

Mudança na Distribuição de Renda Brasileira: Significância Estatística e Bem-estar Econômico*

Erik Alencar de Figueirêdo

Departamento de Economia

Universidade Federal do Rio Grande do Norte

Aluno do Curso de Doutorado em Economia

Programa de Pós-Graduação em Economia

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Av. João Pessoa, 52/3 andar, 90040-000, Porto Alegre - RS - Brasil

Endereço Eletrônico: eafigueiredo@gmail.com

Flávio Augusto Ziegelmann

Departamento de Estatística

Programa de Pós-Graduação em Economia

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Av. João Pessoa, 52/3 andar, 90040-000, Porto Alegre - RS - Brasil

Área: Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças.

* Os autores gostariam de agradecer aos professores Eduardo Pontual Ribeiro, Suzi Camey, Marcelo S. Portugal e Sabino Pôrto Junior. Entretanto, erros e omissões são de nossa inteira responsabilidade.

Mudança na Distribuição de Renda Brasileira: Significância Estatística e Bem-estar Econômico

Resumo: Utilizando um instrumental não-paramétrico estático, este estudo busca verificar a significância estatística da mudança na distribuição de renda brasileira no período de 1987 a 2005. Os resultados apontam para uma alteração significativa no padrão distributivo. Houve um incremento nos estratos intermediários em detrimento das extremidades da distribuição, sugerindo uma reversão na tendência ao desaparecimento da classe média brasileira. Por fim, conclui-se que as mudanças na distribuição de renda são condizentes com um maior nível de bem-estar econômico.

Palavras-chave: Distribuição de renda; Bem-estar econômico; Inferência não-paramétrica.

Classificação no JEL: O15; E01; C15.

Abstract: Using a nonparametric static tool, this study aims at analyzing a possible statistically significant change in Brazilian income distribution during the period between 1987 and 2005. The results show a considerable change in the distributive pattern, suggesting a reversion of the disappearance process of Brazilian middle class. Finally, it could be said that changes in income distribution are related to better levels of economic welfare.

Keywords: Income distribution; Welfare; Nonparametric inference.

JEL Classification: O15; E01; C15.

1. Introdução

Sob uma perspectiva teórica, espera-se que um processo de abertura econômica produza efeitos não-negligenciáveis sobre as estruturas de emprego e de salários, com rebatimento direto sobre a distribuição de renda de uma nação.¹ No entanto, não obstante à experiência de liberalização recente, as evidências empíricas para o caso brasileiro são inconclusivas. De um lado, estudos apontam para uma expressiva alteração na demanda por mão-de-obra e em sua respectiva remuneração.² Em contrapartida, alguns resultados sugerem que essas mudanças foram irrelevantes, devido à elevada rigidez do mercado de trabalho.³

¹ Arbache (2001) faz uma leitura dessa suposição baseado nos teoremas de Heckscher-Ohlin e Stolper-Samuelson. Porém, outros modelos podem ser considerados, entre eles, o desenvolvido por Birchenall (2001).

² Ver Maia (2001), Menezes Filho e Rodrigues Júnior (2003) e Gonzaga, Menezes Filho e Terra (2006).

³ Ver Green, Dickerson e Arbache (2001) e Arbache e Corseuil (2004).

Neste contexto, os indicadores de distribuição de renda parecem refletir a controvérsia observada no mercado de trabalho.⁴ Entretanto, em um estudo recente, Figueirêdo, Netto Júnior e Pôrto Júnior (2006) demonstraram que as medidas tradicionais de concentração são insuficientes para captar as transformações ocorridas na distribuição de renda brasileira no período pós-abertura comercial. Em resumo, constatou-se o crescimento da polarização dos rendimentos, sem uma alteração expressiva no índice de concentração. De acordo com o modelo teórico utilizado, este movimento mostrou-se condizente com o processo de “melhoria” no padrão distributivo, caracterizado, em linhas gerais, pelo aumento da remuneração nos estratos inferiores de renda.

No entanto, estes resultados podem ser questionados em duas frentes. Primeiro, considerando o prisma da análise estocástica, é possível que os movimentos sugeridos pelos indicadores estatísticos, sejam frutos de: a) uma variação aleatória pura ou; b) uma genuína alteração na estrutura dos dados. Por conta disso, torna-se imperativo questionar: houve uma mudança estatisticamente significativa na distribuição de renda brasileira? Segundo, qual o impacto das transformações ocorridas na distribuição de renda sobre o nível de bem-estar econômico brasileiro? Ou seja, as transformações estão, de fato, caracterizando uma “melhoria” do ponto de vista agregado?

Obter respostas para estes questionamentos não constitui uma tarefa fácil. A principal fonte de dificuldade reside na consideração de elementos estáticos e dinâmicos.⁵ Este estudo ocupará apenas com os aspectos estáticos da distribuição. As análises dinâmicas estão sendo abordadas em Figueirêdo e Ziegelmann (2006a, 2006b). Logo, pode-se vislumbrar os resultados aqui estabelecidos, como uma primeira etapa para a compreensão plena do processo.

Isto posto, o objetivo deste estudo é verificar a significância estatística da mudança na distribuição de renda brasileira no período de 1987 a 2005 e sua relação com o nível de bem-estar econômico. Para tanto, aplica-se,

⁴ De acordo com a Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios (PNAD), o índice de Gini referente à renda pessoal manteve-se relativamente estável entre 1987 e 2003, passando de 0,594 para 0,554. Entretanto, a consideração de outras estatísticas depõe a favor da alteração do padrão distributivo brasileiro. A polarização salarial evoluiu de 0,302, em 1987, para 0,484, em 2003. Os níveis de pobreza também são afetados. Segundo Barros, Henriques e Mendonça (2001), o percentual de pobres foi reduzido em 6,8%, no período de 1987 a 1999.

⁵ A análise estática está associada ao nível de desigualdade, geralmente captado por indicadores de concentração de renda. Entretanto, os indivíduos e/ou famílias mudam suas posições econômicas ao longo do tempo. Esse movimento pode estar associado a diversos fatores: ciclos econômicos, modificação do nível educacional, promoções, migração, divórcios, entre outros. Esta característica introduz padrões dinâmicos na desigualdade, ou seja, noções de “mobilidade de renda”. Para detalhes, ver Fields e Ok (2001).

basicamente, uma inferência não-paramétrica e cálculo de dominâncias estocásticas. O ferramental não-paramétrico permite uma análise mais robusta quando não se tem conhecimento *a priori* sobre o processo gerador dos dados. Por fim, o artigo está organizado como segue. A segunda seção discute os métodos de inferência. Na terceira, será estabelecida a relação entre distribuição de renda e bem-estar econômico. A quarta é destinada à apresentação dos resultados. A quinta seção é reservada para as considerações finais.

