



# **Distribuição de Renda: Fatores Condicionantes e Comparação Entre as Regiões Metropolitanas Pesquisadas Pela PED**

**Jéferson Daniel de Matos**

Secretaria da Coordenação e Planejamento  
**Fundação de Economia e Estatística**

**SECRETARIA DA COORDENAÇÃO E PLANEJAMENTO** ISSN 1676-1375  
**FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA** ISBN 85-7173-036-9  
Siegfried Emanuel Heuser

**DISTRIBUIÇÃO DE RENDA: FATORES  
CONDICIONANTES E COMPARAÇÃO ENTRE  
AS REGIÕES METROPOLITANAS  
PESQUISADAS PELA PED**

**Jéferson Daniel de Matos**

**Documentos FEE n. 62**

Porto Alegre, abril de 2005



## FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA Siegfried Emanuel Heuser

CONSELHO DE PLANEJAMENTO: **Presidente:** Aod Cunha de Moraes Junior. **Membros:** André Meyer da Silva, Ernesto Dornelles Saraiva, Ery Bernardes, Eudes Antidis Missio, Nelson Machado Fagundes e Ricardo Dathein.

CONSELHO CURADOR: Fernando Luiz M. dos Santos, Maria Lúcia Leitão de Carvalho e Suzana de Medeiros Albano.

### DIRETORIA:

**PRESIDENTE:** AOD CUNHA DE MORAES JUNIOR

**DIRETOR TÉCNICO:** ÁLVARO ANTÔNIO LOUZADA GARCIA

**DIRETOR ADMINISTRATIVO:** ANTONIO CESAR GARGIONI NERY

### CENTROS:

**ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS:** Octavio Augusto Camargo Conceição

**PESQUISA DE EMPREGO E DESEMPREGO:** Roberto da Silva Wiltgen

**INFORMAÇÕES ESTATÍSTICAS:** Adalberto Alves Maia Neto

**INFORMÁTICA:** Antônio Ricardo Belo

**EDITORAÇÃO:** Valesca Casa Nova Nonnig

**RECURSOS:** Alfredo Crestani

M433

Matos, Jéferson Daniel de  
Distribuição de renda: fatores condicionantes e comparação entre as regiões metropolitanas pesquisadas pela PED / Jéferson Daniel de Matos. Porto Alegre: FEE, 2005.

57p. : graf., tab. (Documentos FEE; n. 62)

ISBN 85-7173-036-9  
ISSN 1676-1375

1. Distribuição de renda — Brasil. II. Título I. III. Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser. IV. Série.

CDU 330.564(81-24)

CIP Janira Lopes  
CRB10/420

Tiragem: 100 exemplares.

Toda correspondência para esta publicação deverá ser endereçada à:  
FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA Siegfried Emanuel Heuser (FEE)

Rua Duque de Caxias, 1691 — Porto Alegre, RS — CEP 90010-283

Fone: (51) 3216-9049 — Fax: (51) 3225-0006

E-mail: [diretoria@fee.tche.br](mailto:diretoria@fee.tche.br)

[www.fee.rs.gov.br](http://www.fee.rs.gov.br)

# SUMÁRIO

---

LISTA DE ILUSTRAÇÕES .....	5
RESUMO .....	7
1 - INTRODUÇÃO .....	9
2 - MEDIDAS DE DISTRIBUIÇÃO DE RENDA .....	13
2.1 - Índice de Gini .....	13
2.1.1 - A curva de Lorenz .....	14
2.1.2 - Decomposição do Índice de Gini .....	16
2.2 - Medidas de desigualdade de Theil .....	18
2.2.1 - Conceitos básicos da teoria da informação .....	18
2.2.2 - A primeira medida de desigualdade de Theil (T de Theil) .....	21
2.2.3 - Decomposição do índice T de Theil .....	22
2.2.4 - A segunda medida de desigualdade de Theil (L de Theil) .....	23
2.2.5 - Decomposição do índice L de Theil .....	24
3 - CONCENTRAÇÃO DE RENDA ENTRE OS OCUPADOS DAS REGIÕES METROPOLITANAS .....	27
4 - FATORES CONDICIONANTES DE DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NA REGIÃO METROPOLITANA DE PORTO ALEGRE .....	39
4.1 - Resultados utilizando a variável sexo para a composição dos grupos .....	40

4	
4.2 - Resultados utilizando a variável tempo no emprego para a composição dos grupos .....	41
4.3 - Resultados utilizando a variável local de moradia para a composição dos grupos .....	43
4.4 - Resultados utilizando a variável escolaridade para a composição dos grupos .....	45
4.5 - Resultados utilizando a variável faixa etária para a composição dos grupos .....	47
4.6 - Resultados através da criação de grupos combinando os cinco fatores .....	49
4.6.1 - Sistema de combinações dos fatores .....	49
4.6.2 - Principais resultados das combinações .....	49
5 - CONCLUSÕES .....	55
REFERÊNCIAS .....	57

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

---

### Lista de gráficos

Gráfico 1 - Curva de Lorenz .....	15
Gráfico 2 - Índice de Gini interno para o grupo de ocupados, segundo o grau de escolaridade, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002 .....	35

### Lista de quadros

Quadro 1 - Exemplos de distribuições de renda e valores dos componentes observados .....	17
Quadro 2 - Descrição dos principais grupos de combinação .....	53

### Lista de tabelas

Tabela 1 - Valores de rendimento, por percentil dos ocupados e percentual de renda apropriada, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002 .....	29
Tabela 2 - Índice de Gini para o rendimento bruto dos ocupados, utilizando decis, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002 .....	30
Tabela 3 - Rendimento médio dos ocupados no trabalho principal, segundo o grau de instrução, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002 .....	32
Tabela 4 - Distribuição dos ocupados, segundo o grau de instrução, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002 .....	32
Tabela 5 - Distribuição do rendimento total auferido por ocupados, segundo o grau de instrução, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002 .....	33
Tabela 6 - Índice de Gini interno dos ocupados, segundo o grau de instrução, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002 ...	34
Tabela 7 - Estimativa dos componentes do Índice de Gini em regiões metropolitanas selecionadas — 2002 .....	36
Tabela 8 - Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados, segundo o sexo, na RMPA — 2002 .....	41

Tabela 9 - Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados, segundo o tempo no atual emprego, na RMPA — 2002 .....	43
Tabela 10 - Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados, segundo o local de moradia, na RMPA — 2002 ....	44
Tabela 11 - Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados, segundo a escolaridade, na RMPA — 2002 .....	47
Tabela 12 - Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados, segundo a faixa etária, na RMPA — 2002 .....	48
Tabela 13 - Decomposição do índice L de Theil para o rendimento, segundo combinações de ocupados, na RMPA — 2002 .....	51

## RESUMO

---

No cenário internacional, o Brasil é conhecido como um dos países menos iguais no que se refere à distribuição de renda, tanto que, sistematicamente, vem ocupando as últimas colocações, considerando-se o Índice de Gini, utilizado pela Organização das Nações Unidas (ONU) para comparar as distribuições de renda no **Relatório de Desenvolvimento Humano**. Os últimos dados divulgados mostram o Brasil como o 119º colocado entre 124 países analisados. Neste estudo, está-se particularmente interessado na distribuição de renda do trabalho. Para tanto, é utilizada a variável **renda no trabalho principal**, através da base de microdados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), na qual os ocupados são investigados sobre o rendimento adquirido no mês anterior à realização da pesquisa. O estudo abrange as Regiões Metropolitanas de São Paulo, Belo Horizonte, Porto Alegre, Salvador e Recife. Nele, mede-se a distribuição de renda do trabalho para o subconjunto de ocupados e não para a população total da região metropolitana, com o cuidado de não se avaliarem os resultados como sendo a distribuição funcional da renda para a população. O objetivo do estudo é comparar os níveis de desigualdade na renda do trabalho, nas cinco regiões metropolitanas, e inferir sobre a influência da variável escolaridade na distribuição de renda. Através da decomposição do Índice de Gini, além de se avaliar a influência da escolaridade no nível de distribuição de renda, também se pode comparar a desigualdade em cada grupo de escolaridade, além da possibilidade de comparação desses grupos nas distintas regiões metropolitanas envolvidas no trabalho. Em um segundo momento, aprofunda-se o entendimento dos influenciadores do nível de distribuição de renda, restrito somente à Região Metropolitana de Porto Alegre, utilizando as medidas de desigualdade de Theil. A escolha desse indicador deve-se à maior facilidade de decomposição, já que, além da variável escolaridade, as variáveis sexo, local de moradia, idade e tempo de serviço são incorporadas no estudo. Nessa etapa, aponta-se uma hierarquia dos fatores que influenciam o nível de desigualdade; além disso, é possível mensurar a desigualdade na renda dos ocupados dentro de cada nível, em cada fator, ou seja, saber o nível de desigualdade na renda dos ocupados homens, dos ocupados de 25 a 39 anos, dos ocupados com cinco ou mais anos de serviço e assim por diante. O estudo mostra que a variável escolaridade é um forte influenciador do nível de desigualdade observado em cada região metropolitana, constatando uma tendência positiva dessa influência, ou seja, onde há mais desigualdade, espera-se uma maior influência da escolaridade para essa formação. Dentre as regiões analisadas, a Região



8

Metropolitana de Porto Alegre foi a que apresentou menor nível de desigualdade de renda oriunda do trabalho. Para ela, também se verificou que, depois da escolaridade do ocupado, o fator que mais influencia na renda é o tempo de serviço.

**Palavras-chave:**

**Distribuição de renda; regiões metropolitanas; indicadores de desigualdade.**

# 1 - INTRODUÇÃO

---

Os estudos envolvendo a evolução da distribuição de renda e o mercado de trabalho no Brasil já formam um considerável conjunto de obras. Muitos desses estudos publicados apontam uma mesma direção: o crescimento econômico experimentado em qualquer período não foi acompanhado por uma melhoria significativa na distribuição de renda, independentemente da variável de renda utilizada nos estudos.

Barros *et al.* (2001) mostram, de forma contundente, que a estrutura da distribuição de renda no Brasil, no período 1977-99, se manteve estagnada e afirmam que mais importante do que as pequenas flutuações no Índice de Gini de um ano para outro é a incrível estabilidade da intensa desigualdade de renda que acompanhou a sociedade brasileira ao longo de todos esses anos.

Bonelli e Sedlacek (1989) já sinalizavam uma pequena deterioração do perfil distributivo brasileiro nos anos 70, indo de encontro à idéia intuitiva de que as transformações estruturais resultantes do rápido crescimento do final dos anos 60 tornariam mais brandas as desigualdades a longo prazo.

No cenário internacional, o Brasil é notoriamente conhecido como um dos países menos igualitários no que se refere à distribuição de renda, tanto que, sistematicamente, vem ocupando as últimas colocações, considerando-se o Índice de Gini utilizado pela Organização das Nações Unidas (ONU) para comparar as distribuições de renda no **Relatório de Desenvolvimento Humano**. Os últimos dados divulgados mostram o Brasil como o 119º colocado entre 124 países analisados, sendo que, atrás dele, se encontram somente cinco países africanos.

Neste estudo, está-se particularmente interessado na distribuição de renda do trabalho. Para tanto, utiliza-se a variável **renda no trabalho principal**, captada pela Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), na qual os ocupados são investigados sobre o rendimento adquirido no mês anterior à realização da pesquisa. Uma alternativa seria utilizar o rendimento/hora dos ocupados, uma vez que a PED investiga o número de horas trabalhadas pelos ocupados, que seria algo similar ao efetuado por Reis e Barros (1990), que criaram uma variável artificial através da renda mensal do trabalho, padronizando a renda para uma jornada de 48 horas. Optou-se por trabalhar com a renda total do trabalho, pois se considera que ela realmente revela mais fielmente a realidade do mercado de trabalho, uma vez que, dentre os ocupados que realizam uma jornada de trabalho pequena, uma grande proporção deseja e tem disponibilidade para trabalhar mais horas semanais, o que só não ocorre porque o mercado de trabalho não estaria suportando essa oferta, e, ao utilizar uma variável renda/hora ou

uma padronização de renda mensal, possivelmente se estaria atenuando a gravidade do problema no mercado de trabalho metropolitano.<sup>1</sup>

Resumindo, investiga-se a concentração de renda oriunda do trabalho. Para tanto, utilizou-se como unidade de pesquisa a população ocupada nas Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte (RMBH), Porto Alegre (RMPA), Recife (RMRE), Salvador (RMSA) e São Paulo (RMSP), e aplicaram-se o Índice de Gini e as medidas de desigualdade de Theil para avaliar o nível de desigualdade de renda.

Algumas discussões muito importantes no que diz respeito aos estudos de dimensionamento do nível de desigualdade da renda são sobre a escolha apropriada da unidade de pesquisa — População Economicamente Ativa (PEA), ocupados, famílias, chefes de domicílio, dentre outras —, a escolha da distribuição que será utilizada — renda total, renda do trabalho, renda por hora de trabalho, renda familiar, renda familiar *per capita*, dentre outras — e a escolha da medida aplicada para medir o grau de desigualdade — Índice de Gini, medidas de desigualdade de Theil, Índice de Atkinson e medidas de dispersão. Soma-se ao problema da escolha da medida de desigualdade a ser adotada ainda a dificuldade de se interpretarem de forma intuitiva as suas variações, uma vez que, sendo um índice, representa uma medida agregada, incapaz de fornecer informações mais precisas a respeito das transformações internas das rendas individuais. Mesmo que os números resultantes dos índices sejam de difícil entendimento e incapazes de evidenciar claramente as transformações internas da renda, eles são de extrema utilidade para avaliar o patamar do nível de concentração de renda e as flutuações ocorridas em determinado período de tempo para uma determinada região geográfica, assim como para comparar distribuições de duas ou mais regiões geográficas.

