

DISTRIBUIÇÃO DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL: UMA ANÁLISE MICROECONÔMICA DOS CUSTOS OPERACIONAIS DO SETOR

RESUMO

O estudo teve como problema de pesquisa a estimação de uma função de custos operacionais das empresas do setor de distribuição de energia elétrica no Brasil. Os resultados apontaram que o setor opera com retornos de escala crescentes e, consequentemente, economias de escala e de tamanho. Observou-se também que o setor é de fato um monopólio natural, com custos médios e marginais decrescentes. Em termos de variáveis, observou-se que o número de desligamentos/ano por unidade consumidora, os salários pagos na atividade de manutenção de redes de energia, o tamanho da empresa e as perdas técnicas nos sistemas de distribuição de energia impactaram positivamente nos custos operacionais das distribuidoras de energia elétrica. Destaca-se ainda que a localização geográfica de tais distribuidoras influenciou tais custos.

Palavras-chave: custos operacionais, curvas de custos, setor de distribuição de energia elétrica, economias de escala.

JEL: Q40, D24, D21

ELECTRICITY DISTRIBUTION IN BRAZIL: A MICROECONOMIC ANALYSIS OF THE SECTOR'S OPERATING COSTS

ABSTRACT

The study had as research problem the estimation of an operating costs function of companies in the electricity distribution sector in Brazil. The results showed that the sector operates with increasing returns to scale and, consequently, economies of scale and size. It was also observed that the sector is in fact a natural monopoly, with decreasing average and marginal costs. In terms of variables, it was observed that the number of shutdowns per consumer unit, salaries paid in the activity of maintenance of energy networks, company size and technical losses in energy distribution systems positively impacted the operating costs of distributors of electricity. It is also noteworthy that the geographic location of such distributors influenced such costs.

Keywords: operating costs, cost curves, electricity power distribution sector, economies of scale.

1 – INTRODUÇÃO

A atividade de distribuição de energia elétrica constitui um monopólio natural. De acordo com a ANEEL (2008), as principais características econômicas que demonstram que este serviço é um monopólio natural são: elevados custos fixos e rendimentos crescentes de escala, com custo médio e marginal decrescentes.

Assim, a fim de evitar que uma única empresa possa praticar o seu poder de monopólio na forma de preços elevados e serviço insatisfatório, é necessária a regulação econômica do mercado. Dessa forma, para o caso da distribuição de energia elétrica no Brasil, compete à Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) tal regulação, a qual é descrita de forma breve nos próximos três parágrafos a partir de ANEEL (2021a).

A regulação econômica do segmento de distribuição é caracterizada por um regime de regulação pelo preço (*price cap*), o qual apresenta dois mecanismos de alteração das tarifas: a Revisão Tarifária Periódica (RTP) e o Reajuste Tarifário Anual (RTA).

Nos dois mecanismos, o objetivo é definir uma receita compatível com os custos e a lucratividade da operação eficiente e adequada da prestação do serviço. A diferença é que a RTP ocorre, em média, a cada cinco anos, sendo que nela se define o Fator X, que corresponde ao mecanismo de compartilhamento dos ganhos de produtividade das distribuidoras para a modicidade tarifária no período entre revisões. Já a RTA acontece nos anos em que não há revisão tarifária.

Nas revisões tarifárias, os custos da distribuidora são separados em duas categorias: Parcela A, denominada de custos não gerenciáveis, como compra de energia para revenda, encargos de transmissão e encargos setoriais; e Parcela B, que são os custos gerenciáveis associados à atividade de distribuição de energia elétrica. Destaca-se que nos RTAS, a tarifa equivalente aos custos da Parcela B são atualizados pela variação de um indexador inflacionário, ao passo que os da Parcela A são revistos todos os anos.

Ainda sobre os custos, com relação à distribuição de energia elétrica, aqueles relacionados à atividade em si são os denominados custos operacionais, que são conceituados pela ANEEL (2011) como aqueles que correspondem aos gastos com pessoal, materiais, serviço de terceiros, outros custos operacionais (indenização por perdas e danos, consumo próprio de energia, despesas com conselhos de consumidores,

taxas de arrecadação e taxas bancárias), tributos e seguros relativos à atividade de distribuição e comercialização de energia elétrica.

Importante destacar que essa é a parcela de custos que está sob maior controle por parte da distribuidora, uma vez que os demais custos relacionados ao fornecimento de energia são aqueles com pouca ou nenhuma margem de gerenciamento por parte das empresas. Esses últimos são geralmente obrigações contratuais estabelecidas, como por exemplo, a compra de energia junto às empresas geradoras (INSTITUTO ACENDE BRASIL, 2011).

Portanto, é sobre a parcela dos custos operacionais que geralmente recai os mecanismos de incentivos regulatórios. Por exemplo, o regime *price cap*, que é adotado no Brasil, consiste no descolamento entre custos de fornecimento do serviço e tarifa de energia. Isso ocorre ao fixar o valor da tarifa de energia por um determinado tempo estabelecido em contrato. Desta forma, a empresa pode obter margens de lucro maiores a partir da redução de custos operacionais, haja visto que essa é a parcela na qual a empresa possui maior gerência. Destaca-se que o modelo prevê que os ganhos de eficiência sejam repassados ao consumidor na RTP, período no qual a tarifa é recalculada pelo órgão regulador com base nos custos incorridos pela empresa na prestação do serviço (INSTITUTO ACENDE BRASIL, 2011).

Assim, surge o problema de pesquisa que é a estimação de uma função de custos operacionais das empresas de distribuição de energia elétrica com base em variáveis que venham a impactar na definição desses custos.

A relevância do tema reside no fato de que se faz necessária melhor compreensão de como estão estruturados os custos operacionais das empresas de distribuição. Isso porque conhecer o comportamento médio dos custos operacionais do setor é fundamental para o agente regulador diminuir a assimetria de informação entre ele e as empresas concessionárias, uma vez que tais custos são levados em consideração no processo de revisão tarifária. Ademais, tal conhecimento pode fornecer a tais empresas subsídios relevantes em termos de tomada de decisão para o melhor gerenciamento desses custos, assim como informações acerca de economias à escala, retornos de escala e economias de tamanho.

Embora exista vasta literatura nacional e internacional¹ que estude as funções e as curvas de custo e economias de escala do setor de distribuição de energia, não se encontrou nenhum estudo similar ao proposto em termos de abordagem e período a ser analisado para o Brasil.

Nesse sentido, o presente estudo tem como problema de pesquisa a obtenção da função de custo para o setor de distribuição de energia elétrica brasileiro no período 2007-2016 a partir dos custos operacionais das empresas atuantes no setor. A escolha do período deveu-se ao fato de analisar o comportamento de tais custos durante uma década, utilizando-se de dados recentes.

Destarte, o objetivo geral do presente trabalho é determinar a equação dos custos operacionais do setor de distribuição de energia elétrica brasileiro no período 2007-2016. Especificamente, pretende-se: a) Analisar o comportamento de variáveis relacionadas aos custos operacionais das distribuidoras no período analisado; b) Verificar a existência de monopólio natural no setor de distribuição de energia elétrica brasileiro por meio da determinação das curvas de custos operacionais médio e marginal; e c) Identificar a existência de rendimentos de escala, economias de escalas e economias de tamanho no setor de distribuição de energia elétrica brasileiro.

Além desta introdução, o trabalho está organizado em mais 4 seções. A seção 2 apresenta a teoria que embasa a formulação da função de custo proposta, além de medidas derivadas a partir de tal função. A metodologia utilizada para estimar tal função de custo é apresentada na seção 3. A seção 4, por sua vez, discute os resultados, os quais embasam as considerações finais da seção 5.

2 – REFERENCIAL TEÓRICO

Para estimar a função de custo proposta, optou-se pela função de custo *translog*. Christensen, Jorgenson e Lau (1973) destacam que a função *translog* tem como principal vantagem a não necessidade de imposição de aditividade e homogeneidade. Logo, devido

¹ Fillipini (1996), Fillipini (1998), Yatchew (2000), Mydland, Haugom e Lien (2018), Khumbhakar e Hjalmarsson (1998), Fillipini e Wild (1999), Caldera e Folloni (2001), Growitsch, Jamasb e Politt (2009), Tovar, Ramos-Real e Almeida (2011) e Growitsch, Jamasb e Wetzels (2012).

à sua flexibilidade, ela se tornou uma forma funcional bastante utilizada nos estudos que envolvem funções de custo ou de produção. Assim, divide-se essa seção em duas partes. Na primeira apresenta-se a função de custo *translog*. Na segunda, são definidas medidas econômicas derivadas de tal função que permitem analisar o setor em termos de economia de escala, retornos à escala e economias de tamanho.

2.1 Função de Custo *Translog*

Conforme Albuquerque (1987), a função de custo *translog* pode ser definida de forma análoga à função de produção, de tal forma que seja dada em função do preço dos insumos e a quantidade de produto. Binswanger (1974) considera que a função de custo *translog* é linear nos logaritmos.

Assim, a *translog* é comumente interpretada como uma aproximação de uma série de Taylor de segunda ordem de uma função qualquer, podendo ser descrita conforme Christensen e Greene (1976), da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \alpha_y \ln y + \frac{1}{2} \alpha_{yy} (\ln y)^2 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \ln p_i \ln p_j + \dots \\ & + \dots \sum_{i=1}^n \alpha_{yi} \ln y \ln p_i \end{aligned} \quad (1) \quad 14$$

Onde C é a variável de custo, y é o produto e os p_{is} e p_{js} são os fatores de preços dos insumos.

Segundo os autores, para corresponder a uma função de produção bem-comportada, a função de custo deve ser homogênea e de grau um nos preços, ou seja, dada um nível fixo de produção, um aumento proporcional no custo ocorre quando os fatores preços aumentam proporcionalmente. A imposição dessa condição é feita através da restrição nos parâmetros da função de custo, de tal modo que:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1; \sum_{i=1}^n \alpha_{yi} = 0; \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} = \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 0 \quad (2)$$

Ainda sobre a função de custo *translog*, deve-se salientar que a mesma não impõe homogeneidade e homoteticidade na estrutura da função de produção, nem restrições nas elasticidades de substituição. No entanto, a partir de testes estatísticos essas restrições podem ser testadas.

A literatura aponta formatos diversos de aplicação da fórmula funcional *translog*. A maioria dos estudos, como Fillipini (1996), Fillipini (1998) e Caldera e Folloni (2001), apresentam o formato clássico da função de custo, ou seja, dada em função dos produtos e dos preços dos insumos. No presente estudo, no entanto, foi utilizada uma forma alternativa da função de custo *translog*, em que não há os preços dos insumos, mas apenas os produtos correspondentes da função de custo. Esta função de custo é composta por dois produtos, uma variável de tempo, que busca capturar os efeitos de mudança tecnológica, e um conjunto de variáveis que busca capturar os efeitos da heterogeneidade das firmas. Este tipo de função foi apresentado no trabalho de Mydland, Haugom e Lien (2018) e adaptada para o presente estudo. Os detalhes dessa adaptação são descritos na metodologia.

2.2 Medidas de Economia de Escala, Retorno à Escala e Economia de Tamanho

Uma medida interessante que pode ser avaliada através da função de custo é a economia de escala do setor em estudo. A economia de escala, conforme Varian (2014), ocorre quando há redução no custo médio à medida que há o aumento da produção. Para Christensen e Greene (1976), a forma de expressar a economia de escala é analisar como a variação percentual no nível de produto impactará percentualmente nos custos, ou seja, através da elasticidade do custo com relação ao produto. Dessa maneira, os autores propõem que a Economia de Escala (EE) seja definida como sendo:

$$EE = 1 - \frac{\partial \ln C}{\partial \ln y} \quad (3)$$

Onde o termo $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln y}$ é a elasticidade de custo em relação ao nível de produção.

Quando a elasticidade de custo é menor do que a unidade, têm-se que a produção aumenta mais que proporcionalmente ao aumento do custo. Assim, a firma operaria em economias de escala, pois dado os preços dos fatores, tal situação ocasionaria redução no custo médio. Do contrário, quando a elasticidade de custo é maior que a unidade, os custos passam a aumentar mais que proporcionalmente ao produto, estando a firma em deseconomias de escala pelo fato dessa situação provocar, dado os preços dos fatores, aumento no custo médio. Assim sendo, EE positivo significaria economias de escala ao passo que EE negativo, deseconomias de escala.