2. Métodos de Inferência

2.1. Densidades *kernel*

As estimações das densidades via *kernel smoothing* têm sido freqüentemente utilizadas em investigações relativas à mudança no padrão de distribuição de renda.⁶ Este método permite a visualização de “fotografias” da distribuição dos rendimentos em períodos distintos, possibilitando também a implementação de testes que indiquem possíveis mudanças na estrutura dos dados e sua significância estatística.

Na sua forma mais simples, os estimadores *kernel* são “alisamentos” de histogramas, onde os dados, situados em uma determinada “vizinhança” do ponto x , são utilizados para inferir sobre a distribuição da variável de interesse. Sua propriedade não-paramétrica torna-se imprescindível quando não se tem o conhecimento do processo gerador dos dados. Neste caso, implementa-se o princípio de que “os dados falem por eles”, sem a necessidade de suposições *a priori* sobre a sua distribuição. O estimador *kernel* de uma função densidade assume a seguinte forma:

$$\hat{f}_h = \frac{1}{Nh} \sum_{t=1}^N K\{(x - x_t)/h\}, \quad [2.1]$$

onde K é uma função *kernel* simétrica que satisfaz $\int K(x)dx = 1$; N o tamanho da amostra e; h corresponde ao parâmetro de alisamento ou janela (*bandwidth*). Adotando a notação $K_h(u) = h^{-1}K(u/h)$, (2.1) torna-se:

$$\hat{f}_h = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N K_h(x - x_t). \quad [2.2]$$

Optou-se pela escolha do K ótimo dado por:⁷

$$K^*(x) = (3/4)(1 - x^2)I(|x| < 1).$$

⁶ Podendo-se citar, entre outros, Jenkins (1995) e Burkhauser *et al* (1999).

⁷ O K ótimo é obtido a partir da minimização do erro quadrático médio assintótico integrado, para maiores detalhes ver Ziegelmann (2003).

A expressão acima corresponde ao *kernel* Epanechnikov, onde: x é o argumento da função *kernel* e; I é a variável indicadora, que assume valor um, quando o argumento é verdadeiro, e tem valor zero caso o argumento seja falso.

Note que (2.2) depende do parâmetro de alisamento h . Ziegelmann (2003) demonstra que a escolha de h envolve um *trade off* entre variância e viés para o \hat{f}_h . Em suma, um grande h produz uma pequena variância e um grande viés para \hat{f}_h , ocorrendo o inverso, quando se tem um pequeno h . Logo, a determinação de h toma lugar de destaque na estimação das densidades.

Vários métodos de seleção da janela são sugeridos na literatura.⁸ Este estudo opta por um método *plug-in* simples. Estes métodos geralmente utilizam a expressão correspondente ao erro quadrático médio assintótico integrado, a qual é otimizada em relação a h , gerando

$$h^* = \left[\frac{\|K\|_2^2}{\mu_2(K)^2 \|f''\|_2^2 N} \right]^{1/5},$$

onde $\|K\|_2^2 = \int K(z)^2 dz$ representa a integral do quadrado da função *kernel*; $\mu_2(K) = \int z^2 K(z) dz$ corresponde ao segundo momento em relação ao *kernel* e; f é substituída por uma função densidade de probabilidade normal para simplificar.⁹

2.2. Construção das Bandas de Variabilidade

A construção das bandas de variabilidade representa um passo a frente em relação aos testes de significância estatística tradicionais,¹⁰ pois oferece uma informação adicional: pode-se, a partir de então, identificar os pontos da distribuição, onde as possíveis mudanças deram-se de forma mais significativa. O primeiro passo para a sua construção é a determinação dos momentos amostrais da distribuição. No caso específico da densidade *kernel*, faz-se necessário o conhecimento da variância assintótica. Fan e Yao (2003) demonstram que:

$$\text{var}\{\hat{f}_h(x)\} = \frac{f(x)}{Nh} \|K\|_2^2 + o\{(Nh)^{-1}\}. \quad [2.3]$$

Onde $o\{(Nh)^{-1}\}$ representa a convergência para zero mais rapidamente do que $(Nh)^{-1}$. Porém, este resultado apresenta uma dificuldade operacional: a

⁸ Para detalhes, ver Härdle (1990).

⁹ O efeito desta simplificação é o de extra suavização da curva estimada.

¹⁰ Como por exemplo, o teste de Kolmogorov-Smirnov.

variância assintótica depende da verdadeira densidade ($f(x)$), normalmente desconhecida. Uma alternativa é utilizar o procedimento de Bowman e Azzalini (1997). Baseados nas séries de Taylor, os autores sugerem que:

$$\text{var} \left\{ \sqrt{\hat{f}(x)} \right\} \approx \frac{1}{4} \frac{1}{Nh} \|K\|_2^2. \quad [2.4]$$

Note que, diferentemente de (2.3), a expressão (2.4) não depende da densidade desconhecida f . Sendo assim, a construção das bandas de variabilidade pode ser realizada. Porém, não obstante a importância destes resultados, este estudo opta pela utilização do *bootstrap* não-paramétrico. Como já ressaltado, a inferência não-paramétrica é justificável dado que não se tem conhecimento *a priori* sobre o verdadeiro processo gerador dos dados.

Intuitivamente, o *bootstrap* não-paramétrico baseia-se na distribuição empírica. Ou seja, utiliza-se o vetor de dados x para gerar b amostras pseudo-aleatórias, onde cada elemento de x é sorteado com probabilidade $1/N$. Vejamos o método com maior detalhe.

Seja F uma função de distribuição populacional para as observações (y_i, x_i) e

$$T_N = T_N(y_1, x_1, \dots, y_N, x_N, F)$$

uma estatística de interesse, por exemplo, um estimador para θ . É importante destacar que T_N é uma função de F . Deste modo, a função de distribuição acumulada (FDA) para T_N , quando os dados distribuem-se de acordo com F será:

$$G_T(x, F) = P(T_N \leq x | F).$$

Idealmente, o processo de inferência baseia-se em $G_T(x, F)$. Entretanto, isso torna-se impossível quando F é desconhecida.

Em um estudo influente, Efron (1979) propõe o método do *bootstrap* como uma forma de aproximação para a F desconhecida. Ou seja, busca-se uma F_T que seja uma estimativa consistente para F , substituindo-a em $G_T(\cdot)$. Desta forma, chega-se a

$$G_T^*(x) = G_T(x, F_T),$$

onde $G_T^*(x)$ é uma distribuição de *bootstrap*.

