

**TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 797**

**DECISÕES CRÍTICAS EM IDADES CRÍTICAS:  
A ESCOLHA DOS JOVENS ENTRE ESTUDO  
E TRABALHO NO BRASIL E EM OUTROS  
PAÍSES DA AMÉRICA LATINA\***

Carlos Henrique Corseuil\*\*  
Daniel Domingues Santos\*\*  
Miguel Nathan Foguel\*\*

Rio de Janeiro, junho de 2001

---

\* Os autores agradecem a colaboração fundamental de Wilson Morgado, Leonardo Pugliesi e Rodrigo Dias no processamento de dados. Este trabalho foi elaborado no âmbito do projeto *Adolescents in Latin America and Caribbean: examining time allocation decisions with cross-country micro data* elaborado para o BID. Os autores agradecem também os comentários dos demais integrantes do projeto, assim como os comentários de participantes do congresso da Abep 2000, onde uma versão anterior deste trabalho foi apresentada.

\*\* Da Diretoria de Estudos Sociais do IPEA.

---

## MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, ORÇAMENTO E GESTÃO

Martus Tavares - Ministro

Guilherme Dias - Secretário Executivo



### Presidente

*Roberto Borges Martins*

### DIRETORIA

*Eustáquio José Reis*

*Gustavo Maia Gomes*

*Hubimaier Cantuária Santiago*

*Luís Fernando Tironi*

*Murilo Lôbo*

*Ricardo Paes de Barros*

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais e disponibiliza, para a sociedade, elementos necessários ao conhecimento e à solução dos problemas econômicos e sociais do país. Inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro são formulados a partir de estudos e pesquisas realizados pelas equipes de especialistas do IPEA.

**Texto para Discussão** tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

Tiragem: 103 exemplares

---

### DIVISÃO EDITORIAL

**Supervisão Editorial:** Helena Rodarte Costa Valente

**Revisão:** Alessandra Senna Volkert (estagiária), André Pinheiro, Elisabete de Carvalho Soares, Lucia Duarte Moreira,

Luiz Carlos Palhares e Miriam Nunes da Fonseca

**Editoração:** Carlos Henrique Santos Vianna, Rafael Luzente de Lima, Roberto das Chagas Campos e Ruy Azeredo de

Menezes (estagiário)

**Divulgação:** Libanete de Souza Rodrigues e Raul José Cordeiro Lemos

**Reprodução Gráfica:** Cláudio de Souza e Edson Soares

### Rio de Janeiro - RJ

Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14º andar - CEP 20020-010

Tels.: (0xx21) 3804-8116 / 8118 – Fax: (0xx21) 220-5533

Caixa Postal: 2672 – E-mail: editrj@ipea.gov.br

### Brasília - DF

SBS. Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10º andar - CEP 70076-900

Tels.: (0xx61) 3315-5336 / 5439 – Fax: (0xx61) 315-5314

Caixa Postal: 03784 – E-mail: editbsb@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

ISSN 1415-4765

© IPEA, 2000

*É permitida a reprodução deste texto, desde que obrigatoriamente citada a fonte.*

*Reproduções para fins comerciais são rigorosamente proibidas.*

---

---

# SUMÁRIO

---

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO .....	1
2 - INFORMAÇÕES PRELIMINARES .....	2
3 - ARGUMENTOS TEÓRICOS.....	4
4 - ESTRATÉGIA EMPÍRICA .....	6
4.1 - O Modelo de Regressão.....	6
4.2 - Efeitos Marginais.....	8
5 - ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	9
5.1 - Resultados das Regressões .....	9
5.2 - Magnitude dos Efeitos por Sexo: Uma Análise Comparada do Brasil com os Demais Países.....	12
6 - SÍNTESE.....	34
APÊNDICE .....	37
BIBLIOGRAFIA .....	45

---

---

## RESUMO

---

O objetivo deste texto é realizar, em quatro países da América Latina, um estudo comparativo dos fatores que determinam a escolha dos jovens entre estudar, trabalhar, exercer ambas as atividades ou nenhuma delas. Esse estudo pretende mostrar o caso específico do Brasil, reportando em que medida suas conclusões e recomendações de política podem ser estendidas a países com diferentes características sociogeográficas. Os demais países escolhidos são Chile, Peru e Honduras. A comparação da magnitude dos efeitos que essas variáveis exercem sobre a alocação do tempo dos jovens foi feita por meio de uma análise gráfica. Vale destacar o papel da educação dos pais, cuja forte influência pode ser notada em todos os países analisados. Tal influência consiste em aumentar a probabilidade de se dedicar ao estudo na medida em que consideramos pais mais educados, independentemente do sexo do jovem. Por exemplo, no Brasil filhos(as) de pais que cursaram o ensino fundamental têm uma probabilidade de estudar 17 (14) pontos percentuais maior do que aqueles(as) cujos pais são analfabetos. Também despontam como relevantes o grau de urbanização, o número de crianças e o número de idosos. No entanto, o efeito dessas variáveis depende do gênero e do país considerado. Esse fato reforça nossa opinião de que fatores institucionais/culturais também exercem considerável influência na alocação do tempo dos jovens.

---

---

# ABSTRACT

---

In this paper we pretend to compare the determinants of the time allocation of the teenagers among four Latin American countries: Brazil, Chile, Peru and Honduras. We assume there are four possibilities to time allocation: only studying, only working, doing both of them or doing none of them. We focused our attention in Brazil, reporting how far one can extend the conclusions and policy recommendations to the another countries with different social and geographical characteristics. Separate analysis were done for men and women. The specific impacts of each variable on the time allocation of the teenagers were compared through a graphic analysis. The parents education revealed being the most important determinant of the young people's choice in almost all countries and genders analyzed, in the sense that the more educated the parents are, the more likely to study and the less willing to work the children are. In Brazil, for example, sons/daughters of eight-year educated parents have probability of studying 17/14 percentage points lower than sons/daughters of analphabets. Other important variables were the household location and the family composition, however the direction of these impacts depended on the gender and the country considered. This fact supports the argument that institutional/cultural differences have a central role on the teenagers' time allocation.

---

## 1 - INTRODUÇÃO

A educação tem sido apontada por diversos autores como elemento fundamental no processo de desenvolvimento de um país. No Brasil, esses estudos mostram que a educação afeta o nível e a distribuição de renda dos indivíduos [Ferreira e Barros (1999)]; a propensão a ter filhos [Lam e Duryea (1999)]; a criminalidade em uma determinada área [Mendonça (2000)]; e a taxa de desemprego [Santos (2000)]. Esses resultados têm se confirmado em outras partes do mundo [Behrman, Duryea e Székely (1999)]. Nesse sentido, um fato estilizado preocupante para os países em desenvolvimento é a menor frequência dos jovens à escola, em relação aos países desenvolvidos. Em geral, esse fato está associado ao ingresso precoce no mercado de trabalho.

O objetivo deste texto é realizar, em quatro países da América Latina, um estudo comparativo dos fatores que determinam a escolha dos jovens entre estudar, trabalhar,<sup>1</sup> exercer ambas as atividades ou nenhuma delas.<sup>2</sup> Esse estudo pretende ressaltar o caso específico do Brasil, reportando em que medida suas conclusões e recomendações de política podem ser estendidas a países com diferentes características sociogeográficas. Os demais países escolhidos para efeito de comparação foram Chile, Peru e Honduras, e representam os principais subgrupos de interesse dos países desse continente.<sup>3</sup>

Menezes-Filho *et alii* (2000) mostram que, entre os países latino-americanos, o Chile apresenta elevada proporção de jovens na escola, Brasil e Peru apresentam uma proporção intermediária, mas com boa parte dos jovens optando por trabalhar e estudar, e Honduras possui baixa proporção de jovens matriculados. Além disso, há uma diversidade de características geográficas/culturais presentes nesse conjunto que podem exercer alguma influência no processo estudado.<sup>4</sup>

A determinação da alocação do tempo dos jovens entre trabalho e estudo já foi objeto de pesquisa de alguns autores. Menezes-Filho *et alii* (2000) documentaram quais os determinantes dessa escolha para a América Latina de forma agregada. Barros e Mendonça (1991) fizeram uma análise similar para o caso brasileiro. Nosso trabalho pretende avançar a análise desse tema na medida em que permite uma comparação do Brasil com outros países latino-americanos e se baseia em um

---

<sup>1</sup> Nesse estudo, estamos considerando os jovens desempregados como tendo feito uma opção por trabalhar. O fato de não estarem ocupados no momento da entrevista não altera sua vontade de participar da força de trabalho.

<sup>2</sup> Note-se que o trabalho doméstico não-remunerado é computado nessa última alternativa.

<sup>3</sup> Freije e Lopez-Calva (2000) fazem uma análise semelhante envolvendo Venezuela e México.

<sup>4</sup> Vale ressaltar que alguns possuem forte influência de grupos indígenas, cujos costumes tendem a ser distintos do padrão do continente.

modelo econométrico mais flexível e completo que nos permite explorar relações não investigadas nos trabalhos mencionados.<sup>5</sup>

Na Seção 2 procuramos documentar os padrões observados de alocação do tempo dos jovens por gênero ao longo da faixa etária relevante (12 a 17 anos) nos países aqui analisados. Nas Seções 3 e 4 explicitamos os argumentos teóricos que fundamentam a seleção dos determinantes da alocação do tempo e a nossa estratégia empírica. Na Seção 5 descrevemos os resultados obtidos. Finalmente, na Seção 6 apresentamos uma síntese do trabalho.

## 2 - INFORMAÇÕES PRELIMINARES

A análise contida nesse estudo faz uso de uma fonte de informações extremamente rica e poucas vezes utilizada. Trata-se de uma compilação de pesquisas domiciliares referentes a 18 países da América Latina e Caribe estruturada pelo Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID).<sup>6</sup> Essa base contém variáveis construídas de forma compatível a partir dos microdados originais. O período investigado e o universo coberto variam um pouco entre os países, limitando uma análise mais extensa. De qualquer forma uma comparação de mais de quatro países nos pareceu exageradamente detalhada.

Nesta seção vamos descrever o padrão de alocação do tempo dos jovens de 12 a 17 anos de acordo com o país, a idade e o sexo. Essa descrição tem dois objetivos. Em primeiro lugar, visa informar o leitor sobre como está distribuída a alocação do tempo dos jovens nos países escolhidos. Em segundo, esses resultados serão levados em consideração na especificação de nosso modelo econométrico.

O Gráfico 1 mostra que a parcela dos jovens que aloca o tempo em cada uma das quatro alternativas propostas varia consideravelmente com a idade. No grupo etário analisado, um incremento (mesmo que marginal) nessa variável está associado a distribuições distintas de alocação de tempo. No Brasil, por exemplo, a parcela de homens jovens que alocam seu tempo exclusivamente ao estudo é superior a 70% quando a idade considerada é 13 anos, e passa a ser inferior a 40% quando a idade considerada é 16 anos.<sup>7</sup>

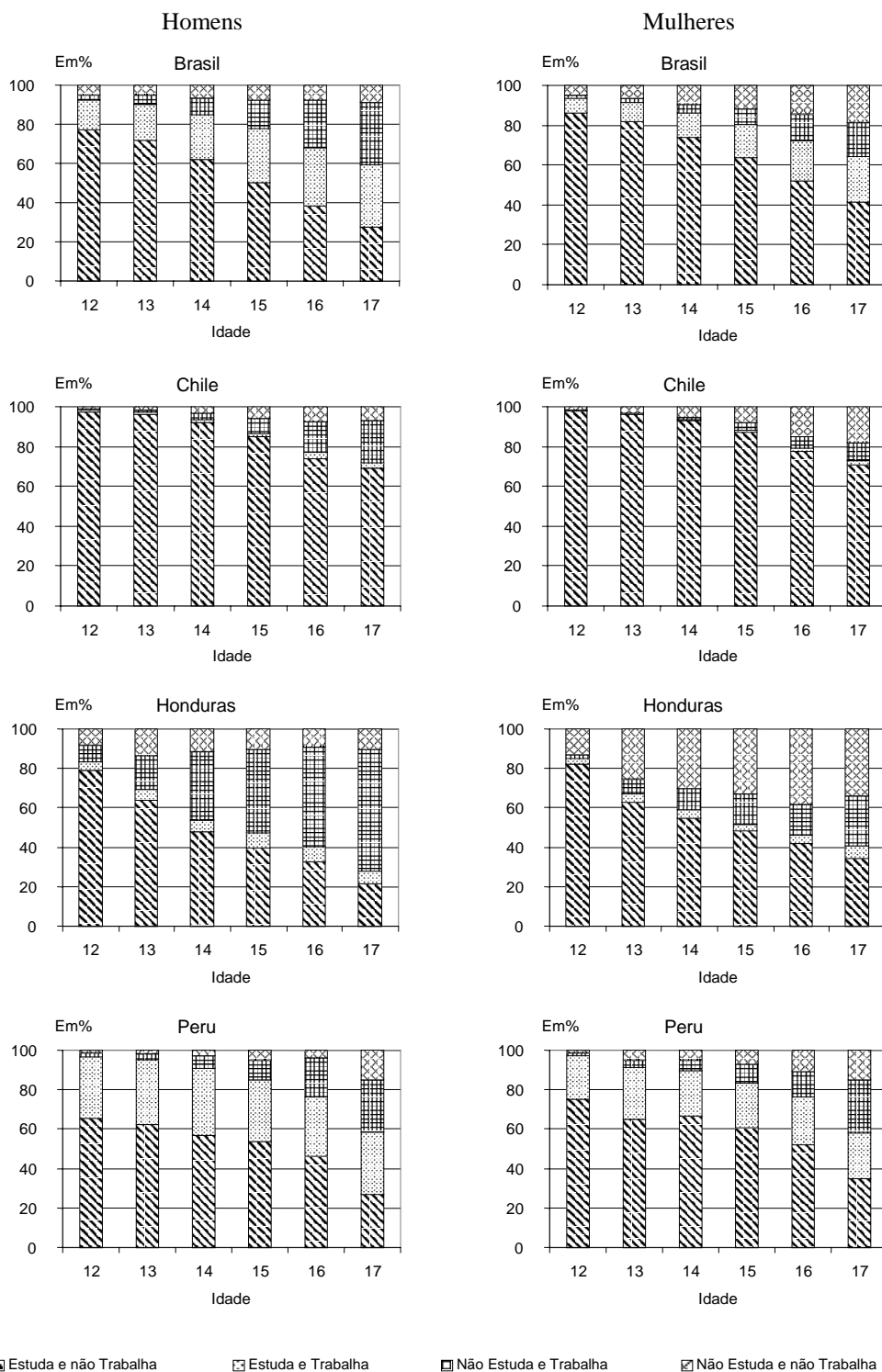
---

<sup>5</sup> Na realidade o modelo econométrico utilizado por Menezes-Filho *et alii* (2000) é bem similar ao nosso. No entanto, o trabalho mencionado, ao contrário do nosso, não explora a possibilidade de determinadas variáveis microeconômicas terem efeito diferenciado sobre a alocação do tempo dos jovens, de acordo com certas características socioeconômicas. Por outro lado, vale ressaltar que os autores incorporam variáveis macroeconômicas que não temos condições de incorporar.

<sup>6</sup> Além do Brasil, estão presentes nessa base de dados informações de Argentina, Uruguai, Paraguai, Chile, Bolívia, Peru, Equador, Venezuela, Colômbia, Panamá, Honduras, Guatemala, Nicarágua, El Salvador, República Dominicana, Jamaica e México.

<sup>7</sup> Na maioria dos oito grupos considerados o declínio na frequência à escola acelera entre 13 e 15 anos.

**Gráfico 1**  
**Escolha dos Jovens entre Trabalho e Estudo ao Longo da Adolescência —**  
**Diferenças por Sexo**





De modo geral, observa-se entre as mulheres uma propensão menor ao trabalho do que entre os homens, o que significa que a proporção de pessoas que só trabalham ou que trabalham e estudam é maior entre os homens. Uma vez que optem por não estudar, a maioria dos homens escolhe trabalhar e a maioria das mulheres escolhe não trabalhar. Curioso que, apesar das diferenças existentes na decisão de trabalhar, a proporção total de pessoas que estudam é semelhante entre homens e mulheres.

Nos países investigados nesse estudo, a relação entre a forma como o tempo dos jovens é alocado e a idade apresenta dois padrões distintos. No Chile e Peru homens e mulheres alteram suas alocações de tempo de modo semelhante na medida em que a idade cresce. No Brasil e em Honduras observa-se uma reação diferenciada para homens e mulheres. Entre os primeiros, aumenta muito a proporção de pessoas que trabalham e estudam, enquanto entre as mulheres a categoria que mais cresce com a idade é a de pessoas que não trabalham nem estudam.

### 3 - ARGUMENTOS TEÓRICOS

Esta seção tem a finalidade de apresentar idéias presentes na literatura sobre os determinantes do trabalho precoce e da frequência à escola. Essas idéias são em geral derivadas do arcabouço genérico sobre produção doméstica, que analisa a tomada de decisão da família sobre a alocação ótima do tempo dos integrantes sob uma ótica racional. Dessa forma, a decisão a ser tomada para os membros mais jovens da família depende, em última instância, das preferências e dotações de recursos de todos os membros da família, bem como dos preços relativos como colocam Barros, Mendonça e Velazco (1994). Esses três argumentos, por sua vez, são influenciados por diversas variáveis presentes nas pesquisas domiciliares utilizadas em investigações empíricas.

A educação dos pais é apontada como um dos principais determinantes da preferência da família em relação a esses argumentos. Pais mais educados teriam mais informações sobre a importância da educação e tenderiam a atribuir maior valor ao tempo gasto por seus filhos em atividades escolares. Por outro lado, e na medida em que a educação seja entendida como *proxy* para a renda permanente do indivíduo, pais mais escolarizados disporiam de mais recursos para investir na educação de seus filhos, aumentando a probabilidade de eles estarem frequentando a escola num dado ponto do tempo.

Tradicionalmente, o tamanho e a composição do domicílio são destacados como determinantes da repartição de recursos entre os membros [Grootaert e Kanbur (1995) e Patrinos e Psacharopoulos (1997)]. O argumento que justifica a importância do tamanho do domicílio está relacionado a um *trade-off* entre quantidade de filhos e qualidade da sua educação [Hanushek (1992)]. Quer dizer, supondo que os pais têm um montante limitado de recursos e tempo a ser gasto

com a educação dos filhos, quanto maior a quantidade de filhos, menor a qualidade da educação que cada filho recebe.

No entanto, a distribuição dos recursos disponíveis para a educação pode não ser uniforme. A repartição pode levar em consideração os rendimentos potenciais, atuais e futuros de cada membro, determinando, eventualmente, uma estratégia diferenciada de alocação de tempo para membros da mesma família.<sup>8</sup> Dessa forma, a composição da família influenciaria na alocação do tempo dos jovens entre as atividades mencionadas.

