

Políticas de financiamento estudantil: Análise de impacto do Fies no tempo de conclusão do ensino superior

Kalinca Léia Becker¹
Mário Jorge Mendonça²

Resumo: Esse estudo avaliou o impacto do Fies no tempo total e no atraso da conclusão da educação superior dos alunos matriculados em cursos presenciais de instituições privadas, com base nas informações do Inep de 2007 a 2017. As estimativas do efeito médio do tratamento nos tratados indicaram que a participação no Fies aumentou ambos os resultados analisados, tempo total e atraso. Na 1ª fase da política, de 2000 a 2009, o aumento no tempo de conclusão para os alunos que receberam o Fies foi de 8,5 meses. Já na 2ª fase, de 2010 a 2014, que caracteriza-se pelo afrouxamento nas regras de concessão e pagamento do empréstimo, esse aumento passou para 2,4 anos. No caso do atraso na conclusão do curso, o resultado foi significativo apenas na 2ª fase, indicando um aumento de 1,8 anos para os alunos que receberam o Fies.

Palavras-chave: Crédito estudantil, Fies, Tempo de conclusão, Escore de propensão, Entropia.

Student funding policies: an analysis of the Fies impact on the completion time of higher education

Abstract: This study evaluated the impact of Fies on the total time and delay of the completion of higher education students enrolled in presential courses at private institutions, based on information from INEP between 2007 and 2017. Average Treatment Effect on Treated estimates indicated that the participation in Fies has increased both the results analyzed, i.e., the total time and delay. In the first stage of the policy, from 2000 to 2009, the increase in the completion time for students who received Fies was 8.5 months. In the second stage, from 2010 to 2014, which is characterized by the flexibility of the rules for granting and paying off the loan, the increase was 2.4 years. In the case of a delay in completing the course, the result was significant only in the 2nd stage, indicating an increase of 1.8 years for the students who had received Fies.

Keywords: Credit for education, Fies, Completion time, Propensity score matching, Entropy.

JEL: D22, H52, I21

Área 12 - Economia Social e Demografia Econômica

¹ Professora na Universidade Federal de Santa Maria E-mail: E-mail: kalincabecker@gmail.com

²Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea. E-mail: mario.mendonca@ipea.gov.br.

1. Introdução

O atraso na conclusão do ensino superior é um problema recorrente em vários países do mundo, conforme evidenciado na revisão de literatura de Garibaldi et al. (2012). No Brasil, dos alunos de instituições privadas que realizaram o Exame Nacional de Desempenho de Estudantes (Enade), entre 2015 e 2017, aproximadamente 18% concluíram o curso em 6 anos ou mais. Estender o tempo de diplomação implica em custo de oportunidade devido ao impedimento, ainda que parcial, de obter renda por meio do trabalho e dos ganhos salariais associados ao diploma do ensino superior. Além disso, o atraso na conclusão do curso pode levar a depreciação do capital humano já adquirido e também prejudicar a disputa de vaga no segmento do mercado de trabalho pretendido pelo indivíduo.

Os motivos pelos quais os alunos atrasam a conclusão curso são variados e podem estar associados às preferências individuais de alocação do tempo, à expectativa de retorno à educação, à aversão ao risco e ao gosto pela educação (Cameron e Taber, 2004). Outro fator importante que pode levar o aluno a atrasar a conclusão do curso é a restrição orçamentária. Obter financiamento para cursar a educação superior é essencial para a permanência e para a conclusão do curso no período regular, principalmente na ausência de recursos familiares. Porém, os mercados de crédito para investimento em educação são imperfeitos, uma vez que o capital humano não pode ser oferecido como colateral, seja na forma de trabalho, seja na forma de habilidades futuras (Becker, 1962; Becker, 1967; Ljungqvist, 1993; Rocha, 2014).

Diante disso, muitos países do mundo possuem sistemas de financiamento e crédito estudantil para o ensino superior, que contribuem para aumentar as taxas de conclusão (Desjardins et al., 2002; Dynarski, 2003; Elsayed, 2016). Porém, é importante que a política tenha mecanismos para incentivar que o aluno conclua o curso no tempo regular, uma vez que, conforme destacado por Arendt (2013), a ajuda financeira, por tornar menos dispendioso permanecer na educação, pode aumentar o tempo de conclusão, o que levaria a um efeito contrário ao desejado.

Nesse mesmo sentido, Garibaldi et al. (2012) argumentam que o atraso na conclusão do curso geralmente acontece em contextos em que os custos do ensino superior não aumentam para os alunos que permanecem no curso além do tempo regular. Usando dados da Universidade Bocconi, na Itália, e regressões descontínuas, com base no fato de que alunos com menor renda familiar pagam uma menor taxa de matrícula, os autores observaram que um aumento de 1.000 euros nessa taxa para os alunos do último ano do curso reduz a probabilidade de graduação tardia em 5,2%.

No Brasil, uma das políticas de financiamento do ensino superior, voltada para alunos matriculados em instituições privadas com restrições orçamentárias, é o Fundo de Financiamento ao Estudante do Ensino Superior (Fies), implementada pelo governo federal no ano 2000. Como essa ajuda financeira é concedida na forma de empréstimo, é possível que incidência dos juros sobre a dívida funcione como uma forma de incentivo para a conclusão do curso no tempo regular. Porém, a reformulação da política no ano 2010 levou a um afrouxamento nas regras de concessão do financiamento e um aumento das facilidades de pagamento do empréstimo, o que pode ter reduzido os incentivos para concluir o curso no tempo regular.

Nesse contexto, o estudo pretende avaliar o impacto do Fies no tempo total e no atraso na conclusão do curso dos alunos matriculados em cursos presenciais de instituições privadas e observar se as mudanças nas regras do Fies em 2010 afetaram o padrão observado anteriormente. Para isso, estima-se o efeito médio do tratamento nos tratados (ATT), por meio dos métodos de pareamento por score de propensão e por entropia, que utilizam as características observáveis dos estudantes para construir o contra factual (estudantes que não receberam o Fies). Na tentativa de lidar com o possível viés das características não observáveis que influenciam a decisão individual de participar do Fies, serão também realizadas estimativas pelo método de Lewbel (2012), que consiste em explorar a heterocedasticidade dos erros no primeiro estágio da regressão para gerar instrumentos internamente. Os dados são dos estudantes que realizaram o Enade nos anos de 2007 a 2017.

2. Políticas de crédito para a educação superior e seus efeitos sobre os resultados escolares dos alunos

Conforme Dynarski (2003), existem três razões principais para a intervenção no mercado de crédito para a educação superior. A primeira, e talvez a mais discutida na literatura, é que os estudantes com restrições orçamentárias e que não tiverem acesso aos mercados de crédito, investirão menos em educação. Muitos estudos evidenciam a relação entre o baixo investimento em educação e as restrições orçamentárias da família e ao crédito. (Loury, 1981; Becker e Tomes, 1986; Jacoby, 1994; Belley e Lochner, 2007; Lochner e Monge-Naranjo, 2011). Isso implica que os resultados educacionais serão determinados não apenas pelos custos e benefícios do investimento, mas também pelas desigualdades preexistentes nos recursos familiares (Melguizo et al., 2015).

A segunda razão é a incerteza dos estudantes sobre os custos e benefícios da graduação, uma vez que o retorno à escolaridade pode mudar ao longo do tempo, devido a choques agregados no mercado de trabalho ou choques idiossincráticos no retorno de um ano a mais de educação ou de uma determinada especialização. Além disso, um estudante pode estar incerto sobre sua capacidade de concluir até mesmo um ano da faculdade. Se o retorno de um ano de faculdade é incerto, então, mesmo na ausência de restrições de liquidez, os indivíduos avessos ao risco investirão menos em educação. Se o governo é menos avesso ao risco do que os indivíduos, uma concessão para os custos de escolarização terá efeitos positivos no bem-estar (Dynarski, 2003).

Finalmente, a terceira razão é que a educação produz externalidades positivas, gerando retornos privados e sociais em várias dimensões, como maior produtividade e menor criminalidade, conforme evidenciado na revisão de literatura de Barbosa-Filho e Pessoa (2010). No Brasil, o rendimento médio dos trabalhadores com graduação é 185% maior daqueles que apenas completaram a Educação Básica. Assim, os gastos do governo com os programas de subsídio ao ensino superior podem ser compensados pelo aumento da arrecadação de impostos sobre a renda das pessoas mais escolarizadas.

Diante disso, os governos de muitos países promovem políticas públicas e intervenções no mercado de crédito para o financiamento para educação superior. Nos EUA, conforme Dynarski (2003) e Angrist et al. (2014), todo o ano, agências do governo e grupos privados distribuem bilhões de dólares em programas de financiamento para estudantes do ensino superior. O programa público de crédito educativo mais conhecido e que possui o maior número de beneficiários é o Stafford Loan, voltado para todos os estudantes de graduação e da pós-graduação. Estudantes com maior necessidade financeira podem pleitear uma modalidade do empréstimo em que os juros são pagos apenas ao final do curso, o chamado *subsidized loan*. Na outra modalidade, o estudante paga os juros do empréstimo enquanto está cursando a graduação (Resende, 2018).

