

# A TEORIA DO U INVERTIDO: UM TESTE EMPÍRICO DA HIPÓTESE DE KUZNETS PARA A RELAÇÃO ENTRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL (1976-2007)

*THE THEORY OF THE INVERTED U: AN EMPIRICAL TEST OF THE  
HYPOTHESIS KUZNETS FOR THE RELATIONSHIP BETWEEN ECONOMIC  
GROWTH AND INCOME INEQUALITY IN BRAZIL (1976-2007)*

**Tácito Augusto Farias**

Professor associado do Departamento de Economia da Universidade Federal de Sergipe (UFS).

*E-mail:* tacitoaugusto@yahoo.com.br

**Wesley Oliveira Santos**

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Sergipe.

*E-mail:* wesley\_oliveiras@yahoo.com.br

**Anderson Renê Santos Silva**

Graduando em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Sergipe.

*E-mail:* falecomrene@gmail.com

**Danilo Lima Matos**

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Sergipe.

*E-mail:* danilo\_matos1@hotmail.com

**Fábio Rodrigues de Moura**

Mestrando em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (Pimes-UFPE).

*E-mail:* fabiromash@yahoo.com.br

## Resumo

O presente artigo examina a relação entre crescimento econômico e desigualdade na distribuição de renda no Brasil, com o intuito de verificar, para o país, a aplicabilidade da hipótese do “U invertido” formulada por Simon Kuznets (1955), a qual estabelece que a referida relação segue um padrão em que a desigualdade é crescente nos primeiros estágios de desenvolvimento até um ponto de inflexão, a partir do qual ela passa a cair ao longo da ocorrência do crescimento econômico. Mediante aplicação de um modelo econométrico autorregressivo de primeira ordem (AR1) a séries de tempo, foi possível comprovar empiricamente a teoria proposta por Kuznets, ou seja, a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico para o Brasil no período 1976-2007 segue o formato de “U invertido”.

**Palavras-chave:** Desigualdade de renda; Distribuição de renda; Crescimento econômico.

## Abstract

This article examines the relationship between economic growth and income inequality in Brazil, in order to verify the applicability of Simon Kuznets' (1955) “inverted U” hypothesis, which establishes that this relationship follows a pattern where inequality grows in the early stages of development to an inflection point, after which it will fall over the occurrence of economic growth. By applying a first order auto-regressive (AR1) econometric model in time-series, it was possible to empirically prove the theory proposed by Kuznets, i.e. the relationship between income inequality and economic growth follows the format of “inverted U” to Brazil in the period 1976-2007.

**Keywords:** Income inequality; Distribution of income; Economic growth.

# 1

## INTRODUÇÃO

A desigualdade na distribuição de renda nos países latino-americanos, particularmente no Brasil, é um problema historicamente não resolvido, que vem ganhando importância no campo teórico, no debate social e na pauta das principais políticas públicas em vigor no país. Segundo o Relatório de Desenvolvimento Humano 2007/2008 (publicado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento), o desempenho do Brasil, de acordo com o índice de Gini de desigualdade de renda, o situa entre os 12 países mais desiguais do mundo.

No Brasil, ao menos desde os tempos em que as políticas macroeconômicas têm um caráter mais elaborado, os formuladores de políticas parecem pôr como prioridade máxima ou a busca de estabilidade de preços, ou o crescimento econômico, ou ainda a combinação dos dois. O objetivo distributivo na maioria das vezes (se não todas) foi deixado de lado, tomando em diversas ocasiões a forma de promessas vagas, que ainda assim expressam o caráter subsidiário desse objetivo, a exemplo do jargão “primeiro deixar o bolo crescer para depois distribuir”.

Em se tratando de variáveis econômicas, para uma aplicação mais direcionada e eficaz de políticas públicas, é imprescindível a observação do comportamento padrão de cada uma e o exame de suas interações. Nesse sentido, algumas perguntas são pertinentes:

- Existe alguma relação sistemática entre crescimento econômico e distribuição de renda?
- Caso exista, qual o padrão dessa relação?

Na investigação dessa temática, não raros são os casos de resultados controversos dentro de uma mesma categoria ou em uma única subcategoria de análise. Um caso particular, que será objeto de investigação deste trabalho, é o estudo da hipótese formulada por Simon Kuznets (1955), conhecida na literatura como “hipótese do U invertido” ou “curva de Kuznets”, a qual estabelece uma relação em forma de U invertido entre desigualdade na distribuição de renda e crescimento econômico. Como será exposto ao longo deste trabalho, tanto a investigação teórica como a verificação empírica da curva de Kuznets são compostas de estudos com resultados significativa-

mente divergentes no que toca à aceitação ou não da referida hipótese. Especificamente quanto à hipótese de Kuznets, há ainda interpretações divergentes sobre o aumento da desigualdade nos períodos iniciais do crescimento, em que uns afirmam que tal fato decorre da redução absoluta da renda média da população mais pobre, enquanto outros defendem que o referido aumento é fruto apenas da menor taxa de crescimento da renda média dos mais pobres em relação à dos mais ricos, nos primeiros estágios do crescimento. No geral, os trabalhos mais dignos de nota giram em torno de análises com dados transnacionais. Tais análises, no entanto, podem produzir resultados que retiram o caráter dinâmico da relação crescimento-desigualdade pela ausência de uniformidade de elementos estruturais e históricos, cujas interações deixam de ser captadas quando a investigação não é feita com dados de um único país e sim de um conjunto desses, em que cada um apresenta características históricas e estruturais individuais e essencialmente heterogêneas. A fim de eliminar essas limitações, neste trabalho, o poder de explicação da hipótese de Kuznets será testado mediante utilização de dados nacionais, representativos de crescimento e distribuição de renda no Brasil.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

O trabalho que constitui a maior referência teórica para o presente estudo foi feito por Simon Kuznets (1955), cujo postulado ficou conhecido na literatura como “hipótese do U invertido” ou “curva de Kuznets”, termos que expressam a forma geométrica da relação entre crescimento e desigualdade. Por meio de um estudo empírico da relação em três países (Inglaterra, Estados Unidos e Alemanha), Kuznets postulou que a desigualdade de renda aumenta nos estágios iniciais de crescimento, atingindo um ponto máximo, representado por um determinado nível de renda *per capita*, a partir do qual decresce à medida que a economia se desenvolve. Segundo Kuznets (1955), o processo ocorreria por meio da migração da população de um setor primário, mais atrasado, para o setor urbano, mais moderno, rico e desigual que o tradicional. As mudanças na distribuição decorrentes de tal migração, característica in-

trínseca do crescimento econômico moderno, promoveriam um aumento inicial da desigualdade até que o produto *per capita* atingisse certo patamar, a partir do qual a desigualdade se estabilizaria, adquirindo, posteriormente, uma tendência de redução contínua à medida que a renda *per capita* permanesse evoluindo (KUZNETS, 1982). Essa hipótese tem sido objeto de investigação teórica e empírica de diversos estudos, com interpretações divergentes e resultados controversos.

Em algumas interpretações mais pessimistas, o desenvolvimento dos países, além de apresentar incrementos na desigualdade relativa, vem acompanhado de deteriorações da renda absoluta para as classes mais pobres da população (AHLUWALIA, 1976, p. 128).

A seguir, apresentam-se algumas abordagens relevantes acerca da literatura teórica e empírica desse postulado.

