

Decisões críticas em idades críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina*

Carlos H. Corseuil[§]

Daniel D. Santos[§]

Miguel N. Foguel[§]

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. Este estudo pretende mostrar o caso específico do Brasil, verificando 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. A probabilidade de um jovem estar na escola cresce significativamente com o nível educacional dos pais. 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.

Palavras-chave: alocação de tempo, jovens, educação, trabalho.

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.

Key words: time allocation, teenagers, education, working.

JEL: J22.

* 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 microdata* elaborado para o BID. Os autores agradecem também os comentários dos demais integrantes do projeto, assim como de participantes do Congresso da Abep 2000, onde uma versão anterior deste trabalho foi apresentada.

§ Da Diretoria de Estudos Sociais do IPEA.

Recebido em março de 2001. Aceito em outubro de 2001.

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). Neste sentido, um fato estilizado preocupante para os países em desenvolvimento é a menor frequência dos jovens à escola relativamente 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,¹ exercer ambas as atividades ou nenhuma delas.² Este estudo pretende ressaltar o caso específico do Brasil, verificando 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.³

Menezes-Filho *et alii* (2000) mostram que, entre os países latino-americanos, o Chile apresenta elevada proporção de jovens na escola, o 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.⁴

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

1 Neste 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.

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

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

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

latino-americanos e se baseia em um modelo econométrico mais flexível e completo que nos permite explorar relações não investigadas nos trabalhos mencionados.⁵

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 neste 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).⁶ 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. As informações referem-se a 1997, para Brasil e Peru, e 1998 para Chile e Honduras.

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. Esta 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, tais resultados serão levados em consideração na especificação de nosso modelo econométrico.

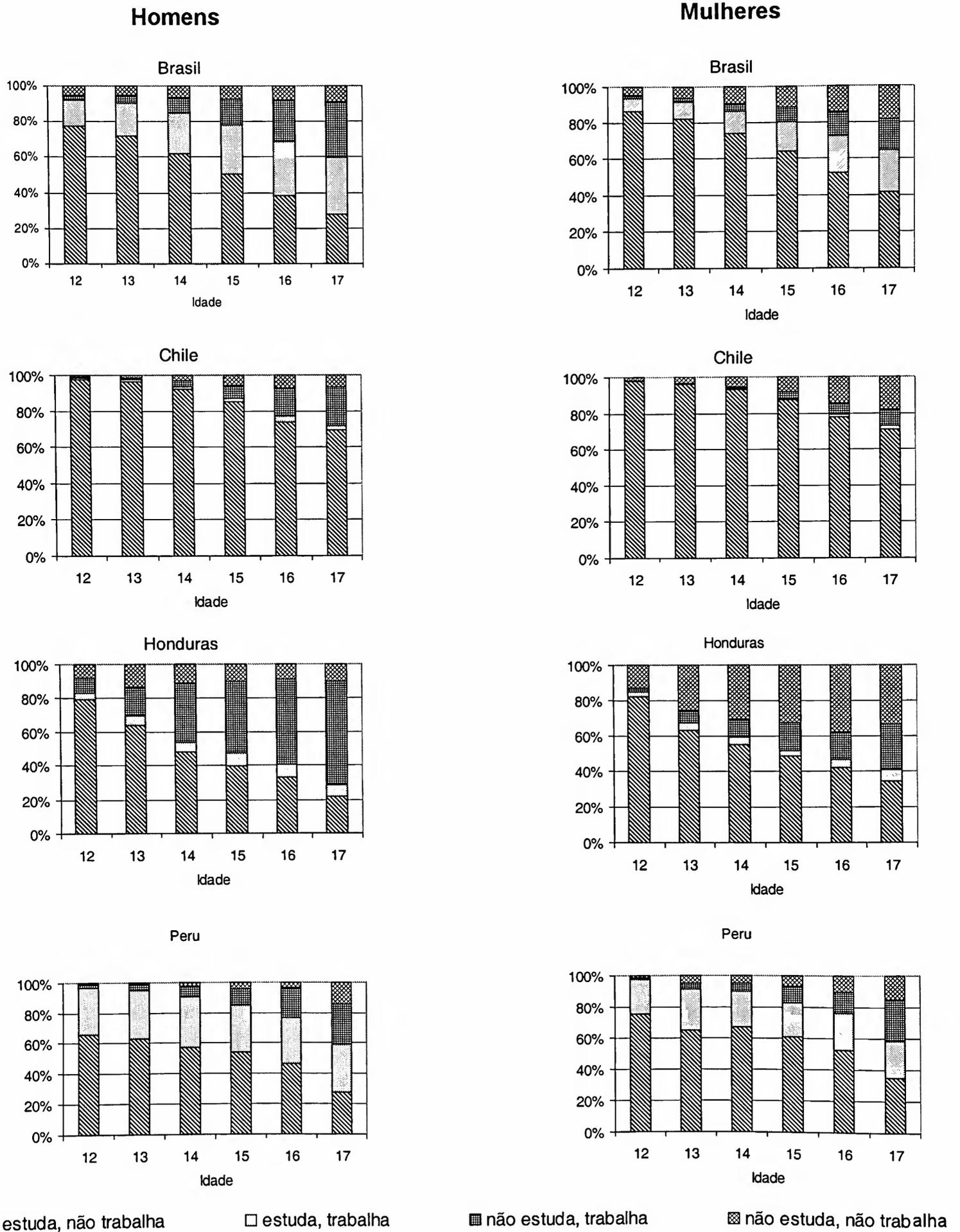
O Gráfico 1 mostra que a parcela dos jovens que aloca o tempo em cada uma das quatro alternativas propostas varia consideravelmente com a idade. No grupo etário analisado, um incremento (mesmo que marginal) nessa variável está associado a distribuições distintas de alocação de tempo. No Brasil, por exemplo, 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.⁷

5 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.

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

7 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



▨ estuda, não trabalha

□ estuda, trabalha

▩ não estuda, trabalha

▤ não estuda, não trabalha

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. O curioso é 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 neste 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 à medida 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

Dada a escassez de modelos estruturais, nossa análise empírica será baseada em argumentos presentes na literatura sobre os determinantes do trabalho precoce e da frequência à escola. Esses argumentos são, em geral, derivados 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 dotações de recursos de todos os membros da família, bem como das preferências por consumo e lazer, e os respectivos 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 à medida 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) 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.⁸ Desta 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 isto se verifica. É possível que as famílias não possam despender recurso algum com educação, ou mesmo que precisem dos jovens trabalhando para complementar os recursos necessários à subsistência. Neste caso, a alocação seria totalmente determinada pelo montante de recursos correntes disponível para a família. Desta 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. Esta distinção por área, no entanto, também capta outros fatores que influenciam na decisão do jovem, como diferenças na probabilidade de conseguir emprego e qualidade do ensino oferecido.

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.⁹ 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-

8 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.

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

Calva, 2000) Isto 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.

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 que as decisões de estudar ou não, e trabalhar ou não, são tomadas simultaneamente.¹⁰

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.¹¹

4.1 O modelo de regressão

Basicamente, estamos interessados em estimar relações do tipo:

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

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 :

10 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* seqüencial 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.

11 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.

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

onde $\sum_j P_i^s = 1$ 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 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:¹²

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

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

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

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

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

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.¹³

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.¹⁴

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 institucionais, visto que a tolerância em relação ao trabalho infantil tende a ser diferenciada nesses dois ambientes, e que o nível de escolaridade tende a ser um fator mais importante na obtenção de boas ocupações nas áreas urbanas do que nas rurais.

Por fim, alguns controles foram introduzidos: *D* é uma *dummy* de idade que separa as duas idades incluídas na regressão, *LS^α* 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 pais).¹⁵ 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

13 Note-se que as variáveis *NJ* e *NA* podem também captar a informação sobre a existência de irmãos mais novos ou mais velhos. Este tipo de informação é considerado em diversos trabalhos empíricos do gênero. (Patrinos e Psacharopoulos, 1997)

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

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

(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 esta 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 $\left\{ \hat{P}^s |_{z_N=K} \right\}_{K=a}^b$, que fornece uma estimativa¹⁶ de $\partial P^s / \partial z_N$. Mostraremos esta seqüência na forma de gráficos na próxima seção para ambas as amostras (homens e mulheres) separadamente.¹⁷

Alguns determinantes da alocação do tempo dos jovens foram modelados de forma flexível, com o 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

16 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 decis da distribuição de renda.

17 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 tem 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.

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 este respeito procuraram refletir argumentos da literatura. Estimamos 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.¹⁸ 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.¹⁹

Na Tabela 1 apresentamos uma listagem resumida por regressão de quais são as variáveis significativas a um nível de confiança de 10%. Dois fatos relevantes podem ser 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. Estes dois fatos nos levam a crer que um modelo mais parcimonioso poderia esconder alguma relação que é relevante para algumas amostras analisadas.

18 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).

19 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=6176	Mulher n=6181	Homem n=2582	Mulher n=2554	Homem n=740	Mulher n=685	Homem n=392	Mulher n=346
idade (β_{12})	idade (β_{12})	idade (β_{12})	idade (β_{12})	idade (β_{12})	idade (β_{12})	arranjo (β_{10})	idade (β_{12})
educa_pais (β_3)	arranjo (β_{10})	arranjo (β_{10})	arranjo (β_{10})	arranjo (β_{10})	jovem (β_9)	educa_pais (β_3)	arranjo (β_{10})
mãe (β_{13})	educa_pais (β_3)	educa_pais (β_3)	educa_pais (β_3)	educa_pais (β_3)	educa_pais (β_3)	mãe (β_{13})	educa_pais (β_3)
auton (β_4)	mãe (β_{13})	idoso (β_8)	ativo (β_7)	criança (β_6)	ativo (β_7)	auton (β_4)	ativo (β_7)
rf*auton (β_{30})	auton (β_4)	auton (β_4)	idoso (β_8)	mãe (β_{13})	criança (β_6)	empr (β_5)	criança (β_6)
rf2*auton (β_{31})	rf (β_1)	empr (β_5)	auton (β_4)	rf (β_1)	idoso (β_8)	rf*auton (β_{30})	idoso (β_8)
rf*empr (β_{32})	rf*ativo (β_{16})	rf*empr (β_{32})	empr (β_5)	rf*ativo (β_{16})	mãe (β_{13})	rf (β_1)	mãe (β_{13})
rf2*empr (β_{33})	rf2*ativo (β_{17})	zona (β_{11})	rf*jovem (β_{14})	rf*idoso (β_{18})	empr (β_5)	rf*criança (β_{20})	auton (β_4)
rf2*mãe (β_{23})	zona*ativo (β_{27})		zona*ativo (β_{27})	rf*jovem (β_{14})	rf*empr (β_{32})	rf2 (β_2)	rf*auton (β_{30})
rf*zona (β_{24})	zona*criança (β_{26})		zona*jovem (β_{28})	rf2*mãe (β_{23})	rf (β_1)	rf2*criança (β_{21})	rf*empr (β_{32})
zona*ativo (β_{27})	zona*idoso (β_{29})		zona (β_{11})	zona*criança (β_{26})	rf*criança (β_{20})	rf*jovem (β_{14})	rf*criança (β_{20})
	zona*jovem (β_{28})			zona (β_{11})	rf2*criança (β_{21})	rf2*jovem (β_{15})	rf2 (β_2)
	zona (β_{11})				rf*idoso (β_{18})	rf*mãe (β_{22})	rf2*criança (β_{21})
					rf2*idoso (β_{19})	rf2*mãe (β_{23})	rf*idoso (β_{18})
					rf*zona (β_{24})	rf2*zona (β_{25})	rf2*idoso (β_{19})
					rf2*zona (β_{25})	zona*idoso (β_{29})	rf*jovem (β_{14})
					zona*idoso (β_{29})		rf2*mãe (β_{23})
					zona*jovem (β_{28})		rf*zona (β_{24})
					zona (β_{11})		zona (β_{11})

