

ANÁLISE DA CONCENTRAÇÃO DE RIQUEZA NO BRASIL USANDO DOMINÂNCIA ESTOCÁSTICA

Themis da Costa ABENSUR¹
Maria Cristina Falcão RAPOSO²
Artur José LEMONTE³

- RESUMO: Apresenta-se neste artigo uma abordagem econométrica para a avaliação da concentração (ou desigualdade) de riqueza no Brasil, onde as riquezas abordadas foram: propriedade de terra e renda. Identificou-se qual medida de concentração refletiu as pequenas mudanças ocorridas na distribuição de terra e na distribuição de renda no Brasil entre 1985 e 2005. Foram comparadas as concentrações de terra com renda, em cada ano, e as concentrações do mesmo tipo de riqueza entre os anos. A partir da análise dos resultados, observou-se que a concentração de terra é superior à concentração de renda no Brasil nos anos estudados. Além disso, constatou-se uma redução gradativa, tanto na concentração de terra, quanto na concentração de renda de 1985 para 2005.
- PALAVRAS-CHAVE: Concentração de riqueza; curva de Lorenz; dominância estocástica; índice de Gini.

1 Introdução

Muitos trabalhos como, por exemplo, Cowell (2000), Leshno & Levy (2002), Maccheroni (2004) e Thistle (1989), classificam a dominância estocástica como dominância de primeira ordem e de segunda ordem. Ainda, Cowell (2000) classifica um outro conceito denominado de dominância de Lorenz.

O interesse é estudar a concentração de propriedades territoriais no Brasil nos anos de 1985 e 1995, que foram anos de realização do censo agropecuário, bem

¹Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco – UFPE, CEP: 50670-901, Recife, PE, Brasil. E-mail: *tabensur@gmail.com*

²Departamento de Estatística, Universidade Federal de Pernambuco – UFPE, CEP: 50740-540, Cidade Universitária, Recife, PE, Brasil. E-mail: *crisrina@de.ufpe.br*

³Departamento de Estatística, Universidade de São Paulo – USP, Rua do Matão, 1010, CEP: 05508-090, São Paulo, SP, Brasil. E-mail: *arturlemonte@gmail.com*

como a concentração de renda em 1985, 1995 e 2005. Cabe lembrar que 1985 e 1995 são anos atípicos por conta da implantação de planos econômicos de estabilização ocorridos um pouco antes da realização do levantamento de dados de renda. Haddad & Perobelli (2002) ressaltam que durante o ano 1980 e a década de 1990, o Brasil experimentou tanto um período de desaceleração do crescimento e de instabilidade econômica, quanto um período de estabilidade econômica (pós 1994), porém, com taxas de crescimento modestas do produto global e setorial.

No Brasil, nos últimos anos, trabalhos sobre concentração de renda foram realizados por Azzoni (2001) e Hoffmann (2001, 2002), dentre outros. Porém, trabalhos sobre concentração de terra no Brasil ainda são escassos. Daí, se dá o interesse em estudar concentração de terra. As variáveis utilizadas nesse estudo são renda domiciliar per capita e área total das propriedades de terra. Por meio dessas variáveis, foi feito o estudo da concentração de renda e de terra nos anos de 1985, 1995 e 2005.

Desta forma, os objetivos são: (a) comparar as distribuições de propriedades rurais nos anos de 1985 e 1995, e de renda domiciliar per capita no Brasil em 1985, 1995 e 2005; (b) identificar qual medida de concentração melhor reflete as pequenas mudanças ocorridas na distribuição de terra e na distribuição de renda; (c) complementar o estudo da concentração de riqueza, com os índices disponíveis na literatura, usando o conceito de dominância estocástica.

O artigo está dividido como segue. Na Seção 2, é feita uma breve discussão sobre conceitos de distribuição de riqueza e bem-estar social. Na Seção 3, apresenta-se algumas medidas de concentração. Na Seção 4, o conceito de dominância estocástica é exposto de forma bem introdutória. Na Seção 5, é discutido os resultados. Finalmente, na Seção 6, são descritas as principais conclusões.

2 Distribuição de riqueza e bem-estar social

Seja \mathcal{F} o espaço de todas as distribuições de probabilidades da variável aleatória X com suporte em \mathbb{R} e variância finita. Neste trabalho, \mathcal{F} é usado como a base para modelar a distribuição empírica de riqueza. Tomando x_0 como um valor particular de X e $F \in \mathcal{F}$ como uma função de distribuição empírica de riqueza, tem-se que $F(x_0)$ define a probabilidade da riqueza X assumir um valor menor ou igual a x_0 , ou seja,

$$F(x_0) = P(X \leq x_0) = \sum_{x=\underline{x}}^{x_0} p(x),$$

em que $\underline{x} = \min\{x_1, x_2, \dots, x_N\}$ e $p(x) = P(X = x)$ é a função de probabilidade de X .

Para uma população com N indivíduos, seja $W : \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$ a função bem-estar social, que depende somente de F e pode ser expressa na forma

$$W(F) = \sum_{i=1}^N u(x_i),$$

em que $u(\cdot)$ é uma função de avaliação das riquezas individuais de X . A função bem-estar social W pode pertencer a duas classes de funções bem-estar social, \mathcal{W}_1 e \mathcal{W}_2 . Na classe \mathcal{W}_1 , $u(\cdot)$ é não-decrescente e em \mathcal{W}_2 , subclasse de \mathcal{W}_1 , $u(\cdot)$ é *Schur* côncava [ver, por exemplo, Moore (1996)]. As classes \mathcal{W}_1 e \mathcal{W}_2 são importantes na interpretação das classificações de dominância estocástica.

A classe \mathcal{W}_1 , de acordo com Moore (1996), refere-se ao princípio fraco de Pareto, em que W é não-decrescente em X . Esta classe é devida à existência de funções utilidade que são não-decrescentes em X . O princípio forte de Pareto requer que W seja monotonicamente crescente em X , o qual é aplicável à dominância estocástica de primeira ordem.

