Revista Catarinense da CIÊNCIA CONTÁBIL
ISSN 2237-7662, v. 25, 1-21, e3637, 2026
https://doi.org/10.16930/2237-7662202636371
Disponível em http://revista.crcsc.org.br

INCERTEZA ECONÔMICA E *STICKY COSTS*: UMA ANÁLISE DAS EMPRESAS DISTRIBUIDORAS DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL (2011-2023)

ECONOMIC UNCERTAINTY AND STICKY COSTS: AN ANALYSIS OF ELECTRICITY DISTRIBUTION COMPANIES IN BRAZIL (2011-2023)

GILDERLANIO ALVES HOLANDA[1]
Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, João Pessoa, PB, Brasil
https://orcid.org/0000-0002-9432-4377
gilholanda2@gmail.com

ESDRAS DOS SANTOS CARVALHO
Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, João Pessoa, PB, Brasil
https://orcid.org/0000-0002-3561-522X
esdras.carvalho@santana.ufal.br

JOSÉ AUGUSTO DE MEDEIROS MONTEIRO
Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, João Pessoa, PB, Brasil
https://orcid.org/0000-0002-5836-0266
jose.monteiro@santana.ufal.br

WENNER GLAUCIO LOPES LUCENA
Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, João Pessoa, PB, Brasil
https://orcid.org/0000-0002-2476-7383
wdlucena@yahoo.com.br

RESUMO

Este estudo investiga os efeitos da incerteza econômica, mensurada pela *proxy* Indicador de Incerteza da Economia – Brasil (IIE-Br), sobre o comportamento dos custos das concessionárias de distribuição de energia elétrica no Brasil entre 2011 e 2023. Para isso, adotou-se o modelo de Anderson *et al.* (2003), estimado por regressões com dados em painel balanceado e aplicação de testes econométricos para aferir a adequação e os pressupostos dos modelos. Os resultados sugerem comportamento assimétrico dos custos operacionais totais, embora sem robustez estatística, com sinal compatível com o fenômeno conhecido como a*nti-sticky costs*. Em termos substantivos, na média, uma redução de 1% na receita líquida associa-se a uma diminuição de 0,91% nos custos operacionais totais, magnitude superior ao aumento de 0,73% observado em períodos de crescimento da receita. Ainda que o efeito marginal da *proxy* de incerteza econômica (IIE-Br) não tenha apresentado significância estatística, sua interação com a variável de redução da receita líquida de vendas (RLV) indica que, em momentos de maior incerteza econômica, o comportamento *anti-sticky* dos custos operacionais totais torna-se estatisticamente significativo. Além disso, as crises enfrentadas pelo setor elétrico exibem efeitos moderadores, sugerindo que, em períodos de crise, os custos se tornam mais sensíveis às variações de receitas. Por outro lado, ao se considerar isoladamente os custos operacionais gerenciáveis, não se identificam associações estatisticamente significativas com as variações da RLV, com a incerteza econômica ou com as crises setoriais. Assim, esse resultado sugere que a medida agregada de custos operacionais gerenciáveis das distribuidoras pode não capturar, de forma adequada, ajustes gerenciais de curto prazo.

Editado em português e inglês. Versão original em português.

Versão do Artigo apresentada no XVIII Congresso da Anpcont, realizado em São Paulo, SP, Brasil, de 4 a 6 de dezembro de 2024.

[1] **Endereço para correspondência:** Via Ipê Amarelo, S/N - Bloco da Pós-Graduação, 2º andar | Cidade Universitária | 58.051-900 | João Pessoa/PB | Brasil.

Recebido em 23/05/2025. **Última versão recebida em** 09/06/2026. **Aceito em** 23/06/2026 por Rogério João Lunkes (Editor-Chefe). **Publicado em** 17/07/2026.

(cc) BY

Palavras-chave: incerteza econômica, assimetria de custos, distribuidoras de energia elétrica.

ABSTRACT

This study investigates the effects of economic uncertainty, measured using the Economic Uncertainty Indicator for Brazil (IIE-Br) as a proxy, on the cost behavior of electricity distribution concessionaires in Brazil between 2011 and 2023. To this end, the model proposed by Anderson et al. (2003) was adopted and estimated through balanced panel data regressions, with econometric tests applied to assess the adequacy and assumptions of the models. The results suggest asymmetric behavior in total operating costs, although without statistical robustness, with a sign consistent with the phenomenon known as anti-sticky costs. In substantive terms, on average, a 1% reduction in net revenue is associated with a 0.91% decrease in total operating costs, a magnitude greater than the 0.73% increase observed in periods of revenue growth. Although the marginal effect of the economic uncertainty proxy (IIE-Br) was not statistically significant, its interaction with the variable indicating a reduction in net sales revenue (NSR) indicates that, in periods of greater economic uncertainty, the anti-sticky behavior of total operating costs becomes statistically significant. In addition, the crises faced by the electricity sector exhibit moderating effects, suggesting that, during crisis periods, costs become more sensitive to revenue variations. Conversely, when manageable operating costs are considered in isolation, no statistically significant associations are identified with variations in NSR, economic uncertainty, or sectoral crises. Thus, this result suggests that the aggregate measure of distribution companies' manageable operating costs may not adequately capture short-term managerial adjustments.

Keywords: *economic uncertainty, cost asymmetry, electricity distribution companies.*

1 INTRODUÇÃO

A literatura sobre comportamento de custos evoluiu de uma abordagem que pressupõe uma relação simétrica e proporcional entre custos e volume de atividades para uma perspectiva contemporânea que reconhece assimetrias nessa relação. Anderson, Banker e Janakiraman (2003) demonstraram que os custos de vendas, gerais e administrativos (VG&A) exibem comportamento assimétrico diante de oscilações no nível de atividade, em razão de decisões gerenciais e da presença de custos de ajustamento (Kremer, 2015; Richartz, 2016; Barbosa, 2020; Richartz & Borgert, 2021).

Desde então, estudos têm evidenciado que os custos podem responder de modo distinto a aumentos e reduções do volume de atividades. O fenômeno *sticky costs* ocorre quando os custos aumentam mais intensamente em resposta ao crescimento do volume de atividades do que se reduzem diante de quedas equivalentes. Em contraste, os *anti-sticky cost* caracterizam-se por reduções de custos de maior magnitude diante de uma queda no volume de atividades do que os aumentos observados em resposta a um crescimento equivalente (Abu-Serdaneh, 2014; Kremer, 2015; Barbosa, 2020; Bubeck & Silva, 2025).

A partir desse ponto, a literatura passou a investigar não apenas a existência de assimetrias, mas também seus determinantes e implicações econômicas e gerenciais (Malik, 2012). Nesse sentido, embora a maioria dos estudos indique que os principais fatores explicativos da assimetria de custos derivam de fatores internos à empresa, tais como a estrutura de custos, o fluxo de caixa disponível, o tamanho da empresa e os conflitos de agência, este estudo enfatiza o papel da incerteza econômica. Essa tende a afetar expectativas sobre a demanda futura e pode induzir posturas gerenciais de prudência, postergação de ajustes e preservação de recursos, com potenciais efeitos sobre a intensidade do comportamento dos custos (Bloom, 2014; Kremer, 2015; Richartz e Borgert, 2021; Santos, 2022).

Nesse sentido, a perspectiva de m*acro accounting* enfatiza que variáveis macroeconômicas geram estímulos que podem reconfigurar expectativas e decisões de ajuste de recursos e, consequentemente, influenciar a dinâmica da estrutura de custos no âmbito das firmas (Bubeck & Silva, 2025). Yükçü e Özkaya (2011) evidenciaram que a assimetria de custos tende a ser maior durante períodos de estabilidade econômica, sugerindo que o grau de rigidez dos custos é condicionado pelo ambiente macroeconômico. Adicionalmente, Li *et al.* (2020) apontaram que a incerteza econômica gera imprevisibilidade nas condições econômicas futuras e, assim, dificulta o planejamento, amplia a assimetria informacional e, consequentemente, intensifica conflitos de agência. Por fim, os autores ressaltam que a literatura ainda dedica atenção limitada às influências macroeconômicas sobre a assimetria de custos.

Nesse contexto, o debate acerca da influência da incerteza econômica sobre o comportamento dos custos torna-se ainda mais relevante em setores regulados. Setores regulados, como o de energia elétrica, são caracterizados por uma tensão entre (i) a rigidez da estrutura de custos – marcada por alta intensidade de ativos (imobilizado), custos fixos significativos de manutenção da infraestrutura de rede e de geração, bem como obrigações de continuidade na oferta do serviço público – e (ii) a restrição de receitas imposta por mecanismos de regulação de preços, sobretudo via tarifas (Kremer, 2015; Richartz, 2016; Barbosa, 2020).

No Brasil, o setor de distribuição de energia elétrica possui um arranjo regulatório caracterizado por reajustes e revisões tarifárias, mecanismos de monitoramento e avaliação comparativa de eficiência (*benchmarking*) e penalidades por ineficiência. Esses mecanismos podem impactar o comportamento de custos diante de oscilações no nível de atividades, decorrentes, sobretudo, da incerteza econômica. Ademais, por meio da Resolução Normativa n.º 396/2010, a ANEEL instituiu a contabilidade regulatória, que difere substancialmente da contabilidade societária – regida pelas normas internacionais IFRS – em aspectos essenciais para a definição das tarifas, como reconhecimento, mensuração e divulgação de ativos e passivos (Agência Nacional de Energia Elétrica [ANEEL] , 2010; Carvalho, 2013; Ferreira *et al.*, 2021).

