

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Nº 202

"Infância e Adolescência no Brasil: As Consequências da Pobreza Diferenciadas por Gênero, Faixa Etária e Região de Residência"

Ricardo Paes de Barros  
Rosane Silva Pinto de Mendonça

Novembro de 1990

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Tiragem: 100 exemplares

Trabalho concluído em outubro de 1990.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA  
Coordenadoria Regional do Rio de Janeiro  
Avenida Presidente Antonio Carlos, 51 - 13<sup>o</sup>/17<sup>o</sup> 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 do Ministério da Economia, Fazenda e Planejamento.

INFÂNCIA E ADOLESCÊNCIA NO BRASIL: AS CONSEQÜÊNCIAS DA POBREZA  
DIFERENCIADAS POR GÊNERO, FAIXA ETÁRIA E REGIÃO DE RESIDÊNCIA \*

Ricardo Paes de Barros \*\*  
Rosane Silva Pinto de Mendonça \*\*\*

- I. INTRODUÇÃO
- II. UNIVERSO DE ANÁLISE E CONCEITOS BÁSICOS
- III. METODOLOGIA
- IV. RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO
- V. PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO E FREQUÊNCIA À ESCOLA
  - V.1 - Idade
  - V.2 - Gênero
  - V.3 - Região Metropolitana
- VI. CONSEQÜÊNCIAS DA POBREZA
- VII. AS CONSEQÜÊNCIAS DIFERENCIADAS DA POBREZA
  - VII.1 - Idade
  - VII.2 - Gênero
  - VII.3 - Região Metropolitana
- VIII. CONCLUSÃO
- IX. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

---

\* Gostaríamos de agradecer a Jaime Pontes, Renata Patrícia Jeronymo e Valéria Lúcia Pero pelo excelente suporte a esta pesquisa. Gostaríamos também de agradecer a Ruben Cervini cujos comentários a versões anteriores deste trabalho levaram a substanciais alterações. Discussões com José Rodriguez a respeito da Seção III deste estudo foram particularmente úteis. Rosane Mendonça agradece o suporte recebido da UNICEF para a execução deste trabalho.

\*\* Do IPEA-RIO

\*\*\* Da PUC-RJ



## SINOPSE

Neste trabalho investigamos algumas das conseqüências da pobreza sobre o bem-estar de crianças e adolescentes entre sete e 17 anos e alguns dos mecanismos de transmissão intergeracional da pobreza. Especificamente, com base em informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, de 1987, descrevemos como a freqüência à escola e a entrada de menores (conjunto das crianças e adolescentes entre sete e 17 anos) no mercado de trabalho se relacionam com o nível de renda da unidade doméstica a que pertencem. A análise é conduzida por gênero e idade dos menores, e também de acordo com a região de residência. Mostramos que a taxa de participação de menores no mercado de trabalho e a taxa de não freqüência à escola são: a) crescentes com a idade; b) maiores entre os homens do que entre as mulheres; c) maiores em São Paulo e Porto Alegre do que em Fortaleza e d) decrescentes com os recursos da unidade doméstica em que vivem.



## I. INTRODUÇÃO

Pobreza é um fenômeno tão mais preocupante quanto mais graves forem suas conseqüências, e estas conseqüências, serão tão mais graves quanto mais a sociedade permita que o bem-estar das crianças seja sensível ao nível de renda das famílias a que pertencem. Uma alta sensibilidade do bem-estar das crianças à renda doméstica, numa sociedade onde haja pobreza e elevada desigualdade de renda, preocupa não só pela injustiça social advinda da concentração das privações mas, sobretudo, por ser uma sociedade onde não prevalece a igualdade de oportunidades. Na medida em que se permite que as crianças nascidas em famílias pobres sejam duramente afetadas de forma a comprometer sua performance econômica futura, fecha-se, assim, o círculo da pobreza: as crianças pobres de hoje constituirão, com maior probabilidade, as unidades familiares pobres de amanhã.

O objetivo desta desagregação é verificar se as conseqüências da pobreza são diferenciadas segundo estas dimensões. Em outras palavras, procuramos responder a perguntas tais como: É o bem-estar das meninas mais sensível aos recursos econômicos dos seus pais e parentes do que o bem-estar dos meninos? São as crianças mais afetadas pela pobreza do que os adolescentes? É o bem-estar das crianças e adolescentes mais dependente dos recursos de suas famílias em áreas mais desenvolvidas como a Região Metropolitana de São Paulo ou em áreas mais pobres como a Região Metropolitana de Fortaleza? Conhecer em que grupos sociais as conseqüências da pobreza são mais graves é essencial à formulação de políticas públicas compensatórias que possam efetivamente atenuá-las.

Como medida dos recursos domiciliares empregamos um novo conceito de renda domiciliar: a renda domiciliar gerada por adultos. Procuramos mostrar que este conceito é mais apropriado em estudos sobre o bem-estar de menores, em particular sobre a participação de menores no mercado de trabalho, do que o conceito de renda domiciliar ou familiar comumente utilizado.

Este trabalho está organizado em sete seções além desta introdução. Na Seção II são introduzidos o universo de análise e os principais conceitos utilizados ao longo do trabalho. A Seção III trata da metodologia empregada para modelar a relação entre as taxas de participação no mercado de trabalho e a frequência à escola e seus determinantes. A Seção IV seção apresenta os resultados da estimação desses modelos. A análise dos resultados obtidos é



desenvolvida nas três seções que se seguem. A Seção V trata das variações das taxas de participação no mercado de trabalho e frequência à escola com idade, gênero, e região metropolitana. A Seção VI analisa a sensibilidade destas duas taxas aos recursos das unidades domésticas em que os menores vivem. A Seção VII examina as conseqüências da pobreza diferenciadas por idade, gênero, e região de residência. Finalmente, a Seção VIII resume as principais conclusões do trabalho.

## II. UNIVERSO DE ANÁLISE E CONCEITOS BÁSICOS

A unidade de análise é o menor, definido neste trabalho como sendo membro do domicílio<sup>1</sup> com idade inferior a 18 anos que não seja o chefe da casa ou seu cônjuge.

O universo de análise foi restrito aos menores com idade entre sete e 17 anos residentes em domicílios particulares em três Regiões Metropolitanas brasileiras: Fortaleza, São Paulo e Porto Alegre. A exigência da idade mínima de sete anos decorre das variáveis: participação no mercado de trabalho e frequência à escola. De fato, sete anos é a idade típica em que uma criança inicia a primeira série do primeiro grau.

Como fonte de informações utilizou-se a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios — PNAD, de 1987, que gerou uma amostra com 8.686 menores. Destes, 31% estão na faixa de sete a nove anos, 44% entre 10 e 14 anos e 25% entre 15 e 17 anos. A distribuição detalhada da amostra por região metropolitana, gênero, e faixa etária encontra-se na Tabela 1.

