

Texto para Discussão

Série Economia

TD-E 02 / 2009

Distribuição da Renda e Diferenças Regionais no Estado de São Paulo
Prof. Dra. Rosyler Cristina Santos Simão



Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Universidade de São Paulo

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto

Reitor da Universidade de São Paulo
Suely Vilela

Diretor da FEA-RP/USP
Rudinei Toneto Junior

Chefe do Departamento de Administração
André Lucirton Costa

Chefe do Departamento de Contabilidade
Adriana Maria Procópio de Araújo

Chefe do Departamento de Economia
Walter Belluzzo Junior

CONSELHO EDITORIAL

Comissão de Pesquisa da FEA-RP/USP

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Avenida dos Bandeirantes, 3900
14049-905 Ribeirão Preto - SP

A série TEXTO PARA DISCUSSÃO tem como objetivo divulgar: i) resultados de trabalhos em desenvolvimento na FEA-RP/USP; ii) trabalhos de pesquisadores de outras instituições considerados de relevância dadas as linhas de pesquisa da instituição. A série foi subdividida em função das principais áreas de atuação da FEA-RP/USP: Economia, Administração e Contabilidade. Veja o site da CPq na Home Page da FEA-RP: www.fearp.usp.br. Informações: e-mail: cpq@fearp.usp.br

DISTRIBUIÇÃO DA RENDA E DIFERENÇAS REGIONAIS NO ESTADO DE SÃO PAULO

Rosyler Cristina Santos Simão¹

1. Introdução

A distribuição de renda no Brasil é tema que está constantemente em pauta, uma vez que o Brasil ocupa uma posição de destaque negativo por possuir um dos mais elevados graus de desigualdade do mundo. Segundo IPEA (2006), ao longo das últimas quatro décadas, a pesquisa sobre desigualdade de renda no Brasil foi intensa. No entanto, diversas lacunas ainda precisam ser preenchidas para que haja um aprimoramento da mensuração da desigualdade e o entendimento de seus determinantes.

Diante desse contexto, o objetivo do presente trabalho é estudar a distribuição da renda do Estado de São Paulo. Neste estudo, a análise temporal da distribuição de renda é feita a partir de 1990 e as fontes de dados utilizadas são os Censos Demográficos de 1991 e 2000 e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Este trabalho divide-se em três seções, além dessa introdução e da seção de conclusões.

A primeira seção descreve a base de dados utilizada na pesquisa, além de questões metodológicas como: deflacionamento dos rendimentos, correção dos dados e as limitações das bases de dados utilizadas.

Na segunda seção decompõem-se as medidas de desigualdade T e L de Theil, destacando os componentes inter-regionais e intra-regionais. Além disso, realizamos a decomposição do índice de Gini, conforme parcelas do rendimento, analisando que fatores intra-regionais determinam a desigualdade.

A terceira seção analisa a desigualdade de renda de São Paulo, utilizando dados da PNAD, durante o período 1990-2007, destacando a desigualdade inter-regional, considerando a divisão do Estado em região metropolitana e área não-metropolitana.

¹ Este artigo é uma versão de um capítulo da minha tese de doutorado defendida no IE- UNICAMP em fev/2009.

2. Procedimentos metodológicos

2.1 Base de dados

Para a obtenção dos resultados, são utilizadas as seguintes bases de dados: a) amostras dos Censos Demográficos de 1991 e de 2000; b) Pesquisas nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) de 1990 a 2007.

A PNAD é uma pesquisa domiciliar de caráter amostral criada no Brasil em 1967. O objetivo central dessa pesquisa era suprir a falta de informações básicas sobre a população durante os períodos intercensitários. A partir de 1981 a PNAD passou a ser realizada regularmente todos os anos, exceto em 1994 e nos anos censitários de 1991 e 2000 (ROCHA, 2002).

No Brasil, o Censo Demográfico foi implantado no final do Império, passando a ser realizado com regularidade a partir do período republicano. A partir do Censo de 1960, introduziu-se a amostragem, permitindo uma ampliação significativa do escopo temático investigado. Desde então, parcela da população passou a responder um questionário mais detalhado, além do questionário básico. Na população selecionada por amostragem são coletados dados sobre idade, sexo, relações de parentesco, rendimento e características domiciliares (JANNUZZI, 2006).

Além da abrangência temática, outro aspecto que torna o Censo uma fonte importante de informação é sua cobertura nacional e ampla capacidade de desagregação geográfica. O recenseamento cobre a totalidade do território e fornece dados desagregados para grandes regiões, unidades federativas, mesorregiões, microrregiões, municípios e distritos. Diferentemente, a PNAD permite informações apenas para o Brasil, grandes regiões, unidades da federação e regiões metropolitanas².

Deddeca e Rosandiski (2003) chamam a atenção para o fato de que no Censo Demográfico de 2000 ocorreram mudanças metodológicas em certas variáveis coletadas pelo questionário da amostra, causando certas turbulências na comparação dos resultados dos microdados de 2000 com aqueles produzidos pelo Censo de 1991. Uma das modificações metodológicas apresentadas no Censo de 2000 diz respeito as mudanças nas classificações de ocupações e atividades. O Censo de 2000 passa a usar a Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE) e a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO). As novas

² As regiões metropolitanas brasileiras são: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre.

classificações melhoram o conhecimento da ocupação e do setor de atividade onde o trabalho se realiza, entretanto, criam alguma dificuldade para comparar esses dados com aqueles produzidos em 1991. Para reduzir as dificuldades de comparação, a Comissão Nacional de Classificações (CONCLA)³ disponibiliza dicionários de conversão para classificar as atividades ou as ocupações do Censo de 1991 conforme a nova classificação estabelecida no Censo de 2000.

Neste estudo, os dados sobre ocupação e atividade, que passaram por mudanças metodológicas, são utilizados. Dessa forma, quando classificamos os ocupados do Censo de 1991 por atividade nos setores primário, secundário e terciário, adotamos o dicionário de conversão disponível no site da CONCLA.

2.2 Declaração de rendimentos nas pesquisas domiciliares

Como o rendimento é a principal variável analisada neste estudo, é importante fornecer detalhes a seu respeito.

Segundo Maia (2006), tanto o Censo Demográfico quanto a PNAD distinguem três fontes principais de rendimento das pessoas com 10 anos ou mais de idade: a) rendimento do trabalho principal, b) rendimento de outros trabalhos e c) outras fontes de rendimentos (aposentadorias, pensão alimentícia, fundo de pensão, aluguel, doação, juros de caderneta de poupança, dividendos e outros).

No Censo de 1991, o rendimento total do indivíduo é resultado da soma de quatro categorias de rendimento: a) da ocupação principal; b) de outras ocupações⁴; c) aposentadoria ou pensão e d) outros rendimentos (aluguéis, arrendamento, doações, pensão alimentícia, capital etc⁵). Todos os rendimentos correspondem à importância bruta recebida no mês de agosto de 1991, em cruzeiros (Cr\$).

³ É um órgão colegiado, instituído com o objetivo de estabelecer e monitorar as normas e a padronização do sistema de classificações usadas no Sistema Nacional Estatístico. Foi criada pelo Decreto 1264 de 11 outubro de 1995.

⁴ Para as pessoas que exerceram outra(s) ocupação(ões) além da ocupação habitual.

⁵ Rendimento fixo proveniente de: a) locação, sublocação, arrendamento, ou subarrendamento, venda de direito de uso de imóveis, veículos, máquinas e outros bens móveis; b) salário família; c) pensão alimentícia (espontânea ou judicial); d) abono permanência; e) complementação do salário ou da pensão proveniente de fundos; f) quantias regularmente recebidas de doação ou mesada, sem contrapartida de serviço prestado, proveniente de pessoa não moradora no domicílio pesquisado; g) a média dos últimos 12 meses, corrigidos monetariamente, de lucros auferidos pelo proprietário ou sócio de sociedades limitadas quando, pela propriedade das ações, seja o mesmo distribuído sob a forma de dividendos ou de novas ações; h) rendimentos derivados de aplicação em caderneta de poupança, letras de câmbio, letras imobiliárias, títulos da dívida pública, depósitos a prazo, debêntures, ações, etc.

Nos dados censitários de 2000, o rendimento total de cada pessoa tem como referência o mês de julho de 2000, expresso em reais (R\$) e é derivado de sete categorias: a) trabalho principal, b) demais trabalhos, c) aposentadorias e pensões; d) aluguel, e) pensão alimentícia, mesada ou doação paga por pessoa de outro domicílio; f) renda mínima, bolsa escola, seguro desemprego e outros rendimentos de programas oficiais de auxílio; g) outros rendimentos, incluindo abono para permanência em serviço, pensão paga integralmente por seguradora ou entidade de previdência privada aberta, juros de aplicações financeiras, dividendos, juros de renda fixa etc.

O IBGE define rendimento(s) do trabalho (s) como⁶:

- a) **Remuneração Bruta:** Pagamento da pessoa empregada, inclusive o salário-família e os descontos correspondentes ao INSS, imposto de renda, faltas etc; exclusive o décimo-terceiro salário, a gratificação de férias e a participação nos lucros paga pelo empregador.
- b) **Retirada:** O ganho (rendimento bruto menos os gastos efetuados com o empreendimento, tais como: pagamento de empregados, compra de equipamentos, matéria-prima etc.) da pessoa que explorava um empreendimento como conta própria ou empregadora.

Note-se que, de acordo com a definição dada acima, o rendimento do trabalho é algo que pode estar incluindo o lucro do empreendimento. Neste sentido, é importante não confundir o rendimento do trabalho do IBGE com o significado dessa expressão em teoria econômica, especialmente nas escolas de pensamento clássico e marxista. É possível separar o rendimento dos empregados (assalariados), mas, mesmo assim não se obtém um montante que corresponda à idéia clássico - marxista de remuneração do trabalho, bastando lembrar que, no total de rendimentos de empregados estão incluídos os salários dos altos executivos das grandes empresas, sendo eles tão ou mais “representantes do capital” que os proprietários do capital (HOFFMANN; SIMÃO, 2005).

2.3 Correção dos dados nas amostras dos Censos Demográficos de 1991 e 2000

Na manipulação dos dados sobre rendimento (1991 e 2000) detectamos problemas na amostra, exigindo que alguns dados fossem corrigidos ou descartados.

⁶Essa informação encontra-se na Documentação dos Microdados da Amostra do Censo Demográfico 2000. Maiores detalhes ver IBGE (2002, p. 51).

Primeiro, para registrar o rendimento das pessoas no Censo 2000, há 6 dígitos disponíveis. Porém, há um domicílio com a seguinte declaração de rendimentos: aluguel (R\$ 500.000), outros rendimentos (R\$ 500.000) e aposentadorias (R\$ 640), cujo valor total é R\$ 1.000.640 (composto de 7 dígitos), mas foi registrado com o valor de R\$ 999.998 (o maior valor possível, já que 999.999 é usado para indicar sem declaração). Provavelmente, o digitador, devido à limitação do tamanho da variável, registrou a renda total máxima permitida, embora não fosse o valor verdadeiro do rendimento. É importante que no próximo Censo o IBGE disponibilize mais algarismos para o registro do rendimento.

Segundo, no Censo de 1991, as quatro variáveis de rendimento abrangem os seguintes valores: a) 0 - sem rendimento; b) 0.000.001 a 9.999.997 - valor do rendimento e c) 9.999.999 - sem declaração. Nas quatro categorias de rendimento a maior renda declarada é 9.999.997. O número de observações dessa natureza é: a) 60 no trabalho principal; b) 8 em outras ocupações; c) 2 em aposentadorias ou pensões; d) 22 em outros rendimentos. Os valores de rendimento superiores a 9.000.000 são duvidosos quanto a sua veracidade, pois dificilmente as pessoas declaram um valor como, por exemplo, 9.999.997. A renda declarada é, possivelmente, maior do que a registrada, mas, devido à limitação no tamanho da variável (quantidade de dígitos disponíveis para o rendimento) o digitador colocou o valor máximo permitido. Sabendo que o Censo 2000 possibilitou o registro de rendimentos reais mais elevados, tomamos a decisão de estimar valores maiores de renda no Censo de 1991. Esse ajuste nos dados faz com que as medidas de desigualdade para o ano de 1991 estimadas sejam ligeiramente mais elevadas, isto é, há um menor nível de subestimação das medidas de desigualdade.

As seguintes etapas são realizadas para ajustar os dados da amostra de 1991:

- a) Para que a variável outros rendimentos do Censo de 1991 seja compatível com a de mesma denominação no Censo 2000, é feito um somatório de três variáveis presentes na amostra de 2000 (outros rendimentos; aluguel e pensão alimentícia, mesada, doação).
- b) Na categoria trabalho principal (1991) são excluídas 37 observações que apresentam rendimentos superiores a 9.000.000, com ocupações incompatíveis com o valor do rendimento declarado, como por exemplo, pedreiro, auxiliar administrativo, empregado doméstico, mecânico, carpinteiro e outros.
- c) Cálculo do valor correspondente à maior renda declarada em 1991 (9.999.997), em moeda de julho-agosto de 2000, que é R\$ 48.162,56.

