

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***

Este trabalho investiga 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 (PNAD), de 1987, descrevemos como a freqüência à escola e a entrada de menores (conjunto de 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 de acordo com a região de residência. Conclui-se 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 econômicos da unidade doméstica em que vivem.

1 - Introdução

Pobreza é um fenômeno tão mais preocupante quanto mais graves forem suas conseqüências. Estas conseqüências, por sua vez, são tão mais graves quanto mais a sociedade permite que o bem-estar e o desenvolvimento de crianças e adolescentes sejam sensíveis ao nível de renda das famílias a que pertencem. Isto porque, numa sociedade onde haja extrema pobreza e elevada desigualdade de renda, uma alta sensibilidade do bem-estar e do desenvolvimento de crianças e adolescentes à renda familiar preocupa, por um lado, pela injustiça social advinda da concentração das privações da pobreza em um subgrupo e, por outro lado, sobretudo por caracterizá-

* Este artigo é uma versão modificada da submetida, mas não aceita, à Anpec-90 (área de Demografia e Política Social). 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 e Rosa Maria Ribeiro da Silva, cujos comentários em versões anteriores levaram a substanciais alterações. Discussões com José Rodriguez a respeito da Metodologia (Seção 3) foram particularmente úteis. Rosane Mendonça agradece ao suporte recebido da Unicef para a execução deste trabalho.

** Do IPEA-Rio.

***Aluna do mestrado em economia da PUC-RJ.

la como uma sociedade onde não prevalece a igualdade de oportunidades. A desigualdade de oportunidades, na medida em que significa que o desenvolvimento de crianças e adolescentes em famílias pobres será consideravelmente inferior aos padrões médios, constitui-se num dos componentes do círculo da pobreza: as crianças e adolescentes vivendo em famílias pobres hoje constituirão, com maior probabilidade, as unidades pobres de amanhã.

Este trabalho investiga algumas das conseqüências da pobreza sobre o bem-estar e desenvolvimento de crianças e adolescentes entre sete e 17 anos e, portanto, alguns dos mecanismos de transmissão intergeracional da pobreza. Especificamente, com base em informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 1987, descreve como a freqüência à escola e a entrada de menores 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 e de acordo com a região de residência. O objetivo dessa desagregação é verificar se as conseqüências da pobreza são af diferenciadas. Procura responder a perguntas, tais como: O bem-estar das meninas é mais sensível aos recursos econômicos dos seus pais e parentes do que o bem-estar dos meninos? As crianças são mais afetadas pela pobreza do que os adolescentes? É o bem-estar das crianças e adolescentes mais dependente dos recursos das 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.

Este artigo compõe-se de seis seções além desta introdução. O universo de análise e os principais conceitos utilizados ao longo do trabalho encontram-se na Seção 2. A Seção 3 trata da metodologia empregada para modelar a relação entre as taxas de participação do menor no mercado de trabalho e a freqüência à escola e seus determinantes. A Seção 4 apresenta os resultados da estimação desses modelos, e as Seções 5 e 6 mostram a análise desses resultados: a Seção 5 trata das variações das taxas de participação do menor no mercado de trabalho e da freqüência à escola com idade, gênero e região metropolitana; e a Seção 6 analisa as conseqüências da pobreza diferenciadas também por idade, gênero e região de residência. Finalmente, a última seção resume as principais conclusões do trabalho.

2 - Universo de análise e conceitos básicos

O universo de análise restringiu-se aos membros do domicílio¹ com idade entre sete e 17 anos cuja situação no domicílio não era a de chefe ou cônjuge, em três regiões metropolitanas brasileiras: Fortaleza, São Paulo e Porto Alegre. Como fonte de

1 Consideraram-se como membros do domicílio: o chefe, o cônjuge, os filhos, os parentes e os agregados. Excluíram-se os pensionistas, empregados domésticos e seus familiares. A análise abrangeu apenas os domicílios particulares.

informações utilizou-se a PNAD de 1987, que gerou uma amostra com 8.686 menores. Destes, 31% estão na faixa entre sete e nove anos, 44% entre 10 e 14 anos e 25% entre 15 e 17 anos. A distribuição detalhada da amostra por região metropolitana, faixa etária e gênero encontra-se na Tabela 1. O requerimento de uma idade mínima de sete anos é natural dado que uma das variáveis que se procura explicar é a frequência à escola. De fato, em geral a criança completa sete anos no ano em que está cursando a primeira série do primeiro grau.

Ao se estudar a participação no mercado de trabalho, apenas os menores com 10 ou mais anos foram considerados, uma vez que esta é a idade mínima para a coleta de informações sobre a participação do menor no mercado de trabalho pela PNAD. Considerou-se o menor pertencente à população economicamente ativa se, na semana de referência da pesquisa, ele estivesse trabalhando ou tivesse procurado trabalho nos últimos dois meses.²

Um dos pontos fundamentais da análise foi o de como a participação de menores no mercado de trabalho e sua frequência à escola dependem dos recursos econômicos das unidades domésticas a que pertencem. Em princípio, a renda domiciliar *per capita* ou a renda familiar *per capita* seriam as medidas naturais dos recursos domésticos. Contudo, a renda domiciliar ou familiar inclui a renda dos menores que trabalham e, portanto, ela não só afeta a decisão de os menores trabalharem como também é afetada pela participação destes no mercado de trabalho. Assim, entre domicílios de baixa renda observa-se que é precisamente entre aqueles com renda ligeiramente mais alta que os menores participam mais intensamente no mercado de trabalho. Dessa forma, decidiu-se utilizar como medida dos recursos

TABELA 1

Distribuição da amostra por região metropolitana, faixa etária e gênero — 1987

(%)

Região 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.

