

Elzira Lúcia de Oliveira

**Transições: três aplicações a
partir de dados das pesquisas
domiciliares no Brasil**

**Belo Horizonte
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Universidade Federal de Minas Gerais
2005**

Elzira Lúcia de Oliveira

Transições: três aplicações a partir de dados das pesquisas domiciliares no Brasil

Tese apresentada ao Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Demografia

Orientadora: Eduardo Luiz Rios-Neto
Co-orientador: Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

Belo Horizonte
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Universidade Federal de Minas Gerais
2005

As minhas filhas Izabel e Talita.

Ao meu marido Gustavo.

A minha mãe Catarina e ao meu pai que se foi.

Todos os homens, de todos os tempos, e ainda os de hoje, dividem-se entre escravos e livres, porque quem não dispõe de dois terços do próprio dia é um escravo, não importa o que seja o resto: homem de Estado, comerciante, funcionário público ou estudioso.

Friedrich Nietzsche

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer, primeiramente, às pessoas que acompanharam mais de perto esse processo, as minhas filhas que suportaram duas pessoas elaborando tese ao mesmo tempo. Ao meu marido, pelo apoio, paciência, carinho e tratamento visual.

Para não fugir ao aspecto de balanço, peculiar a momentos dessa natureza, começo lamentando por não ter chorado na sala do Professor José Alberto. Como ele disse, no último encontro da ABEP em Caxambu, – eu não sei o que perdi. Com certeza devo ter perdido sábios conselhos e, também o conforto das palavras de um pai, tio, irmão ou amigo.

Para contrapor ao lamento vale registrar a alegria de ter contribuído com o *baby-boom* do CEDEPLAR. Então, a mãe da Izabel vai dividir essa alegria com a mãe do Nicolau, do Hugo, da Alice, do Lucas, da Clarissa, do Marcelo, da Helena, do Davi e também, com o pai da Joana e com a filha da Andréa da secretaria de cursos.

Alguns professores imprimem suas marcas não apenas pelo conteúdo programático, mas também pela amizade e outros conteúdos não menos prazerosos. Agradeço a Simone Wajnman pelas lições de demografia, pela franqueza, pela amizade e pela aula de risoto, com referência bibliográfica.

A Paula, não somente pelos métodos qualitativos. Mas, sobretudo, pelas preciosas dicas sobre maternidade e pelas *doações* da Alice. A Ana Flávia pela amizade, pelo profissionalismo e pela imparcialidade no julgamento.

Agradeço, especialmente, a Ana Hermeto (Aninha) pela amizade, pela confiança, pela convivência e pelas opiniões sempre oportunas nos momentos de dúvida e angústia. Além disso, a preciosa co-orientação deste trabalho, as leituras, a orientação sobre modelo IPC e a incansável ajuda no delineamento do artigo sobre efeito trabalhador adicional.

Ao Eduardo Rios-Neto, como sempre, pela explosão de idéias, pelo senso de justiça, pelas oportunidades de trabalho. Agradeço, particularmente, não só a orientação desta tese, como também por ter sugerido o tema tronco do trabalho. Não poderia deixar de agradecer pelo

olho clínico, capaz de perceber, com extrema perspicácia, vários erros que eu passara por cima.

Aos meus queridos amigos Almada, Lucas, Luciana Carvalho e Luciene Longo pela amizade sincera e pelos momentos de descontração nos poucos encontros que tivemos no tempo de elaboração desta tese. Adriana Miranda, pela amizade, sinceridade e a participação em alguns dos eventos mais importantes da minha vida. A Ana Paula Viegas, mãe do Davi, pela amizade e pela dádiva, sempre disposta a levar um currículo, seja de quem for, para viabilizar um emprego. Ao Cássio Turra, pela amizade e pelas conversas via e-mail, que, mesmo raras, sempre foram decisivas e no momento oportuno. A Cecília, Andréa e Creuza pelo atendimento sempre gentil na secretaria de cursos.

Agradeço ao Professor Lima pela revisão desta tese, e as pessoas que devo ter esquecido, que foram igualmente importante.

RESUMO

Entender como ocorrem, no Brasil, importantes transições do ciclo de vida: saída da escola, entrada no mercado de trabalho e formação de família (ocorrência do primeiro filho), foi o eixo central que conduziu esta tese. O tema foi desenvolvido na forma de três artigos, com vida própria, embora se entrelacem em relação ao fio condutor que orienta o tema: transições de crianças e adolescentes.

O primeiro artigo identificou os efeitos puros e associados da Idade, do Período e da Coorte – IPC – sobre a inserção na ocupação de crianças e adolescentes entre as idades de 10 a 18 anos, em detrimento da escola, simultaneamente à escola e, ainda, à situação de inatividade sem freqüentar escola. Foram analisadas coortes de crianças, por sexo, nas seguintes situações educacional e ocupacional: 1. crianças que trabalham e estudam; 2. crianças que só estudam; 3. crianças que só trabalham; 4. crianças que não trabalham nem estudam. Além da análise por sexo foram também investigados subgrupos de coortes segundo características sociodemográficas como educação do chefe do domicílio, cor ou raça e situação de domicílio a fim de identificar padrões diferenciados de transições para segmentos populacionais, que, embora pertencessem a uma mesma coorte de nascimento, fossem diferenciados por características individuais e domiciliares. A pesquisa domiciliar que subsidiou o trabalho foi a Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios – PNAD.

Os efeitos de período sobre o estudo das probabilidades de ocorrência de eventos sociais, como no caso deste trabalho, pode indicar se políticas implementadas em determinados pontos do tempo tiveram resposta em termos de eficácia. Pode ser analisado ainda se a eficácia é pontual ou se os seus efeitos transbordam para outros períodos.

O segundo artigo investigou o relacionamento entre as idades em que ocorrem as transições de saída da escola, entrada no mercado de trabalho e formação da família. A metodologia adotada foi análise de sobrevivência. Primeiramente, foi realizada uma análise descritiva por meio de modelo não paramétrico (Kaplan Meier) para estimar funções de sobrevivência para cada uma dessas transições por sexo, coorte de nascimento e local de residência até os 15 anos. Foi também feita uma abordagem semiparamétrica (Modelo de Riscos Proporcionais de Cox). Foram inclusas variáveis como educação da mãe, educação

do pai, situação de residência até os 15 anos, categoria socioocupacional dos pais etc. A base de dados utilizada neste artigo foi a Pesquisa Sobre Padrões de Vida – PPV.

Neste artigo, captou-se a experiência de transição das pessoas que tinham idade entre 20 e 49 anos na época da pesquisa (1996-1997), portanto, não necessariamente traduz a experiência de transição dos jovens que estão realizando as transições nessa década. Entretanto, a importância dos achados do estudo está justamente nessa característica, pois, se para a experiência dessas coortes fica evidente uma seqüência de transições e a idade ao primeiro filho reduz em apenas 0,9% o risco de deixar a escola, é porque a transição para o primeiro filho não representava o principal motivo de evasão e abandono escolar.

Identificados os desafios, as idades e os fatores intervenientes nas transições, estes constituem informações de grande relevância para políticas públicas de educação, qualificação, geração de emprego, políticas habitacionais e de saúde.

O terceiro e último trabalho que compõe esta tese testou a hipótese do efeito trabalhador adicional para crianças e adolescentes (filhos) no Brasil metropolitano. O objetivo foi investigar a transição compulsória do filho para o mercado de trabalho em substituição ao trabalho do chefe de família desempregado. Para isso, foi admitida a hipótese da existência do efeito trabalhador adicional para os filhos e que este era, em magnitude, maior do que o verificado para esposas em Fernandes e Felício (2002), cuja metodologia de estimação foi adaptada para este trabalho.

Neste trabalho, à luz dos dados e pela metodologia adotada, a hipótese foi refutada. No entanto, foram levantados alguns aspectos metodológicos para serem testados em pesquisas posteriores.

Constatou-se, também, que em trabalhos dessa natureza devem ser incluídos arranjos institucionais de complementação da renda familiar e aumento do tempo dos filhos na escola, nos moldes da atual bolsa família ou outras formas de suavização das perdas de renda como o seguro desemprego.

ABSTRACT

The central question in the present thesis was to understand how important life transitions occur in Brazil: leave to school, the first job and family formation (the first child). The theme was discussed in three individual manuscripts, although these share an intimate relationship and commingle with the line of thought directing the central issue: typical transitions of children and teenagers.

The first manuscript identified individual and dependent effects of Age, Period and Cohort – APC – on the insertion of children and teenagers between 10 and 18 years into the job market in detriment to school, concomitantly with school or yet inactivity (neither having a job nor attending school). Child cohorts were analyzed by sex in the following occupational and educational status: 1. children that work and study; 2. children solely studying; 3. children solely working; 4. children neither working nor studying. Besides the analysis by sex, cohort subgroups according to sociodemographic characteristics were also evaluated, such as highest level of education achieved of the head of household, race, and dwelling conditions. This analysis was performed in order to identify peculiar profiles of transition in population segments that, although belonging to the same birth cohort, would be distinguished by individual and dwelling characteristics. The dwelling research from Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD, “National Research of Dwelling Sampling”) provided the input data for the analyses.

The assessment of period effects on the occurrence probabilities of social events, as in the present study, may give indications of the efficacy of policies implemented in specific situations. It also may indicate whether such efficacy was restricted to the period or extended to other periods.

The methodology of survival analysis was used in the second manuscript to evaluate the relationship among the ages when such transitions occur (leave to school, the first job and family formation). Firstly, a descriptive analysis was carried out using a nonparametric model (Kaplan Meier) to estimate the survival functions for each transition based on sex, birth cohort and place of residence until 15 years of age. A semiparametric approach was then performed (Cox’s Proportional Hazards Assessment). Some of the variables used are:

highest level of education of each parent, dwelling condition until 15 years, and socio-occupational category of the parents. The database used was Pesquisa Sobre Padrões de Vida (PPV, “Research of Life Conditions”).

In this study, it was used the transition experience of subjects aged between 20 and 49 years during the research (1996-1997), thus the results do not translate necessarily the transition experience of youths that are going through transitions in the current decade. Nevertheless, the value of the findings lies exactly on that characteristic. The results showed clearly that the transition to the first child did not represent the main reason for school absence or drop-out in the experience of these cohorts, since the transition sequences and the age at parenthood reduces only in 0.9% the risk of dropping school.

Once the challenges, ages and interfering factors of a transition are identified, they constitute highly relevant information available to public policies for education, qualification of individuals, job creation, and housing and health care policies.

The third manuscript tested the hypothesis of the additional worker effect for children and teenagers (offsprings) in Brazilian metropolitan regions. The aim was to evaluate the transition of mandatory entrance in the job market in order to substitute for an unemployed head of the family. It was assumed the existence of such effect on the offsprings and that the effect was greater in magnitude as suggested by Fernandes & Felício (2002), whose estimation methodology was adapted to be used herein.

The hypothesis was refuted in the face of the data obtained and the adopted methodology. On the other hand, considerations about some aspects of the methodology were made and these may be assessed in further studies.

It has been also concluded that studies of this sort should include institutional measures that contribute to family income and increased time for school completion, in the shapes of the current *bolsa família* (family scholarship) or other mechanisms that alleviate income loss, such as unemployment insurance programs.

LISTA DE ABREVIATURAS

APC	Age-period-cohort
CEDEPLAR	Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
ECA	Estatuto da Criança e do Adolescente
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDH	Índice de Desenvolvimento Humano
IPC	Idade-período-coorte
KM	Kaplan-Meier
PEA	População Economicamente Ativa
PED	Pesquisa de emprego e desemprego
PME	Pesquisa Mensal de Emprego
PNAD	Pesquisas Nacional de Amostra por Domicílios
PPV	Pesquisa sobre Padrões de Vida
RMBH	Região Metropolitana de Belo Horizonte
RMPA	Região Metropolitana de Porto Alegre
RMRE	Região Metropolitana de Recife
RMRJ	Região Metropolitana do Rio de Janeiro
RMSA	Região Metropolitana de Salvador
RMSP	Região Metropolitana de São Paulo
TPFFT	Taxa de participação da família na força de trabalho
UNICEF	Fundo das Nações Unidas para a Infância

LISTAS DE TABELAS

OS EFEITOS DE IDADE, PERÍODO E COORTE SOBRE AS DECISÕES DE TRABALHAR E ESTUDAR DE CRIANÇAS E ADOLESCENTES NO BRASIL

Tabela 1 Estrutura do modelo Idade-Período-Coorte implementado	38
Tabela 2 Proporção de filhos por sexo, segundo a idade, o período e a coorte	71
Tabela 3 Ajuste dos modelos – por sexo	72
Tabela 4 Ajuste dos modelos –situação de domicílio	73
Tabela 5 Ajuste dos modelos – educação do chefe da família (educchef)	74
Tabela 6 Ajuste dos modelos - Raça	75

TRANSIÇÕES DOS JOVENS PARA O MERCADO DE TRABALHO, PRIMEIRO FILHO E SAÍDA DA ESCOLA: O caso Brasileiro

Tabela 1 Distribuição da amostra por sexo e idade - Sudeste e Nordeste - Brasil, 1996 e 1997	90
Tabela 2 Proporção dos homens, segundo idade de entrada no mercado de trabalho e a idade de saída da escola - Sudeste e Nordeste - Brasil, 1996 e 1997.....	91
Tabela 3 Distribuição das mulheres, segundo a idade de entrada no mercado de trabalho e a idade de saída da escola - Sudeste e Nordeste - Brasil, 1996 e 1997.....	91
Tabela 4 Teste de qui-quadrado	92
Tabela 5 Distribuição das mulheres, segundo a idade de entrada no mercado de trabalho e a idade ao primeiro filho - Sudeste e Nordeste - Brasil, 1996 e 1997	92
Tabela 6 Teste de qui-quadrado	93
Tabela 7 Distribuição das mulheres, segundo a idade de saída da escola e a idade ao primeiro filho - Sudeste e Nordeste - Brasil, 1996 e 1997	93
Tabela 8 Efeito das variáveis selecionadas sobre o risco de entrar no mercado de trabalho	101
Tabela 9 Efeito das variáveis selecionadas sobre o risco de sair da escola.....	102
Tabela 10 Efeito das variáveis selecionadas sobre o risco ter o primeiro filho	103
Nota: foram omitidas as variáveis edpai1 e edmae1	103
Tabela 11 Medidas de posição da idade de entrada no mercado de trabalho.....	108
Tabela 12 Medidas de posição da idade saída da escola	109
Tabela 13 Medidas de posição da idade ao primeiro filho.....	110
Tabela 14 Sídas de regressão	110

O EFEITO TRABALHADOR ADICIONAL PARA FILHOS NO BRASIL

Tabela 1 Características da amostra de chefes de família que transitaram para o desemprego em t+1.....	125
Tabela 2 Características da amostra de chefes de família não que transitaram para o desemprego em t+1.....	126
Tabela 3 Coeficientes estimados por meio do modelo logit – por sexo do chefe de família.....	129
Tabela 4 Estimativa do efeito trabalhador adicional por sexo do chefe de família.....	129
Tabela 5 Coeficientes estimados por meio do modelo logit ambos os sexos do chefe de família	130

Tabela 6 Estimativa do efeito trabalhador adicional ambos os sexos do chefe de família	131
Tabela 7 Coeficientes estimados por meio do modelo logit segundo o sexo do filho mais velho de 10 a 18 anos.....	131
Tabela 8 Estimativa do efeito trabalhador adicional por sexo do filho.....	132

LISTAS DE FIGURAS

OS EFEITOS DE IDADE, PERÍODO E COORTE SOBRE AS DECISÕES DE TRABALHAR E ESTUDAR DE CRIANÇAS E ADOLESCENTES NO BRASIL

Figura 1 – Gráficos apresentando proporção da população segundo a situação ocupacional ...	27
Figura 2 – Gráficos mostrando a proporção de filhos de 10 a 18 anos, por sexo, segundo situação de educação e trabalho. Brasil 1983 a 2001	30
Figura 3– Representação gráfica da estrutura de dados por idade, em um período delimitado – cross-sectional simples	39
Figura 4 – Representação gráfica da estrutura de dados por coorte, em idades delimitadas – disposição longitudinal.	39
Figura 5 – Representação gráfica da estrutura baseada em idade por período, idade por coorte e coorte por idade - múltiplos cross-section.....	40
Figura 6 – Representação gráfica da estrutura de pesquisas retrospectivas de múltiplas coortes baseadas em estruturas de idade por período.	41
Figura 7 – Representação gráfica da estrutura de pesquisas prospectivas de múltiplas coortes baseadas em estruturas de idade por período	42
Figura 8 – Representação gráfica da estrutura de estudos prospectivos de múltiplas coortes escalonadas	42
Figura 9 – Gráficos mostrando os exponenciais dos coeficientes de idade, período e coorte por sexo, estimados – modelo IPC.....	51
Figura 10 – Gráficos mostrando os exponenciais de idade, período e coorte por situação de domicílio, estimados para homens – modelo IPC.....	53
Figura 11 – Gráficos mostrando os exponenciais de idade, período e coorte por situação de domicílio, estimados para mulheres – modelo IPC.....	55
Figura 12 – Gráficos mostrando o exponencial de idade, período e coorte estimados, segundo a raça para homens – modelo IPC	57
Figura 13 – Gráficos mostrando os exponenciais de idade, período e coorte estimados, segundo a raça para mulheres – modelo IPC.....	60
Figura 14 – Gráficos mostrando os exponenciais de idade, período e coorte estimados, segundo a educação do chefe para homens – modelo IPC	63
Figura 15 – Gráficos mostrando os exponenciais de idade, período e coorte estimados, segundo a educação do chefe para mulheres – modelo IPC.....	66

TRANSIÇÕES DOS JOVENS PARA O MERCADO DE TRABALHO, PRIMEIRO FILHO E SAÍDA DA ESCOLA: O caso Brasileiro

Figura 1 - Variáveis explicativas incluídas nos modelos: entrada no mercado de trabalho, saída da escola e primeiro filho	90
Figura 2 – Gráficos mostrando a curva de sobrevivência na inatividade e função de risco de entrar no mercado de trabalho, por sexo e idade.	95
Figura 3 – Gráficos mostrando a curva de sobrevivência na inatividade por coortes, sexo e idade.	95
Figura 4 – Gráficos mostrando a curva de sobrevivência na inatividade por situação de domicílio, sexo e idade.....	96

Figura 5 – Gráficos mostrando curvas de sobrevivência segundo a idade de saída da escola e função de risco de sair da escola.....	97
Figura 6 – Gráficos mostrando curvas de sobrevivência ao primeiro filho.....	99

O EFEITO TRABALHADOR ADICIONAL PARA FILHOS NO BRASIL

Figura 1 - Hipótese da família chefiada por mulher	112
Figura 2 - Hipótese da família chefiada por Homem.....	113
Figura 3 – Quadro mostrando as variáveis selecionadas para as regressões.....	121
Figura 4 – Quadro mostrando a notação utilizada para cada mês de entrevistas.	123
Figura 5 – Decomposição da amostra e esquema de construção das variáveis	125

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	18
OS EFEITOS DE IDADE, PERÍODO E COORTE SOBRE AS DECISÕES DE TRABALHAR E ESTUDAR DE CRIANÇAS E ADOLESCENTES NO BRASIL	22
<i>Introdução</i>	22
<i>Evidências empíricas no Brasil</i>	25
<i>Antecedentes</i>	30
Tamanho da família e alocação do tempo e recursos do domicílio	31
Pobreza, família, educação e trabalho de crianças e jovens no Brasil	33
<i>Metodologia</i>	36
<i>Metodologia: Modelo Idade, Período e Coorte - IPC</i>	38
Estrutura dos Dados	38
Especificação do Modelo	42
Problema de identificação	43
Modelo logito multinomial generalizado	44
Interpretação dos resultados do modelo logito multinomial	47
Teste do melhor ajuste	48
Fonte de dados	48
<i>Análise dos resultados</i>	49
Análise dos exponenciais dos coeficientes estimados a partir do modelo IPC	49
<i>Conclusão</i>	66
<i>Referências bibliográficas</i>	69
<i>Apêndice A</i>	71
<i>Apêndice B</i>	72
Melhor ajuste do modelo multinomial para as decisões de estudo e trabalho (Pseudo-R ²) ..	72
TRANSIÇÕES DOS JOVENS PARA O MERCADO DE TRABALHO, PRIMEIRO FILHO E SAÍDA DA ESCOLA: O caso Brasileiro	76
<i>Introdução</i>	76
<i>Antecedentes</i>	77
<i>DADOS E METODOLOGIA</i>	81
Fonte de dados	81
<i>Metodologia</i>	82
Análise não Paramétrica	82
A Função de distribuição da probabilidade	84
Função sobrevivência	84
Função densidade	84
A função de risco (Hazard function)	85
Teste para diferenças entre Funções de Sobrevivência	85
Análise semiparamétrica	87
Descrição da amostra	90
Funções de sobrevivência e risco	94
Análise do efeito das variáveis selecionadas sobre o risco	100
<i>Conclusão</i>	103
<i>Referências Bibliográficas</i>	105
<i>Apêndice A</i>	108
O EFEITO TRABALHADOR ADICIONAL PARA FILHOS NO BRASIL	111
<i>Introdução</i>	111
<i>Antecedentes Teóricos</i>	113
<i>Dados e Metodologia</i>	118
Metodologia	118
Variáveis selecionadas e os modelos testados	120
Dados	122

<i>Resultados</i>	127
<i>Conclusão</i>	132
<i>Referências bibliográficas</i>	134
CONCLUSÃO	136
<i>Bibliografia</i>	137

INTRODUÇÃO

A adolescência é um período de rápido desenvolvimento em todos os aspectos – físico, emocionais, psicológicos, sociais e espirituais. A adolescência é a fase de mais rápido desenvolvimento humano, depois do período pré e neonatal.

Esse período, segundo o UNICEF (2002), constitui uma *janela de oportunidades* capaz de interromper o círculo vicioso de reprodução da pobreza. As decisões tomadas nessa etapa da vida marcarão de forma definitiva a vida desse segmento populacional. Assim, é fundamental o reconhecimento da necessidade de políticas adequadas, que facilitem o acesso e a permanência na escola e promova uma transição sadia para a maioridade.

O ponto de partida para a construção de um conceito de adolescência é a sua abordagem como uma fase específica do desenvolvimento humano caracterizada por mudanças e transformações múltiplas e fundamentais para que o ser humano possa atingir a maturidade e se inserir na sociedade no papel de adulto (UNICEF BRASIL, [2003]).

Uma parcela significativa da população experimenta importantes transições do ciclo de vida entre a adolescência e os vinte anos. O período que Rindfuss (1991) denominou demograficamente denso está permeado por mudanças que são conseqüências do desenvolvimento humano que pressupõe a adolescência: a saída da escola, a entrada no mercado de trabalho, a entrada na primeira união e a primeira maternidade. A idade e a seqüência de ocorrência desses eventos estão relacionadas a padrões socioculturais distintos, da mesma forma que o processo de passagem da adolescência para a vida adulta tem suas especificidades culturais.

Este caminho de crescimento é constituído por revoluções interna e externa, um mundo de conflitos e busca da identidade de ser adolescente. Neste caminho, muitas experiências novas se colocam, cada uma no tempo certo e deverá ser experimentada para que se complete um processo de transição saudável e esse adolescente se torne um jovem adulto coerente com o seu tempo e com o seu papel na sociedade.

Experimentar um evento pode significar tanto o ponto de partida como o adiamento temporário do outro evento. Por exemplo, existem evidências empíricas de que tanto a permanência na escola quanto o nível educacional afetam de forma significativa a idade de

ocorrência da primeira união, ou seja, à medida que a mulher acumula mais capital humano por meio da escolarização, ela tem menos a ganhar com a transição para o casamento e para a maternidade (BECKER, 1991). O aumento do tempo alocado em educação atrasa a transição para o mercado de trabalho e, conseqüentemente, para a independência econômica, requisito básico para assumir os gastos específicos dessa etapa do ciclo de vida.

Se, por um lado, o prolongamento da adolescência é positivo no sentido de melhorar a qualificação e garantir uma inserção melhor no mercado de trabalho, por outro, essa experiência não está disponível para todos os estratos populacionais, pois um contingente significativo de adolescentes realiza uma transição compulsória e precoce para o mercado de trabalho, seja em substituição ao trabalho dos pais desempregados ou para complementar a renda da família. Tal transição pode comprometer a inserção futura desse jovem no mercado de trabalho, pois, a entrada precoce no mercado de trabalho pode acionar o mecanismo de saída, também precoce, da escola, especialmente para os homens.

Dessa forma, é importante conhecer como se realizam esses processos no cenário no qual as políticas públicas deverão ser aplicadas. A abordagem mais comum nos trabalhos demográficos que analisam as transições do ciclo de vida é investigar a idade média de ocorrência desses eventos. No entanto, não é possível entender tais processos sem investigar os determinantes das escolhas que os desencadeiam. Além da idade, os eventos demográficos que envolvem mudanças sociais lidam com mais duas dimensões, a coorte e o período, que podem afetar significativamente as escolhas ao longo do ciclo de vida. Contudo, diferentes características individuais, observáveis ou não, conformam motivações de forma distinta para desencadear um mesmo processo.

Além disso, existem transições, especialmente as transições para a atividade, que podem responder a algum componente cíclico da economia e, assim, adiantar uma etapa de transição para o mercado de trabalho. Ou ainda, pode haver políticas contra-cíclicas que amenizam essas respostas. Decisões de oferta de trabalho são tomadas na esfera familiar e podem estar relacionadas com a saída involuntária de algum de seus membros da ocupação.

Assim, este trabalho teve como objetivo maior entender como ocorrem, no Brasil, estas transições importantes do ciclo de vida: saída da escola, entrada no mercado de trabalho e

formação de família (ocorrência do primeiro filho). Este objetivo maior foi desenvolvido na forma de três artigos, com vida própria, embora se entrelacem em relação ao fio condutor que orienta o tema geral deste trabalho: transições de crianças e adolescentes.

O primeiro artigo identificou os efeitos puros e associados da Idade, do Período e da Coorte – IPC – sobre a inserção na ocupação de crianças e adolescentes entre as idades de 10 a 18 anos, em detrimento da escola, simultaneamente à escola e, ainda, à situação de inatividade sem freqüentar escola. Foram analisadas coortes de crianças, por sexo, nas seguintes situações educacional e ocupacional: 1. crianças que trabalham e estudam; 2. crianças que só estudam; 3. crianças que só trabalham; 4. crianças que não trabalham nem estudam. Além da análise por sexo foram também investigados subgrupos de coortes segundo características sociodemográficas como educação do chefe do domicílio, cor ou raça e situação de domicílio a fim de identificar padrões diferenciados de transições para segmentos populacionais, que, embora pertencessem a uma mesma coorte de nascimento, fossem diferenciados por características individuais e domiciliares. A pesquisa domiciliar que subsidiou o trabalho foi a Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios – PNAD.

O segundo artigo investigou o relacionamento entre as idades em que ocorrem as transições de saída da escola, entrada no mercado de trabalho e formação da família. A metodologia adotada foi análise de sobrevivência. Primeiramente, foi realizada uma análise descritiva por meio de modelo não paramétrico (Kaplan Meier) para estimar funções de sobrevivência para cada uma dessas transições por sexo, coorte de nascimento e local de residência até os 15 anos. Foi também feita uma abordagem semiparamétrica (Modelo de Riscos Proporcionais de Cox). A abordagem permite a inclusão de características demográficas como covariáveis (variáveis explicativas) da variável resposta. Nesse caso, as covariáveis serão preditoras de fatores de risco para o evento, que, além de melhorar o grau de acurácia, reduz o viés do modelo não paramétrico que compara funções de sobrevivência. Foram inclusas variáveis como educação da mãe, educação do pai e situação de residência até os 15 anos. A base de dados utilizada neste artigo foi a Pesquisa Sobre Padrões de Vida – PPV.

O terceiro e último trabalho que compõe esta tese testou a hipótese do efeito trabalhador adicional para crianças e adolescentes (filhos) no Brasil metropolitano. O objetivo foi, investigar a transição compulsória de filhos para o mercado de trabalho em substituição ao

trabalho do chefe de família desempregado. Para isso, foi admitida a hipótese da existência do efeito trabalhador adicional para os filhos no Brasil e que este era, em magnitude, maior do que o efeito trabalhador adicional verificado para esposas em Fernandes e Felício (2002), cuja metodologia de estimação foi adaptada para este trabalho.

A unidade do tema em torno da criança e do adolescente reflete a preocupação em produzir dados para subsidiar o delineamento de políticas públicas, no sentido de entender e atender as demandas específicas desse contingente populacional.

OS EFEITOS DE IDADE, PERÍODO E COORTE SOBRE AS DECISÕES DE TRABALHAR E ESTUDAR DE CRIANÇAS E ADOLESCENTES NO BRASIL

Introdução

Os eventos relacionados ao ciclo de vida são afetados por três dimensões demográficas: a idade, o período e a coorte. É pela coorte de nascimento, ou seja, aquelas pessoas que nasceram em um mesmo intervalo de tempo e envelheceram juntas, que o conjunto da sociedade compensa a atrição pela morte. Cada nova coorte, ao encontrar a herança social contemporânea, carrega consigo as marcas desse encontro ao longo de toda a sua vida. Cada sucessiva coorte torna-se o veículo que possibilita a ocorrência de mudanças sociais. A coorte não provoca a mudança social, mas permite que tal mudança ocorra e, se as mudanças sociais acontecerem, elas diferenciam uma coorte da outra (RYDER, 1965).

As diferenças entre as coortes não estão confinadas somente às características do nascimento. Mudanças sociais tendem a ser localizadas por idade e marcam, de forma definitiva, a trajetória da coorte que experimentou aquela mudança. Como a idade é a contrapartida *cross-sectional* das diferenças de coortes, similaridade de experiências dentro dos grupos etários e diferenças de experiências entre eles são verificadas em todas as culturas. As diversas sociedades produzem um marco regulatório que é específico por idade: existe uma idade apropriada para cada transição do ciclo de vida (para entrar no mercado de trabalho, para ingressar em cada grau escolar, para o matrimônio, para ter filhos etc.), que difere uma coorte da outra. Se essas normas ou o contexto sobre os quais elas são aplicadas mudam ao longo do tempo, conferem um padrão específico de idade ao ciclo de vida de cada coorte. Assim, os eventos associados ao ciclo de vida dos indivíduos têm uma alta probabilidade de ocorrerem segundo um padrão de idade.

Ainda, segundo Ryder (1965), toda coorte é heterogênea e, em alguma extensão, todas respondem a algum estímulo específico do período. As mudanças não estão localizadas somente em um ponto no tempo ou uma idade. Assim, os efeitos produzidos por mudanças

não afetam, de forma significativa, apenas uma coorte. O fato de os membros de uma mesma coorte de nascimento compartilharem uma história comum, localizada em um período do tempo, produz mudanças importantes nas trajetórias individuais dos membros dessa coorte e faz com que diferentes coortes desenvolvam padrões temporais distintos. Assim, uma forma de enriquecer a abordagem de coorte é controlar por características sociodemográficas relevantes. De outra forma, pode-se explorar a heterogeneidade dentro de uma mesma coorte de nascimento. Se o único elo comum entre os membros de uma é a data de nascimento, pode-se supor que os membros de uma mesma coorte de nascimento não compartilhem de forma homogênea os eventos de período que marcam as coortes. Isso significa que os indivíduos podem, não só compartilhar a mesma data de nascimento, mas também ambientes de socialização distintos que produzem subgrupos de indivíduos com características sociodemográficas distintas dentro de uma mesma coorte de nascimento. Então, pode-se supor que uma coorte de nascimento seja formada por diversos grupos distintos e que apresentem vulnerabilidades diferenciadas quando expostos ao mesmo evento de período.

A história de escolaridade dos indivíduos pode imprimir diferentes trajetórias ocupacionais a subgrupos diversos de uma mesma coorte de nascimento. Dessa forma, jovens que acabaram de concluir o ensino médio serão diferenciados em suas trajetórias educacionais condicionados, por exemplo, ao fato de terem estudado em escola pública ou particular, por terem exercido alguma atividade no mercado de trabalho simultaneamente às atividades escolares e por terem freqüentado escola diurna ou noturna etc. De maneira análoga, a história de iniciação sexual dos jovens e a relação que eles desenvolveram com os métodos contraceptivos podem produzir um padrão diferenciado no comportamento reprodutivo e de formação de família. Características do grupo familiar também podem produzir diferenças comportamentais significativas que marcarão definitivamente determinados grupos de uma mesma coorte de nascimento. Assim, a conjunção dessas três dimensões demográficas, idade, período e coorte, podem produzir, em conjunto ou isoladamente, efeitos diferenciados a subgrupos de coortes identificadas por características relevantes para o estudo.

Desse modo, o objetivo deste trabalho é investigar os efeitos isolados da idade, do período e da coorte sobre a chance de só estudar, só trabalhar, estudar e trabalhar e não estudar e

nem trabalhar, de crianças e adolescentes¹, cuja condição na família seja filho com idade entre 10 e 18 anos no Brasil. Especificamente, pretende-se explorar a heterogeneidade dentro das coortes de nascimento por meio da identificação dos efeitos idade, período e coorte sobre subgrupos de crianças e adolescentes separados por características sociodemográficas como sexo, educação do chefe da família, situação de domicílio e cor ou raça (a partir de 1986). Assim, serão identificados efeitos puros da idade, do período e da coorte para jovens filhos do sexo masculino e feminino, jovens filhos que residem em áreas urbanas e em áreas rurais, jovens filhos cujo chefe de família tenha baixa, média e alta educação e jovens filhos brancos e negros.

Com tal objetivo em mente, o período de estudo será o que vai de 1983 a 2001, identificados por coortes e grupos trienais de idade. Esse período cobre importantes eventos cíclicos: recessão econômica no início do período, transição do governo militar para governo civil sem eleições diretas, hiperinflação que marcou esse governo, choques econômicos decorrentes dos diversos planos de estabilização (Cruzado, Verão etc), eleições diretas para presidente, abertura abrupta da economia, *impeachment* e renúncia do presidente eleito, reestruturação industrial devido à abertura comercial, implementação e consolidação do plano real etc.

O problema que motiva este trabalho é responder: dentre as três dimensões demográficas citadas, qual delas afeta, de forma mais significativa, as decisões de trabalho e estudo de grupos específicos de crianças e adolescentes? O que se busca é identificar se o fato de um indivíduo de uma mesma coorte de nascimento residir em áreas urbanas em detrimento de áreas rurais o torna propenso a *sofrer* um efeito mais forte da idade, do período ou da coorte sobre determinada decisão? Ou, se o fato de a criança ou o adolescente viver em famílias cujo chefe apresente maior escolaridade implica maior chance de essa criança ou adolescente só estudar ou só trabalhar, associada a algum efeito (idade, período ou coorte)? Ou, ainda, se o fato de os indivíduos de uma mesma coorte de nascimento serem brancos ou negros lhes imputa também maior chance de só trabalhar ou só estudar relacionado a uma das dimensões demográficas?

¹ Como o conceito de criança e adolescente varia nas diferentes sociedades e culturas, geralmente o adolescente é reconhecido como uma pessoa em desenvolvimento. Assim, os limites superiores e inferiores não são tão fixos. O Estatuto da Criança e do Adolescente define como criança a pessoa de até 12 anos incompletos; e adolescentes aqueles que têm entre 12 e 18 anos. Desse modo, o intervalo etário de 10-12 anos será considerado de crianças e o intervalo de 13 a 18 será considerado o de adolescentes.

O trabalho se apóia na hipótese de que as três dimensões afetam de forma significativa essas chances. Entretanto, os eventos associados ao período produzem efeitos diferenciados em indivíduos de uma mesma coorte de nascimento, mas que diferem em determinada característica sociodemográfica. Dessa forma, um ciclo de recessão ou de expansão da economia produz efeitos diferenciados em subgrupos de uma mesma coorte de nascimento, ou seja, as coortes com características sociodemográficas distintas não são homogêneas quando expostas ao mesmo evento de período. Por exemplo, indivíduos integrados em famílias numerosas ou com baixa renda tendem a se inserir na força de trabalho e abandonar a escola mais cedo. Por outro lado, os indivíduos cujos recursos familiares são suficientes para financiar educação de seus membros, de forma que os mesmos entrem na força de trabalho na idade mais apropriada, ou seja, após conclusão do último grau educacional que os prepara para uma inserção vantajosa no mercado de trabalho, levarão as marcas dessas características para as suas trajetórias ocupacionais. Uma vez que os efeitos de coorte tendem a refletir a tendência, os efeitos de período tendem a acentuar os efeitos dos ciclos econômicos e os efeitos de idade estão relacionados às transições do ciclo vida, espera-se captar tais efeitos distintos sobre os grupos de indivíduos objeto deste estudo.

Evidências empíricas no Brasil

Apesar da preocupação com a erradicação do trabalho de menores, há, mesmo que diferenciada regionalmente, uma cultura de valorização desse tipo de trabalho, supondo-se que ele seria capaz de retirar as crianças do ócio e da possível delinquência. Persistem ainda fatores vinculados às formas tradicionais e familiares de organização econômica, em especial, na pequena produção agrícola e trabalho doméstico que mobiliza o trabalho de crianças e adolescentes. Ademais, as oportunidades oferecidas pelo mercado de trabalho urbano influenciam sobremaneira a participação das crianças e jovens na força de trabalho e multiplicam-se, nos grandes centros urbanos, novas formas de exploração do trabalho infanto-juvenil, que, apesar de visível a olhos nus, não aparecem em estatísticas oficiais. A despeito dos direitos assegurados às crianças por meio do ordenamento jurídico, elas continuam à margem da rede de proteção, quer na esfera dos direitos humanos, quer na esfera social e trabalhista (BRASIL, 1998).

As taxas de ocupação² para as idades de 10 a 18 anos no Brasil revelam uma redução da participação na ocupação nesse intervalo etário ao longo do tempo. Em que pese a nítida redução da taxa de ocupação a partir de 1992, a questão ainda merece atenção, pois a participação cai relativamente mais a partir dos 14 anos do que entre os 10 e 13 anos. Sabe-se que, a partir de 14 anos, a legislação permite que o menor se insira na força de trabalho na posição de aprendiz e, com 16 anos completos, como assalariado, como se vê no gráfico 1 da figura 1. Dessa forma, essa queda maior na taxa de ocupação a partir dos 14 anos pode ser tanto um reflexo do desemprego³ para essa idade quanto de uma menor oferta dessa força de trabalho (gráficos 2 e 3 da figura 1).

² Segundo a tradição na construção de indicadores básicos para análise do mercado de trabalho, a taxa de ocupação expressa o peso da população ocupada na População Economicamente Ativa – PEA-, (DEDECCA, 1998). Este trabalho, em particular, se preocupa em investigar a situação ocupacional e educacional do universo das crianças e adolescentes de 10 a 18 anos de idade. Dessa maneira, a taxa de ocupação estimada expressa a proporção dos indivíduos ocupados em relação ao total da população em cada idade. Nesse sentido, seria melhor definida como uma proporção específica de ocupação.

³ A taxa de desemprego expressa a participação das pessoas desempregadas na PEA. Calculada dessa forma, seria o complemento da taxa de ocupação, uma vez que o denominador seria a PEA para ambos. Entretanto, o que se denominou taxa de desemprego é a proporção dos desempregados em relação ao total dos indivíduos em cada idade. Assim, o denominador das duas taxas expressas é a População em Idade Ativa – PIA –, e o complemento dessas duas medidas seria a proporção dos inativos considerando o total da população em cada idade.