Na contabilidade regulatória, os custos são distinguidos entre não gerenciáveis (parcela A) e gerenciáveis (parcela B). Enquanto os componentes da parcela A tendem a refletir condições exógenas e itens com maior natureza de repasse, a parcela B concentra os dispêndios sob o controle da gestão da empresa (pessoal, materiais, serviços e outras despesas operacionais), os quais estão mais diretamente associados às decisões de ajuste de recursos. Assim, é necessário explicitar a métrica de custo empregada para investigar o comportamento dos custos, visto que a composição dos custos em parcelas A ou B influencia nos resultados (Carvalho, 2013; ANEEL, 2022c; ANEEL, 2024).

Estudos nacionais sobre assimetria de custos se apoiam, em grande medida, em dados societários e em amostras multissetoriais, o que pode limitar a compreensão do fenômeno em ambientes nos quais a regulação e o sistema informacional regulatório podem condicionar o ajuste de custos. Desse modo, apesar de Bubeck e Silva (2025) analisarem o comportamento assimétrico dos custos em companhias abertas brasileiras com base nas fases do ciclo econômico, ainda são escassas evidências sobre esse fenômeno em setores regulados.

No caso das distribuidoras de energia elétrica, a presença de contabilidade regulatória, mecanismos tarifários e incentivos à eficiência confere características institucionais próprias ao ajuste de custos, o que justifica uma investigação específica. Por conseguinte, permanece relevante avaliar evidências de assimetria de custos no setor de distribuição de energia elétrica a partir das demonstrações regulatórias, incorporando medidas objetivas de incerteza macroeconômica e considerando as especificidades do arcabouço regulatório (Malik, 2012; Kremer, 2015).

Nessa perspectiva, identificou-se como lacuna de pesquisa as implicações da incerteza macroeconômica sobre o comportamento assimétrico dos custos de distribuidoras de energia elétrica no Brasil, a partir de uma análise da contabilidade regulatória aplicada ao setor. Dessa forma, este estudo propõe-se a investigar os efeitos da incerteza econômica, medida pelo Indicador

de Incerteza da Economia - Brasil (IIE-Br), desenvolvido pela Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV), sobre o comportamento dos custos de empresas distribuidoras de energia elétrica no Brasil durante o período de 2011 a 2023. Portanto, busca-se responder à seguinte questão de pesquisa: ***Qual a influência da incerteza econômica sobre o comportamento dos custos das concessionárias distribuidoras de energia elétrica no Brasil?***

Este estudo apresenta contribuições teóricas e empíricas. Do ponto de vista teórico, amplia o debate sobre assimetria de custos ao examiná-la em um ambiente regulado, no qual incentivos tarifários — como *benchmarking* — e restrições operacionais podem alterar o padrão de ajuste de recursos. Do ponto de vista empírico, ao empregar a contabilidade regulatória e uma *proxy* consolidada de incerteza econômica, o trabalho oferece evidências potencialmente úteis para compreender o comportamento de custos em distribuidoras e para subsidiar discussões sobre eficiência e gestão de custos no contexto regulatório. Adicionalmente, em consonância com a distinção regulatória entre custos não gerenciáveis (parcela A) e gerenciáveis (parcela B), os custos são operacionalizados a partir das demonstrações regulatórias: o modelo é estimado tanto para a métrica agregada quanto, em análise de robustez, para a parcela B, na qual se espera observar de forma mais nítida o ajuste sob discricionariedade gerencial.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 Comportamento Assimétrico dos Custos

Na análise de custos, a classificação que os relaciona com o volume de produção os divide em fixos e variáveis (Martins, 2021). Dessa forma, a natureza dos custos fixos é que eles não se alteram em função de mudanças no nível de atividade, enquanto os custos variáveis exibem um comportamento simétrico em relação às oscilações na quantidade de unidades produzidas, tanto para o aumento quanto para a diminuição (Kremer, 2015; Barbosa, 2020; Richartz & Borgert, 2021).

No final da década de 1990, Noreen e Soderstrom (1997) questionaram a abordagem de simetria entre custos e volume de produção, a partir de um estudo sobre o comportamento temporal dos custos indiretos dos hospitais no estado de Washington. Eles concluíram que alguns custos indiretos exibem um comportamento desproporcional em relação ao nível de atividade, variando mais intensamente nos períodos de aumento do que nos de redução da produção (Kremer, 2015).

Além disso, Anderson *et al.* (2003) investigaram a associação entre os custos de vendas, gerais e administrativos (VG&A) e o nível de atividade, medido pela receita líquida de vendas (RLV), analisando um conjunto de dados de 7.629 empresas ao longo de 20 anos, especificamente de 1979 a 1998. Eles compararam a variação dos custos VG&A com a da RLV, diferenciando períodos de aumento e diminuição de vendas. Segundo os autores, os custos VG&A aumentaram 0,55% para cada aumento de 1% nas vendas, mas diminuíram apenas 0,35% para cada redução de 1%. Esse comportamento assimétrico dos custos foi denominado "s*ticky costs"* (Kremer, 2015; Barbosa, 2020).

O comportamento assimétrico dos custos depende tanto do tamanho das variações das receitas, quanto da direção (positiva ou negativa) das mudanças (Barbosa, 2020). Consoante Anderson *et al.* (2003), apesar dos custos operacionais aumentarem ou diminuírem em relação à receita, proporcionalmente o aumento percentual dos custos é maior do que o da diminuição, caracterizando uma direção positiva e, portanto, trata-se de s*ticky sosts*. Por outro lado, o percentual de diminuição dos custos pode ser maior que o de aumento, ocasionando uma direção negativa. Esse fenômeno foi identificado por Balakrishnan, Petersen, e Soderstrom (2004) e posteriormente denominado por Weiss (2010) de a*nti-sticky costs*. Por fim, segundo Barbosa (2020), assimetria de custos e comportamento assimétrico dos custos compreendem o s*ticky costs* e o a*nti-sticky costs*.

Ademais, a literatura sobre assimetria de custos foi dividida em três categorias: existência, fatores explicativos e consequências (Malik, 2012). Segundo Richartz (2016, p. 39), os estudos posteriores ao de Anderson *et al.* (2003) confirmaram a presença de comportamento assimétrico dos custos "entre empresas, em relação à mesma empresa ao longo do tempo, entre setores e países". Assim, há consenso acadêmico sobre a existência de assimetria de custos (Richartz, 2016).

Os fatores explicativos da assimetria de custos podem ser categorizados como internos ou externos à empresa. As causas internas incluem a estrutura de custos da empresa; o fluxo de caixa disponível; o tamanho da empresa; a intensidade de ativos e passivos; as decisões deliberadas de gestores; os conflitos de agência; os atrasos nos ajustes de custos e a capacidade ociosa. Por outro lado, os determinantes externos abrangem a regulamentação do mercado, a legislação trabalhista e o ambiente macroeconômico. As consequências, por sua vez, ainda são pouco exploradas e os estudos se concentram nas implicações da assimetria de custos sobre a previsão de lucros e o gerenciamento de resultados (Kremer, 2015; Richartz, 2016; Barbosa, 2020).

Por último, os estudos que apontam o ambiente macroeconômico como uma das causas da assimetria de custos utilizam o produto interno bruto (PIB) com *proxy* (Anderson *et al.*, 2003; Yükçü e Özkaya, 2011; Abu-Serdaneh, 2014; Richartz, 2016; Li *et al.*, 2020).

Nesse contexto, definiu-se a seguinte hipótese alternativa:

H_1: Os custos operacionais totais das concessionárias de distribuição de energia elétrica reagem de forma assimétrica às variações da receita, de modo que a sensibilidade dos custos quando a receita diminui difere daquela observada quando a receita aumenta.

2.2 Incerteza Econômica

A incerteza é caracterizada como um fenômeno que não é mensurável nem observável diretamente, consistindo em um elemento de imprevisibilidade. Ela impacta a tomada de decisão dos agentes econômicos, pois, em cenários de alta incerteza, os agentes tendem a preferir liquidez em detrimento do consumo e do investimento, resultando em choques negativos na economia. Assim, verifica-se uma relação inversa entre incerteza e atividade econômica, com efeitos adversos no ambiente macroeconômico (Ferreira *et al.*, 2017; Franco, 2019; Sabino, 2022).

Nesse contexto, os impactos da incerteza econômica sobre as decisões dos agentes econômicos se manifestam através de três canais de difusão: efeitos de opções reais (*real options effects*), efeitos de prêmio de risco (*risk premium effects*) e efeitos de poupança preventiva (*precautionary savings effects*). No primeiro canal, as decisões de investimento ou de expansão são adiadas até que mais informações estejam disponíveis, o que resulta na postergação de contratações e de investimentos (Bloom, 2014; Ferreira *et al.*, 2017; Franco, 2019; Sabino, 2022).

