

A REDUÇÃO DO TRABALHO INFANTIL E O AUMENTO DA FREQUÊNCIA ESCOLAR NA DÉCADA DE 90 NO BRASIL

Fernanda Cabral Santos
FEA/USP

André Portela Fernandes de Souza
FGV/SP

RESUMO

Os anos noventa no Brasil foram marcados pela simultânea queda do trabalho infantil e aumento da frequência escolar. Este estudo se propôs a investigar as causas desses fenômenos. Mais especificamente, buscou-se testar a importância relativa de três hipóteses para a explicação conjunta dos movimentos: mudanças no *background* familiar, em particular, o aumento generalizado da escolaridade dos pais das crianças e adolescentes; a deterioração do mercado de trabalho infantil e mudanças em variáveis educacionais. Para tanto, foram utilizados dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que se caracterizam por apresentar a estrutura de um painel rotativo. O desenho da pesquisa é tal que uma mesma família é entrevistada em dois anos consecutivos. Para modelar o problema de decisão das famílias no tocante à alocação do tempo das crianças entre a escola, o trabalho (ou ambos) e o lazer (não trabalho e não escola), foi utilizado o modelo Logit Multinomial. Através da aplicação de uma modificação da técnica de *Oaxaca-Blinder*, verificou-se que as mudanças na probabilidade de uma criança (ou adolescente) trabalhar ou freqüentar a escola (ou ainda não estudar e não trabalhar) estão mais associadas a mudanças nas variáveis explicativas (características observáveis) do que nos coeficientes estimados (características não observáveis). Além disso, o fenômeno parece estar mais associado a mudanças em variáveis educacionais, como o aumento da escolaridade dos professores do ensino público, e mudanças no *background* familiar. Ainda mais importantes, no entanto, parecem ser as mudanças na distribuição da alocação do tempo da criança na 1ª entrevista (primeiro ano). Argumentou-se que, ao se estar controlando pelo estado de aprovação/reprovação e distorção idade/série, o resultado poderia estar associado a políticas educacionais de combate à reprovação e evasão escolar (assumindo que a queda nas taxas de reprovação foi resultado de tais políticas).

Palavras-Chave: Trabalho Infantil, Frequência Escolar- Brasil, Métodos de Decomposição.

Classificação: J13, J22, J24.

ABSTRACT

During the 1990s, child employment declined and school attendance increased sharply in Brazil. The aim of this study is to investigate the causes of this phenomenon, more specifically, to test the relative importance of three hypotheses: changes in the family background, in particular, the generalized raise in parent's schooling; the deterioration of child labor market and changes in educational variables. The analysis exploits Brazil's Monthly Employment Survey (PME) from IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). The PME has a longitudinal design that allows us to observe the same family during two consecutive years. To model the problem of time allocation decisions between school, work (or both) and leisure (none), we used the Multinomial Logit Model. Through an extension of *Oaxaca-Blinder* technique, we verified that the changes in the probability of a child to work or to attend school are more associated to changes in the explanatory variables (observable characteristics) than to changes in the estimated coefficients (non-observable characteristics). Besides, the phenomenon seems to be more associated to changes in educational variables, such as the raise of the average schooling of public school teachers, and changes in the family background. In addition, the change in the distribution of children's time allocation in the 1st interview (first year) seems to be even more important to explain the decline in child labor and the increase in school attendance in Brazil. As we are controlling throughout the fact that the child failed or was approved in advancing school and for age-grade distortion, we argue that this result could be associated to educational policies that try combating school drop-out (assuming that the decline in the repetition rates resulted from that kind of policies).

Key-Words: Child Labor, School Attendance, Decomposition Methods.

Classification: J13, J22, J24.

1 INTRODUÇÃO

O trabalho infantil vem declinando em todo o mundo desde 1950. Todavia, a queda experimentada pelo Brasil ocorreu de forma mais lenta do que em países que apresentavam renda per capita inferior, tais como China e Índia (Fernandes e Souza, 2006). Somente a partir do final da década de 80, é que este processo se deu de forma mais acentuada. No Brasil, este período destaca-se não somente por uma significativa queda no percentual de crianças trabalhando, mas também por apresentar um sensível aumento da taxa de frequência escolar¹.

Alguns estudos levantam possíveis hipóteses para a explicação conjunta do movimento citado. Segundo Fernandes e Souza (2006), poder-se-ia imaginar ter havido uma deterioração do mercado de trabalho infantil, o que diminuiria o custo de oportunidade da criança frequentar a escola². Como consequência, haveria um aumento do número de crianças que deixam de trabalhar (ou que deixam de se inserir no mercado de trabalho) e passam a frequentar a escola (ou deixam de evadir). Uma outra hipótese levantada pelos mesmos autores seria a implementação de políticas educacionais que melhorassem a qualidade da educação, aumentando assim o retorno da escolaridade, ou que diminuíssem os custos diretos e/ou indiretos da educação, atraindo assim mais crianças para a escola e menos para o trabalho. Dureya, Lam e Levison (2003) atentam ainda para a possibilidade de que mudanças em certas características familiares, tais como o aumento generalizado do nível de escolaridade dos pais, expliquem o movimento conjunto.

Em suma, as hipóteses levantadas por estes estudos destacam três principais aspectos, quais sejam: o impacto do *background* familiar, das condições do mercado de trabalho e da implementação de políticas educacionais sobre as decisões das famílias no tocante à alocação do tempo das crianças entre escola, trabalho e lazer.

Com o intuito de se preencher esta lacuna, este trabalho se propõe a investigar as causas do movimento conjunto de queda do trabalho infantil e aumento da frequência escolar ocorrido no Brasil durante os anos noventa através da verificação da importância relativa de cada uma dessas hipóteses para a explicação do movimento.

Para tanto, são utilizados dados oriundos da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que se caracterizam por apresentar uma estrutura de um painel rotativo. A pesquisa foi desenhada de forma que um indivíduo é entrevistado durante quatro meses consecutivos em um determinado ano, sai da amostra durante os oito meses subsequentes e volta a ser entrevistado por mais quatro meses consecutivos. As informações coletadas em dois anos consecutivos permitem que a análise possa ser feita olhando-se para transição das crianças e adolescentes no que se refere à sua entrada e saída do mercado de trabalho e sua entrada e saída da vida escolar entre um ano e outro.

Através da aplicação do modelo logit multinomial, são analisados os fatores determinantes da decisão das famílias no tocante à alocação do tempo das crianças entre a escola, o trabalho e o lazer. As variáveis explicativas incluem características das crianças (ou adolescentes) e suas famílias, das condições do mercado de trabalho e de políticas educacionais. Mais ainda, abarcando o período 1984-2000 e estimando regressões separadamente para os períodos 1984-1992 e 1994-2000, buscaremos verificar se, ao longo do tempo, houve mudança no impacto de cada variável na probabilidade de a

¹ De acordo com os dados da PNAD, em 1992, 18,52% das meninas com idades entre 10 e 17 anos estavam no mercado de trabalho. Já em 2001, este percentual cai para 12,45%. Em relação à taxa de frequência escolar, os valores são 79,84% e 90,23% em 1992 e 2001, respectivamente. Para os meninos, as diferenças observadas são ainda maiores. Em 1992, 36,33% dos meninos com faixa etária entre 10 e 17 anos trabalhavam, enquanto, em 2001, este percentual era de 23,53. Em 1992, a taxa de frequência escolar para os meninos atingia o valor de 76,14%. Em 2001, este percentual passou a ser de 90,58 (FERNANDES & SOUZA, 2006).

² Os autores buscaram investigar se a queda do trabalho infantil e o aumento da frequência escolar ocorridos no Brasil foram consequências de mudanças em características econômico-demográficas das famílias ou se por mudanças institucionais, tais como programas sociais de combate ao trabalho infantil e de acesso à escola. Através da aplicação de um método de decomposição que divide as diferenças observadas entre efeito intergrupos (efeito composicional dos grupos relevantes) e efeito intra-grupos (variações de probabilidades dentro dos grupos), os resultados demonstram que tanto a redução da incidência do trabalho infantil como o aumento da frequência escolar ocorrem devido às mudanças nas probabilidades e não ao efeito composicional dos grupos relevantes. Os autores argumentam que a obtenção de resultados similares para ambos os fatos sugere que eles podem estar intimamente associados.

criança (i) apenas estudar; (ii) trabalhar e estudar; (iii) apenas trabalhar ou (iv) não estudar e nem trabalhar.

Posteriormente, aplicamos um método de decomposição com o intuito de verificar se as mudanças na probabilidade de uma criança (ou adolescente) trabalhar e/ou freqüentar a escola (e também a de não estudar e não trabalhar) se deram em razão de mudanças nas variáveis explicativas (características observáveis) ou nos coeficientes estimados (características não observáveis). Para verificar a importância relativa do *background* familiar, das condições do mercado de trabalho e das políticas educacionais na variação total da probabilidade de uma criança trabalhar e/ou freqüentar a escola, foram realizados dois exercícios através de uma modificação da técnica de decomposição de *Oaxaca-Blinder*, aplicada ao Modelo Logit Multinomial.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais quatro seções. A seção 2 descreve com maiores detalhes a base de dados. A seção 3 apresenta a abordagem empírica utilizada para modelar a oferta de trabalho infantil e a metodologia econométrica seguida para a análise de decomposição. A seção 4 apresenta os resultados obtidos. Por fim, na seção seguinte, são apresentadas as considerações finais.

2. BASE DE DADOS

Este estudo utiliza dados longitudinais cujas fontes são informações obtidas pela Pesquisa Mensal do Emprego (PME), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), realizada para as seguintes regiões metropolitanas: Porto Alegre, São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador e Recife. O período de análise está compreendido entre os anos de 1984 até 2001 - período este em que a PME adota a mesma metodologia. O período mais recente a partir de 2002 não é considerado, pois a partir de então a pesquisa sofreu uma alteração em sua metodologia.

A grande vantagem da utilização da PME está no fato de que esta adota a metodologia de painel rotativo, o que permite o acompanhamento da história dos indivíduos de um domicílio por um período de até dezesseis meses. O esquema de amostragem da PME busca colher informações nas mesmas residências nos meses t , $t+1$, $t+2$, $t+3$, $t+12$, $t+13$, $t+14$ e $t+15$. No que se refere ao objetivo do estudo, portanto, a utilização da PME permite a análise da transição das crianças e adolescentes em relação à sua entrada e saída do mercado de trabalho e sua entrada e saída da vida escolar.

Para a análise das transições, serão tomadas por referência a primeira e a quinta entrevistas, ou seja, analisar-se-á a transição da criança ou adolescente de um ano para outro. Os possíveis fluxos para cada criança (adolescente) no período 1 (ano 1) estão representados na figura 1-A no apêndice A. No ano seguinte, para qualquer criança (adolescente), os possíveis estados são: (1) Só estuda; (2) Só trabalha; (3) Estuda e Trabalha; e (4) Não estuda e Não Trabalha.

Quanto à amostra, são consideradas crianças e adolescentes com idades entre 10 e 17 anos³. O tamanho da amostra resultante consiste em 188.750 observações ao longo de todo o período analisado, variando de 14.736, em 1998, a 31.230 observações em 1984 (tabela A.1 apresentada no Apêndice A).

O fato da PME não ter sido elaborada primordialmente para uma análise longitudinal das transições dos indivíduos faz com que se observe relativamente um alto grau de atrito no período de 16 meses no qual, teoricamente, as famílias estariam incluídas na amostra. Dureya, Lam & Levison (2003) argumentam, entretanto que, em uma pesquisa como a PME, o atrito, apesar de relativamente alto, é menos problemático do que seria no caso de uma pesquisa desenhada com fins explícitos de seguir longitudinalmente o indivíduo. Isto porque, na PME, o atrito se dá, em sua maior parte, por razões não correlacionadas com as características familiares, quais sejam, inconsistências com a base de dados e mudanças no formato da pesquisa⁴.

³ A escolha do limite mínimo de 10 anos deve-se ao fato de que, na PME, informações sobre emprego e rendimentos do trabalho são coletadas apenas para a população residente nos domicílios com 10 anos de idade ou mais. O limite superior de dezessete anos de idade foi escolhido já que, de acordo com a legislação brasileira, a partir dos dezoito anos, o indivíduo adquire a maioridade civil.