² Cumpre lembrar que o IBGE utiliza uma definição mais restritiva. Segundo a definição desse Instituto, uma pessoa pertence à população economicamente ativa caso possua trabalho ou tenha procurado trabalho na semana anterior à pesquisa.

domésticos o somatório da renda dos membros adultos³ do domicílio dividido pelo número total de membros deste.⁴

3 - Metodologia

Denote-se por T um indicador de que o menor pertence à população economicamente ativa ($T = 1$) ou não ($T = 0$) e por E se o menor freqüenta 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 da localização geográfica da unidade doméstica em que vive, além da idade e do sexo.⁵

Como medida dos recursos econômicos da unidade doméstica, utilizou-se, conforme descrito na seção anterior, a renda total dos adultos *per capita* denotada por r . Quanto à localização geográfica, utilizam-se dois indicadores, f e p , para identificar três possibilidades: se $f = 0$ e $p = 0$, o domicílio pertence à Região Metropolitana de São Paulo; se $f = 1$ e $p = 0$, faz parte da Região Metropolitana de Fortaleza; e, se $f = 0$ e $p = 1$, pertence à Região Metropolitana de Porto Alegre.⁶ Com respeito ao gênero, utiliza-se o indicador g : $g = 0$ para meninos e $g = 1$ para meninas. Finalmente, i denota a idade em anos menos 10: por exemplo, para um menor com 16 anos, teremos $i = 6$.

Para investigar como as probabilidades de os menores participarem na força de trabalho e de não freqüentarem a escola variam com os recursos econômicos e a localização geográfica da unidade doméstica em que vivem, além da idade e do sexo, utilizam-se os seguintes modelos logísticos:⁷

$$P\{T = 1 \mid r, i, g, f, p\} = \frac{1}{1 + e^{-\Lambda_T(r, i, g, f, p)}} \quad (1a)$$

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

4 Masters (1969), em seu artigo sobre o efeito da renda familiar sobre a educação das crianças, também utiliza como medida dos recursos domésticos a renda familiar sem incluir os rendimentos dos menores.

5 Neste estudo iremos estimar regressões não-lineares e interpretá-las como relações causais. Como nossas informações não provêm de experimentos controlados, tal interpretação não é necessariamente válida. No entanto, se certas hipóteses — cuja especificação encontra-se além do escopo deste trabalho — se verificarem, então tal interpretação será válida. Neste trabalho estamos assumindo implicitamente que tais hipóteses são válidas.

6 Este processo de construção de indicadores é um caso particular do fato de 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.

7 Ver Maddala (1983), para uma descrição aprofundada desses modelos.

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

onde:

$$\Lambda_T(r, i, g, f, p) = A_T(i, g, f, p) + B_T(i, g, f, p) \cdot \ln(r) + \delta_T \cdot [\ln(r)]^2 \quad (2a)$$

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, Λ_E é definido por:

$$\Lambda_E(r, i, g, f, p) = A_E(i, g, f, p) + B_E(i, g, f, p) \cdot \ln(r) + \delta_E \cdot [\ln(r)]^2 \quad (2b)$$

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-se que:

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

e:

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

As equações (5a) e (5b) mostram que Λ_T e Λ_E são os *logits*.⁸ Na especificação de Λ_T e Λ_E pelas equações (2a) e (2b) cada detalhe foi escolhido com objetivos específicos que passam, então, a ser descritos:

Como função dos recursos domésticos, (2a) e (2b) especificam uma relação log-quadrática. A relação quadrática foi escolhida para que se possa 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 eles não freqüentarem a escola) e os recursos das unidades domésticas em que vivem.⁹ Com referência à taxa de participação do menor na força de trabalho, existem vários estudos [ver Silva *et alii* (1988)] 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 conseqüência da inclusão da renda dos menores na renda domiciliar.

Dos três coeficientes da relação quadrática no logaritmo da renda (A , B , e δ), aquele referente ao termo quadrático δ foi considerado, por simplicidade, invariante em relação à idade, ao sexo e à 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 para domicílios com renda de um salário mínimo *per capita*.

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

Os parâmetros do termo linear B estão relacionados com o fato de quão diferenciada por idade, gênero e região de residência é a sensibilidade das probabilidades de participar no mercado de trabalho e de não freqüentar a escola à renda domiciliar. Como medidas da sensibilidade dessas probabilidades à renda domiciliar, usaremos e_T e e_E , que são definidos por:

⁸ Se p é uma probabilidade, o *logit* de p , $l(p)$, é dado por $l(p) = \ln(p/(1-p))$. Note-se que $l(p)$ é uma função crescente de p .

⁹ De acordo com a especificação utilizada, a relação será sempre em forma de *U*-invertido desde que $\delta_T < 0$. Assim, testar o *U*-invertido significa estritamente 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 $\delta_T < 0$, a relação será inversa para todo o nível de renda superior a $r_T = e^{-B_T/(2\delta_T)}$. Portanto, tão importante como testar se $\delta_T \geq 0$ é estimar o ponto de reversão r_T .

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

e:

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

Logo:

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

e:

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

Espera-se que ambos, e_T e e_E , sejam negativos, revelando que tanto a probabilidade de o menor participar no mercado de trabalho como a de não freqüentar a escola decrescem com a renda domiciliar *per capita*. Valores negativos para β_1 e b_1 indicam que as conseqüências da pobreza crescem com a idade, isto é, tornam-se mais graves entre os adolescentes do que entre as crianças. Valores negativos para β_2 e 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 β_3 e b_3 e para β_4 e b_4 mais graves os impactos da pobreza em Fortaleza e Porto Alegre, respectivamente, com relação a São Paulo.

4 - Resultados da estimação

Os dois modelos logísticos da seção anterior para a probabilidade de o menor participar no mercado de trabalho e a de ele não freqüentar a escola foram estimados pelo método da máxima verossimilhança,¹⁰ utilizando-se a amostra de cerca de 8.500 menores proveniente da PNAD de 1987 que foi descrita na segunda seção. A Tabela 2 reporta os valores estimados e os erros-padrão das estimativas.¹¹ Todas as estimativas mostraram-se significativamente diferentes de zero, com exceção de β_2 e b_2 , demonstrando que não há evidência de que as conseqüências da pobreza sejam diferenciadas por gênero.