- d) Seleção das rendas superiores a R\$ 48.162,56 no Censo de 2000, nas três categorias de rendimento (rendimento do trabalho principal, outras ocupações, outros rendimentos⁷) e o cálculo da renda média desses conjuntos de pessoas;
- e) As rendas médias encontradas são usadas para determinar os multiplicadores que permitem estimar as rendas correspondentes em 1991. Os multiplicadores são definidos pela razão de cada renda média e o valor R\$ 48.162,56 (ver Tabela 2.1);
- f) Todas as rendas superiores a 9.000.000 em 1991 são transformadas em 10.000.000 e logo depois multiplicada pelos respectivos multiplicadores das categorias.

Tabela 2.1.- Multiplicador estimado em 2000.

Categoria	Média dos rendimentos superiores a R\$ 48.162,56	Multiplicador $\frac{\mu}{48.162,56}$
Trabalho principal	99.475,80	2,07
Demais trabalhos	99.011,09	2,06
Outros rendimentos	138.597,19	2,88

Fonte: elaboração própria.

2.4 Deflacionamento dos rendimentos nominais

A renda do indivíduo está associada com a capacidade que ele tem de consumir bens e serviços que geram satisfação e bem estar. Como o valor da unidade monetária não se mantém constante, ao longo do tempo, para permitir a comparação de rendas em diferentes momentos é necessário realizar um ajuste, isto é, deflacioná-las utilizando um índice de preços. Índice de preços é um número que reflete o crescimento dos preços de um conjunto de bens, servindo para medir a taxa de inflação e deflacionar séries monetárias ou nominais. Há vários índices de preços, cada um deles utilizando uma cesta de bens diferentes. No Brasil, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) costuma ser o índice mais indicado para o deflacionamento do rendimento das pessoas, por apresentar a maior abrangência nacional e medir com maior precisão o poder de compra das famílias relativamente pobres.

Para tornar comparáveis as rendas declaradas nos dois Censos Demográficos analisados, os rendimentos de 1991 são expressos em reais de 2000, utilizando como deflator a média geométrica do INPC de dois meses consecutivos. Procedimento análogo foi adotado para determinar o deflator referente aos rendimentos provenientes dos microdados das PNADs.

⁷ Na amostra do Censo 2000 não há rendimentos de aposentadorias e pensões superiores a R\$ 48.162,16. As duas observações com valores superiores a 9.000.000 para aposentadorias e pensões no censo de 1991 são excluídas da amostra.

2.5 Limitações dos dados

As informações sobre renda fornecidas nas pesquisas domiciliares (Censos e PNADs) apresentam algumas limitações que precisam ser consideradas na análise dos resultados apresentados, sendo as principais:

a) O rendimento obtido no Censo é referente apenas à renda monetária e ao pagamento em espécie. Não é informado o valor da produção para o autoconsumo e nem a parcela de pagamento efetuada em benefícios, que podem representar uma parcela significativa da renda das pessoas ocupadas. Isso leva a subestimar principalmente o ganho dos mais pobres (NEY, 2006).

b) Os dados sobre rendimento não consideram o valor de aluguel da casa própria. Se considerarmos duas famílias de mesmo tamanho e com o mesmo rendimento familiar, uma vivendo em casa própria e a outra em casa alugada, é claro que a primeira família possui uma renda real maior. Assim, para uma comparação correta entre o nível de renda das duas famílias seria necessário acrescentar aos rendimentos da família com casa própria o valor de aluguel da residência.

c) Muitos executivos de empresas e funcionários altamente qualificados no Brasil recebem importantes benefícios em espécie. Esses benefícios representam uma parcela significativa do consumo do indivíduo e sua família, como por exemplo, automóvel com todas as despesas cobertas pela empresa, seguros, despesas de telefonia móvel, pagamento de escolas para os filhos etc., significando que a renda do indivíduo é superior à declarada (HOFFMANN, 1998).

d) Há uma subestimação da renda total, causada pela subdeclaração das rendas altas. Os relativamente ricos tendem a subdeclarar suas rendas. O grau de subestimação varia conforme a natureza do rendimento, sendo menor para os rendimentos do trabalho formal e os oriundos da seguridade social e maior no caso de rendimentos do capital (ROCHA, 2002). O rendimento declarado por todas as pessoas com 10 anos ou mais de idade no Censo Demográfico de 2000 (R\$ 196.243 milhões, valores anuais)⁸ corresponde a 57,6% do Produto Interno Bruto⁹ (PIB) a custo de fatores¹⁰ paulista (R\$ 340.575 milhões) obtido nas contas regionais, indicando a subestimação do rendimento.

⁸ R\$ 16.353.558.208, valores mensais.

⁹ A estimativa do PIB a custo de fatores e a preços básicos é igual à soma dos setores: agropecuária, indústria e serviços, valores em R\$ de 2000. Dados disponíveis no site www.ipeadata.gov.br.

Comparando os rendimentos da PNAD com o Censo, Pochmann et al. (2004) mostram que o Censo Demográfico apresenta uma captação mais apurada dos estratos mais ricos da sociedade, com estimativas dos rendimentos individuais médios do último centésimo da população significativamente superiores. A divisão das pessoas em estratos de rendimento de todas as fontes nos Censos Demográficos e PNAD 2001 é apresentada na Tabela 2.2. No Censo Demográfico, há observações com valores de rendimento que ultrapassam R\$ 100.000. Por outro lado, na PNAD 2001 (pós ano censitário) o maior valor de renda captado é R\$ 50.000 em moeda corrente. Uma possível explicação para tal fato reside no número consideravelmente superior de observações captado no Censo em relação à PNAD, contribuindo para apuração de rendimentos mais elevados.

Tabela 2.2.- Distribuição das pessoas na amostra com 10 anos ou mais de idade em estratos de rendimento de todas as fontes, considerando apenas rendimento positivo (maior que zero).

Estratos de renda (R\$) ⁽¹⁾	Número na amostra				PNAD 2001	
	1991		2000		N ^o	%
	N ^o	%	N ^o	%		
Mais de 0 até 151	249.383	15,58	326.888	16,15	1.575	6,89
Mais de 151 a 500	733.200	45,80	896.224	44,28	11.955	52,29
Mais de 500 a 1.000	348.045	21,74	437.764	21,63	5.104	22,32
Mais de 1.000 a 5.000	249.768	15,60	330.243	16,32	3.948	17,27
Mais de 5.000 a 10.000	15.402	0,96	25.171	1,24	224	0,98
Mais de 10.000 a 50.000	4.910	0,31	7.361	0,36	58	0,25
Mais de 50.000 menos de 100.000	79	0,005	184	0,01	-	-
100.000 ou mais	40	0,002	112	0,01	-	-
Total	1.600.899	100	2.023.947	100	22.864	100

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Na PNAD 2001, há 44.449 observações para o Estado de São Paulo. As seguintes exclusões são realizadas: pessoas com rendimento igual a zero, pessoas com idade ignorada, e pessoas sem declaração de rendimento.

⁽¹⁾ Em R\$ de julho-agosto/2000 (o rendimento da PNAD de 2001 foi multiplicado por 0,917925).

e) Uma das principais limitações, amplamente mencionada nos estudos sobre distribuição pessoal da renda brasileira, diz respeito ao fato de a base de dados utilizada captar mal os rendimentos provenientes de ativos (rendimentos do capital).

Segundo Salm (2007, p.288 - 290): “*informações disponíveis sobre os rendimentos do trabalho são muito mais abundantes e confiáveis do que as relativas às demais fontes de renda. Independentemente do como ou do porquê, o fato é que hoje, ao se falar em distribuição da renda, a expressão vem quase que automaticamente associada à distribuição pessoal e, mais especificamente, à distribuição dos rendimentos do trabalho. Isso ocorre inclusive em países como o Brasil, onde observamos, nas últimas décadas profundas alterações (para menos) da participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional. Como já mencionado,*

¹⁰ Se computarmos o produto pela ótica do valor adicionado, não contabilizamos os impostos indiretos em nossa medida de produto. Isto gera a medida do produto a custo de fatores.

essa é uma crítica recorrente aos estudos de distribuição de renda. (...) não é fácil aceitar sem maior fundamentação, especialmente no caso de juros, que esses possam ser considerados irrelevantes para explicar os movimentos da desigualdade”.

É importante ressaltar que a afirmativa do autor de perda de participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional é baseada na versão do Sistema de Contas Nacionais do país (SCN) anterior à versão atualizada a partir de março de 2007. Nessa nova versão divulgada pelo IBGE, com base em 2000, as participações dos rendimentos do capital e do trabalho mantiveram-se praticamente estáveis no período 2000-2005¹¹.

e) Alguns entrevistados se recusam a informar seus rendimentos. Isso pode ser devido à desconfiança em relação aos propósitos da pesquisa. E esse fato tem aumentado a preocupação dos pesquisadores em elaborar técnicas estatísticas de imputação de renda dos moradores (MAIA, 2006).

No Censo de 1991, as quatro categorias de rendimento pesquisadas possuem rendimentos sem declaração, ou seja, na amostra os percentuais de rendimento sem declaração são: 0,68% no rendimento do trabalho principal, 0,05% no rendimento de outras ocupações, 0,06% de aposentadorias ou pensões e 0,01% para outros rendimentos. Em 2000 nenhuma observação foi registrada com rendimento não declarado, uma vez que, caso necessário, os rendimentos eram imputados. De acordo com IBGE (2002), as variáveis de rendimento foram imputadas com o uso da técnica de árvore de regressão. Inicialmente, os moradores foram estratificados com respeito aos seus rendimentos. Para isso foram usadas variáveis presentes no questionário da amostra e outras delas derivadas. Em seguida, para cada morador que não declarou rendimento foi determinado o estrato onde se encontrava e seu rendimento foi imputado pelo rendimento de um morador presente no mesmo estrato selecionado.

A Tabela 2.3 mostra o número de rendas imputadas nas sete categorias de rendimento do Censo Demográfico 2000 e a correspondente renda média, em duas situações: a primeira, sem excluir as rendas imputadas e a segunda excluindo tais rendas.

¹¹ Maiores detalhes ver Hoffmann e Ney (2008).

Tabela 2.3.- Rendimentos imputados no Censo Demográfico 2000.

Categorias de rendimento	Nº de observações		Renda média	
	C/ rendimento positivo	Rendimento positivo imputado	$\mu_1^{(1)}$	$\mu_2^{(2)}$
Trabalho principal	1.602.874	35.198	868,27	866,78
Demais trabalhos	40.957	42	874,44	874,64
Aposentadorias/ pensões	447.489	14.420	508,78	509,94
Aluguel	88.895	624	658,35	659,42
Pensão alimentícia ⁽³⁾	60.546	426	320,68	320,52
Renda mínima ⁽⁴⁾	19.550	2.010	225,22	225,13
Outros	32.409	242	861,07	862,38

Elaboração própria.

⁽¹⁾ Incluindo rendas imputadas. ⁽²⁾ Excluindo rendas imputadas. ⁽³⁾ rendimento de pensão alimentícia, mesada, doação.

⁽⁴⁾ rendimento renda mínima, bolsa escola, seguro desemprego.

f) No ano de 1992, pós ano censitário, a desigualdade medida pela PNAD foi um valor excepcionalmente baixo. Essa desigualdade é atípica para a série histórica, pois, o índice de Gini cai fortemente e não há explicações sólidas na literatura para essa queda brusca, em um período recessivo da economia brasileira (Governo Collor). A comparação da desigualdade medida por meio da PNAD de 1992 com a desigualdade avaliada com base nos dados do Censo de 1991 é limitada pela natureza distinta dos levantamentos. Mas é bastante provável que 1991, da mesma maneira que 1992, seja um ano atípico na série de dados sobre a distribuição de renda no Brasil. Assim sendo, é necessário uma certa cautela ao comparar os resultados de 1991 e 2000, tendo em vista o caráter atípico de 1992.

Enfim, apesar das limitações mencionadas, sem dúvida, a PNAD e o Censo brasileiro constituem as principais fontes de informação disponíveis sobre desigualdade, sendo internacionalmente reconhecidas como fontes de dados de excelente qualidade.

2.6. Qual distribuição?

Para a mensuração da desigualdade da distribuição da renda é necessário especificar qual será a renda considerada e qual é a população analisada. De acordo com Hoffmann (2000), se o pesquisador está interessado no mercado de trabalho, é apropriado analisar a distribuição da renda entre as pessoas economicamente ativas. Por outro lado, se o objetivo principal da análise é o nível de vida das pessoas, é mais apropriado considerar todas as pessoas classificadas conforme seu rendimento familiar *per capita* ou domiciliar *per capita*, uma vez que o nível de consumo de uma pessoa não é determinado apenas pela sua renda pessoal, mas pela renda da família à qual pertence.

A próxima seção analisa três tipos de distribuição de renda: a) distribuição da renda domiciliar *per capita*, b) do rendimento das pessoas ocupadas, c) do rendimento dos ocupados na indústria de transformação.