⁴ A tabela A.1 (apresentada no Apêndice A) compara a amostra utilizada com a amostra formada por todas as crianças e adolescentes que aparecem na primeira entrevista. Em termos de características observáveis, as amostras se mostram bastante parecidas, fato este que sugere que o atrito não representa um potencial problema de viés de seleção para o estudo.

3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Neste trabalho, assume-se que as decisões em relação ao trabalho e à escola são tomadas simultaneamente e, dessa forma, para modelar econometricamente a oferta de trabalho infantil, será utilizado o modelo *Logit Multinomial*⁵. A estrutura do modelo é descrita no apêndice B.

O modelo foi estimado separadamente para dois subperíodos: o primeiro está compreendido entre os anos de 1984 e 1992 e o segundo, entre 1994 e 2000. Tem-se por intuito verificar de que forma os determinantes dessas decisões se alteraram ao longo do período analisado. A escolha da separação entre esses períodos se deve ao fato de que importantes mudanças na alocação do tempo das crianças e adolescentes no Brasil ocorreram com grande força até 1992, recuam em 1994 e retomam o movimento⁶. Os subperíodos serão representados pelo índice T .

As variáveis *explicativas* incluídas no modelo são aqui representadas por X . X'_i representa um vetor linha de características da criança (ou adolescente) e de sua família, bem como de características correntes do mercado de trabalho e de políticas educacionais implementadas.

$$X'_i = (Z'_i, MT'_{jm}, VE'_j, D_Trans_{it}', r_t, a_j)$$

Z'_i corresponde ao vetor de características econômico-demográficas da criança (ou adolescente) e de sua família. As variáveis utilizadas são aquelas usualmente empregadas em estudos empíricos sobre trabalho infantil e frequência escolar e incluem a **idade** e o **sexo da criança (adolescente)**; a **escolaridade**, **idade** e o **sexo do chefe da família** e a composição da família: **total de membros na família com 10 anos ou mais de idade** e **total de membros na família com menos de 10 anos**^{7 8}.

As características do mercado de trabalho são representadas pelo vetor MT'_{jm} . Para descrever as condições do mercado de trabalho, foi utilizada a **taxa de desemprego de trabalhadores não qualificados** na região j e no mês m , onde o mês m refere-se ao mês anterior em que ocorre a quinta entrevista desta criança (ou seja, são considerados os valores dessas variáveis no segundo ano). Estamos assumindo que são as condições correntes do mercado de trabalho que impactam a decisão da família no tocante à alocação do tempo do menor. Optamos pela utilização da taxa de desemprego de trabalhadores não qualificados como *proxy* das características do mercado de trabalho infantil, uma vez que, conforme ressaltado por Dureya e Arends-Kuennig (2003), observa-se um número muito reduzido de crianças que trabalham, o que poderia resultar em um significativo viés de seleção para as estimativas das variáveis de mercado de trabalho infantil.

O termo VE'_j representa certas variáveis educacionais da região metropolitana j . Conforme já comentado, os anos noventa representam um marco no que diz respeito à implementação de políticas educacionais no Brasil. A universalização da educação básica se tornou prioridade e, em 1996, foi aprovada a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB), que apresenta direções bastante específicas em relação aos professores do ensino público. Com o objetivo de aumentar a qualidade de ensino das escolas públicas, as exigências de contratação dos professores foram intensificadas e foram

⁵ Existem várias maneiras de modelar econometricamente a oferta de trabalho infantil, que dependem particularmente das hipóteses feitas sobre a tomada de decisão das famílias no tocante à alocação do tempo do menor (Batista & Cacciamalli, 2006). Se supusermos que as decisões de trabalhar ou não e estudar ou não ocorrem de maneira simultânea, aplica-se o modelo *Logit Multinomial*. Já sob a hipótese de que as decisões ocorrem seqüencialmente, utiliza-se o *Probit Ordenado*. Finalmente, assumindo que as decisões são tomadas de maneira independente, emprega-se o modelo *Probit Bivariado*. Outros estudos que também utilizam o modelo *Logit Multinomial* para modelar o problema de decisão das famílias sobre a alocação do tempo da criança são Leme e Wajnman, (2001), Menezes-Filho et al (2000) e Corseuil, Santos e Fogel (2001).

⁶ Esse fato foi verificado a partir de análises descritivas previamente realizadas. Ressalta-se, portanto, que não há qualquer rigor econométrico/estatístico, o que leva a existência de algum grau de arbitrariedade nessa divisão.

⁷ No que se refere ao impacto do *background* familiar, destaca-se que, na realidade, são tomadas as características do chefe da família e não propriamente dos pais das crianças e adolescentes. Foram excluídos da amostra, portanto, crianças e adolescentes que se auto-intitulassem chefes de família, cônjuges dos mesmos ou que não apresentassem qualquer grau de parentesco com o chefe da família.

⁸ Não foi utilizada qualquer variável referente à renda familiar, uma vez que a PME fornece apenas informações sobre o rendimento do trabalho. Entretanto, como no Brasil a renda familiar está altamente correlacionada com o nível de escolaridade, acredita-se que o efeito da primeira esteja sendo captado pela segunda.

estabelecidos pisos salariais, que, a partir de então, passariam a ser determinados pelo custo anual médio por aluno.

Na tentativa de se captar as mudanças qualitativas do ensino público, foi considerada a **escolaridade média dos professores do ensino público** como *proxy* das políticas educacionais implementadas na região metropolitana j e no ano a . Seus valores referem-se ao primeiro ano letivo (ou seja, aos anos pares). Além disso, na tentativa de se captar efeitos referentes à quantidade do ensino, foi criado um **indicador de oferta educacional** que corresponde à razão entre o número de professores e o número de crianças e adolescentes em idade escolar na região metropolitana j e mês m , que se refere ao mês anterior em que a quinta entrevista é realizada (neste caso, utiliza-se a oferta corrente de ensino).

Uma vez que a variável dependente refere-se à alocação do tempo do menor na 5ª entrevista, o termo D_Trans_{it}' inclui um conjunto de *dummies* referentes às possíveis alternativas de alocação do tempo da criança ou adolescente na 1ª entrevista (ou seja, no ano anterior) entre estudo, trabalho e lazer, ou seja, o termo refere-se à transição da alocação do tempo do menor entre um ano e outro. Para as crianças e adolescentes que freqüentam a escola na 1ª entrevista, a estrutura de painel rotativo da PME permite ainda que se controle pelo fato desta criança ou adolescente ter sido aprovado ou não e se apresentava distorção idade-série ou não (interações)⁹. Assim, utilizando a amostra completa de crianças e adolescentes, o vetor D_Trans_{it}' é composto por dez variáveis *dummies* e a categoria base é a criança (adolescente) que apenas estudava, foi aprovada e não apresentava distorção idade-série em t^{10} .

Altas taxas de reprovação e defasagem escolar são características bastante generalizadas da educação brasileira e ambas estão intimamente associadas a maiores taxas de evasão escolar. Entretanto, desde a década de oitenta, e em especial a partir de meados da década de noventa, tem havido um esforço sistemático por parte do Ministério da Educação e de muitos governos estaduais para reduzir o atraso escolar. Foram implementados programas tais como a progressão continuada, que eliminou a reprovação por série e dividiu o Ensino Fundamental em dois ciclos, e as classes de aceleração, que têm por objetivo a provisão de acompanhamento especial para os alunos repetentes.

Salienta-se, todavia, que uma grande dificuldade enfrentada por estudos empíricos que tenham por objetivo analisar o impacto de políticas educacionais sobre a freqüência escolar e o trabalho infantil no Brasil se deve a escassez de informações sistemáticas e a falta de encadeamento de séries que possam ser utilizadas como *proxies* para as políticas educacionais implementadas. Especificamente, em relação às informações sobre as escolas que adotaram o programa de progressão continuada, estas estão disponíveis apenas por estado e para períodos mais recentes.

Apesar de não poder medir diretamente, acreditamos que o termo D_Trans_{it}' pode fornecer algumas indicações quanto aos efeitos de programas de combate à repetência sobre a freqüência escolar e a incidência do trabalho infantil, já que, para as crianças e adolescentes que freqüentam a escola no ano anterior, são feitas as interações com o estado de aprovação/reprovação e de distorção idade/série ou não. Uma vez que o modelo será estimado separadamente para os dois subperíodos (1984-1992 e 1994-2000), uma mudança no impacto desse conjunto de variáveis poderia indicar que programas de ciclo escolares podem ser associados ao movimento observado de redução do trabalho infantil e aumento da freqüência escolar.

Voltando às demais variáveis explicativas consideradas neste estudo, o vetor r_j contém termos constantes representando as seis regiões metropolitanas e é incluído para o controle de características não observáveis das diferentes regiões que podem estar correlacionadas com os resultados. Já o termo a_t inclui

⁹ Considerou-se que uma criança ou adolescente apresenta distorção idade-série se a diferença entre a sua idade e a idade que deveria ter de acordo com a série que está cursando (se nunca tivesse sido reprovada na escola) for igual ou maior do que dois anos.

¹⁰ Em relação à alocação do tempo do menor no ano anterior, as variáveis *dummies* criadas foram: SEaprov (criança apenas estudava, foi aprovada e não apresentava distorção idade-série), SEaprovdef (criança apenas estudava, foi aprovada e apresentava distorção idade-série), SEreprov (criança apenas estudava, foi reprovada e não apresentava distorção idade-série), SEreprovdef (criança apenas estudava, foi reprovada e apresentava distorção idade-série), ETaprov (criança estudava e trabalhava, foi aprovada e não apresentava distorção idade-série), ETaprovdef (criança estudava e trabalhava, foi aprovada e apresentava distorção idade-série), ETreprov (criança estudava e trabalhava, foi reprovada e não apresentava distorção idade-série), ETreprovdef (criança estudava e trabalhava, foi reprovada e apresentava distorção idade-série), NENT (criança não estudava e não trabalhava) e ST (criança apenas trabalhava).

dummies referentes aos diferentes biênios para se capturar qualquer tendência temporal na frequência escolar ou sobre a incidência do trabalho infantil.

3.2 Análise de Decomposição: Extensão da Técnica de Decomposição de *Oaxaca-Blinder*

A técnica de decomposição de *Oaxaca-Blinder* tem sido amplamente utilizada na literatura para descrever as discriminações em termos salariais entre gêneros e raças. Esta técnica decompõe as diferenças entre os diferentes grupos em dois componentes: o que se atribui a características observáveis, ou seja, mudanças nas dotações entre os grupos, e o que se atribui a características não observáveis ou não mensuráveis, ou seja, a mudanças nos coeficientes estimados. A técnica está descrita no apêndice B.

Destaca-se, entretanto que, tratando-se de resultados derivados da estimação de um modelo Logit-Multinomial, a técnica de decomposição de *Oaxaca-Blinder* não pode ser diretamente aplicada. Portanto, neste estudo, será aplicada uma modificação da técnica de *Oaxaca-Blinder*, descrita a seguir.

Defina P_{jT} como a probabilidade de ocorrência do evento j (a) não estudar e não trabalhar, b) somente estudar, c) estudar e trabalhar e d) somente trabalhar), dados o vetor de características X e o vetor de coeficientes β , no subperíodo T :

$$P_{jT} = P(y=j / X_T, \beta_T) \quad (2)$$

onde $T= 1984-92, 1994-00$.

Neste caso, \bar{P}_j não é necessariamente igual a $P(y=j / \bar{X} \hat{\beta})$. Portanto, a diferença entre as médias das probabilidades preditas individuais dos dois períodos deve ser escrita da seguinte forma:

$$\bar{P}_{j,94-00} - \bar{P}_{j,84-92} = \left[\sum_{i=1}^{N_{94-00}} \frac{P(y=j / X_{i,94-00} \hat{\beta}_{94-00})}{N_{94-00}} - \sum_{i=1}^{N_{84-92}} \frac{P(y=j / X_{i,84-92} \hat{\beta}_{94-00})}{N_{84-92}} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N_{84-92}} \frac{P(y=j / X_{i,84-92} \hat{\beta}_{94-00})}{N_{84-92}} - \sum_{i=1}^{N_{84-92}} \frac{P(y=j / X_{i,84-92} \hat{\beta}_{84-92})}{N_{84-92}} \right] \quad (3)$$

Onde N_T é o tamanho da amostra do subperíodo T .

