

# DISTRIBUIÇÃO REGIONAL DO CRÉDITO BANCÁRIO E CONVERGÊNCIA NO CRESCIMENTO ESTADUAL BRASILEIRO

*Michel Alexandre<sup>a</sup>*

*Ciro Biderman<sup>b</sup>*

*Gilberto Tadeu Lima<sup>c</sup>*

Resumo: O objetivo deste artigo é analisar a convergência no crescimento entre os Estados brasileiros no período 1988-2001. Além das variáveis tradicionalmente utilizadas em estudos de convergência estadual, foram incluídos indicadores de crédito, o que configura a inovação deste artigo. Os resultados mostram que algumas variáveis de crédito aumentam a velocidade de convergência. A variável de crédito que se revelou mais relevante nessa análise de convergência estadual foi a razão entre os empréstimos e títulos descontados e a renda. Com base nesses resultados, são extraídas algumas implicações de política pública.

Palavras-chave: distribuição regional do crédito; crescimento estadual; convergência

Abstract: The aim of this paper is to analyze the convergence in the growth rates among Brazilian States in the period 1988-2001. In addition to the standard variables used in the studies about state convergence, credit variables were included as well, which is the innovation of this study. The empirical results show that some credit variables do increase the speed of state convergence. The more relevant credit variable in such a convergence analysis came to be the loans and discounted bonds as a ratio of income. Some policy implications are drawn from these results.

Key words: credit regional distribution; state growth; convergence

Classificação JEL: R12; G21.

---

<sup>a</sup> Doutorando em Economia pela Universidade de Siena, Itália.

<sup>b</sup> Centro de Estudos de Política e Economia do Setor Público da Fundação Getúlio Vargas (CEPESP/FGVSP); Latin American and Caribbean Department Lincoln Institute of Land Policy (LAC/LILP); Department of Urban Studies and Planning, Massachusetts Institute of Technology (DUSP/MIT).

<sup>c</sup> Professor Associado do Departamento de Economia da FEA-USP.

## 1. Introdução

Diferentes graus de desenvolvimento financeiro entre as regiões podem afetar a desigualdade no desenvolvimento econômico regional? É consensual a relevância do setor financeiro na dinâmica econômica e na articulação dos encadeamentos setoriais e empresariais. Em princípio, porém, o capital flui mais facilmente do que a mão-de-obra. Assim, um bom negócio poderia conseguir crédito em outra praça e o grau de desenvolvimento financeiro da sua região não seria uma limitação significativa para o desenvolvimento econômico. No entanto, se existem problemas de informação ou alguma outra falha de mercado, os empreendedores de um determinado estado podem não ser capazes de acessar o mercado de outras praças. Por exemplo, pode ser que o contato direto, face a face, aumente a probabilidade de ter um empréstimo aceito.

Se o mercado regional de crédito pode afetar ou não a desigualdade regional é então uma questão empírica a ser testada. A estratégia adotada neste artigo para testar a correlação de interesse foi verificar se existe ao menos alguma dentre as várias modalidades de crédito para os estados que tenha impacto sobre a taxa de convergência das rendas estaduais. Caso não encontrássemos nenhuma variável com essa característica, não saberíamos dizer se não há correlação entre desenvolvimento financeiro e convergência ou se as nossas variáveis não eram adequadas para representar o desenvolvimento financeiro. Porém, conforme será visto adiante, algumas variáveis de crédito se revelaram relevantes na aceleração da velocidade de convergência.

É claro que para se mensurar o impacto do crédito na convergência das rendas estaduais é necessário que a atividade financeira esteja distribuída de maneira não uniforme ao longo das regiões. Assim, é válido indagar em que medida, se alguma, e em quais esferas da atividade financeira, se alguma, pode-se localizar tendências à concentração ou dispersão geográfica dentro da economia nacional. Por um lado, pode-se esperar que os vínculos de demanda da intermediação financeira tendam a aproximá-la dos mercados regionais que se apresentem dinâmicos, o que a subordinaria a outras esferas da atividade econômica. Entretanto, este é o caso primordialmente das operações típicas de varejo. No caso das operações de mais elevada sofisticação e/ou magnitude, crescem em importância fatores de aglomeração espacial de outra ordem, derivados das externalidades de localização, qualidade de infra-estrutura de comunicações, recrutamento no mercado de trabalho, efeitos de derramamento (*spillovers*) tecnológicos, economias de escala operacional, qualidades de foros jurídicos e de outros componentes de custos de transação etc. Faz-se necessário considerar, além das tendências quanto à geografia financeira doméstica, a presença de forças centrípetas ou centrífugas sobre a atividade financeira doméstica (nacional) *vis-à-vis* o resto do mundo. Em princípio, os serviços financeiros mais sofisticados deveriam ter mais vantagens em se localizar em áreas mais densas.

Além das externalidades discutidas acima, que geram vantagens para que as empresas se localizem próximas espacialmente, podem existir economias de escala e de escopo no âmbito das firmas gerando uma escala ideal de operação. Se tais economias forem grandes o suficiente, pode ser que, se as firmas maximizarem lucro, o número total de bancos, por exemplo, seja relativamente reduzido. Se este for o caso, torna-se natural uma concentração de empresas. Além disso, condições econômicas podem alterar tal escala ideal.

Nesse contexto, a inovação deste artigo está na realização de um detalhado estudo empírico da relação entre a desigualdade na distribuição estadual do crédito bancário no Brasil e a convergência entre as taxas de crescimento das Unidades da Federação. Para tanto, valemo-nos de uma expressiva base de dados compilada e formatada a partir de dados disponibilizados pelo Sistema de Informações do Banco Central do Brasil (Sisbacen) para o período de 1988 a 2001<sup>1</sup>. Como veremos, existem evidências de que algumas dimensões e formas dessa desigualdade na distribuição estadual do crédito bancário contribuem para a falta de convergência observada no crescimento estadual.

Além desta introdução, o presente trabalho possui mais seis seções. Na próxima seção, é feita uma revisão da literatura sobre a relação entre finanças, crescimento e desenvolvimento regional e da literatura

---

<sup>1</sup> Os dados referentes à distribuição espacial do crédito bancário estão disponíveis a partir de agosto de 1988.

sobre convergência estadual, com ênfase para o caso brasileiro. A terceira seção apresenta o arcabouço teórico no qual se baseou este artigo. Essencialmente, propomos uma nova interpretação do conceito de convergência-beta condicional que permite criar uma métrica para comparar políticas públicas distintas. A quarta seção descreve os dados utilizados, com referência especial aos dados de crédito que representam a principal novidade deste artigo. A quinta seção apresenta e analisa os resultados das várias regressões. A principal conclusão é que a distribuição do crédito como estratégia de redução das desigualdades regionais é uma política razoável, comparável com a distribuição de infra-estrutura, mas menos efetiva do que a redução nas desigualdades educacionais. A sexta parte discute os limites da utilização do conceito de “convergência beta”. Considerações finais ocupam a última seção.

## 2. Resenha da Literatura

### 2.1. *Finanças, Crescimento Econômico e Desenvolvimento Regional*

Exceto no contexto de algumas abordagens<sup>2</sup>, faz sentido avaliar a existência de algum nexos causal entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. Tanto estudos teóricos quanto empíricos sobre o tema chegaram a resultados diversos, não proporcionando uma conclusão mais definitiva sobre a existência ou não de uma relação positiva entre finanças e crescimento, ou sobre o sentido de causalidade predominante entre esses dois elementos.

Uma análise teórica convencional que mostra como o impacto das finanças sobre o crescimento pode ser ambíguo é a de Tsuru (2000). Segundo o autor, o desenvolvimento financeiro pode influenciar o crescimento econômico através de três canais: mudanças na produtividade do capital, na eficiência do sistema financeiro ou na taxa de poupança. Através dos dois primeiros canais, o efeito das finanças sobre o crescimento econômico é indiscutivelmente positivo. Ao alocar capital mais eficientemente, direcionando recursos para os projetos mais rentáveis, o sistema financeiro eleva a produtividade do capital e impulsiona o crescimento econômico. O sistema financeiro apropria-se de uma parcela dos recursos que intermedia entre poupadores e investidores, em parte para poder cobrir os custos de intermediação. Portanto, em um sistema financeiro mais eficiente, os custos de intermediação seriam menores, o montante de recursos direcionados dos poupadores aos investidores seria maior e, desse modo, maiores investimentos promoveriam um maior crescimento econômico.

No entanto, os efeitos do desenvolvimento financeiro sobre a taxa de poupança e, assim, sobre o crescimento econômico através desse canal, são ambíguos. Finanças mais desenvolvidas podem reduzir a taxa de poupança através da redução do risco idiossincrático, uma vez que a poupança motivada por razões precaucionais irá diminuir, e da liberação de maior liquidez.<sup>3</sup> Porém, dois efeitos advindos de um maior desenvolvimento financeiro têm conseqüências não definidas sobre a taxa de poupança. Uma redução no risco da taxa de retorno pode aumentar ou diminuir a taxa de poupança, a depender do coeficiente de aversão a risco dos agentes. E, por fim, a redução da "repressão financeira"<sup>4</sup> terá efeitos ambíguos sobre a taxa de poupança, devido aos efeitos renda e substituição.

Do mesmo modo que as abordagens teóricas, os trabalhos empíricos apresentam resultados diversos quanto à relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. O trabalho de Guiso *et. al.*

---

<sup>2</sup> Podem ser citados dois exemplos. No modelo Arrow-Debreu, com a ausência de custos de transação e de informação, não há a necessidade da existência de um sistema financeiro. Em modelos neoclássicos de crescimento exógeno, por sua vez, apenas fatores tecnológicos exógenos afetam a taxa de crescimento da renda per capita. Nesse caso, o desenvolvimento financeiro poderia impulsionar o crescimento de forma muito limitada, apenas por meio de impactos no desenvolvimento tecnológico (Tsuru, 2000).

<sup>3</sup> Em um modelo de gerações sobrepostas, as gerações mais jovens tenderão a poupar muito menos na ausência de restrições de liquidez.

<sup>4</sup> Entende-se aqui por "repressão financeira" uma situação na qual o governo reprime o sistema financeiro, tomando-lhe recursos via senhoriação e utilizando-os em gastos públicos.

(2002), por exemplo, partindo da perspectiva de desenvolvimento local, testou se o grau de desenvolvimento financeiro das províncias italianas afeta seu crescimento. A conclusão foi de que o desenvolvimento financeiro aumenta a probabilidade de um indivíduo iniciar um negócio próprio, favorece a entrada, faz crescer a competição e, por todas essas razões, promove o crescimento econômico. Constatou-se também que esse efeito é mais relevante no caso de pequenas firmas, já que grandes empresas podem adquirir financiamento em outras praças.

O estudo de Benhabib & Spiegel (2000) sugere que o impacto das finanças sobre o crescimento econômico é parcialmente indireto, via produtividade dos fatores de produção. Os autores detectaram que indicadores de desenvolvimento financeiro estão correlacionados tanto com o crescimento da produtividade dos fatores como dos investimentos. No entanto, os indicadores correlacionados com a produtividade dos fatores são diferentes daqueles que encorajam o investimento, e os resultados mostraram-se bastante sensíveis aos efeitos fixos de cada país.

Resultado semelhante ao anterior foi obtido por Neusser & Kugler (1998). A partir de uma análise de séries temporais, os autores concluíram que a série do PIB financeiro co-integra com a série de produtividade dos fatores do setor manufatureiro na maioria dos países da OCDE, enquanto a evidência de cointegração com o PIB deste setor é muito mais tênue.