Desjardins et al. (2002) analisaram o processo temporal de evasão com base em uma amostra dos alunos matriculados na Universidade de Minnesota. Os resultados indicaram que as bolsas e ajudas financeiras reduzem a probabilidade de trancar o curso e aumentam a probabilidade de conclusão. No mesmo sentido, empregando o método de *propensity score matching*, Elsayed (2016) observou que a concessão de benefícios fiscais aumenta em 8 pontos percentuais a probabilidade de o estudante concluir o ensino superior.

Já Dynarski (2003) analisou uma mudança na política de auxílio financeiro no início dos anos 80, que eliminou o Programa *Social Security Student Benefit*, para identificar o efeito desses auxílios na frequência e conclusão do ensino superior, estimando um modelo de diferenças-em-diferenças. Os resultados indicaram que a eliminação do programa de auxílio reduziu a probabilidade de frequência em mais de um terço. De maneira análoga, a oferta de subsídio aumentou a probabilidade de frequência e conclusão do ensino superior.

Arendt (2013) analisou uma reforma em grande escala do sistema de concessão e empréstimo estudantil dinamarquês em 1988 que, entre outras medidas, aumentou os subsídios para estudantes em 57%. Os resultados indicaram que a reforma reduziu as taxas de abandono escolar, mas não teve um efeito global nas taxas de conclusão, embora com uma variação substancial entre os subgrupos da população. O impacto sobre as taxas de abandono escolar foi mais elevado para os estudantes de origem socioeconômica mais baixa e o impacto nas taxas de conclusão foi mais elevado três anos após o tempo regular de conclusão.

Angrist et al. (2014) analisaram um grande programa aleatório de bolsas de estudos financiado pelo setor privado para estudantes de faculdades e universidades públicas de Nebraska. Os resultados indicaram que a ajuda financeira impulsionou as matrículas e a permanência dos alunos. Destaca-se que o auxílio oferecido aos candidatos não brancos, com desempenho acadêmico relativamente baixo, geraram os maiores resultados nas taxas de matrícula e permanência.

Na América Latina também observam-se algumas experiências positivas das políticas de auxílio financeiro aos estudantes da graduação. A Colômbia foi pioneira ao institucionalizar os programas de financiamento estudantil como política pública em 1950. No Chile, cerca de 85% dos estudantes estão matriculados em instituições de ensino superior privadas e o programa de financiamento atualmente vigente no país é o *Crédito con Aval del Estado* (CAE). Rau et al. (2012) estimaram um modelo estrutural de decisões sequenciais de escolaridade para avaliar o impacto do CAE sobre a evasão e o desempenho no mercado de trabalho dos seus beneficiários. Os resultados indicaram que o CAE tem um efeito positivo na redução das taxas de evasão, principalmente dos alunos de famílias de baixa renda. No entanto, os beneficiários do CAE têm salários mais baixos, o que os autores atribuem a um problema de incentivo no desenho do programa, que pode levar as instituições de ensino superior a reduzir a qualidade educacional.

Melguizo et al. (2015) avaliaram o impacto do programa *Acceso con Calidad a la Educación Superior* (ACCES), usando regressões descontínuas com base nos pontos de corte dos critérios de elegibilidade do empréstimo. Os resultados indicaram um efeito positivo do ACCES no aumento da taxa de matrícula, diminuição da taxa de evasão e aumento do desempenho acadêmico dos estudantes de baixa renda, em torno dos pontos de corte de elegibilidade do programa.

3. O Fies

O Fies é um programa do Ministério da Educação para a concessão de crédito aos estudantes regularmente matriculados nos cursos superiores de instituições de ensino privadas. O programa foi implementado pela Lei no 10.260/2001 e passou por grandes reformulações ao longo dos anos. Conforme Resende (2018), o histórico do Fies pode ser organizado em três fases principais, descritas no Quadro 1. Para cada etapa do programa Fies, esse quadro indica as suas principais características quanto às condições de pagamento e elegibilidade. A primeira fase, de 2001 a 2009, caracteriza-se pela consolidação da política, com clara preocupação com a inadimplência e com o equilíbrio fiscal.

Comparando-se a segunda fase, que ocorre no período de 2010 a 2014, com a primeira, verifica-se um afrouxamento das regras de concessão do financiamento e aumento das facilidades de pagamento do empréstimo, como menor taxa de juros e maior prazo para amortização. Esse afrouxamento pode ter reduzido os incentivos para a diplomação no tempo regular, uma vez que a redução dos custos de permanecer mais um ano no curso pode aumentar o tempo de conclusão (Garibaldi et al., 2012; Arendt, 2013). Além disso, essa facilidade para obtenção de crédito ocorrida na segunda fase gerou efeitos na inadimplência. Segundo projeções feitas com base nos fluxos financeiros dos contratos daqueles que ingressaram no programa entre o primeiro semestre de 2010 até o segundo semestre de 2016, o efeito total de perdas por inadimplência, subsídio implícito e despesa administrativa alcançará, no período 2017-2030, cerca de R\$ 11,1 bilhões em 2024 (Ministério da Fazenda, 2017).

Outra mudança nas regras do Fies nessa etapa foi que as inscrições passaram a ser feitas em fluxo contínuo, permitindo ao estudante solicitar o financiamento em qualquer período do ano. Também foram estabelecidos critérios de elegibilidade com base na renda familiar (até 20 salários mínimos) e qualidade do curso, mensurada por meio dos processos conduzidos pelo Ministério da Educação (conceito acima de 3). Assim, as matrículas Fies passaram de aproximadamente 5% do total das matrículas na rede privada em 2009 para 39% em 2015. Porém, esse crescimento se deu em um ritmo incompatível com a disponibilidade de recursos no médio e longo prazo, e com a transferência de uma parcela relevante dos riscos de financiamento ao setor público (Ministério da Fazenda, 2017). Além disso, Duarte e Mello (2014) evidenciaram que as mudanças nas regras do programa em 2010 causaram um aumento nas mensalidades.

Nesse contexto, em 2015, o Fies passou novamente por importantes mudanças, iniciando a terceira fase do programa, caracterizada por mudanças estruturais com o objetivo de adequar as regras às restrições fiscais vigentes e contribuir para a sustentabilidade da política. A partir do segundo semestre de 2015, os

financiamentos concedidos com recursos do Fies passaram a ter taxa de juros de 6,5% a.a. Os critérios de elegibilidade também tornaram-se mais restritivos. Tais reformulações levaram a uma redução de 61% na oferta de novos contratos de financiamento entre 2014 e 2015 (Resende, 2018).

No computo geral, verifica-se que embora mais de 1 milhão de novas matrículas tenham sido realizadas na rede privada entre 2009 e 2015, o Fies concedeu mais que o dobro de novos financiamentos, cerca de 2,2 milhões de estudantes Fies. Portanto, boa parte dos contratos do Fies foram celebrados com estudantes que já estavam na rede privada de ensino superior, e provavelmente com condições com as despesas do curso (Tesouro Nacional, 2015).

Quadro 1 – Principais características do Fies

		Primeira Fase 2000-2009	Segunda Fase 2010-2014	Terceira Fase 2015-2017
Condições de pagamento	Taxa de juros	Até 2006: 9% De 2006 a 2009: 3,5% a 6,5% De 2009 a 2010: 3,5%	3,4% a.a.	6,5% a.a.
	Carência	Até 2007: não havia carência, o estudante começava a pagar no mês seguinte ao encerramento do contrato 2007 -2009: 6 meses a partir do mês subsequente à conclusão do curso	18 meses a partir do mês subsequente à conclusão do curso	18 meses a partir do mês subsequente à conclusão do curso
	Prazo de amortização do contrato	Até 2010: 2 vezes a duração do curso	3 vezes a duração do curso +12 meses	3 vezes a duração do curso
	Pagamento de juros trimestrais (utilização e carência)	Sem reajuste desde 2009	R\$ 50,00	Até R\$ 150,00
Crítérios de elegibilidade	Renda familiar	Não havia menção ^a	Até 20 salários mínimos ^b	2015: 2,5 salários mínimos per capita 2016: 3 salários mínimos per capita
	Nota Enem	Não havia menção	Ter realizado o Enem no ano anterior	Nota mínima de 450 pontos na média do Enem e nota diferente de zero na redação
	Nota SINAES	Não havia menção	Conceito de qualidade 3	Prioritariamente IES com conceito de qualidade 5

Notas:

(a) O financiamento não poderia ser concedido ao estudante cujo percentual de comprometimento da renda familiar mensal bruta per capita fosse inferior a 20%.

(b) O comprometimento da renda familiar mensal bruta per capita deveria ser superior a 20%.

