

Desigualdade entre estados na distribuição da renda no Brasil

Rodolfo Hoffmann[†]

RESUMO

Utilizando dados* sobre a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento confirma-se que entre 1970 e 1980 houve substancial redução da desigualdade interestadual no Brasil, como já fora constatado com base em dados sobre o PIB *per capita* nos estados. Verifica-se, entretanto, que o crescimento da desigualdade da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas *dentro* dos estados nessa década mais do que compensou a diminuição da desigualdade interestadual. Em 1980 a desigualdade interestadual representa menos de 10% da desigualdade total para a classe de medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis que inclui as medidas de desigualdade de Theil. Considerando a população economicamente ativa em 22 Unidades da Federação, verifica-se que a participação da desigualdade interestadual na desigualdade total é bastante estável no período 1984-1993. Em 1995 essa participação aumenta um pouco, tornando-se igual a 7,39% para o *T* de Theil e igual a 9,29% para o *L* de Theil.

Palavras-chave: desigualdade interestadual, distribuição da renda, desigualdade entre pessoas economicamente ativas, decomposição da desigualdade.

ABSTRACT

Using data on income distribution among economically active persons it is shown that from 1970 to 1980 there was a substantial decrease in the interstate inequality in Brazil, ratifying results obtained from data on *per capita* product of the states. However, the increase in the intra-state inequality more than compensated the decrease in interstate inequality. In 1980 the interstate inequality accounts for less than 10% of total inequality among economically active persons for the class of additively decomposable inequality measures that includes Theil's measures. Considering the economically active population of 22 Federal Units, it is shown that the share of interstate inequality in total inequality is fairly stable in the period 1984-93. In 1995 this share increases, becoming equal to 7,39% for Theil's *T* and equal to 9,29% for Theil's *L*.

Key Words: interstate inequality, income distribution, inequality among economically active persons, decomposition of inequality.

* Apêndice: rendimentos médios dos estratos de rendimento nos Censos Demográficos de 1960, 1970 e 1980

[†] Professor do IE-UNICAMP e professor aposentado da ESALQ-USP. O autor agradece o apoio da FAPESP e do CNPq.

1 Introdução

Recentemente foram publicados vários trabalhos sobre a convergência das rendas *per capita* dos estados brasileiros: Rodrigues (1993), Azzoni (1994), Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Ellery Jr. (1996) e Ferreira (1996a, 1996b). Esses trabalhos mostram que ocorreu uma nítida redução da desigualdade interestadual quando se compara 1970 com 1980 ou qualquer ano posterior. Sabemos, entretanto, que no mesmo período não ocorreu redução na desigualdade da distribuição da renda no País. Quando se considera a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas no Brasil, a desigualdade em 1980 é, certamente, superior à de 1970. Os objetivos deste trabalho são analisar como a redução da desigualdade interestadual se coaduna com o crescimento da desigualdade entre pessoas e avaliar a importância relativa da desigualdade interestadual na desigualdade da distribuição da renda no Brasil.

2 Medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis

Para avaliar a participação das desigualdades entre e dentro dos estados na desigualdade da distribuição da renda no Brasil, vamos utilizar as medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis, isto é, medidas que podem ser decompostas em uma parcela referente às diferenças de rendas médias entre estados e uma parcela referente à desigualdade dentro dos estados.

No final da década de 70 e início da década de 80, vários trabalhos¹ apontam para uma medida geral de desigualdade que pode ser expressa da seguinte maneira:

$$S = \frac{1}{\varepsilon(1-\varepsilon)} \left[1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right] \quad (1)$$

ou

$$S = \frac{1}{\varepsilon(1-\varepsilon)} \left[1 - \frac{1}{n^\varepsilon} \sum_{i=1}^n y_i^{1-\varepsilon} \right] \quad (2)$$

¹ Ver Cowell (1997 e 1980), Shorrocks (1980) e Cowell e Kuga (1981a e 1981b). Nos trabalhos de Cowell, a fórmula geral é apresentada considerando um parâmetro $\beta = -\varepsilon$ e no artigo de Shorrocks (1980) considera-se um parâmetro $c = \beta + 1 = 1 - \varepsilon$

onde x_i é a renda da i -ésima pessoa ($i = 1, \dots, n$), μ é a renda média, $y_i = x_i / (n \mu)$ é a participação da i -ésima pessoa na renda total e ε é um parâmetro.