Assim como em (1), nesta expressão, o primeiro termo entre colchetes representa a parcela da diferença entre os resultados que se deve às diferenças entre os grupos na distribuição de X e o segundo termo representa a parcela que se deve às diferenças entre os grupos no processo que determina Y (captura também o que deve a características não mensuráveis ou não observáveis).

Uma expressão igualmente válida é:

$$\bar{P}_{j,94-00} - \bar{P}_{j,84-92} = \left[\sum_{i=1}^{N_{94-00}} \frac{P(y=j / X_{i,94-00} \hat{\beta}_{94-00})}{N_{94-00}} - \sum_{i=1}^{N_{94-00}} \frac{P(y=j / X_{i,94-00} \hat{\beta}_{84-92})}{N_{94-00}} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N_{94-00}} \frac{P(y=j / X_{i,94-00} \hat{\beta}_{84-92})}{N_{94-00}} - \sum_{i=1}^{N_{84-92}} \frac{P(y=j / X_{i,84-92} \hat{\beta}_{84-92})}{N_{84-92}} \right] \quad (4)$$

A diferença em relação à expressão anterior (3), é que, neste caso, o primeiro termo captura o componente devido às diferenças não-observáveis e o segundo termo representa a parcela que se deve às diferenças observáveis entre os períodos. Geralmente, este método alternativo fornece estimativas diferentes do método anterior. Por esta razão, são reportados ambos os resultados.¹¹

Tendo achado a mudança nas probabilidades associadas às mudanças nos coeficientes e às mudanças nas distribuições, faz-se a seguinte pergunta: qual a contribuição relativa de cada variável para a mudança das probabilidades associadas às diferentes alternativas entre os dois períodos? Na tentativa de se obter uma resposta, foram realizados dois exercícios. Em consonância com as hipóteses levantadas para a explicação do fenômeno estudado, as variáveis de interesse são: **escolaridade do chefe da família, escolaridade média dos professores, indicador de oferta educacional, taxa de desemprego dos trabalhadores não-qualificados e as *dummies* de transição.**

¹¹ Fairlie (2006), ao aplicar uma extensão da técnica de *Oaxaca-Blinder* a modelos Logits e Probits, atenta que este também é um problema na aplicação da técnica de decomposição de *Oaxaca-Blinder* usual, denominado problema de índice (“index problem”).

O primeiro exercício consiste em verificar em que medida a probabilidade média associada ao evento j no período 1984-1992 alterar-se-ia se a distribuição da variável k do período 1984-1992 fosse substituída pela distribuição da respectiva variável no período 1994-2000, mantendo-se todas as demais distribuições constantes. O primeiro exercício pode ser representado da seguinte forma:

$$\bar{P}^{*X_k}_{j,84-92} = \sum_{i=1}^{N^{84-92}} \frac{P(y=j / X^{*}_{ki,84-92} \hat{\beta}_{84-92})}{N^{84-92}} \quad (5)$$

onde $X^{*}_{ki,84-92}$ representa o vetor de características da criança (ou adolescente) e de sua família, das características do mercado de trabalho e as variáveis educacionais referentes ao período 1984-92, com exceção da distribuição da variável k , que segue a distribuição do período 1994-2000¹².

O primeiro exercício, todavia, considera apenas o efeito da mudança da distribuição de uma única variável. No segundo exercício, ao contrário, são trocadas as distribuições de todas as variáveis de interesse por suas respectivas distribuições no outro período. Esta troca, entretanto, vai sendo realizada uma a uma. A cada troca, calcula-se a probabilidade média predita de cada alternativa e computa-se então a contribuição relativa da variável de interesse para a mudança observada entre os dois subperíodos analisados.

Uma desvantagem desse exercício em relação ao anterior se deve ao fato de que os resultados, neste caso, são sensíveis à ordem das mudanças das distribuições das variáveis. Para checar a robustez dos mesmos, serão apresentados os resultados obtidos por uma determinada ordem e aqueles obtidos pela ordem inversa.

Representando o vetor de variáveis explicativas por $X = (X_1 \ X_2)$ e tomando-se por referência o período 1984-92, o segundo exercício pode ser representado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} & \bar{P}(y = j / X_{94-00} \hat{\beta}_{84-92}) - \bar{P}(y = j / X_{84-92} \hat{\beta}_{84-92}) = \\ & = [\bar{P}(y = j / X_{1,94-00} \hat{\beta}_{1,84-92} + X_{2,94-00} \hat{\beta}_{2,84-92}) - \bar{P}(y = j / X_{1,94-00} \hat{\beta}_{1,84-92} + X_{2,84-92} \hat{\beta}_{2,84-92})] + \\ & \quad + [\bar{P}(y = j / X_{1,94-00} \hat{\beta}_{1,84-92} + X_{2,84-92} \hat{\beta}_{2,84-92}) - \bar{P}(y = j / X_{1,84-92} \hat{\beta}_{1,84-92} + X_{2,84-92} \hat{\beta}_{2,84-92})] \quad (6) \end{aligned}$$

O segundo termo entre colchetes na equação (6) representa a contribuição relativa da mudança da distribuição da variável X_1 para a mudança da probabilidade associada à alternativa j que se deve exclusivamente aos componentes observáveis. Por sua vez, o primeiro termo da equação refere-se à contribuição da mudança na distribuição de X_2 ¹³.

Para a troca da distribuição da variável k , as crianças e adolescentes pertencentes à amostra do período 1984-1992 são ordenados a partir desta característica. O mesmo é feito com a distribuição de 1994-2000 e a alteração da distribuição é realizada de modo a manter esse ordenamento, ou seja, os menores valores referentes à amostra do período 1984-1992 são atribuídos às crianças e adolescentes que apresentam os menores valores da variável k no período 1994-2000^{14 15}. Por hipótese, assume-se que o ordenamento das crianças e adolescentes segundo a variável se manteria o mesmo entre os períodos.

¹² Alternativamente, o exercício também pode ser realizado estimando-se as probabilidades médias previstas para o período 1992-2000, alterando-se apenas a distribuição da variável k de interesse pela distribuição desta mesma variável no período 1984-1990.

¹³ Alternativamente, poderia ter sido utilizado o termo $\bar{P}(y = j / X_{1,84-92} \hat{\beta}_{1,84-92} + X_{2,94-00} \hat{\beta}_{2,84-92})$ no exercício (somado e subtraído). Neste caso, o primeiro termo representaria a contribuição da variável X_1 e o segundo, da variável X_2 . Na realização dos cálculos, deve-se ficar atento a esse fato, bem como ao período de referência.

¹⁴ Na realidade, para a troca das distribuições, a amostra de cada um dos dois períodos foi ordenada e dividida em 1000 grupos. Destes, obtinham-se as respectivas médias da variável de interesse, cujos valores foram então atribuídos ao grupo correspondente do outro período. No caso de eventuais empates no momento do ordenamento das variáveis, a divisão das crianças ou adolescentes entre os grupos ocorre de maneira aleatória.

¹⁵ Para a troca da distribuição do conjunto de variáveis *dummies* D_Trans , representado aqui pelo vetor $X_{j,T}$, onde o subscrito T refere-se ao período tomado por referência, o procedimento foi realizado de outra forma. Inicialmente, multiplicou-se $\hat{\beta}_{j,T}$ por $X_{j,T}$, onde $\hat{\beta}_{j,T}$ é o vetor dos coeficientes estimados para o período T e o subscrito T' refere-se ao outro período. As

4. RESULTADOS

4.1 Efeitos Marginais

Os coeficientes estimados são reportados nas tabelas C.1 a C.2 contidas no Apêndice C, lembrando que a categoria somente estudar foi aquela tomada como base¹⁶. Foram estimados quatro modelos distintos. O primeiro deles inclui apenas as características das crianças (e adolescentes) e de suas famílias, bem como o conjunto de *dummies* referentes à alocação do tempo da criança no ano anterior (*D Trans_{it}*). Busca-se examinar as transições das crianças e adolescentes entre um ano e outro, controlando-se pelo *background* familiar. Nos modelos 2 e 3, são adicionadas as variáveis de mercado de trabalho e as variáveis educacionais. A diferença entre os dois modelos está no fato de que, no modelo 2, não são incluídas as *dummies* regionais. Tem-se por intuito verificar se certas variáveis podem estar altamente correlacionadas com características regionais não observadas (ou não captadas pelo modelo) e os resultados de interesse. Finalmente, o modelo 4 inclui, além das *dummies* regionais, *dummies* referentes aos biênios na tentativa de se capturar qualquer tendência temporal.

De maneira geral, os resultados dos quatro modelos são bastante similares no que se refere às características das crianças ou adolescentes e suas famílias. Isto sugere que características não observáveis que variem entre regiões metropolitanas e no tempo não estão altamente correlacionadas com as variáveis individuais das crianças ou adolescentes e seus resultados em relação à frequência escolar e à participação no mercado de trabalho. Além disso, a depender da especificação do modelo, os coeficientes das demais variáveis - educacionais e referentes às condições do mercado de trabalho - apresentam magnitude, sinal e significância distintos, sugerindo, portanto, que essas variáveis podem estar altamente correlacionadas com características não observáveis (ou não captadas) das diferentes regiões¹⁷.

Os efeitos marginais estimados são apresentados nas tabelas 1 a 8, contudo apenas os referentes aos Modelos 2 a 4. Para facilitar a exposição, são apresentados separadamente para cada grupo de variáveis.

Características das Crianças e Adolescentes e de suas Famílias

Os efeitos marginais das características das crianças e adolescentes usualmente utilizadas em estudos empíricos sobre o tema são significativos e apresentam o sinal esperado qualquer que seja a amostra considerada (tabelas 1 e 2). À medida que vão se tornando mais velhas, menor é a probabilidade de uma criança ou adolescente apenas frequentar a escola, enquanto as probabilidades associadas às demais alternativas aumentam.

No que diz respeito ao impacto do sexo da criança sobre a alocação de seu tempo, conforme argumentam Dureya & Arends-Kuening (2003), o mercado de trabalho tende a remunerar melhor o sexo masculino, de modo que os custos de oportunidade de frequentar a escola enfrentados por meninos são superiores aos enfrentados pelas meninas. As meninas teriam, portanto, maior probabilidade de frequentar a escola *vis-à-vis* aos meninos. Os resultados mostram que efetivamente as meninas apresentam maior probabilidade de somente estudar quando comparadas aos meninos, porém isso também ocorre para a opção não estudar e não trabalhar. Os meninos, por sua vez, apresentam maior probabilidade de trabalhar, seja conciliando o estudo com o trabalho ou não.

Uma das hipóteses a serem testadas neste estudo (na subseção seguinte) é a de Dureya, Lam e Levison (2003) de que o aumento generalizado do nível de escolaridade dos chefes de família possa ter um papel importante na explicação do aumento da frequência escolar e redução do trabalho infantil ocorridos nos anos noventa no país. Os resultados das regressões apontam que, conforme esperado, o

amostras foram então ordenadas a partir desses somatórios e repetiu-se o procedimento seguido com as demais variáveis (divisão em 1000 grupos e obtenção das respectivas médias).

¹⁶ Para os modelos, são estimados os desvios-padrão robustos para se corrigir por termos de erros potencialmente correlacionados entre crianças e adolescentes de uma mesma família.

¹⁷ Foi estimada também uma quinta especificação do modelo que incluiu as *dummies* anuais, porém não as regionais. Os resultados encontrados são bastante similares aos do modelo 4. Não havendo qualquer ganho qualitativo, optamos por não apresentá-los aqui.

aumento da escolaridade do chefe da família está associado a um aumento da probabilidade do menor apenas estudar e queda da probabilidade associada às demais alternativas. Todavia, entre os períodos e para qualquer uma das alternativas, esse impacto diminuiu entre os períodos (tomando-se seu valor em módulo quando negativo).