Já nos efeitos de prêmio de risco, há uma correlação positiva entre o aumento da incerteza e a probabilidade de inadimplência (*default*). Desse modo, em cenários de alta incerteza na economia, investidores e credores exigem prêmios de risco mais elevados para compensar o aumento do risco percebido. Isso resulta no aumento dos custos de financiamento, o que pode dificultar decisões de investimento ou de expansão. Por fim, os efeitos de poupança preventiva representam mecanismos de defesa contra potenciais choques futuros adversos, adotados por indivíduos e empresas em contextos de alta incerteza macroeconômica (Bloom, 2014; Ferreira *et al.*, 2017; Franco, 2019; Sabino, 2022).

Além disso, estudos sobre a relação entre incerteza e atividade econômica pós-crise financeira de 2008 revelaram que, nas economias em desenvolvimento, os níveis de incerteza são mais elevados e seus efeitos tendem a perdurar por períodos mais longos em comparação às economias desenvolvidas (Ferreira *et al.*, 2017; Zerbinatti *et al.*, 2021; Maquiaveli *et al.*, 2022).

Nessa perspectiva, foram elaboradas diversas *proxies* para mensurar o nível de incerteza na economia, destacando-se aquelas que empregam a técnica de *web scraping*, como o Indicador de Incerteza da Economia - Brasil (IIE-Br), desenvolvido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Este indicador é frequentemente utilizado em estudos que avaliam os impactos da incerteza na economia brasileira. Atualmente, o IIE-Br é composto por dois componentes: o IIE-Br Mídia e o IIE-Br Expectativa (Ferreira *et al.*, 2017; Souza *et al.*, 2019; Maquiaveli *et al.*, 2022; Sabino, 2022).

O componente IIE-Br Mídia captura a incerteza econômica refletida nas notícias publicadas pelos jornais Folha de São Paulo, Valor Econômico, O Globo, Estado de São Paulo, Correio Braziliense e Zero Hora. Por outro lado, o IIE-Br Expectativa mensura as previsões de especialistas, divulgadas pelo Banco Central, para variáveis macroeconômicas-chave como a taxa de câmbio, a taxa Selic e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Por fim, na composição do IIE-BR, o primeiro componente contribui com 80% e o segundo com 20% (Ferreira *et al.*, 2017; Souza *et al.*, 2019; Maquiaveli *et al.*, 2022; Sabino, 2022).

Nesse contexto, definiu-se a seguinte hipótese alternativa:

H_2: A incerteza econômica, mensurada pela proxy Indicador de Incerteza da Economia – Brasil (IIE-Br) da FGV, modera a assimetria de custos, de modo que, em períodos de maior incerteza, a sensibilidade dos custos às variações da receita difere daquela observada em períodos de menor incerteza nas concessionárias de distribuição de energia elétrica.

2.3 Contabilidade do setor elétrico brasileiro e reajustes tarifários

A regulação do setor elétrico brasileiro está a cargo da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL), autarquia vinculada ao Ministério de Minas e Energia, que tem como principais atribuições: regular a geração, a transmissão, a distribuição e a comercialização de energia elétrica; fiscalizar concessões, permissões e serviços de energia elétrica; implementar as políticas e diretrizes nacionais relativas à exploração da energia elétrica; definir tarifas a serem praticadas pelas concessionárias e permissionárias; dirimir divergências em esfera administrativa; e promover as atividades de outorgas de concessão, permissão e autorização de empreendimentos e serviços de energia elétrica (ANEEL, 2022a).

Para atender a seus propósitos regulatórios, em 2010, a ANEEL instituiu a contabilidade regulatória do setor elétrico para as distribuidoras e transmissoras de energia elétrica, uma vez que suas necessidades informacionais contábeis não eram completamente atendidas pela contabilidade societária após a adoção das normas internacionais de contabilidade no Brasil (ANEEL, 2010).

Na perspectiva do órgão regulador, a contabilidade regulatória representa de forma mais adequada a situação econômico-financeira das distribuidoras e transmissoras de energia elétrica, em consonância com o arcabouço legal tarifário (ANEEL, 2010).

Os processos de definição tarifária do setor elétrico compreendem a revisão tarifária periódica, que ocorre, em média, a cada quatro anos; a revisão extraordinária, realizada sempre que há alteração significativa nos custos da concessionária; e o reajuste tarifário anual, aplicado nos anos situados entre as revisões tarifárias periódicas (ANEEL, 2022b).

Até 2010, utilizava-se uma empresa de referência para estimar a eficiência de cada distribuidora de energia elétrica em comparação com ela. A partir de 2011, passou-se a adotar um modelo de *benchmarking*, com a utilização do *Data Envelopment Analysis* (DEA) como técnica estatística. Nesse sentido, estima-se um nível eficiente de custos mediante avaliação comparativa entre as distribuidoras, sendo os custos de cada distribuidora confrontados com esse nível eficiente (ANEEL, 2024).

Nos processos de reajuste tarifário, as distribuidoras que não alcançam eficiência na gestão dos seus custos, em conformidade com os resultados do DEA, são penalizadas, não podendo incluir os custos da ineficiência em suas tarifas. Diante desse cenário, as distribuidoras de energia elétrica são incentivadas a promover uma gestão eficiente de custos.

Nesse ambiente regulatório, o *benchmarking* por DEA e as penalidades associadas à ineficiência podem atuar como mecanismos disciplinadores, ao alterarem o conjunto de incentivos

enfrentados pela gestão (ANEEL, 2022b, 2024; Kremer, 2015). À luz da literatura de *sticky costs*, tais instrumentos podem elevar o custo econômico de manter capacidade ociosa e de sustentar estruturas de recursos acima do necessário quando o nível de atividade se retrai, na medida em que a ineficiência não é integralmente incorporada às tarifas (Anderson *et al.*, 2003; Richartz, 2016; Barbosa, 2020). Assim, é plausível que a administração responda mais rapidamente a quedas no nível de atividade ou da receita, buscando ajustes mais intensos em custos discricionários (por exemplo, renegociação de contratos de serviços, redução de gastos administrativos e reprogramação de dispêndios operacionais), o que se alinha, em termos teóricos, ao comportamento *anti-sticky*, isto é, maior sensibilidade dos custos na retração do que na expansão (Weiss, 2010; Barbosa, 2020).

No setor elétrico brasileiro, os custos das distribuidoras de energia elétrica são divididos em duas categorias principais (parcelas): custos não gerenciáveis ("custos da parcela A") e custos gerenciáveis ("custos da parcela B"). Essa divisão reflete se os custos estão sob gestão direta ou não da empresa, permitindo a implementação de estratégias para sua otimização.

Adicionalmente, a própria arquitetura tarifária sugere que a assimetria de custos deve ser interpretada à luz do grau de discricionariedade gerencial sobre as rubricas (ANEEL, 2022b, 2022c, 2024; Carvalho, 2013; Ferreira *et al.*, 2021). Em termos analíticos, os componentes com maior natureza de repasse e determinação exógena (tipicamente associados a custos não gerenciáveis) podem refletir, em maior medida, variações contratuais/regulatórias e choques de preços, sendo potencialmente menos informativos para inferir decisões de ajuste de recursos (ANEEL, 2022c; Carvalho, 2013). Em contraste, os dispêndios sob controle da gestão mais diretamente vinculados à eficiência operacional e ao cumprimento das metas regulatórias tendem a ser o lócus onde pode se observar, de forma mais nítida, o comportamento de sticky ou *anti-sticky costs* (Kremer, 2015; Anderson *et al.*, 2003). Assim, a distinção regulatória entre parcela A e parcela B oferece um fundamento teórico para sustentar que os incentivos regulatórios descritos anteriormente podem influenciar o sinal e a magnitude da assimetria, sobretudo nos itens gerenciáveis, e orientar a leitura dos coeficientes estimados no modelo empírico (ANEEL, 2022c, 2024; Anderson *et al.*, 2003; Weiss, 2010).

Os custos operacionais não gerenciáveis referem-se a despesas que estão além do controle da empresa distribuidora, tais como: aquisição de energia elétrica, correspondente ao custo de energia comprada para atender aos consumidores; encargos de transmissão, relativos ao transporte da energia elétrica; e encargos regulatórios, que compreendem taxas e impostos de pagamento obrigatório. Por outro lado, os custos gerenciáveis são aqueles que podem ser controlados ou influenciados pelas empresas, incluindo gastos com pessoal, materiais e serviços, investimentos em infraestrutura e remuneração de capital. Essa distinção possibilita uma análise mais adequada das influências econômicas e da gestão financeira, contribuindo para a eficiência e a sustentabilidade do setor elétrico (ANEEL, 2022c; Carvalho *et al.*, 2014).

Dentre os custos não gerenciáveis das distribuidoras de energia elétrica, destaca-se o custo da energia comprada para revenda, que depende dos valores determinados nos leilões de energia elétrica realizados pela Câmara de Comercialização de Energia Elétrica (CCEE). Os preços variam em função da relação de oferta e demanda, ficando mais altos sempre que a geração não está sendo suficiente para atender a demanda do país, o que caracteriza as crises no setor de energia elétrica.

