

ANÁLISE DE IMPACTO DO FIES SOBRE O SALÁRIO DO TRABALHADOR FORMAL

Wilsimara M. Rocha¹
Philipp Ehrl²
Leonardo M. Monasterio³

Resumo

Este trabalho analisa o impacto do Programa de Financiamento Estudantil (Fies) sobre o salário do trabalhador formal utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e do Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE). Com a técnica do *Propensity Score Matching* (PSM) comparam-se dois grupos: pessoas que foram beneficiadas pelo Fies e formam o grupo tratado e pessoas que não foram beneficiadas pelo Fies, mas são muito parecidas com aquelas pessoas. A probabilidade de usar o Fies depende principalmente da idade, da cor, da região e do setor onde o indivíduo trabalha. Após o pareamento, os dados mostram que o efeito médio do tratamento sobre os tratados é positivo, indicando que o salário mensal de quem se formou com o Fies é aproximadamente 20% maior que o salário de quem não concluiu o ensino superior. Não encontramos diferenças significativas entre pessoas com ensino superior que se formaram com e sem o Fies.

Palavras-chave: Financiamento estudantil, salário, *Propensity Score Matching*, avaliação de políticas públicas, retorno de capital humano

JEL: I22, H81, J31

¹ Economista da Assessoria Econômica do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão

² Professor da Universidade Católica de Brasília, autor para contato.

³ Professor da Universidade Católica de Brasília e Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do IPEA

Abstract

This paper analyses the impact of the main Student Loan Program of the Federal Government in Brazil (Fies) on the worker's formal wage. The data bases used came from the Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) and from the Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE). The Propensity Score Matching is the technic used to compare two groups: people that were benefited by Fies, they form the treatment group and people that were not benefited by the Program, but they are very similar to those that were, they form the control group. The likelihood to use Fies depends mainly on age, race, region and on the economic activity sector where the individual works. After the matching, we saw the average treatment on treated (ATT) is positive, indicating that the students who used Fies to graduate have increased their monthly wage in 20%, in relation to those that did not reach high education. We did not find significative differences between people with high education graduated with and without Fies.

Key words: student loan, wage, Propensity Score Matching, evaluation of public policies, return on human capital.

JEL: I22, H24, H81, J31

Introdução

O Fies contribui para aumentar o salário do trabalhador que utilizou esse benefício para custear sua formação? Apesar de o Fies ter sido o principal programa de acesso ao nível superior privado da história brasileira, não há estudos que avaliam o seu impacto ao nível das remunerações individuais. Assim, busca-se suprir essa lacuna e estimar o impacto do programa sobre o salário do trabalhador formal entre 2003 e 2013.

Para responder a esse questionamento, contou-se com bases de dados de larga escala com acesso restrito: a Relação Anual de Informações Sociais – RAIS⁴ do Ministério do Trabalho e Emprego de 2003 e 2013 e os registros dos que utilizaram o Fies entre 2004 e 2012, fornecidos pelo Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação – FNDE. A abrangência da RAIS, com mais de 75 milhões de vínculos empregatícios em 2013, permite que se tenha uma visão razoavelmente precisa dos destinos dos trabalhadores que recorreram ao Fies.

A avaliação dos efeitos dos Fies é mais complexa do que pode parecer à primeira vista e uma simples comparação dos salários dos beneficiados antes e depois de terem cursado o nível superior seria inapropriada. Afinal, não se sabe se tais trabalhadores teriam tido incrementos salariais se o Fies não tivesse existido. Além disso, não se deve comparar a sua trajetória com a dos não beneficiados, pois podem existir características distintas entre os beneficiados e não-beneficiados. Para superar essas dificuldades, recorreu-se à técnica do *Propensity Score Matching* (PSM) proposta por Rosenbaum e Rubin (1983) e à do PSM combinada com o método de *diff-in-diff*. A intuição desses métodos se centra na criação de um grupo de controle composto por indivíduos estatisticamente semelhantes aos do grupo de tratamento, mas que não foram tratados. No caso presente, o tratamento é o recebimento do Fies no período analisado.

Nossos resultados mostram que o Fies gerou um aumento de 23% (ou R\$307 em Reais de 2003) no salário mensal, se considerarmos pessoas com todos os níveis de escolaridade e de 20% (R\$281), se a referência for somente indivíduos com nível médio completo e nível superior incompleto em 2003.

As peculiaridades do mercado de crédito educacional limitam o acesso à educação superior e justificam a adoção de políticas públicas de financiamento. Em primeiro lugar, a falta de colateral eleva o risco de inadimplência. Além disso, segundo Chapman (2006), o investimento em educação é arriscado por outros motivos: (i) os estudantes matriculados não conhecem completamente a sua capacidade; (ii) eles não estão cientes da probabilidade de sucesso em sua área de estudo; (iii) existe incerteza quanto ao valor futuro do investimento, ou seja, o que parecia um bom investimento no início, pode não o ser ao final do curso; (iv) principalmente estudantes desfavorecidos socialmente podem não ter informação sobre os resultados possíveis da conclusão do nível superior. Frente a esses motivos, é provável que os estudantes avessos ao risco sejam relutantes em buscar no mercado financeiro privado empréstimos/créditos educacionais e, ao mesmo tempo, os bancos privados considerem esses riscos e restrinjam o crédito para tal objetivo.

⁴ A RAIS é um registro administrativo, de periodicidade anual, criado com a finalidade de suprir as necessidades de controle, de estatísticas e de informações às entidades governamentais da área social. A RAIS foi instituída pelo Decreto Nº. 76.900 de 23 de dezembro de 1975.

Este artigo está dividido em cinco seções, além dessa introdução. A primeira seção traz uma breve descrição da política pública de financiamento estudantil por meio do Fies e a evolução do número de contratos subsidiados pelo Governo Federal entre 1999 e 2014. A seção dois mostra a metodologia usada para avaliação desse programa de financiamento estudantil e apresenta o *Propensity Score Matching* como ferramenta que pode ser usada com esse propósito. A base de dados que dá suporte empírico a este trabalho e a estatística descritiva são comentadas na terceira seção e a quarta discorre sobre os resultados. Por fim, a seção cinco traz as conclusões.

1. Fundo de Financiamento Estudantil (Fies)

No Brasil, apesar de a população com nível superior completo ter dobrado em uma década, os dados dos Censos 2000 e 2010 (IBGE) mostram que ela ainda é uma minoria. Em 2000, apenas 3,4% da população havia concluído o nível superior e em 2010 foram 6,5%. De uma população de mais de 190 milhões de habitantes em 2010, mais de 20%, isto é 39,6 milhões, tiveram acesso ao ensino superior e desse montante, 12,4 milhões (31,4%) haviam completado cursos de graduação.

