DISTRIBUIÇÃO REGIONAL DO CRÉDITO BANCÁRIO E CONVERGÊNCIA NO CRESCIMENTO ESTADUAL BRASILEIRO

Michel Alexandre

(Banco Central do Brasil)

Ciro Biderman

(FGV/SP e CEPID-FAPESP (CEM) – LUME - FAUUSP)

Gilberto Tadeu Lima

(Departamento de Economia da FEA-USP)

Resumo: O objetivo deste trabalho é analisar a convergência no crescimento entre os Estados brasileiros de 1988-2001. Além das variáveis tradicionalmente utilizadas em trabalhos de convergência, foram incluídos indicadores de oferta de crédito nos Estados, o que se constituiu na inovação deste artigo. Os resultados mostram que, em geral, o crédito aumenta a velocidade de convergência, ainda que alguns tipos de crédito direcionado gerem o efeito inverso. Isso sugere que alguns tipos de crédito tem um impacto positivo sobre o crescimento estadual. Em particular, a variável de crédito que se mostrou mais relevante na análise de convergência foi a proporção dos empréstimos e títulos descontados em relação à renda Estadual. Assim, esta variável pode vir a ser uma *proxy* adequada para o grau de desenvolvimento financeiro de um Estado.
Palavras-chave: Convergência no crescimento estadual, distribuição regional do crédito.

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 traditional variables used in the studies about convergence, Brazilian States credit indicators were included, which is the very innovation of this study. The results show that, in general, credit increases the speed of convergence, although some kinds of directed credit generate the inverse effect. This suggests that credit has a positive impact in the growth of Brazilian States. Furthermore, the credit variable that was more effective in the convergence analysis is loans and bonds discounted in relation to the State income. As it turns out, this variable is likely to be a suitable proxy for the level of financial development of a State.
Key words: Brazilian States growth rates convergence, credit regional distribution.

Classificação JEL: R12; G21

Sub-Área SEP: 12 (Economia Monetária e Financeira).

1. Introdução

A crescente centralidade do circuito financeiro na dinâmica econômica (regional, nacional e global) e na articulação dos encadeamentos setoriais e empresariais, assim como o fato de que é elevada a concentração regional desse circuito no Brasil, sugerem a importância de uma análise das implicações dessa concentração para o crescimento econômico estadual.

Em termos domésticos, é válido indagar em que medida e em quais esferas da atividade financeira pode-se localizar tendências a 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 o subordinaria em relação 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.

As razões para a concentração espacial de uma atividade econômica já estavam explícitas no clássico de Alfred Marshall (1890), *Principles of Economics*: um centro industrial permite a criação de um grande mercado para trabalhos especializados (*market pooling*). Ademais, permite a provisão de uma grande variedade de insumos não comerciáveis a preços mais baixos. Finalmente, dado que a informação flui mais facilmente localmente do que a grandes distâncias, uma concentração industrial torna-se uma incubadora de novas idéias (*technological spillovers*).

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 visto que o número destas é baixo. Ademais, condições econômicas podem alterar esta 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 divergência nas taxas de crescimento de cada estado. 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.[1] Como veremos a seguir, 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 artigo possui mais três partes. Na segunda, é feita uma revisão da literatura sobre a relação entre finanças e crescimento e sobre convergência, com ênfase para o caso brasileiro. A terceira faz a análise empírica sobre a convergência no crescimento dos Estados brasileiros com a inclusão de variáveis creditícias. Considerações finais tomam a última seção.

2. Revisão da literatura

2.1 Relação entre variáveis financeiras e crescimento econômico

Exceto no bojo de algumas abordagens[2], é procedente e pertinente perguntar se há um nexo entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. Tanto estudos teóricos quanto empíricos sobre o tema chegaram a resultados diversos, não permitindo estabelecer-se uma conclusão mais definitiva sobre a existência ou não de uma relação positiva entre finanças e crescimento, nem sobre o sentido de causalidade predominante entre esses dois elementos.

Uma análise teórica 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 citados acima, o efeito das finanças sobre o crescimento econômico é indiscutivelmente positivo. Ao alocar capital mais eficientemente,

[1] Conforme melhor detalhado e elaborado em Alexandre, Lima & Canuto (2004), o Estado de São Paulo teve sua participação no PIB nacional reduzida de 38% para 34% no período entre 1988 e 2000. Nesse mesmo período, porém, sua participação no crédito bancário saltou de 30% para 50%. Paralelamente, o Estado do Rio de Janeiro, mesmo tendo ampliado ligeiramente sua participação no PIB nacional (de 11% para 12,5%), sofreu uma forte redução do crédito bancário. De fato, a participação do Estado nos depósitos bancários caiu de 11,5% para 10% e a queda na participação relativa ao crédito bancário foi ainda mais acentuada, de 25% para 9%.

[2] Podem ser citados dois exemplos. No modelo de 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, 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 via impactos no desenvolvimento tecnológico (Tsuru, 2000).

direcionando recursos para os projetos mais rentáveis, o sistema financeiro melhora 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, conseqüentemente, sobre o crescimento econômico via este canal, são ambíguos. Finanças mais desenvolvidas podem reduzir a taxa de poupança através da redução do risco idiossincrático, uma vez que a poupança por motivo precaução irá diminuir, e da liberação de maior liquidez[3]. 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"[4] 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 finanças - crescimento. O trabalho de Guiso *et. al.* (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 começar seu próprio negócio, 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 constataram 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

[3] Em um modelo de gerações sobrepostas, as gerações mais jovens irão poupar muito menos na ausência de restrições de liquidez.

[4] Entende-se aqui por "repressão financeira" uma situação na qual o governo reprime o sistema financeiro, tomando-lhe recursos via senhoriagem e utilizando-os em gastos públicos.