A classe \mathcal{W}_2 , segundo Moore (1996), refere-se à propriedade de *Schur* concavidade, onde para todas as matrizes biestocásticas \mathbf{B} , $W(\mathbf{B}F) \geq W(F)$. Uma matriz biestocástica é aquela em que todos os elementos são não-negativos e que a soma dos elementos de cada linha e de cada coluna é igual a 1. O princípio *Schur* concavidade, junto ao princípio de Pareto, são aplicáveis à dominância estocástica de segunda ordem.

3 Medidas de concentração

Nesta seção, apresenta-se as medidas mais utilizadas em estudos de concentração de riqueza, dentre elas tem-se: a classe entropia generalizada, a classe de Atkinson e o índice de Gini.

A classe de medidas entropia generalizada (Cowell, 2000) pode ser definida da forma

$$EG_\eta = \frac{1}{\eta^2 - \eta} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^\eta - 1 \right],$$

em que μ é a média populacional e η é um parâmetro de sensibilidade para partes particulares da distribuição. A medida EG_η assume valores no intervalo $[0, \infty)$, com $EG_\eta = 0$ representando o caso em que as riquezas são igualmente distribuídas e grandes valores de EG_η representando altos níveis de concentração. Para valores de η negativos, EG_η é mais sensível a mudanças no extremo inferior da distribuição e para valores muito grandes de η , EG_η é sensível a mudanças que afetam o extremo superior da distribuição. Os valores mais utilizados para η são 0, 1 e 2; $\eta = 0$ dá mais peso às distâncias entre riquezas no extremo inferior da distribuição, $\eta = 1$ aplica pesos iguais ao longo da distribuição, enquanto $\eta = 2$ dá proporcionalmente mais peso às distâncias entre riquezas no extremo superior da distribuição.

Casos particulares da medida EG_η com $\eta = 1$ e 2, são as medidas de concentração de Theil (1967); o logaritmo do desvio médio (representado por \mathcal{L}) e o índice de Theil (representado por \mathcal{T}), dados, respectivamente, por

$$\mathcal{L} = EG_0 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log \left(\frac{\mu}{x_i} \right) \quad \text{e} \quad \mathcal{T} = EG_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{x_i}{\mu} \log \left(\frac{x_i}{\mu} \right).$$

O valor mínimo de \mathcal{L} é zero, ocorrendo quando a riqueza é igualmente distribuída. Além disso, $\mathcal{L} \rightarrow \infty$ quando algum $x_i \rightarrow 0$. Tem-se também que $\mathcal{T} = 0$ no caso de uma distribuição igualitária e $\mathcal{T} = \log N$ no caso de máxima concentração.

Para $\eta = 2$, a medida EG_η assume a forma do coeficiente de variação (representado por \mathcal{CV}), dado em valor percentual,

$$\mathcal{CV} = 100 \times \frac{1}{\mu} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 \right]^{1/2}.$$

As medidas da classe de Atkinson (1970) são apresentadas a seguir para valores de $\varepsilon \geq 0$. Quando $0 \leq \varepsilon \neq 1$, temos

$$\mathcal{A}(\varepsilon) = 1 - \frac{1}{\mu} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i^{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}},$$

e, quando $\varepsilon = 1$, temos

$$\mathcal{A}(\varepsilon) = 1 - \frac{1}{\mu} \exp \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log(x_i) \right).$$

Segundo Cowell (2000), é importante observar que, fazendo $\eta = 1 - \varepsilon$, a classe de Atkinson para valores de $0 < \eta < 1$ se torna equivalente à classe entropia generalizada. O parâmetro ε indica o grau de *aversão à desigualdade*: $\varepsilon = 0$ significa que há indiferença em relação à concentração, de forma que valores elevados de ε significam forte aversão à desigualdade.

Ordenando as riquezas x_i 's da forma $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_N$, o índice de Gini (Hoffmann, 1998), é dado por

$$\mathcal{G} = \frac{2}{N^2 \mu} \sum_{i=1}^N i x_i - 1 - \frac{1}{N}.$$

O índice de Gini assume valores no intervalo $[0, 1]$, com 0 (zero) indicando que não há concentração. Uma boa discussão sobre este índice pode ser encontrada em Hoffmann (1998).

4 Dominância estocástica

Considere duas funções de distribuições F e G . A dominância de G sobre F se dá segundo três princípios de comparação de distribuições:

- (a) dominância estrita: $G \succ_T F \iff G \succeq_T F$ e $F \not\prec_T G$;
- (b) dominância equivalente: $G \sim_T F \iff G \succeq_T F$ e $F \succeq_T G$;
- (c) dominância não-comparável: $G \perp_T F \iff G \not\prec_T F$ e $F \not\prec_T G$.

A notação \succeq_T indica que as distribuições F e G são induzidas por algum princípio de comparação T . A expressão $G \succeq_T F$ significa que a distribuição G tem dominância sobre a distribuição F . A notação \sim_T se refere à equivalência e \perp_T , à não-comparabilidade.

Nesta seção são discutidos os três tipos de dominância estocástica: dominância de primeira ordem, de segunda ordem e de Lorenz. As duas primeiras são fundamentais para comparações de bem-estar social, porém, são sensíveis à média da distribuição e, portanto, não são aplicáveis para estabelecer diferenças entre diferentes níveis de concentrações (por exemplo, terra e renda); já a dominância de Lorenz, por outro lado, é utilizada para comparar concentrações ao longo das distribuições.

Os critérios de dominância de primeira ordem são baseados nos quantis da distribuição. Neste caso, o quantil funcional de X é dado por

$$Q(F; q) = \inf \{x \mid F_X(x) \geq q\} = x_q,$$

para toda distribuição F e para todo quantil $q \in [0, 1]$.

