

Desigualdade Interpessoal de Renda: Implicações Sobre o Crescimento Econômico dos Municípios Brasileiros

Roberto Santolin¹

Lízia de Figueiredo²

RESUMO: O presente trabalho averiguou o efeito da desigualdade interpessoal de renda sobre o processo de desenvolvimento econômico dos municípios brasileiros. Em virtude da endogeneidade entre desigualdade de renda e crescimento econômico, influenciado possivelmente pelo viés positivo da tecnologia nos salários de trabalhadores mais qualificados, propõem-se o uso de estruturas etárias como instrumentos para desigualdade e escolaridade. Por meio de regressões quantílicas foi possível constatar um efeito transitório da desigualdade sobre o crescimento: a desigualdade de renda possui efeitos insignificantes quando o motor do desenvolvimento econômico é a expansão industrial, porém, efeitos adversos quando o crescimento sustenta-se na expansão do setor de serviços.

Palavras-chave: Crescimento Econômico; Desigualdade de Renda; Regressões Quantílicas.

ABSTRACT: This paper's goal is to assess the adverse effect that interpersonal income inequality had on the economic development of Brazilian cities. Because of the endogeneity between income inequality and economic growth, possibly influenced by the positive bias of technology on wages of more skilled workers, it proposes the use of age structures as instruments for inequality and schooling in the relevant cities. Through quantiles regressions was possible to observe a transitory effect of inequality on growth: income inequality has negligible effects when the engine of economic growth is the industrial expansion, however, adverse effects when economic growth is sustained by the expansion of the services sector.

Keywords: Economic Growth; Inequality; Quantiles Regressions

JEL Classification Numbers: O1;O15; O18.

Área 5 – Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições

¹ Professor Adjunto do Departamento de Economia da UFRRJ/ITR e Doutor em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG, email: rsantolin@cedeplar.ufmg.br

² Professora Adjunta do Departamento de Ciências Econômicas da UFMG e PhD em Economia pela University of Nottingham, email: lizia@cedeplar.ufmg.br

Desigualdade Interpessoal de Renda: Implicações Sobre o Crescimento Econômico dos Municípios Brasileiros

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 (Menezes-Filho *et al.* 2000; Barros e Mendonça, 1996; Barros *et al.*, 2000; Firpo *et al.*, 2003). Neste sentido, o presente trabalho 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. Desde então, 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 perversa interfere no desenvolvimento de longo prazo (Galor e Zeira, 1993, Banerjee e Newman, 1993; Alesina e Rodrik, 1994; Persson e Tabellini, 1994; Perotti, 1996).

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, Barros, 1999; Forbes, 2000), como em termos regionais (Oliveira, 2001; Panizza, 2002), obtiveram relações ambíguas ou estatisticamente insignificantes entre estas variáveis.

O presente trabalho 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 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. 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 (Aghion *et al.*, 2006). Esta simultaneidade torna inconsistente as estimativas dos parâmetros que não corrigem tal endogeneidade, por exemplo, pelo método de variáveis instrumentais.

O presente 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. Contribui-se para a literatura de economia regional ao propor uma metodologia empírica para avaliar os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico nos municípios brasileiros.

Este trabalho está dividido em mais três seções, além desta introdução. No tópico 2 é discutido a literatura que trata da influência adversa da desigualdade sobre o crescimento e o possível viés tecnológico sobre a desigualdade de renda. O tópico seguinte trata da metodologia, mais especificamente, discute o uso dos instrumentos e a subsequente estratégia econométrica para se estimar os parâmetros. O tópico 4 discute as relações empíricas entre desigualdade e crescimento econômico dos municípios. Finalmente, o tópico 5 é destinado às considerações finais do presente trabalho.

2. Referencial Teórico

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 e a abordagem moderna (Galor e Moav, 2004).

A abordagem clássica tem como origem os trabalhos de Kuznets (1955), Kaldor (1961), Stiglitz (1969). 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 a da agricultura diminuísse³.

A abordagem moderna 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 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

³ Seguindo Perotti (1996) pressupõe-se uma forte correlação entre riqueza pessoal e a renda corrente dos indivíduos.

interpessoal de renda, na presença de mercados de créditos imperfeitos, cairão na armadilha da pobreza⁴.

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 e físico (Piketty, 1997). 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 (Maoz e Moav, 1999).