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 co-integração 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.

No entanto, outros trabalhos não encontraram evidências de que as finanças promovem 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 finanças e crescimento em metade dos casos estudados e causalidade inversa (do crescimento para as finanças) em outros três. Assim, haveria fracas evidências empíricas de que as finanças levam ao crescimento.

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 as finanças não são o setor líder no processo de desenvolvimento econômico. Ao contrário, os autores encontraram considerável evidência de bicausalidade e alguma evidência de causalidade inversa entre os dois elementos.

Analisando a recente reestruturação bancária ocorrida na Itália, que resultou, entre outras coisas, em uma maior penetração de grandes bancos em regiões periféricas do país, Alessandrini *et. al.* (2003) chegaram a um apontamento semelhante no âmbito da economia regional. Segundo os autores, não é possível abraçar ou excluir nem a abordagem "otimista", pela qual a maior competição seleciona os bancos mais eficientes, nem a teoria "pessimista", que sustenta que os grandes bancos são incapazes de se adaptar às necessidades específicas das áreas periféricas.

Ram (1999) realizou um estudo abrangendo dados de 95 países, com vistas a analisar a relação entre finanças e crescimento. Uma das conclusões apontadas pelo trabalho é a de que o padrão dominante é de uma covariação insignificante ou fracamente negativa entre as variáveis desenvolvimento financeiro e crescimento real do PIB per capita.

Se o impacto das finanças sobre o crescimento econômico 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 em dois trabalhos de Amado (1998 e 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 as finanças 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.

2.2 Convergência no crescimento estadual brasileiro

Em geral, os estudos regionais sempre replicaram os modelos desenvolvidos para países no nível local. Mais recentemente os modelos de crescimento econômico, em particular, o modelo de crescimento de Solow (1956), vêm sendo utilizados para verificar o desempenho econômico e o crescimento da renda *per capita* regional.

Glaeser *et. al*. (1995) apontam que os estudos empíricos de *cross-section* tradicionalmente usados para crescimento de países são muito mais adequados para estudos de municípios e microrregiões. A principal razão para isso, segundo os autores, é que os municípios são muito mais abertos que os países e, portanto, tanto o capital mas principalmente o fator trabalho são muito mais móveis que entre países. Isso implicaria em uma maior homogeneidade nos parâmetros tecnológicos e comportamentais e, assim, de desempenho. Em outras palavras, haveria uma tendência maior de convergência de *steady-state* dentro de um mesmo país.

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 convergência é uma das principais previsões do modelo neoclássico de crescimento desenvolvido por Solow (1956) e Swan (1956), conforme apresentado no sub-item seguinte, sendo uma implicação do pressuposto da existência de retornos decrescentes para os fatores de produção. 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, com que haveria uma progressiva redução nos diferenciais de crescimento entre países mais e menos avançados e uma convergência para mesmos níveis de taxa de crescimento (a chamada convergência *beta*) e de renda (a chamada convergência *sigma*).

Estudos posteriores apontam que não necessariamente as regiões convergem para a mesma renda de *steady-state*. Dito de outra forma, de fato regiões com renda *per capita* inicial menores podem crescer realmente a taxas maiores, o que não implica que sua taxa de crescimento equilibrado (taxa de *steady-state*) seja a mesma que a de regiões com renda *per capita* inicial maiores. Este resultado é plenamente compatível com a hipótese decorrente do modelo de Solow – uma vez que este modelo não relaciona estudos entre regiões mas apresenta resultados para uma única região.

Esta controvérsia apontou para a necessidade de se estudar os fatores condicionantes do crescimento de cada região e como tais fatores afetavam este crescimento. Estes estudos ficaram conhecidos como estudos de *convergência condicional* (Barro & Sala-i-Martin, 1995) enquanto que os estudos anteriores seriam caracterizados como estudos de *convergência absoluta*. Notem que estes estudos podem explicar a não ocorrência de convergência absoluta entre regiões. Isto porque as regiões diferem em seus condicionantes do crescimento e, assim, fatores que podem se apresentar como cruciais para explicar o crescimento econômico podem estar muito mais desenvolvidos em regiões com maior renda *per capita* inicial que em regiões que, no período inicial, tinham renda *per capita* menores. No entanto, cabe ressaltar que a dimensão de renda *per capita* alta ou renda *per capita* baixa é relativa às regiões que compõem a amostra selecionada.

Também se deve enfatizar que nos estudos empíricos dos condicionantes do crescimento da renda *per capita* (ou da convergência/divergência de renda) fatores institucionais podem ser considerados. Gallup *et. al.* (1995) 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 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).

A aplicação dos estudos de convergência para regiões de um mesmo país decorre, portanto, desses vários estudos. Barro & Sala-i-Martin (1992), por exemplo, encontraram maior convergência de renda entre estados de um mesmo país do que entre nações.

Há vários trabalhos que tratam da questão da convergência no caso brasileiro. A maioria desses estudos aponta a existência de 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), Schwartsman (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[5]. Em resposta a Azzoni (1997), Ferreira (1998) estima agora matrizes de transição de Markov para os dados de produto *per capita* estaduais para os anos de 1970 a 1995 e volta a encontrar evidências de convergência. Ribeiro & Porto Jr. (2000) atestam 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 entre os municípios brasileiros. Azzoni *et. al.* (2000) mostram 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), analisando a evolução da distribuição da renda relativa *per capita* para os municípios brasileiros no período de 1970 a 1996, detectam a formação de dois clubes de convergência,

[5] Alguns desses trabalhos (Azzoni, 2001; Schwartsman, 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.