Os argumentos anteriores partem da premissa de que a família dispõe de recursos para suas atividades de subsistência e ainda conta com um volume que seria alocado para a educação dos jovens. No entanto, nem sempre isso se verifica. É possível que as famílias não possam despendar recurso algum com educação, ou mesmo que precisem dos jovens trabalhando para complementar os recursos necessários à subsistência. Nesse caso, a alocação seria totalmente determinada pelo montante de recursos correntes disponível para a família. Dessa forma, o nível de renda familiar e as restrições ao crédito para as famílias pobres são destacados como principais determinantes [Basu e Van (1998) e Ranjan (1999)] da alocação do tempo de jovens em sociedades pobres.

Com relação a preços relativos há uma tendência de serem relacionados com a área geográfica. Em particular, observa-se que o nível de escolaridade tende a ser um fator mais importante na obtenção de boas ocupações nas urbanas do que nas rurais.

Recentemente outros fatores vêm sendo apontados como relevantes na decisão sobre como os jovens devem alocar seu tempo. Um deles é a definição de quem concentra o poder decisório. Alguns estudos assumem que essa escolha cabe ao chefe de família, enquanto outros consideram que há um processo de barganha entre os membros.<sup>9</sup> O fato de haver ou não barganha e o modo como se dá a barganha devem estar relacionados tanto ao tamanho quanto à composição da família.

Outro fator apontado como um determinante a ser considerado na alocação do tempo dos jovens, sobretudo crianças, consiste na tolerância das sociedades ao trabalho infantil [Lopez-Calva (2000)]. Isso quer dizer que uma família pode decidir se um jovem trabalhará ou não baseada na expectativa de sofrer retaliações legais ou sociais a essa decisão. Tal tolerância estaria sendo determinada por um conjunto de normas institucionais da sociedade a ser analisada.

---

<sup>8</sup> Note-se que essa estratégia implicitamente leva em consideração a atratividade esperada do mercado de trabalho percebida pelos membros da família ao longo do ciclo de vida

<sup>9</sup> Basu (1999) faz uma resenha teórica que discute esse aspecto da decisão mencionada.

## 4 - ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O objetivo desta seção é descrever a metodologia para uma análise multivariada que possibilitaria investigar os efeitos de cada variável demográfica ou socioeconômica sobre a escolha dos jovens, descontados os efeitos das demais variáveis. A estratégia empírica eleita para essa finalidade foi a utilização de um modelo paramétrico do tipo *logit* multinomial. Esse modelo parte do pressuposto de que as decisões de estudar ou não, e trabalhar ou não, são tomadas simultaneamente.<sup>10</sup>

Devido à grande variação da escolha alocativa de tempo dos jovens com a idade e sexo, optamos por separar nosso universo de análise em subuniversos que incluíssem somente pessoas do mesmo sexo e com idade semelhante. Mais especificamente, foram construídas subamostras para homens e mulheres na faixa etária de 14 a 15 anos.<sup>11</sup>

### 4.1 - O Modelo de Regressão

Basicamente, estamos interessados em estimar relações do tipo:

$$P^s = P[S = s | Z; \beta] = f(Z; \beta): Z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$$

onde  $P^s$  representa a probabilidade de o jovem escolher a situação  $s$  (que pode ser *só estudar*, *trabalhar e estudar*, *só trabalhar* ou *não trabalhar nem estudar*).  $Z$  representa aqui o conjunto de variáveis socioeconômicas que determina (por hipótese) a escolha do jovem. Para simplificar a estimação, supomos que  $S$  apresenta uma distribuição exponencial multivariada, ou seja, supomos que, para cada indivíduo  $i$ :

$$P_i^s = \frac{e^{z_i \beta_s}}{e^{z_i \beta_s} + \sum_{j \neq s} e^{z_i \beta_j}}$$

onde  $\sum_j P^s = 1$  e  $\{\beta_j\}$  é o conjunto de parâmetros a ser estimado.

Em virtude da escassez de modelos teóricos que derivem uma equação estrutural para uma análise de causalidade, baseamos o formato de nossa equação nos argumentos teóricos sintetizados na seção anterior. De acordo com esses

---

<sup>10</sup> Freije e Lopez-Calva (2000) estimam outros modelos baseados em estruturas alternativas de decisão, além desse modelo. Os autores estimam modelos do tipo *probit* bivariado e *probit* sequencial e mostram que: *a*) o poder explicativo varia muito pouco entre as três classes de modelos considerados; e *b*) os resultados não apresentam grandes variações entre uma classe e outra.

<sup>11</sup> Na Seção 2 vimos que o declínio da frequência escolar acelera em torno dos 14 anos, o que torna a faixa etária mencionada a mais importante para investigar a opção individual pela frequência à escola.

argumentos deveríamos ser capazes de considerar os efeitos relacionados a preços relativos, preferências, disponibilidade de recursos e normas institucionais.

Podemos descrever as equações estimadas da seguinte forma:<sup>12</sup>

$$\begin{aligned} \text{Ln} \left( \frac{\hat{P}_i^s}{\sum_{j \neq s} \hat{P}_i^j} \right) = & \hat{\beta}_{0s} + \sum_{p=1}^2 IF_i^p \hat{\beta}_{ps} + PS_i \hat{\beta}_{3s} + LS_i^1 \hat{\beta}_{4s} + LS_i^2 \hat{\beta}_{5s} + \sum_{q=1}^4 NM_{qi} \hat{\beta}_{5+qs} + \\ & + HT_i \hat{\beta}_{10s} + UR_i \hat{\beta}_{11s} + D_i \hat{\beta}_{12s} + PM_i \hat{\beta}_{13s} + \sum_{q=1}^4 \sum_{p=1}^2 \left( \frac{IF^p}{NM_q} \right) \hat{\beta}_{12+p+q,s} + \\ & + \sum_{p=1}^2 \hat{\beta}_{21+p,s} PM_i \cdot IF_i^p + \sum_{p=1}^2 \hat{\beta}_{23+p,s} UR_i \cdot IF_i^p + \sum_{q=1}^4 \hat{\beta}_{25+q,s} UR_i \cdot NM_{qi} + \\ & + \sum_{p=1}^2 \hat{\beta}_{29+p,s} LS_i^1 \cdot IF_i^p + \sum_{p=1}^2 \hat{\beta}_{31+p,s} LS_i^2 \cdot IF_i^p \end{aligned} \quad (1)$$

Com relação aos recursos da família,  $IF$  é a renda familiar (excluída a renda do jovem). O tamanho e a composição da família estão incorporados nos componentes do vetor  $NM$ , quais sejam: *a*) número de membros menores de oito anos na família; *b*) membros entre oito e 15 anos; *c*) entre 15 e 65 anos; e *d*) maiores de 65 anos.<sup>13</sup>

Com relação às preferências,  $HT$  é uma variável categórica indicando o tipo de arranjo familiar e  $PS$  está relacionada à escolaridade dos pais. A primeira variável diferencia a família nuclear (composta por pais e filhos) da expandida. Já a segunda foi definida como o máximo entre as escolaridades do pai e da mãe. Supomos que bastaria um dos pais ser instruído para que a família tivesse informação sobre a importância da educação para seus filhos.<sup>14</sup>

$UR$  indica se o domicílio está situado em área urbana ou rural. Essa variável estaria relacionada não só aos preços relativos, como também às normas

<sup>12</sup> Nos modelos *logit*, estimamos um sistema de equações que nada mais são que transformações da equação (1), do tipo:

$$\text{Ln} \left( \frac{\hat{P}_i^s}{\sum_{j \neq s} \hat{P}_i^j} \right) = Z_i \hat{\beta}_s + \hat{\varepsilon}_i$$

em que os parâmetros  $\{\hat{\beta}_s\}$  são estimados por máxima verossimilhança.

<sup>13</sup> Note-se que as variáveis  $NJ$  e  $NA$  podem também captar a informação sobre a existência de irmãos mais novos ou mais velhos. Esse tipo de informação é considerado em diversos trabalhos empíricos do gênero [Patrinos e Psacharopoulos (1997)].

<sup>14</sup> Além disso, essa definição permite incluir em nossa amostra domicílios em que o pai ou a mãe já não habita mais.

institucionais, visto que a tolerância em relação ao trabalho infantil tende a ser diferenciada nesses dois ambientes.

Por fim, alguns controles foram introduzidos:  $D$  é uma *dummy* de idade que separa as duas idades incluídas na regressão,  $LS^\alpha$  reflete a situação laboral do chefe da família (*dummies* que distinguem se o chefe é assalariado, se auto-emprega ou não trabalha) e  $PM$  indica a presença da mãe no domicílio.

O termo quadrático da renda permite maior flexibilidade na relação dessa variável com a alocação do tempo. Os termos de interação da renda com as variáveis demográficas permitem captar diferenças dos efeitos dessas variáveis de acordo com o nível de renda domiciliar.

O fato de contarmos com uma *cross-section* para cada país nos impede de incluir em nossa especificação variáveis “macro” que expressem alguma característica relacionada às normas institucionais do país, à atratividade do mercado de trabalho ou a algum indicador de recursos públicos direcionados à educação (usualmente aproximado pelo nível de desenvolvimento ou grau de pobreza dos país).<sup>15</sup> No entanto, Menezes-Filho *et alii* (2000), ao estimar um modelo análogo ao nosso para um *pooling* de países, reportam que as variáveis “macro” contribuem apenas marginalmente para o ajuste do modelo. Além disso, Barros, Mendonça e Velazco (1994) sugerem que a pobreza agregada (no nível regional) tem influência insignificante sobre a decisão de trabalho dos jovens no Brasil.

#### 4.2 - Efeitos Marginais

A partir dos coeficientes estimados, é possível calcular o impacto de mudanças marginais nas variáveis explicativas,  $\{z_n\}$ , sobre a probabilidade de um jovem se encontrar em uma determinada situação,  $P^s$ . O sistema de equações estimado em (1) fornece as relações entre a probabilidade de um indivíduo se encontrar em determinada situação e as variáveis que explicam essa probabilidade,  $\hat{P}_i^s(S = s | \{z_n\})$ . O procedimento para calcular o efeito marginal da variável  $z_N$  sobre  $P^s$ ,  $\partial P^s / \partial z_N$ , começa pela simulação de uma situação em que todos os jovens da amostra possuam uma dotação  $K$  de  $z_N$  e a dotação verdadeiramente observada de todas as demais variáveis explicativas,  $\hat{P}_i^s |_{z_N=K} = \hat{P}_i^s(S = s | z_N = K; \{z_{n \neq N}\})$ . Tendo estimado essa relação para cada indivíduo, podemos estimar a média da probabilidade de um indivíduo estar na situação  $s$  caso  $z_N = K$ ,  $\hat{P}^s |_{z_N=K}$ .

Repetindo esse procedimento que atribui sucessivamente a todos os indivíduos dotações  $K+1, K+2, \dots$  de  $z_n$ , obtém-se a seqüência  $\{\hat{P}^s |_{z_N=K}\}_{K=a}^b$ , que fornece

---

<sup>15</sup> Supostamente os recursos públicos fazem diminuir a necessidade de a família alocar seus recursos para educação.

uma estimativa<sup>16</sup> de  $\partial P^s / \partial z_N$ . Mostraremos essa seqüência na forma de gráficos na próxima seção para ambas as amostras (homens e mulheres) separadamente.<sup>17</sup>

Alguns determinantes da alocação do tempo dos jovens foram modelados de forma flexível, no intuito de captar relações diferenciadas em distintos grupos da amostra. Em particular consideramos a possibilidade de que houvesse interações de renda, urbanização, ocupação do chefe, presença da mãe e número de membros no domicílio. Quer dizer, consideramos que o efeito de uma dessas variáveis sobre a alocação do tempo dos jovens pode depender do nível da outra.

Para fins de apresentação e interpretação do resultado é necessário definir, no caso de duas variáveis, se o efeito da primeira depende do nível da segunda ou vice-versa. Por exemplo, quando interagimos renda e urbanização, podemos mostrar o efeito da renda por categoria de urbanização ou o efeito da urbanização por nível de renda. Nossas decisões a esse respeito procuraram refletir argumentos da literatura. Mostraremos os resultados das variáveis mencionadas acima da seguinte maneira: ocupação do chefe e presença da mãe por nível de renda; renda por categoria de urbanização; e cada uma das variáveis relacionadas a número de membros do domicílio por nível de renda e categoria de urbanização.<sup>18</sup> Decidimos tratar o efeito do grau de urbanização como se fosse invariante, de acordo com os níveis de renda e o número de membros no domicílio.

## 5 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 5.1 - Resultados das Regressões

Nesta subseção descrevemos os coeficientes obtidos a partir de nossas estimações do sistema de equações (1), com ênfase na significância estatística dos mesmos. As Tabelas A.1 a A.8 do Apêndice reportam os resultados das oito regressões (quatro países x dois sexos). Essas tabelas revelam que estatisticamente muitos coeficientes não são significativamente diferentes de zero.<sup>19</sup>

Na Tabela 1 apresentamos uma listagem por regressão de quais são as variáveis significativas a um nível de confiança de 10%. Dois fatos relevantes podem ser

---

<sup>16</sup> Onde  $a$  e  $b$  denotam os limites de variação da variável  $z_n$ . No caso da renda familiar, os valores atribuídos a  $K$  correspondem aos que delimitam os decís da distribuição de renda.

<sup>17</sup> Consideramos que um procedimento desse tipo é necessário na medida em que a apresentação dos coeficientes limitaria a informação ao impacto da variável explicativa na probabilidade relativa entre duas formas de alocar o tempo. Portanto, quando se têm apenas os coeficientes não se sabe se o acréscimo na variável explicativa aumenta ou diminui, em termos absolutos, as probabilidades de alocar o tempo em cada uma das alternativas consideradas.

<sup>18</sup> Para mostrar os resultados por nível de renda consideramos três categorias: baixo (corresponde a uma renda enquadrada nos dois primeiros décimos), médio (do terceiro ao quinto décimo) e alto (do sexto ao último décimo).

<sup>19</sup> Essa informação pode levar o leitor a suspeitar que os modelos têm parâmetros demais em relação ao número de observações. A menor subamostra construída corresponde às jovens peruanas, com 346 observações.

Tabela 1

**Variáveis Estatisticamente Significativas a 10% por Regressão**

Brasil		Chile		Honduras		Peru	
Homem n = 6.176	Mulher n = 6.181	Homem n = 2.582	Mulher n = 2.554	Homem n = 740	Mulher n = 685	Homem n = 392	Mulher n = 346
Idade ( $\beta_{12}$ )	Idade ( $\beta_{12}$ )	Idade ( $\beta_{12}$ )	idade ( $\beta_{12}$ )	idade ( $\beta_{12}$ )	idade ( $\beta_{12}$ )	arranjo ( $\beta_{10}$ )	idade ( $\beta_{12}$ )
Educa_pais ( $\beta_3$ )	Arranjo ( $\beta_{10}$ )	Arranjo ( $\beta_{10}$ )	arranjo ( $\beta_{10}$ )	arranjo ( $\beta_{10}$ )	n_jovem ( $\beta_9$ )	educa_pais ( $\beta_3$ )	arranjo ( $\beta_{10}$ )
p_mãe ( $\beta_{13}$ )	Educa_pais ( $\beta_3$ )	Educa_pais ( $\beta_3$ )	educa_pais ( $\beta_3$ )	educa_pais ( $\beta_3$ )	educa_pais ( $\beta_3$ )	p_mãe ( $\beta_{13}$ )	educa_pais ( $\beta_3$ )
Auton ( $\beta_4$ )	p_mãe ( $\beta_{13}$ )	n_idoso ( $\beta_8$ )	n_ativo ( $\beta_7$ )	n_criança ( $\beta_6$ )	n_ativo ( $\beta_7$ )	auton ( $\beta_4$ )	n_ativo ( $\beta_7$ )
rf*auton ( $\beta_{30}$ )	Auton ( $\beta_4$ )	Auton ( $\beta_4$ )	n_idoso ( $\beta_8$ )	p_mãe ( $\beta_{13}$ )	n_criança ( $\beta_6$ )	empr ( $\beta_5$ )	n_criança ( $\beta_6$ )
rf2*auton ( $\beta_{31}$ )	Renda_fam ( $\beta_1$ )	Empr ( $\beta_5$ )	auton ( $\beta_4$ )	renda_fam ( $\beta_1$ )	n_idoso ( $\beta_8$ )	rf*auton ( $\beta_{30}$ )	n_idoso ( $\beta_8$ )
rf*empr ( $\beta_{32}$ )	rf*ativo ( $\beta_{16}$ )	rf*empr ( $\beta_{32}$ )	empr ( $\beta_5$ )	rf*ativo ( $\beta_{16}$ )	p_mãe ( $\beta_{13}$ )	renda_fam ( $\beta_1$ )	p_mãe ( $\beta_{13}$ )
rf2*empr ( $\beta_{33}$ )	rf2*ativo ( $\beta_{17}$ )	Zona ( $\beta_{11}$ )	rf*jovem ( $\beta_{14}$ )	rf*idoso ( $\beta_{18}$ )	empr ( $\beta_5$ )	rf*criança ( $\beta_{20}$ )	auton ( $\beta_4$ )
rf2*mãe ( $\beta_{23}$ )	Zona*ativo ( $\beta_{27}$ )		zona*ativo ( $\beta_{27}$ )	rf*jovem ( $\beta_{14}$ )	rf*empr ( $\beta_{32}$ )	renda_fam2 ( $\beta_2$ )	rf*auton ( $\beta_{30}$ )
rf*zona ( $\beta_{24}$ )	Zona*criança ( $\beta_{26}$ )		zona*jovem ( $\beta_{28}$ )	rf2*mãe ( $\beta_{23}$ )	renda_fam ( $\beta_1$ )	rf2*criança ( $\beta_{21}$ )	rf*empr ( $\beta_{32}$ )
Zona*ativo ( $\beta_{27}$ )	Zona*idoso ( $\beta_{29}$ )		zona ( $\beta_{11}$ )	zona*criança ( $\beta_{26}$ )	rf*criança ( $\beta_{20}$ )	rf*jovem ( $\beta_{14}$ )	rf*criança ( $\beta_{20}$ )
	Zona*jovem ( $\beta_{28}$ )			zona ( $\beta_{11}$ )	rf2*criança ( $\beta_{21}$ )	rf2*jovem ( $\beta_{15}$ )	renda_fam2 ( $\beta_2$ )
	Zona ( $\beta_{11}$ )				rf*idoso ( $\beta_{18}$ )	rf*mãe ( $\beta_{22}$ )	rf2*criança ( $\beta_{21}$ )
					rf2*idoso ( $\beta_{19}$ )	rf2*mãe ( $\beta_{23}$ )	rf*idoso ( $\beta_{18}$ )
					rf*zona ( $\beta_{24}$ )	rf2*zona ( $\beta_{25}$ )	rf2*idoso ( $\beta_{19}$ )
					rf2*zona ( $\beta_{25}$ )	zona*idoso ( $\beta_{29}$ )	rf*jovem ( $\beta_{14}$ )
					zona*idoso ( $\beta_{29}$ )		rf2*mãe ( $\beta_{23}$ )
					zona*jovem ( $\beta_{28}$ )		rf*zona ( $\beta_{24}$ )
					zona ( $\beta_{11}$ )		zona ( $\beta_{11}$ )

extraídos dessa tabela. Primeiro, nenhuma variável deixa de aparecer em pelo menos uma regressão. Segundo, há uma enorme heterogeneidade nas variáveis listadas em cada regressão. Esses dois fatos nos levam a crer que um modelo mais parcimonioso poderia esconder alguma relação que é relevante para algumas amostras analisadas.