O Fundo de Financiamento Estudantil (Fies) é um fundo do Governo Federal, criado em 1999 para substituir o Programa de Crédito Educativo (PCE/CREDUC) e regulamentado em 2001, conforme a Lei nº 10.260, de 12 de julho. O objetivo do Fies é financiar estudantes regularmente matriculados em cursos superiores presenciais e não gratuitos, com avaliação positiva pelo Ministério da Educação (MEC), e que não possuem condições de arcar integralmente com os custos de sua formação.⁵

Os critérios de elegibilidade ao Fies já foram modificados várias vezes desde a criação do programa. A Portaria MEC nº 2.729 de 8 de agosto, de 2005 previa que o aluno que tivesse cursado o ensino médio completo em escola da rede pública ou em instituições privadas na condição de bolsista integral e possuisse renda mensal familiar per capita de até 3 salários mínimos seria elegível ao Fies. Contudo, a partir de 2010 passou a ser exigida a participação do estudante do ensino médio no Exame Nacional do Ensino Médio (Enem), exceção dada aos solicitantes na condição de professor da rede pública de ensino, no efetivo exercício do magistério da educação básica, regularmente matriculado em cursos de licenciatura, normal superior ou Pedagogia (BRASIL, Portaria Normativa MEC nº12 de 6 de junho de 2011).⁶

Em suma, o público-alvo do Fies entre 2004 e 2012, que é o período considerado para este trabalho, é formado por estudantes (i) que ainda não possuem diploma do ensino superior; (ii) a partir de 2010, que tenham feito o Enem com nota final de pelo menos 450

⁵ A gestão do Fies cabe ao MEC, na qualidade de formulador da política de oferta de financiamento e de supervisor da execução das operações do Fundo e ao Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE), na qualidade de agente operador e de administrador dos ativos e passivos, conforme regulamento e normas baixadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Ressalte-se que de 1999 até 2009, a Caixa Econômica Federal desempenhava o papel de agente operador do Fies.

⁶ O critério renda foi modificado novamente em 2012, por meio da Portaria Normativa MEC nº7, de 10 de abril, e assim passou a ser elegível o candidato que tivesse renda familiar mensal bruta de até 20 salários mínimos.

pontos e nota diferente de zero na redação, (iii) que tenham renda familiar mensal bruta per capita de até 3,0 salários mínimos.

Os dados do MEC mostram que o número de contratos fechados pelo Fies saltou de dezenas de milhares, na primeira década de sua execução (1999 a 2010), para centenas de milhares, a partir da segunda década (2011 a 2014). Entre 2000 e 2010, houve um incremento de 116% no número de contratos, que passaram de 35 mil para 76 mil respectivamente. A partir de 2010, o crescimento foi ainda mais rápido e em apenas 3 anos, chegou-se a 560 mil contratos.

De acordo com o Censo da Educação Superior 2013 (INEP), o Brasil tinha cerca de 4,4 milhões de estudantes matriculados na graduação em instituições privadas. Dados do FNDE mostram que naquele ano foram formalizados 559,9 mil novos contratos do Fies. Isso significa que o número de estudantes com as mensalidades financiadas pelo programa representava 12,8% do total das matrículas, em 2013.

2. Metodologia

A questão central na avaliação dos efeitos de um programa é: o que teria acontecido ao indivíduo que recebeu o tratamento, se ele não o tivesse recebido? Então, se quisermos apontar causas, o mais correto seria que pudéssemos comparar o mesmo indivíduo utilizando o Fies e ele próprio sem ter utilizado. Como isso não é possível, o pesquisador tem que comparar indivíduos distintos, sendo que uns utilizaram o programa e outros, não. Isso introduz viés de seleção, pois não leva em conta outras características observadas e não observadas dos indivíduos (Oliveira *et al.*, 2015). Assim, o modelo de regressão de mínimos quadrados aplicado na equação de Mincer (1974) não levaria ao real impacto do programa.

Para tentar superar esses problemas, optou-se por utilizar o método *Propensity Score Matching*, proposto por Rosenbaum e Rubin (1983). Este método busca encontrar um contrafactual, ou seja, um grupo de indivíduos não-tratados que sejam estatisticamente similares aos indivíduos tratados, isto é, aquelas pessoas que receberam o Fies.

Por causa do viés de seleção, em geral, o resultado esperado sem tratamento, representado por $E(Y^S)$, não é o mesmo para os indivíduos tratados ($T=1$) e não tratados ($T=0$), ou seja, $E(Y^S | T = 1) \neq E(Y^S | T = 0)$. Porém, Rubin (1977) estabelece que os dois lados da equação são iguais quando há independência condicional. Para que a suposição de independência condicional seja válida, a participação e o resultado devem ser estatisticamente independentes do status de tratamento para indivíduos com as mesmas características X . Rosenbaum e Rubin (1983) mostram que uma só estatística, o *Propensity Score* $P(X)$, pode resolver o problema da multidimensionalidade do pareamento, o qual não precisa ser feito com base naquelas características X uma a uma. O *Propensity Score* é definido como a probabilidade de um indivíduo receber benefício, dadas as suas características observáveis, isto é, $P(X) = Pr(T = 1 | X)$. Dada a independência condicional, segue que $E(Y^S | T = 1, P(X)) = E(Y^S | T = 0, P(X))$ e o efeito médio do tratamento nos tratados (*Average Treatment Effect on the Treated (ATT)*) é estimado por

$$E(\tau) = E(Y^C | T = 1, P(X)) - E(Y^S | T = 0, P(X)) \quad (1)$$

Portanto, para a aplicação do PSM estima-se na primeira etapa um modelo de regressão logística, ou Logit⁷, que permite estabelecer uma relação entre uma variável de resultado binário e um grupo de variáveis preditoras. A Logit mostra a probabilidade de o indivíduo fazer parte do grupo tratado. No caso presente, a variável binária de tratamento (D_FIES) recebe valor 1, se o trabalhador na RAIS 2003 recebeu o financiamento estudantil, para concluir o seu nível superior, e valor 0, caso contrário. As características observáveis utilizadas na Logit são: idade, idade ao quadrado, experiência de trabalho, experiência ao quadrado, a interação da idade com a experiência, e *dummies* para sexo, raça, escolaridade, região, setor de atividade econômica (CNAE95) e - mais importante - por grupos do salário. Ressalte-se que todas as variáveis independentes do modelo se referem ao ano de 2003. Ou seja, o modelo implementa a ideia de equilibrar as características entre tratados e não-tratados antes da seleção para o tratamento.