Quando $\varepsilon = -1$ obtemos $S = C^2 / 2$, onde C é o coeficiente de variação das rendas ($C = \sigma / \mu$).

Utilizando a regra de L'Hôpital pode-se verificar que

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} S = \frac{1}{n} \sum \frac{x_i}{\mu} \ln \frac{x_i}{\mu} = \sum y_i \ln n y_i \quad (3)$$

e

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} S = -\frac{1}{n} \sum \ln \frac{x_i}{\mu} \quad (4)$$

A expressão (3) é a primeira medida de desigualdade de Theil, ou T de Theil, e a expressão (4) é a segunda medida de desigualdade de Theil, ou L de Theil²

Esses resultados mostram que a medida S inclui, como casos particulares, o T de Theil, o L de Theil e uma transformação do coeficiente de variação. Pode-se verificar também que a família de medidas de desigualdade de Atkinson (1970) é uma transformação monotonicamente crescente de S para $\varepsilon > 0$.

Para apresentar as fórmulas referentes à decomposição da medida de desigualdade S vamos considerar uma população com N pessoas e renda média μ que está dividida em k grupos (conforme regiões ou estados, por exemplo). Seja n_h o número de pessoas no h -ésimo grupo e seja μ_h a respectiva renda média, com $h=1, \dots, k$. Sendo x_{hi} a renda da i -ésima pessoa do h -ésimo grupo, a medida generalizada de desigualdade para toda a população, de acordo com (1), é

$$S = \frac{1}{\varepsilon(1-\varepsilon)} \left[1 - \frac{1}{N} \sum_h \sum_i \left(\frac{x_{hi}}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right] \quad (5)$$

A medida da desigualdade dentro do h -ésimo grupo é

² A definição e decomposição dessas duas medidas de desigualdade é apresentada em Theil (1967)

$$S_h = \frac{1}{\varepsilon(1-\varepsilon)} \left[1 - \frac{1}{n_h} \sum_i \left(\frac{x_{hi}}{\mu_h} \right)^{1-\varepsilon} \right] \quad (6)$$

Pode-se demonstrar que a medida da desigualdade *entre* grupos é

$$S = \frac{1}{\varepsilon(1-\varepsilon)} \left[1 - \frac{1}{N} \sum_h n_h \left(\frac{\mu_h}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right] \quad (7)$$

e que

$$S_e = S_e + \sum_h \frac{n_h}{N} \left(\frac{\mu_h}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} S_h \quad (8)$$

Esse resultado mostra que a medida da desigualdade para toda a população pode ser decomposta em duas partes: uma relativa à desigualdade *entre* grupos e outra que é uma soma ponderada das medidas de desigualdade *dentro* dos grupos. Dizemos, então, que se trata de uma medida de desigualdade aditivamente decomponível.

Consideremos uma situação hipotética em que os k grupos são iguais entre si. Então $\mu_h = \mu$ para todo h , $S_e = 0$ e todos os S_h são iguais entre si. Nesse caso, de acordo com (8), temos $S = S_h$, isto é, a medida da desigualdade na população é igual à medida da desigualdade dentro de qualquer grupo. Isso mostra que a simples duplicação (triplicação, quadruplicação etc) de uma distribuição não altera o valor de S .

Pode-se provar que S (incluindo, como casos especiais, as duas medidas de desigualdade de Theil) constitui a classe das medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis que são funções homogêneas de grau zero das rendas individuais e não são afetadas por uma duplicação (triplicação etc) da distribuição (ver Shorrocks, 1980).

Quando $\varepsilon = 0$, a medida S é o T de Theil e a expressão (8) fica:

$$T = T_e + \sum_h \frac{n_h \mu_h}{N \mu} T_h,$$

onde T_e corresponde à desigualdade entre grupos e T_h é a medida da desigualdade dentro do h -ésimo grupo. Note-se que

$$\frac{n_h \mu_h}{N\mu} = Y_h$$

é a participação do h -ésimo grupo na renda total.

Quando $\varepsilon = 1$, a medida S é o L de Theil e a expressão (8) fica

$$L = L_e + \sum_h \frac{n_h}{N} L_h$$

onde L_e é a segunda medida de desigualdade de Theil referente à desigualdade entre grupos e L_h corresponde à desigualdade dentro do h -ésimo grupo. Note-se que n_h / N é a proporção da população que pertence ao h -ésimo grupo.