---

<sup>1</sup>Considera-se como membro do domicílio o chefe, o cônjuge, os filhos, os parentes, e os agregados. Excluem-se os pensionistas, empregados domésticos e seus familiares.

Tabela 1

DISTRIBUIÇÃO DA AMOSTRA POR FAIXA ETÁRIA,  
GÊNERO E REGIÃO METROPOLITANA

- 1987 -

| Região<br>Metropolitana | Homem |         |         | Mulher |         |         |
|-------------------------|-------|---------|---------|--------|---------|---------|
|                         | 7 a 9 | 10 a 14 | 15 a 17 | 7 a 9  | 10 a 14 | 15 a 17 |
| Fortaleza               | 328   | 491     | 294     | 362    | 531     | 307     |
| São Paulo               | 557   | 820     | 441     | 584    | 789     | 485     |
| Porto Alegre            | 419   | 567     | 341     | 449    | 610     | 311     |

(%)

FONTE: PNAD-1987, Tabulações dos autores.

Ao estudarmos a participação do menor no mercado de trabalho, consideramos apenas crianças e adolescentes com 10 ou mais anos, uma vez que 10 anos é a idade mínima para a coleta de informações sobre participação no mercado de trabalho pela PNAD. Admitiu-se que um menor pertence a população economicamente ativa se este tinha trabalho na semana de referência da pesquisa ou procurou trabalho nos últimos dois meses.<sup>2</sup>

Um dos pontos fundamentais desta pesquisa é a análise de como a participação de menores no mercado de trabalho e sua frequência à escola dependem dos recursos das unidades domésticas a que pertencem. Em princípio, a renda domiciliar per capita ou a renda familiar per capita seria candidata natural à medida dos recursos domésticos. Contudo, a renda domiciliar ou familiar inclui a renda dos menores que trabalham e, portanto, não só afeta a decisão do menor trabalhar como também é afetada pela sua participação no mercado de trabalho. Assim, entre os domicílios de baixa renda, observa-se que é precisamente naqueles com renda ligeiramente mais alta que os menores participam mais intensamente no mercado de trabalho. Por essa razão,

<sup>2</sup>Segundo a definição do IBGE uma pessoa pertence à população economicamente ativa se trabalha ou se tiver procurado trabalho até semana anterior à pesquisa.

decidiu-se utilizar como uma medida dos recursos domésticos a renda domiciliar per capita expurgada dos rendimentos dos menores, isto é, o somatório da renda dos membros adultos<sup>3</sup> do domicílio dividido pelo número total de membros do domicílio.

### III. METODOLOGIA

Denote um indicador por  $T$ , se o menor pertencer a população economicamente ativa ( $T=1$ ) ou não ( $T=0$ ). Simultaneamente, denote por  $E$  um indicador se o menor freqüentar a escola ( $E=1$ ) ou não ( $E=0$ ). Formalmente, o objetivo deste trabalho é estudar como a) a probabilidade de um menor participar da força de trabalho ( $T=1$ ) e b) a probabilidade de um menor não freqüentar a escola ( $E=0$ ) dependem dos recursos econômicos e localização geográfica da unidade doméstica em que vive, além de sua idade e sexo.

Conforme descrito na seção anterior, utilizamos, a renda total dos adultos per capita, que denotaremos por  $r$ , como medida dos recursos econômicos da unidade doméstica quanto à localização geográfica, utilizamos dois indicadores  $f$  e  $p$  para identificar as três possibilidades: Se  $f=0$  e  $p=0$  o domicílio pertence à Região Metropolitana de São Paulo; se  $f=1$  e  $p=0$  o domicílio pertence à Região Metropolitana de Fortaleza; e se  $f=0$  e  $p=1$  o domicílio pertence à Região Metropolitana de Porto Alegre<sup>4</sup>. Com respeito ao gênero, utilizamos o indicador  $g$ :  $g = 0$  para meninos e  $g = 1$  para meninas. Finalmente,  $i$  denota a idade em anos menos 10, assim, por exemplo, para uma criança com 16 anos teremos  $i=6$ .

Para investigar como a probabilidade de participar na força de trabalho e de não freqüentar a escola variam com os recursos econômicos e localização geográfica da unidade doméstica bem como com a da idade e o sexo dos menores,

---

<sup>3</sup>Por definição, os membros adultos do domicílio são todos aqueles que não são menores, isto é, o chefe, o cônjuge, e sempre que maiores que 17 anos os filhos, outros parentes, e agregados.

<sup>4</sup>Este processo de construção de indicadores é um caso particular do fato que toda variável categórica pode ser alternativamente representada por um vetor com  $v-1$  indicadores, onde  $v$  é o número de categorias que a variável pode assumir. Cada indicador representará uma das categorias, com a última categoria ocorrendo quando todos os indicadores forem nulos.

utilizamos os seguintes modelos logísticos.<sup>5</sup>

$$P[T=1|r, i, g, f, p] = \frac{1}{1 + e^{-\Lambda_T(r, i, g, f, p)}} \quad (1A)$$

$$P[E=0|r, i, g, f, p] = \frac{1}{1 + e^{-\Lambda_E(r, i, g, f, p)}} \quad (1B)$$

onde

$$\Lambda_T(r, i, g, f, p) = A_T(i, g, f, p) + B_T(i, g, f, p) \cdot \text{Ln}(r) + \delta_T \cdot [\text{Ln}(r)]^2 \quad (2A)$$

com

$$A_T(i, g, f, p) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot i + \alpha_2 \cdot i^2 + \alpha_3 \cdot g + \alpha_4 \cdot f + \alpha_5 \cdot p \quad (3A)$$

e

$$B_T(i, g, f, p) = \beta_0 + \beta_1 \cdot i + \beta_2 \cdot g + \beta_3 \cdot f + \beta_4 \cdot p. \quad (4A)$$

De forma completamente similar,  $\Lambda_E$  é definido via

$$\Lambda_E(r, i, g, f, p) = A_E(i, g, f, p) + B_E(i, g, f, p) \cdot \text{Ln}(r) + \delta_E \cdot [\text{Ln}(r)]^2 \quad (2B)$$

com

$$A_E(i, g, f, p) = a_0 + a_1 \cdot i + a_2 \cdot i^2 + a_3 \cdot g + a_4 \cdot f + a_5 \cdot p \quad (3B)$$

e

$$B_E(i, g, f, p) = b_0 + b_1 \cdot i + b_2 \cdot g + b_3 \cdot f + b_4 \cdot p. \quad (4B)$$

Note que

$$\text{Ln} \left[ \frac{P[T=1|r, i, g, f, p]}{1 - P[T=1|r, i, g, f, p]} \right] = \Lambda_T(r, i, g, f, p) \quad (5A)$$

<sup>5</sup>Ver Maddala (1983) para uma descrição aprofundada destes modelos.

e

$$\text{Ln} \left[ \frac{P[E=0|r, i, g, f, p]}{1 - P[E=0|r, i, g, f, p]} \right] = \Lambda_E(r, i, g, f, p) \quad (5B)$$