Ramos (1990) propõe uma interpretação mais intuitiva para os índices de desigualdade de Theil, criando um esquema de taxas e subsídios aplicados a uma distribuição inicial, para chegar a uma distribuição com o mesmo nível de desigualdade da distribuição final, permitindo, então, uma análise de maior entendimento dos movimentos nos rendimentos e, portanto, na distribuição de renda, no período.

Evidentemente, não há uma variável de renda que seja a mais adequada, nem uma unidade de pesquisa que traga resultados mais próximos da realidade. Conforme o objetivo do estudo e os propósitos principais que se queiram investigar, uma ou outra variável será a mais recomendada, juntamente com a natureza da unidade de pesquisa e a medida de desigualdade que deverão ser adotadas.

---

<sup>1</sup> Um levantamento efetuado para este trabalho apontou que, dos ocupados que trabalhavam menos de 20 horas semanais na RMPA, 40,7% teriam disponibilidade para trabalhar mais horas.

A maior dificuldade nos estudos de concentração de renda é conseguir uma distribuição bastante apropriada para se quantificar o nível de bem-estar de uma população. Qualquer que seja a variável de renda utilizada, por certo, não conseguirá captar por completo todas as nuances do verdadeiro nível de bem-estar que as pessoas de uma população experimentam.

Hoffmann (1998) reserva um capítulo de seu excelente livro **Distribuição de Renda: Medidas de Desigualdade e Pobreza** para a discussão da escolha da variável de renda a ser adotada, dependendo da finalidade do estudo e das limitações intrínsecas de cada uma. Um simples exercício, para se ter idéia da dificuldade de se expressar o verdadeiro nível de bem-estar de uma população através de uma variável de renda, seria o caso em que duas pessoas tivessem exatamente o mesmo rendimento, porém uma delas, por problemas de saúde, gastaria consideravelmente mais com remédios. Essas duas pessoas teriam níveis de bem-estar bem díspares, apesar de apresentarem o mesmo valor de rendimento, ou seja, a variável renda no trabalho não seria apropriada para medir o nível de bem-estar dessas duas pessoas, mas poderia ser utilizada para medir o nível de distribuição de renda no mercado de trabalho.

Como salienta Hoffmann (1998), é razoável admitir que problemas de saúde incidam aleatoriamente sobre a população, de maneira que, em populações consideravelmente numerosas, o problema seja bastante atenuado, sendo a renda (no caso, a renda familiar) uma medida bastante apropriada para a medição do nível de bem-estar das pessoas. Normalmente, é mais apropriada a utilização de distribuições de renda familiar em detrimento das distribuições de renda pessoais, quando se deseja estimar o nível de bem-estar, uma vez que o nível de vida geralmente é determinado pelo poder aquisitivo da família e não pela renda pessoal.

A limitação existente ao uso da renda oriunda do trabalho para medir o nível de desigualdade de renda no mercado de trabalho é que as análises referentes aos índices construídos para períodos distintos devem ser interpretadas com o máximo cuidado. Suponha-se, por exemplo, uma queda no indicador que mede a desigualdade na renda, em um período recessivo. Uma melhora na distribuição de renda pode não indicar aumento de bem-estar, é preciso observarem-se outros aspectos, como, por exemplo, a taxa de desemprego. Em períodos de recessão, constata-se aumento da taxa de desemprego, sendo comum, contudo, que os primeiros trabalhadores afetados pela recessão e pelo desemprego sejam aqueles pertencentes aos estratos de renda inferior. A saída de um contingente razoável de ocupados com rendimentos baixos em um período faz com que a desigualdade na distribuição de renda dos ocupados diminua, mas necessariamente esse não é um indicador de melhora nas condições de vida, pois pode ter apresentado queda, única e exclusivamente, por aumento do desemprego e não por aumento de renda dos ocupados de menores rendimentos.

O presente trabalho está estruturado da forma descrita a seguir. No Capítulo 2, explicitam-se as medidas a serem utilizadas e as decomposições necessárias que serão realizadas nas análises das seções posteriores. No Capítulo 3, estuda-se o Índice de Gini para cada uma das regiões metropolitanas pesquisadas pela PED<sup>2</sup> (com exceção do Distrito Federal, que não é considerado uma região metropolitana) e investiga-se a influência da variável escolaridade na formação da distribuição de renda em cada região metropolitana. Para tanto, utiliza-se a decomposição do Índice de Gini como ferramenta principal para a análise, o que permite uma grande gama de possibilidades de análises. No Capítulo 4, aprofunda-se o entendimento dos influenciadores do nível de distribuição de renda, restrito somente à Região Metropolitana de Porto Alegre, utilizando-se as medidas de desigualdade de Theil. A escolha desse indicador deve-se à maior facilidade de decomposição, já que, além da variável escolaridade, as variáveis sexo, local de moradia, idade e tempo de serviço são incorporadas no estudo, para explicar os principais influenciadores nos níveis de renda e, em consequência, na distribuição de renda. Por fim, as **Conclusões** contêm os principais resultados deste texto, assim como sugestões para futuros trabalhos.

---

<sup>2</sup> Fazem parte do sistema PED: Região Metropolitana de São Paulo, Região Metropolitana de Porto Alegre, Região Metropolitana de Belo Horizonte, Região Metropolitana de Salvador, Região Metropolitana de Recife e Distrito Federal (DF).

## 2 - MEDIDAS DE DISTRIBUIÇÃO DE RENDA

---

Os índices mais consagrados e tradicionais para se avaliar a distribuição de renda são os de Gini e de Theil.

O Índice de Gini é o utilizado pela ONU para comparar a distribuição de renda dos países, e sua principal vantagem é ter associação direta com a Curva de Lorenz. A Curva de Lorenz é um gráfico de frequência relativa acumulada que compara a distribuição empírica de uma variável com a distribuição máxima igualitária. Quanto mais próxima for a curva de frequência relativa acumulada da reta que representa a distribuição igualitária, menor será o Índice de Gini, ao passo que, quanto maior for a discrepância entre a curva e a reta, maior será o coeficiente de Gini, e, portanto, maior será a concentração de renda.

As medidas de desigualdade de Theil, que serão apresentadas mais tarde, possuem vantagem em relação a outros indicadores, devido à facilidade na sua decomposição, quando se agrupam informações de rendas individuais segundo algum critério. O Índice de Theil pode ser decomposto em uma medida de desigualdade “entre grupos” e outra medida “dentro dos grupos”. Já o Índice de Gini tem sua decomposição de forma mais complexa, pois contém ainda uma parcela referente à superposição dos grupos.

### 2.1 - Índice de Gini

O Índice de Gini foi proposto, em 1914, por Corrado Gini e, como salientado anteriormente, tem direta associação com a Curva de Lorenz. Esta pode ser entendida como um gráfico de frequência relativa acumulada, que compara a distribuição empírica de uma variável com a distribuição uniforme. A distribuição uniforme em um gráfico de frequência relativa acumulada é representada por uma reta com ângulo de  $45^\circ$ . Quanto mais próxima for a curva de frequência relativa acumulada de uma variável em relação à reta diagonal que expressa a distribuição uniforme, menor será o coeficiente de Gini; da mesma forma, quanto maior for a discrepância entre a curva empírica e a reta de igualdade, maior será o coeficiente de Gini, e, portanto, maior será a concentração dessa variável.

O intervalo de resultados possíveis para o Índice de Gini varia de zero a um. O Índice de Gini igual a zero representa o grau máximo de igualdade e só ocorrerá se todas as unidades apresentarem o mesmo valor para a variável. Por outro lado, quando o Índice for igual a um, ele representará o grau máximo de desigualdade e só ocorrerá quando apenas uma unidade for responsável pela

totalidade dos recursos, sendo as demais unidades representadas pelo valor zero.

Evidentemente, os dois casos expostos nunca ocorrerão e servem apenas de forma hipotética para representar a máxima igualdade e a máxima concentração. A partir de dados reais, o Índice de Gini será sempre maior que zero e menor que um.

### 2.1.1 - Curva de Lorenz

Para a construção da Curva de Lorenz, devem ser ordenados, de forma crescente, os valores observáveis no conjunto de dados, e, a partir da frequência relativa acumulada de indivíduos e de renda, é possível plotar a Curva de Lorenz característica para a variável.

Considerando um conjunto de dados  $x = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ , ao ordená-los de forma crescente, tem-se  $x = \{x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*\}$  e define-se que

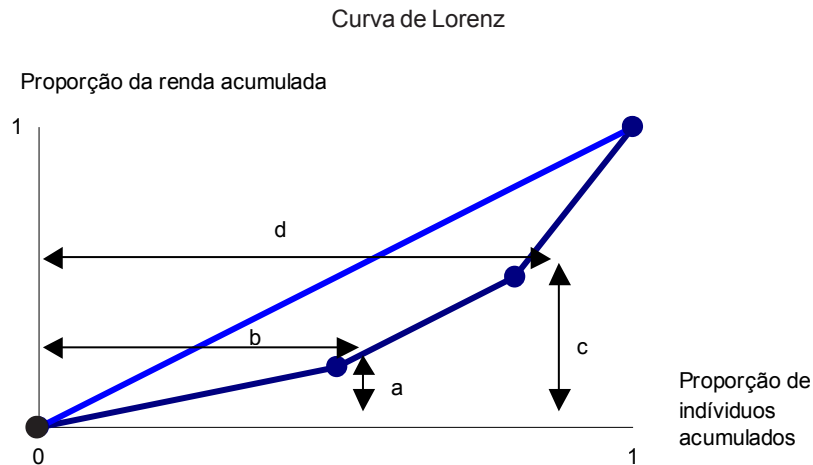
$$e \quad F_{rr}(i) = \frac{\sum_{j=1}^i x_j}{\sum_{j=1}^n x_j} \quad \text{para todo } i \text{ entre } 1 \text{ e } n. \quad \begin{matrix} F_{ru}(\hat{n}) = F_{rr}(\hat{n}) = 0 \\ F_{ru}(i) = \frac{\quad}{n} \end{matrix}$$

A função  $F_{ru}(i)$  significa a proporção relativa acumulada de unidades (no caso, os indivíduos) até a unidade  $i$ , enquanto  $F_{rr}(i)$  significa a proporção relativa acumulada da variável (no caso, a renda) até a unidade  $i$ . Note-se que

$$F_{ru}(i) > F_{rr}(i) \quad \forall 1 < i < n$$

Para cada diferente  $i$  do conjunto original de dados, resultam valores para as funções  $F_{ru}$  e  $F_{rr}$ , que serão as coordenadas de pontos pertencentes à Curva de Lorenz para a variável de interesse.

Gráfico 1



A área formada entre a linha de perfeita igualdade e a Curva de Lorenz é conhecida como área de desigualdade e pode ser denotada por  $\alpha$ . Note-se que, no caso da máxima desigualdade (uma única unidade apropria-se de toda a renda), a Curva de Lorenz permanecerá na ordenada 0 até a abcissa  $(n-1)/n$  e saltaria para a ordenada 1 imediatamente, quando a abcissa fosse igual a 1. Nesse caso, a área de desigualdade aproximar-se-ia de um triângulo com os vértices em  $(0,0)$ ;  $(0,1)$ ; e  $(1,1)$ . Esse triângulo nada mais é do que a metade de um quadrado unitário e, portanto, tem área igual a 0,5. Como é desejável que um índice varie de zero a um, definiu-se que o Índice de Gini seria representado por duas vezes a área de desigualdade (2  $\alpha$ ).

É comum a criação de classes de indivíduos para o cálculo do Índice de Gini e para a apresentação da Curva de Lorenz, pois, muitas vezes, se está trabalhando com um contingente muito grande de unidades, sendo desnecessário o cálculo do Índice utilizando cada dado isoladamente, apesar de ser possível. O mais habitual é a criação de decis (grupos com 10% das unidades). É verdadeiro dizer que, quanto maior for o número de classes que se estiver trabalhando, mais aproximado será o valor de Gini calculado do verdadeiro valor observado em uma distribuição contínua. Existem diferentes formas de se calcular o Índice de Gini com dados agrupados, não sendo necessário que cada grupo apresente a mesma proporção de unidades.



## 2.1.2 - Decomposição do Índice de Gini

A diferenciação entre os níveis de renda dos indivíduos pode ser explicada, em parte, por uma série de fatores ligados ao próprio indivíduo, que vão desde atributos pessoais, como sexo e idade, até atributos adquiridos, como escolaridade, tempo de serviço, dentre outros. Conseguir explicar os fatores que mais afetam os níveis de renda e, portanto, a distribuição de renda tem sido preocupação constante de alguns pesquisadores.

Segundo Hoffmann (1998), o Índice de Gini total de uma população pode ser decomposto, se forem criados grupos de indivíduos disjuntos de uma população qualquer.

Supondo-se que uma população seja subdividida em  $k$  grupos distintos, onde cada unidade pertencerá a um e a somente um grupo, então o Índice de Gini total pode ser decomposto da seguinte forma:

$$G = G_e + \sum_{h=1}^k \pi_h y_h G_h + G_s$$

onde

$G_e$  é o Índice de Gini entre os  $k$  grupos;

$\pi_h$  é a proporção de unidades no grupo  $h$ ;

$y_h$  é a proporção de renda recebida pelo grupo  $h$ ;

$G_h$  é o Índice de Gini interno do grupo  $h$ ;

$G_s$  é o Índice de Gini associado à superposição dos grupos.