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. Análise empírica

3.1 Arcabouço de estimação

Uma das principais propriedades do modelo de crescimento neo-clássico, desenvolvido paralelamente por Solow (1956) e Swan (1956), é a previsão de convergência entre os países ou regiões. Uma economia que esteja mais distante do seu equilíbrio de longo-prazo ("estado estacionário") deve crescer mais rapidamente do que uma economia próxima ao estado estacionário. Além do mais, quanto maior a mobilidade de insumos (capital e trabalho) maior a velocidade de convergência. O modelo de Solow-Swan, de maneira simplificada[6], parte de uma dinâmica para a variação do estoque de capital no tempo dada por:

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

onde K é o estoque de capital, I o total de investimento, δ 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[7]. 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"[8], ou seja, $y \equiv Y/L$ e $k \equiv K/L$. A partir da definição de k e de y é fácil de verificar que:

$$\dot{k} = \frac{\mathrm{d}(K/L)}{\mathrm{d}t} = \frac{\dot{K}}{L} - nk \qquad (2)$$

Se dividirmos a equação (1) por L e substituirmos em (2) temos que:

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

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:

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

---

[6] Para maiores detalhes vide Barro e Sala-i-Martin (1995).

[7] Como é bem conhecido, dada esta hipótese, $I \equiv sY$ é simplesmente uma identidade contábil.

[8] Para ser mais exato, as variáveis brutas em relação ao total da força de trabalho que pode diferir da população não apenas por uma constante em função da fase demográfica da região no tempo. Não entraremos em considerações demográficas pois foge do escopo deste trabalho.

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:

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

onde γ_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:

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

A equação (6) implica que γ_k será zero quando $k = k^*$, ou seja, no estado estacionário. Se assumirmos que a função de produção é Cobb-Douglas[9], $y = AK^{\alpha}$, a variação do estoque de capital pode ser escrita como:

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

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

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

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, γ_y:

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

A equação (9) é uma equação diferencial[10] com solução:

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

É possível derivar da equação (10) que β é uma boa medida da velocidade de convergência. Se β é muito alto o segundo termo do lado direito de (10) vai para zero e $y_t = y^*$. Na realidade se $\beta < \infty$ a convergência ocorre apenas quanto *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"[11], ou seja, o tempo necessário para se alcançar metade do

[9] Este resultado vale para qualquer função de produção com retornos constantes de escala. Utilizando uma função Cobb-Douglas garantimos uma solução analítica o que facilita a interpretação dos resultados.

[10] Cabe observar que a equação (10) aproxima a solução de uma equação diferencial para uma equação a diferenças.

[11] O termo foi emprestado da física nuclear e é utilizado para a análise de decaimento radiotivo.

caminho necessário para convergência. Se denominarmos o tempo de meia vida por τ, temos que $e^{-\beta\tau} = 0{,}5 \Rightarrow \tau = \ln(2)/\beta$. Se subtrairmos $\ln(y_{t-1})$ dos dois lados de (10) podemos escrever (10) como:

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

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

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

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. 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) entre muitos outros. Ocorre, no entanto, que o resultado do modelo neo-clássico não implica obrigatoriamente em convergência absoluta.

Se as regiões apresentarem preferências, tecnologia ou instituições distintas o produto de estado estacionário de cada economia pode não ser o mesmo. Isto equivale a considerar um modelo com efeitos fixos na especificação (12), ou seja, permitir que o intercepto seja diferente para cada região considerada. Por outro lado, se educação, infra-estrutura pública etc influenciarem a produtividade do capital e/ou do trabalho entrando multiplicativamente na função de produção a especificação (12) pode ser modificada para refletir este fato:

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \alpha - \lambda \ln(y_{i,t-1}) + \theta_1 F + \theta_2 H + \theta_3 I + \varepsilon_{i,t} \qquad (13)$$

Na especificação (13) os θ_i (i = 1, 2, 3) representam vetores de parâmetros de controle de outras variáveis no cálculo da velocidade de convergência. O primeiro vetor de variáveis (*F*) representa a principal hipótese que diferencia este trabalho dos estudos anteriores. Um elemento típico da matriz *F* é uma medida do desenvolvimento financeiro do estado *i* em *t*. A nossa hipótese é que o grau de desenvolvimento financeiro do estado pode influenciar na velocidade de convergência deste estado. Os outros vetores representam o estoque de capital humano (*H*) e de infra-estrutura pública (*I*).

Portanto o modelo de Solow-Swan prevê no mínimo convergência condicional. Por outro lado, modelos onde a tecnologia não exibe retornos decrescentes de capital concluem que não há convergência entre as regiões independente da mobilidade de capital ou trabalho.

É este o caso para os modelos "*AK*"[12], assim denominados pois a função de produção pode ser descrita por *Y=AK*. Neste sentido uma meia-vida elevada num modelo de convergência condicional como a especificação (13) levaria a aceitação dos modelos de crescimento endógeno. No entanto, que seja do nosso conhecimento, a evidência no Brasil sempre aponta para convergência condicional.

Independente do tipo de convergência condicional (diferença nos interceptos ou nas condições iniciais) consideramos que a interpretação usual da convergência condicional é equivocada. Assim como Azzoni *et. al.* (2000) acreditamos que o resultado de convergência condicional com meia vida menor do que 1 ano não é um resultado a ser comemorado. Ele indica apenas que, dada as condições atuais, os estados já alcançaram o seu estado estacionário e que, portanto, as disparidades regionais correntes no Brasil devem permanecer para sempre. Por outro lado, acreditamos que os resultados encontrados apresentam importantes recomendações de políticas públicas. Por exemplo, o fato de que a educação formal do chefe da família reduz a meia vida pode ser interpretado da seguinte forma. Se conseguirmos garantir a mesma educação em todas as regiões podemos reduzir as desigualdades muito mais rapidamente. Assim, uma política regional óbvia seria tentar equalizar o número de anos de estudo entre os estados.