A extensão deste estudo foi limitada pela disponibilidade de dados: 2003 é o primeiro painel de dados da RAIS obtido junto ao MTE, sendo 2013, o último disponível até o início dessa pesquisa. A intenção é analisar o salário do trabalho em um intervalo de 10 anos, captando nesse intervalo a interferência do Fies. Dado isto, a aplicação do *Propensity Score Matching* compara o grupo tratado, ou seja, trabalhadores formais que foram beneficiados pelo Fies entre 2004 e 2012 com o grupo controle, os não beneficiados pelo Fies, mas são estatisticamente parecidos com os primeiros. Neste trabalho utilizam-se três grupos de controle diferentes, como será explicado em breve.

Dentro do grupo de controle, calcula-se por meio de um algoritmo quais serão os indivíduos a serem comparados para a identificação do efeito de tratamento, segundo equação (1). Foi escolhido o algoritmo *nearest neighbour*, o qual seleciona para cada indivíduo do grupo tratado (com Fies), um indivíduo dentro do grupo controle (sem Fies) com o *Propensity Score* mais próximo. A dimensão do banco de dados impediu que fossem utilizados algoritmos alternativos que exigem maiores recursos computacionais. Um teste t verifica se são significativas as diferenças das médias das covariadas para os grupos de controle e tratamento, antes e depois do pareamento. A hipótese nula para este teste é que a diferença entre as médias das covariadas entre o grupo de tratamento e controle é igual a zero. O PSM exige que as distribuições de todas as características sejam equilibradas e se espera que, depois do pareamento, a hipótese nula não seja rejeitada.

Segundo Heckmann (1998) e a maioria da literatura, impusemos a restrição de que os valores estimados de $P(X)$ fazem parte da área comum (*common support*) das distribuições de $P(X)$ nos dois grupos. Porém, devido à grande extensão da nossa amostra, esta restrição não limita, de fato, o PSM. Pelo mesmo motivo, não há necessidade de implementar outros algoritmos de pareamento como o *caliper matching* que impõe uma distância *máxima* entre o $P(X)$ dos tratados e controles.

O PSM e, conseqüentemente, a Logit foram estimados para três amostras do banco de dados, definidas a partir do critério de elegibilidade do Fies e quanto ao nível de escolaridade no final do período. Como será visto mais adiante, a escolha do grupo de

⁷ A escolha entre o modelo Logit ou Probit depende do processo de geração de dados em questão, o qual é desconhecido. Caso a distribuição da variável dependente segue uma Bernoulli deve-se usar o modelo Logit, caso ela siga uma normal, deve ser utilizado o modelo Probit. Em termos empíricos, existe pouca diferença em estimar modelos de variável binária por Logit ou Probit, (Cameron e Trivedi, 2003).

referência apropriado é chave para a interpretação dos efeitos do Fies. Os grupos são os seguintes:

- Grupo (1): trabalhadores com todos os níveis de escolaridade em 2003;
- Grupo (2): somente os trabalhadores que em 2003 eram elegíveis ao Fies quanto ao nível de escolaridade, isto é, aqueles com nível médio completo e superior incompleto;
- Grupo (3): contém os trabalhadores com nível médio completo ou superior incompleto em 2003 e nível superior completo em 2013. A comparação com esse grupo permite que se estime se há alguma diferença – no mercado de trabalho – entre graduados que foram beneficiados pelo Fies e os que não foram.

Finalmente, a variável de interesse, a qual define o impacto do Fies sobre o desempenho do trabalhador, é o salário real em 2013, deflacionado pelo IPCA/IBGE (71,1% de jan/04 a dez/13). Conforme equação (1), a diferença entre os salários dos tratados e dos não tratados, após o pareamento, indica se o programa teve efeito positivo ou negativo na variável que se pretende explicar (salário).

É importante ressaltar que a amostra utilizada nesta pesquisa é representativa de um segmento específico, qual seja: o de trabalhadores formais empregados em 2003 e 2013. Igualmente, tal como em todos estudos que utilizam PSM, há sempre o risco de características não observáveis (por exemplo a dedicação do trabalhador, ou a qualidade da escolaridade) introduzirem vieses nas estimativas do efeito do tratamento. Quanto ao nível de educação dos pais, ou *background familiar*, existe evidência empírica de que famílias inseridas nos decis de renda mais altos da população possuem maior capacidade de compra que lhes permitem custear melhor educação para seus filhos (Rocha e Ramos, 2006). Espera-se que utilização do Fies possa mitigar tais fontes de viés, mas não há garantia de que isso ocorrerá.

Para tornar os resultados mais robustos, além de avaliar o impacto do Fies sobre o salário de 2013, será utilizada a técnica de *PSM* combinada com o método de *diff-in-diff*, de forma a encontrar o impacto do Fies sobre a diferença de salário entre 2013 e 2003. Esta combinação de métodos é indicada por minimizar o viés de seleção ao considerar a heterogeneidade individual.

3. Base de dados

Para o presente estudo são utilizados os microdados identificados da Relação Anual de Informações Sociais, a chamada RAIS-Migra, do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), para os anos de 2003 e 2013. Essa base traz informações como: sexo, raça/cor, grau de instrução (escolaridade), rendimento médio nominal, tipo de vínculo de emprego, nacionalidade do trabalhador, PIS, data de contratação e de desligamento e CPF do trabalhador, dentre outras. A RAIS 2003 continha 41,9 milhões de observações, enquanto a RAIS 2013, 75,4 milhões.

A amostra exclui da RAIS as pessoas que trabalhavam em tempo integral (acima de 36 horas por semana) e, ao mesmo tempo, auferiam salário menor que um salário mínimo (R\$240) em 2003 e (R\$678) em 2013; as pessoas com vínculo inativo de trabalho em 2003 e 2013; as observações com códigos não identificados para determinada variável, a exemplo

do código 9 na variável raça, que representa um indivíduo que não declarou sua cor; os indivíduos com menos que 14 e mais que 64 anos. Para pessoas (CPFs) que possuíam mais que um vínculo empregatício, isto é, que aparecem mais de uma vez nessa base, num determinado ano, foi criada uma variável que é a soma dos salários de todos os vínculos. Assim, mantivemos somente as informações registradas no vínculo principal, aquele com a maior quantidade de horas trabalhadas e/ou maior salário. Feita a limpeza, permanecem na base 22,4 milhões de trabalhadores na RAIS de 2003 e 34,8 milhões na RAIS de 2013.

