

**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

As despesas familiares com educação no Brasil e a composição de gênero do grupo de irmãos

Sérgio Carlos de Carvalho

Tese apresentada para obtenção de título de Doutor em Ciências.
Área de Concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2008**

Livros Grátis

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

Milhares de livros grátis para download.

Sérgio Carlos de Carvalho
Bacharel em Ciências Econômicas

As despesas familiares com educação no Brasil e a composição de gênero do grupo de irmãos

Orientadora:
Prof^a Dr^a ANA LÚCIA KASSOUF

Tese apresentada para obtenção de título de Doutor em Ciências.
Área de Concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2008

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP**

Carvalho, Sérgio Carlos de

As despesas familiares com educação no Brasil e a composição de gênero do grupo de irmãos / Sérgio Carlos de Carvalho. - - Piracicaba, 2008.

111 p.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2008.
Bibliografia.

1. Econometria 2. Educação – Aspectos socioeconômicos – Brasil 3. Orçamento doméstico I. Título

CDD 370.19341

“Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor”

DEDICO

**À minha esposa e ao meu filho, Wladithe e Caio, os
amores da minha vida.**

AGRADECIMENTOS

À Wladithe meu amor e minha grande companheira.

Ao Caio a quem tenho a pretensão de ser exemplo.

À minha orientadora pela presteza e competência com que sempre me atendeu.

Às professoras Márcia Moraes e Mirian Bacchi e ao professor João Martinez pelas contribuições na qualificação.

Aos amigos da república: Sidnei, Adrian, Jonas e Marcelo. Aos amigos Arlei e José Mauro, sempre dispostos a aceitar um cafezinho e a participar dos acalorados debates republicanos.

Um especial agradecimento ao Adrian que contribuiu na elaboração das rotinas para a obtenção dos dados da POF e ao Arlei que leu a versão da qualificação.

À Sandra, Madalena, Piedade, Leila, Cesinha, Sheila, Rodolfo e a todos da Esalq com quem convivi durante esses anos, pela solidariedade e companheirismo.

Aos membros do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina que garantem o programa de qualificação que permitiu a realização do meu doutorado com licença integral.

À Capes que concedeu uma bolsa PICDT.

Aos meus professores do doutorado, com respeito e admiração.

À Maielli pela dedicação e paciência.

SUMÁRIO

RESUMO.....	7
ABSTRACT.....	8
LISTA DE FIGURAS.....	9
LISTA DE TABELAS.....	11
1 INTRODUÇÃO.....	13
1.1 O problema e sua importância.....	15
1.1.1 Panorama do diferencial de gênero na educação brasileira.....	15
1.2 Objetivos.....	20
1.2.1 Objetivo geral.....	20
1.2.2 Objetivos específicos.....	20
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	21
3 METODOLOGIA.....	30
3.1 Fundamentação teórica.....	30
3.2 Abordagem da discriminação de gênero na alocação intra-domiciliar de recursos.....	34
3.2.1 Curvas de Engel.....	34
3.2.2 A forma funcional utilizada.....	35
3.3 A Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF 2002-2003.....	37
3.3.1 Caracterização das despesas familiares com educação.....	37
3.3.2 Tratamento dos dados.....	41
3.4 As variáveis do modelo.....	42
3.5 Caracterização da amostra.....	44
3.6 O modelo de regressão censurada.....	46
3.6.1 O modelo Tobit.....	48
4 ANÁLISE DESCRITIVA DOS PRINCIPAIS DETERMINANTES SOCIOECONÔMICOS E DEMOGRÁFICOS DAS DESPESAS FAMILIARES COM EDUCAÇÃO.....	51
4.1 Despesas familiares com educação segundo o número de filhos e filhas.....	51
4.2 Despesas familiares com educação por renda familiar <i>per capita</i> mensal.....	54
4.3 Despesas familiares com educação por nível de instrução da pessoa de referência da família.....	58
4.4 Despesas familiares com educação por cor ou raça da pessoa de referência da família.....	62

4.5 Despesas familiares com educação por região de residência da família.....	66
4.6 Despesas familiares com educação por área de residência.....	70
5 ANÁLISE ECONOMETRICA DAS DESPESAS FAMILIARES COM EDUCAÇÃO.....	74
5.1 A análise das despesas com educação.....	74
5.1.1 O modelo de regressão linear para as despesas com educação.....	75
5.1.2 O modelo Tobit para as despesas com educação.....	79
5.1.2.1 As estimativas dos parâmetros das demais variáveis de controle do modelo Tobit.....	79
5.2 Análise por itens de despesas educacionais.....	81
5.2.1 Os modelos de regressão linear para os gastos com diferentes itens de despesas educacionais.....	82
5.2.2 Os modelos Tobit para os gastos com diferentes itens de despesas educacionais.....	92
5.2.2.1 As estimativas dos parâmetros das demais variáveis de controle dos modelos Tobit para os gastos com diferentes itens de despesas educacionais.....	93
6 CONCLUSÕES.....	95
REFERÊNCIAS.....	97
ANEXOS.....	101

RESUMO

As despesas familiares com educação no Brasil e a composição de gênero do grupo de irmãos

Neste trabalho estudou-se a existência de viés de gênero nas escolhas familiares em gastar recursos na educação dos filhos e filhas. Foi obtida uma amostra de 11386 famílias da Pesquisa de Orçamentos Familiares - POF 2002-2003 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As famílias tinham filhos e filhas entre 7 e 20 anos de idade, com pelo menos um deles matriculado e sem que outro membro da família, pais ou outros parentes, também estivesse matriculado. Curvas de Engel para as despesas com educação e para gastos com grupos de itens de despesas educacionais foram estimadas. Entre as variáveis explicativas estão o número de filhos e número de filhas matriculados e o número de filhos e o número de filhas não matriculados segundo faixas etárias. Outras variáveis socioeconômicas e demográficas controlaram as demais características familiares. Como 2066 famílias não apresentaram despesas com educação, as curvas de Engel foram estimadas com a utilização de modelos Tobit. As curvas de Engel também foram estimadas por Mínimos Quadrados e os resultados comparados com os obtidos pelos modelos Tobit. A igualdade entre os parâmetros estimados do número de filhos e filhas matriculados em cada faixa etária foi verificada com testes de Wald, isto para os dois procedimentos de estimação utilizados. Os resultados econométricos foram consistentes com a hipótese do *trade-off* quantidade qualidade existente nas decisões familiares de alocar recursos para a prole, pois o número total de filhos e filhas pressionou as despesas com educação a taxas decrescentes. As análises das despesas com educação, realizadas com os dois procedimentos de estimação, indicaram diferenças significativas no impacto causado por filhos e filhas matriculados nas faixas etárias de 7 a 10 anos e de 15 a 20 anos, com viés pró-feminino. A análise dos gastos com mensalidades escolares com modelos Tobit indicou diferenças significativas para duas faixas etárias, de 11 a 14 anos e de 15 a 20 anos, com viés pró-feminino na última faixa. Com Mínimos Quadrados houve viés pró-feminino na faixa de 15 a 20 anos, nas demais faixas não houve diferenças significativas. Quando foram analisados os gastos com cursos não regulares com um modelo Tobit, foram observadas diferenças significativas de 7 a 10 anos e de 11 a 14 anos, as duas pró-femininas. Ao analisar os gastos com cursos não regulares por Mínimos Quadrados, detectou-se viés pró-masculino na faixa etária de 11 a 14 anos e viés pró-feminino nas demais faixas. Entre as demais estimativas não houve diferenças significativas ou elas foram pró-femininas, independente do procedimento de estimação. Os resultados indicam que a formação das jovens não sofreu discriminação no que tange à disposição das famílias de gastarem com a formação de sua prole, salvo as duas exceções mencionadas. Estes resultados mostraram-se consistentes com o cenário favorável à escolarização feminina no Brasil já apontado em outros estudos.

Palavras-chave: Viés de gênero; Despesas educacionais; Curvas de Engel; Regressão censurada Tobit

ABSTRACT

Family expenses with education in Brazil and the gender composition in the children`s group

This study investigated the gender bias presence within the family choices about spending resources with their children's education. A sample of 11386 families was obtained from Household Budget Survey - POF 2002-2003, of the Brazilian Institute of Geography and Statistic – IBGE. The families had children between 7 and 20 years old, with at least one of them enrolled, considering that no other member of the family, parents or relatives, was enrolled. Engel curves for the overall expenses and for expenditures with educational item groups were estimated. The number of sons and daughters enrolled and the number of sons and daughters not enrolled according to age level are among the explanatory variables. Other socioeconomics and demographic variables controlled the rest of the family characteristics. As 2066 families did not showed expenses with education, the Engel curves were estimated using Tobit models. The Engel curves were also estimated by the method of Least Squares and the results were compared to the ones obtained by Tobit model. The equity between the estimated parameters of the number of sons and daughters enrolled in each age level was verified with Wald test for both the estimation procedures used. The econometric results were consistent with the hypothesis of quantity-quality trade-off which exists within the family decisions when allocating resources for their children because the total number of children pressed the educational expenditures at decreasing rates. The analysis of total expenses with education, accomplished by both the estimation procedures, indicated significant differences in the impact caused by sons and daughters enrolled at the age level from 7 to 10 and from 15 to 20 with pro-female bias. The analysis of the expenditures with school monthly fees with Tobit models indicated significant differences for both age levels, from 11 to 14 and from 15 to 20, with a pro-female bias in the latter level. With the Minimum Square method there was a pro-female bias in the level of age from 15 to 20 years old, in the other levels there were no significant differences. When the expenditures with non regular courses were analyzed with Tobit model, significant differences were observed from 7 to 10 and from 11 to 14 years old, both pro-female. When the expenditures with non regular courses were analyzed with the Minimum Square method a pro-male bias was detected in the age level from 11 to 14 and a pro-female bias in the other levels. Among the other estimations there were no significant differences or they were pro-female, despite the estimation procedure. The results show that the young girls' education did not suffer any discrimination related to the family disposition of spending with their children's education, apart from the two exceptions mentioned. These results are consistent with the favorable scenario to the female education in Brazil already pointed out in other studies.

Keywords: Gender bias; Educational expenditure; Engel curve; Tobit censored regression

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Percentual de crianças segundo o Índice de Paridade de Gênero de seus países e o nível educacional em que estão matriculadas.....	14
Figura 2 - Distribuição percentual das despesas monetárias e não-monetárias médias mensais familiares por grupos de despesas – Brasil – 2002-2003.....	38
Figura 3 - Distribuição das despesas monetárias e não-monetárias médias mensais (ln do percentual), por classes de rendimento monetário e não monetário mensal familiar, segundo os tipos de despesa – Brasil – 2002-2003.....	39
Figura 4 – Participação percentual dos itens de despesas educacionais no orçamento familiar para educação, por classes de rendimento monetário e não monetário mensal familiar – Brasil – 2002-2003.....	40
Figura 5 – Médias das despesas familiares com educação e Médias das despesas por filhos ou filhas matriculados segundo o número de filhos e filhas matriculados.....	52
Figura 6 – Médias das despesas com educação e despesas com educação por filho ou filha matriculado com educação por décimos da distribuição da renda familiar <i>per capita</i> ..	55
Figura 7 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias por décimos da distribuição da renda familiar <i>per capita</i>	56
Figura 8 – Logaritmo dos gastos com itens de despesas educacionais por filho ou filha matriculado por décimos da distribuição da renda familiar <i>per capita</i>	57
Figura 9 – Composição dos gastos com itens de despesas educacionais por décimos da distribuição da renda familiar <i>per capita</i>	58
Figura 10 – Médias das despesas com educação e despesas com educação por filho ou filha matriculado segundo o nível de instrução da pessoa de referência da família.....	59
Figura 11 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo o nível de instrução da pessoa de referência da família.....	60
Figura 12 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo o nível de instrução da pessoa de referência e por quintos da distribuição da renda familiar <i>per capita</i>	60
Figura 13 – Médias das despesas com educação e despesas com educação por filho ou filha matriculado segundo a cor ou raça da pessoa de referência da família.....	63

Figura 14 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo a cor ou raça da pessoa de referência da família.....	64
Figura 15 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo a cor ou raça da pessoa de referência e por quintos da distribuição da renda familiar <i>per capita</i>	65
Figura 16 – Médias das despesas com educação e despesas com educação por filho ou filha matriculado segundo a região de residência da família.....	67
Figura 17 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo a região de residência da família.....	68
Figura 18 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo a região de residência e por quintos da distribuição da renda familiar <i>per capita</i>	69
Figura 19 – Médias das despesas com educação e despesas com educação por filho ou filha matriculado segundo a área de residência da família.....	71
Figura 20 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo a área de residência da família.....	72

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Taxas de analfabetismo (%) entre pessoas de 10 anos ou mais de idade, segundo gênero e grupos de idade – Brasil - 2004.....	15
Tabela 2 – Estudantes de 5 anos ou mais de idade, por sexo, segundo o grau que freqüentavam – Brasil - 2004.....	16
Tabela 3 – Número médio de anos de estudo das pessoas de 10 anos ou mais de idade, por Grandes Regiões Geográficas, segundo sexo – Brasil - 2004.....	16
Tabela 4 – Caracterização das famílias que compõem a amostra da pesquisa - extraída da POF 2002-2003: (a) total da amostra; (b) subamostra de famílias com despesa positiva em educação; (c) subamostra de famílias com despesa zero em educação.....	45
Tabela 5 – Composição percentual dos gastos com educação, segundo o número de filhos e filhas.....	53
Tabela 6 – Gastos familiares por filho ou filha matriculado segundo os grupos de despesas com educação e as famílias agregadas pelo número de filhos e filhas matriculados.....	53
Tabela 7 – Gastos familiares por filho ou filha matriculado segundo os grupos de despesas com educação e os anos de escolaridade da pessoa de referência da família.....	61
Tabela 8 – Composição percentual dos gastos com educação, segundo os anos de escolaridade da pessoa de referência da família.....	62
Tabela 9 – Gastos familiares por filho ou filha matriculado segundo os grupos de despesas com educação e a cor ou raça da pessoa de referência da família.....	66
Tabela 10 – Composição percentual dos gastos com educação, segundo a cor ou raça da pessoa de referência da família.....	66
Tabela 11 – Gastos familiares por filho ou filha matriculado segundo os grupos de despesas com educação e as Grandes Regiões Geográficas do Brasil.....	70
Tabela 12 – Composição percentual dos gastos com educação, segundo as Grandes Regiões Geográficas do Brasil.....	70
Tabela 13 – Gastos familiares por filho ou e filha matriculado segundo os grupos de despesas com educação e área de residência.....	72
Tabela 14 – Composição percentual dos gastos com educação segundo a área de residência da família.....	73

Tabela 15 – Descrição das variáveis, médias e desvios-padrões.....	74
Tabela 16 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo das despesas familiares com educação.....	76
Tabela 17 – Resultados dos testes de Wald para as diferenças entre os parâmetros de filhos e filhas matriculados segundo as faixas etárias.....	78
Tabela 18 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com mensalidades escolares (Mensal_escol).....	83
Tabela 19 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com materiais escolares, livros e outros materiais bibliográficos (Art_livros).....	85
Tabela 20 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com outras despesas escolares (Outras_desp).....	87
Tabela 21 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com cursos não regulares (Curs_naoregular).....	89
Tabela 22 – Resultados dos testes de Wald para as diferenças entre os parâmetros estimados de filhos e filhas matriculados em cada faixa etária – Mínimos Quadrados.....	91
Tabela 23 – Resultados dos testes de Wald para as diferenças entre os parâmetros estimados de filhos e filhas matriculados em cada faixa etária – modelos Tobit.....	92

1 INTRODUÇÃO

A ONU traçou oito objetivos de desenvolvimento que chamou de objetivos de desenvolvimento do Milênio. Os objetivos são: erradicar a pobreza e a fome, obter educação primária universal; promover a igualdade de gênero e o “empoderamento” da mulher; reduzir a mortalidade de crianças menores de 5 anos; melhorar a saúde materna; combater o HIV, o paludismo e outras enfermidades; garantir a sustentabilidade do meio ambiente e fomentar uma aliança mundial para o desenvolvimento. Dentre esses objetivos, dois atacam duas importantes fontes geradoras de desigualdades, quais sejam, a segregação educacional e a segregação de gênero.

A segregação educacional impossibilita que todas as pessoas tenham as mesmas condições de acesso e permanência no sistema educacional. A existência de grupos populacionais sem oportunidades educacionais é fonte de desigualdade, uma vez que, a ascensão educacional está altamente correlacionada às condições de vida que um adulto pode obter para si e sua família. “La educación brinda opciones a los seres humanos en cuanto al tipo de vida que desean llevar; les permite, asimismo expresarse con confianza en sus relaciones personales, en la comunidad y en el trabajo” (NACIONES UNIDAS, 2005, p. 10).

A segregação de gênero provoca uma diferenciação desfavorável ao sexo feminino em muitos campos da vida social e vários são os exemplos encontrados. Verdugo e Schneider (1994), utilizando dados de 1987 do Schools and Staffing Survey do Departamento de Educação dos Estados Unidos, concluíram que existia uma diferença de sete por cento entre os salários de professores e professoras, causada exclusivamente pela segregação de gênero. Miller e Mulvey (1994) detectaram que o treinamento de trabalhadores, na Austrália, financiado pelos empresários, continha um viés em favor dos homens. Na Índia, um exemplo mais drástico é a diferença entre o número de homens e mulheres resultante do feticídio feminino ou aborto seletivo de meninas (AGNIVESH et al., 2005).

As desigualdades educacionais geram uma inter-relação entre os dois objetivos destacados acima. As meninas, ao receberem menos educação em razão do gênero, encontram maiores dificuldades em obter os melhores postos de trabalho e, também, em participar das decisões que lhes interessam nos âmbitos privado e público. As desvantagens aumentam na presença de outras formas de segregação de gênero. Isto justifica a meta de eliminação das “desigualdades entre los

géneros en la educación primaria y secundaria, preferiblemente para el año 2005, y en todos los niveles de la educación antes de fines de 2015” (NACIONES UNIDAS, 2005, p. 14), traçada para promover a igualdade de gênero e o “empoderamento” das mulheres.

As taxas brutas de matrícula escolar¹, nos ensinos primário e secundário, para as várias regiões do mundo servem como um indicador da diferença entre o acesso de meninos e meninas à escola. As taxas brutas de matrícula podem ser comparadas com a utilização do Índice de Paridade de Gênero - IPG² calculado para essas taxas. A Figura 1 permite perceber que na educação primária, 52,7% das crianças matriculadas estão em regiões nas quais as meninas são sub-representadas (IPG<0,97) nesse nível educacional. Das crianças matriculadas no primeiro ciclo da educação secundária, 45,1% moram em regiões onde as meninas são sub-representadas. No segundo ciclo da educação secundária, 72,8% das crianças matriculadas estão em países em que existem menos meninas matriculadas do que meninos.

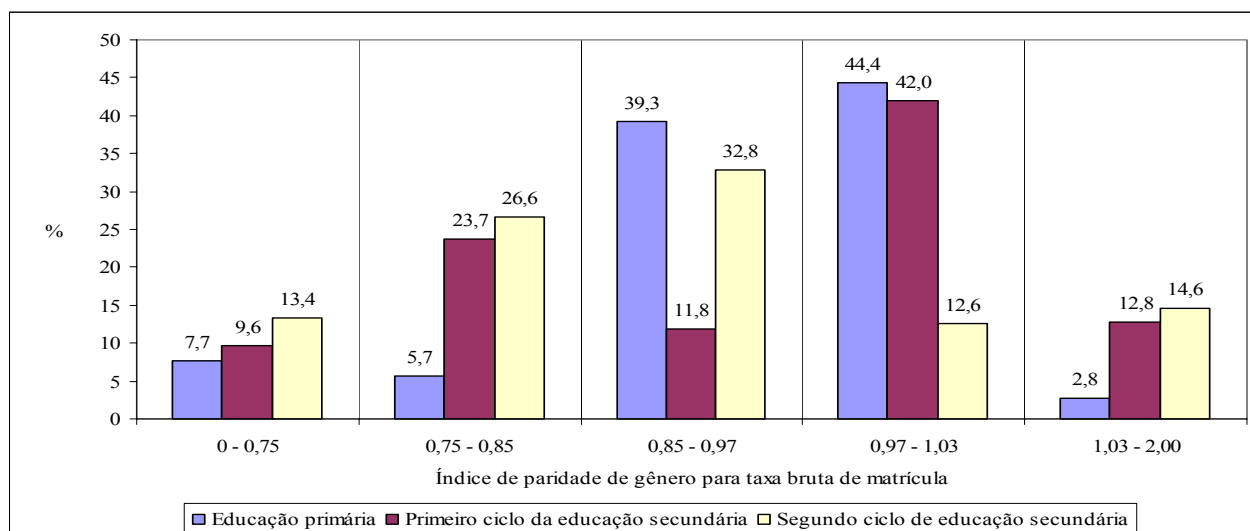


Figura 1 – Percentual de crianças segundo o Índice de Paridade de Gênero de seus países e o nível educacional em que estão matriculadas

Fonte: Instituto de Estatística de la Unesco (2005)

¹ “Tasa Bruta de Matrícula - TBM. Número de alumnos matriculados en un determinado nivel de educación, independientemente de su edad, expresado como porcentaje de la población en el grupo de edad teórica para ese mismo nivel educativo. Para el nivel terciario, se utiliza la población correspondiente a los 5 años posteriores a la edad de término del nivel secundario” (INSTITUTO DE ESTADÍSTICA DE LA UNESCO, 2005, p. 149).

² “Índice de Paridad de Gênero - IPG. Razón entre el valor correspondiente al sexo femenino y el valor correspondiente al sexo masculino para un determinado indicador. Un IPG con valor 1 indica la paridad entre lo dos sexos” (INSTITUTO DE ESTADÍSTICA DE LA UNESCO, 2005, p. 150). Deve-se observar que a UNESCO considera um intervalo entre um IPG de 0,97 a 1,03 para classificar um situação em que há paridade de gênero (INSTITUTO DE ESTADÍSTICA DE LA UNESCO, 2005, p. 25).

A desigualdade de gênero no acesso escolar nos níveis educacionais primário e secundário estende-se ao ensino superior, em especial nas regiões em desenvolvimento:

en la mayoría de las regiones en desarrollo, las disparidades de género son cada vez más marcadas cuando las niñas ingresan a la educación secundaria y, más adelante, cuando llegan a la universidad. De unos 65 países en desarrollo con datos completos, aproximadamente la mitad han logrado la paridad de género en la educación primaria, aproximadamente un 20% en la secundaria y un 8% en la educación superior (NACIONES UNIDAS, 2005, p. 15).

1.1 O problema e sua importância

1.1.1 Panorama do diferencial de gênero na educação brasileira

No Brasil, a participação das mulheres no sistema educacional é superior à dos homens. Vários são os indicadores que detectam essa maior participação feminina: taxa de analfabetismo, presença dos gêneros nos graus mais elevados de ensino, anos de estudo etc.

O analfabetismo é maior entre os homens. Entre as pessoas de 10 anos ou mais de idade, as mulheres têm uma taxa de analfabetismo menor, 10,8% contra 10,2% dos homens (Tabela 1). O analfabetismo nos dois gêneros tem comportamentos semelhantes, pois suas taxas aumentam nas faixas de pessoas com idade mais avançada. Entretanto, nas diversas faixas etárias expostas na Tabela 1, as mulheres estão em vantagem na alfabetização.

Tabela 1 – Taxas de analfabetismo (%) entre pessoas de 10 anos ou mais de idade segundo gênero e grupos de idade – Brasil - 2004

Idade	Homens	Mulheres	Total
10 a 14 anos	5,2	2,4	3,8
15 anos ou mais	11,6	11,2	11,4
15 a 17 anos	2,9	1,3	2,1
15 a 20 anos	4,2	2,1	3,2
18 anos ou mais	12,4	12,0	12,2
25 anos ou mais	14,4	14,3	14,3
Total (1)	10,8	10,2	10,5

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2004a)

⁽¹⁾ Inclusive as pessoas com idade ignorada.

A presença feminina nos graus de escolaridade mais elevados é maior. No ensino superior, 57,3% dos frequentadores são mulheres, 14,6% a mais que os homens (Tabela 2). A presença

masculina no ensino médio também é menor: 45,9% (Tabela 2). Na pré-escola e no ensino fundamental, a diferença de participação por gênero é pequena, respectivamente 2,2% e 1,6%, em favor dos homens (Tabela 02).

Tabela 2 – Estudantes de 5 anos ou mais de idade, por sexo, segundo o grau que freqüentavam
– Brasil - 2004

	Homens	Mulheres
Pré-escolar	51,1	48,9
Fundamental (1)	50,8	49,2
Médio (2)	45,9	54,1
Superior (3)	42,7	57,3
Total	49,4	50,6

Fonte: IBGE (2004a)

⁽¹⁾Inclusive os estudantes de curso de alfabetização de adultos.

⁽²⁾Inclusive os estudantes de curso pré-vestibular.

⁽³⁾Inclusive os estudantes de curso de Mestrado ou Doutorado.

As mulheres têm em média mais anos de estudos do que os homens. Dentre as pessoas com 10 anos ou mais de idade, os homens tinham 6,4 anos de estudos contra 6,7 das mulheres (Tabela 3). Embora haja desigualdades regionais, elas não comprometem a participação feminina no sistema educacional.

Tabela 3 – Número médio de anos de estudo das pessoas de 10 anos ou mais de idade, por
Grandes Regiões, segundo sexo – Brasil – 2004 (1)

Sexo	Brasil	Grandes Regiões				
		Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Homens (2)	6,4	5,6	4,9	7,2	7,0	6,6
Mulheres (2)	6,7	6,2	5,6	7,3	7,1	7,0
Total (2)	6,6	5,9	5,3	7,3	7,1	6,8

Fonte: IBGE (2004a)

⁽¹⁾Adaptada pelo autor.

⁽²⁾Inclusive pessoas com idade ignorada.

Os indicadores apresentados acima permitem compor um cenário favorável à escolarização feminina, principalmente nos níveis secundário e superior. Entretanto este cenário não descreve a

trajetória da escolarização seguida por homens e mulheres. Observar essa trajetória é importante para verificar se a vantagem educacional das mulheres se dá ao longo de seus ciclos de vida.

Beltrão (2002) estudou a evolução da escolaridade nas últimas décadas no Brasil. O autor observou os anos completos de estudo e a escolarização, para os diferentes níveis do ensino formal. Utilizou os dados censitários disponíveis de 1960 a 1996, separando as informações por sexo e coorte de nascimento. O quadro obtido pelo autor descreveu o aumento do número médio de anos de escolaridade de homens e mulheres, sendo que para elas observou-se um crescimento mais acentuado. O autor detectou um padrão de comportamento diferenciado entre os gêneros na obtenção da escolarização, comum a todos os níveis do ensino formal e em especial nas coortes mais jovens. Segundo o autor, as mulheres obtêm mais anos completos de estudo mais jovens do que os homens. Os homens são concluintes defasados, ou seja, demoram mais para concluir os níveis escolares. Assim, a proporção de garotas que terminaram o ensino fundamental na idade adequada foi maior do que a proporção de garotos, isso ocorreu também nos ensinos médio e superior. No entanto os homens continuaram estudando e, quando mais velhos, obtiveram maior escolaridade do que as mulheres de sua faixa etária.

Inúmeros fatores institucionais e culturais afetam diferentemente as decisões de estudar de garotos e garotas. Este é um aspecto a ser considerado ao se tratar das trajetórias distintas de escolarização de homens e mulheres. A esse respeito Corseuil et al. (2001) estudaram os fatores determinantes das escolhas de alocação do tempo dos jovens: apenas estudar, apenas trabalhar ou estudar e trabalhar. Eles constataram que as mudanças de alocação de tempo ocorreram principalmente na passagem de 14 para 15 anos, e ainda compararam a influência desses determinantes para garotos e garotas³. A escolaridade dos pais foi a variável mais relevante para a probabilidade de garotos e garotas apenas estudarem, evidência de um efeito transbordamento educacional intergeracional. A renda familiar *per capita* influenciou pouco na alocação de tempo

³ Corseuil et al. (2001) estudaram os fatores determinantes das escolhas do jovem, trabalhar, estudar ou ambos, em quatro países da América Latina – Brasil, Chile, Peru e Honduras. A fonte de dados que utilizaram foi uma compilação de pesquisas domiciliares de países da América Latina e Caribe, realizada pelo Banco Interamericano de Desenvolvimento - BID. Os autores retiraram amostras para garotos e garotas de 14 e 15 anos e, para a análise empírica, aplicaram um modelo logit multinomial para cada uma delas – para o modelo as decisões são tomadas simultaneamente.

dos garotos e garotas⁴, somente teve efeito relevante para aqueles residentes em zonas rurais. As probabilidades dos garotos e garotas trabalharem aumentaram na presença de crianças menores de 14 anos, em suas famílias. Já o número de crianças menores de 14 anos impactou menos a frequência escolar das garotas, do que a frequência escolar dos garotos. No caso delas, foi quase nulo. Além da presença de menores de 14 anos na família, a presença de idosos é outro aspecto da composição familiar e impactou diferentemente a alocação de tempo dos garotos e garotas. Principalmente nas famílias pobres da zona rural, os idosos aumentaram a probabilidade de um garoto estudar e trabalhar, num montante que compensou a redução na probabilidade de apenas estudar e o aumento na probabilidade de apenas trabalhar, gerando um efeito positivo na frequência escolar. Novamente nas famílias pobres da zona rural, principalmente, as garotas tiveram suas probabilidades de alocar tempo exclusivo ao trabalho, ao estudo ou trabalho e estudo reduzidas na presença de idosos na família. A presença das mães no domicílio afetou pouco as decisões alocativas dos garotos e garotas. Embora o trabalho de Corseuil não permita inferir se algum gênero foi favorecido em relação ao outro, fica evidente que os gêneros foram afetados diferentemente por alguns dos fatores estudados.