Contudo, os trabalhos empíricos dedicados a compreender o efeito da desigualdade sobre o crescimento demonstram divergências. Mais especificamente, o sentido da causalidade 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 (Forbes, 2000) obtiveram uma relação positiva, ou não significativa (Barro, 1999). Barnejee e Duflo (2003) obtêm para as mesmas uma relação não linear. Forbes (2000) e Barro (1999) 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).

Nesta mesma linha, Panizza (2002) obteve um coeficiente aproximadamente igual a zero do índice de Gini sobre o crescimento econômico em dados regionais dos EUA. Para o Brasil, Oliveira (2001) utiliza os 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 as previsões teóricas? Uma resposta pode advir da relação entre crescimento desigualdade e progresso técnico. Em virtude da “Terceira Revolução Industrial”, desencadeada após a II Guerra Mundial, Nelson e Phelps (1967) e Welch (1970) 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) acrescem também a este prospecto o desenvolvimento de Tecnologias de Informação (TI). Vale ressaltar que O’Neil (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.

⁴ Azariadis and Drazen (1990) desenvolve um modelo no qual a armadilha da pobreza é função de externalidades do capital humano. No modelo, há dois equilíbrios de estados estacionários: no primeiro deles, de equilíbrio *no-training*, o montante inicial de capital humano é tão baixo que os retornos marginais dos recursos investidos em educação não são suficientes para retirá-los da produção de bens físicos. 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.

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. 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 tecnológico⁵.

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.

3. Metodologia

3.1 Modelo Empírico

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).

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

⁵ 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 Kuznets. Uma apreciação empírica desta hipótese pode ser vista em List e Gallet (1999).

termos das variáveis incluídas em X (com $\delta \neq 0$)⁶. 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.

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 .

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-\tau}}\right) = \theta W \ln(y_{i,t}) + \beta \ln(y_{i,t-\tau}) + \delta X_{i,t-\tau} + \alpha_{t,0} + \omega_i + \mu_{i,t} \quad (1)$$

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*⁷; 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.

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.

$$\Delta \ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-\tau}}\right) = \theta \Delta W \ln(y_{i,t}) + \beta \Delta \ln(y_{i,t-\tau}) + \delta \Delta X_{i,t-\tau} + \Delta \alpha_{t,0} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

⁶ 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.

⁷ 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. Como o objetivo principal do trabalho é apenas corrigir a possível inconsistência causada pela presença da dependência espacial, não se discutiu outras possibilidades de matriz de vizinhos.

ou de forma similar,

$$\Delta \ln(y_{i,t}) = \theta \Delta W \ln(y_{i,t}) + (1 + \beta) \Delta \ln(y_{i,t-\tau}) + \delta \Delta X_{i,t-\tau} + \Delta \alpha_{t0} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

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 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). 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 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 $t - 1$, que influenciam o crescimento econômico em $t+1$. Tais considerações podem ser avaliadas pelo teste de Sargan, 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 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.

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) 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, em 2000, sendo que esta proporção subiu para 4,7%. 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, porém 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.

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. Logo, a hipótese assumida é que a proporção de jovens, *per se*, não influencia diretamente a trajetória do 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.

3.3 Regressões Quantílicas

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. O estudo das distribuições condicionais pode ser facilmente conduzindo usando regressões quantílicas (Koenker, 2005). 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.

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,

$$Q_{\theta}(y/x) \equiv \inf\{y \mid F_i(y \mid x) \geq \theta\} = x_i' \beta_{\theta} \quad (4)$$

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

$$\sum_i \rho_\theta(y_i - x_i' \beta_\theta), \text{ ou } \sum_i \rho_\theta(u_i) \quad (5)$$

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, 2005).

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 Amemya (1982). Similar as 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). A regressão quantílica é realizada na equação (3). 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.

3.4 Fonte de Dados

Os dados utilizados 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), 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 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.

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. Contudo, percebemos que

em 1970 o ELCP possui uma correlação de 0,9810 com o capital 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.

4. Resultados Empíricos

Para examinar a evolução econômica experimentada ao longo do período 1970-2000 nos municípios brasileiros foi construída uma tipologia regional 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 utilizados valores 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% a. a. entre 1970 a 2000.

