
TRABALHO, TRANSFERÊNCIAS E DESIGUALDADE: A CURVA DE KUZNETS PARA O NORDESTE

Christiano Modesto Penna

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará (UFC)

Professor Adjunto na Universidade Federal do Ceará (UFC)

E-mail: cmp@caen.ufc.br

Paulo Ernesto Monteiro Gomes

Mestre em Economia pela Universidade de Brasília (UnB)

E-mail: paulo.ernesto459@gmail.com

Nicolino Trompieri Neto

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará (UFC)

Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

Professor Assistente na Universidade de Fortaleza (UNIFOR)

E-mail: nicolino.trompieri@unifor.br

Fabricio Carneiro Linhares

PhD em Economia pela University of New Hampshire

Professor Adjunto na Universidade Federal do Ceará (UFC)

E-mail: flinhares@caen.ufc.br

RESUMO: A hipótese de Kuznets prevê uma associação entre crescimento econômico e desigualdade de renda que se concretiza numa função com formato de um U invertido. Geralmente, tal hipótese é testada com base em regressões que envolvem renda *per capita* e um índice de desigualdade. O presente trabalho propõe uma análise alternativa da hipótese de Kuznets para a região Nordeste baseada na decomposição vetorial da renda. Todos os dados utilizados na análise estão disponíveis no Atlas de Desenvolvimento Humano do Brasil. Em contraste com as análises anteriores que utilizam diretamente a renda *per capita*, esta busca desagregar a mesma em vetores representativos da renda do trabalho e das transferências realizadas pelo governo, permitindo uma análise mais profunda dos fatores que influenciam a relação crescimento – equidade. Além disto, e também em contraste com trabalhos anteriores, aqui se segue o trabalho de Huang *et al.* (2007), e a validade da hipótese de Kuznets é testada através do uso de regressões quantílicas. Nossos resultados validam a hipótese de Kuznets e sugerem que os efeitos da elevação da renda do trabalho são mais eficientes do que os efeitos das transferências governamentais ao se tratar de crescimento com equidade.

Palavras-chave: Curva de Kuznets; Decomposição Vetorial da Renda; Regressão Quantílica.

Classificação JEL: O1; C6.

ABSTRACT: The Kuznets hypothesis provides an association between economic growth and income inequality that takes the shape of an inverted U. Generally, such hypothesis is tested based on regressions involving income *per capita* and an index of inequality. This paper proposes an alternative analysis of the Kuznets hypothesis for the Northeast Region of Brazil based on a vector decomposition of income. All data are available on the Atlas of Human Development in Brazil - UNDP. In contrast to previous analysis, this analysis seeks to break down the *per capita* income in representative vectors of labor income and government transfers, allowing a deeper analysis of the factors that influence the relationship growth - equity. Moreover, also in contrast to previous studies, the analysis here follows the work of Huang *et al.* (2007), and tests the validity of the Kuznets hypothesis through the use of quantile regression. Our results validate the Kuznets hypothesis and suggest that the effects of labor income are more efficient than the effects of government transfers in reducing income inequality.

Keywords: Kuznets Curve; Vector Decomposition of Income; Quantile Regression.

JEL Code: O1; C6.

1. Introdução

Em 1955 Simon Kuznets desenvolveu um referencial teórico elaborado com base na observação do processo de transição de economias agrícolas para industrializadas na Alemanha e nos países do Reino Unido. Esta teoria afirma que o processo de desenvolvimento econômico deveria gerar um período inicial de concentração de renda no momento em que a migração de pessoas e recursos passasse a ocorrer da agricultura para as áreas urbanas e industrializadas, entretanto, essa tendência se reverteria à medida que o processo de migração fosse diminuindo. Posto que, (i) a renda *per capita* média da população rural era menor que a da população urbana e que (ii) a desigualdade nas participações percentuais dentro da distribuição da população rural era menor que a da população urbana; então, a associação entre crescimento econômico e desigualdade de renda deveria se concretizar numa forma funcional com formato de um U invertido.

50 anos após este estudo, os economistas ainda procuram compreender de que forma o crescimento econômico é capaz de influenciar as desigualdades regionais. A desigualdade de renda costuma ser vista como uma falha de mercado a ser corrigida por políticas governamentais que, de um modo geral, buscam compensar esta desigualdade redistribuindo recursos no intuito de favorecer as regiões mais pobres e atrasadas, proporcionando assim, uma melhor distribuição de oportunidades e favorecendo a inclusão econômica e social.

Uma prévia consulta aos dados Atlas de Desenvolvimento Humano do Brasil, PNUD, revela um crescimento do PIB real *per capita*, entre 1991 e 2000, para 95% dos municípios da Região Nordeste. Já em termos de concentração de renda, neste mesmo período, a distribuição da renda dentro dos municípios da região tornou-se mais concentrada, pois o coeficiente de Gini apresentou um pior desempenho para 83% dos municípios. Estes dados revelam que os municípios da Região Nordeste parecem vir crescendo e que a distribuição da renda municipal vem ficando mais concentrada ao longo do tempo; ou seja, sugerem que grande parte dos municípios da Região Nordeste ainda se encontraria na região ascendente da curva de Kuznets.

Como as políticas públicas aplicadas nesta Região visam o crescimento econômico e, ao mesmo tempo, a redução das desigualdades econômicas e sociais, então é necessário que algum esforço de pesquisa seja concentrado não só no sentido de se testar a validade da hipótese de Kuznets, mas também no sentido de se buscar compreender de que maneira é possível crescer e ao mesmo tempo reduzir as desigualdades.

Dentro deste escopo, é necessário ressaltar que a Região Nordeste apresenta uma série de particularidades que requerem certa atenção ao se conduzir investigações empíricas. A renda *per capita per si*, por exemplo, pode não ser um bom indicador do desenvolvimento econômico da Região, pois deixa de lado particularidades como as pesadas transferências por parte do governo, a disposição geográfica de seus municípios e a tímida participação do setor produtivo no PIB.

Existe uma vasta literatura, tanto nacional quanto internacional, que trata do referido tema e, usualmente, a hipótese de Kuznets é testada através de estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) levando-se em consideração a análise clássica proposta por Ahluwalia (1976), ou de forma não-paramétrica, como pode ser visto em Mushinski (2001). Em ambos os casos, a modelagem econométrica é baseada em duas variáveis-chave, a saber, renda *per capita* e coeficiente de desigualdade de Gini.

Na literatura estrangeira que aborda a validade da hipótese de Kuznets figuram, principalmente, os trabalhos de Ahluwalia (1976), Arnand e Kambur (1993), Fields e Jackubson (1994). O trabalho de Ahluwalia (1976) utiliza dados *cross-section* para uma amostra de 60 países (40 considerados subdesenvolvidos, 6 socialistas e 14 desenvolvidos) e finda por evidenciar a hipótese teórica de Kuznets. Arnand e Kambur (1993) criticam esta análise afirmando que os dados utilizados não são formulados de maneira homogênea. Os autores refazem a análise dando um melhor tratamento aos dados e refutam o estudo inicial que dava suporte a curva de Kuznets.

Fields e Jackubson (1994) utilizam dados *pooled cross-section* e dados em painel para o modelo quadrático do índice de Gini como função da renda *per capita*. Estes autores evidenciam a

hipótese para o primeiro modelo, no entanto, refutam a mesma ao utilizarem dados em painel com efeito fixo.

Recentemente, e em contraste com as abordagens convencionais que utilizam regressões condicionadas à média, Huang *et al.* (2007) implementa a regressão quantílica¹, tanto paramétrica quanto semi-paramétrica, para reexaminar a validade da hipótese de Kuznets em diferentes quantis da função desigualdade condicional. Os resultados empíricos mostram que o U invertido relacionando desigualdade e PIB *per capita* é prevalecente para países com “leve” desigualdade, mas não para aqueles com desigualdade de renda muito elevada ou muito baixa. Esses resultados são robustos ao uso de diferentes conjuntos de dados, variáveis de controle e especificações do modelo.

Em âmbito nacional os trabalhos também parecem evidenciar o comportamento do U invertido preconizado por Kuznets. Berni *et al.* (2002), utilizando dados de 1991 referentes ao Valor Adicionado Fiscal e ao índice L de Theil, demonstram a existência de uma curva de Kuznets para o setor industrial e de serviços no Rio Grande do Sul, mas não obtém resultados estatisticamente significantes para o setor agropecuário. Bagolin *et al.* (2004), utilizando dados em painel para os municípios do Rio Grande do Sul, também validam a relação do U invertido entre a renda *per capita* e índice de Theil, levando em conta o período de 1970, 1980 e 1991.

