

Estratégia *Safe Choice* sob menor Incerteza e Alocação Ineficiente no Ensino Superior Brasileiro

Aléssio Tony Almeida^{*‡}

Liédje Bettizaide Siqueira^{†‡}

Andréa Ferreira da Silva^{*‡}

Eryka Fernanda Sobral^{*‡}

Evandro Farias Rocha[§]

Resumo

Este estudo analisa como um mecanismo mais flexível e com menor incerteza informacional para ingresso no ensino superior repercute no processo de alocação das vagas. Aventa-se a hipótese de que sem a exigência de um custo mínimo pela decisão e mais informações disponíveis (posição relativa atualizada) com opções restritas, entre cursos e instituições, ter-se-ia um estímulo ainda maior para adoção da estratégia *safe choice*, que resultaria em uma ampliação da evasão dos cursos. Para tanto, são usadas informações longitudinais de cerca de 6.000 estudantes de uma instituição federal de ensino superior do Brasil, que foram selecionados por meio de dois processos distintos, em conjunto com as abordagens *Mahalanobis matching* e *propensity score matching*. Os resultados indicam que o sistema de admissão mais flexível e com menos incerteza, independentemente dos modelos de pareamento, aumenta a taxa de evasão em cerca de 20% após dois anos da entrada. Essas evidências são ratificadas, inclusive quando se avalia por diferentes níveis de habilidades, cursos e áreas. Com esse maior nível de desistência, existe uma maior pressão sobre os custos por diplomado com a oferta do ensino superior público, passando de R\$ 70,8 mil para R\$ 86,5 mil ao ano.

Palavras-chaves: Preferências. *Safe choice*. Ensino Superior. Evasão.

Abstract

This study examines how a more flexible mechanism and less informational uncertainty for college admissions affects the allocation process of the courses. The assumed hypothesis is that without the requirement of a minimum cost by decision and more information (updated relative position) with constrained options, between courses and institutions, there would be an even greater incentive to adoption of safe choice strategy, resulting in an expansion of school dropout. Using longitudinal data about 6,000 students from a Brazilian federal university, selected through two distinct processes, and two technical approaches: Mahalanobis matching and propensity score matching. The results indicate that the more flexible college admissions system with less uncertainty, regardless of matching models, increase the school dropout by about 20% in two years after entry. This evidence is ratified, even when evaluating by different levels of skills, courses and areas. With this higher school dropout, there is greater pressure on the costs per graduate with the provision of public tertiary education from R\$ 70,800 to R\$ 86,500 per year.

Keywords: Preferences. *Safe choice*. Tertiary Education. Dropout.

Área 8: Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

Classificação JEL: I23, D04, C52.

^{*}Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba, Brasil

[†]Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba, Brasil

[‡]Laboratório de Estudos Microeconômicos Aplicados (LEMA-UFPB)

[§]Superintendência de Tecnologia da Informação, Universidade Federal da Paraíba, Brasil

1 Introdução

A literatura aponta a importância da educação no processo de formação do capital humano e sua repercussão em diferentes níveis, micro e macro, das dimensões econômicas e não-econômicas (MINCER, 1974; PSACHAROPOULOS; PATRINOS, 2004; GROSSMAN, 2005; HANUSHEK; WOESSMANN, 2008). Nos últimos anos, o Brasil tem experimentado um crescimento quantitativo de indivíduos matriculados em todas as fases de ensino, com destaque para o nível superior.

Conforme o Censo da Educação Superior, entre 1995 e 2014, o número de matrículas em cursos presenciais de graduação passou de 1,76 milhão para 6,49 milhões, exibindo uma taxa de crescimento de 269%. É válido destacar, que esse crescimento foi verificado na rede pública (160%) e, sobretudo, na rede particular (340,4%). Ao passo dessa evolução, verifica-se, com base nos dados estimados pela Diretoria de Estatísticas Educacionais do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Deed/Inep), uma elevada despesa pública na provisão dos serviços educacionais no nível superior em 2013, cujo o custo anual por aluno nessa modalidade é de R\$ 21.382,75. Esse valor é aproximadamente quatro vezes maior do que o observado na educação básica.

Além de custoso, nota-se que existe uma baixa relação de concluintes por ingressantes, em 2014, por exemplo, essa taxa foi de 33%, sinalizando graves problemas de retenção e evasão escolar nos cursos de graduação no país. No que concerne ao problema de evasão, Sampaio *et al.* (2011) mostram que a decisão de desistência de um curso no Brasil está associada em especial ao fator renda, por este gerar condições mais propícias para a formação de uma melhor base educacional e, assim, ampliar o leque de escolha de um curso para o indivíduo em conformidade com suas habilidades e preferências.

Como destaca Gale & Shapley (1962), um problema característico sobre a alocação dos recursos no ensino superior é o descasamento entre a oferta e a demanda por vagas, cujo o *matching* dessas forças forneceria um resultado mais eficiente¹. A questão-chave é que os agentes (candidatos) são movidos pelo seu nível de esforço e pelas suas preferências, tendo em vista um número limitado de vagas disponíveis em um ambiente concorrencial. Como destaca Machina (1987), os modelos de escolhas sob incerteza indicam que as preferências são regidas pelo grau de aversão ao risco dos agentes, em que o acesso a informação pode alterar as probabilidades subjetivas em favor de uma cesta de consumo com menor risco.

No Brasil, existem duas formas de seleção que são, predominantemente, adotadas para ocupação das vagas dentro das instituições públicas de ensino superior. Uma é baseada na prática tradicional, na qual cada universidade faz o seu processo seletivo. Este pode ser realizado em uma única etapa (Vestibular) ou por meio de um processo seletivo seriado (PSS). Nestes casos, o aluno concorre a somente uma vaga em cada instituição que ele preste o concurso. Como, geralmente, coincidem as datas dos exames para diferentes instituições e há um custo privado (pagamento das inscrições; estadias, deslocamento), o candidato termina restringindo o número de vagas que ele concorre e frequentemente opta pelas instituições mais próximas do seu local de moradia.

A outra forma de acesso ao Ensino Superior surgiu com a implantação do Sistema de Seleção Unificada (SiSU). Esse sistema fornece um novo desenho no processo de admissão de alunos para os cursos de graduação, como a centralização da seleção por meio de um exame nacional – o que permite o candidato demandar vagas em qualquer instituição participante do processo –, informações mais flexíveis e atualizadas que o sistema descentralizado e não fixa *ex ante* a escolha do curso e da instituição.

¹ O mecanismo de *matching* não é exclusivo aos processos seletivos para cursos superiores, ele pode ser aplicado em qualquer situação que haja grupos finitos de indivíduos que tenham interesses diametralmente opostos e com desejos de realizar parcerias (SOTOMAYOR, 2005).

O SiSU trouxe avanços no sentido de reduzir algumas ineficiências geradas com o modelo tradicional de admissão, tais como diminuição dos custos operacionais para realização dos exames de seleção e atração de melhores candidatos pela ampliação da concorrência. Na perspectiva dos demandantes das vagas, a centralização do processo pode também ser vantajosa pois se trata da realização de uma única aplicação para demandar até dois cursos em qualquer instituição participante do sistema. Diminuiu, desta forma, os custos privados (financeiros e psicológicos) da participação de mais de um exame de seleção.

Entretanto, o modelo de seleção aplicado no SiSU, apesar de reduzir a incerteza informacional antes da escolha, ainda restringe a lista de opções de cursos e de instituições tal como acontecia com o vestibular tradicional. De acordo com a literatura especializada, as limitações de escolhas podem resultar em alocações ineficientes (ABDULKADIROGLU; SONMEZ, 2003), sobretudo quando inexitem custos diretos pela decisão. Segundo Calsamiglia *et al.* (2010), quando se está diante de escolhas com um número restrito de opções, os indivíduos tendem a não revelarem as suas verdadeiras preferências e optarem por aquelas mais seguras (*safe choice*), com maiores chances de auferir algum resultado. Posteriormente, a insatisfação com estas escolhas pode levar ao questionamento da opção realizada e, por fim, um abandono ao sistema como forma de alocação.

Além do mais, o interessante, no caso do SiSU, é que o próprio sistema pode estar induzindo a estratégia *safe choice*, uma vez que há alterações nas preferências à medida que o candidato é informado da sua posição relativa frente aos demais candidatos e da nota de corte do curso. Quando as suas primeiras opções não estão ao seu alcance, o candidato migra para cursos e/ou instituições que sejam mais seguras para sua admissão.

No Brasil, alguns trabalhos analisam, à luz da teoria dos jogos, as formas de admissão aplicadas dentro do sistema de ensino superior no país (SOTOMAYOR, 1996; BARDELLA; SOTOMAYOR, 2014; GONTIJO, 2008). Embora sob a perspectiva do SiSU poucos trabalhos se encontram presentes na literatura (ITABORAI, 2013; ABREU; CARVALHO, 2014). Este artigo, pretende preencher esta lacuna, analisando de forma empírica o papel dos novos mecanismos introduzidos pelo SiSU no processo de alocação de vagas no ensino superior brasileiro e como esse modelo mais flexível e com menor incerteza informacional se relaciona com o nível de evasão dos cursos de graduação.