Se cada quantil na distribuição G não está acima do correspondente quantil na distribuição F , e pelo menos um quantil está estritamente abaixo, então a distribuição G assumirá o maior nível de bem-estar para toda função bem-estar social na classe \mathcal{W}_1 . Isso significa que a distribuição G tem dominância de primeira ordem sobre a distribuição F se e somente se $W(G) \geq W(F)$. De acordo com Sapoznik (1981, 1983),

$$G \succeq_Q F \iff W(G) \geq W(F),$$

para toda função $W \in \mathcal{W}_1$, que é equivalente a $G \succeq_Q F$ se $G(q) \leq F(q)$ para todo $q \in [0, 1]$ e uma concentração estrita para algum q .

Apesar de sua utilidade, o critério de dominância de primeira ordem apresenta algumas desvantagens:

- Em aplicações práticas, é muito freqüente o caso em que não há dominância de primeira ordem de uma distribuição G sobre uma distribuição F ou de F sobre G ;
- Não emprega todos os princípios padrões da análise de bem-estar social; além disso, não incorpora o princípio da transferência de Pigou-Dalton.¹

Por estas razões, é usual introduzir o critério de dominância de segunda ordem, o qual requer a definição de riqueza funcional acumulada para todo quantil $q \in [0, 1]$, dada por

$$C(F; q) = \sum_{x=\underline{x}}^{Q(F; q)} x p(x),$$

¹O princípio da transferência, devido a Dalton (1920) e Pigou (1912), mostra que (no caso da renda) uma transferência na renda de uma pessoa mais pobre para uma pessoa mais rica se registraria como um aumento na concentração, e uma transferência na renda da pessoa mais rica para uma mais pobre registraria-se como uma redução na concentração.

em que $\underline{x} = \min\{x_1, x_2, \dots, x_N\}$, $C(F; 0) = 0$ e $C(F; 1) = \mu$. O gráfico de $C(F; q)$ contra q descreve a curva de Lorenz generalizada, sendo a base para a análise da dominância de segunda ordem segundo Shorrocks (1983).

Uma distribuição G tem dominância de segunda ordem (ou simplesmente dominância de Lorenz generalizada) sobre F se e somente se a função bem-estar social de G é maior ou igual à função bem-estar social de F com relação à riqueza acumulada, ou seja, $\forall F, G : G \succeq_C F \iff W(G) \geq W(F)$.

A curva de Lorenz generalizada, ilustrada pela Figura 1, é uma ferramenta fundamental para tirar conclusões sobre o bem-estar de indivíduos e, diretamente associadas a ela, estão outras técnicas importantes da análise de distribuições. Entre essas técnicas, está a convencional curva de Lorenz (1905), ou curva de Lorenz relativa, usada para distinguir a curva generalizada de outros conceitos com nomes similares.

Um método utilizado para evidenciar os diferentes graus de concentração das estruturas de repartição da renda foi proposto por Max Lorenz em 1905. Este método é dado pela curva de Lorenz de uma distribuição F . A curva de Lorenz, definida por $L(F; q) : [0, 1] \rightarrow [0, 1]$, é tal que

$$L(F; q) = \frac{C(F; q)}{\mu}.$$

O gráfico $\{q, L(F; q)\}$ representa a *curva de Lorenz*.

A dominância de Lorenz de uma distribuição G sobre F ocorre se a curva de Lorenz da distribuição G não está abaixo e, pelo menos a partir de algum ponto, está acima da curva de Lorenz da distribuição F . A curva de Lorenz é geralmente comparada com uma reta de equidistribuição, que corresponde a uma situação teórica em que a renda seria igualmente distribuída entre a população, ou seja, todos os indivíduos teriam a mesma riqueza. Entre a curva de Lorenz e a reta de equidistribuição, define-se uma área de concentração. Quanto maior for esta área, maior será a concentração de riqueza. A partir da curva de Lorenz, é possível calcular o índice de concentração de Gini, discutido na Seção 3 que é igual a duas vezes a área entre a curva de Lorenz e a reta de equidistribuição.

5 Avaliação da concentração de riqueza no Brasil

Adotou-se a área de propriedades rurais e a renda domiciliar per capita como riquezas econômicas para o estudo da concentração (ou desigualdade). Será apresentado uma análise da concentração que é dada pelo cálculo das medidas de concentração e pela análise gráfica da dominância estocástica. Como já mencionado anteriormente, as medidas de concentração utilizadas são as da classe entropia generalizada com parâmetro $\eta \in \{0, 1, 2\}$, classe de medidas de Atkinson $\mathcal{A}(\varepsilon)$ com parâmetro de aversão à desigualdade $\varepsilon \in \{0.5, 1, 2\}$ e o índice de Gini \mathcal{G} . Adicionalmente, utilizou-se os gráficos de dominância de primeira ordem, segunda ordem e a curva de Lorenz para a análise gráfica da concentração. Ao longo das análises são comparadas as distribuições de terra em 1985 e 1995, e de renda em

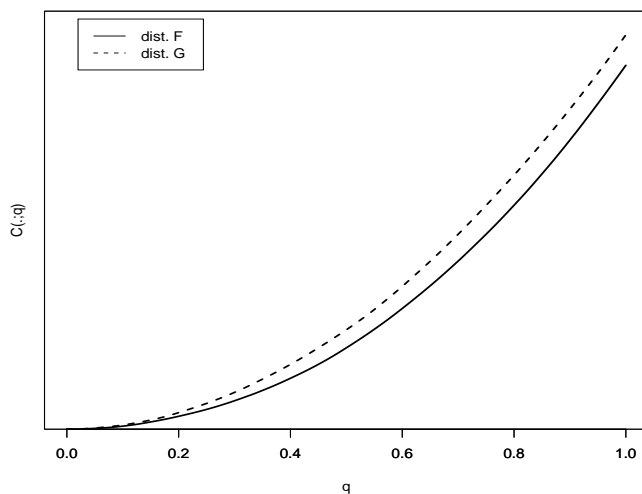


Figura 1 - Curvas de Lorenz generalizadas: dominância de G sobre F .