No âmbito deste artigo, por sua vez, estamos preocupados em testar se a medida de desenvolvimento financeiro representada pelo volume e composição do crédito bancário pode aumentar a velocidade de convergência. A idéia faz sentido visto que um mercado financeiro mais robusto tende a aumentar a produtividade do capital. Se for este o caso, segue-se então que uma política pública regional razoável deveria lidar inclusive com a desigualdade entre o desenvolvimento financeiro dos estados.

3.2 Dados utilizados

Conforme mencionado no item anterior, nas estimações econométricas que seguem adotaremos uma medida usualmente utilizada de convergência no crescimento, a saber, a chamada "meia vida", a qual expressa o tempo necessário para se alcançar metade do caminho da convergência. A Tabela 1 descreve as variáveis envolvidas e fornece as estatísticas descritivas mais básicas (média e desvio padrão). Todos os valores foram corrigidos para moeda de 31 de dezembro de 2001 utilizando a variação do IGP-DI.

[12] Romer (1986) é o primeiro a propor um modelo de crescimento com este tipo de função de produção ainda que a função de produção tenha sido utilizada muito antes por von Neumann (1937).

Os dados utilizados, exceto os de crédito, foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD).Os dados de crédito 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)[13]. Trabalhou-se com dados de 1988 a 2001, exceto nos anos de 1991 e 1994, quando não houve PNAD. A Tabela 2 apresenta a evolução recente da distribuição regional do crédito bancário no Brasil.

Tabela 1 – Variáveis Utilizadas

Variável	**Descrição**	**Obs**	**Média**	**Desvio**
Famílias	Número de famílias com renda declarada	294	$5{,}42 \times 10^{6}$	$6{,}67 \times 10^{6}$
renda_r	Renda Familiar total Real	294	$1{,}91 \times 10^{9}$	$3{,}33 \times 10^{9}$
ren_pe_r	Renda Familiar Média p/ Capita Real	294	309,84	128,73
Ln_y	ln da ren_per_r	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_com	Anos de Estudo do Cônjuge	294	5,03	1,17
Sexo	Sexo do Chefe da Família	294	0,79	0,04
par_che	Part. Chefe	294	0,82	0,04
par_com	Part. Cônjuge	294	0,49	0,10
par_cri	Part. Crianças	294	0,18	0,08
o_crê	Operações de crédito	294	$1{,}44 \times 10^{10}$	$3{,}42 \times 10^{10}$
emp_tit	Empréstimos e títulos descontados	294	$3{,}43 \times 10^{9}$	$1{,}05 \times 10^{10}$
Fin	Financiamentos	294	$2{,}04 \times 10^{9}$	$5{,}67 \times 10^{9}$
fin_agro	Financiamentos agroindustriais	294	$3{,}62 \times 10^{7}$	$1{,}14 \times 10^{8}$
fin_imob	Financiamentos imobiliários	294	$2{,}40 \times 10^{9}$	$6{,}13 \times 10^{9}$
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.

[13] Os dados podem ser obtidos através do software PASCS10, disponível no *site* do Banco Central do Brasil (http://www.bcb.gov.br). No compasso deste artigo, 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).

Portanto, a 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.

Tabela 2 - Distribuição das operações de crédito e arrendamento mercantil bancário no Brasil, em %

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
RJ (cidade)	25,1	25,1	20,1	20,7	18,1	17,2	8,4	8,2	5,4	8,6	7,4	8,2	8,1	6,9	8,0	6,9
SP (cidade)	21,8	26,0	28,4	29,1	32,8	34,8	35,6	34,5	39,2	29,9	34,1	34,2	35,4	44,1	39,4	38,7
Restante Est. SP	8,8	9,0	8,6	7,7	7,6	8,2	12,1	11,7	16,1	12,9	14,4	14,5	14,6	14,9	23,5	18,2
Restante Região SE	6,9	7,1	7,1	6,4	6,5	6,7	8,0	6,9	5,6	8,1	7,1	7,3	7,5	6,3	7,8	7,1
Demais regiões	37,4	32,7	35,7	36,2	35,0	33,0	35,8	38,7	33,7	40,5	37,0	35,8	34,4	27,8	21,3	29,1

Nota: posição em dezembro de cada ano. Fonte: Sisbacen. Elaboração própria.

3.3 Resultados econométricos

A primeira análise de regressão realizada, cujos resultados aparecem na coluna (1) da Tabela 3, estima a convergência absoluta tradicional. A "meia vida" implícita no coeficiente calculado para o logaritmo da renda foi de 8,95 anos (vide Tabela 5). Este resultado servirá de padrão de comparação para as regressões subseqüentes, as quais adicionam variáveis de crédito separada e conjuntamente – neste caso, tanto entre si como combinadas com variáveis não-creditícias.

A regressão seguinte, na coluna (2) da Tabela 3, promoveu a inclusão da variável "Operações de Crédito em Proporção da Renda Total" (o_cre_r), o que reduziu a "meia vida" para 6,87 anos – uma queda em nível de 2,08, e percentual de 23%, ambos em relação ao padrão de comparação dado por 8,95 anos. Ainda que o coeficiente seja muito baixo (0,004), o desvio padrão também o é, com que, portanto, o coeficiente é significativo a 99%.