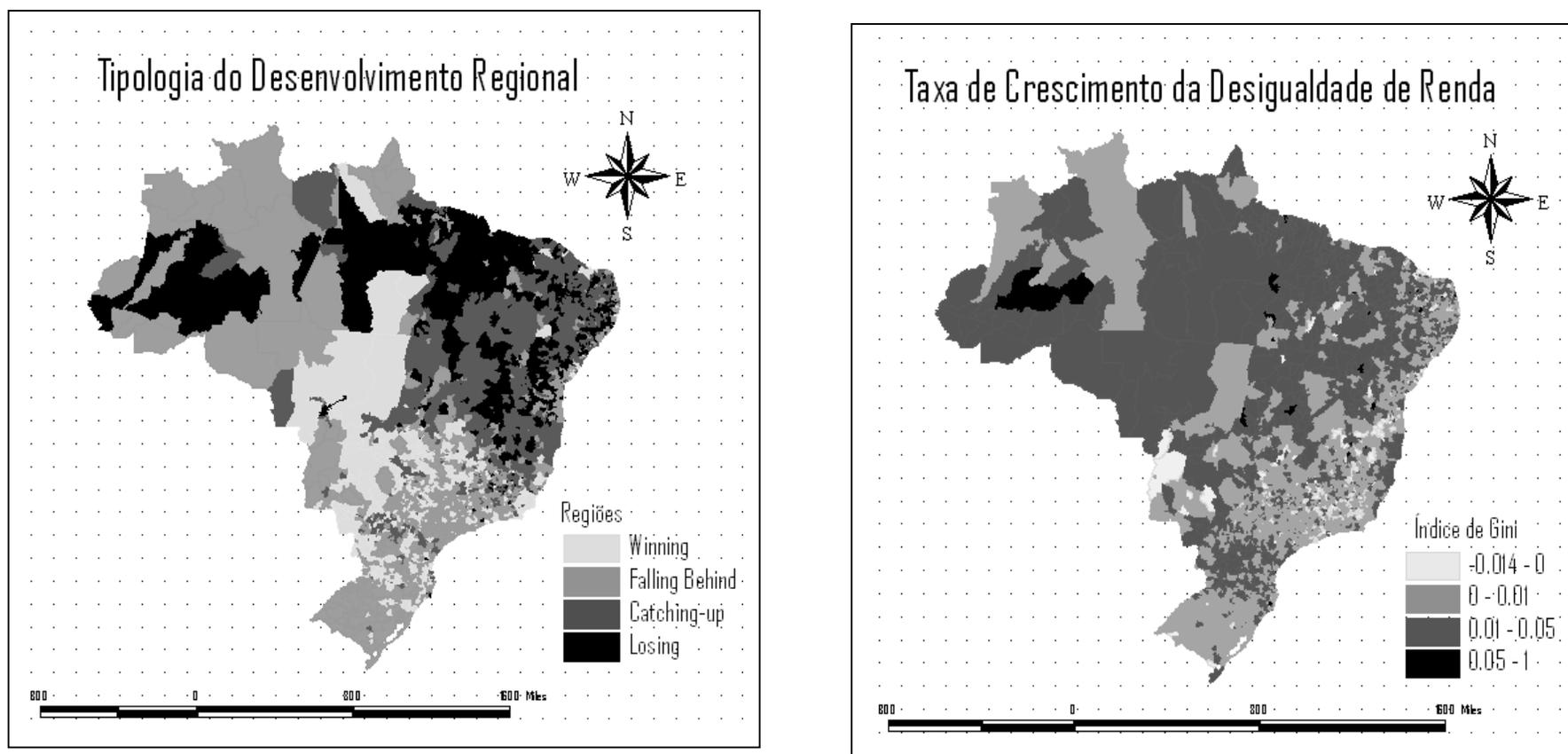
Os municípios foram agrupados em quatro regiões classificadas em: (i) “*Winning*” – municípios que em 1970 possuíam PIB *per capita* superior a media nacional de R\$ 1.127,00 e também cresceram acima da média anual de 3,5%; (ii) “*Falling Behind*” – em 1970 possuíam PIB *per capita* superior à media nacional e cresceram inferior a média 3,5% a. a.; (iii) “*Catching-up*” – possuíam PIB *per capita* inferior à R\$ 1.127,00 em 1970, mas cresceram acima da média de 3,5% a. a.; e “*Losing*” – municípios que em 1970 possuíam PIB *per capita* inferior à media nacional e cresceram abaixo da taxa de 3,5% a. a.. Esta tipologia regional está apresentada na Figura 1, além disso, a figura dispõem da taxa de crescimento regional do Índice de Gini no período 1970-2000. Como pode ser percebido, existem concentrações de regiões *Catching-Up* e *Losing* no Nordeste e leste da Região Norte; as regiões *Winning* estão presentes no Centro-Oeste brasileiro; as regiões *Falling Behind* encontram-se na Região Sudeste e pontos esparsos da Região Norte.