## ■ 2.1 Literatura teórica sobre a hipótese de Kuznets

Acerca da investigação teórica da curva de Kuznets, a literatura pode ser classificada pela associação da referida hipótese a três grupos de modelos, os quais não necessariamente assumem a linha de investigação que estabelece que a relação ocorra na direção do crescimento influenciando o nível de desigualdade, conforme exposto no postulado original. Dessa forma, esses modelos podem estabelecer que a relação se dê na direção oposta, ou seja, com a desigualdade influenciando o crescimento econômico. Em conformidade com a divisão exposta em Jacinto e Tejada (2004), as três linhas de investigação são: 1. modelos dualistas, 2. modelos de crescimento e 3. modelos de escolha social.

O primeiro grupo, de modelos dualistas, é caracterizado pela investigação da relação entre desigualdade e crescimento numa economia com dois setores, um agrícola tradicional e um setor dinâmico industrial. Neste, além do próprio trabalho de Kuznets (1955), destacam-se a formulação mais rigorosa de Robinson (1976 apud JACINTO; TEJADA, 2004), que, sem supor a existência de desigualdade intrassetorial no setor em crescimento, demonstrou o padrão de U invertido partindo apenas da hipótese de disparidades na renda média entre os dois setores.

O segundo grupo de tratamento teórico da hipótese de Kuznets é particularizado por estudos que partem das implicações distributivas das modernas teorias de crescimento, em particular do modelo de crescimento econômico de Solow. Esse modelo, que supõe agentes homogêneos, é composto por uma função de produção neoclássica e por uma equação de acumulação de capital. A função de produção neoclássica, por hipótese, possui retornos constantes de escala e produtos marginais por insumo positivos e decrescentes. Por sua vez, a equação de acumulação de capital é obtida através da diminuição da depreciação (suposta constante) do acréscimo de capital num determinado período de tempo. No modelo básico, com agentes idênticos e supondo o crescimento populacional constante, Solow chega à conclusão da existência, no longo prazo, de uma convergência das economias dos diversos países rumo a um equilíbrio estacionário predeterminado, com incrementos constantes do rendimento *per capita*, cujo nível dependeria do grau de tecnologia e das preferências. Se a renda *per capita* de uma determinada economia encontra-se abaixo desse nível, pode ser demonstrado que o rendimento *per capita* sofrerá aumentos monotônicos. O modelo de Solow, ao supor a homogeneidade dos agentes, exclui a possibilidade de influência da desigualdade no crescimento econômico (ZILBERMAN, 2004). Se a suposição de agentes idênticos for substituída pela hipótese de heterogeneidade destes, o modelo se torna capaz de demonstrar padrões de desigualdade de crescimento do rendimento *per capita*. Os trabalhos que constituem esforços nessa direção vêm sendo modificados nas últimas décadas, de modo que incorporem os novos avanços da literatura, como o crescimento endógeno ou as análises de equilíbrio envolvendo elementos políticos de escolha social, que constitui o terceiro grupo de investigação teórica da hipótese do U invertido.

Os modelos de escolha social admitem a existência de uma relação causal entre as decisões políticas dos eleitores – relativas a programas que proporcionem o atendimento imediato de suas necessidades – e o vínculo entre desigualdade inicial e distribuição de renda. Esses modelos partem da suposição de um contexto de disparidade da distribuição de renda e riqueza e consideram que as decisões do governo são tomadas em função das interações políticas, fruto das aspirações da população com respeito a temas de seu interesse (como nível de impostos). Essas interações de interesses e as consequentes decisões governamentais são representadas pelo “teorema do eleitor mediano”, que funciona da seguinte maneira: caso o contexto seja o

de uma sociedade com níveis acentuadamente desiguais da distribuição de renda e riqueza, o eleitor mediano (desprovido de recursos) desejará obter ganhos no curto prazo, no sentido de ansiar uma distribuição de renda do capital para o trabalho. Desse modo, os governos que tendem a ser eleitos são aqueles cujos programas abordem com maior ênfase a característica distributiva. Tal repartição prejudicaria a acumulação de capital, reduzindo os níveis de investimento e prejudicando o processo de crescimento econômico. Contudo, caso o contexto seja o de uma sociedade com uma distribuição mais igualitária de renda e riqueza, a população tenderia a eleger governos que tratassem o problema distributivo de forma secundária. Assim, a acumulação de capital e os investimentos evoluíram a taxas mais elevadas, favorecendo o processo de crescimento.

## ■ 2.2 Literatura empírica sobre a hipótese de Kuznets

A literatura que tem por objeto a verificação empírica da curva de Kuznets é bastante ampla e metodologicamente diversificada. As conclusões apresentadas nos diversos trabalhos estão longe de estabelecer um consenso entre a existência ou não de evidências dessa relação. Para executar essas investigações, costuma-se fazer uso de diversos índices de concentração e de desigualdade aliados à utilização de uma grande variedade de formas funcionais específicas e de métodos de estimação. Assim, na presente literatura, encontram-se trabalhos que confirmam e outros que refutam a referida hipótese. De uma forma geral, até o momento, as principais contribuições da referida literatura se dão em torno das discussões relacionadas à especificação de modelos, à utilização de base de dados e aos métodos empregados para estimar a curva de Kuznets.

Num trabalho de grande relevância, realizado por Ahluwalia (1976), utilizou-se uma amostra de 60 países (40 subdesenvolvidos, 14 desenvolvidos e 6 socialistas da Europa oriental), aplicada a diferentes modelos. Um modelo econométrico mais geral foi especificado com o intuito de captar mudanças estruturais, presentes nos modelos dualistas. Na aplicação do modelo, o autor dividiu a população por faixas de renda, buscando identificar a relação entre as diversas variáveis citadas a seguir e as participações na renda total dos 40% mais pobres, dos 60% mais pobres, dos 40% médios e dos 20% mais ricos. Esse modelo mais amplo possuía a seguinte forma:

$$L_i = \alpha + \beta_1 \log Y + \beta_2 \log Y^2 + \beta_3 y + \beta_4 E + \beta_5 M + \beta_6 P + \beta_7 A + \beta_8 U + \beta_9 S + \varepsilon \quad (1a)$$

em que:  $L_i$  = participação na renda total que é representada por  $i = 1, 2, 3, 4$ , cujos índices representam, respectivamente, a participação na renda total dos 40% mais pobres, dos 60% mais pobres, dos 40% médios e dos 20% mais ricos;  $\alpha$  = intercepto;  $Y$  = PNB *per capita*;  $y$  = taxa de crescimento do PIB;  $E$  = taxa de alfabetização;  $M$  = taxa de matrículas na escola secundária;  $P$  = taxa de crescimento populacional;  $A$  = participação da agricultura no PIB;  $U$  = participação da população do meio urbano;  $S$  = variável *dummy* para países socialistas.

Os resultados verificados por meio da aplicação do modelo (1a) podem ser resumidos do seguinte modo:

- Foram encontradas evidências de exclusão do acesso à educação escolar por parte dos grupos de renda mais baixa. Contudo, melhorias no bem-estar foram identificadas, decorrentes de incrementos nas parcelas de renda dos segmentos mais pobres e de renda média da população, à custa dos mais ricos.
- A taxa de crescimento da população demonstrou-se uma relevante variável explicativa em todas as equações, atuando de forma que desfavoreça as parcelas de renda dos grupos de renda baixa e média e eleve a participação do grupo dos 20% mais ricos.
- O fato de a participação da agricultura no PIB declinar à medida que o desenvolvimento ocorre induz a um processo de transferência de renda dos grupos de renda média para os de renda mais elevada. No entanto, o desenvolvimento também induz, de modo paralelo, a um deslocamento populacional em direção aos setores modernos (urbanos), um processo favorecedor dos grupos de renda mais baixa à custa do rico.
- Constatou-se que os países socialistas exibem uma estrutura de renda mais equitativa que os demais.
- Foi encontrado suporte para as afirmações de aumento da desigualdade relativa nos estágios iniciais do desenvolvimento, porém os resultados não apoiaram a hipótese adicional da existência de uma redução absoluta dos níveis de renda nessa fase para a população mais pobre (AHLUWALIA, 1976, p. 130-134).