Na Tabela 2 reportamos a quantidade de vezes em que cada variável do modelo apareceu como sendo significativa. Para efeitos de simplicidade dividimos arbitrariamente as variáveis em dois grupos: as *mais relevantes*, que aparecem como significativas em pelo menos quatro das oito regressões, e as *menos relevantes*. Podemos notar que o grupo das mais relevantes é dominado por variáveis “puras”, ou seja, que não correspondem a interações. Somente duas variáveis desse tipo estão entre as menos relevantes: número de jovens e número de membros ativos.

Tabela 2

**Quantidade de Regressões que Reportam Efeitos Significativos para Cada Variável**

Variável	Quantidade	Variável	Quantidade
educa_pais	8	rf*criança	3
Idade	7	rf2*criança	3
Arranjo	6	rf*idoso	3
p_mãe	6	rf2*idoso	3
Auton	6	rf2*ativo	2
zona	5	rf2*zona	2
n_criança	4	rf2*idoso	2
n_idoso	4	zona*criança	2
empr	4	zona*idoso	2
renda_fam	4	n_jovem	1
rf2*empr	4	rf2*auton	1
rf*jovem	4	rf2*empr	1
rf2*mãe	4	rf*ativo	1
n_ativo	3	rf2*jovem	1
zona*ativo	3	rf*mãe	1
zona*jovem	3	renda_fam2	1
rf*auton	3		

Por outro lado, vale destacar a influência da educação dos pais e da idade na alocação do tempo dos jovens. Essas variáveis aparecem como significativas em oito e sete regressões, respectivamente. No entanto, para se ter uma noção da magnitude dos efeitos dessas variáveis sobre a alocação do tempo é necessário estimar os efeitos marginais.



## **5.2 - Magnitude dos Efeitos por Sexo: Uma Análise Comparada do Brasil com os Demais Países**

Nesta subseção analisamos o impacto de um acréscimo marginal em cada variável considerada sobre as probabilidades de os indivíduos alocarem seu tempo em cada uma das quatro alternativas analisadas. Essa análise vai se basear em uma seqüência de gráficos para cada variável por sexo e país.

É do nosso interesse estabelecer uma hierarquia a respeito da magnitude dos efeitos sobre a alocação do tempo. No entanto, em muitos casos as variáveis explicativas possuem unidades de medidas não-comparáveis. Dessa forma, procuramos comparar o efeito na alocação do tempo associado a variações em uma faixa de valores relativamente freqüente para as variáveis explicativas.

### **5.2.1 - Homens**

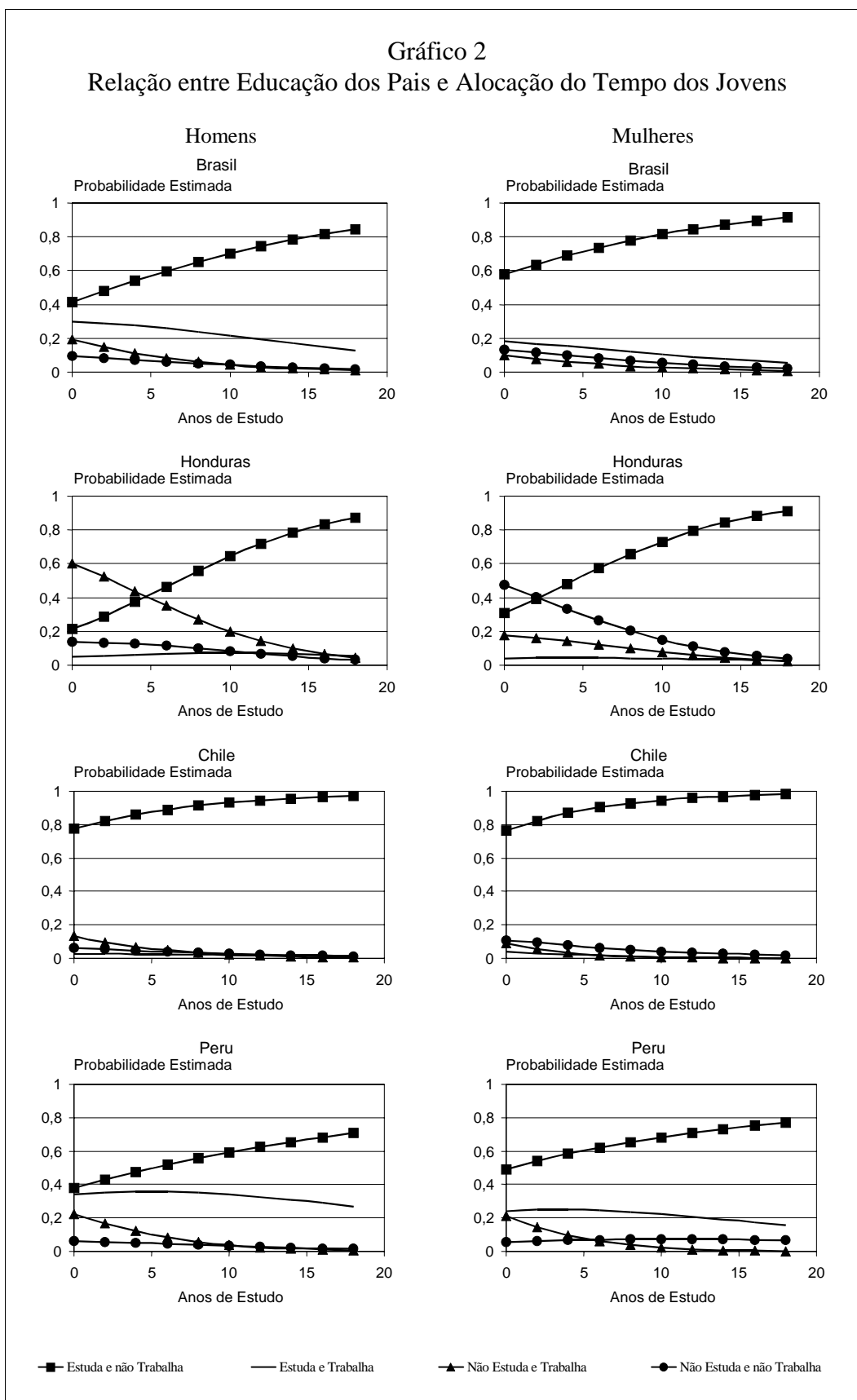
Como demonstrado no lado esquerdo do Gráfico 2, a escolaridade dos pais revelou-se uma variável extremamente importante na determinação da escolha de alocação de tempo dos jovens brasileiros. Pais mais educados aumentam as chances de os filhos se dedicarem exclusivamente aos estudos e reduzem a probabilidade de eles não fazerem nada ou utilizarem parte de seu tempo para trabalhar. Filhos de pais analfabetos têm suas chances de estar matriculados reduzidas em 17 pontos de porcentagem em relação a filhos de pais com o ensino fundamental completo. Paralelamente, a diferença nas chances de estar trabalhando é de 19 pontos percentuais entre filhos de pais analfabetos e pais com oito anos de estudo.

Esse resultado mostra que os benefícios que a educação traz para um indivíduo brasileiro transbordam para a geração seguinte. Tal fato já havia sido documentado em outros estudos como, por exemplo, Lam e Duryea (1999) e Mendonça (2000). Para os demais países analisados os resultados apontam na mesma direção, o que reforça a importância do efeito dessa variável.

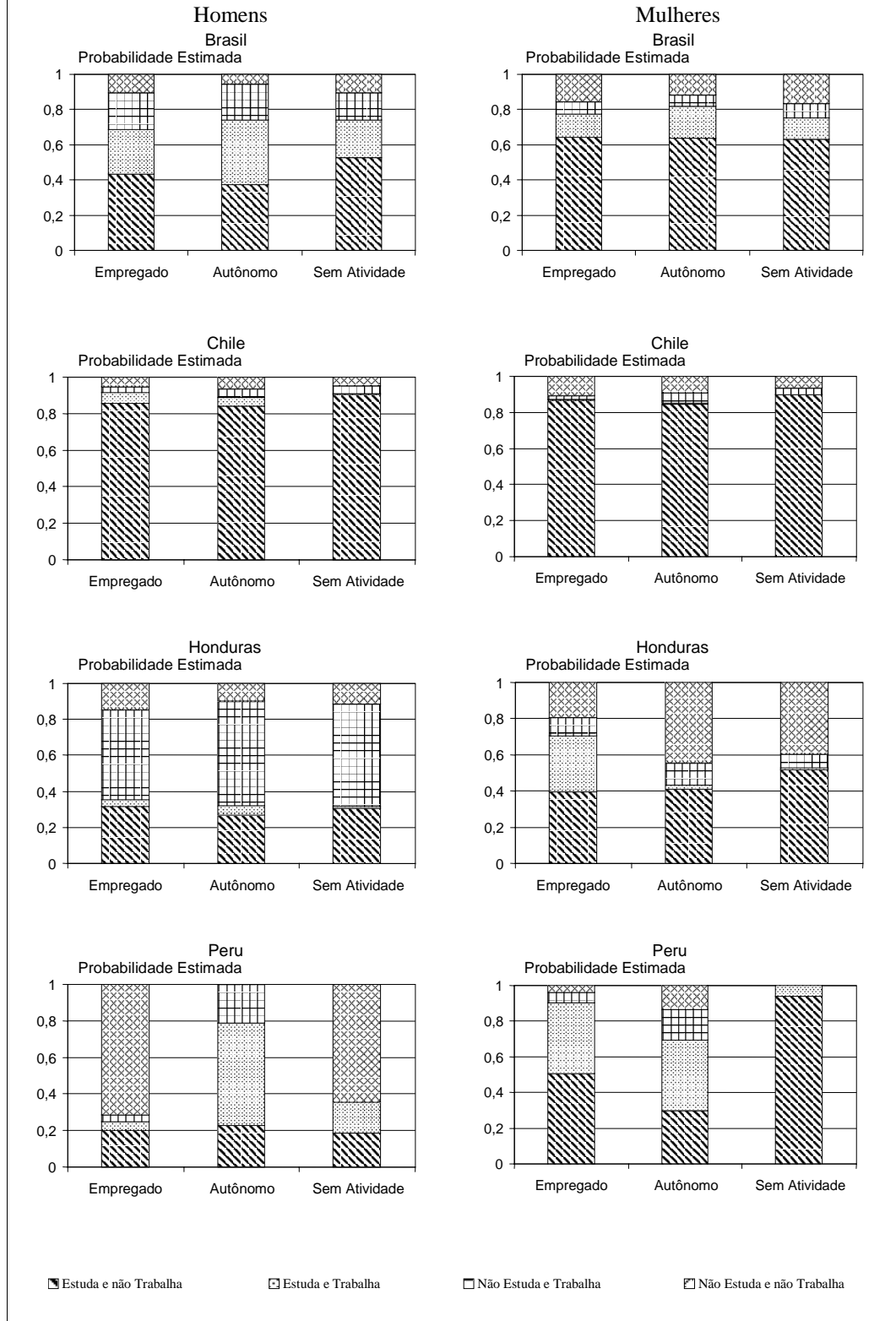
Ainda relacionado a características dos pais, constata-se por meio dos Gráficos 3A e 3B que a situação ocupacional apresenta um efeito relativamente pequeno sobre as probabilidades que implicam a freqüência à escola dos filhos, apesar de ter um impacto importante sobre a propensão a participar da força de trabalho. A probabilidade de trabalhar cai cerca de 15 pontos percentuais entre jovens pobres e 12 pontos entre os ricos, quando comparamos pais ocupados (seja como empregado ou autônomo) e desocupados; e a queda ocorre principalmente entre aqueles que estudam e trabalham.

Esse resultado é de certa forma inesperado, principalmente em relação aos pais com ocupação autônoma, uma vez que é comum na literatura o argumento de que pais nesse tipo de ocupação atraem seus filhos para o trabalho. No entanto, os resultados dos demais países analisados confirmam que filhos de chefes sem ocupação trabalham menos do que filhos de chefes autônomos.

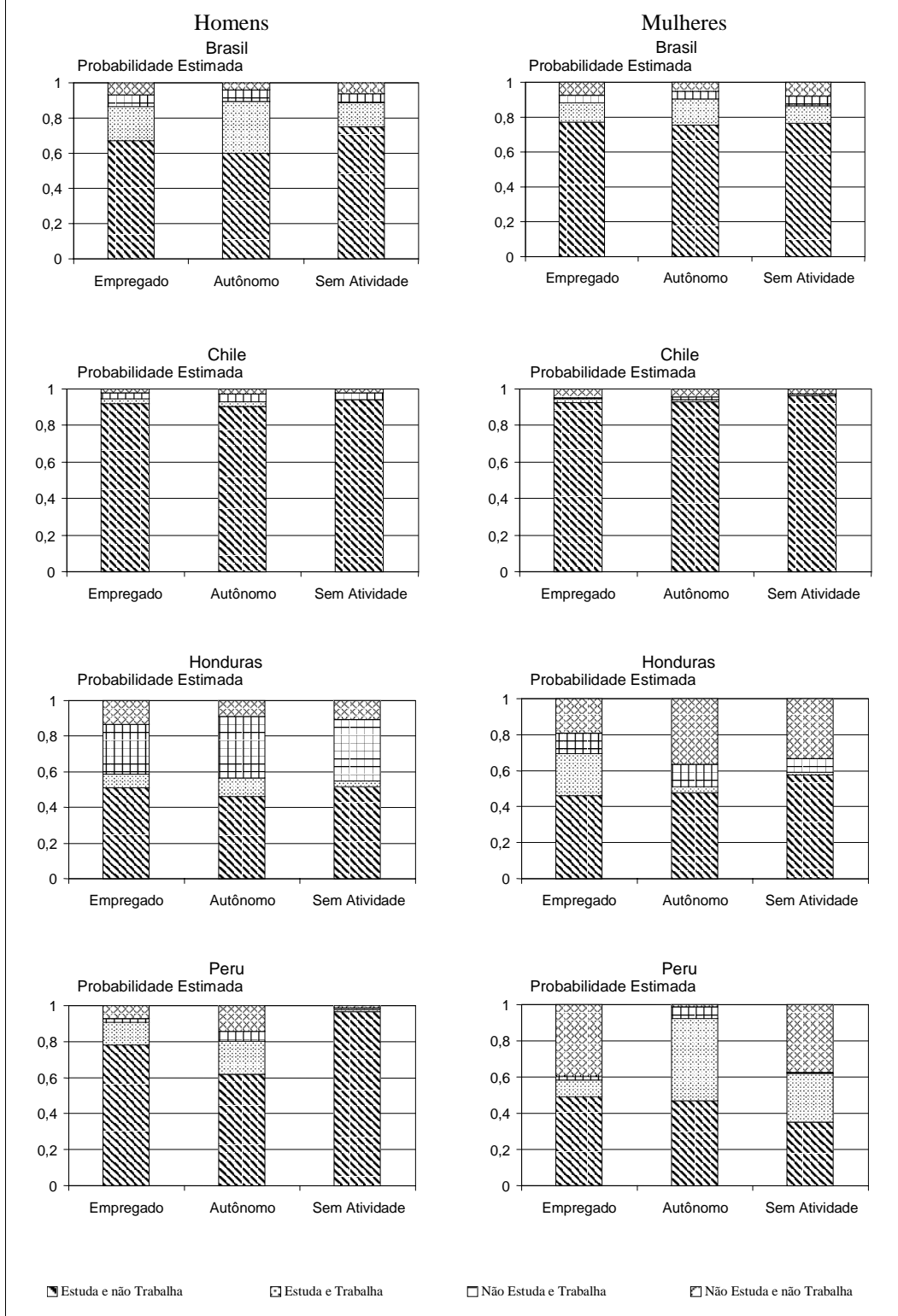
Gráfico 2  
Relação entre Educação dos Pais e Alocação do Tempo dos Jovens



**Gráfico 3A**  
**Relação entre Ocupação do Chefe e Alocação do Tempo dos Jovens —**  
**Famílias de Baixa Renda**



**Gráfico 3B**  
**Relação entre Ocupação do Chefe e Alocação do Tempo dos Jovens —**  
**Famílias de Alta Renda**



Investigou-se ainda em que medida a renda familiar afeta a alocação do tempo dos jovens. Como mencionado, a renda foi incluída nas regressões da forma como aparece nos microdados, medida em moeda local. Para permitir a comparação entre países, os gráficos referentes à renda calculam o efeito marginal de uma variação na posição relativa de um indivíduo na distribuição de renda sobre a probabilidade de ele se encontrar na situação  $s$ . O procedimento é análogo ao descrito na seção metodológica, com a diferença de que as dotações  $K$  e  $K=1$  de renda utilizadas nas simulações referem-se a decis contíguos da distribuição de renda. Dessa forma, foi estimado, para cada país, como a probabilidade  $P^s$  varia ao longo da distribuição de renda.

Os resultados dos Gráficos 4A e 4B mostram que há pouca diferença estatística entre as escolhas dos jovens pobres e ricos no que se refere à decisão de estudar. Quanto à probabilidade de trabalhar, concluímos que a renda só tem alguma importância nas áreas rurais. Ainda assim, a diferença na taxa de participação entre jovens pertencentes ao primeiro e ao sexto décimos da distribuição de renda é de apenas sete pontos percentuais.

Nas áreas urbanas dos demais países, os resultados para Chile e Honduras são similares aos do Brasil, enquanto no Peru a renda exerce uma influência razoável sobre a alocação do tempo. Nas áreas rurais temos uma diversidade maior de resultados.

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, educação dos pais. Além disso, eles utilizam a renda familiar *per capita* enquanto nós utilizamos a renda familiar total.<sup>20</sup> Esse fato abre a possibilidade de os resultados significativos para renda reportados no trabalho mencionado serem determinados pelo tamanho da família.

Em relação à localização do domicílio, o Gráfico 5 mostra que viver em áreas rurais está associado a uma dificuldade maior de frequentar a escola. Nas áreas urbanas a probabilidade de estar frequentando a escola é 10 pontos percentuais maior que nas áreas rurais. Comparativamente, tal impacto é de magnitude semelhante ao aumento de zero para quatro anos de estudo na escolaridade dos pais. Por outro lado, observa-se um aumento de cinco pontos percentuais na proporção de homens trabalhando nas áreas rurais em relação às urbanas. Nos demais países a localização afeta da mesma forma a alocação do tempo, porém com intensidades diferenciadas.<sup>21</sup>

---

<sup>20</sup> Ambos excluem a renda do jovem.

<sup>21</sup> Vale destacar a altíssima sensibilidade da alocação do tempo à localização do domicílio entre os jovens hondurenhos.

