** Texto para Discussão. Rio de Janeiro, 2015. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA

ROCHA, Bruno de P. e Souza, Igor V. **Novas evidências de causalidade entre sistema financeiro e crescimento econômico no Brasil usando séries de tempo no domínio da frequência.** *Nova Economia*. v.28 n.1 p.273-295, 2018.

SAQIB, Najia. **Impact of Development and Efficiency of Financial Sector on Economic Growth: Empirical Evidence from Developing Countries.** *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*. v. 3, n. 3, p. 1-15, jun. 2013.

SOHAG, Kazi; NABILAH, Abi Bibi; BEGUM, Rawshan Ara. **Dynamic impact of financial development on economic growth: heterogeneous panel data analysis of island economies.** *Int. J. Economic Policy in Emerging Economies*. v. 8, n. 1, p. 77-95, nov. 2015.

SCHUMPETER, J. A. **Teoria do Desenvolvimento Econômico: uma investigação sobre Lucros, Capital, Crédito, Juro e o Ciclo Econômico.** São Paulo: Abril Cultural, 1982.

VARDAR, Gülin; COSKUN, Yener. **Exploring the Finance-Growth Volatility Nexus: Evidence from Developed, Developing and Transition Countries.** *International Journal of Economic Perspectives*. v. 10, n. 1, p. 86-115, mar. 2016.

ZHANG, J., L. WANG and S. Wang, 2012. **Financial development and economic growth: Recent evidence from China.** *Journal of Comparative Economics*, 40(3): 393-412.

7. Anexos

Tabela 1: Estimativas de Painel com Efeitos Fixos: 1999 a 2009 – variável dependente: Gini

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Constante	0,3407 (0,0186*)	0,3624 (0,0212*)	0,4256 (0,0317*)	0,4063 (0,03285*)	0,4157 (0,0331*)
PIB/Servi.Finan	-1,77E-09 (6,26E-10*)	-2,03E-09 (6,76E-10*)	-1,71E-09 (6,79E-10*)	-1,75E-09 (6,74E-10*)	-1,37E-09 (7,17E-10***)
G.Informalid	0,0035 (0,0002*)	0,0028 (0,0004*)	0,0024 (0,0004*)	0,0026 (0,0004*)	0,0025 (0,0004*)
TxMortinf(-1)		0,0008 (0,0003*)	0,0008 (0,0003*)	0,0009 (0,0031**)	0,0006 (0,0003***)
Educação(-1)			-0,0068 (0,0025*)	-0,0059 (0,0025**)	-0,0064 (0,0002**)
D(Renda)				4,18E-05 (2,00E-05**)	4,57E-05 (1,99E-05**)
D(IPCA)					0,0009 (0,0004**)
Nº de Pobres					5,13E-09 (2,91E-09***)
R2	0,7921	0,8061	0,8117	0,8151	0,8206
R2 - Ajustado	0,7704	0,7827	0,7881	0,7910	0,7955
Estatística F.	36,47	34,42	34,35	33,85	32,71
Prob. Est. F.	< 0,00001	< 0,00001	< 0,00001	< 0,00001	< 0,00001

Notas: Valores do desvio-padrão entre parênteses. (*) p_valor < 0,01; (**) 0,001 < p_valor < 05; (***) 0,05 < p_valor < 0,10.

Tabela 2: Estimativas de Painel com Efeitos Aleatórios com efeitos regionais (variável dependente – Gini)