Jacinto, Tejada e Figueiredo (2009) utilizam dados *cross-section* e em painel para os municípios da região Nordeste do Brasil levando em conta os anos de 1970 e 1991, também encontrando evidências da referida curva. Salvato *et al.* (2006), abordando os anos de 1991 e 2000, também relatam que para os municípios de Minas Gerais, a relação entre desigualdade de renda e desenvolvimento econômico se dá conforme a teoria.

Conclui-se, portanto, que o foco na literatura nacional tem sido buscar evidências para a validação ou não da hipótese de Kuznets, entretanto, pouco se foi feito no intuito de se investigar quais os fatores capazes de influenciar, de fato, a relação entre crescimento e desigualdade de renda.

Buscando contribuir para o debate, sem eximir as especificidades do Nordeste, através deste trabalho propõe-se uma análise alternativa da hipótese de Kuznets baseada na decomposição vetorial da renda. Contrastando com as análises anteriores, aqui se busca desagregar a renda *per capita* em vetores representativos da renda do trabalho e das transferências realizadas pelo governo, permitindo um exame mais profundo dos fatores que influenciam a relação crescimento – equidade de renda.

Além disso, o estudo aqui realizado segue o trabalho de Huang *et al.* (2007), e testa a validade da hipótese de Kuznets através do uso de regressões quantílicas. Ao se ter a presença de um grande número de unidades pouco homogêneas, não é difícil constatar a presença de *outliers* e de heterocedasticidade; assim sendo, os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários podem não ser tão confiáveis, daí a vantagem de se utilizar esta técnica. Ademais, a regressão quantílica também contorna o problema da “Falácia de Galton”.²

O trabalho aqui apresentado é dividido da seguinte maneira: após esta introdução apresenta-se a metodologia de análise empírica, posteriormente discorre-se sobre os resultados e, por fim, tecemos nossas conclusões. As referências bibliográficas, como de praxe, são apresentadas ao final do trabalho.

2. Metodologia

2.1. Metodologia Clássica

Uma discussão de como a teoria de Kuznets pode ser testada está descrita em Barro (1999). Dentre as diversas formas de análise, e dada a disponibilidade dos dados, aqui se optou por seguir algo próximo da metodologia de análise proposta nos trabalhos clássicos de Ahluwalia (1976), Arnand e Kambur (1993), Fields e Jackubson (1994) e, em âmbito nacional, Berni *et al.* (2002),

¹ Para maiores detalhes a técnica, ver Koenker (2005).

² Na próxima seção tais problemas serão melhor discutidos.

Bagolin *et al.* (2004), Jacinto, Tejada e Figueiredo (2009) e Salvato *et al.* (2006). Estes autores testam a hipótese de Kuznets admitindo uma especificação básica, baseada na seguinte regressão:

$$D_{it} = \lambda + \gamma_0 X + \gamma_1 Y_{it} + \gamma_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

onde, D representa um índice crescente na desigualdade;³ i representa o índice de cada município; t representa a dimensão tempo; λ é o intercepto da regressão; X representa uma matriz com variáveis de controle; Y representa a renda *per capita* e; ε_{it} é o termo de erro.⁴

A equação (1) geralmente é estimada por Mínimos Quadrados Ordinários e envolve *pooled cross-section* ou dados em painel onde podem ser incluídos efeitos fixos ou aleatórios.⁵ Com base na teoria, os autores afirmam que a condição necessária para estimação corroborar a hipótese de Kuznets é de que a desigualdade seja côncava na renda *per capita*, ou seja, γ_1 deve ser positivo e γ_2 deve ser negativo.

Neste tipo de análise, ou seja, em análises com dados agrupados ou em painel, algo não muito discutido pela literatura é a necessidade de que as economias estejam realmente se desenvolvendo ou caminhando no “sentido correto” da curva não só no curto prazo, mas também no longo prazo. Uma maneira simples de se demonstrar que isto vem ocorrendo pode ser embasada na hipótese de convergência da renda *per capita*. Se a renda *per capita* dos municípios for crescente e vier convergindo no longo prazo, então se tem evidências de que os municípios mais pobres estariam alcançando os mais ricos e, por conseguinte, se tem evidências de que as economias estariam transitando no sentido correto da curva proposta por Kuznets.

Baseando-se no modelo de Solow, a literatura empírica sugere que o processo de convergência entre economias pode ser identificado ao se constatar uma relação negativa entre taxa de crescimento da renda *per capita* num dado período e a renda *per capita* do período inicial. A explicação decorre do fato que economias ricas cresceriam a uma taxa relativamente menor em relação às economias pobres que, devido à escassez de capital, teriam uma maior produtividade marginal do capital e, consequentemente, uma taxa de crescimento mais elevada.

Para se testar a hipótese de convergência, Barro (1991) sugere a seguinte regressão:

$$\left(\frac{1}{T}\right) \ln\left(\frac{y_{t,i}}{y_{0,i}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{0,i}) + \psi X_{t,i} + \varepsilon_{t,i} \quad (2)$$

onde α é uma constante, $\beta = (1 - e^{-v})/T$, com v sendo a velocidade de convergência e T a dimensão tempo; $y_{t,i}$ e $y_{0,i}$ são as rendas *per capita* da economia i no período final e inicial, respectivamente; $X_{t,i}$ representa um vetor de variáveis explicativas (de controle) que mantém constante o estado estacionário das economias e; $\varepsilon_{t,i}$ representando o termo de erro.

Uma vez que se tem o vetor $X_{t,i}$ na regressão, se o coeficiente β estimado para um conjunto de dados das economias for negativo, então se tem convergência condicional. Regressões deste tipo sofreram fortes objeções quanto às estimações por Mínimos Quadrados Ordinários; a mais forte delas

³ Este é um requerimento para que o formato de U invertido se verifique. Os índices de Theil e Gini atendem à este requisito, ou seja, quanto maior o índice, maior a concentração de renda.

⁴ Um estudo recente que traz importantes *insights* sobre o comportamento, em conjunto, destas variáveis é o de Hoffman (2006). O estudo de Hoffman sugere que, (i) apesar do índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil ter diminuído, (ii) a renda média real *per capita* declinou; ou seja, indiretamente, seus resultados sugerem que o Brasil parece ter se deslocado para a esquerda na parte ascendente da curva proposta por Kuznets.

⁵ Também é usual utilizar formas não-paramétrica e semi-paramétrica para se testar o formato funcional sugerido por Kuznets.

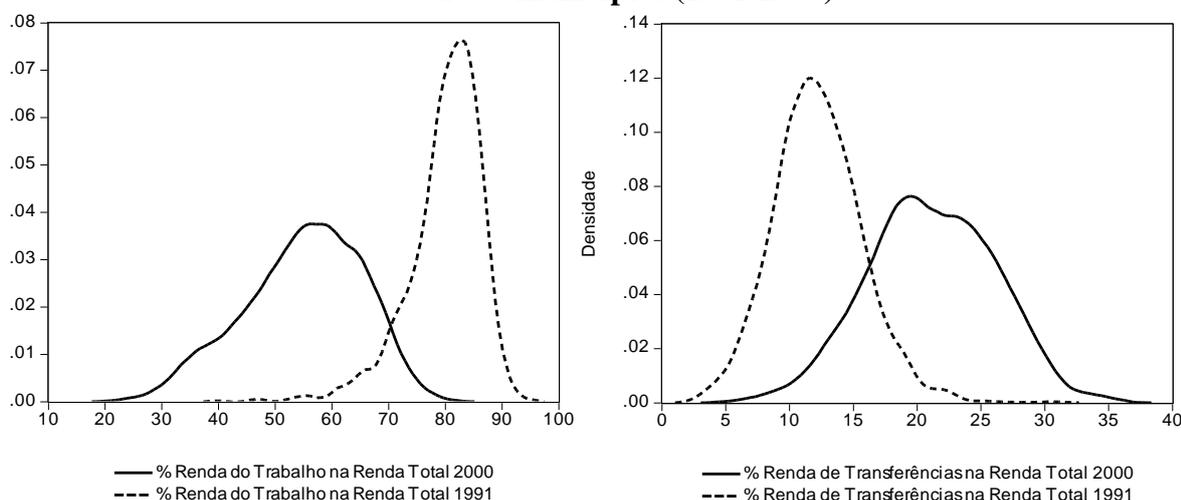
é conhecida por “Falácia de Galton”: Quah (1993) argumentou que uma relação negativa entre a média da taxa de crescimento e a renda *per capita* inicial não garante, por si só, que as economias estejam convergindo, pois um $\hat{\beta}$ negativo estimado por MQO refletiria uma regressão à média e não para todos os quantis da distribuição. Adicionalmente a esta crítica, tem-se ainda o problema de *outliers* e de heterocedasticidade: ao se ter a presença de um grande número de unidades pouco homogêneas, a presença de *outliers* poderia resultar em problemas de heterocedasticidade; assim sendo, ao se estimar o modelo ignorando tal problema, os estimadores de Mínimos Quadrados poderiam apresentar problemas de consistência e eficiência.