Em relação aos dados do Fies, o banco de dados original, fornecido pelo FNDE, atual agente operador do Fies, contém 633,5 mil observações relativas ao nome, à data de assinatura do contrato, data inicial da fase de utilização, data final da fase de utilização do Fies e ao CPF daqueles que tiveram acesso ao programa entre os anos de 1999 e 2014. Porém, os dados utilizados nesse estudo são de estudantes que iniciaram e terminaram a fase de utilização do Fies entre 2004 e 2012 (98,7 mil). Dessa forma, é possível estimar o impacto do Fies no salário do trabalhador em 2013, ou seja, pelo menos um ano após a conclusão do curso, e comparar o salário em 2013 com o seu salário em 2003 antes de ter começado sua formação superior.

Em seguida, essas três bases foram concatenadas por meio do CPF (variável-chave). É importante esclarecer que dos 98,7 mil beneficiários que utilizaram o Fies entre 2004 e 2012, apenas 10,8 mil foram encontrados em ambas as RAIS de 2003 e 2013. Ao final, esse banco de dados permaneceu com 9,9 milhões de trabalhadores que possuíam vínculo ativo de trabalho em 2003 e 2013. Desses trabalhadores, 10,8 mil receberam o Fies a partir de 2004 (início da fase utilização) e deixaram de usar o financiamento até 2012. Usamos essa última informação como *proxy* da conclusão do nível superior.

A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas dessa amostra e permite, antes da estimação do modelo, traçar o perfil dos beneficiários do Fies em comparação com os trabalhadores nos três diferentes grupos de controle. O perfil dos beneficiários é composto de mulheres (56,9%), a maior parte de cor branca (68,4%) e concentradas na região Sudeste (51,1%), enquanto os trabalhadores formais que aparecem na RAIS em 2003 e 2013, os quais compõem o grupo 1, são somente 32,5% mulheres, 70,1% declarados como brancos e com maior concentração na região Sudeste (58,8%).⁸ Isto já mostra que o perfil dos beneficiários do Fies é bastante diferente do trabalhador formal mediano. Além disso, os participantes do Fies são 7 anos mais jovens, têm um salário inferior, antes da participação no programa (R\$606 vis-a-vis R\$933) e apresentam probabilidade de 8,2%, isto é, quase duas vezes mais, de ter nível superior incompleto em 2003.

⁸ Observe que as participações dos grupos omitidos, como mulheres, brancos, e habitantes da região Norte, podem ser calculadas residualmente. Ao mesmo tempo, estes grupos formam as bases omitidas nas seguintes estimações.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas, por grupos de tratados e controles

	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3		FIES	
	média	desvio padrão	média	desvio padrão	média	desvio padrão	média	desvio padrão
Masculino	0,675	0,468	0,579	0,494	0,488	0,500	0,431	0,495
Indígena	0,006	0,080	0,006	0,074	0,005	0,070	0,007	0,084
Preta	0,051	0,219	0,040	0,196	0,025	0,155	0,042	0,200
Parda	0,235	0,424	0,231	0,422	0,178	0,382	0,260	0,438
Amarela	0,007	0,086	0,007	0,082	0,008	0,088	0,007	0,081
idade	32,0	8,8	29,9	8,1	28,13	7,4	25,0	5,8
SupIncom	0,042	0,200	0,117	0,321	0,312	0,463	0,082	0,274
Salário 2003	933	1.273	884	935	1.178	1.250	606	449
Salário 2013	1.640	2.132	1.693	1.713	2.668	2.388	1.660	1.208
Nordeste	0,132	0,339	0,150	0,357	0,117	0,321	0,195	0,396
Sudeste	0,588	0,492	0,576	0,494	0,621	0,485	0,511	0,500
Sul	0,185	0,388	0,176	0,381	0,167	0,373	0,186	0,389
Centro Oeste	0,064	0,244	0,059	0,235	0,063	0,243	0,066	0,248
Indivíduos	9.923.541		3.556.946		757.807		10.781	

Fonte: RAIS/MTE e FNDE

Elaboração dos autores

Os trabalhadores no grupo 2, que no início da amostra possuem ou ensino médio completo ou superior incompleto, são mais parecidos com os beneficiados pelo Fies em termos de idade, sexo, salário, distribuição regional e qualificação. Esta aproximação entre os perfis iniciais foi o que motivou a escolha de outro grupo de controle.

Já os trabalhadores no terceiro grupo de controle têm características mais distintas, exceto pelo fato de que a maioria também são mulheres e pelo fato de que todos conseguiram completar o ensino superior até 2013. Mas é neste grupo de comparação que se percebe nitidamente a diferença entre aquelas pessoas que pagam por conta própria a sua formação e o público alvo do Fies. Conforme visto na Tabela 1, quem requer o Fies ainda é, em média, três anos mais jovem e ganha quase a metade do que os demais. Índios, pardos e pretos também são mais prováveis de se formarem com a ajuda do Fies, assim como os que moram no Nordeste, Sul e Norte. Porém, como veremos mais afrente, estes dois grupos de trabalhadores são os mais parecidos quanto à trajetória dos salários.

Sem usar controle algum para as diferenças entre os beneficiários e não beneficiários do Fies, é possível perceber que o incremento no salário total dos trabalhadores entre 2003 e 2013 é maior para aqueles que usaram o Fies para cursar o nível superior, comparado

àqueles que não usaram. Entre aqueles que usaram o Fies, o incremento real do salário total é de 174%, passando de R\$606 em 2003 para R\$1.660 em 2013 (a preços de 2003).⁹ Entre os trabalhadores que não usaram o Fies, o aumento é de 76%, passando de R\$932,00 para R\$1.637 (a preços de 2003).

4. Resultados do *Propensity Score Matching*

Os resultados do modelo Logit estão na Tabela 2 e permitem concluir que as variáveis independentes explicam entre 5% e 10% da probabilidade de usar o Fies. Os coeficientes na tabela são os *odds ratios* que indicam diretamente a probabilidade de usar o Fies. Por exemplo, o valor 1 indica que a variável não afeta, ex-ante, a chance de recorrer ao Fies. Valores acima de 1 indicam que o uso do Fies é maior e vice versa.

Consequentemente, ao quantificar a influência de cada variável, tem-se que o homem tem 41% a menos de probabilidade de usar o Fies em relação à mulher dentro do conjunto de trabalhadores formais (grupo 1). No grupo 3, de pessoas com ensino médio completo ou superior incompleto em 2003 e educação superior em 2013, a probabilidade de ter usado o Fies é 11% maior para as mulheres. Esse resultado está de acordo com o esperado e pode ser explicado pela busca das mulheres nas últimas décadas, por maior qualificação e maior nível de escolaridade, com a expectativa de aumentar seu salário familiar e conquistar mais espaço no mercado de trabalho (SOARES e IZAKI, 2002).