Desta forma, considere (y_i^*, x_i^*) como os dados gerados pela simulação de *bootstrap* de acordo com a distribuição F_T . Logo, as estatísticas extraídas dessa distribuição ($T_N^* = T_N(y_1^*, x_1^*, \dots, y_N^*, x_N^*, F_T)$) possuirão distribuição G_T^* . Sendo assim, pode-se dizer que a estatística de *bootstrap* T_N^* possui distribuição idêntica a T_N se a FDA de F_T convergir para a FDA de F . Surge então uma pergunta: como escolher a F_T ?

Assuma $F(y, x) = P((y_i, x_i) \leq (y, x)) = EI(y_i \leq y)I(x_i \leq x)$. Onde, $E(\cdot)$ representa o operador de esperança e $I(\cdot)$ é uma função indicadora. Utilizando o método dos momentos chega-se a

$$F_T(y, x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I(y_i \leq y)I(x_i \leq x),$$

onde F_T é denominada função de distribuição empírica (FDE). O método de *bootstrap*, aqui discutido, propõe que F_T seja estimada não-parametricamente. Neste caso, pode-se assegurar que: a) $F_T(y, x) \xrightarrow{p} F(y, x)$ e; b) $\sqrt{N}(F_T(y, x) - F(y, x)) \xrightarrow{d} N(0, F(y, x)(1 - F(y, x)))$.¹¹ Ou seja, as propriedades assintóticas garantem as convergências em probabilidade e distribuição da FDE para a FDA.

O algoritmo do *bootstrap* é um método de Monte Carlo. Em resumo, considera-se: i) a amostra de tamanho N para gerar sub-amostras de igual tamanho n ; ii) os vetores resultantes (y_i^*, x_i^*) serão similares aos vetores de dados (y_i, x_i) . A estatística de *bootstrap* ($T_N^* = T_N(y_1^*, x_1^*, \dots, y_N^*, x_N^*, F_T)$) é calculada para cada amostra gerada. Ou seja, será estimada b vezes, dado que b corresponde ao número de réplicas. A teoria da determinação ótima das réplicas foi desenvolvida por Andrews e Buchinsky (2000). Entretanto, grandes replicações significam altos custos computacionais.

A obtenção da FDE é relativamente simples. Utilizando-se a função de distribuição empírica, cada observação será sorteada com reposição com probabilidade $1/N$, gerando, com isso, b amostras de tamanho equivalente.

Convém ressaltar que os estimadores de *bootstrap* são viesados. Entretanto, este vício pode ser desconsiderado quando se trabalha com grandes amostras. Neste estudo, este desvio não será considerado, por conta disso, utiliza-se o termo “bandas de variabilidade” ao invés de “intervalos de confiança”.

3. Distribuição de Renda e Bem-Estar Econômico

A avaliação do padrão de bem-estar de uma determinada sociedade deve, pelo menos em tese, considerar uma vasta gama de fatores, como: os níveis de renda, saúde, educação, segurança, saneamento, acesso à cultura e, até mesmo, à felicidade coletiva.¹² Entretanto, a complexidade desses fatores, bem como, sua dificuldade de operacionalização têm restringido o foco

¹¹ Estes resultados são garantidos, respectivamente, pela lei fraca dos grandes números e o teorema do limite central. Para detalhes, ver Hansen (2006).

¹² O estudo de Alesina, Di Tella e MacCulloch (2001) constitui uma importante referência na associação entre felicidade e bem-estar.

analítico apenas à “dimensão renda”. Neste sentido, há um nítido sacrifício das multi-dimensões do bem-estar, devidamente justificável pela necessidade de resultados empíricos.

Na prática, a associação entre renda e bem-estar carrega consigo um importante paradoxo da teoria econômica: a busca pelo equilíbrio entre eficiência e justiça social. Sendo a eficiência econômica retratada pela renda média da população, enquanto a justiça social é representada pela distribuição dessa renda entre os indivíduos. A sub-seção seguinte discute, com maior profundidade, a relação entre desigualdade de renda (análise estática) e bem-estar econômico, estabelecendo alguns resultados de grande relevância teórica e empírica.

3.1. Desigualdade de Renda e Bem-Estar Econômico

Atkinson (1970) estabelece a conexão entre aversão social à desigualdade e aversão individual ao risco. Em resumo, seu estudo conclui que a observação dos axiomas tradicionais da teoria da escolha sob incerteza acarreta em uma função de bem-estar social (quase) côncava, o que, por sua vez, implica em uma preferência coletiva pela igualdade. Considerando esse ponto de partida e alguns axiomas relacionados à característica da distribuição, pode-se desenvolver um instrumental capaz de mensurar o nível de bem-estar a partir de informações de renda. Neste campo de pesquisa, destacam-se, ainda, as abordagens de Shorrocks (1980, 1983) e Foster e Shorrocks (1988). Esta seção apresentará duas alternativas de mensuração de bem-estar.

Considere que a renda de uma determinada sociedade possa ser representada por X , com μ_x correspondendo à média de X e L_x representando a forma que essa renda é distribuída entre os indivíduos. Sendo assim, a função de bem-estar pode ser escrita como: $W(x) = f(\mu_x, L_x)$, com $f_\mu \geq 0$ e $f_L \geq 0$ (derivadas parciais primeiras). Ou seja, dado um nível de desigualdade, quanto maior a renda média, maior o bem-estar ou; dada a renda média, quanto menor a desigualdade, maior o bem-estar. Porém, essa consideração torna-se complexa quando ambos os fatores variam.

Surge então o *trade-off* entre eficiência e justiça distributiva. Como traduzir um ganho de eficiência em um maior nível de bem-estar? Quais exigências devem ser impostas sobre a distribuição desse ganho entre os membros da sociedade?

Uma primeira resposta é dada pelo critério da desigualdade média, *ie*, o nível de bem-estar social gerado pela distribuição X é superior ao gerado por Y se:

$$\mu_x \geq \mu_y \quad e \quad L_x(p) \geq L_y(p), \quad \forall p \in [0, 1].$$

Onde μ_i é a renda média de cada uma das distribuições, com $i = x, y$; $L(\cdot)$ representa a curva de Lorenz e; p corresponde a fração populacional.

Em outras palavras, esse primeiro critério assume que um aumento na eficiência acarretaria em um maior bem-estar, desde que a distribuição final desses rendimentos possuísse um nível de desigualdade igual ou inferior à distribuição pré-existente. Neste caso, o aumento da eficiência não poderia ser acompanhado pela deterioração da justiça social.

