

FINANCIAMENTO DA EDUCAÇÃO SUPERIOR NO BRASIL: O IMPACTO DO PROGRAMA FIES NOS SALÁRIOS DOS TRABALHADORES FORMAIS^{1,2}

Wilsimara M. Rocha³

Philipp Ehrl⁴

Leonardo Monasterio⁵

Este trabalho analisa o impacto do Fundo de Financiamento Estudantil do Ministério da Educação (Fies/MEC) sobre o salário do trabalhador formal, utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério da Economia (Rais/ME) e do Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE). Com a técnica da *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 por esse fundo, mas são muito parecidas com aquelas pessoas tratadas. A probabilidade de usar o Fies depende principalmente da idade, da cor, da região e do setor em que o indivíduo trabalha. Após o pareamento, os dados mostram que o salário de quem se formou com o fundo é aproximadamente 26% maior que o de quem não concluiu o ensino superior. Não encontramos diferenças significativas entre pessoas com ensino superior que se formaram com e sem o Fies. Por fim, simulações indicam que o subsídio implícito do programa, com parâmetros razoáveis, é viável financeiramente.

Palavras-chave: financiamento estudantil; salário; *propensity score matching*; avaliação de políticas públicas.

FINANCING HIGHER EDUCATION IN BRAZIL: THE IMPACT OF FIES PROGRAM ON WAGES

This paper analyzes the impact of the Federal Student Aid Program (FIES) on workers' wages using data from the Brazilian official registry of workers (RAIS) and the National Fund for Education Development (FNDE). By means of Propensity Score Matching (PSM), we compare two groups: people who have benefited from the Fies and people who have not but are demographically very similar. The likelihood of using Fies depends primarily on the age, color, region and sector where the individual works. Matching the student/worker data shows that the wage of those who graduated with Fies is approximately 26% higher than that of those who did not complete higher education. We did not find significant differences between people with higher education who had benefited from Fies or had not. Finally, simulations indicate that the program's implicit subsidy, within reasonable parameters, is financially viable for the worker.

Keywords: student loans; propensity score matching; evaluation of public policies.

JEL: I22; H24; H81; J31.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe50n2art1>

2. Agradecemos ao professor Rafael Terra da Universidade de Brasília (UnB) pelos valiosos comentários ao artigo e a Paulo A. Meyer do Nascimento do Ipea pelo apoio nas estimativas do subsídio do Fies. Philipp Ehrl agradece à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) por bolsa de pós-doutorado. Leonardo Monasterio agradece à Fundação de Amparo à Pesquisa do Distrito Federal (FAP-DF, projeto 0193.001752/2017). A opinião expressa no artigo é dos autores e não reflete uma posição institucional dos seus empregadores.

3. Coordenadora-geral de avaliação de políticas públicas na Secretaria de Avaliação, Planejamento, Energia e Loteria do Ministério da Economia (ME). *E-mail:* <wilsirocha@hotmail.com>.

4. Professor da Universidade Católica de Brasília (UCB). *E-mail:* <philipp.ehrl@gmail.com>.

5. Coordenador-geral de ciência de dados da Escola Nacional de Administração Pública (Enap) e professor do mestrado em economia do Instituto Brasileiro de Direito Público (IDP). *E-mail:* <leonardo.monasterio@ipea.gov.br>.

1 INTRODUÇÃO

O Fundo de Financiamento Estudantil do Ministério da Educação (Fies/MEC) contribuiu para aumentar o salário do trabalhador que utilizou esse benefício para custear sua formação? Apesar desse programa ter custado R\$ 32 bilhões apenas em 2016 (Brasil, 2017), não há estudos que avaliem seu impacto ao nível das remunerações individuais. Assim, busca-se suprir essa lacuna e estimar o impacto do Fies sobre o salário do trabalhador formal brasileiro entre 2003 e 2013.

Idealmente, seria desejável ter uma estratégia de identificação empírica mais “limpa”, como a aleatorização do tratamento, que permitisse estimar precisamente os efeitos do programa em questão. Na falta disso, aplicaram-se outras técnicas econométricas a uma base de dados de larga escala com acesso restrito: a Relação Anual de Informações Sociais⁶ do então Ministério da Trabalho, 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 fundo não tivesse existido. Além disso, não se deve cotejar 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 diferenças em diferenças (*diff-in-diff*). A intuição desses métodos centra-se na criação de um grupo de controle composto por indivíduos estatisticamente semelhantes aos do grupo de tratamento, mas que não foram tratados. Nesse caso, o tratamento é o recebimento do Fies no período analisado.

Nossos resultados mostram que o Fies gerou um aumento de 27% no salário por hora, se considerarmos pessoas com todos os níveis de escolaridade, e de 26%, se a referência for somente indivíduos com nível médio completo e nível superior incompleto em 2003.

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

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 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 –; e iv) principalmente estudantes desfavorecidos socialmente podem não ter informação sobre os resultados possíveis da conclusão do nível superior. Diante desses 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. Uma comparação simples no final deste artigo demonstra que o valor equivalente ao subsídio público do Fies é inferior ao benefício monetário de cada usuário desse fundo após a conclusão do curso.