Os indivíduos da cor/raça branca e amarela têm menos probabilidade de usar o Fies (em todos os grupos controle), comparados aos demais. Brancos são a categoria omitida na estimação e o coeficiente da variável indicadora de cor amarela é insignificante. Porém, no conjunto da amostra, a probabilidade é 6% maior para pardos e 24% para indígenas. A insignificância do indicador de cor/raça preta ou amarela deve-se, pelo menos em partes, ao baixo número dessas pessoas na amostra. Em geral, a chance da participação de indivíduos com pele mais escura aumenta com a escolaridade exigida nos grupos 2 e 3, comparada à chance mais baixa das pessoas brancas. Acrescente-se a esse diagnóstico a evidência de que os brancos possuem salário maior que os trabalhadores de outra cor/raça (indígena, preta, parda e amarela). Logo, com salário maior eles teriam mais condições financeiras de arcar com os custos de sua formação de nível superior, reduzindo, portanto, a sua probabilidade de usar o Fies.

Dentre as variáveis que influenciam positivamente a probabilidade de usar o Fies, está o nível de escolaridade. Aqui a base são os indivíduos que possuem ensino fundamental completo ou nível educacional inferior. Conforme esperado, a probabilidade dos outros níveis de educação é maior do que neste grupo base. Nas três estimações, aqueles indivíduos com ensino médio completo mostram a probabilidade mais alta de recorrer ao Fies, o que faz sentido porque este grupo já apresenta maior tendência de entrar diretamente na universidade.

No que se refere à idade, cada ano adicional de vida do trabalhador reduz a chance de ele usar o Fies em 13% e 7%, nos grupos de controle 1 e 2, respectivamente. Esses resultados podem ser explicados pelo fato de o indivíduo mais jovem estar mais

⁹ O IPCA/IBGE acumulado entre jan/2004 e dez/2013 foi de 71,1%.

disposto a adquirir financiamento estudantil, comparado ao indivíduo mais velho, porque espera que sua expectativa de vida e seu tempo no mercado de trabalho ainda serão longos. Este resultado também pode ser visto a partir das estatísticas descritivas na Tabela 1. Já no grupo 3, o coeficiente indica que os participantes do Fies são mais velhos. Esta tendência também faz sentido porque pessoas com recursos financeiros limitados hesitam mais ou precisam acumular mais estoque de capital no mercado de trabalho antes de entrar na faculdade. As variáveis idade ao quadrado, experiência e a interação entre idade e experiência, embora sejam estatisticamente significativas em alguns casos, têm efeitos irrelevantes na probabilidade de o trabalhador fazer uso do Fies.

Quanto ao salário, preferimos a especificação com vários indicadores em múltiplos do salário mínimo porque se observa uma relação não linear nos grupos 1 e 2. Nestes casos, quem têm entre 4 e 6 salários mínimos tem uma chance maior de recorrer ao Fies comparado aos demais níveis, tanto mais altos e mais baixos. No modelo três, porém, a relação entre salário e utilização do Fies é negativa e decrescente. É comum, nas três estimações, que indivíduos com um salário inicial acima de 7 salários mínimos em 2003 (R\$1.689) tenham menor participação no Fies. Este resultado está de acordo com o esperado e com a intenção do programa, pois as classes de salário alto possuem recursos próprios para custear sua educação superior. Além disso, os custos da educação não se restringem às mensalidades, incluem custos indiretos (transporte, material escolar etc.) e os custos de oportunidade, certamente maiores no ensino superior, em razão do maior potencial de renda abdicada, caso não se trabalhe, e de obrigações familiares suplementares, como o sustento de cônjuges, filhos ou idosos (Fonseca e Fagnani, 2013). Estas observações justificam a relação não-linear entre o salário e a participação no Fies nos grupos 1 e 2.

A probabilidade também diminui se o trabalhador é das regiões Sul (em torno de -17,0%), Sudeste (entre -29% e -35%) ou Centro-Oeste (-16% a -30%) em relação a trabalhadores na região Norte. Somente na região Nordeste a probabilidade de utilizar o Fies é maior.

Dentre os setores de atividade econômica, destacam-se o setor de Educação e Saúde, Administração Pública e Serviços de Utilidades Públicas com as maiores probabilidades de participação no Fies. Somente na Agropecuária observa-se uma probabilidade menor comparada a do setor de Indústria de Transformação (categoria de referência). Importante acrescentar que no grupo 3, o poder dos setores de atividade econômica de prever a participação no Fies é bastante limitado, mostrando resultados que não são estatisticamente significantes.

Tabela 2 – Resultados da estimação Logit por grupos de escolaridade
(continua)

Variáveis	Todos os Níveis	MedCom +SupIncom	MedCom+SupIncom +SupCom2013
Masculino	0.592*** (0.012)	0.622*** (0.015)	0.890*** (0.028)
Indígena	1.242* (0.144)	1.354** (0.178)	1.487** (0.245)
Amarela	0.997 (0.119)	0.975 (0.138)	0.872 (0.166)
Preta	1.050 (0.052)	1.091 (0.062)	1.502*** (0.114)
Parda	1.065** (0.026)	1.119*** (0.031)	1.273*** (0.046)
FundCom	2.415*** (0.160)		
MedioIncom	4.272*** (0.269)		
MedioCom	8.804*** (0.501)	1.169*** (0.043)	2.795*** (0.125)
SupIncom	7.490*** (0.498)		
SupCom	2.326*** (0.186)		
Idade	0.873*** (0.011)	0.934*** (0.015)	1.099*** (0.024)
Idade²	1.000* (0.000)	0.999** (0.000)	0.998*** (0.000)
experiência	1.004** (0.002)	1.000 (0.002)	0.990*** (0.002)
idade experiência	1.000** (0.000)	1.000 (0.000)	1.000*** (0.000)
salário (3 S.M.)	1.122*** (0.028)	1.116*** (0.031)	0.838*** (0.030)
salário (4 S.M.)	1.193*** (0.042)	1.156*** (0.045)	0.683*** (0.034)
salário (5 S.M.)	1.177*** (0.050)	1.147*** (0.054)	0.538*** (0.033)
salário (6 S.M.)	1.166** (0.075)	1.161** (0.083)	0.531*** (0.047)
salário (7–8 S.M.)	0.887 (0.068)	0.923 (0.078)	0.371*** (0.039)
salário (9–10 S.M.)	0.809** (0.077)	0.823* (0.091)	0.295*** (0.041)
salário (11+ S.M.)	0.431*** (0.046)	0.517*** (0.065)	0.161*** (0.025)
Agropecuária	0.703*** (0.080)	0.918 (0.132)	0.925 (0.171)
IndustriaExtrat	1.214 (0.236)	1.342 (0.283)	1.312 (0.346)
Construção	1.321*** (0.094)	1.517*** (0.124)	1.179 (0.127)
Comércio	1.243*** (0.039)	1.148*** (0.042)	1.095* (0.054)
Servicos	1.275*** (0.040)	1.275*** (0.047)	0.850*** (0.041)
ServUtilPub	1.948*** (0.224)	1.730*** (0.221)	1.116 (0.187)
Outros	1.701*** (0.082)	1.652*** (0.093)	0.938 (0.072)
EducSaude	2.605*** (0.091)	2.535*** (0.101)	1.576*** (0.081)
AdmPub	2.505*** (0.120)	2.143*** (0.120)	1.015 (0.072)
Nordeste	1.203*** (0.063)	1.170*** (0.066)	1.137* (0.083)
Sudeste	0.713*** (0.036)	0.674*** (0.037)	0.652*** (0.046)
Sul	0.827*** (0.045)	0.839*** (0.050)	0.898 (0.069)
CentroOeste	0.838*** (0.051)	0.758*** (0.052)	0.702*** (0.061)
Constant	0.008*** (0.001)	0.023*** (0.005)	0.003*** (0.001)