Fonte: Resende (2018)

4. Metodologia

O propósito deste estudo é estimar o efeito causal do Fies sobre o tempo total e o atraso na conclusão do curso de graduação (em anos), com base nas informações dos estudantes matriculados em cursos presenciais de instituições que realizaram o Enade entre 2007 e 2017. Para avaliar o efeito de uma política sobre os indivíduos tratados (aqueles que estão inscrito no Fies nessa base de dados) o ideal seria observar esses mesmos indivíduos na ausência dessa política. A metodologia padrão para formalizar este problema consiste na abordagem de resultado potencial (Rubin, 1974). Seja S_i um indicador de tratamento para o aluno i que assume o valor igual a um no caso ter recebido o Fies e zero, caso contrário. O resultado potencial para o tempo total ou atraso na conclusão do curso de graduação é definido como sendo $Y_i(S_i)$ para cada aluno i , onde $i = 1, \dots, N$, com N denotando a população total. O efeito de tratamento para um indivíduo i pode ser escrito como:

$$\beta_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (1)$$

O problema de avaliação fundamental surge devido ao fato de que apenas um dos resultados potenciais é observado. O resultado não observado é chamado de contra-factual. Portanto, a estimação do efeito do tratamento individual β_i não é possível, devendo o investigador se concentrar nos efeitos médios do tratamento (população). Assim, para estimar essa medida, toma-se como referência o efeito médio do tratamento nos tratados, β_{ATT} , de modo que,

$$\beta_{ATT} = E[Y_i(1) | S = 1] - E[Y_i(0) | S = 1] \quad (2)$$

Como a média contrafactual $E[Y_i(0) | S = 1]$ para os tratados não é observada, é preciso escolher um substituto adequado para estimar β_{ATT} . O emprego do resultado médio dos indivíduos não tratados, $E[Y_i(0) | S = 0]$, não resolve a questão, pois é provável que os fatores que determinam a decisão de tratamento também determinam a variável de interesse resultante, $Y_i(S_i)$. Neste caso, os resultados para os indivíduos do grupo de tratamento e de comparação iriam diferir mesmo na ausência do tratamento, levando ao chamado “viés de auto-seleção”. Assim, é necessário encontrar um contra-factual, ou seja, um grupo que represente qual teria sido o comportamento dos tratados na ausência do tratamento.

Para tratar esse problema serão utilizados dois métodos, o pareamento com escore de propensão, que estima probabilidade de o indivíduo ser tratado com base nas características observáveis, e o pareamento por entropia, que consiste em um esquema de reponderação (*reweighting scheme*) do grupo de controle para coincidir com os momentos do grupo de tratamento e, assim, alcançar um nível de balanceamento desejável para as distribuições das variáveis nesses grupos, ponderando as informações por meio de um conjunto de condições associados aos momentos dessas distribuições.

Ambos os métodos baseiam-se nas características observáveis dos estudantes para construir o contra-factual. Porém, para o recebimento Fies, é necessário que o indivíduo faça a solicitação, sendo contemplados aqueles que cumprirem os critérios de elegibilidade descritos no Quadro 1. Um tratamento que não é aleatório e a possibilidade de haver variáveis omitidas que influenciam a decisão de se inscrever no programa e também os resultados podem levar a estimativas viesadas do efeito do tratamento.

Assim, na tentativa de lidar com o possível viés das características não observáveis, o efeito do Fies sobre o tempo e o atraso na conclusão do curso também será estimado pelo método de Lewbel (2012), que consiste em explorar a heterocedasticidade dos erros no primeiro estágio da regressão para gerar instrumentos internamente. Embora essa técnica forneça estimativas menos confiáveis, o método tem produzido resultados semelhantes aos obtidos por meio de estimações com os instrumentos tradicionais (Erman e Hou, 2013; Tigre *et al.*, 2016).

No Brasil, Mesquita *et al.* (2017) empregaram o método de Lewbel para avaliar o impacto do Programa Bolsa Família sobre o trabalho infantil na tentativa de lidar com o problema da endogeneidade da renda familiar. Os resultados indicaram que o Bolsa Família pode reduzir a entrada precoce de crianças no mercado de trabalho, o que, conforme os autores, reforça a hipótese de que variáveis omitidas podem viesar os resultados de estudos do impacto do Programa sobre o trabalho infantil.

4.1. Pareamento com escore de propensão (*Propensity score matching*)

De modo a encontrar o grupo contra-factual será utilizado, primeiramente, a técnica de pareamento com escore de propensão, que é uma técnica bastante utilizada na literatura para encontrar um grupo de comparação similar ao tratamento com base nas características observáveis dos indivíduos que afetam a probabilidade de ser tratado (Rosenbaum e Rubin, 1983).

Para estimar β_{ATT} é preciso encontrar indivíduos pertencentes aos grupos tratados e controle que possam ser comparados, depois de ajustadas às características observadas para cada indivíduo i associadas a um vetor $X_i = [X_{i1}, \dots, X_{iN}]$, onde X_{ij} é a característica j do indivíduo i . Considera-se ainda a hipótese de independência condicional

$$Y(1), Y(0) \perp S \mid X, \text{ para } \forall X \quad (3)$$

Essa hipótese implica que a seleção é baseada unicamente nas características observáveis e que todas as variáveis que influenciam simultaneamente a atribuição do tratamento e os resultados potenciais são observadas, o que naturalmente é uma hipótese bastante forte. Deve-se ainda considerar que o pareamento se torna cada vez mais problemático a medida que a dimensionalidade de X aumenta³. Rosenbaum e Rubin (1983) sugerem as chamadas pontuações de balanceamento. Conforme os autores, se os resultados potenciais são independentes do tratamento, condicional à X , então eles também são independentes do tratamento, condicional a um balanceamento $b(X)$.

O escore de propensão, $p(S = 1 \mid X) = P(X)$, é a probabilidade de o indivíduo participar do tratamento (no caso, o aluno ser inscrito no Fies) dado os fatores observados X , de modo que a hipótese de independência condicional deve ser reescrita como

$$Y(1), Y(0) \perp S \mid P(X), \text{ para } \forall X \quad (4)$$

Assim é possível encontrar o efeito do tratamento para cada valor de X_i por meio da diferença das médias de $Y(1)$ e $Y(0)$ (Rosenbaum e Rubin, 1985). Dessa forma, a equação (2) pode ser reescrita como:

$$\beta_{ATT} = E\{E[Y_i \mid p(X_i), S_i = 1] - E[Y_i \mid p(X_i), S_i = 0]\} \quad (5)$$

Estima-se $p(X_i)$ por meio de um modelo logit ou probit, fazendo o *matching* do grupo de tratamento com o grupo de controle a partir da estimação por kernel (uma pessoa tratada comparada com uma ponderação das pessoas do controle).

Para que o pareamento com escore de propensão possa ser aplicado, além da hipótese de independência condicional, são necessárias algumas condições adicionais. Primeiro, é necessário que todas as unidades tratadas tenham correspondência com alguma unidade não tratada. Contudo, pode acontecer que existam unidades tratadas que não encontrem nenhuma unidade no grupo de não tratados com escore de propensão semelhantes. Em outras palavras, pode existir uma “falta de suporte apoio comum”, ou pouca sobreposição entre os escores de propensão do grupo tratamento e aqueles do grupo não tratados. Segundo, deve-se assegurar que não há diferenças sistemáticas nas características das unidades de tratamento e controle, além de exigir um conjunto extenso de dados. Hainmueller (2012) ressalta ainda que, ao estimar os escores de propensão, muitas vezes, é difícil balancear conjuntamente todas as covariadas, sendo necessário utilizar a iteração até que uma solução de balanceamento satisfatória seja atingida.

4.2. Pareamento por entropia

O pareamento por entropia é um procedimento que permite alcançar um nível de balanceamento desejável para distribuições das variáveis nos grupos de tratamento e controle, ponderando as informações por meio de um conjunto de condições associados aos momentos dessas distribuições. Conforme

³ O que é conhecido como maldição da dimensionalidade.

Hainmueller (2012), o método consiste em um esquema de reponderação que atribui um peso escalar a cada unidade de amostra, de forma que os grupos reponderados satisfaçam um conjunto de restrições de balanceamento que são impostas aos momentos das distribuições de covariadas.

