

## Forma Estrutural

Nas seções anteriores, utilizamos uma abordagem em forma reduzida para investigar a existência de uma relação causal entre relaxamento de crédito estudantil e encargos escolares. Os resultados obtidos indicam que a concessão de crédito estudantil teve impacto positivo sobre os custos associados à Educação Superior. De maneira específica, o aumento do alcance e relevância do programa de concessão de crédito estudantil do governo federal, o FIES, resultou em um aumento relativo nas mensalidades cobradas por aqueles cursos de graduação habilitados a receber o fluxo de novos alunos financiados.

O objetivo agora é investigar os mecanismos associados a esse aumento. Intuitivamente, a concessão de financiamento estudantil, ao levar os custos associados à educação para um momento distante no tempo, pode ter alterado a demanda por educação, e consequentemente mensalidades, a partir de dois mecanismos distintos. Essa influência pode ter se dado na forma de um simples deslocamento da demanda, no sentido de que indivíduos antes restritos à crédito passaram a demandar educação. Esse aumento de mensalidades estaria refletindo, então, uma estrutura crescente de custos marginais. Aqui, o aumento de preços refletiria apenas ineficiências no setor.

Esse aumento, entretanto, pode ser resultado de uma diminuição, em termos absolutos, da elasticidade-preço da demanda. Parece razoável supor que, condicional à qualidade, os retornos associados à investimentos em educação não são crescentes em custo. Desta maneira, uma diminuição, em termos absolutos, da elasticidade preço da demanda por educação pode ser resultado de alguns cenários. É possível que, quando em relação a investimentos em capital humano, os demandantes desconsiderem a análise de valor presente líquido. Outra possibilidade é que, para determinadas combinações de juros e fator de desconto intertemporal, o valor presente líquido associado ao investimento em educação seja positivo mesmo após o aumento de custos observado. Uma terceira hipótese é que, no cômputo individual de retorno líquido, os demandantes desconsiderem os custos futuros associados ao financiamento, antecipando falhas no cumprimento dos contratos firmados.

Entender qual a relevância de cada um desses mecanismos no aumento observado em mensalidades é fundamental para a compreensão dos reais impactos do programa. Com o objetivo de investigar quais os mecanismos relevantes, partimos, num primeiro esforço, de uma estimação simples da função demanda por educação.

A oferta privada de Educação Superior no país é caracterizada pela convivência de grupos educacionais de grande porte com um grande número de instituições menores. Considerando as informações do Censo, temos que em 2012, por exemplo, as dez maiores mantenedoras do país controlavam cerca de 20 % do mercado em termos de alunos matriculados. Em contrapartida, um pouco mais da metade das mantenedoras no país contavam com menos de 1000 alunos matriculados. Além disso, o mercado se caracteriza pela grande variabilidade na qualidade de cursos ofertados. A estimação de uma função demanda em um mercado desse tipo, isto é, concentrado e com produtos diferenciados lida, em geral, com duas dificuldades. A primeira, o grande número de elasticidades e elasticidades cruzadas a serem estimadas. Essa dificuldade é superada pela estimação da demanda em um arcabouço de modelos de escolha discreta tal como proposto em Berry (1994), Berry, Levinsohn e Pakes (1995) e Nevo (2001). A segunda, a endogeneidade da variável preço, no caso mensalidade. Em geral, essa dificuldade é superada pelo uso de uma estratégia em variáveis instrumentais.

Lidamos, ainda, com a dificuldade de incluir na análise os possíveis efeitos do FIES sobre a demanda. Partimos, então, da hipótese razoável de que o FIES, ao adquirir importância, se tornou fator relevante a ser ponderado na decisão por obter educação superior. Nesse sentido, o impacto do FIES será considerado por meio da inclusão do programa como uma característica relevante, tanto direta quanto indiretamente, na função utilidade dos indivíduos.

Consideramos a demanda por educação como uma função das características dos cursos de graduação. Supomos  $t = 1, \dots, T$  mercados, cada um  $k = 1, \dots, K$  diferentes marcas ou cursos de graduação e com  $i = 1, \dots$  consumidores. Definimos mercado como uma combinação estado – ano. Isto é, cada um dos vinte e sete estados da federação em cada ano considerado representa um mercado diferente. A utilidade indireta condicional do consumidor  $i$  no mercado  $t$  no consumo do curso  $k$ ,  $U_{ikt}$ , é dada por:

$$\delta_{kt} \equiv X_{kt}\beta - \alpha p_{kt} + \omega FIES_{kt} + \lambda FIES_{kt} * p_{kt} + \epsilon_{kt} \quad (7-1)$$

$$U_{ikt} = \delta_{kt} + \varepsilon_{ikt} \quad (7-2)$$

Onde  $\delta_{kt}$  representa utilidade média e  $p_{kt}$  representa a mensalidade cobrada. A medida considerada para a inclusão do FIES como uma característica dos cursos de graduação é a proporção de alunos financiados pelo FIES em relação ao número de alunos matriculados em cada curso,  $FIES_{kt}$ . Essa proporção nos dá uma medida direta da relevância do FIES para cada curso. O parâmetro  $\alpha$  é uma medida de sensibilidade da demanda a preço. O termo interação  $FIES_{kt} * p_{kt}$  e o parâmetro  $\lambda$  associado consideram a possibilidade

de heterogeneidades na sensibilidade à preço em relação à relevância do FIES.