TABELA 2

Estimadores de máxima verossimilhança para os parâmetros dos modelos logit

Variável	Parâmetro	Participação na força de trabalho (10 - 17)	Não-freqüência à escola (7 - 17)
Constante	(α_0, a_0)	-4,14 (0,24)	-2,69 (0,09)
i	(α_1, a_1)	1,10 (0,11)	0,07 (0,02)
i^2	(α_2, a_2)	-0,041 (0,011)	0,051 (0,004)
g	(α_3, a_3)	-0,97 (0,08)	-0,12 (0,08)
f	(α_4, a_4)	-1,53 (0,13)	-0,66 (0,13)
p	(α_5, a_5)	-0,21 (0,09)	0,35 (0,08)
$\ln(r)$	(β_0, b_0)	-1,02 (0,15)	-1,09 (0,10)
$[\ln(r)]^2$	(δ_T, δ_E)	-0,13 (0,04)	-0,20 (0,04)
$i.\ln(r)$	(β_1, b_1)	0,10 (0,03)	0,04 (0,01)
$g.\ln(r)$	(β_2, b_2)	0,03 (0,08)	0,00 (0,08)
$f.\ln(r)$	(β_3, b_3)	-0,59 (0,14)	-0,33 (0,13)
$p.\ln(r)$	(β_4, b_4)	-0,60 (0,11)	-0,22 (0,11)
$\ln(\text{verossimilhança})$		-2.185,32	-3.109,92
Amostra		5.899	8.548

OBS.: Valores entre parênteses referem-se aos erros-padrão das estimativas, admitindo-se que a amostra é aleatória simples.

10 Utilizou-se o método MARQUARDAT com um critério de convergência de 10^{-6} .

11 Os erros-padrão foram estimados admitindo-se que a amostra é aleatória simples. Como de fato a PNAD é uma amostra estratificada e em três estágios, os verdadeiros erros-padrão podem ser substancialmente maiores.

Com o objetivo de investigar a sensibilidade à inclusão da renda dos menores na relação entre a probabilidade de eles participarem do mercado de trabalho e a renda domiciliar *per capita*, estimou-se também o modelo logístico para a probabilidade de eles participarem do mercado de trabalho utilizando-se a renda domiciliar *per capita* incluindo a renda dos menores. Os resultados encontram-se na Tabela 3.

5 - Participação no mercado de trabalho e frequência à escola

5.1 - 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 (ver Gráficos 1a e 1b). Mais especificamente, a taxa de participação do menor no mercado é sempre

TABELA 3

Estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros do modelo logístico para a probabilidade de o menor participar no mercado de trabalho quando a renda domiciliar inclui a renda dos menores

Variável	Parâmetro	Estimadores (erro-padrão)
Constante	α_0	-3,94 (0,22)
i	α_1	1,08 (0,10)
i^2	α_2	-0,04 (0,01)
g	α_3	-0,96 (0,08)
f	α_4	-1,19 (0,13)
p	α_5	-0,01 (0,09)
$\ln(r)$	β_0	-0,79 (0,16)
$[\ln(r)]^2$	δ_T	-0,34 (0,05)
$i.\ln(r)$	β_1	0,15 (0,03)
$g.\ln(r)$	β_2	-0,04 (0,09)
$f.\ln(r)$	β_3	-0,97 (0,16)
$p.\ln(r)$	β_4	-0,70 (0,12)
$\ln(\text{verossimilhança})$		-2.280,86
Amostra		5.910

OBS.: Valores entre parênteses referem-se aos erros-padrão das estimativas, admitindo-se que a amostra é aleatória simples.

Gráfico 1a

TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO - MENINOS - SÃO PAULO

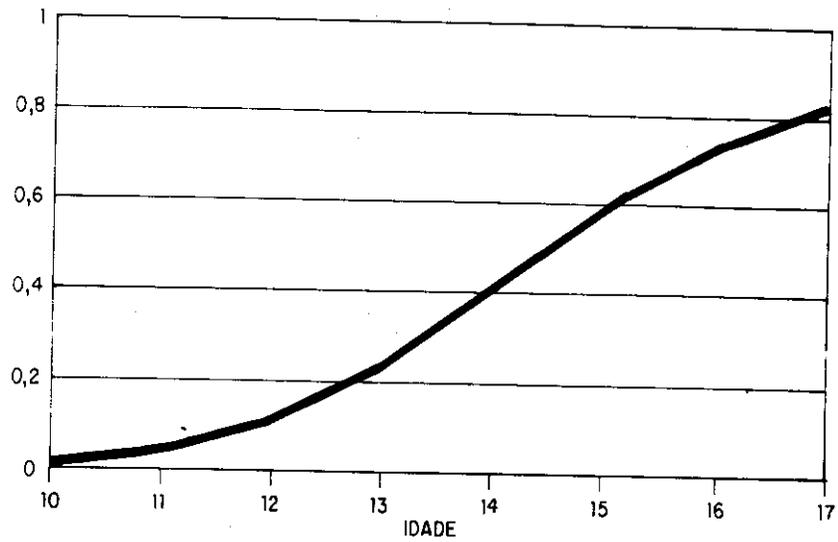
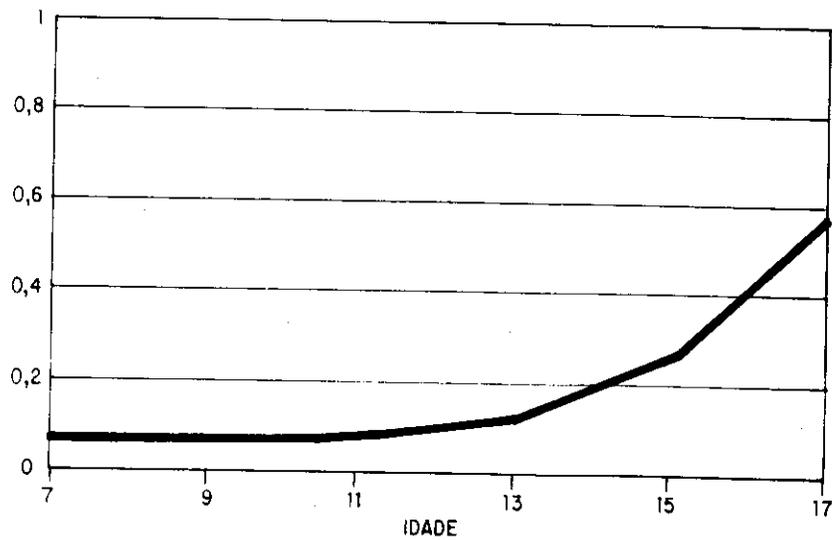