Nota: Educa_pais = máxima educação dos pais; idade = idade do jovem; arranjo = tipo de arranjo familiar (nuclear, expandido); mãe = presença da mãe no domicílio; auton = posição na ocupação do chefe do domicílio; zona = urbana/rural; criança = número de crianças no domicílio; jovem = número de jovens no domicílio; ativo = número de pessoas em idade ativa no domicílio; idoso = número de idosos no domicílio; empr = chefe da família ocupado/ desocupado; rf = renda do trabalho principal familiar per capita (excluindo a renda do jovem); rf2 = (rf)². O sinal * refere-se a interações entre as variáveis.

Na Tabela 2 reportamos a quantidade de vezes em que cada variável do modelo apareceu como sendo significativa. Por 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
mãe	6	rf2*idoso	3
auton	6	rf2*ativo	2
zona	5	rf2*zona	2
criança	4	rf2*idoso	2
idoso	4	zona*criança	2
empr	4	zona*idoso	2
rf	4	jovem	1
rf2*empr	4	rf2*auton	1
rf*jovem	4	rf2*empr	1
rf2*mãe	4	rf*ativo	1
ativo	3	rf2*jovem	1
zona*ativo	3	rf*mãe	1
zona*jovem	3	rf2	1
rf*auton	3		

Nota: Educa_pais = máxima educação dos pais; idade = idade do jovem; arranjo = tipo de arranjo familiar (nuclear, expandido); mãe = presença da mãe no domicílio; auton = posição na ocupação do chefe do domicílio; zona = urbana/ rural; criança = número de crianças no domicílio; jovem = número de jovens no domicílio; ativo = número de pessoas em idade ativa no domicílio; idoso = número de idosos no domicílio; empr = chefe da família ocupado/ desocupado; rf = renda do trabalho principal familiar per capita (excluindo a renda do jovem); rf2 = (rf)². O sinal * refere-se a interações entre as variáveis.

Por outro lado, vale destacar a influência da educação dos pais e da idade na alocação do tempo dos jovens. Estas variáveis aparecem como significativas em oito e sete regressões, respectivamente. No entanto, para se ter uma noção da magnitude dos efeitos destas 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. Esta 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. Desta forma, procuramos comparar o efeito na alocação do tempo associado a variações em uma faixa de valores relativamente freqüentes 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 matriculado 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 do Gráfico 3, 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, quando comparamos pais ocupados (seja como empregado ou autônomo) e desocupados; e a queda ocorre principalmente entre aqueles que estudam e trabalham.²⁰

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.

²⁰ Resultados semelhantes são computados para jovens de famílias ricas. A variação mencionada na probabilidade de trabalhar cai 12 pontos, neste caso. Os gráficos estão disponíveis com os autores.

Gráfico 2
Relação entre a Educação dos Pais e Alocação de Tempo dos Jovens

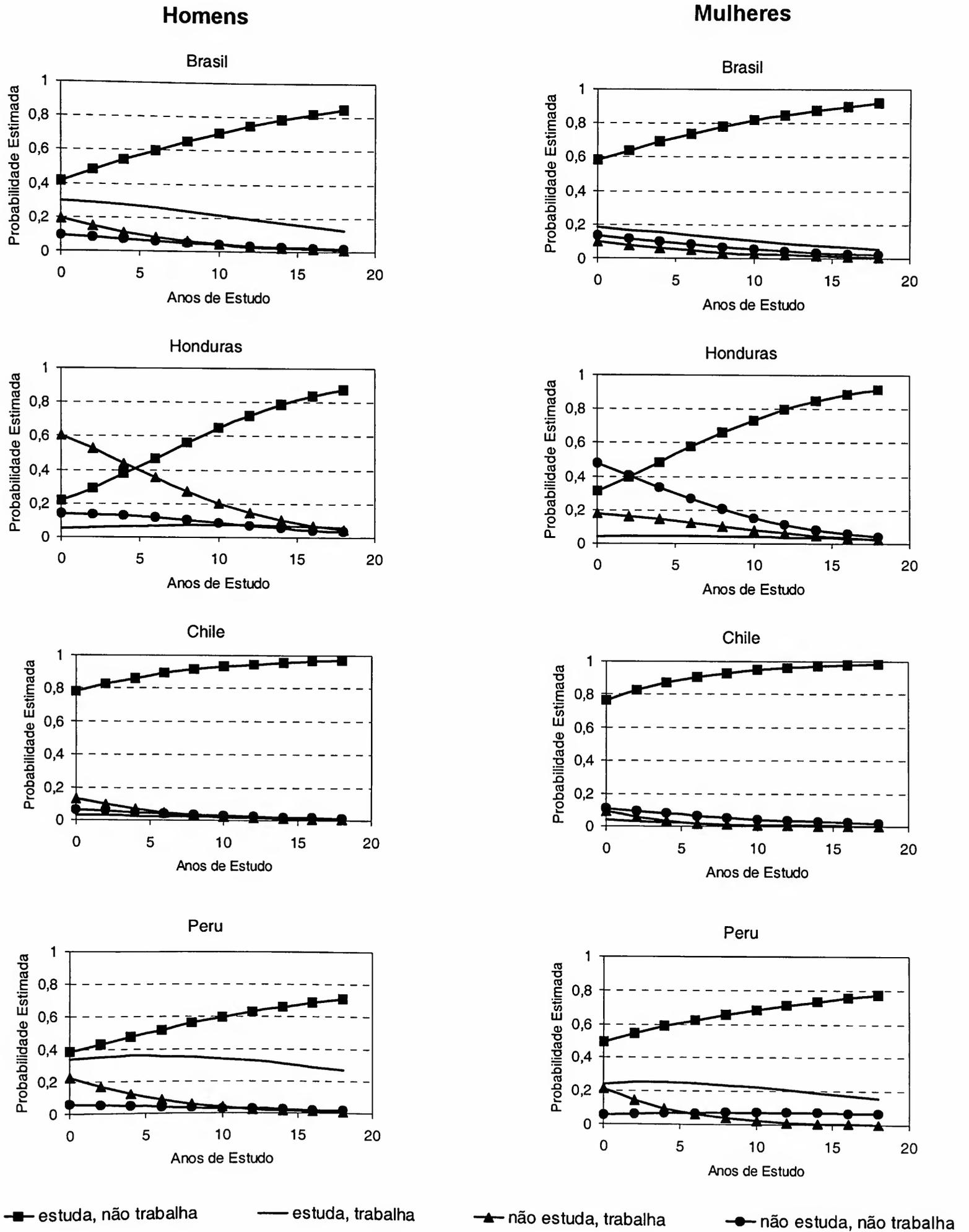
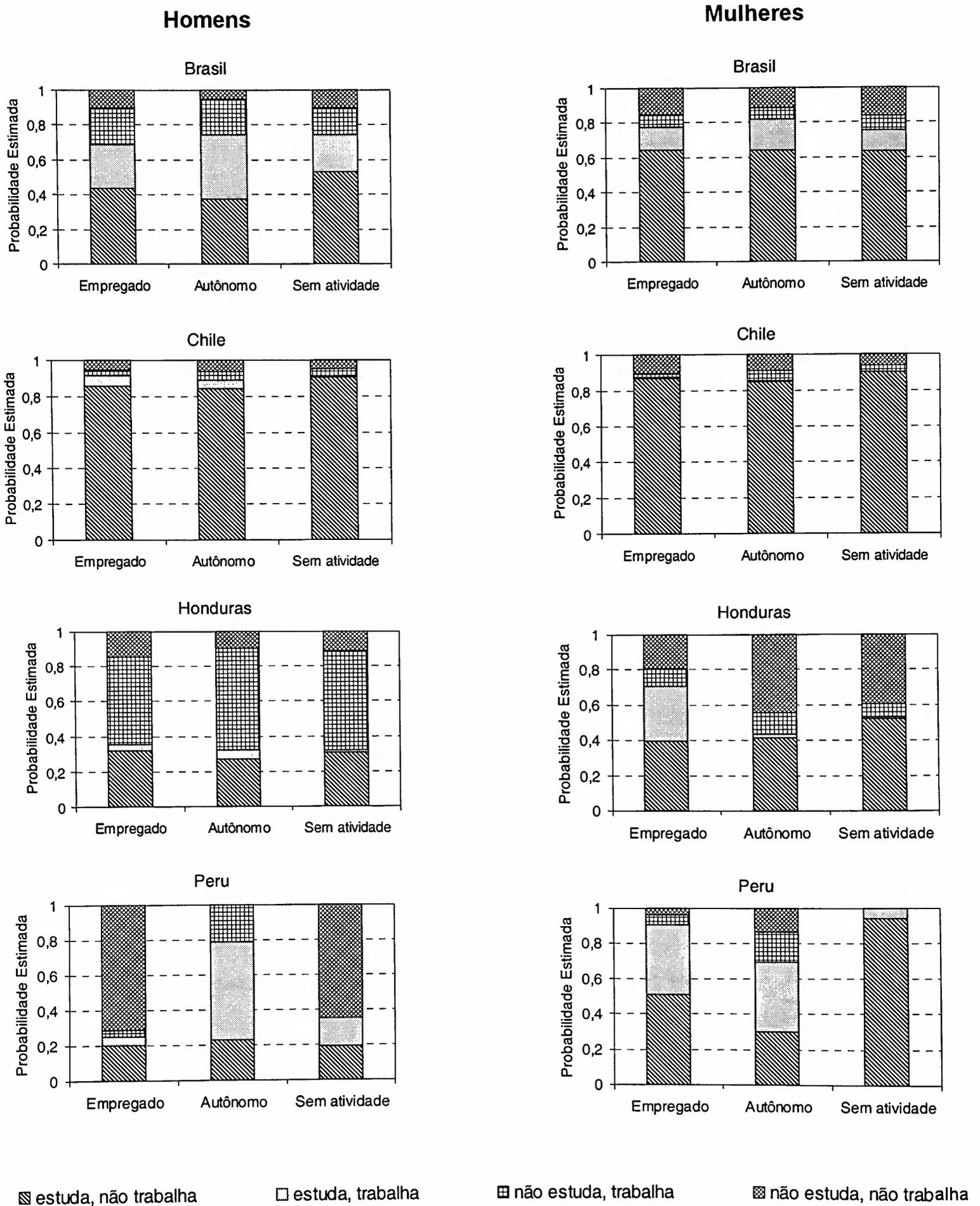


Gráfico 3
Relação entre Ocupação do Chefe e Alocação do Tempo dos Jovens
Famílias de Baixa Renda



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. Os Gráficos 4a e 4b mostram, para cada país, como a probabilidade P^s varia ao longo da distribuição de renda.