Para melhor qualificar os dados reportados na Figura 1, a Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas referentes as divisões das quatro categorias de desenvolvimento econômico consideradas. A variabilidade *within* capta os desvios-padrão (D. P.) 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*.

Ressalta-se que, ao menos no período estudado, a redução da dispersão das rendas *per capita* tem sido lenta. Os municípios na condição *Catching-up*, mesmo em 2000, possuem uma renda que corresponde a 57% das *Falling Behind*, e 30% das *Winning*, como esclarece a Tabela 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.

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.

FIGURA 1 – 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.

TABELA 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>	0,048	0,55	0,020	0,46	0,051	0,64	0,024	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

A Tabela 2 reporta os exercícios econométricos do presente trabalho. 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, 1999, 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. Como já discutido este resultado pode estar associado à 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 Sargan⁸.

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. Como pode ser observado, os sinais estão consoantes às hipóteses relativas aos efeitos dos instrumentos sobre a escolaridade e a desigualdade. 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. 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. Ambas as regressões foram realizadas para avaliar o poder dos instrumentos na ausência de outras variáveis instrumentais adicionais.

O modelo (5) aplica a metodologia de 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), elas são substituídas pela proporção de jovens e idosos. As estimativas realizadas nos modelos (5) corroboram os resultados anteriores.

As interpretações dos parâmetros estimados do GMM 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. A velocidade de convergência calculada foi em torno de 10% ao ano, e sugere que após se controlar o efeito fixo e as variáveis iniciais, o número de anos necessários para metade da convergência são de 7 anos.

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.

⁸ 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 2 – 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)	(5)	(6)	(7)
Idosos		0,355 (0,299)	-0,274 (0,327)		-0,639*** (0,274)		
Jovens		3,113*** (0,179)	1,972*** (0,160)		1,474*** (0,172)		
Teste F		274,88	315,07		261,60		
<i>p-valor</i>		0,0000	0,0000		0,0000		
Índice de Gini							
Idosos		-0,184 (0,118)	-0,288** (0,130)		-0,345*** (0,118)		
Jovens		-0,204*** (0,071)	-0,109 (0,074)		-0,165*** (0,074)		
Teste F		11,60	41,11		28,21		
<i>p-valor</i>		0,0000	0,0000		0,0000		
<i>Seg. Est</i>	<i>A&B</i>	<i>2SLS</i>	<i>2SLS</i>	<i>A&B</i>	<i>2SLS</i>	<i>A&B</i>	<i>A&B</i>
	<i>PIB per cap. (y_t)</i>	<i>Tx. Cresc.</i>	<i>PIB per cap. (y_t)</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>	0,363*** (0,020)		0,322*** (0,104)	0,416*** (0,050)	0,329*** (0,075)		
Cap. Hum. (<i>h_{t-1}</i>)	0,024** (0,011)	1,234*** (0,341)	0,999*** (0,247)	0,762*** (0,057)	0,812*** (0,225)	-0,157** (0,079)	0,077*** (0,023)
Gini (<i>ineq_{t-1}</i>)	0,230*** (0,085)	-6,751 (4,183)	-2,937 (2,378)	-3,566*** (0,786)	-2,483* (1,511)	3,236*** (0,828)	-0,560** (0,238)
Cap. Fís. (<i>k_{t-1}</i>)	-0,095*** (0,027)			0,410*** (0,043)	0,308 (0,268)	-0,019 (0,057)	-0,069*** (0,017)
Def. Esp (<i>Wy_{t-1}</i>)	0,089*** (0,033)			-0,592*** (0,084)	-0,620* (0,366)	-0,157** (0,079)	0,057** (0,023)
Cres. Popul.				-1,301 (2,561)			
Intercepto	-0,166*** (0,012)		-0,176*** (0,067)	2,113*** (0,316)	-0,058 (0,087)	-1,324*** (0,33)	0,260*** (0,095)
Teste de Sargan	104,131		0,035	6,695	2,019	0,418	0,321
<i>p-valor</i>	0,0000		0,8506	0,3499	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

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 do crescimento econômico. Esta idéia 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.