Supondo-se que uma população seja dividida em três grupos (A, B, C) segundo determinado critério, se não houver desigualdade dentro de cada grupo, ou seja, se cada indivíduo do Grupo A receber igual ao valor médio do seu grupo e isso ocorrer também para os Grupos B e C, então  $G_h = 0$  para todo  $h$ . Por outro lado, se cada grupo apresentar médias iguais às dos demais grupos, ou seja, se a média de cada grupo for igual à média global, não haverá desigualdade entre os grupos, e, então,  $G_e = 0$ . Por sua vez,  $G_s = 0$  somente ocorrerá quando não houver superposição de valores entre os grupos, ou seja, se cada indivíduo do Grupo A ganhar mais ou igual a qualquer indivíduo do Grupo B, que, por conseguinte, ganhará mais ou igual a qualquer indivíduo do Grupo C. No Quadro 1, são apresentados alguns exemplos numéricos.

Quadro 1

Exemplos de distribuições de renda e valores dos componentes observados

EXEMPLO 1	EXEMPLO 2	EXEMPLO 3	EXEMPLO 4
Grupo A: 1; 19 Grupo B: 1; 19 Grupo C: 1; 19	Grupo A: 3; 3 Grupo B: 5; 5 Grupo C: 8; 8	Grupo A: 2; 4 Grupo B: 4; 6 Grupo C: 6; 10	Grupo A: 1; 5 Grupo B: 3; 7 Grupo C: 5; 11
$G_e = 0$	$G_s = 0$	$G_e = 0,2083$	$G_e = 0,2083$
$G_h = G = 0,45$ para todo $h$	$G_h = 0$ para todo $h$	$G_A = 0,167$ $G_B = 0,100$ $G_C = 0,125$	$G_A = 0,333$ $G_B = 0,200$ $G_C = 0,1875$
$\pi_A = \pi_B = \pi_C = \frac{1}{3}$	$\pi_A = \pi_B = \pi_C = \frac{1}{3}$	$\pi_A = \pi_B = \pi_C = \frac{1}{3}$	$\pi_A = \pi_B = \pi_C = \frac{1}{3}$
$y_A = y_B = y_C = \frac{1}{3}$	$y_A = \frac{6}{32}; y_B = \frac{10}{32}; y_C = \frac{16}{32}$	$y_A = \frac{6}{32}; y_B = \frac{10}{32}; y_C = \frac{16}{32}$	$y_A = \frac{6}{32}; y_B = \frac{10}{32}; y_C = \frac{16}{32}$
$\sum_h \pi_h y_h G_h = 0,15$	$\sum_h \pi_h y_h G_h = 0$	$\sum_h \pi_h y_h G_h = 0,0417$	$\sum_h \pi_h y_h G_h = 0,073$
$G_s = 0,30$	$G_e = G = 0,2083$	$G = 0,25$ ; portanto, $G_s = 0$	$G = 0,3229$ ; portanto, $G_s = 0,0416$

No exemplo 1, o Grupo A é formado por um indivíduo que recebe uma unidade monetária e por outro que recebe 19 unidades monetárias, e o mesmo acontece nos Grupos B e C. Portanto, não existe desigualdade entre os grupos, a distribuição dentro de cada um é igual à distribuição da população total, e a componente que mais contribui para o Índice de Gini total é a que se refere à superposição dos grupos.

No exemplo 2, o Grupo A é formado por dois indivíduos que recebem três unidades monetárias cada; o Grupo B é formado por dois indivíduos que recebem cinco unidades cada; e, por fim, o Grupo C é formado por duas pessoas que recebem oito unidades monetárias. Dessa forma, não existem desigualdades dentro de cada grupo, não há superposição de valores entre os grupos, então, o Índice de Gini total é resultante somente da desigualdade entre os grupos.

No exemplo 3, o Índice de Gini total é maior do que o do exemplo 2, porém o Índice de Gini entre os grupos continua igual, uma vez que a quantidade recebida por grupo permanece constante. Não há superposição dos valores entre os grupos, logo, o Índice de Gini entre os grupos representa mais de 83% do Índice de Gini total.

No exemplo 4, o mais próximo da realidade, onde existe desigualdade entre os grupos, cada um apresenta um nível de desigualdade diferente, e há superposição de valores entre os grupos.

## 2.2 - Medidas de desigualdade de Theil

As medidas de desigualdade de Theil (T e L) têm origem nos conceitos da teoria da informação. Esse é um típico exemplo de adaptação de aplicabilidade de uma teoria de uma área do conhecimento para outra de característica distinta com absoluto sucesso, já que as medidas de desigualdade de Theil têm importância destacada entre os indicadores que avaliam a desigualdade nas distribuições de renda.

### 2.2.1 - Conceitos básicos da teoria da informação

A teoria da informação é um ramo da teoria matemática das probabilidades que lida com sistemas de comunicação. Shannon (1948) revolucionou a teoria com seu artigo intitulado **A Teoria Matemática da Informação**.

A teoria da informação baseia-se na mensuração do conteúdo informativo de uma mensagem. Através das probabilidades *a priori* (sem informação) e *a posteriori* (com informação), pode-se avaliar o conteúdo informativo da mensagem recebida. De uma forma bem geral, pode-se dizer que, quanto maior for a diferença entre as probabilidades *a posteriori* e *a priori*, maior terá sido o conteúdo informativo da informação, enquanto a igualdade ou a pequena flutuação entre essas probabilidades evidenciam que a mensagem teve nenhum ou pouco conteúdo informativo.

Hoffmann (1998) apresenta de forma didática os principais conceitos da teoria da informação e a adaptação realizada desses conceitos para a construção das medidas de desigualdade de Theil.

O conteúdo informativo de uma mensagem denotada por  $h$  é dada por

$$h = \ln\left(\frac{y}{x}\right)$$

onde

$x$  é a probabilidade *a priori* de o evento ocorrer; e

$y$  é a probabilidade *a posteriori*.

Considere-se um universo de quatro possíveis eventos  $(E_1, E_2, E_3, E_4)$  exaustivos e mutuamente exclusivos, aos quais são associadas as probabilidades  $(x_1, x_2, x_3, x_4)$ .

Sendo

$$\sum_{i=1}^4 x_i = 1; \quad x_i \geq 0 \quad \forall i = 1, 2, 3, 4$$

Suponha-se que uma informação do tipo  $E_3$ , ou  $E_2$ , ocorreu. Isso tem maior conteúdo informativo, quando as probabilidades *a priori* são mais distribuídas entre os eventos do que nos casos onde um evento qualquer detém uma probabilidade *a priori* bem maior do que as demais. Por exemplo: considerando-se o vetor de probabilidades *a priori*  $[0; 0,01; 0,02; 0,97]$  e sabendo-se da ocorrência de  $E_4$ , essa informação teria baixo conteúdo informativo, já que a probabilidade de esse evento ocorrer já era muito grande, e, agora, o vetor de probabilidades *a posteriori* seria  $[0; 0; 0; 1]$ , muito próximo do vetor de probabilidades *a priori*. Porém, se o vetor de probabilidades *a priori* fosse  $[0,23; 0,25; 0,28; 0,24]$ , a informação sobre a ocorrência de  $E_4$  teria alto conteúdo informativo, pois as probabilidades *a posteriori* se alterariam drasticamente em relação à distribuição de probabilidades *a priori*.

Com isso, quando o conteúdo informativo for muito baixo é porque existe uma concentração nas probabilidades associadas aos eventos, ao passo que, quanto maior for o valor de conteúdo informativo, maior deverá ser a uniformidade entre as probabilidades associadas aos eventos.

A esperança matemática do conteúdo informativo de uma mensagem, que também é chamada de entropia da distribuição, é dada por:

$$H(x) = E[h(x_i)] = \sum_{i=1}^n x_i h(x_i) = \sum_{i=1}^n x_i \ln\left(\frac{1}{x_i}\right) = - \sum_{i=1}^n x_i \ln(x_i)$$

quando  $x_i = 0$ , adota-se a definição especial  $x_i \ln(x_i) = 0$

Para o exemplo didático com  $n = 4$  eventos possíveis, a entropia da distribuição seria a seguinte:

$$H(x) = - \sum_{i=1}^4 x_i \ln(x_i)$$

$$X_1 = [0; 0,01; 0,02; 0,97] \rightarrow H(x_1) = 0 - 0,01 \cdot \ln(0,01) - 0,02 \cdot \ln(0,02) - 0,97 \cdot \ln(0,97) = 0,154 \text{ nits}$$

$$X_2 = [0,23; 0,25; 0,28; 0,24] \rightarrow H(x_2) = 0,23 \cdot \ln(0,23) - \dots - 0,24 \cdot \ln(0,24) = 1,384 \text{ nits}$$

Observe-se que, realmente, o conteúdo informativo é maior no exemplo em que as probabilidades *a priori* são melhor distribuídas. O valor máximo para a entropia da distribuição ocorrerá quando todos os eventos forem igualmente prováveis, ou seja, quando houver um máximo de incerteza acerca do que possa vir a acontecer, e o valor mínimo ocorrerá quando somente um evento tiver probabilidade de ocorrer ( $p = 1$ ) e todos os demais apresentarem probabilidade igual a zero.

Os valores mínimos e máximos para o exemplo com quatro eventos possíveis disjuntos e mutuamente exclusivos acontecem em:

$$X_U = [0,25; 0,25; 0,25; 0,25] \rightarrow H(x_U) = -4 \cdot (0,25 \cdot \ln(0,25)) = -\ln(0,25) = \ln(4) = 1,386$$

$$X_L = [1; 0; 0; 0] \rightarrow H(x_L) = 0$$

então

$$0 \leq H(x) \leq \ln(n)$$

Também é possível calcular o valor informativo de uma mensagem incerta no caso em que, após o recebimento de uma mensagem (uma previsão) qualquer, as probabilidades *a priori* se alterem devido à mensagem, mas sem que ocorra, necessariamente, um determinado evento com probabilidade igual a 1 (evento certo). Nesse caso, a entropia é dada pela seguinte fórmula:

$$I(y : x) = \sum_{i=1}^n y_i \ln \frac{y_i}{x_i}$$

## 2.2.2 - A primeira medida de desigualdade de Theil (T de Theil)

Considere-se uma população de  $n$  pessoas, em que cada indivíduo receba uma fração não negativa ( $y_i$ ) correspondente à renda total. Os valores  $y_i$  têm as mesmas propriedades das probabilidades associadas aos eventos utilizados na teoria da informação, e, por isso, pode-se definir a entropia da distribuição de renda de forma análoga à entropia do conteúdo informativo de uma mensagem.<sup>3</sup>

$$H(y) = \sum_{i=1}^n y_i \ln \frac{1}{y_i}$$

onde

$y_i$  é a fração da renda total recebida pelo indivíduo  $i$ .

No caso da máxima igualdade, onde  $y_i = (1/n)$  para todo  $i = 1, 2, \dots, n$ , tem-se que  $H(y) = \ln(n)$ , e, no caso da máxima desigualdade, onde  $y_i = 1$  e  $y_j = 0$  para todo  $j \neq i$ , tem-se  $H(y) = 0$ . O valor elevado de entropia significa melhor distribuição de renda, ou seja, no sentido inverso ao Índice de Gini, onde valores altos significam alta concentração. Portanto, pode-se dizer que  $H(y)$  é uma medida que avalia o grau de igualdade de uma distribuição.

Hoffmann (1998) lembra que Theil argumentou ser mais interessante utilizar uma medida de desigualdade, que se obtém subtraindo a medida de igualdade observada de seu valor máximo, assim definindo:

$$T = \ln(n) - H(y) = \sum_{i=1}^n y_i \ln(n * y_i) \text{ , com } 0 \leq T \leq \ln(n)$$

O valor da medida de desigualdade dá-se em *nits*, que é uma contração de *natural units*; no caso, porque é calculado através dos logaritmos naturais.

Segundo Hoffmann (1998), o índice T de Theil também é conhecido como redundância de distribuição de renda, por correspondência com a medida de entropia utilizada na teoria da informação. A medida representa o valor informativo de uma mensagem incerta, em que as probabilidades *a posteriori* são as frações de renda adquiridas por pessoa, enquanto as probabilidades *a priori* são iguais a  $1/n$  (fração da população referente a cada pessoa), então, o índice T corresponde

<sup>3</sup> Hoffmann (1998, p. 105) lembra que a segunda lei da termodinâmica estabelece que há uma tendência de aumento da entropia, que pode ser considerada uma medida de "desordem" do sistema. No caso da entropia da renda, a leitura faz-se ao contrário, uma vez que a diminuição da entropia significaria distribuição de renda menos justa e poderia ser entendida como "desordem" do sistema.

à esperança do valor informativo de uma mensagem que altera as frações da população em frações de renda apropriada pelas pessoas.

### 2.2.3 - Decomposição do índice T de Theil

A decomposição das medidas de desigualdade de Theil é uma importante vantagem em relação a outros índices de desigualdade. Quando é possível e interessante agrupar os indivíduos em grupos disjuntos e avaliar as rendas individuais, é possível decompor o valor da medida total em variação intergrupos e variação intragrupos. A medida intergrupos refere-se à parte da medida de desigualdade que é resultante das diferenças entre o rendimento dos grupos; portanto, pode ser interpretada como a parte do índice influenciada pela variável utilizada para a separação da população em grupos. Já a medida intragrupos refere-se à parte da medida que é resultante das diferenças de rendimento entre os indivíduos classificados em um mesmo grupo, ou seja, àquela parte do índice que não é explicada pela variável utilizada para a construção dos grupos. No Índice de Gini, além dessas duas componentes, ainda existe uma componente residual, que se refere à superposição dos grupos.