Os resultados destes gráficos revelam 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 o 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.²¹ 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 estudando é 10 pontos percentuais maior do 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.²²

21 Ambos excluem a renda do jovem.

22 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

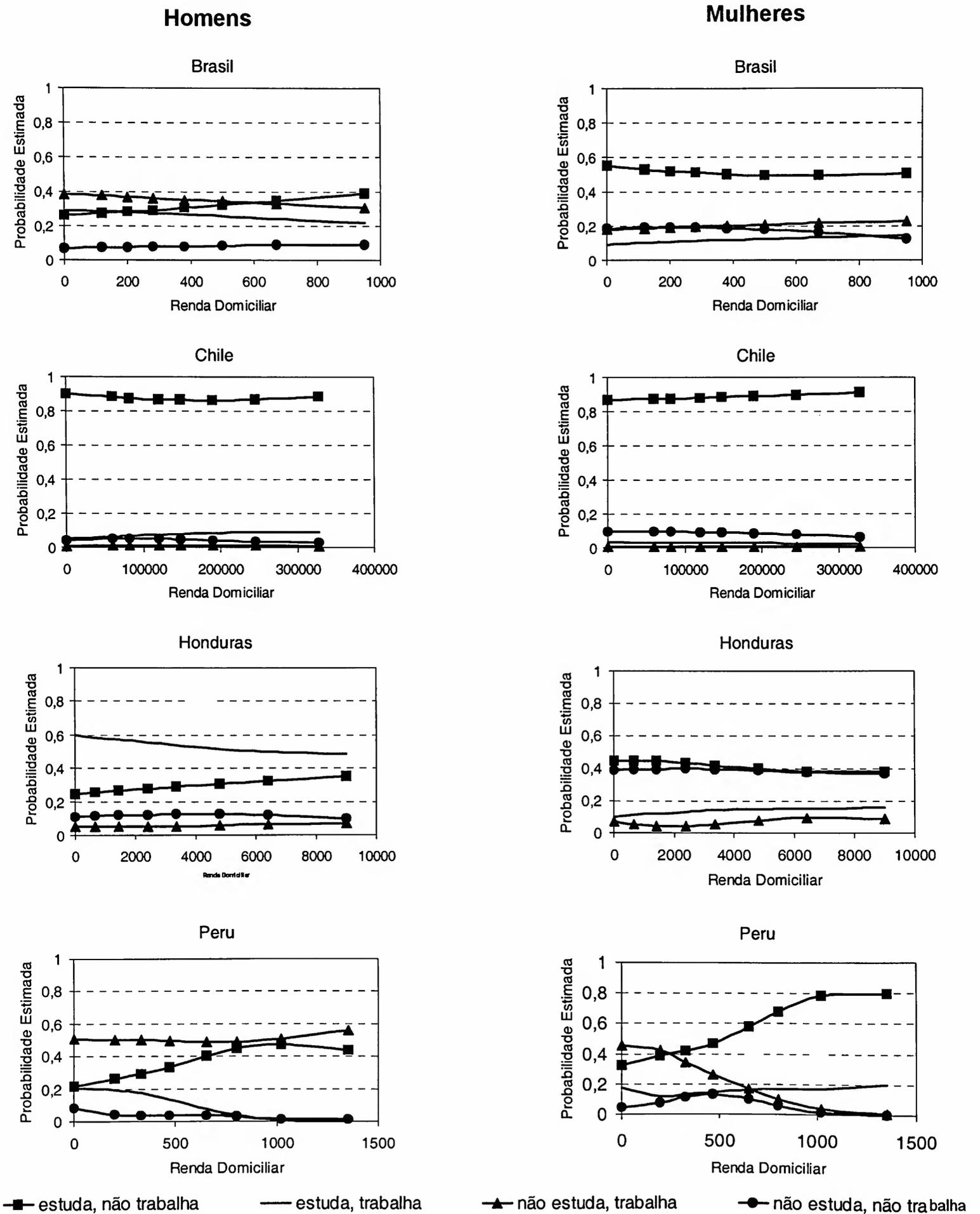
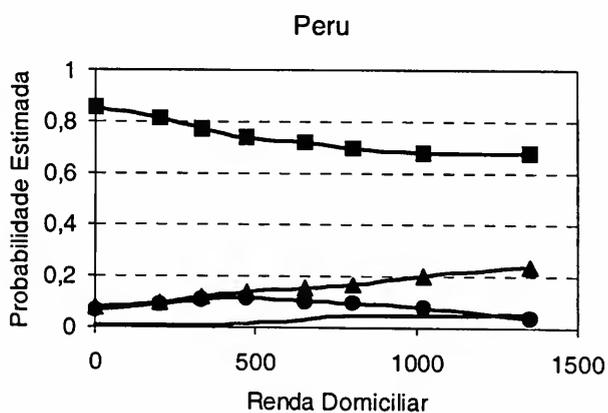
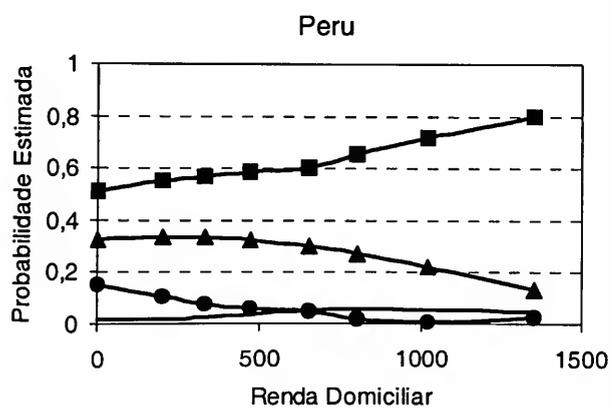
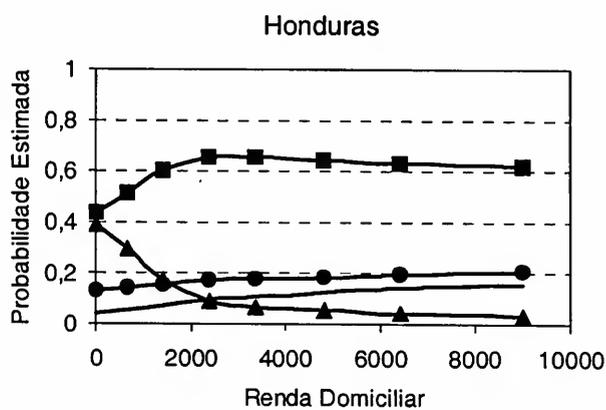
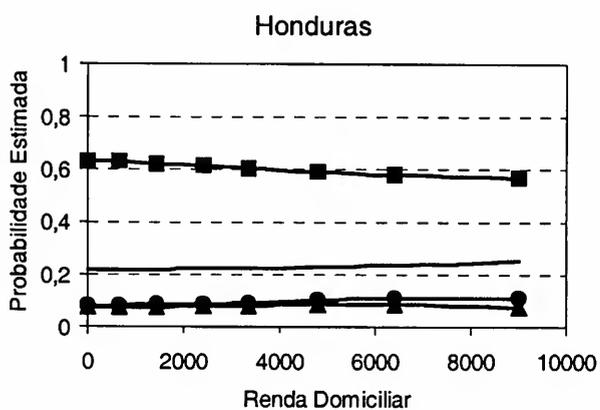
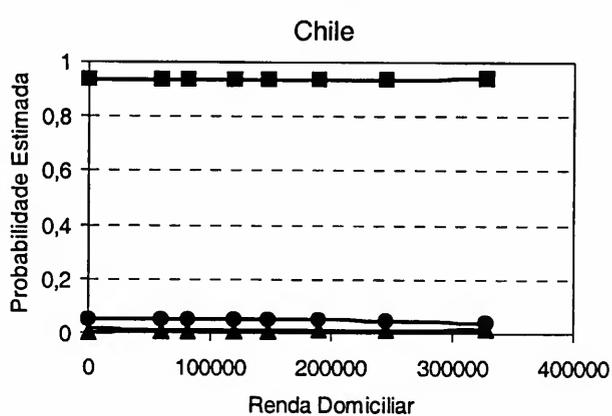
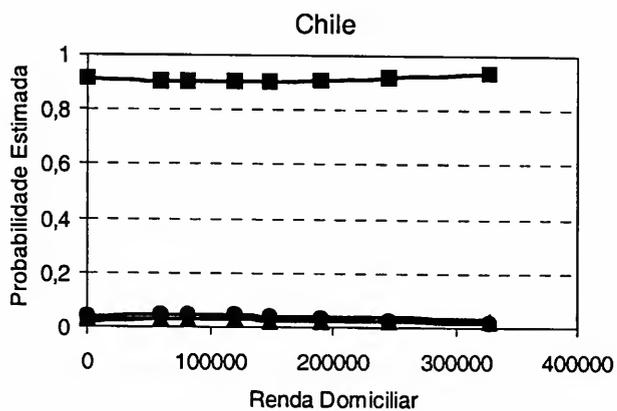
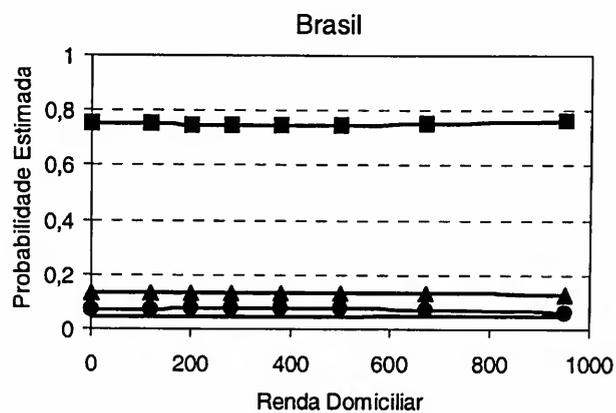
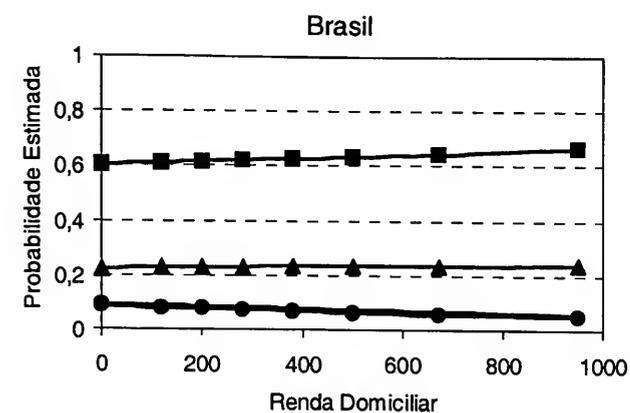