Gráfico 4A  
Relação entre Renda Domiciliar e Alocação do Tempo dos Jovens  
— Área Rural

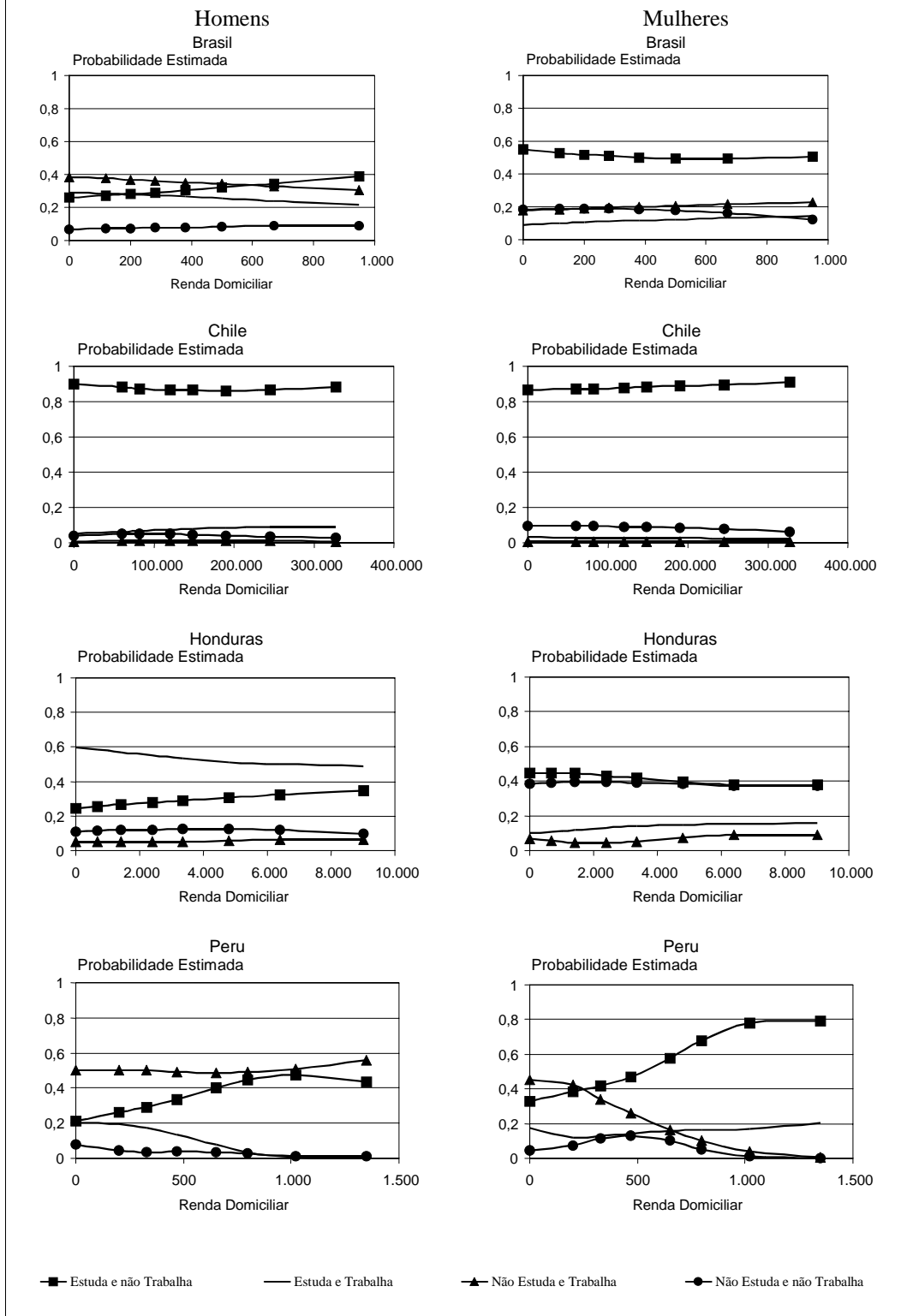


Gráfico 4B  
 Relação entre Renda Domiciliar e Alocação do Tempo dos Jovens —  
 Área Urbana

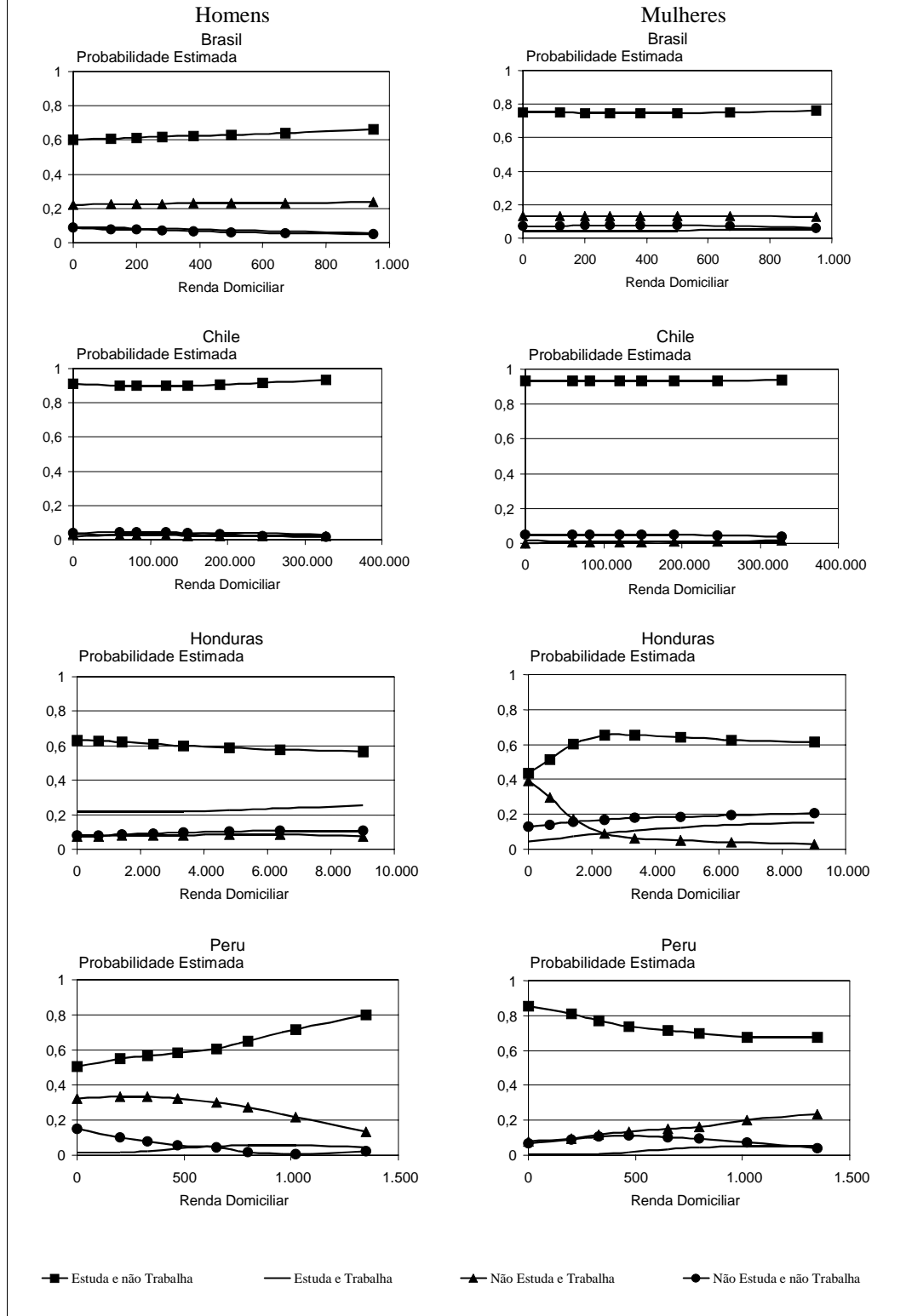
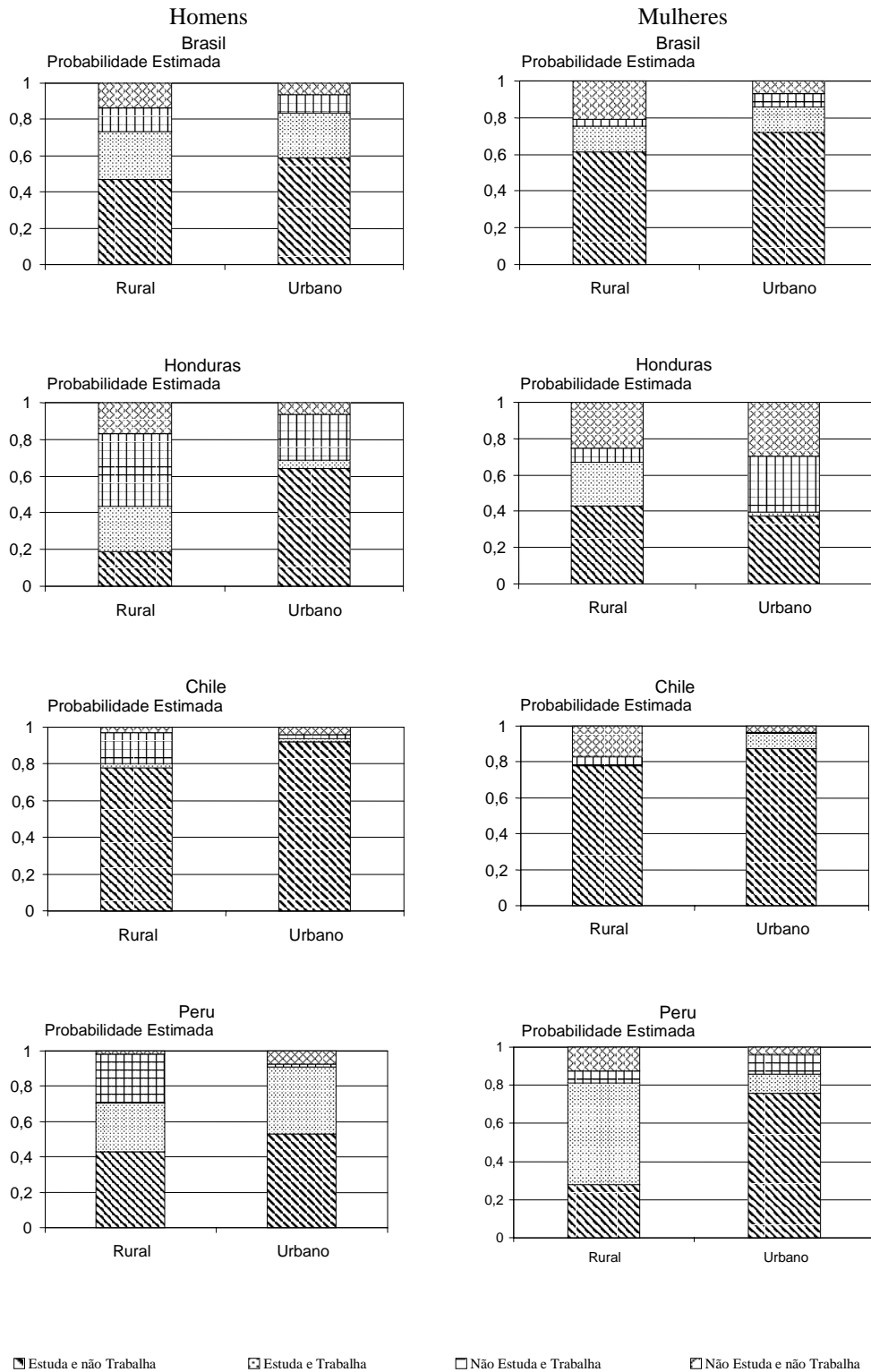


Gráfico 5  
Relação entre Grau de Urbanização e Alocação do Tempo dos Jovens





Além das variáveis já mencionadas, a estrutura e composição familiar mostraram ser de suma importância para explicar as escolhas de alocação de tempo dos jovens. Em domicílios com elevado número de crianças os jovens têm menores chances de se dedicar exclusivamente à escola, sobretudo entre as famílias mais ricas, como mostram os Gráficos 6A a 6D. Entre os membros dos 30% domicílios mais ricos da zona rural, as chances de frequentar a escola quando o domicílio passa de quatro para zero criança crescem tanto quanto no momento em que a escolaridade máxima dos pais aumenta em quatro anos.

Para os demais países há uma certa diversidade nos resultados. Apesar de a alocação envolvendo somente estudo nunca aumentar com o número de crianças, em alguns casos a relação entre essas variáveis é aproximadamente nula.

Por outro lado, jovens que vivem em famílias com muitas crianças trabalham mais. Esse impacto também é maior entre os jovens de famílias ricas, mas mesmo entre os pobres o efeito não é desprezível: a diferença média na probabilidade de estar trabalhando entre membros de famílias com quatro e zero criança é de cerca de cinco pontos percentuais. Mais uma vez não há uma confirmação desse padrão nos demais países.

De acordo com os Gráficos 7A a 7D, a presença de idosos revelou ser quase tão importante quanto a escolaridade dos pais na determinação da escolha dos jovens. Membros de famílias com mais idosos tendem a apresentar incidência significativamente maior de jovens que adotam a opção de trabalhar e estudar, deixando de dedicar seu tempo somente a uma das duas atividades. No cômputo geral, o aumento da probabilidade de um jovem trabalhar e estudar mais do que compensa as reduções observadas nas probabilidades de só estudar ou só trabalhar, fazendo com que tanto a taxa de participação quanto a taxa de frequência escolar sejam maiores em famílias com idosos.

Diferentemente do número de crianças, é nas famílias pobres e da zona rural que a presença de idosos tem maior efeito sobre a probabilidade de frequentar a escola. Dentre essas, famílias com dois idosos têm 11 pontos percentuais a mais de chances de seus jovens estarem estudando. No outro extremo, esse impacto é de apenas três pontos entre famílias ricas de áreas urbanas. Por outro lado, o impacto da presença de idosos sobre a taxa de participação é maior em domicílios ricos de áreas urbanas. Nestes, a presença de dois idosos faz com que a taxa de participação dos jovens seja 22 pontos percentuais maior que em domicílios sem idosos.

Nenhum outro país apresenta um efeito da presença de idosos sobre a alocação do tempo dos jovens semelhante ao reportado para o Brasil. Nesses países, a alternativa de alocação do tempo envolvendo as duas atividades não reage de forma tão pronunciada como no caso brasileiro (ao menos na faixa de zero a cinco idosos). Além disso, as taxas de participação e de frequência à escola tendem a não ser afetadas na mesma direção pela presença de idosos.

Gráfico 6A  
 Relação entre Número de Crianças e Alocação do Tempo dos Jovens —  
 Famílias da Área Rural e de Baixa Renda

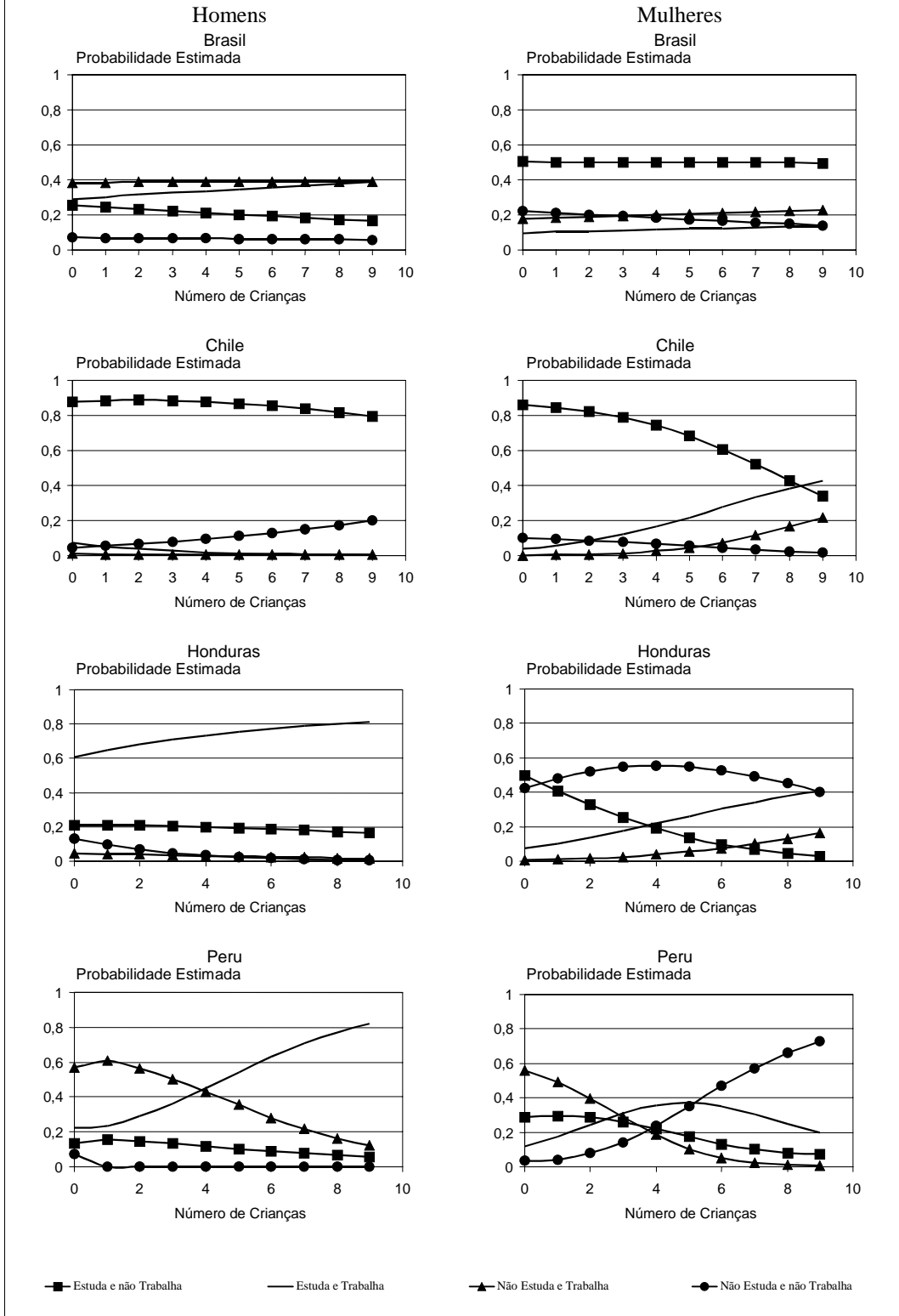


Gráfico 6B  
 Relação entre Número de Crianças e Alocação do Tempo dos Jovens —  
 Famílias da Área Rural e de Alta Renda

