Dilema Equidade-Eficiência
Proposta Metodológica e
Evidências Empíricas para o Ceará

Lyana Maria França da Costa Ribeiro,
TV Diário – Sistema Verdes Mares
email: lyanaribeiro30@gmail.com
telefone: (85) 99854-5545

Christiano Modesto Penna,
Professor do MAER e do CAEN/UFC,
email: cmp@caen.ufc.br
telefone: (85) 99736-6006

Dilema Equidade-Eficiência
Proposta Metodológica e
Evidências Empíricas para o Ceará

Resumo:

Criamos uma conexão entre os testes empíricos das hipóteses de convergência e da curva de Kuznets, e mostramos que esse aparato nos permite encontrar uma medida de "desigualdade de renda de estado estacionário". Mostramos que essa medida, juntamente com a renda *per capita* associada à mesma, estabelecem prontamente o que se conhece na literatura por "*trade-off* equidade-eficiência". Mostramos em que condições o referido *trade-off* passa a valer, assim como explicamos a possibilidade de ocorrência de diferentes tipos de relações entre crescimento e desigualdade. Mais especificamente, mostramos que estas ocorrências guardam relação com a renda *per capita* de estado estacionário e a renda *per capita* associada ao ponto de máximo da curva de Kuznets. Posteriormente, conduzimos uma análise com enfoque nos municípios cearenses.

Dilema Equidade-Eficiência
Proposta Metodológica e
Evidências Empíricas para o Ceará

A eficiência indica que a sociedade está obtendo o máximo que pode de seus recursos escassos, enquanto equidade significa que os benefícios advindos desses recursos estão sendo distribuídos com justiça entre os membros da sociedade. Em outras palavras: a eficiência refere-se ao tamanho do bolo, já a equidade, à maneira como o bolo é dividido [Mankiw (2004)].

1. INTRODUÇÃO

Em 1975, Arthur Okun publicou o livro *Equality and Efficiency: The Big Tradeoff.* A expressão inglesa "*trade-off"* define um dilema, ou seja, uma situação em que há conflito de escolhas. Este conflito surge do fato de que, em alguns casos específicos, a resolução de um problema acaba acarretando em outro.

A ideia de *trade-off* sempre é apresentada nos livros de introdução a economia, desde o livro introdutório de Samuelson e Nordhaus, até o *best-seller* de Gregory Mankiw. No caso específico do *trade-off* equidade-eficiência, o que se pontua é que as sociedades devem escolher entre uma economia eficiente ou uma sociedade igualitária.

A explicação para esse dilema é relativamente simples, e está calcada no Primeiro Teorema do Bem-Estar: em uma economia que se baseia na iniciativa privada, os esforços públicos para promover a igualdade representam uma interferência deliberada nos resultados gerados pelo livre mercado; assim, se as políticas pró-igualdade distorcem a alocação (eficiente) de mercado, o desempenho econômico só pode ser melhorado à custa de uma distribuição de renda menos equitativa.

A existência do dilema equidade-eficiência finda numa relação negativa entre crescimento econômico e igualdade de renda: ou o país cresce (devido ao uso eficiente de seus recursos), ou há uma melhor distribuição de renda.

No final dos anos 90, diversos estudos adentraram nessa questão. Do lado teórico, o *trade-off* tentava ser explicado através da interferência, por parte do governo, na maneira como a renda era distribuída. Os trabalhos que buscaram explicar esse processo eram basicamente calcados em modelos de economia política com enfoque no repasse da arrecadação de tributos [Alesina e Rodrick (1994), Persson e Tabellini (1994), Benabou (1996), Benhabib (2003)]. Houve, também, modelos que adentraram em questões como comércio [Martin (1998)] e tecnologia [Aghion, Caroli e García-Peñalosa (1999)].

Do ponto de vista empírico, os primeiros estudos tendem a apoiar prontamente o *trade-off* [ver Benabou (1996) para uma revisão desses estudos], no entanto, como sustenta Voitchovsky (2005), essas análises, com base em dados de corte transversal, eram muito sensíveis à inclusão de *dummies* regionais e à seleção amostral [Perotti (1996) e Partridge (1997)].

Com base nos dados de Deininger e Squire (1996),[1] alguns trabalhos passaram a relatar um efeito positivo da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico, utilizando uma amostra diversificada de países desenvolvidos e em desenvolvimento [ver Li e Zou (1998) e Forbes (2000)].

Explorando melhor essa possibilidade, Barro (2000) constatou que a desigualdade parece encorajar o crescimento apenas nos países ricos, e tende a ter um efeito negativo sobre os países mais pobres. Banerjee e Duflo (2003) permitem uma não-linearidade na relação crescimento-desigualdade e encontram que uma mudança na desigualdade - em qualquer direção - poderia prejudicar o crescimento.

Enquanto os estudos *cross-country* retornavam uma relação negativa entre crescimento e desigualdade, estudos com dados em painel apontavam que essa relação era costumeiramente positiva. Com base em um painel para os estados dos EUA, Panizza (2002) usa estimadores de efeito fixo e GMM e encontra evidência de uma relação negativa entre desigualdade e crescimento. Entretanto, o trabalho mostra que essa relação não é robusta e que pequenas diferenças no método utilizado para medir a desigualdade podem resultar em grandes diferenças na relação estimada entre desigualdade e crescimento.

Ehrhart (2009) faz um levantamento detalhado da literatura teórica e empírica que analisa efeito da desigualdade no crescimento e pontua, assim como Bourguignon (1998), que seria um exagero considerar que a redistribuição de renda e / ou de ativos produtivos seriam

[1] Essa base de dados tornou possível reduzir o erro de medição nas estatísticas de desigualdade, controlar a heterogeneidade invariante não observada no tempo entre países e usar técnicas de painel para mitigar as preocupações de endogeneidade.

uma panaceia para o crescimento econômico; além disso, não haveria razão para considerar que a redistribuição é sistematicamente ineficiente.

O que se observa dessa discussão é que parece não haver um consenso sobre a real existência do *trade-off* apontado por Okum (1975). Apesar dessa ausência de consenso, pode-se afirmar que os modelos teóricos que buscaram lançar luz sobre o *trade-off* eram, todos eles, modelos ditos micro-fundamentados, ou seja, eles se concentravam nas árvores, mas não na floresta.[2]

O presente trabalho sugere um outro rumo para a pesquisa que busca analisar a relação desigualdade-crescimento. Aqui, nos embasamos em macro-fundamentos que permitem explicar, estabelecer e testar o referido *trade-off*. Para tanto, criamos uma conexão entre duas das mais antigas hipóteses nas áreas de crescimento e desenvolvimento econômico: a hipótese da convergência e a hipótese da curva de Kuznets.

Nosso estudo está em linha com a análise inicial de Schin (2008), e é calcado nos testes empíricos destas duas hipóteses: a hipótese da convergência prescreve uma renda *per capita* de estado estacionário e sustenta que, se as economias transpuserem esse *steady-state,* elas passam a fazer uso ineficiente de seus recursos. Já a hipótese de Kuznets sugere uma relação entre desigualdade e desenvolvimento em forma de U invertido; essa relação sugere uma renda *per capita* associada à um ponto de desigualdade máxima, e sustenta que o sinal da correlação entre desigualdade e crescimento estaria condicionado à essa renda.

Com base nessas duas hipóteses mostramos que é possível se identificar um par ordenado (renda *per capita*, distribuição de renda) de estado estacionário, e descrevemos de que forma o dilema equidade-eficiência pode ser prontamente estabelecido a partir deste par ordenado.

Além disso, demostramos que a relação crescimento-desigualdade é condicionada à distância entre a renda *per capita* de estado estacionário e a renda *per capita* associada ao ponto de desigualdade máxima da curva de Kuznets, e que é essa distância que explica os diferentes sinais da correlação crescimento-desigualdade apresentados pela literatura.

[2] Há vários canais fundamentados na microeconomia através dos quais a desigualdade pode se relacionar com o crescimento. Por exemplo, o canal das imperfeições do mercado de capitais, da abordagem da fertilidade endógena, do argumento relativo ao tamanho do mercado interno, do enfoque da política fiscal endógena, e o canal de instabilidade política.

Após expor a ideia central do trabalho, conduzimos uma análise empírica para os municípios do Ceará. Uma inovação empírica ainda é apresentada, frente aos estudos nacionais, pois conduzimos o teste proposto por Lind e Mehlum (2010) para identificar um intervalo de confiança apropriado para o ponto de máximo da curva de Kuznets.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: após essa introdução apresentamos a estrutura teórica que embasa as hipóteses da convergência e da curva de Kuznets e, posteriormente, conectamos essas duas teorias para elucidar de que forma o dilema equidade-eficiência se forma. Na terceira seção, apresentamos a metodologia empírica levando em consideração os municípios do Ceará. Na quarta seção, com base nos resultados, traçamos nossos comentários finais. A quinta seção, como de praxe, traz as referências bibliográficas utilizadas nesse estudo.

