

AÇÃO JOVEM: AVALIANDO O IMPACTO DE UM PROGRAMA DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA CONDICIONAL EM SÃO PAULO

Naércio Menezes-Filho
FEA/USP e Ibmec-SP

Lígia Vasconcellos
Banco Itaú

Resumo

Este trabalho avalia economicamente o programa Ação Jovem, um programa de transferência de renda condicionado à frequência escolar, implementado pelo governo de Estado de São Paulo a partir de 2004. Através de métodos de emparelhamento, comparamos uma amostra de jovens beneficiários do programa com um grupo de controle, construído a partir dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego. Os resultados indicam que os recipientes da bolsa tiveram em média uma frequência escolar 14% maior do que o grupo de controle, sendo este resultado mais alto para os que estavam fora da escola. Além disso, o programa reduziu a porcentagem de jovens trabalhando em 22%, principalmente entre os jovens que já estavam na escola. O retorno econômico do programa, abstraindo-se os seus custos administrativos, foi de 13% a 15% ao ano, dependendo das hipóteses utilizadas.

Abstract

This paper evaluates the program Ação Jovem, a conditional cash transfer program implemented by the State of São Paulo in 2004. We compare, using propensity score matching, a sample of beneficiaries with a control group, constructed using data from the Pesquisa Mensal de Emprego. The results indicate that school attendance was 14% higher in the treatment group, mainly due to the individuals that were initially out of school. Moreover, the share of individuals working was 22% lower in the treatment group, mainly due to the sample of youngsters that were initially in school. The economic return of the program, abstracting from its administrative costs, ranged from 13% to 15% a year, depending on the assumptions we make.

Palavras chave: educação; avaliação de política pública; programas sociais.

Key words: education; policy evaluation; social programs

Classificação JEL: I28

Área: 11 Economia Social e Demografia Econômica

1. Introdução

O programa Ação Jovem, sob a responsabilidade da Secretaria Estadual de Assistência e Desenvolvimento Social do Estado de São Paulo, consiste na transferência de bolsa-auxílio, no valor de R\$60,00 mensais, a jovens entre 15 a 24 anos de idade provenientes de famílias de baixa renda (renda familiar até dois salários-mínimos), que possuam o ensino fundamental e/ou médio incompletos. O objetivo do programa é promover o retorno destes jovens à escola ou a cursos profissionalizantes.

O programa Ação Jovem dá prioridade ao atendimento de jovens moradores em municípios da Região Metropolitana da Grande São Paulo, Campinas e Baixada Santista, podendo ainda abranger municípios que, embora não pertençam a essas regiões metropolitanas, possuam características semelhantes com relação à pobreza. Os jovens devem ter domicílio nos setores censitários de alta vulnerabilidade e concentração de pobreza. Eles têm suas famílias cadastradas no Cadastro Pró-Social do estado de São Paulo e recebem o subsídio mensal durante o prazo de um ano, podendo ser o prazo prorrogado uma vez por igual período.

O programa Ação Jovem foi lançado em 1º de junho de 2004 pelo decreto 48.699 e alterado duas vezes pelos seguintes decretos: decreto n.º 49.367, de 10 de fevereiro de 2005 e decreto n.º 49.807, de 21 de julho de 2005. As alterações referem-se à definição de renda familiar prioritária, que passou de um salário mínimo para dois salários-mínimos; e à extensão do programa além da região metropolitana de São Paulo. No primeiro decreto os jovens deveriam estar fora da escola e ter ensino fundamental incompleto. O programa passou a atender jovens com ensino fundamental e/ou médio incompleto.

Antecipando os resultados desta avaliação, estimamos um impacto positivo e estatisticamente significativo para a aprovação escolar no ano letivo de 2004, para a frequência escolar no ano de 2005, e para o trabalho dos jovens, diminuindo o número de jovens trabalhando em função da participação no programa. Considerados estes efeitos, e considerando como único custo para o governo a concessão das bolsas-auxílio, calculamos uma taxa interna de retorno de 15,1% a.a. para o programa.

2. Metodologia para Avaliação

A avaliação econômica consiste, primeiramente, na avaliação de impacto do programa, ou seja, na determinação se o programa efetivamente atingiu seu objetivo e, neste caso, em que magnitude, e em um segundo momento, no cálculo do retorno econômico esperado ao longo do ciclo de vida dos beneficiários do programa.

A avaliação de impacto baseia-se na comparação do resultado alcançado pelo grupo de beneficiários com, na falta de um contra-factual, um grupo de controle, que seja o mais “parecido” possível com o grupo de beneficiários. Abaixo descrevemos como geramos informações sobre o grupo de beneficiários e quais foram os critérios para a escolha do grupo de controle. O cálculo do retorno econômico determina o ganho líquido esperado dos beneficiários do programa vis-à-vis o custo incorrido pelo governo. As hipóteses assumidas e os cálculos são apresentados ao longo do relatório.

A análise será apresentada para três grupos: o total de jovens; jovens que não estavam frequentando escola em 2004; e jovens que frequentavam em 2004, dado o enfoque do programa em retorno à escola. Além disso, dado o foco do programa em

famílias de baixa renda, comentamos os resultados da mesma análise restrita a famílias com até dois salários-mínimos e os resultados diferenciados por faixa etária.

Apresentamos como resultado principal as estimativas considerando apenas os jovens com ensino médio incompleto, pois consideramos que os incentivos para retorno à escola e para trabalho após a conclusão do ensino médio são muito diferentes. Além disso, o foco do programa é buscar justamente a conclusão deste nível de ensino. Estimamos o impacto do programa Ação Jovem sobre: aprovação escolar no ano de 2004, frequência escolar em 2005, e sobre trabalho em 2005 (medidos no mês de agosto).

Estimativas de um modelo *probit* são apresentadas para uma análise preliminar das variáveis explicativas utilizadas. Num segundo momento utilizamos o método de emparelhamento (*propensity score*) para medirmos o impacto do programa: avaliamos a qualidade do emparelhamento (ou pareamento) e apresentamos seu resultado para o impacto médio sobre o grupo beneficiário do programa (ou grupo tratamento).