Matos (2002), analisando o caso brasileiro com dados relativos ao período 1947-2000, conclui que, em geral, há uma relação causal positiva, unidirecional e significativa entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. Matos (2003), utilizando dados de 1980 a 2002, encontrou efeitos bidirecionais significativos entre os dois elementos. Reichstul & Lima (2006), por sua vez, analisam a relação entre o crédito bancário e o nível de atividade econômica na Região Metropolitana de São Paulo no período 1992-2003, tendo detectado uma causalidade bidirecional.

No entanto, outros trabalhos não encontraram evidências de que o desenvolvimento financeiro promove o crescimento econômico. O estudo de Shan *et. al.* (2001), estimando um modelo VAR para nove países da OCDE mais a China, concluiu que há causalidade bidirecional entre essas variáveis em metade dos casos estudados e causalidade inversa (do crescimento econômico para o desenvolvimento financeiro) em outros três. Sendo assim, haveria fracas evidências empíricas de que o desenvolvimento financeiro estimula o crescimento econômico. Resultados semelhantes foram obtidos por Demetriades & Hussein (1996). Realizando um teste de causalidade entre desenvolvimento financeiro e PIB real em 16 países, os autores concluíram que o primeiro não tende a estimular o segundo. Ao contrário, os autores encontraram considerável evidência de bicausalidade e alguma evidência de causalidade inversa entre essas duas variáveis. Ram (1999), por sua vez, realizou um estudo abrangendo dados de 95 países. Uma das conclusões apontadas pelo trabalho é a de que o padrão dominante é de uma covariação insignificante ou fracamente negativa entre desenvolvimento financeiro e crescimento real do PIB per capita.

Outra questão controversa diz respeito ao vínculo entre finanças e desenvolvimento regional. Até aproximadamente os anos 80 do século passado, com poucas exceções, a chamada “geografia da moeda” era um tema um tanto quanto negligenciado, em boa parte devido à influência da teoria neoclássica do crescimento sobre os estudos de economia regional. Supondo-se que capital, trabalho e fluxo de informações movem-se livremente e sem custos entre regiões, não há por que se esperar que o dinheiro tenha algum papel relevante no plano regional (Martin, 1999). Outra explicação para o desinteresse dos estudos regionais pela moeda é o fato de as unidades regionais não possuírem autoridades monetárias próprias (Rodríguez-Fuentes, 1996). Desse modo, o sistema financeiro poderia ter apenas um impacto *direto* sobre o desenvolvimento regional, através da promoção do desenvolvimento do país como um todo. Tal perspectiva é visível em trabalhos como os de Myrdal (1957), Perroux (1967), Hirschman (1958) e Kaldor (1970).

A partir de meados dos anos 70, no entanto, a maior parte dos países industrializados começou a passar por importantes reestruturações em seus sistemas financeiros, com significativas alterações de ordem geográfico-espacial, gerando um maior interesse pelos aspectos financeiros da geografia econômica. Assim, principalmente a partir do final da década de 1980, geógrafos e economistas começaram a realizar vários estudos que versavam sobre temas como diferenças regionais nas taxas de

juros, fluxos inter-regionais de fundos e disponibilidade regional de crédito<sup>5</sup>. Alguns estudos, em sua maioria de caráter pós-keynesiano (Chick & Dow, 1988; Rodríguez-Fuentes, 1996), argumentam que, sob mobilidade imperfeita de capitais, bancos locais influenciam o desenvolvimento regional ao afetarem a disponibilidade local de crédito. Portanto, as finanças atuam também de modo *indireto* sobre o desenvolvimento regional.

Naturalmente, a concorrência entre bancos nacionais e locais gera um conflito entre os efeitos direto e indireto das finanças sobre o desenvolvimento regional e, além disso, não é claro qual o resultado final de tal processo. É possível que uma maior penetração de grandes bancos em regiões periféricas selecione os bancos mais eficientes, gerando uma maior oferta de crédito local a menores custos. Esta seria a abordagem “otimista”, segundo a qual a desregionalização do sistema bancário, uma das consequências do processo de reestruturação bancária que se alastrou pela maior parte das economias capitalistas nas últimas duas décadas, traria efeitos benéficos ao desenvolvimento regional (Alessandrini *et. al.*, 2003). Porém, segundo os mesmos autores, existe também a teoria “pessimista”, que sustenta que os grandes bancos seriam incapazes de se adaptar às necessidades específicas das áreas periféricas. Analisando a recente reestruturação bancária ocorrida na Itália, os autores concluíram que não é possível adotar ou descartar nenhuma das duas abordagens.

Se o impacto do desenvolvimento financeiro sobre o desenvolvimento econômico e regional é controverso, parece bem mais consensual a idéia de que o desenvolvimento econômico favorece o florescimento das finanças. Uma das explicações para esse fato é de cunho keynesiano e está apresentada, por exemplo, em Amado (1998; 1999). Em áreas de menor dinamismo econômico, há uma maior preferência pela liquidez, dada a maior incerteza e os arranjos institucionais menos desenvolvidos. Por outro lado, essas áreas tendem a perder liquidez para as áreas mais dinâmicas, seja por motivos reais (balança comercial) ou financeiros (conta de capitais). Desse modo, bancos localizados em áreas de baixo dinamismo enfrentam dois problemas: *i*) perdem mais reservas para o público do que os bancos localizados nas áreas dinâmicas, dada a maior preferência pela liquidez nas áreas menos dinâmicas e *ii*) perdem reservas para as áreas dinâmicas. Portanto, conclui-se que as atividades financeiras de um modo geral tenderão a se concentrar nas localidades mais dinâmicas economicamente.

Alguns trabalhos comprovaram empiricamente a influência do desenvolvimento econômico sobre o financeiro no caso brasileiro. Sicsú & Crocco (2003) concluíram, através de um estudo empírico, que o volume de renda monetária, assim como sua distribuição espacial e pessoal, explica em boa medida a distribuição das agências bancárias no Brasil. Castro (2002) constatou a concentração da atividade financeira nas áreas de maior pujança econômica no Brasil. Estudando cinco regiões metropolitanas brasileiras (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador e Curitiba) durante o período 1988-2000, o estudo concluiu que, quanto maior o dinamismo econômico da região e sua produtividade média do trabalho, maior sua capacidade em reter depósitos e menor sua preferência pela liquidez. Isso explicaria porque tais regiões concentram boa parte da atividade financeira brasileira.

Em resumo, o que se pode inferir da literatura que lida com a conexão entre desenvolvimento econômico e financeiro, dado o propósito específico do presente artigo, é que: *i*) a atividade financeira é de fato concentrada em alguns pólos; *ii*) há, em geral, uma correlação entre crescimento, desenvolvimento regional e financeiro; e *iii*) não é clara qual é a relação de causalidade entre esses elementos. Antes de

---

<sup>5</sup> Para mais detalhes sobre os estudos seminais na área de geografia financeira, ver Martin (1999). Para uma coletânea de valiosas contribuições nacionais ao tema da relação entre moeda e território, mas com o objetivo do presente artigo não sendo contemplado em nenhuma delas, vale consultar Jayme Jr. & Crocco (2006), em cuja introdução os organizadores descrevem e analisam o ressurgimento do interesse da literatura internacional em economia regional e em geografia econômica pela influência da moeda e do sistema financeiro sobre variáveis reais em nível regional e espacial. Na mesma coletânea, esse ressurgimento também é descrito e analisado em Dow & Rodríguez-Fuentes (2006). Por outro lado, enquanto o presente artigo não analisa as causas da distribuição estadual desigual do crédito bancário, optando por investigar apenas suas implicações em termos de convergência no crescimento econômico estadual, Crocco, Cavalcante & Val (2006) e Cavalcante, Crocco & Jayme Jr. (2006), ainda nessa coletânea, associam a desigualdade na distribuição regional do crédito bancário a fatores monetários e financeiros regionais, especialmente a preferência pela liquidez.

descrever a nossa estratégia empírica, vale discutir um pouco mais como a desigualdade regional tem sido analisada na literatura sobre convergência.

## 2.2. Convergência

A hipótese de convergência da renda *per capita* pode ser sintetizada como uma tendência de diminuição contínua, no tempo, das diferenças de renda entre as economias mais avançadas e as menos avançadas. A análise da convergência partiu de uma interpretação do modelo neoclássico de crescimento desenvolvido por Solow (1956) e Swan (1956). Posto que a produtividade do capital é maior em economias relativamente menos avançadas, a taxa de crescimento seria mais elevada nos países com menor estoque de capital. Assim, os países (regiões) com menor estoque inicial de capital deveriam crescer a taxas mais elevadas do que os países (regiões) com maior estoque até o ponto em que todos os países (regiões) alcançassem o mesmo estoque de capital, ou seja, o mesmo grau de desenvolvimento.

Os primeiros estudos empíricos, porém, não encontraram nenhum sinal de convergência. Esse resultado foi interpretado como uma negação do modelo de crescimento de Solow-Swan, suportando os modelos de crescimento endógeno que não são contraditórios com um comportamento divergente entre os países (regiões). A resposta foi o que ficou conhecido na literatura como convergência condicional. A idéia é que os países podem ter diferentes estados estacionários devido a diferenças na tecnologia, nas preferências, na taxa de crescimento populacional, etc. Assim, cada economia estaria convergindo para o seu próprio estado estacionário.<sup>6</sup> Na realidade, a dinâmica de convergência de rendas no Brasil mostra que os modelos teóricos de crescimento de origem neoclássica apresentavam problemas, para dizer o mínimo. A Nova Geografia Econômica, por exemplo, mostra que a dinâmica regional em uma economia de mercado tende, em princípio, levar à divergência e que a política pública pode reverter essa tendência, como mostrado em Krugman (1991). Além disso, uma vasta literatura alternativa à convencional, na tradição de autores como, por exemplo, Myrdal (1957) e Kaldor (1970), aponta vários mecanismos pelos quais o crescimento regional (seja um estado ou país) tende a ser divergente, com que a política pública pode vir a desempenhar, sob determinadas condições, um papel ativo na promoção da convergência (e.g. Dutt, 1990; Skott, 1999; Skott & Larudee, 1998).

Como será esclarecido mais adiante, discordamos dessa interpretação da convergência condicional. No entanto, a convergência condicional abre espaço para uma análise que procura separar quais os fatores principais na determinação de uma medida compacta de desenvolvimento regional. Gallup *et. al.* (1998), por exemplo, tentam relacionar fatores políticos e geográficos ao desempenho econômico, selecionando regiões específicas de países em desenvolvimento. Em geral, regiões localizadas próximas ao litoral ou próximas a grandes rios navegáveis apresentaram, ao longo do tempo, taxas de crescimento maiores que as demais. Por outro lado, países com maior instabilidade política (maiores taxas de inflação, menor participação da população nos processos de decisão etc.) apresentaram taxas de crescimento menores. Para o Brasil, em geral, os fatores que mais aparecem na literatura sobre convergência estadual referem-se ao capital humano, infra-estrutura local e especialização da atividade econômica (Azzoni, 1998; Azzoni *et. al.*, 2000; Andrade & Serra, 1998; Chagas & Toneto Jr., 2002).

