

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO – UFPE
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS – CCSA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA -
PIMES
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA

CAROLINA MANDL DA SILVA

Determinantes da Escolha Entre Estudo e Trabalho no Ensino
Médio no Brasil

Recife
2010

CAROLINA MANDL DA SILVA

**Determinantes da Escolha entre Estudo e Trabalho no Ensino
Médio no Brasil**

Esta Dissertação é apresentada pela aluna Carolina Mandl da Silva como requisito obrigatório para obtenção do grau de mestre no curso de Mestrado Profissional em Economia Aplicada ao Comércio Exterior e Relações Internacionais, pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) – PIMES.

ORIENTADOR: RAUL DA MOTA SILVEIRA NETO

Recife

2010

Catálogo na Fonte

Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

S586d

Silva, Carolina Mandl da

Determinantes da escolha entre estudo e trabalho no ensino médio no Brasil /
Carolina Mandl da Silva. - Recife: O Autor, 2010.
57 folhas: il. 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto.

Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco,
CCSA, 2010.

Inclui referências e apêndices.

1. Educação. 2. Ensino médio. 3. Estudantes do ensino médio- condições sócias.
4. Trabalhadores - estudantes. I. Silveira Neto, Raul da Mota (Orientador). II. Título.

331 CDD (22.ed.)

UFPE (CSA 2015 –021)

CAROLINA MANDL DA SILVA

**DETERMINANTES DA ESCOLHA ENTRE ESTUDO E TRABALHO NO ENSINO
MÉDIO NO BRASIL**

Dissertação ou Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em: 23/08/2010

BANCA EXAMINADORA

Prof^o. Dr. Raul da Mota Silveira Neto (Orientador)
Universidade Federal de Pernambuco

Prof^a. Dr^a. Tatiane Almeida de Menezes (Examinador Interno)
Universidade Federal de Pernambuco

Prof^o. Dr. Hilton Martins de Brito Ramalho (Examinador Externo)
Universidade Federal da Paraíba

“Aos meus pais, Cristina e Dorival,
por terem me dado todas as
ferramentas essenciais para a
construção deste trabalho, da
educação à coragem.”

AGRADECIMENTOS

Meu muito obrigada ao professor Raul da Mota Silveira Neto por sempre ter me dito que eu era capaz de fazer esta dissertação, quando eu mesma tinha sérias dúvidas sobre isso. Obrigada também por ter me indicado os caminhos a seguir para que eu chegasse até aqui.

Agradeço a Natasha Falcão, mestre em economia pela UFPE, por ter me ensinado, logo no início, a desvendar o Stata e seus comandos.

À amiga Cecília Ramos, muito obrigada pela carinhosa acolhida que me ofereceu quando eu ia estudar no Recife.

RESUMO

Depois de alcançar a universalização do ensino fundamental, o próximo desafio que se impõe ao Brasil em termos de educação é elevar o número de jovens que cursa o ensino médio. Dos 10,2 milhões de adolescentes de 15 a 17 anos que existiam no país em 2008, apenas metade estava frequentando o ensino médio. Dada a importância que o capital humano tem na redução da pobreza e na promoção da melhor distribuição de renda, esta dissertação se propôs a analisar como os adolescentes de 15 a 17 anos – idade em que deveriam estar no ensino médio – escolhem alocar seu tempo entre trabalho e escola. Para tanto, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para os anos de 1998 e 2008, já que o objetivo foi capturar eventuais mudanças no comportamento dos jovens ao longo de uma década. Essas informações foram empregadas em um modelo *logit* multinomial que previa os quatro tipos de escolha que os adolescentes podiam tomar: 1. não estudar e não trabalhar 2. apenas estudar 3. apenas trabalhar 4. estudar e trabalhar ao mesmo tempo. Depois aplicou-se uma variação da técnica de decomposição Oaxaca-Blinder, com o intuito de captar se as mudanças ocorridas na probabilidade de os adolescentes fazerem uma ou outra escolha se deviam mais a alterações nas variáveis explicativas ou nos coeficientes estimados. Um dos mais relevantes resultados encontrados nesta dissertação diz respeito à influência que a educação dos pais tem sobre o nível de escolaridade dos filhos. Esse fator, apontado como um dos principais determinantes da educação dos filhos em trabalhos anteriores, perdeu importância de 1998 a 2008. De outro lado, ganhou mais relevância a estrutura familiar. Em relação à decomposição, mostrou-se que ganharam peso as características não-observáveis dos grupos, que representam os coeficientes. Isso revelou que fatores mais subjetivos podem estar direcionando a decisão dos jovens sobre a forma como alocar seu tempo.

Palavras –chave: Educação, Ensino Médio, Alocação de Tempo, *Logit* Multinomial, Oaxaca-Blinder

ABSTRACT

As almost every child aged between 7 and 14 years old is already attending school (“ensino fundamental”) in Brazil, the next challenge of the government is to improve school participation among adolescents aged between 15 and 17 years old. Only half of the adolescents of this older age group is attending high school (“ensino médio”). Since human capital has a crucial role in reducing poverty and in improving income distribution, the aim of this dissertation is to analyze how adolescents aged between 15 and 17 years old decide to allocate their time among these options: 1. leisure (not working, not studying) 2. just studying 3. just working 4. working and studying. The analysis exploits the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) from Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística for the years 1998 and 2008. To model the problem of time allocation decisions between school and work, we used the *logit* multinomial representation with the four time allocation options listed above. After that, an extension of Oaxaca-Blinder technique was applied in order to check if the changes in the probabilities of a child to work or to attend school are more associated to changes in the explanatory variables than to changes in educational variables. One of the most important results found was that the impact of parental education is losing its effect in school attendance. Its impact got weaker over the time analyzed. On the other hand, the way a family is structured – like the number of young siblings in the family - got more essential. As refers to the decomposition technique, it was possible to conclude that non-observable characteristics became more important. It indicates that more subject items may be influencing the time allocation decision of adolescents.

Key words: Education, High School, Time allocation, Logit Multinomial, Oaxaca-Blinder

LISTAS DE GRÁFICOS

Gráfico 1 -	Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos	35
Gráfico 2 -	Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos - Estimativas do modelo	39
Gráfico 3 -	Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, por sexo	40
Gráfico 4 -	Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo escolaridade da mãe	41
Gráfico 5 -	Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo escolaridade do pai	41
Gráfico 6 -	Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo o nº de crianças de até 8 anos em 1998	42
Gráfico 7 -	Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo o nº de crianças de até 8 anos em 2008	43
Gráfico 8 -	Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo estrutura familiar	43
Gráfico 9 -	Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo renda <i>per capita</i>	44
Gráfico 10 -	Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo local de moradia	45

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise	35
Tabela 2 -	Estimativas por Máxima-Verossimilhança do modelo <i>logit</i> multinomial – Efeito marginal 1998	37
Tabela 3 -	Estimativas por Máxima-Verossimilhança do modelo <i>logit</i> multinomial – Efeito marginal 2008	38
Tabela 4 -	Decomposição da diferença entre as probabilidades médias estimadas para 2008 e 1998 - Fator $X_{98}\beta_0$	46
Tabela 5 -	Decomposição da diferença entre as probabilidades médias estimadas para 2008 e 1998 - Fator $X_{08}\beta_{98}$	47
Tabela 6 -	Razões de Risco Relativo para 1998	53
Tabela 7-	Razões de Risco Relativo para 2008	55

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
2 EDUCAÇÃO E TRABALHO NA TEORIA ECONÔMICA	15
2.1 O papel do mercado de crédito	16
2.2 Escolha subjetiva pela educação	17
2.3 O mercado de trabalho	18
2.4 Persistência intergeracional	19
3 EDUCAÇÃO E TRABALHO NO BRASIL: AS EVIDÊNCIAS DISPONÍVEIS	21
3.1 Escolaridade dos pais	21
3.2 Renda	23
3.3 Estrutura familiar	24
3.4 Custo de oportunidade	24
3.5 Explicações diversas	25
4 DETERMINANTES DA ESCOLHA ENTRE ESTUDO E TRABALHO NO ENSINO MÉDIO NO BRASIL: ESTRATÉGIA EMPÍRICA	28
4.1 Base de dados	28
4.2 Estratégia Econométrica	29
5 DETERMINANTES DA ESCOLHA ENTRE ESTUDO E TRABALHO NO ENSINO MÉDIO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS OBTIDAS	34
5.1 Análise Descritiva	34
5.2 Efeitos marginais	37
5.3 Análise dos Resultados da Decomposição: o Papel das Variáveis nas Mudanças Observadas entre 1998 e 2008	46
6 CONCLUSÃO	48
7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	51
APÊNDICE	53

1 INTRODUÇÃO

Embora seja a nona maior economia do mundo em termos de Produto Interno Bruto (PIB), segundo dados da Economist Intelligence Unit para o ano de 2009, o Brasil ainda encara elevados níveis de desigualdade de renda. Cerca de 22% das famílias brasileiras viviam em situação de pobreza em 2008, com até meio salário mínimo *per capita*, de acordo com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) daquele ano. Isso equivale a quase 14 milhões de famílias. Em uma situação ainda pior, estavam outras 2,2 milhões de famílias que viviam sem nenhum tipo de rendimento.

Dada a importância que o capital humano possui na redução da pobreza e na promoção da melhor distribuição de renda das nações, diversos estudos têm sido produzidos sobre a questão da educação no Brasil. É a partir do entendimento de qual é o nível de escolaridade do brasileiro, quais seus fatores determinantes e qual o impacto que ele pode ter na melhoria de renda e de bem-estar que podem ser adotadas políticas que visem o aumento da educação da população.

O número médio de anos de estudos dos brasileiros é de 7,3 anos para a população com mais de 15 anos (PNAD 2008), um montante que não compreende nem mesmo o ciclo do ensino fundamental, que possui 9 anos. Esse indicador tende a melhorar no futuro, já que, a partir de um esforço da esfera pública iniciado nos anos 90, o Brasil praticamente alcançou a universalização do ensino fundamental, nível que é obrigatório pela Constituição da República Federativa do Brasil. Hoje, o ensino fundamental já atingiu um patamar que pode ser considerado de universalização: 97,5% das crianças com idade para cursar o ensino fundamental estão na escola, de acordo com dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep).

Já no ensino médio, que não é obrigatório por lei, o quadro é outro, bastante diferente. Cerca de 84% dos jovens entre 15 e 17 anos estão na escola (taxa de escolarização bruta), porém, em séries inferiores às que deveriam frequentar, o que indica elevada repetência nos anos anteriores da escola, ainda no ensino fundamental. Apesar do progresso nas últimas duas décadas, quando se analisa a taxa de escolarização líquida, percebe-se que a universalização é uma meta ainda bastante distante da realidade brasileira. Em 1996, ela era inferior a 25%. Em 2008, dos 10,2 milhões de jovens de 15 a 17 anos que existiam no Brasil, apenas 5,1 milhões estavam cursando o ensino médio. Ou seja, mesmo tendo melhorado, a taxa de escolaridade líquida é de 50%, bastante baixa ao se pensar que se trata apenas do ensino

médio, etapa anterior ao ensino superior, aquele associado às maiores taxas de retorno em termos salariais.

O cenário torna-se mais preocupante quando são observados os números recentes de matrículas no ensino médio. Segundo dados da Sinopse Estatística da Educação Básica 2009, elaborada pelo Ministério da Educação com base nos dados de 2008, houve uma redução de 5% nas matrículas do ensino médio entre 2008 e 2009. Isso significou 83,3 mil matrículas a menos. É um sinal de alerta, já que apenas metade dos jovens brasileiros de 15 a 17 anos está cursando o ensino médio. Dada a baixa taxa de escolarização, mesmo que houvesse uma redução no tamanho dessa população de um ano para o outro, haveria espaço para o avanço das matrículas. De fato, esse grupo passou por um encolhimento, de 10,4 milhões em 2007 para 10,2 milhões em 2008.

Inúmeros trabalhos apontam a relação positiva entre anos de estudo, crescimento econômico e bem-estar dos indivíduos. O estudo “Você e o Mercado de Trabalho” (2008), do Centro de Políticas Sociais da Fundação Getúlio Vargas, mostrou, por exemplo, que uma mulher de 30 anos, branca e moradora da região metropolitana de São Paulo teria um salário equivalente a R\$ 517,4 se tivesse estudado oito anos, ou seja, completado o ensino fundamental. Caso avançasse e concluísse o nível superior, com 15 anos de escolaridade, ganharia R\$ 1.420. Ou seja, um rendimento mais de duas vezes e meia superior.

Disso advém a importância de se analisar quais fatores podem explicar a baixa taxa de escolarização dos jovens entre 15 e 17 anos no Brasil. É a partir desse entendimento que será possível ampliar a escolaridade média do brasileiro, com políticas públicas mais eficientes para se atingir um grau mais elevado de educação no país. A universalização do ensino médio pode permitir que mais pessoas alcancem a universidade no país, nível educacional associado aos maiores retornos econômicos. Inúmeros trabalhos já apontaram para os altos retornos econômicos à educação (LANGONI, 1973; BINELLI; MEHIR e MENEZES-FILHO, 2006 e ALBUQUERQUE e MENEZES-FILHO, 2008), principalmente no que diz respeito ao ensino superior.

Como forma de contribuir para a discussão do fraco desempenho do ensino médio no Brasil, a dissertação aqui apresentada pretende explorar seus determinantes. O trabalho se propõe a analisar como os jovens de 15 a 17 anos - idade em que deveriam estar cursando o ensino médio – decidem alocar seu tempo entre trabalho, escola, trabalho e escola ou nenhuma das atividades.

Até o momento, são três as principais pesquisas que se debruçaram especificamente sobre a questão da alocação de tempo dos jovens com idade para cursar o ensino médio: Menezes Filho et al. (2003), Curi e Menezes Filho (2007) e Duryea e Arends-Kuenning (2003). Esses estudos se concentraram no período que vai de 1977, ano inicial da pesquisa de Duryea e Arends-Kuenning (2003 a 2005), último ano investigado por Curi e Menezes Filho (2007).

