

Roberto Salvador Santolin

**Desigualdade Interpessoal de Renda,
Progresso Tecnológico e Restrição ao
Crédito: Implicações Sobre o
Crescimento Econômico dos Municípios
Brasileiros**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2010

Roberto Salvador Santolin

Desigualdade Interpessoal de Renda, Progresso Tecnológico e Restrição ao Crédito: Implicações Sobre o Crescimento Econômico dos Municípios Brasileiros

Tese de Doutorado apresentada ao curso de Pós-Graduação em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Doutor em Economia.

Orientadora: Prof. Lízia de Figueiredo

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2010

Folha de Aprovação

*Dedicado à memória de Ana Zucoloto
Santolin*

AGRADECIMENTOS

A Deus pela oportunidade concedida em realizar e concluir um curso de doutorado.

Aos professores e funcionários do CEDEPLAR. Em especial minha orientadora Prof. Lízia de Figueiredo e pelas gentis contribuições da Prof. Cristine Campos. Pelas presenças e contribuições dos membros da banca, professores: Sabino Porto Jr; Roberto Ellery Jr; Frederico Jayme Jr. e Ana Maria Hermeto.

Aos colegas do CEDEPLAR pelos momentos de estudo, trocas de idéias, de cafezinho, de cervejas e festas. O meu obrigado por esta profunda amizade formada em Belo Horizonte durante estes quatro anos. Em especial, aos sempre presentes colegas da turma de Doutorado em Economia de 2006: Diana, Mariângela, Carlos Eduardo, Vanessa e Leonardo.

Aos meus familiares principal ponto de apoio desta caminhada. Os agradecimentos ao meu irmão Roger, sempre presente, do curso de graduação até a defesa da tese de doutorado. Valeu *Taliano!*

Quero dedicar esta tese também a memória dos meus pais Carlos Roberto e Izabel. Embora não estejam em nosso meio há dez anos, as marcas profundas de seus ensinamentos sustentam tudo que carrego de qualidade nesta vida. Por fim, dedico esta tese à memória de minha doce avó *Anita*, falecida, em abril de 2010, aos 91 anos. Apesar de *alfabetizada em casa*, gostava de saber e discutia comigo pontos da minha tese. Espero envelhecer com a mesma sabedoria, clareza, serenidade e bom senso desta senhora que ao longo da vida soube manter, carinhosamente, unida em família seus 12 filhos e 31 netos.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	1
CAPÍTULO 2	6
2.1 Desigualdade Interpessoal de Renda e Efeitos sobre o Crescimento Econômico.....	6
2.2 Tendências Empíricas: Progresso Tecnológico e Endogeneidade	12
CAPÍTULO 3	35
3.1 Modelo Empírico e Estratégia Econométrica: Relação entre Desigualdade Interpessoal de Renda e Crescimento Econômico.....	35
3.2 Variáveis Instrumentais	38
3.3 Método de Estimação.....	40
3.4 Regressões Quantílicas	44
3.3. Resultados Empíricos	46
3.3.1 Relação entre Desigualdade Interpessoal de Renda e Crescimento Econômico dos Municípios.....	46
CAPÍTULO 4	64
4.1 Desigualdade, Racionamento de Crédito e Crescimento Econômico	64
4.2. Desigualdade e Desenvolvimento Financeiro	66
CAPÍTULO 5	82
5.1 Modelo de Crescimento Econômico e Econometria Espacial	82
5.1.1 Métodos para identificar auto-correlação espacial global e local	88
5.1.2 Matriz de Pesos.....	90
5.1.3 Equações Simultâneas.....	91
5.2 Resultados	96
5.2.1 Análise Espaciais Descritivas.....	96

5.2.2 Resultados Econométricos.....	103
6 CONCLUSÃO.....	113
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	116
ANEXO.....	129
A.1 Fonte de Dados dos Capítulos 2 e 3.....	129
A.2 Fonte de Dados do Capítulo 5	130

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 2.1 – Relação entre Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i> , período 1970/2000, e PIB <i>per capita</i> em 1970, nas Áreas Mínimas Comparáveis.	13
FIGURA 2.2 – Tipologia do Crescimento Econômico Regional e Taxa de Crescimento do Índice de Gini das Áreas Mínimas Compráveis no período 1970/2000.	15
FIGURA 2.3 – Comparativo do Índice de Gini de Renda nas Áreas Mínimas Comparáveis em 1970 e 2000	18
TABELA 2.1 – Estatísticas Descritivas das Principais Variáveis Utilizadas nas Estimativas	19
FIGURA 2.4 – Comparativo do Índice de Gini de Escolarização nas Áreas Mínimas Comparáveis em 1970 e 2000	27
TABELA 2.2 – Análises de Correlação entre o Capital Humano, Gini da Renda e Escolar, e PIB <i>per capita</i> em 1970	29
TABELA 2.3 – Análises de Correlação entre o Capital Humano, Gini da Renda e Escolar, e PIB <i>per capita</i> em 2000	30
TABELA 3.1 – Resultados do Modelo de Crescimento Econômico para Áreas Mínimas Comparáveis (AMC), entre 1970 a 2000.	48
FIGURA 3.1 – Regressão Quantílicas do Modelo de Crescimento Econômico Das Áreas Mínimas Comparáveis, entre 1970 a 2000.	53
FIGURA 3.2 – Comparativo entre a parcela de produção industrial e do setor de serviços em relação ao PIB nas Áreas Mínimas Comparáveis em 2000	60
TABELA 5.1 – Estatísticas descritivas dos dados utilizados na estimativas econométricas	97
FIGURA 5.1 – Moran <i>Scatterplot</i> da principais variáveis que compõe o modelo econométrico.....	99

FIGURA 5.2 – <i>Local Indicators of Spatial Association (LISA)</i> da principais variáveis que compõe o modelo econométrico.	102
TABELA 5.2 – Resultados do Modelo de Crescimento Econômico para os Municípios Brasileiros – Método OLS e <i>Lag</i> Espacial.	105
TABELA 5.3 – Resultados do Modelo de Crescimento Econômico para os Municípios Brasileiros – Método Lag e erro Espacial.	107
TABELA 5.4 - Resultados das estimativas do sistema de equações (5.15) – (5.17), método OLS e 2SLS	109

RESUMO

O processo do desenvolvimento pressupõe que países e regiões sejam capazes de sustentarem seu crescimento econômico ao longo do tempo, e, além disso, melhorar as condições de distribuição de renda e riqueza de uma população. A presença de altos índices de desigualdade pode ser resultado da ausência de elementos substanciais para a manutenção de um crescimento econômico arrojado, quais sejam, expansão da escolaridade e do acesso ao crédito. Indivíduos que se situam na cauda inferior da distribuição de renda e seus descendentes tendem a permanecer na condição de pobreza quando não possuem acesso ao capital humano e ao mercado financeiro. Esta condição reproduz a taxa de desigualdade ao longo do tempo e pode atuar adversamente sobre o crescimento econômico. Contudo, um efeito notável foi verificado ao longo de 1970 a 2000. Mesmo diante do crescimento da escolaridade média e da redução da desigualdade escolar entre indivíduos as taxas de desigualdade de renda foram crescentes em países europeus, Estados Unidos e também para o Brasil. Em parte, este efeito deve-se ao progresso tecnológico viesado para escolaridade que atuou positivamente sobre o crescimento, porém, ampliou a desigualdade de renda. Realizadas estas considerações, o objetivo geral da presente tese consiste averiguar o efeito adverso da desigualdade interpessoal de renda sobre o processo de desenvolvimento econômico dos municípios brasileiros. Para cumprir este objetivo propõe-se o uso de estruturas etárias como instrumentos para desigualdade e escolaridade nos municípios. Especificamente, os seguintes pontos foram abordados: (i) avaliar diversas formas teóricas da relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda; (ii) discutir elementos que impulsionaram a relação positiva entre o aumento da desigualdade e escolaridade nos municípios; (iii) propor instrumentos para variáveis influenciadas pela expansão tecnológica; e (iv) compreender a relação entre desigualdade de renda e mercado de crédito para o crescimento econômico dos municípios brasileiros.

Palavras-chave: Crescimento Econômico; Desigualdade; Mercado de Crédito.

ABSTRACT

The process of development requires that either countries or regions be capable of sustaining their economic growth over the long run, and also of improving income and wealth distribution among their population. High inequality indexes could be caused by the absence of elements crucial for upholding intense economic growth, such as the expansion of schooling and access to credit. Individuals located at the bottom tail of income distribution tend to retain their poverty status when they have no access to human capital and financial markets, and so do their descendants. Such conditions perpetuate inequality levels over time, and they can have an adverse impact on economic growth. However, a remarkable effect was identified during the period that stretches from 1970 to 2000. Even in the presence of growth in average schooling and diminishing schooling inequality among individuals, income inequality levels have raised for European countries, the US, and also Brazil. Partly, this effect is due to education-biased technological progress, which exerted a positive impact on growth, but at the same time increased income inequality. Given all the above, this dissertation's goal is to assess the adverse effect that interpersonal income inequality had on the economic development of Brazilian cities. In order to fulfill that goal, it proposes the use of age structures as instruments for inequality and schooling in the relevant cities. Specifically, the following issues have been approached: (i) to evaluate several theoretical forms proposed for the relationship between economic growth and income inequality; (ii) to discuss which elements have propelled the positive relationship between growing inequality and schooling within cities; (iii) to propose instruments for those variables influenced by technological progress; and (iv) to understand the relationship between income inequality and credit markets, as it regards the economic growth of Brazilian cities.

Keywords: Economic Growth; Inequality; Credit Markets.

1 INTRODUÇÃO

Os diferenciais de renda entre indivíduos e os caminhos que conduzem ao crescimento econômico são temas de ativo debate, tanto no âmbito acadêmico, como na esfera de decisões políticas. A economia brasileira, por sua vez, se caracteriza pela discrepância da renda *per capita* entre o norte e sul do país, associada a uma intensa e persistente desigualdade interpessoal de renda (Barros, *et al.* 2000). Todavia, a maioria dos trabalhos sobre desigualdade interpessoal de renda no Brasil centra-se na identificação dos seus determinantes, sem discutirem a influência espacial desta desigualdade (Bonelli e Ramos, 1993; Menezes-Filho *et al.* 2000; Barros e Mendonça, 1996; Barros *et al.*, 2000; Firpo *et al.*, 2003). Neste sentido, a presente tese tem por objetivo investigar se a desigualdade interpessoal de renda nos municípios brasileiros pode afetar ou se relacionar com o crescimento econômico.

Existe uma longa tradição no pensamento econômico, iniciada em Kuznets (1955), Kaldor (1961), Stiglitz (1969), que investiga a associação entre desigualdade interpessoal de renda e a expansão econômica.

Uma considerável parcela da literatura, a partir da década de 1990, preocupou-se em demonstrar os efeitos adversos da concentração de renda sobre o desenvolvimento. Em síntese, esta literatura discute os canais, os meios pelos quais uma distribuição de renda adversa interfere no desenvolvimento de longo prazo (Galor e Zeira, 1993, Banerjee e Newman 1993, Alesina e Rodrik 1994, Persson e Tabellini, 1994, Perotti, 1993, 1996, seguido por muitos outros autores).

O arcabouço teórico proposto em Banerjee e Newman (1993), Galor e Zeira (1993), Piketty (1997) sugere que devido às diferenças de escolaridade associadas às imperfeições do mercado de crédito, a desigualdade de renda incapacita a acumulação de capital pelos indivíduos que se situam na cauda inferior da distribuição. Nestes termos, a desigualdade de renda tende a se perpetuar quando não há interferência do poder público na oferta apropriada de

financiamentos para indivíduos excluídos do mercado de crédito ou na formação educacional para seus filhos.

Contudo, embora em termos teóricos a desigualdade apresente um efeito adverso sobre o crescimento, uma série de trabalhos que buscaram evidenciar a relação tanto no âmbito de países (Alesina e Rodrik, 1991; Persson e Tabellini, 1991; Perroti 1993, 1996, Barro, 2000; Forbes, 2000), como em termos regionais (Padridge, 2005, Panizza, 2002, Oliveira, 2001), obtiveram relações ambíguas ou estatisticamente insignificantes entre estas variáveis.

A presente tese apresenta evidências de que a resposta para esta ambigüidade pode estar associada ao impacto do progresso técnico sobre o crescimento e sobre a desigualdade interpessoal de renda. Acemoglu (2002) sugere que há um consenso de que as mudanças técnicas, ocorridas desde o início da década de 1970, favoreceram mais os trabalhadores escolarizados, devido à substituição de trabalhadores com baixa escolaridade por trabalhadores com alta qualificação. Esta visão é amoldada, em grande parte, pela experiência das últimas décadas que testemunharam mudanças na tecnologia, inclusive a rápida expansão de computadores em lugares de trabalho e um acentuado aumento na desigualdade salarial.

Neste cenário, à medida que trabalhadores com maior capital humano passaram a participar do mercado de trabalho, houve uma inevitável relação de simultaneidade entre desigualdade e crescimento econômico (Greenwood e Seshadri, 2005; Aghion *et al.*, 2006). Do ponto de vista empírico, o viés positivo da tecnologia sobre a covariância do crescimento e da desigualdade de renda pode reduzir, ou tornar positivo, o parâmetro estimado da correlação entre crescimento e desigualdade. Esta simultaneidade torna inconsistente as estimativas dos parâmetros que não corrigem tal endogeneidade, por exemplo, pelo método de variáveis instrumentais. A complementaridade entre o crescimento tecnológico e escolaridade foi denominada “progresso tecnológico viesado para escolaridade”. Nestas circunstâncias, à medida que o crescimento da escolaridade é aquém do aumento da demanda por trabalho qualificado causada pelo progresso tecnológico, tende-se a observar uma relação positiva entre aumento da desigualdade de renda e o crescimento econômico.

Este trabalho objetiva contemplar o problema econométrico acima citado, tomando os municípios brasileiros como referência para análise empírica. Baseado em Moretti (2004), a proposta do presente estudo foi considerar a estrutura etária, especificamente, a proporção de indivíduos entre 15 a 25 anos, doravante jovens, e a proporção de indivíduos com 65 anos ou mais, doravante idosos, como possíveis candidatos a instrumentos para a taxa de desigualdade e escolaridade. As hipóteses de identificação serão detalhadas no Capítulo 3 da presente tese.

As teorias que inferem uma relação negativa entre desigualdade e crescimento somente se sustentam com a hipótese de existência de racionamento de crédito. Em que segue, os efeitos adversos da desigualdade sobre o crescimento econômico só fazem sentido quando as restrições de crédito estão ativas na presença de mercados imperfeitos de crédito (Piketty, 1997). Se não houvesse racionamento de crédito os indivíduos que se situam na cauda inferior da distribuição de renda poderiam se endividar e, assim, acessarem o capital físico e humano que a sua riqueza inicial não o permite adquirir. Como os indivíduos considerados pobres não possuem uma riqueza mínima para garantir ao intermediário financeiro o pagamento do empréstimo, agentes sem uma riqueza inicial suficiente, e suas futuras gerações, permanecerão sempre na condição de pobreza na ausência de intervenções do poder público.

Muito embora não exista consenso teórico sobre o sentido da causalidade entre sistema financeiro e crescimento econômico, ou mesmo da importância de serviços bancários para o crescimento, a literatura empírica aponta, ao menos, para uma correlação positiva entre intermediações financeiras relativas ao PIB e o crescimento econômico, tanto em termos de países (King e Levine, 1993; Levine e Zervos, 1998; Levine, 2005; Darrat, 1999; Silva e Pôrto Júnior, 2006), como propriamente para o Brasil (Matos, 2002; Alexandre *et al.*, 2004; Reichstul e Lima, 2006; Dias e Araújo, 2006, Kroth e Dias, 2006). Contudo, a dimensão da desigualdade interpessoal de renda como uma possível fonte de racionamento de crédito, e os possíveis efeitos deste canal sobre o crescimento econômico ainda não foram avaliados empiricamente para os municípios brasileiros.

Como o objeto principal da presente tese é verificar o relacionamento entre a desigualdade e o crescimento, é fundamental compreender os mecanismos que fazem a desigualdade de renda exacerbar, ou mesmo inviabilizar, o desenvolvimento do mercado de crédito, e como a ausência do crédito pode impedir o crescimento econômico mais acentuado dos municípios. Neste âmbito, outro objetivo é verificar se mudanças na distribuição de renda interferem na alocação do crédito nos municípios, mais especificamente, compreender a relação entre desigualdade de renda, disponibilidade de crédito/serviços financeiros e o crescimento econômico.

A estratégia empírica segue em parte Levine e Zervos (1998), contudo acrescenta-se a variável desigualdade nas estimativas e aplicam-se métodos de econometria espacial nas estimativas. Utiliza-se o modelo de equações simultâneas, no qual a proporção de jovens é tratada como variável instrumental para a desigualdade de renda. Nas equações posteriores avalia-se a influência da desigualdade de renda sobre a disponibilidade de crédito nos municípios, e por fim como o crédito *per capita* atua sobre o crescimento econômico.

Sintetizando, objetiva-se analisar a relação existente entre desigualdade interpessoal de renda e crescimento econômico nos municípios brasileiros incorporando ao trabalho empírico a existência de uma correlação positiva entre estas duas variáveis oriundas do progresso técnico. Objetiva-se ainda investigar se a desigualdade afeta o crescimento econômico por meio de limitações no mercado de crédito.

Este trabalho contribui para a literatura econômica ao propor uma metodologia empírica para avaliar os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico e disponibilidade de crédito. As estimativas reportam efeitos negativos da desigualdade. Porém, observa-se que em regressões mínimos quadrados ordinários (OLS) a desigualdade possui resultados positivos, os quais, estão viesados pelo efeito do progresso tecnológico omitido no modelo, porém, presente nos resíduos das equações.

Este trabalho está dividido em mais seis seções, além desta introdução. No Capítulo 2 é apresentada a literatura que trata da influência adversa da

desigualdade sobre o crescimento, e a discussão sobre o viés tecnológico sobre a desigualdade de renda. O capítulo seguinte trata da metodologia e dos resultados obtidos. Mais especificamente, discute as razões para o uso dos instrumentos e a subsequente estratégia econométrica para se estimar os parâmetros. O Capítulo 4 discute as relações teóricas entre crédito, desigualdade e crescimento econômico. O Capítulo 5 apresenta o modelo empírico. O capítulo também reporta os resultados da relação entre desigualdade interpessoal de renda, restrição ao crédito e a influência sobre o crescimento econômico dos municípios. Finalmente, o Capítulo 6 é destinado às considerações finais da presente tese.

CAPÍTULO 2

2.1 Desigualdade Interpessoal de Renda e Efeitos sobre o Crescimento Econômico.

Do ponto de vista teórico, o efeito causal que a desigualdade pode apresentar sobre o crescimento econômico já foi amplamente debatido. As teorias sobre o efeito da distribuição de renda no processo de desenvolvimento podem ser classificadas dentro de duas amplas abordagens distinguidas pelas suas previsões conflitantes. A abordagem clássica sugere que a desigualdade estimula o processo de acumulação de capital e assim promove o crescimento econômico, ao passo que a abordagem moderna argumenta que uma economia com suficiente igualdade de riqueza estimula o investimento em capital humano e, portanto, acentua o crescimento econômico.

A abordagem clássica foi desenvolvida em Kaldor (1961), Stiglitz (1969) e Bourguignon (1981). De acordo com estes trabalhos, as taxas de poupança são funções côncavas e crescentes da riqueza, e a desigualdade, por sua vez, canaliza recursos em direção aos indivíduos que possuem propensão marginal a poupar mais alta, o que aumenta a poupança agregada e a acumulação de capital e precipita o processo do desenvolvimento. Nesta ótica, economias desiguais têm maior concentração de renda nas mãos de capitalistas, o que por sua vez, aumenta a taxa de poupança engendrando maior crescimento econômico.

O desenvolvimento do arcabouço clássico para o entendimento da relação entre desigualdade e o crescimento econômico conta com as importantes contribuições de Kuznets (1955). A hipótese de Kuznets (1955) sugere que a distribuição de renda se deteriora nos estágios iniciais do desenvolvimento, a medida em que uma economia transforma-se de rural para urbana e da agricultura para indústria dada a desigualdade entre as produtividades marginais dos dois setores, interagindo com uma pequena oferta de trabalho industrial. Subseqüentemente, a desigualdade diminuiria a medida em que a força de trabalho do setor industrial se expande e a da agricultura diminuisse.

Segundo a abordagem moderna, a desigualdade de renda afeta negativamente o crescimento através dos seguintes canais: a) das decisões politicamente determinadas sobre tributação; (Alesina e Rodrik 1994, Persson e Tabellini 1994; Perotti, 1996; Banerjee e Duflo 2003), b) de seus impactos sobre a acumulação de capital humano ou escolhas ocupacionais, em presença de mercados de crédito imperfeitos (Galor e Zeira, 1993, Banerjee e Newman 1993, seguido por muitos outros autores).

A abordagem de política fiscal endógena, proposta por Alesina e Rodrik (1991) e Persson e Tabellini (1991) descreve um mecanismo de equilíbrio político pelo qual a desigualdade de renda influencia as decisões de voto: em sociedades mais desiguais o eleitor mediano escolhe políticos que priorizam a distribuição de renda, em que, as políticas redistributivas podem estar associadas ao aumento da carga tributária. Neste caso, o excesso de impostos acarreta distorções tributárias que incidem negativamente sobre a acumulação de capital físico e humano e, conseqüentemente, reduzem o crescimento econômico.

Embora de fato observa-se um relacionamento negativo entre desigualdade e crescimento nas análises *cross sections*, os meios pelos quais a desigualdade interfere sobre o crescimento ainda são objeto de pesquisa. Os estudos de Persson e Tabellini (1994) e Alesina e Rodrik (1994) não encontraram uma relação estatística significativa que pudesse explicar estes meios. Os achados ofereceram uma explicação parcial para fatos estilizados, quais sejam, de que o crescimento tem sido mais alto em economias mais igualitárias no Leste Asiático e menor em regiões mais desiguais como África e América Latina. Easterly e Rebelo (1994) e Perotti (1996) analisaram se a política fiscal é determinada pela desigualdade de renda, não encontrando evidências que mostrassem uma relação positiva entre desigualdade e tributação. Verificaram, em verdade, uma relação positiva entre tributação, políticas redistributivas com o crescimento econômico, contrariando as conclusões teóricas de Persson e Tabellini (1994) e Alesina e Rodrik (1994).

Além disso, outros trabalhos (Bourguignon e Verdier, 2000; Easterly 2001; Acemoglu, 2008) advogam uma associação entre alta desigualdade de renda e controle político por parte de uma oligarquia. Estas abordagens têm em comum o fato de proporem ser a desigualdade de renda associada com a formação de uma elite local que tende, por meio de *lobbies*, a tomar decisões políticas que beneficiem, antes de tudo, o interesse da própria oligarquia. Portanto, a hipótese de que em sociedades mais desiguais os políticos continuam respondendo ao eleitor mediano seria questionável.

Constata-se assim, que as suposições da literatura de política fiscal endógena são limitadas, ou pelo menos questionáveis, a medida em que não há um suporte empírico que evidencie que decisões políticas sejam determinadas pela desigualdade de renda.

A abordagem alternativa para se discutir o efeito da desigualdade interpessoal de renda sobre o crescimento econômico, via restrição de acumulação de capital humano e físico, foi iniciada em Galor e Zeira (1993) e Banerjee e Newman (1993). Esta abordagem moderna sugere que o efeito da desigualdade sobre o desenvolvimento depende das condições iniciais com que estes indivíduos se deparam: da existência de herança recebida pelos pais, isto é, a riqueza inicial do indivíduo; da taxa de retorno do investimento de capital físico e humano; e das restrições presentes no mercado de crédito. Segundo estes autores, regiões com maior desigualdade interpessoal de renda, na presença de mercados de créditos imperfeitos, cairão na armadilha da pobreza¹.

Azariadis and Drazen (1990) desenvolve um modelo no qual a armadilha da pobreza é função de externalidades do capital humano, como propõe Lucas (1988). No modelo, há dois equilíbrios de estados estacionários: no primeiro deles, de equilíbrio *no-training*, o montante inicial de capital humano é tão baixo

¹ Seguindo Perotti (1996) pressupõe-se uma forte correlação entre riqueza pessoal e a renda corrente dos indivíduos.

que os retornos marginais dos recursos investidos em educação não são suficientes para retirá-los da produção de bens físicos.

Nesta situação, o estoque de capital humano não aumenta e a economia converge para um estado estacionário sem crescimento da renda *per capita*. No segundo equilíbrio, o estoque de capital humano é amplo e o retorno da educação adicional é alto o suficiente para sustentar um investimento constante nesta atividade. A economia então crescerá ao longo da trajetória de equilíbrio onde a razão entre os dois estoques é mantida constante e a renda *per capita* aumenta exponencialmente. Logo, a função *training* é não-convexa e apresenta diferentes *thresholds* (pontos limiares) para diferentes estados estacionários da renda *per capita*, os quais são ditados pela externalidade educacional.

É neste contexto que, devido à imperfeição do mercado de crédito, o crescimento é afetado pela distribuição de riqueza inicial, mais especificamente pela proporção de indivíduos que herdam um montante suficiente para que lhes seja possível investir em capital humano. Famílias altruístas que possuem riqueza suficiente são motivadas pelas diferenças salariais presentes no mercado a investirem na educação de seus descendentes e, como consequência, tornam os filhos trabalhadores qualificados (habilidade e educação). Por sua vez, filhos de famílias sem uma riqueza mínima necessária não herdam recursos suficientes, e se tornam indivíduos com baixa qualificação para o trabalho (Moaz e Moav, 1999).

Fundamentado no risco moral, a taxa de juros é inversamente relacionada ao custo de monitoramento dos indivíduos que tomam empréstimo. Em suma, quando mais pobre o indivíduo, maior o custo de monitoramento do empréstimo, pelo fato deste indivíduo não possuir riquezas que podem ser oferecidas como garantias ao pagamento do financiamento realizado. Este cenário é adverso para as instituições financeiras, pois os incentivos de esforço empreendido pelo agente para o sucesso do projeto realizado são mais baixos. Este risco moral presente neste mercado raciona o crédito para os agentes que não possuem uma riqueza *a priori* que pode ser utilizada como colateral para o empréstimo realizado (Galor e Zeira, 1993, Aghion e Bolton, 1997, Ghosh, *et al.*, 2000). Como decorrência, na presença de mercados de crédito incompletos, quanto maior a desigualdade de renda, menor a acumulação de capital humano pelas famílias, e menor o

crescimento econômico, dado que, em média, o valor de empréstimo, que deverá incorporar o valor do risco moral na taxa de juros exigida, ultrapassará a expectativa salarial para os indivíduos situados na cauda inferior da distribuição de renda.

Piketty (2000) discute o efeito da desigualdade sobre a acumulação de capital físico. O autor salienta que investimentos indivisíveis (isto é, um projeto de investimento que requer um tamanho fixo mínimo a ser executado) contribuem para fortalecer o efeito da desigualdade sobre o crescimento. A desigualdade determina o acesso ao crédito, o que por sua vez restringe o número de projetos indivisíveis que são empreendidos na economia: somente indivíduos com suficiente riqueza pessoal são capazes de financiar seus projetos, ou ainda, utilizam sua riqueza pessoal como garantia, para assim aumentar o tamanho do empréstimo obtido junto a instituições financeiras.

Como consequência, há interferência direta sobre o equilíbrio nos preços dos fatores, tal que, quanto maior a desigualdade, maiores as taxa de juros da economia, e maior a distância salarial entre os indivíduos. Depreende-se assim que, o racionamento de crédito, resultado das disparidades de renda, tornam desiguais os preços dos fatores de produção do mercado e suas respectivas produtividades marginais. Não obstante, regiões com estas característica proporcionam retornos marginais de investimento mais altos, todavia, as quais não são devidamente aproveitadas em virtude do não acesso aos recursos necessários para a realização de tais projetos de investimento (Benabou, 1996)².

Neste contexto, sociedades com ampla desigualdade na distribuição de recursos tendem a se deparar com uma grande fração de investimentos indivisíveis que não podem ser empreendidos devido ao acesso limitado de crédito de atores

² Sob este argumento, Benabou (1996) mostra que em regiões onde não há racionamento de crédito, políticas redistributivas sobre a dotação inicial dos indivíduos, mesmo que *lump-sum*, implica redução do bem estar econômico na sociedade. O mercado de crédito, *per se*, faz o papel de canalização de recursos de agentes com reduzida propensão marginal a investir para os agentes de alta propensão.

pobres presentes na economia³. Como reflexo, a restrição ao crédito, decorrente da própria desigualdade, incide intensamente na acumulação do capital físico e humano da economia a cada período.

Em equilíbrio famílias inicialmente pobres (nas quais o nível inicial de riqueza era menor do que um dado *threshold*) permanecerão pobres, enquanto as famílias que iniciaram ricas (cujo nível inicial de riqueza é mais alto do que este *threshold*) permanecerão ricas. A impossibilidade de acesso ao capital humano e físico determina que as distribuições inicial e de longo prazo da herança exibam a mesma proporção relativa de agentes pobres e ricos, o que determina, *per se*, o estado estacionário da acumulação de capital humano e a estagnação econômica. (Galor e Zeira, 1993; Piketty, 1997).

Neste aporte teórico, a redistribuição de riqueza de ricos para agentes pobres alivia em parte as restrições do mercado de crédito, e por sua vez, acentua a taxa de crescimento econômico de longo prazo pelo aumento da proporção relativa de agentes que podem empreender projetos de investimentos indivisíveis.

O tópico a seguir mostra algumas evidências preliminares, que tem por objetivo retratar algumas tendências empíricas da relação entre crescimento econômico e desigualdade nos municípios brasileiros ao longo do período 1970/2000. Conforme poderá ser observado, as tendências empíricas observadas, tanto no âmbito de países como para os municípios brasileiros, sugerem que o progresso tecnológico exerce efeito positivo e simultâneo sobre a taxa de desigualdade e o crescimento econômico. Tal constatação inviabiliza análises econométricas que pressupõem a exogeneidade da desigualdade em relação ao crescimento econômico.

³ Piketty (1997) sugere que a armadilha da pobreza surge principalmente quando os projetos de investimentos em capital físico e humano são indivisíveis. Caso contrário, dinastias pobres poderiam gradualmente investir em projetos cada vez maiores até que eventualmente alcançassem as famílias mais ricas

2.2 Tendências Empíricas: Progresso Tecnológico e Endogeneidade

Para examinar a evolução econômica experimentada ao longo do período 1970-2000 nos municípios brasileiros foi construída uma tipologia regional, baseada na Figura 2.1, com intuito de se verificar algum padrão regional definido. Conforme Rodríguez-Pose e Vilalta-Bufí (2005) as amostras de municípios foram classificadas dentro de quatro categorias, de acordo com seu nível de desenvolvimento inicial e sua taxa de crescimento econômico no período considerado. Foram introduzidos valores *thresholds* da Figura 1 baseados na média do logaritmo natural do PIB *per capita* de 1970 em R\$ 1.127,00, a preços reais de 2000, e a da taxa média de crescimento econômico anual de 3,5% entre 1970 a 2000. Os municípios foram agrupados em quatro regiões classificadas em “*Winning*”, “*Falling Behind*”, “*Catching-up*” e “*Losing*”. Tais dimensões fornecerão informações relevantes sobre a dinâmica regional e a evolução dos desequilíbrios territoriais no período de interesse.⁴

A visualização inicial da Figura 2.1 permite inferir uma relação negativa entre o PIB *per capita*, em 1970, e subsequente crescimento econômico dos municípios no período de 1970 a 2000. Esta correlação negativa é uma evidência inicial de que pode ter ocorrido alguma convergência de renda entre os municípios.

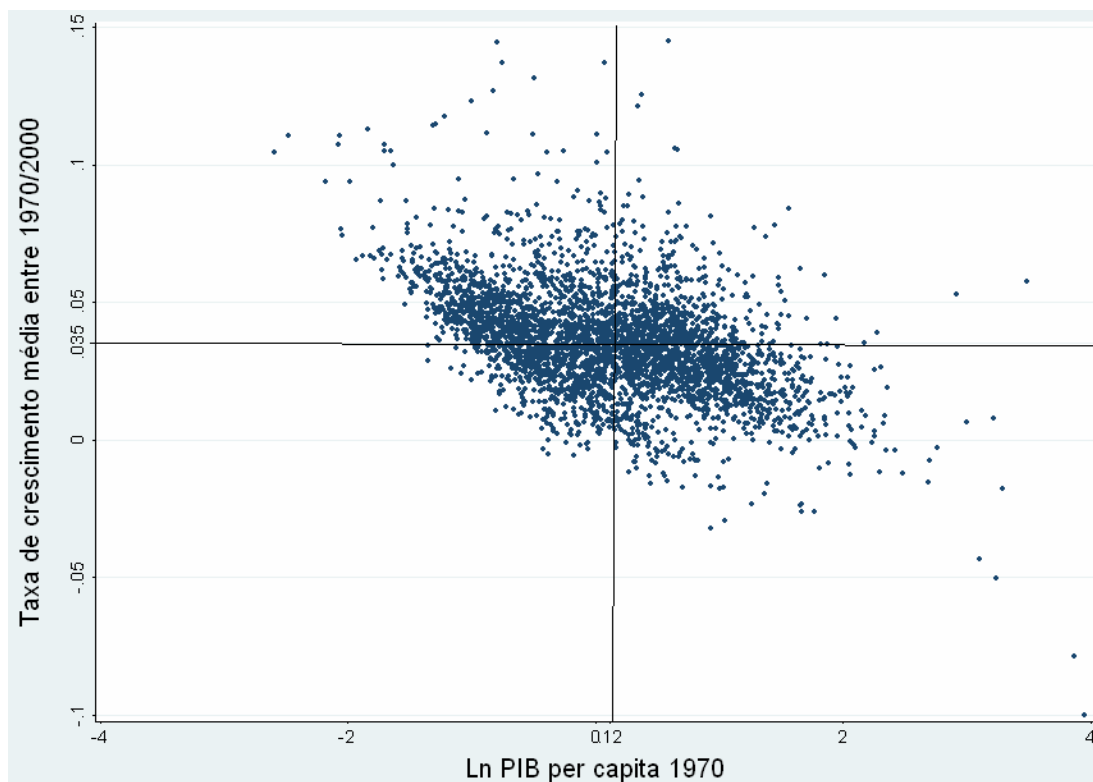
727 municípios, cerca de 20% do universo total de municípios, registraram taxas de crescimento acima de 3,5%, além de possuírem renda *per capita* superior a R\$ 1.127,00 em 1970 – “*Winning Regions*”. Este grupo é formado principalmente por municípios localizados nas regiões Sul 43,60%, Sudeste 26,29% e Centro-Oeste 27,8%. As regiões Norte, 3,5%, e o Nordeste 2,54% apresentam um número de municípios na condição de regiões “*Winning*” expressivamente menor.

Por sua vez, 1301 municípios, 36%, possuem níveis de PIB *per capita* em 1970 superior a R\$ 1.127,00, mas taxas de crescimento econômico inferiores à média

⁴ A descrição da fonte de dados utilizados nos capítulos 2 e 3 estão no Anexo A.1 da presente tese.

nacional – “*Falling Behind Regions*”; 49,57% dos municípios da Região Sudeste estão nesta condição, além do Norte ser composto por 39,16%, o Sul 43,10%, o Centro-Oeste 42,15%, e o Nordeste em 15,5%.

FIGURA 2.1 – Relação entre Taxa de Crescimento do PIB *per capita*, período 1970/2000, e PIB *per capita* em 1970, nas Áreas Mínimas Comparáveis.



Fonte: Elaboração própria com dados fornecidos pelo IPEA e IBGE.

O terceiro caso reúne 30% dos municípios da amostra, e refere-se aos municípios que iniciaram com relativo baixo nível de renda *per capita*, mas que ao longo do período apresentaram taxas de crescimento superiores à renda nacional – “*Catching-up Regions*”. Os municípios nesta condição estão presentes principalmente na Região Nordeste (46,95%), no Centro-Oeste (25,11%) e Norte (21,68%). As regiões Sudeste e Sul, têm, respectivamente, 19,93% e 13,3% de municípios “*Catching-up*”.