O trabalho encontra-se estruturado em seis seções, incluindo esta introdução. A segunda seção descreve as características do funcionamento do SiSU. A terceira e quarta seções abordam, respectivamente, a estratégia empírica e a base de dados. Por fim, as duas últimas seções reportam os resultados e às principais conclusões do artigo.

2 O Sistema de Seleção Unificada (SiSU)

O SiSU é uma plataforma online, gerenciada pelo Ministério da Educação (MEC), que foi instituída pela Portaria Normativa nº 2, em 26 de janeiro de 2010. Esse sistema objetiva selecionar estudantes para vagas em cursos de instituições públicas de ensino superior a partir de um processo de cruzamento de informações entre ofertantes e demandantes de vagas no país, tendo como principal parâmetro o resultado do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem). Com o novo sistema, as instituições públicas passaram a ter acesso online das notas do Enem, de modo que esses resultados poderiam balizar o processo seletivo de alocação de vagas.

As instituições participantes do SiSU disponibilizam vagas dos seus cursos para concorrência dentro da plataforma. A entrada ao sistema é feita de forma voluntária pelas instituições e estas podem decidir sobre o número de vagas ofertadas e os critérios de classificação. Por exemplo, para um determinado curso, uma universidade pode atribuir pesos diferenciados nas matérias ou ainda decidir sobre critérios para políticas afirmativas. Desta forma, o processo não interfere na autonomia dada às instituições quanto aos critérios de admissão (BRASIL, 2010).

Para os candidatos as vagas no ensino superior, o sistema permite que estes façam a escolha de até duas opções de cursos em qualquer instituição participante do SiSU, de acordo com uma ordem de preferência, turno e modalidade de concorrência. Estas opções podem ser alteradas no decorrer do processo, que tem duração de cinco dias, com base em informações atualizadas sobre a posição diária do candidato em relação aos demais concorrentes.

Desta forma, ao final do quinto dia, os candidatos devem informar as suas escolhas finais, dando início a uma nova etapa do processo denominada de primeira chamada. Nesta fase, há um ordenamento dos proponentes com base nas suas notas obtidas no Enem. O estudante é preferencialmente alocado para sua primeira opção. Se ele não aceitar a oferta, será excluído do processo. Realizar-se, concomitantemente, a convocação dos candidatos que colocaram os cursos como segunda opção, na qual os mesmos decidem preliminarmente rejeitar ou aceitar a oferta da vaga, mas sem excluí-los do processo – visto a possibilidade destes continuarem a concorrer às vagas de cursos de suas primeiras opções. (BRASIL, 2010)

Na segunda chamada, as vagas rejeitadas na primeira etapa são novamente oferecidas para todos aqueles que colocaram o curso como uma das suas opções e que ainda não foram chamados na seleção inicial. Os candidatos que aceitaram ou rejeitaram a vaga de sua segunda opção podem agora decidir se mantêm com a segunda opção ou se voltam para a primeira.

Conforme Abreu & Carvalho (2014), a última etapa ocorre com a inscrição daqueles que não foram chamados ou que não foram selecionados para cursos de sua primeira opção. Estes aguardam o oferecimento de vagas somente ligadas a sua primeira opção. O processo finaliza quando não existem mais vagas a serem ofertadas ou não tenham mais alunos para serem chamados.

2.1 Características do sistema de admissão tradicional e do SiSU

O processo de seleção tradicional de admissão às Universidades pode ser feito por cada instituição, de forma descentralizada, o chamado Vestibular. Este, geralmente, é realizado em uma única etapa ou em um processo seletivo seriado (PSS) ² Por este sistema, o candidato é submetido a uma prova de conhecimento por grandes áreas e uma prova específica de redação. Os cursos podem estabelecer pesos diferenciados por disciplinas e os candidatos podem ser submetidos ainda a provas de conteúdos específicos correlatos com a área do curso. As instituições selecionam os seus candidatos com base no ordenamento das notas obtidas nestes exames.

Um dos problemas que surgem com esta forma descentralizada é que ela restringe o número de candidaturas. A opção de escolha torna-se restrita a um único curso dentro processo seletivo. Além disto, por vezes, as datas dos concursos dos vestibulares são coincidentes entre as diversas instituições públicas do país, isto inviabiliza para os interessados a aplicação em mais de um concurso, assim como exige um maior dispêndio para aqueles que demandam vagas em várias instituições (devido, por exemplo, aos gastos com às taxas de inscrição e deslocamento). Desse modo, o processo descentralizado tende a restringir o leque de opções dos demandantes.

Quando comparado o SiSU com PSS (ou Vestibular tradicional), observa-se que para o último, as escolhas dos indivíduos tornam-se menos flexíveis e envolvem um ambiente de maior risco, uma vez que o aluno não sabe a sua nota final no exame e apenas tem acesso às informações dos anos anteriores sobre as notas de corte dos cursos. Ao fazer a opção por um dado curso superior, no caso da seleção seriada, o aluno só sabe as suas notas parciais nas duas primeiras fases, tendo conhecimento na hora da definição final da sua opção (que ocorre na terceira fase) apenas das notas de corte dos cursos do ano anterior. Estes fatores geram um ambiente de maior incerteza informacional para o processo de tomada de decisão.

² Algumas instituições públicas continuam adotando o sistema tradicional como única forma de seleção à entrada, como por exemplo, o Instituto Tecnológico da Aeronáutica (ITA), embora em se tratando de Universidades Federais, das 63 existentes, apenas 5, no ano de 2015, não haviam adotado o SiSU como uma das formas de entrada. De maneira concomitante também pode ser encontrado as duas formas de admissão. Nestes casos, reserva-se um número de vagas para cada um dos sistema de seleção.

No caso do novo sistema de seleção, o candidato já tem acesso ao seu desempenho final no Enem e possui informações atualizadas diariamente no sistema com a sua posição relativa e as notas de corte de cada curso. Nesse contexto, pode-se realizar mudanças de preferências até o último dia de funcionamento do sistema. Tomando como referência a literatura acerca de escolhas restritas e o processo de alocação ineficiente (ABDULKADIROGLU; SONMEZ, 2003; CALSAMIGLIA *et al.*, 2010), o SiSU por fornecer menos incerteza informacional, quando comparado ao sistema de admissão tradicional, pode ter acentuado a estratégia *safe choice* por parte dos candidatos. O conhecimento da posição relativa nas diversas vagas disponíveis no sistema e a necessidade de definir duas opções, em conjunto com a inexistência de custos pela decisão, fazem com que o indivíduo com baixo desempenho relativo para o curso/instituição de preferência tenda a optar por outro de menor predileção.

3 Metodologia

A hipótese a ser testada neste artigo é que um sistema mais flexível de escolhas sob menor incerteza e regido sem imposição de custos de nenhuma natureza para o demandante aumentaria a evasão dos cursos públicos de ensino superior, em função do processo de acomodação das preferências (*safe choice*). O SiSU busca uma melhor correspondência de demanda e oferta do ensino superior, porém sem imputação de custos diretos pela decisão do demandante. Com isso, se o candidato não “conseguir” a vaga do curso desejado, ele teria uma maior propensão a optar por vagas em cursos ou instituições de menor preferência, implicando em uma maior possibilidade de não permanência (evasão) na vaga ocupada.

Para avaliar essa hipótese formulada, as estimações dos parâmetros de interesse são feitas em três etapas: cálculo do efeito médio do SiSU por *propensity score matching* (PSM) e Mahalanobis *distance matching* (MDM) considerando diferentes algoritmos de pareamento; análise de sensibilidade das estimativas do PSM e MDM através dos limites de Rosenbaum para quantificar o tamanho de possíveis interferências de variáveis não observadas, visto que é assumido no pareamento a inexistência de diferenças nessas variáveis entre os grupos de tratamento e controle; teste de robustez dos resultados com alternativas de recortes amostrais por decis de notas de entrada, áreas e cursos, a fim de se controlar os níveis de habilidades e determinados grupos de preferências dos indivíduos.

Existem diferentes abordagens de pareamento na literatura³, com destaque para os dois supracitados. O PSM nos últimos anos é o método de pareamento com uma grande frequência nas pesquisas de inferência causal, contudo, como demonstrado por King *et al.* (2011) e King & Nielsen (2016), esta abordagem aumenta o viés, a ineficiência dos estimadores, a dependência do modelo e o desbalanceamento quando confrontado com outros métodos de pareamento. Tendo em conta esses pontos, este trabalho usa ambos os métodos, mas enfatiza as análises do MDM.

3.1 Pareamento

Nesta subseção são apresentados os modelos de pareamento, PSM e MDM, usados neste artigo. Para verificar a diferença do resultado da variável de interesse, a taxa de evasão dos estudantes, em decorrência do SiSU, precisa-se comparar indivíduos semelhantes. A variável de tratamento é a forma de ingresso, se por meio do SiSU (grupo de tratamento) ou por meio do PSS (grupo de controle), em que $SiSU = 1$ denota a situação de entrada na universidade por meio do SiSU e $SiSU = 0$ para a situação de não tratamento.