Além das economias de escala, faz-se necessário avaliar os retornos de escala (RE) a partir da expressão definida em Mydland, Haugom e Lien (2018), conforme segue:

$$RE = \frac{1}{\varepsilon_i + \varepsilon_j} \quad (4)$$

Onde ε_i e ε_j são as elasticidades de custo em relação aos produtos i e j .

Dessa forma, quando RE assume valores maiores, iguais ou menores que um, têm-se retornos de escala crescentes, constantes ou decrescentes, respectivamente, considerando a produção conjunta dos produtos da empresa.

De acordo com Albuquerque (1987), a introdução do índice t na função de custo *translog* busca captar os efeitos de mudança tecnológica (MT) na produtividade do setor em análise.

Assim, conforme Mydland, Haugom e Lien (2018), a MT pode ser avaliada de acordo com a seguinte equação:

$$MT = -\frac{\partial \ln C}{\partial t} \quad (5)$$

Onde o termo $\frac{\partial \ln C}{\partial t}$ é a derivada de primeira ordem da função *translog* em relação ao tempo.

Dessa forma, se MT assume valores maiores, iguais ou menores que zero, significa que existe mudança tecnológica positiva, neutra ou negativa, respectivamente.

Filippini (1996) define o conceito de Economia de Tamanho (ET) como o inverso da elasticidade de custo, conforme segue:

$$ET = \frac{1}{\frac{\partial \ln C}{\partial \ln y}} = \frac{\partial \ln y}{\partial \ln C} \quad (6)$$

Portanto, quando houver economias de escala, o valor de ET será maior que 1, havendo economias de tamanho, ou seja, o aumento no custo permitiria elevação na produção mais do que proporcional. Por outro lado, quando há deseconomias de escala, o valor de ET será menor que 1 e, portanto, haverá deseconomias de tamanho, ou seja, elevação no custo vai permitir aumentos menos que proporcionais na produção. Por fim, caso ET seja igual a 1, não existem nem economias nem deseconomias de tamanho.

Logo, o que se observa é que os conceitos de economia de tamanho e economia de escala estão relacionados.

Graficamente, tais medidas podem ser analisadas por meio das curvas de custo médio de longo prazo (CM_{LP}), que foram utilizadas no presente trabalho, haja visto que o período analisado foi 10 anos. As relações entre as curvas de custo de curto prazo com a curva de custo de longo prazo podem ser visualizadas na Figura 1, supondo uma função de custo *translog*.

Portanto, no longo prazo a planta de produção pode ter qualquer tamanho. Assim, a curva de custo médio de longo prazo (CM_{LP}) equivale a uma envoltória de n curvas de custo médio de curto prazo (CM_{CP}), caracterizando então as várias possibilidades de variação da produção no longo prazo (RASMUSSEN, 2010).

A ideia da envoltória pode ser melhor explicada ao tomar o ponto B da Figura 1, pertencente à CM_{CP1} . Ele representa o menor custo possível para se produzir a quantidade de produto y_1 por meio da planta de custo CM_{CP1} . Dessa forma, tal combinação y_1/CM_{CP1} representa um ponto na curva de CM_{LP} . De maneira análoga, são definidos os demais pontos da CM_{LP} .

Além disso, as curvas de custo médio apresentam formato em U, o que caracteriza a presença de economias ou deseconomias de escala (tamanho). Ou seja, uma empresa operando à esquerda do ponto mínimo da curva de custo médio apresenta economias de escala (tamanho), uma vez que seus custos médios caem à medida que a produção

aumenta. Do contrário, ao operar do lado direito do ponto mínimo, a empresa apresenta deseconomias de escala (tamanho), com os custos médios aumentando na medida em que a produção aumenta. Essas regiões encontram-se delimitadas na Figura 1 pelo ponto D'.

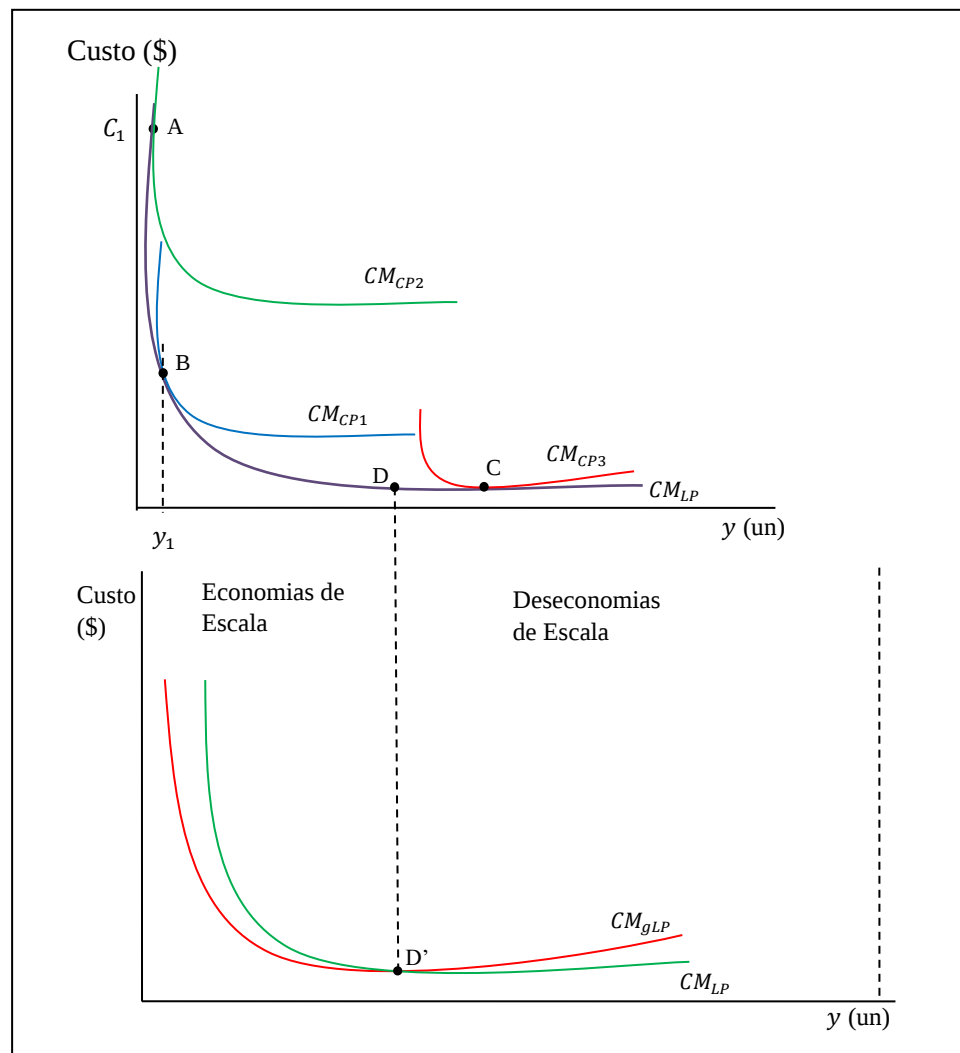


Figura 1: Dedução das curvas de custo de longo prazo
Fonte: Rasmussen (2010), adaptado para a função *translog*.

Assim, empresas que no longo prazo estejam apresentando economias de escala vão obter redução nos seus custos médios, sendo válido, portanto, aumentar ainda mais a sua produção, uma vez que nessas condições, a empresa estará apresentando também economias de tamanho (RASMUSSEN, 2010).

3. METODOLOGIA

A estimação de uma função de custos exige a especificação de determinada forma funcional que melhor se ajuste aos dados disponíveis e satisfaça as características de tal função.

No presente estudo, utilizou-se como variável dependente os custos operacionais das empresas de distribuição de energia elétrica e como variáveis independentes, os produtos, que foram o número de consumidores na área de concessão de cada distribuidora e o tamanho de rede de distribuição, além do tempo, inserido com o objetivo de capturar os efeitos de mudanças tecnológicas

A determinação das variáveis para a função utilizou como base o trabalho de Mydland, Haugom e Lien (2018). Os autores estudaram o setor de distribuição de energia elétrica da Noruega através da estimação de função de custo *translog*, tendo como variável dependente o custo total das empresas, como produtos, o número de consumidores e o comprimento total de rede, além do termo de tempo e outras oito variáveis ambientais de controle, que incluíam, entre outras, relevo médio do terreno e proporção de áreas de florestas. O total de empresas analisadas foi 133, com dados do período 2000-2013.

Sobre a adaptação da metodologia do referido estudo para o presente trabalho é importante tecer algumas considerações. Primeiro, ao não se utilizar os preços dos fatores na estimativa da função de custo *translog*, considera-se que tais preços são fixos, sendo o custo dependente apenas do nível de produto da firma. A vantagem dessa abordagem é que conforme destaca Varian (1992), é possível então traçar gráficos muito úteis para a análise da relação entre produção e custo. Por outro lado, problemas de estimativas decorrentes da existência prática de preços variáveis para os fatores de produção no setor podem ser mitigados, conforme destacam Mydland et al. (2020), pela incorporação da variável de tendência de tempo no modelo (t), conforme feito no presente estudo. Ademais, conforme destacam Mydland, Haugom e Lien (2018), possíveis variações de preço entre as empresas podem ser consideradas incluindo variáveis ambientais (de controle) para incorporar a heterogeneidade entre as firmas.

Assim, foram utilizadas as seguintes variáveis quantitativas de controle que podem influenciar na definição dos custos operacionais da atividade de distribuição, quais

sejam: perdas técnicas no sistema de distribuição, salários pagos na área de concessão para a atividade de distribuição e o índice de Frequência Equivalente de Interrupção por Unidade Consumidora (FEC). Ademais, foram utilizadas duas classes de variáveis qualitativas. A primeira, com o objetivo de caracterizar o tamanho da empresa, conforme classificação de tamanho, proposta pela ANEEL (2011), e que tem como base o valor da energia consumida na área de concessão. Já a segunda procura captar os efeitos da localização das empresas em cada subsistema, conforme classificação determinada pelo Operador Nacional do Sistema (ONS).

3.1 Modelo empírico

Dessa forma, com base nas variáveis definidas, a equação geral do modelo na forma *translog* assumirá a seguinte especificação²:

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \alpha_N \ln N + \alpha_Q \ln Q + \alpha_t \ln t + \frac{1}{2} \alpha_{NN} (\ln N)^2 + \frac{1}{2} \alpha_{QQ} (\ln Q)^2 \\ & + \frac{1}{2} \alpha_{tt} (t)^2 + \alpha_{NQ} \ln N \ln Q + \alpha_{Nt} \ln N t + \alpha_{Qt} \ln Q t \\ & + \beta_1 FEC + \beta_2 \text{Salário} + \beta_3 DUM_{tam} + \beta_4 Perdas \\ & + \beta_{5i} DUM_{sub-i} \end{aligned} \quad (7)$$

Onde: N e Q são os produtos, sendo, respectivamente, tamanho da rede e número de unidades consumidoras, e t é a variável de tempo. As variáveis FEC , Salário , DUM_{tam} , $Perdas$, e DUM_{sub-i} são as demais variáveis de controle e correspondem ao número de desligamentos/ano por unidade consumidora, à média de salários pagos na atividade de manutenção de redes de energia, tamanho da empresa conforme classificação da ANEEL (2011), perdas técnicas nos sistemas de distribuição de energia e localização da distribuidora nos subsistemas, respectivamente.

Em relação aos produtos, o tamanho de rede é a medida em quilômetros (Km) do conjunto de cabos visíveis fixados em torres de metal responsáveis pelo transporte da

² Por simplificação, foram omitidos os índices i (que caracteriza as unidades de corte transversal) e t (referente às unidades temporais) das variáveis e que caracterizam modelos com estruturas de dados em painel.

eletricidade desde a usina até as unidades consumidoras. Esse conjunto de cabos e torres é denominado rede de transmissão de energia elétrica. Já o número de unidades consumidoras, medido em unidades, é o conjunto de instalações/equipamentos elétricos caracterizados pelo recebimento de energia elétrica em um só ponto de entrega, com medição individualizada e correspondente a um único consumidor (ABRADEE, 2021).

