

# O PODER DE MERCADO DAS IES PRIVADAS BRASILEIRAS<sup>1</sup>

Ana Maria de Paula Morais<sup>2</sup>  
Silvinha Vasconcelos<sup>3</sup>  
Marcelo Resende<sup>4</sup>

## RESUMO:

O governo brasileiro passou a implementar, principalmente a partir dos anos 2000, mecanismos para estimular a oferta e demanda por educação superior no Brasil. Especialmente a oferta de ensino superior privado, apresentou um forte crescimento nos últimos anos, como resultado de políticas públicas sistemáticas, o que trouxe um acirramento na concorrência. Neste cenário de expansão, resta saber como se configura o ambiente competitivo do mercado em termos do poder de mercado. Portanto, este artigo pretende estimar o poder de mercado de IES brasileiras a partir do uso alternativo do modelo de fronteira estocástica, conforme proposto por Kumbhakar et. al (2012), para o período de 2010 a 2019. Este método é adotado por resolver o impasse da falta de informações sobre os custos marginais, que impede a aplicação de outros modelos de estimação de poder de mercado. Os resultados apontaram para a presença de poder de mercado positivo e significativo de IES brasileiras, o que pode implicar em comportamentos anticompetitivos.

**Palavras -chave:** Mercado de ensino superior; Poder de mercado; Fronteira estocástica.

## ABSTRACT:

The Brazilian government started to implement, mainly from the 2000s onwards, mechanisms to stimulate the supply and demand for higher education in Brazil. Especially the offer of private higher education has shown strong growth in recent years as a result of systematic public policies, which has increased competition in this market. In this expansion scenario, it remains to be seen how the competitive market environment is configured in terms of market power. Therefore, this article intends to estimate the market power of Brazilian HEIs from an alternative use of the stochastic frontier model, as proposed by Kumbhakar et. al (2012), for the period 2010 to 2019. This method is adopted because it solves the impasse of the lack of information on marginal costs, which prevents the application of other models for estimating market power. The results pointed to the presence of positive and significant market power of Brazilian HEIs, which may imply anti-competitive behavior.

**Key words:** Higher education market; Market power; Stochastic frontier.

**Código JEL:** I22; L1

## 1. Introdução

Nos últimos 30 anos, vários países ao redor do mundo têm experimentado uma expansão no número de vagas nas universidades em meio às transformações do mercado de trabalho e mudanças tecnológicas promovidas pela internacionalização dos processos produtivos (Flannery e O'Donoghue, 2013; Heinesen, 2018; Oppedisano, 2011, 2014).

---

<sup>1</sup> Este trabalho foi apoiado pelo CNPq, FAPEMIG, CAPES e UFJF.

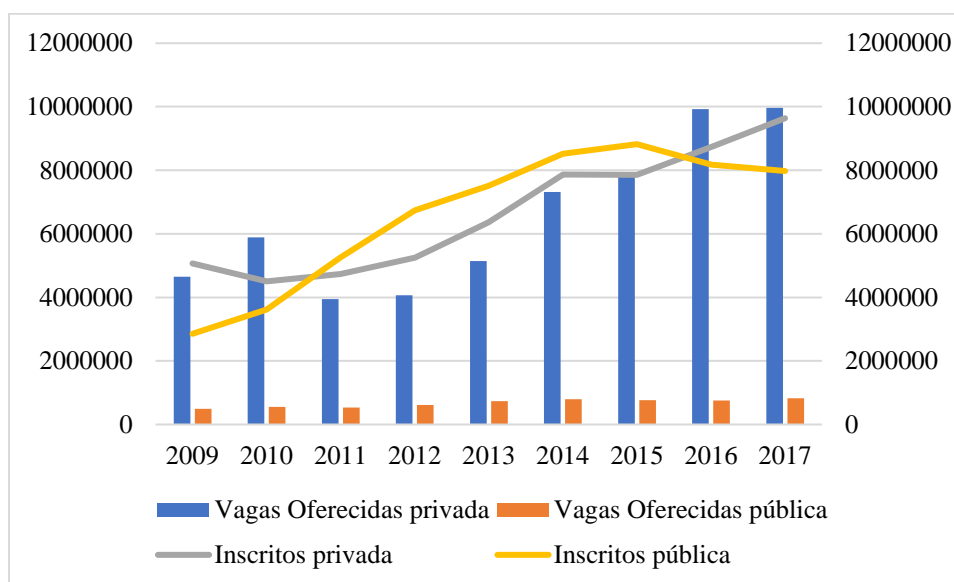
<sup>2</sup> Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora - PPGE-UFJF. E-mail: anammoraiss@gmail.com.

<sup>3</sup> Professora do Departamento de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora – UFJF.

<sup>4</sup> Professor do Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro – UFRJ.

Seguindo essa tendência internacional de expansão do ensino superior, o governo brasileiro passou a implementar mecanismos institucionais e financeiros, especialmente a partir dos anos de 2000, para estimular a oferta e demanda por educação superior no país. Os objetivos comuns desses mecanismos foram internalizar os efeitos positivos gerados por níveis mais elevados de educação para a economia, bem como ampliar a oferta de trabalhadores mais qualificados e especializados conforme as novas exigências dos processos produtivos (Zoghbi, Rocha e Mattos, 2013). As transformações do ensino superior foram marcadas pela facilitação do acesso ao ensino e pela multiplicação das faculdades, resultantes do aumento da procura de ensino superior produzido pelas transformações econômicas e institucionais, de tal forma que o ensino superior foi se expandindo até os anos atuais (Cunha, 2010). O Gráfico 2.1 apresenta tal expansão tanto da oferta (através do número de vagas ofertadas), como da demanda (através do número de inscritos) para o período de 2009 a 2017.

**GRÁFICO 2.1: Oferta e demanda por ensino superior no Brasil, 2009-2017**



Fonte: INEP (2020)

Sendo assim, a oferta de ensino superior apresentou um forte crescimento neste período como resultado de políticas públicas sistemáticas motivadas pelos benefícios que poderiam ser proporcionados por uma população mais escolarizada. Isso se refletiu em um maior número de IES públicas e, principalmente, privadas, em um maior número e vagas, e em uma maior quantidade de cursos cadastrados no MEC (Chaves e Amaral, 2016; Senhoras, Takeuchi e Takeuchi, 2006). Nas últimas décadas, alguns países da América Latina, inclusive o Brasil, passaram de sistemas públicos pequenos e de elite para sistemas diversificados nos quais as instituições privadas desempenham um papel fundamental, inclusive por conseguir atender alunos de baixa renda que não conseguem entrar nas seletivas universidades públicas (McCowan, 2007).

Dentre os determinantes para o crescimento na oferta de ensino superior pode-se citar a liberalização da regulamentação e o estímulo governamental, particularmente através do Plano Nacional de Educação (PNE), que começou a ser elaborado em 1996 com o objetivo de determinar diretrizes, metas e estratégias para o ensino superior (Senhoras, Takeuchi e Takeuchi, 2006). Por outro lado, desde 2003 a taxa de crescimento da população de 18 a 24 anos (que compõe o principal grupo alvo de políticas de educação superior) tem sido negativa, o que contribuiu para a expansão real do sistema (Gomes e Moraes, 2012).

A grande quantidade de vagas ofertadas pelas IES privadas, comparadas com a quantidade de alunos interessados em seus cursos (dado pelo número de inscritos), pode ser pensada como evidência de um acirramento na concorrência do mercado privado de ensino superior. Neste cenário de expansão, resta saber como se configura o ambiente competitivo do mercado, em termos do poder de mercado ser mais ou menos estrito.

Portanto, o objetivo deste artigo será estimar o poder de mercado de instituições de ensino superior (IES) brasileiras. Uma opção para se obter o poder de mercado seria estimar uma função de custo total, como em Weiher et al. (2002), ou através do novo método empírico industrial (NEIO), discutido em Bresnahan (1989), que permite estimar o poder de mercado sem estimar o custo marginal diretamente, utilizando, em vez disso, uma regressão que controla as variáveis que determinam o custo marginal. No entanto, existem limitações importantes nestas abordagens, como por exemplo, a necessidade de se obter dados sobre todos os determinantes de custo (Kumbhakar, Baardsen e Lien, 2012; Perloff e Shen, 2012). Portanto, neste trabalho, optou-se pelo uso alternativo do modelo de fronteira estocástica, tipicamente utilizado pela literatura de eficiência, conforme proposto por Kumbhakar et. al (2012), para o período de 2010 a 2019. Este método é adotado por resolver o impasse da falta de informações sobre os custos marginais, que impede a aplicação de outros modelos de estimação de poder de mercado. Com isso, será possível verificar também se a expansão do ensino superior presenciada neste período permitiu um ambiente mais competitivo ou, se por outro lado, a expansão do ensino superior beneficiou poucos ofertantes que contam com poder de mercado.

Para identificar a estrutura e o poder de mercado, é fundamental defini-lo adequadamente, de tal forma que apenas firmas que realmente concorram entre si sejam incluídas em uma análise sobre a concentração de mercado. Definir um mercado relevante exige que se considere sua dimensão de limites do produto<sup>5</sup> (se tem substitutos em consumo ou produção) e geográfico (local, nacional ou internacional)<sup>6</sup>, o que se denomina mercado econômico relevante (Tremblay e Tremblay, 2012, p.184-185). Uma forma de apresentar o bem ensino superior seria identificar se as IES oferecerem três diferentes tipos de produtos: ensino, pesquisa e extensão, que normalmente são tratados como complementares (Rubinstein e Weiss, 2006). No presente estudo, o bem educação superior será tratado na sua dimensão produto enquanto ensino (pois ele compõe o eixo central da atividade universitária e é uma atividade comum a todas as instituições) e na sua dimensão geográfica enquanto local.