Visando resolver os problemas do uso do modelo econométrico tradicional de MQO, a utilização da regressão quantílica, ou LAD⁶, vem possibilitar uma análise estatística mais abrangente e robusta. Através desta técnica, cada quantil estimado reflete um segmento particular da distribuição condicional, resultando em uma descrição mais ampla das relações entre as variáveis. Esta técnica já foi aplicada a dados municipais, em âmbito regional e nacional, por Andrade *et al.* (2002), assim como em Porto Júnior e Ribeiro (2000), que analisaram o processo de convergência para os municípios da região sul no período de 1970-1991, encontrando indícios da formação de clubes de convergência dentro desta região, e também para os estados brasileiros para o período 1985-1998, mostrando uma tendência de estratificação da renda dos estados brasileiros em três grupos.

2.2. Algumas Especificidades Relevantes

Como foi visto até agora, o referencial teórico de que trata a hipótese de Kuznets associa renda *per capita* e desigualdade de renda. A renda *per capita* por si só, entretanto, é incapaz de absorver algumas particularidades da economia nordestina; na análise dos gráficos e do mapa a seguir fica evidente o porquê.

Gráfico 1 – Distribuição dos percentuais da renda do trabalho e das transferências na renda total dos municípios (1991-2000)



Fonte: Elaboração própria.

O gráfico da esquerda revela que a participação média do percentual das rendas provenientes do trabalho na renda total do município se reduziu ao longo da última década, já o gráfico da direita mostra que a relação transferências do governo/renda total do município vem crescendo. Em relação às transferências, observa-se uma nítida bi-modalidade no ano de 2000 e, evidentemente, ambas as modas relacionadas às transferências encontram-se num nível superior ao da média de 1991, enquanto

⁶ Do inglês *Least Absolut Deviation*.

que, para a renda do trabalho, vê-se que a média de 2000 se encontra num patamar inferior ao da média de 1991.⁷

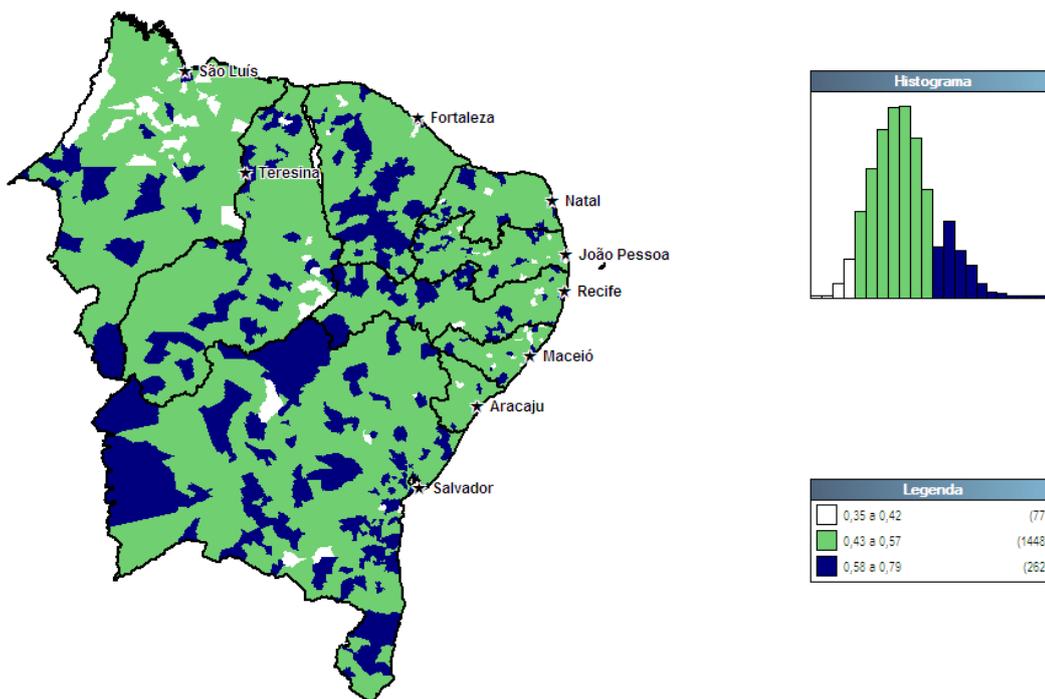
Este processo dinâmico caracteriza uma profunda transformação na composição da renda dos municípios nordestinos. Vê-se que a participação da renda do setor produtivo vem abrindo espaço para o setor público e a simples utilização da renda *per capita* deixaria de fora o possível impacto desta especificidade na questão da desigualdade de renda da região.

Embora a renda do trabalho e as transferências integalizem, em média, aproximadamente 85% da renda municipal, é necessário ressaltar que esta não é composta apenas por estes dois fatores, pois existe ainda renda de aluguéis, de juros, renda informal, e de outros fatores. Entretanto, neste estudo, a renda advinda destes fatores é reunida num único componente, que será tratado como exógeno e incorporado ao termo de erro.

Outra particularidade do Nordeste deixada de fora da especificação (1), embora muito discutida por Kuznets, é a questão da importância da disposição geográfica. Atualmente, a econometria espacial tem ganhado bastante destaque, e a disposição geográfica de uma determinada região tem se demonstrado como um fator importante para a compreensão do crescimento e do desenvolvimento econômico local.

No caso do Nordeste, com exceção dos municípios onde a desigualdade é extremamente baixa, a distância dos municípios em relação ao litoral e, por conseguinte, às capitais de seus respectivos estados, parece apresentar uma correlação positiva com a concentração de renda, conforme pode ser visto nos mapas a seguir.

Figura 1 – Índice de Gini, municípios da região Nordeste (1991)

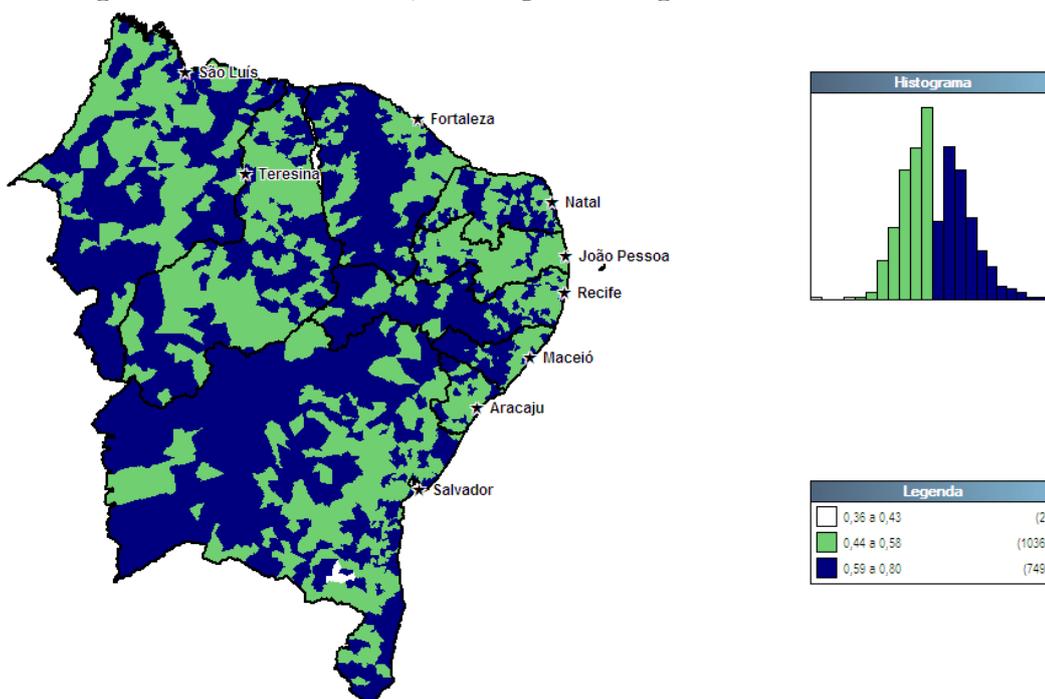


Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – PNUD (2003)

Nota: Dada a assimetria do índice de Gini, os intervalos de amplitude para tal variável foram estabelecidos de acordo com uma progressão aritmética.

⁷ Estas duas variáveis são formalmente descritas como: (1) Participação percentual das rendas provenientes do trabalho (principal e outros) na renda total do município e (2) Participação percentual das rendas provenientes de transferências governamentais (aposentadorias, pensões e programas oficiais de auxílio, como renda mínima, bolsa-escola e seguro-desemprego, etc) na renda total do município. Estas duas variáveis e as apresentadas mais adiante são facilmente encontradas no Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil – PNUD.

