

Uma análise exploratória dos fatores que condicionam a participação dos jovens nas atividades de estudo e trabalho, na Região Metropolitana de Porto Alegre*

Jéferson Daniel de Matos**

Estatístico da Fundação de Economia e Estatística e Professor do Centro Universitário Metodista

Raul Luís Assumpção Bastos***

Economista da Fundação de Economia e Estatística e Professor do Departamento de Economia da PUCRS

Resumo

Este artigo aborda de forma exploratória os fatores que condicionam a participação dos jovens nas atividades de estudo e trabalho, na Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA). Para atingir esse propósito, utiliza-se como procedimento metodológico a estimação do modelo multinomial logístico para amostras de homens jovens e de mulheres jovens em 1993 e 2003. Os resultados da estimação do modelo mostram-se satisfatórios, confirmando, “grosso modo”, o acerto na escolha das variáveis explicativas idade e escolaridade do jovem, escolaridade e condição de atividade do chefe de domicílio, renda domiciliar e taxa de dependência. Conforme é evidenciado no corpo do trabalho, uma grande proporção de estimativas dos coeficientes das variáveis explicativas é estatisticamente significativa, revelando efeitos sobre as diferentes situações de estudo e trabalho dos jovens que vão ao encontro das expectativas formuladas pela literatura revista no trabalho.

* Artigo elaborado no âmbito do projeto de pesquisa **Dimensões da Precarização do Mercado de Trabalho na Região Metropolitana de Porto Alegre**, o qual contou com apoio da FAPERGS e do CNPq.

Artigo recebido em abr. 2007 e aceito para publicação em ago. 2007.

** *E-mail:* matos@fee.tche.br

*** *E-mail:* bastos@fee.tche.br

Palavras-chave

População jovem; estudo e trabalho; modelo multinomial logístico.

Abstract

This paper approach, in an exploratory way, the factors that condition the youth participation in activities of study and work in the Metropolitan Area of Porto Alegre, Brazil. To reach this goal, the methodological procedure used is the estimation of the multinomial logit model for samples of youth males and youth females in 1993 and 2003. The results of the model estimation shows satisfactory, confirming, in a general way, that youth' age and schooling, head of the household' schooling and activity condition, household income and dependency rate are the correct explanatory variables. As it is evidenced in the body of the paper, a great proportion of the estimated coefficients of the explanatory variables is statistically significant, revealing effects on the different situations of study and work of youth that meet the expectations formulated by the literature reviewed in the paper.

Key words

Youth population; study and work; multinomial logit model.

Classificação JEL: J00, J13, J22.

1 Introdução

Conforme reconhecem muitos estudos, os jovens vivem uma fase particular do ciclo de vida, que é aquela que envolve o processo de transição da escola para o trabalho. Em face disso, eles passam a combinar atividades de naturezas distintas, que correspondem ao avanço na obtenção da educação formal e, simultaneamente, ao início do exercício do trabalho. Com base nessa percepção, colocam-se diversas questões relativas a esse processo e ao engajamento dos jovens no mercado de trabalho, as quais podem ser assim sintetizadas: (a) que fatores incidem sobre as suas decisões de começarem a trabalhar?; (b) que fatores os levam a experimentar um duplo *status*, o de trabalhar e estudar?; (c)

que fatores condicionam as suas decisões de se dedicarem somente aos estudos?; (d) que fatores podem implicar diferenças entre os gêneros na inserção em atividades de estudo e trabalho?; (e) e quando se comparam dois momentos no tempo, pode-se identificar algum padrão de comportamento entre os jovens nas decisões relativas a trabalho e estudo? Tendo como referência essas questões, este artigo procura identificar e analisar exploratoriamente os fatores que condicionam o *status* relativo ao estudo e ao trabalho dos jovens na Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA).

Com o propósito acima delineado, o trabalho está organizado da seguinte maneira: após esta breve **Introdução**, na seção 2, apresentam-se e discutem-se os resultados de trabalhos recentes sobre os fatores que condicionam as atividades relacionadas com a educação e o trabalho entre os jovens; na seção 3, estima-se um modelo econométrico que permite testar a influência de variáveis explicativas selecionadas sobre a situação de estudo e trabalho dos jovens na RMPA; e, por último, nas **Considerações finais**, são sumarizadas as principais conclusões deste artigo.

2 Estudar, trabalhar e a constituição de um *status* multifacetado entre a população jovem

Os jovens experimentam uma fase singular no ciclo de vida, que é aquela em que se dá o processo de transição da escola para o trabalho. De acordo com Ryan (2001, p. 35), esse processo pode ser definido como “[...] o período entre o final do ensino compulsório e a obtenção de um emprego estável e em tempo integral”. Trata-se, portanto, de um momento em que atividades distintas — estudar e trabalhar — vão gradativamente passando a coexistir na experiência de vida da população jovem. A coerência e a articulação desse processo condicionam as perspectivas desse grupo populacional em sua inserção no mercado de trabalho.

Intuitivamente, a expectativa que se coloca é a de que, à medida que o jovem avance em termos etários, ele vá gradativamente passando de uma situação em que somente estuda para outra em que inicia a atividade laboral. É razoável supor que seja assim essa fase do ciclo de vida dos jovens, pois o aumento da idade se associa, na maioria das vezes, à conclusão da educação compulsória, o que, combinado à situação socioeconômica, pode conduzi-los à busca de inserção, cada vez maior, no mercado de trabalho. Essa relação entre

aumento da idade dos jovens e estar trabalhando mostra-se bastante clara nos países da Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e da América Latina, bem como o fato de que a proporção daqueles que somente estudam se reduz gradativamente com o aumento da idade (Blanchflower; Freeman, 2000; CEPAL, 2004).

Deve-se ter presente que esse é um momento em que o *status* da população juvenil se diversifica, pois o jovem pode: (a) de fato, passar a combinar o estudo e o trabalho; (b) ser compelido a somente trabalhar, afastando-se dos estudos; (c) ficar apenas estudando por um período mais prolongado; (d) ou, numa situação-limite, até mesmo não exercer ambas as atividades, ficando em uma posição próxima à marginalidade social. Caberia, portanto, procurar identificar os fatores que condicionam as trajetórias dos jovens relativas a essas diferentes alternativas em termos de estudo e trabalho, ou mesmo da ausência de ambas.

Um primeiro aspecto que deve ser ressaltado é o de que se reconhece que se está vivendo um período histórico, em que se valoriza a educação formal e o conhecimento, o que aumenta o apelo à melhoria da escolaridade entre os jovens (Diez de Medina, 2001; Tokman, 2003; CEPAL, 2004). Ou seja, em um contexto de emergência de um novo paradigma tecnológico, vinculado às tecnologias de informação e de comunicação, faz-se necessário um nível mais elevado de educação formal por parte da população jovem, para que a sua integração às novas formas de trabalhar que se configuram venha a ocorrer de maneira mais adequada. Nessa perspectiva, pode-se afirmar que, nos mercados de trabalho, se tem observado maior exigência em termos de requisitos de escolaridade, conquanto esta tem sido utilizada mais intensamente como um instrumento de seleção nos processos de recrutamento por parte das empresas.