Em seguida, inclui-se a variável "Empréstimos e Títulos Descontados em Proporção da Renda Total" (emp_ti_r), o que gerou os resultados reportados na coluna (3). Note-se que essa inclusão reduziu a "meia vida" para 6,35 anos – uma queda em nível de 2,59, e percentual de 29%, relativamente ao comparativo de comparação de 8,95 anos dado pela ausência de variáveis creditícias. Registre-se que essa foi a maior queda gerada pela inclusão de uma variável crediticia isoladamente. A variável também é significante a 99%.

Tabela 3: Resultados de Regressões por Mínimos Quadrados Ordinários para Estimativa de Convergência

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln_y	-0,07 ***	-0,10 ***	-0,10 ***	-0,09 ***	-0,07 ***	-0,07 ***	-0,07 ***	-0,11 ***
o_cre_r		0,00 ***						0,00
emp_ti_r			0,04 ***					0,03 **
fin_r				0,02 ***				
fin_ag_r					0,22		0,20	
fin_im_r						-0,01	-0,01	
constante	0,42 ***	0,52 ***	0,55 ***	0,48 ***	0,41 ***	0,39 ***	0,38 ***	0,57 ***
meia vida	8,95	6,87	6,35	7,53	9,17	9,74	9,84	6,04
R^2 ajustado	5%	8%	10%	8%	6%	5%	6%	10%

Fonte: Tabulação própria a partir de dados da PNAD (Ibge) e do Banco Central do Brasil (Sisbacen).
Obs.: Significância - *** 99%; ** 95%; * 90%

Em seguida, promoveu-se a inclusão da variável "Financiamentos em Proporção da Renda Total" (fin_r), o que gerou os resultados reportados na coluna (4). Note-se que essa inclusão reduziu a "meia vida" para 7,53 anos – uma queda em nível de 1,42, e percentual de 16%, em relação ao padrão de comparação dado pela ausência de variáveis creditícias. Também esta variável se demonstrou significativa a 99%.

Na coluna (5) incluiu-se a variável "Financiamentos à Agroindústria em Proporção da Renda Total" (fin_ag_r), o que findou gerando uma elevação da "meia vida" para 9,17 anos – uma elevação em nível de 0,22, e percentual de 2%, ambos em relação ao padrão de comparação de 8,95 anos dado pela ausência de variáveis creditícias. Note-se que esta variável não é significativa nem ao nível de 90%. Na realidade esta variável seria significativa apenas a 85%.

A variável "Financiamentos Imobiliários em Proporção da Renda Total" (fin_im_r), incluída na coluna (6) apresentou resultados semelhantes à variável de crédito anterior. O coeficiente não foi significativo nem a 90% e gerou uma elevação ainda maior na "meia vida" para 9,74 anos – uma elevação em nível de 0,79, e percentual de 9%, em relação ao padrão de comparação representado pela ausência de variáveis creditícias.

A partir da regressão (7) passamos a testar o efeito conjunto de duas variáveis de crédito. O primeiro teste incluiu as duas variáveis anteriores em conjunto. A inclusão conjunta das variáveis "Financiamentos Imobiliários" e "Financiamentos à Agroindústria", ambos em proporção da renda total, elevou a "meia vida" para 9,84 anos – uma elevação em nível de 0,90, e percentual de 10%, em relação ao padrão de comparação. Registre-se desde já que essa

foi a maior elevação na "meia vida" promovida pela inclusão de variáveis creditícias. Mesmo quando as duas variáveis foram incluídas conjuntamente, o coeficiente permaneceu insignificante. Por este motivo, consideramos que estas duas *proxies* para o desenvolvimento financeiro parecem não ser as mais indicadas, inclusive pelo motivo discutido anteriormente, ou seja, a obrigatoriedade destes empréstimos que pode torná-los ineficientes.

A próxima inclusão conjunta disse respeito às variáveis "Operações de Crédito" e "Empréstimos e Títulos Descontados", ambos em proporção da renda total. Os resultados aparecem na coluna (8) da Tabela 3. A "meia vida" de convergência teve sua maior queda gerada pela inclusão de variáveis creditícias, alcançando o nível de 6,13 anos – uma redução em nível de 2,91, e percentual de 33%, em relação ao padrão de comparação. No entanto, a variável de operações de crédito tornou-se não significante a 90% o que pode indicar que esta *proxy* de desenvolvimento financeiro também pode ser problemática.

Testou-se então a inclusão conjunta das variáveis "Operações de Crédito", "Empréstimos e Títulos Descontados" e "Financiamentos", todos eles em proporção da renda total. Entretanto, a "meia vida" de convergência teve uma queda inferior àquela experimentada com a inclusão apenas das duas primeiras variáveis creditícias, alcançando o nível de 6,13 anos – uma redução em nível de 2,82, e percentual de 31%, em relação ao padrão de comparação de 8,95 dado pela convergência absoluta. Estes resultados aparecem na Tabela 4, coluna (9). Em relação ao exercício de regressão anterior, portanto, a inclusão da variável "Financiamento" no conjunto formado pelas variáveis "Operações de Crédito" e "Empréstimos e Desconto de Títulos", todos em proporção da renda total, atenuou a redução na "meia vida". Ademais, tanto a *proxy* gerada a partir das operações de crédito (o_cre_r) como a *proxy* construída a partir do financiamento total não se revelaram significativas a 90%. A única *proxy* para o desenvolvimiento financeiro que permaneceu significante (95%) foi a proporção dos empréstimos (emp_ti_r).

Em função deste resultado testou-se na especificação (10) conjuntamente as variáveis "Empréstimos e Títulos Descontados" e "Financiamentos", ambos em proporção da renda total. Com isso a "meia vida" de convergência obteve uma queda inferior às duas inclusões anteriores, alcançando o nível de 6,18 anos – uma redução em nível de 2,77, e percentual de 31%, em relação ao padrão de comparação. A variável da proporção de empréstimos voltou a ser significante a 99% e a proporção dos financiamentos tornou-se significante a 95%.