Este artigo está dividido nas seguintes seções: a seção 2 irá apresentar a estrutura do mercado de ensino superior público e privado no Brasil; a seção 3 traz alguns trabalhos empíricos sobre modelo de eficiência estocástica, a metodologia do estimador de fronteira estocástica para poder de mercado, com o modelo empírico e os dados utilizados; a seção 4 irá exibir os resultados obtidos e, finalmente, as conclusões serão apresentadas na seção 5.

## 2. O mercado de ensino superior no Brasil

A educação superior cria produtos intangíveis, múltiplos, heterogêneos, com defasagem temporal de efeitos, de caráter cumulativo no aprendizado e afetados por valores exógenos da educação informal (Mancebón e Muñiz *apud* Costa *et al*, 2015).<sup>7</sup> As IES oferecerem três tipos

---

<sup>5</sup> Aqui o serviço ensino superior será tratado como bem para seguir a terminologia da literatura antitruste.

<sup>6</sup> Normalmente, isso depende do valor do produto, seu peso e custos de envio (Tremblay e Tremblay, 2012, p.184-185). Como se trata de um bem que é serviço, pode-se dizer que seu mercado geográfico seria a área a qual os ofertantes conseguem atrair consumidores nos moldes do varejo em que localização é variável estratégica (CADE, 2016).

<sup>7</sup> A peculiaridade da intangibilidade do bem, bem como sua característica de formar o capital humano que irá atuar na educação básica, também tem peculiaridades relacionadas, por exemplo, às diferentes condições e ambientes nos quais as instituições de ensino operam (Costa *et al*, 2015) e à participação do aluno no processo produtivo, pois ao mesmo tempo em que o aluno é consumidor, suas características e seu esforço pessoal são capazes de

diferentes de produtos: ensino, pesquisa e extensão, que normalmente são tratados como complementares (Rubinstein e Weiss, 2006). No presente estudo, o bem educação superior será tratado na sua dimensão produto enquanto ensino (pois ele compõe o eixo central da atividade universitária e é uma atividade comum a todas as instituições) e na sua dimensão geográfica enquanto local.

As instituições de ensino superior no Brasil classificam-se segundo a natureza jurídica de suas mantenedoras entre instituições públicas, criadas por projetos de lei, e instituições privadas, criadas por um credenciamento junto ao Ministério da Educação (Senhoras, Takeuchi e Takeuchi, 2006). Essas instituições podem ser: (i) faculdades, focadas em áreas específicas do conhecimento, (ii) universidades, que além das funções da faculdade devem contar com docentes que tenham mestrado e doutorado e atuem em tempo integral, produção intelectual, investimento em pesquisa, entre outros e (iii) centros universitários, que se tratam de instituições em transição de faculdade para universidade. Em 2017, a grande maioria das IES no Brasil era de faculdades privadas (1878 faculdades privadas). Mas, por outro lado, uma parcela bem pequena das instituições privadas é composta por universidades (apenas 93 universidades privadas).

No Brasil existe ainda a possibilidade de as IES ofertarem diferentes tipos de cursos e programas, com serviços diferentes e voltados para consumidores com características e objetivos diferentes: (i) cursos sequenciais por campos de saber, de diferentes níveis de abrangência; (ii) graduação; (iii) pós-graduação, aberto a candidatos já diplomados em cursos de graduação e; (iv) extensão (conforme o artigo 44 da LDB). No entanto, o presente trabalho irá analisar a competição entre as instituições em termos da oferta apenas do curso de graduação, por ser este o principal produto ofertado das IES.

Uma característica importante das instituições privadas de ensino superior é o uso intensivo da modalidade educacional de ensino à distância, que utiliza meios e tecnologias de informação e comunicação como intermediador do aprendizado. Como no ensino à distância alunos e professores não necessitam estar presentes fisicamente em uma sala de aula para que o processo de aprendizagem aconteça, as instituições de ensino que ofertam cursos à distância incorrem com custos menores. Isto porque não necessitam de grandes espaços físicos e infraestrutura para atendimento presencial aos alunos, e porque conseguem matricular um número maior de alunos para uma mesma turma. Estas características ajudam a explicar a grande oferta de cursos privados de EAD no Brasil em comparação com a sua demanda.

O Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) considera os mercados de ensino superior presencial e ensino superior à distância como mercados relevantes distintos, dada as diferentes características entre estas duas modalidades tanto no que se refere à oferta (custos), como também a demanda (o perfil dos alunos)<sup>8</sup> (CADE, 2016). Uma das principais diferenças entre cursos presenciais e à distância é sua abrangência geográfica, pois enquanto os cursos à distância possuem uma abrangência nacional, os cursos presenciais devem atrair apenas alunos que residem ou trabalham nas proximidades da IES. Isso justifica a escolha do mercado relevante de ensino superior presencial como local.

É possível ainda que as IES, sobretudo as grandes instituições, consideradas oligopólios, alterem seu posicionamento mercadológico a partir de operações de fusões e aquisições de

---

influenciar de forma decisiva o resultado e a qualidade do ensino (Rothschild e White, 1995). Independentemente de sua intangibilidade, definir o valor que um curso agrega ao aluno tem consequência prática para a compreensão da concorrência e da estrutura de mercado do ensino superior (Kaganovich, Sarça e Su, 2020).

<sup>8</sup> Dentre as diferenças entre cursos superiores presenciais e à distância, pode-se citar: a abrangência geográfica; custo de expansão que, em geral, é mais alto para cursos presenciais; preço da mensalidade (mais alto em cursos presenciais); renda do aluno, pois alunos matriculados em cursos presenciais costumam ter rendas mais elevadas do que os outros; idade dos alunos (de acordo com o Censo de Educação Superior de 2016, a média de idade dos alunos de cursos presenciais foi de 24 anos, e de cursos a distância foi de 34 anos); e custos de manutenção (em geral, cursos presenciais incorrem com maiores despesas com instalação, deslocamento e corpo docente).

rivais, contribuindo para uma maior concentração nos mercados relevantes relacionados a oferta de educação superior privada. Principalmente as instituições privadas lucrativas<sup>9</sup>, têm se destacado na busca por maior eficiência operacional e pela maior gestão dos custos, o que justifica estratégias de fusão. Essas ações serão objeto de exame e julgamento de órgãos colegiados concorrenciais e reguladores<sup>10</sup>. Nesse sentido, o CADE realiza um exame do ato de concentração (AC) no mercado de ensino superior com base nas dimensões produto e geográfica, em que, consideram a existência de sobreposições horizontais ou verticais, a composição acionária, os tipos e modalidades de cursos, os perfis dos alunos (consumidores) pela ótica da demanda, a abrangência geográfica, entre outras. O CADE define os mercados relevantes de ensino superior com base nos seguintes elementos: tipos de programa (sequencial, graduação, especialização, mestrado ou doutorado); cursos de bacharelado, licenciatura e tecnologia; modalidade de ensino; e cursos e eixos temáticos (CORRÊA, 2017).

Na identificação do mercado do produto pelo lado da demanda, é importante indicar os fatores que determinam a substitutibilidade entre os cursos oferecidos pelas diferentes IES. As diferenças nas matrículas tendem a estar relacionadas com as diferenças nas características individuais e familiares dos alunos (Peracchi, 2006). Dentre os motivos que induzem os alunos a escolherem certas instituições de ensino em detrimento de outras, pode-se listar: (i) a qualidade da IES; (ii) a renda familiar, pois cursos de custos elevados já excluem boa parte dos interessados; (iii) as dificuldades geográficas que limitam o acesso a certos cursos e instituições; e (iv) um componente subjetivo, que leva em considerações questões culturais e de tradição (Senhoras, Takeuchi e Takeuchi, 2006).

Assim, a elevação da procura por cursos superiores pode ser explicada, também, pela combinação da demanda crescente do mercado de trabalho por uma mão de obra mais qualificada com a demanda também crescente das pessoas pelo reconhecimento social e por maiores rendas provenientes de salários mais altos atribuídos a maior educação (Kaganovich, Sarpça e Su, 2020; Schwartzman, 2015). Outro fator de expansão da demanda por ensino superior pode ser atribuído à revolução tecnológica (Peracchi, 2006) e ao aumento acelerado do número de egressos da educação média, que também tem pressionado pelo aumento de vagas da educação superior (Senhoras, Takeuchi e Takeuchi, 2006).

Além disso, a literatura indica que a elasticidade preço da demanda por ensino superior privado é negativa, ou seja, as taxas de matrícula devem estar negativamente associadas aos preços das mensalidades (Leslie e Brinkman, 1987; Weiler, 1984). E também é de se esperar que exista alguma diferença na elasticidade da demanda entre os alunos que pagam os valores totais das mensalidades e aqueles que recebem descontos, pois à medida que a mensalidade aumenta, o coeficiente de elasticidade também deve aumentar. Uma elasticidade-preço da demanda mais elevada, por sua vez, significa que mais sensível ela é ao preço (mensalidade) (Bryan e Whipple, 1995; Liu *et al.*, 2018).<sup>11</sup>

### 3. Estimador de Fronteira estocástica do poder de mercado

---

<sup>9</sup> O mercado de ensino superior é segmentado em dois grupos principais: IES públicas e privadas, sendo os últimos divididos em instituições com fins lucrativos, que representam o Segundo Setor, chamado Mercado; e sem fins lucrativos, reconhecidas como Terceiro Setor (Teodorovicz, Esteves e Leandro, 2015).