A esse respeito, cabe destacar que uma parcela da população jovem ainda não possui experiência de trabalho. Em tal situação, para essa parcela de jovens, o nível educacional opera também como uma credencial, a qual é utilizada pelos empregadores como um meio para identificar suas prováveis habilidades. De acordo com Brauns *et al.* (1999, p. 3), as credenciais educacionais “[...] são interpretadas como um filtro, que serve primariamente como uma medida de habilidade para os empregadores, importante no sentido em que outros indicadores estão ausentes”. Nessa perspectiva, as credenciais apontam “[...] padrões convencionais de sociabilidade, a facilidade de adaptação às novas tarefas e a capacidade para internalizar regras organizacionais e a cultura da firma [...]” (Brauns *et al.*, 1999, p. 4). Dessa forma, o apelo à educação formal também ganha relevância entre a população jovem, na medida em que esse atributo se constitui em um dos poucos elementos objetivos que as empresas possuem no momento de um processo de seleção de pessoal, quando estão envolvidos membros desse grupo populacional sem experiência anterior de trabalho.

Em consonância com essa argumentação, existem evidências de que vem ocorrendo uma melhora no perfil de escolaridade da população jovem, no âmbito internacional, sendo essa indicada, dentre outros aspectos, por uma tendência de elevação da proporção de pessoas desse grupo populacional matriculadas no ensino superior (OIT, 2000, p. 8). Nesse sentido “É provável que isto se deva, em parte, a uma resposta da oferta de mão-de-obra juvenil à falta de postos de trabalho não qualificados, assim como ao aumento da demanda de qualificações em nível mundial” (OIT, 2000, p. 8).

No que diz respeito aos países da OCDE, o apelo à educação formal pode ser apreendido pelo fato de que se verifica um forte aumento do contingente de jovens que estudam em tempo integral e, com menor intensidade, do número daqueles que compartilham estudo e trabalho; de forma distinta, identifica-se uma redução do contingente daqueles que somente trabalham (OIT, 2000, p. 12). Correlatamente, constata-se também que os jovens relativamente mais escolarizados tardam mais a ingressar no mercado de trabalho (OIT, 2000, p. 13).

Na América Latina, também se identificam indicações de melhora no perfil de escolaridade dos jovens, no período recente (CEPAL, 2004). Isso é confirmado através da redução da proporção de indivíduos desse grupo populacional na situação de analfabetismo funcional, nos países da região, entre 1990 e 2002, bem como pelo aumento moderado da proporção daqueles que possuíam os níveis de educação primária, secundária e superior (CEPAL, 2004, p. 170). Deve-se ter presente, não obstante, no que se refere à educação secundária e à superior, que a cobertura ainda se encontra em níveis relativamente baixos na região, atingindo, em 2002, 34,8% dos jovens de 20 a 24 anos no caso do ensino secundário e 6,5% dos indivíduos de 25 a 29 anos no caso do ensino superior.

Nesse mesmo contexto, considera-se positivo que, entre os jovens latino-americanos de 15 a 19 anos, em 2002, a maior proporção somente estudava (45,2%), contra 10,6% que somente trabalhavam (CEPAL, 2004, p. 91). Já a proporção daqueles que possuíam o duplo *status*, ou seja, trabalhavam e estudavam, era de 20,6% em 2002. Cabe assinalar que a parcela relativa de jovens que não estudavam e não trabalhavam — numa situação, portanto, que se poderia tomar como negativa, pois de exclusão social — correspondia a 11,9% dos indivíduos desse grupo populacional em 2002, na América Latina.¹

Um outro fator que condiciona o processo de ingresso dos jovens no mercado de trabalho é o *background* familiar. Neste caso, propugna-se que o histórico

¹ Havia, ainda, entre os jovens de 15 a 19 anos, na América Latina, em 2002, uma parcela relativa de 11,7% que cuidavam de afazeres domésticos (CEPAL, 2004, p. 91).

familiar em que o jovem está inserido pode contribuir para retardar ou acelerar a sua inserção no mercado de trabalho. Tomando como aproximação de *background* familiar o nível de escolaridade dos pais, trabalha-se com a compreensão de que, quando estes possuem maior nível de educação formal, os filhos são motivados a permanecer mais tempo na escola e a ingressar com idade relativamente mais elevada no mercado de trabalho (Iannelli, 2002; CEPAL, 2004). Ou seja, pais mais escolarizados percebem que o avanço do nível de educação formal de seus filhos é fundamental no seu processo de inserção no mercado de trabalho, seja porque esse mercado tem se tornado mais seletivo no presente contexto, seja porque isso pode proporcionar melhores condições ocupacionais e de vida no futuro.

Nesse sentido, de acordo com as evidências do estudo de Iannelli (2002) para os países da Europa, a proporção de jovens cujos pais possuíam baixo nível educacional e que se afastaram dos estudos prematuramente era muito maior do que a daqueles cujos pais tinham maior nível educacional (Iannelli, 2002, p. 9). Ainda de acordo com os resultados desse trabalho para os países europeus, a probabilidade de que um jovem venha a se graduar em nível superior é relativamente maior, quando os seus pais são mais escolarizados, comparativamente aos jovens cujos pais têm menor nível educacional (Iannelli, 2002, p. 12).

A esse respeito, em um estudo que aborda a situação dos jovens na América Latina, afirma-se a existência de uma forte associação entre o nível educacional dos pais e o desempenho dos filhos em termos escolares (CEPAL, 2004). De acordo com esse trabalho, isso implica uma tendência à reprodução de desigualdades intergeracionais, no sentido de que, se os pais tiverem um nível de educação formal relativamente baixo, os seus filhos também terão perspectivas de estudo e de trabalho muito mais limitadas. Assim, de acordo com esse trabalho,

[...] entre uns 48% e uns 64% dos jovens latino-americanos de zonas urbanas vêm restringidas suas oportunidades futuras já em seu domicílio de origem, posto que o nível educativo dos pais, variável determinante do clima educacional do domicílio, aparece altamente correlacionado com as trajetórias educacionais dos filhos [...] (CEPAL, 2004, p. 176).

Por sua vez, conforme o trabalho de Corseuil *et al.* (2001, p. 832) sobre quatro países latino-americanos — Brasil, Chile, Peru e Honduras —, o nível educacional dos pais mostrou-se também muito importante na determinação da situação de estudo e/ou trabalho dos filhos nessas experiências nacionais, no sentido de que pertencer a uma família cujos pais eram relativamente mais

escolarizados se vinculava ao aumento da probabilidade de os filhos estarem voltados exclusivamente para os estudos.

O estudo de Leite e Silva (2002) sobre crianças e adolescentes das Regiões Sudeste e Nordeste do Brasil também corrobora o entendimento de que o nível de educação dos pais — nesse caso, especificamente o da mãe — aumenta a probabilidade de os filhos se dedicarem exclusivamente aos estudos.² De acordo com os resultados dessa pesquisa, o nível de instrução da mãe era uma das variáveis que contribuía significativamente para a determinação da situação de trabalho e de estudo dos filhos e, em particular, para que os filhos pertencessem à categoria daqueles que somente estudavam (Leite; Silva, 2002, p. 19).

Portanto, a perspectiva que será aqui adotada é a de que o *background* familiar — nesse caso, reitera-se, aproximado pelo nível de escolaridade dos pais — é um dos principais condicionantes da situação em que se encontram os filhos, seja no que se refere à possibilidade de dedicação exclusiva aos estudos, seja no que diz respeito à participação, por vezes prematura, no mercado de trabalho.

A situação socioeconômica familiar em que o jovem reside também se constitui em fator condicionante da sua trajetória de estudo e trabalho (CEPAL, 2004). Tomando como medida aproximada dessa dimensão a renda familiar, trabalha-se com a compreensão de que os jovens que estão inseridos em famílias com nível de renda mais elevado têm condições mais favoráveis para estudar, permanecendo um período mais longo na escola e, conseqüentemente, ingressando no mercado de trabalho com uma melhor formação, o que amplia a perspectiva de êxito na obtenção de um posto de trabalho. Isso poderia estar indicando a existência de um processo de reprodução de desigualdades na sociedade, na medida em que, nas famílias de baixo nível de renda, os jovens seriam compelidos a se engajar prematuramente no mercado de trabalho, em detrimento dos estudos, perpetuando-se o atraso em sua formação educacional e limitando as perspectivas de trabalho e de melhora de padrão de vida.

