Instituto de Planejamento Econômico e Social
INPES
Instituto de Pesquisas

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA
Nº 178

"UM ESTUDO DA EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS DA DESIGUALDADE NO BRASIL"

José Guilherme Almeida Reis*
Ricardo Paes de Barros**

Dezembro de 1989

Instituto de Planejamento Econômico e Social
IPEA/IPLAN
SETOR DE DOCUMENTAÇÃO
SEPLAN

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA
Nº 178

"UM ESTUDO DA EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS DA DESIGUALDADE NO BRASIL"

José Guilherme Almeida Reis*
Ricardo Paes de Barros**

Dezembro de 1989

Tiragem: 100 exemplares

Trabalho concluído em: Novembro de 1989

Instituto de Pesquisas do IPEA
Instituto de Planejamento Econômico e Social
Avenida Presidente Antonio Carlos, 51 - 13º/17º andares
Rio de Janeiro/RJ
20020

Este trabalho é de inteira e exclusiva responsabilidade de seus autores. As opiniões nele emitidas não exprimem necessariamente, o ponto de vista da Secretaria de Planejamento e Coordenação da Presidência da República.

UM ESTUDO DA EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS DA DESIGUALDADE NO BRASIL

José Guilherme Almeida Reis*
Ricardo Paes de Barros**

I. INTRODUÇÃO

II. CONCEITOS BÁSICOS E UNIVERSO DE ANÁLISE

III. DESIGUALDADE DE SALÁRIOS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS BÁSICAS

IV. A CONTRIBUIÇÃO DA EDUCAÇÃO PARA A DESIGUALDADE SALARIAL

V. OS TRÊS ELEMENTOS BÁSICOS DA DESIGUALDADE

VI. EDUCAÇÃO E DESIGUALDADE SALARIAL: TEORIA

VII. EFEITO COMPOSIÇÃO DE AUMENTOS MARGINAIS NA EDUCAÇÃO

VIII. AS DIFERENÇAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE: OS EFEITOS COMPOSIÇÃO E ESTRUTURAL

IX. CONCLUSÕES

X. BIBLIOGRAFIA

ANEXO (Tabelas 1 a 14 e Gráficos 1 a 21)

APÊNDICE (Tabelas A.I.1 a A.III.5)

---

* Do IBGE, cedido ao INPES/IPEA.
** Do INPES/IPEA.

SINOPSE

Este trabalho tem três objetivos: (i) descrever a evolução temporal e o padrão regional da desigualdade de salários nas nove regiões metropolitanas do Brasil, relacionando-os com a distribuição da educação e com os perfis salariais por grupos educacionais; (ii) explorar com maior profundidade estas diferenças regionais, simulando o impacto de uma padronização da distribuição de educação sobre tais diferenças; e (iii) explicitar as hipóteses necessárias à interpretação causal dos exercícios realizados.

Ao investigarmos a distribuição de salários no Brasil, observamos: (1) que não houve melhorias na última década; (2) que as diferenças regionais na desigualdade são muito superiores às variações temporais; (3) que as regiões metropolitanas do sul-sudeste possuem níveis de desigualdade bem menores do que as localizadas no norte-nordeste; e (4) que as diferenças relativas à desigualdade salarial têm permanecido surpreendentemente estáveis desde 1978.

As principais conclusões são que a educação tem maior capacidade para explicar as diferenças regionais do que as variações temporais. Além disso, constatamos que as diferenças regionais são melhor explicadas por concomitantes diferenças nos perfis de salário por nível educacional do que pelas diferenças regionais na composição educacional da força de trabalho.

I. INTRODUÇÃO

A bem documentada evolução da distribuição de renda no Brasil desde 1960 permitiu a realização de pesquisas abrangentes acerca da relação entre educação e desigualdade de renda ao longo do processo de desenvolvimento econômico. Entre os que exploraram o tema com base na experiência brasileira deve ser mencionado o trabalho seminal de Langoni(1971, 1973a, 1973b, 1977), bem como os estudos de Fishlow(1972, 1973), Fields(1977), Castello Branco(1979), e Bacha e Taylor(1981).

Apesar da existência de uma vasta literatura sobre a evolução da distribuição de renda no Brasil, alguns aspectos desta experiência permanecem relativamente pouco explorados. Um desses aspectos é a evolução das elevadas diferenças regionais de desigualdade de renda. Uma vez que a distribuição da educação bem como o nível de desenvolvimento variam significativamente entre as regiões brasileiras, as diferenças regionais da desigualdade, assim como as extensivamente estudadas variações temporais, oferecem uma excelente oportunidade para analisar a relação entre educação e desigualdade de renda durante o processo de desenvolvimento econômico.

Lodder(1976) e Mata(1979) estão entre os poucos estudos que tentaram investigar os determinantes das diferenças regionais na desigualdade de renda no Brasil.[1] Este trabalho vem se juntar a esses estudos, tendo como objetivo específico investigar até que ponto a evolução das diferenças regionais na desigualdade salarial no Brasil pode ser explicada por movimentos regionais e temporais (i) na distribuição de educação e (ii) nos perfis salariais por grupos educacionais.

O trabalho está organizado como se segue: a próxima seção descreve os conceitos utilizados, a forma de medição da renda e da educação e a escolha da unidade recipiente de renda e do universo de análise. Além disso, apresenta algumas das propriedades básicas da medida de desigualdade que utilizamos ao longo deste trabalho, a saber, a segunda medida de Theil ou simplesmente Theil-L.

---

[1] Outras referências são Langoni (1973a, cap. 7), Ramonaval Costa (1977), Rossi (1981) e Barros e Rossi (1987).

A Seção III descreve as principais evidências acerca da evolução das diferenças regionais na desigualdade. Mostramos que não houve melhoria na distribuição de salários na última década, que as diferenças regionais na desigualdade são muito maiores que as variações temporais, e que não são observados movimentos no sentido de redução das elevadas diferenças regionais na desigualdade, pelo menos desde 1978.

Uma das importantes propriedades do Theil-L é o fato deste índice ser estrita e aditivamente decomponível.[2] Isto significa que pode ser escrito como a soma de dois termos. O primeiro corresponde à desigualdade que seria obtida caso não existisse desigualdade de renda entre os trabalhadores de uma mesma categoria educacional, e é usualmente referido como componente *entre-grupos*. O segundo termo, conhecido como componente *intragrupos*, é igual à desigualdade que seria observada se a renda média em todas as categorias educacionais fosse a mesma.

Na Seção III decompomos a desigualdade de salários nos componentes *intra* e *entre-grupos* e investigamos os padrões temporal e regional seguidos por estes componentes. Na Seção IV usamos esta decomposição para avaliar quão proximamente relacionados estão educação e desigualdade salarial. Mostramos que a educação pode explicar quase 50% das variações observadas nos salários.

Uma importante propriedade adicional da segunda medida de Theil, compartilhada por todas as medidas decomponíveis, é que ela pode ser facilmente obtida uma vez especificadas as seguintes entidades: (i) a distribuição de educação, (ii) a renda média por grupo educacionl, e (iii) a desigualdade de renda dentro de cada categoria educacional.

Na Seção V investigamos os padrões temporal e regional seguidos por estas três entidades. O objetivo é verificar se a estabilidade temporal e as variações regionais da desigualdade salarial são resultado de movimentos sincronizados ou compensatórios dessas três entidades. Mostramos que todas elas seguem um padrão muito similar ao observado para a desigualdade salarial.

---

[2]Na verdade, Bourguignon (1979) e Shorrocks (1980) mostraram que o Theil-L é a única medida de desigualdade que é simultaneamente estrita e aditivamente decomponível.

A Seção VI introduz um arcabouço teórico no qual a distribuição de salários é construída como função: (i) da distribuição de educação; (ii) da distribuição condicional de outros determinantes dos salarios dada a educação; e (iii) da função hedônica que relaciona o nível de renda a seus determinantes. Como conseqüência, alterações na distribuição de educação podem afetar a desigualdade de renda via três canais. Além de seu efeito direto, a mudança na distribuição de educação afeta indiretamente a desigualdade através de seus impactos na função hedônica de determinação da renda e na distribuição condicional dos outros atributos. Referimo-nos a estes efeitos como efeito composição, estrutural e condicional, respectivamente. Grande parte da literatura considera que não há efeito condicional. Nesta seção apresentamos um par de hipóteses suficientes para a inexistência do efeito condicional.

A Seção VI investiga, também teoricamente, o sinal do efeito composição associado a alterações marginais na distribuição de educação. É dada uma interpretação mais precisa para a noção bastante difundida de que aumentos na educação básica tendem a reduzir a desigualdade de renda, enquanto que mais educação universitária tende a aumentá-la. Esta questão é investigada de um ponto de vista empírico na Seção VII. Estimamos o efeito composição associado a alterações marginais da educação em cada nível educacional. Demonstramos que o impacto redistributivo de aumentos da educação é decrescente na medida em que se eleva o nível educacional no qual se efetua o exercício.

Finalmente, a Seção VIII estuda de maneira mais sistemática até que ponto as diferenças regionais observadas na desigualdade salarial podem ser explicadas por: (i) diferenças regionais na distribuição de educação, isto é, efeitos composição; e (ii) diferenças regionais na relação entre educação e salário, isto é, efeitos estruturais. A análise desta seção é semelhante à apresentada nos estudos de Knight e Sabot(1983) e Mohan e Sabot(1988).

II. CONCEITOS BÁSICOS E UNIVERSO DE ANÁLISE

II.1 Escolha da Distribuição

É certamente verdade que, de uma perspectiva de bem-estar social, é muito mais importante considerar a distribuição de indivíduos de acordo com um conceito mais abrangente de renda, como a renda familiar total por adulto

equivalente, do que a distribuição dos indivíduos segundo seus salários. Entretanto, uma investigação da natureza das mudanças na distribuição de indivíduos por renda familiar total é extremamente complexa. Requer considerar, explícita e simultaneamente, a natureza das alterações na composição das famílias e no processo de geração de renda dentro da família. Mesmo a análise da renda total do trabalho por indivíduos exige que se leve em conta a estrutura familiar, uma vez que a decisão de participar na força de trabalho é função não só dos atributos individuais como também das características dos outros membros da família.

Os salários, por outro lado, estão fortemente associados às características dos indivíduos, e, portanto, à educação, e guardam pouca ou nenhuma relação com a estrutura da família. Dessa forma, as distribuições de salários podem ser estudadas sem que seja necessário identificar a que família cada indivíduo pertence. Ademais, estudos sobre a distribuição de salários constituem-se em um importante passo para a compreensão das mudanças na distribuição de bem-estar da sociedade. Limitamo-nos, neste trabalho, a analisar a relação entre as distribuições de trabalhadores segundo seus salários e níveis educacionais.

II.2 O Universo de Análise

Como apenas os que estão empregados recebem salários e como os salários têm outros determinantes além da educação (como sexo, idade, e região de residência), decidimos restringir o universo de análise de forma a incluir apenas os indivíduos que: (i) participam da força de trabalho; (ii) não estão desempregados; (iii) trabalham mais do que 20 horas por semana na ocupação principal e recebem renda positiva nesta atividade;[3] (iv) são homens com idade entre 25 e 50 anos; e (v) são residentes em uma das nove regiões metropolitanas do país.[4]

---

[3] A razão para considerar apenas trabalhadores com renda positiva decorre da incapacidade do Theil-L em lidar com unidades recipientes com renda zero. Neste caso, a média geométrica tambem é zero e o Theil-L não é bem definido. Menos de 0,2% da amostra constitui-se de trabalhadores com renda zero.

[4] Dado que o objetivo deste trabalho é comprender as relações entre as distribuições de salários e de educação, eliminamos também da nossa amostra final todas as observações sem informação de renda do trabalho, de horas trabalhadas e de nível educacional. Este tipo de ausência de informação levou a uma perda de menos de 0,5% da amostra total, como se observa na Tabela 1.

Estas restrições geraram um universo de análise que representa cerca de 7,5% da população brasileira com idade superior a 10 anos. Como apresentado nas Tabelas 1 e 2, mais de 90% dos casos de exclusão de observações decorremde sexo, idade e região de residência. O tamanho total da amostra atinge 250.000 observações, variando entre 300 e 6000, dependendo do ano e da região.

II.3 Medidas Utilizadas para Renda e Educação

Duas variáveis são utilizadas neste trabalho: educação, E, e uma medida de renda, Y, que tenta aproximar o salário-hora através de uma correção para o número de horas trabalhadas. Mais especificamente, Y é definido como sendo a renda mensal que um trabalhador obteria se trabalhasse 48 horas por semana, ou seja

$$Y = R.48/H$$

onde R é a renda mensal do trabalho recebida na ocupação principal e H é o número de horas trabalhadas por semana nesta ocupação. Esta definição supõe implicitamente que os salários médio e marginal são idênticos. Por esta razão, todos os indivíduos trabalhando menos que 20 horas por semana foram eliminados da amostra.

Com relação à educação, a população foi dividida em cinco categorias de acordo com o número de anos completos de estudo. As categorias foram definidas da seguinte maneira: (1) zero, (2) 1 a 4 anos, (3) 5 a 8 anos, (4) 9 a 11 anos, (5) mais de 11 anos.

II.4 Medidas de Desigualdade Decomponíveis

A educação é certamente um dos fatores que determinam a renda. Na análise da relação entre a distribuição da renda e da distribuição dos fatores que a determinam é extremamente conveniente trabalhar com medidas de desigualdade aditivamente decomponíveis.

Seja $y_{h,i}$ a renda do $h^{ésimo}$ trabalhador no $i^{ésimo}$ grupo educacional. Além disso, seja $\bar{y}_i$ a renda média e p_i a fração da força de trabalho no $i^{ésimo}$ grupo educacional. Dizemos que $I=\{I_N : N\geq 1\}$ é uma medida de desigualdade quando para todo $N\geq 1$, I_N é uma função estritamente Schur-convexa do $\mathbb{R}^N_{++}$ no $\mathbb{R}_+$ de tal forma que $I_N(x_1,..,x_N)=0$ se e somente se $x_1=...=x_N$, e $I_N(k\circ x_1,..,k\circ x_N)=I_N(x_1,..,x_N)$. I é dito estritamente aditivamente decomponível quando

$$I = I_B + \sum_{i=1}^{m} p_i \cdot Iw_i \qquad (1)$$

onde m é o número de categorias educacionais,

$$I \equiv I_N(y_{1,1},\ldots,y_{N_1,1},\ldots,y_{1,m},\ldots,y_{N_m,m}),$$

$$I_B \equiv I_N(\underbrace{\bar{y}_1,\ldots,\bar{y}_1}_{N_1 \text{ vezes}},\ldots,\underbrace{\bar{y}_m,\ldots,\bar{y}_m}_{N_m \text{ vezes}}),$$

e

$$Iw_i \equiv I_{N_i}(y_{1,i},y_{2,i},\ldots,y_{N_i,i}).$$

Observe que, por construção: (i) I_B mede a desigualdade que seria obtidacaso todos os membros da mesma categoria educacional tivessem a mesma renda; e (ii) Iw_i mede a desigualdade de renda dentro do $i^{ésimo}$ grupo educacional. Mais ainda, observe que se a renda fosse redistribuída de tal forma que:

$$z_{h,i} = \frac{\bar{y}\cdot y_{h,i}}{\bar{y}_i},$$

então

$$I_{N_i}(z_{1,i},z_{2,i},\ldots,z_{N_i,i}) = I_{N_i}(y_{1,i},y_{2,i},\ldots,y_{N_i,i}) = Iw_i$$

e $\bar{z}_i=\bar{y}$ para todo i=1,...,m. Então, em particular,

$$I_N(\underbrace{\bar{z}_1,\ldots,\bar{z}_1}_{N_1 \text{ vezes}},\ldots,\underbrace{\bar{z}_m,\ldots,\bar{z}_m}_{N_m \text{ vezes}}) = I_N(\underbrace{\bar{y},\ldots,\bar{y}}_{N \text{ vezes}}) = 0$$

e

$$I_N(z_{1,1},\ldots,z_{N_1,1},\ldots,z_{1,m},\ldots,z_{N_m,m}) = \sum_{i=1}^{m} p_i \cdot Iw_i .$$

Em outras palavras, I_B responde simultaneamente a duas importantes perguntas. Primeiro, I_B é igual à desigualdade que ocorreria se todos os trabalhadores da mesma categoria educacional recebessem a mesma renda, isto é, não existisse desigualdade intragrupos. Segundo, I_B mede a redução na desigualdade que teríamos se, através de um mecanismo redistributivo tal como acima descrito, eliminássemos os diferenciais de renda média entre grupos educacionais preservando, entretanto, os níveis originais de desigualdade intragrupos. Deve ser ainda observado que a redução percentual na desigualdade que obteríamos caso os diferenciais de renda média entre os grupos educacionais fossem eliminados, Δ, é dada por:

$$\Delta = 100 \cdot I_B / I. \qquad (2)$$

Estabelecemos em seguida uma importante propriedade adicional das medidas de desigualdade decomponíveis. Observe que:

$$I_B \equiv I_N(\underbrace{\bar{y}_1,\ldots,\bar{y}_1}_{N_1 \text{ vezes}},\ldots,\underbrace{\bar{y}_m,\ldots,\bar{y}_m}_{N_m \text{ vezes}}) =$$

$$= I_N(\underbrace{r_1,\ldots,r_1}_{N_1 \text{ vezes}},\ldots,\underbrace{r_m,\ldots,r_m}_{N_m \text{ vezes}}). \qquad (3)$$

onde r_i representa a razão entre a renda média na categoria educacional i e a

renda média dos trabalhadores com 1 a 4 anos de estudo,[5] a categoria 2. Formalmente,

$$r_i = \bar{y}_i/\bar{y}_2$$

Segue-se das equações (1) e (3) que uma medida de desigualdade estritamente decomponível é completamente determinada uma vez conhecidas (i) a distribuição de educação $\{p_i : i=1,\ldots,m\}$, (ii) o padrão de rendas relativas $\{r_i : i=1,\ldots,m\}$, e (iii) a desigualdade intragrupos educacionais $\{Iw_i : i==1,\ldots,m\}$.

Bourguignon (1979) e Shorrocks (1980) mostraram que existe apenas uma medida de desigualdade estritamente decomponível. Trata-se de uma das medidas decomponíveis propostas por Theil (1967), conhecida na literatura como Theil-L (ver Anand [1983, apêndice C]). Ao longo deste trabalho utilizamos o Theil-L como nossa medida de desigualdade. Esta medida satisfaz as condições de Dalton-Pigou e de independência em relação ao tamanho da população (ver Shorrocks, 1980) e Anand (1983, apêndices A e C) e é igual ao logaritmo da razão entre as médias aritmética e geométrica,[6] isto é,

$$I_N(x_1,\ldots,x_N) = \ln\left[\frac{1}{N}\cdot\sum_{i=1}^{N} x_i\right] - \frac{1}{N}\cdot\sum_{i=}^{N} \ln(x_i).$$

III. DESIGUALDADE DE SALÁRIOS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS BÁSICAS

As Tabelas 3a-d e os Gráficos 1, 2 e 3 apresentam a evolução da desigualdade salarial nos nove principais mercados de trabalho urbanos do Brasil ao longo dos últimos 10 anos. Quatro regularidades empíricas podem ser

---

[5] A categoria de 1 a 4 anos de estudo foi escolhida como base porque é a que contém a maior parte da população. Isto garante que $\bar{y}_2$ é a média salarial que pode ser melhor estimada. Conseqüentemente, o uso dessa média como base não torna a estimativa de r_i muito menos precisa que a estimativa de $\bar{y}_i$.

[6] Para distribuições Log-Normais, o Theil-L é igual à metade da variância dos logaritmos.

claramente identificadas. Em primeiro lugar, como mostra o Gráfico 1, a desigualdade flutuou ao longo do tempo mas não há evidência de melhoria progressiva. Em verdade, o perfil temporal tem a forma de U, isto é, a desigualdade apresenta-se mais elevada no começo e no fim do período considerado. Segundo, o Gráfico 1 também revela que as diferenças regionais na desigualdade são bem maiores que as variações temporais. De fato, o desvio padrão associado às diferenças regionais, 0,050, é o dobro daquele associado às variações temporais, 0,023 (ver a Tabela 3a). Terceiro, como mostra o Gráfico 2, a desigualdade tende a ser maior nos mercados de trabalho localizados na região Nordeste do que nas regiões Sul e Sudeste. Finalmente, como mostra o Gráfico 3, apesar de uma tendência inicial para redução das diferenças regionais na desigualdade salarial, desde 1978 não se observam movimentos claros de equalização.