Com base no Anuário Estatístico de Energia Elétrica 2024, a participação percentual da geração de energia elétrica no Brasil das hidrelétricas foi superior a 60% no período de 2014 a 2023. Vale destacar que no ano de 2021 houve a crise hídrica que resultou em racionamento de energia elétrica e, portanto, o percentual de geração ficou em 55,30%, conforme Tabela 1 (EPE, 2024). Nesse sentido, o Brasil é dependente de índices pluviométricos que garantam a estabilidade do regime hídrico e, consequentemente, seu potencial de geração de energia elétrica.

Tabela 1
Percentual de geração de energia elétrica no Brasil por fonte de 2014 a 2023

Fonte	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
Hidráulica	62,63%	61,87%	65,80%	63,08%	64,68%	63,53%	63,81%	55,30%	63,07%	60,16%
Eólica	2,05%	3,72%	5,78%	7,21%	8,06%	8,94%	9,18%	11,02%	12,05%	13,53%
Biomassa	7,54%	8,15%	8,51%	8,40%	8,63%	8,32%	8,95%	7,88%	7,65%	7,61%
Solar	0,003%	0,01%	0,01%	0,14%	0,58%	1,06%	1,73%	2,55%	4,45%	7,15%
Gás Natural	14,42%	13,67%	9,77%	11,16%	9,03%	9,61%	8,61%	13,24%	6,19%	5,45%
Nuclear	2,58%	2,53%	2,74%	2,68%	2,61%	2,58%	2,26%	2,24%	2,15%	2,05%
Outras	2,27%	2,34%	2,34%	2,38%	2,35%	2,27%	2,15%	2,31%	2,15%	1,97%
Carvão	3,08%	3,28%	2,94%	2,76%	2,36%	2,45%	1,92%	2,68%	1,18%	1,24%
Derivados de Petróleo	5,42%	4,42%	2,11%	2,20%	1,71%	1,25%	1,38%	2,78%	1,11%	0,85%
TOTAL	**100%**	**100%**	**100%**	**100%**	**100%**	**100%**	**100%**	**100%**	**100%**	**100%**

Fonte: Anuário Estatístico de Energia Elétrica (2024).

Diante dessa dependência de hidrelétricas, as crises do setor elétrico brasileiro são seguidas de crises hídricas que comprometem o potencial de geração de energia elétrica. No século atual, o Brasil já enfrentou 3 crises relevantes no setor, conforme observa-se na Tabela 2.

Tabela 2
Marco temporal das crises do setor elétrico brasileiro no século XX

	2001	2013	2021
Marco Temporal	Jun 01 a Fev 02	Out 12 a Mar 16	Jan 21 a Abr 22
Duração (meses)	9	42	16

Fonte: Instituto E+ Transição Energética (2024).

Para compatibilizar o marco temporal das crises (definido em meses) com a estrutura anual do painel (2011–2023), a variável CRISE foi operacionalizada em nível anual. Assim, CRISE = 1 nos anos em que ao menos um mês esteve contido nos intervalos de crise apresentados na Tabela 2; e CRISE = 0 caso contrário. Essa codificação permite capturar, de forma parcimoniosa, a presença de um ambiente setorial adverso no ano, coerente com a identificação dos períodos críticos reportados pelas fontes setoriais.

Diante do exposto, é esperado que as distribuidoras de energia elétrica sejam estimuladas a reduzir custos em anos de crise no setor, para não serem penalizadas por eventuais ineficiências em seu gerenciamento de custos nos processos de definição tarifária do setor, o que leva à seguinte hipótese:

H_3: Em anos classificados como crise setorial, a elasticidade dos custos em relação à variação da receita difere daquela observada em anos sem crise nas concessionárias de distribuição de energia elétrica.

H_4: A assimetria de custos é mais pronunciada quando mensurada a partir dos custos gerenciáveis (parcela B) do que quando mensurada a partir do custo agregado, nas concessionárias de distribuição de energia elétrica.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A população do estudo corresponde às 42 concessionárias de distribuição de energia elétrica, tanto estatais quanto privadas, associadas à Abradee (Associação Brasileira de Distribuidores de Energia Elétrica), operantes em todas as regiões geográficas do Brasil. Conjuntamente, essas empresas atendem cerca de 86 milhões de clientes, representando uma

cobertura de 99,6% dos consumidores brasileiros (ABRADEE, s.d.). Conforme Tabela 3, a amostra, por sua vez, compreende as companhias que possuem todos os dados para o período de análise. Destaca-se que, para a análise dos custos operacionais gerenciáveis, também foram excluídas aquelas que não apresentaram as Parcelas A e B dos custos de forma separada.

Tabela 3
Composição da amostra do período de 2011-2023

Concessionárias	42
(-) Quantidade de empresas com *missing value* – custos operacionais totais	2
(=) Quantidade de empresas – custos operacionais totais	40
(-) Quantidade de empresas com *missing value* – custos operacionais gerenciáveis	6
(=) Quantidade de empresas – custos operacionais gerenciáveis	36

Notas. Quantidade de observações – custos operacionais totais: N= 40 e T= 13. Então, N*T = 520. Quantidade de observações – custos operacionais gerenciáveis: N= 36 e T= 13. Então, N*T = 468. N = quantidade de empresas e T = quantidade de anos.
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025).

Os dados econômico-financeiros foram extraídos das demonstrações contábeis regulatórias anuais de 2010 a 2023. O período de análise dos efeitos da incerteza econômica sobre o comportamento dos custos das concessionárias distribuidoras de energia elétrica compreende os anos de 2011 a 2023. Ademais, o ano de 2010 foi utilizado apenas como base para as variações ocorridas no ano de 2011. A fonte dessas demonstrações foi o site: https://antigo.ANEEL.gov.br/web/guest/central-de-informacoes-economico-financeiras. Por fim, quando os dados não são encontrados na base de dados da ANEEL, a busca ocorre no *site* das concessionárias, especificamente na seção relação com investidores.

A variável dependente de custo é construída a partir das demonstrações regulatórias das concessionárias de distribuição de energia elétrica. Inicialmente, o modelo é estimado com base no custo agregado, que compreende os custos não gerenciáveis (parcela A) e os custos gerenciáveis (parcela B). Adicionalmente, como estratégia de robustez e em consonância com a distinção regulatória entre itens de natureza de repasse e itens sob maior discricionariedade gerencial, o modelo é reestimado considerando exclusivamente os custos gerenciáveis (parcela B) como variável dependente.

Considerando que nos custos gerenciáveis das distribuidoras existem rubricas redutoras de despesas que por vezes superam os custos gerenciáveis do período, elas foram excluídas para não gerar ruído nos dados, pois não representam custos, mas sim redutores de custo. Nesse sentido, foram somados aos custos os valores referentes a outras receitas operacionais e à recuperação de despesas. Também foram subtraídos ou somados aos custos, a depender do sinal, os valores relativos à conta de outras despesas/outras receitas operacionais, quando apresentados de forma líquida, por não ser possível de identificar separadamente quanto era referente apenas a outras receitas operacionais.

A respeito dos dados do Indicador de Incerteza da Economia Brasil - IIE-Br, elaborado pela Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV), eles foram acessados por meio do site: https://portalibre.fgv.br/indicador-de-incerteza-da-economia. O índice IIE-Br é calculado mensalmente e sua divulgação ocorre de duas formas: diariamente para os usuários com acesso exclusivo ao terminal Bloomberg e mensalmente no site: https://portalibre.fgv.br/.

Considerando que o presente estudo utiliza dados anuais das demonstrações contábeis regulatórias das concessionárias de distribuição de energia elétrica, foi necessária a compatibilização temporal entre a variável macroeconômica e a estrutura do painel de dados. Para tal, o IIE-Br foi anualizado por meio do cálculo da média aritmética simples dos valores mensais observados entre janeiro e dezembro de cada ano, conforme procedimento adotado em estudos

anteriores que utilizam o indicador em painéis anuais (Ferreira *et al.*, 2019; Quinteiro *et al.*, 2020). Formalmente, a anualização foi realizada conforme a equação 1:

$$\text{IIE(Br)}_t = \frac{1}{12}\sum_{m=1}^{12} IIE(Br)_{m,t} \qquad (1)$$

Em que:
IIE(Br)_t = representa o valor anual do Indicador de Incerteza da Economia - Brasil no ano t, e $\text{IIE(Br)}_{m,t}$ corresponde ao valor mensal do índice no mês *m* do ano *t*.

Esse procedimento visa reduzir a volatilidade de curto prazo do indicador mensal e capturar o nível médio de incerteza enfrentado pelas firmas ao longo do exercício social, compatibilizando-se com a periodicidade das variáveis contábeis utilizadas no modelo econométrico.

Ademais, utilizou-se a estatística descritiva, tais como média, desvio padrão, mínimo e máximo, com a finalidade de descrever as variáveis durante o período analisado. A técnica de regressão linear múltipla para dados em painel, do tipo curto e balanceado, também foi empregada para analisar os dados deste estudo.

Inicialmente, foram executados os testes de escolha (*F de Chow, LM de Breusch-Pagan e Hausman*) para determinar qual modelo, entre pooled, efeitos fixos ou efeitos aleatórios, é mais adequado aos dados desta pesquisa. Em seguida, procedeu-se com os testes de verificação dos pressupostos do modelo de regressão: teste de normalidade, multicolinearidade, heterocedasticidade, autocorrelação e dependência transversal.