Todos estes resultados sugerem que as melhores *proxies* para desenvolvimento financeiro no que se refere à velocidade de convergência são a proporção do empréstimo de títulos e de financiamento em relação à renda. A partir da especificação (11) considerou-se na

regressão as variáveis convencionais para a explicação da taxa de convergência, mantendo as duas variáveis que tiveram maior poder explicativo. Iniciou-se incluindo as variáveis de "capital humano": "Anos de Estudo do Chefe da Família" (est_che), "Sexo do Chefe da Família" (sexo) e "Participação do Chefe" (par_che). Nessa especificação a "meia vida" de convergência teve uma queda bastante expressiva, alcançando o nível de 2,77 anos – uma redução em nível de 6,18 e percentual de 69%, em relação ao padrão de comparação. A proporção de empréstimos permaneceu significante a 99% e a proporção dos financiamentos também aparece como significante mas apenas ao nível de 90%.

Tabela 4: Resultados de Regressões por Mínimos Quadrados Ordinários para Estimativa de Convergência

Variável	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
ln_y	-0,11 ***	-0,11 ***	-0,22 ***	-0,24 ***	-0,22 ***	-0,23 ***	-0,31 ***
Beta	0,11	0,11	0,25	0,27	0,24	0,27	0,38
meia vida	6,13	6,18	2,77	2,58	2,86	2,60	1,84
o_cre_r	0,00						
emp_ti_r	0,03 **	0,03 ***	0,03 ***	0,03 ***	0,04 ***	0,04 ***	0,04 ***
fin_r	0,01	0,02 **	0,01 *	0,01			
est_che			0,04 ***	0,07 ***	0,04 ***	0,08 ***	0,07 **
Sexo			0,55 **	0,36	0,55 **	0,33	0,31
par_che			0,31	0,43 **	0,35 *	0,48 **	0,72 **
est_con				-0,03		-0,03	-0,02
par_con				-0,12		-0,15	-0,20
par_cri				0,02		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	0,56 ***	0,56 ***	0,32	0,52 **	0,26	0,51 **	0,10
meia vida	6,13	6,18	2,77	2,58	2,86	2,60	1,84
R^2 ajustado	10%	11%	16%	16%	15%	16%	18%

Fonte: Tabulação própria a partir de dados da PNAD (Ibge) e do Banco Central do Brasil (Sisbacen).
Obs.: Significância - *** 99%; ** 95%; * 90%

Na especificação seguinte adicionou-se, além das variáveis do exercício de regressão anterior, controles para o "capital humano" da família estendida (cônjuge e filhos), representado pelas variáveis "Anos de Estudo do Cônjuge" (est_con), "Participação do Cônjuge" (par_con) e a participação de menores de 14 anos na força de trabalho (par_cri). Nesse caso a "meia vida" de convergência teve uma queda superior à experimentada no exercício anterior, alcançando o nível de 2,58 anos – uma redução em nível de 6,36, e

percentual de 71%, em relação ao padrão de comparação. No entanto a proporção dos investimentos tornou-se desprezível na determinação do diferencial de renda ao nível de 90%. Por este motivo, testou-se novamente o impacto das variáveis usuais utilizadas nas especificações (11) e (12) mantendo apenas a proporção dos empréstimos de títulos como *proxy* para o grau de desenvolvimento financeiro.

As especificações (13) e (14) mostram que a *proxy* para desenvolvimento financeiro adotada é bastante robusta à inclusão de variáveis. Em todas as especificações a variável se demonstrou significativa pelo menos a 95%, sendo na grande maioria dos casos significante a 99%. Na especificação (13), a "meia vida" de convergência teve uma queda igualmente expressiva, porém inferior aos dois casos anteriores, alcançando agora o nível de 2,86 anos – uma queda em nível de 6,09, e percentual de 68%, em relação aos 8,95 anos dado pela convergência absoluta. Já na especificação (14) a "meia vida" de convergência alcançou o nível de 2,60 anos – uma redução em nível de 6,35, e percentual de 71%, em relação ao padrão de comparação. Ou seja, se compararmos o resultado obtido em (11) com o resultado obtido em (13) ou (12) com (14), fica então claro que a contribuição da variável de financiamento é pequena, sendo no máximo de 0,09 anos (cerca de 33 dias). Considerando-se que a variável de financiamento é insignificante ao adicionarmos controles para a variável família estendida – especificação (12) – e que, pelo princípio da parcimônia, um indicador mais simples é superior ao indicador mais complexo, provavelmente a melhor *proxy* para o grau de desenvolvimento do sistema financeiro de um estado é o volume de empréstimos de títulos em relação à renda agregada deste estado.

A última análise de regressão utiliza, portanto, apenas a proporção dos empréstimos para medir o impacto do desenvolvimento financeiro na convergência de renda entre os estados. Além das variáveis do exercício anterior, incluiu-se as variáveis infra-estruturais listadas na Tabela 1 – na ordem, desde "Habitantes por Cômodos" até "Lixo". Note-se que a redução experimentada pela "meia vida" nesse caso foi a maior dentre todos os exercícios de regressão realizados, alcançando o nível de 1,84 anos – uma redução em nível de 7,11 anos, e percentual de 79%.