1985, 1995 e 2005. O estudo foi conduzido da seguinte forma: (i) para cada variável (terra e renda) comparou-se a variação da concentração de um ano para o outro, ou seja, em qual ano a concentração foi maior ou menor e (ii) em cada ano estudado, comparou-se a variação da concentração da distribuição de uma variável com relação à distribuição da outra, ou seja, o quanto a distribuição de terra é mais (ou menos) concentrada que a distribuição de renda. Todos os resultados apresentados no artigo foram obtidos através do programa estatístico R em sua versão 2.6.1, através da *library* *ineq*. Este programa é gratuito e pode ser obtido através do endereço www.r-project.org.

Utilizou-se dados de área total das propriedades de terra (em hectares) obtidos dos censos agropecuários do IBGE de 1985 e 1995, os quais são distribuídos em grupos de área total (ver Tabela 1), e considerou-se os microdados de renda domiciliar per capita (em unidades monetárias R\$) da PNAD de 1985, 1995 e 2005, disponibilizados pelo IBGE. Como as unidades monetárias dos períodos considerados são diferentes, utilizou-se o INPC (Índice Nacional de Preço ao Consumidor) para deflacionar os valores monetários tomando como ano base 1995. Segundo Corseuil & Foguel (2002), para deflacionar valores de renda domiciliar per capita, é mais adequado utilizar um índice que mede com maior precisão o poder de compra das famílias mais pobres para as quais a renda real é mais sensível a ajustes, sendo esta a razão do uso do INPC.

Na Tabela 2 estão apresentadas as medidas de concentração de terra e renda. Pode-se observar que houve uma redução em ambas concentrações, de acordo com as medidas T , coeficiente de variação, $\mathcal{A}(0.5)$ e o índice de Gini. Os demais índices

Tabela 1 - Distribuição de freqüência das propriedades rurais e área total das propriedades no Brasil (1985–1995)

Grupos de área total (ha)	Propriedades Rurais		Área (ha)	
	1985	1995	1985	1995
< 1	637311	512032	364421	280955
1 † 2	617003	471298	833487	637186
2 † 5	1043185	796724	3347274	2543527
5 † 10	767323	622320	5441406	4420526
10 † 20	815020	701417	11309854	9799204
20 † 50	907481	814695	28115002	25438629
50 † 100	437830	400375	30140265	27455753
100 † 200	283004	246314	37402682	32919190
200 † 500	174758	165243	53071662	50436030
500 † 1000	59669	58407	40958279	40186297
1000 † 2000	29060	28504	39642478	38995636
2000 † 5000	15688	14982	46023641	44178250
5000 † 10000	3538	3688	23959741	24997369
10000 † 100000	2066	2147	42241718	43031313
≥ 100000	59	37	12072837	8291381
Total	5795004	4838183	374924747	353611246

Fonte: Censos Agropecuários de 1985 e 1995 – IBGE.

apresentaram um aumento nas concentrações de terra e de renda de 1985 para 1995, porém, estes índices diminuem do ano de 1995 para 2005 em relação a concentração de renda. Observe ainda que todas as medidas de concentração de terra são maiores que as medidas de concentração de renda em 1985 e 1995, mostrando que a concentração de terra é superior à concentração de renda, sendo que o índice $\mathcal{A}(2)$ em 1995 foi superior para concentração de renda tendo permanecido, em 2005, no mesmo patamar em torno de 0.97. A interpretação do alto valor do índice de Atkinson na concentração de renda em 1995 e 2005 seria: quanto maior a aversão à desigualdade dos indivíduos, mais dispostos estariam em abrir mão de parte de sua renda para estabelecer o bem-estar social (97.4% no caso de $\mathcal{A}(2)$ em 2005) .

Na Tabela 3, apresenta-se o incremento relativo percentual de 1985 para 1995 considerando as duas variáveis, e de 1995 para 2005 para a concentração de renda, calculado da forma

$$\frac{\mathcal{MC}_{(atual)} - \mathcal{MC}_{(anterior)}}{\mathcal{MC}_{(anterior)}} \times 100,$$

em que \mathcal{MC} representa a medida de concentração. Observa-se que houve redução na concentração da distribuição das propriedades rurais no Brasil de 1985 para 1995, segundo as medidas \mathcal{T} , coeficiente de variação, $\mathcal{A}(0.5)$ e o índice de Gini, onde o coeficiente de variação apresentou a maior redução (cerca de 11.5%). Entretanto, constata-se um pequeno aumento na concentração da distribuição de terra, de

Tabela 2 - Medidas de Concentração das Distribuições de Terra e de Renda no Brasil (1985–2005)

Medidas de Concentração	Terra		Renda		
	1985	1995	1985	1995	2005
\mathcal{L}	1.9572	1.9688	0.6492	0.7067	0.6392
\mathcal{T}	2.3748	2.3168	0.6967	0.6779	0.6482
\mathcal{CV}	12.3710	10.9480	1.8043	1.7328	1.7478
$\mathcal{A}(0.5)$	0.6586	0.6560	0.2860	0.2828	0.2683
$\mathcal{A}(1)$	0.8587	0.8604	0.4775	0.5067	0.4723
$\mathcal{A}(2)$	0.9574	0.9611	0.7724	0.9771	0.9740
\mathcal{G}	0.8533	0.8519	0.5890	0.5798	0.5658

Tabela 3 - Incremento Relativo das Medidas de Concentração da Distribuição de Riqueza de 1985 para 1995 e de 1995 para 2005