Entre os determinantes da decisão entre estudar, trabalhar, fazer ambas as atividades ou nenhuma delas, a escolaridade dos pais aparece como um dos fatores mais importantes nos trabalhos já realizados. Quanto maior o número de anos de estudo acumulados pelos pais, maiores são as chances de o jovem frequentar a escola. Outra variável relevante diz respeito à renda familiar, principalmente na faixa etária dos estudantes do ensino médio, como mostrou Menezes Filho et al. (2003). Conforme aumenta a renda familiar *per capita*, cai a probabilidade de o adolescente não ir à escola. Fica evidente que há uma seleção por motivos econômicos em uma idade que já está mais compatível com a atividade econômica. Ainda nesse mesmo campo, também pesa sobre a alocação de tempo a atratividade do mercado de trabalho (MENEZES FILHO et al., 2003; CURI e MENEZES FILHO, 2007; DURYEYEA e ARENDS-KUENNING, 2003). Conforme os salários aumentam, cresce o custo de oportunidade de se estudar.

A dissertação apresentada nesta introdução pretende avançar em relação aos trabalhos já realizados sobre como os jovens alocam seu tempo entre trabalho e escola atualizando as informações disponíveis. Este estudo utilizou os microdados da PNAD para os anos de 1998 e 2008 para os jovens de 15 a 17 anos, idade em que deveriam estar cursando o ensino médio, e para suas famílias.

A partir desses dados, aplicou-se o modelo *logit* multinomial para verificar quais fatores mais pesaram na decisão das famílias de enviar o adolescente à escola ou ao trabalho para os anos analisados. A regressão se baseou em quatro decisões que poderiam ser tomadas: 1. não estudar e não trabalhar 2. apenas estudar 3. apenas trabalhar 4. estudar e trabalhar ao mesmo tempo. O principal objetivo de se escolher 1998 e 2008 como os anos de análise foi verificar se houve mudanças ao longo de uma década.

Depois, aplicou-se uma técnica de decomposição dos fatores da equação com o intuito de captar se as mudanças ocorridas na probabilidade de os jovens fazerem uma ou outra escolha se deviam mais a alterações nas variáveis explicativas ou nos coeficientes estimados. Para isso foram empregadas ao modelo *logit* multinomial duas equações a partir de uma modificação da técnica de decomposição Oaxaca-Blinder.

Além desta introdução, a dissertação está dividida em mais outras cinco seções. A próxima delas mostrará o que a teoria econômica apresenta sobre a forma como as famílias decidem alocar o tempo de seus filhos entre a escola e o trabalho. Na seção 3, serão analisadas as principais evidências disponíveis para a realidade brasileira nos últimos anos. A parte seguinte terá como foco a explicação da estratégia empírica adotada neste estudo, bem como a base de dados utilizada. Já na seção 4, serão apresentados os principais resultados encontrados. Por fim, serão feitas algumas considerações finais.

2 EDUCAÇÃO E TRABALHO NA TEORIA ECONÔMICA

A teoria econômica sobre a alocação de tempo de crianças e jovens entre trabalho e escola prevê que essa decisão recai sobre seus pais, que fazem uma escolha em resposta a alguns fatores: 1. nível de renda e de bens que possuem 2. retorno pecuniário da escola 3. crédito e 4. imperfeições do mercado de trabalho dos adultos. Abaixo, serão apresentados alguns modelos econômicos aplicáveis a cada um desses itens, a partir da coletânea feita por Jafarey e Hahiri (2005) de recentes teorias econômicas sobre as causas do trabalho infantil.

De maneira geral, o bem-estar de uma família pode ser descrito da seguinte forma:

$$U = \mu(c_1) + \beta\mu(c_2),$$

na qual c_1 e c_2 representam o consumo da família em $t = 1$ (hoje, momento em que se decide sobre o envio dos filhos à escola) e em $t = 2$ (futuro), respectivamente. β é um fator subjetivo de desconto entre os dois períodos. Assume-se também que essa função é positiva, côncava e que $0 \leq \beta \leq 1$.

Levando-se em conta que a utilidade é uma função do consumo, a questão é se a família pode tomar recursos emprestados para aumentar seu consumo, ou, ao contrário, poupar ao longo desses dois períodos, caso tenha proventos sobrando. Se isso for possível a uma determinada taxa de juros r , a restrição orçamentária pode ser assim descrita:

$$\begin{aligned} c_1 &= w^p + (1-e)Nw^c + b; \\ c_2 &= eNw^s + (1-e)Nw^u - (1+r)b, \end{aligned}$$

nas quais w^p indica a renda dos pais; e , a fração das crianças que vai à escola; w^c , o salário da criança que trabalha; w^s , o salário da criança que estudou e se tornou um adulto mais qualificado; w^u , o salário da criança que trabalhou na infância e se tornou um adulto pouco qualificado; e b , o empréstimo, que pode ser positivo se a família fizer uso do crédito, ou negativo, se ela for poupadora.

Ao se unir as duas restrições orçamentárias, obtém-se:

$$U = \mu [w^p + (1-e)Nw^c + b] + \beta\mu [eNw^s + (1-e)Nw^u - (1+r)b],$$

que é maximizada pela escolha de b e e , resultando nas seguintes condições de primeira ordem:

$$b: \frac{\mu_1}{\beta\mu_2} = 1 + r$$

$$e: \beta\mu_2(w^s - w^u) \begin{cases} > \\ = \\ < \end{cases} u_1 w^c \rightarrow e \begin{cases} = 1 \\ \in (0, 1) \\ = 0 \end{cases}$$

A condição de primeira ordem que descreve o ato de poupar ou de pegar emprestado é conhecida como a condição de Euler. Nela, b vai equalizar a taxa marginal de substituição entre os períodos de consumo, $\frac{\mu_1}{\beta\mu_2}$, ao preço relativo de consumo do primeiro período ($1+r$).

Já a condição de primeira ordem que descreve a decisão dos pais sobre quantos filhos mandar para a escola deve ficar no intervalo entre 0 e 1. Ao se educar uma criança a mais no presente, perde-se uma parte da renda hoje, w_c . Porém, em t_2 , há uma mudança na renda, já que se espera que a renda futura de uma criança que estudou seja maior do que a daquela que não estudou.

Se o ganho de utilidade marginal em t_2 exceder a perda de utilidade marginal em t_1 para todos os valores de e , então, todas as crianças são enviadas à escola e não há trabalho infantil. Mas, se para alguns valores de e a perda e o ganho de utilidade marginal forem iguais, algumas crianças vão para a escola e outras vão trabalhar.

Diante disso, vê-se que é fundamental haver um prêmio educacional para que as crianças sejam enviadas à escola. Entretanto, é preciso lembrar que é o valor presente do salário futuro da criança que estudou o que importa. Portanto, há um fator fundamental em jogo que deve ser incluído na análise: a taxa de juros. Assim, a combinação de um prêmio salarial futuro alto, uma baixa taxa de juros e um salário baixo pago ao trabalho infantil eleva o valor presente do retorno da educação.

2.1 O papel do mercado de crédito

Conforme foi verificado acima, a escolha de e afeta o fluxo de renda entre os dois períodos. Porém, é preciso ter em mente que a diferença de renda entre t_1 e t_2 pode, sob o mercado de crédito perfeito, ser compensada ao se poupar ou se tomar dinheiro emprestado. Assim, em t_1 , o salário dos pais não vai influenciar a decisão de mandar os filhos para a escola ou não. Se for lucrativo a valores presentes, o pai vai pagar juros hoje para que as crianças

estudem. Dessa forma, em um mercado de crédito perfeito, o menor só vai trabalhar se o valor presente do retorno da educação for negativo.

Por outro lado, é preciso considerar o caso em que o chefe da casa não está em meio a um mercado de crédito perfeito. Se não houver possibilidade de se fazer nenhum empréstimo, b é determinado como zero nas equações anteriores e a maximização da função passa apenas pela escolha de e :

$$U = \mu [w^p + (1-e)Nw^c] + \beta\mu [eNw^s + (1-e)Nw^u]$$

Assim, é a escolha de e que vai afetar a taxa marginal de substituição entre os dois períodos. Ao escolher se manda os filhos para a escola ou não, os pais estarão determinando seu consumo em cada período. Ao mesmo tempo, passa-se a depender mais do salário dos pais para a determinação da alocação de tempo. Dessa forma, pais mais ricos tendem a mandar mais crianças para a escola do que os pobres.

2.2 Escolha subjetiva pela educação

Até agora, a análise feita assumia que os pais eram neutros em relação às decisões de deixar o filho estudar ou mandá-lo ao trabalho, fazendo apenas cálculos sobre os ganhos e as perdas financeiras que essa escolha traria. Mas, a partir desse ponto, vamos prever que os pais têm um ganho de utilidade ao educar as crianças, como descrito abaixo:

$$U = \mu(c_1) + \beta\mu(c_2) + g(Ne),$$

na qual g é uma função positiva e côncava que capta o bem-estar dos pais ao enviar cada um dos filhos à escola.

Da mesma forma já vista anteriormente, a maximização vai se dar pela escolha de b e e , com as seguintes condições de primeira ordem:

$$b: \frac{\mu_1}{\beta\mu_2} = 1 + r$$

$$e: \beta\mu_2(w^s - w^u) + Ng'(Ne) \begin{cases} > \\ = \\ < \end{cases} u_1 w^c \rightarrow e \begin{cases} = 1 \\ \in (0,1) \\ = 0 \end{cases}$$

na qual g' capta a utilidade marginal de se educar uma criança a mais.

Agora, a condição de primeira ordem de e tem um termo positivo a mais, assim torna-se mais provável que ela seja positiva do que negativa. Mesmo sob o ambiente de um mercado de crédito perfeito, agora e terá um valor a adicionar. Isso pode contrabalancear um retorno pecuniário negativo da educação advindo de um baixo prêmio salarial para a educação, ou de uma taxa de juros muito alta, ou de um salário alto para o trabalho infantil.

2.3 O mercado de trabalho

Com base no estudo de Basu e Van (1998) sobre a relação entre pobreza dos adultos e trabalho infantil, Jafarey e Hahiri (2005) analisaram o tema da educação das crianças. Para isso, foram feitas as seguintes suposições: 1. crianças e adultos são substitutos perfeitos em um mercado de trabalho competitivo e 2. a função utilidade dos pais sempre valoriza o consumo da família, mas só dá valor à educação das crianças se o consumo da casa exceder o nível de subsistência. Ou seja, só haverá utilidade na educação se o nível mínimo de consumo de subsistência for ultrapassado. Nesse modelo, ao contrário do anterior, não existem dois períodos de tempo. Assim:

$$U = c - s, \text{ se } c < s$$

$$e$$

$$U = (c - s)(Ne)^\alpha, \text{ para } c \geq s, \alpha > N,$$

nas quais s representa o nível de consumo de subsistência.

Por questões de simplificação, assume-se que os salários de adultos e crianças sejam iguais. Dessa forma, a restrição orçamentária será:

$$c = [N(1 - e) + 1]w$$

Do mercado de trabalho, é sabido que existe uma relação negativa entre o salário e a quantidade de trabalhadores demandada. Já do lado da oferta, se o salário for inferior ao valor necessário para garantir a subsistência, os pais vão colocar seus filhos no mercado de trabalho.

Ou seja, cada família colocará à disposição dos empregadores $N+1$ pessoas. Por outro lado, se o salário for suficiente para garantir a subsistência, a família vai escolher um patamar de e pela maximização de:

$$([N(1-e) + 1]w - s)(Ne)^\alpha,$$

na qual a condição de primeira ordem é:

$$\alpha(Nw + w - s) - (\alpha + 1)Nwe \geq 0$$

Isso implica que:

$$e = 1 \text{ se } w > \frac{\alpha s}{\alpha - N}$$

$$e = \frac{\alpha(N+1)w - s}{(1+\alpha)Nw}, \text{ se } \frac{s}{N+1} \leq w \leq \frac{\alpha s}{\alpha - N}$$

Assim, conclui-se aqui que a oferta de trabalho não é uma função crescente do salário, como usualmente se vê. Isso porque as crianças só vão ao mercado de trabalho para suprir a pobreza da casa. Portanto, se o salário subir, os pais vão ganhar mais, permitindo assim que as crianças estudem mais. Em um mercado de equilíbrio, os adultos não têm de concorrer com as crianças por uma vaga porque os pais ganham o suficiente para manter seus filhos na escola em tempo integral.

2.4 Persistência intergeracional

Conforme já visto anteriormente, o nível de renda dos pais afeta a decisão que eles tomam de enviar os filhos ou à escola, ou ao trabalho. E não há dúvida de que é a bagagem educacional dos pais que influencia o quanto eles vão ganhar no mercado de trabalho futuramente, como já foi analisado nesta seção também. Portanto, há uma ligação entre o nível educacional de uma geração e o da seguinte. Filhos de pessoas que não estudaram ou que estudaram pouco vão ter um destino semelhante ao de seus pais.

Para analisar isso, Jafarey e Hahiri (2005) adotam um modelo em que cada casa fabrica o mesmo tipo de produto usando o seu trabalho. Só há variação na quantidade e na elaboração

do produto segundo a escolha educacional dos filhos e a educação acumulada no passado pelos pais. A criança que estudar terá uma maior qualificação no futuro, que pode ser chamada de h_{t+1} . Assim, tem-se a seguinte função para a relação entre o tempo gasto na escola e a habilidade futura:

$$h_{t+1} = H(E_t), H' > 0, H(0) = l, H(1) = \bar{h}$$

Ou seja, há um máximo de qualificação que se pode alcançar no futuro correspondente à frequência escolar em tempo integral durante a infância, igual a 1 (\bar{h}), e um mínimo (igual a l), que equivale à não-frequência à escola (igual a 0).

Para se saber a produção de uma casa, define-se que uma criança que estuda e unidades de tempo produz $l-e$. Já um adulto com habilidade produz h , uma vez que trabalha em tempo integral. Assim, a função utilidade de um adulto será igual a:

$$U_t = u(c_t) + g(e_t),$$

como já visto anteriormente. Já a restrição orçamentária será:

$$c_t = h + l - e_t,$$

Numa situação em que não se pode poupar nem tomar emprestado, a maximização da utilidade será feita por meio da escolha de e_t , com a seguinte condição de primeira ordem:

$$u'(h + l - e_t) = g'(e_t)$$

Ou seja, a maximização se dá pela igualdade da utilidade marginal do consumo com a da educação, sendo que o consumo presente depende da qualificação dos pais obtida no passado por meio do estudo. Dessa forma, vê-se que pais mais educados consomem mais e colocam mais seus filhos na escola, o que equivale a dizer que há uma transmissão intergeracional da educação.