Gráfico 1
Proporção de ocupados – ambos os sexos – 10 a 18 anos – Brasil

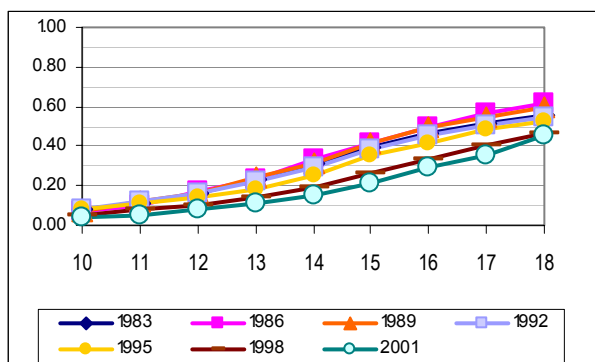


Gráfico 2
Proporção de desempregados – ambos os sexos – Brasil

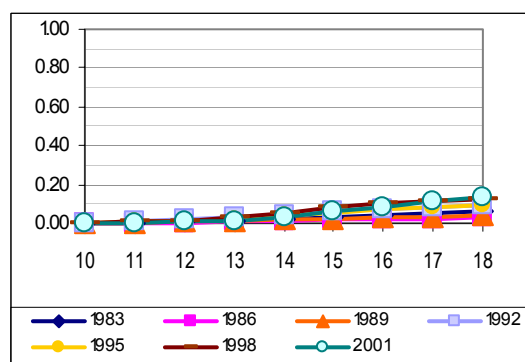


Gráfico 3
Proporção de inativos – ambos os sexos – 10 a 18 anos – Brasil

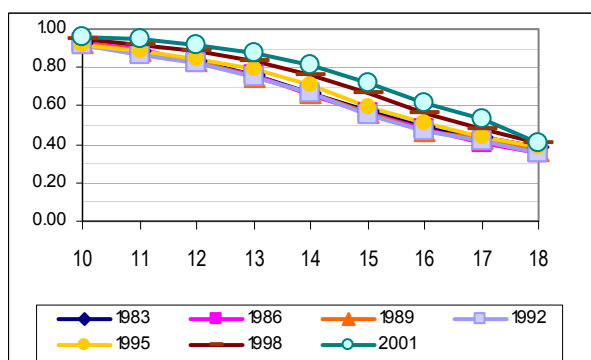


Gráfico 4
Distribuição da população de 10 a 18 segundo a situação ocupacional em 2001 – ambos os sexos – Brasil

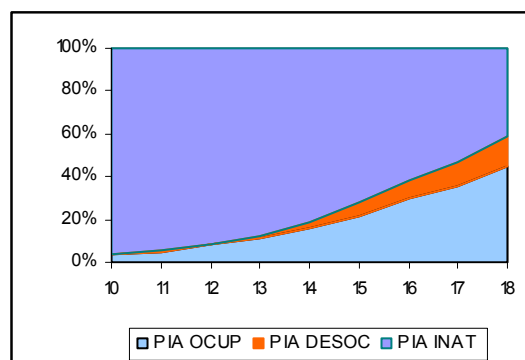


Figura 1 – Gráficos apresentando proporção da população segundo a situação ocupacional

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados das PNAD's de 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 e 2001.

A tabela 1 do apêndice A apresenta a distribuição proporcional da condição na família. Note-se que a desagregação da variável por idade, período e por coorte revela a proporção majoritária dos filhos tanto para homens quanto para mulheres. Na distribuição por idade, registra-se uma menor proporção de mulheres na condição de filha (74%). A distribuição por coorte e período não apresentam divergências marcantes entre homens e mulheres. Dessa forma, a predominância da condição de filho para o intervalo etário investigado justifica o corte de análise sobre os filhos em detrimento das demais condições na família. Registre-se, ainda, que, devido ao pequeno peso dos desempregados (ver gráfico 4 da figura 1) no universo investigado, as situações ocupacionais e educacionais analisadas

neste estudo serão trabalhar⁴ e estudar concomitantemente, só trabalhar, só estudar e não estudar e nem trabalhar.

Os gráficos 5 a 10 da figura 2 apresentam o padrão observado por sexo, segundo a idade, o período e a coorte das proporções de filhos que só trabalham, trabalham e estudam, só estudam e não trabalham nem estudam. A proporção de filhos do sexo masculino e do sexo feminino que alocam o tempo somente em atividades escolares difere em nível. Entretanto, apresenta um padrão semelhante na perspectiva de todas as dimensões demográficas em estudo.

A decisão de apenas trabalhar remete a diferenças significativas de nível e padrão entre homens e mulheres. O padrão por idade reflete a diferença já conhecida entre as taxas de participação por sexo. Para ambos, verifica-se uma curva crescente com idade, embora muito mais inclinada para homens e mais suavizada para mulheres. Enquanto aos 16-18 anos, 37% dos homens optam por apenas trabalhar, nesse mesmo intervalo etário, apenas 18% das mulheres optam por essa situação. Se, por um lado, verifica-se um padrão decrescente, bastante acentuado, do período mais antigo para o mais recente, para homens, por outro, as mulheres apresentam um padrão decrescente bastante suave ao longo dos períodos. Embora o padrão seja bastante similar, o nível por coorte apresenta diferenças significativas por sexo. Ambos decrescem da coorte mais antiga para a mais recente.

A opção por não estudar e não trabalhar é bastante diferenciada entre os sexos, seja na abordagem de idade, seja na de período ou na de coorte. Ao passo que essa opção é baixa para homens sob todos as perspectivas, para as mulheres, ela aumenta com a idade, decresce do período mais antigo para o mais recente e da coorte mais antiga para a mais jovem. Em que pese o crescente aumento da participação feminina no mercado de trabalho, é pouco provável que o padrão verificado para a situação de não estudar e nem trabalhar expresse um quadro de desalentados⁵, é talvez, mais provável que se trate de indivíduos que concluíram o ensino médio e ainda não se inseriram na força de trabalho e nem ingressaram no ensino superior.

⁴ A situação que envolve trabalhar compreende a decisão de entrar na força de trabalho, ou seja, a partir do momento em que o indivíduo se torna economicamente ativo e se transforma em oferta efetiva de trabalho, independentemente de estar ou não ocupado.

⁵ Entende-se por desalentados os indivíduos que decidiram ofertar sua força de trabalho no mercado e, não obtendo sucesso na empreitada após diversas tentativas, desistem e se tornam inativos.

Foi realizado um exercício incluindo os indivíduos que estão desempregados e estudam e dos que estão desempregados e não estudam. Entretanto, a proporção desses indivíduos é significativamente baixa e não apresenta diferenças relevantes tanto entre as perspectivas demográficas em estudo, nem entre os sexos. Assim, essa desagregação foi retirada da análise.

A seção seguinte discute alguns trabalhos presentes na literatura nacional e internacional que lançam luz sobre algumas variáveis importantes na alocação do tempo dos jovens entre atividades escolares e no mercado de trabalho.

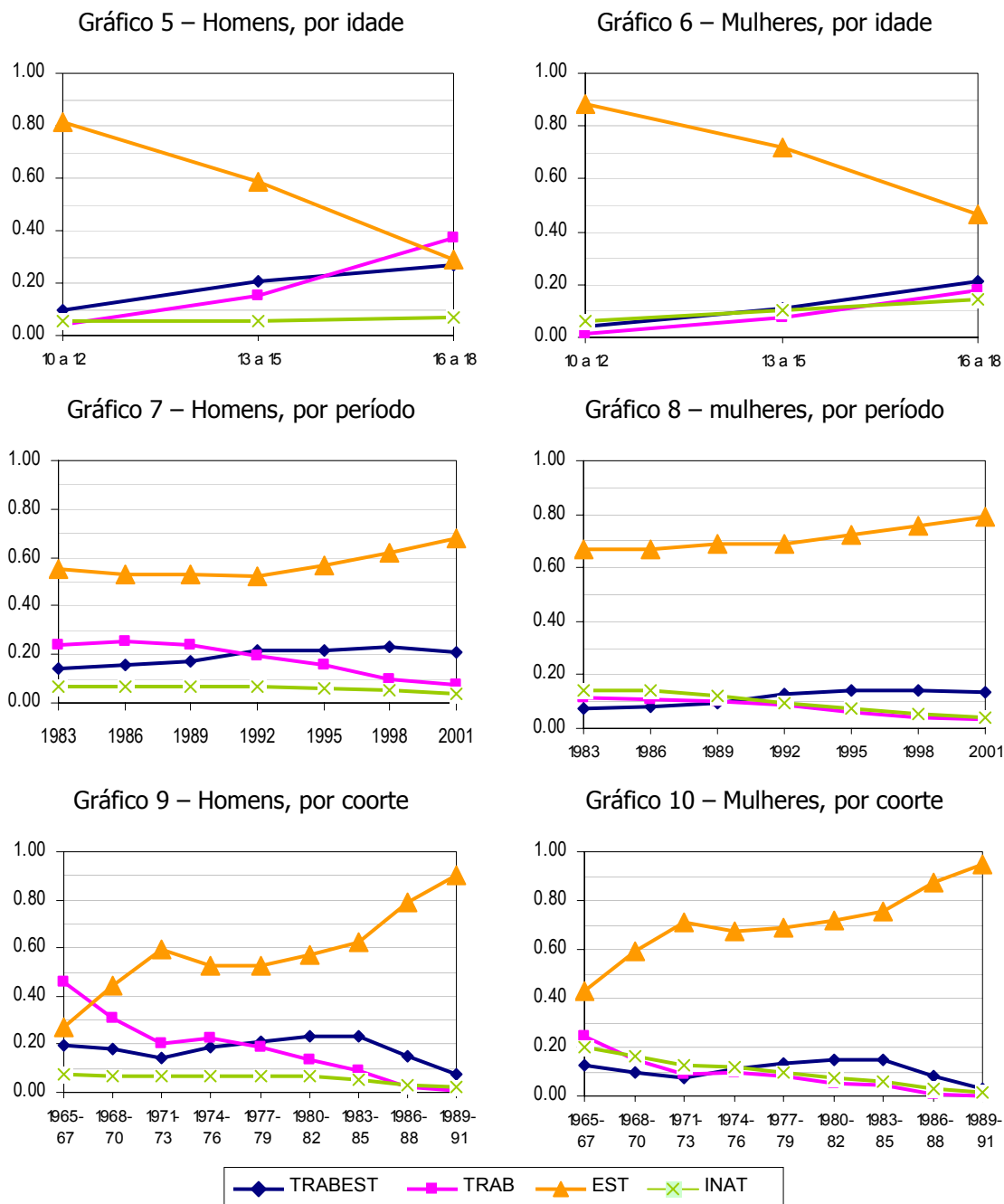


Figura 2 – Gráficos mostrando a proporção de filhos de 10 a 18 anos, por sexo, segundo situação de educação e trabalho. Brasil 1983 a 2001

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados das PNAD's de 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 e 2001.

Antecedentes

A literatura econômica tem debatido de forma exaustiva os determinantes do trabalho precoce. Estes determinantes encontram alguma explicação nas ligações entre pobreza e tamanho da família e entre tamanho da família e *qualidade* da educação das crianças. Estas inter-relações retomam as discussões sobre os efeitos da transição da fecundidade sobre a

pobreza. Diante disso, a decisão de ter mais ou menos filhos afetaria o investimento em capital humano nos filhos tidos, à medida que o número e a composição etária familiar afeta a decisão alternativa de alocação do tempo entre escola e trabalho.

Assim, o estudo das decisões que envolvem oferta de trabalho e demanda por ensino formal, por parte de crianças e jovens e como tais decisões são afetadas pela idade, pelo período e pela coorte, deve, obrigatoriamente, passar por alguns estudos que lançaram alguma luz no entendimento da ligação entre pobreza, oferta de trabalho infantil e tamanho e estrutura etária da família.

Tamanho da família e alocação do tempo e recursos do domicílio

Hausmann e Székely (2001), usando dados em nível de domicílio para a América Latina, tentam elucidar as causas das diferenças de fecundidade entre os países e entre domicílios pobres e ricos em um mesmo país. O argumento principal é de que o fator crítico não é exatamente a educação dos pais e, em particular, a da mãe e, sim, o potencial de retorno da educação da mãe no mercado de trabalho. Nesse sentido, eles argumentam que, quanto mais baixo é o salário relativo que a mulher recebe pelo seu estoque de capital humano no mercado de trabalho, maior é a probabilidade de ela ter mais filhos. Sendo assim, a participação da mãe no mercado de trabalho afeta as decisões de fecundidade e vice-versa. O retorno à educação também está relacionado com a pobreza do domicílio, pois a participação no mercado de trabalho de mulheres com baixo rendimento é aproximadamente 10% menor do que a das mulheres com potencial de ganho maior.

Da mesma forma que a fecundidade e a participação da mãe no mercado de trabalho são relacionadas, existe uma relação circular entre as decisões de fecundidade e a educação das novas gerações. A possibilidade de investimento em capital humano para as novas gerações depende do número e da idade dos filhos beneficiários do investimento. A estrutura educacional muda ao longo da distribuição de renda e mostra um hiato a favor dos ricos entre os anos de estudos esperados em cada idade entre ricos e pobres.

Intuitivamente, quanto maior a família, dada uma restrição de renda, menor será o investimento em capital humano *per capita*. Se os pobres, em média, têm famílias mais numerosas do que os ricos, eles dispõem de um montante menor de recursos para ser distribuído para um número maior de beneficiários. Isso resulta numa quota individual de

recursos irrisória e insuficiente para suprir todas as necessidades (do domicílio), isso faz com que a alocação eficiente desses recursos privilegie necessidades mais imediatas como alimentação, em detrimento do investimento em capital humano.

Diante da escassez de recursos, a família decide por alocar diferencialmente os recursos em capital humano ou o tempo dos filhos entre trabalho e escola, ou só trabalho ou só escola. Uma questão que se coloca é como tais decisões afetarão as coortes de filhos ao longo do seu ciclo de vida.

Os investimentos em capital humano mais importantes são a educação formal e o treinamento no trabalho (BECKER, 1964). Essas duas formas de obtenção de capital humano deveriam ser complementares. O indivíduo ingressaria no ensino formal em cumprimento à sua progressão natural ao longo das idades. Com uma dada bagagem de capital humano via escolarização, ingressaria no mercado de trabalho e, por meio de treinamento, aumentaria seu capital humano acumulado traduzido em um período de experiência no mercado de trabalho.

O problema é que essa seqüência de eventos não é verificada para todos os indivíduos de uma mesma coorte de nascimento e, também, não o é para todas as coortes de nascimento. Cada coorte de nascimento é composta por indivíduos que cumprem a seqüência de eventos ideal e por indivíduos que não cumprem. A bagagem cultural familiar é um fator extremamente importante na ordem dos eventos citados. O que se verifica é que algumas crianças e adolescentes ingressam no mercado de trabalho concomitantemente à escola, ao passo que algumas dedicam seu tempo somente ao mercado de trabalho e outras cumprem a seqüência ideal: primeiro a escola e depois o trabalho. Apesar de serem escolhas simultâneas, elas podem ser mutuamente excludentes quando a entrada no mercado de trabalho ocorre em detrimento da escola. Isto acarretaria num acúmulo de capital humano proveniente apenas do treinamento no trabalho. Como a criança cujos pais decidem pela alocação do seu tempo no mercado de trabalho está, na quase totalidade dos casos, inserida em famílias pobres e numerosas, esta com certeza não recebeu no ambiente familiar o preparo adequado. Assim, mesmo as pequenas diferenças adquiridas no ambiente familiar se multiplicam ao longo do tempo de forma a produzir diferenças significativas com na adolescência (BECKER, 1993).

As crianças, cujo ambiente familiar é deficiente em capital humano e recursos materiais, se inserem precocemente no mercado de trabalho. Conseqüentemente, a sua deficiência em capital humano se multiplica ao longo do tempo, fazendo-as chegar à idade jovem com baixa qualificação e, assim, prejudicando a sua inserção no mercado de trabalho nesta idade (RAVALLION e WODON, 1999). Além disso, alguns trabalhos como os de Dusaisamy, (2000), Ray, (2000) já verificam a evidência empírica de uma associação significativamente positiva entre educação dos pais e renda familiar com a probabilidade de a criança freqüentar escola e uma associação negativa com a probabilidade de a criança participar do mercado de trabalho. Tal verificação só confirma a associação positiva dos vários aspectos da pobreza com a alocação do tempo da criança no mercado de trabalho e a associação negativa entre educação infantil e pobreza.

Recentemente, vários trabalhos têm se preocupado com a relação entre escola e trabalho de crianças e adolescentes, especialmente o trabalho infantil. Jensen e Nielsen (1996) investigam as variáveis que afetam a freqüência à escola e o trabalho infantil, usando dados de pesquisa domiciliar com informações sobre todos os membros do domicílio para Zâmbia. A análise empírica realizada por meio de modelo logit sugere que variáveis econômicas e sociológicas são importantes determinantes da escolha entre escola e trabalho infantil. Os autores encontram fortes evidências que confirmam a hipótese de que a pobreza força os pais a manterem as crianças fora da escola.

Outros trabalhos têm verificado relevância nas variáveis demográficas individuais e do domicílio como raça, número de irmãos, atividade e estrutura etária dos irmãos, sobre o desempenho escolar e as atividades não escolares de crianças. O número de alunos matriculados e a estrutura etária dos mesmos revelaram ser uma importante variável de controle, pois a presença de irmãos jovens significa menos escolaridade individual, maior distorção entre idade e série e mais oferta de trabalho infantil (PATRINOS e PSACHAROPOULOS, 1997; BLUNCH e VERNER, 2000) entre outros.

Pobreza, família, educação e trabalho de crianças e jovens no Brasil

No Brasil, a literatura sobre trabalho infantil e a relação com a pobreza não é muito vasta comparativamente à internacional. Entretanto, registram-se algumas contribuições importantes relacionadas ao tema.

Barros, Mendonça e Velasco (1994) analisam as relações entre pobreza, estrutura familiar e trabalho. Os autores admitem que, no longo prazo, a família é capaz de afetar o seu tamanho e sua composição ao controlar as decisões de entrada e saída de membros na família. A família pode também interferir no volume de recursos disponíveis, controlando as decisões de investimento em capital humano dos seus membros e em capital físico e financeiro. Os principais resultados revelam que a família é responsável pela quase totalidade das transferências para os 54% da população brasileira que não contam com renda. O que indica que o bem-estar de cada membro sem renda é totalmente determinado pelos recursos da sua família. Se existe uma relação forte entre família e pobreza, esta, por sua vez, está intimamente ligada à remuneração do fator trabalho. Remuneração esta que depende da qualidade e da quantidade da mão-de-obra ofertada pela família e da qualidade de emprego a que seus membros têm acesso.

O efeito da rápida transição da fecundidade no Brasil sobre o nível de escolaridade e a matrícula de crianças é analisado por Marteleto (2001). Da mesma forma que a literatura internacional que investiga o tema sugere, a autora encontra evidência da importância do número de irmãos sobre a educação e verifica uma correlação negativa entre tamanho das famílias e nível de escolaridade.

O efeito da entrada precoce no trabalho, sobre a escolaridade e, conseqüentemente, o rendimento é analisado por Kassouf (2002). Para a análise em questão, a autora utilizou a PNAD de 1999 para estimar a equação de anos de escolaridade em função da idade em que o indivíduo começou a trabalhar, controlando o ambiente familiar. Valores da variável escolaridade estimados são incluídos na equação de rendimentos, juntamente com outras variáveis exógenas. Essa análise mostra que o trabalho infantil, além de explorar as crianças, pode reduzir de forma significativa o salário recebido quando adultos, agravando o quadro de pobreza do País.

Kassouf (2000) analisa o lado da oferta de trabalho infantil no Brasil e investiga a relação entre características sociodemográficas dos pais e a participação dos filhos no mercado de trabalho e na escola. Os resultados são coerentes com trabalhos da literatura internacional que investigam essas relações. Evidencia-se uma relação negativa da educação com a escolaridade dos pais, ou seja, a maior escolaridade dos pais tem o efeito de reduzir a probabilidade de as crianças trabalharem e de aumentar a probabilidade de elas estudarem.

Ademais, a escolaridade do pai está associada em maior parte com o trabalho dos filhos, ao passo que a escolaridade da mãe está mais associada à escolaridade deles. O tamanho da família (número de irmãos mais novos) também apresentou uma associação positiva com o trabalho infantil e negativa com a escolaridade. Ao contrário do que é observado em outros países, no Brasil, não ficou claro o fato de que a presença do irmão mais velho diminui a probabilidade de as crianças trabalharem: irmãos mais velhos não agem como substitutos de mão-de-obra dos irmãos e irmãs mais novos.

Os determinantes do fraco desempenho educacional brasileiro são analisados por Barros et al. (2001). O trabalho focaliza o universo de indivíduos, entre 11 e 25 anos de idade, que vivem em áreas urbanas das regiões Nordeste e Sudeste. Quatro tipos de determinantes são investigados: a disponibilidade e qualidade dos serviços educacionais, a atratividade do mercado de trabalho local, a disponibilidade de recursos familiares (financeiros e não-financeiros) e o volume de recursos da comunidade em que o indivíduo vive. Confirmando outros trabalhos nessa linha, as características familiares mostraram ser as de maior importância. Registram-se, ainda, evidências de que mercados de trabalho atraentes estão relacionados à menor escolaridade.

Usando um modelo de probit bivariado, Muniz (2001) mensura e analisa a influência de algumas variáveis (renda líquida familiar *per capita*, educação da mãe, posição geográfica, cor e sexo entre outras) nas decisões de alocação do tempo da criança entre escola e trabalho. A particularidade do modelo adotado consiste em dividir o trabalho de crianças de cinco a 15 anos, em atividades assalariadas e não assalariadas, o que permite uma análise mais acurada da influência das variáveis sobre os dois tipos de trabalhos em questão. Os principais achados foram: 1. algumas variáveis individuais, familiares e de domicílio produzem efeitos diferentes e significantes sobre o trabalho assalariado e não assalariado da criança; 2. atividades não assalariadas são mais frequentes entre as famílias mais pobres, ao passo que atividades assalariadas ocorrem uniformemente entre todos os níveis de renda.

Em outros trabalhos, os fatores que determinam a escolha dos jovens entre estudar, trabalhar, exercer ambas as atividades ou nenhuma delas são analisados por meio do modelo logito multinomial. Os regressores normalmente utilizados são sexo, idade, situação de domicílio, ocupação do chefe do domicílio, tamanho da família (número de

crianças e número de adultos), educação dos pais, renda familiar exclusive a renda da criança ou do jovem etc. Nos casos estudados, a educação dos pais tem uma relação fortemente positiva, com estudar e não trabalhar, e negativa, com as demais formas de alocação, o que configura um resultado na mesma direção dos trabalhos internacionais (CORSEUIL, SANTOS E FOGUEL, 2001; LEME E WAJNMAN, 2000).

A literatura revisada deixa clara a importância das características socioeconômicas e demográficas sobre a demanda por escola e a oferta de trabalho infantil. Dessa forma, o que provoca heterogeneidade dentro de uma mesma coorte de nascimento são as estruturas domiciliares e familiares a que os indivíduos estão expostos. Assim, no lugar de controlar por variáveis sociodemográficas e explorar a relação de causalidade por meio de algum modelo de regressão apropriado, pode-se explorar a heterogeneidade dentro das coortes de nascimento devidas a diferenças significativas no ambiente de socialização no qual os indivíduos estão inseridos. Podem-se entender por ambiente de socialização todas as características das estruturas domiciliares e familiares, como também características dos membros da família, especialmente dos pais.

Dessa forma, este trabalho acata uma hipótese de heterogeneidade interna nas coortes de nascimento e propõe, como estratégia metodológica, explorar alguns aspectos dessa heterogeneidade. Os aspectos de diferenciação das coortes que serão contemplados neste trabalho serão: 1. a situação de domicílio devido a características peculiares entre a percepção do trabalho infanto-juvenil nesses dois ambientes e frequência à escola em áreas urbanas e rurais; 2. a cor dos indivíduos por já ser consenso às desvantagens sociais dos negros em relação aos brancos; 3. a educação do chefe da família será utilizada como *proxy* da educação dos pais, desagregada em três subgrupos: baixa educação (zero a quatro anos de estudos), média educação (de cinco a oito anos de estudos) e alta educação (acima de nove anos de estudos).

Metodologia

Para responder a questão proposta neste trabalho, utilizar-se-á o Modelo Idade-Período-Coorte – IPC – a fim de decompor os efeitos puros e associados da idade, do período e diferenças entre coortes sobre as escolhas associadas à escola e trabalho, de crianças e jovens.

A escolha metodológica se justifica, pois, apesar de número significativo de trabalhos que utilizam tal abordagem, não se identificou, junto à literatura recente, nenhum trabalho que utilize o Modelo IPC com Logito Multinomial, o que imprime um caráter inovador à abordagem deste trabalho. A associação do logito multinomial ao Modelo IPC permite imprimir um caráter multidimensional ao trabalho, pois investiga os efeitos das três dimensões dos eventos demográficos sobre múltiplas combinações de estados ocupacionais e educacionais.

Embora diversos autores já tenham adotado o Modelo IPC para investigar outros temas que refletem mudanças sociais, existem diferenças quanto à implementação do modelo. Oliveira e Rios-Neto (2002) investigam a participação na força de trabalho sob a perspectiva da idade, da coorte e do período por meio de Modelos Log lineares. Seguindo a investigação de mercado de trabalho Gonzaga, Machado e Machado (2003) analisam os efeitos da idade, do período e da coorte sobre as horas trabalhadas no Brasil. Essa mesma abordagem foi utilizada para analisar a mortalidade por câncer cervical na Bélgica por Arbyn et al. (2002). Verificou-se também um estudo de criminalidade que utilizou essa abordagem para analisar o efeito do período sobre a curva de criminalidade específica por idade na Alemanha (GRUNDIES, 2000).

Os estudos de Wajnman e Leme (2000) e de Corseuil, Santos e Foguel (2001) adotam o modelo logito multinomial, sem, no entanto, empregarem a abordagem de idade, período e coorte, embora alguns dos regressores utilizados possam ser *proxies* de alguma dessas variáveis, especialmente no trabalho de Wajnman e Leme (2000).

A variável dependente será o conjunto das possíveis situações de crianças e jovens de 10-18 anos, cuja condição na família seja filho, em relação ao mercado de trabalho e à escola. A variável resposta assumirá, então, os seguintes valores:

1. se o indivíduo trabalha e estuda (TRABEST);
2. se o indivíduo só trabalha (TRAB);
3. se o indivíduo só estuda (EST);
4. se o indivíduo não trabalha e nem estuda (INAT).

As variáveis explicativas serão: a variável de idade (I) com categorias $i = 1, 2$ e 3 correspondentes aos grupos etários trienais entre 10 e 18 anos; a variável de período (P)

com classes $j = 1$ até 7; correspondentes aos anos 2001, 1998, 1995, 1992, 1989, 1986 e 1983. Implícita na Tabela 3 x 7 (I x T) está a variável de coorte (C), marcando a categoria de coorte cronológica na qual um dado indivíduo se localiza. A aplicação do método idade-período-coorte requer intervalos etários iguais; os três intervalos etários e os sete períodos geraram nove coortes distintas conforme mostra a tabela 1.

Tabela 1
Estrutura do modelo Idade-Período-Coorte implementado

período	1983	1986	1989	1992	1995	1998	2001
idade	P7	P6	P5	P4	P3	P2	P1
I1 10-12	C7	C6	C5	C4	C3	C2	C1
I2 13-15	C8	C7	C6	C5	C4	C3	C2
I3 16-18	C9	C8	C7	C6	C5	C4	C3

Fonte – Elaborada pela autora do artigo.

Metodologia: Modelo Idade, Período e Coorte - IPC

Quando se trabalha com análise de coorte, deve-se ter em mente a estrutura dos dados e a forma de coletar as informações relevantes para a análise. Os dados podem ser estruturados conforme descrito em Finberg e Mason (1985).

Estrutura dos Dados

Na estrutura que se denomina *cross-section*, os dados são agrupados por idade representando uma coorte sintética. Essa estrutura é útil quando se admite que os efeitos período e coorte são conhecidos ou inexistentes. Sendo isso verdade, as diferenças entre as coortes na estrutura *cross-section* podem ser tratadas como diferenças de idade ou, pelo menos, podem ser manipuladas para refletir tais diferenças. Uma das restrições a essa abordagem é que os pressupostos adotados exigem um conhecimento prévio que não é disponível.

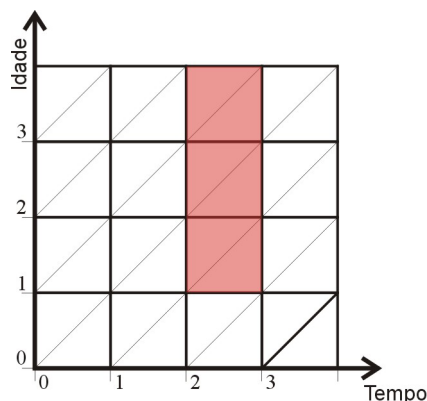


Figura 3– Representação gráfica da estrutura de dados por idade, em um período delimitado – cross-sectional simples

Fonte – Elaborada pela autora do artigo.

A coorte simples acompanhada no tempo é uma estrutura longitudinal, na qual são observados múltiplos pontos no tempo para uma única coorte (figura 4), em contraposição à estrutura anterior na qual múltiplas coortes são observadas em um único ponto do tempo (figura 3). Essa abordagem é útil para analisar o processo de desenvolvimento. É necessário admitir que os efeitos de período e de coorte são conhecidos ou inexistentes.

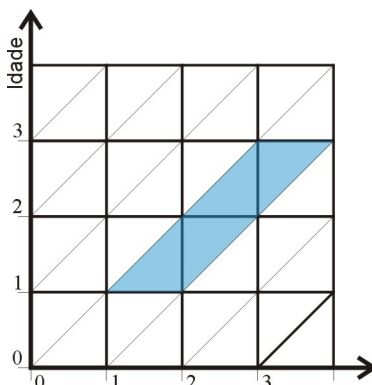


Figura 4 – Representação gráfica da estrutura de dados por coorte, em idades delimitadas – disposição longitudinal.

Fonte – Elaborada pela autora do artigo.

Na estrutura *cross-section* múltiplo, os dados são baseados em pesquisas *cross-section* replicados ou dados *cross-section* populacionais agregados. Os dados resultantes são dispostos de uma forma retangular em Tabelas Idade x Período (Item a, da figura 5), podendo também ser dispostos em forma de paralelogramos em Tabelas Idade x Coorte (Item b, Figura 5) ou Período por Coorte (Item c, Figura 5). Se os grupos de idade e período têm o mesmo espaçamento, as subamostras na mesma coorte podem ser ligadas entre os períodos. Apesar de ser uma forma muito utilizada para as análises de coorte, ela apresenta algumas dificuldades. A primeira dificuldade é um problema de identificação,

quando se usa o Modelo Idade-Período-Coorte por causa da dependência linear entre idade, período e coorte. A solução depende de um conhecimento prévio do processo estudado ou de uma teoria mais geral⁶. Como na maioria das vezes não existe um corpo coerente de razões substantivas, essa estrutura não é empregada de forma ótima. O segundo problema identificado é o desequilíbrio inerente aos dados, visto que estão dispostos de forma retangular, com idade em relação a período. A forma não é retangular em relação aos membros da coorte. Se os dados forem dispostos de forma que balanceie os membros da coorte, eles se desequilibram em termos de idade e período. Esse é um problema sem solução e pode se tornar sério, uma vez que influencia no cálculo dos efeitos de tal forma a torná-los totalmente inúteis. Um terceiro problema reside na disposição dos dados quando os *cross-section* são variáveis estoques e não fluxos. Essa forma de apresentação dos dados quebra a história individual ao longo do tempo. Uma exceção ocorre quando a variável resposta é irreversível e discreta. Se a resposta for uma sobrevivência individual de um período a outro, podem-se determinar ligações históricas individuais no decorrer do tempo.

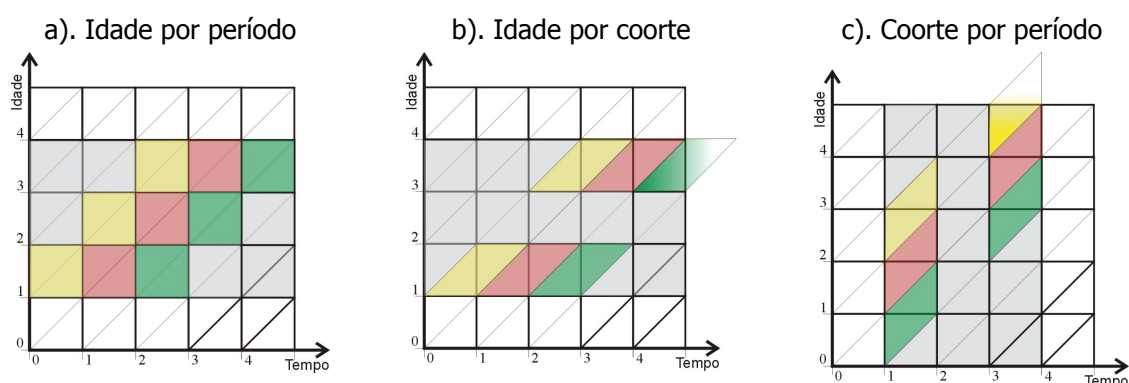


Figura 5 – Representação gráfica da estrutura baseada em idade por período, idade por coorte e coorte por idade - múltiplos cross-section

Fonte – Elaborada pela autora do artigo.

Outra estrutura sugerida em Finberg e Mason (1985) é a de coortes múltiplas retrospectivas baseadas em *cross-sectional* simples. Essa estrutura parte de indivíduos localizados na base de uma *cross-section* simples da qual se deduzem dados longitudinais retrospectivos, o que possibilita obter informações diretas de múltiplas coortes para períodos passados (figura 6). Tais dados são estruturados na forma de um triângulo superior período por coorte. Nessa forma, os grupos etários entre as coortes são ligados por meio de movimentos da célula

⁶ Em seção própria, serão discutidas algumas formas, sugeridas pela literatura, de se contornar o problema da identificação e a solução adotada neste estudo .

superior esquerda para a célula superior direita, desde que o período e a coorte apresentam o mesmo espaçamento ou tamanho. As informações dispostas nessa estrutura terminam com o período da pesquisa *cross-section* na qual estão dispostos dados específicos por idade somente para a coorte mais velha. Esse tipo de informação, quando coletado por meio de entrevista direta à coorte de interesse, tem a vantagem de guardar a perspectiva longitudinal dos dados. Entretanto, os dados podem estar afetados por erros de memória, seletividade na resposta e atrição dentre outros.

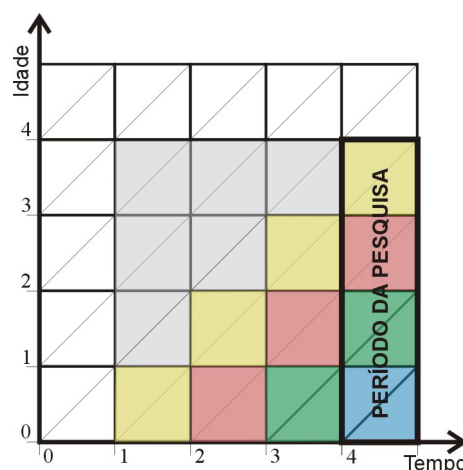


Figura 6 – Representação gráfica da estrutura de pesquisas retrospectivas de múltiplas coortes baseadas em estruturas de idade por período.

Fonte – Elaborada pela autora do artigo.

A estrutura denominada coortes múltiplas prospectivas é mais amplamente utilizada nos estudos de medicina, quando existe o desencadeamento de um processo que pode variar entre coortes. Inicia-se com uma amostra *cross-section* e segue as coortes de indivíduos a partir de um período específico, por meio de acompanhamentos (*follow-ups*) em intervalos regulares de tempo (figura 7). A disposição dos dados é em triângulo inferior, em contraposição à estrutura anterior. Esse desenho de dados apresenta o problema da atrição por morte que afetará as coortes de forma seletiva, isto é, coortes mais velhas são afetadas de forma mais rigorosa pela mortalidade comparativamente às coortes mais jovens. Nessa estrutura, permanecem os problemas de dependência e de identificação.

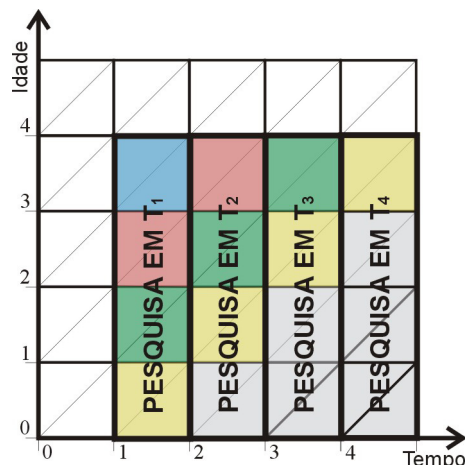


Figura 7 – Representação gráfica da estrutura de pesquisas prospectivas de múltiplas coortes baseadas em estruturas de idade por período

Fonte – Elaborada pela autora do artigo.

Uma variação da estrutura anterior é a de coortes múltiplas prospectivas dispostas em *zigue-zague*, na qual cada coorte é iniciada na mesma idade, com acompanhamentos subsequentes em intervalos regulares de tempo (Figura 8). A vantagem dessa estrutura em relação à anterior é que as coortes são observadas o mesmo número de vezes. Por outro lado, os períodos estarão desbalanceados, além de sofrerem os efeitos da atrição, embora não referenciais por coortes. A maior desvantagem dessa abordagem são os custos elevados que envolvem a implementação.

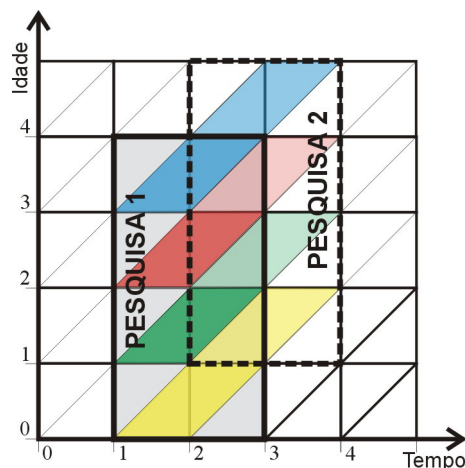


Figura 8 – Representação gráfica da estrutura de estudos prospectivos de múltiplas coortes escalonadas

Fonte – Elaborada pela autora do artigo.

Especificação do Modelo

Neste caso, será utilizada a estrutura de múltiplo *cross-section* que trabalha com idade por período, ou uma matriz $I \times J$, na qual o espaçamento das I categorias de idade é igual às

diferenças interperíodo. Dessa forma, as $K=I+J-1$ diagonais da matriz correspondem às coortes de nascimento. O modelo básico foca algum parâmetro associado à variável resposta, o que resulta em um modelo convencional linear proposto por Finberg e Mason (1985), Hobcraft, Menken e Preston (1982).