Suponha-se que uma população seja dividida em  $k$  grupos disjuntos, onde o número de indivíduos em cada um seja denotado por  $n_h$ , e  $\pi_h$  represente a proporção de indivíduos pertencentes ao Grupo  $h$ ;  $y_h$  será a proporção da renda apropriada pela população do Grupo  $h$ ; e  $T_e$ , o Índice de Theil referente à diferença do rendimento entre os grupos; e, por fim,  $T_h$  será o índice de desigualdade de Theil dentro do Grupo  $h$ . Assim, o índice T de Theil pode ser decomposto pela seguinte fórmula:

$$T = T_e + \sum_{h=1}^k y_h T_h$$

sendo

$$T_e = \sum_{h=1}^k y_h \ln \frac{y_h}{\pi_h}$$

$$T_h = \sum_{i=1}^{n_h} \frac{y_{hi}}{y_h} \ln n_h \frac{y_{hi}}{y_h}$$

onde

$T_e$  é a parcela do índice T de Theil resultante das diferenças de rendimento entre os grupos;

$k$  é o número de grupos disjuntos da população;

$T_h$  é o valor para o índice T de Theil no Grupo  $h$ ;

$\pi_h$  é a proporção da população no Grupo  $h$ ;

$y_h$  é a proporção da renda total adquirida pelo Grupo  $h$ ;

$n_h$  é o número total de indivíduos no Grupo  $h$ ; e

$y_{hi}$  é a proporção da renda total recebida pelo indivíduo  $i$  do Grupo  $h$ .

O primeiro componente do índice T de Theil ( $T_e$ ) refere-se à parte da desigualdade na renda resultante da diferença entre os grupos, enquanto o

segundo componente  $\sum_{h=1}^k y_h T_h$  é uma ponderação do Índice de Theil interno

dentro de cada grupo e expressa a parte da desigualdade da renda resultante das diferenças nos níveis de rendimento de indivíduos pertencentes a um mesmo grupo.

## 2.2.4 - A segunda medida de desigualdade de Theil (L de Theil)

A segunda medida de Theil, conhecida como L de Theil, também expressa o valor informativo da mensagem, assim como o índice T. Porém o índice L de Theil calcula o valor informativo de uma informação incerta que transforma as frações de renda em frações da população ( $1/n$ ), ou seja, o processo inverso do índice T, que calcula o valor informativo de uma mensagem incerta, que transforma as frações da população em suas respectivas frações de renda. Portanto, o índice L é calculado da seguinte forma:

$$L = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \ln \frac{\frac{1}{n}}{y_i} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{1}{ny_i}$$

O índice L de Theil também pode ser calculado a partir das rendas individuais, em vez das proporções da renda adquirida, pela seguinte expressão:



$$L = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{x_i}{\mu}$$

onde

$x_i$  é a renda do indivíduo  $i$ ; e

$\mu$  é a média de rendimentos da população.

## 2.2.5 - Decomposição do índice L de Theil

O índice L de Theil também pode ser decomposto da mesma forma que o índice T de Theil. A decomposição da segunda medida de desigualdade de Theil é realizada da seguinte forma:

sendo

$$L_e = \sum_{h=1}^k \pi_h \ln \frac{\pi_h}{y_h}; e$$

$$L = L_e + \sum_{h=1}^k \pi_h L_h$$

$$L_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \ln \frac{y_h}{n_h y_{hi}}$$

onde

$L_e$  é a parcela do índice L de Theil resultante das diferenças de rendimento entre os grupos; e

$L_h$  é o valor para o índice L de Theil no Grupo  $h$ ;

O primeiro componente do índice L de Theil ( $L_e$ ) refere-se à parte da desigualdade na renda resultante da diferença entre os grupos, enquanto o

segundo componente  $\sum_{h=1}^k \pi_h y_h$  é uma ponderação do Índice de Theil interno

dentro de cada grupo pela proporção de população de cada grupo e expressa a parte da desigualdade da renda resultante das diferenças nos níveis de rendimento de indivíduos pertencentes a um mesmo grupo. Observe-se que, na primeira medida de desigualdade de Theil (T de Theil), a ponderação dos índices

internos de cada grupo era feita através da participação da renda de cada um, enquanto, na segunda medida (L de Theil), é feita através da proporção de população em cada um. Assim, quando da criação de grupos segundo algum critério, é comum que, naqueles onde a renda média é maior, ou seja, onde a proporção de renda adquirida tende a ser maior, o índice T de Theil seja mais sensível para captar mudanças nos níveis de índices; já o índice L de Theil será mais sensível que o índice T exatamente naqueles grupos onde a renda média for menor.

O índice L de Theil, segundo Hoffmann (1998), é uma medida “democrática”, já que pondera a desigualdade dentro dos grupos pela proporção de população de cada grupo, ao passo que o índice T pondera a desigualdade dos grupos pela proporção de renda recebida por cada grupo e, portanto, seria uma medida “não democrática”. Porém é muito comum a utilização de ponderações não democráticas em Economia, visto que, normalmente, a variação numa média de renda medida em dois períodos, para um mesmo painel, representa a mensuração das diferenças observadas entre os dois períodos ponderados pela estrutura de renda inicial, e essa variação não representa a média das variações ocorridas e experimentadas pelos indivíduos do painel.

Bourguignon (1979) mostra que somente o índice L de Theil é uma medida estritamente decomponível, pois, uma vez conhecidos os fatores de ponderação, os fatores de padrões de renda dentro de cada grupo e as desigualdades intragrupos, é possível determinar a medida completamente.

Como o índice T utiliza as proporções da renda como ponderador para a medição da desigualdade dentro dos grupos, uma mudança na distribuição de renda entre os grupos que diminua a desigualdade entre eles, mas que possibilite que permaneçam constantes as suas diferenças internas, fará com que a parte do índice referente à desigualdade dentro dos grupos sofra alteração, já que as proporções de renda de cada um serão diferentes, e é difícil aceitar e compreender como o índice dentro dos grupos se altera, se as diferenças de rendimento no interior dos mesmos permanecem constantes. Por essas razões, o indicador utilizado no Capítulo 4 será o índice L de Theil, ou, se se preferir, a segunda medida de desigualdade de Theil.

### 3 - CONCENTRAÇÃO DE RENDA ENTRE OS OCUPADOS DAS REGIÕES METROPOLITANAS

---

Este capítulo tem o intuito de analisar a distribuição de renda dos ocupados no trabalho principal, ou seja, avaliar o comportamento da distribuição de renda para aquela fatia da população que exerce atividade econômica em troca de remuneração. Como a variável utilizada é o rendimento bruto auferido pelo trabalhador no mês anterior à aplicação da pesquisa, decidiu-se descartar da análise os indivíduos que, por uma razão ou outra, não receberam rendimento naquele mês.

Os níveis de concentração de renda no Brasil variam bastante entre suas diversas regiões. Uma das medidas mais simples para se apurar a concentração de renda é calcular a relação entre os maiores e os menores rendimentos. Segundo estudo do DIEESE (2001) reunindo dados de seis regiões metropolitanas para o ano de 1999, a Região Metropolitana de Porto Alegre foi apontada como a que possui melhor distribuição de renda: 25% das famílias com rendimentos maiores recebiam aproximadamente 15 vezes mais que o rendimento de 25% das famílias com rendimentos menores. Essa relação era de 21 vezes para as Regiões Metropolitanas de São Paulo e Belo Horizonte; situação mais grave viviam as famílias das Regiões Metropolitanas de Recife, Salvador e Distrito Federal, onde a relação chegava a 26, 29 e 33 vezes respectivamente.

Neste estudo, preferiu-se trabalhar com medidas mais consagradas para avaliar a desigualdade, tais como o Índice de Gini e as medidas de desigualdade de Theil. Acredita-se que tais medidas são mais eficientes para avaliar a distribuição de renda da população ocupada do que uma simples relação entre os maiores e os menores salários, até porque os resultados podem se mostrar bastante diferentes, dependendo do percentual de cobertura da análise. A variável de interesse será o rendimento bruto no trabalho principal, em 2002, a preços de março de 2003, e a unidade experimental, os indivíduos ocupados. Considere-se ainda que há diferentes variáveis que podem ser utilizadas para representar o nível de desigualdade de renda, tais como renda familiar, renda do chefe do domicílio, renda familiar *per capita*, renda total do indivíduo, dentre outras.

Normalmente, o estabelecimento da variável a ser utilizada em um trabalho surge da finalidade e da disponibilidade de informação da base de dados aplicada. Se o objetivo do estudo for analisar o nível de vida ou o bem-estar das pessoas, não será o rendimento da pessoa a variável mais apropriada, pois o nível de vida, em geral, é determinado pela renda familiar, uma vez que é possível ocorrer

que uma pessoa que ganhe relativamente pouco faça parte de uma família muito rica e tenha um bom nível de vida. Segundo Hoffmann (1998), a possível dissociação entre nível de vida e rendimento individual é ainda maior quando se consideram todas as pessoas acima de 10 anos — População em Idade Ativa (PIA) —, classificadas conforme seu rendimento, que é um tipo de tabela de distribuição de frequência usual nas publicações do IBGE. Não tem sentido se considerarem as pessoas com 10 anos ou mais sem rendimento, já que se trata, essencialmente, de donas-de-casa e de estudantes pertencentes a famílias dos mais diferentes níveis de renda.

Uma alternativa seria considerar a renda familiar total, alterando a unidade experimental para a família. Acontece que esse tipo de variável não capta exatamente as diferenças de nível de vida entre as famílias, pois não leva em conta o tamanho da família, ou seja, duas famílias podem ter o mesmo rendimento familiar total, mas níveis de vida completamente diferentes, devido à quantidade de membros existentes em cada uma. Poder-se-ia pensar, então, na renda familiar *per capita*, porém esta não considera as diferenças entre as necessidades das crianças, conforme a faixa etária e as escalas de consumo diferenciadas, em relação às dos adultos.

Dentro de cada região metropolitana, a população ocupada será dividida segundo seu grau de instrução, com a seguinte categorização: analfabetos ou sem escolarização, ensino fundamental incompleto, ensino fundamental completo, ensino médio incompleto, ensino médio completo, ensino superior incompleto e ensino superior completo.

A criação de grupos segundo o grau de instrução servirá para avaliar a influência da variável escolaridade nos níveis de rendimento e, por conseguinte, na distribuição de renda. Além disso, será possível comparar a distribuição de renda dentro de cada segmento de grau de instrução.

Para a execução da decomposição do Índice de Gini total ( $G$ ) nas componentes Gini intergrupos ( $G_c$ ), Índice de Gini superposição ( $G_s$ ) e na componente resultante da ponderação dos Índices de Gini internos

( $\sum_h \pi_h y_h G_h$ ), será adotada a estrutura de cálculo através dos decis. Mesmo assim, será apresentado um número maior de pontos percentis intermediários entre os decis, a fim de permitir uma melhor compreensão da distribuição de renda em cada região, porém os mesmos não serão utilizados para o cômputo do Índice de Gini total e das componentes.

A Tabela 1 mostra um panorama inicial da distribuição de renda entre os ocupados das regiões metropolitanas abrangidas pela PED. É possível observar que apenas 1% da população ocupada da RMPA recebe menos que R\$ 85,00 mensais, enquanto, nas demais regiões, o percentual que recebe abaixo desse valor supera os 2%.

Tabela 1

Valores de rendimento, por percentil dos ocupados e percentual de renda apropriada, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002

PERCENTIS	RMPA		RMSP		RMSA		RMRE		RMBH	
	Valor (R\$)	% da Renda	Valor (R\$)	% da Renda	Valor (R\$)	% da Renda	Valor (R\$)	% da Renda	Valor (R\$)	% da Renda
1	85	0,07	46	0,03	31	0,03	23	0,03	46	0,05
2	118	0,19	69	0,09	44	0,09	36	0,10	67	0,12
3	146	0,34	95	0,18	54	0,16	47	0,17	91	0,24
4	179	0,54	115	0,29	58	0,24	58	0,29	111	0,37
5	214	0,88	136	0,41	69	0,34	66	0,37	115	0,54
10	240	2,10	222	1,39	115	1,05	116	1,22	207	1,63
15	291	3,63	270	2,60	173	2,23	170	2,34	223	3,10
20	327	5,38	333	4,32	209	3,69	213	4,17	230	4,57
25	354	7,36	355	5,93	221	5,30	223	6,00	267	6,29
30	378	9,43	411	7,95	227	6,82	233	8,11	292	8,20
35	424	11,85	450	10,19	249	8,78	242	9,75	329	10,55
40	461	14,27	471	12,62	282	10,77	272	11,97	346	12,61
45	486	17,14	530	15,10	316	13,04	300	14,41	392	14,98
50	551	19,97	578	18,23	341	15,49	331	17,01	437	17,76
55	602	23,61	636	21,06	388	18,27	353	20,07	462	20,85
60	677	26,88	701	24,75	441	21,33	391	23,10	530	24,06
65	734	31,29	799	28,61	493	24,81	446	26,82	579	27,92
70	857	35,55	920	33,01	571	28,88	498	30,59	683	32,39
75	979	41,19	1 060	37,99	686	33,70	593	35,32	800	37,07
80	1 180	47,18	1 190	43,74	852	39,30	712	40,89	971	42,86
85	1 426	54,60	1 513	50,78	1 099	46,80	897	47,39	1 175	50,18
90	1 822	63,78	2 048	59,81	1 482	55,92	1 203	56,34	1 680	59,89
95	2 693	76,59	3 118	72,35	2 302	69,66	2 074	69,51	2 550	73,50
96	3 035	79,90	3 491	76,07	2 731	73,66	2 356	73,12	2 893	77,16
97	3 508	83,74	4 078	79,66	3 298	78,22	2 773	77,37	3 392	81,44
98	4 136	87,93	4 966	84,13	3 962	83,52	3 435	82,78	4 009	86,16
99	4 993	93,20	6 581	90,04	5 299	90,08	4 610	89,16	4 862	92,15
100	-	100,00	-	100,00	-	100,00	-	100,00	-	100,00

FONTE: Convênio DIEESE/SEADE, MTE/FAT.

Convênios Regionais FEE/FGTAS; CEI/FJP/SETAS/SINE-MG; SEI/SETRANS/UFBA; Seplandes-PE.