3.1. Modelo Econométrico

O modelo de Anderson *et al.* (2003) foi adotado para realizar os testes estatísticos a fim de verificar a influência da incerteza econômica sobre os comportamentos dos custos operacionais totais e gerenciáveis das concessionárias distribuidoras de energia elétrica. Assim, a equação (2) apresenta o modelo original.

$$log\left[\frac{CUSTO_{i,t}}{CUSTO_{i,t-1}}\right] = \beta_0 + \beta_1 * log\left[\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right] + \beta_2 * Red * log\left[\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right] + \varepsilon_{i,t} \qquad (2)$$

Em que:
$\text{CUSTO}_{i,t}$ = custo operacional total ou gerenciável da *i-ésima* concessionária no tempo *t* (período atual);
$\text{CUSTO}_{i,t-1}$ custo operacional total ou gerenciável da *i-ésima* concessionária no tempo *t-1* (período anterior);
$\text{RLV}_{i,t}$ = receita líquida de vendas da *i-ésima* concessionária no tempo *t* (período atual);
$\text{RLV}_{i,t-1}$ = receita líquida de vendas da *i-ésima* concessionária no tempo *t-1* (período anterior);
Red = variável *dummy* de redução da receita líquida de vendas que assume os seguintes valores: 1 quando a RLV diminui no período t em relação ao t-1 ou 0 quando a RLV aumenta no período t em relação ao t-1;
β_0 = intercepto do modelo, representando o valor médio de $log\left[\frac{CUSTO_{i,t}}{CUSTO_{i,t-1}}\right]$ quando as variáveis independentes são iguais a zero;
β_1 = é a elasticidade dos custos em relação à RLV;
β_2 = coeficiente que mede o efeito adicional da variação do custo quando há uma redução na RLV; e
$\varepsilon_{i,t}$ = é o erro aleatório associado à *i-ésima* concessionária no tempo *t*.

Após a verificação do comportamento dos custos na primeira equação, inicia-se a investigação dos efeitos do Indicador de Incerteza da Economia Brasil (IIE-Br) juntamente com as variáveis de controle, conforme equação (3).

$$log\left[\frac{CUSTO_{i,t}}{CUSTO_{i,t-1}}\right] = \beta_0 + \beta_1 * log\left[\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right] + \beta_2 * Red * log\left[\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right] + \beta_3 * \log[IIEBr] + \beta_4 * Red * log\left[\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right] * log[IIEBr] + \beta_5 * Crise * log\left[\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right] + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Em que:
CUSTO $_{i,t}$ = custo operacional total ou gerenciável da *i-ésima* concessionária no tempo *t* (período atual);
CUSTO $_{i,t-1}$ custo operacional total ou gerenciável da *i-ésima* concessionária no tempo *t-1* (período anterior);
RLV $_{i,t}$ = receita líquida de vendas da *i-ésima* concessionária no tempo *t* (período atual);
RLV $_{i,t-1}$ = receita líquida de vendas da *i-ésima* concessionária no tempo *t-1* (período anterior);
Red = variável *dummy* de redução da receita líquida de vendas que assume os seguintes valores: 1 quando a RLV diminui no período t em relação ao t-1 ou 0 quando a RLV aumenta no período t em relação ao t-1;
Crise = variável *dummy* que assume o valor 1 para anos de crise e 0 para caso contrário.
β_0 = intercepto do modelo, representando o valor médio de $log\left[\frac{CUSTO_{i,t}}{CUSTO_{i,t-1}}\right]$ quando as variáveis independentes são iguais a zero;
β_1 = coeficiente de elasticidade dos custos em relação à RLV;
β_2 = coeficiente de elasticidade que mede o efeito adicional da variação do custo quando há uma redução na RLV;
β_3 = coeficiente de elasticidade que mensura o efeito da incerteza econômica sobre os custos;
β_4 = coeficiente de elasticidade condicional que mensura o efeito combinado da redução da RLV e da incerteza econômica sobre a variável dependente do modelo, isto é, os custos;
β_5 = coeficiente de elasticidade de crise em relação à RLV; e
$\varepsilon_{i,t}$ = é o erro aleatório associado à *i-ésima* concessionária no tempo *t*.

Os resultados dos testes de *Chow, Breusch-Pagan (LM)* e *Hausman* indicaram que o modelo de efeitos aleatórios foi o mais adequado para a análise para os quatro modelos econométricos baseados nas equações 2 e 3, sendo dois com a variável dependente analisando os custos operacionais totais e dois com a variável dependente isolando apenas os custos gerenciáveis.

Considerando que a especificação empírica inclui termos de interação, realizou-se o diagnóstico de multicolinearidade por meio do Fator de Inflação da Variância (VIF). Identificada inflação do VIF nas especificações inicial (MeanVIF = 2.265,583, para o modelo com custos operacionais totais; MeanVIF = 3.402,308, para o modelo com custos operacionais gerenciáveis), adotou-se a centragem na média (mean-centering) das variáveis contínuas envolvidas nas interações, procedimento recomendado para reduzir a colinearidade entre os componentes e o termo interativo, sem alterar a interpretação econômica dos coeficientes. Após a centragem, os VIFs passaram a permanecer em níveis inferiores a 2, indicando ausência de multicolinearidade relevante.

Para lidar com os problemas de heterocedasticidade, autocorrelação dos resíduos e dependência transversal, identificados em todos os modelos econométricos deste estudo a partir dos testes de Breusch-Pagan para heterocedasticidade, de Wooldridge e de Pesaran LM escalonado, respectivamente, adotou-se a estimação de erros-padrão robustos de Driscoll-Kraay (1998), com defasagem máxima de 1 período, testado também com defasagens máximas de 2 e 3 períodos para confirmação de robustez das estimativas.

Nos modelos que investigaram a variação logarítmica dos custos gerenciáveis como variável dependente, a amplitude dos resíduos estimados (mín. ≈ -6,4; máx. ≈ 6,3) demonstrou que a presença de outliers estava distorcendo as estimativas das regressões. Esse problema não ocorreu nos modelos com a variável dependente relacionando os custos operacionais totais, que apresentou uma amplitude dos resíduos dentro de um intervalo aceitável (mín. ≈ -0,7; máx. ≈ 0,9). Nesse sentido, foi necessário aplicar a Winsorização, bilateral a 1%, na variável dependente para os modelos que analisaram os Custos Gerenciáveis.

Por fim, na última etapa, realizou-se a análise do comportamento dos custos assimétricos (teoria s*ticky costs*) em função do Indicador de Incerteza da Economia – Brasil (IIE-Br), por meio da Equação 3, que utiliza o modelo de Anderson *et al.* (2003) adaptado com a inclusão de *proxy* para capturar a incerteza econômica. Os dados foram analisados no software estatístico RStudio.

4 RESULTADOS

4.1. Estatística Descritiva

A Tabela 4 apresenta estatísticas descritivas em valores absolutos das variações das receitas líquidas de vendas e dos custos, revelando que a variação positiva foi predominante tanto na receita líquida de venda (RLV) quanto nos custos operacionais totais (gerenciáveis e não gerenciáveis), com 77,1% e 76,5%, respectivamente. Comportamento semelhante é observado para a amostra que compõe a análise apenas dos custos gerenciáveis, com 77,4% de variações positivas para a RLV e 76,9% para os custos gerenciáveis.

Como apenas cerca de 25% da amostra representa reduções de receita ou de custos, há uma necessidade de cautela nas generalizações dos modelos inferenciais, pois há muito mais observações de períodos com variações positivas que negativas na amostra.

Ademais, a variação da RLV apresentou média superior a dos custos operacionais totais e, por fim, os desvios-padrão de ambas as variáveis foram elevados, para as duas amostras. Esses resultados indicam que, no período de crescimento, a RLV aumentou mais do que os custos, enquanto, no período de decrescimento, os custos reduziram mais rapidamente do que a RLV, apesar da grande variabilidade entre as observações. Assim, esta análise descritiva evidencia a importância de se estudar o comportamento assimétrico dos custos.

Tabela 4
Estatística descritiva das variações da receita líquida de vendas e dos custos (2011-2023)

Amostra – Custos Operacionais Totais (520 observações)						
Variável	**Variação Positiva**	**Variação Negativa**	**Média da Variação**	**Desvio Padrão da Variação**	**Variação Mínima**	**Variação Máxima**
RLV	401 (77,1%)	119 (22,9%)	249.227	670.074	-127	5.352.462
Custos Totais	398 (76,5%)	122 (23,5%)	226.962	693.550	111	4.399.849
Amostra – Custos Operacionais Gerenciáveis (468 observações)						
Variável	**Variação Positiva**	**Variação Negativa**	**Média da Variação**	**Desvio Padrão da Variação**	**Variação Mínima**	**Variação Máxima**
RLV	362 (77,4%)	106 (22,6%)	271.429	697.240	-127	5.352.462
Custos Gerenciáveis	360 (76,9%)	108 (23,1%)	129.037	438.048	178	3.185.501

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025).

Ressalva-se que para uma melhor compreensão dos valores descritivos das variáveis do modelo, a Tabela 4 apresenta valores absolutos em reais, enquanto nas regressões são utilizadas variações logarítmicas das taxas de variação destas variáveis, conforme modelo original proposto por Anderson *et al.* (2003). Nesse sentido, as magnitudes apresentadas nas estatísticas descritivas não são diretamente comparáveis com as dos modelos econométricos, por apresentarem níveis e proporções distintos.