O cálculo do efeito médio por meio do método de pareamento, como ressalta Rosenbaum & Rubin (1983), requer informações sobre as características observáveis (X_i) dos indivíduos no período pré-tratamento. A construção do contrafactual hipotético pelo pareamento é realizada

³ Em Stuart (2010), por exemplo, é feita uma revisão e sumarização dos principais modelos de pareamento.

a partir do desenvolvimento de um grupo de controle que contenha indivíduos com características observáveis idênticas, em média, aos indivíduos pertencentes ao do grupo de tratamento. Desse modo, a mensuração dos efeitos da alteração no critério de seleção de entrada nos cursos superiores sobre a taxa de evasão é identificada pela diferença entre os indicadores de evasão do grupo de tratamento, aqueles que foram admitidos pelo SiSU, e dos indicadores do grupo controle – que representa o indicador dos entrantes pelo SiSU caso não tivessem participado deste sistema mais flexível de entrada.

De acordo com Caliendo & Kopeinig (2005), Rosenbaum (2010), Stuart (2010) e King & Nielsen (2016), o método de pareamento baseia-se em duas hipóteses centrais. A primeira delas é conhecida como seleção nos observáveis (ignorabilidade ou independência condicional): ao controlar todos fatores \mathbf{X}_i que podem afetar o resultado potencial e também a decisão do indivíduo de participar ou não do SiSU, o resultado potencial torna-se independente do indicador de atribuição de tratamento, i.e., $[Y_i(0), Y_i(1)] \perp \text{SiSU}_i | \mathbf{X}_i$, em que $Y_i(0)$ e $Y_i(1)$ representam, respectivamente, o resultado de um dado indivíduo na ausência e na presença do tratamento. A segunda é chamada de hipótese de sobreposição ou suporte comum: para assegurar grupos de controle e tratamento semelhantes é necessário que haja um espaço da região do vetor \mathbf{X}_i que represente bem tanto pessoas do grupo de tratamento como do grupo de controle que poderiam ter sido tratadas, i.e., $0 < \Pr(\text{SiSU}_i = 1 | \mathbf{X}_i) < 1$.

Por essas suposições, os indivíduos são pareados segundo as suas características observáveis, de tal modo que a diferença entre eles pode ser atribuída ao fato de um ter sido tratado (SiSU) e o outro não (PSS). O primeiro estágio do PSM e MDM requer um vetor \mathbf{X}_i que contempla tais características observáveis no período pré-tratamento.

Tendo o suporte desses fatores, o PSM requer o cálculo da probabilidade condicional de participação no SiSU dado o vetor de características observáveis (ver equação 1).

$$\Pr(\text{SiSU}_i = 1 | \mathbf{X}_i) = G(\mathbf{X}_i \boldsymbol{\lambda} + \epsilon_i), \quad (1)$$

onde: $G(\cdot)$ representa a função de distribuição acumulada, seguindo por hipótese uma distribuição de probabilidade logística. Assim, neste artigo $\Pr(\mathbf{X}_i)$, o escore de propensão, é estimado pelo modelo de resposta qualitativa logit.

Por sua vez, o MDM também requer uma métrica para definir o grau de similaridade entre os grupos. Neste caso, conforme Rubin (1979), Rubin (1980), Stuart & Rubin (2007) e King & Nielsen (2016), a métrica de Mahalanobis (MDM) é dada por:

$$m(X_{i,0}, X_{j,0}) = [(X_{i,0} - X_{j,0})^T \mathcal{S}^{-1} (X_{i,0} - X_{j,0})]^{1/2}, \quad (2)$$

em que: \mathbf{X}_i e \mathbf{X}_j representam os vetores de características observáveis dos estudantes tratados i e dos estudantes não tratados j ; \mathcal{S} = matriz de covariância das variáveis \mathbf{X} , que são covariadas, segundo Stuart (2010), associadas com a atribuição de tratamento e o indicador de evasão.

Após o cálculo da métrica de distância por MDM e PSM, o efeito médio do tratamento sobre os tratados (τ), conhecido também por ATT (*average treatment effect on treated*), é estimado a partir da Equação 3.

$$\hat{\tau} = E[Y_i - \hat{Y}_i(0) | \text{SiSU} = 1], \text{ com } \hat{Y}_i(0) = J^{-1} \sum_j Y_j \quad (3)$$

em que J representa o número de indivíduos que compõem o contrafactual estimado de i , com $j \in \{j | |f(X_j) - f(X_i)| \leq \delta, \text{SiSU}_i = 1, \text{SiSU}_j = 0\}$, sendo δ uma constante, com $\delta \rightarrow 0$. Como $f(\cdot)$ é uma variável contínua e isto torna difícil observar dois ou mais indivíduos com igual valor de métrica da distância de Mahalanobis, $f(\cdot) = m(\cdot)$, e do escore de propensão, $f(\cdot) = p(\cdot)$, o cálculo da equação 3 só é possível a partir da utilização de algum algoritmo de pareamento. Seguindo as recomendações da literatura, como Caliendo & Kopeinig (2005), Rosenbaum (2010)

e Gertler *et al.* (2011), este trabalho usa diferentes algoritmos de pareamento, a saber: vizinho mais próximo (1-1), 10 vizinhos mais próximos (1-10), raio e kernel.

Destaca-se que como a importante hipótese de independência condicional não pode ser testável diretamente, existe uma incerteza quanto ao papel dos fatores não observáveis na atribuição de tratamento e, portanto, o efeito do mecanismo mais flexível de admissão no ensino superior pode ser viesado (ROSENBAUM, 2002). A fim de verificar o tamanho do viés dos fatores omitidos, seguindo as recomendações de Gastwirth *et al.* (1998), Rosenbaum (2002), Caliendo & Kopeinig (2005) e Rosenbaum (2010), estima-se a sensibilidade do efeito de tratamento usando os limites de Rosenbaum. Conforme Rosenbaum (2002), esses limites informam o quanto alterações nos não observáveis afetam a robustez dos resultados. Por fim, a estatística de Mantel-Haenszel é a mais indicada para avaliar a hipótese do viés do efeito do SiSU, visto as peculiaridades da variável de resultado que é binária (CALIENDO; KOPEINIG, 2005).

4 Dados

Os dados utilizados nesta pesquisa são oriundos da Superintendência de Tecnologia da Informação (STI) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB) para o ano de entrada na instituição em 2013, com acompanhamento longitudinal dos discentes por dois anos. Ressalta-se que em 2013, conforme a Resolução nº 98/2011 do Conselho Superior de Ensino, Pesquisa e Extensão (Consepe) da UFPB, foi um período de transição do sistema local de seleção para o sistema nacional, em que se previa 60% das vagas de cada curso destinadas ao processo seletivo a cargo da UFPB, o PSS, e as vagas remanescentes ao SiSU. Atualmente, o principal processo de seleção dos alunos nos cursos de graduação é o SiSU.

O banco fornece dados dos ingressantes na UFPB-Campus I (João Pessoa, capital do Estado da Paraíba), contemplando os seguintes conjuntos de variáveis: matrícula, curso, turno, período do ingresso, forma de entrada (PSS ou SiSU), situação do aluno, ano da evasão, forma da evasão, rendimento escolar, naturalidade, nota obtida na entrada e informações socioeconômicas (como renda familiar, estado civil e escolaridade dos pais).

Para calcular do indicador de evasão escolar considerou como evadido aquele aluno que desistiu do curso ou solicitou formalmente o seu desligamento, que representa 96,57% dos casos⁴. Desta forma, o vetor de características observáveis, X , utilizado no método de pareamento, com o intuito de construir o contrafactual do resultado dos discentes que ingressaram na instituição por meio do sistema mais flexível, centralizado e com mais informações (SiSU), está descrito a seguir:

- Naturalidade: se o indivíduo é natural do estado da Paraíba teria menor chance de participar do SiSU, pois ele seria mais propenso a demandar o sistema local de admissão visto, por exemplo, que a maior parte das escolas privadas e públicas da Paraíba orientavam na época o plano de ensino para o PSS e uma parcela considerável de estudantes paraibanos já tinha tido experiência com os exames locais – que poderiam ser feitos de forma parcelada ao final de cada ano letivo.
- Tempo de conclusão do ensino médio: como o sistema local de admissão, o PSS, pode ocorrer de forma seriada, o recém egresso teria uma menor chance de participar do SiSU, devido à participação parcial do PSS ou experiência com o sistema. Enquanto mais distante for o ano de conclusão do ensino médio, o indivíduo teria uma maior propensão a realizar o SiSU;
- Acesso à internet e disponibilidade de computador: dado que o SiSU é uma plataforma online, logo os indivíduos com mais acesso ao computador e à internet, sobretudo em um

⁴ Os outros casos possíveis de desistência presentes na base são: mudança de curso, decisão judicial, transferência e outros.

primeiro momento, tenderiam a participar do SiSU pela facilidade de usar e navegar as opções diferenciadas fornecidas pelo sistema;

- Ingresso por políticas afirmativas: como o novo mecanismo de admissão é mais centralizado e, portanto, aumenta a oferta relativa de vagas reservadas para determinados critérios afirmativos, ter-se-ia um maior estímulo dos indivíduos elegíveis a participarem do SiSU;
- *background* familiar e atributos individuais: de acordo com a literatura sobre evasão no ensino superior brasileiro, como Sampaio *et al.* (2011), esses fatores, sobretudo aqueles relacionados à renda familiar, são fundamentais para entender a decisão de um estudante evadir de um curso de graduação.