O fatores de ponderação dos S_h , no último termo de (8), têm soma igual a 1, fazendo com que esse termo seja uma *média ponderada* dos S_h , apenas quando $\varepsilon = 0$ ou $\varepsilon = 1$. Assim, as duas medidas de desigualdade de Theil são as únicas integrantes dessa classe de medidas aditivamente decomponíveis para as quais a parcela referente à desigualdade dentro dos grupos é uma média ponderada das medidas de desigualdade dentro dos grupos³

3 A desigualdade entre estados conforme valor do Produto Interno Bruto *per capita*

Os valores do L de Theil para a desigualdade entre rendas *per capita* nos estados brasileiros, no período 1950-1985, são apresentados por Ferreira (1996a) e estão reproduzidos na tabela 1. Para manter uniforme o número de unidades ao longo de todo o período analisado ele agregou Amazonas, Rondônia e Acre em uma unidade, agregou Pará com Amapá, Guanabara com Rio de Janeiro, Mato Grosso do Sul com Mato Grosso e Tocantins com Goiás, obtendo, para todos os anos, um conjunto de 20 unidades. Utilizando os mesmos dados, calculamos também o índice T de Theil, cujos valores são apresentados na tabela 1.

³ Como mostrou Bourguignon (1979).

Verifica-se que as duas medidas sempre variam no mesmo sentido de 1950 a 1985. A desigualdade interestadual diminui entre 1950 e 1960, mas em 1970 volta ao nível de 1950. De 1970 a 1985, ocorre um claro processo de redução da desigualdade interestadual. Uma boa discussão dos fatos sócio-econômicos associados a esse processo pode ser encontrada em Ferreira e Diniz (1995).

Tabela 1

Valor das medidas de Theil (T e L) para a desigualdade entre rendas *per capita* de 20 unidades geográficas do Brasil (estados e agrupamentos de Unidades da Federação) - 1950/1985

Ano	T de Theil	L de Theil
1950	0,2054	0,2181
1960	0,1592	0,1679
1970	0,2007	0,2161
1975	0,1802	0,2019
1980	0,1432	0,1637
1985	0,1109	0,1265

Fonte: Ferreira (1996a) para os valores do L de Theil

Ferreira (1996b) apresenta as medidas de Theil para a desigualdade interestadual no período 1970-1992, considerando, agora, a divisão do País em 25 unidades (obtidas a partir das atuais Unidades da Federação agregando Mato Grosso do Sul com Mato Grosso e Tocantins com Goiás). Seus resultados são reproduzidos na tabela 2.

Verifica-se que a partir de 1985 a desigualdade interestadual se mantém em um patamar nitidamente mais baixo do que o observado em 1970 e 1975.

Comparando os valores referentes aos anos comuns nas tabelas 1 e 2 verifica-se que a divisão do País em 20 ou 25 unidades tem influência muito pequena sobre os resultados. Isso ocorre porque a agregação adicional utilizada na tabela 1 envolve Unidades da Federação com pequena importância demográfica e econômica.

Tabela 2

Valor das medidas de Theil (T e L) para a desigualdade entre rendas *per capita* de 25 unidades geográficas do Brasil - 1970/1992

Ano	T de Theil	L de Theil
1970	0,200	0,216
1975	0,180	0,203
1980	0,143	0,164
1985	0,111	0,127
1986	0,105	0,119
1987	0,109	0,122
1988	0,111	0,124
1989	0,109	0,121
1990	0,109	0,120
1991	0,108	0,118
1992	0,109	0,122

Fonte: Ferreira (1996b)

4 Desigualdade interestadual na distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas no Brasil

Nesta seção vamos avaliar a importância relativa da desigualdade interestadual na desigualdade da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento⁴

Vamos iniciar a análise utilizando os dados publicados dos Censos Demográficos de 1960, 1970 e 1980. Esses dados consistem no número de pessoas economicamente ativas em certo número de estratos de rendimento mensal. Os rendimentos médios de cada estrato utilizados no cálculo das medidas de desigualdade são apresentados no Apêndice. Para obter as medidas de desigualdade em cada Unidade da Federação considerou-se a desigualdade entre os estratos e também estimativas da desigualdade dentro de cada estrato. No caso dos estratos com limite superior finito, essa estimativa foi obtida admitindo que a distribuição da renda dentro do estrato tem função de densidade linear. Para o estrato mais rico, sem limite superior finito, admitiu-se que