Observações	9.934.322	3.565.183	762.807
LR Qui2	17,181	5,502	3,630
Pseudo R2	0,102	0,047	0,060
Prob < Qui2	0,000	0,000	0,000

Fonte: RAIS/MTE e FNDE

Elaboração dos autores

Nota: A variável dependente assume o valor 1 se o indivíduo utiliza o FIES entre 2004 e 2012 e valor 0 caso não utilizou. Todas as variáveis são em valores de 2003. Desvio-padrão é entre parênteses. Significância indicada por *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A partir dos resultados do PSM, é possível perceber pela Tabela 3 que a diferença na remuneração (ATT), após o pareamento entre tratados e controles, indica que o Fies teve impacto positivo de R\$307 no salário mensal dos trabalhadores do grupo 1. Já no grupo 2, o impacto do Fies no salário é de R\$281 (todos os valores a preços de 2003). Porém, o impacto em termos reais é insignificativo e quase nulo no grupo 3. Os grupos 1 e 2 mostram claramente que o Fies leva a efeitos positivos, com aumento do salário real em torno de 20%. Relembrando: esses grupos de referência são, respectivamente, todos os trabalhadores em 2003 e aqueles que, a princípio, eram elegíveis a receberem o Fies. Contudo, quando se adota como grupo de controle aqueles indivíduos que além de elegíveis em 2003, haviam concluído o ensino superior em 2013 (grupo 3), o efeito desaparece, ou seja, não existe uma diferença estatisticamente significativa entre salários de indivíduos com educação superior que utilizaram o Fies ou não. Nesta comparação, estima-se o efeito do crédito subsidiado sobre o salário de indivíduos com ensino superior no mercado de trabalho.

Tabela 3 – Resultados do ATT por grupos de controle

Grupo Controle	Amostra	Média tratados	Média controle	Diferença	Erro-padrão	Estat. t
Grupo1	original	1.660,41	1.640,41	21,48	20,54	1,00
	pareado	1.660,89	1.353,98	306,91	16,33	18,79
Grupo2	original	1.681,36	1.693,47	-12,11	18,90	-0,64
	pareado	1.681,36	1.400,32	281,04	19,19	14,65
Grupo3	original	1.880,97	2.668,14	-787,17	33,81	-23,29
	pareado	1.880,97	1.866,01	14,96	27,50	0,54

Fonte: RAIS/MTE e FNDE

Elaboração dos autores

Notas: O pareamento é feito por meio do algoritmo *nearest neighbour* utilizando o *Propensity Score* estimado pela Logit (veja Tabela 2). A variável de interesse é o salário em 2013 (a preços de 2003). Depois do pareamento, a diferença entre as médias dos dois grupos corresponde ao efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT). O número de tratados antes e depois do pareamento é igual. No primeiro grupo são 10.781 indivíduos, no grupo 2 são 8.237 e no grupo 3 ainda são 5.000.

De forma complementar, fez-se o pareamento combinado com a metodologia *diff-in-diff*. Os resultados, conforme mostra a Tabela 4, apontaram um impacto igualmente positivo do Fies sobre a diferença de salário entre 2013 e 2003, nos grupos 1 e 2 e efeito nulo no grupo 3. A confirmação dos resultados anteriores sugere que o pareamento funcionou bem. As colunas 3 e 4 mostram que o incremento do salário entre 2003 e 2013 foi de R\$1.054 para participantes do Fies e de R\$761 para indivíduos com características parecidas, no

grupo 1, mas sem a participação no Fies. Portanto, em termos do aumento do salário ao longo do tempo, o impacto para este grupo é de 38%, o que equivale a R\$292. No grupo 2, o salário dos participantes aumentou 32% em relação ao salário dos não-participantes e representa um adicional de R\$261. Já no grupo 3, o impacto em termos reais foi igualmente nulo, e em termos percentuais foi de apenas 3,4%.

Tabela 4 – Resultados do ATT sobre a diferença de salário por grupos de controle

Grupo Controle	Amostra	Média tratados	Média controle	Diferença	Erro-padrão	Estat. t
Grupo1	original	1.054,04	706,51	347,53	13,66	25,45
	pareado	1.054,04	761,80	292,24	14,70	19,88
Grupo2	original	1.064,21	808,64	255,58	14,09	18,14
	pareado	1.064,21	802,74	261,47	17,42	15,01
Grupo3	original	1.250,63	1.489,72	-239,09	26,35	-9,07
	pareado	1.250,63	1246,64	3,99	25,25	0,16

Fonte: RAIS/MTE e FNDE

Elaboração dos autores

Notas: O pareamento é feito por meio do algoritmo *nearest neighbour*, utilizando o *Propensity Score* estimado pela Logit (veja Tabela 2). A variável de interesse é a diferença do salário entre 2003 e 2013 (a preços de 2003). Depois do pareamento, a diferença entre as médias dos dois grupos corresponde ao efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT). O número de tratados antes e depois do pareamento é igual. No primeiro grupo são 10.781 indivíduos, no grupo 2 são 8.237 e no grupo 3 ainda são 5.000.

A análise das distribuições das variáveis utilizadas na estimação do *Propensity Score* antes e depois do pareamento indica que a distribuição é equilibrada¹⁰. Ou seja, o pareamento reduziu a desigualdade nas médias das covariadas, na medida em que os indivíduos que formam o contrafactual são estatisticamente parecidos com aqueles do grupo tratado nas suas características observáveis.