2.1 - Emparelhamento

Para melhorar a comparabilidade entre os grupos de tratamento e controle, utilizamos o método de pareamento. A análise de impacto pretende resolver o problema de não termos o contra factual para a seguinte questão: o que teria ocorrido aos jovens que receberam bolsa caso não tivessem recebido? A estratégia, portanto, é determinar dentre os jovens do grupo de controle quais são os mais “parecidos” com os do Ação Jovem. Este processo é realizado com base em variáveis explicativas observadas, que acreditamos possam influir nos resultados escolares e no trabalho e estar correlacionadas com a participação no programa.

Sejam dois resultados potenciais (Y_0 , Y_1), onde 1 indica resultado com tratamento. Seja $D = 1$ se ocorre tratamento e $D = 0$ caso contrário. Sejam X variáveis observadas que determinam a participação no tratamento e seu resultado. Nós restringiremos nossa análise ao efeito-tratamento sobre tratados (ATT), ou seja, focamos no diferencial de resultado obtido pelos jovens que efetivamente participaram do programa.

Podemos escrever o ATT como:

$$E(Y_1 - Y_0 | X, D=1) \quad (1)$$

Como não temos o contrafactual $E(Y_0 | X, D=1)$, o problema de seleção surge quando queremos utilizar a diferença das médias amostrais observadas para estimar o efeito do tratamento:

$$E(Y_1 | X, D=1) - E(Y_0 | X, D=0) \quad (2)$$

No caso do ATT, o viés gerado equivale à diferença entre (1) e (2):

$$\begin{aligned} & [E(Y_1 | X, D=1) - E(Y_0 | X, D=0)] - [E(Y_1 - Y_0 | X, D=1)] = \\ & = E(Y_0 | X, D=1) - E(Y_0 | X, D=0) \end{aligned} \quad (3)$$

As hipóteses de identificação, ou seja, as hipóteses que garantem que a diferença em (3) é nula, são:

$$(a) \quad Y_0 \perp D | X, \text{ isto é, independência de } Y_0 \text{ em relação a } D | X$$

(b) $0 < \Pr(D=1 | X) = P(X) < 1$, isto é, existem observações tratadas e não-tratadas

Rosenbaum e Rubin (1983) mostram que, dados, (a) e (b), também vale:

(c) $Y_0 \perp D | P(X)$, o que reduz a dimensão necessária para resolver o emparelhamento.

A hipótese (a) poderia ser simplificada para a hipótese de independência de médias, $E(Y_0 | X, D=0) = E(Y_0 | X)$. Neste caso, porém, a condição (c) não segue imediatamente, precisando ser considerada uma hipótese adicional.

Se, por um lado, a hipótese de identificação pode ser forte em casos em que nem todas as variáveis relevantes são observáveis, o emparelhamento tem a vantagem de não exigir exogeneidade das variáveis explicativas (se o emparelhamento é bom, as variáveis não observadas relevantes estão igualmente distribuídas nos grupos de tratados e de controle, e seu efeito, portanto, se cancela) e não exigir restrição de exclusão (que entre as variáveis que explicam a participação no programa haja variáveis que não são correlacionadas com o resultado escolar). A hipótese de identificação depende, portanto, de não haver variáveis não-observadas que afetem os resultados dos jovens de forma diferenciada nos grupos de tratamento e controle.

O uso de $P(X)$ em vez de X é conhecido como método de *propensity score*. Estimamos as probabilidades (*propensity scores*) com um modelo *probit*, e escolhemos os jovens pareados de acordo com as probabilidades estimadas mais parecidas com as estimadas para o grupo de tratados. Utilizamos a especificação de “vizinho mais próximo” (*nearest-neighbor*) com reposição, neste caso o mesmo jovem não-tratado pode ser usado para a comparação com mais de um jovem tratado. Utiliza-se um critério de desempate no caso de as probabilidades estimadas serem iguais. Para se garantir que os jovens são realmente pareados, utilizamos um suporte comum de probabilidades, tal que apenas os jovens não-tratados com *propensity score* dentro da faixa de *propensity score* dos jovens tratados são considerados. Para cada jovem tratado, foi selecionado apenas um jovem não-tratado.

Escolhido o grupo de controle, e sendo bom o emparelhamento realizado, as médias dos resultados escolares (e de trabalho) podem ser diretamente comparadas de jovens tratados e pareado. O desvio-padrão das diferenças de médias foi calculado reestimando-se o resultado, mas apenas com a amostra pareada, por mínimos quadrados ordinários (MQO) e sem o uso de controles adicionais. Esta estimativa de MQO equivale a um teste de médias.

Apresentamos duas formas de se verificar se o emparelhamento foi bem feito. Primeiramente reestimamos o *probit* apenas com as escolas tratadas e pareadas. Se o emparelhamento foi bem feito, as variáveis explicativas não serão mais capazes de explicar diferenças entre os dois grupos. Portanto, esperamos que o poder explicativo do *probit* seja baixo. O segundo procedimento compara os histogramas das probabilidades estimadas de se participar do programa entre tratados e pareados. Esta comparação deve mostrar distribuições similares no caso de o emparelhamento ter sido bem feito. Foram estimadas densidades *kernel*¹.

¹ Densidade kernel univariada, Epanechnikov kernel, 50 pontos de estimação, largura da banda ótima.

3. Descrição dos dados

3.1. Cadastro e plano amostral

Foi utilizado o cadastro Pró-social da Secretaria de Assistência Social com os nomes de 6.740 beneficiários registrados em outubro de 2004. Os beneficiários tinham residência na região metropolitana da São Paulo. A amostra de 500 pessoas foi gerada utilizando-se um plano amostral probabilístico sistemático, com estratificação a partir das variáveis: município, sexo, idade e bairro.