Em função da importância histórica da indústria de transformação para o Estado, é analisado separadamente o rendimento do trabalho principal dos ocupados neste setor. A análise das três distribuições indicará o comportamento da desigualdade entre a população total, no mercado de trabalho e mais especificamente no mercado de trabalho da indústria de transformação.

3. Desigualdade inter-regional e intra-regional, de acordo com os Censos Demográficos de 1991 e 2000

3.1 Desigualdade de renda entre as regiões paulistas

Nessa seção, analisamos a desigualdade inter-regional do Estado, considerando as distribuições do rendimento domiciliar per capita, do trabalho principal nos três setores de atividade e de cada setor (primário, secundário e terciário). Pretende-se investigar se durante o período analisado houve uma redução na desigualdade de renda entre regiões e como os setores de atividade contribuíram para essa desigualdade.

3.1.1 Os índices de T e L de Theil: medidas decomponíveis

Para avaliar a participação da desigualdade entre as mesorregiões paulistas na desigualdade da distribuição da renda no Estado de São Paulo, vamos utilizar as medidas de desigualdade decomponíveis T e L de Theil. Elas podem ser separadas em uma parcela referente às diferenças de renda entre regiões e uma parcela referente à desigualdade dentro das regiões.

As medidas de desigualdade T e L de Theil foram propostas por Henry Theil em 1967.

Considera-se uma população de n pessoas, onde cada uma receba uma fração não negativa da renda, e y_i represente a participação da i -ésima pessoa na renda total ($y_i = x_i/n\mu$).

Então o cálculo do T de Theil é dado pela fórmula

$$T = \sum_{i=1}^n y_i \ln n y_i \quad (1)$$

O valor de T varia de zero (no caso de perfeita igualdade) a $\ln n$ (quando uma única pessoa se apropria de toda a renda).

Já o L de Theil é obtido pela equação:

$$L = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{1}{n y_i} \quad (2)$$

Se o L de Theil assume o valor mínimo de zero, a distribuição da renda é perfeitamente igualitária ($y_i=1/n$ para todo i). Por outro lado, o valor de L tende ao infinito quando qualquer y_i tende a zero.

Para apresentar as fórmulas relativas à decomposição das medidas de desigualdade T e L de Theil vamos considerar a população paulista dividida em 15 regiões. Sejam π_h e Y_h as

frações da população e da renda total, respectivamente, que ficam na h -ésima região, com $h=1, \dots, 15$. Sejam T e L os valores do T de Theil e do L de Theil, respectivamente, para toda a distribuição. Vamos indicar por T_h e L_h os valores dessas medidas de desigualdade dentro da h -ésima região e T_e e L_e as medidas da desigualdade entre as regiões. Sabe-se que são válidas as seguintes expressões (HOFFMANN, 1998):

$$T = T_e + \sum_{h=1}^{15} Y_h T_h \quad (3)$$

$$L = L_e + \sum_{h=1}^{15} \pi_h L_h \quad (4)$$

Note-se que tanto na expressão (3) como na equação (4), o segundo termo do segundo membro é uma média ponderada das medidas de desigualdade dentro dos grupos. Nas duas expressões, a medida da desigualdade entre grupos (T_e e L_e) pode ser interpretada como a desigualdade que seria registrada após eliminar a desigualdade dentro das regiões.

3.1.2. Desigualdade entre as regiões paulistas nas distribuições de renda

De acordo com a Tabela 3.1, a decomposição do T de Theil da distribuição do rendimento domiciliar per capita mostra que em 2000 a desigualdade entre regiões paulistas representa pouco menos de 2% da desigualdade total. Porém, entre 1991 e 2000 observa-se uma redução dessa participação, enquanto a desigualdade intra-regional aumenta sua participação na desigualdade total.

Tabela 3.1.- Distribuição da renda domiciliar per capita, em SP, considerando a divisão do Estado em 15 mesorregiões: decomposição do T de Theil (T) nas parcelas referentes à desigualdade entre as 15 mesorregiões e dentro delas.

Medida de desigualdade	1991	2000
T entre regiões	0,0234	0,0137
T dentro de regiões	0,6299	0,7489
T total	0,6533	0,7626
% entre regiões	3,59	1,80
% dentro de regiões	96,41	98,20

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Não apresentamos a medida L de Theil porque na distribuição domiciliar *per capita* os rendimentos iguais a zero não são excluídos e na presença de renda zero o valor do L de Theil tende ao infinito.

A Tabela 3.2 mostra, para 1991 e 2000, a decomposição das medidas de Theil em parcelas referentes à desigualdade entre as 15 regiões paulistas e dentro das mesorregiões para a distribuição do rendimento do trabalho principal entre pessoas ocupadas.

Nota-se que a desigualdade (tanto para a medida T como para a medida L) entre as rendas pessoais dentro das mesorregiões cresce. Por outro lado, os dados mostram que a

desigualdade entre regiões apresenta redução no período. Em 1991, segundo o T de Theil, na distribuição dos ocupados, a desigualdade entre regiões correspondia a 3,9% da desigualdade total e no ano 2000 esse valor cai para 2,5%. O componente inter-regional da decomposição apresenta uma redução de 28,5% e o componente intra-regional um aumento de 11,4%. Dada a maior relevância da desigualdade intra-regional na disparidade de renda, o efeito do segundo componente prevaleceu, provocando o aumento da desigualdade total. Em outras palavras, o aumento da desigualdade em São Paulo foi devido ao crescimento da desigualdade intra-regional, uma vez que a desigualdade inter-regional foi reduzida no período.

Tabela 3.2.- Distribuição da renda do trabalho principal entre pessoas ocupadas com rendimento, em SP: decomposição das duas medidas de desigualdade de Theil (T e L) nas parcelas referentes à desigualdade entre as 15 mesorregiões e dentro delas, em 1991 e 2000.

Medidas de desigualdade	1991	2000
1. T de Theil		
T entre regiões	0,0246	0,0176
T dentro regiões	0,6132	0,6828
T total	0,6377	0,7004
% entre	3,85	2,51
% dentro	96,15	97,49
2. L de Theil		
L entre regiões	0,0260	0,0184
L dentro de regiões	0,5009	0,5251
L total	0,5269	0,5435
% entre	4,93	3,39
% dentro	95,07	96,61

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 3.3 mostra a decomposição das medidas de Theil em cada setor de atividade (primário, secundário e terciário). A desigualdade inter-regional é muito menor do que o outro componente nos três setores de atividade. O que se observa é que a contribuição da desigualdade de renda entre as regiões paulistas foi declinante nos três setores de atividade no período analisado. O setor primário teve a maior queda da desigualdade inter-regional, seguido pelo setor secundário e o terciário. Em termos percentuais, os componentes inter-regionais da desigualdade dentro dos setores tiveram as seguintes reduções: primário (70,6%), secundário (22,0%) e terciário (26,4%).

Tabela 3.3.- Distribuição da renda do trabalho principal entre pessoas ocupadas com rendimento nos 3 setores, em SP: decomposição das duas medidas de desigualdade de Theil (T e L) nas parcelas referentes à desigualdade entre as 15 mesorregiões e dentro delas.

Medidas de desigualdade	1991			2000		
	Primário	Secundário	Terciário	Primário	Secundário	Terciário
1. T de Theil						
T entre regiões	0,0486	0,0209	0,0174	0,0143	0,0163	0,0128
T dentro de regiões	0,9258	0,5110	0,6387	0,9794	0,6208	0,6853
T total	0,9743	0,5319	0,6561	0,9937	0,6371	0,6981
% entre	4,98	3,93	2,64	1,44	2,56	1,83
% dentro	95,01	96,07	97,36	98,56	97,44	98,16
2. L de Theil						
L entre	0,0402	0,0228	0,0183	0,0138	0,0173	0,0133
L dentro	0,5554	0,4066	0,5404	0,5430	0,4432	0,5488
L total	0,5956	0,4293	0,5586	0,5568	0,4606	0,5622
% entre regiões	6,76	5,30	3,27	2,48	3,76	2,37
% dentro regiões	93,24	94,70	96,73	97,52	96,24	97,62

Fonte: Elaboração própria

Entre ocupados na indústria de transformação, a decomposição mostra que houve também uma queda da desigualdade entre regiões nesta população. Dado o peso do setor manufatureiro na atividade secundária paulista, com certeza, a redução da desigualdade inter-regional está, em grande parte, associada com a queda da desigualdade entre regiões dentro deste setor (Tabela 3.4).

Tabela 3.4.- Distribuição da renda do trabalho principal entre pessoas ocupadas na indústria de transformação com rendimento, em SP, considerando a divisão do Estado em 15 mesorregiões:decomposição das duas medidas de desigualdade de Theil (T e L) nas parcelas referentes à desigualdade entre as 15 mesorregiões e dentro delas, 1991 e 2000.

Medidas de desigualdade	1991	2000
1. T de Theil		
T entre	0,0203	0,0181
T dentro	0,5208	0,6281
T total	0,5422	0,6462
% entre	4,30	2,81
% dentro	96,04	97,19
2. L de Theil		
L entre	0,0256	0,0195
L dentro	0,4175	0,4583
L total	0,4419	0,4778
% entre	5,78	4,08
% dentro	94,46	95,92

Fonte: Elaboração própria

3.2 Desigualdade dentro das regiões paulistas

Nesta seção queremos especificamente chamar a atenção para o significativo aumento da desigualdade intra-regional. Neste sentido, o objetivo é analisar quais são os tipos de rendimento responsáveis pelo aumento da desigualdade dentro das regiões, isto é, pretende-se investigar como as parcelas do rendimento domiciliar per capita estão contribuindo para a concentração de renda, especialmente as parcelas do rendimento do trabalho nas atividades primária, secundária e terciária. No caso da atividade secundária optamos, nessa seção, por dividi-la em duas parcelas: rendimento da indústria de transformação e rendimento de outras atividades industriais.

3.2.1 Decomposição do índice de Gini

A decomposição do índice de Gini é a metodologia utilizada para determinar a contribuição de cada parcela que forma o rendimento total para a desigualdade, isto é, a metodologia permite avaliar a contribuição de cada componente da renda para aumentar ou reduzir a concentração de rendimentos.

Este trabalho segue a abordagem metodológica utilizada em Hoffmann (2006). O autor utiliza a decomposição para analisar a redução na desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar per capita no Brasil e em cinco regiões brasileiras, entre 1997 e 2004, avaliando a importância que tiveram os programas de transferência de renda, como o bolsa-família, na redução da desigualdade.

Seja X_i o rendimento domiciliar per capita de cada pessoa residente no Estado de São Paulo, excluindo pensionistas, empregados domésticos e parentes de empregados domésticos. O rendimento X_i é formado por k parcelas:

$$X_i = \sum_{h=1}^k X_{hi} \quad (5)$$

Se as pessoas estão ordenadas de acordo com o seu rendimento domiciliar per capita, temos

$$X_1 \leq X_2 \leq \dots \leq X_n$$

Com as rendas assim ordenadas, a curva de Lorenz mostra como a proporção acumulada da renda varia em função da proporção acumulada da população. Sendo β a área entre a curva de Lorenz e o eixo das abscissas, sabemos que o índice de Gini é

$$G=1-2\beta \quad (6)$$

Mantida a ordenação das rendas X_i , a curva de concentração da parcela X_{hi} mostra como a proporção acumulada dos X_{hi} varia em função da proporção acumulada da população. Sendo β_h a área entre essa curva e o eixo das abscissas, a razão de concentração da parcela X_{hi} é:

$$C_h = 1 - 2\beta_h \quad (7)$$

Verifica-se que $-1 < C_h < 1$.

A decomposição do índice de Gini depende do conhecimento das razões de concentração (C_h) das k parcelas que compõem o rendimento e das participações de cada parcela na renda total (φ_h).

O índice de Gini de uma distribuição é uma média ponderada das razões de concentração das k parcelas que compõem o rendimento domiciliar *per capita*, de acordo com a seguinte equação:

$$G = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h \quad (8)$$

Quando a razão de concentração de qualquer parcela do rendimento é maior do que o índice de Gini, sua participação na desigualdade é maior do que sua participação no rendimento total.

Vamos considerar, agora, que o mesmo tipo de decomposição do índice de Gini seja feito em dois anos distintos, 1991 e 2000, onde:

$$G_{1991} = \sum_{h=1}^k \varphi_{1991h} C_{1991h} \quad (9)$$

$$G_{2000} = \sum_{h=1}^k \varphi_{2000h} C_{2000h} \quad (10)$$

Então a variação no índice de Gini entre esses dois anos é

$$\Delta G = G_{2000} - G_{1991} = \sum_{h=1}^k (\varphi_{2000h} C_{2000h} - \varphi_{1991h} C_{1991h}) \quad (11)$$

Somando e subtraindo $\varphi_{1991h} C_{2000h}$ e fatorando, obtemos:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{2000h} \Delta \varphi_h + \varphi_{1991h} \Delta C_h), \quad (12)$$

com $\Delta \varphi_h = \varphi_{2000h} - \varphi_{1991h}$ e $\Delta C_h = C_{2000h} - C_{1991h}$.