Gráfico 1b

TAXA DE NÃO-FREQÜÊNCIA À ESCOLA - MENINOS - SÃO PAULO



crescente,¹² 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.¹³ De fato, estas variações por idade são muito superiores àquelas por gênero e por região metropolitana que iremos analisar a seguir.

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, o que demonstra que tanto a obrigatoriedade do ensino primário como a proibição legal do trabalho de menores de 12 anos estão longe de serem cumpridas.

Diversos estudos têm procurado descrever as razões do crescimento dessas taxas com a idade [ver, por exemplo, Pires (1988) e Barros e Mendonça (1990)]. Estas razões podem ser agrupadas em três categorias. Em primeiro lugar, têm-se as explicações baseadas na crescente atratividade, com a idade, do mercado de trabalho: os salários crescem, talvez como consequência do crescimento da produtividade com a idade; além disso, a oferta de empregos com melhores condições de trabalho, como, por exemplo, empregos com carteira, torna-se mais freqüente à medida que as restrições legais ao trabalho tendem a se reduzir quando se consideram menores com idades cada vez mais avançadas. Em segundo lugar, a compulsoriedade e, talvez, a atratividade da escola tendem a se reduzir com a idade. A queda da atratividade da escola, com a idade, deve-se tanto à repetência quanto à insatisfação ou à desilusão com o sistema educacional. Finalmente, a crescente independência com a idade acarreta não só uma maior demanda por um orçamento próprio, como também acesso a locais e horários de trabalho antes não permitidos. Esses três fatores em conjunto se complementam, ocasionando uma crescente preferência do menor pelo trabalho. Com freqüência, estudar passa a ser uma atividade secundária e noturna e, finalmente, é abandonada.

5.2 - Gênero

A taxa de participação do menor no mercado de trabalho é diferenciada por gênero, sendo bastante inferior para as meninas ($\alpha_3 < 0$). Com relação à taxa de não-frequência à escola, esta é apenas ligeiramente inferior para as meninas ($a_3 < 0$) (ver Gráficos 2a e 2b). Em outras palavras, o mercado de trabalho surge como relativamente bem mais atraente ou acessível aos meninos, ao passo que a escola aparece como relativamente mais atraente às meninas.

Uma 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,

12 Dada a especificação quadrática, a taxa não pode ser crescente em toda a parte. Diremos que a taxa é *sempre* crescente quando o forem nos intervalos que nos interessam: idade entre sete e 17 anos e renda doméstica entre 0,1 e 2,0 salários mínimos

13 A idade em que a taxa de não-frequência à escola passa a ser crescente, i^* , varia com a renda da unidade doméstica, através de: $i^* = 10 - (a_1 + b_1 \ln(r)) / (2a_2) = 9,3 - 0,4 \ln(r)$. Assim, quando r varia de 0,1 a 2,0 o salários mínimos, i^* varia de 10,2 a 9,0 anos.

Gráfico 2a

TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO – 16 ANOS – SÃO PAULO

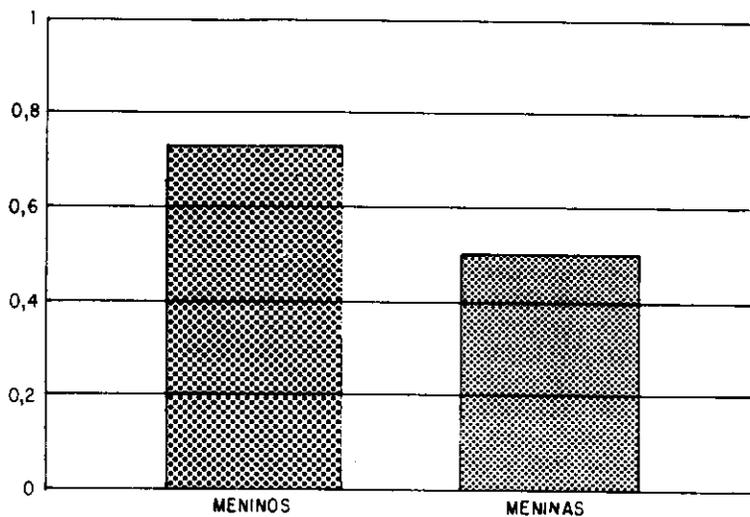
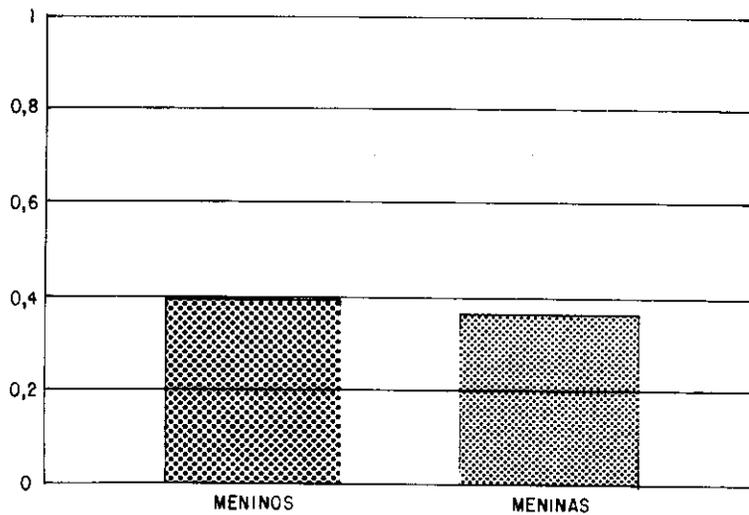