Alternativamente, pode-se considerar uma situação onde o aumento de eficiência possa gerar um maior bem-estar, mesmo com a deterioração da justiça social, ou seja, o critério da dominância estocástica de segunda ordem. Neste caso, torna-se necessário admitir que o aumento da desigualdade seria compensado pelo incremento de renda nos estratos inferiores da distribuição. Ou seja, a distribuição X gera maior bem-estar do que Y se:

$$GL_x(p) \geq GL_y(p), \quad \forall p \in [0, 1].$$

Onde $GL_i(p) = \mu_i L(p)$ representa a curva de Lorenz generalizada, com $i = x, y$.

Note que a diferença entre os dois critérios reside na ponderação dos conceitos de eficiência e justiça social. A desigualdade média atribui maior peso à justiça social. No entanto, vale salientar que o segundo critério torna possível avaliar uma situação, em que o aumento da desigualdade é compensado por um maior crescimento econômico. Por conta disso, ele é compatível com uma classe mais ampla de situações, sendo, portanto, preferível em uma avaliação empírica.

4. Resultados

4.1. Dados

Este tópico tem como objetivo discutir a natureza e a manipulação dos dados. Optou-se pela seleção da variável “renda familiar”,¹³ oriunda da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tendo como base o mês de setembro dos respectivos anos. Dados os propósitos da pesquisa, considerou-se o período de 1987 a 2005. O primeiro passo foi o da conversão das moedas e o deflacionamento.¹⁴ Para tanto, utilizou-se o procedimento sugerido por Corseuil e Foguel (2002).

¹³ Diversos trabalhos utilizam esta variável como objeto de análise, podendo-se citar, Jenkins (1995), Burkhauser *et al* (1999) e Burkhauser, Lillard e Valenti (2001).

¹⁴ Todos os valores estão expressos em Reais de janeiro de 2005.

Duas observações devem ser feitas: a) o conceito de renda domiciliar e; b) o ajustamento por tamanho da família. Considerou-se como renda domiciliar a soma de todos os rendimentos recebidos pelos indivíduos residentes no domicílio. Em segundo lugar, aplicou-se um ajustamento por tamanho da família. Tal ajustamento deu-se a partir da seguinte regra: $R_{adj} = R_d/n^\varepsilon$. Onde, R_{adj} é a renda ajustada; R_d a renda domiciliar; n o número de pessoas no domicílio e; ε a elasticidade com respeito ao tamanho da família. O parâmetro ε está relacionado à existência de economias de escala.¹⁵ Considerou-se, neste estudo, um valor intermediário para a elasticidade ($\varepsilon = 0,5$), seguindo uma orientação de Atkinson, Rainwater e Smeeding (1995).¹⁶ Foram selecionadas apenas as rendas positivas e excluídos os *outliers* (rendas ajustadas acima de 50 mil reais).¹⁷

4.2. Análise Descritiva

A Tabela A.1, em anexo, apresenta algumas estatísticas para a renda familiar ajustada no período de 1987 a 2005. Os dados foram divididos em *decis* de renda, tendo como base o ano de 1987. Considerando os dois extremos (1987 e 2005), observam-se pequenas reduções na desigualdade (Gini) e na polarização.¹⁸ O comportamento destes indicadores mostra-se coerente. Como já mencionado, o índice de concentração de Gini não consegue captar importantes transformações na distribuição de renda no período pós-abertura comercial. Note que a polarização apresenta um comportamento crescente até o ano de 1995. A partir de então, ela declina, chegando a um patamar inferior ao de 1987 justamente no ano de 2005. A explicação teórica para este comportamento será estabelecida mais à frente.

Outras informações relevantes podem ser obtidas a partir da observação dos comportamentos médios da renda. A renda média total apresentou um pequeno aumento (cerca de 2,10%). Já nos *decis* de renda, observou-se uma queda do rendimento médio dos 10% mais pobres, em torno de -6,40%. Na verdade, esta redução vem sendo observada desde o ano de 2001. Destaca-se ainda o forte crescimento no salário médio dos 10% mais ricos (12,56%). Algumas informações a respeito do impacto de uma recessão sobre a distribuição dos rendimentos podem ser obtidas a partir da comparação entre

¹⁵ Considere dois casos extremos: a) $\varepsilon = 1$ inexistem economias de escala e; b) $\varepsilon = 0$ existem economias de escala, ou seja, é possível que um número infinito de indivíduos possa viver igualmente bem em um dado domicílio.

¹⁶ Covém ressaltar que foram testados outros valores para ε . No entanto, não se observaram grandes mudanças nos resultados.

¹⁷ A análise descritiva também foi efetuada sem a retirada dos *outliers* e, embora se observe algumas mudanças pontuais, não há uma alteração relevante nos resultados.

¹⁸ Utilizou-se o método robusto de Duclos, Esteban e Ray (2004) - DER, com parâmetro de *threshold* $\tau = 1$.

os dados de 1987 e 1992. O primeiro destaque é a queda do salário médio total, em torno de -14,59%. Em seguida, nota-se uma redução significativa no rendimento médio do estrato (1), cerca de -6,40%, refletido o efeito deletério da crise sobre a camada mais pobre da população.

Grosso modo, a trajetória dos indicadores de renda sugerem uma polarização dos salários nos estratos (3-5) e (10).¹⁹ Esse resultado, por sua vez, parece contribuir para a estabilidade do índice de Gini. Green, Dickerson e Arbache (2001) já haviam acenado com essa possibilidade. Segundo esses autores, o processo de abertura econômica alterou a demanda de trabalho em favor da mão-de-obra qualificada, em especial ao grupo de trabalhadores com nível superior completo. Porém, o aumento da renda relativa dos trabalhadores pouco ou não alfabetizados em relação aos trabalhadores com nível educacional intermediário parece compensar o primeiro movimento.

Na Tabela A.2, em anexo, encontram-se os dados relativos à proporção de pessoas por classe de renda. A comparação do período de 1987 a 2005 evidencia o esvaziamento dos estratos situados nas caudas da distribuição em favor do seu meio. Uma visão geral indica que o movimento dos indivíduos foi favorável principalmente aos estratos (3), (4), (5) e (6). Novamente, é interessante apontar o efeito de uma recessão sobre a distribuição de renda. Comparando 1987 a 1992, observa-se um crescimento substancial da proporção nos seis estratos inferiores em detrimento dos demais. A evolução deste indicador reflete uma “migração” rumo à cauda inferior da distribuição até o ano de 1993. No período pós-Plano Real, observa-se uma tendência à concentração dos indivíduos no meio da distribuição e a um esvaziamento das caudas.