Alternativamente, somando e subtraindo $\varphi_{2000h} C_{1991h}$ dentro da expressão entre parênteses em (11) e fatorando, obtemos

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{1991h} \Delta \varphi_h + \varphi_{2000h} \Delta C_h) \quad (13)$$

As expressões (12) e (13) são duas maneiras possíveis de decompor ΔG . Para evitar a questão de escolher arbitrariamente uma delas, é razoável utilizar a média aritmética das duas:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_h^* \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h) \quad (14)$$

sendo

$$C_h^* = \frac{1}{2} (C_{1991h} + C_{2000h}) \quad (15)$$

$$\text{e } \varphi_h^* = \frac{1}{2} (\varphi_{1991h} + \varphi_{2000h}) \quad (16)$$

A média dos índices de Gini nos dois anos considerados é:

$$G^* = \frac{1}{2} (G_{1991} + G_{2000}) \quad (17)$$

Verifica-se que

$$\sum_{h=1}^k G^* \Delta \varphi_h = G^* \sum_{h=1}^k (\varphi_{2000h} - \varphi_{1991h}) = 0 \quad (18)$$

Então a expressão (14) permanece válida se subairmos a expressão (18) do segundo membro, obtendo

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k [(C_h^* - G^*) \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h] \quad (19)$$

De acordo com a expressão (19), o aumento da participação de uma parcela do rendimento ($\Delta \varphi_h > 0$) contribui para aumentar ou diminuir o índice de Gini, conforme a razão de concentração dessa parcela seja maior ou menor do que o índice de Gini, respectivamente.

Adotando a expressão (19) como decomposição da mudança no índice de Gini, a contribuição total da h -ésima parcela do rendimento para essa mudança é:

$$(\Delta G)_h = (C_h^* - G^*) \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h \quad (20)$$

e a respectiva contribuição percentual é

$$s_h = \frac{100}{\Delta G} [(C_h^* - G^*) \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h] \quad (21)$$

3.2.2 Análise da desigualdade da distribuição da renda em SP com base na decomposição do índice de Gini

Para analisar especificamente o efeito da renda proveniente de atividade nos setores primário, secundário e terciário, o rendimento do trabalho principal, incluindo salários e remuneração de trabalhadores por conta própria e empregadores, foi desagregado nas seguintes categorias:

- a) rendimento do trabalho principal da atividade primária;
- b) rendimento do trabalho principal das pessoas ocupadas na indústria de transformação;
- c) rendimento do trabalho principal das pessoas ocupadas em outras atividades industriais, e
- d) rendimento do trabalho principal no setor terciário¹².

As outras fontes de renda estão classificadas da seguinte forma:

- e) rendimento de aposentadorias e pensões, e
- f) demais rendimentos que incluem rendimentos de aluguéis, rendimento de trabalho secundário (demais trabalhos), pensão alimentícia, mesada, doação *etc.*, ou seja, todos os rendimentos que não são contabilizados nos itens anteriores, lembrando que no de Censo 2000 há captação de rendimentos provenientes de programas de transferências de renda e seguro desemprego e no Censo anterior não havia tal categoria.

Para que as tabelas não ficassem demasiadamente extensas, optamos por agregar as 15 mesorregiões em 6 novas regiões. Para realizar esse agrupamento o critério utilizado foi a importância econômica da região, especialmente o seu peso no setor industrial no Estado. De acordo com Cano et al. (2007), o processo de desconcentração regional da indústria paulista beneficiou principalmente as regiões administrativas de Campinas, São José dos Campos, Santos, Ribeirão Preto e Sorocaba. Atualmente, a RMSP em conjunto com as regiões administrativas citadas são as mais industrializadas do Estado, concentrando os setores de maior complexidade. Os autores examinam a realidade industrial das regiões paulistas, baseando-se no valor adicionado fiscal (VAF), fornecido pela Secretaria da Fazenda do Estado, discriminado por região administrativa (RA).

A maioria das fontes de dados estaduais paulistas (Fundação SEADE, Instituto de Economia Agrícola, Secretarias Estaduais *etc.*) utilizam como unidades geográficas as regiões

¹² No rendimento do setor terciário, agregamos as atividades mal definidas ou não declaradas. O número de observações de atividades mal definidas ou não declaradas é relativamente pequeno na amostra.

administrativas, que também são em número de 15, da mesma maneira que as mesorregiões, não coincidindo, porém, a divisão geográfica, a não ser de maneira aproximada.

Neste sentido, para criar as 6 novas regiões é realizado um rearranjo nas mesorregiões, usando como modelo a classificação das regiões administrativas (RAs). Dessa forma, nessa seção, as mesorregiões são analisadas da seguinte maneira:

1. Mesorregião de Ribeirão Preto ⇒ Corresponde às regiões administrativas de Ribeirão Preto, Franca e Barretos. A RA de Ribeirão Preto aumentou sua participação no valor adicionado fiscal industrial do Estado, passando de 1,2 em 1990 para 2,1 em 2000. Os produtos alimentícios possuem o maior peso na estrutura industrial dessa região. A RA de Franca, em 2000, respondia por 1,3% da indústria de transformação do Estado de São Paulo. Nesta região destaca-se o segmento industrial de couros e calçados, que foi bastante afetado pelas mudanças macroeconômicas (sobervalorização cambial, abertura comercial e outros) da década de 90. A RA de Barretos, em 1990, tinha participação de 0,5% na indústria de transformação e em 2000 sua participação passa a ser 0,8%. A indústria dessa região é caracterizada pelo beneficiamento de produtos agrícolas, tendo uma base pouco diversificada. Enfim, considerando as três regiões administrativas, podemos inferir que a participação da mesorregião de Ribeirão Preto na indústria de transformação do Estado era 2,9% em 1990 e aproximadamente 4,1% no ano 2000.
2. As mesorregiões de Campinas e Piracicaba ⇒ Correspondem à RA de Campinas. Essa RA, em 1990, respondia por 19,2 % do VAF da indústria de transformação do Estado, e no ano 2000, sua participação passa a ser 23,3% . Sua estrutura industrial é muito diversificada, concentrando elevada participação estadual em quase todos os gêneros.
3. A mesorregião MAMEPA ⇒ Equivale à RA de Sorocaba. A participação no VAF da indústria de transformação do Estado era de 4,9% em 1990 e 5,2% no ano 2000. A RA tem uma estrutura industrial parecida com das regiões de forte aglomeração urbana e industrial, como as metropolitanas.
4. Vale do Paraíba ⇒ Corresponde à RA de São José dos Campos. Essa RA respondia em 1990 por 6,4% do VAF da indústria de transformação do Estado, mais que dobrando sua participação em 2000 (14%). Sua estrutura industrial é muito diversificada em ramos dinâmicos mais intensivos em capital e tecnologia, apresentando grande articulação com os principais centros metropolitanos do país.
5. A mesorregião RMSP ⇒ Equivale à região administrativa RMSP, principal núcleo industrial do país. Essa mesorregião vem perdendo participação no VAF total estadual da

indústria de transformação desde 1970, quando tinha 74,7% . Cai para 64,3% em 1980, 58,0% em 1990 e 41,5% em 2000. É o principal pólo industrial do estado e do país, abrigando um conjunto notável de centros estratégicos de relevância nacional.

6. Outras (mesorregiões de São José do Rio Preto, Araçatuba, Bauru, Araraquara, Presidente Prudente, Marília, Assis, Itapetininga e Litoral Sul), que correspondem às demais regiões administrativas não citadas acima. Individualmente, o peso dessas regiões é muito pequeno no total do Estado, daí a decisão de agrupá-las. Em conjunto, respondiam, em 1990, por aproximadamente 6% da indústria de transformação do Estado de São Paulo, e aumentam sua participação para 8% em 2000.

3.2.3 São Paulo

A Tabela 3.5 mostra a contribuição do rendimento do trabalho principal para a desigualdade global nos três setores da economia. Ele, em 1991, respondia por quase 85% do rendimento domiciliar paulista, sendo as principais atividades geradoras de renda do trabalho a indústria de transformação (22,9%) e o terciário (52,0%). Em 2000, a participação do rendimento do trabalho principal na renda domiciliar per capita cai para 78,7%. O rendimento na atividade manufatureira é a parcela que apresenta maior redução na sua participação.

Tabela 3.5.- Seis parcelas do rendimento domiciliar per capita: contribuição para o rendimento total (φ_h), razão de concentração (C_h) e participação percentual no índice de Gini, em SP, 1991 e 2000.

Parcelas do rendimento	1991			2000		
	φ_h	C_h	% de Gini	φ_h	C_h	% de Gini
Trabalho no primário	3,82	0,2642	1,82	2,43	0,2937	1,21
Trabalho na indústria de transformação	22,87	0,4896	20,14	14,98	0,5248	13,26
Trabalho em outras industriais	6,26	0,3449	3,88	5,05	0,3520	3,00
Trabalho no terciário	52,01	0,6055	56,63	56,19	0,6351	60,23
Aposentadorias/ pensões	8,12	0,5241	7,65	12,98	0,5453	11,94
Demais rendimentos	6,92	0,7939	9,88	8,37	0,7332	10,36
Total	100	0,5561	100	100	0,5925	100

Fonte: Elaboração própria

Nota: a última linha da coluna C_h está o valor do índice de Gini do Estado.

A redução da participação da renda do trabalho da indústria de transformação é, em grande medida, uma consequência da perda de participação dos ocupados neste setor. Um dos fatos mais marcantes referentes ao comportamento do mercado de trabalho paulista e brasileiro na década de 90 foi a substancial redução dos empregos industriais. Segundo Ramos e Reis (1997), a capacidade de absorção de mão de obra no setor industrial,

especialmente na indústria de transformação, diminuiu consideravelmente na década de 90. O setor industrial, em resposta às mudanças econômicas, buscou uma reestruturação organizacional e produtiva das empresas, passando pelo enxugamento dos quadros de pessoal. Esse processo não faz parte apenas da realidade brasileira, verificando-se que o mesmo ocorreu na União Européia e nos Estados Unidos.

Por outro lado, o setor de serviços foi um importante contrapeso na geração de emprego e renda. Os dados do Censo mostram que no Estado de São Paulo o peso da renda do setor terciário teve um aumento expressivo.

Outra parcela do rendimento que aumentou substancialmente sua participação na renda domiciliar *per capita* foi o rendimento derivado das aposentadorias ou pensões. Em 1991, a participação dessa parcela na renda domiciliar per capita correspondia a 8,1% e no ano 2000 passa a ser de 13,0%.

As razões de concentração dos rendimentos do setor primário, da indústria de transformação e de outras atividades industriais são inferiores ao índice de Gini e contribuem para a redução da desigualdade de rendimentos do Estado.

O rendimento da indústria de transformação, em 1991, dá origem a cerca de 20,1% da desigualdade de renda em SP e no ano de 2000 é responsável por 13,3% da desigualdade. Essa queda de contribuição é consequência da perda de participação da parcela na renda total, uma vez que a razão de concentração aumentou no período analisado.

Os rendimentos do setor primário e de outras atividades industriais apresentam razão de concentração menor do que o índice de Gini e têm contribuição pouco expressiva para a desigualdade global.

Ao rendimento do trabalho no setor terciário corresponde o principal componente da desigualdade no período considerado. Nota-se que, em 1991, o trabalho no setor terciário dá origem a 56,6% das disparidades de renda no Estado. Como sua razão de concentração é, nos dois anos, superior ao valor do índice de Gini, o crescimento de sua participação na renda total contribui para aumentar a desigualdade. No ano 2000, aproximadamente 60% da desigualdade da renda per capita é oriunda desta parcela da renda.

A razão de concentração do rendimento de aposentadorias e pensões é ligeiramente menor que o índice de Gini paulista. Vale ressaltar que além da parcela do rendimento de atividades terciárias, apenas a parcela de rendimento “aposentadorias e pensões” aumenta substancialmente, entre 1991 e 2000, sua contribuição para o índice de Gini paulista. Cabe

lembrar que a renda de pensões e aposentadorias aqui analisada inclui as quatro categorias: pensões públicas, pensões privadas, aposentadorias públicas e aposentadorias privadas.

Para o Brasil, o rendimento de aposentadorias e pensões contribui para aumentar a desigualdade total. Hoffmann (2003), utilizando a PNAD de 2001, examina a contribuição das aposentadorias para a desigualdade do rendimento domiciliar per capita e observa que a razão de concentração de aposentadorias e pensões (0,601) é ligeiramente maior do que o índice de Gini (0,594) e substancialmente maior do que a razão de concentração do rendimento do trabalho assalariado (0,547). Para o autor, a grande desigualdade de aposentadorias e pensões decorre da dualidade do sistema, com tratamento privilegiado para os aposentados e pensionistas do serviço público. Entretanto, essa questão não pode ser analisada mais pormenorizadamente com os dados da PNAD, pois o questionário não discrimina as aposentadorias e pensões de funcionários públicos dos demais.