Finalmente, o último caso, cerca de 15% dos municípios, exibiam níveis iniciais de PIB *per capita* inferiores à R\$ 1.127,00, e cresceram à taxas inferiores à 3,5% ao ano – “*Losing Regions*”. Nesta condição encontram-se municípios principalmente

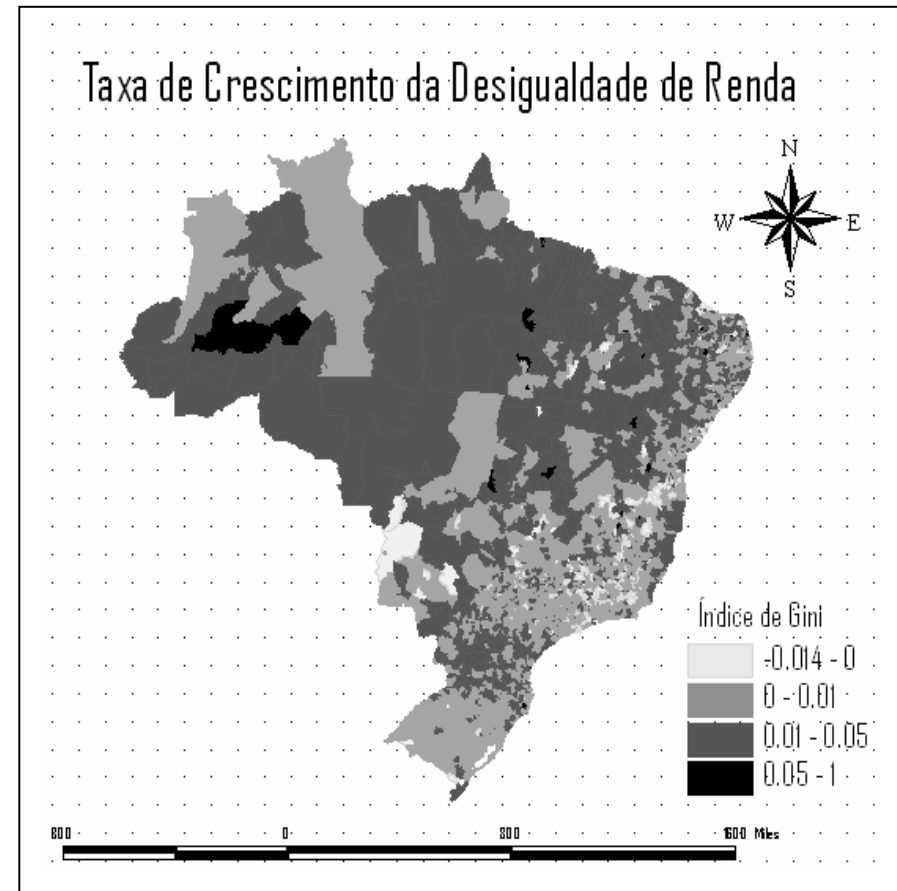
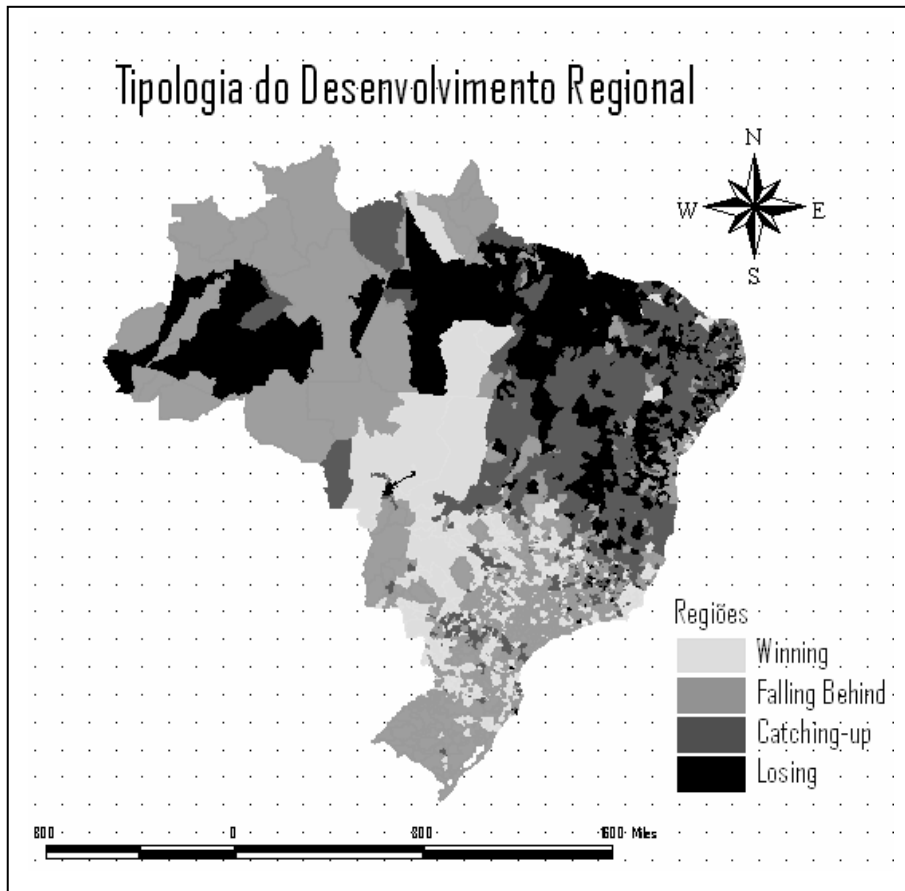
do Nordeste, 35,66%, e do Norte, 35%. O Sudeste é composto por 4,21% e o Centro-Oeste por 4,93% de municípios *Losing*. A Região Sul não apresentou nenhum município nesta condição.

A Figura 2.2 delimita espacialmente as dinâmicas entre PIB *per capita* de 1970 e a taxa de crescimento anuais nos 30 anos posteriores. Visualmente, é possível observar que as regiões consideradas *Winning* e *Falling Behind* concentram-se efetivamente no Sudeste, Sul, Centro-Oeste, além do litoral nordestino e a oeste da Região Norte.

Especificamente, os municípios classificados como *Winning* representam em grande parte as regiões de expansão da fronteira agrícola do cerrado, caracterizadas pelo cultivo de grãos, e noroeste de São Paulo, além do Paraná e Santa Catarina.

As *Falling Behind* referem-se aos municípios que tem perdido participação no PIB brasileiro ao longo do processo de desenvolvimento. Como característica, estas regiões passaram por uma intensa industrialização nas décadas de 1960 e 1970, e permaneceram relativamente estagnadas a partir de então. Municípios nesta condição situam-se no Rio Grande do Sul, Minas, Rio de Janeiro e São Paulo. Além de regiões nas quais na década de 1970 havia intensa participação do Estado em políticas desenvolvimentistas, mas que perderam vigor ao longo das três décadas estudadas, como a Região Norte e parte do litoral nordestino. Os municípios na condição *Catching-up* e *Losing* estão no interior nordestino e em adjacências a norte do Sudeste (Norte de Minas, principalmente) e leste da Região Norte (Pará, Amapá e Tocantins). Tais regiões têm por característica o desenvolvimento tardio em relação as outras regiões já citadas.

FIGURA 2.2 – Tipologia do Crescimento Econômico Regional e Taxa de Crescimento do Índice de Gini das Áreas Mínimas Compráveis no período 1970/2000.



Fonte: Elaboração Própria com dados fornecidos pelo IBGE.

Em busca de alguma evidência entre a dinâmica do desenvolvimento econômico e taxa de desigualdade inter-pessoal de renda, como é a principal proposta desta tese, a Figura 2.2 também delimita diferentes faixas de crescimento do índice de Gini no período 1970-2000. De acordo com os dados apresentados houve um sistemático aumento do índice de Gini ao longo do período estudado embora as taxas sejam inferiores ao crescimento econômico anual; a desigualdade cresceu aproximadamente 1,25% ao ano. Apenas 253, isto é, 7% dos municípios incorreram em taxas negativas de crescimento da desigualdade; 47% dos municípios apresentaram crescimento entre 0% e 1%; em cerca de 45% a concentração de renda aumentou na faixa de 1% a 5%, e apenas 1% ampliaram a taxa de desigualdade em níveis superiores a 5%⁵.

A Figura 2.3, por sua vez, demonstra com mais clareza como a dimensão espacial da desigualdade de renda mudou de características ao longo dos trinta anos estudados. Mais precisamente, pode ser visualizado um efeito de redução da dispersão regional do índice de Gini para faixa entre 0,5 a 0,6.

Em 1970, o índice de Gini era mais disperso sobre o território brasileiro, sendo que os municípios com maior desigualdade – situados na faixa 0,4 a 0,6 – estavam concentrados nas regiões Sudeste, Sul e parte do Centro-Oeste. No início da década de 1970, as regiões Norte e Nordeste apresentam índices de Gini em média de 0,4, muito embora incorressem em intensas taxas de pobreza e falta de saneamento básico (para um estudo detalhado sobre o tema ver Feres *et al.* 2006). Em outras palavras, em 1970, as regiões mais desenvolvidas tinham relativamente a renda interpessoal mais concentrada.

Em 2000, aproximadamente 60% dos municípios encontram-se com o índice de Gini entre 0,5 a 0,6. Os municípios relativamente menos desiguais, em 2000, distribuem-se principalmente em São Paulo, Paraná e ao Sul do Rio de Janeiro, e correspondem as regiões classificadas como *Falling Behind*.

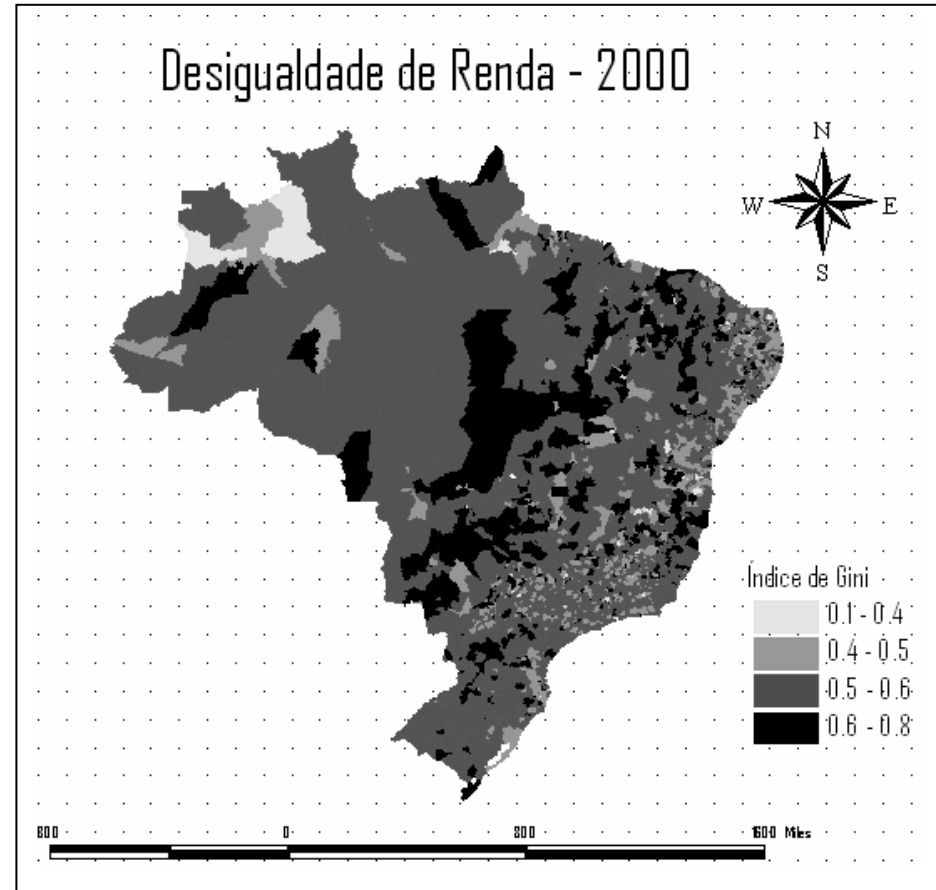
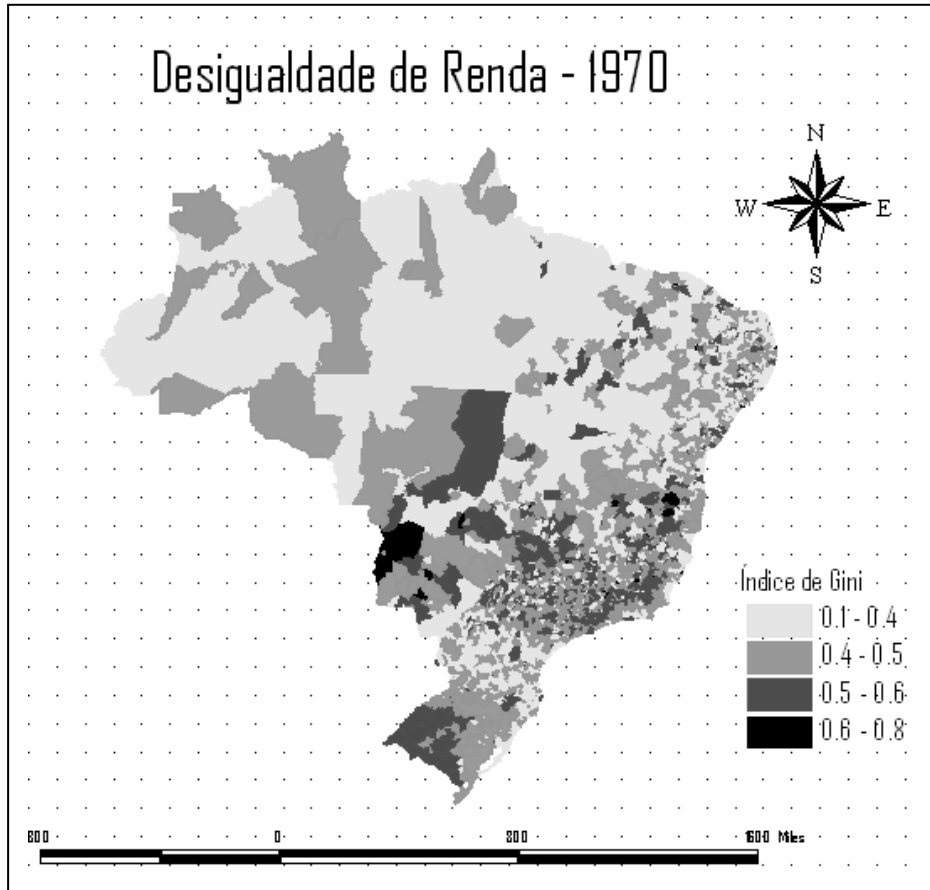
⁵ Resultados semelhantes foram obtidos em Feres *et al.* (2006).

Para melhor qualificar os resultados obtidos nas Figuras 2.2, e 2.3 a Tabela 2.1 apresenta as estatísticas descritivas referentes as divisões das quatro categorias de desenvolvimento econômico consideradas. A variabilidade *within* capta os desvios-padrão dentro dos anos, enquanto *between* capta a variabilidade entre as *cross sections*. Como pode ser percebido, de uma forma geral, a mudança durante o decorrer dos 30 anos foi mais acentuada que as alterações entre as *cross sections*.

As variáveis de escolaridade média e estoque de capital físico *per capita* sugerem fortes discrepâncias entre os diferentes estágios de desenvolvimento. O índice de Gini foi relativamente próximo entre as categorias. Contudo, embora em termos médios a desigualdade seja próxima entre as regiões, a taxa de crescimento do índice de Gini foi maior nas regiões menos desenvolvidas. Isto é, ao longo do tempo regiões *Catching-up* e *Losing* se tornaram, em média, tão desiguais quanto às regiões mais desenvolvidas, conforme observado nas Figuras 2.2 e 2.3.

Os dados utilizados do PIB *per capita* também apresentam evidências que apontam para convergência de renda, seja ela condicional ou espacial (convergência *club*). Esta idéia baseia-se no fato de que ao menos, 65% dos municípios encontraram-se como *Falling Behind* ou *Catching-up*. Este resultado é obtido pelos trabalhos de Andrade *et al.* (2004), Laurini *et al.* (2006) e Coelho e Figueiredo (2007). Tais trabalhos observaram o surgimento de dois clubes de convergência para os municípios entre 1970/2000. Um clube de renda inferior, formado basicamente por municípios presentes nas Regiões Norte e Nordeste, e outro clube de alta renda formado por municípios pertencentes às Regiões Sudeste, Centro-Oeste e Sul.

FIGURA 2.3 – Comparativo do Índice de Gini de Renda nas Áreas Mínimas Comparáveis em 1970 e 2000



Fonte: Elaboração Própria com dados fornecidos pelo IBGE

Contudo, deve ser ressaltado que mesmo que ocorra uma tendência de convergência entre as regiões, ao menos no período estudado na presente tese, a redução da dispersão das rendas *per capita* tem sido lenta (convergência sigma). Os municípios na condição *Catching-up*, mesmo em 2000, possuem uma renda que corresponde a 57% das *Falling Behind*, e apenas 30% das *Winning*, como esclarece a Tabela 2.1. Em média, cerca de 75% dos municípios na condição *Falling Behind* apresentaram, em 2000, PIB *per capita* igual ou superior a R\$ 3.000,00; por sua vez, apenas 25% dos municípios na condição *Catching-up* atingiram estes valores. Tais percentuais apenas demonstram como as diferenças em termos de PIB *per capita* foram persistentes.

TABELA 2.1 – Estatísticas Descritivas das Principais Variáveis Utilizadas nas Estimativas

		<i>Winning</i>		<i>Falling Behind</i>		<i>Catching-up</i>		<i>Losing</i>	
		Média	D, P,	Média	D, P,	Média	D, P,	Média	D, P,
PIB <i>per capita</i> 1970	<i>overall</i>	1,85	1,56	2,72	2,85	0,53	0,22	0,70	0,17
PIB <i>per capita</i> 2000	<i>overall</i>	8,78	10,96	4,70	2,84	2,71	2,44	1,48	0,44
PIB <i>per capita</i>	<i>overall</i>	5,75	11,76	4,39	3,67	2,04	7,21	1,30	0,84
Período total	<i>between</i>		8,11		2,94		3,73		0,53
	<i>within</i>		8,52		2,20		6,17		0,65
Taxa de Crescimento Econômico (anual)	<i>overall</i>	0,48	0,55	0,20	0,46	0,51	0,64	0,24	0,45
	<i>between</i>		0,13		0,13		0,15		0,09
	<i>within</i>		0,53		0,44		0,62		0,44
Índice de Gini 1970	<i>overall</i>	0,42	0,07	0,44	0,08	0,39	0,08	0,39	0,08
Índice de Gini 2000	<i>overall</i>	0,54	0,06	0,54	0,06	0,52	0,06	0,53	0,06
Índice de Gini	<i>overall</i>	0,50	0,09	0,51	0,08	0,47	0,10	0,47	0,09
Período Total	<i>between</i>		0,05		0,06		0,05		0,05
	<i>within</i>		0,07		0,06		0,08		0,08
Taxa de Crescimento do Índice de Gini (período total)	<i>overall</i>	0,11	0,22	0,09	0,19	0,16	0,61	0,14	0,25
	<i>between</i>		0,08		0,08		0,33		0,10
	<i>within</i>		0,20		0,17		0,51		0,23
Escolaridade	<i>overall</i>	3,37	1,37	3,47	1,58	2,02	1,21	1,81	1,09
	<i>between</i>		0,59		1,02		0,67		0,60
	<i>within</i>		1,24		1,20		1,01		0,91
Capital Residencial	<i>overall</i>	3,61	1,85	4,08	2,37	1,68	1,13	1,38	0,82
	<i>between</i>		0,41		0,36		0,42		0,31
	<i>within</i>		1,36		1,15		0,79		0,53
Num. de Obs.		632		1203		1144		678	
Proporção		0,173		0,33		0,313		0,186	

Nota: Os dados do PIB *per capita* e estoque de capital físico *per capita* estão em milhões.

Fonte: Elaboração Própria com Dados do IPEA e IBGE

As teorias revistas na seção anterior nos levam a inferir que haveria uma relação negativa entre taxa de crescimento da renda e taxa de desigualdade inicial, que não é observável no caso dos municípios brasileiros no período estudado. Esperava-se também encontrar evidências de que os municípios mais pobres seriam também os mais desiguais, o que também não se observa. A generalização que pode ser feita é a de que o crescimento da desigualdade foi mais acentuado em regiões que cresceram mais rapidamente, exceto nos níveis mais baixos de renda *per capita* (“*losing*”).

Com efeito, embora a desigualdade de renda apresente alguma relação positiva com o crescimento econômico – conforme sugeriu as Figuras 2.2, 2.3 e a Tabela 2.1 – algumas evidências empíricas de estudos realizados para o Brasil, em recortes no tempo, parecem apontar para uma estreita relação entre desigualdade de renda, escolhas baseadas em restrições de crédito, escolaridade e crescimento econômico (Assunção e Alves, 2007; Barros e Mendonça, 1996; Barros *et al.*, 2000, Menezes-Filho *et al.*, 2000). Tais resultados suportariam empiricamente a abordagem moderna decorrente dos estudos de Galor e Zeira (1993) e Banerjee e Newman (1993), o que contradiz as evidências estatísticas até então apresentadas.

Assunção e Alves (2007) ao utilizar dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), para os anos de 1981 a 2001, analisaram os determinantes de importantes decisões de investimento das famílias brasileiras. Os autores constataram que a riqueza inicial é um fator importante na decisão de chefes e cônjuges de se tornarem empresários e nas decisões com relação à educação e ao futuro profissional dos filhos, além de ser um importante determinante do trabalho infantil. Terra (2003), por seu turno, usando dados de balanços de firmas entre 1986 e 1997, observou que empresas brasileiras incorreram em restrições ao crédito e apenas grandes corporações e multinacionais, entre 1994 e 1997, se depararam com restrições mais suaves. Neste aspecto, corrobora-se a idéia de que famílias de baixa renda ou pequenos empresários possuem reduzido acesso ao crédito e por isso, necessitam de sua riqueza pessoal para realizar investimentos em capital físico e humano.

No tocante a desigualdade de renda Menezes-Filho *et al.* (2000), Barros e Mendonça (1996), Barros *et al.* (2000) descrevem fortes associações entre escolaridade e diferenças salariais. Barros e Mendonça (1996), por exemplo, ao dividirem a sociedade em grupos com níveis distintos de escolaridade, verificam que as diferenças educacionais representam 2/3 das fontes observáveis apontadas como determinantes da desigualdade salarial brasileira, mesmo levando em conta o efeito de essas pessoas terem raças e/ou gêneros diferente, e trabalharem em setores e regiões distintas, com níveis de experiência particulares. A segmentação regional também responde por sua parcela da desigualdade, mas, comparada com aquelas que lhe correspondiam nas decomposições não parciais, sua importância é bastante menor. Estima-se que, se os diferenciais de salário por nível educacional fossem eliminados, tudo o mais permanecendo constante, a desigualdade salarial no Brasil declinaria entre 35% a 50%.

Por sua vez, Coelho e Figueiredo (2007) identificam no estoque de capital humano o mesmo padrão bimodal da renda *per capita* nos municípios. Os autores sugerem ser o grau de escolaridade o principal determinante dos diferenciais de renda *per capita* observados nos municípios brasileiros.

Desta forma, tais características parecem reforçar a idéia de uma relação inversa da desigualdade com relação à educação e o crescimento econômico. Em outras palavras, a desigualdade interpessoal de renda indica ser resultado da desigualdade de escolarização, conforme verificam Menezes-Filho *et al.* (2000), Barros e Mendonça (1996), Barros *et al.* (2000). A desigualdade de renda também se traduz em racionamento de crédito, como ressalta Assunção e Alves (2007). Logo indivíduos com pouca escolarização e baixa renda, e sem acesso ao crédito não podem investir no seu capital humano e de seus descendentes, o que perpetua a desigualdade de renda e de escolarização. Estes fatores em conjunto podem desencadear um processo de limitação à expansão ao capital humano, em que, tomando os resultados de Coelho e Figueiredo (2007), limita-se de sobremaneira o crescimento econômico dos municípios.

Contudo, conforme observado nas estatísticas descritivas realizadas para os municípios brasileiros, os dados em média apontaram para uma relação positiva

entre crescimento da desigualdade e crescimento econômico. Em síntese, as estatísticas observadas até o momento sugerem que o aumento da desigualdade foi um resultado concomitante com o processo de desenvolvimento econômico, e *a priori*, não parece ter limitado substancialmente o crescimento econômico dos municípios. A dinâmica temporal da desigualdade de renda e do crescimento econômico não corresponde às comparações intra-indivíduos reportadas nos trabalhos de Menezes-Filho *et al.* (2000), Barros e Mendonça (1996), Barros *et al.* (2000)⁶.

Além disso, embora os estudos teóricos aqui levantados apontarem para um efeito negativo da desigualdade sobre o crescimento, os trabalhos empíricos dedicados a compreender esta relação demonstram divergências. Mais especificamente, o sentido da causalidade entre crescimento e desigualdade divergiu entre estudos *cross-section* (Alesina e Rodrik, 1991; Persson e Tabellini, 1991; Perroti 1993, 1996) que encontraram uma relação negativa e significativa entre estas variáveis, enquanto os trabalhos em painel (Li e Zou, 1998; Forbes, 2000) obtiveram uma relação positiva, e Banerjee e Duflo (2003) obtêm para as mesmas uma relação não linear. Li e Zou (1998), Forbes (2000) e Barro (2000) contestam os resultados obtidos pelas estimativas *cross sections* devido omissão do efeito invariante do tempo (caso a variável desigualdade seja correlacionada com o efeito fixo do país o coeficiente estimado é inconsistente).

Com o objetivo de controlar os efeitos fixos da amostra, e reduzir o viés causado pelo erro de medida da variável desigualdade, Forbes (2000) utilizou dados de taxa de desigualdade de renda de “alta qualidade” compilados de Deininger e Squire (1996)⁷. Por meio da metodologia de Arellano e Bond (1991)⁸ a autora

⁶ Esclarecendo melhor, as diferenças salariais parecem emergir das diferenças de escolarização. Porém, segundo as previsões dos trabalhos teóricos de Galor e Zeira (1993) e Banerjee e Newman (1993), entre outros, a desigualdade no Brasil deveria ter reduzido com o crescimento econômico, e não aumentado como foi observado.

⁷ Tal critério de filtragem mantém na amostra os países que satisfaçam a três critérios mínimos: os dados devem ser baseados em pesquisas domiciliares; a população coberta deve ser estatisticamente representativa dentro do país; a medida de renda (ou gastos) deve ser global, incluindo renda do trabalhador conta-própria, ganhos não salariais e renda não-monetária. O

detectou uma relação positiva, porém pequena, entre taxa de desigualdade de renda e crescimento econômico. Por sua vez, Panizza (2002) utilizou dados regionais dos EUA e assim como em Forbes (2000) a metodologia também incorporou as contribuições de Arellano e Bond (1991). O autor identifica uma relação estatisticamente fraca – em média, a queda de um desvio padrão do índice de Gini aumentaria 0,2 pontos percentuais do PIB *per capita* nos próximos dez anos. Adicionalmente, ao realizar testes de sensibilidade, o autor verificou que as estimativas não são robustas a pequenas variações na amostra de dados. Padridge (2005) obteve resultados similares.

Nesta mesma linha, para o Brasil, Oliveira (2001) também utiliza a metodologia Arellano e Bond (1991) aplicados aos municípios auto-representativos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), referentes às pesquisas 1988, 1992, 1996, 1999. O autor encontrou sinal negativo do coeficiente estimado do índice de Gini sobre o nível de renda (e não taxa de crescimento econômico), todavia o parâmetro estimado não foi significativamente diferente de zero.

Cabe então perguntar: por que a relação empírica desigualdade/crescimento econômico não corrobora fortemente a prevista teoricamente? Uma resposta pode advir da relação entre crescimento desigualdade e progresso técnico, a qual passamos a explorar.

Em virtude da “Terceira Revolução Industrial”, desencadeada após a II Guerra Mundial, Nelson e Phelps (1967), Welch (1970), Shultz (1975), Tinbergen (1975), Hornstein, *et al.* (2005) sugerem que o desenvolvimento tecnológico aumentou a demanda por qualificação, o que tornou cada vez mais o capital físico e a qualificação intrinsecamente complementares. Mais recentemente Acemoglu (2002) e Aghion, *et al.* (2006) acrescentam também a este prospecto o desenvolvimento de Tecnologias de Informação (TI). Vale ressaltar que O’Neil

objetivo foi minimizar os erros de medida os quais acarretam problemas de endogeneidade nas estimativas dos coeficientes.

⁸ A metodologia de Arellano e Bond (1991) será discutida no próximo capítulo da presente tese.

(1995) mostra que as mudanças nas técnicas produtivas em direção aos trabalhadores com alta qualificação resultaram em um substancial aumento nos retornos para educação, apesar de uma significativa redução da distância educacional que ocorreu nos últimos 20 dentro das economias capitalistas.

Especificamente Jovanovic e Rousseau (2005) e Aghion, *et al.* (2006), refere-se a esta questão como a difusão de tecnologias de propósitos gerais (*general purpose technologies*, GPT). Neste âmbito, computadores pessoais, técnicas de produção assistidas por computadores, e robótica, por exemplo, parecem ser complementares a trabalhadores mais qualificados, substituindo muitas tarefas anteriormente intensivas em trabalho não qualificado.

Acemoglu (2002) observa que o *boom* da complementaridade entre o capital físico e a qualificação ocorreu principalmente no início da década de 1970, no momento em que o prêmio salarial por anos de estudos estava reduzido nas principais economias capitalistas mundiais, especialmente nos EUA e países europeus. A tese de Acemoglu (2002) é que, provavelmente, o rápido crescimento de trabalhadores qualificados nestes países induziu o crescimento de tecnologias complementares à qualificação. Neste ponto, o comportamento das mudanças técnicas está associado, ao menos em parte, como uma resposta aos incentivos de lucro. Quando o desenvolvimento de técnicas para qualificados é mais lucrativo, as novas tecnologias incorporadas aos meios de produção tendem a ser viesadas para os trabalhadores mais qualificados. Esta versão sugere, portanto, que aceleração da demanda por indivíduos escolarizados desde a década de 1970, em virtude do progresso tecnológico, excedeu a oferta de indivíduos escolarizados, acarretando o aumento da desigualdade de renda durante o período⁹.

⁹ Este argumento sugere que o efeito Kuznets perde importância após meados do século XX. A idéia é que durante o século XIX, quando houve a migrações do meio rural para o urbano a tecnologia existente nas indústrias era direcionada para trabalhadores com pouca qualificação, devido ao excesso de mão-de-obra pouca qualificada. Em meados do século XX, em diante, as tecnologias desenvolvidas foram direcionadas aos trabalhadores com qualificação mais alta, extinguindo o efeito Kuzntes. Uma apreciação empírica desta hipótese pode ser vista em List e Gallet (1999).

Menezes *et al.* (2000), por exemplo, verificam que ao longo da década de 1980 e 1990 houve no Brasil o efeito de viés dos avanços tecnológicos voltado para os trabalhadores mais qualificados. Dada as ofertas relativas, foi observado um aumento nos retornos aos altos níveis de educação que aumentou a desigualdade de renda. Entre 1977 a 1997, o diferencial salarial entre trabalhadores com ensino superior, em comparação àqueles que possuíam o ensino médio, aumentou em cerca de 30%. Em 1997, um trabalhador com ensino superior recebia, em média, cerca de três vezes mais do que o trabalhador com ensino médio. Por sua vez, os retornos salariais associados à experiência ficaram praticamente constantes ao longo do período analisado.

Para melhor qualificar estes argumentos a Figura 2.4 denota as diferenças de desigualdade de escolarização de trabalhadores em 1970 e 2000.

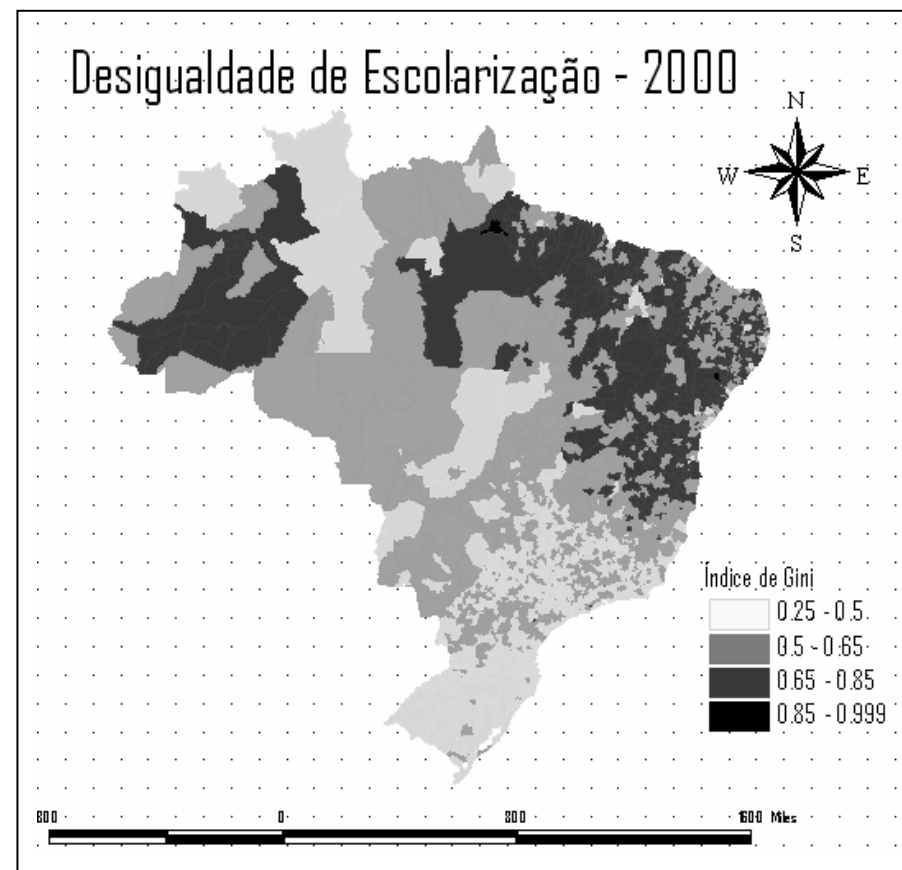
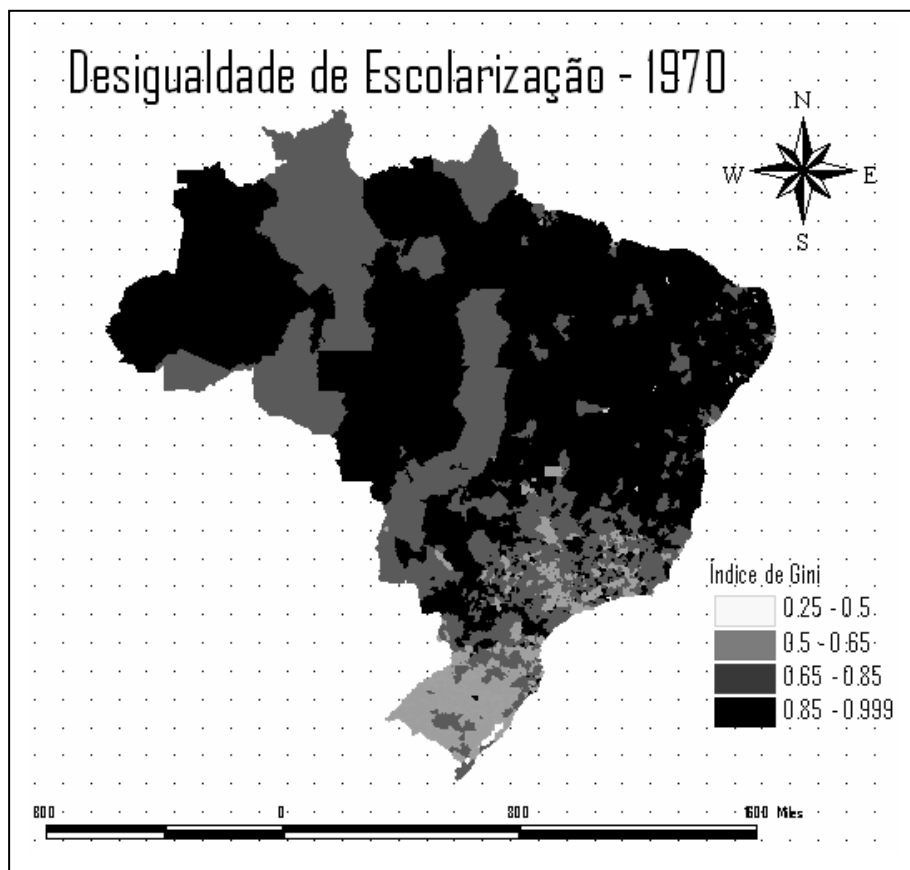
O objetivo é observar alguma relação direta entre desigualdade de escolarização e a taxa de desigualdade interpessoal de renda dentro dos municípios. Busca-se observar (i) se a redução da distância de escolaridade reduz a desigualdade de renda, ou (ii) se mesmo na presença da redução da desigualdade escolar, o crescimento da desigualdade de renda ainda persiste (por exemplo, devido ao viés do progresso tecnológico para os indivíduos mais escolarizados).