Há vários trabalhos que tratam da questão da convergência no caso brasileiro. A maioria desses estudos aponta a existência de alguma convergência entre os estados brasileiros, principalmente no tocante à renda *per capita*, mas não há um consenso com relação à velocidade dessa convergência. Ferreira & Diniz (1995), Schwartzman (1996) e Zini Jr. (1998) não rejeitam a hipótese de convergência absoluta entre as rendas *per capita* dos estados brasileiros para o período entre 1970 e 1985. Azzoni (1997, 2001), empregando uma série mais longa (1939-1996), igualmente encontrou indicações de convergência absoluta da renda, porém com uma velocidade muito menor.<sup>7</sup> Ferreira (1996) analisa o

---

<sup>6</sup> Sala-i-Martin (1996a).

<sup>7</sup> Alguns desses trabalhos (Azzoni, 2001; Schwartzman, 1996; Zini Jr., 1998) utilizam a mesma metodologia de Mankiw *et.al.* (1992), que estimam uma série de regressões a fim de identificar os determinantes dos diferenciais de crescimento entre os países.

processo de convergência entre as economias dos Estados brasileiros durante o período 1950-85 levando em consideração dois aspectos: as rendas *per capita* estaduais e a distribuição entre os Estados brasileiros das rendas das diferentes atividades produtivas (agricultura, indústria e serviços). Os resultados obtidos sugerem que houve um processo de convergência entre as economias estaduais em pelo menos dois sentidos: convergência das rendas *per capita* estaduais para a média nacional e convergência da distribuição estadual da produção dos setores industrial e de serviços para a distribuição populacional. Tal processo, no entanto, é lento, acelerando-se nos períodos de menor dinamismo econômico, e parece ser do tipo condicional, com a renda da região Nordeste (e possivelmente a do Norte) tendendo para um valor de longo prazo inferior ao das demais regiões. Já Ferreira (1998) estimou as matrizes de transição de Markov para os dados de produto *per capita* estaduais para os anos de 1970 a 1995 encontrando evidências de “clubes” de convergência. Por seu turno, Ribeiro & Porto Jr. (2000) encontraram evidências de convergência no crescimento estadual no período entre 1985 e 1998 e no crescimento municipal na região sul no período de 1970 a 1991.

Outros trabalhos encontraram evidências de convergência para regiões mais desagregadas do país. Azzoni *et. al.* (2000) detectam a existência de convergência condicional da renda entre regiões metropolitanas do Brasil, enquanto que Andrade & Serra (1998) sugerem a existência de convergência entre os municípios médios do Brasil no período de 1970 a 1991. Chagas & Toneto Jr. (2002) mostram a existência de convergência condicional para os municípios brasileiros no período de 1980 a 1991. Laurini, Andrade, & Pereira (2003), por sua vez, analisando os municípios brasileiros no período de 1970 a 1996, detectam a formação de dois clubes de convergência, um de baixa renda formado pelos municípios das regiões Norte e Nordeste, e outro de alta renda formado pelos municípios das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

### 3. Arcabouço Teórico

De maneira simplificada, o modelo de Solow-Swan<sup>8</sup> parte de uma dinâmica para a variação do estoque de capital no tempo dada por:

$$\dot{K} = I - \delta K = sY - \delta K \quad (1)$$

onde  $K$  é o estoque de capital,  $I$  o total de investimento,  $\delta$  a taxa de depreciação do capital,  $s$  a taxa de poupança e  $Y$  o produto total da economia e consideramos a variação de estoques como investimento.<sup>9</sup> Como usual, o ponto acima da variável indica a variação percentual no tempo. Se assumirmos que a função de produção apresenta retornos constantes de escala, podemos escrever a função de produção como função apenas do capital per capita:  $y = f(k)$ , onde as variáveis minúsculas representam as variáveis *per capita*, ou seja,  $y \equiv Y/L$  e  $k \equiv K/L$ . A partir da definição de  $k$  e de  $y$  é possível verificar que:

$$\dot{k} = \frac{d(K/L)}{dt} = \frac{\dot{K}}{L} - nk \quad (2)$$

Se dividirmos a equação (1) por  $L$  e substituirmos em (2) obtemos:

$$\dot{k} = sf(k) - (n + \delta)k \quad (3)$$

O estado estacionário pode ser definido como o ponto no tempo em que a variação do estoque de capital seja constante. Em particular, no modelo de Solow-Swan o estado estacionário ocorre quando a variação do estoque de capital é zero, ou seja:

$$sf(k^*) = (n + \delta)k^* \quad (4)$$

onde as variáveis com asterisco representam o seu valor em estado estacionário. Estamos interessados na variação percentual do capital. Dividindo os dois lados da equação (3) por  $k$  temos que:

$$\gamma_k \equiv \dot{k}/k = sf(k)/k - (n + \delta) \quad (5)$$

<sup>8</sup> Para maiores detalhes ver Barro & Sala-i-Martin (1995).

<sup>9</sup> Como é bem conhecido, dada esta hipótese,  $I \equiv sY$  é simplesmente uma identidade contábil.

onde  $\gamma_k$  representa a variação percentual do estoque de capital no tempo. Se substituirmos a propensão a poupar implícita em (4) na equação (5) temos que:

$$\gamma_k = (n + \delta) \left( \frac{f(k)/k}{f(k^*)/k^*} - 1 \right) \quad (6)$$

A equação (6) implica que  $\gamma_k$  será zero quando  $k = k^*$ , ou seja, no estado estacionário. Se assumirmos que a função de produção é Cobb-Douglas,  $y = AK^\alpha$ , a variação do estoque de capital pode ser escrita como:

$$\gamma_k = (n + \delta) \left[ \left( \frac{k}{k^*} \right)^{\alpha-1} - 1 \right] \quad (7)$$

Adotando uma aproximação log-linear de (7) em torno do estado estacionário temos que:

$$\gamma_k \cong -\beta \ln(k/k^*) \quad (8)$$

onde  $\beta = (1 - \alpha)(n + \delta)$ . É imediato para a função Cobb-Douglas que  $\ln(y/y^*) = \beta \ln(k/k^*)$ . Logo, podemos realizar a mesma aproximação para a variação percentual do produto no tempo,  $\gamma_y$ :

$$\gamma_y \cong -\beta \ln(y/y^*) \quad (9)$$

A equação (9) é uma equação diferencial com solução:

$$\ln(y_t) = (1 - e^{-\beta t}) \ln(y^*) + e^{-\beta t} \ln(y_{t-1}) \quad (10)$$

Se  $\beta$  é muito alto o segundo termo do lado direito de (10) vai para zero e  $y_t = y^*$ . Por esse motivo, essa maneira de calcular a taxa de convergência ficou conhecida na literatura como *Convergência-beta*. Na realidade se  $\beta < \infty$  a convergência ocorre apenas quando  $t$  tende a infinito. Este é um resultado conhecido para qualquer decaimento exponencial. Dada a impossibilidade de se encontrar o tempo necessário para convergência absoluta, uma medida usualmente utilizada é o que se chama “meia vida”<sup>10</sup> que será denominado por  $\tau$ . Ou seja,  $\tau$  representa o tempo necessário para se alcançar metade do caminho necessário para convergência na taxa de crescimento entre todas as regiões consideradas:

$$e^{-\beta \tau} = 0,5 \Rightarrow \tau = \ln(2) / \beta$$

Se subtrairmos  $\ln(y_{t-1})$  dos dois lados de (10) podemos re-escrever (10) como:

$$\ln(y_t) - \ln(y_{t-1}) = (1 - e^{-\beta t}) [\ln(y^*) - \ln(y_{t-1})] \quad (11)$$

A equação (11) nos dá uma boa sugestão de uma especificação econométrica que permite inferir  $\beta$  e, portanto, o tempo necessário para convergência:

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \alpha - \lambda \ln(y_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

onde  $\alpha = (1 - e^{-\beta t}) \ln(y^*)$ ,  $\lambda = (1 - e^{-\beta t})$  e o subscrito  $i$  representa a região. Assim podemos estimar o parâmetro da velocidade de convergência implicitamente a partir de uma regressão utilizando a especificação (12) para um determinado grupo de regiões. Mais formalmente, o coeficiente do logaritmo do produto defasado está relacionado com o tempo de meia vida por:

$$\tau = -\ln(2) / \ln(1 - \lambda)$$

para intervalos de tempo de um ano como o que utilizamos neste estudo. Este é o conceito de convergência absoluta e variações desta especificação foram utilizadas por diversos autores desde os anos 80 como, por exemplo, Baumol (1986).<sup>11</sup> Como observado anteriormente, as estimativas dos anos 90 indicavam que, para um grupo de 110 países, não se poderia aceitar a hipótese de convergência na renda, o que indicaria algum problema no modelo neoclássico de crescimento (ou na sua interpretação empírica).

Uma das explicações, bastante controversa, é a hipótese de que os países teriam diferentes estados estacionários. Essa explicação nos parece inadequada à luz da distribuição de renda observada no mundo.

<sup>10</sup> O termo foi emprestado da física nuclear e é utilizado para a análise de decaimento radiativo.

<sup>11</sup> A distância temporal entre os artigos teóricos originais e as estimativas empíricas deve-se essencialmente a ausência de dados. Apenas nos anos 80 é disponibilizada uma série histórica de dados do produto para tal número de países. Como as séries anteriores incluíam apenas países desenvolvidos, não era possível fazer inferências sobre determinantes do desenvolvimento.

Porém, a especificação para a estimativa de cálculo da taxa de convergência condicional está longe de ser inútil. Outros modelos, mesmo implicando em divergência como resultado esperado, acabam com uma especificação bastante semelhante à especificação de convergência condicional. A hipótese de convergência condicional pode ser testada a partir da seguinte especificação:

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \alpha - \lambda \ln(y_{i,t-1}) + \theta X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

Na especificação (13),  $\theta$  representa um vetor de parâmetros (a ser estimado) sobre as variáveis de controle resumidas no vetor  $X$ . Ou seja, a convergência estaria condicionada à  $X$ . O problema está na interpretação da convergência condicional. O resultado condicional também pode ser interpretado como o tempo necessário para a convergência se todas as regiões tivessem o mesmo valor para o vetor  $X$ . Tomemos uma variável usualmente utilizada no cálculo de convergência condicional. Por exemplo, a maioria dos estudos de convergência condicional utiliza alguma medida de educação formal. Logo, é razoável de se admitir que o aumento na taxa de convergência em relação à convergência absoluta indica a contribuição da igualdade regional na educação para a redução da desigualdade regional na renda.