2. ESTRUTURA TEÓRICA

A hipótese da Convergência é um resultado direto do modelo de crescimento introduzido por Robert Solow, em 1956, enquanto a curva com o formato de "U" relacionando desigualdade e renda foi observada por Simon Kuznets, em 1955.

Embora haja alguns trabalhos anteriores, a análise econométrica formal da hipótese de Kuznets parece ter tido início com o trabalho de Ahluwalia (1976), já os testes da hipótese da Convergência só tiveram início 15 anos depois, a partir do trabalho seminal de Barro (1991).

Ambas as hipóteses reúnem uma vasta gama de trabalhos empíricos, entretanto, em se tratando de refinamentos metodológicos, a revisão destas duas literaturas sugere que os testes da hipótese de Kuznets se concentraram mais na direção causal da relação crescimento-desigualdade e na qualidade e disponibilidade de dados sobre desigualdade;[3] já a hipótese da convergência parece ter avançado mais em termos de técnicas econométricas que buscassem contribuir para o processo de formação de clubes de convergência.[4, 5]

---

[3] Ver Deininger e Squire (1998) para uma discussão relacionada às diferentes bases de dados utilizadas na literatura.

[4] Quah (1996) utiliza métodos não paramétricos e matrizes de transição de Markov; Durlauf e Johnson (1995) empregaram técnicas de *Classification and Regression Tree Analysis* (CART); Islam (1995) propõe uma análise de painel dinâmico; Hansen (2000) utiliza um modelo econométrico não-linear com efeito *threshold;* Canova (2004) propõe uma análise com base na densidade preditiva dos dados; Phillips e Sul (2007) fazem uso do teste $\log t$; Cheng e Lin (2009) fazem um mix dos *Common Correlated Effects Pooled* (CCEP), proposto por Pesaran (2006), e do efeito *threshold* de Hansen (2000).

[5] Revisões destas literaturas e uma comparação criteriosa entre as mesmas fogem completamente do escopo deste trabalho, entretanto, uma revisão de literatura sobre os trabalhos empíricos relacionados à hipótese de Kuznets é

Com o intuito de explicar os efeitos diferenciados da desigualdade no crescimento econômico sugeridos em Barro (2000, 2008), Shin (2008) conectou simultaneamente a teoria da convergência e a teoria de Kuznets. A análise proposta por Shin (2008) traz inter-relações importantes para o entendimento dos processos de crescimento e desenvolvimento econômico, entretanto, pode-se explorar em mais detalhes as potencialidades da conexão entre estas duas teorias. Isso é o que se tenta fazer a seguir.

2.1. CONVERGÊNCIA

Inicialmente, é interessante adentrar na hipótese da convergência em maiores detalhes. Considere o modelo de crescimento de Solow expresso em termos de capital por trabalhador efetivo $\tilde{k}$, com função de produção Cobb-Douglas $\tilde{y} = \tilde{k}^{\alpha}$, taxa de poupança s, taxa de depreciação δ, taxa de crescimento populacional n, e taxa de progresso tecnológico g.

Nestes termos, a equação fundamental de movimento do modelo é

$$\dot{\tilde{k}} = s\tilde{k}^{\alpha} - (\delta + g + n)\tilde{k}. \tag{1}$$

O modelo de crescimento de Solow prevê um nível de capital de estado estacionário único para cada taxa de poupança possível, s. A taxa de poupança da regra de ouro, s_g, é a taxa que maximiza o consumo *per capita* no longo prazo. O consumo no estado estacionário, por trabalhador efetivo pode ser escrito como

$$c^* = (1-s)y^* = f(k^*) - sf(k^*) = f(k^*) - (n+g+\delta)k^*, \tag{2}$$

onde usamos o fato de que $\dot{k} = 0$ implica $sf(k^*) = (n+g+\delta)k^*$. Tomando a derivada parcial com relação a s e igualando a mesma a zero, temos:

$$\frac{\partial c^*}{\partial s} = [f'(k^*) - (n+g+\delta)]\frac{\partial k^*}{\partial s} = 0. \tag{3}$$

Isto implica que a taxa de poupança da regra de ouro deve satisfazer:

$$f'(k^*) = (n+g+\delta). \tag{4}$$

Há dois casos onde a economia não está caracterizada por sua regra de ouro:

feita por Kimhi (2004) e Chong (2001) e, em relação ao processo de convergência, o trabalho de Durlauf e Johnson (2005) parece ser o mais completo.

i) A economia pode estar economizando muito ($s > s_g$) e, neste caso, ela é dita dinamicamente ineficiente, pois, em todos os pontos no tempo, há uma trajetória de consumo viável que seria maior do que a corrente.

ii) A economia pode estar economizando muito pouco ($s < s_g$) e, neste caso, ela também é dita ineficiente, pois, embora o consumo atual seja maior que o preconizado pela regra de ouro, o consumo *per capita* de longo prazo não está sendo maximizado.

A dinâmica de transição para o estado estacionário é determinada pela lei do movimento do capital:

$$\dot{k}(t) = sf\big(k(t)\big) - (n + g + \delta)k(t). \tag{5}$$

Sabemos que o sistema é estável, ou seja, que ele retorna ao estado estacionário quando k se desvia de k^*. Uma questão mais interessante é: quão rápido chegamos lá? Para responder a esta pergunta, podemos escrever a equação acima, mais sucintamente, como,

$$\dot{k} = \dot{k}(k) \tag{6}$$

Uma aproximação de Taylor-Series de (5) em torno de k^* gera:

$$\dot{k}(t) \cong \left[\left.\frac{\partial \dot{k}(k)}{\partial k(t)}\right|_{k=k^*}\right](k(t) - k^*), \tag{7}$$

que pode ser reescrito como

$$\dot{k}(t) \cong -\lambda(k(t) - k^*). \tag{8}$$

Usando (4), podemos calcular a velocidade da convergência através de

$$\lambda = -\left.\frac{\partial \dot{k}(k)}{\partial k(t)}\right|_{k=k^*} = -[sf'(k^*) - (n + g + \delta)]. \tag{9}$$

Para uma função de produção Cobb-Douglas (com $f(k) = k^\alpha$), temos

$$\lambda = -(n + g + \delta)\left[\frac{f'(k^*)k^*}{f(k^*)}\right] = (1 - \alpha)(n + g + \delta). \tag{10}$$

Como o modelo Solow é dinamicamente estável, se o sistema estiver fora do estado estacionário, ele voltará a convergir. Este princípio também pode ser aplicado para um conjunto de economias. Se as economias A e B são idênticas em todos os sentidos, exceto que a economia A tem menos capital, o modelo de Solow prediz que a economia A crescerá mais rápido e alcançará a economia B. Isso é o que caracteriza a hipótese de convergência absoluta, ou seja, a hipótese de que economias idênticas devem convergir para um estado estacionário comum. Isso implica que economias pobres crescerão mais rápido que economias ricas até que todas as taxas de crescimento cessem e elas atinjam padrões de vida iguais.

A equação (8) nos ajuda a testar empiricamente a hipótese de convergência. Sabemos que $k(t)$ converge para k^* à taxa λ. Isso também implica que $y(t)$ converge para y^*, também à taxa λ. Portanto, podemos escrever,

$$y(t) - y^* = e^{-\lambda t}[y(0) - y^*]. \tag{11}$$

Dividindo ambos os lados por y^* gera:

$$\frac{y(t) - y^*}{y^*} = e^{-\lambda t}\left[\frac{y(0) - y^*}{y^*}\right]. \tag{12}$$

Podemos aproximar (12) como

$$\ln\left[\frac{y(t)}{y^*}\right] = e^{-\lambda t}\ln\left[\frac{y(0)}{y^*}\right], \tag{13}$$

que pode ser reescrita como:

$$\ln\big(y(t)\big) - \ln(y^*) = e^{-\lambda t}\ln\big(y(0)\big) - e^{-\lambda t}\ln(y^*). \tag{14}$$

Subtraindo $\ln\big(y(0)\big)$ de ambos os lados e reorganizando, temos:

$$\ln\big(y(t)\big) - \ln(y(0)) = (1 - e^{-\lambda t})\ln(y^*) - (1 - e^{-\lambda t})\ln(y(0)). \tag{15}$$

Isso sugere uma regressão para um conjunto de economias com a forma:

$$\left(\frac{1}{t}\right)\ln\big(y_i(t)/y_i(0)\big) = \gamma + \beta\ln\big(y_i(0)\big) + \epsilon_i \quad , \tag{16}$$

onde $i = 1, \dots, N$. A hipótese de convergência é validada quando não se rejeita $H_0\colon \beta_1 < 0$.