3 EDUCAÇÃO E TRABALHO NO BRASIL: AS EVIDÊNCIAS DISPONÍVEIS

Nos últimos dez anos, diversos estudos analisaram os determinantes da alocação de tempo de crianças e jovens em idade escolar no Brasil. O objetivo desta seção é fazer uma revisão da literatura acadêmica que relata como os adolescentes decidem se vão estudar, trabalhar, estudar e trabalhar ao mesmo tempo ou não fazer nenhuma das duas atividades.

As principais linhas de investigação já feitas buscaram as causas do comportamento dos jovens na escolaridade dos pais, na renda familiar *per capita* e em outros aspectos intrínsecos ou ao núcleo familiar, como a quantidade de irmãos, ou aos próprios jovens, como a idade e sexo. No que diz respeito ao contexto macroeconômico, algumas pesquisas procuraram verificar a relação entre o progresso escolar e algumas variáveis como as flutuações macroeconômicas e a taxa de desemprego entre adolescentes. Outros itens analisados foram a evasão e a reprovação que ocorrem ainda no ensino fundamental, podendo impedir a chegada ao ensino médio.

Para permitir uma melhor análise das principais conclusões obtidas pelos estudos mais recentes, os resultados apresentados neste capítulo foram separados por tópicos temáticos.

3.1 Escolaridade dos pais

Em uma análise econométrica sobre a alocação de tempo dos adolescentes de 12 a 19 anos conduzida no fim dos anos 90 em 17 países da América Latina e do Caribe, inclusive o Brasil, Menezes Filho et al. (2002) verificou que a escolaridade dos pais aparece como a variável mais importante no momento de se optar entre estudar, trabalhar, estudar e trabalhar ou não fazer nenhuma das duas coisas. Entre os jovens de 16 e 17 anos, a chance de apenas se estudar tendo pais analfabetos foi de 30%. Entretanto, se os pais forem graduados, a probabilidade de o filho se dedicar apenas aos estudos subia para 85%. Portanto, viu-se que, com o aumento da escolaridade dos pais, o que mais se consegue reduzir é o risco de o jovem apenas trabalhar.

A pesquisa levou em conta apenas um ano de análise para os diversos países. Porém, para o caso brasileiro, o estudo fez uma observação para um período mais longo de tempo, de 1981 a 1998, com dados da PNAD. Com isso, percebeu-se que foi entre os jovens com pais

analfabetos ou com pouca instrução (de 0 a 3 anos de estudo) que houve o maior crescimento da frequência escolar, principalmente entre os adolescentes mais velhos, de 16 e 17 anos.

Barros et al. (2001), investigando pessoas de 11 a 25 anos nas áreas urbanas das regiões Sudeste e Nordeste, chegou a um resultado similar sobre a importância da educação dos pais a partir dos dados da PNAD de 1996 e da Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV), conduzida entre 1996 e 1997. Para identificar os determinantes do desempenho educacional no Brasil, os pesquisadores se debruçaram sobre quatro pontos: 1. disponibilidade e qualidade dos serviços educacionais, 2. atratividade do mercado de trabalho local, 3. disponibilidade de recursos familiares e 4. volume de recursos da comunidade.

Concluiu-se que o fator mais importante entre todos é a escolaridade dos pais, superando, por exemplo, a escolaridade dos professores e a renda domiciliar *per capita*. Um ano a mais de escolaridade dos pais é capaz de elevar a quantidade de anos de estudo dos filhos entre 0,25 a 0,33 ano. Percebeu-se ainda que o impacto da educação da mãe é pelo menos 30% maior sobre os filhos do que a influência da escolaridade do pai.

Outros estudos também demonstraram que a escolaridade da mãe supera a do pai como determinante do desempenho dos filhos. É o caso de Duryea e Arends-Kuennung (2003), que analisaram o impacto da educação dos pais nos estudos dos filhos de 14 a 16 anos no Brasil, na Nicarágua, no Panamá e no Equador em meados dos anos 90. Foi observada a influência tanto sobre a frequência escolar quanto sobre o acúmulo de anos de estudo.

Para o caso específico do Brasil, verificou-se que adolescentes cujas mães completaram o ensino fundamental ou médio estão mais propensos a ir à escola do que aqueles cujas mães não tiveram nenhuma educação. A probabilidade de um jovem cuja mãe não é escolarizada frequentar a escola é de 81%. Se ela completou o ensino médio, a chance salta para 95%. Por outro lado, a escolaridade do pai pareceu não ter significância. Para o acúmulo de anos de estudo, novamente a educação da mãe surgiu como mais importante do que a do pai. Mostrou-se também que a escolaridade materna é ainda mais relevante na progressão escolar do que na frequência.

Em busca do impacto da educação materna para o aumento do número de matrículas no ensino médio, Curi e Menezes Filho (2007) simularam a manutenção de algumas variáveis constantes de 1992 a 2005. Com isso concluíram que o impacto da educação da mãe foi o maior de todos, sendo responsável por 1 milhão de matrículas a mais em 2005.

3.2 Renda

É bastante frequente na literatura a discussão sobre o impacto da renda familiar na escolaridade de crianças e jovens. Isso porque a falta de recursos pode levar os pais a optar por colocar seus filhos para trabalhar com o objetivo de complementar o orçamento em vez de induzi-los à escola ou fazer com que eles tenham de dividir o dia entre estudo e trabalho. Na faixa etária que vai dos 15 aos 17 anos, essa decisão sobre a alocação do tempo torna-se ainda mais crucial, já que essa faixa etária é mais compatível com o início da atividade econômica, o que faz com que a remuneração do trabalho seja mais elevada, enquanto o retorno da educação cai.

Pesquisa conduzida por Menezes Filho et al. (2002) concluiu que a renda é importante entre os adolescentes mais velhos na América Latina e no Caribe, com idade entre 16 e 17 anos. Foi demonstrado que um aumento da renda familiar de US\$ 200 para US\$ 1 mil eleva a probabilidade de apenas se estudar de 50% para 80%. Porém, para a análise feita de 1981 a 1996 especificamente para o Brasil, o estudo encontrou que o efeito da renda familiar vem perdendo força ao longo do tempo.

Barros et al. (2001) encontrou um impacto positivo e estatisticamente significativo para a renda familiar *per capita*, apesar de ser de menor magnitude do que a educação dos pais. Um ano a mais de escolaridade deles é equivalente a um aumento da renda domiciliar *per capita* de R\$ 340, segundo análise feita com dados da PNAD, e de R\$ 1.500, de acordo com a PPV, o que parece deixar clara a maior importância da escolaridade do pai e da mãe. Tais dados, afirmam os autores, indicam que as políticas públicas educacionais deveriam se voltar mais às famílias de baixa instrução do que àquelas com baixa renda *per capita*.

No que diz respeito ao desempenho escolar dos alunos, a renda exerceu influência no estudo conduzido por Lopez e Menezes Filho (2002). Para os autores, fica evidente que há uma seleção dos estudantes por motivos econômicos no período analisado, que vai de 1984 a 1997. Para todas as séries selecionadas (4ª e 8ª do ensino fundamental e 3ª ano do ensino médio), verificou-se que os estudantes mais ricos apresentam menor taxa de reprovação e maior taxa de avanço escolar. Além disso, a taxa de evasão escolar entre os reprovados é maior entre os estudantes pobres do que entre os ricos.

Em relação ao PIB *per capita*, Menezes et al. (2003) notou que, conforme já era de se esperar, quanto mais elevado ele é, maior a porcentagem de jovens que estudam e não

trabalham. Para aqueles de 16 e 17 anos, a cada aumento de US\$ 1 mil no PIB *per capita*, a probabilidade de apenas estudar sobe 5%.

3.3 Estrutura familiar

A forma como a família dos jovens está estruturada também parece influenciar o desempenho educacional deles. É o caso do número de filhos. Menezes Filho et al. (2002) verificou que a probabilidade de um adolescente com idade entre 16 e 17 anos apenas estudar cai de 60% para 20% quando o número de filhos vai de 1 a 10. Conforme afirmam os autores da pesquisa, uma possível explicação para esse fenômeno é que, quanto maior o número de irmãos, mais os jovens precisam trabalhar para ajudar no orçamento familiar.

Outra composição familiar que se tornou alvo de investigação científica foi a presença dos pais em casa em quatro países: Brasil, Equador, Nicarágua e Panamá. Morar com uma mãe solteira influencia negativamente a frequência e o avanço dos filhos na escola em relação àquelas crianças que vivem com ambos os pais, apontaram Duryea e Arends-Kuenning (2006). No Brasil, em casas de mães solteiras ou sem a presença de nenhum dos pais, a probabilidade de se completar a 8ª série é de 27%, enquanto para quem mora com o pai e com a mãe a chance é de 39%. Apesar desses resultados, em casas chefiadas por mulheres o avanço escolar é maior do que em lares comandados por homens.

3.4 Custo de oportunidade

De acordo com a literatura, no momento em que se decide entre trabalhar e estudar, pais e jovens observam o custo de oportunidade de ambas as atividades. Pesa-se o tempo gasto com os estudos – atividade não remunerada no presente - com os salários oferecidos naquele momento. Nesse sentido, as condições do mercado de trabalho local podem influenciar a tomada de decisão. E, se optar pelo emprego, o jovem reduz sua chance de sucesso educacional, conforme já demonstraram, por exemplo, Lopez e Menezes Filho (2002) ao detectar a maior probabilidade de reprovação dos alunos inseridos na População Economicamente Ativa (PEA).

Curi e Menezes Filho (2007), observando o período de 1992 a 2005 no Brasil, perceberam que a parcela dos jovens entre 15 e 17 anos que só estuda permanece estável desde

2001 em 59%. O fato curioso, de acordo com os pesquisadores, é que são os Estados mais ricos do país (Paraná, Espírito Santo, Santa Catarina e Minas Gerais) que abrigam o maior percentual de adolescentes que só trabalham, indicando que a atratividade do mercado de trabalho tem um peso importante na decisão entre trabalhar e estudar.

Também nessa linha, Barros et al. (2001) obteve para as regressões realizadas a confirmação de que mercados de trabalho locais mais atrativos do que a média nacional – tanto em termos de salário quanto em perspectiva de emprego - pioram o desempenho educacional de seus membros. Pelos cálculos, um aumento de R\$ 215 no salário esperado da população economicamente ativa no Brasil reduz em um ano o nível de escolaridade das pessoas de 11 a 25 anos da comunidade. Na região Nordeste, o efeito do salário mais alto é ainda mais forte.

É comum se dizer que, durante uma crise, a redução da renda familiar faz a criança sair da escola para ganhar um salário adicional ou para ajudar em tarefas domésticas que permitam aos pais trabalhar mais. Motivadas por esse senso comum, Duryea e Arends- Kuenning (2003) investigaram como se dá a alocação de tempo das pessoas acima de 12 anos nas áreas urbanas do Brasil em diferentes momentos da economia, tanto de contração quanto de expansão da atividade, a partir dos dados da PNAD para o período de 1977 a 1998.

As pesquisadoras mostraram que um declínio da renda familiar causado por uma recessão tende a diminuir a frequência escolar e a aumentar o trabalho entre os jovens. Uma redução de 20% na renda familiar, por exemplo, diminui a frequência em dois pontos percentuais. Entretanto, quando o salário médio dos jovens no mercado de trabalho diminui, eles vão mais à escola, o que indica que o custo de oportunidade do estudo cai. Por esses motivos, as autoras concluem que o crescimento econômico do Brasil não deve trazer rápidos aumentos no progresso escolar dos jovens.

Se o país tiver uma baixa taxa de desemprego jovem, a probabilidade de os adolescentes apenas estudarem se reduz, de acordo com Menezes Filho et al. (2002). O cenário que se torna mais difícil de ocorrer com alto desemprego é o da combinação trabalho e estudo ao mesmo tempo.

3.5 Explicações diversas

Uma explicação para o fraco desempenho do ensino médio no Brasil também tem sido buscada no comportamento dos alunos no ensino fundamental. Isso porque diversos

levantamentos têm apontado que as taxas de repetência e de evasão da 1^a à 8^a séries podem estar atrapalhando o avanço no ensino médio. Conforme já foi registrado na introdução, 84% dos jovens entre 15 e 17 anos estavam na escola em 2005, porém só metade dos adolescentes dessa faixa etária estava cursando o ensino médio. Ou seja, a maior parte dos estudantes ou ficou retido no ensino fundamental, ou desistiu de estudar antes de alcançar o ensino médio.

Na análise feita por Lopez e Menezes Filho (2002) com alunos dos ensinos fundamental e médio no período de 1984 a 1997, constatou-se que a maior taxa de evasão ocorre após a 8^a série, quando se conclui o ensino fundamental. É o chamado efeito-diploma. Também se demonstrou que estudantes com maior defasagem idade-série tendem mais a abandonar os estudos. Se muitos dos jovens de 15 a 17 anos estão cursando níveis abaixo daqueles que deveriam, pode-se inferir que muitos acabarão saindo da escola.

Ao buscar explicações para a recente desaceleração das matrículas do ensino médio, Curi e Menezes Filho (2007) perceberam que a única variável capaz de explicar o fenômeno era o número de concluintes do ensino fundamental. Foram analisados o crescimento da população, a educação da mãe, a defasagem idade-série e o número de concluintes.

Nesse sentido, o que pode contribuir para acelerar o nível educacional do país são políticas sociais públicas que busquem reter crianças e jovens na escola, conforme demonstram alguns estudos. É o caso Bolsa Família, programa que fornece uma renda mensal a famílias de baixa renda (com renda *per capita* de até R\$ 120), desde que as crianças e jovens de 6 a 15 anos da casa frequentem a escola e estejam presentes em pelo menos 85% dos dias de aula.