No que se refere ao impacto do sexo do chefe da família sobre a alocação do tempo do menor, os resultados apontam que crianças e adolescentes em famílias com chefes do sexo feminino têm menor probabilidade de apenas estudar e maior de estudar e trabalhar quando comparadas às crianças e adolescentes em famílias cujo chefe é do sexo masculino. Para a opção apenas trabalhar, essa variável não se mostrou estatisticamente significativa. No que se refere ao impacto sobre a alternativa não estudar e não trabalhar, este é significativo apenas para o segundo período e se revela positivo.

Tabela 1: Efeitos Marginais das Características das Crianças—Amostra Completa (1984-1992)

	Modelo 2				Modelo 3				Modelo 4						
	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha			
Idade	0.004 (0.000)***	-0.048 (0.001)***	0.028 (0.001)***	0.016 (0.000)**	0.004 (0.000)***	-0.048 (0.001)***	0.028 (0.001)***	0.016 (0.000)**	0.004 (0.000)***	-0.048 (0.001)***	0.028 (0.001)***	0.016 (0.000)***			
Sexo (Masc.)	-0.023 (0.001)***	-0.045 (0.002)***	0.044 (0.002)***	0.024 (0.001)***	-0.023 (0.001)***	-0.046 (0.002)***	0.044 (0.002)***	0.025 (0.001)***	-0.023 (0.001)***	-0.045 (0.002)***	0.044 (0.002)***	0.025 (0.001)***			
Sexo Chefe (Fem.)	0.007 (0.002)***	-0.023 (0.003)***	0.017 (0.002)***	-0.000 (0.002)	0.007 (0.002)***	-0.028 (0.003)***	0.019 (0.002)***	0.003 (0.002)	0.007 (0.002)***	-0.029 (0.003)***	0.019 (0.002)***	0.003 (0.002)			
Escolaridade Chefe	-0.002 (0.000)***	0.009 (0.000)***	-0.004 (0.000)***	-0.004 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	0.010 (0.000)***	-0.004 (0.000)***	-0.004 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	0.009 (0.000)***	-0.004 (0.000)***	-0.004 (0.000)***			
Idade Chefe	1,2E-04 (0.000)	0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-1,9E-04 (0.000)***	7,9E-05 (0.000)	0.001 (0.000)***	-4,9E-04 (0.000)***	-1,7E-04 (0.000)**	7,8E-05 (0.000)	0.001 (0.000)***	-4,9E-04 (0.000)***	-1,7E-04 (0.000)**			
Tot. Pes. Mais 10 anos	2,9E-04 (0.000)	-0.002 (0.001)***	0.001 (0.000)**	0.001 (0.000)*	2,4E-04 (0.000)	-0.003 (0.001)***	0.002 (0.000)***	0.002 (0.000)***	2,2E-04 (0.000)	-0.003 (0.001)***	0.001 (0.000)***	0.001 (0.000)***			
Tot. Pes. Menos 10 anos	2,3E-03 (0.000)***	-0.010 (0.001)***	0.006 (0.001)***	0.002 (0.000)***	0.002 (0.000)***	-0.012 (0.001)***	0.006 (0.001)***	0.003 (0.000)***	0.002 (0.000)***	-0.011 (0.001)***	0.006 (0.001)***	0.003 (0.000)***			
Dummies UF		Não					Sim					Sim			
Dummies Biênios		Não					Não					Sim			
Observações	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416			

Desvio-Padrão Robusto entre parênteses

* significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%

Para ambos os períodos, a idade do chefe da família impacta positivamente a opção somente estudar e negativamente as opções estudar e trabalhar e somente trabalhar. Para a alternativa não estudar e não trabalhar, o impacto da idade do chefe da família não se revela estatisticamente significativo.

Tabela 2: Efeitos Marginais das Características das Crianças—Amostra Completa (1994-2000)

	Modelo 2				Modelo 3				Modelo 4						
	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha			
Idade	0.005 (0.001)***	-0.048 (0.001)***	0.029 (0.001)***	0.013 (0.001)***	0.005 (0.001)***	-0.048 (0.001)***	0.029 (0.001)***	0.013 (0.001)***	0.005 (0.001)***	-0.048 (0.001)***	0.029 (0.001)***	0.013 (0.001)***			
Sexo (Masc.)	-0.010 (0.001)***	-0.029 (0.002)***	0.030 (0.002)***	0.010 (0.001)***	-0.011 (0.001)***	-0.029 (0.002)***	0.030 (0.002)***	0.010 (0.001)***	-0.010 (0.001)***	-0.029 (0.002)***	0.030 (0.002)***	0.010 (0.001)***			
Sexo Chefe (Fem.)	0.006 (0.002)***	-0.015 (0.003)***	0.009 (0.003)***	-0.000 (0.001)	0.006 (0.002)***	-0.016 (0.003)***	0.010 (0.003)***	0.000 (0.001)	0.006 (0.002)***	-0.016 (0.003)***	0.010 (0.003)***	0.000 (0.001)			
Escolaridade Chefe	-0.002 (0.000)***	0.006 (0.000)***	-0.003 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	0.006 (0.000)***	-0.003 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	0.006 (0.000)***	-0.003 (0.000)***	-0.002 (0.000)***			
Idade Chefe	1,1E-04 (0.000)	0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-2,5E-04 (0.000)***	0.002 (0.000)	0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.000 (0.000)***	1,1E-04 (0.000)	0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-2,3E-04 (0.000)***			
Tot. Pes. Mais 10 anos	0.001 (0.000)	-0.004 (0.001)***	0.003 (0.001)***	0.001 (0.000)**	0.001 (0.000)	-0.004 (0.001)***	0.002 (0.001)***	-2,4E-04 (0.000)***	0.001 (0.000)	-0.004 (0.001)***	0.002 (0.001)***	0.001 (0.000)***			
Tot. Pes. Menos 10 anos	0.002 (0.001)***	-0.006 (0.001)***	0.002 (0.001)**	0.002 (0.001)***	0.002 (0.001)***	-0.006 (0.001)***	0.002 (0.001)**	0.002 (0.001)***	0.002 (0.001)***	-0.006 (0.001)***	0.002 (0.001)*	0.002 (0.001)***			
Dummies UF		Não					Sim					Sim			
Dummies Biênios		Não					Não					Sim			
Observações	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325			

Desvio-Padrão Robusto entre parênteses

* significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%

As variáveis utilizadas referentes à composição da família foram: número total de pessoas com 10 ou mais anos de idade e número total de crianças com menos de 10 anos. A primeira não se revela estatisticamente significativa para o período 1984-1992. Para o período 1994-2000, o aumento do número de pessoas na família com 10 ou mais anos de idade está associado a uma queda na probabilidade do menor apenas estudar e aumento em relação às demais alternativas. Já o efeito do número de crianças na família aponta que o aumento nessa quantidade está associado a uma queda na probabilidade da criança ou adolescente apenas estudar e aumento das demais probabilidades.

Variáveis Educacionais

Neste estudo, foram consideradas duas variáveis educacionais: a escolaridade média dos professores do ensino público, para captar efeitos referentes à qualidade do ensino, e um indicador de oferta educacional, para captar os efeitos da quantidade ofertada do mesmo.

Os resultados mostram que o aumento da escolaridade dos professores pode ser associado a uma maior (menor) probabilidade do menor somente estudar (somente trabalhar) nos modelos 3 e 4 (tabelas 3 e 4). Todavia, utilizando a especificação do modelo 2 (sem a inclusão das *dummies* regionais), o resultado é inverso, ou seja, um aumento da escolaridade média dos professores está associado a uma queda (aumento) na probabilidade da criança ou adolescente apenas estudar (trabalhar). Uma possível explicação para os resultados encontrados poderia ser a de que as regiões com os piores indicadores em termos do nível educacional dos professores da rede pública foram aquelas em que o aumento do número de crianças e adolescentes que apenas estudam (a redução daqueles que apenas trabalham) foi mais acentuado nesse período.

Tabela 3: Efeitos Marginais das Variáveis Educacionais– Amostra Completa (1984-1992)

	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha
	Modelo 2				Modelo 3				Modelo 4			
Escol. Média Profs	0.007 (0.001)***	-0.034 (0.002)***	0.019 (0.002)***	0.008 (0.001)***	-0.014 (0.005)***	0.065 (0.007)***	-0.014 (0.005)***	-0.036 (0.005)***	-0.017 (0.007)**	0.019 (0.009)**	0.018 (0.008)**	-0.019 (0.006)***
Indic. Of. Educac.	0.254 (0.072)***	1.955 (0.102)***	-1.842 (0.088)***	-0.367 (0.072)***	-0.029 (0.126)	-0.162 (0.175)	0.209 (0.150)	-0.019 (0.121)	0.036 (0.134)	-0.465 (0.187)	0.344 (0.160)	0.084 (0.128)
<i>Dummies</i> UF		Não				Sim				Sim		
<i>Dummies</i> Biênios		Não				Não				Sim		
Observações	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416

Desvio-Padrão Robusto entre parênteses

* significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%

No que diz respeito à outra variável educacional considerada no estudo, os resultados do modelo 2 apontam que, para o período 1984-92, o aumento da oferta educacional está associado a um aumento da probabilidade do menor apenas estudar e redução da probabilidade deste. Já os resultados do modelo 3 se apresentam invertidos, o que, de certa forma, nos pareceria contra-intuitivo (maior oferta educacional associada à redução da probabilidade de somente frequentar a escola e aumento da probabilidade de trabalhar). Entretanto, neste último caso, os resultados não se revelam estatisticamente significativos. Para o período 1994-2000, tanto no que se refere ao modelo 2 como ao modelo 3, os resultados são os esperados.

Tabela 4: Efeitos Marginais das Variáveis Educacionais– Amostra Completa (1994-2000)

	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha
	Modelo 2				Modelo 3				Modelo 4			
Escol. Média Profs	0.005 (0.002)***	-0.026 (0.003)***	0.013 (0.002)***	0.008 (0.002)***	0.004 (0.005)	0.035 (0.009)***	-0.029 (0.008)***	-0.010 (0.005)*	0.008 (0.007)	-0.013 (0.013)	-0.001 (0.011)	0.006 (0.007)
Indic. Of. Educac.	0.159 (0.063)**	1.624 (0.104)***	-1.477 (0.093)***	-0.305 (0.056)***	-0.003 (0.133)	0.643 (0.221)***	-0.592 (0.195)***	-0.048 (0.120)	0.019 (0.152)	0.156 (0.249)	-0.297 (0.220)	0.121 (0.136)
<i>Dummies</i> UF		Não				Sim				Sim		
<i>Dummies</i> Biênios		Não				Não				Sim		
Observações	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325

Desvio-Padrão Robusto entre parênteses

* significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%

Condições do Mercado de Trabalho

Um dos argumentos encontrados na literatura sobre os determinantes do trabalho infantil e frequência escolar é o de que, quando as crianças (ou adolescentes) enfrentam condições favoráveis no mercado de trabalho, os custos de oportunidade de frequentar a escola aumentam, o que, por seu turno, pode implicar em um aumento do trabalho infantil.

As tabelas 5 e 6 apresentam os resultados referentes ao impacto das condições do mercado de trabalho infantil, aqui representadas pela taxa de desemprego dos trabalhadores não-qualificados, sobre a probabilidade de uma criança ou adolescente frequentar a escola e/ou trabalhar. Os resultados dos modelos 2 e 3 apontam que maiores taxas de desemprego estão associadas a uma maior probabilidade de uma criança ou adolescente frequentar a escola (sem trabalhar) e a uma menor probabilidade desta trabalhar, seja conciliando com o estudo ou não. Para o modelo 4, os resultados encontrados são o inverso, entretanto não se revelam estatisticamente significativos.