A hipótese usual na literatura é de que ofertantes e consumidores observam todas as características do produto quando da tomada de decisões. As características observáveis, consideradas pelo vetor  $X_{kt}$  incluem as características consideradas até aqui na análise. Algumas características, entretanto, não são observada pelo pesquisador. O termo  $\epsilon_{kt}$  representa essas características não observáveis. O termo  $\varepsilon_{ikt}$  representa um termo estocástico, não observado pelo pesquisador.

Para completar a especificação do sistema de demanda, é necessária a introdução de uma “opção de fora” . Essa “opção de fora” é definida a partir da decisão dos consumidores por não adquirirem nenhum dos bens ofertados no mercado. No caso, os consumidores que optaram pela “opção de fora”, optaram por não adquirir educação na combinação ano-estado e são definidos pela diferença entre número indivíduos jovens ( indivíduos com idades entre 18 e 29 anos) e o número de indivíduos que demandaram educação, de acordo com a definição de demanda a ser estabelecida.

Supondo que consumidores, em cada mercado, adquirem uma unidade do bem que lhes fornece maior utilidade, é possível identificar os parâmetros da demanda, em termos de participação de mercado, pelo curso de graduação  $k$  no mercado  $t$  como uma função de suas características observáveis e não observáveis. Uma hipótese usual na literatura é a de que o termo  $\varepsilon_{ikt}$  segue distribuição i.i.d de valor extremo Tipo I. Essa hipótese reduz o modelo ao chamado modelo multinomial Logit.

A imposição de uma estrutura i.i.d. resulta em algumas limitações bem documentadas na literatura. Especificamente, impomos, implicitamente, que a elasticidade de substituição entre cursos quaisquer, independentemente de suas características, dependerá de suas participações de mercado. Ainda que a suposição de independência não seja realista no presente contexto, nosso interesse primeiro reside no cômputo de elasticidades próprias, e não de elasticidades cruzadas.

No Logit, a participação da marca ou curso  $k$  no mercado  $t$ ,  $s_{kt}$ , é dada por uma função da utilidade média de cada uma das opções no mercado:

$$s_{kt} = \frac{\exp(\delta_{kt})}{1 + \sum_{v=1}^K \exp(\delta_{vt})} \quad (7-3)$$

Isto é, um sistema de equações de demanda, uma para cada produto ofertado. Cada equação determina a demanda por um produto, no caso curso de graduação, como função de seu preço, do preço dos outros produtos no mercado e das outras características relevantes consideradas. Nesse arcabouço, é possível mostrar que a elasticidade preço da demanda corresponde à seguinte

expressão:

$$\frac{\partial s_{kt} p_{kt}}{\partial p_{kt} s_{kt}} = (-\alpha + \lambda * FIES_{kt}) p_{kt} (1 - s_{kt}) \quad (7-4)$$

Para estimar os parâmetros de interesse, seguimos o proposto em Berry (1994), uma abordagem em duas etapas que resulta na estimação por variáveis instrumentais da seguinte regressão:

$$\ln(s_{kt}) - \ln(s_{0t}) = X_{kt}\beta - \alpha p_{kt} + \omega FIES_{kt} + \lambda FIES_{kt} * p_{kt} + \epsilon_{kt} \quad (7-5)$$

onde  $s_{0t}$  representa a participação de mercado da "opção de fora".

A primeira dificuldade está em definir uma variável representativa da demanda por educação, uma vez que existem restrições à oferta quando consideramos a indústria de educação superior. No Brasil, a matrícula no Ensino Superior está condicionada à aprovação em processos seletivos definidos. Para alguns dos cursos considerados, há uma ociosidade de vagas ofertadas. Nesse sentido, todos os interessados em se matricular nesses cursos estão habilitados a fazê-lo. A demanda por esses cursos pode ser claramente representada, portanto, pelo número de alunos matriculados ou, ainda, pelo número de estudante ingressos no ano em consideração. Entretanto, para um pouco mais da metade dos cursos considerados há um número maior de inscritos no processo seletivo do que o número de vagas ofertadas. Dessa forma, é possível que exista uma demanda reprimida por esses cursos, no sentido de que alguns indivíduos gostariam de consumi-los e esse consumo não lhes é permitido. Para esses casos, não há uma definição óbvia para a variável demanda. Com isso em consideração, na análise que segue, a demanda é definida como número de inscritos nos processos seletivos associados a cada curso. Essa medida, apesar de imperfeita, é a que melhor caracteriza o interesse por cada curso de graduação ofertado.<sup>1</sup>