Assim, tem-se $\theta = E(Y)$, em que E é o valor esperado de Y, tratado como uma variável aleatória, ou $\theta = \log(P/(1-P))$, em que p é a probabilidade de $Y=1$, $p = pr(Y = 1)$ sendo Y uma variável randômica dicotômica. Pode-se expressar θ como uma função linear dos efeitos idade, coorte e período.

$$\theta_{ijk} = f(\alpha_i, \pi_j, \gamma_k) = \mu + \alpha_i + \pi_j + \gamma_k$$

sendo que os α^s representam os efeitos associados à idade, os π^s os efeitos de período e os γ^s os de coorte. A expressão 2 está sujeita à seguinte restrição:

$$\sum_{i=1}^I \alpha_i = \sum_{j=1}^J \pi_j = \sum_{k=1}^K \gamma_k = 0$$

Desde que Coorte = Período - Idade, o componente linear de um dos efeitos, seja a soma ou a diferença dos componentes lineares dos outros dois efeitos. Isto é o que se denomina, na literatura dos modelos idade-período-coorte problema de identificação.

Problema de identificação

O problema de identificação é irrelevante se uma das medidas do modelo é conhecida, isto é, podem ser usadas medidas de taxas de desemprego, ou crescimento do produto para período e tamanho de coorte para coorte (FIENBERG e MASON, 1985). Dessa forma, pode-se utilizar variáveis *proxy* para idade, período ou coorte desde que se garanta que não exista dependência linear entre as variáveis utilizadas. Outros métodos para resolver o problema de identificação foram amplamente discutidos em Rios-Neto e Oliveira (1999).

A mais recente contribuição nesse aspecto metodológico é a devida a Winchip e Harding (2004). Segundo os autores, desde a década de 70, o problema de identificação dos efeitos de idade, período e coorte vêm sendo debatidos na literatura. O ponto de consenso é que, sem impor restrições lineares sobre qualquer variável independente, não é possível identificar os efeitos de idade, período e coorte. Ou seja, pode-se admitir que os

coeficientes para qualquer par de coortes, ou período ou idades são iguais. Os autores oferecem uma abordagem alternativa para identificar os efeitos por meio da inclusão de variáveis que especificam os mecanismos por meio dos quais a idade, o período e a coorte agem sobre a variável resposta. A solução proposta pelos autores permite, por meio da associação, de variáveis tratar o modelo como causal. Refere-se a uma proposição nova que pode ser estudada em detalhes em Winchip e Harding (2004).

A alternativa para o problema de identificação adotada neste trabalho será a imposição de que as duas coortes mais antigas tenham os mesmos coeficientes. Essa alternativa é plausível à medida que se admite não haver tempo para mudanças sociais entre duas coortes sucessivas.

Os modelos serão operacionalizados na base dos modelos logitos multinomiais, dado que se trabalhará com respostas múltiplas, e será descrito na seção seguinte.

Modelo logito multinomial generalizado

Tomando-se uma variável resposta (y) com J categorias ($j=1, \dots, J$), a lógica do modelo consiste em contrastar a j -ésima ($j>1$) categoria com a primeira ($j=1$) ou categoria *referência*, conforme derivado na seqüência:

$$BL_j = \log \left[\frac{\Pr(y = j)}{\Pr(y = 1)} \right] = \log \left(\frac{p_j}{p_1} \right), \quad j = 2, \dots, J,$$

em que p_j e p_1 representam as probabilidades para a j -ésima e a primeira categoria. A escolha da primeira categoria como referência é arbitrária; qualquer outra categoria pode ser referência e pode-se escolher uma categoria contra a qual se deseja contrastar todas as demais.

O logito especificado na equação anterior pode ser transformado em uma função linear de x . Entretanto, é necessário especificar a categoria de referência (neste caso a primeira categoria) quando se utiliza modelo com resposta qualitativa de múltiplas categorias. Existe $J-1$ logitos de referência não redundantes para uma variável resposta com J categorias.

Dadas essas informações, desenvolve-se a situação mais geral com dados individuais, i agora representa o i -ésimo indivíduo. Tem-se também y_i , uma variável resposta politômica cujas categorias se codificam de 1, ..., J . Para cada categoria, existe uma probabilidade de resposta associada, denotada por $(P_{i1}, P_{i2}, \dots, P_{ij})$, representando a i -ésima chance de se estar em uma determinada categoria. Exatamente como no caso de respostas binárias, admite-se a presença de um vetor das características estimadas do respondente x_i (incluindo 1 como o primeiro elemento) como preditor das probabilidades de respostas. Aceita-se que as probabilidades de respostas dependem de uma transformação para uma função linear $x_i \beta_j = \sum_{k=0}^K \beta_{jk} x_{ik}$, em que K é o número de preditores, e β_0 , neste caso, é o intercepto. É importante notar que, diferente dos modelos logitos de resposta binária, os parâmetros no modelo logito multinomial variam entre as categorias de resposta.

O logito multinomial pode ser visto como uma extensão do modelo logito binário, para as situações nas quais a variável resposta apresenta múltiplas categorias desordenadas. Assim, como no caso de quatro categorias deste trabalho ($J=4$), as probabilidades podem ser escritas como:

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = P_{i4} = \frac{1}{1 + \exp(x_i \beta_{est}) + \exp(x_i \beta_{trab}) + \exp(x_i \beta_{trabest})},$$

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = P_{i3} = \frac{\exp(x_i \beta_{est})}{1 + \exp(x_i \beta_{est}) + \exp(x_i \beta_{trab}) + \exp(x_i \beta_{trabest})},$$

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = P_{i2} = \frac{\exp(x_i \beta_{trab})}{1 + \exp(x_i \beta_{est}) + \exp(x_i \beta_{trab}) + \exp(x_i \beta_{trabest})},$$

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = P_{i1} = \frac{\exp(x_i \beta_{trabest})}{1 + \exp(x_i \beta_{est}) + \exp(x_i \beta_{trab}) + \exp(x_i \beta_{trabest})},$$

em que β_{est} , β_{trab} e $\beta_{trabest}$ representam os efeitos das covariáveis específicas (neste caso essas covariáveis serão a idade, o período e a coorte) para as quatro categorias, sendo que a quarta categoria (INAT) é a referência. A equação para P_{i4} é derivada da restrição de que a soma das probabilidades é igual à unidade, ou seja, $P_{iINAT} = 1 - (P_{iest} + P_{itrab} + P_{itrabest})$.

As probabilidades acima podem ser escritas em termos de uma função exponencial de termos linear $\eta_{ij} = \exp(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}_j)$:

$$P_{i\text{inest}} = \frac{\eta_{i\text{inat}}}{\eta_{i\text{inat}} + \eta_{i\text{iest}} + \eta_{i\text{itrab}} + \eta_{i\text{itrabest}}},$$

$$P_{i\text{iest}} = \frac{\eta_{i\text{iest}}}{\eta_{i\text{inat}} + \eta_{i\text{iest}} + \eta_{i\text{itrab}} + \eta_{i\text{itrabest}}},$$

$$P_{i\text{itrab}} = \frac{\eta_{i\text{itrab}}}{\eta_{i\text{inat}} + \eta_{i\text{iest}} + \eta_{i\text{itrab}} + \eta_{i\text{itrabest}}},$$

$$P_{i\text{itrabest}} = \frac{\eta_{i\text{itrabest}}}{\eta_{i\text{inat}} + \eta_{i\text{iest}} + \eta_{i\text{itrab}} + \eta_{i\text{itrabest}}},$$

Admitindo-se que $\beta_{i\text{inat}}=0$, então $\eta_{i\text{inat}}=1$. Em geral, para uma variável resposta de J categorias, a probabilidade P_{ij} pode ser modelada como:

$$P_{ij} = \frac{\eta_{ij}}{\sum_{j=1}^J \eta_{ij}} = \frac{\exp(\beta_j I_i \beta_j P_i \beta_j C_i)}{\sum_{j=1}^J \exp(\beta_j I_i \beta_j P_i \beta_j C_i)},$$

levando-se em conta que $\sum_{j=1}^J P_{ij} = 1$, para todo i e lembrando novamente que, se $\beta_{i\text{inest}}=0$ implica $\eta_{i\text{inest}}=1$, conclui-se que a equação anterior será:

$$\Pr(y_i = j | x_i) = P_{ij} = \frac{\exp(\beta_j I_i \beta_j P_i \beta_j C_i)}{1 + \sum_{j=2}^J \exp(\beta_j I_i \beta_j P_i \beta_j C_i)}, \text{ para } j \neq \text{Inat}$$

e

$$\Pr(y_i = 4 | x_i) = P_{i4} = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^J \exp(\beta_j I_i \beta_j P_i \beta_j C_i)}. \text{ Considerando Inat}=4.$$

Um modelo com K covariáveis pode ser estimado com um total de (K+1) parâmetros. A estimação é realizada iterativamente usando máxima verossimilhança. É conveniente definir um conjunto de J variáveis *dummy* ($d_{ij} = 1$ se $y_i = j$ e 0, se não satisfizer a condição),

de modo que permita garantir que haverá um e somente um $d_{ij} = 1$ para cada observação. O log da probabilidade é:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \log P_{ij}$$

Interpretação dos resultados do modelo logito multinomial

As *odds* e as *odds-ratios* desempenham um papel importante nos modelos logito multinomial, da mesma forma que nos modelos binários e nos modelos log lineares. Na abordagem do logito multinomial as *odds* entre as categorias J e 1 para um dado i são:

$$\frac{P_{ij}}{P_{i1}} = \frac{\eta_{ij}}{\eta_{i1}} = \exp(x_i' \beta_j) \quad j = 2, \dots, J.$$

O logaritmo das *odds*, ou logito, é então uma função linear de x_i :

$$\log \left(\frac{P_{ij}}{P_{i1}} \right) = x_i' \beta_j \quad j = 2, \dots, J.$$

A categoria de referência à interpretação do logito multinomial é direta: um coeficiente positivo para uma variável independente contínua (x_k) implica um aumento na chance de se ter uma observação na categoria J relativamente à categoria de referência, mantendo-se as demais variáveis constantes. Da mesma forma um coeficiente negativo implica chance de se estar na categoria de referência alta em relação à categoria J, quando x_k aumenta. Se as variáveis independentes são variáveis *dummies*, codificadas em 0 e 1, β_{ik} é o logaritmo da *odds-ratio*:

$$\log \left[\frac{(P_j | x_k = 1 / P_1 | x_k = 1)}{(P_j | x_k = 0 / P_1 | x_k = 0)} \right] = \beta_{ij}$$

Para interpretar β_{jk} como logaritmo da *odds-ratio*, quando x_k é uma variável contínua, requer que se compare $x_k = x_k^0 + 1$ e $x_k = x_k^0$, em que x_k^0 é qualquer valor arbitrário de x_k :

$$\log \left[\frac{(P_j | x_k = x_k^0 + 1 / P_1 | x_k = x_k^0 + 1)}{(P_j | x_k = x_k^0 / P_1 | x_k = x_k^0)} \right] = \beta_{ij}$$

Este relacionamento diz respeito ao contraste entre a categoria j e a categoria referência.

Teste do melhor ajuste

Em regressões múltiplas, o indicador tradicional do melhor ajuste é o R^2 , que mede a proporção da variação na variável resposta que é explicada pela variável preditora. No caso de modelos logitais, algumas medidas alternativas denominadas pseudo- R^2 ⁷ são discutidas em Retherford e Choe (1993).

A definição de pseudo- R^2 usada pelo pacote estatístico SAS em regressões logitais é descrita em Retherford e Choe (1993).

$$pseudo - R^2 = \frac{2 \log L_1 - 2 \log L_0 - 2k}{-2 \log L_0}$$

L_0 = estatística de verosimilhança para o modelo nulo

L_1 = estatística de verosimilhança para o modelo ajustado

k = é o número de coeficientes a ser estimado

Note-se que $-2\log L_0 - 2\log L_1$ é o modelo qui-quadrado e se ele for menor do que $2K$ o pseudo R^2 será zero, denotando o pior ajuste do modelo. Entretanto, existem diversas dificuldades de se mensurar essa estatística devido às diversas formas de cálculo disponíveis. Essas formas podem produzir medidas diferentes mesmo quando aplicadas à mesma base de dados. Não existem argumentos teóricos suficientes para escolher uma medida em detrimento da outra. E, ainda, testes estatísticos que utilizam pseudo- R^2 não estão disponíveis para algumas medidas. Então, alguns autores não apresentam o valor do pseudo- R^2 quando reportam resultados de regressões logísticas (RETFERFORD E CHOE, 1993).

Fonte de dados

Para a aplicação do Modelo Idade-Período-Coorte, a base de dados utilizada será a Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios – PNAD – do IBGE. As variáveis de coorte serão construídas a partir da série histórica anual que cobre o período de 1983 a 2001. O

⁷ Esta medida é reportada diretamente na saída da regressão pelo pacote estatístico SAS com a denominação *Likelihood Ratio* e é equivalente à estatística deviance produzida pelo PROC GENMOD (ALISSON, 1999).

universo analisado nesse período apresenta cobertura nacional com exceção da área rural da Região Norte⁸.

A partir de 1992, os dados foram filtrados para compatibilizar a série com as mudanças no conceito de trabalho incorporadas na PNAD⁹. A pesquisa básica da PNAD de 1992, além de aspectos gerais da população, educação, trabalho, rendimento e habitação, agregou os temas: migração, fecundidade e nupcialidade. Este mesmo desenho foi mantido em 1993 e 1995. O levantamento da PNAD não é realizado em anos censitários e, excepcionalmente, também não o foi em 1994.

Análise dos resultados

Análise dos exponenciais dos coeficientes estimados a partir do modelo IPC

Os gráficos seguintes mostram os exponenciais dos coeficientes estimados (*odds ratio*) decompostos a partir do modelo IPC, cujo ajuste¹⁰ se apresentou mais razoável em relação aos demais modelos parciais conforme análise na seção anterior. Cabe esclarecer que os gráficos representam as *odds* ou chance de o indivíduo pertencer a uma determinada categoria da variável resposta em contraposição à categoria de referência. Nesse caso, a categoria de referência da variável resposta é não estudar e não trabalhar (INAT). As demais categorias são: 1. estudar e trabalhar (TRABEST); 2. só trabalhar (TRAB) e 3. só estudar (EST). O impacto do período é medido pela razão de cada período sobre o período mais recente (2001), o impacto das várias coortes é medido pela razão de cada uma das coortes sobre a coorte mais velha (1968-1970) e o impacto da idade é medido pela razão de cada uma das idades em relação à idade mais jovem (10 a 12 anos).

Sexo

Os efeitos puros da idade decompostos a partir do modelo IPC não apresentam divergências marcantes de padrão entre situações de trabalho e estudos de homens e mulheres. Entretanto, verifica-se uma pequena diferença de nível, principalmente na

⁸ Em 1981, a abrangência geográfica da PNAD foi ampliada, passando a excluir somente a área rural da antiga Região Norte que compreendia as seguintes unidades da Federação: Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. Tal abrangência foi mantida na década de 90.

⁹ A partir de 1992, para captar determinados grupos de pessoas envolvidas em atividade econômica que, anteriormente, não eram incluídas na população ocupada, o conceito de trabalho ficou mais abrangente, fato que foi amplamente discutido na literatura e não constitui o foco deste trabalho.

¹⁰ Encontra-se no apêndice B uma análise do ajuste do modelo selecionado.

chance de só trabalhar no grupo etário 16-18 anos, que, como é esperado, é maior para os homens (gráficos 11 e 12 da figura 9).

Os efeitos de período se apresentaram bastantes lineares para os homens, pois, observa-se pouca variabilidade nas chances de trabalhar e estudar, só trabalhar e só estudar em relação a não estudar e nem trabalhar entre os períodos (gráfico 13 da figura 9). Apesar de também mostrar pouca variabilidade entre os períodos, as mulheres indicaram um aumento da chance de trabalhar e estudar do período mais antigo (0,5) para o mais recente (1,5), anterior ao período de referência (gráfico. 14 da figura 9).

O efeito coorte, por sua vez, apresentou um padrão bastante semelhante para homens e mulheres. Registra-se apenas uma diferença de nível a favor das mulheres no aumento da chance de só estudar para as coortes mais jovens (gráficos 15 e 16 da figura 9).

Nesta seção, foi visto que os efeitos sobre homens e mulheres apresentam padrão bastante semelhante com poucas diferenças de níveis para alguma situação de trabalho e estudo da variável resposta. A partir da próxima seção, serão estimados os efeitos puros da idade, do período e da coorte sobre subamostras da população desagregada, segundo a situação de domicílio, a cor e a escolaridade do chefe da família dos jovens investigados neste trabalho. Além da desagregação mencionada, as subamostras serão ainda desagregadas por sexo. O que se pretende é verificar se determinados segmentos da população em estudo são afetados de forma diferenciada por essas três dimensões demográficas, ou seja, explorar a heterogeneidade dos indivíduos de uma mesma coorte de nascimento diversificados por diferenças determinantes para o processo de socialização e formação individual.

Gráfico 11 – Exponencial de idade, homens

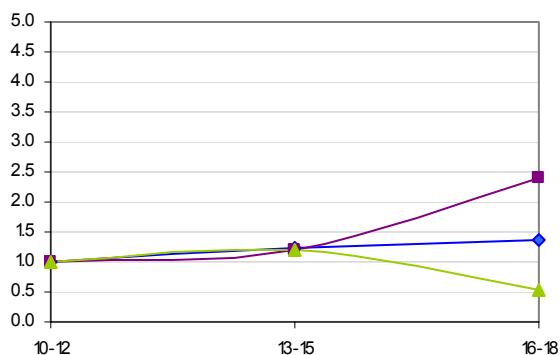


Gráfico 12 – Exponencial de idade, mulheres

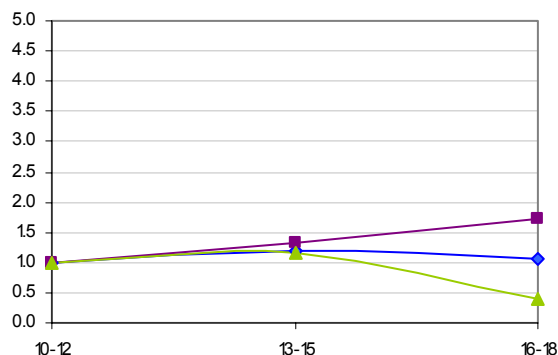


Gráfico 13 – Exponencial de período, homens

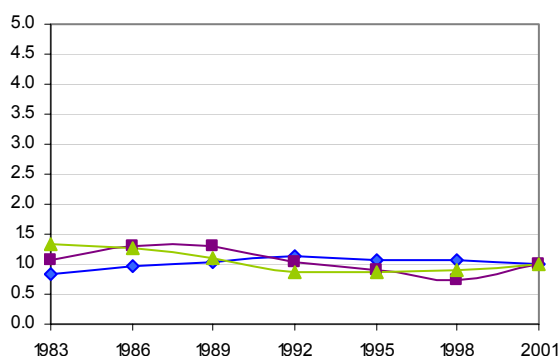


Gráfico 14 – Exponencial de período, mulheres

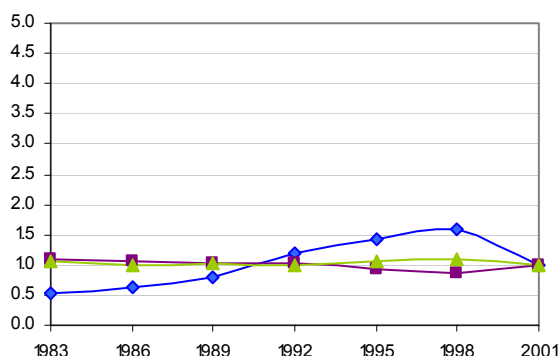


Gráfico 15 – Exponencial de coorte, homens

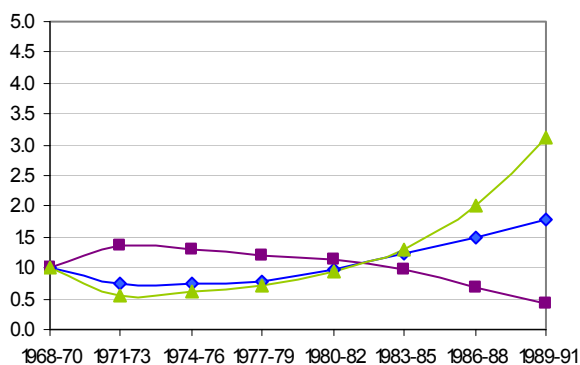
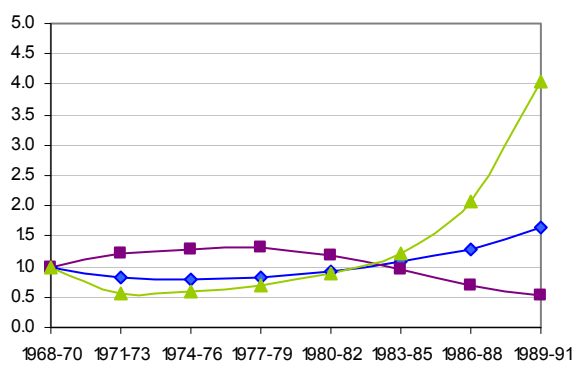


Gráfico 16 – Exponencial de coorte, mulheres



—◆— trabest —■— trab —▲— est

Figura 9 – Gráficos mostrando os exponenciais dos coeficientes de idade, período e coorte por sexo, estimados – modelo IPC.

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir de Tabulações das PNAD'S DE 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 E 2001.

Situação de domicílio

A análise do efeito de idade indica que ele apresenta um padrão coerente com as transições inerentes ao ciclo de vida dos indivíduos. Note-se que o padrão por idade do homem

urbano difere do homem rural apenas na chance de só trabalhar, que é acentuadamente maior na idade 16-18 em relação à idade 10-12 anos (gráficos 16 e 17 da figura 10).

O efeito do período sobre o trabalho masculino no meio urbano apresenta um padrão coerente com o ciclo econômico, embora com variabilidade pouco acentuada entre os períodos. A chance de só trabalhar, em 1983, em relação a 2001, é praticamente a mesma. No entanto, ela se eleva atingindo um pico por volta de 1986 e entra novamente em uma trajetória de queda com o menor desempenho em 1998. Embora as ondas de variação não sejam longas, o comportamento cíclico do efeito período é bastante evidente. O período apresenta um impacto positivo, mas bastante reduzido, sobre a chance de só estudar em contraposição a não estudar e nem trabalhar a partir de 1995. Esse comportamento sugere o resultado do esforço de políticas de universalização do estudo implementadas pelo governo evidenciado pela variável período (gráfico 19 da figura 10).

Nas áreas rurais conforme mostrado no gráfico 20 da figura 10, as decisões de só trabalhar, estudar e trabalhar e só estudar apresentam uma trajetória descendente do período mais longínquo em relação ao período de referência (2001). A partir de 1992 as três situações analisadas apresentam chance de ocorrer inferior à de 2001. É provável que na década de 90, à medida que se intensificou o processo de abertura comercial e a mecanização das culturas, as áreas rurais ficam mais vulneráveis às flutuações de períodos. Isso produz mudanças nas estratégias de oferta de mão de obra dos residentes nas áreas rurais e também mudanças no perfil da demanda de mão-de-obra nessas áreas. Existem estudos que verificam esta nova configuração da área rural brasileira como, por exemplo, Silva (1999).

O efeito puro de coorte nas áreas urbanas aumenta a chance de as coortes mais jovens só estudar e de trabalhar e estudar e apresenta uma trajetória ascendente ao longo das coortes de nascimento, com um claro impacto positivo relevante a partir da coorte de 1983-85, em relação à coorte de referência. Ao contrário, a chance de só trabalhar evidencia uma trajetória descendente da coorte mais antiga para a mais jovem e revela um impacto negativo relevante a partir da coorte de 1983-85 (gráfico 21 da figura 10).

Nas áreas rurais, a coorte apresenta efeito positivo relevante somente a partir da coorte de 1983-85, a partir da qual se verifica aumento acentuado das chances de só estudar e de trabalhar e estudar e um aumento suave da chance de só trabalhar. Em que pese o aumento de quase 20 vezes na chance de só estudar para os jovens do meio rural, tal resultado deve

ser interpretado com cautela. Por maior êxito que se possa verificar nas últimas políticas educacionais, é pouco provável que esse efeito já tenha se evidenciado em uma tendência de coorte dessa magnitude (gráfico 22 da figura 10).

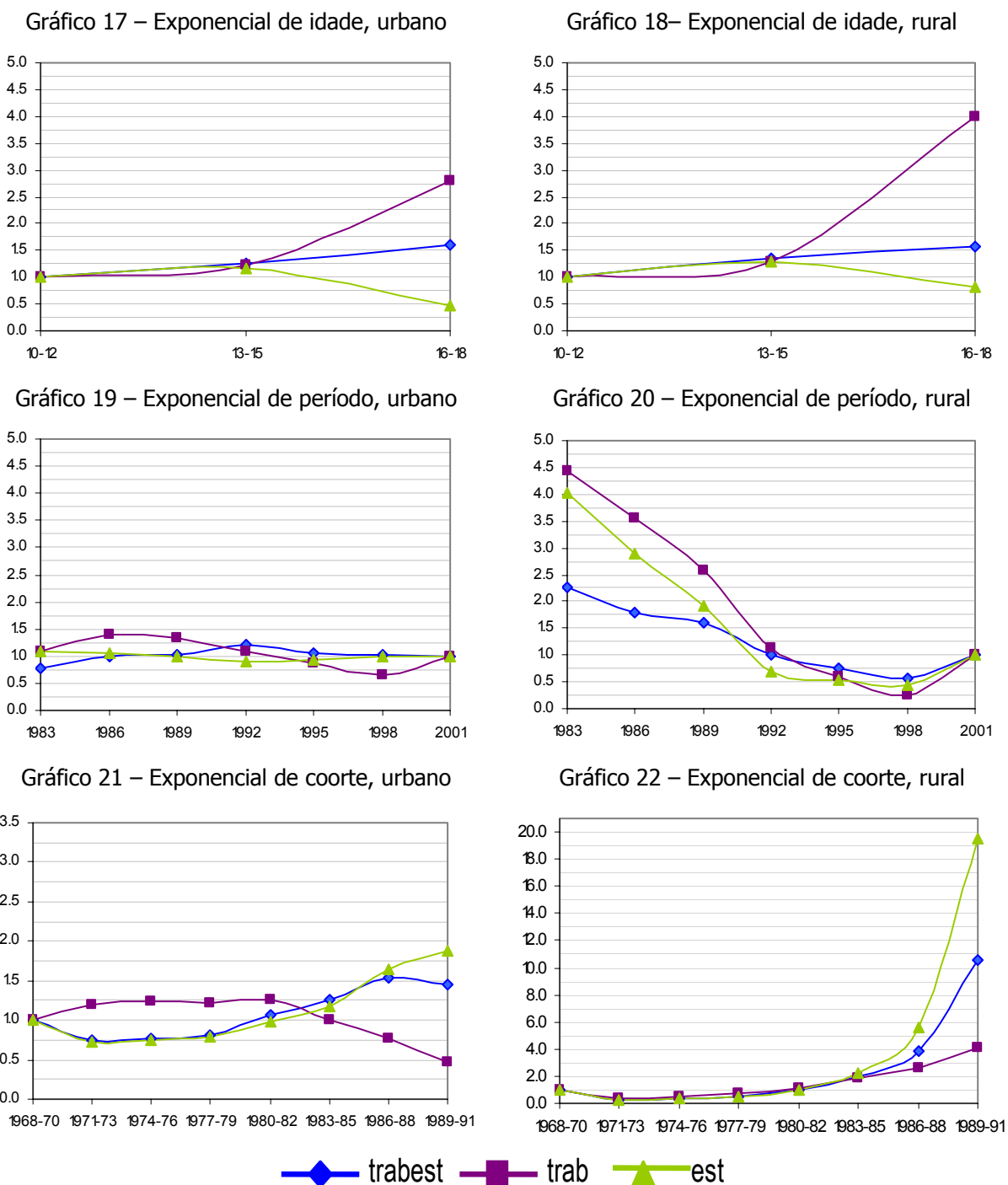


Figura 10 – Gráficos mostrando os exponenciais de idade, período e coorte por situação de domicílio, estimados para homens – modelo IPC

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir de Tabulações das PNAD'S DE 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 E 2001.

Verifica-se, no caso das mulheres, análogo ao caso dos homens, que os efeitos de idade são compatíveis com as etapas do ciclo de vida, pois registra-se um aumento da chance de só trabalhar e trabalhar e estudar da idade mais jovem para a mais velha, na medida em que a chance de só estudar diminui nessa mesma direção. O que vale ressaltar é que, nas áreas rurais, as mulheres têm a chance de só trabalhar aumentada com a idade ao passo que a chance de trabalhar e estudar diminui com a idade juntamente com a chance de só estudar. Enquanto nas áreas urbanas vislumbra-se para as mulheres uma continuidade das atividades escolares concomitante às atividades no mercado de trabalho, não faz parte do ciclo de vida das mulheres rurais a opção de continuar os estudos e trabalhar simultaneamente. Uma possibilidade, que não é possível detectar no escopo deste trabalho, é o efeito da migração rural-urbana por motivo de trabalho e estudo. Admitindo-se que a motivação principal da migração rural-urbano seja por motivos de trabalho, este resultado seria parcialmente explicado (gráficos 23 e 24 da figura 11).

Os períodos mais recentes produzem um efeito positivo na chance de a mulher trabalhar e estuda e só estudar nas áreas urbanas. Diferentemente dos homens, para a questão relacionada a trabalho, não se verificou um comportamento cíclico. Ao contrário, o impacto do período sobre essa decisão foi suave e constante ao longo dos períodos. Os impactos mais significativos de período para as mulheres foram verificados nas duas decisões que envolvem atividades escolares (trabalhar e estudar e só estudar) (gráfico 25 da figura 11).

Nas áreas rurais as mulheres têm a sua chance de trabalhar e estudar significativamente aumentada do período mais antigo para o período mais recente, este impacto é mais suave para a chance de só estudar e negativo para a chance de só trabalhar. Também no caso das mulheres há um indício de que a universalização do ensino tenha aumentado a chance das decisões que envolvem alocação do tempo em atividades escolares (gráfico 26 da figura 11).

Os esforços de políticas de universalização do ensino bem como os programas de erradicação do trabalho infantil são acentuados pelo efeito coorte. Por um lado, a chance de só estudar das coortes mais jovens é maior em relação à coorte de referência (coorte mais antiga). Por outro lado, a chance de só trabalhar é menor para as coortes mais jovens em relação às coortes mais antigas. Em que pese o aumento da chance de só trabalhar das

coortes de mulheres rurais mais jovens, a chance de só estudar aumenta mais, relativamente à coorte de referência. A chance de trabalhar e estudar apresenta uma tendência de declínio, mesmo que suave, das coortes mais velhas em relação às coortes mais jovens (gráficos 27 e 28 da figura 11).

Gráfico 23 - Exponencial de idade, urbano

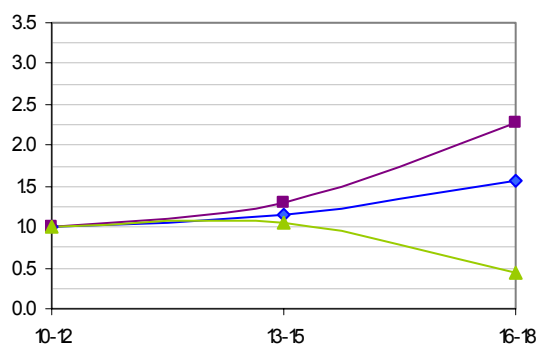


Gráfico 24 - Exponencial de idade, rural

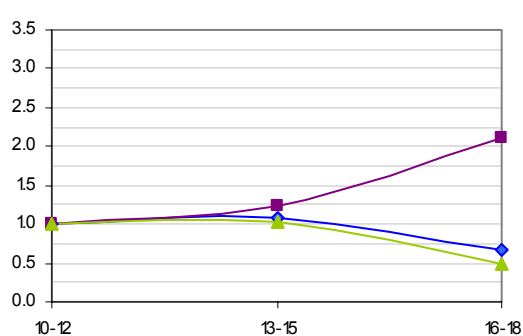


Gráfico 25 - Exponencial de Período, urbano

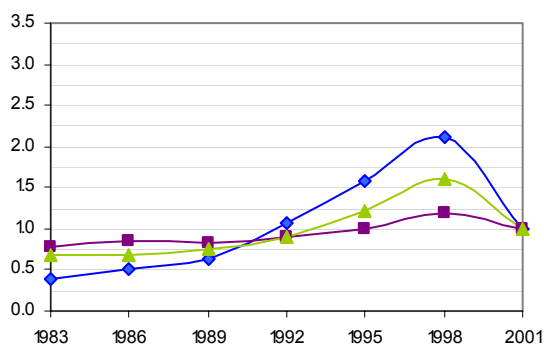


Gráfico 26 - Exponencial de período, rural

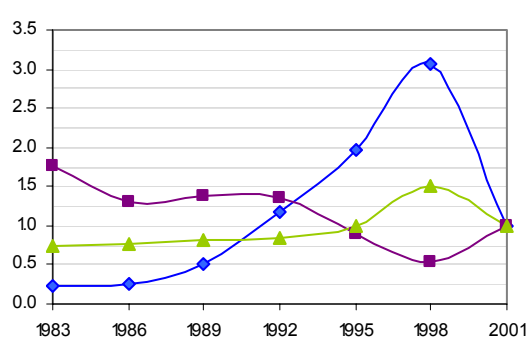


Gráfico 27 - Exponencial de coorte, urbano

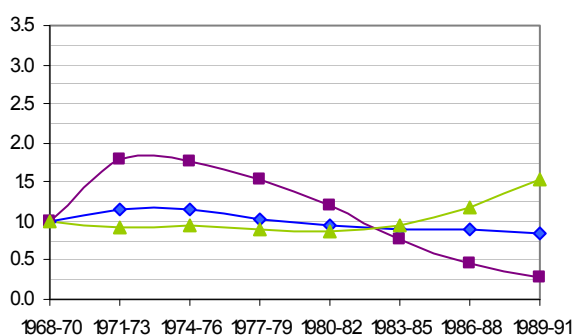
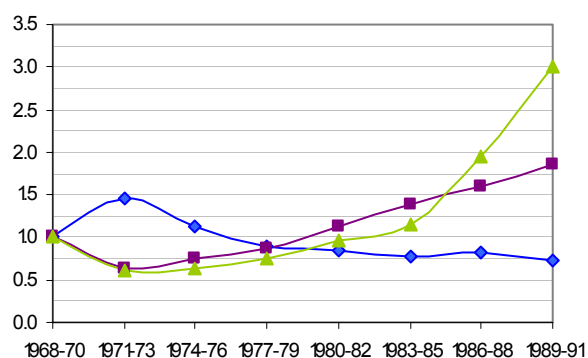


Gráfico 28 - Exponencial de coorte, rural



—◆— trabest —■— trab —▲— est

Figura 11 – Gráficos mostrando os exponenciais de idade, período e coorte por situação de domicílio, estimados para mulheres – modelo IPC

Fonte - Elaborado pela autora do artigo a partir de tabulações das PNAD'S DE 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 E 2001.

Raça

O efeito puro da idade não apresenta diferenças entre grupos de indivíduos brancos e negros do sexo masculino de uma mesma coorte de nascimento. Tanto o nível quanto o padrão das curvas que representam o efeito sobre as decisões de trabalhar, trabalhar e estudar e só estudar são bastante similares (gráficos 29 e 30 da figura 12).

O efeito período apresenta uma diferença de nível sobre a chance de só trabalhar. A chance de as crianças e adolescentes negros só trabalharem é maior nos períodos mais antigos relativamente aos brancos. A partir de 1992, ambos revelam uma diminuição da chance de só trabalharem em relação ao período de referência (2001). Entretanto, a chance das crianças e adolescentes negras diminui mais. A chance de realizar as atividades escolares e no mercado de trabalho simultaneamente também é similar para brancos e negros do sexo masculino, ao passo que a chance de só estudar é menor para os negros em 1992, e, a partir desse período, o período não exerce qualquer efeito sobre os dois grupos (gráficos 31 e 32 da figura 12).

Os efeitos puros de coorte evidenciam uma tendência de que brancos e negros do sexo masculino são afetados de forma diversa tanto no que diz respeito ao nível quanto a padrão. Note-se que o aumento da chance de só estudar e de trabalhar e estudar é significativamente mais acentuado para as coortes mais jovens de indivíduos negros. Quanto à de só trabalhar, o padrão e o nível diferem significativamente para as coortes mais antigas, sendo menor para os negros e maior para os brancos. Para as coortes mais jovens, ela diminui de forma mais acentuada para os membros brancos de uma mesma coorte de nascimento (gráficos 33 e 34 da figura 12).

Gráfico 29 – Exponencial de idade, brancos

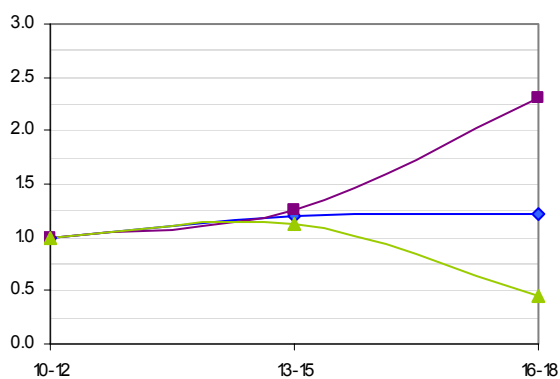


Gráfico 30 – Exponencial de idade, negros

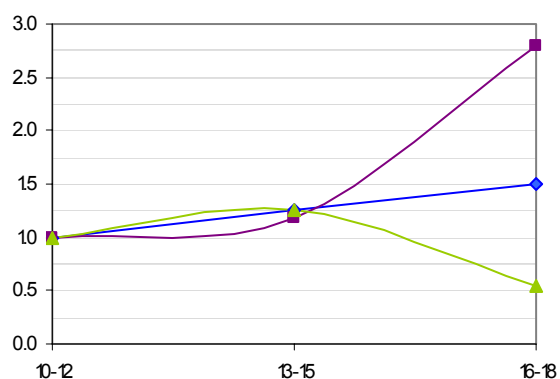


Gráfico 31 – Exponencial de período, brancos

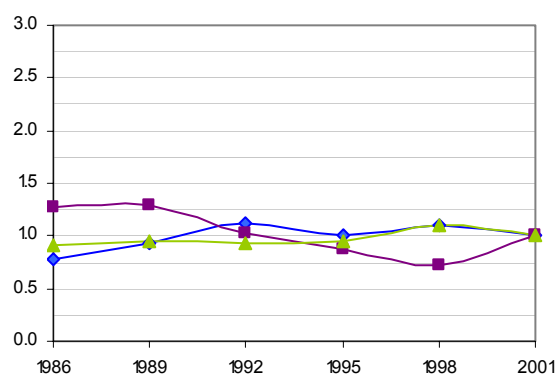


Gráfico 32 – Exponencial de período, negros

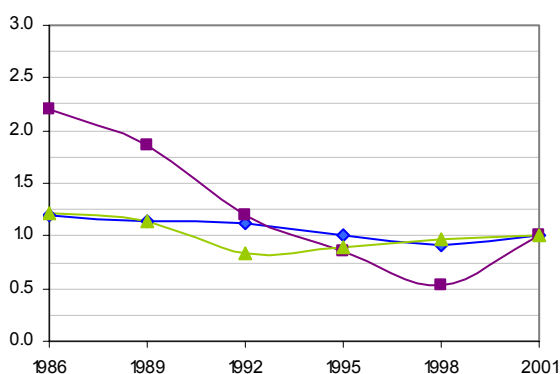


Gráfico 33 - Exponencial de coorte, brancos

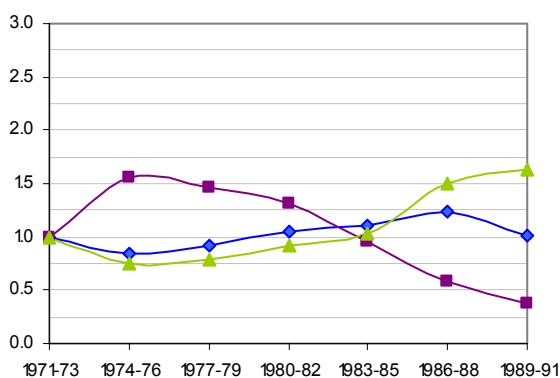
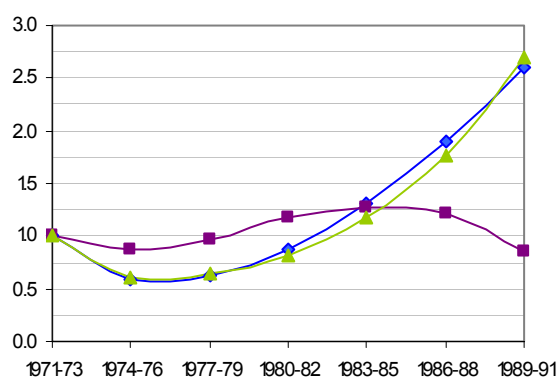


Gráfico 34 – Exponencial de coorte, negros



—◆— trabest —■— trab —▲— est

Figura 12 – Gráficos mostrando o exponencial de idade, período e coorte estimados, segundo a raça para homens – modelo IPC

Fonte - Elaborado pela autora do artigo a partir de tabulações das PNAD'S DE 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 E 2001.