As equações (5A)-(5B) mostram que  $\Lambda_T$  e  $\Lambda_E$  são os Logits.<sup>6</sup> Na especificação de  $\Lambda_T$  e  $\Lambda_E$  via as equações (2A)-(4B) cada detalhe foi escolhido com objetivos específicos que passamos a descrever:

Como uma função dos recursos domésticos, (2A)-(2B) especifica uma relação Log-quadrática. A relação quadrática foi escolhida para podermos testar a hipótese de que existe uma relação em forma de *U*-invertido entre a probabilidade de os menores participarem no mercado de trabalho (ou a probabilidade de não freqüentarem a escola) e os recursos das unidades domésticas em que vivem<sup>7</sup>. No caso da taxa de participação na força de trabalho existem vários estudos [ver, por exemplo, Ribeiro da Silva e Saboya (1989)] que reportam uma relação em forma de *U*-invertido. Parte de nossos objetivos será verificar se este *U*-invertido encontrado na literatura é apenas uma consequência da inclusão da renda dos menores na renda domiciliar.

Dos três coeficientes da relação quadrática no logaritmo da renda ( $A$ ,  $B$ , e  $\delta$ ), para simplificação, aquele referente ao termo quadrático,  $\delta$ , foi considerado invariante com respeito a idade, sexo e região de residência do menor. Os demais,  $A$  e  $B$ , encontram-se especificados em (3A)-(4B) como funções dessas três variáveis. Para domicílios com renda per capita igual a um salário mínimo, tem-se que o Logit  $\Lambda=A$ . Portanto, o termo independente,  $A$ , determina como o Logit varia com a idade, o sexo e a região de residência dos menores para domicílios com renda de um salário mínimo per capita.

---

<sup>6</sup>Se  $p$  é uma probabilidade, o Logit de  $p$ ,  $l(p)$ , é dado por  $l(p)=\text{Ln}(p/(1-p))$ . Note que  $l(p)$  é uma função crescente de  $p$ .

<sup>7</sup>De acordo com a especificação utilizada a relação será sempre em forma de *U*-invertido desde que  $\delta_T < 0$ . Assim, estritamente testar o *U*-invertido significa testar se  $\delta_T \geq 0$ . No entanto, se  $\delta_T < 0$  mas o ponto de reversão é muito próximo de zero, teremos uma relação quase que inversa. Mais especificamente no caso em que  $\delta < 0$ , a relação será inversa para todo nível de renda superior a  $r_T^* = e^{-B_T/(2 \cdot \delta_T)}$ . Portanto, tão importante como testar se  $\delta_T \geq 0$  é estimar o ponto de reversão  $r_T^*$ .

Das três variáveis explicativas, idade é a única variável contínua. Além disso, a dependência com a idade das probabilidades de participação no mercado de trabalho e de não freqüência à escola tendem a ser altamente não-lineares. Com o objetivo de representar estas não-linearidades, termos quadráticos foram introduzidos,  $\alpha_2 \cdot i^2$  e  $a_2 \cdot i^2$ .

Os parâmetros do termo linear  $B$  estão relacionados com a sensibilidade das probabilidades de participar no mercado de trabalho e de não freqüentar a escola a renda domiciliar, em relação às variáveis idade, sexo e região de residência. Como medidas da sensibilidade dessas probabilidades à renda domiciliar usaremos  $e_T$  e  $e_E$ , que são definidos via

$$e_T(r, i, g, f, p) \equiv \frac{\partial \text{Ln} \left[ \frac{P[T=1 | r, i, g, f, p]}{1 - P[T=1 | r, i, g, f, p]} \right]}{\partial \text{Ln}(r)}$$

e

$$e_E(r, i, g, f, p) \equiv \frac{\partial \text{Ln} \left[ \frac{P[E=0 | r, i, g, f, p]}{1 - P[E=0 | r, i, g, f, p]} \right]}{\partial \text{Ln}(r)}$$

Logo,

$$\begin{aligned} e_T(r, i, g, f, p) &= \frac{\partial \Lambda_T(r, i, g, f, p)}{\partial \text{Ln}(r)} = \\ &= B_T(i, g, f, p) + 2\delta_T \cdot \text{Ln}(r) = \\ &= \beta_0 + \beta_1 \cdot i + \beta_2 \cdot g + \beta_3 \cdot f + \beta_4 \cdot p + 2\delta_T \cdot \text{Ln}(r) \end{aligned}$$

e

$$\begin{aligned} e_E(r, i, g, f, p) &= \frac{\partial \Lambda_E(r, i, g, f, p)}{\partial \text{Ln}(r)} = \\ &= B_E(i, g, f, p) + 2\delta_E \cdot \text{Ln}(r) = \\ &= b_0 + b_1 \cdot i + b_2 \cdot g + b_3 \cdot f + b_4 \cdot p + 2\delta_E \cdot \text{Ln}(r) \end{aligned}$$

Espera-se que ambos  $e_T$  e  $e_E$  sejam negativos, revelando que tanto a probabilidade de participar no mercado de trabalho como de não freqüentar a escola decrescem com a renda domiciliar per capita. Valores negativos para  $(\beta_1, b_1)$  indicam que as conseqüências da pobreza são crescentes com a idade, isto é, mais graves entre os adolescentes que entre as crianças. Valores negativos para  $(\beta_2, b_2)$  significam que os impactos da pobreza são mais graves entre as meninas do que entre os meninos. Finalmente, quanto mais negativos os valores para  $(\beta_3, b_3)$  e para  $(\beta_4, b_4)$  mais graves os impactos da pobreza em Fortaleza e Porto Alegre, respectivamente, com relação a São Paulo.

#### IV. RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO

Os dois modelos logísticos introduzidos na seção anterior para a probabilidade de participar no mercado de trabalho e para a de não freqüentar a escola foram estimados pelo método da máxima verossimilhança<sup>8</sup>, utilizando-se a amostra composta de cerca de 8.500 menores provenientes da PNAD-1987, descrita na Seção II. A Tabela 2 reporta os valores estimados e os erros padrões das estimativas<sup>9</sup>. Todas as estimativas mostraram-se significativamente diferentes de zero com exceção de  $\beta_2$  e  $b_2$ , demonstrando que não há evidência de que as conseqüências da pobreza sejam diferenciadas por gênero.

Com o objetivo de investigar a sensibilidade da relação entre a probabilidade de participar no mercado de trabalho e a renda domiciliar per capita, em relação à inclusão da renda dos menores, estimou-se também o modelo logístico para a probabilidade de participar no mercado de trabalho utilizando-se a renda domiciliar per capita incluindo a renda dos menores. Os resultados encontram-se na Tabela 3.

---

<sup>8</sup> Utilizou-se o método MARQUARDAT com um critério de convergência de  $10^{-6}$ .