Glewwe e Kassouf (2008) verificaram que o programa é capaz de aumentar o número de matrículas e de aprovação e reduzir a evasão no ensino fundamental. Duarte e Silveira (2008) também encontraram resultados positivos do programa para a frequência escolar das crianças envolvidas com a agricultura familiar nos Estados de Pernambuco, Ceará, Sergipe e Bahia. Com base nos dados da PNAD 2005 e em pesquisas de campo, observou-se que houve um aumento de 5,6 pontos percentuais na frequência escolar.

Por causa do impacto que o programa vem apresentando sobre a frequência escolar, o governo federal passou a incluir entre os beneficiários do Bolsa Família também os jovens de 16 e 17 anos desde 2008. Para que o domicílio ganhe o benefício de R\$ 30 por jovem (limitado a, no máximo, dois), é preciso haver uma frequência escolar mínima de 75%.

Entretanto, a causa da evasão escolar pode estar em fatores mais subjetivos, fugindo da objetividade dos dados relacionados à renda e à educação dos pais, por exemplo.

Para encontrar a falta de motivação dos sem-escola, Neri (2009) analisou os suplementos educacionais das PNADs de 2004 e 2006, que trazem dados sobre como os jovens de 15 a 17 anos percebem os ganhos vindos da escolaridade, a partir de entrevistas feitas com os pais e com os alunos. Cerca de 40% dos adolescentes responderam que estão fora da escola por falta intrínseca de interesse. Esse item deixou para trás elementos como dificuldade de acesso à escola (10,9%), necessidade de trabalho e de geração de renda (27,1%) e outros motivos (21,7%), conforme a PNAD de 2006. Isso mostra que políticas de ampliação do crédito, concessão de bolsas e transferências de renda podem ter um efeito limitado. Talvez campanhas que mostrem o impacto da educação na qualidade de vida possam ter um efeito mais eficiente.

4 DETERMINANTES DA ESCOLHA ENTRE ESTUDO E TRABALHO NO ENSINO MÉDIO NO BRASIL: ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O estudo tem como objetivo analisar quais foram os fatores que influenciaram a decisão das famílias na escolha entre mandar um jovem de 15 a 17 anos à escola ou ao trabalho no Brasil para os anos de 1998 e 2008. Entre as opções que se apresentam aos adolescentes na forma como dividir seu dia estão: 1. estudar em período integral 2. dividir o tempo que possuem entre trabalho e escola 3. apenas trabalhar 4. praticar outras atividades que não sejam nem estudar nem trabalhar, como o lazer, por exemplo. Conforme já foi visto anteriormente, há diversas características pessoais e do domicílio que pesam na hora em que se toma essa decisão. Abaixo serão descritos os dados utilizados nesta pesquisa, bem como o modelo econométrico adotado para a análise.

4.1 Base de dados

Para realizar este estudo, foram utilizadas as informações da PNAD realizada para os anos de 1998 e 2008, que são microdados em corte transversal agrupados. A PNAD é uma pesquisa realizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com o objetivo de coletar dados das características gerais da população e de seus domicílios para todas as unidades federativas do Brasil.

A partir do intervalo de resultados de uma década, pretendeu-se investigar se houve alterações nos determinantes da escolha entre trabalho e estudo ao longo desse período. De 1998 a 2008, o Brasil passou por importantes transformações. É uma década em que o país acumulou crescimento econômico, implantou e ampliou o principal programa de transferência de renda condicionado à frequência escolar, o Bolsa Família, e concedeu aumento real para o salário mínimo, por exemplo.

A amostra usada nesta pesquisa abrange os jovens de todos os Estados do país, com idade entre 15 a 17 anos, uma fase em que deveriam estar cursando o ensino médio. Informações a cerca dos seus pais, assim como da casa em que vivem, também foram usadas. Em termos geográficos, apenas a zona rural da região Norte do Brasil foi excluída da análise com o objetivo de uniformizar os dados, já que até 2003 a PNAD não abrangia essa área retirada da amostra.

4.2 Estratégia Econométrica

A análise econométrica para a análise do trabalho de jovens de 15 a 17 anos foi feita por meio da aplicação do modelo *logit* multinomial. A escolha dessa estratégia se deve ao fato de se considerar que as decisões de se trabalhar e de se estudar são tomadas simultaneamente pelas famílias, por isso o modelo *logit* multinomial foi avaliado como o mais apropriado. É ao mesmo tempo que um pai decide se seu filho vai à escola que ele analisa a possibilidade de o jovem trabalhar.

O modelo *logit* multinomial já foi largamente utilizado por outros estudos que também analisaram de que forma se dá a decisão de alocação de tempo entre estudo e trabalho de crianças e jovens. É o caso de Menezes Filho (2002) e Cabral e Souza (2007), que empregaram o *logit* multinomial para capturar os fatores determinantes da escolha das famílias. Neste trabalho, foi considerada a seguinte estrutura de escolhas possíveis:

Escolhas possíveis: $j = 1, 2, 3, 4$

Indivíduos: $i = 1, 2, \dots, N$

Regressores: $p = 1, 2, \dots, P$

Variáveis explicativas: X

Assim, no modelo *logit* multinomial, a probabilidade de a família i escolher j é dada por:

$$Pr(Y_i=j) = P_{ij} = \frac{\exp(X_i \beta_j)}{1 + \sum_{k=0}^J \exp(X_i \beta_k)}$$

sendo que a variável dependente Y_i pode assumir qualquer um dos seguintes valores para as quatro alternativas possíveis:

- 1: se o jovem nem estuda, nem trabalha
- 2: se o jovem estuda e não trabalha
- 3: se o jovem não estuda, mas trabalha
- 4: se o jovem estuda e trabalha ao mesmo tempo

Para todos os domicílios da amostra, tem-se a seguinte equação para a probabilidade de se escolher a opção j :

$$Pr(Y=j) = P_j = \frac{\exp(X\beta_j)}{1 + \sum_{k=0}^J \exp(X\beta_k)}$$

Os efeitos marginais foram calculados a partir da média das probabilidades individuais preditas para cada uma das alternativas possíveis de alocação de tempo, P_j :

$$\bar{P}_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{P}_j$$

Dentro do modelo, as diferentes formas de alocação de tempo foram fixadas como as variáveis dependentes, podendo ser divididas em quatro categorias:

- 1: se o jovem nem estuda, nem trabalha
- 2: se o jovem estuda e não trabalha
- 3: se o jovem não estuda, mas trabalha
- 4: se o jovem estuda e trabalha ao mesmo tempo

Toda a análise foi feita tendo como base a categoria estuda e não trabalha pelo fato de ela ser considerada o cenário mais ideal para o avanço escolar dos jovens de 15 a 17 anos. Ao ter o tempo exclusivamente dedicado à escola, eles podem aprender mais no presente e colher os resultados do acúmulo da bagagem educacional no futuro, tanto em termos de renda quanto de bem-estar.

Em consonância com a discussão teórica e as evidências empíricas apresentadas nos dois capítulos anteriores, como variáveis independentes foram utilizadas informações de variáveis intrínsecas aos adolescentes (sexo, raça e idade), variáveis que apreendem características de suas famílias (renda, escolaridade dos pais, número de crianças de até 8 anos na casa, número de pessoas de mais de 8 anos no domicílio e ocupação do chefe do lar) e variáveis que caracterizam a localização do domicílio (zona rural/urbana, região metropolitana e unidade da federação). Todas essas variáveis são descritas a seguir.

- X_{idade} : idade dos indivíduos analisados. Espera-se uma relação positiva entre idade e inserção no mercado de trabalho, já que, quanto mais velho o adolescente, mais próximo da idade aceita pelos empregadores ele está.
- X_{rendaf} : renda *per capita* do domicílio do adolescente que está sendo alvo de análise. Como em lares com menor renda há uma maior dificuldade de se arcar com os custos diretos e indiretos, espera-se uma relação positiva entre renda e escolaridade.
- X_{sexo} : variável *dummy* que indica o sexo do adolescente. Estudos mostram que é mais provável que os jovens do sexo masculino trabalhem do que as meninas.
- X_{cor} : variável *dummy* que indica a raça do indivíduo. Conforme definido pelo IBGE, as pessoas podem ser das seguintes raças ou cores: branca, preta, amarela, parda ou indígena. No Brasil, a taxa de escolarização dos brancos é superior à dos negros. Ao mesmo tempo, a incidência de trabalho infantil é maior entre os negros.
- X_{ncr} : número de pessoas no domicílio com idade inferior a 8 anos. Espera-se que, numa casa, quanto maior o número de crianças na idade em que precisam de cuidados, mais os adolescentes precisem ou ficar em casa para cuidar delas, ou trabalhar para mantê-las.
- X_{nadul} : número de pessoas com idade acima de 8 anos na casa. Pode levar a duas interpretações: quanto maior o número de pessoas na casa, maior é a necessidade de recursos, ou quanto maior a presença de pessoas mais velhas, mais há gente para tomar conta das crianças pequenas.
- X_{educp} : anos de escolaridade do pai do jovem analisado. Estudos anteriores já mostraram que quanto maior o nível de educação dos pais, mais os filhos estudam.
- X_{educm} : anos de escolaridade da mãe do jovem analisado. Estudos anteriores já mostraram que quanto maior o nível de educação dos pais, mais os filhos estudam. A educação da mãe tem um papel ainda mais acentuado nesse processo do que a escolaridade do pai.
- X_{ocup} : variável *dummy* que indica a condição de ocupado/não-ocupado do chefe do domicílio. O desemprego do chefe da casa pode acabar empurrando o jovem para o trabalho.
- X_{metrop} : variável *dummy* que indica se o adolescente vive em uma região metropolitana.
- X_{urb} : variável *dummy* que indica se o adolescente vive na zona urbana ou rural. Como na área urbana as escolas tendem a possuir qualidade melhor e há menores oportunidades de trabalhos agrícolas, espera-se que o jovem frequente mais a escola.

- X_{fnuc} : variável *dummy* que indica se a família do adolescente é nuclear (presença de pai e mãe) ou não.
- X_{uf} : conjunto de variáveis *dummies* (vetor) que indica a unidade da federação de residência do indivíduo. Há uma divergência bastante grande em termos educacionais entre Estados brasileiros do Sudeste, onde se estuda mais, e do Nordeste, que tem níveis de escolaridade mais baixos.

Obtidas as estimativas para a influência desse conjunto de variáveis sobre as possíveis escolhas, partiu-se para uma outra etapa do estudo: a decomposição das diferenças de probabilidades estimadas para 2008 e 1998, para cada categoria, entre características observáveis e não-observáveis. Para isso, empregou-se uma extensão da técnica de Oaxaca-Blinder, já que a não-linearidade do modelo *logit* multinomial não permite o emprego direto da referida decomposição. O objetivo foi capturar o quanto da diferença entre os períodos de 1998 e 2008 se devia a características intrínsecas às dotações dos grupos – aspectos observáveis - e quanto podia ser explicado por mudanças nos coeficientes estimados – fatores não-observáveis ou não-mensuráveis.

Essa técnica é capaz de extrair a diferença entre as médias das probabilidades preditas individuais dos dois períodos, para cada opção j , da seguinte forma:

$$\bar{P}_{j08} - \bar{P}_{j98} = \left[\sum_{i=1}^{N08} \frac{P(y=j/Xi08\widehat{\beta}08)}{N08} - \sum_{i=1}^{N98} \frac{P(y=j/Xi98\widehat{\beta}08)}{N98} \right] +$$

$$\left[\sum_{i=1}^{N98} \frac{P(y=j/Xi98\widehat{\beta}08)}{N98} - \sum_{i=1}^{N98} \frac{P(y=j/Xi98\widehat{\beta}98)}{N98} \right],$$

sendo N o tamanho da amostra para os respectivos anos analisados. O primeiro termo entre colchetes capta a parcela da diferença entre os resultados que se deve às diferenças entre as dotações dos grupos, X , que são as características observáveis. Já o segundo termo representa a parcela que se deve às características não-observáveis ou não-mensuráveis, relacionadas aos coeficientes β^l .

¹Tal decomposição é similar àquela utilizada por Cabral e Souza (2008).

Note-se que outra expressão que igualmente pode capturar essas diferenças é dada pela seguinte diferença:

$$\bar{P}_{j08} - \bar{P}_{j98} = \left[\sum_{i=1}^{N08} \frac{P(y=j/Xi08\widehat{\beta}08)}{N08} - \sum_{i=1}^{N98} \frac{P(y=j/Xi08\widehat{\beta}98)}{N08} \right] +$$

$$\left[\sum_{i=1}^{N98} \frac{P(y=j/Xi08\widehat{\beta}98)}{N08} - \sum_{i=1}^{N98} \frac{P(y=j/Xi98\widehat{\beta}98)}{N98} \right]$$

Apesar de os resultados obtidos por meio das duas expressões acima serem geralmente diferentes, eles fornecem a ideia de um intervalo que permite avaliar o quanto das mudanças de ocorreram entre os anos de 1998 e 2008 se devem às dotações dos grupos e quanto se devem a alterações nos coeficientes. Por esse motivo, ambos os números encontrados serão reportados neste estudo posteriormente.

5 DETERMINANTES DA ESCOLHA ENTRE ESTUDO E TRABALHO NO ENSINO MÉDIO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS OBTIDAS

O objetivo deste capítulo é reportar os principais resultados obtidos por esta pesquisa a partir da aplicação do modelo *logit* multinomial para a base de dados da PNAD, explicando assim como se dá a alocação de tempo de jovens de 15 a 17 anos entre trabalho e escola no Brasil. Primeiro será feita uma análise descritiva, para que melhor se conheçam as características gerais da população analisada. Em seguida, serão apresentadas as tabelas com os efeitos marginais para os anos de 1998 e 2008, incluindo todas as variáveis independentes, tanto pessoais, quanto de domicílio. Depois, o impacto de cada variável independente será demonstrado por meio de gráficos, que permitem uma melhor visualização dos resultados. Nessa etapa, haverá uma divisão por tópicos temáticos, visando uma melhor compreensão do impacto de cada tipo de característica nos resultados. Em seguida, serão descritos os resultados da decomposição, que teve como meta captar se as mudanças ocorridas na probabilidade de os jovens fazerem uma ou outra escolha se deviam mais a alterações nas variáveis explicativas ou nos coeficientes estimados.