⁴ A inclusão das pessoas economicamente ativas sem rendimento nos obrigaria a abandonar o uso do L de Theil, cujo valor tende a infinito quando a renda de uma pessoa tende a zero.

a renda pessoal tem distribuição de Pareto com dois parâmetros (Hoffmann, 1984 e 1991). Para que o número de Unidades da Federação se tornasse o mesmo nos três anos analisados, agregou-se Guanabara com Rio de Janeiro em 1960 e Mato Grosso do Sul com Mato Grosso em 1980.

A tabela 3 mostra, para 1960, 1970 e 1980, o valor das medidas de desigualdade de Theil para a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento, no Brasil, e sua decomposição em parcelas referentes à desigualdade *entre* 25 Unidades da Federação (UF) e *dentro* das UF.

Tabela 3

Distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento, no Brasil, considerando a divisão do País em 25 Unidades da Federação¹ (UF), em 1960, 1970 e 1980. Decomposição das duas medidas de desigualdade de Theil (*T* e *L*) nas parcelas referentes à desigualdade *entre* as 25 UF e *dentro* das UF

Estatística	1960	1970	1980
<i>T</i> entre	0,0732	0,0813	0,0515
<i>T</i> dentro	0,4801	0,6485	0,7581
<i>T</i> total	0,5533	0,7298	0,8097
% entre	13,2	11,1	6,4
<i>L</i> entre	0,0772	0,0851	0,0561
<i>L</i> dentro	0,3669	0,4775	0,5843
<i>L</i> total	0,4441	0,5626	0,6405
% entre	17,4	15,1	8,8

¹ São utilizados dados básicos dos Censos Demográficos de 1960, 1970 e 1980, considerando as 25 UF existentes em 1970. Em 1960 foram agregados os dados de Rio de Janeiro e Guanabara e em 1980 foram agregados os dados de Mato Grosso do Sul e Mato Grosso.

Da mesma maneira que nas tabelas 1 e 2, quando analisamos os dados de PIB *per capita* nos estados, verifica-se, na tabela 3, que a desigualdade entre as UF aumenta de 1960 a 1970 e diminui substancialmente em 1980. A desigualdade entre as rendas pessoais dentro das UF cresce bastante nos dois decênios, fazendo com que tanto o valor de *L* como o de *T* para a desigualdade global cresçam sistematicamente de 1960 a 1980. Entre 1960 e 1970, embora a medida da desigualdade entre as UF cresça (tanto para a medida *T* como para a medida *L*), o intenso crescimento da desigualdade global faz com que a participação do componente interestadual diminua (de 13,2% para 11,1% no caso do *T* e de 17,4% para 15,1% no caso do *L*). Essa participação diminui mais intensamente entre 1970 e 1980.

Os dados utilizados para calcular as medidas de desigualdade apresentadas na tabela 3 também permitem calcular o índice de Gini. Para a distribuição da renda entre as pessoas economicamente ativas com rendimento, esse índice é 0,5043 em 1960, 0,5613 em 1970 e 0,5922 em 1980. O índice de Gini referente à desigualdade entre as 25 UF é, respectivamente, 0,2158, 0,2244 e 0,1756, correspondendo a 42,8%, 40,0% e 29,7% da desigualdade global. Cabe assinalar que o índice de Gini não é uma medida de desigualdade aditivamente decomponível. Na decomposição do índice de Gini, é necessário distinguir três componentes: um referente à desigualdade entre grupos, um referente à desigualdade dentro dos grupos e ainda um componente associado com a superposição dos vários grupos (ver Pyatt, 1976).

Comparando as tabelas 1, 2 e 3 verifica-se que a medida da desigualdade entre as UF é bem menor quando se usam os rendimentos declarados nos Censos Demográficos do que quando se usam os valores do PIB *per capita*. Isso decorre, essencialmente, da tendência de subdeclaração dos rendimentos mais elevados nos Censos (e também na PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, cujos dados são analisados adiante).