As Tabelas 3b a 3d e o Gráfico 4 apresentam estimativas da evolução da desigualdade de salários usando diferentes medidas de desigualdade. Fica claro que as quatro regularidades empíricas acima mencionadas são bastante robustas em relação a como a desigualdade é mensurada.

As Tabelas 4 e 5 e os Gráficos 5 a 8 reportam os resultados que obtivemos ao decompor a desigualdade global em componentes entre e intragrupos. Para tanto, a população foi dividida de acordo com os cinco grupos educacionais anteriormente definidos. Os resultados mostram que ambos os componentes seguem basicamente os mesmos padrões observados para a desigualdade global. Algumas diferenças, entretanto, são dignas de nota. O componente entre grupos mostra variações regionais mais acentuadas que o componente intragrupos. Por outro lado, as variações temporais são maiores no caso do componente intragrupos, o qual segue de forma mais clara o formato de U apresentado pela desigualdade salarial global. Estes resultados sugerem que diferenças na educação podem explicar melhor diferenças regionais na desigualdade do que suas variações temporais.

Este trabalho procurará investigar até que ponto os padrões observados para a evolução das diferenças regionais na desigualdade salarial podem ser explicados por variações regionais e temporais: (i) na distribuição de educação; e (ii) na relação estrutural entre salários e educação, vale dizer, nos perfis de salários por grupo educacional. No entanto, é necessário primeiro estimar qual é a contribuição da educação para a desigualdade de

salários, ou seja, quanto da desigualdade observada em uma dada região e em um determinado ponto do tempo pode ser explicada por diferenças de educação entre indivíduos.

IV. A CONTRIBUIÇÃO DA EDUCAÇÃO PARA A DESIGUALDADE SALARIAL

Parte dos objetivos das ciências sociais consiste em compreender por que os indivíduos diferem com respeito a seu comportamento (por exemplo: padrões de consumo, participação na força de trabalho e tamanho da família) e ao valor que a sociedade lhes atribui (por exemplo: salários e status social). Economistas e sociólogos interessados nestas questões têm observado que as diferenças em padrões de comportamento e status social estão forte e sistematicamente relacionados com o nível educacional.

A relação extremamente próxima observada entre salários e educação nos países em desenvolvimento é talvez o mais claro exemplo da ligação sistemática entre educação e heterogeneidade dos agentes econômicos. De fato, um número considerável de trabalhos realizados em diversos países em desenvolvimento identificaram a educação como o mais importante atributo individual para explicar a desigualdade de renda. Veja-se, por exemplo, os estudos de Fields (1980) e de Altimir e Piñera (1977). No Brasil a relação entre educação e distribuição da renda tem sido repetidamente investigada desde a controvérsia original entre Fishlow (1972) e Langoni (1973a). Exemplos de estudos sobre o tema são Velloso (1975), Senna (1976), Castello Branco (1979), Medeiros(1982), e Ferreira da Silva (1987).

É interessante enfatizar que a ligação entre educação e desigualdade de renda é maior nos países em desenvolvimento do que nos já desenvolvidos. Este fato está associado a dois fatores. Primeiro, os diferenciais de renda por nível educacional são muito maiores nos países em desenvolvimento do que nos desenvolvidos (ver, por exemplo, Psacharopoulos 1981 e 1985). Segundo, a própria educação é distribuída de forma mais desigual nos países em desenvolvimento.

É oportuno verificar se em nosso universo de análise o poder explicativo da educação é tão elevado quanto o verificado em outros trabalhos. Uma forma de avaliar a contribuição da educação para a desigualdade de salários é

estimar em quanto a desigualdade seria reduzida se fossem eliminados os diferenciais de salário por categorias educacionais. Na Seção II.4 mostramos que, no caso do Theil-L, a redução percentual na desigualdade devida à eliminação dos diferenciais de renda entre grupos, Δ, pode ser obtido como se segue:

$$\Delta = 100 \cdot I_B / I .$$

Os resultados obtidos usando esta expressão revelam (ver Tabela 6a) que, mantido tudo o mais constante, a desigualdade salarial poderia ser reduzida em quase 50% se os diferenciais de salário por nível educacional fossem eliminados. A Tabela 6a também mostra que não há tendência no sentido da educação se tornar menos importante para a desigualdade salarial. O poder explicativo da educação varia consideravelmente entre as regiões. Ele tende a ser mais elevado nos mercados de trabalho do Nordeste, precisamente onde a desigualdade salarial é mais alta.

O fato de que a educação pode explicar quase 50% da diferenciação salarial no Brasil é certamente um resultado impressionante. É importante esclarecer que este resultado não decorre da medida de desigualdade escolhida. Como mostra a Tabela 6b, resultados muito semelhantes são obtidos quando se usa o Theil-T.[7] Ademais, resultados comparáveis foram encontrados em equações de salários estimadas para dados brasileiros, como por exemplo Medeiros (1982, Tabela 4.2), que obteve um R^2 de 0,45 em sua equação de capital humano,[8] e também Senna (1976) e Castello Branco (1979).

---

[7] O Theil-T não é uma medida de desigualdade estritamente decomponível. A equação 2, portanto, não se aplica. Neste caso, no entanto, o impacto, Δ, pode ser facilmente obtido usando a seguinte expressão:

$$\Delta = 1 - \sum_{i=1}^{m} w_i \cdot I_{W_i} / I ,$$

[8] A equação de salários de Medeiros inclui além da educação uma proxy para experiência e uma dummy para migração. Mais de 80% da contribuição marginal total de todas as variáveis é devida à educação.

V. OS TRÊS ELEMENTOS BÁSICOS DA DESIGUALDADE

Na Seção II.4 mostramos que uma medida da desigualdade decomponível fica completamente determinada uma vez especificadas: (i) a distribuição de educação $\{p_i : i=1,\ldots,5\}$, (ii) os salários relativos por nível educacional $\{r_i : i=1,\ldots,5\}$, e (iii) a desigualdade dentro de cada grupo educacional $\{Iw_i : i=1,\ldots,5\}$. Dessa forma, para compreender os padrões temporal e regional da desigualdade salarial é conveniente investigar os correspondentes padrões de evolução de cada um destes três elementos. Em particular, é importante tentar responder às seguintes questões: A estabilidade temporal da desigualdade salarial é resultado de movimentos sincronizados destes três elementos? Qual destes elementos é responsável pelas elevadas diferenças regionais na desigualdade salarial? Apresenta-se, em seguida, a evolução dos três elementos básicos da desigualdade.

V.1 A Distribuição da Educação

As Tabelas A.I.1-5 do Apêndice apresentam a distribuição de educação por ano e região metropolitana desde 1976. As tabelas demonstram claramente ter sido modesta a elevação do nível educacional da força de trabalho no Brasil ao longo dos últimos 10 anos. De fato, os dados mostram uma redução de apenas 6% na fração da força de trabalho com menos de cinco anos de estudo entre 1976 e 1986, acompanhada de uma elevação correspondente na fração da força de trabalho com educação secundária (9 a 11 anos de estudo). Ao menos entre homens na idade adulta, não se observa expansão da fração correspondente à educação superior.

Os dados também mostram que as variações regionais na distribuição de educação tendem a ser muito maiores que as variações ao longo do tempo, tal como anteriormente observado na desigualdade salarial. Entretanto, torna-se difícil efetuar comparações regionais entre estas distribuições, dado que elas apresentam diferentes formatos. Por exemplo, a moda da distribuição em São Paulo é a categoria com 1 a 4 anos de estudo, enquanto para Salvador é o grupo de 5 a 8 anos de estudo, ao mesmo tempo em que a percentagem da força de trabalho com educação universitária é maior em São Paulo do que em Salvador (ver as Tabelas A.I.1-5). De forma a simplificar a tarefa de comparar estas distribuições, calculamos indicadores para o nível e a desigualdade da educação. Estes indicadores são apresentados nas Tabelas 7 e 8.

O maior problema para definir uma medida para o nível de educação diz respeito a como estimar o conteúdo educacional relativo das diferentes categorias educacionais. Como se comparam um ano extra de educação universitária e um ano extra de educação primária ou secundária? A solução que adotamos para este problema consiste em assumir que um ano extra de educação vale exatamente o salário adicional que um trabalhador pode obter, em média, em decorrência deste ano extra de estudo. Mais especificamente, escolhemos o nível salarial de cada categoria educacional como nosso padrão, $\{\bar{r}_1,\ldots,\bar{r}_5\}$, e avaliamos o nível educacional em cada região e ano através do salário médio obtido usando-se: (i) a distribuição de educação prevalescente naquela região e ano; e (ii) a escala padrão de salários escolhida. Formalmente, o nível de educação da região j e ano t, $\mu^{j,t}$, é obtido via:

$$\mu^{j,t} = \sum_{i=1}^{5} p_i^{j,t} \cdot \bar{r}_i$$

onde $p_i^{j,t}$ denota a fração da força de trabalho na categoria educacional i, região j, e período t. Para construir a Tabela 7 usamos como escala salarial os níveis de salários por categoria educacional correspondentes à média de todos os anos e regiões metropolitanas. Os dados de salários foram normalizados de forma a garantir que o nível mais elevado (aquele associado à educação superior) fosse igual à unidade.[9] Com esta padronização, o nível educacional calculado é sempre menor ou igual a um, sendo igual a um se, e somente se, todos os membros da força trabalho tiverem educação universitária.

Os resultados, apresentados na Tabela 7 e nos Gráficos 9 a 11, confirmam a pequena elevação do nível educacional da força de trabalho brasileira no período considerado, bem como as amplas diferenças existentes entre as regiões metropolitanas. As regiões metropolitanas do Sul (Porto Alegre e Curitiba), junto com o Rio de Janeiro, são as que apresentam maiores níveis educacionais, enquanto que as regiões metropolitanas de Fortaleza e Recife são,

---

Anos de Escolaridade	Escala
Nenhum	.116
1 a 4	.164
5 a 8	.256
9 a 11	.472
≥ 12	1.00

como esperado, as de menor nível educacional. Não deixa de ser surpreendente o fato de São Paulo apresentar níveis sistematicamente baixos de educação. A evolução das diferenças regionais entre os níveis de educação revela um padrão similar ao observado para a desigualdade salarial (comparar os Gráficos 3 e 11). Há uma tendência inicial no sentido de redução das diferenças regionais até 1978, desaparecendo a partir daí qualquer tendência mais clara.

Como medida da desigualdade da educação, calculamos o Theil-L para a distribuição de educação. Também aqui foi utilizada a escala-padrão de salários como medida do conteúdo educacional das várias categorias. Especificamente, estimamos a desigualdade da educação, $\iota^{j,t}$, via

$$\iota^{j,t} = \ln\left[\sum_{i=1}^{5} p_i^{j,t} \cdot \bar{r}_i\right] - \sum_{i=1}^{5} p_i^{j,t} \cdot \ln(\bar{r}_i).$$

(O Theil-L calculado desta forma é idêntico à desigualdade de renda que prevaleceria em uma população onde não existisse desigualdade de renda intragrupos educacionais, e onde a renda por grupo educacional seguisse um padrão proporcional à escala salarial utilizada.)

Os resultados obtidos mostram elevadas diferenças regionais e pequenas flutuações ao longo do tempo, inexistindo qualquer tendência no sentido de redução da desigualdade de educação (ver a Tabela 8 e os Gráficos 12 a 14). As diferenças regionais na desigualdade são surpreendentes: São Paulo tem um dos maiores níveis de desigualdade da educação, muito próximo do observado em Fortaleza, a região metropolitana mais pobre. Além disso, apesar das regiões do Rio de Janeiro e de Porto Alegre apresentarem níveis baixos, a desigualdade de educação termina por ser mais baixa em Salvador e Belém.

V.2 Salários Relativos por Categoria Educacional

As Tabelas A.II.1-4 do Apêndice apresentam o salário médio para os vários anos, regiões metropolitanas e categorias educacionais relativo ao salário médio dos trabalhadores na mesma região e ano pertencentes à categoria com 1 a 4 anos de estudo, $\{r_i^{j,t}: i=1,\ldots,5\}$. Formalmente,

$$r_i^{j,t} = \bar{y}_i^{j,t} / \bar{y}_2^{j,t}$$

onde $\bar{y}_i^{j,t}$ é o salário médio dos trabalhadores na categoria educacional i, região j, e ano t.

Fica claro a partir dessas tabelas que os perfis salariais são fortemente inclinados. De fato, o salário médio de um trabalhador com alguma educação superior é cerca de seis vezes maior do que o salário médio de um trabalhador com 1 a 4 anos de estudo. Por outro lado, o salário de um trabalhador sem educação formal representa em média 70% do de 1 a 4 anos de educação.

O fato de os salários aumentarem rapidamente com os níveis educacionais é, na realidade, uma característica dos mercados de trabalho dos países em desenvolvimento [ver, por exemplo, Psacharopoulos (1981 e 1985) para uma comparação internacional]. Com relação ao Brasil, este fato foi observado inicialmente por Fishlow (1972) e Langoni (1973a). Desde então, foi confirmado por vários autores, entre eles Velloso (1975), Senna (1976), Castello Branco (1979) e Medeiros (1982).

Alguns dos autores envolvidos neste debate (Langoni, Senna e Castello Branco) acreditavam que os elevados diferenciais de salários observados eram conseqüência de uma situação de desequilíbrio no mercado de trabalho. Este desequilíbrio, por sua vez, seria decorrente da escolha de uma estratégia de desenvolvimento que teria levado a demanda por trabalhadores com alto grau de qualificação a crescer mais rapidamente do que a oferta correspondente. Para ser coerente com esta hipótese, dever-se-ia esperar uma dramática redução dos diferenciais de salários na medida em que o ritmo de crescimento global da economia se reduzisse. Os números apresentados nas tabelas do Apêndice, no entanto, mostram que apesar das baixas taxas de crescimento experimentadas pela economia brasileira durante a década de 80, não ocorreu a redução nos diferenciais de salários por grupos educacionais.

De forma a permitir comparações mais transparentes tanto temporal quanto regionalmente, é conveniente definir um indicador conciso para a inclinação relativa dos perfis de salários. Para obter este indicador, s, observamos inicialmente que, para uma dada distribuição de educação, $\{\bar{p}_i : i=1,\ldots,5\}$, a desigualdade salarial entre categorias educacionais aumenta na medida em que os perfis salariais se tornam mais inclinados. Sendo assim, definimos o indicador $s^{j,t}$ para a região j e ano t como:

$$s^{j,t} = \ln\left[\sum_{i=1}^{5} \bar{p}_i \cdot r_i^{j,t}\right] - \sum_{i=1}^{5} \bar{p}_i \cdot \ln(r_i^{j,t})$$

(Observe que este indicador é idêntico à desigualdade de renda, medida pelo Theil-L, que ocorreria em uma população onde não existisse desigualdade intragrupos educacionais e onde a distribuição de educação fosse dada pela escala utilizada, $\{\bar{p}_i : i=1,\ldots,5\}$).

Os valores obtidos para $s^{j,t}$, usando a distribuição de educação média de todos os anos e regiões como padrão, $\{\bar{p}_i : i=1,\ldots,5\}$, são apresentadas na Tabela 9.[10] Esta tabela e o Gráfico 16 confirmam que não há evidência de que os perfis salariais tenham se tornado menos inclinados durante a última década. Ao contário, eles se tornaram mais inclinados durante estes anos. Esta evidência levanta sérias dúvidas sobre a hipótese de desequilíbrio originalmente apresentada por Langoni.

A Tabela 9 também revela que existem variações muito mais acentuadas na inclinação relativa dos perfis salariais entre regiões do que ao longo do tempo. Com relação às variações regionais, é importante mencionar que o perfil salarial é claramente mais inclinado nos mercados de trabalho mais pobres localizados no Nordeste: Fortaleza, Recife e Salvador.

V.3 Desigualdade Intragrupos Educacionais

As Tabelas A.III.1-5 apresentam a desigualdade salarial intracategorias educacionais por ano e região metropolitana. Fica claro por estas tabelas e pelo Gráfico 17 que a desigualdade intragrupos tende a crescer com a educação, com exceção do nível mais elevado. De fato, surpreendentemente a desigualdade

---

10

Anos de Estudo	$\bar{p}_i$
Zero	.091
1 a 4	.346
5 a 8	.273
9 a 11	.158
≥ 12	.132

entre trabalhadores com mais de 11 anos de estudo é menor do que entre aqueles com 9 a 11 anos de escolaridade.

De forma a sumariar a evolução das diferenças regionais na desigualdade intragrupos, construímos um indicador global para esta desigualdade. Este indicador, $\omega^{j,t}$, é definido como a desigualdade média intracategorias educacionais usando um dado conjunto de pesos, $\{\bar{p}_i : i=1,\ldots,5\}$. Formalmente,

$$\omega^{j,t} = \sum_{i=1}^{5} \bar{p}_i \cdot Iw_i^{j,t}$$

onde $Iw_i^{j,t}$ é a desigualdade salarial dentro da categoria i, na região j e ano t. (Observe que este indicador corresponde à desigualdade de renda que prevaleceria se a renda média fosse a mesma em todas as categorias educacionais e a distribuição de educação seguisse a escala aqui utilizada, $\{\bar{p}_i : i=1,\ldots,5\}$).

A Tabela 10 e os Gráficos 18 e 19 apresentam os valores de $\omega^{j,t}$ usando a distribuição de educação média dos anos e regiões como referência, $\{\bar{p}_i : i=1,\ldots,5\}$. Os padrões obtidos são quase idênticos àqueles observados para o componente intragrupos da desigualdade global, apresentados na Seção III. Eles são: (i) a desigualdade intragrupos apresenta variações maiores através das regiões do que ao longo do tempo, embora as variações temporais sejam relativamente maiores do que aquelas observadas para a desigualdade salarial total; (ii) a desigualdade intragrupos é maior no começo e no final do período considerado, e nas regiões metropolitanas do Nordeste; e (iii) desde 1978 não há tendência no sentido de redução nas diferenças regionais da desigualdade intragrupos.

V.4 Sumário

Estamos agora em condições de tentar responder às questões levantadas no início desta seção, quais sejam que elementos da desigualdade explicam as elevadas diferenças regionais na desigualdade salarial e até que ponto a estabilidade temporal observada para esta última resulta de movimentos sincronizados ou compensatórios daqueles elementos. É útil formular o problema em termos de um exercício simples de decomposição. Tomando, sem perda de

generalidade, as variações temporais da desigualdade, seja ΔI a variação observada entre dois pontos do tempo, isto é,

$$\Delta I = I^{j,t+1} - I^{j,t}$$

Como enfatizado anteriormente, o Theil-L é uma medida de desigualdade estritamente decomponível, podendo ser escrito como:

$$I = I_W + I_B = \sum_{i=1}^{5} p_i \cdot Iw_i^{j,t} + \sum_{i=1}^{5} p_i \cdot \ln(\bar{r}/r_i^{j,t})$$

Dessa forma, aplicando o operador de diferenças, obtém-se a seguinte decomposição exata:

$$\Delta I = \Delta I_W + \Delta I_B = \sum_{i=1}^{5} p_i^t \cdot \Delta Iw_i + \sum_{i=1}^{5} Iw^{t+1} \Delta p_i + \sum_{i=1}^{5} \ln(\bar{r}/r_i)^{t+1} \Delta p_i$$

$$+ \sum_{i=1}^{5} p_i^t \cdot \Delta \ln(\bar{r}/r_i^{j,t})$$

Os quatro termos do lado direito da expressão acima podem ser interpretados, respectivamente, como o impacto de mudanças nas desigualdades intragrupos educacionais, os efeitos das variações na composição educacional da força de trabalho sobre os componentes intra e entre grupos educacionais, e a influência das mudanças nos salários relativos dos grupos educacionais.