Verifica-se uma diferença de nível, proveniente do efeito puro da idade, entre as jovens brancas e negras em relação à chance de trabalhar e estudar e só trabalhar. Constata-se um aumento na chance de trabalhar e estudar no intervalo etário 16-18 anos e pode-se inferir que uma parcela dos indivíduos se insere na força de trabalho como uma estratégia de

financiar a sua permanência na escola. Dessa forma, uma evidência de aumento acentuado dessa chance para as jovens brancas nessa idade, conforme verificado no gráfico 35 da figura 13, sugere, grosso modo, que as jovens negras têm uma chance menor de continuar estudando simultaneamente à atividade no mercado de trabalho (gráfico 36 da figura 13). Possivelmente, isso ocorra devido às motivações diferentes que, em média, levam cada grupo a procurar o mercado de trabalho. Por um lado, as jovens brancas necessitam financiar ou completar o financiamento dos seus estudos e, por outro, as jovens negras buscam o mercado de trabalho como uma estratégia de complementação de renda familiar.

O efeito puro de período revela que a chance de só estudar aumenta mais significativamente para as jovens brancas no período mais recente anterior ao período de referência. Esse período, conforme já explicitado anteriormente, coincide com uma política pública de universalização do ensino. Assim, poder-se-ia esperar que o efeito de período evidenciasse a eficácia dessa política homogeneizando a chance de só estudar, independentemente de características individuais (gráficos 37 e 38 da figura 13). Esse resultado revela que certos grupos não têm acesso mais restrito às políticas públicas, mesmo quando focalizadas. Nesse contexto, a preocupação de todo gestor de políticas deveria ser a eficácia em atingir o público-alvo. De outra forma, resulta em ingerência dos recursos públicos beneficiando segmentos menos necessitados.

Os gráficos 39 e 40 da figura 13 revelam os efeitos puros de coorte sobre a chance de só trabalhar, trabalhar e estudar e só estudar, para jovens do sexo feminino de 10 a 18 anos. Com respeito à chance de só trabalhar, nota-se um efeito nível, embora com padrão semelhante entre as jovens brancas e negras. A chance de trabalhar e estudar também apresenta um efeito nível mais acentuado, principalmente para as coortes mais jovens, pois a chance das jovens brancas de trabalhar e estudar aumenta significativamente da coorte 1980-82 até a coorte 1986-88, e, desta, até a coorte mais jovem (1989-91) sinaliza uma tendência de queda. O que se pode argumentar é que já se faça notar alguma tendência de diminuição do trabalho precoce, amplamente combatido por diversos órgãos governamentais e não governamentais. Quanto às crianças e jovens negras, a partir da coorte 1977-79 até a coorte mais jovem, evidencia-se uma tendência de aumento da chance de trabalhar e estudar. Para crianças e adolescentes brancas, as coortes mais antigas apresentam menor chance de só estudar em relação à coorte referência revelando homogeneidade entre as coortes. A partir da coorte de 1983-85, a chance aumenta e chega

a 1,5 em relação à coorte mais antiga. Para as crianças e adolescentes negras, a chance de só estudar para as coortes mais antigas também é menor, considerando a coorte de referência. Ressalta-se, entretanto, que o nível é mais acentuado do que o verificado para as brancas. A partir da coorte 1983-85, ela supera a coorte mais antiga e chega a ser duas vezes maior. Apesar do efeito de período revelar que a chance de só estudar é menor para as negras, a tendência de coorte é maior devido à maior desigualdade entre as coortes, ou seja, a cada nova coorte uma parcela significativa de membros deste segmento tem a sua chance melhorada.

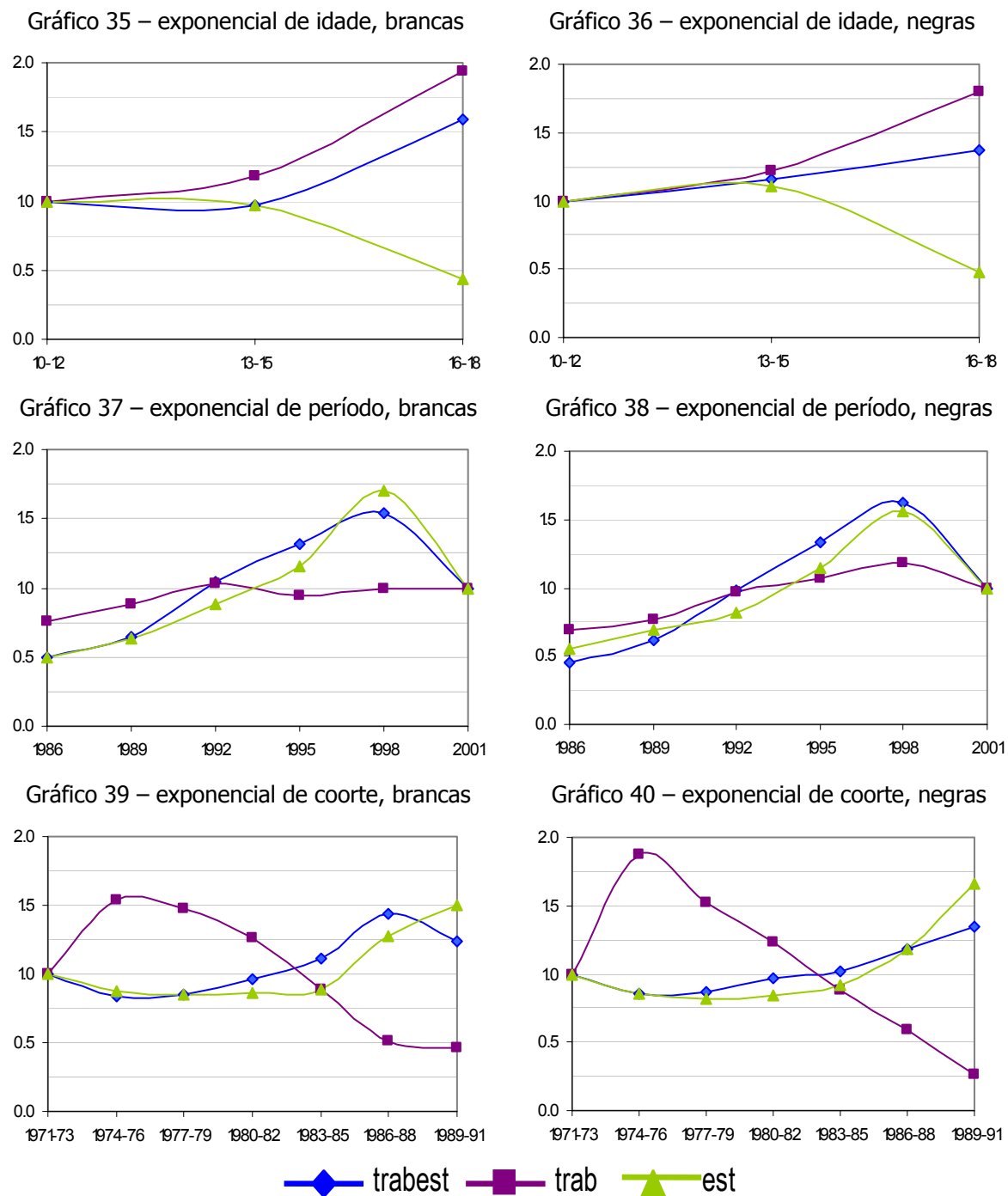


Figura 13 – Gráficos mostrando os exponenciais de idade, período e coorte estimados, segundo a raça para mulheres – modelo IPC.

Fonte - Elaborado pela autora do artigo a partir de tabulações das PNAD'S DE 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 E 2001.

Educação do chefe da família

Esta seção se preocupa com a análise dos efeitos puros de idade, período e coorte sobre as chances de trabalhar e estudar, só trabalhar e só estudar de crianças e adolescentes

desagregados por sexo e nível educacional do chefe da família. Nesse contexto, a educação do chefe de família é uma medida indireta da educação dos pais pois, o grupo sob análise é o de indivíduos cuja condição na família é filho. A educação do chefe da família foi desagregada em três níveis educacionais: baixo (até quatro anos de estudos); médio (de cinco a oito anos de estudos) e alta (acima de oito anos de estudos). Nesse caso não se preocupou com o sexo do chefe, embora a educação da mãe e a do pai¹¹ produzam efeitos diferenciados sobre a situação educacional e ocupacional dos filhos.

O efeito puro de idade não produz impactos diferenciados sobre os indivíduos do sexo masculino membros de famílias com chefes com baixa e média educação. Tanto o padrão quanto o nível são bastante similares para a chance de se estar nas três situações analisadas (gráficos 41 e 42 da figura 14). A chance de só trabalhar dos indivíduos cujos chefes da família têm mais de oito anos de estudos não diverge do padrão verificado para os demais níveis educacionais. Entretanto, no gráfico 43 da figura 14, as chances de só estudar e de trabalhar e estudar apresentam um aumento para o grupo etário 13-15 anos e uma queda maior para o intervalo etário 16-18 anos, se comparado com o padrão observado nos níveis educacionais imediatamente anteriores.

Os resultados sugerem que as crianças e adolescentes cujos chefes têm melhor nível educacional são mais sensíveis aos efeitos de período comparativamente aos inseridos em famílias com chefes com baixo e médio níveis educacionais. Não se observa variabilidade significativa no padrão verificado para os níveis educacionais baixo e médio do chefe (gráficos 44 e 45 da figura 14). Registra-se uma variabilidade maior nas chances de só trabalhar e só estudar para aqueles cujos chefes da família alcançaram alto nível educacional (gráfico 46 da figura 14). Em 1992, ocorre uma inflexão no padrão verificado: antes as chances eram menores do que em 2001 e após, são maiores. A chance de só trabalhar é inferior em relação ao período de referência ao longo de todos os períodos, exceto em 1995 quando é ligeiramente superior.

O efeito puro de coorte apresenta padrão e nível específicos segundo cada estrato educacional do chefe de família analisado. Verifica-se no gráfico 47 da figura 14 um efeito coorte positivo sobre as coortes mais jovens de filhos cujos chefes de família têm baixo nível educacional. As coortes nascidas a partir da década de 80 têm as chances de só

¹¹ Considerando chefe do sexo feminino e masculino, como *proxis* de pai e mãe, respectivamente.

estudar e de trabalhar e estudar aumentadas em relação à coorte mais antiga, ao passo que a chance de só trabalhar se reduz para essas mesmas coortes. Em relação aos chefes com educação média, nota-se um efeito positivo na chance de só estudar, que aumenta para as coortes nascidas a partir da década de 1980. As chances de trabalhar e estudar e de só trabalhar diminuem, também, a partir das coortes nascidas a partir de 1980. Note-se que a chance de só trabalhar para as coortes nascidas antes de 1980, particularmente aquelas nascidas entre 1971-1973 e 1974-1976, é significativamente elevada em relação à coorte de referência e à coorte mais jovem (gráfico 48 da figura 14). O efeito coorte puro sobre aqueles cujos chefes de família apresentam alto nível educacional apresenta um padrão bastante diferenciado dos demais níveis, principalmente para a chance de só estudar. Esta se apresenta bastante elevada para as coortes mais antigas e diminui para as coortes mais recentes. A partir das coortes nascidas na década de 80, a chance de só estudar é inferior à coorte de referência. As demais chances também apresentam padrão similar, embora mostrem diferenças de nível para as coortes mais antigas (gráfico 49 da figura 14).

Gráfico 41 – Exponencial de idade para educação do chefe de família até 4 anos

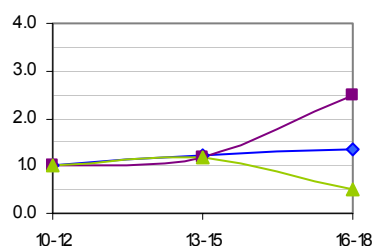


Gráfico 42 – Exponencial de idade para educação do chefe de família de 5 a 8 anos

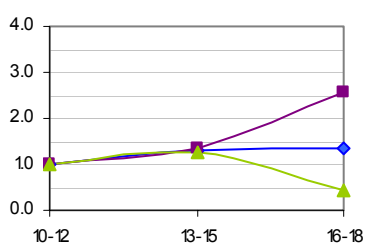


Gráfico 43 – Exponencial de idade para educação do chefe de família acima de 8 anos

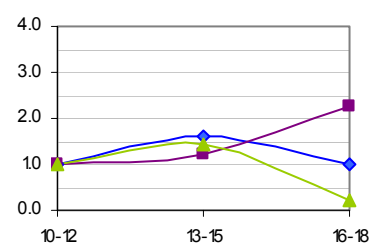


Gráfico 44 – Exponencial de período para educação do chefe de família até 4 anos

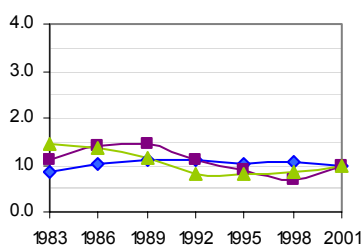


Gráfico 45 – Exponencial de período para educação do chefe de família de 5 a 8 anos

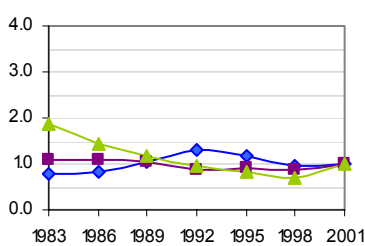


Gráfico 46 - Exponencial de período para educação do chefe de família acima 8 anos

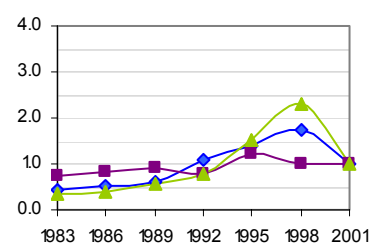


Gráfico 47 – Exponencial de coorte para educação do chefe de família até 4 anos

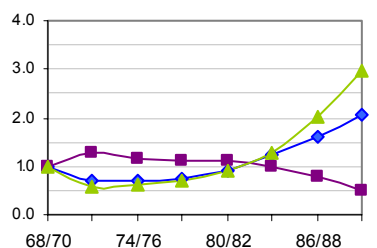


Gráfico 48 – Exponencial de coorte para educação do chefe de família de 5 a 8 anos

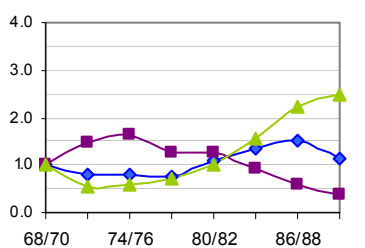
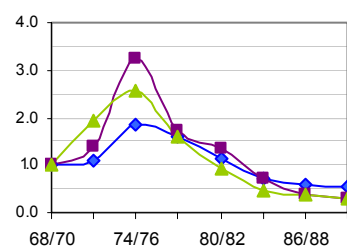


Gráfico 49 – Exponencial de coorte para educação do chefe de família acima de 8 anos



—◆— trabest —■— trab —▲— est

Figura 14 – Gráficos mostrando os exponenciais de idade, período e coorte estimados, segundo a educação do chefe para homens – modelo IPC

Fonte - Elaborado pela autora do artigo a partir de tabulações das PNAD'S DE 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 E 2001.

A análise do efeito idade puro sobre as crianças e adolescentes do sexo feminino apresenta um padrão similar ao identificado para os indivíduos do sexo masculino para todos os níveis educacionais analisados. Contudo, existe uma diferença de nível a favor dos homens cujos chefes de família têm alto nível educacional (gráficos 50, 51 e 52 da figura 15).

O efeito puro do período tem algumas diferenças de nível e padrão entre os níveis educacionais do chefe da família e entre os sexos. As mulheres aumentam a chance de trabalhar e estudar e só estudar do período mais antigo para o mais recente em todos os

níveis educacionais do chefe da família. Contudo, uma análise visual dos gráficos indica que as crianças e adolescentes do sexo feminino cujos chefes de família tem nível educacional baixo apresentam chance de trabalhar e estudar aumentada a taxas crescentes até o período 1992 e, a partir deste, aumentam a taxas decrescentes. Verifica-se um ponto de inflexão da intensidade do aumento da chance para as mulheres cujo chefe da família tem educação média e alta em 1989. Os efeitos puros de período sobre a chance de trabalhar e estudar e só estudar das mulheres, comparativamente aos homens, só não apresentam divergências marcantes para aqueles cujos chefes da família têm nível educacional alto. As mulheres em famílias com chefes com níveis educacionais baixo e médio se revelaram mais sensíveis ao efeito período nos períodos mais recentes em relação aos homens. A diferença mais marcante observada é que, nos períodos mais antigos, a chance de as mulheres só trabalharem é maior do que a chance no período de referência e permanece quase constante até 1992, período, a partir do qual, a chance decresce e, em 1998, é menor do que em 2001 (período de referência). Para aqueles, cujos chefes da família têm nível educacional médio e alto, o padrão e o nível diferem muito entre os sexos. Enquanto o efeito período praticamente inexistente para os homens cujos chefes da família apresentem médio nível educacional, para as mulheres, o efeito período é positivo ao longo do tempo de análise. O efeito puro de período sobre as crianças e adolescentes do sexo feminino cujos chefes da família têm alto nível educacional, diferente daquele verificado para as crianças e adolescentes do sexo masculino, aumenta a partir de 1989 e chega, em 1998, a multiplicar por cinco vezes a chance de só trabalhar. Esse comportamento é coerente com o padrão da taxa de participação feminina no mercado de trabalho que ainda tem espaço para crescer, ao passo que a dos homens já se encontra praticamente estabilizada.

O efeito puro de coorte apresenta padrão bastante similar entre homens e mulheres membros de famílias cujos chefes têm baixo nível educacional. A diferença de nível é pequena e os homens apresentam nível maior em relação às mulheres. Para aqueles chefes de família cujo nível educacional é médio e alto, o padrão entre as mulheres é similar, destacando-se uma diferença de nível na chance de só trabalhar significativamente acentuada nas coortes mais antigas. Como pode ser observado, o efeito de coorte é maior sobre as crianças e adolescentes do sexo feminino das coortes mais antigas e chefes com nível educacional alto em relação aos chefes com nível educacional médio. Em ambos os

casos, a chance cai da coorte mais antiga para a mais nova, embora muito mais rapidamente para aquelas cujos chefes de família têm nível educacional alto. A chance de só estudar apresenta um pequeno aumento para a coorte mais jovem em relação à coorte de referência para aquelas cujos chefes são de nível educacional médio. Não obstante, a chance diminui para aquelas cujo nível educacional do chefe é alto (gráficos 57 e 58 da figura 15). A chance de trabalhar e estudar apresenta padrão semelhante para o nível educacional dos chefes da família.

Seria de se esperar que jovens, independentemente do sexo, inseridos em famílias cujos chefes têm nível educacional alto apresentassem maior chance de só estudar e de trabalhar e estudar, principalmente para as coortes mais jovens. Entretanto, isso não foi observado nesta amostra, pois o nível educacional é um bom marcador de coorte e, por isso anula o efeito positivo neste subgrupo. Uma outra possível explicação pode ser que, para as coortes mais antigas, ter oito de anos de estudos fizesse diferença em termos de educação, dado que uma parcela menor da população tinha educação superior, por exemplo. Com a expansão do ensino público e privado, maior proporção de pessoas em todas as condições na família mostram algum nível educacional.

Gráfico 50 – Exponencial de idade para educação do chefe de família até 4 anos

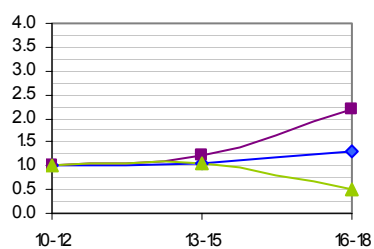


Gráfico 51 – Exponencial de idade para educação do chefe de família de 5 a 8 anos

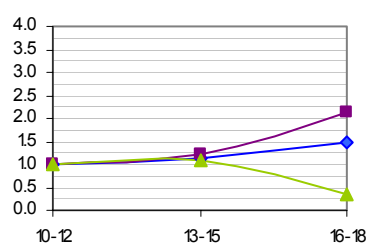


Gráfico 52 – Exponencial de idade para educação do chefe de família acima de 8 anos

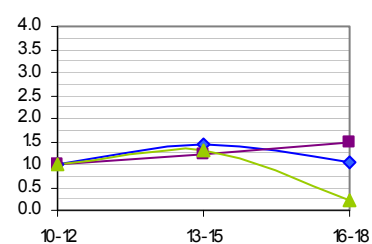


Gráfico 53 – exponencial de período para educação do chefe de família até 4 anos

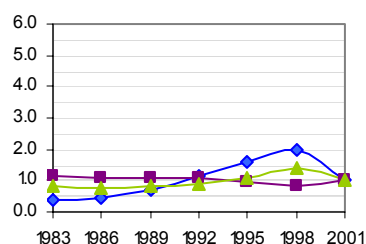


Gráfico 54 – exponencial de período para educação do chefe de família de 5 a 8 anos

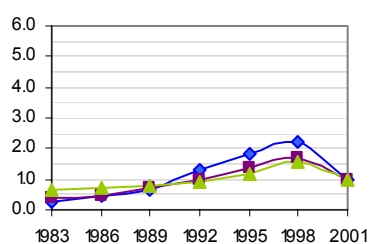


Gráfico 55 - exponencial de período para educação do chefe de família acima 8 anos

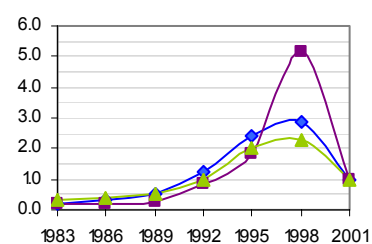


Gráfico 56 – exponencial de coorte para educação do chefe de família até 4 anos

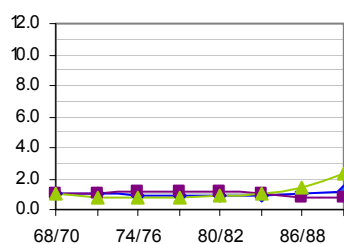


Gráfico 57 – exponencial de coorte para educação do chefe de família de 5 a 8 anos

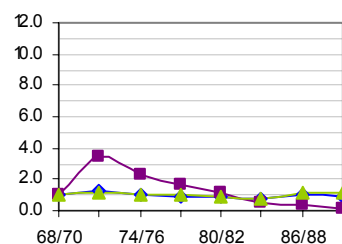
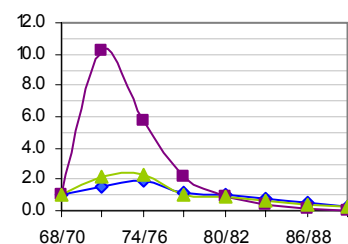


Gráfico 58 – exponencial de coorte para educação do chefe de família acima de 8 anos



—◆— trabest —■— trab —▲— est

Figura 15 – Gráficos mostrando os exponenciais de idade, período e coorte estimados, segundo a educação do chefe para mulheres – modelo IPC.

Fonte - Elaborado pela autora do artigo a partir de tabulações das PNAD'S DE 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 E 2001.

Conclusão

Este trabalho buscou identificar os efeitos da idade, do período e da coorte sobre as decisões de alocação do tempo de crianças e adolescentes entre as atividades no mercado de trabalho e as atividades escolares. O que se procurou investigar é se os indivíduos pertencentes a uma mesma coorte de nascimento, com a mesma idade e experimentando os acontecimentos dos mesmos períodos, apresentam sensibilidade diferenciada aos efeitos provenientes das mudanças de idade, dos acontecimentos de período e das mudanças

comportamentais que envolvem as gerações e imprime um efeito permanente a subgrupos de uma mesma coorte.

Nesse sentido, entre os principais achados, foi verificada sensibilidade diferenciada entre os subgrupos populacionais analisados, principalmente, no que diz respeito aos efeitos de coorte e de período. Os efeitos da idade não apresentaram efeitos distintos por subgrupos com características diferentes, mantendo sempre um padrão semelhante e alguns diferenciais de nível. O efeito da idade, em todos os casos analisados, aumentava a chance de só trabalhar em detrimento do não-trabalho e não-escola, para o grupo etário mais velho. No geral, a chance de trabalhar e estudar foi menos afetada pela idade, exceto no caso das mulheres urbanas, cuja chance de trabalhar e estudar foi aumentada pela idade em contraposição a uma diminuição nessa chance para as mulheres rurais.

No caso de subgrupos por cor, as mulheres brancas e negras também se desviaram do padrão geral verificado, pois tiveram as chances de trabalhar e estudar aumentadas com a idade, apresentando um nível maior para as brancas. Resultado que sugere que as mulheres, independentemente da motivação da transição para o mercado de trabalho, procuram permanecer na escola complementando a formação.

Os homens urbanos, os brancos e os que têm pais com educação baixa (até quatro anos de estudos) e média (entre cinco e oito anos de estudos) apresentaram pouca sensibilidade ao efeito período. Por outro lado, os homens residentes em áreas rurais diminuíram tanto a chance de só trabalhar como a de só estudar, enquanto os negros mostraram queda apenas da chance de só trabalhar. A trajetória descendente da chance de só trabalhar para crianças e adolescentes no intervalo etário analisado neste trabalho não se traduz em uma consequência negativa. Entretanto, uma associação positiva do efeito período seria se a queda na chance de só trabalhar fosse compensada por um aumento da chance de só estudar. Em contrapartida, o efeito do período sobre as crianças e adolescentes cujos pais têm alto nível educacional é positivo. As chances de só estudar e de trabalhar e estudar aumentam, ao passo que a de só trabalhar praticamente não se altera. O resultado demonstra o que é evidência em diversos estudos, a importância do *background* familiar nas trajetórias educacionais e educacionais dos indivíduos.

O efeito coorte acentua uma tendência de aumento da chance de só estudar e queda da chance de só trabalhar para as coortes mais jovens do sexo masculino, exceto quando se

refere àqueles cujos pais têm nível educacional alto. A chance de trabalhar e estudar só aumenta para os jovens negros. Quanto aos jovens brancos e aqueles cujos pais têm médio nível educacional aparece uma tendência de queda para a coorte mais jovem. O comportamento das curvas, em relação ao segmento de jovens que têm pais com nível educacional alto, a trajetória de queda se inicia na terceira coorte mais velha para a mais nova. Este resultado é mais um efeito de confundimento pelo fato de esse segmento específico ser um bom marcador de coorte.

Os períodos mais recentes tiveram um efeito positivo para as mulheres, pois, para todos os segmentos sociodemográficos, os períodos mais recentes atuaram no sentido de aumentar as chances de trabalhar e estudar e de só estudar. Em alguns casos, a chance de só trabalhar variou pouco, como no caso das mulheres brancas com pais com baixo nível educacional. No caso das mulheres rurais, verificou-se uma pequena diminuição na chance de só trabalhar ao mesmo tempo em que aumentou significativamente a chance de trabalhar e estudar. Este resultado é bastante positivo se comparado com o efeito negativo do período sobre os homens das áreas rurais.

Registra-se um aumento de cinco vezes na chance de só trabalhar para as crianças e adolescentes do sexo feminino com pais com nível educacional alto, o que pode denotar uma melhor empregabilidade transmitida por meio de um ambiente familiar adequado.

O efeito coorte, por sua vez, apresentou efeitos bastante positivos para as coortes mais jovens de crianças e adolescentes brancas e negras e urbanas, uma vez que se verificou aumento na chance de trabalhar e estudar e de só estudar, concomitantemente a uma diminuição da chance de só trabalhar. As mulheres residentes em áreas rurais apresentaram maior aumento na chance de só estudar e de só trabalhar. A chance de trabalhar e estudar mostrou uma pequena queda. Em relação ao segmento populacional desagregado por escolaridade dos pais, a coorte não produziu efeitos significativos, exceto na chance de só trabalhar para algumas coortes mais antigas de filhos de pais com nível educacional alto.

O exercício proposto neste trabalho demonstrou que as dimensões demográficas da idade, do período e da coorte conseguem sintetizar efeitos de várias variáveis sociodemográficas, o que o torna um modelo parcimonioso com resultados robustos.

Os efeitos de período sobre o estudo das probabilidades de ocorrência de eventos sociais, como no caso deste trabalho, podem indicar se políticas implementadas em determinados pontos do tempo tiveram resposta em termos de eficácia. Pode ser analisado ainda se a eficácia é pontual ou se os seus efeitos transbordam para outros períodos.

Por seu lado, a dimensão de coorte pode ser um ótimo indicador de mudanças sociais ao longo do tempo. Estudos mais acurados podem mensurar quantas gerações são necessárias para produzir mudanças duradouras.

Referências bibliográficas

ALLISON, P. D. *Logistic regression using SAS system: theory and application*. Cary, NC: SAS Institute, 1999. 288p.

ARBYN, H. M. *et al.* Description of the influence of age, period and cohort effects on cervical cancer mortality by log linear models (Belgium, 1955-94). Belgium: *Archives of Public Health*, Brussels, v. 60, n.2, p.73-100, 2002.

BARROS, R. P., MENDONÇA, R. Infância e adolescência no Brasil: as conseqüências da pobreza diferenciadas por gênero, faixa etária e região de residência. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.21, n.2, p.355-376, ago. 1991.

BARROS, R. P., MENDONÇA, R., VELAZCO, T. *Is poverty the main cause of child work in Brazil?* Rio de Janeiro: IPEA, 1994. 38p. (Texto para Discussão, n.351)

BARROS, R. P. *et al.* *Determinantes do desempenho educacional no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. 33p.(Texto para Discussão, n.834)

BECKER, G. S. *A treatise on the family*. Cambridge: Harvard University, 1981. 288p. Cap.5: The demand for children, p.93-112.

CORSEUIL, C., SANTOS, D. D., FOGUEL, M. N. Decisões críticas em idades críticas: a escolha de jovens entre estudo trabalho em seis países da América Latina. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, 2000, Caxambu, MG. *Brasil 500 anos: mudanças e continuidades*. Belo Horizonte: ABEP, 2000. 24p. (Disponível em: CD-ROM)

DURASAMY, M. *Child schooling and child work in India*. In: WORLD CONGRESS OF THE ECONOMETRIC SOCIETY, 8, 2000. Seattle. *Proceedings*. Washington: Seattle: University, 2000. p.3-50.

FIENBERG, S. E., MASON, W. M. Specification and implementation of age, period and cohort models. In: MASON, W. M., FIENBERG, S. E., (Eds.) *Cohort Analysis in Social Research*. New York: Springer Verlag, 1985. p.45-88.

GONZAGA, G., MACHADO, A. F., MACHADO, D. C. *Horas de trabalho: efeitos idade, período e coorte*. Rio de Janeiro, PUC Departamento de Economia, 2003. 30p. (Texto para

Discussão, n.190) Disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br/PDF/TD473.pdf>> Acesso em: 22 setembro 2004.

GRUNDIES, V. *The effect of period on the age-crime curve a log-linear analysis of crime rates: estimated by a study of four cohorts*. Freiburg: ASC, 2000. 11p. (Freiburg Cohort Study) (Paper presented at the ASC Meeting, 2000) Disponível em: <http://www.iuscrim.mpg.de/forsch/krim/docs/asc_p_vg.pdf>. Acesso em: 27 outubro 2004.

JENSEN, P., NIELSEN, H. S. *Child labour or school attendance? evidence from Zâmbia*, Aarhus C., Denmark: Centre for Labour Market and Social Research Science, 1996. 23p. (Working Paper, n.96-14)

LEME, M. C. S., WAJNMAN, S. A alocação do tempo dos adolescentes brasileiros entre o trabalho e a escola. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, 2000, Caxambu, MG. *Brasil 500 anos: mudanças e continuidades*. Belo Horizonte: ABEP, 2000. 22p. (Disponível em CD-ROM).

MARTELETO, L. Children's schooling in Brazil: do number and composition of siblings matter? In: INTERNATIONAL UNION FOR THE SCIENTIFIC STUDY OF POPULATION GENERAL CONFERENCE, 24, 2001, Salvador, BA. *XXIV IUSSP General Conference, Salvador - Brazil*. Paris: IUSSP, 2001. Paris: IUSSP, 2001. 57p. (Disponível em CD-ROM)

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

MUNIZ, J. O. An empirical approach for child labour in Brazil. In: INTERNATIONAL UNION FOR THE SCIENTIFIC STUDY OF POPULATION GENERAL CONFERENCE, 24, 2001, Salvador, BA. *XXIV IUSSP General Conference, Salvador - Brazil*. Paris: IUSSP, 2001. 26p. (Disponível em CD-ROM)

OLIVEIRA, A. M. H. C., RIOS-NETO, E. L. G. Modelos idade-período-coorte aplicados à participação na força de trabalho: em busca de uma versão parcimoniosa. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, Campinas, v.21, n.1, p.21-47, jan/jun. 2004.

PATRINOS, H. A., PSACHAROPOULOS, G. Family size, schooling and child labor in Peru: an empirical analysis. *Journal of Population Economics*, v.10, n.4. p.387-405, 1997.

RAVALLION, M., WODON, Q. *Does child labor displace schooling? evidence on behavioral responses to an enrollment subsidy*. Washington: World Bank, 1999. (World Bank Policy Research Working Paper, n.2116) Disponível em: <<http://econ.worldbank.org/docs/828.pdf>>. Acesso em: 25 março 2003.

RAY, R. *Analysis of child labour in Peru and Pakistan: a comparative study*. Tasmania: University of Tasmania, 2000. p.3-19. (RePEc:spr:jopoc, v.13). Disponível em: <<http://link.springer.de/link/service/journals/00148/papers/0013001/00130003.pdf>>. Acesso em: 12 outubro 2003.

RETFERFORD, R. D., CHOE, M. K. *Statistical models for causal analysis*. New York: Wiley-Interscience, 1993. 258p.

RYDER, N. B. The cohort as a concept in the study of social change. *American Sociological Review*, Philadelphia, v.30, n.6, p.843-861, Dec. 1965.

SILVA, J.G. *O novo rural brasileiro*. Campinas: UNICAMP/IE, 1999. 153p. (Coleção pesquisas, n.1)

WINSHIP, C., HARDING, D. J. *A general strategy for the identification of age, period, cohort models: a mechanism based approach*. Cambridge: Harvard University, Department of Sociology, 2004. Disponível em: <<http://www.wjh.harvard.edu/~dharding/WinshipHardingAPC.pdf>>. Acesso em: 27 outubro 2004.

Apêndice A

Tabela 2
Proporção de filhos por sexo, segundo a idade, o período e a coorte

por idade				
idade	homens		mulheres	
	outro	filho	outro	filho
10 a 12	0.06	0.94	0.07	0.93
13 a 15	0.07	0.93	0.11	0.89
16 a 18	0.11	0.89	0.26	0.74
total	0.08	0.92	0.15	0.85
por período				
período	homens		mulheres	
	outro	filho	outro	filho
1983	0.06	0.94	0.13	0.87
1986	0.07	0.93	0.14	0.86
1989	0.07	0.93	0.14	0.86
1992	0.08	0.92	0.15	0.85
1995	0.08	0.92	0.15	0.85
1998	0.09	0.91	0.15	0.85
2001	0.09	0.91	0.15	0.85
total	0.08	0.92	0.15	0.85
por coorte				
coorte	homens		mulheres	
	outro	filho	outro	filho
1989-91	0,08	0,92	0,07	0,93
1986-88	0,07	0,93	0,10	0,90
1983-85	0,09	0,91	0,15	0,85
1980-82	0,08	0,92	0,15	0,85
1977-79	0,08	0,92	0,15	0,85
1974-76	0,08	0,92	0,15	0,85
1971-73	0,07	0,93	0,14	0,86
1968-70	0,08	0,92	0,18	0,82
1965-67	0,09	0,91	0,24	0,76
total	0,08	0,92	0,15	0,85

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados das PNAD's de 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 e 2001.

Apêndice B

Melhor ajuste do modelo multinomial para as decisões de estudo e trabalho (Pseudo-R²)

O ajuste dos modelos foi analisado por meio da estatística razão de verossimilhança que é estimada na saída da regressão. Além da razão de verossimilhança, a saída produz a estatística qui-quadrado para cada uma das variáveis explicativas incorporadas ao modelo. A estatística qui-quadrado das variáveis independentes é importante para identificar o efeito dessas variáveis sobre a variável resposta, uma vez que testa a hipótese nula de que algum dos coeficientes seja zero. Como se trata de variável resposta com quatro categorias, o modelo estima três funções. Assim, o efeito da variável independente sobre a variável resposta é, talvez, mais importante do que o ajuste global, pois, em muitos casos, identifica-se alta significância das variáveis explicativas, embora o ajuste não se apresente bom.

A tabela 3 apresenta os resultados da análise por sexo. Os valores mostrados nas Tabelas referem-se ao modelo Idade, Período e Coorte – IPC – e modelo nulo. Os modelos parciais (IP, IC, PC, I, P e C) foram estimados. Entretanto revelaram pior ajuste em relação ao modelo IPC, ou seja, todos os p-valor da razão de verossimilhança foram, ou zero ou bastante próximos de zero. Todas as variáveis explicativas foram altamente significantes embora o ajuste do modelo tenha se apresentado bastante baixo. Como o interesse do trabalho é a decomposição dos efeitos, o indicador mais importante é o p-valor da estatística qui-quadrado.

Tabela 3
Ajuste dos modelos – por sexo

Modelos	Homens		Mulheres	
	Likelihood Ratio	P-valor	Likelihood Ratio	P-valor
Nulo	68570.96	<.0001	56175.55	<.0001
Idade período Coorte	29.55	0.0136	29.83	0.0126
Wald Qui-quadrado das variáveis explicativas				
Idade	3689.97	<.0001	3260.18	<.0001
Período	556.49	<.0001	266.27	<.0001
Coorte	566.99	<.0001	659.75	<.0001
Intercepto	14199.53	<.0001	22203.31	<.0001
Amostra	245355		245105	

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir das PNAD de 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 e 2001.