<sup>9</sup> Estes erros padrões foram estimados assumindo que a amostra é aleatória simples como de fato a PNAD é uma amostra estratificada e em três estágios os verdadeiros erros padrões podem ser substancialmente maiores.

Tabela 2

ESTIMADORES DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA PARA OS  
PARÂMETROS DOS MODELOS LOGIT

| Variável                            |                        | Participação na Força de Trabalho | Frequência à Escola |
|-------------------------------------|------------------------|-----------------------------------|---------------------|
| Constante                           | $(\alpha_0, a_0)$      | -4,14(0.24)                       | -2.69(0.09)         |
| $i$                                 | $(\alpha_1, a_1)$      | 1.10(0.11)                        | 0.07(0.02)          |
| $i^2$                               | $(\alpha_2, a_2)$      | -0.041(0.011)                     | 0.051(0.004)        |
| $g$                                 | $(\alpha_3, a_3)$      | -0.97(0.08)                       | -0.12(0.08)         |
| $f$                                 | $(\alpha_4, a_4)$      | -1.53(0.13)                       | -0.66(0.13)         |
| $p$                                 | $(\alpha_5, a_5)$      | -0.21(0.09)                       | 0.35(0.08)          |
| $\text{Ln}(r)$                      | $(\beta_0, b_0)$       | -1.02(0.15)                       | -1.09(0.10)         |
| $[\text{Ln}(r)]^2$                  | $(\delta_T, \delta_E)$ | -0.13(0.04)                       | -0.20(0.04)         |
| $i.\text{Ln}(r)$                    | $(\beta_1, b_1)$       | 0.10(0.03)                        | 0.04(0.01)          |
| $g.\text{Ln}(r)$                    | $(\beta_2, b_2)$       | 0.03(0.08)                        | 0.00(0.08)          |
| $f.\text{Ln}(r)$                    | $(\beta_3, b_3)$       | -0.59(0.14)                       | -0.33(0.13)         |
| $p.\text{Ln}(r)$                    | $(\beta_4, b_4)$       | -0.60(0.11)                       | -0.22(0.11)         |
| $\text{Ln}(\text{Verossimilhança})$ |                        | -2185.32                          | -3109.92            |
| Amostra                             |                        | 5,899                             | 8,548               |

Nota: Valores em parênteses referem-se aos erros padrões das estimativas assumindo-se que a amostra é aleatória simples.



Tabela 3

ESTIMADORES DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA DOS PARÂMETROS  
DE MODELO LOGÍSTICO PARA A PROBABILIDADE DE PARTICIPAR  
NO MERCADO DE TRABALHO QUANDO A RENDA DOMICILAR  
INCLUI A RENDA DOS MENORES

| Variável                      | Parâmetro  | Estimadores (Erro Padrão) |
|-------------------------------|------------|---------------------------|
| Constante                     | $\alpha_0$ | -3.94(0.22)               |
| $i$                           | $\alpha_1$ | 1.08(0.10)                |
| $i^2$                         | $\alpha_2$ | -0.04(0.01)               |
| $g$                           | $\alpha_3$ | -0.96(0.08)               |
| $f$                           | $\alpha_4$ | -1.19(0.13)               |
| $p$                           | $\alpha_5$ | -0.01(0.09)               |
| $\ln(r)$                      | $\beta_0$  | -0.79(0.16)               |
| $[\ln(r)]^2$                  | $\delta_T$ | -0.34(0.05)               |
| $i \cdot \ln(r)$              | $\beta_1$  | 0.15(0.03)                |
| $g \cdot \ln(r)$              | $\beta_2$  | -0.04(0.09)               |
| $f \cdot \ln(r)$              | $\beta_3$  | -0.97(0.16)               |
| $p \cdot \ln(r)$              | $\beta_4$  | -0.70(0.12)               |
| $\ln(\text{Verossimilhança})$ |            | -2280.86                  |
| Amostra                       |            | 5,910                     |

Nota: Valores em parênteses referem-se aos erros padrões das estimativas assumindo-se que a amostra é aleatória simples.

## V. PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO E FREQUÊNCIA À ESCOLA

### V.1 Idade

Em termos gerais, tanto a taxa de participação no mercado de trabalho como a taxa de não frequência à escola crescem acentuadamente com a idade [veja Gráficos 1a e 1b]. Mais especificamente, a taxa de participação é sempre crescente<sup>10</sup> ao passo que a taxa de não frequência à escola decresce ligeiramente entre as idades de sete a nove anos para então, a partir dos 10 anos, crescer de forma acelerada<sup>11</sup>. De fato, estas variações com a idade são muito superiores as variações por gênero e região metropolitana, que analisaremos nos subitens V.1 e V.2.

Conforme os Gráficos 1a e 1b ilustram, um significativo contingente de crianças de 10 a 12 anos encontra-se no mercado de trabalho e fora da escola demonstrando que tanto a compulsoriedade do ensino primário como a proibição legal do trabalho para menores de 12 anos estão longe de serem cumpridas.

Diversos estudos têm procurado descrever as razões do crescimento dessas taxas com a idade [veja, por exemplo, Pires (1988) e Barros e Mendonça (1990)]. Essas razões podem ser agrupadas em três categorias. Em primeiro lugar, têm-se as explicações baseadas na crescente atratividade do mercado de trabalho com a idade — os salários crescem, talvez como uma consequência do crescimento da produtividade com a idade; além disso, a oferta de empregos com carteira torna-se mais freqüente à medida que as restrições legais ao trabalho tendem a se reduzir proporcionalmente à idade do menor quando se consideram-se menores com idades cada vez mais avançadas. Em segundo lugar, a compulsoriedade e atratividade da escola tendem a se reduzir com a idade. A

---

<sup>10</sup> Dada a especificação quadrática a taxa não pode ser crescente em toda parte. Diremos que a taxa é sempre crescente quando o for na região que nos interessa: idade entre sete e 17 anos e renda doméstica entre 0.1 e dois salários mínimos.

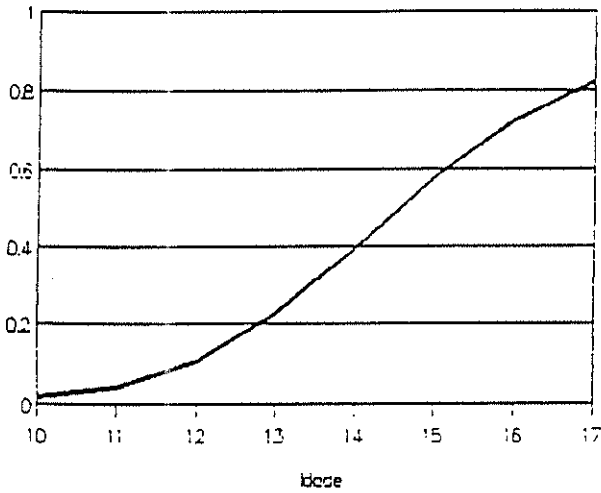
<sup>11</sup> A idade em que a taxa de não frequência à escola passa a ser crescente,  $i^*$ , varia com a renda da unidade doméstica via

$$i^* = 7 - (a_1 + b_1 \cdot \ln(r)) / (2 \cdot a_2) = 9.3 - 0.4 \cdot \ln(r).$$

Assim, quando  $r$  varia de 0.1 a dois salários mínimos,  $i^*$  varia de 10.2 a nove anos.