A variável FEC tenta captar os efeitos de variáveis que afetam as redes de distribuição e que influenciam nos custos operacionais das distribuidoras, como índices pluviométricos, descargas elétricas, ação de terceiros e até manutenções programada. Assim, o FEC representa a frequência de desligamentos/ano por unidade consumidora de determinada distribuidora. Logo, espera-se que a relação dessa variável com os custos operacionais seja negativa, ou seja, empresas que apresentam menor valor de FEC despendem maior valor na prevenção de fatores que causam esses desligamento e, portanto, elevam o seu custo operacional.

Com relação aos salários, esta variável corresponde à média dos salários pagos na área de concessão que exercem a atividade de distribuição de energia elétrica, conforme a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE). Ela tem como objetivo obter os efeitos dos gastos com mão de obra nos custos operacionais das distribuidoras, o que também afeta positivamente os custos operacionais das empresas distribuidoras.

Com relação à variável *dummy* que caracteriza o tamanho da empresa, tal classificação de tamanho, proposta pela ANEEL (2011), tem como base o valor da energia consumida na área de concessão. Conforme o ciclo de revisão tarifária 2011-2014, a ANEEL (2011) considera como empresas pequenas aquelas em que o consumo anual era inferior à 1 Terawatt (TW) e empresas grandes, aquelas que possuíam consumo de energia anual superior à 1 TW. Assim, espera-se que os custos operacionais sejam afetados positivamente com relação ao tamanho das empresas, sendo que em (7), a referida *dummy* assumirá o valor 1 para empresas classificadas como grandes.

A variável de perdas técnicas foi utilizada com o objetivo de medir os efeitos do combate a essas perdas no sistema de distribuição para os custos operacionais das empresas distribuidoras de energia. Por determinações regulatórias, as perdas nos sistema de distribuição devem atender a limites máximos e, portanto, subentende-se que para atingir tais valores, as empresas devem despendar mais recursos, afetando positivamente os seus custos operacionais. Tais perdas são medidas em Megawatt-hora (MWh).

Com relação às *dummies* de subsistemas é necessário esclarecer que esta representa a subdivisão do Sistema Interligado Nacional (SIN) em regiões onde ocorre a produção e transmissão de energia elétrica e difere da divisão territorial geográfica do Brasil. O subsistema 1 é composto pelos estados do Pará, Amazonas, Tocantins, Amapá e Maranhão; o subsistema 2 é constituído pelos estados da região Nordeste, com exceção do Maranhão; o subsistema 3 é formado pelos estados das regiões Sudeste e Centro-Oeste, além dos estados do Acre e Rondônia; e o subsistema 4 consiste nos estados do Sul do país. O estado de Roraima não está incluído em nenhum subsistema, haja vista que a energia elétrica consumida nos seus municípios é proveniente de usinas locais, que não estão interligadas ao SIN, e da Venezuela (MME, 2017). Para fins de estimação, a variável *dummy* correspondente ao subsistema 4 foi utilizada como base. Destaca-se que o objetivo dessas variáveis qualitativas é verificar se a localização da concessão, em um país de tamanho continental como o Brasil, teria impacto nos custos operacionais das distribuidoras.

A estrutura de dados utilizada neste trabalho é em painel e, por isso, espera-se que os termos de erro apresentem correlação contemporânea, ou seja, os erros referentes à uma unidade i no tempo t , muito provavelmente estarão correlacionados com uma determinada unidade j no mesmo instante de tempo. Além disso, espera-se que os modelos de dados com estrutura em painel apresentem painéis heterocedásticos, onde a variância do erro difere de uma unidade para outra.

Para a correção dos problemas de heterocedasticidade, correlação contemporânea dos erros e correlação serial de dados é possível utilizar o Modelo de Regressões Aparentemente Não Correlacionados, do inglês *Seemingly Unrelated Regression* (SUR³), que utiliza o método dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) para fornecer os melhores estimadores não viesados.

No entanto, conforme Beck e Katz (1995), as estimações baseadas em MQG em amostras onde o número de indivíduos é muito grande e o número de unidades de tempo é reduzido, ou seja, que consomem muito graus de liberdade, tendem a produzir parâmetros pouco fidedignos ao modelo. Esse tipo de amostra é o caso do presente trabalho. Assim, os autores propõem o método dos MQO com painéis corrigidos para erros padrão, do inglês *Panel Corrected Standard Errors* (PCSE). Tal procedimento

³ Para maiores detalhes do SUR, ver Zellner (1962)

mantêm os mesmos valores dos coeficientes estimados pelo MQO, embora promova correção na estimação dos erros padrão e, conseqüentemente, melhora da precisão na determinação dos intervalos de confiança⁴.

Addikins e Hill (2011), citando Beck e Katz (1995), orientam utilizar o método PCSE sempre que o número de intervalos de tempo for pequeno frente ao número de unidades, uma vez que esse método responde pelas mesmas suposições típicas do modelo SUR.

Assim, foram definidos 4 modelos para avaliar o poder explicativo do comportamento dos custos operacionais em relação aos produtos e variáveis de controle. Partindo-se do modelo geral da função *translog*, ou seja, modelo 1 da equação (7), foi definido outros 3 modelos a partir de restrição nos seus parâmetros: homogêneo, homotético e Cobb-Douglas. Além disso, os resultados da estimação dos 4 modelos podem ajudar a explicar a estabilidade na estimação dos parâmetros do modelo 1.

O modelo homogêneo (modelo 2) foi utilizado para testar a hipótese da imposição da homogeneidade linear. A condição teórica para essa restrição é igualar a zero o termo de segunda ordem do produto (CHRISTENSEN e GREENE, 1976). Assim, tal modelo é definido da seguinte forma:

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_N \ln N + \alpha_Q \ln Q + \alpha_t \ln t + \alpha_{NQ} \ln N \ln Q + \alpha_{Nt} \ln N t + \alpha_{Qt} \ln Q t + \beta_1 FEC + \beta_2 \text{Salário} + \beta_3 DUM_{tam} + \beta_4 Perdas + \beta_{5i} DUM_{sub} \quad (8)$$

No modelo homotético (modelo 3) foi imposta a condição de homoteticidade que segundo Christensen e Greene (1976), é feita igualando a zero na equação (7), os coeficientes dos termos cruzados entre produtos, ou seja, $\alpha_{NQ} = 0$, $\alpha_{Nt} = 0$ e $\alpha_{Qt} = 0$, de tal forma que o modelo 3 pode ser escrito da seguinte forma:

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_N \ln N + \alpha_Q \ln Q + \alpha_t \ln t + \frac{1}{2} \alpha_{NN} (\ln N)^2 + \frac{1}{2} \alpha_{QQ} (\ln Q)^2 + \frac{1}{2} \alpha_{tt} (t)^2 + \beta_1 FEC + \beta_2 \text{Salário} + \beta_3 DUM_{tam} + \beta_4 Perdas + \beta_{5i} DUM_{sub} \quad (9)$$

⁴ Maiores detalhes do método e sua validação pelo experimento de Monte Carlo encontram-se em Beck e Katz (1995).

Por fim, o modelo Cobb-Douglas (modelo 4) correspondente a uma função de custo do tipo Cobb-Douglas, a qual se obtém a partir da equação (7), conforme Christensen e Greene (1976), igualando a zero os coeficientes dos termos quadráticos e dos termos cruzados. Isto posto, a equação para o modelo 4 assume o seguinte formato:

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_N \ln N + \alpha_Q \ln Q + \alpha_t \ln t + \beta_1 FEC + \beta_2 \text{Salário} + \beta_3 DUM_{tam} + \beta_4 Perdas + \beta_{5i} DUM_{sub} \quad (10)$$

Feitas essas considerações, para avaliar o poder explicativo dos modelos a serem estimados, foi aplicado o teste LR. Este teste, baseado no princípio da máxima verossimilhança, tem como objetivo avaliar se a estimação do modelo restrito possui o mesmo poder explicativo do modelo completo, sem restrições. O teste LR é distribuído assintoticamente, como uma distribuição *qui-quadrado* com n graus de liberdade. Dessa forma, se o valor da estatística for maior que o valor crítico correspondente ao nível de significância utilizado na pesquisa, rejeita-se a hipótese nula H_0 , ou seja, o modelo restrito tem o mesmo poder explicativo que o modelo irrestrito (GREENE, 2000).

Após as estimativas dos modelos, foram então desenvolvidas as análises referentes às elasticidades de custo médias para cada produto, assim como às economias de escala, conforme equação (3). Além disso, analisou-se os retornos à escala, os efeitos de mudanças tecnológicas e economia de tamanho do setor de distribuição de energia elétrica brasileiro, usando as equações definidas em (4), (5) e (6), respectivamente.

Por fim, foram então estimadas as curvas de custos operacionais média e marginal dos setores de distribuição de energia elétrica brasileiro.

3.2 Fonte de Dados

Para o desenvolvimento da pesquisa foram utilizados os dados compreendidos entre 2007 e 2016 das empresas de distribuição de energia elétrica que se encontravam operando no Brasil durante este período. Foram analisadas 54 distribuidoras, de um total de 64 distribuidoras. A seleção das distribuidoras usadas no estudo e o período de tempo analisado se deve ao fato de que nem todas as empresas possuíam disponíveis todos os dados utilizados na pesquisa. Além disso, nem todos os dados analisados na pesquisa

abrangiam um período superior a 2016. Portanto, foram selecionadas as distribuidoras que apresentavam a totalidade dos dados analisados no estudo entre o período de 2007 e 2016.

Os dados relativos aos custos operacionais, perdas técnicas, tamanho de rede e lista de municípios atendidos pelas empresas de distribuição de energia elétrica foram extraídos dos dados disponibilizados pela ANEEL por conta da realização da audiência pública nº 52/2017. Essa debateu a nova metodologia de cálculo dos custos operacionais eficientes das empresas de distribuição de energia elétrica dos seus respectivos ciclos de revisão tarifária. Esses dados encontram-se disponíveis em ANEEL (2019).

Os dados relativos ao consumo de eletricidade por parte das distribuidoras e FEC foram extraídos, respectivamente, do Sistema de Acompanhamento de Informações de Mercado (SAMP) e dos relatórios de indicadores de continuidade do serviço de distribuição de energia elétrica, ambos disponíveis em ANEEL (2021b).

Os salários médios pagos na atividade de distribuição de energia elétrica, medidos em reais, foram obtidos em pesquisa junto à Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), disponibilizados por ME (2018). Essa relação refere-se à média de salário paga na atividade de distribuição de energia elétrica, conforme classificação do CNAE 3514-00/00, que compreende a operação e manutenção de redes de distribuição de energia elétrica e atividades de medição de consumo, quando executada por empresa de distribuição de energia elétrica, e 4221-9/03, que engloba atividades de manutenção de redes de distribuição de energia elétrica executada por empresa não produtora ou distribuidora de energia elétrica.

As *dummies* de subsistema foram criadas para avaliar o impacto no custo operacional da localização da distribuidora dentro de cada subsistema. A classificação dos subsistemas foi retirada do Boletim Mensal de Monitoramento do Setor Elétrico do Ministério de Minas e Energia (MME) (2017). Já em relação à *dummy* de tamanho das empresas, a classificação dessas foi feita com base em ANEEL (2021b).

Por fim, destaca-se que os dados dos custos operacionais e de salários foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), obtido em IPEA (2018), com data base de dezembro de 2016.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Análise descritiva

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas gerais das variáveis utilizadas nesta pesquisa.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas da pesquisa referente ao setor de distribuição de energia elétrica brasileiro no período 2007-2016

Variáveis	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	CV
CO (Mil R\$)	1.719,86	2.730.512,83	375.025,18	477.222,10	1,27
UC (Un)	2.318	8.260.038	1.280.268	1.652.906	1,29
Rede (Km)	45,65	505.891,80	57.112,98	82.001,92	1,44
Salário (R\$)	1.881,83	13.629,61	4.936,00	2.141,45	0,43
FEC (Deslig/Un)	1,03	56,95	12,30	10,23	0,83
Perda (Mwh)	498,00	4.186.152,15	599.527,55	776.617,01	1,30
Subsistema 1	0	1	0,09	-	-
Subsistema 2	0	1	0,17	-	-
Subsistema 3	0	1	0,48	-	-
Subsistema 4	0	1	0,26	-	-
TA (%)	0	1	0,59	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa

Legenda: CV - coeficiente de variação; CO - custos operacionais; UC - unidades consumidoras; FEC- frequência de interrupções, medida pelo número de desligamentos/ano por unidade consumidora; e TA – tamanho das empresas de acordo com ANEEL (2011), sendo que 0 representa empresas pequenas (consumo anual menor que 1 TWh) e um, empresas grandes (consumo anual maior que 1 TWh).