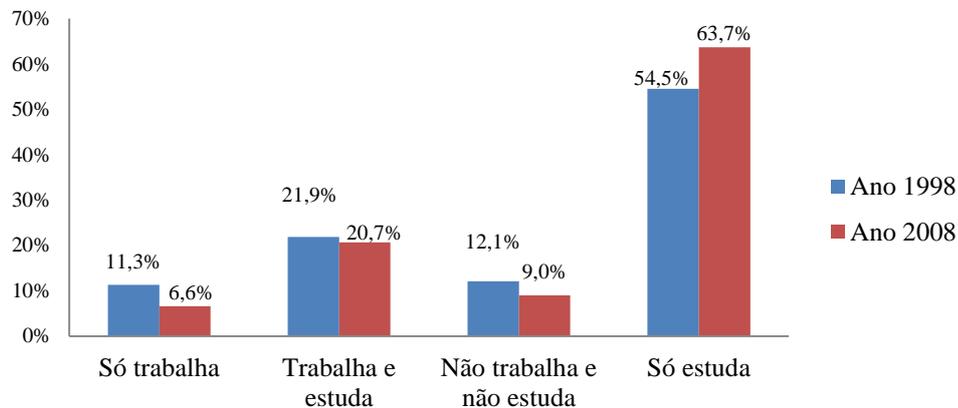
5.1 Análise Descritiva

De 1998 a 2008, o contingente de jovens de 15 a 17 anos encolheu, passando de 10,4 milhões para 10,2 milhões de pessoas. Não houve, porém, alteração na idade média desse grupo, que permaneceu com 15,9 anos.

De uma forma geral, como se pode perceber a partir do gráfico 1, a seguir, no decorrer de uma década, ocorreu uma evolução bastante positiva na forma como os jovens de 15 a 17 anos estavam alocando seu tempo. Enquanto em 1998 só 54,5% dos adolescentes estavam apenas estudando, em 2008 já eram 63,7%. Esse movimento aconteceu principalmente a partir da diminuição das alternativas não trabalha e não estuda e apenas trabalha. Para o caso daqueles jovens que gastavam seu tempo com outras atividades que não fossem nem os estudos nem o trabalho, houve uma queda de um patamar de 12,1% em 1998 para 9% em 2008. Colaborou ainda mais para a alta da categoria só estuda a redução dos adolescentes que só trabalhavam, que foi de 11,3% para 6,6%.

Porém, é importante assinalar que na categoria estuda e trabalha a redução foi muito pequena, passando de 21,96% para 20,7% ao longo de dez anos. Isso quer dizer que há uma persistência na divisão do tempo dos jovens entre colégio e trabalho. Apesar de essa ainda ser uma situação melhor do que se os adolescentes não estudassem, ainda seria preferível que todo o tempo deles estivesse direcionado aos estudos, o que poderia permitir um melhor aproveitamento da escola em tempo integral.

Gráfico 1 - Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos



Fonte: cálculos da autora a partir dos microdados da PNAD.

Na análise econométrica, serão verificadas quais características mais colaboraram para essas mudanças na forma como os jovens alocam seu tempo. Em uma primeira etapa, entretanto, é preciso compreender que algumas alterações importantes ocorreram no perfil da população brasileira de uma forma geral, como registram os dados da tabela 1, a seguir.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise

Variável	1998		2008	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Idade geral	28,1	0,034	31,3	0,033
Sexo (homem)	0,48	0,000	0,48	0,000
Cor (branco)	0,49	0,000	0,45	0,000
Renda domiciliar per capita	R\$ 498,2	1,660	R\$ 590	1,729
Número de criança por casa	0,93	0,002	0,67	0,001
Número de adultos por casa	3,80	0,002	3,45	0,002
Escolaridade da mãe*	5,60	0,014	7,10	0,014
Escolaridade do pai*	5,50	0,017	6,80	0,015
Chefe ocupado	0,77	0,000	0,73	0,000
Urbano	0,44	0,000	0,37	0,000
Metropolitano	0,40	0,000	0,50	0,000
Família Nuclear	0,71	0,000	0,71	0,000

Fonte: cálculos da autora a partir dos microdados da PNAD

Em primeiro lugar, houve um aumento da escolaridade dos pais dos adolescentes de 15 a 17 anos ao longo dos dez anos analisados. Esse é um dado muito importante, já que, conforme foi discutido nas seções anteriores, o nível educacional dos pais exerce uma influência forte na escolaridade dos filhos. Pais com mais anos estudos tendem a colocar seus filhos na escola. Em dez anos, a escolaridade acumulada pelas mães de jovens de 15 a 17 anos passou de 5,6 para 7,1 anos. Houve um crescimento de 1,5 ano a mais, o que equivale a quase o nível fundamental completo. Em relação aos pais, o crescimento foi levemente inferior, de 1,2 ano, mas, mesmo assim, relevante.

Outra transformação ao longo do período analisado foi o crescimento da renda domiciliar *per capita*. Houve um aumento de R\$ 498,2 para R\$ 590 por morador por mês, já se levando em consideração a inflação do período. Na década estudada por este trabalho, houve um crescimento real de renda dos trabalhadores, impulsionada principalmente pelos aumentos do salário mínimo e pelo crescimento econômico do país. Além disso, de 1998 a 2008 ganhou força o programa de transferência direta de renda Bolsa Família, que atende famílias em condições de pobreza. Isso, em 2010, equivalia a dar até R\$ 200 por mês para famílias com renda *per capita* mensal inferior a R\$ 140 e com crianças e jovens de até 17 anos. Conforme já foi analisado na teoria econômica descrita neste estudo, em um mercado de crédito imperfeito, o fator renda pode pesar na hora de a família decidir quantos filhos vão estudar e quantos vão trabalhar.

Também é importante notar o envelhecimento da população, cuja idade média subiu de 28,1 anos para 31,3 anos.

Em outra ponta, já nas características dos domicílios, houve uma alteração na composição deles. Havia menos pessoas por casa em 2008 do que 1998. Isso vale tanto para o número de pessoas de mais de oito anos de idade quanto para aquelas com idade superior a isso. A importância disso está principalmente no fato de estudos anteriores já terem mostrado que, quanto maior a quantidade de crianças na casa, menor a probabilidade de o jovem apenas estudar. Muitas vezes, ou ele fica em casa para cuidar dos irmãos menores, ou vai trabalhar na rua para gerar uma renda capaz de sustentá-los.

Quanto ao aspecto geográfico, a população passou a ser menos moradora das áreas rurais, como se pode observar na tabela anterior. Em regiões metropolitanas ou urbanas, o nível educacional é mais elevado. Neste ambiente, o acesso à escola é mais fácil, além de a criança não se envolver com o trabalho no campo de responsabilidade da família.

5.2 Efeitos marginais

Tomando-se como base a categoria apenas estuda, é interessante notar que, para todas as características investigadas, a estimação dos parâmetros do modelo *logit* multinomial gerou resultados estatisticamente significativos para pelo menos uma das outras três alternativas de alocação de tempo. Os sinais obtidos também foram os esperados, como é possível verificar, a seguir, a partir das tabelas 2 e 3.

Tabela 2 – Estimativas por Máxima-Verossimilhança do modelo *logit* multinomial – Efeitos Marginais - 1998

Variável independente	Não estuda e não trabalha (1)	Só trabalha (3)	Estuda e trabalha (4)	Só estuda (2)
Idade	0,042 (0,004) ^{***}	0,028 (0,001) ^{***}	0,040 (0,004) ^{***}	-0,114 (0,005) ^{***}
Renda domiciliar per capita	-0 (0) ^{***}	-3.24e-06 (0)	0 (0) ^{**}	0 (0) ^{***}
Homem	-0,050 (0,005) ^{***}	0,067 (0,005) ^{***}	0,153 (0,006) ^{***}	-0,170 (0,009) ^{***}
Cor (branco)	0,002 (0,005)	-0,001 (0,003)	0,017 (0,006) ^{***}	-0,178 (0,009) ^{**}
Crianças de até 8 anos na casa	0,035 (0,004) ^{***}	0,013 (0,001) ^{***}	0,003 (0,002)	-0,052 (0,004) ^{***}
Moradores de mais de 8 anos na casa	-0,02 (0,002) ^{***}	-0,002 (0,001) ^{***}	0,006 (0,002) ^{***}	0,016 (0,001) ^{***}
Escolaridade do pai	-0,003 (0,001) ^{***}	-0,005 (0,000) ^{***}	-0,005 (0,001) ^{***}	0,014 (0,001) ^{***}
Escolaridade da mãe	-0,009 (0,001) ^{***}	-0,005 (0,000) ^{***}	-0,005 (0,001) ^{***}	0,020 (0,001) ^{***}
Chefe da casa Trabalha Metropolitana	-0,002 (0,005)	0,019 (0,003) ^{***}	0,067 (0,005) ^{***}	-0,084 (0,008) ^{***}
Urbano	-0,011 (0,007)	-0,038 (0,003) ^{***}	-0,114 (0,006) ^{***}	0,164 (0,010) ^{***}
Família nuclear	0,015 (0,006) ^{**}	-0,069 (0,005) ^{***}	-0,117 (0,009) ^{***}	0,172 (0,011) ^{***}
UF Dummies	-0,052 (0,007) ^{***}	-0,003 (0,003)	0,023 (0,005) ^{***}	0,032 (0,008) ^{***}
Pseudo-R²:	Sim	Sim	Sim	Sim
Nº de Observações	0,1384			
	22091			

Níveis de significância: *** até 1%, ** até 5% e * até 10%.

Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD.

Tabela 3 – Estimativas por Máxima-Verossimilhança do modelo *logit* multinomial –
Efeitos Marginais – 2008

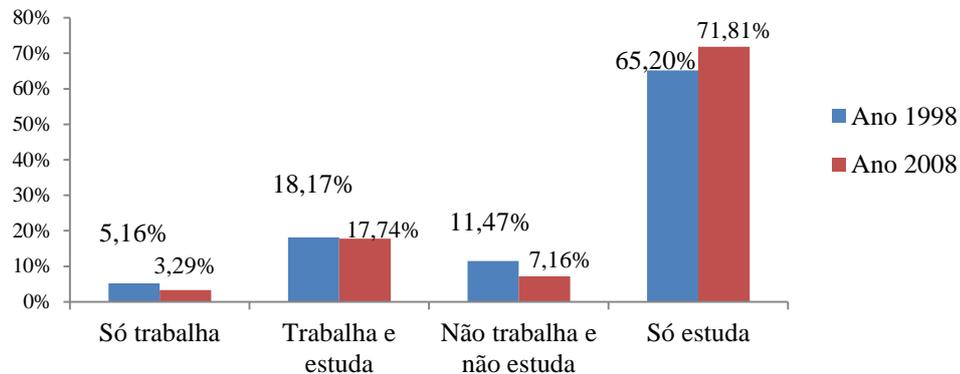
Variável independente	Não estuda e não trabalha (1)	Só trabalha (3)	Estuda e trabalha (4)	Só estuda (2)
Idade	0,027 (0,002)***	0,077 (0,006)***	0,053 (0,004)***	-0,118 (0,005)***
Renda domiciliar per capita	-0,000 (0,000)***	5.10e-06 (0)	0,000 (0,000)**	0 (0)***
Homem	-0,031 (0,004)***	0,053 (0,005)***	0,116 (0,007)***	-0,146 (0,007)***
Cor (branco)	-0,005 (0,005)	-0,015 (0,005)**	-0,000 (0,008)	0,015 (0,008)**
Crianças de até 8 anos na casa	0,025 (0,003)***	0,026 (0,003)***	0,000 (0,006)	-0,041 (0,004)***
Moradores de mais de 8 anos na casa	-0,013 (0,001)***	-0,007 (0,001)***	0,006 (0,003)***	0,012 (0,003)***
Escolaridade do pai	-0,000 (0,000)	-0,006 (0,001)***	-0,002 (0,000)***	0,007 (0,001)***
Escolaridade da mãe	-0,003 (0,000)***	-0,008 (0,001)***	-0,003 (0,000)***	0,011 (0,001)***
Chefe da casa Trabalha	-0,025 (0,005)***	0,033 (0,005)***	0,096 (0,009)***	-0,070 (0,007)***
Metropolitana	-0,001 (0,008)	-0,060 (0,005)***	-0,133 (0,010)***	0,129 (0,009)***
Urbano	0,011 (0,005)**	-0,050 (0,010)***	-0,104 (0,013)***	0,121 (0,011)***
Família nuclear	-0,031 (0,004)***	-0,024 (0,005)***	0,022 (0,01)**	0,044 (0,008)***
UF Dummies	Sim	Sim	Sim	Sim
Pseudo-R ² :	0,1080			
Nº de Observações	20.080			

Níveis de significância: *** até 1%, ** até 5% e * até 10%

Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD

De uma forma geral, as estimativas obtidas para o modelo *logit* multinomial indicam que houve uma evolução positiva na probabilidade de os jovens de 15 a 17 anos apenas estudarem, o que condiz com os números reais já apresentados anteriormente na análise descritiva dos dados, como se percebe a partir do gráfico 2, a seguir. Em 1998, a chance de só se estudar era de 65,2%, enquanto em 2008 ela já era de 71,8%. Também aponta que há uma persistência na categoria estuda e trabalha ao mesmo tempo, que sofreu uma leve redução de 18,1% para 17,7%.