O número de ingressantes na UFPB no ano de 2013 foi de 6.107, porém com a exclusão das observações com informações ausentes em pelo menos uma das covariadas, a amostra resultante totalizou 5.977 observações ou 97,9% do universo inicial. A tabela 1 reporta a estatística descritiva das variáveis que compõem o vetor **X**.

Tabela 1 – Estatística descritiva do vetor de características observáveis pré-tratamento

Variável	Média	Desvio Padrão
Natural da Paraíba (<i>Dummy</i>)	0,766	0,424
Cotista (<i>Dummy</i>) – ingresso por ação afirmativa	0,312	0,463
Tempo de conclusão do Ensino médio (em anos)	2,576	3,024
Acesso à Internet (<i>Dummy</i>)	0,814	0,389
Possui computador (<i>Dummy</i>)	0,836	0,371
Raça: Branca (<i>Dummy</i>)	0,419	0,493
Estado civil: Solteiro (<i>Dummy</i>)	0,877	0,328
Trabalha (<i>Dummy</i>)	0,285	0,451
Fez ensino médio (EM) em escola particular (<i>Dummy</i>)	0,437	0,496
Faixas de renda familiar <i>per capita</i>		
Até 2 Salários mínimos (SM) – Categoria base	0,467	0,499
De 2 a 5 SM	0,316	0,465
De 5 a 10 SM	0,120	0,325
Acima de 10 SM	0,097	0,296
Mãe com Ensino Superior (<i>Dummy</i>)	0,305	0,460
Pai com Ensino Superior (<i>Dummy</i>)	0,243	0,429
N	5.977	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB 2013-2015.

De acordo com a Tabela 1, a amostra usada neste artigo é composta majoritariamente por alunos paraibanos, cerca de 1/3 entraram por ações afirmativas, com o tempo médio de conclusão de um pouco mais de 2 anos. Boa parte tem acesso à internet e ao computador. Além disso, 42% se autodeclararam brancos, solteiros (88%), 44% são provenientes de escolas particulares e um pouco menos de 50% apresentam renda familiar per capita inferior a 2 salários mínimos. No que tange à escolaridade, 31% dos alunos possuem mães com ensino superior completo, enquanto essa taxa para os pais é de 24,3%.

Pela Tabela 2, a instituição admitiu um total de 6.107 alunos em 2013, sendo que 38% oriundos do SiSU e os demais do processo local (PSS). Após dois anos da entrada, o número de evadidos dos cursos foi de 2.096 discentes, ou seja, cerca de 1/3 dos alunos ingressantes. Ao verificar os evadidos de acordo com a sua forma de entrada, SiSU ou PSS, nota-se que aproximadamente metade dos casos estão distribuídos entre os dois sistemas. Entretanto, pela razão evadidos por ingressantes, 46,5% dos alunos oriundo do SiSU desistiram dos cursos contra 26,9% dos que entraram pelo PSS.

Tabela 2 – Número de ingressantes em 2013 e evadidos em 2015 por sistema de seleção

Forma de Ingresso	Evadidos		Ingressantes		Taxa de Evasão
	Quantidade	Percentual	Quantidade	Percentual	Percentual
SiSU	1.075	51,29	2.314	37,89	46,46
PSS	1.021	48,71	3.793	62,11	26,92
Total	2.096	100,00	6.107	100,00	34,32

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB 2013-2015.

5 Resultados

Os resultados apresentados nesta seção são referentes ao efeito que a adesão ao SiSU, modelo mais flexível de escolhas de cursos de nível superior, pode ter causado sobre a taxa de evasão escolar, após o período de dois anos da entrada dos selecionados. Para averiguar este efeito, as abordagens não-experimentais, PSM e MDM, são utilizadas para identificar a direção e a magnitude dessa intervenção no processo de demanda por vagas no ensino superior.

Pelos resultados incondicionais apresentados na Tabela 2, a diferença na taxa de evasão entre os ingressantes pelo SiSU e PSS é de 19,54%, indicando que os candidatos admitidos pelo novo sistema de seleção tendem a apresentar um maior nível de desistência dos cursos. Para fins de uma mensuração menos tendenciosa, é necessário a identificação de um grupo de ingressantes com características similares aos daqueles que entraram na instituição pelo sistema mais flexível, o SiSU. A não participação no SiSU não garante que todos os indivíduos possam ser enquadrados como grupo de controle, pois eles podem guardar características distintas entre si.

Esta seção de resultados apresenta os elementos que subsidiam as discussões dos efeitos do SiSU sobre a evasão escolar. Dessa forma, as próximas subseções exibem informações sobre o grau de ajustamento do modelo de pareamento, efeito médio do SiSU e testes de sensibilidade e robustez dos resultados.

5.1 Análise do grau de ajuste do pareamento

Pensando em fatores observáveis que podem influenciar a decisão de participar do SiSU e o indicador de resultado, como naturalidade (indivíduos oriundos da Paraíba tenderiam a optar pelo sistema local e não pelo SiSU), tempo de conclusão do ensino médio, acesso à internet e outras variáveis socioeconômicas do aluno e de sua família, a tabela 3 exhibe os resultados obtidos para o modelo logit, tendo a variável dependente a forma de ingresso. Dentre as metodologias de pareamento usadas para a construção do contrafactual observável, a abordagem PSM necessita parametrizar o cálculo do escore de propensão.

As variáveis presentes na tabela 3 revelam que em relação à naturalidade houve uma menor chance do candidato natural do Estado ter aderido, no período considerado, ao sistema SiSU como forma de seleção à entrada na universidade. Isto é o esperado, uma vez que, o indivíduo natural ou já estava realizando o processo seriado há pelo menos dois anos ou se sentia mais seguro em concorrer por meio de uma seleção local já conhecida. Outra informação que reforça esta explicação advém da variável tempo médio de conclusão do ensino médio (em nível e ao quadrado), observa-se menores chances de opção pelo SiSU por parte daqueles egressos do ensino médio a pouco tempo, porém à medida que existe um maior distanciamento entre o período do processo seletivo e a conclusão do nível médio (ponto de inflexão de 3,3 anos), as chances se revertem à favor do novo sistema.

Como o SiSU é uma plataforma online, então, entre os seus principais determinantes, pelo menos no primeiro momento, seriam a posse de computador pessoal e o acesso à internet. Os resultados encontrados mostram uma associação positiva e estatisticamente significativa dessas

Tabela 3 – Estimação do *propensity score* baseado nas características observáveis dos alunos ingressantes no ano de entrada. Modelo de probabilidade logit

Variável	Coefficiente	Erro-padrão
1.Natural da Paraíba	-0,702***	0,066
2.Cotista	0,779***	0,079
3.Tempo de conclusão do Ensino médio	-0,138***	0,040
4.(Tempo de conclusão do Ensino médio) ²	0,021***	0,005
5.Acesso à Internet	0,833***	0,095
6.Possui computador	0,522***	0,100
Atributos do aluno		
7.Raça: Branca	0,054	0,060
8.Estado civil: Solteiro	0,106	0,103
9.Trabalha	0,167**	0,076
10.Fez EM em escola particular	0,609***	0,083
Background familiar		
11.Renda familiar de 2 a 5 Salário mínimo (SM)	0,266***	0,072
12.Renda familiar de 5 a 10 SM	0,306***	0,103
13.Renda familiar acima de 10 SM	0,227*	0,119
14.Mãe com Ensino Superior	0,053	0,072
15.Pai com Ensino Superior	0,081	0,078
Intercepto	-1,945***	0,160
N		5.977
Count R ²		64,06%
Sensibilidade		29,44%
Especificidade		85,81%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do STI/UFPB 2013-2015. Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%.

variáveis com a participação no novo processo de seleção. Enquanto a posse de computador aumenta em 1,7 vezes as chances de participação no SiSU, os indivíduos com acesso à internet ainda são mais propensos ao SiSU – com uma razão de chances 2,3 vezes maior quando comparados aos que não acessam.

Algumas variáveis que captam o *background* familiar também se mostram positivamente relacionadas à escolha do SiSU. Quanto maior a faixa de renda familiar per capita em relação aos indivíduos com rendimento inferior a dois salários mínimos, maior a probabilidade desta escolha. Os discentes que estudaram todo o ensino médio em escola privada, com mais dinamismo na mudança da estrutura curricular do que escolas da rede pública, apresentam uma razão de chances 1,8 vezes maior de optar pelo novo sistema.