Conforme observado na Tabela 1, o setor elétrico brasileiro apresenta grande variação de valores em todos os dados apresentados, o que faz o mesmo possuir algumas particulares bem específicas quando comparadas ao setor de outros países, como por exemplo, Noruega e Itália. Essa grande variabilidade de valores das empresas que compõem o setor de distribuição de energia elétrica brasileiro pode ser comprovada, quando, por exemplo, observa-se o valor do número de unidades consumidoras, com a coexistência de valores de 2.318 unidades com 8.260.038 unidades. Tal variabilidade da quantidade de unidades consumidoras pode ser comprovada pelo valor do coeficiente de variação (CV)⁵ de 1,29. Tal variação entre os dados da amostra se reflete também nos custos operacionais, rede e perdas técnicas que possuem valor do CV de 1,27; 1,44 e 1,30, respectivamente.

⁵ Quanto mais próximo de zero o valor do coeficiente, menor a variabilidade dos dados.

Outras variáveis estudadas para avaliar o impacto nos custos operacionais das distribuidoras de energia elétrica, mas que não estão ligadas necessariamente ao tamanho da empresa, possuem variabilidade menos acentuada. Esse foi o caso do FEC, que procura medir efeitos ambientais que impactam nos custos operacionais das distribuidoras, cujo CV foi de 0,83, e da variável que representa a média de salários pagos na área de concessão na atividade de distribuição, cujo CV foi de 0,43.

Com relação às variáveis de subsistema, percebe-se que a distribuição das empresas ao longo deles não se dá de maneira uniforme. Enquanto 48% das empresas constantes da amostra encontram-se situadas no subsistema 3, apenas 9% estão situadas no subsistema 1. As demais encontram-se inseridas nos subsistemas 2 e 4, com 17% e 26%, respectivamente.

Quanto ao tamanho da empresa, de acordo com a classificação da ANEEL (2011), 59% são classificadas como empresas grandes (consumo superior à 1 TWh de energia por ano) e 41% como empresas pequenas (consumo inferior à 1 TWh de energia por ano).

Para analisar a evolução das variáveis quantitativas da Tabela 1 ao longo do período 2007-2016, apresenta-se na Tabela 2, os valores médios dessas variáveis para cada ano considerado.

Ao analisar a evolução dos dados da pesquisa, percebe-se que a média do custo operacional das distribuidoras de energia elétrica foi aumentando gradativamente ao longo do período 2007-2013 (aumento de aproximadamente 9%). No entanto, no ano de 2014 houve queda na média do custo operacional em relação ao ano anterior de aproximadamente 3%, sendo que nos anos subsequentes, as reduções anuais foram de 2% e 1%. Tais reduções podem estar ligadas à edição da MP 579/2012 (BRASIL, 2021), convertida na Lei nº 12.783/2013, que buscou reduzir as tarifas de energia elétrica em aproximadamente 20%. Nesse sentido, as empresas de distribuição de energia elétrica precisaram se adaptar a essa nova realidade, sendo que a busca pela redução dos custos operacionais pode ter sido uma opção.

Quanto ao setor de distribuição, uma das medidas impactantes determinadas pela MP 579/2012 foi a que obrigava as empresas distribuidoras a assumirem o risco hidrológico, ou seja, o risco do impacto causado pela falta de chuvas no funcionamento das usinas hidrelétricas. Tal medida criou sérias dificuldades para as concessionárias de distribuição nos anos subsequentes a 2013, haja vista que o aumento dos custos de

aquisição de energia junto às usinas termelétricas, em virtude dos baixos índices pluviométricos registrados no Brasil, não foram repassados totalmente para as tarifas de energia. Assim, o objetivo de não impactar os índices de inflação gerou desequilíbrio no fluxo de caixa das empresas de distribuição (COSTELLINI e HOLLANDA, 2014). Nesse aspecto, é importante esclarecer que os custos de aquisição de energia são computados em separado dos custos operacionais das distribuidoras e refletidos nas tarifas de energia também de forma separada. A Parcela A constitui os custos com as obrigações contratuais das distribuidoras de energia, dentre elas as obrigações com a compra de energia elétrica. Já a Parcela B reflete os custos que são gerenciáveis pelas distribuidoras dentre os quais, os custos operacionais.

Tabela 2 – Evolução da média anual para os dados da pesquisa referente ao setor de distribuição de energia elétrica brasileiro no período 2007-2016.

ANO	CO (Mil R\$)	UC (Un)	Rede (Km)	Salário (R\$)	FEC (Deslig/Un)	Perda (MWh)
2007	359.812,10	1.097.161	46.933,77	4816,74	14,61	518.729,8
2008	355.342,60	1.141.846	49.807,00	4769,07	14,09	539.820
2009	366.377,20	1.182.367	52.422,72	4.886,65	13,57	542.509
2010	379.177,50	1.217.530	54.762,37	4.930,88	12,70	587.078
2011	378.976,30	1.262.251	56.926,10	4.936,44	12,75	602.356
2012	393.780,50	1.300.092	59.134,16	4.988,36	12,52	623.933
2013	394.368,80	1.344.012	61.150,22	5.031,77	11,65	639.516
2014	380.760,30	1.386.490	61.617,32	5.078,09	10,83	811.768
2015	371.954,20	1.420.613	63.280,72	4.930,88	10,62	789.503
2016	369.710,40	1.450.215	65.095,46	4.855,49	9,62	643.335

Fonte: Resultados da pesquisa

Legenda: CO - custos operacionais; UC - unidades consumidoras; e FEC- frequência de interrupções, medida pelo número de desligamentos/ano por unidade consumidora.

Por isso, acredita-se que a partir do ano de 2014, houve dispêndios menores por parte das distribuidoras com seus custos gerenciáveis para cobrir despesas com as obrigações contratuais como as de compra de energia elétrica.

Quanto às variáveis de número de unidades consumidoras e tamanho da rede, observa-se que de acordo com os dados constantes da amostra, as médias dessas variáveis

aumentaram em todo os anos, sendo que no período 2007-2016, o aumento acumulado foi de aproximadamente 32% e 26%, respectivamente.

É importante ressaltar que apesar de haver aumento do tamanho da rede e número de unidades consumidoras em todo o período analisado no presente estudo, ao se valer dos dados sobre o consumo de energia que se encontram disponibilizados pela ANEEL (2021b), nota-se que nos anos de 2015 e 2016 ocorreram quedas nesta variável frente aos anos anteriores. No ano de 2015, a média de consumo foi de 6.149.790 MWh (queda de 0,95% em relação ao ano de 2014, cujo valor havia sido de 6.208.786 MWh). Já em 2016, o valor de 5.936.702 MWh representou queda de consumo em relação ao ano de 2015 de 3,47%.

Essa queda verificada no consumo de energia está ligada provavelmente aos efeitos da crise econômica vivida pelo Brasil nos anos de 2015 e 2016, devido à estreita ligação entre essa variável e crescimento econômico, conforme pode ser comprovada em trabalhos como o de Gadelha e Cerqueira (2014). Segundo dados do IBGE (2021), esses anos registraram variações do Produto Interno Bruto (PIB) de -3,5% e -3,6%, respectivamente.

Em relação à média de salários pagos na atividade de distribuição, observa-se que houve elevação de aproximadamente 5% no período 2007-2014. No entanto, de 2015 em diante verificou-se redução, o que pode ser consequência também da crise econômica no Brasil, a qual provocou diminuição na atividade econômica. Nesse sentido, pode ter ocorrido também substituição de mão de obra própria das empresas por empresas terceirizadas, que é muito comum na atividade de distribuição de energia elétrica, principalmente nas áreas de manutenção de redes.

Na FEC, que é a variável que busca capturar os efeitos de outras variáveis ambientais não observadas na distribuição de energia elétrica, verificou-se que houve reduções dos valores médios ao longo de todo o período analisado. Tais números mostram que a prevenção a desligamentos no fornecimento de energia elétrica melhorou. Entre 2007 e 2016, o valor médio reduziu de 14,61 para 9,62 (redução de aproximadamente 34%). Conforme já conceituado, o FEC mede a frequência com que acontecem os desligamentos/ano por unidade consumidora. Logo, decréscimos nesse valor representam que a distribuidora promoveu ações de prevenção aos desligamentos.

Com relação às variáveis de perdas técnicas, verificaram-se aumentos nos valores médios até o ano de 2014 e posterior queda nos anos de 2015 e 2016 sem, no entanto, voltar ao valor inicial da série. As perdas técnicas estão intimamente ligadas ao aumento do tamanho da rede e ao consumo de energia, o qual aumenta o fluxo de eletricidade pelas redes de distribuição. Logo, a queda no consumo de energia nos anos de 2015 e 2016 provavelmente contribuiu também para a diminuição nas perdas técnicas ocorridas nesses anos. Bem verdade que cabe às distribuidoras de energia procurar reduzir os níveis de perdas técnicas de modo a atender às exigências da ANEEL.

4.2. Custos operacionais das distribuidoras de energia elétrica no Brasil: determinantes e medidas de elasticidade de custo, economias de escala, retornos de escala e economias de tamanho

Como a estrutura de dados apresentada compõe um painel, é necessário testar se existe correlação contemporânea e heterogeneidade cruzada entre as unidades de seção transversal. Para o primeiro caso, foi aplicado o teste de Breusch-Pagan para a independência transversal nos resíduos de um modelo de regressão de efeito fixo, conforme recomendação feita por Greene (2000). Este teste apresenta como hipótese nula a ausência de autocorreção entre as unidades de seção transversal e assim, caso esta seja rejeitada, modelos como SUR ou PCSE são apropriados para estimação com o uso dos dados observados. A aplicação do teste revelou o valor da estatística *chi-quadrado* de 2.566,30, associado a um p-valor de 0,00, rejeitando a hipótese nula e indicando que há correlação contemporânea entre os erros.

Para testar a existência de heterogeneidade cruzada, foi aplicado o teste de Wald para heteroscedasticidade de grupo nos resíduos de um modelo de regressão de efeito fixo, também seguindo as recomendações de Greene (2000). Este teste apresenta como hipótese nula a variância comum do termo de erro, ou seja, homocedasticidade, contra a hipótese alternativa de heterocedasticidade entre os grupos. O resultado do teste apresentou a estatística *chi-quadrado* de 613,67 e significativa a 1%, rejeitando a hipótese nula e aceitando a hipótese alternativa, concluindo pela presença de heterocedasticidade entre os grupos, a qual é corrigida por meio da aplicação de modelos como SUR ou PCSE.

Para verificar se os modelos 2, 3 e 4 descritos, respectivamente, pelas equações 8, 9 e 10, têm o mesmo poder explicativo que o modelo 1 (equação 7), foi realizado o teste

de razão de verossimilhança (LR), que tem como objetivo verificar se as funções mais simples e com menos parâmetros a serem estimados teriam igual poder de explicação que a equação estimada com todos os parâmetros. No referido teste, a hipótese H_0 indica que os modelos mais simples teriam o mesmo poder de explicação do modelo geral (GREENE, 2000). Os resultados do teste LR estão apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Teste Lr para modelos do custo operacional das distribuidoras de energia elétrica no Brasil, 2006 – 2017

Modelos	χ^2	p-valor	Graus de Liberdade
Modelo 2	3,31	0,3465	3
Modelo 3	5,36	0,1473	3
Modelo 4 (Cobb Douglas)	6,20	0,4016	6

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados indicam que o modelo 1 permite as hipóteses de homogeneidade e homoteticidade. Além disso, o modelo que utiliza função do tipo Cobb-Douglas possui poder de explicação da relação entre as variáveis igual ao modelo 1.