Os pesos utilizados podem ser valores do início do período para p e do final do período para Iw_i e r_i, como na expressão acima, ou o inverso, ou ainda uma média dos dois períodos. Em qualquer destes casos, a decomposição é exata (ver Mookherjee e Shorrocks 1982), embora haja pequenas diferenças nos resultados obtidos.

Nas subseções anteriores, construímos indicadores para a desigualdade da

educação, ι, para o perfil salarial, s, e para a desigualdade intragrupos educacionais, w, que são equivalentes, respectivamente, ao primeiro, terceiro e quarto termos da expressão acima. A diferença está no fato de que os indicadores que construímos utilizam como pesos valores correspondentes à média de todos os anos (e também de todas as regiões).

A utilização destes indicadores para decompor as variações temporais e regionais da desigualdade introduz um erro, na medida em que torna inexata a decomposição. Trata-se, entretanto, de uma boa aproximação, permitindo ainda, por sua generalidade, realizar tantas decomposições quantas forem de interesse.

A Tabela 11 apresenta os resultados de algumas decomposições de variações temporais e regionais da desigualdade salarial. A variação temporal foi dividida em três subperíodos, a saber: 1976/81, quando a desigualdade salarial se reduz; 1981/85, quando ela se eleva e 1985/86, quando há uma nova redução. No caso das diferenças regionais, foram esgotadas as combinações possíveis entre as duas regiões metropolitanas onde a desigualdade salarial é mais elevada (Fortaleza e Recife) com três regiões do Sul/Sudeste: São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre.

Os resultados confirmam que as variações temporais da desigualdade salarial são predominantemente explicadas por mudanças no componente intragrupos, isto é, são pouco relacionadas com a educação. A única exceção ocorre no período 1985/86, quando o componente entre grupos educacionais mais do que explica a redução observada na desigualdade salarial. As variações do componente entre grupos, por sua vez, estão determinadas por mudanças no perfil salarial, sendo insignificante o efeito de alterações na distribuição de educação. Em 1986, parece ter ocorrido uma forte compressão da estrutura salarial, possivelmente como decorrência do rápido crescimento do emprego que se seguiu à decretação do Plano Cruzado.

Um quadro bastante diverso é obtido quando se decompõem as diferenças regionais na desigualdade de salários. Neste caso, o componente entre grupos explica 70% ou mais das diferenças na desigualdade. Além disso, dentro deste componente, as diferenças na distribuição de educação tornam-se significativas, com exceção das comparações envolvendo São Paulo, onde, como vimos, a desigualdade de educação é muito elevada.

Em suma, a decomposição aqui apresentada confirma que as variações temporais da desigualdade salarial no período 1976/86 estiveram pouco relacionadas a mudanças na educação, em geral, e a alterações na composição educacional da força de trabalho, em particular. O mesmo não ocorre com as persistentes diferenças regionais na desigualdade, com a maior desigualdade salarial das regiões do Nordeste em relação ao Sul/Sudeste, estando claramente associadas a diferenças nos perfis salariais. Este ponto será retomado mais adiante, logo após uma discussão sobre aspectos teóricos da relação entre desigualdade salarial e distribuição de educação.

VI. EDUCAÇÃO E DESIGUALDADE SALARIAL: TEORIA

VI.1 Efeitos Composição, Estrutural e Condicional

De um ponto de vista teórico, a desigualdade salarial é completamente determinada pela relação estrutural entre salário, educação e outros determinantes dos salários, pela distribuição de educação, e pela distribuição dos outros determinantes condicional à educação. Formalmente, seja Y o salário de um trabalhador, E seu nível educacional, e Z um vetor de determinantes adicionais do salário. Seja $\mathcal{H}$ a função que relaciona os determinantes dos salários, (E,Z), ao nível salarial. Assim,

$$Y = \mathcal{H}(E,Z)$$

Seja $\mathcal{F}$ a distribuição de probabilidade do vetor (E,Z). Fica então claro que a distribuição dos salários é inteiramente determinada pelo par $(\mathcal{H},\mathcal{F})$. Seja $\mathcal{F}_e$ a distribuição marginal da educação e $\mathcal{F}_{Z/e}$ a distribuição de Z condicional a E. Dado que $\mathcal{F}$ é completamente determinada pelo par $(\mathcal{F}_e,\mathcal{F}_{Z/e})$, a distribuição salarial fica determinada pela trinca $(\mathcal{H},\mathcal{F}_e,\mathcal{F}_{Z/e})$. Seja I uma medida da desigualdade salarial. Então I é uma função de $(\mathcal{H},\mathcal{F}_e,\mathcal{F}_{Z/e})$. Chamando de ι a esta função, temos:

$$I = \iota(\mathcal{H},\mathcal{F}_e,\mathcal{F}_{Z/e}).$$

Note que $\mathcal{H}$ é uma função de preços hedônica que, através de algum

IPEA/IPLAN — SEPLAN

processo de equilíbrio, deve ser sensível à oferta de trabalhadores por nível educacional, isto é, $\mathcal{H}$ deve ser função de $\mathcal{F}_e$. Da mesma forma, mudanças na distribuição de educação afetam $\mathcal{F}_{Z/e}$. Por exemplo, se Z e E são positivamente correlacionados, um programa de elevação do nível educacional que forneça educação para trabalhadores selecionados aleatoriamente vai tender a reduzir o nível médio de Z para cada categoria educacional.[11] Portanto, genericamente,

$$I = \mathcal{L}(\mathcal{H}(\mathcal{F}_e), \mathcal{F}_e, \mathcal{F}_{Z/e}(\mathcal{F}_e)).$$

Esta expressão nos permite decompor o impacto de mudanças na distribuição de educação, $\mathcal{F}_e$, sobre a medida de desigualdade salarial, I, em três componentes. Em primeiro lugar, há o efeito direto de $\mathcal{F}_e$ em I mantendo $(\mathcal{H}, \mathcal{F}_{Z/e})$ constante. Referimo-nos a ele como efeito composição. Segundo, existe o impacto de $\mathcal{F}_e$ sobre I devido a seu impacto sobre a função hedônica de preços $\mathcal{H}$. Referimo-nos a este segundo componente como efeito estrutural. Finalmente, temos o impacto de $\mathcal{F}_e$ em I via seu impacto na distribuição do atributo Z condicional a E, $\mathcal{F}_{Z/e}$. Este componente será chamado de efeito condicional.

VI.2 Medidas de Desigualdade Decomponíveis

Como mencionado na Seção II.4, uma medida de desigualdade decomponível I pode ser sempre diretamente computada a partir da trinca $(\mathbf{p}, \bar{\mathbf{y}}, \mathbf{Iw})$, i.e., $\mathbf{I}=\mathcal{L}(\mathbf{p}, \bar{\mathbf{y}}, \mathbf{Iw})$. Note que esta trinca é muito mais simples de manipular do que $(\mathcal{H}, \mathcal{F}_e, \mathcal{F}_{Z/e})$. De fato, $(\mathbf{p}, \bar{\mathbf{y}}, \mathbf{Iw})$ podem ser obtidos de $(\mathcal{H}, \mathcal{F}_e, \mathcal{F}_{Z/e})$ por integração do vetor de atributos não observados Z. Mais especificamente, observe que $\mathbf{p}=\mathcal{F}_e$, $\bar{y}_i = E[Y|E=i] = \int \mathcal{H}(i,z) \cdot d\,\mathcal{F}_{Z/e=i}(z)$ e $Iw_i = \mathcal{L}(\mathcal{H}, \mathbb{I}(E=i), \mathcal{F}_{Z/e=i})$.[12]

Observe que $\bar{\mathbf{y}}$ e Iw são funções apenas de $(\mathcal{H}, \mathcal{F}_{Z/e})$, isto é, eles não dependem de $\mathcal{F}_e=\mathbf{p}$. Portanto, o efeito composição é dado simplesmente por $\partial I/\partial \mathbf{p}$. Por outro lado, uma vez que $\bar{\mathbf{y}}$ e Iw são funções de $\mathcal{H}$ e $\mathcal{F}_{Z/e}$, suas sensibilidades com respeito a p confundem, na verdade, os efeitos estrutural e

---

[11] De fato, admita-se que Z represente o status social familiar e que, como esperado, esse status familiar esteja positivamente correlacionado com a educação individual. Um programa educacional que aumente a educação de trabalhadores aleatoriamente selecionados vai reduzir o status médio em todos os níveis educacionais.

[12] $\mathbb{I}(E=i)$ representa a distribuição de educação que tem unidade de massa na categoria educacional i.

condicional. Sob certas hipóteses, esta situação pode ser solucionada. Para tanto, admitamos que

(A1) Independência -- $\mathcal{F}_{Z/e}(\mathcal{F}_e) = \bar{\mathcal{F}}_Z$.

(A2) Neutralidade de Z -- $\mathcal{H}(E,Z;\mathcal{F}_e) = \lambda(E;\mathcal{F}_e)\cdot\bar{\mathcal{H}}(E,Z)$.

A hipótese *(A1)* estabelece: (i) que Z e E são estocasticamente independentes e (ii) que a distribuição marginal de Z é insensível a variações em $\mathcal{F}_e$. A condição (ii) é uma espécie de hipótese de exogeneidade. Implica que alterações na educação não vão provocar mudanças, ou dar incentivos para os agentes mudarem seus valores sobre o atributo Z. Além disso, note que *(A1)* implica que o diferencial $\bar{y}_i - \bar{y}_j$, $i>j$, mede o ganho médio de renda que um trabalhador selecionado aleatoriamente no grupo educacional i teria caso fosse educado para o nível j. Em outras palavras, a hipótese *(A1)* assegura a não existência de qualquer tipo de ability bias,[13] ou seja, do viés provocado pela omissão de variáveis que captem a habilidade dos indivíduos.

A hipótese *(A2)* estabelece que alterações na distribuição de educação podem afetar os salários relativos de trabalhadores em diferentes categorias educacionais, mas não podem modificar os ganhos relativos de trabalhadores dentro de uma mesma categoria educacional.

Observe que se *(A1)* vale, então não existem efeitos condicionais. Além disso, se *(A1)* e *(A2)* valem, então I_W não varia com $\mathcal{F}_e = \mathbf{p}$[14] e todo o efeito estrutural é captado por modificações em $\bar{\mathbf{y}}$. Segue-se que quando *(A1)* e *(A2)* são verdadeiras, o efeito estrutural opera apenas através do componente entre-grupos da desigualdade, I_B. Em suma, sob as hipóteses *(A1)* e *(A2)*: (i) não existe efeito condicional; (ii) $\partial\iota/\partial\mathbf{p}$ representa o efeito composição; e (iii) $\partial\iota/\partial\bar{\mathbf{y}}\cdot\partial\bar{\mathbf{y}}/\partial\mathbf{p}$ *mede o efeito estrutural*. Estas três conseqüências de *(A1)* e *(A2)* estão por trás da maior parte da literatura voltada para a relação entre distribuição de renda e distribuição de educação, como, por exemplo, Knight e

---

[13] Ver Griliches(1977) para uma discussão abrangente sobre o ability bias.

[14] Isto fica claro quando se observa que se *(A1)* e *(A2)* valem, então

$$I_{W_i} = \iota(\mathcal{H}, \mathbb{I}(E=i), \mathcal{F}_{Z/e=i}) = \iota(\lambda(i,\mathcal{F}_e)\cdot\bar{\mathcal{H}}, \mathbb{I}(E=i), \bar{\mathcal{F}}_Z) = \iota(\bar{\mathcal{H}}, \mathbb{I}(E=i), \bar{\mathcal{F}}_Z)$$

onde a última igualdade decorre da propriedade de independência da média de ι.

Sabot (1983) e Mohan e Sabot (1988).[15] As hipóteses *(A1)* e *(A2)* serão adotadas nas seções remanescentes deste trabalho.

VI.3 Efeito Composição

Considere um aumento no nível educacional alcançado por uma redução marginal em p_i com um incremento correspondente em p_j, com $i<j$, de tal forma que p_i+p_j permaneça constante. Chame de $C_{i->j}$ o efeito composição associado a esta mudança quando se usa o Theil-L como a medida de desigualdade. Formalmente, $C_{i->j}$ é dado por

$$C_{i->j} = \frac{\partial I}{\partial p_j} - \frac{\partial I}{\partial p_i} = \frac{\partial I_B}{\partial p_j} - \frac{\partial I_B}{\partial p_i} + \frac{\partial I_W}{\partial p_j} - \frac{\partial I_W}{\partial p_i} .$$

Uma vez que

$$\frac{\partial I_W}{\partial p_j} - \frac{\partial I_W}{\partial p_i} = I_{W_j} - I_{W_i}$$

o sinal e a magnitude do efeito composição sobre o componente intragrupos podem ser facilmente avaliados.

O impacto sobre o componente entre-grupos é mais complicado. Ainda assim, é possível demonstrar que a transferência de trabalhadores entre categorias educacionais com renda média inferior à média global vai sempre reduzir a desigualdade entre-grupos. O resultado oposto vale para transferências entre categorias educacionais acima da média. Formalmente, mostramos que:

---

[15] Eles se referem ao nosso efeito estrutural como efeito compressão.

$$\frac{\partial I_B}{\partial p_j} - \frac{\partial I_B}{\partial p_i} \leq 0 \quad \text{quando } \bar{y}_i \leq \bar{y}_j \leq \bar{y}$$

e

$$\frac{\partial I_B}{\partial p_j} - \frac{\partial I_B}{\partial p_i} \geq 0 \quad \text{quando } \bar{y} \leq \bar{y}_i \leq \bar{y}_j .$$

Para mostrar isso, é preciso observar inicialmente que para o Theil-L

$$\frac{\partial I_B}{\partial p_j} - \frac{\partial I_B}{\partial p_i} = \frac{\bar{y}_j}{\bar{y}} - \frac{\bar{y}_i}{\bar{y}} + \left\{ \ln\left[\frac{\bar{y}_i}{\bar{y}}\right] - \ln\left[\frac{\bar{y}_j}{\bar{y}}\right] \right\}$$

e que pela concavidade da função logaritmica segue-se que

$$\ln\left[\frac{\bar{y}_i}{\bar{y}}\right] \leq \ln\left[\frac{\bar{y}_j}{\bar{y}}\right] + \frac{\bar{y}}{\bar{y}_j} \cdot \left\{ \frac{\bar{y}_i}{\bar{y}} - \frac{\bar{y}_j}{\bar{y}} \right\}.$$

Assim, na medida em que $\bar{y}_i \leq \bar{y}_j \leq \bar{y}$ obtemos

$$\ln\left[\frac{\bar{y}_i}{\bar{y}}\right] \leq \ln\left[\frac{\bar{y}_j}{\bar{y}}\right] + \left\{ \frac{\bar{y}_i}{\bar{y}} - \frac{\bar{y}_j}{\bar{y}} \right\}$$

o que imediatamente implica

$$\frac{\partial I_B}{\partial p_j} - \frac{\partial I_B}{\partial p_i} \leq 0.$$

O caso onde $\bar{y} \leq \bar{y}_i \leq \bar{y}_j$ pode ser provado analogamente.

Em suma, estes resultados indicam que se a desigualdade intragrupos for aproximadamente a mesma em todos os níveis educacionais, o aumento da educação nos níveis básicos vai reduzir a desigualdade, ocorrendo o oposto se o aumento for obtido através de mais educação para os que já se situam acima da média. Na Seção VII investigamos empiricamente este ponto.

Sob a hipótese adicional de que existem apenas duas categorias educacionais, podem ser feitas afirmações mais precisas. Neste caso,

$$I_B = \ln\left[p_1 \cdot \bar{y}_1 + (1-p_1)\cdot \bar{y}_2\right] - \left\{p_1 \cdot \ln(\bar{y}_1) + (1-p_1)\cdot \ln(\bar{y}_2)\right\}$$

de forma que,

$$\frac{\partial I_B}{\partial p_1} = -(\bar{y}_2-\bar{y}_1)/\left[p_1 \cdot \bar{y}_1 + (1-p_1)\cdot \bar{y}_2\right] + \ln(\bar{y}_2/\bar{y}_1)$$

Dado que

$$\ln(\bar{y}_1/\bar{y}_2) \geq (\bar{y}_2-\bar{y}_1)/\bar{y}_2$$

e

$$\ln(\bar{y}_2/\bar{y}_1) \leq (\bar{y}_2-\bar{y}_1)/\bar{y}_1$$

sempre que $\bar{y}_2 > \bar{y}_1$, segue-se que

$$\left.\frac{\partial I_B}{\partial p_1}\right|_{p_1=0} = -(\bar{y}_2-\bar{y}_1)/\bar{y}_2 + \ln(\bar{y}_2/\bar{y}_1) \geq 0,$$

$$\left.\frac{\partial I_B}{\partial p_1}\right|_{p_1=1} = -(\bar{y}_2-\bar{y}_1)/\bar{y}_1 + \ln(\bar{y}_2/\bar{y}_1) \leq 0,$$

e

$$\frac{\partial^2 I_B}{\partial p_1^2} = -\left\{(\bar{y}_2-\bar{y}_1)/\left[p_1 \cdot \bar{y}_1 + (1-p_1)\cdot \bar{y}_2\right]\right\}^2 \leq 0$$

Portanto, a relação entre I_B e p_1 tem a forma de um **U** invertido. Em outras palavras, aumentos na educação quando há pouca educação tendem a

aumentar a desigualdade de renda enquanto estes mesmos aumentos quando já existe uma força de trabalho com nível elevado de educação tendem a reduzir a desigualdade. Este resultado é um caso especial dos obtidos por Anand e Kanbur (1981), Fields (1980) e Knight e Sabot (1983).

VII. EFEITO COMPOSIÇÃO DE AUMENTOS MARGINAIS NA EDUCAÇÃO

Como é amplamente reconhecido, aumentos no nível educacional da força de trabalho podem ter impactos diferenciados sobre a desigualdade salarial em função da natureza da melhoria educacional. Na seção precedente mostramos que se a desigualdade intragrupos não varia muito com os níveis educacionais, aumentos em educação primária tendem a reduzir a desigualdade enquanto mais educação superior conduz a mais desigualdade.

Nesta seção procuramos estimar o efeito composição marginal associado a aumentos de educação em diferentes níveis. Para cada nível educacional, estimamos a variação percentual na desigualdade de salários decorrente da passagem de 1% da população total de uma categoria educacional para a categoria imediatamente acima. Formalmente, isto significa calcular:

$$m_i = \frac{1}{L} \cdot C_{i-1->i} = \frac{1}{L} \cdot \left\{ \frac{\partial L}{\partial p_i} - \frac{\partial L}{\partial p_{i-1}} \right\} \quad i=2,\ldots,5.$$

Os resultados apresentados nas Tabelas 12a-d mostram uma surpreendente estabilidade ao longo do tempo. O Gráfico 20 revela com nitidez que a contribuição da educação para a desigualdade salarial é monotonicamente decrescente com o nível educacional. De fato, se a 1% da população total, atualmente no nível sem educação formal, fosse concedida alguma educação primária, a desigualdade salarial seria reduzida em 0,3%. Por outro lado, se a mesma proporção de trabalhadores fosse transferida do grupo com educação secundária para o grupo com educação universitária, a desigualdade de salários aumentaria em cerca de 1,4%.

Estas evidências deixam claro que, do ponto de vista distributivo, a prioridade deveria ser dirigida para os níveis básicos de educação. Deve ser ressaltado, no entanto, que estamos considerando apenas o efeito composição. Isto significa que se aumentos na educação superior provocarem forte redução

no prêmio mantido por aqueles que hoje têm educação superior, então é possível que mesmo investimentos dirigidos para níveis mais elevados de educação tenham um impacto redistributivo.

VIII. AS DIFERENÇAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE: OS EFEITOS COMPOSIÇÃO E ESTRUTURAL

Na Seção III mostramos a existência de grandes diferenças regionais na desigualdade de salários, diferenças estas que não tendem a desaparecer ao longo do tempo. Na Seção V observamos a existência de significativas diferenças regionais na educação, as quais também se revelam estáveis ao longo do tempo. Resta investigar até que ponto as diferenças regionais na desigualdade podem ser explicadas pelas diferenças em educação.