O componente “outros rendimentos” contribui ligeiramente para aumentar a desigualdade paulista. É importante mencionar que esse componente representa a agregação dos outros tipos de renda captados pelo Censo. No ano 2000 há um nova categoria de rendimento referente ao programas oficiais de auxílio (renda mínima, bolsa escola e seguro desemprego). Ao excluirmos essa categoria do componente outros rendimentos, em 2000, a razão de concentração da parcela passa de 0,7332 (Tabela 4.7) para 0,7512, isto é, a contribuição da parcela para a desigualdade aumenta.

Apesar da pequena participação da categoria de rendimento “seguro desemprego e programas de transferência de renda” no rendimento domiciliar per capita no Estado (0,25%) no Censo de 2000, os programas de transferência contribuem de maneira não desprezível para reduzir a desigualdade.

3.2.4 Mudanças na desigualdade dentro das regiões paulistas

Nesta seção são analisadas as contribuições das parcelas do rendimento domiciliar per capita para as mudanças no índice de Gini em 6 regiões de SP, de acordo com a divisão regional apresentada no início dessa seção.

Os dados das Tabelas 3.6, 3.7, 3.8, 3.9, 3.10 e 3.11 mostram o aumento de participação do rendimento do trabalho no terciário na renda domiciliar per capita nas regiões consideradas.

Enquanto o rendimento do setor terciário aumenta a participação no rendimento total, o rendimento da indústria de transformação reduz sua participação no rendimento domiciliar nas regiões, especialmente na RMSP. Observa-se que, de 1991 a 2000, a participação do

rendimento da indústria de transformação, na RMSP, decresce de 24,4% para 14,8%, isto é, uma queda de quase 10% pontos percentuais. A Região MAMEPA tem a segunda maior queda (8,7 pontos percentuais).

A participação do rendimento do setor primário nas regiões de Ribeirão Preto e no grupo demais regiões é substancialmente maior do que no Estado de São Paulo. Em 2000, enquanto a participação da renda agrícola no Estado é 1,2%, naquelas regiões tais participações são de 8,5% e 8,4%. Essa elevada participação do rendimento do setor primário em tais regiões é devida à importância da agropecuária nessas áreas.

A mesorregião de Ribeirão Preto apresenta uma agricultura dinâmica, com elevado padrão tecnológico. É a principal produtora agropecuária do Estado, destacando-se principalmente nas culturas de cana de açúcar. Ademais, a expansão da agropecuária corroborou para a expansão das indústrias produtoras de insumos químicos, biológicos, de máquinas e equipamentos agrícolas e da indústria processadora de produtos agrícolas. A região é denominada a capital do agronegócio brasileiro.

Nota-se que a razão de concentração do rendimento do setor terciário cresceu em todas as regiões. Uma das explicações encontradas para a regressividade dessa parcela é a grande heterogeneidade desse setor. Dentro do setor terciário há subsetores que exigem maior nível de escolaridade (telecomunicações, informática, educação etc.) e pagam maiores salários e há ocupações ligadas a menores níveis de escolaridade (comércio, alimentação, serviços domésticos), que pagam menores remunerações.

Também notável é a diminuição na progressividade do rendimento da indústria de transformação. Nota-se, nas tabelas, que quase todas as regiões apresentaram crescimento na razão de concentração dessa parcela do rendimento (exceto o Vale do Paraíba). Na RMSP, a razão de concentração do rendimento da indústria de transformação aumentou 15%, enquanto no interior do Estado, em média, esse crescimento foi de 4% (exceto o Vale do Paraíba, cuja razão de concentração permaneceu praticamente estável).

Verifica-se que os rendimentos do trabalho nos setores terciário e na indústria de transformação são responsáveis por quase dois terços da desigualdade intra-regional paulista.

As duas outras razões de concentração que compõem o rendimento do trabalho (setores primário e outras atividades industriais) contribuem pouco para a desigualdade global em todas as regiões. As razões de concentração dessas parcelas, entre 1991 e 2000, apresentaram o seguinte comportamento: i) a razão de concentração do setor primário teve redução apenas no Vale do Paraíba e na RMSP; ii) a razão de concentração de outras

atividades industriais (indústria da construção civil, serviços industriais de utilidade pública e indústria extrativa) decresceu no Vale do Paraíba e no grupo das demais regiões.

Tabela 3.6.- Seis parcelas do rendimento domiciliar per capita: contribuição para o rendimento total (φ_h), razão de concentração (C_h) e participação percentual para o índice de Gini. Ribeirão Preto, 1991 e 2000.

Parcelas do rendimento	1991			2000		
	φ_h	C_h	% de Gini	φ_h	C_h	% de Gini
Trabalho no setor primário	11,42	0,3223	6,97	8,49	0,3551	5,41
Trabalho na indústria de transformação	18,11	0,4209	14,44	13,99	0,4428	11,12
Trabalho em outras indústrias	5,96	0,3011	3,40	4,11	0,3402	2,51
Trabalho no setor terciário	49,03	0,6003	55,74	51,09	0,6111	56,07
Aposentadorias ou pensões	8,09	0,5387	8,26	13,46	0,5440	13,15
Demais rendimentos	7,37	0,8012	11,20	8,87	0,7364	11,73
Total	100	0,5281	100	100	0,5568	100

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a última linha da coluna C_h está o valor do índice de Gini da região.

Tabela 3.7.- Seis parcelas do rendimento domiciliar per capita: contribuição para o rendimento total (φ_h), razão de concentração (C_h) e participação percentual para o índice de Gini. Campinas e Piracicaba, 1991 e 2000.

Parcelas do rendimento	1991			2000		
	φ_h	C_h	% de Gini	φ_h	C_h	% de Gini
Trabalho no setor primário	5,27	0,1988	2,03	3,22	0,2280	1,33
Trabalho na indústria de transformação	24,89	0,4356	20,98	18,11	0,4794	15,69
Trabalho em outras indústrias	7,00	0,2985	4,05	5,80	0,3050	3,19
Trabalho no setor terciário	47,20	0,5876	53,66	50,93	0,6114	56,26
Aposentadorias e pensões	8,27	0,5130	8,21	13,96	0,5278	13,31
Demais rendimentos	7,36	0,7781	11,08	7,98	0,7089	10,22
Total	100	0,5169	100	100,00	0,5535	100,00

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a última linha da coluna C_h está o valor do índice de Gini da região.

Tabela 3.8.- Seis parcelas do rendimento domiciliar per capita: contribuição para o rendimento total (φ_h), razão de concentração (C_h) e participação percentual para o índice de Gini. MAMEPA, 1991 e 2000.

Parcelas do rendimento	1991			2000		
	φ_h	C_h	% de Gini	φ_h	C_h	% de Gini
Trabalho no setor primário	5,21	0,2892	2,92	3,27	0,3587	2,11
Trabalho na indústria de transformação	26,87	0,4491	23,38	18,18	0,4824	15,78
Trabalho em outras indústrias	7,53	0,2878	4,20	6,62	0,3056	3,65
Trabalho no setor terciário	44,54	0,5896	50,88	48,64	0,6099	53,39
Aposentadorias ou pensões	9,91	0,4989	9,58	14,69	0,5257	13,90
Demais rendimentos	5,92	0,7863	9,02	8,60	0,7221	11,17
Total	100	0,5161	100	100,00	0,5556	100

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a última linha da coluna C_h está o valor do índice de Gini da região.

Tabela 3.9.- Seis parcelas do rendimento domiciliar per capita: contribuição para o rendimento total (φ_h), razão de concentração (C_h) e participação percentual para o índice de Gini. Vale do Paraíba, 1991 e 2000.

Parcelas do rendimento	1991			2000		
	φ_h	C_h	% de Gini	φ_h	C_h	% de Gini
Trabalho no setor primário	2,96	0,2815	1,48	1,46	0,1837	0,47
Trabalho na indústria de transformação	26,51	0,5790	27,17	18,16	0,5791	18,35
Trabalho outras indústrias	7,59	0,3363	4,52	5,92	0,2808	2,90
Trabalho no setor terciário	46,56	0,5935	48,92	50,45	0,6029	53,06
Aposentadorias ou pensões	6,73	0,5247	8,96	15,76	0,5488	15,09
Demais rendimentos	9,66	0,7520	8,97	8,24	0,7048	10,13
Total	100	0,5650	100	100	0,5732	100

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a última linha da coluna C_h está o valor do índice de Gini da região.

Tabela 3.10.- Seis parcelas do rendimento domiciliar per capita: contribuição para o rendimento total (φ_h), razão de concentração (C_h) e participação percentual para o índice de Gini. Demais mesorregiões, 1991 e 2000.

Parcelas do rendimento	1991			2000		
	φ_h	C_h	% de Gini	φ_h	C_h	% de Gini
Trabalho no setor primário	13,14	0,3312	7,93	8,44	0,3538	5,24
Trabalho na indústria de transformação	13,60	0,4535	11,24	11,43	0,4757	9,53
Trabalho outras indústrias	7,24	0,3510	4,63	5,75	0,3340	3,37
Trabalho no setor terciário	49,07	0,6250	55,88	50,00	0,6356	55,75
Aposentadorias ou pensões	9,34	0,5471	9,30	15,80	0,5543	15,37
Demais rendimentos	7,62	0,7935	11,02	8,58	0,7141	10,74
Total	100	0,5488	100	100	0,5701	100

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a última linha da coluna C_h está o valor do índice de Gini da região.

Tabela 3.11.- Seis parcelas do rendimento domiciliar per capita: contribuição para o rendimento total (φ_h), razão de concentração (C_h) e participação percentual para o índice de Gini. RMSP, 1991 e 2000

Parcelas do rendimento	1991			2000		
	φ_h	C_h	% de Gini	φ_h	C_h	% de Gini
Trabalho no setor primário	0,90	0,5821	0,94	0,32	0,4865	0,26
Trabalho na indústria de transformação	24,37	0,4685	20,62	14,75	0,5390	13,10
Trabalho outras indústrias	5,59	0,3616	3,76	4,60	0,3832	2,91
Trabalho no setor terciário	54,65	0,5874	57,90	60,30	0,6337	62,94
Aposentadorias ou pensões	7,59	0,5132	7,04	11,68	0,5490	10,56
Demais rendimentos	6,33	0,8014	9,75	8,35	0,7444	10,23
Total	100	0,5538	100	100	0,6070	100

Fonte: Elaboração própria

Nota: a última linha da coluna C_h está o valor do índice de Gini da região.

Na Tabela 3.12 estão as contribuições de cada parcela do rendimento para a variação do índice de Gini entre 1991 e 2000, considerando a divisão das regiões adotadas nessa seção.

No Estado de São Paulo como um todo mais de 49% de aumento da desigualdade está associado ao rendimento do trabalho no setor terciário. Além dele ser o principal fator para a desigualdade paulista é também a razão principal pelo aumento da mesma.

Entre as 6 regiões analisadas, é importante destacar a RMSP. Nessa região, verifica-se que o rendimento do trabalho no setor de serviços representa mais da metade do aumento do índice de Gini, enquanto nas outras regiões esse valor não ultrapassa 40%.

Conforme já mostrado anteriormente, entre as 15 mesorregiões, a RMSP apresenta o maior crescimento do índice de Gini da renda domiciliar per capita. Considerando o peso da renda e da população da RMSP no total do Estado é possível afirmar que o rendimento do trabalho na atividade terciária da região metropolitana é o principal responsável pelo aumento da desigualdade da renda domiciliar per capita no Estado registrada pelos dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000.

A segunda maior contribuição para o aumento da desigualdade paulista é associada ao rendimento do trabalho na indústria de transformação. Além disso, nota-se que apesar da pequena participação do rendimento da atividade primária na renda total do Estado (ver Tabela 3.5), o efeito dessa parcela supera o efeito do rendimento de aposentadorias e pensões, que possui uma participação maior na renda total. O efeito negativo (-5,2%) de “demais rendimentos” significa que essa parcela contribuiu para reduzir a desigualdade em São Paulo.

Na região de Ribeirão Preto o efeito do rendimento de atividade primária é o mais importante, contribuindo com 32,2% do aumento da desigualdade na região, indicando que o crescimento e o fortalecimento da agricultura da região foi acompanhado por uma concentração de renda.

Nota-se, também, que no grupo “demais regiões” a maior parte do aumento do índice de Gini está associado à parcela do rendimento da atividade agrícola. Em tais regiões, a agropecuária é uma importante atividade de geração de renda. As regiões de São José do Rio Preto, Araçatuba, Bauru, Marília e Assis, que fazem parte do grupo, possuem uma agricultura mista, com pecuária extensiva e agricultura moderna, predominando um padrão tecnológico baixo e médio. As mesorregiões de Presidente Prudente, Itapetininga e Litoral Sul são as áreas mais pobres do Estado, com um padrão tecnológico predominantemente baixo (KAGEYAMA, 2003).