<sup>10</sup> No Brasil, o CADE preocupa-se com a defesa da concorrência, e o MEC preocupa-se com a continuidade da prestação de serviços.

<sup>11</sup> Portanto, as empresas que ofertam cursos de ensino superior se deparam com um problema de preços que depende da elasticidade dos preços dos alunos em relação à demanda por educação. Informações sobre a elasticidade devem auxiliar as faculdades a ajustarem seus preços para que cheguem em uma quantidade de matrículas apropriada a uma alocação ideal de seus recursos. A elasticidade-preço da demanda afeta tanto a capacidade quanto a produção, o que implica que estar acima de um nível específico de elasticidade deverá causar um excesso de capacidade ociosa (Liu *et al.*, 2018).

O exercício do poder de mercado que as empresas eventualmente detenham depende das condições estruturais descritas anteriormente bem como das variáveis estratégicas determinantes da conduta. Mas antes de investigar esta possibilidade de existência de ações anticompetitivas, é fundamental averiguar o poder de mercado das firmas.

A medida de poder de mercado mais utilizada em organização industrial é o Índice de Lerner (1934), dado pela razão da divergência do preço em relação ao custo marginal pelo preço:

$$\mathcal{L} = \frac{P - MC}{P}$$

em que MC é o custo marginal, P é o preço e  $\mathcal{L}$  é o poder de mercado que varia entre zero e um. Quando  $\mathcal{L} = 0$  não existe poder de mercado, e à medida que  $\mathcal{L}$  aumenta, o poder de mercado aumenta. De acordo com Beck et al. (2013) uma vantagem da utilização do Índice de Lerner é que não requer uma definição clara do mercado geográfico. No entanto, para estimar  $\mathcal{L}$  é necessário se estimar primeiro os custos marginais, ou então utilizar o novo método empírico industrial (NEIO), discutido em Bresnahan (1989), que permite estimar o poder de mercado sem estimar o custo marginal diretamente, utilizando, em vez disso, uma regressão que controla as variáveis que determinam o custo marginal. Para isso, é necessário a disponibilidade de dados de preços para todas as *inputs* e *outputs* que, em geral, não são observados diretamente (Bresnahan, 1989). Outra desvantagem desta abordagem é que, como o índice de Lerner é calculado a partir de informações observadas e calculadas, alguns dos índices de Lerner podem assumir valores negativos. Além disso, mesmo que as empresas se esforcem para minimizar seus custos, é possível que elas não consigam atingir esse objetivo com precisão, e este erro de estimação deveria ser levado em consideração ao calcular os *mark-ups* (Coccoresse, 2014).

Portanto, neste capítulo o que se propõe é a utilização de método de Kumbhakar et. al (2012) para estimar o poder de mercado das instituições de ensino superior individuais, dado que os autores desenvolveram um método que resolve esse impasse da falta de informações sobre os custos marginais pelo uso alternativo do modelo de fronteira estocástica (SFA, do inglês *stochastic frontier analysis*), tipicamente utilizado para estimar as fronteiras de funções de produção, de custo ou de lucro.

A principal diferença entre as abordagens de fronteira estocástica e NEIO, é que o método de fronteira estocástica trata os *mark-ups* como desvios sistemáticos de uma fronteira de preços de custo marginal, ignorando a estimativa da demanda e elasticidades necessárias no NEIO para medir a distância entre preço e custo marginal. Isso confere uma vantagem ao SFA quando os dados para estimar a demanda não estão disponíveis. Além disso, como o *mark-up* na SFA é medido para cada observação, em comparação com um único parâmetro em NEIO, a abordagem é capaz de gerar *mark-ups* variantes no tempo, bem como permite avaliar a presença de retornos de escala (Lopez, He e Azzam, 2018). Baseado na teoria da dualidade de funções de custo e de distância<sup>12</sup>, a SFA permite usar tanto dados de preço de entrada, como dados de quantidade de entrada para estimar o poder de mercado.

A função de produção padrão que pode ser aplicada para o setor educacional é definida por  $Y = f(X)$ , em que Y é a produção e X é um vetor de insumos utilizados para a produção. De acordo com a teoria da dualidade, as características implícitas pela função de produção,  $Y = f(X)$ , podem ser representadas por uma função de custo total mínimo,  $C(W, Y)$ , em que C é o custo total mínimo e w é o vetor dos preços dos insumos utilizados na produção.

Supondo custos marginais constantes de curto prazo, sabe-se que quando os mercados de produção são competitivos o preço do produto é igual ao custo marginal, e o lucro é zero,

---

<sup>12</sup> Tanto a função de custo quanto a função de distância são problemas de otimização. A Teoria da dualidade estuda em que condições esses dois problemas de otimização estão relacionados, e permite estabelecer formas alternativas de representar essas funções (Aparicio e Pastor, 2011).

enquanto, por outro lado, o preço deve ser maior do que o custo marginal na presença de comportamentos não competitivos, o que implica em lucro positivo. Então, tradicionalmente o que é feito é calcular o custo marginal a partir de uma função de custo estimada e, então, verificar a existência de lucro. O problema é que uma divergência entre o preço e o custo marginal pode surgir por conta de erros de otimização dos agentes envolvidos. Além disso, a estimativa dos custos e do *mark-up* dependem de uma suposição de retornos constantes de escala, o que nem sempre é o caso, e necessitam de dados sobre todos os determinantes do custo total.

Mas o método por Kumbhakar et. al (op.cit.) supera estes problemas. Considere primeiro que:

$$P > MC \equiv \frac{\partial C}{\partial Y} \quad (2.1)$$

$$P \frac{Y}{C} > MC \frac{Y}{C} = \frac{\partial C}{\partial Y} \frac{Y}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} \quad (2.2)$$

$$\frac{P_{it} Y_{it}}{C_{it}} > \frac{\partial \ln C_{it}}{\partial \ln Y_{it}} \quad (2.3)$$

O lado esquerdo da equação representa a relação entre a receita total e o custo total da IES  $i$  no tempo  $t$ , e o lado direito é a elasticidade do custo em relação ao produto,  $E_{C,Y}$ . Podemos transformar a desigualdade acima em uma igualdade adicionando um termo unilateral não negativo,  $u$ :

$$\frac{P_{it} Y_{it}}{C_{it}} = \frac{\partial \ln C_{it}}{\partial \ln Y_{it}} + u, \quad u \geq 0 \quad (2.4)$$

O termo não negativo,  $u$ , captura o *mark-up*. No entanto, ele não pode ser calculado diretamente dos dados pois o termo da elasticidade de custo  $\frac{\partial \ln C_{it}}{\partial \ln Y_{it}}$  deve ser obtido através de uma função de custo estimada. Além disso, o termo que representa a divisão da receita,  $\frac{P_{it} Y_{it}}{C_{it}}$ , pode ser afetado por variáveis que não são observadas. De acordo com Kumbhakar et. al (2012), pode-se assumir que esse ruído é capturado por um termo simétrico de dois lados,  $v$ , sendo que, ao incluir este em (2.3), a equação se torna uma função de fronteira estocástica.

Tipicamente, as estimativas das fronteiras estocásticas se referem a modelos de regressão em que a parte aleatória (estocástica) é dividida em dois componentes: um termo de erro aleatório e um componente de ineficiência técnica que são independentes (Aigner, Lovell e Schmidt, 1977; Battese e Corra, 1977; Meeusen e Broeck, van Den, 1977). A formulação em termos econométricos de uma fronteira estocástica com orientação para produto é:

$$y = x\beta + v - u \quad (2.5)$$

em que  $y$  é o produto,  $x$  é um vetor de insumos, e de um vetor  $\beta$  de parâmetros desconhecidos. Os termos de erro  $u$  e  $v$  são independentes e podem ser representados como um termo de erro composto:  $\varepsilon = v - u$ . A lógica econômica por trás desta especificação é que o processo de produção está sujeito a duas perturbações aleatórias economicamente distinguíveis, com características diferentes. O termo  $v$  é o erro aleatório usual, que segue uma distribuição normal e possui sinal livre, podendo aumentar ou reduzir o produto, já o termo  $u \geq 0$  mede a ineficiência produtiva, sendo não negativo<sup>13</sup>. Esta perturbação  $u$  reflete o fato de que a produção de cada empresa deve estar na fronteira ou abaixo dela. Qualquer desvio é o resultado de fatores

<sup>13</sup> Se os erros aleatórios,  $u$ , estiverem ausentes, o modelo obtido é chamado de “modelo de fronteira média”, aquele mais frequentemente estimado em estudos econométricos (Battese e Corra, 1977).

sob o controle da empresa, mas a fronteira em sim, pode variar aleatoriamente entre as empresas ou ao longo do tempo para a mesma empresa. É necessário assumir hipóteses distributivas sobre o termo de ineficiência que, em geral, assume uma distribuição seminormal, normal-truncada ou exponencial (Aigner, Lovell e Schmidt, 1977).

A fronteira de eficiência estocástica baseia-se em pressupostos econométricos fortes e exige um grande número de observações, permitindo a aplicação de testes estatísticos padrão (Poker Jr, Nunes e Nunes, 2013). Para estimar os coeficientes das fronteiras estocásticas, em geral são empregados estimadores de máxima verossimilhança (Kumbhakar e Lovell, 2000).