Figura 2 – Índice de Gini, municípios da região Nordeste (2000)



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – PNUD (2003)

Nota: Dada a assimetria do índice de Gini, os intervalos de amplitude para tal variável foram estabelecidos de acordo com uma progressão aritmética.

Embora não seja esta a técnica mais adequada para se abordar tal questão⁸, uma maneira simples de se constatar a aparente correlação positiva entre distância em relação à capital e desigualdade de renda é: formular, para cada estado j , um índice dado pela razão entre a distância de cada município i em relação à capital e a distância do município mais distante da capital: $I_{i,j} = (d_{i,j} / d_{\max,j})$. A correlação entre o índice de Gini e este índice é de 0,16 para o ano de 1991 e 0,20 para o ano de 2000, o que parece corroborar com os dados expostos no mapa.

2.3. Metodologia Alternativa

Os fatores supracitados, tomados em conjunto, motivaram a proposta de uma metodologia alternativa para a análise empírica da Hipótese de Kuznets. Como a renda do trabalho e a renda de transferências do governo respondem em média por mais de 85% da renda dos municípios, então deve ser de interesse dos pesquisadores, gestores e formuladores de políticas públicas, investigarem os possíveis efeitos destas variáveis no processo de crescimento – distribuição de renda.

Para tanto, nota-se que a desigualdade é uma função da renda *per capita*, $D = f(Y)$, como propõe Kuznets, e esta renda é função das transferências *per capita*, G , da renda dos salários *per capita*, W , e de um componente exógeno, ε ; ou seja, $Y = h(G, W, \varepsilon)$. Assim sendo, existe uma função composta, $D = j(G, W, \varepsilon)$, que associa a desigualdade às transferências do governo *per capita*, à renda dos salários *per capita* e ao componente exógeno.

Posto isto, o que se propõe aqui é desmembrar a curva de Kuznets em dois vetores: renda do trabalho e renda de transferências. A ideia é simples: seja Y_{it} o vetor de renda *per capita* municipal,

⁸ Para se checar tal correlação, o ideal seria aplicar um teste I de Moran; entretanto, adentrar em questões de economia espacial muito específicas transcende a ideia inicial deste trabalho. É interessante ressaltar que, ao longo do levantamento bibliográfico, não foram identificados estudos que tratassem da distribuição espacial do índice de Gini ou Theil para os municípios do Nordeste, ficando aqui uma proposta para trabalhos futuros.

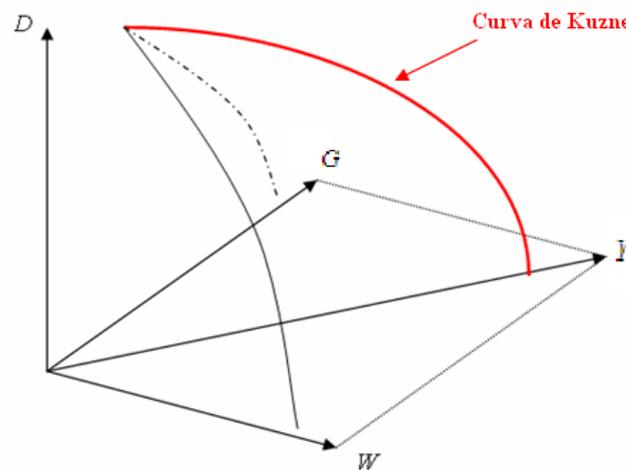
e sendo g_{it} e w_{it} as respectivas participações das transferências e dos salários na renda, então é possível decompor a renda *per capita*, e o quadrado desta variável, da maneira que se segue:

$$Y_{it} = w_{it}Y_{it} + g_{it}Y_{it} + \varepsilon_{it} = W_{it} + G_{it} + \varepsilon_{it} \quad e \quad (3)$$

$$Y_{it}^2 = (w_{it}Y_{it})^2 + 2(w_{it}g_{it}Y_{it}^2) + (g_{it}Y_{it})^2 + \xi_{it} = W_{it}^2 + 2W_{it}G_{it} + G_{it}^2 + \xi_{it}$$

Como o componente exógeno representa uma parcela relativamente pequena da renda municipal, optou-se por deixá-lo de fora da regressão.⁹ Desta forma, a figura a seguir concretiza o que se pretende captar com a decomposição vetorial proposta:

Figura 3 – Decomposição da Curva de Kuznets



Fonte: Elaboração própria.

Espera-se que a influência destas variáveis no processo de desigualdade seja diferenciada: Como o papel do governo é transferir renda no sentido de reduzir as desigualdades, então quanto maior as transferências, menor deve ser a desigualdade; se a taxa de caimento desta variável for positiva, então é de se esperar que a desigualdade seja convexa no componente de transferências. De modo contrário, sem deixar de lado a ideia original de Kuznets, a desigualdade deveria ser côncava na renda do trabalho, ou seja, conforme a mesma fosse se ampliando, a desigualdade deveria crescer e depois de um “*turning point*”, retroceder. Sob estas hipóteses o papel do crescimento na desigualdade de renda seria um tanto quanto incerto.¹⁰

Buscando avaliar de que forma as transferências e a remuneração do trabalho são capazes de influenciar o processo de crescimento-concentração de renda, a seguinte especificação é proposta:

$$D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 L_i + \alpha_2 H_{it} + \beta_1 W_{it} + \beta_2 G_{it} + \beta_3 W_{it}^2 + \beta_4 (2W_{it}G_{it}) + \beta_5 G_{it}^2 + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

onde, D_{it} é o coeficiente de desigualdade de Gini; α_0 é o intercepto da regressão; L_i é a distância dos municípios em relação à capital, invariante no tempo e em quilômetros; H_{it} é a média de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade; G_{it} e W_{it} representam, respectivamente, os vetores de transferências e de renda do trabalho e; ε_{it} é o termo de erro.

⁹ É necessário ressaltar que ao se tomar $\varepsilon_{it} = (I - g_{it} - w_{it})$ e o incluí-lo na regressão, teríamos regressores linearmente dependentes e, devido a isto, provavelmente a questão da multicolinearidade se faria presente; além disso, se teriam mais termos cruzados, reduzindo-se ainda mais os graus de liberdade para cômputo das estimativas.

¹⁰ O formato de U invertido, segundo esta análise, requer agora que a matriz hessiana da função desigualdade seja negativa semi-definida.

Aqui cabem vários adendos. (i) Conforme foi discutido anteriormente, ainda é necessário que haja convergência dos níveis de renda *per capita*; (ii) Note que ao incluir os componentes da renda desagregada na regressão espera-se que estejam sendo captados não só o efeito do nível da renda do trabalho *per capita* e das transferências *per capita*, mas também o efeito das participações relativas destes componentes na renda, além disso, dado que se está realizando uma decomposição, é de se esperar que o valor dos coeficientes associados a estas variáveis sejam menores do que os valores obtidos para a regressão especificada em (1), que lida apenas com renda *per capita* e renda *per capita* ao quadrado; (iii) Como foi visto no mapa apresentado anteriormente, se espera que o coeficiente da variável distância seja positivo e estatisticamente significativo, pois quanto maior a distância em relação a capital, maior deve ser a desigualdade. Também é importante salientar que a inclusão desta variável no modelo capta boa parte da heterogeneidade existente entre municípios; (iv) o sinal do coeficiente da outra variável de controle, H , que representa a média de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade, pode ter sinal positivo ou negativo, dependendo do nível de desenvolvimento regional.¹¹

A especificação proposta em (4) é um refinamento da especificação (1). O objetivo é segregar o efeito da renda *per capita* em efeitos atribuídos à renda do trabalho, representados pelos coeficientes β_1 e β_3 , e às transferências realizadas pelo governo, representados pelos coeficientes β_2 e β_5 . O coeficiente associado ao efeito cruzado destas duas variáveis, β_4 , não tem muita *rationalidade* econômica e este termo entra aqui como controle. Por fim, existem também duas variáveis de controle: localização e uma *proxy* para capital humano, sendo seus efeitos representados respectivamente pelos coeficientes α_1 e α_2 .

Observa-se também que o teste clássico proposto por Ahluwalia (1976) não é excluído da análise, pois se os coeficientes β_1 e β_2 forem positivos e estatisticamente significantes e os coeficientes β_3 e β_5 forem negativos e estatisticamente significantes, então haveria duas funções côncavas em seus argumentos, fato que finda por uma análise semelhante à exposta na Figura 3.