O comportamento dos dados, em um primeiro momento, parece contrariar a hipótese do desaparecimento das classes médias brasileiras e vai de encontro às evidências encontradas para países desenvolvidos.²⁰ Porém, deve-se destacar a evolução dos estratos (7), (8) e (9). Note que eles vêm apresentando seguidas reduções até o ano de 2004. Estes estratos, na verdade, são os que melhor representam a classe média nacional.²¹ Uma observação mais cuidadosa identifica um crescimento gradual destes grupos a partir de 2003, sugerindo uma possível reversão de tendência.

Nesse sentido, o desaparecimento da classe média pode ser entendido

¹⁹ Eles apresentam a maior média de crescimento ao longo dos anos, respectivamente, 0,59, 0,48 e 13,88.

²⁰ Em resumo, os estudos relacionados aos EUA, Inglaterra e Alemanha, apontam para um forte aumento da proporção de indivíduos nas extremidades em detrimento do meio da distribuição. Ver Burkhauser *et al* (1999) e Aebi, Neusser e Steiner (2001).

²¹ Devido à grande disparidade de renda e concentração de indivíduos no extremo inferior da distribuição, não se pode considerar como classe média as unidades situadas próximas à mediana.

como um fenômeno de curto prazo desencadeado pela abertura econômica. Ou seja, considerando os moldes do modelo de Birchenall (2001), o processo de liberalização comercial altera a demanda por mão-de-obra no curto prazo, polarizando os rendimentos nos grupos de trabalhadores qualificados e não-qualificados, gerando um esvaziamento no meio da distribuição. Este movimento interfere na decisão do agente em investir em capital humano, aumentando as mobilidades educacional e de renda. No longo prazo, quando as novas tecnologias tornam-se mais acessíveis, a importância da qualificação declina e a distribuição retorna a um comportamento uni-modal, porém, em um patamar mais elevado de renda. Este suporte teórico fornece uma explicação para o comportamento do índice de polarização no Brasil. Observou-se um crescimento desta estatística no período pós-abertura. Entretanto, houve uma desaceleração deste crescimento, fazendo com que, em 2005, ele retornasse a patamares inferiores aos observados no final da década de 1980.

Os movimentos de curto-prazo e a alteração nas mobilidades educacional e de renda já haviam sido detectadas por Figueirêdo, Netto Junior e Pôrto Junior (2007). Já as evidências do declínio do rendimento relativo dos trabalhadores mais qualificados foram estabelecidas em Gonzaga, Menezes Filho e Terra (2006). Neste contexto, os dados relativos a 2005 sugerem uma reversão na tendência, iniciando a consolidação de uma perspectiva de longo prazo.

4.3. Significância Estatística e Bem-estar Econômico

Os indicadores tradicionais apontaram algumas mudanças relevantes no padrão da distribuição de renda brasileira. Porém, a observação de uma estimativa para as densidades da renda possibilitará um melhor entendimento para o processo. A Figura 4.1 apresenta as estimações das densidades *kernel* para a renda domiciliar ajustada nos anos de 1987, 1992 e 2005.

Observa-se claramente uma mudança no padrão distributivo nos períodos considerados. Em primeiro lugar, nota-se que o ano de 1992 apresenta uma concentração de renda em um nível inferior ao de 1987. Em seguida, a densidade de 2005 desloca-se para direita, representando uma “melhoria” na distribuição dos rendimentos.²² A comparação de 1987 e 2005 pode ser melhor visualizada na Figura 4.2. A inspeção visual reforça as evidências encontradas anteriormente, ou seja, houve uma “melhora” na distribuição dos rendimentos.

²² Vale salientar que, por enquanto, a expressão “melhoria” não está relacionada com um nível mais elevado de bem-estar. Esta conexão será considerada mais adiante.

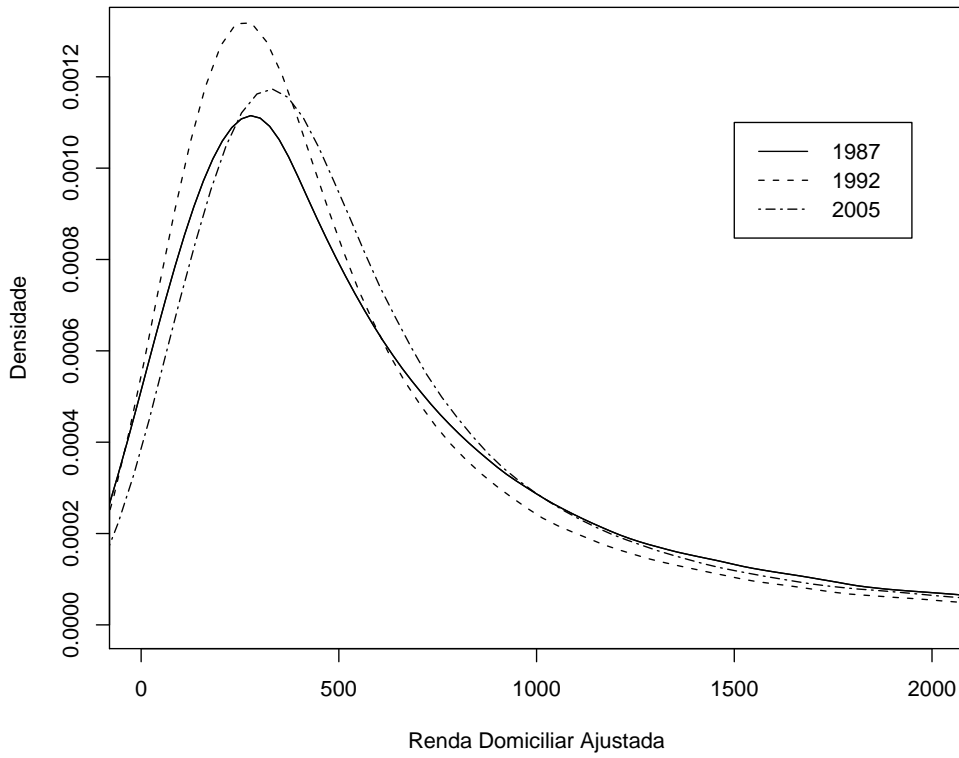


Figura 4.1: Distribuição de Renda no Brasil, 1987, 1992 e 2005.