Realizou-se uma pesquisa de campo². Houve uma perda de entrevistas acima do usual (6,7 contatos realizados para gerar uma entrevista vis-à-vis uma média de 2,5 contatos em pesquisas em geral), principalmente em função de endereço errado. Esta dificuldade de localização dos jovens pode influenciar nosso resultado. Se deixamos de localizar jovens que se mudaram, por exemplo, é possível que estes tenham maior probabilidade de ter abandonado a escola em função da mudança. Neste caso, o impacto médio do programa aqui estimado seria maior do que o impacto médio efetivamente ocorrido. Não temos como incorporar esta informação em nossas estimativas, mas deixamos o alerta que as estimativas que seguem são provavelmente um limite superior do impacto médio efetivo.

3.2. Definição do grupo de controle

As informações do grupo de controle são provenientes da PME – Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE, dados da região metropolitana de São Paulo. A PME acompanha os domicílios por 4 meses consecutivos, e depois de uma pausa de 8 meses, acompanha por mais 4 meses, portanto temos dois pontos no tempo de cada domicílio, podendo comparar as mudanças no ano deste grupo com o grupo do Ação Jovem.

Recolhemos informação dos beneficiários do período anterior ao recebimento da bolsa, primeiro semestre de 2004, e posterior, até agosto de 2005. Como os microdados da PME são divulgados com grande defasagem, não havia condição de gerar o grupo de controle com dados de 2004 e 2005. Decidimos, então, por definir um período de comparação com cenário macroeconômico similar. Este cenário deveria representar as condições de oferta de emprego para jovens, portanto escolhemos o período com base na taxa de desemprego. Baseados na taxa de desemprego aberto do DIEESE para a região metropolitana de São Paulo no período 2000/01 e 2004/05 e na estrutura da PME (há informação para primeiro ano par e segundo ano ímpar), escolhemos os anos de 2000 e 2001 para comparação. As rendas das PMEs foram corrigidas pelo INPC a valores de agosto de 2005. Restringiu-se o grupo de controle a jovens com idade entre 15 e 25 anos.

3.3. Análise descritiva do Ação Jovem

Abaixo são apresentados os resultados encontrados na pesquisa de campo com a amostra de jovens do programa Ação Jovem. Do total de 500 entrevistados, 7% alegou não ter participado de nenhum programa social nos últimos 12 meses (portanto desde agosto de 2004) e 3% participaram de outro programa social. A análise que se segue, portanto, refere-se à amostra de 448 jovens que declararam participar ou ter participado

² O Instituto Sensus foi contratado para realizar a pesquisa de campo, que ocorreu no período 27 de agosto a 5 de setembro de 2005.

do Ação Jovem no período de agosto de 2004 a agosto de 2005 (tabela 1). Além disto 6,7% dos jovens participava também de outros programas sociais.

Dos jovens que souberam informar a data de inscrição no programa (ou de primeiro recebimento da bolsa), 84% inscreveram-se em 2004, destes, 64% entre os meses de junho e setembro. 91% dos jovens receberam pelo menos 6 meses de bolsa, 72%, pelo menos 10 meses.

Tabela 1 – Amostra

Amostra de entrevistados	Freq.	%
Total	500	100,0%
Não participaram de programas sociais nos últimos 12 meses	35	7,0%
Participaram, mas não do Ação Jovem	17	3,4%
Ação Jovem	448	89,6%

A seguir apresentamos as estatísticas relativas a questões sócio-econômicas, situação escolar e situação de trabalho em três períodos de tempo, antes da inscrição do programa (definido na entrevista como junho de 2004), durante o programa (novembro de 2004), e em agosto de 2005.

64% dos jovens declararam-se filhos, enquanto uma significativa parcela dos jovens declarou-se principal responsável (14%) ou cônjuge (14%). Dentre os jovens, 48% são homens, 76% solteiros, e 45% declararam-se negros ou pardos. Uma parcela destes jovens já participou (18%) ou participa (10%) de cursos profissionalizantes. A idade dos jovens é condizente com os critérios do programa, a renda média em geral também é condizente com o limite de dois salários-mínimos. A maioria (65%) reside em domicílio próprio, e há predominância de construção de residências em tijolo/alvenaria (92%).

A situação escolar dos jovens em 2004 é retratada na tabela 2. Nesse ano, 21% dos alunos não freqüentaram escola, mas a maioria dos alunos cursou todo o ano letivo (60%), sendo 12% reprovados e 48% aprovados.

Tabela 2 - Situação escolar em 2004

Situação escolar em 2004	%
Não freqüentou	20,8
Evadiu durante ano letivo	16,7
Cursou todo o ano e foi Reprovado	11,6
Cursou todo o ano e foi aprovado	48,2
Não respondeu	2,7
Total	100,0

Os alunos também foram questionados se freqüentavam escola em agosto de 2005 e qual o tipo da escola freqüentada. Nesse período, 59% dos jovens freqüentavam escola e destes alunos, a maioria freqüentava escola pública estadual (35%).

Um aspecto importante da análise é averiguar os motivos pelos quais os jovens não freqüentam escola. Em 2004, o principal motivo dessa não freqüência era a não

obtenção de vagas (29%). Enquanto que no ano de 2005, o principal motivo estava relacionado ao trabalho (31%), como mostra a tabela 3.

Tabela 3 - Motivos para não freqüentar escola

Motivo não freqüenta	Jun 2004	Ago 2005
	%	%
Não conseguiu vaga	29,1	27,9
Trabalho	23,4	31,4
Afazeres domésticos	27,0	26,4
Não teve interesse	4,3	2,9
Desistiu	16,3	11,4
Total	100,0	100,0

A tabela 4 relaciona a situação escolar em 2004 com a freqüência escolar em agosto de 2005. A maioria que cursou todo o ano de 2004 retornou à escola em 2005; entre os evadidos e os que não freqüentaram, a freqüência em 2005 é menor. Dos que não freqüentavam em 2004, 45% retornaram à escola em 2005.