Este artigo está dividido em sete seções, incluindo-se esta introdução. A segunda 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 terceira seção mostra a metodologia usada para avaliação desse programa de financiamento estudantil e apresenta o PSM 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 quarta seção, e a quinta discorre sobre os resultados. A sexta seção discute a viabilidade financeira do Fies, e, por fim, a sétima traz as conclusões.

2 FUNDO DE FINANCIAMENTO ESTUDANTIL

No Brasil, apesar de a população com nível superior completo ter dobrado em uma década, os dados do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 2000 e 2010 mostram que esta ainda é uma minoria. Em 2000, apenas 4,4% da população havia concluído o nível superior; em 2010, foram 7,9%.

O Fies é um fundo do governo federal, criado em 1999 para substituir o Programa de Crédito Educativo/Sistema 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, e que não possuem condições de arcar integralmente com os custos de sua formação.⁷

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 instituições privadas na condição de bolsista integral e possuísse renda mensal familiar *per capita* de até 3 salários mínimos (SMs) 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 (Portaria Normativa MEC nº 12, de 6 de junho de 2011).⁸

Em suma, o público-alvo do Fies, entre 2004 e 2012, 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 pontos e nota diferente de 0 na redação; e iii) que tenham renda familiar mensal bruta *per capita* de até 3,0 SMs.

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 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 três anos, chegou-se a 560 mil contratos.

De acordo com o Censo da Educação Superior do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio (Inep) de 2013, o Brasil tinha 5,3 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 10,4% do total das matrículas, em 2013.

7. 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 FNDE, na qualidade de agente operador e administrador de ativos e passivos, conforme regulamento e normas baixadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Ressalte-se que, de 1999 até 2009, a Caixa Econômica Federal (Caixa) desempenhava o papel de agente operador do Fies.

8. O critério renda foi modificado novamente em 2012, por meio da Portaria Normativa MEC nº 7, de 10 de abril, e assim passou a ser elegível o candidato que tivesse renda familiar mensal bruta de até 20 SMs.

3 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 usado. Como isso não é possível, o pesquisador tem de 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, Terra e Oliveira, 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). Esse 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 apenas uma 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 PSM é definido como a probabilidade de um indivíduo receber benefício, dadas 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) são estimados por:

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

Em que Y^C denota o resultado para os indivíduos tratados. Portanto, para a aplicação do PSM, estima-se na primeira etapa um modelo de regressão logística, ou *logit*,⁹ que permite estabelecer relação entre uma variável de resultado binário e um grupo de variáveis preditoras. A *logit*

9. 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 siga uma Bernoulli, deve-se usar o modelo *logit*; caso esta siga uma normal, deve ser utilizado o modelo *probit*. Em termos empíricos, existe pouca diferença entre estimar modelos de variável binária por *logit* ou *probit* (Cameron e Trivedi, 2003).

mostra a probabilidade de o indivíduo fazer parte do grupo tratado. Nesse caso, a variável binária de tratamento (D_FIES) recebe valor 1, se o trabalhador na Rais 2003 recebeu o financiamento estudantil, para concluir 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* por sexo, raça, escolaridade, região, setor de atividade econômica (CNAE95) e – mais importante – grupos do salário. Ressalte-se que todas as variáveis independentes do modelo se referem a 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 com o então Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) – atualmente assimilado pelo Ministério da Economia (ME) –, sendo 2013 o último disponível até o início dessa pesquisa. A intenção é analisar o salário do trabalho em um intervalo de dez anos, captando nesse intervalo a interferência do Fies. Nesse caso, a aplicação do PSM compara o grupo tratado – ou seja, trabalhadores formais que foram beneficiados pelo fundo, entre 2004 e 2012, com o grupo de controle, os não beneficiados pelo Fies, mas estatisticamente parecidos com os primeiros nas variáveis observáveis. Neste trabalho, utilizam-se três grupos de controle diferentes, como será explicado em breve. No 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 a equação (1). Foi escolhido o algoritmo *nearest neighbour*, o qual seleciona para cada indivíduo do grupo tratado (com Fies) um indivíduo no grupo de 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, tal como o *kernel matching*. De acordo com Caliendo e Kopeinig (2008), o algoritmo *nearest neighbour* produz resultados mais precisos e deve ser aplicado quando há muitas observações no grupo de tratados e controle. Assim sendo, 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. Em outras palavras, como temos um número de observações candidatas a formarem o grupo de controle que varia entre 758 mil e quase 10 milhões, não foi preciso enfrentar as difíceis questões de escolha do melhor algoritmo de *matching*.

Em seguida, o 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 esse teste é que a diferença entre as médias das covariadas entre o grupo de tratamento e controle é igual a 0. O PSM exige que as distribuições de todas as características sejam equilibradas, e espera-se que, depois do pareamento, a hipótese nula não seja rejeitada.

Seguindo as orientações da literatura (Heckman, Ichimura e Todd, 1998; Caliendo e Kopeinig, 2008; Garrido *et al*, 2014), impusemos a restrição de que os valores estimados de $P(X)$ façam parte da área comum (*common support*) das distribuições de $P(X)$ nos dois grupos. O apêndice apresenta os gráficos de *common support*. Porém, devido à grande extensão da nossa amostra, essa restrição não limita, de fato, o PSM.

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 referência apropriado é chave para a interpretação dos efeitos do fundo. Os grupos são os descritos a seguir.