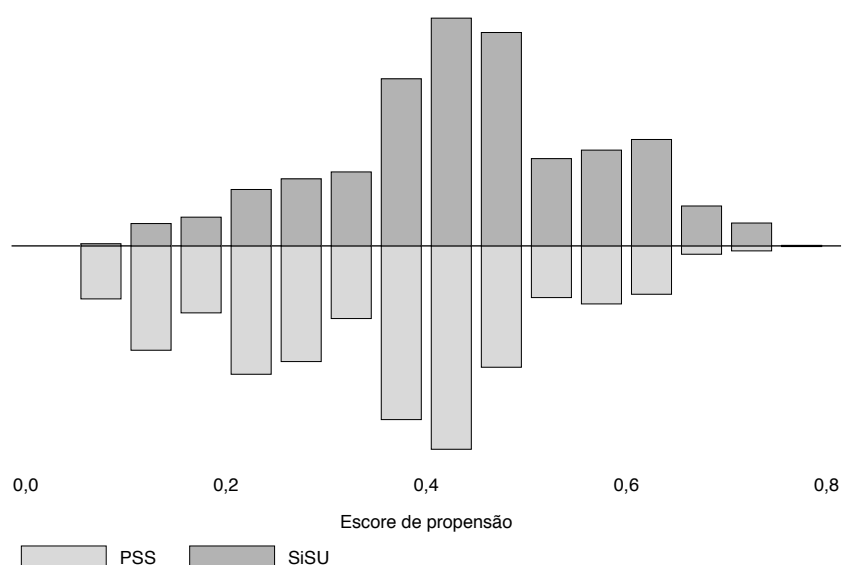
Ainda que, pelo modelo de estimação do escore de propensão, não seja possível constatar alguma significância estatística no que diz respeito à escolaridade materna e paterna para a definição da escolha pela forma de seleção, tais variáveis como ressaltam a literatura especializada, como Sampaio *et al.* (2011), são importantes para determinar o desempenho escolar. Em se tratando de alunos cotistas, corroborando o esperado – dada a ampliação da oferta relativa de vagas propiciada pelo SiSU para os elegíveis –, existe uma maior adesão destes ao SiSU, cuja as chances são 2,18 vezes maior de participar do que o não cotista. No mais, os indivíduos que trabalhavam na época anterior ao ingresso na universidade são mais propensos a participarem do SiSU, enquanto a raça e o estado civil apresentam coeficientes estatisticamente iguais a zero a um nível de significância 5%.

Após analisar os coeficientes da tabela 3, é importante analisar o poder preditivo do modelo de resposta binária usado na estimação do *propensity score*. A proporção de casos corretamente previstos foi de 64,1%, indicando que o número de casos classificados corretamente supera as ocorrências classificadas erroneamente. Em relação às outras informações de ajustamento, constata-se que a medida de sensibilidade foi de 29,44%, indicando que aproximadamente 30% dos indivíduos que ingressaram pelo SiSU são corretamente identificados. Por

sua vez, a medida de especificidade mostra que 85,81% dos indivíduos não ingressantes pelo SiSU são corretamente classificados como entrantes pelo PSS. Por essas informações, conforme Hosmer e Lemeshow (2000) e Long e Freese (2001), o modelo em questão possui um bom grau preditivo.

Ademais, as taxas de falso negativo para indivíduos que de fato participaram do SiSU (70,56%) e falso positivo (14,19%) sinalizam também a existência de um possível suporte comum entre indivíduos entrantes pelos dois sistemas de seleção. Nesse cenário, a Figura 1 ratifica essa sinalização a partir a distribuição do escore de propensão entre os entrantes pelo SiSU e PSS, em que é possível identificar sobreposição considerável nos escores entre os dois grupos.

Figura 1 – Distribuição do escore de propensão entre grupos de tratamento e controle



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB 2013-2015.

Após a análise dos resultados do modelo logit e do seu grau de ajustamento, é relevante testar o balanceamento das características observáveis entre os entrantes pelos dois sistemas. Nesse sentido, a Tabela 4 exibe a média para cada uma das características observáveis consideradas nos dois grupos e o teste de hipótese (teste t) de que o valor médio de cada variável é igual entre os dois grupos. É válido destacar que foi usado o PSM com vizinho mais próximo, respeitando um *caliper* de 0,1%.

Tabela 4 – Teste de balanceamento das covariadas antes e após pareamento por PSM

Variável	Não pareado			Pareado		
	SiSU	PSS	p-valor	SiSU	PSS	p-valor
1.Natural da Paraíba	0,685	0,815	0,000	0,703	0,720	0,196
2.Cotista	0,324	0,305	0,135	0,317	0,329	0,422
3.Tempo de conclusão do ens. médio	2,665	2,517	0,068	2,592	2,466	0,175
4.(Tempo de conclusão do ens. médio) ²	17,006	14,995	0,002	16,380	15,661	0,333
5.Acesso à Internet	0,910	0,756	0,000	0,908	0,908	0,959
6.Possui computador	0,917	0,786	0,000	0,914	0,917	0,705
7.Raça: Branca	0,450	0,399	0,000	0,450	0,461	0,469
8.Estado civil: Solteiro	0,872	0,880	0,347	0,881	0,885	0,607
9.Trabalha	0,298	0,278	0,093	0,291	0,286	0,691
10.Fez ensino médio em esc. particular	0,510	0,392	0,000	0,510	0,514	0,810
11.Renda familiar de 2 a 5 SM	0,359	0,290	0,000	0,358	0,359	0,950
12.Renda familiar de 5 a 10 SM	0,152	0,101	0,000	0,147	0,138	0,415
13.Renda familiar acima de 10 SM	0,122	0,082	0,000	0,121	0,124	0,749
14.Mãe com Ensino Superior	0,355	0,274	0,000	0,357	0,359	0,876
15.Pai com Ensino Superior	0,290	0,212	0,000	0,288	0,280	0,594

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB 2013-2015.

Nota: p-valor mostra a probabilidade das médias serem iguais.

Para a efetividade do método de pareamento, como destacado por Caliendo & Kopeinig (2005), Rosenbaum (2010) e Gertler *et al.* (2011), é necessário que a hipótese de balanceamento seja atendida em sua plenitude, na qual os grupos de tratamento e de controle devem ter em média as mesmas características observáveis. Sendo assim, conforme apresentado na Tabela 4, para um nível de significância de ao menos 1%, todas as variáveis explicativas apresentam a mesma média após o pareamento, indicando que a hipótese nula não pode ser rejeitada para nenhuma das covariadas. Destaca-se que antes do pareamento, os dois grupos apresentam de forma majoritária, em média, diferenças entre si.

No que concerne ao MDM, a sua métrica de distância envolve uma carga operacional maior do que a observada no PSM, visto que para cada unidade tratada é necessário calcular um vetor de distância em relação a todos indivíduos não tratados, o que dificulta a sumarização dessas informações. Não obstante, a Figura 2 mostra as diferenças padronizadas das médias das variáveis utilizadas antes e depois do pareamento usando MDM por vizinho mais próximo entre os grupos de controle e tratamento.

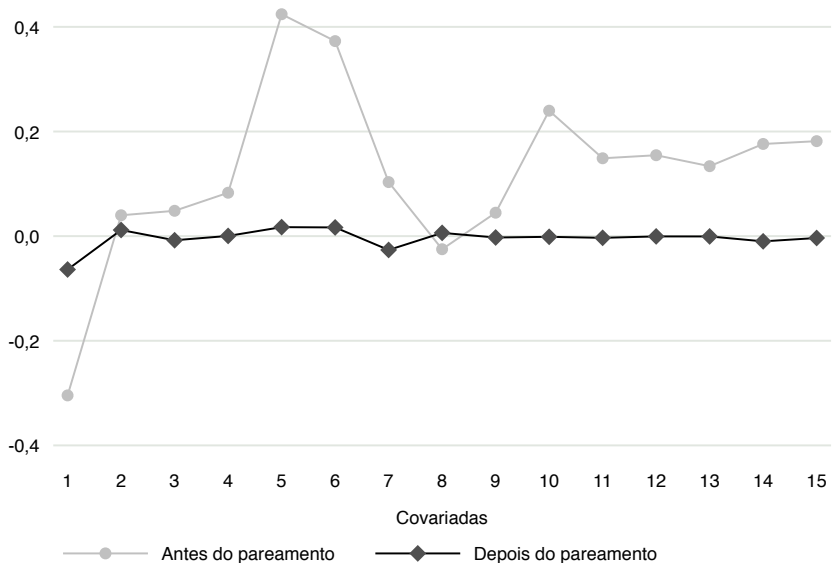
Como pode ser visualizada na Figura 2, a diferença normalizada de cada covariável entre os ingressantes por SiSU e PSS que pertence ao vetor X teve decréscimos, em termos absolutos, após o pareamento por MDM. Esse resultado indica também a existência de balanceamento entre os grupos considerando a abordagem de Mahalanobis.

5.2 Efeito do SiSU e teste de sensibilidade

A partir de agora será analisado os resultados do modelo de pareamento tendo como variável de interesse a taxa de evasão após dois anos de entrada nos cursos da instituição. A Tabela 5 apresenta o efeito do SiSU considerando diferentes algoritmos de pareamento. Nela estão exibidos os resultados por PSM e MDM.