### 3.1 Trabalhos empíricos sobre modelos de fronteira de eficiência estocástica

Modelos de fronteira de produção começaram a ser desenvolvidos a partir do trabalho de Farrell (1957), que passou a considerar a possibilidade de estimar as funções de produção de fronteira, em um esforço para preencher a lacuna entre a teoria da função de produção média e o trabalho empírico (Aigner, Lovell e Schmidt, 1977).

Este tipo de análise também já foi realizado para o setor educacional, embora com uma abordagem diferente da proposta neste artigo. Zoghbi et al. (2009) e Poker et al. (2013) avaliaram o desempenho e a eficiência relativa dos gastos com educação de acordo com abrangências geográficas nos níveis fundamental e médio. Zoghbi et al. (2009) derivaram indicadores quantitativos simples de desempenho, baseados no número de matrículas e taxas de conclusão como produtos de uma análise de fronteira eficiente. Se basearam em uma “fronteira de possibilidade de produção” e *scores* de eficiência do produto a fim de ordenar os estados brasileiros em termos de eficiência dos gastos educacionais. Os autores utilizaram como insumos os gastos estaduais com educação e um indicador agregado de insumo abrangendo o número de professores por aluno, média de horas-aula e a infraestrutura das escolas. Poker et al. (2013), por sua vez, utilizaram a metodologia de análise de fronteira estocástica para avaliar a qualidade do gasto público em educação com base na variação do IDH-educação.

Costa et al. (2015), Zoghbi, Rocha e Mattos (2013), Marinho, Resende e Façanha (1997) e Beasley (1995) estimaram a eficiência de instituições de ensino superior. De acordo com Marinho, Resende e Façanha (1997), a maximização estrita do lucro não é o principal princípio organizador de conduta de IES, assim, a eficiência não pode ser definida trivialmente. Os autores utilizaram o método não paramétrico de Análise Envoltória de Dados (DEA) por se tratar de uma abordagem empírica flexível para a medição comparativa de eficiência, além de lidar com dificuldades trazidas pela indisponibilidade dos preços de insumos e produtos. Utilizaram como dados de *inputs*: área de construções, área dos hospitais, área de laboratórios, número total de alunos, corpo acadêmico com doutorado/mestrado/especialização/2º e 1º grau, pessoal administrativo, orçamento para despesas correntes, alunos ingressantes e entrada de residentes médicos; e como dados de *outputs*: número de cursos de graduação/ mestrado/ doutorado, certificados emitidos, número de dissertações/teses, e avaliação do MEC para cursos de mestrado/doutorado. Obtiveram como resultado que a maioria das IES federais são eficientes. Beasley (1995) também utilizou um modelo baseado na DEA para comparar departamentos universitários em relação à sua eficiência geral. O autor utilizou como medidas de *output*: o número de alunos de graduação, o número de alunos de pós-graduação lecionados e em pesquisa, a receita de pesquisa (como *proxy* para produção de pesquisa) e o conceito recebido pela pesquisa (excelência, A+, A ou A-); e como medidas de *inputs*: as despesas gerais, as despesas com equipamentos, e a renda de pesquisa.

Zoghbi, Rocha e Mattos (2013), por sua vez, estimaram a eficiência das IES com ênfase em seus determinantes, levando em consideração a eficiência relativa das instituições públicas e privadas na aplicação de seus recursos. Para isso utilizaram uma função de produção estocástica para o ensino superior, em que cada universidade deve lidar com sua própria



fronteira de produção, que depende do conjunto completo de elementos estocásticos considerados importantes, mas que não podem ser controlados pelas universidades. Para a aplicação do modelo os autores utilizaram como *inputs* para o fator trabalho o número total de professores por alunos matriculados; o número total de computadores por alunos para o fator capital; e exigências de um plano pedagógico como *proxy* de tecnologia. Além disso, incluíram também gastos educacionais, dados sobre os alunos (porcentagem de alunos que trabalham, raça, educação materna, sexo, idade e taxa de abandono) e, características do estado da IES como variáveis explicativas.

Costa et al. (2015) estimaram fronteiras de eficiência dinâmicas do ensino superior público, como forma de lidar com as diferentes condições e ambientes do setor de produção educacional, como detentor de muitos insumos e produtos. Este estudo utiliza um modelo dinâmico para o período de 2004 a 2008, possibilitando medir a variação das eficiências das instituições no tempo. Os autores consideraram insumos quantitativos e financeiros, e produtos relativos ao insumo e pesquisa, na comparação entre 49 IES públicas federais. Foram utilizados como *inputs* variáveis que tornam possível os serviços oferecidos pelas IES, como custo corrente por aluno, aluno por professor, aluno por funcionários, e índice de qualificação do corpo docente. Os *outputs* foram representados por indicadores de desempenho de ensino e pesquisa (razão de alunos formados por alunos matriculados, e o conceito CAPES para a pós graduação). Os resultados das estimações das eficiências dinâmicas, para os dois grupos, indicaram que a maior parte das universidades estavam na fronteira eficiente, com escores de eficiência elevados, indicando que não muitas diferenças entre as IES no uso dos *inputs* para gerar os produtos indicadores de ensino e pesquisa. Além disso, os índices de produtividade indicaram que houve perda de produtividade para a maioria das universidades entre os anos 2004 e 2008.

Johnes e Johnes (2009) estimaram o custo de instituições de ensino superior da Inglaterra que permite às instituições diferirem em termos de eficiência e tecnologias de custo. Ou seja, utilizaram métodos de estimativa de fronteira com parâmetros aleatórios que permitem que a heterogeneidade não observada na função de custo de entre as instituições, por um lado, e a ineficiência, por outro lado, possam ser desagregadas.

Até aqui, foram apresentados trabalhos empíricos com modelos de fronteira de produção no mercado de educação. No entanto, até onde se sabe, a utilização do modelo alternativo de fronteira estocástica para estimar poder de mercado conforme Kumbhakar et. al (2012) ainda não foi aplicado ao setor de educação, embora existam trabalhos que replicaram esta metodologia em outros mercados.

Coccorese (2014) analisou o poder de mercado de bancos individuais nos setores bancários de 87 países para o período de 1994 a 2012 aplicando o método econométrico proposto por Kumbhakar et. al (2012), e chegaram em um resultado que consiste com índices de Lerner estatisticamente positivos. Li et al. (2019) também utilizou este método para avaliar o poder de mercado no setor ferroviário da China, já que este requer apenas dados agregados sobre receita e custos operacionais, sem a necessidade da dados detalhados de preços, o que iria inviabilizar uma análise de poder de mercado neste setor. Os autores descobriram que a operadora ferroviária possui considerável poder de mercado, e que existe uma heterogeneidade significativa no poder de mercado entre os escritórios ferroviários locais.

Lopez et al. (2018) analisaram o *mark-up* na indústria alimentícia dos EUA usando a metodologia de fronteira estocástica desenvolvida por Kumbhakar et. al (2012) de uma forma estendida, ou seja, separaram os desvios não competitivos em um desvio determinístico, que é função de um vetor de variáveis explicativas, de um desvio puramente estocástico. Obtiveram como resultado que um volume maior de produção leva a uma receita maior em relação ao custo variável. Além disso, cerca de metade do lucro estimado foi proveniente de desvios estocásticos.

### 3.2 Modelo Empírico

Seguindo Kumbhakar et. al (2012), dado um período de tempo  $t$  e uma IES  $i$ , o modelo empírico se inicia com uma função de custo transcendental logarítmica (translog):

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_j \ln W_{jit} + 0,5 \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J \beta_{jk} \ln W_{jit} W_{kit} + \beta_Y \ln Y \\ & + \sum_{j=1}^J \beta_{jY} \ln W_{jit} \ln Y_{it} + 0,5 \beta_{YY} (\ln Y)^2 + \beta_T T + 0,5 \sum_{j=1}^J \beta_{jT} \ln W_j T \\ & + 0,5 \beta_{TT} T^2 + \beta_{YT} T \ln Y \end{aligned} \quad (2.6)$$

em que  $\beta$  são os parâmetros desconhecidos a serem estimados,  $W$  são os preços ou quantidades de *inputs*, e os índices  $j$  e  $k$  identificam os fatores de produção utilizados na estimação da função custo. No entanto, como o objetivo é estimar apenas os mark-ups, somente será necessário se estimar (2.3), e não toda a função de custo dada por (2.6). Como visto anteriormente, a variável  $Y$  representa a produção, no entanto, ao considerar as IES como unidades de produção, temos um caso multiproduto, já que existem diversas opções de cursos ofertados por uma mesma IES.

A partir da função (2.4), a expressão da elasticidade de custo,  $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y}$ , se torna:

$$\frac{\partial \ln C_{it}}{\partial \ln Y_{it}} = \beta_Y + \beta_{YY} \ln Y + \sum_{j=1}^J \beta_{jY} \ln W_j + \beta_{YT} T \quad (2.7)$$

Combinando as equações (2.3) e (2.5), temos:

$$\frac{P_{it} Y_{it}}{C_{it}} = \beta_Y + \beta_{YY} \ln Y + \sum_{j=1}^J \beta_{jY} \ln W_j + \beta_{YT} T + u_{it} + v_{it} \quad (2.8)$$

O termo de erro composto da equação (4.8) ( $u + v$ ) é o mesmo que aparece em equações de fronteira estocástica conforme Aigner et al. (1977) e Meeusen e van den Broeck (1997) e, portanto, é possível utilizar esta abordagem para estimar o modelo em (2.8). Esta expressão é similar a fronteira estocástica de custo porque o termo de erro composto ( $e = u + v$ ) é a soma do termo de ruído bilateral,  $v$ , e o termo de ruído unilateral,  $u \geq 0$ . No entanto, a expressão em (2.6) não é uma função de custo e a interpretação do termo unilateral,  $u$ , não é uma ineficiência de custo. O acordo com Kumbhakar et. al (2012), o termo de erro em (2.8) está relacionado exclusivamente ao mark-up. Como a abordagem de fronteira estocástica usa o método de máxima verossimilhança que se baseia em suposições distributivas sobre os componentes de erro, seguimos o trabalho de Kumbhakar et. al (2012) e Zoghbi et al. (2013), e fazemos as seguintes suposições distributivas:

$$u \sim \exp(\lambda)$$

$$v \sim N(0, \sigma_v^2)$$

ou seja, o termo de erro  $u$  segue uma distribuição exponencial com média  $1/\lambda$  e variância  $1/\lambda^2$ , e o termo de erro  $v$  segue uma distribuição normal com média 0 e variância  $\sigma_v^2$ .