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Constante	0,4573 (0,0306*)	0,4430 (0,0311*)	0,4603 (0,0299*)	0,4509 (0,0301*)	0,4535 (0,0308*)
PIB/ServFinan	-7,93E-10 4,98E-10	-7,08E-10 5,04E-10	-4,73E-10 4,67E-10	-6,73E-09 (2,67E-09**)	-5,94E-10 5,05E-10
GInformalid	0,0017 (0,0003*)	0,0019 (0,0019*)	0,0016 (0,0003*)	0,0017 (0,0004*)	0,0016 (0,0037*)
TxMortinf(-1)	0,0006 (0,0003**)	0,0005 (0,0003***)	0,0008 (0,0003*)	0,0007 (0,0030**)	0,0007 (0,0003**)
Educação(-1)	-0,0049 (0,0025**)	-0,0044 (0,0025***)	-0,0066 (0,0025*)	-0,0039 0,0024	-0,0046 (0,0025***)
D(Renda)	4,10E-05 (1,94E-05**)	4,13E-05 (1,97E-05**)	2,69E-05 1,96E-05	4,13E-05 (1,90E-05**)	3,75E-05 (1,93E-05***)
D(IPCA)	0,0010 (0,0004**)	0,0011 (0,0043**)	0,0008 (0,0004**)	0,0010 (0,0004**)	0,0009 (0,0004**)
NPobres	6,23E-09 (1,97E-09*)	6,99E-09 (2,05E-09*)	5,83E-09 (1,84E-09*)	6,00E-09 (1,96E-09**)	5,75E-09 (2,01E-09**)
PServF*Norte	-9,94E-08 (2,61E-08***)				
PServF*Nordest		-2,21E-08 (8,16E-09*)			
PServF*C.Oeste			1,75E-08 (4,43E-09*)		
PServF*Sudeste				- 065E-09 (2,63E-09**)	
PServF*Sul					-7,80E-09 (2,95E-09***)

Notas: Valores do desvio-padrão entre parênteses. (*) p_valor < 0,01; (**) 0,001 < p_valor < 0,05; (***) 0,05 < p_valor < 0,10.

Tabela 3: Estimativas de Painel com Efeitos Aleatórios com efeitos regionais simultâneos de todas as *dummies* regionais (variável dependente: Gini)

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	Prob.
C	0.460985	0.029048	15.86964	0.0000
G_INFORMALID	0.001747	0.000347	5.039714	0.0000
TXMORTINF(-1)	0.000383	0.000302	1.268648	0.2057
EDUCACAO(-1)	-0.004544	0.002433	-1.867461	0.0630
D(RENDA)	4.16E-05	1.89E-05	2.198954	0.0288
D(IPCA)	0.001273	0.000412	3.088524	0.0022
NDEPOBRES	7.85E-09	1.87E-09	4.200990	0.0000
PIBSERVFANAN_*SUL	-8.67E-09	2.72E-09	-3.190759	0.0016
PIBSERVFANAN_*SUDES	-7.59E-10	4.59E-10	-1.653265	0.0995
PIBSERVFANAN_*C_OES	1.08E-08	4.56E-09	2.374647	0.0183
PIBSERVFANAN_*NORDE	-2.74E-08	7.54E-09	-3.631076	0.0003
PIBSERVFANAN_*NORTE	-1.09E-07	2.42E-08	-4.507834	0.0000

Elaborada pelos autores.

Tabela 4: Estimativas de Painel Dinâmico (DIF) com a inclusão de instrumentos com efeitos regionais (variável dependente – Gini)

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
C	-0.225491 (0.087919**)	0.668448 (0.043913*)	0.247499 (0.009314*)
GINI(-1)	0.498565 (0.152734*)	-0.008875 (0.032466)	
GINI(-2)			0.361001 (0.015398*)
G_INFORMALID	0.003388 (0.000994*)	0.001063 (0.000304*)	0.001797 (0.000143*)
TXMORTINF(-1)	0.001884 (0.000698*)	-0.001359 (9.60E-05*)	-0.000353 (6.42E-05*)
EDUCACAO(-1)	0.038973 (0.012512*)	-0.022480 (0.002835*)	0.000536 (0.000787)
D(RENDA)	0.000148 (5.56E-05*)	4.39E-05 (8.01E-06*)	0.000138 (3.62E-06*)
D(IPCA)	0.000391 (0.000981)	-0.000155 (0.000123)	-3.77E-05 (5.19E-05)
NDEPOBRES	7.06E-09 (2.81E-09**)	1.53E-09 (5.69E-10*)	1.14E-09 (2.40E-10*)
PIBSERVFINAN_*SUL	-3.36E-10 (9.67E-10)		
PIBSERVFINAN_(-2)*SUL		-8.83E-09 (9.57E-10*)	-3.92E-09 (7.94E-10*)
PIBSERVFINAN_*SUDESE	-7.24E-10 (3.03E-10**)	-4.89E-10 (7.19E-11*)	-6.86E-10 (4.47E-11*)
PIBSERVFINAN_*C_OEST	-2.02E-09 (2.06E-09)	-3.23E-09 (9.18E-10*)	1.35E-08 (6.10E-10*)
PIBSERVFINAN_*NORDES	-2.00E-08 (8.39E-09**)	-2.84E-08 (1.86E-09*)	-1.59E-08 (1.61E-09*)
PIBSERVFINAN_*NORTE	-1.26E-07 (3.72E-08*)	-6.13E-08 (6.39E-09*)	-6.70E-08 (2.67E-09*)
INSTRUMENTOS	PIBSERVFINAN_(-1TO-5) NDEPOBRES(-1TO-5) TXMORTINF C SUL C_OESTE SUDESE NORTE NORDES @TREND	PIBSERVFINAN_(-1TO-5) NDEPOBRES(-1TO-5) TXMORTINF C SUL C_OESTE SUDESE NORTE NORDES @TREND	PIBSERVFINAN_(-1TO-5) NDEPOBRES(-1TO-5) TXMORTINF C SUL C_OESTE SUDESE NORTE NORDES @TREND
R-2	0.336628	0.277582	0.173685
R-2 AJUSTADO	0.283202	0.219401	0.107136
ESTATÍSTICA J	0.088654	1.767842	0.185286
PROB. DA ESTAT. J	0.999046	0.778360	0.995965