4.2. Modelo Econométrico

O modelo original [vide equação 2], desenvolvido por Anderson *et al.* (2003), foi aplicado aos dados da pesquisa. Os resultados com a variável dependente considerando a variação logarítmica dos custos operacionais totais apontaram que os resíduos não seguem uma distribuição

normal, conforme o teste de Shapiro-Wilk [W= 0,79034; p < 2,2e-16]. O teste de Wald [Chisq = 150,49; p < 2,2e-16] rejeitou a hipótese nula de que todos os coeficientes das variáveis independentes são iguais a zero. O teste de Wooldridge para autocorrelação [Chisq = 127,47; p < 2,2e-16] indicou a presença de significativa autocorrelação nos resíduos do modelo. O teste de Breusch-Pagan (BP) para heterocedasticidade [BP = 8,9101; p < 0,01162] confirmou que os erros não têm variância constante. Já o teste de dependência seccional escalonado de Pesaran confirmou dependência transversal. Por fim, o Fator de Inflação da Variância (VIF) para multicolinearidade mostrou que não há problema significativo de multicolinearidade entre as variáveis independentes [VIF = 1,813771].

Considerando os problemas de heterocedasticidade, autocorrelação serial e dependência seccional, a fim de evitar a possível subestimação dos erros, foi aplicada a correção para erros-padrão robustos proposta de Driscoll-Kraay (1998), com defasagem máxima de 1 período, testado também, para confirmar a robustez das estimativas, com defasagens de 2 e 3 períodos, que confirmaram os níveis de significância das variáveis.

Os resultados indicam que as variações na receita líquida de vendas (LOG_VAR_RLV) tiveram um impacto positivo e estatisticamente significativo sobre as variações nos custos [β_1 = 0,737639; p < 2,2e-16], enquanto as reduções defasadas da RLV (RED_LOG_VAR_RLV) sobre as variações nos custos foram positivas, mas não estatisticamente significativas [β_2 = 0,180700; p = 0,26413]. Esses resultados evidenciam que um aumento de 1% na receita líquida de vendas (RLV) acarreta um acréscimo de 0,73% nos custos, enquanto uma redução de 1% na RLV implica uma diminuição de 0,91% nos custos. O R^2 estimado pelo modelo evidencia que as variáveis independentes têm um poder explicativo de 50,752% sobre a variável dependente e, portanto, revelam a presença de uma assimetria de custos com sinal compatível com o fenômeno conhecido por a*nti-sticky costs*, porém sem inferência forte, devido à não significância da variável relativa às reduções defasadas da RLV, não sustentando a aceitação da **H_1**.

O comportamento de custos assimétricos identificado neste estudo corrobora parcialmente com os achados de Kremer (2015), que demonstrou a existência do a*nti-sticky costs* nas empresas sujeitas às agências reguladoras. Richartz e Borgert (2021) também apontaram a presença de assimetria de custos nas empresas não financeiras listadas na B3 no período de 1995 a 2014. Por fim, Barbosa (2020) evidenciou a presença de custos assimétricos nas empresas não financeiras do setor de química listadas na B3 entre 1995 e 2018.

A análise da equação 2 com a variável dependente considerando a variação logarítmica dos custos operacionais gerenciáveis demonstrou os mesmos problemas encontrados no modelo com custos operacionais totais. Os testes dos pressupostos evidenciaram que os resíduos não seguem uma distribuição normal [W= 0,8242; p < 2,2e-16], o conjunto das variáveis independentes não contribui significativamente para explicar a variável dependente [Chisq = 1,0401; p = 0,5945], não há problemas de multicolinearidade [VIF = 1,761572], porém há evidências de heterocedasticidade [BP = 10,647; p = 0,004875], autocorrelação de resíduos [Chisq = 108,41; p < 2,2e-16] e dependência seccional [z = 18,569; p < 2,2e-16].

Nesse sentido, para lidar com esses problemas, os resultados apresentados consideram a estimação de erros-padrão robustos de Driscoll-Kraay (1998), com defasagem máxima de 1 período. Os testes com defasagens máximas de 2 e 3 períodos demonstraram as mesmas decisões para as variáveis, confirmando a robustez.

O R^2 estimado evidenciou um baixo poder explicativo das variáveis independentes sobre os custos operacionais gerenciáveis, com apenas 0,07%. Isso pode ser explicado pela presença de custos rígidos, fixos no curto prazo, como depreciação e amortização, não sendo possível um recuo ou aumento proporcional à receita, e de provisões de créditos de liquidação duvidosa e judiciais, que correspondem a eventos de riscos de inadimplência, regulatório e jurídico, não a variações na receita. Destaca-se ainda que dentro da Parcela B dos custos das concessionárias, há outros custos

com baixa discricionariedade no curto prazo, tais como contratos de longo prazo e custos condicionados ao ambiente operacional e institucional no qual a concessionária atua.

Nesse sentido, evidencia-se que a análise agregada dos custos operacionais gerenciáveis pode não ser a *proxy* mais aderente para capturar ajustes gerenciais de curto prazo, o que pode gerar incentivos potencialmente distorcidos, como gestão de estimativas contábeis e suavização intertemporal de despesas, que podem não refletir variações reais de eficiência operacional.

As estimativas dos coeficientes também evidenciaram o baixo impacto das variáveis independentes, com as variações na receita líquida de vendas [β_1 = -0,097648; p < 0,4581] e as reduções defasadas da receita líquida de vendas [β_2 = 0,063630; p < 0,7116] sem significância estatística. Esses resultados respaldam a não aceitação da H_4.

A Tabela 5 apresenta os resultados da regressão que incorpora variáveis de incerteza econômica relacionadas à receita líquida de vendas, conforme a equação 3, com a variável dependente considerando os custos operacionais totais. Dessa forma, observa-se que a variável LOG_VAR_RLV, que representa a variação da receita líquida de vendas, apresentou coeficiente positivo e estatisticamente significativo ao nível de 1% [β_1 = 0,663101; p < 2,2e-16]. Esse achado sugere que, para cada aumento de 1% na receita líquida, os custos das concessionárias aumentam, em média, 0,66%. Isso é coerente com a literatura sobre comportamento assimétrico dos custos e corrobora com os estudos de Anderson *et al.* (2003) e Barbosa (2020), embora com menor intensidade do que o observado no modelo da equação 1.

Tabela 5

Resultados do modelo de efeitos aleatórios ajustado para Custos Operacionais Totais

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor P
Intercept	-0,249960	0,184325	-1,3561	0,175669
LOG_VAR_RLV	0,663101	0,052363	12,6634	< 2,2e-16***
RED_LOG_VAR_RLV	0,044440	0,205271	0,2165	0,828688
LOG_IIE_Br	0,057791	0,039855	1,4500	0,147660
MED_CENT_RED_LOG_VAR_RLV_LOG_IIE_Br	1,114438	0,419764	2,6549	0,008179***
CRISE_LOG_VAR_RLV	0,169733	0,078344	2,1665	0,030732**
Testes				
Shapiro-Wilk (W)	0,79325			< 2,2e-16
Mean VIF	1,985675			
Teste de Wald (Chisq)	940,04			< 2,2e-16
Wooldridge (Chisq)	118,05			< 2,2e-16
Breusch-Pagan (BP)	12,57			0,02776
Pesaran LM	13,374			< 2,2e-16
Nota: R^2 ajustado 0,51123				
Nº de observação: 520				
Prob > chi2: < 2,22e-16				

Notas. ***Significativo ao nível de 1%.**Significativo ao nível de 5%.*Significativo ao nível de 10%
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025).

Por outro lado, a variável RED_LOG_VAR_RLV, variação da receita líquida de vendas em períodos de declínio, não apresentou significância estatística [β_2 = 0,044440; p = 0,828688]. Isso sinaliza que não há evidência estatística de que a redução na receita, isoladamente, impacta significativamente os custos dentro do modelo que abrange a incerteza econômica, assim como evidenciado quando analisado o modelo apenas com as variáveis originais proposto por Anderson

et al. (2003). Além disso, o coeficiente estimado muito baixo sugere que os custos têm um comportamento simétrico, não havendo, na média, diferença entre as variações positivas e negativas da receita.

Com relação à incerteza econômica, a variável LOG_IIE_Br não apresentou significância estatística [$\beta_3 = 0{,}057791$; p = 0,147660]. Ademais, a interação entre a redução da receita e a incerteza (MED_CENT_RED_LOG_VAR_LOG_IIE_Br) foi estatisticamente significativa [β_4 = 1,114438; p = 0,008179]. O sinal positivo desse coeficiente sugere que o aumento da incerteza econômica atua como moderador que diminui a rigidez dos custos e induz um comportamento *anti-sticky*. Esse resultado converge com Bubeck e Silva (2025), na medida em que a assimetria de custos não se manifesta de forma homogênea no contexto brasileiro. Entretanto, enquanto esses autores evidenciam alternância entre padrões de *sticky* e *Anti-Sticky Costs* conforme as fases do ciclo econômico, neste estudo o comportamento *anti-sticky* emerge associado ao aumento da incerteza econômica em um setor regulado.