Nas regiões de Campinas/Piracicaba e MAMEPA o efeito do rendimento da indústria de transformação supera as contribuições de outras parcelas do rendimento. Em

Campinas/Piracicaba o efeito dessa parcela, como percentagem de ΔG , é 40,1% no período, sendo o maior percentual de contribuição dessa parcela.

De acordo com Cano et al. (2007), Campinas foi a região que mais ganhou no processo de interiorização da indústria paulista, com seu peso relativo sendo menor apenas do que o da RMSP. Em virtude de tal fato, podemos afirmar que há uma relação entre a elevada contribuição do rendimento obtido na atividade da indústria de transformação para a desigualdade campineira e o crescimento dessa indústria na região.

Pelo fato de o índice de Gini da mesorregião Vale do Paraíba apresentar uma variação muito pequena durante o período analisado, as contribuições das parcelas ficam instáveis. Em virtude de tal fato, essa mesorregião não consta na tabela 3.12.

Tabela 3.12.- Efeito percentual de cada do rendimento na mudança do índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar per capita em São Paulo e nas regiões paulistas, e o valor dessa mudança (ΔG) no período de 1991-2000.

Parcelas do rendimento	São Paulo	Ribeirão Preto	Campinas	MAMEPA	RMSP	Demais
Trabalho no primário	13,81	32,18	21,41	17,87	-0,59	59,32
Trabalho na indústria de transformação	32,85	28,12	40,12	34,41	39,78	22,71
Trabalho em outras industriais	8,61	21,16	8,79	8,70	5,94	9,99
Trabalho no terciário	49,28	23,38	38,46	30,58	53,22	27,74
Aposentadorias e pensões	0,86	1,78	2,19	5,50	2,69	1,60
Demais rendimentos	-5,21	-6,50	-10,97	3,01	-0,56	-21,43
Total	100	100	100	100	100	100
ΔG	0,0364	0,0287	0,0364	0,0395	0,0532	0,0213

Fonte: Elaboração própria.

3.3. Visão geral sobre a desigualdade inter-regional e intra-regional paulista

Esta seção traz importantes resultados para o trabalho. Calculando os índices T e L de Theil por regiões, nota-se que o aumento da desigualdade de renda em SP entre 1991 e 2000, de acordo com os dados do Censo, é consequência do aumento da desigualdade dentro das regiões, uma vez que o componente intra-regional é muito mais importante, representando cerca de 95% da desigualdade do rendimento das pessoas ocupadas em SP. Entretanto, apesar da pequena importância do fator inter-regional, é relevante constatar sua redução entre 1991 e 2000.

De maneira geral, os três setores de atividade econômica contribuíram para a redução da desigualdade entre as regiões do Estado, sendo que a contribuição do setor primário superou a do setor secundário e esta superou a do terciário. Além disso, a contribuição do setor secundário para redução da desigualdade inter-regional é, em grande parte, influenciada pela indústria de transformação. Essa indústria é responsável por aproximadamente 70% do rendimento do setor industrial. Assim, a redução 1,4% na desigualdade inter-regional entre os

ocupados na indústria é reflexo da queda de 1,5% da desigualdade inter-regional da indústria manufatureira.

Uma explicação plausível para a redução da disparidade de renda entre as regiões paulistas, dentro de um contexto de aumento da desigualdade total, é a desconcentração espacial das atividades produtivas, especialmente aquelas da RMSP que se deslocaram para o interior.

Na análise intra-regional também há importantes conclusões. A primeira delas é que a participação de ocupados na indústria de transformação em relação ao total de ocupados e a participação do rendimento do trabalho desse segmento populacional na renda total caíram praticamente em todas as regiões paulistas, especialmente na RMSP.

Essa queda de participação da indústria de transformação na geração de emprego e renda certamente está associada com a abertura comercial, os avanços tecnológicos, as privatizações e o processo de modernização experimentado pela indústria ao longo da década de 1990, que foi acompanhado por um forte crescimento de produtividade. Segundo Sabóia (2001), o processo de modernização organizacional ocorrido na indústria brasileira durante os anos noventa é, parcialmente, responsável pelo crescimento da produtividade e, conseqüentemente, pela redução do número de empregados na indústria.

Uma das justificativas encontradas para a queda mais expressiva do emprego e da renda industrial na RMSP é que, pelo fato de se tratar do pólo mais dinâmico e desenvolvido do país, com a presença de plantas industriais mais complexas, essa região foi mais fortemente afetada pelas mudanças mencionadas. Além disso, a própria desconcentração produtiva e a terciarização contribuíram para esse resultado.

Paralelamente, houve a expansão do setor de terciário nas regiões, tornando-o o maior empregador de mão-de-obra e gerador de renda. Em 2000, no Estado paulista, quase 67% das pessoas ocupadas trabalhavam no setor terciário e sua participação na renda total elevou-se de 52%, em 1991, para aproximadamente 56% em 2000.

Com a elevação da produtividade na indústria e na agricultura no Estado, o setor terciário foi o principal absorvedor da população economicamente ativa. O crescimento do número de ocupados no setor terciário entre 1991 e 2000 foi de 35,4%, enquanto nos setores primário e secundário houve redução no número de ocupados de 16,9% e 10,6%, respectivamente.

Nesse sentido, o setor terciário pode ser visualizado como indutor do crescimento da economia paulista, atuando conjunta e concomitantemente com o setor secundário. Não se

pretende aqui minimizar o papel do setor secundário, pois, com certeza, ele é o responsável pela base material da produção econômica. Entretanto, com base nos resultados apresentados, divergimos da tese de que o processo de desconcentração produtiva industrial é o principal fator de desenvolvimento do interior do Estado, cabendo ao setor de serviços papel secundário.

Dessa forma, discordamos de Matos et al. (2007, p. 246), citando Meirelles (2003) quando dizem que:

...atribui a importância secundária do setor de serviços na dinâmica econômica ao fato de que os serviços são atividades intangíveis e, portanto, dependentes da produção de bens e de produtos concretos para a sua existência e reprodução. Nesse sentido, são atividades de trabalho indireto, seu processo de valorização dependendo do processo de valorização industrial.

Diante da importância do setor terciário para a economia, chamamos atenção aqui para o fato de que no estado de São Paulo e em suas regiões esse setor é o principal responsável pela desigualdade de renda, conforme mostra a decomposição do índice de Gini. Além disso, o aumento da desigualdade entre 1991 e 2000 está associado ao rendimento do trabalho no setor terciário.

Segundo Sabóia (1992), o setor terciário é bastante heterôgeneo, nele estão incorporados pessoas com os mais distintos níveis de qualificação e produtividade, sendo que a qualidade dos postos de trabalho e dos rendimentos gerados em grande parte dos segmentos que compõem o setor é baixa.

É importante também destacar o fato de que o rendimento da indústria de transformação teve uma contribuição importante para o aumento da desigualdade dentro das regiões paulistas. Isso significa que nem sempre uma desconcentração produtiva implica em melhora da distribuição interpessoal da renda, pois apesar da redução da desigualdade entre regiões, houve aumento da desigualdade na distribuição interpessoal da renda.

4. A distribuição de renda paulista, de acordo com as PNADs de 1990 a 2007

4.1. Desigualdade de renda no Estado de São Paulo

Até o presente momento, apresentamos um panorama da distribuição de renda de São Paulo e suas regiões, com informações extraídas dos Censos Demográficos de 1991 e 2000.

Nesta seção passamos a analisar a desigualdade de renda no Estado, utilizando os microdados da PNAD no período 1990-2007. Essa análise é realizada por dois motivos: primeiro, há uma defasagem temporal nos resultados sobre a desigualdade paulista, uma vez que o último Censo Demográfico foi realizado no ano de 2000; segundo, os resultados dos Censos não podem ser interpretados como tendência, pois estamos considerando apenas dois momentos no tempo.

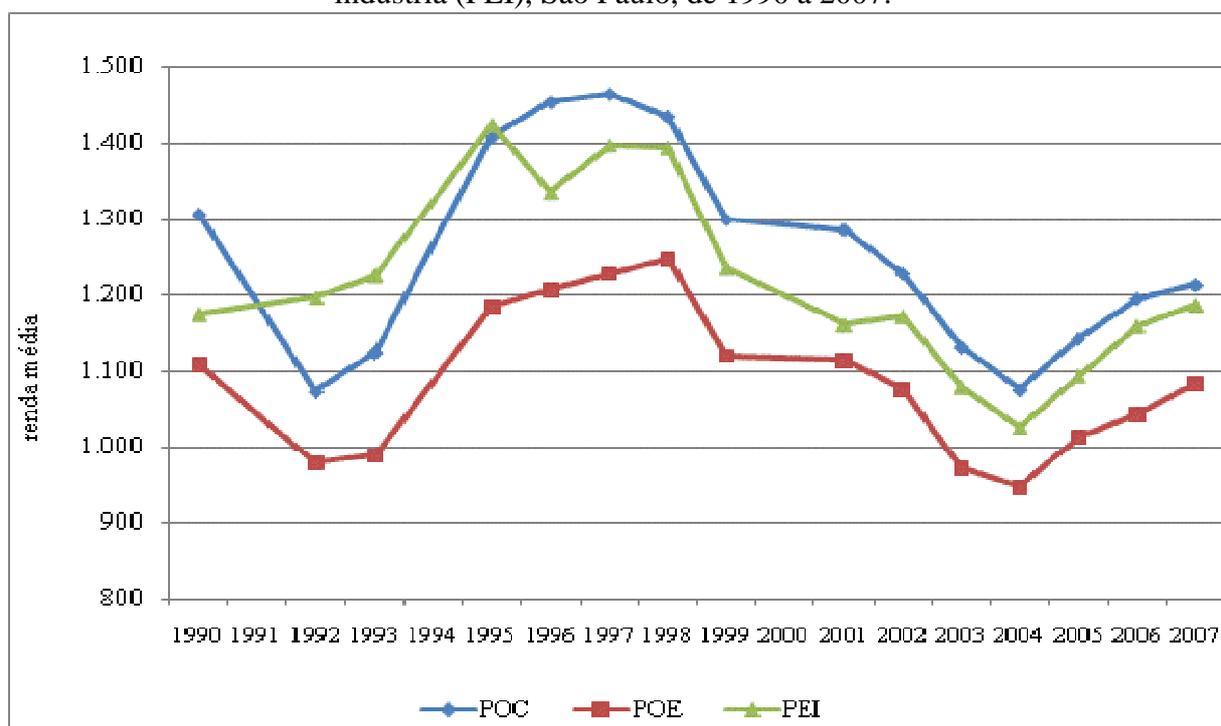
Os resultados da PNAD são divulgados para as 5 macro-regiões (nordeste, sudeste, centro-oeste, norte e sul) para os estados e para as 9 regiões metropolitanas. Diferentemente do Censo Demográfico, o plano amostral da PNAD não prevê representatividade amostral para meso ou micro regiões dentro de um Estado. Esta é uma característica que impõe limitações severas ao emprego da PNAD na formulação de políticas públicas municipais ou regionais (JANNUZZI, 2006).

Neste sentido, a análise regional do Estado é realizada considerando duas áreas: metropolitana (RMSP) e não metropolitana (ou regiões do interior do Estado), sendo consideradas as seguintes distribuições: a) do rendimento mensal de todos os trabalhos das pessoas ocupadas com rendimento (POC); b) do rendimento mensal de todos os trabalhos dos empregados (POE) e c) do rendimento mensal de todos os trabalhos dos empregados na indústria (PEI);

Para tornar comparáveis os rendimentos declarados de 1990 a 2007, todos são convertidos em Reais de setembro-outubro de 2007, usando como deflator a média geométrica do INPC de dois meses consecutivos. Como o mês de referência da PNAD tem sido setembro e tendo em vista que os assalariados recebem no início do mês seguinte, é razoável utilizar como deflator a média geométrica do INPC de setembro e outubro.

A Figura 4.1 apresenta a evolução do valor médio do rendimento para POC, POE e PEI. Depois de quedas consecutivas do rendimento médio de 1997 a 2004, no período 2004-2007 houve crescimento dessa variável, reflexo da conjuntura macroeconômica de crescimento real da economia.

Figura 4.1.- Evolução da renda média para o rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas (POC), rendimento de todos os trabalhos dos empregados (POE) e empregados na indústria (PEI), São Paulo, de 1990 a 2007.