- 1) Grupo 1: trabalhadores com todos os níveis de escolaridade em 2003.
- 2) 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.
- 3) 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 por hora em 2013, deflacionado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE (71,1%, de 4 de janeiro a 13 de dezembro). Conforme a 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 de resultado.

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 que características não observáveis – por exemplo, a dedicação do trabalhador, ou a qualidade da escolaridade – introduzam vieses nas estimativas do efeito do tratamento.

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 diferenças em diferenças, de forma a encontrar o impacto do fundo sobre a diferença de salário entre 2013 e 2003. Essa combinação de métodos é indicada por minimizar o viés de seleção, ao considerar a heterogeneidade individual.

4 BASE DE DADOS

Para este estudo, são utilizados os microdados identificados da Relação Anual de Informações Sociais, do Ministério do Trabalho, para 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; Programa de Integração Social (PIS), data de contratação e de desligamento; Cadastro de Pessoa Física (CPF) do trabalhador; entre 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 1 SM (R\$ 240,00, em 2003, e R\$ 678,00, 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; e os indivíduos com menos que 14 e mais que 64 anos. As pessoas (CPFs) que possuíam mais que um vínculo empregatício tiveram seus salários agregados. 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 de 2013.

Em relação aos dados do Fies, o banco de dados original, fornecido pelo FNDE, atual agente operador do fundo, contém 633,5 mil observações concernentes ao nome, à data de assinatura do contrato, à data inicial da fase de utilização, à data final da fase de utilização do Fies e ao CPF daqueles que tiveram acesso ao programa, entre 1999 e 2014. Porém, os dados utilizados nesse estudo são de estudantes que iniciaram e terminaram a fase de utilização do fundo 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.

Em seguida, essas três bases (Rais 2003 e 2013 e banco de dados do Fies) foram concatenadas por meio do CPF (variável-chave). É importante esclarecer que, dos 98,7 mil beneficiários que utilizaram o fundo entre 2004 e 2012, apenas 10,8 mil foram encontrados em ambas as Rais. 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 de 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%).¹⁰ Isso já mostra que o perfil dos beneficiários do Fies é bastante diferente do trabalhador formal mediano. Além disso, os participantes do programa são sete anos mais jovens, têm um salário por hora inferior, antes da participação no programa (R\$ 5,73 *vis-à-vis* R\$ 9,13), e apresentam probabilidade de 8,2% – isto é, quase duas vezes mais, de ter nível superior incompleto em 2003.

TABELA 1
Estatísticas descritivas, por grupos de tratados e controles (2003 e 2013)

	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
Superior incompleto	0,042	0,200	0,117	0,321	0,312	0,463	0,082	0,274
Salário por hora (2003)	9,13	16,61	8,51	11,28	11,74	15,53	5,73	5,03
Salário por hora (2013)	18,53	62,47	17,71	35,65	31,10	62,83	19,11	41,81
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.
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. Essa aproximação entre os perfis iniciais foi o que motivou a escolha de outro grupo de controle.

Por sua vez, os trabalhadores no terceiro grupo de controle têm características mais distintas, exceto pelo fato de que a maioria também é de mulheres e pelo fato de que todos conseguiram completar o ensino superior até 2013. Mas é nesse

10. Observe-se que as participações dos grupos omitidos, como mulheres, brancos e habitantes da região Norte, podem ser calculadas residualmente. Ao mesmo tempo, esses grupos formam as bases suprimidas nas seguintes estimações.

grupo de comparação que se percebe nitidamente a diferença entre aquelas pessoas que pagam por conta própria sua formação e o público-alvo do Fies. Conforme visto na tabela 1, quem requer esse fundo 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 formarem-se com a ajuda do Fies, assim como os que moram no Nordeste, no Sul e no Norte. Porém, como veremos mais afrente, esses 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, nota-se que o incremento no salário dos trabalhadores, entre 2003 e 2013, é maior para aqueles que usaram o fundo para cursar o nível superior, comparado aos que não usaram. Entre aqueles que usaram o Fies, o incremento real do salário é de 234%, passando de R\$ 5,73, em 2003, para R\$ 19,11, em 2013 – a preços de 2013. Entre os trabalhadores como um todo, o aumento é de 103%, passando de R\$ 9,13 para R\$ 18,53 – a preços de 2013.

5 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 a esse fundo. 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 40% a menos de probabilidade de usar o Fies em relação à mulher no 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 fundo 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 parda e preta têm maior probabilidade de usar o Fies do que os de cor branca no grupo 3, até mesmo com os demais controles individuais. Não é claro o motivo para esse fato.

Entre 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 nesse grupo-base. Nas três estimações, aqueles indivíduos que tinham ensino médio completo mostram a probabilidade mais alta de recorrer ao fundo, o que faz sentido porque esse 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 12% e 6%, nos grupos de controle 1 e 2, respectivamente. Esses resultados podem ser explicados pelo fato de o indivíduo mais jovem estar mais 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. Esse resultado também pode ser visto a partir das estatísticas descritivas na tabela 1. Por sua vez, no grupo 3, o coeficiente indica que os participantes do fundo são mais velhos. Essa 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 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. Nesses casos, quem têm entre 4 SMs e 6 SMs em uma chance maior de recorrer ao Fies comparado aos demais níveis, tanto mais altos e mais baixos. No grupo 3, porém, a relação entre salário e utilização do fundo é negativa e decrescente. É comum, nas três estimações, que indivíduos com um salário inicial acima de 7 SMs em 2003 tenham menor participação no Fies. Esse 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). Essas 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%), no que concerne a trabalhadores na região Norte. Somente na região Nordeste, a probabilidade de utilizar o Fies é maior.