No mesmo trabalho, Ahluwalia (1976), utilizando a mesma divisão da população em participações na renda, procedeu à utilização do seguinte modelo reduzido, visando à captação das relações de longo prazo:

$$L_i = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 Y^2 + D + \varepsilon \quad (1b)$$

em que:  $\alpha$  = intercepto;  $L_i$  = participação de cada grupo na renda;  $Y$  = logaritmo da renda *per capita*;  $D$  = variável *dummy* para países socialistas.

Segundo a equação (1b), para a existência de uma curva na forma de U invertido, os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  devem assumir, respectivamente, valores positivos e negativos. Nesse modelo, o autor assumia que as mudanças estruturais verificadas na aplicação do modelo mais geral (1a) estavam implícitas nas variáveis explicativas do modelo simples (1b). Com o intuito extra de testar a relação de curto prazo entre desigualdade e crescimento, Ahluwalia incluiu no modelo (1b) a taxa de crescimento do PIB como uma variável explanatória adicional. O modelo adquiriu então a seguinte formulação:

$$L_i = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 Y^2 + \beta_3 y + D + \varepsilon \quad (1b')$$

em que:  $\alpha$  = intercepto;  $L_i$  = participação de cada grupo na renda;  $Y$  = logaritmo do PNB *per capita*;  $y$  = taxa de crescimento do PIB;  $D$  = variável *dummy* para países socialistas.

Foi encontrada uma relação estatisticamente significativa entre a participação na renda dos vários grupos e o logaritmo do PNB *per capita*. Adicionalmente, e desde que uma relação significativa fosse identificada quando apenas a variável PNB *per capita* fosse introduzida na forma quadrática, o autor revela ter encontrado indícios claros de que essa relação é não monotônica. Assim, por meio dessa formulação, foi verificado o padrão de U invertido na medida em que a participação de todos os grupos percentuais inicialmente declina e depois aumenta à medida que a renda *per capita* se eleva, exceto para o quintil mais rico, que segue o padrão oposto. A par desse resultado, foram encontradas evidências que negam a existência de uma relação sistemática de curto prazo entre o nível de desigualdade e a taxa de crescimento do PIB ao longo da década considerada (AHLUWALIA, 1976, p. 129).

Outro estudo clássico sobre a curva de Kuznets, de caráter mais geral, foi realizado por Anand e Kanbur (1993 apud JACINTO; TEJADA, 2004), em que esses autores derivaram uma relação entre desigualdade e crescimento através da consideração do processo de mudança intersetorial da população implícito em Kuznets (1955) e da utilização de seis medidas de desigualdade. Em meio a essa derivação, os autores também estabelecem as condições necessárias à obtenção da curva no formato de U invertido. Para a utilização do índice de L de Theil, os autores propuseram o seguinte modelo:

$$L_i = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 \log Y + \varepsilon \quad (1c)$$

em que:  $L$  = índice de desigualdade L de Theil;  $Y$  = renda *per capita*.

Nesse caso específico, a condição necessária para que as relações contidas na equação (1c) apresentem uma curva em forma de U invertido é que os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  apresentem sinais negativo e positivo, respectivamente. As grandes contribuições desse estudo são a formalização da suposição de Kuznets e a recomendação por parte dos autores do uso de modelos específicos para os diversos índices de desigualdade. Anand e Kanbur (1993 apud JACINTO; TEJADA, 2004) também aplicaram o modelo (1c) aos dados utilizados por Ahluwalia (1976) e encontraram resultados opostos ao trabalho deste, ou seja, a negação da curva em forma de U invertido para a relação entre desigualdade e renda *per capita*, evidenciando a ausência de robustez nos resultados deste autor.

Os resultados distintos encontrados nos dois trabalhos mencionados ilustram o caráter controverso do conjunto de resultados presentes nos trabalhos que se propuseram a verificar empiricamente a existência da curva de Kuznets. As controvérsias estão relacionadas à utilização das diversas medidas de desigualdade nas estimações e ao emprego de formas funcionais distintas. O Quadro 1 expõe estudos adicionais sobre o tema, realizados por outros autores, explicitando o tipo e tamanho da amostra, o método empregado e as principais conclusões de cada trabalho. É interessante notar que a evolução dos métodos ocorre por meio de combinações de modelos alternativos e que estas se apresentam como condição necessária ao teste da hipótese de Kuznets.

## Quadro 1

### Sumário dos estudos sobre a curva de Kuznets

| Referência                | Âmbito do estudo  | Método   | Conclusões   |
|---------------------------|---|--|--|
| Ahluwalia (1976)          | Amostra de 60 países: 40 considerados subdesenvolvidos, 6 socialistas e 14 desenvolvidos. | <i>Cross-section</i> para desigualdade em função da renda <i>per capita</i> e uma variável <i>dummy</i> para países socialistas.   | Os resultados apoiam a hipótese do U invertido.  |
| Braulke (1983)            | Amostra de 33 países com renda homogênea.   | Modelo não linear para o índice de Gini na função de razões setoriais de renda e população.  | Quando é considerada a convergência entre as rendas setoriais, o U invertido apresenta uma redução em sua fase inicial.                            |
| Ram (1989)                | Amostra com 115 países para o período 1960-1980.  | <i>Cross-section</i> para um modelo quadrático do índice de Theil em função do PIB <i>per capita</i> .   | Os resultados apoiam a hipótese do U invertido.  |
| Anand e Kanbur (1993b)    | Amostra de 60 países: dados de Ahluwalia (1976).  | <i>Cross-section</i> para as funcionais derivadas para 6 índices de desigualdade em função do PIB <i>per capita</i> .  | Os resultados não apoiam a hipótese do U invertido.  |
| Fields e Jakubson (1994)  | Amostra de 20 países.   | <i>Pooled cross-section</i> e dados de painel para o modelo quadrático do índice de Gini como função da renda <i>per capita</i> .  | Os resultados do <i>pooled cross-section</i> apoiam a existência do U invertido. Porém, as estimações com efeitos fixos contradizem essa hipótese. |
| Hsing e Smyth (1994)      | Séries de tempo para economia americana no período 1948-1987.                             | Estimação de um SUR para o índice de Gini, considerando separadamente as raças brancas e negras.   | Os resultados apoiam a hipótese do U invertido para as duas raças e o <i>turning point</i> coincide.   |
| Dawson (1997)             | Amostra dos 20 países menos desenvolvidos de Ram (1989).                                  | <i>Cross-section</i> com modelos quadráticos e semi-log para o coeficiente do Gini com respeito à renda <i>per capita</i> .  | Os resultados apoiam a hipótese do U invertido.  |
| Deininger e Squire (1998) | Amostra de 108 países para o período 1960-1990.   | <i>Cross-section</i> para o crescimento em função da renda, inverso da desigualdade e educação. Dados em painel do nível de desigualdade em função da renda média e do sistema político do país. | A desigualdade reduz o crescimento econômico nos países pobres, mas não nos ricos. Os dados de séries de tempo apoiam a hipótese do U invertido.   |
| Ogwang (2000)             | Amostra de 175 países com dados das Nações Unidas para 1994.                              | <i>Cross-section</i> da desigualdade entre países para PIB <i>per capita</i> e vários índices de desenvolvimento humano.   | A relação entre desigualdade e PIB <i>per capita</i> é maior do que com relação aos índices de desenvolvimento humano.                             |
| Sylvester (2000)          | Amostra de 54 países: dados de Barro e Lee (1994)   | <i>Cross-section</i> do crescimento em função dos gastos em educação e desigualdade de renda (índice de Gini).   | Os gastos em educação afetam o crescimento no longo prazo e a desigualdade condiciona o crescimento em curto prazo.                                |
| Thornton (2001)           | Amostra de 96 países: dados de Deininger e Squire (1998)                                  | Dados em painel do modelo quadráticos da desigualdade em função do PIB <i>per capita</i> .   | Os resultados apoiam a hipótese do U invertido.  |

Fonte: Modificado de Rodriguez e Menéndez (2002 apud JACINTO; TEJEDA, 2004).