Alguns trabalhos trataram do viés favorável a algum dos gêneros, em sua trajetória educacional. Barros e Mendonça (1990) estudaram a participação das crianças no mercado de trabalho e sua frequência à escola no Brasil. Utilizaram uma amostra obtida com dados da PNAD de 1987, composta de 8686 menores, de sete a 17 anos, residentes em domicílios particulares de três Regiões Metropolitanas brasileiras – Fortaleza, São Paulo e Porto Alegre. Dois modelos logísticos foram estimados para obter, respectivamente, as probabilidades de uma criança frequentar a escola e de participar do mercado de trabalho. Entre os objetivos, procuraram evidências de discriminação de gênero na participação dos menores no mercado de trabalho e na frequência à escola, e descobriram que a pobreza atingiu sem distinção meninos e meninas. Mas a probabilidade de um menino frequentar a escola era menor do que a de uma menina. Além disso, um menino estava mais propenso a trabalhar do que uma menina. A comparação dessas informações de diferenciação de gênero com outras obtidas para outros países em

⁴“O resultado do Brasil contrasta com o reportado em Barros e Mendonça (1991), Neste trabalho os resultados sugerem que a renda familiar diminui a taxa de participação dos jovens e a taxa de não frequência à escola. No entanto, vale frisar que esses autores não incorporam uma série de variáveis por nós incorporadas e que podem ser correlacionadas com a renda familiar, como, por exemplo, a educação dos pais. Além disso, eles utilizam a renda familiar *per capita* enquanto nós utilizamos a renda familiar total. Esse fato abre a possibilidade de os resultados significativos para renda reportados no trabalho mencionado serem determinados pelo tamanho da família.” (CONSEUIL et al., 2001, p. 16)

desenvolvimento difere no que diz respeito à maior frequência escolar, pois o esperado seria menor participação feminina no mercado de trabalho e menor frequência à escola. Estes resultados já permitiam inferir que havia uma discriminação positiva favorável à participação das meninas no sistema educacional.

Um aspecto positivo, que se destaca nos dados apresentados acima, é a maior participação das mulheres no ensino superior. Essa participação objetiva a realização pessoal e também o rompimento das barreiras impostas à participação feminina no mercado de trabalho, que favorecem os homens mesmo com menor escolaridade (BELTRÃO; ALVES, 2004). Portanto é necessário tecer algumas considerações sobre esse aspecto, para verificar se essa maior representação feminina não é uma vantagem relativa, ou seja, se esse viés pró-mulheres não seria compensado por outras formas de discriminação de gênero.

Beltrão e Teixeira (2005) estudaram o acesso desigual entre homens brancos, mulheres e negros (pretos e pardos) às carreiras universitárias, no Brasil. Utilizaram os dados censitários disponíveis entre 1960 e 2000. Verificaram que algumas carreiras tinham maior presença de homens brancos. Nessas, a presença masculina de outras cores era maior do que a feminina dessas mesmas cores. A maior presença de pretos, pardos e indígenas, nas profissões de nível superior, se deu nas carreiras com maior presença de mulheres. Observaram ainda que, nessas carreiras mais femininas, a presença de mulheres pretas, pardas e indígenas era maior do que a participação de seus congêneres de mesma cor. Para os autores, apesar do crescimento da escolaridade feminina (e dos pretos e pardos), existe uma segmentação do acesso às carreiras universitárias, levando as mulheres (e pretos e pardos) a escolherem carreira com menores *status* e prestígio, geralmente com menor remuneração.

A discussão acima indica que as meninas e mulheres brasileiras têm um melhor ambiente educacional do que as meninas e mulheres dos demais países em desenvolvimento, mas isto pode ocultar formas mais sutis de discriminação educacional. Nos países em desenvolvimento, a participação feminina no sistema educacional é inferior à participação masculina, em especial nos níveis educacionais mais elevados (NACIONES UNIDAS, 2005), enquanto que no Brasil isto não ocorre. Mas, mesmo os indicadores apontando para a existência de condições favoráveis à educação feminina, a obtenção de anos completos de estudo ou níveis educacionais, fundamental, secundário ou superior ou, ainda, a maior frequência das mulheres à escola, pode ocultar outras formas de discriminação. Um exemplo disto está na segmentação do acesso às carreiras

universitárias, que leva a escolherem mais aquelas que apresentam expectativa de menores remunerações futuras (BELTRÃO; TEIXEIRA, 2005). Uma outra forma de discriminar seria os pais escolherem escolas diferentes para filhos e filhas, matriculando os filhos em escolas mais distantes e de melhor qualidade e as filhas em escolas mais próximas de casa, mesmo sendo de qualidade inferior. O tempo que os pais utilizam para orientar os filhos e filhas, quando esses executam tarefas escolares, poderia ser diferente conforme o sexo da criança.

Diante de outras formas de discriminação com as quais os garotos e garotas podem se deparar durante sua formação educacional, um problema que pode ocorrer é as escolhas paternas de realizar despesas educacionais apresentarem viés de gênero, que sejam desfavoráveis às filhas.

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo geral

Estudar a presença de viés de gênero nas escolhas paternas de realizar despesas educacionais, controlando as demais características socioeconômicas e demográficas familiares.

1.2.2 Objetivos específicos

Organizar a base de dados com os microdados sobre despesas educacionais da Pesquisa de Orçamentos Familiares de Familiares - POF 2002-2003 (IBGE, 2004b).

Testar a existência de diferenças significativas no impacto causado pela presença de um filho ou uma filha nas despesas com educação e nos gastos com grupos de itens de despesas educacionais, utilizando métodos econométricos.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A relação entre gênero e educação foi tratada em diversos trabalhos e sob diversas óticas. Algumas das questões tratadas versaram a respeito da pobreza como determinante do baixo nível educacional das mulheres e meninas; das dificuldades de acesso das mulheres ao ensino superior; do aumento da educação da população feminina, sem que seu rendimento aumentasse em proporção semelhante; das influências culturais e étnicas envolvidas no problema da discriminação feminina.

Um arcabouço teórico comumente utilizado para abordar a questão acima é o que relaciona as decisões familiares de investir no capital humano dos filhos e filhas e a restrição de recursos familiares. Por esse arcabouço, pode-se conceber um modelo econômico segundo o qual as crianças disputam entre si os recursos escassos da família. Assim, o aumento do grupo de irmãos pode reduzir a quantidade de recursos que uma criança recebe. As famílias, tentando maximizar o retorno total futuro de suas crianças, poderiam discriminar a alocação presente de recursos, podendo utilizar como critério, por exemplo, o gênero.

Garg e Murdoch (1998) estudaram se a rivalidade entre irmãos em Gana era desfavorável às meninas. Utilizaram uma amostra representativa de 3200 famílias pesquisadas pelo 1988-1989 Ghana Living Standard Survey - GLSS, para estimar um modelo probit e verificar a influência da composição de gênero do grupo de irmãos sobre a probabilidade de uma criança freqüentar o segundo grau. Consideraram que as famílias fariam escolhas de alocação de recursos educacionais restritas pela escassez de recursos. Diante dessa escassez, as crianças competiriam entre si, cabendo àquelas com vantagens iniciais se sobreporem nessa disputa. Constataram que um cenário de apenas irmãs aumentou a taxa de matrícula em 50%, em relação a um cenário de somente irmãos. Assim, um menino com apenas irmãs teria maiores chances de freqüentar o segundo grau do que suas irmãs, e também daqueles com algum irmão. Meninas com apenas irmãs teriam maiores chances de freqüentar o segundo grau do que aquelas com algum irmão. Portanto seria benéfico para meninos e meninas não ter irmãos e sim irmãs. Isto evidencia a vantagem masculina na alocação de recursos educacionais.

Morduch (2000) estudou a relação dos anos completos de escolaridade e a composição de gênero do grupo de irmãos, características familiares e individuais. Supôs que o número de irmãs aumentaria a escolaridade das crianças. Ele estimou várias regressões por Mínimos Quadrados

Ordinários, usou anos completos de escolaridade como variável dependente, como principais variáveis explanatórias o número de irmãs e o quadrado desse número e diversas outras para representar as características familiares e individuais. Suas amostras restringiram-se às crianças entre 13 e 16 anos da África do Sul e da Tanzânia. Os dados obtidos resultaram do 1993 South Africa Integrated Household Survey (África do Sul) e uma pesquisa que amostrou 5000 domicílios em 1993 na Tanzânia. A análise sugeriu que o número de irmãs influencia positivamente os anos de escolaridade de uma criança na Tanzânia, independente do sexo dessa criança. Por outro lado, a análise dos dados da África do Sul não forneceu evidências da associação entre os anos de escolaridade e o número de irmãs. Murdoch (2000) destacou que os resultados de seu estudo não podem ser generalizados.

Post (2001) investigou se políticas voltadas a amenizar a pobreza equalizariam a desigualdade de gênero no acesso escolar no México nos anos 90. Em 1993 o México adotou uma legislação voltada à educação secundária universal e compulsória. A partir da referência deste marco legal, primeiro investigou a relação entre pobreza e subdesenvolvimento regional e a representação de meninas na escola secundária mexicana; depois, investigou os determinantes individuais do acesso escolar secundário.

Ao observar pobreza e desenvolvimento regional, ele detectou diferenças regionais na desvantagem das jovens na representação escolar. Na região Sul do México, menos desenvolvida e mais marginalizada, a proporção feminina no corpo discente era menor em comparação com o resto do país.

Ainda, segundo Post (2001), individualmente as meninas apresentaram uma probabilidade menor de freqüentar a escola quando pertencentes a famílias mais pobres, se não fossem filhas únicas e, em especial, se fossem as mais velhas de um grupo de irmãos. Para o autor, a explicação encontra-se na tradição de as filhas executarem trabalhos domésticos não remunerados, porque isto geraria nos pais a percepção de menor benefício à escolaridade delas em comparação à dos filhos. Quando as meninas trabalham em atividades fora do mercado, o custo de oportunidade de freqüentarem a escola não teria comparação monetária. Assim, as escolhas feitas dentro das famílias seriam causadoras da baixa representação feminina no ensino secundário.

Como o diferencial de acesso à escola está vinculado à divisão do trabalho dentro da família, Post pondera que políticas públicas baseadas na compensação monetária às famílias, para evitar a desigualdade na freqüência escolar, não seriam suficientes.

Ono (2004) estudou os fatores que levam à sub-representação das mulheres na educação universitária japonesa. Considerou que a participação feminina na educação superior seria fruto da ação das forças da demanda e da oferta no mercado de trabalho. No lado da demanda existiria o temor de que o treinamento da mão-de-obra das mulheres se perderia com o casamento. Com essa expectativa, os empresários evitariam contratá-las em empregos permanentes, recrutando-as com menor qualificação educacional que os homens. Isto geraria menos incentivos para que estudassem. No lado da oferta, as mulheres seriam desestimuladas a buscar educação superior para evitarem problemas na obtenção de emprego e casamento. Os desestímulos influenciariam as aspirações educacionais dos pais, tornando-as favoráveis aos filhos em detrimento das filhas e criariam um ambiente não propício às aspirações educacionais femininas.

Tendo em vista estas considerações, Ono (2004) assumiu que, na família japonesa, a composição de gênero dos filhos determina como os recursos familiares são alocados para a educação. Os pais escolheriam o número de crianças sem ter controle sobre o sexo das mesmas e a alocação de recursos se condicionaria a esta decisão. Ono (2004) argumenta que essa discriminação alocativa reduziria a probabilidade individual de uma mulher entrar na universidade, a depender da composição de gênero de seu grupo de irmãos.

Utilizou informações sobre número e gênero dos irmãos, *background* familiar e nível de escolaridade (superior ou não) dos entrevistados, contidas no Social Stratification an Mobility Survey - SSM, para estimar a probabilidade de um indivíduo ter ou não nível superior. O autor observou que a probabilidade de um indivíduo conseguir educação superior diminuía com o aumento do número de irmãos. O indivíduo mulher tinha sua dificuldade em frequentar a universidade acentuada na presença de homens no seu grupo de irmãos. Isto ocorreria porque os recursos familiares despendidos com educação seriam canalizados para os irmãos do sexo masculino.

Butcher e Case (1994) estudaram a contribuição da família no diferencial educacional entre os gêneros por meio da alocação de recursos familiares com educação. Os autores utilizaram amostras de homens e mulheres americanos nascidos entre 1920 e 1965⁵ e detectaram, ao longo

⁵ Os autores utilizaram três fontes de dados. Como principal fonte, o Panel Study of Income Dynamics - PSID, uma pesquisa de chefes de família e suas esposas, que permitiu levantar várias informações quanto às características dos seus pais, seu grupo de irmãos, sua escolaridade e *status* socioeconômico das famílias em que foram criados. Tomou-se uma sub-amostra em coortes: mulheres e homens de 24 a 44 e de 45 a 65 anos. Secundariamente, utilizaram o National Longitudinal Survey of Women, separando uma amostra de mulheres de 30 a 44 anos em 1967. E o Current Population Survey de Novembro de 1989, que fornece o número e sexo dos irmãos que vivem com os entrevistados.

do século 20, que a composição de gênero do grupo de irmãos influenciou as escolhas educacionais das mulheres, dos homens não. Isto porque, para famílias de igual tamanho, mulheres com apenas homens no seu grupo de irmãos obtiveram mais educação média, do que aquelas que cresceram com uma ou mais irmãs.

Butcher e Case (1994) estimaram regressões por Mínimos Quadrados Ordinários para anos completos de escolaridade, como variável dependente, controlando pelas variáveis de *background* familiar, e introduziram duas variáveis para representar a composição de gênero do grupo de irmãos, mais o número de irmãos e número de irmãos ao quadrado. A primeira variável para representar a composição de gênero foi uma variável indicadora de pelo menos uma irmã no grupo de irmãos, introduzida para detectar atitudes educacionais que os pais teriam quanto à educação das mulheres, quando essas tivessem apenas meninos no seu grupo de irmãos, ou quando tivessem uma irmã ou mais. Neste caso, o grupo de referência para a filha mudaria de meninos para meninas, com conseqüente mudança nos objetivos educacionais femininos. A segunda variável é o percentual de mulheres no grupo de irmãos, pois este percentual refletiria as diferenças entre os gêneros na restrição orçamentária da família. Se a composição de gênero afetasse a restrição orçamentária familiar, os autores supuseram que a variável percentual de mulheres seria significativa. Assim, se o custo da educação de uma menina fosse maior do que o de um menino, um percentual de mulheres maior implicaria menor educação para as mulheres da família.

Os autores estimaram regressões para as duas variáveis em separado, para as duas conjuntamente e corrigindo a multicolinearidade entre elas. Eles descobriram que o aumento do número de irmãos reduziu os anos de escolaridade para ambos os gêneros. Para os homens as variáveis de composição de gênero não foram significativas em separado, nem em conjunto. A variável percentual de mulheres não foi significativa para as mulheres, mas a que indicou a presença de ao menos uma irmã foi significativa. Então, a presença de uma ou mais irmãs afetou negativamente a escolaridade feminina.

Butcher e Case (1994) estimaram, também, a probabilidade de uma mulher completar o colegial, as probabilidades de freqüentar e de completar a faculdade na presença de uma ou mais irmãs no grupo de irmãos, (as estimativas para os homens não foram apresentadas, porque, segundo os autores, os resultados educacionais masculinos foram ortogonais à composição de gênero dos irmãos). Observaram que, entre as coortes, o efeito negativo da presença de ao menos

uma irmã diminuiu. A probabilidade de uma mulher terminar o colegial deixou de sofrer influência das irmãs, mas a probabilidade de terminar a faculdade, embora menor, ainda foi negativamente influenciada. E a probabilidade de uma mulher frequentar a faculdade não sofreu influência da presença de uma ou mais irmãs em nenhuma das coortes.

Os autores, diante dos resultados obtidos, não consideraram que os modelos econômicos de decisão familiar fossem adequados para explicar a diferença educacional entre os gêneros. Se tais modelos fossem adequados, seria a restrição orçamentária que influenciaria as decisões e isto levaria a que a variável percentual de mulheres no grupo de irmãos fosse significativa, tanto para homens quanto para mulheres, e isto não ocorreu.

Para eles, o modelo de grupo de referência é mais adequado para explicar os resultados. Isto se justificaria porque uma menina criada somente com meninos os teria como grupo de referência e adquiriria as habilidades e atitudes que facilitariam seu desempenho no ambiente educacional favorável aos meninos.

Os trabalhos acima buscaram evidências da discriminação pró-masculina na alocação de recursos familiares para o investimento em capital humano das crianças. Todos os trabalhos permitem validar o *trade-off* quantidade-qualidade, ou seja, o aumento do número de crianças em uma família reduz o investimento recebido por cada uma delas. Por outro lado, as evidências de discriminação contra as meninas não foram obtidas em todos eles.

A comparação dos resultados é em alguns casos conflitante, embora em outros não. Por exemplo, Garg e Murdoch (1998) deduzem que a presença de um menino no grupo de irmãos reduz a chance de uma menina frequentar o segundo grau. Por esta dedução, uma menina com dois meninos no grupo de irmãos estaria em pior situação do que uma menina com duas irmãs, na disputa por recursos educacionais. Isto conflita com Butcher e Case (1994), pois seus resultados levam a concluir que uma menina com dois meninos no seu grupo de irmãos estaria em vantagem, em relação a uma menina com duas outras meninas no grupo de irmãos. Por outro lado, Ono (2002), Post (2001) e Murdoch (2000), principalmente Murdoch (2000) para a Tanzânia, reforçam as evidências de Garg e Murdoch (1998).

Apesar das desvantagens educacionais constatadas em trabalhos discutidos acima, há que se destacar que a escolarização feminina cresceu. Por exemplo, Bradley (2000) descobriu que a escolaridade superior feminina cresceu nas últimas décadas no mundo. Ao investigar a relação entre a dotação educacional e a participação das mulheres no mercado de trabalho, observou que,

entre 1960 e 1990, houve um significativo aumento da participação feminina no ensino superior, sem que isto refletisse em expressivo avanço na paridade de gênero no mercado de trabalho. O motivo para este comportamento se assenta nas escolhas diferentes de campos de estudos superiores feitas por homens e mulheres. As mulheres tenderam a escolher campos em que a remuneração e o prestígio futuros são menores. A diferença nas escolhas estaria, por sua vez, relacionada à forma como são tratadas na sociedade as relações de gênero e os papéis que homens e mulheres desempenham nela.

Alguns trabalhos empíricos, procurando explicar o avanço educacional dos brasileiros, em especial das mulheres brasileiras, serviram-se do arcabouço teórico que relaciona as decisões familiares de investir em capital humano dos filhos e filhas às restrições de recursos familiares.

Marteletto (2001) investigou⁶ o papel do tamanho da família e do gênero das crianças na produção de diferenciais educacionais, antes e após a transição demográfica no Brasil⁷ ocorrida nas últimas décadas do século XX. Seu trabalho descobriu que o aumento da proporção de famílias menores favoreceu o aumento da escolaridade e da taxa de matrícula dos jovens nascidos pós-transição demográfica. Mas tal resultado não surpreendeu, pois antes da transição demográfica os jovens de famílias menores tinham em média melhor escolaridade do que aqueles oriundos de famílias maiores. Tal resultado reforçou as evidências da associação negativa entre tamanho familiar e educação, presente na tradição teórica do *trade-off* quantidade-qualidade de filhos e filhas em uma família.

Por sua vez, os diferenciais de gênero sofreram alterações provocadas pela transição demográfica que, ao aumentar a proporção de famílias menores, criou um quadro favorável à

⁶ Marteletto (2001) para o período pré-transição demográfica utilizou a coorte de jovens nascidos em 1963, observando-a em 1977. A coorte pós-transição demográfica foi de jovens nascidos em 1983 e observada em 1997. Nos dois casos os jovens observados tinham 14 anos e poderiam, se nenhum problema afetasse sua trajetória escolar, ter completado os oito anos de estudo ou o ensino básico. A autora norteou sua investigação nas hipóteses de diluição de recursos e rivalidade entre irmãos. Por estas hipóteses assume-se a existência de uma relação inversa entre escolaridade dos filhos e tamanho da família. Então a transição demográfica ao alterar o tamanho e a composição da família teria criado condições mais favoráveis à educação de jovens. Estimou regressões por Mínimos Quadrados Ordinários, para meninos e meninas separadamente e em conjunto, dos anos de escolaridade contra número de irmãos, características demográficas, domiciliares e socioeconômicas. Posteriormente, procedeu à decomposição da escolaridade para estimar o ganho de escolaridade proveniente da mudança no tamanho das famílias entre as coortes de duas maneiras. Primeiro calculou a escolaridade da coorte de 1963 supondo que a distribuição tamanho familiar era a da coorte de 1983, em seguida calculou a escolaridade da coorte de 1983 supondo que a distribuição do tamanho familiar era a da coorte de 1963.

⁷Transição demográfica é a mudança da base de crescimento populacional, de taxas de mortalidade e fecundidade altas, para taxas de mortalidade e fecundidade baixas. No Brasil, este processo ocorreu mais rapidamente do que, por exemplo, em alguns países europeus (BELTRÃO et al., 2004).

melhor escolarização feminina. A taxa de matrícula das meninas ultrapassou a taxa de matrícula dos meninos, e a diferença de escolaridade, já pouco superior na coorte mais velha, aumentou mais em favor das meninas.

Apesar dos dois gêneros serem sacrificados, ao terem irmãos mais novos e em famílias maiores, os meninos foram mais prejudicados. Para Marteleto (2001), isto pode evidenciar a especialização dos meninos em trabalhar fora do domicílio e as meninas em executarem trabalhos domésticos. O menor número de irmãos a cuidar favoreceria as meninas, que poderiam dedicar maior tempo aos estudos.

Pieroti (2004) investigou a relação entre a composição de gênero de um grupo de irmãos e as decisões paternas de investimento em capital humano. Sua análise utilizou os dados da PNAD, para os anos de 1992 a 1999. Procurou evidências da influência das escolhas paternas orientadas pelo gênero dos filhos nas escolhas de fertilidade e na acumulação de capital humano. Quanto às escolhas de fertilidade, não descobriu evidências que pudessem relacioná-las à composição de gênero de um grupo de irmãos. Então, orientou sua pesquisa para a relação entre a acumulação de capital humano e a composição de gênero do grupo de irmãos.

A relação entre composição de gênero e acumulação de capital humano foi dividida em duas partes: jovens que permanecem na casa dos pais e jovens que não moram mais com os pais. Na primeira parte analisou os resultados do investimento paterno, representados pelas taxas de matrícula escolar, resultado educacional e participação do jovem no mercado de trabalho. Na segunda parte, analisou o abandono precoce da casa paterna e sua relação com as decisões de alocação de recursos intra-familiares.

Pieroti (2004) analisou a matrícula escolar utilizando um modelo probit, por meio do qual estimou os efeitos marginais do número de irmãos, irmãs e das características familiares. As regressões foram especificadas para garotos e garotas separadamente e, para os dois casos, o aumento do número de irmãos reduziu a probabilidade de um indivíduo estar matriculado. Entretanto, esse resultado não dependeu da composição de gênero do grupo de irmãos.

A autora representou o resultado educacional por meio de uma estimativa de diferença educacional. Esta estimativa foi calculada achando-se a diferença em anos entre o nível ideal na grade curricular do indivíduo e o ano na grade curricular no qual ele estava matriculado. A diferença educacional, então, foi utilizada como variável dependente, a ser explicada pelo número

de irmãos e irmãs e as características familiares, em uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários.

A autora descobriu que a diferença educacional das garotas era menor do que a dos garotos, independente do grupo de renda e idade, demonstrando, com isto, um melhor desempenho feminino no sistema educacional. Apesar do melhor desempenho feminino, a autora detectou que garotas com garotos em seu grupo de irmãos tinham diferença educacional maior do que aquelas com apenas irmãs, em todos os grupos de renda, e especialmente entre 15 e 17 anos de idade. A composição de gênero não afetou o resultado educacional masculino. Portanto, apesar de o resultado educacional feminino ser melhor, isto não eliminou a possibilidade de que o investimento paterno em capital humano pode ter um viés pró-masculino.

Um modelo probit também foi utilizado para estimar os efeitos marginais dos números de irmãos e irmãs, e características familiares, para a entrada precoce e a participação corrente no mercado de trabalho. Novamente as regressões foram especificadas para garotos e garotas separadamente. Os garotos estavam mais inseridos no mercado de trabalho, independente da renda ou da idade. Uma garota com mais garotos entre o seu grupo de irmãos estava menos propensa a trabalhar precocemente, bem como a estar trabalhando do que aquelas com menos garotos. Este resultado favorável às meninas poderia representar mais tempo para que elas alocassem para a acumulação de capital humano, entretanto a autora não explora este aspecto porque os dados da PNAD não permitiram.

Uma vez estudada a relação entre composição de gênero e acumulação de capital humano, Pieroti (2004) voltou-se a estudar a situação educacional das jovens que não residiam mais com os pais. A análise demonstrou que as garotas estavam mais propensas a deixar a casa paterna precocemente. A saída da casa paterna muito jovem teria implicações negativas sobre a acumulação de capital humano, portanto, isto resultaria em menor investimento paterno em capital humano para as garotas, uma vez que elas saíam da casa dos pais em proporção maior do que os garotos.

Marteletto (2001) e Pieroti (2004) acham evidências da rivalidade entre irmãos e também apontam discriminação de gênero. As considerações de Marteletto (2001) reforçam o quadro favorável à escolarização feminina e sugerem que a divisão de tarefas no auxílio à manutenção familiar é favorável às meninas, num contexto de queda do tamanho das famílias. Pieroti (2004) reconhece a maior escolarização feminina em relação à masculina e, em sentido contrário, a maior

propensão masculina ao trabalho fora do lar, em especial se comparada à propensão das garotas com grande presença masculina no seu grupo de irmãos. Com isto os dois trabalhos apresentam semelhanças, reforçando a idéia, presente em Barros e Mendonça (1990), de que há especialização de gênero na divisão do trabalho dentro do grupo de irmãos, o que seria favorável à educação feminina. Neste sentido a discriminação de gênero parece ser pró-feminina. Esta conclusão tem como contra exemplo os resultados de Post (2001), nos quais as tarefas domésticas das meninas as impediriam de obter melhores resultados educacionais.

Apesar da semelhança com Marteleto (2001), Pieroti (2004) não destaca um possível viés pró-feminino na educação. Seus argumentos baseiam-se em duas descobertas. A primeira descoberta é aquela em que o resultado educacional (medido como a estimativa de diferença educacional) das garotas piora com a maior presença masculina no grupo de irmãos, ainda que seja melhor do que o resultado educacional dos garotos. A segunda é a menor escolaridade para as mulheres que saem precocemente da casa dos pais.

No caso brasileiro, as escolhas paternas de investimento em capital humano dos filhos e filhas e o viés de gênero foram testados por meio de medidas de resultado. Assim, taxas de matrículas, anos de escolaridade, atraso escolar e outros indicadores de resultado educacional serviram para testar o comportamento das escolhas paternas, em trabalhos anteriores. No entanto nenhum trabalho observou a alocação direta de recursos familiares para a formação de capital humano das crianças, por exemplo, o número de horas que os pais dedicam para auxiliar seus filhos em atividades educacionais ou, ainda, as despesas das famílias com a educação dos filhos e filhas, tratando-as como investimento em capital humano e se as escolhas paternas em alocá-las apresentam viés de gênero.

3 METODOLOGIA

Este capítulo é dividido em 5 partes. Primeiramente descreve-se um modelo teórico de como os pais podem discriminar por gênero a alocação de recursos para garantir melhor qualidade de filhos e filhas. Depois, apresenta-se uma curva de Engel a ser estimada para verificar se há discriminação de gênero na alocação intra-domiciliar de recursos com educação. Em seguida é apresentada a base de dados e como eles são tratados. Posteriormente descrevem-se as variáveis do modelo. Finalmente descreve-se o procedimento de estimação utilizado.

3.1 Fundamentação teórica

A rivalidade entre irmãos e irmãs pode ser vista em um modelo no qual os pais procuram maximizar a qualidade de seus filhos e filhas. Um modelo assim é apresentado por Ono (2002)⁸. Nele a utilidade dos pais é função da quantidade e qualidade dos seus filhos e das suas filhas. A característica dessa função é que a qualidade e a quantidade das crianças são representadas por variáveis que as diferenciam por seus gêneros: masculino e feminino. A utilidade é escrita na forma de uma função do tipo Cobb-Douglas:

$$U = (q_m m)^\alpha (q_f f)^\beta \quad (1)$$

na qual U é o investimento total na qualidade dos filhos e filhas, q_m é a qualidade dos filhos, q_f é a qualidade das filhas, m é o número de filhos, f é o número de filhas e α e β são as preferências dos pais em alocar recursos para filhos e filhas, respectivamente.

No modelo os pais escolhem o número de crianças, mas não escolhem o sexo. Admite-se ainda que a taxa média entre os sexos é 1, evitando a presença de viés de gênero nas escolhas de fertilidade.

A maximização da utilidade ocorre sujeita a uma restrição orçamentária familiar, representada por:

$$R = p_m q_m m + p_f q_f f + p_z Z \quad (2)$$

na qual p_m e p_f são os preços unitários de q_m e q_f , Z é o consumo próprio dos pais e p_z o preço unitário de Z .

⁸ Outros modelos são encontrados na literatura como, por exemplo, o apresentado no Anexo A.