Para compreender a medida proposta nesse artigo imagine que o vetor das variáveis de controle seja composto por  $k$  variáveis, ou seja,  $X_{i,t} = (X_{i,t}^1, X_{i,t}^2, \dots, X_{i,t}^k)$ . Para encontrarmos o impacto marginal da variável de controle 1 sobre a meia vida precisamos rodar duas regressões sendo que a primeira inclui todas as variáveis exceto a variável 1 enquanto a segunda inclui todas as variáveis. Se denominamos o parâmetro do logaritmo da renda per capita defasada na primeira regressão de  $\lambda_{-1}$  e o parâmetro da segunda regressão de  $\lambda_1$ , temos que o impacto da variável 1 na meia vida de convergência será dado por:

$$\ln(2)/\ln(1 - \lambda_1) - \ln(2)/\ln(1 - \lambda_{-1})$$

Acreditamos que a proposta de medida acima seja bastante intuitiva. A grande vantagem é que ela fornece uma indicação para se testar a relevância da variável de controle sobre a taxa de convergência. Se a variação na meia vida em relação à convergência absoluta, dada a adição de uma variável de controle, for negativa e significativa, a melhor distribuição dessa variável implica em redução nas disparidades regionais – no sentido de que os estados devem convergir mais rapidamente para a mesma taxa de crescimento. É exatamente isso que propomos como um primeiro teste da relação entre disparidade da oferta de crédito (como medida do grau de desenvolvimento financeiro) e disparidade regional. Note que a magnitude do parâmetro estimado para a variável 1 não é relevante para essa medida. O que importa é o seu impacto sobre a taxa de convergência.<sup>12</sup>

Outra maneira de se testar a relação entre desenvolvimento econômico e financeiro é observando-se o próprio coeficiente da variável creditícia. Cabe lembrar que a variável dependente é a taxa de crescimento dos estados. Assim, em uma especificação puramente econométrica, sem levar em conta o modelo teórico por trás da especificação, uma variável de crédito positiva e significativa implica que o aumento do crédito aumenta a taxa de crescimento (*ceteris paribus*). Assim, a especificação já permite um teste imediato da relevância do desenvolvimento financeiro independente do arcabouço teórico. A vantagem do modelo tradicional de convergência é que os parâmetros estimados têm uma interpretação teórica, facilitando a compreensão dos resultados.

Há ainda outra aplicação possível para a especificação de convergência condicional. O que foi proposto para as variáveis de crédito como variáveis de controle pode ser realizado para qualquer outra variável. Ou seja, é possível comparar o efeito de diferentes políticas públicas regionais a partir do impacto de cada uma delas na variação da taxa de convergência condicional em relação à absoluta. É usualmente complicado comparar o impacto de diferentes políticas, já que as unidades de medida costumam ser diferentes. Assim, a magnitude do parâmetro não permite que se compare duas políticas distintas. Ao concentrarmos em apenas uma medida (a meia vida) os impactos passam a ser comparáveis.

<sup>12</sup> Uma outra maneira de entender essa medida é pensar que a variação total no tempo de convergência é composta pela soma das contribuições parciais de cada uma das variáveis de controle.

#### 4. Dados

Os dados utilizados, exceto os de crédito, foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD). Trabalhou-se com dados de 1988 a 2001, exceto nos anos de 1991 e 1994, quando não houve PNAD. Os dados de crédito, por sua vez, foram extraídos do documento *Estatística Bancária Mensal/Global*, do *Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional* (COSIF), através do *Sistema de Informações do Banco Central* (SISBACEN).<sup>13</sup> Todos os valores foram corrigidos para moeda de 31 de dezembro de 2001 utilizando a variação do IGP-DI.

A principal inovação do presente estudo está na incorporação das variáveis financeiras que seguem a partir de *Operações de Crédito*. No caso das demais, trata-se de um conjunto de variáveis tradicionalmente incorporadas aos estudos sobre convergência no crescimento estadual brasileiro. Também acreditamos que a maneira como o conceito de convergência condicional foi utilizado neste artigo difere de uma série de outros, ainda que se aproxime da interpretação proposta em Azzoni et al. (2000). Como discutido anteriormente, neste artigo utilizamos o dado de convergência condicional como uma medida (uniforme) do impacto das variáveis de controle.

Em dezembro de 2005, as operações de crédito no Brasil somavam quase R\$ 550 bilhões. Desse total, quase 40% correspondia a *empréstimos e títulos descontados*, modalidade cuja participação relativa cresceu consideravelmente desde o final dos anos 80. Durante esse período, a participação dos *financiamentos* oscilou entre 10% e 20% e os *financiamentos imobiliários*, depois de atingirem mais de 25% em meados dos anos 90, retornaram ao mesmo patamar de 1988 (6%). Já os *financiamentos agroindustriais* sempre tiveram um peso bastante pequeno, inferior a 0,5%. Tais considerações podem ser observadas na Tabela 1.

Tabela 1 – Composição das operações de crédito no Brasil (em %, valores de dezembro de cada ano)

Tipo de Operação	1988	1990	1995	2000	2005
Emp. e tít. descontados	19,4	19,9	30,0	24,9	39,0
Financiamentos em geral	19,7	12,1	10,1	15,6	20,7
Fin. agroindustriais	0,3	0,3	0,2	0,0	0,4
Fin. imobiliários	5,8	14,2	26,0	18,5	6,0
Outros *	54,8	53,5	33,6	41,1	34,0

\* Financiamentos rurais (principalmente) e outras contas, conforme a contabilidade vigente na época.

Fonte: Sisbacen. Elaboração própria.

No que diz respeito à distribuição regional das operações de crédito, observa-se uma forte concentração das mesmas, perto de 70%, na região Sudeste, especialmente no Estado de São Paulo (mais de 50%). Essa concentração está bem acima da concentração da atividade em geral ou da população. Durante os anos 90 observa-se um aumento da concentração das *operações de crédito* em São Paulo. Esse aumento teve como principal contrapartida uma redução da concentração no Estado do Rio de Janeiro. Segundo Alexandre *et al* (2005), esse deslocamento das *operações de crédito* deu-se essencialmente entre as capitais dos dois Estados. No caso dos *financiamentos agroindustriais*, essa concentração no Sudeste é menos acentuada e observa-se um crescimento da participação relativa da região Sul, paralelamente a uma queda da do Centro-Oeste. Os *financiamentos imobiliários* deslocaram-se do Sudeste (especialmente de São Paulo) para outras áreas, principalmente para as regiões Sul e Nordeste. A Tabela A.6, que

<sup>13</sup> Os dados podem ser obtidos através do software PASC10, disponível no *site* do Banco Central do Brasil (<http://www.bcb.gov.br>). Aqui, as operações de crédito estão sendo divididas segundo uma das várias categorizações possíveis: empréstimos (a utilização do recurso é de livre escolha do tomador), financiamentos (o tomador deve dar aos recursos um direcionamento pré-estabelecido) e títulos descontados (p. ex., desconto de duplicatas).

compõe o apêndice, descreve a evolução temporal da distribuição regional do crédito no Brasil, conforme as modalidades elencadas na Tabela 1.

As demais variáveis de controle seguem o padrão usual da literatura. O primeiro grupo de variáveis de controle inclui essencialmente variáveis sobre os chefes dos domicílios: o número médio de anos de estudo, a proporção de participação na força de trabalho e a proporção de homens chefiando a família. Em seguida adicionamos controles de capital humano para os demais membros do domicílio através dos anos de estudo e participação na força de trabalho do cônjuge, além da taxa de participação de crianças (abaixo de 14 anos) na força de trabalho. A seguir adicionamos um segundo grupo de controle procurando controlar para o capital físico da região. Incluiu-se nesse bloco a proporção de domicílios com fogão, acesso à água encanada, conexão elétrica, esgoto e com coleta de lixo. As principais estatísticas descritivas encontram-se na Tabela A.1 no apêndice.

## 5. Resultados

O primeiro esforço do artigo consistiu em encontrar quais indicadores de crédito estariam correlacionados com a taxa de convergência entre as rendas estaduais. A Tabela 2 apresenta os dois tipos de teste a partir da estimativa de (13) descritos anteriormente controlando (apenas) para as diversas variáveis de crédito. Os resultados detalhados dessas regressões encontram-se na Tabela A.2 no apêndice. A primeira coluna indica a variável de crédito sob análise, a segunda apresenta o coeficiente da mesma enquanto a terceira coluna indica a redução percentual da meia vida tomando como base a meia vida de convergência absoluta.

A nossa definição assume que as variáveis de crédito que mais reduzem a meia vida são as que melhor explicam a conexão entre desenvolvimento financeiro e desenvolvimento econômico. Com essa definição podemos, em princípio, desconsiderar dois tipos de crédito como importantes para a aceleração da convergência: os *financiamentos agroindustriais* e os *financiamentos imobiliários*. As outras três variáveis de crédito se demonstraram significativas a 1%. No entanto, observando a variação de meia vida, pode-se notar que os *financiamentos em geral* promovem uma redução percentual da meia vida menor do que a promovida pelos *empréstimos e títulos descontados* – significativa a 5%. Assim, as primeiras estimativas indicam que os dois indicadores de crédito com maior impacto na aceleração da convergência são as *operações de crédito* e os *empréstimos e títulos descontados*.

Esse resultado já indica a vantagem do tipo de análise desenvolvida no compasso deste artigo. Note-se que os coeficientes das três primeiras variáveis de crédito não são comparáveis. Por exemplo, o coeficiente das *operações de crédito* representa 20% do coeficiente encontrado para os *financiamentos em geral*. Por outro lado a redução da meia vida é perfeitamente comparável já que se está comparando a mesma medida. O resultado pode indicar que o crédito direcionado (*crédito imobiliário e agroindustrial*) é menos efetivo do que o crédito generalizado. No entanto, devemos ser cuidadosos com essa interpretação, já que o resultado pode ser consequência, por exemplo, de uma boa distribuição regional dessas fontes. Para os nossos propósitos, entretanto, esse é um pseudo-problema. Não importa se o crédito direcionado não afeta o desenvolvimento econômico porque está originalmente bem distribuído ou porque de fato esse tipo de crédito não é efetivo. Infelizmente a estratégia empírica deste artigo não permite que se realize tal análise. Do ponto de vista de política pública, porém, estaríamos interessados em saber qual a origem da diferença, aspecto que discutiremos mais adiante.

Tabela 2: Impacto das Variáveis de Crédito na Taxa de Crescimento da Renda e na Taxa de Convergência

Tipo de crédito	Coefficiente	Varição na taxa de convergência
Operações de crédito	0.004 ***	-23%
Empréstimos e títulos descontados	0.04 ***	-29%
Financiamentos em geral	0.02 ***	-16%
Financiamentos agroindustriais	0.22	2%
Financiamentos imobiliários	-0.01	9%

**Significância:** \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%

**Fonte:** Tabulação própria a partir de dados da PNAD (IBGE) e do Banco Central do Brasil (Sisbacen).

Os testes realizados até o momento permitem que se elimine algumas variáveis. A estratégia adotada a seguir foi alterar a especificação primeiramente testando alguns indicadores de crédito simultaneamente e depois adicionando outras variáveis explicativas. A idéia desse procedimento é que os indicadores que se demonstrarem robustos às diversas especificações poderiam ser considerados robustos como variáveis explicativas da aceleração da convergência. De fato, se uma variável de crédito perde significância ao ser avaliada conjuntamente com outra variável isso pode significar que a informação contida na primeira já está presente na segunda.

A primeira especificação testada incluiu *Operações de Crédito e Empréstimos e Títulos Descontados*. A idéia foi checar se as duas variáveis com maior impacto sobre a taxa de convergência poderiam ser utilizadas conjuntamente na explicação da taxa de convergência ou se a informação das duas era redundante. Essa especificação, no entanto, mostra que a variável *operações de crédito* provavelmente não adiciona informação à variável *empréstimo e títulos descontados*. Ao incluirmos as duas variáveis, *operações de crédito* se torna insignificante e o grau de significância de *empréstimos e títulos descontados* vai a 5%. Isso permanece verdadeiro ao adicionarmos também *financiamentos em geral*, como se pode ver na Tabela 3.