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

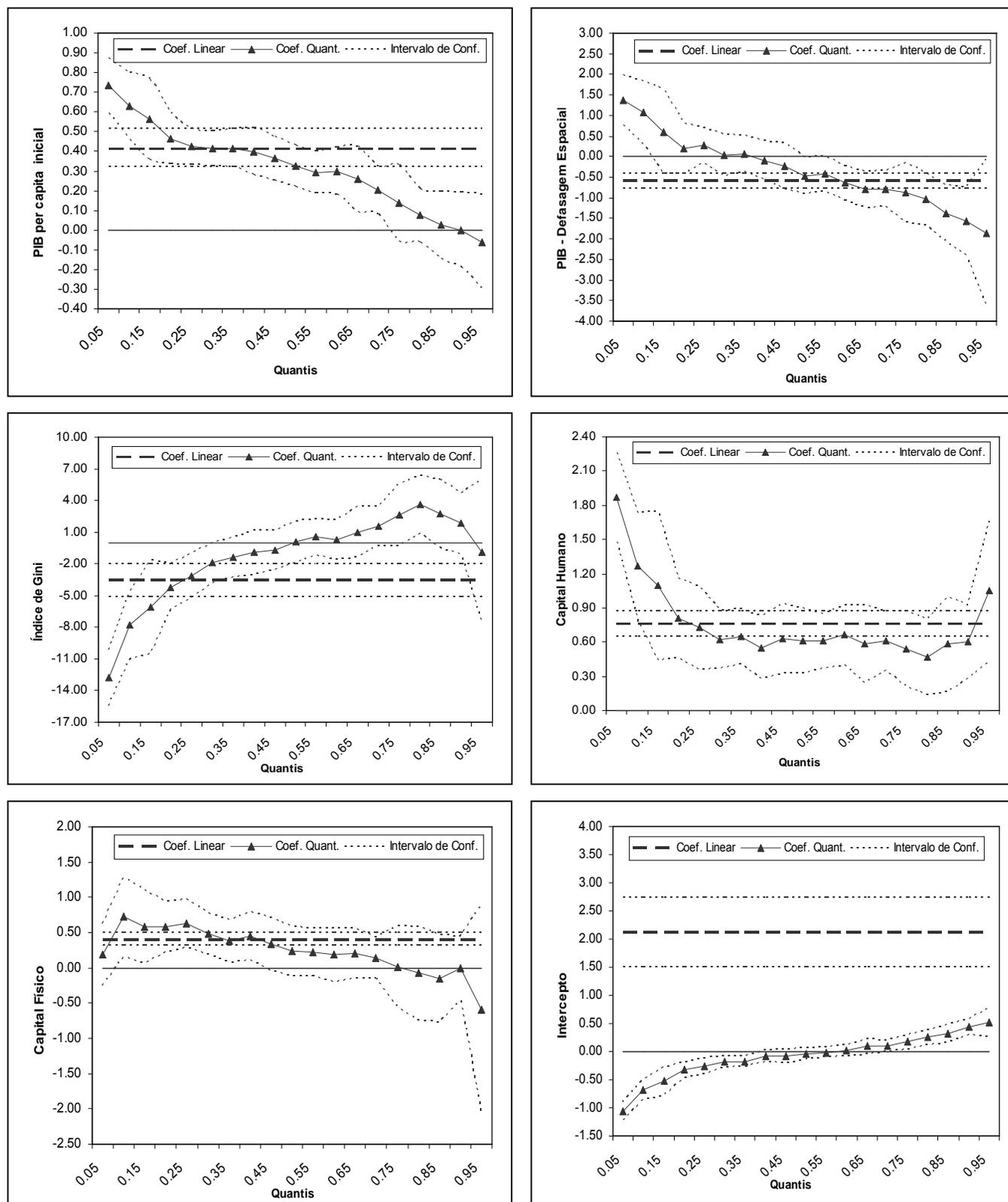
Finalmente, o modelo (5) repete os exercícios anteriores considerando as variáveis dependentes e independentes, e os instrumentos relativo à proporção de jovens e idosos, todos em primeira diferença. Além disso, utiliza as variáveis, em níveis, em duas defasagens do PIB *per capita*, capital físico e 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 (5), e utilizá-las no modelo de regressão quantílica apresentada na Figura 2.