Também é usual incluir variáveis de controle nessa regressão. Assim fazendo, e trabalhando com uma notação mais simplificada, (16) dá lugar à:

$$\Delta y_i = \gamma + \beta y_i + \kappa Z_i + \epsilon_i \quad , \tag{17}$$

onde, $\Delta y_i = \left(\frac{1}{t}\right)\ln\left(\frac{y_i(t)}{y_i(0)}\right)$, $y_i = \ln\big(y_i(0)\big)$, e Z é uma matriz com variáveis de controle.

A equação (17) prescreve que o processo de convergência pode ser diretamente testado com base numa regressão onde se tem, como variável dependente, as taxas anuais médias de crescimento para um conjunto de economias contra uma série de variáveis de controle mais o logaritmo neperiano da renda *per capita* inicial de cada economia.

Graficamente, caso o processo de convergência seja validado, o que se teria é algo próximo da figura a seguir:

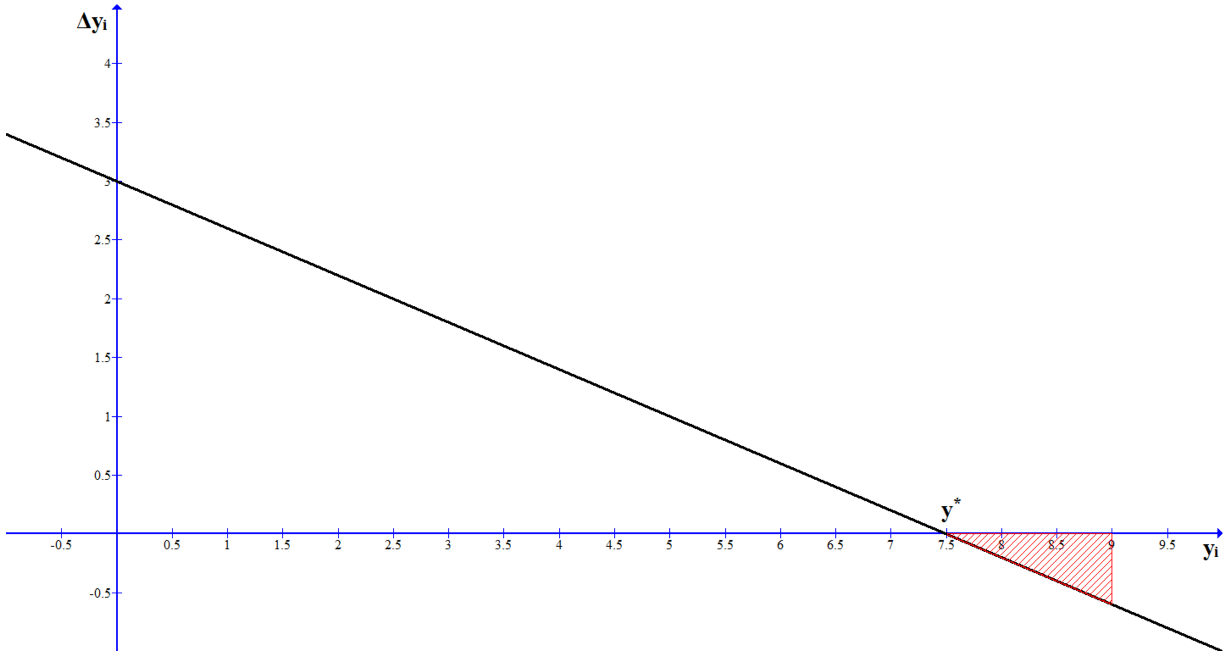

Figura 1 – Processo de Convergência

Em estado estacionário, a taxa de crescimento cessaria e teríamos $\ln(y^*) = 7.5$. O que é essencial dessa análise, é que o modelo de Solow prescreve estabilidade, ou seja, a área hachurada – que seria condizente com uma renda *per capita* superior a $\ln(y^*) = 7.5$ – representa rendas *per capita*s dinamicamente ineficientes.[6]

Grosso modo, essa ineficiência dinâmica caracteriza-se por uma superacumulação de capital.[7] Apesar de se poder estender o modelo básico de Solow em diversas direções, de um modo ou de outro, a regressão acima permanece indicando ineficiência para as economias que ultrapassam suas posições de estado estacionário. Isso implica que, caso as economias atuarem acima de suas posições de *steady-state*, então elas entrariam numa região dinamicamente ineficiente e, automaticamente, passariam a observar crescimento negativo, o que faria com que elas retornassem para seu equilíbrio estacionário.

2.2. CURVA DE KUZNETS

---

[6] Para traçarmos a figura acima plotamos a seguinte função: $\left(\frac{1}{t}\right)\ln\left(\frac{y_i(t)}{y_i(0)}\right) = 3 - 0.4 * \ln(y_i(0))$.

[7] O Professor Fernando Holanda Barbosa tem uma apostila onde ele discute uma série de variações do modelo de Solow, assim como condições específicas que seriam capazes de gerar essa ineficiência dinâmica.

A análise inicial de Kuznets (1955) da relação entre crescimento e desigualdade foi baseada em pouquíssimos dados. Como o próprio autor sustenta na conclusão de seu trabalho, 5% das informações trazidas no artigo seriam evidências empíricas e 95% seriam especulação.

Com uma maior disponibilidade de dados, e buscando dar uma resposta à especulação de Kuznets, Ahluwalia (1976) investigou mais formalmente a relação entre crescimento econômico e desigualdade. Este autor utilizou dados de corte transversal para uma amostra de 60 países onde se especificava a apropriação da renda (dos 20% mais ricos; dos 40% intermediários e; dos 60%, 40% e 20% mais pobres) como função quadrática da renda *per capita*, da participação da agricultura no PIB e da taxa de urbanização, além de algumas variáveis de controle.

Haja vista que a taxa de urbanização e a participação da agricultura no PIB se davam de acordo com o que foi concebido por Kuznets, e que a apropriação da renda se elevava e, posteriormente, se reduzia, conforme a renda *per capita* da sociedade crescia (exceto para os 20% mais ricos), o autor conclui que a hipótese de Kuznets não podia ser rejeitada.

O estudo de Ahluwalia (1976) deu início a uma série de trabalhos que incorporavam novos elementos a análise, tais como suposições econômicas mais sustentáveis, modelos teóricos mais encorpados, e técnicas econométricas mais sofisticadas.[8] De um modo geral, o teste da hipótese de Kuznets costuma se basear na seguinte regressão:

$$g_i = \alpha + \beta y_i + \delta f(y_i) + \psi Z_i + \varepsilon_i \ , \qquad (18)$$

onde g é, usualmente, o índice de desigualdade de Gini ou Theil; y é o logaritmo da renda *per capita*, X é um vetor com variáveis de controle, α, β, δ e ψ são parâmetros, e ε é um termo de erro. $f(.)$ é escolhida *ad hoc* e dá a curvatura de (18) e, dependendo dos parâmetros β e δ, a reta de regressão pode ter formato de "U", de "U invertido", ou ser uma função monótona.[9]

Estudos anteriores se concentravam em testar os sinais e a significância estatística dos parâmetros β e δ. Caso se verificasse $\hat{\beta} > 0$ e $\hat{\delta} < 0$, então g seria côncava em y e a hipótese de Kuznets não deveria ser rejeitada. A partir desta motivação, diversas técnicas, estruturas de

---

[8] Um sumário dos estudos empíricos nacionais mais relevantes pode ser visto em Penna et al (2015) e, para a literatura internacional, ver Gallup (2012).