Uma outra maneira de se controlar para diferentes *steady state* para cada um dos estados é se aproveitar da 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. Mais formalmente, estima-se a seguinte especificação:

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \alpha + \delta_i - \lambda \ln(y_{i,t-1}) + \theta_1 F + \theta_2 H + \theta_3 I + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

onde a grande diferença em relação à especificação (13) é o termo δ_i que corresponde justamente à inclusão do efeito fixo na especificação. Os resultados da análise por efeito fixo aparecem na Tabela 5. Para facilitar a comparação com os resultados anteriores manteve-se a mesma denominação das especificações que se utilizou na análise por mínimos quadrados apenas adicionando EF (efeito fixo) após o número. Apresenta-se o resultado incluindo apenas a nossa *proxy* mais efetiva para desenvolvimento financeiro – especificação (3). Em seguida apresentam-se os resultados para as especificações (10) a (15). A simples inclusão do efeito fixo reduz a meia-vida sobremaneira. Isto reforça o fato de que realmente os estados já convergiram condicionalmente. Além do que, as medidas de R^2 apresentadas deixam claro que o efeito fixo é superior ao efeito aleatório para esta série.

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

Variável	(3-EF)	(10-EF)	(11-EF)	(12-EF)	(13-EF)	(14-EF)	(15-EF)
ln_y	-0.54 ***	-0.53 ***	-0.51 ***	-0.50 ***	-0.51 ***	-0.50 ***	-0.52 ***
Emp_ti_r	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.03 ***
fin_r		0.00	0.00	0.00			
est_che			-0.02	0.00	-0.02	0.00	-0.04
sexo			-0.06	0.06	-0.07	0.05	-0.26
par_che			0.55	0.38	0.52	0.37	0.16
est_con				-0.07		-0.07	0.03
par_con				0.36 ***		0.36 ***	0.21
par_cri				-0.33		-0.34	-0.29
hab_co							1.23 ***
fogao							0.39
agua							0.26 *
eletric							0.40
gela							0.15
esg							-0.27 ***
lixo							-0.14
constante	3.01 ***	2.96 ***	2.57 ***	2.66 ***	2.56 ***	2.66 ***	1.15 **
meia vida	0.90	0.92	0.96	1.00	0.98	1.00	0.96
R^2 within	33%	34%	35%	37%	35%	37%	48%
R^2 between	21%	21%	24%	21%	23%	21%	4%
R^2 overall	7%	7%	7%	7%	7%	7%	5%

Fonte: Tabulação própria a partir de dados da PNAD (Ibge) e do Banco Central do Brasil (Sisbacen).
Obs.: Significância - *** 99%; ** 95%; * 90%

O resultado mais surpreendente é que, 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. Curiosamente, na última especificação (15-EF) algumas variáveis de infra-estrutura se apresentam como significativas mas nenhuma variável de educação ou familiar

repete o mesmo resultado. O resultado mais interessante para os nossos fins é que a *proxy* para desenvolvimento financeiro que nos pareceu mais robusta (emp_ti_r) é significativa em todas as especificações enquanto a *proxy* alternativa (fin_r) não é significativa em nenhuma especificação estimada por efeito fixo.

Para analisar os resultados das estimativas por efeito fixo cotejando-os com os resultados por mínimos quadrados, a Tabela 6 apresenta a variável mais relevante para os nossos fins, a "meia-vida" derivada em cada regressão. Apresentam-se algumas medidas de comparação. A primeira medida é simplesmente a redução no número de anos de convergência com relação à convergência absoluta – especificação (1). A segunda medida parte exatamente do mesmo referencial mas apresenta os dados em termos percentuais. Finalmente a terceira medida procura ilustrar a variação adicional das variáveis de controle. Assim, as especificações (11) e (12) são comparadas com a especificação (10) enquanto as especificações (13), (14) e (15) são comparadas com a especificação (3). A variação adicional mostra o quanto da variação na vida média pode ser atribuída às variáveis estruturais e não ao nível de desenvolvimento financeiro.

Tabela 6: Estimativa de Meia Vida para as Diversas Regressões

Especificação	Mínimos Quadrados				Efeito Fixo			
	meia vida	Variação em nível	Variação %	Variação adicional	meia vida	Variação em nível	Variação %	Variação adicional
(1)	8.95							
(2)	6.87	-2.08	-23%					
(3)	6.35	-2.59	-29%		0.90	-8.05	-90%	
(4)	7.53	-1.42	-16%					
(5)	9.17	0.22	2%					
(6)	9.74	0.79	9%					
(7)	9.84	0.90	10%					
(8)	6.13	-2.82	-31%					
(9)	6.13	-2.82	-31%					
(10)	6.18	-2.77	-31%		0.92	-8.03	-90%	
(11)	2.77	-6.18	-69%	-55%	0.96	-7.99	-89%	4%
(12)	2.58	-6.36	-71%	-58%	1.00	-7.95	-89%	9%
(13)	2.86	-6.09	-68%	-55%	0.98	-7.97	-89%	9%
(14)	2.60	-6.35	-71%	-59%	1.00	-7.95	-89%	11%
(15)	1.84	-7.11	-79%	-71%	0.96	-7.99	-89%	7%

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

Ao analisarmos a convergência por mínimos quadrados ordinários, a primeira conclusão é que a contribuição do grau de desenvolvimento financeiro para a convergência de renda entre os estados existe porém é menor do que a influência das demais variáveis, sobretudo as

variáveis de educação. Por exemplo, nas especificações (11) ou (13) o efeito adicional das variáveis de educação induzem a uma redução de 55% no prazo médio de convergência de renda. Isto significa que o efeito líquido do grau de desenvolvimento financeiro é da ordem de 13-14%. Ainda assim, não se pode dizer que o efeito é desprezível. Ainda assim, é maior do que o efeito líquido das variáveis familiares, da ordem de 3%, e aproximadamente da mesma magnitude que o efeito líquido da infra-estrutura.