Gráfico 2 - Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos - Estimativas do modelo

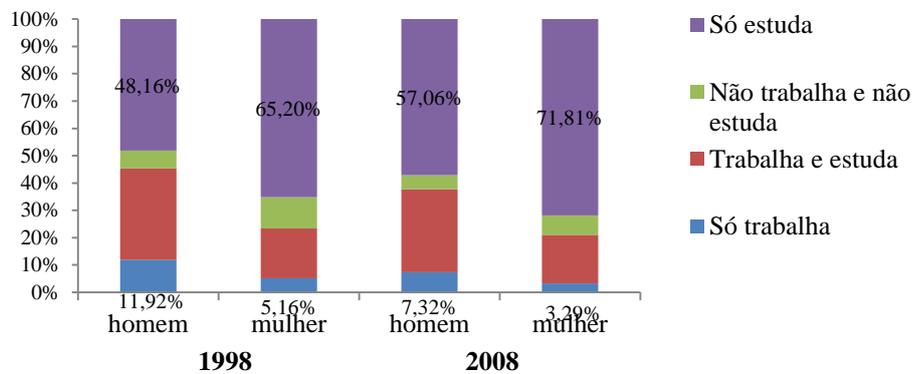


Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD

Entre as características pessoais dos jovens, percebe-se que a variável que adquiriu maior peso na determinação da alocação de tempo de 1998 para 2008 foi a idade. Quanto mais avançada for a idade, menor a chance de só se estudar. Esse resultado está em linha com o que já demonstraram Curi e Menezes Filho (2007) em uma análise sobre a alocação de tempo entre pessoas de 10 a 17 anos para os períodos de 1984-1992 e 1994-2000. Conforme a idade avança, menor é a probabilidade de apenas se estudar. Isso ocorre porque, ao se tornarem mais velhos, mais próximos os jovens estão da idade aceita pelo mercado de trabalho. Ou seja, o retorno financeiro do trabalho se eleva, enquanto o horizonte de retorno da escolaridade cai.

Por outro lado, como se percebe a partir do gráfico 3, a seguir, a diferença entre os sexos tornou-se menos importante ao longo do período analisado. Apesar de ainda ser mais provável que uma adolescente com idade entre 15 e 17 anos esteja só estudando, cresceu o número de jovens do sexo masculino que se dedica apenas à escola. Enquanto em 1998 a probabilidade de um rapaz apenas estudar era de 48,16%, em 2008 passou a ser de 57,06%. Em todas as demais categorias houve queda. Entre as meninas, a categoria só estuda foi de 65,2% para 71,8%. Ou seja, ao longo de dez anos caiu a diferença entre os sexos no que diz respeito à alternativa apenas estudar. Se em 1998 ela era de 17 pontos percentuais, em 2008 ela foi reduzida para 14,75 pontos percentuais.

Gráfico 3 - Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, por sexo



Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD

Em relação à cor, não são reportados resultados estatisticamente significantes para todas as categorias. Porém, mesmo assim, é possível apreender que os brancos tendem a ter um desempenho educacional superior ao dos não-brancos, conforme Barros et al. (2001) já tinha demonstrado. Em 1998, o fato de se ser branco aumentava a probabilidade de se estudar e trabalhar ao mesmo tempo. Também reduzia a chance de se apenas estudar. Já em 2008, o quadro muda. Quem era branco tinha uma probabilidade menor de só trabalhar, ao mesmo tempo em que cresciam as chances de somente estudar.

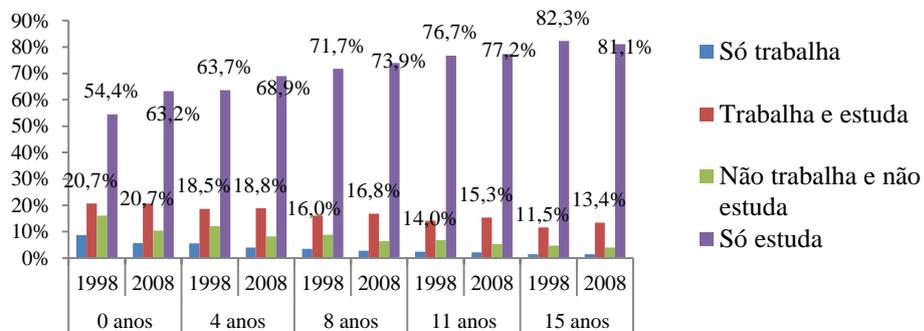
Uma das principais características determinantes da alocação de tempo dos jovens entre escola e trabalho, a variável escolaridade dos pais dos jovens continuou ganhando importância de 1998 para 2008, conforme mostram os resultados da análise econométrica realizada.

Essa variável já foi apontada em diversos estudos como a mais fundamental para a escolha dos adolescentes entre trabalho e estudo, como se pode verificar nas análises feitas por Menezes Filho et al. (2002), Barros et al. (2001), Curi e Menezes Filho (2007) e Duryea e Arends-Kuennung (2003). Porém, o estudo feito por Souza e Santos (2007) indicava a perda de força dessa característica para os períodos de 1984 a 1992 e de 1994 a 2000, com jovens de 10 a 17 anos. Para os anos seguintes, como demonstram os resultados obtidos por esta dissertação, essa tendência permaneceu, mostrando que a escolaridade dos pais perdeu força ao longo do período analisado.

Se em 1998, a probabilidade de um jovem cuja mãe não tinha estudado ir à escola sem trabalhar era de 54,49%, em 2008 já era de 63,24%. No caso dos pais que não frequentaram a escola, a chance de o filho só estudar foi de 59,69% para 68,46%.

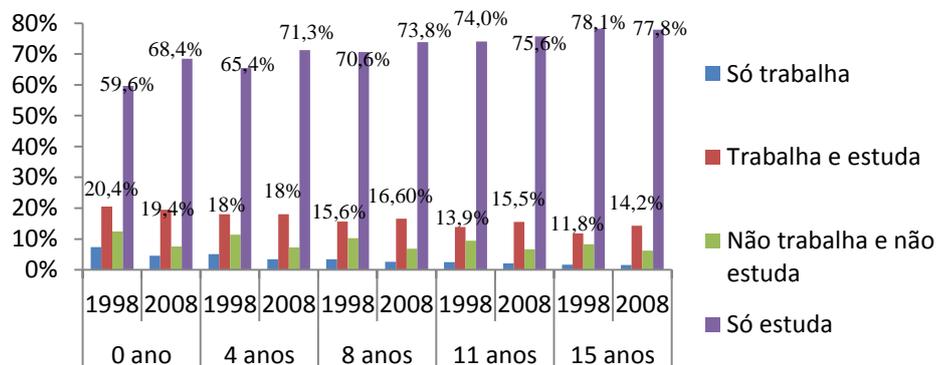
De outro lado, fato interessante é que, para pais com 15 anos de estudo - o que corresponde à conclusão do curso de graduação -, houve uma leve redução na probabilidade de o jovem apenas estudar: de 82,35% para 81,13%, no caso das mães, e de 78,17% para 77,89%, para os pais. Curioso também notar que cresceu a parcela dos jovens com pais escolarizados que estudam e trabalham ao mesmo tempo para o caso de filhos de mães com 15 anos de escolaridade. Esses casos indicam que há uma manutenção da situação de dez anos atrás. Para a hipótese dos pais, a elevação só ocorreu para o caso dos adolescentes que trabalham e estudam. Os gráficos 4 e 5, a seguir, apresentam as estimativas dos efeitos das escolaridades da mãe e do pai, respectivamente, sobre a alocação do tempo para os dois referidos anos.

Gráfico 4 - Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo escolaridade da mãe



Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD

Gráfico 5 - Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo escolaridade do pai

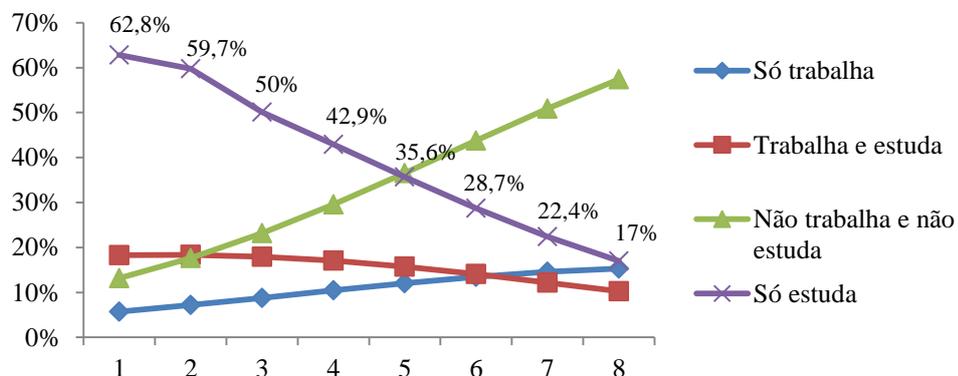


Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD

Por outro lado, a forma como a família está estruturada ficou mais importante para determinar a probabilidade de se estudar ou trabalhar, principalmente a quantidade de crianças de até 8 anos de idade que existe dentro da casa. Essa é uma faixa etária em que as crianças ainda demandam muitos cuidados por parte de adultos ou de crianças mais velhas. Quanto maior for o número delas também maior é a chance de o jovem só trabalhar, ou nem trabalhar ou estudar.

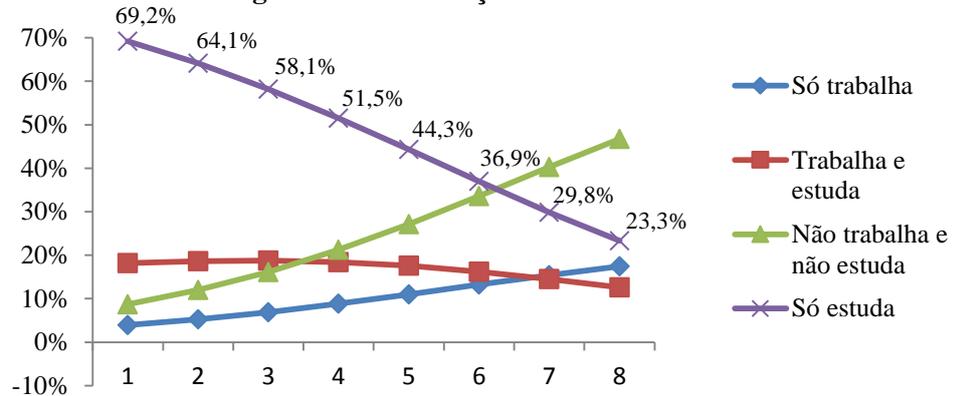
Sem crianças de até 8 anos no lar, a probabilidade de um jovem de 15 a 17 anos só estudar passou de 68,08% em 1998 para 73,48% em 2008, com uma redução em todas as demais hipóteses. Já com oito crianças dentro da casa a redução de probabilidade se dá apenas na categoria não estuda e não trabalha, que foi de 57,43% para 46,7%. A probabilidade de só se trabalhar passou de 15,32% para 17,42%. Mas também aumenta a chance de ele só estudar, de 17% para 23,31%, e de trabalhar e estudar ao mesmo tempo, de 10,25% para 12,57%. Tais evidências são ilustradas a partir dos gráficos 6 e 7, a seguir.

Gráfico 6 - Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo o nº de crianças de até 8 anos em 1998



Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD

Gráfico 7 - Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo nº de crianças de 8 anos em 2008



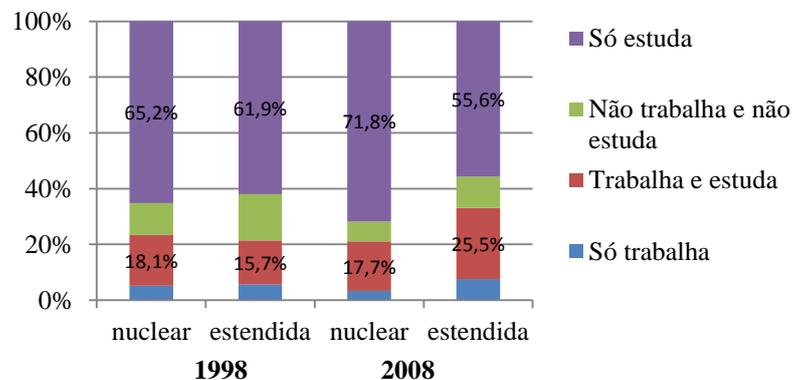
Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD

O impacto do número de crianças em uma casa na forma de alocação de tempo dos jovens já foi constatada nos estudos de Souza e Santos (2007) e de Menezes Filho et al. (2002). Para a análise feita para o período de 1981 a 1998, Menezes Filho et al. (2002) demonstrou que a influência do número de crianças no lar se mantinha estável ao longo do tempo. Com isso, ele sugere que sejam dadas às famílias acesso a creches ou a locais onde as crianças ficariam enquanto os pais trabalhariam, e os irmãos mais velhos estudariam.

Também cresce o impacto do número de pessoas com mais de 8 anos dentro de um domicílio. Essa variável passou a ter um peso maior de 1998 a 2008.

O fato de a família ser nuclear, ou seja, não contar com outros elementos além de pai, mãe e filhos, também está colaborando mais para levar os jovens à escola em tempo integral, sem se dedicar também ao trabalho. Em todas as demais probabilidades houve redução. O gráfico 8, a seguir, ilustra esse efeito.

Gráfico 8 - Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo estrutura familiar



Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD

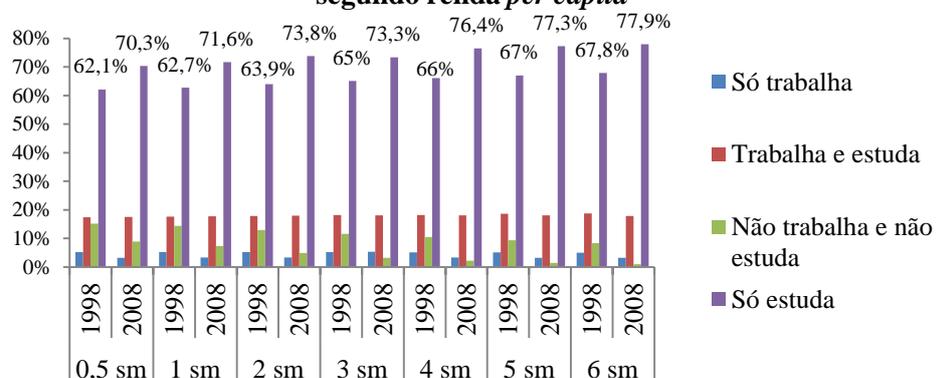
Para a renda domiciliar *per capita*, os dados não permitem uma conclusão, já que, em sua maioria, eles são estatisticamente insignificante ou muito fracos. O único em que ela parece ser importante é na determinação da opção não estuda e não trabalha, cujos resultados foram significativos tanto para 1998 quanto para 2008, mostrando que, quanto maior ela for, mais ela atua no sentido de reduzir a chance de existência dessa possibilidade.