Essa compreensão a respeito da relação entre o nível de renda familiar e a intensidade de participação dos jovens no mercado de trabalho é confirmada, em parte, por alguns estudos. De acordo com o trabalho de Diez de Medina (2001, p. 34), com dados relativos a 14 países da América Latina nos anos 90, no qual a população juvenil urbana foi estratificada por níveis de renda domiciliar *per capita*, na faixa etária de 15 a 19 anos, de fato, predominavam as experiências

² Não se trata de um trabalho especificamente sobre jovens, mas, sim, sobre crianças e jovens adolescentes. Não obstante, os propósitos desse estudo vão ao encontro dos objetivos do trabalho que está sendo ora desenvolvido, por isso, o interesse em resgatar aqui alguns de seus principais resultados.

nacionais (10) em que a taxa de participação no mercado de trabalho era maior entre os jovens que residiam nos 20,0% de domicílios mais pobres comparativamente àqueles que residiam nos 20,0% de domicílios mais ricos. De forma diversa, quando se toma a faixa etária de 20 a 24 anos, constata-se que, em 13 dos 14 países analisados, a taxa de participação no mercado de trabalho era maior entre os jovens que residiam nos 20,0% de domicílios mais ricos, em comparação àqueles que residiam nos 20,0% de domicílios mais pobres. Essas evidências não permitem que se estabeleça, para os países latino-americanos, nos anos 90, uma conclusão categórica sobre a relação entre nível de renda domiciliar *per capita* e intensidade de participação no mercado de trabalho dos jovens. Ainda assim, elas estão indicando que os jovens adolescentes de famílias pobres se sentem mais pressionados a participar prematuramente do mercado de trabalho, o que prejudicaria o seu processo de progressão escolar.

Ainda no que se refere a essa problemática, o estudo de Corseuil *et al.* (2001) sobre Brasil, Chile, Honduras e Peru não encontrou evidências de que o nível de renda familiar afetasse as decisões de trabalhar ou de estudar dos jovens, pois não se observaram diferenças significativas no efeito dessa variável sobre a situação dos jovens de famílias pobres comparativamente aos de famílias ricas. Não obstante, os autores desse estudo advertem que isso poderia dever-se ao fato de eles terem trabalhado com a renda familiar total, e não com a renda familiar *per capita*, que, caso tivesse sido utilizada, poderia conduzir a resultados distintos dos obtidos no estudo (Corseuil *et al.*, 2001, p. 835).

A esse respeito, o trabalho de Leite e Silva (2002) abordou a situação de trabalho e estudo de crianças e jovens adolescentes nas Regiões Sudeste e Nordeste do Brasil, no ano de 1999. Chama atenção que um dos resultados destacados pelos autores do estudo é justamente a influência da renda familiar *per capita* sobre a situação do grupo populacional em análise, no sentido de que um nível mais elevado desta implicava maior probabilidade de que crianças e jovens adolescentes pertencessem à categoria daqueles que somente estudavam (Leite; Silva, 2002, p. 19).

Já outro estudo sobre os jovens em cinco regiões metropolitanas brasileiras, com dados relativos ao ano de 2004, no qual esse grupo populacional foi estratificado por faixas de renda familiar, identificou que aqueles que pertenciam às famílias do quartil inferior de renda apresentavam níveis de engajamento, nos mercados de trabalho metropolitanos, relativamente menores (DIEESE, 2005, p. 8).³ Esse resultado poderia ser tomado como contra-intuitivo, pois se esperaria

³ As regiões metropolitanas cobertas por esse estudo são as de Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Salvador e São Paulo.

que os jovens provenientes de famílias de baixa renda fossem mais compelidos a participar do mercado de trabalho, como forma de contribuir para uma melhora no padrão de vida de suas famílias, o que, de fato, não foi confirmado por esse estudo. Uma possibilidade de interpretação para esse fenômeno é que a maior inatividade dos jovens de famílias de baixa renda esteja vinculada a uma maior incidência de desemprego entre esse grupo populacional, na medida em que o nível de desemprego pode significar um elemento de desestímulo ao ingresso no mercado de trabalho. Em alguma medida, essa interpretação é corroborada pelas evidências proporcionadas por esse estudo (DIEESE, 2005, p. 9), pois, quando se comparam os jovens que pertenciam ao quartil de menor renda familiar com aqueles do quartil de maior renda familiar, se constata que, entre os primeiros, eram muito mais elevadas as taxas de desemprego nas regiões metropolitanas em análise.

Um outro aspecto que foi revelado por esse trabalho, que é de particular interesse aqui resgatar, é quanto à situação dos jovens que estavam inativos nas cinco regiões metropolitanas pesquisadas (DIEESE, 2005, p. 10). De acordo com os resultados desse estudo, nas famílias de renda elevada (4º quartil), a proporção de jovens que somente estudavam era maior do que nas famílias de renda baixa (1º quartil) — ainda que a diferença entre ambas não fosse superior a quatro pontos percentuais em nenhuma das regiões metropolitanas analisadas —, o que se pode tomar como um resultado esperado. Todavia o que mais se destaca entre os jovens que estavam economicamente inativos, quando se introduz o controle pelo nível de renda familiar, é a acentuada proporção daqueles que **não trabalham e não estudavam**⁴ nas famílias de renda baixa, comparativamente às de renda elevada: nas cinco regiões metropolitanas, a parcela relativa de jovens nessa situação era, pelo menos, três vezes superior nas primeiras em relação às últimas. Assim, essas evidências sugerem a existência de uma associação inversa entre o nível de renda familiar e o que se poderia reconhecer como exclusão social dos jovens nas regiões metropolitanas, pois, quanto menor for a primeira, maior a chance de o jovem não trabalhar e não estudar.

Essas relações podem ser ainda um pouco mais elucidadas, quando se incorpora o recorte por sexo no tratamento da situação de trabalho, estudo e inatividade entre os jovens. Como demonstram muitos estudos no âmbito internacional, as mulheres, tanto adultas quanto jovens, vêm aumentando o seu engajamento no mercado de trabalho, o que se tem expressado em maiores taxas de atividade desse segmento populacional (CEPAL, 2004; OIT, 2000; 2004).

⁴ No estudo, essa situação é identificada como correspondendo a **afazeres domésticos e outros** (DIEESE, 2005, p. 10).

No caso da América Latina, as mulheres de 15 a 19 anos ampliaram levemente a sua taxa de participação, de 25,5% em 1990 para 27,3% em 2002, enquanto, para aquelas inseridas na faixa etária de 20 a 24 anos, esse indicador se elevou de 46,1% para 51,9% entre esses mesmos anos (CEPAL, 2004, p. 212). Não obstante, é interessante destacar aqui o quanto são distintas as proporções de mulheres jovens e de homens jovens que **não trabalhavam e não estudavam**⁵ na experiência latino-americana: entre os indivíduos de 15 a 19 anos, a essa situação correspondiam, em 2002, 23,3% das mulheres e somente 6,5% dos homens; já entre os indivíduos de 20 a 24 anos, nessa mesma data, 33,2% das mulheres encontravam-se nessa situação, contra apenas 4,1% dos homens (CEPAL, 2004, p. 213). Portanto, em que pese o aumento do engajamento no mercado de trabalho das jovens latino-americanas, bem como a melhora em seu perfil de escolaridade, é muito elevada a parcela relativa daquelas que se encontravam em uma situação de exclusão social comparativamente aos homens jovens.