Por outro lado, quando se analisa por efeito fixo, as variáveis estruturais deixam de ter qualquer influência . Este resultado é bastante forte e indica que a diferença de renda entre os estados depende essencialmente das idiossincrasias regionais. Essas particularidades podem ser bem captadas pelos diferenciais de educação mas nem mesmo esta variável consegue captar todo o diferencial que pode estar nas instituições ou em outras variáveis.

4. Considerações finais

Neste artigo, analisou-se a convergência no crescimento entre os Estados brasileiros no período 1988-2001. A inovação do presente trabalho constituiu-se na inclusão de indicadores de oferta de crédito para os Estados brasileiros, a partir de dados coletados no Banco Central do Brasil, como *proxy* para o grau de desenvolvimento financeiro do Estado.

Os resultados mostram que, em geral, os indicadores de crédito diminuem a "meia-vida", que pode ser considerada uma medida inversa da velocidade de convergência no crescimento. A "meia-vida" obtida na convergência absoluta teve sua maior queda gerada por indicadores de crédito com a inclusão conjunta das variáveis "Operações de crédito" e "Empréstimos e títulos descontados". Isso sugere que uma distribuição regional do crédito mais igualitária aumentaria a velocidade de convergência nas taxas de crescimento dos Estados brasileiros.

No entanto, observou-se que os financiamentos direcionados aos setores agroindustrial e imobiliário diminuem a velocidade de convergência. Tratam-se de modalidades para as quais parte das captações bancárias deve ser, obrigatoriamente, direcionada. Isso corrobora resultados de estudos que apontam impactos negativos das finanças sobre o crescimento em algumas circunstâncias. Talvez a obrigatoriedade de direcionamento de recursos para esses setores esteja gerando ineficiências, as quais, porém, certamente merecem uma análise mais detalhada.

Ademais, o presente trabalho aponta que a melhor *proxy* para o grau de desenvolvimento financeiro, no que se refere a sua relação com a velocidade de convergência da renda, é o total de empréstimos e títulos descontados em relação à renda do Estado. A

proxy foi significante em todas as especificações inclusive para as estimativas realizadas por efeito fixo. De fato, ao analisarmos a convergência por mínimos quadrados ordinários, a primeira conclusão foi a de que a contribuição do grau de desenvolvimento financeiro para a convergência de renda entre os estados existe porém é menor do que a influência das demais variáveis, sobretudo as variáveis de educação. Por exemplo, o efeito adicional das variáveis de educação promovem uma redução de 55% na prazo médio de convergência de renda. Isto significa que o efeito líquido do grau de desenvolvimento financeiro é da ordem de 13-14%. Ainda assim, não se pode dizer que o efeito é desprezível, sendo, inclusive maior do que o efeito líquido das variáveis familiares e quase que da mesma magnitude que o efeito líquido da infra-estrutura. Por outro lado, quando se analisa por efeito fixo, as variáveis estruturais deixam de exercer qualquer influência. Este resultado é bastante forte e indica que a diferença de renda entre os estados depende essencialmente das idiossincrasias regionais. Essas particularidades podem ser bem captadas pelos diferenciais de educação mas nem mesmo esta variável consegue captar todo o diferencial que pode estar nas instituições ou em outras variáveis.

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. IPE-USP, 2004, a ser publicado em *Nova Economia*.

AMADO, A. M. Impactos regionais do recente processo de concentração bancária no Brasil. **III Encontro Nacional de Economia Política**. Niterói, 1998.

AMADO, A. M. Moeda, sistema financeiro e trajetórias de desenvolvimento regional desigual in Lima, G. T., Sicsú, J. e Paula, L. F. (org.). **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.

AZZONI, C. R. 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.

AZZONI, C. R. 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.

BARRO, R. & SALA-I-MARTIN, X. **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.

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**. SEP, Curitiba, 2002.

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.

FERREIRA, A. F. H. Distribuição interestadual de renda no Brasil: 1950-1985. **Revista Brasileira de Economia**, 50(4), Out-Dez, 1995.

FERREIRA, A. F. H. Evolução recente das rendas *per capita* estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, vol. 18, nº. 1 (69), pp. 90-97, 1998.

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.

GLAESER, E. L., SCHEINKMAN, J. A. & SCHLEIFER, A. Economic growth in a cross-section of cities. **NBER Working Paper Series**, Working Paper 5013, 1995.

GUISO, L., SAPIENZA, P. & ZINGALES, L. Does local financial development matter? **NBER Working Papers Series,** Working Paper 8923, May 2002.

LAURINI, M. P., ANDRADE, E. & PEREIRA, P. L. V. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. **Anais Eletrônicos do XXV Encontro Brasileiro 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, pp. 407-43, May 1992.

MATOS, O. C. Desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico no Brasil: Evidências de causalidade. **Trabalhos p/ discussão Banco Central do Brasil***, Trabalho p/ discussão nº 49*. Setembro, 2002.

MATOS, O. C. 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.

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.

RAM, R. Financial Development and Economic Growth: Additional Evidence. **Journal of Development Studies**, 35(4), pp. 164-74, April 1999.

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.

ROMER, P.M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, 94, 5, pp. 1002-1037, October 1986.

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), 443-454, 2001.

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.

SOLOW, R.M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, 70, 1, 65-94, February 1956.

SWAN, T.W. Economic growth and capital accumulation. **Economic Record**, 32, 334-361, November 1956.

TSURU, K. Finance and growth. **OECD Economics Department Working Papers**. Working Paper 228. January, 2000.

VON NEUMANN, J. A model of general equilibrium. **Review of Economic Studies**, 13, 1-9, 1937.

ZINI JR., A. Regional income convergence in Brazil and its socio-economic determinants. **Economia Aplicada**, Vol. 2, 1998.