### 3

## METODOLOGIA

Neste trabalho, foram utilizados dados referentes ao Brasil de variáveis representativas do crescimento econômico e da desigualdade na distribuição de renda. Trata-se de séries dos índices de desigualdade de Gini e de Theil-T, e de renda domiciliar *per capita* média (R\$ de 2002) para o período 1976-2007, totalizando uma série temporal de 32 observações. Tais dados foram obtidos por meio do sistema Ipeadata, disponibilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

O modelo econométrico utilizado no teste da curva de Kuznets, semelhante ao modelo simplificado utilizado por Ahluwalia (1976), é o seguinte:

$$D_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \beta_3 X_t^2 + \varepsilon_t \quad (2a)$$

em que:  $D$  = índice de desigualdade (Gini ou Theil-T);  $X$  = renda *per capita*;  $\beta_1$  = intercepto;  $t$  = período de tempo (ano).

A restrição da equação (2a) para que a hipótese de Kuznets não seja refutada é a de que os coeficientes  $\beta_2$  e  $\beta_3$  devem assumir, respectivamente, valores positivos e negativos ( $\beta_2 > 0$  e  $\beta_3 < 0$ ).

Ademais, foi inicialmente suposto que os termos de erros ( $\varepsilon_t$ ) são variáveis aleatórias não correlacionadas com média zero e variância constante  $\sigma^2$ . Formalmente:

$$E(\varepsilon_t) = 0, \text{ var}(\varepsilon_t) = \sigma^2, \text{ e cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, \text{ para } t \neq s$$

Entretanto, apesar das vantagens da disposição de dados em séries de tempo para o atendimento de parte dos objetivos deste estudo, o tratamento de dados de séries temporais frequentemente é acompanhado, de forma implícita, de determinados problemas característicos que podem vir a distorcer a eficiência dos estimadores e, por consequência, a qualidade do modelo em termos de sua capacidade explicativa, exigindo atenção do pesquisador quanto à detecção e ao emprego de métodos de superação dessas distorções. O mais comum desses problemas é a presença de autocorrelação, que consiste na influência remanescente dos efeitos de um termo de erro sobre seu(s) sucessor(es) ou sobre os valores futuros de outras variáveis aleatórias. Isso

decorre da característica de ordenamento natural dos dados de séries temporais ao longo do tempo, referentes ao comportamento de uma mesma unidade amostral ou de uma mesma variável. Em termos deste trabalho, o problema da autocorrelação pode ser interpretado sob a forma de um ajustamento na distribuição de renda decorrente de um choque econômico, por exemplo, o que afeta a estrutura distributiva durante mais de um período sucessivo de tempo através de um efeito cumulativo. Tecnicamente, na presença de autocorrelação, os termos de erro passam a ser correlacionados, de forma que:

$$\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, \text{ para } t \neq s$$

Num primeiro momento, o método empregado para detectar a autocorrelação foi o *teste dos limites de Durbin-Watson*. Neste, dado o modelo empregado no presente trabalho (2a), o termo de erro passa a assumir a forma autorregressiva de primeira ordem,

$$\varepsilon_t = \rho_{t-1} + \nu_t \quad (2b)$$

em que:  $\rho_t$  = coeficiente de correlação;  $\nu_t$  = termo composto de erros independentes e aleatórios.

É importante notar que, caso  $\rho = 0$ ,  $\varepsilon_t$  será igual a  $\nu_t$ , de modo que os erros (2b) serão não autocorrelacionados. Dessa forma, o método estabelece a hipótese nula de que não há autocorrelação ( $H_0: \rho = 0$ ), contra a hipótese alternativa bilateral de existência de autocorrelação ( $H_1: \rho \neq 0$ ). Calculando-se o valor estimado do coeficiente de correlação  $\hat{\rho}$ , é possível testar em seguida se tal estimativa é significativamente maior que zero. Entretanto, dadas as dificuldades de obter a distribuição de probabilidade exata de  $\hat{\rho}$ , o presente método calcula um indicador distinto, cuja distribuição de probabilidade é passível de ser calculada. Esse indicador é conhecido como estatística  $d$  de Durbin-Watson, que está estreitamente relacionado ao  $\hat{\rho}$ , de forma que:  $d \approx 2(1 - \hat{\rho})$ .

Isso implica que, se  $\hat{\rho} = 0$  (ausência de autocorrelação), então a estatística de Durbin-Watson será  $d \approx 2$ . E, ainda, caso  $\hat{\rho} = 1$  (presença de autocorrelação), a estatística tomará o valor de  $d \approx 0$ . Portanto, se o valor de  $d$  estiver “suficientemente próximo” de 2, isso será uma indicação de que os erros do modelo não são autocorrelacionados. Entretanto, se o valor de  $d$  for “suficientemente próximo” de 0, isso indicará que os erros do modelo são autocorrelacionados. Para determinar que valores são aceitos como “suficientemente próximos” a 0 ou a 2,

é necessário observar os valores críticos da estatística  $d$ , que dependem do número de observações “T” e do número de parâmetros “K”. Esses valores críticos são chamados de limite inferior ( $d_L$ ) e limite superior ( $d_U$ ). De posse desses valores, deve-se obedecer às seguintes regras de decisão, as quais constituem o teste dos limites de Durbin-Watson em sua essência:

Se  $0 < d < d_L = 0$ , deve-se rejeitar  $H_0: \rho = 0$ .

Se  $d_L \leq d \leq d_U$ , o teste é inconclusivo quanto a  $H_0: \rho = 0$ .

Se  $d_U \leq d \leq 4 - d_U$ , não rejeitar  $H_0: \rho = 0$ .

Se  $4 - d_U \leq d \leq 4 - d_L$ , o teste é inconclusivo quanto a  $H_0: \rho = 0$ .

Se  $4 - d_L < d < 4$ , deve-se rejeitar  $H_0: \rho = 0$ .

A existência de um intervalo que não atribui uma conclusão ao teste é, sem dúvida, uma limitação do teste. No entanto, caso, em algum momento, seja verificado que o valor da estatística  $d$  se encontra entre o limite inferior e superior ( $d_L$  e  $d_U$ ), pode-se recorrer a outro teste, conhecido por teste dos multiplicadores de Lagrange (teste LM) ou teste Breusch-Godfrey (teste BG).