Tabela 5: Efeitos Marginais da Variável de Mercado de Trabalho– Amostra Completa (1984-1992)

	Modelo 2				Modelo 3				Modelo 4			
	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha
Desemp. Não-qualif.	0.101 (0.039)***	0.490 (0.056)***	-0.424 (0.047)***	-0.166 (0.039)***	0.068 (0.040)*	0.070 (0.057)	-0.110 (0.049)**	-0.028 (0.039)	-0.045 (0.078)	-0.003 (0.111)	0.071 (0.096)	-0.023 (0.078)
Dummies UF	Não				Sim				Sim			
Dummies Biênios	Não				Não				Sim			
Observações	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416

Desvio-Padrão Robusto entre parênteses
* significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%

Tabela 6: Efeitos Marginais da Variável de Mercado de Trabalho – Amostra Completa (1994-2000)

	Modelo 2				Modelo 3				Modelo 4			
	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha
Desemp. Não-qualif.	-0.030 (0.039)	0.904 (0.064)***	-0.572 (0.056)***	-0.302 (0.037)***	-0.032 (0.056)	0.542 (0.090)***	-0.346 (0.078)***	-0.165 (0.051)***	-0.076 (0.073)	-0.015 (0.116)	0.011 (0.101)	0.080 (0.065)
Dummies UF	Não				Sim				Sim			
Dummies Biênios	Não				Não				Sim			
Observações	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325

Desvio-Padrão Robusto entre parênteses
* significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%

Transições

Os resultados referentes à alocação do tempo da criança ou adolescente no ano anterior (as transições) são bastante interessantes, pois estas são variáveis de grande impacto sobre as probabilidades associadas às quatro alternativas de alocação do tempo do menor.

Controlando-se pelo *background* familiar e outras características das crianças e adolescentes, pelas condições do mercado de trabalho e por variáveis educacionais, os resultados apontam que tanto a distorção série-idade quanto a reprovação estão intimamente associadas à diminuição da probabilidade de uma criança ou adolescente apenas estudar. Para as demais alternativas (não estudar e não trabalhar; estudar e trabalhar; e apenas trabalhar), na maior parte dos casos, este impacto é positivo. As tabelas 7 e 8 apresentam os resultados para a amostra completa nos dois subperíodos considerados.

Tabela 7: Efeitos Marginais das Transições– Amostra Completa (1984-1992)

	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha			
	Modelo 2				Modelo 3				Modelo 4						
SEaprovdef	0.020 (0.004)***	-0.017 (0.003)***	-0.005 (0.003)**	0.002 (0.004)	0.021 (0.004)***	-0.022 (0.003)***	-0.003 (0.003)	0.005 (0.004)	0.021 (0.004)***	-0.022 (0.003)***	-0.003 (0.003)	0.005 (0.004)			
SEreprov	0.020 (0.004)***	-0.042 (0.003)***	0.006 (0.003)**	0.016 (0.005)***	0.020 (0.004)***	-0.043 (0.003)***	0.007 (0.003)**	0.016 (0.005)***	0.020 (0.004)***	-0.043 (0.003)***	0.007 (0.003)**	0.016 (0.005)***			
SEreprovdef	0.069 (0.005)***	-0.086 (0.004)***	-0.011 (0.003)***	0.028 (0.004)***	0.070 (0.005)***	-0.096 (0.004)***	-0.008 (0.003)***	0.034 (0.004)***	0.070 (0.005)***	-0.096 (0.004)***	-0.008 (0.003)***	0.035 (0.004)***			
ETaprov	-0.025 (0.006)***	-0.280 (0.008)***	0.232 (0.009)***	0.073 (0.007)***	-0.023 (0.006)***	-0.267 (0.008)***	0.222 (0.008)***	0.068 (0.007)***	-0.023 (0.006)***	-0.267 (0.008)***	0.222 (0.008)***	0.068 (0.007)***			
ETaprovdef	0.003 (0.007)	-0.238 (0.008)***	0.170 (0.008)***	0.065 (0.007)***	0.003 (0.007)	-0.236 (0.008)***	0.168 (0.008)***	0.065 (0.007)***	0.003 (0.007)	-0.236 (0.008)***	0.168 (0.008)***	0.065 (0.007)***			
ETreprov	0.002 (0.009)	-0.330 (0.011)***	0.225 (0.011)***	0.103 (0.010)***	0.003 (0.009)	-0.316 (0.010)***	0.217 (0.011)***	0.096 (0.009)***	0.003 (0.009)	-0.317 (0.010)***	0.217 (0.011)***	0.096 (0.009)***			
ETreprovdef	0.030 (0.008)***	-0.287 (0.008)***	0.132 (0.007)***	0.124 (0.008)***	0.031 (0.008)***	-0.288 (0.008)***	0.131 (0.007)***	0.126 (0.008)***	0.031 (0.008)***	-0.289 (0.008)***	0.131 (0.007)***	0.127 (0.008)***			
NENT	0.455 (0.010)***	-0.542 (0.006)***	-0.093 (0.002)***	0.180 (0.008)***	0.451 (0.010)***	-0.535 (0.006)***	-0.092 (0.002)***	0.177 (0.008)***	0.450 (0.010)***	-0.536 (0.006)***	-0.092 (0.002)***	0.177 (0.008)***			
ST	0.225 (0.011)***	-0.623 (0.007)***	-0.077 (0.002)***	0.474 (0.012)***	0.232 (0.011)***	-0.605 (0.007)***	-0.076 (0.003)***	0.449 (0.011)***	0.231 (0.011)***	-0.605 (0.007)***	-0.076 (0.003)***	0.449 (0.011)***			
Dummies UF		Não					Sim					Sim			
Dummies Biênios		Não					Não					Sim			
Observações	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416			

Desvio-Padrão Robusto entre parênteses

* significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%

Tabela 8: Efeitos Marginais das Transições– Amostra Completa (1994-2000)

	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha			
	Modelo 2				Modelo 3				Modelo 4						
SEaprovdef	-0.000 (0.003)	0.011 (0.004)***	-0.005 (0.003)	-0.006 (0.003)**	-0.001 (0.003)	0.010 (0.004)***	-0.003 (0.003)	-0.006 (0.003)**	-0.001 (0.003)	0.010 (0.004)***	-0.004 (0.003)	-0.006 (0.003)**			
SEreprov	-0.001 (0.003)	-0.023 (0.004)***	0.021 (0.004)***	0.003 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.026 (0.004)***	0.023 (0.004)***	0.003 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.025 (0.004)***	0.022 (0.004)***	0.003 (0.003)			
SEreprovdef	0.042 (0.004)***	-0.054 (0.005)***	0.002 (0.004)	0.011 (0.003)***	0.041 (0.004)***	-0.059 (0.005)***	0.006 (0.004)	0.012 (0.004)***	0.041 (0.004)***	-0.057 (0.005)***	0.005 (0.004)	0.011 (0.003)***			
ETaprov	0.002 (0.005)	-0.262 (0.010)***	0.222 (0.010)***	0.038 (0.006)***	0.003 (0.005)	-0.257 (0.010)***	0.216 (0.010)***	0.037 (0.005)***	0.003 (0.005)	-0.256 (0.010)***	0.216 (0.010)***	0.037 (0.005)***			
ETaprovdef	-0.014 (0.006)**	-0.180 (0.012)***	0.171 (0.011)***	0.023 (0.006)***	-0.014 (0.006)**	-0.178 (0.012)***	0.170 (0.011)***	0.022 (0.006)***	-0.014 (0.006)**	-0.177 (0.012)***	0.169 (0.011)***	0.022 (0.006)***			
ETreprov	-0.006 (0.007)	-0.250 (0.014)***	0.230 (0.014)***	0.026 (0.007)***	-0.006 (0.007)	-0.249 (0.014)***	0.230 (0.014)***	0.025 (0.007)***	-0.006 (0.007)	-0.246 (0.014)***	0.228 (0.014)***	0.024 (0.007)***			
ETreprovdef	0.017 (0.008)**	-0.232 (0.013)***	0.163 (0.012)***	0.052 (0.008)***	0.016 (0.008)**	-0.234 (0.013)***	0.166 (0.012)***	0.052 (0.008)***	0.017 (0.008)**	-0.230 (0.013)***	0.164 (0.012)***	0.050 (0.007)***			
NENT	0.436 (0.015)***	-0.486 (0.012)***	-0.071 (0.003)***	0.121 (0.009)***	0.434 (0.016)***	-0.485 (0.013)***	-0.071 (0.003)***	0.122 (0.009)***	0.433 (0.015)***	-0.483 (0.013)***	-0.071 (0.003)***	0.121 (0.009)***			
ST	0.238 (0.018)***	-0.559 (0.017)***	-0.023 (0.007)***	0.345 (0.017)***	0.239 (0.018)***	-0.559 (0.017)***	-0.021 (0.007)***	0.342 (0.017)***	0.240 (0.018)***	-0.556 (0.017)***	-0.022 (0.007)***	0.338 (0.017)***			
Dummies UF		Não					Sim					Sim			
Dummies Biênios		Não					Não					Sim			
Observações	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325			

Desvio-Padrão Robusto entre parênteses

* significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%

4.2 Análise de Decomposição

As próximas subseções apresentam os resultados das decomposições totais e dos exercícios calculados a partir da extensão da técnica de *Oaxaca-Blinder*. Ambos foram calculados a partir do Modelo 3 no que se refere ao problema de decisão das famílias no tocante à alocação do tempo da criança ou adolescente. Ou seja, além do controle por características das crianças (ou adolescentes) e suas

famílias, controla-se também pelas características do mercado de trabalho e por variáveis educacionais. Além disso, são incluídas as *dummies* regionais e o termo D_{Trans} .

4.2.1 Decomposição Total

As tabelas 9A a 9B apresentam os resultados obtidos da decomposição total. A primeira coluna de cada tabela apresenta a probabilidade média predita associada a cada alternativa para o período 1984-92. A segunda coluna faz o mesmo, entretanto, refere-se ao período 1994-00. A coluna seguinte fornece as estimativas dos fatores utilizados na decomposição.

Na tabela identificada pela letra “A”, utiliza-se como ponderação o termo $\hat{\beta}_{94-00}$, de tal sorte que o fator utilizado é a probabilidade média predita associada a cada alternativa aplicando-se $\hat{\beta}_{94-00}$ sobre a amostra do período 1984-92 (refere-se, portanto, à expressão (3)). Alternativamente, a terceira coluna da tabela identificada pela letra “B” apresenta as probabilidades médias previstas usando o termo $\hat{\beta}_{84-92}$ como peso (expressão (4)). A quarta coluna fornece a diferença entre as probabilidades médias previstas dos dois períodos em termos absolutos. Finalmente, as duas últimas colunas fornecem, respectivamente, as parcelas das mudanças das probabilidades que podem ser atribuídas a mudanças nas características observáveis (variáveis explicativas) das crianças e adolescentes e a mudanças nas características não-observáveis (coeficientes)¹⁸.

É bastante expressiva a diferença entre as probabilidades médias previstas referentes aos dois períodos. No período 1984-92, a probabilidade média de uma criança (ou adolescente) frequentar a escola e não trabalhar é de cerca de 73%. Para o período 1994-2000, este percentual apresenta um aumento de aproximadamente 10 pontos, atingindo a marca de 83%. Por outro lado, a probabilidade média de uma criança (ou adolescente) apenas trabalhar cai mais da metade: entre 1984 e 1992, uma criança (ou adolescente) apresentava 9% de chance de somente trabalhar. Já, no período 1994-00, este percentual não passa de 3,9.

Tabela 9 A: Decomposição Total - Amostra Total

Fator: $\beta_{94-00} X_{84-92}$	Probabilidades Médias			Mudança Total	Mudança X	Mudança β
	1984-92	1994-00	$\bar{P}(y/\beta_{94-00} X_{84-92})$			
Não Estuda e Não Trab.	0,075	0,045	0,069	-0,029	-0,024	-0,005
Somente Estuda	0,733	0,830	0,753	0,097	0,078	0,019
Estuda e Trabalha	0,102	0,085	0,102	-0,017	-0,017	0,000
Somente Trabalha	0,090	0,039	0,076	-0,051	-0,037	-0,014

Verificando a que se devem as mudanças nas probabilidades médias previstas entre os dois períodos, os resultados apontam que, no que se refere às alternativas não estudar e não trabalhar; somente estudar e somente trabalhar, elas estariam mais associadas a mudanças em características observáveis do que a mudanças em características não-observáveis. Dos cerca de 10 pontos percentuais (p.p.) de diferença entre as probabilidades médias previstas associadas à alternativa somente estudar, praticamente 8 (80%) deles se devem a mudanças nas distribuições das variáveis explicativas, enquanto menos de 2 pontos (20%) são explicados por mudanças nos coeficientes. No que se refere à probabilidade de uma criança (adolescente) somente trabalhar, cuja queda verificada no período foi de pouco mais de 5 p.p., entre 3,7 p.p. (ou 71,9%) e 4,5 p.p. (ou 87,4%) se devem a mudanças em características observáveis. Finalmente, da queda de 2,9 pontos percentuais na probabilidade de uma criança não estudar e não estudar, mudanças nas variáveis explicativas são responsáveis pela queda de 2,4 p.p. (81,4%) a 2,9 p.p. (100%).