Lluch (1982) obteve, para 87 áreas do Brasil, duas medidas de renda: uma do Censo Demográfico de 1970 e outra das Contas Nacionais. Denominou de *hiato de renda* a diferença percentual entre essas duas medidas de renda, tomando por base a medida obtida das Contas Nacionais. Ele verificou que o hiato era somente de 4% para os 26% da população que vivia nas áreas mais pobres e representava, em contraste, 42% para os 31% da população que vivia nas áreas mais ricas, enquanto para os restantes 43% da população o hiato era de aproximadamente 27%. De acordo com Lluch (1982), esses resultados indicam que “*as cifras de renda monetária relacionadas no Censo podem refletir adequadamente a renda da população pobre, mas subestimam a renda dos ricos e também, em consequência, o grau de desigualdade*”

Utilizando a renda declarada no Censo Demográfico de 1980 e dados de PIB *per capita* no mesmo ano para 26 Unidades da Federação, foi possível constatar que a relação entre essas variáveis tende a diminuir à medida que aumenta o PIB *per capita* (Hoffmann, 1988). Tudo indica que isso se deve, basicamente, ao fato de que o percentual de subdeclaração dos rendimentos tende a ser tanto maior quanto maior for o valor dos rendimentos auferidos pela pessoa.

Como a subdeclaração das rendas elevadas leva a uma subestimação tanto da desigualdade entre as UF como da desigualdade dentro das UF, podemos admitir que os valores da participação do componente interestadual na desigualdade global apresentados na tabela 3 permitem avaliar corretamente a importância relativa desse componente.

Para verificar como a participação da desigualdade entre as UF varia com o parâmetro ϵ , calculamos os valores de S e S_e para vários valores desse parâmetro. Para isso, utilizamos dados individuais de uma amostra de 0,8% do Censo Demográfico de 1980, considerando a divisão do País em 26 Unidades de Federação. Note-se que o uso de dados individuais evita a necessidade de estimar a desigualdade dentro dos estratos. A tabela 4 mostra os resultados obtidos para valores de ϵ de -1 a 2, variando de 0,5 em 0,5.

Tabela 4

Participação da desigualdade entre 26 Unidades da Federação na medida S da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento, no Brasil, em 1980, para diversos valores do parâmetro ϵ

ϵ	S (total)	S_e (entre UF)	Participação % de S_e em S
-1	2,9218	0,0483	1,65
-0,5	1,1831	0,0494	4,18
0	0,7582	0,0510	6,73
0,5	0,6308	0,0533	8,45
1	0,6318	0,0563	8,90
1,5	0,7566	0,0601	7,94
2	1,1558	0,0651	5,63

Observa-se, na tabela 4, que a desigualdade *entre* as 26 Unidades da Federação corresponde a apenas 1,65% da desigualdade global entre pessoas economicamente ativas no Brasil, em 1980, para $\epsilon = -1$ (quando a medida S é uma transformação do coeficiente de variação). Essa participação cresce para 8,9% quando $\epsilon = 1$ e diminui para valores mais altos do parâmetro ϵ . Cálculos adicionais com outros valores de ϵ indicam que essa participação atinge um valor máximo (inferior a 9%) para ϵ próximo de 0,9. Podemos concluir que, para a classe de medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis S , a desigualdade *entre* Unidades da Federação corresponde a menos de 10% da desigualdade global entre pessoas economicamente ativas com rendimento no País.

Vamos examinar, em seguida, um período mais recente, utilizando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para 1984 a 1990, 1992, 1993 e 1995. Esses dados consistem no número de pessoas economicamente ativas em 8 estratos de rendimento mensal cujos limites inferiores, em salários mínimos, são 0, $\frac{1}{2}$, 1, 2, 3, 5, 10 e 20. Os 7 primeiros estratos são abertos à esquerda e fechados à direita. O último estrato não tem limite superior, incluindo as pessoas cujo rendimento supera 20 salários mínimos. Para todos os anos mencionados, o IBGE publicou também o valor do rendimento médio para cada estrato. Para estimar a desigualdade dentro dos estratos e interpolar percentis admitiu-se que a distribuição de renda, dentro de cada estrato, tem função de densidade linear ou é a distribuição de Pareto com dois parâmetros (Hoffmann, 1984 e 1991). Cabe ressaltar que as PNAD não abrangem a população rural da antiga Região Norte (Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá).