Observa-se, portanto, que por diferentes critérios de distância, que o ATT é estatisticamente significativo e próximo a 20% em todos os casos considerados. A partir deste resultado, tem-se mais indícios para argumentar que o novo sistema de seleção do SiSU agravou um problema pré-existente dentro da universidade: a evasão. Quando se compara dois processos distintos de alocação de candidatos, percebe-se que apesar dos avanços obtidos com a implantação do mecanismo de seleção mais flexível e de menor incerteza informacional, o mesmo ainda não está captando as verdadeiras preferências dos indivíduos e, assim, agravando o processo de

Figura 2 – Diferenças padronizadas das médias antes e depois do pareamento entre os tratados e não tratados usando MDM



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB 2013-2015. As 15 covariadas utilizadas seguem a ordem de apresentação das tabelas 3 e 4.

desistência pela sua flexibilidade, centralidade e ausência de custos pela decisão. Conforme ressalta Calsamiglia *et al.* (2010), o problema gerado com as estratégias *safe choice* é que elas não trazem satisfações aos indivíduos e por isto tendem a serem desfeitas em um segundo momento. O risco ao sistema de alocação torna-se eminente uma vez que tanto as instituições como os candidatos se tornam insatisfeitos com o processo de *matching* gerado (BARDELLA; SOTOMAYOR, 2014).

Tabela 5 – Efeito médio de tratamento do SiSU sobre taxa de evasão por diferentes técnicas de pareamento

Método	ATT	Erro padrão	Limite inferior	Limite superior
Propensity score matching				
Vizinho mais próximo, SR	0,2288***	0,0318	0,1577	0,2823
Vizinho mais próximo, SR, caliper 0,1%	0,2259***	0,0261	0,1687	0,2713
Vizinho mais próximo, CR	0,2174***	0,0137	0,1831	0,2369
Vizinho mais próximo, CR, caliper 0,1%	0,2136***	0,0143	0,1820	0,2380
10 vizinhos mais próximos, SR	0,2226***	0,0155	0,1897	0,2503
Raio, caliper de 0,1%	0,2136***	0,0149	0,1808	0,2392
Kernel	0,2119***	0,0145	0,1817	0,2383
Mahalanobis matching				
Vizinho mais próximo, SR	0,1945***	0,0267	0,1377	0,2423
Vizinho mais próximo, SR, caliper 0,1%	0,1806***	0,0450	0,0917	0,2683
10 vizinhos mais próximos, SR	0,2206***	0,0140	0,1926	0,2474
Raio, caliper de 0,1%	0,2116***	0,0152	0,1802	0,2398
Kernel	0,2116***	0,0175	0,1757	0,2443

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB 2013-2015. Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%.

Nota: CR=com reposição e SR=sem reposição.

Chama atenção aqui, o fato de que não somente o número de restrições sobre os cursos

pretendidos podem estar induzindo a este tipo de estratégia de escolha segura – no PSS a escolha ainda era mais restrita – como também o mecanismo de gerar informações diárias sob a posição relativa do candidato até o último dia da inscrição, o que no artigo apresentado, esta denominado como escolha sob menor incerteza informacional.

Os achados dessa etapa da pesquisa partem de uma hipótese muito restritiva (independência condicional), cuja a presença de variáveis omitidas na especificação do modelo de pareamento pode resultar em um viés na estimação dos efeitos médios sobre o grupo exposto. A análise de sensibilidade, ou os limites de Rosenbaum, não exclui a possibilidade de que fatores não-observados existam, mas aponta o quão danoso eles são para os resultados. Com base nessa análise a tabela 6 exibe os chamados limites de Rosenbaum, evidenciando os valores de Γ com valores inferiores ao nível de pelo menos 5% de significância estatística sob a hipótese de sobrestimação e sua respectiva probabilidade de não rejeição da hipótese nula (p^+). O valor do Γ mostra o diferencial de chances de participação no SiSU devido a fatores não observados.

O valor de Γ reflete a suposição sobre problemas de endogeneidade presentes nas chances de atribuição da exposição motivado por uma covariada não-observada. Para cada modelo foi calculado um intervalo de níveis críticos com suas probabilidades de não-rejeição da hipótese de sobrestimação dos resultados. Os valores presentes na tabela indicam o limite mínimo com não-rejeição da hipótese nula em que o efeito do tratamento sofre um distúrbio decorrente da autosseleção endógena do estado de exposição (ROSENBAUM, 2002; CALIENDO; KOPEINIG, 2005).

Tabela 6 – Análise de sensibilidade aos fatores não-observados por PSM e MDM

Γ	PSM		MDM	
	Q^+	p^+	Q^+	p^+
1,00	7,26	0,000	9,79	0,000
1,05	6,71	0,000	9,22	0,000
1,10	6,19	0,000	8,69	0,000
1,15	5,69	0,000	8,17	0,000
1,20	5,21	0,000	7,68	0,000
1,25	4,75	0,000	7,21	0,000
1,30	4,31	0,000	6,76	0,000
1,35	3,89	0,000	6,33	0,000
1,40	3,49	0,000	5,92	0,000
1,45	3,10	0,001	5,52	0,000
1,50	2,72	0,003	5,14	0,000
1,55	2,36	0,009	4,76	0,000
1,60	2,00	0,023	4,41	0,000
1,65	1,66	0,048	4,06	0,000
1,70			3,72	0,000
1,75			3,40	0,000
1,80			3,08	0,001
1,85			2,77	0,003
1,90			2,47	0,007
1,95			2,18	0,015
2,00			1,90	0,029

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB 2013-2015.

Nota: Q^+ = estatística de Mantel-Haenszel tendo como hipótese nula a sobrestimação do efeito do SiSU; p^+ = probabilidade de não rejeição da hipótese de sobrestimação. Para o cálculo do teste tanto para o PSM quanto para o MDM foi considerado a técnica de um vizinho mais próximo com *caliper* de 0,1%.

Pela Tabela 6, a interferência provocada pelos fatores não observados é de 1,65 no PSM e de 2,0 no MDM, admitindo um nível de significância de 5%. O efeito estimado do SiSU sobre a evasão escolar é menos robusto a possível presença de viés de seleção na abordagem PSM do

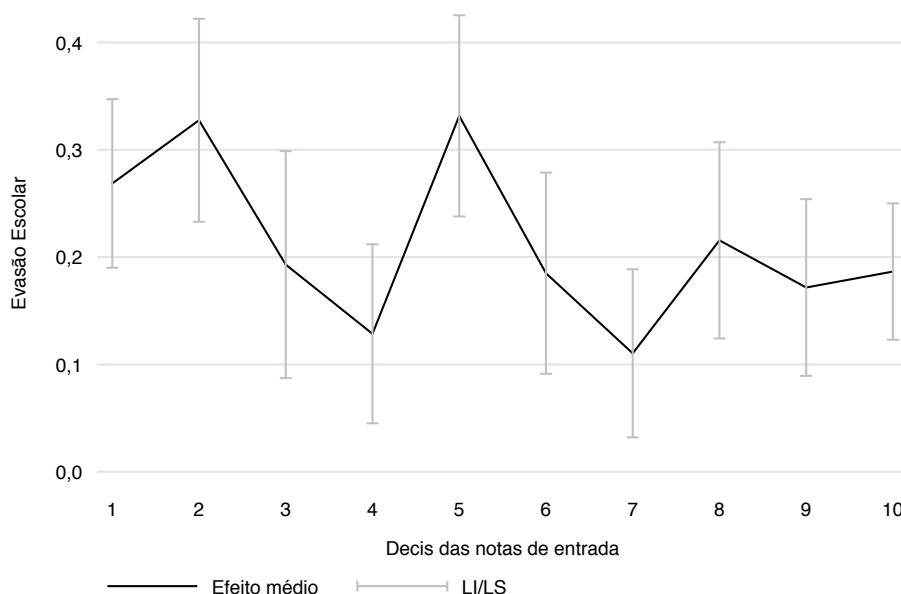
que no MDM. Enquanto no PSM o viés omitido capaz de gerar sobrestimação dos resultados ocorre quando variáveis omitidas respondem por uma diferença de 65% na razão de chances de atribuição ao SiSU entre os grupos de estudantes admitidos pelo SiSU e PSS, no MDM essas estimativas são menos sensíveis – já que esse valor deveria ser duas vezes maior entre os dois grupos (tratamento e controle). Esse resultado corrobora o resultado encontrado por King & Nielsen (2016), sugerindo que o PSM é menos robusto que outras abordagens de pareamento como MDM.

Conforme DiPrete & Gangl (2004), os limites de Rosenbaum impõem os piores cenários dos resultados, transmitindo informações sobre o grau de incerteza da estimativa do ATT. Considerando o MDM, para que exista uma sobrestimação na participação do SiSU, os fatores não observados deveriam ser pelo menos 100% maiores nos alunos admitidos pelo SiSU do que naqueles admitidos pelo PSS, para que o intervalo de confiança do efeito de tratamento inclua o valor zero.

5.3 Análise por notas de entrada, cursos e áreas

Levando em conta os resultados dos limites de Rosenbaum, que mostram que as estimativas por MDM são menos sensíveis aos fatores não observados, os resultados desta seção são calculados apenas por esta metodologia de pareamento. Desse modo, a Figura 3 mostra o efeito do SiSU por diferentes decis de notas de entrada dos cursos. O intuito é verificar se o acréscimo da evasão escolar pode ser afetado pelos distintos níveis de habilidades cognitivas dos entrantes.