Nesta seção, procuramos responder a esta questão através de um procedimento de simulação em duas etapas. Primeiro, investigamos até que ponto as diferenças regionais na desigualdade de salários podem ser diretamente explicadas pelas diferenças na distribuição de educação, isto é, sem considerar os efeitos indiretos que mudanças na distribuição de educação podem provocar nos diferenciais de salário médio por categoria educacional e nas desigualdades salariais intracategorias educacionais. Dito de outra forma, o primeiro passo da nossa simulação consiste em estimar quanto das diferenças regionais pode ser explicado pelo efeito composição. A segunda etapa da simulação procura avaliar o poder explicativo do efeito estrutural, ou seja, investigamos em que medida as diferenças na desigualdade salarial são devidas a diferenças regionais na inclinação dos perfis de salários.

Formalmente, o procedimento de decomposição pode ser descrito como se segue: para cada ano t, escolhemos escalas $\bar{p}^t$ e $\bar{r}^t$ para a distribuição de educação e para os diferenciais relativos de salário médio, respectivamente. Computamos para cada região dois níveis hipotéticos de desigualdade:

$$Ic^{j,t} = i(\bar{p}^t, r^{j,t}, Iw^{j,t})$$

e

$$Is^{j,t} = i(\bar{p}^t, \bar{r}^t, Iw^{j,t}).$$

O objetivo final é então comparar, para cada ano t, os desvios-padrões associados a $\{I^{j,t}: j=1,\ldots,9\}$, com aqueles associados a $\{Ic^{j,t}: j=1,\ldots,9\}$ e $\{Is^{j,t}: j=1,\ldots,9\}$.

VIII.1 Efeito Composição

Na Tabela 13 apresentamos os resultados da primeira etapa da simulação usando a distribuição de educação do Rio de Janeiro em cada ano como padrão de referência, $\bar{p}^t$. Os resultados mostram que a padronização da distribuição de educação ao invés de reduzir, amplia as diferenças regionais na desigualdade. De fato, o desvio-padrão associado às variações regionais são sempre mais elevados para a desigualdade simulada do que para os valores originais. Não é correto, portanto, dizer que a desigualdade é menor nas regiões Sul e Sudeste do que no Nordeste porque a educação é melhor distribuída nas primeiras.

VIII.2 Efeito Estrutural

Os resultados da segunda etapa da simulação, usando o Rio de Janeiro como padrão, estão apresentados na Tabela 14. Fica claro que as diferenças nos perfis de salários entre categorias educacionais explicam mais de 50% das diferenças regionais na desigualdade salarial. O desvio padrão associado com Is é .025, enquanto que o associado com I é .051 (ver as Tabelas 3a e 14 bem como o Gráfico 21).

Em suma, estas simulações revelam que as regiões Sul e Sudeste apresentam uma desigualdade salarial mais baixa quando comparada com o Nordeste não porque possuem maior nível de educação ou uma melhor distribuição da educação. Os níveis mais elevados de desigualdade no Nordeste são devidos a perfis salariais mais inclinados, o que possivelmente decorre da escassez relativa de trabalhadores com nível educacional mais elevado.

IX. CONCLUSÕES

Com base na rica fonte de dados proveniente do conjunto de PNADs das décadas de 70 e 80, procuramos neste trabalho analisar a evolução da relação entre educação e desigualdade salarial nas regiões metropolitanas brasileiras

no período 1976/86. Para tanto, limitamos nossa atenção para um universo de análise constituído por homens de 25 a 50 anos de idade ocupados.

A medida de desigualdade que utilizamos, o Theil-L, é particularmente conveniente para estudos da relação entre a distribuição de renda e seus determinantes. Duas de suas propriedades são extensivamente exploradas neste trabalho: a primeira, compartilhada pelas demais medidas decomponíveis, é ser facilmente obtido uma vez especificados três elementos: a distribuição de educação, os perfis salariais e as desigualdades salariais intragrupos educacionais; a segunda propriedade decorre da decomponibilidade estrita do Theil-L, que permite que ele seja escrito como a soma de dois termos, o primeiro correspondendo à desigualdade que ocorreria caso não existisse diferenciação salarial dentro dos grupos educacionais e o segundo correspondendo à desigualdade que prevaleceria se a renda média de todas as categorias educacionais fosse a mesma.

Com base nesta última propriedade, mostramos que cerca de 50% da desigualdade de salários é explicada pela educação. Este percentual não mostra sinais de redução ao longo do tempo, mas varia consideravelmente entre regiões, sendo mais alto nas regiões metropolitanas do Nordeste, onde também a diferenciação salarial é mais elevada.

Não há evidência de melhoria significativa da desigualdade de salários ao longo do período analisado. Houve uma redução da desigualdade entre 1976 e 1981, seguida de elevação até 1985 e de nova redução em 1986. A análise do comportamento dos três elementos básicos da desigualdade e um exercício de decomposição de suas variações revela que esta evolução temporal esteve mais associada à evolução da desigualdade intragrupos educacionais, ou seja, a outros determinantes que não a educação. Esta análise deixa claro, por outro lado, que no ano de 1986 ocorreu uma forte compressão dos diferenciais de salários por grupo educacional, fruto possivelmente do rápido crescimento da produção e do emprego que se seguiu ao Plano Cruzado.

De uma maneira geral, no entanto, os diferenciais de salários por grupos educacionais mantiveram-se estáveis, e elevados, ao longo do período. Tendo em vista que se trata de um período de baixo crescimento econômico, esta evidência lança dúvidas sobre a hipótese de desequilíbrio defendida, entre outros, por Langoni, que atribuía a existência dos elevados diferenciais na

década de 70 ao rápido crescimento da demanda por trabalhadores qualificados, ao mesmo tempo em que a oferta correspondente expandia-se lentamente. Uma possível explicação para esta aparente divergência está no fato de que, pelo menos no caso do nosso universo de análise, o nível médio de educação da força de trabalho não apresentou elevação expressiva no período 1976/86.

Quanto ao padrão regional da desigualdade, constatamos a existência de significativas diferenças na desigualdade salarial entre regiões metropolitanas, fato que é acompanhado por diferenças também expressivas na distribuição de educação e nos diferenciais de salários entre grupos educacionais. Estes diferenciais tendem a ser mais elevados nos mercados de trabalho situados no Nordeste, nos quais o conteúdo educacional médio da força de trabalho é menor.

Para explorar com maior profundidade estas diferenças regionais, simulamos o impacto de uma padronização da distribuição de educação sobre a desigualdade salarial. Este tipo de simulação é de uso corrente na literatura, mas a interpretação de causalidade que a ela se atribui envolve algumas dificuldades. De forma a tornar explícitas as hipóteses necessárias à interpretação de causalidade, desenvolvemos um arcabouço teórico que permite identificar três canais através dos quais alterações exógenas na distribuição de educação afetam a desigualdade salarial: além do impacto direto, mudanças na distribuição de educação afetam a desigualdade salarial através de seu impacto na função hedônica de determinação da renda e na distribuição condicional de outros atributos. Mostramos que a inexistência deste último efeito, crucial para a interpretação causal de exercícios dessa natureza, requer admitir a ortogonalidade entre a educação e os demais atributos determinantes da renda.

Os resultados das simulações mostram que a mudança na distribuição de educação por si só não reduz as diferenças regionais na desigualdade salarial. Isto só ocorre quando se computa também o efeito estrutural, isto é, amudança no perfil de salários. Em outras palavras, a desigualdade de salários é menor nas regiões metropolitanas do Sul e do Sudeste do que naquelas localizadas no Nordeste, não porque a educação esteja melhor distribuída nas primeiras, mas sim porque, talvez devido a uma melhor distribuição da educação, os diferenciais de salários por grupos educacionais são menores no Sul-Sudeste do que no Nordeste. Conseqüentemente, o estudo mais

aprofundado da sensibilidade dos diferenciais de salários às mudanças na composição educacional da força de trabalho é decisivo para o desenho de uma política educacional que tenha como um de seus objetivos contribuir para a redução da desigualdade salarial no país.

X. BIBLIOGRAFIA

ALTIMIR, O. e PIÑERA, S. (1977). Decomposition analysis of the inequality of earnings in Latin American countries, CEPAL, mimeo.

ANAND, S. (1983). Inequality and poverty in Malaysia.

ANAND, S. e KANBUR, (1981). Inequality and development: a reconsideration.

BACHA, E. e TAYLOR, L. (1981). Brazilian income distribution in the 1960s: "facts", model results and the controversy, em Taylor et alli, eds., Models of growth and distribution for Brazil.

BARROS, R.P. e ROSSI, J. (1987). Aspectos da distribuição de renda pessoal no Brasil com base nos dados da PNAD/1985, Rio de Janeiro, INPES/IPEA, mimeo.

BOURGUIGNON, F. (1979). Decomposable income inequality measures, Econométrica, vol.47.

CASTELLO BRANCO, R. (1979). Crescimento acelerado e o mercado de trabalho: a experiência brasileira, Editora da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.

FERREIRA DA SILVA, J.C. (1987). Diferenciação salarial na indústria brasileira, Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, série Teses EPGE, no 14.

FIELDS, G.S.(1977). Who benefits from economic development? A reexamination of Brazilian growth in the 1960's. American Economic Review, 62, vol 2.

_____ . [1980]. Poverty, inequality and development, Cambridge University Press, Cambridge.

FISHLOW, A. (1972). Brazilian size distribution of income, American Economic Review, vol.2, no 62.

_____. (1973). Distribuição de renda no Brasil: um novo exame, Revista Dados, no 11.

GRILICHES, Z. (1977). Estimating the returns to schooling: some econometric problems, Econométrica, 45.

KNIGHT, F. e SABOT, (1983). Educational expansion and the Kuznets effect, American Economic Review, vol. 73, no 5.

LANGONI, C.G. (1971). A study in economic growth: the Brazilian case, dissertação de PhD, Chicago.

_____. (1973a). Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil, Rio de Janeiro, Ed. Expressão e Cultura.

_____. (1973b). A distribuição da renda no Brasil: resumo da evidência, Dados no 11.

_____. (1977). Income distribution and economic development: the Brazilian case, in INTRILIGATOR, M., ed. Frontiers of Quantitative Economics, vol B, North Holland, Amsterdam.

LODDER, C. (1976). Distribuição de renda nas áreas metropolitanas, IPEA, Relatórios de Pesquisa no 31.

MATA, M. (1979). Concentração de renda, desemprego e pobreza no Brasil: análise de uma amostra de municipios de 1970, IPEA, Relatórios de Pesquisa no 41.

MEDEIROS, J.A.S. (1982). Alcance e limitações da teoria do capital humano: diferenças de ganhos no Brasil em 1973, São Paulo, IPE/USP, Ensaios Econômicos, 17.

MOHAN, A. e SABOT. (1988). Educational expansion and the inequality of pay: Colombia 1973/78. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, volume 50, nº 2, Maio de 1988.

MOOKERHEJ, A. e SHORROCKS, A. (1982). A decomposition analysis of the trend in UK income inequality, The Economic Journal, vol. 92, no 368.

PSACHAROPOULOS, G. (1981). Returns to education: an updated international

comparison, Comparative Education Review, 17.

_____. (1985). Returns to education: a further international update and implications, Journal of Human Resources, 20.

RAMONAVAL COSTA, A. (1977). Distribuição de renda pessoal no Brasil em 1970: uma análise cross-section da distribuição de renda por ocupação, Rio de Janeiro, IBGE, 1977.

ROSSI, J. (1981). Income distribution in Brazil: a regional approach, Journal of Development Economics, vol. 17, nº 2.

SENNA, J.J. (1976). Escolaridade, experiência no trabalho e salários no Brasil, Revista Brasileira de Economia, vol. 30, nº 2, abril/junho.

SHORROCKS, A. (1980). The class of additively decomposable inequality measures, Econométrica, vol. 48.

THEIL, H. (1967). Economics and information theory, Chicago, 1967.

VELLOSO, J.R. (1975). Human capital and market segmentation: an analysis of the distribution of earnings in Brazil, 1970, Stanford University.

ANEXO

TABELAS

1 - SELEÇÃO DA AMOSTRA

2 - TAMANHO DA AMOSTRA

3a - DESIGUALDADE SALARIAL (THEIL-L)

3b - DESIGUALDADE SALARIAL (THEIL-T)

3c - DESIGUALDADE SALARIAL (GINI)

3d - DESIGUALDADE SALARIAL (COEFICIENTE DE VARIAÇÃO)

4 - DESIGUALDADE SALARIAL ENTRE GRUPOS EDUCACIONAIS

5 - DESIGUALDADE SALARIAL INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS

6a - REDUÇÃO NA DESIGUALDADE DEVIDO À ELIMINAÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS POR GRUPOS EDUCACIONAIS (THEIL-L)

6b - REDUÇÃO NA DESIGUALDADE DEVIDO À ELIMINAÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS POR GRUPOS EDUCACIONAIS (THEIL-T)

7 - NÍVEL MÉDIO DE EDUCAÇÃO

8 - DESIGUALDADE DA EDUCAÇÃO

9 - INCLINAÇÃO DO PERFIL SALARIAL

10 - DESIGUALDADE SALARIAL MÉDIA INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS

11 - DECOMPOSIÇÃO DAS VARIAÇÕES TEMPORAIS E DAS DIFERENÇAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE SALARIAL

12a - O EFEITO COMPOSIÇÃO DE UM AUMENTO MARGINAL NA EDUCAÇÃO (MENOS DE 1 PARA 1 A 4 ANOS DE ESCOLARIDADE)

12b - O EFEITO COMPOSIÇÃO DE UM AUMENTO MARGINAL NA EDUCAÇÃO (1 A 4 PARA 5 A 8 ANOS DE ESCOLARIDADE)

12c - O EFEITO COMPOSIÇÃO DE UM AUMENTO MARGINAL NA EDUCAÇÃO (5 A 8 PARA 9 A 11 ANOS DE ESCOLARIDADE)

12d - O EFEITO COMPOSIÇÃO DE UM AUMENTO MARGINAL NA EDUCAÇÃO (9 A 11 PARA MAIS DE 11 ANOS DE ESCOLARIDADE)

13 - EFEITO COMPOSIÇÃO

14 - EFEITO ESTRUTURAL

TABELA 1
SELEÇÃO DA AMOSTRA

RESTRIÇÃO ADICIONAL	1976 AMOSTRA TAMANHO	REDUÇÃO	1977 AMOSTRA TAMANHO	REDUÇÃO	1978 AMOSTRA TAMANHO	REDUÇÃO	1979 AMOSTRA TAMANHO	REDUÇÃO	1981 AMOSTRA TAMANHO	REDUÇÃO	1982 AMOSTRA TAMANHO	REDUÇÃO	1983 AMOSTRA TAMANHO	REDUÇÃO	1984 AMOSTRA TAMANHO	REDUÇÃO	1985 AMOSTRA TAMANHO	REDUÇÃO	1986 AMOSTRA TAMANHO	REDUÇÃO
HOMENS	140751		179583		190932		158957		172901		181961		183702		186066		183926		184762	
REGIAO METROPOLITANA	36286	74.2%	52693	70.7%	61909	67.6%	44690	71.9%	66902	61.3%	69119	62.0%	69721	62.0%	72015	61.3%	72146	61.8%	67585	64.1%
25 A 50 ANOS	15417	57.5%	22056	58.1%	26020	58.0%	18913	57.6%	28200	57.8%	29694	57.0%	30196	56.7%	31619	56.1%	32040	55.6%	28406	56.2%
ECON. ATIVA	14407	6.6%	20681	6.2%	24525	5.7%	17631	6.8%	26635	5.5%	28220	5.0%	28685	5.0%	29959	5.3%	30512	4.8%	25670	4.8%
EDUC. CONHECIDO	14364	0.3%	20578	0.5%	24324	0.8%	17520	0.6%	26524	0.4%	28175	0.2%	28615	0.2%	29886	0.2%	30465	0.2%	25027	0.2%
OCUPADO	14152	1.5%	20220	1.7%			17089	2.5%	25421	4.2%	27162	3.6%	27102	5.3%	28578	4.4%	29567	2.9%	25274	2.3%
RENDA CONHECIDA	14097	0.4%	20185	0.2%	23910		17064	0.1%	25347	0.3%	27056	0.4%	27015	0.3%	28446	0.5%	29547	0.7%	25[illegible]	0.7%
RENDA POSITIVA	14073	0.2%	20168	0.1%	23858	0.2%	17037	0.2%	25303	0.2%	27011	0.2%	26963	0.2%	28388	0.2%	29512	0.1%	25127	0.1%
HORAS CONHECIDAS	14064	0.1%	20163	0.0%	23839	0.1%	17028	0.1%	25257	0.2%	26957	0.2%	26909	0.2%	28344	0.2%	29270	0.1%	[illegible]	0.2%
HORAS MAIOR QUE 20	14001	0.4%	20111	0.3%	23715	0.5%	16934	0.6%	25077	0.7%	26753	0.8%	26729	0.7%	28181	0.6%	29147	0.6%	25092	0.6%
	9.9%		11.2%		12.4%		10.7%		14.5%		14.7%		14.6%		15.1%		15.4%		14.3%	

TABELA 2
TAMANHO DA AMOSTRA

REGIÃO METROPOLITANAA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	TOTAL
BELÉM	754	886	1829	1068	1794	2010	1987	2178	2313	1236	16055
FORTALEZA	337	596	1153	483	1733	1905	1955	2055	2116	1149	13482
RECIFE	651	2066	2105	785	2268	2425	2419	2440	2494	1247	18900
SALVADOR	503	793	1568	623	2018	1955	2009	2405	2496	1213	15583
BELO HORIZONTE	1041	2413	2376	1496	3261	3551	3498	3756	3857	2037	27286
RIO DE JANEIRO	5346	5667	5819	5796	4344	4499	4491	4472	4634	2341	47409
SÃO PAULO	4273	5029	5214	5205	4572	4890	4887	5235	5265	2758	47328
CURITIBA	328	401	1188	528	1926	2048	2022	2156	2328	1190	14115
PORTO ALEGRE	768	2260	2463	950	3161	3470	3461	3484	3604	1831	25452
TOTAL	14001	20111	23715	16934	25077	26753	26729	28181	29107	15002	225610

TABELA 3 a
DESIGUALDADE SALARIAL
THEIL-L

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.660	0.651	0.516	0.546	0.464	0.504	0.482	0.497	0.545	0.505	0.537	0.064
FORTALEZA	0.573	0.592	0.593	0.565	0.595	0.535	0.551	0.558	0.632	0.623	0.582	0.030
RECIFE	0.589	0.622	0.631	0.540	0.518	0.522	0.534	0.539	0.609	0.539	0.564	0.041
SALVADOR	0.646	0.446	0.489	0.476	0.480	0.507	0.557	0.545	0.546	0.563	0.525	0.055
BELO HORIZONTE	0.598	0.511	0.464	0.482	0.470	0.482	0.529	0.526	0.535	0.596	0.519	0.046
RIO DE JANEIRO	0.573	0.530	0.483	0.513	0.478	0.476	0.492	0.506	0.549	0.515	0.511	0.030
SÃO PAULO	0.455	0.419	0.432	0.405	0.389	0.387	0.411	0.444	0.432	0.439	0.421	0.022
CURITIBA	0.398	0.447	0.473	0.453	0.414	0.448	0.436	0.470	0.478	0.479	0.449	0.026
PORTO ALEGRE	0.488	0.433	0.472	0.455	0.423	0.451	0.454	0.479	0.514	0.460	0.463	0.025
MÉDIA	0.553	0.517	0.506	0.493	0.470	0.479	0.494	0.507	0.538	0.524	0.508	0.025
DESVIO	0.083	0.083	0.061	0.049	0.058	0.043	0.050	0.036	0.057	0.058	0.050	