Para simplificação p_m e p_f são considerados iguais a um. A conseqüência dessa suposição é que o orçamento total da família é determinado pelo montante total de qualidade investido nos filhos e filhas, não sofrendo influência dos preços dessa qualidade. Portanto, a restrição orçamentária familiar passa a ser representada por:

$$R = q_m m + q_f f + p_z Z \quad (3)$$

Outra suposição assumida para a construção do modelo é a de que os recursos são alocados para as crianças sem considerar quantas elas são. Assim, os pais alocam primeiro recursos para seu consumo próprio, em seguida alocam o restante dos recursos para suas crianças, que disputariam entre si a porção remanescente dos recursos familiares. Então:

$$R_q = R - p_z Z \quad (4)$$

onde R_q são os recursos orçamentários familiares destinados à qualidade dos filhos e filhas.

O problema dos pais então é:

$$\begin{aligned} & \text{Max } (q_m m)^\alpha (q_f f)^\beta \\ & \text{Sujeito a } R = q_m m + q_f f + p_z Z \end{aligned} \quad (5)$$

As condições de primeira ordem são:

$$\begin{aligned} UM_{q_m} &= \frac{\partial U}{\partial q_m} = \alpha q_m^{\alpha-1} m^\alpha (q_f f)^\beta - \lambda m = 0 \\ UM_{q_m} &= \frac{\partial U}{\partial q_m} = \frac{\alpha (q_m m)^\alpha (q_f f)^\beta}{q_m} - \lambda m = 0 \\ UM_{q_m} &= \frac{\partial U}{\partial q_m} = \frac{\alpha U}{q_m} = \lambda m = \lambda \pi_{q_m} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} UM_{q_f} &= \frac{\partial U}{\partial q_f} = \beta (q_m m)^\alpha q_f^{\beta-1} f^\beta - \lambda f = 0 \\ UM_{q_f} &= \frac{\partial U}{\partial q_f} = \frac{\beta (q_m m)^\alpha (q_f f)^\beta}{q_f} - \lambda f = 0 \\ UM_{q_f} &= \frac{\partial U}{\partial q_f} = \frac{\beta U}{q_f} = \lambda f = \lambda \pi_{q_f} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} UM_m &= \frac{\partial U}{\partial m} = \alpha q_m^\alpha m^{\alpha-1} (q_f f)^\beta - \lambda q_m = 0 \\ UM_m &= \frac{\partial U}{\partial m} = \frac{\alpha U}{m} = \lambda q_m = \lambda \pi_m \end{aligned} \quad (8)$$

$$UM_f = \frac{\partial U}{\partial f} = \beta(q_m m)^\alpha q_f^{\beta-1} f^\beta - \lambda q_f = 0$$

$$UM_f = \frac{\partial U}{\partial f} = \frac{\beta U}{f} = \lambda q_f = \lambda \pi_f \quad (9)$$

As condições acima indicam dois tipos de custos marginais, com os quais os pais se deparam: custos marginais com respeito à qualidade dos filhos e filhas e os custos marginais com respeito à quantidade de filhos e filhas. Os primeiros são π_{q_m} e π_{q_f} , custos marginais da qualidade de filhos e filhas, respectivamente, têm uma relação positiva com o número de filhos e filhas, uma vez que o aumento na qualidade é tanto mais cara quanto maior for o número de filhos e filhas. Por sua vez, π_m e π_f que são os custos marginais da quantidade de filhos e filhas, apresentam uma relação positiva com a qualidade, porque o aumento do número de filhos e filhas é mais dispendioso quanto mais elevado o nível de qualidade estabelecido pelos pais.

A partir das condições de primeira ordem é possível derivar um conjunto de equações de demanda por qualidade. Considerando que pelas condições de primeira ordem:

$$\frac{\partial U}{\partial \lambda} = R_z - q_m m - q_f f = 0 \quad (10)$$

E considerando ainda que:

$$\alpha \frac{U}{q_m m} = \lambda = \beta \frac{U}{q_f f}$$

temos:

$$q_m m = \frac{\alpha}{\beta} q_f f \quad (11)$$

$$q_f f = \frac{\beta}{\alpha} q_m m \quad (12)$$

Substituindo (11) em (10), obtêm-se:

$$R_z - q_f f - \frac{\alpha}{\beta} q_f f = 0$$

$$\frac{\alpha + \beta}{\beta} q_f f = R_z$$

$$q_f = \frac{\beta}{\alpha + \beta} \frac{R_z}{f} \quad (13)$$

E substituindo (12) em (10):

$$\begin{aligned}
 Rz - q_m m - \frac{\beta}{\alpha} q_m m &= 0 \\
 \frac{\alpha + \beta}{\alpha} q_m m &= Rz \\
 q_m &= \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \frac{Rz}{m}
 \end{aligned} \tag{14}$$

As equações (13) e (14) são as funções demanda por qualidade. Essas equações descrevem o *trade-off* quantidade-qualidade, pois com Rz constante, se houver um aumento no número de filhos e filhas, isto conduz a uma redução na qualidade por filho ou filha.

A partir também das condições de primeira ordem obtêm-se as Taxas Marginais de Substituição - TMS:

$$TMS_{q_m, q_s} = - \frac{\left| \frac{\partial U}{\partial q_m} \right|}{\left| \frac{\partial U}{\partial q_f} \right|} = \frac{\alpha}{\beta} \frac{q_f}{q_m} = \frac{\lambda m}{\lambda f} = \frac{m}{f} = \frac{\pi_{q_m}}{\pi_{q_f}} \tag{15}$$

$$TMS_{m, f} = - \frac{\left| \frac{\partial U}{\partial m} \right|}{\left| \frac{\partial U}{\partial f} \right|} = \frac{\alpha}{\beta} \frac{f}{m} = \frac{q_m}{q_f} = \frac{\pi_m}{\pi_f} \tag{16}$$

As taxas TMS_{q_m, q_s} e $TMS_{m, f}$ são, respectivamente, a taxa marginal de substituição com relação à qualidade de filhos e filhas sob quantidade constante, e a taxa marginal de substituição com relação à quantidade dos filhos e filhas sob qualidade constante. Sob as suposições de que a taxa entre os sexos é unitária e que os preços pela qualidade de filhos e filhas são iguais, tem-se que a TMS_{q_m, q_s} é unitária. A $TMS_{m, f}$ depende da razão q_m / q_f .

Analisando as equações (15) e (16) observa-se que os valores possíveis da razão q_m / q_f dependem das preferências paternas de investimento na qualidade de filhos ou filhas. Desta forma, $q_m > q_f$ implica $\alpha > \beta$, tomando a razão entre filhos e filhas igual a um, os pais prefeririam investir mais na qualidade dos filhos. Se $q_m = q_f$ tem-se $\alpha = \beta$, com filhos e filhas perfeitamente substitutos. Ou, se $q_m < q_f$ tem-se $\alpha < \beta$, com os pais preferindo investir mais na qualidade das filhas.

O modelo apresentado nesta seção possibilita a formulação da hipótese de que os pais, uma vez que optaram por melhor qualidade a seus filhos e filhas, podem preferir alocar mais recursos para a formação das crianças de um gênero. Neste trabalho, a disposição dos pais em fornecer qualidade aos filhos e filhas é estimada pelo valor gasto com a educação das crianças. A comparação entre os efeitos da presença de filhos e filhas sobre os gastos familiares com educação pode indicar em qual dos gêneros os pais estão mais dispostos a investir.

3.2 Abordagem da discriminação de gênero na alocação intra-domiciliar de recursos

3.2.1 Curva de Engel

A literatura que aborda a existência de viés de gênero na alocação intra-domiciliar nas despesas de consumo é extensa e diversificada, quanto ao tipo de despesas estudadas. No entanto, duas abordagens são usuais. Em uma abordagem o indivíduo é a unidade de observação, as despesas de homens e mulheres são comparadas diretamente (KINGDON, 2005). Na outra abordagem, conhecida como curva de Engel, a comparação entre as despesas de homens e mulheres é indireta. Nela a composição de gênero da família é um dos fatores explicativos para o gasto da família com um bem (KINGDON, 2005). A escolha por uma das duas abordagens depende do pesquisador e, em especial, da disponibilidade e adequação dos dados.

As características dos dados sobre as despesas com educação na POF 2002-2003 não permitem a observação das despesas com educação de cada indivíduo. Para essa pesquisa a abordagem apropriada é a metodologia indireta de despesas familiares, representada pelo método da curva de Engel, uma vez que a observação individual não é possível.

As curvas de Engel podem assumir várias formas funcionais, mas é difícil estabelecer a superioridade de uma delas (DEATON; MUELLBAUER, 1986). Uma forma funcional, por exemplo, foi formulada por Working (1943) e aplicada por Leser (1963). Em sua forma mais simples estabelece uma relação linear de parte do orçamento gasto com um bem e o logaritmo dos gastos, porém outras variáveis explicativas podem ser incorporadas, em especial a composição demográfica da família (DEATON; MUELLBAUER, 1986; DEATON, 2000). A opção pela formulação de Working (1943) deve-se a:

theoretical advantage of being consistent with a utility function and its shape conforms well to the data in a wide range of circumstances. The transformations of expenditures to budget shares and of total outlay to its logarithm induces an approximate normality in the joint density of transformed variables, so that the regression function is approximately linear (DEATON, 2000, p. 231).

Uma das circunstâncias em que a abordagem de Working (1943) se aplica é a participação das despesas com educação no orçamento familiar. Kingdon (2005) utilizou uma curva de Engel de Working para explicar as variações na participação das despesas com educação no orçamento familiar e o viés de gênero, para a Índia.

3.2.2 A forma funcional utilizada

O modelo para a curva de Engel deste trabalho difere do proposto por Kingdon (2005). A primeira diferença está na opção em se utilizar o logaritmo das despesas com educação e não a razão dessas despesas em relação às despesas totais. Uma vantagem disto é que o logaritmo das despesas com educação, juntamente com o logaritmo das despesas totais *per capita*, pode amenizar um eventual problema de heterocedasticidade (TANSEL; BIRCAN, 2006). Desta forma, o modelo passou a ser do tipo duplo-log, semelhante ao adotado por Prais e Houthakker (1955), acrescido das variáveis socioeconômicas e demográficas ajustadas ao interesse da pesquisa.

As implicações da adoção de um modelo do tipo duplo-log estão relacionadas ao ajuste das curvas de Engel à Teoria da Demanda. Uma curva de Engel pode ser comparada com uma curva de demanda, quando os preços são constantes (MEDEIROS, 1978). Nesta comparação, a Curva de Engel está livre das restrições da Teoria da Demanda: a) homogeneidade de grau zero das funções preço e renda; b) simetria na substituição entre os bens; e c) negatividade do efeito substituição. No entanto, resta o problema da restrição de aditividade, pois a função duplo-log não é inteiramente consistente com essa restrição (MEDEIROS, 1978). Várias outras formas funcionais, amplamente utilizadas, também não são consistentes com a aditividade, como a semi-log ou log-inversa. Entretanto, a curva de Engel do tipo Working e Leser é consistente com a restrição de aditividade. Essa consistência é a principal diferença entre o modelo proposto na pesquisa e o modelo proposto por Kingdon (2005).

A necessidade de curvas de Engel com a propriedade da aditividade está relacionada à estimação de sistemas de curvas de Engel, que exige que a soma dos gastos com cada bem não supere a renda total (GOMES, 2005). Mas, as curvas que melhor se ajustam aos dados não são as aditivas, com isto uma boa estimativa por produto pode levar a um erro na renda total disponível

para consumo ou, então, se garantida a aditividade, a demanda por produto pode não ser bem estimada (GOMES, 2005).

Na pesquisa, propôs-se estimar uma função de despesas com educação e também desagregar essas despesas em vários itens, o que pode trazer problemas adicionais aos procedimentos de estimação. Por isto, abriu-se mão da aditividade para utilizar uma forma funcional que fosse capaz de proporcionar um melhor ajuste aos dados disponíveis.

Dentre as várias formas funcionais possíveis, a que foi utilizada nesta pesquisa pareceu a melhor, pois no trabalho de Prais e Houthakker (1955), a curva de Engel duplo-log forneceu as melhores estimativas para todos os bens e serviços, à exceção de alimentos (MAHAN, 1979). Além disso, Houthakker (1965), embora reconheça a falha da não aditividade presente na função duplo-log, afirma que não existem sérios rivais quanto à qualidade do ajuste, facilidade de estimação e à interpretação imediata dos resultados.

Outra diferença do modelo utilizado nessa pesquisa e o de Kingdon (2005) está na alteração dos grupos demográficos, pois aqui eles foram divididos em grupos de idade e sexo dos filhos e filhas matriculados e não matriculados, não matriculados e grupos por idade das demais pessoas da família. Enquanto em Kingdon (2005) a família foi dividida em grupos de idade sexo, sem que fossem discriminados os filhos e filhas matriculados.

A forma específica utilizada na presente pesquisa é:

$$Edu_i = \alpha_i + \beta_i \ln\left(\frac{x_i}{n_i}\right) + \left[\sum_{k=1}^k \gamma_{ki}(m_{ki})\right] + \left[\sum_{j=1}^j \delta_{ji}(f_{ji})\right] + \tau_i z_i + u_i \quad \text{para todo } i \quad (17)$$

na qual Edu_i é o logaritmo das despesas com educação da família i ; x_i são as despesas totais da família i ; n_i é o número de pessoas da família i ; m_{ki} é o número de pessoas na família i , em uma classe k que distingue idade, exclusive filhos e filhas matriculados e não matriculados; f_{ji} é o número de filhos e filhas matriculados e não matriculados, em que uma classe j distingue idade, sexo e se matriculado ou não; z_i é um vetor de variáveis socioeconômicas da família i ; u_i é o termo de erro associado à família i .

Testes de hipótese são feitos para verificar a preferência dos pais em alocar mais recursos para a educação dos filhos ou das filhas (KINGDON, 2006). Esses testes comparam os coeficientes estimados δ_{ji} dos filhos e filhas matriculados. Se os δ_{ji} são diferentes há a evidência de discriminação de gênero na alocação de recursos educacionais.

3.3 A Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF 2002-2003

Tendo em vista que neste trabalho pretende-se utilizar as despesas das famílias com educação, a fonte de dados adequada para a sua realização é a POF 2002-2003. Esta é a pesquisa mais recente de orçamentos familiares realizada pelo IBGE, as outras versões são: o Estudo Nacional de Despesa Familiar - ENDEF 1974-1975, e as POF's de 1987-1988 e 1995-1996. A POF 2002-2003 foi realizada entre julho de 2002 e junho de 2003, abrangeu as áreas urbanas e rurais e todo o território nacional, num total de 48470 domicílios com 182333 pessoas.

A adequação da POF 2002-2003 ao presente trabalho se dá porque com ela é possível obter as informações relevantes necessárias aos objetivos propostos. Pode-se obter: os aspectos demográficos e socioeconômicos das famílias, a composição dos gastos familiares, distribuição de renda, entre outras informações. Os Instrumentos de Coleta foram cinco. O Questionário do Domicílio – POF 1 visou identificar o domicílio, levantar as características e composição do domicílio e as características dos moradores; é com o POF 1 que se obtêm as características socioeconômicas e demográficas das famílias estudadas. O Questionário de Despesas Coletivas – POF 2 visou registrar as despesas com bens duráveis cuja utilização não pode ser atribuída a apenas um morador, serviços de utilidade pública e informações concernentes ao inventário dos bens duráveis. Uma Caderneta de Despesa Coletiva - POF 3 em que foram registradas as despesas com alimentação, bebidas, higiene pessoal, limpeza, combustíveis de uso doméstico (exceto gás e lenha) e compras corriqueiras para a manutenção da rotina doméstica. Um Questionário de Despesa Individual - POF 4, que visa registrar as despesas com bens e serviços de uso pessoal, como vestuário, produtos farmacêuticos, alimentação fora do domicílio, veículos, transporte, educação, etc. Um Questionário de Recebimento Individual - POF 5 que serviu para registrar informações sobre as características do trabalho, os rendimentos e outros recebimentos.

3.3.1 Caracterização das despesas familiares com educação

Os dispêndios familiares registrados na POF 2002-2003 são divididos em vários grupos de despesas. Os mais representativos são habitação, alimentação e transporte, com respectivamente 29,5%, 16,0% e 15,1% de participação na despesa média familiar, conforme a Figura 2. As despesas com educação chegam a 3,5% e não estão entre as despesas com maior participação no orçamento familiar. Embora esta participação das despesas com educação relativamente baixa, comparado aos outros grupos de despesas, o componente público da educação “têm impacto no

consumo e nas estruturas da cesta de consumo das famílias, mas não nos gastos monetários das famílias” (INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS – INEP, 2003, p. 10).

Ao comparar duas famílias, com as mesmas características socioeconômicas e demográficas e mesmo montante de dispêndio total, com a diferença de que uma tem um filho que frequenta uma universidade gratuita e a outra que paga mensalidades para que o filho frequente a universidade, essas famílias têm diferentes composições de suas despesas totais. A família que paga mensalidades vai ter sua cesta de consumo diferente da cesta de consumo da família que não paga mensalidades, mesmo que os dispêndios totais das duas sejam iguais. Isto acontece porque, o pagamento das mensalidades exige o sacrifício de alguma outra despesa que poderia ser feita.

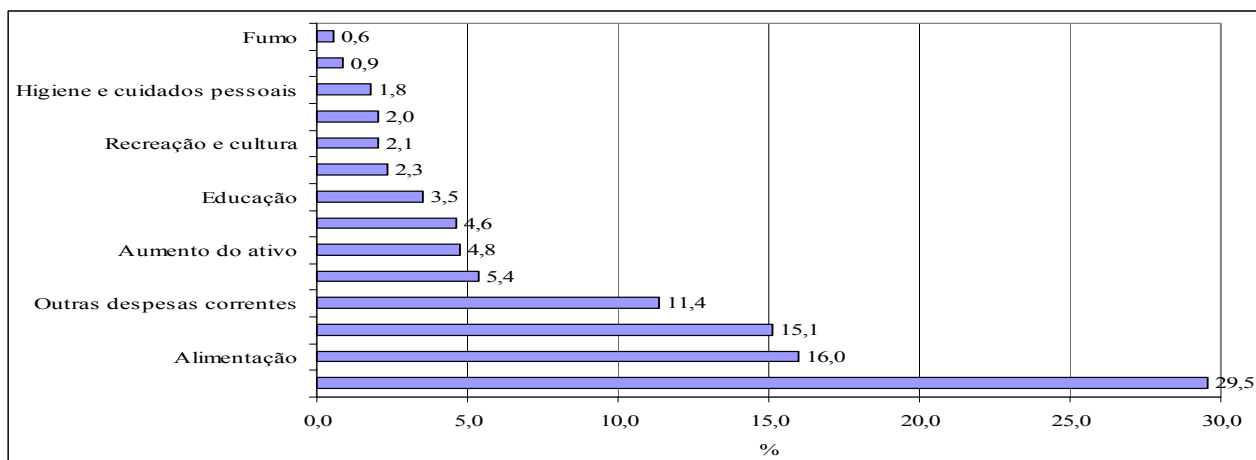


Figura 2 - Distribuição percentual das despesas monetárias e não-monetárias médias mensais familiares por grupo de despesa – Brasil – 2002-2003

Fonte: IBGE (2004a)

Famílias com níveis de renda diferentes podem ter comportamentos diferenciados nas escolhas dos gastos educacionais. Assim famílias mais pobres têm orçamentos familiares menos flexíveis, apresentando maior dificuldade na alocação intra-familiar de recursos, para fazer frente às suas despesas. A Figura 3 ilustra este argumento. As famílias mais pobres gastam uma porção menor de sua renda com educação e uma porção maior nos itens ligados à sobrevivência imediata, alimentação e habitação. Conforme a renda da família aumenta, ela aloca uma proporção maior dos rendimentos em educação e menor em alimentação e habitação.

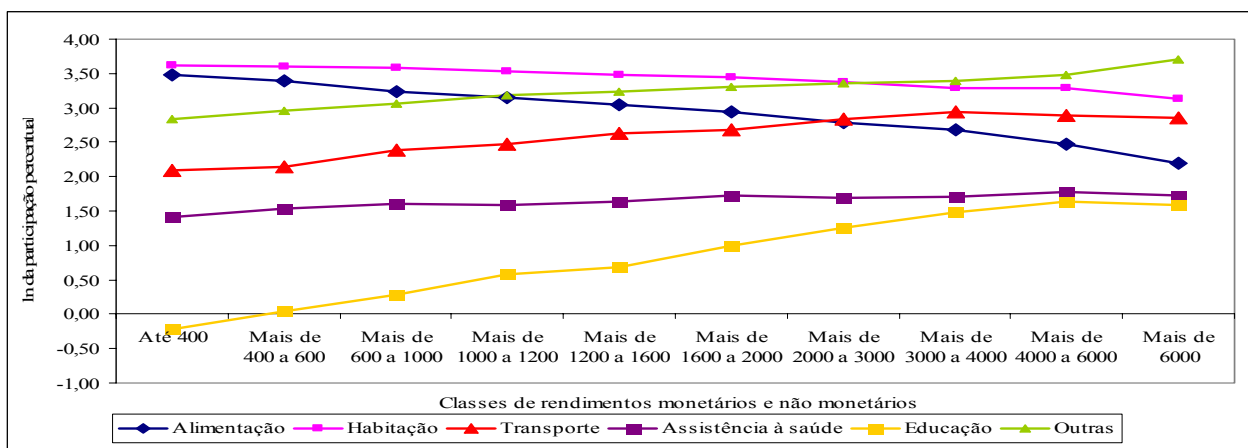


Figura 3 - Distribuição das despesas monetárias e não-monetárias médias mensais (ln do percentual), por classes de rendimento monetário e não monetário mensal familiar – Brasil

Fonte: IBGE (2004a)

As despesas educacionais podem ser desagregadas em vários itens, que descrevem mais detalhadamente os gastos que as famílias efetuam para a formação pessoal e profissional de seus membros. Assim, são encontrados desde gastos com mensalidades dos cursos Pré-escolar, Regular de 1º Grau, Regular de 2º Grau e Superior até carnês de formatura e aulas de balé (ver Anexo B).

As famílias têm proporções de gastos diferentes nos diversos componentes das despesas com educação. Na Figura 4, observa-se que segundo as classes de rendimentos familiares as famílias alocam percentuais diferentes nos itens dos gastos com educação. Por exemplo, famílias mais pobres gastam um percentual bastante elevado das despesas educacionais com artigos escolares, alocando uma porção menor com os outros itens. Por outro lado, nas famílias pertencentes aos estratos de renda mais elevados, o item artigos escolares perde importância, e a proporção de gastos com cursos regulares e cursos superiores aumenta substancialmente.

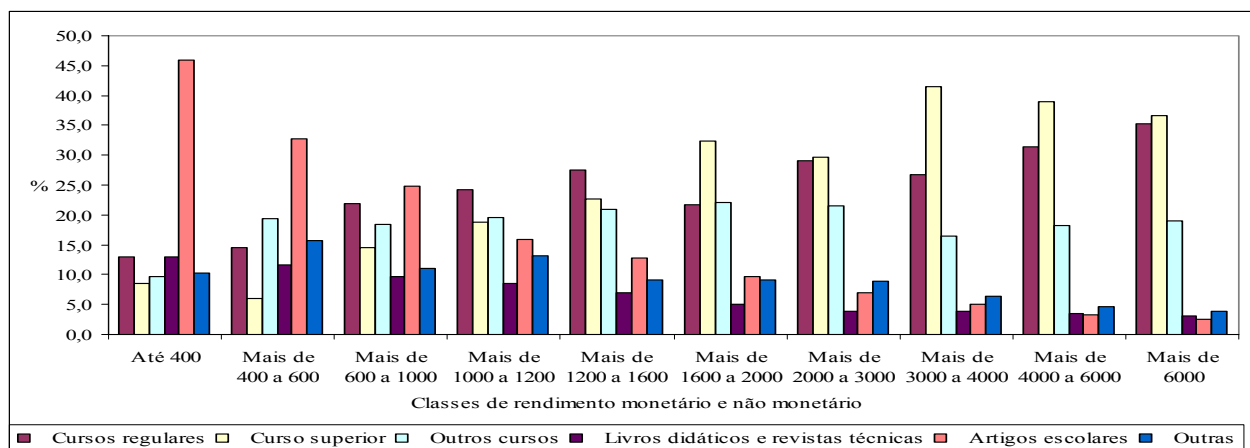


Figura 4 – Participação percentual dos itens de despesas educacionais no orçamento familiar para educação, por classes de rendimento monetário e não monetário mensal familiar – Brasil

Fonte: IBGE (2004a)

Além da renda, outras características familiares influenciam a alocação entre os componentes das despesas com educação. Silveira et al. (2003), tipificaram as famílias brasileiras segundo suas características socioeconômicas e analisaram seus perfis de gastos, a partir dos dados da POF 1996. No item educação, constataram que:

enquanto as famílias ricas que possuem crianças e/ou adolescentes gastam mais com os ‘cursos regulares’, as pobres gastam com os ‘outros cursos’ ou ‘outros itens de educação’ (que envolvem o material escolar); e as famílias ricas e jovens que não possuem crianças e/ou adolescentes, destinam uma parte mais significativa do seu orçamento para os ‘outros cursos’, gastos que provavelmente refletem a atualização profissional dos adultos (SILVEIRA et al., 2003, p. 32).

Um outro fator determinante do comportamento familiar na alocação de recursos para as despesas educacionais é destacado por Rodrigues e Herran (2000, p. 38). Interessados na educação secundária no Brasil, os autores comentam que o montante gasto pelas famílias ricas em instrução de seus filhos “reflete a atitude racional de famílias ricas, que sabem que o acesso competitivo à universidade depende de uma educação secundária de alta qualidade para os seus filhos”. Obviamente, a afirmação dos autores não exclui as famílias pobres do comportamento racional, entretanto suas restrições orçamentárias obrigam-nas a gastarem um mínimo necessário para a permanência de seus filhos e filhas nas escolas, principalmente públicas.

3.3.2 Tratamento dos dados

Neste trabalho as unidades de observação são as famílias. No entanto, o conceito de família nas pesquisas de orçamento familiares do IBGE difere da idéia de um conjunto de pai, mãe e filho, ou pessoas com ligação cosanguinea, ou ainda de descendência e linhagem. Difere ainda da forma como família é operacionalizada nos Censos Demográficos e PNAD's, grupo de pessoas ligadas por parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência. Nas pesquisas de orçamento familiares do IBGE, as famílias representam Unidades de Consumo. A Unidade de Consumo, por sua vez, é constituída por um único morador ou um grupo de moradores que compartilham a mesma fonte de alimentação ou dividem as despesas com moradia e é esse o conceito de família que pode ser usado ao se trabalhar com os dados da POF.

Esta característica da POF não impossibilita o trabalho. A partir da pessoa de referência da Unidade de Consumo é possível identificar se o membro da família é cônjuge ou filho, que são informações importantes para o trabalho. Além disso, é possível também identificar a relação de algum outro membro da Unidade de Consumo, que não cônjuge ou filho, com a pessoa de referência, tal como outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico e parente de empregado doméstico.

Como as unidades de observação são as famílias, as despesas com educação são tratadas por família.

É possível haver rivalidade de filhos e filhas com outros membros da família, no que concerne às despesas com educação (FERNANDES et al., 2004). Para evitar esse problema é formada uma amostra de famílias, tendo como critério o de nenhum dos pais ou outro membro da família freqüentar um curso Regular de 1º Grau, Regular de 2º Grau e Superior (ou Supletivo). É criada uma amostra de famílias em que os gastos com educação para freqüentar cursos regulares de 1º Grau, 2º Grau e 3º Grau ocorrem apenas para atender às necessidades de formação dos filhos e filhas. Isto é possível, pois a POF indica se o indivíduo está ou não matriculado em um curso regular.

As pessoas de referência são os chefes das famílias. As famílias com chefes e ou cônjuges matriculados no ensino regular ou supletivo são excluídas. As famílias com filhos ou filhas abaixo dos 7 anos e acima dos 20, sem nenhum deles matriculados são excluídas.

Além do chefe de família, cônjuge, filhos e filhas são considerados outros parentes e agregados, desde que esses membros não estejam matriculados no ensino regular ou supletivo, se eles estiverem as famílias são excluídas.

3.4 As variáveis do modelo

A POF 2002-2003 permite obter um conjunto de informações para compor os grupos demográficos e o vetor de variáveis socioeconômicas da família i , z_i . Apesar da importância central da análise seja as estimativas δ_{ji} , outras informações são obtidas por meio da análise das demais variáveis de controle.

A variável dependente é o logaritmo das despesas com educação (Edu). Mas o modelo é estimado também para alguns itens das despesas com educação (Anexo B), que são usados como variáveis dependentes em outras regressões. Os gastos com educação são divididos em quatro grupos: gastos com mensalidades escolares; artigos escolares, livros e materiais bibliográficos; outras despesas escolares; e cursos não regulares (Anexo B). Os logaritmos dos gastos em cada grupo de itens educacionais formam as variáveis dependentes: gastos com mensalidades escolares (Mensal_escol); gastos com artigos escolares, livros e materiais bibliográficos (Art_livros); gastos com outras despesas escolares (Outras_desp); e gastos com cursos não regulares (Curs_naoregular).

Os grupos que dividem as crianças e jovens matriculados por idade e sexo são seis: filhos matriculados com mais de 6 anos e menos de 11 (Filhomatr7_10); filhas matriculadas com mais de 6 anos e menos de 11 (Filhamatr7_10); filhos matriculados com mais de 10 anos e menos de 15 (Filhomatr11_14); filhas matriculadas com mais de 10 anos e menos de 15 (Filhamatr11_14); filhos matriculados com mais de 14 anos e menos de 21 (Filhomatr15_20) e filhas matriculadas com mais de 14 anos e menos de 21 (Filhamatr15_20).