Gráfico 1a

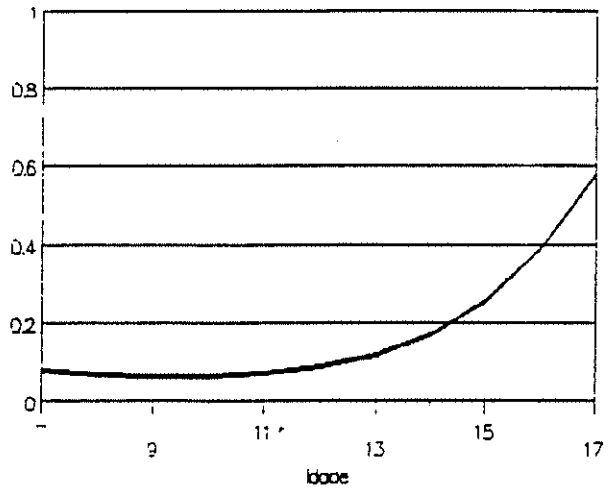
TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO: HOMENS - SÃO PAULO



Nota: Domicílios com renda per capita de um salário mínimo.

Gráfico 1b

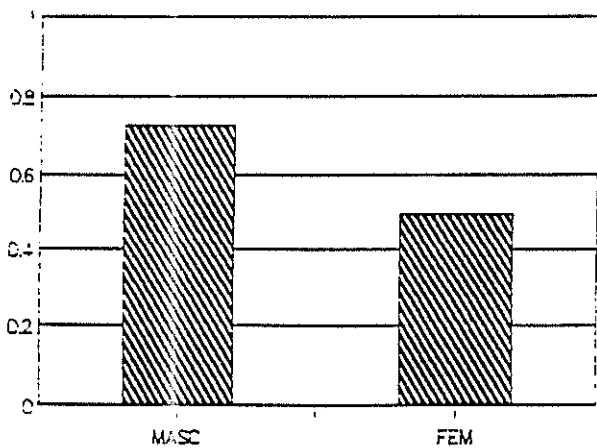
TAXA DE NÃO FREQUÊNCIA À ESCOLA HOMENS - SÃO PAULO



Nota: Domicílios com renda per capita de um salário mínimo.

Gráfico 2a

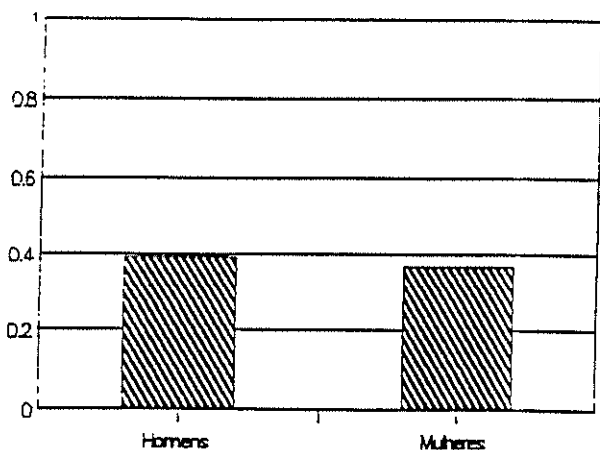
TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO: 16 ANOS - SÃO PAULO



Nota: Domicílios com renda per capita de um salário mínimo.

Gráfico 2b

TAXA DE NÃO FREQUÊNCIA À ESCOLA 16 ANOS - SÃO PAULO



Nota: Domicílios com renda per capita de um salário mínimo.

queda da atratividade da escola com a idade se deve tanto à repetência quanto à insatisfação ou desilusão com o sistema educacional. Finalmente, a crescente independência com a idade leva não só a uma maior demanda por um orçamento próprio como também ao acesso a locais e horários de trabalho antes não permitidos. Estes três fatores em conjunto se complementam levando a uma crescente preferência pelo trabalho. Com frequência, estudar passa a ser uma atividade noturna que finalmente é abandonada.

## V.2 Gênero

Tanto a taxa de participação no mercado de trabalho como a taxa de não frequência à escola são diferenciadas por gênero. A taxa de participação no mercado de trabalho é bastante inferior entre as meninas ( $a_3 < 0$ ) enquanto que a taxa de não frequência à escola é apenas ligeiramente inferior ( $a_3 < 0$ ) (veja Gráficos 2a e 2b). Em outras palavras, o mercado de trabalho surge como bem mais atraente ou acessível aos meninos, ao passo que a escola aparece como mais atraente às meninas.

A taxa de participação no mercado de trabalho mais baixa entre as meninas do que entre os meninos é um fato universalmente observado. Este fato é em parte explicado por um mercado de trabalho menos atraente em vista da oferta de salários mais baixos a elas oferecidos em relação aos dos meninos ou a uma legislação que veda às meninas certas ocupações e locais ou horários de trabalho. Além disso, fatores culturais podem estar também induzindo uma menor taxa de participação entre as meninas devido a seu tradicional maior envolvimento nos afazeres domésticos ou a um maior consentimento familiar ou demanda por independência por parte dos meninos.

Por outro lado, uma taxa de não frequência à escola maior entre os meninos é fato raro em países em desenvolvimento. Em geral nestes países existe um considerável viés educacional contra as meninas. Como a educação da mãe é um dos principais determinantes do estado nutricional, da taxa de mortalidade [Merrick (1985)], e da frequência à escola das crianças (sendo em geral muito mais importante que a educação do pai), o viés contra a educação feminina existente nestes países tem sido uma das causas das sérias dificuldades que estes países têm encontrado em melhorar seus indicadores sociais. A ausência desse viés no sistema educacional brasileiro é, portanto, um importante fator que facilitará se complementado por outras

políticas sociais, a redução da desnutrição e da mortalidade infantil no país.

### V.3 Região Metropolitana

Os resultados referentes às variações nas taxas de participação no mercado de trabalho e não freqüência à escola por região metropolitana são verdadeiramente surpreendentes. Comparando-se menores em domicílios com a mesma renda per capita nas três regiões consideradas — Fortaleza, São Paulo e Porto Alegre —, tem-se que Fortaleza, que é considerada a mais pobre, menos desenvolvida, e com pior infra-estrutura social, é a região não só com a menor taxa de não freqüência à escola ( $a_4 < 0$  e  $a_4 < a_5$ ) como também com a menor taxa de participação de menores na força de trabalho ( $\alpha_4 < 0$  e  $\alpha_4 < \alpha_5$ ) [veja Gráficos 3a e 3b]. Comparando-se São Paulo e Porto Alegre tem-se que a taxa de participação no mercado de trabalho é ligeiramente maior em São Paulo ( $\alpha_5 < 0$ ), enquanto que a taxa de não freqüência à escola é significativamente maior em Porto Alegre ( $a_5 > 0$ ) [veja Gráficos 3a e 3b].