Notas: Valores do desvio-padrão entre parênteses. (*) p_valor < 0,01; (**) 0,001 < p_valor < 0,05; (***) 0,05 < p_valor < 0,10.

Quadro 2 – Análise comparativa dos coeficientes estimados da Tabela 3

PIBSERVFANAN_*SUL	-8.67E-09	2.72E-09	-3.190759	0.0016
PIBSERVFANAN_*SUDESE	-7.59E-10	4.59E-10	-1.653265	0.0995
PIBSERVFANAN_*C_OESTE	1.08E-08	4.56E-09	2.374647	0.0183
PIBSERVFANAN_*NORDES	-2.74E-08	7.54E-09	-3.631076	0.0003
PIBSERVFANAN_*NORTE	-1.09E-07	2.42E-08	-4.507834	0.0000
PIBSERVFANAN_*SUL	-0.867E-08	2.72E-09	-3.190759	0.0016
PIBSERVFANAN_*SUDESE	-0.0759E-08	4.59E-10	-1.653265	0.0995
PIBSERVFANAN_*C_OESTE	1.08E-08	4.56E-09	2.374647	0.0183
PIBSERVFANAN_*NORDES	-2.74E-08	7.54E-09	-3.631076	0.0003
PIBSERVFANAN_*NORTE	-10.9E-08	2.42E-08	-4.507834	0.0000

Fonte: Elaborado pelos autores

Quadro 3 – Análise comparativa dos coeficientes estimados da Tabela 4

PIBSERVFANAN_(-2)*SUL	-3.36E-10 (9.67E-10)	-8.83E-09 (9.57E-10*)	-3.92E-09 (7.94E-10*)
PIBSERVFANAN_*SUDESE	-7.24E-10 (3.03E-10**)	-4.89E-10 (7.19E-11*)	-6.86E-10 (4.47E-11*)
PIBSERVFANAN_*C_OESTE	-2.02E-09 (2.06E-09)	-3.23E-09 (9.18E-10*)	1.35E-08 (6.10E-10*)
PIBSERVFANAN_*NORDES	-2.00E-08 (8.39E-09**)	-2.84E-08 (1.86E-09*)	-1.59E-08 (1.61E-09*)
PIBSERVFANAN_*NORTE	-1.26E-07 (3.72E-08*)	-6.13E-08 (6.39E-09*)	-6.70E-08 (2.67E-09*)
PIBSERVFANAN_(-2)*SUL	-3.36E-10 (9.67E-10)	-0.883E-10 (9.57E-10*)	-0.392E-10 (7.94E-10*)
PIBSERVFANAN_*SUDESE	-7.24E-10 (3.03E-10**)	-4.89E-10 (7.19E-11*)	-6.86E-10 (4.47E-11*)
PIBSERVFANAN_*C_OESTE	-0.202E-10 (2.06E-09)	-0.323E-10 (9.18E-10*)	0.0135E-10 (6.10E-10*)
PIBSERVFANAN_*NORDES	-0.02E-10 (8.39E-09**)	-0.0284E-10 (1.86E-09*)	-0.0159E-10 (1.61E-09*)
PIBSERVFANAN_*NORTE	-0.00126E-10 (3.72E-08*)	-0.0613E-10 (6.39E-09*)	-0.0670E-10 (2.67E-09*)

Fonte: Elaborado pelos autores