Para executar o teste LM, é necessário antes modificar o modelo (2a), incluindo a equação (2b) nele, tornando-o um modelo autorregressivo de primeira ordem AR(1):

$$D_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \beta_3 X_t^2 + \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \nu_t \quad (2c)$$

Em que a hipótese nula a ser testada é  $H_0: \rho_1 = 0$ , isto é, não há correlação serial de primeira ordem. Especificada a hipótese nula, deve-se estimar (2c) pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) a fim de obter os resíduos  $\hat{\varepsilon}_t$ . Em seguida, efetua-se a regressão de  $\hat{\varepsilon}_t$  contra as variáveis incluídas no modelo, considerando os valores defasados dos resíduos estimados na etapa anterior. Dessa forma, efetua-se a seguinte regressão com o propósito de obter seu  $R^2$ :

$$\hat{\varepsilon}_t = \alpha + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t^2 + \hat{\rho} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \nu_t \quad (2d)$$

À medida que o tamanho da amostra tende ao infinito,  $(n - \rho)$  vezes o valor do  $R^2$  obtido na regressão (2d) tende assintoticamente à distribuição qui-quadrado com  $p$  graus de liberdade. Formalmente,  $(n - \rho)R^2 \sim \chi_p^2$ . Caso o valor de  $(n - \rho)R^2$  exceda o valor crítico de qui-quadrado no nível de significância especificado (nesse caso 5%), a hipótese nula é rejeitada, pois, nesse caso,  $\rho \neq 0$ . Alternativamente, pode-se observar o valor- $p$  do teste BG, verificando se ele ultrapassa o nível de significância preestabelecido, o que ocasionaria a não rejeição de  $H_0$ .

Uma vez detectada a autocorrelação, é preciso aplicar métodos de correção. Quando necessário, o método utilizado no presente estudo foi o dos erros autorregressivos de primeira ordem “AR(1)”, já mencionado anteriormente, que consiste numa transformação do modelo original, o qual passa a considerar a existência de correlação serial entre os erros que, por sua vez, passa a ser estimado pelo método dos mínimos quadrados generalizados.

## 4

# ANÁLISE DE RESULTADOS

### ■ 4.1 Aplicações da curva de Kuznets ao Brasil (1976-2007)

Inicialmente, foi utilizado o índice de Theil-T como indicador de desigualdade. O tratamento do modelo foi efetuado por meio do uso do *software* Econometric Views (Eviews). Na primeira estimação, constatou-se a presença de autocorrelação por meio do teste dos limites de Durbin-Watson. Visando corrigir esse problema, o modelo foi reestimado após sua transformação pelo método autorregressivo de primeira ordem AR(1). A Tabela 1 apresenta os resultados da aplicação do método de mínimos quadrados ordinários (MQO) após a transformação do modelo pelo método AR(1).

De posse do novo valor da estatística  $d$  e procedendo-se novamente ao teste dos limites, verifica-se agora que a hipótese nula de ausência de autocorrelação não pode ser rejeitada, visto que  $d_U < d < 4 - d_U$ , em que  $d_U = 1,574$ . O mesmo resultado é atestado mediante o uso do teste Breusch-Godfrey, cuja probabilidade, de 0,461, resulta na não rejeição de  $H_0: \rho = 0$ . Ademais, pode-

**Tabela 1**

**Relação entre índice de de Theil-T e renda *per capita* após AR(1)**

| Variável dependente: Theil-T |              |             |            |          |
|------------------------------|--------------|-------------|------------|----------|
| Variável                     | Coefficiente | Erro padrão | Estat. T   | Prob.    |
| C                            | -0,240004    | 0,320478    | -0,748894  | 0,4604   |
| X                            | 0,005401     | 0,001919    | 2,813,794  | 0,0090   |
| X <sup>2</sup>               | -7,57E-06    | 2,86E-06    | -2,646,966 | 0,0134   |
| AR(1)                        | 0,749809     | 0,112727    | 6,651,528  | 0,0000   |
| R <sup>2</sup> aAjustado     | 0,523565     |             |            |          |
| Estat. Durbin-Watson         | 1,716341     |             |            |          |
| Estat. Breusch-Godfrey       | 0,541456     |             |            | 0,461830 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

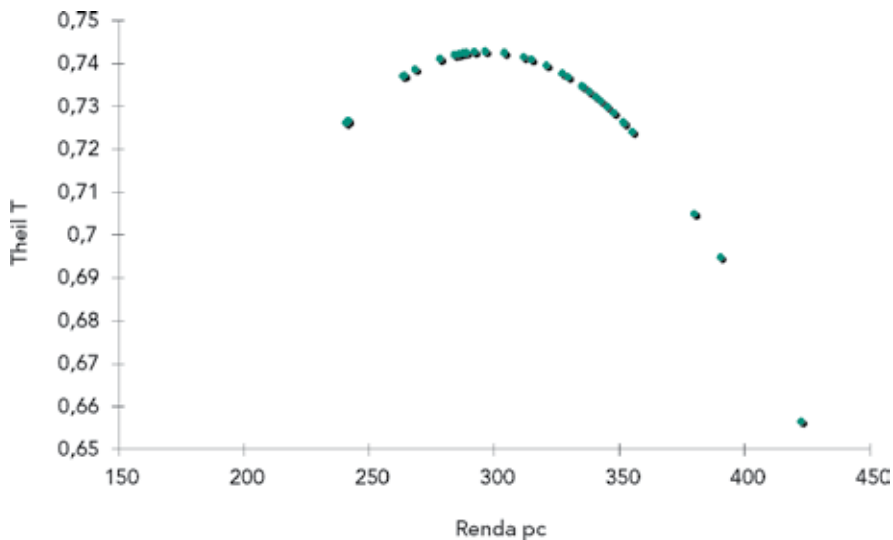
-se observar que os coeficientes  $\beta_2$  e  $\beta_3$  apresentaram os sinais esperados para a obtenção do padrão de U invertido entre desigualdade e renda *per capita*, ou seja,  $\beta_2$  positivo e  $\beta_3$  negativo. Após a aplicação do método AR(1), os coeficientes também passaram a ser estatisticamente significantes no nível de confiança de 95%, com exceção do intercepto. Vale notar que o modelo, após a introdução do AR(1), explica em aproximadamente 52,36% a interação entre desigualdade e renda *per capita*, um resultado muito superior aos diversos trabalhos realizados com dados de regiões e municípios brasileiros que, embora também confirmem a relação indicada pela curva de Kuznets, apontam um poder explicativo bem inferior ao encontrado no presente exercício econométrico (cf. JACINTO; TEJEDA, 2004; SALVATO et al., 2006). Os resultados da estimação da relação entre desigualdade e renda *per capita* refletidos na forma da curva de Kuznets estimada podem ser visualizados no Gráfico 1. Esses resultados sugerem que, em média, à medida que a renda *per capita* aumenta, a desigualdade se move na mesma direção até um *turning-point*, estimado em 0,743 Theil-T, a partir do qual adquire uma tendência progressiva de redução com o aumento da renda. O nível de desigualdade do *turning-point* estimado está associado a uma renda *per capita* de R\$ 296,43.

Como forma de obter uma indicação adicional para a validade da análise feita, o mesmo exercício foi feito para o índice de Gini como variável dependente. Os resultados obtidos também após a reestimação por meio do modelo autorregressivo de primeira ordem são descritos na Tabela 2.



**Gráfico 1**

**Curva de Kuznets estimada – Theil-T (1976-2007)**



Fonte: Elaborado pelos autores.