A partir da equação estimada para os modelos, foram determinadas as equações das elasticidades, que correspondem à derivada do custo em relação ao tamanho da rede e à quantidade de unidades consumidoras. Além disso, foram determinadas e discutidas as economias de escala, os retornos de escala e economia de tamanho. Por fim, elaborou-se gráfico do custo operacional médio e marginal em relação à quantidade de unidades consumidoras e ao tamanho da rede para verificar a existência ou não, na prática, de monopólio natural no setor.

Feitas essas considerações, a Tabela 4 apresenta os resultados das estimações das equações de cada modelo usando o método PCSE.

Os resultados das regressões demonstraram elevado ajuste aos dados, conforme pode ser observado pelos valores do R-Quadrado. Ou seja, observa-se que os regressores conseguem explicar o comportamento da variável dependente em aproximadamente 98% dos casos.

Após essas considerações, passa-se então a discutir os resultados das estimativas das elasticidades de custo em relação ao tamanho da rede e ao número de unidades consumidoras, utilizando como base os resultados das regressões para os quatro modelos.

Tabela 4 – Resultados da estimação das equações dos modelos da função de custo *translog* para as empresas de distribuição de energia elétrica no Brasil, 2007 – 2016

Coefficiente	Variável	Modelo 1	Modelo 2 (Homogêneo)	Modelo 3 (Homotético)	Modelo 4 (Cobb-Douglas)
α_0	Constante	1,540669* (0,4534978)	1,233535* (0,1708994)	1,316335* (0,4348563)	0,930828* (0,6399898)
α_N	<i>ln_tamanho da rede (N)</i>	0,3656157* (0,0966631)	0,1553378* (0,0274513)	0,1568622* (0,0463646)	0,1202207* (0,0106435)
α_Q	<i>ln_unidades consumidoras(Q)</i>	0,4725665* (0,1249996)	0,6894138* (0,0234928)	0,6486884* (0,1005586)	0,6958016* (0,0159962)
α_t	<i>Tempo(t)</i>	-0,0483642* (2,873344)	-0,0609193* (0,0140067)	-0,009173*** (0,0055037)	-0,0209514* (0,0015683)
α_{NN}	<i>lnN²</i>	0,0375102* (0,0148595)	-	-0,0019191 ^{ns} (0,002137)	-
α_{QQ}	<i>lnQ²</i>	0,0355451* (0, 0136856)	-	0,001764 ^{ns} (0,0038982)	-
α_{tt}	<i>t²</i>	-0,0011575** (0,0004798)	-	-0,0010699** (0,0004727)	-
α_{NQ}	<i>lnNlnQ</i>	- 0,0743798* (0,028287)	-0,0023584 ^{ns} (0,0015924)	-	-
α_{Nt}	<i>lnNt</i>	-0,0010506 ^{ns} (0,0027815)	-0,0012275 ^{ns} (0,0027522)	-	-
α_{Qt}	<i>lnQt</i>	0,0038878 ^{ns} (0,0030852)	0,0040455 ^{ns} (0, 0030382)	-	-
β_1	FEC	0,005652* (0,0014474)	0,0059* (0,0014583)	0,0059715* (0,001457)	0,0060651* (0,0014179)
β_2	Salário	0,0000838* (6.25e-06)	0,0000824* (6.30e-06)	0,0000819* (6.32e-06)	0,0000818 * (6.19e-06)
β_3	Tamanho	0,1300034* (0,0248977)	0,1529527 * (0,0289977)	0,1455846 * (0,0279213)	0,1398671* (0,028974)
β_4	Perdas Tecnicas	5.95e-08* (1.52e-08)	7.68e-08* (1.16e-08)	6.70e-08* (1.47e-08)	6.59e-08* (1.06e-08)
β_{51}	Subsistema 1	0,0824725* (0,030036)	0,0864863* (0,0318909)	0,0905065* (0,031732)	0,0879751* (0,0324638)
β_{52}	Subsistema 2	-0,1349203* (0,0193742)	-0,1397218* (0,0188854)	- 0,1392387* (0,0189278)	-0,1397529* (0,01862)
β_{53}	Subsistema 3	-0,0133236 ^{ns} (0,0124107)	-0,0100246 ^{ns} (0,0117209)	-0,0057122 ^{ns} (0,0121383)	-0,0043727* (0,0121535)
<i>R-quadrado</i>		0,9841	0,9840	0,9839	0,9839

Fonte: Resultados da pesquisa

Legenda: ns – não significativo; * significativo a 1%; ** significativo a 5%; e *** significativo a 10%. Os valores entre parênteses são os erros padrão das variáveis.

As Tabelas 5 e 6 apresentam os resultados das estimativas anuais das elasticidades de custo médias para cada produto, considerando o modelo 1. Verifica-se que os valores das elasticidades de custo média em relação ao tamanho de rede e ao número de unidades consumidoras praticamente não se alteraram no período analisado, apresentando, em média, valores de 0,1368 e 0,6654, respectivamente. Isso significa que o aumento de 1% no tamanho da rede e no número de unidades consumidoras provocaria elevação média de aproximadamente 0,14% e 0,67%, respectivamente, nos custos operacionais das empresas para o período compreendido entre 2007 e 2016.

Tabela 5 – Resultados da estimação das elasticidades de custo médias e economias de escala para o modelo 1 com relação ao tamanho da rede em cada ano analisado

ANO	ECR (ε_N)	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	CV	EE _R
2007	0,1337808	0,0431048	0,0106973	0,2144801	0,3222047	0,866219
2008	0,135199	0,0435499	0,0098414	0,2216156	0,322117	0,864801
2009	0,1363809	0,044222	0,0079123	0,2268854	0,3242536	0,863619
2010	0,1373473	0,0441724	0,0064095	0,2279416	0,321611	0,862653
2011	0,1381394	0,0440437	0,0040526	0,2290815	0,3188352	0,861861
2012	0,1389917	0,044257	0,0029768	0,2314972	0,3184147	0,861008
2013	0,1387445	0,0447893	0,0007795	0,2333542	0,3228186	0,861256
2014	0,1361611	0,0461683	0,0008158	0,2341323	0,3390711	0,863839
2015	0,1363754	0,0461379	0,0002088	0,2323695	0,3383154	0,863625
2016	0,1366903	0,0469555	0,0040999	0,2375564	0,3435174	0,863310

Fonte: Resultados da pesquisa

Legenda: ECR – Elasticidade de custo média em relação ao tamanho da rede; CV – Coeficiente de variação; e EE_R – Economia de escala definida pela equação 3.

Nos demais modelos, o valor da elasticidade de custo relacionada ao tamanho da rede é constante para todos os anos e igual ao valor do coeficiente α_N , relacionado à variável $\ln N$. Dessa forma, o aumento de 1% no tamanho da rede provoca elevação de 0,16% nos custos operacionais das empresas, no caso dos modelos 2 e 3⁶, e de 0,12% para o modelo 4.

Assim, nota-se que o sinal e o valor dessa elasticidade são condizentes ao que se espera do seu impacto no custo operacional das empresas, sendo a magnitude da mesma próxima para os 4 modelos. Concomitantemente, os trabalhos de Phillipini (1996) e Mydland, Haugom e Lien (2018), que utilizaram o tamanho da rede como um produto nas funções de custo estimadas, também identificaram sinal positivo e valor inferior à unidade para a elasticidade de custo em relação ao referido produto. Nestes trabalhos, os valores das elasticidades de custo em relação ao tamanho da rede foram de 0,37 e 0,13, respectivamente.

⁶ O valor da elasticidade foi igual ao coeficiente α_N porque os valores dos demais coeficientes dos modelos 2 e 3, que entram no cálculo da elasticidade, foram não significativos.

Tabela 6 – Resultados da estimação das elasticidades de custo médias e economias de escala para o modelo 1 com relação ao número de unidades consumidoras em cada ano analisado

ANO	ECC (ε_Q)	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	CV	EE _c
2007	0,6688327	0,0430501	0,5883597	0,7831840	0,06437	0,33117
2008	0,667322	0,0435024	0,5811418	0,7839498	0,06519	0,33268
2009	0,666058	0,0441543	0,575765	0,7857918	0,06629	0,33394
2010	0,6649967	0,0441031	0,5745619	0,7872262	0,06632	0,335
2011	0,6641225	0,0439427	0,5732493	0,7894774	0,06617	0,33588
2012	0,6631941	0,0441035	0,5707074	0,7904845	0,0665	0,33681
2013	0,6633524	0,044647	0,5687392	0,7925836	0,06731	0,33665
2014	0,6658173	0,0460678	0,5678586	0,7925295	0,06919	0,33418
2015	0,6655409	0,0459829	0,569506	0,7931018	0,06909	0,33446
2016	0,6651735	0,0467797	0,5643695	0,7973153	0,07033	0,33483

Fonte: Resultados da pesquisa

Legenda: ECC – Elasticidade de custo média em relação ao número de consumidores; CV – Coeficiente de variação; e EE_c – Economia de escala definida pela equação 3.

De maneira análoga, o coeficiente α_Q , ligado à variável $\ln_Q$, representa o valor da elasticidade de custo em relação ao número de unidades consumidoras, sendo a mesma de 0,69 para os modelos 2 e 4, e de 0,65 para o modelo 3. Tais valores indicam que o aumento de 1% na quantidade de unidades consumidoras eleva em 0,69% os custos operacionais das empresas de distribuição de energia elétrica, conforme os modelos 2 e 4, e em 0,65% para o modelo 3. Assim como já ocorrido para a elasticidade de custo em relação ao tamanho da rede, também para o número de consumidores, os valores de elasticidade são próximos para os 4 modelos. É esperado também para a elasticidade de custo em relação ao número de consumidores, valor positivo e menor que a unidade. Tal resultado encontra-se condizente com o que foi encontrado no trabalho de Mydland, Haugom e Lien (2018), que utilizaram a quantidade de unidades consumidoras como um dos produtos da função de custo estimada.

Outra interpretação importante em relação aos valores das elasticidades é que o aumento no custo é menos do que proporcional à elevação do tamanho da rede e do número de unidades consumidoras, indicando assim, a presença de economias de escala

no setor. Tal comportamento tem como consequência a produção de custos operacionais médios decrescentes, o que demonstra uma das características de monopólios naturais.

Isso é confirmado pelos valores médios para o período analisado das economias de escala relativas ao tamanho da rede (EE_R) e ao número de unidade consumidoras (EE_C) que foram de, respectivamente, 0,86 e 0,33. Dessa forma, o setor de distribuição de energia elétrica brasileiro apresentou economias de escala para os dois produtos analisados.

A partir dos dados da pesquisa e dos resultados da estimação dos coeficientes para os dados do modelo 1, é possível avaliar os valores das elasticidades de custo para diferentes níveis dos produtos. As Tabelas 7 e 8 apresentam, respectivamente, os valores das elasticidades de custo para intervalos de níveis diferenciados de tamanho de rede e número de unidades consumidoras.

Tabela 7 – Valores de elasticidade de custo média para diferentes níveis de tamanho de rede para empresas distribuidoras de energia elétrica no Brasil, 2006-2017

Intervalo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
0 – 1.253	0,093956	0,0316645	0, 057812	0, 1634065
1.254-2.287	0,143779	0,0436535	0,077804	0,2127055
2.288-4.802	0,150640	0,0319977	0,109130	0,2024899
4.803-8.543	0,145038	0,0234958	0,098853	0, 1831978
8.544-26.605	0, 110320	0,0384375	0,058159	0,1696694
26.606-51.142	0, 105138	0,0646765	-0,004099	0,2144801
51.143-65.695	0,135423	0,042683	0,066318	0,2279416
65.696-92.717	0,169180	0,0330828	0,099027	0,2375564
92.718-13.098	0,149759	0,0248474	0,100460	0,2103134
136.099-505.892	0,164573	0,020715	0,132876	0,215490

Fonte: Resultados da pesquisa.

Verificam-se pelos valores apresentados nas Tabelas 7 e 8, que as elasticidades de custo para os dois produtos não apresentam grandes variações quando se compara com a média das elasticidades de toda a amostra, sendo para o tamanho da rede 0,14 e para o número de unidades consumidoras, 0,67.