Em seguida, apresentamos duas extensões dessas estimativas principais. Por um lado, essas extensões conferem se existem heterogeneidades no efeito do Fies e, por outro lado, servem como testes de robustez porque questionam algumas pressuposições das estimações anteriores. Por exemplo, na seguinte Tabela 5 distinguem-se os indivíduos tratados conforme o tempo após a conclusão do contrato do Fies. Assim, avalia-se se, logo após a conclusão do curso, eles obtiveram um emprego melhor ou se demoraram para alcançar um emprego mais adequado a sua nova formação.

Em geral, os resultados na Tabela 5 corroboram as conclusões anteriores. Utilizando os grupos 1 e 2, o efeito do Fies é significativo, positivo e de magnitude parecida com as estimativas na Tabela 3, enquanto as diferenças do grupo 3 continuam insignificantes. Contudo, o efeito positivo aumenta com o tempo depois da conclusão do curso, embora os intervalos de significância não coincidam porque os erros-padrão são muito grandes. As estimativas para os dois primeiros grupos indicam que pessoas que concluíram sua formação superior há 3 ou 4 anos, ganham em torno de R\$70 por mês a mais que alguém

¹⁰ Os resultados completos podem ser solicitados aos autores.

que concluiu o curso somente no ano anterior. Isso mostra que, aparentemente, não há demora em obter um emprego adequado, ou seja, com um salário mais elevado, para que os retornos do investimento na educação se amortizassem. Apesar disso, nos anos seguintes à conclusão do curso, o salário continua crescendo até que se estabiliza em um patamar de R\$267 – 295 adicionais.

Tabela 5 – Resultados do ATT sobre o salário por grupos de controle e por tempo depois da conclusão do contrato do Fies

tempo depois da conclusão	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3	
<= 1 ano	266,79	[50,63]	233,44	[58,14]	68,43	[109,84]
1 – 2 anos	291,98	[34,59]	260,78	[39,57]	74,88	[58,43]
3 – 4 anos	326,09	[24,20]	300,64	[28,61]	10,87	[39,67]
5+ anos	295,86	[34,62]	267,52	[41,58]	-58,33	[54,93]

Fonte: RAIS/MTE e FNDE

Elaboração dos autores

Notas: O pareamento é feito por meio do algoritmo *nearest neighbour* utilizando o *Propensity Score* estimado pela Logit (veja Tabela 2). A variável de interesse é o salário em 2013 (a preços de 2003). A tabela mostra somente a diferença entre as médias dos dois grupos depois do pareamento e, entre colchetes, o referente erro-padrão.

Nas seguintes estimações, dividem-se as amostras de acordo com o valor anual do contrato daqueles alunos que financiaram 100% do curso. Estes valores variam por curso e por universidade, dependendo do lugar e da reputação da instituição. Visto que Medicina, Farmácia e Odontologia são um dos cursos com as mensalidades mais altas e os cursos de Letras, por exemplo, com as mensalidades mais baixas, os retornos esperados após a conclusão do curso também deveriam variar de acordo com as mensalidades. Partindo do pressuposto que os cursos mais dispendiosos requerem mais semestres de estudos, espera-se uma relação entre a anuidade do Fies e as diferenças estimadas. Espera também que alunos formados em uma excelente universidade tenha maior probabilidade de encontrar um emprego bem remunerado. A Tabela 6 revela claramente que estas diferenças esperadas se manifestam nos dados. As quatro linhas dessa tabela contêm os resultados da estimação em cada quartil do valor dos contratos nos nossos dados. Enquanto a diferença no primeiro quartil é só de R\$119, a diferença aumenta para R\$242, R\$382 e até R\$476, no quartil com os contratos mais valiosos no grupo 1. Nos outros dois grupos percebe-se uma tendência parecida. Diferente dos resultados anteriores, os coeficientes no grupo 3 também são significantes. Indivíduos formados em cursos com as mensalidades mais baixas ganham R\$225 a menos que trabalhadores com características semelhantes. O contrário é o caso dos cursos com as mensalidades mais caras, como Medicina. Vale notar que a maioria das diferenças na Tabela 6 também são significativamente diferentes umas às outras, tanto pelo ponto de vista do financiador do Fies quanto dos próprios investidores. Nesse sentido, é tranquilizador ver que maiores custos da educação tendem a ser compensados por maiores retornos no mercado de trabalho.

Tabela 6 – Resultados do ATT sobre o salário por grupos de controle e por diferentes valores dos contratos

valor do contrato (a.a)	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3	
< 25%	118,77	[30,51]	100,72	[34,15]	-225,36	[66,81]
25% – 50%	242,50	[31,55]	178,75	[37,84]	-129,72	[53,58]
50% – 75%	381,72	[32,85]	360,28	[40,19]	63,62	[47,45]
>75%	475,66	[34,61]	458,97	[39,76]	220,84	[55,62]

Fonte: RAIS/MTE e FNDE

Elaboração dos autores

Notas: O pareamento é feito por meio do algoritmo *nearest neighbour* utilizando o *Propensity Score* estimado pela Logit (veja Tabela 2). A variável de interesse é o salário em 2013 (a preços de 2003). A tabela mostra somente a diferença entre as médias dos dois grupos depois do pareamento e, entre colchetes, o referente erro-padrão.

A Tabela 7 corrobora a impressão da Tabela 6 e indica que o aumento salarial depende claramente da duração do contrato. Dividem-se as amostras em três grupos, de acordo com a duração do contrato. Contratos com duração entre 3 e 5 anos capturam a duração média da maioria dos cursos. Mais uma vez, contratos de cursos extensos como Medicina revelam os maiores retornos após a conclusão do curso. Finalmente, existem algumas explicações para os contratos de menos de 2 anos: o estudante (i) abandonou o curso antes da conclusão, (ii) teve alguma dificuldade que atrapalhou o estudo contínuo, (iii) terminou o curso sem recorrer mais ao Fies ou (iv) somente começou utilizar o Fies após um ou mais anos de estudos. Desde que o aumento do salário seja significativamente inferior aos demais grupos de duração do contrato, a primeira ou segunda possibilidades parecem mais razoáveis. Percebe-se este padrão com todos os três grupos de controle. Pela primeira vez, os resultados também são significantes para o grupo de controle número 3 e revelam certa heterogeneidade que estava escondida nas estimações anteriores. Relembrando que podemos controlar pelo setor de atividade econômica do vínculo *em 2003* mas não pela área do ensino superior. Aqueles indivíduos com contratos curtos recebem R\$142 a menos, enquanto quem estuda por 6 anos ou mais recebe R\$293 a mais que outros indivíduos com ensino superior. Somente quem se encaixa no grupo com tempo do contrato igual ao tempo médio dos cursos mais comuns não ganha significativamente mais que outros trabalhadores com a mesma educação formal.