TABELA 3b
DESIGUALDADE SALARIAL
THEIL-T

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.707	0.664	0.556	0.575	0.512	0.553	0.524	0.565	0.594	0.541	0.579	0.058
FORTALEZA	0.659	0.635	0.628	0.658	0.699	0.593	0.617	0.618	0.729	0.831	0.667	0.067
RECIFE	0.619	0.692	0.760	0.603	0.589	0.609	0.658	0.601	0.671	0.640	0.644	0.050
SALVADOR	0.614	0.505	0.535	0.489	0.497	0.547	0.637	0.586	0.596	0.620	0.563	0.052
BELO HORIZONTE	0.833	0.461	0.508	0.511	0.512	0.504	0.572	0.548	0.561	0.719	0.573	0.109
RIO DE JANEIRO	0.688	0.695	0.546	0.621	0.532	0.528	0.524	0.548	0.601	0.557	0.584	0.061
SÃO PAULO	0.517	0.467	0.484	0.450	0.422	0.426	0.460	0.483	0.466	0.549	0.472	0.037
CURITIBA	0.416	0.436	0.509	0.514	0.468	0.506	0.470	0.538	0.517	0.554	0.493	0.042
PORTO ALEGRE	0.549	0.478	0.504	0.487	0.463	0.508	0.502	0.521	0.563	0.528	0.510	0.029
MÉDIA	0.622	0.559	0.559	0.545	0.521	0.531	0.552	0.556	0.589	0.616	0.565	0.032
DESVIO	0.114	0.103	0.082	0.067	0.077	0.051	0.069	0.039	0.073	0.096	0.061	

TABELA 3c
DESIGUALDADE SALARIAL
GINI

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.604	0.598	0.546	0.556	0.520	0.542	0.530	0.541	0.559	0.540	0.554	0.026
FORTALEZA	0.573	0.575	0.576	0.570	0.582	0.558	0.566	0.567	0.601	0.593	0.576	0.012
RECIFE	0.577	0.593	0.599	0.556	0.549	0.551	0.554	0.556	0.583	0.560	0.568	0.018
SALVADOR	0.599	0.509	0.532	0.523	0.525	0.540	0.563	0.556	0.558	0.563	0.547	0.025
BELO HORIZONTE	0.585	0.545	0.521	0.530	0.523	0.528	0.549	0.544	0.550	0.578	0.545	0.021
RIO DE JANEIRO	0.575	0.556	0.531	0.546	0.527	0.527	0.533	0.539	0.557	0.543	0.543	0.015
SÃO PAULO	0.517	0.498	0.505	0.489	0.479	0.478	0.490	0.507	0.500	0.505	0.497	0.012
CURITIBA	0.485	0.509	0.523	0.513	0.496	0.516	0.506	0.518	0.525	0.527	0.512	0.013
PORTO ALEGRE	0.528	0.506	0.523	0.514	0.500	0.516	0.516	0.526	0.540	0.516	0.519	0.011
MÉDIA	0.560	0.543	0.540	0.533	0.522	0.528	0.534	0.539	0.553	0.547	0.540	0.011
DESVIO	0.038	0.037	0.028	0.024	0.029	0.022	0.025	0.018	0.028	0.027	0.025	

TABELA 3d
DESIGUALDADE SALARIAL
COEFICIENTE DE VARIAÇÃO

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	1.632	1.484	1.373	1.414	1.312	1.375	1.354	1.423	1.461	1.328	1.416	0.089
FORTALEZA	1.662	1.467	1.484	1.622	1.768	1.399	1.475	1.487	1.708	2.805	1.688	0.390
RECIFE	1.431	1.655	2.023	1.490	1.462	1.559	2.121	1.495	1.583	1.682	1.650	0.225
SALVADOR	1.903	1.310	1.350	1.206	1.232	1.384	1.779	1.458	1.486	1.635	1.474	0.220
BELO HORIZONTE	2.742	1.514	1.303	1.270	1.299	1.250	1.455	1.363	1.367	2.287	1.585	0.482
RIO DE JANEIRO	1.862	2.361	1.408	1.770	1.361	1.376	1.311	1.372	1.541	1.416	1.578	0.314
SÃO PAULO	1.402	1.274	1.326	1.248	1.157	1.229	1.344	1.292	1.255	2.081	1.361	0.243
CURITIBA	1.171	1.127	1.428	1.411	1.333	1.357	1.230	1.253	1.362	1.589	1.326	0.129
PORTO ALEGRE	1.755	1.271	1.295	1.255	1.223	1.392	1.346	1.349	1.509	1.576	1.397	0.153
MÉDIA	1.729	1.496	1.443	1.410	1.350	1.369	1.491	1.388	1.475	1.822	1.497	0.148
DESVIO	0.421	0.341	0.213	0.180	0.170	0.089	0.267	0.080	0.127	0.451	0.124	

TABELA 4

DESIGUALDADE SALARIAL ENTRE GRUPOS EDUCACIONAIS

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.268	0.260	0.207	0.208	0.190	0.213	0.180	0.181	0.215	0.187	0.211	0.029
FORTALEZA	0.301	0.300	0.263	0.293	0.312	0.298	0.292	0.306	0.343	0.313	0.302	0.019
RECIFE	0.318	0.340	0.323	0.272	0.252	0.294	0.273	0.291	0.295	0.270	0.293	0.026
SALVADOR	0.371	0.199	0.210	0.194	0.230	0.260	0.270	0.293	0.264	0.246	0.254	0.050
BELO HORIZONTE	0.156	0.265	0.235	0.246	0.240	0.249	0.271	0.247	0.245	0.272	0.243	0.031
RIO DE JANEIRO	0.234	0.251	0.227	0.247	0.244	0.250	0.237	0.241	0.265	0.237	0.243	0.010
SAO PAULO	0.218	0.184	0.204	0.189	0.175	0.175	0.177	0.203	0.199	0.188	0.191	0.014
CURITIBA	0.184	0.262	0.209	0.206	0.189	0.213	0.203	0.223	0.205	0.173	0.206	0.023
PORTO ALEGRE	0.185	0.190	0.208	0.231	0.202	0.215	0.214	0.206	0.239	0.180	0.207	0.018
MÉDIA	0.248	0.250	0.232	0.232	0.226	0.241	0.235	0.243	0.252	0.230	0.239	0.009
DESVIO	0.067	0.049	0.037	0.034	0.040	0.038	0.041	0.042	0.044	0.047	0.037	

TABELA 5

DESIGUALDADE SALARIAL INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.392	0.391	0.310	0.339	0.274	0.291	0.302	0.316	0.330	0.318	0.326	0.037
FORTALEZA	0.271	0.293	0.332	0.271	0.283	0.238	0.259	0.252	0.289	0.311	0.280	0.027
RECIFE	0.270	0.283	0.307	0.267	0.266	0.228	0.260	0.248	0.314	0.269	0.271	0.024
SALVADOR	0.275	0.247	0.279	0.281	0.250	0.246	0.287	0.252	0.282	0.317	0.272	0.022
BELO HORIZONTE	0.442	0.247	0.230	0.237	0.229	0.233	0.258	0.280	0.290	0.323	0.277	0.062
RIO DE JANEIRO	0.340	0.274	0.256	0.266	0.234	0.226	0.255	0.265	0.284	0.278	0.268	0.030
SAO PAULO	0.238	0.236	0.228	0.216	0.214	0.212	0.233	0.240	0.233	0.251	0.230	0.012
CURITIBA	0.214	0.186	0.265	0.247	0.225	0.235	0.233	0.247	0.273	0.306	0.243	0.032
PORTO ALEGRE	0.303	0.242	0.264	0.224	0.221	0.236	0.240	0.273	0.275	0.280	0.256	0.026
MÉDIA	0.305	0.266	0.275	0.261	0.244	0.238	0.259	0.264	0.286	0.295	0.269	0.020
DESVIO	0.070	0.053	0.034	0.035	0.024	0.021	0.022	0.022	0.025	0.024	0.025	

TABELA 6a

REDUÇÃO NA DESIGUALDADE DEVIDO À ELIMINAÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS POR GRUPOS EDUCACIONAIS (THEIL-L)

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	40.6	40.0	40.1	38.0	41.0	42.2	37.3	36.5	39.5	37.0	39.2	1.8
FORTALEZA	52.6	50.6	44.2	52.0	52.4	55.6	53.0	54.9	54.3	50.2	52.0	3.1
RECIFE	54.1	54.6	51.3	50.4	48.6	56.4	51.2	53.9	48.4	50.1	51.9	2.6
SALVADOR	57.4	44.7	42.9	40.8	47.9	51.4	48.5	53.8	48.4	43.7	47.9	4.9
BELO HORIZONTE	26.1	51.8	50.6	50.9	51.2	51.7	51.2	46.9	45.8	45.7	47.2	7.4
RIO DE JANEIRO	40.8	47.8	47.0	48.1	51.1	52.5	48.2	47.6	48.2	46.1	47.7	2.9
SÃO PAULO	47.9	43.9	47.2	46.7	44.9	45.3	43.2	45.8	46.0	42.8	45.4	1.6
CURITIBA	46.2	58.5	44.0	45.4	45.6	47.5	46.5	47.4	42.8	36.2	46.0	5.2
PORTO ALEGRE	37.9	44.0	44.1	50.7	47.8	47.7	47.2	43.0	46.5	39.2	44.8	3.8
MÉDIA	44.8	48.4	45.7	47.0	47.8	50.0	47.4	47.8	46.7	43.4	46.9	1.8
DESVIO	9.1	5.6	3.4	4.6	3.4	4.4	4.5	5.6	3.9	4.9	3.6	

TABELA 6b

REDUÇÃO NA DESIGUALDADE DEVIDO À ELIMINAÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS POR GRUPOS EDUCACIONAIS (THEIL-T)

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	37.0	30.5	38.4	34.5	40.6	41.0	34.8	36.2	35.3	36.6	36.5	2.9
FORTALEZA	57.4	55.0	41.4	56.2	52.5	55.8	52.7	54.6	54.3	56.4	53.6	4.3
RECIFE	54.0	54.1	50.2	51.5	47.5	59.6	57.3	55.4	51.7	51.5	53.3	3.4
SALVADOR	51.4	48.7	44.0	34.7	47.8	52.2	46.4	55.5	46.0	35.6	46.2	6.4
BELO HORIZONTE	49.0	41.4	51.6	50.4	54.3	53.0	51.9	46.4	45.3	47.6	49.1	3.8
RIO DE JANEIRO	30.0	52.1	48.2	49.5	54.2	53.4	48.4	47.9	51.0	44.8	48.0	6.6
SÃO PAULO	49.6	44.1	48.0	48.7	48.0	47.6	43.5	48.3	47.8	45.3	47.1	1.9
CURITIBA	40.3	54.0	39.3	44.7	42.0	41.7	45.7	51.2	37.6	21.5	41.8	8.4
PORTO ALEGRE	22.0	43.6	41.4	51.2	49.7	47.0	45.6	39.3	48.5	38.1	42.6	8.0
MÉDIA	43.4	47.1	44.7	46.8	48.5	50.1	47.4	48.3	46.4	41.9	46.5	2.4
DESVIO	11.2	7.6	4.6	7.1	4.6	5.9	6.0	6.5	6.0	9.7	5.2	

TABELA 7
NÍVEL MÉDIO DE EDUCAÇÃO

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.328	0.360	0.332	0.343	0.355	0.365	0.367	0.367	0.385	0.386	0.359	0.019
FORTALEZA	0.301	0.313	0.303	0.316	0.314	0.304	0.313	0.325	0.324	0.335	0.315	0.010
RECIFE	0.324	0.306	0.292	0.297	0.320	0.309	0.315	0.330	0.325	0.335	0.315	0.013
SALVADOR	0.382	0.288	0.318	0.339	0.363	0.348	0.353	0.372	0.369	0.366	0.350	0.027
BELO HORIZONTE	0.321	0.313	0.306	0.321	0.328	0.323	0.338	0.344	0.350	0.352	0.330	0.015
RIO DE JANEIRO	0.330	0.336	0.342	0.356	0.368	0.370	0.374	0.382	0.385	0.393	0.364	0.021
SÃO PAULO	0.308	0.305	0.311	0.316	0.329	0.337	0.342	0.346	0.351	0.358	0.330	0.018
CURITIBA	0.369	0.360	0.351	0.353	0.337	0.357	0.363	0.364	0.365	0.386	0.361	0.012
PORTO ALEGRE	0.376	0.365	0.369	0.374	0.374	0.375	0.378	0.385	0.389	0.381	0.377	0.007
MÉDIA	0.338	0.327	0.325	0.335	0.343	0.343	0.349	0.357	0.360	0.366	0.344	0.013
DESVIO	0.028	0.027	0.024	0.023	0.021	0.025	0.023	0.021	0.023	0.021	0.021	

TABELA 8
DESIGUALDADE DA EDUCAÇÃO

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.209	0.218	0.211	0.214	0.208	0.219	0.211	0.199	0.208	0.215	0.211	0.006
FORTALEZA	0.220	0.247	0.255	0.250	0.253	0.248	0.253	0.253	0.248	0.254	0.248	0.010
RECIFE	0.254	0.259	0.243	0.239	0.248	0.243	0.244	0.245	0.237	0.237	0.245	0.007
SALVADOR	0.242	0.169	0.206	0.227	0.232	0.222	0.207	0.218	0.212	0.200	0.213	0.019
BELO HORIZONTE	0.252	0.259	0.249	0.259	0.249	0.248	0.253	0.253	0.246	0.251	0.252	0.004
RIO DE JANEIRO	0.223	0.220	0.226	0.227	0.233	0.238	0.235	0.229	0.226	0.228	0.228	0.005
SÃO PAULO	0.260	0.260	0.262	0.259	0.263	0.276	0.265	0.268	0.268	0.264	0.264	0.005
CURITIBA	0.287	0.282	0.275	0.274	0.263	0.267	0.264	0.261	0.257	0.268	0.270	0.009
PORTO ALEGRE	0.229	0.225	0.229	0.218	0.233	0.229	0.233	0.231	0.232	0.216	0.227	0.006
MÉDIA	0.242	0.238	0.239	0.241	0.243	0.243	0.240	0.239	0.237	0.237	0.240	0.002
DESVIO	0.023	0.032	0.022	0.020	0.017	0.018	0.020	0.021	0.019	0.022	0.020	

TABELA 9
INCLINAÇÃO DO PERFIL SALARIAL

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.310	0.231	0.240	0.239	0.218	0.230	0.202	0.219	0.239	0.202	0.239	0.034
FORTALEZA	0.331	0.299	0.242	0.292	0.304	0.303	0.287	0.301	0.338	0.305	0.300	0.024
RECIFE	0.312	0.314	0.317	0.270	0.252	0.300	0.277	0.295	0.309	0.280	0.293	0.021
SALVADOR	0.371	0.282	0.250	0.207	0.241	0.286	0.316	0.329	0.298	0.309	0.289	0.045
BELO HORIZONTE	0.160	0.244	0.230	0.231	0.235	0.242	0.262	0.242	0.245	0.268	0.236	0.028
RIO DE JANEIRO	0.251	0.270	0.242	0.260	0.249	0.251	0.244	0.252	0.284	0.245	0.255	0.012
SÃO PAULO	0.202	0.177	0.188	0.181	0.166	0.156	0.166	0.188	0.182	0.177	0.178	0.012
CURITIBA	0.163	0.227	0.185	0.185	0.177	0.192	0.190	0.212	0.198	0.163	0.189	0.019
PORTO ALEGRE	0.211	0.208	0.227	0.262	0.209	0.231	0.227	0.221	0.248	0.200	0.224	0.018
MÉDIA	0.257	0.257	0.235	0.236	0.228	0.244	0.241	0.251	0.260	0.239	0.245	0.010
DESVIO	0.073	0.043	0.036	0.037	0.039	0.046	0.046	0.045	0.049	0.052	0.041	

TABELA 10

DESIGUALDADE SALARIAL MÉDIA INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.376	0.379	0.305	0.330	0.266	0.276	0.287	0.285	0.318	0.306	0.313	0.037
FORTALEZA	0.281	0.304	0.344	0.282	0.292	0.246	0.268	0.262	0.302	0.320	0.290	0.027
RECIFE	0.271	0.303	0.328	0.280	0.275	0.239	0.268	0.251	0.315	0.271	0.280	0.026
SALVADOR	0.268	0.244	0.281	0.277	0.247	0.238	0.279	0.237	0.267	0.291	0.263	0.019
BELO HORIZONTE	0.434	0.268	0.239	0.239	0.238	0.238	0.263	0.282	0.291	0.321	0.281	0.057
RIO DE JANEIRO	0.340	0.276	0.255	0.259	0.229	0.222	0.248	0.257	0.269	0.268	0.262	0.031
SÃO PAULO	0.253	0.244	0.238	0.218	0.220	0.214	0.238	0.242	0.235	0.247	0.235	0.013
CURITIBA	0.204	0.196	0.267	0.241	0.235	0.241	0.235	0.251	0.276	0.293	0.244	0.028
PORTO ALEGRE	0.271	0.237	0.253	0.211	0.214	0.217	0.222	0.259	0.265	0.271	0.242	0.023
MÉDIA	0.300	0.273	0.279	0.260	0.246	0.237	0.256	0.258	0.282	0.288	0.268	0.019
DESVIO	0.067	0.050	0.036	0.035	0.025	0.018	0.020	0.015	0.025	0.024	0.024	

TABELA 11

DECOMPOSIÇÃO DAS VARIAÇÕES TEMPORAIS E
DAS DIFERENÇAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE SALARIAL

	1976/81		1981/85		1985/86		FORT-SP		FORT-RJ		FORT-POA		REC-SP		REC-RJ		REC-POA	
THEIL - L	-0.083		0.068		-0.014		0.161		0.071		0.119		0.143		0.053		0.101	
THEIL ENTRE	-0.022	(26,5%)	0.026	(38,2%)	-0.022	(157,1%)	0.111	(68,9%)	0.058	(81,7%)	0.095	(79,8%)	0.102	(71,3%)	0.049	(92,4%)	0.086	(85,1%)
P	0.001		-0.005		-0.001		-0.016		0.019		0.021		-0.018		0.017		0.021	
r	-0.029		0.032		-0.021		0.122		0.046		0.076		0.114		0.038		0.068	
THEIL INTRA	-0.061	(73,5%)	0.042	(61,8%)	0.009	(-64,2%)	0.050	(31,1%)	0.013	(18,3%)	0.024	(20,1%)	0.041	(28,7%)	0.004	(7,6%)	0.015	(14,9%)
In	-0.053		0.036		0.006		0.055		0.028		0.048		0.045		0.018		0.038	

TABELA 12a

O EFEITO COMPOSIÇÃO DE UM AUMENTO MARGINAL NA EDUCAÇÃO (MENOS DE 1 PARA 1 A 4 ANOS DE ESCOLARIDADE)

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	-0.191	-0.178	-0.141	-0.093	-0.270	-0.075	-0.118	-0.175	-0.045	-0.138	-0.142	0.062
FORTALEZA	-0.071	-0.332	-0.220	-0.078	-0.279	-0.202	-0.235	-0.184	-0.206	-0.278	-0.209	0.079
RECIFE	-0.219	-0.319	-0.217	-0.334	-0.279	-0.303	-0.295	-0.237	-0.289	-0.215	-0.271	0.043
SALVADOR	-0.557	0.005	-0.319	-0.166	-0.277	-0.371	-0.254	-0.224	-0.350	-0.229	-0.274	0.139
BELO HORIZONTE	-0.094	-0.506	-0.427	-0.338	-0.475	-0.430	-0.489	-0.498	-0.437	-0.340	-0.403	0.118
RIO DE JANEIRO	-0.350	-0.248	-0.275	-0.210	-0.378	-0.256	-0.343	-0.348	-0.364	-0.239	-0.301	0.058
SÃO PAULO	-0.488	-0.441	-0.458	-0.511	-0.488	-0.430	-0.442	-0.526	-0.497	-0.506	-0.479	0.032
CURITIBA	-0.836	-0.523	-0.468	-0.386	-0.466	-0.504	-0.428	-0.537	-0.424	-0.296	-0.487	0.134
PORTO ALEGRE	-0.263	-0.265	-0.263	-0.244	-0.322	-0.346	-0.238	-0.362	-0.454	-0.357	-0.311	0.066
MÉDIA	-0.341	-0.312	-0.310	-0.262	-0.359	-0.324	-0.316	-0.343	-0.341	-0.289	-0.320	0.027
DESVIO	0.233	0.158	0.110	0.134	0.089	0.124	0.113	0.139	0.134	0.099	0.110	