Uma tentativa de interpretação desse fenômeno seria a de que as mulheres jovens se vêem compelidas, dada a situação socioeconômica, a cuidar de crianças e de idosos em suas famílias, relação essa que é muito menos freqüente entre os homens jovens. Com isso, em famílias em que é elevada a taxa de dependência⁶, limitam-se as suas possibilidades de continuarem estudando e de participarem do mercado de trabalho, o que pode implicar uma situação de maior exclusão social para as mulheres jovens. Embora com evidências restritas a duas regiões brasileiras, essa interpretação encontra respaldo nos resultados do estudo de Leite e Silva (2002, p. 23), em que esses autores mostram que, quanto maior a taxa de dependência, maior a probabilidade de a jovem adolescente não estudar e não participar da força de trabalho, para cuidar de crianças em sua família. De forma semelhante, o estudo de Santos *et al.* (2004, p. 13) também encontra evidências de que, nas comunidades de baixa renda do Rio de Janeiro, as mulheres jovens que vivem em domicílios em que é mais elevada a taxa de dependência têm uma maior probabilidade de pertencerem à categoria de indivíduos que não trabalhavam e não estudavam.

⁵ Nessa parte do trabalho da CEPAL, essa situação é caracterizada pela realização de **afazeres domésticos e outras formas de inatividade** (CEPAL, 2004, p. 213).

⁶ A taxa de dependência corresponde à relação entre o número de crianças e idosos em uma família e os demais membros dessa família.

3 Análise econométrica dos fatores que condicionam a participação dos jovens nas atividades de estudo e trabalho, na RMPA

A partir da percepção de que os jovens experimentam um *status* multifacetado envolvendo as atividades de estudo e trabalho, esta seção tem o objetivo de analisar econometricamente os fatores que condicionam a sua constituição na RMPA. Tendo presente esse propósito, a subseção 3.1 descreve o modelo econométrico utilizado no estudo, e a subseção 3.2 apresenta os principais resultados de sua estimação.

3.1 Descrição do modelo econométrico

O modelo adotado para estimar os fatores que condicionam as escolhas envolvendo o estudo e o trabalho da população juvenil na RMPA foi o multinomial logístico⁷. Essa opção se deveu ao fato de que essa abordagem econométrica permite utilizar variáveis dependentes categóricas e modelá-las como probabilidades de determinadas características demográficas e socioeconômicas da população (Winkelmann; Winkelmann, 1997, p. 24), indo ao encontro do que se coloca para enfrentar o problema de pesquisa deste trabalho.

Nesse sentido, de acordo com a proposta deste estudo, a variável dependente do modelo relativa ao *status* do jovem foi categorizada nos seguintes termos: não estuda e não trabalha igual a zero; somente trabalha igual a um; trabalha e estuda igual a dois; e somente estuda igual a três.

O jovem pode se encontrar em uma dessas quatro situações descritas, cabendo identificar as variáveis que condicionam a escolha de cada uma delas. É importante destacar que essa definição da variável dependente faz com que o modelo multinomial logístico utilizado seja **não ordenado** (Greene, 1997, p. 858), pois as alternativas de escolha são qualitativamente distintas.

De acordo com Greene (1997, p. 859), a equação do modelo multinomial logístico é dada por:

$$\Pr ob(Y = j | x_i) = \frac{e^{\beta_j' x_i}}{\sum_{k=0}^J e^{\beta_k' x_i}}, j = 0, \dots, J$$

⁷ Para uma apresentação do modelo multinomial logístico, ver Greene (1997, p. 857-865). Para aplicações do modelo em estudos sobre mercado de trabalho, ver Winkelmann e Winkelmann (1997), Menezes Filho *et al.* (2000), Corseuil *et al.* (2001), Wolbers (2001), Leite e Silva (2002), Silva e Kassouf (2002) e Santos *et al.* (2004).

Nessa equação, as probabilidades de cada categoria de resposta j são função das variáveis explicativas x_i , que correspondem a características demográficas e socioeconômicas dos indivíduos. Para que o modelo se torne identificável, é necessária uma normalização, na qual $\beta_0 = 0$ (Greene, 1997, p. 860). Assim, o modelo torna-se:

$$\Pr ob (Y = 0 | x_i) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta_k' x_i}}$$

Conforme mostra Greene (1997, p. 860), esse modelo permite que se calcule J razões de vantagens (*log-odds ratios*) em relação à categoria de referência:

$$\ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{i0}} \right] = \beta_j' x_i$$

Esse resultado pode ser normalizado sobre qualquer outra probabilidade (Greene, 1997, p. 860), obtendo-se:

$$\ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{ik}} \right] = x_i' (\beta_j - \beta_k)$$

Assim, a diferença entre os coeficientes da variável independente determina a direção da vantagem de pertencer às categorias j ou k . Se a diferença for positiva, há maior vantagem da categoria j em relação à categoria k .

Tendo como referência os argumentos identificados pela literatura sobre os fatores que condicionam a inserção da população juvenil nas atividades de estudo e trabalho (seção 2), serão utilizadas as seguintes variáveis explicativas no modelo econométrico a ser estimado: escolaridade do chefe de domicílio; condição de atividade do chefe de domicílio; faixa etária do jovem; escolaridade do jovem; renda domiciliar; e taxa de dependência do domicílio (Quadro 1).

As expectativas quanto aos efeitos dessas variáveis são as seguintes: (a) no que diz respeito ao *background* familiar, que a presença de um chefe de domicílio com maior nível de escolaridade aumente a probabilidade de o jovem somente estudar; (b) quanto à condição de atividade do chefe de domicílio, que, caso este esteja ocupado, aumente a probabilidade de o jovem somente estudar; (c) que, à medida que o jovem avance em termos etários, aumentem as probabilidades de ele trabalhar e estudar ou de somente trabalhar; (d) quanto ao nível de escolaridade do jovem, que, quanto mais elevado este for, maior a possibilidade de o jovem trabalhar e estudar; (e) no que se refere à renda domiciliar,

propõe-se que, caso esta seja mais elevada, maior será a probabilidade de o jovem somente estudar; (f) e quanto à taxa de dependência, que, quanto mais elevada ela for, menor a probabilidade de as mulheres jovens somente estudarem, somente trabalharem e trabalharem e estudarem.