Alguns estudos anteriores já vinham mostrando que a renda familiar estava perdendo importância na determinação da alocação de tempo. Foi o que apontou estudo de Menezes Filho et al. (2002) para o período de 1981 a 1996 no Brasil, o que pode significar o aumento da mobilidade intergeracional.

Para a análise feita nesta dissertação, mostrou-se que a maior importância da renda de 1998 a 2008 esteve em conseguir reduzir o número de jovens que não estudam e não trabalham e aumentar o grupo daqueles que apenas estudam, fenômeno que ocorreu para todos os grupos de salários. Para o caso daqueles que não fazem nada, em 1998 a probabilidade de um jovem com renda familiar *per capita* de seis salários mínimos não estudar nem trabalhar era de 8,34%, sendo que em 2008 passou a 0,93%. Na categoria estuda e trabalha, não houve grandes modificações. Tais diferenças são ilustradas no gráfico 9, a seguir.

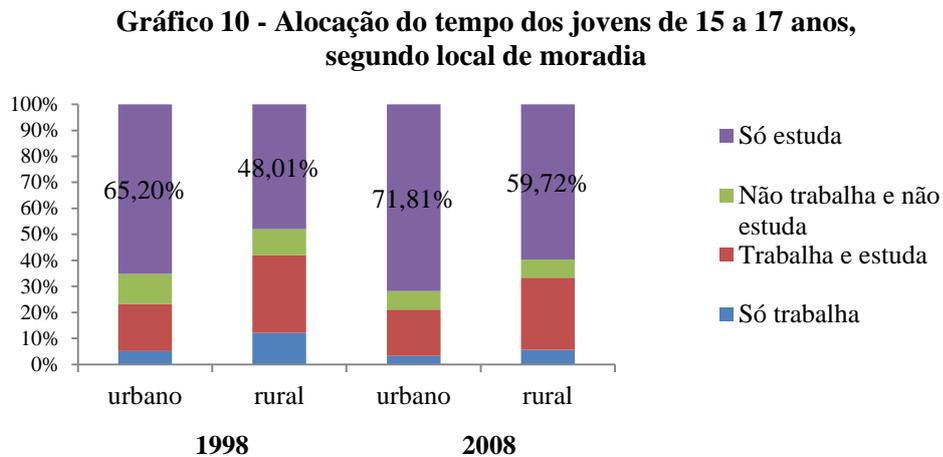
No que diz respeito ao fato de o chefe da casa estar trabalhando, houve um ganho de importância para as categorias só trabalha e trabalha e estuda. Ou seja, o fato de o chefe do lar estar trabalhando parece empurrar o jovem também ao mercado de trabalho. Isso pode estar relacionado às condições do mercado de trabalho. Souza e Santos (2007) mostraram que taxas de desemprego mais altas estão associadas a uma maior probabilidade de o adolescente estudar. O tema voltará a ser discutido no próximo tópico.

Gráfico 9 - Alocação do tempo dos jovens de 15 a 17 anos, segundo renda *per capita*



Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD

Tanto para o caso das regiões metropolitanas quanto para as zonas urbanas, o que se observou de 1998 para 2008 foi um aumento da probabilidade de se trabalhar para quem vive nessas áreas. Principalmente no caso das zonas urbanas. Isso pode estar associado à maior oferta de emprego, ou seja, às oportunidades existentes, que acabam atraindo os jovens. Mesmo assim, continua sendo mais provável que um jovem da zona urbana só estude do que alguém que vive na zona rural.



Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD

Em relação às diferenças estaduais, notou-se um certo padrão para os anos de 1998 e 2008. Os Estados da região Sul aparecem em ambas as análises como aqueles que mais aumentam a chance de o jovem trabalhar. Já os Estados do Nordeste surgem na tendência oposta: reduzem a probabilidade de se apenas trabalhar².

Essa constatação pode estar relacionada com a atratividade dos mercados de trabalho. Neri et al. (2009) demonstrou que regiões com maiores oportunidades de trabalho são aquelas que mais tendem a tirar os jovens da escola, como foi o caso de São Paulo e Rio Grande do Sul. Souza e Santos (2007) também encontraram resultados parecidos. Curi e Menezes Filho (2007) notaram que são os Estados mais ricos do país, como Paraná e Santa Catarina, os que têm mais jovens que só trabalham.

² As Razões de Risco Relativo (RRR) para todos os estados são apresentadas no apêndice.

5.3 Análise dos Resultados da Decomposição: o Papel das Variáveis nas Mudanças Observadas entre 1998 e 2008

Abaixo serão apresentados os resultados da aplicação da técnica de decomposição apresentada no capítulo anterior para o modelo *logit* multinomial estimado. Os resultados obtidos para a decomposição total são mostrados pelas tabelas 4 e 5, a seguir, que trazem as probabilidades médias preditas associadas aos dois diferentes fatores que podem ser aplicados às equações, tema já discutido anteriormente nesta dissertação.

As tabelas devem ser observadas da seguinte forma: as duas primeiras colunas de ambas se referem às probabilidades médias preditas em que se usaram de apenas as dotações e os coeficientes de um único ano, seja ele 1998, seja ele 2008. Já para se obter os resultados da terceira coluna usou-se, no caso da primeira tabela, a dotação de 1998 com o coeficiente de 2008 como peso da equação. Para a segunda tabela foi feito o contrário: utilizou-se a dotação de 2008 com o coeficiente de 1998. A quarta coluna representa a mudança total que houve nas probabilidades médias preditas de 1998 para 2008. Por fim, as duas últimas colunas indicam respectivamente o quanto da mudança das probabilidades ao longo dos anos se deve a alterações nas dotações (X) e quanto se deve aos coeficientes (β).

Para ficar mais clara a importância das dotações e dos coeficientes nas transformações ocorridas ao longo do tempo, entre parênteses, foi explicitado o peso de alteração em cada um dos fatores na mudança total em termos percentuais.

Tabela 4 – Decomposição da diferença entre as probabilidades médias estimadas para 2008 e 1998 - Fator

$X_{98}\beta_{08}$						
Alocação	Probabilidade média 1998	Probabilidade média 2008	Fator $X_{98}\beta_{08}$	Mudança total	Mudança X	Mudança B
Não estuda e não trabalha	0,121543	0,0900	0,0965	-0,0316	-0,0065 (20,6%)	-0,0250 (79,4%)
Só estuda	0,545381	0,6370	0,6046	0,0916	0,0323 (35,3%)	0,0592 (64,7%)
Só trabalha	0,113485	0,0660	0,0772	-0,0474	-0,0112 (23,5%)	-0,0363 (76,5%)
Estuda e trabalha	0,219592	0,2070	0,2217	-0,0126	-0,0147 (116,7%)	0,0021 (-16,7%)

Fonte: cálculos da autora a partir das estimativas do modelo *logit* multinomial

Tabela 5– Decomposição da diferença entre as probabilidades médias estimadas para 2008 e 1998 - -

Fator $X_{08\beta_{98}}$

Alocação	Probabilidade média 1998	Probabilidade média 2008	Fator $X_{08\beta_{98}}$	Mudança total	Mudança X	Mudança B
Não estuda e não trabalha	0,121543	0,0900	0,1104219	-0,0316	-0,0111 (35,2%)	-0,0204 (64,8%)
Só estuda	0,545381	0,6370	0,5930756	0,0916	0,0477 (52,1%)	0,0439 (47,9%)
Só trabalha	0,113485	0,0660	0,0912817	-0,0474	-0,0222 (46,8%)	-0,0252 (53,2%)
Estuda e trabalha	0,219592	0,2070	0,2052208	-0,0126	-0,0144 (114,3%)	0,0018 (-14,3%)

Fonte: cálculos da autora a partir das estimativas do modelo *logit* multinomial.

Como é possível perceber, houve uma mudança notável nas probabilidades preditas ao longo dos dez anos analisados. Em 1998, a chance de um jovem de 15 a 17 anos ir à escola e não trabalhar era de 54,5%, enquanto em 2008 era de 63,7%. É uma evolução de quase dez pontos percentuais. Por outro lado, a probabilidade de a criança apenas trabalhar caiu de 11,35% para 6,6%. Entre aqueles que nem trabalhavam nem estudavam, a redução foi do patamar de 12,15% para 9%. Porém, observa-se uma certa persistência na mistura de ocupações entre trabalho e estudo. Esse grupo equivalia a 21,96% do total em 1998 e sofreu uma ligeira redução para 20,7% em dez anos.

Também é possível notar pelos resultados obtidos que essas diferenças entre os dois períodos se devem em quase todos os casos a uma maior mudança nas características não-observáveis - ou seja, nos coeficientes - do que nas dotações dos grupos. Isso significa que as variáveis explicativas do modelo não podem explicar integralmente a que se devem as transformações que ocorreram ao longo da década estudada. As características não-observáveis explicam, por exemplo, de 64,8% a 79,4% da redução que houve entre o grupo daqueles jovens que não estudavam nem trabalhavam.

Porém, alguns resultados importantes foram encontrados. Entre 35,2% (tabela 4) e 52,1% (tabela 5) do aumento da probabilidade de o adolescente apenas estudar se deveu às características observáveis, às dotações. Além disso, a ligeira queda de menos de um ponto percentual que ocorreu na categoria trabalha e estuda se deveu integralmente às dotações, qualquer que seja o fator utilizado na decomposição. Para o grupo daqueles que somente trabalham, entre 23,5% (tabela 4) e 46,8% (tabela 5) da redução de 11,35% para 6,6% na probabilidade podem ser atribuídos às características observáveis.

6 CONCLUSÃO

Como forma de contribuir para a discussão sobre o fraco desempenho do ensino médio no Brasil, esta dissertação pretendeu explorar os fatores determinantes da alocação de tempo dos jovens 15 a 17 anos - idade em que deveriam estar cursando o ensino médio. O trabalho observou quais são as variáveis que mais pesam na hora em que eles e suas famílias decidem como distribuir o tempo entre trabalho, escola, trabalho e escola ou nenhuma das atividades. Para isso, aplicou-se um modelo *logit* multinomial para os dados da PNAD de 2008, os mais recentes disponíveis até a data de publicação deste estudo.

Entretanto, além de buscar atualizar os resultados de pesquisas anteriores, esta dissertação optou por também avaliar como se dava essa escolha dez anos antes, em 1998. O objetivo foi capturar eventuais mudanças no comportamento das famílias e dos próprios jovens. Isso poderia contribuir, por exemplo, para eventuais mudanças nas políticas públicas que têm como objetivo levar os adolescentes de 15 a 17 anos à escola.

A partir dessas informações obtidas, utilizou-se uma modificação da técnica de decomposição Oaxaca-Blinder. A finalidade foi observar se as mudanças que ocorreram em uma década se deviam mais a variáveis observáveis nos grupos estudados ou a alterações nas características não-observáveis, aquelas que ocorrem nos coeficientes. A pesquisa que mais recentemente introduziu essa decomposição foi a de Souza e Santos (2007), com dados para o período de 1984 a 2000. Ao longo de oito anos, mudanças também poderiam ter acontecido.

Depois de feito isso, um dos mais relevantes resultados encontrados neste estudo diz respeito à influência que a educação dos pais tem sobre o nível de escolaridade dos filhos. Enquanto estudos anteriores apontavam que a formação dos pais era um dos principais itens na determinação da educação escolar dos filhos, este trabalho mostrou que esse fator perdeu importância de 1998 a 2008. Ainda permanece bastante importante, mas não mais tanto quanto já foi anteriormente. É um fenômeno que já tinha sido indicado por Souza e Santos (2007) para o período analisado até 2000, e que, conforme demonstrado aqui, continuou a existir.

O que pode estar contribuindo para este movimento é o fato de estar aumentando o grau de escolaridade do brasileiro e, assim, ocorre maior homogeneidade da população com respeito à escolaridade. Conforme já foi demonstrado anteriormente, o número de anos de estudo das mães dos jovens de 15 a 17 anos passou de 5,6 anos em 1998 para 7,1 anos em 2008. No caso dos pais, o aumento foi de 5,5 anos para 6,8 anos.

Porém, é muito interessante ainda notar que para os filhos de pais graduados, ou seja, com 15 anos de estudo, há uma manutenção na chance de eles apenas estudarem. Isso deixa claro que existem outros fatores atraindo os jovens para fora da escola, ultrapassando a influência da formação dos pais.

Outro ponto a se destacar entre os resultados encontrados é perda de importância da renda na determinação da alocação de tempo dos jovens. Em estudos anteriores, como Menezes Filho et al (2003), já havia ficado evidente que o efeito renda estava se tornando mais fraco no Brasil. Nesta dissertação, resultados estatisticamente significativos, mas pouco relevantes, foram encontrados para a renda domiciliar *per capita* para os anos de 1998 e de 2008.

Por outro lado, novos fatores ganharam importância na determinação da forma como os jovens alocam seu tempo entre trabalho e escola ao longo de uma década. É o caso da estrutura familiar. Quanto mais crianças de até oito anos de idade uma casa abrigar, maior é a chance de o adolescente acabar caindo no mercado de trabalho. Enquanto em 1998 a probabilidade de um jovem em um lar com oito crianças trabalhar e estudar ao mesmo tempo era de 10,25%, em 2008 passou-se a 12,57%.

Nesse caso, uma política pública que poderia contribuir para a presença escolar dos jovens é o aumento do número de vagas em creches, onde as crianças menores poderiam ficar ao longo do dia. Lá, além de adultos estarem zelando por ela, a criança receberia alimentação, reduzindo os gastos da família e, conseqüentemente, permitindo que os jovens estudassem, sem ter de trabalhar.

Em relação à decomposição, é importante notar que houve uma mudança relevante nos fatores responsáveis pela melhora de cenário. Se Cabral e Souza (2007) mostraram que estavam nas características observáveis as mudanças que ocorreram entre os períodos de 1984-1992 e 1994-2000, de 1998 para 2008, esse quadro se inverteu. São as características não-observáveis dos grupos, que representam os coeficientes, as maiores responsáveis pelas transformações.