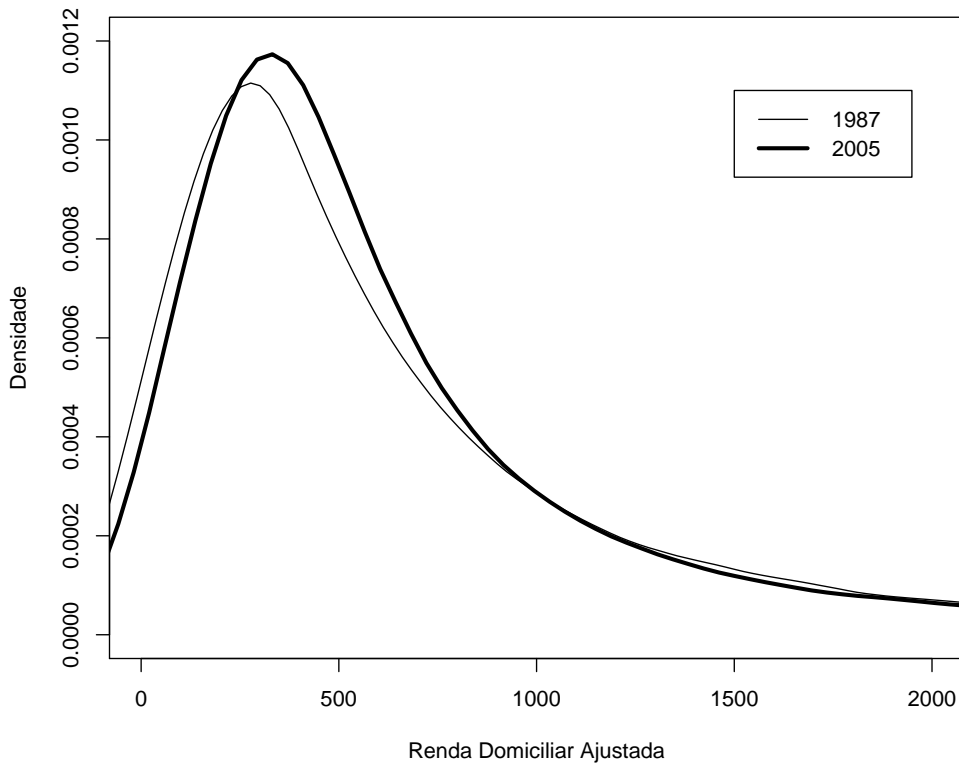


Figura 4.2: Distribuição de Renda no Brasil, 1987 e 2005.

No entanto, qual o nível de confiabilidade dessas estimações? É sabido que os movimentos das densidades *kernel*, à luz da análise estocástica, podem estar associados a variações puramente aleatórias. Com o intuito de verificar a significância estatística das alterações na renda, considerou-se a construção das bandas de variabilidade a partir do *bootstrap* não-paramétrico. Foram geradas 1000 amostras de tamanho 67.168, para 1987, e 1000 amostras de tamanho 113.325, para 2005. Em seguida, estimaram-se os desvios padrões das densidades *kernel*. As estimações podem ser visualizadas na Figura 4.3.

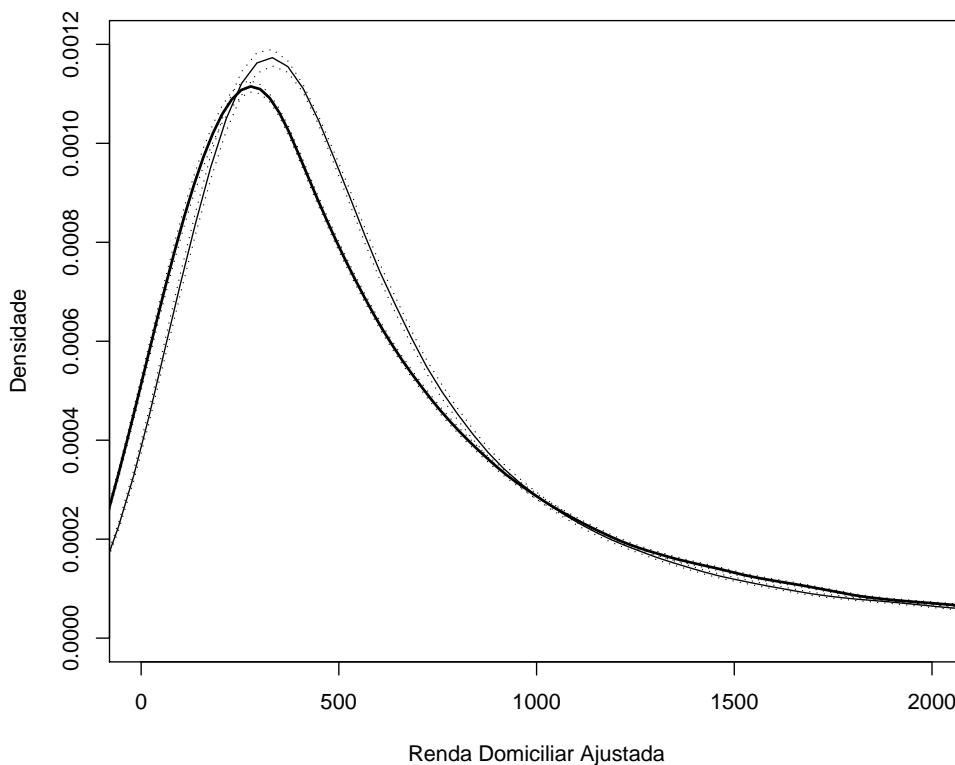


Figura 4.3: Bandas de Variabilidade, 1987 e 2005.

Considera-se significativa a alteração ocorrida fora das bandas de variabilidade. Neste sentido, as mudanças significativas foram observadas na cauda inferior e no “meio” da distribuição. Logo, pode-se concluir que os movimentos observados na distribuição de renda brasileira devem ser relevantes. Ou seja, no que se refere ao ponto de vista estático, as transformações ocorridas no período desencadearam um movimento estatisticamente significativo no padrão distributivo brasileiro.

Solucionada a controvérsia quanto a mudança estática, resta estabelecer o impacto deste movimento sobre o nível de bem-estar econômico. Para tanto, serão considerados os cálculos das curvas de Lorenz e Lorenz generalizada. A Tabela 4.1 apresenta os resultados das estimações.

Tabela 4.1: Curvas de Lorenz e de Lorenz Generalizada

Anos	Curva de Lorenz									
	Estratos Populacionais %									
	10	20	30	40	50	60	70	80	90	95
1987	0,01	0,02	0,05	0,09	0,14	0,20	0,29	0,40	0,58	0,72
2005	0,02	0,03	0,07	0,11	0,16	0,23	0,31	0,42	0,59	0,73
Anos	Curva de Lorenz Generalizada									
	Estratos Populacionais %									
	10	20	30	40	50	60	70	80	90	95
1987	9	25	48	79	120	173	244	340	489	610
2005	12	33	62	99	144	201	272	368	511	626

Fonte: Dados da pesquisa. Intervalos fechados à esquerda.