Medidas de Concentração	Terra	Renda	
	(85/95)	(85/95)	(95/2005)
\mathcal{L}	0.59	8.86	-9.55
\mathcal{T}	-2.44	-2.70	-4.38
\mathcal{CV}	-11.50	-3.96	0.90
$\mathcal{A}(0.5)$	-0.39	-1.12	-5.13
$\mathcal{A}(1)$	0.20	6.11	-6.79
$\mathcal{A}(2)$	0.39	26.50	-0.32
\mathcal{G}	-0.16	-1.56	-2.41

acordo com as demais medidas, podendo-se considerar que a concentração se manteve praticamente inalterada. A mesma situação ocorreu com a concentração de renda de 1985 para 1995, sendo que houve um aumento maior na concentração de acordo com o índice de Atkinson com $\varepsilon = 2$. Já com a distribuição de renda de 1995 para 2005, a redução se manteve para os índices \mathcal{T} , $\mathcal{A}(0.5)$ e \mathcal{G} (sendo que este último apresentou uma redução de incremento relativo de 54.5%) e, de forma impressionante, os índices \mathcal{L} e $\mathcal{A}(2)$ apresentaram uma redução no incremento relativo de 207.8% e 101.2%, respectivamente. Portanto, de acordo com esses resultados, especificamente o índice \mathcal{L} , pode-se dizer que as pessoas com baixa renda apresentaram, de 1995 para o ano de 2005, uma maior participação na distribuição da renda (extremo inferior da distribuição), ou seja, a concentração de renda no Brasil de 1995 para 2005 apresentou uma considerável redução.

A Tabela 4 apresenta a variação da desigualdade da distribuição de terra com relação à distribuição de renda no Brasil em 1985 e 1995, ou seja, o quanto a concentração de terra é maior (ou menor) que a concentração de renda em cada ano. Em 1985, pode-se observar que a concentração de terra foi 301.5% superior à

Tabela 4 - Razão entre as Medidas de Concentração das Distribuições de Terra e de Renda (1985–1995)

Medidas de Concentração	$\mathcal{MC}_T/\mathcal{MC}_R$ (%)	
	1985	1995
\mathcal{L}	301.48	278.59
\mathcal{T}	340.86	341.76
\mathcal{CV}	685.64	631.81
$\mathcal{A}(0.5)$	230.28	231.97
$\mathcal{A}(1)$	179.83	169.80
$\mathcal{A}(2)$	123.95	98.36
\mathcal{G}	144.87	146.93

concentração de renda segundo o índice \mathcal{L} , 340.9% maior com relação à concentração de renda no índice \mathcal{T} , 685.6% maior segundo o coeficiente de variação, 230.3% maior segundo o índice $\mathcal{A}(0.5)$, 179.8% maior de acordo com o índice $\mathcal{A}(1)$, 123.9% maior segundo o índice $\mathcal{A}(2)$ e a concentração de terra foi superior em 144.9% à concentração de renda segundo o índice de Gini. No ano de 1995, observou-se resultados semelhantes para todos os índices. Esses resultados confirmam que a concentração de terra é substancialmente maior que a concentração de renda em todas as medidas de concentração consideradas nos anos estudados.

Não é possível dizer se este nível de concentração de terra é bom ou ruim para o Brasil, pois existem grandes extensões de terra que são utilizados para a produção agrícola. Entretanto, há grande concentração de terra improdutivo. É devido a esta última afirmação que grupos como os do Movimento dos Trabalhadores Rurais Sem Terra (MST) e os da Confederação dos Trabalhadores Rurais na Agricultura (CONTAG) vem, a muitos anos, organizando e reivindicando a reforma agrária.

Segundo Guanziroli (1999), não existem argumentos econômicos relevantes que expliquem a existência das grandes propriedades e das muito pequenas, restando apenas o argumento das políticas públicas. As formas extensivas de produção agrícola, organizadas em grandes estabelecimentos, têm grandes dificuldades de operar a taxas de lucro compatíveis com o custo de oportunidade das atividades industriais ou financeiras, principalmente por causa do risco proveniente dos problemas climáticos, pragas e existência de tempos ociosos na agricultura.

Com relação à concentração de renda no Brasil, de acordo com Hoffmann (2002), ocorreu uma redução na concentração da distribuição de renda de 1992 a 2001 segundo o índice de Gini e segundo os índices \mathcal{L} e \mathcal{T} . Ainda, segundo Hoffmann (2005), houve uma redução da concentração de renda no Brasil de 2002 para 2003 nos três últimos índices citados, em que o índice de Gini foi 0.563 em 2002 diminuindo levemente para 0.56 em 2003, valores esses menores do que os que calculamos para 1995 (0.5798) confirmando a continuação da tendência de redução da concentração de renda.

As Figuras 2 e 3 apresentam o comportamento da concentração das áreas rurais

no Brasil em 1985 e 1995, identificando a dominância estocástica da distribuição de terra no ano de 1995 sobre o ano de 1985, ilustrando que houve uma pequena redução da concentração de terra do ano de 1985 para 1995. Na Figura 4, observou-se que as curvas de Lorenz das distribuições de terra de 1985 e 1995 são relativamente iguais, indicando que há dominância equivalente entre as duas distribuições, mesmo tendo-se observado uma pequena redução da concentração de terra de um ano para o outro pelo índice de Gini; veja Tabela 2. As curvas de Lorenz na Figura 4 mostram que em 1985, 50% dos pequenos proprietários detinham apenas 2.34% da área total, diminuindo para 2.30% em 1995, enquanto os 5% maiores proprietários detinham 68.97% da área total, diminuindo para 68.05% em 1995.