Como a distribuição de  $v$  é simétrica, podemos inserir um sinal de menos ou de mais em  $v$  sem prejuízos. Assim, podemos reescrever (2.6) como:

$$(2.9)$$

$$-\frac{P_{it}Y_{it}}{C_{it}} = -\left(\beta_Y + \beta_{YY}\ln Y + \sum_{j=1}^J \beta_{jY}\ln W_j\right) - u_{it} + v_{it}$$

Do ponto de vista estatístico, o termo de erro composto em (2.9) não é diferente do termo de erro de um modelo de fronteira de produção estocástica, embora o termo unilateral em (2.9),  $u$ , não se trate de um termo de ineficiência. A similaridade estatística de (2.8) e (2.9) com os modelos de fronteira estocástica justifica a escolha de usar a ferramenta de fronteira para estimar o mark-up. Como o interesse é estimar o termo de erro unilateral,  $u$ , que está relacionado ao mark-up, seguimos o procedimento de estimativa para uma fronteira de custo, de acordo com a equação (2.8), ou uma fronteira de produção, de acordo com a equação (2.9).

A função de verossimilhança é derivada para estimar os parâmetros do modelo usando as suposições de distribuição normal para o termo e erro  $v$  e exponencial para o termo de erro  $u$  (conforme explicitado anteriormente). Os parâmetros são então estimados usando o método de máxima verossimilhança (MV). O mark-up é comumente definido como a fração em que o preço excede o custo marginal, isto é,  $\theta = (P - MC)/MC$ , portanto, ele pode ser relacionado com o termo de erro  $u$ . Usando a equação (2.4)<sup>14</sup> podemos observar que:

$$\theta = \frac{P - MC}{MC} = \frac{\left(MC + u \frac{C}{Y}\right) - MC}{MC} \quad (2.10)$$

$$\theta = u \cdot \frac{C}{Y \cdot MC} = \frac{u}{\left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y}\right)}$$

Portanto, após estimar  $u$  e utilizando a equação (2.8), é possível estimar  $\theta$  de:

$$\hat{\theta}_{it} = \frac{\hat{u}_{it}}{\left(\hat{\beta}_Y + \hat{\beta}_{YY}\ln Y + \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_{jk}\ln W_j\right)}$$

em que  $\hat{u}$  é o estimador<sup>15</sup> de  $u$  tanto pela equação (2.8), como pela (2.9). Os parâmetros de (2.10) são substituídos por suas estimativas de máxima verossimilhança.

A estimativa do fator de mark-up depende dos valores estimados de  $u$  e da elasticidade do custo, sendo que, para estimar  $u$  (de (2.8) ou (2.9)) não é necessário ter informações separadas sobre o preço de produção, pois as receitas sobre a receita total, que normalmente são observadas, são suficientes. Se o  $u$  estimado for pequeno, o valor estimado para o mark-up também será pequeno (desde que a elasticidade de custo estimada não esteja muito longe da unidade).

As estimativas de  $\theta_{it}$  pela equação (2.10) podem ser usadas para obter a medida de poder de mercado de Lerner ( $\mathcal{E}_{it}$ ) a partir da relação  $\mathcal{E}_{it} = \theta_{it}/(1 + \theta_{it})$ . No entanto, o cálculo direto deste índice requer informações sobre o preço de produção e estimativas do custo marginal.

Além disso, a equação (2.7) mede a elasticidade do custo, que está relacionada com medidas de retorno de escala. Isso pode ser observado ao se analisar a seguinte relação:

---

<sup>14</sup>  $P = \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} + u\right) \cdot \frac{C}{Y}$ ,  $u \geq 0$

<sup>15</sup> (Jondrow *et al.*, 1982).

$$E_{cy} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} = \frac{\partial C}{\partial Y} \frac{Y}{C} = \frac{MC}{AC} \quad (2.11)$$

em que  $E_{cy}$  é a elasticidade do custo e  $AC$  é o custo médio de longo prazo. Os retornos de escala (RT) estão relacionados com a elasticidade do custo:  $RT = 1/E_{cy}$ . Isso significa que haverá retornos constantes de escala quando  $E_{cy} = 1$ , retornos crescentes de escala quando  $E_{cy} < 1$ , e retornos de escala decrescentes quando  $E_{cy} > 1$ . Portanto, o modelo de (2.7) também pode ser utilizado para calcular retornos de escala (RT), bem como o viés de escada ( $\varepsilon$ ). Se o viés de escala for estatisticamente maior do que zero, as mudanças tecnológicas reduzem economias de escala ao longo de tempo.

$$RT = 1 / \left( \hat{\beta}_Y + \hat{\beta}_{YY} \ln Y + \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_{jY} \ln W_j + \hat{\beta}_{YT} T \right) \quad (2.12)$$

$$\varepsilon = \hat{\beta}_{YT} \quad (2.13)$$

Neste trabalho será assumido que  $u$  segue uma distribuição exponencial, no entanto, este termo também poderia assumir uma distribuição normal truncada, meia normal ou gamma. Também é possível incluir covariáveis que ajudam a explicar  $u$  diretamente e, portanto, possuem uma relação com o mark-up.

### 3.2 Dados

Os dados utilizados são anuais e consistem em um painel não balanceado, obtido pelo Censo de Educação Superior, disponibilizados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), para o período de 2010 a 2019<sup>16</sup>.

Para as variáveis de *input*, foram considerados a quantidade de técnicos administrativos por alunos e professores por aluno, seguindo trabalhos como o de Marinho, Resende e Façanha (1997) e Costa et al. (2015). Além disso, também foram considerados como *inputs* a proporção de professores com doutorado e com mestrado, bem como a proporção de professores com dedicação exclusiva. Como variável que caracterize a infraestrutura da IES, devido à falta de informações no Censo de Educação Superior para todo o período analisado (2010 a 2019), foi considerado a percepção dos estudantes sobre infraestruturas e instalações físicas. Essa informação é disponibilizada pela base de dados do Indicador do Conceito Preliminar de Curso (CPC), que fornece uma média por curso da avaliação feita pelos estudantes que prestaram o Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (Enade) naquele ano. Foi então feita uma média por IES a partir destas informações por curso.

É possível que a participação da receita total da IES (PY/C) tenha relação não apenas com os insumos e preços dos insumos que dispõem, mas também com a qualidade que oferecem. Embora a medição da qualidade de ensino possa ser bastante controversa, uma *proxy* bastante utilizada na literatura para sinalizar a qualidade é o desempenho do ensino e da pesquisa (Costa et al., 2015; Peracchi, 2006; Sanders, 2002). Portanto, serão incluídas como variáveis de interesse medidas de qualidade através do “Índice Geral dos Cursos (IGC)”<sup>17</sup> disponibilizados pelo INEP, que avalia as instituições de educação superior. Também foi inserido na base de dados, assim como em Kumbhakar et al. (2012) um índice de tecnologia T que captura a mudança técnica, representada por uma variável de tendência de tempo. Outra

<sup>16</sup> Atualmente, o INEP disponibiliza informações até o ano de 2019.

<sup>17</sup> O cálculo do IGC é realizado anualmente e leva em conta os seguintes aspectos: média do conceito preliminar do curso (CPC), média dos conceitos de avaliação dos programas de pós-graduação stricto sensu atribuídos pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) na última avaliação trienal disponível, e distribuição dos estudantes entre os diferentes níveis de ensino (graduação ou pós-graduação stricto sensu).

variável de tendência que foi inserida se trata da proporção de matrículas em cursos na modalidade à distância, pois no caso do ensino superior, uma importante mudança que vem ocorrendo desde 2010 é o crescimento do ensino superior.

Todos os dados foram obtidos pelo site do INEP, sendo as variáveis de receita e produto (número de matrículas), e as variáveis de *input* retiradas do Censo de Educação Superior, e as variáveis *proxy* de qualidade e de infraestrutura retiradas da base de dados de indicadores educacionais para o ensino superior.

Para a estimação do poder de mercado do setor de educação superior através do método de fronteira estocástica, o ideal é que sejam consideradas unidades comparáveis, ou seja, apenas IES pertencentes a um mesmo mercado relevante. Costa et al. (2015) utilizaram dois subconjuntos de IES de acordo com as similaridades de suas atividades de ensino, pesquisa e extensão, ou seja, consideraram um grupo de instituições que desenvolvem pesquisa, e outro de instituições focadas em ensino de graduação. Essa divisão ajuda a reduzir a heterogeneidade existente entre as IES. Além disso, como espera-se que os estudantes tenham uma preferência por cursos de ensino superior próximos de suas cidades natal, o poder de mercado das IES poderia ser melhor caracterizado ao se considerar os mercados com regionais. Portanto, neste trabalho, o que se propõe é repetir a estimação de três formas: primeiro, considerando todas as IES; segundo, considerando uma subdivisão de IES com despesa em pesquisa *versus* sem despesa com pesquisa<sup>18</sup>; e terceiro, considerando outra subdivisão, de acordo com as 5 regiões do Brasil.