Observe que, para todas as frações de renda, os valores calculados para o ano de 2005 mostram-se superiores aos de 1987. Indicando que a densidade para 2005 domina estocasticamente, em primeira e segunda ordens, a densidade de 1987. Sendo assim, os resultados indicam que as transformações ocorridas na distribuição de renda brasileira impactaram de forma positiva sobre o nível de bem-estar econômico. E mais, não há contradição entre os critérios da desigualdade média (Lorenz) e de dominância estocástica de segunda ordem (Lorenz Generalizada). Deste modo, não obstante a permanência do Brasil no topo do *ranking* da concentração de renda mundial,²³ os avanços distributivos se deram preservando o equilíbrio entre eficiência e justiça distributiva.

²³ Ver United Nations Development Program (2006).

5. Considerações Finais

O estudo de Figueirêdo, Netto Junior e Pôrto Junior (2007) detectou que os indicadores tradicionais de concentração, em especial, o índice de Gini, são insuficientes para captar as transformações ocorridas na distribuição de renda brasileira no período pós-abertura comercial. Em resumo, constatou-se o crescimento no índice de polarização de renda aliado a uma “melhoria” na distribuição dos rendimentos. Entretanto, estes resultados fomentam as seguintes questões: primeiro, dado que todos os indicadores são estocásticos, qual a significância estatística das alterações ocorridas na distribuição de renda? Segundo, a “melhoria” observada reflete um maior nível de bem-estar econômico?

Tendo estes questionamentos como ponto de partida, este estudo buscou verificar a significância estatística da mudança na distribuição de renda brasileira, no período de 1987 a 2005, e sua relação com nível de bem-estar econômico. Utilizou-se, basicamente, a análise descritiva, a inferência não-paramétrica e o cálculo das dominâncias estocásticas.

Os resultados atestaram a significância estatística das alterações na distribuição de renda. Observou-se que a densidade de renda para o ano de 2005, relativamente ao ano de 1987, é caracterizada pela concentração de indivíduos no meio da distribuição, sugerindo um processo de reversão do desaparecimento da classe média brasileira.

Os cálculos das dominâncias estocásticas de primeira e segunda ordens indicam que houve um impacto positivo sobre o nível de bem-estar. E mais, os avanços distributivos deram-se preservando o equilíbrio entre eficiência e justiça distributiva.

Por fim, deve-se ressaltar que os resultados estão relacionados apenas ao ponto de vista estático. Ou seja, o estudo silencia no que se refere à mensuração da mobilidade e sua relação com o bem-estar econômico. Logo, ele também pode ser questionado em duas frentes: qual o grau de mobilidade de renda observado no Brasil? e; em quanto esta mobilidade impacta no bem-estar econômico?

Nota adicional: As estimações relativas à Tabela 4.1 foram realizadas no *software* DAD 4.4, criado por Jean-Yves Duclos, Abdelkrim Araar e Carl Fortin. O restante das estimações foram desenvolvidas no *software* R (<http://www.r-project.org>). O presente documento foi preparado usando o sistema tipográfico (Plain) T_EX, desenvolvido por Donald Knuth.

5. Referências

- [1] AEBI, R.; NEUSSER, K.; STEINER, P. **Improving models of income dynamics using cross-section information**. University of Berne: Working paper, 2001.
- [2] ALESINA, A.; Di TELLA, R.; MacCULLOCH, R. **Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?** NBER: Working Paper W8198, 2001.
- [3] ANDREWS, Donald W.K.; BUCHINSKY, B. A three-step method for choosing the number of bootstrap replications. **Econometrica**, v. 68, 2000.
- [4] ARBACHE, Jorge S. **Trade liberalization and labor markets in developing countries: theory and evidence**. IPEA: Texto para discussão n. 853, 2001.
- [5] ARBACHE, Jorge S.; CORSEUIL, C. Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 4, 2004.
- [6] ATKINSON, Anthony B. On the measurement of inequality. **Journal of Economic Theory**, v. 2, 1970.
- [7] ATKINSON, Anthony B.; RAINWATER, L.; SMEEDING, T. Income distribution in OECD countries: evidence from the Luxembourg income study (LIS). **Organization of Economic Co-operation and Development**. 1995.
- [8] BARROS, Ricardo P.; HENRIQUES, R.; MENDONCA, R. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. IPEA: Texto para discussão n. 800, 2001.
- [9] BIRCHENALL, Javier A. Income distribution, human capital and economic growth in Colômbia. **Journal of Development Economics**, v. 66, 2001.
- [10] BOWMAN, A.; AZZALINI, A. **Applied smoothing techniques for data analysis**. New York: Oxford University Press, 1997.
- [11] BURKHAUSER, Richard V.; CUTTS, Amy C.; DALY, Mary C.; JENKINS, Stephen P. Testing the significance of income distribution changes over the 1980s business cycle: a cross-national comparison. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, 1999.
- [12] BURKHAUSER, Richard V.; LILLARD, D.; VALENTI, P. **How exits from the labor force or death impact household income: a four country comparison of public and private income support**. BHPS Conference Essex-UK, 2001.
- [13] CORSEUIL, C.; FOGUEL, M. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. **Mercado de Trabalho-Conjuntura e Análise**, v. 1, n. 19, 2002.
- [14] DUCLOS, Jean-Yves; ESTEBAN, J.; RAY, D. Polarization: concepts, measurement, estimation. **Econometrica**, v. 72, 2004.