Por fim, a variável *dummy* crise no setor elétrico interagida com a variação da receita (CRISE_LOG_VAR_RLV) foi significativa [β_5 = 0,169733; p = 0,030732], evidenciando que momentos de crise no setor elétrico atuam como um moderador que se associa a maior sensibilidade do custo às variações de RLV. Assim, enquanto em anos sem crise um aumento de 1% na RLV está associado a um acréscimo médio de 0,66% nos custos (β1 = 0,663101), em anos de crise essa elasticidade se eleva para aproximadamente 0,83% (β1 + β5 = 0,832834), evidenciando maior sensibilidade dos custos em relação a variações na receita nesse ambiente setorial adverso.

Esses resultados sustentam a aceitação da H_2, a qual assume que a *proxy* IIE-Br amplia a assimetria de custos, e da H_3, que anuncia que em anos de crise setorial a elasticidade dos custos em relação à RLV difere da observada em anos sem crise.

Nesse sentido, a falta de significância estatística do efeito marginal da *proxy* IIE-Br sobre a assimetria de custos contraria o achado de Maquiaveli *et al.* (2022), pois, segundo esses autores, o IIE-Br explica variações nos custos operacionais totais e nas despesas administrativas de empresas de capital aberto listadas na B3. Uma das possíveis explicações para essa divergência é o fato de que o estudo de Maquiaveli *et al.* (2022) utilizou o modelo contábil societário, enquanto o presente estudo adotou o modelo contábil regulatório, conforme definido pela ANEEL.

De acordo com Carvalho *et al.* (2014) e Monteiro *et al.* (2021), há divergências significantes entre os dois modelos contábeis referentes às contas de ativo total, resultado de concessão, receita líquida, lucro operacional e lucro líquido. Por fim, Ferreira *et al.* (2021) concluem que, embora ambos os modelos contábeis apresentem informações relevantes para investidores, as informações societárias refletem de forma mais abrangente o fato econômico, pois se fundamentam em princípios e na essência sobre a forma, enquanto a contabilidade regulatória do setor de energia elétrica se baseia em regras fiscais e tarifárias específicas.

Quanto à operacionalização dos custos operacionais gerenciáveis na equação 3, considerando que a análise pelo modelo original de Anderson *et al.* (2003) evidenciou que variações nestes custos não são explicados pelas variações na RLV, já era esperado que o modelo com variáveis de Incerteza Econômica e de Crise do setor elétrico também não teria bom poder explicativo, o que foi confirmado pelo R^2 de apenas 0,64%. Ressalta-se, também, que nenhuma das variáveis explicativas apresentou significância estatística.

Isso evidencia que, além de não serem explicados por variações na RLV, variações nos custos operacionais gerenciáveis também não são explicadas pela incerteza econômica nem por crises que o setor elétrico enfrenta. Esse resultado demonstra que a parcela B agrega custos operacionais gerenciáveis cujas variações são mais influenciadas por fatores internos e estimativas contábeis com efeitos de longo prazo e sem relação com variações na RLV do que por flutuações externas.

Por último, a Tabela 6 apresenta os resultados dos testes de hipóteses.

Tabela 6
Resultado dos testes de hipóteses

HIPÓTESE	DECISÃO
H1: Os custos operacionais totais das concessionárias de distribuição de energia elétrica reagem de forma assimétrica às variações da receita, de modo que a sensibilidade dos custos quando a receita diminui difere daquela observada quando a receita aumenta.	Não se pode rejeitar H_0
H2: A incerteza econômica, mensurada pela proxy Indicador de Incerteza da Economia – Brasil (IIE-Br) da FGV, modera a assimetria de custos, de modo que, em períodos de maior incerteza, a sensibilidade dos custos às variações da receita difere daquela observada em períodos de menor incerteza nas concessionárias de distribuição de energia elétrica.	Rejeita H_0
H3: Em anos classificados como crise setorial, a elasticidade dos custos em relação à variação da receita difere daquela observada em anos sem crise nas concessionárias de distribuição de energia elétrica.	Rejeita H_0
H4: A assimetria de custos é mais pronunciada quando mensurada a partir dos custos operacionais gerenciáveis (parcela B) do que quando mensurada a partir do custo agregado, nas concessionárias de distribuição de energia elétrica.	Não se pode rejeitar H_0

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (2025).

5 CONCLUSÃO

Esta pesquisa investigou os efeitos da incerteza econômica, mensurada pela *proxy* Indicador de Incerteza da Economia – Brasil (IIE-Br), desenvolvido pela Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV), sobre o comportamento dos custos das concessionárias de distribuição de energia elétrica no Brasil durante o período de 2011 a 2023, com base no modelo proposto por Anderson *et al.* (2003).

Os resultados sugeriram a presença de comportamento assimétrico nos custos operacionais totais das concessionárias, pois um aumento de 1% na receita líquida de venda (RLV) acarreta um acréscimo de 0,73% nos custos, enquanto uma redução de 1% na RLV implica uma diminuição de 0,91% nos custos. Esse achado corrobora os resultados de Kremer (2015), Richartz e Borgert (2021) e Barbosa (2020). Porém, ressalva-se que o modelo econométrico não revelou significância estatística para este comportamento nas distribuidoras de energia elétrica analisadas.

Além disso, os resultados indicaram que o efeito marginal do IIE-Br (LOG_IIE_Br) não apresentou significância estatística; contudo, o termo de interação entre redução da receita e incerteza (Red × LOG_VAR_RLV × LOG_IIE_Br) foi estatisticamente significativo, sugerindo que a incerteza econômica atua como moderadora do comportamento assimétrico dos custos operacionais totais em períodos de retração da receita. A variável *dummy* crise também apontou um efeito moderador, com significância estatística ao nível de 5% (p = 0,030732), sugerindo que, em anos de crise setorial, a sensibilidade dos custos operacionais totais às variações da receita é maior que a observada em anos sem crise. Isso contraria os achados de Maquiaveli *et al.* (2022), e uma das possíveis explicações está relacionada ao uso de modelos contábeis distintos, pois Maquiaveli *et al.* (2022) utilizaram as demonstrações contábeis sob a perspectiva da contabilidade societária, enquanto este estudo adotou a contabilidade regulatória.

Nesse contexto, conclui-se que o comportamento dos custos operacionais totais das concessionárias de distribuição de energia elétrica no Brasil, entre os anos de 2011 e 2023, não evidencia estatística robusta de assimetria de custos, embora os coeficientes estimados sugiram o fenômeno a*nti-sticky costs*, e a *proxy* de incerteza econômica, representada pelo IIE-Br, não exerceu efeito marginal sobre a assimetria de custos das concessionárias de distribuição de energia

elétrica no Brasil no período analisado. No entanto, o termo de interação entre redução da receita e incerteza econômica revelou significância estatística, sugerindo que, em momentos de maior incerteza econômica, a assimetria dos custos operacionais totais (*anti-sticky*) se torna estatisticamente significativa. Os resultados também indicaram que em períodos de crise do setor a sensibilidade dos custos operacionais totais em relação a variações nas receitas líquidas de venda aumenta. Esses achados complementam Bubeck e Silva (2025) ao indicar que, além do ciclo econômico, a incerteza econômica e a regulação setorial também são dimensões relevantes para compreender a assimetria de custos no Brasil.

As análises que investigaram isoladamente a parcela B dos custos das distribuidoras evidenciaram baixo poder explicativo das variações da RLV, da incerteza econômica e das Crises setoriais sobre as variações dos custos operacionais gerenciáveis. Esses resultados sugerem que, de forma agregada, os custos representados na parcela B podem não capturar ajustes gerenciais de curto prazo.

Quanto às limitações do estudo, destaca-se que a análise se refere exclusivamente ao setor de distribuição de energia elétrica, e, portanto, seus resultados não podem ser estendidos a outros setores regulados. Além disso, apenas cerca de 25% das observações da amostra representam reduções de receitas ou de custos, o que provoca maior necessidade de cautela nas generalizações dos resultados dos modelos inferenciais. Contudo, essas limitações não diminuem a relevância dos achados.

Por fim, recomenda-se que futuras pesquisas repitam o estudo em outros setores regulados, com estruturas tarifárias distintas. Também seria relevante analisar o comportamento dos custos assimétricos incluindo variáveis macroeconômicas, como a variação do PIB e a taxa de inflação, com o objetivo de aperfeiçoar os modelos de mensuração dos impactos do ambiente macroeconômico na assimetria de custos.