Tabela 4 - Freqüência escolar em 2005

Situação escolar em 2004:	Freqüenta Agosto 2005:		
	Não	Sim	Total
Não freqüentou	54,7	45,4	100,0
Evadiu durante ano letivo	71,6	28,4	100,0
Cursou todo o ano e foi reprovado	35,3	64,7	100,0
Cursou todo o ano e foi aprovado	21,2	78,8	100,0
Não sabe/ não respondeu	63,6	36,4	100,0
Total	39,2	60,8	100,0

Em relação à situação do trabalho dos jovens para os períodos de junho e novembro de 2004 e para agosto de 2005, nota-se que houve uma diminuição de trabalho no período de bolsa, e que ela torna a crescer no período seguinte. A tabela 5 abre a informação, separando a parcela de jovens que trabalhava em 2004 e a parcela de jovens que não trabalhava. Dos jovens que não trabalhavam em 2004, 27% começaram a trabalhar no ano seguinte, enquanto 30% dos que trabalhavam continuaram a fazê-lo.

Tabela 5- Trabalho em 2004 vs Trabalho em 2005

Trabalha em Ago 05:			
Trabalhava em jun2004:	Não	Sim	Total
Não	73,4	26,6	100,0
Sim	69,8	30,2	100,0
Total	72,5	27,5	100,0

A tabela 6 refere-se somente aos jovens que trabalham, e trazem informação de horas, renda, e ocupação. É interessante notar que no período de jun/04 a ago/05 ocorre um aumento relevante na participação dos jovens com carteira assinada.

Tabela 6 - Horas trabalhadas na semana e renda do trabalho

Entre os Trabalhadores				
Horas trabalhadas na semana	Obs	média	Min	Max
Jun 2004	99	38,9	3	98
Nov 2004	83	42,8	3	98
Ago 2005	114	38,3	3	84
Renda do trabalho (R\$)				
Jun 2004	101	250,0	25	600
Nov 2004	84	261,5	40	600
Ago 2005	117	280,3	40	700

3.4. Comparação Ação Jovem e PME

A tabela 7 traz a comparação entre a amostra do programa Ação Jovem e a da PME, e a tabela 8 traz a comparação de renda familiar mensal, com e sem o valor da bolsa incluído.

Tabela 7 – Tamanho de amostra

Observações	Ação Jovem	PME
Total	448	1.285

Tabela 8 – Comparação de renda (R\$)

Renda familiar	Total		Sem o valor da bolsa	
	Média	Max	Média	Max
Ação Jovem	452,7	3.000,0	393,1	2.940,0
PME	2.088,1	50.344,0	2.088,1	50.344,0

Tabela 9 – Freqüência escolar e trabalho

Freqüenta jun 2004	Ago 05:	Ação Jovem	PME
Não	Freqüenta	44,6%	6,9%
	Trabalha	29,0%	70,4%
Sim	Freqüenta	69,6%	85,4%
	Trabalha	26,9%	45,0%

A tabela 9 mostra que entre os participantes do programa Ação Jovem que não freqüentavam escola em jun/04, 45% passaram a freqüentá-la em ago/05, porcentagem bem maior que na PME. É interessante notar que apenas 29% desses jovens do Ação Jovem trabalhavam nesse mesmo período, contra 70% da PME. Uma parcela significativa dos jovens que freqüentaram escola em jun/04 continuou a freqüentar em ago/05, mas a proporção é maior para a PME.

Tabela 10 – Algumas comparações

	Ação Jovem	PME
Idade	19,6	19,6
Anos de estudo	7,0	9,8
Filho	63,8%	81,6%
Homem	47,5%	51,4%
Anos de estudo da mãe	4,2	6,9
Número de pessoas no domicílio	5,4	4,5

Na tabela 10 traz algumas comparações adicionais. O número de anos de estudo dos participantes do projeto (7 anos) é inferior à média da PME (10 anos). O número de anos de estudo da mãe também é inferior na amostra do Ação Jovem. A proporção de jovens que se declararam filhos é de 64% na amostra do programa e de 82% na amostra da PME. Há maior proporção de jovens da PME nos estratos de 11 a 12 ou mais anos de estudo (50%), enquanto para a amostra do Ação Jovem esses estratos representam apenas 7%.

4. Análise de impacto

4.1. Aprovação escolar em 2004

A aprovação escolar foi medida a partir da informação de anos de escolaridade nos anos de 2004 e 2005, portanto ela não restringe a amostra aos jovens que estavam freqüentando escola em 2004. Nossa hipótese é de que, mesmo os jovens que não estavam freqüentando em junho (mês que temos informação para ambos os grupos, tratamento e controle), eles podem ter voltado a estudar.

Estimativas do modelo *probit* simples

Estas estimativas permitem uma análise preliminar dos efeitos das outras variáveis explicativas, além da participação no programa Ação Jovem, sobre os resultados de aprovação, freqüência, e trabalho. Os erros-padrão são corrigidos para heteroscedasticidade. As variáveis explicativas escolhidas são: freqüência escolar em junho de 2004 (para a amostra total); idade, sexo, ter ou não o ensino fundamental

completo, escolaridade da mãe, condição na família (ser filho), trabalho em junho de 2004, e renda familiar. As tabelas apresentam os efeitos marginais (no caso de variáveis contínuas, idade, escolaridade da mãe, número de pessoas no domicílio, e renda familiar) ou o efeito da variação discreta de 0 (não) para 1 (sim) das variáveis *dummy* (participação do Ação Jovem, frequência escolar, ser homem, ter ensino fundamental completo, ter condição de filho na unidade familiar, estar trabalhando).

A tabela 11 apresenta os resultados da estimação do modelo probit. A tabela mostra um efeito positivo e significativo do programa, tanto entre os que freqüentavam a escola em 2004, como entre os que não freqüentavam. Como podemos estar comparando grupos ainda diferentes, este resultado será revisto em seguida com o método de emparelhamento. Podemos, no entanto, avaliar a contribuição das outras variáveis explicativas sobre a aprovação escolar. Idade apresenta um efeito negativo sobre aprovações. Como consideramos não aprovados não só os que freqüentaram, mas também os que não freqüentaram, este resultado pode ser em parte explicado pelo fato de jovens mais velhos estarem fora da escola, ou no caso de estarem freqüentando, indicaria um pior desempenho dos mais velhos. Sexo não tem efeito significativo sobre aprovação. Ter o ensino fundamental completo tem efeito positivo sobre aprovações; mas restringindo a amostra aos que não freqüentavam em junho de 2004, este efeito desaparece. A escolaridade da mãe, a condição na família de filho, o número de pessoas no domicílio, e a renda familiar não têm efeito significativo. O trabalho piora a probabilidade de aprovação, mas não é relevante no caso dos que não estavam freqüentando a escola em junho de 2004.