A Figura 2 reporta as estimativas da regressão quantílica. Conforme pode ser observados 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. Os municípios com coeficiente calculado em 0,7 têm velocidade de convergência em torno de 3,5% ao ano, e o número de anos necessários para metade da convergência são 20 anos.

A estimativa da defasagem espacial do PIB *per capita*, aponta no sentido de que a competição espacial observada na regressão sobre a média, 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.

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 é escasso, e a taxa de retorno do capital humano tende a se menor do que a taxa de retorno do capital físico, logo, o processo de desenvolvimento é abastecido pela acumulação do capital físico.

FIGURA 2 – Regressão Quantílicas do Modelo de Crescimento Econômico Das Áreas Mínimas Comparáveis, entre 1970 a 2000.



Fonte: Resultados da Pesquisa

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.

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. Neste caso, o efeito da desigualdade sobre a acumulação do capital físico estagna-se, e 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.

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.

As taxas de crescimento destes de setor de indústria e serviços apontam que, em média, as regiões *Falling Behind* apresentaram 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 (6) e (7) presentes na Tabela 2. 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 (7), 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. 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 regressões quantílicas.

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.

5. Conclusão

O presente trabalho objetivou averiguar a relação entre desigualdade interpessoal de renda, e crescimento econômico nos municípios brasileiros ao longo do período 1970/2000. Em virtude da endogeneidade entre desigualdade de renda e crescimento econômico, influenciado possivelmente pelo viés positivo da tecnologia nos salários de trabalhadores mais qualificados, foram utilizados como instrumentos a proporção de jovens e idosos presentes nos municípios.

Verificou-se que a desigualdade não restringe o crescimento econômico nos estágios em que o principal motor do desenvolvimento econômico é acumulação de capital físico, representada pela expansão industrial. Por outro lado, a redução da desigualdade acentua o crescimento econômico nos estágios em que a expansão do setor de serviços, correlacionado positivamente com a acumulação de capital humano, é dominante no processo de crescimento econômico.

Além disso, observou-se a possibilidade de competição espacial por recursos entre municípios relativamente pobres, mas, que apresentaram taxas de crescimento econômico acentuadas e expandiram sua relação indústria/PIB. Isto por sua vez, contraria a hipótese de que durante o processo de crescimento econômico necessariamente exista externalidades tecnológicas positivas. Se este resultado prevalece, minimiza-se ainda mais a possibilidade de um crescimento arrojado e que permita a redução das disparidades regionais de renda entre os municípios das regiões norte e sul do Brasil.

6. Referências bibliográficas

ACEMOGLU, D. "Technical Change, Inequality, and the Labor Market," *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, vol. 40(1), pages 7-72, March, 2002.

AGHION, P., E. CAROLI; C. GARCÍA-PEÑALOSA. "Inequality and Economic Growth: the perspective of the new growth theories", *Journal of Economic Literature*, v. XXXVII, pp. 1615-1660, 1999.

ALESINA A. RODRIK D. "Distributive Politics and Economic Growth," *NBER Working Papers* 3668, 1991.

AMEMIYA T. Two Stage Least Absolute Deviations Estimators, *Econometrica*, Vol. 50, No. 3, pp. 689-711, May, 1982.

ARELLANO, M.; BOVER, O. "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models". *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29- 51, 1995.

AZARIADIS, C.; DRAZEN, A. "Threshold Externalities in Economic Development," *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 105(2), pp. 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*, 38, pp. 241-53, 2004.

BARNEJEE, A. V.; DUFLO E. "Inequality and Growth: What Can the Say?," *Journal of Economic Growth*, VIII, pp. 267-299, 2003.

BANERJEE, A.;NEWMAN, A. "Occupational Choice and the Process of Development," *Journal of Political Economy*, vol. 101(2), pp. 274-98, April, 1993.

BARRO, R. "*Inequality and Growth in a Panel of Countries*", Harvard University, 1999.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. "Convergence," *Journal of Political Economy*, vol. 100(2), pp. 223-51, April, 1992.

BARROS, R P.; MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. In: IPEA, *A Economia Brasileira em Perspectiva*, Rio de Janeiro: IPEA, v. 2, 1996.

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.

BOURGUIGNON, F. "Pareto Superiority of Unequalitarian Equilibria in Stiglitz' Model of Wealth Distribution with Convex Saving Function," *Econometrica*, vol. 49(6), pages 1469-75, November, 1981.