Assim, considerando que o objetivo da análise é reponderar o grupo de controle para coincidir com os momentos do grupo de tratamento, a média do contra-factual pode ser estimada por:

$$E[Y^0 | S = 0] = \frac{\sum_{(i|S=0)} Y_i w_i}{\sum_{(i|S=0)} w_i} \quad (6)$$

onde w_i é um peso escolhido para cada unidade de controle. Os pesos são escolhidos pelo seguinte esquema de reponderação:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{(i|S=0)} h(w_i) \quad (7)$$

Sujeito às restrições de equilíbrio e normalização

$$\sum_{(i|S=0)} w_i C_{ri}(X_i) = m_r \quad \text{com } r \in 1, \dots, R \quad (8)$$

$$\sum_{(i|S=0)} w_i = 1 \quad (9)$$

$$w_i \geq 0 \quad \text{para todo } i \text{ tal que } S=0 \quad (10)$$

onde $q_i = 1/n_0$ é o peso base e $C_{ri}(X_i) = m_r$ descreve um conjunto de R restrições de balanceamento impostas aos momentos das covariáveis do grupo de controle reponderado. Uma típica restrição de balanceamento pode ser formulada de modo que m_r contenha o momento de uma determinada covariável X_{ji} do grupo de tratamento e as funções de momento para o grupo de controle são especificadas como $c_{ri}(X_{ij}) = X_{ij}^r$ ou $c_{ri}(X_{ij}) = (X_{ij}^r - \mu_j)^r$ com média μ_j .

O balanceamento por entropia, conforme aponta Hainmueller (2012), tem a vantagem de ajustar diretamente os pesos unitários aos momentos amostrais, garantindo que o balanceamento melhore para todos os momentos amostrais incluídos na reponderação.

4.3. Método de Lewbel

Sejam y e S variáveis endógenas e um vetor de variáveis exógenas X cujo processo gerador é definido pelas seguintes equações

$$y = X'\beta + \gamma S + \varepsilon_1 \quad (11)$$

$$S = X'\alpha + \varepsilon_2 \quad (12)$$

onde os distúrbios ε_1 e ε_2 podem ser correlacionados.

Queremos estimar os parâmetros γ e β no modelo. O método de variáveis instrumentais padrão para estimar γ e β consiste em encontrar um elemento de X que aparece em S , mas não em y e empregar esse regressor excluído como instrumento para S . O problema de identificação é que, possivelmente, nenhum elemento de X possa ser excluído da equação y . Dito de outra forma, não há

certeza de que algum elemento de β seja zero. Lewbel (2012) fornece um modo de identificação que dá embasamento a um modelo simples de estimador linear de dois estágios no caso em que nenhum elemento de X é elemento excluído de equação y e, portanto, não podendo ser usado como um instrumento para S . O método consiste em construir instrumentos válidos para y explorando informação contida na heteroscedasticidade de ε_2 . O estimador de Lewbel (2012) pode ser empregado da seguinte forma:

1. Estime $\hat{\alpha}$ por uma regressão de mínimos quadrados ordinários de S em X , obtendo os resíduos $\hat{\varepsilon}_2 = S - X'\hat{\alpha}$
2. Seja Z alguns ou todos os elementos de X . Estime $\hat{\beta}$ e $\hat{\gamma}$ por uma regressão de dois estágios de y em X e S usando como instrumentos $(Z - \bar{Z})\hat{\varepsilon}_2$ e X , onde \bar{Z} é a média amostral de Z .

Além da hipótese de exogeneidade para X , de modo que $E(X\varepsilon_1) = \mathbf{0}$, $E(X\varepsilon_2) = \mathbf{0}$ e $E(XX') = \mathbf{0}$, é necessário ainda que, para aplicação deste estimador, os seguintes pressupostos sejam satisfeitos:

$$C(Z, \varepsilon_1\varepsilon_2) = \mathbf{0} \text{ e } C(Z, \varepsilon_2^2) = \mathbf{0} \quad (13)$$

Lewbel (2012) mostra que uma variedade de modelos econométricos satisfaz essas suposições.

O método Lewbel (2012) pode ser empregado para lidar com um possível viés na estimativa de β_{ATT} causado pelas características não observáveis que influenciam o tratamento. Assim, parte-se da hipótese de que, se as correlações dos erros são causadas por fatores não observados, a identificação dos parâmetros estruturais pode ser obtida a partir de regressores não correlacionados com o produto dos erros heteroscedásticos. Dessa forma, o método consiste em explorar a heteroscedasticidade dos erros no primeiro estágio da regressão para gerar internamente instrumentos que possibilitem a identificação do modelo. Se U é uma variável omitida, que afeta a variável endógena de tratamento S e indiretamente y , é possível identificar o efeito causal de S em y , denotado por γ , através do Método de Momentos Generalizados (GMM).

Lewbel (2012) não assume explicitamente que S é uma variável contínua, deixando ainda por demonstrar se as hipóteses de identificação podem ser satisfeitas no caso de S não ser contínua. No caso que estamos analisando, temos que a variável S é uma variável indicadora, indicando se o indivíduo está ou não inscrito no Programa Fies e, portanto se enquadrando na categoria de variável binária. Felizmente, Lewbel (2016) mostra que as hipóteses de identificação podem ser satisfeitas quando S é binária.

Sendo S uma variável binária, então $S = X'\alpha + \varepsilon_2$ é um modelo de probabilidade linear. Pode-se admitir formas funcionais, de modo que $S = g(X'\alpha) + \varepsilon_2$, onde $g(X) = F(X'\alpha)$, sendo F uma função não linear do tipo logística ou uma função de distribuição acumulada normal. Podemos ainda admitir S como uma variável indicadora de tratamento não aleatoriamente assinalado, o que faz com que $\hat{\gamma}$ corresponda ao efeito do tratamento. Contudo, tal como assinala Lewbel (2016), não importa a forma de $g(X'\alpha)$, uma vez $\hat{\varepsilon}_2 = S - g(X'\hat{\alpha})$ tenha sido estimado, o passo 2, descrito acima, permanece o mesmo.

A presença de heteroscedasticidade, condição para a validade do método, pode ser analisada através do teste de Breusch-Pagan. Quanto maior o grau da heteroscedasticidade, maior será a correlação dos instrumentos gerados com as variáveis endógenas. Para testar a validade dos instrumentos, pode-se

empregar o teste de Sargan ou teste J de Hansen. Se a validade é rejeitada, então o modelo está mal especificado ou os instrumentos não são válidos. Já o teste de Kleibergen-Paap Wald pode ser implementado para observar se os instrumentos internos gerados são relevantes para o tratamento.

5. Dados e descrição das variáveis

Os dados são do Exame Nacional de Desempenho de Estudantes (Enade), realizado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep), com o objetivo de avaliar o desempenho dos estudantes concluintes dos cursos de graduação, em relação aos conteúdos programáticos, habilidades e competências adquiridas em sua formação. Além disso, são coletadas informações dos alunos, por meio de um questionário, com o objetivo subsidiar a construção do perfil socioeconômico dos estudantes. O Enade abrange todo o território nacional e a periodicidade da avaliação é trienal para cada área do conhecimento (I - Saúde, Ciências Agrárias e áreas afins; II - Ciências Exatas, Licenciaturas e áreas afins; III - Ciências Sociais Aplicadas, Ciências Humanas e áreas afins).

A primeira aplicação do Enade ocorreu em 2004. Entre 2004 e 2008, o Exame foi realizado por Amostragem Probabilística Estratificada (seleção dos alunos) e, a partir de 2009, passou a ser censitário. As informações sobre o recebimento do Fies estão disponíveis a partir de 2007. Assim, nesse estudo são analisadas as informações dos estudantes dos cursos de graduação presencial em instituições privadas, nos anos de 2007 a 2017, contemplando todas as áreas avaliadas no Exame.

Conforme descrito na seção 3 deste texto, o histórico do Fies pode ser organizado em três fases principais, com base nas reformulações que ocorreram nos critérios de elegibilidade e nas condições de financiamento. Nesse estudo, serão analisadas as duas primeiras fases da política, de 2000 a 2009 e de 2010 a 2014, de modo que amostra de informações dos estudantes serão organizadas em dois grupos. O primeiro grupo é composto pelas informações dos alunos que ingressaram no ensino superior após 2000 e concluíram o curso até 2009, contemplando a 1º fase da política. Para o segundo grupo, serão selecionados os estudantes que ingressaram na educação superior em instituições privadas entre 2010 e 2014, quando estavam vigentes os critérios da 2º fase da política, que caracteriza-se como a fase de grande flexibilização e expansão dos contratos. Devido ao reduzido número de estudantes que ingressaram na educação superior após as reformulações do Fies em 2015 e concluíram o curso até 2017, último resultado do Enade disponível, ainda não é possível avaliar precisamente a 3º fase do programa.

O impacto do Fies será analisado por meio de duas variáveis de resultados, que são o tempo total e o atraso na conclusão do curso, conforme descrito na Tabela 1. O tempo de conclusão é o total de anos que o aluno esteve matriculado no curso, desde o ingresso até a conclusão. Porém, os cursos diferem quanto ao prazo mínimo estipulado para a integralização, de modo que um estudante pode levar menos tempo para concluir a educação superior simplesmente porque o prazo mínimo regulamentar para a conclusão do curso que está matriculado é menor.

Diante disso, a variável atraso é definida como o número de anos que o estudante levou para concluir o curso além do prazo mínimo de integralização, de modo que os estudantes que concluíram o curso no tempo regulamentar ou antes, possuem atraso zero. Assim, além de levar em consideração os diferentes prazos de integralização dos cursos, essa variável capta o impacto do Fies especificamente sobre o atraso na conclusão do curso, para além do tempo regulamentar estipulado.