NOTA: Inflatores utilizados: IPC-IEPE-RS; IPCA-BH/Ipead; IPC-Descon/Fundaj/PE; IPC-SEI-BA; ICV-DIEESE-SP; valores em reais de mar./03.

Na RMSA, 10% dos ocupados recebem menos que R\$ 115,00 mensais; na RMPA, o percentual que recebe abaixo desse valor não chega a 2%; e, em São Paulo, é de 4%.

A RMBH apresenta uma aquisição maior de renda apropriada até o percentil 35 em relação à RMSP. Após, a RMSP mostra percentuais de aquisição de

renda maiores que os observados em Belo Horizonte, que novamente começa a ter percentuais mais satisfatórios que os de São Paulo a partir do percentil 90. Essa alternância entre as distribuições de renda apropriada entre a RMSP e a RMBH aponta uma paridade entre o nível de concentração de renda nessas duas regiões, ao mesmo tempo em que mostra São Paulo com maiores concentrações de renda nos extremos (entre os que ganham mais e os que ganham menos) em relação a Belo Horizonte.

A RMPA é a que apresenta os maiores percentuais de renda adquirida, independentemente dos 27 percentis estudados na Tabela 1. Note-se que, para qualquer percentil, o percentual da renda adquirida pelos ocupados na RMPA supera o percentual observado em todas as demais regiões metropolitanas. Isso sugere que o Índice de Gini de Porto Alegre deverá ser o menor dentre as regiões analisadas.

Realizando o exercício de dividir as populações de cada região em duas partes de mesmo tamanho (50% cada), conforme seu rendimento, e considerando somente a metade que ganha menos em cada região, pode-se observar que, em Porto Alegre, a metade que ganha menos recebe aproximadamente 20% da renda total; nas Regiões Metropolitanas de São Paulo, Belo Horizonte e Recife, esse percentual gira em torno de 17% a 18%; enquanto, em Salvador, não chega a 16%.

A partir da renda acumulada nos decis (percentis = 10, 20, 30, 40, 50, 60, 70, 80 e 90), foi possível calcular o Índice de Gini total para cada região metropolitana (Tabela 2).

Tabela 2

Índice de Gini para o rendimento bruto dos ocupados, utilizando decis, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002

REGIÕES METROPOLITANAS	ÍNDICE DE GINI
Porto Alegre .....	0,451
São Paulo .....	0,492
Belo Horizonte .....	0,493
Recife .....	0,516
Salvador .....	0,533

FONTE: Convênio DIEESE/SEADE, MTE/FAT.  
Convênios Regionais FEE/FGTAS; CEI/FJP/SETAS/SINE-MG; SEI/SETRANS/UFBA; Seplandes-PE.

O Índice de Gini para a Região Metropolitana de Porto Alegre (0,451) foi o menor, como já previsto, seguido pelos das Regiões Metropolitanas de São Paulo e Belo Horizonte, com índices muito próximos (0,492 e 0,493), e, por último, aparecem as Regiões Metropolitanas de Recife e Salvador, apresentando uma concentração de renda superior a 0,50.

Calculado o Índice de Gini total, parte-se em busca da obtenção dos valores de cada componente, a fim de se obterem mais subsídios para uma melhor análise do comportamento da distribuição de renda nas regiões metropolitanas.

Da fórmula de decomposição  $G = G_e + \sum_{h=1}^k \pi_h y_h G_h + G_s$  aplicada à estrutura do trabalho proposto,  $h$  variará de um até sete, pois os grupos serão formados através dos níveis de grau de instrução, que são sete. Então,  $\pi_1$  será a proporção de ocupados que são analfabetos ou sem escolarização;  $y_4$ , a proporção da renda recebida pelos ocupados com ensino médio incompleto; e  $G_7$ , o Índice de Gini calculado para o grupo dos ocupados com ensino superior completo; assim como  $G_e$  será o índice devido à diferença entre os grupos de ocupados com escolaridade distintas, e  $G_s$ , o Índice de Gini devido à superposição de valores entre os grupos de escolaridade.

As Tabelas 3, 4 e 5 apresentam, respectivamente, os rendimentos médios, o percentual de ocupados e o percentual de renda adquirido por grau de instrução e por região metropolitana. Foi observado, em todas as regiões, que os ocupados com ensino fundamental completo recebem, em média, mais que os ocupados com médio incompleto. Isso ocorre devido à maior jornada de trabalho dos ocupados com fundamental completo, que também apresentam idades mais avançadas, enquanto os ocupados com médio incompleto se referem a uma parcela de indivíduos em que muitos dos quais, além da jornada de trabalho, ainda permanecem estudando. Todas as outras combinações apresentam maior rendimento médio para os ocupados com maior escolaridade. Como para o cálculo do Índice de Gini é necessário que os grupos estejam ordenados de forma crescente quanto ao rendimento, optou-se por apresentar essas três tabelas com ordenamento conforme o rendimento médio de cada grupo.

Tabela 3

Rendimento médio dos ocupados no trabalho principal, segundo o grau de instrução, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002

	(R\$)				
GRAU DE INSTRUÇÃO	RMPA	RMSP	RMSA	RMRE	RMBH
Analfabetos ou sem escolarização	338	427	230	245	300
Fundamental incompleto .....	528	573	318	319	423
Médio incompleto .....	576	626	395	420	482
Fundamental completo .....	635	721	435	451	540
Médio completo .....	885	952	687	612	748
Superior incompleto .....	1 149	1 434	971	931	945
Superior completo .....	2 236	2 846	2 077	1 866	2 120

FONTE: Convênio DIEESE/SEADE, MTE/FAT.

Convênios Regionais FEE/FGTAS; CEI/FJP/SETAS/SINE-MG; SEI/SETRANS/UFBA; Seplandes-PE.

NOTA: Inflatores utilizados: IPC-IEPE-RS; IPCA-BH/Ipead; IPC-Descon/Fundaj/PE; IPC-SEI-BA; ICV-DIEESE-SP; valores em reais de mar./03.

Tabela 4

Distribuição dos ocupados, segundo o grau de instrução, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002

	(%)				
GRAU DE INSTRUÇÃO	RMPA	RMSP	RMSA	RMRE	RMBH
Analfabetos ou sem escolarização	1,40	3,80	2,73	6,10	1,81
Fundamental incompleto .....	33,37	34,17	31,70	35,32	35,15
Médio incompleto .....	7,18	7,30	8,45	7,31	7,39
Fundamental completo .....	13,77	12,94	9,61	9,46	11,44
Médio completo .....	24,98	26,13	32,07	27,97	28,58
Superior incompleto .....	8,32	5,19	5,32	4,32	4,37
Superior completo .....	10,98	10,47	10,12	9,52	11,26

FONTE: Convênio DIEESE/SEADE, MTE/FAT.

Convênios Regionais FEE/FGTAS; CEI/FJP/SETAS/SINE-MG; SEI/SETRANS/UFBA; Seplandes-PE.

Quanto ao grau de instrução (Tabela 4), observa-se que o maior percentual de ocupados analfabetos se encontra na RMRE (6,10%), que representa mais de quatro vezes o percentual observado na RMPA, o menor de todos. Constatou-se, com certa surpresa, que a parcela de ocupados com os níveis de instrução mais altos se encontra na Região Metropolitana de Salvador. Nessa região,



47,51% dos ocupados têm, pelo menos, o ensino médio completo, superando a RMPA — o segundo mais elevado, onde o percentual chega a 44,28%. Isso ocorre, provavelmente, devido ao alto nível de desemprego existente na RMSA (patamar de 27% da PEA) em comparação à RMPA (patamar de 15% da PEA), fazendo com que o mercado daquela região seja mais seletivo até mesmo que o da RMPA, onde o nível de escolaridade dos habitantes é reconhecidamente maior. Ao se comparar a distribuição por escolaridade na PEA, fica muito evidente a seletividade do mercado de trabalho de Salvador. Ou seja, enquanto, na RMPA, o percentual de ocupados com superior completo é de 10,98%, semelhante aos 10,87% da PEA, na Região Metropolitana de Salvador esses percentuais diferem muito: entre os ocupados, é de 10,12%; e, na PEA, baixa para apenas 8,66%.

A Tabela 5 mostra o percentual do rendimento total que é auferido por categoria de ocupados segundo o grau de instrução — esse percentual, sempre que analisado, deve ser comparado levando-se em conta o percentual de cada grupo no total de ocupados (Tabela 4). Por exemplo, na RMRE, os analfabetos são responsáveis por 2,54% do total dos rendimentos, enquanto, na RMSA, esse percentual é de apenas 0,94%. Isso poderia indicar que a RMRE tem uma distribuição de renda mais igualitária do que a RMSA, porém tem-se que considerar que a participação dos analfabetos no conjunto total dos ocupados é de 6,10% em Recife e de 2,73% em Salvador. Algo que chama atenção e elucida bem a diferença entre as Regiões Metropolitanas de Porto Alegre e Salvador é que, na RMPA, os quase 11% de ocupados com superior completo recebem 28,15% do total da renda, sendo que, na RMSA, um percentual menor de ocupados com superior completo (10,12%) recebe 31,63% da renda total.

Tabela 5

Distribuição do rendimento total auferido por ocupados, segundo o grau de instrução, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002

GRAU DE INSTRUÇÃO	RMPA	RMSP	RMSA	RMRE	RMBH
Analfabetos ou sem escolarização	0,54	1,67	0,94	2,54	0,73
Fundamental incompleto .....	20,20	20,13	15,18	19,12	19,95
Médio incompleto .....	4,75	4,70	5,02	5,21	4,78
Fundamental completo .....	10,03	9,59	6,29	7,23	8,29
Médio completo .....	25,36	25,59	33,16	29,00	28,67
Superior incompleto .....	10,97	7,65	7,78	6,82	5,54
Superior completo .....	28,15	30,67	31,63	30,08	32,04

FONTE: Convênio DIEESE/SEADE, MTE/FAT.

Convênios Regionais FEE/FGTAS; CEI/FJP/SETAS/SINE-MG; SEI/SETRANS/UFBA; Seplandes-PE.

Observando os resultados da Tabela 6, verifica-se que há uma tendência de aumento do Índice de Gini à medida que se eleva o grau de instrução dos ocupados, até se atingir o superior incompleto. A partir daí, nota-se um decréscimo no Índice de Gini entre os ocupados com superior completo, o que ocorre em todas as regiões, com exceção da de São Paulo. Esse decréscimo observado no grupo de ocupados com maior escolaridade se explica, em grande parte, pela eliminação dos valores de rendimento muito altos, conforme a metodologia do sistema PED<sup>4</sup>. Como quase 85% do total de ocupados que ultrapassam o limite máximo de renda são pessoas com o superior completo, o Índice de Gini calculado para esse grupo se torna pouco confiável, ou seja, o valor apurado para o grupo de ocupados com superior completo é subestimado em relação ao valor verdadeiro para essa população.

Tabela 6

Índice de Gini interno dos ocupados, segundo o grau de instrução, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002

	(%)				
GRAU DE INSTRUÇÃO	RMPA	RMSP	RMSA	RMRE	RMBH
Analfabetos ou sem escolarização	0,314	0,358	0,346	0,357	0,323
Fundamental incompleto .....	0,347	0,386	0,403	0,389	0,368
Médio incompleto .....	0,354	0,403	0,427	0,416	0,392
Fundamental completo .....	0,367	0,415	0,416	0,406	0,418
Médio completo .....	0,385	0,411	0,451	0,430	0,431
Superior incompleto .....	0,410	0,400	0,475	0,484	0,459
Superior completo .....	0,362	0,417	0,417	0,452	0,382

FONTE: Convênio DIEESE/SEADE, MTE/FAT.

Convênios Regionais FEE/FGTAS; CEI/FJP/SETAS/SINE-MG; SEI/SETRANS/UFBA; Seplandes-PE.

Através do Gráfico 2, pode-se observar que a RMPA apresenta índices bem mais favoráveis do que os das demais regiões em todos os níveis de escolaridade, com uma pequena exceção em relação à RMSP, quando se analisam os trabalhadores com superior incompleto. Já as regiões metropolitanas

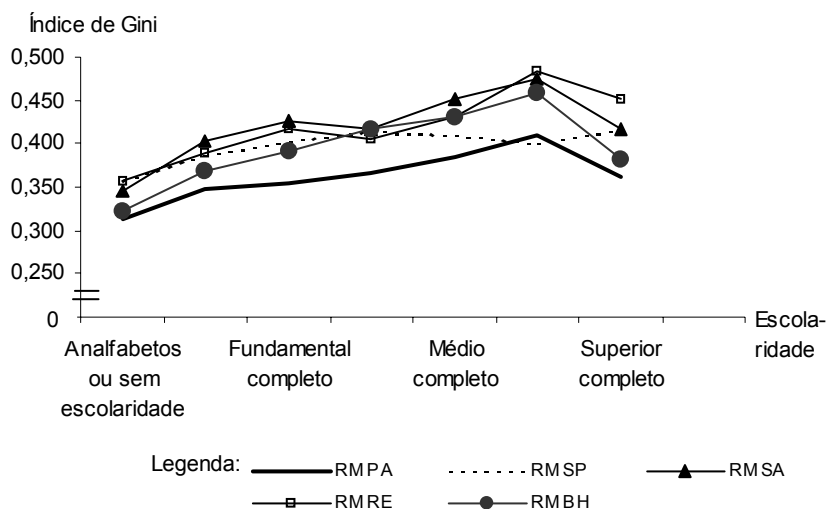
<sup>4</sup> Quando se trabalha com dados de rendimento, é comum a eliminação de valores extremos da distribuição, comumente chamados de *outliers*. Isso é realizado devido à grande influência de distorção na estimação da média que esses valores produzem.

do Nordeste são as que apresentam a maior concentração de renda, sendo que, na RMSA, a concentração é mais elevada para os ocupados com escolaridade até o médio completo (com exceção dos analfabetos), e a RMRE apresenta os piores índices, quando se consideram os grupos de trabalhadores com maior escolaridade (superior incompleto e superior completo).