CHERNOZHUKOV, V.; HANSEN, C. "Instrumental variable quantile regression: A robust inference approach," *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 142(1), pages 379-398, January, 2008.

EASTERLY, W.; LEVINE, R. "Troubles with the Neighbours: Africa's Problem, Africa's Opportunity," *Journal of African Economies*, Oxford University Press, vol. 7(1), pages 120-42, March, 1998.

ERTUR, C.; KOCH, W. Convergence, Human Capital and International Spillovers. Working Paper 2006-03, Laboratoire d'Economie et de Gestion (LEG), Université de Bourgogne, 2006.

EZCURRA, R. Is Income Inequality Harmful for Regional Growth? Evidence from the European Union Urban Studies, n 44: 1953-1971 pp, September, 2007.

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*, v.33, n.2, ago. 2003.

FORBES, K. J. "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth," *American Economic Review*, vol. 90(4), pp. 869-887, 2000.

GALOR, O.; MOAV, O. "From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development," *Review of Economic Studies*, vol. 71(4), pages 1001-1026, October, 2004.

GALOR, O.; ZEIRA, J. "Income Distribution and Macroeconomics," *Review of Economic Studies*, vol. 60(1), pp. 35-52, 1993.

KOENKER, R. *Quantile Regression*. Cambridge University Press, Cambridge, 2005.

KUZNETS, S. "Economic Growth and Income Inequality." *American Economic Review*, 45(1): 1-28, 1955.

LIST, J. A; GALLET, C. A. The Kuznets Curve: What Happens After the Inverted-U? *Review of Development Economics*, 3(2), pp. 200–206, 1999.

LIMA, M. H. P.; RODRIGUES, C. M.; SILVA, J. K. T.; MARTINS, P. C. TERRON, S. L.; SOUZA SILVA, R. L. *Divisão Territorial Brasileira*, IBGE, mimeo, 2002. Disponível no sítio: <http://www1.ibge.gov.br/>, capturado em 16 de julho de 2008.

MADARIAGA N.; PONCER, S. "FDI in Chinese Cities: Spillovers and Impact on Growth," *The World Economy*, Blackwell Publishing, vol. 30(5), pages 837-862, 05, 2007.

MAOZ, Y.; MOAV, O. "Intergenerational Mobility and the Process of Development," *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 109(458), pages 677-97, October, 1999.

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.

MORETTI, E. "Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data," *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 121(1-2), pages 175-212, 2004.

NELSON, R.; PHELPS, E. "Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth." *American Economic Association Papers and Proceedings* 56, pp. 69-75, 1966.

OLIVEIRA, J. B. Renda Per Capita, Desigualdades de Renda e Educacional, e Participação Política no Brasil. *Texto Para Discussão Nº 827*, IPEA, 2001.

O'NEILL, D. "Education and Income Growth: Implications for Cross-Country Inequality". *The Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 6, pp. 1289-1301, Dec., 1995.

PANIZZA, U. "Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data," *Journal of Economic Growth*, vol. 7(1), pp. 25-41, 2002.

PEROTTI, R. "Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say," *Journal of Economic Growth*, vol. 1(2), pp. 149-187, June, 1996.

PERSSON T.; TABELLINI G. "Is Inequality Harmful for Growth? Theory and Evidence," *Economics Working Papers*, 91-155, University of California at Berkeley, 1991.

PIKETTY, T. "The Dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit Rationing," *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, vol. 64(2), pages 173-89, April, 1997.

POWELL, J. L. The Asymptotic Normality Of Two-Stage Least Absolute Deviations Estimators, *Econometrica*, Vol. 51, No. 5, pp. 1569-1575, Sep., 1983.

REY, S.; MONTOURI, B. "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective," *Regional Studies*, Taylor and Francis Journals, vol. 33(2), pages 143-156, April, 1999.

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 University Press, vol. 5(5), pages 545-566, October, 2005.

ROODMAN, D. "A Note on the Theme of Too Many Instruments," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, vol. 71(1), pages 135-158, 2009.

STIGLITZ, J. E. "Distribution of Income and Wealth among Individuals," *Econometrica*, vol. 37(3), pages 382-97, July, 1969.

WELCH, F. "Education in Production." *Journal of Political Economy*. 78, pp. 312-327, 1970.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press: Cambridge, Mass, 752 pp, 2002.