Isso exige uma maior investigação dos fatores que estão retirando os jovens das escolas, o que poderá ser feito em novos estudos sobre os determinantes da alocação de tempo dos jovens de 15 a 17 anos. Ao analisar os suplementos de educação das PNADs de 2004 e 2006, Neri (2009) já havia constatado a partir das respostas dados pelos adolescentes e também por seus pais que a falta de interesse intrínseco dos jovens pela escola supera problemas como falta de oferta e até a necessidade de trabalho e renda. Ou seja, o jovem não percebe o ganho que pode ser extraído da educação e não se sente atraído pela escola. Nesse caso, políticas públicas

que mostrassem os ganhos trazidos pelo aumento da escolaridade poderiam induzir os adolescentes às salas de aula.

Vale destacar que boa parte da mudança nos determinantes da alocação de tempo dos jovens de 15 a 17 anos não foi capturada pelo estudo, conforme mostrou a aplicação da técnica modificada de Oaxaca-Blinder. Por isso seria necessário avançar para descobrir quais são os itens que estão pesando na decisão dos jovens atualmente.

Porém, como esta dissertação também mostrou que entre 35,3% e 52,1% do aumento da probabilidade de o adolescente apenas estudar se deveu às características observáveis – ou seja, às dotações - seria interessante que estudos posteriores avançassem em relação a este ao investigar quais características específicas observáveis estão associadas às maiores mudanças.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBUQUERQUE, P.; MENEZES FILHO, N. A. *O Papel do Capital Humano na Trajetória da Desigualdade de Salários no Brasil no Período de 1981 a 2006*. In: XXX Encontro Brasileiro de Econometria, 2008, Salvador. Anais do XXX Enc Bras. Econometria, 2008.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, Rosane; SANTOS, Daniel; QUINTAES, Giovani. *Determinantes do desempenho educacional no Brasil*. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 31, n. 1, 2001.
- BINELLI, C.; MEHIR, C.; MENEZES FILHO, N. A. *Education and Wages in Brazil*. In: XXVIII Encontro Brasileiro de Econometria, 2006, Salvador. Anais do XXVIII Encontro Brasileiro de Econometria. São Paulo: Sociedade Brasileira de Econometria, 2006. v. 1.
- CABRAL, F.; SOUZA, A. P. F. *A Redução do Trabalho Infantil e o Aumento da Frequência Escolar na Década de 90 no Brasil*. In: ANPEC – Encontro Nacional da Anpec 2007, Recife-PE. Anais da ANPEC – Encontro Nacional da ANPEC, 2007.
- CHECCHI, D. *The Economics of Education: Human Capital, Family Background and Inequality*. Cambridge: Cambridge University Press. 2006.
- CURI, A.; MENEZES FILHO, N. A. *Os Determinantes das Matrículas no Ensino Fundamental e Médio no Brasil*. In: Paula Montagner, Silvia Velho, Tatiana de Carvalho Pires. (Org.). *Análise da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005*. 1 ed. Brasília: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos, 2007, v. 2, p. 70-102.
- DUARTE, G., & SILVEIRA, R. *Avaliando o Impacto do Programa Bolsa Família sobre a Frequência Escolar: o Caso da Agricultura Familiar no Nordeste do Brasil*. Artigo apresentado no Fórum BNB de Desenvolvimento, Fortaleza, 17 a 18 de julho de 2008.
- DURYEA, S.; ARENDS-KUENNING, M. *School attendance, child labor and local labor market fluctuations in urban Brazil*. World Development, v. 31, n.7, 2003.
- DURYEA, S.; ARENDS-KUENNING, M., 2006. *The Effect of Parental Presence, Parents' Education and Household Headship on Adolescents's Schooling and Work in Latin America*, Journal of Family and Economic Issues, Springer, vol. 27(2), pages 263-286, June.
- GLEWWE, P; KASSOUF, A. L. *The Impact of the Bolsa Escola/Familia Conditional Cash Transfer Program on Enrollment, Drop Out Rates and Grade Promotion in Brazil*. In: 36o. ANPEC, 2008, Salvador. 36o. Encontro Nacional da Anpec, 2008.
- HANUSHEK, E.; WOSSMANN, L. *The Role of School Improvement in Economic Development*. 2007, CESifo Working Paper Series No. 1911.
- HERRÁN, C.A.; RODRIGUEZ, A. *Brazil Secondary Education in Brazil: Time to Move Forward*. World Bank and Inter-American Development Bank (IADB). 2000. Washington D.C.
- LOPEZ, F. L.; MENEZES FILHO, N.A. (2002): *Reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil*, in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, n.32, v.3, p.417-451.

JAFAREY, S.; LAHIRI, S. *Education, child labour and development*. In: JOHNES, G.; JOHNES J. *International Handbook on the Economics of Education*, Edward Elgar Publishers, 2005.

MENEZES FILHO, N. A. *Adolescents in Latin America and Caribbean: How do they Allocate their Time?*. In: Suzanne Dureya; Alejandra Cox Edwards; Manuelita Ureta. (Org.). *Critical Decisions at Critical Age*. 1 ed. Washington: Inter-American Development Bank, 2002, v. 1, p. 91-144.

MDS. Gov. br. *Bolsa Família*. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/noticias/jovens-de-16-e-17-anos-tambem-va-receber-beneficio-do-bolsa-familia/?searchterm=17%20ANOS>>. Acesso em 26 fev. 2009.

NERI, M. C. *Motivos da Evasão Escolar*. Rio de Janeiro: CPS/IBRE/FGV, 2009.

SAMPAIO, C. E. M. *Situação Educacional dos Jovens Brasileiros na Faixa Etária de 15 a 17 Anos*. 2º Seminário de Análise dos Resultados da PNAD 2005, 6 e 7 de março de 2007, Brasília (DF): TEM, CGEE, 2007

APÊNDICE

Tabela 6 – Razões de Risco Relativo para 1998

Variável independente	Não estuda e não trabalha (1)	Só trabalha (3)	Estuda e trabalha (4)
Idade	1,734 (0,055) ^{***}	2,104 (0,070) ^{***}	1,492 (0,037) ^{***}
Renda domiciliar per capita	0,998 (0,000) ^{**}	0,999 (0) [*]	0,999 (0)
Homem	0,763 (0,038) ^{***}	3,123 (0,173) ^{***}	2,491 (0,103) ^{***}
Cor (branco)	1,043 (0,060)	0,982 (0,059)	1,132 (0,050) ^{***}
Crianças de até 8 anos na casa	1,487 (0,042) ^{***}	1,386 (0,037) ^{***}	1,108 (0,027) ^{***}
Moradores de mais de 8 anos na casa	0,822 (0,014) ^{***}	0,928 (0,014) ^{***}	1,011 (0,012)
Escolaridade do pai	0,955 (0,008) ^{***}	0,89 (0,008) ^{***}	0,947 (0,006) ^{***}
Escolaridade da mãe	0,895 (0,008) ^{***}	0,861 (0,007) ^{***}	0,936 (0,006) ^{***}
Chefe da casa Trabalha	1,110 (0,068) [*]	1,780 (0,133) ^{***}	1,785 (0,104) ^{***}
Metropolitana	0,713 (0,064) ^{***}	0,215 (0,017) ^{***}	0,291 (0,018) ^{***}
Urbano	0,844 (0,064) ^{**}	0,312 (0,021) ^{***}	0,447 (0,025) ^{***}
Família nuclear	0,656 (0,037) ^{***}	0,875 (0,053) ^{**}	1,095 (0,052) [*]
Rio de Janeiro	0,961 (0,113)	0,803 (0,112)	0,452 (0,049) ^{***}
Espírito Santo	1,190 (0,237)	2,170 (0,380) ^{***}	1,148 (0,172)
Minas Gerais	1,035 (0,111)	1,287 (0,140) ^{**}	0,890 (0,068)
Paraná	1,378 (0,177) ^{**}	2,136 (0,280) ^{***}	1,552 (0,143) ^{***}
Rio Grande do Sul	1,306 (0,155) ^{**}	1,630 (0,207) ^{***}	1,034 (0,094)
Santa Catarina	0,980 (0,185)	2,016 (0,330) ^{***}	1,218 (0,150)
Bahia	0,868 (0,102)	0,664 (0,080) ^{***}	0,858 (0,070) [*]
Sergipe	0,785 (0,164)	0,792 (0,153)	0,703 (0,110) ^{**}
Alagoas	1,424 (0,252) ^{**}	0,760 (0,146)	0,467 (0,081) ^{***}
Pernambuco	1,367 (0,167) [*]	1,146 (0,150)	1,005 (0,093)

Paraíba	1,036 (0,180)	0,644 (0,116)***	0,628 (0,084)***
Rio Grande do Norte	1,464 (0,251)**	0,544 (0,121)***	0,570 (0,092)***
Ceará	0,877 (0,111)	0,688 (0,097)***	0,903 (0,086)
Maranhão	0,672 (0,145)*	1,042 (0,183)	1,140 (0,149)
Piauí	0,990 (0,201)	0,857 (0,164)	0,812 (0,115)
Goiás	1,307 (0,180)*	1,305 (0,190)*	1,202 (0,122)*
Distrito Federal	0,950 (0,160)	0,601 (0,139)**	0,551 (0,083)***
Mato Grosso	1,124 (0,225)	2,481 (0,426)***	1,426 (0,190)***
Mato Grosso do Sul	1,589 (0,269)***	1,696 (0,304)***	0,902 (0,130)
Tocantins	0,922 (0,226)	0,770 (0,196)	1,220 (0,207)
Acre	1,007 (0,395)	0,918 (0,432)	0,457 (0,186)*
Amazonas	0,708 (0,135)*	0,339 (0,094)***	0,268 (0,050)***
Amapá	0,515 (0,207)*	0,284 (0,160)**	0,302 (0,111)***
Rondônia	1,061 (0,285)	0,634 (0,240)	0,965 (0,196)
Roraima	1,098 (0,471)	0,290 (0,295)	0,278 (0,166)**
Pará	0,960 (0,146)	1,121 (0,178)	0,976 (0,111)
Pseudo-R²:	0,1384		
Nº de Observações	22091		

Níveis de significância: *** até 1%, ** até 5% e * até 10%.
 Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD.

Tabela 7 - Razões de Risco Relativo para 2008

Variável independente	Não estuda e não trabalha (1)	Só trabalha (3)	Estuda e trabalha (4)
Idade	1,837 (0,066)***	2,916 (0,132)***	1,614 (0,041)***
Renda domiciliar per capita	0,999 (0)***	0,999 (0)	0,999 (0)
Homem	0,913 (0,052)	2,797 (0,195)***	2,157 (0,091)**
Cor (branco)	0,887 (0,058)**	0,816 (0,062)***	0,954 (0,043)
Crianças de até 8 anos na casa	1,485 (0,053)***	1,445 (0,058)***	1,107 (0,032)***
Moradores de mais de 8 anos na casa	0,822 (0,018)***	0,895 (0,021)***	0,997 (0,013)
Escolaridade do pai	0,978 (0,007)***	0,924 (0,009)***	0,970 (0,004)***
Escolaridade da mãe	0,922 (0,006)***	0,897 (0,007)***	0,955 (0,004)***
Chefe da casa	0,924 (0,063)	1,835 (0,165)***	1,820 (0,103)***
Trabalha	0,718 (0,076)***	0,285 (0,030)***	0,385 (0,027)***
Metropolitana	0,855 (0,079)*	0,484 (0,042)***	0,533 (0,030)***
Urbano	0,579 (0,037)***	0,694 (0,052)***	1,008 (0,051)
Família nuclear	0,840 (0,121)	0,550 (0,107)***	0,437 (0,050)***
Rio de Janeiro	1,132 (0,22)	0,636 (0,163)*	0,755 (0,112)**
Espírito Santo	0,786 (0,103)*	1,029 (0,146)	1,012 (0,083)
Minas Gerais	1,204 (0,183)	1,644 (0,271)***	1,246 (0,122)**
Paraná	1,016 (0,152)	1,646 (0,257)***	1,116 (0,107)
Rio Grande do Sul	1,310 (0,278)	2,509 (0,491)***	1,515 (0,196)***
Santa Catarina	0,712 (0,095)**	0,572 (0,086)***	0,783 (0,068)***
Bahia	0,611 (0,139)**	0,474 (0,130)***	0,668 (0,099)***
Sergipe	1,055 (0,211)	0,558 (0,143)**	0,784 (0,115)
Alagoas	0,995 (0,139)	0,674 (0,116)**	0,616 (0,065)***
Pernambuco	0,870 (0,168)	0,845 (0,177)	0,682 (0,097)***
Paraíba	0,968 (0,198)	0,677 (0,170)	0,800 (0,122)
Rio Grande do Norte	0,835 (0,118)	0,835 (0,133)	0,834 (0,081)*
Ceará	0,570 (0,119)***	0,677 (0,144)*	0,719 (0,100)**
Maranhão	0,465	0,571	0,771
Piauí			

	(0,127) ^{***}	(0,142) ^{**}	(0,117) [*]
Goiás	1,140 (0,181)	1,195 (0,212)	1,395 (0,144) ^{***}
Distrito Federal	1,344 (0,245)	0,680 (0,202)	0,685 (0,103) ^{**}
Mato Grosso	1,353 (0,250)	1,142 (0,237)	1,006 (0,134)
Mato Grosso do Sul	1,172 (0,235)	0,849 (0,203)	0,990 (0,136)
Tocantins	1,062 (0,261)	0,769 (0,243)	1,064 (0,176)
Acre	0,783 (0,233)	0,669 (0,244)	0,355 (0,098) ^{***}
Amazonas	0,841 (0,155)	0,313 (0,089) ^{***}	0,391 (0,065) ^{***}
Amapá	0,825 (0,31)	0,204 (0,157) ^{**}	0,304 (0,103) ^{***}
Rondônia	1,227 (0,277)	1,361 (0,348)	0,755 (0,136)
Roraima	0,607 (0,271)	1,435 (0,560)	1,086 (0,259)
Pará	0,807 (0,127)	0,870 (0,166)	0,755 (0,087) ^{**}
Pseudo-R²:	0,1080		
Nº de Observações	20.080		

Níveis de significância: *** até 1%, ** até 5% e * até 10%
 Fonte: estimativas da autora a partir dos microdados da PNAD