Apesar de as Regiões Metropolitanas de São Paulo e Belo Horizonte apresentarem um Índice de Gini muito próximo, elas diferem razoavelmente, em cada grupo de ocupados, por escolaridade. É possível notar-se que a RMBH apresenta índices mais favoráveis que a RMSP nos graus de escolaridade mais baixos — até o fundamental completo —, enquanto, para os graus mais altos — até o superior incompleto —, a RMSP apresenta distribuição mais igualitária. Somente no grupo de ocupados com médio incompleto, podem-se considerar semelhantes essas duas regiões (RMSP com 0,415 e RMBH com 0,418).

Gráfico 2

Índice de Gini interno para o grupo de ocupados, segundo o grau de escolaridade, em regiões metropolitanas selecionadas — 2002



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Base PED.

A importância do fator escolaridade na determinação da distribuição de renda entre os ocupados atingiu um nível superior a 60% em todas as regiões. Na RMPA, o percentual do Índice de Gini, explicado pela diferença entre os grupos de escolaridade, foi de 60,31%, enquanto, na RMSA, esse percentual chegou a 64,92%. Note-se que, apesar de todas as regiões apresentarem percentuais muito semelhantes, é possível observar uma correlação positiva forte entre o Índice de Gini total observado em uma região e o percentual de concentração explicado pela escolaridade nessa mesma região. Existe uma tendência de que, quanto maior for a concentração de renda, maior também será o percentual da desigualdade devido à escolaridade. É claro que se dispõe apenas de dados de cinco regiões metropolitanas, o que não permite entender esses resultados como sendo uma regra geral. Todavia a representatividade dessas regiões em termos de população ocupada e de localização regional não é desprezível, podendo sugerir a existência de um padrão ao menos no âmbito metropolitano nacional.

Na Tabela 7, pode-se observar que o Índice de Gini de superposição da RMSA é o menor de todas as regiões metropolitanas, apesar de essa região apresentar a maior concentração de renda. Com isso, é possível inferir-se que a RMSA é a que mais faz valer a escolaridade como influenciadora do nível de rendimento, sendo mais rara a observância de rendimentos maiores para ocupados com menor escolaridade em relação aos com maior escolaridade.

Tabela 7

Estimativa dos componentes do Índice de Gini em regiões metropolitanas selecionadas — 2002

COMPONENTES	RMPA	RMSP	RMSA	RMRE	RMBH
<b>Índice de Gini Total (G)</b> .....	0,451	0,492	0,533	0,516	0,493
Entre grupos de escolaridade ( $G_e$ ) .....	0,272	0,302	0,346	0,329	0,302
Somatório interno ( $\sum_h \pi_h y_h G_h$ ) .....	0,069	0,076	0,087	0,080	0,081
Gini de superposição ( $G_s$ ) .....	0,110	0,114	0,100	0,107	0,110
<b>Gini devido à escolaridade (%)</b> .....	60,31	61,38	64,92	63,76	61,22

FONTE: Convênio DIEESE/SEADE, MTE/FAT.  
Convênios Regionais FEE/FGTAS; CEI/FJP/SETAS/SINE-MG; SEI/SETRANS/UFBA;  
Seplandes-PE.

Por fim, o componente somatório interno refere-se a uma ponderação do Índice de Gini observado em cada grupo de ocupados conforme a escolaridade, sendo levados em conta o percentual de ocupados e a renda adquirida em cada nível de escolaridade. Esse valor pode ser interpretado como sendo a parte do Índice de Gini resultante das diferenças de renda entre os ocupados com o mesmo nível de escolaridade, ou seja, o Índice de Gini intragrupos. Esse componente foi o que apresentou o menor coeficiente na composição do Índice de Gini, independentemente da região metropolitana, o que significa que existe menor desigualdade entre os ocupados de cada região metropolitana que possuem a mesma escolaridade.

## 4 - FATORES CONDICIONANTES DE DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NA REGIÃO METROPOLITANA DE PORTO ALEGRE

---

Neste capítulo, são estudados mais profundamente os fatores condicionantes da formação da renda dos ocupados, contando somente com os dados da Região Metropolitana de Porto Alegre no que se refere aos rendimentos dos ocupados no trabalho principal, em 2002. Para tanto, utilizam-se as medidas de desigualdade de Theil, que possibilitam uma decomposição mais simples e de mais fácil interpretação.

As variáveis aplicadas para a divisão da população total ocupada em grupos são: sexo, idade, escolaridade, tempo de serviço e local de moradia.<sup>5</sup> A hipótese é que essas variáveis sejam fortes influenciadoras na determinação da renda dos ocupados e, portanto, eficientes para explicar o nível de desigualdade na distribuição de renda. O principal objetivo é apontar uma hierarquia desses fatores na influência do nível de desigualdade. Além disso, será possível mensurar a desigualdade na renda dos ocupados dentro de cada nível e em cada fator, ou seja, saber o nível de desigualdade na renda dos ocupados homens, na dos ocupados de 25 a 39 anos, na dos ocupados com cinco ou mais anos de serviço, etc.

---

<sup>5</sup> Para estudar a influência desses cinco fatores na distribuição de renda, optou-se por trabalhar somente com os indivíduos que forneceram as informações de renda, sexo, idade, escolaridade, tempo de serviço e local de moradia; qualquer não-resposta em alguma dessas variáveis impossibilitou o uso desse indivíduo na amostra. Para a análise do comportamento do Índice de Theil e de sua decomposição, utilizou-se uma amostra total de 31.517 ocupados na RMPA, entrevistados em 2002. No capítulo anterior, quando se usou somente a escolaridade para medir a influência na formação da renda, contava-se com uma amostra de 31.568 ocupados, ou seja, foram eliminados, para a análise dos fatores, conjuntamente, 51 ocupados, os quais não dispunham de toda a informação necessária nas variáveis tempo de serviço, sexo, idade ou local de moradia.

## 4.1 - Resultados utilizando a variável sexo para a composição dos grupos

Ao realizar-se a decomposição do índice L de Theil utilizando a característica sexo para a separação dos grupos, foi possível verificar que a desigualdade de renda entre esses dois grupos não chegou a representar 4% da desigualdade total medida pelo índice L. Isso indica que existe muita desigualdade dentro dos próprios grupos de sexo, pois esta representa mais de 96% do nível de desigualdade da renda dos ocupados.

O índice L de Theil para a renda dos ocupados, em 2002, ficou em 0,361, sendo que, considerando somente os ocupados do sexo feminino, o índice chegou a 0,364, enquanto, no grupo de ocupados do sexo masculino, o mesmo ficou um pouco mais abaixo, em 0,334. A fatia do índice L explicado pela diferença no rendimento entre os dois grupos foi de apenas 0,0134, contra 0,3476 do explicado pelas diferenças intragrupos. As mulheres representavam pouco mais de 44% dos ocupados na RMPA e apropriavam-se de aproximadamente 36,5% da massa de rendimentos em 2002; por sua vez, a população masculina ocupada perfazia quase 56% da força de trabalho, com cerca de 63,5% do total de rendimentos. Por certo, é fácil observar que o rendimento médio das mulheres está abaixo do patamar alcançado pelos homens, mas essa diferença parece ser mínima, quando relacionada ao total de desigualdade de renda entre os ocupados da RMPA, pois essa diferença entre os níveis de rendimento dos dois sexos representava pouco mais de 1/27 (0,0134/0,3610) do total do índice L de Theil.

Tabela 8

Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados, segundo o sexo, na RMPA — 2002

DISCRIMINAÇÃO	PROPORÇÃO DA RENDA ( $y_h$ )	PROPORÇÃO DA POPULAÇÃO ( $n_h$ )	ÍNDICE L DE THEIL ( $L_h$ )
Masculino .....	0,635259	0,555415	0,333991
Feminino .....	0,364741	0,444585	0,364647
<b>Componentes</b> .....			
<b>L Total</b> .....			

(continua)

Tabela 8

Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados,  
segundo o sexo, na RMPA — 2002

DISCRIMINAÇÃO	L INTERGRUPOS $(L_e) = \sum_{h=1}^k \pi_h \ln \frac{\pi_h}{y_h}$	L INTRAGRUPOS $(\sum_{h=1}^k \pi_h y_h)$
Masculino .....	-0,074602	0,185503
Feminino .....	0,088008	0,162117
<b>Componentes</b> .....	0,013406	0,347620
<b>L Total</b> .....	L = 0,361026	

FONTE: PED-RMPA - Convênio FEE, FGTAS/SINE-RS, SEADE-SP, DIEESE e apoio PMPA.

## 4.2 - Resultados utilizando a variável tempo no emprego para a composição dos grupos

Para a criação dos grupos de ocupados segundo o tempo no atual emprego, foi necessário estabelecer valores de corte para cada grupo. Optou-se pela criação de três grupos: menos de dois anos; de dois até menos de cinco anos; e de cinco anos e mais. Seria possível criarem-se mais grupos para a análise dos resultados de influência dessa variável na determinação do nível de desigualdade, uma vez que a amostra de ocupados na RMPA é suficientemente grande. Porém optou-se por uma quantidade reduzida, porque, mais tarde, se desejará construir outros grupos combinando as cinco variáveis do estudo, e, nesse caso, se se contar com um valor muito elevado de grupos em alguma variável, haverá um aumento muito grande do número destes, o que pode comprometer a viabilidade deste estudo, devido à grande quantidade de parâmetros que será preciso estimar, além da possibilidade de se observarem vários grupos com número reduzido de ocupados, onde não existirá amostra suficiente para se estimar com a precisão desejada.

O resultado da decomposição do índice L de Theil mostrou que a diferença entre os três grupos de ocupados, conforme o tempo no emprego, representa



mais de 17% do total de desigualdade na renda dos ocupados. Essa estratificação por tempo de emprego explica mais de quatro vezes a diferença entre os grupos por sexo, mostrando que os diferenciais de rendimento por tempo de serviço são muito maiores do que as diferenças de rendimento por sexo.

Os ocupados com tempo inferior a dois anos de trabalho no atual emprego representam mais de 41% da população ocupada na RMPA, mas recebem apenas 26,5% da massa de rendimentos. Na outra ponta, os ocupados com cinco anos ou mais de experiência no atual emprego são responsáveis por aproximadamente 36% da força de trabalho da Região e adquirem quase 52% da renda total.

O Índice de Theil comportou-se de forma crescente em relação à variável tempo no atual emprego, ou seja, o Índice amplia-se à medida que o tempo de permanência no trabalho aumenta. Considerando o grupo de ocupados com menos de dois anos de emprego, constata-se que o Índice ficou em 0,260, subindo para 0,304 entre os ocupados de dois até menos de cinco anos, chegando até a 0,339 para o grupo de ocupados com maior experiência.

Analisando o valor do índice L de Theil em cada grupo, detecta-se um comportamento diferente do ocorrido quando o critério para a formação dos grupos foi sexo. Aqui, ao se observarem os grupos por tempo de trabalho, verifica-se que o índice é maior nos grupos com rendimento médio mais alto (quando a relação é maior), enquanto, nos grupos por sexo, acontecia o contrário, já que o grupo feminino, de menor rendimento, experimentou um índice superior ao masculino (0,364 contra 0,334).

Tabela 9

Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados, segundo o tempo no atual emprego, na RMPA — 2002

DISCRIMINAÇÃO	PROPORÇÃO DA RENDA ( $y_h$ )	PROPORÇÃO DA POPULAÇÃO ( $\epsilon_h$ )	ÍNDICE L DE THEIL ( $\iota_h$ )
Menos de 2 anos .....	0,265417	0,412634	0,260376
De 2 até menos de 5 anos .....	0,217447	0,228829	0,303903
Cinco anos ou mais .....	0,517135	0,358537	0,339193
<b>Componentes</b> .....			
<b>L Total</b> .....			

(continua)

Tabela 9

Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados, segundo o tempo no atual emprego, na RMPA — 2002

DISCRIMINAÇÃO	L INTERGRUPOS $(L_e) = \sum_{h=1}^k \pi_h \ln \frac{\pi_h}{y_h}$	L INTRAGRUPOS $(\sum_{h=1}^k \pi_h y_h)$
Menos de 2 anos .....	0,182079	0,107440
De 2 até menos de 5 anos .....	0,011674	0,069542
Cinco anos ou mais .....	-0,131323	0,121613
<b>Componentes</b> .....	0,062431	0,298595
<b>L Total</b> .....	L = 0,361026	

FONTE: PED-RMPA - Convênio FEE, FGTAS/SINE-RS, SEADE-SP, DIEESE e apoio PMPA.

### 4.3 - Resultados utilizando a variável local de moradia para a composição dos grupos

Para a segmentação dos ocupados conforme o local de moradia, aplicou-se o seguinte critério: moradores de Porto Alegre em um grupo e moradores de outros municípios da RMPA em outro. A experiência da PED na RMPA mostra que há uma diferenciação bem significativa entre o rendimento médio dos ocupados moradores de Porto Alegre em relação ao rendimento médio do contingente total de ocupados na RMPA. A hipótese é que os moradores de outros municípios da RMPA, apesar de terem um nível de ocupação grande em Porto Alegre, apresentam sua maior parcela trabalhando no próprio município em que reside, e esses municípios mostram uma força econômica bem mais fraca do que a existente em Porto Alegre, portanto, não podem pagar o mesmo nível de salários recebidos pelos que desempenham atividade na Capital.