Tabela 8 – Valores de elasticidade de custo média para diferentes níveis de unidades consumidoras para empresas distribuidoras de energia elétrica no Brasil, 2006-2017

Intervalo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
0 – 29.220	0,684156	0,0597861	0, 598846	0,7506773
29.221-44.847	0,665676	0,0376339	0,561027	0,7484825
44.848-105.825	0,678494	0,0331068	0,623081	0,728249
105.826-198.182	0,666214	0,0184458	0,628471	0,703019
198.183-680.233	0,639308	0,0433972	0,564369	0,729808
680.234-1.128.238	0,652071	0,0417167	0,591895	0,728145
1.128.239-1.451.485	0,652135	0,0370951	0,584210	0,736671
1.451.486-2.310.985	0,666626	0,0412508	0,606106	0,739572
2.310.986-3.523.543	0,662587	0,0317823	0, 609330	0,726628
3.523.544-8.260.038	0,687136	0,0611984	0,622477	0,797315

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com relação aos dados da Tabela 7, verifica-se que as companhias com menores tamanho de rede apresentam a menor elasticidade, com valor de 0,09, abaixo da média total da amostra. Provavelmente isso se deve ao fato de que há empresas com valor de extensão de rede até 1.259 Km que apresentam capacidade ociosa, conforme apontado por Mydland, Haugom e Lien (2018), que também encontraram valores mais baixos de elasticidade em companhias com menores tamanhos de rede.

No entanto, verifica-se que empresas que possuem comprimento de rede que estejam entre o quinto e o sexto intervalos analisados apresentaram elasticidade de custo média abaixo da média para todo o período. Explicar esse fenômeno merece detalhar mais os dados. Verifica-se que nesses intervalos, as companhias CPFL Piratininga, EDP – SP, Eletropaulo e CEB possuem elasticidades de custo em relação ao tamanho da rede menores que 0,10 em todo o período analisado, fazendo com que a média desse grupo seja reduzida.

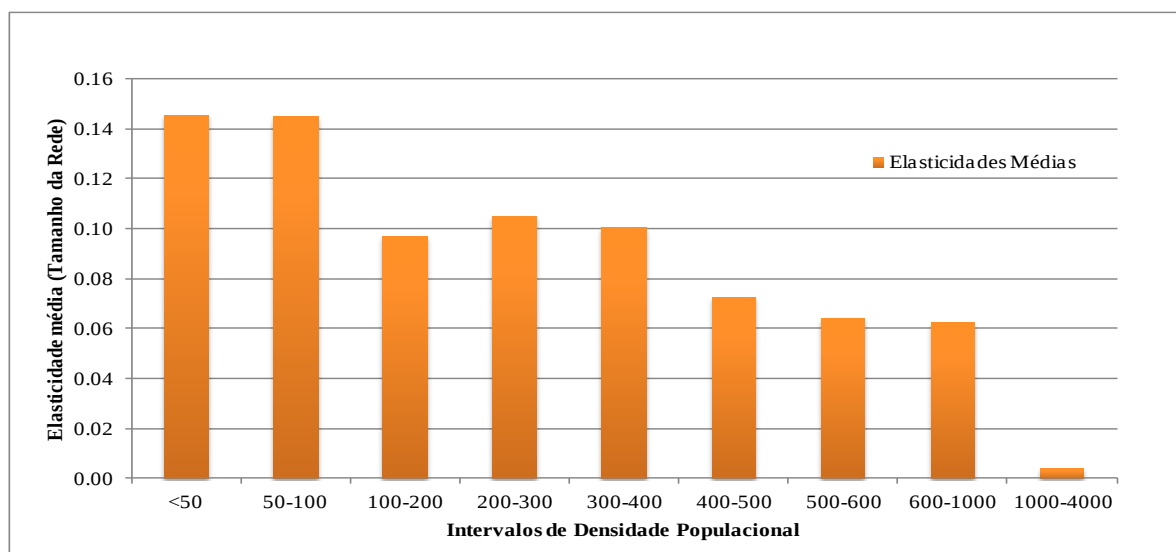
Ao analisar as características dessas empresas, verifica-se que as áreas de concessão são pequenas e densamente povoadas, com valores acima de 400 habitantes/Km² (valor mínimo para EDP-SP em 2007), de acordo com dados do IBGE (2018). Uma vez que essas áreas possuem concentração maior de pessoas, não são

necessárias grandes extensões de rede e, por isso, a variação do seu tamanho implicaria em menor aumento no custo operacional.

Para confirmar tal hipótese, verifica-se que no período analisado, as empresas que apresentaram área de concessão com densidade menor do que 400 habitantes/Km² possuíam, em média, elasticidade de custo em relação ao tamanho da rede de 0,15, enquanto que para aquelas com densidade superior à essa referência, o valor da referida elasticidade diminui para 0,05.

O Gráfico 1 apresenta os valores da média da elasticidade de custo para o tamanho de rede para diferentes intervalos de densidade populacional. Observa-se que a referida elasticidade diminui à medida que há o aumento da densidade.

Gráfico 1 – Relação da elasticidade de custo média para o tamanho de rede com a densidade populacional das áreas de concessão das distribuidoras de energia elétrica no Brasil no período 2006-2017



Fonte: Resultados da pesquisa.

Um dos estudos que ajuda a embasar essa conclusão foi aquele desenvolvido por Caldera e Folloni (2001), que estudaram o impacto do tamanho e da densidade das áreas de concessão nos custos das empresas distribuidoras de energia da Itália. Apesar de naquele estudo os autores usarem o custo total, eles demonstraram que empresas que atuam em territórios mais densos incorreram em custos menores de estoque de capital, representado no trabalho pelo tamanho da rede. Os autores ainda concluem que áreas

menos densas são penalizadas em termos de economias de escala que deixam de ser exploradas.

Passando para a elasticidade de custo média em relação ao número de consumidores, verifica-se pela Tabela 8, que os maiores valores se encontram no topo e na base da amostra. Para o primeiro caso, o valor da elasticidade de custo média em relação ao número de consumidores foi de 0,69 para as empresas que possuíam até 29.220 unidades consumidoras. Nesse intervalo, verifica-se que as empresas FLJC, DEMEI e Muxenergia possuíam elasticidade de custo em relação ao número de consumidores de 0,74, superior à média das demais que foi de 0,63, fazendo com que a média do grupo fosse elevada. Tais valores mais elevados podem ser explicados por outros fatores que não apenas ligados ao número de consumidores e deve compreender características específicas das áreas de concessão, que não estão no escopo deste estudo.

Uma possível explicação para esse achado pode ser dada através dos estudos feitos por Growitsh, Jasmab e Wetzel (2012), que concluíram que quanto menos urbanizadas as áreas de concessão, maiores serão os custos das distribuidoras de energia. Essas distribuidoras têm como características atender municípios pequenos do interior dos seus respectivos estados, onde o aumento do número de consumidores é mais lento e, por isso, os valores da elasticidade de custo tendem a ser mais elevados nessa faixa.

Concomitantemente ao trabalho de Mydland, Haugom e Lien (2018), verifica-se que a elasticidade volta a ser superior à média para as empresas que possuem grande número de consumidores, sendo observado no presente estudo, valor de 0,69 para as empresas que possuíam mais de 3.523.544 unidades consumidoras. Apesar dos autores não explicarem como tal fenômeno acontece, acredita-se que o aumento de custo dada elevação no número de consumidores é maior porque nestes casos podem existir empresas que possuem redes de energia elétrica mais saturadas. Há que se considerar ainda que as áreas com essa quantidade de unidades consumidoras podem vir a apresentar maiores níveis de industrialização e demandar elevada carga para o sistema de energia. Assim, é possível que haja maior necessidade de obras de reforço na rede para atender essa carga adicional, como a instalação de novas subestações, troca de transformadores, banco de capacitores, entre outros equipamentos.

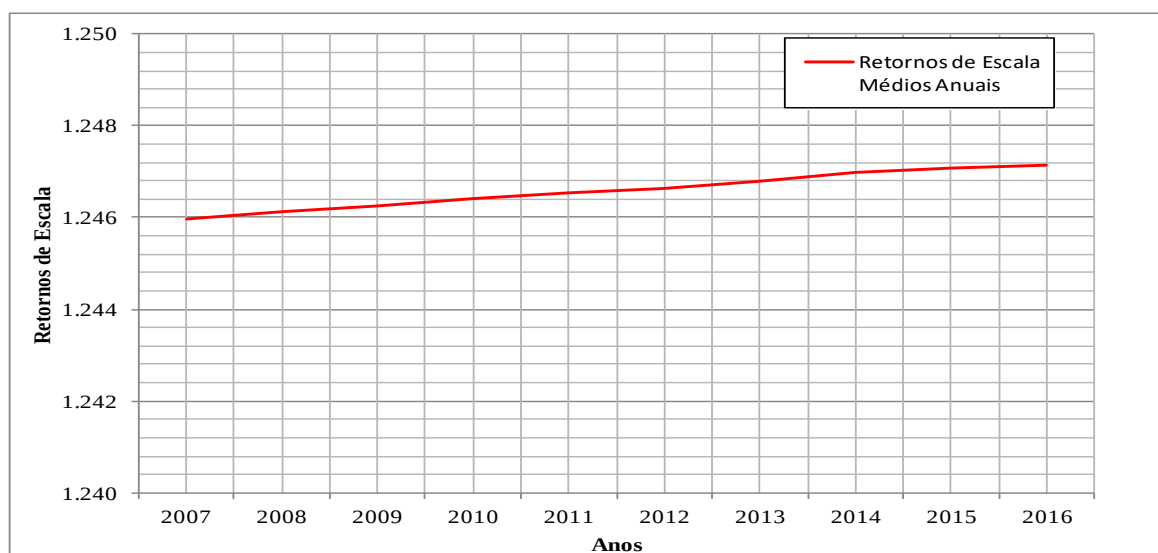
A partir dos resultados da estimação, é possível avaliar os Retornos de Escala (RE), conforme a equação 4. Para o modelo 1, o valor médio dos RE foi de 1,25. Já para

os modelos 2, 3 e 4, os valores dos RE foram constantes e iguais a 1,19, 1,24 e 1,23, respectivamente.

Os referidos valores comprovam a existência de retornos crescentes de escala para o setor de distribuição de energia elétrica brasileiro, indo ao encontro da premissa de RE não decrescentes do modelo da ANEEL (2014) para o cálculo dos custos operacionais eficientes para as empresas distribuidoras de energia. Além disso, esse resultado confirma as conclusões dos estudos de Tannuri-Pianto, Souza e Arcoverde (2009).

De acordo com os resultados dos RE, ao se avaliar os valores médios para cada ano da amostra, conforme apresentado no Gráfico 2, verifica-se que eles vão aumentando a pequenas taxas. Tal achado se mostra interessante e é semelhante aos resultados encontrados no trabalho de Mydland, Haugom e Lien (2018), que avaliaram os RE do sistema de distribuição de eletricidade da Noruega. Devido à regulação, assim como acontece no Brasil, as concessionárias de distribuição têm estímulos para aumentar a sua eficiência, que acontece a partir da redução dos seus custos, uma vez que a demanda pelos serviços de eletricidade é exógena e não pode ser controlada pelas empresas. Assim, na medida em que as empresas vão ficando mais eficientes na aplicação dos seus recursos e reduzindo as suas elasticidades de custo, tem-se aumento dos RE.

Gráfico 2 – Evolução dos retornos de escala médios anuais para as empresas de distribuição de energia elétrica brasileiras no período de 2007 a 2016



Fonte: Resultados da pesquisa.

Seguindo com a interpretação dos coeficientes para as demais variáveis explicativas para os custos operacionais das distribuidoras de energia elétrica, em relação a variável t , sabe-se que a sua adição na função de custo *translog* busca captar os efeitos das mudanças de tecnologia ao longo do tempo (MT). De acordo com Mydland, Haugom e Lien (2018), o valor de MT corresponde à $-\partial \ln C / \partial t$, sendo que a parcela $\partial \ln C / \partial t$ é o valor da elasticidade do custo em relação ao tempo e assume valores maiores, iguais ou menores que zero, indicando mudanças técnicas positivas, neutras ou negativas.

De acordo com os resultados da estimação dada nos modelos 1 e 3, os valores médios de MT obtidos a partir da equação 5 são iguais a 0,061 e 0,02, respectivamente. Para os modelos 2 e 4 esses valores são constantes e iguais a 0,061 e 0,02, respectivamente, que são iguais aos valores da variável α_t ⁷. Os valores positivos de MT indicam que em termos gerais, as empresas do setor de distribuição de energia elétrica se tornam mais eficientes ao longo do tempo, uma vez que seus custos diminuíram, na média, para o período estudado. Tal resultado vai ao encontro do que é preconizado no modelo de regulação do tipo *price cap*.