Quadro 1

Descrição das variáveis explicativas do modelo

VARIÁVEIS	CATEGORIZAÇÕES
Escolaridade do chefe de domicílio	Até sete anos de estudo = 3 De oito a 10 anos de estudo = 2 De 11 a 15 anos de estudo = 1 Mais de 15 anos de estudo = 0 (categoria de referência)
Condição de atividade do chefe de domicílio	Inativo = 0 (categoria de referência) Ocupado = 1 Desempregado = 2
Faixa etária do jovem	De 16 e 17 anos = 2 De 18 a 20 anos = 1 De 21 a 24 anos = 0 (categoria de referência)
Escolaridade do jovem	Até sete anos de estudo = 2 De oito a 10 anos de estudo = 1 De 11 a 15 anos de estudo = 0 (categoria de referência)
Renda domiciliar	Quartil 1 = 3 Quartil 2 = 2 Quartil 3 = 1 Quartil 4 = 0 (categoria de referência)
Taxa de dependência do domicílio Crianças de zero a quatro anos mais idosos com mais de 65 anos Demais membros do domicílio	Baixa = 2 Média = 1 Alta = 0 (categoria de referência)

3.2 A estimação do modelo econométrico: análise dos principais resultados

Os dados utilizados para a estimação do modelo econométrico são da base de dados da **Pesquisa de Emprego e Desemprego na RMPA** (PED-RMPA) e correspondem aos anos de 1993 e 2003. Para a formação dessa base, foram selecionados somente os jovens de 16 a 24 anos que possuíam informação para todas as variáveis incluídas no modelo.⁸ Como o modelo emprega informações em nível de domicílio, bastaria um de seus membros não divulgar a renda para que não se pudesse computar a renda domiciliar. Nesses casos, o jovem foi excluído da base de dados, o que representou cerca de 12% da amostra. Cabe ainda fazer referência a que o modelo foi estimado para duas amostras, uma relativa aos homens jovens e outra às mulheres jovens, com o que se pretende investigar a existência de diferenças entre os sexos no que se refere aos condicionantes das atividades de estudo e trabalho desse grupo populacional na RMPA.

3.2.1 Resultados relativos aos homens jovens

A Tabela 1 apresenta os resultados da estimação do modelo multinomial logístico para a amostra de homens jovens, nos anos de 1993 e 2003. Para a interpretação desses resultados, é importante ressaltar que a variável dependente do modelo — o *status* do jovem — tem como **categoria de referência** a situação **não trabalha e não estuda**. A primeira das variáveis explicativas do modelo, a **escolaridade do chefe de domicílio**, mostrou-se estatisticamente significativa, em ambos os anos, para os jovens de sexo masculino que se dedicavam somente aos estudos. Dada a magnitude das estimativas dos coeficientes, pode-se afirmar que, quanto menos escolarizado o chefe de domicílio em que o jovem residia, menor a probabilidade de ele somente se dedicar aos estudos. Assim, por exemplo, em 2003, um homem jovem que residia em um domicílio no qual o chefe possuía até sete anos de estudo tinha uma redução estimada da probabilidade de pertencer à categoria somente estuda de 91,4%,⁹ comparativamente a um homem jovem que residia em um domicílio no qual o chefe tinha mais de 15 anos de estudo.

⁸ Nos estudos da ONU, a população jovem é delimitada pela faixa etária de 15 a 24 anos (World Youth Rep., 2003; 2003). No presente trabalho, todavia, utiliza-se a faixa etária de 16 a 24 anos, porque 16 anos corresponde à idade mínima de ingresso legal no mercado de trabalho do País.

⁹ O cálculo dessa probabilidade é feito da seguinte forma: $[(e^{-2,448})-1] \times 100 = -91,4\%$.

Tabela 1

Resultados da estimação do modelo multinomial logístico para as situações de estudo e trabalho de homens jovens na Região Metropolitana de Porto Alegre — 1993 e 2003

DISCRIMINAÇÃO	1993			2003		
	Somente Trabalha	Trabalha e Estuda	Somente Estuda	Somente Trabalha	Trabalha e Estuda	Somente Estuda
Constante	1,018	(1) 1,517	(2) 2,464	0,521	(2)1,165	(2)1,737
Escolaridade do chefe de domicílio						
Até sete anos de estudo	1,084	-0,829	(2)-2,772	(1)0,690	(2)-0,835	(2)-2,448
De oito a 10 anos de estudo	0,969	-0,873	(2)-2,475	0,654	(2)-1,015	(2)-2,403
De 11 a 15 anos de estudo	0,655	-0,482	(2)-1,602	0,545	-0,479	(2)-1,248
Mais de 15 anos de estudo (3)	-	-	-	-	-	-
Condição de atividade do chefe de domicílio						
Inativo (3)	-	-	-	-	-	-
Ocupado	(2) 0,869	(2) 0,402	-0,130	(2) 0,953	(2) 0,568	0,026
Desempregado	(2)-0,992	(2)-0,830	(2)-1,344	(2)-0,536	(2)-0,542	(2)-0,735
Faixa etária do jovem						
De 16 e 17 anos	(2)-0,992	(2) 1,442	(2) 2,939	(2)-1,285	(2) 1,006	(2) 2,954
De 18 a 20 anos	(2)-0,616	(2) 0,484	(2) 1,197	(2)-0,660	-0,086	(2) 0,902
De 21 a 24 anos (3)	-	-	-	-	-	-
Escolaridade do jovem						
Até sete anos de estudo	(1)-0,371	(2)-1,873	(2)-1,819	-0,158	(2)-1,211	(2)-0,609
De oito a 10 anos de estudo	-0,171	-0,142	-0,132	(1) 0,277	(2) 0,424	(2) 0,761
De 11 a 15 anos de estudo (3).....	-	-	-	-	-	-
Renda domiciliar						
Quartil 1	(2)-1,141	(2)-1,981	(2)-0,928	(2)-1,067	(2)-1,724	(2)-0,552
Quartil 2	(2)-0,373	(2)-1,017	(2)-0,944	(2)-0,312	(2)-0,976	(2)-0,636
Quartil 3	-0,140	(2)-0,558	(2)-0,646	-0,073	(2)-0,518	(2)-0,558
Quartil 4 (3)	-	-	-	-	-	-
Taxa de dependência						
Baixa	-0,347	0,150	0,278	-0,297	0,152	-0,087
Média	-0,230	-0,085	0,011	-0,074	-0,042	-0,310
Alta (3)	-	-	-	-	-	-
Grau de liberdade		42			42	
Pseudo R²		0,432			0,419	
Amostra		5 256			6 679	

FONTE: PED-RMPA - Convênio FEE, FGTAS/SINE-RS, SEADE-SP, DIEESE e apoio PMPA. NOTA: A variável dependente do modelo tem como categoria de referência a situação **não trabalha e não estuda**.

(1) Corresponde ao nível de 5% de significância. (2) Correspondente ao nível de 1% de significância. (3) Correspondente à categoria de referência.

Ainda no que se refere à variável explicativa escolaridade do chefe do domicílio, esta se revelou significativa na categoria trabalha e estuda, no ano de 2003, em duas situações: para os homens jovens que pertenciam a domicílios cujos chefes possuíam até sete anos de estudo e oito a 10 anos de estudo. É interessante notar que a redução estimada da probabilidade de pertencer à categoria trabalha e estuda era menor na primeira situação (56,6%) do que na segunda (63,8%), quando comparadas à dos jovens que residiam em domicílios cujos chefes possuíam mais de 15 anos de estudo. Quanto à categoria somente trabalha, o único resultado estatisticamente significativo ocorreu, no ano de 2003, para a situação em que o chefe do domicílio em que o jovem residia tinha até sete anos de estudo. Nesse caso, estima-se que aumente em 99,4% a probabilidade de um jovem nessa situação somente trabalhar, em relação a um jovem que esteja inserido em um domicílio no qual o chefe tenha mais de 15 anos de estudo. Esses resultados da estimação do modelo para a amostra de homens jovens, portanto, evidenciam-se coerentes com as expectativas originalmente propostas.