Figura 3 – Efeito do SiSU sobre a evasão escolar por decis de notas de entrada



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB 2013-2015. Para o cálculo das estimativas foi usado o modelo MDM com um vizinho mais próximo, sem reposição e *caliper* de 0,1%.

De uma forma geral, não existe diferença estatística entre os efeitos médios para os diferentes decis de notas de entrada nos cursos. Todas as estimativas são positivas e estatisticamente diferentes de zero à 5% de significância, incluindo dentro do intervalo de confiança na maior parte dos casos o valor calculado na seção anterior – que foi 18,06% para o MDM com um vizinho mais próximo, sem reposição e *caliper* de 0,1%. As evidências expressas na figura 3 ratificam os indícios que o SiSU, sistema mais flexível de escolhas de vagas, propicia uma maior evasão nos cursos superiores e isto independe do grau de “habilidade cognitiva” dos entrantes.

Um teste de robustez dos resultados é apresentado na tabela 7, em que se restringe os possíveis efeitos do SiSU por grandes áreas do conhecimento (exatas, humanas e biológicas) e pelos cinco cursos mais e menos concorridos em termos de notas de entrada na instituição em 2013.

Tabela 7 – Efeito médio de tratamento do SiSU sobre taxa de evasão por área e cursos mais concorridos

	N	ATT	Erro padrão	Limite inferior	Limite superior
Grande área					
Humanas	3.294	0,2088***	0,0276	0,1460	0,2540
Exatas	1.877	0,2314***	0,0361	0,1593	0,3007
Biológicas	740	0,3033***	0,0391	0,2234	0,3766
Cursos com maiores notas de entrada					
Medicina	106	0,1667**	0,0779	0,0072	0,3128
Engenharia Civil	98	0,1500	0,1176	-0,0805	0,3805
Direito - Integral	98	0,2750***	0,0845	0,1043	0,4357
Direito - Noite	162	0,1818	0,1288	-0,0725	0,4325
Arquitetura e Urbanismo	79	0,3077***	0,1031	0,0978	0,5022
Cursos com menores notas de entrada					
Pedagogia - Noite	80	0,2812**	0,1385	0,0085	0,5515
Tecnologia em Produção Sucroalcooleira	43	-0,3125	0,1641	-0,6216	0,0216
Pedagogia - Tarde	82	0,5143***	0,0768	0,3594	0,6606
Tecnologia de Alimentos	46	0,5556**	0,2115	0,1355	0,9645
Pedagogia - Integral	82	0,3333**	0,1539	0,0283	0,6317

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB 2013-2015.

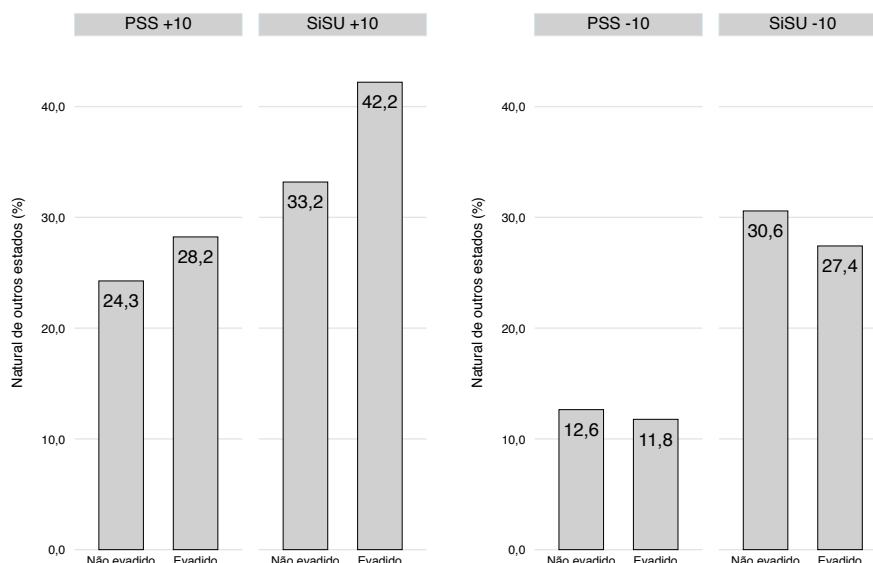
Nota: Estimativas calculadas por MDM com um vizinho mais próximo, sem reposição e *caliper* de 0,1%.

Pela Tabela 7 a taxa de evasão teve um aumento para aqueles que entraram por meio do SiSU quando se analisa por grande área do conhecimento e pelos cursos mais e menos concorridos. Muito embora, neste último caso, a precisão das estimativas é menor devido ao número reduzido de observações. Por esses resultados auferidos, tem-se indícios em diferentes cenários, recortes amostrais e técnicas de pareamento, que o SiSU nos moldes desenhados atualmente gera uma tendência de ampliar os indicadores de evasão escolar no ensino superior, pelo menos com os dados usados nesta pesquisa.

Não obstante, é válido salientar que os mecanismos causais que potencialmente estão por trás de tais resultados podem ser distintos entre os cursos de menor e maior concorrência em termos de notas de entrada. Uma pista sobre esse ponto pode ser verificada na Figura 4.

Como o SiSU flexibiliza tanto a opção de curso quanto de instituição, possivelmente, as desistências entre os cursos que exigem uma menor pontuação de entrada podem estar mais associadas ao primeiro fator, ao passo que para os cursos mais concorridos ao segundo. Em relação aos de maiores notas de entrada, em que os estudantes têm maior nível de habilidade e, assim, menor propensão de optar por cursos com menor ordenamento de suas preferências, pode existir um efeito dominante da flexibilidade do curso pretendido entre diferentes instituições. Pela Figura 4, os entrantes pelo SiSU nos cursos mais concorridos apresentam relativamente mais desistentes não naturais da Paraíba do que o observado para o caso do PSS, o que sugere uma escolha segura dos indivíduos mais hábeis pelo curso desejado, mas que não necessariamente seria da instituição pretendida. Por outro lado, essa tendência da naturalidade do candidato se reverte para os cursos menos concorridos.

Figura 4 – Percentual de alunos de outros estados por status de evasão, forma de entrada e concorrência dos cursos (os 10 maiores e os 10 menores em termos de notas de entrada)



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB 2013-2015.

6 Considerações Finais

Com base nos dados longitudinais dos alunos da UFPB entre 2013 e 2015, verifica-se inicialmente que a taxa de evasão dos entrantes pelo SiSU após dois anos do início do curso era de 46,46% contra 26,92% entre aqueles que ingressaram pelo Vestibular tradicional. Não obstante, essa diferença incondicional poderia estar sendo influenciada por outros fatores, além da forma de ingresso. Assim, a fim de minimizar o viés na relação entre o SiSU e a taxa de evasão, usou-se outras métricas, MDM e PSM, para criação de um contrafactual observável.

Pelo pareamento, tanto por PSM quanto por MDM (e por diferentes algoritmos de *matching*), o efeito do novo mecanismo de seleção sobre a taxa de evasão permanece próximo aos 20%. Como essa abordagem ainda não permite o controle do potencial viés de seleção gerado por fatores relevantes omissos no modelo, os limites de Rosenbaum são utilizados para examinar a sensibilidade dos resultados auferidos em relação aos fatores não observáveis sob a hipótese de sobrestimação do efeito. De acordo com esses limites, as estimativas por PSM e, sobretudo, por MDM apresentam baixo risco relativo frente aos não observáveis. No caso do MDM para o vizinho mais próximo (com *caliper* de 0,1%), as estatísticas do teste de sensibilidade de Rosenbaum apontam que o efeito calculado de 18,06% seria sobrestimado se a diferença para atribuição do tratamento tivesse alguma covariável omitida que aumentasse em 100% a razão de chances de participação no SiSU.

Ainda com a preocupação de potencial tendenciosidade nas estimativas calculadas, procedeu-se com uma análise do problema da evasão a partir de diferentes níveis de habilidades dos discentes, tendo como *proxy* a nota de entrada do curso, e preferências por determinadas áreas de conhecimento. Em todos esses cenários, o mecanismo mais flexível e com menos incerteza informacional apresenta uma tendência de estimular o comportamento de desistência nos cursos de graduação, inclusive entre os mais concorridos na instituição (como medicina).

Portanto, os resultados encontrados por diferentes abordagens sugerem que a mudança do sistema de seleção eleva consideravelmente a taxa de evasão escolar dentro da universidade após dois anos da admissão do estudante. Tais fatos, trazem indícios que a hipótese levantada neste presente estudo sobre a ampliação do uso da estratégia *safe choice* por parte dos demandantes por vagas no ensino superior, não pode ser rejeitada *a priori*.

Destaca-se que estudar esse comportamento de evasão é importante na medida que cada curso baseia-se os seus custos de operação na quantidade de alunos que estes irão teoricamente atender e não no efetivamente atendido. O planejamento de pessoal e recursos materiais é feito com base nessa demanda potencial, de modo que uma elevada taxa de desistência amplia o custo médio por aluno, tornando a oferta do ensino superior público ainda mais cara para a sociedade e ainda mais ineficiente.