TABELA 12b

O EFEITO COMPOSIÇÃO DE UM AUMENTO MARGINAL NA EDUCAÇÃO (1 A 4 PARA 5 A 8 ANOS DE ESCOLARIDADE)

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	-0.105	-0.247	-0.138	-0.237	-0.104	-0.186	-0.184	0.000	-0.202	-0.186	-0.159	0.070
FORTALEZA	-0.260	-0.115	-0.302	-0.193	-0.158	-0.221	-0.178	-0.159	-0.191	-0.143	-0.192	0.053
RECIFE	-0.268	-0.131	-0.162	-0.121	-0.024	-0.072	-0.134	-0.194	-0.144	-0.221	-0.147	0.067
SALVADOR	-0.385	-0.324	-0.256	-0.163	-0.288	-0.273	-0.291	-0.284	-0.212	-0.230	-0.271	0.058
BELO HORIZONTE	0.004	-0.012	-0.192	-0.282	-0.157	-0.247	-0.233	-0.225	-0.223	-0.203	-0.177	0.092
RIO DE JANEIRO	-0.177	-0.194	-0.173	-0.170	-0.277	-0.303	-0.271	-0.320	-0.270	-0.257	-0.241	0.054
SÃO PAULO	-0.043	-0.139	-0.143	-0.230	-0.183	-0.188	-0.139	-0.214	-0.171	-0.236	-0.169	0.054
CURITIBA	-0.383	-0.264	-0.396	-0.389	-0.080	-0.185	-0.168	-0.207	-0.128	-0.397	-0.260	0.117
PORTO ALEGRE	-0.094	-0.272	-0.264	-0.363	-0.250	-0.165	-0.236	-0.210	-0.254	-0.245	-0.235	0.067
MÉDIA	-0.190	-0.189	-0.225	-0.239	-0.169	-0.204	-0.204	-0.201	-0.200	-0.235	-0.206	0.021
DESVIO	0.134	0.092	0.081	0.086	0.086	0.064	0.053	0.085	0.044	0.066	0.044	

TABELA 12c

O EFEITO COMPOSIÇÃO DE UM AUMENTO MARGINAL NA EDUCAÇÃO (5 A 8 PARA 9 A 11 ANOS DE ESCOLARIDADE)

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.263	-0.158	-0.035	-0.027	0.018	0.250	0.192	0.063	-0.073	-0.001	0.049	0.134
FORTALEZA	0.382	0.469	0.478	0.603	0.307	0.304	0.308	0.101	0.230	-0.060	0.312	0.182
RECIFE	0.180	0.330	0.657	0.359	-0.032	0.128	0.244	0.120	0.153	-0.054	0.209	0.196
SALVADOR	-0.125	0.482	0.156	-0.013	-0.101	0.154	0.022	-0.095	0.028	-0.121	0.039	0.178
BELO HORIZONTE	-0.357	-0.083	0.351	0.085	0.097	0.073	0.093	0.050	-0.020	-0.065	0.022	0.170
RIO DE JANEIRO	0.022	0.208	0.212	0.103	-0.002	0.059	0.040	-0.042	-0.047	-0.146	0.041	0.106
SÃO PAULO	-0.005	0.408	0.215	0.248	0.352	0.042	0.150	0.132	-0.002	-0.074	0.147	0.152
CURITIBA	-0.134	-0.157	0.207	0.142	0.210	-0.040	0.094	-0.081	-0.102	0.217	0.036	0.145
PORTO ALEGRE	-0.341	0.198	0.014	0.025	0.122	-0.009	-0.084	-0.007	0.008	0.169	0.010	0.144
MÉDIA	-0.013	0.189	0.251	0.170	0.108	0.107	0.118	0.027	0.019	-0.015	0.096	0.086
DESVIO	0.241	0.246	0.205	0.193	0.147	0.108	0.114	0.081	0.101	0.118	0.098	

TABELA 12d

O EFEITO COMPOSIÇÃO DE UM AUMENTO MARGINAL NA EDUCAÇÃO (9 A 11 PARA MAIS DE 11 ANOS DE ESCOLARIDADE)

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.701	1.205	1.774	1.360	1.713	0.924	0.933	1.274	1.290	1.262	1.244	0.318
FORTALEZA	2.038	1.512	1.102	1.169	1.722	2.120	1.763	1.727	1.782	2.157	1.709	0.344
RECIFE	1.542	1.517	1.284	1.714	2.010	2.385	2.074	1.945	1.946	2.310	1.873	0.336
SALVADOR	1.639	2.690	2.092	1.052	1.559	1.483	1.708	1.620	1.276	1.355	1.647	0.436
BELO HORIZONTE	0.967	1.927	1.702	1.740	1.747	1.761	1.532	1.227	1.345	1.583	1.553	0.278
RIO DE JANEIRO	1.722	1.902	1.554	1.633	1.706	1.531	1.290	1.463	1.398	1.326	1.553	0.183
SÃO PAULO	1.820	1.354	1.517	1.639	1.236	1.535	1.181	1.396	1.426	1.676	1.478	0.189
CURITIBA	1.379	1.168	1.000	1.322	0.977	1.425	1.002	1.151	0.992	0.575	1.099	0.237
PORTO ALEGRE	0.863	1.129	1.103	1.230	1.233	1.294	1.274	0.945	1.127	0.853	1.105	0.157
MÉDIA	1.408	1.601	1.459	1.429	1.545	1.606	1.417	1.416	1.398	1.455	1.473	0.076
DESVIO	0.438	0.474	0.344	0.242	0.309	0.410	0.357	0.292	0.282	0.526	0.255	

TABELA 13
EFEITO COMPOSIÇÃO

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.667	0.659	0.536	0.559	0.489	0.512	0.494	0.519	0.559	0.517	0.551	0.060
FORTALEZA	0.587	0.584	0.563	0.561	0.596	0.550	0.556	0.562	0.638	0.630	0.583	0.029
RECIFE	0.560	0.600	0.623	0.540	0.533	0.547	0.551	0.547	0.626	0.555	0.568	0.033
SALVADOR	0.608	0.512	0.514	0.478	0.486	0.523	0.593	0.564	0.561	0.595	0.543	0.045
BELO HORIZONTE	0.597	0.500	0.452	0.454	0.469	0.475	0.520	0.511	0.524	0.587	0.509	0.048
RIO DE JANEIRO	0.573	0.530	0.483	0.513	0.478	0.476	0.492	0.506	0.549	0.515	0.512	0.030
SÃO PAULO	0.443	0.407	0.413	0.387	0.381	0.369	0.403	0.424	0.411	0.420	0.406	0.021
CURITIBA	0.352	0.412	0.432	0.408	0.409	0.433	0.426	0.452	0.467	0.444	0.424	0.030
PORTO ALEGRE	0.478	0.431	0.467	0.459	0.423	0.454	0.452	0.477	0.509	0.471	0.462	0.023
MÉDIA	0.541	0.515	0.498	0.484	0.474	0.482	0.499	0.507	0.538	0.526	0.506	0.022
DESVIO	0.092	0.083	0.064	0.060	0.062	0.055	0.060	0.046	0.068	0.068	0.060	

TABELA 14
EFEITO ESTRUTURAL

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.619	0.643	0.537	0.584	0.514	0.535	0.531	0.548	0.591	0.552	0.565	0.040
FORTALEZA	0.515	0.556	0.565	0.534	0.545	0.501	0.515	0.519	0.587	0.581	0.542	0.028
RECIFE	0.507	0.564	0.554	0.536	0.531	0.500	0.516	0.502	0.592	0.517	0.532	0.029
SALVADOR	0.498	0.502	0.508	0.532	0.496	0.494	0.522	0.492	0.544	0.547	0.514	0.020
BELO HORIZONTE	0.687	0.533	0.469	0.491	0.493	0.495	0.508	0.533	0.567	0.571	0.535	0.060
RIO DE JANEIRO	0.573	0.530	0.483	0.513	0.478	0.476	0.492	0.506	0.549	0.515	0.512	0.030
SÃO PAULO	0.494	0.500	0.470	0.467	0.467	0.468	0.482	0.488	0.507	0.489	0.483	0.014
CURITIBA	0.440	0.460	0.491	0.484	0.488	0.494	0.480	0.502	0.552	0.528	0.492	0.030
PORTO ALEGRE	0.520	0.493	0.486	0.466	0.464	0.479	0.472	0.513	0.541	0.518	0.495	0.025
MÉDIA	0.539	0.531	0.507	0.512	0.497	0.494	0.502	0.511	0.559	0.535	0.519	0.020
DESVIO	0.071	0.050	0.034	0.037	0.026	0.018	0.020	0.018	0.027	0.028	0.025	

GRÁFICOS

1 - EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE SALARIAL
2 - DESIGUALDADE SALARIAL POR REGIÃO METROPOLITANA
3 - EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE SALARIAL
4 - EVOLUÇÃO DE DIFERENTES MEDIDAS DA DESIGUALDADE SALARIAL
5 - EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE SALARIAL ENTRE GRUPOS EDUCACIONAIS
6 - EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE ENTRE GRUPOS EDUCACIONAIS
7 - EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE SALARIAL INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS
8 - EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS
9 - EVOLUÇÃO DO NÍVEL MÉDIO DE EDUCAÇÃO
10 - NÍVEL MÉDIO DE EDUCAÇÃO POR REGIÃO METROPOLITANA
11 - EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS NO NÍVEL MÉDIO DE EDUCAÇÃO
12 - EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DA EDUCAÇÃO
13 - DESIGUALDADE DA EDUCAÇÃO POR REGIÃO METROPOLITANA
14 - EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE DA EDUCAÇÃO
15 - SALÁRIO MÉDIO RELATIVO POR CATEGORIA EDUCACIONAL
16 - EVOLUÇÃO DA INCLINAÇÃO DOS PERFIS SALARIAIS
17 - DESIGUALDADE INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS
18 - A EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS
19 - PADRÃO REGIONAL DA DESIGUALDADE INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS
20 - IMPACTO REDISTRIBUTIVO DE AUMENTOS MARGINAIS DO NÍVEL EDUCACIONAL
21 - OS EFEITOS COMPOSIÇÃO E ESTRUTURAL

GRÁFICO 1
EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE SALARIAL

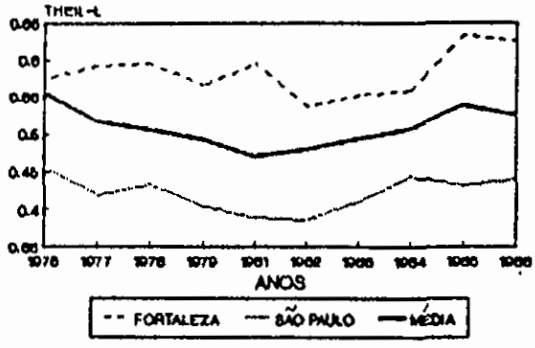


GRÁFICO 2
DESIGUALDADE SALARIAL POR REGIÃO METROPOLITANA

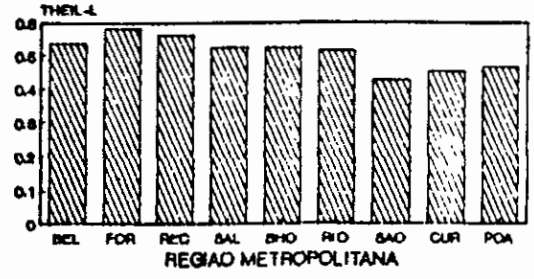


GRÁFICO 3
EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE SALARIAL

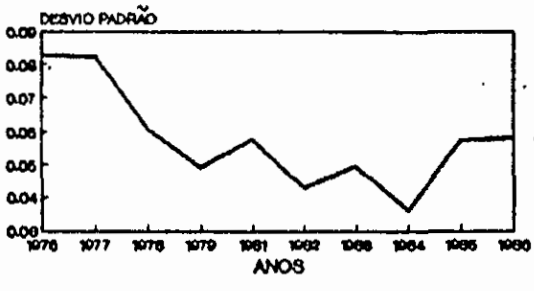


GRÁFICO 4
EVOLUÇÃO DE DIFERENTES MEDIDAS DA DESIGUALDADE SALARIAL

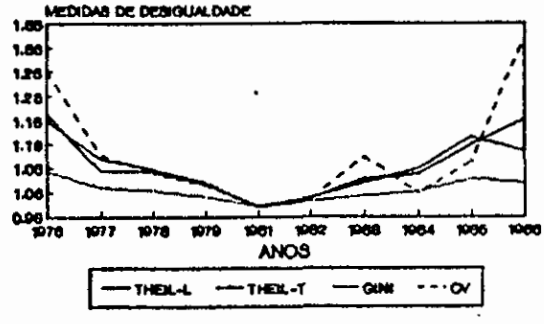


GRÁFICO 5
EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE SALARIAL ENTRE GRUPOS EDUCACIONAIS

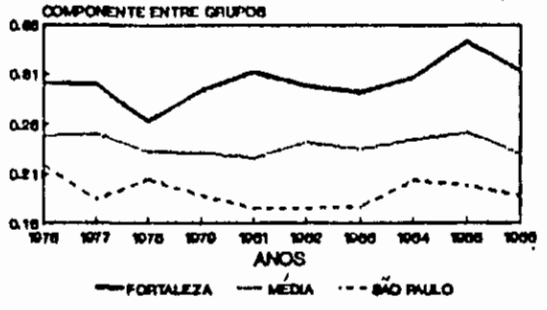


GRÁFICO 6
EVOLUÇÃO DAS DIFERENCAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE ENTRE GRUPOS EDUCACIONAIS

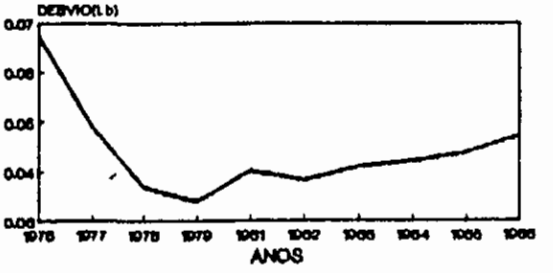


GRÁFICO 7
EVOLUÇAO DA DESIGUALDADE SALARIAL INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS

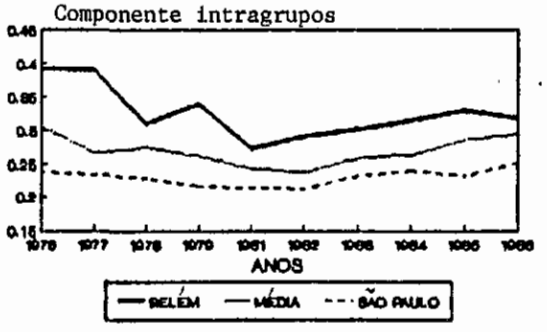


GRÁFICO 8
EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS

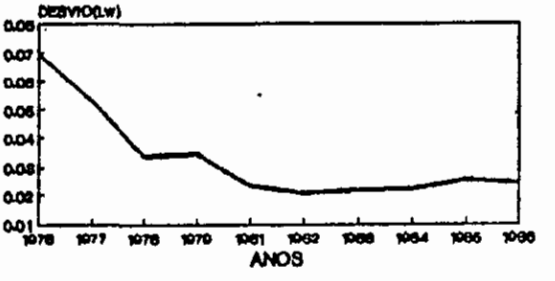


GRÁFICO 9
EVOLUÇÃO DO NÍVEL MÉDIO DE EDUCAÇÃO

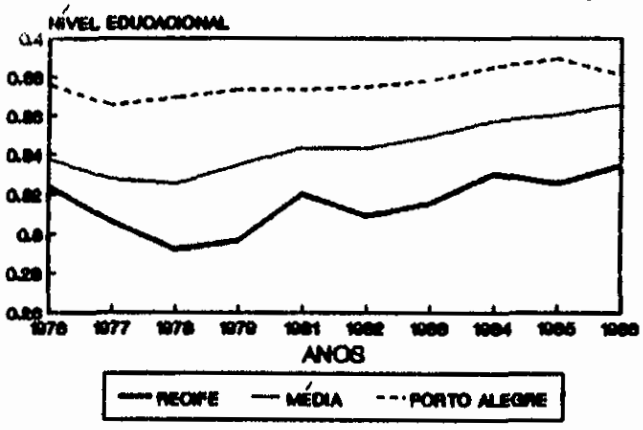


GRÁFICO 10
NÍVEL MÉDIO DE EDUCAÇÃO POR REGIÃO METROPOLITANA

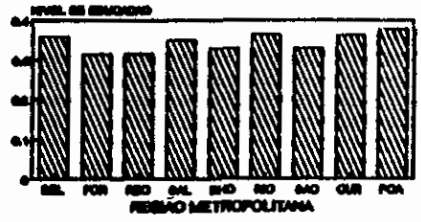


GRÁFICO 11
EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS NO NÍVEL MÉDIO DE EDUCAÇÃO

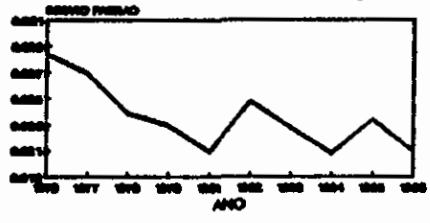


GRÁFICO 12
EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DA EDUCAÇÃO

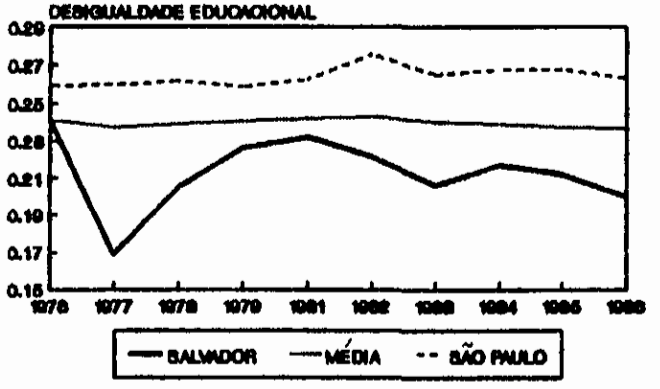


GRÁFICO 13

DESIGUALDADE DA EDUCAÇÃO POR REGIÃO METROPOLITANA

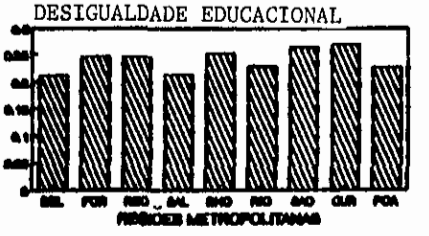


GRÁFICO 14

EVOLUÇÃO DAS DIFERENÇAS REGIONAIS NA DESIGUALDADE DA EDUCAÇÃO

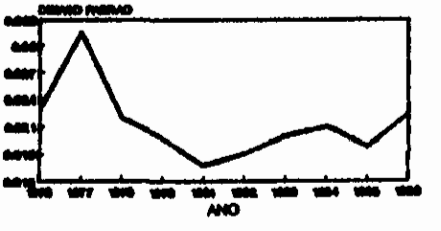


GRÁFICO 15
SALÁRIO MÉDIO RELATIVO
POR CATEGORIA EDUCACIONAL

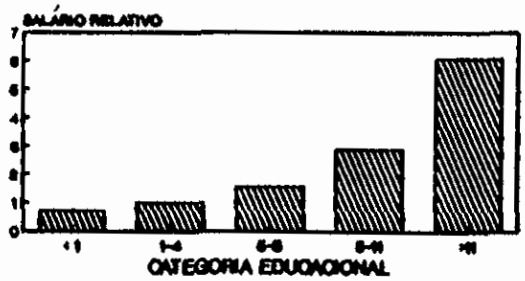


GRÁFICO 16
EVOLUÇÃO DA INCLINAÇÃO DOS
PERFIS SALARIAIS

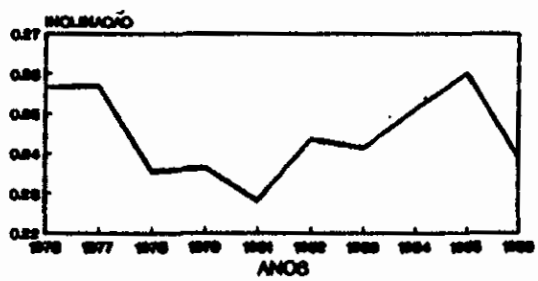


GRÁFICO 17

DESIGUALDADE INTRAGRUPOS EDUCACIONAIS

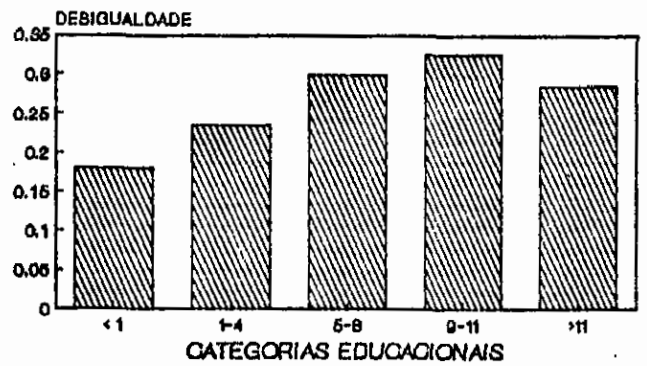


GRÁFICO 18
A EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE INTRA GRUPOS EDUCACIONAIS