As crianças e jovens não matriculados por idade e sexo são, também, divididos em seis grupos: filhos não matriculados com mais de 6 anos e menos de 11 (Filhonaomatr7_10); filhas não matriculadas com mais de 6 anos e menos de 11 (Filhanaomatr7_10); filhos não matriculados com mais de 10 anos e menos de 15 (Filhonaomatr11_14); filhas não matriculadas com mais de 10 anos e menos de 15 (Filhanaomatr11_14); filhos não matriculados com mais de 14 anos e menos de 21 (Filhonaomatr15_20) e filhas não matriculadas com mais de 14 e menos de 21 (Filhanaomatr15_20).

O quadrado do número de filhos e filhas é acrescentado como variável (Filhtot2). O objetivo dessa variável é captar a pressão que o número de filhos e filhas pode exercer sobre os gastos familiares com educação. Espera-se que as famílias aumentem os gastos com educação até certo número de crianças e jovens, a partir do qual elas diminuem.

Os demais membros da família são divididos em sete grupos, segundo suas idades: as pessoas até cinco anos (Membro0_5); pessoas com mais de 5 anos e menos de 11 (Membro6_10); pessoas com mais de 10 e menos de 15 (Membro11_14); pessoas com mais de 14 anos e menos de 21 (Membro15_20); pessoas com mais de 20 anos e menos de 28 (Membro21_27); pessoas com mais de 27 anos e menos de 62 (Membro28_61) e pessoas acima de 61 anos (Membro62).

Uma variável que não está incluída no vetor z_i é o logaritmo da despesa total *per capita* (Logrendper). A despesa total é o somatório dos dispêndios monetários e não monetários da família. Neste trabalho a despesa total mensal é utilizada em substituição da renda mensal, pois ela é mais próxima da renda permanente da família. Vários outros autores utilizaram procedimentos semelhantes como Bertasso (2000), Tansel e Bircan (2006), Kingdon (2005), entre outros.

O nível educacional dos pais é representado pelos anos de escolaridade da pessoa de referência (Escolrefer) e do cônjuge (Escolconj).

Diversas variáveis binárias são criadas para controlar as outras características familiares. O sexo da pessoa de referência da família é uma delas: variável Referenfem assume valor 1 para a pessoa de referência do sexo feminino e 0 para as pessoas de referência do sexo masculino. Outra é a presença de cônjuge na família, que é controlada por Terconj, variável que assume valor 1 se a família tem cônjuge e 0 se a família não tem cônjuge.

As características de raça ou cor estão representadas por quatro variáveis binárias, que foram construídas com base na declaração de raça ou cor da pessoa de referência da família. A maioria da literatura sobre diferenças raciais considera a auto declaração a única maneira de definir raça ou cor no Brasil (SOARES et al., 2005). Define-se para a pessoa de referência: branca (Branca); preta (Preta); amarela (Amarela) e parda (Parda). A variável omitida é Branca, sendo os resultados das demais uma comparação com ela.

Os efeitos das características regionais são representados por quatro variáveis binárias. Cada uma das quais representa uma das Grandes Regiões Geográficas do Brasil: Sudeste (Sudeste), Sul (Sul), Centro-Oeste (Centro-Oeste), Nordeste (Nordeste) e Norte (Norte). A

variável omitida é Sudeste, portanto o parâmetro estimado para uma característica regional é sempre uma comparação com uma família que reside no Sudeste, controladas todas as demais variáveis. Esse controle é importante em face das diferenças de condições de vida, oferta de serviços públicos em geral e na oferta de educação pública.

A área de residência é controlada com a utilização da variável binária Urbana. Com ela as famílias que residem no meio urbano são classificadas com o número 1 e as famílias que residem no meio rural com 0.

As famílias podem ter filhos e filhas matriculados na rede pública, na rede privada ou em ambas. Uma variável binária é utilizada para controlar se a família tem todos os filhos na rede privada ou não (Exclupriv).

3.5 Caracterização da amostra

Nesta seção são descritas as características familiares importantes da amostra e todos os resultados apresentados são ponderados pelo fator de expansão da amostra. A amostra da pesquisa é composta por 11386 famílias, entretanto nem todas apresentaram gastos com educação. Duas subamostras são obtidas: uma com 9320 famílias, ou 84,0% do total, que tiveram desembolsos com educação; outra com 2066 famílias, ou 16,0%, que não tiveram desembolsos.

Na Tabela 4 verifica-se que a maior concentração das famílias ocorre na área urbana, 85,4%, e nas Regiões Sudeste e Nordeste, que juntas representam 69,1% das famílias estudadas. As pessoas de referência são homens em 77,6% dos casos e a maioria declarou ser de cor branca, 53,1%, ou parda, 39,1%. Em 58,7% das famílias, o nível de instrução da pessoa de referência é no máximo 7 anos de estudo; 62,5% das famílias têm gasto total mensal inferior a R\$ 1.200,00 e, ao ampliar o gasto total para R\$ 1.800,00, chega-se a 76,2% das mesmas.

A Tabela 4 permite a comparação entre as duas subamostras da pesquisa: a subamostra na qual as despesas com educação foram positivas e a subamostra das famílias que não tiveram despesas com educação. A participação das famílias urbanas é maior na subamostra com despesas positivas, 85,9%, contra 82,8%. A participação das mulheres como pessoa de referência é maior nas famílias com despesas zero em educação, 21,8%, contra 25,7%. A participação das pessoas de referência brancas é menor e a participação das pardas é maior, ao se confrontar a subamostra com despesas educacionais positivas com a subamostra sem despesas educacionais.

A participação de pessoas de referência menos escolarizadas é maior na subamostra de famílias que não tiveram gastos com educação. Dessas famílias, 37,2% das pessoas de referência têm no máximo 3 anos de estudo, enquanto para as famílias com despesas educacionais positivas chega-se a 25,6%. Em outro extremo, o de maior escolarização, as famílias sem despesas educacionais têm 11,1% de suas pessoas de referência com 11 anos ou mais de estudo, enquanto para as famílias com despesas positivas o percentual chega a 28,5%.

As famílias que não efetuaram gastos com educação concentram-se nos estratos de menor dispêndio total. Entre essas famílias 57,5% têm dispêndio total de no máximo R\$ 600,00 mensais, ao passo que, nessa mesma de faixa de dispêndio, as famílias que tiveram gastos positivos com educação chegam a 31,0%. Se o limite de dispêndio total for no máximo R\$ 1200,00, 85,4% das famílias com gasto zero em educação estão nessa categoria, enquanto que entre as famílias com gastos positivos em educação, 58,2%, não ultrapassam aquele limite de dispêndio total. Acima de R\$ 2000,00 de dispêndio total apenas 4,7% das famílias que não gastaram com educação efetuaram esse total de desembolso, já entre as famílias com gastos positivos com educação o percentual é de 23,6%. É possível constatar que as famílias que não gastaram com educação concentram-se em níveis de dispêndio total mais baixos e as famílias que tiveram gastos com educação concentram-se nos níveis mais elevados.

Tabela 4 – Caracterização das famílias que compõem a amostra da pesquisa - extraída da POF 2002-2003: (a) total da amostra; (b) subamostra de famílias com despesa positiva em educação; (c) subamostra de famílias com despesa zero em educação (1)

(continua)

Famílias	(a)		(b)		(c)	
	N ^o	%	N ^o	%	N ^o	%
Área						
urbano	9017	85,4	7429	85,9	1588	82,8
rural	2369	14,6	1891	14,1	478	17,2
Região						
Sudeste	2043	44,3	1766	45,3	277	39,2
Sul	1533	17,1	1270	16,5	263	20,1
Nordeste	4286	24,8	3472	24,6	814	26,2
Norte	1575	6,3	1266	6,3	309	6,4
Centro-Oeste	1949	7,4	1546	7,3	403	8,0

Pessoa de referência

Tabela 4 – Caracterização das famílias que compõem a amostra da pesquisa - extraída da POF 2002-2003: (a) total da amostra; (b) subamostra de famílias com despesa positiva em educação; (c) subamostra de famílias com despesa zero em educação (1)

Famílias	(conclusão)					
	(a)		(b)		(c)	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%
Homem	8806	77,6	7268	78,2	1538	74,3
Mulher	2580	22,4	2052	21,8	528	25,7
Cor ou raça da pessoa de referência						
Branca	4982	53,1	4143	53,8	839	49,2
Preta	664	7,4	551	7,7	113	5,5
Parda	5694	39,1	4588	38,0	1106	44,7
Amarela	46	0,5	38	0,5	8	0,6
Instrução da pessoa de referência						
Sem instrução	1488	9,4	1084	8,4	404	14,5
1 a 3 anos de estudo	2308	18,1	1815	17,2	493	22,7
4 a 7 anos de estudo	3395	31,2	2723	29,9	672	37,9
8 a 10 anos de estudo	1596	15,6	1336	15,9	260	13,8
11 anos de estudo	1692	15,4	1505	16,6	187	9,0
Mais de 11 anos de estudo	907	10,3	857	11,9	50	2,1
Dispêndio mensal						
Até 400	2869	20,6	1980	17,4	889	37,7
Mais de 400 a 600	1790	14,6	1414	13,6	376	19,8
Mais de 600 a 1000	2451	20,6	2015	20,0	436	23,7
Mais de 1000 a 1200	776	6,7	676	7,2	100	4,2
Mais de 1200 a 1800	1380	13,7	1223	14,7	157	8,3
Mais de 1800 a 2000	289	3,1	263	3,5	26	1,5
Mais de 2000 a 3000	816	8,9	769	9,9	47	3,3
Mais de 3000 a 4000	354	4,2	342	4,8	12	0,6
Mais de 4000 a 6000	335	3,8	318	4,4	17	0,5
Mais de 6000	326	3,8	320	4,5	6	0,3

Fonte: IBGE (2004b)

(1) Para os valores percentuais, os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

3.6 O modelo de regressão censurada

A censura ocorre quando, para um grupo de indivíduos de uma população, a variável dependente não é observada, embora as variáveis explicativas sejam (KENNEDY, 2003). Esta é uma característica presente na amostra da pesquisa, o que leva a análise a ser realizada por meio de um modelo de regressão censurada.

A análise de regressão censurada é utilizada para tratar de dois tipos distintos de problemas: ausência de dados e solução de canto. A origem da não observação dos dados para toda a amostra é que distingue os dois problemas (WOOLDRIDGE, 2002). O primeiro problema surge quando, ao se estimar uma regressão, a variável a ser explicada não está disponível para toda a população, apresentando censura acima ou abaixo de certo valor. Neste caso, alguns motivos levam à censura, por exemplo, a maneira de obter os dados ou a existência de restrições institucionais à obtenção dos mesmos. É como se os dados existissem, mas não pudessem ser observados. Sendo assim, as estimativas dos parâmetros resultam da solução de um problema de ausência de dados, para parte das observações da variável dependente, quando existem informações que podem explicar o fenômeno.

O segundo problema surge da observação zero para a variável a ser explicada para um subconjunto da população. Neste caso, não há uma não observação *stricto sensu* da variável dependente. O valor zero é resultado da escolha ótima em um problema de otimização, enfrentado por algum agente econômico, que levou a uma solução de canto (WOOLDRIDGE, 2002). Então, a variável dependente assume valor zero para um número razoável de observações da população e é uma variável aleatória contínua para valores estritamente positivos.

Na pesquisa, a constatação de que algumas famílias não declararam despesas com educação é gerada por diferentes motivos. Segundo Soares⁹, as unidades de consumo ou os informantes não têm despesas registradas, porque elas não foram realizadas no período de referência, ou porque elas foram pagas por outro informante ou unidade de consumo (informação pessoal).

No caso das despesas com educação, pode-se admitir que algumas famílias têm esquemas de financiamento das despesas educacionais de seus filhos e filhas que não pressionam seus orçamentos familiares. Isso é particularmente relevante entre as famílias mais pobres, que podem receber os vários insumos necessários à escolarização de suas crianças. Essas famílias não pagam mensalidades escolares, podem receber materiais escolares, uniformes, alimentação e até transporte escolar, quando necessário. O não registro das despesas com educação ocorreu porque as famílias não gastaram com educação, essas despesas foram pagas por outras unidades de consumo ou porque houve um fornecimento público ou comunitário dos insumos necessários à frequência à escola.

⁹ SOARES, J.A.L. **Diretoria de Pesquisa/Coordenação de Índice de Preços/Gerência de Pesquisa de Orçamentos Familiares**. Mensagem recebida por <sc.carvalho@terra.com.br > em 20 set. 2007.

3.6.1 O modelo Tobit

Um modelo conveniente para a análise econométrica, uma vez que a amostra da pesquisa apresenta um grupo de famílias que não tiveram despesas com educação, é o modelo Tobit. Foi proposto originalmente por Tobin (1956) e fornece estimativas consistentes por Máxima Verossimilhança. Vários trabalhos servem de exemplo de sua aplicação para estimar parâmetros na presença de censura.

A variável Edu , como definida anteriormente, é o logaritmo das despesas com educação de uma família, mas na presença de censura algumas famílias apresentam despesa zero, portanto Edu não é definida para esse subconjunto da população. Para contornar esse problema é somado 1 às despesas com educação, assim $Edu = \log(1 + \text{despesas com educação})$, e Edu passa a ser definida para todas as famílias. Este procedimento foi utilizado por outros autores, como Soares (2002) e Tansel e Bircan (2005). As variáveis dependentes das regressões dos diversos itens educacionais passam a ser o logaritmo da soma de 1 com os gastos em cada grupo de itens de despesas com educação.

O modelo Tobit para o presente trabalho é escrito como segue abaixo e sua apresentação é baseada em Wooldridge (2002):

$$Edu = X\beta + u \quad \text{sendo} \quad u | X \sim N(0, \sigma^2) \quad (18)$$

e

$$Edu = \max(0, Edu^*) \quad (19)$$

No modelo acima Edu^* é uma variável latente não observada, construída artificialmente. O modelo necessita que Edu^* tenha uma distribuição normal homocedástica.

A variável Edu representa a resposta observada. A variável $Edu = Edu^*$ quando $Edu^* \geq 0$, $Edu = 0$ quando $Edu^* < 0$, além disso, Edu é contínua quando estritamente positiva.

Os outros componentes do modelo são: o vetor de variáveis explicativas X , o vetor de parâmetros β e o termo de erro u .

Para um problema de solução de canto a $E(Edu | X)$ tem zero como um limite inferior. Considerando $Edu = \max(0, Edu^*)$ e a desigualdade de Jensen, $Edu \geq \max(0, Edu^*)$, resulta que:

$$E(Edu | X) = \max[0, E(Edu^* | X)] \quad (20)$$

como $E(Edu | X) = E(X\beta | X) + E(u | X) = X$, então:

$$E(Edu | X) \geq \max(0, X\beta) \quad (21)$$

A esperança condicional de Edu é sempre não negativa, não dependendo da distribuição e da forma funcional de Edu^* .

A esperança condicional de Edu pode ser definida explicitamente. Para isto u tem de ser independente de X e ser normalmente distribuído. Então:

$$E(Edu|X) = P(Edu=0|X)E(Edu|X, Edu=0) + P(Edu>0|X)E(Edu|X, Edu>0)$$

$$E(Edu|X) = P(Edu>0|X)E(Edu|X, Edu>0)$$

(22)

Na eq. (22) acima nota-se que a esperança condicional de Edu para a subamostra não censurada é ponderada pela probabilidade condicional de uma observação de Edu ser maior que zero. Ou seja, o modelo estima o valor condicional esperado de quanto uma família gasta com educação ponderada pela probabilidade dela efetuar tal gasto.

A eq. (6) é decomposta em duas partes. Na primeira tem-se:

$$\begin{aligned} P(Edu > 0 | X) &= P(Edu^* > 0 | X) = P(X\beta + u > 0 | X) \\ &= P(u > -X\beta | X) \\ &= P\left(\frac{u}{\sigma} > -\frac{X\beta}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) \end{aligned} \quad (23)$$

Para abordar o segundo termo da eq. (22) é preciso tratar da esperança condicional do termo de erro. Tendo $u \sim N(0, \sigma^2)$:

$$E(u | u > -X\beta) = \sigma E\left(\frac{u}{\sigma} \mid \frac{u}{\sigma} > \frac{-X\beta}{\sigma}\right) = \sigma \left[\frac{\phi\left(\frac{-X\beta}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{-X\beta}{\sigma}\right)} \right] \quad (24)$$

Se $Edu > 0$ então $Edu = Edu^* = X\beta + u$, por isto:

$$\begin{aligned} E(Edu | X, Edu > 0) &= X\beta + E(u | X\beta + u > 0) = X\beta + E(u | u > -X\beta) \\ &= X\beta + \sigma \left[\frac{\phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right)} \right] \end{aligned} \quad (25)$$

Na eq. (25) a esperança condicional de Edu é positiva para a subamostra não censurada, quaisquer que sejam X e β . Ainda quanto à eq. (25), no segundo elemento do lado direito

aparece a razão inversa de Mills $\frac{\phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right)}$.

Para um X_j contínuo e não relacionado a outros regressores é possível obter o efeito marginal condicional a $edu > 0$. Assim:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(Edu | X, Edu > 0)}{\partial X_j} &= \beta_j \left\{ 1 - \lambda\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) + \left[\frac{X\beta}{\sigma} + \lambda\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) \right] \right\} \\ \frac{\partial E(Edu | X, Edu > 0)}{\partial X_j} &= \beta_j \Theta\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) \end{aligned} \quad (26)$$

onde $0 < \Theta\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) < 1$.

Para a subamostra não censurada, o efeito marginal de X_j sobre a esperança condicional de Edu é uma ponderação do coeficiente β_j por um fator de ajustamento, que, por sua vez, depende de X .

Retomando a esperança condicional para a amostra censurada, eq. (22), obtém-se:

$$E(Edu | X) = \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) X\beta + \sigma \phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) \quad (27)$$

Novamente tomando um X_j contínuo e não relacionado a outros regressores é possível encontrar os efeitos marginais para a amostra censurada. Derivando $E(Edu | X)$ em relação a X_j :

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(Edu | X)}{\partial X_j} &= \frac{\partial P(Edu > 0 | X)}{\partial X_j} E(Edu | X, Edu > 0) + \dots \\ &\dots + P(Edu > 0 | X) \frac{\partial E(Edu | X, Edu > 0)}{\partial X_j} = \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) \beta_j \end{aligned} \quad (28)$$

Assim, o efeito marginal não condicional é o resultado da ponderação de β_j pela probabilidade de se obter uma resposta positiva dado X .

4 ANÁLISE DESCRITIVA DOS PRINCIPAIS DETERMINANTES DAS DESPESAS COM EDUCAÇÃO DAS FAMÍLIAS

Neste capítulo são apresentados os principais determinantes socioeconômicos e demográficos das despesas familiares com educação. Os determinantes tratados aqui são: número de filhos e filhas matriculados, renda familiar mensal *per capita*, nível de instrução da pessoa de referência, cor ou raça da pessoa de referência, região e área de residência da família. As famílias são agrupadas segundo os determinantes, então são estimadas: as médias das despesas com educação; as despesas com educação por filho ou filha matriculado; a participação dos gastos educacionais nas despesas correntes das famílias; os gastos nos diferentes itens educacionais por filho ou filha matriculado; a participação dos diferentes itens educacionais nas despesas com educação. As análises são realizadas para cada determinante e o único controle é a renda familiar, quando esse controle é necessário.

4.1 Despesas familiares com educação segundo o número de filhos e filhas

Na Figura 5, as famílias estão agrupadas segundo o número de filhos e filhas matriculados e são apresentadas as médias das despesas familiares com educação para cada agrupamento. Observa-se que essas médias têm relação inversa com o número de filhos ou filhas. Houve aumento na média das despesas familiares com educação, quando as famílias tinham 2, 3 ou 4 filhos ou filhas em relação àquelas com um filho ou filha apenas, demonstrando que mais filhos forçaram as famílias a gastarem mais com educação. Apesar disso, ao verificar a alteração nos gastos de um grupo para o grupo imediatamente anterior, o aumento na média das despesas familiares com educação ocorreu apenas quando se passou de um para dois filhos ou filhas. A partir daí, a adição de um filho ou filha fez a média diminuir: do grupo de 2 para 3 filhos ou filhas a redução é de 1,5%, de 3 para 4 filhos ou filhas, de 23,2% e de 4 para 5 ou mais filhos ou filhas, de 69,4%.

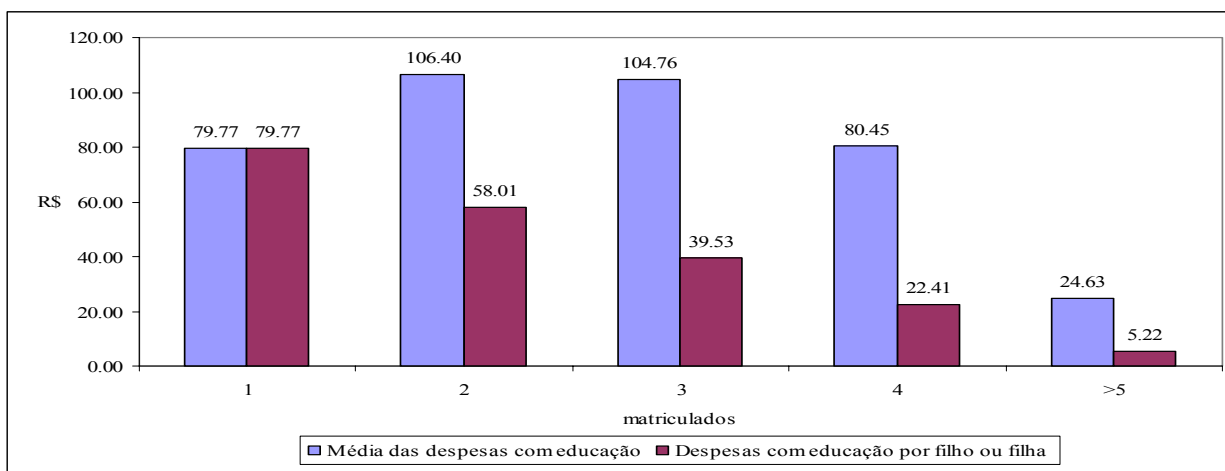


Figura 5 – Médias das despesas familiares com educação e Médias das despesas por filho ou filha matriculado segundo o número de filhos e filhas matriculados (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Comportamento semelhante não ocorreu com a média das despesas com educação por filho ou filha matriculado, nos mesmos grupos familiares. Não houve uma elevação quando se passou do grupo de um para 2 filhos ou filhas. Ao contrário, conforme o grupo apresentou mais filhos ou filhas, as médias caíram. Assim, a maior média ocorreu no grupo de 1 filho ou filha, sendo as médias *per capita* dos demais grupos menores que a média do primeiro. A queda foi mais acentuada do que no caso da média das despesas das famílias, pois, do grupo de 1 para 2 filhos ou filhas, a queda foi de 26,7%, de 2 para 3 filhos ou filhas, de 31,9%, de 3 para 4 filhos ou filhas, 43,3% e de 4 para 5 ou mais filhos ou filhas, 76,7%.

A composição dos gastos com educação mudou conforme a família tinha mais filhos ou filhas (Tabela 5). A participação dos gastos com artigos escolares, livros e materiais bibliográficos foi maior para as famílias com mais filhos ou filhas matriculados, chegando ao ponto de ser 3,8 vezes maior para as famílias com 5 ou mais filhos ou filhas, em relação às famílias com um filho ou filha apenas. A participação dos gastos com cursos regulares não permitiu depreender uma tendência declinante à medida que o número de filhos ou filhas cresceu, embora as famílias com cinco filhos ou mais tenham efetuado 35,4% de seus gastos educacionais em cursos regulares, percentual inferior aos observados em agrupamentos de famílias que tinham menos filhos ou filhas. Com o aumento do número de filhos e filhas, a escolha das famílias foi privilegiar os

gastos com artigos escolares, livros e materiais bibliográficos, sem que esses gastos rivalizassem diretamente com os gastos em algum outro grupo de itens escolares.

Tabela 5 – Composição percentual dos gastos com educação segundo o número de filhos e filhas (1)

Grupos de despesas	Nº de filhos ou filhas				
	1	2	3	4	>5
cursos regulares	59,5	65,0	60,8	68,0	35,4
artigos, livros e materiais bibliográficos	12,4	13,9	15,4	16,1	47,5
outras despesas	6,7	4,5	4,7	4,6	1,7
cursos não regulares	21,4	16,6	19,0	11,3	15,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Apesar do quadro descrito acima, de composição dos gastos educacionais para privilegiar os insumos mais necessários à frequência escolar, as famílias com mais filhos e filhas gastaram bem menos por cada criança ou jovem matriculado (Tabela 6). As famílias que tinham um filho ou filha gastaram 25,8 vezes mais com cursos regulares do que as famílias com cinco ou mais filhos ou filhas. Os gastos com artigos escolares, livros e materiais bibliográficos, que tiveram sua participação percentual maior em famílias maiores, em valores monetários por filho ou filha foram 4 vezes menores para as famílias com cinco ou mais filhos ou filhas do que as famílias com apenas um filho ou filha.

Tabela 6 – Gastos familiares por filho ou filha matriculado segundo os grupos de despesas com educação e as famílias agregadas pelo número de filhos e filhas matriculados (1)

Grupos de despesas	Nº de filhos ou filhas matriculadas				
	1	2	3	4	>5
cursos regulares	47,49	37,68	24,05	15,24	1,84
artigos, livros e materiais bibliográficos	9,87	8,06	6,09	3,60	2,48
outras despesas	5,36	2,63	1,87	1,04	0,09
cursos não regulares	17,05	9,64	7,52	2,52	0,81
Percentual de famílias (%)	33,8	39,7	18,8	5,2	2,5

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Ao comparar as estimativas na Figura 5 e nas Tabelas 5 e 6, tem-se uma evidência da rivalidade entre irmãos na disputa pelos recursos familiares alocados para a educação, apesar de outras variáveis não terem sido controladas. O aumento do número de filhos ou filhas fez as famílias gastarem em média mais com educação, mas esse aumento não ocorreu num montante capaz de manter o mesmo nível de despesas educacionais *per capita* entre as famílias menores e maiores. Portanto, a quantidade de filhos e ou filhas foi uma característica familiar que restringiu o investimento em capital humano dos filhos, dado o orçamento das famílias.

4.2 Despesas familiares com educação segundo a renda familiar *per capita* mensal

As despesas com educação cresceram de acordo com a renda familiar *per capita*. Observa-se, na Figura 6, que as médias das despesas familiares com educação foram maiores conforme a participação das famílias em classes de rendimentos mensais mais elevados. A média das despesas das famílias mais ricas foi mais de 98 vezes a média das famílias mais pobres. Da mesma forma, as despesas educacionais por filho ou filha foram maiores para rendas mensais maiores, chegando o desembolso *per capita* das famílias mais ricas a ser mais de 142 vezes superior ao desembolso das mais pobres.

Percebe-se, assim, a desigualdade das despesas das famílias com educação. Os gastos por filho ou filha das famílias mais ricas foram superiores às médias das despesas familiares das demais classes de rendimento. As despesas por filho ou filha da classe de maior rendimento foi 17,0% superior à média das despesas das famílias da classe de segundo maior rendimento.

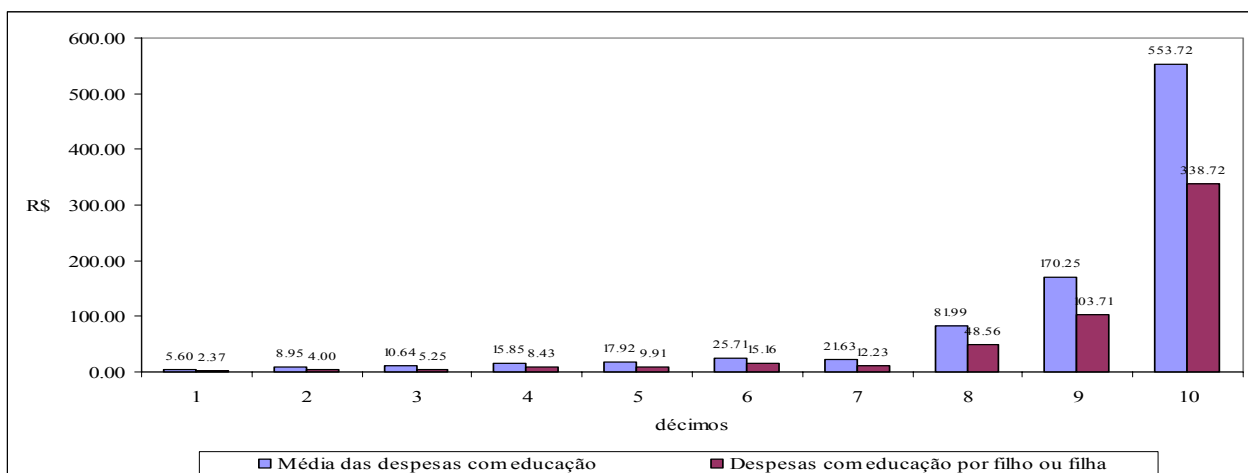


Figura 6 – Médias das despesas com educação e despesas com educação por filho ou filha matriculado com educação por décimos da distribuição da renda familiar *per capita* (1)

Fonte: IBGE (2004b)

(1) Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

A participação dos gastos educacionais nos gastos correntes das famílias também é um indicador da desigualdade entre as despesas com educação das famílias ricas e pobres. Assim, as famílias mais ricas, não apenas gastariam mais com educação, gastariam também uma proporção maior de suas despesas correntes com despesas educacionais (Figura 7). Na Figura 7 percebe-se uma relação direta entre a participação das despesas com educação nas despesas correntes e nível de renda, apenas para os três grupos de maior rendimento. Entre os demais grupos a participação oscila de 2,2 a 2,7%, com pequenas diferenças de um grupo para outro. Isto indica que até certo nível de rendimento, as famílias tiveram pouca flexibilidade na alocação de recursos em seus orçamentos, não conseguindo aumentar muito a participação dos gastos educacionais no conjunto de seus gastos, o que não ocorreu com os três grupos de famílias de maior rendimento.