As estatísticas de teste estimadas para os modelos por situação de domicílio desagregado por sexo, apresentadas na tabela. 4 revelaram ajuste baixo e alta significância das variáveis independentes, como no caso anterior.

Tabela 4
Ajuste dos modelos –situação de domicílio

Homens				
Modelos	Urbano		Rural	
	Likelihood Ratio	P-valor	Likelihood Ratio	P-valor
Nulo	48556.99	<.0001	17693.45	<.0001
Idade período Coorte	30.05	0.0117	24.99	0.0501
Wald Qui-quadrado dasa variáveis explicativas				
Idade	3095.85	<.0001	830.43	<.0001
Período	420.61	<.0001	317.43	<.0001
Coorte	223.15	<.0001	150.3	<.0001
Intercepto	13456.81	<.0001	822.16	<.0001
Amostra	173905		51419	
Mulheres				
Modelos	Urbano		Rural	
	Likelihood Ratio	P-valor	Likelihood Ratio	P-valor
Nulo	146951.6	<.0001	18557.64	<.0001
Idade período Coorte	36.06	0.0017	14.48	0.4898
Wald Qui-quadrado dasa variáveis explicativas				
Idade	1918.89	<.0001	531.87	<.0001
Período	198.26	<.0001	267.67	<.0001
Coorte	169.12	<.0001	68.85	<.0001
Intercepto	18147.78	<.0001	1926.96	<.0001
Amostra	162902		44307	

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir de tabulações das PNADs de 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 e 2001.

Os resultados apresentados na tabela 5 representam a significância das variáveis explicativas por sexo e por educação do chefe da família, do jovem em estudo (até quatro anos de estudos, de cinco a oito anos e acima de oito anos de estudos). O ajuste do modelo IPC executado para os três níveis de educação do chefe apresentou-se bastante razoável, principalmente para os filhos (0,7179) e filhas (0,5018) cujos chefes da família têm mais de oito anos de estudos. As variáveis explicativas também foram bastante significantes. Registra-se apenas o p-valor próximo de 0,09 para a variável coorte do modelo IPC executado com a subamostra de filhas cujos chefes da família têm mais de oito anos de estudos.

Tabela 5
Ajuste dos modelos – educação do chefe da família (educchef)

Homens						
Modelos	Até 04 anos		De 05 a 08 anos		Acima de 08 anos	
	Likelihood Ratio	P-valor	Likelihood Ratio	P-valor	Likelihood Ratio	P-valor
Nulo	44779.21	<.0001	10564.69	<.0001	5058.28	<.0001
Idade período Coorte	19.83	0.1785	19.97	0.173	11.48	0.7179
Wald Qui-quadrado das variáveis explicativas						
Idade	2697.58	<.0001	498.03	<.0001	270.09	<.0001
Período	563.47	<.0001	82.2	<.0001	46.8	0.0002
Coorte	315.22	<.0001	100.52	<.0001	47.01	0.0009
Intercepto	5638.26	<.0001	3548	<.0001	2562.56	<.0001
Amostra	151197		40354		33223	
Mulheres						
Modelos	Até 04 anos		De 05 a 08 anos		Acima de 08 anos	
	Likelihood Ratio	P-valor	Likelihood Ratio	P-valor	Likelihood Ratio	P-valor
Nulo	28209.7	<.0001	7278.97	<.0001	4015.78	<.0001
Idade período Coorte	27.24	0.0268	22.36	0.0987	14.32	0.5018
Wald Qui-quadrado das variáveis explicativas						
Idade	1731.91	<.0001	345.17	<.0001	167.49	<.0001
Período	258.28	<.0001	79.59	<.0001	31.26	0.0268
Coorte	155.35	<.0001	43.62	0.0026	30.2	0.0881
Intercepto	11126.34	<.0001	3829.35	<.0001	2395.39	<.0001
Amostra	136339		37994		32357	

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir de tabulações das PNAD's de 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 e 2001.

Por fim, a tabela 6 revela o resultado das estatísticas de teste para os grupos de filhos desagregados por raça e sexo. O modelo IPC se ajustou razoavelmente para as mulheres, especialmente para as negras (0,6384). As variáveis explicativas apresentaram significância estatística.

Tabela 6
Ajuste dos modelos - Raça

homens				
modelos	branco		negro	
	likelihood ratio	p-valor	likelihood ratio	p-valor
nulo	23061.79	<.0001	25329.53	<.0001
idade período coorte	19.78	0.0714	22.01	0.0374
wald qui-quadrado das a variáveis explicativas				
idade	959.72	<.0001	1245.45	<.0001
período	124.89	<.0001	264.34	<.0001
coorte	181.21	<.0001	202.67	<.0001
intercepto	4623.89	<.0001	3557.44	<.0001
amostra	81106		94879	
mulheres				
modelos	branco		negro	
	likelihood ratio	p-valor	likelihood ratio	p-valor
nulo	15860.25	<.0001	15002.35	<.0001
idade período coorte	14.18	0.2892	9.74	0.6384
wald qui-quadrado das a variáveis explicativas				
idade	714.98	<.0001	629.88	<.0001
período	120.57	<.0001	115.51	<.0001
coorte	124.00	<.0001	144.37	<.0001
intercepto	7318.22	<.0001	6739.02	<.0001
amostra	77677.00		83878	

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir de tabulações das PNADs de 1983, 1986, 1989, 1992, 1995, 1998 e 2001.

TRANSIÇÕES DOS JOVENS PARA O MERCADO DE TRABALHO, PRIMEIRO FILHO E SAÍDA DA ESCOLA: O caso Brasileiro

Introdução

A literatura sociológica defende que o processo de transição para a maioridade envolve quatro eventos principais: sair de forma definitiva da escola; encontrar um trabalho temporário ou permanente por meio do qual o indivíduo possa suprir a si ou a uma possível família dos recursos materiais necessários à sobrevivência; formar a primeira relativamente estável união, ou seja, viver junto com o companheiro em uma mesma residência e, por fim, ter o primeiro filho (MODELL FURSTENBERG e HERSHBERG, 1976; CAVALLI e GALLAND, 1993; IEDEMA, BECKER e SANDERS, 1997; SHANAHAN, 2000).

A transição para a maioridade é um processo que envolve diversas etapas que são experimentadas ao longo do tempo. Podem-se observar indivíduos em vários estágios da transição. Verificam-se, nas diversas sociedades, pessoas que jamais completarão todo o processo e, no entanto, isso não significa que eles não atingiram a maioridade. Na medida em que os indivíduos assumem papéis sociais destinados aos adultos, seja na estratificação ocupacional, seja no matrimônio ou nas tarefas da paternidade, isso que dizer que ele está trocando as atribuições sociais da juventude por aquelas destinadas à maioridade (SHIZZEROTTO e LUCCHINI, 2002).

A literatura econômica no Brasil e na América Latina tem se preocupado, basicamente, com a transição que envolve a saída da escola e a entrada no mercado de trabalho. No entanto, tem ignorado a formação de família, compreendida como a primeira união ou o nascimento do primeiro filho, como um importante processo intermediário ou simultâneo à entrada no mercado de trabalho e à transição para fora da escola.

O aumento no nível de escolaridade e da permanência na escola (independentemente do nível de escolaridade) induz à simultaneidade entre as atividades escolares e as do mercado de trabalho. O papel da formação de família como um processo simultâneo aos demais, pode, inclusive, evidenciar diferenças significativas de gênero inerentes a esses processos.

Enquanto escola e trabalho podem ser mais importantes para os homens, as mulheres se preocupam mais com a escola e a maternidade.

Este artigo explora as transições principais: entrada no mercado de trabalho, saída da escola e ter o primeiro filho, sem, no entanto, se preocupar com a proporção dos indivíduos que completaram ou não todo o processo de transição. O objetivo é entender em que medida, no Brasil, as idades nas quais ocorrem tais processos se relacionam, ou seja, identificar um padrão etário e seqüencial de transição, baseado na experiência de transição dos indivíduos, pesquisados pela Pesquisa Sobre Padrões de Vida – PPV – levada a campo em 1996 e 1997.

Para cumprir os objetivos propostos, faz-se uma breve discussão da literatura na seção 2. A seção 3 descreve, de forma sucinta, a metodologia e a base de dados. Realiza-se, na seção 4, um estudo descritivo da amostra por meio de tabelas de contingências. Na seção 5 analisa-se a função de sobrevivência para cada um dos eventos e, finalmente, na seção 6 discutem-se os principais achados.

Antecedentes

O marco conceitual desse tipo de investigação remete a três linhas de estudos: primeiro, os tradicionais relacionamentos entre escola e trabalho que constituem o foco principal de economistas e demógrafos brasileiros. Em segundo lugar, exploram-se as características domiciliares e individuais determinantes das transições: entrada no mercado de trabalho, formação de família e saída da escola.

Seguindo essas duas linhas de investigação, alguns trabalhos brasileiros analisam como os jovens alocam o tempo entre as atividades de trabalho e estudo, uma ou outra exclusivamente, ambas simultaneamente ou nem uma nem outra. O que se procura são evidências sobre os determinantes dessas escolhas. Os estudos nessa linha revelam que as características sociodemográficas da família são importantes. Ressalta-se, ainda, a importância intergeracional da educação, uma vez que maior escolaridade dos pais determina em grande parte a escolha do jovem pela escola (CORSEIL, SANTOS e FOGUEL, 2001; LEME e WAJNMAN, 2000).

Kassouf (2000) analisa o lado da oferta de trabalho infantil no Brasil e investiga a relação entre características sociodemográficas dos pais e a participação dos filhos no mercado de

trabalho e na escola. Os resultados são coerentes com trabalhos da literatura internacional que investigam essas relações. Evidencia-se uma relação negativa da educação com a escolaridade dos pais, ou seja, a maior escolaridade dos pais tem o efeito de reduzir a probabilidade de as crianças trabalharem e de aumentar a probabilidade de elas estudarem. Ademais, a escolaridade do pai está associada, em maior parte, com o trabalho dos filhos, ao passo que a escolaridade da mãe com a escolaridade.

Em terceiro lugar, destacam-se os trabalhos que exploram a relação causal entre os eventos, ou seja, em que medida, a permanência na escola atrasa a primeira união, ou ainda, em que proporção, a entrada na primeira união acelera a saída da escola. Também são exploradas as relações causais entre entrar no mercado de trabalho e sair da escola. Pode-se, ainda, explorar a associação entre as transições simultâneas: se a entrada no mercado de trabalho acionaria o processo da primeira união e a saída da escola. Ou, se a primeira união aceleraria a transição da escola para o mercado de trabalho. A literatura também chama a atenção para a existência de características não observáveis que afetariam todos os processos, o que demanda tratamento específico para obter resultados confiáveis e livres de viés. Ressalta-se também a hipótese de que a entrada na união ou no mercado de trabalho, sem completar a formação escolar, afetaria o estoque de capital humano individual, o que prejudicaria os ganhos futuros por desvantagens tanto no mercado de trabalho quanto no mercado de casamento.

Na literatura latino-americana, destaca-se o trabalho de Stupp e Cáceres (2001) que realizam um minucioso exame do relacionamento entre a idade ao primeiro filho e a educação da mulher, considerando a idade de conclusão da educação em El Salvador. Analisou-se o risco relativo de ter o primeiro filho segundo diversas características da mulher, por meio do Modelo de Riscos Proporcionais de Cox. O principal achado foi que a idade com a qual a mulher sai da escola, e não o mais alto nível alcançado, é um aspecto crítico do acompanhamento escolar feminino e afeta o risco de ter um filho.

Na literatura européia, entre os estudos que relacionam características individuais e domiciliares, destaca-se Coppola (2001), que investiga o relacionamento entre a formação de família e as transições para o emprego na Espanha e na Itália. Na Espanha, a mulher apresenta a mesma relação entre união e participação na força de trabalho, embora mais fraca relativamente aos homens. Os resultados encontrados para a mulher italiana sugerem

que a entrada na primeira união e a entrada na força de trabalho podem não ter qualquer efeito forte um sobre o outro, devido à heterogeneidade não observada.

Outra forte relação de simultaneidade observada é o tempo de permanência na escola e a idade à primeira união. Foram verificadas evidências de que ambos, tanto o tempo gasto na educação quanto idade à primeira união, têm aumentando significativamente na Espanha e na Itália. Coppola e Aassve (2003) procuraram mostrar evidências empíricas da endogeneidade desses dois processos. Por um lado, a saída do sistema educacional aumenta o risco de entrar na primeira união. Mas, por outro lado, existem características individuais não observadas que influenciam simultaneamente a ocorrência dos dois processos. Se o modelo não é controlado por essas características, os efeitos da conclusão da educação sobre a formação de família produzem um viés ascendente.

A seqüência desses eventos é também relacionada a normas sociais que variam de país para país. Assim, Espanha e Itália têm sido consideradas os últimos dois países que apresentam um padrão de saída dos jovens da casa dos pais com alta sincronização com a entrada na primeira união. Diferente do norte da Europa, onde os laços de família são fracos, Itália e Espanha são considerados protótipos do padrão mediterrâneo de transição da casa dos pais para o processo de formação de família, por manterem laços familiares conservadores. Por essa razão, tornam-se, recorrentemente, objetos de estudo do padrão dessas transições (BILLARI et al., 2000). Estes autores analisaram o padrão de saída da casa dos pais com a probabilidade de múltiplos destinos. A carreira profissional e educacional e o último grau de escolaridade concluído foram inseridos como determinantes desses múltiplos destinos: transição para uma residência autônoma, transição por motivo casamento, transição para casa dos pais de um dos cônjuges (*patrilocal unions*), transição para coabitação e, ainda, o papel da maternidade precoce.

Concluiu-se que o fato de estar na condição de estudante impede a transição para a formação de família (seja morando na casa dos pais ou não, seja para união consensual ou marital). Entretanto, pode promover a transição para um domicílio autônomo. Registra-se exceção para mulheres espanholas, para as quais o fato de permanecer na escola impede o casamento, mas não a coabitação. Contudo, atua positivamente na transição para a autonomia. Na Espanha, a coabitação apresenta correlação com níveis educacionais mais

elevados, ao passo que, na Itália, não se verifica nenhuma seletividade com o nível educacional.

O papel desempenhado pela carreira profissional confirma um viés por gênero já previsto na literatura, ou seja, o fato de ter um trabalho aumenta significativamente as chances dos homens de transitarem para o casamento. Para mulheres, verificou-se uma associação negativa, embora o fato de ter uma vasta experiência profissional e ter tido um trabalho aumentar as chances de transição. Afora as diferenças de gênero observadas, ter um trabalho, incoerentemente, diminui as chances de transição para a autonomia, possivelmente pela incerteza quanto à estabilidade do emprego.

A literatura européia ainda explora os fatores que influenciam o padrão de transição em alguns países, nesse sentido, Shizzerotto e Lucchini (2002) analisam a ordem cronológica das idades nas quais se completa cada etapa, o tempo decorrido entre a etapa subsequente e a duração de todo o processo de transição. Os recursos materiais disponíveis, aparentemente, condicionam a velocidade da maioria das transições individuais para a maioridade. Como consequência, a situação econômica do país, a dinâmica do mercado de trabalho, a generosidade e o grau de universalização do regime de bem-estar afetam a trajetória de transição. Entretanto, a idade, duração e a seqüência pressupõem que o papel social designado ao adulto é afetado pelo arranjo institucional, cultural e processo histórico do país.

Acrescenta-se à literatura elencada o trabalho desenvolvido por Biddecom e Bakilana (2003) que investigam o tempo, a densidade e seqüência das transições realizadas por adolescentes e jovens adultos, de ambos os sexos, para a atividade sexual, gravidez, uniões e saída da escola na África do Sul. Além da densidade, a seqüência, segundo a qual os eventos acontecem, merecem investigação, pois a duração de um evento pode determinar o início e a duração de outro evento, ou mesmo a probabilidade de acionar outro evento. Os resultados não apresentaram alta densidade de transição no período da adolescência até os vinte anos. Além disso, foram verificadas importantes diferenças entre os grupos populacionais no que diz respeito às transições estudadas, como também uma grande desordem em termos da variedade de combinações e seqüências cronológicas das transições.

DADOS E METODOLOGIA

Fonte de dados

A PPV é a única base de dados que permite recuperar as idades de início em cada um dos eventos analisados, por isso esta será a base de dados utilizada neste trabalho.

A PPV foi aplicada no Brasil nas Regiões Nordeste e Sudeste, nas quais foram considerados 10 estratos geográficos. No Nordeste foram investigadas amostras na Região Metropolitana de Fortaleza, Região Metropolitana de Recife, Região Metropolitana de Salvador, restante da área rural do Nordeste e restante da área urbana do Nordeste. Na Região Sudeste, os estratos considerados foram a Região Metropolitana de Belo Horizonte, Região Metropolitana do Rio de Janeiro, Região Metropolitana de São Paulo, restante da área urbana do Sudeste e restante da área rural do Sudeste.

O tamanho da amostra para cada estrato geográfico foi fixado em 480 domicílios. Em cada estrato geográfico foi fixado em 60 o número de setores a serem selecionados e oito domicílios em cada setor. Entretanto, os estratos que correspondem ao restante da área rural de cada região fixou-se em 30 o número de setores e em 16 o número de domicílios a serem selecionados por setor, em função da dificuldade de acesso a esses setores.

A pesquisa caracteriza-se, além de pela abrangência de temas socioeconômicos estudados de forma integrada em uma mesma amostra de domicílios, pela permanência no campo durante um ano (março de 1996 a março de 1997) visando captar fenômenos sazonais.

O questionário foi planejado para fornecer um conjunto de informações integradas com o objetivo de entender os diversos aspectos de distribuição do bem-estar e pobreza. Além desse conjunto de informações, investigaram-se, retrospectivamente, o histórico de educação e atividade econômica de homens e mulheres e, também, a história de fecundidade das mulheres de 15 a 49 anos na data da pesquisa. Os dados coletados permitem que se obtenham dados retrospectivos a respeito das idades com as quais os indivíduos experimentaram os eventos investigados neste trabalho.

No bloco referente à educação, conta-se com um completo histórico escolar para os indivíduos que freqüentam ou freqüentaram escola. Neste histórico, registram-se dados de

entrada e saída dos indivíduos em cada ciclo escolar, desde a creche até o mestrado e doutorado.

Tais dados permitem calcular a idade com a qual cada pessoa completou a última série concluída, por meio da soma das idades sucessivas de entrada em cada grau escolar, com o tempo despendido para a conclusão. Dessa forma, um indivíduo cuja última série concluída com aprovação foi a terceira, e o grau correspondente a essa série foi o 2º grau, a estimativa da idade com a qual ele saiu da escola é feita somando-se a idade ao início do 2º grau mais o tempo que o indivíduo demorou para concluir tal grau ou evadir-se da escola, no caso de a série mais elevada concluída não corresponder à última série do grau correspondente. Acrescenta-se, ainda, à idade calculada, o tempo fora da escola para cada ciclo, para aquelas pessoas que relataram algum tempo positivo. As observações *missing* foram consideradas como nenhum tempo fora da escola para o ciclo a que a informação se refere. As demais idades não apresentam dificuldade de obtenção na base de dados.

Metodologia

Neste trabalho, adotar-se-á análise de sobrevivência como estratégia de verificação empírica do problema tratado. Em uma seção mais descritiva, utilizar-se-á análise não paramétrica para obter curvas de sobrevivência em cada um dos eventos investigados. Posteriormente, proceder-se-á à inclusão de covariáveis no modelo, para o que se adotará o modelo semiparamétrico de riscos proporcionais de Cox.

Análise não Paramétrica

Para os propósitos deste trabalho, serão utilizados os métodos da função sobrevivência não paramétrica (*Kaplan Meier*) e função de risco (*Hazard*). Cada uma dessas funções são instrumentos de análise robustos para os fins a que se destinam. Se, por um lado, a análise de sobrevivência descreve diretamente a experiência de sobrevivência da coorte em estudo, por outro, a função de risco informa sobre a probabilidade da ocorrência do evento investigado condicionada à sobrevivência no tempo t .

Os métodos discutidos consensualmente na literatura (ALLISON, 1995; KLEIN e MOESCHBERGER, 1997; RETHERFORD e CHOE, 1993, entre outros) usam dados que lidam com o tempo até a ocorrência de qualquer evento bem definido (duração). Nesse caso, a variável de interesse é a idade, em anos, da ocorrência do primeiro filho, saída da

escola, e primeiro trabalho. Como os eventos estão distribuídos ao longo de um tempo determinado, a origem da escala de tempo é definida a partir do início da observação que pode variar entre os indivíduos de um grupo em estudo. Quando se trata de dados retrospectivos, como neste estudo, a origem da escala de tempo é bem definida pela idade do indivíduo no evento que marca o início da contagem, ou seja, a idade a partir da qual se considera o início de cada evento. No caso da entrada do mercado de trabalho levou-se em conta a menor idade relatada pelos indivíduos que tinham entre 20 e 49 anos na época da entrevista. Para a idade de saída da escola, a menor idade relatada pelos indivíduos que tinham entre 20 e 49 anos na época da entrevista, marcou o início da contagem para o evento. E, para a idade ao primeiro filho, a menor idade relatada pelas mulheres que tinham entre 20 e 49 anos na época da entrevista, também marcou o início da contagem para esse evento.

Optou-se pela experiência dos entrevistados de 20 a 49 anos, primeiro para padronizar a amostra e tentar captar relações seqüenciais e de simultaneidade entre os eventos. Em segundo lugar, para minimizar problemas de memória, comuns em dados retrospectivos, e qualquer viés de seletividade causado pelos jovens em idade de transições.

Deve-se levar em conta a possibilidade de o evento não ocorrer durante o tempo de observação. Neste caso, a única razão é que existem pessoas no grupo de interesse que não haviam experimentado o evento até a data da entrevista. Se isso ocorre, não se conhece o tempo de ocorrência até o evento. Entretanto, tais dados não devem ser ignorados, pois sabe-se que o tempo até o evento é, no mínimo, algum valor. Se uma mulher tinha 25 anos na data da pesquisa e ainda não havia tido o primeiro filho, conclui-se que, no mínimo, o tempo de sobrevivência para o evento em estudo é de 10 anos. Essa mulher será considerada censura à direita. Um indivíduo será censurado à direita neste trabalho se, até o tempo t , (idade de ocorrência do evento investigado) ele não tiver experimentado algum dos eventos de interesse. Neste trabalho, não existe censura à esquerda¹², pois, o tempo exato transcorrido até os eventos de interesse é conhecido.

¹² O tempo de sobrevivência também pode ser censurado à esquerda se tudo o que se sabe sobre o tempo até o evento é que ele é menor ou igual a algum valor. Muitos pesquisadores investigam meios de tratar dados censurados à esquerda e intervalo de censura. No entanto, a maior parte dos métodos de análise de sobrevivência consideram apenas os dados censurados à direita.

A análise exploratória dos dados será realizada por meio de Tabelas de contingências a fim de investigar relações de dependência entre os eventos. Primeiramente, far-se-á uma breve introdução sobre as funções básicas da distribuição do tempo em análise de sobrevivência: a função de distribuição da probabilidade, a função de sobrevivência, função densidade e a função de risco.

A Função de distribuição da probabilidade

O tempo de sobrevivência de um indivíduo, em algum tipo de análise de sobrevivência, é considerado como uma variável aleatória T , que pode ser caracterizada por uma distribuição cumulativa chamada de distribuição de função.

$$F(T) = \Pr[T < t], t \geq 0$$

Função sobrevivência

O método denominado Kaplan-Meier - KM estima uma função de sobrevivência $S(t)$ para os valores de t observados no banco de dados, na forma $(t_i, d_i), \dots, (t_n, d_n)$ sendo d_i a situação de ocorrência do evento. Supõe-se que o t esteja ordenado assim $t_1 < t_2 < \dots < t_n$. A cada evento ocorrido em t_i , a probabilidade de sobreviver além de $t = t_i$ é reduzida pela multiplicação por $(r_i - 1)/r_i$, em que r_i é o número de indivíduos em risco exatamente antes do i -ésimo t . Ressalta-se que dados censurados não alteram a probabilidade, mas reduzem o número em risco em t sucessivos eventos.

Para algum valor não negativo de t , $F(t)$ é a probabilidade de o tempo de sobrevivência ser menor do que o tempo t . Descrevendo a variável aleatória T , em termos da probabilidade de o tempo de sobrevivência ser no mínimo t , tem-se a Função de Sobrevivência $S(t)$, que é mais comumente usada em análise de sobrevivência:

$$S(t) = 1 - F(t) = \Pr[T \geq t], t \geq 0$$

Função densidade

Essa função é definida a partir de uma mudança no valor de uma distribuição de função cumulativa, por um pequeno valor de t , ou seja: $t + \Delta t$. Simbolicamente, tal mudança pode ser escrita como $F(t + \Delta t) - F(t)$. Essa mudança média sobre o intervalo de tempo é representada por esse valor dividido pelo intervalo de mudança:

$$\frac{F(t+\Delta t)-F(t)}{\Delta t}$$

A função densidade pode ser interpretada como a taxa instantânea de mudança na probabilidade de ocorrência do evento em relação ao tempo:

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t}$$

A função de risco (Hazard function)

A função de risco é a taxa instantânea de a probabilidade de ocorrência do evento condicionada ao indivíduo não ter experimentado o evento ao tempo t.

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad t \geq 0$$

Como o risco ultrapassa a unidade, ele não pode ser pensado como uma probabilidade. Uma maneira de associar a função de risco ao tempo t, como uma probabilidade, é calcular a aproximação quando Δt tende a zero.

$$h(t)\Delta t = \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{S(t)}$$

O numerador da função é a probabilidade de o indivíduo em análise experimentar o evento entre o tempo t e t+ Δt . Quando se divide por S(t), condiciona-se à sobrevivência no tempo t. Então, o risco no tempo t multiplicado por um pequeno incremento de tempo é uma aproximação da probabilidade de ocorrer o evento dentro desse pequeno intervalo de tempo após t, para o indivíduo que tenha sobrevivido ao tempo t.

Teste para diferenças entre Funções de Sobrevivência

Quando se comparam grupos submetidos a tratamentos diferentes, a resposta que se busca é o impacto do tratamento na função de sobrevivência de cada grupo. O caminho natural é testar a hipótese nula de que a função de sobrevivência é a mesma nos grupos, isto é, $S_1(t) = S_2(t) \dots = S_n(t)$ para todo t. O procedimento computacional adotado neste trabalho lida com duas estatísticas alternativas para testar a hipótese nula: (i) o *log-rank test* e o

Wilcoxon test. Existe ainda uma terceira alternativa de teste que é a estatística de razão de verossimilhança calculada sob o pressuposto de que os eventos têm uma distribuição exponencial.

Quando se executa o procedimento que permite testar as funções de sobrevivência, produz-se uma tábua de vida para cada um dos grupos e as estatísticas de teste citadas. No caso da comparação de dois grupos, são produzidas as estatísticas *log-rank* a *Wilcoxon* para cada um dos grupos, além de uma Tabela de variância e covariância correspondentes, que permitem calcular a estatística de χ^2 .

A estatística *log-rank* é dada por $\sum_{j=1}^r (d_{1j} - e_{1j})$, e a estatística *Wilcoxon*, por

$$\sum_{j=1}^r n_j (d_{1j} - e_{1j}).$$

d_{1j} é o número de eventos ocorrido no grupo 1 no tempo j .

e_{1j} é o número esperado de eventos no grupo 1 no tempo j .

$$e_{1j} = \frac{n_{1j} d_j}{n}$$

n_j é o número total de indivíduos em risco de experimentar o evento no tempo exatamente anterior ao tempo j .

n_{1j} é o número de indivíduos em risco de experimentar o evento no tempo exatamente anterior ao tempo j no grupo 1.

d_j é o total de eventos ocorridos no tempo j em ambos os grupos.

Como pode ser verificado, nas fórmulas anteriores, as duas estatísticas diferem apenas pela presença do número total de indivíduos em risco em cada ponto do tempo, na estatística *Wilcoxon*. Esta estatística imprime mais peso sobre o somatório dos desvios entre os eventos observados e os esperados. Como n_j sempre decresce no tempo, a estatística de *Wilcoxon* confere mais peso aos primeiros eventos em detrimento aos últimos, o que o torna menos sensível para medir diferenças entre funções de sobrevivência de diferentes grupos (ALLISON, 2003).

Se a variável cuja hipótese nula a ser testada tem mais de dois valores, pode-se generalizar uma hipótese nula de que todos os grupos têm a mesma função de sobrevivência.

Análise semiparamétrica

Quando se lida com grupos que apresentam características similares e que se diferenciam apenas no tratamento sobre estudo, as respostas obtidas por meio da análise não paramétrica respondem satisfatoriamente à questão. Entretanto, quando não se tem idéia da homogeneidade entre os grupos e, ainda, se os grupos revelam características específicas do ponto de vista demográfico e comportamental que podem afetar o resultado, tais características podem ser usadas como covariáveis (variáveis explicativas) da variável resposta. Nesse caso as covariáveis serão preditoras de fatores de risco para o evento, que, melhoraram o grau de acurácia e reduzem o viés do modelo não paramétrico que contempla apenas a comparação de funções de sobrevivência.

O modelo que permite este tipo de análise, conforme citado em Alisson (2003) foi desenvolvido por Cox (1972)¹³ e se denomina Modelo de Riscos Proporcionais (*Proportional Hazards Models*).

Lembrando que T denota o tempo para ocorrência de um dado evento, baseado em uma amostra de tamanho n, pode ser definido genericamente como se segue:

$$T = f(t_j, \delta_j, \mathbf{Z}_j(t)) \quad j = 1, 2, 3, \dots, n$$

Onde:

t_j : é tempo de observação do *j*-ésimo indivíduo

δ_j : variável indicadora $\delta_j = 1$ se evento tiver ocorrido e $\delta_j = 0$ se o tempo de sobrevivência for censurado à direita

$\mathbf{Z}_j(t) = (Z_{j1}(t), \dots, Z_{jp}(t))'$ é o vetor de covariáveis ou fatores de risco para o *j*-ésimo indivíduo no tempo t que poderia afetar a distribuição de T

O vetor $Z_{jk}(t)$'s, tal que $k=1,2,3,\dots,p$, pode ser composto de variáveis que mudam no tempo denominadas dependentes do tempo (*time-dependent variable*) como, por exemplo, diagnóstico atual, pressão sanguínea, situação ocupacional, matrícula em escola para indivíduos em idade escolar etc. Esse vetor pode também ser composto por variáveis fixas, ou seja, já conhecidas no momento zero (sexo, grupo-controle, raça, diagnóstico inicial, situação ocupacional no começo da contagem do tempo, série em curso no princípio da

¹³ COX, D. R. Regression models and life tables. *Journal of the Royal Statistical Society*, B 34, 187-220 (with discussion).

contagem do tempo etc.). No caso específico deste trabalho serão consideradas covariáveis de efeito fixo.

O modelo básico para função de risco no tempo t , para um indivíduo em risco, segundo o vetor \mathbf{Z} , é chamado de semiparamétrico porque apenas os efeitos das co-variáveis são tratados parametricamente. A função de risco de referência é ajustada da forma não-paramétrica.

$$h(t | \mathbf{Z}) = h_0(t)c(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{Z})$$

$h_0(t)$: é uma função de risco de referência definida arbitrariamente

$\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_n)$: é o vetor de parâmetros das covariáveis

$c(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{Z})$: a função conhecida

Como $h(t | \mathbf{Z})$ é obrigatoriamente positiva um modelo comum para $c(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{Z})$ é:

$$c(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{Z}) = \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{Z}) = \exp\left(\sum_{k=1}^p \beta_k Z_k\right)$$

Assim, pode-se reescrever $h(t | \mathbf{Z})$ da seguinte forma:

$$h(t | \mathbf{Z}) = h_0(t) \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{Z}) = h_0(t) \exp\left(\sum_{k=1}^p \beta_k Z_k\right)$$

O logaritmo de $\frac{h(t | \mathbf{Z})}{h_0(t)}$ é $\sum_{k=1}^p \beta_k Z_k$ nas formulações tradicionais de modelos lineares com efeitos de co-variáveis. A codificação dos fatores e os efeitos de interação seguem as mesmas regras válidas para os modelos lineares.

Tal modelo é chamado de modelo de riscos proporcionais porque, se dois indivíduos com co-variáveis de valores \mathbf{Z} e \mathbf{Z}^* forem observados, a razão dos riscos é constante. Então, as razões dos riscos são proporcionais. Esse valor constante é chamado de risco relativo para um indivíduo com os fatores de risco \mathbf{Z}^* . Particularmente se Z_1 indicar o efeito do tratamento ($Z_1 = 1$, se for grupo de tratamento e $Z_1 = 0$ se for grupo-controle) e todas as outras co-variáveis tiverem os mesmos valores, então $\frac{h(t | \mathbf{Z})}{h_0(t)} = \exp(\beta_1)$ que é o risco de acontecer o evento se o indivíduo tiver recebido o tratamento (grupo de tratamento), sobre o risco de ter acontecido o evento se o indivíduo for do grupo de controle (grupo-controle).

$$\frac{h(t | \mathbf{Z})}{h(t | \mathbf{Z}^*)} = \frac{h_0(t) \exp\left(\sum_{k=1}^p \beta_k Z_k\right)}{h_0(t) \exp\left(\sum_{k=1}^p \beta_k Z_k^*\right)} = \exp\left[\sum_{k=1}^p \beta_k (Z_k - Z_k^*)\right]$$

As saídas da regressão produzidas pelo pacote estatístico SAS fornecem o teste de hipótese para β . A hipótese nula testada é de que todos os coeficientes das variáveis adicionadas ao modelo sejam zero. O critério do teste é dado pela estatística qui-quadrado calculada pela diferença entre duas vezes a verossimilhança parcial do modelo com e sem as variáveis de controle, e o p-valor é encontrado utilizando-se como graus de liberdade, o número de variáveis do modelo (ALISSON, 2003).

A interpretação da razão de risco depende se a covariável é quantitativa ou indicadora (*dummy*). No caso de variáveis *dummies* a razão de risco apresentada na saída representa a razão de risco estimado para aqueles com valor um em relação ao valor zero.

No caso da variável ser quantitativa, o exponencial do coeficiente subtraído de 1 e multiplicado por 100 expressa a variação percentual do risco para cada unidade do nível da variável. (ALISSON, 2003).

A principal variável de interesse neste caso é a educação dos pais, como é consenso na literatura, a educação dos pais, particularmente a da mãe, apresenta uma associação positiva com a probabilidade de estudar, e, espera-se, que negativa, com a probabilidade de entrar no mercado de trabalho e de ter o primeiro filho. Pretende-se também testar se a educação do pai está mais relacionada com os eventos associados à participação na força de trabalho em detrimento, ou menor associação, com a escolaridade e ter o primeiro filho. Incluiu-se a variável de situação de residência até os 15 anos para verificar se que o fato de o indivíduo ter residido em áreas urbanas até essa idade diminui o risco de sair da escola e ter o primeiro filho. As demais variáveis de idade (saída da escola, primeiro filho e entrada no mercado de trabalho) foram incluídas para identificar o sentido da associação existente entre elas.

Variáveis	Descrição	Valores	Entrar no mercado de trabalho	Sair da escola	Primeiro filho
edpai	nível de educação do pai	1 - nenhuma educação	X	X	X
edmae	nível de educação da mãe	2 - ensino fundamental 3 - ensino Médio 4 - superior e mais	X	X	X
urb15	área em que viveu até 15 anos	1 - só urbano 0 - demais áreas	X	X	X
idadesc	idade de saída da escola	contínua	X		X
idadfil1	idade ao ter o primeiro filho	contínua		X	
idtrab	idade de entrada no mercado de trabalho	contínua		X	X

Figura 1 - Variáveis explicativas incluídas nos modelos: entrada no mercado de trabalho, saída da escola e primeiro filho

Fonte – PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL

Descrição da amostra

Para efeito de padronização da amostra, foram eliminados do banco de dados valores inconsistentes e todos os indivíduos que tinham menos de 20 e mais de 49 anos na época da entrevista. A distribuição da amostra por sexo e idade consta na tabela 1.

Tabela 1
Distribuição da amostra por sexo e idade - Sudeste e Nordeste - Brasil, 1996 e 1997

Idade	Homens	Mulheres	Total
20-24	747	832	1579
25-29	660	756	1416
30-34	642	697	1339
35-39	550	597	1147
40-44	455	559	1014
45-49	391	403	794
Total	3445	3844	7289

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Relação entre a idade de entrada no mercado de trabalho e a idade de saída da escola

Esta seção tem o propósito de verificar se existe alguma associação entre a idade de entrada no mercado de trabalho e a idade de saída da escola. A tabela 2 indica que, tanto a entrada no mercado de trabalho, quanto a saída da escola são transições que ocorrem, preponderantemente, nas idades jovens. Note-se que até a idade de 19 anos, 69,84% dos homens já saíram da escola e 90,97% já entraram no mercado de trabalho. Uma análise mais acurada da Tabela de contingência indica que a entrada no mercado de trabalho é um evento que precede a saída da escola e pode acionar essa transição, pois, dos 68,88% que entraram no mercado de trabalho até os 15 anos, 36,95% saíram da escola na mesma idade e 16,55%, com idade entre 16 e 19 anos, e os 11,79% restantes, após os 19 anos. Além disso, as proporções a partir e acima da diagonal principal são significativamente maiores

em relação às células abaixo da diagonal principal. A própria configuração da tabelam e a estatística qui-quadrado estimada revela que não se trata de processos independentes.

Ressalta-se que a transição para o mercado de trabalho é muito intensa até a idade de 15 anos, se for considerado que a idade legal para inserção na atividade econômica, no Brasil, é 16 anos. Identifica-se, ainda, uma realidade bastante diversa do padrão europeu, especialmente Itália e Espanha, que apresentam tendência de aumento da idade de entrada no mercado de trabalho por conta do aumento do tempo na escola.

Tabela 2
Proporção dos homens, segundo idade de entrada no mercado de trabalho e a idade de saída da escola - Sudeste e Nordeste - Brasil, 1996 e 1997

GRIDDESC \ GRIDTRAB	não saíram	Até 15 anos	De 16 a 19 anos	De 20 a 24 anos	Mais de 25 anos	Total
não entraram	1.04%	0.26%	0.26%	0.35%	0.00%	1.92%
Até 15 anos	3.60%	36.95%	16.55%	8.16%	3.63%	68.88%
16 a 19 anos	2.29%	5.66%	7.40%	4.91%	1.83%	22.09%
20 a 24 anos	1.19%	0.99%	1.63%	1.86%	0.64%	6.30%
Mais de 25 anos	0.12%	0.12%	0.03%	0.29%	0.26%	0.81%
Total	8.24%	43.98%	25.86%	15.56%	6.36%	100.00%

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Pelos dados dispostos na tabela 2, nota-se que, para as mulheres, a entrada no mercado de trabalho e a saída da escola também ocorrem mais intensamente na idade jovem. Entretanto, quando se compara com os homens, verifica-se que a mulher permanece mais tempo fora do mercado de trabalho, e uma proporção delas jamais se insere na atividade econômica, embora o padrão de saída da escola seja bastante similar ao dos homens.

Também, no caso das mulheres, a entrada no mercado de trabalho precede a saída da escola e pode acionar esse processo. A estatística qui-quadrado estimada também revela que os processos não são independentes para as mulheres como se observa na tabela 4.