A Figura 2.4 aponta que em 1970 os municípios com as menores taxas de desigualdade escolar no Brasil estavam localizadas, principalmente, nos estados do Rio Grande do Sul, com predomínio da faixa de 0,25 a 0,5; além de Santa Catarina, São Paulo e Sul do Rio de Janeiro, com predomínio da faixa de 0,5 a 0,6. Nas regiões correspondentes ao Norte de Minas e Nordeste, e algumas regiões do Centro-Oeste e Norte, os índices de Gini situavam-se na faixa de 0,85 a 1. Contudo, em 2000, a estrutura de distribuição da escolaridade apresentava-se completamente diferente. A faixa de distribuição de 0,25 a 0,65 domina praticamente todos os municípios das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Não há mais municípios com distribuição educacional entre 0,85 a 1. Todavia, ainda persistem grandes áreas de desigualdade intra-escolares nos municípios situados na região Norte e Nordeste, particularmente na faixa 0,65 a 0,85 relativamente as outras regiões.

Se as diferenças salariais resultam das diferenças de escolarização, as previsões teóricas dos trabalhos de Galor e Zeira (1993) e Banerjee e Newman (1993), apontariam que a desigualdade no Brasil deveria ter reduzido. Porém, ao contrário, mesmo com a queda a desigualdade de escolarização, ao longo do período estudado, a desigualdade de renda foi crescente, isto é, houve uma correlação positiva entre estas duas variáveis.

No entanto, é possível observar que a redução da desigualdade educacional parece não acompanhar as reduções da desigualdade de renda. Este dado é compatível com a hipótese de que as mudanças nas estruturas salariais conservaram uma relação direta com mudanças técnicas nos meios de produção que ocorreram no Brasil desde a década de 1970.

FIGURA 2.4 – Comparativo do Índice de Gini de Escolarização nas Áreas Mínimas Comparáveis em 1970 e 2000



Fonte: Elaboração Própria com dados fornecidos pelo IBGE

Na ausência de restrições ao investimento de capital humano, a desigualdade de renda incentiva o aumento na oferta de indivíduos mais escolarizados, tornando a acumulação de capital humana endógena ao progresso tecnológico. Há, portanto, um efeito *feedback loop* entre progresso tecnológico, desigualdade, educação e crescimento econômico. Nesta circunstância, o estado estacionário da economia é determinado por uma taxa positiva do progresso tecnológico (Galor e Moav, 2000, Bils e Klenow, 2000, Benhabib, *et al.* 2005, Greenwood e Seshadri, 2005). Obviamente, como já discutido, este processo é interrompido quando agentes com baixa riqueza pessoal não possuem recursos suficientes para investir em capital humano, o que estagna o aumento da oferta de indivíduos escolarizados, mesmo na presença de amplas diferenças salariais.

Baseado em argumentos semelhantes Galor e Tsiddon (1997) indicam que em períodos de maior incremento tecnológico os indivíduos mais escolarizados ganham relativamente mais. Tal circunstância estimula a mobilidade entre setores, e gera uma ampla concentração de indivíduos qualificados nos setores tecnologicamente avançados, o que acentua o progresso tecnológico e amplia a desigualdade. No entanto, uma vez que a tecnologia torna-se mais acessível, a mobilidade e a desigualdade se reduzem, porém, após este processo, a desigualdade torna-se mais persistente.

Algumas análises de correlação, dispostas nas Tabelas 2.2 e 2.3, elucidam melhor as evidências que descrevem a dinâmica do processo entre desigualdade de renda e escolar, estoque de escolaridade e PIB *per capita* nas cidades brasileiras. A Tabela 2.2 sugere que em 1970 os municípios mais desenvolvidos apresentavam uma correlação positiva e significativa entre o PIB *per capita* e o índice de Gini. Contudo, estas correlações não se mantêm na Tabela 2.3, relativa ao ano de 2000.

O capital humano, o estoque médio de escolaridade no município, em geral, apresenta uma correlação positiva com o PIB *per capita* em ambos os períodos analisados, como esperado. Além disso, na maior parte das observações, o capital humano municipal também apresenta uma correlação positiva com a desigualdade de renda.

O índice de Gini da escolarização entre os trabalhadores tem correlação negativa e significativa com o índice de Gini da renda e com o PIB *per capita*. Porém, tal correlação é mais acentuada no tocante ao capital humano, o que indica uma clara associação entre redução da desigualdade escolar e ampliação no estoque da escolaridade municipal.

TABELA 2.2 – Análises de Correlação entre o Capital Humano, Gini da Renda e Escolar, e PIB *per capita* em 1970

Regiões	<i>Winning</i>			<i>Falling Behind</i>		
Variáveis	PIB <i>per capita</i>	Capital Humano	Gini da Renda	PIB <i>per capita</i>	Capital Humano	Gini da Renda
Capital Humano	0.4111 (0.000)			0.5829 (0.000)		
Gini da Renda	0.122 (0.002)	0.201 (0.000)		0.1432 (0.000)	0.4338 (0.000)	
Gini Escolar	-0.3728 (0.000)	-0.8475 (0.000)	-0.0974 (0.014)	-0.5822 (0.000)	-0.889 (0.000)	-0.289 (0.000)
Regiões	<i>Catching-up</i>			<i>Losing</i>		
Variáveis	PIB <i>per capita</i>	Capital Humano	Gini da Renda	PIB <i>per capita</i>	Capital Humano	Gini da Renda
Capital Humano	0.5601 (0.000)			0.3409 (0.000)		
Gini da Renda	0.2935 (0.000)	0.3128 (0.000)		0.21 (0.000)	0.3098 (0.000)	
Gini Escolar	-0.1827 (0.000)	-0.2822 (0.000)	-0.0075 (0.799)	-0.2498 (0.000)	-0.4968 (0.000)	-0.1468 (0.000)

Fonte: Elaboração Própria com dados fornecidos pelo IBGE

De uma forma simples, estas análises de correlação sugerem que os municípios que apresentaram reduzidas taxas de desigualdade escolar estiveram mais propensos a maior desigualdade de renda, o que contradiz, por exemplo, as previsões teóricas realizadas em Moaz e Moav (1999). Os autores sugerem uma estreita relação positiva entre desigualdade de renda e de escolarização, a medida em que, durante o processo do desenvolvimento, quando os indivíduos reduzissem as distancias educacionais, também o prêmio salarial pela educação diminuiria.

Como foi observado, os dados tendem a apontar o contrário, isto é, para uma relação inversa entre desigualdade de renda e educacional. Mais do que isso, as evidências obtidas nas análises de correlação sugerem que a redução da desigualdade educacional seja uma manifestação de incremento de escolaridade, mas, que esta melhoria da qualificação dos trabalhadores esteja associada a maior desigualdade de renda. Em outras palavras, observou-se uma crescente oferta de pessoas escolarizadas, que reduziu efetivamente distâncias educacionais, mas não o suficiente para reduzir a desigualdade interpessoal de renda.

TABELA 2.3 – Análises de Correlação entre o Capital Humano, Gini da Renda e Escolar, e PIB *per capita* em 2000

Regiões	<i>Winning</i>			<i>Falling Behind</i>		
Variáveis	PIB <i>per capita</i>	Capital Humano	Gini da Renda	PIB <i>per capita</i>	Capital Humano	Gini da Renda
Capital Humano	0.3154 (0.000)			0.6557 (0.000)		
Gini da Renda	-0.0313 (0.432)	0.0965 (0.015)		0.0741 (0.010)	0.2902 (0.000)	
Gini Escolar	-0.1956 (0.000)	-0.7366 (0.000)	0.0592 (0.136)	-0.6188 (0.000)	-0.9103 (0.000)	-0.1747 (0.000)
Regiões	<i>Catching-up</i>			<i>Losing</i>		
Variáveis	PIB <i>per capita</i>	Capital Humano	Gini da Renda	PIB <i>per capita</i>	Capital Humano	Gini da Renda
Capital Humano	0.6112 (0.000)			-0.7184 (0.000)		
Gini da Renda	0.0778 (0.008)	0.2392 (0.000)		-0.0692 0.0718	0.4113 (0.000)	
Gini Escolar	-0.5895 (0.000)	-0.9339 (0.000)	-0.1873 (0.000)	-0.0054 (0.888)	0.102 (0.000)	0.2401 (0.000)

Fonte: Elaboração Própria com dados fornecidos pelo IBGE

Os dados explorados carregam uma informação relevante: parece existir uma relação positiva entre crescimento econômico e taxa de desigualdade. Isto significa que as análises a respeito da evolução da desigualdade de renda também devem considerar não apenas as diferenças de capital humano entre os

indivíduos, mas como o progresso tecnológico tende a ampliar a desigualdade de renda entre eles.

Ao se esperar que o progresso tecnológico em um município mantenha uma relação direta com o tamanho do PIB *per capita* e do estoque de escolaridade, pode-se esperar que, ao menos indiretamente, o crescimento econômico tenha apresentado uma relação direta com a ampliação das diferenças salariais entre os trabalhadores.

Nestas circunstâncias, Galor e Moav (2004) retomam as idéias clássicas (Kaldor, 1961, Kuznets, 1955) em que o efeito da desigualdade de renda pode ser benéfico ao processo do desenvolvimento. Neste caso, durante o processo de desenvolvimento econômico ocorrem transições endógenas entre diferentes estágios de desenvolvimento, sendo que inicialmente, conforme sugere a teoria clássica, há o domínio do incremento da produção industrial como principal motor do crescimento econômico.

À medida, porém, que o processo de desenvolvimento persiste ocorre um gradual aumento da importância do capital humano. Há uma substituição da expansão industrial, personificada na acumulação do capital físico, pela acumulação do capital humano como principal motor do crescimento. Tal característica acarreta, por exemplo, a expansão do setor de serviços, limitado em termos de acumulação do capital físico, porém amplo em capital humano. Isto, por sua vez, altera o impacto qualitativo da desigualdade sobre o processo de desenvolvimento.

Seguindo a abordagem clássica assim como a abordagem de mercados de crédito imperfeitos, a desigualdade é conduzida pela acumulação de capital físico ao passo que a redução da desigualdade é conduzida pela acumulação de capital humano, quando as restrições de crédito estão ativas. A desigualdade, portanto, tem um efeito positivo sobre o crescimento econômico nos estágios iniciais de desenvolvimento e um efeito negativo nos estágios finais do desenvolvimento, principalmente na presença de restrições ao crédito.

Como o capital humano está incorporado ao indivíduo, o investimento em escolarização está sujeito a retornos marginais decrescentes. O retorno agregado do investimento em capital humano é maximizado quando seu retorno marginal

está equalizado entre os indivíduos. Dada as restrições de crédito, a igualdade acarreta um efeito positivo sobre o nível agregado de capital humano. Além disso, quando os salários crescem, os diferenciais na propensão marginal a poupar entre os indivíduos se estreitam, e o efeito negativo da igualdade sobre a poupança agregada também declina. Nos estágios mais avançados do crescimento econômico a medida em que as restrições de crédito são suficientemente ativas, o efeito positivo da desigualdade sobre a poupança agregada é dominado pelo efeito negativo sobre o investimento em capital humano, e a desigualdade desestimula o crescimento econômico.

Em outro termos, a principal idéia desta abordagem apóia-se no reconhecimento que a acumulação de capital humano e a acumulação de capital físico são fundamentalmente assimétricas. Ao contrário do capital físico, o capital humano está incorporado nos indivíduos e seu estoque agregado amplia-se na medida em que sua acumulação é bem distribuída entre os trabalhadores. Essa assimetria entre acumulação de capital físico e capital humano sugere que a igualdade é conduzida pela acumulação de capital humano. Por outro lado, se a propensão marginal a poupar aumenta com a renda, a desigualdade é conduzida pela acumulação de capital físico. Em outros termos, a relação descrita por Kuznets ainda seria válida mesmo na abordagem moderna, porém, as hipóteses que determinam a relação entre desigualdade/crescimento estariam fundamentadas em aspectos inerentes ao desenvolvimento do capital humano e do racionamento do crédito.

Mediante os argumentos aqui estabelecidos, é possível observar três fontes principais para a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico: A primeira pode estar relacionada aos modelos clássico sobre desigualdade e crescimento. A desigualdade de renda incentiva a poupança e estimula o crescimento do capital físico. A segunda refere-se às limitações que a desigualdade de renda pode acarretar sobre a acumulação de capital humano, seja pela restrição de acesso ao crédito ou uma herança insuficiente para custear a escolarização do indivíduo. E finalmente, a terceira está integrada aos efeitos que a tecnologia desencadeia sobre a desigualdade salarial e simultaneamente ao crescimento.

Neste âmbito, se o efeito da desigualdade é negativo, como sugere os teóricos da moderna abordagem entre desigualdade e o crescimento econômico, a covariância positiva entre a desigualdade e o crescimento econômico, relacionada com o progresso tecnológico, tende a tornar os parâmetros estimados insignificantes, ou positivos. Mais especificamente, dois efeitos com sinais diferentes atuam sobre o parâmetro estimado do efeito da desigualdade sobre o crescimento. Sob esta alínea, estimativas que não controlam tal endogeneidade por meio do método de variáveis instrumentais impossibilitam resultados estatísticos consistentes que elucidam os possíveis efeitos restritivos da desigualdade, dado o viés positivo que a tecnologia ocasiona ao parâmetro estimado.

No sentido mais amplo, deve-se contornar o efeito de endogeneidade entre desigualdade, escolaridade, progresso tecnológico e crescimento econômico, conforme descrito em Galor e Moav (2000) e Bils e Klenow (2000), Greenwood e Seshadri (2005). Pautando-se no objetivo do presente tese, que é, antes de tudo, descrever a relação da desigualdade de renda sobre crescimento econômico dos municípios, necessita-se obter variáveis que podem ser utilizadas como instrumentos tanto para a desigualdade como para a taxa de educação média, e que assim, controlem este efeito simultâneo provocado pelo desenvolvimento tecnológico.

Por definição, as variáveis instrumentais devem manter uma relação direta com as diferentes taxas de desigualdades de renda e escolaridade dentro dos municípios, mas, não devem apresentar um efeito direto sobre o crescimento econômico motivado pelo progresso tecnológico. Neste caso, poderá ser possível identificar o efeito da desigualdade interpessoal de renda sobre o crescimento econômico sem que a endogeneidade causada pelas mudanças técnicas ao longo do período estudado influenciem no coeficiente estimado.

Como pode ser observado, pela comparação entre as Figuras 2.2, 2.3 e 2.4, e à luz das estatísticas descritivas da Tabela 2.1, 2.2 e 2.3 as evidências espaciais dispostas não permitem resultados conclusivos a respeito da dinâmica de crescimento e desigualdade entre os municípios. Assim, o modelo econométrico a ser utilizado pode melhor elucidar a dinâmica de crescimento determinada pelas

condições iniciais, posição geográfica do município e o subsequente processo de convergência.

CAPÍTULO 3

3.1 Modelo Empírico e Estratégia Econométrica: Relação entre Desigualdade Interpessoal de Renda e Crescimento Econômico

O modelo sugerido segue a especificação de crescimento condicional, na qual, regride-se a taxa de crescimento do município sobre o PIB *per capita* e sobre um conjunto de regressores que compõe o estado estacionário do município. Em particular, a interpretação do coeficiente do nível inicial do produto reflete a velocidade condicional de convergência ao estado estacionário, referido como β -convergência condicional (Barro e Sala-i-Martin, 1992). Esta hipótese significa que cada região pode ter seu próprio nível de renda *per capita* em estado estacionário, determinado por suas particularidades em termos de preferências e tecnologias, e que a renda *per capita* de uma região tende a convergir mais rápido quanto mais próxima ela estiver de seu nível de estado estacionário.

A β -convergência condicional é indicada por uma relação negativa entre a taxa de crescimento da renda *per capita* e seu valor inicial ($\beta < 0$), após controladas as diferenças regionais em termos das variáveis incluídas em X (com $\delta \neq 0$)¹⁰. Ressalta-se que a ocorrência de β -convergência condicional não significa que as desigualdades regionais em termos de renda *per capita* estão se reduzindo ou que tendem a desaparecer ao longo do tempo. Ao contrário, significa que as economias tendem para uma situação de equilíbrio no longo prazo em que, por apresentarem diferentes estados estacionários, as disparidades regionais persistirão (Sala-i-Martin, 1996).

¹⁰ A velocidade de convergência (ζ) é obtida através da expressão $\beta = 1 - \frac{e^{-\zeta\tau}}{\tau}$. Entretanto,

deve-se interpretar o ζ calculado como uma aproximação, pois a relação entre ζ e β não é linear. Quanto mais próximo de 1 estiver β , menor é a velocidade de convergência de renda, e quanto mais próximo de zero.

Uma providência a ser tomada quanto à estimativa dos parâmetros refere-se aos efeitos causados pela dependência espacial. Em particular, cientistas regionais têm mostrado que a dependência espacial na economia pode alterar, ou até mesmo reverter, certos resultados padrões de modelos econométricos. Por exemplo, Rey e Montouri (1999) mostrou que o teste de β -convergência tem forte dependência dos efeitos *spillovers* nos EUA. Um achado similar foi reportado por Badinger *et al.* (2004) para os países europeus. Estes estudos estabelecem a importância de integrar as questões da econometria espacial em modelos que utilizam defasagens temporais na análise econométrica de dados regionais. Seguindo Easterly e Levine (1998) e Madariaga e Poncer (2008), o modelo contém uma variável que capta os possíveis efeitos do nível de renda dos vizinhos sobre a unidade de análise i .

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-\tau}}\right) = \theta W \ln(y_{i,t}) + \beta \ln(y_{i,t-\tau}) + \delta X_{i,t-\tau} + \alpha_{t,0} + \omega_i + \mu_{i,t} \quad (3.1)$$

em que, $y_{i,t}$ e $y_{i,t-\tau}$ representam as rendas *per capita* dos períodos inicial e final, respectivamente; τ corresponde ao número de anos entre os períodos inicial e final da observação amostral; W é uma matriz de vizinhança do tipo *queen*¹¹; X representa um vetor de variáveis regionais relativas ao estoque de capital humano, taxa de desigualdade e capital físico; $\alpha_{t,0}$ é uma variável *dummy* de tempo para controlar choques macroeconômicos que afetam todos os municípios da mesma forma; ω_i são os efeitos fixos municipais não observados e captam características que não variam no tempo como sua posição geográfica; e $\mu_{i,t}$ é o erro aleatório. Supõem-se que as variáveis θ , β e δ não são identificáveis.

¹¹ A matriz *queen* ponderara com igual valor o PIB *per capita* de todos os vizinhos do município i , tal que o somatório de cada linha é igual a 1. O objetivo principal é corrigir a possível inconsistência causada pela presença da dependência espacial. Outras possibilidades de matriz de vizinhos são discutidas no Capítulo 5 da presente tese.

A justificativa para a escolha das variáveis independentes apoiou-se diretamente na estruturas teóricas discutidas no Capítulo 2 da presente tese. Não se pretende negar outras possibilidades teóricas e econométricas que expliquem a dinâmica do crescimento econômico dos municípios. Por exemplo, as características institucionais presentes nos municípios (Acemoglu, *et al.* 2005; Naritomi, *et al.* 2007), do estoque de saúde (Strauss, 1998), de capital social (Durlauf e Fafchamps, 2005), políticas públicas de infra-estrutura (Silva, *et al.* 2008), entre outras possibilidades, podem apresentar efeitos sobre o crescimento dos municípios. Porém, a estrutura teórica utilizada na presente tese, que procura explicar a relação entre desigualdade e crescimento econômico, sugere uma estreita relação entre a composição do capital físico, a taxa de escolaridade, e principalmente, o efeito da tecnologia omitido nos erros. Além disso, vale ressaltar que o tratamento adequado para endogeneidade mantém o modelo robusto para diferentes especificações. Para tanto, alguns testes de robustez serão realizados ao longo da apresentação dos resultados.

Segundo Wooldridge (2002) o procedimento padrão utilizado para estimar o painel com variável dependente defasada consiste em tomar as primeiras diferenças da equação original em nível para eliminar o efeito fixo das regiões i e, assim, remover a primeira fonte de inconsistência do modelo.

$$\Delta \ln \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-\tau}} \right) = \theta \Delta W \ln(y_{i,t}) + \beta \Delta \ln(y_{i,t-\tau}) + \delta \Delta X_{i,t-\tau} + \Delta \alpha_{t0} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2.1)$$

ou de forma similar,

$$\Delta \ln(y_{i,t}) = \theta \Delta W \ln(y_{i,t}) + (1 + \beta) \Delta \ln(y_{i,t-\tau}) + \delta \Delta X_{i,t-\tau} + \Delta \alpha_{t0} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2.2)$$

em que Δ representa a primeira diferença e $\varepsilon_{i,t} = \mu_{i,t} - \mu_{i,t-1}$. Isto remove o efeito fixo e deixa apenas o efeito do tempo nos resíduos.

Os coeficientes são estimados pelo Método de Momentos Generalizados (*Generalized Method of Moment*, GMM) e o problema da endogeneidade é tratado com técnicas de variáveis instrumentais.

O método utiliza procedimentos para se determinar de forma consistente e eficiente os parâmetros das variáveis dependentes do modelo. Para tanto, de acordo com Arellano e Bond (1991) e Arellano e Bover (1995) os valores passados das variáveis endógenas, em nível e em diferenças, podem também ser utilizados como instrumentos, neste caso, pressupõe-se adicionalmente a não auto-correlação serial de segunda ordem no termo de erro. Via de regra, supõe-se que as variáveis dependentes são correlacionadas com o termo de erro, $E[X_{i,t}, \varepsilon_{i,t}] \neq 0$, em que X são as variáveis independentes da equação (3.2). Contudo, $E[X_{i,s}, \varepsilon_{i,t}] = 0$, desde que $s \neq t$. Conforme Caselli *et al.* (1996) ao usar os níveis da variável explicativa defasada, ao menos dois períodos como instrumentos, controla-se a endogeneidade das variáveis explicativas, muito comuns em modelos empíricos de crescimento econômico.

Contudo, no presente caso, a metodologia de Arellano e Bond (1991), ou Arellano e Bover (1995), pode acarretar problemas nas estimativas nos parâmetros quando as variáveis defasadas de desigualdade e escolaridade média são utilizadas como instrumentos. Uma hipótese a ser avaliada é se estas variáveis carregam informações de choques do progresso tecnológico em $t - 1$ influenciam o crescimento econômico em $t+1$. Tais considerações podem ser avaliadas pelo teste de Sargan/Hausman¹², e neste caso, o componente tecnológico, presente na desigualdade e na escolaridade, acarretaria a auto-correlação nos resíduos impossibilitando estimativas consistentes nos parâmetros. Logo, é necessário utilizar diferentes instrumentos para escolaridade e desigualdade, afim de que, as estimativas possam ser devidamente realizadas.

3.2 Variáveis Instrumentais

Os instrumentos sugeridos visam identificar mudanças na parcela de indivíduos escolarizados e da taxa de desigualdade interpessoal, e por definição, devem ser

¹² Este método será devidamente apresentado no item 3.3 da presente tese.

exógenas às mudanças na taxa de crescimento econômico. Como em Moretti (2004) sugerem-se como instrumentos para escolarização e desigualdade interpessoal de renda as informações contidas na estrutura demográfica de cada município.

A força de trabalho no Brasil foi caracterizada por uma tendência de longo prazo crescente de escolarização, o que significa que as coortes mais jovens que entraram na força de trabalho são mais escolarizadas do que as mais velhas. Segundo dados censitários, em 1970 cerca de 83% dos trabalhadores brasileiros não tinham nenhuma escolaridade completa, ou não tinham concluído o então ensino primário – ao menos 4 anos de estudo – enquanto em 2000, este número reduziu para 38%. Em 1970, cerca de 1,75% dos trabalhadores tinha o que é hoje considerado o ensino médio, enquanto em 2000, este número foi de 13,25%. Finalmente, apenas uma fração mínima de 0,615% dos trabalhadores brasileiros tinham curso superior em 1970 sendo que esta proporção subiu para 4,7%, em 2000. Neste sentido, a hipótese de identificação vem da magnitude relativa às coortes que entraram e saíram da força de trabalho entre 1970 e 2000.

Desta forma, os entrantes no mercado de trabalho, por possuírem melhor escolarização, reduzem o efeito experiência nos diferenciais de salários em relação aos trabalhadores que já estavam no mercado. Neste caso, espera-se uma relação negativa entre a proporção de jovens de $t - 1$, em relação à taxa de desigualdade em t , porém, uma relação positiva entre esta proporção de jovens e a escolaridade média do município.

Não obstante, os estudos de Menezes-Filho *et al.* (2000) e Firpo *et al.* (2003) observaram uma crescente dispersão de rendimentos à medida que os indivíduos envelhecem, mas que se reduzem quando os indivíduos se tornam idosos. Neste âmbito, a proporção de idosos pode reduzir a taxa de desigualdade do município em virtude do efeito de pensões e aposentadorias. Firpo *et al.* (2003) destaca que tais resultados são compatíveis com as implicações da teoria do capital humano sobre a dispersão de rendimentos do trabalho ao longo do ciclo de vida.

Vale salientar, a pressuposição fundamental para que a proporção de jovens e de idosos seja considerada um instrumento para a desigualdade é aquela

estabelecida em Moretti (2004), qual seja, a exogeneidade da proporção demográfica quanto à expansão tecnológica nas cidades.

Para que a proporção de jovens e de idosos seja um instrumento apropriado para escolaridade e a desigualdade é necessário que eles sejam ortogonais ao termo de erro da equação de crescimento econômico. A dinâmica da renda só pode ser influenciada quando estes jovens adquirem capital humano, logo, o que vai incidir sobre a taxa de crescimento será a mudança da escolaridade alcançada. Se acaso indivíduos jovens não mudam a trajetória da taxa de acumulação de capital humano ao longo do tempo, em média, a taxa de crescimento não será alterada.

Assim, as variáveis de estrutura etária, proporção de jovens (J) e idosos (I), foram utilizadas para identificar tanto o efeito da desigualdade de renda como da taxa de escolarização sobre o crescimento econômico municipal. A parcela relativa da população de diferentes coortes varia entre os municípios, o que estaria correlacionado com diferenças regionais na parcela de indivíduos escolarizados e na taxa de desigualdade de renda na amostra.

Neste aspecto, um problema em potencial surge, porque os jovens são mais propensos a migrarem do que os trabalhadores mais velhos (Moretti, 2004). Supondo que trabalhadores jovens sejam capazes de realizar previsões sobre quais municípios apresentarão maiores taxas de crescimento, e migrarem para este município, a suposição de ortogonalidade entre estrutura etária e os resíduos da equação de crescimento econômico tornam-se inválidos. Neste sentido, para minimizar este possível efeito, tanto a amostra de rendimentos utilizada para cálculo do índice de Gini, como a taxa de pessoas escolarizadas, contempla apenas trabalhadores com idade igual/superior a 25 anos. Isto significa que o modelo utilizado capta a influência da proporção de jovens em $t-1$ sobre escolaridade e desigualdade em t .

3.3 Método de Estimação

A metodologia utilizada segue inicialmente a proposta de instrumentos de Arellano e Bond (1991). Após a transformação em primeira diferença, conforme estabelecido na equação (3.2), induz-se no modelo um processo MA(1) de

primeira-ordem nos termos de erros. Desde que se tenha uma variável dependente defasada no lado direito, deve-se utilizar técnicas de variáveis instrumentais.

A matriz de regressores é formada por $N(T - 1) \times K$, em que N é o número de municípios utilizados e K o número de regressores. A variável independente y um vetor $(N \times T) \times 1$; e Z uma matriz $N(T - m - 1) \times J$ de instrumentos válidos, em que m é o número de defasagens.

Desde que $J > K$, o modelo é sobre-identificado e necessita-se utilizar o estimador GMM. Neste contexto, assume-se que as seguintes condições de momentos devem ser satisfeitas:

$$E[Z_i \cdot \varepsilon_i] = 0 \quad (3.3)$$

e a equação empírica do momento é

$$p\lim \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N Z_i' \varepsilon_i \right] = p\lim \bar{m}(\theta) = \theta \quad (3.4)$$

em que θ é um vetor $K \times 1$ de parâmetros estimados

O estimador GMM procede em duas etapas. Na primeira etapa as variáveis instrumentais são calculadas sem pesos

$$\theta'_{IV} = \left[\left(\sum_{i=1}^N X_i' Z_i \right) \left(\sum_{i=1}^N Z_i' Z_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N Z_i' X_i \right) \right]^{-1} \left(\sum_{i=1}^N X_i' Z_i \right) \left(\sum_{i=1}^N Z_i' Z_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N Z_i' y_i \right) \quad (3.5)$$

obtem-se uma nova matriz de pesos ótima que minimiza a variância assintótica do estimador GMM na forma generalizada,

$$\hat{\Phi} = \text{Est.Asy.Var}[\sqrt{Nm}] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \hat{u}_i \hat{u}_i' Z_i \quad (3.6)$$

Fazendo $W = \sum_{i=1}^n (Z_i' u_i u_i' Z_i)^{-1}$, após dividir pelo implícito $(1/N)$ da matriz externa, é

obtido o estimador eficiente na segunda etapa,

$$\begin{aligned}
\theta_{GMM} &= \left[\left(\sum_{i=1}^N x_i z_i \right) \left(\sum_{i=1}^N z_i \hat{u}_i \hat{u}_i z_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N z_i x_i \right) \right]^{-1} \left(\sum_{i=1}^N x_i z_i \right) \left(\sum_{i=1}^N z_i \hat{u}_i \hat{u}_i z_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N z_i y_i \right) \\
&= \left[\left(\sum_{i=1}^N x_i z_i \right) W \left(\sum_{i=1}^N z_i x_i \right) \right]^{-1} \left(\sum_{i=1}^N x_i z_i \right)^{-1} W \left(\sum_{i=1}^N z_i y_i \right)
\end{aligned} \tag{3.7}$$

Contudo, devido à fraca correlação entre as variáveis defasadas em níveis e as subseqüentes primeiras diferenças, em muitos casos, estas séries demonstram ser instrumentos pobres para as variáveis em primeira diferença, especialmente para as séries altamente persistentes (Arellano e Bover, 1995).

Arellano e Bover (1995) propõe um estimador aumentado que incluem, além das variáveis em primeira diferença, as equações originais em níveis dentro do sistema GMM. Simulações Monte Carlo fornecido por Blundell e Bond (1998) mostram que a extensão do estimador GMM melhora a precisão quando comparada ao estimador GMM em primeira diferença. A extensão do estimador GMM, usualmente chamada *system* GMM, não apenas fornece estimadores consistentes e eficientes para os parâmetros estimados, como também verifica se mudanças encontradas nos estimadores em primeira diferença de Arellano e Bond (1991) estão viesadas devido ao uso de instrumentos fracos ou problemas relacionados com erros de medida.

A fim de usar instrumentos adicionais, o estimador GMM requer a pressuposição de que a primeira diferença das variáveis explicativas não seja correlacionada com os efeitos fixos. A condição de momento adicional para as equações em níveis é dada por:

$$E[\Delta Z_{i,t-s\tau} (\omega_i + \varepsilon_{i,t})] = 0 \quad \text{com } s \geq 1 \tag{3.8}$$

Neste sentido, os instrumentos utilizados para estimar o GMM são uma combinação das variáveis de estrutura demográfica, juntas com condições de momento adicionais de regressores defasados em níveis e em primeira diferença. Os instrumentos para as equações são as defasagens das variáveis explicativas correspondentes. Em termos mais restritos, o conjunto de instrumentos utilizados

é dado por $Z = [t, \ln y_{i,t-\tau}, X_{i,t-\tau}, J_{i,t-1}, I_{i,t}]$; em que $\ln y_{i,t-\tau}$, $X_{i,t-\tau}$, $J_{i,t-1}$ e $I_{i,t}$ seguem as notações anteriores e t é um vetor de variáveis *dummy* para os anos.

A consistência deste estimador depende das variáveis explicativas comportarem-se como instrumentos válidos na regressão a ser estimada. O fato do modelo estar sobre-identificado permite conduzir um teste conjunto de especificação de validação dos instrumentos. Em outras palavras, no uso de variáveis instrumentais, para substituir variáveis explicativas que estão correlacionadas com o termo de erro, deve-se testar se os instrumentos escolhidos são independentes dos termos de erros. Essas hipóteses podem ser examinadas por meio do teste de Sargan de restrições de sobre-identificação. Este teste pressupõe que pelo menos um dos instrumentos utilizados é ortogonal à variável dependente (para uma ampla discussão ver Wooldridge, 2002: p. 123).

Desta forma, a especificação do modelo é examinada através de um teste de validade das restrições de sobre-identificação (validade da exclusão dos instrumentos). A estatística do teste de sobre-identificação, que capta os desvios das restrições de momento “em excesso”, tem distribuição assintótica. Esta restrição é testada utilizando critérios da função GMM, que tem formulação baseada sobre o recálculo dos resíduos após a estimação GMM:

$$q = \left(\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i' Z_i \right) W \left(\sum_{i=1}^n Z_i' \hat{\varepsilon}_i \right) \quad (3.9)$$

A estatística de Sargan é calculada como uma regressão das equações de variáveis instrumentais em relação a todos os instrumentos Z , com distribuição χ^2_{L-K} (em que L é o número de instrumentos e K o número de parâmetros estimados) sob hipótese nula de que todos os instrumentos são ortogonais aos erros. A estatística de Sargan é robusta à heteroscedasticidade condicional (Baum e Schaffer, 2008).

3.4 Regressões Quantílicas

Ambos os métodos discutidos acima baseiam as estimativas na média condicional da variável dependente. Contudo, a média pode não representar plenamente a distribuição univariada, sendo que neste caso, pode ser interessante estimar quantis condicionais. Isto é mais relevante quando se supõe, baseado na literatura, que existem diferentes dinâmicas nas distribuições dos dados. Usando apenas a média condicional para identificar a distribuição dinâmica pode obter-se resultados espúrios, com visto em Friedman (1992), especificamente em regressões de crescimento econômico de *a la* Barro.

O estudo das distribuições condicionais pode ser facilmente conduzindo usando regressões quantílicas (ver Koenker e Basset, 1978 e Koenker, 2005 para uma apresentação da abordagem recente do assunto). A regressão quantílica permite estimar percentis condicionais na distribuição da variável dependente, no presente caso da taxa de crescimento econômico, fornecendo mais informações do que aquelas obtidas pelas estimativas condicionadas à média, sob poucas hipóteses sobre o comportamento dos percentis. Neste contexto, a regressão quantílica viabiliza o estudo de diferentes estimativas nos diferentes regimes de crescimento econômico dos municípios brasileiros.

Supõe-se uma relação linear dos percentis para diferentes valores das variáveis independentes. O estudo com estimativas baseadas sobre a média condicional (e sua respectiva variância) requer hipóteses mais fortes sobre a distribuição condicional, exigindo, por exemplo, que os percentis das distribuições condicionais sejam parametrizados apenas pela média e variância.