A segunda dificuldade reside na definição dos instrumentos apropriados. Considerando que apenas cursos habilitados são capazes de receber matrículas de alunos financiados e que a habilitação é definida de acordo com uma medida de desempenho dos alunos matriculados, há uma relação entre o número de alunos financiados pelo FIES e qualidade. Nesse sentido, parece razoável supor que a relação entre a proporção de alunos financiados e componentes não observáveis da demanda se dá via qualidade. Nesse sentido, ao longo de toda análise que segue, consideramos a proporção de alunos financiados uma variável exógena, condicional à utilização de controles para qualidade, em especial, a nota obtida por cada curso no exame ENADE. Temos, então, duas variáveis

<sup>1</sup>Os resultados obtidos considerando número de alunos ingressos ou número de alunos matriculados no curso como variável representativa da demanda são qualitativamente semelhantes aos resultados obtidos considerando inscritos nos processos seletivos.

possivelmente relacionadas a choques de demanda, preço ou mensalidade e a interação entre mensalidade e a proporção de alunos financiados pelo FIES.

Consideramos, então, três instrumentos. Em primeiro lugar, dividimos os cursos observados em 22 grupos (áreas específicas) tal como classificação oficial. Essas áreas específicas são definidas de acordo com proximidade em abordagem temática. Temos, para cada ano, que cada curso de graduação com sede em algum mercado específico  $t$  está associado a uma área temática específica  $h$ . O primeiro instrumento,  $(\text{Preço médio no mercado})_{-ht}$  é dado pela média em cada mercado das mensalidades de todos os cursos de áreas específicas que não a considerada. Esse instrumento nos dá uma medida de custo marginal. A hipótese básica para identificação é que, após a adição de controles relativos à qualidade dos cursos e das instituições de ensino, choques de demanda são independentes entre áreas de abordagem temáticas e mercados. Dessa forma, condicional à qualidade, choques de demanda por cursos de determinada área em uma determinada combinação estado-ano serão independente dos preços dos cursos das demais áreas nesse mesmo mercado.

O instrumento anterior nos dá uma medida de custo marginal e é um instrumento apropriado para a variável mensalidade. Precisamos ainda de variáveis que nos ajudem a capturar o comportamento da interação entre número de alunos financiados e mensalidade. Da legislação do FIES, temos que apenas os alunos matriculados em cursos superiores de instituições de ensino cadastradas no programa e com avaliação positiva nos processos conduzidos pelo Ministério da Educação podem solicitar financiamento. Definimos um segundo instrumento, ao nível da Instituição de Ensino Superior, uma *dummy* que é igual a um apenas para as instituições de ensino que naquele ano contavam com pelo menos um aluno habilitado pelo FIES. A ideia aqui é capturar as instituições cadastradas no programa. Nosso terceiro instrumento, definido ao nível do curso de graduação, também é uma *dummy* que é igual a unidade para todos os cursos habilitados ao programa de acordo com os critérios anteriormente definidos. Aqui, a validade da condição de exclusão reside na hipótese razoável de que, uma vez que controlamos para qualidade do curso e da instituição de ensino, não há uma relação direta entre os critérios de habilitação ao FIES e a demanda por cada curso.

Consideramos na estimação todas as características dos cursos de graduação e instituições de ensino consideradas até aqui na análise. Incluímos efeitos fixos de tempo e de cursos de graduação como controle para características não observadas. Consideramos ainda dois conjuntos de controles. O primeiro deles é uma interação entre Instituição de Ensino e ano. O segundo, uma interação entre Área Específica e ano

Os resultados obtidos em primeiro estágio com os instrumentos definidos seguem apresentados na tabela B.4. Nas quatro primeiras colunas, temos as estimativas de primeiro estágio associadas a variável *Mensalidade*. Temos aqui que não só os instrumentos definidos são significantes para praticamente todas as especificações consideradas, como eles seguem a direção esperada. Nas quatro últimas, os resultados de primeiro estágio para a variável *Proporção de Alunos Financiados x Mensalidade*.

Utilizando esses instrumentos partimos, então, à estimação da equação (6) por mínimos quadrados em dois estágios. Na tabela B.5, apresentamos os resultados obtidos. Temos uma estimativa negativa do coeficiente associado a preço, isto é, da medida pura de sensibilidade da demanda a preço, para todas as especificações consideradas.

O resultado mais interessante, entretanto, é o resultado obtido a partir do coeficiente associado à interação. Temos, para esse coeficiente, uma estimativa positiva e significativa. Esse resultado é evidência de que a possibilidade de obter financiamento junto ao FIES altera a sensibilidade-preço da demanda, no sentido de que quanto maior a relevância do financiamento, menos sensível é a demanda a aumentos de mensalidade. Temos, então, que com o FIES, a percepção da relação custo-benefício associada à educação superior pode ter se alterado, resultando em uma maior disposição a arcar com incrementos de custo. Essa demanda menos sensível, em um contexto de uma indústria concentrada, permite a extração de excedente na forma de aumento de preços. Em resumo, temos um resultado que fortalece a ideia de que o aumento observado em mensalidades como resultado do FIES tem relação com a redução da elasticidade preço da demanda em valores absolutos.