A Tabela 3.1 abaixo apresenta o número total de IES presentes na base de dados por ano, e o número total de IES de acordo com as subdivisões adotadas. O que se observa é um crescimento no número de IES ao longo do período analisado. Em relação à primeira divisão, o que se observa é que mais de 30% das IES não investiram em pesquisas em todos os anos analisados. Cabe destacar que todas as universidades federais se encontram dentro do grupo de IES com pesquisa, no entanto, existem também IES privadas neste grupo<sup>19</sup>. Já em relação à segunda subdivisão adotada, o que se observa é que apenas a região Sudeste concentra quase 50% de todas as IES do Brasil, em todos os anos, embora tenha sido a região com um menor crescimento no número de IES ao longo do período considerado.

**TABELA 3.1: Número de IES por ano**

Ano	Total de IES	Divisão 1				Divisão 2									
		Com pesquisa	(%)	Sem pesquisa	(%)	Norte (%)	Nordeste (%)	Sudeste (%)	Sul (%)	Centro (%)					
2010	2221	1491	67,13	730	32,87	134	6,03	398	17,92	1060	47,73	354	15,94	211	9,50
2011	2219	1514	68,23	705	31,77	142	6,40	392	17,67	1056	47,59	352	15,86	214	9,64
2012	2278	1569	68,88	709	31,12	145	6,37	410	18,00	1062	46,62	371	16,29	221	9,70
2013	2260	1573	69,60	687	30,40	136	6,02	411	18,19	1046	46,28	370	16,37	230	10,18
2014	2184	1502	68,77	682	31,23	140	6,41	422	19,32	960	43,96	368	16,85	226	10,35
2015	2248	1563	69,53	685	30,47	138	6,14	426	18,95	1024	45,55	372	16,55	221	9,83
2016	2278	1571	68,96	707	31,04	143	6,28	453	19,89	1018	44,69	370	16,24	221	9,70
2017	2327	1566	67,30	761	32,70	160	6,88	497	21,36	1060	45,55	386	16,59	224	9,63
2018	2393	1586	66,28	807	33,72	169	7,06	537	22,44	1058	44,21	389	16,26	240	10,03
2019	2389	1598	66,89	791	33,11	174	7,28	539	22,56	1040	43,53	388	16,24	248	10,38

Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponibilizados pelo INEP, 2021.

A Tabela 3.2 apresenta as variáveis utilizadas e algumas estatísticas descritivas para o período analisado. As unidades de observação considerada são as mantenedoras de IES. A

<sup>18</sup> Para isso foi realizado um somatório das despesas das IES com pesquisa ao longo dos 10 anos analisados, o que permitiu verificar quais instituições não incorreram com gastos em pesquisa.

<sup>19</sup> Essa informação pôde ser verificada a partir dos dados do Censo de Educação Superior do INEP.

receita total das IES (PY) se dá pela soma da receita própria, transferências e outras, e a despesa total (C) é a soma dos gastos com pessoal (docentes, técnicos e outros), encargos de pessoal, custeio, investimento, pesquisa e outros. Permaneceram na amostra apenas as IES com pelo menos 10 alunos matriculados, pois informações diferentes desta são inconsistentes com a realidade, e podem sinalizar erros na base de dados.

**TABELA 3.2: Análise descritiva das variáveis**

Variáveis	Descrição	OBS.	Média	Des. Pad.	Mínimo	Máximo
<b>Receita e produto</b>						
RS	(PY/C)	22797	1,20	0,58	0,00	9,92
y	Produto: número de matrículas	22797	24349,22	76.707,42	2,30	585.476,00
<b>Inputs</b>						
x1	Número de docentes por aluno	22797	0,10	0,10	0,00	2,18
x2	Proporção de professores com doutorado	22797	0,18	0,17	0,00	1,00
x3	Proporção de professores com mestrado	22797	0,45	0,17	0,00	1,00
x4	Carga horária média dos cursos da instituição	22723	3302,427	815,86	0,00	12166
x5	Número de técnicos administrativos por aluno	22797	0,09	0,24	0,00	14,23
x6	Proporção de professores com dedicação exclusiva	22797	0,06	0,17	0,00	1,00
x7	Percepção dos estudantes sobre a infraestrutura e instalações físicas (média das IES)	18490	3,35	1,19	0,00	5,00
igc	Índice de qualidade - Índice Geral do Curso (média das IES)	18579	2,45	0,58	0,22	4,93
ead	variável de tendência (proporção de matrículas em cursos EAD)	22722	0,02	0,10	0,00	1,00
t	variável de tendência (tempo)	22797	5,57	2,89	1,00	10,00

Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponibilizados pelo INEP, 2021.

A Tabela 3.3 apresenta a média das variáveis de acordo com a separação entre um grupo de IES que possuem despesas com pesquisa, e outro que não possui tal despesa. Um pouco mais da metade de IES no Brasil declaram que possuem despesas com pesquisa, e a média da quantidade de matrículas é maior dentro deste grupo de IES, do que a média de matrículas daquelas que não possuem despesas com pesquisa. Isso pode estar relacionado com fato de a pesquisa ser, em geral, mais comum em universidades, que matriculam uma quantidade maior de alunos. Em relação aos inputs, o que se observa é que a média de professores por aluno, bem como a média de técnicos administrativos por aluno, é maior dentre as IES sem pesquisa (o que pode ser explicado pela quantidade inferior de matrículas), embora a proporção de professores com doutorado seja maior menor para este grupo de IES. Também a carga horária média dos cursos das IES sem pesquisa é levemente mais baixa do que das IES com pesquisa. A percepção dos estudantes quanto a infraestrutura e instalações físicas das IES é praticamente a mesma dentre os alunos de IES com e sem pesquisa, no entanto, o indicador IGC de qualidade aponta notas mais elevadas dentre as IES que possuem pesquisa, o que indica maior qualidade.

Finalmente, a Tabela 3.4 apresenta a média das variáveis de acordo com a separação de IES de cada região do Brasil. A região Nordeste é a que apresenta uma maior média do *share* da receita total em relação ao custo total. O Sudeste, por sua vez, além de apresentam uma maior quantidade de número de IES, também conta com a maior média de matrículas por IES. A proporção de professores por aluno é maior na região Sul, no entanto, a proporção de professores com título de doutorado é maior no Sudeste. Já a carga horária média dos cursos das IES brasileiras, e a proporção de professores com dedicação exclusiva é maior na região Norte. A percepção dos alunos quanto a infraestrutura das IES não variou muito entre as regiões brasileiras, enquanto a média do índice IGC aponta que uma maior qualidade das IES da região Sul do Brasil.

#### 4. Resultados

A seguir serão apresentados os resultados obtidos através da função de *inputs* considerando: (i) todas as IES brasileiras; (ii) apenas as IES que apresentam despesa com pesquisa e; (iii) as IES de acordo com as 5 regiões brasileiras. A Tabela 4.1 abaixo apresenta os parâmetros estimados para os dois primeiros tipos de estimação. A maior parte dos coeficientes dos *inputs* considerados são estatisticamente significativos e, como era de se esperar, a maior parte dos *inputs* (docentes por aluno, proporção de professores com doutorado e com mestrado, e proporção de professores com dedicação exclusiva) possuem uma relação negativa com a razão RS. Além disso, com a exceção da variável de matrículas, as demais variáveis apresentaram um comportamento muito parecido entre o total geral de IES e o grupo de IES com despesas em pesquisa.

**TABELA 3.3: Análise das variáveis de acordo com divisão entre IES com e sem pesquisa**

Variáveis	Com pesquisa		Sem pesquisa			
	OBS.	Média	OBS.	Média		
<b>Receita e produto</b>						
RS	22797	1,20	15533	1,21	7264	1,18
y	22797	24349,22	15533	26183,39	7264	20427,1
<b>Inputs</b>						
x1	22797	0,10	15533	0,09	7264	0,11
x2	22797	0,18	15533	0,20	7264	0,14
x3	22797	0,45	15533	0,45	7264	0,45
x4	22723	3.302,43	15482	3.330,48	7241	3.242,44
x5	22797	0,09	15533	0,08	7264	0,10
x6	22797	0,06	15533	0,08	7264	0,03
x7	18490	3,35	13160	3,35	5330	3,37
igc	18579	2,45	13197	2,49	5382	2,34
ead	22722	0,02	15482	0,02	7240	0,01

Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponibilizados pelo INEP, 2021.

**TABELA 3.4: Análise das variáveis de acordo com divisão de IES de cada Região**

Variáveis	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro			
	OBS.	Média	OBS.	Média	OBS.	Média	OBS.	Média	OBS.	Média		
<b>Receita e produto</b>												
RS	22797	1,20	1481	1,20	4485	1,27	10384	1,18	3720	1,12	2256	1,29
y	22797	24349,22	1481	21160,85	4485	20745,66	10384	26291,84	3720	22749,71	2256	30207,87
<b>Inputs</b>												
x1	22797	0,10	1481	0,08	4485	0,09	10384	0,09	3720	0,12	2256	0,09
x2	22797	0,18	1481	0,14	4485	0,16	10384	0,20	3720	0,17	2256	0,15
x3	22797	0,45	1481	0,39	4485	0,45	10384	0,45	3720	0,49	2256	0,42
x4	22723	3.302,43	1469	3.517,32	4466	3.385,33	10359	3.325,92	3708	3.103,96	2250	3.268,33
x5	22797	0,09	1481	0,08	4485	0,08	10384	0,09	3720	0,10	2256	0,08
x6	22797	0,06	1481	0,12	4485	0,07	10384	0,05	3720	0,07	2256	0,07
x7	18490	3,35	1208	3,31	3462	3,28	8507	3,37	3123	3,42	1841	3,39
igc	18579	2,45	1191	2,28	3477	2,37	8552	2,49	3143	2,56	1873	2,36
ead	22722	0,02	1469	0,01	4466	0,01	10358	0,02	3708	0,03	2250	0,02

Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponibilizados pelo INEP, 2021.