¹⁸ Para checar a robustez dos resultados ao modelo utilizado, as decomposições totais foram calculadas através do modelo de regressão linear aplicado separadamente para cada uma das alternativas. Esses resultados são apresentados no Apêndice C (tabelas C.12 a C.23) e se revelam bastantes semelhantes aos aqui descritos.

No que diz respeito à alternativa estudar e trabalhar, os resultados revelam-se sensíveis ao fator de ponderação utilizado. Utilizando-se $\hat{\beta}_{94-00}$ como peso, mudanças nas variáveis explicativas explicariam como um todo as mudanças nas probabilidades médias previstas. Entretanto, se utilizado o termo $\hat{\beta}_{84-92}$ como ponderação, mudanças em características não-observáveis explicariam em maior parte a diferença observada no período.

Tabela 9 B: Decomposição Total - Amostra Total

Fator: $\beta_{84-92} X_{94-00}$	Probabilidades Médias			Mudança Total	Mudança X	Mudança β
	1984-92	1994-00	$\bar{P}(y/\beta_{84-92} X_{94-00})$			
Não Estuda e Não Trab.	0,075	0,045	0,045	-0,029	-0,029	0,000
Somente Estuda	0,733	0,830	0,813	0,097	0,079	0,018
Estuda e Trabalha	0,102	0,085	0,097	-0,017	-0,005	-0,011
Somente Trabalha	0,090	0,039	0,046	-0,051	-0,045	-0,006

4.2.2 Contribuição Relativa de Cada Variável Explicativa

Os resultados apresentados anteriormente parecem apontar, portanto, que mudanças em características observáveis são mais importantes para a explicação do movimento concomitante de queda do trabalho infantil e aumento da frequência escolar observado desde o final da década de oitenta nas regiões metropolitanas do Brasil. Dessa forma, parece-nos interessante verificar a que características observáveis estão associadas as maiores mudanças.

Para tanto, foram realizados dois tipos de exercícios. Conforme já descrito na seção anterior, no primeiro exercício, são calculadas as probabilidades médias previstas associadas a cada alternativa trocando-se apenas a distribuição da variável k de interesse no período T pela distribuição dessa mesma variável no outro período. Este exercício, entretanto, considera apenas o efeito de uma única variável sobre o resultado de interesse. No segundo exercício, são então trocadas todas as distribuições das variáveis de interesse por suas distribuições no outro período. Essa troca, no entanto, ocorre uma a uma, o que permite que seja computada a contribuição relativa de cada variável de interesse para a mudança observada entre os dois subperíodos analisados.

A tabela 10 apresenta os resultados do primeiro exercício (representado em (5)). Em cada linha, são apresentadas as probabilidades médias previstas considerando-se as variáveis explicativas e os coeficientes estimados do período de referência, com exceção da variável de interesse, cuja distribuição é aquela observada no outro período. Considerando a amostra completa de crianças e adolescentes, os resultados apontam que a mudança na distribuição da alocação do tempo do menor no ano anterior (as transições) é aquela que provoca a maior variação das probabilidades médias previstas.

A probabilidade média de uma criança ou adolescente somente estudar passaria de 73,3% para 77,4% se, no período 1984-1992, a distribuição da alocação do tempo das crianças no ano anterior fosse a mesma da observada no período 1994-2000. Alternativamente, esta probabilidade passaria de 83% para 78,9% caso fosse tomado por referência o período 1994-2000.

Uma vez que o termo D_Trans inclui interações com o estado de aprovação/reprovação e de defasagem escolar, apesar de não se poder afirmar, este resultado poderia sugerir que o movimento concomitante de queda do trabalho infantil e aumento da frequência escolar está associado a programas de combate ao atraso e evasão escolar.

A segunda maior variação se deu em razão da mudança da distribuição da escolaridade média dos professores do ensino público. Para a alternativa somente estudar, observa-se o aumento de 2,2 p.p. e, para a alternativa somente trabalhar, de 1,2 p.p..

Os resultados parecem indicar também que a hipótese levantada por Dureya, Lam e Levison (2003) não pode ser descartada. A mudança na distribuição do nível de escolaridade dos chefes das famílias resulta na terceira maior variação em termos absolutos da probabilidade de uma criança frequentar a escola (variação positiva de 1,5 p.p.) e trabalhar (variação negativa de 0,5 p.p.).

Tabela 10: Contribuição de Cada Variável Explicativa (Ex.1) - Amostra Completa

	Período de Referência: 1984-90				Período de Referência: 1992-00			
	Não Estuda e Não Trabalha	Somente Estuda	Estuda e Trabalha	Somente Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Somente Estuda	Estuda e Trabalha	Somente Trabalha
$\bar{P}(y/ \beta_T X_T)$	0,075	0,733	0,102	0,090	0,045	0,830	0,085	0,039
Escolaridade Chefe	0,071	0,748	0,096	0,085	0,048	0,821	0,090	0,042
Escolar. Média Profs.	0,070	0,755	0,097	0,078	0,044	0,817	0,096	0,043
Indicador Of. Educ.	0,074	0,732	0,103	0,090	0,045	0,826	0,089	0,039
Tx. Desemprego Não Qualif.	0,075	0,734	0,101	0,090	0,046	0,824	0,090	0,041
Transições (Total)	0,059	0,774	0,108	0,059	0,063	0,789	0,100	0,048

Finalmente, a tabela 11 contém os resultados referentes ao segundo exercício. Cada linha apresenta a contribuição relativa de cada variável explicativa para a mudança observada entre os subperíodos. Considerando a amostra completa de crianças e adolescentes, os resultados do segundo exercício estão de acordo com os resultados encontrados pelo primeiro. As mudanças referentes à alocação do tempo da criança (adolescente) no ano anterior parecem ser o que mais contribui para a mudança da probabilidade média associada a cada alternativa.

Tabela 11: Contribuição de Cada Variável Explicativa (Ex.2) - Amostra Completa

	Período de Referência: 1984-92				Período de Referência: 1994-00			
	Não Estuda e Não Trabalha	Somente Estuda	Estuda e Trabalha	Somente Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Somente Estuda	Estuda e Trabalha	Somente Trabalha
ORDEM 1								
Escolaridade Chefe	23,71%	10,36%	23,48%	6,40%	7,15%	19,03%	33,95%	11,94%
Escolar. Média Profs.	34,50%	15,92%	60,34%	11,09%	-5,18%	26,29%	27,01%	23,72%
Indic. Of. Educ.	1,36%	5,70%	24,52%	0,95%	-0,03%	-1,32%	-7,16%	0,20%
Tx. Desemprego Não Qualif.	-5,48%	8,85%	26,78%	6,28%	1,07%	1,03%	6,75%	0,64%
Transições	45,92%	59,17%	-35,11%	75,28%	96,99%	54,96%	39,45%	63,50%
Total	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%
ORDEM INVERSA								
Escolaridade Chefe	12,53%	15,68%	20,84%	14,81%	11,59%	18,69%	99,58%	9,66%
Escolar. Média Profs.	22,13%	22,54%	14,73%	31,87%	18,97%	29,14%	88,74%	23,71%
Indic. Of. Educ.	0,81%	-1,09%	-4,56%	0,30%	0,69%	-1,60%	-22,10%	0,26%
Tx. Desemprego Não Qualif.	-2,81%	9,42%	40,66%	-1,73%	-8,24%	1,33%	20,75%	0,47%
Transições	67,34%	53,44%	28,34%	54,76%	76,99%	52,44%	-86,97%	65,89%
Total	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%

Se os cálculos são realizados considerando-se ambos os períodos como referência ou se numa dada ordem e, em seguida, na ordem inversa, esse mesmo fato continua sendo verificado, parecendo indicar que os resultados são robustos. A única exceção neste caso refere-se à alternativa estudar e trabalhar. Entretanto, como visto na seção anterior, para esta alternativa, tanto mudanças nas variáveis explicativas como nos coeficientes parecem ser importantes para a mudança observada entre as probabilidades médias dos períodos.

A segunda maior contribuição para a mudança na probabilidade média está associada à mudança na escolaridade média dos professores do ensino público e a terceira maior contribuição parece se dever ao aumento generalizado da escolaridade do chefe da família.

5. CONCLUSÕES

Os anos noventa no Brasil foram marcados pelo simultâneo aumento das taxas de frequência escolar e redução das taxas de trabalho infantil. Este estudo se propôs a investigar as causas desse movimento através da verificação da importância relativa de três hipóteses: mudanças no *background*

familiar, em particular, o aumento generalizado da escolaridade dos pais; a deterioração do mercado de trabalho infantil e mudanças na implementação de políticas educacionais.

Para tanto, foram utilizados os dados da PME, que se caracterizam por apresentar uma estrutura de painel rotativo. O problema de decisão das famílias no tocante à alocação do tempo das crianças e adolescentes foi modelado a partir do modelo *logit multinomial*. Foram estimadas regressões separadamente para dois subperíodos - de 1984 a 1992 e de 1994 a 2000 e, com o intuito de se verificar a que se deveram as mudanças na probabilidade de uma criança (ou adolescente) trabalhar e/ou freqüentar a escola - se em razão de mudanças nas variáveis explicativas (características observáveis) ou nos coeficientes estimados (características não observáveis)-, foi aplicada uma modificação da técnica de decomposição de *Oaxaca-Blinder*.

Os resultados da decomposição sugerem que a parcela explicada pela variação de características observáveis das crianças e suas famílias, do mercado de trabalho e de variáveis educacionais parece ser mais importante para a explicação da redução do trabalho infantil e do aumento da freqüência escolar ocorridos na década de noventa nas seis regiões metropolitanas consideradas. Uma vez verificado tal fato, pareceu-nos interessante examinar a que características observáveis podem ser associadas as maiores mudanças.

Foram então realizados dois tipos de exercícios. Os resultados obtidos parecem apontar que mudanças em variáveis educacionais e no *background* familiar são mais importantes para a explicação do fenômeno estudado do que mudanças nas condições do mercado de trabalho. Entre 1984-92, as taxas de desemprego de trabalhadores não qualificados não se mostraram nem mesmo estaticamente significativas.

O aumento da escolaridade média dos professores do ensino público, variável utilizada que tenta captar mudanças na qualidade do ensino, pode ser associado a um aumento da probabilidade de uma criança ou adolescente freqüentar a escola (sem trabalhar) e à queda na probabilidade desses trabalharem (sem estudar). Ademais, os exercícios realizados apontam-no como a segunda maior contribuição para as mudanças nas probabilidades.

Ainda mais importantes parecem ser as mudanças na distribuição da alocação do tempo da criança na 1ª entrevista, já que esta é responsável pelas maiores mudanças no exercício. Argumentou-se que, ao se estar controlando pelo estado de aprovação/reprovação e distorção idade/série, o resultado poderia estar associado a políticas educacionais de combate à reprovação e evasão escolar (assumindo que a queda nas taxas de reprovação foi resultado de tais políticas).

Finalmente, parece não ser possível descartar a hipótese de Duryea, Lam e Levinson (2003), uma vez que a mudança na distribuição do nível de escolaridade do chefe da família, aqui utilizada como *proxy* da escolaridade dos pais da criança ou adolescente, está associada a significativas mudanças nas probabilidades de uma criança ou adolescente trabalhar e/ou estudar.