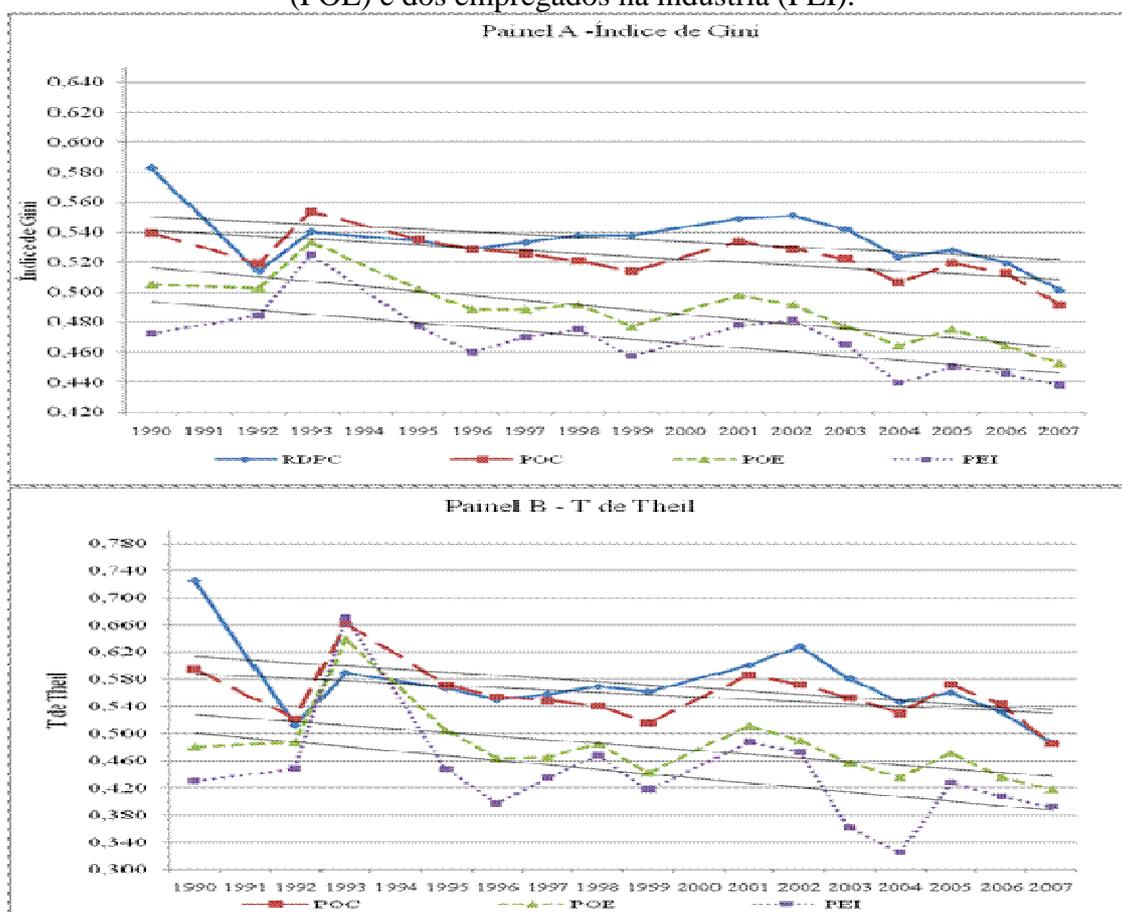
Fonte: Elaboração própria

Nota: Ver Tabela C.1, no apêndice estatístico.

A Figura 4.2 mostra a evolução das medidas de desigualdade (índice de Gini e T de Theil) entre 1990 e 2007. As duas medidas de desigualdade mostram o mesmo padrão para as quatro distribuições, isto é, uma tendência de redução da desigualdade ao longo do período. É importante ressaltar que nas seções anteriores, apontamos um aumento da desigualdade, considerando apenas os anos de 1991 e 2000, utilizando dados dos Censos Demográficos. Os resultados agora mostram uma evolução da desigualdade de renda em SP ao longo de 17 anos.

Além disso, a partir de 2001 há uma forte queda da desigualdade, tanto para São Paulo quanto para o Brasil. Porém, é importante chamar a atenção para o fato de que em São Paulo houve aumento da desigualdade entre 2004 e 2005, diferentemente do que ocorreu no Brasil. Enfim, nas quatro distribuições, as medidas de desigualdade de 2007 são as menores verificadas no período, com exceção do T de Theil da distribuição do rendimento dos empregados na indústria.

Figura 4.2.- Medidas de desigualdade de 1990 a 2007 para as distribuições: do rendimento domiciliar per capita (RDPC), do rendimento dos ocupados, do rendimento dos empregados (POE) e dos empregados na indústria (PEI).



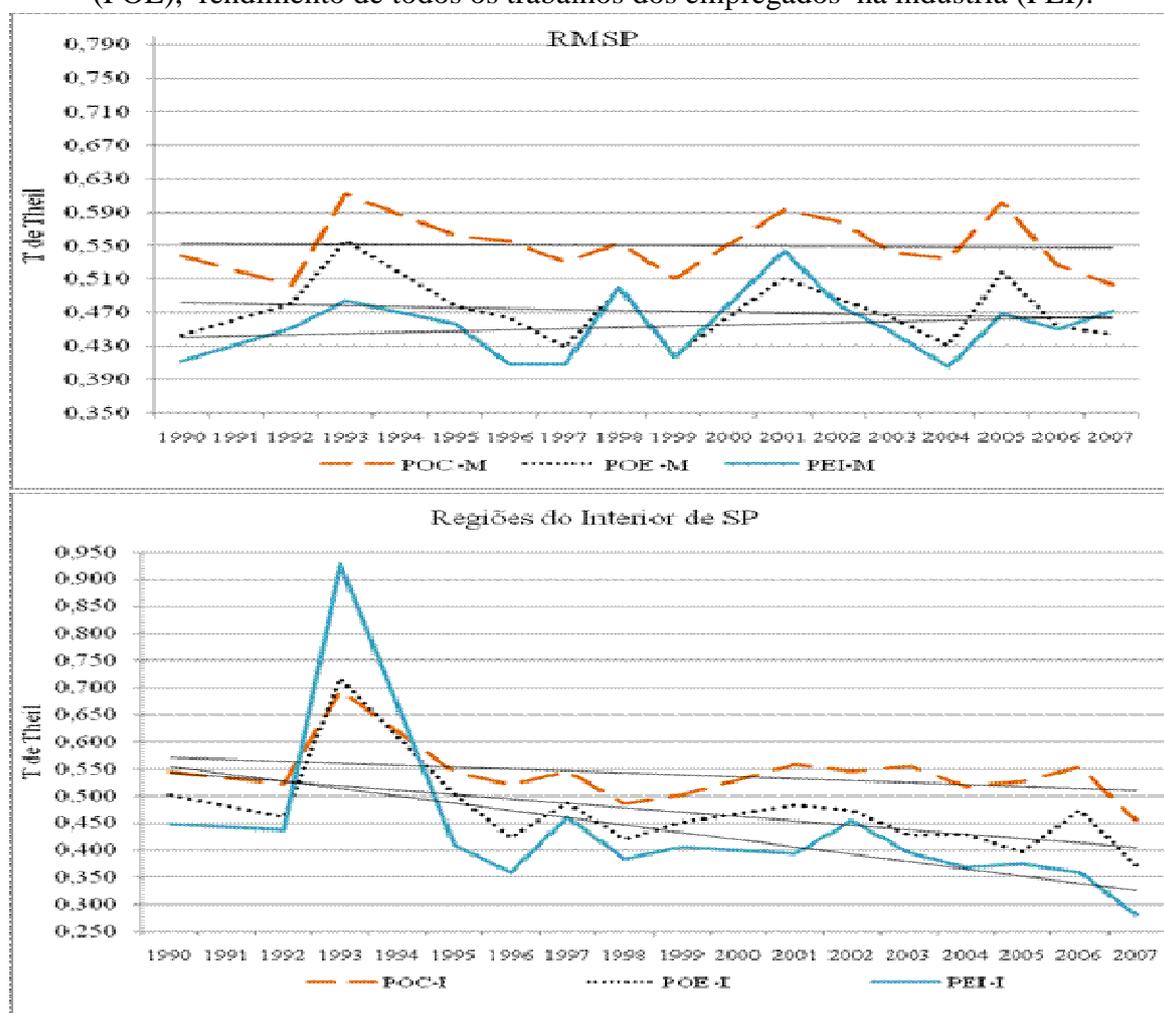
Fonte: Elaboração própria

Nota: Ver Tabela C.2 e C.3, no apêndice estatístico.

4.2. Desigualdade regional paulista

A Figura 4.3 apresenta a evolução do T de Theil para a RMSP e interior de São Paulo, considerando o rendimento dos ocupados, empregados e empregados na indústria. Como pode se observar, na região não metropolitana (regiões do interior) paulista há uma tendência de redução da desigualdade ao longo do período. Por outro lado, na RMSP, para as três distribuições analisadas, não se observa tendência crescente ou decrescente na desigualdade.

Figura 4.3.- Evolução temporal do T de Theil para a região metropolitana de São Paulo (RMSP) e região não metropolitana, 1990 a 2007, nas distribuições: rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas (POC), rendimento de todos os trabalhos dos empregados (POE), rendimento de todos os trabalhos dos empregados na indústria (PEI).



Fonte: Elaboração própria.

Nota: M = região metropolitana e I= região não metropolitana. Ver Tabela C.4, no apêndice estatístico.

Percebe-se ainda na Figura 4.3 que, em 1993, na região não metropolitana, o valor do T de Theil é bastante discrepante. Esse valor para o T de Theil é devido ao fato de que na amostra da PNAD de 1993 o valor máximo do rendimento declarado foi excepcionalmente elevado (CR\$ 9.200.000)¹³. O declarante desse rendimento apresenta as seguintes características: homem branco, 45 anos de idade, ocupa cargo de administrador/diretor na indústria de transformação de fabricação de automóveis/ caminhões/ ônibus/autopeças.

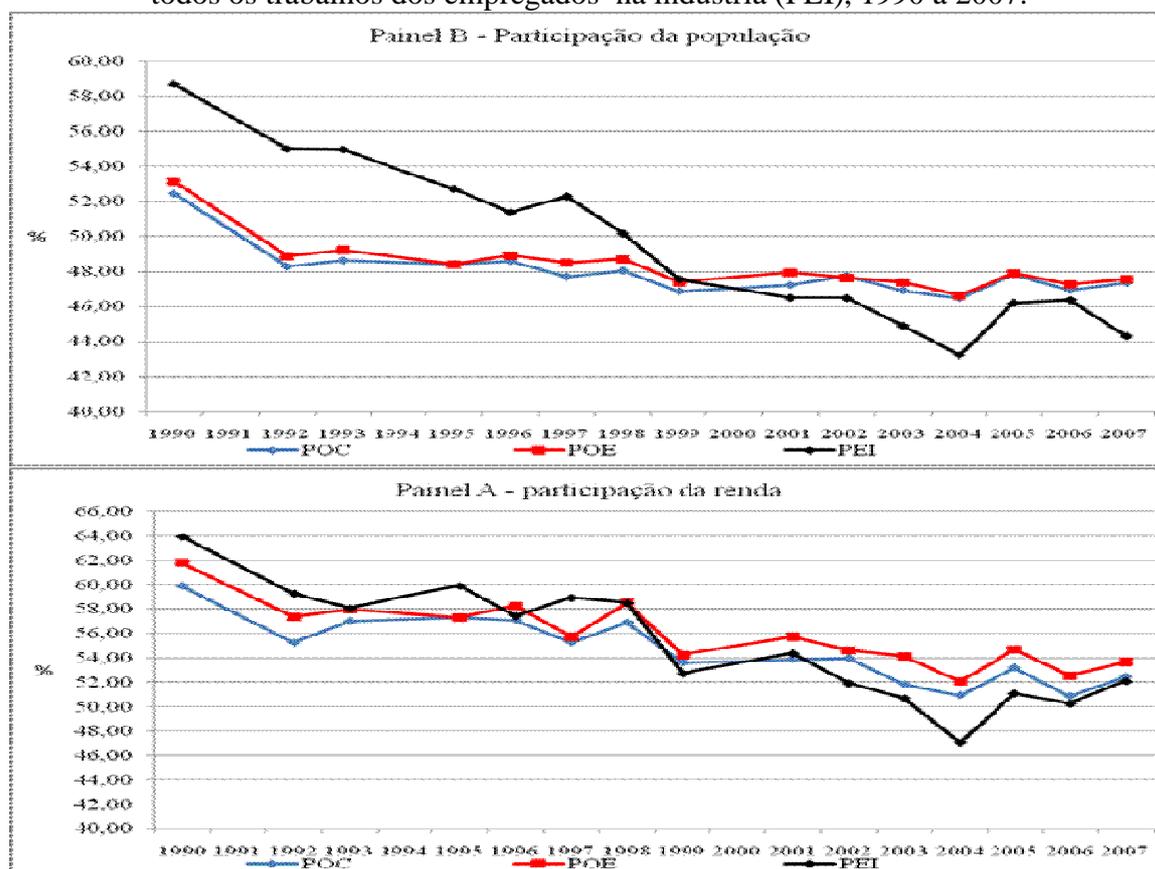
Conforme mostra a Figura 4.4, a participação da região metropolitana no total de pessoas empregadas no setor industrial sofre uma queda expressiva em relação ao total,

¹³ Valor nominal de setembro de 1993, em cruzeiros reais (CR\$). Em reais de setembro-outubro de 2007 o valor é R\$ 244.086.

caindo de 58,7% em 1990 para 44,3% em 2007. Cabe lembrar que a indústria de transformação é o sub-setor de maior peso no setor industrial.