[9] As duas especificações mais comuns de $f(.)$ são a quadrática e a especificação inversa. No caso da primeira, que é a mais recorrente na literatura, temos a especificação conforme a descrita em (2.1). Anand e Kambur (1993) sugerem que para que a hipótese de Kuznets seja válida é necessário que se adotem diferentes especificações para diferentes índices de desigualdade (Theil, Gini, etc). O trabalho a ser possivelmente desenvolvido terá como base o índice de Gini com especificação quadrática, ficando as demais possibilidades deixadas para estudos futuros.

dados, períodos e coberturas regionais foram exploradas. De um modo geral, o que se observa é que a hipótese de Kuznets parece ter alguma aderência aos dados.[10]

Note que, se a hipótese de Kuznets for validada, então ela prescreve um "ponto de máximo estimado". Supondo uma função quadrática, esse ponto seria dado por $\tilde{y} = -(\hat{\beta}/2\hat{\delta})$. Entretanto, esta estimativa tem como base a razão entre dois estimadores supostamente independentes e normalmente distribuídos. Lind e Mehlum (2010) observam que a distribuição do teste para o ponto máximo estimado segue uma Cauchy, cuja média não é definida e, consequentemente, não se torna possível estabelecer um desvio padrão. Isso dificulta sobremaneira o cômputo de intervalos estatisticamente confiáveis para $\tilde{y}$. Com efeito, políticas públicas balizadas por tal parâmetro podem equivocar-se caso este não seja apropriadamente estimado.

Trabalhando em cima desta problemática, Lind e Mehlum (2010) fizeram uso do Teorema de Fieller (1954) para estabelecer intervalos de confiança em pequenas amostras condizentes com o ponto crítico estimado e propõem um teste estatisticamente mais robusto, o qual fornece condições necessárias e suficientes exatas para o teste da forma funcional de "U invertido" em amostras finitas. Este teste é formalizado na Seção 3.1.

2.3. REUNINDO HIPÓTESES

Note, inicialmente, que o mesmo regressor – o log da renda *per capita* y – está presente em ambas as especificações para o teste empírico das hipóteses:

$$\Delta y_i = \gamma + \beta y_i + \kappa Z_i + \epsilon_i \quad , \tag{19}$$

$$g_i = \alpha + \beta y_i + \delta f(y_i) + \psi Z_i + \varepsilon_i \quad . \tag{20}$$

A conexão destas duas (possíveis) regularidades empíricas, juntamente com a ideia de renda *per capita* de estado estacionário, y^*, e de renda *per capita* associada ao ponto de máximo da curva de Kuznets, $\tilde{y}$, finda em três situações possíveis:

i) $y^* < \tilde{y}$, o *steady-state* é menor do que o ponto de máximo;

ii) $y^* = \tilde{y}$, o *steady-state* é igual ao ponto de máximo;

[10] Como discutido na introdução, a hipótese de Kuznets tem uma série de possíveis explicações teóricas, entretanto, aqui não estamos prontamente interessados nestas teorias. Nosso ponto de partida é que alguma dessas motivações teóricas seja capaz de explicar a relação mecanicista do U invertido preconizado por Kuznets.

iii) $y^* > \tilde{y}$, o *steady-state* é maior do que o ponto de máximo;

Note-se que, independentemente da situação em que a análise se enquadre, é possível descrever um nível de desigualdade de estado estacionário, g^*. Essa ideia é condizente com o trabalho de Benabou (1996), que sugere que o acréscimo de choques idiossincráticos em modelos neoclássicos de crescimento, quando acompanhados de formações de clubes de convergência de renda *per capita*, seria capaz de gerar convergência em distribuição. Em outras palavras, economias com os mesmos fundamentos macroeconômicos tenderiam para um mesmo nível de distribuição de renda *per capita*.

Os gráficos a seguir ajudam a ilustrar o raciocínio.

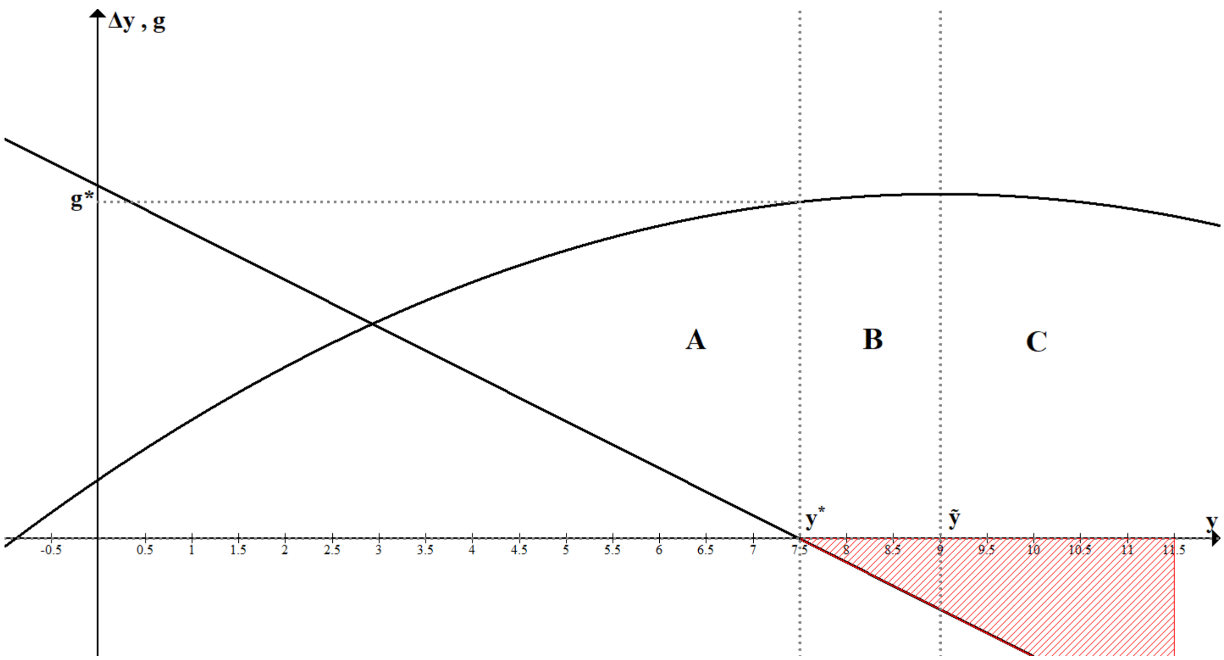

Figura 2 – Kuznets e Convergência com $y^* < \tilde{y}$

A Figura 2, acima, relata o caso com a renda *per capita* de estado estacionário inferior à renda *per capita* associada ao máximo da curva de Kuznets, isto é, $y^* < \tilde{y}$. Neste caso, conforme as economias forem convergindo para y^*, elas também estariam se deslocando ao longo da parte ascendente da curva de Kuznets. Isso é retratado pela área A da figura, que sugere pontos onde o crescimento econômico ocorreria concomitantemente com o aumento da desigualdade de renda. Essa situação iria prevalecer até que se chegue numa situação de estado estacionário (y^*, g^*).

Se o padrão estrutural das economias que convergiram para y^* não se alterar, políticas públicas que promovam o crescimento para além deste ponto teriam um efeito extremamente deletério às economias, pois, ao longo da área B, observa-se que haveria crescimento econômico negativo (ineficiência) juntamente com desigualdade de renda crescente (pois ainda se está à esquerda do ponto de máximo da curva de Kuznets).

A partir do ponto de máximo da curva de Kuznets - indicado via $\tilde{y}$ – estaria se entrando na área C do gráfico, e passaria a valer o dilema equidade-eficiência: é possível reduzir a desigualdade de renda, mas ao custo de se colocar a economia em uma situação ineficiente. Note-se que, neste caso, o grau de ineficiência é bem mais elevado.

Vejamos, agora, o que ocorre quando a renda *per capita* de estado estacionário coincide com a renda *per capita* associada ao máximo da curva de Kuznets, ou seja, $y^* = \tilde{y}$. Este caso é apresentado na Figura 3, abaixo.