Gráfico 4b
Relação entre Renda Domiciliar e Alocação do
Tempo dos Jovens - Área Urbana

Homens

Mulheres



■ estuda, não trabalha — estuda, trabalha ▲ não estuda, trabalha ● não estuda, não trabalha

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

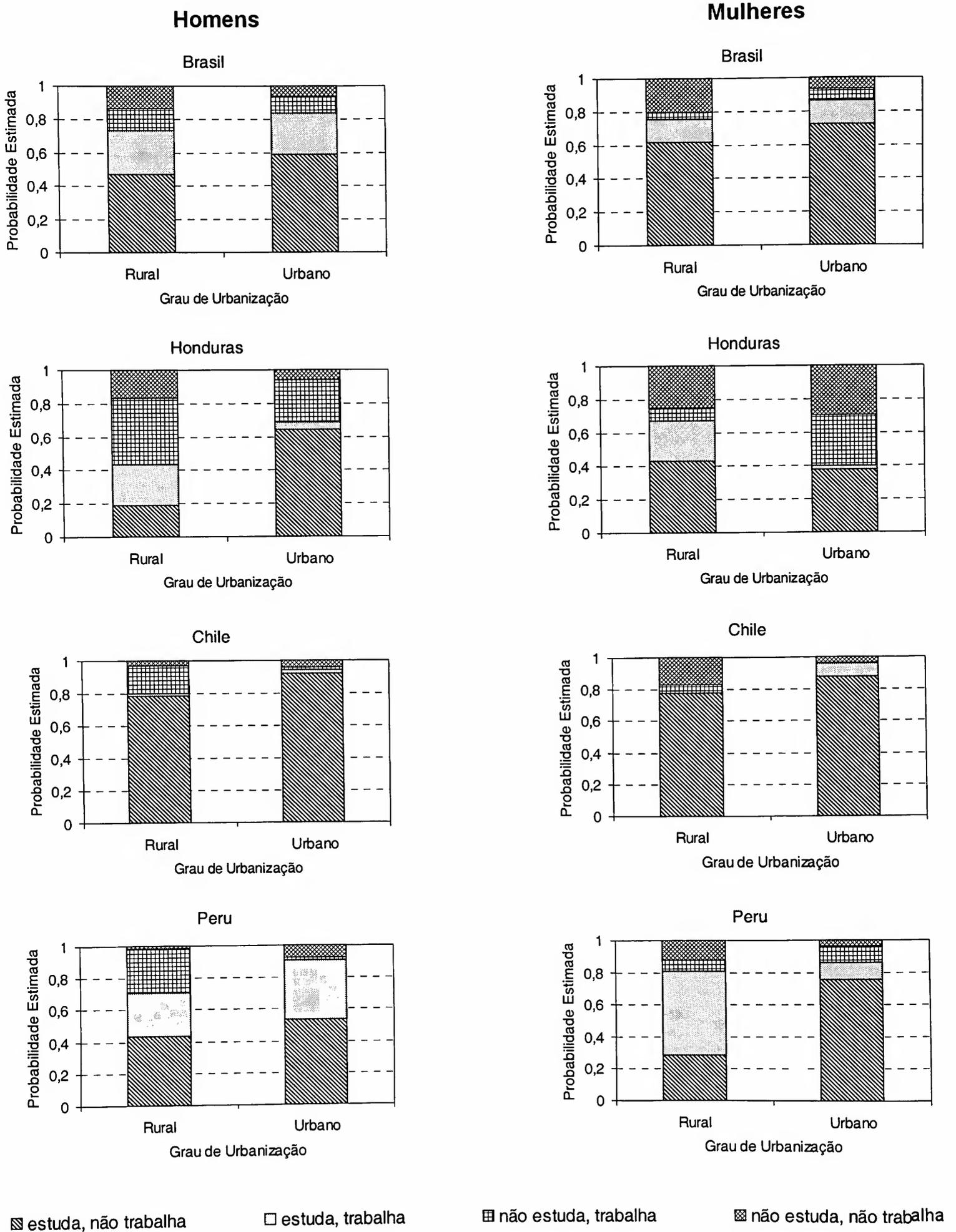
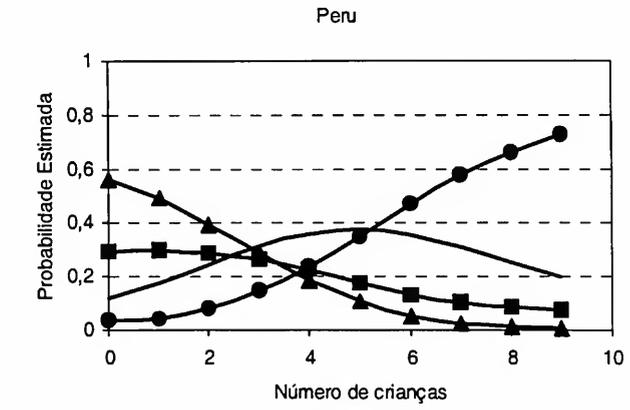
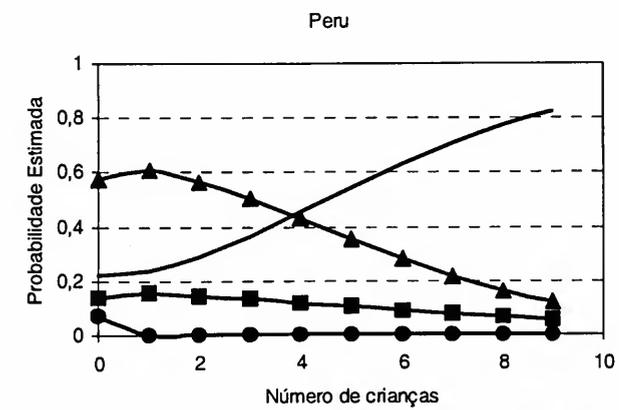
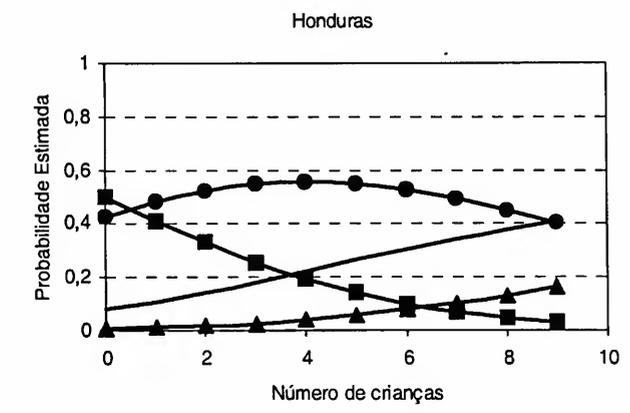
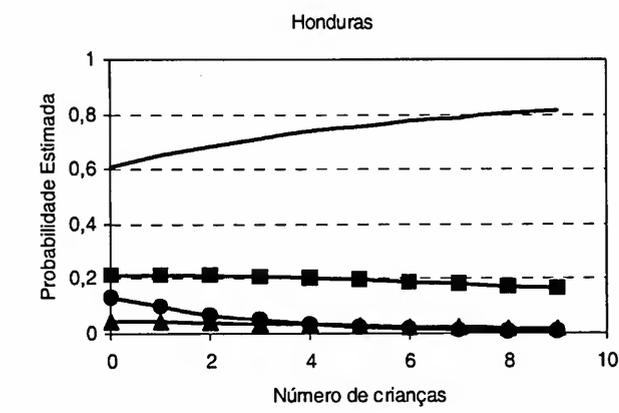
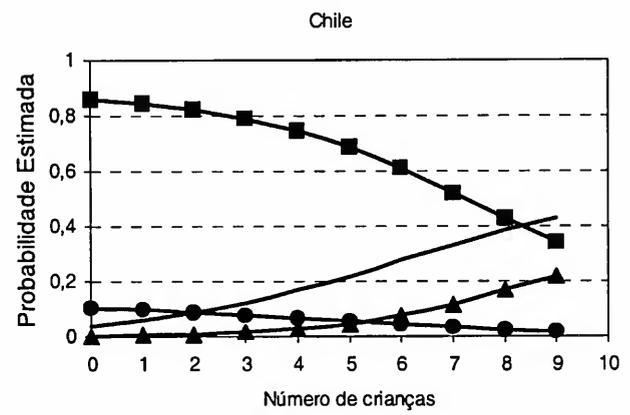
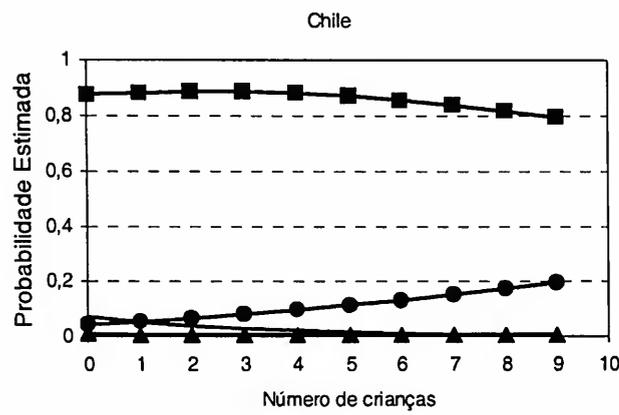
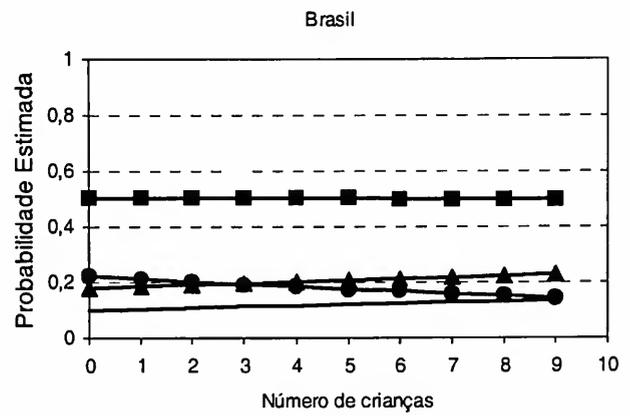
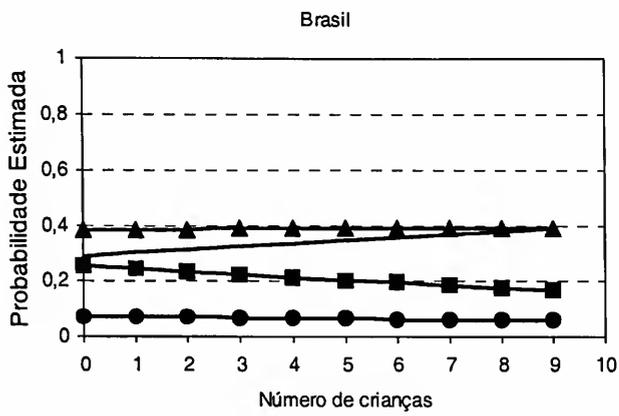