Tabela 3
Distribuição das mulheres, segundo a idade de entrada no mercado de trabalho e a idade de saída da escola - Sudeste e Nordeste - Brasil, 1996 e 1997

GRIDDESC \ GRIDTRAB	não saíram	Até 15 anos	De 16 a 19 anos	De 20 a 24 anos	Mais de 25 anos	Total
não entraram	1.95%	5.62%	2.37%	1.14%	0.16%	11.24%
Até 15 anos	2.71%	25.39%	10.30%	5.62%	2.16%	46.18%
16 a 19 anos	2.68%	5.98%	8.64%	6.09%	1.95%	25.34%
20 a 24 anos	1.27%	2.19%	3.69%	3.75%	1.30%	12.20%
Mais de 25 anos	0.26%	1.93%	1.01%	1.09%	0.75%	5.05%
Total	8.87%	41.10%	26.01%	17.69%	6.32%	100.00%

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Tabela 4
Teste de qui-quadrado

	Estatística	G.L	VALOR	Pr
Homens	χ^2	16	554.9742	<.0001
Mulheres	χ^2	16	507.3245	<.0001

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Relação entre a idade de entrada no mercado de trabalho e a idade ao primeiro filho

Este tópico e o próximo são destinados apenas às mulheres e analisam a relação entre a idade de entrada no mercado de trabalho e a ocorrência do primeiro filho, e entre a idade de saída da escola e a ocorrência do primeiro filho, nessa ordem. Está claro, pela tabela 5 que entrar no mercado de trabalho é uma decisão que precede a de ter filhos. Note-se que das mulheres que entraram no mercado de trabalho até os 15 anos (46,18%), uma maior proporção delas tiveram filhos apenas aos 20-24 anos (15,14%); 11,86%, entre os 16 e 19 e apenas 1,22%, aos 15 anos. Esses resultados indicam para uma tendência similar ao comportamento europeu, ou seja, primeiro se busca a independência financeira para, posteriormente, assumir os papéis relacionados à fecundidade, o que tem aumentado a idade ao primeiro filho. Pela própria seqüência de acontecimento desses eventos é notório que existe uma relação entre eles, o que é corroborado pela estatística qui-quadrado (tabela 6).

Tabela 5
Distribuição das mulheres, segundo a idade de entrada no mercado de trabalho e a idade ao primeiro filho - Sudeste e Nordeste - Brasil, 1996 e 1997

GRIDTRAB \ GRIDFIL	GRIDFIL					Total
	não tiveram	Até 15 anos	De 16 a 19 anos	De 20 a 24 anos	Mais de 25 anos	
não entraram	3.56%	0.49%	3.04%	3.02%	1.12%	11.24%
Até 15 anos	9.52%	1.22%	11.86%	15.14%	8.43%	46.18%
16 a 19 anos	8.61%	0.29%	3.59%	7.18%	5.67%	25.34%
20 a 24 anos	5.75%	0.21%	1.30%	2.45%	2.50%	12.20%
Mais de 25 anos	1.12%	0.10%	1.20%	1.59%	1.04%	5.05%
Total	28.56%	2.32%	20.99%	29.37%	18.76%	100.00%

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Tabela 6
Teste de qui-quadrado

	Estatística	G.L	VALOR	Pr
gridtrabXgridfil	χ^2	16	246.6821	<.0001
gridescXgridfil	χ^2	16	804.08	<.0001

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Relação entre a idade de saída da escola e a idade ao primeiro filho

Os resultados apresentados na tabela 7 indicam que as jovens de até 19 anos saem da escola para depois terem o primeiro filho. Os dados parecem indicar que a transição para o primeiro filho como um processo que aciona a transição para fora da escola é importante apenas para quem teve esse filho até os 15 anos, do que se pode inferir, grosso modo, tratar-se de um evento não planejado. Das 2,32% jovens que tiveram filhos até os 15 anos, 1,77% deixaram a escola nessa idade. Da mesma forma que a decisão de entrar no mercado de trabalho precede a decisão de ter o primeiro filho, a saída da escola também acontece antes desse evento. Entretanto, deve-se ressaltar que quanto mais cedo a jovem sai da escola, mais nova era terá o primeiro filho, pois, entre as que saíram da escola até os 15 anos, 13,66% delas tiveram o primeiro filho entre 16 e 19 anos e a mesma proporção (13,66%) tiveram entre 20 e 24 anos. Uma vez que, para as mulheres, a entrada no mercado de trabalho, em maior proporção, precede a saída da escola ou aciona esta saída, uma seqüência desses eventos seria: a jovem estudante decide entrar no mercado de trabalho, por isso, deixa a escola e, algum tempo depois, decide ter filhos. É notório que todos esses processos estão fortemente associados, contudo, no escopo deste trabalho, nada mais se pode dizer sobre tal associação.

Tabela 7
Distribuição das mulheres, segundo a idade de saída da escola e a idade ao primeiro filho -
Sudeste e Nordeste - Brasil, 1996 e 1997

GRIDFIL \ GRIDESC	não tiveram	Até 15 anos	De 16 a 19 anos	De 20 a 24 anos	Mais de 25 anos	Total
não saíram	6.53%	0.18%	0.83%	0.81%	0.52%	8.87%
Até 15 anos	6.04%	1.77%	13.66%	13.66%	5.98%	41.10%
16 a 19 anos	7.28%	0.16%	4.55%	8.69%	5.33%	26.01%
20 a 24 anos	6.79%	0.21%	1.20%	4.73%	4.76%	17.69%
Mais de 25 anos	1.93%	0.00%	0.75%	1.48%	2.16%	6.32%
Total	28.56%	2.32%	20.99%	29.37%	18.76%	100.00%

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Funções de sobrevivência e risco

Nesta seção, foram geradas tábuas de vida por sexo, coorte e situação de domicílio dos indivíduos até os 15 anos¹⁴, e, a partir delas, foram elaborados gráficos para uma melhor análise da função de sobrevivência em cada um dos eventos estudados.

Foram destacadas nos gráficos medidas de posição como a mediana, primeiro e o terceiro quartis, conforme a fórmula seguinte:

$$\text{Mediana: } x_{0,5} = id_{\text{inf}} - \left(\frac{(S(id_{\text{inf}}) - 0,5) * (id_{\text{inf}} - id_{\text{sup}})}{S(id_{\text{inf}}) - S(id_{\text{sup}})} \right)$$

Para o cálculo do primeiro quartil, o valor subtraído no numerador do termo entre parênteses é 0,75 e, para o terceiro quartil, 0,25.

Idade de entrada no mercado de trabalho

A análise das curvas de sobrevivência por sexo e a função do risco de entrar no mercado de trabalho demonstram que essa transição ocorre, tanto para os homens quanto para as mulheres, em idade jovem (gráficos 1 e 2 da figura 2). Note-se que os maiores riscos de entrada no mercado de trabalho, para ambos os sexos, apresentam tendência de crescimento até próximo da idade pertencente ao terceiro quartil de transição. Registra-se, também, como já verificado anteriormente, uma defasagem na idade de inserção entre homens e mulheres. Ao passo que a idade mediana de inserção na atividade econômica é 15,66 anos para as mulheres, para os homens é 13,08 anos. Com 19,65 anos, 75% das mulheres já se inseriram no mercado de trabalho, para os homens, essa idade é 16,10 anos.

Os gráficos 3 e 4 da figura 3 apresentam as funções de sobrevivência na inatividade por coortes de nascimento. Em que pese a pouca variabilidade entre as coortes, no caso dos homens, observa-se um pequeno aumento na idade de entrada no mercado de trabalho, da coorte mais velha para a mais nova. Em relação às mulheres, nota-se esse mesmo comportamento até os 20 anos e, após essa idade, percebe-se uma diferença de nível entre

¹⁴ Como o interesse do estudo é também verificar se as transições ocorrem nas idades jovens, a situação de domicílio até os 15 anos (urbano, rural e urbano e rural) é mais importante do que a situação de domicílio (urbano e rural) do entrevistado que tinha entre 20 e 49 anos na época da entrevista.

as assíntotas, o que reflete o aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho a cada nova coorte.

As funções de sobrevivência na inatividade, por situação de domicílio até os 15 anos, indicam que a transição para o mercado de trabalho ocorre em idade jovem para ambos os sexos. Entretanto, para aqueles que residiram em área rural até os 15 anos, a idade de entrada no mercado de trabalho (de homens e mulheres) é menor do que a daqueles que residiram em áreas rurais e urbanas, e menor, também, do que a daqueles que residiram somente em áreas urbanas, nesta hierarquia, como se vê nos gráficos 5 e 6 figura 4.

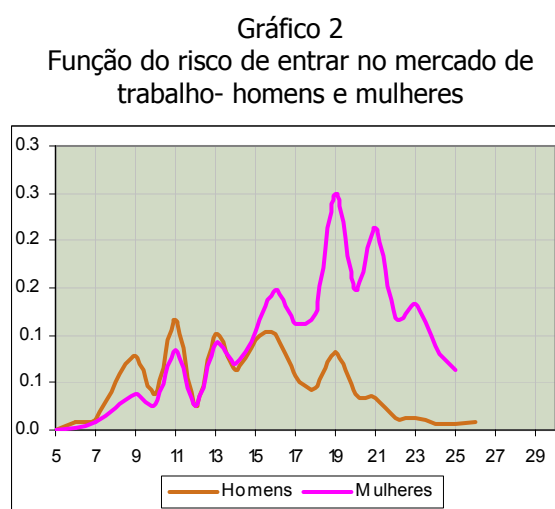
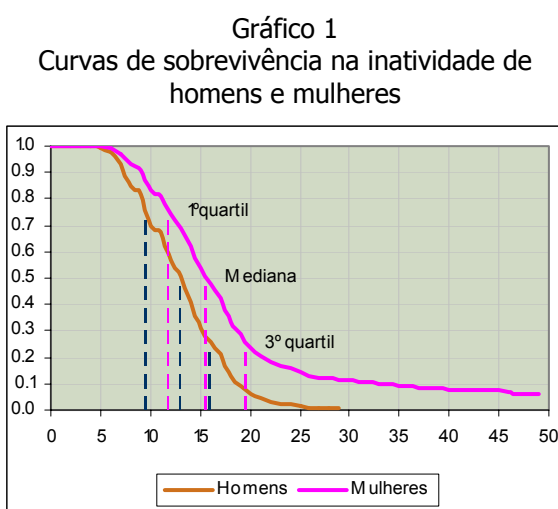


Figura 2 – Gráficos mostrando a curva de sobrevivência na inatividade e função de risco de entrar no mercado de trabalho, por sexo e idade.

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

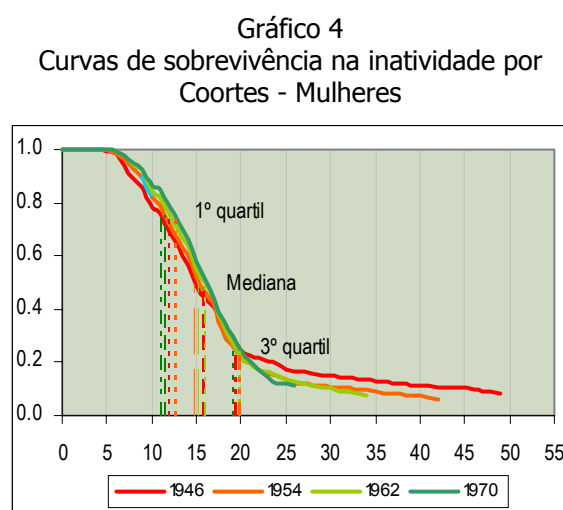
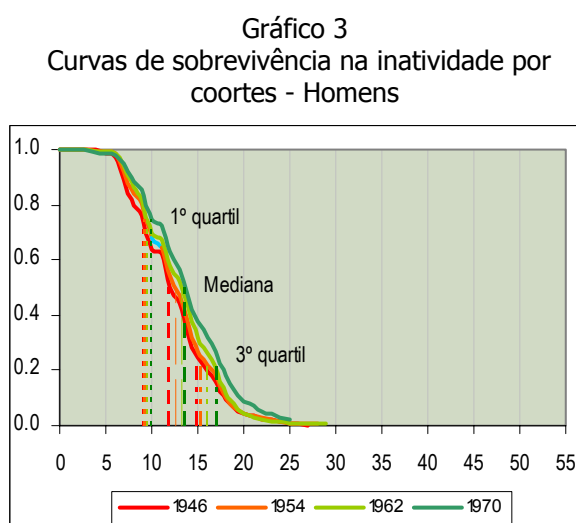


Figura 3 – Gráficos mostrando a curva de sobrevivência na inatividade por coortes, sexo e idade.

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Gráfico 5
Curvas de sobrevivência na inatividade por
situação de domicílio até 15 anos - Homens

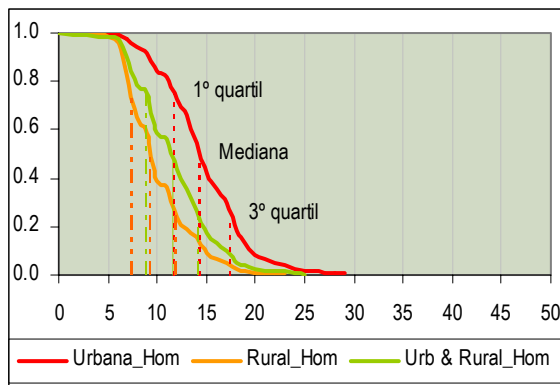


Gráfico 6
Curvas de sobrevivência na inatividade por
situação de domicílio até 15 anos - Mulheres

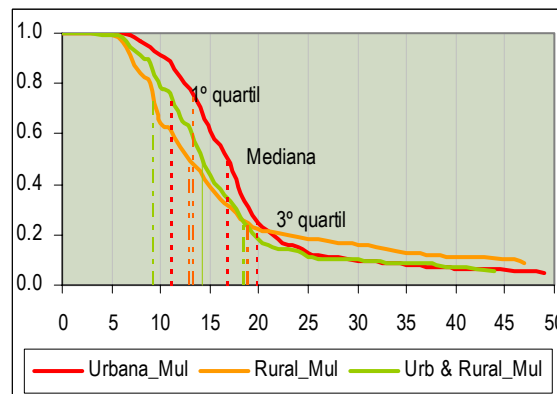


Figura 4 – Gráficos mostrando a curva de sobrevivência na inatividade por situação de domicílio, sexo e idade.

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Idade de saída da escola

A idade de saída da escola, conforme os gráficos 7 e 8 da figura 5, não apresenta variabilidade entre homens e mulheres, conseqüentemente, o padrão de risco é também similar para ambos. Destaca-se que a transição ocorre majoritariamente em idade jovem: a idade mediana para os homens é 15,97 e, para as mulheres, 16,69 anos. Com 20 anos, 75% de homens e mulheres já saíram da escola, e o risco de saída é crescente até próximo dos 20 anos.

A função de sobrevivência na escola apresenta variabilidade insignificante entre as coortes (gráficos 9 e 10 da figura 5). Entretanto, verifica-se um pequeno aumento da idade mediana da coorte feminina mais velha para a mais jovem.

Os gráficos 11 e 12 da figura 5, por sua vez, apresentam a função de sobrevivência na escola segundo a região de residência até a idade de 15 anos. Verifica-se que ter residido em área urbana e em urbana e rural aumenta o tempo de sobrevivência na escola. A idade mediana de saída da escola é próxima de 13 anos para homens e mulheres que viveram em área rural até os 15 anos, contra, aproximadamente, 18 anos para aqueles que viveram em área urbana.

Gráfico 7
Curvas de sobrevivência na escola- homens e mulheres

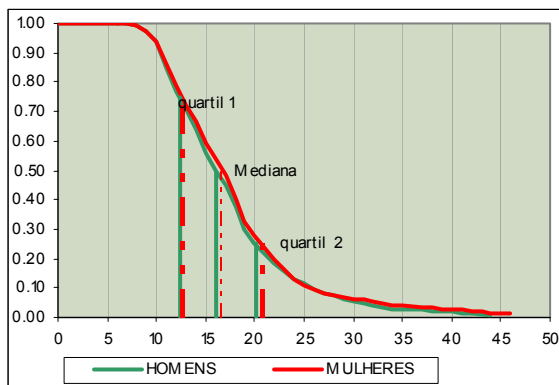


Gráfico 8
Função do risco de sair da escola- homens e mulheres

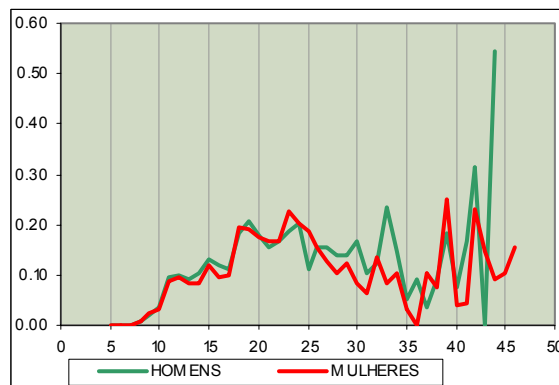


Gráfico 9
Curvas de sobrevivência na escola por coorte - homens

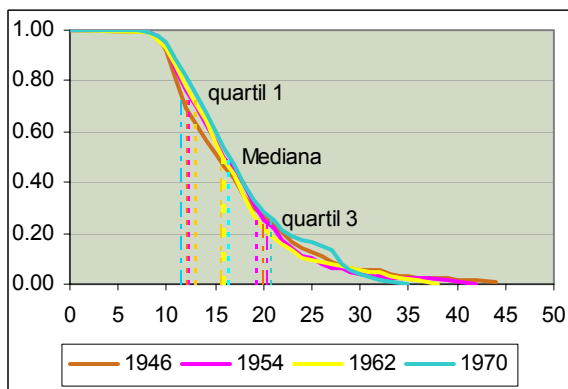


Gráfico 10
Curvas de sobrevivência na escola por coorte - mulheres

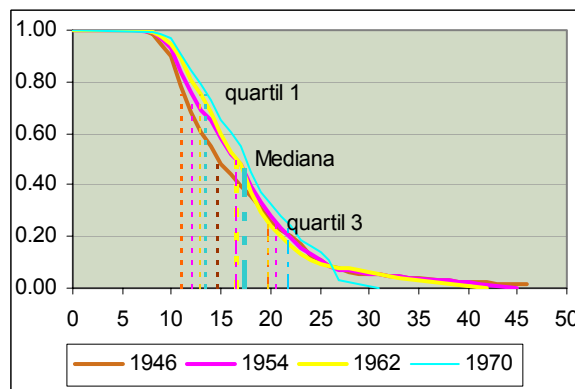


Gráfico 11
Curvas de sobrevivência na escola por situação de domicílio até os 15 anos - homens

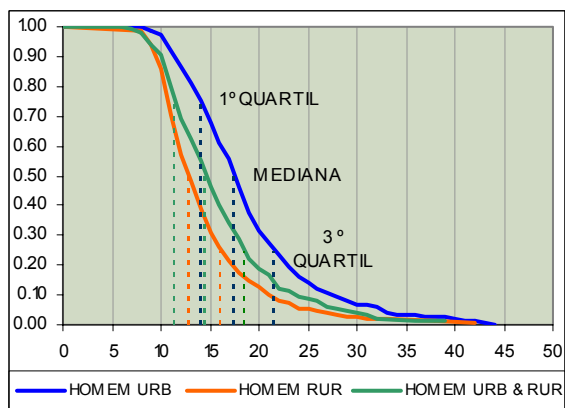


Gráfico 12
Curvas de sobrevivência na escola por situação de domicílio até os 15 anos - mulheres

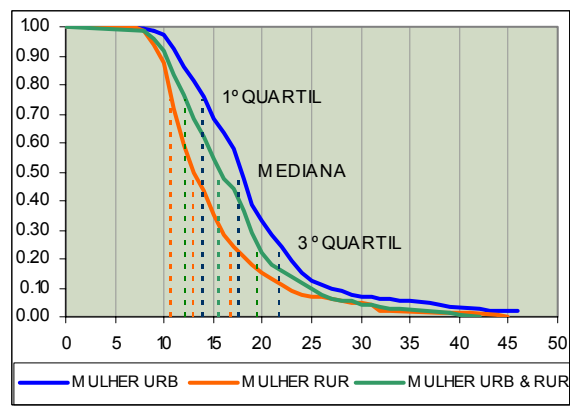


Figura 5 – Gráficos mostrando curvas de sobrevivência segundo a idade de saída da escola e função de risco de sair da escola.

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Nascimento do primeiro filho

A decisão de ter o primeiro filho é posterior à entrada no mercado de trabalho e à saída da escola. De acordo com a função de sobrevivência mostrada no gráfico 13 da figura 6, a idade no primeiro quartil é 19,24 anos, e a idade mediana é 23 anos, contra 11,86 e 15,66 da entrada no mercado de trabalho e 12,57 e 16,69 de saída da escola, relativas ao primeiro quartil e mediana respectivamente. O risco de se ter o primeiro filho é crescente até próximo dos 25 anos, idade a partir da qual o risco começa a decrescer (gráfico 14 da figura 6). O padrão por coorte não apresenta variabilidade (gráfico 15 da figura 6) e o fato de ter vivido em área urbana até os 15 anos aumenta a sobrevivência à primeira experiência de maternidade (gráfico 16 da figura 6). O gráfico 17 da figura 6 apresenta as curvas de sobrevivência na escola e na inatividade para os homens, e o gráfico 18 da figura 6 as curvas de sobrevivência na escola, inatividade e ter o primeiro filho para as mulheres. Nota-se claramente que a entrada no mercado de trabalho é transição que antecede a saída da escola para ambos os sexos. No caso dos homens, parece haver uma certa simultaneidade entre escola e trabalho, ou seja, a transição para o mercado de trabalho não aciona, de imediato, a transição para fora da escola. Já, no caso das mulheres, parece que a entrada no mercado de trabalho aciona, quase que imediatamente a saída da escola. No entanto, a decisão de ter o primeiro filho sucede a saída da escola com uma defasagem relevante.

Gráfico 13
Curvas de sobrevivência, segundo a idade ao primeiro Filho – mulheres

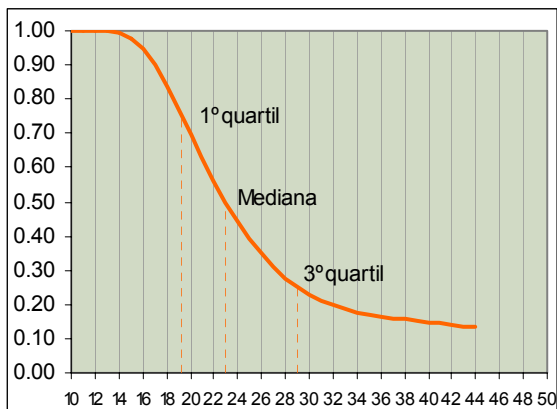


Gráfico 14
função do risco de ter o primeiro filho- mulheres

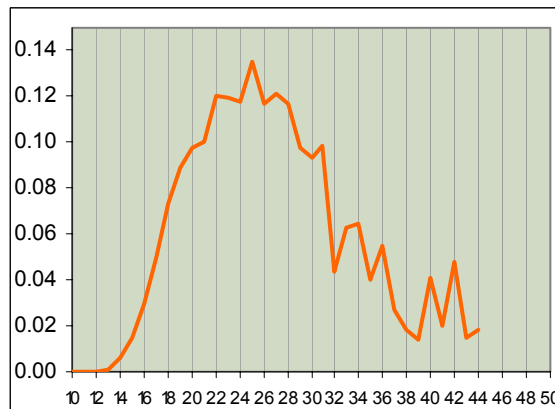


Gráfico 15
Curvas de sobrevivência por coorte, segundo a idade ao primeiro filho

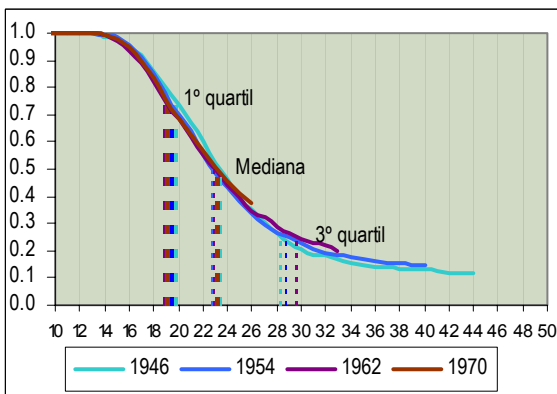


Gráfico 16
Curvas de sobrevivência por situação de domicílio até os 15 anos, segundo a idade ao primeiro filho – mulheres

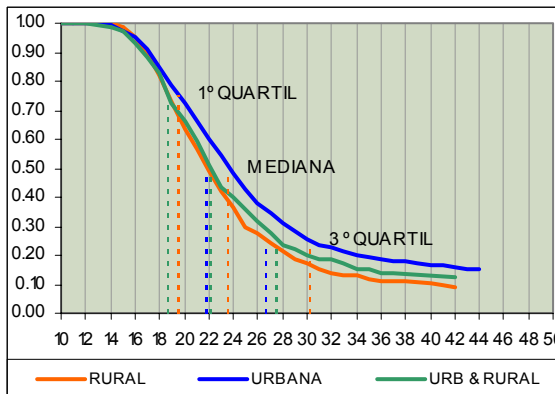


Gráfico 17
Curvas de sobrevivência: idade de entrada no mercado de trabalho e saída da escola – homens

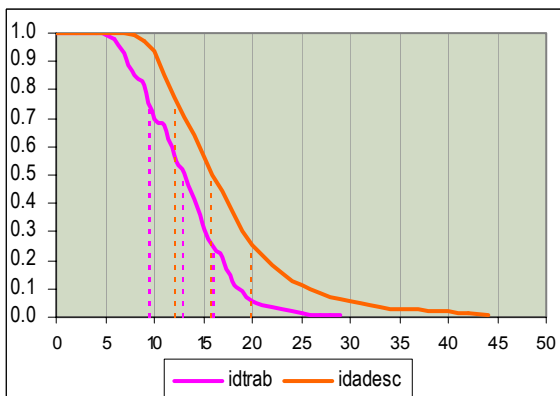


Gráfico 18
Curvas de sobrevivência: idade de entrada no mercado de trabalho e saída da escola – mulheres

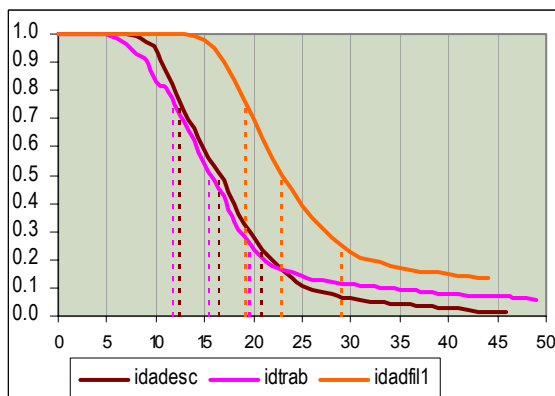


Figura 6 – Gráficos mostrando curvas de sobrevivência ao primeiro filho.

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Análise do efeito das variáveis selecionadas sobre o risco

As regressões que medem o risco proporcional segundo covariáveis selecionadas foram operacionalizadas para homens e mulheres separadamente. O propósito da desagregação é verificar se alguma variável apresenta um fator de risco maior ou menor relacionado ao sexo do indivíduo exposto ao risco.

Nota-se na tabela 8 que a educação do pai tem um efeito significativo na redução do risco dos homens entrarem no mercado de trabalho. Como se vê a cada nível educacional mais alto em contraposição a nenhuma educação o risco é menor. A variável educação da mãe, por sua vez, apesar de apresentar um efeito menor, relativamente à educação do pai, na redução do risco de o homem entrar no mercado de trabalho, apresenta efeito significativo também para as mulheres, embora em magnitude menor do que o efeito verificado para os homens. A educação do pai não apresentou efeito significativo sobre o risco de a mulher entrar no mercado de trabalho.

O fato de o indivíduo ter vivido em área urbana até a idade de 15 anos tem um impacto significativo no risco relacionado à entrada no mercado de trabalho. Note-se que o risco do indivíduo do sexo masculino que viveu somente em área urbana até os 15 anos é apenas de 55,9% do risco daqueles que viverem em outras áreas. Esse impacto é menor quando se trata de mulheres para as quais o risco é 89,1% relativamente àquelas que viveram em outras áreas. A idade de saída da escola (*idadesc*) tem efeito significativo e reduz em 2,5% e 0,4% o risco de homens e mulheres, respectivamente, entrarem no mercado de trabalho. Cada ano adicional na escola, controlando-se pelas demais variáveis, produz um efeito positivo para homens e para mulheres. Quanto mais se prolonga a permanência na escola, em detrimento da entrada no mercado de trabalho, pode-se supor que o estoque de capital humano acumulado por meio da educação formal garantirá melhor inserção no mercado de trabalho. No caso das mulheres, a idade ao primeiro filho reduz em apenas 0,1% o risco de entrar no mercado de trabalho.

Tabela 8
Efeito das variáveis selecionadas sobre o risco de entrar no mercado de trabalho

Variáveis	Entrada no mercado de trabalho			
	P-valor	Homem	P-valor	Mulher
edpai2	0.0015	87.3	0.7722	98.8
edpai3	<.0001	68.6	0.2694	93.0
edpai4	<.0001	57.5	0.3534	90.6
edmae2	0.0120	89.9	0.0125	90.1
edmae3	<.0001	73.5	0.0004	79.5
edmae4	0.0006	62.2	0.0600	75.4
urb15	<.0001	55.9	0.0033	89.1
idadesc	<.0001	-2.5	0.2206	-0.4
ldadfil1	-	-	0.0081	-0.1

Nota: foram omitidas as variáveis edpai1 e edmae1.

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

A educação da mãe é altamente significativa na redução do risco de sair da escola para homens e mulheres. Registra-se, conforme tabela 9, que filhos de mães com educação fundamental apresentam 85,9% do de sair da escola daqueles cujas mães não acumularam nenhum grau educacional. Cada nível educacional da mãe, em contraste com a categoria omitida (nenhuma educação) reduz o risco de os homens e as mulheres saírem da escola, o efeito sobre a diminuição do risco de as mulheres saírem da escola, é, em magnitude maior do que verificado para os homens. A educação do pai também foi significativa na diminuição do risco de homens e mulheres saírem da escola, embora o efeito se apresente maior para os homens. Parece haver algum viés de sexo na associação da educação dos pais sobre o risco de sair da escola, ou seja, o efeito da educação da mãe é maior para as mulheres e o da educação do pai é maior para os homens.

O risco de sair da escola dos indivíduos do sexo masculino que residiram exclusivamente em áreas urbanas até a idade de 15 anos é de 88% do risco daqueles que residiram em outras áreas. No caso das mulheres, o risco é 76,6% daquelas que residiram em outras áreas.

Cada ano a mais que se posterga a entrada no mercado de trabalho reduz em 2,3% o risco de o indivíduo, do sexo masculino, sair da escola e, 0,3% o risco do de sexo feminino. A idade ao ter o primeiro filho reduz o risco de as mulheres saírem da escola em 0,8%, ou seja, cada ano adicional da idade ao primeiro filho reduz o risco das mulheres saírem da escola. Embora o percentual de redução seja relativamente baixo, este resultado é coerente com Stupp e Cáceres (2001), cujo trabalho demonstrou que a idade com a qual a mulher

deixa a escola e não o mais alto nível educacional é o fator crítico para a transição para o primeiro filho.

Tabela 9
Efeito das variáveis selecionadas sobre o risco de sair da escola

Variáveis	Saída da escola			
	P-valor	Homem	P-valor	Mulher
edpai2	0.0004	85.9	0.0553	92.4
edpai3	<.0001	71,0	0.0001	77.6
edpai4	<.0001	52.1	<.0001	64.3
edmae2	<.0001	84.1	<.0001	80.4
edmae3	<.0001	65.3	<.0001	63,0'
edmae4	<.0001	53.5	<.0001	49.6
urb15	<.0001	76.6	<.0001	79.1
idtrab	<.0001	-2.3	0.1782	-0.3
ldadfil1	-	0	<.0001	-0.8

Nota: foram omitidas as variáveis edpai1 e edmae1.

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

A educação da mãe apresenta um efeito positivo na redução do risco de ter o primeiro filho. Enquanto filhas de mães com educação fundamental apresentam 90,5% do risco de ter o primeiro filho daquelas cujas mães não possuem nenhuma educação, filhas de mães com nível superior ou mais apresentam risco 32,1% menor do que o das filhas cujos pais não têm nenhum nível educacional. A educação do pai só apresenta efeito positivo na redução do risco de ter o primeiro filho para os níveis educacionais fundamental e médio.

O fato de ter residido apenas em área urbana até a idade de 15 anos não se mostrou significativo. A idade de entrada no mercado de trabalho aumenta em 3,8% o risco de ter o primeiro filho, e, a idade de saída da escola reduz em 2,2% esse risco. Tais resultados são bastante plausíveis e indicam que, quanto mais tardiamente se entra no mercado de trabalho, por hipótese, mais o indivíduo já teria completado um bom nível educacional e estaria transitando para uma etapa de autonomia financeira coerente com os compromissos relativos à formação de família. Por outro lado, quanto mais anos se mantém na escola, ou seja, quanto mais anos se assume os papéis sociais do estudante, mais se atrasa a transição para se assumir os papéis e as despesas relativas à formação de família.

Tabela 10
Efeito das variáveis selecionadas sobre o risco ter o primeiro filho

Variáveis	p-valor	Razão de Risco(%)
edpai2	0.0447	92.3
edpai3	0.0056	84.1
edpai4	0.2050	88.1
edmae2	0.0117	90.5
edmae3	0.0005	80.8
edmae4	0.0058	67.9
urb15	0.4959	97.5
idtrab	<.0001	3.8
Idadesc	<.0001	-2.2

Nota: foram omitidas as variáveis edpai1 e edmae1

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL.

Conclusão

Considerando os dados e o método descritivo, pode-se concluir que, no caso das mulheres jovens, a transição para o mercado de trabalho precede a transição para fora da escola e esta precede a transição para o primeiro filho. Mesmo sem nenhuma inferência de causalidade, pode-se esperar que, no Brasil, a mulher primeiro decide trabalhar, quase simultaneamente, sai da escola e, somente algum tempo depois, decide ter o primeiro filho. No caso dos homens, a idade de entrada no mercado de trabalho precede a idade de saída da escola e sugere uma possível simultaneidade entre a escola e o trabalho.

Pode-se afirmar que, no Brasil, essas transições são inerentes aos jovens. Em que pese a transição para o primeiro filho suceder as demais transições femininas, baseando-se nesses dados, não parece haver uma tendência clara de aumento da idade dessa transição como citado na literatura européia.

A análise semiparamétrica, entretanto, esclarece alguns pontos com relação a fatores de risco relevantes para cada evento estudado. A educação da mãe se mostrou fator importante na redução do risco de todos os eventos estudados corroborando vários estudos tanto da literatura nacional quanto internacional que encontram evidências de uma associação positiva entre educação dos pais e a opção pela escola. Verificou-se, ainda, maior significância da educação do pai na redução do risco de os homens entrarem no mercado de trabalho, enquanto a educação da mãe está mais relacionada à redução do risco de sair da escola (CORSEIL, SANTOS e FOGUEL, 2001; LEME E WAJNMAN, 2000, KASSOUF, 2001).

Quanto mais se permanece na escola, menor o risco de se entrar no mercado de trabalho e, no caso das mulheres, de ter o primeiro filho. Embora a redução percentual do risco seja em todos os casos abaixo de 5%, essas relações são corroboradas por estudos que demonstram evidência, para a Europa, do aumento do tempo gasto na educação e da entrada no processo de formação de família (COPPOLA e AASSVE, 2003). E, também, por estudos como o de Billari et al. (2000) que encontra incompatibilidade do papel de estudante com a transição para a formação de família, o que pressupõe primeiro a saída da escola tendo o mercado de trabalho como transição intermediária para o processo de formação de família, situação que requer determinada estrutura de gastos incompatíveis com o ciclo de vida estudantil.

É importante ressaltar que tais resultados refletem a experiência de transição das pessoas que tinham idade entre 20 e 49 anos na época da pesquisa (1996-1997), portanto, não necessariamente traduzem a experiência de transição dos jovens que estão realizando as transições nesta década. A importância dos achados deste estudo está justamente nessa característica, pois, se para a experiência dessas coortes fica evidente uma seqüência de transições e que a idade ao primeiro filho reduz em apenas 0,8% o risco de deixar a escola, é porque a transição para o primeiro filho não representava o principal fator de risco de deixar a escola. Nesse contexto, deve-se avaliar quais são os desafios enfrentados pelos jovens em idade de transição nesta primeira década do século XXI e a partir de evidências de coortes anteriores desenhar as políticas apropriadas.

Segundo Camarano et al. (2003), em 2001, a idade média de formação de família era de 22,28 anos para homens e 21,40 para mulheres. Este trabalho não traz informações sobre a idade masculina de formação de família. Contudo, a idade média das mulheres que compõem a amostra é 22,09 anos e praticamente não mudou, feitas as devidas ressalvas sobre a abrangência das duas fontes (PNAD e PPV). Por outro lado, a idade média de entrada na População Economicamente Ativa – PEA -, em 2001, foi 20,2 anos para os homens e 20,16 para as mulheres, enquanto a idade média de entrada verificada para os indivíduos que compõem a amostra deste trabalho foi 13,4 para os homens e 15,71 para as mulheres (ver tabelas 11, 12 e 13 no apêndice A). Em que pese a amostra ser representativa apenas para as regiões Nordeste e Sudeste, parte do aumento de idade verificado pode ser devido às mudanças no perfil da demanda por mão-de-obra, resultante da reestruturação produtiva iniciada na década de 90 do século passado, que tornou o mercado de trabalho

mais seletivo. Isso pode ter dificultado a obtenção do primeiro emprego (CAMARANO et al., 2003).

Identificados os desafios, as idades e os fatores intervenientes nas transições constituem informações de grande relevância para políticas públicas de educação, qualificação, geração de emprego, políticas habitacionais e de saúde. Por exemplo, saber que é positiva a permanência na escola tanto como meio de acumular capital humano como de adiar a transição para o processo de formação de família é de fundamental importância na redução de vários riscos aos quais os jovens estão expostos.

Além das políticas públicas, informações dessa natureza são importantes para o planejamento estratégico da oferta de diversos serviços pelo setor privado. Dependendo das características sociodemográficas do universo investigado, pode-se delinear um mercado potencial para um leque de serviços que variam desde orientação profissional até produtos e serviços para novos domicílios constituídos por jovens casais e filhos.

Referências Bibliográficas

ALLISON, P. D. *Survival analysis using SAS: a practical guide*. 6. ed. Cary: SAS Institute. 2003.

BECKER, G. S. *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. New York: Columbia University, 1964. 187p.

BIDDECOM, A. E., BAKILANA, A. *Transitions into sex, parenthood and unions among adolescents and young adults in South Africa*. (Paper presented at the Population Association of America, PAA Annual Meeting, 2003, Minneapolis)

BILLARI, F. C. et al. *Household and union formation in a mediterranean fashion: Italy and Spain*. Padova: Università di Padova: Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock. Dipartimento di Scienze Statistiche., 2000.