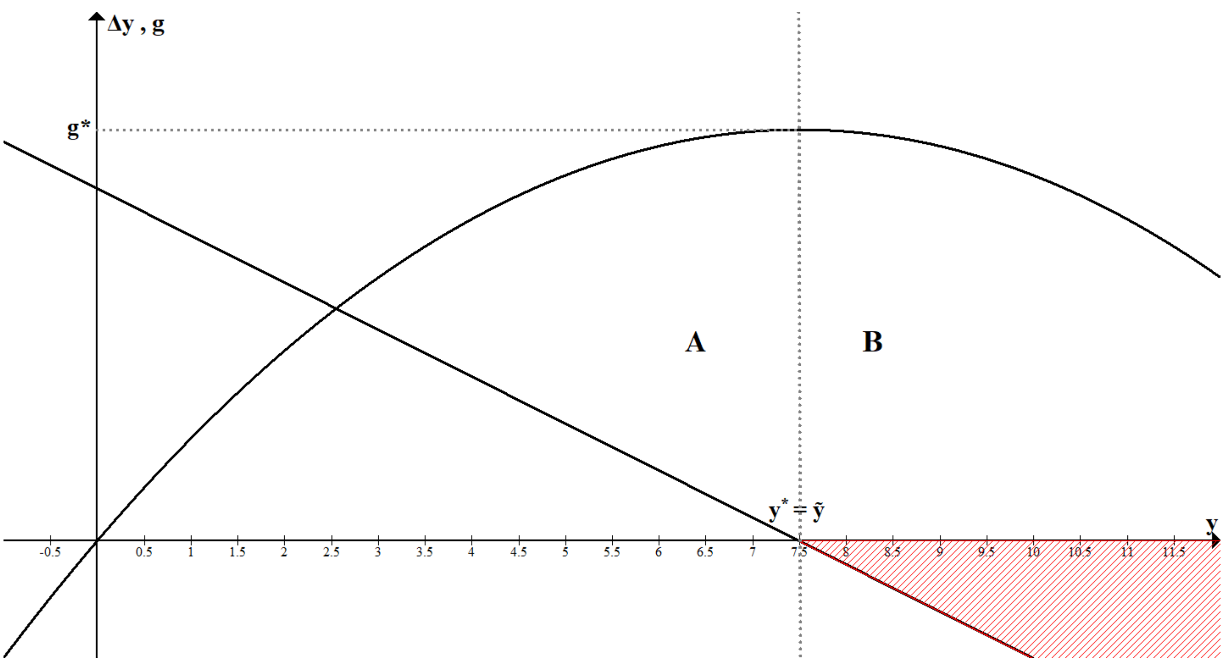

Figura 3 – Kuznets e Convergência com $y^* = \tilde{y}$

Neste caso, conforme as economias convergem para seu *steady-state*, a renda *per capita* e a desigualdade tendem a se ampliar. Isso é descrito na parte A da figura. Atingindo sua posição de estado estacionário, e não havendo alterações estruturais, então passa a valer o Dilema equidade-eficiência, e a redução da desigualdade só poderá ocorrer ao custo de perda de eficiência. Essa situação é descrita na área B da figura. Aqui, o dilema equidade-eficiência é dito "fortemente caracterizado", pois a estabilidade do estado estacionário tende a colocar a relação (y^*, g^*) numa situação estática onde, qualquer perturbação gerada com o intuito de se reduzir a desigualdade irá gerar ineficiência econômica.

Devido à natureza do equilíbrio de estado estacionário, alterações em y^* e g^* serão apenas transitórias, ou temporárias. Note-se também que essa situação é extremamente insalubre, do ponto de vista distributivo, pois g^* coincide com a desigualdade máxima preconizada pela curva de Kuznets. Situações como esta requerem bastante atenção dos formuladores de políticas, e requerem alterações estruturais para que se tenham melhorias no binômio equidade-eficiência.

Por fim, temos ainda a possibilidade de observar casos onde a renda *per capita* de estado estacionário é superior à renda *per capita* sugerida pela desigualdade máxima da curva de Kuznets. Isso é exposto na Figura 4, a seguir.

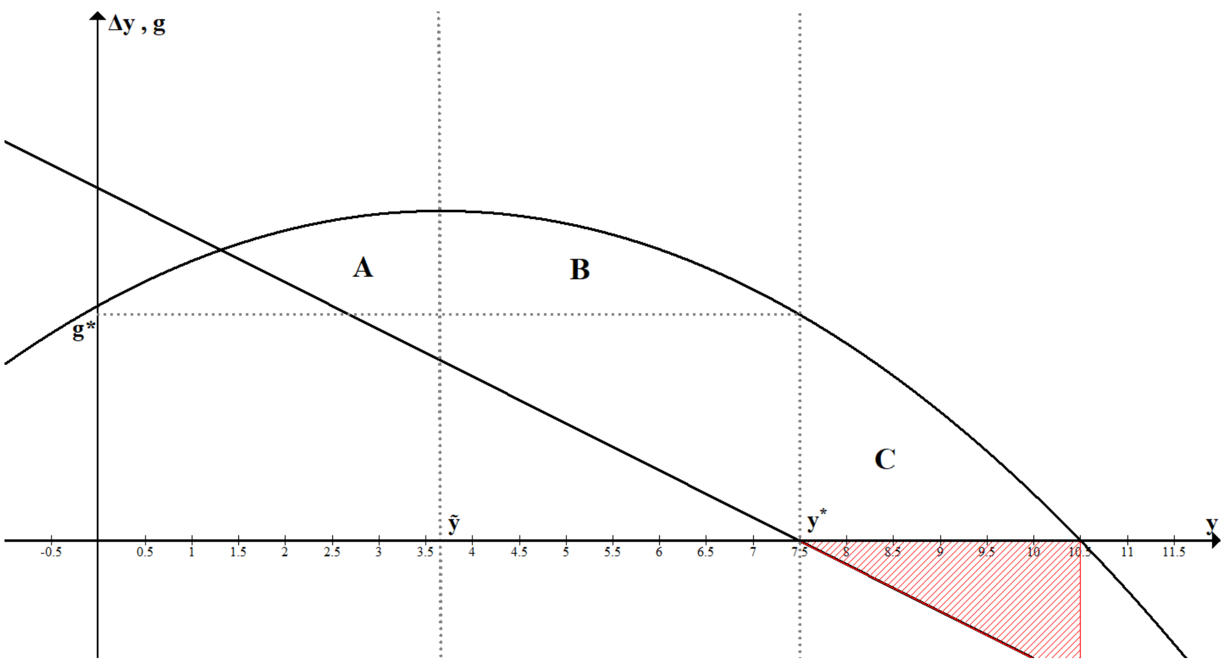

Figura 4 – Kuznets e Convergência com $y^* > \tilde{y}$

Aqui temos o que deve ocorrer no caso em que se tem $y^* > \tilde{y}$. Esta é a situação ideal, pois se tem uma área onde há uma ruptura do *trade-off* equidade-eficiência, e quanto mais a direita y^* estiver de $\tilde{y}$, mais se explora a parte ascendente da curva de Kuznets.

Na parte A da Figura 4, o processo de convergência faz com que a renda e a desigualdade cresçam conjuntamente. Isso equivale à relação negativa entre equidade e eficiência, ou seja, tem-se evidências do *trade-off*. A renda cresce até atingir o ponto de máximo da curva de Kuznets e, a partir daí, entra-se na área B.

A área B da Figura 4 sugere a área onde o *trade-off* equidade-eficiência é rompido. O processo de convergência para o estado estacionário ocorre simultaneamente ao deslocamento na parte descendente da curva de Kuznets, ou seja, há crescimento da renda e redução das desigualdades.

Note-se que, ao atingir o *steady-state*, o dilema equidade-eficiência volta a valer (área C), entretanto, para um dado $\tilde{y}$, quanto mais à direita y^* estiver, mais a curva de Kuznets pode ser explorada.

Em termos práticos, é de se esperar que sociedades avançadas, como os países nórdicos, por exemplo, tenham posições de estado estacionário muito próximas da maior raiz da função quadrática que representa a curva de Kuznets, o que caracterizaria elevado nível de renda e baixa desigualdade. Já sociedades comunistas tendem a ser vistas na outra extremidade.

O que se tira do exposto acima é que, constatadas as regularidades empíricas da hipótese de Kuznets e da hipótese da convergência, e supondo que não haja mudança estrutural para um conjunto de economias que passam por estes processos, então, quanto maior for a renda de estado estacionário com relação à renda associada ao ponto de máximo da curva de Kuznets, melhor será o aproveitamento da relação crescimento-equidade observada por este grupo de economias, havendo, inclusive, possibilidade da ruptura do *trade-off* equidade-eficiência.

De outro modo, e supondo estabilidade estrutural, quanto mais aquém a renda *per capita* de estado estacionário estiver da renda *per capita* associada ao ponto de máximo da curva de Kuznets, maiores serão os desgastes, em termos de equidade e eficiência, gerados por políticas que promovam rendas *per capita*s superiores à de estado estacionário.

Apresentada a teoria, nosso próximo passo é buscar evidências empíricas para essa discussão analisando o conjunto de municípios do estado do Ceará. Para tanto, a metodologia empírica utilizada com esse intuito é exposta a seguir.