Nota-se, ainda, que o teste empírico aqui proposto é mais abrangente que o teste clássico. Se a regra de política do governo for baseada na redução das desigualdades, então a estimativa do coeficiente relacionado às transferências deveria relatar um valor negativo para β_2 ; se isto ocorrer e se, em conjunto, for obtido um valor positivo para o coeficiente β_5 , então o nível de desigualdade seria decrescente nas transferências, e a uma taxa crescente. Por conseguinte, qualquer política pública que ampliasse as transferências *per capita* traria resultados eficazes no sentido de redução das desigualdades. Se o mesmo ocorrer para os coeficientes relacionados à renda do trabalho, ou seja, $\beta_1 < 0$ e $\beta_3 > 0$, então políticas públicas focadas na elevação da renda do trabalho também surtiriam bons resultados, contribuindo desta forma para o crescimento econômico e para a redução das desigualdades.

3. Evidências Empíricas

3.1. Dados

Inicialmente são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste trabalho. As variáveis consolidam um *pool* de 1786 municípios nordestinos abordando os anos de 1991 e 2000. Todos os dados são facilmente encontrados no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – PNUD. Tem-se, portanto, 3572 observações municipais das seguintes variáveis: D - Coeficiente de desigualdade de Gini; L - Distância, em km, à capital; H - Média de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade; W - Percentual da renda proveniente de rendimentos do trabalho vezes a

¹¹ Também é de se esperar que a relação entre desigualdade e o próprio capital humano surtam um efeito tal qual o da renda *per capita*, ou seja, é de se esperar que o efeito inicial do capital humano na desigualdade seja positivo e, posteriormente, passe a ser negativo; entretanto existe alguma controvérsia na literatura - Ver Tang e Lim (2006).

Renda *per capita*; G - Percentual da renda proveniente de transferências governamentais vezes a Renda *per capita*; Y - Renda *per capita*.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

	D	L	H	W	G	Y
Média	0.546	226.789	2.412	4868.498	1256.393	73.302
Mediana	0.540	201.495	2.280	4380.645	1094.652	66.890
Máximo	0.800	758.164	7.720	25560.920	7543.081	392.460
Mínimo	0.360	0.000	0.150	678.893	112.749	24.980
Desv. Pad.	0.065	152.180	0.993	2340.271	743.040	32.139
Skewness	0.259	0.768	1.173	2.971	1.301	2.873
Kurtosis	3.055	3.046	5.864	18.490	6.706	18.619
Jarque-Bera	40.353	351.227	2040.519	40965.400	3052.824	41220.560
Probabilidade	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Os municípios baianos possuem tanto o menor índice de desigualdade de renda (Barra do Choça), quanto o maior (Formosa do Rio Preto), com respectivos índices de Gini de 0,36 e 0,8, ambos no 2001. Para esta variável, também se constata que a média e a mediana da distribuição são muito próximas, entretanto, o teste de Jarque-Bera rejeita a hipótese nula de normalidade da distribuição. Os municípios que apresentaram as maiores médias de anos de estudo das pessoas com 25 anos ou mais de idade foram São Luis e Salvador, enquanto que o menor indicador de estudo pertence ao município de Curral Novo do Piauí. Recife lidera o volume de transferências *per capita*, com vultosos R\$ 7.543,08 *per capita*; enquanto que parques R\$ 112,75 por pessoa são transferidos do Governo para o município de Centro Novo do Maranhão. A capital pernambucana também tem a maior renda do trabalho *per capita* (R\$ 25.560,92), enquanto que a menor renda do trabalho *per capita* é a do município de Manari, também em Pernambuco. Como tanto as maiores rendas de transferências quanto as do trabalho pertencem à Recife, a maior renda *per capita* do nordeste também pertence à esta capital, enquanto que a menor renda da amostra é a do município de Nova Colinas, no Maranhão, com apenas 24,98 R\$ *per capita*.

Para todas as variáveis de interesse, (i) o teste de Jarque-Bera rejeita a hipótese nula de distribuição normal; (ii) os coeficientes de assimetria indicam uma forte distribuição positiva (à direita) e; (iii) os coeficientes de curtose indicam uma distribuição platicurtica. Isto revela a existência de uma distribuição não homogênea em determinados quantis, sendo este um dos fatos que justifica a utilização da regressão quantílica neste trabalho.

3.2. Convergência de Renda *per capita*

Utilizando como variáveis de controle a média de anos de estudo 25 anos ou mais (H_{00}); a distância do município até a capital estadual (L); a fração da renda advinda do Trabalho (W_{00}) e a fração da Renda advinda das Transferências (G_{00}), a estimação por MQO nos dá os seguintes resultados:

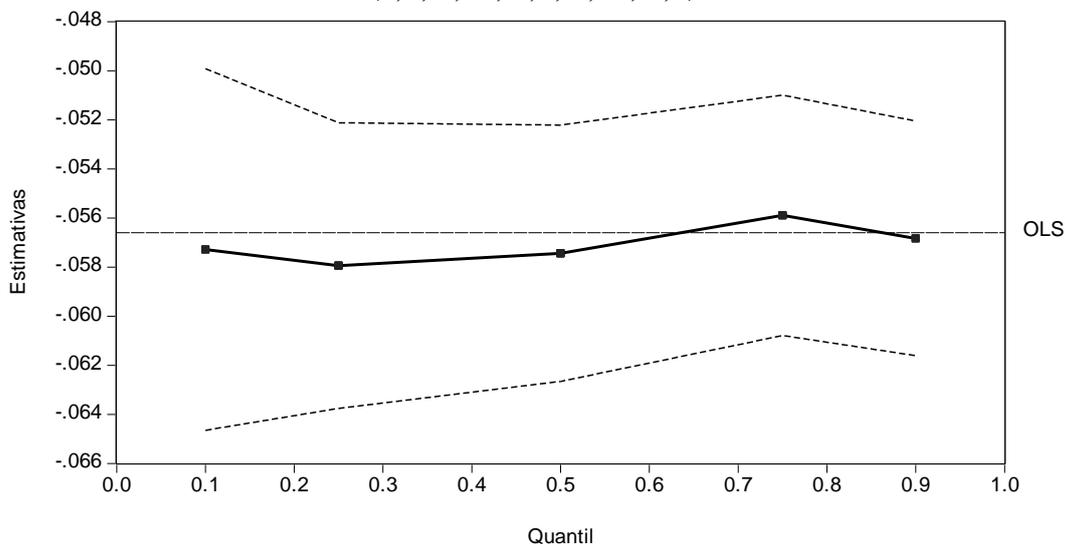
Tabela 2 - Estimativas da Regressão de Convergência - Equação (2)

Variável	Coefficiente	Desv. Padrão	Estatística t
C	0.182408	0.007500	24.32242
LOG(Y_{00})	-0.056606	0.001863	-30.38112
H_{00}	0.015350	0.000688	22.30390
W_{00}	0.000501	4.77E-05	10.51551
G_{00}	0.000462	9.62E-05	4.798828
L	6.58E-06	2.68E-06	2.459827
			$\bar{R}^2 = 0.374313$

Fonte: Elaboração dos Autores.

A análise revela que todos os coeficientes são estatisticamente significantes e que se tem $\hat{\beta} < 0$, como requerido para que haja convergência. Os resultados de Mínimos Quadrados Ordinários, entretanto, podem incorrer na “Falácia de Galton”. Uma maneira simples de contornar o problema da Falácia de Galton é através da utilização da regressão quantílica. Buscando reforçar o resultado da convergência média, estimou-se esta mesma regressão para cinco quantis: 0.1 ; 0.25 ; 0.5 ; 0.75 e 0.9. As estimativas do processo quantílico podem ser vistas no gráfico a seguir:

Gráfico 2 – Estimativas do processo quantílico (0,1; 0,25; 0,5; 0,75; 0,9)



Fonte: Elaboração própria.

Os resultados sugerem que se tem $\hat{\beta} < 0$ para todos os quantis. Além disso, estes coeficientes estimados se aproximam muito do resultado de MQO, sugerindo forte evidência de convergência condicional. Isto nos permite prosseguir na análise da Curva de Kuznets.

3.3. Análise da Curva de Kuznets

A seguir são apresentadas as estimativas de MQO da equação (1) adicionando-se as variáveis distância em relação à capital e a média de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade como variáveis de controle.

Tabela 3 - Estimativas da Equação (1) – Pooled Cross-Section – MQO

Variável	Coefficiente	Desv. Pad	Statística t
<i>C</i>	0.435	0.00432	100.56830
<i>L</i>	0.000	0.00001	4.81607
<i>H</i>	0.015	0.00176	8.68990
<i>Y</i>	0.001	0.00010	11.79668
<i>Y</i> ²	-3.00E-06	0.00000	-9.66913
			$\bar{R}^2 = 0.23338$

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *L* = Localização; *H* = Capital Humano; *Y* = renda per capita

As estimativas por MQO da análise clássica da curva de Kuznets revelam que os coeficientes são estatisticamente significantes e possuem os sinais requeridos para validar a hipótese de U invertido, ou seja, $\hat{\gamma}_1 > 0$ e $\hat{\gamma}_2 < 0$. Em relação à magnitude dos coeficientes, o valor do coeficiente

associado à renda é o mesmo apresentado por Jacinto, Tejada e Figueiredo (2009), enquanto o valor de $\hat{\gamma}_2$ é um pouco menor, possivelmente devido à inclusão das variáveis de controle. Além disso, se constata que a localização tem como esperado, sinal positivo, ou seja, quanto mais distante da capital, maior parece ser a desigualdade de renda municipal. O termo constante sugere que o intercepto da curva de Kuznets parte de um coeficiente de desigualdade de Gini de aproximadamente 0.4.