Serão consideradas apenas as 22 Unidades da Federação mencionadas na tabela 5, pois as publicações das PNAD de 1984 a 1990 apresentam dados específicos apenas para essas Unidades. Note-se que as Unidades excluídas têm pequena importância demográfica ou econômica. Em 1995, a população economicamente ativa (PEA) das 22 Unidades consideradas correspondia a 99% da PEA do Brasil investigada pela PNAD.

Antes de analisar a evolução da distribuição da renda entre as pessoas economicamente ativas de 1984 a 1995, vamos examinar mais pormenorizadamente as informações referentes a 1995. De acordo com a PNAD, havia no País 60144 milhares de pessoas economicamente ativas com rendimento (excluindo a área rural da antiga Região Norte), com rendimento médio de R\$ 453 e rendimento mediano de R\$ 217. É interessante lembrar que o mês de referência dessa PNAD é setembro de 1995, quando o salário mínimo era R\$ 100. Com base nos dados sobre a distribuição da renda da PEA, obtivemos um índice de Gini igual a 0,589, um T de Theil igual a 0,749 e um L de Theil igual a 0,637. A tabela 5 mostra os valores dessas três medidas de desigualdade e dos rendimentos médios e medianos para cada uma das 22 Unidades da Federação.

As medidas de tendência central da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas são mais baixas no Maranhão, com rendimento médio e mediano iguais a R\$ 196 e R\$ 95, respectivamente. No outro extremo, temos o Distrito Federal, onde essas medidas são mais de quatro vezes maiores: média igual a R\$ 802 e mediana igual a R\$ 418. A desigualdade é maior no Nordeste, onde há vários estados com índice de Gini igual ou superior a 0,59, T maior do que 0,77 e/ou L maior do que 0,62. As medidas de desigualdade mais baixas são as de Santa Catarina: índice de Gini igual a 0,527. T igual a 0,595 e L igual a 0,491.

Tabela 5

Distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas com rendimento, de acordo com a PNAD de 1995, em 22 Unidades do Brasil: número de pessoas, rendimentos médio e mediano, índice de Gini, *T* de Theil e *L* de Theil

Unidade	Nº de pessoas (1000)	Rendimento (R\$)		Gini	<i>T</i>	<i>L</i>
		Médio	Mediano			
AM ¹	623	440	230	0,557	0,705	0,539
PA ¹	1047	362	180	0,579	0,736	0,596
MA	1797	196	95	0,591	0,747	0,655
PI	918	212	99	0,580	0,743	0,638
CE	2409	258	115	0,603	0,842	0,667
RN	950	278	129	0,590	0,779	0,630
PB	1181	283	129	0,610	0,855	0,688
PE	2518	287	149	0,567	0,729	0,566
AL	904	305	122	0,621	0,912	0,685
SE	537	270	135	0,574	0,690	0,596
BA	4332	270	132	0,580	0,837	0,593
MG	6779	391	184	0,587	0,766	0,614
ES	1105	421	194	0,582	0,717	0,603
RJ	5586	534	274	0,568	0,690	0,571
SP	14324	647	367	0,541	0,631	0,520
PR	3643	465	236	0,577	0,717	0,599
SC	2086	514	289	0,527	0,595	0,491
RS	4232	490	261	0,566	0,697	0,574
MS	789	412	196	0,571	0,691	0,576
MT	895	414	220	0,544	0,625	0,513
GO ²	2162	347	175	0,575	0,759	0,586
DF	723	802	418	0,575	0,669	0,613

¹ Somente área urbana.

² Inclui Tocantis.

Embora haja diferenças bastante grandes entre os rendimentos médios das Unidades, a desigualdade dentro das Unidades é tão elevada que a participação da desigualdade interestadual⁵ no total, para as duas medidas de Theil, fica abaixo de 10%, como mostra a tabela 6.

⁵ Por facilidade, utiliza-se o termo “interestadual” apesar de uma das 22 Unidades não ser um estado (o Distrito Federal).