Tabela 3: Significância de Variáveis de Crédito Selecionadas para Diversas Especificações

Variáveis de Controle	Operações de crédito	Empréstimos e títulos descontados	Financiamentos em geral
Nenhuma	0.0019	0.03 **	
Nenhuma	0.0004	0.03 **	0.01
Nenhuma		0.03 ***	0.02 **
Capital humano chefe		0.03 ***	0.01 *
Capital humano família		0.03 ***	0.01

**Significância:** \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%

**Fonte:** Tabulação própria a partir de dados da PNAD (Ibge) e do Banco Central do Brasil (Sisbacen).

Ainda que *financiamentos em geral* tenha sido a variável com menor impacto na taxa de convergência, optamos por testar a sua relevância em conjunto com *empréstimos e títulos descontados*. De fato, *financiamentos em geral* permanece significativa (a 5%) ao incluirmos as duas variáveis conjuntamente (linha 3). Além disso, o grau de significância dos *empréstimos e títulos descontados* volta a 1%. Esse resultado pode indicar que a informação das duas variáveis de crédito não é redundante. Para confirmar a relevância (conjunta) dessas duas variáveis de crédito adicionamos as variáveis representando o capital humano do chefe<sup>14</sup> e, em seguida, as variáveis representando o capital humano da família. O grau de significância de *financiamentos em geral* cai para 10% e, em seguida, torna-se insignificante mesmo a 10%. Esses resultados sugerem que o indicador creditício estadual mais relevante para a aceleração da convergência é o valor dos empréstimos e títulos descontados sobre a renda total do estado.

<sup>14</sup> Ver Tabela A.3.

Uma vez realizado este objetivo podemos explorar a outra possibilidade de análise sugerida no último parágrafo da seção 3. É possível decompor o impacto de cada grupo de variáveis sobre a taxa de convergência. Esse tipo de análise permite que sejam comparadas diferentes opções de política pública. Testamos três grupos de variáveis conforme descrito anteriormente: capital humano do chefe da família; capital humano da família; e infra-estrutura. Os detalhes dessas regressões encontram-se na Tabela A.4 no apêndice. O primeiro resultado importante para os fins dessa análise é que a variável empréstimos e títulos descontados sobre a renda total permanece significativa a 1% em todas as especificações testadas.

A Tabela 4 apresenta a decomposição dos impactos sobre a taxa de convergência. A maior redução ocorre com a educação do chefe. Se fosse possível equalizar o grau de educação dos chefes de domicílio no Brasil, as diferenças regionais precisariam de menos da metade do tempo para equalizar a sua renda. A educação do cônjuge não apresenta grande impacto sobre a taxa de convergência, porém isso deve-se essencialmente ao fato de que anos de estudo do chefe e do cônjuge apresentam uma auto-correlação de 98% (vide Tabela A.6)<sup>15</sup>. Porém, é importante contextualizar devidamente essa discussão, já que o período de análise está restrito essencialmente aos anos 1990.<sup>16</sup> Esse foi um período em que aumentou a convergência regional, porém de uma maneira um pouco perversa: através da redução da renda dos estados mais ricos. Não há um consenso com relação às origens de tal fenômeno e não faz parte do escopo do presente artigo discutir tal questão. Para os nossos propósitos é suficiente que o comportamento seja razoavelmente uniforme durante o período de análise para que não gere ruído no resultado que estamos de fato buscando. E esse período tem um comportamento razoavelmente uniforme ainda que de complexa interpretação.

Desigualdades regionais na educação parecem ser os grandes responsáveis pela desigualdade regional na renda. No entanto, o grau de desenvolvimento financeiro não é uma variável desprezível nesse sentido. Tem aproximadamente o mesmo impacto que teria a igualdade na oferta de infra-estrutura dos estados. Assim, uma possível interpretação desses resultados é que uma política de melhoria da igualdade educacional entre os estados como, por exemplo, o Fundef, deve ter efeito maior do que todas as outras políticas implícitas nos problemas estudados na Tabela 4. Isso não significa que não se deva fazer nada com relação às demais políticas. Se o custo de aumentar a igualdade na educação for o mesmo do que o de aumentar a igualdade do crédito, deve-se optar pela política educacional como principal instrumento para se obter a igualdade regional. Entretanto, se o custo de aumentar a igualdade na educação for crescente no grau de igualdade desejado, pode ser que exista um ponto a partir do qual seja mais econômico aumentar a igualdade equalizando-se o crédito. O mesmo vale para a infra-estrutura.

Assim, para se avaliar a melhor política para aumentar a taxa de convergência entre os estados deve-se estimar o custo de cada política. Neste artigo apresentamos apenas uma maneira de estimar os benefícios. O nosso resultado seria suficiente para optar por uma política se o custo dessa política fosse realmente baixo. Além disso, pode ser que haja um limite na distribuição educacional. Isso é possível se considerarmos que as universidades, por exemplo, têm grandes ganhos de escala e de escopo. Assim, políticas públicas visando a melhoria na igualdade regional devem considerar o mercado de crédito como uma alternativa de ação.

Tabela 4: Decomposição do Impacto de Diversos Grupos de Variáveis sobre a Taxa de Convergência

Grupo de variáveis	Variação da Meia Vida
Emp. e tít. Descontados/renda	-29%
Capital Humano do Chefe	-55%
Capital Humano da Família	-9%
Infra-estrutura	-29%

**Fonte:** Tabulação própria a partir de dados da PNAD (Ibge) e do Banco Central do Brasil (Sisbacen).

<sup>15</sup> Agradecemos a um parecerista anônimo a observação de que a insignificância da variável poderia estar relacionada a um problema de auto-correlação.

<sup>16</sup> Afinal, como bem observou um dos pareceristas, as trajetórias de desenvolvimento regional brasileira são marcadas por momentos que têm lógicas bastante distintas, dependendo, por exemplo, do padrão de intervenção estatal vigente.

Uma outra maneira de se estimar a taxa de convergência é aproveitar a característica de painel da nossa base de dados e realizar a regressão com efeitos fixos ao invés de mínimos quadrados ordinários. Pela sua própria característica, o efeito fixo permite que cada Estado tenha um intercepto distinto. Isto equivale, para os nossos fins, a um estado estacionário de longo-prazo distinto para cada Estado. Como discutido anteriormente, consideramos essa interpretação equivocada. Para os nossos propósitos, porém, interessa estimar uma regressão com efeitos fixos para verificar qual o impacto dos nossos grupos de variáveis para além do fator idiossincrático dos Estados. Mais formalmente, estima-se a seguinte especificação:

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \alpha + \delta_i - \lambda \ln(y_{i,t-1}) + \theta X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

Onde a grande diferença em relação à especificação (13) é o termo  $\delta_i$  que corresponde justamente à inclusão do efeito fixo na especificação. Os resultados detalhados das regressões com efeito fixo aparecem na Tabela A.5. A partir da estimativa por efeito fixo, as variáveis de educação, familiares e de infra-estrutura passam a não ter efeito na velocidade de convergência. O resultado mais interessante para os nossos fins é que a variável empréstimos e títulos descontados é significativa em todas as especificações. No entanto, o efeito fixo captura praticamente toda a variação decorrente de outras políticas como seria de se esperar.

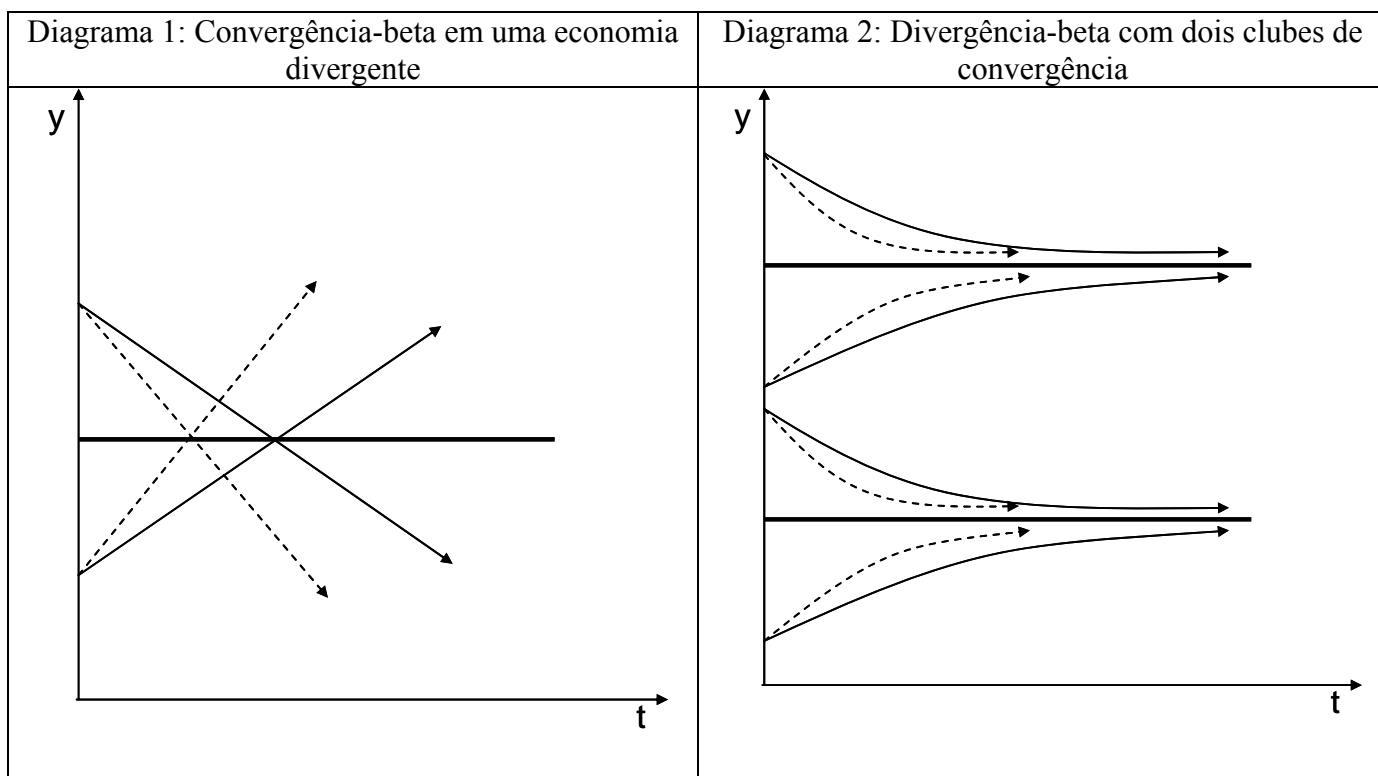
Para compreender a importância desse resultado, note-se que um dos grandes problemas da estimação por mínimos quadrados da equação (13) é que não sabemos a direção de causalidade. Por exemplo, sabemos que estados mais ricos são mais educados, mas regiões mais educadas são também mais ricas. Esse tipo de raciocínio seria válido para praticamente qualquer uma das políticas analisadas. Uma maneira de captar tal “endogeneidade” é diferenciando a série (ou adicionando um efeito fixo). Ou seja, estados que variaram mais o volume de empréstimos e títulos descontados, foram os que mais aumentaram a sua taxa de crescimento. Nenhuma outra variável (incluindo educação) resistiu à diferenciação da série. Além disso, o resultado resiste a mudanças na especificação. Portanto, ao menos para uma das variáveis de distribuição regional do crédito, temos evidência robusta de associação com a taxa de convergência regional no Brasil.