**TABELA 4.1: Parâmetros estimados pela Função de *inputs* para todas as IES e IES com pesquisa**

Parâmetros	IES com pesquisa			
	Coef.	Erro pad.	Coef.	Erro pad.
matrículas	<u>0,002</u>	(0,003)	<u>-0,015</u>	(0,004)
x1	<u>-0,726</u>	(0,082)	<u>-0,810</u>	(0,094)
x2	<u>-0,300</u>	(0,042)	<u>-0,337</u>	(0,048)
x3	<u>-0,097</u>	(0,033)	<u>-0,113</u>	(0,039)
x4	<u>0,000</u>	(0,000)	<u>0,000</u>	(0,000)
x5	0,002	(0,047)	-0,044	(0,064)
x6	<u>-0,221</u>	(0,038)	<u>-0,207</u>	(0,041)
cpc	0,008	(0,005)	<u>0,012</u>	(0,006)
igc	0,002	(0,009)	-0,002	(0,010)
ead	<u>-0,117</u>	(0,055)	-0,089	(0,061)
t	<u>0,020</u>	(0,003)	<u>0,021</u>	(0,004)
constante	<u>3,812</u>	(0,231)	<u>3,985</u>	(0,248)
sigma_u2	0,088	(0,003)	0,087	(0,004)
sigma_v2	0,179	(0,002)	0,182	(0,002)

OBS: Os coeficientes sublinhados foram estatisticamente significativos ao nível de 5%.

Fonte: Elaboração própria, 2021.

A Tabela 4.2 apresenta os resultados estimados ao separar as IES de acordo com as regiões brasileiras. O coeficiente referente a variável de matrículas nas IES permaneceu positivo em todas as regiões, no entanto, apenas no Nordeste foi estatisticamente significativo. As demais variáveis, em geral, apresentaram o mesmo tipo de comportamento entre as regiões, embora muitas vezes não tenha apresenta significância estatística.

**TABELA 4.2: Parâmetros estimados pela Função de *inputs* por região**

Parâmetros	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro	
	Coef.	Erro pad.	Coef.	Erro pad.	Coef.	Erro pad.	Coef.	Erro pad.	Coef.	Erro pad.
matrículas	0,011	(0,016)	<u>0,027</u>	(0,010)	-0,008	(0,005)	0,011	(0,007)	0,003	(0,011)
x1	<u>-1,124</u>	(0,406)	<u>-0,948</u>	(0,262)	<u>-0,804</u>	(0,135)	-0,185	(0,130)	<u>-1,894</u>	(0,277)
x2	-0,331	(0,204)	<u>-0,457</u>	(0,118)	<u>-0,345</u>	(0,059)	-0,078	(0,085)	<u>-0,405</u>	(0,137)
x3	-0,057	(0,146)	-0,117	(0,080)	<u>-0,238</u>	(0,052)	0,040	(0,063)	0,185	(0,111)
x4	0,000	(0,000)	<u>0,000</u>	(0,000)	0,000	(0,000)	<u>0,000</u>	(0,000)	0,000	(0,000)
x5	0,024	(0,265)	0,103	(0,202)	-0,040	(0,058)	-0,070	(0,093)	<u>0,463</u>	(0,167)
x6	<u>-0,539</u>	(0,115)	<u>-0,250</u>	(0,092)	-0,086	(0,062)	-0,183	(0,076)	<u>-0,322</u>	(0,122)
cpc	0,036	(0,021)	-0,013	(0,012)	0,007	(0,007)	<u>0,027</u>	(0,009)	0,020	(0,016)
igc	0,052	(0,040)	0,009	(0,023)	-0,002	(0,013)	<u>-0,018</u>	(0,016)	-0,011	(0,028)
ead	<u>-0,749</u>	(0,272)	-0,021	(0,227)	-0,082	(0,081)	-0,028	(0,076)	-0,282	(0,197)
t	0,001	(0,018)	<u>0,339</u>	(0,009)	<u>0,024</u>	(0,005)	<u>0,027</u>	(0,006)	0,005	(0,011)
constante	<u>2,751</u>	(1,214)	<u>3,611</u>	(0,492)	<u>2,987</u>	(0,333)	<u>1,948</u>	(0,182)	<u>2,510</u>	(0,426)
sigma_u2	0,095	(0,016)	0,113	(0,010)	0,073	(0,004)	0,076	(0,007)	0,107	(0,014)
sigma_v2	0,199	(0,009)	0,219	(0,006)	0,182	(0,003)	0,098	(0,003)	0,197	(0,007)

OBS: Os coeficientes sublinhados foram estatisticamente significativos ao nível de 5%.

Fonte: Elaboração própria, 2021.



Finalmente, a tabela 4.3 apresenta as estimações referentes ao componente de mark-up obtido através da análise de fronteira estocástica apresentada, bem como a estimativa de *mark-up* (dada pelo  $\theta$ ), e a estimativa do retorno de escala (RTS). O principal resultado obtido se trata da presença de *mark-up* positivo em todos os casos analisados, ou seja, tanto ao se considerar todas as IES brasileiras conjuntamente, tanto ao considerar apenas as IES com despesas em pesquisa, quanto ao se considerar as divisões entre IES de cada região do país. Além disso, as estimativas em todos os casos foram bastante parecidas entre si. O Nordeste foi a região que apresentou um maior *mark-up* ( $\theta$ ) e, portanto, é onde as IES devem possuir um maior poder de mercado. Também as estimativas do retorno de escala foram positivas e significativas em todos os casos.

**TABELA 4.3: *Mark-up* e retornos de escala estimados**

	<b>Descrição</b>	<b>média</b>	<b>erro pad.</b>	<b>1° quartil</b>	<b>mediana</b>	<b>3° quartil</b>
u	componente de mark-up	2,697	0,261	2,591	2,749	2,853
theta	estimativa de mark-up	0,691	0,069	0,663	0,706	0,730
RTS	retorno de escala	0,256	0,007	0,251	0,255	0,259
<b>IES com pesquisa</b>						
u	componente de mark-up	2,679	0,255	2,570	2,728	2,834
theta	estimativa de mark-up	0,689	0,068	0,661	0,703	0,728
RTS	retorno de escala	0,257	0,008	0,252	0,255	0,259
<b>Norte</b>						
u	componente de mark-up	1,652	0,272	1,486	1,668	1,799
theta	estimativa de mark-up	0,589	0,113	0,538	0,591	0,633
RTS	retorno de escala	0,354	0,029	0,340	0,347	0,358
<b>Nordeste</b>						
u	componente de mark-up	2,791	0,302	2,680	2,846	2,972
theta	estimativa de mark-up	0,685	0,076	0,665	0,703	0,729
RTS	retorno de escala	0,247	0,011	0,240	0,246	0,252
<b>Sudeste</b>						
u	componente de mark-up	1,671	0,232	1,567	1,714	1,813
theta	estimativa de mark-up	0,583	0,082	0,548	0,603	0,632
RTS	retorno de escala	0,348	0,013	0,340	0,346	0,354
<b>Sul</b>						
u	componente de mark-up	1,174	0,241	1,089	1,214	1,313
theta	estimativa de mark-up	0,508	0,104	0,475	0,530	0,564
RTS	retorno de escala	0,431	0,019	0,416	0,430	0,444
<b>Centro</b>						
u	componente de mark-up	1,407	0,288	1,273	1,470	1,588
theta	estimativa de mark-up	0,524	0,110	0,468	0,551	0,588
RTS	retorno de escala	0,374	0,027	0,361	0,368	0,378

Fonte: Elaboração própria, 2021.

#### 4. Conclusões

O Brasil experimentou um forte crescimento tanto no número de vagas em instituições de ensino superior, como na demanda por parte da população por ensino superior, especialmente a partir dos anos 2000. No entanto, algumas políticas públicas sistemáticas

motivadas pelos benefícios que poderiam ser proporcionados por uma população mais escolarizada, fizeram com que a oferta, principalmente por parte de instituições privadas, tivesse um forte crescimento comparado com a quantidade de procura pelos cursos destas instituições.

Neste cenário de expansão, resta saber como se configura o ambiente competitivo do mercado, em termos do poder de mercado ser mais ou menos estrito. Portanto, o presente artigo buscou estimar o poder de mercado de IES brasileiras. Para isso, foi utilizado um método proposto por Kumbhakar et. al (2012), que se trata do uso alternativo do modelo de fronteira estocástica, tipicamente utilizado pela literatura de eficiência.

Os resultados foram obtidos a partir de dados do Censo de Educação Superior para o período de 2010 a 2019, considerando todas as IES brasileiras, além de uma divisão que separou apenas as IES com despesas em pesquisa, e outra divisão de acordo com as IES de cada região do Brasil. Tais resultados demonstraram a presença de mark-up positivo em todas as estimativas realizadas, o que demonstra que existe a presença de poder de mercado no mercado de educação superior no Brasil. Inclusive, aparentemente, tal poder de mercado é mais forte na região Nordeste.