Tabela 6

Decomposição da desigualdade da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas, de 1984 a 1995, considerando 22 Unidades da Federação: PEA com rendimento e valor das medidas de Theil para a desigualdade total e a desigualdade entre as 22 Unidades

Ano	Nº pessoas (1000)	T de Theil			L de Theil		
		Total	Entre ¹	% ²	Total	Entre ¹	% ²
1984	45266	0,6971	0,0450	6,45	0,6589	0,0489	7,42
1985	48430	0,7481	0,0471	6,30	0,6957	0,0525	7,55
1986	50737	0,7552	0,0444	5,87	0,6402	0,0491	7,67
1987	52421	0,7425	0,0485	6,53	0,6767	0,0535	7,90
1988	53772	0,8088	0,0557	6,89	0,7557	0,0602	7,96
1989	55383	0,9109	0,0552	6,07	0,7929	0,0611	7,71
1990	56450	0,7926	0,0548	6,91	0,6995	0,0592	8,46
1992	55106	0,6996	0,0495	7,07	0,6378	0,0532	8,33
1993	56483	0,8097	0,0490	6,05	0,7125	0,0525	7,37
1995	59542	0,7501	0,0555	7,39	0,6370	0,0592	9,29

¹ Medida referente à desigualdade entre as 22 Unidades

² Participação percentual da desigualdade entre as 22 Unidades na desigualdade total.

Observa-se, na tabela 6, que o número de pessoas economicamente ativas com rendimento em 1992 é menor do que em 1990. Isso ocorre porque, ao fazer a expansão das informações obtidas com as PNAD até 1990, o IBGE utilizou uma projeção da população baseada no Censo Demográfico de 1980. O Censo de 1991 mostrou que nessas projeções o crescimento da população havia sido superestimado. Mas isso não afeta a validade de analisar a evolução das medidas de desigualdade. Note-se que uma variação proporcional do número de pessoas em todas as faixas de rendimento não altera uma medida de desigualdade.

A tabela 6 mostra que os valores de *T* e *L* atingem um pico em 1989, o último ano do governo Sarney, com inflação particularmente elevada. A desigualdade total é relativamente baixa em 1992, cresce em 1993 e volta a diminuir em 1995. Note-se que o *L* de Theil em 1995 é o mais baixo do período analisado. As diferenças de comportamento dessas duas medidas de desigualdade estão associadas ao fato de o *L* ser mais sensível a modificações na distribuição da renda entre os relativamente pobres, ao passo que o *T* é mais sensível a mudanças na cauda superior da distribuição.

Como a desigualdade interestadual se mostra mais estável do que a total, sua participação no

total, tende a diminuir quando há um aumento substancial da desigualdade total, como ocorreu em 1989 e 1993.

Entre 1993 e 1995, há um substancial aumento da participação da desigualdade interestadual na total devido ao crescimento da desigualdade interestadual e a simultânea diminuição da desigualdade total. Para o período considerado na tabela 6, a participação da desigualdade interestadual na total é máxima em 1995: 7,39% para o T de Theil e 9,29% para o L de Theil.

Examinando as tabelas 3 e 6, verifica-se que a desigualdade interestadual, medida pelo T_e ou pelo L_e , depois de cair substancialmente entre 1970 e 1980, fica estável no período 1984-95 (com o valor de T_e permanecendo, em geral, dentro do intervalo de 0,045 a 0,055 e o valor de L_e permanecendo, em geral, dentro do intervalo de 0,05 a 0,06). Note-se que esses resultados são coerentes com a evolução da desigualdade interestadual apresentada na tabela 2, obtida a partir de dados de PIB *per capita*.

5 Conclusão

Quando se considera a distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas (PEA) com rendimento no Brasil, a desigualdade interestadual representa, em 1980, menos de 10% da desigualdade total para a classe de medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis que inclui, como casos particulares, o T de Theil e o L de Theil.

Os dados dos Censos Demográficos sobre rendimento da PEA, da mesma maneira que os dados sobre PIB *per capita* das Unidades da Federação, mostram que houve uma substancial redução da desigualdade interestadual entre 1970 e 1980. No entanto, o crescimento da desigualdade da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas *dentro* dos estados nessa década mais do que compensou a diminuição da desigualdade interestadual, fazendo com que as medidas da desigualdade global crescessem de 1970 a 1980.

A participação da desigualdade interestadual na desigualdade total da distribuição da renda na PEA se reduz à metade de 1960 a 1980. Entre 1984 e 1993, considerando 22 Unidades da Federação, essa participação se mantém bastante estável: geralmente está entre 6% e 7% para o T de Theil e está entre 7,5% e 8,5% para o L . Em 1995, essa participação aumenta, tornando-se igual a 7,39% para o T de Theil e igual a 9,29% para o L de Theil.