Conforme mencionado na seção de descrição da metodologia, a avaliação do impacto do Fies será realizada por meio da comparação dos resultados de dois grupos, o grupo tratamento, o qual considera os estudantes que atendem aos critérios de elegibilidade em cada fase da política, descritos na Tabela 1, e são beneficiários do Fies, e o grupo de controle, composto pelos estudantes que atendem aos critérios de elegibilidade, mas que não são beneficiários.

O pareamento dos grupos será realizado pelos métodos de score de propensão e entropia, com base na hipótese de independência condicional, ou seja, condicional nas características observáveis, a atribuição dos indivíduos ao grupo de tratamento ou ao de controle seria aleatória. Essa hipótese implica que, uma vez controladas uma série de características observáveis, dois indivíduos possuiriam a mesma probabilidade de receberem o Fies.

Tabela 1 – Definição das variáveis

(continua)

Controles	Descrição
Tempo de conclusão	Var. Dependente: Ano da conclusão – Ano de início da graduação
Atraso	Var. Dependente: Tempo de conclusão – Prazo mínimo de integralização do curso (disponível no Censo da Educação Superior). Obs: os estudantes que se formam no tempo regular ou em menos tempo possuem valor zero para a variável atraso.
Fies	Tratamento: Var. Bin. =1 se recebeu financiamento do Fies e 0 caso contrário (c.c.)
Idade	Idade (anos)
Homem	Var. Bin. =1 se o indivíduo é homem e 0 c.c.
Cor 0 (branco)	<i>Indivíduo branco (base). Var. categ. = 0</i>
Cor 1 (preto)	Indivíduo preto. Var. categ. = 1
Cor 2 (pardo)	Indivíduo pardo. Var. categ. = 2
Cor 3 (amar.)	Indivíduo amarelo. Var. categ. = 3
Cor 4 (indig.)	Indivíduo indígena. Var. categ. = 4
Escpai 0	<i>Pai nunca estudou ou não completou o Ensino Fundamental (base). Var. categ. = 0</i>
Escpai 1 (EF)	Pai com Ensino Fundamental. Var. categ.=1
Escpai 2 (EM)	Pai com Ensino Médio. Var. categ.=2
Escpai 3 (ES)	Pai com Ensino Superior. Var. categ.=3
Escmãe 0	<i>Mãe nunca estudou ou não completou o Ensino Fundamental (base). Var. categ. = 0</i>
Escmãe 1 (EF)	Mãe com Ensino Fundamental. Var. categ.=1
Escmãe 2 (EM)	Mãe com Ensino Médio. Var. categ.=2
Escmãe 3 (ES)	Mãe com Ensino Superior. Var. categ.=3
Estcivil 0	<i>Indivíduo solteiro (base). Var. categ. = 0</i>
Estcivil 1 (cas.)	Indivíduo casado. Var. categ. = 1
Estcivil 2 (sep.)	Indivíduo separado/viúvo. Var. categ. = 2
Cmora. 0	<i>Indivíduo mora sozinho (base). Var. categ. = 0</i>
Cmora. 1 (pais)	Indivíduo mora com pais e/ou parentes. Var. categ. = 1
Cmora. 2 (con.)	Indivíduo mora com cônjuge e/ou filhos. Var. categ. = 2
Cmora. 3 (rep.)	Indivíduo mora em república / alojamento / outros Var. categ. = 3
Trabalha	Var. Bin. =1 se o indivíduo trabalha e 0 c.c.
RF 0	<i>Renda Familiar até 3 salário mínimo (base). Var. categ.=0</i>
RF 1 (3 a 10)	Renda Familiar de 3 a 10 salários mínimos. Var. categ. = 1
RF 2 (10 a 30)	Renda Familiar de 10 a 30 salários mínimos. Var. categ. = 2
Sit. Fin. 0	<i>Não tem renda e os gastos são financiados por programas governamentais, pela família, ou por outras pessoas (base). Var. categ.=0</i>
Sit. Fin. 1 (aj.)	Tem renda, mas recebe ajuda da família ou de outras pessoas. Var. categ.=1
Sit. Fin. 2 (naj.)	Tem renda e não precisa de ajuda para financiar os gastos. Var. categ.=2
Sit. Fin. 3 (ct.)	Tem renda e contribui/ é responsável com o sustento da família. Var. categ.=3
EM Esc. Pub.	Var. Bin. =1 se realizou todo ou a maior parte do EM em escola pública e 0 c.c.
M.EM 0	<i>Modalidade: Ensino médio tradicional (base). Var. categ.=0</i>
M.EM1(Profis.)	Profissionalizante (técnico / magistério). Var. categ.=1
M. EM2(EJA)	Educação de Jovens e Adultos (EJA) e/ou Supletivo ou outra modalid. Var. categ.=2
Noturno	Var. Bin. =1 se estuda a noite e 0 c.c.
T IESO	<i>Tipo da Instituição: Universidade (base). Var. categ.=0</i>
T IES1 (CU)	Centro Universitário. Var. categ.=1
T IES2 (Facul.)	Faculdade. Var. categ.=2
Área conh. 0	<i>Área do conhecimento: Saúde, Ciências Agrárias e áreas afins. (base). Var. categ.=0</i>

Tabela 1 – Definição das variáveis

(conclusão)

Área conh. 1	Ciências Exatas, Licenciaturas e áreas afins. Var. categ.=1
Área conh. 2	Ciências Sociais Aplicadas, Ciências Humanas e áreas afins. Var. categ.=2
IGC	Índice geral de cursos: disponibilizado pelo INEP
Reg. 0	<i>Norte (base). Var. categ.=0</i>
Reg. 1	Nordeste. Var. categ.=1
Reg. 2	Sudeste. Var. categ.=2
Reg. 3	Sul. Var. categ.=3
Reg. 4	Centro-Oeste. Var. categ.=4

Fonte: INEP (Enade, Censo da Educação Superior e IGC)

Apesar de ser uma hipótese forte, a base de dados do Enade, embora não permita identificar o mesmo indivíduo ao longo do tempo, fornece uma série de características observáveis dos estudantes que podem afetar tanto o tratamento (Fies) quanto o resultado (tempo e atraso na conclusão do curso), conforme descrito na Tabela 1. Mesmo assim, na tentativa de lidar com o possível viés das características não observáveis que influenciam a decisão individual de solicitar o Fies, o impacto da política no tempo total e no atraso na conclusão do curso também será estimado pelo método de Lewbel (2012), descrito na seção da metodologia.

As variáveis idade, homem e cor referem-se às características do indivíduo. Desjardins et al. (2002) argumenta que os estudantes mais velhos têm maiores custos de oportunidade e, por isso, podem levar mais tempo para concluir o curso. É possível também que o tempo de conclusão do ensino superior seja diferente entre os grupos raciais, uma vez que as oportunidades de emprego e as taxas de retorno da educação sobre os salários divergem entre as categorias de cor, o que, por sua vez, pode interferir no processo de decisão de alocação do tempo entre trabalhar e estudar (Chadarevian, 2011).

Da mesma forma, a escolaridade dos pais também pode estar associada ao tempo de conclusão do curso, uma vez que vários estudos apontam que essa variável afeta os resultados escolares dos filhos e, conseqüentemente, as oportunidades no mercado de trabalho (Becker, 2018; Reis e Ramos, 2011).

Assim como os indivíduos mais velhos, indivíduos casados e que moram com o cônjuge ou filhos podem ter maiores custos de oportunidade de abdicar da renda do trabalho, em razão das obrigações familiares (Rocha, 2016). Os indivíduos que trabalham possuem menos tempo para se dedicar aos estudos e, dessa forma, é possível que levem um tempo maior para concluir o curso.

A renda da família é um importante determinante da demanda por educação. Kane (2003) aponta evidências uma forte correlação positiva da renda familiar sobre as taxas de matrícula, permanência e conclusão do ensino superior. As variáveis de rendimento da família e situação financeira buscam captar essa relação. A renda familiar também é uma variável importante para determinar a probabilidade de participação no Fies, uma vez que o critério vigente entre 2010 e 2014 é que essa renda deveria ser de até 20 salários mínimos e o comprometimento da renda familiar mensal bruta per capita deveria ser superior a 20%.

As variáveis do setor e da modalidade do ensino médio buscam identificar a qualidade da base escolar dos estudantes uma vez que, geralmente, os estudantes de escolas públicas e, principalmente, aqueles concluíram o ensino médio por meio do EJA ou supletivo apresentam piores resultados, o que pode aumentar o tempo de conclusão do curso (Oliveira et al, 2013).

Os estudantes que estudam à noite, geralmente, levam mais tempo para concluir o curso. As taxas de conclusão também podem divergir entre as diferentes áreas do conhecimento, bem como o tipo de instituição. Por fim, utiliza-se uma variável categórica para diferenciar as 5 regiões do país.