Entre 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 fundo é bastante limitado, mostrando resultados que não são estatisticamente significantes.

TABELA 2
Resultados da estimação *logit* por grupos de escolaridade (2003-2013)

Variáveis	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3
	Todos os níveis	Médio completo + superior incompleto	Médio completo + superior incompleto + superior completo (2013)
Masculino	0.598*** (0.013)	0.628*** (0.015)	0.894*** (0.027)
Indígena	1.227* (0.142)	1.339** (0.176)	1.446** (0.238)
Amarela	0.993 (0.119)	0.974 (0.138)	0.867 (0.165)
Preta	1.046 (0.051)	1.088 (0.062)	1.499*** (0.113)
Parda	1.058** (0.027)	1.112*** (0.032)	1.259*** (0.046)
Fundamental completo	2.405*** (0.160)	- -	- -
Médio incompleto	4.268*** (0.273)	- -	- -
Médio completo	8.815*** (0.514)	1.141*** (0.043)	2.707*** (0.121)
Superior incompleto	7.695*** (0.532)	- -	- -
Superior completo	2.589*** (0.220)	- -	- -
Idade	0.875*** (0.011)	0.936*** (0.015)	1.100*** (0.025)
Idade ²	1.000* (0.000)	0.999* (0.000)	0.998*** (0.000)
Experiência	1.004** (0.002)	1.000 (0.002)	0.991*** (0.002)
Idade_experiência	1.000** (0.000)	1.000 (0.000)	1.000*** (0.000)
Salário (3 SM)	1.190*** (0.030)	1.158*** (0.033)	0.813*** (0.029)
Salário (4 SM)	1.208*** (0.043)	1.169*** (0.046)	0.656*** (0.033)
Salário (5 SM)	1.108** (0.055)	1.088 (0.059)	0.512*** (0.036)
Salário (6 SM)	0.978 (0.063)	1.000 (0.070)	0.431*** (0.038)
Salário (7-8 SM)	0.799*** (0.055)	0.829** (0.062)	0.319*** (0.030)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3
	Todos os níveis	Médio completo + superior incompleto	Médio completo + superior incompleto + superior completo (2013)
Salário (9-10 SM)	0.618*** (0.066)	0.612*** (0.078)	0.207*** (0.034)
Salário (11+ SM)	0.395*** (0.043)	0.484*** (0.061)	0.143*** (0.023)
Agropecuária	0.700*** (0.080)	0.914 (0.131)	0.919 (0.169)
Indústria extrativista	1.234 (0.240)	1.371 (0.290)	1.365 (0.363)
Construção	1.312*** (0.094)	1.507*** (0.123)	1.165 (0.126)
Comércio	1.239*** (0.038)	1.143*** (0.041)	1.085* (0.053)
Serviços	1.274*** (0.040)	1.274*** (0.046)	0.872*** (0.042)
Serviços de utilidade pública	2.058*** (0.235)	1.787*** (0.229)	1.191 (0.200)
Outros	1.687*** (0.081)	1.635*** (0.092)	0.961 (0.073)
Educação e saúde	2.593*** (0.091)	2.518*** (0.099)	1.641*** (0.083)
Administração pública	2.466*** (0.117)	2.116*** (0.117)	1.047 (0.074)
Nordeste	1.197*** (0.062)	1.163*** (0.066)	1.121 (0.082)
Sudeste	0.717*** (0.036)	0.678*** (0.038)	0.654*** (0.046)
Sul	0.827*** (0.045)	0.840*** (0.050)	0.891 (0.069)
Centro-Oeste	0.843*** (0.051)	0.759*** (0.052)	0.699*** (0.061)
Constante	0.007*** (0.001)	0.023*** (0.005)	0.894*** (0.027)
Observações	9.964.399	3.576.482	765.983
LR Qui2	13850	4569	2703
Pseudo R2	0.102	0.047	0.062
Prob < Qui2	0	0	0

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: A variável dependente assume o valor 1 se o indivíduo utiliza o Fies entre 2004 e 2012 e valor 0 caso não usou. Todas as variáveis são em valores de 2013. 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\$ 3,93 no salário por hora dos trabalhadores do grupo 1. Por sua vez, no grupo 2, o impacto é de R\$ 3,99 – todos os valores a preços de 2013. Porém, o impacto não é significativo no grupo 3. A comparação com os grupos 1 e 2 indica os efeitos positivos do fundo, levando a um aumento do salário real em torno de 26%. 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 diferença estatisticamente significativa entre salários de indivíduos com educação superior que utilizaram o fundo ou não. Nessa 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 (2003-2013)

Grupo de controle	Amostra	Média – tratados	Média – controle	Diferença	Erro-padrão	Estatística t
Grupo 1	Original	19,11	18,53	0,58	0,60	0,96
	Pareado	19,11	15,18	3,93	0,54	7,30
Grupo 2	Original	19,08	17,71	1,37	0,39	3,49
	Pareado	19,08	15,09	3,99	0,56	7,02
Grupo 3	Original	22,65	31,10	-8,45	0,89	-9,52
	Pareado	22,65	22,88	-0,23	0,92	-0,25