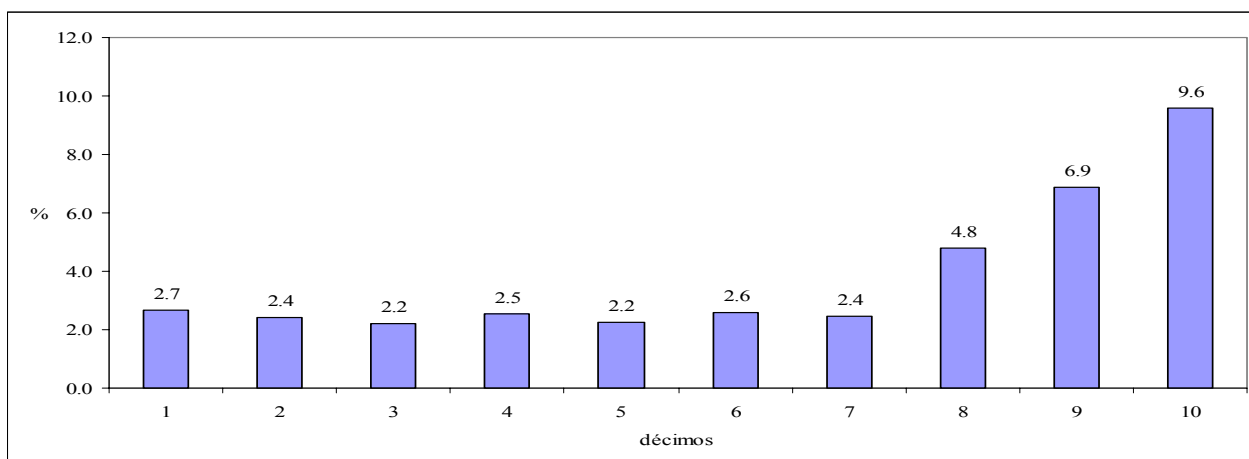


Figura 7 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias por décimos da distribuição da renda familiar *per capita* (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Os gastos das famílias aumentaram, por filho ou filha matriculado, nos vários itens nos quais as despesas com educação foram subdivididas, à medida que as famílias participavam de estratos de renda mais elevada (Figura 8). Os desembolsos com cursos regulares foram os que mais cresceram, seguidos pelos cursos não regulares e depois por outras despesas. Os gastos com artigos escolares, livros e materiais bibliográficos tiveram um crescimento menos acentuado do que os três outros agrupamentos de despesas. Isto, provavelmente, ocorreu porque artigos escolares, livros e materiais bibliográficos são mais essenciais para a frequência à escola e são prioritários na alocação de recursos. Mas, uma vez garantidos os insumos essenciais às crianças e jovens, uma renda maior faria as famílias gastarem com outros itens educacionais, em especial com cursos regulares e cursos não regulares.

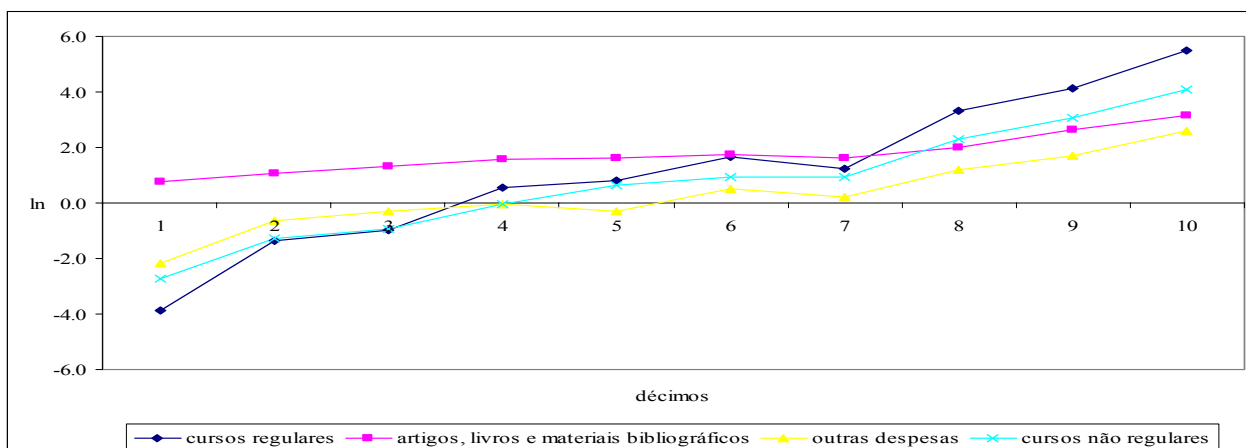


Figura 8 – Logaritmo dos gastos com itens de despesas educacionais por filho ou filha matriculado por décimos da distribuição da renda familiar *per capita* (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

As famílias com rendas maiores tiveram uma composição das despesas educacionais diferente da composição das famílias com rendas menores. Na Figura 9, observa-se como participaram das despesas com educação os diferentes tipos de gastos educacionais. Nas famílias mais pobres, a maior parte dos desembolsos com educação destinou-se a artigos escolares, livros e materiais bibliográficos, e a menor parte foi para cursos regulares. Ao comparar a composição dos gastos com educação de um grupo de famílias de um estrato de renda, com os grupos de famílias de menor renda, percebe-se que a participação dos desembolsos com cursos regulares ficou maior e a participação dos desembolsos com artigos escolares, livros e materiais bibliográficos ficou menor. Nos três agrupamentos de maior renda, os gastos com cursos regulares tornaram-se a maior porção. Isto dá a idéia de que as famílias estabelecem prioridades ao gastarem com educação. Primeiro alocam recursos para os artigos escolares, livros e materiais bibliográficos, depois para o pagamento de mensalidades na rede privada, todos essenciais à freqüência ao ensino regular.

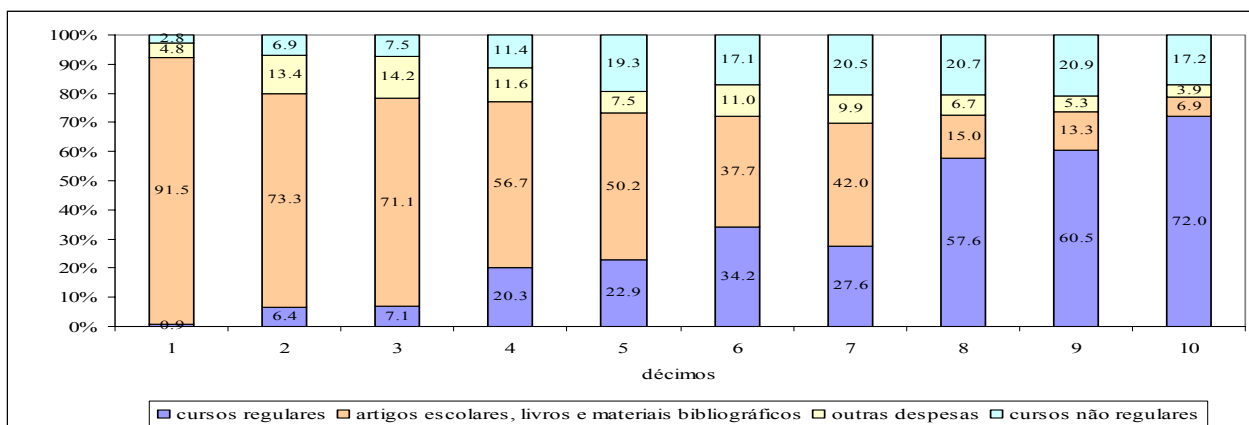


Figura 9 – Composição dos gastos com itens de despesas educacionais por décimos da distribuição da renda familiar *per capita* (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

4.3 Despesas familiares com educação por nível de instrução da pessoa de referência da família

As famílias com níveis de instrução da pessoa de referência mais elevados apresentaram maiores despesas educacionais. A Figura 10 permite observar uma relação positiva entre nível de instrução da pessoa de referência e os gastos familiares com educação. Por exemplo, a média das despesas com educação das famílias com pessoa de referência com 11 anos de estudo foi 44 vezes maior do que a média das despesas das famílias com pessoas de referência sem instrução. No caso dos desembolsos com educação por filho ou filha matriculado, o grupo familiar com maior nível de instrução da pessoa de referência gastou 49 vezes mais do que o grupo familiar com pessoa de referência sem instrução.

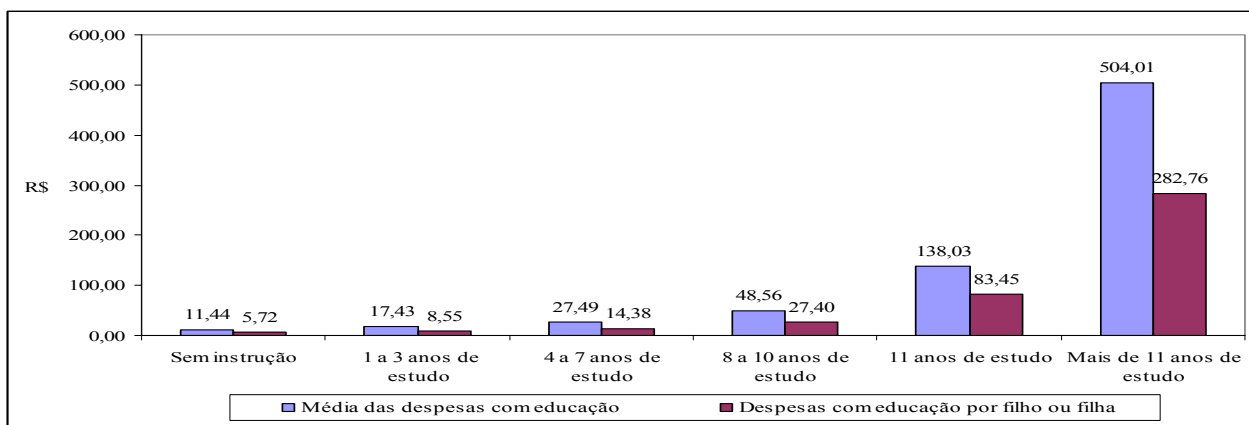


Figura 10 – Médias das despesas com educação e despesas com educação por filho ou filha matriculado segundo o nível de instrução da pessoa de referência da família (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

O desembolso das famílias, segundo o nível de instrução da pessoa de referência, pode ser analisado também por meio da participação dos gastos educacionais nas despesas correntes das famílias. Na Figura 11 observa-se uma relação positiva entre nível de instrução da pessoa de referência e participação dos gastos educacionais nas despesas correntes das famílias, uma vez que o percentual de participação dos gastos educacionais aumenta sistematicamente quanto maior o nível de instrução. A participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias com pessoas de referência mais escolarizadas foi 5,8 vezes maior do que as famílias com pessoas de referência sem instrução.

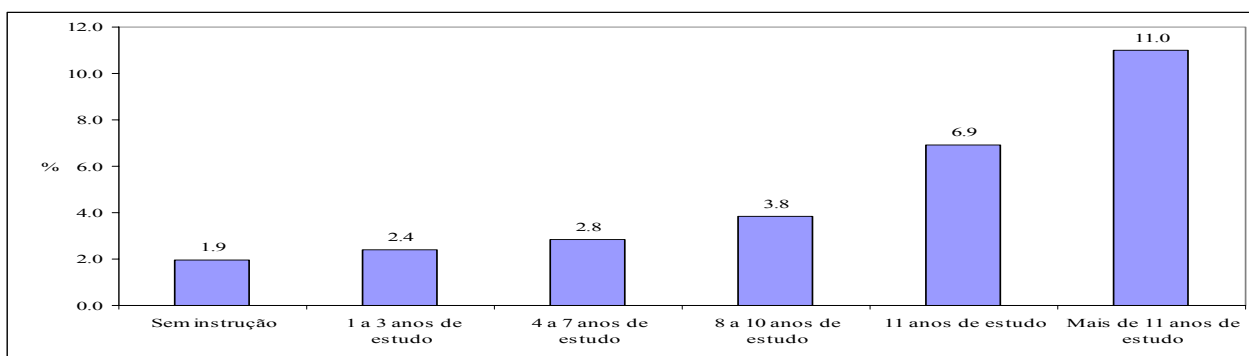


Figura 11 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias, segundo o nível de instrução da pessoa de referência da família (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Os resultados presentes nas Figuras 10 e 11 podem refletir a valorização que as famílias, com pessoas de referência mais instruídas, dariam à educação dos filhos e filhas. No entanto essa relação pode ter origem na maior remuneração que as pessoas mais instruídas tendem a receber, o que faria as famílias gastarem mais com educação pelo fato de terem mais renda, e não porque o maior nível de instrução da pessoa de referência levasse as famílias a valorizarem mais a educação dos filhos e filhas (CASTRO; VAZ, 2007).

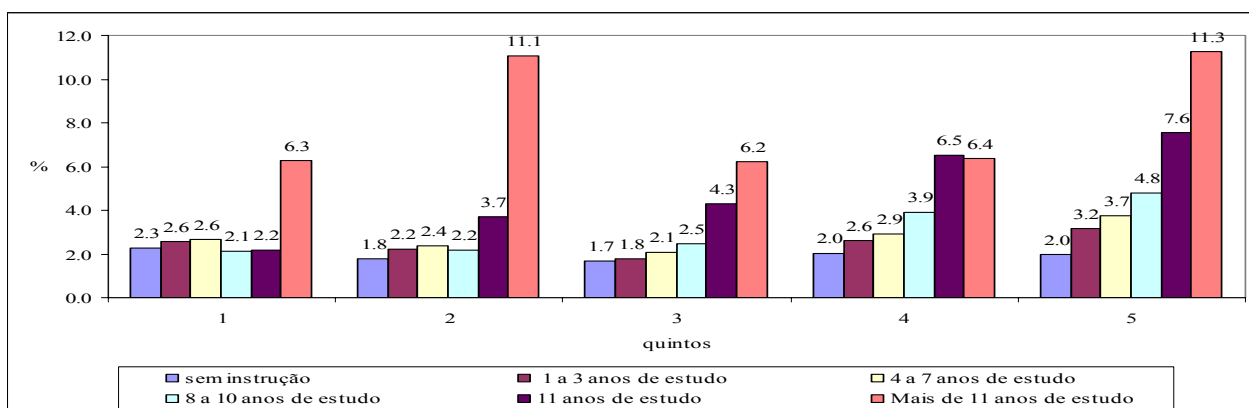


Figura 12 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo o nível de instrução da pessoa de referência e por quintos da distribuição da renda familiar *per capita* (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Na Figura 12 foram controlados o nível de instrução da pessoa de referência e a renda familiar, procedimento semelhante ao utilizado por Castro e Vaz (2007). As famílias com pessoas de referência com 11 anos ou mais de estudo foram as que apresentaram as maiores porcentagens das despesas correntes alocadas com educação, a partir do segundo grupo de famílias com menor renda. As famílias com pessoas de referência de mais de 11 anos de estudo alocaram 6,3% das despesas correntes com educação, no grupo de famílias mais pobres. Por sua vez, as famílias com pessoas de referência de menos de 4 anos de estudo alocaram as menores parcelas das despesas correntes com educação. Essas observações indicam que o nível de instrução da pessoa de referência exerce influência sobre as decisões familiares de educar os filhos, independente do nível de renda da família, resultado semelhante ao obtido por Castro e Vaz, 2007.

Os valores gastos por filho ou filha matriculado, nos diferentes itens de despesas educacionais, tiveram uma relação positiva com o nível de escolaridade da pessoa de referência (Tabela 7). Todos os agrupamentos de itens de despesas educacionais apresentaram aumentos dos gastos familiares com as crianças ou jovens matriculados. As famílias com pessoas de referência que estudaram mais de 11 anos desembolsaram 309 vezes mais com cursos regulares do que as famílias com pessoas de referência sem instrução. Com artigos escolares, livros e materiais bibliográficos a diferença superou 6 vezes.

Tabela 7 – Gastos familiares por filho ou filha matriculado segundo os grupos de despesas com educação e os anos de escolaridade da pessoa de referência da família (1)

Grupos de despesas	Anos de escolaridade					
	Sem	1 a 3	4 a 7	8 a 10	11	Mais de 11
cursos regulares	0,65	1,93	5,95	12,22	54,10	200,86
artigos, livros e materiais bibliográficos	3,33	3,92	4,57	6,64	10,83	20,73
outras despesas	0,75	1,16	1,16	2,73	3,65	10,44
cursos não regulares	1,00	1,53	2,69	5,81	14,87	50,72
Percentual de famílias (%)	9,4	18,1	31,2	15,6	15,4	10,3

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Enquanto os valores gastos nos diferentes itens educacionais cresceram conforme o nível de escolaridade aumentou, a composição das despesas educacionais se alterou dos níveis de menor escolaridade para os de maior escolaridade (Tabela 8). As principais tendências de

alteração da composição das despesas educacionais mostram os cursos regulares participando mais, quanto maior o nível de escolaridade da pessoa de referência. Já a participação dos gastos com artigos escolares, livros e materiais bibliográficos diminuiu nos níveis de escolaridade mais elevados.

Tabela 8 – Composição percentual dos gastos com educação, segundo os anos de escolaridade da pessoa de referência da família (1)

Grupos de despesas	Anos de escolaridade					
	Sem	1 a 3	4 a 7	8 a 10	11	Mais de 11
cursos regulares	11,4	22,6	41,4	44,6	64,8	71,0
artigos, livros e materiais bibliográficos	58,1	45,8	31,8	24,2	13,0	7,3
outras despesas	13,0	13,6	8,1	9,9	4,4	3,7
cursos não regulares	17,5	17,9	18,7	21,2	17,8	17,9
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

4.4 Despesas familiares com educação por cor da pessoa de referência da família

Na Figura 13 observa-se a diferença nos desembolsos com educação quando as famílias são agrupadas segundo a cor ou raça da pessoa de referência. As famílias nas quais as pessoas de referência eram amarelas (a maior média) gastaram mais de 6 vezes com educação do que as famílias com pessoas de referência pardas, que compunham o grupo de menor média. As despesas por filho ou filha matriculado das famílias com pessoas de referência amarelas ou brancas superaram as médias das despesas com educação das famílias com pessoas de referência pretas ou pardas. Esses são exemplos de quão desigual foram os desembolsos educacionais das famílias quando controlado apenas a cor ou raça da pessoa de referência.

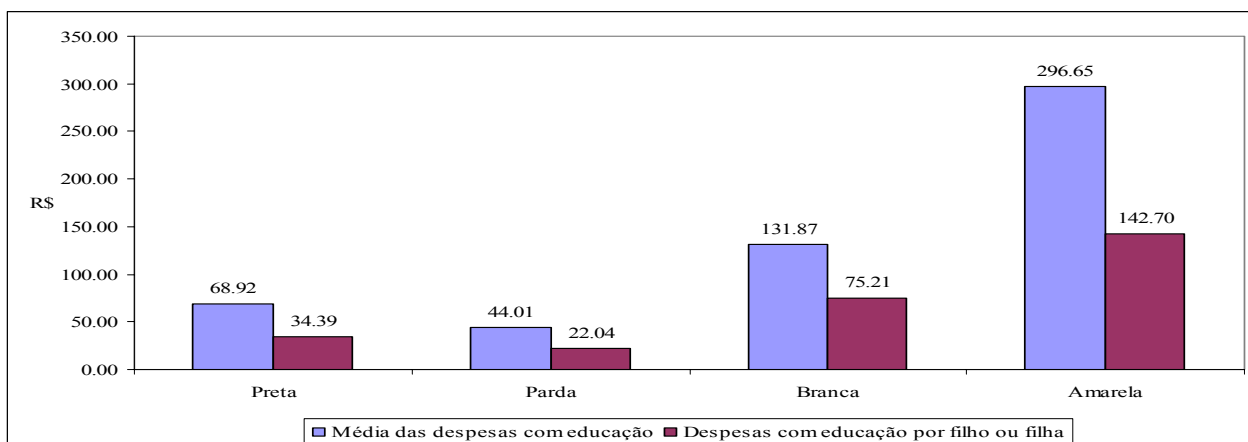


Figura 13 – Médias das despesas com educação e despesas com educação por filho ou filha matriculado segundo a cor ou raça da pessoa de referência da família (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

A desigualdade entre os grupos familiares, segundo a cor ou raça da pessoa de referência, é menos intensa quando é observada a participação das despesas com educação nas despesas correntes (Figura 14). Comparando as famílias com pessoas de referência amarelas com as famílias com pessoas de referência pardas e pretas, as diferenças foram de pouco mais de 2 vezes e menos de duas vezes, respectivamente. Se a comparação for entre as famílias com pessoas de referência brancas com as famílias com pardas e pretas, as diferenças foram 1,1 e 1,6 vezes, respectivamente. Essas proporções são menores do que as proporções obtidas das informações contidas na Figura 13. A comparação entre as informações contidas nas Figuras 13 e 14 indicam que os dispêndios menores das famílias com pessoas de referência pretas ou pardas podem ter origem nas rendas menores que essas famílias recebiam.

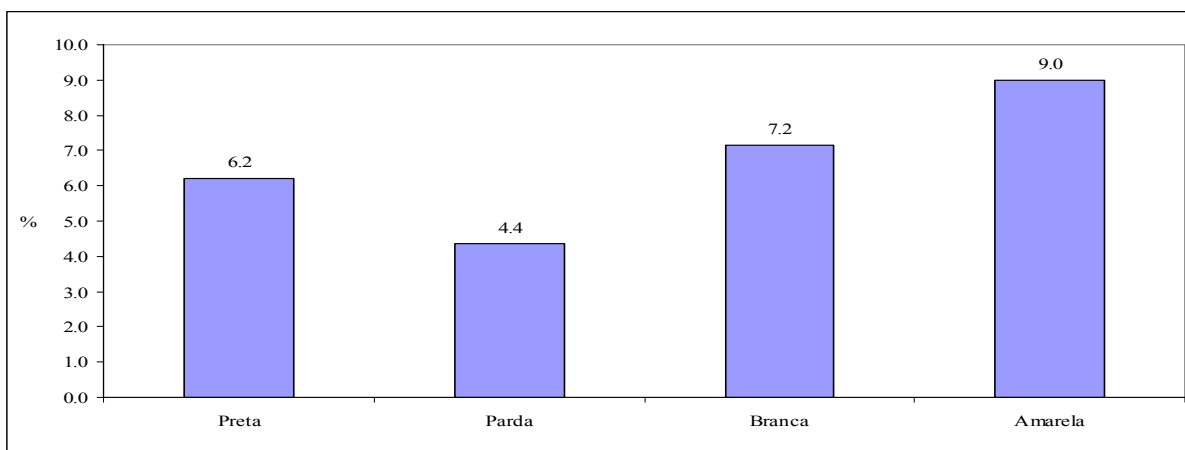


Figura 14 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo a cor ou raça da pessoa de referência da família (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Com as famílias agrupadas segundo o estrato de rendimento e a cor ou raça da pessoa de referência, as famílias com pessoas de referência brancas ou amarelas não apresentaram as maiores porções de gastos com educação em suas despesas correntes (Figura 15). Nos estratos de famílias mais pobres, as famílias com pessoas de referência pretas alocaram mais despesas correntes com educação. No estrato de maior renda houve uma diferença pequena entre o grupo de famílias com pessoas de referência amarelas e o grupo de famílias com pessoas de referência pretas, mas ambos gastaram porções maiores de despesas correntes com educação do que as famílias com pessoas de referência brancas. A participação dos gastos com educação nas despesas correntes das famílias com pessoas de referência pardas cresceu nos dois últimos estratos de renda apenas, mesmo assim no estrato de maior renda não chegou a 7,0%, enquanto entre as outras famílias foi superior a 9,0%. Ao comparar as Figuras 14 e 15, nota-se como a renda influencia os resultados da Figura 14, muito embora ainda sejam notadas diferenças.

Um resultado que se destacou foi as famílias com pessoas de referência pretas tenderem a comprometer mais de suas despesas correntes com educação, quando a renda estava controlada (Figura 15). Uma possível explicação para isto é que as famílias pretas podem usar a educação como uma forma de buscar um *status* social, que lhes é tolhido frente à discriminação que sofrem. Por isso essas famílias gastariam em média menos com educação (Figura 14) porque em sua maioria estão entre as mais pobres, mas quando comparadas com outros agrupamentos familiares

do mesmo estrato de renda *per capita* verificou-se que tenderam a alocar maiores percentuais de despesas correntes em educação.

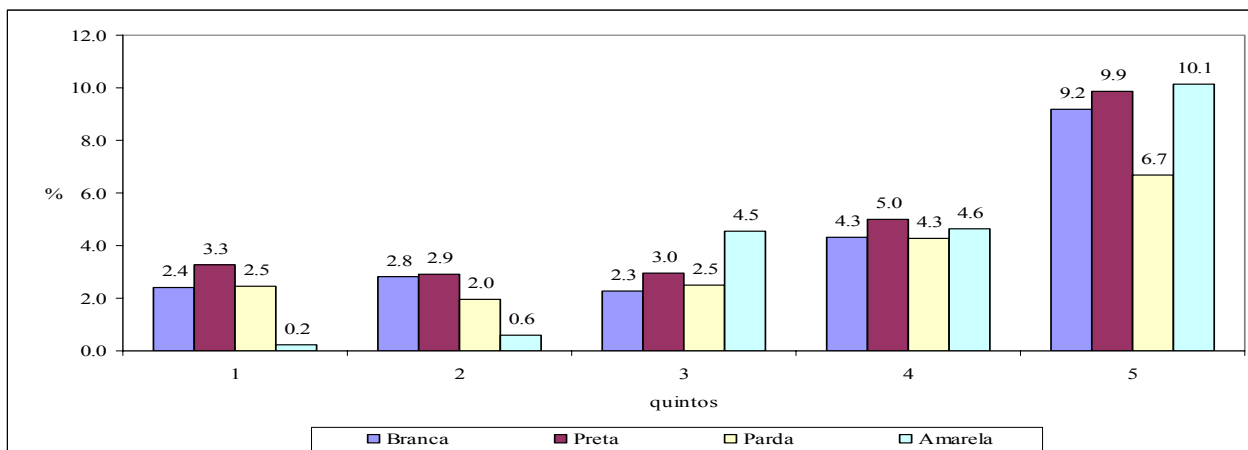


Figura 15 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo a cor ou raça da pessoa de referência e por quintos da distribuição da renda familiar *per capita* (1)

Fonte: IBGE (2004b)

(1) Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Na Tabela 9 percebe-se como os filhos e filhas de famílias com pessoa de referência de diferentes cores ou raças receberam recursos *per capita* para sua formação. Os valores recebidos pelas crianças ou jovens das famílias de pretos ou pardos foram menores em todos os itens educacionais. As famílias brancas gastaram mais em cursos regulares do que as famílias pardas e pretas, 4 vezes e quase 3 vezes, respectivamente. As diferenças foram menores nos itens artigos escolares, livros e materiais bibliográficos e outras despesas.

Tabela 9 – Gastos familiares por filho ou filha matriculado segundo os grupos de despesas com educação e a cor ou raça da pessoa de referência da família (1)

Grupos de despesas	Cor ou raça			
	preta	parda	branca	amarela
cursos regulares	17,43	11,72	49,29	94,08
artigos, livros e materiais bibliográficos	5,94	5,68	8,31	15,73
outras despesas	2,87	1,29	3,63	5,30
cursos não regulares	8,15	3,35	13,97	27,60
Percentual de famílias (%)	7,4	39,1	53,1	0,5

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

A composição dos gastos com educação variou conforme a cor ou raça da pessoa de referência (Tabela 10). As famílias de brancos e amarelos gastaram percentuais maiores com cursos regulares, as famílias de pardos e pretos percentuais menores. Por outro lado, as famílias de pretos e pardos destinaram percentuais maiores de seus gastos com educação para artigos escolares, livros e materiais bibliográficos.

Tabela 10 – Composição percentual dos gastos com educação segundo a cor ou raça da pessoa de referência da família (1)

Grupos de despesas	Cor ou raça			
	Preto	Pardo	Branco	Amarelo
cursos regulares	50,7	53,2	65,5	65,9
artigos, livros e materiais bibliográficos	17,3	25,8	11,1	11,0
outras despesas	8,3	5,9	4,8	3,7
cursos não regulares	23,7	15,2	18,6	19,3
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

4.5 Despesas familiares com educação por região de residência

A observação regional permitiu perceber a desigualdade entre os valores das despesas educacionais familiares entre as regiões. Na Figura 16 constatou-se que a média das despesas familiares com educação do Sudeste foi 3,5 vezes maior do que a do Norte, região de menor média. O Nordeste, a segunda região em proporção de famílias na amostra estudada, só superou o

Norte na média das despesas, o que é um sintoma da pobreza regional concentrada nas regiões Norte e Nordeste.

No entanto despesas familiares maiores em uma região poderiam significar que naquela região haveria famílias com mais filhos estudando. Não foi esse o caso em quase todas as comparações entre os resultados das regiões. Na Figura 16 observaram-se as médias das despesas familiares por filho ou filha matriculado. A ordem entre melhores e os piores colocados não se alterou.