6. Resultados

Nesta seção apresentamos os resultados da avaliação do Fies com base nas metodologias descritas na seção 4 e nas informações dos estudantes dos cursos de graduação presencial em instituições privadas, observados nos exames do Enade do 2007 a 2017. Iremos aqui verificar qual foi o efeito do Fies sobre o

tempo total e atraso na conclusão do curso. O tempo de conclusão é o total de anos que o aluno esteve matriculado no curso, desde o ingresso até a conclusão, e o atraso é o número de anos que o estudante levou para concluir o curso além do prazo mínimo de integralização, de modo que os estudantes que concluíram o curso no tempo regulamentar ou antes, possuem atraso zero.

Tal como descrito no Quadro 1 da seção 3, o histórico do Fies pode ser organizado em três fases principais. Nesse estudo, analisamos as duas primeiras fases da política, de modo que as informações foram organizadas em dois grupos. O primeiro grupo é composto pelas informações dos alunos que ingressaram no ensino superior após 2000 e concluíram o curso até 2009, contemplando a 1ª fase do programa. Já o segundo grupo é composto pelas informações dos estudantes que ingressaram na educação superior entre 2010 e 2014, quando estavam vigentes os critérios da 2ª fase da política. Devido ao reduzido número de estudantes que ingressaram na educação superior após as reformulações do Fies em 2015 e concluíram o curso até 2017, último resultado do Enade disponível, ainda não é possível avaliar precisamente a terceira fase da política.

A seguir, na seção 6.1, faremos uma descrição dos resultados do modelo probit, que estima a probabilidade de participação no Fies e que serve de base para aplicação da metodologia de score de propensão. Foram incluídas no modelo todas as características observadas que podem afetar tanto o tratamento (Fies) quanto os resultados analisados, que são o tempo total e o atraso na conclusão do curso. Na seção 6.2 apresentaremos os resultados da avaliação de impacto do Fies sobre o tempo e atraso na conclusão do curso.

6.1. Probabilidade de participação no Fies

Na Tabela 2 estão representados os resultados do modelo probit, que estima a probabilidade de participação no Fies. A Tabela também apresenta os resultados da razão de chances (*odds ratio*), que corresponde ao fator estimado para o qual uma variável independente influencia a possibilidade de um resultado “favorável” da variável dependente binária.

Podemos observar que, quanto maior a idade do indivíduo, maior a chance de receber o Fies, embora esse aumento seja pequeno, 1,002 vezes na 1ª fase e 1,007 vezes na 2ª fase. Homens tem maior chance de participar da política, assim como indivíduos da cor preta e parda, em relação aos indivíduos da cor branca. O coeficiente dos indivíduos amarelos foi significativo apenas na 2ª fase, assim como o dos indígenas, porém esses apresentaram 0,9 vezes menor chance de receber o Fies em relação aos brancos.

Na 1ª fase do Fies, os jovens cujos pais tem ensino médio ou superior apresentaram menores chances de participar do programa em relação àqueles cujos pais não completaram o ensino fundamental. Já na 2ª fase, os estudantes cujos pais tem ensino fundamental ou médio apresentaram maiores chances, enquanto aqueles cujos pais tem ensino superior apresentaram menor chance. No caso da escolaridade da mãe, os coeficientes significativos foram todos positivos, o que indica que a maior escolaridade da mãe está associada à maior probabilidade de participação no Fies.

Os jovens que buscam crédito para financiar os estudos, geralmente, são aqueles que não dispõem de recursos próprios ou familiares, o poderia explicar os coeficientes negativos da variável de escolaridade do pai, uma vez que essa variável pode estar associada a maior vulnerabilidade socioeconômica da família. Por outro lado, muitos estudos apontam que a escolaridade dos pais, principalmente da mãe, é um determinante importante do comportamento do jovem e está associada à vários resultados da vida do indivíduo, como proficiência e inserção no mercado de trabalho (Becker, 2018; Reis e Ramos, 2011). Isso poderia explicar os resultados positivos da variável de escolaridade da mãe, uma vez que pode influenciar o engajamento do jovem em buscar o financiamento para completar os estudos.

Indivíduos casados apresentaram 0,9 vezes menor chance de receber o Fies em relação aos indivíduos solteiros em ambas as fases da política. Já os indivíduos separados ou viúvos apresentaram 1,04 vezes maior chance na 2ª fase. Indivíduos que moravam com os pais apresentaram 0,9 vezes menor chance de receber o Fies, em relação aos estudantes que moravam sozinhos na 2ª fase. Aqueles que moravam com o cônjuge apresentaram 1,1 vezes maior chance na 1ª fase e 0,9 vezes menor chance na 2ª fase. Já os estudantes que moravam em república apresentaram maiores chances em ambas as fases, o que pode estar associado à possibilidade de que os estudantes que moram em república, provavelmente, apresentam

restrições orçamentárias maiores em relação aqueles que moram sozinhos e, portanto, maior chance de recorrer ao Fies.

Tabela 2: Modelo Probit para a probabilidade de participação no Fies (continua)

	1° Fase	Odds ratio	2° Fase	Odds ratio
Idade	0.002*** (0.001)	1.002	0.007*** (0.000)	1.007
Homem	0.042*** (0.008)	1.043	0.027*** (0.003)	1.027
Cor 1 (preto)	0.104*** (0.016)	1.109	0.046*** (0.006)	1.047
Cor 2 (pardo)	0.048*** (0.010)	1.049	0.059*** (0.004)	1.061
Cor 3 (amar.)	-0.045 (0.033)	0.956	0.023** (0.011)	1.023
Cor 4 (indig.)	-0.014 (0.044)	0.986	-0.104*** (0.022)	0.901
Escpai 1 (EF)	-0.007 (0.013)	0.993	0.012** (0.005)	1.012
Escpai 2 (EM)	-0.026** (0.012)	0.974	0.014*** (0.004)	1.014
Escpai 3 (ES)	-0.109*** (0.016)	0.897	-0.028*** (0.006)	0.973
Escmãe 1 (EF)	0.013 (0.013)	1.013	0.028*** (0.005)	1.028
Escmãe 2 (EM)	0.050*** (0.012)	1.051	0.037*** (0.005)	1.038
Escmãe 3 (ES)	0.054*** (0.015)	1.055	0.066*** (0.006)	1.069
Estcivil 1 (cas.)	-0.079*** (0.013)	0.924	-0.047*** (0.006)	0.954
Estcivil 2 (sep.)	0.022 (0.018)	1.022	0.035*** (0.007)	1.036
Cmora. 1 (pais)	0.044 (0.029)	1.045	-0.089*** (0.006)	0.915
Cmora. 2 (conj)	0.069** (0.030)	1.071	-0.049*** (0.008)	0.952
Cmora. 3 (rep.)	0.152*** (0.032)	1.164	0.038*** (0.009)	1.039
Trabalha	-0.087*** (0.013)	0.917	-0.115*** (0.004)	0.891
RF 1 (3 a 10)	-0.119*** (0.009)	0.888	-0.269*** (0.003)	0.764
RF 2 (10 a 30)	-0.463*** (0.015)	0.629	-0.782*** (0.008)	0.457
Sit. Fin. 1 (aj.)	0.012 (0.014)	1.012	-0.103*** (0.005)	0.902
Sit. Fin. 2 (naj.)	-0.033** (0.016)	0.968	-0.301*** (0.006)	0.740
Sit. Fin. 3 (cont.)	-0.044*** (0.017)	0.957	0.021*** (0.005)	1.021
EM esc. Pub.	0.118*** (0.010)	1.125	0.113*** (0.004)	1.120
M.EM1(Profis.)	0.041*** (0.011)	1.042	-0.167*** (0.005)	0.846
M. EM2(EJA)	0.037** (0.018)	1.038	0.017*** (0.006)	1.017
Noturno	-0.040*** (0.011)	0.961	-0.015*** (0.004)	0.985

Tabela 2: Modelo Probit para a probabilidade de participação no Fies (conclusão)

T IES 1 (CU)	0.130*** (0.011)	1.139	0.257*** (0.005)	1.293
T IES 2 (Facul.)	0.126*** (0.010)	1.134	0.215*** (0.004)	1.240
Área conh. 1	-0.339*** (0.014)	0.712	-0.086*** (0.004)	0.917
Área conh. 2	-0.422*** (0.015)	0.655	-0.419*** (0.004)	0.658
IGC	0.091*** (0.009)	1.095	0.129*** (0.003)	1.138
Reg. 1 Nordeste	0.230*** (0.022)	1.258	0.230*** (0.007)	1.258
Reg. 2 Sudeste	-0.307*** (0.021)	0.735	-0.032*** (0.007)	0.969
Reg. 3 Sul	-0.039* (0.022)	0.961	0.066*** (0.008)	1.068
Reg. 4 Centro-Oeste	-0.166*** (0.024)	0.847	0.168*** (0.008)	1.183
Const.	-1.395*** (0.050)	0.248	-0.984*** (0.018)	0.374
Observações	248911		816677	
Log pseudolikelihood	-56516.177		-433153.14	
Pseudo R ²	0.0505		0.0724	

Fonte: INEP 2007-2017 (Enade, Censo da Educação Superior e IGC)

Nota: ***, **, * denotam significância ao nível de 1%, 5% e 10%. Erro-padrão entre parênteses.