BRASIL. Presidência da República. *Trabalho infantil no Brasil: questões e políticas*. Brasília: Presidência da República, 1998. Disponível em: http://64.233.161.104/search?q=cache:ZG0LOUNJ6tQJ:https://www.planalto.gov.br/publi_04/COLECAO/TRABIN.HTM+%22Trabalho+infantil+no+Brasil:+quest%C3%B5es+e+pol%C3%ADticas%22&hl=pt-BR%20target=nw

CAMARANO, A. A. et al. A transição para a vida adulta: novos ou velhos desafios? *Boletim Mercado de Trabalho-Conjuntura e Análise*, Rio de Janeiro, n.21, p.53-66, fev. 2003.

CAVALLI, A., GALLAND, O. (Eds.) *Senza fretta di crescere*. Napoli: Liguori, 1993. 216p.

COPPOLA, L. *Schooling and union formation as simultaneous processes: a comparative study of Italy and Spain*. (Paper presented at the ESPE Conference, 2002, Bilbao)

COPPOLA, L., AASSVE, A. *Union formation and labour force participation in Italy and Spain: reciprocal causal relations and common determinants*. Rome: Istat - Italian National Institute, 2003.

CORSEUIL, C., SANTOS, D. D., FOGUEL, M. N. Decisões críticas em idades críticas: a escolha de jovens entre estudo trabalho em seis países da América Latina. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, 2000, Caxambu, MG. *Brasil 500 anos: mudanças e continuidades*. Belo Horizonte: ABEP, 2000. 24p. (Disponível em CD-ROM)

DEDECCA, C. S. Conceitos e estatísticas básicas sobre mercado de trabalho In: OLIVEIRA, M. A. (Org.) *Economia & trabalho: textos básicos*. Campinas, SP: UNICAMP/IE, 1998. v.1. p.95-112.

HAUSMANN, R., SZÉKELY, M. Inequality and the family in Latin America. In: BIRDSAL, N., KELLEY, A. C., SINDING, S. W. (Eds.) *Population matters: demographic change, economic and poverty in the developing world*. New York: Oxford University, 2001. Cap.10, p.260-295.

IEDEMA, J., BECKER, H.A., SANDERS, K Transitions into independence: a comparison of cohorts born since 1930 in the Netherlands. *European Sociological Review*, Philadelphia, v.13, n.2, p.117-137, 1997.

KASSOUF, A. L. O efeito do trabalho infantil para os rendimentos dos jovens, controlando o background familiar. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13, 2002, Ouro Preto, MG. *Violências, o estado e a qualidade de vida da população brasileira: anais*. Belo Horizonte: ABEP, 2002. (Disponível em CD-ROM)

KASSOUF, A. L. Trabalho infantil: escolaridade x emprego. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28, 2000, Campinas-SP. *Anais*. Campinas: ANPEC, 2000. (Disponível em CD-ROM)

KLEIN, J. P., MOESCHBERGER, M. L. *Survival analysis: techniques for censored and truncated data*. 2.ed. New York: Springer-Verlag, 2003. 502p.

LEME, M. C. S., WAJNMAN, S. A alocação do tempo dos adolescentes brasileiros entre o trabalho e a escola. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, 2000, Caxambu, MG. *Brasil 500 anos: mudanças e continuidades*. Belo Horizonte: ABEP, 2000. 22p. (Disponível em CD-ROM)

MODELL, J., FURSTENBERG, F. F. Jr., HERSHBERG, T. Social change and transitions to adulthood in historical perspective. *Journal of Family History*, v.1, n.1, p.7-32, 1976.

RETFERFORD, R. D., CHOE, M. K. *Statistical models for causal analysis*. New York: Wiley-Interscience, 1993. 258p.

SHANNAHAN, M. J. Pathways to adulthood in changing societies: variability and mechanisms in life, 2000 *Annual Review of Sociology*, Palo Alto, v.26, n.1, p.667-692, Aug. 2000.

SHIZZEROTTO, A., LUCCHINI, N. *Transitions to adulthood during the twentieth century: a comparative analysis of Great Britain, Italy and Sweden*. United Kingdom: University of Essex, 2002. 42p. (EPAG Working Papers, n.36) Disponível em: <<http://www.iser.essex.ac.uk/epag/pubs/>>. Acesso em: 16 março 2004.

STUPP, P., CÁCERES, J. The relationship between age at completion of schooling and age at first birth in El Salvador. In: INTERNATIONAL UNION FOR THE SCIENTIFIC STUDY OF POPULATION GENERAL CONFERENCE, 24, 2001, Salvador, BA. *XXIV IUSSP General Conference, Salvador - Brazil*. Paris: IUSSP, 2001. Paris: IUSSP, 2001. (Disponível em CD-ROM)

Apêndice A

Tabela 11
Medidas de posição da idade de entrada no mercado de trabalho

Região de residência	Residência até 15 anos	Situação do Domicílio	Sexo	Amostra	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Quartil 1	Mediana	Quartil 3	Máximo
Total				6791	14.56	5.04	2	11	14	18	49
				Homens	3379	13.4	4.18	2	10	13	29
				Mulheres	3412	15.71	5.54	3	12	15	49
				Urbana	5528	15.06	4.89	2	12	15	49
				Rural	1263	12.37	5.1	4	9	12	47
				Urbana	2693	13.99	4.12	2	11	14	29
				Mulheres	2835	16.09	5.34	3	12	16	49
				Rural	686	11.11	3.6	5	8	10	25
				Mulheres	577	13.86	6.12	4	10	13	47
				Urbana	4293	15.74	4.57	2	13	15	49
				Rural	1600	11.99	5.17	3	8	10	47
				Ambas	898	13.53	5.02	5	10	13	44
				Urbana	2104	14.82	3.89	2	12	15	29
				Mulheres	2189	16.62	4.99	5	13	16	49
				Rural	846	10.56	3.33	4	8	10	23
				Mulheres	754	13.59	6.28	3	10	12	47
				Ambas	429	12.09	3.73	5	10	12	25
				Mulheres	469	14.85	5.65	5	11	14	44
Nordeste				3318	14.98	5.25	3	11	15	18	47
Sudeste				3473	14.16	4.8	2	11	14	17	49
				Homens	1603	13.64	4.3	4	10	14	29
				Mulheres	1715	16.24	5.73	3	12	16	47
				Homens	1776	13.19	4.06	2	10	13	28
				Mulheres	1697	15.18	5.28	4	12	15	49
				Urbana	2705	15.45	5.12	3	12	15	47
				Rural	613	12.9	5.33	5	10	12	38
				Urbana	2823	14.69	4.64	2	12	14	49
				Rural	650	11.86	4.82	4	8	11	47
				Urbana	1284	14.17	4.2	4	10	14	29
				Mulheres	1421	16.61	5.58	3	13	16	47
				Rural	319	11.48	4.01	5	8	10	24
				Mulheres	294	14.45	6.11	6	10	13	38
				Urbana	1409	13.82	4.04	2	11	14	28
				Mulheres	1414	15.56	5.02	5	12	15	49
				Rural	367	10.8	3.17	5	8	10	25
				Mulheres	283	13.25	6.08	4	9	12	47
				Urbana	2094	16.18	4.64	5	13	16	42
				Rural	790	12.11	5.49	3	8	10	47
				Ambas	434	14.44	5.5	5	10	14	44
				Urbana	2199	15.32	4.48	2	12	15	49
				Rural	810	11.86	4.83	4	8	11	46
				Ambas	464	12.68	4.37	5	10	12	39
				Urbana	1004	15.06	3.94	5	12	15	29
				Mulheres	1090	17.2	4.98	6	14	17	42
				Rural	399	10.49	3.48	4	8	10	23
				Mulheres	391	13.77	6.58	3	10	12	47
				Urbana	200	12.77	3.91	5	10	12	24
				Mulheres	234	15.87	6.22	5	12	15	44
				Urbana	1100	14.6	3.84	2	12	14	28
				Mulheres	1099	16.05	4.93	5	13	16	49
				Rural	447	10.62	3.19	5	8	10	21
				Mulheres	363	13.39	5.95	4	9	13	46
				Urbana	229	11.5	3.47	5	9	12	25
				Mulheres	235	13.83	4.82	5	10	14	39

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos dados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL

Tabela 12
Medidas de posição da idade saída da escola

Residência até 15 anos	Situação do Domicílio	Sexo	amostra	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Quartil 1	Mediana	Quartil 3	Máximo
			6664	16.73	5.24	6	13	16	20	46
		Homens	3161	16.59	5.23	6	13	16	19	44
		Mulheres	3503	16.85	5.25	6	13	16	20	46
	Urbana		5363	17.34	5.27	6	13	17	20	46
	Rural		1301	14.21	4.26	6	11	13	16	44
Urbana			4124	17.82	5.13	6	14	18	20	46
Rural			1643	14.32	4.59	7	11	13	16	45
Ambas			897	16.14	5.28	6	12	15	19	42
	Urbana	Homens	2504	17.24	5.27	8	13	17	20	44
	Rural		657	14.12	4.24	6	11	13	16	36
	Urbana	Mulheres	2859	17.43	5.27	6	13	17	20	46
	Rural		644	14.31	4.28	8	11	13	16	44
Urbana		Homens	1934	17.81	5.21	7	14	18	20	44
Rural			818	14.19	4.38	8	11	13	16	42
Ambas			409	15.64	5.05	6	12	15	18	39
Urbana		Mulheres	2190	17.82	5.07	6	14	18	21	46
Rural			825	14.45	4.79	7	11	13	16	45
Ambas			488	16.57	5.44	8	13	16	20	42
			3238	17.41	5.06	6	14	17	20	46
			3426	16.09	5.32	7	12	15	19	45
		Homens	1491	17.21	5.09	6	14	17	20	44
		Mulheres	1747	17.58	5.04	6	14	18	20	46
		Homens	1670	16.04	5.3	8	12	15	19	44
		Mulheres	1756	16.13	5.35	7	12	15	19	45
	Urbana		2622	17.86	5.07	6	14	18	20	46
	Rural		616	15.48	4.58	6	12	15	18	44
	Urbana		2741	16.84	5.42	7	13	16	20	45
	Rural		685	13.07	3.59	8	11	12	14	31
Urbana			2015	18.25	4.91	6	15	18	21	46
Rural			790	15.44	4.9	7	12	15	18	44
Ambas			433	17.08	5.04	6	13	17	20	39
Urbana			2109	17.4	5.3	8	13	17	20	44
Rural			853	13.28	4.01	7	11	12	15	45
Ambas			464	15.26	5.36	8	11	14	18	42
	Urbana	Homens	1189	17.71	5.07	8	14	17	20	44
	Rural		302	15.25	4.69	6	12	15	18	36
	Urbana	Mulheres	1433	17.99	5.07	6	14	18	20	46
	Rural		314	15.7	4.46	8	13	15	18	44
	Urbana	Homens	1315	16.82	5.42	8	13	16	19	44
	Rural		355	13.15	3.55	8	11	12	15	31
	Urbana	Mulheres	1426	16.86	5.41	7	13	16	20	45
	Rural		330	12.98	3.65	8	11	12	14	29
Urbana		Homens	921	18.27	4.99	7	15	18	20	44
Rural			379	14.99	4.58	8	12	14	17	42
Ambas			191	16.55	5.01	6	13	16	19	36
Urbana		Mulheres	1094	18.24	4.85	6	15	18	21	46
Rural			411	15.86	5.15	7	12	15	18	44
Ambas			242	17.5	5.03	8	14	18	20	39
Urbana		Homens	1013	17.4	5.37	8	13	17	20	44
Rural			439	13.5	4.07	8	11	12	15	38
Ambas			218	14.83	4.97	8	11	14	17	39
Urbana		Mulheres	1096	17.41	5.25	8	13	17	20	43
Rural			414	13.05	3.94	7	11	12	15	45
Ambas			246	15.64	5.67	8	11	15	18	42

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos dados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL

Tabela 13
Medidas de posição da idade ao primeiro filho

Região de residência	Residência até 15 anos	Situação do Domicílio	amostra	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Quartil 1	Mediana	Quartil 3	Máximo
Total			2746	22.09	4.61	11	19	21	25	44
		Urbana	2215	22.33	4.77	11	19	22	25	44
		Rural	531	21.06	3.76	12	18	20	23	42
	Urbana		1667	22.3	4.74	11	19	22	25	44
	Rural		680	21.72	4.33	14	19	21	24	42
	Ambas		399	21.83	4.53	12	19	21	24	42
Nordeste			1379	21.81	4.69	11	18	21	24	44
Sudeste			1367	22.36	4.53	13	19	22	25	42
Nordeste		Urbana	1120	22	4.88	11	18.5	21	25	44
		Rural	259	21.02	3.64	12	18	20	24	31
Sudeste		Urbana	1095	22.68	4.62	14	19	22	25	42
		Rural	272	21.11	3.87	13	18.5	20	23	42
Nordeste	Urbana		845	22.01	4.91	11	18	21	25	44
	Rural		337	21.69	4.42	14	19	21	24	41
	Ambas		197	21.19	4.06	12	18	20	23	36
Sudeste	Urbana		822	22.6	4.53	13	19	22	25	42
	Rural		343	21.75	4.24	14	19	21	24	42
	Ambas		202	22.46	4.87	14	19	22	25	42

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos dados da PPV – IBGE/BANCO MUNDIAL

Tabela 14
Saídas de regressão

	HOMEM			MULHER		
ENTRADA NO MERCADO DE TRABALHO						
Total de eventos	597			721		
censura	21			64		
AJUSTE DO MODELO						
(-) 2 log L c/ cov	6414.68			7650.28		
(-) 2 log L s/ cov	6291.23			7608.16		
Razão de Verossimilhança = Qui-quadrado	123.46			42.12		
Pr > qui-quadrado	<.0001			<.0001		
	Parâmetro Estimado	Pr>Qui-qua	Razão de Risco	Parâmetro Estimado	Pr>Qui-qua	Razão de Risco
VARIÁVEIS						
edpai	-0.1372 0.0743	0.0648	0.8720	-0.0168 0.0650	0.7966	0.9830
edmae	-0.1432 0.0859	0.0954	0.8670	-0.1388 0.0805	0.0848	0.8700
urb15	-0.4575 0.1184	0.0001	0.6330	-0.2327 0.0974	0.0169	0.7920
mun	-0.1022 0.0865	0.2376	0.9030	-0.1002 0.0825	0.2248	0.9050
catocuppai	-0.1012 0.0675	0.1337	0.9040	-0.0064 0.0634	0.9196	0.9940
catocupmae	-0.1103 0.0848	0.1934	0.8960	-0.0892 0.0802	0.2659	0.9150
Idadesc	-0.0396 0.0095	0.0001	0.9610	-0.0180 0.0088	0.0417	0.9820

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos dados da PPV – IBGE/

O EFEITO TRABALHADOR ADICIONAL PARA FILHOS NO BRASIL

Introdução

A questão da entrada de crianças e adolescentes na força de trabalho é discutida por meio de várias perspectivas teóricas. Em geral, os trabalhos investigam os determinantes da alocação do tempo desses indivíduos entre a escola e o trabalho por meio de estratégias metodológicas diversas (MENEZES-FILHO, 2000; CORSEUIL, SANTOS E FOGUEL, 2000; LEME E WAJNMAN, 2000; KASSOUF, 2000, 2002). Uma abordagem teórica que tem sido pouco explorada na literatura nacional e na internacional é o efeito trabalhador adicional para crianças e adolescentes, ou seja, a entrada dos filhos, em particular, crianças e adolescentes, no mercado de trabalho em decorrência do desemprego do chefe de família.

O efeito trabalhador adicional consiste no impacto do desemprego do chefe de família sobre a oferta de trabalho de outros membros. Tanto na literatura americana quanto na europeia, a preocupação maior tem sido com a entrada das esposas no mercado de trabalho em decorrência do desemprego do marido. Na literatura nacional, o foco também não é diferente. Os poucos estudos identificados buscam verificar a existência deste efeito para esposas, particularmente, no mercado de trabalho metropolitano brasileiro devido à especificidade da base de dados comumente utilizada, a Pesquisa Mensal de Emprego - PME.

Este trabalho visa testar a hipótese do efeito trabalhador adicional para o filho mais velho da família e com idade entre 10 e 18 anos nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Salvador, Porto Alegre, São Paulo, Rio de Janeiro e Recife que compõem a área de abrangência da PME.

A objetivo é contribuir para o aumento de estudos desta natureza na literatura nacional e, também, inovar ao avaliar o impacto do desemprego dos pais sobre a participação dos filhos na força de trabalho. Assim, a pergunta para a qual se busca a resposta é: existe efeito trabalhador adicional para filhos mais velhos com idade entre 10 e 18 anos no Brasil

metropolitano? A hipótese que se aceita é que existe um efeito trabalhador adicional positivo para filhos mais velhos com idade entre 10 a 18 anos no Brasil. Entretanto, acata-se, adicionalmente, que o efeito para filhos seja menor do que aquele verificado para esposas. Não se pretende calcular o efeito para esposas, e sim, contrapô-lo ao valor identificado por Fernandes e Felício (2002). Dessa forma, a hipótese adicional deste trabalho é a existência de diferencial por sexo do chefe para o efeito trabalhador adicional de filhos e se baseia no argumento seguinte.

Na maior parte dos casos, quando o chefe de família é do sexo masculino, pressupõe-se uma estrutura familiar composta de, pelo menos, um chefe e uma esposa. Em famílias chefiadas por mulheres, geralmente, verificam-se outros laços de parentesco que não os de cônjuge. Sendo isso verdade, pode-se supor, por um lado, que, no caso de famílias chefiadas por homens, o primeiro candidato natural para substituir o chefe desempregado no mercado de trabalho seria a esposa. O segundo candidato natural seria o filho mais velho no caso de baixa produtividade da esposa no mercado de trabalho. Por outro lado, no caso de famílias chefiadas por mulheres, o primeiro candidato natural para substituir o chefe desempregado no mercado de trabalho seria o filho. Então, supor que efeito trabalhador adicional para filhos de mulheres chefes seja maior do que o efeito para filhos de homens chefes é uma hipótese plausível como mostra a figura 1.

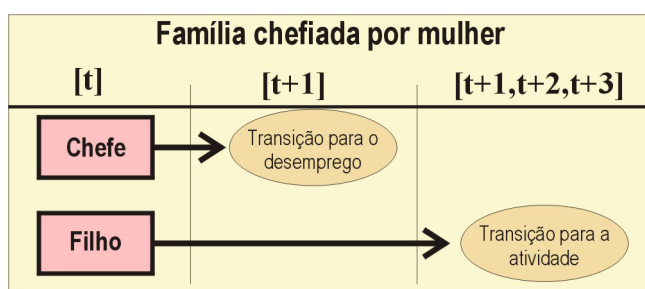


Figura 1 - Hipótese da família chefiada por mulher

Fonte – Elaborada pela autora do artigo.

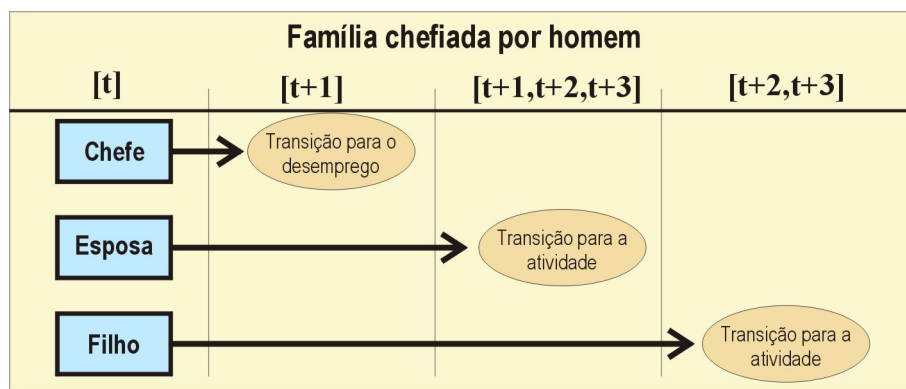


Figura 2 - Hipótese da família chefiada por Homem

Fonte – Elaborado pela autora do artigo.

Seja $[t]$, o mês no qual se inicia a observação do evento, quando o chefe de família se encontra ocupado e o filho inativo. O mês subsequente é $[t+1]$, mês referente à transição do chefe para o desemprego e a do filho para a atividade. Limitando o período de observação em quatro meses, $[t+2]$ é o mês imediatamente posterior a $[t+1]$ e $[t+3]$ a $[t+2]$.

Dessa forma, o objetivo deste trabalho é estimar o efeito trabalhador adicional para filhos mais velhos nas regiões metropolitanas brasileiras, admitindo que o efeito seja positivo e menor do que o efeito de esposas sem considerar o sexo do chefe. Admite-se, ainda, que o efeito deva ser maior para filhos de chefes do sexo feminino.

Complementando esta introdução, na seção dois faz-se uma breve discussão da literatura. Na seção três, descreve-se a metodologia e apresenta-se a fonte de dados utilizada. Na seção quatro, realiza-se a análise dos resultados encontrados e, na seção cinco, conclui-se à luz dos resultados encontrados.

Antecedentes Teóricos

De acordo com Ehrenberg e Smith (2000), mudanças na produtividade de um dos cônjuges em casa ou no mercado de trabalho, podem afetar a decisão básica de oferta de mão-de-obra da família. Como a produtividade doméstica não é afetada pela recessão, é provável que a família considere que esse cônjuge se envolva nas atividades domésticas. Se a esposa antes alocava todo o seu tempo na atividade doméstica, ela não tem sua produtividade no mercado afetada. Assim, a fim de tentar manter o nível anterior de utilidade da família, ela deve substituir o cônjuge nas atividades no mercado, e ele, a ela, nas atividades domésticas enquanto durar a recessão. Se, por um lado, o cônjuge que alocava o seu tempo em atividades no mercado continua a fazer parte da força de trabalho na situação de

desempregado, por outro, a partir do momento em que a esposa busca um posto de trabalho no mercado, ela se torna um membro adicional da força de trabalho. Então, em face da queda da renda familiar, o número de membros da família que buscam trabalho no mercado pode aumentar, o que pressiona o mercado de trabalho elevando a taxa de desemprego e exercendo uma pressão descendente sobre os salários.

Como o salário esperado declina em presença de recessão, seja pelo excesso da oferta de mão-de-obra sobre a demanda seja pela menor probabilidade de se obter um emprego durante uma recessão, o custo de oportunidade de investir na procura de trabalho vis-à-vis ficar em casa torna-se alto. Um elevado custo de oportunidade da busca induz os indivíduos a se retirarem da força de trabalho. A redução da força de trabalho pelo desencorajamento tende a agir contra o efeito trabalhador adicional. A pressão sobre os salários e sobre a taxa de desemprego será dependente de qual desses efeitos predomina no mercado (os desencorajados ou os trabalhadores adicionais). À medida que a mulher tende a fazer parte da força de trabalho de uma forma constante, o efeito trabalhador adicional estará confinado aos filhos, possivelmente aos filhos mais velhos (EHRENBERG; SMITH, 2000).

Em grande parte, os estudos do efeito do trabalhador adicional enfocam a entrada da esposa no mercado de trabalho em face de uma situação do desemprego do marido (STEPHEN JR., 2001, SPLETZER, 1995; DORIS, 1999; PRIETO-RODRÍGUEZ e RODRÍGUEZ-GUTIÉRREZ, 2000; GRUBER e CULLEN E, 1996). A existência do efeito trabalhador adicional varia muito entre famílias e entre países. A literatura americana relata a estimação de um efeito trabalhador adicional fraco para os Estados Unidos, ao passo que, na literatura européia, o efeito é praticamente ausente. As explicações citadas na literatura recente, particularmente em Doris (1999), para a ausência do efeito trabalhador adicional de esposas são: em primeiro lugar, os casais, ou os membros da família ou domicílio, que vivem em um mesmo local, estão igualmente expostos aos choques no mercado de trabalho que causam o desemprego do chefe do domicílio. Dessa forma, a oferta de trabalho da esposa ou de outros membros da família é menos provável, seja por restrição da própria oferta ou por desalento devido à baixa receptividade do mercado de trabalho.

Essa explicação é válida também em casos de filhos. Entretanto, deve-se ater ao fato de que, mesmo todos os membros do domicílio estando igualmente expostos aos choques, os

efeitos são individuais. Em outras palavras, dependendo do conjunto de características individuais, os indivíduos terão respostas diferenciadas do mercado de trabalho.

Em segundo lugar, os casais podem ter uma união do tipo *assortative mating*, que pressupõe que o casamento ordena os indivíduos de acordo com as características relevantes para a oferta de trabalho, tais como nível educacional e preferência por trabalho no mercado.

Admitindo-se que os casais tenham união *assortative mating*, possivelmente, tenderão a reproduzir características semelhantes. Desde que respeitadas as etapas inerentes ao ciclo de vida.

Em terceiro lugar, o tempo de maridos e esposas alocado ao lazer pode ser mais complementar do que substituto. Isso é particularmente relevante para casais mais velhos, se eles consideram o desemprego do marido como uma aposentadoria precoce, embora não planejada.

No caso dos filhos, o tempo de lazer deles só seria complementar ao do pai quando mais novos. Acima de uma determinada idade, possivelmente a que marca a passagem da infância para a adolescência, o tempo de lazer dos filhos tenderia a ser substituto ao dos pais.

Em quarto lugar, as mulheres podem relutar em assumir o papel de arrimo de família devido a preconceitos culturais que podem causar instabilidade emocional do chefe de família por causa de estereótipos como *mantido pela esposa* associado a esse tipo de situação em algumas culturas.

Essa explicação está muito relacionada a fatores culturais e também defasada no tempo, pois, em países desenvolvidos, onde as relações matrimoniais pressupõem um contrato de igualdade de gênero, a decisão de oferta de trabalho entre os casais está mais relacionada à produtividade de cada um no mercado ou no domicílio. Além disso, as mulheres estão cada vez mais engajadas no mercado de trabalho de forma permanente, compatibilizando, inclusive com as funções reprodutivas. No caso dos filhos essa explicação também não se aplica, pois existe uma cultura de apoio dos filhos em relação aos pais, que perpassa várias sociedades. Assim, pode não ser natural, em algumas sociedades, o chefe do sexo

masculino ser *mantido* pela esposa. Entretanto, é normal que, independentemente do sexo, ambos sejam mantidos pelos filhos.

Em quinto lugar, a mulher pode tomar suas decisões de acordo mais com considerações dinâmicas do que estáticas, ou seja, ela pode considerar que não vale a pena investir numa busca por trabalho se ela acredita que o desemprego de seu marido não durará um período tão longo, dado que ela sairá da ocupação assim que o marido retorne ao mercado e as condições de renda e consumo voltem ao normal no domicílio.

Em sexto lugar, em um contexto dinâmico, pode haver uma demora em conseguir casar a oferta desejada de trabalho com a demanda no mercado. Assim, o custo de oportunidade da procura torna-se alto, particularmente, se for necessário contar com arranjos alternativos de suporte e cuidados a crianças.

Em sétimo lugar, programa de compensação de renda como o seguro substitui ou suaviza o efeito da perda de renda e consumo, o que funciona como um fator desestimulador da entrada no mercado de trabalho.

Tal explicação se aplica com grande propriedade no caso de filhos, especialmente aqueles em idade escolar. Programas de compensação de renda, de transferências de renda ou de suavização da queda da renda familiar *per capita*, como seguro desemprego e bolsa família, podem agir contra o efeito trabalhador adicional para filhos.

Por fim, em oitavo lugar, sistemas de seguridade social que providenciam renda em caso de desemprego como são os *means tested* podem desencorajar o trabalho das esposas.

Verificou-se uma escassez no Brasil de trabalhos que procuram testar a hipótese do trabalhador adicional. Schmitt e Ribeiro (2003) testam a hipótese do trabalhador adicional para as esposas da Região Metropolitana de Porto Alegre - RMPA. Os autores utilizam um modelo econométrico que isola o efeito de outras variáveis na participação das mulheres na força de trabalho. Verificou-se que a hipótese do efeito trabalhador adicional é válida para explicar o comportamento das mulheres casadas no que se refere à decisão de participar da força de trabalho. No entanto, a motivação mais forte para a entrada das esposas na força de trabalho é a queda da renda do marido e, não, a perda do emprego.

O trabalho desenvolvido por Fernandes e Felício (2002) utiliza os painéis rotativos da Pesquisa Mensal de Emprego – PME - para identificar o efeito trabalhador adicional para esposas nas regiões metropolitanas de São Paulo, Porto Alegre, Rio de Janeiro, Recife, Salvador e Belo Horizonte. Os resultados evidenciam um efeito trabalhador adicional positivo mesmo sem considerar o motivo da transição para o desemprego. Entretanto, o efeito é ainda mais significativo quando a transição do marido para o desemprego é involuntária, ou seja, por demissão de empregos formais e informais. Os autores registram ainda que o efeito estimado no trabalho é superior ao verificado para a economia americana, o que evidencia uma certa dificuldade das famílias brasileiras em adotar medidas para minimizar os efeitos das flutuações de renda e consumo em período de desemprego do chefe de família.

A metodologia adotada em Fernandes e Felício (2002), será replicada neste trabalho, com algumas adaptações, para testar a hipótese do trabalhador adicional para filhos no Brasil. Na seção metodológica deste trabalho serão feitas as considerações acerca das variáveis selecionadas para o estudo.

A questão da oferta de trabalho da família no Brasil metropolitano foi pioneiramente investigada por Jatobá (1990). Contudo, o trabalho de Jatobá (1990) investiga a participação da família no mercado de trabalho por meio da Taxa de Participação da Família na Força de Trabalho - TPFFT. Essa taxa é a razão dos membros das famílias com mais de 10 anos de idade que estejam ativos sobre o total dos membros em idade ativa. O autor analisa a resposta dessa taxa ao comportamento do mercado de trabalho. Considerando que o estudo utiliza dados agregados e sem a perspectiva longitudinal, não é de natureza comparável com esse trabalho. Ressalta-se, porém, que o autor identifica uma associação negativa entre a renda do chefe e a taxa de participação da família no mercado de trabalho. Isso indica que a família compensa o baixo potencial de ganho do chefe no mercado com o aumento da oferta familiar de trabalho.

Não se verificou a existência de nenhum trabalho na literatura nacional que investigasse a entrada de filhos no mercado de trabalho em substituição ao trabalho do chefe de família em situação de desemprego. Todavia, registra-se um trabalho desenvolvido por Duryea, Lam e Levison (2003), que utiliza dados longitudinais para analisar os impactos dos choques econômicos sobre as transições da escola para o trabalho de jovens de 10 a 16

anos, nas seis regiões metropolitanas do Brasil cobertas pela PME. Por meio da construção de painéis rotativos com os dados da PME, similar aos painéis construídos neste trabalho, os autores compararam os domicílios nos quais os chefes homens tornaram-se desempregados durante um período de quatro meses com os domicílios nos quais homens permaneceram empregados no mesmo período. As regressões de probito bivariado utilizadas no trabalho indicaram que o choque provocado pelo desemprego do chefe aumenta significativamente a probabilidade de que a criança entre no mercado de trabalho e diminui a probabilidade de que a criança continue na escola. Os efeitos encontrados foram significativos, chegando a aumentar em 60% a probabilidade de jovens de 16 anos, do sexo feminino, entrar na força de trabalho. Entre os achados, os autores destacam que os choques em anos consecutivos não apresentaram efeitos significativos, o que sugere que os resultados estão isentos de características de domicílios que experimentaram o choque de desemprego, não observáveis. Os resultados sugerem que alguns domicílios não estão aptos a absorver choques econômicos de curto prazo, o que provoca consequências negativas para as crianças.

Dados e Metodologia

Metodologia

Seguindo a estrutura de Fernandes e Felício (2002), a pergunta para a qual se busca uma resposta é: qual seria a proporção de filhos somente estudando, cujos chefes de família tornaram-se desempregados, que transitariam para a força de trabalho mesmo que o chefe mantivesse a situação de empregado? A diferença entre essa taxa e a real observada (chefe tornou-se desempregado) seria a medida do efeito trabalhador adicional.

$$\delta_t = \Pr(A_i = 1 \mid D_i = 1, L_i = 1, t = t) - \Pr(A_i = 1 \mid D_i = 0, L_i = 1, t = t)$$

δ = Efeito trabalhador adicional para as famílias com o filho mais velho inativo e chefe empregado no tempo t , cujos chefes tornaram-se desempregados em $t+1$.

A_i = Variável que é igual a 1 quando o filho da família i entra na força de trabalho no tempo $t+1$, $t+2$ ou $t+3$ e 0 quando não transita.

D_i = Variável que é igual a 1 quando o chefe da família i se torna desempregado em $t+1$ e 0 quando não transita.

L_i = Variável que é igual a 1 para os filhos cujos chefes de família tornaram-se, de fato, desempregados em $t+1$ e 0 para aqueles filhos cujos pais permaneceram empregados em $t+1$, $t+2$ ou $t+3$.

t = período de tempo no qual os filhos são observados inativos e os pais trabalhando.

Considerando T o período sob análise, o efeito a ser identificado é $\delta_T = E(\delta_t | t \in T)$. Como não é possível estimar concomitantemente a probabilidade de transição para a atividade de filhos cujos pais se tornaram desempregados, e a mesma probabilidade na hipótese de o pai permanecer empregado. A estratégia de estimação utilizada em Fernandes e Felício (2002) será a mesma empregada neste trabalho, ou seja, utilizar a transição para a atividade dos filhos cujos pais não deixaram o trabalho como grupo de controle para representar os filhos no grupo-tratamento cujos chefes não se tornaram desempregados. A validade dessa estratégia depende de quão bem esses grupos são homogêneos em uma situação não observável, na qual o chefe permanece empregado. Na verdade, pressupõe-se homogeneidade nas características individuais e familiares dos grupos refletidas no conjunto de variáveis que determinam o processo de transição dos filhos para a atividade. Se W é o conjunto de variáveis relevantes, observáveis ou não, para determinar a $\Pr(A_i=1|D_i, t)$, a fórmula anterior pode ser reescrita como se segue:

$$\Pr(A_i = 1 | W, D_i = 0, L_i = 1, t = t) = \Pr(A_i = 1 | W_i, D_i = 0, L_i = 0, t = t) + \delta_{wt}$$

$$\delta_{wt} = \Pr(A_i = 1 | W, D_i = 1, L_i = 1, t = t) - \Pr(A_i = 1 | W_i, D_i = 0, L_i = 0, t = t)$$

δ_{wt} é o efeito trabalhador de filhos no grupo de tratamento em t com características W.

$$\delta_t = E(\delta_{wt} | t = t) \text{ e } \delta_T = E(\delta_{wt} | t \in T)$$

Esta estratégia de identificação admite dois pressupostos: 1. é que o grupo de variáveis relevantes W pode ser bem representado pelo conjunto de variáveis observáveis, X, e da região do domicílio, r; 2. as probabilidades de transição podem ser representadas pela seguinte função que enfatiza a dependência funcional entre a probabilidade e a variável preditora Z.

$$\Pr(A_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}}$$

$$Z_i = \alpha + \beta D_i + X_i \Omega + \lambda_i + \eta_r$$

Substituindo tem-se:

$$\Pr(A_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta D_i + X_i \Omega + \lambda_i + \eta_r)}}$$

X_i representa um vetor de famílias com características observáveis

λ_i e η_r são variáveis controle de tempo e região.

Se o efeito trabalhador adicional existe, espera-se um sinal positivo para o coeficiente β , indicando que o fato de o chefe transitar para o desemprego aumenta a chance de o filho transitar para a atividade em $(\exp(\beta)-1)*100$ em relação à chance de ele não transitar. Uma

vez conhecidos os coeficientes estimados do modelo, pode-se obter, para cada amostra de filhos, a estimativa da probabilidade de transição para o mercado de trabalho nas situações nas quais $D_i=j$ ($j = 0,1$) mantidas constantes as características da amostra. Assim, $\hat{\delta}_T = \hat{P}_1 - \hat{P}_0$, \hat{P}_j são as probabilidades médias de transição estimadas para filhos cujos pais tornaram-se desempregados, para as situações onde $D_i=j$.

A propriedade da função logística definida anteriormente, é que quando Z se torna infinitesimalmente negativo, e^{-Z} se torna infinitesimalmente grande, assim a probabilidade de transição se aproxima de zero. Quando Z se torna infinitesimalmente positivo e^{-Z} se torna infinitesimalmente pequeno, logo a probabilidade de transição para a atividade se aproxima da unidade. Se $Z=0$, $e^{-Z}=1$ e a probabilidade de transição é igual a 0,5.

Variáveis selecionadas e os modelos testados

Boa parte dos resultados obtidos por meio de qualquer modelo implementado está na definição do modelo, ou seja, quais serão as variáveis explicativas que produzem efeitos significantes sobre a variável resposta. Nesse caso, além das tradicionais variáveis usadas nos modelos de participação na força de trabalho, selecionaram-se variáveis que foram julgadas mais relevantes sobre a transição de crianças e adolescentes para a atividade.

Variáveis	Descrição	Mod.1	Mod.2	Mod.3
D	1, se o chefe de família transitou para o desemprego em t; o, não transitou	X	x	x
Sexfil	Sexo do filho mais velho		x	x
Dummy de UF	Regiões metropolitanas de abrangência da PME, SP omitida		x	x
Idadefil	Idade do filho mais velho		x	x
Idad2fil	Idade do filho mais velho ao quadrado		x	x
Informal	Inserção do chefe na ocupação segundo a informalidade: considera-se informal o chefe empregado sem carteira de trabalho assinada e o trabalhador conta própria. (1, informal; 0, demais)		x	x
Totalpes	Total de pessoas na família		x	x
Anestpai	Anos de estudos do pai		X	x
Propad	Proporção de filhos maiores de 18 anos na família		x	x
Paidesem	Variável que é igual 1, se o pai esteve desempregado em t-1, t-2, t-3 ou t-4; 0, outras situações			x
Filhoativo	Variável que é igual 1, se o filho esteve ativo em t-1, t-2, t-3 ou t-4; 0, outras situações			x
Catano	Variável quantitativa: 90-91=1; 92-93=3; 94-95=5; 96-97=7; 98-99=9 e 2000-01=11 – categoria 1= referência		x	x

Figura 3 – Quadro mostrando as variáveis selecionadas para as regressões

Fonte – variáveis criadas pela autora do artigo a partir dos dados da PME.

Como os modelos estão aninhados, ou seja, o terceiro incorpora o segundo que incorpora o primeiro, pode-se testar se a adição de variáveis de controle melhora o ajuste do modelo.

Os modelos podem ser especificados da seguinte forma:

$$\text{Mod.1} \quad \Pr(A_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta D_i)}}$$

$$\text{Mod.2} \quad \Pr(A_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta D_i + \Omega_i \text{idadfil} + \Omega_i \text{idad2fil} + \Omega_i \text{informal} + \Omega_i \text{totalpes} + \Omega_i \text{anestpai} + \Omega_i \text{propad} + \lambda_i \text{uf} + \eta_i \text{catano})}}$$

$$\text{Mod.3} \quad \Pr(A_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta D_i + \Omega_i \text{idadfil} + \Omega_i \text{idad2fil} + \Omega_i \text{informal} + \Omega_i \text{totalpes} + \Omega_i \text{xrenda} + \Omega_i \text{anestpai} + \Omega_i \text{paidesem} + \Omega_i \text{filhoativo} + \Omega_i \text{propad} + \lambda_i \text{uf} + \eta_i \text{catano})}}$$

A estatística para a qual a distribuição da amostra é conhecida é:

$$\begin{aligned} -\log(L_1/L_2)^2 &= -2\log(L_1/L_2) \\ &= -2(\log L_1/\log L_2) \\ &= (-2\log L_1) - (-2\log L_2) \end{aligned}$$

L_1/L_2 é a razão de verossimilhança e $L_1 < L_2$ não é uma condição restritiva, apenas indica que o modelo 1 está aninhado no modelo 2. O teste é um qui-quadrado, assim, tomando-se

os graus de liberdade como a diferença entre o número de coeficientes estimados, consulte a tabela de qui-quadrado para verificar se um ajuste é significativamente melhor do que o outro.