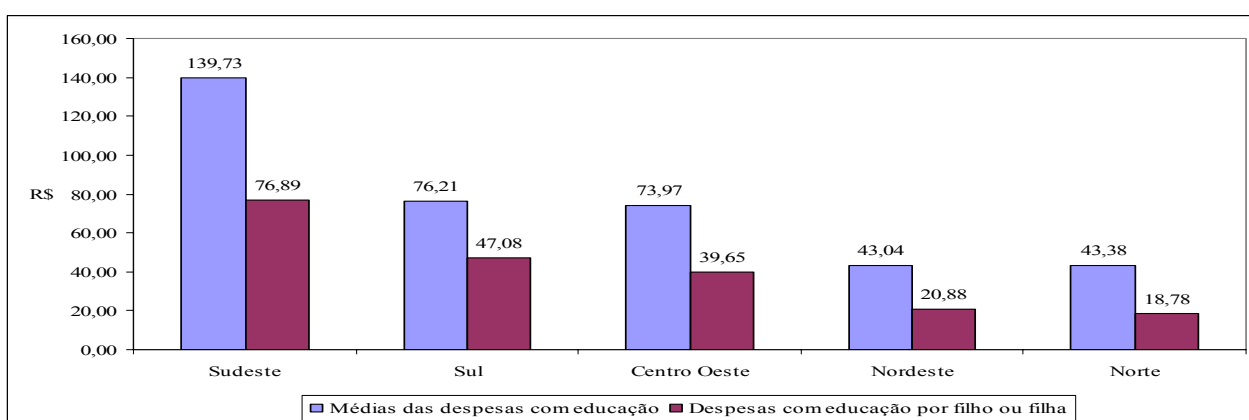


Figura 16 – Médias das despesas com educação e despesas com educação por filho ou filha matriculado segundo a região de residência da família¹

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

As distâncias entre as participações dos gastos com educação nas despesas correntes das regiões foram menores do que as distâncias entre as médias das despesas (Figura 17). Ao comparar as famílias do Sudeste com as famílias do Nordeste e Norte, encontram-se razões de pouco mais de 1,5 vezes e de menos de 2,5 vezes, respectivamente. Ao comparar as estimativas das famílias do Sul com as do Centro-Oeste, constata-se que as famílias do Sul tiveram uma média maior de gastos, mas a participação desses gastos nas despesas correntes foi menor do que a participação nas famílias do Centro-Oeste.

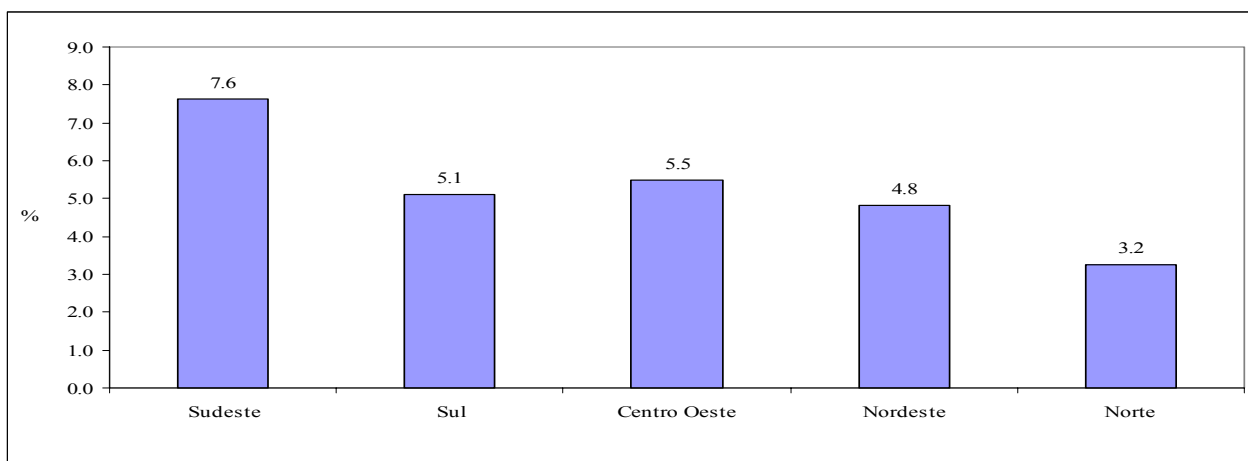


Figura 17 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo a região de residência da família (1)

Fonte: IBGE (2004b)

(1) Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

No Brasil existe uma grande desigualdade de renda entre as regiões, o que poderia estar por trás das diferenças de gastos educacionais entre elas. Considerando os três primeiros quintos da distribuição de renda, não houve uma tendência de aumento na participação dos gastos educacionais nas despesas correntes das famílias (Figura 18). O que não houve também, nos três primeiros quintos, foi uma tendência de as famílias de uma região gastarem mais de suas despesas correntes com itens educacionais. Nos dois últimos quintos, em todas as regiões, ocorreu um aumento dos gastos com educação nas despesas correntes, sendo maiores no Sudeste. Ainda nos dois últimos quintos as regiões Sul e Norte apresentaram as menores proporções. Na região Norte as famílias gastaram menos com educação em todos os estratos de renda.

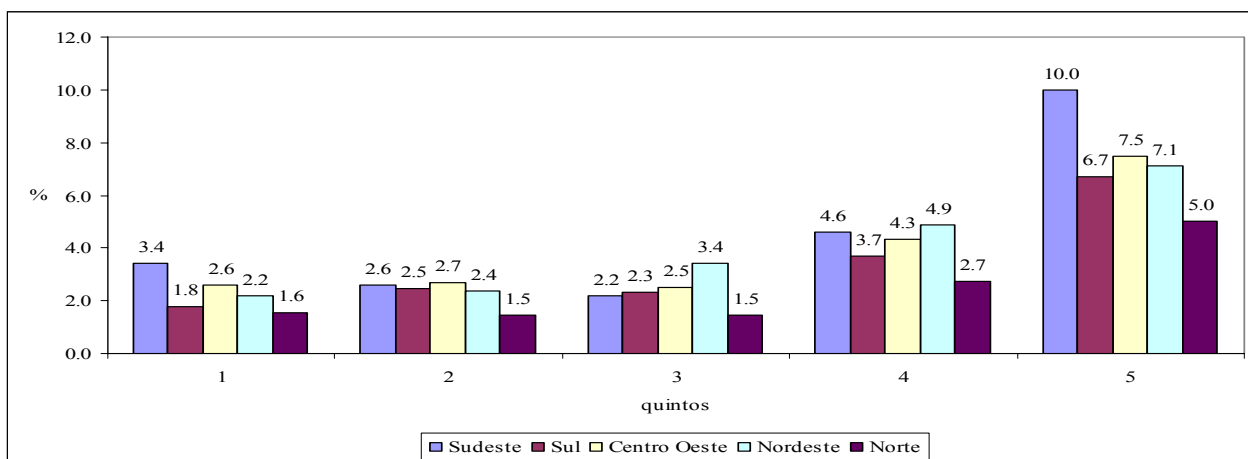


Figura 18 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo a região de residência e por quintos da distribuição da renda familiar *per capita* (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Ao comparar a Figura 18 com a Figura 17, observa-se que a renda teve influência nas desigualdades na participação dos gastos com educação nas despesas correntes das famílias nas várias regiões. Controlada a renda, encontrou-se ainda alguma discrepância entre regiões, mas nenhuma discrepância sistemática entre elas, salvo as porções menores da região Norte.

Em todos os itens educacionais, os valores gastos foram desiguais entre as regiões (Tabela 11). Por exemplo, as famílias do Sudeste gastaram mais em cursos regulares que as famílias do Norte e do Nordeste, 5 e 3,9 vezes, respectivamente. No caso dos artigos escolares, livros e materiais bibliográficos, as famílias do Sudeste gastaram 1,6 vezes mais do que as famílias do Norte e Nordeste, por matriculado. Dentre os itens, os valores relativos a artigos escolares, livros e materiais bibliográficos apresentaram as menores diferenças percentuais entre as regiões.

Tabela 11 – Gastos familiares por filho ou filha matriculado segundo os grupos de despesas com educação e as Grandes Regiões Geográficas do Brasil (1)

Grupos de despesas	Grandes Regiões				
	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
cursos regulares	48,62	29,29	12,57	9,63	25,46
artigos, livros e materiais bibliográficos	8,63	6,79	5,27	5,38	6,83
outras despesas	4,29	2,32	0,90	0,61	1,63
cursos não regulares	15,35	8,68	2,15	3,16	5,74
Percentual de famílias (%)	44,3	17,1	24,8	6,3	7,4

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

As despesas com educação diferiram também na composição quando observadas por região (Tabela 12). Nas regiões Norte e Nordeste, a participação dos cursos regulares nas despesas com educação foi menor, em especial no Norte. Nessas regiões, por outro lado, artigos escolares, livros e materiais bibliográficos tiveram as maiores participações, indicando, assim, que nas regiões mais pobres as famílias tenderam a gastar mais com aqueles insumos educacionais.

Tabela 12 – Composição percentual dos gastos com educação segundo as Grandes Regiões Geográficas do Brasil (1)

Grupos de despesas	Grandes Regiões				
	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
cursos regulares	63,2	62,2	60,2	51,3	64,2
artigos, livros e materiais bibliográficos	11,2	14,4	25,2	28,6	17,2
outras despesas	5,6	4,9	4,3	3,2	4,1
cursos não regulares	20,0	18,4	10,3	16,8	14,5
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

4.6 Despesas familiares com educação por área de residência

As famílias agrupadas segundo a área de residência apresentaram diferentes desembolsos com educação (Figura 19). A média das despesas com educação das famílias urbanas foi superior

à média das despesas com educação das famílias rurais, em mais de 5 vezes. A diferença dos desembolsos por filho ou filha foi 6 vezes maior.

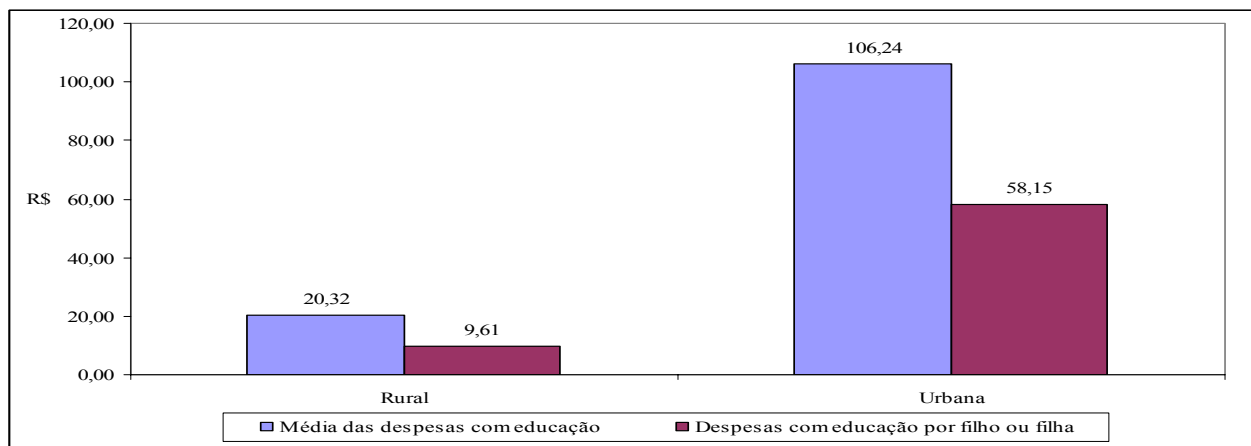


Figura 19 – Médias das despesas com educação e despesas com educação por filho ou filha matriculado segundo a área de residência da família (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

A diferença entre as participações dos gastos familiares com educação nas despesas correntes foi menor, quando comparada às médias dos desembolsos familiares ou aos desembolsos por filho ou filha (Figura 20). As famílias urbanas desembolsaram percentualmente 2,4 vezes mais despesas correntes com educação do que as famílias rurais.

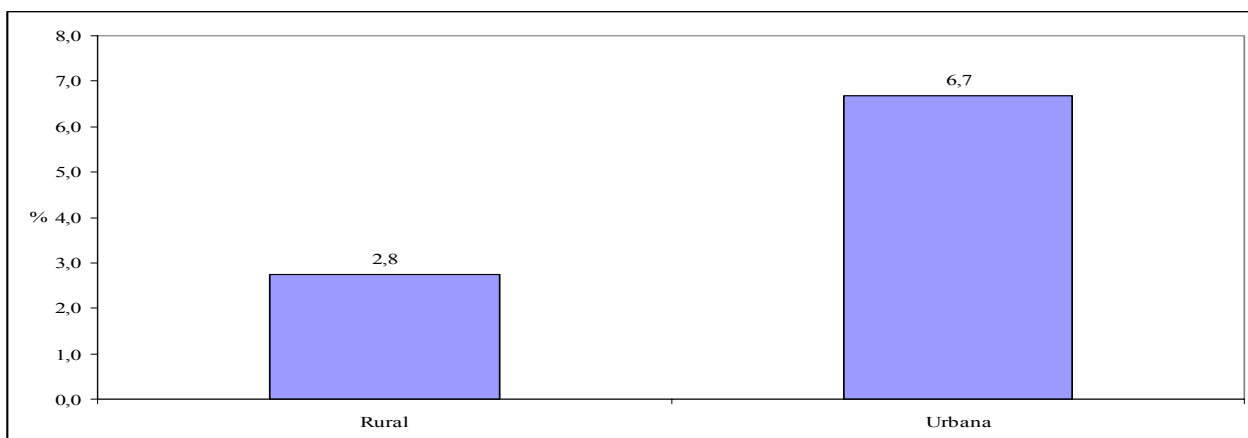


Figura 20 – Participação das despesas com educação nas despesas correntes das famílias segundo a área de residência da família (1)

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

As famílias urbanas gastaram mais por filho ou filha matriculado do que as famílias rurais, independente dos itens de despesas educacionais considerados (Tabela 13). A maior diferença entre as famílias das duas áreas ocorreu em cursos regulares, mais de 16 vezes, enquanto a menor diferença ocorreu em outras despesas, menos de 1,6 vezes.

Tabela 13 – Gastos familiares por filho ou filha matriculado segundo os grupos de despesas com educação e área de residência (1)

Grupos de despesas	Área	
	Rural	Urbana
cursos regulares	2,24	37,07
artigos, livros e materiais bibliográficos	4,42	7,59
outras despesas	1,78	2,77
cursos não regulares	1,17	10,72
Percentual de famílias (%)	14,6	85,4

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

A composição das despesas com educação também foi diferente entre as famílias urbanas e rurais (Tabela 14). Os desembolsos das famílias urbanas concentraram-se em cursos regulares,

enquanto nos gastos educacionais das famílias rurais o grupo de itens de maior participação percentual foi o que agregou artigos escolares, livros e materiais bibliográficos.

Tabela 14 – Composição percentual dos gastos com educação segundo a área de residência da família (1)

Grupos de despesas	Área	
	Rural	Urbana
cursos regulares	23,3	63,8
artigos, livros e materiais bibliográficos	46,0	13,1
outras despesas	18,5	4,8
cursos não regulares	12,2	18,4
Total	100,0	100,0

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

5 ANÁLISE ECONOMETRICA DAS DESPESAS FAMILIARES COM EDUCAÇÃO

Neste capítulo são apresentados os resultados econométricos da pesquisa. Várias regressões são estimadas, utilizando Mínimos Quadrados e modelos Tobit para amostras censuradas, sendo todas ponderadas pelo fator de expansão da amostra. Essas regressões analisam as despesas familiares com educação e as despesas com os diversos itens educacionais. As estimativas obtidas por Mínimos Quadrados e por modelos Tobit são comparadas quando tratam dos números de filhos e filhas matriculados e não matriculados. As outras variáveis de controle têm seus parâmetros estimados analisados apenas quando estes são obtidos por modelos Tobit.

5.1 A análise das despesas com educação

As variáveis definidas na seção 3.4 estão descritas na Tabela 15, juntamente com a média e desvio-padrão de cada uma delas.

Tabela 15 – Descrição das variáveis, médias e desvios-padrões (1)

(continua)

Variáveis	Descrição das variáveis	Brasil	
		média	d. p.
Var. Dependentes (2)			
Edu	Logaritmo das despesas familiares com educação	2,599	1,966
Mensal_escol	Logaritmo dos gastos familiares com mensalidades escolares	0,965	2,058
Art_livros	Logaritmo dos gastos familiares com artigos escolares, livros e materiais bibliográficos	1,736	1,371
Outras_desp	Logaritmo dos gastos com outras despesas escolares	0,434	1,090
Curs_naoregular	Logaritmo dos gastos com outras despesas escolares	0,828	1,587
Var. Exógenas			
Filhomatr7_10	Filhos matriculados com mais de 6 e menos de 11 anos de idade	0,297	0,526
Filhamatr7_10	Filhas matriculadas com mais de 6 e menos de 11 anos de idade	0,306	0,534
Filhomatr11_14	Filhos matriculados com mais de 10 e menos de 15 anos de idade	0,320	0,538
Filhamatr11_14	Filhas matriculadas com mais de 10 e menos de 15 anos de idade	0,319	0,534
Filhomatr15_20	Filhos matriculados com mais de 14 e menos de 21 anos de idade	0,335	0,574
Filhamatr15_20	Filhas matriculadas com mais de 14 e menos de 21 anos de idade	0,291	0,519
Filhonaomatr7_10	Filhos não matriculados com mais de 6 e menos de 11 anos de idade	0,006	0,080
Filhonaomatr7_10	Filhas não matriculadas com mais de 6 e menos de 11 de idade	0,004	0,061
Filhonaomatr11_14	Filhos não matriculados com mais de 10 e menos de 15 anos de idade	0,006	0,077
Filhonaomatr11_14	Filhas não matriculadas com mais de 10 e menos de 15 anos de idade	0,004	0,061
Filhonaomatr15_20	Filhos não matriculados com mais de 14 e menos de 21 anos de idade	0,089	0,318
Filhonaomatr15_20	Filhas não matriculadas com mais de 14 e de 21 anos de idade	0,063	0,258
Membro0_5	Pessoas com menos de 5 anos de idade	0,042	0,230
Membro6_10	Pessoas com mais de 5 e menos de 11 anos de idade	0,011	0,121
Membro11_14	Pessoas com mais de 10 e menos de 15 anos de idade	0,008	0,098
Membro15_20	Pessoas com mais de 14 e menos de 21 anos de idade	0,031	0,191
Membro21_27	Pessoas com mais de 21 e menos de 28 anos de idade	0,064	0,280
Membro28_61	Pessoas com mais de 27 e menos de 62 anos de idade	1,758	0,507
Membro62	Pessoas acima de 61 anos de idade	0,078	0,297
Filhtot2	Quadrado do número de filhos e filhas	5,219	5,870

Tabela 15 – Descrição das variáveis, médias e desvios-padrões (1)

Variáveis	Descrição das variáveis	(conclusão)	
		média	d. p.
Logrendper	Logaritmo da renda <i>per capita</i>	5,457	1,019
Não_exclupriv	=1 se filhos e filhas matriculados não exclusivamente no ensino privado	0,825	0,380
Exclupriv	=1 se filhos e filhas matriculados exclusivamente no ensino privado	0,175	0,380
Referenmascul	=1 se a pessoa de referência é do sexo masculino	0,776	0,417
Referenfem	=1 se a pessoa de referência é do sexo feminino	0,224	0,417
Escolrefer	Anos de escolaridade da pessoa de referência	6,474	4,509
Escolconj	Anos de escolaridade do cônjuge	5,316	4,652
Naoterconj	=1 se a família não tem cônjuge	0,192	0,394
Terconj	=1 ter a família tem cônjuge	0,808	0,394
Branca	=1 se a pessoa de referência é branca	0,531	0,499
Preta	=1 se a pessoa de referência é preta	0,074	0,261
Amarela	=1 se a pessoa de referência é amarela	0,005	0,071
Parda	=1 se a pessoa de referência é parda	0,391	0,488
Sudeste	=1 se a família reside no Sudeste	0,443	0,497
Nordeste	=1 se a família reside no Nordeste	0,248	0,432
Norte	=1 se a família reside no Norte	0,063	0,244
Sul	=1 se a família reside no Sul	0,171	0,376
Centro-Oeste	=1 se a família reside no Centro-Oeste	0,074	0,262
Rural	=1 se a família reside na área rural	0,146	0,353
Urbana	=1 se a família reside na área urbana	0,854	0,353

Fonte: IBGE (2004b)

(1) Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

(2) As variáveis dependentes são os logaritmos da soma de 1 mais as despesas que são de interesse nas análises econométricas.

5.1.1 O modelo de regressão linear para as despesas com educação

A existência de famílias que não apresentaram gastos com educação implica em censura na amostra das despesas educacionais, o que torna inadequada a utilização do procedimento de Mínimos Quadrados para estimar os parâmetros de interesse da pesquisa. Apesar da utilização de Mínimos Quadrados significar que os estimadores são inconsistentes, são apresentados os resultados das estimativas por meio desse procedimento, para efeitos de comparação com os resultados do modelo Tobit. Estas estimativas foram para a amostra inteira, como se a regressão atendesse aos pressupostos clássicos de uma regressão linear.

Os parâmetros estimados das variáveis que representaram o número de filhos e filhas matriculados foram todos positivos e significativos a 1% (Tabela 16). A presença de uma filha matriculada impactou mais as despesas educacionais, quando comparada com a presença de um filho matriculado da mesma faixa etária. No entanto é mais adequado comparar as estimativas por meio de um teste de hipótese, que permite testar a diferença estatística entre duas estimativas. Um

teste de Wald foi elaborado para comparar as estimativas de matriculados em cada faixa etária. A hipótese nula admite a igualdade entre os parâmetros estimados, sendo comparadas as estimativas dos parâmetros das variáveis do número de filhos e o número de filhas matriculados, segundo a faixa etária. A hipótese alternativa admite a diferença entre os parâmetros estimados. Não rejeitar a hipótese nula significa uma evidência de que filhos e filhas, na mesma faixa etária, exercem impacto igual nas decisões familiares de gastar com educação. Por outro lado, rejeitar a hipótese nula é uma evidência dos efeitos diferentes causados pela presença de filhos e filhas matriculados sobre as decisões familiares com educação. Os testes indicaram que na faixa etária de 11 a 14 anos não houve uma diferença significativa entre o impacto causado por crianças de gêneros diferentes, mas nas demais faixas a diferença foi significativa, sendo de 6 a 10 anos ao nível de significância de 5% e para os jovens de 15 a 20 anos a 1% (Tabela 17).

A presença de filhos e filhas não matriculados teve um impacto positivo sobre as despesas educacionais (Tabela 16). Isto pode significar que a existência de filhos e filhas não matriculados liberou recursos para que as famílias gastassem com os que freqüentavam o ensino regular.

O sinal do parâmetro estimado do quadrado do número de filhos e filhas, Filhtot2, foi negativo e significativo. Isto significa que as despesas com educação cresceram com o número de filhos e filhas e depois diminuíram, tendo a forma de uma parábola com vértice para cima.

Tabela 16 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo das despesas familiares com educação (1)

(continua)

	Mínimos Quadrados	Tobit- Coeficientes	Tobit-Efeitos marginais não condicionais
Filhomatr7_10	0,611** (0,047)	0,696** (0,055)	0,654** (0,052)
Filhamatr7_10	0,683** (0,046)	0,773** (0,055)	0,727** (0,051)
Filhomatr11_14	0,735** (0,046)	0,824** (0,054)	0,774** (0,051)
Filhamatr11_14	0,739** (0,046)	0,831** (0,054)	0,781** (0,050)
Filhomatr15_20	0,669** (0,044)	0,722** (0,052)	0,679** (0,042)
Filhamatr15_20	0,827** (0,045)	0,903** (0,053)	0,848** (0,050)
Filhonaomatr7_10	0,690** (0,168)	0,730** (0,199)	0,686** (0,187)

Tabela 16 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo das despesas familiares com educação (1)

(continuação)

	Mínimos Quadrados	Tobit- Coeficientes	Tobit-Efeitos marginais não condicionais
Filhanaomatr7_10	0,559** (0,215)	0,540* (0,259)	0,507* (0,244)
Filhonaomatr11_14	0,382* (0,171)	0,399* (0,204)	0,381* (0,197)
Filhanaomatr11_14	0,495* (0,217)	0,409 (0,265)	0,390 (0,256)
Filhonaomatr15_20	0,390** (0,056)	0,423** (0,066)	0,397** (0,062)
Filhanaomatr15_20	0,461** (0,064)	0,502** (0,076)	0,472*** (0,071)
Membro0_5	-0,037 (0,060)	-0,028 (0,072)	-0,026 (0,067)
Membro6_10	0,157 (0,108)	0,161 (0,128)	0,151 (0,121)
Membro11_14	0,084 (0,133)	0,104 (0,157)	0,098 (0,148)
Membro15_20	0,464** (0,071)	0,499** (0,083)	0,469** (0,078)
Membro21_27	0,073 (0,054)	0,125* (0,054)	0,117* (0,060)
Membro28_61	0,161** (0,044)	0,194** (0,052)	0,182** (0,049)
Membro62	0,290* (0,049)	0,314 (0,057)	0,295 (0,054)
Filhtot2	-0,063** (0,007)	-0,069** (0,008)	-0,065** (0,008)
Logrendper	0,837** (0,018)	0,944** (0,022)	0,887** (0,021)
Exclupriv	1,298* (0,040)	1,295** (0,047)	1,245** (0,046)
Referenfem	0,028 (0,049)	0,044 (0,058)	0,042 (0,054)
Escolrefer	0,049** (0,004)	0,050** (0,005)	0,047** (0,005)
Escolconj	0,050** (0,004)	0,047** (0,005)	0,045** (0,005)
Terconj	-0,290** (0,070)	-0,276** (0,083)	-0,261 (0,079)
Preta	0,305** (0,052)	0,356** (0,061)	0,338** (0,058)
Amarela	-0,345 (0,184)	-0,388 (0,216)	-0,358 (0,196)
Parda	0,015 (0,030)	0,022 (0,036)	0,021 (0,034)
Nordeste	-0,108** (0,035)	-0,201** (0,042)	-0,188** (0,039)
Norte	-0,436** (0,056)	-0,615** (0,067)	-0,563** (0,059)
Sul	-0,230** (0,037)	-0,285** (0,044)	-0,266** (0,041)

Tabela 16 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo das despesas familiares com educação (1)

(conclusão)

	Mínimos Quadrados	Tobit- Coeficientes	Tobit-Efeitos marginais não condicionais
Centro-Oeste	-0,073 (0,051)	-0,272** (0,061)	-0,253** (0,056)
Urbana	-0,256** (0,040)	-0,242** (0,047)	-0,229** (0,045)
Constante	-3,658** (0,136)	-4,535** (0,163)	-
Sigma	-	1,590 (0,012)	-
Log-verossimilhança	-	-21939,626	-
R ²	0,515	0,139	-
F	354,31	-	-
LR χ^2	-	7056,62	-
Observações	-	11386	-
Observações censuradas	-	2066	-

Fonte: IBGE (2004b)

*significância a 5%; ** significância a 1%.

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Tabela 17 – Resultados dos testes de Wald para as diferenças entre os parâmetros de filhos e filhas matriculados segundo as faixas etárias (1)

Parâmetros estimados por Mínimos Quadrados			
	Filhomatr7_10	Filhomatr11_14	Filhomatr15_20
Filhomatr7_10	pró-feminina a 5%	-	-
Filhomatr11_14	-	não significativa	-
Filhomatr15_20	-	-	pró-feminina a 1%
Parâmetros estimados pelo modelo Tobit			
	Filhomatr7_10	Filhomatr11_14	Filhomatr15_20
Filhomatr7_10	pró-feminina a 5%	-	-
Filhomatr11_14	-	não significativa	-
Filhomatr15_20	-	-	pró-feminina a 1%

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

5.1.2 O modelo Tobit para as despesas com educação

Nesta subseção são apresentados os resultados do modelo Tobit, que foi estimado para as mesmas variáveis utilizadas na regressão estimada por Mínimos Quadrados. Como anteriormente, os sinais dos parâmetros estimados que representaram a presença de filhos e filhas matriculados foram positivos e significativos a 1%, com a presença de filhas tendo um impacto maior sobre as despesas educacionais (Tabela 16).

As diferenças entre os parâmetros estimados foram testadas como anteriormente. Um teste de Wald foi elaborado para comparar as estimativas de matriculados em cada faixa etária. Assim, também no contexto de um modelo Tobit, a hipótese nula admite a igualdade entre os parâmetros estimados e a hipótese alternativa admite a diferença entre os parâmetros estimados. Não rejeitar a hipótese nula significa uma evidência de que filhos e filhas, na mesma faixa etária, exercem impacto igual nas decisões familiares de gastar com educação. Por outro lado, rejeitar a hipótese nula é uma evidência dos efeitos diferentes causados pela presença de filhos e filhas matriculados sobre as decisões familiares com educação. Os resultados desses testes de hipótese confirmaram os resultados dos testes apresentados anteriormente, com os parâmetros estimados para as faixas etárias de 11 a 14 anos não sendo diferentes. Já para as demais faixas foram diferentes, a 5% para a faixa de 6 a 10 anos e a 1% para a faixa de 15 a 20 anos (Tabela 17).

Os parâmetros estimados para filhos e filhas não matriculados, segundo a faixa etária, e para o quadrado do número de filhos e filhas tiveram um comportamento semelhante aos estimados por Mínimos Quadrados (Tabela 16). Os sinais foram os mesmos e apenas o parâmetro para as filhas entre 11 e 14 anos não foi significativo, enquanto que utilizando Mínimos Quadrados as estimativas foram todas significativas.

5.1.2.1 As estimativas dos parâmetros das demais variáveis de controle do modelo Tobit

Apesar da análise dos estimadores relacionados a presença de filhos e filhas matriculados, não matriculados e o quadrado do total de filhos e filhas ser de importância central, outras informações podem ser obtidas por meio da análise das demais variáveis de controle.

Seguem abaixo os resultados obtidos para outras variáveis que não as que controlaram a presença de filhos e filhas matriculados ou não. Esses resultados são para a regressão Tobit, todavia para alguns casos foram feitas comparações com as estimativas obtidas por Mínimos Quadrados. Deve-se destacar, entretanto, que houve coincidência entre os sinais das estimativas,

independentemente do método de estimação (Tabela 16). Apenas três parâmetros estimados significativos por um método não foram por outro: Filhonaomatr11_14, Membro21_27 e Centro-Oeste.