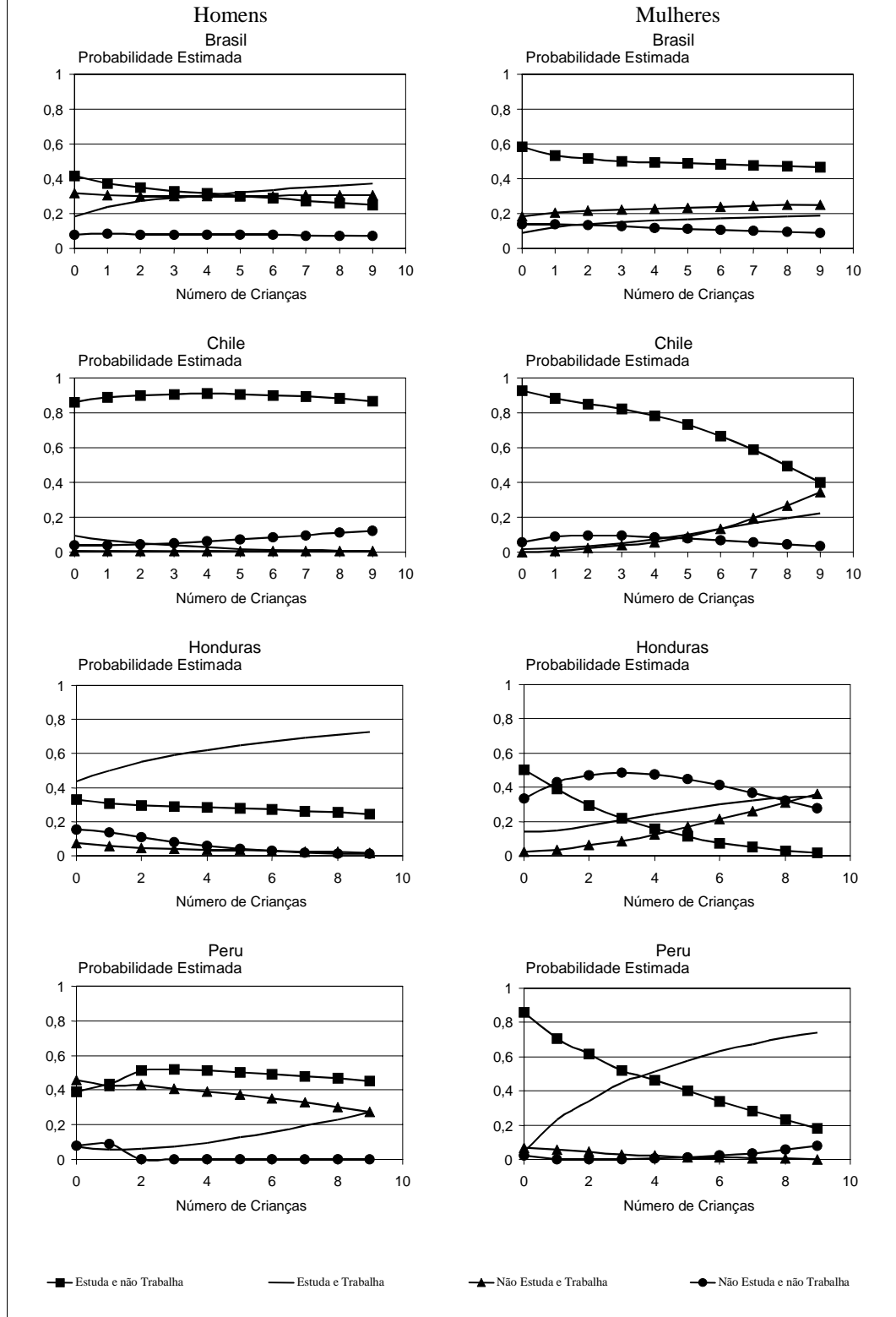


Gráfico 6C  
 Relação entre Número de Crianças e Alocação do Tempo dos Jovens —  
 Famílias da Área Urbana e de Baixa Renda

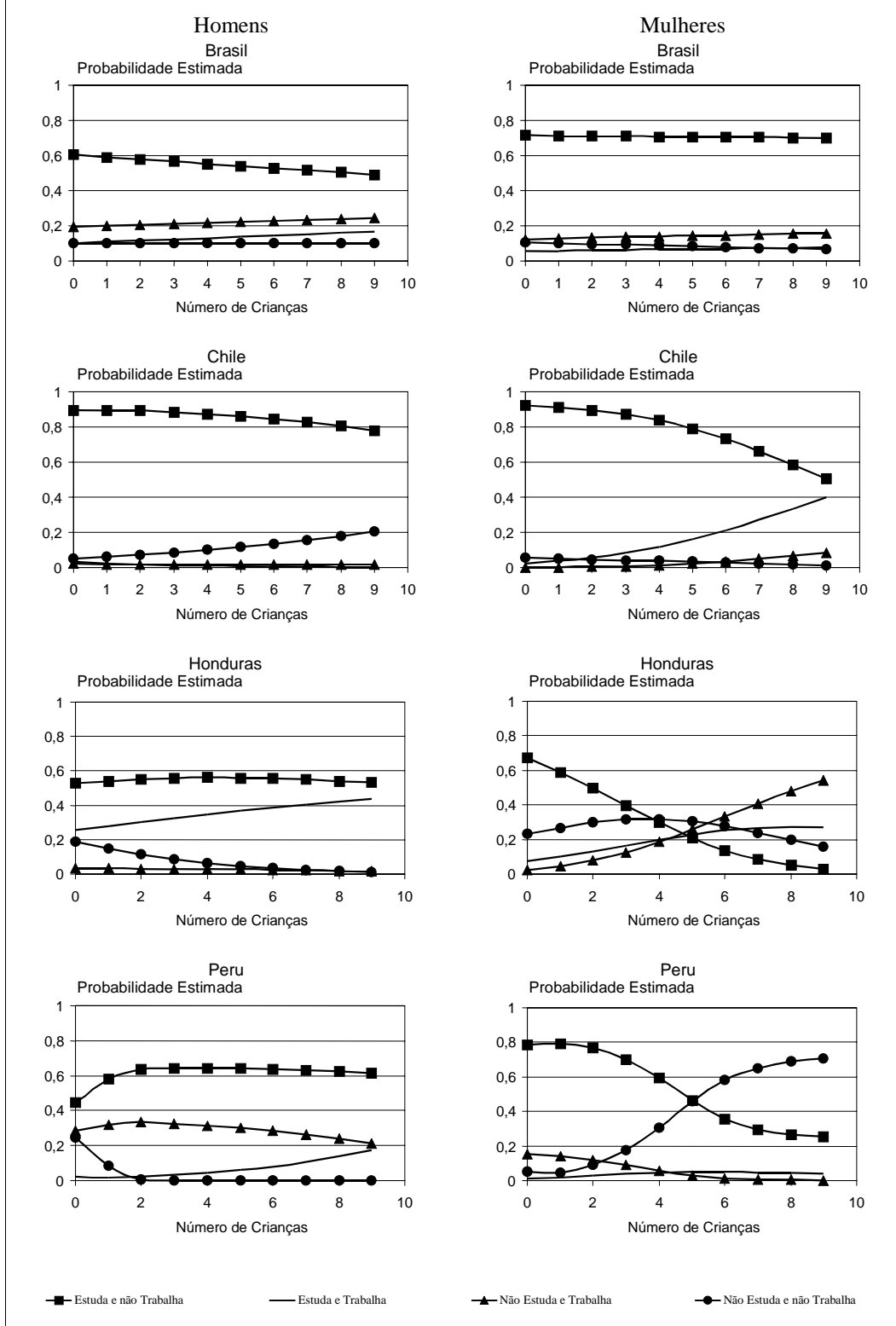


Gráfico 6D  
 Relação entre Número de Crianças e Alocação do Tempo dos Jovens —  
 Famílias da Área Urbana e de Alta Renda

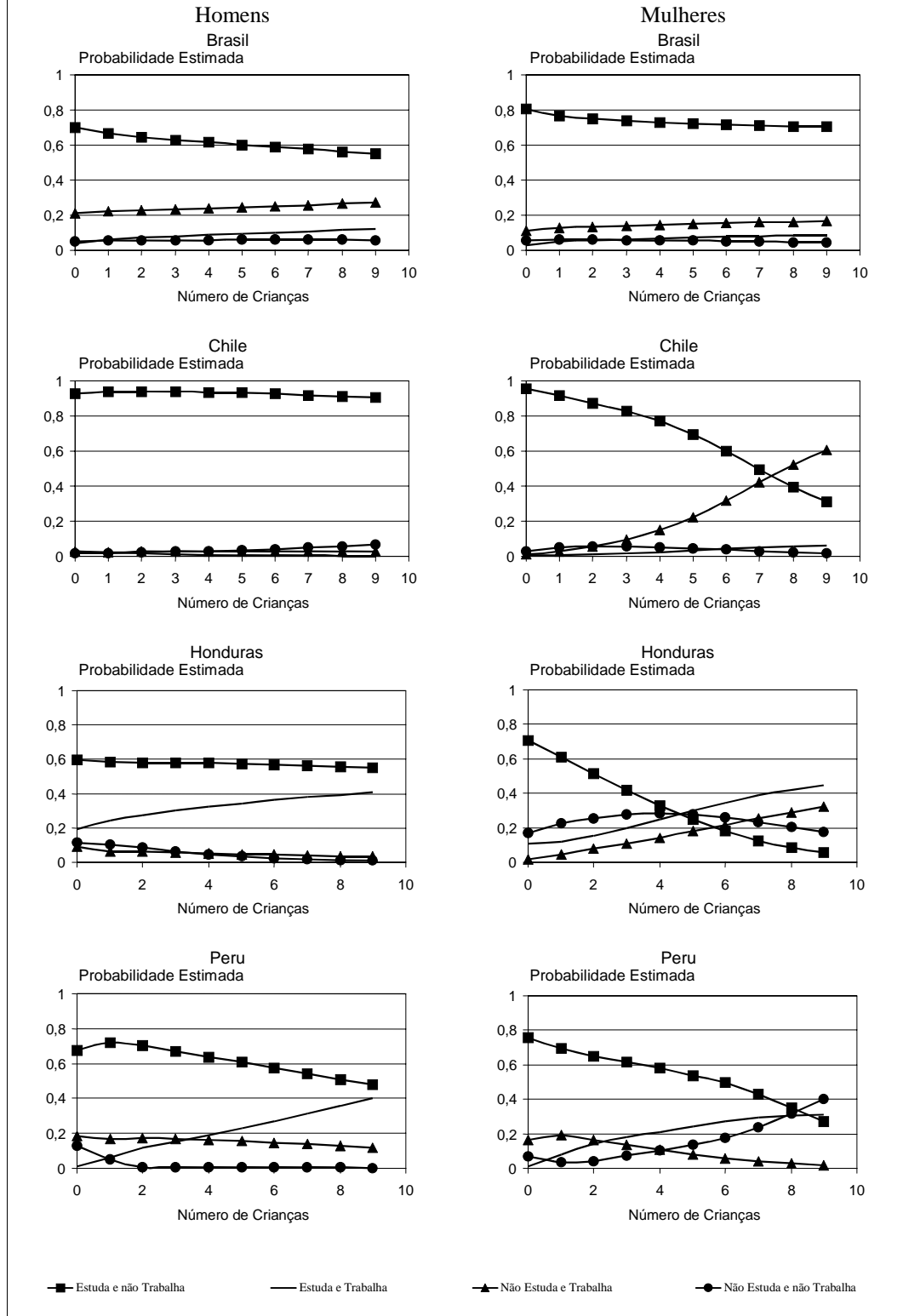


Gráfico 7A  
Relação entre Número de Idosos e Alocação do Tempo dos Jovens —  
Famílias da Área Rural e de Baixa Renda

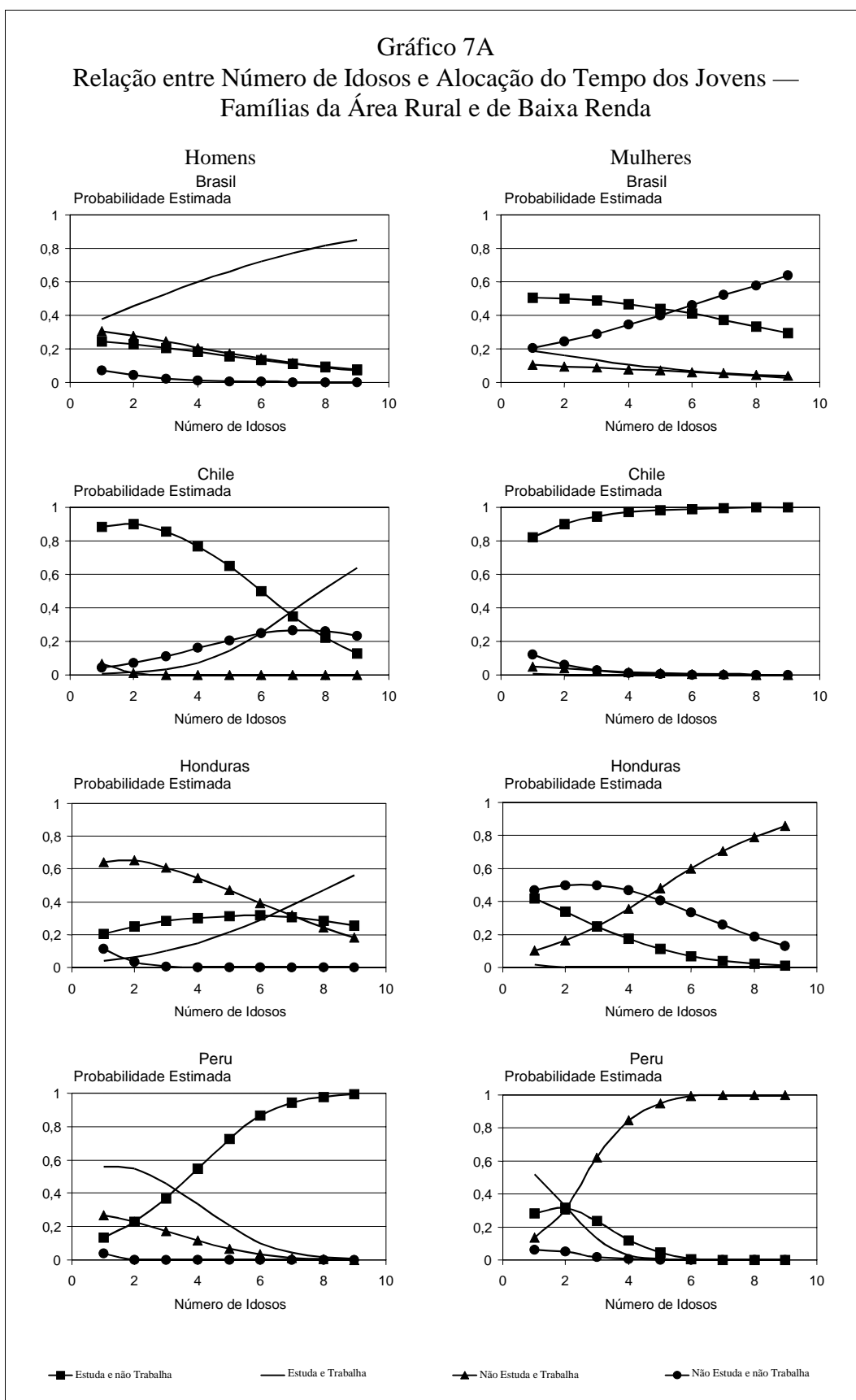


Gráfico 7B  
 Relação entre Número de Idosos e Alocação do Tempo dos Jovens —  
 Famílias da Área Rural e de Alta Renda

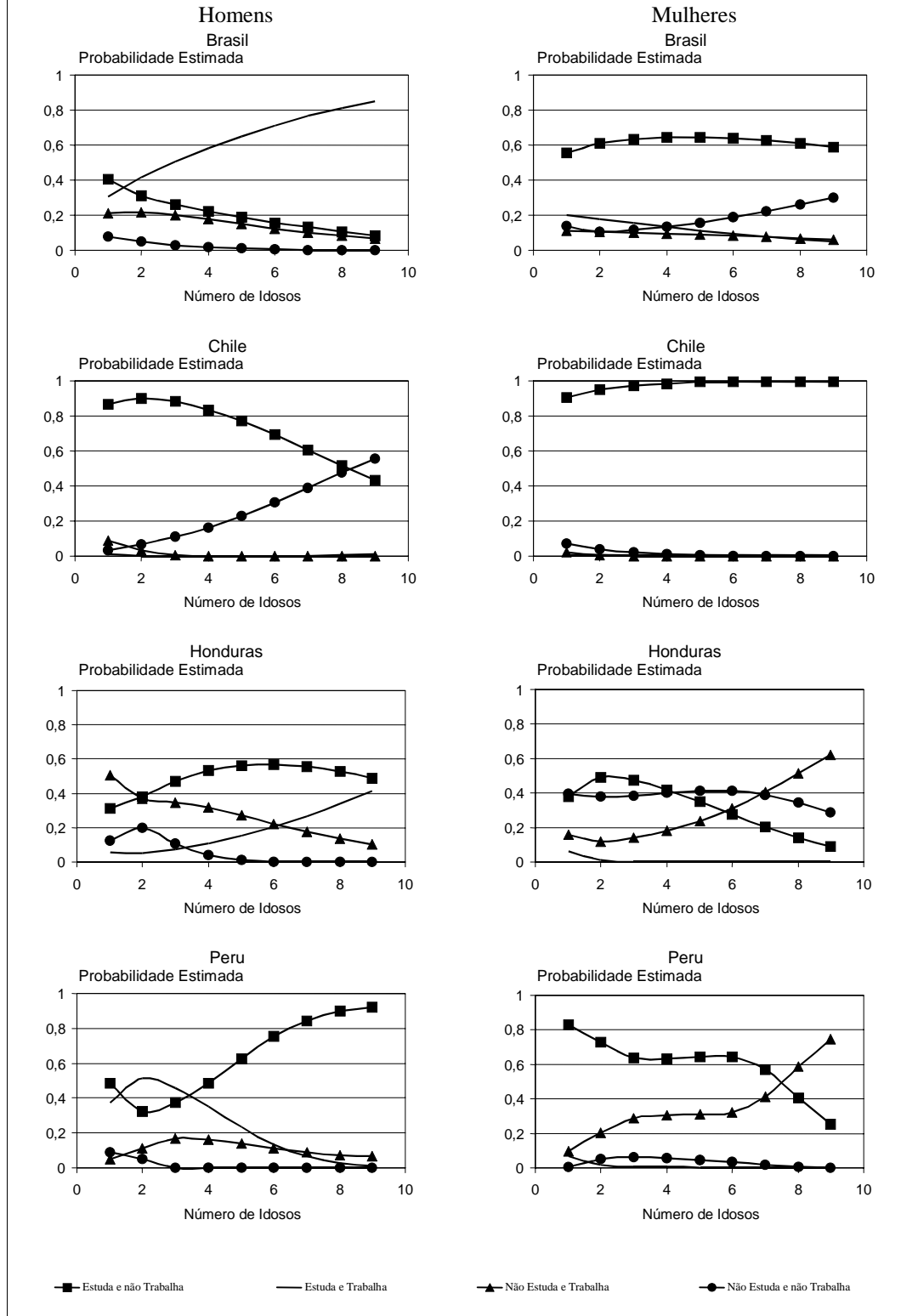


Gráfico 7C  
 Relação entre Número de Idosos e Alocação do Tempo dos Jovens —  
 Famílias da Área Urbana e de Baixa Renda