- [15] EFRON, B. Bootstrap methods: Another look at the jackknife. **Annals of Statistics**, v. 7, 1979.
- [16] FAN, J.; YAO, Q. **Nonlinear time series: nonparametric and parametric methods**. New York: Springer-Verlag, 2003.
- [17] FIELDS, Gary S.; OK, Efe A. The measurement of income mobility: an introduction to the literature. In: SILBER, J. **Handbook on income inequality measurement**. Boston: Kluwer Academic Press, 2001.
- [18] FIGUEIRÊDO, Erik A. de; ZIEGELMANN, Flávio A. **A dinâmica da distribuição de renda brasileira**. PPGE/UFRGS, no prelo, 2006a.
- [19] FIGUEIRÊDO, Erik A. de; ZIEGELMANN, Flávio A. **Mobilidade de renda e bem-estar econômico no Brasil**. PPGE/UFRGS, no prelo, 2006b.
- [20] FIGUEIRÊDO, Erik A. de; NETTO JUNIOR, José L. da S.; PÔRTO JUNIOR, Sabino da S. Distribuição, mobilidade e polarização de renda no Brasil: 1987 a 2003. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 1, 2007.
- [21] FOSTER, J.; SHORROCKS, A. Poverty ordering and welfare dominance. **Social Choice and Welfare**, v. 5, 1988.
- [22] GONZAGA, G.; MENEZES FILHO, Naécio A.; TERRA, Maria C. Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in Brazil. **Journal of International Economics**, v. 8, n. 2, 2006.
- [23] GREEN, F.; DICKERSON, A.; ARBACHE, Jorge S. A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. **World Development**, v. 29, 2001.
- [24] HANSEN, Bruce E. **Econometrics**. University of Wisconsin. Disponível em: <<http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen>>, 2006.
- [25] HÄRDLE, W. **Applied nonparametric regression**. New York: Cambridge University Press, 1990.
- [26] JENKINS, Stephen P. Did the middle class shrink during the 1980s? UK evidence from kernel density estimates. **Economic Letters**, v. 49, 1995.
- [27] MAIA, K. **Progresso tecnológico, qualificação de mão-de-obra e desemprego**. Tese de Doutorado: UNB, 2001.
- [28] MENEZES FILHO, Naécio A.; RODRIGUES JÚNIOR, M. Tecnologia e demanda por qualificação na indústria brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, 2003.
- [29] SHORROCKS, A. The class of additively decomposable inequality measures. **Econometrica**, v. 48, 1980.
- [30] SHORROCKS, A. Ranking income distributions. **Economica**, v. 50, 1983.
- [31] UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAM. **Human development report**, 2006.
- [32] ZIEGELMANN, Flávio A. **Nonparametric and semi-parametric methods in time series: the kernel smoothing approach**. São Pedro: 10 ESTE, 2003.

ANEXOS

Tabela A.1: Estatísticas para Renda Brasileira

Estatísticas	Anos							
	1987	1988	1989	1992	1993	1995	1996	1997
Gini	0,5767	0,5942	0,6643	0,5493	0,5792	0,5741	0,5962	0,5763
Polarização	0,2590	0,2780	0,2820	0,2552	0,2814	0,2877	0,2867	0,2864
Renda média	840,09	826,73	839,62	717,49	763,05	925,95	958,74	932,80
(1) < 10%	87,23	83,8	85,95	78,94	81,89	90,39	89,39	89,59
(2) 10-20%	160,93	159,19	160,88	161,65	160,69	162,38	159,51	162,51
(3) 20-30%	231,31	230,30	231,74	235,18	231,88	229,70	230,99	229,51
(4) 30-40%	311,94	311,58	312,38	311,90	313,79	310,15	312,22	310,81
(5) 40-50%	408,96	411,52	411,58	410,48	410,25	408,28	414,04	410,45
(6) 50-60%	533,09	536,68	532,85	534,16	531,15	533,82	539,22	532,61
(7) 60-70%	702,53	704,55	702,69	703,62	699,25	700,11	709,22	698,84
(8) 70-80%	968,21	968,51	967,10	967,64	965,76	965,05	982,65	964,64
(9) 80-90%	1489,66	1491,70	1497,77	1482,63	1488,31	1488,86	1528,19	1497,41
(10) > 90%	3505,00	4058,55	3607,16	3754,20	4077,90	4087,42	4136,06	4125,16
Estatísticas	Anos							
	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	—
Gini	0,5753	0,5706	0,5932	0,5634	0,5524	0,5457	0,5422	—
Polarização	0,2866	0,2845	0,2782	0,2780	0,2676	0,2639	0,2338	—
Renda média	939,39	878,28	872,43	869,45	798,25	816,13	857,67	—
(1) < 10%	89,46	87,37	82,42	82,92	81,35	82,94	81,65	—
(2) 10-20%	159,24	159,51	160,54	161,42	163,12	165,04	162,02	—
(3) 20-30%	232,49	230,86	236,62	237,61	239,29	231,79	229,65	—
(4) 30-40%	315,60	313,75	313,58	312,72	313,28	305,63	314,18	—
(5) 40-50%	412,71	412,04	409,11	408,98	409,23	407,67	416,86	—
(6) 50-60%	533,31	534,14	536,52	538,47	532,98	535,36	539,98	—
(7) 60-70%	704,30	702,99	702,01	706,01	701,85	702,60	706,05	—
(8) 70-80%	968,71	965,94	964,27	967,64	969,48	967,33	970,81	—
(9) 80-90%	1490,68	1493,47	1490,66	1482,38	1488,54	1488,05	1483,62	—
(10) > 90%	4161,86	4038,04	4077,32	4041,69	3870,08	3899,48	3945,20	—

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela A.2: Proporção Percentual de Pessoas por Estrato de Renda

Estratos	Anos							
	1987	1988	1989	1992	1993	1995	1996	1997
(1) < 10%	10,00	12,57	11,85	10,74	11,03	7,69	6,40	8,12
(2) 10-20%	10,00	11,20	10,85	11,45	11,11	8,47	7,81	8,77
(3) 20-30%	10,00	11,44	10,61	11,89	12,59	11,34	10,18	11,19
(4) 30-40%	10,00	10,23	10,70	11,78	12,68	11,04	10,93	10,70
(5) 40-50%	10,00	10,38	9,23	11,44	10,20	11,60	11,31	10,88
(6) 50-60%	10,00	9,22	9,01	10,01	9,97	10,05	10,20	9,70
(7) 60-70%	10,00	8,70	8,75	9,29	8,77	9,61	11,23	9,96
(8) 70-80%	10,00	8,46	9,14	8,58	8,22	9,82	10,74	10,07
(9) 80-90%	10,00	8,48	9,38	7,90	7,62	9,66	10,75	9,94
(10) > 90%	10,00	9,32	10,47	6,92	7,80	10,72	10,43	10,68
Estratos	Anos							
	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	—
(1) < 10%	7,05	7,58	7,27	6,67	7,65	6,62	5,75	—
(2) 10-20%	8,80	9,60	10,10	9,92	10,75	10,10	7,91	—
(3) 20-30%	11,93	11,92	11,31	11,92	11,90	9,22	10,48	—
(4) 30-40%	11,17	11,62	11,10	10,42	11,17	13,31	13,39	—
(5) 40-50%	10,53	11,00	11,72	12,67	12,08	12,51	12,14	—
(6) 50-60%	10,26	10,51	10,92	10,85	10,99	11,77	11,82	—
(7) 60-70%	9,91	9,31	9,19	9,80	9,71	9,88	10,55	—
(8) 70-80%	9,74	9,51	9,88	9,32	9,02	9,60	10,05	—
(9) 80-90%	9,87	9,12	8,98	8,90	8,40	8,58	8,91	—
(10) > 90%	10,73	9,84	9,53	9,54	8,33	8,41	9,01	—

Fonte: Dados da pesquisa. Valores em negrito denotam crescimento em relação a 1987.