Gráfico 2b

TAXA DE NÃO-FREQÜÊNCIA À ESCOLA – 16 ANOS – SÃO PAULO



explicado por um mercado de trabalho menos atraente quando visto pelas meninas devido aos salários mais baixos a elas oferecidos. Além disso, fatores culturais podem estar, também, induzindo uma menor taxa de participação das meninas, tanto por um tradicional maior envolvimento delas nos afazeres domésticos quanto por um maior não-consentimento familiar a certas ocupações e locais ou horários de trabalho.

Por outro lado, uma maior taxa de não-frequência à escola entre os meninos do que entre as meninas é um fato raro em países em desenvolvimento. Em geral, nesses países existe um considerável viés educacional contra as meninas. Como a educação da mãe é um importante determinante do estado nutricional do menor, da taxa de mortalidade [Merrick (1985)] e da frequência à escola (sendo em geral muito mais importante, nesse aspecto, que a educação do pai), o viés contra a educação feminina existente nesses países tem sido uma das causas de estes países terem encontrado sérias dificuldades 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.

5.3 - Região metropolitana

Os resultados referentes às variações nas taxas de participação no mercado de trabalho e não-frequência à escola por região metropolitana são bastante surpreendentes. Tem-se que Fortaleza — que é considerada das três a mais pobre, menos desenvolvida e com pior infra-estrutura social — é a região não só com a menor taxa de não-frequência 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 $\alpha_4 < \alpha_5$) (ver 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 na primeira ($\alpha_5 < 0$), enquanto que a taxa de não-frequência à escola é significativamente maior em Porto Alegre ($a_5 > 0$) (ver Gráficos 3a e 3b).

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. Assim, em São Paulo e Porto Alegre, onde os salários ofertados são mais elevados e as chances de obter emprego com carteira assinada são maiores, as taxas de participação do menor no mercado de trabalho são mais elevadas, levando, como consequência, a uma maior taxa de não-frequência à escola. É surpreendente que a qualidade das escolas, que deve ser melhor em Porto Alegre e São Paulo do que em Fortaleza, não atue com força suficiente para neutralizar a maior atratividade do mercado de trabalho, acarretando uma menor taxa de não-frequência à escola nessas regiões.

Gráfico 3a

TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO – 16 ANOS – MENINOS

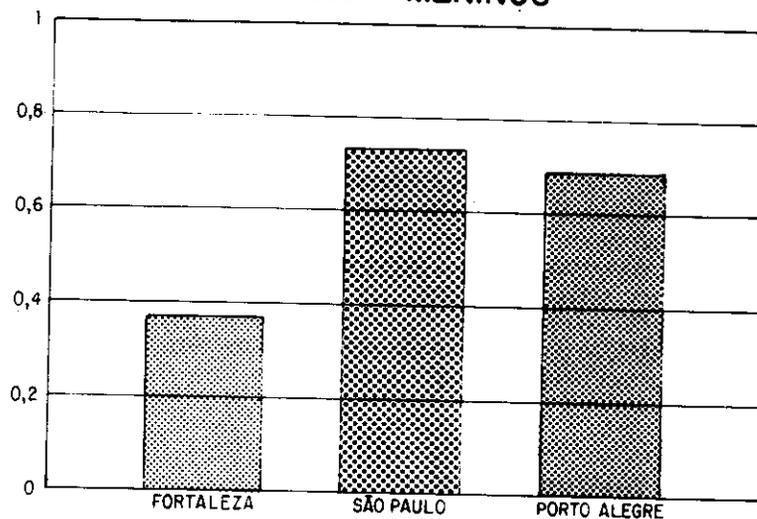
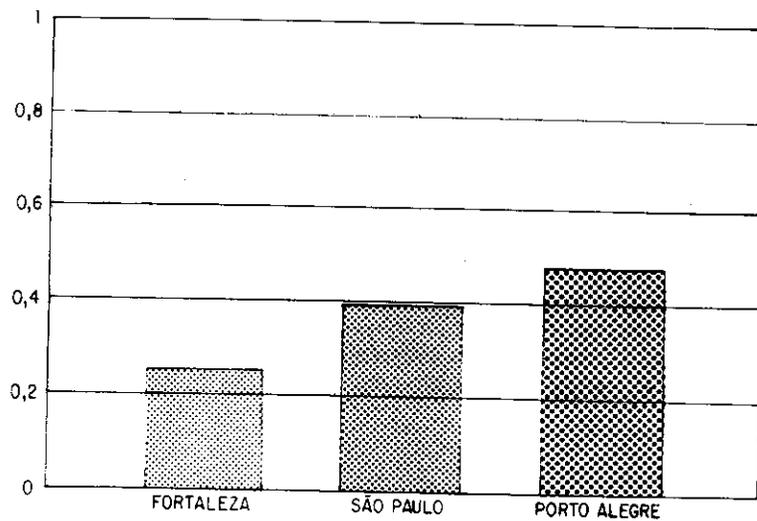


Gráfico 3b

TAXA DE NÃO-FREQÜÊNCIA À ESCOLA – 16 ANOS – MENINOS



6 - As conseqüências diferenciadas da pobreza

Utilizando a definição para recursos domésticos, vista anteriormente, podemos observar que tanto a taxa de participação na força de trabalho como a taxa de não-frequência à escola dos menores encontram-se inversamente relacionadas com os recursos econômicos das unidades domésticas em que vivem (ver Gráficos 4a e 4b). Deve ser lembrado que, segundo esta definição, os recursos econômicos não incluem os rendimentos dos menores.