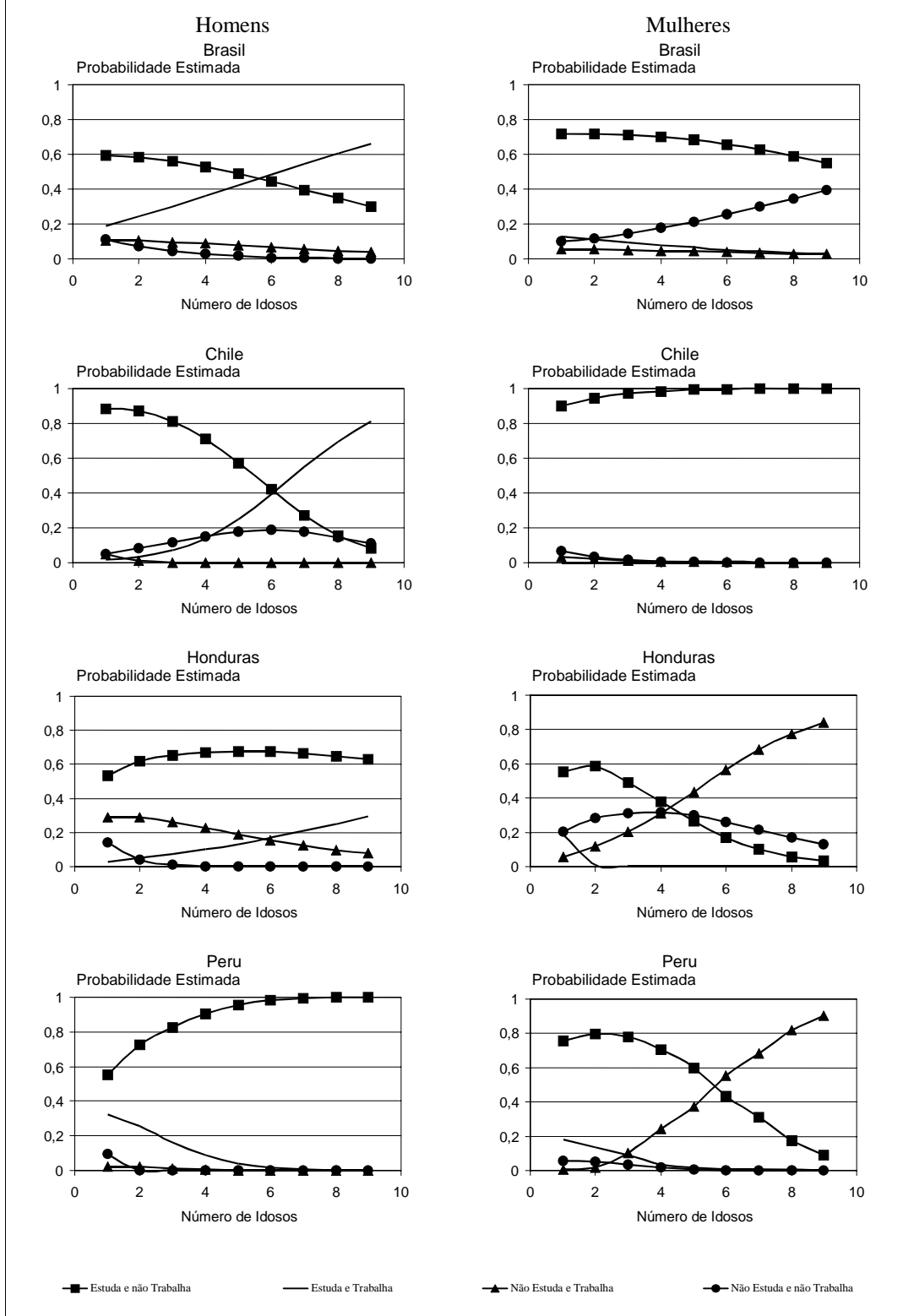
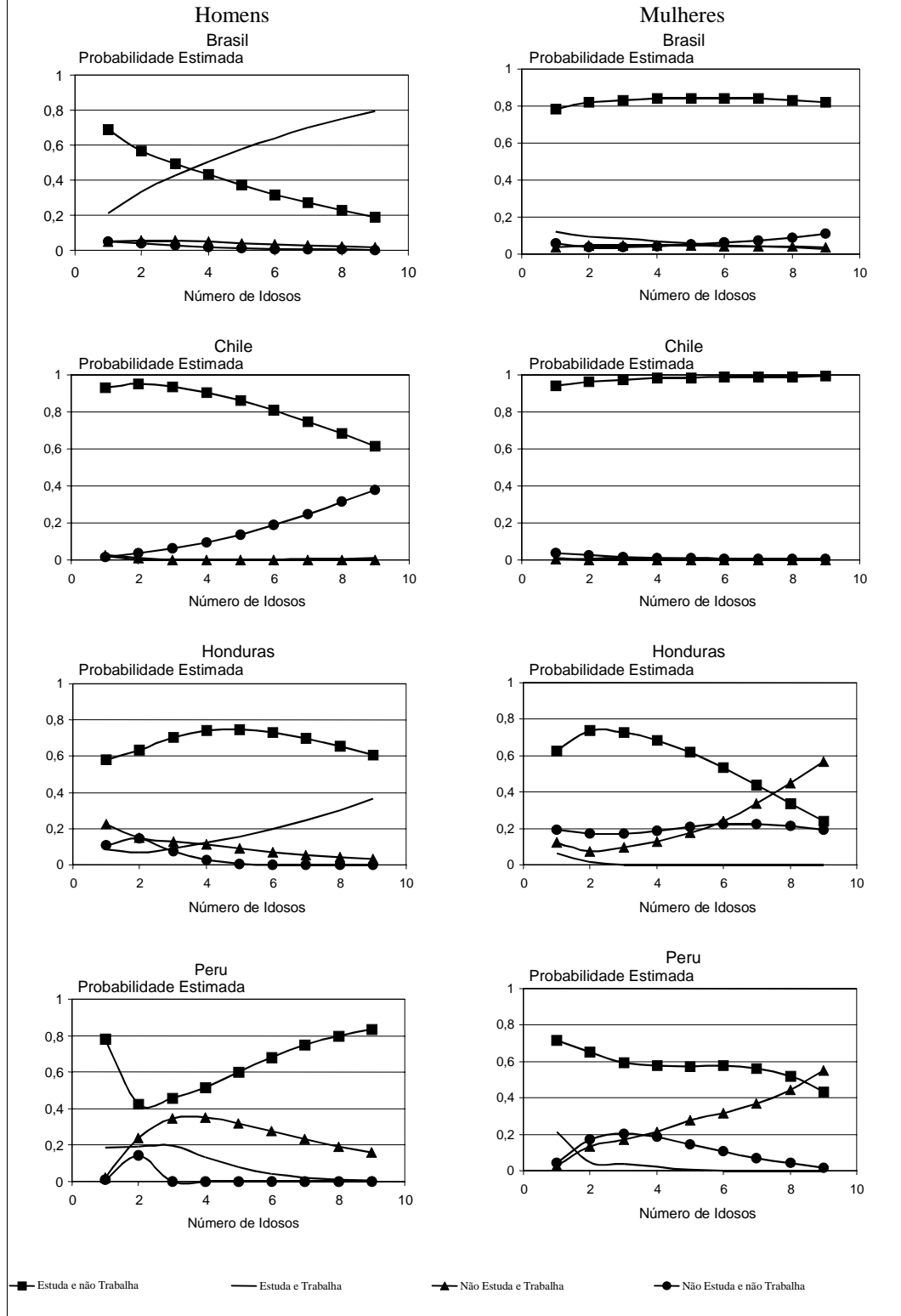




Gráfico 7D  
 Relação entre Número de Idosos e Alocação do Tempo dos Jovens —  
 Famílias da Área Urbana e de Alta Renda



Os Gráficos 8A e 8B desvendam que a presença das mães no domicílio parece não afetar as escolhas dos homens no que se refere a trabalhar e/ou estudar. Em geral, esse padrão também é observado para os demais países analisados. Podemos reparar que, no Brasil, temos uma pequena substituição da escolha envolvendo só estudo pela que envolve ambas as atividades quando o jovem é filho de uma mãe ausente.<sup>22</sup> O Gráfico 9 mostra que tampouco o fato de ser o domicílio nuclear (composto apenas pelos pais e irmãos do jovem em questão) ou incluir outros parentes importa para a alocação do tempo do jovem brasileiro. Entre os demais países analisados, esse padrão só não é seguido pelo Peru, onde a alocação envolvendo trabalho e estudo apresenta uma significativa sensibilidade em relação ao arranjo familiar.

A última variável estudada é uma *dummy* que separa as idades de 14 e 15 anos. Vimos na Seção 2 que a proporção de pessoas estudando — e mais especificamente a de pessoas que só estudam — decresce ao longo do ciclo de vida a partir de um certo momento, invariavelmente antes dos 14 anos. Controlados pelas características demográficas e socioeconômicas selecionadas neste trabalho, os brasileiros de 14 anos demonstraram ter uma probabilidade de somente estudar 15 pontos percentuais maior do que seus pares de 15 anos. Vale ressaltar que metade da redução observada é compensada por um aumento na proporção de jovens que estudam e trabalham. A taxa de participação dos jovens de 15 anos, por outro lado, é 14 pontos percentuais maior do que a dos jovens de 14 anos. A idade afeta a alocação dos jovens dos outros países da mesma forma que no Brasil.

### 5.2.2 - Mulheres

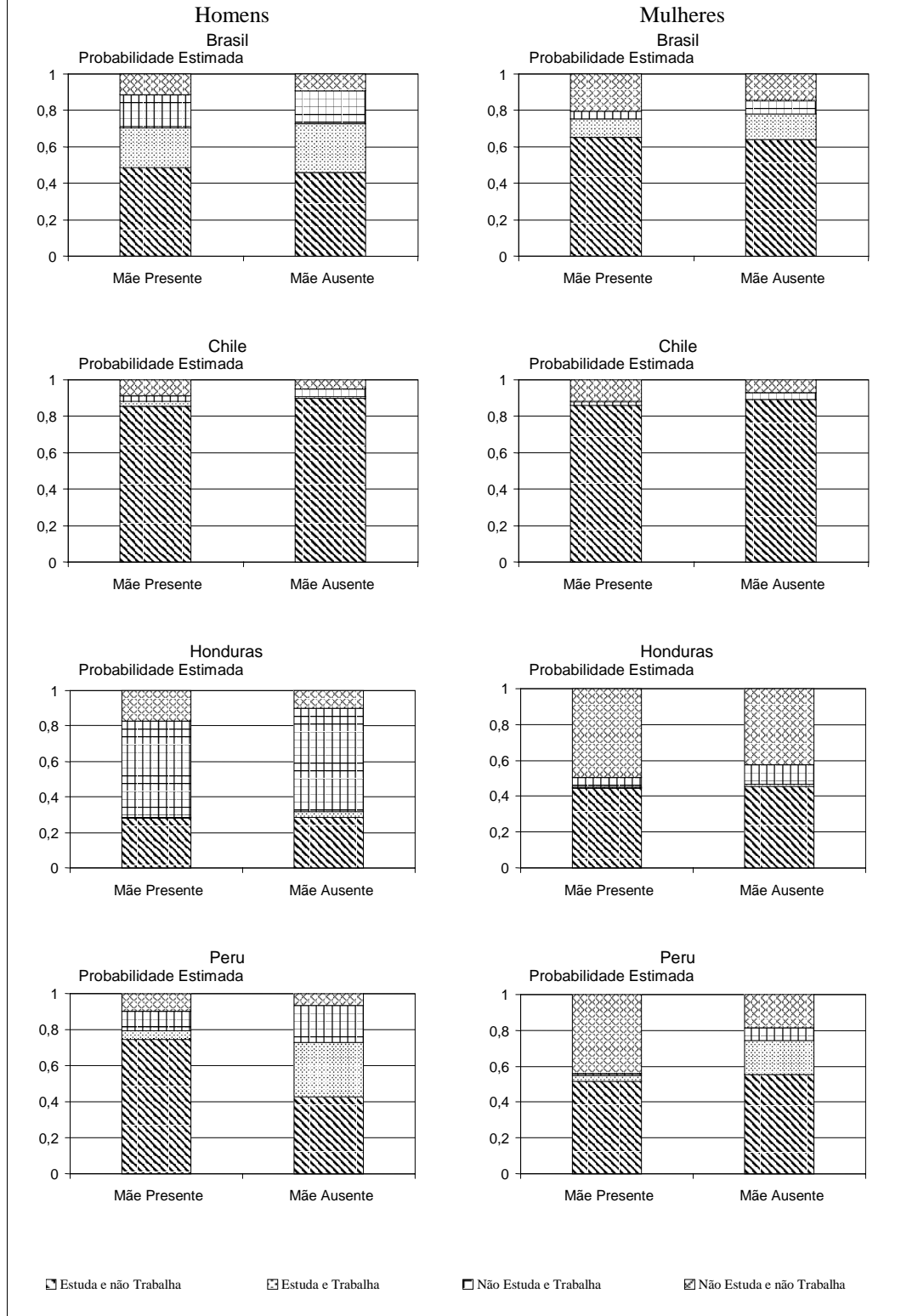
Também para as jovens a escolaridade dos pais foi a variável mais importante na determinação da escolha entre trabalho e estudo. O lado direito do Gráfico 2 registra que, no Brasil, filhas de pais com o primeiro grau completo têm 14 pontos percentuais a mais de chances de frequentar a escola, e 13 pontos a menos de estar trabalhando, do que filhas de pais analfabetos. Esse padrão também é reportado para os outros três países que analisamos.

O Gráfico 3 mostra que filhas de pais desocupados tendem a ir menos à escola e a trabalhar menos do que as de pais que exercem uma ocupação autônoma, especialmente no caso das mulheres pobres. A magnitude desses impactos é, porém, pequena, não atingindo cinco pontos de percentagem. O efeito dessa variável sobre a frequência à escola não é confirmado nos demais países. Já o efeito sobre a probabilidade de trabalhar é comum para todos os países, apesar de ser inesperado *a priori*.

---

<sup>22</sup> Esse fenômeno também ocorre no Peru.

**Gráfico 8A**  
**Relação entre Presença da Mãe e Alocação do Tempo dos Jovens —**  
**Famílias de Baixa Renda**



**Gráfico 8B**  
**Relação entre Presença da Mãe e Alocação do Tempo dos Jovens —**  
**Famílias de Alta Renda**

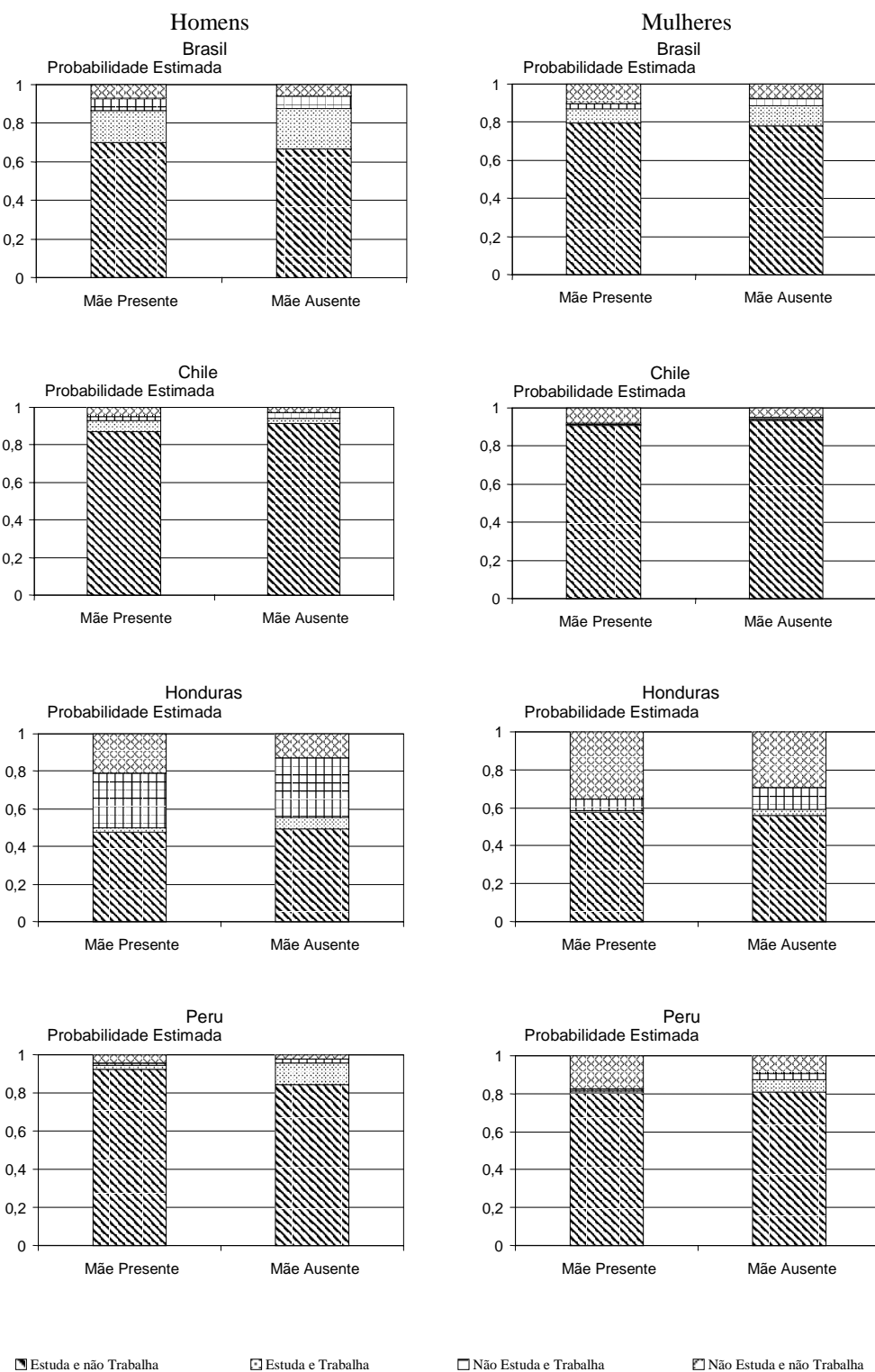
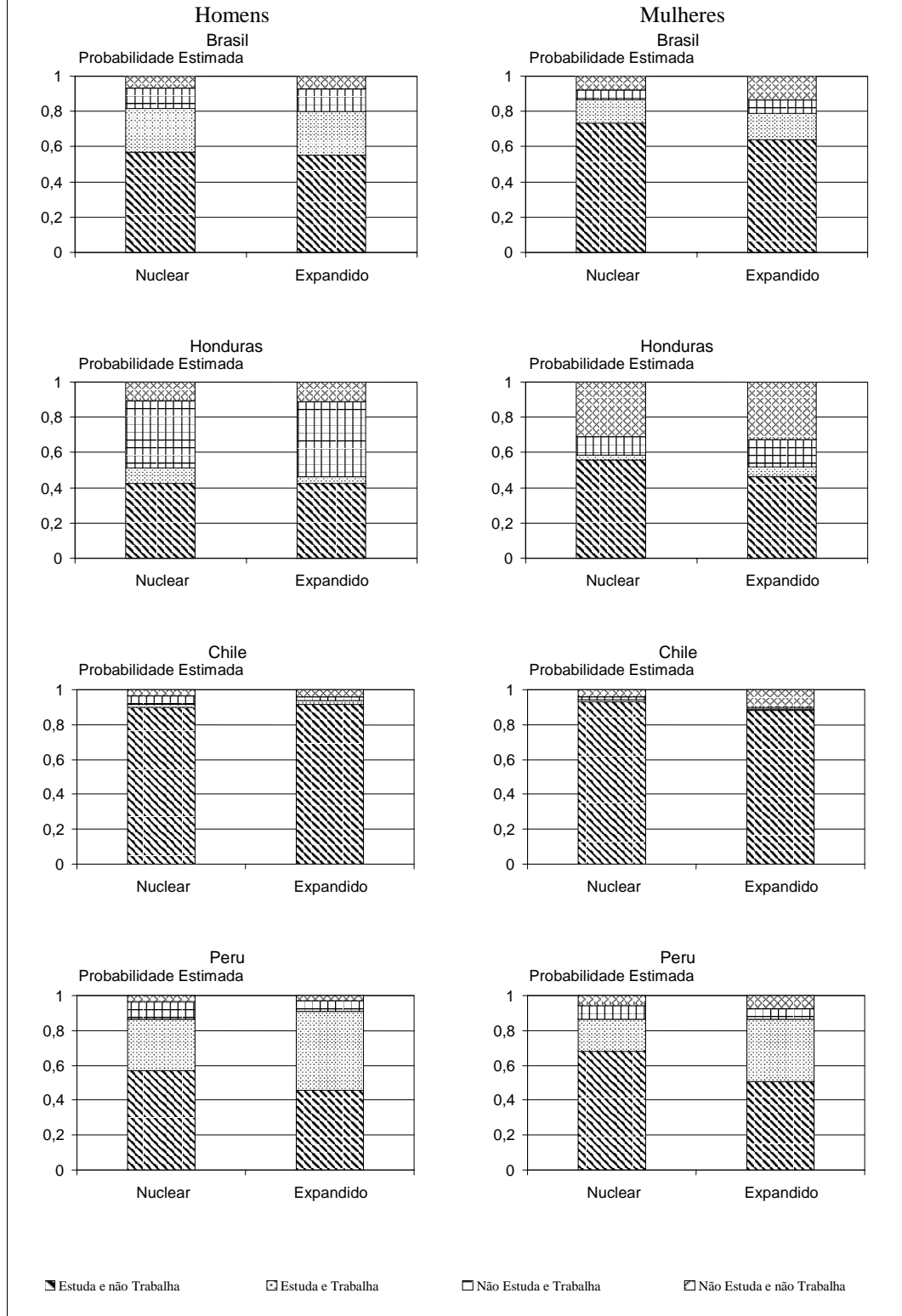