Tabela 4 - Estimativas da Equação (3) – Pooled Cross-Section – MQO

Variável	Coefficiente	Desv. Pad	Statística t
<i>C</i>	0.480998	0.004141	116.1668
<i>L</i>	3.23E-05	5.96E-06	5.423106
<i>H</i>	0.015693	0.00179	8.769319
<i>W</i>	-1.35E-05	1.13E-06	-11.87002
<i>G</i>	7.29E-05	4.40E-06	16.56098
<i>W</i> ²	1.07E-09	1.04E-10	10.30882
<i>2WG</i>	-1.29E-09	3.59E-10	-3.606079
<i>G</i> ²	-9.22E-09	1.92E-09	-4.79864
			$\bar{R}^2 = 0.301125$

Fonte: Elaboração própria.

As estimativas de MQO da análise proposta também revelam que todos os coeficientes são estatisticamente significantes. Posto que a variável dependente é a mesma em ambas as análises, o R^2 ajustado sugere que a segunda especificação é mais adequada do que a primeira. Da mesma forma, constata-se que a localização também tem sinal positivo e estatisticamente significativa.

Para validar a hipótese do U invertido é necessário que a matriz hessiana associada à equação estimada seja negativa definida. Ao se analisar os sinais das variáveis, percebe-se interessantes resultados: para a proporção da renda do trabalho na renda tem-se $\hat{\beta}_1 < 0$ e $\hat{\beta}_3 > 0$, isto sugere que a desigualdade é decrescente nesta variável e que a taxa de queda desta variável é crescente, ou seja, quanto maior a participação da renda do trabalho na renda, menos concentrada deverá ser a renda do município. Com relação ao vetor de transferências tem-se $\hat{\beta}_2 > 0$ e $\hat{\beta}_5 < 0$, sugerindo que a desigualdade é côncava nas transferências, ou seja, que as transferências tendem a aumentar as desigualdades, porém, conforme tais transferências forem crescendo, este efeito se reverte e passa a reduzir a concentração de renda.¹²

Outra questão de interesse relaciona-se aos baixos valores dos coeficientes obtidos; tomando os valores médios apresentados na Tabela 1, por exemplo, o valor de -0,0000135 associado à renda do trabalho sugere que para se reduzir o índice de Gini em 10%, ou seja, de 0,546 para 0,491, seria necessário ampliar a renda do trabalho *per capita* de R\$ 4.868,50 para R\$ 8.912,94, isto é, um aumento de aproximadamente 83%. Uma ampliação da renda do trabalho *per capita* desta magnitude, dada a realidade nordestina, parece ser inatingível. Assim sendo, tais resultados devem ser interpretados com cautela: sugere-se que os sinais dos coeficientes sejam vistos como diretrizes para políticas públicas, mas que os valores dos coeficientes não sejam tidos como parâmetros balizadores de políticas deste tipo.¹³

Entretanto, até que ponto tais resultados podem ser tidos como evidências próximas às sugeridas pela análise clássica da curva de Kuznets? O exercício descrito a seguir parece sugerir que a análise da decomposição da renda é, de fato, muito próxima da análise clássica. No gráfico a seguir

¹² Esta elevação inicial da desigualdade não é o foco deste trabalho, mas pode ter explicação no aumento das desigualdades intra-grupos.

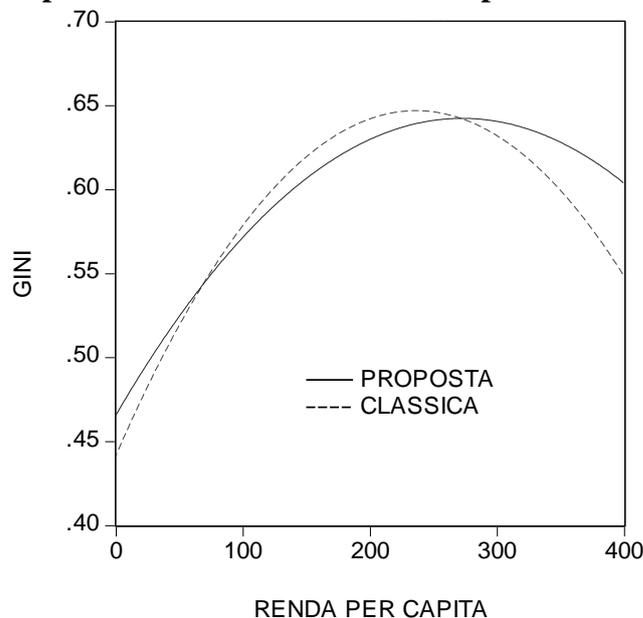
¹³ É necessário ressaltar que valores com baixa magnitude constam na literatura [ver, por exemplo, Jacinto, Tejada e Figueiredo (2009)] e que a relação entre os regressandos e o regressor aqui analisada é extremamente complexa, o que explica em parte os valores dos coeficientes encontrados.

são expostas as duas retas de regressão estimadas por MQO, a da análise clássica e a da análise proposta, ou seja,

$$\text{Clássica: } \hat{D}_{it} = \hat{\lambda} + \hat{\gamma}_{01}L_i + \hat{\gamma}_{02}H_{it} + \hat{\gamma}_1Y_{it} + \hat{\gamma}_2Y_{it}^2; \quad e$$

$$\text{Decomposta: } \hat{D}_{it} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1L_i + \hat{\alpha}_2H_{it} + \hat{\beta}_1W_{it} + \hat{\beta}_2G_{it} + \hat{\beta}_3W_{it}^2 + \hat{\beta}_4(2W_{it}G_{it}) + \hat{\beta}_5G_{it}^2$$

Gráfico 3 – Comparativo das curvas de Kuznets para diferentes especificações



Fonte: Elaboração própria.

Ao se observar o gráfico, fica evidente que o formato de U invertido também indica que a matriz hessiana atende às condições necessárias relacionadas à hipótese de Kuznets e que o estudo aqui proposto se aproxima bastante da análise clássica. O pouco da diferença entre as duas curvas é devido à qualidade de ajustamento entre as duas especificações e ao componente exógeno relacionado à renda de aluguéis, à renda informal e a outros elementos da renda que nos parecem estar relativamente fora do alcance dos gestores de políticas. Entretanto, ao incorporar à análise a questão das transferências governamentais e da participação do trabalho na renda, muito se ganha em termos de instrumentos para formulação de políticas públicas.

3.4. Estimativas da Regressão Quantílica

A seguir são apresentadas as estimativas da equação (3) estimadas por MQO e por LAD.¹⁴ Esta metodologia permite um exame condicionado aos diferentes quantis da função de desigualdade e revela que a magnitude e a significância estatística dos estimadores da regressão condicionada à mediana ($\tau = 0.5$) pouco destoam dos estimadores de mínimos quadrados. Isto decorre do fato da distribuição do índice de Gini possuir média e mediana muito próximas, conforme se observou na Tabela 1.

¹⁴ Posto o reduzido tamanho amostral, neste trabalho utilizamos intervalos de confiança de bootstrap (1000 replicações) para todas as regressões por LAD.

Tabela 5 - Estimativas da Equação (3) – Pooled Cross-Section – MQO e LAD

Coeficiente	MQO	REGRESSÃO QUANTÍLICA				
	Estimativas	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
<i>C</i>	0.480998	0.421411	0.430435	0.466399	0.518667	0.568144
<i>L</i>	3.23E-05	1.38E-05**	2.51E-05	3.13E-05	2.97E-05	4.69E-05
<i>H</i>	0.015693	0.019981	0.019953	0.019259	0.015081	0.007956**
<i>W</i>	-1.35E-05	-1.52E-05	-1.19E-05	-1.42E-05	-1.84E-05	-2.50E-05
<i>G</i>	7.29E-05	7.68E-05	7.87E-05	8.23E-05	8.47E-05	9.98E-05
<i>W</i> ²	1.07E-09	6.79E-10	8.91E-10	1.36E-09	1.80E-09	2.76E-09
<i>G</i> ²	-9.22E-09	-1.68E-08	-1.29E-08	-1.01E-08	-1.07E-08	-1.04E-08*

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *L* = localização; *H* = capital humano; *Y* = renda *per capita*; *G* = transferências do Governo; *W* = renda do trabalho. * e ** sugerem que os coeficientes não são estatisticamente significantes aos níveis de 5% e 10%, respectivamente. OBS: As estimativas associadas ao termo cruzado foram suprimidas da análise propositalmente.