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: O pareamento é feito por meio do algoritmo *nearest neighbour*, utilizando-se o *propensity score* estimado pela *logit* (tabela 2). A variável de interesse é o salário em 2013 – a preços desse ano. 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 diferenças em diferenças. Os resultados, conforme mostra a tabela 4, apontaram 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. A tabela mostra que o incremento do salário entre 2003 e 2013 foi de R\$ 13,38 para participantes do Fies e de R\$ 9,60 para indivíduos com características parecidas, no grupo 1, mas sem a participação no fundo. Portanto, em termos do aumento do salário ao longo do tempo, o impacto para tal grupo é de 39,6%. No grupo 2, o salário dos participantes aumentou 41% em relação ao salário dos não participantes e representa adicional de R\$ 3,87 por hora. Por sua vez, no grupo 3, o impacto em termos reais foi estatisticamente nulo.

TABELA 4
Resultados do ATT sobre a diferença de salário por grupos de controle (2003-2013)

Grupo de controle	Amostra	Média – tratados (R\$)	Média – controle (R\$)	Diferença (R\$)	Erro-padrão	Estatística t
Grupo 1	Original	13,38	9,40	3,98	0,59	6,96
	Pareado	13,38	9,60	3,78	0,53	7,11
Grupo 2	Original	13,26	9,19	4,06	0,37	10,89
	Pareado	13,14	9,39	3,87	0,56	6,88
Grupo 3	Original	16,72	19,36	-2,64	0,86	-3,06
	Pareado	16,72	17,03	-0,31	0,92	-0,34

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: O pareamento é feito por meio do algoritmo *nearest neighbour*, utilizando-se o *propensity score* estimado pela *logit* (tabela 2). A variável de interesse é a diferença do salário entre 2003 e 2013 – a preços de 2013. 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 equilibrada.¹¹ 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, servem como testes de robustez. Por exemplo, na tabela 5, distinguem-se os indivíduos tratados conforme o tempo após a conclusão do contrato do fundo. 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-se 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 três ou quatro anos ganham em torno de R\$ 4,30 por hora a mais que alguém que concluiu o curso somente no ano anterior. Isso mostra que, aparentemente, não haveria 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\$ 5,88 – R\$ 6,44 adicionais.

11. Os resultados completos podem ser solicitados aos autores.

TABELA 5
Resultados do ATT sobre o salário por grupos de controle e tempo depois da conclusão do contrato do Fies (2003-2013)
 (Em R\$)

Tempo depois da conclusão	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3	
<= 1 ano	1,48	[1,76]	0,96	[1,81]	-2,09	[3,05]
1 – 2 anos	1,71	[0,67]	2,39	[0,57]	-0,79	[1,03]
3 – 4 anos	4,56	[0,88]	4,10	[0,91]	-0,52	[1,45]
5+ anos	5,88	[1,18]	6,44	[1,38]	0,81	[2,15]

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: O pareamento é feito por meio do algoritmo *nearest neighbour*, utilizando-se o *propensity score* estimado pela *logit* (tabela 2). A variável de interesse é o salário nesse ano – a preços de 2013. 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. Visto que medicina, farmácia e odontologia são alguns dos cursos com as mensalidades mais altas e os cursos de letras, por exemplo, alguns com as mensalidades mais baixas, os retornos esperados após a conclusão do curso também deveriam variar de acordo com as mensalidades. Partindo-se 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-se também que alunos formados em uma excelente universidade tenham maior probabilidade de encontrar um emprego bem-remunerado. A tabela 6 revela claramente que essas 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 apenas de R\$ 1,94, esta passa para R\$ 1,61, R\$ 4,52 e R\$ 7,35, no quartil com os contratos mais valiosos no grupo 1. Nos outros dois grupos, percebe-se tendência parecida. Diferentemente dos resultados anteriores, os coeficientes no grupo 3 também são significantes. Indivíduos formados em cursos com as mensalidades mais baixas ganham R\$ 4,25 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 é significativamente diferente, tanto do 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 diferentes valores dos contratos (2003-2013)
 (Em R\$)

Valor do contrato ao ano (%)	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3	
< 25	1,94	[1,21]	1,29	[0,72]	-4,25	[1,96]
25 – 50	1,61	[1,24]	2,90	[1,15]	-1,06	[1,63]
50 – 75	4,52	[1,24]	5,73	[1,40]	1,67	[2,01]
>75	7,35	[1,06]	5,62	[1,17]	0,47	[1,73]

Fonte: Rais

Elaboração dos autores.

Obs.: O pareamento é feito por meio do algoritmo *nearest neighbour*, utilizando-se o *propensity score* estimado pela *logit* (tabela 2). A variável de interesse é o salário em 2013 – a preços desse ano. 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 três e cinco 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 dois anos – por exemplo, 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 esse fundo 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 esse padrão com todos os três grupos de controle. Pela primeira vez, os resultados também são significantes para o grupo de controle número 3 e demonstram 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\$ 3,47 a menos, enquanto quem estuda por seis anos ou mais recebe R\$ 3,65 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.