A variável explicativa **condição de atividade do chefe de domicílio** mostrou-se estatisticamente significativa em praticamente todas as combinações de situações, em ambos os anos, à exceção daquela correspondente aos domicílios nos quais os chefes se encontravam ocupados e os jovens de sexo masculino somente estudavam, em ambos os anos. Conforme mostram os resultados da estimação, aumenta a probabilidade de um homem jovem somente trabalhar e trabalhar e estudar, caso ele esteja inserido em um domicílio no qual o chefe está ocupado, comparativamente a outro homem jovem que pertença a um domicílio no qual o chefe esteja inativo: na primeira situação, a probabilidade estimada elevou-se, no ano de 2003, em 159,3% e, na segunda, em 76,5%. Por sua vez, caso o jovem de sexo masculino pertença a um domicílio no qual o chefe esteja desempregado, reduz-se muito a probabilidade de ele somente estudar, trabalhar e estudar e somente trabalhar, comparativamente a um domicílio no qual o chefe esteja inativo: as probabilidades estimadas reduziram-se, no ano de 2003, em 52,0%, 41,8% e 41,5% respectivamente. Esse resultado, relativo aos homens jovens que residiam em domicílios cujos chefes estavam desempregados, na RMPA, é de difícil interpretação, pois não é totalmente claro o porquê da existência de uma desvantagem em relação aos jovens provenientes de domicílios cujos chefes estavam inativos.

No que se refere à variável explicativa **faixa etária do jovem**, praticamente todas as combinações de situações geradas pelo modelo mostraram-se estatisticamente significativas, com exceção da situação do jovem que trabalhava e estudava e que possuía entre 18 e 20 anos em 2003. Conforme se constata, estima-se um aumento acentuado da probabilidade de um homem jovem somente estudar e trabalhar e estudar, quanto menor for a sua faixa etária: por exemplo, no ano de 2003, um homem jovem entre 16 e 17 anos

aumentava a sua possibilidade de somente estudar em aproximadamente 19 vezes, comparativamente a outro que possuía de 21 a 24 anos. Já um jovem entre 16 e 17 anos observava uma grande redução, em 2003, da probabilidade estimada de somente trabalhar (-72,3%) comparativamente a outro que possuía 21 a 24 anos. Portanto, os resultados da estimação foram bastante intuitivos para as situações somente estuda e somente trabalha, enquanto, na situação trabalha e estuda, a interpretação se tornou menos clara: ou seja, por que um jovem, quanto menor a sua idade, vê aumentada a sua probabilidade de trabalhar e estudar comparativamente a outro de idade mais avançada? Essa questão ainda está em aberto no presente estágio desta pesquisa.

Quanto à variável explicativa **escolaridade do jovem**, os resultados da estimação do modelo evidenciaram-se, em 2003, estatisticamente significativos para praticamente todas as combinações de situações, com exceção daquela correspondente aos jovens de sexo masculino que somente trabalhavam e que possuíam até sete anos de estudo. Já para 1993, os resultados mostraram-se estatisticamente significativos exclusivamente para as diferentes situações que envolvem os homens jovens com até sete anos de estudo. Tomando-se o ano de 2003, é interessante perceber que parece haver um padrão relacionando a faixa de escolaridade do jovem de sexo masculino e a sua inserção em cada uma das situações de estudo e trabalho: assim, para o jovem com até sete anos de estudo, reduziu-se a probabilidade estimada de pertencer a qualquer uma das categorias, enquanto, para o jovem com oito a 10 anos de estudo, as probabilidades estimadas se elevaram, comparativamente aos jovens que possuíam de 11 a 15 anos de estudo. Para ilustrar empiricamente essa afirmação, as possibilidades estimadas de um homem jovem com oito a 10 anos de estudo somente estudar, trabalhar e estudar e somente trabalhar aumentavam em 114,0%, 52,8% e 31,9%, respectivamente, em comparação a outro homem jovem que possuía de 11 a 15 anos de estudo. Diferentemente, um jovem de sexo masculino pertencendo à faixa de escolaridade de até sete anos de estudo registrava uma redução das probabilidades estimadas de somente estudar e de trabalhar e estudar de 45,6% e 70,2%, respectivamente, em relação a um homem jovem inserido na faixa de escolaridade de 11 a 15 anos de estudo. Dessa forma, esses resultados da estimação do modelo indicam um *handicap* da população jovem masculina relativamente menos escolarizada na sua inserção nas atividades que envolviam o estudo ou a combinação de trabalho e estudo na RMPA, em 2003.¹⁰

¹⁰ É interessante notar que, em 1993, para a faixa de escolaridade de até sete anos de estudo, o resultado da estimação do modelo mostrou-se estatisticamente significativo para a situação **somente trabalha**, indicando uma redução da probabilidade de o jovem encontrar-se nessa situação de 31,0%, comparativamente a um jovem de sexo masculino que possuísse de 11 a 15 anos de estudo.

A variável explicativa **renda domiciliar** mostrou-se estatisticamente significativa em todas as combinações de situações, à exceção daquela correspondente aos jovens de sexo masculino que somente trabalhavam e que estavam inseridos em domicílios do terceiro quartil de renda, em ambos os anos. Pode-se ilustrar os resultados do efeito dessa variável explicativa sobre a situação de trabalho e estudo dos jovens nos seguintes termos: tomando-se o ano de 2003 e um jovem de sexo masculino inserido em um domicílio do primeiro quartil de renda, estima-se que as probabilidades de ele somente estudar, trabalhar e estudar e somente trabalhar se reduziam em 42,4%, 82,2% e 65,6%, respectivamente, comparativamente a outro jovem inserido em um domicílio do quarto quartil de renda. Portanto, os jovens de sexo masculino que pertenciam a domicílios de baixa renda tinham uma desvantagem acentuada nas diferentes situações de trabalho e estudo, em comparação com aqueles que estavam inseridos em domicílios de renda relativamente elevada. No que se refere aos que somente trabalhavam, a estimação do modelo está evidenciando resultados do efeito da renda domiciliar que não eram os mais esperados, ficando ainda em aberto as causas que o provocaram.

A última variável explicativa do modelo, a **taxa de dependência**, não se mostrou estatisticamente significativa em nenhuma das combinações de situações, em ambos os anos, para os jovens de sexo masculino. Em alguma medida, esse resultado é coerente com o que estava sendo esperado, pois havia a expectativa de que ela tivesse efeitos especificamente sobre a população jovem de sexo feminino, que tem as suas atividades de estudo e trabalho condicionadas pelos cuidados com crianças e idosos no domicílio em que reside. Essa questão será retomada no subitem 3.2.2, no qual o modelo multinomial logístico foi estimado para a amostra de mulheres jovens na RMPA.

3.2.2 Resultados relativos às mulheres jovens

Os resultados da estimação do modelo multinomial logístico para a amostra de mulheres jovens na RMPA, nos anos de 1993 e 2003, encontram-se na Tabela 2. Iniciando a análise pela variável explicativa **escolaridade do chefe de domicílio**, constata-se que essa se mostrou estatisticamente significativa, em ambos os anos, nas combinações de situações que correspondiam a somente estuda e trabalha e estuda¹¹, e não significativa na de somente trabalha. Pode-se mostrar o efeito dessa variável explicativa através do seguinte exemplo:

¹¹ Na situação trabalha e estuda, no ano de 2003, o resultado da estimação do modelo não se mostrou estatisticamente significativo para a faixa de escolaridade de 11 a 15 anos de estudo do chefe de domicílio.

uma mulher jovem que residia em um domicílio no qual o chefe possuía até sete anos de estudo tinha uma redução estimada da probabilidade de somente estudar de 90,0% e de 57,7% de trabalhar e estudar comparativamente a uma jovem de um domicílio em que o chefe tinha mais de 15 anos de estudo. Dessa forma, os resultados da estimação, particularmente no que se referem às jovens que somente estudavam, apresentam-se de acordo com as expectativas originalmente propostas sobre o efeito do nível de escolaridade do chefe de domicílio.