Considerando y_i como a variável de interesse da regressão quantílica, o modelo assume θ percentis na distribuição condicional de y , dado um vetor de variáveis explicativas x lineares, ou seja,

$$Q_\theta(y/x) \equiv \inf\{y \mid F_i(y \mid x) \geq \theta\} = x_i' \beta_\theta$$

em que $F(\cdot)$ é a função de distribuição condicional, $Q_\theta = F^{-1}(\theta)$ é a função percentil respectiva (função quantílica) e β_θ é o parâmetro desconhecido de

coeficientes, cuja estimativa para diferentes valores de θ sobre um intervalo (0, 1) é a função objetivo do problema. O vetor de coeficientes é obtido pela minimização de

$$\sum_i \rho_\theta(y_i - x_i' \beta_\theta), \text{ ou } \sum_i \rho_\theta(u_i)$$

em que

$$\rho_\theta = [\theta u_i I(u_i \geq 0) + (\theta - 1)u_i I(u_i < 0)]$$

$I()$ é função de indexação.

Os erros u_i são expressos em valores absolutos e ponderados de modo desigual, exceto para $\theta=1/2$, quando a mediana condicional é estimada. O problema de minimização acima não possui uma forma fechada, mas pode ser estimado por métodos de programação linear. Sob hipóteses muito fracas sobre o termo de erros, pode-se demonstrar que o vetor de coeficientes é consistente assintoticamente normal (Koenker e Bassett, 1978; Koenker, 2005).

Algumas propriedades importantes deste estimador devem ser consideradas. Primeiro, o estimador é robusto a *outliers* em y_i . Segundo, os coeficientes são equivariantes com respeito a transformações monotônicas, ao contrário da média. Terceiro e mais importante, no caso de dados heterogêneos (incluindo também a heteroscedasticidade), os percentis condicionais podem variar entre as distribuições e assim o efeito das variáveis explicativas seriam diferentes nos diferentes pontos da distribuição (Ribeiro, 1998).

Como apontado anteriormente, é necessário o uso de variáveis instrumentais para obter estimativas consistentes. Seu uso para estimativas de parâmetros nos quantis condicionais foi estudado por Powell (1983) e Amemya (1982). Uma aplicação deste método pode ser vista em Ribeiro (2001, 2007). Similar às regressões de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS), a variável explicativa endógena é predita no primeiro estágio, por mínimos quadrados ordinários (ou regressão quantílica) usando instrumentos; e no segundo estágio, as previsões são usadas como variáveis explicativas no modelo estimado pela regressão quantílica. Este estimador em dois passos é conhecido na literatura como

regressão quantílica em dois estágios (2SQR). Assim como o estimador 2SLS, a matriz de variância covariância exige cuidados, e neste sentido, os desvios-padrão do modelo foram calculados segundo a metodologia proposta por Chernozhukov e Hansen (2008). Detalhes desta estimativa podem ser vistos em Ribeiro (1998). As técnicas para obter estimadores consistentes são baseadas nas condições estabelecidas no tópico 3.3 discutido na presente tese.

A regressão quantílica é realizada na equação (3.2.2). Como é necessário realizar a primeira diferença para controlar o efeito fixo presente nos resíduos, o resultado de cada quantil, por definição, será referente ao quantil de crescimento econômico.

3.3. Resultados Empíricos

3.3.1 Relação entre Desigualdade Interpessoal de Renda e Crescimento Econômico dos Municípios

A análise empírica foi dividida em duas etapas. A primeira aplica a metodologia de Arellano e Bover (1995), com foi utilizada em Forbes (2000), Oliveira (2001), Panizza (2002), para verificar o efeito das variáveis utilizadas sobre o crescimento econômico. Na segunda etapa, é realizada a estimativa GMM em dois estágios utilizando a proporção de jovens e idosos como instrumentos para escolaridade e taxa de desigualdade.

O modelo (1) foi estimado pelo método Arellano e Bover (1995), em que todas as variáveis independentes defasadas em nível e em primeira diferença foram utilizadas como instrumentos, inclusive a escolaridade e a desigualdade. Este modelo segue o que muitas vezes é proposto pela literatura de desigualdade e crescimento econômico com dados em painel, e normalmente gera coeficientes da desigualdade positivos ou estatisticamente insignificantes (ver, por exemplo, Barro, 2000, Forbes, 2000, Oliveira, 2001, Panizza, 2002). Porém, conforme pode ser observado para os municípios brasileiros, o teste de Sargan rejeita, ao nível de 1% de significância, a validade dos instrumentos. Neste modelo, a desigualdade aparece com sinal positivo e significativa sobre o crescimento.

Assim, infere-se que as variáveis defasadas de desigualdade e escolaridade não são instrumentos válidos para o crescimento econômico devido a auto-correlação residual. Como já discutido no Capítulo 2 este resultado está associado a simultaneidade que a expansão tecnológica acarreta entre escolaridade, desigualdade e crescimento econômico.

Neste sentido, os modelos posteriores retiram as defasagens da desigualdade e escolaridade do conjunto de instrumentos e as substituem por estruturas etárias dos municípios. Além disso, a forma como as estimativas são apresentadas segue as recomendações de Roodman (2009). Segundo o autor, modelos em painel dinâmico como Arellano e Bover (1995), muitas vezes apresentam o problema denominado de “proliferação de instrumentos”. Tal problema mostra que o excesso de variáveis instrumentais pode levar o teste de Sargan a aceitar a validade do conjunto de instrumentos, quando em especificações mais simples este conjunto seria rejeitado. Assim, Roodman (2009) sugere que as especificações em painel dinâmico variem o número de instrumentos utilizados para que seja observada a robustez do teste de Sargan¹³.

Os coeficientes obtidos nas regressões do primeiro estágio, relativo ao número de jovens e idosos, nos modelos (2) e (3), estão apresentadas na Tabela 3.1. Como pode ser observado, os sinais estão consoantes às hipóteses relativas aos efeitos dos instrumentos sobre a escolaridade e a desigualdade. Em outras palavras, a proporção de jovens, em $t - 1$, tem efeito positivo sobre a escolaridade em t , enquanto a proporção de jovens e de idosos, em $t - 1$, reduz a taxa de desigualdade em t . O teste de Sargan suporta empiricamente as hipóteses presentes, na medida em que não rejeita a validade dos instrumentos utilizados.

¹³ Roodman (2009) observa, por exemplo, que as estimativas de Forbes (2000) não são robustas a variações do número de instrumentos utilizados em suas estimativas. De tal forma, que a redução do conjunto de instrumentos faz com que o teste de Sargan rejeite a validade dos instrumentos utilizados.

TABELA 3.1 – Resultados do Modelo de Crescimento Econômico para Áreas Mínimas Comparáveis (AMC), entre 1970 a 2000.

<i>Pri. Est – OLS</i>	Modelos			
Escolaridade	(1)	(2)	(3)	(4)
Idosos		0,355 (0,299)	-0,274 (0,327)	
Jovens		3,113*** (0,179)	1,972*** (0,160)	
Teste F		274,88	315,07	
<i>p-valor</i>		0,0000	0,0000	
Índice de Gini				
Idosos		-0,184 (0,118)	-0,288** (0,130)	
Jovens		-0,204*** (0,071)	-0,109 (0,074)	
Teste F		11,60	41,11	
<i>p-valor</i>		0,0000	0,0000	
<i>Seg. Est</i>	<i>A&B</i>	<i>2SLS</i>	<i>2SLS</i>	<i>A&B</i>
	<i>PIB per cap. (y_i)</i>	<i>Tx. Cresc.</i>	<i>PIB per cap.(y_i)</i>	<i>PIB per cap. (y_i)</i>
<i>PIB per cap (y_{t-1})</i>	0,363*** (0,020)		0,322*** (0,104)	0,416*** (0,050)
<i>Cap. Hum. (h_{t-1})</i>	0,024** (0,011)	1,234*** (0,341)	0,999*** (0,247)	0,762*** (0,057)
<i>Gini (ineq_{t-1})</i>	0,230*** (0,085)	-6,751 (4,183)	-2,937 (2,378)	-3,566*** (0,786)
<i>Cap. Fís. (k_{t-1})</i>	-0,095*** (0,027)			0,410*** (0,043)
<i>Def. Esp (Wy_{t-1})</i>	0,089*** (0,033)			-0,592*** (0,084)
Intercepto	-0,166*** (0,012)		-0,176*** (0,067)	2,113*** (0,316)
Observações	10965		3655	10965
Teste de Sargan	104,131		0,035	6,695
<i>p-valor</i>	0,0000		0,8506	0,3499

continuação

<i>Pri. Est – OLS</i>	Modelos			
Escolaridade	(5)	(6)	(7)	(8)
Idosos		-0,639*** (0,274)		
Jovens		1,474*** (0,172)		
Teste F		261,60		
<i>p-valor</i>		0,0000		
Índice de Gini				
Idosos		-0,345*** (0,118)		
Jovens		-0,165*** (0,074)		
Teste F		28,21		
<i>p-valor</i>		0,0000		
<i>Seg. Est</i>	<i>A&B</i>	<i>2SLS</i>	<i>A&B</i>	<i>A&B</i>
	<i>PIB per cap. (y_t)</i>	<i>PIB per cap. (y_t)</i>	<i>IND/PIB</i>	<i>SER/PIB</i>
<i>PIB per cap (y_{t-1})</i>	0,469*** (0,07)	0,329*** (0,075)		
<i>Cap. Hum. (h_{t-1})</i>	0,750*** (0,067)	0,812*** (0,225)	-0,157** (0,079)	0,077*** (0,023)
<i>Gini (ineq_{t-1})</i>	-3,511*** (0,8)	-2,483* (1,511)	3,236*** (0,828)	-0,560** (0,238)
<i>Cap. Fís. (k_{t-1})</i>	0,419*** (0,06)	0,308 (0,268)	-0,019 (0,057)	-0,069*** (0,017)
<i>Def. Esp (Wy_{t-1})</i>	-0,641*** (0,095)	-0,620* (0,366)	-0,157** (0,079)	0,057** (0,023)
<i>Cres. Pop (n)</i>	-1,301 (2,561)			
<i>Intercepto</i>	2,099*** (0,318)	-0,058 (0,087)	-1,324*** (0,33)	0,260*** (0,095)
<i>Observações</i>	10965	3655	7306	7302
<i>Teste de Sargan</i>	4,826	2,019	0,418	0,321
<i>p-valor</i>	0,3056	0,1554	0,5177	0,5706

Notas: 1. A&B é o método Arellano e Bover; 2. 2SLS refere-se ao método mínimos quadrados dois estágios em GMM; 3. A variável independente PIB *pc* significa PIB *per capita*; 4. Erros padrões robustos entre parênteses; 5. * significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

Fonte: Resultados da Pesquisa

O modelo (2) utiliza a proporção de idosos e jovens como instrumentos para a escolaridade e a taxa de desigualdade, todas as variáveis estão em primeira diferença, de forma que não há omissão do efeito fixo. No modelo (3), insere-se o PIB *per capita* inicial como variável dependente, e utiliza-se o PIB *per capita* em nível, com duas e três defasagens, como instrumentos para o PIB *per capita* inicial, o capital humano e a desigualdade todos em primeira diferença. Ambas as regressões foram realizadas para avaliar o poder dos instrumentos na ausência de outras variáveis instrumentais adicionais.

Os modelos (4) e (5) utilizam a metodologia conforme proposta em Arellano e Bover (1995). A diferença crucial para outros trabalhos que usam essa metodologia (como, por exemplo, Forbes, 2000) é que as variáveis defasadas da desigualdade e escolaridade não são utilizadas como instrumentos, como realizado no modelo (1). As estimativas realizadas nos modelos (4) e (5) corroboram os resultados anteriores.

Uma das preocupações com metodologia Arellano e Bover (1995) diz respeito às hipóteses de não correlação das variáveis instrumentais com os efeitos fixos das variáveis em níveis. Por este motivo, os modelos (2) e (3) foram estimados apenas com variáveis em primeira diferença, nos quais observa-se que os instrumentos adicionais utilizados nos modelos (4) e (5), em conjunto com as variáveis em níveis, conforme propõe Arellano e Bover (1995), não alteram os resultados anteriores. Neste sentido, em termos da consistência dos parâmetros estimados, os resultados são robustos a alterações na quantidade de instrumentos.

A principal vantagem da proposta de Arellano e Bover (1995), em relação à metodologia 2SLS tradicional, é de que a expansão do número de instrumentos melhora a eficiência dos modelos. Em outras palavras, reduz-se a probabilidade de se cometer o erro do tipo II, isto é, rejeitar a significância do parâmetro quando ele é estatisticamente diferente de zero. Neste sentido, não por acaso, os modelos (4) e (5) são mais eficientes do que os modelos (3) e (4).

O modelo (5), especificamente, foi realizado como teste de robustez para o modelo proposto. Barro e Sala-i-Martin (2004) sugerem que o crescimento

populacional pode afetar negativamente a taxa de crescimento do município por mudar o estado estacionário da renda *per capita*. Neste sentido, o modelo (5) inclui a taxa de crescimento da população, adicionalmente às outras variáveis consideradas no modelo (4). Como pode ser observado, o sinal do crescimento populacional é negativo, como esperado teoricamente, porém esta variável não foi estatisticamente diferente de zero. Os outros parâmetros estimados foram robustos à mudança de especificação, isto é, permaneceram inalterados em relação aos resultados no modelo (4). Mais uma vez, o teste de Sargan não rejeita a validade dos instrumentos utilizados.

As interpretações dos parâmetros estimados do segundo estágio não oferecem grandes surpresas. O estoque inicial do capital físico (k_{t-1}) e do capital humano (h_{t-1}) apresentam resultados positivos e significativos sobre o processo de crescimento econômico, para cada aumento de 1% do k_{t-1} e h_{t-1} a taxa de crescimento aumenta em torno de 0,4% e 0,8%, respectivamente.

Um resultado interessante verificado foi o sinal negativo e estatisticamente diferente de zero do coeficiente autoregressivo espacial do PIB *per capita*, tal resultado também foi obtido por Ezcurra (2007). Todavia, Easterly e Levine (1998), Ertur e Koch (2006), Madariaga e Poncer (2008), entre outros, obtêm valores positivos para esta variável. Estes trabalhos geralmente explicam o resultado positivo do coeficiente de defasagem espacial no crescimento econômico como efeito do transbordamento espacial da tecnologia. Assim, a estimativa aqui obtida sugere que ao se controlar o efeito da tecnologia pelos instrumentos, pode ser verificado algum efeito negativo gerado pela competição espacial pelo crescimento econômico. Esta idéia, assim, sugere que um município que possui maior PIB *per capita* pode atrair a transferência de recursos em termos de capital físico e humano dos municípios com PIB *per capita* mais baixo. Nestes termos, em média, quando um município tem vizinhos com alto PIB *per capita*, e controla-se pelo efeito do transbordamento tecnológico, o efeito sobre o seu crescimento econômico é negativo.

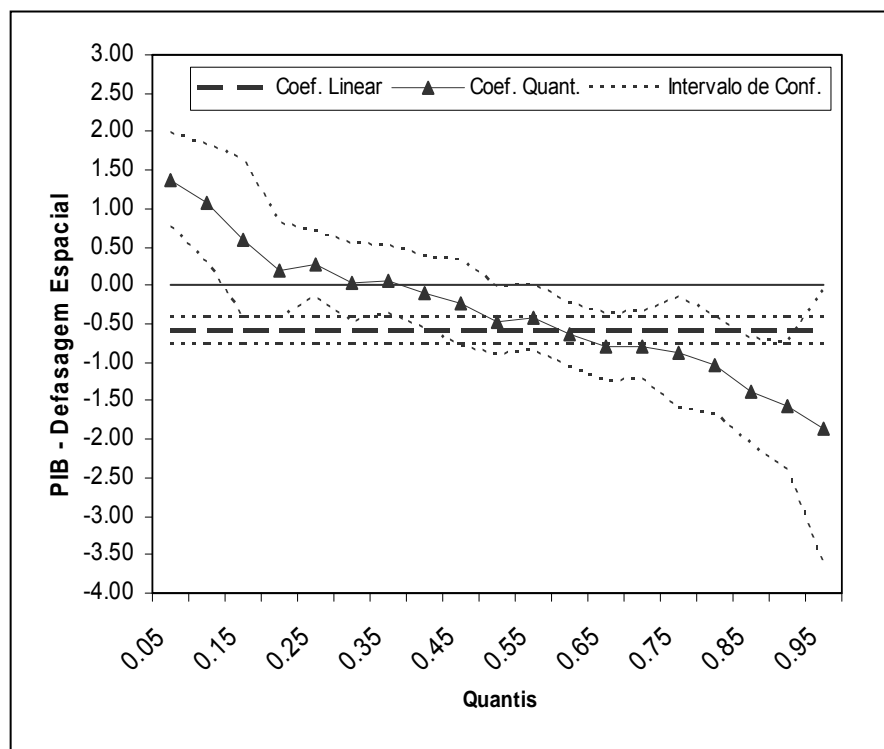
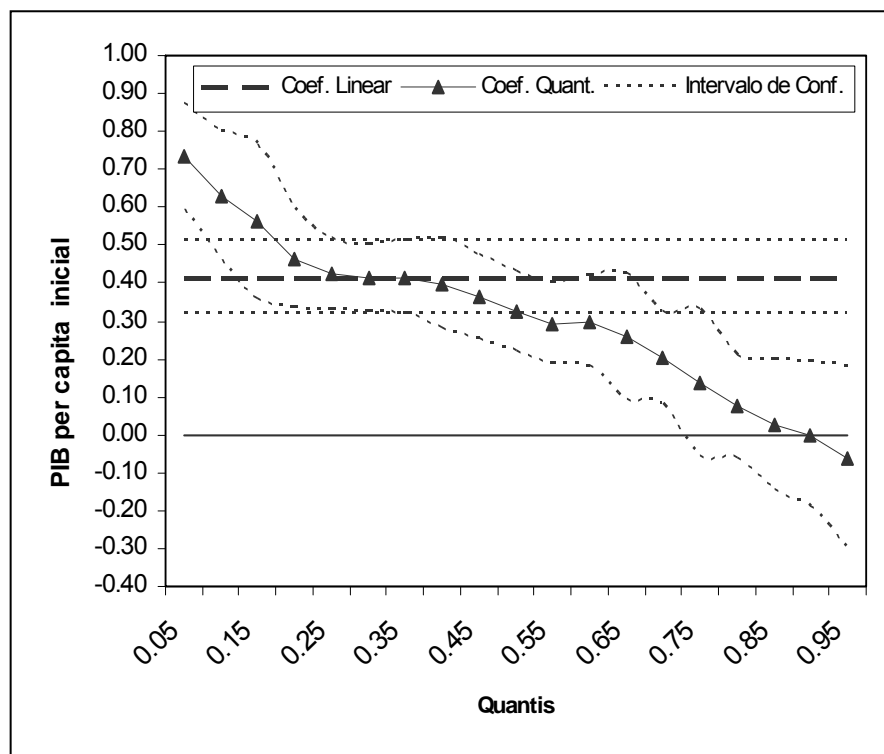
A taxa inicial de desigualdade interpessoal de renda ($ineq_{t-1}$), medida pelo índice de Gini, sugere que seu efeito sobre o crescimento econômico seja negativo. Em média, o aumento de 1% da taxa de desigualdade reduz o crescimento

econômico em torno de 3,5%. Assim, as hipóteses teóricas subjacentes aos efeitos da desigualdade sobre a restrição ao crédito e escolaridade parecem explicar os efeitos sobre o crescimento econômico nos municípios

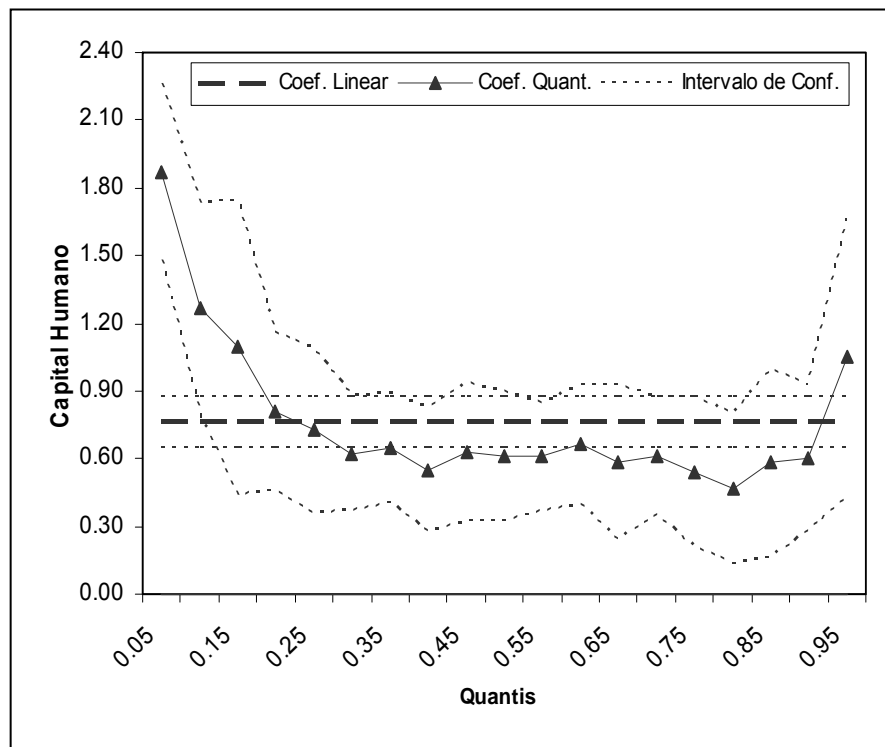
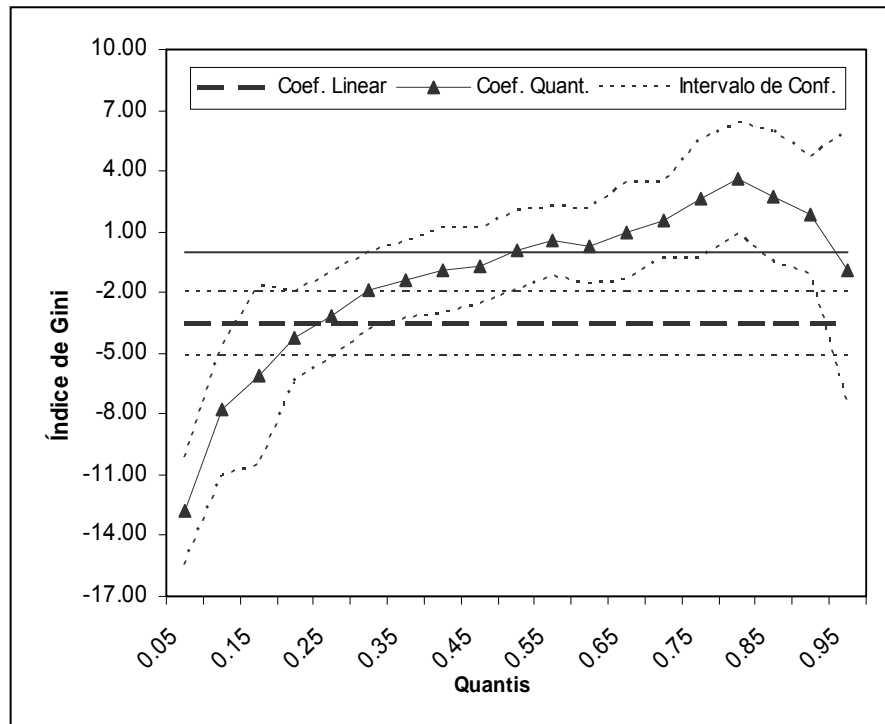
Finalmente, o modelo (6), presente na Tabela 3.1, repete os exercícios anteriores considerando as variáveis dependentes e independentes, e os instrumentos relativo à proporção de jovens e idosos, todos em primeira diferença. Além disso, utiliza as variáveis, em níveis, em duas defasagens do PIB *per capita*, capital físico e defasagem espacial, como instrumentos. Os resultados obtidos são similares aos modelos anteriores, e o teste de Sargan não rejeita a hipótese de validade dos instrumentos. Este exercício foi realizado com intuito de tomar os valores preditos do primeiro estágio das variáveis independentes do modelo (6), e utilizá-las no modelo de regressão quantílica apresentada a seguir na Figura 3.1.

Conforme pode ser observado na Figura 3.1, os resultados obtidos juntos aos quantis condicionais acrescentam informações relevantes em relação às regressões nas médias. Os parâmetros do PIB inicial *per capita*, por exemplo, mostram que os efeitos qualitativos dos coeficientes estimados mudam nas diferentes distribuições da taxa de crescimento econômico. Os municípios que estão presentes nos quantis mais baixos apresentam menor velocidade de convergência.

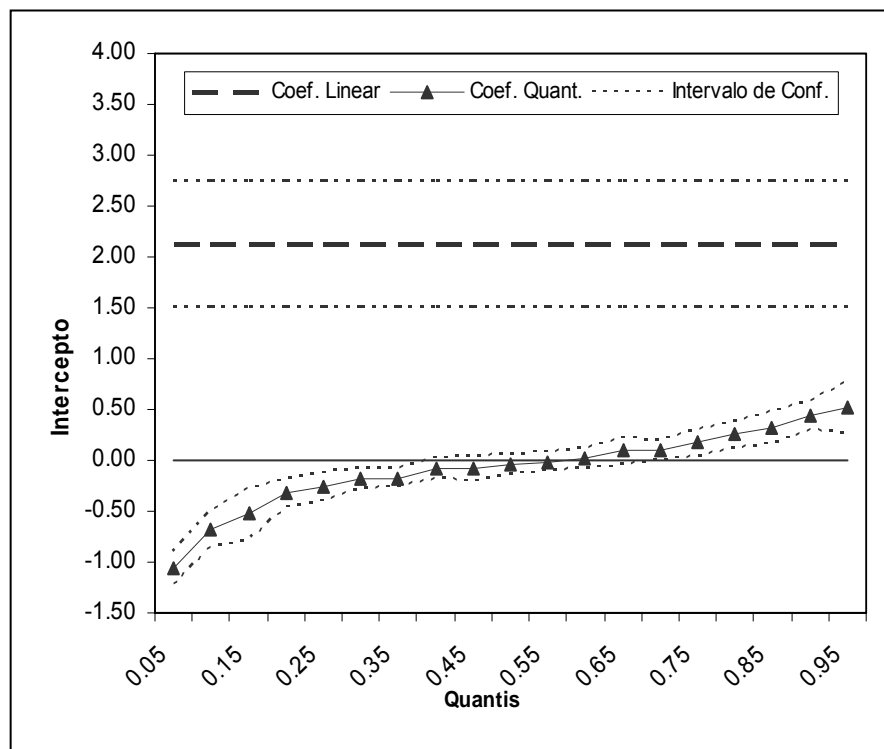
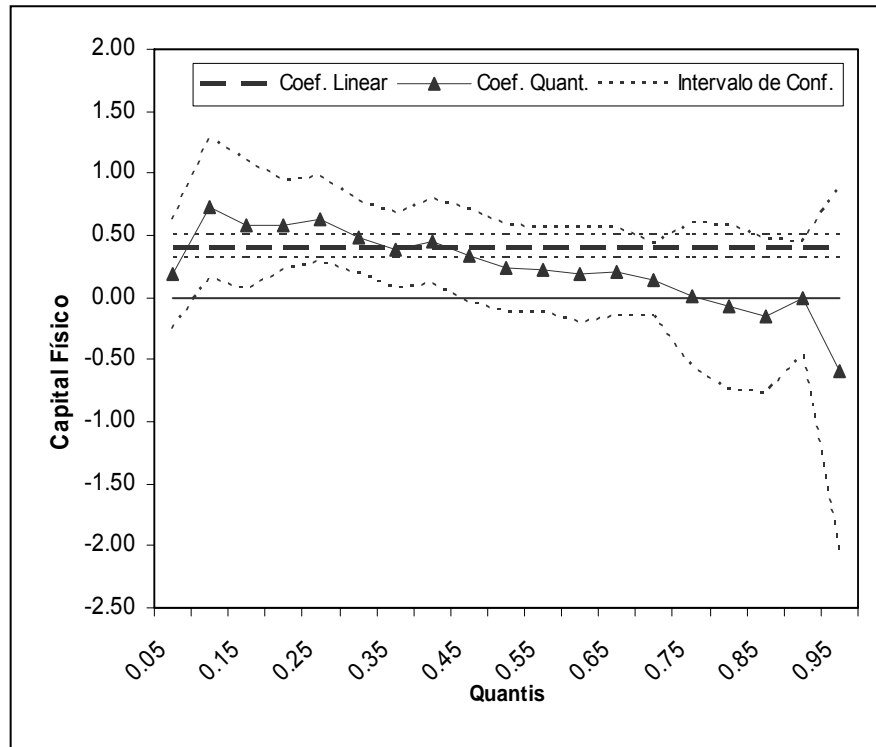
FIGURA 3.1 – Regressão Quantílicas do Modelo de Crescimento Econômico Das Áreas Mínimas Comparáveis, entre 1970 a 2000.



Continuação



Continuação



Fonte: Resultados da Pesquisa

Por outro lado, municípios com maiores taxas de crescimento, situados nos quantis 0,85, em diante, possuem acentuada velocidade de convergência. Provavelmente, em razão dos retornos marginais do capital físico e humano serem relativamente altos.

A estimativa da defasagem espacial do PIB *per capita*, aponta no sentido de que a competição espacial observada na regressão linear, é uma característica específica dos municípios com taxa de crescimento acima da mediana da distribuição. Nos municípios com taxas de crescimento modestas o PIB *per capita* dos vizinhos influencia positivamente o crescimento econômico. Há de se considerar que, em média, os municípios que mais crescem na presente amostra estão na condição *Catching-up*, isto é, regiões inicialmente mais pobres e que mais expandiram economicamente ao longo do período analisado. Neste ponto, tais regiões, podem apresentar maior competição espacial pelos recursos, como capital humano, do que as regiões *Falling Behind*, em geral, mais desenvolvidas economicamente e que reduziram seu ritmo de crescimento ao longo do tempo, provavelmente em virtude da redução dos retornos marginais do capital físico e humano.

Os coeficientes estimados do estoque inicial de capital humano sugerem que os efeitos destas variáveis são mais importantes nas regiões com menor taxa de crescimento econômico. A maioria destas regiões corresponde à classificação "*Falling Behing*", ou seja, regiões que já eram ricas em 1970 e tiveram importante participação da indústria no seu desenvolvimento. Por hipótese, quanto maior o capital humano, maior a produtividade marginal do capital físico. Vale salientar, o estoque de capital humano parece ser mais importante para explicar diferenças relativas no crescimento econômico do que o capital físico.

Assim, as estimativas apresentadas sugerem dinâmicas de crescimento econômico distintas. Municípios que historicamente estão presentes em regiões mais desenvolvidas parecem apresentar dinâmicas próprias, associadas à região econômica a que pertence. Nas regiões "*Losing*", como sugere as hipóteses relativas à armadilha da pobreza, o fato dos municípios possuírem um estoque de capital físico e humano limitados faz com que não lhes sejam permitidos aproveitarem as externalidades que a variável de escolaridade gera em termos de expansão do

progresso tecnológico e aumento da produtividade marginal dos insumos. Neste âmbito, embora a escolaridade tenha um efeito importante sobre a taxa de crescimento, o baixo estoque de capital humano os faz atingirem mais rápido seu estado estacionário de baixa renda *per capita*. Os municípios, por sua vez, que têm maior estoque de capital humano acabam ampliando seu período de convergência em direção ao PIB *per capita* de longo prazo, ou até mesmo, o crescimento econômico pode estar sendo determinado pela expansão tecnológica inerente à condição de alto estoque acumulado de capital humano.

Finalmente, os coeficientes estimados da taxa de desigualdade, condicionados aos quantis, mostram que o efeito negativo da desigualdade, observado anteriormente, está efetivamente concentrado nos municípios com taxas de crescimento modestas. Por outro lado, as regiões com taxas de crescimento superiores à mediana da distribuição têm efeitos estatisticamente não significativos, ou mesmo positivo, como sugere o quantil 0,75. Tais resultados caracterizam transições do efeito da desigualdade entre os distintos regimes de crescimento econômico, ou seja, existem diferentes efeitos do papel intertemporal da distribuição de renda sobre o processo de desenvolvimento.

A desigualdade, por exemplo, acarretou fortes efeitos sobre a taxa de crescimento nos municípios com reduzido crescimento econômico. Nas regiões "*Falling Behind*", a literatura moderna sobre a desigualdade nos permite associar este resultado ao seu impacto sobre a acumulação de capital, tanto físico, quanto humano, na presença de restrição de crédito. No caso das regiões "*Losing*", o efeito seria ainda mais intenso, dada a presença de não-convexidades na função de produção.

Por outro lado, é importante lembrar que a abordagem clássica argumenta que a desigualdade pode incrementar a produção industrial. Neste caso, o efeito positivo, ou não significativo, da desigualdade sobre o processo de desenvolvimento reflete os estágios da industrialização, quando a acumulação de capital físico é o principal motor do crescimento econômico. Nos estágios da industrialização, o capital físico acumulado é escasso, e a taxa de retorno do capital humano é menor do que a taxa de retorno para o capital físico, logo, o processo de desenvolvimento é abastecido pela acumulação do capital físico.

Nesta hipótese, o efeito positivo da desigualdade sobre a poupança agregada pode dominar, portanto, o efeito negativo sobre o investimento em capital humano, e, desde que a propensão marginal a poupar seja uma função crescente da riqueza do indivíduo, a desigualdade aumenta a poupança agregada e a acumulação de capital, o que acentua o processo de desenvolvimento. Contudo, a medida em que o processo de desenvolvimento ocorre e o retorno do capital físico reduz-se, ou mesmo, o efeito da desigualdade sobre a acumulação do capital físico estagna-se, a desigualdade se torna adversa para o crescimento econômico, o que caracteriza os efeitos descritos pela abordagem moderna da relação entre desigualdade e o crescimento. O impacto negativo da desigualdade sobre as regiões “*Falling Behind*” e positivo sobre as “*Catching-Up*” pode estar representando estes estágios.

Como visto, a abordagem moderna sugere que a igualdade de renda estimula o investimento em capital humano. Neste caso, o retorno do capital humano aumenta devido à complementaridade capital-qualificação, e o capital humano torna-se o principal motor do crescimento econômico. Nestas condições, a redução da desigualdade, na presença de restrições de crédito, estimula investimentos em capital humano e acentua o crescimento econômico.