Referências bibliográficas

- ATKINSON, A.B. On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory* 2: 244-263, 1970.
- AZZONI, C.R. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro à luz da nova teoria do crescimento. *XXII Encontro Nacional de Economia, Anais*, v. 1, p.185-205, 1994.
- BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. *Econometrica* 47(4): 901-920, julho de 1979.
- COWELL, F.A. *Measuring inequality techniques for the social sciences*. New York, John Wiley & Sons, 1977
- COWELL, F.A. On the structure of additive inequality measures. *Review of Economic Studies* 47: 521-531, 1980.
- COWELL, F.A. e KUGA, K. Additivity and the entropy concept: an axiomatic approach to inequality measurement. *Journal of Economic Theory* 25: 131-143, 1981a.
- COWELL, F.A. e KUGA, K. Inequality measurement-an axiomatic approach. *European Economic Review* 15: 287-305, 1981b.
- FERREIRA, A.H.B. A distribuição interestadual da renda no Brasil, 1950-85. *Revista Brasileira de Economia* 50(4): 469-485, out./dez.1996, 1996a.
- FERREIRA, A.H.B. Evolução recente das rendas *per capita* estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. Texto para discussão nº 102, CEDEPLAR/FACE/UFMG, 1996b.
- FERREIRA, A.H..B e DINIZ, C.C. Convergência entre as rendas *per capita* estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política* 15(4), nº 60, p. 38-56, out./dez. 1995.
- FERREIRA, P.C.G. e ELLERY Jr., R.G. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. *Revista de Econometria* 16(1): 83-104, abril de 1996.
- HOFFMANN, R. Estimation of inequality and concentration measures from grouped observations. *Revista de Econometria* 4(1): 5-21, abril, 1984.
- HOFFMANN, R. A subdeclaração dos rendimentos. *São Paulo em Perspectiva* 2(1): 50-54, Fundação SEADE, jan./mar. 1988.

- HOFFMANN, R.O índice de desigualdade de Theil-Atkinson. *Revista de Econometria* 11(2): 143-160, nov. 1991.
- LLUCH, C. Sobre medições de renda a partir dos Censos e das contas nacionais no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 12(1): 133-148, abril 1982.
- PYATT, G. On the interpretation and disaggregation of Gini coefficients. *The Economic Journal* 86: 243-255, jun. 1976.
- RODRIGUES, M.C.P. O PIB dos estados brasileiros. *Conjuntura Econômica* 47(12): 82-84, dez. de 1993.
- SHORROCKS, A.F. The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica* 48(3): 613-625, abril de 1980.
- THEIL, H. *Economics and information theory*. Chicago, Rand McNally, 1967

Apêndice:

Rendimentos médios dos estratos de rendimento nos Censos Demográficos de 1960, 1970 e 1980

Nas publicações do Censo Demográfico de 1960, as pessoas economicamente ativas são classificadas em 8 estratos de rendimento, assim delimitados (em Cr\$): até 2100, de 2101 a 3300, de 3301 a 4500, de 4501 a 6000, de 6001 a 10000, de 10 001 a 20 000, de 20 001 a 50 000 e 50 001 e mais. Os rendimentos médios nesses 8 estratos, utilizados no cálculo das medidas de desigualdade, são (em Cr\$): 1512, 2916, 4020, 5250, 8000, 14500, 32000 e 100000.

Nas publicações do Censo Demográfico de 1970, as pessoas economicamente ativas são classificadas em 12 estratos cujos limites inferiores, em cruzeiros correntes na época, são: 0, 50, 100, 150, 200, 250, 300, 400, 500, 1000, 1500 e 2000. Excluindo o último, os estratos são abertos à esquerda e fechados à direita. Os rendimentos médios utilizados são, respectivamente: 36, 84, 130, 175, 225, 275, 345, 445, 700, 1200, 1700 e 4000.

No Censo Demográfico de 1980, os estratos são delimitados com base no maior salário mínimo vigente no mês de referência do Censo (agosto de 1980), que era Cr\$ 4149,60. Os limites inferiores dos 10 estratos, em salários mínimos, são: 0, 0,25, 0,5, 1, 1,5, 2, 3, 5, 10 e 20. Os estratos, a exceção do último, são abertos à esquerda e fechados à direita. Os rendimentos médios utilizados, em salários mínimos, são: 0,18, 0,42, 0,80, 1,25, 1,75, 2,5, 3,8, 7, 14 e 40.