Gráfico 9  
Relação entre Arranjo Familiar e Alocação do Tempo dos Jovens



Assim como no caso dos homens, a renda familiar *per capita* também só demonstrou ter algum efeito sobre as opções dos jovens na zona rural. No entanto, o Gráfico 4 mostra que, nesse caso, as meninas mais ricas revelaram ter maior propensão a trabalhar: as jovens do sexto décimo têm probabilidade de estar participando da força de trabalho seis pontos percentuais maior do que as do primeiro décimo. Também como descrito para os homens, há grande diversidade de resultados entre os países analisados. A renda familiar afetaria a alocação do tempo das jovens em Honduras e no Peru, mas não afetaria no Chile. Além disso, a forma como essa variável exerce alguma influência é bastante distinta no Peru e em Honduras.

Entre as mulheres brasileiras, observa-se, no Gráfico 5, forte impacto da localização do domicílio sobre a probabilidade de não trabalhar nem estudar (possivelmente refletindo aumento da incidência de trabalho doméstico): a diferença entre domicílios localizados em áreas rurais e urbanas é de 13 pontos percentuais. Sobre a taxa de frequência escolar, o efeito estimado da localização do domicílio é comparável à diferença existente entre filhas de pais analfabetos e pais com seis anos de estudo. A percentagem de matriculadas entre as jovens urbanas é 10 pontos maior do que entre as jovens rurais. Curiosamente, Honduras aparece como uma exceção a esses padrões.

O efeito da presença de crianças no domicílio sobre a propensão das mulheres a participar da força de trabalho é semelhante ao constatado para os homens (menores chances de se dedicar exclusivamente à escola e tendência a trabalhar mais). Esse resultado para o Brasil tende a se repetir nos outros países. No que se refere ao efeito sobre a frequência à escola, em nosso país o impacto estimado foi bem menos significativo do que o verificado no caso masculino (revelando-se praticamente nulo entre as famílias mais pobres). O Gráfico 6 mostra que isso é uma particularidade do Brasil, visto que em todos os outros países analisados esse efeito é mais pronunciado entre as mulheres do que entre os homens.

Já a presença de idosos na família parece não ter o mesmo impacto sobre as escolhas de homens e mulheres. Enquanto no primeiro caso domicílios com idosos sempre favoreciam as chances de seus membros jovens estudarem, agora isso deixa de ser verdade entre as famílias mais pobres. Para as meninas pobres brasileiras, viver em famílias sem idosos representa aumento de cerca de cinco pontos percentuais nas chances de ir à escola, em relação às que vivem em famílias com dois idosos. Os idosos parecem prejudicar a frequência escolar das jovens também nos demais países. A exceção fica por conta da área rural do Chile.

Já no caso da propensão a trabalhar, verifica-se que em famílias com idosos a proporção de jovens brasileiras participando da força de trabalho é menor, especialmente nos décimos inferiores de renda e em domicílios da zona rural. Entre os pobres do campo, membros de famílias com dois idosos têm sete pontos percentuais a menos de chances de trabalhar do que em famílias sem idosos. Novamente temos um fenômeno restrito ao Brasil. Em todos os demais países a

proporção de mulheres jovens trabalhando aumenta (Honduras e Peru) ou não se altera (Chile) com o número de idosos.

O impacto da presença da mãe no domicílio parece ser tão ou mais insignificante entre as mulheres do que entre os homens. Novamente esse efeito tende a se concentrar na alocação envolvendo trabalho e estudo para o Brasil. Em relação aos demais países, também conforme relatado para os homens, o mesmo tipo de efeito é documentado para o Peru.

Além disso, mulheres que vivem em domicílios expandidos têm menos chances de estar só estudando do que se morassem em domicílios nucleares (que não abrigam outros moradores que não pais e irmãos). A diferença na percentagem de jovens freqüentando a escola entre domicílios nucleares e expandidos é de oito pontos. De acordo com o Gráfico 9 todos os países seguem esse padrão.

Finalmente, observamos no Gráfico 10 que, na amostra analisada, a proporção de pessoas que estudam decai em cinco pontos de percentagem quando as jovens passam de 14 para 15 anos, tendo como contrapartida um aumento de nove pontos na percentagem de pessoas que trabalham. Novamente esse efeito é comum a todos os países.

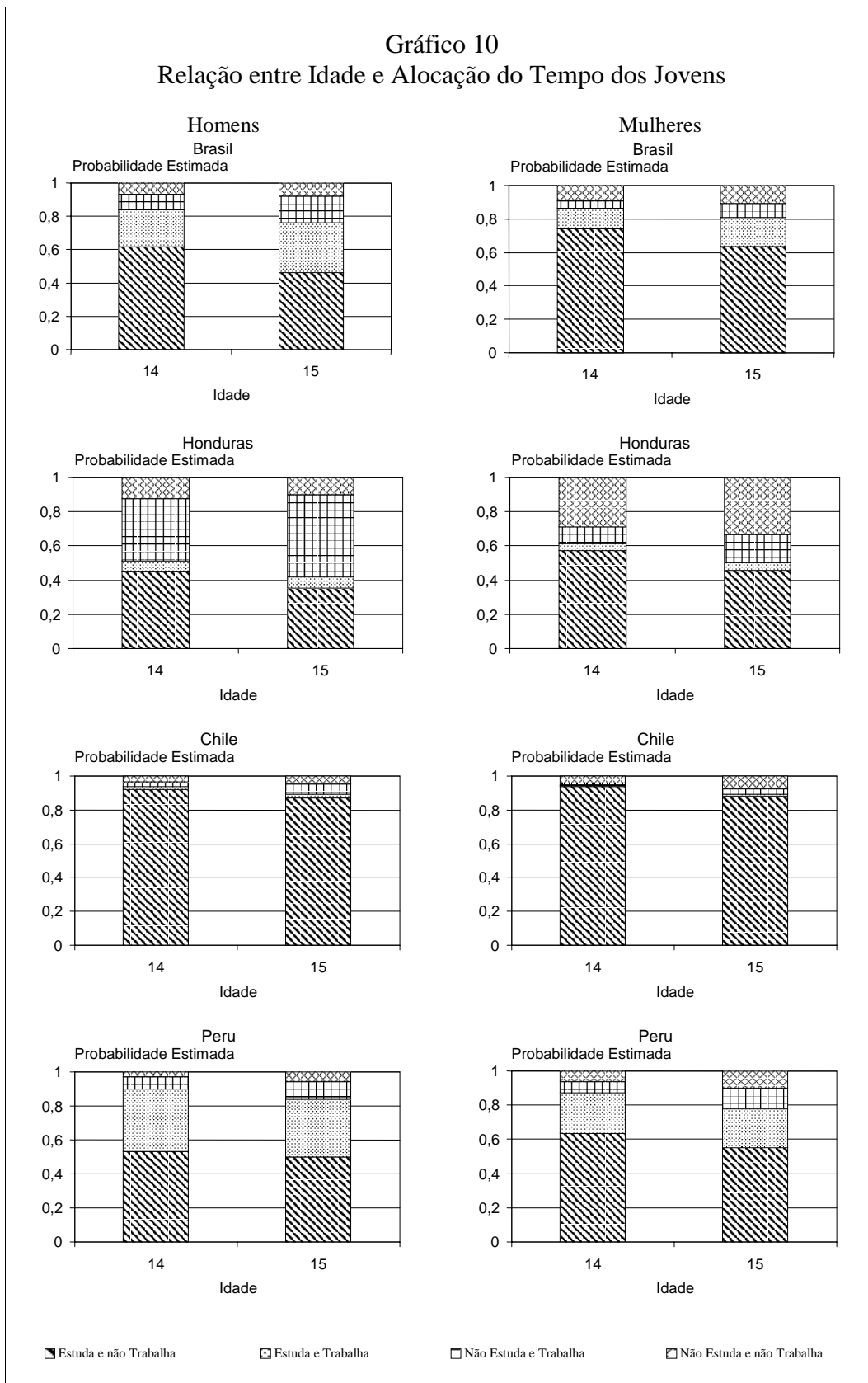
## **6 - SÍNTESE**

Neste artigo investigamos os determinantes da alocação do tempo dos jovens em quatro países latino-americanos: Brasil, Chile, Honduras e Peru. Além de documentar os determinantes dessa decisão, tínhamos como objetivo identificar alguma heterogeneidade da influência desses determinantes na alocação do tempo por país e por gênero.

Estimamos o mesmo modelo econométrico para oito amostras (dois gêneros e quatro países) e constatamos que: *a*) todas as variáveis propostas como possíveis determinantes são relevantes em pelo menos um dos modelos estimados; e *b*) há uma enorme heterogeneidade com relação à variável que aparece como significativa em cada um dos modelos. Esse fato sugere que os aspectos institucionais e/ou culturais e geográficos não modelados podem exercer importante influência sobre os efeitos das variáveis socioeconômicas consideradas.

A comparação da magnitude dos efeitos que essas variáveis exercem sobre a alocação do tempo dos jovens foi feita por meio de uma análise gráfica. Vale destacar o papel da educação dos pais, cuja forte influência pode ser notada em todos os países analisados. Tal influência consiste no aumento da probabilidade de se dedicar ao estudo na medida em que consideramos pais mais educados, independentemente do sexo do jovem.

Gráfico 10  
Relação entre Idade e Alocação do Tempo dos Jovens





Também despontam como relevantes o grau de urbanização, o número de crianças e o número de idosos. No entanto, o efeito dessas variáveis depende do gênero e do país considerado. Esse fato reforça nossa opinião de que fatores institucionais/culturais também exercem considerável influência na alocação do tempo dos jovens.

Ainda com relação ao número de crianças e idosos, permitimos que seus efeitos variassem de acordo com algumas características socioeconômicas (grau de urbanização e nível de renda familiar). Em nossa análise ficou evidente que, de fato, o efeito dessas variáveis depende das características socioeconômicas consideradas, corroborando as análises de Grootaert e Kanbur (1995) e Patrinos e Psacharopoulos (1997). Além disso, mostramos que a combinação desses efeitos gera resultados diversos dependendo do país.

## APÊNDICE

Tabela A.1

**Brasil: Coeficientes Estimados pelo Modelo *Logit* Multinomial — Homens**  
(Base para Comparação: Não Estuda e Não Trabalha)

Variável	Estuda e Não Trabalha		Estuda e Trabalha		Não Estuda e Trabalha	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
zona	1,113	0,148	0,748	0,330	0,548	0,502
idade	-0,494	0,000	0,181	0,139	0,618	0,000
educação	0,143	0,000	0,045	0,019	-0,086	0,000
renda_fam	-0,001	0,400	0,001	0,746	0,003	0,189
n_criança	-0,025	0,828	0,029	0,798	0,058	0,616
n_jovem	0,005	0,962	-0,028	0,803	0,032	0,781
n_ativo	0,081	0,356	-0,046	0,596	-0,014	0,877
n_idoso	0,468	0,366	0,724	0,150	0,436	0,409
zona*criança	-0,156	0,221	-0,046	0,714	-0,018	0,890
zona*ativo	-0,114	0,210	-0,154	0,098	-0,249	0,013
zona*jovem	-0,023	0,860	0,036	0,779	0,034	0,804
zona*idoso	-0,124	0,816	-0,854	0,106	-0,781	0,164
arranjo	-0,160	0,249	-0,094	0,523	-0,006	0,972
auton	0,189	0,439	1,208	0,000	0,959	0,001
empr	-0,232	0,292	0,219	0,365	0,384	0,175
p_mãe	0,151	0,311	0,422	0,007	0,250	0,159
rf*mãe	0,000	0,415	0,000	0,405	0,000	0,961
rf2*mãe	0,000	0,066	0,000	0,049	0,000	0,701
rf*auton	-0,001	0,285	-0,002	0,031	-0,004	0,010
rf2*auton	0,000	0,968	0,000	0,354	0,000	0,055
rf*empr	0,000	0,918	-0,001	0,201	-0,003	0,038
rf2*empr	0,000	0,648	0,000	0,597	0,000	0,065
rf*zona	0,001	0,318	0,002	0,052	0,001	0,208
rf2*zona	0,000	0,425	0,000	0,337	0,000	0,392
renda_fam2	0,000	0,677	0,000	0,650	0,000	0,128
rf*criança	0,000	0,351	0,000	0,486	-0,001	0,426
rf2*criança	0,000	0,790	0,000	0,873	0,000	0,967
rf*jovem	0,000	0,786	0,000	0,718	0,000	0,701
rf2*jovem	0,000	0,347	0,000	0,275	0,000	0,479
rf*ativo	0,002	0,140	0,001	0,674	-0,001	0,546
rf2*ativo	0,000	0,365	0,000	0,842	0,000	0,915
rf*idoso	0,001	0,460	0,000	0,904	0,000	0,877
rf2*idoso	0,000	0,998	0,000	0,744	0,000	0,834

Tabela A.2

**Brasil: Coeficientes Estimados pelo Modelo *Logit* Multinomial — Mulheres**  
(Base para Comparação: Não Estuda e Não Trabalha)

Variável	Estuda e Não Trabalha		Estuda e Trabalha		Não Estuda e Trabalha	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
zona	1,349	0,010	1,155	0,069	1,755	0,020
idade	-0,358	0,001	0,201	0,098	0,509	0,001
educação	0,137	0,000	0,042	0,029	-0,041	0,105
renda_fam	0,004	0,063	0,006	0,023	0,006	0,016
n_criança	0,053	0,538	0,080	0,427	0,086	0,448
n_jovem	-0,027	0,742	0,010	0,916	-0,012	0,916
n_ativo	0,099	0,127	0,027	0,725	0,017	0,850
n_idoso	-0,237	0,394	-0,403	0,263	-0,289	0,453
zona*criança	-0,300	0,002	-0,295	0,010	-0,160	0,229
zona*ativo	-0,046	0,526	-0,046	0,591	-0,233	0,027
zona*jovem	-0,160	0,099	-0,105	0,365	-0,191	0,182
zona*idoso	0,699	0,028	0,613	0,121	0,190	0,679
arranjo	-0,749	0,000	-0,485	0,001	-0,177	0,300
auton	0,393	0,111	0,806	0,005	0,076	0,819
empr	0,083	0,725	0,161	0,565	-0,155	0,626
p_mãe	0,324	0,037	0,699	0,000	0,789	0,000
rf*mãe	-0,001	0,267	-0,001	0,290	-0,001	0,285
rf2*mãe	0,000	0,310	0,000	0,277	0,000	0,208
rf*auton	-0,001	0,271	-0,002	0,135	-0,001	0,394
rf2*auton	0,000	0,940	0,000	0,623	0,000	0,824
rf*empr	-0,001	0,506	-0,001	0,254	-0,001	0,572
rf2*empr	0,000	0,901	0,000	0,507	0,000	0,995
rf*zona	0,000	0,897	-0,001	0,343	-0,001	0,337
rf2*zona	0,000	0,637	0,000	0,970	0,000	0,722
renda_fam2	0,000	0,533	0,000	0,171	0,000	0,290
rf*criança	0,000	0,799	-0,001	0,528	-0,001	0,194
rf2*criança	0,000	0,420	0,000	0,202	0,000	0,233
rf*jovem	-0,001	0,175	-0,001	0,491	-0,001	0,281
rf2*jovem	0,000	0,552	0,000	0,661	0,000	0,589
rf*ativo	-0,002	0,206	-0,002	0,224	-0,004	0,064
rf2*ativo	0,000	0,024	0,000	0,024	0,000	0,011
rf*idoso	-0,002	0,241	-0,002	0,299	-0,001	0,474
rf2*idoso	0,000	0,951	0,000	0,784	0,000	0,791

Tabela A.3

**Chile: Coeficientes Estimados pelo Modelo *Logit* Multinomial — Homens**  
(Base para Comparação: Não Estuda e Não Trabalha)