**Tabela 2**

**Relação entre índice de Gini e renda *per capita* (X) após AR(1)**

| Variável dependente: Gini |              |             |            |          |
|---------------------------|--------------|-------------|------------|----------|
| Variável                  | Coefficiente | Erro padrão | Estat. T   | Prob.    |
| C                         | 0,394459     | 0,073899    | 5,337,805  | 0,0000   |
| X                         | 0,001126     | 0,000438    | 2,571,267  | 0,0160   |
| X <sup>2</sup>            | -1,67E-06    | 6,52E-07    | -2,560,044 | 0,0164   |
| AR(1)                     | 0,855429     | 0,111700    | 7,658,262  | 0,0000   |
| R <sup>2</sup> ajustado   | 0,660918     |             |            |          |
| Estat. Durbin-Watson      | 1,517,091    |             |            |          |
| Estat. Breusch-Godfrey    | 2,235037     |             |            | 0,134913 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

A primeira conclusão, ao se observar o novo valor apresentado pela estatística  $d$ , é de que esta encontra-se na região inconclusiva quanto à correção da autocorrelação, visto que  $d_L = 1,309 \leq d = 1,517 \leq d_U = 1,574$ , ou seja, o teste não é capaz

de inferir se o problema da correlação serial foi solucionado. Nessa situação, cabe a comprovação da eficiência do esquema AR(1) mediante o teste BG. O esquema AR(1) apresentou uma probabilidade de 0,134, muito acima do nível de significância de 5%, o que nos leva a concluir pela não rejeição de  $H_0: \rho = 0$ .

Dados os testes efetuados até o momento, pode-se então observar que os coeficientes do modelo apresentam sinais ( $\beta_2 > 0$  e  $\beta_3 < 0$ ) que confirmam a hipótese de Kuznets de que a desigualdade na distribuição de renda aumenta nos estágios iniciais do crescimento econômico, adquirindo uma tendência decrescente num momento posterior, logo após atingir um *turning-point*. Todos os coeficientes, incluindo o intercepto, são estatisticamente significativos no nível de 5%. Além disso, o  $R^2$  da ordem de aproximadamente 66% revela que a capacidade explicativa do modelo apresenta um nível bastante satisfatório.

Esse resultado é uma evidência significativa da aplicabilidade da hipótese de Kuznets em explicar o comportamento padrão da relação entre desigualdade na distribuição de renda e crescimento econômico de longo prazo no Brasil. Segundo o referido modelo, em média, à medida que ocorre o crescimento econômico (evidenciado pelo aumento da renda *per capita*), o grau de desigualdade na distribuição da renda (representado pelo índice de Gini) sofre elevações iniciais, atingindo um ponto máximo estimado em cerca de 0,600 Gini, passando a sofrer reduções sucessivas a partir deste no decorrer do processo de crescimento da renda *per capita*. O nível de renda *per capita* associado ao nível de desigualdade estimado no ponto de inflexão é de aproximadamente R\$ 292,10.

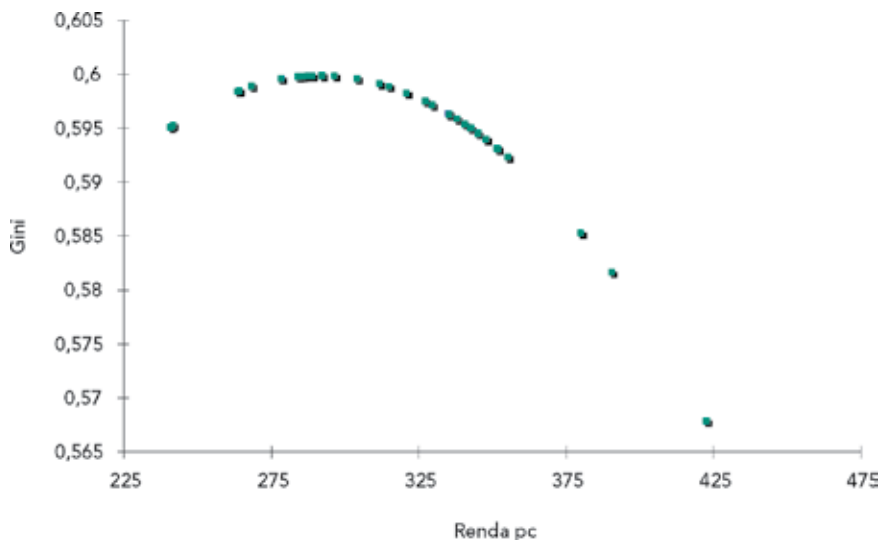
O resultado encontrado para o índice de Gini, ainda mais significativo que o verificado quando se utilizou o índice de Theil-T, ganha ainda mais relevância pelo fato de o padrão de U invertido ter sido testado e verificado para ambos os índices de desigualdade. Desse modo, esse exercício com *proxies* distintas da desigualdade confere maior segurança a ambos os resultados.

## ■ 4.2 Empobrecimento absoluto e relativo: comparações ao longo do tempo

A fim de verificar a hipótese mais forte acerca da teoria do U invertido, a saber, a de que a elevação da desigualdade nos períodos iniciais é acompanhada de uma redução absoluta nos níveis de renda dos grupos mais pobres da população, foi feita a seguir uma comparação entre a estrutura da distribuição

## Gráfico 2

### Curva de Kuznets estimada – Gini (1976-2007)



Fonte: Elaborado pelos autores.

de renda no Brasil nos anos de 1981, 1989, 1999 e 2007. Tal comparação também é útil para visualizar as mudanças de longo prazo na referida estrutura e para delimitar intervalos no tempo, em que comportamentos específicos (diferenciados) da dinâmica distributiva se verificam.

As tabelas 3 a 7 apresentam informações relativas à renda média, participação na renda total e renda relativa (em relação à renda média) para diversos grupos percentuais da população brasileira nos anos já mencionados. Além disso, a Tabela 7 também mostra os valores dos índices de concentração e desigualdade (Gini, Theil-T e a razão entre a renda média obtida pelo grupo dos 10% mais ricos em relação à auferida dos 40% mais pobres) para o país em cada um desses anos.

Nas tabelas a seguir, os decis da população estão organizados do menor ao maior nível de renda.

Começando pelo período 1981-1989, é possível perceber com nitidez um movimento de transferência de renda da população mais pobre para a mais rica. O fato agravante é que isso também ocorre em termos absolutos.

**Tabela 3**

Participação na renda total – em decis (1981/1989/1999/2007)

| Percentil | Porcentagem da renda |       |       |       |                     |                     |                     |
|-----------|----------------------|-------|-------|-------|---------------------|---------------------|---------------------|
|           | 1981                 | 1989  | 1999  | 2007  | 1981/1989<br>(em %) | 1989/1999<br>(em %) | 1999/2007<br>(em %) |
| 10 -      | 0,88                 | 0,64  | 0,74  | 0,88  | -26,72              | 14,79               | 18,69               |
| 10        | 1,78                 | 1,37  | 1,67  | 2,02  | -23,00              | 21,65               | 21,10               |
| 10        | 2,56                 | 2,04  | 2,47  | 2,91  | -20,61              | 21,26               | 17,95               |
| 10        | 3,44                 | 2,82  | 3,36  | 3,89  | -18,16              | 19,51               | 15,49               |
| 10        | 4,48                 | 3,76  | 4,45  | 5,05  | -16,05              | 18,49               | 13,28               |
| 10        | 5,81                 | 5,06  | 5,70  | 6,48  | -12,91              | 12,66               | 13,66               |
| 10        | 7,68                 | 6,85  | 7,53  | 8,11  | -10,73              | 9,87                | 7,76                |
| 10        | 10,59                | 9,85  | 10,46 | 10,81 | -6,93               | 6,14                | 3,38                |
| 10        | 16,38                | 16,11 | 16,35 | 16,02 | -1,65               | 1,48                | -2,00               |
| 10 +      | 46,40                | 51,50 | 47,27 | 43,83 | 10,97               | -8,22               | -7,27               |

Fonte: Elaborada pelos autores, com dados do Ipea.