Gráfico 4c

TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO - MENINOS COM 16 ANOS - SÃO PAULO

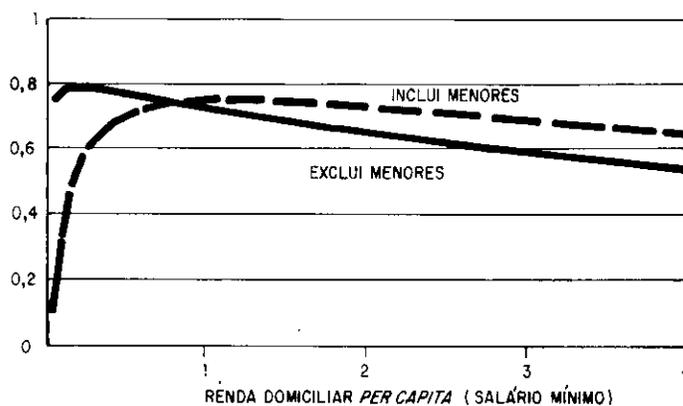
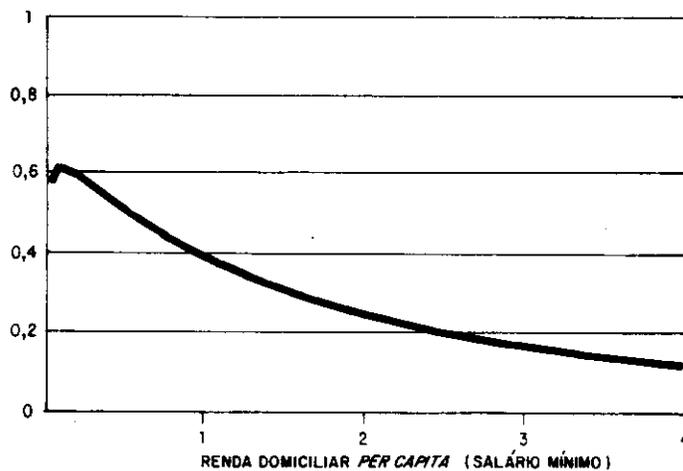


Gráfico 4b

TAXA DE NÃO-FREQÜÊNCIA À ESCOLA - MENINOS COM 16 ANOS - SÃO PAULO



Caso a renda dos menores seja incluída, a relação inversa entre a taxa de participação no mercado de trabalho e a renda domiciliar *per capita* não é mais observada (ver 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 a taxa de participação no mercado de trabalho e a 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 [ver Silva *et alii* (1988)].

6.1 - Idade

Com respeito à idade dos menores, os resultados ($\beta_1 > 0$ e $b_1 > 0$) (ver 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-frequência à escola, decresce com a idade. Em outras palavras, as decisões dos adolescentes de participar do mercado de trabalho e abandonar a escola tende a ser mais independente dos recursos da unidade doméstica em que vivem do que as correspondentes decisões entre as 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.

6.2 - Gênero

Quanto ao gênero, a análise demonstrou que a sensibilidade aos recursos domésticos, tanto da taxa de participação no mercado de trabalho como da taxa de não-frequência à escola, é a mesma para meninos e meninas (β_2 e b_2 são próximos de zero e, não são estatisticamente significativos) (ver Gráficos 6a e 6b). Em outras palavras, meninos e meninas são igualmente afetados pela pobreza das unidades domésticas em que vivem.

Uma vez que a educação da mãe é um importante mecanismo de transmissão intergeracional da pobreza, sendo em particular muito mais importante que a educação do pai, é importante observar que, caso 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. Assim, o fato de não termos uma evasão escolar viesada contra as meninas é um aspecto positivo do ponto de vista da transmissão da pobreza.