REFERÊNCIAS

BATISTA, N.; CACCIAMALLI, C. **Migração Familiar, Trabalho Infantil e Ciclo Intergeracional da Pobreza no Estado de São Paulo**. Usp, Mimeo, 2006.

BLINDER, A. S. *Wage Discrimination: Reduced Form And Structural Variables*. **Journal Of Human Resources**, v.8, p.436-455, 1973.

CORSEUIL, C.H., SANTOS, D.D., FOGUEL, M.N. **Decisões Críticas em Idades Críticas: A Escolha dos Jovens entre Estudo e Trabalho no Brasil e Outros Países da América Latina**. Texto Para Discussão, Ipea, nº 797, Jun, 2001.

DE LEON, F.L.L.; MENEZES-FILHO, N. A. *Reprovação, Avanço E Evasão Escolar No Brasil*. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, nº.03, p. 417-452, Dez 2002

DUREYA, S.; ARENDS-KUENNING, M., SCHOOL ATTENDANCE, *Child Labor And Local Labor Market Fluctuations In Urban Brazil*. **World Development**, v. 31, nº 07, p. 1165-1178, 2003.

DUREYA, S.; LAM, D.; LEVISON, D. *Effects Of Economic Shocks On Children's Employment And Schooling In Brazil*. **Psc Research Report**, v.03, n°541, Population Studies Center, University Of Michigan, Dez 2003.

FAIRLIE, R. *An Extension Of The Blinder-Oaxaca Decomposition Technique To Logit And Probit Models*. **Journal Of Economic And Social Measurement**, v. 30, n°. 4, p. 305-316, 2005.

FERNANDES, R.; SOUZA, A., Redução do Trabalho Infantil y Aumento de la Asistencia a la Escuela: Análisis de Descomposición para Brasil en los Anos Noventa. *In: Calva. Trabajo Infantil: Teoria y Lecciones de la América Latina*, El Trimestre Económico, Lecturas 97, Fondo de Cultura Económica, México, 2006.

GREENE, P. **Econometric Analysis**. capítulo 19. New Jersey: Prentice Hall, 4ª Edição, 1997.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

LEME, M.C. S.; WAJANMAN, S., **A Alocação do Tempo dos Adolescentes Brasileiros entre o Trabalho e a Escola**. Mimeo, 2001.

MENEZES-FILHO, N.A., FERNANDES, R., PICHETTI, P., NARITA, R. **Explaining the Time Allocation Decisions of Adolescents in Latin American and The Caribbean**, MIMÉO, 2000.

OAXACA, R. *Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets*. **International Economic Review**, v.14, p. 693-709, oct, 1973.

WOOLDRIGE, Jeffrey M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. capítulo 15. Cambridge, Massachusetts: MIT Press (2002).

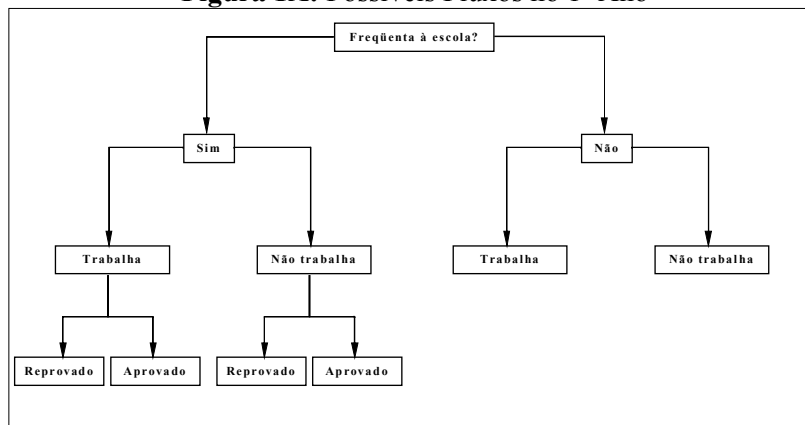
APÊNDICE -A

Tabela A.1: Comparação entre Características Observáveis

Idade	Amostra Utilizada				Só 1ª Entrevista			
	Escolaridade Média da Criança	Escolaridade Média do Chefe da Família	Taxa de Trabalho Infantil	Taxa de Freqüência Escolar	Escolaridade Média da Criança	Escolaridade Média do Chefe da Família	Taxa de Trabalho Infantil	Taxa de Freqüência Escolar
10	2,35	5,35	0,01	97,49	2,30	5,25	0,01	96,51
11	3,08	5,29	0,02	97,20	3,01	5,21	0,02	96,18
12	3,76	5,19	0,03	96,05	3,68	5,10	0,04	94,98
13	4,45	5,14	0,06	93,90	4,35	5,03	0,07	92,6
14	5,09	5,05	0,11	90,06	4,96	4,91	0,12	88,17
15	5,72	5,06	0,19	84,61	5,58	4,89	0,20	82,55
16	6,30	5,10	0,27	78,71	6,15	4,90	0,28	76,73
17	6,87	5,06	0,35	70,74	6,70	4,86	0,36	68,95

Fonte: PME (IBGE), 1984-2001 Descrição: Amostras utilizadas incluem todas as crianças e adolescentes presentes na 1ª a 5ª entrevista. Amostra "Só 1ª Entrevista" inclui todas as crianças e adolescentes presentes na 1ª entrevista.

Figura 1A: Possíveis Fluxos no 1º Ano



APÊNDICE -B

B1. Modelo Multinomial:

O Modelo Multinomial pode ser descrito da seguinte forma:

Escolhas: $j = 0, 1, 2, 3$.

Famílias: $i = 1, 2, \dots, N$

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

Variáveis Explicativas: $X = (1 \ x_1 \ x_2 \ \dots \ x_k)$

A probabilidade de escolha da alternativa j pela família i é dada por:

$$P(y_i = j) = P_{ij} = \frac{\exp(X_i \beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^j \exp(X_i \beta_k)}$$

onde y_i representa a variável aleatória que indica a escolha efetuada pela família i .

A variável dependente (y_i) pode assumir quatro valores: 0 (zero): se, em $t+1$, a criança não trabalha e não estuda (NTNE $t+1$); 1 (um): se, em $t+1$, a criança somente estuda (SE $t+1$); 2 (dois): se, em $t+1$, a criança trabalha e estuda (ET $t+1$); 3 (três): se, em $t+1$, a criança somente trabalha (ST $t+1$);

Os efeitos marginais foram calculados através da média das probabilidades individuais previstas para cada uma das alternativas¹⁹:

$$\overline{\hat{P}_{jk}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N_i} \hat{P}_{jk}$$

onde \hat{P}_{jk} é calculado para cada criança ou adolescente, j refere-se à alternativa e k à variável de interesse.

B2. Decomposição de Oaxaca-Blinder:

A decomposição de *Oaxaca-Blinder* pode ser escrita da seguinte forma²⁰:

$$\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 = [(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \hat{\beta}_1] + [(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2) \bar{X}_1] \quad (1)$$

onde \bar{X}_j é um vetor linha com os valores médios das variáveis independentes, $\hat{\beta}_j$ é um vetor de coeficientes estimados para o grupo j e $j = 1, 2$.

O primeiro termo entre colchetes refere-se à mudança nas dotações entre os grupos (componente observável), enquanto o segundo termo refere-se à mudança nos coeficientes estimados (componente não observável).

¹⁹ Segundo Leme e Wajnman,(2001), para o cálculo dos efeitos marginais, o mais adequado é computar as médias das probabilidades previstas ao invés de computar as probabilidades nos valores médios dos regressores. Para o cálculo, foi utilizado o pacote estatístico Stata 9.1. Os desvios-padrões são calculados pelo método Delta.

²⁰ A exposição completa da técnica pode ser obtida em Oaxaca (1973) ou Blinder (1973).

APÊNDICE -C

Tabela C.1: Estimativas do Modelo Logit Multinomial (Amostra Completa) – 1984-1992

	Não Estuda e Não Trabalha	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Estuda e Trabalha	Só Trabalha
	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4		
Idade	0.328 (0.008)***	0.452 (0.006)***	0.537 (0.008)***	0.331 (0.008)***	0.461 (0.006)***	0.541 (0.009)***	0.338 (0.008)***	0.470 (0.006)***	0.556 (0.009)***	0.338 (0.008)***	0.470 (0.006)***	0.556 (0.009)***
Sexo (Masc.)	-0.138 (0.028)***	0.668 (0.023)***	0.549 (0.030)***	-0.137 (0.028)***	0.684 (0.023)***	0.557 (0.030)***	-0.130 (0.028)***	0.698 (0.023)***	0.602 (0.030)***	-0.131 (0.028)***	0.696 (0.023)***	0.602 (0.030)***
Sexo Chefe (Fem.)	0.176 (0.036)***	0.214 (0.029)***	0.101 (0.037)***	0.206 (0.036)***	0.266 (0.029)***	0.138 (0.037)***	0.250 (0.036)***	0.310 (0.029)***	0.225 (0.038)***	0.251 (0.036)***	0.312 (0.030)***	0.227 (0.038)***
Escolaridade Chefe	-0.100 (0.004)***	-0.077 (0.003)***	-0.130 (0.004)***	-0.100 (0.004)***	-0.080 (0.003)***	-0.131 (0.004)***	-0.101 (0.004)***	-0.084 (0.003)***	-0.137 (0.005)***	-0.101 (0.004)***	-0.083 (0.003)***	-0.136 (0.005)***
Idade Chefe	-0.002 (0.002)	-0.009 (0.001)***	-0.007 (0.002)***	-0.001 (0.002)	-0.008 (0.001)***	-0.006 (0.002)***	-0.002 (0.002)	-0.008 (0.001)***	-0.006 (0.002)***	-0.002 (0.002)	-0.008 (0.001)***	-0.006 (0.002)***
Tot. Pers. c/ Mais 10 anos	0.004 (0.007)	0.007 (0.006)	0.010 (0.008)	0.017 (0.008)**	0.018 (0.006)***	0.024 (0.008)***	0.027 (0.008)***	0.033 (0.006)***	0.050 (0.008)***	0.026 (0.008)***	0.030 (0.006)***	0.047 (0.008)***
Tot. Pers. c/ Menos 10 anos	0.084 (0.011)***	0.087 (0.010)***	0.093 (0.012)***	0.097 (0.011)***	0.104 (0.010)***	0.109 (0.012)***	0.113 (0.012)***	0.117 (0.011)***	0.136 (0.013)***	0.109 (0.012)***	0.112 (0.011)***	0.131 (0.013)***
Escol. Média Profs.				0.323 (0.028)***	0.342 (0.023)***	0.371 (0.029)***	-0.765 (0.106)***	-0.440 (0.079)***	-1.157 (0.105)***	-0.540 (0.144)***	0.113 (0.110)	-0.592 (0.149)***
Indicador Of. Educac.				-4.138 (1.546)***	-28.389 (1.263)***	-15.325 (1.631)***	-0.137 (2.713)	2.969 (2.190)	0.227 (2.798)	2.974 (2.881)	5.736 (2.338)**	4.230 (2.957)
Desemp. Não-qualif.				-0.791 (0.840)	-6.771 (0.681)***	-5.165 (0.888)***	0.932 (0.871)	-1.553 (0.713)**	-0.554 (0.908)	-1.061 (1.687)	0.802 (1.396)	-0.730 (1.790)
Rio de Janeiro							1.782 (0.128)***	0.675 (0.097)***	2.345 (0.131)***	1.468 (0.166)***	0.053 (0.127)	1.666 (0.172)***
São Paulo							2.006 (0.156)***	1.885 (0.119)***	3.157 (0.157)***	1.730 (0.200)***	1.190 (0.154)***	2.447 (0.207)***
Porto Alegre							2.196 (0.135)***	1.416 (0.103)***	3.217 (0.136)***	1.920 (0.177)***	0.764 (0.135)***	2.542 (0.182)***
Recife							1.398 (0.105)***	0.716 (0.081)***	1.595 (0.110)***	1.234 (0.135)***	0.262 (0.105)**	1.149 (0.142)***
Belo Horizonte							1.157 (0.060)***	0.886 (0.048)***	1.705 (0.065)***	1.130 (0.061)***	0.834 (0.048)***	1.645 (0.066)***
1984										0.199 (0.064)***	0.270 (0.049)***	0.330 (0.068)***
1986										0.111 (0.076)	0.405 (0.064)***	0.345 (0.084)***
1988										0.018 (0.071)	0.293 (0.057)***	0.224 (0.076)***
1990										0.026 (0.060)	0.189 (0.049)***	0.088 (0.065)
SEaprovdef	0.428 (0.060)***	-0.028 (0.036)	0.193 (0.071)***	0.451 (0.060)***	-0.001 (0.036)	0.223 (0.071)***	0.495 (0.060)***	0.051 (0.036)	0.313 (0.071)***	0.495 (0.060)***	0.053 (0.036)	0.315 (0.071)***
SEreprov	0.583 (0.064)***	0.202 (0.038)***	0.565 (0.077)***	0.605 (0.064)***	0.238 (0.038)***	0.593 (0.077)***	0.616 (0.064)***	0.254 (0.038)***	0.613 (0.078)***	0.619 (0.064)***	0.257 (0.038)***	0.619 (0.078)***
SEreprovdef	1.487 (0.054)***	0.146 (0.038)***	1.134 (0.065)***	1.529 (0.055)***	0.202 (0.038)***	1.187 (0.065)***	1.605 (0.055)***	0.285 (0.038)***	1.343 (0.065)***	1.609 (0.055)***	0.290 (0.038)***	1.349 (0.065)***
ETaprov	0.812 (0.142)***	2.452 (0.052)***	2.238 (0.091)***	0.781 (0.142)***	2.350 (0.053)***	2.168 (0.092)***	0.768 (0.142)***	2.300 (0.053)***	2.109 (0.093)***	0.769 (0.142)***	2.300 (0.053)***	2.112 (0.093)***
ETaprovdef	1.126 (0.113)***	1.995 (0.053)***	1.997 (0.088)***	1.139 (0.114)***	1.966 (0.054)***	1.991 (0.089)***	1.167 (0.114)***	1.979 (0.054)***	2.032 (0.089)***	1.167 (0.114)***	1.981 (0.054)***	2.035 (0.089)***
ETreprov	1.582 (0.146)***	2.603 (0.067)***	2.795 (0.103)***	1.574 (0.146)***	2.532 (0.069)***	2.754 (0.104)***	1.563 (0.146)***	2.486 (0.070)***	2.702 (0.104)***	1.568 (0.146)***	2.492 (0.070)***	2.712 (0.104)***
ETreprovdef	1.794 (0.095)***	1.984 (0.055)***	2.766 (0.080)***	1.828 (0.096)***	1.985 (0.056)***	2.789 (0.080)***	1.881 (0.096)***	2.016 (0.057)***	2.875 (0.081)***	1.886 (0.096)***	2.024 (0.057)***	2.887 (0.081)***
NENT	4.716 (0.055)***	0.136 (0.085)	4.213 (0.065)***	4.740 (0.055)***	0.166 (0.085)*	4.242 (0.065)***	4.768 (0.056)***	0.216 (0.086)**	4.300 (0.066)***	4.771 (0.056)***	0.223 (0.086)***	4.307 (0.066)***
ST	4.719 (0.075)***	1.641 (0.081)***	5.834 (0.077)***	4.733 (0.075)***	1.640 (0.081)***	5.842 (0.077)***	4.710 (0.076)***	1.616 (0.082)***	5.793 (0.078)***	4.713 (0.076)***	1.622 (0.082)***	5.800 (0.078)***
Constante	-7.928 (0.125)***	-8.441 (0.097)***	-11.199 (0.141)***	-12.091 (0.415)***	-11.469 (0.342)***	-15.266 (0.439)***	0.236 (1.311)	-4.319 (0.972)***	1.165 (1.303)	-2.692 (1.838)	-11.603 (1.404)***	-6.203 (1.900)***
Observações	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416	122416