Os estudantes que trabalham apresentaram 0,9 vezes menor chance de receber o Fies em ambas as fases da política. Comparado aos estudantes com renda familiar inferior a 3 salários mínimos (sm), aqueles com renda familiar entre 3 e 10 sm apresentaram 0,9 vezes menor chance de participar do Fies e aqueles com renda familiar entre 10 e 30 sm apresentaram 0,6 vezes menor chance, na 1ª fase. Já na 2ª fase, esses valores são de 0,8 e 0,5, respectivamente, o que pode ser uma evidência de que o critério de elegibilidade com base na renda que foi implementado na 2ª fase, conforme descrito no Quadro 1 desse texto, contribuiu para a maior focalização da política nos estudantes de baixa renda.

Com relação a situação financeira, na 1ª fase, os estudantes que possuíam renda e que não recebiam ajuda da família ou que contribuíssem com o sustento dessa apresentavam menor chance de receber o Fies em relação aqueles que não possuíam renda. Já na 2ª fase, aqueles que contribuíssem para o sustento da família apresentaram 1,02 maior chance.

Estudantes que realizaram o ensino médio em escola pública apresentaram 1,12 vezes maior chance de receber o Fies. Estudantes que concluíram o ensino médio por meio do EJA ou supletivo também apresentaram maior chance de participar da política, em relação aqueles que concluíram por meio do sistema regular. Já aqueles que realizaram ensino médio profissionalizante apresentaram 1,04 vezes maior chance na 1ª fase e 0,85 vezes menor chance na 2ª fase.

Alunos de cursos noturnos apresentaram menor chance de participar do Fies, assim como aqueles matriculados em universidades, relação aos matriculados em centros universitários e faculdades. Alunos das áreas exatas, licenciaturas, sociais aplicadas, e áreas afins apresentam menor chance de receber o Fies em relação aos alunos matriculados em cursos da área da saúde, ciências agrárias e áreas afins.

Um maior IGC aumenta a chance de o aluno participar do Fies. Na 1ª fase, esse aumento foi de 1,09 vezes e na 2ª fase foi de 1,14 vezes, o que pode estar relacionado ao fato de que na 2ª fase passou-se a exigir dos cursos conceito de, no mínimo, 3 para participação no Fies, com o intuito de alocar os recursos públicos para a formação dos alunos em cursos com maior qualidade.

Na 1º fase, com exceção da região Nordeste, os estudantes das demais regiões apresentavam menor chance de participar do Fies em relação aos estudantes da região Norte. Já na 2º fase, os estudantes das regiões Sul e Centro-Oeste passaram a apresentar maiores chances.

6.2. Impacto do Fies sobre o tempo e atraso na conclusão do curso

A Tabela 3 apresenta os resultados do efeito médio do tratamento (ATT) no tempo total e o atraso na conclusão do curso, obtido por meio dos métodos de pareamento por escore de propensão (PSM) e por Entropia. Algumas variáveis não estão balanceadas, isto é, não são estatisticamente iguais para os grupos de controle e de tratamento, principalmente na 2º fase do Fies. Para corrigir esse problema, de modo a alcançar um nível de balanceamento desejável para distribuições das variáveis nos grupos de tratamento e controle, aplicamos o método de pareamento por entropia⁴.

Tabela 3: Estimativas do Efeito de Tratamento Médio (Fies)

ATT - Fies	<i>Tempo de conclusão</i>		<i>Atraso</i>	
	1º Fase	2º Fase	1º Fase	2º Fase
PSM	0.366*** (0.006)	0.419*** (0.002)	0.084*** (0.005)	0.236*** (0.003)
P. Entropia	0.713*** (0.012)	2.422** (1.154)	0.560 (0.792)	1.772*** (0.001)

Fonte: INEP 2007-2017 (Enade, Censo da Educação Superior e IGC)

Nota: ***, **, * denotam significância ao nível de 1%, 5% e 10%. Desvio-padrão robusto entre parênteses, com bootstrap 1000 replicações.

Assim, serão interpretados os resultados do ATT obtidos pelo método de pareamento por entropia, que apresentou o melhor ajuste. Os resultados indicaram que a participação do Fies aumenta o tempo total e o atraso na conclusão do curso de graduação. Na 1º fase, de 2000 a 2009, o aumento no tempo de conclusão para os alunos que receberam o Fies foi de 8,5 meses enquanto na 2º fase, entre 2010 e 2014, esse aumento passou para 2,4 anos. No caso do atraso da conclusão do curso, obtivemos significância estatística apenas na 2º fase, onde verifica-se um aumento no atraso na conclusão do curso de 1,8 anos.

Podemos dizer então que, em concordância com os resultados obtidos, o programa Fies, tal como foi desenhado, elevou o tempo que aluno esteve ligado à instituição de ensino superior, seja pelo tempo de conclusão como pelo atraso na conclusão, sendo que o efeito sobre o aumento é percebido com maior força na 2º fase do Fies. Isso pode ser explicado pelas alterações introduzidas nessa 2º fase, como pode ser visto no Quadro 1, que afrouxou os critérios de pagamento do programa com o tempo de carência, a taxa de juros e prazo de amortização. Isso possivelmente levou à redução dos incentivos para concluir o curso no tempo regular.

Conforme destacado por Arendt (2013) e Garibaldi et al. (2012), a ajuda financeira, por tornar menos dispendioso permanecer na educação, pode aumentar o tempo de conclusão do curso e, por isso, é importante que a política tenha mecanismos para incentivar que o aluno conclua o curso no tempo regular. Cabe dizer que na segunda fase do Fies foram introduzidas mudanças nos critérios de elegibilidade. No entanto, tais mudanças ou foram inócuas, sobretudo aquelas relacionadas ao desempenho escolar progresso do aluno, ou não foram capazes de compensar a facilidade decorrente do afrouxamento nas condições de pagamento.

A Tabela 4 apresenta os resultados do efeito do Fies sobre o tempo e atraso na conclusão do curso, estimados pelo método de Lewbel (2012), na tentativa de lidar com o possível viés das características não observáveis que influenciam a decisão individual de solicitar o Fies. Os resultados do teste Breusch e Pagan confirmam heterocedasticia dos erros, condição para a validade do método ($\chi^2=5026,76$ para a 1º fase; $\chi^2=4100,00$ para a 2º fase). O teste de Kleibergen-Paap Wald permitiu rejeitar a 1% a hipótese nula de que os instrumentos são fracos, sugerindo que os instrumentos internos gerados são relevantes para o tratamento

⁴ Os resultados dos testes de balanceamento podem ser obtidos com os autores.

($F=236,81$ para a 1° fase; $F= 772,40$ para a 2° fase). Os resultados do teste de sobreidentificação das restrições J de Hansen, na Tabela 4, indicaram a falha na rejeição da hipótese nula a 5%, o que é uma evidência de que os instrumentos são válidos.

As estimativas corroboram os resultados anteriores de que a participação no Fies aumenta o tempo de permanência e o atraso na conclusão do Ensino Superior. No entanto, o método de Lewbel (2012) evidencia uma possível superestimação do efeito médio do tratamento quando não são consideradas as características não observadas dos alunos os instrumentos para a participação no Fies.

Tabela 4: Resultados das estimativas do Método de Lewbel (2012)

	<i>Tempo de conclusão</i>		<i>Atraso</i>	
	1° Fase	2° Fase	1° Fase	2° Fase
Fies	0.318*** (0.019)	0.126*** (0.008)	0.067*** (0.015)	0.050*** (0.006)
Hansen J (χ^2)	47.838	37.676	36.246	43.730
<i>P-valor</i>	0.0726	0.3478	0.4103	0.1478

Fonte: INEP 2007-2017 (Enade, Censo da Educação Superior e IGC)

Nota: ***, **, * denotam significância ao nível de 1%, 5% e 10%. Desvio-padrão robusto entre parênteses.

7. Conclusão

Esse estudo avaliou o impacto do Fies no tempo total e no atraso na conclusão da educação superior dos alunos matriculados em cursos presenciais de instituições privadas, nas duas primeiras fases da política, de 2000 a 2009 e de 2010 a 2014, com base nas informações do Inep de 2007 a 2017.