Um indicador do ajuste do modelo que pode ser calculado é o pseudo- R^2 utilizando as estatísticas geradas na saída do *software* estatístico.

$$pseudo - R^2 = \frac{2 \log L_1 - 2 \log L_0 - 2k}{-2 \log L_0}$$

L_0 é a verossimilhança para o ajuste do modelo nulo.

L_1 é a verossimilhança para o modelo cujo ajuste está sendo

Dados

A PME é um levantamento estatístico sobre o mercado de trabalho metropolitano no Brasil, cujo objetivo fundamental é fornecer indicadores mensais de emprego e desemprego. A pesquisa revela tendências dos mercados de trabalho de algumas regiões metropolitanas – Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife e Salvador –, com base em informações conjunturais. Apesar da cobertura limitada do espaço nacional, considera-se que o comportamento desses mercados de trabalho metropolitano sinalize as condições mais gerais de funcionamento da economia. Para o cálculo de seus indicadores, são utilizadas informações levantadas por meio de uma amostra probabilística de domicílios. O número de unidades domiciliares selecionadas para integrar a amostra total é de cerca de 40.000 a cada mês.

A PME tem uma estrutura de painéis com rotação da amostra, segundo a qual, parte dos domicílios selecionados para a amostra é substituída em cada mês. O procedimento de substituição é o seguinte: é selecionada uma 1ª amostra (Painel A), subdividida em quatro grupos (A1, A2, A3, A4), um a cada semana. Para proceder a uma gradual substituição dos domicílios que compõem a amostra, é selecionada uma 2ª amostra (Painel B), de tamanho idêntico à anterior, sem que haja nenhuma coincidência de domicílios e que também é subdividida em 4 grupos (B1, B2, B3, B4). Este processo é repetido de tal forma a se obter amostras distintas a partir do 3º ano (D1, D2, D3, D4) e assim por diante. Durante quatro meses consecutivos, o domicílio é pesquisado; nos 8 meses subseqüentes é retirado da amostra; após esse período, retorna à amostra, quando é investigado novamente durante

quatro meses consecutivos, saindo da amostra definitivamente após esse período. Em consequência dessa rotação, ao final de um ano, isto é, no 13º mês, a amostra é composta pelos domicílios investigados no 1º mês. Portanto, cada domicílio na amostra é entrevistado quatro pares de vezes, com as entrevistas em cada par distanciando-se exatamente um ano uma da outra (WAJNMAN, OLIVEIRA e OLIVEIRA, 1999).

As quatro primeiras entrevistas serão utilizadas para obter informações sobre a situação ocupacional do chefe da família e a situação ocupacional dos filhos: idade dos filhos, educação do chefe, tamanho da família, número de pessoas acima de dezoito anos, filhos ativos entre a primeira e a quarta entrevistas, chefe desempregado entre a primeira e a quarta entrevistas, chefe no setor informal.

As informações coletadas no período compreendido entre a quinta e a oitava entrevistas serão utilizadas para as transições dos chefes e filhos. As duas rodadas de entrevistas, ou seja, as quatro entrevistas consecutivas da primeira rodada e as quatro entrevistas consecutivas da segunda rodada serão identificadas pela notação seguinte:

Primeira rodada		Segunda rodada	
Entrevista	Notação	Entrevista	Notação
primeira	t-4	quinta	t
segunda	t-3	sexta	t+1
terceira	t-2	sétima	t+2
quarta	t-1	oitava	t+3

Figura 4 – Quadro mostrando a notação utilizada para cada mês de entrevistas.

Fonte – Notação sugerida pela autora do artigo a partir dos dados da PME.

A amostra se constituirá de filhos na idade de 10 a 18 anos inativos na quinta entrevista e de chefes ocupados na quinta entrevista entre 1990 e 2001. O grupo-tratamento será composto pelos filhos cujos chefes transitem da situação de ocupados para desempregados entre a quinta e a sexta entrevistas. O grupo-controle será formado pelos filhos que transitaram para a atividade na sexta, sétima ou oitava entrevistas, cujos chefes permaneceram empregados nesse mesmo intervalo de tempo. Outros casos serão excluídos da amostra.

O banco de dados selecionado, segundo as restrições anteriores, resultou numa amostra de 11.462 pares de chefes e filhos mais velhos. Dentre os chefes 9.956 são do sexo masculino e 1.506 são do sexo feminino. Dos 11.462 chefes que compõem a amostra apenas 137

(1,2%) do total transitaram para o desemprego entre t e $t+1$. Considerando o total de chefes homens, 124 (1,25%) deles transitaram para o desemprego entre t e $t+1$. Entre as mulheres, o numero absoluto das transições foi de apenas 13 (0.86%).

Dos 11.462 filhos mais velhos 5.584 são homens e 5.878 são mulheres. Da amostra total de filhos 862 (7,52%) transitaram para a atividade em $t+1$, $t+2$ ou $t+3$ e o restante 10.600 (92,48%) não transitaram como se vê na figura 5.

O grupo-controle, que representa o total de filhos que transitaram para a atividade em $t+1$, $t+2$ ou $t+3$ cujos chefes de família mantiveram-se empregados em t , $t+1$, $t+2$ e $t+3$, totalizaram 850 indivíduos. O grupo-tratamento, ou seja, filhos que transitaram para a atividade em $t+1$, $t+2$ ou $t+3$, cujos pais efetivamente tornaram-se desempregados em $t+1$ constituem apenas 12 indivíduos. Quando se desagrega por sexo do pai, apenas um, desses 12 indivíduos, é membro de família chefiada por mulher. Sendo assim, os dados sinalizam que os filhos transitam para a atividade, em grande maioria, independentemente da transição do chefe de família para o desemprego. Em que pese a razão de sexo dos chefes que compõem a amostra, a hipótese levantada neste trabalho, de que o efeito trabalhador adicional de filhos, se existir, cujos chefes de família sejam do sexo feminino seja maior do que o encontrado para filhos membros de família com chefe do sexo masculino, fica difícil de ser testada, pois não se sabe se este viés é somente devido às restrições impostas na metodologia para se compor a amostra ou se realmente o efeito é quase nulo ou inexistente.

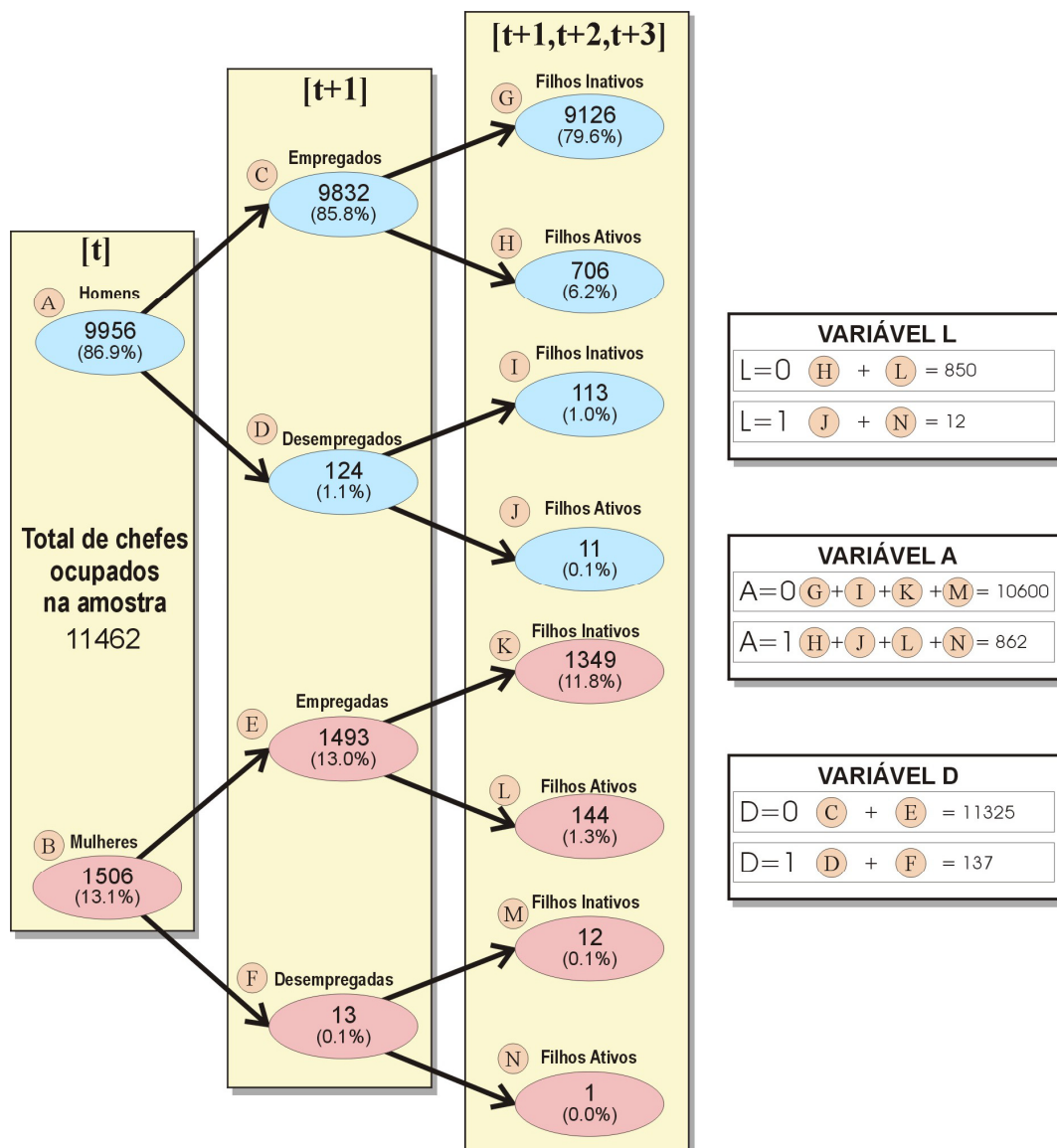


Figura 5 – Decomposição da amostra e esquema de construção das variáveis

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos dados da PME-1990 a 2001.

As médias das variáveis de controle que serão usadas na regressão encontram na tabela 1.

Tabela 1
Características da amostra de chefes de família que transitaram para o desemprego em t+1

Homens	Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mulheres	Média	Desvio Padrão
124	Idadepai	41.49	7.38	13	39.54	6.70
	Idadefil	13.52	2.21		14.23	2.17
	Anestpai	5.44	3.51		6.62	3.04
	Anestfil	4.47	2.18		5.23	1.88
	Filhoativo	0.08	0.27		0.23	0.44
	Paidesem	0.27	0.44		0.46	0.52
	Totalpes	4.82	1.55		3.69	1.03
	Propad	0.07	0.12		0.07	0.15
	Informal	0.45	0.50		0.23	0.44

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados das PME's de 1990 a 2001.

Tabela 2
Características da amostra de chefes de família não que transitaram para o desemprego em t+1

Homens	Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mulheres	Média	Desvio Padrão
9832	Idadepai	43.48	7.82	1493	41.74	7.29
	Idadefil	13.72	2.12		14.06	2.19
	Anestpai	6.39	3.77		6.42	3.95
	Anestfil	5.28	2.27		5.23	2.34
	Filhoativo	0.06	0.24		0.10	0.30
	Paidesem	0.05	0.21		0.05	0.21
	Totalpes	4.73	1.37		4.12	2.03
	Propad	0.08	0.13		0.10	0.16
	Informal	0.38	0.48		0.48	0.50

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados das PME's de 1990 a 2001.

Em média, os homens e mulheres que transitaram para o desemprego entre t e t+1 são aproximadamente dois anos mais novos em relação aos que não transitaram. Os homens que não transitaram para o desemprego têm em média um ano a mais de estudos comparado aos anos de estudos daqueles que transitaram. O mesmo se verifica para os seus filhos. No caso das mulheres, constatou-se uma pequena diferença a menor para aquelas que não transitaram comparativamente àquelas que transitaram enquanto para os seus filhos, não se verificou nenhuma diferença em relação aos anos de estudos. Entre homens e mulheres que transitaram, a proporção de filhos abaixo de 10 anos é superior *vis-a-vis* dos que não transitaram. Entre as diferenças mais significativas das variáveis de mercado de trabalho ressalta-se que a proporção de filhos que estiveram ativos em t-1, t-2, t-3 e t-4 é maior em 10 pontos percentuais para aqueles cujas mães transitaram para o desemprego e apenas dois pontos percentuais maior no caso dos pais que perderem o emprego. Essa situação sugere que uma maior proporção de filhos que vivem com as mães já participam da força de trabalho, indicando que, se existir o efeito trabalhador adicional, ele deverá ser menor para as mulheres, contrariando a hipótese levantada neste trabalho. O desemprego dos pais e mães em alguma das primeiras quatro entrevistas é bastante reduzido entre os que não transitaram para o desemprego. Contudo para aqueles que transitam para o desemprego em t+1, registra-se uma proporção de 27,4% para os homens e 46% para as mulheres. No que tange à informalidade, nota-se que ela é importante nas duas situações e para ambos os sexos. Verifica-se que uma proporção maior de homens que transitaram estavam na informalidade (45% contra 38%). A situação das mulheres difere significativamente da constatada para homens nesse aspecto, pois apenas 23% das mulheres que transitaram para o desemprego estavam na informalidade, ao passo que tal

proporção entre as que não transitaram foi de 48%. Com isso, pode-se pensar que as mulheres não imprimem ao trabalho informal um caráter de provisório. Assim, elas não investem numa procura por trabalho em substituição a uma inserção informal no mercado de trabalho. Além disso, o conceito de informalidade adotado neste trabalho inclui o trabalhador conta própria. Assim, provavelmente as mulheres tenham a informalidade mais por opção do que necessariamente por uma situação de precariedade da inserção.

Resultados

Foram estimados três modelos para os chefes do sexo masculino e para os chefes do sexo feminino (tabela 3). No primeiro modelo, não foram incluídas variáveis de controle, apenas aquela que indica se o chefe transitou para o desemprego no tempo $t+1$. No segundo modelo, foram incluídas as variáveis de características demográficas e individuais, como também variável *dummy* de UF e uma categorização de ano que reflete os dois anos entre os quais foram realizadas as oito entrevistas. No terceiro modelo foram acrescentadas duas variáveis que refletem a situação ocupacional do chefe e do filho nas quatro primeiras entrevistas para captar se o filho esteve ativo em $t-1$, $t-2$, $t-3$ ou $t-4$ e se o chefe esteve desempregado nesses mesmos pontos do tempo.

Em nenhum dos modelos, a variável de transição do chefe foi significativa estatisticamente, indicando que a transição do chefe para o desemprego não aumenta a chance de o filho entrar no mercado de trabalho, o que evidencia a inexistência ou, se existir um efeito trabalhador adicional positivo baseado nos dados utilizados, este deverá ser bastante reduzido para filhos no intervalo etário investigado neste trabalho.

A informalidade é significativa estatisticamente e com coeficiente positivo em todos os modelos, exceto no modelo 3 para chefe de família do sexo feminino. A idade do filho e o tamanho da família só são significantes para chefes de família do sexo masculino. Um coeficiente positivo da idade do filho sobre a probabilidade de transição para a atividade é totalmente coerente com transições do ciclo de vida. Esta seleção por sexo pode estar mais relacionada a viés provocado pela razão de sexo entre os chefes que transitaram para o desemprego do que por qualquer outro tipo de associação. A proporção de filhos acima de 18 anos foi incluída no modelo em detrimento da presença de filhos abaixo de 10 anos, e esperava-se um coeficiente negativo, diminuindo a probabilidade de transição com o aumento da proporção de pessoas mais velhas na família. No entanto, o coeficiente

somente se apresentou negativo para os chefes homens no modelo 2, que não contém a situação ocupacional de filhos e chefes entre os quatro primeiros meses da entrevista e no modelo 3 para mulheres, que incorpora a situação ocupacional de filhos e chefes entre os quatro primeiros meses de entrevista. No caso das mulheres, a variável de desemprego do chefe não é significativa, mas a situação de atividade do filho é bastante significativa, com impacto positivo sobre a probabilidade de transição do filho para a atividade. Isso dá mostras de evidências de que o desemprego da mãe e a presença de filhos mais velhos na família não são importantes para a entrada dos filhos no mercado de trabalho. No caso dos homens, a situação de desemprego do pai é significativa e com impacto positivo na probabilidade de entrada do filho mais velho no mercado de trabalho. Assim, a presença de pessoas acima de 18 anos na família, em famílias chefiadas por homens, possivelmente a mãe, age no sentido de diminuir a probabilidade da entrada do filho no mercado de trabalho¹⁵. Os dados sugerem que o efeito trabalhador adicional de filhos mais velhos, membros de famílias chefiadas por homens seja maior relativamente às mulheres. O coeficiente da variável relativa aos anos de estudos dos pais tem o sinal esperado em todos os modelos e para ambos os sexos do chefe de família. Os pseudos- R^2 calculados para os modelos revelam baixo ajuste de todos os modelos, destacando que o melhor foi para homens no modelo 3 (20,79).

¹⁵ Fernandes (2003) identificou que 75% dos desempregados na região metropolitana de São Paulo entrevistados pela Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED – reportaram que o meio de sobrevivência mais utilizado em presença de desemprego é a renda do trabalho de outro membro da família.

Tabela 3
Coeficientes estimados por meio do modelo logit – por sexo do chefe de família

	Homem						Mulher					
	Mod. 1		Mod. 2		Mod. 3		Mod. 1		Mod. 2		Mod. 3	
	Coef.	P_valor	coef.	P_valor	coef.	P_valor	Coef.	P_valor	coef.	P_valor	coef.	P_valor
Constante	-2.56	0.000	-14.97	0.000	-14.851	0.000	-2.24	0.000	-11.83	0.024	-12.23	0.021
Transição do												
Chefe	0.23	0.470	0.17	0.619	0.037	0.918	-0.25	0.813	-0.48	0.675	-0.69	0.540
MG	-		-0.02	0.786	-0.006	0.923	-		0.07	0.626	0.13	0.371
RJ	-		-0.31	0.000	-0.270	0.000	-		-0.37	0.017	-0.25	0.118
PE	-		-0.19	0.012	-0.162	0.035	-		-0.22	0.187	-0.24	0.172
BA	-		-0.21	0.009	-0.148	0.070	-		-0.32	0.070	-0.32	0.080
RS	-		-0.10	0.125	-0.117	0.088	-		-0.02	0.917	0.00	0.981
Catano	-		-0.07	0.000	-0.06	0.000	-		-0.07	0.035	-0.06	0.090
Informal			0.14	0.001	0.089	0.042			0.33	0.001	0.05	0.329
Totalpes			0.10	0.001	0.083	0.008			0.05	0.260	1.01	0.155
Idadefil			1.17	0.000	1.204	0.000			0.91	0.198	-0.02	0.332
Idad2fil			-0.02	0.037	-0.026	0.016			-0.02	0.487	0.27	0.646
Propad			-0.63	0.040	0.36	0.046			0.20	0.721	-0.12	0.000
Paidesem			-	-	1.71	0.000			-	-	0.00	0.997
Filhoativo			-	-	-0.06	0.000			-	-	1.55	0.000
Anestpai			-0.12	0.00	-0.10	0.000			-0.15	0.000	-0.12	0.000
Tam. amostra	9956		9956		9956		1506		1506		1506	
Pseudo R2	0.00		15.85		20.79		0.00		13.49		17.81	

Nota: A UF omitida foi São Paulo.

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados das PME's de 1990 a 2001.

Apesar do sinal negativo da variável de transição do chefe para mulheres e a não significância estatística para ambos, os resultados da regressão acima foram utilizados para estimar o efeito trabalhador adicional de filhos para homens e mulheres, por meio da diferença da probabilidade média de transição para a atividade de filhos de chefes que transitaram para o desemprego e aqueles cujos pais se mantiveram ocupados (tabela. 4). Os resultados, como já havia ficado evidente na regressão, revelam um efeito trabalhador adicional positivo próximo de um e meio ponto percentual somente para homens. Resultado este que não é confiável, considerando as características da amostra e o nível de significância da variável de transição. O efeito trabalhador adicional para as mulheres foi negativo em todos os modelos indicando que os filhos transitam para a atividade independentemente da transição da mãe para o desemprego.

Tabela 4
Estimativa do efeito trabalhador adicional por sexo do chefe de família

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher
Transição do chefe=0	7.18	9.65	16.67	20.70	22.54	26.32
Transição do chefe=1	8.87	7.69	18.17	10.29	24.04	22.36
Diferença	1.69	-1.95	1.49	-10.42	1.50	-3.96
Variação percentual	23.56	-20.23	8.95	-50.32	6.65	-15.03

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados das PME's de 1990 a 2001.

Mediante os resultados apresentados com desagregação da amostra por sexo do chefe, decidiu-se testar o efeito sem tal desagregação. O resultado da regressão para ambos os sexos do chefe se encontra na tabela 5.

A variável de transição do chefe continua sem significância estatística, e as variáveis que têm impacto maior sobre a chance de o filho entrar na atividade é a idade do filho e a situação de atividade do filho em t-1, t-2, t-3 ou t-4. O pseudo-R² indica baixo ajuste revelando o baixo poder preditivo das variáveis explicativas sobre a variável resposta.

Tabela 5
Coeficientes estimados por meio do modelo logit ambos os sexos do chefe de família

Mulher	Ambos					
	Mod. 1		Mod. 2		Mod. 3	
	Coef.	P_valor	coef.	P_valor	coef.	P_valor
Constante	-2.51	0.000	-14.42	0.000	-14.45	0.000
Transição do Chefe	0.17	0.581	0.09	0.780	-0.05	0.894
MG	-		0.00	0.937	0.02	0.697
RJ	-		-0.32	<.0001	-0.26	<.0001
PE	-		-0.19	0.006	-0.17	0.014
BA	-		-0.21	0.003	-0.17	0.019
RS	-		-0.09	0.123	-0.11	0.090
Catano	-		-0.08	<.0001	-0.06	<.0001
Informal			0.17	0.000	0.13	0.001
Totalpes			0.08	0.001	0.07	0.009
Idadefil			1.13	0.000	1.19	0.000
Idad2fil			-0.02	0.026	-0.03	0.008
Propad			-0.40	0.139	-0.26	0.351
Paidesem			-	-	0.30	0.073
Filhoativo			-	-	1.67	0.000
Anestpai			-0.12	0.000	-0.10	0.000
Tamanho amostra	11462		11462		11462	
Pseudo R2	0.00		15.78		20.71	

Nota: A UF omitida foi São Paulo.

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados das PME's de 1990 a 2001.

De acordo com a tabela 6, o efeito trabalhador adicional para filhos sem desagregar pelo sexo do chefe é bastante reduzido, no máximo de 1,25 pontos percentuais sem a adição de variáveis de controle. Dado o nível de significância da variável de transição, o efeito é pouco provável.

Tabela 6
Estimativa do efeito trabalhador adicional
ambos os sexos do chefe de família

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Transição do chefe=0	7.51	17.12	22.88
Transição do chefe=1	8.76	17.41	23.92
Diferença	1.25	0.29	1.04
Variação percentual	16.71	1.69	4.54

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados das PME's de 1990 a 2001.

Testou-se, ainda, o efeito trabalhador adicional segundo o sexo do filho, cujos coeficientes estimados se encontram na tabela 7. Como pode ser observado, a principal variável não apresentou mudanças relevantes em termos de sinal dos coeficientes e nível de significância. A variável de transição do chefe permaneceu não significativa, e o ajuste também não mostrou sinais de melhora significativa.

Tabela 7
Coeficientes estimados por meio do modelo logit segundo o sexo do filho mais velho de 10 a 18 anos

	Homem						Mulher					
	Mod. 1		Mod. 2		Mod. 3		Mod. 1		Mod. 2		Mod. 3	
	Coef.	P_valor	coef.	P_valor	coef.	P_valor	Coef.	P_valor	coef.	P_valor	coef.	P_valor
Constante	-2.25	0.000	-15.44	0.000	-15.344	0.000	-2.83	0.000	-13.23	0.000	-13.53	0.000
Transição do	0.06	0.890	-0.04	0.924	-0.315	0.497	0.31	0.509	0.27	0.594	0.36	0.481
MG	-		0.03	0.668	0.058	0.467	-		-0.02	0.861	-0.01	0.946
RJ	-		-0.29	0.000	-0.223	0.006	-		-0.40	<.0001	-0.36	0.000
PE	-		-0.17	0.061	-0.164	0.078	-		-0.23	0.030	-0.20	0.066
BA	-		-0.25	0.008	-0.227	0.023	-		-0.19	0.085	-0.14	0.227
RS	-		-0.03	0.685	-0.029	0.728	-		-0.22	0.022	-0.26	0.012
Catano	-		-0.08	<.0001	-0.071	0.001	-		-0.08	0.002	-0.07	0.007
Informal			0.12	0.019	0.085	0.104			0.24	0.000	0.20	0.002
Totalpes			0.12	0.000	0.116	0.000			0.01	0.875	-0.02	0.686
Idadefil			1.30	0.001	1.339	0.001			0.90	0.054	0.99	0.037
Idad2fil			-0.03	0.038	-0.031	0.017			-0.01	0.386	-0.02	0.229
Propad			-0.62	0.079	-0.450	0.224			-0.01	0.974	0.10	0.813
Paidesem			-		0.367	0.100			-		0.27	0.284
Filhoativo			-		1.466	0.000			-		1.75	0.000
Anestpai			-0.16	0.000	-0.131	0.000			-0.08	0.000	-0.07	0.000
Tamanho	5584		5584		5584		5878		5878		5878	
Pseudo R2	0.00		18.57		22.47		0.00		13.81		18.38	

Nota: A UF omitida foi São Paulo.

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados das PME's de 1990 a 2001.

A estimativa do efeito trabalhador adicional calculado é apresentado na tabela 8. Como nas situações anteriores, o efeito é reduzido, não podendo atestar sua existência. Entretanto, mesmo com todas as ressalvas inerentes à significância da variável de transição do chefe, é provável que o efeito, se existir, seja maior para filhas comparativamente aos filhos. O indivíduo do sexo masculino está mais propenso a transitar para o mercado de trabalho e apresenta, historicamente, taxas de atividade superiores às verificadas para as mulheres.

Assim, é provável que o efeito de 7,06 pontos percentuais identificado seja a sinalização de uma tendência do efeito para filhas.

Tabela 8
Estimativa do efeito trabalhador adicional por sexo do filho

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	FILHO	FILHA	FILHO	FILHA	FILHO	FILHA
Transição do chefe=0	9.52	5.59	22.95	12.80	27.72	17.07
Transição do chefe=1	10.01	7.47	16.67	19.86	24.61	11.28
Diferença	0.49	1.88	-6.28	7.06	-3.11	-5.79
Varição percentual	5.14	33.53	-27.35	55.16	-11.21	-33.95

Fonte – Elaborado pela autora do artigo a partir dos microdados das PME's de 1990 a 2001.

Conclusão

Este trabalho se propôs testar a hipótese do efeito trabalhador adicional para filhos, com base em dados de seis regiões metropolitanas brasileiras quais sejam, São Paulo, Belo Horizonte, Salvador, Recife, Rio de Janeiro e Porto Alegre, que são cobertas pela PME. A escolha dos dados se deveu a características peculiares do desenho da pesquisa que permite que se construa painéis longitudinais com informações individuais identificáveis, conforme descrito na seção de dados deste trabalho.

As restrições impostas pela metodologia de estimação do efeito segundo Fernandes e Felício (2002), associadas às restrições impostas pela adaptação do modelo reduziram demasiadamente a amostra, pois só se consideraram no escopo da investigação os pares de pais e filhos mais velhos que responderam as oito entrevistas realizadas no intervalo de 16 meses, equidistantes 12 meses uma da outra. Isso impôs um nível de attrição muito alto ao painel.

A amostra final, conforme esquematizada na figura 2, ficou com uma razão de sexos muito alta em relação aos chefes. Em que pese a predominância de chefes de família do sexo masculino na população em geral, a taxa de chefia de domicílios, e não deve ser diferente para a taxa de chefia de família feminina, tem aumentando muito nos últimos anos (GIVISIEZ, RIOS-NETO e OLIVEIRA, 2005). Isso não seria problema se não fosse o grupo-controle, que, como pode ser observado, ainda na figura 2 apresentou apenas um caso de transição do filho para a atividade cujo chefe do sexo feminino tenha transitado para o desemprego. Dessa forma, a hipótese de o efeito trabalhador adicional ser mais elevado para as mulheres foi praticamente refutada a partir da exploração mais detalhada

dos dados. Provavelmente, devido a essas restrições da construção do banco de dados, a variável de transição dos chefes para o desemprego, importante na determinação dos modelos, foi não significativa estatisticamente em todos os modelos implementados.

Procuraram-se, então, evidências da existência do efeito trabalhador adicional diferenciado por sexo do filho. Nesse ponto, mantidas todas as ressalvas da amostra e a significância da transição do chefe, parece haver indicações de que pode existir o efeito para filhas.

Entretanto, alguns pontos devem ser flexibilizados na construção do banco de dados, como, por exemplo, a condição de permanência nos oito pontos de entrevistas. Considerando que ambos, pais e filhos, tiveram entrevistas realizadas em pelo menos uma das quatro primeiras, ou seja, em $t-1$, $t-2$, $t-3$ ou $t-4$ e responderam as entrevistas em t , $t+1$, $t+2$, $t+3$ e $t+4$, não é ilícito supor que eles permaneceram juntos nos 16 meses, que somam dos 08 pontos do painel.

Outro ponto é a quase obrigatoriedade de se optar por um filho. Poder-se-ia selecionar qualquer indivíduo, na condição de filho na família que transitasse para a atividade em qualquer um dos pontos $t+1$, $t+2$ ou $t+3$.

Outra forma de talvez flexibilizar o banco de dados é incluir, pelo menos, mais um ponto sequencial de transição do chefe para o desemprego.

Esses pontos levantados não foram incluídos no escopo deste trabalho, com certeza, o serão em um trabalho posterior que pretende continuar investigando esta questão.

Deve-se também ter em mente as características familiares e individuais não observáveis e não mensuráveis, no sentido de pensar algumas variáveis *proxies* que indicassem, pelo menos, o sentido do efeito sobre a variável resposta. Ainda no que diz respeito à construção do modelo, deve-se procurar incluir alguma variável de variação da renda familiar per capita, líquida da renda do trabalho do filho. Tentou-se incluir neste estudo uma variável nesse sentido, porém, os dados não ofereceram confiabilidade e foram descartados pela censura prévia.

Enfim, outro ponto que não pode ser ignorado é a inclusão da existência de arranjos institucionais de complementação da renda familiar e aumento do tempo dos filhos na

escola, nos moldes da atual bolsa família ou outras formas de suavização das perdas de renda como o seguro desemprego.

Assim, feitas as considerações oportunas, não se pode afirmar, com base nos dados e no método utilizado, que existe um efeito trabalhador adicional para filhos mais velhos no Brasil metropolitano.

Referências bibliográficas

CORSEUIL, C., SANTOS, D. D., FOGUEL, M. N. Decisões críticas em idades críticas: a escolha de jovens entre estudo trabalho em seis países da América Latina. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, 2000, Caxambu, MG. *Brasil 500 anos: mudanças e continuidades*. Belo Horizonte: ABEP, 2000. 24p. (Disponível em CD-ROM)

DORIS, A. *Means testing disincentives and the labour supply of the wives of unemployed men: results from a fixed effects model*. Maynooth: National University of Ireland, 1999. Disponível em: <<http://www.nuim.ie/academic/economics/pdf/N930999.pdf>>. Acesso em: 30 maio 2004.

DURYEA, S., LAM, D., LEVISON, D. *Effects of economic shocks on children's employment and schooling in Brazil*. Ann Arbor: University of Michigan, Population Study Center, 2003. 37p. (PSC Research Report, n.03-541) Disponível em: <<http://www.psc.isr.umich.edu/pubs/pdf/rr03-541.pdf>>

EHRENBERG, R. G., SMITH, R. S. *A moderna economia do trabalho: teoria e política pública*. 5.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 794p.

FERNANDES, R. Estratégias de sobrevivência do trabalhador desempregado. In: CHAHAD, J. P. Z., PICCHETTI, P. A. (Orgs.) *Mercado de trabalho no Brasil: padrões de comportamento e transformações institucionais*. São Paulo: Ltr, 2003. p.27-56.

FERNANDES, R., FELÍCIO, F. O ingresso de esposas na força de trabalho como resposta ao desemprego dos maridos: uma avaliação para o Brasil metropolitano. In: CHAHAD, J. P. Z., MENEZES-FILHO, N. A. (Orgs.) *Mercado de trabalho no Brasil: salário, emprego e desemprego numa era de grandes mudanças*. São Paulo: Ltr, 2002. p.79-96.

GIVISIEZ, G. H., RIOS-NETO, L. E. G., OLIVEIRA, E. L. *Demographic demand for household: an application of headship method based in age period cohorts models*. (Paper presented at the XXV International Population Conference, Tours – France, 2005, July 18-23) (Inédito)

GRUBER, J., CULLEN, J. B. *Spousal labor supply as insurance: does unemployment insurance crowd out the added worker effect?* Cambridge, MA.: NBER, 1996. 43p. (Working Paper, n.5608) Disponível em <<http://www.nber.org/papers/w5608.pdf>>. Acesso em: 30 maio 2004.

JOTOBÁ, J. A família na força de trabalho: Brasil metropolitano – 1978-1986. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 7, 1990, Caxambu. *Anais*. Campinas: ABEP, 1990. p.147-174. Disponível em: <<http://www.abep.org.br>>. Acesso em: 15 dezembro 2004.

KASSOUF, A. L. O efeito do trabalho infantil para os rendimentos dos jovens, controlando o background familiar. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13, 2002, Ouro Preto, MG. *Violências, o estado e a qualidade de vida da população brasileira: anais*. Belo Horizonte: ABEP, 2002. (Disponível em CD-ROM)

KASSOUF, A. L. Trabalho infantil: escolaridade x emprego. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28, 2000, Campinas-SP. *Anais*. Campinas: ANPEC, 2000. (Disponível em CD-ROM)

LEME, M. C. S., WAJNMAN, S. A alocação do tempo dos adolescentes brasileiros entre o trabalho e a escola. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, 2000, Caxambu, MG. *Brasil 500 anos: mudanças e continuidades*. Belo Horizonte: ABEP, 2000. 22p. (Disponível em CD-ROM).

PRIETO-RODRÍGUEZ, J., RODRÍGUEZ-GUTIÉRREZ, C. *Participation of married women in the labour market and the 'added worker effect' in Europe*. Luxembourg: IRISS, 2000. 30p. (Working Paper, n.12) Disponível em: <<http://www.ceps.lu/iriss/documents/irisswp15.pdf>>. Acesso em: 30 maio 2004.

SCHMITT, C., RIBEIRO, E. P. *Participação feminina na força de trabalho e o efeito trabalhador adicional em Porto Alegre*. 2003. 26p. Disponível em: <<http://www.ufrgs.br/ppge/textos-para-discussao.asp?ano=2003>>. Acesso em: 28 maio 2004.

SPLETZER, J. R. *Reexamining the added worker effect*. 1995. (spletzer_j@bls.gov) versão em Word enviada pelo autor para a autora do artigo (elziralucia@terra.com.br) em 01/06/2004)

STEPHENS J. R. M. *Worker displacement and the added worker*. Cambridge, MA.: NBER, 2001. 46p. (Working Papers, n.8260) Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w8260>>. Acesso em: 28 maio 2004.

CONCLUSÃO

O exercício proposto no primeiro trabalho demonstrou que as dimensões demográficas da idade, do período e da coorte conseguem sintetizar efeitos de várias variáveis sociodemográficas, o que o torna um modelo parcimonioso com resultados robustos.

Os efeitos de período sobre o estudo das probabilidades de ocorrência de eventos sociais, como no caso deste trabalho, pode indicar se políticas implementadas em determinados pontos do tempo tiveram resposta em termos de eficácia. Pode ser analisado ainda se a eficácia é pontual ou se os seus efeitos transbordam para outros períodos.

Por seu lado, a dimensão de coorte pode ser um ótimo indicador de mudanças sociais ao longo do tempo. Estudos mais acurados podem mensurar quantas gerações são necessárias para produzir mudanças duradouras.

No segundo trabalho, captou-se a experiência de transição das pessoas que tinham idade entre 20 e 49 anos na época da pesquisa (1996-1997), portanto, não necessariamente traduz a experiência de transição dos jovens que estão realizando as transições nessa década. A importância dos achados do estudo está justamente nessa característica, pois, se para a experiência dessas coortes fica evidente uma seqüência de transições e a idade ao primeiro filho reduz em apenas 0,9% o risco de deixar a escola, é porque a transição para o primeiro filho não representava o principal motivo de evasão e abandono escolar. Nesse contexto, deve-se, à luz de experiências passadas, avaliar quais são os desafios a serem enfrentados pelos jovens em idade de transição nesta primeira década do século XXI.

Identificados os desafios, as idades e os fatores intervenientes nas transições, estes constituem informações de grande relevância para políticas públicas de educação, qualificação, geração de emprego, políticas habitacionais e de saúde.

Além das políticas públicas, informações dessa natureza são importantes para o planejamento estratégico da oferta de diversos serviços pelo setor privado. Dependendo das características sociodemográficas e do universo investigado, pode-se detectar um mercado potencial para um leque de serviços que variam desde orientação profissional e

educação sexual a produtos e serviços para novos domicílios constituídos por jovens casais e filhos.

No terceiro trabalho, à luz dos dados e da rigidez imposta pelo modelo, a hipótese foi refutada. No entanto, foram levantados alguns aspectos metodológicos para serem testados em pesquisas posteriores.

Constatou-se, também, que em trabalhos dessa natureza devem ser incluídos arranjos institucionais de complementação da renda familiar e aumento do tempo dos filhos na escola, nos moldes da atual bolsa família ou outras formas de suavização das perdas de renda como o seguro desemprego.

Conclui-se que as informações sobre as crianças e adolescentes constituem uma rica fonte de informações sobre o universo desse segmento especial da população. As políticas educacionais não podem ser dissociadas das políticas de atenção à saúde reprodutiva, nem tampouco da preparação e inserção no mercado de trabalho. Os pólos escola, família e trabalho estão interligados por meio das funções produtivas e reprodutivas do ser humano e se tornam um moto-contínuo, podendo produzir e reproduzir um ser humano com alto valor agregado em capital humano quanto o inverso.

Bibliografia

RINDFUSS, R. R. The young adult years: diversity, structural change, and fertility. *Demography*, v.28, n.4, p.493-512, Nov. 1991.

UNICEF. *The state of the world's children 2002*. New York: UNICEF, [2002]. Disponível em: <<http://www.unicef.org/sowc02/pdf/sowc2002-eng-full.pdf>>. Acesso em: 21 dezembro 2004.

UNICEF BRASIL. *Relatório sobre a situação da adolescência brasileira*. Brasília, D.F.: UNICEF Brasil, [2003] Disponível em: <<http://www.unicef.org/brazil/>>. Acesso em: 21 dezembro 2004.