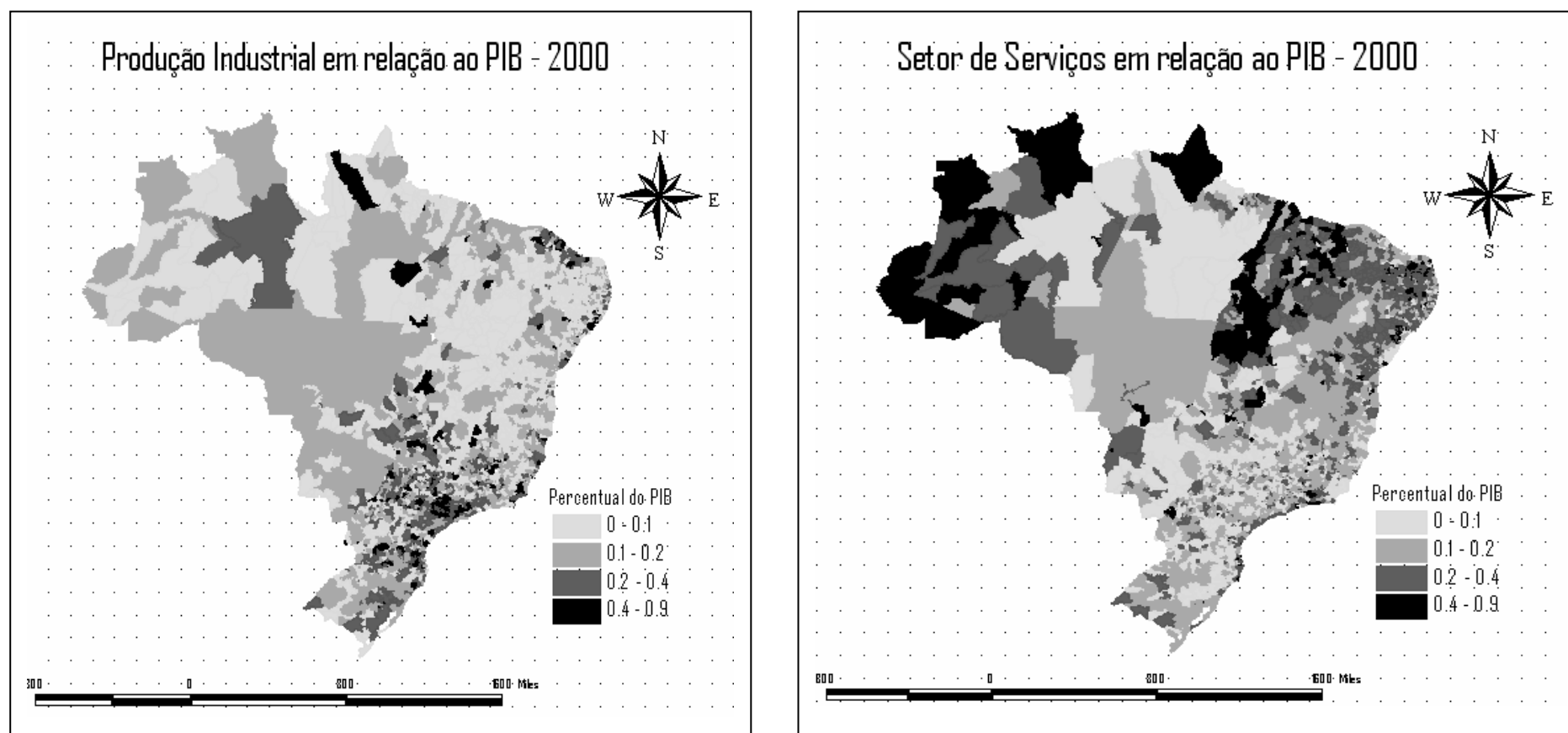
Assim, conforme os dados obtidos apontam, a desigualdade de renda deve ser um fator efetivamente adverso ao crescimento econômico, quando, os retornos marginais do capital físico na região são baixos, sendo que nestas circunstâncias uma taxa de desigualdade de renda mais intensa impede que os investimentos em capital humano sejam realizados, o que torna o município estagnado economicamente. Se acaso a região possui um PIB *per capita* relativamente baixo, esta permanecerá pobre, o que se configura na armadilha da pobreza. Este resultado é confirmado pelas estimativas ao apontarem que, em municípios com baixo crescimento econômico, qualquer redução da desigualdade resulta na ampliação do efeito do capital humano, o que gera conseqüente aumento na taxa de crescimento futura devido aos efeitos da escolaridade sobre o progresso tecnológico.

Mesmo que as estimativas não apontem para o efeito relativamente forte do capital físico sobre o crescimento econômico, a sua acumulação pode estar

associada ao crescimento econômico em t , sem efetivamente estimular o crescimento econômico em $t + 1$. As hipóteses teóricas sugerem que o papel de manter o crescimento econômico está condicionado principalmente ao capital humano em razão do efeito que este tem sobre a expansão do progresso tecnológico futuro. Dito em outras palavras, devido à complementaridade, o capital físico é parte fundamental do processo de desenvolvimento econômico, por exercer o papel de recepcionar o capital humano. Mas, se a continuidade do crescimento econômico depende do progresso tecnológico, o incremento da escolaridade média, conforme discutido em Galor e Moav (2000) e Bils e Klenow (2000), causa a endogeneidade com o progresso tecnológico, o que mantém positiva as taxas de crescimento econômicas.

Para melhor compreender estes possíveis efeitos relativos às transições no processo de desenvolvimento, realiza-se uma nova investigação relacionando as diferentes etapas do processo de crescimento da participação da indústria e do setor de serviços sobre o PIB dos municípios brasileiros. Neste caso, espera-se observar alguma relação entre a tipologia de crescimento econômico conforme definida anteriormente, com a participação relativa destes dois setores. A Figura 3.2 examina a importância de cada um destes segmentos na proporção do PIB dos municípios brasileiros. Conforme pode ser observado, as Regiões Sul, Sudeste, parte Centro-Oeste, principalmente Goiás, e o litoral nordestino possuem mais do que 20% do PIB local determinada pela produção industrial. Por outro lado, o interior nordestino e a Norte possuem uma participação relativamente baixa do setor industrial em seu PIB, notoriamente percentuais inferiores a taxa de 10% da produção industrial em relação ao PIB.

FIGURA 3.2 – Comparativo entre a parcela de produção industrial e do setor de serviços em relação ao PIB nas Áreas Mínimas Comparáveis em 2000



Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE.

Porém, não obstante a estes percentuais, que sugerem uma relação forte entre taxas de produção industrial e alto PIB *per capita*, as taxas de crescimento médio destes dois setores, apontam que, em média, as regiões *Falling Behind* apresentam um crescimento médio insignificante da participação da produção industrial em relação ao seu PIB. Especificamente, o crescimento da proporção da produção industrial dos municípios considerados *Falling Behind*, no período de 1970 a 2000, foi apenas 2,61%; por sua vez, o setor de serviços em relação ao PIB apresentou um crescimento de 42,6%. Neste mesmo período, as regiões *Catching-Up* ampliaram a proporção da produção industrial em relação ao PIB em 31,2%, enquanto o setor de serviços apresentou um crescimento de 29,4% na participação do PIB.

Estes resultados motivaram uma nova avaliação econométrica, representadas pelos modelos (7) e (8) presentes na Tabela 3.1. Para tanto, o PIB *per capita* foi substituído pela taxa de crescimento da participação do setor industrial e do setor de serviços relativos ao PIB dos municípios. Conforme pode ser observado o teste de Sargan não rejeita a validade dos instrumentos utilizados. As estimativas confirmam as evidências obtidas, e permitem realizar avaliações mais profundas dos resultados obtidos na regressão quantílica.

O aumento da produção industrial em relação ao PIB, por exemplo, sugere que há uma relação negativa entre o capital humano inicial, e taxa de crescimento desta proporção. Porém, a desigualdade de renda aparenta estimular o crescimento da participação da produção industrial em relação ao PIB. A variável de capital físico não é significativa, enquanto a presença de municípios vizinhos com alto PIB *per capita* sugere um efeito negativo sobre o crescimento desta proporção.

A taxa de crescimento do setor de serviços em relação ao PIB, modelo (8), apresenta relações opostas. O capital humano inicial estimula o crescimento deste setor, enquanto o incremento da desigualdade de renda tem efeito negativo. O estoque de capital físico apresenta uma relação negativa com o crescimento do setor de serviços. Este resultado pode estar condicionado às análises anteriores que apontam um crescimento médio relativamente forte deste setor nos municípios na condição *Falling Behind*. Finalmente, existe uma relação positiva do PIB *per capita* dos vizinhos sobre a relação serviços/PIB.

Assim, o confronto destes resultados frente aos parâmetros obtidos na regressão quantílica permite inferir importantes conciliações sobre as características do processo de desenvolvimento econômico dos municípios brasileiros. Os resultados apontam que a dinâmica condicionada pela expansão da produção industrial não sofre uma grave interferência da desigualdade de renda e nem da ausência do capital humano. Este processo parece que determinou a principal alavanca da taxa de crescimento dos municípios *Catching-Up*, de tal forma, que há até mesmo uma correspondente disputa espacial pelo crescimento da produção industrial, como observado nas regressão quantílica.

No entanto, à medida que o processo de desenvolvimento econômico chega à estagnação da produção industrial, o município passa a se desenvolver baseado no setor de serviços. A expansão deste setor parece estar diretamente associado à redução da desigualdade de renda e com crescimento do capital humano. Neste ínterim, as estimativas obtidas por meio da regressão quantílica podem explicar o porquê a desigualdade interfere com mais severidade no crescimento econômico nos municípios na condição *Falling Behind*. Entre outros possíveis motivos, tal resultado decorre do efeito negativo da desigualdade sobre a expansão do setor de serviços, que pode ser o dinamizador econômico das regiões que possuem alto índice de produção industrial relativa ao PIB, mas que necessitam da expansão do setor de serviços para aumentar sua taxa de crescimento econômico.

As discussões dos resultados obtidos nas presentes estimativas estão fundamentadas na condição de que a restrição de crédito esteja ativa na economia. Em outras palavras, para que a desigualdade de renda efetivamente reduza o crescimento econômico é necessário que indivíduos de baixa renda não possuam acesso ao crédito. Esta evidência em termos de indivíduos foi observada em Assunção e Alves (2007). Contudo, também procura-se constatar se tal restrição micro reproduz-se em termos macros, isto é, agregados em municípios. Neste caso, deve se identificar uma forte relação entre desigualdade e oferta de crédito nas regiões estudadas.

Neste âmbito, a abordagem da restrição de crédito, desigualdade e crescimento econômico será o tema do próximo capítulo da presente tese. O objetivo deste

estudo é observar sob em que condições a desigualdade de renda interfere no mercado de crédito, tendo em vista que o crédito pode ser um importante canal para o processo de desenvolvimento econômico dos municípios brasileiros.

CAPÍTULO 4

4.1 Desigualdade, Racionamento de Crédito e Crescimento Econômico

Uma questão fundamental tratada nos modelos utilizados para explicar a relação entre desigualdade e crescimento refere-se diretamente ao problema de racionamento de crédito associado à desigualdade de renda. Em outras palavras, para que haja efeitos adversos da desigualdade sobre o crescimento econômico é necessário que as restrições de crédito estejam ativas na presença de mercados imperfeitos de financiamento. Além disso, a carência de acesso ao financiamento foi reconhecida como causa da persistência da desigualdade. Os resultados teóricos de Galor e Zeira (1993), Banerjee e Newman (1993), Piketty (1997, 2000) são similares, e apontam que o racionamento de crédito sobre o nível de investimento, emprego, renda e distribuição de riqueza pode levar à armadilha da pobreza. Em que segue, a desigualdade de renda, na presença de mercados imperfeitos, influencia adversamente a taxa de juros praticada pelo mercado, o que impossibilita o agente obter crédito suficiente para realizar os investimentos que ocasionariam o crescimento ótimo da economia.

Consideráveis debates teóricos existem em torno do papel do sistema financeiro sobre o desenvolvimento de países e regiões. Em Shumpeter (1959) o desenvolvimento do sistema financeiro está associado ao desenvolvimento econômico. O autor enfatiza a importância de bancos sobre o processo do crescimento econômico, dado que os sistemas bancários são ativos responsáveis por inovações tecnológicas, ao identificar e financiar projetos que acenam alta lucratividade. Robinson (1952), Arestis e Demetriades (1998) argumentam que o desenvolvimento econômico é resultado inerente ao desenvolvimento financeiro, à medida que transações econômicas evoluem, naturalmente, e aumentam a demanda por serviços financeiros. Neste caso, o desenvolvimento econômico alavanca o desenvolvimento bancário.

Bencivenga e Smith, 1991; Levine, 1997, Darrat, 1999, entre outros, sugerem a hipótese de que o desenvolvimento do sistema financeiro leva ao crescimento

econômico. Entre outros motivos, pode-se destacar o fato do sistema financeiro facilitar alocações de recursos de forma mais eficiente, estimulando, em consequência, a captação de fundos para financiar investimentos em capital. Não por acaso, os bancos realizam o papel central na intermediação poupadores/investidores, tornando-se, por excelência, o principal articulador do setor privado e público na formação do estoque bruto de capital físico da economia. Um *survey* desta literatura empírica pode ser encontrada em Levine (2005).

Em termos de estudos empíricos realizados para países, King e Levine (1993) mostram que o grau de intermediação financeira é um bom previsor para taxa de crescimento de longo prazo, acumulação de capital, e melhorias na produtividade. Levine e Servos (1998) ampliam o estudo de King e Levine (1993) ao verificar que além dos serviços de intermediação financeira, a extensão do mercado de ativos líquidos (*stock market liquidity*), basicamente mercado de capitais, também apresenta relação positiva com o crescimento econômico de países. Silva e Pôrto Júnior (2006), por meio de estimativas em regressões quantílicas, para 77 países no período de 1980 a 1992, reforçaram os resultados de Levine e Servos (1998), em que, quanto maior o quantil de crescimento econômico maior é a contribuição do sistema financeiro.

Para o Brasil, Matos (2002), Marques Júnior e Pôrto Júnior (2004), em consonância à proposta de Levine e Zervos (1998), observaram causalidade do desenvolvimento do sistema financeiro e mercado de capitais sobre o crescimento econômico brasileiro. Por sua vez, Reichstul e Lima (2006) obtêm relações de dupla causalidade entre variadas modalidades de crédito e atividade econômica na Região Metropolitana de São Paulo.

Alexandre *et al.* (2004), em estudo *cross section* para os Estados brasileiros, verificou que o aumento da oferta de crédito teve efeito positivo e acelerou a convergência de renda, no período entre 1988 a 2001. Por sua vez, Kroth e Dias (2006), por meio de um modelo painel, constatam que operações de crédito e depósitos de poupança foram variáveis relevantes para explicar o tamanho do PIB *per capita* dos municípios brasileiros entre 1999 a 2003.

A literatura supracitada aponta efeitos favoráveis do crédito sobre o crescimento econômico. Contudo, o presente capítulo pretende esclarecer que a desigualdade interpessoal de renda também exerce um importante papel nas decisões de alocações do financiamento por parte dos bancos. Como mostra Piketti (2000) a restrição ao crédito é uma condição fundamental para que a desigualdade de renda possa estar ativa, e funcionar como uma das variáveis que engendram a condição de armadilha da pobreza. Caso contrário, indivíduos pobres poderiam obter crédito para realizar investimentos e, a cada geração, aumentar sua renda até sair da condição de pobreza.

Os argumentos teóricos apresentado no próximo item sinalizam que concessões de empréstimos e financiamentos, na presença de um mercado de crédito imperfeito, teriam por consequência abastecer economias que são desenvolvidas, e não disponibilizar recursos financeiros suficientes para economias pobres. A proposta teórica discutida sugere a não linearidade entre a riqueza de uma economia, representada aqui pelo PIB *per capita* do município, e a disponibilidade do crédito. Além disso, junto com a desigualdade de renda, os municípios pobres devem se deparar com maior racionamento de crédito do que os demais.

4.2. Desigualdade e Desenvolvimento Financeiro

Evidências teóricas e empíricas tendem apontar uma correlação negativa entre desigualdade e financiamento. Ao estudar desenvolvimento financeiro e mudanças na pobreza Beck *et al.* (2007) e Demirguc-Kunt e Levine (2009) observaram que o desenvolvimento financeiro é correlacionado com menores taxas de desigualdade. Eles mostram que países com melhores intermediações financeiras têm declínios mais acentuados da pobreza e desigualdade de renda, e que o desenvolvimento financeiro reduz a pobreza por estimular desproporcionalmente o crescimento da renda dos mais pobres. Além disso, Banerjee e Duflo (2005) revisaram evidências empíricas que associam restrições financeiras para indivíduos pobres com retornos marginais mais altos em locais de baixos níveis de capital investido.

Não obstante, Greenwood e Jovanovick (1990), Clark *et al.* (2006), Jeong e Townsend (2008) também concluem que a desigualdade reduz na medida em que há desenvolvimento econômico e intermediários financeiros, contudo esta relação é não linear. Especificamente é possível observar que o bom funcionamento do sistema financeiro provavelmente reforça a baixa desigualdade, enquanto um sistema financeiro subdesenvolvido acentua a desigualdade.

Greenwood e Jovanovic (1990) apontam que o desenvolvimento financeiro inicialmente beneficia indivíduos ricos porque nos estágios iniciais do desenvolvimento indivíduos pobres não têm acesso aos benefícios diretos do desenvolvimento do mercado financeiro. Em níveis mais avançados do desenvolvimento econômico, um número cada vez maior de pessoas acessam o mercado financeiro, e então o desenvolvimento financeiro beneficia um número crescente de pessoas.

Jeong e Townsend (2008) modelaram a relação desigualdade/crescimento na Tailândia, ao observar a associação neste país entre a redução da desigualdade do prêmio salarial e o concomitante incremento de retornos de instituições empresariais e financeiras. Para os autores, o desenvolvimento do mercado de crédito na Tailândia reduziu os custos de investimento inicial pelos agentes e ocasionou uma relação de Kuznets, dado que a desigualdade de renda aumentou inicialmente, mas com o decorrente desenvolvimento do capital financeiro a concentração de renda diminuiu. Resultados semelhantes em dados *cross sections* de países foram obtidos por Clark *et al.* (2006).

Jaffee e Russell (1976) e Stiglitz e Weiss (1981) estabelecem um marco teórico para explicar a presença do racionamento de crédito na economia. Em Stiglitz e Weiss (1981), a teoria se assenta em duas proposições fundamentais: (i) os emprestadores não podem distinguir entre tomadores de empréstimo com diferentes graus de risco, e (ii) os contratos de empréstimo estão sujeitos a limitação de passivos, isto é, se os retornos do projeto são menores do que as dívidas assumidas, o tomador não se responsabiliza em pagá-la além do colateral estipulado.

Na concepção Jaffee e Russell (1976) e Stiglitz e Weiss (1981) devido problemas de incentivos e de seleção adversa, o racionamento surge pelo fato das forças competitivas não atuarem sobre a determinação da taxa de juros cobrada pelos bancos. Mais especificamente, por meio de contratos, os bancos oferecem diferentes linhas de créditos, a diferentes taxas de juros, e estes contratos estabelecem quais os grupos de indivíduos que estarão propensos, ou mesmo selecionados, para obter crédito e efetuarem assim seus projetos de investimentos. Além disso, não apenas as taxas de juros definem quem serão os indivíduos selecionados, como também, a diferença entre o retorno esperado do investimento e o colateral (garantia) que o indivíduo oferece caso o empréstimo realizado não seja devidamente quitado.

Porquanto, o comportamento maximizador de lucros por parte dos bancos, não está sujeita as forças de demanda e oferta do mercado, mas sim, à escolha de uma taxa de juros apropriada, que funcione como uma estratégia de seleção, isto é, que exclua do mercado aqueles indivíduos mais propensos a dar o calote no empréstimo. Em outras palavras, em uma situação de excesso de oferta de moeda, a taxa de juros não necessariamente será reduzida para todos na economia, e mesmo se o indivíduo estiver disposto a pagar uma taxa mais alta àquela definida pelo banco, se ele não possui colateral suficiente para o investimento desejado, ele estará excluído do mercado de crédito.

Contudo, um teor importante desta teoria consiste na intrínseca relação entre a taxa de juros estabelecida pelo banco e a probabilidade de sucesso do projeto empreendido pelo agente. Se o tomador do empréstimo e o banco são neutros ao risco, e o agente se depara com dois possíveis projetos de investimentos, com probabilidade de riscos θ_1 e θ_2 , em que $\theta_1 > \theta_2$, e os projetos possuem *mean preserving spreads*, o retorno esperado de θ_1 é superior a θ_2 . Dependendo da taxa de juros adotada, o tomador do empréstimo tende a realizar o projeto mais arriscado, dado que ele irá procurar maximizar seus ganhos.

Em outras palavras, existe uma relação positiva entre a taxa de juros e o risco do empreendimento escolhido. No entanto, o retorno esperado dos empréstimos do banco é uma função decrescente dos empréstimos de baixo risco¹⁴. Nesta situação, Stiglitz e Weiss (1981) mostram que o banco se depara com o *trade-off* risco e retorno, de tal forma que existe uma taxa de juros ótima que seleciona indivíduos que maximizam o lucro bancário. O aumento na taxa de juros além deste ponto conduz a um efeito de composição adversa, pois implica um novo *mix* de tomadores de empréstimo de maior risco, impactando negativamente a lucratividade da instituição bancária.

Contudo, a principal crítica referente a modelos de seleção adversa condiz com a pressuposição de que o setor bancário não tenha conhecimento das características do tomador e dos riscos do projeto a ser empreendido, e na ausência de considerações substanciais do risco moral que está sujeito ao mercado de empréstimos bancários (Aleem, 1993)¹⁵.

Neste âmbito, Piketty (1997) e Aghion e Bolton (1997) mudam a hipótese de contratos que minimizam a seleção adversa do modelo de Stiglitz e Weiss (1981) para a hipótese de contratos que reduzam o risco moral do empréstimo.

Na ótica do racionamento causado pelo risco moral, supõe-se que as instituições bancárias têm informações e monitoram os indivíduos que recebem o empréstimo¹⁶. Como em Stiglitz e Weiss (1981), os agentes ao obterem o empréstimo podem optar em realizar um empreendimento com maior taxa de retorno, mas com maior risco de falência, fazendo com que o banco receba apenas o colateral alienado. A diferença crucial entre o modelo Jaffee e Russell (1976) e Stiglitz e Weiss (1981) em relação às propostas teóricas de Aghion e

¹⁴ Por hipótese os investimentos mais arriscados oferecem maior retorno.

¹⁵ Versões que tratam do racionamento de crédito como um problema de risco moral pode ser encontrado em Galor e Zeira (1993), Aghion e Bolton (1997), Piketty (1993, 1997), entre outros.

¹⁶ Em Galor e Zeira (1993), por exemplo, este monitoramento resulta em custo que reflete sobre a taxa de juros, não permitindo que a taxa de juros se iguale ao retorno marginal do capital.

Bolton (1997), Piketty (1997, 2000) é a hipótese de que os bancos não realizam o empréstimo e nem escolhem a taxa de juros para evitar uma seleção adversa, mas sim para retirarem de seus clientes um esforço compatível ao colateral ofertado.

Neste ambiente, o racionamento do crédito é um resultado endógeno da taxa de desigualdade de renda presente em uma dada região. Em outras palavras, há interação entre desigualdade de renda, racionamento de crédito e crescimento econômico se tornam intrinsecamente interligadas. Como resultado, é possível verificar que em situações em que os retornos são decrescentes e o mercado de crédito é perfeito, a taxa de juros de longo prazo e o produto agregado são unicamente determinados, e a dispersão da renda entre os indivíduos e as firmas são irrelevantes para o processo de crescimento econômico.

Seguindo as especificações presentes em Piketty (1997) e Aghion e Bolton (1997), considere uma economia fechada com horizonte de tempo finito e discreto $t = 0, 1, 2, \dots$ e uma população estacionária de famílias que vivem infinitamente $I = [0, 1]$. Existem dois bens, um bem trabalho e um bem físico que podem servir tanto como um bem de consumo como um bem de capital. A cada período t o estado da economia é descrito pela distribuição corrente de riqueza, representada por uma função de distribuição $G_t(w)$ (em que $G_t(w)$ é a fração da população com riqueza corrente inferior a w). A riqueza agregada (que é também a riqueza média) W_t é dada por

$$W_t = \int w dG_t(w) \quad (4.1)$$

A cada período t , toda família $i \in I$ tem dotação de uma unidade de trabalho indivisível e uma riqueza inicial de w_{it} , e ganha renda ofertando trabalho e capital; a renda resultante y_{it} no fim do período é dividida entre consumo c_{it} e poupança b_{it} , a qual fará fazer parte da riqueza inicial da família no período seguinte, isto é, $w_{it} = b_{it}$.

Conforme Piketty (1997) interpreta-se cada período do tempo como a geração de uma família, e existe uma fração s da renda total poupada, tal que, $b_{it} = sy_{it}$. Além disso, cada família maximiza uma função de preferência Cobb-Douglas definida

como função do consumo e da herança deixada para seus descendentes. Mais especificamente, cada geração maximiza:

$$U = zc^{1-s} b^s - e, \text{ com } z = (1-s)^{s-1} s^{-s} \quad (4.2)$$

e a utilidade indireta para a renda é

$$U = y - e, \quad (4.3)$$

$$c = (1-s)y \quad (4.4)$$

$$b = sy. \quad (4.5)$$

Finalmente, assume-se que a riqueza pode ser estocada a custo zero, mas os investimentos em capital apresentam *sunk costs* (isto é, taxa de depreciação igual a 100%)

Os agentes são neutros ao risco, eles maximizam a renda total esperada menos a desutilidade do trabalho, isto é, $U = y - e$, onde $e = 0$ ou 1 é a oferta de trabalho (esforço).

Seguindo um modelo típico Solow-Swan, a tecnologia $F(K,L)$ exibe retornos constantes de escala com respeito ao capital agregado e aos insumo capital K e trabalho L ; como usualmente, pode-se estudar a produção em seu nível individual, observando cada agente como um investidor em potencial, neste caso, a função de produção pode ser escrita como $f^*(k) = F(K/L, 1)$ com $k = K/L$ em nível *per capita*. Aghion e Bolton (1997) e Piketty (1997) supõe que o produto desta economia $f^*(k)$ tomar diferentes valores dependendo do esforço realizado, e a recorrente probabilidade de sucesso associada a este esforço:

$$f^*(k) = \begin{cases} f(k) & \text{com probabilidade } p \\ 0 & \text{com probabilidade } 1-p \end{cases} \quad \text{se } e = 1 \quad (4.6)$$

$$f^*(k_0) = \begin{cases} f(k_0) & \text{com probabilidade } q \\ 0 & \text{com probabilidade } 1-q \end{cases} \quad \text{se } e = 0 \quad (4.7)$$

$f^*(\bullet)$ é uma função convexa e segue as condições de Inada, isto é, $f(0) = 0$, $f' > 0$, $f'' < 0$, $f'(0) = \infty$, $f'(\infty) = 0$

Supõe-se que as probabilidades de sucesso sejam dadas por $0 < q < p < 1$, e os retornos por $f^*(k) < f^*(k_0)$, o que conduz ao incentivo do risco moral. A probabilidade de sucesso dos investimentos é dada por $p \cdot f^*(k) > q \cdot f^*(k_0)$, ou seja, a escolha do investimento $f^*(k_0)$ tem por consequência uma perda social mais acentuada em virtude da maior probabilidade de falência dos investimentos realizados.

A maximização do lucro desta economia é a condição *first best* descrita por:

$$y(r) = pf(k(r)) - (1+r)k(r) \text{ e logo } pf'(k(r)) = (1+r) \quad (4.8)$$

$$y_0(r) = qf(k_0(r)) - (1+r)k_0(r) \text{ e logo } qf'(k_0(r)) = (1+r) \quad (4.9)$$

O não racionamento de crédito nesta economia é sinônimo de ausência de risco moral, o que significa que todos os agentes vão ofertar seu máximo esforço para o sucesso do empreendimento do projeto, isto é, $e = 1$, e o equilíbrio desta economia é descrito pela equação (4.8).

A implicação essencial do mercado de crédito perfeito é que a alocação da produtividades entre os agentes e, portanto, o equilíbrio da taxa de juros é independente da dispersão corrente dos níveis de riqueza. Na ausência de restrições de crédito, todas as pessoas realizarão o investimento ótimo $k(r)$ tal que a taxa de juros correntes $1+r$ iguala a produtividade marginal do capital (esperada) $pf'(k(r))$ (assim como maximiza a renda esperada $pf(k(r)) - (1+r)k(r)$), não importando qual a distribuição da riqueza inicial w . Agentes ricos emprestariam capital para agentes pobres até o momento em que estivesse igualado o produto marginal do capital ao longo de toda a economia, sobre todas unidades de produção. A demanda do capital agregado é $k(r)$, e desde que a oferta do capital agregado seja igual a riqueza média W_t , a taxa de juros de equilíbrio no período t é dada por:

$$k(r_t) = W_t \quad (4.10)$$

isto é, $1 + r_t = pf'(W_t)$, tal resultado é idêntico ao modelo padrão de Solow-Swan.

Para qualquer distribuição da renda corrente $G_t(w)$, todo o agente investe a riqueza média W_t , tal que a renda esperada $y_{it}(w_{it})$ é função da riqueza inicial w_{it} dada por:

$$y_{it}(w_{it}) = pf(W_t) - (1+r)W_t + (1+r_t)w_{it} \quad (4.11)$$

A renda agregada é $Y_t(G_t) = pf(W_t)$, dado que o somatório em $-(1+r)W_t + (1+r_t)w_{it}$ se cancelam devido à suposição realizada na equação (4.1).¹⁷

Com o mercado de crédito perfeito, o produto agregado depende somente da riqueza agregada. Isto implica que a evolução da trajetória da riqueza agregada e do produto agregado são determinados independentes da distribuição da riqueza e do produto. Mais especificamente, a riqueza agregada no período W_{t+1} é dada por:

$$W_{t+1} = sY_t = spf(W_t) \quad (4.12)$$

A concavidade de f , conforme estabelecido em Stiglitz (1969), em conjunto com a equação (4.1) implica que a riqueza agregada W_t converge para uma única riqueza agregada W_∞^* , não importando a riqueza inicial agregada W_0 (e em particular não importando qual $G_0(w)$)

$$W_\infty^* = spf(W_\infty^*) \quad (4.13)$$

17 O termo $(1+r_t)w_{it}$ é a renda bruta do capital que indivíduo empresta, enquanto $pf(W_t) - (1+r)W_t$ é a renda do trabalho do indivíduo, este último não depende da riqueza do indivíduo em razão do crédito *first best*, ele pode considerado como equilíbrio da taxa de salário v_t , o qual, devido a taxa de juros de equilíbrio, depende somente da riqueza média W_t .

Isto implica que a taxa de juros de equilíbrio r_t também converge globalmente para um único valor de longo prazo $1 + r_\infty^* = pf'(W_\infty^*)$ e que a taxa de crescimento desta economia pode ser descrita segundo um processo linear markoviano¹⁸, tal que:

$$w_{it+1}(w_i) = \begin{bmatrix} s[f(k(r)) + (1+r)(w - k(r))/p] \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p \\ 1-p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} sp[f(k(r)) + (1+r)(w - k(r))] \\ 0 \end{bmatrix} \quad (4.14)$$

em que $\begin{bmatrix} s[f(k(r)) + (1+r)(w - k(r))/p] \\ 0 \end{bmatrix}$ representa a matriz de transição markoviana, e o estado estacionário do produto é idêntico ao obtido pelo modelo de Solow.

De outra forma, quando os bancos conhecem *a priori* o risco de um projeto, mas, *a posteriori*, o agente pode realizar um investimento de alto risco, depois que o contrato é estabelecido, os bancos não conseguem monitorar todas as ações do agente. Os bancos desenham contratos com o objetivo de maximizar o lucro, aumentando a taxa de juros na possibilidade do risco moral, e não para selecionar agentes com menor probabilidade de *default* (considera-se que esta informação o banco já detém).

Depreende-se que na presença do risco moral, quanto maior é a dívida assumida em relação ao valor da riqueza alienada, maior também será a taxa de juros exigida pela instituição bancária, para reduzir possíveis perdas. Se o esforço não observado do indivíduo depende do tamanho da dívida assumida, a taxa de juros mais alta cobrada pelo banco, para compensar possíveis perdas, conduz o agente a realizar investimentos com retornos mais altos, porém, com maior probabilidade

18 A cadeia de Markov é um caso particular de processo estocástico com estados discretos. A definição desta propriedade, também chamada de memória markoviana, impõe que os estados anteriores são irrelevantes para a predição dos estados seguintes, desde que o estado atual seja conhecido. Como pode ser notado, tais propriedades são compatíveis com a proposta do modelo.

de falência, aumentando assim a perda social desta economia. Como resultado, em uma sociedade com grande número de pobres, tende a se observar indivíduos excluídos do mercado de crédito, ou, pagando altas taxas de juros para empréstimos relativamente pequenos (Ghosh, *et al.*, 2000).¹⁹

Piketty (1997) e Aghion e Bolton (1997) introduzem o racionamento de crédito no modelo de Solow por meio da pressuposição de que a oferta de trabalho do indivíduo ($e = 1$ ou $e = 0$) não é diretamente observada, então as financiadoras devem checar de antemão se os tomadores de empréstimo têm incentivos adequados para ofertar sua unidade de esforço. O papel da opção em não ofertar o esforço ($e = 0$) se tornará crucial quando introduzido problemas de incentivo e racionamento de crédito nos modelos subseqüentes.

Assume-se que a taxa de juros corrente é $r > 0$, e considera-se um agente cuja riqueza inicial w está abaixo do investimento ótimo $k(r)$ associado a r .²⁰ Assume-se também que se $r < r^*$ (q) o agente está disposto a realizar o investimento *first best* $k(r)$ e ofertar o esforço $e = 1$.

Desde que os emprestadores não podem observar diretamente a oferta de esforço do agente, eles podem propor incentivos próprios somente ofertando contratos financeiros que especifique os pagamentos do crédito que dependerão do projeto falir (produto igual a 0) ou ter sucesso (produto igual a $f(k)$), em troca, investem $k(r) - w$. Assume-se competição perfeita entre os bancos, tal que, será ofertado um contrato que produz expectativas de lucros não negativas.

Assume-se que os investimentos sejam *sunk costs*, o pagamento de d_f será 0 quando o projeto falir, enquanto d_s é o pagamento do financiamento realizado, ou seja,

¹⁹ Repare que neste modelo não existe o efeito côncavo entre juros e lucro dos bancos, como verificado em Stiglitz e Weiss (1981). No modelo com risco moral, os bancos estabelecem taxas de juros compatíveis com os colaterais ofertados em relação à dívida assumida.

²⁰ Se $w > k(r)$ então o agente não necessitaria de qualquer crédito para realizar o investimento

$$d_f = 0 \quad (4.15)$$

$$d_s = (1+r)(k(r) - w) / p \quad (4.16)$$

Assim,

$$pd_s + (1-p)d_f = (1+r)(k(r) - w) \quad (4.17)$$

Mas os incentivos para realizar o maior esforço são agora distorcidos, e *ex post* (após o contrato estar assinado) o tomador do empréstimo realiza um esforço mais alto se e somente se,

$$p[f(k(r)) - d_s] - 1 > q[f(k(r)) - d_s] \quad (4.18)$$

em que o lado esquerdo da restrição de compatibilidade (4.18) é a renda líquida esperada de tomadores de empréstimo obtida menos o custo de esforço ($e = 1$), e o lado direito é a renda líquida esperada dos tomadores de empréstimo quando $e = 0$.

O esforço ótimo realizado pelo agente ocorre quando o banco consegue igualar o colateral alienado ao tamanho do empréstimo. Contudo, isto não é praxe, caso contrário, o tamanho do mercado de crédito seria extremamente restrito. A lucratividade dos bancos depende da relação inversa entre a taxa de juros escolhida pelo banco e o esforço realizado para o sucesso do projeto. Devido o risco moral, os bancos assumem que o indivíduo se esforça mais para o sucesso do investimento, quanto menor é o tamanho da diferença entre a dívida realizada e o colateral ofertado (Ghosh, *et al.*, 2000).

A equação (4.18) impõe que quanto maior o tamanho do empréstimo (isto é, mais alto é $k(r) - w$), menos o agente se beneficia de uma alta probabilidade de sucesso, e maior é o incentivo para o agente não ofertar sua unidade de esforço. Se a condição de compatibilidade de incentivo não é satisfeita (isto é, se $k(r) - w$ é muito alta), então os emprestadores anteciparão que o agente irá burlar e, portanto não investirão $k(r) - w$: o agente tem o crédito racionado e não pode realizar $k(r)$. Substituindo as equações (4.15) e (4.18) na equação (4.18), isto ocorrerá se e somente se,

$$(1+r)(k(r)-w) > [1+(p-q)f(k(r))]/[(p-q)/p] \quad (4.19)$$

ou isolando w ,

$$w < k(r) - [pf(k(r)) - p/(p-q)]/(1+r) = w(r) \quad (4.20)$$

Diferente do que foi observado na equação (4.10), onde não havia risco moral, a condição *first best* estabelecia $k(r_t) = w(r_t)$, agora, na presença do risco moral o crédito é disponibilizado quando a condição (4.20) é observada, isto é, os indivíduos obtêm um empréstimo inferior ao nível ótimo $k(r)$ que iria gerar o crescimento econômico descrito pela equação (4.14).