Dentre os vários fatores que podem induzir os pais a investir na educação dos filhos e filhas se destacam a renda *per capita* da família e a educação paterna. Esses fatores foram representados no modelo por Logrendper, Escolrefer e Escolconj.

O parâmetro estimado de Logrendper, o logaritmo da renda *per capita*, para o modelo Tobit foi positivo e significativo (Tabela 16). O sinal e a significância dessa estimativa refletem a menor restrição do orçamento familiar que as famílias com rendas maiores possuem. A maior renda *per capita* representa, portanto, maior disponibilidade de recursos para a alocação em educação dos filhos e filhas (BARROS et al., 2001; TANSEL; BIRCAN, 2006; KINGDON, 2005).

O modelo Tobit e o modelo Linear são semelhantes quanto ao impacto que uma variação no logaritmo da renda *per capita* causa sobre o valor esperado do logaritmo da despesa com educação (Tabela 16). A estimativa do parâmetro de Logrendper para o modelo linear também foi significativa e teve sinal positivo. Ao compará-la com o valor marginal não condicional do modelo Tobit, observa-se que ela é ligeiramente inferior.

Os parâmetros estimados para a escolaridade da pessoa de referência e do cônjuge, Escolrefer e Escolconj, foram positivos e significativos para o modelo Tobit. Isto corrobora a percepção de que uma maior escolaridade paterna faz a família gastar mais com educação (TANSEL; BIRCAN, 2006). Muitos podem ser os motivos para isto, um deles é que pais mais educados podem ter uma percepção melhor dos benefícios futuros da educação de seus filhos ou filhas, portanto seriam mais propensos a alocar recursos para a formação de sua prole. Além disso, os pais podem perceber a educação de seus filhos e filhas como um bem de consumo, um produto que lhes dá prazer por si só (BARROS et al., 2001).

Não foram detectadas diferenças significativas na disposição das famílias gastarem com educação que possam ser explicadas pela cor ou raça da pessoa de referência da família, a não ser para o caso da pessoa de referência ser preta (Tabela 16). Em comparação às famílias com pessoas de referência brancas, o parâmetro estimado para Preta foi positivo e significativo. Os parâmetros estimados para Parda e Amarela não foram significativos.

Os efeitos das características regionais foram significativos (Tabela 16). Os parâmetros das variáveis binárias que representaram as Grandes Regiões, Norte, Nordeste, Sul e Centro-Oeste, tiveram sinais negativos e significativos a 1%. Assim, o fato de uma família não residir no Sudeste implicaria em gastar menos com educação.

A área de residência da família teve um efeito significativo sobre as despesas com educação (Tabela 16). O parâmetro estimado da variável binária foi significativo e negativo. Sabe-se que a origem socioeconômica das crianças rurais coloca-as em desvantagem em relação às crianças urbanas (SOARES et al., 2006). E mais, as escolas rurais estão em pior situação em relação às escolas urbanas quanto a equipamentos e capacitação de professores (SOARES et al., 2006). Esses dois fatores, desvantagem das crianças rurais e pior qualidade da oferta de educação, podem levar as famílias rurais e urbanas a se comportarem diferentemente quanto às decisões de alocação de recursos educacionais dos filhos e filhas. Portanto, controladas todas as demais variáveis, as famílias rurais se veriam obrigadas a dispor de mais recursos para que filhos e filhas estudassem. Uma regressão Tobit na qual foram controladas apenas as variáveis sobre filhos e filhas matriculados, não matriculados, demais membros da família e área de residência produziu um parâmetro estimado positivo e significativo para Urbana (Anexo C). Quando controlados, ainda, Logrendper, Escolrefer e Escolconj o parâmetro estimado de urbano foi negativo e significativo (Anexo D). Isto pode significar que, para um mesmo nível de escolaridade da pessoa de referência, cônjuge e renda *per capita*, as famílias rurais estariam mais propensas a gastarem com educação, controladas também as variáveis demográficas do modelo.

O sexo da pessoa de referência da família não influenciou as decisões familiares de gastar com educação. O parâmetro estimado para a variável binária Referenfem não foi significativo para a regressão Tobit estimada, não fornecendo nenhuma evidência da existência de diferença nas decisões de despesas proveniente do sexo da pessoa de referência.

A presença de cônjuge na família impactou significativamente as decisões familiares de gastar com educação, segundo as estimativas do modelo Tobit. O parâmetro estimado foi significativo e negativo.

5.2 Análise por itens de despesas educacionais

Cada uma dos grupos de gastos com itens educacionais é analisado por Mínimos Quadrados e por um modelo Tobit como na seção anterior.

5.2.1 Os modelos de regressão linear para os gastos com diferentes itens de despesas educacionais

Ao comparar as quatro regressões estimadas por Mínimos Quadrados, os parâmetros estimados das variáveis explicativas, que representavam o número de filhos e filhas matriculados por faixa etária, indicam um comportamento semelhante das famílias, quanto às despesas nos diferentes grupos (Tabelas 18, 19, 20 e 21). O parâmetro estimado de Filhomatr11_14 não teve significância para a regressão que estimou o valor esperado do logaritmo de outras despesas escolares, todos os demais parâmetros tiveram significância e sinal positivo. A presença de um filho ou uma filha implicou em um aumento significativo nos valores esperados das variáveis dependentes em todas as regressões. Assim sendo, a presença de um filho ou uma filha matriculado representou um aumento em todos os grupos de despesas educacionais, independente da natureza dos bens e serviços agregados nesses grupos.

A presença de filho e filha não matriculados teve impacto significativo quando os bens ou serviços educacionais estavam mais relacionados à frequência ao ensino regular. Nas regressões que tiveram Mensal_escol e Art_livros como variáveis dependentes, os parâmetros estimados para as variáveis que representavam os filhos e filhas não matriculados, segundo as faixas etárias, não foram significativos para Filhonaomatr7_10 e Filhanaomatr15_20, para a primeira regressão, e para Filhanaomatr7_10 para a segunda. As regressões estimadas com as variáveis dependentes Outras_desp e Curs_naoregular tiveram os parâmetros estimados não significativos na maioria das vezes.

As estimativas de Filhtot2 tiveram os sinais negativos em todas as regressões. Entretanto para Outras_desp como variável dependente não houve significância.

As comparações entre os parâmetros estimados dos números de filhos e filhas matriculados, por faixa etária, de cada uma das regressões, foram feitas por meio de testes de hipóteses, como nas seções anteriores (Tabela 22). A regressão estimada em que Mensal_escol era a variável dependente teve diferença significativa entre as estimativas na faixa etária de 15 a 20 anos, com a indicação de que as famílias gastaram mais com as filhas do que com os filhos matriculados, isto a 1%. Esta faixa etária coincide com o período de maior evasão escolar, especialmente entre os garotos. A regressão na qual Art_livros era a variável dependente não apresentou diferença significativa entre os parâmetros estimados em nenhuma faixa etária.

As outras regressões tiveram diferenças significativas, quando Curs_naoregular era a variável dependente nas três faixas etárias e quando Outras_desp era a variável dependente na faixa etária de 11 a 14 anos. Em apenas um caso houve diferença significativa e foi pró-masculina, apenas na faixa etária dos 11 aos 14 anos para Curs_naoregular como variável dependente.

Tabela 18 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com mensalidades escolares (Mensal_escol) (1)

(continua)

	Mínimos Quadrados	Tobit - Coeficientes	Tobit-Efeitos marginais não condicionais
Filhomatr7_10	0,410** (0,046)	2,173** (0,273)	0,266** (0,034)
Filhamatr7_10	0,407** (0,046)	1,952** (0,266)	0,239** (0,033)
Filhomatr11_14	0,409** (0,045)	1,786** (0,265)	0,219** (0,033)
Filhamatr11_14	0,403** (0,045)	1,454** (0,268)	0,178** (0,033)
Filhomatr15_20	0,455** (0,044)	1,879** (0,257)	0,230** (0,032)
Filhamatr15_20	0,555** (0,045)	2,342** (0,258)	0,287** (0,032)
Filhonaomatr7_10	0,091 (0,166)	-3,232 (2,545)	-0,396 (0,310)
Filhonaomatr7_10	0,612** (0,213)	0,745 (1,690)	0,091 (0,207)
Filhonaomatr11_14	0,479** (0,169)	-1,367 (1,575)	-0,123 (0,098)
Filhonaomatr11_14	0,453** (0,215)	-0,702 (1,770)	-0,073 (0,155)
Filhonaomatr15_20	0,210** (0,056)	1,312** (0,329)	0,161** (0,040)
Filhonaomatr15_20	0,107 (0,064)	0,316 (0,399)	0,039 (0,049)
Membro0_5	0,020 (0,060)	-1,013* (0,440)	-0,124* (0,054)
Membro6_10	0,247* (0,107)	0,416 (0,621)	0,051 (0,076)
Membro11_14	0,122 (0,132)	0,331 (0,655)	0,041 (0,080)
Membro15_20	0,109 (0,070)	0,698* (0,344)	0,085* (0,042)
Membro21_27	-0,135 (0,054)	-0,110 (0,284)	-0,013 (0,035)
Membro28_61	0,046 (0,044)	0,467* (0,208)	0,057* (0,025)
Membro62	-0,016 (0,048)	-0,017 (0,206)	-0,002 (0,025)

Tabela 18 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com mensalidades escolares (Mensal_escol) (1)

(conclusão)

	Mínimos Quadrados	Tobit - Coeficientes	Tobit-Efeitos marginais não condicionais
Filhtot2	-0,040** (0,007)	-0,235** (0,050)	-0,029** (0,006)
Logrendper	0,520** (0,018)	2,193** (0,089)	0,268** (0,012)
Exclupriv	2,469** (0,040)	4,406** (0,140)	1,035** (0,055)_
Referenfem	-0,064 (0,048)	-0,397 (0,212)	-0,046* (0,023)_
Escolrefer	0,058** (0,004)	0,152** (0,018)	0,019** (0,002)_
Escolconj	0,056** (0,004)	0,132** (0,018)	0,016** (0,002)
Terconj	-0,267** (0,069)	-1,030** (0,336)	-0,146** (0,055)
Preta	-0,079 (0,051)	0,170 (0,254)	0,022 (0,033)_
Amarela	-0,225 (0,182)	-1,504* (0,707)	-0,131** (0,041)_
Parda	-0,045 (0,030)	-0,187 (0,142)	-0,023 (0,017)_
Nordeste	0,255** (0,035)	-0,442** (0,164)	-0,051** (0,019)
Norte	-0,195** (0,056)	-3,329** (0,280)	-0,217** (0,013)
Sul	-0,090* (0,037)	-0,353* (0,161)	-0,041* (0,018)
Centro-Oeste	-0,003 (0,051)	-2,748** (0,233)	-0,201** (0,013)
Urbano	-0,088 (0,039)	3,147** (0,304)	0,242** (0,015)
Constante	-3,403* (0,135)	-23,020* (0,779)	
Sigma		3,617 (0,064)	
Log-verossimilhança	-	-8347,65	-
R ²	0,567	0,293	-
F	436,49	-	-
LR χ^2	-	6942,53	-
Observações	11386	11386	-
Observações censuradas	-	9346	-

Fonte: IBGE (2004b)

*significância a 5%; ** significância a 1%.

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Tabela 19 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com artigos escolares, livros e outros materiais bibliográficos (Art_livros) (1)

(continua)

	Mínimos quadrados	Tobit - Coeficientes	Tobit-Efeitos marginais não condicionais
Filhomatr7_10	0,497** (0,043)	0,600** (0,053)	0,508** (0,045)
Filhamatr7_10	0,536** (0,042)	0,645** (0,053)	0,546** (0,045)
Filhomatr11_14	0,634** (0,042)	0,746** (0,052)	0,631** (0,044)
Filhamatr11_14	0,661** (0,041)	0,779** (0,052)	0,659** (0,044)
Filhomatr15_20	0,404** (0,040)	0,471** (0,050)	0,399** (0,043)
Filhamatr15_20	0,419** (0,041)	0,491** (0,051)	0,416** (0,043)
Filhonaomatr7_10	0,541** (0,153)	0,608** (0,192)	0,515** (0,162)
Filhonaomatr7_10	0,347 (0,196)	0,400 (0,248)	0,339 (0,210)
Filhonaomatr11_14	0,354* (0,155)	0,411** (0,197)	0,360* (0,177)
Filhonaomatr11_14	0,527** (0,198)	0,538** (0,253)	0,475* (0,231)
Filhonaomatr15_20	0,179** (0,051)	0,217** (0,064)	0,184** (0,055)
Filhonaomatr15_20	0,208** (0,058)	0,244** (0,074)	0,207** (0,063)
Membro0_5	0,073 (0,055)	0,089 (0,069)	0,075 (0,059)
Membro6_10	0,131 (0,099)	0,148 (0,124)	0,125 (0,105)
Membro11_14	0,104 (0,121)	0,144 (0,152)	0,122 (0,129)
Membro15_20	0,147* (0,064)	0,159* (0,081)	0,135* (0,068)
Membro21_27	0,005 (0,049)	0,054 (0,062)	0,046 (0,053)
Membro28_61	0,057 (0,040)	0,092 (0,051)	0,078 (0,043)
Membro62	0,159** (0,044)	0,186** (0,056)	0,158** (0,047)
Filhtot2	-0,046** (0,006)	-0,054** (0,008)	-0,046** (0,007)
Logrendper	0,422** (0,017)	0,519** (0,021)	0,439** (0,018)
Exclupriv	0,203** (0,036)	0,166** (0,046)	0,142** (0,039)
Referenfem	0,035 (0,045)	0,055 (0,056)	0,046 (0,048)
Escolrefer	0,022** (0,004)	0,023** (0,005)	0,019** (0,004)

Tabela 19 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com artigos escolares, livros e outros materiais bibliográficos (Art_livros) (1)

(conclusão)

	Mínimos quadrados	Tobit - Coeficientes	Tobit-Efeitos marginais não condicionais
Terconj	-0,081 (0,064)	-0,066 (0,080)	-0,056 (0,069)
Preta	0,216** (0,047)	0,278** (0,059)	0,240** (0,052)
Amarela	-0,203 (0,167)	-0,220 (0,209)	-0,182 (0,170)
Parda	0,079* (0,028)	0,098* (0,035)	0,084* (0,030)
Nordeste	0,054 (0,032)	-0,058 (0,041)	-0,049 (0,034)
Norte	-0,082 (0,051)	-0,292** (0,065)	-0,241** (0,052)
Sul	-0,141** (0,034)	-0,251** (0,043)	-0,209** (0,035)
Centro-Oeste	0,045 (0,047)	-0,228** (0,059)	-0,190** (0,048)
Urbano	-0,235** (0,036)	-0,240** (0,045)	-0,206** (0,040)
Constante	-1,516** (0,124)	-2,361** (0,157)	-
Sigma	-	1,533 (0,012)	-
Log-verossimilhança	-	-20882,091	-
R2	0,175	0,044	-
F	70,67	-	-
LR χ^2	-	1923,19	-
Observações	11386	11386	-
Observações censuradas	-	2689	-

Fonte: IBGE (2004b)

*significância a 5%; ** significância a 1%.

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Tabela 20 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com outras despesas escolares (Outras_desp) (1)

(continua)

	Mínimos Quadrados	Tobit - Coeficientes	Tobit-Efeitos marginais não condicionais
Filhomatr7_10	0,078* (0,035)	0,463* (0,196)	0,078* (0,033)
Filhamatr7_10	0,089** (0,035)	0,532** (0,194)	0,090** (0,033)
Filhomatr11_14	0,030 (0,034)	0,327 (0,194)	0,055 (0,033)
Filhamatr11_14	0,090** (0,034)	0,544** (0,189)	0,092** (0,032)
Filhomatr15_20	0,082* (0,033)	0,519** (0,183)	0,088** (0,031)
Filhamatr15_20	0,102** (0,034)	0,516** (0,187)	0,087** (0,032)
Filhonaomatr7_10	0,410** (0,125)	1,537* (0,625)	0,260** (0,106)
Filhanaomatr7_10	0,040 (0,160)	-0,097 (1,083)	-0,016 (0,183)
Filhonaomatr11_14	0,025 (0,127)	-1,069 (1,037)	-0,145 (0,110)
Filhanaomatr11_14	0,015 (0,162)	-0,515 (1,111)	-0,078 (0,151)
Filhonaomatr15_20	-0,085* (0,042)	-0,147 (0,244)	-0,025 (0,041)
Filhanaomatr15_20	0,088 (0,048)	0,588* (0,259)	0,099** (0,044)
Membro0_5	-0,079 (0,045)	-0,534 (0,308)	-0,090 (0,052)
Membro6_10	0,001 (0,081)	-1,303* (0,624)	-0,220* (0,105)
Membro11_14	0,064 (0,099)	0,106 (0,605)	0,018 (0,102)
Membro15_20	0,039 (0,053)	0,249 (0,300)	0,042 (0,051)
Membro21_27	0,075 (0,041)	0,752** (0,220)	0,127** (0,037)
Membro28_61	0,135** (0,033)	0,787** (0,171)	0,133** (0,029)
Membro62	0,166** (0,036)	0,659** (0,182)	0,111** (0,031)
Filhtot2	-0,006 (0,005)	-0,030 (0,031)	-0,005 (0,005)
Logrendper	0,267** (0,014)	1,423** (0,080)	0,241** (0,013)
Exclupriv	0,110** (0,030)	-0,210 (0,147)	-0,035 (0,023)
Referenfem	-0,034 (0,037)	-0,078 (0,200)	-0,013 (0,033)
Escolrefer	0,007* (0,003)	0,027 (0,016)	0,005 (0,003)
Escolconj	0,009** (0,003)	-0,011 (0,016)	-0,002 (0,003)

Tabela 20 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com outras despesas escolares (Outras_desp) (1)

(conclusão)

	Mínimos Quadrados	Tobit - Coeficientes	Tobit-Efeitos marginais não condicionais
Terconj	-0,169** (0,052)	-0,427 (0,285)	-0,076 (0,054)
Preta	0,217** (0,038)	0,790** (0,194)	0,153** (0,043)
Amarela	0,126 (0,137)	0,020 (0,660)	0,003 (0,113)
Parda	0,026 (0,023)	-0,154 (0,124)	-0,026 (0,021)
Nordeste	-0,276** (0,026)	-4,053** (0,173)	-0,485** (0,018)
Norte	-0,452** (0,042)	-7,187** (0,339)	-0,412** (0,013)
Sul	-0,114** (0,028)	-1,094** (0,136)	-0,160** (0,018)
Centro-Oeste	-0,252** (0,038)	-5,284** (0,248)	-0,389** (0,013)
Urbana	-0,308** (0,030)	-0,577** (0,161)	-0,106** (0,032)
Constante	-0,990** (0,102)	-10,684** (0,609)	-
Sigma	-	1,533 (0,012)	-
Log-verossimilhança	-	-7652,2714	-
R2	0,123	0,1695	-
F	46,71	-	-
LR χ^2	-	3123,06	-
Observações	11386	11386	-
Observações censuradas	-	9747	-

Fonte: IBGE (2004b)

*significância a 5%; ** significância a 1%.

(1) Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Tabela 21 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com cursos não regulares (Curs_naoregular) (1)

(continua)

	Mínimos quadrados	Tobit - Coeficientes	Tobit-Efeitos marginais não condicionais
Filhomatr7_10	0,174** (0,045)	0,426* (0,205)	0,097* (0,046)
Filhamatr7_10	0,257** (0,044)	0,826** (0,203)	0,187** (0,046)
Filhomatr11_14	0,353** (0,044)	1,065** (0,197)	0,241** (0,045)
Filhamatr11_14	0,287** (0,044)	0,847** (0,198)	0,192** (0,045)
Filhomatr15_20	0,408** (0,042)	1,219** (0,190)	0,276** (0,043)
Filhamatr15_20	0,559** (0,043)	1,698** (0,191)	0,385** (0,043)
Filhonaomatr7_10	0,463** (0,161)	1,209 (0,697)	0,274 (0,158)
Filhanaomatr7_10	0,222 (0,207)	-1,143 (1,429)	-0,259 (0,324)
Filhonaomatr11_14	0,160 (0,164)	-1,174 (1,198)	-0,214 (0,170)
Filhanaomatr11_14	0,188 (0,209)	0,871 (0,906)	0,230 (0,276)
Filhonaomatr15_20	0,378** (0,054)	1,349** (0,232)	0,306** (0,052)
Filhanaomatr15_20	0,423** (0,062)	1,571** (0,248)	0,356** (0,056)
Membro0_5	0,001 (0,058)	0,042 (0,236)	0,010 (0,054)
Membro6_10	0,003 (0,104)	-1,104** (0,552)	-0,250** (0,125)
Membro11_14	-0,025 (0,128)	0,034 (0,507)	0,008 (0,115)
Membro15_20	0,441** (0,068)	1,302** (0,246)	0,295** (0,056)
Membro21_27	0,164** (0,052)	0,717** (0,205)	0,162** (0,047)
Membro28_61	0,114** (0,043)	0,529** (0,162)	0,120** (0,037)
Membro62	0,214** (0,047)	0,428* (0,176)	0,097** (0,040)
Filhtot2	-0,035** (0,007)	-0,112** (0,034)	-0,025* (0,008)
Logrendper	0,522** (0,018)	1,925** (0,076)	0,436* (0,017)
Exclupriv	0,419** (0,038)	0,236 (0,130)	0,055 (0,031)
Referenfem	0,160** (0,047)	0,679** (0,175)	0,165** (0,045)
Escolrefer	0,029** (0,004)	0,061** (0,015)	0,014** (0,003)
Escolconj	0,051** (0,004)	0,104** (0,015)	0,024** (0,003)

Tabela 21 – Resultados dos modelos de Mínimos Quadrados e Tobit (Coeficientes e Efeitos marginais não condicionais) – variável dependente: logaritmo dos gastos familiares com cursos não regulares (Curs_naoregular) (1)

(conclusão)

	Mínimos quadrados	Tobit - Coeficientes	Tobit-Efeitos marginais não condicionais
Terconj	-0,261** (0,067)	-0,539* (0,264)	-0,130 (0,067)
Preta	0,208** (0,050)	0,926** (0,185)	0,242** (0,055)
Amarela	0,348* (0,176)	-0,115 (0,628)	-0,026 (0,136)
Parda	0,026 (0,029)	0,010 (0,116)	0,002 (0,026)
Nordeste	-0,195** (0,034)	-2,297** (0,143)	-0,426** (0,023)
Norte	-0,291** (0,054)	-3,060** (0,222)	-0,424** (0,019)
Sul	-0,194** (0,036)	-1,140** (0,137)	-0,225** (0,024)
Centro-Oeste	-0,233** (0,049)	-3,245** (0,199)	-0,444** (0,018)
Urbana	-0,009 (0,038)	2,222** (0,200)	0,378** (0,025)
Constante	-3,046** (0,131)	-17,260** (0,611)	- -
Sigma	- -	3,619 (0,060)	- -
Log-verossimilhança	-	-10104,401	-
R2	0,3112	0,1784	-
F	152,29	-	-
LR χ^2	-	4387,51	-
Observações	11386	11386	-
Observações censuradas	-	9023	-

Fonte: IBGE (2004b)

*significância a 5%; ** significância a 1%.

⁽¹⁾Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Tabela 22 – Resultados dos testes de Wald para as diferenças entre os parâmetros estimados de filhos e filhas matriculados em cada faixa etária – Mínimos Quadrados (1)

Variável dependente: Mensal_escol			
	Filhomatr7_10	Filhomatr11_14	Filhomatr15_20
Filhomatr7_10	não significativa	-	-
Filhomatr11_14	-	não significativa	-
Filhomatr15_20	-	-	pró-feminina a 1%
Variável dependente: Art_livros			
	Filhomatr7_10	Filhomatr11_14	Filhomatr15_20
Filhomatr7_10	não significativa	-	-
Filhomatr11_14	-	não significativa	-
Filhomatr15_20	-	-	não significativa
Variável dependente: Outras_desp			
	Filhomatr7_10	Filhomatr11_14	Filhomatr15_20
Filhomatr7_10	não significativa	-	-
Filhomatr11_14	-	pró-feminina a 1%	-
Filhomatr15_20	-	-	não significativa
Variável dependente: Curs_naoregular			
	Filhomatr7_10	Filhomatr11_14	Filhomatr15_20
Filhomatr7_10	pró-feminina a 1%	-	-
Filhomatr11_14	-	pró-masculina a 5%	-
Filhomatr15_20	-	-	pró-feminina a 1%

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

Tabela 23 – Resultados dos testes de Wald para as diferenças entre os parâmetros estimados de filhos e filhas matriculados em cada faixa etária – modelos Tobit (1)

Variável dependente: Mensal_escol			
	Filhomatr7_10	Filhomatr11_14	Filhomatr15_20
Filhomatr7_10	não significativa	-	-
Filhomatr11_14	-	pró-masculina a 5%	
Filhomatr15_20	-	-	pró-feminina a 1%
Variável dependente: Art_livros			
	Filhomatr7_10	Filhomatr11_14	Filhomatr15_20
Filhomatr7_10	não significativa	-	-
Filhomatr11_14	-	não significativa	-
Filhomatr15_20	-	-	não significativa
Variável dependente: Outras_desp			
	Filhomatr7_10	Filhomatr11_14	Filhomatr15_20
Filhomatr7_10	não significativa	-	-
Filhomatr11_14	-	não significativa	-
Filhomatr15_20	-	-	não significativa
Variável dependente: Curs_naoregular			
	Filhomatr7_10	Filhomatr11_14	Filhomatr15_20
Filhomatr7_10	pró-feminina a 1%	-	-
Filhomatr11_14	-	não significativa	-
Filhomatr15_20	-	-	pró-feminina a 1%

Fonte: IBGE (2004b)

⁽¹⁾Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

5.2.2 Os modelos Tobit para os gastos com diferentes itens de despesas educacionais

Uma regressão Tobit também foi estimada para cada grupo de itens de gastos com educação (Tabelas 18, 19, 20 e 21). Das quatro regressões, os sinais das estimativas dos parâmetros do número de filhos e filhas matriculados, por faixa etária, foram semelhantes aos obtidos para as estimativas por Mínimos Quadrados. Todos os parâmetros estimados foram positivos e significativos. Também no contexto das regressões Tobit, a presença de um filho ou filha matriculado representou um aumento do valor esperado da variável dependente, independentemente do grupo de despesas.

A presença de filhos e filhas não matriculados teve impacto menos significativo no contexto das regressões Tobit. Na maioria das vezes os parâmetros estimados não foram significativos. Quando a variável dependente foi Art_livros, apenas o parâmetro estimado de

Filhanaomatr7_10 não foi significativo. Nas outras regressões a significância dos parâmetros ocorreu na faixa etária mais elevada, mesmo assim não em todos os casos.

Os parâmetros estimados de Filhtot2 têm um comportamento semelhante aos estimados por Mínimos Quadrados. Os sinais foram todos negativos e quando Outras_desp foi a variável dependente não houve significância.

As comparações entre os parâmetros estimados dos números de filhos e filhas matriculados, em cada faixa etária, obtidos com as regressões Tobit mostraram um quadro diferente daquele encontrado com as comparações dos parâmetros obtidos por Mínimos Quadrados (Tabela 23). A regressão em que Mensal_escol era a variável dependente teve diferença significativa entre os parâmetros nas faixas etárias de 11 a 14 anos e 15 a 20 anos, na primeira faixa a 5% e na segunda a 1%. Na faixa etária de 11 a 14 anos a diferença foi pró-masculina e na segunda pró-feminina.

Apenas uma regressão apresentou diferenças significativas nas estimativas dos parâmetros, quando Curs_naoregular era a variável dependente. Houve diferenças significativas nas faixas etárias de 6 a 10 anos e de 15 a 20 anos, a 1% e pró-femininas. Quando a variável dependente era Art_livros ou Outras_desp, não houve diferença significativa para nenhuma faixa etária.

5.2.2.1 As estimativas dos parâmetros das demais variáveis de controle dos modelos Tobit para os gastos com diferentes itens de despesas educacionais

A relação entre renda *per capita* e os gastos com educação foi confirmada. Os sinais dos parâmetros estimados de Logrendper foram positivos e significativos, em todas as regressões Tobit estimadas (Tabelas 18, 19, 20 e 21). Confirma-se que uma menor restrição orçamentária, representada por uma renda *per capita* maior, implicou em aumento dos gastos com educação, independente do grupo de itens.

A escolaridade da pessoa de referência e a escolaridade do cônjuge tiveram comportamentos semelhantes (Tabelas 18, 19, 20 e 21). Os parâmetros estimados para Escolrefer e Escolconj não foram significativos para Outras_desp como variável dependente. O parâmetro estimado de Escolconj teve sinal negativo e significativo, quando a variável dependente foi Curs_naoregular, destoando dos resultados nos quais Escolrefer e Escolconj foram significativos, pois em todos eles os sinais foram positivos. Os dois parâmetros indicaram uma tendência de as famílias efetuarem gastos maiores com educação dos filhos e filhas, quanto mais escolarizados

forem as pessoas de referência e os cônjuges. A não significância quando Outras_desp era a variável dependente pode indicar a menor importância que pessoas mais escolarizadas atribuem aos itens que compõem esse grupo de gastos (Anexo B).

O sexo da pessoa de referência influenciou as decisões familiares de gastar com educação apenas quando o desembolso era para cursos não regulares (Tabelas 18, 19, 20 e 21). O parâmetro estimado de Referenfem foi positivo e significativo para a regressão em que Curs_naoregular era a variável dependente. A maior parte dos parâmetros estimados, entretanto, não foi significativa, não fornecendo evidências da existência de diferenças nas decisões de desembolsos provenientes do sexo da pessoa de referência.