**Tabela 4**

Renda per capita média (R\$ de 2002) – em decis  
(1981/1989/1999/2007)

| Percentil | Renda per capita média |          |          |          |                     |                     |                     |
|-----------|------------------------|----------|----------|----------|---------------------|---------------------|---------------------|
|           | 1981                   | 1989     | 1999     | 2007     | 1981/1989<br>(em %) | 1989/1999<br>(em %) | 1999/2007<br>(em %) |
| 10 -      | 24,43                  | 21,55    | 24,76    | 34,21    | -11,81              | 14,90               | 38,16               |
| 10        | 49,56                  | 45,92    | 55,92    | 78,82    | -7,33               | 21,77               | 40,96               |
| 10        | 71,39                  | 68,21    | 82,80    | 113,68   | -4,45               | 21,38               | 37,30               |
| 10        | 95,77                  | 94,34    | 112,85   | 151,71   | -1,50               | 19,63               | 34,44               |
| 10        | 124,65                 | 125,95   | 149,39   | 196,97   | 1,04                | 18,61               | 31,86               |
| 10        | 161,83                 | 169,62   | 191,28   | 253,07   | 4,81                | 12,77               | 32,30               |
| 10        | 213,69                 | 229,59   | 252,50   | 316,72   | 7,44                | 9,98                | 25,43               |
| 10        | 294,78                 | 330,18   | 350,78   | 422,12   | 12,01               | 6,24                | 20,34               |
| 10        | 456,02                 | 539,78   | 548,33   | 625,46   | 18,37               | 1,58                | 14,07               |
| 10 +      | 1.291,91               | 1.725,43 | 1.585,23 | 1.711,13 | 33,56               | -8,13               | 7,94                |

Fonte: Elaborada pelos autores, com dados do Ipea.

**Tabela 5**

Renda relativa (em relação à renda média) – em decis (1981/1989/1999/2007)

| Percentil | Renda relativa |      |      |      |                  |                  |                  |
|-----------|----------------|------|------|------|------------------|------------------|------------------|
|           | 1981           | 1989 | 1999 | 2007 | 1981/1989 (em %) | 1989/1999 (em %) | 1999/2007 (em %) |
| 10 -      | 0,09           | 0,06 | 0,07 | 0,09 | -26,72           | 14,79            | 18,69            |
| 10        | 0,18           | 0,14 | 0,17 | 0,20 | -23,00           | 21,65            | 21,10            |
| 10        | 0,26           | 0,20 | 0,25 | 0,29 | -20,61           | 21,26            | 17,95            |
| 10        | 0,34           | 0,28 | 0,34 | 0,39 | -18,16           | 19,51            | 15,49            |
| 10        | 0,45           | 0,38 | 0,45 | 0,50 | -16,05           | 18,49            | 13,28            |
| 10        | 0,58           | 0,51 | 0,57 | 0,65 | -12,91           | 12,66            | 13,66            |
| 10        | 0,77           | 0,69 | 0,75 | 0,81 | -10,73           | 9,87             | 7,76             |
| 10        | 1,06           | 0,99 | 1,05 | 1,08 | -6,93            | 6,14             | 3,38             |
| 10        | 1,64           | 1,61 | 1,63 | 1,60 | -1,65            | 1,48             | -2,00            |
| 10 +      | 4,64           | 5,15 | 4,73 | 4,38 | 10,97            | -8,22            | -7,27            |

Fonte: Elaborada pelos autores, com dados do Ipea.

**Tabela 6**

Participação na renda total – percentis (1981/1989/1999/2007)

| Ano  | 1 +   | 10 +  | 50 -  | 20 - | Varição 1 + (em %) | Varição 10 + (em %) | Varição 50 - (em %) | Varição 20 - (em %) |
|------|-------|-------|-------|------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 1981 | 12,67 | 46,40 | 13,14 | 2,66 | -                  | -                   | -                   | -                   |
| 1989 | 16,48 | 51,50 | 10,62 | 2,01 | 30,05              | 10,97               | -19,14              | -24,23              |
| 1999 | 13,24 | 47,27 | 12,69 | 2,41 | -19,67             | -8,22               | 19,48               | 19,46               |
| 2007 | 12,48 | 43,83 | 14,74 | 2,90 | -5,71              | -7,27               | 16,12               | 20,36               |

Fonte: Elaborada pelos autores, com dados do Ipea.

**Tabela 7**

Índices agregados (1981/1989/1999/2007)

| Ano  | Renda pc média* | Varição Renda média (%) | Gini  | Varição Gini (%) | Theil-T | Varição Theil-T (%) | 10+ / 40- | Varição 10+ / 40- (%) |
|------|-----------------|-------------------------|-------|------------------|---------|---------------------|-----------|-----------------------|
| 1981 | 278,40          | -                       | 0,584 | -                | 0,682   | -                   | 21,43     | -                     |
| 1989 | 335,06          | 20,35                   | 0,636 | 8,79             | 0,889   | 30,36               | 30,00     | 40,02                 |
| 1999 | 335,38          | 0,10                    | 0,594 | -6,54            | 0,711   | -20,00              | 22,95     | -23,52                |
| 2007 | 390,39          | 16,40                   | 0,556 | -6,44            | 0,623   | -12,35              | 18,09     | -21,18                |

Fonte: Elaborada pelos autores, com dados do Ipea.

\*Em R\$ de 2002.

Conforme ilustra a Tabela 4, são observados ganhos de renda a partir do quinto decil, em especial para os três decis da população com renda mais alta, à custa de reduções absolutas na renda média dos quatro decis mais pobres da população, indicando redução do nível de bem-estar no período. Esse movimento beneficiou proporcionalmente mais o grupo dos 10% mais ricos, que, ao final da década de 1980, possuía uma renda cinco vezes superior à renda média do conjunto da população, como mostra a Tabela 5.

Tal favorecimento fica ainda explícito na Tabela 3, que mostra reduções contínuas e decrescentes (sucessivamente menores para os mais ricos) da participação de todos os decis na renda total, com exceção do decil mais rico, que aumenta em aproximadamente 11% sua participação. A redução da participação na renda total foi maior para o grupo dos 10% mais pobres (-26,7%), o qual, após se situar no segundo pior nível de participação relativa de toda a série, demoraria algo em torno de 15 anos para retornar a níveis próximos da participação que detinha em 1981 (0,88% da renda total), fechando a série (a despeito dos ganhos proporcionais individuais dos períodos 1989/1999 e 1999/2007, que serão comentados mais adiante) com uma renda domiciliar *per capita* média de míseros R\$ 34,21.

Os índices agregados de desigualdade corroboram o aumento da concentração verificada na observação dos decis, por meio da elevação dos índices de Gini em 8,79% e de Theil-T em 30,36%. Outro indicador que dá uma ideia bastante razoável do aumento da iniquidade nesse período é a razão entre a renda média auferida pelos 10% mais ricos em relação à auferida pelos 40% mais pobres (10+/40-). Ao longo do período, o valor desse indicador aumentou de 21,4 para 30 (+ 40%). Assim, em 1989, o grupo dos 10% mais ricos da população auferia uma renda média 30 vezes superior àquela auferida pelo grupo dos 40% mais pobres (ver Tabela 7).