Embora não apresentadas aqui, as estimativas relatam que grande parte dos coeficientes é estatisticamente significante, tanto para a regressão condicionada à mediana, quanto para o segundo e terceiro quantis. A variável localização possui o sinal esperado, mas não é estatisticamente significante quando a desigualdade é muito baixa ($\tau = 0.1$), o que parece em conformidade com as informações apresentadas nos mapas; ressalte-se que além do número de municípios pertencentes a este quantil ser relativamente pequeno (25 municípios), não parece haver uma relação bem definida entre a distância destes municípios em relação a capital estadual e o nível de desigualdade de renda do município.

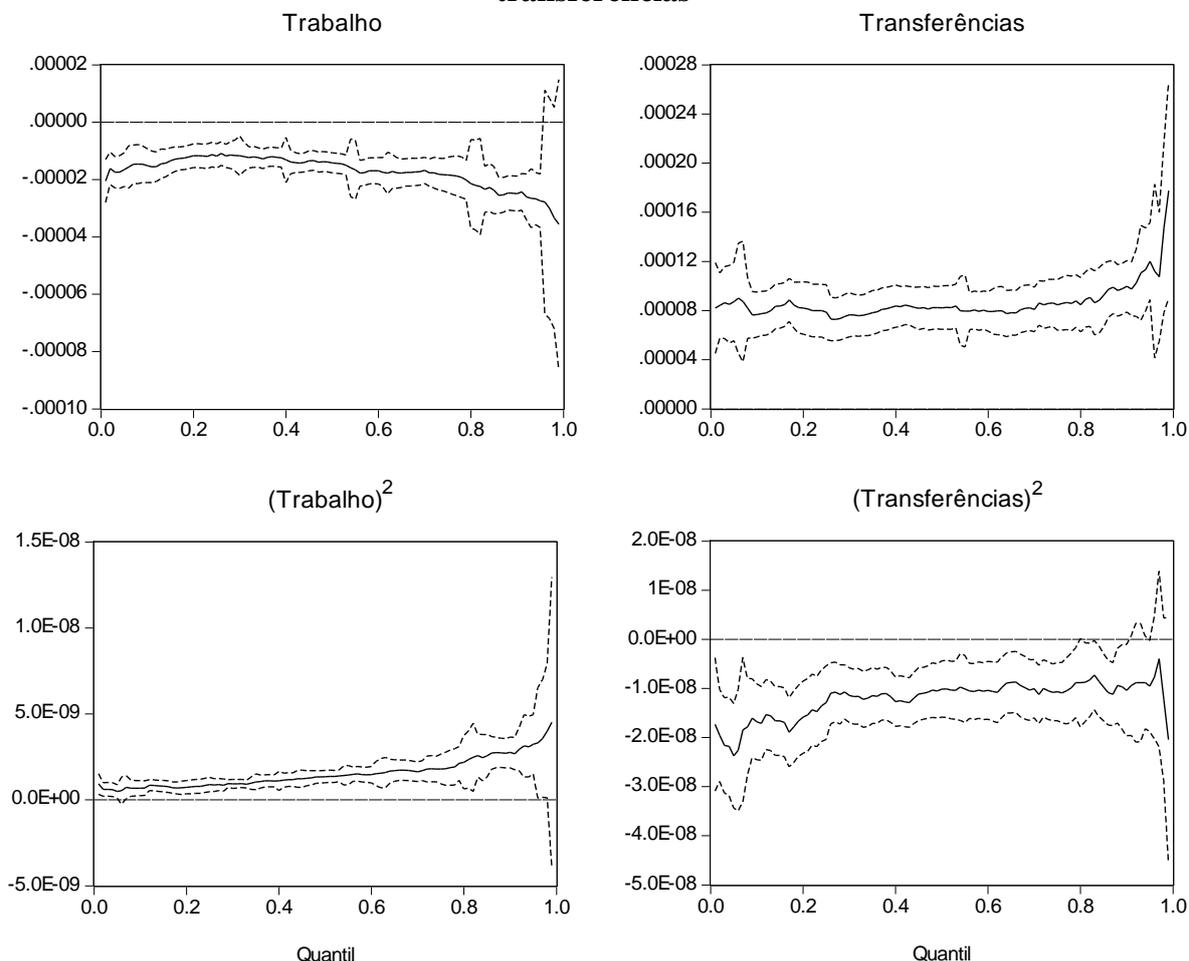
O efeito do capital humano parece ser decrescente nos quantis da densidade de distribuição tornando-se estatisticamente insignificante, ao nível de 10%, para o último quantil ($\tau = 0.9$), ou seja, quanto mais desiguais forem os municípios, menor parece ser um possível efeito “perverso” da acumulação de capital humano no processo de concentração de renda. Este resultado parece estar de acordo com o modelo de Galor e Zeira (1993), que prevê que países com má distribuição de renda acumulam menos capital humano e têm menor crescimento do que países onde a classe média é relativamente superior.¹⁵

As estimativas também sugerem que o efeito da participação da renda do trabalho no coeficiente de Gini é negativo e estatisticamente significante para todos os quantis e que o coeficiente relacionado a esta variável ao quadrado, $\hat{\beta}_3$, é positivo e estatisticamente significante. Os coeficientes relacionados às transferências governamentais, por sua vez, são positivos e estatisticamente significantes, independente do quantil em questão, e possuem termo quadrático negativo e estatisticamente significante, a não ser para o último quantil $\tau = 0.9$. Tais estimativas revelam que se o objetivo é crescer com equidade, as rendas advindas de transferências têm um papel extremamente ineficiente quando comparadas as rendas do trabalho, independentemente do grau de distribuição de renda dos municípios.

¹⁵ Os autores modelam uma economia com gerações sobrepostas e altruísmo onde os indivíduos são considerados iguais, entretanto, suas preferências diferem no que diz respeito à riqueza herdada: o montante da herança individual determina se os indivíduos investem em capital humano, ou não. Como quanto maior a desigualdade, menor o número de pessoas que receberão uma herança suficientemente alta para investir em capital humano, sociedades mais desiguais tendem a ter um menor nível de capital humano; deste modo, a relação decrescente entre o estoque de capital humano e a desigualdade parece ser estabelecido.

Visando agregar robustez aos resultados, estimou-se o processo quantílico para os 100 quantis. Os resultados deste exercício podem ser vistos no gráfico a seguir:

Gráfico 4 – Estimativas do processo quantílico para renda do trabalho e renda de transferências