Em termos sucintos, se $w(r) < 0$, em (4.20) significa que a probabilidade de sucesso do empreendimento supera a expectativa do empréstimo, o que leva a crer que o agente ofertará sua unidade de esforço $e = 1$, e o banco minimizará perdas. Reescrevendo a equação (4.20) se $w(r) < 0$:

$$w(r) = k(r) - [pf(k(r)) - p/(p-q)]/(1+r) < 0 \quad (4.21)$$

isto implica,

$$[k(r) - w(r)](1+r) = [pf(k(r)) - p/(p-q)] > 0 \quad (4.22)$$

e logo,

$$w > w(r) \quad (4.23)$$

Em outras, palavras quando $w(r) < 0$ não há racionamento de crédito. O racionamento de crédito surge quando $w(r) > 0$, ou seja, o colateral ofertado pelo agente não é suficiente para cobrir o empréstimo necessário para realizar o investimento ótimo $k(r)$.

Se $w(r) > 0$,

$$w(r) = k(r) - [pf(k(r)) - p/(p-q)]/(1+r) > 0 \quad (4.24)$$

isto implica,

$[k(r) - w(r)](1 + r) = [pf(k(r)) - p/(p - q)] < 0$, isto é, o financiamento é superior ao colateral, e logo, $w < w(r)$, o racionamento de crédito está ativo.

Note que se $w < w(r)$ a equação de compatibilidade de incentivos (4.18) não pode estar satisfeita para qualquer nível de investimento k , nem mesmo se k for menor do que o investimento *first best* $k(r)$. Isto ocorre porque $f(k) - r(k - w)/p$, isto é, a renda líquida do pagamento no caso em que o projeto tiver sucesso, é máxima para o investimento ótimo $k(r)$, caso contrário, os incentivos para realizar o esforço mais alto são menores para qualquer nível de investimento sub ótimo. Segue que se um agente não pode obter o crédito requerido para realizar o investimento ótimo *first best*, dado o tamanho da sua riqueza para ser utilizada como colateral, então, restará apenas a opção de realizar o menor investimento $k_0(r)$. No entanto, a falência do projeto não implica perdas para o banco, pois o colateral exigido é compatível com o empréstimo realizado. Como pode ser notado, os agentes sempre podem obter crédito suficiente para um investimento de menor porte.

Quando r cresce, $w(r)$ também cresce, e Piketty (1997) sugere que para qualquer $q > 0$ existe um $r(q) < r^*(q)$, onde $r^*(q)$ é a taxa de juros na qual, acima delas, todos os indivíduos decidem realizar o menor investimento em capital $k_0(r)$, e $r(q) \in]0, r(q^*)[$. Se a taxa de juros r corrente estiver acima de $r(q)$, então $w(r)$ é positivo, isto é, o racionamento de crédito está ativo para qualquer agente que esteja abaixo do ponto de corte positivo \tilde{w} :

$$[k(r(q)) - \tilde{w}](1 + r(q)) = [pf(k(r(q))) - p/(p - q)] = 0 \quad (4.25)$$

reescrevendo a equação (4.25):

$$\tilde{w} = k(r) - [pf(k(r)) - p/(p - q)]/(1 + r) = 0 \quad (4.26)$$

Nestas condições, a dinâmica do crescimento econômico é completamente diferente daquela estabelecida na ausência de risco moral. Em cada período t , dado uma distribuição inicial $G_t(w)$ a taxa de juros de equilíbrio $r_t = r(G_t)$ é dada pela oferta por crédito restrita pelo racionamento. Se a riqueza agregada no

período t , W_t é suficientemente alta, então a taxa de equilíbrio de juros r_t será menor do que $r(q)$, e não há restrição de crédito e o equilíbrio na taxa de juros depende somente da riqueza agregada W_t :

$$pf'(W_t) < 1 + r(q), \text{ então } 1 + r(G_t) = pf'(W_t), \text{ pois } pf'(W_t) = (1 + r_t) < 1 + r(q) \quad (4.27)$$

Contudo, se W_t é menor do que $pf'(W_t) > 1 + r(q)$, então $pf'(W_t) = (1 + r_t) > 1 + r(q)$ e existe racionamento de crédito em equilíbrio²¹, o equilíbrio da taxa de juros $r_t = r(G_t)$ é determinado por:

$$pf'(W_t) > 1 + r(q), \quad (4.28)$$

$$\text{logo } r_t = r(G_t) \text{ sujeito a } G_t(w(r_t))k_0(r_t) + [1 - G(w(r_t))]k(r_t) = W_t \quad (4.29)$$

Neste caso, a taxa de juros de equilíbrio esta longe de ser determinada pelo produto marginal do capital, simplesmente porque a taxa de juros varia entre as taxa de produto acumulado, influenciando de forma não linear a restrição ao crédito. Em outras palavras, a distribuição da riqueza, em conjunto com a riqueza agregada, agora importam e ambas determinam a quantidade de crédito ofertada na economia.

Quando a dinâmica do racionamento de crédito é incluída no modelo, pode ser verificada a possibilidade de armadilha da pobreza causada pela desigualdade de renda. Deve-se chamar atenção para o fato de que a desigualdade só apresenta efeitos sobre o crescimento econômico quando existe o racionamento de crédito. Contudo, o inverso não é necessariamente verdadeiro, isto é, o não racionamento de crédito não elimina a armadilha da pobreza²².

²¹ Se W_t for suficientemente baixo, então $qf'(W_t) > 1 + r^*(q)$, e todas as famílias ofertam menor esforço investindo $k_0(r_t)$, e a taxa de juros em equilíbrio é $r_t = qf'(W_t) - 1$.

²² Como já discutido, a armadilha da pobreza pode surgir como resultado da ausência de externalidades do investimento em capital humano em locais que apresentam reduzido PIB *per capita* (ver Azariadis e Drazen, 1990)

Isto faz com que a dinâmica da distribuição de riqueza e a taxa de juros tornem-se substancialmente mais complicadas do que no caso sem o racionamento de crédito, em que pode ser obtido uma trajetória não linear do produto agregado da riqueza agregada (uma variável estado com dimensão única). Dada a taxa de juros de equilíbrio $r_t = r(G_t)$ (obtida das equações 4.29 e 4.30) as transições individuais são as mesmas como no caso do mundo *first best* (equações 4.14) para a fração da população que não tem restrição ao crédito no tempo t (isto é, para aquelas famílias $i \in I$ sujeito a $w_{it} > w(r_t)$). As novas transições individuais para aquelas famílias que se deparam com a restrição ao crédito (não existiria nenhum se $r < r(q)$) são dadas por:

Se $w_{it} < w(r_t)$, então

$$w_{it+1}(w_i) = \begin{bmatrix} f(k_0(r)) - r(k_0(r) - w) / q \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q \\ 1 - q \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} qf(k_0(r)) + r(k_0(r) - w) \\ 0 \end{bmatrix} \quad (4.30)$$

Relacionado as equações (4.14) e (4.31) tem-se que, por definição:

$$sp[f(k(r)) + (1+r)(w - k(r))] > qf(k_0(r)) + r(k_0(r) - w) \quad (4.31)$$

Ou seja, a condição $w_{it} < w(r_t)$ determina a armadilha da pobreza, em que a dinâmica do crescimento é determinada por $qf(k_0(r)) + r(k_0(r) - w)$, sua amplitude depende do PIB *per capita* inicial, como determinante da riqueza média, e da taxa de desigualdade de renda, que determina a taxa de juros da economia.

De acordo com as expressões estabelecidas, a dinâmica do crescimento econômico influenciada pela desigualdade de renda dependerá de dois fatores relevantes, se a taxa de juros correntes encontra-se no intervalo $r(q) < r_t < r^*(q)$, e se a renda riqueza média desta sociedade é inferior a \tilde{w} . Neste sentido, se a economia tem acumulação de capital inferior a \tilde{w} , e a taxa de juros encontra-se em $r(q) < r_t < r^*(q)$, ele estará na condição de armadilha da pobreza determinada pela taxa de desigualdade interpessoal de renda.

Assim, podem surgir múltiplas taxas de juros de acordo com a distribuição de renda no estado estacionário. Taxas de juros iniciais altas em virtude da

desigualdade interpessoal de renda se reforçam por meio da restrição de crédito, reduzindo a acumulação do capital. O processo de acumulação de riqueza é ergódico em todo estado estacionário e a mobilidade de riqueza é menor quando as taxas de juros em estado estacionário são relativamente altas. O produto agregado é mais alto no estado estacionário com taxas de juros menores porque o crédito é mais bem alocado. Não por acaso, no presente modelo, a redução da taxas de juros de curto prazo ou choques distributivos podem ser auto-sustentáveis e tem efeitos de longo prazo por meio de dinâmicas induzidas pela distribuição da riqueza e que acarretam a redução do racionamento de crédito.

CAPÍTULO 5

5.1 Modelo de Crescimento Econômico e Econometria Espacial

Inicialmente para avaliar o efeito do crédito sobre o crescimento econômico parte-se do modelo sugerido por Mankiw *et al.* (1992). Os autores adicionam o capital humano, preocupação central na teoria de crescimento endógeno (ver, por exemplo, Lucas, 1988; Grossman e Helpman, 1989) ao modelo de Solow. O capital humano é importante porque este fator de produção pode explicar tendências em direção a uma convergência de renda entre regiões. A função Cobb-Douglas no período t é dada por:

$$Y_{it} = K_{it}^{\alpha} H_{it}^{\beta} (L_{it} A_{it})^{1-\alpha-\beta} \quad (5.1)$$

onde $Y_{it}, K_{it}, H_{it}, L_{it}$ são, respectivamente, o produto, o capital físico, o estoque de capital humano e a população, para cada região i no período t . A_{it} é a produtividade total dos fatores (PTF) ou resíduo de Solow. Além disso, assume-se que este resíduo pode ser influenciado pelas externalidades do produto per capita devido ao *Learning by Learning* (Arrow, 1962; Romer, 1986). Como no modelo de Romer (1986), pressupõe-se que cada firma comporta-se competitivamente, tomando como dado o estoque de capital agregado K_{it} e o estoque de conhecimento H_{it} de todas as regiões.

Conforme demonstram Mankiw *et al.* (1992), ao se aplicar a transformação de logaritmo neperiano (\ln) na equação (1), e fazer, $\ln A_{i,t} = \ln A_0 + \ln g_{i,t}$, pode-se obter a seguinte especificação para a equação de crescimento econômico:

$$(\ln y_{i,t+1} - \ln y_{i,t}) / t = \ln A_0 + \ln g_{i,t} - \beta_1 \ln y_{i,t} + \beta_2 \ln s_{i,t} + \beta_3 h_{i,t} - \beta_3 (n + g + \delta) \quad (5.2)$$

em que, y representa a renda *per capita* do município, A_0 é uma constante fixa atribuída ao estoque de tecnologia, $g_{i,t}$ expressa choques tecnológicos, s é uma medida de poupança que determina o estoque de capital físico em $t+1$, h é o

estoque de capital humano, n o crescimento populacional, g representa o estoque tecnológico que reduz a influência do capital físico e humano no crescimento em $t+1$; e δ um termo de depreciação. g e δ são considerados constantes.

Tomando a estratégia de modelagem proposta por Estur e Koch (2007) propõe-se o uso da taxa de crescimento dos vizinhos como uma medida para a difusão de externalidades tecnológicas, de tal forma que:

$$g_{it} = \varepsilon_{i,t} \prod_{j \neq i}^N ((\ln y_{j,t+1} - \ln y_{j,t}) / t)^{\lambda \omega_{ij}} \quad (5.3)$$

em que, y_j representa o PIB *per capita* dos municípios vizinhos. A medida de externalidade no processo *learning by doing* é representada pelo parâmetro $0 < \lambda < 1$, e assume-se que a difusão inter-regional do conhecimento não é perfeita em razão das fricções existentes entre a região doméstica i e a região vizinha $j \neq i$, $j = 1, \dots, N$ representada por w_{ij} ; $\varepsilon_{i,t}$ é o resíduo obtido após considerar estes elementos que modelam as relações entre municípios.

Quando maior a contigüidade deste município i , mais ele está conectado aos é aos seus vizinhos, e maior é o benefício da difusão intra-regional da tecnologia. Em outras palavras, w_{ij} é a essência da difusão da tecnologia. Coe e Helpman (1995) definem este termo como uma função da extensão do comércio entre regiões, na proposição de que o comércio intra-regional de bens tangíveis facilita a exportação de idéias. Além disso, destaca-se também a importância deste tipo de modelo para captar a importância dos efeitos da posição geográfica. Neste trabalho focaliza-se uma simples abordagem em que w_{ij} é completamente determinada pela vizinhança. Além disso, Keller (2004) sugere que a difusão da tecnologia está geograficamente localizada, na idéia de que os efeitos da produtividade de *P&D* declinam com a distância geográfica entre as regiões. A variável PTF, aumentada pela espacialidade, é contabilizada por meio da substituição da expressão (5.3) na equação (5.2):

$$\begin{aligned} (\ln y_{i,t+1} - \ln y_{i,t-1}) / t = & \ln A_0 + \lambda \cdot \ln \sum_{j \neq i}^N w_{ij} ((\ln y_{j,t+1} - \ln y_{j,t-1}) / t) \dots \\ & \dots - \beta_1 \cdot \ln y_{i,t} + \beta_2 \cdot \ln s_{i,t} + \beta_3 \ln h_{i,t} - \beta_4 (n + g + \delta) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5.4)$$

Outra hipótese que deve ser levada em conta, já foi discutida na seção anterior, a que haja uma disputa espacial pelos recursos de capital físico e capital humano. Neste caso, o efeito observado da *lag* espacial do crescimento econômico dos vizinhos suplantaria os efeitos da difusão da tecnologia, o que levaria a um valor negativo do λ .

O segundo efeito de interesse é a difusão do processo espacial contida nos termos de erro. Esta especificação implica que um choque randômico que afeta um município pode se propagar por outros municípios da amostra por meio da transformação espacial $(1 - \gamma W)^{-1}$ presente em $\varepsilon_{i,t}$. Esta propriedade pode ser vista no modelo como parte da difusão do choque tecnológico no município i e que afeta municípios vizinhos presentes na amostra. Neste caso, modela-se o efeito de um choque transitório sobre a tecnologia dos municípios que não está captado pelas variáveis do modelo e que por consequência estão presentes nos termos de erros.

A especificação econometria espacial procura corrigir nos modelos de regressão as incidências estatísticas espaciais que podem tornar as estimativas inconsistentes ou ineficientes. De uma forma geral, o principal motivo que torna os dados estimados inconsistentes relaciona-se à possibilidade da presença da *lag* espacial não considerada nas estimativas. Neste caso, a ausência desta variável, quando correlacionadas com as outras variáveis do modelo, acarreta o problema de viés de variável omitida, o que torna as estimativas inconsistentes.

Em uma regressão espacial genérica este problema pode ser tratado sem definir a princípio se os efeitos são globais ou locais. A metodologia inicial consiste em inserir na regressão um termo de defasagem espacial da variável dependente que capte a influência do crescimento econômico dos municípios vizinhos j no crescimento econômico particular do município i . Escrevendo esta situação em forma matricial tem-se um modelo do tipo autorregressivo espacial (*spatial autoregressive*, SAR):

$$Y = \rho WY + XB + U \tag{5.5}$$

em que ρ é o parâmetro a ser estimado de defasagem espacial, W é matriz de pesos espaciais, e U um termo de erro *iid*. Neste caso, a ausência do termo ρWY pode acarretar a inconsistência nas estimativas.

Por seu turno, a especificação (5.5) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$Y(I - \rho W) = XB + U \quad (5.6)$$

que implica,

$$Y = (I - \rho W)^{-1} XB + (I - \rho W)^{-1} U \quad (5.7)$$

Se for feita uma expansão da forma reduzida considerando $w_{ij} < 1$ e $|\rho| < 1$ tem-se a inversa de Leontief (Anselin, 2001):

$$(I - \rho W)^{-1} = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots \quad (5.8)$$

E o multiplicador do modelo espacial é dado por:

$$E(Y | X) = (I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots) XB \quad (5.9)$$

O multiplicador espacial mostra como os efeitos se movem no espaço. Todas as localizações estão envolvidas, porém, com importância decrescente no espaço. Duas questões importantes devem ser levadas com conta na equação (5.9). Uma referente à importância do efeito do multiplicador espacial ρ , pois, quanto maior a sua magnitude mais os efeitos se espalham no espaço, e a segunda, em relação a matriz de pesos escolhidas W , dado que dependendo da quantidade de vizinhos os efeitos vão se espalhar mais ou menos.

Não obstante escrevendo o termo de erros U , da equação (5.7), como $\Psi = (I - \rho W)^{-1} U$ obtém-se a seguinte especificação para a matriz de variância-covariância para o modelo (5.5):

$$\Theta = E(\Psi \Psi') = \left[(I - \rho W)' U U' (I - \rho W) \right]^{-1}$$

$$\Theta = \sigma^2 \left[(I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots) (I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots) \right]^{-1} \quad (5.10)$$

Pode-se observar que os termos de erros da equação tornam-se heterocedásticos a medida em que os efeitos espaciais se espalham nos erros de X . Nesta condição, o modelo é referido na literatura de econometria espacial como SERSAR, isto é, possui uma variável que de *lag* espacial no lado direito, no presente caso, a taxa de crescimento econômico dos vizinhos, e efeitos heterocedásticos.

Uma segunda possibilidade consiste na ausência do termo de defasagem espacial como variável explicativa, isto é, quando a defasagem espacial não é significativa para explicar movimentos da variável dependente, porém, com os termos de erros auto-correlacionados espacialmente. Tal especificação é formalizada como um modelo de erro espacial (*spatial error*, SER).

$$Y = XB + \varepsilon \quad (5.11)$$

$$\varepsilon = \rho W\varepsilon + e$$

onde ε é o termo de erro auto-correlacionado e e é um termo de erro *i.i.d.* O modelo final, pelo mesmo motivo anterior, é definido como SERSAR se os efeitos são globais, ou SERMA, se os efeitos são locais ²³.

Estas propriedades implicam que os estimadores usuais, tais como OLS, seriam viesados, inconsistentes. O método de estimação apropriado neste caso é o estimador máxima verossimilhança (*ML*) (Anselin e Bera, 1988; Lee, 2004) ou estimador GMM (Kelejian e Prucha, 1999). Na literatura recente, muitos trabalhos

²³ Uma possibilidade alternativa para o cálculo da variância da equação (5.5) ou (5.11) é a imposição de que a distribuição do efeito espacial segue um processo em que apenas os vizinhos de primeira e segunda ordem determinem a distribuição do erro espacial. Neste caso, supõe-se uma estrutura de média móvel (MA) nos erros. Esta restrição implica uma matriz de variância-covariância igual a $\Theta = \sigma^2 \left[I - \rho(W + W)' + \rho^2(WW') \right]$ o que pode ser computacionalmente

oneroso de ser feito, já que o modelo GLS exigiria que $(X'\Theta^{-1}X)$ onde Θ é matriz Θ , com dimensões $N \times N$, pode ser impossível de ser invertida. Por este motivo, em geral os desvios-padrão dos modelos são calculados pelo método AR. Como modelo AR pode ser transformado em modelo MA, usualmente, utiliza-se a hipótese de erros AR sem nenhum custo teórico para a modelagem econométrica.

forneem evidências empíricas de auto-correlação espacial no crescimento: Conley e Ligton (2002), Easterly e Levine (1997), entre outros. A propriedade final deste modelo é associar a presença ou ausência das externalidades sobre o crescimento econômico.

Kelejian Prucha (1999) desenvolvem um modelo GMM (*Generalized Spatial 2SLS*) no qual é possível obter, o valor ρ referente ao erro espacial, conforme especificado em (5.11), e utilizá-lo para tornar a estimativa dos parâmetros eficientes em relação ao GMM padrão. Os principais passos para a estimação consiste em estimar o modelo de *lag* espacial por 2sls (com instrumentos adicionais de WX , W^2X , etc.) para as variáveis endógenas do modelo. Em outras palavras, realiza-se a estimação do modelo de *lag* espacial em dois estágios, sendo os vizinhos das variáveis exógenas de primeira, segunda, ou ordens superiores, utilizados também como instrumentos. A estimação dos modelos com variáveis dependentes defasadas espacialmente via Método das Variáveis Instrumentais é uma alternativa robusta às estimações por Máxima Verossimilhança, já que a hipótese de normalidade dos erros não é mais necessária.

Vale ressaltar que em relação ao modelo GMM, discutido do Capítulo 3 da presente tese, a principal diferença diz respeito à eficiência alcançada pelo método de Kelejian Prucha (1999) em relação ao método GMM já discutido. Os autores mostram que o GMM tradicional é consistente, porém, não eficiente. Neste caso, a princípio, a metodologia GMM tradicional, o qual também utiliza resíduos heterocedásticos para obter estimativas mais eficientes em relação ao método 2sls, pode ser implementado no lugar do modelo proposto por Kelejian Prucha (1999). No entanto, há o risco inerente de se cometer o erro do tipo II.

Kelejian e Prucha (1999) obtêm as seguintes condições de momento para estimar o parâmetro de defasagem espacial ρ :

$$\begin{bmatrix} \frac{2e'e_L}{n} & \frac{-e'_L e'_L}{n} & 1 \\ \frac{2e'_{LL} e'_L}{n} & \frac{-e'_{LL} e'_{LL}}{n} & \frac{tr(W'W)}{n} \\ \frac{(e'e_{LL} + e'_{LL} e'_{LL})}{n} & \frac{-e'_L e'_{LL}}{n} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \rho \\ \rho^2 \\ \sigma^2 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \frac{e'e}{n} \\ \frac{e'_L e'_L}{n} \\ \frac{e'e_L}{n} \end{bmatrix} = v_n(\rho, \sigma^2) \quad (5.12)$$

em que os resíduos e são obtidos no primeiro passo do GMM, $e_L = We$; $e_{LL} = WWe$. O objetivo consiste em minimizar a seguinte função critério:

$$q_n = v_n(\rho, \sigma^2)' v_n(\rho, \sigma^2)$$

utiliza-se o parâmetro estimado ρ em um modelo de regressão generalizado factível (FGLS) o que torna as estimativas já consistentes também eficientes.

5.1.1 Métodos para identificar auto-correlação espacial global e local

A dependência ou auto-correlação espacial podem ser definidas com a coincidência de valores similares com a similaridade local (Anselin, 1996). Além disso, existe auto-correlação positiva quando altos ou baixos valores de uma variável randômica tendem a formar *clusters* no espaço. Existe auto-correlação espacial negativa quando áreas geográficas tendem a apresentar vizinhos com valores bastantes dissimilares. As interações espaciais entre regiões podem ser avaliadas usando técnicas análise exploratória espacial de dados (*exploratory spatial data analysis*, ESDA) um conjunto de técnicas que objetiva descrever visualizando a distribuição espacial, identificando localizações atípicas ou *outliers* espaciais, detectando padrões de associações espaciais, clusters ou *hot spots*, e sugere regimes espaciais ou outras formas de heterogeneidade espacial. Estes modelos fornecem medidas de auto-correlação espaciais globais e locais. A medida de auto-correlação espacial global é usualmente baseada na estatística I de Moran (Cliff e Ord, 1981). Esta estatística é escrita da seguinte forma matricial:

$$I = \frac{N}{S_0} \cdot \frac{z'Wz}{z'z} \quad (5.13)$$

Onde z é o vetor de N observações que divergem da média, W é a matriz espacial de pesos e S_0 é igual a um fator de escala da soma de todos os elementos de W . A estatística I de Moran fornece um indicador formal para o grau de associação linear entre o vetor de valores observados z e o vetor Wz de pesos médios espaciais de valores de vizinhos, conhecido vetor de *lag* espacial. Valores de I mais altos do que o valor esperado $E(I) = -1/(N-1)$ indicam uma auto-correlação espacial positiva. Desde que a estatística I produza uma medida escalar para cada entrada no conjunto de dados, ela não pode discriminar entre clusters espaciais de altos valores e clusters espaciais de baixos valores (Anselin, 1996). Para quatro diferentes quadrantes o *Moran Scatterplot* corresponde aos quatro tipos de associações espaciais locais entre o município e seus vizinhos: *High-High* para um município com auto-valor rodeado por municípios com altos valores, *Low-High* um município com baixo valor rodeado por municípios com altos valores, etc. Quadrantes *High-High* e *Low-Low* (inversamente, *Low-High* e *High-Low*) sugerem uma auto-correlação espacial positiva (negativa) indicando a presença de *clusters* com valores similares (dissimilares). O *Moran Scatterplot* pode assim ser usado para visualizar localizações atípicas, isto é, municípios nos quadrantes *Low-High* e *High-Low*.

A auto-correlação espacial global pode também ser visualizada por meio de gráficos da expressão I de Moran, dado que o método mede o coeficiente de inclinação da regressão Wz sobre z . Além disso, ao se considerar as informações fornecidas pelo *Moran Scatterplot*, deve-se apresentar um indicador para a significância das associações espaciais. Assim, pode-se calcular os indicadores locais de associação espacial, (*Local Indicators of Spatial Association*, LISA) proposto por Anselin (1995) e definir alguma estratégia estatística satisfazendo dois critérios: primeiro, o LISA para cada observação fornece um indicador de significância para *clusters* espaciais, segundo, o somatório de LISA para todas as observações é proporcional a um indicador global de associação espacial. A versão local da estatística I de Moran para cada município i pode ser escrita como:

$$I = \frac{x(i) - \mu}{m_0} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} (x(j) - \mu) \quad m_0 = \sum_{j \neq i}^N (x(j) - \mu)^2 / N \quad (5.14)$$

Em que cada $x(i)$ é a observação no município i , μ é a média das observações entre os municípios. Um valor positivo para I indica um *cluster* espacial tanto para altos quanto para baixos valores ao que passo um valor negativo indica um *cluster* espacial de valores dissimilares entre um município e seus vizinhos.

5.1.2 Matriz de Pesos

Com intuito de modelar a interdependência entre os municípios deve-se especificar uma matriz de pesos espaciais W . Mais precisamente, cada município esta conectado a conjunto de municípios vizinhos por meio de um padrão puramente espacial introduzido exogenamente em W . A diagonal dos municípios w_{ij} é formada por zeros, ao passo que os elementos fora da diagonal de w_{ij} indicam a forma como o município está espacialmente conectado com o município j . A fim de normalizar as influências externas sobre cada município a matriz de pesos é padronizada para ter somatórios de linha igual à unidade. Para cada variável x a transformação espacial conduz a expressão Wx , e refere-se a uma variável de *lag* espacial, a qual define os pesos médio das observações de seus vizinhos.

Anselin (2001) especifica que várias matrizes são consideradas na literatura: matrizes de contigüidade binária, matrizes espaciais de pesos binários com ponto de corte baseado na distância, ou mesmo matrizes mais sofisticadas baseadas em pesos espaciais na distância com ou sem ponto de corte. O ponto de corte pode ser o mesmo para todos os municípios ou pode ser definido especificamente para cada município, conduzindo ao último caso, por exemplo, a uma matriz de pesos com k vizinhos mais próximos. Quando o mesmo ponto de corte é determinado, então cada município tem o mesmo número de vizinhos.

A noção de distância é bastante geral, e não existem critérios rígidos que determinem qual matriz deve ser escolhida. A única obrigação é os termos de conectividade w_{ij} devem ser exógenos ao modelo a fim de se evitar problemas de endogeneidade. A matriz de pesos espaciais escolhida foi a do tipo *queen*, comumente utilizada, e estabelece que todos os j vizinhos têm a mesma influência sobre o município i considerado.

A matriz *queen* tem a desvantagem de não levar em conta que os vizinhos mais próximos podem ter influência relativamente maior em *i*. Porém, a sua principal vantagem é que não é necessário estabelecer pontos de cortes específicos a respeito da distância ótima, ou mesmo, determinar arbitrariamente a quantidade ótima de *k* vizinhos que influenciam o município *i*.

5.1.3 Equações Simultâneas

Conforme estabelecido na revisão de literatura presente no Capítulo 4, espera-se observar relações entre desigualdade interpessoal de renda, disponibilidade de crédito e o crescimento do PIB *per capita* do município. Para tratar destas intrínsecas fontes de simultaneidade, faz-se mister estabelecer suposições de causalidade no qual seja possível identificar efeitos das variáveis de desigualdade e o crédito sobre o crescimento econômico.

Partindo da abordagem teórica realizada, procura-se verificar uma relação negativa entre o aumento da desigualdade de renda e a disponibilidade de crédito no município e, atrelado a isso, o possível efeito de redução do crescimento econômico. Contudo, não se pode desprezar a simultaneidade do crédito como determinante da desigualdade, por exemplo, a disponibilidade de crédito pode aumentar a desigualdade de renda, dado que os bancos tendem a emprestar para agentes com maior riqueza. Por sua vez, fatores que incidem sobre o crescimento econômico, como possíveis crises de caráter nacional, choques negativos sobre o produto, e eventual aumento do desemprego, também devem incidir negativamente sobre a disponibilidade do crédito. Em outras palavras, há relações simultâneas ou variáveis omitidas que tornam endógenos os parâmetros estimados entre crescimento econômico, desigualdade e disponibilidade de crédito.

Assim, deve-se efetivamente estabelecer relações causais que reduzam a endogeneidade entre estas variáveis, e que ao mesmo tempo possibilitem a identificação à *posteriori* dos parâmetros. Para cumprir este objetivo, segue-se a abordagem *step wise*, que consiste em elaborar o modelo estrutural, sustentado pelas hipóteses teóricas já discutidas. Após sugerir uma forma estrutural para a

relação entre as equações, deve-se obter sua forma reduzida, observando as condições de ordem. Seguindo as hipóteses teóricas estabelecidas, propõe-se o seguinte modelo estrutural:

$$tx\ cres_{i,1996;2006} = \beta_0 + \lambda \cdot \ln \sum_{j \neq i}^N w_{ij} tx\ cres_{j,1996;2006} - \beta_1 \cdot \ln y_{i,1996} + \dots \quad (5.15)$$

$$\dots + \beta_2 \cdot \ln cred_{i,1996;2006} + \beta_3 \ln h_{i,1991} - \beta_4 (n + g + \delta) + \mu_1$$

$$\ln cred_{i,1996;2006} = \alpha_0 - \alpha_1 tx\ ineq_{1991,2000} + \alpha_2 \ln y_{i,1996} + \mu_2 \quad (5.16)$$

$$tx\ des_{i,1991,2000} = \gamma_0 - \gamma_1 pjovem_{i,1991} + \gamma_2 \ln y_{i,1996} + \mu_3 \quad (5.17)$$

em que, *tx cres* representa a taxa de crescimento econômica entre 1996 a 2006 dos municípios, $y_{i,t}$ representam o PIB *per capita* no início do período; $\ln cred_i$ é uma variável para medir a disponibilidade de crédito e foi definida como o crédito médio *per capita* no período entre 1996 a 2006; *tx des* é a taxa de desigualdade entre 1991 a 2000, $h_{i,t}$ representa o estoque de capital humano; *pjovem* é proporção de indivíduos com 15 a 25 anos no município *i*, e μ são os termos de erro de cada equação; *n*, *g* e δ tem a mesma denominação anterior, e supõe-se que $(g + \delta) = 0.05$.

Ressalta-se que a estimativa dos sistemas requerem que a condição de *rank* e a condição de ordem (ou condição de identificação) sejam satisfeitas. Na condição de ordem o número de variáveis excluídas do modelo deve ser igual ou superior ao número de variáveis endógenas presentes no lado direito do sistema de equações, quais sejam, a variável crescimento da desigualdade e estoque médio de crédito.

Se o sistema de equações utilizado possui um grande número de variáveis qualquer erro de especificação tende-se a distribuir-se ao longo do modelo. Neste cenário, quanto mais parcimonioso o modelo melhor, dado que reduz-se a probabilidade de que algum erro de especificação altere de forma significativa a equação “mais endógena”, no presente caso, os coeficientes da equação da taxa de crescimento econômico.

Uma possível estratégia para se obter os coeficientes restantes baseia-se imediatamente na própria estrutura de estimativa pelo método de mínimo quadrado em dois estágios (2sls). Uma das vantagens consiste no fato de que as variáveis omitidas, e que poderiam acarretar vieses nas estimativas, são controladas pelas variáveis instrumentais utilizadas (para detalhes desta metodologia em equações simultâneas ver Greene, 2003).

São adotadas duas estratégias para a obtenção dos coeficientes no sistema de equações 5.16 – 5.18. Na primeira supõe-se que os parâmetros α_2 da equação 5.16 e γ_2 da equação 5.15 sejam iguais a zero. Neste caso, apenas a desigualdade de renda afeta a disponibilidade de crédito.

Acredita-se que os parâmetros das variáveis de *lag* espacial, crédito, desigualdade das equações (5.15) e (5.16) são endógenas, isto é,

$$E\left(\sum_{j \neq i}^N w_{ij} tx\,cres_{j,1996;2006}, \mu_1\right) \neq 0, \quad E(\ln cred_i, \mu_1) \neq 0, \quad \text{e} \quad E(tx\,ineq_i, \mu_2) \neq 0.$$

De tal forma que os parâmetros destas variáveis não são identificáveis pelo modelo OLS.

Destarte, ao pressupor $\alpha_2 = 0$ e $\gamma_2 = 0$, a equação (5.17) é substituída na equação (5.16), e posteriormente, a equação (5.16) é substituída na equação (5.15), de tal forma, que se obtém o modelo da forma reduzida:

$$\ln cred_{i,1996,2006} = \varphi_0 + \varphi_1 p_{jovem}_{i,1991} + e_1 \quad (5.18)$$

$$\begin{aligned} tx\,cres_{i,1996;2006} = \pi_0 + \lambda \cdot \sum_{j \neq i}^N w_{ij} tx\,cres_{j,1996;2006} - \beta_1 \cdot \ln y_{i,1996} + \dots \\ \dots + \pi_1 \cdot p_{jovem}_{i,1991} + \beta_3 \ln h_{i,1991} - \beta_4 (n + g + \delta) + e_2 \end{aligned} \quad (5.19)$$

o parâmetro λ é obtido por meio de instrumentos compostos pelos vizinhos do PIB *per capita* e do capital humano.

na equação (5.18),

$$\varphi_0 = \alpha_0 - \alpha_1 \gamma_0$$

$$\varphi_1 = -\alpha_1 \cdot (-\gamma_1)$$

e na equação (5.19),

$$\pi_0 = \beta_0 + \beta_2(\alpha_0 - \alpha_1\gamma_0)$$

$$\pi_1 = \beta_2 \cdot (-\alpha_1 - \gamma_1)$$

As equações 5.17 e 5.18 compõem os modelos que permitem a estimativa consistente das equações (5.15) e (5.16).