Os moradores de Porto Alegre ocupados na amostra representam quase 40% da massa de trabalhadores total da RMPA e apropriam-se de quase a metade da renda total, enquanto os trabalhadores que moram em outros municípios representam 60% da população, com cerca de 51% da massa de rendimentos.

A desigualdade do rendimento é muito maior entre os moradores de Porto Alegre. Para esse grupo, o índice L de Theil chegou a 0,417, enquanto, para o

grupo de moradores de outros municípios da Região, ficou em 0,295. Nesta análise, o comportamento desse índice mostrou uma semelhança com os resultados da segmentação por tempo de serviço, já que a desigualdade é maior nos grupos onde a relação proporção da renda/proporção da população é maior.

Um aspecto a se destacar é que a estratificação por local de moradia não apresentou diferença significativa no que tange à desigualdade de renda entre os grupos ( $L_e = 0,0174$ ), valor bem aquém daquele observado quando da criação dos grupos por tempo de serviço, quando o índice intergrupos foi de 0,0624. Com isso, pode-se inferir que o local de moradia é um aspecto muito menos importante do que o tempo de serviço para a formação da distribuição de renda.

Tabela 10

Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados, segundo o local de moradia, na RMPA — 2002

DISCRIMINAÇÃO	PROPORÇÃO DA RENDA ( $y_h$ )	PROPORÇÃO DA POPULAÇÃO ( $\pi_h$ )	ÍNDICE L DE THEIL ( $L_h$ )
Porto Alegre .....	0,490938	0,398039	0,417174
RMPA (1) .....	0,509062	0,601961	0,294982
<b>Componentes</b> .....			
<b>L Total</b> .....			
DISCRIMINAÇÃO	L INTERGRUPOS ( $L_e$ ) = $\sum_{i=1}^k \pi_h \ln \frac{\pi_h}{y_h}$	L INTRAGRUPOS ( $\sum_{h=1}^k \pi_h y_h$ )	
Porto Alegre .....	-0,083495	0,166052	
RMPA (1) .....	0,100902	0,177568	
<b>Componentes</b> .....	0,017406	0,343619	
<b>L Total</b> .....			L = 0,361026

FONTE: PED-RMPA - Convênio FEE, FGTAS/SINE-RS, SEADE-SP, DIEESE e apoio PMPA.

(1) Exclui Porto Alegre.

## 4.4 - Resultados utilizando a variável escolaridade para a composição dos grupos

Diferentemente da estratificação utilizada no Capítulo 3, quando se trabalhou com sete grupos distintos de escolaridade, neste ponto utiliza-se um número mais reduzido de classes, pois, como colocado anteriormente, se deseja, mais tarde, construir grupos usando as combinações das cinco variáveis apresentadas neste trabalho para estudar a desigualdade na distribuição da renda. São criados quatro grupos de ocupados, conforme a escolaridade, divididos da seguinte forma: fundamental incompleto, fundamental completo, médio completo e superior completo.

Os resultados da decomposição do índice L de Theil utilizando grupos de ocupados conforme a escolaridade mostraram que quase um terço da desigualdade na distribuição de renda é explicada pela escolaridade. Assim, verifica-se uma diferença muito grande entre o resultado encontrado utilizando o índice L de Theil e a explicação da variável escolaridade no Índice de Gini, na RMPA, tratada no Capítulo 3. Pelo Índice de Gini, constata-se que 60,31% do nível de desigualdade de renda entre os ocupados da RMPA poderiam ser explicados pelas diferenças entre os grupos de escolaridade, e aqui, quando da utilização do Índice de Theil, o percentual explicado pela diferença entre os grupos é pouco mais de 33%. Duas hipóteses surgiram sobre essa grande diferença dos indicadores: (a) são dois indicadores diferentes, com propriedades diferentes e, portanto, é normal apresentarem resultados significativamente diferentes; (b) para o cálculo do Índice de Gini, foram utilizados sete grupos de escolaridade, e, para o cálculo do índice de L de Theil, tão-somente quatro grupos foram criados. Na tentativa de dirimir essa dúvida, foi realizada a decomposição do índice L de Theil utilizando os mesmos sete grupos trabalhados na decomposição do Índice de Gini, e o resultado mostrou-se muito semelhante ao da decomposição com os quatro grupos de escolaridade, uma vez que  $L_e = 0,1236$  utilizando sete grupos, e o mesmo índice era de 0,1200 com quatro grupos; ou seja, utilizando sete grupos, o percentual explicativo da escolaridade na distribuição de renda foi de 34,2%, muito próximo dos 33,3%, quando da utilização dos quatro grupos. Com isso, conclui-se que a discrepância entre os dois indicadores no que respeita ao percentual de explicação da variável escolaridade na distribuição dos rendimentos dos ocupados, na Região Metropolitana, é fruto da diferença dos dois índices utilizados: o índice L de Theil e o Índice de Gini.

Apesar de a escolaridade no Índice de Theil ter sido menor do que a observada no Índice de Gini, ela é a maior das investigadas, já que representa quase duas vezes mais que o tempo de serviço, o qual, até então, era a variável mais influente na distribuição de renda.

O Índice de Theil dentro dos grupos de escolaridade mostrou uma tendência de crescimento do seu valor à medida que aumentava a escolaridade dos ocupados, com exceção do médio completo, que apresentou um índice menor do que o observado entre os ocupados com superior incompleto, o mesmo resultado revelado pelo Índice de Gini. Porém deve se ter um pouco de cuidado ao se afirmar que o grupo de ocupados com escolaridade superior completa possuía menor desigualdade interna do que o grupo de ocupados com ensino médio completo, devido ao corte de rendimentos utilizados pela PED, fato este já discutido no Capítulo 3.

Os ocupados com escolaridade superior representam quase 11% da população ocupada e apropriam-se de mais de 28% da renda, mostrando que o grupo realmente concentra a renda. A parte da desigualdade referente às diferenças intragrupos ficou em 0,2410, o que representa aproximadamente dois terços da desigualdade do total da renda dos ocupados, pelo índice L de Theil.

Tabela 11

Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados, segundo a escolaridade, na RMPA — 2002

DISCRIMINAÇÃO	PROPORÇÃO DA RENDA ( $y_h$ )	PROPORÇÃO DA POPULAÇÃO ( $e_h$ )	ÍNDICE L DE THEIL ( $t_h$ )
Fundamental incompleto .....	0,207905	0,348256	0,221243
Fundamental completo .....	0,147584	0,208840	0,227067
Médio completo .....	0,362951	0,332963	0,270446
Superior completo .....	0,281561	0,109941	0,240628
<b>Componentes</b> .....			
<b>L Total</b> .....			

(continua)

Tabela 11

Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados, segundo a escolaridade, na RMPA — 2002

DISCRIMINAÇÃO	L INTERGRUPOS $(L_e) = \sum_{h=1}^k \pi_h \ln \frac{\pi_h}{y_h}$	L INTRAGRUPOS $(\sum_{h=1}^k \pi_h y_h)$
Fundamental incompleto .....	0,179651	0,077049
Fundamental completo .....	0,072503	0,047421
Médio completo .....	-0,028713	0,090049
Superior completo .....	-0,103389	0,026455
<b>Componentes</b> .....	0,120052	0,240973
<b>L Total</b> .....	L = 0,361026	

FONTE: PED-RMPA - Convênio FEE, FGTAS/SINE-RS, SEADE-SP, DIEESE e apoio PMPA.

## 4.5 - Resultados utilizando a variável faixa etária para a composição dos grupos

A segmentação dos ocupados na Região Metropolitana de Porto Alegre por faixa etária foi realizada da seguinte forma: ocupados até 24 anos inclusive, de 25 até 39 anos e com 40 anos e mais, seguindo a mesma lógica da criação de poucos grupos para a análise posterior, que utilizará multicritérios na formação dos grupos.

Os três grupos de ocupados conforme a idade apresentaram patamares de índice bem diferentes: enquanto, no grupo até 24 anos, o índice ficou em cerca de 0,175, no grupo de ocupados com mais de 40 anos, o índice foi de 0,411. Note-se que em nenhum grupo de ocupados criados através de qualquer variável utilizada se encontra um com tão pouca desigualdade como o dos ocupados com até 24 anos, e, por sua vez, o grupo de ocupados com 40 anos e mais chegou muito próximo do nível de desigualdade dos ocupados moradores de Porto Alegre. O grupo de ocupados com idade entre 25 e 39 anos experimentou um índice intermediário  $L = 0,3115$ , sendo que os 39,7% de ocupados nessa faixa receberam aproximadamente 41% da renda. Salienta-se a situação desconfortável do grupo de ocupados com até 24 anos de idade, já que tem participação de mais de 21% sobre o total de ocupados, mas não chega a receber 12% da massa de rendimentos da RMPA.

A variável idade ou faixa etária foi a terceira das cinco estudadas que mais influenciou na formação da renda e, portanto, na sua distribuição, ficando atrás dos fatores escolaridade e tempo de serviço e à frente das variáveis local de moradia e sexo. A diferença entre os grupos de faixa etária representa 11% do total do índice L de Theil.

Tabela 12

Decomposição do índice L de Theil para o rendimento dos ocupados,  
segundo a faixa etária, na RMPA — 2002

DISCRIMINAÇÃO	PROPORÇÃO DA RENDA ( $y_h$ )	PROPORÇÃO DA POPULAÇÃO ( $\pi_h$ )	ÍNDICE L DE THEIL ( $t_h$ )
Até 24 anos .....	0,117299	0,213345	0,174817
De 25 a 39 anos .....	0,409201	0,397341	0,311543
40 anos e mais ....	0,473500	0,389314	0,411548
<b>Componentes</b> .....			
<b>L Total</b> .....			
DISCRIMINAÇÃO	L INTERGRUPOS ( $L_e$ ) = $\sum_{i=1}^k \pi_h \ln \frac{\pi_h}{y_h}$	L INTRAGRUPOS ( $\sum_{h=1}^k \pi_h y_h$ )	
Até 24 anos .....	0,127620	0,037296	
De 25 a 39 anos .....	-0,011686	0,123789	
40 anos e mais ....	-0,076215	0,160221	
<b>Componentes</b> .....	0,039719	0,321306	
<b>L Total</b> .....			L = 0,361026

FONTE: PED-RMPA - Convênio FEE, FGTAS/SINE-RS, SEADE-SP, DIEESE e apoio PMPA.

## 4.6 - Resultados através da criação de grupos combinando os cinco fatores

Nesta parte do trabalho, deseja-se entender o comportamento do índice, utilizando-se conjuntamente os cinco fatores estudados. Por certo, será criado um número muito grande de grupos e, em decorrência disso, alguns com pouquíssima informação amostral, não sendo possível estimar os parâmetros com a desejada confiança. Por isso, serão analisados preferencialmente os grupos mais significativos do ponto de vista do contingente de ocupados na RMPA.

### 4.6.1 - Sistema de combinações dos fatores

O número de grupos criados através da combinação dos fatores escolaridade, tempo de serviço, idade, local de moradia e sexo é de 144. Esse número é resultante da multiplicação do número de níveis de cada fator respectivamente ( $4 \times 3 \times 3 \times 2 \times 2 = 144$ ). Destes, alguns grupos constam com poucos dados, observados no ano de 2002, que satisfazem os critérios necessários para pertencer ao grupo.

Se E é o número do grupo de determinada escolaridade, variando de 1 a 4; T, o número do grupo com determinado tempo de serviço, variando de 1 a 3; I, o número do grupo de ocupados de determinada faixa etária, variando de 1 a 3; L, o número do local de moradia dos ocupados, variando de 1 a 2; e S, o número do grupo de ocupados de determinado sexo, variando de 1 a 2, o número da combinação de determinado grupo será dado pela seguinte fórmula:

$$CB_{E,T,I,L,S} = 72(S - 1) + 24(I - 1) + 6(E - 1) + 3(L - 1) + T$$

### 4.6.2 - Principais resultados das combinações

Os 144 grupos formados através da combinação dos fatores conseguiram explicar mais de 53% do nível de desigualdade no rendimento dos ocupados

medido pelo índice L de Theil ( $L_e = 0,193085$  e  $\sum_{h=1}^k \pi_h Y_h = 0,167941$ ); assim,

como cada combinação apresenta uma homogeneidade interna muito grande, os índices de Theil internos ficaram bem abaixo dos índices registrados quando da análise de cada fator isoladamente: em média, o índice foi de 0,1675 para



cada grupo. Dos 144 grupos criados, optou-se por analisar preferencialmente apenas os 16 com maior densidade populacional<sup>6</sup>, pois estes compreendem uma amostra suficientemente grande para se estimar com a precisão desejada; não obstante isso, poderão ser analisados alguns grupos com menor densidade, desde que os resultados, devido à sua magnitude, sejam bastante significativos e confiáveis.

Em relação aos 16 grupos mais abundantes, verifica-se que apenas quatro (42; 141; 63; e 66) apresentaram  $y_h > \pi_h$ , ou seja, uma proporção de renda apropriada maior do que sua participação no grupo de ocupados, sendo que, em todos, se incluem os ocupados com cinco ou mais anos de serviço no atual emprego, reforçando a importância do fator tempo de serviço como influenciador do nível de renda e também a condição mais favorável daqueles que permanecem maior tempo no serviço. É possível concluir ainda que esses grupos com maior densidade populacional apresentam normalmente uma relação insatisfatória, já que se apropriam de menos renda do que deveriam, no caso de máxima igualdade. Chega-se à conclusão de que esses grupos mais abundantes geralmente não apresentam um diferencial capaz de lhes render uma condição satisfatória; nos grupos que atingem a relação satisfatória, os ocupados possuem grande tempo de permanência no serviço.