Gráfico 6a
Relação entre Número de Crianças e Alocação do Tempo dos Jovens
Famílias da Área Rural e de Baixa Renda

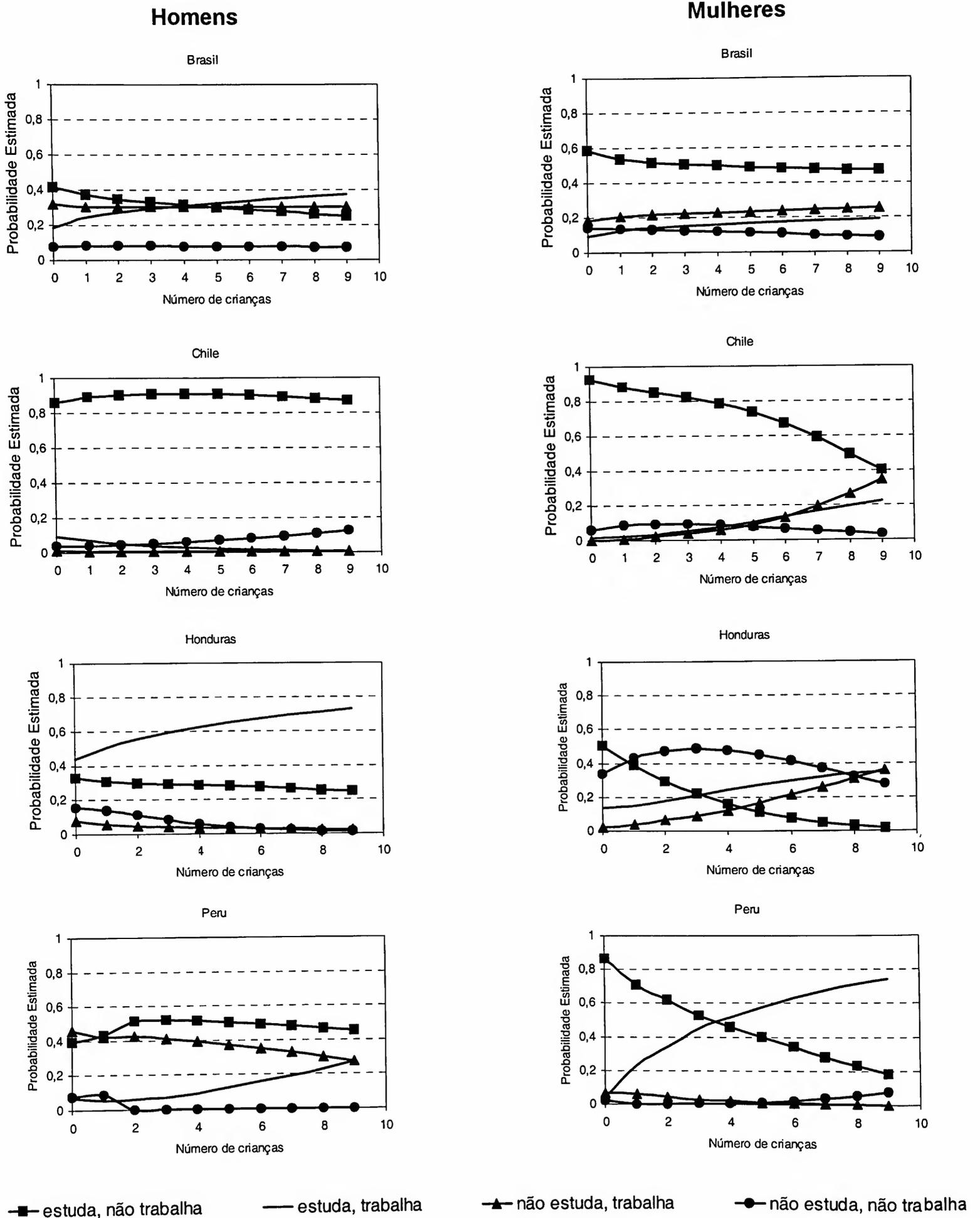
Homens

Mulheres



■ estuda, não trabalha — estuda, trabalha ▲ não estuda, trabalha ● não estuda, não trabalha

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



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 e 6b. 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. Os padrões para a área urbana são bem semelhantes.

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 crianças 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 e 7b, 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. É preciso ressaltar, contudo, que o número de idosos no domicílio pode estar captando o efeito da presença de rendimentos não provenientes do trabalho sobre a escolha dos jovens. Como foi dito, para que pudéssemos comparar os resultados para os diferentes países da melhor forma possível, restringimos a renda familiar às rendas do trabalho principal (cerca de 80% da renda familiar no Brasil, segundo Santos 2000b).

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 do que em domicílios sem idosos.²³

23 Resultados para famílias ricas de áreas rurais e pobres de áreas urbanas estão disponíveis com os autores mediante solicitação.