Desvio-Padrão Robusto entre parênteses * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%

Tabela C.2: Estimativas do Modelo Logit Multinomial (Amostra Completa) – 1994-2000

	Não Estuda e Não Trabalha	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Não Estuda e Não Trabalha	Estuda e Trabalha	Só Trabalha
	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4		
Idade	0.431 (0.015)***	0.499 (0.009)***	0.714 (0.020)***	0.433 (0.015)***	0.515 (0.009)***	0.729 (0.020)***	0.435 (0.015)***	0.516 (0.009)***	0.730 (0.020)***	0.437 (0.015)***	0.520 (0.010)***	0.737 (0.020)***
Sexo (Masc.)	-0.140 (0.048)***	0.499 (0.033)***	0.443 (0.055)***	-0.135 (0.048)***	0.515 (0.033)***	0.457 (0.055)***	-0.135 (0.048)***	0.516 (0.033)***	0.464 (0.055)***	-0.131 (0.048)***	0.521 (0.033)***	0.471 (0.055)***
Sexo Chefe (Fem.)	0.185 (0.055)***	0.097 (0.039)**	0.028 (0.062)	0.230 (0.056)***	0.172 (0.039)***	0.108 (0.063)*	0.235 (0.056)***	0.186 (0.040)***	0.135 (0.063)**	0.240 (0.056)***	0.191 (0.040)***	0.143 (0.063)**
Escolaridade Chefe	-0.085 (0.006)***	-0.059 (0.004)***	-0.107 (0.007)***	-0.087 (0.006)***	-0.059 (0.004)***	-0.108 (0.007)***	-0.086 (0.006)***	-0.060 (0.004)***	-0.110 (0.007)***	-0.086 (0.006)***	-0.059 (0.004)***	-0.107 (0.007)***
Idade Chefe	-0.002 (0.003)	-0.015 (0.002)***	-0.014 (0.003)***	-0.002 (0.003)	-0.015 (0.002)***	-0.014 (0.003)***	-0.003 (0.003)	-0.016 (0.002)***	-0.014 (0.003)***	-0.002 (0.003)	-0.016 (0.002)***	-0.014 (0.003)***
Tot. Pers. c/ Mais 10 anos	0.030 (0.015)**	0.043 (0.010)***	0.041 (0.017)**	0.046 (0.015)***	0.052 (0.011)***	0.064 (0.017)***	0.044 (0.015)***	0.048 (0.011)***	0.070 (0.017)***	0.044 (0.015)***	0.046 (0.011)***	0.068 (0.017)***
Tot. Pers. c/ Menos 10 anos	0.098 (0.024)***	0.051 (0.019)***	0.112 (0.028)***	0.105 (0.024)***	0.056 (0.019)***	0.127 (0.028)***	0.105 (0.024)***	0.055 (0.019)***	0.128 (0.028)***	0.106 (0.024)***	0.056 (0.019)***	0.132 (0.028)***
Escol. Média Profs.				0.325 (0.056)***	0.281 (0.038)***	0.501 (0.066)***	-0.102 (0.187)	-0.526 (0.136)***	-0.571 (0.234)**	0.370 (0.251)	0.042 (0.185)	0.386 (0.306)
Indicador Of. Educac.				-3.594 (2.169)*	-25.812 (1.517)***	-19.424 (2.424)***	-2838 (4568)	-10.245 (3.222)***	-5293 (5241)	1.324 (-5208)	-4.324 (-3630)	4.380 (-5951)
Desemp. Não-qualif.				-7227 (1.319)***	-11.243 (0.913)***	-17.311 (1.586)***	-4625 (1.914)**	-6.790 (1.286)***	-9880 (2.217)***	-1.607 (-2473)	0.325 (-1675)	2732 (-2842)
Rio de Janeiro							0.654 (0.231)***	0.685 (0.165)***	1.283 (0.289)***	0.203 (0.305)	0.271 (0.226)	0.610 (0.375)
São Paulo							0.814 (0.307)***	1.594 (0.220)***	2.069 (0.387)***	0.221 (0.382)	0.976 (0.281)***	1.043 (0.473)**
Porto Alegre							0.692 (0.274)**	1.249 (0.197)***	1.937 (0.348)***	0.167 (0.340)	0.699 (0.252)***	1.019 (0.423)**
Recife							0.651 (0.194)***	0.763 (0.143)***	1.061 (0.252)***	0.217 (0.257)	0.273 (0.189)	0.248 (0.312)
Belo Horizonte							0.605 (0.178)***	1.104 (0.127)***	1.539 (0.227)***	0.320 (0.215)	0.862 (0.159)***	1.165 (0.269)***
1994										0.396 (0.136)***	0.571 (0.099)***	0.950 (0.158)***
1996										0.238 (0.122)*	0.313 (0.086)***	0.538 (0.138)***
1998										0.148 (0.094)	0.050 (0.069)	0.051 (0.115)
SEaprovdef	-0.141 (0.096)	-0.144 (0.052)***	-0.383 (0.126)***	-0.109 (0.097)	-0.117 (0.053)**	-0.339 (0.126)***	-0.115 (0.097)	-0.088 (0.053)*	-0.317 (0.126)**	-0.121 (0.097)	-0.095 (0.053)*	-0.328 (0.126)***
SEreprov	0.085 (0.100)	0.313 (0.049)***	0.216 (0.128)*	0.092 (0.100)	0.340 (0.050)***	0.239 (0.128)*	0.106 (0.100)	0.376 (0.050)***	0.254 (0.129)**	0.105 (0.100)	0.367 (0.050)***	0.240 (0.129)*
SEreprovdef	1.257 (0.081)***	0.178 (0.057)***	0.837 (0.107)***	1.309 (0.082)***	0.223 (0.058)***	0.913 (0.107)***	1.313 (0.083)***	0.291 (0.059)***	0.966 (0.108)***	1.305 (0.083)***	0.278 (0.059)***	0.945 (0.108)***
ETaprov	1184 (0.144)***	2.382 (0.064)***	2.258 (0.122)***	1158 (0.144)***	2.313 (0.065)***	2.189 (0.123)***	1154 (0.145)***	2.284 (0.066)***	2.165 (0.124)***	1152 (0.145)***	2.285 (0.066)***	2.168 (0.124)***
ETaprovdef	0.290 (0.227)	1.879 (0.081)***	1.454 (0.161)***	0.299 (0.227)	1.847 (0.083)***	1.429 (0.162)***	0.283 (0.227)	1.846 (0.083)***	1.412 (0.162)***	0.273 (0.227)	1.840 (0.083)***	1.404 (0.163)***
ETreprov	0.829 (0.237)***	2.352 (0.089)***	1.888 (0.182)***	0.810 (0.237)***	2.301 (0.091)***	1.839 (0.183)***	0.818 (0.237)***	2.310 (0.091)***	1.825 (0.183)***	0.813 (0.237)***	2.297 (0.092)***	1.803 (0.184)***
ETreprovdef	1.426 (0.169)***	2.005 (0.090)***	2.366 (0.143)***	1.464 (0.169)***	1.994 (0.091)***	2.392 (0.144)***	1.461 (0.169)***	2.024 (0.092)***	2.401 (0.144)***	1.450 (0.169)***	2.002 (0.092)***	2.366 (0.145)***
NENT	4.711 (0.080)***	0.079 (0.157)	4.170 (0.104)***	4.736 (0.081)***	0.085 (0.159)	4.176 (0.105)***	4.731 (0.082)***	0.121 (0.159)	4.186 (0.106)***	4.728 (0.082)***	0.118 (0.159)	4.182 (0.106)***
ST	4.636 (0.130)***	1.995 (0.145)***	5.843 (0.133)***	4.624 (0.130)***	1.942 (0.146)***	5.783 (0.135)***	4.628 (0.131)***	1.986 (0.147)***	5.792 (0.136)***	4.621 (0.131)***	1.979 (0.147)***	5.782 (0.135)***
Constante	-9.744 (0.231)***	-9.294 (0.155)***	-14.199 (0.315)***	-13.654 (0.801)***	-11.326 (0.564)***	-19.325 (0.977)***	-8709 (2.197)***	-2.618 (-1596)	-7.624 (2.771)***	-15.295 (3.219)***	-10.879 (2.368)***	-21.611 (3.909)***
Observações	66334	66334	66334	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325	66325

Desvio-Padrão Robusto entre parênteses * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%