TABELA 7
Resultados do ATT sobre o salário por grupos de controle e duração do contrato do Fies (2003-2013)
 (Em R\$)

Duração do contrato	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3	
<= 2 anos	2,03	[0,93]	1,95	[1,02]	-3,47	[1,51]
3 – 5 anos	4,22	[0,63]	4,55	[0,65]	-0,12	[1,10]
6+ anos	5,29	[2,90]	1,64	[3,34]	3,65	[2,15]

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: O pareamento é feito por meio do algoritmo *nearest neighbour*, utilizando-se o *propensity score* estimado pela *logit* (tabela 2). A variável de interesse é o salário em 2013 – a preços desse ano. A tabela mostra somente a diferença entre as médias dos dois grupos depois do pareamento e, entre colchetes, o referente erro-padrão.

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 positivo, e os investimentos em educação superior podem ser amortizados com salários elevados. A seção seguinte examina com mais cuidado a viabilidade do fundo em termos individuais.

6 CUSTOS E BENEFÍCIOS INDIVIDUAIS DO ACESSO AO FIES

Nesta seção, comparam-se duas alternativas para o potencial estudante: i) receber o valor equivalente ao subsídio do Fies e não cursar a graduação; e ii) cursar a graduação com o auxílio do fundo. O cotejamento das opções, em termos monetários, permite avaliar se – na esfera individual – o Fies faz sentido financeiro e fornece evidências sobre a viabilidade ou não desse programa.

Diversas são as restrições desse exercício. Tentou-se utilizar parâmetros que refletem, ao menos *ex ante*, aproximações sensatas que permitem comparação. A tabela 8 apresenta os parâmetros e a fonte das informações.

TABELA 8
Parâmetros para as simulações

Parâmetros	Valor	Fonte
Valor médio da mensalidade (R\$)	955	Nascimento e Longo (2016)
Subsídio implícito (%)	47	Nascimento e Longo (2016)
Duração do curso	48 meses	Nascimento e Longo (2016)
Taxa de juros	6,5 a.a.	Suposição
Idade de conclusão do curso	23	Suposição
Expectativa de vida ao se formar	54 anos	IBGE (2016)
Impacto do Fies mensal (R\$)	691	Tabela 3 – grupo 2, em termos mensais (IPCA)

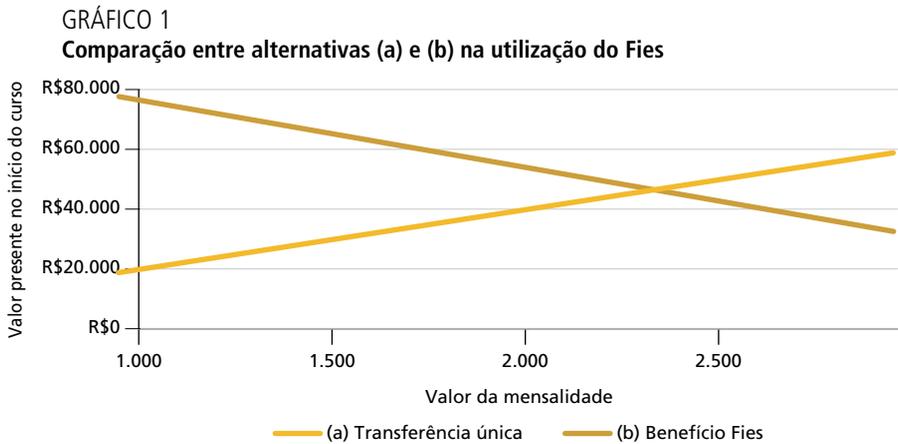
Elaboração dos autores.

Nascimento e Longo (2016) estimaram que – utilizando-se a regra válida do Fies até o primeiro semestre de 2015 – o subsídio implícito do Fies seria de 47%. Ou seja, considerando o período de carência e os juros subsidiados, o estudante receberia um valor equivalente a esse percentual como benefício. Por simplificação, admitiu-se que o beneficiado recebe o valor estimado do impacto até o final da vida e que não há heterogeneidade entre o preço das mensalidades, nem entre os retornos da graduação.

A opção (a), *receber o benefício do Fies e não cursar a graduação*, equivale apenas ao valor presente da parcela do subsídio implícito durante 48 meses. Por sua vez, o valor da opção (b), *ser beneficiado pelo Fies e cursar a graduação*, é obtido pela diferença entre os valores presentes do fluxo de benefícios salariais de ter cursado a graduação e da parcela da mensalidade remanescente de responsabilidade do aluno. Com os parâmetros da tabela 8, a opção (b), sem muita surpresa, é favorável mesmo que o aluno entre no mercado de trabalho aos 65 anos de idade. Se ele começar a trabalhar aos 23 anos, a opção (a) tem um valor presente de R\$ 18.996,00 contra os R\$ 77.258,00 para a opção (b).

Em vez de manter fixas as mensalidades, decidiu-se simular as alternativas para um amplo espectro de valores, mantendo os demais parâmetros da tabela 8 constantes. O gráfico 1 apresenta o resultado dessa análise. Apenas para valores muito altos de mensalidade (acima de R\$ 2.300,00), o recurso ao Fies é menos atraente do que a opção (a).