A Figura 4.4 mostra também a participação da RMSP na renda total. Para as três distribuições, verifica-se perda de participação da RMSP na renda, especialmente no caso do rendimento dos empregados na indústria, que cai mais rapidamente. Além disso, observa-se que a participação da RMSP na renda é superior à sua participação na população, porém, cabe ressaltar que essa diferença tem diminuído. Pode-se mencionar, como exemplo, que a proporção de empregados da região metropolitana no total de empregados do Estado caiu de 53,1% em 1990 para 47,5% em 2007, ao mesmo tempo que a correspondente participação na renda diminuiu de 61,8% para 53,7%.

Figura 4.4.- Proporção da população metropolitana no total e proporção da renda metropolitana no total nas distribuições: rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas (POC), rendimento de todos os trabalhos dos empregados (POE), rendimento de todos os trabalhos dos empregados na indústria (PEI), 1990 a 2007.

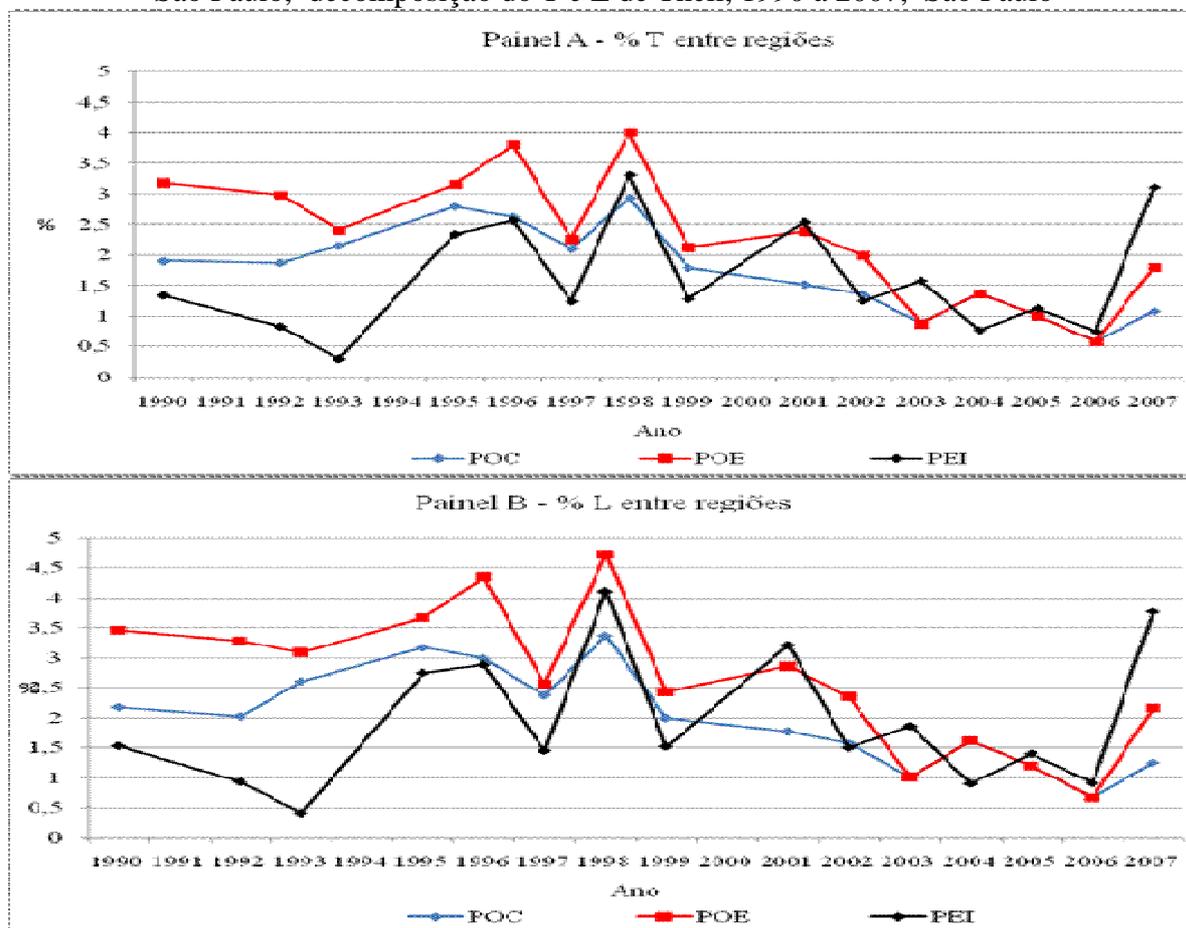


Fonte: Elaboração própria

A Figura 4.5 mostra a evolução, de 1990 a 2007, da contribuição percentual da desigualdade inter-regional paulista. Nota-se que o poder de explicação do fator inter-regional para as três distribuições analisadas é bastante oscilante através do tempo. Contudo, tanto

para a distribuição do rendimento dos ocupados como para a distribuição do rendimento de todos os empregados, observa-se uma tendência decrescente na participação da desigualdade entre as duas regiões na desigualdade total do Estado.

Figura 4.5.- Participação da desigualdade entre duas regiões na desigualdade no Estado de São Paulo, decomposição do T e L de Theil, 1990 a 2007, São Paulo



Fonte: Elaboração própria

Ver Tabelas C.6, C.7 e C.8, no apêndice estatístico.

Em resumo, com base nos resultados apresentados acima podemos inferir que, durante o período analisado, o mercado de trabalho paulista passou por um processo de desconcentração tanto com relação ao emprego quanto à renda, beneficiando as regiões do interior do Estado. Além disso, houve uma redução da desigualdade entre regiões. Essas transformações estão associadas ao processo de interiorização do desenvolvimento paulista explicitado pela literatura regional. Os resultados reafirmam as conclusões obtidas na análise dos dados dos Censos Demográficos.

CONCLUSÕES

Para não repetir as conclusões específicas a que chegamos durante o desenvolvimento do trabalho, limitamo-nos a apontar os resultados mais relevantes.

Na década de 1990, o Brasil vivenciou importantes transformações econômicas, sociais, demográficas e tecnológicas, entre as quais: a abertura comercial, privatizações, reforma do papel do Estado, avanços tecnológicos e estabilidade de preços. Essas transições afetaram todos os estados do Brasil, entre eles o Estado de São Paulo.

O trabalho enfocou a evolução da desigualdade de renda paulista desde o início dos anos 1990 até 2007. Primeiro realizamos um estudo da desigualdade de renda, utilizando como fonte de dados os Censos Demográficos de 1991 e 2000, uma vez que eles permitem uma maior desagregação territorial, contribuindo para uma análise mais detalhada das mudanças que ocorreram nas regiões do Estado de São Paulo.

Os dados dos Censos Demográficos mostram uma redução das disparidades de renda entre as regiões, conforme revelam a decomposição dos índices T e L de Theil. Essa queda da desigualdade inter-regional paulista. Apesar de a desigualdade entre regiões diminuir no período, a desigualdade total paulista aumentou nas três distribuições analisadas. Esse aumento da desigualdade de renda estadual é devido ao aumento da desigualdade dentro das regiões.

Por meio da decomposição do índice de Gini conforme parcelas da renda, mostramos que, de acordo com pesquisa domiciliar utilizada, o rendimento do trabalho do setor terciário é o principal determinante da desigualdade de renda dentro das regiões. Cabe ressaltar que o conceito de rendimento do trabalho empregado pelo IBGE na pesquisa inclui o ganho da pessoa que explorava um empreendimento como conta própria ou empregadora.

O setor terciário, entre 1991 e 2000, aumentou sua participação no emprego e na renda do Estado em todas as regiões, mostrando, conforme destaca Negri (1996), que a interiorização do desenvolvimento em São Paulo não é apenas o resultado do avanço das instalações de estabelecimentos industriais pelas diversas regiões do interior. É também resultado das modificações da própria indústria e de modernização da agropecuária. E na nossa visão, com base nos resultados, também devemos incluir o setor terciário como indutor de desenvolvimento no processo de interiorização.

Usando dados da PNAD para mostrar resultados mais atualizados sobre a desigualdade paulista, durante o período de 1990 a 2007, é constatada uma tendência de queda da desigualdade de renda que segue a mesma tendência observada para o Brasil. Na análise das regiões (metropolitana e não metropolitana) percebe-se que, apenas a região não metropolitana paulista apresenta uma clara tendência decrescente na desigualdade de renda no período.

Os dados também mostram que, entre 1990 e 2007, o interior aumentou sua participação na população ocupada, especialmente entre os empregados na indústria, e o mesmo aumento se repete em relação à renda. Além disso, pela decomposição dos índices T e L de Theil, nota-se que no período 1990-2007 houve redução da desigualdade entre regiões, confirmando um resultado já obtido com os dados dos Censos Demográficos.

Cabe reconhecer que o presente trabalho não ressaltou devidamente alguns aspectos devido às limitações das fontes de dados utilizados, que captam muito mal os rendimentos do capital. Mas o conjunto de resultados indica que há muitas decisões de política econômica que podem contribuir para reduzir ou aumentar a desigualdade da distribuição de renda. Não há dúvida que uma redução mais substancial da desigualdade só será obtida por meio de uma combinação de diversas políticas econômicas. A rigor, todas as decisões dos poderes públicos têm algum efeito sobre a desigualdade.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CANO, W.; BRANDÃO, C. A.; MACIEL, C. S.; MACEDO, F. C de. A indústria de transformação 1989-2003. In: _____ (Orgs). **Economia Paulista: dinâmica socioeconômica entre 1980 e 2005**. Campinas: Alínea Editora, 2007. p. 23-110.

DEDECCA, C. S. ; ROSANDISKI, E. . Sensos e Dissensos: as Inovações Metodológicas do Censo Demográfico 2000. **Revista da ABET**, Rio de Janeiro, n. 2, p. 30-60. 2003.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: EDUSP, 1998. 275p.

HOFFMANN, R. Mensuração da desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 81-107.

HOFFMANN, R. A contribuição das aposentadorias e do rendimento agrícola para a desigualdade do rendimento domiciliar per capita no Brasil. In: BENECKE, D.W.; NASCIMENTO, R. (Orgs.). **Política social preventiva: desafio para o Brasil**. Rio de Janeiro: Konrad Adenauer Stiftung, 2003. p.79-199.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Revista Econômica**, v.8, n.1, p. 55- 81, jun. 2006.

HOFFMANN, R.; SIMÃO, R. C. S. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. **Nova Economia**, v.15, p. 35-62, mai/ago. 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Demográfico 2000: documentação dos microdados da amostra do censo** (compact disc). Rio de Janeiro, 2002.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília, 2006. Nota técnica.

JANNUZZI, P. de M. **Indicadores sociais no Brasil: conceitos, fontes de dados e aplicações**. Campinas, SP: Editora Alínea, 2006. 141p.

KAGEYAMA, A. **Os rurais e os agrícolas de São Paulo no Censo de 2000**. Campinas: IE:UNICAMP, 2003. Texto para discussão nº 112.

MAIA, A. G. **Espacialização de classes no Brasil: uma nova dimensão para análise da estrutura social**. 2006. 363 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas). Universidade Estadual de Campinas – UNICAMP, Campinas, 2006.

MATOS, E. N.; SIQUEIRA, H.; BRANDÃO, C. A.; GOMES, D. G.; SILVA, R. A. O setor terciário. In: W.; BRANDÃO, C. A.; MACIEL, C. S.; MACEDO, F. C de. (Orgs.). **Economia Paulista: dinâmica socioeconômica entre 1980 e 2005**. Campinas: Alínea Editora, 2007. p. 111 - 191.

NEGRI, B. **Concentração e desconcentração industrial em São Paulo (1880-1990)**. Campinas: Editora da UNICAMP, 1996. 242 p.

NEY, G. M. **Educação e desigualdade de renda no meio rural brasileiro**. 2006. 106 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas). Universidade Estadual de Campinas – UNICAMP, Campinas, 2006.

POCHMANN, M.; CAMPOS, A.; BARBOSA, A.; AMORIM, R.; SILVA, R. **Atlas da exclusão social – os ricos no Brasil**. São Paulo: Cortez Editora, 2004. v.3.

RAMOS, L.; REIS, J. G. A. **Emprego no Brasil nos anos 90**. Rio de Janeiro: IPEA. 1997. Texto para discussão N° 468.

ROCHA, S. **A investigação do rendimento na PNAD: comentários e sugestões à pesquisa nos anos 2000**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. Texto para discussão N° 899.

SABÓIA, J. Emprego Industrial no Brasil – Situação atual e perspectivas. **Revista de Economia Contemporânea**, v.5. 2001. Edição Especial.

SABÓIA, J. O terciário: um setor em crescimento no Brasil. **São Paulo em Perspectiva**, v.6(3), p. 25-26. jun/set. 1992. Disponível em: <<http://www.seade.sp.gov>>. Acesso em: set. 2008.

SALM, C. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil: uma leitura crítica. In: BARROS, R. P de.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2007. v.1, p. 279-297.

SOARES, S. S. D. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Revista Econômica**, v.8, n.1, p. 83- 115, jun. 2006.