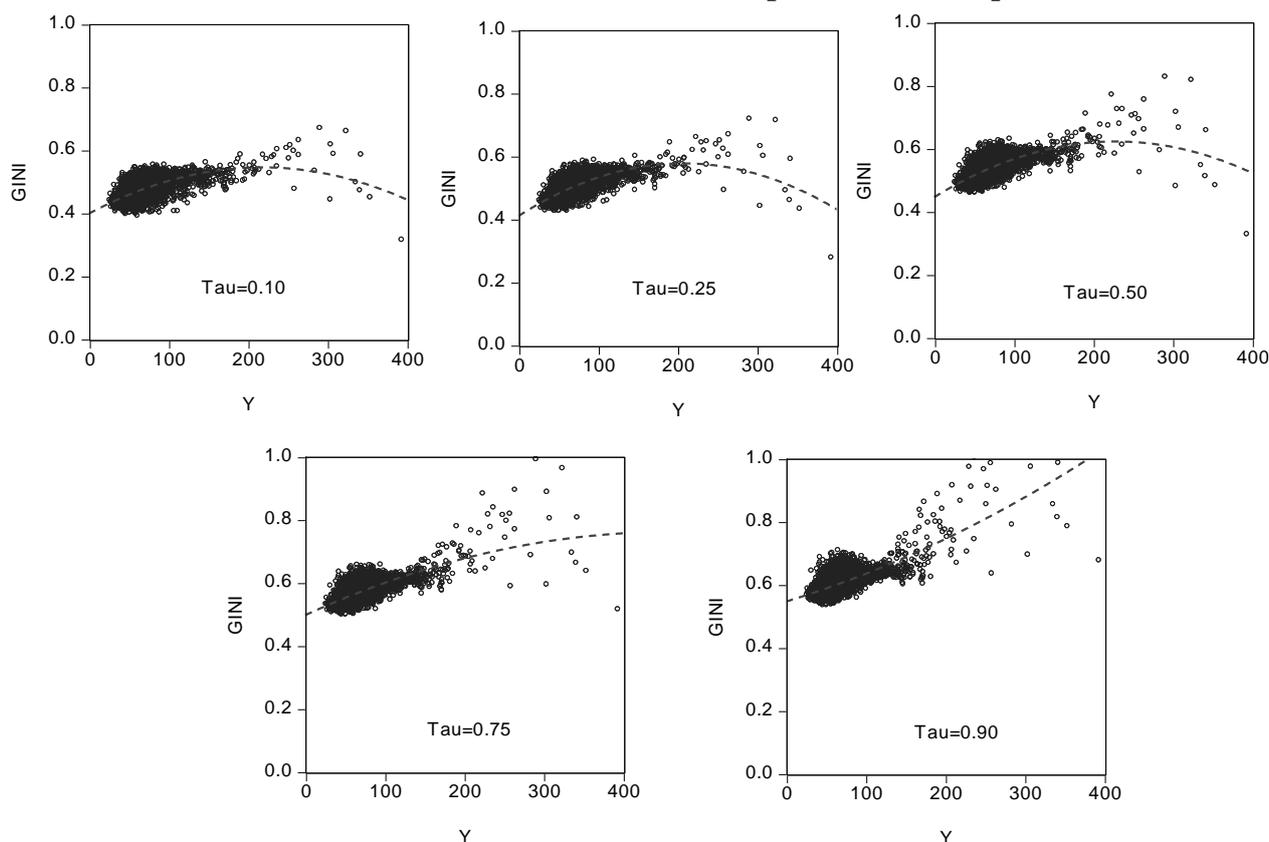


Fonte: Elaboração própria.

Do que trata o papel da renda do trabalho, observa-se que o efeito da mesma na concentração de renda é negativo e estatisticamente significativo (o intervalo de confiança para um nível de significância de 5% só atinge valores positivos para quantis extremamente elevados; mais especificamente, quantis superiores ao nonagésimo sexto). O mesmo ocorre para o termo quadrático desta variável: a taxa de crescimento da mesma é positiva e estatisticamente significativa, a não ser para o último quantil (0.99).

Em se tratando da renda de transferências, o efeito desta variável na concentração de renda é positivo e estatisticamente significativo para qualquer quantil, e o termo quadrático passa a não ser estatisticamente significativo a partir de $\tau = 0.92$.

Resta-nos saber se a hipótese da curva de Kuznets é, de fato, atendida. Como foi salientado anteriormente, para validar a hipótese do U invertido é necessário que a matriz hessiana associada à equação estimada seja negativa definida. Para se checar se tal condição se verifica, basta plotar os valores previstos para o coeficiente de Gini, dados os quantis pré-estabelecidos, contra a renda *per capita*, assumindo-se um polinômio de segundo grau nesta variável. Este exercício pode ser visto nos gráficos a seguir.

Gráfico 5 – Curvas de Kuznets estimadas para diferentes quantis

Fonte: Elaboração própria.

A análise dos gráficos revela que a concavidade da curva de Kuznets vai se reduzindo conforme vão se ampliando os quantis da distribuição e, conseqüentemente, os “*turning points*” requerem níveis de renda cada vez mais elevados, dados os quantis, para que o efeito do crescimento passe a contribuir de maneira positiva para a redução das desigualdades. A análise também revela que, para municípios com alta desigualdade, a ampliação da renda *per capita* deve aumentar sistematicamente a concentração de renda, ou seja, a desigualdade torna-se convexa na renda e, conseqüentemente, a hipótese de Kuznets passa a ser violada.

4. Conclusões

Conforme se relatou, os anos 90 foram marcados por uma mudança significativa na composição da renda dos municípios nordestinos. A proporção das transferências governamentais na renda se ampliou e a proporção da renda do trabalho declinou consideravelmente. Era de se esperar que esta mudança reduzisse as desigualdades, entretanto, o índice de Gini apresentou um pior desempenho para 83% dos municípios da Região.

Estes fatos motivaram uma extensão da análise empírica da curva de Kuznets através do que foi chamado aqui de decomposição vetorial da renda. Através desta análise foi possível investigar quais os efeitos da renda do trabalho e das transferências governamentais no processo de crescimento econômico – distribuição de renda.

Os resultados sugerem que a hipótese de Kuznets é válida para o Nordeste, a não ser para municípios onde a renda é extremamente concentrada. Os resultados sugerem também que a redução das desigualdades deve ser mais eficiente se o crescimento econômico ocorrer através da geração de emprego e renda do que se o mesmo for ocasionado pelo aumento das transferências governamentais. Deste modo, a análise traz evidências, não só de que o crescimento econômico de longo prazo dos municípios tende a reduzir as desigualdades, mas também de que as políticas públicas a serem

implementadas com este propósito devem ser focadas no aumento da participação da renda do trabalho.

A utilização da regressão quantílica agrega robustez aos resultados e também sugere que os efeitos finais da renda do trabalho e das transferências na relação crescimento – iniquidade se dá de forma diferenciada, dependendo da desigualdade de renda existente em cada município.

Esta é uma proposta de investigação empírica inicial e vários esforços podem ser feitos no sentido de se aprimorar a análise. Trabalhos futuros podem averiguar se os resultados são robustos a outras formas funcionais, a especificações envolvendo efeitos fixos e a outros índices de desigualdade, por exemplo.

Referências

- Ahluwalia, M. S. Income distribution and development: some stylized facts *American Economic Review*, v. 66, p. 128-135, 1976.
- Andrade, E.; Laurini, M. P.; Madalozzo, R.; Valls, P. L. Testing convergence across municipalities using quantile regression. *Ibmec Working Papers*, wpe_25, Ibmecc Working Paper, Ibmecc São Paulo, 2002.
- Arnand, S.; Kambur, S. M. R. Inequality and development: a critique. *Journal of Development Economics*, v. 41, p. 19-43, 1993
- Bagolin, I.; Gabe, J.; Ribeiro, E. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991). In: *Anais do 2º Encontro de Economia Gaúcha*. Porto Alegre, FEE, v. 1, 2004.
- Barro, R. J. Economic Growth in a Cross Section of Countries, *NBRE Working Papers 3120*, National Bureau of Economic Research, Inc, 1991.
- Barro, R. J. *Inequality and Growth in a Panel of Countries*. Harvard University. 1999.
- Berni, D. A.; Marquetti, A.; Kloenker, R. A Desigualdade Econômica do Rio Grande do Sul. Primeiras Investigações sobre a Curva de Kuznets. In: *Anais do 1º Encontro de Economia Gaúcha*. Porto Alegre, 2002.
- Fields, G. S.; Jackubson, G. H. New evidence on the Kuznets curve. (Mimeo). *Cornell University*, 1994.
- Galor, O.; Zeira, J. Income distribution and macroeconomics. *The review of economic studies*, v. 60, n. 1, p. 35-52, 1993.
- Huang, H. C.; Lin, S. C.; Suen, Y. B.; Yeh, C. C. A Quantile Inference of the Kuznets Hypothesis, *Economic Modelling*, Elsevier, v. 24, n. 4, p. 559-570, jul, 2007.
- Jacinto, P. A.; Tejada, C. A. O; Figueiredo, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer? *Revista Econômica do Nordeste*, v. 40, p. 61-79, 2009.
- Koenker, R. *Quantile Regression*, Cambridge University Press, 2005.
- Kuznets, S. Economics growth and income inequality. *American Economic Review*. v. 45, p. 1-28, 1955.

- Mushinski, D. W. Using Non-parametrics to Inform Parametric Tests of Kuznets' Hypothesis, *Applied Economics Letters*, Taylor and Francis Journals, v. 8, n. 2, p. 77-79, fev, 2001.
- PNUD. *Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil*. Fundação João Pinheiro (FJP-MG), 2003.
- Porto Júnior, S. S.; Ribeiro, E. P. Dinâmica de crescimento Regional-uma análise empírica para a região Sul. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 31, p. 454-482, 2000.
- Quah, D. Galton's Fallacy and Test of Convergence Hypothesis, *Scandinavian Journal of Economics*, Blackwell Publishing, v. 95, n. 4, p. 427-443, dez, 1993.
- Ribeiro, E. P.; Pôrto Júnior, S. S. Crescimento e Convergência - Uma Análise Empírica para a Região Sul. In: *Anais do Encontro de Economia da Região Sul*, 2000.
- Salvato, M. A.; Alvarenga, P. S.; França, C. S.; Araújo Júnior, A. F. Crescimento e Desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000. *Ibmec MG Working Paper*. WP33, 2006.
- Tang, K. K.; Lim, A. S. K. Education Inequality, Human Capital Inequality and the Kuznets Curve, *MRG Discussion Paper Series 0506*, School of Economics, University of Queensland, Australia, mar, 2006.