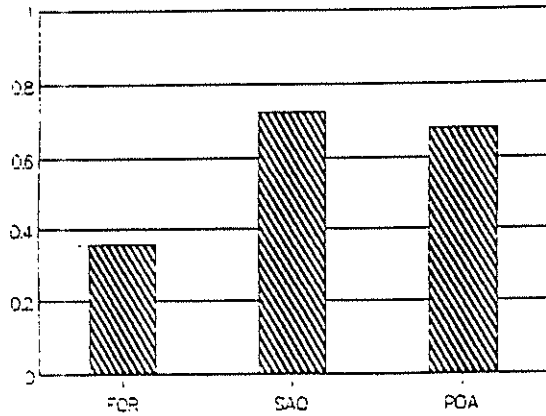
Estas diferenças regionais parecem indicar que, contrariamente à ênfase dada na literatura, a decisão do menor de trabalhar e abandonar a escola são decisivamente influenciada pela atratividade do mercado de trabalho em que se insere. Assim, em São Paulo e Porto Alegre, onde os salários ofertados são mais altos e maiores as chances de obter um posto com carteira, as taxas de participação no mercado de trabalho são mais elevadas levando como conseqüência a uma maior taxa de não freqüência à escola. É surpreendente que a qualidade das escolas, que deve ser maior em Porto Alegre e São Paulo do que em Fortaleza, não atue como uma força capaz de neutralizar a maior atratividade do mercado de trabalho.

## VI. CONSEQÜÊNCIAS DA POBREZA

Tanto a taxa de participação na força de trabalho como a taxa de não freqüência à escola dos menores encontram-se inversamente relacionadas com os recursos das unidades domésticas em que vivem caso utilizemos a nossa definição para recursos domésticos [veja Gráficos 4a e 4b]. Lembre-se, que segundo esta definição, os recursos domésticos não incluem os rendimentos dos menores.

Gráfico 3a

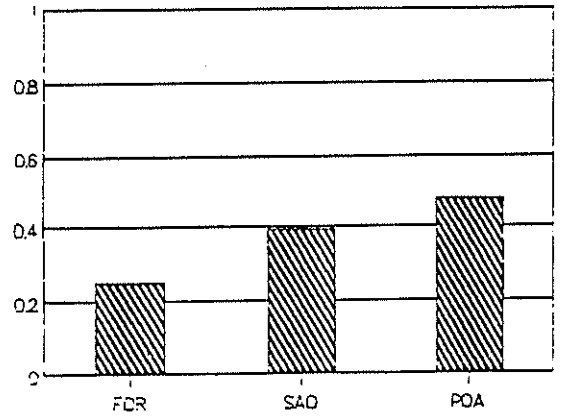
TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO: 16 ANOS - HOMENS



Nota: Domicílios com renda per capita de um salário mínimo.

Gráfico 3b

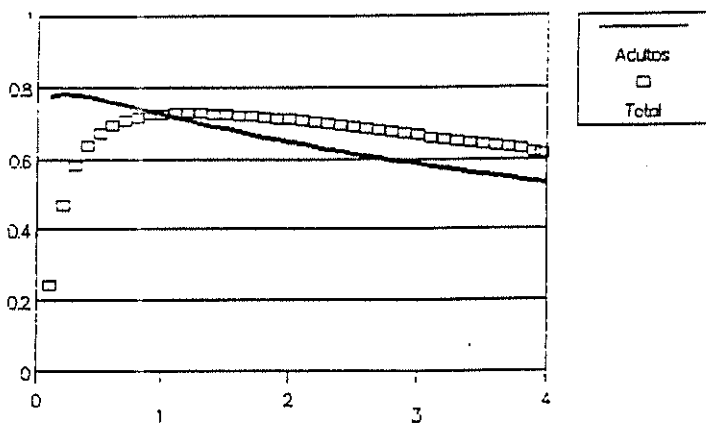
TAXA DE NÃO FREQUÊNCIA À ESCOLA 16 ANOS - HOMENS



Nota: Domicílios com renda per capita de um salário mínimo.

Gráfico 4a

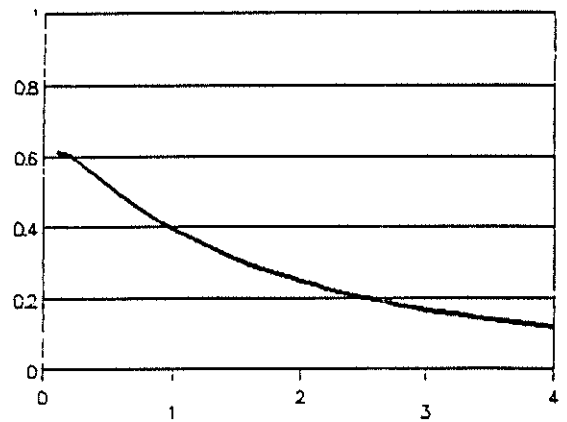
TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO: HOMENS-16 ANOS - SÃO PAULO



Renda Domiciliar per capita (SM)

Gráfico 4b

TAXA DE NÃO FREQUÊNCIA À ESCOLA HOMENS - 16 ANOS - SÃO PAULO



Renda Domiciliar per capita (SM)

Caso a renda dos menores seja incluída, essa relação inversa entre taxa de participação no mercado de trabalho e renda domiciliar per capita não é mais observada [veja Gráfico 4a]. De fato, ao usarmos como medida dos recursos domésticos a renda domiciliar como usualmente definida, isto é, incluindo a renda de todos os membros, a relação entre taxa de participação no mercado de trabalho e renda domiciliar per capita passa a ter a forma de U-invertido, com um pico em torno de um salário mínimo per capita, similar à encontrada na literatura [veja Silva et alli (1988)].

O problema de se incluir os rendimentos dos menores no cálculo da renda domiciliar quando o objetivo é estudar a taxa de participação de menores na força de trabalho é que, ao trabalhar, o menor está elevando a renda do seu próprio domicílio na razão direta de sua contribuição ao orçamento doméstico. Portanto, este crescimento da renda domiciliar devido à participação de menores no mercado de trabalho será tão mais evidente quanto menor for a renda domiciliar, uma vez que, como se sabe, a participação dos rendimentos dos menores no orçamento doméstico decresce com a renda domiciliar [vide Silva et alli (1988, gráf. 22)]. Estes fatos induzem, para baixos níveis de renda per capita, uma associação positiva entre a taxa de participação de menores e a renda domiciliar per capita. Portanto, a relação observada em forma de U-invertido entre a taxa de participação de menores na força de trabalho e a renda domiciliar per capita, quando a renda domiciliar inclui os rendimentos dos menores é, na verdade, um artefato de uma combinação 1) da relação inversa natural entre taxa de participação e renda domiciliar per capita e 2) da associação direta entre estas variáveis, para baixos níveis de renda, induzida pela inclusão na renda domiciliar dos rendimentos dos menores.