## 6. Limitações da Análise de Convergência-beta

A análise anterior foi realizada a partir do conceito de “convergência beta”. A sua fundamentação teórica foi apresentada na seção 3. Como discutido na seção 2, esse tipo de análise foi bastante utilizado na literatura sobretudo após a publicação de séries de tempo históricas com dados de produto para uma amostra considerável de países. No entanto, esse tipo de indicador esteve sujeito a uma série de críticas tanto do ponto de vista teórico como do ponto de vista empírico. Boa parte desse debate está sumarizada em quatro artigos publicados simultaneamente – Quah (1996a; 1996b) e Sala-i-Martin (1996a; 1996b). Uma vez que partimos desse arcabouço teórico, ainda que adotando uma outra interpretação, é necessário discutir como tais limitações podem afetar os nossos resultados.<sup>17</sup>

O grande problema é que o estimador de convergência-beta é um estimador médio. Na realidade, a taxa de convergência está preocupada essencialmente com a desigualdade regional (entre países, estados ou outras desagregações geográficas). É muito difícil compreender a variação da desigualdade sem compreender o que ocorreu com toda a distribuição. Os diagramas abaixo ilustram 2 casos para os quais a convergência-beta não forneceria qualquer informação sobre a dinâmica regional da renda. No primeiro caso, as regiões mais pobres estão crescendo a uma taxa maior do que as regiões mais ricas. Entretanto, não estão caminhando para um valor único. Após algum tempo as regiões originalmente pobres serão as regiões ricas e vice-versa. No segundo caso, por sua vez, há dois “clubes” de convergência. Algumas regiões estão convergindo para um valor alto enquanto outras estão convergindo para um valor baixo.

<sup>17</sup> Agradecemos a um parecerista anônimo tal sugestão.



Os diagramas expõem dois casos extremos onde a medida de convergência (beta) não fornece informação sobre a dinâmica regional da economia. No primeiro caso, o valor de beta será negativo mas não se observa convergência nessa economia. No segundo caso, beta provavelmente será zero, o que levaria a desconsiderar toda a dinâmica que está efetivamente ocorrendo na economia. A crítica procede especialmente se adicionarmos o fato de que vários estudos encontraram clubes de convergência para os países. Como relatado anteriormente, Laurini, Andrade e Pereira (2003) encontraram evidências de clubes de convergência também para os municípios brasileiros.

Muito embora essa crítica seja válida, e acreditamos que seja, ela não afeta consideravelmente a nossa análise. Isso porque, como insistimos ao longo do artigo, a nossa interpretação da convergência condicional é essencialmente diversa da interpretação tradicional de Sala-i-Martin (1996a), entre outros. Imagine que estivéssemos na situação representada pelo Diagrama 1. Se as flechas representam a convergência absoluta e a taxa de convergência aumenta ao se controlar para o grau de desenvolvimento financeiro, isso significa que ou as regiões ricas com baixo grau de desenvolvimento financeiro estão reduzindo a sua renda relativa mais rapidamente ou as regiões pobres com alto grau de desenvolvimento estão aumentando a sua renda mais rapidamente como representado pelas setas tracejadas no Diagrama 1. Um raciocínio semelhante pode ser realizado para o Diagrama 2 e as setas pontilhadas também ilustram essa idéia.

Em ambos os casos, ainda que o beta estimado diga pouco a respeito da dinâmica da renda dessa economia, o impacto da medida de desenvolvimento financeiro revela exatamente o que estávamos procurando. Por outro lado, podemos interpretar a equação (13) como uma especificação econométrica com variáveis *ad hoc* explicando a taxa de crescimento das regiões. Além do mais, modelos partindo de um arcabouço teórico distinto acabam obtendo exatamente a mesma especificação. Nesse sentido, o (logaritmo da) renda defasada é uma variável fundamental na determinação da taxa de crescimento de uma região. Não incluí-la na especificação implicaria em um sério problema de omissão de variáveis. Nesse sentido, o que efetivamente determinaria a validade do indicador seria a sua significância e robustez. Em nosso caso particular, o indicador coerente com a redução na taxa de convergência-beta é

exatamente o mesmo obtido ao considerarmos uma abordagem econométrica *ad hoc*. Assim, não haveria nenhuma alteração nas conclusões mesmo que o beta estimado não fosse uma boa aproximação para a taxa de convergência nessa economia. Além disso, a proposta de Quah (1996b) é analisar a variação ocorrida na amostra toda utilizando uma matriz de transição de Markov. Ocorre que essa metodologia simplesmente não permite que se adicione variáveis explicativas além da própria renda. Nesse sentido, a metodologia proposta por Quah não é útil para os objetivos deste artigo.

Um outro ponto problemático nesse tipo de análise é a possibilidade de autocorrelação espacial. Isso pode ocorrer por dois motivos. Em primeiro lugar, pode ser que a desagregação adotada não seja a mais apropriada. Por exemplo, em uma amostra de municípios pode ser que a escala correta de análise seja um grupo de municípios. Em segundo, a taxa de crescimento de uma região pode estar correlacionada com a de seus vizinhos. Por exemplo, pode ser que seja mais fácil crescer se os seus vizinhos também estiverem crescendo. Em ambos os casos a amostra apresenta o que denominamos de correlação espacial. É possível corrigir esse tipo de problema utilizando técnicas de econometria espacial. Ainda que existam evidências de correlação espacial entre as regiões no que concerne o crescimento, não acreditamos que esse problema seja relevante para a análise realizada neste artigo. Isso porque a grande maioria dos estudos que levam em conta a correlação espacial em geral não obtém estimativas diferentes controlando para tais correlações ou não. Assim sendo, é pouco provável que os resultados apresentados neste artigo mudassem ao levarmos em conta a correlação espacial.

Finalmente, é possível que as nossas variáveis de crédito sejam, na realidade, uma proxy para outras variáveis regionais<sup>18</sup> como, por exemplo, expectativas de investimento futuro em um determinado estado. Nesse caso, as conclusões preliminares de políticas públicas deveriam ser qualificadas para que se tornassem, potencialmente, mais efetivas. De todo modo, se o crédito é proxy para uma determinada variável regional relevante, por definição está associado com tal variável. Assim, ainda que o problema não esteja exatamente no crédito, estará certamente ligado ao mesmo. Além do mais, como se pode observar na Tabela A.6, as variáveis de crédito apresentam baixa correlação com as demais, nunca acima de 48%. Portanto, estamos bastante convencidos da evidência apresentada nesse estudo de que o crédito tem um impacto direto ou indireto na convergência entre os estados.

## 7. Conclusão

Neste artigo propomos avaliar quais indicadores de crédito nos estados estão mais positivamente relacionados com a taxa de crescimento estadual e com a convergência de renda entre os entes federativos. Pela nossa análise, a variável creditícia que melhor se encaixa nesse perfil é o volume de empréstimos e títulos descontados em relação à renda total do estado. O fato de ser possível encontrar ao menos uma variável de crédito que influencia tanto a taxa de crescimento quanto de convergência indica que uma distribuição regional do crédito mais igualitária pode melhorar a distribuição regional da renda no Brasil.

As duas variáveis de crédito mais direcionadas, o financiamento agroindustrial e o financiamento imobiliário, não se revelaram significantes para o crescimento e convergência da renda. Há duas possíveis interpretações para esse resultado. Pode ser que essas operações já estejam bem distribuídas regionalmente ou que financiamentos direcionados sejam de fato menos relevantes para a convergência de renda. A análise que realizamos aqui não nos permite identificar qual dessas duas interpretações é a mais adequada. Do ponto de vista de políticas públicas, porém, isso traz implicações relevantes. Se o crédito direcionado já estiver bem distribuído, uma deterioração na distribuição do mesmo pode, em princípio, ser prejudicial para a igualdade entre as regiões. Por outro lado, se a segunda hipótese for a verdadeira, uma melhor redistribuição de tais créditos não traria benefícios a Estados menos desenvolvidos. Essa idéia nos parece contra-intuitiva e nosso estudo não oferece indícios concretos de que

---

<sup>18</sup> Agradecemos um parecerista anônimo por levantar esse ponto.

créditos direcionados sejam ineficientes; porém, nossos resultados sugerem que tal questão merece uma análise mais detalhada<sup>19</sup>.

Mas, afinal de contas, o que significa intervir na distribuição do crédito? Para entender esse conceito devemos pensar no que o governo faz para distribuir (regionalmente) o crédito. Na realidade, no Brasil, até o Fundef, a principal política regional brasileira sempre esteve calcada na distribuição regional do crédito. A criação do Banco do Nordeste e dos demais bancos regionais é uma prova disso. Ademais, grande parte das políticas da SUDENE e da SUDAM se concentraram em redistribuição do crédito interno. Nesse sentido, boa parte do custo dessas instituições poderia ser considerado como o custo de distribuição do crédito. Essa análise, entretanto, é algo simplista, já que essas instituições também podem ter outra função como, por exemplo, corrigir falhas de mercado. Nesse caso, o custo total das instituições estaria superestimando o custo de distribuição do crédito. Por outro lado, o crédito subsidiado também representa um custo que pode estar associado à distribuição se algumas regiões específicas receberem mais subsídios do que outras.

Entre as três operações de crédito significantes para a taxa de crescimento da renda estadual, os empréstimos e títulos descontados induziram ao maior aumento na taxa de convergência. As operações de crédito em geral também têm um impacto considerável, porém a informação é redundante com os empréstimos e títulos descontados. Quando as duas variáveis são consideradas simultaneamente, a significância de ambas cai, sendo que as operações de crédito se tornam insignificantes a 10%. Os financiamentos em geral têm um impacto inferior ao das outras duas variáveis, porém a informação não parece redundante com a variável de empréstimos e títulos descontados. No entanto, a variável não é robusta a inclusão de outras variáveis de controle.

Ao compararmos o impacto das políticas de distribuição do crédito com políticas de equalização da educação ou do fornecimento de infra-estrutura, por sua vez, notamos que a distribuição do crédito é equivalente à equalização da infra-estrutura regional. A equalização do nível educacional é, no entanto, a política mais efetiva para redução das disparidades regionais. Porém, para realmente recomendar qualquer uma das duas políticas é necessário saber o custo de implantação de cada uma delas. Na prática, o governo não adota apenas uma política. Há investimento em diversos frentes. Portanto, o fato de que uma política apresenta um retorno menor do que outra para um determinado objetivo não significa que ela deva ser abandonada. Provavelmente a política ótima implicaria em um investimento maior na política mais rentável mas mesmo esse resultado é bastante sensível ao custo do programa e seu comportamento frente à escala. No entanto, parece curioso que um país como o Brasil, com instituições preocupadas com a igualdade regional, tenha concentrado a maior parte de seus esforços na distribuição do crédito. Além disso, sugerimos que o modo através do qual o crédito é redistribuído possa ser importante. Talvez medidas como a Resolução 2.099 de 17 de agosto de 1994 do Banco Central<sup>20</sup> que, dentre outras coisas, estimula a abertura de agências bancárias fora dos Estados do Rio de Janeiro e São Paulo (incentivando, assim, uma melhor distribuição espacial do crédito livre) sejam mais eficientes que políticas de crédito direcionado.

Cabe lembrar que os “empréstimos e títulos descontados” são significantes mesmo quando se controla para o efeito fixo. Como discutido anteriormente, esse resultado indica que uma distribuição mais igualitária desse tipo de crédito aumentaria a taxa de convergência e o resultado é robusto à primeira diferença. Note-se que nem mesmo a educação é robusta à primeira diferença (ou efeito fixo). Portanto, há um espaço potencial para se estudar políticas que melhorem a distribuição regional do crédito.