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

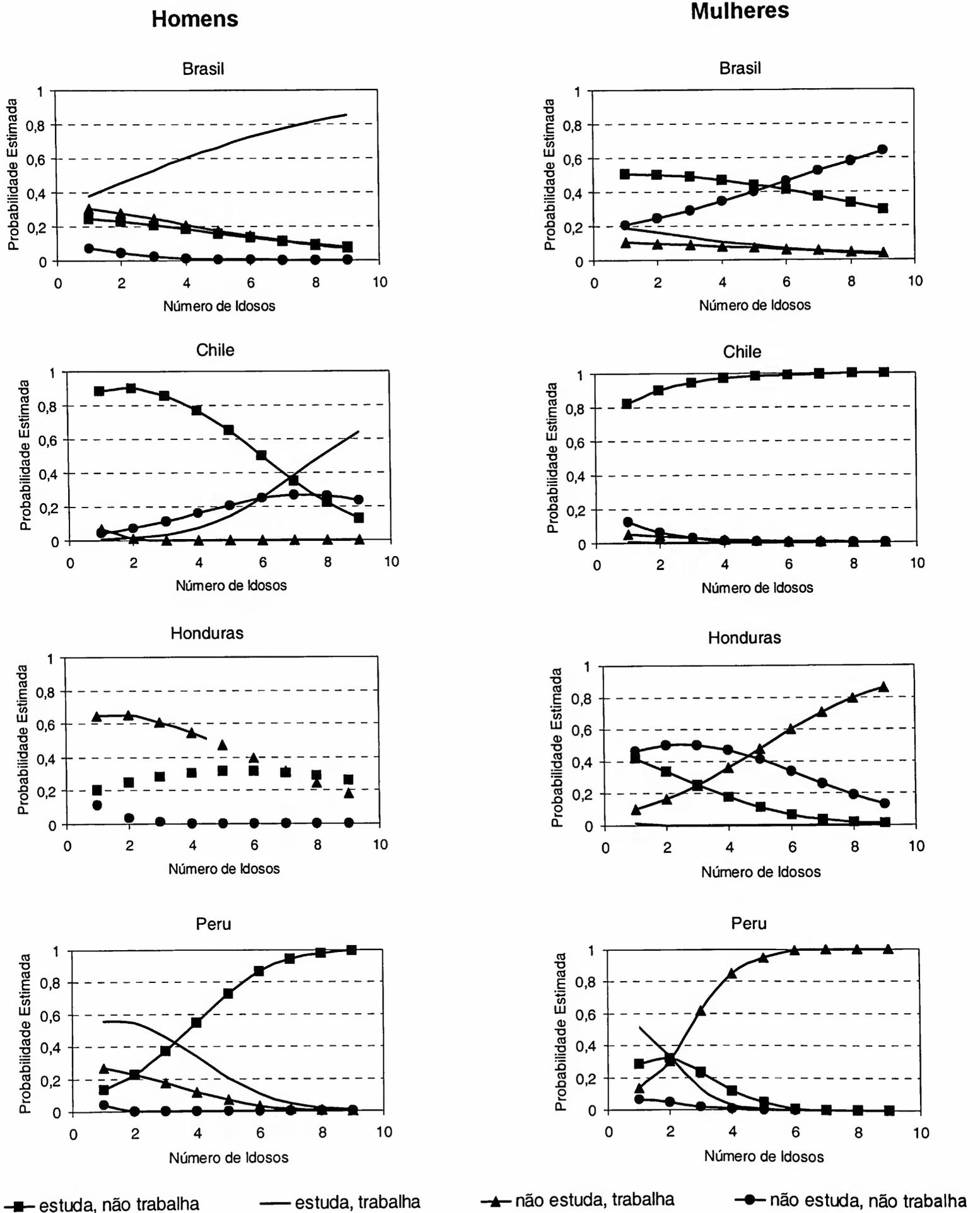
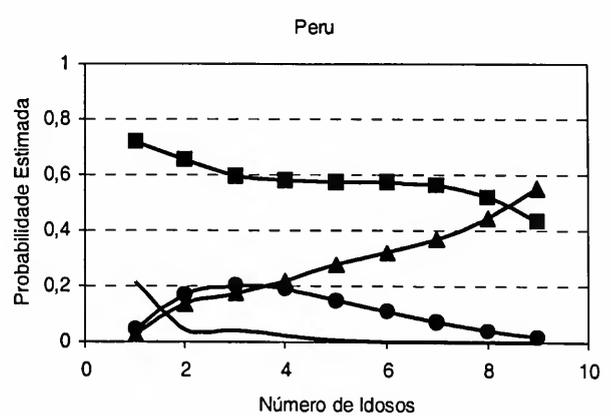
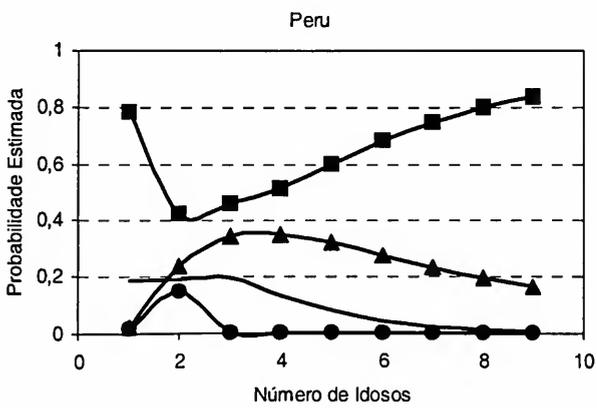
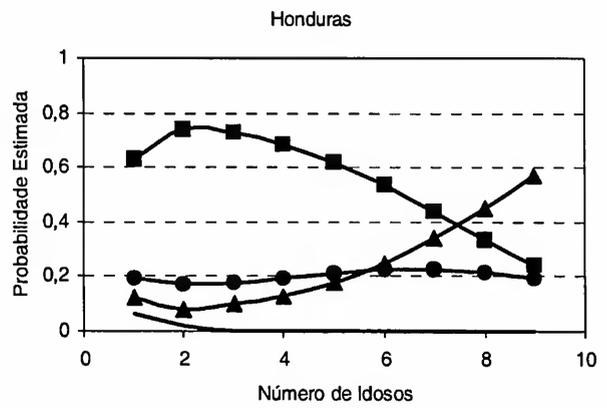
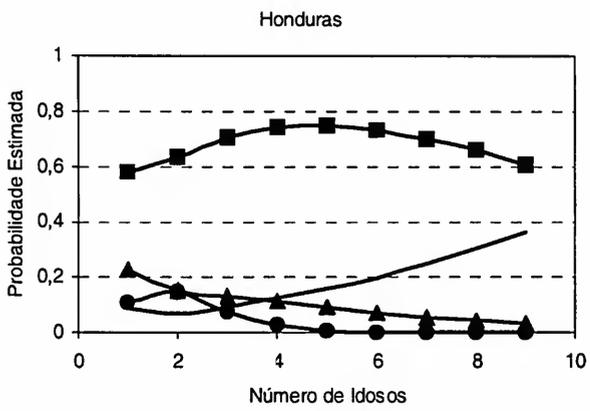
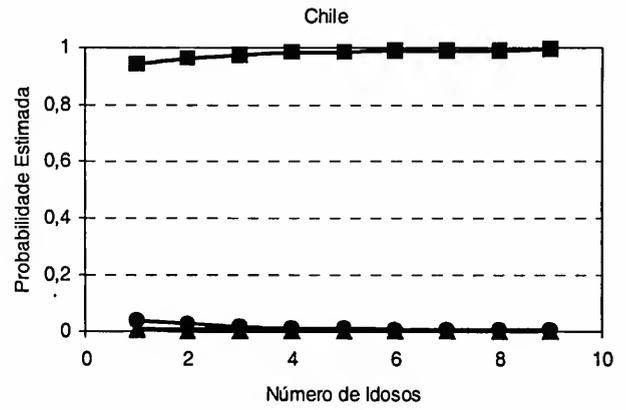
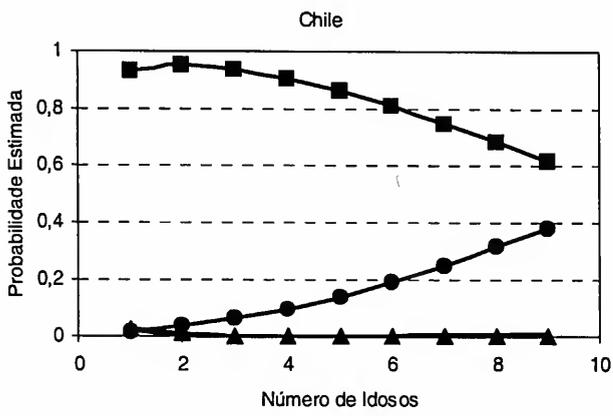
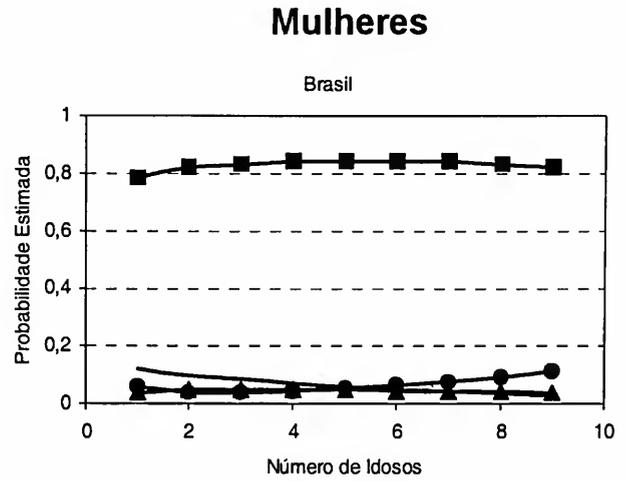
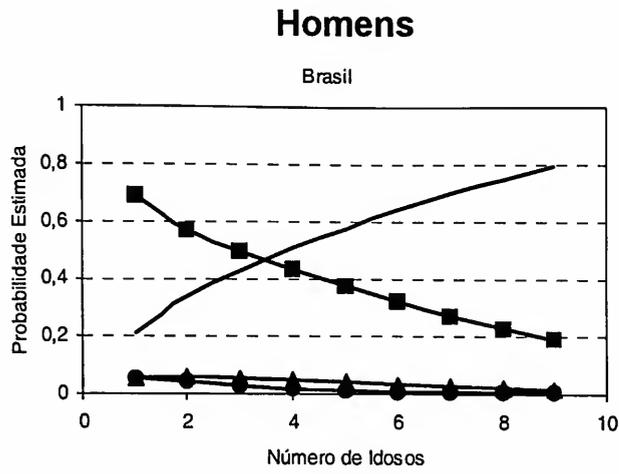


Gráfico 7b
Relação entre Número de Idosos e Alocação do Tempo dos Jovens
Famílias da Área Urbana e de Alta Renda



■ estuda, não trabalha — estuda, trabalha ▲ não estuda, trabalha ● não estuda, não trabalha

Nenhum outro país apresenta um efeito da presença de idosos sobre a alocação do tempo dos jovens semelhante ao verificado 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.

O Gráfico 8 sugere que a presença das mães num domicílio de baixa renda 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 e para domicílios de alta renda.²⁴ 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.²⁵ 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, este 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.

24 Resultados disponíveis com os autores.

25 Esse fenômeno também ocorre no Peru.

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

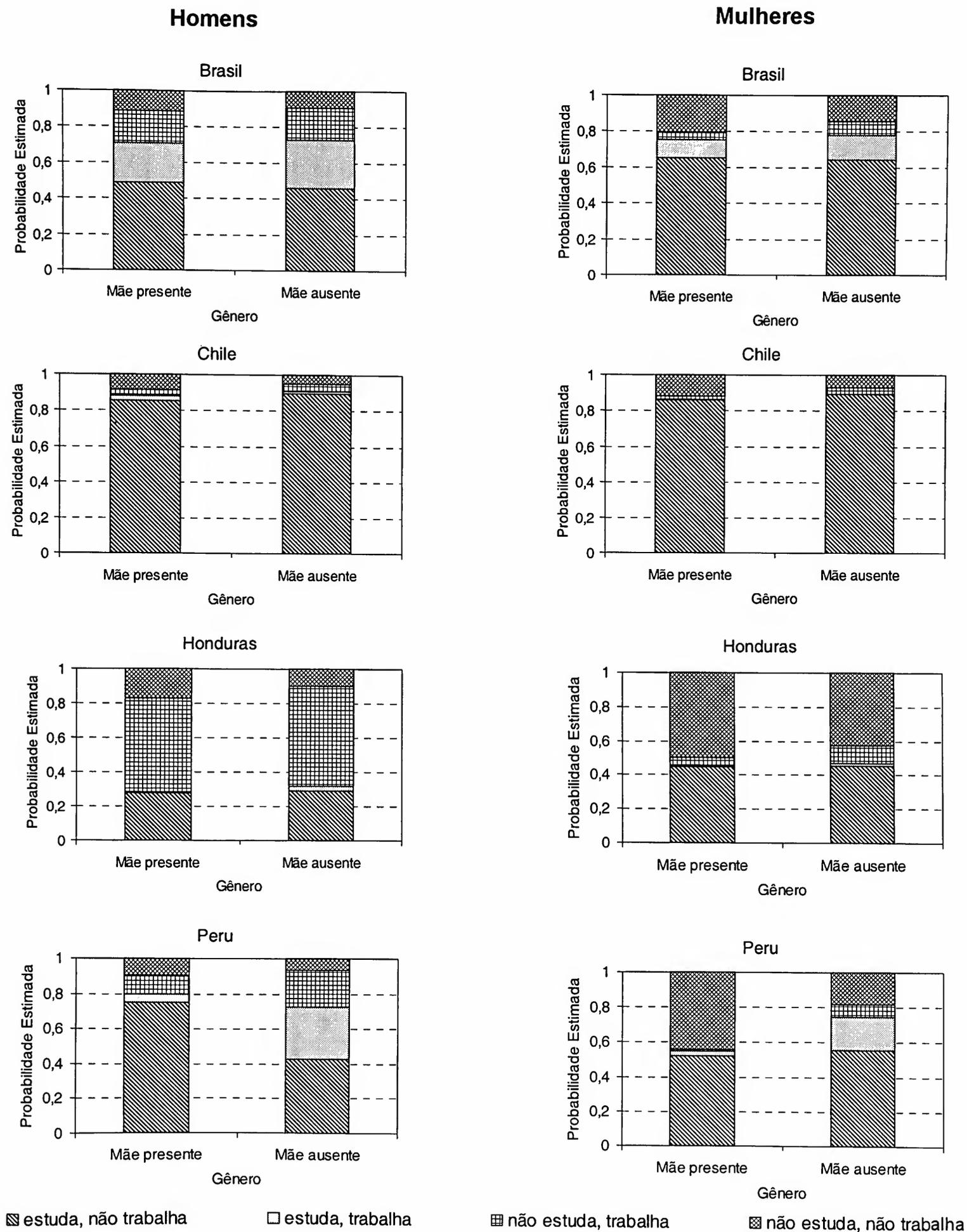
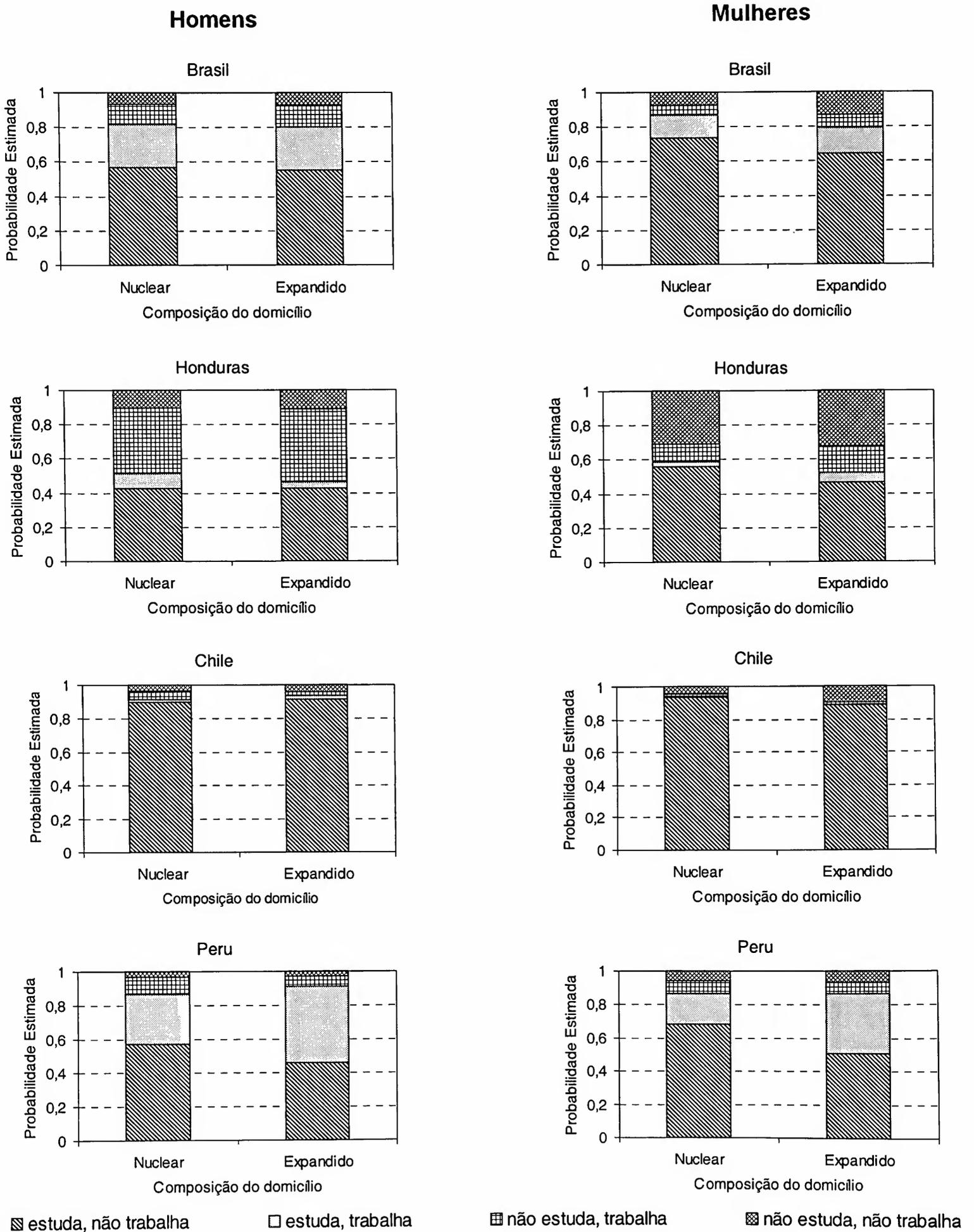