Variável	Estuda e Trabalha		Não Estuda e Trabalha		Não Estuda e Não Trabalha	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
zona	-0,298	0,921	-2,711	0,036	0,203	0,863
idade	0,449	0,208	0,894	0,000	0,384	0,106
educação	-0,064	0,188	-0,210	0,000	-0,104	0,004
renda_fam	0,000	0,953	0,000	0,210	0,000	0,706
n_criança	0,002	0,997	-0,344	0,297	0,176	0,579
n_jovem	-0,541	0,339	0,296	0,157	-0,309	0,278
n_ativo	-0,769	0,120	0,089	0,535	0,134	0,352
n_idoso	0,971	0,479	-1,917	0,096	0,464	0,391
zona*criança	0,677	0,266	0,407	0,209	0,237	0,451
zona*ativo	0,760	0,106	0,012	0,942	0,102	0,502
zona*jovem	-0,068	0,910	0,259	0,233	0,126	0,687
zona*idoso	-1,114	0,441	1,336	0,139	-0,761	0,155
arranjo	0,439	0,329	-0,886	0,006	0,076	0,803
auton	2,548	0,021	0,249	0,703	0,305	0,606
empr	2,614	0,011	-0,216	0,735	0,133	0,877
p_mãe	-0,841	0,249	0,324	0,528	-0,700	0,152
rf*mãe	0,000	0,154	0,000	0,704	0,000	0,197
rf2*mãe	0,000	0,776	0,000	0,687	0,000	0,225
rf*auton	0,000	0,169	0,000	0,241	0,000	0,482
rf2*auton	0,000	0,933	0,000	0,423	0,000	0,353
rf*empr	0,000	0,024	0,000	0,450	0,000	0,893
rf2*empr	0,000	0,606	0,000	0,457	0,000	0,486
rf*zona	0,000	0,598	0,000	0,902	0,000	0,941
rf2*zona	0,000	0,588	0,000	0,596	0,000	0,697
renda_fam2	0,000	0,712	0,000	0,327	0,000	0,576
rf*criança	0,000	0,213	0,000	0,785	0,000	0,656
rf2*criança	0,000	0,152	0,000	0,742	0,000	0,494
rf*jovem	0,000	0,161	0,000	0,376	0,000	0,925
rf2*jovem	0,000	0,905	0,000	0,289	0,000	0,634
rf*ativo	0,000	0,402	0,000	0,274	0,000	0,960
rf2*ativo	0,000	0,191	0,000	0,511	0,000	0,747
rf*idoso	0,000	0,935	0,000	0,449	0,000	0,693
rf2*idoso	0,000	0,729	0,000	0,515	0,000	0,814

Tabela A.4

**Chile: Coeficientes Estimados pelo Modelo *Logit* Multinomial — Mulheres**  
(Base para Comparação: Não Estuda e Não Trabalha)

Variável	Estuda e Trabalha		Não Estuda e Trabalha		Não Estuda e Não Trabalha	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
Zona	4,977	.	-2,513	0,195	-2,123	0,037
Idade	0,481	0,382	1,924	0,000	0,544	0,006
Educação	-0,213	0,009	-0,338	0,000	-0,124	0,000
renda_fam	0,000	0,243	0,000	0,639	0,000	0,818
n_criança	0,808	0,297	0,488	0,201	-0,088	0,710
n_jovem	-0,852	0,381	-0,554	0,210	0,143	0,498
n_ativo	0,131	0,820	-0,562	0,065	-0,074	0,559
n_idoso	-15,871	.	-0,528	0,499	-0,844	0,055
zona*criança	-0,861	0,334	-0,604	0,250	0,356	0,163
zona*ativo	-0,254	0,680	0,487	0,102	0,264	0,046
zona*jovem	-2,577	0,116	1,084	0,018	-0,213	0,375
zona*idoso	-0,695	0,817	0,184	0,830	0,444	0,355
arranjo	-1,216	0,281	-0,053	0,912	0,975	0,000
auton	17,913	0,000	0,664	0,421	0,466	0,394
empr	19,257	0,000	-0,575	0,498	0,590	0,204
p_mãe	0,936	0,487	0,519	0,364	-0,584	0,150
rf*mãe	0,000	0,933	0,000	0,590	0,000	0,111
rf2*mãe	0,000	0,807	0,000	0,746	0,000	0,129
rf*auton	0,000	.	0,000	0,278	0,000	0,734
rf2*auton	0,000	1,000	0,000	0,973	0,000	0,733
rf*empr	0,000	0,949	0,000	0,982	0,000	0,352
rf2*empr	0,000	1,000	0,000	0,991	0,000	0,347
rf*zona	0,000	0,113	0,000	0,401	0,000	0,701
rf2*zona	0,000	0,111	0,000	0,704	0,000	0,724
renda_fam2	0,000	.	0,000	0,558	0,000	0,903
rf*criança	0,000	0,544	0,000	0,971	0,000	0,235
rf2*criança	0,000	0,342	0,000	0,676	0,000	0,970
rf*jovem	0,000	0,077	0,000	0,848	0,000	0,961
rf2*jovem	0,000	0,101	0,000	0,600	0,000	0,460
rf*ativo	0,000	0,482	0,000	0,288	0,000	0,283
rf2*ativo	0,000	0,536	0,000	0,376	0,000	0,246
rf*idoso	0,000	.	0,000	0,840	0,000	0,996
rf2*idoso	0,000	0,999	0,000	0,643	0,000	0,649

Tabela A.5

**Honduras: Coeficientes Estimados pelo Modelo *Logit* Multinomial —**

**Homens**

(Base para Comparação: Não Estuda e Não Trabalha)

Variável	Estuda e Não Trabalha		Estuda e Trabalha		Não Estuda e Trabalha	
	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor
zona	2,824	0,077	-1,214	0,604	0,844	0,589
idade	-0,123	0,682	0,342	0,434	0,555	0,059
educação	0,175	0,000	0,093	0,143	-0,071	0,125
renda_fam	-0,001	0,216	-0,001	0,478	-0,001	0,098
n_criança	0,346	0,138	0,261	0,437	0,412	0,060
n_jovem	0,049	0,837	0,079	0,827	0,069	0,755
n_ativo	0,138	0,410	0,244	0,338	-0,011	0,945
n_idoso	1,570	0,106	1,927	0,152	1,368	0,141
zona*criança	-0,728	0,011	-0,014	0,972	-0,479	0,089
zona*ativo	0,091	0,641	0,343	0,210	0,029	0,885
zona*jovem	-0,445	0,116	0,127	0,766	-0,211	0,457
zona*idoso	-0,167	0,859	0,081	0,950	-0,105	0,909
arranjo	-0,104	0,746	-0,994	0,051	0,027	0,931
auton	0,024	0,975	1,560	0,269	0,196	0,799
empr	-0,233	0,786	0,782	0,614	-0,453	0,597
p_mãe	0,614	0,291	1,943	0,015	0,668	0,245
rf*mãe	0,000	0,550	0,000	0,125	0,000	0,749
rf2*mãe	0,000	0,421	0,000	0,068	0,000	0,433
rf*auton	0,000	0,907	0,000	0,636	0,000	0,737
rf2*auton	0,000	0,436	0,000	0,437	0,000	0,311
rf*empr	0,000	0,971	0,000	0,635	0,000	0,830
rf2*empr	0,000	0,441	0,000	0,389	0,000	0,316
rf*zona	0,000	0,510	0,000	0,815	0,000	0,878
rf2*zona	0,000	0,869	0,000	0,280	0,000	0,522
renda_fam2	0,000	0,254	0,000	0,496	0,000	0,166
rf*criança	0,000	0,472	0,000	0,777	0,000	0,593
rf2*criança	0,000	0,639	0,000	0,329	0,000	0,475
rf*jovem	0,000	0,088	0,000	0,798	0,000	0,308
rf2*jovem	0,000	0,111	0,000	0,411	0,000	0,188
rf*ativo	0,001	0,094	0,002	0,064	0,001	0,187
rf2*ativo	0,000	0,334	0,000	0,129	0,000	0,368
rf*idoso	0,001	0,111	0,001	0,137	0,001	0,090
rf2*idoso	0,000	0,189	0,000	0,247	0,000	0,201

Tabela A.6

**Honduras: Coeficientes Estimados pelo Modelo *Logit* Multinomial —**

**Mulheres**

(Base para Comparação: Não Estuda e Não Trabalha)

Variável	Estuda e Não Trabalha		Estuda e Trabalha		Não Estuda e Trabalha	
	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor
zona	-1,120	0,309	-5,596	0,065	1,573	0,340
idade	-0,473	0,026	-0,059	0,909	0,395	0,183
educação	0,220	0,000	0,126	0,076	0,027	0,568
renda_fam	0,000	0,858	0,004	0,011	0,000	0,925
n_criança	-0,335	0,014	0,488	0,203	0,227	0,192
n_jovem	0,034	0,796	-1,823	0,010	-0,067	0,757
n_ativo	0,097	0,355	-0,356	0,367	-0,437	0,025
n_idoso	-0,350	0,407	-6,455	0,032	0,510	0,378
zona*criança	0,349	0,122	0,279	0,526	0,018	0,952
zona*ativo	0,088	0,543	0,480	0,205	-0,253	0,322
zona*jovem	0,066	0,759	1,405	0,041	-0,384	0,249
zona*idoso	0,532	0,307	4,112	0,057	0,169	0,818
arranjo	-0,304	0,187	0,684	0,224	0,383	0,229
auton	-0,396	0,417	0,856	0,566	0,437	0,575
empr	0,566	0,369	5,600	0,003	1,246	0,185
p_mãe	0,171	0,612	1,581	0,052	0,898	0,061
rf*mãe	0,000	0,495	0,000	0,916	0,000	0,296
rf2*mãe	0,000	0,406	0,000	0,209	0,000	0,143
rf*auton	0,000	0,315	-0,001	0,426	0,000	0,552
rf2*auton	0,000	0,432	0,000	0,474	0,000	0,851
rf*empr	0,000	0,863	-0,003	0,005	0,000	0,175
rf2*empr	0,000	0,684	0,000	0,107	0,000	0,677
rf*zona	0,000	0,833	-0,001	0,002	0,000	0,726
rf2*zona	0,000	0,629	0,000	0,002	0,000	0,449
renda_fam2	0,000	0,788	0,000	0,145	0,000	0,541
rf*criança	0,000	0,443	0,001	0,090	0,000	0,858
rf2*criança	0,000	0,520	0,000	0,023	0,000	0,602
rf*jovem	0,000	0,308	-0,001	0,217	0,000	0,767
rf2*jovem	0,000	0,527	0,000	0,671	0,000	0,869
rf*ativo	0,000	0,971	0,000	0,990	0,000	0,362
rf2*ativo	0,000	0,530	0,000	0,381	0,000	0,581
rf*idoso	0,000	0,197	-0,003	0,024	0,001	0,075
rf2*idoso	0,000	0,227	0,000	0,013	0,000	0,030

Tabela A.7

**Peru: Coeficientes Estimados pelo Modelo *Logit* Multinomial — Homens**  
(Base para Comparação: Não Estuda e Não Trabalha)

Variável	Estuda e Trabalha		Não Estuda e Trabalha		Não Estuda e Não Trabalha	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
zona	0,268	0,891	-4,463	0,346	7,066	0,531
idade	0,010	0,976	0,604	0,270	1,916	0,148
educação	-0,074	0,082	-0,307	0,001	-0,179	0,362
renda_fam	0,018	0,036	-0,135	0,000	0,402	0,682
n_criança	-0,046	0,873	0,488	0,194	-10,552	0,432
n_jovem	0,050	0,866	-0,583	0,191	-0,193	0,934
n_ativo	-0,142	0,530	-0,222	0,435	0,793	0,618
n_idoso	-1,000	0,364	-1,112	0,458	-57,512	0,707
zona*criança	0,172	0,619	0,657	0,346	8,916	0,504
zona*ativo	0,028	0,902	0,558	0,201	-1,767	0,281
zona*jovem	0,541	0,123	0,251	0,766	1,923	0,429
zona*idoso	-2,506	0,023	-2,185	0,406	-14,408	0,347
arranjo	0,936	0,012	-0,169	0,819	-0,035	0,980
auton	1,132	0,257	17,622	0,000	-735,518	0,525
empr	-1,930	0,119	14,847	0,000	1,600	0,494
p_mãe	2,695	0,000	1,747	0,069	-0,870	0,710
rf*mãe	-0,006	0,002	-0,002	0,483	0,007	0,477
rf2*mãe	0,000	0,002	0,000	0,724	0,000	0,438
rf*auton	-0,001	0,805	0,141	0,000	0,891	0,532
rf2*auton	0,000	0,914	0,000	0,866	0,000	0,546
rf*empr	0,003	0,303	0,152	.	-0,009	0,330
rf2*empr	0,000	0,401	0,000	0,854	0,000	0,637
rf*zona	0,002	0,202	0,002	0,621	0,013	0,314
rf2*zona	0,000	0,024	0,000	0,632	0,000	0,273
renda_fam2	0,000	0,028	0,000	0,862	0,000	0,686
rf*criança	-0,003	0,173	0,010	0,043	-0,003	0,807
rf2*criança	0,000	0,060	0,000	0,015	0,000	0,502
rf*jovem	0,002	0,497	-0,007	0,157	0,024	0,086
rf2*jovem	0,000	0,827	0,000	0,084	0,000	0,178
rf*ativo	-0,004	0,319	-0,007	0,475	-0,038	0,337
rf2*ativo	0,000	0,459	0,000	0,760	0,000	0,320
rf*idoso	-0,009	0,174	-0,007	0,498	-0,419	0,670
rf2*idoso	0,000	0,200	0,000	0,673	0,000	0,672



Tabela A.8

**Peru: Coeficientes Estimados pelo Modelo *Logit* Multinomial — Mulheres**  
(Base para Comparação: Não Estuda e Não Trabalha)

Variável	Estuda e Trabalha		Não Estuda e Trabalha		Não Estuda e Não Trabalha	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
zona	-4,295	0,073	-0,497	0,939	-3,889	0,414
idade	0,242	0,528	1,409	0,046	1,030	0,119
educação	-0,085	0,111	-0,412	0,001	-0,040	0,687
renda_fam	0,017	0,161	-0,021	0,458	0,033	0,738
n_criança	-0,199	0,502	0,587	0,210	1,084	0,054
n_jovem	-0,285	0,426	-1,001	0,108	-0,455	0,544
n_ativo	-0,463	0,028	-0,475	0,271	-0,547	0,236
n_idoso	-0,243	0,751	2,908	0,028	-0,616	0,66
zona*criança	0,431	0,345	-0,695	0,559	0,683	0,354
zona*ativo	0,061	0,846	0,464	0,512	0,788	0,195
zona*jovem	-0,561	0,301	-2,093	0,240	0,324	0,707
zona*idoso	1,124	0,214	-1,504	0,567	-0,954	0,585
arranjo	1,441	0,004	0,466	0,617	0,909	0,265
auton	3,930	0,036	10,754	0,210	24,864	0,556
empr	3,099	0,114	8,357	0,332	21,972	0,602
p_mãe	1,929	0,009	2,357	0,081	-1,264	0,325
rf*mãe	0,000	0,904	-0,007	0,170	0,002	0,495
rf2*mãe	0,000	0,883	0,000	0,075	0,000	0,383
rf*auton	-0,021	0,072	-0,016	0,299	-0,040	0,682
rf2*auton	0,000	0,144	0,000	0,591	0,000	0,875
rf*empr	-0,022	0,064	-0,012	0,451	-0,039	0,687
rf2*empr	0,000	0,138	0,000	0,436	0,000	0,815
rf*zona	0,005	0,089	0,013	0,132	-0,002	0,844
rf2*zona	0,000	0,872	0,000	0,102	0,000	0,581
renda_fam2	0,000	0,135	0,000	0,058	0,000	0,82
rf*criança	-0,002	0,590	0,002	0,811	0,020	0,006
rf2*criança	0,000	0,687	0,000	0,174	0,000	0,01
rf*jovem	-0,004	0,156	-0,014	0,090	0,004	0,55
rf2*jovem	0,000	0,352	0,000	0,723	0,000	0,629
rf*ativo	-0,007	0,291	0,004	0,856	0,002	0,891
rf2*ativo	0,000	0,417	0,000	0,176	0,000	0,562
rf*idoso	0,008	0,078	0,057	0,019	-0,006	0,562
rf2*idoso	0,000	0,106	0,000	0,012	0,000	0,999

## BIBLIOGRAFIA

- BARROS, R. P. de, MENDONÇA, R. Infância e adolescência no Brasil: as conseqüências da pobreza diferenciadas por gênero, faixa etária e região de residência. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 2, 1991.
- BARROS, R. P. de, MENDONÇA, R., VELAZCO, T. *Is poverty the main cause of child work in Brazil?* Rio de Janeiro: IPEA, 1994 (Texto para Discussão, 351).
- BASU, K. Child labor: cause, consequence, and cure, with remarks on International Labor Standards. *Journal of Economic Literature*, v. XXXVII, n. 3, p. 1.083-1.119, 1999.
- BASU, K., VAN, P. The economics of child labor. *American Economic Review*, v. 88, n. 3, 1998.
- BEHRMAN, J. R., DURYEYEA, S., SZÈKELY, M. *Schooling investments and macroeconomic conditions: a micro-macro investigation for Latin America and the Caribbean*. BID, 1999 (OCE Working Paper, 407).
- FERREIRA, F. F. G., BARROS, R. P. de. The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996. *Revista de Econometria*, v. 19, n. 2, Nov. 1999.
- FREIJE, S., LOPEZ-CALVA, L. F. *Child labor and poverty in Venezuela and Mexico*. Versão preliminar apresentada no congresso da NIP (network of inequality and poverty) no Rio de Janeiro, 2000.
- GROOTAERT, C., KANBUR, R. Child labor: an economic perspective. *International Labour Review*, v. 134, n. 2, 1995.
- HANUSHEK, E. The trade-off between child quantity and quality. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 1, p. 84-117, 1992.
- LAM, D., DURYEYEA, S. Effects of schooling on fertility, labor supply, and investments in children, with evidence from Brazil. *Journal of Human Resources*, v. 34, n. 1, p. 160-192, Winter 1999.
- LOPEZ-CALVA, L. F. *A social stigma model of child labor*. Versão preliminar apresentada no congresso da NIP (network of inequality and poverty) no Rio de Janeiro, 2000.
- MENDONÇA, R. *A oportunidade imperdível: expansão educacional e desenvolvimento humano no Brasil*. Rio de Janeiro: UFRJ, mar. 2000 (Dissertação de Doutorado).

MENEZES-FILHO, N. A. (coord.). *Adolescents in Latin America and Caribbean: examining time allocation decisions with cross-country micro data*. São Paulo: Fipe/USP, Apr. 2000.

MENEZES-FILHO, N. A., FERNANDES, R., PICHETTI, P., NARITA, R. The choice between school and work in Latin America. *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia*, 2000.

PATRINOS, H., PSACHAROPOULOS, G. Family size, schooling and child labor in Peru — an empirical analysis. *Journal of Population Economics*, v. 10, p. 387-405, 1997.

RANJAN, P. An economic analysis of child labor. *Economic Letters*, v. 64, p. 99-105, 1999.

SANTOS, D. D. *Desemprego e escolaridade: comentários sobre uma relação nada óbvia*. Rio de Janeiro: IPEA, jun. 2000, mimeo.