3. METODOLOGIA EMPÍRICA

O primeiro passo da investigação empírica é calcado nas equações de regressões (17) e (18). Aqui fizemos uso dos seguintes dados, para todos os 184 municípios cearenses:

Variável	**Descrição**
y_i	Renda *per capita* média - Razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos. Anos: 1991, 2000 e 2010. Valores em reais de 01/agosto de 2010.
Δy_i	Taxa média de crescimento: $\Delta y_i = \left(\frac{1}{T}\right) \ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right)$. Anos: 2000 e 2010.
g_i	Índice de Gini - Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade (a renda domiciliar *per capita* de todos os indivíduos tem o mesmo valor), a 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda). O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes. Anos: 1991, 2000 e 2010.
z_i	Índice de Desenvolvimento Humano Municipal - Média geométrica dos índices das dimensões Renda, Educação e Longevidade, com pesos iguais. Anos: 1991, 2000 e 2010.

Alguns pontos precisam ser enfatizados:

i) A regressão de convergência requer que se utilize como regressor a renda *per capita* inicial; buscando ampliar o spam de dados, usamos as taxas de crescimento com relação a 1991-2000 e 2000-2010; isso dá uma maior dinâmica à análise, pois incorpora-se maior informação acerca da trajetória para o estado estacionário.[11]

ii) Com o intuito de se manter um modelo simples, optou-se por utilizar apenas o IDHM como variável de controle, tanto na regressão de convergência, quanto na regressão da curva de Kuznets; ao final do trabalho discutimos os prós e contras dessa estratégia.

iii) Devido a exiguidade amostral, ambas as regressões devem ser estimadas por mínimos quadrados ordinários, pois, como o spam temporal é muito pequeno (T=2, no caso da convergência e T=3, no caso da curva de Kuznets), não é aconselhável a se trabalhar com dados em painel.

iv) Como observado por Lind e Mehlum (2010), é preciso cautela ao se fazer inferências sobre a renda *per capita* associada ao ponto de máximo da curva de Kuznets. Os autores também propuseram intervalos de confiança adequados para

[11] Há respaldo para isso na literatura. Ver Islam (1995), apud Penna e Linhares (2013).

esse ponto de máximo. Embora esse não seja o propósito do artigo, mas como nossa revisão de literatura não retornou nenhuma aplicação nacional deste teste, em seguida discorremos um pouco mais sobre o mesmo.

3.1. O TESTE DE LIND E MEHLUM (2010)

Lind e Mehlum (2010) salientam que, ao assumir que (18) tem formato de um "U" invertido com um único ponto extremo, então é necessário que a inclinação da curva de Kuznets seja inicialmente positiva e, posteriormente, negativa para um intervalo razoavelmente escolhido $[y_l, y_h] = [\min(y), \max(y)]$; ou seja, é necessário que $f'(.)$ seja monótona neste intervalo. O formato de "U" invertido requer, portanto,

$$\beta + 2\delta y_l > 0 > \beta + 2\delta y_h \tag{19}$$

Para se testar quando as condições descritas acima são suportadas pelos dados é preciso se testar quando as hipóteses nulas combinadas,

$$H_0: \qquad \beta + 2\delta y_l \geq 0 \quad e/ou \quad \beta + 2\delta y_h \leq 0\,, \tag{20}$$

podem ser rejeitadas em favor das hipóteses alternativas combinadas,

$$H_1: \qquad \beta + 2\delta y_l < 0 \quad e/ou \quad \beta + 2\delta y_h > 0 \tag{21}$$

Como (19) é linear em β e δ, o teste de (20) contra (21) é um teste de restrições lineares em β e δ, entretanto, Lind e Mehlum (2010) ressaltam que tal teste envolve um conjunto de restrições de desigualdade, isto é, que o conjunto de $(\beta,\, \delta)$ que satisfaz H_1 é um setor no $\mathbb{R}^2$ contido entre as duas linhas, $\beta + 2\delta y_l = 0$ e $\beta + 2\delta y_h = 0$.

Assumindo que $\varepsilon_{it} \sim NID(0, \sigma^2)$, Sasabuchi (1980) demonstra que o teste da hipótese nula em (20), pelo Princípio da Razão da Máxima Verossimilhança, equivale a: rejeitar H_0 com $\alpha\%$ de confiança somente se, H_0^l, ou H_0^h, ou ambas, puderem ser rejeitadas ao nível α de significância, onde H_0^l e H_0^h referem-se às hipóteses nulas nos dois testes unilaterais:

$$\begin{aligned} H_0^l&: \beta + 2\delta y_l \geq 0 \quad vs \quad H_1^l: \beta + 2\delta y_l < 0 \\ H_0^h&: \beta + 2\delta y_h \leq 0 \quad vs \quad H_1^h: \beta + 2\delta y_h > 0 \end{aligned} \tag{22}$$

Ou seja,

$$\begin{aligned} H_0^l&: y_l \geq -\left(\frac{\beta}{2\delta}\right) \quad vs \quad H_1^l: y_l < -\left(\frac{\beta}{2\delta}\right) \\ H_0^h&: y_h \leq -\left(\frac{\beta}{2\delta}\right) \quad vs \quad H_1^h: y_h < -\left(\frac{\beta}{2\delta}\right) \end{aligned} \tag{23}$$

Para sanar tal problema existem três alternativas disponíveis: o método delta, *bootstraping* e o Teorema de Fieller (1954). Para pequenas amostras o método delta pode gerar resultados extremamente viesados se comparado aos outros dois [Hirschberg e Lye (2005)]; o *bootstraping* é confiável, mas sua implementação torna-se relativamente custosa ao incorporar a metodologia descrita a seguir; o Teorema de Fieller, entretanto, é de fácil tratamento e garante que a região de rejeição deste teste descrito em (23) é o cone convexo[12]

$$R_\alpha = \left\{(\beta,\delta): \frac{\beta+2\delta y_l}{\sqrt{s_{11}+4(y_l)s_{12}+(2y_l)^2 s_{22}}} < -t_\alpha \;\; \cap \;\; \frac{\beta+2\delta y_h}{\sqrt{s_{11}+4(y_h)s_{12}+(2y_h)^2 s_{22}}} < -t_\alpha\right\}, \qquad (24)$$

onde t_α é o valor crítico da estatística t para um nível de significância α com os graus de liberdade apropriados e s_{11}, s_{12} e s_{22} são, respectivamente, as variâncias estimadas de β e δ e a covariância entre elas.

A área de rejeição pode ser manipulada de modo que se expresse a mesma em função de y_l e y_h; assim, utilizando $(\hat{\beta},\hat{\delta})$ em R_α tem-se:

$$\mu_l < \theta_l \equiv \frac{s_{12}t_\alpha^2 - \hat{\beta}\hat{\delta} - t_\alpha\sqrt{(s_{12}^2 - s_{22}s_{11})t_\alpha^2 + \hat{\delta}^2 s_{11} + \hat{\beta}^2 s_{22} - 2s_{12}\hat{\beta}\hat{\delta}}}{2\left(\hat{\delta}^2 - s_{22}t_\alpha^2\right)}$$

$$\mu_h > \theta_h \equiv \frac{s_{12}t_\alpha^2 - \hat{\beta}\hat{\delta} - t_\alpha\sqrt{(s_{12}^2 - s_{22}s_{11})t_\alpha^2 + \hat{\delta}^2 s_{11} + \hat{\beta}^2 s_{22} - 2s_{12}\hat{\beta}\hat{\delta}}}{2(\hat{\delta}^2 - s_{22}t_\alpha^2)} \qquad (25)$$

Note-se que o ponto extremo estimado, $\hat{y} = -(\beta/2\delta)$, referente à renda *per capita* associada ao ponto de máximo da curva de Kuznets, requer $y_l \leq \hat{y} \leq y_h$, portanto, um intervalo de confiança de $(1-2\alpha)\%$ para $-(\beta/2\delta)$ será dado por $[\hat{\theta}_l,\ \hat{\theta}_h]$.

Com efeito, o teste proposto por Lind e Mehlum (2010) requer que se verifique, além dos sinais estimados de β e de δ, quando o intervalo para $\hat{y}$ vai estar dentro do range dos dados, $[\hat{\theta}_l,\ \hat{\theta}_h] \subset [y_l,\ y_h]$, ou seja, o teste descrito é estatisticamente mais severo que os testes anteriores.

[12] Este teste é conhecido na literatura por "Teste Interseção-União". O método de construção de testes deste tipo pode ser útil quando a hipótese nula é convenientemente expressa como uma interseção, ou seja, $H_0: \theta \in \bigcap_{\lambda\in L}\Theta_\lambda$, onde L é um conjunto de índices arbitrário que pode ser finito ou infinito, dependendo do problema. Supondo que há testes disponíveis para se testar cada uma das hipótese $H_{0\lambda}: \theta \in \bigcap_{\lambda\in L}\Theta_\lambda$ versus $H_{1\lambda}: \theta \in \bigcap_{\lambda\in L}\Theta_\lambda^C$ e, supondo que a região de rejeição para o teste de $H_{0\lambda}$ é $\{x: T_\lambda(x) \in R_\lambda\}$, para cada $\lambda \in L$, então, a região de rejeição do teste é dada por $\bigcup_{\lambda\in L}\{x: T_\lambda(x) \in R_\lambda\}$, daí o nome do teste.