No que diz respeito à **condição de atividade do chefe de domicílio**, predominam as combinações de situações cujos efeitos dessa variável explicativa são estatisticamente significativos, sendo exceções aquelas que envolviam as mulheres jovens que somente trabalhavam ou trabalhavam e estudavam e os chefes de domicílio que estavam desempregados em 1993 e, em 2003, as combinações de situações envolvendo as mulheres jovens que somente trabalhavam e os chefes de domicílios em que residiam que estavam ocupados ou desempregados. Tomando os resultados da estimação do modelo em 2003, pode-se constatar que, em um domicílio no qual o chefe estava desempregado, as probabilidades de o jovem de sexo feminino somente estudar e trabalhar e estudar reduziam-se em 59,6% e 39,2% respectivamente, comparativamente a outro domicílio no qual o chefe se encontrava inativo. Nesse mesmo ano, no caso de um domicílio no qual o chefe estava ocupado, as probabilidades estimadas de a jovem somente estudar ou trabalhar e estudar reduziam-se em 57,1% e 45,9%, respectivamente, em relação a outro domicílio em que o chefe estava inativo. Esses resultados do modelo não se mostram intuitivos, particularmente no que diz respeito aos domicílios nos quais os chefes se encontravam ocupados, negando a expectativa original do efeito dessa variável explicativa sobre a situação de estudo e trabalho das mulheres jovens na RMPA.

A **faixa etária do jovem** mostrou-se uma variável explicativa estatisticamente significativa em praticamente todas as combinações de situações, em ambos os anos, à exceção daquela correspondente às mulheres jovens entre 18 e 20 anos que trabalhavam e estudavam em 2003. Com base nos resultados do modelo, estima-se que as probabilidades de uma jovem entre 16 e 17 anos somente estudar e trabalhar e estudar, no ano de 2003, aumentavam em 12,3 vezes e em 2,6 vezes, respectivamente, em comparação a uma jovem de 21 a 24 anos. De forma distinta, nesse mesmo ano, a probabilidade estimada de uma jovem entre 16 e 17 anos somente trabalhar reduzia-se em 71,9%, em relação a uma jovem de 21 a 24 anos. Assim, os efeitos da variável explicativa em análise foram os esperados nas situações somente trabalha e somente estuda das jovens e menos intuitivos no caso das que apresentavam o duplo *status* de trabalhar e estudar.

Tabela 2

Resultados da estimação do modelo multinomial logístico para as situações de estudo e trabalho de mulheres jovens na Região Metropolitana de Porto Alegre — 1993 e 2003

DISCRIMINAÇÃO	1993			2003		
	Somente Trabalha	Trabalha e Estuda	Somente Estuda	Somente Trabalha	Trabalha e Estuda	Somente Estuda
Constante	(1) 1,522	(2) 1,369	(1) 1,992	0,131	0,384	(1) 1,029
Escolaridade do chefe de domicílio						
Até sete anos de estudo	-0,160	(1)-1,352	(1)-2,701	0,228	(1)-0,861	(1)-2,302
De oito a 10 anos de estudo	-0,513	(1)-1,460	(1)-2,538	0,269	(2)-0,798	(1)-2,165
De 11 a 15 anos de estudo	-0,506	(1)-1,176	(1)-1,766	0,253	-0,357	(1)-1,245
Mais de 15 anos de estudo (3)	-	-	-	-	-	-
Condição de atividade do chefe de domicílio						
Inativo (3)	-	-	-	-	-	-
Ocupado	(1)-0,367	(1)-0,695	(1)-1,012	-0,104	(1)-0,615	(1)-0,846
Desempregado	-0,239	-0,209	(1)-0,878	-0,020	(1)-0,497	(1)-0,906
Faixa etária do jovem						
De 16 e 17 anos	(1)-0,731	(1) 1,307	(1) 2,902	(1)-1,270	(1) 0,969	(1) 2,510
De 18 a 20 anos	(2)-0,164	(1) 0,516	(1) 1,212	(1)-0,362	0,128	(1) 0,901
De 21 a 24 anos (3)	-	-	-	-	-	-
Escolaridade do jovem						
Até sete anos de estudo	(1)-0,447	(1)-1,869	(1)-1,838	(1)-0,420	(1)-1,379	(2)-0,292
De oito a 10 anos de estudo	(1)-0,379	(2)-0,306	-0,245	-0,119	(1) 0,375	(1) 0,930
De 11 a 15 anos de estudo (3)	-	-	-	-	-	-
Renda domiciliar						
Quartil 1	(1)-2,029	(1)-2,549	(1)-1,393	(1)-1,737	(1)-2,760	(1)-1,332
Quartil 2	(1)-1,023	(1)-1,538	(1)-1,019	(1)-0,451	(1)-1,529	(1)-1,258
Quartil 3	(1)-0,477	(1)-0,877	(1)-0,605	-0,015	(1)-0,815	(1)-0,834
Quartil 4 (3)	-	-	-	-	-	-
Taxa de dependência						
Baixa	(1) 0,831	(1) 1,318	(1) 1,333	(1) 0,836	(1) 1,830	(1) 1,699
Média	0,207	0,248	0,444	0,164	(2) 0,546	(1) 0,633
Alta (3)	-	-	-	-	-	-
Grau de liberdade		42			42	
Pseudo R²		0,439			0,444	
Amostra		5 518			6 779	

FONTES: PED-RMPA - Convênio FEE, FGTAS/SINE-RS, SEADE-SP, DIEESE e apoio PMPA. NOTA: A variável dependente do modelo tem como categoria de referência a situação **não trabalha e não estuda**.

(1) Corresponde ao nível de 1% de significância. (2) Correspondente ao nível de 5% de significância. (3) Correspondente à categoria de referência.

Quanto à variável explicativa **escolaridade do jovem**, essa mostrou-se estatisticamente significativa na maioria das combinações de situações, com duas exceções: no ano de 1993, para as jovens com oito a 10 anos de escolaridade e que somente estudavam, e, no de 2003, nessa mesma faixa de escolaridade, para as que somente trabalhavam. Deve-se também destacar que, quando se comparam os resultados da estimação para os anos de 1993 e 2003, na faixa de escolaridade de oito a 10 anos de estudo e na situação trabalha e estuda, mudam os sinais das estimativas dos coeficientes, tornando mais difícil a interpretação dos resultados para esse caso. Escolhendo-se a faixa de escolaridade de até sete anos de estudo para ilustrar os efeitos da variável explicativa em análise, constata-se que uma jovem com essa característica, no ano de 2003, evidenciava uma redução das probabilidades estimadas de somente estudar, de trabalhar e estudar e de somente trabalhar de 25,3%, 74,8% e 34,3%, respectivamente, comparativamente a uma jovem com 11 a 15 anos de estudo. Portanto, a escolaridade relativamente baixa da jovem constitui-se, claramente, em uma desvantagem nessas três modalidades de situações, particularmente naquela correspondente ao duplo *status* de trabalhar e estudar.

A variável explicativa **renda domiciliar** evidenciou-se estatisticamente significativa na quase-totalidade de combinações de situações, com exceção daquela correspondente às jovens que somente trabalhavam e que pertenciam ao terceiro quartil de renda domiciliar no ano de 2003. Para exemplificar o efeito dessa variável explicativa, as jovens que pertenciam ao primeiro quartil de renda, em 2003, tinham uma redução nas probabilidades estimadas de somente estudar, trabalhar e estudar e somente trabalhar de 73,6%, 93,7% e 82,4%, respectivamente, em relação a uma jovem que pertencia ao quarto quartil de renda domiciliar. Esses resultados são bastante compreensíveis para o caso das jovens que somente estudavam, mas menos intuitivos para as outras duas situações. Não obstante, vão na mesma direção daqueles encontrados para a amostra de jovens de sexo masculino, conforme visto no subitem 3.2.1.