Gráfico 5a

TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO - MENINOS - SÃO PAULO

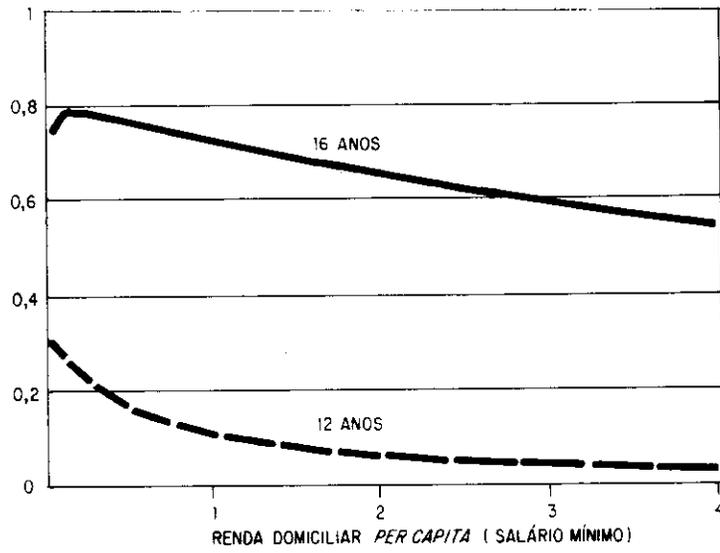


Gráfico 5b

TAXA DE NÃO-FREQÜÊNCIA À ESCOLA - MENINOS - SÃO PAULO

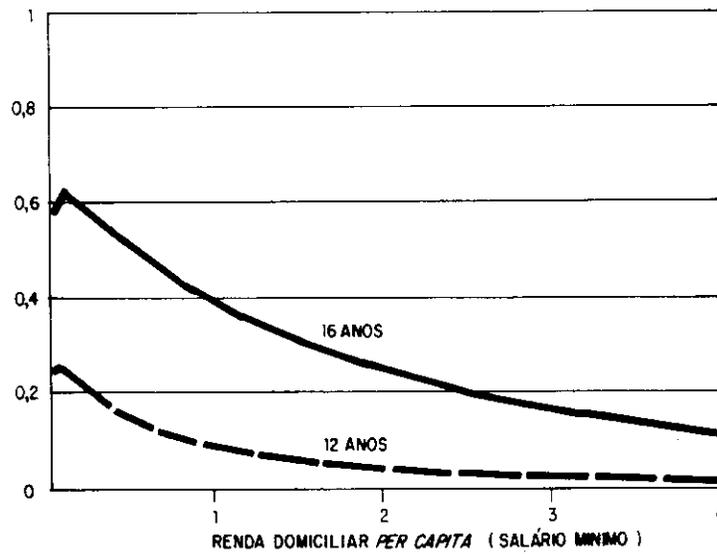


Gráfico 6a

TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO - MENORES COM 16 ANOS - SÃO PAULO

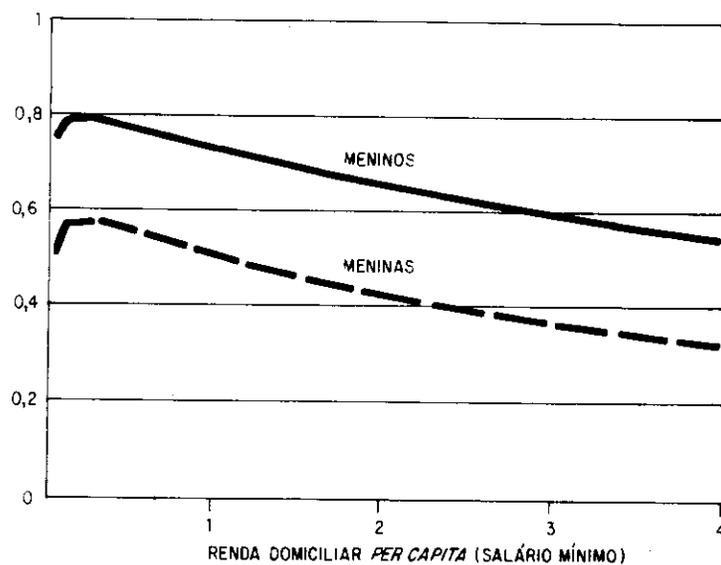
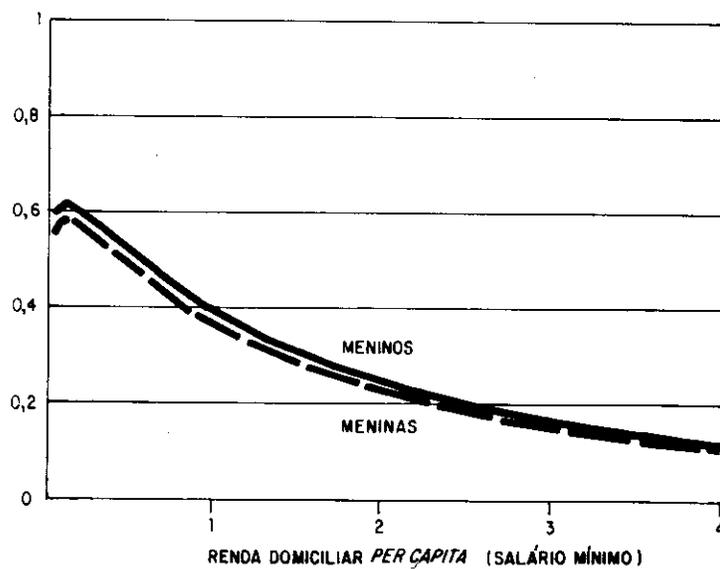


Gráfico 6b

TAXA DE NÃO-FREQÜÊNCIA À ESCOLA - 16 ANOS - SÃO PAULO



6.3 - Região metropolitana

Os resultados sobre a sensibilidade diferenciada das taxas de participação do menor no mercado de trabalho e de não-frequência à escola por região metropolitana são surpreendentes. Em princípio, dever-se-ia esperar que a sensibilidade aos recursos domésticos dessas duas taxas fosse maior nas regiões com infra-estrutura social deficiente. A idéia seria que, em regiões com melhor infra-estrutura social, como, por exemplo, aquelas que possuem escolas de melhor qualidade, a tendência seria de que as decisões dos menores de abandonarem a escola e entrarem no mercado de trabalho fossem menos sensíveis aos recursos econômicos das unidades domésticas em que vivem.

Assim, a sensibilidade das taxas de participação do menor no mercado de trabalho e de não-frequência 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 dessas regiões segundo a qualidade da infra-estrutura social. Nossos resultados confirmam a previsão para a posição relativa de Fortaleza e São Paulo ($\beta_3 < 0$ e $b_3 < 0$) (ver Gráficos 7a e 7b). Os resultados para Porto Alegre são inesperados; não só esta região metropolitana 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. Esses resultados sugerem estudos mais aprofundados da natureza da substituíbilidade entre infra-estruturas sociais e recursos domésticos no desenvolvimento de crianças e adolescentes, assim como das variações regionais na infra-estrutura social.

7 - Conclusões

Este trabalho demonstrou que a taxa de participação de menores no mercado de trabalho e a taxa de não-frequência à escola são: a) crescentes com a idade; b) mais baixas para as meninas do que para os meninos; c) maiores em São Paulo e Porto Alegre do que em Fortaleza; e d) decrescentes com os recursos econômicos da unidade doméstica em que vivem.