Conforme definido anteriormente, a economia de tamanho (ET) mede a variação do produto em função da variação do custo, sendo o inverso da elasticidade de custo. Assim, a partir da equação 6 e utilizando os resultados do modelo 1, o valor médio da economia de tamanho em relação ao tamanho de rede (ETR) é de 7,32. Já o valor médio de economia de tamanho em relação ao número de unidades consumidoras (ETC) foi de 1,50.

O valor de ETR determinado pelos modelos 2 e 3 foi de 6,25, sendo de 8,33 para o modelo 4. Já os valores de ETC para os modelos 2, 3 e 4 foram de 1,45, 1,53 e 1,45, respectivamente.

Os valores de ETR e ETC são maiores que a unidade, evidenciando a presença de economia de tamanho no setor de distribuição de energia elétrica e, consequentemente, confirmando a presença de economias de escala.

Com relação às variáveis ambientais, verifica-se que elas assumem valores muito semelhantes nos quatro modelos apresentados, o que demonstra haver estabilidade nos parâmetros estimados.

⁷ Os demais valores que compõem o cálculo de MT para os modelos 2 e 4 mostraram-se não significativos.

O coeficiente β_1 , associado à variável FEC, visa medir o impacto de outras variáveis que afetam a continuidade do fornecimento de energia elétrica nos custos operacionais das distribuidoras, como relevo médio, índices pluviométricos, descargas elétricas, cobertura vegetal, entre outras. Ele se mostrou positivo e significativo a 1% em todos os modelos de regressão estimados, sendo igual a 0,006. Essa relação significa que o aumento de 1 desligamento/ano por unidade consumidora implica em elevação no custo operacional, em média, de 0,6%. Esse resultado aparentemente se apresenta contraditório, uma vez que este índice positivo indica que quanto maior o seu valor, maior será o custo operacional, sendo que o FEC mede a quantidade de vezes por ano que uma unidade consumidora fica sem o fornecimento de energia. Ou seja, frequência maior de desligamentos implicaria em aumento de custos.

Verifica-se escassez de estudos que utilizam o índice FEC para avaliar o impacto nos custos das distribuidoras de energia elétrica, o que dificulta a discussão dos resultados encontrados. O trabalho de Tannuri-Pianto, Sousa e Arcoverde (2009) utilizam o FEC para medir a ineficiência das distribuidoras de energia elétrica e concluem que o sinal da variável é positivo e que o aumento das interrupções sinaliza elevação das ineficiências das distribuidoras de energia. Bem verdade que aquele estudo não tem o mesmo objeto tratado nesta pesquisa. No entanto, levando em consideração que o aumento dos custos pode ser um dos fatores indicativos de maior ineficiência, então, o sinal da variável estaria em consonância com o trabalho citado.

Além disso, as interrupções no fornecimento de energia elétrica podem ser causadas por aspectos ambientais, falhas do sistema e atuação de terceiros que são procedimentos que tendem a aumentar o custo operacional das empresas, e muito provavelmente, não estão sob o gerenciamento da distribuidora. Logo, o aumento nessas interrupções pode justificar a melhoria de sistemas de proteção de subestações, redes de energia, podas em árvores entre outras ações, por exemplo, que implicariam em maiores custos operacionais.

O coeficiente β_2 , referente à variável salário, apresentou-se positivo e significativo em todos os quatro modelos estimados. Logo, aumento nos salários implicaria elevação nos custos operacionais, ou seja, aumento de 1 real no salário produz alta no custo operacional de 0,008%. Considerando o valor do custo operacional na mediana da amostra, que foi de R\$ 266.237.095,98, isso representaria elevação de cerca

de R\$ 21.982,65 nos custos operacionais. Em outros trabalhos como Fillipini (1996) e Caldera e Folloni (2001), a variável salário é usada como o preço do insumo mão de obra na função de custo para avaliar os custos das distribuidoras de energia, diferentemente desse estudo, que utiliza a variável como *proxy* para avaliar os gastos de mão de obra nos custos operacionais das empresas. No entanto, é interessante observar que o efeito do salário sobre os custos avaliados são os mesmos, ou seja, aumento do salário promove aumento nos custos das empresas.

O coeficiente β_3 procurou avaliar o efeito do tamanho das empresas nos custos operacionais, tomando como grupo de referência, as empresas pequenas. O resultado da estimação se mostrou positivo e significativo em todos os modelos estimados, com valores de coeficientes de 0,13, 0,15, 0,14 e 0,14 para os modelos 1, 2, 3 e 4, respectivamente, confirmando o que de fato se espera: empresas grandes possuem custo operacional maior do que empresas pequenas. Dessa forma, o fato de uma empresa ser grande elevaria o seu custo operacional em 14,25%, com base na média dos coeficientes dos 4 modelos. Como a separação entre empresas grandes e pequenas segue a divisão dada pela ANEEL (2011) e está ligada ao consumo de energia, então, na medida que as empresas classificadas como grandes possuem consumo maior nas suas respectivas áreas de concessão, elas tendem a apresentar maior custo operacional comparativamente às menores.

O coeficiente β_4 relacionado às perdas técnicas no setor de distribuição se mostrou positivo e não foram encontrados outros trabalhos que utilizam essa variável. Porém, esse sinal se mostra coerente haja vista que o aumento das perdas técnicas faz com que as empresas tenham interesse em maior dispêndio para minimizá-las. Inclusive esse interesse pode se dar para atender às exigências regulatórias que obrigam as empresas de distribuição de energia a ter limites máximos de perdas nas suas redes.

De acordo com a estimação do modelo 1, nota-se que o aumento de 1 MWh nas perdas de energia tem impacto de 0,00000595%, ou seja, tomando-se na mediana da amostra o valor do custo operacional, isso significa aumento de R\$15,86 por MWh desperdiçado. Embora esse valor possa parecer baixo, a quantidade de MWh perdido anualmente nas redes do sistema de distribuição é bastante elevada, variando de acordo com as características de cada rede de distribuição, mas que pode chegar à 10% do total de energia consumida na área de concessão da distribuidora. Tal fato exige que as

empresas de energia elétrica invistam cada vez mais na diminuição dessas perdas de modo a atender aos limites regulatórios de perdas definidos pela ANEEL.

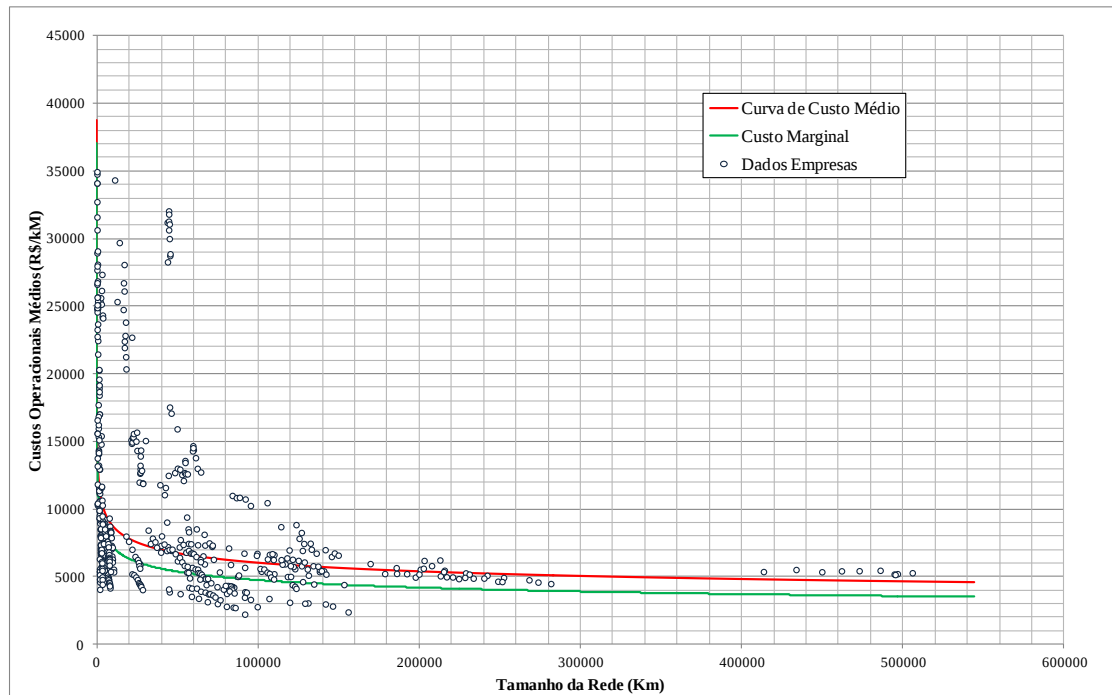
Em relação à localização da distribuidora nos Subsistemas β_{5i} , onde i é o índice que representa cada subsistema, os resultados demonstram que as empresas localizadas no subsistema 1 apresentam custos operacionais 8,7% maiores do que aquelas localizadas no subsistema 4, utilizado como base na regressão, a partir dos coeficientes dos 4 modelos. No entanto, aquelas localizadas no subsistema 2 possuem custo operacional, em média, 13,84% menor do que aquelas que se encontram no subsistema 4.

Para aquelas empresas localizadas no subsistema 3, não houve significância estatística em relação aos impactos de localização nesse subsistema nos custos operacionais nos modelos 1, 2 e 3, embora tenha sido significativo a 1% no modelo 4. No entanto, pelo valor do coeficiente associado a esse modelo, as empresas localizadas nesse subsistema 3 teriam custo operacional inferior a apenas 0,4% em relação ao grupo base. Dessa forma, de forma geral, não há impactos no custo operacional pelo fato das empresas estarem localizadas nos subsistemas 3 ou 4.

Bem verdade que a localização nos subsistemas engloba uma série de fatores que podem afetar os custos operacionais das distribuidoras, como aqueles ligados à infraestrutura local, por exemplo. Além disso, é pouco útil tentar comparar com outros estudos internacionais que tenham usado variáveis semelhantes pois afinal, as características desses subsistemas que podem influenciar na estrutura de custo operacionais das distribuidoras são exclusivas do Brasil. Dessa forma, investigações adicionais devem ser feitas a fim de avaliar melhor como as características de cada subsistema afetam os custos operacionais das distribuidoras.

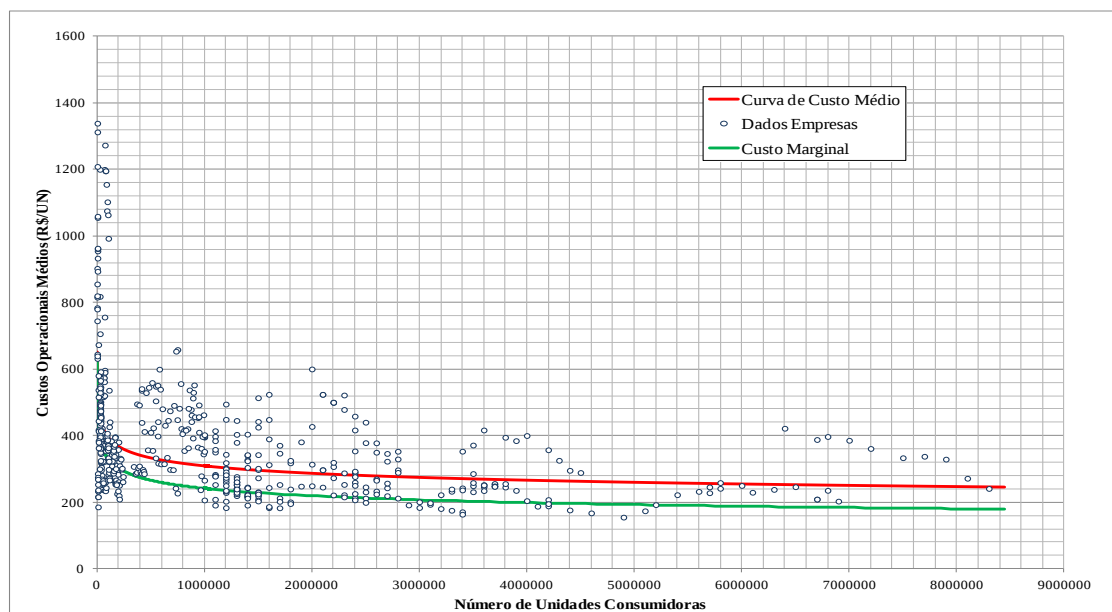
A partir da estimação dos parâmetros da função de custo, foi possível obter os valores do custo médio, por meio da razão entre o custo estimado e os valores referentes ao tamanho de rede e ao número de unidades consumidoras. Já o custo marginal foi obtido a partir da razão entre variação do custo estimado pela variação em relação ao tamanho da rede e ao número de unidades consumidoras (Gráficos 3 e 4).