A presença do cônjuge foi significativa em duas regressões. As regressões com Mensal_escol e Outras_desp como variáveis dependentes tiveram os parâmetros estimados de Terconj negativos e significativos (Tabelas 18, 19, 20 e 21). Para as regressões com Art_livros e Outras_desp como variáveis dependentes ter cônjuge não foi significativo.

As características regionais afetaram as despesas das famílias com educação também quando elas foram divididas em grupos (Tabelas 18, 19, 20 e 21). A variável binária indicadora de que a família residia na Região Sudeste foi omitida em todas as regressões. Os parâmetros estimados das binárias Norte, Nordeste, Sul e Centro-Oeste foram negativos e significativos. O parâmetro estimado de Nordeste, quando a variável dependente era Art_livros, foi a única exceção, não sendo significativo. Desta forma, as famílias não residentes na Região Sudeste tenderam a gastar menos com educação.

As características de cor ou raça da pessoa de referência não exerceram uma influência sistemática sobre as despesas educacionais, quando elas foram subdivididas (Tabelas 18, 19, 20 e 21). A binária que indicaria se a pessoa de referência era branca foi omitida. O parâmetro estimado de Preta não foi significativo com Mensal_escol como variável dependente, nas outras regressões teve significância e sinal positivo. O parâmetro estimado de Amarela só teve significância para Mensal_escol como variável dependente, tendo sinal negativo. E o parâmetro estimado de Parda foi significativo apenas quando Art_livros era a variável dependente.

A área de residência não exerceu a mesma influência nos gastos com os diferentes itens de despesas educacionais. Para Mensal_escol e Curs_naoregular como variáveis dependentes foram positivos e significativos a 1%. Para as variáveis dependentes Art_livros e Outras_desp os parâmetros foram negativos e significativos.

6 CONCLUSÕES

Existe um ambiente favorável à escolarização feminina no Brasil, diferente do que ocorre na maioria dos países em desenvolvimento. Mesmo diante deste quadro, com este trabalho procurou-se identificar um possível viés de gênero nas escolhas familiares de gastar recursos na formação educacional de filhos e filhas, que pudesse ser desfavorável às garotas.

Os resultados econométricos obtidos por Mínimos Quadrados ou com os modelos Tobit indicaram que filhos e filhas matriculados impactaram positivamente os gastos familiares com educação, o que é consistente com a literatura. Esta relação ocorreu quando foram analisadas as despesas com educação ou, ainda, quando tratou-se dos gastos com grupos específicos de itens das despesas educacionais. Os filhos e filhas não matriculados não rivalizaram com os matriculados quanto às despesas com educação, pois impactaram positivamente essas despesas com educação ou em alguns casos não foram significativos quando foram analisados os gastos com itens educacionais específicos. O impacto do número total de filhos e filhas foi consistente com o *trade-off* quantidade qualidade existente nas decisões familiares de alocar recursos para filhos e filhas, uma vez que o número total de filhos e filhas fez as despesas com educação crescerem a taxas decrescentes. Este impacto do número total de filhos e filhas foi observado nas despesas com educação e nos gastos com os grupos de itens de despesas educacionais.

Os resultados econométricos reforçam o cenário favorável à escolarização feminina. As análises das despesas com educação, realizadas por Mínimos Quadrados e por uma regressão Tobit, indicaram diferenças significativas no impacto causado por filhos e filhas matriculados nas faixas etárias de 7 a 10 anos e de 15 a 20 anos, com viés pró-feminino. A análise dos gastos com mensalidades escolares com modelos Tobit indicou diferenças significativas para duas faixas etárias, de 11 a 14 anos e de 15 a 20 anos, com viés pró-feminino na última faixa. Com Mínimos Quadrados houve viés pró-feminino na faixa de 15 a 20 anos, nas demais faixas não houve diferenças significativas. Quando foram analisados os gastos com cursos não regulares com um modelo Tobit, foram observadas diferenças significativas de 7 a 10 anos e de 11 a 14 anos, as duas pró-femininas. Ao analisar os gastos com cursos não regulares por Mínimos Quadrados, detectou-se viés pró-masculino na faixa etária de 11 a 14 anos e viés pró-feminino nas demais faixas. Entre as demais estimativas não houve diferenças significativas ou elas foram pró-femininas, independente do procedimento de estimação. Os resultados indicam que a formação

das jovens não sofreu discriminação no que tange à disposição das famílias de gastarem com a formação de sua prole, salvo as duas exceções já mencionadas. Ou seja, não existe indicação de que, os pais gastem menos na formação das filhas, o que seria uma forma não perceptível de discriminação quando se observa os indicadores de progressão escolar e taxas de matrícula. Este resultado mostrou-se consistente com o cenário favorável à escolarização feminina no Brasil e que já foi apontado em alguns outros estudos.

REFERÊNCIAS

AGNIVESH, S.; MANI, R.; KÖSTER-LOSSACK, A. **Missing**: 50 million indian girls. Paris: International Herald Tribune, Nov. 2005. Disponível em: <<http://www.iht.com/articles/2005/11/24/opinion/edswami.php>>. Acesso em: 15 dez. 2005.

ALVES, D. Gastos com saúde: uma análise por domicílios parta a cidade de São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 479-494, dez. 2001.

BARROS, R.P.; MENDONÇA, R.S.P. **Infância e adolescência no Brasil**: as conseqüências da pobreza diferenciadas por gênero, faixa etária e região de residência. Rio de Janeiro: IPEA, 1990. 21 p. (Textos para Discussão, 202).

BARROS, R.P.; MENDONÇA, R.; SANTOS, D.D.; QUINTAES, G. **Determinantes do desempenho educacional no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. 33 p. (Textos para Discussão, 834).

BELTRÃO, K.I. **Acesso à educação**: diferenciais entre os sexos. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. 18 p. (Textos para Discussão, 879).

BELTRÃO, K.I.; CAMARANO, A.A.; KANSO, S. **Dinâmica populacional brasileira na virada do século XX**. Rio de Janeiro: IPEA, 2004. 71 p. (Textos para Discussão, 1034).

BELTRÃO, K.I.; ALVES, J.E.D. A reversão do hiato de gênero na educação brasileira no século XX. In: ENCONTRO NACIONAL DA ABEP, 14., 2004, Caxambú. **Anais...** Campinas: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 2004. p. 1-24.

BELTRÃO, K.I.; TEIXEIRA, M.D.P. **O vermelho e o negro**: viés de cor e gênero nas carreiras universitárias. Rio de Janeiro: ENCE, 2005. 75 p. (Textos para Discussão, 19).

BERTASSO, B.F. **O consumo alimentar em regiões metropolitanas brasileiras**: análise da pesquisa de orçamentos familiares/IBGE 1995/96. 2000. 109 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000.

BRADLEY, K. The incorporation of women into higher education: paradoxical outcomes? **Sociology of Education**, Washington, v. 73, n. 1, p. 1-18, Jan. 2000.

BUTCHER, F.K.; CASE, A. The effect of sibling sex composition on women’s education and earnings. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 3, n. 3, p. 531-563, Aug. 1994.

CASTRO, J.A.; VAZ, F.M. Gastos das famílias com educação. In: SILVEIRA, F.G.; SERVO, L.M.; MENEZES, T.; PIOLA, S.F. (Org.). **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: IPEA, 2007. v. 2, cap. 2, p. 77-104.

CONSEUIL, C.H.; SANTOS, D.D.; FOGUEL, M.N. **Decisões críticas em idades críticas**: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. 45 p. (Textos para Discussão, 797).

DEATON, A. **The analysis of household survey**: a microeconomic approach to development policy. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 2000. 479 p.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. **Economics and consumer behavior**. Cambridge: Cambridge University Press, 1986. 450 p.

FERNANDES, R.; GREMAD, A.P.; ULYSSEA, G. **Sistema brasileiro de financiamento à educação básica**: principais características, limitações e alternativas. Brasília: ESAF, 2004. 21 p. (Textos para Discussão, 5).

GARG, A.; MORDUCH, J. **Sibling rivalry**. Cambridge: Harvard Institute for International Development, 1998. 29 p. (Development Discussion Paper, 630).

GOMES, R.G.M.R. **Tipologia das famílias residentes no estado do Rio de Janeiro segundo a estrutura das despesas de consumo**. 2005. 75 p. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Rio de Janeiro, 2005.

HOUTHAKKER, H.S. New evidence on demand elasticities. **Econometrica**, Oxford, v. 33, n. 2, p. 277-288, Apr. 1965.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Coordenação de Índices de Preços. **Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003**: primeiros resultados: Brasil e grandes regiões. Rio de Janeiro, 2004a. 276 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Coordenação de Índices de Preços. **Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003**: microdados: Brasil e grandes regiões. Rio de Janeiro, 2004b. 1 CD-ROM.

INSTITUTO DE ESTATÍSTICA DE LA UNESCO. **Compendio mundial de la educación 2005**: comparación de las estadísticas de educación en mundo. Montreal: Unesco, 2005. 157 p.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS – INEP. **Gastos com educação**: sumário executivo. Brasília, 2003. 35 p. Relatório preliminar do Grupo de Trabalho sobre Financiamento da Educação. Disponível em: <http://www.publicacoes.inep.gov.br/arquivos/{214800A9-DE5C-4982-97A60E74CBADE9CC}_0E74CBADE9CC}_Gastos%20educacao_SUMARIO%20EXECUTIVO2003_3940.pdf>. Acesso em: 12 nov. 2006.

KENNEDY, P. **A guide to econometrics**. 5. ed. Cambridge: The MIT Press, 2003. 623 p.

KINGDON, G.G. Where has all the bias gone? Detecting gender bias in the intrahousehold allocation of educational expenditure. **Economic Development and Cultural Change**, Chicago, v. 53, n. 2, p. 409-51, Jan. 2005.

MAHAN, G.P. **The demand for residential telephone service**. 1979. 210 p. Dissertation (Doctor of Philosophy in Economy) - Michigan State University, East Lansing, 1979.

MARTELETO, L.J. **The role of demographic and family change on children's schooling: evidence from Brazil**. 2001. 204 p. Dissertation (Doctor of Philosophy in Sociology) - University of Michigan, Ann Arbor, 2001.

MEDEIROS, J.A.S. Curvas de Engel e transformação de Box-Cox: uma aplicação aos dispêndios em alimentação e educação na cidade de São Paulo. **Pesquisa e Planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 3, p. 795-828, dez. 1978.

MILLER, P.; MULVEY, C. Gender inequality in the provision of employer-supported education. **Australian Economic Review**, Melbourne, v. 108, n. 4, p. 35-50, Oct./Dec. 1994.

MORDUCH, J. Sibling rivalry in Africa. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 90, n. 2, p. 405-409, May 2000.

NACIONES UNIDAS. **Objetivos de desarrollo del millenio**: informe de 2005. New York: Departamento de Información Pública de las Naciones Unidas, 2005. 46 p.

ONO, H. Are sons and daughters substitutable? Allocation of family resources in contemporary Japan. **Journal of the Japanese and International Economies**, Stockholm, v. 18, n. 2, p. 143-160, June 2004.

PIEROTTI, P. **Sons and daughters**: evidence from educational achievement outcomes in Brazil. 2004. 71 p. Dissertation (Doctor of Philosophy in Economy) - University of Chicago, Chicago, 2004.

POST, D. Region, poverty, sibship, and gender inequality in mexican education: will targeted welfare policy make a difference for girls? **Gender and Society**, Kingston, v. 15, n. 3, p. 468-489, June 2001.

RODRIGUEZ, A.; HERRÓN, C.A. **Educação secundária no Brasil**: chegou a hora. Washington: Banco Interamericano de Desenvolvimento / Banco Mundial, 2000. 144 p. Disponível em: <http://siteresso.urces.worldbank.org/BRAZILINPOREXTN/Resources/3817166-1185645304/4044168-1186326902607/01pub_br33.pdf>. Acesso em: 15 out. 2006.

SILVEIRA, F.G.; BERTASSO, B.; MAGALHÃES, L.C.G. **Tipologia das famílias das grandes regiões urbanas brasileiras e seu perfil de gastos**. Brasília: IPEA, 39 p. (Textos para Discussão, 983).

SOARES, S.; BELTRÃO, K.I.; BARBOSA, M.L.Q.; FERRÃO, M.E. **Os mecanismos de discriminação racial nas escolas brasileiras**. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. 202 p.

SOARES, S.; RAZO, R.; FARIÑAS, M. Perfil estatístico da educação rural: origem socioeconômica desfavorecida, insumos escolares deficientes e resultados inaceitáveis. In: BOF, M.A. (Org.). **A educação no Brasil rural**. Brasília: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, 2006. cap. 2, p. 47-68.

TANSEL, A.; BIRCAN, F. Demand for education in Turkey: a tobit analysis of private tutoring expenditures. **Economics of Education Review**, Columbia, v. 25, n. 3, p. 303-313, June 2006.

VERDUGO, R.R.; SCHNEIDER, J.M. Gender inequality in female-dominated occupation: the earnings of male and female teachers. **Economics of Education Review**, Columbia, v. 13, n. 3, p. 251-254, Sept. 1994.

WOOLDRIDGE, J.M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The MIT Press, 2002. 735 p.

ANEXOS

ANEXO A – Exemplo de modelo de rivalidade entre irmãos

Morduch e Garg (1998) apresentam um modelo de rivalidade de irmãos, no qual a disputa por recursos ocorre para a obtenção de investimentos em educação. Neste modelo, na ausência de restrições para o financiamento da educação dos filhos, os pais investem em cada filho até os retornos marginais se igualarem aos custos marginais. No entanto, na presença de restrição que compromete o financiamento, os retornos marginais excedem os custos marginais, fazendo a rivalidade implícita entre crianças aparecer.

Os autores representam os retornos segundo o gênero usando duas equações:

$$R_m = R_m(E_m) \quad (1)$$

$$R_f = R_f(E_f) \quad (2)$$

nas quais E_m são as unidades de investimento em meninos, E_f são as unidades de investimento em meninas, R_m é o retorno financeiro total de investir em meninos e R_f o retorno financeiro total de investir em meninas. Por sua vez, (1) e (2) são côncavas, com $R'_m > 0$ e $R''_m < 0$, e $R'_f > 0$ e $R''_f < 0$. Com essas equações uma vantagem masculina é representada pela suposição de que $R_m = R_m(E_m) > R_f = R_f(E_f)$.

Algumas suposições são feitas para a formulação do problema das famílias investirem na educação dos filhos. O número de crianças em uma família (N) é exógeno. O custo de investir em um menino é igual ao custo de investir em uma menina e ambos são iguais a um. Os investimentos em capital humano são puramente financeiros. Essas suposições permitem a definição de: investimento médio em educação por criança é (E), custo total de investimento em crianças (NE), retorno médio do investimento em educação das crianças (R), e retorno total do investimento em educação (NR). O investimento médio e o retorno médio são respectivamente:

$$E = gE_f + (1 - g)E_m \quad (3)$$

$$R = gR_f + (1 - g)R_m \quad (4)$$

nas quais g é a fração de meninas no grupo de irmãos e $(1 - g)$ é a fração de meninos no grupo de irmãos.

Segundo o modelo, a função utilidade dos pais é dividida em dois períodos. Isto decorre da suposição de que a vida dos pais divide-se em primeiro trabalhar por uma renda monetária e criar os filhos, e depois viver exclusivamente sustentados por eles. O modelo admite, ainda, que os pais

podem emprestar um montante B para financiar as despesas com educação dos filhos, a uma taxa de juros r . Dois casos podem ser analisados com o modelo: um caso no qual os recursos para empréstimos são irrestritos e um caso no qual há restrição ao montante emprestado.

Os pais consomem em dois períodos:

$$c_1 = Y - NE + B \quad (5)$$

$$c_2 = NB - B(1 + r) \quad (6)$$

nas quais c_1 é o consumo dos pais no período 1, c_2 é o consumo dos pais no período 2, Y é a renda obtida com trabalho e r a taxa de juros de mercado.

O problema da família é:

$$\begin{aligned} & \underset{E_f, E_m, B}{\text{Max}} \quad u(c_1) + \phi u(c_2) \\ & \underset{E_f, E_m, B}{\text{Max}} \quad u(Y - NE + B) + \phi u(NR - B + B(1 + r)) \end{aligned} \quad (7)$$

As condições de primeira ordem são:

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial E_f} &= -u'(c_1)Ng + \phi NgR'_f u'(c_2) = 0 \\ u'(c_1)Ng &= \phi NgR'_f u'(c_2) \\ \frac{u'(c_1)}{\phi u'(c_2)} &= R'_f \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial E_m} &= -u'(c_1)N(1 - g) + \phi N(1 - g)R'_m u'(c_2) = 0 \\ \frac{u'(c_1)}{\phi u'(c_2)} &= R'_m \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial B} &= -u'(c_1)Ng + \phi u'(c_2)(1 + r) = 0 \\ \frac{u'(c_1)}{\phi u'(c_2)} &= 1 + r \end{aligned} \quad (10)$$

No caso sem restrição aos empréstimos, os retornos marginais são iguais para meninos e meninas, que são iguais à remuneração de mercado do montante que as famílias tomaram emprestado. O número de irmãos também não afeta as decisões de investimento. Portanto, neste caso não há rivalidade entre irmãos e as escolhas paternas são orientadas por fatores exógenos às características familiares. Tem-se então que:

$$\frac{\partial E_f}{\partial g} = \frac{\partial E_m}{\partial g} = 0 \quad (11)$$

No outro caso, quando os pais se deparam com uma restrição no montante de empréstimos para o financiamento da educação dos filhos, b , abaixo de suas necessidades de investimento em capital humano, a rivalidade entre irmãos aparece. Admitindo (8) e (9) constantes e que os retornos marginais de meninos e meninas são iguais $R'_f = R'_m = \rho$, os pais, ao se depararem com b , não podem investir até $R'_f = R'_m = I + r$, portanto, os retornos marginais de meninas e meninos ficam acima de $I + r$, ou seja, os dois gêneros recebem menos investimento do que precisam e passam a competir pelos recursos. Diferenciando (8) e (9) em relação a g e resolvendo para $\frac{\partial E_f}{\partial g}$ e $\frac{\partial E_m}{\partial g}$, tem-se:

$$\frac{\partial E_f}{\partial g} = \frac{[u''(c_1)(E_m - E_f) + \varphi u''(c_2)(R_m - R_f)\rho\rho]R_m}{[u''(c_1) + \varphi u''(c_2)\rho^2][(1-g)R''_f + gR''_m] + \varphi u'(c_2)R''_f R''_m/N} = \theta R''_m > 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial E_m}{\partial g} = \frac{[u''(c_1)(E_m - E_f) + \varphi u''(c_2)(R_m - R_f)\rho\rho]R_f}{[u''(c_1) + \varphi u''(c_2)\rho^2][(1-g)R''_f + gR''_m] + \varphi u'(c_2)R''_f R''_m/N} = \theta R''_f > 0 \quad (13)$$

Os sinais positivos de (12) e (13) são garantidos graças à concavidade da função utilidade, que permite:

$$[u''(c_1)(E_m - E_f) + \varphi u''(c_2)(R_m - R_f)\rho\rho] < 0 \quad (14)$$

$$[u''(c_1) + \varphi u''(c_2)\rho^2] < 0 < 0 \quad (15)$$

Um aumento na proporção de garotas no grupo de irmãos, mantida a quantidade de crianças constante, é favorável tanto para meninos quanto para meninas, segundo os resultados (12) e (13). Isto ocorre porque os meninos podem obter mais recursos ao competir com irmãos com retornos menores, no caso as meninas. Para as meninas isto também é verdadeiro, pois elas ao competirem com irmãs estão em melhor situação para obter uma porção maior de recursos, do que estariam se competissem com meninos. Portanto, ter mais irmãs favorece tanto meninos quanto meninas.

**ANEXO B - Discriminação dos itens referentes às despesas com educação – Questionário 4
da Pesquisa de Orçamento Familiar 2002-2003 (1)**

(continua)

Mensalidades escolares	Cursos regulares	curso regular de primeiro grau, curso regular de 1º grau, curso regular de segundo grau, curso regular de 2º grau, curso regular de terceiro grau, curso regular de 3º grau
	Mestrados e doutorados	pós-graduação (mestrado), curso de pós-graduação (mestrado), especialização (mestrado), curso de especialização (mestrado), mestrado (curso), curso de mestrado, pós-graduação (doutorado), curso de pós-graduação (doutorado), especialização (doutorado), curso de especialização (doutorado), doutorado (curso), curso de doutorado
Artigos escolares, livros e materiais bibliográficos	Uniforme escolar e Materiais didáticos diversos	materiais didáticos e escolares, uniforme escolar, pasta escolar, merendeira escolar, lancheira escolar, agenda escolar, mochila escolar, instrumentos e aparelhos de cursos educativos, aparelhos de cursos educativos, estetoscópio, tensiometro, aerógrafo, bússola, instrumentos cirúrgicos de curso, instrumentos de aula pratica, mapa escolar, tradutor
	Livros escolares 1º e 2º Graus	livro escolar de primeiro e segundo graus, livro escolar de 1º e 2º grau, livro pre escolar, aluguel de livro de primeiro grau
	Outros materiais bibliográficos	assinatura de periódico técnico, livro e revista técnica e outros livros didáticos, livro técnico, revista técnica, outros livros didáticos, dicionário, apostila, manual didático, guia (manual) de vestibular, apostila de supletivo, livro para-didático, enciclopédia, livro e revista técnica
Outras despesas escolares	Taxas escolares diversas	taxas escolares, taxa de material escolar, taxa de exame biomédico, taxa de transferência escolar, taxas escolares (diploma, etc.), matricula escolar
	Documentos escolares	certificado de conclusão escolar, documentação escolar (emolumento), emolumento (despesa de documentação escolar), ficha modelo 18 e 19, diploma, carteira de estudante, caderneta escolar, declaração escolar, cartão magnético escolar, cartão escolar magnético

**ANEXO B - Discriminação dos itens referentes às despesas com educação – Questionário 4
da Pesquisa de Orçamento Familiar 2002-2003 (1)**

(continuação)

Outras despesas escolares	Alimentação, moradia e transporte estudantil	transporte escolar, locação de alojamento estudantil, locação de quarto, locação de vaga (moradia), alimentação escolar, alimentação na escola
	Despesas escolares diversas	carne de formatura, formatura (carnet), colação de grau, festa escolar, convite de formatura, outros artigos de formatura (beca chapéu etc), excursão escolar, associação de pais e mestres (apm), círculo de pais e mestres (cpm), colônia de férias (educação), biblioteca (mensalidade, multa, etc.), mensalidade de biblioteca, multa de biblioteca, grêmio estudantil, cota extra escolar,
	Berçários e creches	creche, berçário, creche (domicílio particular)
	Congressos, seminários e palestras	taxa de congresso, seminário, etc. (educação), congresso (taxa de inscrição) (educação), seminário (taxa de inscrição) (educação), palestra educativa (taxa de inscrição), taxa de inscrição de congresso (educação), taxa de inscrição de seminário (educação), taxa de inscrição de palestra educativa
	Taxas diversas	taxa de inscrição de vestibular, inscrição de vestibular (taxa), taxa de inscrição para concurso (escola técnica, etc.)
Cursos não regulares	Cursos de idiomas	curso de idioma (exceto linguafone), curso de espanhol, curso de inglês, curso de alemão, curso de italiano, curso de japonês, curso de francês, curso de idioma
	Cursos técnico-profissionalizantes	curso de cabeleireiro, curso de capacitação, curso de corte e costura, curso de culinária, curso de desenho, curso de eletricista, curso de enfermagem, curso de pintura, curso de secretariado, curso de vigilante, curso preparatório, curso profissionalizante, curso técnico, curso de mecânica em refrigeração, datilografia, pré-técnico

**ANEXO B - Discriminação dos itens referentes às despesas com educação – Questionário 4
da Pesquisa de Orçamento Familiar 2002-2003 (1)**

(conclusão)

Cursos não regulares	Atividades físicas, desportivas, artísticas e culturais	escolinha ou curso (futebol,voleibol,lutas,basquetebol,etc.), curso ou escolinha (futebol,voleibol, lutas, basquetebol,etc.), futebol (escolinha ou curso), voleibol (escolinha ou curso), tênis (escolinha ou curso), lutas (escolinha ou curso), basquetebol (escolinha ou curso), handebol (escolinha ou curso), ginástica, hidroginástica, academia (musculação), academia (musculação), bale, ioga, música, curso de dança, curso de teatro, natação, capoeira
	Cursos diversos	curso pré-escolar, curso supletivo, aula particular, curso em disco ou fita (linguafone), curso em fita cassete, curso em disco, outros cursos, auto-escola (curso), curso de direção de veículo, curso de primeiros socorros, primeiros socorros (curso), curso para excepcional, pré-vestibular, educação a distancia (cursos), curso de especialização (extensão)
	Informática	software de curso, soft de curso, programa computacional de curso (software), informática

Fonte: IBGE (2004a)

⁽¹⁾ As agregações dos itens das despesas escolares foram realizadas a critério do autor.

ANEXO C - Resultados do modelo Tobit em foram controladas as características demográficas área de residência da família (1)

(continua)

	Coefficientes	Efeitos marginais não condicionais
Filhomatr7_10	0,135 (0,076)	0,116 (0,065)
Filhamatr7_10	0,284** (0,075)	0,245** (0,065)
Filhomatr11_14	0,307** (0,074)	0,265** (0,064)
Filhamatr11_14	0,273** (0,074)	0,236** (0,064)
Filhomatr15_20	0,430** (0,072)	0,371** (0,062)
Filhamatr15_20	0,706** (0,073)	0,609** (0,063)
Filhonaomatr7_10	-0,014 (0,277)	-0,012 (0,239)
Filhonaomatr7_10	-0,550 (0,359)	-0,475 (0,310)
Filhonaomatr11_14	-0,619* (0,285)	-0,513* (0,226)
Filhonaomatr11_14	-0,354 (0,367)	-0,299 (0,303)
Filhonaomatr15_20	-0,066 (0,092)	-0,057 (0,079)
Filhonaomatr15_20	0,052 (0,105)	0,045 (0,091)
Membro0_5	-0,617** (0,099)	-0,533** (0,085)
Membro6_10	-0,533** (0,178)	-0,460** (0,154)
Membro11_14	-0,401 (0,218)	-0,346 (0,188)
Membro15_20	0,335** (0,115)	0,289** (0,099)
Membro21_27	0,033 (0,083)	0,029 (0,072)
Membro28_61	0,489** (0,046)	0,422** (0,040)
Membro62	0,301** (0,075)	0,260** (0,064)
Filhtot2	-0,052** (0,011)	-0,045** (0,010)
Logrendper	0,970** (0,061)	0,800** (0,048)
Urbano	0,970 (0,061)	0,800 (0,048)
Constante	0,359** (0,126)	- -
Sigma	2,219 (0,017)	- -

ANEXO C - Resultados do modelo Tobit em foram controladas as características demográficas área de residência da família (1)

(conclusão)

	Coeficientes	Efeitos marginais não condicionais
Log-verossimilhança	-25123,437	-
R ²	0,014	-
LR χ^2	689	-
Observações	11386	-
Observações censuradas	2066	-

Fonte: IBGE (2004b)

*significância a 5%; ** significância a 1%.

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

ANEXO D - Resultados do modelo Tobit em foram controladas as características demográficas, renda *per capita*, anos de escolaridade da pessoa de referência e cônjuge e área de residência da família (1)

(continua)

	Coefficientes	Efeitos marginais não condicionais
Filhomatr7_10	0,589** (0,058)	0,547** (0,054)
Filhamatr7_10	0,667** (0,057)	0,620** (0,053)
Filhomatr11_14	0,699** (0,056)	0,650** (0,052)
Filhamatr11_14	0,713** (0,056)	0,663** (0,052)
Filhomatr15_20	0,602** (0,054)	0,559** (0,050)
Filhamatr15_20	0,813** (0,056)	0,755** (0,052)
Filhonaomatr7_10	0,602** (0,208)	0,559** (0,194)
Filhonaomatr7_10	0,327 (0,274)	0,304 (0,254)
Filhonaomatr11_14	0,380 (0,215)	0,359 (0,205)
Filhonaomatr11_14	0,237 (0,280)	0,223 (0,265)
Filhonaomatr15_20	0,300** (0,070)	0,279** (0,065)
Filhonaomatr15_20	0,394** (0,080)	0,366** (0,074)
Membro0_5	0,024 (0,075)	0,022 (0,069)
Membro6_10	0,203 (0,135)	0,188 (0,125)
Membro11_14	0,044 (0,165)	0,041 (0,153)
Membro15_20	0,490** (0,087)	0,455** (0,081)
Membro21_27	0,017 (0,064)	0,015 (0,059)
Membro28_61	0,000 (0,041)	0,000 (0,038)
Membro62	0,287** (0,057)	0,266** (0,053)
Filhtot2	-0,051** (0,009)	-0,047** (0,008)
Logrendper	1,091** (0,022)	1,013** (0,020)
Escolrefer	0,082** (0,005)	0,076** (0,004)
Escolconj	0,049** (0,005)	0,046** (0,004)

ANEXO D - Resultados do modelo Tobit em foram controladas as características demográficas, renda *per capita*, anos de escolaridade da pessoa de referência e cônjuge e área de residência da família (1)

(conclusão)

	Coefficientes	Efeitos marginais não condicionais
Urbano	-0,174** (0,049)	-0,163** (0,046)
Constante	-5,243** (0,151)	-
Sigma	1,672 (0,013)	-
Log-verossimilhança	-22401,778	
R ²	0,120	
LR χ^2	6132,32	
Observações	11386	
Observações censuradas	2066	

Fonte: IBGE (2004b)

*significância a 5%; ** significância a 1%.

⁽¹⁾ Os resultados estão ponderados pelo fator de expansão da amostra.

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](#)