Fazendo a correção monetária para dezembro de 2015 (usando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA) do custo por aluno⁵ na UFPB em 2013, assim como admitindo que a taxa de conclusão dos entrantes antes do SiSU⁶ era de 40% e o diferencial na taxa de evasão imputada ao novo sistema de seleção de 18,06% não aumente ainda mais até ao final do curso, estima-se que o custo anual por diplomado tenha elevado de R\$ 70.848,96 para R\$ 86.464,44. Considerando essas estimativas para o efeito-SiSU, um aluno diplomado no tempo certo ou com dois anos de atraso custaria para a sociedade, em média, respectivamente R\$ 345.857,80 e R\$ 518.786,60.

Um outro ponto discutido no artigo diz respeito à heterogeneidade nos possíveis mecanismos causais que explicam a decisão de evasão entre os alunos menos e mais hábeis, visto que um dos principais diferenciais do SiSU frente ao Vestibular é a flexibilização de escolha entre cursos e instituições. Observa-se que aqueles cursos mais concorridos, com notas mais altas de entrada, mostra uma taxa de evasão mais elevada entre aqueles que não são naturais do Estado, enquanto o inverso é observado nos cursos de menor concorrência. No primeiro caso, isto pode ser um indício de que o aluno escolheu o curso desejado, mas não a instituição de sua preferência. Já nos de menor concorrência, as taxas de evasão ocorreriam pela desistência do curso em si.

De forma geral, a unificação do sistema de seleção trouxe avanços para forma de alocação das vagas dentro das instituições brasileiras, dado, por exemplo, um maior ambiente concorrencial. Além disso, há uma boa aceitação do processo pela sociedade, com uma possível tendência de intensificação dos ganhos com a maior mobilidade dos estudantes. Porém, pelos resultados encontrados, novos desenhos de incentivos precisam ser propostos com a finalidade de aumentar a satisfação dos agentes envolvidos, para que a alocação inicial seja bem-sucedida e menos distorcida.

Por último, trabalhos futuros deveriam compreender melhor os motivos das evasões causadas pelo SiSU, pois tais fatores seriam relevantes para a criação de algum mecanismo de punição para os desistentes – já que o custo da evasão termina sendo socializado, gerando uma externalidade negativa – e/ou para um melhor ajustamento na oferta dos cursos. Ademais, é preciso continuar as investigações longitudinais, com a finalidade de medir o impacto desse sistema sobre outros indicadores educacionais (como taxa de conclusão) e socioeconômicos (como inserção no mercado de trabalho).

Referências

ABDULKADIROGLU, A.; SONMEZ, T. School Choice: A Mechanism Design Approach. *American Economic Review*, v. 93, n. 3, p. 729–747, jun 2003. ISSN 0002-8282. Disponível em: <<http://pubs.aeaweb.org/doi/abs/10.1257/00028280322157061>>.

ABREU, L.; CARVALHO, J. R. Análise do Jogo Induzido pelo Mecanismo SiSU de Alocação de

⁵ O cálculo por custo aluno foi realizado usando o Censo Superior de 2013 com base nos gastos com Pessoal, Encargos, Custeio, Investimento, Pesquisa e outras Despesas e nos matriculados. Em 2013, esse valor foi de R\$ 23.866,27, já o seu valor a preços de dezembro de 2015 é de R\$ 28.339,58.

⁶ Esse indicador de conclusão refere-se ao auferido pela instituição no ano de 2013, conforme dados do STI/UFPB. Nesse período, ainda não teve alunos egressos pelo SiSU.

Estudantes em Universidades. In: *Anais do 42º Encontro Nacional de Economia*. Natal: Anpec, 2014. p. 1–20.

BARDELLA, F. P.; SOTOMAYOR, M. Redesenho e Análise do Mercado de Admissão aos Centros de Pós-Graduação em Economia no Brasil à Luz da Teoria dos Jogos: Um Experimento Natural em Desenho de Mercados. *Revista Brasileira de Economia*, v. 68, n. 4, p. 425–455, 2014.

BRASIL. *Portaria normativa MEC no 13, de 17 de maio de 2010. Altera a Portaria Normativa MEC no 2, de 26 de janeiro de 2010, que institui e regulamenta o Sistema de Seleção Unificada - SiSU*. Brasília-DF: Ministério da Educação, 2010.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *IZA Working Paper n. 1588*, p. 1–32, 2005.

CALSAMIGLIA, C.; HAERINGER, G.; KLIJN, F. Constrained School Choice: An Experimental Study. *The American Economic Review*, v. 100, n. 4, p. 1860–1874, sep 2010. ISSN 0002-8282. Disponível em: <<http://pubs.aeaweb.org/doi/abs/10.1257/aer.100.4.1860>>.

DIPRETE, T. A.; GANGL, M. Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. *Sociological Methodology*, v. 34, n. 1, p. 271–310, 2004.

GALE, D. .; SHAPLEY, L. . S. . College Admissions and the Stability of Marriage. *The American Mathematical Monthly*, v. 69, n. 1, p. 9–15, 1962. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2312726>>.

GASTWIRTH, J. L.; KRIEGER, A. M.; ROSENBAUM, P. R. Dual and simultaneous sensitivity analysis for matched pairs. *Biometrika*, v. 85, n. 4, p. 907–920, 1998.

GERTLER, P. J.; MARTINEZ, S.; PREMAND, P.; RAWLINGS, L. B.; VERMEERSCH, C. M. J. *Impact Evaluation in Practice*. Washington, D.C.: The World Bank, 2011. 266 p. ISBN 9781464800887. Disponível em: <<http://www.worldbank.org/ieinpractice>>.

GONTIJO, M. F. *Uma aplicação da teoria dos jogos ao mercado do vestibular brasileiro*. 1–96 p. Tese (Dissertação) — Universidade de São Paulo, 2008.

GROSSMAN, M. Education and Nonmarket Outcomes. *NBER Working paper series n. 11582*, Cambridge, p. 1–100, 2005.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. The Role of Cognitive Skills in Economic Development. *Journal of Economic Literature*, v. 46, n. 3, p. 607–668, aug 2008. ISSN 0022-0515. Disponível em: <<http://pubs.aeaweb.org/doi/abs/10.1257/jel.46.3.607>>.

ITABORAI, L. F. S. *Matching Theory e o acesso dos estudantes às instituições de ensino, com uma aplicação ao novo sistema SISU no Brasil*. 1–45 p. Tese (Doutorado) — Universidade de Brasília, 2013.

KING, G.; NIELSEN, R. *Why propensity score should not be used for matching*. Cambridge, MA: Havard, 2016. Disponível em: <<http://gking.harvard.edu/publications/why-Propensity-Scores-Should-Not-Be-Used-Formatching>>.

KING, G.; NIELSEN, R.; COBERLEY, C.; POPE, J. E. *Comparative Effectiveness of Matching Methods for Causal Inference*. Cambridge, MA: Harvard, 2011. 1–26 p. Disponível em: <<http://gking.harvard.edu/publications/comparative-effectiveness-matching-methods-causal-inference>>.

MACHINA, M. J. Choice under uncertainties: problems solved and unsolved. *Economic perspectives*, v. 1, n. 1, p. 121–154, 1987. ISSN 0895-3309.

MINCER, J. *Schooling, Experience, and Earnings*. Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 1974. I. 1–152 p. ISBN 0870142658. Disponível em: <<http://www.nber.org/books/minc74-1>>.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. Human capital and rates of return. In: JOHNES, G.; JOHNES, J. (Ed.). *International Handbook on the Economics of Education*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Ltd, 2004. p. 1–57.

ROSENBAUM, P. R. Attributing to Treatment in Matched Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association*, v. 97, n. 457, p. 183–192, 2002.

_____. *Design of Observational Studies*. New York: Springer, 2010. 1–382 p. ISBN 9781441912121.

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

RUBIN, D. B. Using Multivariate Matched Sampling and Regression Adjustment to Control Bias in Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 318–328, 1979.

_____. Bias Reduction Using Mahalanobis-Metric Matching. *Biometrics*, v. 36, n. 2, p. 293–298, 1980.

SAMPAIO, B.; SAMPAIO, Y.; MELLO, E. P. G. de; MELO, A. S. Desempenho no vestibular, background familiar e evasão: evidências da UFPE. *Economia Aplicada*, v. 15, n. 2, p. 287–309, 2011.

SOTOMAYOR, M. Mecanismos de admissão de candidatos às instituições. Modelagem e análise à luz da teoria dos jogos. *Revista de Econometria*, v. 16, n. 1, p. 25–63, 1996.

_____. Resultados de Estática Comparativa para um Mercado de Matching Misto de Dois Lados. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 1, p. 81–106, 2005. ISSN 0034-7140.

STUART, E. A. Matching methods for causal inference: A review and a look forward. *Statistical Science*, v. 25, n. 1, p. 1–21, 2010. ISSN 0883-4237. Disponível em: <<http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=2943670&tool=pmcentrez&rendertype=ab>>.

STUART, E. A.; RUBIN, D. B. Best practices in quasi-experimental designs: Matching methods for causal inference. In: OSBORNE, J. (Ed.). *Best practices in quantitative methods*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 2007. cap. 11, p. 155–176. ISBN 9781412940658.