## VII. AS CONSEQÜÊNCIAS DIFERENCIADAS DA POBREZA

### VII.1 Idade

Com respeito à idade dos menores, os resultados ( $\beta_1 > 0$  e  $b_1 > 0$ ) [veja Gráficos 5a e 5b] indicam que a sensibilidade aos recursos domésticos tanto da taxa de participação no mercado de trabalho como da taxa de não freqüência à escola decrescem com a idade. Em outras palavras, as decisões de participar do mercado de trabalho e abandonar a escola entre adolescentes tendem a ser mais independentes dos recursos da unidade doméstica em que vivem do que as

correspondentes decisões entre crianças. Em suma, dada a crescente independência dos menores com a idade, os impactos correntes da pobreza tendem a ser mais sérios entre crianças do que entre adolescentes.

### VII.2 Gênero

Quanto ao gênero, obtivemos que a sensibilidade aos recursos domésticos tanto da taxa de participação no mercado de trabalho como da taxa de não freqüência à escola é a mesma para meninos e meninas ( $\beta_2$  e  $b_2$  são estatisticamente insignificantes) [veja Gráficos 6a e 6b]. Em outras palavras, as meninas e os meninos são similarmente afetados pela pobreza das unidades domésticas em que vivem.

Uma vez que a educação da mãe é um dos principais mecanismos de transmissão intergeracional da pobreza, é importante observar que se as famílias pobres brasileiras concentrassem os impactos da pobreza sobre os menores do sexo feminino então os níveis de transmissão intergeracional da pobreza no Brasil seriam ainda mais elevados do que já o são. Puramente do ponto de vista da transmissão da pobreza é conveniente termos uma evasão escolar viesada por gênero, menor entre as meninas do que entre os meninos.

### VII.3 Região Metropolitana

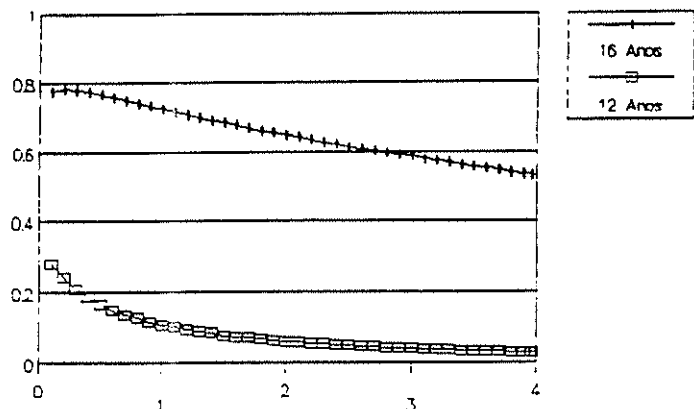
Os resultados sobre a sensibilidade diferenciada das taxas de participação no mercado de trabalho e não freqüência à escola por região metropolitana são surpreendentes. Em princípio, dever-se-ia esperar que a sensibilidade aos recursos domésticos destas duas taxas devesse ser maior nas regiões com pior infra-estrutura social. A idéia seria de que, em regiões com melhor infra-estrutura social (por exemplo, com escolas de melhor qualidade), a decisão dos menores de abandonar a escola e entrar no mercado de trabalho seria menos sensível aos recursos das unidades domésticas em que vivem.

Com base nesta argumentação a sensibilidade das taxas de participação no mercado de trabalho e não freqüência à escola aos recursos domésticos deveria ser maior em Fortaleza e menor em Porto Alegre com São Paulo ocupando uma posição intermediária, se acreditamos ser este o inverso da ordenação destas regiões segundo a qualidade da infra-estrutura social. Nossos resultados



Gráfico 5a

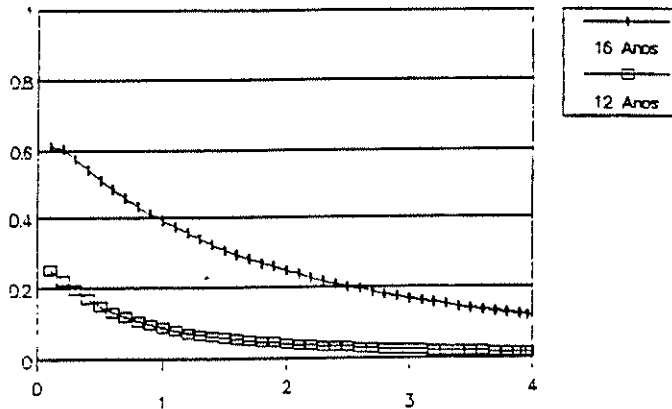
TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO: HOMENS - SÃO PAULO



Renda Domiciliar per capita (SM)

Gráfico 5b

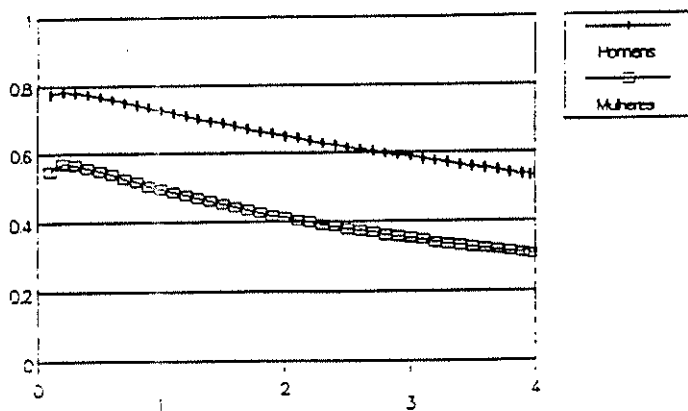
TAXA DE NÃO FREQUÊNCIA À ESCOLA HOMENS - SÃO PAULO



Renda Domiciliar per capita (SM)

Gráfico 6a

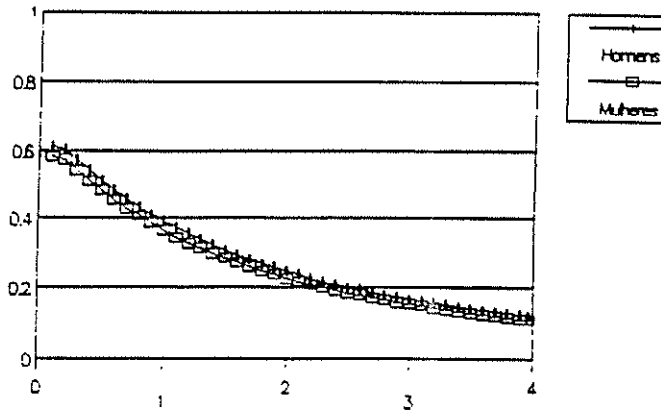
TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO: 16 ANOS - SÃO PAULO