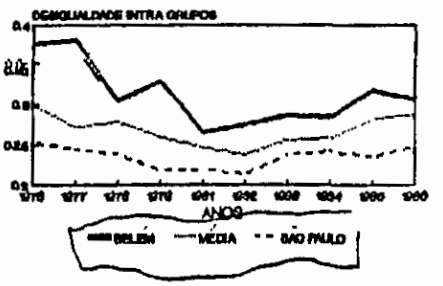


GRÁFICO 19
PADRÃO REGIONAL DA DESIGUALDADE INTRA GRUPOS EDUCACIONAIS

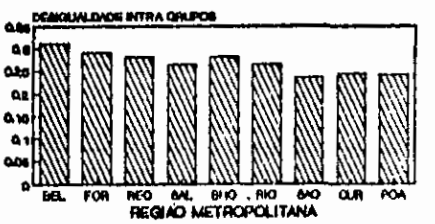


GRÁFICO 20
IMPACTO REDISTRIBUTIVO DE AUMENTOS MARGINAIS DO NÍVEL EDUCACIONAL

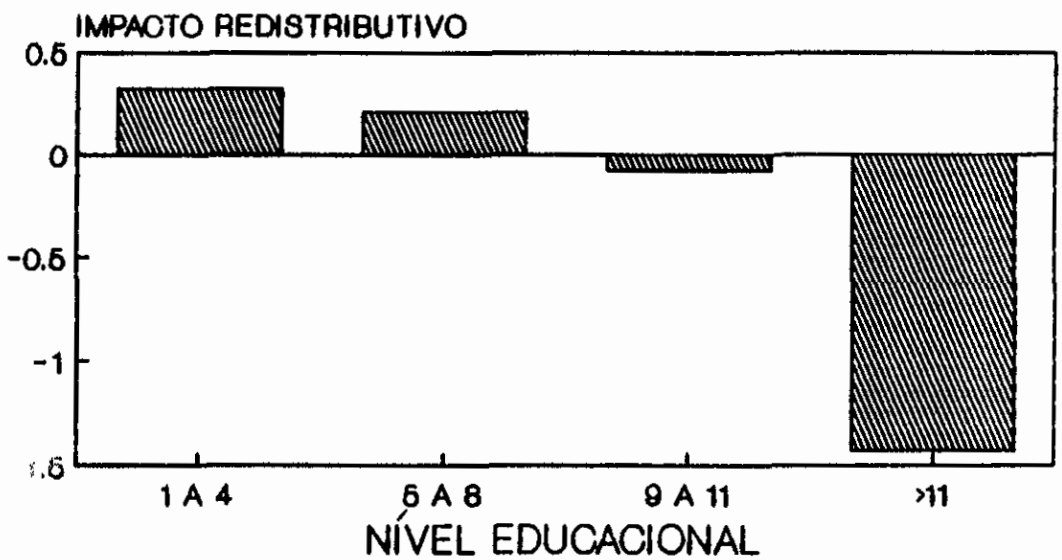
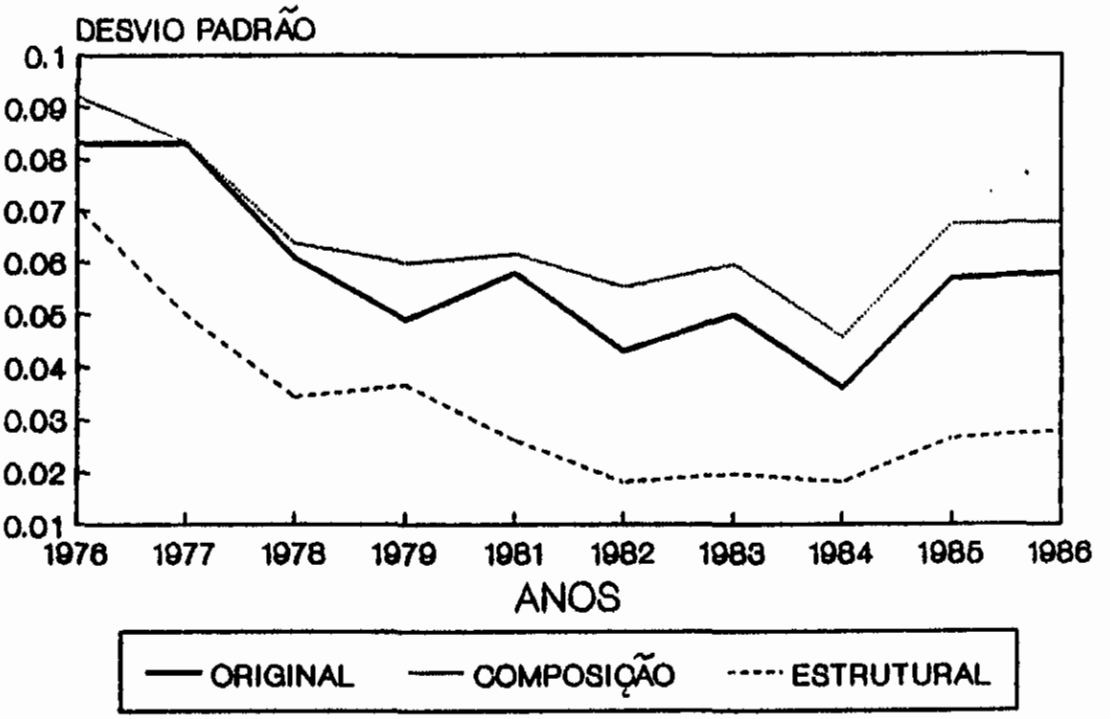


GRÁFICO 21
OS EFEITOS COMPOSIÇÃO E ESTRUTURAL



APÊNDICE

Tabelas A.I.1 a A.I.5 → Distribuição de Educação por anos e regiões metropolitanas.

Tabelas A.II.1 a A.II.4 → Diferenciais de Salários por grupos educacionais por anos e regiões metropolitanas.

Tabelas A.III.1 a A.III.5 → Desigualdades intragrupos educacionais por anos e regiões metropolitanas.

TABELA A.I.1
DISTRIBUIÇÃO DA EDUCAÇÃO
FRAÇÃO DA POPULAÇÃO COM MENOS DE UM ANO DE ESCOLARIDADE
(P)

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.064	0.048	0.078	0.058	0.055	0.042	0.043	0.041	0.042	0.043	0.051	0.012
FORTALEZA	0.156	0.159	0.210	0.183	0.185	0.210	0.209	0.201	0.190	0.177	0.188	0.019
RECIFE	0.160	0.191	0.192	0.166	0.147	0.168	0.159	0.143	0.144	0.101	0.157	0.025
SALVADOR	0.080	0.069	0.109	0.102	0.091	0.093	0.072	0.075	0.080	0.064	0.083	0.014
BELO HORIZONTE	0.065	0.099	0.095	0.087	0.072	0.083	0.066	0.059	0.056	0.054	0.074	0.016
RIO DE JANEIRO	0.079	0.063	0.082	0.080	0.061	0.065	0.067	0.059	0.058	0.052	0.067	0.010
SÃO PAULO	0.076	0.087	0.098	0.078	0.072	0.086	0.065	0.074	0.075	0.062	0.077	0.010
CURITIBA	0.079	0.081	0.071	0.088	0.070	0.071	0.056	0.048	0.049	0.060	0.067	0.013
PORTO ALEGRE	0.052	0.051	0.072	0.046	0.057	0.053	0.050	0.046	0.053	0.048	0.053	0.007
MÉDIA	0.090	0.094	0.112	0.099	0.090	0.097	0.087	0.083	0.083	0.073	0.091	0.010
DESVIO	0.037	0.046	0.049	0.044	0.043	0.052	0.054	0.051	0.048	0.040	0.045	

TABELA A.I.2
DISTRIBUIÇÃO DA EDUCAÇÃO
FRAÇÃO DA POPULAÇÃO COM 1 A 4 ANOS DE ESCOLARIDADE
(P)

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.321	0.297	0.318	0.321	0.280	0.308	0.285	0.249	0.247	0.261	0.289	0.028
FORTALEZA	0.357	0.335	0.324	0.318	0.331	0.315	0.297	0.273	0.289	0.280	0.312	0.025
RECIFE	0.324	0.348	0.385	0.400	0.356	0.352	0.343	0.328	0.312	0.342	0.349	0.025
SALVADOR	0.265	0.372	0.282	0.293	0.269	0.285	0.265	0.251	0.225	0.233	0.274	0.039
BELO HORIZONTE	0.504	0.488	0.494	0.482	0.466	0.462	0.460	0.445	0.426	0.431	0.466	0.025
RIO DE JANEIRO	0.327	0.342	0.286	0.252	0.286	0.289	0.274	0.253	0.244	0.242	0.280	0.032
SÃO PAULO	0.538	0.537	0.502	0.512	0.486	0.473	0.465	0.438	0.430	0.424	0.480	0.040
CURITIBA	0.421	0.421	0.442	0.419	0.470	0.427	0.423	0.424	0.415	0.389	0.425	0.019
PORTO ALEGRE	0.221	0.246	0.222	0.232	0.257	0.260	0.260	0.252	0.237	0.221	0.241	0.015
MÉDIA	0.364	0.376	0.362	0.359	0.356	0.352	0.341	0.323	0.314	0.314	0.346	0.021
DESVIO	0.099	0.086	0.094	0.094	0.089	0.077	0.080	0.083	0.082	0.079	0.084	

TABELA A.I.3
DISTRIBUIÇÃO DA EDUCAÇÃO
FRAÇÃO DA POPULAÇÃO COM 5 A 8 ANOS DE ESCOLARIDADE
(P)

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.368	0.348	0.329	0.327	0.348	0.324	0.331	0.366	0.327	0.316	0.338	0.017
FORTALEZA	0.227	0.271	0.225	0.230	0.222	0.224	0.226	0.234	0.223	0.237	0.232	0.014
RECIFE	0.260	0.229	0.199	0.203	0.229	0.228	0.239	0.237	0.266	0.278	0.237	0.024
SALVADOR	0.304	0.364	0.364	0.323	0.305	0.302	0.332	0.304	0.339	0.341	0.328	0.023
BELO HORIZONTE	0.181	0.177	0.185	0.181	0.191	0.187	0.182	0.198	0.200	0.201	0.188	0.008
RIO DE JANEIRO	0.354	0.338	0.377	0.386	0.344	0.329	0.329	0.347	0.346	0.343	0.349	0.018
SÃO PAULO	0.177	0.168	0.177	0.176	0.190	0.176	0.194	0.210	0.205	0.207	0.188	0.014
CURITIBA	0.189	0.202	0.203	0.192	0.186	0.189	0.200	0.209	0.212	0.177	0.196	0.011
PORTO ALEGRE	0.447	0.439	0.420	0.421	0.393	0.378	0.385	0.379	0.377	0.403	0.404	0.025
MÉDIA	0.279	0.282	0.275	0.271	0.268	0.260	0.269	0.276	0.277	0.278	0.273	0.006
DESVIO	0.090	0.090	0.090	0.089	0.076	0.070	0.071	0.069	0.066	0.073	0.077	

TABELA A.I.4
DISTRIBUIÇÃO DA EDUCAÇÃO
FRAÇÃO DA POPULAÇÃO COM 9 A 11 ANOS DE ESCOLARIDADE
(P)

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.142	0.173	0.170	0.182	0.198	0.190	0.212	0.221	0.245	0.235	0.197	0.030
FORTALEZA	0.177	0.126	0.141	0.163	0.154	0.154	0.165	0.184	0.192	0.188	0.164	0.020
RECIFE	0.132	0.124	0.129	0.135	0.156	0.151	0.151	0.179	0.169	0.158	0.148	0.017
SALVADOR	0.188	0.132	0.151	0.161	0.199	0.203	0.220	0.240	0.230	0.246	0.197	0.037
BELO HORIZONTE	0.126	0.117	0.116	0.126	0.148	0.148	0.161	0.161	0.184	0.172	0.146	0.023
RIO DE JANEIRO	0.122	0.132	0.127	0.144	0.159	0.163	0.177	0.186	0.195	0.197	0.160	0.027
SÃO PAULO	0.086	0.088	0.098	0.107	0.115	0.117	0.130	0.127	0.137	0.152	0.116	0.020
CURITIBA	0.132	0.129	0.127	0.145	0.134	0.160	0.162	0.160	0.168	0.199	0.152	0.022
PORTO ALEGRE	0.118	0.110	0.132	0.151	0.133	0.153	0.141	0.155	0.163	0.176	0.143	0.019
MÉDIA	0.136	0.126	0.132	0.146	0.155	0.160	0.169	0.179	0.187	0.192	0.158	0.022
DESVIO	0.029	0.021	0.019	0.021	0.027	0.023	0.028	0.032	0.032	0.030	0.024	

TABELA A.I.5
DISTRIBUIÇÃO DA EDUCAÇÃO
FRAÇÃO DA POPULAÇÃO COM MAIS DE 11 ANOS DE ESCOLARIDADE
(P)

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.106	0.134	0.105	0.113	0.119	0.136	0.129	0.123	0.140	0.146	0.125	0.013
FORTALEZA	0.082	0.110	0.101	0.106	0.108	0.097	0.103	0.109	0.106	0.118	0.104	0.009
RECIFE	0.123	0.109	0.094	0.096	0.112	0.101	0.108	0.114	0.108	0.120	0.108	0.009
SALVADOR	0.162	0.063	0.094	0.120	0.136	0.116	0.112	0.131	0.127	0.116	0.118	0.025
BELO HORIZONTE	0.124	0.120	0.111	0.125	0.124	0.119	0.132	0.137	0.134	0.142	0.127	0.009
RIO DE JANEIRO	0.118	0.123	0.128	0.138	0.150	0.153	0.153	0.156	0.156	0.165	0.144	0.015
SÃO PAULO	0.124	0.121	0.125	0.127	0.137	0.148	0.146	0.152	0.154	0.155	0.139	0.013
CURITIBA	0.179	0.168	0.158	0.156	0.140	0.154	0.159	0.159	0.156	0.176	0.160	0.011
PORTO ALEGRE	0.163	0.154	0.154	0.151	0.161	0.156	0.164	0.167	0.170	0.152	0.159	0.006
MÉDIA	0.131	0.122	0.119	0.126	0.132	0.131	0.134	0.139	0.139	0.143	0.132	0.007
DESVIO	0.029	0.028	0.023	0.019	0.017	0.022	0.022	0.020	0.021	0.020	0.019	

TABELA A.II.1

DIFERENCIAIS DE SALÁRIO:

SALÁRIO MÉDIO DOS TRABALHADORES COM MENOS DE UM ANO DE ESCOLARIDADE

EM RELAÇÃO AO SALÁRIO MÉDIO DAQUELES COM 1 A 4 ANOS DE ESCOLARIDADE

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.840	0.702	0.772	0.731	0.735	0.842	0.748	0.807	0.975	0.766	0.792	0.075
FORTALEZA	0.888	0.645	0.616	0.808	0.738	0.763	0.745	0.760	0.659	0.696	0.732	0.077
RECIFE	0.923	0.634	0.659	0.687	0.726	0.741	0.729	0.725	0.733	0.678	0.724	0.075
SALVADOR	0.533	0.734	0.689	0.823	0.769	0.758	0.719	0.830	0.699	0.863	0.742	0.089
BELO HORIZONTE	0.453	0.599	0.619	0.588	0.607	0.600	0.595	0.564	0.604	0.593	0.582	0.045
RIO DE JANEIRO	0.837	0.817	0.703	0.804	0.732	0.740	0.717	0.732	0.673	0.796	0.755	0.052
SÃO PAULO	0.661	0.649	0.617	0.630	0.660	0.618	0.631	0.616	0.619	0.594	0.629	0.020
CURITIBA	0.415	0.702	0.827	0.577	0.610	0.770	0.665	0.626	0.629	0.554	0.638	0.109
PORTO ALEGRE	0.879	0.709	0.732	0.818	0.752	0.718	0.792	0.704	0.675	0.715	0.749	0.059
MÉDIA	0.714	0.688	0.693	0.718	0.703	0.728	0.704	0.707	0.696	0.695	0.705	0.012
DESVIO	0.190	0.061	0.070	0.096	0.058	0.071	0.059	0.084	0.106	0.097	0.066	

TABELA A.II.2

DIFERENCIAIS DE SALÁRIO:

SALÁRIO MÉDIO DOS TRABALHADORES COM 5 A 8 ANOS DE ESCOLARIDADE

EM RELAÇÃO AO SALÁRIO MÉDIO DAQUELES COM 1 A 4 ANOS DE ESCOLARIDADE

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	1.899	1.732	1.410	1.622	1.246	1.552	1.331	1.501	1.428	1.315	1.504	0.193
FORTALEZA	1.822	1.267	1.428	1.545	1.590	1.542	1.599	1.600	1.599	1.742	1.573	0.145
RECIFE	1.909	1.720	1.488	1.604	1.492	1.584	1.411	1.421	1.369	1.391	1.539	0.162
SALVADOR	1.566	1.453	1.512	1.501	1.551	1.648	1.507	1.662	1.457	1.968	1.592	0.145
BELO HORIZONTE	1.612	1.935	1.610	1.710	1.677	1.752	1.664	1.695	1.674	1.498	1.683	0.107
RIO DE JANEIRO	1.361	1.530	1.396	1.447	1.448	1.416	1.508	1.524	1.579	1.475	1.468	0.064
SÃO PAULO	1.801	1.485	1.722	1.504	1.406	1.453	1.494	1.389	1.423	1.346	1.502	0.139
CURITIBA	1.463	2.175	1.694	1.440	1.595	1.514	1.447	1.701	1.554	1.263	1.595	0.232
PORTO ALEGRE	1.839	1.438	1.564	1.688	1.435	1.612	1.693	1.566	1.456	1.410	1.571	0.134
MEDIA	1.697	1.637	1.536	1.562	1.493	1.564	1.518	1.562	1.504	1.490	1.556	0.063
DESVIO	0.190	0.267	0.113	0.093	0.120	0.096	0.112	0.107	0.095	0.214	0.059	

TABELA A.II.3

DIFERENCIAIS DE SALÁRIO:
SALÁRIO MÉDIO DOS TRABALHADORES COM 9 A 11 ANOS DE ESCOLARIDADE
EM RELAÇÃO AO SALÁRIO MÉDIO DAQUELES COM 1 A 4 ANOS DE ESCOLARIDADE