Tabela 11 – Probit para aprovação escolar em 2004

Ensino médio incompleto	total	Não freqüenta em 2004	Freqüenta em 2004
Ação Jovem	0,171	0,112	0,131
	<i>0,066</i>	<i>0,058</i>	<i>0,066</i>
	[0,011]	[0,063]	[0,051]
Freqüenta em junho 2004	0,472	-	-
	<i>0,041</i>	-	-
Idade	-0,046	-0,031	-0,032
	<i>0,010</i>	<i>0,008</i>	<i>0,010</i>
Homem	0,062	0,060	0,042
	<i>0,047</i>	<i>0,041</i>	<i>0,046</i>
Fundamental completo	0,250	0,087	0,264
	<i>0,048</i>	<i>0,052</i>	<i>0,054</i>
Escolaridade da mãe	-0,001	-0,002	0,000
	<i>0,007</i>	<i>0,007</i>	<i>0,007</i>
É filho ?	0,029	-0,021	0,051
	<i>0,066</i>	<i>0,054</i>	<i>0,073</i>
Número de pessoas no domicílio	-0,011	-0,008	-0,009
	<i>0,010</i>	<i>0,011</i>	<i>0,010</i>
Trabalha?	-0,129	-0,020	-0,157
	<i>0,052</i>	<i>0,044</i>	<i>0,057</i>
In (renda familiar)	-0,033	0,028	-0,056
	<i>0,032</i>	<i>0,029</i>	<i>0,032</i>
Número de observações	669	194	475
pseudo-R²	0,275	0,144	0,093

Nota: os erros-padrão estão em itálico; entre colchetes, o p-valor.

Estimativas do modelo Emparelhamento

A exigência de suporte de probabilidade comum deixa um número significativo de observações de fora da análise (tabela 12), indicando a grande diferença de características entre o grupo de tratados e de não-tratados. A comparação das estimativas da probabilidade de participação antes e depois do emparelhamento mostra que o poder explicativo, como esperado, cai bastante após o emparelhamento (tabela 13). No caso da amostra total, porém, o poder explicativo (representado pelo chi 2) ainda é significativo a 7%. A comparação das distribuições das probabilidades estimadas de participação no programa, para grupo de tratamento e grupo pareado, também confirmam a qualidade do emparelhamento (gráfico 1).

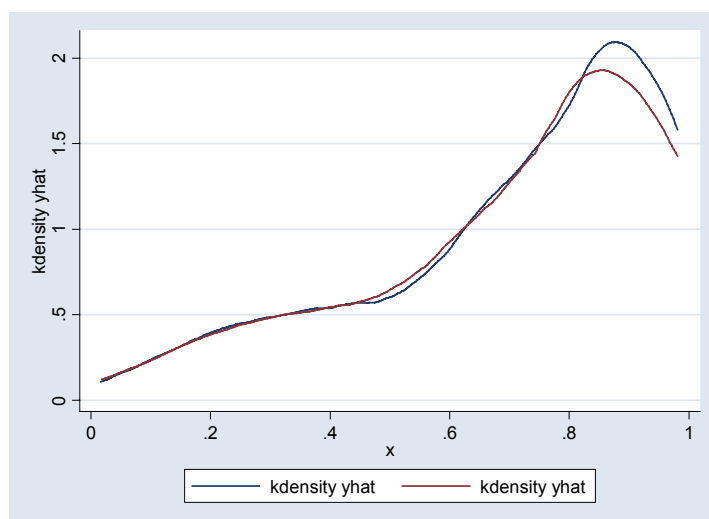
Tabela 12 - Suporte de probabilidade: número de observações

	Total	Não freqüenta em 2004	Freqüenta em 2004
Total	669	194	475
Fora do suporte	186	92	178
No suporte	483	102	297
Não tratado	242	47	161
Tratado	241	55	136

Tabela 13 - Resultado do *probit* para participação após o Emparelhamento

		total	Não freqüenta em 2004	Freqüenta em 2004
Antes do emparelhamento	Chi 2	500,74	140,31	394,57
	p-valor	0,00	0,00	0,00
Depois do emparelhamento	Chi 2	15,98	3,00	5,89
	p-valor	0,07	0,93	0,66

Gráfico 1 - Distribuição das probabilidades estimadas de participação no Ação Jovem



Nota. tratados vs pareados, ambos no suporte comum de probabilidade.

A tabela 14 mostra que o impacto do ação jovem estimado pelo método de emparelhamento é positivo e significativo para as três amostras. Para a amostra total, o programa Ação Jovem aumentou, em média, a probabilidade de aprovação escolar no ano de implementação do programa em 13,7 pontos percentuais. O maior impacto estimado foi para o grupo que já freqüentava a escola em junho deste ano, mas o impacto também é significativo para o grupo que não estava freqüentando neste momento.

Tabela 14 – Impacto do Ação Jovem sobre a Aprovação - Emparelhamento

	Total	Não freqüenta em 2004	Freqüenta em 2004
Ação Jovem	0,137	0,145	0,272
Desvio-padrão	0,056	0,057	0,069
p-valor	0,015	0,013	0,000
Número de observações	317	78	185

4.2. Freqüência escolar em 2005

A freqüência escolar refere-se ao período de agosto de 2005. Consideram-se apenas cursos do ensino regular (e não cursos profissionalizantes fora do ensino regular).

Estimativas do modelo *probit simples*

São usadas as mesmas variáveis explicativas que para aprovação escolar. Os resultados da tabela 15 mostram que a freqüência escolar em 2004 afeta positivamente a freqüência escolar em 2005; a idade afeta negativamente; ensino fundamental completo e ser filho só importam positivamente na amostra total. Escolaridade da mãe, número de pessoas no domicílio, renda familiar e sexo não importam para a freqüência escolar. O trabalho em 2004 afeta negativamente a freqüência escolar em 2005.