As Figuras 5 e 6 apresentam os gráficos de dominância estocástica para a distribuição de renda no Brasil em 1985, 1995 e 2005. Nestas figuras, pode-se observar dominância estocástica da distribuição de 1995 sobre as demais. Por outro lado, a Figura 7 revela que houve redução (muito pequena) da concentração de renda de 1985 para 2005, pois houve a suave dominância da distribuição de renda de 2005 com relação aos demais anos. A confirmação da dominância de Lorenz é dada pelo índice de Gini, que revelou que houve uma pequena redução na concentração de renda. Pode-se destacar alguns pontos das curvas de Lorenz, apresentadas na Figura 7: a participação na renda dos 50% com menos renda aumentou de 12.9% em 1985 para 13.2% em 1995, e para 13.9% em 2005. Já os 1% mais ricos tiveram um leve aumento de 13% em 1985 para 14% em 1995, diminuindo para 12.9% em 2005. Este resultado é muito interessante, pois mostra que a concentração de renda no Brasil vem diminuindo gradativamente.

A análise gráfica, bem como os valores das medidas de concentração, mostram que a concentração de renda no Brasil ainda é grande. Cabe ressaltar que o Brasil não é um país pobre, mas um país com muitos pobres, cuja origem da pobreza não reside na escassez de recursos. Isto quer dizer que o país é capaz de gerar renda suficiente para eliminar o contingente de pobres da população. De acordo com Diniz & Arraes (2005), nos estados mais ricos do país, a renda per capita chega a ser comparável à renda de países colocados no grupo dos países de renda alta. Entretanto, quando a concentração de renda brasileira é comparada com a observada em países de renda per capita similar aos países da América Latina ou mesmo a América do Sul, o Brasil assume um *ranking* nada desejável de primeiro lugar em concentração de renda.

A concentração de riqueza no Brasil é destacada por sua persistência ao longo do tempo, pois existe uma estabilidade histórica dos índices de concentração em termos absolutos conforme revelam os índices calculados. Segundo Barros et al. (2000), esta é “uma estabilidade que se mantém independente das transformações e mudanças cíclicas da economia”. Mesmo os “choques” observados, em decorrência dos vários planos de estabilização, que se seguiram entre as décadas de 1980 e 2000, tiveram um efeito pouco durador para atenuar a concentração.

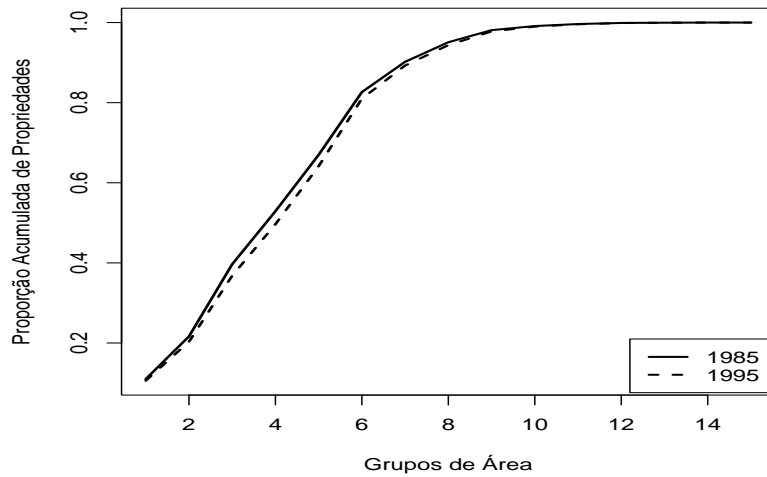


Figura 2 - Dominância de Primeira Ordem da Distribuição das Propriedades Rurais no Brasil em 1985 e 1995.

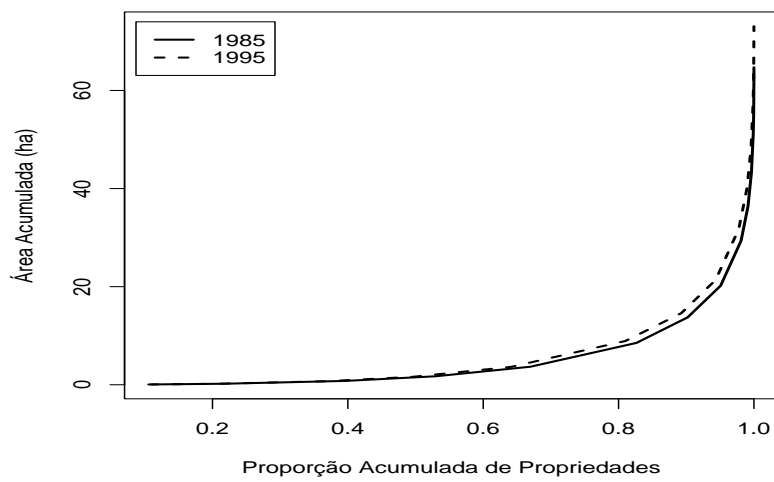


Figura 3 - Dominância de Segunda Ordem da Distribuição das Propriedades Rurais no Brasil em 1985 e 1995.

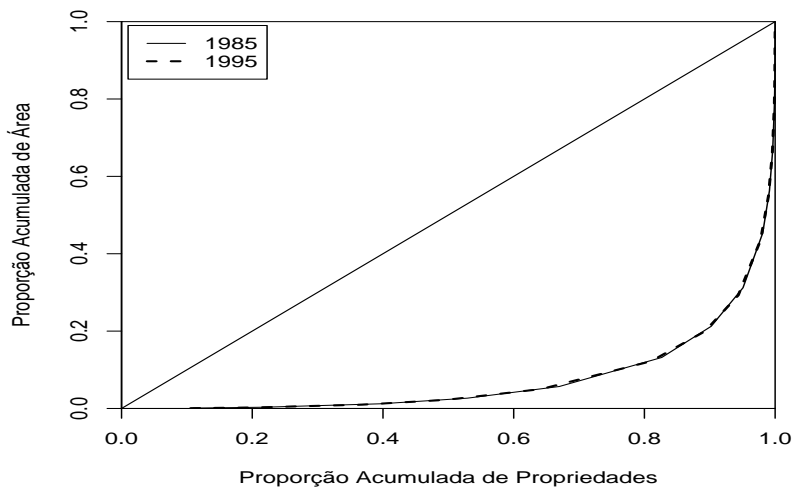


Figura 4 - Dominância de Lorenz da Distribuição das Propriedades Rurais no Brasil em 1985 e 1995.