As estimativas de retorno de escala, obtidas também a partir das estimações de fronteira estocástica, demonstraram a presença de retornos crescentes de escala em todos os casos analisados. Ou seja, apesar do crescimento presenciado na oferta deste setor, há evidências para se considerar de que ainda há possibilidades de economias de escala.

Portanto, este trabalho contribui com a análise do setor de educação superior, no sentido de alertar sobre possíveis comportamentos anticompetitivos por parte de algumas IES. Isto é particularmente importante tendo em vista recente fusões e aquisições presenciadas no setor nos últimos anos. Inclusive, este é um tópico que caberia ser analisado em futuros trabalhos, tanto pelo lado da eficiência de tais fusões, como pelo lado da presença de poder de mercado, como feito neste artigo.

## REFERÊNCIAS

- AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v. 6, n. 1, p. 21–37, 1977.
- APARICIO, J.; PASTOR, J. T. A general input distance function based on opportunity costs. **Advances in Decision Sciences**, v. 2011, p. 1–12, 2011.
- BATTESE, G. E.; CORRA, G. S. **Estimation of a production frontier model** *Australian Journal of Agricultural Economics*, 1977. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/handle/22266>>
- BEASLEY, J. E. Determining Teaching and Research Efficiencies. **Journal of the Operational Research Society**, v. 46, n. 4, p. 441–452, 1995.
- BECK, T.; JONGHE, O. DE; SCHEPENS, G. Bank competition and stability: Cross-country heterogeneity. **Journal of Financial Intermediation**, v. 22, n. 2, p. 218–244, 1 abr. 2013.
- BELOTTI, F. *et al.* Stochastic frontier analysis using Stata. **Stata Journal**, v. 13, n. 4, p. 719–758, 2013.
- BRESNAHAN, T. F. Empirical studies of industries with market power (Ch. 17). **Handbook of Industrial Organization**, v. 2, p. 1011–1057, 1989.
- BRYAN, G. A.; WHIPPLE, T. W. Tuition Elasticity of the Demand for Higher Education among Current Students. **The Journal of Higher Education**, v. 66, n. 5, p. 560–574, 1995.
- CADE. **Atos de Concentração no Mercado de Prestação de Serviços de Ensino Superior**. [s.l.] Conselho Administrativo de Defesa da Concorrência, 2016.
- CHAVES, V. L. J.; AMARAL, N. C. Política De Expansão Da Educação Superior No Brasil -

O Prouni E O Fies Como Financiadores Do Setor Privado. **Educação em Revista**, v. 32, n. 4, p. 49–72, 2016.

COCCORESE, P. Estimating the Lerner index for the banking industry: A stochastic frontier approach. **Applied Financial Economics**, v. 24, n. 2, p. 73–88, 2014.

CORRÊA, E. C. DE B. Possíveis impactos das novas diretrizes do FIES e EAD nas estratégias dos oligopólios educacionais. **Revista de Defesa da Concorrência**, v. 5, n. 1, p. 72–104, 2017.

COSTA, E. M. *et al.* Dinâmica da eficiência produtiva das instituições faderais de ensino superior. **Planejamento e políticas públicas**, n. 44, p. 51–84, 2015.

FLANNERY, D.; O'DONOGHUE, C. The demand for higher education: A static structural approach accounting for individual heterogeneity and nesting patterns. **Economics of Education Review**, v. 34, p. 243–257, 2013.

GOMES, A. M.; MORAES, K. N. DE. Educação Superior no Brasil Contemporâneo: Transição Para um Sistema de Massa. **Educação e Sociedade**, v. 33, n. 118, p. 171–190, 2012.

HEINESEN, E. Admission to higher education programmes and student educational outcomes and earnings—Evidence from Denmark. **Economics of Education Review**, v. 63, n. November 2016, p. 1–19, 2018.

JOHNES, G.; JOHNES, J. Higher education institutions' costs and efficiency: Taking the decomposition a further step. **Economics of Education Review**, v. 28, n. 1, p. 107–113, 2009.

JONDROW, J. *et al.* On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of Econometrics**, v. 19, n. 2–3, p. 233–238, 1982.

KAGANOVICH, M.; SARPÇA, S.; SU, X. **Competition in higher education: a survey**. [s.l.: s.n.].

KUMBHAKAR, S. C.; BAARDSEN, S.; LIEN, G. A New Method for Estimating Market Power with an Application to Norwegian Sawmilling. **Review of Industrial Organization**, v. 40, n. 2, p. 109–129, 2012.

KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. **Stochastic Frontier Analysis**. [s.l.: s.n.].

LERNER, A. P. The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. **Review of Economic Studies**, v. 1, n. 3, p. 157–175, 1934.

LESLIE, L. L.; BRINKMAN, P. T. Student Price Response in Higher Education: The Student Demand Studies. **The Journal of Higher Education**, 1987.

LI, H. *et al.* Market power and its determinants in the Chinese railway industry. **Transportation Research Part A: Policy and Practice**, v. 120, n. June, p. 261–276, 2019.

LIU, B. *et al.* Excess capacity of higher education products based on duopoly model. **Kuram ve Uygulamada Egitim Bilimleri**, v. 18, n. 5, p. 1375–1388, 2018.

LOPEZ, R. A.; HE, X.; AZZAM, A. Stochastic Frontier Estimation of Market Power in the Food Industries. **Journal of Agricultural Economics**, v. 69, n. 1, p. 3–17, 2018.

MARINHO, A.; RESENDE, M.; FAÇANHA, L. O. Brazilian federal universities: Relative efficiency evaluation and data envelopment analysis. **Revista Brasileira de Economia**, v. 51, n. 4, p. 489–508, 1997.

MCCOWAN, T. Expansion without equity: An analysis of current policy on access to higher education in Brazil. **Higher Education**, v. 53, n. 5, p. 579–598, 2007.

MEEUSEN, W.; BROECK, J. VAN DEN. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. **International Economic Review**, v. 18, n. 2, p. 435, 1977.

OPPEDISANO, V. The (adverse) effects of expanding higher education: Evidence from Italy. **Economics of Education Review**, v. 30, n. 5, p. 997–1008, 2011.

\_\_\_\_\_. Higher education expansion and unskilled labour market outcomes. **Economics of**

**Education Review**, v. 40, p. 205, 2014.

PERACCHI, F. Chapter 5 Educational Wage Premia and the Distribution of Earnings: An International Perspective. *In*: HANUSHEK, E.; WELCH, F. B. T.-H. OF THE E. OF E. (Eds.). . **Handbook of the Economics of Education**. [s.l.] Elsevier, 2006. v. 1p. 189–254.

PERLOFF, J. M.; SHEN, E. Z. Collinearity in Linear Structural Models of Market Power. **Review of Industrial Organization**, v. 40, n. 2, p. 131–138, 3 mar. 2012.

POKER JR, J. H.; NUNES, R. DA C.; NUNES, S. P. P. Uma avaliação de efetividade e eficiência do gasto em educação em municípios brasileiros. **Cadernos de Finanças Públicas**, v. 13, p. 263–287, 2013.

ROTHSCHILD, M.; WHITE, L. J. The Analytics of the Pricing of Higher Education and Other Services in Which the Customers Are Inputs. **Journal of Political Economy**, v. 103, n. 3, p. 573–586, 1995.

RUBINSTEIN, Y.; WEISS, Y. Chapter 1 Post Schooling Wage Growth: Investment, Search and Learning. *In*: **Handbook of the Economics of Education**. [s.l.] Elsevier, 2006. v. 1p. 1–67.

SANDERS, N. M. Would privatization of K-12 schooling lead to competition and thereby improve education? An industrial organization analysis. **Educational Policy**, v. 16, n. 2, p. 264–287, 2002.

SCHWARTZMAN, S. Perspectivas Para a Educação Superior No Brasil. *In*: **Desafios da Nação: artigos de apoio**. [s.l.: s.n.]. p. 333–353.

SENHORAS, E. M.; TAKEUCHI, KELLY PEREIRA; TAKEUCHI, KATIUCHIA PEREIRA. **A Análise Estrutural do Ensino Superior Privado sob Perspectiva**.III SEGeT – Simpósio de Excelência em Gestão e Tecnologia, 2006

TEODOROVICZ, T.; ESTEVES, L. A.; LEANDRO, T. The Evolution of a Methodology for Relevant Market Definition: An Analysis of CADE’s Jurisprudence on Private Higher Educational Markets. **Economic Analysis of Law Review**, v. 6, n. 2, p. 246–268, 2015.

TREMBLAY, V. J.; TREMBLAY, C. H. **New Perspectives on Industrial Organization**. [s.l.] Springer Texts in Business and Economics, 2012.

WEIHER, J. C.; SICKLES, R. C.; PERLOFF, J. M. **Market Power in the Us Airline Industry**, 2002. Disponível em: <<https://papers.ssrn.com/abstract=2162511>>. Acesso em: 15 mar. 2021

WEILER, W. C. Using enrollment demand models in institutional pricing decisions. **New Directions for Institutional Research**, 1984.

ZOGHBI, A. C. P. *et al.* Mensurando o desempenho e a eficiência dos gastos estaduais em educação fundamental e média. **Estudos Economicos**, v. 39, n. 4, p. 785–809, 2009.

ZOGHBI, A. C.; ROCHA, F.; MATTOS, E. Education production efficiency: Evidence from Brazilian universities. **Economic Modelling**, v. 31, n. 1, p. 94–103, 2013.