Em suma, considerando-se o limite superior do efeito estimado do Fies nos salários e com parâmetros razoáveis, a graduação com recurso ao fundo seria preferível em relação ao pagamento em uma vez do valor subsídio implícito. Assim, do ponto de vista individual e comparando-se com um contrafactual bastante restrito, o Fies faz sentido. No entanto, talvez seja mais apropriado avaliar o benefício de uma alocação alternativa desses recursos em outras políticas públicas. Para fins de comparação, o benefício para os menores de 15 anos no Programa Bolsa Família (PBF) é de R\$ 39,00/mês, em outubro de 2016. Ou seja, admitindo-se os parâmetros da tabela 8, o subsídio mensal para apenas um aluno – isto é, R\$ 449,00 (47% de R\$ 955,00) – equivale a mais de onze benefícios do Bolsa Família.



7 CONCLUSÃO

Este artigo contribuiu ao estimar o impacto do Fies 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, na educação, na 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 fundo 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 impacto real de 27% – isto é, incremento de R\$ 3,93 no salário real do grupo 1 (com todos os níveis de escolaridade); impacto de 26% (R\$ 3,99) se a referência for o grupo 2 (indivíduos com nível médio completo e nível superior incompleto em 2003) e impacto insignificante no grupo 3 (aqueles indivíduos no grupo 2, mais os com nível superior completo em 2013). Ao combinar o pareamento com diferenças em diferenças, 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 39% maior para indivíduos que se formaram com a ajuda do Fies, em comparação com o grupo controle 1. Esse impacto é de 41% 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 resposta incontroversa. Quando se considera que aqueles que utilizaram esse fundo não chegariam ao nível

superior sem o benefício desse empréstimo subsidiado, então a referência adequada seria o grupo 2. Por sua vez, 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 fundo.

A partir dos resultados, pode-se concluir que no grupo de controle 2, que abrange os potenciais usuários do Fies – isto é, indivíduos com nível médio completo e que ainda não possuem graduação –, o impacto do aumento do capital humano é positivo e considerável. Isso talvez indique que o fundo levou as pessoas a seguir seus estudos e também que, na ausência do programa, estas não teriam concluído o nível 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 o crédito subsidiado não afetou 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 parecem ser indistinguíveis de outros trabalhadores com ensino superior.

Uma estimativa simplificada permite avaliar o custo do Fies para o Tesouro Nacional e seus benefícios. A partir da estimativa do subsídio implícito de Nascimento e Longo (2016), estimou-se que – ao nível do indivíduo – cursar o nível superior com auxílio do fundo é mais atraente do que receber em apenas um pagamento equivalente ao valor presente do benefício. Em outras palavras, por meio do Fies, o Estado apoia um investimento em educação que rende um valor presente maior que o subsídio implícito desse fundo. Nessa simulação, foram ignoradas quaisquer externalidades do Fies, possíveis impactos dinâmicos ou de aumento de arrecadação e até mesmo aplicações alternativas dos recursos desse fundo.

Além dos cuidados usuais na interpretação dos resultados de estimativas resultantes de métodos PSM, outros são necessários. Em primeiro lugar, efeitos de equilíbrio geral foram ignorados, como se a ampliação da educação superior não tivesse trazido qualquer efeito sobre os retornos médios da educação. Em segundo, o efeito calculado do Fies somente é válido para o mercado formal de trabalho, e o programa pode ter tido outros resultados na formação de profissionais liberais ou empreendedores.

REFERÊNCIAS

BRASIL. Ministério da Fazenda. **Diagnóstico do Fies**. Brasília: ME, 2017.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. **Journal of Economic Surveys**, v. 22, n. 1, p. 31-72, 2008.

CAMERON A. C.; TRIVEDI P. K. **Microeconometrics methods and applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

CHAPMAN, B. Income contingent loans for higher education: international reform. *In*: HANUSHEK, E.; WELCH, F. (Eds.) **Handbook of the economics of education**. Amsterdam: Elsevier, 2006. v. 2, p. 1435-1503.

FONSECA, A.; FAGNANI, E (Orgs). **Políticas sociais, desenvolvimento e cidadania**. São Paulo: Editora Fundação Perseu Abramo, 2013. v. 2, p. 66-90.

GARRIDO, M. M. *et al.* Methods for constructing and assessing propensity scores. **Health Services Research**, v. 49, n. 5, p. 1701-1720, 2014.

HECKMAN, J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. **Review of Economic Studies**, v. 65, n. 2, p. 261-294, 1998.

IMBENS, G. W.; WOOLDRIDGE J. M. Recent developments in the econometrics of program evaluation. **Journal of Economic Literature**, v. 47, n. 1, p. 5-86, 2009.

MENEGUIN, F. B.; FREITAS, I. V. B. **Aplicações em avaliação de políticas públicas: metodologia e estudos de caso**. Núcleo de Estudos e Pesquisas – Consultoria Legislativa. Brasília: Senado Federal, 2013. (Textos para Discussão, n. 123).

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: Columbia University Press, 1974.

NASCIMENTO, P. A. M.; LONGO, G. F. Qual o custo implícito do Fies para o contribuinte brasileiro. **Radar**, Brasília, n. 46, p. 13-21, ago. 2016.

OLIVEIRA, F.; TERRA, R.; OLIVEIRA G. Uma avaliação do programa de qualificação profissional bolsa futuro: efeitos médios e heterogêneos. *In*: ENCONTRO PERNAMBUCANO DE ECONOMIA, 4., 2015, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Corecon, 2015.