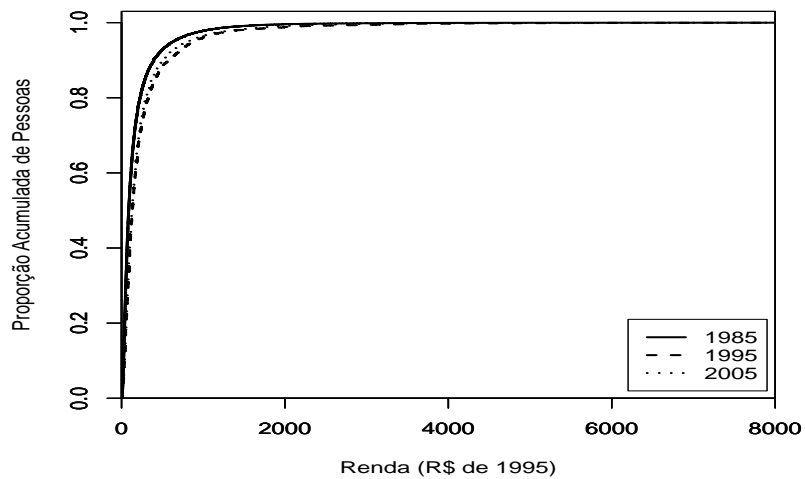


Figura 5 - Dominância de Primeira Ordem da Distribuição de Renda no Brasil em 1985, 1995 e 2005.

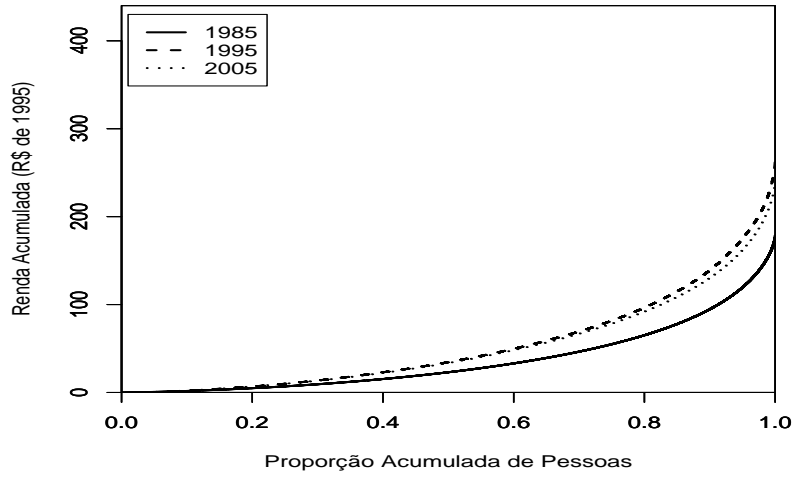


Figura 6 - Dominância de Segunda Ordem da Distribuição de Renda no Brasil em 1985, 1995 e 2005.

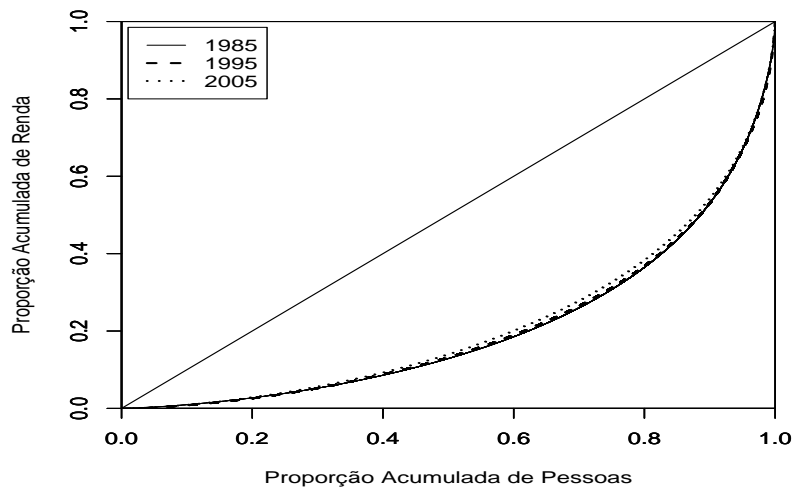


Figura 7 - Dominância de Lorenz da Distribuição de Renda no Brasil em 1985, 1995 e 2005.

Conclusões

O presente estudo confirma que, no caso das propriedades de terra, grandes áreas ainda se concentram nas mãos de poucos proprietários e, no caso das rendas individuais, existe ainda uma grande concentração de pessoas com baixa renda e uma riqueza muito grande nas mãos de poucas pessoas.

A avaliação da concentração de riqueza no Brasil nos anos de 1985 e 1995 mostrou que as concentrações de terra e de renda diminuíram no período segundo algumas medidas de concentração: o índice \mathcal{T} , coeficiente de variação, índice de Atkinson com $\varepsilon = 0.5$ e o índice de Gini. Porém, os índices de Atkinson com $\varepsilon \in \{1, 2\}$ indicaram aumento na concentração de riqueza no Brasil de 1985 para 1995, refletindo mudanças no extremo superior das distribuições das riquezas. Segundo alguns índices (\mathcal{L} e $\mathcal{A}(1)$), a concentração de renda aumentou de 1985 para 1995 passando a diminuir em 2005. O índice $\mathcal{A}(2)$ mostrou que a concentração de renda aumentou de 1985 para 1995 e se manteve em 2005, o que mostra que este índice melhor refletiu as mudanças no extremo superior da distribuição de renda bem como na distribuição de terra.