Dentre estes aspectos merece destaque, em primeiro lugar, o fato de as meninas possuírem maior taxa de frequência à escola do que os meninos. Esta é uma característica rara em países em desenvolvimento. Em geral, nesses países existe um considerável viés educacional contra as meninas. Como a educação da mãe é um importante determinante do bem-estar das crianças, a ausência desse 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.

Em segundo lugar, destaca-se o fato de a taxa de participação de menores no mercado de trabalho ser menor e a de frequência à escola ser maior em Fortaleza

Gráfico 7 a

TAXA DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO - 16 ANOS - MENINOS

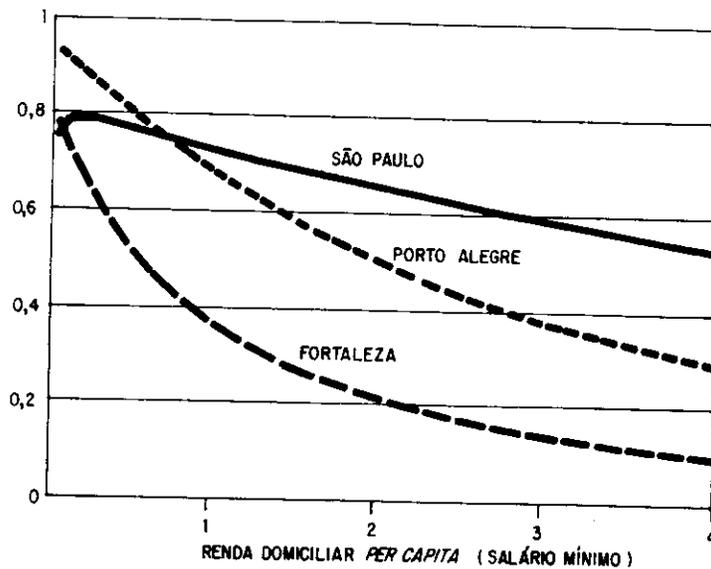
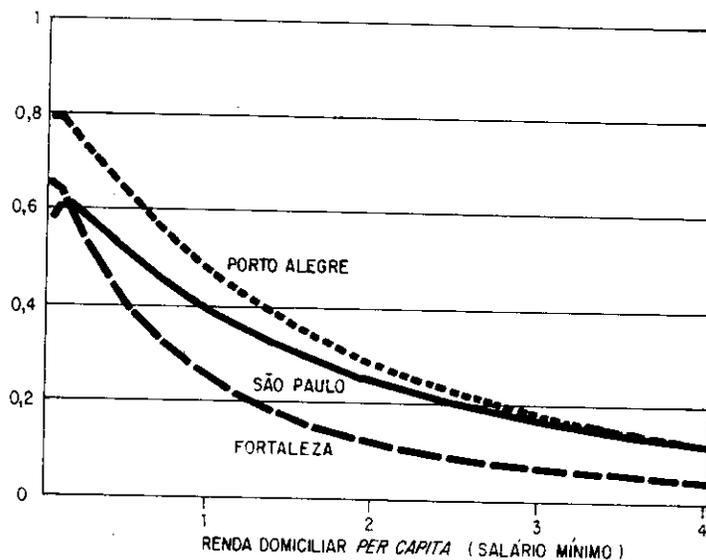


Gráfico 7 b

TAXA DE NÃO-FREQÜÊNCIA À ESCOLA - 16 ANOS - MENINOS



do que nas regiões metropolitanas mais ricas e desenvolvidas do Sul e Sudeste. Contrariamente à ênfase dada na literatura, essas diferenças regionais parecem indicar que as decisões dos menores de trabalhar e abandonar a escola são decisivamente influenciadas pela atratividade do mercado de trabalho em que se inserem e não somente pela escassez de recursos econômicos 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 se obter um emprego com carteira, as taxas de participação no mercado de trabalho do menor são mais altas, e conseqüentemente maiores as taxas de não-frequência à escola. É surpreendente que a qualidade das escolas, que deve ser melhor em Porto Alegre e São Paulo do que em Fortaleza, não atue com força suficiente para neutralizar a maior atratividade do mercado de trabalho, acarretando menor taxa de não-frequência à escola nessas regiões.

Finalmente, investiga-se se as conseqüências da pobreza são diferenciadas por faixa etária, gênero e região metropolitana. Mostra-se que: a) as crianças são mais afetadas pela pobreza do que os adolescentes; b) o bem-estar das meninas é tão sensível aos recursos econômicos dos seus pais e parentes quanto o bem-estar dos meninos; e c) possivelmente, devido a uma melhor infra-estrutura social em São Paulo, o bem-estar das crianças e adolescentes é menos dependente dos recursos de suas famílias nessa região do que em Fortaleza e Porto Alegre.

Abstract

In this paper we investigate some consequences of poverty on children and youth's welfare as well as some of the mechanisms for the transmission of poverty. Specifically, based on PNAD — 1987 we describe how school attendance and child labor force participation are related with household income. The analysis is accomplished by children's gender and age, as well as considering their area of residence. We show that child labor force participation rate and the proportion not attending school are: a) increasing with age; b) greater for males than for females; c) greater in São Paulo than in Fortaleza; and d) decreasing with household resources.

Bibliografia

- BARROS, R., MENDONÇA, R. *Determinantes da participação de menores na força de trabalho*, 1990 (Texto para discussão interna, 200).
- MADDALA, G. S. *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press, 1983.
- MASTERS, S. H. The effect of family income on children's education: some findings on inequality of opportunity. *The Journal of Human Resources*, v. 4, n. 2, p. 158-175, Spring 1969.

MERRICK, T. W. The effect of piped water on early childhood mortality in urban Brazil, 1970 to 1976. *Demography*, v. 2, n. 1, Feb. 1985.

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

SILVA, R. M. R., SABOIA, A. L., BRANCO, H. C. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, 1988.

(Originais recebidos em setembro de 1990. Revisos em setembro de 1991.)