Por fim, no que se refere aos efeitos da **taxa de dependência**, pode-se constatar que esses se mostraram estatisticamente significativos em todas as combinações de situações que envolviam as mulheres jovens inseridas em domicílios cujo nível dessa variável era baixo, em ambos os anos, e para aquelas que pertenciam a domicílios em que a taxa de dependência era média e que se encontravam nas situações somente estuda e trabalha e estuda, no ano de 2003. Para ilustrar esses resultados, tomando-se uma jovem inserida em um domicílio cuja taxa de dependência era baixa, em 2003, as suas probabilidades estimadas de somente estudar, trabalhar e estudar e somente trabalhar aumentavam em 5,5 vezes, 6,2 vezes e 2,3 vezes, respectivamente, em comparação a uma jovem inserida em um domicílio com alta taxa de depen-

dência. Nesses termos, os resultados da estimação do modelo vão ao encontro da expectativa original do efeito dessa variável explicativa sobre as mulheres jovens, evidenciando uma desvantagem nas atividades de estudo e trabalho daquelas inseridas em domicílios cuja taxa de dependência era elevada. Adicionalmente, é interessante recuperar que essa variável não se havia mostrado estatisticamente significativa para a amostra de homens jovens, com o que se identifica uma diferença importante entre os sexos no que se refere às diversas situações de trabalho e estudo dos jovens na RMPA.

4 Considerações finais

Partindo da compreensão de que os jovens experimentam uma fase particular do ciclo de vida — aquela que envolve o processo de transição da escola para o trabalho — este artigo procurou abordar, de forma exploratória, os fatores que condicionam a sua inserção nas atividades de estudo e trabalho na RMPA. Para tanto, o estudo utilizou como procedimento metodológico a estimação do modelo multinomial logístico para amostras de homens jovens e mulheres jovens nos anos de 1993 e 2003. Os resultados da estimação do modelo mostraram-se satisfatórios, confirmando, *grosso modo*, o acerto na escolha das variáveis explicativas idade e escolaridade do jovem, escolaridade e condição de atividade do chefe de domicílio, renda domiciliar e taxa de dependência, bem como o procedimento analítico de segmentar a população jovem por sexo. Conforme foi evidenciado no corpo do trabalho, uma grande proporção de estimativas dos coeficientes das variáveis explicativas é estatisticamente significativa, revelando efeitos sobre as diferentes situações de estudo e trabalho dos jovens que vão ao encontro das expectativas originalmente formuladas pela literatura revista no trabalho.

Evidentemente, uma gama de questões foi deixada em aberto pelos resultados econométricos do estudo. Apenas para citar um dentre diversos exemplos, no que se refere à variável explicativa condição de atividade do chefe de domicílio, não ficou claro por que motivo uma jovem que residia em um domicílio no qual o chefe estava ocupado tinha uma menor probabilidade de somente estudar e de trabalhar e estudar do que outra jovem que pertencia a um domicílio no qual o chefe se encontrava inativo.

Como continuidade dessa linha de pesquisa, pretende-se avançar no estudo dos condicionantes das atividades de estudo e trabalho da população jovem da RMPA através do enfrentamento das questões deixadas em aberto até o momento. Dentre outros aspectos, poder-se-iam explorar os efeitos de interação

das variáveis explicativas utilizadas, o que favoreceria a compreensão do papel exercido pelas diversas dimensões demográficas e socioeconômicas sobre a inserção da população juvenil da Região Metropolitana nas atividades de estudo e trabalho — ou seja, a proposta seria a de estender e aprimorar o modelo básico utilizado neste artigo. Uma outra importante questão não coberta pela parte empírica do trabalho, que se pretende retomar no futuro próximo, é a abordagem dos fatores que provocam a exclusão dos jovens das atividades de estudo e trabalho na RMPA, o que implica uma situação de marginalização social entre parte dos membros desse grupo populacional.

Bibliografia

BLANCHFLOWER, D.; FREEMAN, R. The declining economic status of young workers in OECD countries. In: BLANCHFLOWER, D.; FREEMAN, R. (Ed.). **Youth employment in advanced countries**. Chicago: Chicago Press; NBER, 2000.

BRAUNS, H. et al. **Education and employment: patterns of labour market entry in France, the United Kingdom and West Germany**. Mannheim: Mannheim Centre for European Social Research, 1999. (Working paper, n. 6).

COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE CEPAL. **La juventud en Iberoamérica: tendencias y urgencias**. Santiago: CEPAL, 2004.

CORSEUIL, C. et al. Decisões críticas em idades críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina. **Economia Aplicada**, São Paulo: FEA-USP, v. 5, n. 4, p. 819-860, 2001.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SÓCIO-ECONÔMICOS — DIEESE. **Juventude metropolitana: diversidades e desafios no mercado de trabalho metropolitano**. São Paulo: DIEESE, 2005. (Estudos e pesquisas, n. 11).

DIEZ DE MEDINA, R. **Jóvenes y empleo en los años 90**. Montevideo: OIT/CINTERFOR, 2001.

GREENE, W. **Econometrics analysis**. Londres: Prentice Hall, 1997.

IANNELLI, C. **Parental education and young people's educational and labour market outcomes: a comparison across Europe**. Mannheim: Mannheim Centre for European Social Research, 2002. (Working paper, n. 45).

LEITE, P.; SILVA, D. Análise da situação ocupacional de crianças e adolescentes nas Regiões Sudeste e Nordeste do Brasil utilizando informações da PNAD 1999. In: ENCONTRO DA ABEP, 13., Ouro Preto, 2002. **Anais...** Ouro Preto: ABEP, 2002.

MENEZES FILHO, N. et al. Adolescents in Latin American and Caribbean: examining time allocation decisions with cross-country micro data. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12., Caxambu, 2000. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2000.

OFICINA INTERNACIONAL DEL TRABAJO — OIT. **Emplear a los jóvenes:** promover un crecimiento intensivo en empleo. Ginebra: OIT, 2000.

OFICINA INTERNACIONAL DEL TRABAJO — OIT. **Tendencias mundiales del empleo juvenil.** Ginebra: OIT, 2004.

RYAN, P. The school-to-work transition: a cross-national perspective. **Journal of Economic Literature**, Nashville: AEA, v. 39, n. 1, p. 34-92, 2001.

SANTOS, A. et al. Situação ocupacional dos jovens das comunidades de baixa renda da cidade do Rio de Janeiro. In: ENCONTRO DA ABEP, 14., Caxambu, 2004. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2004.

SILVA, N.; KASSOUF, A. O trabalho e a escolaridade dos brasileiros jovens. In: ENCONTRO DA ABEP, 13., Ouro Preto, 2002. **Anais...** Ouro Preto: ABEP, 2002.

TOKMAN, V. **Desempleo juvenil en el Cono Sur:** causas, consecuencias y políticas. Santiago: Fundación Friedrich Ebert, 2003.

WINKELMANN, L.; WINKELMANN, R. Determining the relative labour force status of Māori and non-Māori using a multinomial logit model. **Labour Market Bulletin**, New Zealand: Department of Labour, n. 1, p. 24-64, 1997.

WOLBERS, M. **Learning and working:** double statuses in youth transitions within the European Union. Maastricht: Maastricht University/ Research Center for Education and Labour Market., 2001.

WORLD YOUTH REPORT 2003. Nova Iorque: Nações Unidas, 2003.