Dadas as características da estrutura econométrica proposta é possível estimar o modelo realizando as regressões (5.17), (5.18) e (5.19), e os parâmetros obtidos retornam os coeficientes da forma estrutural. Para tanto, a pressuposição para que os parâmetros de crédito e desigualdade sejam identificáveis é a de que

$$E(pjovem_{i,1991}, \mu_3) = E(pjovem_{i,1991}, e_1) = E(pjovem_{i,1991}, e_2) = 0 \quad (5.20)$$

A segunda proposta de estimativa do sistema de equações 5.15 – 5.17 consiste pressupor que os parâmetros α_2 e γ_2 , respectivamente, das equações 5.16 e 5.17, sejam diferente de zero. Neste caso, a estratégia adotada de identificação de α_2 e γ_2 segue a abordagem de Ferreira *et al.* (2004), na qual, considera-se que as variáveis PIB *per capita* e capital humano dos vizinhos em segunda ordem de contigüidade sejam instrumentos apropriados para o PIB *per capita* e escolaridade específico do município²⁴. Neste caso, o sistema 5.15 – 5.17 é acrescido de mais duas equações, tal que,

$$\ln y_{i,1996} = \vartheta_0 + \vartheta_1 \sum_{j \neq i}^N w_{ij}^2 \ln y_{j,1996} + \mu_4 \quad (5.21)$$

²⁴ Em Ferreira *et al.* (2004) os instrumentos utilizados foram relativos à primeira ordem de contigüidade dos vizinhos. Nas equações propostas isto não pode ser feito, pois, os vizinhos de primeira ordem são instrumentos para a *lag* espacial. Neste caso, se a primeira ordem contigüidade fosse utilizada como instrumentos do PIB *per capita* e capital humano o sistema não seria identificável.

$$\ln h_{i,1996} = \zeta_0 + \zeta_1 \sum_{j \neq i}^N w^2_{ij} h_{i,1996} + \mu_5 \quad (5.22)$$

Após substituir as equações 5.21 e 5.22 no sistema 5-15 – 5.17, e realizando as devidas manipulações algébricas, as equações sob a forma reduzida são dadas por:

$$\ln cred_{i,1996,2006} = \varphi_0 + \varphi_1 p_{jovem}_{i,1991} + \varphi_2 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln y_{i,1996} + e_1 \quad (5.23)$$

$$\begin{aligned} tx\ cres_{i,1996,2006} = & \pi_0 + \lambda \cdot \sum_{j \neq i}^N w_{ij} tx\ cres_{j,1996,2006} + \pi_1 \cdot p_{jovem}_{i,1991} + \dots \\ & \dots + \pi_2 \cdot \sum_{j \neq i}^N w^2_{ij} \ln y_{i,1996} + \pi_3 \sum_{j \neq i}^N w^2_{ij} h_{i,1996} - \beta_4 (n + g + \delta) + e_2 \end{aligned} \quad (5.24)$$

$$tx\ des_{i,1991,2000} = \xi_0 - \gamma_1 p_{jovem}_{i,1991} + \xi_1 \cdot \sum_{j \neq i}^N w^2_{ij} \ln y_{i,1996} + e_3 \quad (5.25)$$

e os parâmetros do sistema de equações na sua forma estrutural de 5.15 a 5.17 podem ser novamente obtidos:

na equação (5.25),

$$\xi_0 = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot g_0$$

$$\xi_1 = \gamma_1 \cdot \xi_1$$

na equação (5.24),

$$\pi_0 = \beta_0 + \beta_1 \xi_0 + \beta_3 \zeta_0 + \beta_3 \alpha_1 \gamma_0 + \beta_3 \xi_0 \gamma_0$$

$$\pi_1 = \beta_2 \cdot (-\alpha_1 - \gamma_1)$$

$$\pi_2 = \beta_1 \cdot \xi_1 + \beta_3 \cdot \xi_1 \gamma_2$$

$$\pi_3 = \beta_2 \zeta_1$$

e na equação (5.23),

$$\varphi_0 = \alpha_0 - \alpha_1(\gamma_0 + \gamma_2\xi_0) + \alpha_1\xi_0$$

$$\varphi_1 = -\alpha_1(-\gamma_1)$$

$$\varphi_2 = \xi_1(\alpha_2 - \alpha_1\gamma_2)$$

As duas diferentes formas de especificação do sistema de equação 5.15 – 5.17 foram propostas com o objetivo de mostrar que a proporção de jovens é um instrumento robusto para a desigualdade, mesmo com a utilização de *lags* espaciais como instrumentos adicionais para a desigualdade. Como no Capítulo 3 variadas estimativas econométricas são apresentadas para testar a robustez da variável instrumental adotada.

5.2 Resultados

5.2.1 Análise Espaciais Descritivas

A Tabela 5.1 denota as estatísticas descritivas de indicadores do desenvolvimento econômico e crédito, retratando algumas das principais características das variáveis utilizadas nas estimativas. Como pode ser observado, em média, municípios com PIB *per capita* inferior a R\$ 3.145,00, em 2000, (valor médio do PIB *per capita* dos municípios brasileiros neste período) apresentam taxas médias de crescimento econômico maiores, caracterizando o efeito *Catching-up* já observado anteriormente nas regiões mais pobres do Brasil²⁵.

²⁵ A descrição da fonte de dados utilizados nos capítulos 5 estão no Anexo A.2 da presente tese.

TABELA 5.1 – Estatísticas descritivas dos dados utilizados na estimativas econométricas

	<i>Todos</i>		<i>In PIB p. c. ≥ 1,146</i>		<i>In PIB p. c. ≤ 1,146</i>	
	Média	D. P.	Média	D. P.	Média	D. P.
Tx. Cres. PIB <i>per capita</i>	0,047	0,043	0,027	0,042	0,063	0,037
PIB <i>per capita</i> 1996	3,582	3,744	5,919	4,479	1,631	0,777
PIB <i>per capita</i> 2006	5,448	5,780	8,095	6,801	3,238	3,461
Escolaridade	1,146	0,407	1,413	0,228	0,923	0,390
Relação Indústria/PIB	0,126	0,184	0,197	0,223	0,067	0,113
<hr/>						
Tx. Crec. Índice de Gini	0,005	0,013	0,002	0,011	0,008	0,014
Índice de Gini 1991	0,535	0,055	0,532	0,055	0,537	0,056
Índice de Gini 2000	0,560	0,058	0,541	0,055	0,576	0,056
Tx. Crec. 20% Ric./40%Pob.	0,050	0,310	0,011	0,046	0,083	0,415
20% Ric./40%Pob. 1991	11,072	4,248	10,873	3,549	11,238	4,747
20% Ric./40%Pob. 2000	15,054	26,821	11,475	4,263	18,042	35,856
<hr/>						
Relação Cred./Dep	1,289	1,453	1,450	1,614	1,153	1,286
Relação Crédito/PIB	0,143	0,590	0,114	0,160	0,166	0,786
Crédito <i>per capita</i>	0,532	1,293	0,749	1,207	0,350	1,334

Nota: Os dados referentes a depósitos contabilizam Depósitos a Vista do Setor Privado e Público, Depósitos de Poupança e Depósitos à Prazo

Fonte: Elaboração própria a partir de dados obtidos do IPEA e BACEN

Desta divisão, apenas 5% dos municípios, com renda superior ao In do PIB *per capita* de 1,146, pertencem às regiões Norte e Nordeste, enquanto, 75% dos municípios dos municípios com renda inferior a este valor estão presentes nestas mesmas regiões. Os municípios menos desenvolvidos convivem com menor relação de indústria/PIB e menor média de escolaridade. Além disso, tais municípios possuem maiores taxas de desigualdade, em termos do índice de Gini e relação Ricos/Pobres. Não obstante, tais taxas de desigualdade foram crescentes ao longo do período 1991 a 2000²⁶.

Quanto às variáveis financeiras notaram-se algumas particularidades. Municípios com PIB *per capita* superior a R\$ 3.145,00, em 2000, possuem uma relação crédito/PIB inferior aos municípios mais pobres, mas têm uma relação

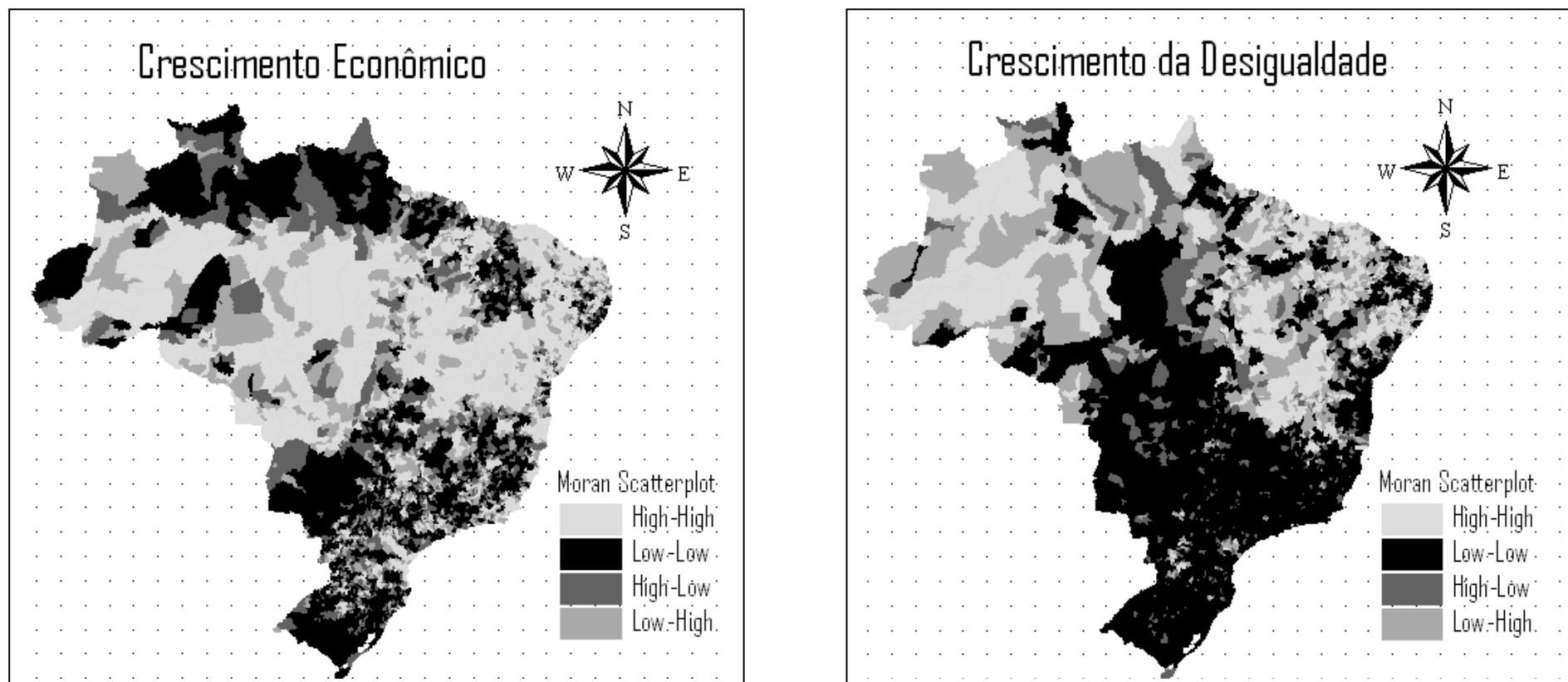
²⁶ Devida a pequena variação do Índice de Gini no período estudado optou-se por utilizar a relação entre os 20% mais ricos/40% mais pobres como medida de desigualdade para as estimativas.

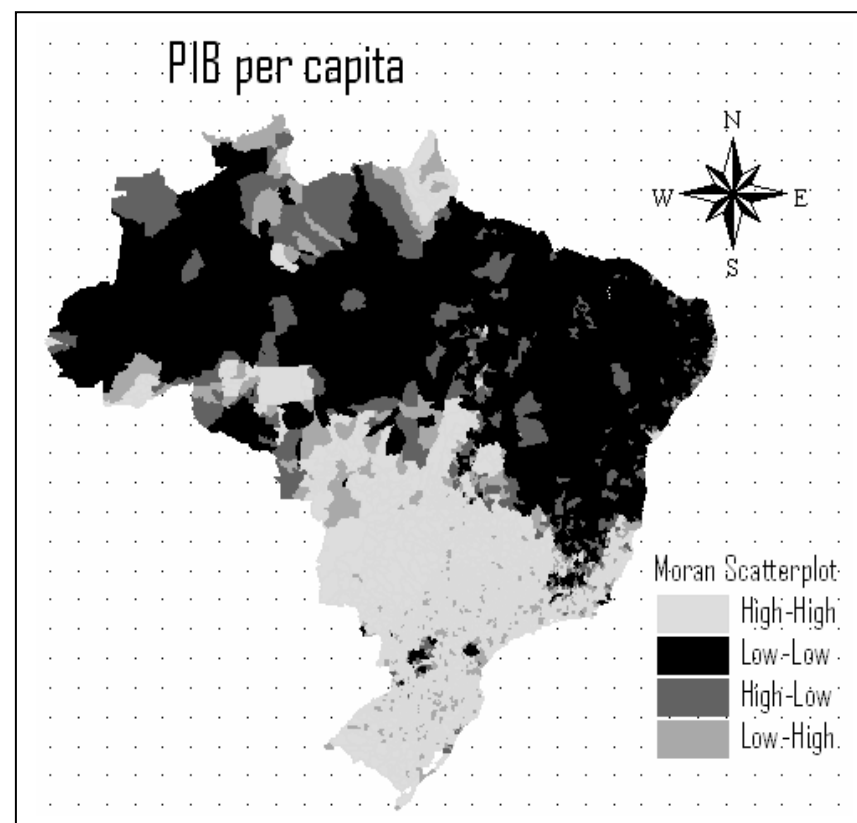
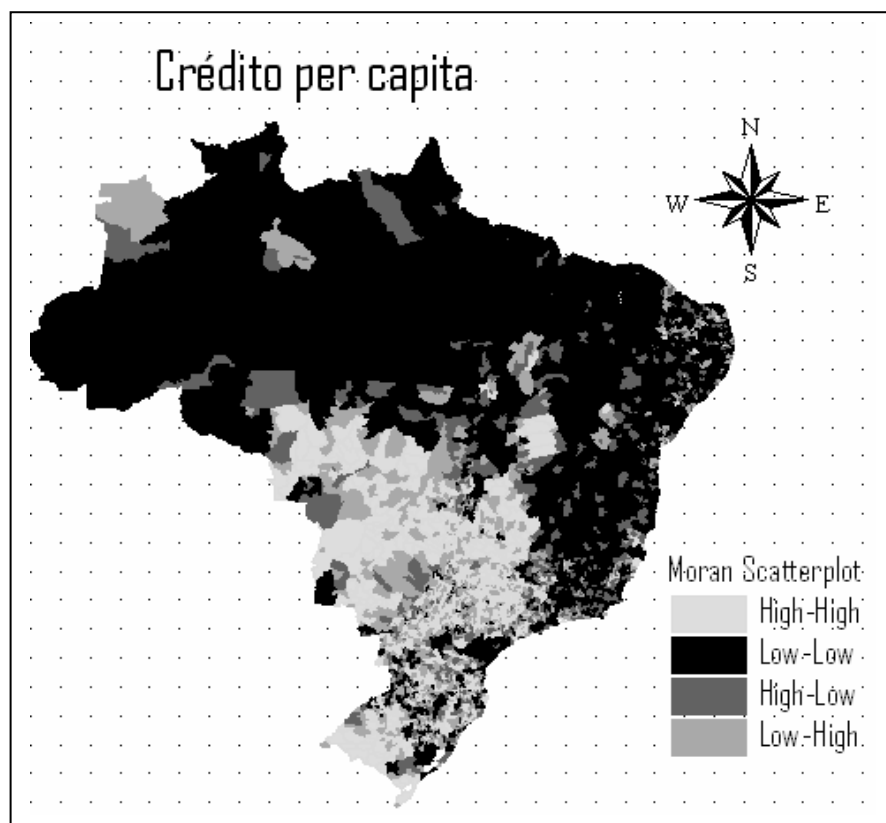
crédito/depósito e crédito *per capita* superior. Estas evidências mostram, que em média, os municípios mais desenvolvidos apresentam mais disponibilidade de crédito, como esperado, contudo esta redução do crédito não reduz na mesma proporção que o PIB. Esta característica pode estar associada aos programas de crédito imobiliários e, principalmente, de financiamento agrícola promovido pelo Governo Federal²⁷. Mas, de uma forma geral, verifica-se que existe maior disponibilidade de crédito *per capita* nos municípios mais ricos.

Na sequência, estimou-se a tipologia das auto-correlações espaciais por meio do *Moran Scatterplot* e o LISA, com seus resultados apresentados, respectivamente, nas figuras 5.1 e 5.2. Conforme pode ser observado nesta figura existe um padrão espacial em que o crescimento econômico parece estar vinculado principalmente às regiões do interior nordestino (com exceção do Piauí e Maranhão) e norte do Centro-Oeste e Região Norte. Ao mesmo tempo, estas regiões que concentram o crescimento econômico, também se tornaram relativamente mais desiguais. As características deste processo já foram discutidas no Capítulo 2 da presente tese. O crédito por sua vez, como se esperava, possui uma forte correlação regional com o PIB *per capita*.

²⁷ Para mais detalhes consultar Assunção e Feres (2007)

FIGURA 5.1 – Moran *Scatterplot* da principais variáveis que compõe o modelo econométrico.





Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEA e BACEN

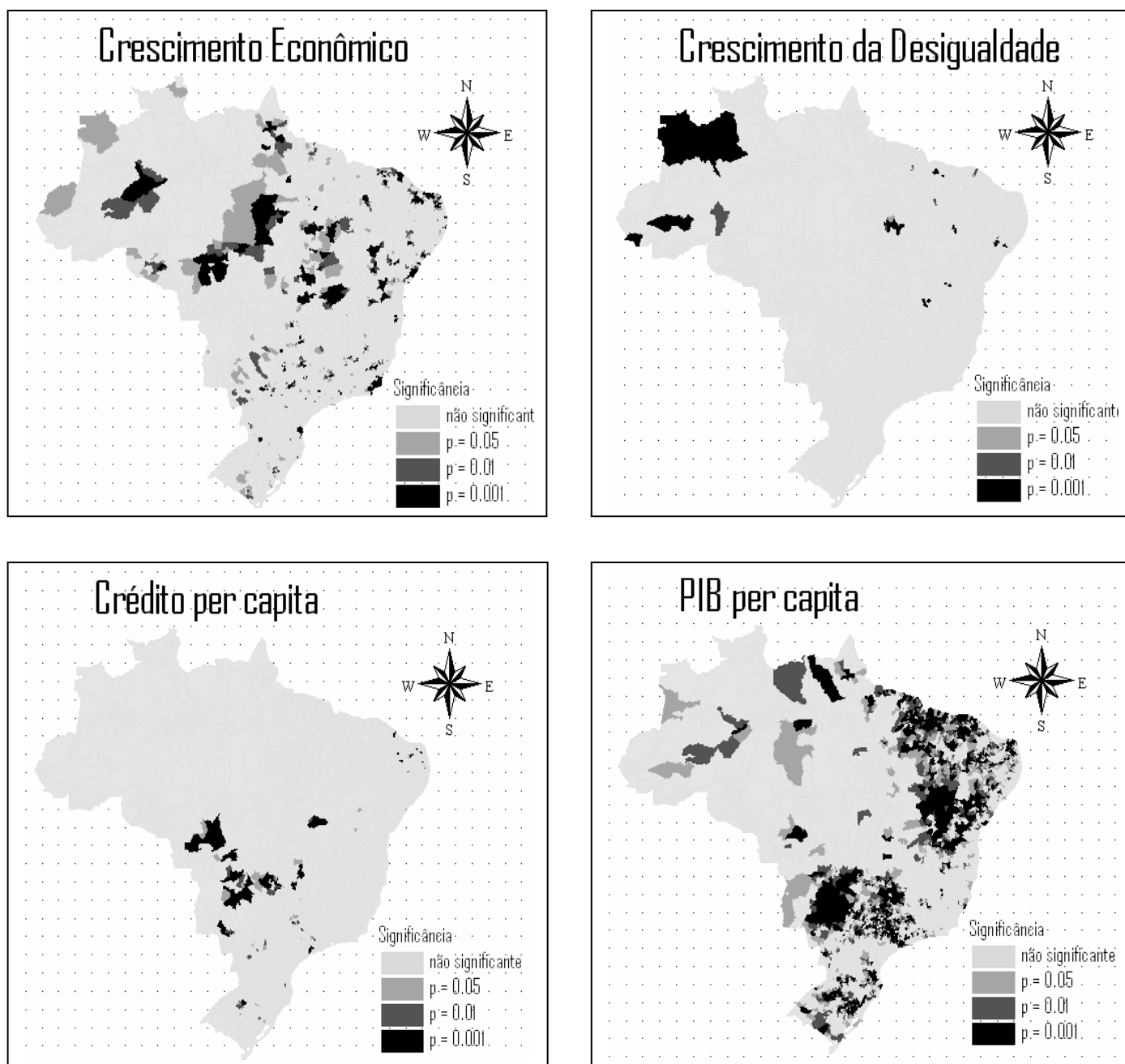
Dentre as variáveis na Figura 5.1, a taxa de crescimento econômico e a taxa de crescimento da desigualdade apontam uma auto-correlação espacial *high-high*, tal que municípios da região Norte e Nordeste aumentaram sua renda *per capita*, porém, tornaram-se mais desiguais ao longo do período. Nas demais regiões a variável de crescimento econômico exibe um padrão de auto-correlação negativa, ou seja, o predomínio de padrões *high-low* e *low-high*, porém, percebe-se um padrão *low-low* do crescimento da taxa de desigualdade de renda, nas Regiões Sudeste, Sul, Centro-Oeste e parte central da Norte.

A variável de PIB *per capita* sugere um padrão de auto-correlação espacial mais bem definido, em que, as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste são *high-high* as regiões Norte e Nordeste são *low-low*. A configuração da disponibilidade de crédito *per capita*, de uma forma geral, sugere uma concentração no estado de São Paulo, e em grandes extensões territoriais localizadas na Região Centro-Oeste e Sul. Contudo, nestas regiões não há indícios de auto-correlação positiva tão bem definida como o PIB *per capita*, dado que os padrões *high-low* e *low-high* são constantes. De uma forma geral, a auto-correlação espacial *low-low*, que cobre a região Norte e distribui-se até Minas é mais homogênea. Há, no entanto, uma correlação positiva entre o crédito *per capita* e PIB *per capita*²⁸.

A seguir, na Figura 5.2, faz-se o *Local Indicator Of Spatial Association* (LISA) para testar a existência de autocorrelação espacial local para as variáveis de crescimento econômico e desigualdade; PIB e crédito *per capita*, ou seja, avalia-se a presença de auto-correlação espacial e a sua significância localmente. O LISA mostra as regiões onde os valores altos (*high-high*) ou baixos (*low-low*) (variável dependente e variável dependente defasada espacialmente) estão correlacionados por meio de efeitos transbordamento. As regiões com valores *high-low* e *low-high* são *outliers* com auto-correlação espacial negativa.

²⁸ A correlação foi de 0,38, com *p-valor* de 0,000.

FIGURA 5.2 – Local Indicators of Spatial Association (LISA) da principais variáveis que compõe o modelo econométrico.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEA e BACEN

Como pode ser observado, o crescimento econômico apresenta vários pontos dispersos em que o LISA é significativo. Os principais pontos locais de crescimento econômico, em termos de número de municípios abrangidos, estão localizados no Norte e Nordeste, sugerindo a presença de *clusters* de crescimento econômico nessas regiões. O crédito *per capita* apresenta *clusters* em municípios do Centro-Oeste. A taxa de desigualdade possui poucos pontos isolados no mapa de significância estatística.

O LISA do PIB *per capita* é certamente a melhor ilustração dos diferenciais de renda entre as regiões Norte e Sul do Brasil. Existe uma forte associação espacial de riqueza que compõe os municípios entre São Paulo até o Sul do Centro-Oeste, além dos estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul. O inverso também é verdadeiro para os municípios da faixa que abrange o interior nordestino até leste da Região Norte, os qual compõem o principal *cluster* de pobreza observado no território brasileiro.

5.2.2 Resultados Econométricos

A seguir, na Tabela 5.2, são apresentados os resultados para a regressão abordando os possíveis efeitos espaciais sobre as regressões realizadas. Os modelos são estimados, inicialmente em OLS, para posteriormente compará-la aos resultados obtidos utilizando os métodos de econometria espacial, e referem-se às equações sob a forma reduzida, especificamente, as equações de 5.17 a 5.19.

Os modelos (1), (2) e (3) apontam que a proporção de jovens tem a correlação esperada com a proposta da presente tese, qual seja, efeito negativo sobre a taxa de desigualdade, e efeito indireto e positivo sobre o crédito (via taxa de desigualdade) e efeito indireto e positivo sobre o crescimento econômico (por meio da taxa de desigualdade e depois pelo crédito). O objetivo destas regressões é observar a probabilidades da presença de *lag* espacial ou de autocorrelação nos resíduos. Nos modelos (1), (2) e (3) é possível observar que o teste de Jaque-Bera rejeita nas três especificações a normalidade dos erros. Além

disso, apenas a variável taxa de crescimento rejeitou a presença de heteroscedasticidade nos resíduos.

Os testes de auto-correlação espacial nos resíduos (SAC) também são importantes indicadores para a escolha dos tipos de modelos que devem ser adotados: SAR, SER, ou uma junção de ambos. A regressão (1), por exemplo, referente à taxa de crescimento econômico, sugere a presença de defasagem espacial de auto-correlação espacial nos resíduos, pois rejeita-se todos os testes. Contudo, o valor da LM Robusto (*lag*) foi baixo, o que pode um indicativo de que o modelo seja apenas de SER. Os modelos (2) e (3) aceitam a hipótese para LM Robusto em *lag* e erro, o que sugere a ausência de efeitos espaciais nestas regressões²⁹. Estes resultados tendem a apontar que os resíduos podem apresentar a heteroscedasticidade causada pela auto-correlação espacial, conforme sugerido pelos padrões observados nas figuras de *Moran Scatterplot*.

O modelo (3) relaciona-se diretamente a equação (5.17) do sistema proposto e mensura o papel dos jovens na redução da desigualdade de renda nos municípios. Observa-se uma relação negativa entre a proporção de jovens e o crescimento da desigualdade. A estimativa aponta para uma relação, em que o aumento de 10% na proporção de jovens em um município tendeu a reduzir a desigualdade de renda anual, em torno, 2% a. a, ao longo de 1991 a 2000. Como já discutido, este efeito reflete o crescimento da escolaridade entre jovens, o qual reduz as diferenças salariais dos entrantes do mercado de trabalho em relação aos indivíduos mais velhos já presentes no mercado de trabalho, os quais, em média possuem menor escolaridade.

²⁹ Este resultado pode estar associado a não significância estatística observada no LISA relativa a Figura 5.2.

TABELA 5.2 – Resultados do Modelo de Crescimento Econômico para os Municípios Brasileiros – Método OLS e Lag Espacial.

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Método	OLS			2SLS – Lag Espacial		
Variáveis	<i>tx cres</i>	<i>cred p. c.</i>	<i>tx des</i>	<i>tx cres</i>	<i>tx cres</i>	<i>tx cres</i>
<i>W tx cres</i>				-0,075 (0,058)	-0,025 (0,138)	-0,150 (0,108)
$\ln(y_{i,1996})$	-0,032*** (0,000)			-0,033*** (0,001)		-0,047*** (0,003)
<i>ln cap. humano</i> ₁₉₉₁	0,023*** (0,001)			0,030*** (0,001)	0,000 (0,014)	0,010** (0,004)
<i>pjovem</i> ₁₉₉₁	0,19*** (0,007)	0,18*** (0,039)	-0,264*** (0,091)			
<i>tx des</i>					-0,187** (0,034)	
<i>cred.p.c.</i>						0,040*** (0,009)
$(n + g + \delta)$	-0,090*** (0,021)			-0,204*** (0,021)	-0,23*** (0,051)	-0,239** (0,024)
<i>Intercepto</i>	0,020*** (0,001)	-0,051* (0,035)	0,103* (0,014)	0,040*** (0,003)	0,087*** (0,026)	0,051*** (0,006)
<i>Testes nos Resíduos</i>						
<i>Teste F</i>	380,089	90,08	4,034			
<i>P-valor</i>	0,00	0,00	0,00			
<i>Jaque-Bera (normalidade)</i>	9008,17	2017997	506356			
<i>P-valor</i>	0,00	0,00	0,00			
<i>Koenker-Basset (heter..)</i>	166,63	4,73	1,62			
<i>P-valor</i>	0,00	0,31	0,65			
<i>White (heter.)</i>	366,18	12,75	4,32			
<i>P-valor</i>	0,00	0,54	0,88			
<i>Testes de SAC</i>						
<i>I de Moran (erro)</i>	20,88	9,18	9,66			
<i>P-valor</i>	0,000	0,00	0,00			
<i>Multip. de Lagr. (erro)</i>	432,05	83,11	92,45	35,50	2,26	17,009
<i>P-valor</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,13	0,00
<i>LM Robusto (erro)</i>	150,81	1,56	0,36			
<i>P-valor</i>	0,00	0,21	0,54			
<i>Kelejian-Robson (erro)</i>	324,62	53,68	14,86			
<i>P-valor</i>	0,00	0,00	0,00			
<i>Multip. de Lagr. (lag)</i>	300,28	81,75	92,53			
<i>P-valor</i>	0,00	0,00	0,00			
<i>LM Robusto (lag)</i>	19,04	0,19	0,44			
<i>P-valor</i>	0,00	0,65	0,50			
<i>Multip. de Lagr. (SARMA)</i>	451,09	83,31	92,90			
<i>P-valor</i>	0,00	0,00	0,00			

Notas: 1. *pc* significa *per capita*; 2. Erros padrões robustos entre parênteses; 3. * significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

Fonte: Resultados da Pesquisa

As regressões (4), (5) e (6), ainda na Tabela 5.2, foram realizados em 2SLS, tomando a primeira ordem de contigüidade das variáveis exógenas do modelo (PIB *per capita* inicial, capital humano) como instrumentos para a variável de *lag* espacial da taxa de crescimento, já que por definição esta variável é endógena. Por sua vez, as regressões (5) e (6) também incluíram a proporção de jovens como instrumento, já que também foi avaliado o efeito da taxa de desigualdade (regressão (5)), e crédito *per capita* (regressão (6)) sobre o crescimento econômico dos municípios.

Nas especificações (4), (5) e (6), a defasagem espacial ($W \text{ tx cres}$) foi negativa, porém não significativa nas três estimativas. Em relação às outras variáveis, os resultados iniciais mostram que os coeficientes apresentam sinais consistentes com a literatura de crescimento econômico e são significativos ao nível de 5%. Estas regressões apontam que os municípios de uma forma geral têm convergência de renda (indicado pelo sinal negativo de $\ln(y_{i,1996})$). Além disso, o logaritmo do capital humano e crédito apresentam correlações positivas com a taxa de crescimento econômico, enquanto a taxa de desigualdade teve uma relação negativa. Chama-se a atenção para o modelo (5), em que o parâmetro estimado do capital humano foi igual a zero. Este resultado se deve à forte correlação que existe entre o capital humano e a taxa de desigualdade. Ao decorrer da apresentação dos resultados este problema será devidamente tratado.

Como reportado, os três modelos realizados em 2SLS sugerem que a defasagem espacial foi negativa, porém não significativa. Para tanto, o próximo passo consiste em tratar a auto-correlação espacial nos erros, isto é, realizar o modelo SER. Para tanto, o método utilizado para se obter a estimativa do termo de auto-correlação espacial nos resíduos foi o GMM espacial proposto por Kelejian e Prucha (1999), conforme especificado no item 5.1 da presente tese. O intuito principal é observar se o aumento da eficiência das regressões acarreta uma definição mais precisa do efeito da *lag* espacial sobre o crescimento econômico.

As estimativas do GMM espacial são reportadas na Tabela 5.3 a seguir. Destaca-se que os resultados das outras variáveis, que não o *lag* espacial, são relativamente estáveis às regressões OLS apresentadas anteriormente.

TABELA 5.3 – Resultados do Modelo de Crescimento Econômico para os Municípios Brasileiros – Método Lag e erro Espacial.

Modelo	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Método	Erro Espacial /GMM			2SLSGMM /Erro Espacial	
Variáveis	<i>tx cres</i>	<i>tx des</i>	<i>tx cres</i>	<i>tx cres</i>	<i>tx cres</i>
<i>W tx cres</i>				0.0024 (0.002)	
$\ln(y_{i,1996})$	-0,038*** (0,001)		- 0.032** (0.001)	-0.033*** (0.001)	-0.034*** (0.001)
<i>In cap. humano</i> ₁₉₉₁	0,028*** (0,002)		0.035*** (0.002)	0.035*** (0.002)	0.017*** (0.007)
<i>pjovem</i> ₁₉₉₁		-0.25*** (0.002)			
<i>In cred per capita</i>	0,001*** (0,0004)				
<i>tx des</i>					-0.10*** (0.05)
$(n + g + \delta)$	-0,08** (0,024)		-0,08** (0,024)	-0,137*** (0,018)	-0,137*** (0,018)
$W^2 \ln(y_{i,1996})$			-0.005*** (0.001)		
$W^2 \ln \text{cap. humano}$ ₁₉₉₁			0.003 (0.002)		
<i>Intercepto</i>	0,055*** (0,002)	0.110*** (0.014)	0.0314*** (0.002)	0.033*** (0.002)	0.061 0.011
resíduo espacial (ρ)	0,34	0,19	0,36	0,64	0,34

Notas: Erros padrões robustos entre parênteses; 3. * significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%

Fonte: Resultados da Pesquisa

As estimativas GMM espacial reforçam o resultado das regressões 2SLS anteriores, ou seja, o crescimento econômico dos vizinhos não é economicamente significativo para explicar o crescimento econômico de um município específico. Como se sabe o modelo 2SLS é consistente, porém, não eficiente. Quando o parâmetro de erro espacial, calculado pelo método Kelejian e Prucha (1999), foi utilizado para melhorar a eficiência da estimativa, o *lag* espacial tornou-se eficiente e convergiu em probabilidade para o ser verdadeiro valor, isto é, para

aproximadamente zero. Assim, tem-se que o melhor modelo para descrever o crescimento econômico dos municípios deve ser por meio de um modelo de erro espacial (SER).

A Tabela 5.4 apresenta os resultados do sistema de equações conforme descrito na seção de metodológica. Os resultados exprimem as principais características da relação entre as variáveis de desigualdade e crédito para explicar o crescimento médio anual entre 1996 e 2006 dos municípios brasileiros.

Os modelos (12) e (13) foram realizados por meio do procedimento OLS. Desconsiderando qualquer problema de endogeneidade o modelo (13), em relação ao modelo (12), inclui a variável de crédito *per capita*, como pode ser visto, a inclusão do crédito foi insignificante e, não mudou as estimativas dos coeficientes do PIB inicial e do capital humano. Este efeito é em parte surpreendente, se esperava que houvesse uma correlação positiva entre o crescimento econômico e o crédito, de tal forma que, na presença de algum viés, este fosse positivo.

TABELA 5.4 - Resultados das estimativas do sistema de equações (5.15) – (5.17), método OLS e 2SLS

Modelo	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Método	OLS		SMS/2SLS – Sistema 1		
Variáveis	<i>tx cres</i>	<i>tx cres</i>	<i>tx cres</i>	<i>ln cred</i>	<i>tx des</i>
$\ln(y_{i,1996})$	-0,032*** (0,000)	-0,038*** (0,002)	-0,043*** (0,014)		
<i>ln cred p.c.</i>		0,001*** (0,000)	0,038** (0,023)		
<i>ln h₁₉₉₁</i>	0,023*** (0,001)	0,016*** (0,003)	-0,004 (0,032)		
$(n + g + \delta)$	-0,088*** (0,005)	-0,084*** (0,025)	-0,079 (0,088)		
<i>tx des</i>				-8,832*** (1,235)	
<i>pjovem₁₉₉₁</i>					-0,523 (0,361)
<i>Intercepto</i>	0,073*** (0,015)	0,127*** (0,025)	0,055*** (0,008)	0,701*** (0,033)	0,152** (0,070)

continuação

Modelo	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
Método	SMS/2SLS – Sistema 2			SMS/2SLS – Sistema 3		
Variáveis	<i>tx cres</i>	<i>ln cred p.c.</i>	<i>tx des</i>	<i>tx cres</i>	<i>ln cred</i>	<i>tx des</i>
<i>W tx cres</i>				0,014 (0,04)		
$\ln(y_{i,1996})$	-0,073* (0,045)	0,55*** (0,118)	-0,069*** (0,007)	-0,064*** (0,019)	0,707*** (0,078)	-0,089*** (0,007)
<i>ln cred p.c.</i>	0,037*** (0,010)			0,031*** (0,015)		
<i>ln h₁₉₉₁</i>	0,034*** (0,019)			0,029*** (0,008)		
$(n + g + \delta)$	0,137 (0,118)			0,08 (0,123)		
<i>tx des</i>		-5,16*** (1,27)			-3,05*** (0,811)	
<i>pjovem₁₉₉₁</i>			-0,866** (0,351)			-0,866** (0,351)
<i>Intercepto</i>	-0,002 (0,047)	0,672*** (0,031)	0,152** (0,070)	-0,009 (0,062)	0,672*** (0,031)	0,152** (0,070)

Notas: Erros padrões entre parênteses; 3. * significativa a 10%; ** significativa a 5%;

*** significativa a 1%

Fonte: Resultados da Pesquisa

Este resultado é de extrema relevância para as análises aqui realizadas. Em decorrência dele, pode se inferir que a endogeneidade que inibe a estimativa consistente do crédito sobre o crescimento econômico na regressão OLS, não decorre da simultaneidade entre crescimento econômico e disponibilidade de crédito, mas da incidência que a desigualdade interpessoal de renda tem tanto sobre o crescimento econômico como no crédito. Quando se realiza a regressão do crédito sobre o crescimento econômico, o efeito da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico e sobre o crédito, não captado pelo método OLS, impede que o parâmetro seja estimado de forma consistente. Em outros termos, a disponibilidade de crédito, acaba ocasionando o viés de atenuação sobre o parâmetro estimado do crédito³⁰.