Diante disso, dadas as evidências encontradas nas estimações realizadas na subseção anterior de que a desigualdade de renda no Brasil obedece ao padrão médio especulado por Kuznets, no qual a desigualdade sofre incrementos sucessivos nos períodos iniciais do crescimento até um *turning-point*, decrescendo nos estágios posteriores, as informações anteriormente apresentadas constituem um forte apoio para a hipótese mais forte de que o aumento da desigualdade nos períodos iniciais é acompanhado de reduções absolutas na renda média dos grupos de renda mais baixa. Dito de outro modo, foram en-

contradas evidências de que o crescimento econômico dos estágios iniciais do desenvolvimento possui caráter “antipobre”, no sentido de beneficiar proporcionalmente mais a parcela mais rica da população em detrimento dos grupos de renda mais baixa, com o prejuízo adicional da redução em termos absolutos da renda média destes últimos.

Movimento oposto à concentração anteriormente mencionada foi o de redução da iniquidade verificada no período 1989-1999. Neste, percebe-se um aumento da participação no total da renda em todos os decis da população em detrimento unicamente do decil mais rico, que apresentou redução de 8,22% em sua participação (Tabela 3). Além disso, a redução da participação foi ainda mais elevada no percentil mais rico da população, -19,67%, proporção similar aos ganhos da metade mais pobre da população e do grupo dos 20% que detêm os níveis mais baixos de renda (Tabela 6).

Em 1989-1999, também ocorreu redução da desigualdade em termos absolutos. A Tabela 4 mostra ganhos na renda *per capita* média para todos os grupos da população, com exceção dos 10% mais ricos. Os maiores ganhos proporcionais foram registrados do segundo ao quinto decis de renda mais baixa.

Além disso, também aqui os índices mais agregados corroboram a redução da desigualdade, tendo em vista as reduções dos coeficientes de Gini e Theil-T da ordem de 6,5% e 20%, respectivamente, além da significativa redução de 23,5% da razão 10+/40-, conforme observado na Tabela 7.

Assim como no período 1981-1989, a média da renda domiciliar *per capita* em 1999-2007 sofreu um acréscimo significativo (+16,4%), conforme exposto na Tabela 7. Contudo, nesse intervalo de tempo, ao contrário dos demais períodos, todos os grupos da população foram beneficiados por acréscimos absolutos de renda, conforme ilustra a Tabela 4. Em termos proporcionais, esse aumento absoluto foi maior para os grupos de renda mais baixa, como os quatro decis mais pobres da população, que sofreram incrementos na renda média que variam de 34,5% até 41%.

Em termos de participação na renda total, verifica-se uma dinâmica semelhante à verificada no período anterior, ou seja, ganhos de participação relativa de toda a população, à exceção do grupo de renda mais alta (Tabela 3). Contudo, há algumas diferenças entre essas variações e as registradas anteriormente.

A primeira é que, além dos 10% mais ricos, o decil imediatamente anterior também registrou redução em sua participação, ainda que em menor grau (-7,27% e -2%, respectivamente).

A segunda se refere ao fato de que os ganhos de participação relativa dos grupos economicamente menos favorecidos ocorreram porque os incrementos na renda *per capita* média desses grupos foram proporcionalmente maiores que os ganhos dos grupos mais ricos, e não em decorrência da redução da renda média destes últimos, como no período anterior (ver tabelas 3 e 4).

A terceira distinção é que, nesse período, ao contrário do anterior, a redução proporcional da participação dos 10% mais ricos foi maior que a do grupo correspondente ao percentil da população que detém o nível de renda mais elevado (ver Tabela 6).

Outra diferença é o fato de a dança distributiva do período 1989-1999 ter ocorrido num cenário de estagnação econômica, com a renda *per capita* média (afora variações cíclicas de curto prazo) permanecendo praticamente constante ao fim do período, ao passo que, no período 1999-2007, a exemplo de 1981-1989, as mudanças distributivas ocorreram num ambiente de crescimento da renda média. Porém, ao inverso deste último, o período 1999-2007 beneficiou proporcionalmente mais as partes da população que detêm as rendas mais baixas, conforme é perceptível nas tabelas 3 e 7.

Ainda nesse período, e assim como nos dois anteriores, os índices de Gini e de Theil-T e a razão 10+/40- reafirmam o resultado da análise dos decis, no sentido de uma redução da desigualdade já discutida.

Dessa forma, diante do exposto e das informações presentes nas tabelas 3 a 7, é razoável afirmar que a estrutura distributiva já foi pior que a presente no ano de 2007. No entanto, especialmente se for feita a comparação entre os extremos da série (1981 e 2007), verificamos que, para um período tão longo de tempo, as modificações se configuram demasiadamente pífias. Em 2007, por exemplo, o decil mais pobre continua auferindo uma renda equivalente a apenas 9% da renda média para a totalidade da população, mesmo nível de renda relativa verificado há 27 anos, em 1981.



## 5

# CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por meio de testes econométricos de séries temporais e análises decíclicas, este trabalho testou a aplicabilidade da hipótese de Kuznets – que afirma que a relação entre desigualdade na distribuição de renda e crescimento econômico segue o padrão geométrico de U invertido, com deterioramento absoluto das rendas dos grupos menos favorecidos nos estágios iniciais do processo decrescimento – mediante dados representativos de crescimento e desigualdade de renda para o Brasil, no período 1976-2007.

A análise dos decis feita separadamente nos três subperíodos (1981/1989, 1989/1999 e 1999/2007) corrobora os resultados das estimações realizadas, de modo a fornecer subsídios à explicação do comportamento sistemático da relação de longo prazo entre crescimento econômico e desigualdade distributiva da renda no Brasil, sob o âmbito teórico da hipótese da curva de Kuznets.

De modo geral, as evidências encontradas permitem afirmar que o comportamento médio da estrutura distributiva no Brasil ao longo do período 1976-2007 segue um padrão em que se verificam, nos estágios iniciais do desenvolvimento, elevações na renda da parcela mais rica da população à custa de reduções absolutas na renda dos grupos mais pobres, provocando aumentos sucessivos da desigualdade até um ponto máximo, a partir do qual o movimento se inverte, inicialmente por conta dos ganhos absolutos de renda dos mais pobres à custa do grupo mais rico e depois com ganhos absolutos de ambos os grupos, porém proporcionalmente maiores para os grupos de renda mais baixa. Tais resultados estão, portanto, em perfeito acordo com a hipótese de Kuznets.

## Referências

AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. *American Economic Review*, Pittsburgh, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976.

JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. O. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da Região Nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECO-

- *A teoria do U invertido*, Tácito Augusto Farias, Wesley Oliveira Santos, Anderson Renê Santos Silva, Danilo Lima Matos, Fábio Rodrigues de Moura

NOMIA, 32., 2004, Paraíba. *Anais...* Paraíba: Conselho Regional de Economia Regional e Conselho Federal de Economia, 2004.

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

\_\_\_\_\_. *Crescimento econômico moderno*. Rio de Janeiro: Abril Cultural, 1982.

ROBINSON, S. A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development. *American Economic Review*, Pittsburgh, v. 66, n. 3, 1976.

SALVATO, M. A. et al. *Crescimento e desigualdade: evidências da curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000*. Belo Horizonte: Ibmec, 2006. Working paper – WP33.

ZILBERMAN, E. *Os efeitos da desigualdade no crescimento*. In: PRÊMIO IPEA 40 ANOS. Brasília: Ipea-Caixa, 2004. Monografia.