4. COMENTÁRIOS FINAIS

O presente trabalho faz uma conexão entre os testes empíricos das hipóteses de convergência e da curva de Kuznets. A partir desta conexão, se estabelece uma distância entre a renda *per capita* de estado estacionário, y^*, e a renda *per capita* associada à máxima desigualdade da curva de Kuznets, $\tilde{y}$, além de se estabelecer uma distribuição de renda de estado estacionário, g^*.

Mostrou-se que a condição $y^* > \tilde{y}$ é desejável à condição $y^* \leq \tilde{y}$, pois torna-se possível crescer explorando a parte descendente da curva de Kuznets, ou seja, seria possível crescer, pelo menos até certo ponto, sem incorrer no *trade-off* equidade-eficiência.

Em termos de causalidade, nossa análise pressupõe que convergência causa distribuição. Essa é uma premissa embasada na ideia de que a condição de *steady-state* é um ponto de equilíbrio, e que este ponto de equilíbrio é inexistente na teoria de Kuznets. Assim sendo, ao conglomerar as duas teorias, a desigualdade na curva de Kuznets passa a ficar condicionada à renda *per capita*, que deveria necessariamente convergir para o equilíbrio do modelo de Solow.

No gráfico a seguir são expostas as retas de regressão estimadas para as hipóteses de convergência e da Kuznets. Elas foram traçadas supondo a média do IDHM.

A renda *per capita* associada ao máximo da curva de Kuznets foi estimada em $\tilde{y} = 5.4695$. O intervalo de confiança de Fieller para essa estimativa equivale à $[5.1246\,, 5.9849]$. Já a renda *per capita* de estado estacionário foi estimada em $y^* = 6.0361$. Todas as estatísticas são significantes a um nível de significância de 5%. Já a desigualdade de estado estacionário é condizente com o valor de $g^* = 0.5485$.

Nossos resultados sugerem que as hipóteses de Kuznets e de Convergência são validas para os municípios do Ceará. Com relação às estimativas, encontramos que y^* e $\tilde{y}$ equivalem às rendas *per capita*s médias (em Reais de 2010) de R$ 418.86 e R$ 237,34, respectivamente.

É interessante realizar um exercício para se mensurar qual seria a taxa de crescimento da renda *per capita* dos municípios de 2010 até a renda *per capita* de estado estacionário. Isso pode ser feito computando-se a média da seguinte métrica: $\frac{y^* - y_{i,2010}}{y_{i,2010}}$. Assim fazendo, encontramos o valor de 0.4765, que sugere que ainda há espaço para os municípios crescerem, em média, 47.65% até chegarem a renda *per capita* de estado estacionário.

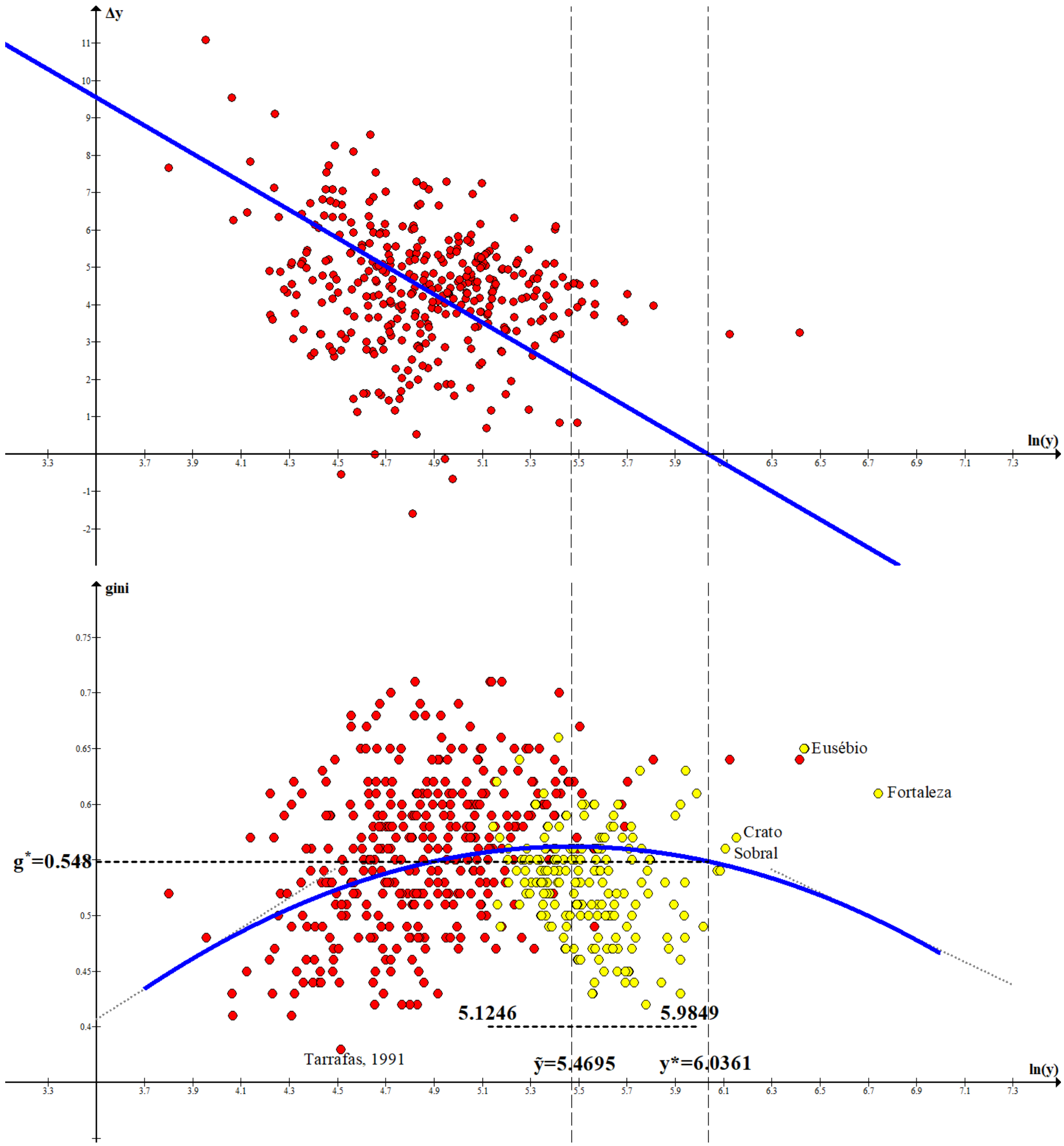

Gráfico 1 – Convergência e Kuznets no Ceará – Elaboração Própria.
Pontos Amarelos – Dados de 2010

O mesmo exercício pode ser feito levando-se em consideração o índice de Gini. Neste caso, ainda há espaço para o índice de Gini crescer, em média, 0.0472, ou seja, em média, a desigualdade municipal ainda pode aumentar aproximadamente 4.7% até chegar em sua posição de *steady-state*.

À primeira vista, o cômputo dessas métricas parece ser algo contraditório, pois $y^* > \tilde{y}$ indica uma posição onde o aumento da renda deveria ocorrer simultaneamente à queda na desigualdade.

Com relação a esse ponto, são necessários alguns adendos: no gráfico exposto, fizemos questão de ressaltar os dados de 2010 na cor amarela. Uma análise desses dados revela que ainda há uma série de municípios que estariam numa situação anterior ao ponto de máximo, $\tilde{y}$, da curva de Kuznets, o que sugere que eles deveriam crescer ampliando desigualdade.

Note-se, também, que muitos deles detêm níveis de renda *per capita* que pertencem ao intervalo de confiança de Fieller. Assim, se o ponto de máximo da curva de Kuznets for condizente com o ponto $\tilde{y}_h = 5.9849$, por exemplo, então boa parte do processo de crescimento dos municípios ainda estaria ocorrendo na parte crescente da curva de Kuznets, o que indica que ainda se teria crescimento econômico com elevação da desigualdade. Com efeito, essa imprecisão acerca do ponto de máximo abre espaço para esse crescimento de renda coexistente com o aumento da desigualdade sugerido pelos dados.