Renda Domiciliar per capita (SM)

Gráfico 6b

TAXA DE NÃO FREQUÊNCIA À ESCOLA 16 ANOS - SÃO PAULO



Renda Domiciliar per capita (SM)

Gráfico 7a

TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE  
TRABALHO: 16 ANOS - HOMENS

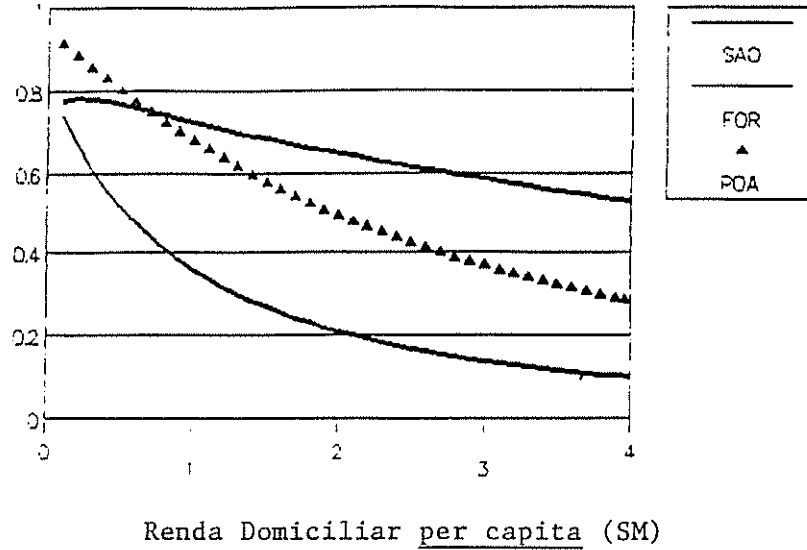
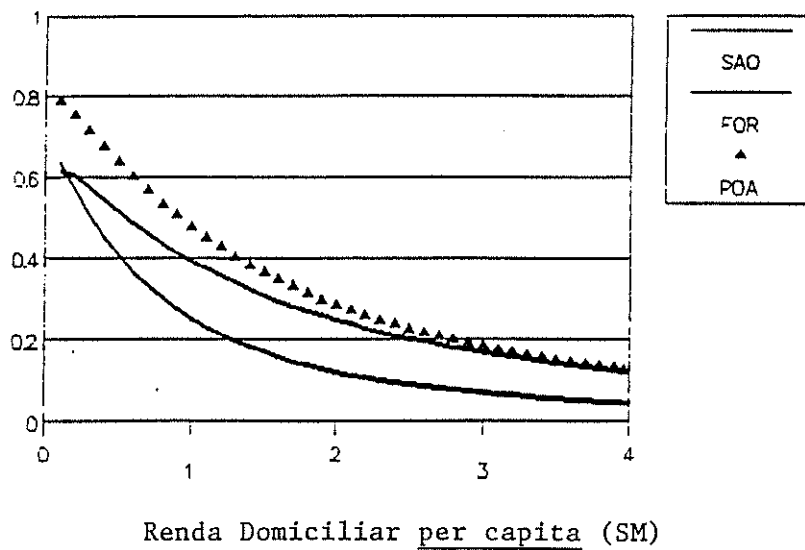


Gráfico 7b

TAXA DE NÃO FREQUÊNCIA À ESCOLA  
16 ANOS - HOMENS



confirmam essa previsão para a posição relativa de Fortaleza e São Paulo ( $\beta_3 < 0$  e  $b_3 < 0$ ) [veja Gráficos 7a e 7b]. Os resultados para Porto Alegre são inesperados, não só revela níveis de sensibilidade aos recursos domésticos superiores a São Paulo ( $\beta_4 < 0$  e  $b_4 < 0$ ) como no caso da taxa de participação no mercado de trabalho a sensibilidade é tão elevada quanto a estimada para Fortaleza. Estes resultados levantam dúvidas sobre a crença de que a qualidade da infra-estrutura social em Porto Alegre seja mais elevada do que em São Paulo. Além disso, sugerem estudos mais aprofundados da natureza da substituibilidade entre infra-estrutura social e recursos domésticos na geração do bem-estar de menores.

#### VIII. CONCLUSÃO

Merece destaque o fato de que as meninas possuem uma maior taxa de freqüência à escola do que os meninos. Esta é uma característica rara em países em desenvolvimento. Em geral nestes países existe um considerável viés educacional contra as meninas. Como a educação da mãe é um dos principais determinantes do bem-estar das crianças, a ausência deste viés no sistema educacional brasileiro é um importante fator que facilitará, se complementado por outras políticas sociais, a redução da desnutrição e da mortalidade infantil no país.

Cabe ainda ressaltar que a taxa de participação no mercado de trabalho é menor e a taxa de freqüência à escola maior em Fortaleza do que nas regiões metropolitanas mais ricas e desenvolvidas do Sul e do Sudeste. Essas diferenças regionais parecem indicar que, contrariamente à ênfase dada na literatura, as decisões dos menores de trabalhar e abandonar a escola são decisivamente influenciadas pela atratividade do mercado de trabalho em que se inserem e menos pela escassez de recursos das unidades domésticas em que vivem. Assim, em São Paulo e Porto Alegre onde os salários ofertados são mais elevados e maiores as chances de obter um posto com carteira, as taxas de participação no mercado de trabalho são mais elevadas levando como conseqüência a uma maior taxa de não freqüência à escola.

Finalmente investigamos se as conseqüências da pobreza são diferenciadas por faixa etária, sexo e região metropolitana. Mostramos que as crianças são mais afetadas pela pobreza do que os adolescentes, que o bem-estar das

meninas é tão sensível aos recursos econômicos dos seus pais e parentes quanto o bem-estar dos meninos, e que, possivelmente devido à maior infra-estrutura social em São Paulo, o bem-estar das crianças e adolescentes é menos dependente dos recursos de suas famílias aí do que em Fortaleza e Porto Alegre.

#### IX. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARROS, R. & R. MENDONÇA. Determinantes da participação de menores na força de trabalho. Mimeo, 1990.

MADDALA, G.S.. Limited-dependent and qualitative variables in econometrics. Cambridge University Press, 1983.

MERRICK, T.W.. The effect of piped water on early childhood mortality in urban Brazil, 1970 to 1976. Demography. 2(1), Fev. 1985.

PIRES, J.M.. Trabalho infantil: a necessidade e a persistência. Dissertação de mestrado e economia, USP-FEA, São Paulo, 1988.

RIBEIRO DA SILVA, R.M., A.L. SABOIA, & H. CASTELLO BRANCO. Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil. IBGE, Rio de Janeiro, 1988.



# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)