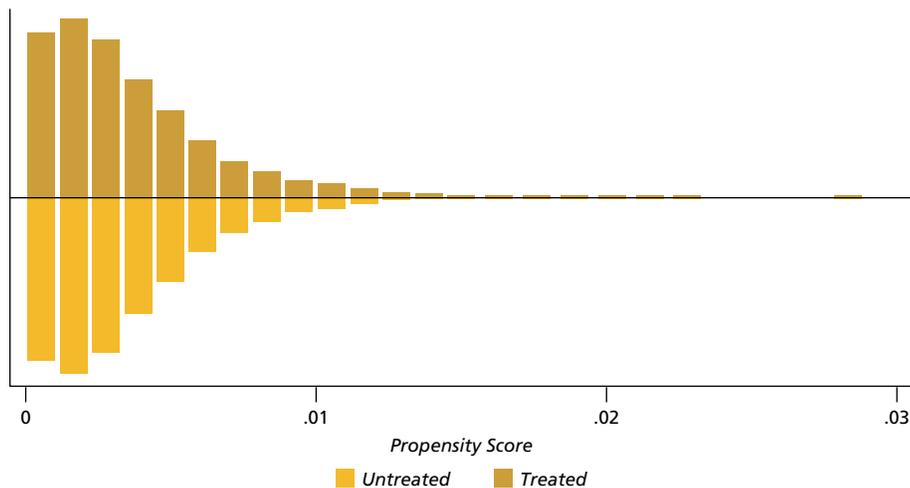
ROSEMBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.

RUBIN, D. B. Assignment to treatment group on the basis of a covariate. **Journal of Educational and Behavioral statistics**, v. 2, n. 1, p. 1-26, 1977.

SOARES, S.; IZAKI, R. S. **A participação feminina no mercado de trabalho**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 923).

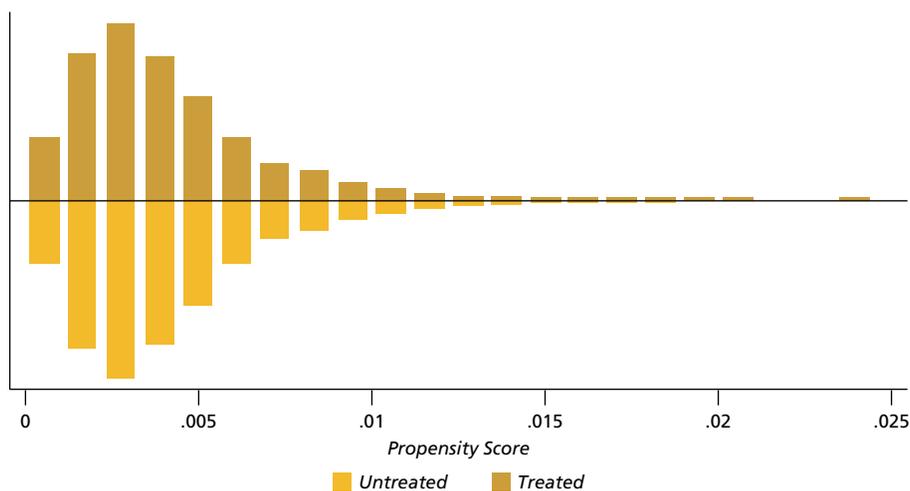
APÊNDICE A

GRÁFICO A.1
Common support para o grupo 1 (2003)



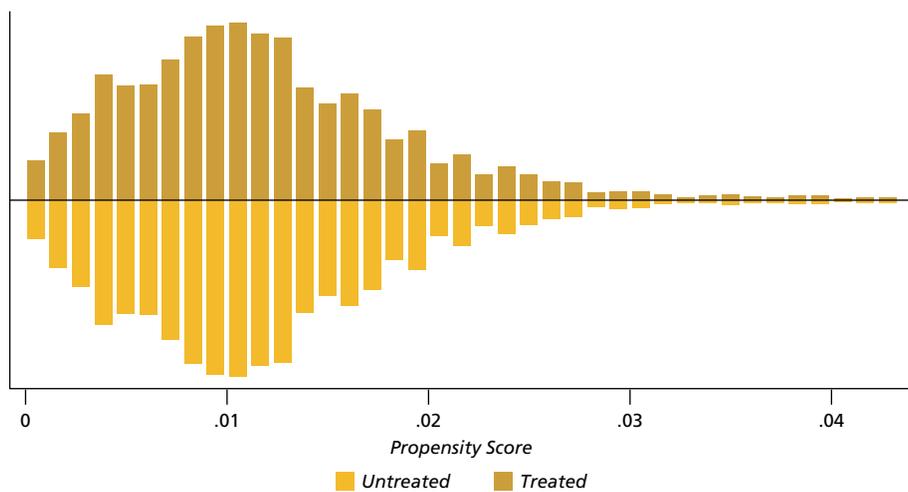
Fonte: Relação Anual de Informações Sociais do Ministério da Economia (Rais/ME) de 2003.
 Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.2
Common support para o grupo 2 (2003)



Fonte: Rais/ME de 2003.
 Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.3
Common support para o grupo 3 (2003)



Fonte: Rais/ME de 2003.
Elaboração dos autores.

Originais submetidos em: abril de 2017

Última versão recebida em: novembro de 2018

Aprovada em: novembro de 2018