No gráfico, também fizemos questão de ressaltar que os municípios de Crato, Fortaleza, Euzébio e Sobral já observaram renda *per capita* e desigualdade superiores aos prescritos pelo estado estacionário. A princípio, isso estaria sugerindo que o *trade-off* equidade-eficiência estaria passando a valer para esses municípios. Entretanto, há uma fragilidade nesse raciocínio, pois há uma hipótese muito importante que foi negligenciada na análise de convergência.

Nosso arcabouço empírico pressupõe convergência absoluta, desconsiderando a possibilidade de clubes de convergência. A existência de clubes de convergência estaria indicando mais de uma reta de regressão de convergência e, por conseguinte, posições de *steady-state* distintas.

Assim, se ficar evidenciado que os municípios de Crato, Fortaleza, Euzébio e Sobral formam um clube que vem convergindo para um nível de renda *per capita* de estado estacionário mais elevado, então isso amenizaria a situação atual destes municípios com relação aos seus níveis de desigualdade, além de explicar as elevadas rendas *per capita* observadas.

Também não sabemos ao certo se a formação de clubes de convergência é condizente com a existência de curvas de Kuznets distintas para cada clube de economias. Isso precisa ser estudado com mais cautela, e testado, mas, infelizmente, para o caso dos municípios cearenses, a exiguidade de dados não nos permite adentrar nessa questão, pois temos uma dimensão temporal muito restrita para embasar a análise.

A pesquisa apresentada ainda está em fase de germinação, mas ela parece já dar indícios importantes aos pesquisadores que buscam uma melhor compreensão sobre a relação crescimento-equidade no Ceará. As questões e fragilidades apresentadas podem ser exploradas em maiores detalhes em estudos futuros, que se façam valer de bases de dados mais robustas. Contudo, sugere-se que estes estudos realizem análises que findem em evidências condizentes com as hipóteses da curva de Kuznets e do processo de convergência.

Outra questão crucial é a possibilidade de mudanças estruturais no processo de crescimento. Como é sabido, alterações estruturais podem levar um conjunto de economias para uma posição de estado-estacionário com renda *per capita* mais elevada. Se essa mudança não gerar alterações no padrão da curva de Kuznets, então torna-se possível explorar melhor a parte descendente desta curva, ou seja, torna-se possível crescer reduzindo-se desigualdade, ou ainda, o Estado pode se desvencilhar temporariamente do *trade-off* equidade-eficiência. Neste sentido, as atuais apostas do Governo do Estado na área de educação parecem estar no caminho certo.

5. BIBLIOGRAFIA

AGHION, Philippe; CAROLI, Eve; GARCIA-PENALOSA, Cecilia. Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories. **Journal of Economic literature**, v. 37, n. 4, p. 1615-1660, 1999.

AHLUWALIA, Montek S. Inequality, poverty and development. **Journal of development economics**, v. 3, n. 4, p. 307-342, 1976.

ALESINA, Alberto; RODRIK, Dani. Distributive politics and economic growth. **The quarterly journal of economics**, v. 109, n. 2, p. 465-490, 1994.

ANAND, Sudhir; KANBUR, SM Ravi. The Kuznets process and the inequality—development relationship. **Journal of development economics**, v. 40, n. 1, p. 25-52, 1993.

BANERJEE, Abhijit V.; DUFLO, Esther. Inequality and growth: What can the data say?. **Journal of economic growth**, v. 8, n. 3, p. 267-299, 2003.

BARRO, Robert J. Economic growth in a cross section of countries. **The quarterly journal of economics**, v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991.

BARRO, Robert J. Inequality and Growth in a Panel of Countries. **Journal of economic growth**, v. 5, n. 1, p. 5-32, 2000.

BARRO, Robert J. **Inequality and growth revisited**. ADB Working paper series on regional economic integration, 2008.

BENABOU, Roland. Inequality and growth. **NBER macroeconomics annual**, v. 11, p. 11-74, 1996.

BENHABIB, Jess et al. The tradeoff between inequality and growth. **Annals of Economics and Finance**, v. 4, p. 491-507, 2003.
BOURGUIGNON, François et al. Distribution, Redistribution and Development: where do we stand?. **REVISTA DESARROLLO Y SOCIEDAD**, 1998.
CANOVA, Fabio. Testing for convergence clubs in income *per capita*: a predictive density approach. **International Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 49-77, 2004.
CHENG, Jen-Chieh; LIN, Chang-Ching; WANG, Chien-Ho. Estimation of growth convergence using common correlated effects approaches. **Working Paper**, 2009.
CHONG, Alberto. **Inequality, Democracy and Redistribution: Is there a Political Kuznets curve**. IADB Working Papers 445, 2001.
DEININGER, Klaus; SQUIRE, Lyn. A new data set measuring income inequality. **The World Bank Economic Review**, v. 10, n. 3, p. 565-591, 1996.
DEININGER, Klaus; SQUIRE, Lyn. New ways of looking at old issues: inequality and growth. **Journal of development economics**, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.
DURLAUF, Steven N.; JOHNSON, Paul A. Multiple regimes and cross-country growth behaviour. **Journal of applied econometrics**, v. 10, n. 4, p. 365-384, 1995.
EHRHART, Christophe et al. The effects of inequality on growth: a survey of the theoretical and empirical literature. **ECINEQ WP**, v. 107, 2009.
FIELLER, Edgar C. Some problems in interval estimation. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, p. 175-185, 1954.
FORBES, Kristin J. A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth. **American economic review**, p. 869-887, 2000.
GALLUP, John Luke. Is there a Kuznets curve. **Portland State University**, 2012.
HANSEN, Bruce E. Sample splitting and threshold estimation. **Econometrica**, v. 68, n. 3, p. 575-603, 2000.
HIRSCHBERG, Joe; LYE, Jenny N. Inferences for the extremum of quadratic regression models. 2005.
ISLAM, Nazrul. Growth empirics: a panel data approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, p. 1127-1170, 1995.
KIMHI, Ayal. Growth, inequality and labor markets in LDCs: a survey. 2004.
KUZNETS, Simon. Economic growth and income inequality. **The American economic review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
LI, Hongyi; ZOU, Heng-fu. Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. **Review of development economics**, v. 2, n. 3, p. 318-334, 1998.
LIND, Jo Thori; MEHLUM, Halvor. With or without U? the Appropriate Test for a U-Shaped Relationship. **Oxford bulletin of economics and statistics**, v. 72, n. 1, p. 109-118, 2010.
MANKIW, N. Gregory; À ECONOMIA, Introdução. Princípios de micro e macroeconomia. **Editora Campus–1999**.
MARTIN, Philippe. Public policies, regional inequalities and growth. **Journal of public economics**, v. 73, n. 1, p. 85-105, 1999.
OKUN, Arthur M. Equality and Efficiency: The Big Tradeoff (Washington, DC: Brookings Institution, 1975).
PANIZZA, Ugo. Income inequality and economic growth: evidence from American data. **Journal of Economic Growth**, v. 7, n. 1, p. 25-41, 2002.
PARTRIDGE, Mark D. Is inequality harmful for growth? Comment. **The American Economic Review**, v. 87, n. 5, p. 1019-1032, 1997.

PENNA, Christiano Modesto et al. Trabalho, transferências e desigualdade: a curva de kuznets para o Nordeste. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 7, n. 2, p. 34-51, 2015.
PEROTTI, Roberto. Growth, income distribution, and democracy: What the data say. **Journal of Economic growth**, v. 1, n. 2, p. 149-187, 1996.
PERSSON, Torsten; TABELLINI, Guido. Is inequality harmful for growth?. **The American Economic Review**, p. 600-621, 1994.
PESARAN, M. Hashem. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. **Econometrica**, v. 74, n. 4, p. 967-1012, 2006.
PHILLIPS, Peter CB; SUL, Donggyu. Transition modeling and econometric convergence tests. **Econometrica**, v. 75, n. 6, p. 1771-1855, 2007.
QUAH, Danny T. Empirics for economic growth and convergence. **European economic review**, v. 40, n. 6, p. 1353-1375, 1996.
SAMUELSON, Paul; NORDHAUS, William. Principles of economics. **McCraw-liill, New York, any edition**, 1985.
SASABUCHI, Syoichi. A test of a multivariate normal mean with composite hypotheses determined by linear inequalities. **Biometrika**, v. 67, n. 2, p. 429-439, 1980.
SHIN, Inyong. Income inequality and economic growth. 2008.
SOLOW, Robert M. A contribution to the theory of economic growth. **The quarterly journal of economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.
VOITCHOVSKY, Sarah. Does the profile of income inequality matter for economic growth?. **Journal of Economic Growth**, v. 10, n. 3, p. 273-296, 2005.