Em geral, todas as três extensões corroboram nitidamente os resultados principais da amostra conjunta, e ainda apresentam detalhes interessantes. Em suma, o efeito do Fies é evidentemente positivo e os investimentos em educação superior podem ser amortizados com salários elevados.

Tabela 7 – Resultados do ATT sobre o salário por grupos de controle e por duração do contrato do Fies

duração do contrato	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3	
<= 2 anos	224.32	[41.58]	223.47	[47.56]	-141.85	[80.63]
3 – 5 anos	314.85	[18.13]	280.24	[21.46]	24.22	[29.52]
6+ anos	446.21	[80.76]	441.94	[92.85]	293.45	[146.57]

Fonte: RAIS/MTE e FNDE

Elaboração dos autores

Notas: O pareamento é feito por meio do algoritmo *nearest neighbour* utilizando o *Propensity Score* estimado pela Logit (veja Tabela 2). A variável de interesse é o salário em 2013 (a preços de 2003). A tabela mostra somente a diferença entre as médias dos dois grupos depois do pareamento e, entre colchetes, o referente erro-padrão.

5. Conclusão

Dada a inexistência de análise de impacto do Fies, o maior programa de financiamento estudantil do Governo Federal, o presente artigo contribui ao estimar o impacto desse programa sobre o salário do trabalhador formal entre 2003 e 2013.

Os resultados da estimação Logit indicam que a probabilidade de usar o Fies aumenta se o indivíduo possui nível médio completo, se trabalha na Administração Pública, Educação e Saúde ou nos Serviços de Utilidades Públicas e mora na região Nordeste. A probabilidade diminui se o trabalhador é do sexo masculino, de baixa ou média renda, da cor branca, trabalha nas regiões Sudeste, Sul ou Centro-Oeste e quanto maior a idade. Em suma, é possível concluir, pelos resultados encontrados, que o Fies possibilitou maior acesso ao crédito permitindo que mais estudantes alcançassem o nível superior, principalmente grupos menos representados naquela parte da população com ensino superior.

Os resultados encontrados mostram que o Fies teve um impacto real de 23%, isto é, incremento de R\$307 no salário real do grupo 1 (com todos os níveis de escolaridade); impacto de 20,9% (R\$281) se a referência for o grupo 2 (composto pelos indivíduos com nível médio completo e nível superior incompleto em 2003) e impacto insignificante no grupo 3 (aqueles indivíduos no grupo 2, mais aqueles com nível superior completo em 2013). Ao combinar o pareamento com a *diff-in-diff*, o resultado sobre a diferença de salário entre 2013 e 2003 foi igualmente positivo e estatisticamente significativo. As estimações indicam que o salário real é 38% maior para indivíduos que se formaram com a ajuda do Fies, em comparação com o grupo controle 1. Este impacto é de 32% sobre o grupo controle 2 e é nulo outra vez sobre o grupo 3.

Qual o grupo adequado para a avaliação do Fies? Não há uma resposta incontroversa. Quando se considera que aqueles que utilizaram o Fies não chegariam ao nível superior sem o benefício desse empréstimo subsidiado, então a referência adequada seria o grupo 2. Já quando se considera que os beneficiados pelo Fies teriam feito o curso superior de qualquer forma se o programa não existisse, então o grupo 3 é o apropriado. Uma alternativa plausível é entender os resultados por grupos como os limites superiores e inferiores do impacto do Fies.

A partir dos resultados, pode-se concluir que no grupo controle 2, que abrange os potenciais usuários do Fies, isto é, indivíduos com nível médio completo e que ainda não possuem graduação, o impacto econômico sobre o aumento do capital humano é positivo e considerável. Isso também indica que o Fies leva pessoas a estudar e que, de outra maneira, provavelmente, não teriam concluído um curso superior. A comparação com o grupo de controle 3, que considera os potenciais usuários do Fies e os indivíduos com nível superior completo em 2013, mostra que a magnitude do aumento no salário é comparável ao salário dos não-tratados. Ou seja, o fato isolado de ter usado um crédito subsidiado não afeta o retorno sobre o trabalho. Portanto, além do “efeito ensino superior” não encontramos um “efeito crédito”. O capital humano acumulado e o desempenho de participantes do Fies parece ser indistinguível de outros trabalhadores com ensino superior.

Além dos cuidados usuais na interpretação dos resultados de estimativas resultantes de métodos PSM, outros são necessários. Em primeiro lugar, só estimamos efeitos individuais, sem identificar o impacto agregado do aumento da oferta de mão-de-obra qualificada. Em segundo, o efeito calculado do Fies só é válido para o mercado formal de trabalho, e o programa pode ter tido outros resultados na formação de profissionais liberais ou empreendedores.

REFERÊNCIAS

- CAMERON A. C. and TRIVEDI P. K. **Microeconometrics Methods and Applications**. Cambridge University Press. 2005.
- CHAPMAN, B. Income Contingent Loans for Higher Education: International Reform. **Handbook of the Economics of Education**, p. 1435-1503, 2006.
- FONSECA, A. e FAGNANI, E. **Políticas sociais, desenvolvimento e cidadania**, vol.2. cap.1, p.66-90. Organizadores: Ana Fonseca e Eduardo Fagnani – São Paulo: Editora Fundação Perseu Abramo, 2013.
- HECKMAN, J., ICHIMURA, H. e TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. **Review of Economic Studies**, 65(2), p.261-294, 1998.
- MENEGUIN, F. B. e FREITAS, I. V. B de. Aplicações em avaliação de políticas públicas: metodologia e estudos de caso. **Textos para Discussão n.123**. Núcleo de Estudos e Pesquisas – Consultoria Legislativa – Brasília: Senado Federal. 2013.
- MINCER, J. **Schooling, Experience and Earnings**. New York, Columbia University Press. 1974.
- OLIVEIRA, F., Terra, R. E OLIVEIRA G.. Uma Avaliação do Programa de Qualificação Profissional Bolsa Futuro: Efeitos Médios e Heterogêneos. Artigo apresentado no IV Encontro Pernambucano de Economia – 19 e 20 de novembro de 2015. Recife – Pernambuco.
- ROCHA, W. M. e RAMOS, C. A. Causas econômicas, educacionais e sociais do desemprego entre os jovens. Anais da 58ª Reunião Anual da SBPC - Florianópolis, SC, 2006.
- ROSEMBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, 70(1), p. 41-55, 1983.
- RUBIN, D. B. Rubin, Donald B. Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate. **Journal of Educational and Behavioral statistics**, 2(1), p1-26, 1977.
- SOARES, S. e IZAKI, R. S. A participação feminina no mercado de trabalho. **Texto de Discussão Ipea** 923, 2002.