Gráfico 9
Relação entre o Arranjo Familiar e Alocação de Tempo dos Jovens



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 freqüentar a escola, e 13 pontos a menos de estar trabalhando, do que filhas de pais analfabetos. Este padrão também é verificado nos 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 porcentagem. O efeito dessa variável sobre a freqüência 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, *a priori*, inesperado.

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, os Gráficos 4a e 4b mostram que, neste 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 freqüência 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 porcentagem 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). Este resultado obtido para o Brasil tende a se repetir nos outros países. No que se refere ao efeito sobre a freqüência 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). Os Gráficos 6a e 6b mostram 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 os de 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.

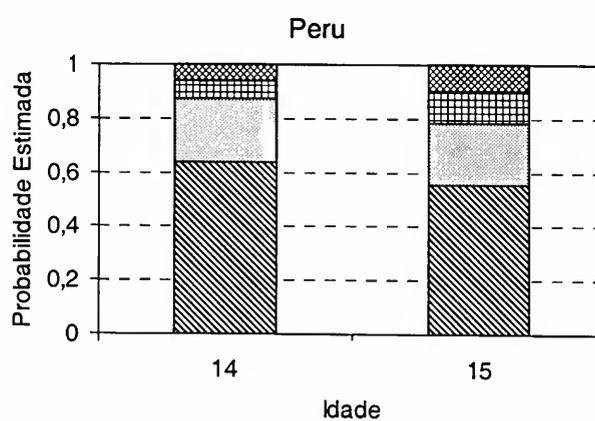
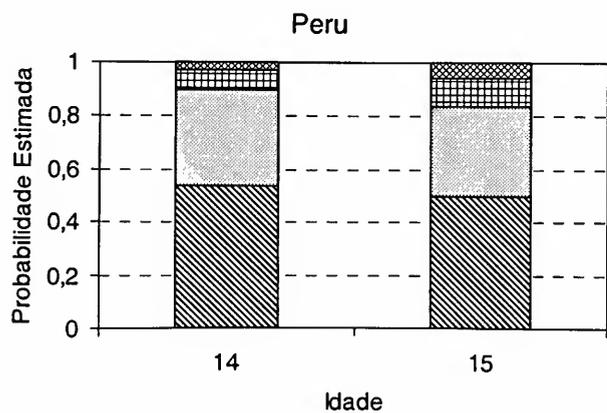
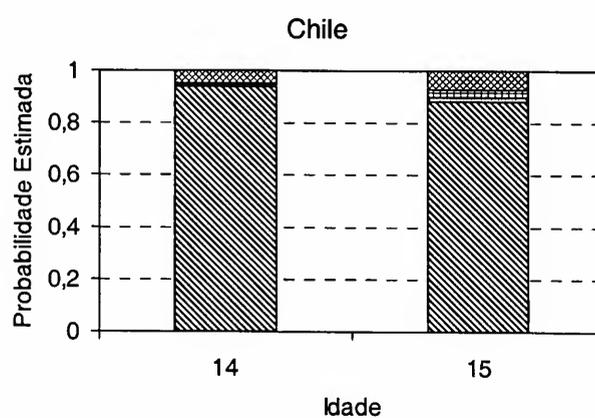
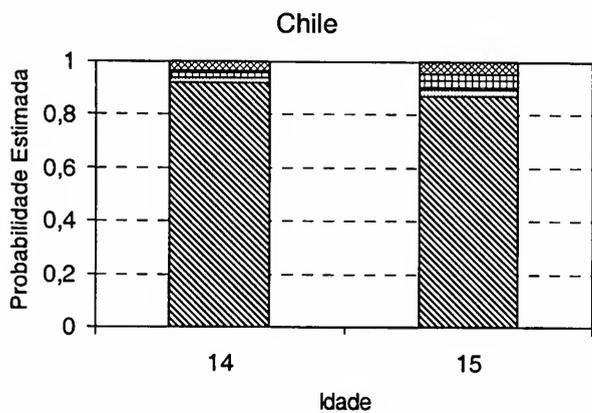
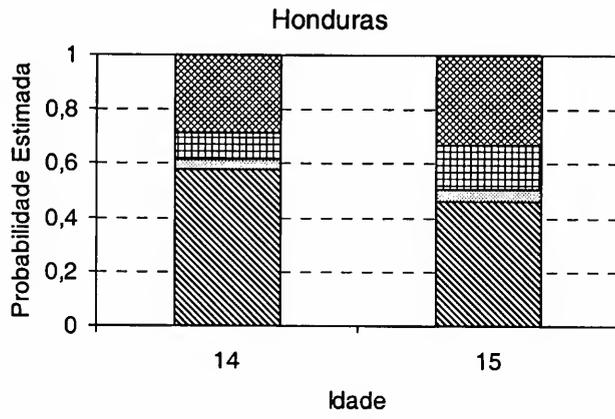
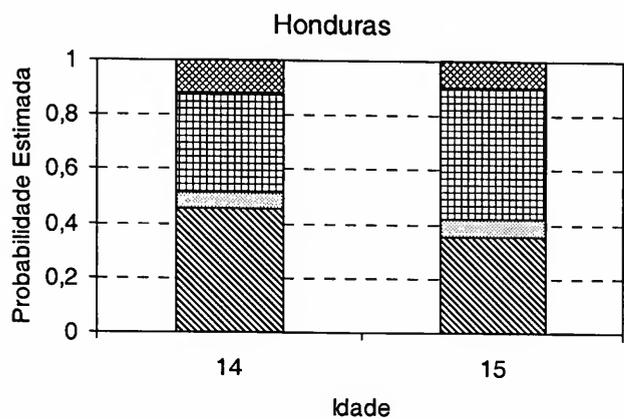
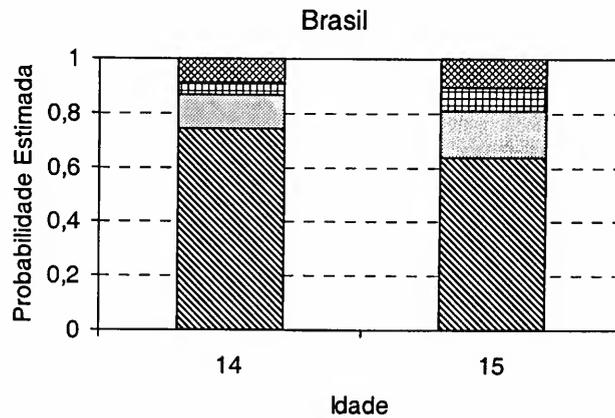
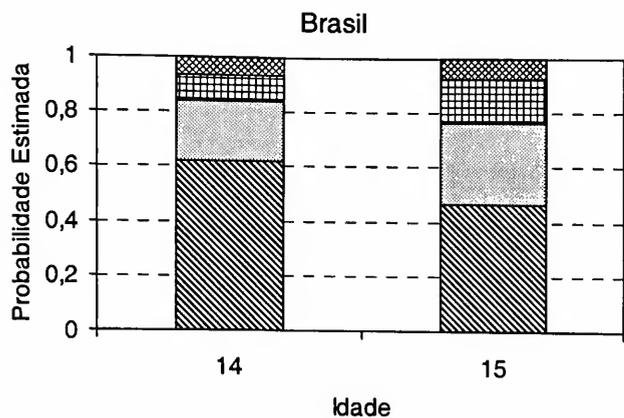
Além disso, mulheres que vivem em domicílios expandidos têm menos chances de estar só estudando do que se morassem em domicílios nucleares (que não abrigam outros moradores além de pais e irmãos). A diferença na porcentagem de jovens frequentando a escola entre domicílios nucleares e expandidos é de 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 porcentagem quando as jovens passam de 14 para 15 anos, tendo como contrapartida um aumento de nove pontos na porcentagem de pessoas que trabalham. Novamente esse efeito é comum a todos os países.