Tabela 15 – Determinantes da frequência escolar em 2005 - Probit

Ensino médio incompleto	Total	Não freqüenta em 2004	Freqüenta em 2004
Ação Jovem	-0,011	0,242	-0,111
	-0,053	0,090	0,048
	[0,84]	[0,01]	[0,017]
Freqüenta em junho 2004	0,361	-	-
	0,046	-	-
Idade	-0,028	-0,043	-0,002
	0,007	0,014	0,006
Homem	0,019	0,006	0,036
	0,039	0,077	0,032
Fundamental completo	0,140	0,068	0,101
	0,041	0,080	0,038
Escolaridade da mãe	0,008	0,009	0,004
	0,006	0,013	0,005
É filho ?	0,106	0,053	0,111
	0,054	0,084	0,056
Número de pessoas no domicílio	0,003	0,002	0,003
	0,009	0,018	0,006
Trabalha?	-0,141	-0,078	-0,109
	0,045	0,076	0,045
ln (renda familiar)	-0,021	-0,067	0,007
	0,027	0,049	0,023
Número de observações	686	200	486
pseudo R ²	0,261	0,146	0,165

Estimativas do modelo de Emparelhamento

A qualidade do emparelhamento é semelhante ao caso da aprovação escolar, pois nos dois casos estamos estimando a participação no programa para gerar o *propensity score*. A pequena diferença é devida apenas ao fato de haver diferença no número de observações com informação de aprovação escolar e de frequência escolar (ver tabelas 16 e 17).

Tabela 16 - Suporte de probabilidade: número de observações

	Total	Não freqüenta em 2004	Freqüenta em 2004
Total	686	200	486
Fora suporte	191	91	182
No suporte	495	109	304
Não tratado	248	50	166
Tratado	247	59	138

Tabela 17- Resultado do *probit* para participação

		Total	Não freqüenta em 2004	Freqüenta em 2004
Antes do emparelhamento	Chi 2	505,43	140,69	400,81
	p-valor	0,00	0,00	0,00
Depois do emparelhamento	Chi 2	19,08	10,40	4,09
	p-valor	0,02	0,24	0,85

Os resultados da tabela 18 mostram que impacto sobre freqüência escolar é positivo e estatisticamente significativo sobre a amostra total. Condicionando em freqüência escolar passada, o efeito é significativo e de maior magnitude no caso dos que não freqüentavam, e não é estatisticamente significativo no caso dos que já freqüentavam. Este resultado é importante, pois mostra que o maior efeito ocorreu justamente para o grupo de interesse, ou seja, o que estava fora do ensino.

Tabela 18 – Impacto do Ação Jovem sobre Freqüência Escolar - Emparelhamento

	Total	Não freqüenta em 2004	Freqüenta em 2004
Ação Jovem	0,138	0,305	-0,072
Desvio-padrão	0,053	0,100	0,057
p-valor	[0,01]	[0,003]	[0,203]
Número de observações	330	83	185

4.3. Trabalho em 2005

Por último estimamos se o recebimento da bolsa teve algum efeito sobre o trabalho. Deixar de trabalhar pode ser visto como um efeito positivo, caso isto permita um aumento da freqüência escolar. Como os jovens recebem bolsa, a perda em termos de salário é parcialmente compensada.

Encontramos efeito negativo e estatisticamente significativo sobre o trabalho, isto é, diminui o trabalho para os jovens que participam do programa Ação Jovem. Este efeito não é significativo no caso dos jovens que não freqüentavam escola em 2004, como mostra a tabela 19.

Tabela 19 - Impacto do Ação Jovem sobre o Trabalho -Emparelhamento

	Total	Não freqüenta em 2004	Freqüenta em 2004
Ação Jovem	-0,215	-0,033	-0,157
Desvio-padrão	0,052	0,104	0,065
p-valor	[0,000]	[0,749]	[0,016]

4.4. Estimativas adicionais

A. Restrição de renda

Os mesmos resultados foram estimados considerando-se apenas famílias com até dois salários-mínimos (R\$600). Para aprovação escolar o grau de significância diminuiu, mas o impacto continua positivo, 0,116. O impacto sobre freqüência escolar surpreende, pois deixa de ser significativo para as subamostras condicionais em freqüência e não freqüência anterior. Para a amostra total, o impacto sobre freqüência escolar ainda, de 0,106, é fracamente significativo a 10% .

Estes resultados indicam que apesar de o programa ter como foco principal jovens de famílias mais pobres, os jovens com melhor condição financeira os que mais se beneficiaram.

B. Análise de impacto com interações por faixa etária

Foram realizadas as mesmas estimativas de impacto, incluindo-se uma interação entre o efeito tratamento e as faixas etárias definidas, de 15 a 17 anos e de 18 a 25 anos. As estimativas por faixa etária indicam impacto maior para mais velhos em relação aos indicadores escolares; e impacto igual em relação a trabalho.

5. Retorno econômico

O cálculo do retorno econômico foi feito para a amostra total, com ensino incompleto, e para a amostra que não freqüentava a escola em 2004. Consideramos duas hipóteses, uma conservadora, em que o efeito do programa ocorreu apenas durante o recebimento da bolsa-auxílio, e outra hipótese, de que o efeito do programa foi mais duradouro. No caso conservador, levou-se em conta os três impactos acima estimados: a aprovação em 2004, aumentando um ano de escolaridade, a freqüência em 2005, proporcionando a possibilidade de aprovação neste ano escolar, e o impacto sobre trabalho, que gera um custo de oportunidade durante o ano de recebimento da bolsa. Na segunda hipótese, considerou-se que o impacto sobre freqüência escolar será mais permanente, e aplicou-se o fluxo escolar esperado dos jovens do Ação Jovem (taxas de aprovação, evasão e repetência) aos jovens que passaram a freqüentar escola no ano de 2005, considerando-se também uma entrada mais tardia no trabalho.