Caso nossos resultados estejam corretos, o processo de fusões e aquisições no sistema bancário brasileiro durante os anos 90 deve ter tido um impacto negativo sobre a convergência de renda dos Estados brasileiros. Segundo Vasconcelos et al. (2004), privatizações de bancos estaduais não têm tido

---

<sup>19</sup> Em um dos eventos nos quais uma versão preliminar desse trabalho foi apresentada, um participante nos forneceu um interessante insight no que diz respeito à eficácia do crédito agroindustrial, que poderia explicar sua pequena importância no processo de convergência apontada por nosso estudo: o mesmo estaria sendo utilizado primordialmente na manutenção da produção agrícola já existente, e não em sua expansão.

<sup>20</sup> Vide <https://www3.bcb.gov.br/normativo/detalharNormativo.do?method=detalharNormativo&N=094163143>.

efeitos estatisticamente significativos sobre o crédito bancário per capita dos respectivos Estados. Tal resultado, um tanto quanto inesperado, pode ser explicado pelo fato de que, a partir de 1995, muitos dos bancos estaduais ajustaram suas estratégias de oferta de crédito antes de serem efetivamente privatizados. No entanto, os mesmos autores argumentam que as aquisições de grupos bancários com forte foco regional (ainda que também operantes em nível nacional), por grupos estrangeiros ou nacionais com sedes em São Paulo contribuíram para a concentração do crédito bancário neste Estado.

Ao nosso melhor juízo de conhecimento, este é o primeiro artigo a lidar com a conexão entre desenvolvimento financeiro, crescimento da renda e desigualdades regionais. Ainda que a maioria das políticas de equalização da renda regional tenha se centrado essencialmente na distribuição do crédito, a análise da política regional, via de regra, não levou em conta que se havia priorizado um instrumento específico de política. Neste artigo procuramos mostrar que esse instrumento é potencialmente efetivo mas que não necessariamente é o melhor e certamente não é o único instrumento de política regional. O Fundef, nesse sentido, pode ter inaugurado uma nova geração de políticas regionais utilizando instrumentos diferentes para cumprir o mesmo objetivo.

Também propomos um método de análise que parte do conceito de convergência-beta condicional, porém baseado em uma interpretação bastante distinta da tradicional (Sala-i-Martin 1996a). O método proposto é relativamente simples, uma vez que depende essencialmente de uma regressão não linear por mínimos quadrados ordinários. Por seu turno, a estimativa de convergência-beta a partir de uma regressão com efeitos fixos não permite que se realize tal análise. Na verdade, consideramos discutível a informação subjacente ao índice calculado com efeito fixo. Por exemplo, se definirmos que o estado estacionário das regiões é totalmente idiossincrático, certamente elas já podem ter convergido.

O fato de a presente abordagem se basear em uma metodologia simples é uma vantagem, já que facilita sua compreensão e contribui para a sua (re)aplicação e extensão. Métodos mais complexos, tais como a matriz de transição de Markov, que foi discutida na seção anterior, não fornecem o tipo de informação que procurávamos. Um possível avanço seria estudar cada operação de crédito de maneira mais aprofundada, o que permitiria a análise de uma série de questões mais específicas em nível de política pública. Nesse sentido, esperamos que a análise empírica desenvolvida neste artigo tenha aberto um campo de investigação que oferece frutíferas possibilidades de exploração.

## Referências bibliográficas

- ALESSANDRINI, P., PAPI, L. & ZAZZARO, A. Banks, regions and development. **Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review**, n. 224, March 2003.
- ALEXANDRE, M., LIMA, G. T. & CANUTO, O. Distribuição espacial da atividade bancária no Brasil: dimensões e indicadores. **Nova Economia**, 15(1), Jan-Abr 2005.
- AMADO, A. M. Impactos regionais do recente processo de concentração bancária no Brasil. **Anais do III Encontro Nacional de Economia Política**. Niterói, 1998.
- \_\_\_\_\_. Moeda, sistema financeiro e trajetórias de desenvolvimento regional desigual. In Lima, G. T., Sicsú, J. e Paula, L. F. (orgs.). **Macroeconomia Moderna: Keynes e a Economia Contemporânea**. Editora Campus. Rio de Janeiro, 1999.
- ANDRADE, T. A. & SERRA, A. R. V. Crescimento econômico nas cidades médias brasileiras. **Anais do XXVI Encontro Nacional de Economia**. Vitória: ANPEC, 1998.
- AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. **Estudos Econômicos**, 27(3), set-dez 1997.
- \_\_\_\_\_. Distribuição pessoal de renda nos estados e desigualdade de renda entre estados no Brasil: 1960, 70, 80 e 91. **Trabalho desenvolvido no âmbito do NEMESIS – Núcleo de Estudos Sistêmicos** (www.nemesis.com.br), 1998.
- \_\_\_\_\_. Economic growth and regional income inequality in Brazil. **The Annals of Regional Science**, 35, pp. 133-152, 2001.
- AZZONI, C., N. MENEZES-FILHO, T. MENEZES & R. SILVEIRA NETO, Geografia e convergência de renda entre os estados brasileiros. In Henriques, R. (org.) **Desigualdade e pobreza no Brasil**. IPEA. Rio de Janeiro, 2000.
- BARRO, R. & SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economic**, vol. 100, pp. 223-251, 1992.
- \_\_\_\_\_. **Economic Growth**. McGraw-Hill, Inc, 1995.
- BAUMOL, W.J. Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data show. **American Economic Review**, 76, 5 (December), 1072-1085, 1986.
- BENHABIB, J. & SPIEGEL, M. The Role of Financial Development in Growth and Investment. **Journal of Economic Growth**, 5(4), pp. 341-60, December 2000.
- CASTRO, C. B. Moeda e espaço: os casos das áreas metropolitanas de São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Curitiba, Salvador e suas áreas de polarização. **Dissertação (Mestrado), CEDEPLAR, UFMG**. Belo Horizonte, 2002.
- CAVALCANTE, A., CROCCO, M. & JAYME JR. Preferência pela liquidez, sistema bancário e disponibilidade de crédito regional. in JAYME JR. & CROCCO (orgs), 2006, *op. cit*
- CHAGAS, A. L. S. & TONETO JR., R. Crescimento local e especialização da atividade econômica – evidências a partir de dados dos municípios brasileiros no período 1980 a 1991. **Anais do VII Encontro Nacional de Economia Política**. Curitiba, 2002.
- CHICK, V. & DOW, S. C. A post-keynesian perspective on the relation between banking and regional development. In: Arestis, P. (ed.), **Post-keynesian monetary economics: new approaches to financial modelling**. Aldershot: Edward Elgar, 1988, p. 219-250.
- CROCCO, M. & CAVALCANTE, A. & VAL, V. Polarização regional e sistema financeiro. in JAYME JR. & CROCCO (orgs), 2006, *op. cit*.

- CROCCO, M. & JAYME JR. Introdução: o ressurgimento da geografia da moeda e do sistema financeiro. *in* JAYME JR. & CROCCO (orgs), 2006, *op. cit.*
- DEMETRIADES, P. & HUSSEIN, K. Does Financial Development Cause Economic Growth? Time-Series Evidence from Sixteen Countries. **Journal of Development Economics**; 51(2), pp. 387-411, December 1996.
- DOW, S. & RODRÍGUEZ-FUENTES, C. Um *survey* da literatura de finanças regionais. *in* JAYME JR. & CROCCO (orgs), 2006, *op. cit.*
- DUTT, A.K. Growth, distribution and uneven development. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- FERREIRA, A. F. H. Distribuição interestadual de renda no Brasil: 1950-1985. **Revista Brasileira de Economia**, 50(4), Out-Dez, 1996
- FERREIRA, A. F. H. Evolução recente das rendas *per capita* estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, 18(1), 1998, pp. 90-97.
- FERREIRA, A. F. H. & DINIZ, C. C. Convergência entre rendas *per capita* estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, 15(4), Out-Dez, 1995.
- GALLUP, J. L., SACHS, J. D. & MELLINGER, A. D. Geography and economic development. **NBER Working Paper Series**, Working Paper 6849, 1998.
- GUIZO, L., SAPIENZA, P. & ZINGALES, L. Does local financial development matter? **NBER Working Papers Series**, Working Paper 8923, May 2002.
- HIRSCHMAN, A. O. **The strategy of economic development**. New Haven: Yale University, 1958.
- JAYME JR., F.G. & CROCCO, M. (orgs). Moeda e território: uma interpretação da dinâmica regional brasileira. Belo Horizonte: Autêntica Editora, 2006.
- KALDOR, N. The case for regional policies. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 17, n. 3, p. 337-348, 1970.
- LAURINI, M. P., ANDRADE, E. & PEREIRA, P. L. V. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia**, Porto Seguro, Dezembro de 2003.
- MANKIW, N., ROMER, D. & WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, 107, May 1992, pp. 407-43.
- MARTIN, R. (Org.). **Money and the space economy**. West Sussex: Wiley, 1999.
- MATOS, O. C. Desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico no Brasil: Evidências de causalidade. **Trabalhos de Discussão do Banco Central do Brasil**, nº 49, Setembro, 2002.
- \_\_\_\_\_. Inter-relações entre Desenvolvimento Financeiro, Exportações e Crescimento Econômico: Análise da Experiência Brasileira. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**. Número 40, Outubro de 2003.
- MYRDAL, G. **Economic theory and under-developed regions**. London: Gerald Duckworth, 1957.
- NEUSSER, K. & KUGLER, M. Manufacturing Growth and Financial Development: Evidence from OECD Countries. **Review of Economics and Statistics**; 80(4), pp. 638-46, November 1998.
- PERROUX, F. **A economia do século XX**. Lisboa: Herder, 1967.
- QUAH, D. Twin Peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics. **The Economic Journal**, Vol. 106, 1996a, pp. 1019-1036.

- QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**, 4(3), 1996b.
- RAM, R. Financial Development and Economic Growth: Additional Evidence. **Journal of Development Studies**, 35(4), April 1999, pp. 164-74.
- REICHSTUL, D. & LIMA, G. T. Causalidade entre crédito bancário e nível de atividade na Região Metropolitana de São Paulo: algumas evidências empíricas. **Estudos Econômicos**, 36(4), 2006.
- RIBEIRO, E. P. & PORTO JR., S. Crescimento e convergência: uma análise empírica para a Região Sul. **Anais do Encontro Nacional de Economia da Região Sul**, 2000.
- RODRÍGUEZ-FUENTES, C. J. Credit Availability and Regional Development. **European Regional Science Association**, 36<sup>th</sup> European Congress, Zurich, August 1996.
- SALA-I-MARTIN, X. The Classical Approach to Convergence Analysis. **Economic Journal**, Vol. 106, 1996a, pp. 1019-1036.
- SALA-I-MARTIN, X. Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and Convergence. **European Economic Review**, 4(3), 1996b.
- SCHWARTSMAN, A. Convergence across Brazilian states. **Textos para Discussão IPE-USP**, 02/96, mimeo., 1996.
- SHAN, J.Z., MORRIS, A.G. & SUN, F. Financial Development and Economic Growth: An Egg-and-Chicken Problem? **Review of International Economics**, 9(3), 2001, pp. 443-454.
- SICSÚ, J & CROCCO, M. Em busca de uma teoria da localização das agências bancárias: algumas evidências do caso brasileiro. **Economia**, vol. 4, nº 1. Janeiro/Junho 2003.
- SKOTT, P. Economic Divergence and Institutional Change: Some Observations on the Convergence Literature. **Journal of Economic Behavior and Organization**, 39, 1999, pp. 235-247.
- SKOTT, P. & LARUDEE, M. Uneven Development and the Liberalization of Trade and Capital Flows. **Cambridge Journal of Economics**, 22, 1998, pp. 277-95.
- SOLOW, R.M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, 70, 1, February 1956, pp. 65-94.
- SWAN, T.W. Economic growth and capital accumulation. **Economic Record**, 32, November 1956, pp. 334-361.
- TSURU, K. Finance and growth. **OECD Economics Department Working Papers**. Working Paper 228. January, 2000.
- VASCONCELOS, M. R., FUCIDJI, J. R., SCORZAFAVE, L. G. & ASSIS, D. L. de. O todo e as partes: uma análise da desigualdade de crédito entre os estados brasileiros e os determinantes do crédito bancário com a aplicação de dados em painel. **Economia e Sociedade**, v. 13, n. 1 (22), p. 123-149, Jan/Jun2004.
- ZINI JR., A. Regional income convergence in Brazil and its socio-economic determinants. **Economia Aplicada**, Vol. 2, 1998.