Ao se avaliar a concentração de riqueza segundo a dominância estocástica, ou seja, pelo estudo das distribuições de terra no Brasil nos anos em estudo, conclui-se que a distribuição de terra de 1995 apresentou dominâncias de primeira e segunda ordens sobre a distribuição de 1985; já a dominância de Lorenz foi equivalente entre as distribuições de terra nos dois anos. Além disso, observou-se que a distribuição de renda em 2005 apresentou dominância de primeira e segunda ordens sobre a distribuição de renda nos demais anos. Entretanto, a dominância de Lorenz foi considerada equivalente para a distribuição de renda nos anos em questão, identificando-se na distribuição em 2005 alguns quantis acima das outras duas distribuições.

A comparação entre a distribuição de terra e a distribuição de renda em 1985 e 1995 revelou que a concentração de terra é superior à concentração de renda. Isso significa que não basta apenas elaborar políticas econômicas para que a renda seja melhor distribuída, sendo necessária a realização de uma reforma agrária para redistribuir as terras improdutivas e, conseqüentemente, reduzir a concentração. No caso do Brasil, não é possível afirmar que o nível de concentração de terra deve ser semelhante do nível de concentração de renda em vista ao tipo de produto agrícola cultivado em grande parte das regiões brasileiras.

Agradecimentos

Os autores agradecem o apoio financeiro concedido pela CAPES e FAPESP.

ABENSUR, T. C.; RAPOSO, M. C. F.; LEMONTE, A. J. Wealth inequality analysis in Brazil using stochastic dominance. *Rev. Bras. Biom.*, São Paulo, v.26, n.2, p.41-57, 2008.

- **ABSTRACT:** *This paper presents an econometric approach to evaluate wealth inequality in Brazil. The interest lies in studying land inequality is motivated by the shortage of studies realized in Brazil. Our chief goal is identify the measure of inequality that best captures the small changes occurred in land distribution and income distribution in Brazil from 1985 and 2005. We use the IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) agricultural data census and PNAD (Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios) data from 1985 to 2005. We obtained the values of the inequality measures and built stochastic dominance curves to evaluate wealth inequality in Brazil.*
- **KEYWORDS:** *Lorenz curve; stochastic dominance; Wealth inequality.*

Referências

- ATKINSON, A. B. On the measurement of inequality. *J. Econ. Theory*, San Diego, v.2, p.244–263, 1970.
- AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. *Ann. Regional Sci.*, Berlin, v.35, p.133–152, 2001.
- BARROS, R. P.; HENRIQUE, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade ináceitável. *Rev. Bras. Ciênc. Soc.*, São Paulo, v.15, p.123–142, 2000.
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. *Merc. Trab.*, Rio de Janeiro, v.1, p.57–63, 2002.
- COWELL, F. A. Measurement of Inequality. In: ATKINSON, A. B.; BOURGUIGNON, F. (Ed.). *Handbook of income distribution*. Amsterdam: Elsevier Science, 2000. Chap 2.
- DALTON, H. The measurement of the inequality of incomes. *Econ. J.*, Cambridge, v.30, p.348–361, 1920.
- DINIZ, M. B.; ARRAES, R. A. Desenvolvimento econômico e desigualdade de renda no Brasil. In: X ENCONTRO REGIONAL EM ECONOMIA, 10., 2005. Fortaleza. *Proceedings...* Fortaleza: Universidade Federal do Ceará, 2005, p.1–19.
- GUANZIROLI, C. E. Reforma agrária e globalização da economia: o caso do Brasil. *Econômica*, Niterói, v.1, p.27–52, 1999.
- HADDAD, E. A.; PEROBELLI, F. S. Mudança estrutural na economia brasileira no período de 1985–1996: uma análise de insumo-produto. *Núcl. Pesq. Econ.*, v.15, p.1–22, 2002.
- HOFFMANN, R. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: EDUSP, 1998. 280p.
- HOFFMANN, R. Effect of the rise on a Pearson's income on inequality. *Braz. Rev. Econ.*, Rio de Janeiro, v.21, p.237–262, 2001.

- HOFFMANN, R. A distribuição da renda no Brasil no período 1992–2001. *Econ. Soc.*, Campinas, v.19, p.213–235, 2002.
- HOFFMANN, R. Distribuição da renda no Brasil: mudanças de 2002 para 2003 e a delimitação dos relativamente ricos. *Econômica*, Niterói, v.7, p.77–95, 2005.
- LESHNO, M.; LEVY, H. Preferred by “all” and preferred by “most” decision makers: almost stochastic dominance. *Manag. Sci.*, Providence, v.48, p.1074–1085, 2002.
- LORENZ, M. O. Methods for measuring concentration of wealth. *J. Am. Stat. Assoc.*, New York, v.9, p.209–219, 1905.
- MACCHERONI, F. Yaari’s dual theory without the completeness axiom. *Econ. Theory*, Berlin, v.23, p.701–714, 2004.
- MOORE, R. E. Ranking income distributions using the geometric mean and a related general measure. *South. Econ. J.*, Chapel Hill, v.63, p.69–75, 1996.
- PIGOU, A. F. *Wealth and welfare*. London: Macmillan, 1912. 267p.
- SAPOSNIK, R. Rank dominance in income distribution. *Public Choice*, Blacksburg, v.36, p.147–151, 1981.
- SAPOSNIK, R. On evaluating income distributions: rank dominance. *Public Choice*, Blacksburg, v.40, p.329–336, 1983.
- SHORROCKS, A. F. Ranking income distributions. *Economica*, London, v.50, p.3–17, 1983.
- THEIL, H. *Economics and information theory*. Amsterdam: North Holland, 1967. 217p.
- THISTLE, P. D. Ranking distributions with generalized Lorenz curves. *South. Econ. J.*, Chapel Hill, v.56, p.1–12, 1989.

Recebido em 13.02.2008.

Aprovado após revisão em 30.06.2008.