As estimativas de (14) a (22) apresentam 3 diferentes sistemas, e utilizam o método 2SLS, referentes às equações 4.32 – 4.34. Por hipótese, o conjunto de regressores controla uma possível correlação entre os erros e as variáveis de disponibilidade de crédito que tornariam o modelo inconsistente.

O sistema 1 denota um problema em potencial nas estimativas, pois o sistema reduz o valor da variável de capital humano e a torna negativa. Ressalta-se que a metodologia para a identificação dos parâmetros em modelos de sistemas de equações, tal como proposto nas equações (5.15) a (5.16), consiste no retorno da forma reduzida para forma estrutural. Como pode ser notado, quanto maior o número de equações no sistema, maior o número de relações econométricas utilizadas para se obter os parâmetros na forma reduzida. Além disso, na recuperação do modelo estrutural, as correlações entre as covariadas, também influenciam diretamente os sinais dos parâmetros estimados.

³⁰ Isto significa que se o crédito aumenta o crescimento econômico, porém, a desigualdade pode também aumentar, pois, os bancos tendem a emprestar para indivíduos que possuem garantias de pagamento. Segundo as hipóteses da presente tese, se a desigualdade aumentar, o crédito e o crescimento econômico reduzem. Desta forma, estas simultaneidades atenuam o efeito do crédito sobre o crescimento, isto é, viesam a estimativa do coeficiente do crédito para zero.

No presente estudo este efeito foi particularmente observado quando a equação (5.19) foi estimada contendo a variável capital humano e proporção de jovens. A correlação entre estas duas variáveis, mesmo considerando apenas escolaridade de indivíduos com mais de 25 anos, o coeficiente β_3 , variável de capital humano na equação (5.19), foi viesado para zero³¹. Por isso, nos sistemas 2 e 3 foram usadas regressões adicionais, em que o capital humano e o PIB *per capita* foram regredidos, respectivamente, sobre o capital humano e o PIB *per capita* dos vizinhos da segunda ordem de contigüidade, conforme discutido no conjunto de equações 5.21 – 5.25. Como pode ser observado, esta nova especificação elevou apenas marginalmente o valor dos parâmetros estimados do PIB *per capita* e capital humano sobre a taxa de crescimento econômico.

Além disso, o sistema de equações (1) avalia apenas o efeito da taxa de desigualdade sobre o crédito *per capita*. Neste caso, o efeito da taxa de desigualdade deve ser analisado com cautela, principalmente porque a variável de PIB *per capita*, também importante para a determinação do crédito *per capita*, não foi levada em consideração neste primeiro conjunto de regressores, devido à sua endogenia com o crédito.

Nos sistemas de equações 2 e 3 a variável PIB *per capita*, também foi tratada como endógena para que seu efeito pudesse ser avaliado sobre o a disponibilidade de crédito. Nos sistemas 2 e 3, a estimativa sugere que, respectivamente, o aumento de 10% na taxa de desigualdade reduz o crédito *per capita* em torno de 5% e 3%. Nestes termos, a teoria proposta aparenta explicar adequadamente o efeito negativo da desigualdade sobre a quantidade de crédito *per capita* disponibilizada no município.

³¹ Este problema é tratado na literatura como efeito confundimento (Judea, 2000). Tal viés ocorre quando as variáveis utilizadas na modelagem sob a forma reduzida são fortemente correlacionadas, a ponto dos sinais dos coeficientes utilizados poderem até mesmo estar alterados. Esta questão também remete ao Teorema de Frisch e Waugh (Greene, 2003, pg 27), segundo o qual, o efeito de uma variável independente sobre a variável dependente é corrigido pela correlação entre as variáveis independentes, no presente caso, como a proporção de jovens tem relação com a escolaridade da população, a presença de ambas variáveis reduz tanto o efeito da escolaridade quanto o efeito indireto do número de jovens sobre o crescimento.

Os sistemas 2 e 3 incluem a variável de PIB *per capita*, devidamente instrumentalizada, junto ao efeito da proporção de jovens sobre a desigualdade. Como pode ser observado a variável proporção de jovens foi robusta a esta especificação. Por fim, o sistema 3 fez um novo teste para observar se a variável de *lag* espacial mudaria seu efeito mediante a inclusão do conjunto de equações. O resultado obtido apenas reforçou as constatações anteriores, isto é, o efeito da defasagem espacial não foi significativo para explicar o crescimento econômico no período.

Os parâmetros estimados confirmam a hipótese da relação positiva entre a disponibilidade de crédito e o crescimento econômico. As estimativas sugerem, por meio do sistema de equações proposto, que a disponibilidade de crédito engendrou o crescimento econômico nos municípios que compõe a presente amostra. O aumento em 10% da disponibilidade de crédito *per capita* apontou um aumento no crescimento econômico em torno de 3%.

6 CONCLUSÃO

O presente trabalho objetivou averiguar a relação entre desigualdade interpessoal de renda, restrição ao crédito e crescimento econômico nos municípios brasileiros. Em virtude da endogeneidade entre desigualdade de renda e crescimento econômico, determinado pelo viés positivo da tecnologia nos salários de trabalhadores mais qualificados, foram utilizados instrumentos, no caso, as estruturas demográficas presentes nos municípios.

Efetivamente, os objetivos de crescimento econômico e redução das desigualdades, por algum tempo, foram tratados como dicotômicos, tal que políticas redistributivas ocasionariam a redução do crescimento econômico. Tal hipótese baseia-se em premissas de que uma política redistributiva se assenta, principalmente, em aumento de impostos dos indivíduos mais ricos, e o seu efetivo repasse para os entes mais pobres da sociedade. Esta política, de caráter distributivo sem uma contrapartida específica, teria por efeito a redução da taxa de poupança da economia. Não obstante, a literatura moderna sugere que políticas redistributivas não necessariamente teriam como resultado o retardo do crescimento econômico, pelo contrário, a redistribuição poderia até mesmo estimular o crescimento. Tais conceitos destacam a importância da ampliação do acesso de crédito e escolaridade para os indivíduos que se situam na cauda inferior da distribuição de renda.

A hipótese inicial da presente tese consistiu em observar se as proposições de Banerjee e Newman (1993) e Galor e Zeira (1993) se fizeram presente no processo de desenvolvimento econômico dos municípios brasileiros. Tal hipótese sugere que a desigualdade inicial da renda, e o seu crescimento, interferem no crescimento econômico, na presença de restrições ao crédito, e impossibilita a redução da dispersão das rendas *per capita*. A presente tese corrobora em parte essa possibilidade.

Análises espaciais realizadas apontam um padrão de baixo PIB *per capita* em municípios presentes principalmente nas regiões Norte e Nordeste e Norte de

Minas. Não obstante, estas regiões também possuíram altas taxas de crescimento econômicas no Brasil, porém, não grandes o suficiente para equalizar, ou mesmo, para se aproximar da renda *per capita* dos municípios concentrados nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste e litoral nordestino. As inferências obtidas sugerem que no período de taxas acentuadas do crescimento econômico, o efeito da desigualdade interpessoal é pouco relevante. Porém, na medida em que há redução do crescimento econômico, o efeito restritivo da desigualdade toma lugar e se acentua.

Uma possível explicação para interpretar este resultado é que a desigualdade não restringe o crescimento econômico nos estágios em que o principal motor do desenvolvimento econômico é o capital físico. Por outro lado, a igualdade acentua o crescimento econômico nos estágios em que a acumulação de capital humano é dominante no processo de crescimento econômico. Conclui-se que a desigualdade foi mais incisiva nos municípios que apresentaram reduzidas taxas de crescimento econômico. Nestes termos, foi evidenciado que a combinação baixo estoque de capital físico e humano, restrições de crédito e alta desigualdade interpessoal de renda podem explicar a condição de armadilha da pobreza a que municípios caracterizados na presente tese como *losing* estão sujeitos.

Por meio de regressões quantílicas, observou-se a possibilidade de competição espacial por recursos entre os municípios com taxas de crescimento econômico mais fortes, contrariando a hipótese de que durante o processo de crescimento econômico haja fluxos de externalidades positivas entre estes municípios. Assim, *clusters* de crescimento econômico tendem a influenciar negativamente o processo de crescimento destes municípios. Se este resultado prevalece, minimiza-se ainda mais a possibilidade de um crescimento arrojado e que permita a redução das disparidades regionais de renda dos municípios no Brasil.

A presente tese também avalia as relações entre a desigualdade, disponibilidade de crédito e crescimento econômico dos municípios brasileiros no período entre 1996 a 2006. Os modelos teóricos discutidos sugerem uma estreita relação entre estas variáveis de tal forma que municípios menos desenvolvidos possuem menor acesso ao crédito. Tais hipóteses foram avaliadas por meio de modelos de

equações simultâneas, os quais apontaram que a ausência de considerações da variável desigualdade acarreta viés de atenuação no coeficiente da variável crédito sobre o crescimento econômico, isto é, o coeficiente estimado é viesado para zero.

Foi observado que o aumento da taxa de desigualdade guarda uma relação inversa com a disponibilidade de crédito local. Diante disso, as observações empíricas aqui obtidas sugerem um círculo vicioso de pobreza: regiões economicamente pobres, e que se deparam com o crescimento da desigualdade interna, incorrem também em redução do crédito, o que, por consequência, pode mantê-las distantes das economias mais desenvolvidas.

Supostamente, esta conclusão empírica resulta de um comportamento hipotético dos bancos, que devido às menores garantias dos empréstimos realizados em regiões mais pobres, como forma de proteção para seus lucros, não apenas reduzem a quantidade de empréstimos, como também exigem taxas de juros mais altas. Este tipo de comportamento traduz-se na redução de investimentos de maior porte de capital físico. Em conjunto, estes fatores mitigam o papel clássico do sistema financeiro na alocação de recursos da poupança para investimentos, o que acarreta implicações adversas sobre a disponibilidade de crédito por parte dos bancos, isto é, gera racionamento de crédito, o que reduz o crescimento econômico local.

As conclusões finais da presente tese apontam que mesmo na ausência de progresso tecnológico há espaço para se estimular o crescimento econômico dos municípios brasileiros. Paratanto, políticas redistributivas deveriam enfatizar o acúmulo de capital humano e ampliação de acesso ao crédito para indivíduos situados na cauda inferior da distribuição de renda. Neste caso, estas duas estratégias desenvolvimentistas tendem a provocar tanto a redução da concentração de renda e estimular positivamente o crescimento econômico.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACEMOGLU, D. Technical change, inequality, and the labor market, **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 40, n. 1, p. 7-72, Mar. 2002.

ACEMOGLU D. Oligarchic versus democratic societies, **Journal of the European Economic Association**, Cambridge, v. 6, n. 1, p. 1-44, Jan. 2008.

ACEMOGLU, D.; SIMON, J.; ROBINSON, J. A. Institutions as a fundamental cause of long-run growth. In: AGHION, Philippe; DURLAUF, Steven (Eds.), **Handbook of Economic Growth**. Amsterdam : North Holland, 2005. v. 1, cap. 6, p. 385-472.

AGHION, P.; P. BOLTON. A theory of trickle-down growth and development, **Review of Economic Studies**, Bristol, v. 64, n. 2, p. 151–172, Apr. 1997.

AGHION, P.; CAROLI, E.; GARCÍA-PEÑALOSA, C. inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories, **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 37, n. 4, p. 1615-1660, Dec. 1999.

ALEEM, I. imperfect information, screening, and the costs of informal lending: a study of a rural credit market in Pakistan. In: HOFF, K.; BRAVERMAN A.; STIGLITZ J. (Eds.), **The economics of rural organization: theory, practice and policy**. London: Oxford University Press, 1993.

ALESINA A.; RODRIK D. **Distributive politics and economic growth**. Cambridge: NBER, 1991. (NBER Working Papers, 3668)

ALEXANDRE, M.; BIDERMAN, C.; LIMA, G. T. Distribuição Regional Do Crédito Bancário E Convergência No Crescimento Estadual Brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., João Pessoa. **Anais...** Belo Horizonte: ANPEC, 2004

AMEMIYA T. Two Stage Least Absolute Deviations Estimators, **Econometrica**, Chicago, v. 50, n. 3, p. 689-711, May, 1982.

ANDRADE, E. *et al.* Convergence clubs among Brazilian municipalities. **Economic Letters**, Amsterdam, v.83, n.2, p.179-184, May. 2004.

ANSELIN, L. The Moran Scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: FISHER, M.; SCHOLTEN, H. J.; UNWIN, D. (Eds.) **Spatial analytical perspectives on GIS**. London: Taylor e Francis, 1996.

ANSELIN, L. Spatial econometrics. In: BALTAGI, B. (Ed.) **Companion to Econometrics**. Oxford: Basil Blackwell, 2001.

ANSELIN L.; BERA, A. K. Spatial dependence in linear regressions models with an introduction to spatial econometrics. In: ULLAH, A.; GILES, D. E. A. (Eds.) **Handbook of Applied Economies Statistics**. New York: Marcel Dekker, 1998.

ARAUJO, E. C.; DIAS, J. Endogeneidade do setor financeiro e crescimento econômico: uma análise empírica para a economia brasileira (1980-2003). **Rev. econ. contemp.**, Rio de Janeiro, vol.10, n.3, p. 575-609, set./dez. 2006.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, Bristol, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 68, n. 1, p. 29- 51, Jul. 1995.

ARESTIS, P; DEMETRIADES, P. Finance and growth: is Schumpeter right? **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 6, n. 30, p. 5-21, Sep. 1998.

ARROW, K. The economic implications of learning by doing. **Review of Economic Studies**, Bristol, v. 29, p. 155 – 173, Jun. 1962.

ASSUNÇÃO, J. J.; ALVES, L. S. Restrições de crédito e decisões intra-familiares. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 2, p. 201-229, nov, 2007.

ASSUNÇÃO, J. J.; FERES, F. C. Condições de crédito no Brasil rural, **Revista de Economia Rural**, Brasília, v. 45, n. 2, p. 367-407, abr./jun. 2007.

AZARIADIS, C.; DRAZEN, A. Threshold Externalities in Economic Development, **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 105, n. 2, p. 501-26, May. 1990.

BADINGER, H.; MLLER W.; TONDL, G. Regional convergence in the european union (1985-1999): a spatial dynamic panel analysis, **Regional Studies**, Cambridge, v. 38, n. 3, p. 241-53, May. 2004.

BARNEJEE, A. V.; DUFLO E. Inequality and growth: what can the say?, **Journal of Economic Growth**, Norwell, v. 8, n. 3, p. 267-299, Sep. 2003.

BANERJEE, A.; NEWMAN, A. Occupational choice and the process of development, **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 101, n. 2, p. 274-98, Apr. 1993.

BARRO, R. Inequality and growth in a panel of countries, **Journal of Economic Growth**, Norwell, v. 5, n. 1, p. 5–32, Mar. 2000.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence, **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 100, n. 2, p. 223-51, Apr.1992.

BARROS, R P.; MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. In: INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **A Economia brasileira em perspectiva**. Rio de Janeiro: IPEA,1996. v. 2

BARROS, R P.; HENRIQUES, R; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

BAUM, C.; SCHAFFER, M.; STILLMAN, S. Instrumental variables and GMM: estimation and testing, **Stata Journal**, Texas, v. 3, n. 1, p. 1-31, Mar. 2003.

BECK, T; DEMIRGUC-KUNT, A.; LEVINE, R. Finance, inequality and the poor, **Journal of Economic Growth**, Nowell, v. 12, n. 1, p. 27-49, Mar. 2007.

BENABOU, R. **Inequality and Growth**. New York: Starr Center for Applied Economics/ New York University, 1996. (Working Papers).

BENCIVENGA, V. R.; SMITH, B. D. Financial intermediation and endogenous growth, **Review of Economic Studies**, Bristol, v. 58, n. 2, p. 195-209, Apr. 1991.

BENHABIB, J; SPIEGEL, M. M. Human capital and technology diffusion. In: AGHION, Philippe; DURLAUF, Steven (Eds.). **Handbook of Economic Growth**, Amsterdam: North Holland, 2005. v. 1, cap. 13, p. 935-966.

BILS, M.; KLENOW, P. Does schooling causes growth? **American Economic Review**, Nashville, v. 90, n. 5, p. 1160–1183, Dec. 2000.

BONELLI, R.; RAMOS L. Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados de 1970. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 13, n. 2, abr./jun. 1993.

BOURGUIGNON, F. Pareto superiority of unegalitarian equilibria in stiglitz' model of wealth distribution with convex saving function, **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 6, p. 1469-75, Nov. 1981.

BOURGUIGNON, F.; VERDIER, T. Oligarchy, democracy, inequality and growth, **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 62, n. 2, p. 285-313, Aug. 2000

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 87, n. 1, p. 115-143, Aug. 1998.

CHERNOZHUKOV, V.; HANSEN, C. Instrumental variable quantile regression: a robust inference approach, **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 142, n. 1, p. 379-398, Jan. 2008.

CLARKE, G. R.; XU L. C.; ZOU, H. F. Finance and income inequality: what do the data tell us? **Southern Economic Journal**, Chapel Hill, v. 72, n. 3, p. 578-596, Jan. 2006.

CLIFF, A. D.; ORD J. K. **Spatial processes: models and applications**. London: Pion, 1981.

COE D.; HELPMAN, E. International R&D spillovers, **European Economic Review**, Amsterdam, v. 39, n. 5, p. 859 – 897, May. 1995.

COELHO R.; FIGUEIREDO L. Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 61, n. 3, p. 331–352, jul./set. 2007.

CONLEY T. G.; LIGTON, E. Economic distance and cross-country spillovers, **Journal of Economic Growth**, Norwell, v. 7, n. 2, p. 157 – 187, Jun. 2002.

DARRAT, A. F. Are financial deepening and economic growth causality related? Another look at the evidence. **International Economic Journal**, Korea v. 13, n. 3, p.19-35, Aut.1999.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. Measuring income inequality: a new data-base, **World Bank Economic Review** , Washington, v. 10, n. 3, p. 566-591, Sep. 1996.

DEMIRGUC-KUNT A.; LEVINE, R. **Finance and inequality: theory and evidence**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2009. (NBER Working Papers, 15275)

DURLAUF, S. N.; FAFCHAMPS, M. Social capital. In: AGHION, Philippe; DURLAUF, Steven (Eds.), **Handbook of Economic Growth**. Amsterdam : North Holland, 2005. v. 1, cap. 26, p. 1639-1699.

EASTERLY, W. The middle class consensus and economic development. **Journal of Economic Growth**, Norwell, v. 6, n. 4, p. 317-335, Dec. 2001.

EASTERLY, W.; LEVINE, R. Troubles with the neighbours: Africa's problem, Africa's opportunity, **Journal of African Economies**, Oxford, v. 7, n. 1, p. 120-42, Mar. 1998.

EASTERLY W.; REBELO S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1994. (NBER Working Papers 4499).

ERTUR, C.; KOCH, W. **Convergence, human capital and international spillovers**. Dijon: Laboratoire d'Economie et de Gestion (LEG), Université de Bourgogne, 2006. (Working Paper, 2006-03)

EZCURRA, R. Is Income inequality harmful for regional growth? Evidence from the European Union, **Urban Studies**, Essex, v. 44, n. 10, p. 1953-1971, Sep. 2007.

FERES, F.; LEMOS, M. B.; ASSUNÇÃO J.J. Desenvolvimento desigual: evidências para o Brasil, **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 3, p. 301-330, jul. 2008.

FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSOA, S. Testing production functions used in empirical growth studies, **Economics Letters**, Amsterdam, v. 83, n. 1, p. 29-35, Apr. 2004.

FIRPO, S.; GONZAGA, G.; NARITA, R. Decomposição da evolução da desigualdade de renda no Brasil em efeitos idade, período e coorte, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio De Janeiro, v.33, n.2, p. 211 - 252, ago. 2003.

FORBES, K. J. A reassessment of the relationship between inequality and growth, **American Economic Review**, Nashville, v. 90, n. 4, p. 869-887, Sep. 2000.

FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 30, n. 4, p.2129–2132, Dec. 1992.

GALOR, O.; MOAV, O. Ability-Biased technological transition, wage inequality, and economic growth, **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 115, n. 2, p. 469-497, May. 2000.

GALOR, O.; MOAV, O. From physical to human capital accumulation: inequality and the process of development, **Review of Economic Studies**, Bristol, v. 71, n. 4, p. 1001-1026, Oct. 2004.

GALOR, O.; TSIDDON, D. Technological progress, mobility, and economic growth, **American Economic Review**, Nashville, v. 87, n. 3, p. 363-82, Jun. 1997.

GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics, **Review of Economic Studies**, Bristol, v. 60, n. 1, p. 35-52, Jan.1993.

GHOSH, P.; MOOKHERJEE, D; RAY, D. Credit rationing in developing countries: an overview of the theory. In: MOOKJERJEE, D.; RAY, D. (Eds), **A Reader in development economics**, London: Blackwell, 2000.

GREENWOOD, J.; JOVANOVIC, B. Financial development, growth, and the distribution of income, **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 98, n. 5, p. 1076-1107, Oct. 1990.

GREENWOOD, J.; SESHADRI, A. Technological progress and economic transformation. In: AGHION, Philippe; DURLAUF, Steven (Eds.). **Handbook of Economic Growth**. Amsterdam : North Holland, 2005. v. 1, p. 1225-1273, cap. 19.

HORNSTEIN, A.; KRUSELL, P.; VIOLANTE, G. L. The effects of technical change on labor market inequalities. In: AGHION, Philippe; DURLAUF, Steven (Eds.), **Handbook of Economic Growth**. Amsterdam: North Holland, 2005. v. 1 cap. 20, p. 1275-1370.

JAFFEE, D.; RUSSELL, T. Imperfect Information, Uncertainty and Credit Rationing, **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 90, n. 4, p. 651–666, Nov. 1976.

JEONG, H.; TOWNSEND, R. M. Growth And inequality: model evaluation based on an estimation-calibration strategy, **Macroeconomic Dynamics**, Cambridge, v. 12, p. 231-284, Sep. 2008. Suplemento 2

JOVANOVIC, B.; ROUSSEAU, P. L. General purpose technologies. In: AGHION, Philippe; DURLAUF, Steven (Eds.), **Handbook of Economic Growth**. Amsterdam: North Holland, 2005. v. 1, cap. 18, p. 1181-1224

JUDEA, Pearl. **Causality**: models, reasoning, and inference. Cambridge: Cambridge University Press, 2000. 284 p.

KELLER, W. International technology diffusion, **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 42, n. 3, p. 259 – 292, Sep. 2004.

KALDOR, N. Capital accumulation and economic growth. In: LUTZ, Friedrich A.; HAGUE, Douglas C. **The theory of capital**. New York, NY: St. Martin's, 1961.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in spatial model, **International Economic Review**, Philadelphia , v. 40, n. 2, p. 259 – 292, May. 1999

KING, R. G.; LEVINE, R. Finance, entrepreneurship and growth: theory and evidence, **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 32, n. 3, p. 513-542, Dec. 1993.

KOENKER, R. **Quantile regression**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

KOENKER, R.; BASSET, G. Regression quantiles. **Econometrica**, Chicago, v. 46, n. 1, p.33–50, Jan. 1978.

KROTH, D. C.; DIAS, J. A contribuição do crédito bancário e do capital humano no crescimento econômico dos municípios brasileiros: uma avaliação em painéis de dados dinâmicos, In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006. Salvador. **Anais...** Belo Horizonte: ANPEC, 2006.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, Nashville, v. 45, n. 1, p. 1-28, Mar. 1955.

LAURINI, M.; ANDRADE, E.; PEREIRA, P. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 25., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Rio de Janeiro: SBE, 2003.

LEE, L. F. Asymptotic distribution of quasi-maximum likelihood estimators for autoregressive models. **Econometrica**, Chicago, v. 72, n. 6, p. 1899 – 1925, Nov. 2004.

LEVINE, R. Stock markets, growth, and tax policy. **Journal of Finance**, Malden, v. 46, n. 4, p. 1445-65, Sep. 1991.

LEVINE, R. Finance and growth: theory and evidence. AGHION, Philippe; DURLAUF, Steven (Eds.), **Handbook of Economic Growth**. Amsterdam : North Holland, 2005. v. 1, cap. 12, p. 865-934.

LEVINE, R.; ZERVOS, S. Stock markets, banks, and economic growth, **American Economic Review**, Nashville, v. 88, n. 3, p. 537-58, Jun. 1998.

LI, H.; ZOU, H. Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence, **Review of Development Economics**, Ames, v. 2, n. 3, p. 318-34, Oct. 1998.

LIST, J. A; GALLET, C. A. The kuznets curve: what happens after the inverted-U? **Review of Development Economics**, Ames , v. 3, n. 2, p. 200–206, Feb.1999.

LUCAS, R. E. Jr. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 22, n. 1, p. 3-42, Jul. 1988.

MADARIAGA N.; PONCET, S. FDI in chinese cities: spillovers and impact on growth, **The World Economy**, Oxford, v. 30, n. 5, p. 837-862, May. 2007.

MAOZ, Y.; MOAV, O. Intergenerational mobility and the process of development, **Economic Journal**, Cambridge, v. 109, n. 458, p. 677-97, Oct. 1999.

MANKIW, N.G.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v.107, n.2, p.407-437, May 1992.

MARQUES JÚNIOR, T.; PÔRTO JÚNIOR, S. S. Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico no Brasil uma avaliação econométrica. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 4., 2004. Rio de Janeiro: **Anais...** Rio de Janeiro: SBFIN, 2004.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R; PICCHETTI, P. A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90. In: HENRIQUES R. (Org.), **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

MATOS, O. C. de. Desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico no Brasil: evidências de causalidade. Brasília: BACEN, 2002. (Trabalhos para Discussão do Bacen, 49)

MORETTI, E. Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data, **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 121, n.1/2, p. 175-212, Jan./Feb. 2004.

NARITOMI, J.; SOARES R.; ASSUNÇÃO J. **Rent seeking and the unveiling of 'de facto' institutions**: development and colonial heritage within Brazil. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2007. (NBER Working Papers, 13545)

NELSON, R.; PHELPS, E. Investment in humans, technological diffusion and economic growth. **American Economic Review**, Nashville, v. 56, n. 2, p. 69-75, May. 1966.

OLIVEIRA, J. B. Renda per capita, desigualdades de renda e educacional, e participação política no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. (Texto para discussão, 827)

O'NEILL, D. Education and income growth: implications for cross-country inequality. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 103, n. 6, p. 1289-1301, Dec. 1995.

PARTRIDGE, M. Does Income distribution Affect U.S. State Economic Growth? **Journal of regional Science**, Amherst, v. 45, n. 2, p. 363-394, May. 2005.

PANIZZA, U. Income inequality and economic growth: evidence from American data, **Journal of Economic Growth**, Norwell, v. 7, n. 1, p. 25-41, Mar. 2002.

PEROTTI, R. Political equilibrium, income distribution, and growth. **The Review of Economic Studies**, Bristol, v. 60, n. 4, p. 755-776, Oct. 1993.

PEROTTI, R. Growth, income distribution, and democracy: what the data say, **Journal of Economic Growth**, Norwell, v. 1, n. 2, p. 149-187, Jun. 1996.

PERSSON T.; TABELLINI G. **Is inequality harmful for growth? Theory and evidence**. Berkeley: University of California at Berkeley, 1991. (Economics Working Papers, 91-155)

PIKETTY, T. The dynamics of the wealth distribution and the interest rate with credit rationing, **Review of Economic Studies**, Bristol, v. 64, n. 2, p. 173-89, Apr. 1997.

PIKETTY, T. Theories of persistent inequality and intergenerational mobility. In: ATKINSON, A.B.; BOURGUIGNON, F. (Eds.), **Handbook of income distribution**, Amsterdam: Elsevier, 2000. v. 1, cap. 8, pages 429-476.

POWELL, J. L. The asymptotic normality of two-stage least absolute deviations estimators, **Econometrica**, Chicago, v. 51, n. 5, p. 1569-1575, Sep. 1983.

REICHSTUL, D; LIMA, G. T. Causalidade entre crédito bancário e nível de atividade econômica na região metropolitana de São Paulo: algumas evidências empíricas. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 779-801, out./dez. 2006.

REY, S.; MONTOURI, B. US Regional income convergence: a spatial econometric perspective, **Regional Studies**, Cambridge, v. 33, n. 2, p. 143-156, Apr. 1999.

RIBEIRO, E. P. Small sample evidence of quantile regression estimates for structural models: estimation and testing. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.18, n. 2, p.215-244, nov. 1998.

RIBEIRO, E. P. Asymmetric labor supply. **Empirical Economics**, Heidelberg, v. 26, n. 1, p. 183–197, Mar. 2001

RIBEIRO, E. P. The dynamics of firm size distribution, **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 2, p. 199–223, Nov. 2007.

ROBINSON, J. The generalization of the general theory. In: _____. **The rate of interest and other essays**, London: Macmillan, 1952. p. 67 – 146.

RODRÍGUEZ-POSE, A; VILALTA-BUFÍ, M. Education, migration, and job satisfaction: the regional returns of human capital in the EU, **Journal of Economic Geography**, Oxford, v. 5, n. 5, p. 545-566, Oct. 2005.

ROODMAN, D. A Note on the theme of too many instruments, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 71, n. 1, p. 135-158, Feb. 2009.

ROMER, P. M. Increasing returns and long run growth, **Journal of Political Economic**, Chicago, v. 94, n. 5, p. 1002 – 1037, Oct. 1986.

SALA-i-MARTIN, X. The classical approach to convergence analysis, **Economic Journal**, Cambridge, v. 106, n. 437, p. 1019-1036, Jul. 1996.

SCHULTZ, T. The value of the ability to deal with disequilibria. **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 13, n. 13, p. 827-846, Sep. 1975.

SCHUMPETER, J. A. **The theory of economic development**, Cambridge: Harvard University, 1959.

SILVA, G. J. C; JAYME JR., F. G. ; MARTINS, R. S. Gasto público com infraestrutura de transporte e crescimento: uma análise para os estados brasileiros (1986-2003). In: INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. (Org.). **Prêmio IPEA-CAIXA-2007**: monografias premiadas. Brasília: IPEA, 2008. v. 1, p. 163-186.

SILVA, E. N.; PÔRTO JÚNIOR, S. S. Sistema financeiro e crescimento econômico: uma aplicação de regressão quantílica. **Economia Aplicada**, São Paulo ,v. 10, n. 3, p. 425-442, jul./set. 2006.

STRAUSS, J.; HOMAS, D. Health, nutrition and economic development, **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 36, n. 2, p. 766-817, Jun. 1998.

STIGLITZ, J. E. Distribution of Income and Wealth among Individuals, **Econometrica**, Chicago, v. 37, n. 3, p. 382-97, Jul. 1969.

STIGLITZ, J. E.; WEISS, A. Credit rationing in markets with imperfect information," **American Economic Review**, Nashville, v. 71, n. 3, p. 393-410, Jun. 1981.

TERRA, M. C. T. Credit constraints in brazilian firms: evidence from panel data, **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 57, n. 2, p. 443-464, abr. 2003.

TINBERGEN, J. **Income difference**: recent research. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1975.

WELCH, F. Education in production. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 78, n. 1, p. 312-327, Jan./Feb. 1970.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. MIT Press: Cambridge, 2002. 752 p.

ANEXO

A.1 Fonte de Dados dos Capítulos 2 e 3

Os dados para presentes nos Capítulos 2 e 3 constam basicamente de duas fontes, os Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000 realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e de variáveis obtidas diretamente junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Como o número de municípios entre 1970 a 2000 aumentou de 3.887 para 5.507 foi necessário adotar uma metodologia de compatibilização para que fosse possível realizar as análises em painel. A metodologia de compatibilização é a mesma do IPEA e IBGE, e baseou-se em Lima *et al.* (2002)³², na qual os municípios emancipados ou divididos nos trinta anos considerados são reagrupados sob a forma de Áreas Mínimas Comparáveis (AMC) para 1970. Desta forma, os municípios foram reagrupados em 3.657 AMC, em que foram excluídas da amostra a Ilha Fernando de Noronha e Ilha Bela.

As variáveis obtidas junto ao IPEA são o PIB municipal, população do município, escolaridade média de indivíduos com mais de 25 anos, e o capital residencial do município – como *proxy* para o estoque de capita físico da economia – já estão sob a forma de AMC para 1970. A variável mais apropriada para ser utilizada como capital físico deveria ser o “Estoque Líquido de Capital Privado” (ELCP). Porém, o último cálculo para o ELCP, realizado pelo IBGE, foi para o ano de 1985, o que inviabilizaria as análises de painel proposta na tese. Contudo, percebemos que em 1970 o ELCP possui uma correlação de 0,9810 com o capital

³² LIMA, M. H. P. *et al.* **Divisão territorial brasileira**, IBGE, 2002. Mimeografado. Disponível em: < <http://www1.ibge.gov.br/> >. Acesso em: 16 de jul. 2008.

residencial e uma correlação de 0,9777, em 1980. Neste sentido, a variável capital residencial foi considerada uma boa *proxy* para o ELCP do município.

As variáveis relativas aos Censos estão sob a forma de microdados, por isso, tiveram que ser agregadas sob a forma de AMC, são elas: Índice de Gini da AMC para os indivíduos com mais de 25 anos, com renda superior a zero, de todas as fontes de renda; proporção de indivíduos entre 15 a 25 anos (jovens); e a proporção de indivíduos com idade igual ou superior a 65 anos (idosos). As proporções etárias são em relação à população total do município.

De acordo com o referencial apresentado na presente tese o Índice de Gini deveria contemplar apenas a fonte de renda relativa ao salário. Contudo, a pesquisa do Censo de 1970 impossibilita tal alternativa, dado que a pergunta referente à renda não discrimina a origem das fontes de renda. Contudo, foi calculado o Índice de Gini para as fontes da renda do trabalho principal de 1980, 1991 e 2000, e então realizado uma análise de correlação com o Índice de Gini proveniente de todas as fontes nestes anos. O resultado mostra uma correlação acima de 98% para todos os anos, o que nos leva a crer que a renda obtida de todas as fontes é uma variável *proxy* razoável para a estimativa da desigualdade da AMC relativa a fonte salarial. Neste âmbito, a correlação calculada carrega uma informação relevante: mesmo considerando todas as fontes de renda, o principal determinante da taxa de desigualdade interpessoal do município é a renda do trabalho.

A desigualdade de escolarização seguiu a mesma estrutura da variável de desigualdade de renda. Foram considerados apenas indivíduos que estavam inseridos no mercado de trabalho, com idade superior a 25.

A.2 Fonte de Dados do Capítulo 5

Os dados utilizados para analisar o efeito a relação do crédito com a desigualdade de renda e o crescimento econômico dos municípios foram obtidos na Estatística Bancária Mensal, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil (BACEN) em níveis de municípios seguindo a divisão geográfica de 2000.

Contudo, tal banco de dados tem início no ano de 1996 até 2005, e por consequência, não agrega dados de crédito para os municípios brasileiros em um de tempo superior a 10 anos. Dadas as características dos presentes dados, optou-se em utilizar uma média da concessão de crédito realizada nos municípios entre o ano de 1996 a 2005.

Os outros dados das estimativas foram obtidos juntos ao IPEA. A taxa de crescimento econômico foi referente ao período entre 1996 a 2005. A taxa de crescimento da desigualdade para as estimativas foi a relação da renda entre 20% mais ricos pelos 40% mais pobres, entre o ano de 1991 a 2000. O índice de Gini neste período, conforme discutido no Capítulo 5, apresentou uma variação muito pequena, por isso, optou-se pela relação da renda dos 20% mais ricos pelos 40% mais pobres. A proporção de jovens em 1991 foi o instrumento para a desigualdade. As outras variáveis da estimativa são a média de escolaridade em 1991, como variável de capital humano, e o crescimento da população entre 1996 a 2005.