O grupo que apresentou a melhor relação  $y_h / \pi_h$  foi o 69, formado por homens de 40 anos e mais, com ensino superior completo, moradores de Porto Alegre e com cinco anos ou mais de tempo de serviço. Esse grupo representa apenas 1,4% da população ocupada, recebendo mais de 5,3% da massa de rendimentos da RMPA. Note-se que essa combinação seria naturalmente aquela da qual se esperaria maior relação de renda sobre população, uma vez que todos os níveis desse grupo apresentavam os melhores percentuais de apropriação de renda em cada variável analisada. Por sua vez, o grupo com pior relação de apropriação da renda foi o 74, formado por mulheres com menos de 25 anos, ensino fundamental incompleto, que moram em Porto Alegre e possuem pouco tempo de trabalho.<sup>7</sup>

---

<sup>6</sup> Entenda-se por densidade populacional, nesse caso, a população ocupada.

<sup>7</sup> Supondo-se que os fatores fossem independentes, espera-se que o grupo 77, similar ao 74, com exceção do local de moradia, tivesse a pior relação. Porém tem-se que ter um pouco de cuidado nessa análise, pois se trata de grupos (77 e 74) com um número de amostras bem reduzido e que podem estar sujeitos a um erro amostral suficientemente grande para prejudicar a fidelidade dos resultados e, em consequência, provocar interpretações equivocadas.

Evidentemente, quando se utilizam as cinco variáveis conjuntamente, não se tem uma explicação da mesma ordem daquela alcançada pela soma dos cinco fatores isoladamente, isto porque grande parte da explicação de uma variável também é captada por outra concomitantemente. No caso, as cinco variáveis, conjuntamente, conseguiram explicar mais de 53% da desigualdade total medida pelo índice L de Theil.

Tabela 13

Decomposição do índice L de Theil para o rendimento, segundo combinações de ocupados, na RMPA — 2002

COMBINAÇÕES	PROPORÇÃO DA RENDA ( $y_h$ )	PROPORÇÃO DA POPULAÇÃO ( $t_h$ )	ÍNDICE L DE THEIL ( $L_h$ )
54	0,030183	0,031031	0,205155
28	0,017151	0,027160	0,150225
52	0,015968	0,023955	0,182716
126	0,010982	0,021322	0,167653
88	0,010542	0,020624	0,108717
10	0,008883	0,019672	0,105140
42	0,030166	0,019164	0,168799
100	0,006690	0,018720	0,115982
4	0,007511	0,018149	0,128998
141	0,048386	0,018149	0,207816
124	0,005567	0,017007	0,148831
16	0,011246	0,016943	0,122614
30	0,014665	0,016531	0,157428
63	0,033821	0,016309	0,217915
85	0,008293	0,015833	0,127431
66	0,030278	0,015325	0,208296
...	...	...	...
...	...	...	...
<b>Componentes</b> .....			
<b>L Total</b> .....			

(continua)

Tabela 13

Decomposição do índice L de Theil para o rendimento, segundo combinações de ocupados, na RMPA — 2002

COMBINAÇÕES	L INTERGRUPOS	L INTRAGRUPOS
	$(L_e) = \sum_{h=1}^k \pi_h \ln \frac{\pi_h}{y_h}$	$(\sum_{h=1}^k \pi_h y_h)$
54	0,000860	0,006366
28	0,012486	0,004080
52	0,009717	0,004377
126	0,014146	0,003575
88	0,013840	0,002242
10	0,015640	0,002068
42	-0,008694	0,003235
100	0,019263	0,002171
4	0,016013	0,002341
141	-0,017797	0,003772
124	0,018993	0,002531
16	0,006944	0,002077
30	0,001980	0,002602
63	-0,011895	0,003554
85	0,010239	0,002018
66	-0,010435	0,003192
....	....	....
....	....	....
<b>Componentes .....</b>	0,193085	0,167941
<b>L Total .....</b>		L = 0,361026

FONTE: PED-RMPA - Convênio FEE, FGTAS/SINE-RS, SEADE-SP, DIEESE e apoio PMPA.

As seis combinações mais frequentes de ocupados na RMPA apresentam uma condição desfavorável na renda apropriada, pois todas possuem maior proporção de ocupados do que de renda ( $y_h < \pi_h$ ). Somente a sétima principal combinação (42) apresentou uma média de rendimento maior que a média geral de rendimento dos ocupados. Esse grupo é formado por homens com 25 a 39

anos, com ensino médio completo, morando na região e com cinco ou mais anos de serviço. Pelo lado contrário, mesmo que as análises tenham que ser mais cuidadosas, devido à pouca disponibilidade de amostra para esses grupos, foi possível observar que, das 10 combinações menos freqüentes, em sete a proporção de renda apropriada pelos grupos é maior do que a proporção da população de ocupados em cada grupo, indicando que grupos raros tendem a ter uma apropriação da renda melhor do que aqueles grupos com maior freqüência, ou mais comuns.

Quadro 2

## Descrição dos principais grupos de combinação

CB	SEXO	IDADE	ESCOLARIDADE	LOCAL DE MORADIA	TEMPO DE SERVIÇO
54	Masculino	40 anos e mais	Fundamental incompleto	RMPA	Cinco anos e mais
28	Masculino	De 25 a 39 anos	Fundamental incompleto	RMPA	Menos de 2 anos
52	Masculino	40 anos e mais	Fundamental incompleto	RMPA	Menos de 2 anos
126	Feminino	40 anos e mais	Fundamental incompleto	RMPA	Cinco anos e mais
88	Feminino	Menos de 25 anos	Médio completo	RMPA	Menos de 2 anos
10	Masculino	Menos de 25 anos	Fundamental completo	RMPA	Menos de 2 anos
42	Masculino	De 25 a 39 anos	Médio completo	RMPA	Cinco anos e mais
100	Feminino	De 25 a 39 anos	Fundamental incompleto	RMPA	Menos de 2 anos
4	Masculino	Menos de 25 anos	Fundamental incompleto	RMPA	Menos de 2 anos
141	Feminino	40 anos e mais	Superior completo	POA	Cinco anos e mais
124	Feminino	40 anos e mais	Fundamental incompleto	RMPA	Menos de 2 anos
16	Masculino	Menos de 25 anos	Médio completo	RMPA	Menos de 2 anos
30	Masculino	De 25 a 39 anos	Fundamental incompleto	RMPA	Cinco anos e mais
63	Masculino	40 anos e mais	Médio completo	POA	Cinco anos e mais
85	Feminino	Menos de 25 anos	Médio completo	POA	Menos de 2 anos
66	Masculino	40 anos e mais	Médio completo	RMPA	Cinco anos e mais

FONTE: PED-RMPA - Convênio FEE, FGTAS/SINE-RS, SEADE-SP, DIEESE e apoio PMPA.

## 5 - CONCLUSÕES

---

Nas regiões metropolitanas, a desigualdade na distribuição de renda observada entre os ocupados, obtidas através do cálculo do Índice de Gini Total, aponta uma condição ainda muito insatisfatória, tendo como parâmetros países avançados (Gini inferior a 0,35). Mesmo que o Índice calculado para os ocupados das regiões metropolitanas não possa ser comparado diretamente com o Índice de Gini para os países, fica evidente que a distribuição de renda nas primeiras não é favorável, devido à grande diferença observada entre os respectivos valores.

Quando se compara a distribuição de renda das regiões metropolitanas, destaca-se a RMPA como a que possui a menor concentração de renda. Isso é verdadeiro, ao se analisar tanto o Índice de Gini Total quanto os índices de Gini internos em cada nível de escolaridade, com exceção dos ocupados com superior incompleto, onde a RMSP apresenta uma distribuição ligeiramente melhor que a RMPA. As Regiões Metropolitanas de São Paulo e Belo Horizonte, apesar de possuírem patamares muito semelhantes no Índice de Gini Total, apresentam, normalmente, uma diferenciação bastante razoável em cada uma das categorias de escolaridade. Assim, a RMBH possui melhores índices para os ocupados com baixa escolaridade, enquanto a RMSP tem uma melhor distribuição dentro dos segmentos de escolaridade mais alta.

A RMSA é a que tem a pior distribuição de renda dentre as regiões analisadas, não obstante revelar um patamar de rendimento médio superior ao dos ocupados da RMRE. Na RMSA, igualmente, o percentual de ocupados com médio e superior completos é o maior de todas as regiões. Isso pode ser explicado pelo alto desemprego, que torna o mercado dessa região mais seletivo que o das demais. A RMRE é a segunda região com pior distribuição de renda e também a com maior percentual de analfabetos ou sem escolaridade entre os ocupados.

A RMPA apresenta a melhor distribuição de renda entre os ocupados, considerando-se a renda oriunda do trabalho principal, seguida pelas Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e São Paulo. Em um plano mais abaixo, aparecem as Regiões Metropolitanas de Recife e Salvador, que apresentam Índice de Gini superior a 0,5.

Quanto à análise das variáveis utilizadas que incidem sobre a distribuição de renda dos ocupados na Região Metropolitana de Porto Alegre, os resultados apontaram a escolaridade como o fator que mais influencia na determinação dos rendimentos; em segundo lugar, o atributo tempo de permanência no atual

emprego; em terceiro, aparece a faixa etária; e, mais abaixo, as variáveis local de moradia e sexo.

Com exceção da variável sexo, onde as mulheres, apesar de apresentarem uma relação desfavorável na apropriação da renda frente aos homens, possuem um nível de concentração de renda maior do que o do sexo masculino, em todas as outras foi observada uma tendência de diminuição na desigualdade interna de cada grupo, à medida que o grupo se apropria de menor fatia de renda em relação ao seu tamanho na população ocupada. Em outras palavras, quanto menor é o rendimento médio de um grupo de ocupados, menor tende a ser a desigualdade na renda dentro do próprio grupo, exceção feita ao grupo formado pelas mulheres, que apresentou uma desigualdade na renda maior do que a dos homens ocupados.

A utilização dos fatores conjuntamente para a criação dos grupos possibilitou a explicação de mais de 53% do Índice L de Theil e o entendimento do comportamento do índice nos principais grupos de ocupados sob o ponto de vista da densidade populacional ocupada. Através desta análise, foi possível verificar que a maioria dos grupos com maior densidade populacional apresentava relação desfavorável na apropriação da renda; nos raros grupos em que a relação era favorável, observou-se sempre a presença do nível cinco anos ou mais de serviço, confirmando a importância do tempo de serviço como fator explicativo da distribuição de renda. O principal problema desta análise foi a criação de um número muito grande de grupos, gerando uma amostra reduzida em muitos deles e prejudicando, assim, uma análise mais completa e refinada. Uma alternativa seria trabalhar apenas com os três principais fatores verificados na análise feita com cada fator isoladamente.

Para trabalhos futuros, sugerem-se estudos utilizando outras variáveis que possam ser eficientes para explicar a variação dos rendimentos e, por consequência, a distribuição de renda, talvez utilizando a renda total ou familiar e não somente a renda do trabalho, para poder comparar com os resultados aqui encontrados. Sugere-se também a utilização de outras medidas de desigualdade, que possam contribuir para o entendimento do nível de desigualdade, se possível, no maior número de regiões e de períodos.

## REFERÊNCIAS

---

- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001.
- BONELLI, R.; SEDLACEK, G. L. **Distribuição de renda: evolução no último quarto de século**. Rio de Janeiro, IPEA, 1989. p. 7-24. (Série Monográfica IPEA, 35).
- BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. **Econometrica**, Chicago, Ill., U. S.: University Of Chicago; Econometric Society, v. 47, n. 4, p. 901-920, July 1979.
- DIEESE. **A situação do trabalho no Brasil**. São Paulo, 2001.
- HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: USP, 1998.
- MATOS, J. D. **Concentração de renda dos ocupados nas regiões metropolitanas: A influência da escolaridade**. Porto Alegre, Indicadores Econômicos FEE, v. 31, n. 3, p. 47-70, 2003.
- PNUD. **Relatório do desenvolvimento humano 2003**. Lisboa: Mensagem, 2003.
- RAMOS, L. Interpretando variações nos índices de desigualdade de Theil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, IPEA, v. 20, n. 3, p. 479-488, dez. 1990.
- REIS, J. G.; BARROS, R. P. Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, IPEA, v. 20, n. 3, p. 415-478, dez. 1990.
- RICARDO, D. **Princípios de economia política e tributação**. São Paulo: Abril, 1982. (Os Economistas).
- SHANNON, C. E. A mathematical theory of communication. **Bell System Technical Journal**, v. 27, p. 379-423, 1948.
- SOUZA, N. J. **Desenvolvimento econômico**. São Paulo: Atlas, 1995.
- THEIL, H. **Economics and information theory**. Chicago: Rand McNally, 1967.

## EDITORAÇÃO

---

**Supervisão:** Valesca Casa Nova Nonnig. **Secretária:** Luz Da Alva Moura da Silveira.

**Revisão**

**Coordenação:** Roselane Vial.

**Revisores:** Breno Camargo Serafini, Rosa Maria Gomes da Fonseca, Sidonia Therezinha Hahn Calvete e Susana Kerschner.

**Editoria**

**Coordenação:** Ezequiel Dias de Oliveira.

**Composição, diagramação e arte final:** Cirei Pereira da Silveira, Denize Maria Maciel, Ieda Koch Leal e Rejane Maria Lopes dos Santos.

**Conferência:** Elisabeth Alende Lopes e Rejane Schmitt Hübner.

**Impressão:** Cassiano Osvaldo Machado Vargas e Luiz Carlos da Silva.



Secretaria da Coordenação e Planejamento



**FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA**

**Siegfried Emanuel Heuser**

Rua Duque de Caxias, 1691  
CEP 90010-283 — Porto Alegre — RS  
Fone: (51) 3216-9000 — Fax: (51) 3225-0006  
*E-mail:* biblioteca@fee.tche.br  
[www.fee.rs.gov.br](http://www.fee.rs.gov.br)