Já está sedimentada na literatura a relação positiva entre anos de estudo e renda salarial. O aumento de anos de estudo, portanto, é transformado em aumento de renda.

A receita líquida ao longo do ciclo de vida dos beneficiários (supondo aposentadoria aos 65 anos de idade) é fruto dos três efeitos acima. Além disso, descontamos do custo de oportunidade de se trabalhar o valor da bolsa-auxílio. A bolsa-auxílio é um custo para o governo (ou sociedade) e um ganho para os jovens, portanto no cômputo geral de benefícios e custos o valor das bolsas se cancela.

5.1. Estimativas de renda

Para calcular o fluxo de benefícios em termos de ganho salarial utilizamos os dados da PNAD de 2003 para a região metropolitana de São Paulo. Consideramos a renda do trabalho positiva por idade e por anos de escolaridade. Como não havia número de observações suficiente em todos os grupos, definidos por escolaridade e idade, estimamos a renda considerando uma equação de Mincer considerando que o retorno educacional varia com o nível educacional e que a experiência, medida pela idade, tem efeito positivo e decrescente, como segue:

$$\log(\text{renda}) = a + \sum b_i \cdot (\text{anos de estudo})_i + c_1 \cdot \text{idade} + c_2 \cdot (\text{idade}^2) + u$$

onde $i = 1, 2, 3, 4$

Os anos de estudo estão definidos como:

- até ensino primário completo ($i = 1$)
 - o 0: sem escolaridade
 - o 1 a 4: anos completos de estudo nos 4 primeiros anos do ensino fundamental
- 2ª fase do ensino fundamental ($i = 2$)
 - o 0: nenhum ano completo a partir da 5ª série, inclusive
 - o 1 a 4: anos completos de estudo a partir da 5ª série (1 se 5ª série completa, 4 se 8ª série completa)
- ensino médio ($i = 3$)
 - o 0: nenhum ano completo do ensino médio
 - o 1 a 3: anos completos no ensino médio
- ensino superior ou mais ($i = 4$)
 - o 0: nenhum ano completo no ensino superior
 - o 1 a 4: anos completos no ensino superior
 - o 5: 5º ou mais anos do ensino superior ou pós-graduação

Tabela 20 - Regressão de mínimos quadrados ordinários:

log(renda)	coeficiente	erro-padrão	t	p-valor
Primário	0,047	0,010	4,760	0,000
Secundário	0,070	0,007	9,600	0,000
Ensino Médio	0,112	0,008	14,790	0,000
Ensino Superior	0,207	0,006	36,040	0,000
Idade	0,085	0,004	21,000	0,000
(idade) ²	-0,001	0,000	-15,580	0,000
Constante	3,927	0,077	50,870	0,000

Nota: número de observações = 8.921; $R^2 = 0,399$.

A estimativa (tabela 20) confirma que os retornos variam entre os níveis de ensino e são crescentes, aumentando bastante no ensino superior.

5.2. Aprovação escolar

O efeito do programa sobre a taxa de aprovação em 2004 vale tanto para a hipótese 1, conservadora, como para a hipótese 2. A tabela 21 mostra a distribuição dos jovens da amostra do Ação Jovem com ensino médio incompleto. Como o impacto estimado do Ação Jovem foi de 0,137, podemos calcular a variação em relação à distribuição acima, supondo que 13,7% dos jovens em cada grupo definido por idade e educação serão aprovados em função do Ação Jovem. Para esta nova distribuição é calculado o valor presente do fluxo de ganho de salário (em função de um ano adicional de educação). O cálculo é realizado para cada subgrupo de idade e anos de estudo.

Tabela 21 – Distribuição de jovens entre idade e anos de estudo

Anos completos de estudo em 2004												
Idade	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Total
15	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0	3
16	7	0	1	2	3	7	4	10	5	1	0	40
17	0	0	1	2	4	12	10	18	9	10	1	67
18	1	0	0	3	6	6	9	7	13	11	0	56
19	2	0	0	1	7	6	7	10	13	13	3	62
20	2	0	1	2	1	4	8	10	9	7	1	45
21	1	0	0	3	3	2	6	7	9	2	2	35
22	3	1	0	0	0	3	8	8	3	8	1	35
23	7	0	0	1	1	4	5	3	6	4	2	33
24	6	0	0	0	4	5	1	5	2	1	1	25
25	0	0	0	1	4	2	2	1	3	0	1	14
Total	29	1	3	15	33	51	61	80	73	57	12	415

5.3. Frequência escolar

Hipótese 1: ganho adicional de anos de estudo ocorre apenas durante o período de recebimento da bolsa

Para o cálculo do ganho salarial relativo à frequência escolar em agosto de 2005 acrescentamos um passo em relação à conta anterior. Para calcular quantos seriam aprovados, após a frequência, utilizamos a taxa de aprovação média por série dos jovens participantes do Ação Jovem.

Nossas estimativas indicam que 13,8% dos jovens passaram a frequentar a escola. Este percentual é aplicado sobre a distribuição já corrigida pela maior aprovação em 2004. E sobre a nova distribuição, consideramos a probabilidade média de aprovação para gerar o efeito final da maior frequência, que é ser aprovado no final do ano.

Hipótese 2: ganho adicional de anos de estudo calculado de acordo com o fluxo escolar esperado dos jovens participantes do programa

O fluxo escolar esperado dos jovens do programa foi calculado com base nas taxas de transição escolar (aprovação, reprovação, evasão) apresentadas no período estudado pelos jovens do programa, como mostra a tabela 22. Não há jovens do Ação Jovem no ensino superior, portanto usamos as probabilidades de frequência dos jovens da PME em faixa de renda similar (25% dos jovens que concluem o ensino médio entram no ensino superior).