Gráfico 3 – Curva de custo operacional médio e marginal em relação ao tamanho da rede para as distribuidoras de energia elétrica no Brasil no período 2007-2016



Fonte: Resultados da pesquisa.

Gráfico 4 – Curva de custo operacional médio e marginal em relação ao número de unidades consumidoras para as distribuidoras de energia elétrica no Brasil no período 2007-2016.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Conforme pode ser observado pelo comportamento das curvas de custo médio e marginal, percebe-se que de fato, o setor de distribuição de energia elétrica brasileiro é um monopólio natural, ou seja, os custos médios decaem à medida que as empresas aumentam seus níveis de produção. Isso porque os custos marginais são sempre menores do que os custos médios.

Além disso, este achado confirma as conclusões de estudos como Fillipini (1996), Caldera e Folloni (2001) e Mydland, Haugom e Lien (2018), que identificaram a existência de retornos crescentes de escala no setor de distribuição de energia nos seus países de estudo, o que garante que os custos médios sejam menores na medida que a produção aumenta.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como propósito principal construir a curva de custos operacionais do setor de distribuição de energia elétrica e discutir como algumas variáveis influenciam na determinação do custo operacional das empresas que compõe esse setor.

Os resultados de significância e valores das variáveis de controle utilizadas nas estimativas das funções de custo apresentaram poucas variações entre os modelos estimados, o que garante estabilidade nos resultados das estimativas.

Outro achado importante é que os valores de elasticidades de custo em relação ao tamanho de rede e ao número de unidades consumidoras não apresentaram grandes variações entre os intervalos de valores de cada variável. No entanto, percebeu-se forte ligação entre a elasticidade de custo para o tamanho da rede e a densidade populacional, sugerindo que áreas com maior densidade populacional apresentam menor valor de elasticidade.

Os resultados vão ao encontro das premissas adotadas pela ANEEL de que o setor de distribuição de energia elétrica opera com retornos de escala crescentes. Também, a partir dos resultados foi possível estimar as curvas de custo médio e custo marginal em relação ao tamanho da rede e ao número de unidades consumidoras. Tais curvas comprovam as características de monopólio natural do setor de distribuição de energia elétrica, ou seja, custos médios e custos marginais decrescentes à medida que há a expansão do produto.

No entanto, sabe-se que este estudo possui limitações, como a variável de salários que foi determinada a partir da média das remunerações pagas na atividade de distribuição. O ideal seria que esses salários fossem fornecidos diretamente pelas distribuidoras para se obter maior precisão dos salários que são pagos na atividade de distribuição.

No mesmo sentido, outra limitação refere-se ao fato de que a função custo *translog* não foi estimada da forma tradicional, com a inclusão dos preços dos fatores. Dessa forma, não foi possível estimar as parcelas de custo e as elasticidades-preço dos fatores.

Assim, sugere-se que em pesquisas futuras possa ser feita uma análise da presença de economias de escala incorporando tais preços e também outros produtos inerentes ao setor elétrico, como o consumo de energia elétrica. Também pode ser estudada a construção de funções de custo totais das distribuidoras, envolvendo também os custos com compra de energia, pagamentos de encargos setoriais, entre outros, e avaliar se a economia de escala se reflete também ao avaliar estes custos. Além disso, poderia se desenvolver estudos que englobem variáveis como índices pluviométricos, cobertura vegetal e declividade média dos terrenos e verificar se estes podem também influenciar nos custos operacionais das distribuidoras de energia.

REFERÊNCIAS

ABRADEE – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE DISTRIBUIDORES DE ENERGIA ELÉTRICA. **A distribuição de energia.** Disponível em <<https://www.abradee.org.br/setor-de-distribuicao/a-distribuicao-de-energia/>>. Acesso em: 01 nov. 2021.

ADKINS, L. C.; HILL, C. R.. **Using Stata for principles of econometrics**. 4. ed. New York- RJ: John Wiley & Sons, Inc, 2011.

ALBUQUERQUE, M. C. C. de. Uma análise translog sobre mudança tecnológica e efeitos de escala: um caso de modernização ineficiente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 1, n. 17, p. 191–220, abr. 1987.

ANEEL – AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. **Segundo ciclo de revisão tarifária periódica das concessionárias de distribuição de energia elétrica**, Nota Técnica nº 294/2008-SRE/ANEEL. Metodologia de cálculo dos custos operacionais: detalhamento do modelo de empresa de referência. Brasília: ANEEL, 2008.

_____. **Regulação econômica do segmento de distribuição.** Disponível em: <<http://www.aneel.gov.br/regulacao-economica-de-distribuicao>>. Acesso em: 01 dez. 2021a.

_____. **Terceiro ciclo de revisão tarifária periódica das concessionárias de distribuição de energia elétrica,** Nota técnica nº 294/2011-SRE/ANEEL. Metodologia de cálculo dos custos operacionais. Brasília: ANEEL, 2011.

_____. **Audiências públicas:** Audiência 052/2017. Disponível em: <https://www.aneel.gov.br/audiencias-publicas-antigas?p_auth=nCbL9hln&p_p_id=participacaopublica_WAR_participacaopublicaportlet&p_p_lifecycle=1&p_p_state=normal&p_p_mode=view&p_p_col_id=column-2&p_p_col_pos=1&p_p_col_count=2&_participacaopublica_WAR_participacaopublicaportlet_ideParticipacaoPublica=1181&_participacaopublica_WAR_participacaopublicaportlet_javax.portlet.action=visualizarParticipacaoPublica>. Acesso em: 30 set. 2019.

_____. **Relatório de consumo e receita de distribuição.** Disponível em: <<https://www.aneel.gov.br/relatorios-de-consumo-e-receita>>. Acesso em: 01 nov. 2021b.

_____. **Nota técnica 192/2014 - SRE/ANEEL -** Análise de eficiência dos custos operacionais das distribuidoras de energia elétrica. Brasília: ANEEL, 2014.

BECK, N.; KATZ, J. N. What to do (and not to do) with time-series cross-section data. **The American Political Science Review**, v. 89, n. 3, p. 634–647, 1995.

BINSWANGER, H. P. A Cost function approach to the measurement of elasticities of factor demand and elasticities of substitution. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 56, n. 2, p. 377–386, 1974.

BRASIL. Medida provisória n.º 579/2012, de 12 de setembro de 2012. Dispõe sobre as concessões de geração, transmissão e distribuição de energia elétrica, sobre a redução dos encargos setoriais, sobre a modicidade tarifária, e dá outras providências. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil.** Disponível em <<https://www.jusbrasil.com.br/diarios/DOU/2012/09/12>>. Acesso em 30 nov. 2021.

CALDERA, O.; FOLLONI, G. Size, density and costs of network services - the case of the distribution of electricity in Italy. In: CONGRESS OF THE EUROPEAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION (ERSA), 41, 2001, Zagreb, Croatia. **Anais...**

Louvain-la-Neuve, Belgium: ERSA, paper number 196, 2001.

CHRISTENSEN, L. R.; GREENE, W. H. Economies of scale in U.S. electric power generation. **Journal of Political Economy**, v. 84, n. 4, p. 655–676, 1976.

CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSEN, D. W.; LAU, L. Transcendental logarithmic production function frontiers. **Review of Economics and Statistics**, v. 2, p. 28–45, jan. 1973.

COSTELLINI, C.; HOLLANDA, L. Informativo de energia: Setor elétrico: da MP 579 ao pacote financeiro. **FGV Energia**, mar. 2014.

FILIPPINI, M. Economies of scale and utilization in the Swiss electric power distribution industry. **Applied Economics**, v. 28, n. 5, p. 543–550, maio 1996.

_____. Are municipal electricity distribution utilities natural monopolies? **Annals of Public and Cooperative Economics**, v. 69, n. 2, p. 157–174, 1998.

FILIPPINI, M.; WILD J. Yardstick regulation of electricity distribution utilities based on the estimation of an average cost function. **Working Paper**, v. 99, n. 10, 1999.

GADELHA, S. R. de B.; CERQUEIRA, R. M. G. Consumo de eletricidade e crescimento econômico no Brasil, 1952-2010: uma análise de causalidade. **Revista Faz Ciência**, v. 16, n. 24, p. 11-49, jul./dez. 2014.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4. ed. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 2000.

GROWITSCH, C.; JAMASB, T.; POLLITT, M. Quality of service, efficiency and scale in network industries: an analysis of European electricity distribution. **Applied Economics**, v. 41, n. 20, p. 2555–2570, 2009.

GROWITSCH, C.; JAMASB, T.; WETZEL, H. Efficiency effects of observed and unobserved heterogeneity: evidence from Norwegian electricity distribution networks. **Energy Economics**, v. 34, n. 2, p. 542–548, 2012.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produto Interno Bruto (PIB)**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/explica/pib.php>>. Acesso em: 30 nov. 2021.

_____. **Cidades e Estados**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/cidades-e-estados>>. Acesso em: 30 jan. 2018.

INSTITUTO ACENDE BRASIL. Tarifas de Energia e os Benefícios da Regulação por Incentivos. **White Paper**, n. 3, jan. 2011.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA)**. Disponível em: <<https://bit.ly/2Gm0L3p>>. Acesso em: 15 mar. 2018.

KUMBHAKAR, S. C.; HJALMARSSON, L. Relative performance of public and private ownership under yardstick competition: electricity retail distribution. **European Economic Review**, v. 42, n. 1, p. 97-122, jan. 1998.

ME – MINISTÉRIO DA ECONOMIA. **Relação Anual de Informações Sociais - RAIS**, 2018. Disponível em: <<https://bit.ly/2dM2A8H>>. Acesso em: 20 jan. 2018.

MME – MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA. **Boletim Mensal de Monitoramento do Sistema Elétrico Brasileiro**, mar. 2017.

MYDLAND, Ø.; HAUGOM, E.; LIEN, G. Economies of scale in Norwegian electricity distribution: a quantile regression approach. **Applied Economics**, v. 50, n. 40, p. 4360–4372, 2018.

MYDLAND, Ø.; KUMBHAKAR, S. C.; GUDBRAND, L.; ROAR, A.; HILDE, M. K. Economies of scope and scale in the Norwegian electricity industry. **Economic Modelling**, v. 88, p. 39–46, june 2020.

RASMUSSEN, S. **Production Economics** - The basic theory of product optimisation. Copenhagen - Dinamarca: Springer, 2010.

TANNURI-PIANTO, M. E.; SOUSA, M. da C. S. de; ARCOVERDE, F. D. Fronteiras de eficiência estocásticas para as empresas de distribuição de energia elétrica no Brasil: uma análise de dados de painel. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 39, n. 1, p. 221–247, mar. 2009.

TOVAR, B.; RAMOS-REAL, F.; ALMEIDA, E. F. Firm size and productivity: evidence from the electricity distribution industry in Brazil. **Energy Policy**, Special Section on Offshore wind power planning, economics and environment. v. 39, n. 2, p. 826–833, fev. 2011.

VARIAN, H. R. **Microeconomic analysis**. 3. ed. Nova York, EUA: W.W. Norton &

Company, INC., 1992.

VARIAN, H. R. **Intermediate Microeconomics** - a modern approach. 9. ed. Nova York, EUA: W.W. Norton & Company, INC., 2014.

ZELLNER, A. An efficient method of estimating Seemingly Unrelated Regressions and tests for aggregation bias. **Journal of the American Statistical Association**, v. 57, n. 298, p. 348–368, 1962.

YATCHEW, A. Scale economies in electricity distribution: a semiparametric analysis. **Journal Applied Econometrics**, v. 15, n. 2, p. 187–210, 2000.