Apêndice: Estatísticas Detalhadas

Tabela A.1 – Estatísticas Descritivas para as Variáveis Utilizadas na Regressão

Variável	Descrição	Obs	Média	Desvio
ln_y	ln da renda per capita	294	5,65	0,40
d ln_y	diferença de ln_y dividido pelo período	267	-0,0017	0,1282
hab_co	Habitantes Por Cômodos	294	0,78	0,14
fogão	Fogão	294	0,97	0,05
água	Água Encanada	294	0,70	0,15
eletric	Eletricidade	294	0,89	0,12
gela	Geladeira	294	0,71	0,18
esg	Esgoto	294	0,32	0,25
lixo	Lixo	294	0,65	0,19
est_che	Anos de Estudo do Chefe da Família	294	4,67	1,29
est_con	Anos de Estudo do Cônjuge	294	5,03	1,17
sexo	Sexo do Chefe da Família	294	0,79	0,04
par_che	Taxa de participação do Chefe	294	0,82	0,04
par_con	Taxa de participação do Cônjuge	294	0,49	0,10
par_cri	Taxa de participação das Crianças (menos de 14 anos)	294	0,18	0,08
o_cre_r	Operações de crédito sobre renda total	294	5,40	5,98
emp_ti_r	Empréstimos e títulos descontados sobre renda total	294	0,99	0,82
fin_r	Financiamentos sobre renda total	294	0,76	1,04
fin_ag_r	Financiamentos agroindustriais sobre renda total	294	0,02	0,05
fin_im_r	Financiamentos imobiliários sobre renda total	294	0,93	1,42

Fonte: PNAD (Ibge) e Banco Central do Brasil.

Obs.: (1) Todos os valores em moeda de 31/12/2001 corrigidos pela variação do IGP-DI. (2) Os dados de crédito referem-se à posição em dezembro do ano em questão. (2) As variáveis “fin\_agro” e “fin\_imob” não são subcategorias da variável “Fin”. Assim, essa variável refere-se aos demais financiamentos, não direcionados aos setores agroindustrial e imobiliário.

Tabela A.2: Resultado das Regressões da Especificação (13) por OLS Controlando para Diversas Variáveis de Crédito

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln_y	-0,07 ***	-0,10 ***	-0,10 ***	-0,09 ***	-0,07 ***	-0,07 ***
o_cre_r		0,00 ***				
emp_ti_r			0,04 ***			
fin_r				0,02 ***		
fin_ag_r					0,22	
fin_im_r						-0,01
constante	0,42 ***	0,52 ***	0,55 ***	0,48 ***	0,41 ***	0,39 ***
R <sup>2</sup> ajustado	5%	8%	10%	8%	6%	5%

Fonte: Tabulação própria a partir de dados da PNAD (Ibge) e do Banco Central do Brasil (Sisbacen).

Obs.: Significância - \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%

Tabela A.3: Resultado das Regressões da Especificação (13) por OLS Controlando para Diversas Variáveis de Crédito

Variável	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Ln_y	-0.11 ***	-0.11 ***	-0.11 ***	-0.22 ***	-0.24 ***
O_cre_r	0.00	0.00			
emp_ti_r	0.03 **	0.03 **	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***
fin_r		0.01	0.02 **	0.01 *	0.01
est_che				0.04 ***	0.07 ***
Sexo				0.55 **	0.36
par_che				0.31	0.43 **
est_con					-0.03
par_con					-0.12
par_cri					0.02
Constante	0.57 ***	0.56 ***	0.56 ***	0.32	0.52 **
R <sup>2</sup> ajustado	10%	10%	11%	16%	16%

Fonte: Tabulação própria a partir de dados da PNAD (Ibge) e do Banco Central do Brasil (Sisbacen).

Obs.: Significância - \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%

Tabela A.4: Resultado das Regressões da Especificação (13) por OLS Controlando para Diversas Variáveis de Crédito

Variável	(12)	(13)	(14)
ln_y	-0.22 ***	-0.23 ***	-0.31 ***
emp_ti_r	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***
est_che	0.04 ***	0.08 ***	0.07 **
Sexo	0.55 **	0.33	0.31
par_che	0.35 *	0.48 **	0.72 **
est_con		-0.03	-0.02
par_con		-0.15	-0.20
par_cri		0.03	0.10
hab_co			0.06
Fogão			0.51 **
Água			0.13
Eletric			0.07
Gela			0.06
Esg			0.08
Lixo			-0.13
Constante	0.26	0.51 **	0.10
R <sup>2</sup> ajustado	15%	16%	18%

Fonte: Tabulação própria a partir de dados da PNAD (Ibge) e do Banco Central do Brasil (Sisbacen).

Obs.: Significância - \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%

Tabela A.5: Resultados de Regressões com Efeito Fixo para Estimativa de Convergência

Variável	(1-EF)	(3-EF)	(12-EF)	(13-EF)	(14-EF)
ln_y	-0.55 ***	-0.54 ***	-0.51 ***	-0.50 ***	-0.52 ***
emp_ti_r		0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.03 ***
fin_r					
est_che			-0.02	0.00	-0.04
sexo			-0.07	0.05	-0.26
par_che			0.52	0.37	0.16
est_con				-0.07	0.03
par_con				0.36 ***	0.21
par_cri				-0.34	-0.29
hab_co					1.23 ***
fogão					0.39
água					0.26 *
eletric					0.40
gela					0.15
esg					-0.27 ***
lixo					-0.14
constante	3.09 ***	3.01 ***	2.56 ***	2.66 ***	1.15 **
R <sup>2</sup> within	0.88	33%	35%	37%	48%
R <sup>2</sup> between	31%	21%	23%	21%	4%
R <sup>2</sup> overall	21%	7%	7%	7%	5%

Fonte: Tabulação própria a partir de dados da PNAD (Ibge) e do Banco Central do Brasil (Sisbacen).

Obs.: Significância - \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%

Tabela A.6: Matriz de Correlação entre as Variáveis utilizadas na Regressão

	ln_y	emp_ti_r	fin_r	est_che	sexo	par_che	est_con	par_con	par_cri	hab_co	fogao	agua	eletric	gela
ln_y	1.00													
emp_ti_r	0.39	1.00												
fin_r	0.23	0.43	1.00											
est_che	0.82	0.38	0.16	1.00										
sexo	-0.06	-0.16	0.03	-0.38	1.00									
par_che	0.10	-0.16	0.07	0.06	0.35	1.00								
est_con	0.77	0.33	0.11	0.98	-0.46	0.04	1.00							
par_con	-0.04	0.03	-0.15	0.27	-0.39	0.21	0.34	1.00						
par_cri	-0.65	-0.23	-0.13	-0.71	0.41	0.14	-0.70	0.17	1.00					
hab_co	-0.36	-0.36	-0.10	-0.32	-0.03	0.24	-0.32	-0.23	-0.05	1.00				
fogao	0.55	0.21	0.01	0.57	-0.19	-0.12	0.57	0.15	-0.41	-0.45	1.00			
agua	0.69	0.34	0.12	0.70	-0.32	-0.14	0.70	0.08	-0.67	-0.24	0.57	1.00		
eletric	0.73	0.24	0.00	0.83	-0.34	-0.11	0.83	0.19	-0.69	-0.31	0.74	0.76	1.00	
gela	0.84	0.31	0.05	0.91	-0.23	0.03	0.88	0.18	-0.71	-0.40	0.64	0.75	0.90	1.00
esg	0.66	0.48	0.39	0.48	-0.07	-0.31	0.43	-0.17	-0.42	-0.41	0.28	0.53	0.41	0.53
lixo	0.74	0.39	0.12	0.86	-0.38	-0.15	0.87	0.16	-0.73	-0.42	0.66	0.79	0.88	0.87

Tabela A.7 – Distribuição regional das operações de crédito no Brasil (em %, valores de dezembro de cada ano).

	1988	1990	1995	2000	2005
<b>Operações de crédito</b>					
Norte	1,0	1,0	1,2	1,4	1,6
Sul	12,8	12,2	14,7	12,2	13,5
Centro-Oeste	15,6	12,4	12,1	12,7	9,0
Nordeste	8,1	10,2	10,7	8,2	6,1
Sudeste	62,4	64,2	61,3	65,5	69,8
RJ	25,4	20,3	8,9	9,3	7,2
SP	30,3	37,0	46,1	50,0	56,6
<b>Empréstimos e títulos descontados</b>					
Norte	1,6	1,2	1,5	1,4	2,2
Sul	10,5	10,1	11,4	10,9	12,4
Centro-Oeste	3,0	3,0	6,6	4,0	5,5
Nordeste	10,5	9,1	7,1	6,8	7,4
Sudeste	74,4	76,7	73,3	76,8	72,4
RJ	17,0	11,7	6,2	8,5	8,9
SP	50,3	58,3	61,4	61,5	55,6
<b>Financiamentos</b>					
Norte	0,8	1,0	1,1	0,6	0,8
Sul	11,9	12,0	14,1	6,6	9,2
Centro-Oeste	14,9	21,9	7,4	5,3	4,8
Nordeste	12,3	11,9	12,1	6,9	4,8
Sudeste	60,0	53,3	65,3	80,5	80,3
RJ	23,0	22,1	5,7	7,2	5,0
SP	25,6	16,8	55,7	70,4	71,4
<b>Financiamentos agroindustriais</b>					
Norte	5,1	5,0	1,2	1,8	0,3
Sul	11,6	8,8	2,7	7,7	37,8
Centro-Oeste	30,8	24,2	20,1	40,5	8,0
Nordeste	13,5	21,6	42,9	17,5	5,8
Sudeste	38,9	40,4	33,2	32,4	48,1
RJ	12,3	5,0	5,9	-	1,7
SP	15,2	29,3	18,4	32,1	39,4
<b>Financiamentos imobiliários</b>					
Norte	0,0	0,0	0,5	2,9	2,4
Sul	6,0	11,3	13,7	16,7	16,2
Centro-Oeste	2,8	0,0	19,0	17,3	5,3
Nordeste	0,4	18,4	16,9	15,5	10,2
Sudeste	90,8	70,3	49,9	47,5	65,8
RJ	0,2	0,1	10,9	9,6	7,0
SP	77,6	62,1	33,7	30,1	49,2

Fonte: Sisbacen. Elaboração própria.