Tabela 22 – Taxas de transição escolar do Ação Jovem

Séries:	Abandono	Reprovação	Aprovação
1	0,067	0,467	0,467
2	0,089	0,378	0,533
3	0,111	0,289	0,600
4	0,111	0,289	0,600
5	0,261	0,156	0,583
6	0,259	0,155	0,586
7	0,190	0,158	0,651
8	0,122	0,158	0,720
1º médio	0,089	0,209	0,702
2º médio	0,083	0,088	0,829
3º médio	0,077	0,123	0,800

5.4. Trabalho

A perda de renda em função do impacto do programa sobre a porcentagem de jovens que trabalham foi calculada para o período de 12 meses. Há ainda a se considerar 12 meses de bolsa-auxílio no valor mensal de R\$60 para todos os participantes do programa. Considera-se a receita da bolsa-auxílio para toda a população e o custo de oportunidade apenas para o percentual que sofreu impacto sobre emprego, de 21,5% do total. Por outro lado, a bolsa-auxílio é um custo da Secretaria de Educação, e portanto no cômputo geral do fluxo de custos e benefícios do programa, o valor das bolsas se cancela.

Na hipótese 2, há um custo de oportunidade adicional, pelos anos em que os jovens continuam estudando (dada a hipótese de que neste período eles não trabalham).

5.5. Custos

Não há informação de custos administrativos além do pagamento da bolsa, portanto os resultados apresentados são um limite superior do resultado do programa. Ou seja, os custos administrativos da Secretaria não podem ultrapassar o valor presente calculado para o programa, pois neste caso estaria apresentando prejuízo.

5.6. Retorno econômico

A tabela 23 apresenta as receitas obtidas em função dos impactos acima especificados. O programa Ação Jovem apresenta uma taxa interna de retorno de 15,1%a.a. (13,3% se consideramos apenas o efeito de curto prazo, hipótese 1). O valor presente é de R\$17,4 milhões (consideramos uma taxa de desconto de 5%aa), lembrando que aí não estão incluídos os custos administrativos do projeto, e que estamos considerando a totalidade de jovens do cadastro (independentemente da dificuldade de localização de parte dos jovens para entrevista). O ganho médio por jovem é de R\$22mil.

Tabela 23 – Retorno econômico do programa Ação Jovem

Retorno econômico	Período 04/05	Após 2005	total
Receita da aprovação em 2004	6,62		
Receita da frequência escolar em 2005	4,88		
Receita do trabalho 2005	(3,93)		
Receita de frequência esperada após 2005		13,51	
Receita trabalho esperada após 2005		(3,69)	
Receita total	7,57	9,82	17,39
Recebimento das bolsas por 12 meses	4,03		4,03
Custo das bolsas	(4,03)		(4,03)
Receita líquida	7,57		17,39
VP benefício / VP custo	2,88		5,31
TIR (ao ano)	13,32%		15,13%
Número de jovens impactados no longo prazo=			773
Receita média por jovem = r\$			22.491

R\$ Milhões

Como o programa tinha como objetivo o retorno à escola, e vimos que efetivamente o impacto sobre frequência escolar foi maior para o grupo que não estava frequentando escola em 2004, calculamos também o retorno considerando o impacto estimado para este grupo específico. Neste caso, como consequência do maior impacto sobre aprovação e frequência, e nenhum impacto sobre trabalho no ano de recebimento da bolsa, o retorno econômico, como mostra a tabela 24, é maior.

Tabela 24 – Retorno econômico – Jovens que não freqüentavam escola em 2004

Total	Período 04/05	Após 2005	total
Receita líquida da aprovação 2004	7,01		
Receita líquida da freqüência 2005	10,79		
Receita trabalho 2005	-		
Receita líquida de freqüência esperada após 2005		29,86	
Receita trabalho esperada após 2005		(7,76)	
Receita	17,80	22,09	39,90
Recebimento das bolsas por 12 meses	4,03		4,03
Custo das bolsas	(4,03)		(4,03)
Receita líquida	17,80		39,90
VP benefício / VP custo	5,41		10,89
TIR ao ano	-		26,26%

6. Conclusões

Este trabalho avaliou economicamente o programa Ação Jovem, um programa de transferência de renda condicionado à freqüência escolar, implementado pelo governo de Estado de São Paulo a partir de 2004. Através de métodos de emparelhamento, comparamos uma amostra de jovens beneficiários do programa com um grupo de controle, construído a partir dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego. Os resultados indicam que os recipientes da bolsa tiveram em média uma maior aprovação escolar e uma maior freqüência escolar (em 14%) do que o grupo de controle, sendo este resultado de freqüência mais alto para os que estavam fora da escola. Além disto, o programa reduziu a porcentagem de jovens trabalhando em 22%, principalmente entre os jovens que já estavam na escola. O retorno econômico do programa, abstraindo-se os seus custos administrativos, foi de 13% a 15% ao ano, dependendo das hipóteses utilizadas.

7. Referências

Angrist, J., Krueger, A., Empirical strategies in Labor Economics. In: Handbook of Labor Economics, 1999.

Dehejia, R., Wahba, S. Causal effects in non-experimental studies: re-evaluating the evaluation of training programs. NBER Working Paper 6586. 1998.

Fernandes, R. Menezes-Filho, N. Zylberstajn, H. (2000) Avaliando o PLANFOR: o programa do sindicato dos metalúrgicos de São Paulo (manuscrito)

Filmer, D. e Pritchett, L. (1999) The effect of household wealth on educational attainment: demographic and health survey evidence. World Bank Policy Research Working Paper n. 1980

Heckman, J., Navarro-Lozano. S. Using *matching*, instrumental variables and control functions to estimate economic choice models NBER Working Paper 9497. Fev 2003.

Lam, D. e Levison, D. Idade , experiência, escolaridade e diferenciais de renda: EUA e Brasil. PPE vol. 20 n. 2

Langoni, C. G. (1973) Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil. RJ: Expressão e Cultura

Rosenbaum, P., Rubin. D. The central role of the *propensity score* in observational studies for causal effects, *Biometrika* 70:1. 1983.

Wooldridge, J. (2002) *Econometric Analysis of cross section and panel data* The MIT Press.

Paes de Barros, R. Ramos, L. A note on temporal evolution of the relationship between wages and education among Brazilian prime-age males – 1976/89 in *Estudos Sociais e do Trabalho* vol.1, org. Mendonça, R. Urani, A., IPEA 1994.