Os resultados apontam a presença de um efeito não desejado, uma vez que as estimativas do ATT indicaram que a participação no Fies aumenta o tempo total e o atraso na conclusão do curso de graduação. A presença desse efeito fica ainda mais evidente se compararmos os resultados das 1° fase da política com os resultados da 2° fase, que caracteriza-se pelo afrouxamento nas regras da concessão e um aumento das facilidades de pagamento do empréstimo. Na 1° fase, o aumento no tempo de conclusão para os alunos que receberam o Fies foi de 8,5 meses, enquanto na 2° fase esse aumento passou para 2,4 anos. No caso do atraso da conclusão do curso, o resultado foi significativo apenas na 2° fase, indicando um aumento no atraso na conclusão do curso de 1,8 anos para os alunos que receberam o Fies.

Assim, os resultados desse estudo somam-se as evidências da literatura de que o afrouxamento nas regras do Fies em 2010, embora tenha elevado o número de matrículas, não produziu resultados benéficos, uma vez que esse crescimento se deu em um ritmo incompatível com a disponibilidade de recursos públicos, causou um aumento nas mensalidades e, conforme os resultados desse estudo, aumentou o tempo de permanência do aluno no curso. Nesse contexto, é possível que a reformulação estrutural do Fies em 2015, que elevou os juros e incluiu critérios de elegibilidade mais restritivos para o empréstimo, possa funcionar também como uma forma de mecanismo de incentivo para que o aluno conclua o curso no tempo regular.

Referências

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press, 2009.

ANGRIST, J. D.; AUTOR, D.; HUDSON, S. (2014). Leveling Up: Early Results from a Randomized Evaluation of Post-Secondary Aid. NBER Working Paper 20800, December 31, 2014.

ARENDT, J. N. (2013). The effect of public financial aid on dropout from and completion of university education: evidence from a student grant reform. *Empirical Economics*. June 2013, Volume 44, Issue 3, pp 1545–156.

- BARBOSA FILHO, F. H., PESSOA, S. A. Educação e Crescimento: O que a Evidência Empírica e Teórica Mostra? *Revista Economia*, Brasília (DF), v.11, n.2, p.265-303, 2010
- BECKER, G. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 5, Part 2: Investment in Human Beings (Oct., 1962), pp. 9-49
- BECKER, G. S. (1967). *Human Capital and the Personal Distribution of Income: An Analytical Approach*, Institute of Public Administration, 1967.
- BECKER, G.; TOMES, N. (1986). Human Capital and The Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics*, 4(3):S1-S39.
- BECKER, K. L. (2018). *Analysis of math test score gap between white and non-white students in Brazilian public schools – Saeb 2015*. UFSM: Texto para discussão. Disponível em: <http://coral.ufsm.br/economia>
- BELLEY, P.; LOCHNER, L. (2007). The changing role of family income and ability in determining educational achievement, *Journal of Human Capital* 1(1), p. 37-89, 2007.
- CACCIAMALI, M. C. TATEI, F. BATISTA, N. F. (2010). Impactos do programa bolsa família federal sobre o trabalho infantil e a frequência escolar. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 269-301, maio/ago. 2010
- CHADAREVIAN, P. C. (2011). Para medir as desigualdades raciais no mercado de trabalho *Revista de Economia Política*. Vol. 31, nº 2 (122), pp. 283-304 abril-junho/2011
- CRESPO, A. REIS, M. C. (2009). Sheepskin Effects and the Relationship between Earnings and Education: Analyzing their Evolution over Time in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro v. 63 n. 3, Jul-Set 2009
- DESJARDINS, S. AHLBURG, D., MCCALL B. (2002). A Temporal Investigation of Factors Related to Timely Degree Completion. *The Journal of Higher Education*, vol. 73, n. 5, p. 555-581, (Sep. - Oct., 2002). Published by: Ohio State University Press.
- DYNARSKI, S. (2003). Does Aid Matter? Measuring the Effect of Student Aid on College Attendance and Completion, *American Economic Review*, 93(1), 279-288, 2003.
- DUARTE, I. F.; MELLO, J. M. P. (2014). Impactos de Financiamento Estudantil sobre Encargos Escolares: Consequências do FIES. Sociedade Brasileira de Econometria. Disponível em: https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=SBE36&paper_id=205
- ELSAYED, M. A. A. (2016). The impact of education tax benefits on college completion, *Economics of Education Review*. Volume 53, August 2016, Pages 16-30.
- EMRAN, M. S., e HOU, Z. Access to Markets and Rural Poverty: Evidence from Household Consumption in China. *The Review of Economics and Statistics*, 95 (2): 682-697, 2013.
- GARIBALDI, P.; GIAVAZZI, F.; ICHINO, A.; RETTORE. E. (2012). College cost and time to complete a degree: evidence from tuition discontinuities. *Review of Economics and Statistics*. August 2012, Vol. 94, No. 3, pp. 699–711.

- ISHITANI, T. T (2006). Studying Attrition and Degree Completion Behavior among First-Generation College Students in the United States. *The Journal of Higher Education*, Vol. 77, No. 5 (Sep. - Oct., 2006), pp. 861-885
- JACOBY, H. (1994). Borrowing constraints and progress through school: evidence from Peru. *The Review of Economics and Statistics*, 76(1):151–160, 1994.
- KANE, T. J. A (2003). Quasi-Experimental Estimate of the Impact of Financial Aid on College-Going, NBER Working Paper 9703, 2003.
- LEWBEL, A. (2012). Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 30, 67-80, 2012.
- _____ (2016). Identification and Estimation Using Heteroscedasticity Without Instruments: The Binary endogenous Regressor Case. Boston College
- LJUNGQVIST, L. (1993). Economic underdevelopment: The case of a missing market for human capital. *Journal of Development Economics*, 40(2):219–239, 1993.
- LOCHNER, L. J.; MONGE-NARANJO, A. (2011). Credit Constraints in Education, NBER Working Papers 17435, 2011.
- LOURY, G. (1981). Intergenerational transfers and the distribution of earnings. *Econometrica*, pages 843–867, 1981.
- MELGUIZO, T. SANCHEZ, F. VELASCO, T. (2015). Credit for Low-Income Students and Access to and Academic Performance in Higher Education in Colombia: A Regression Discontinuity Approach. *Serie Documentos Cede*, 2015-18 - ISSN 1657-7191 Edición electrónica. Abril de 2015
- MESQUITA, S. P.; SILVA, M. E. L.; SOUZA, W, P. S. F.; OLIVEIRA, V. R. (2017). Trabalho Infantil e Programas de Transferência de Renda: Uma Análise do Impacto do Programa Bolsa Família. Anais do 46º Encontro Nacional de Economia, 2017.
- MINISTÉRIO DA FAZENDA (2017). Fundo de Financiamento Estudantil: ausência de sustentabilidade fiscal e suas causas. Diagnóstico do Fies, junho 2017.
- OECD (2018). Education at a Glance 2018: OECD Indicators. OECD Publishing, Paris.
- OLIVEIRA, P. R.; BELLUZZO, W.; PAZELLO, E. T. (2013). The public–private test score gap in Brazil. *Economics of Education Review* 35 (2013) 120–133
- PONTUSCHKA, R. (2016). Avaliação de impacto do Fies. Dissertação (Mestrado) –Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada.
- RAU, T. ROJAS, E. URZUA, S. (2012). Higher education dropouts, access to credit, and labor market outcomes: Evidence from Chile, 2012. Mimeo. Disponível em: http://conference.iza.org/conference_files/Eval2012/urzua_s3056.pdf
- REIS, M. C. RAMOS, L. (2011). Escolaridade dos Pais, Desempenho no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Rendimentos. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro v. 65 n. 2, Abr-Jun 2011

RESENDE, M. V. A. (2018). Crédito educativo: uma análise comparada sobre focalização e sustentabilidade financeira em programas de financiamento estudantil no Brasil, Estados Unidos e Austrália. Dissertação (Mestrado) - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Programa de Pós-Graduação em Políticas Públicas e Desenvolvimento.

ROCHA, I. C. (2014). Investimento endógeno em capital humano em um modelo de gerações sobrepostas com restrição de crédito e consumo mínimo. Dissertação (Mestrado) - Universidade de Brasília. Pós-Graduação em Economia.

ROCHA, W. (2016). Análise de impacto do Fies sobre a renda do trabalhador formal. Dissertação (Mestrado) – Universidade Católica de Brasília. Programa de Pós Graduação em Economia.

ROSENBAUM, P. e RUBIN, D. (1985). Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. *The American Statistician*, 39 (1): 33-38, 1985.

_____ (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, 70: 41-50.

RUBIN, D. (1985). Estimating Causal Effect to Treatments in Randomised and Nonrandomised Studies. *Journal of Educational Psychology*, 66: 688-701.

TESOURO NACIONAL (2015). Financiamento estudantil: indicadores e insights sobre a focalização do programa. Boletim de Avaliação de Políticas Públicas, vol. 01, n. 2, julho de 2015.

TIGRE, R.; SAMPAIO, B.; MENEZES, T. (2016). The Impact of Commuting Time on Youth's School Performance. *Journal of Regional Science*, 2016.