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	4.536	3.104	2.528	2.806	2.152	2.951	2.526	2.415	2.454	2.056	2.753	0.671
FORTALEZA	4.023	2.980	3.278	3.721	3.312	3.173	3.171	3.476	3.264	2.711	3.311	0.348
RECIFE	3.847	3.736	3.912	3.323	2.552	2.956	2.913	2.865	2.907	2.280	3.129	0.528
SALVADOR	3.407	3.211	2.687	2.924	2.731	3.353	3.151	3.429	3.230	3.283	3.140	0.256
BELO HORIZONTE	2.020	2.831	2.942	2.784	2.856	2.848	2.968	2.947	2.906	2.572	2.767	0.272
RIO DE JANEIRO	2.802	3.078	2.826	2.824	2.649	2.719	2.784	2.644	2.862	2.622	2.781	0.128
SÃO PAULO	2.495	2.623	2.609	2.514	2.484	2.171	2.371	2.311	2.261	2.009	2.385	0.183
CURITIBA	2.125	3.257	2.937	2.448	2.564	2.485	2.696	2.773	2.657	2.200	2.614	0.318
PORTO ALEGRE	3.060	2.950	3.235	3.546	2.811	2.886	2.958	2.961	2.929	2.736	3.007	0.229
MÉDIA	3.146	3.086	2.995	2.988	2.679	2.838	2.838	2.869	2.830	2.497	2.876	0.182
DESVIO	0.825	0.294	0.405	0.419	0.298	0.332	0.255	0.376	0.310	0.382	0.276	

TABELA A.II.4

DIFERENCIAIS DE SALÁRIO:
SALÁRIO MÉDIO DOS TRABALHADORES COM MAIS DE 11 ANOS DE ESCOLARIDADE
EM RELAÇÃO AO SALÁRIO MÉDIO DAQUELES COM 1 A 4 ANOS DE ESCOLARIDADE

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	7.501	7.338	6.079	6.118	5.447	5.955	5.100	5.818	6.370	5.287	6.101	0.759
FORTALEZA	8.493	6.772	5.432	7.009	7.489	7.495	7.144	7.381	8.218	7.818	7.325	0.805
RECIFE	8.210	7.426	7.090	6.501	6.370	7.544	6.703	7.177	7.418	6.856	7.130	0.524
SALVADOR	8.597	6.746	6.227	5.321	6.198	7.117	7.697	8.406	7.069	8.333	7.171	1.031
BELO HORIZONTE	3.935	6.122	5.562	5.666	5.760	5.964	6.322	5.767	5.966	6.457	5.752	0.663
RIO DE JANEIRO	6.268	6.790	5.849	6.527	6.230	6.211	6.091	6.397	7.006	6.287	6.366	0.319
SÃO PAULO	5.312	4.467	4.780	4.579	4.259	4.155	4.321	4.712	4.646	4.522	4.575	0.311
CURITIBA	3.787	5.787	4.926	4.539	4.491	5.126	4.724	5.288	4.935	3.998	4.760	0.564
PORTO ALEGRE	5.696	5.043	5.504	6.526	5.231	5.846	5.934	5.471	5.970	4.985	5.621	0.449
MÉDIA	6.422	6.277	5.717	5.865	5.719	6.157	6.004	6.269	6.400	6.060	6.089	0.248
DESVIO	1.773	0.957	0.662	0.843	0.943	1.048	1.057	1.112	1.093	1.393	0.957	

TABELA A.III.1

DESIGUALDADE SALARIAL ENTRE TRABALHADORES COM ESCOLARIDADE INFERIOR A UM ANO

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.299	0.256	0.226	0.193	0.205	0.149	0.164	0.157	0.295	0.214	0.216	0.051
FORTALEZA	0.185	0.208	0.236	0.133	0.208	0.170	0.173	0.144	0.112	0.184	0.175	0.036
RECIFE	0.278	0.158	0.184	0.204	0.188	0.149	0.189	0.158	0.258	0.154	0.192	0.042
SALVADOR	0.144	0.102	0.213	0.244	0.203	0.194	0.189	0.169	0.181	0.243	0.188	0.041
BELO HORIZONTE	0.101	0.150	0.140	0.092	0.114	0.122	0.160	0.161	0.180	0.173	0.139	0.029
RIO DE JANEIRO	0.422	0.210	0.146	0.173	0.183	0.138	0.174	0.206	0.154	0.219	0.202	0.078
SÃO PAULO	0.205	0.192	0.149	0.171	0.172	0.123	0.143	0.188	0.164	0.179	0.169	0.023
CURITIBA	0.049	0.159	0.373	0.124	0.114	0.282	0.156	0.180	0.177	0.150	0.176	0.086
PORTO ALEGRE	0.257	0.130	0.159	0.149	0.146	0.095	0.125	0.164	0.204	0.208	0.164	0.045
MÉDIA	0.215	0.174	0.203	0.165	0.170	0.158	0.164	0.170	0.192	0.191	0.180	0.018
DESVIO	0.107	0.044	0.069	0.043	0.035	0.052	0.020	0.018	0.052	0.029	0.021	

TABELA A.III.2

DESIGUALDADE SALARIAL ENTRE TRABALHADORES COM 1 A 4 ANOS DE ESCOLARIDADE

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.283	0.372	0.292	0.327	0.242	0.212	0.268	0.192	0.285	0.291	0.276	0.050
FORTALEZA	0.214	0.263	0.375	0.213	0.223	0.216	0.215	0.209	0.248	0.238	0.241	0.048
RECIFE	0.198	0.244	0.292	0.235	0.220	0.165	0.209	0.221	0.265	0.263	0.231	0.035
SALVADOR	0.247	0.266	0.266	0.271	0.228	0.180	0.259	0.172	0.223	0.211	0.232	0.034
BELO HORIZONTE	0.488	0.198	0.211	0.243	0.190	0.223	0.229	0.261	0.265	0.302	0.261	0.082
RIO DE JANEIRO	0.316	0.197	0.215	0.193	0.192	0.198	0.212	0.227	0.218	0.237	0.221	0.035
SÃO PAULO	0.205	0.222	0.211	0.206	0.194	0.206	0.210	0.224	0.217	0.245	0.214	0.013
CURITIBA	0.250	0.150	0.254	0.266	0.196	0.200	0.204	0.218	0.251	0.348	0.234	0.051
PORTO ALEGRE	0.206	0.215	0.225	0.166	0.176	0.146	0.161	0.210	0.224	0.241	0.197	0.030
MÉDIA	0.267	0.236	0.260	0.236	0.207	0.194	0.219	0.215	0.244	0.264	0.234	0.024
DESVIO	0.086	0.059	0.051	0.045	0.021	0.024	0.030	0.023	0.023	0.040	0.022	

TABELA A.III.3

DESIGUALDADE SALARIAL ENTRE TRABALHADORES COM 5 A 8 ANOS DE ESCOLARIDADE

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.498	0.463	0.350	0.384	0.279	0.309	0.296	0.357	0.341	0.311	0.359	0.068
FORTALEZA	0.311	0.291	0.313	0.288	0.317	0.264	0.297	0.323	0.333	0.374	0.311	0.028
RECIFE	0.322	0.367	0.340	0.326	0.350	0.302	0.272	0.266	0.313	0.277	0.314	0.032
SALVADOR	0.246	0.243	0.284	0.345	0.278	0.267	0.293	0.283	0.294	0.404	0.294	0.046
BELO HORIZONTE	0.577	0.374	0.261	0.270	0.288	0.283	0.300	0.336	0.344	0.350	0.338	0.087
RIO DE JANEIRO	0.338	0.274	0.265	0.271	0.224	0.213	0.262	0.260	0.293	0.291	0.269	0.033
SÃO PAULO	0.324	0.258	0.273	0.220	0.221	0.232	0.270	0.239	0.260	0.240	0.254	0.029
CURITIBA	0.204	0.300	0.246	0.211	0.296	0.268	0.270	0.317	0.353	0.244	0.271	0.044
PORTO ALEGRE	0.416	0.243	0.292	0.249	0.222	0.278	0.286	0.307	0.272	0.273	0.284	0.050
MÉDIA	0.360	0.313	0.292	0.285	0.275	0.268	0.283	0.299	0.311	0.307	0.299	0.025
DESVIO	0.112	0.070	0.034	0.054	0.043	0.029	0.014	0.037	0.032	0.054	0.032	

TABELA A.III.4

DESIGUALDADE SALARIAL ENTRE TRABALHADORES COM 9 A 11 ANOS DE ESCOLARIDADE

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.493	0.384	0.330	0.352	0.338	0.446	0.417	0.425	0.385	0.379	0.395	0.048
FORTALEZA	0.372	0.523	0.391	0.506	0.429	0.348	0.394	0.318	0.457	0.349	0.409	0.065
RECIFE	0.348	0.405	0.496	0.347	0.317	0.323	0.359	0.344	0.419	0.294	0.365	0.056
SALVADOR	0.288	0.275	0.317	0.284	0.259	0.333	0.349	0.310	0.370	0.366	0.315	0.037
BELO HORIZONTE	0.329	0.254	0.291	0.234	0.266	0.248	0.310	0.312	0.307	0.346	0.290	0.036
RIO DE JANEIRO	0.336	0.364	0.350	0.361	0.278	0.300	0.326	0.306	0.346	0.302	0.327	0.028
SÃO PAULO	0.258	0.294	0.266	0.232	0.282	0.215	0.288	0.290	0.254	0.228	0.261	0.027
CURITIBA	0.132	0.165	0.272	0.249	0.314	0.249	0.288	0.256	0.288	0.379	0.259	0.057
PORTO ALEGRE	0.246	0.297	0.268	0.258	0.284	0.293	0.265	0.322	0.338	0.371	0.294	0.037
MÉDIA	0.311	0.329	0.331	0.314	0.307	0.306	0.333	0.320	0.351	0.335	0.324	0.014
DESVIO	0.093	0.097	0.071	0.084	0.049	0.065	0.048	0.043	0.061	0.048	0.052	

TABELA A.III.5

DESIGUALDADE SALARIAL ENTRE TRABALHADORES COM MAIS DE 11 ANOS DE ESCOLARIDADE

REGIÃO METROPOLITANA	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	MÉDIA	DESVIO
BELÉM	0.279	0.303	0.266	0.295	0.258	0.259	0.249	0.301	0.296	0.314	0.282	0.022
FORTALEZA	0.356	0.246	0.346	0.284	0.315	0.220	0.262	0.294	0.322	0.484	0.313	0.070
RECIFE	0.259	0.308	0.294	0.277	0.277	0.265	0.361	0.255	0.368	0.333	0.300	0.039
SALVADOR	0.430	0.252	0.316	0.167	0.249	0.243	0.276	0.272	0.259	0.214	0.268	0.066
BELO HORIZONTE	0.353	0.330	0.269	0.270	0.309	0.255	0.288	0.272	0.309	0.380	0.303	0.039
RIO DE JANEIRO	0.357	0.430	0.300	0.340	0.309	0.266	0.271	0.308	0.340	0.298	0.322	0.046
SÃO PAULO	0.262	0.252	0.266	0.263	0.241	0.257	0.249	0.274	0.257	0.338	0.266	0.026
CURITIBA	0.275	0.167	0.266	0.309	0.197	0.258	0.239	0.242	0.239	0.244	0.243	0.038
PORTO ALEGRE	0.180	0.283	0.292	0.235	0.262	0.274	0.268	0.274	0.315	0.272	0.266	0.034
MÉDIA	0.306	0.286	0.290	0.271	0.269	0.255	0.274	0.277	0.300	0.320	0.285	0.019
DESVIO	0.070	0.068	0.026	0.046	0.037	0.015	0.034	0.020	0.040	0.075	0.025	

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

EDITADOS A PARTIR DE 1988

Nº130-"A Sensibilidade das Medidas de Desigualdade à Padronização da Jornada de Trabalho", Ricardo Paes de Barros, Janeiro 1988, 28 p.

Nº131-"Influência das Paridades Cambiais sobre a Dívida Externa: O Caso Brasileiro - 1983/86", Fabio Giambiagi, Janeiro 1988, 23 p.

Nº132-"O (Des) controle do Endividamento de Estados e Municípios - Análise Crítica das Normas Vigentes e Propostas de Reforma", Fernando Rezende e José R. Afonso, Janeiro 1988, 75 p.

Nº133-"O Efeito-Tanzi" e o Imposto de Renda da Pessoa Física: Um Caso de Indexação Imperfeita", Fabio Giambiagi, Março 1988, 17 p.

Nº134-"Estimação e Resultados do MOPSE - Modelo para Projeções do Setor Externo", Sandra M. Polónia Rios, Regis Bonelli, Eustáquio J. Reis, Março 1988, 86 p.

Nº135-"Investimento em Capital Fixo na Economia Brasileira: Estimativas Trimestrais para o Período 1975/87", Armando Castelar Pinheiro e Virene Matesco, Março 1988, 23 p.

Nº136-"Os Investimentos Governamentais na Infra-Estrutura Social: O Caso do FINSOCIAL", Bernhard Beiner, Abril 1988, 27 p.

Nº137-"Testes de Exogeneidade da Moeda para a Economia Brasileira", Pedro L. Valls Pereira e João Luiz Mascolo, Maio 1988, 22 p.

Nº138-"A Receita Fiscal no Brasil: 1982/87 - Análise do Comportamento da Arrecadação Global e da sua Composição", Fabio Giambiagi, Maio 1988, 18p.

Nº139-"O Brasil e a Atual Rodada de Negociações do GATT", José Tavares de Araujo Jr, Maio 1988, 21 p.

Nº140-"Produtividade e Vantagens Comparativas Dinâmicas na Indústria Brasileira: 1970/83", Helson C. Braga e Ernani Hickmann, Junho 1988,

23p.

Nº141-"Dívidas e Déficits: Projeções para o Médio Prazo", E. J. Reis, R. Bonelli e S. M. Polónia Rios, Junho 1988, 45 p.

Nº142-"Importação de Tecnologia e Esforço Tecnológico da Indústria Brasileira: Uma Análise de seus Fatores Determinantes", Helson C. Braga e Larry N. Willmore, Junho 1988, 32 p.

Nº143-"Estimativas de Preços Econômicos no Brasil", Ronaldo Serôa da Motta, Junho 1988, 18 p.

Nº144-"Migrações Interestaduais no Brasil, 1950/80", Manoel Augusto Costa, Junho 1988, 55 p.

Nº145-"Distribuição de Renda: Evolução no Último Quarto de Século", Regis Bonelli e Guilherme Sedlacek, Junho 1988, 23 p.

Nº146-"Cenários Demográficos Regionais até 2005", Manoel Augusto Costa, Junho 1988, 38 p.

Nº147-"Demanda Derivada de Energia no Transporte de Passageiro", Newton de Castro, Julho 1988, 41 p.

Nº148-"Mobilidade entre Classes de Renda no Brasil", Manoel Augusto Costa, Julho 1988, 50 p.

Nº149-"Uma Análise Comparativa de Alguns Resultados do Suplemento Previdência da PNAD-83 e Dados da DATAPREV", Kaizô Iwakami Beltrão e Francisco Eduardo Barreto de Oliveira, Julho 1988, 36 p.

Nº150-"Os Conceitos de Custo da Dívida Mobiliária Federal e Déficit Operacional do Setor Público: Uma Crítica", Fabio Giambiagi, Julho 1988, 18 p.

Nº151-"Linkages and Economic Development: the Case of Brazil Reconsidered", Benedict J. Clements e José W. Rossi, Agosto 1988, 22 p.

Nº152-"On the Empirical Content of the Formal-Informal Labor Market

Segmentation Hypothesis", Ricardo Paes de Barros, Agosto 1988, 50 p.

Nº153-"Estabelecimento e Comparação de Linhas de Pobreza para o Brasil", Sonia Rocha, Setembro 1988, 41 p.

Nº154-"Trend, Seasonality and Seasonal Adjustment", A.C.Harvey e Pedro L. Valls Pereira, Setembro 1988, 50 p.

Nº155-"Decomposição dos Efeitos de Intensidade Energética no Setor Industrial Brasileiro", Ronaldo Serôa da Motta e João Lizardo de Araújo, Outubro 1988, 22 p.

Nº156-"As Desigualdades Inter-Regionais de Desenvolvimento Econômico no Brasil", Thompson Almeida Andrade, Outubro 1988, 29 p.

Nº157-"Produtividade Total dos Fatores de Produção na Indústria Brasileira: Mensuração e Decomposição de sua Taxa de Crescimento", Helson C. Braga e José W. Rossi, Novembro 1988, 36 p.

Nº158-"Notas Sobre a Relação entre a Inflação, o 13º Salário e o Déficit Público", Fabio Giambiagi, Dezembro 1988, 14 p.

Nº159-"Alta Inflação e Fronteira de Estabilidade: Um Modelo para a Análise de Trajetórias Explosivas da Inflação", Fabio Giambiagi, Dezembro 1988, 32 p.

Nº160-"Indexação e Reajuste Salarial: Uma Alternativa para Lidar com o Problema da Defasagem", Fabio Giambiagi, Dezembro 1988, 17 p.

Nº161-"Previsão do Nível e Ciclo da Produção Industrial", Ricardo Markwald, Ajax R. B. Moreira e Pedro L. Valls Pereira, Dezembro 1988, 43 p.

Nº162-"Desempenho Tecnológico da Indústria Brasileira: Uma Análise Exploratória", Helson C. Braga e Virene Matesco, Fevereiro 1989, 37 p.

Nº163-"Relação Capital-Produto Incremental: Estimativas para o Período 1948/1987", Armando Castelar Pinheiro e Virene Matesco, Março 1989, 53 p.

Nº164-"Família e Distribuição de Renda: O Impacto da Participação das Esposas no Mercado de Trabalho", Ricardo Paes de Barros e Rosane S. Pinto de Mendonça, Março 1989, 29 p.

Nº165-"A Dinâmica da Dívida Externa: Algumas Simulações para o Brasil", José W. Rossi, Maio 1989, 20 p.

Nº166-"Incidência de Pobreza nas Regiões Metropolitanas na Primeira Metade da Década de 80", Sonia Rocha, Agosto 1989, 29 p.

Nº167-"Cálculo do Valor de Pico dos Salários num Contexto de Alongamento do Período de Reajuste", Fabio Giambiagi, Agosto 1989, 16 p.

Nº168-"Comportamento dos Agregados e Multiplicadores Monetários no Brasil", José W. Rossi, Agosto 1989, 20 p.

Nº169-"Financiamento do Déficit Público e Inflação: Um Modelo para o Caso Brasileiro", Fabio Giambiagi e Pedro Luiz Valls Pereira, Agosto 1989, 35 p.

Nº170-"Inflação e Ativos Financeiros no Brasil: Uma Aplicação da Técnica de Auto-Regressões Vetoriais", Elcyon Caiado Rocha Lima, Agosto 1989, 38p.

Nº171-"Efeitos da Nova Constituição e das Propostas de Nova Legislação na Seguridade Social", Francisco Oliveira e Kaizô I. Beltrão, Agosto 1989, 54 p.

Nº172-"Size and Functional Income Distribution in Brazil: Some Puzzles", Benedict J. Clements, Agosto 1989, 15 p.

Nº173-"Segmentação e Mobilidade no Mercado de Trabalho Brasileiro: Uma Análise da Área Metropolitana de São Paulo", Guilherme Luis Sedlacek, Ricardo Paes de Barros e Simone Varandas, Agosto 1989, 20 p.

Nº174-"Crescimento Econômico: Financiamento e Redistribuição", Ajax B. Moreira, Outubro 1989, 64 p.

Nº175-"Temporal Stability of Regional Wage Differentials in Brazil", William D. Savedoff, Outubro 1989, 17 p.

N°176-"Regional Wage Differences and Segmentation in Brazil's Urban Labor Markets", William D. Savedoff, Outubro 1989, 35 p.

N°177-"A Política Monetária de um Plano de Estabilização: Uma Agenda para Reflexão", Fabio Giambiagi, Novembro 1989, 18 p.

O INPES edita ainda as seguintes publicações: Pesquisa e Planejamento Econômico; Literatura Econômica; Coleção Relatórios de Pesquisa; Série Monográfica; Série PNPE; Série Estudos de Política Industrial e Comércio Exterior (EPICO); Relatório Interno; Boletim Conjuntural; Série Estudos sobre Economia do Setor Público (ESEP); Série Fac-Símile; Informe Técnico INPES e Carta de Conjuntura.