Gráfico 10
Relação entre a Idade e Alocação de Tempo dos Jovens

Homens

Mulheres



▨ estuda, não trabalha

□ estuda, trabalha

▩ não estuda, trabalha

▣ não estuda, não trabalha

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. Este 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 à medida que consideramos pais mais educados, independentemente do sexo do jovem.

Também despontam como relevantes o grau de urbanização, o número de crianças e o número de idosos. No entanto, o efeito destas variáveis depende do gênero e do país considerado. Este 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).

Apêndice

Tabela A1
Coeficientes Estimados pelo Modelo Logit-Multinomial
Brasil - 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	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
educa_pais	0,143	0,000	0,045	0,019	-0,086	0,000
rf	-0,001	0,400	0,001	0,746	0,003	0,189
criança	-0,025	0,828	0,029	0,798	0,058	0,616
jovem	0,005	0,962	-0,028	0,803	0,032	0,781
ativo	0,081	0,356	-0,046	0,596	-0,014	0,877
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
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
rf2	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

Nota: Educa_pais = máxima educação dos pais; idade = idade do jovem; arranjo = tipo de arranjo familiar (nuclear, expandido); mãe = presença da mãe no domicílio; auton = posição na ocupação do chefe do domicílio; zona = urbana/rural; criança = número de crianças no domicílio; jovem = número de jovens no domicílio; ativo = número de pessoas em idade ativa no domicílio; idoso = número de idosos no domicílio; empr = chefe da família ocupado/ desocupado; rf = renda do trabalho principal familiar per capita (excluindo a renda do jovem); rf2 = (rf)². O sinal * refere-se a interações entre as variáveis.

Tabela A2
Coefficientes Estimados pelo Modelo Logit-Multinomial
Brasil - 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
educa_pais	0,137	0,000	0,042	0,029	-0,041	0,105
rf	0,004	0,063	0,006	0,023	0,006	0,016
criança	0,053	0,538	0,080	0,427	0,086	0,448
jovem	-0,027	0,742	0,010	0,916	-0,012	0,916
ativo	0,099	0,127	0,027	0,725	0,017	0,850
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
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
rf2	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

Nota: Educa_pais = máxima educação dos pais; idade = idade do jovem; arranjo = tipo de arranjo familiar (nuclear, expandido); mãe = presença da mãe no domicílio; auton = posição na ocupação do chefe do domicílio; zona = urbana/rural; criança = número de crianças no domicílio; jovem = número de jovens no domicílio; ativo = número de pessoas em idade ativa no domicílio; idoso = número de idosos no domicílio; empr = chefe da família ocupado/ desocupado; rf = renda do trabalho principal familiar per capita (excluindo a renda do jovem); rf2 = (rf)². O sinal * refere-se a interações entre as variáveis.

Tabela A3
Coefficientes Estimados pelo Modelo Logit-Multinomial
Chile - 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
educa_pais	-0,064	0,188	-0,210	0,000	-0,104	0,004
rf	0,000	0,953	0,000	0,210	0,000	0,706
criança	0,002	0,997	-0,344	0,297	0,176	0,579
jovem	-0,541	0,339	0,296	0,157	-0,309	0,278
ativo	-0,769	0,120	0,089	0,535	0,134	0,352
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
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
rf2	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

Nota: Educa_pais = máxima educação dos pais; idade = idade do jovem; arranjo = tipo de arranjo familiar (nuclear, expandido); mãe = presença da mãe no domicílio; auton = posição na ocupação do chefe do domicílio; zona = urbana/rural; criança = número de crianças no domicílio; jovem = número de jovens no domicílio; ativo = número de pessoas em idade ativa no domicílio; idoso = número de idosos no domicílio; empr = chefe da família ocupado/ desocupado; rf = renda do trabalho principal familiar per capita (excluindo a renda do jovem); rf2 = (rf)². O sinal * refere-se a interações entre as variáveis.

Tabela A4
Coefficientes Estimados pelo Modelo Logit-Multinomial
Chile - 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
educa_pais	-0,213	0,009	-0,338	0,000	-0,124	0,000
rf	0,000	0,243	0,000	0,639	0,000	0,818
criança	0,808	0,297	0,488	0,201	-0,088	0,710
jovem	-0,852	0,381	-0,554	0,210	0,143	0,498
ativo	0,131	0,820	-0,562	0,065	-0,074	0,559
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
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
rf2	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

Nota: Educa_pais = máxima educação dos pais; idade = idade do jovem; arranjo = tipo de arranjo familiar (nuclear, expandido); mãe = presença da mãe no domicílio; auton = posição na ocupação do chefe do domicílio; zona = urbana/rural; criança = número de crianças no domicílio; jovem = número de jovens no domicílio; ativo = número de pessoas em idade ativa no domicílio; idoso = número de idosos no domicílio; empr = chefe da família ocupado/ desocupado; rf = renda do trabalho principal familiar per capita (excluindo a renda do jovem); rf2 = (rf)². O sinal * refere-se a interações entre as variáveis.

Tabela A5
Coefficientes Estimados pelo Modelo Logit-Multinomial
Honduras - 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	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
educa_pais	0,175	0,000	0,093	0,143	-0,071	0,125
rf	-0,001	0,216	-0,001	0,478	-0,001	0,098
criança	0,346	0,138	0,261	0,437	0,412	0,060
jovem	0,049	0,837	0,079	0,827	0,069	0,755
ativo	0,138	0,410	0,244	0,338	-0,011	0,945
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
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
rf2	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

Nota: Educa_pais = máxima educação dos pais; idade = idade do jovem; arranjo = tipo de arranjo familiar (nuclear, expandido); mãe = presença da mãe no domicílio; auton = posição na ocupação do chefe do domicílio; zona = urbana/rural; criança = número de crianças no domicílio; jovem = número de jovens no domicílio; ativo = número de pessoas em idade ativa no domicílio; idoso = número de idosos no domicílio; empr = chefe da família ocupado/ desocupado; rf = renda do trabalho principal familiar per capita (excluindo a renda do jovem); rf2 = (rf)². O sinal * refere-se a interações entre as variáveis.

Tabela A6
Coefficientes Estimados pelo Modelo Logit-Multinomial
Honduras - 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	-1,120	0,309	-5,596	0,065	1,573	0,340
idade	-0,473	0,026	-0,059	0,909	0,395	0,183
educa_pais	0,220	0,000	0,126	0,076	0,027	0,568
rf	0,000	0,858	0,004	0,011	0,000	0,925
criança	-0,335	0,014	0,488	0,203	0,227	0,192
jovem	0,034	0,796	-1,823	0,010	-0,067	0,757
ativo	0,097	0,355	-0,356	0,367	-0,437	0,025
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
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
rf2	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

Nota: Educa_pais = máxima educação dos pais; idade = idade do jovem; arranjo = tipo de arranjo familiar (nuclear, expandido); mãe = presença da mãe no domicílio; auton = posição na ocupação do chefe do domicílio; zona = urbana/rural; criança = número de crianças no domicílio; jovem = número de jovens no domicílio; ativo = número de pessoas em idade ativa no domicílio; idoso = número de idosos no domicílio; empr = chefe da família ocupado/desocupado; rf = renda do trabalho principal familiar per capita (excluindo a renda do jovem); rf2 = (rf)². O sinal * refere-se a interações entre as variáveis.

Tabela A7
Coefficientes Estimados pelo Modelo Logit-Multinomial
Peru - 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
educa_pais	-0,074	0,082	-0,307	0,001	-0,179	0,362
rf	0,018	0,036	-0,135	0,000	0,402	0,682
criança	-0,046	0,873	0,488	0,194	-10,552	0,432
jovem	0,050	0,866	-0,583	0,191	-0,193	0,934
ativo	-0,142	0,530	-0,222	0,435	0,793	0,618
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
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
rf2	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

Nota: Educa_pais = máxima educação dos pais; idade = idade do jovem; arranjo = tipo de arranjo familiar (nuclear, expandido); mãe = presença da mãe no domicílio; auton = posição na ocupação do chefe do domicílio; zona = urbana/ rural; criança = número de crianças no domicílio; jovem = número de jovens no domicílio; ativo = número de pessoas em idade ativa no domicílio; idoso = número de idosos no domicílio; empr = chefe da família ocupado/ desocupado; rf = renda do trabalho principal familiar per capita (excluindo a renda do jovem); rf2 = (rf)². O sinal * refere-se a interações entre as variáveis.

Tabela A8
Coeficientes Estimados pelo Modelo Logit-Multinomial
Peru - Mulheres
(base para comparação: não estuda e não trabalha)

Variável	Estuda e trabalha		Não estuda e trabalha		Não estuda e não trabalha	
	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	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
educa_pais	-0,085	0,111	-0,412	0,001	-0,040	0,687
rf	0,017	0,161	-0,021	0,458	0,033	0,738
criança	-0,199	0,502	0,587	0,210	1,084	0,054
jovem	-0,285	0,426	-1,001	0,108	-0,455	0,544
ativo	-0,463	0,028	-0,475	0,271	-0,547	0,236
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
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
rf2	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

Nota: Educa_pais = máxima educação dos pais; idade = idade do jovem; arranjo = tipo de arranjo familiar (nuclear, expandido); mãe = presença da mãe no domicílio; auton = posição na ocupação do chefe do domicílio; zona = urbana/rural; criança = número de crianças no domicílio; jovem = número de jovens no domicílio; ativo = número de pessoas em idade ativa no domicílio; idoso = número de idosos no domicílio; empr = chefe da família ocupado/ desocupado; rf = renda do trabalho principal familiar per capita (excluindo a renda do jovem); rf2 = (rf)². O sinal * refere-se a interações entre as variáveis.

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., Duryea, S., Székely, 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., Duryea, 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*. mar. 2000. Tese (Doutorado), UFRJ, Rio de Janeiro.
- 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. 2000a. Mimeografado.
- SANTOS, D. D. *Caracterização da extrema pobreza no Brasil urbano: evolução do perfil sócio-econômico entre 1977 e 1997* maio 2000b. Dissertação (Mestrado em Economia), Apresentada ao Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, PUC, Rio de Janeiro.