REFERÊNCIAS

Abu-Serdaneh, J. (2014). The asymmetrical behavior of cost: Evidence from Jordan. *International Business Research, 7*(8), 113–118. https://doi.org/10.5539/ibr.v7n8p113

Agência Nacional de Energia Elétrica. (2010). *Resolução Normativa nº 396, de 23 de fevereiro de 2010: Institui a Contabilidade Regulatória e aprova alterações no Manual de Contabilidade do Setor Elétrico, instituído pela Resolução ANEEL nº 444, de 26 de outubro de 2001*. https://www2.ANEEL.gov.br/cedoc/ren2010396.pdf

Agência Nacional de Energia Elétrica. (2021). *Resolução Normativa nº 933, de 18 de maio de 2021: Institui a Contabilidade Regulatória e aprova alterações no Manual de Contabilidade do Setor Elétrico*. https://www2.ANEEL.gov.br/cedoc/ren2021933.pdf

Agência Nacional de Energia Elétrica. (2022a). *História do setor elétrico brasileiro*. https://biblioteca.ANEEL.gov.br/Acervo/Detalhe/229369

Agência Nacional de Energia Elétrica. (2022b). *Nota Técnica nº 176/2022-SRM/ANEEL: Metodologia de cálculo dos custos operacionais regulatórios a ser aplicada nos processos de revisão tarifária das concessionárias de distribuição de energia elétrica: Reabertura da discussão iniciada com a Consulta Pública nº 62/2020*. https://antigo.ANEEL.gov.br/web/guest/consultas-publicas

Agência Nacional de Energia Elétrica. (2022c). *Manual de Contabilidade do Setor Elétrico (Versão 2022 revisada).* https://www.gov.br/ANEEL/pt-br/centrais-de-conteudos/manuais-modelos-e-instrucoes/informacoes-economico-financeiras

Agência Nacional de Energia Elétrica. (2024). *Nota Técnica nº 68/2024-STR/ANEEL: Metodologia de cálculo dos custos operacionais regulatórios a ser aplicada nos processos de revisão tarifária das concessionárias de distribuição de energia elétrica: Fechamento da Consulta Pública nº 62/2020*. https://antigo.ANEEL.gov.br/web/guest/consultas-publicas

Anderson, M. C., Banker, R. D., & Janakiraman, S. N. (2003). Are selling, general, and administrative costs "sticky"? *Journal of Accounting Research, 41*(1), 47–63. https://doi.org/10.1111/1475-679X.00095

Balakrishnan, R., Petersen, M. J., & Soderstrom, N. S. (2004). Does capacity utilization affect the "stickiness" of cost? *Journal of Accounting, Auditing & Finance, 19*(3), 283–299. https://doi.org/10.1177/0148558X0401900303

Barbosa, A. P. de A. (2020). *Assimetria dos custos em empresas brasileiras de capital aberto do setor de química* [Dissertação de mestrado, Universidade Federal de Uberlândia]. Repositório Institucional da Universidade Federal de Uberlândia. https://repositorio.ufu.br/handle/123456789/29219

Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives, 28*(2), 153–176. https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153

Bubeck, S. K., & Silva, A. (2025). Sticky costs e anti-sticky costs: Uma análise pela perspectiva macro accounting de ciclos econômicos. *Revista Catarinense da Ciência Contábil, 24*, Artigo e3607. https://doi.org/10.16930/2237-766220253607

Carvalho, E. S. (2013). *Um estudo comparativo entre indicadores econômico-financeiros, baseados na contabilidade regulatória e nas normas contábeis internacionais das empresas de distribuição de energia do setor elétrico brasileiro* [Dissertação de mestrado, Universidade Federal de Pernambuco].

Carvalho, E. S., Wanderley, C. A., Libonati, J. J., & Santos, A. H. S. (2014). Um estudo comparativo entre indicadores econômico-financeiros, baseados na contabilidade regulatória e nas normas contábeis internacionais das empresas de distribuição de energia do setor elétrico brasileiro. *Registro Contábil, 5*(3), 20–40.

Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *The Review of Economics and Statistics, 80*(4), 549–560. https://doi.org/10.1162/003465398557825

Empresa de Pesquisa Energética. (2024). *Anuário estatístico de energia elétrica: Ano-base 2023* (Relatório on-line interativo). https://dashboard.epe.gov.br/apps/anuario-livro/

Ferreira, P. C., Oliveira, I. C. L., Lima, L. F., & Barros, A. C. S. (2017). *Medindo a incerteza econômica no Brasil* (Working Paper). Fundação Getulio Vargas. https://hdl.handle.net/10438/29318

Ferreira, M. P., Ribeiro, A. M., Milhomem, J. F. C., & Carmo, C. H. S. do. (2021). Contabilidade societária x contabilidade regulatória: Value relevance das informações contábeis do setor elétrico brasileiro. *Contabilidade Vista & Revista, 32*(2), 205–229. https://doi.org/10.22561/cvr.v32i2.6297

Franco, D. de M. (2019). *Incerteza, sentimento e precificação de ativos: Uma análise a partir de uma proposta de quantificação para "noise"* [Tese de doutorado, Universidade Federal da Paraíba]. Repositório Institucional da Universidade Federal da Paraíba. https://repositorio.ufpb.br/jspui/handle/123456789/19102

Fundação Getulio Vargas. (2021). *Metodologia para o cálculo do Indicador de Incerteza da Economia Brasil (IIE-Br).* https://portalibre.fgv.br/metodologias

Instituto E+ Transição Energética. (2024). *As crises de energia no Brasil: Reflexões para um gerenciamento efetivo* (Relatório-resumo). https://emaisenergia.org/publicacao/anexo-as-crises-de-energia-no-brasil-reflexoes-para-um-gerenciamento-efetivo/

Kremer, A. W. (2015). *Análise de fatores explicativos para o comportamento assimétrico dos custos em ambiente regulado* [Dissertação de mestrado, Universidade Federal de Santa Catarina]. Repositório Institucional da Universidade Federal de Santa Catarina. https://repositorio.ufsc.br/handle/123456789/160726

Li, Z., Cheng, X., Zhang, M., & Wen, X. (2020). Macroeconomic uncertainty and cost stickiness. *E3S Web of Conferences, 214*, Article 01031. https://doi.org/10.1051/e3sconf/202021401031

Malik, M. (2012). A review and synthesis of cost stickiness literature. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.2276760

Maquiaveli, E. O. R., Ribeiro, R. M., Pinheiro, L. E. T., & Bressan, V. G. F. (2022, September 21–23). *A incerteza política econômica no Brasil e o comportamento assimétrico dos custos nas empresas* [Paper presentation]. XLVI Encontro da ANPAD (EnANPAD 2022), Virtual, Brasil. https://anpad.com.br/uploads/articles/120/approved/c96ebeee051996333b6d70b2da6191b0.pdf

Martins, E. (2021). *Contabilidade de custos* (11ª ed., 3ª reimpr.). Atlas.

Monteiro, J. A. de M., Almeida, F. A. de, & Carvalho, E. dos S. (2021). Contabilidade regulatória versus contabilidade societária: Um estudo do nível de comparabilidade nas distribuidoras associadas à ABRADEE. *Revista Gestão e Organizações, 6*(2).

Noreen, E., & Söderström, N. (1997). The accuracy of proportional cost models: Evidence from hospital service departments. *Review of Accounting Studies, 2*(1), 89–114. https://doi.org/10.1023/A:1018325711417

Richartz, F. (2016). *Fatores explicativos para o comportamento assimétrico dos custos das empresas brasileiras* [Tese de doutorado, Universidade Federal de Santa Catarina]. Repositório Institucional da Universidade Federal de Santa Catarina. https://repositorio.ufsc.br/xmlui/handle/123456789/172571

Richartz, F., & Borgert, A. (2021). Fatores explicativos para o comportamento assimétrico dos custos das empresas listadas na B3. *Revista Universo Contábil, 16*(3), 7–30. https://doi.org/10.4270/ruc2020313

Sabino, P. A. A. (2022). *Dinâmica da curva de juros brasileira: Uma análise da contribuição informacional de indicadores de incerteza na política econômica* [Tese de doutorado, Universidade Federal de Minas Gerais]. Repositório Institucional da Universidade Federal de Minas Gerais. https://repositorio.ufmg.br/handle/1843/52605

Santos, S. G. (2022). *Gerenciamento de resultados e os fatores determinantes dos custos assimétricos no Brasil* [Dissertação de mestrado, Universidade Federal da Paraíba]. Repositório Institucional da Universidade Federal da Paraíba. https://repositorio.ufpb.br/jspui/handle/123456789/26341

Souza, M. C., Zabot, U. C., & Caetano, S. M. (2019). Dinâmica e transição da incerteza no Brasil: Uma investigação de autorregressão quantílica. *Estudos Econômicos, 49*(2), 305–335. https://doi.org/10.1590/0101-41614924mus

Yükçü, S., & Özkaya, H. (2011). Cost behavior in Turkish firms: Are selling, general and administrative costs and total operating costs "sticky"? *World of Accounting Science, 13*(3), 1–28.

Weiss, D. (2010). Cost behavior and analysts' earnings forecasts. *The Accounting Review, 85*(4), 1441–1471. https://doi.org/10.2308/accr.2010.85.4.1441

Zerbinatti, A. S., Rocha, B. de P., & Abras, A. L. G. (2021). Incerteza e atividade industrial brasileira: Uma abordagem setorial. *Nova Economia, 31*(2), 455–485. https://doi.org/10.1590/0103-6351/5957

CONFLITO DE INTERESSES

Os autores afirmam não haver conflito de interesses.

DISPONIBILIDADE DOS DADOS

Todo o conjunto de dados que dá suporte aos resultados deste estudo podem ser disponibilizados a partir de solicitação aos autores.

CONTRIBUIÇÕES DOS AUTORES

Funções	1º autor	2º autor	3º autor	4º autor
Conceituação	♦	♦	♦	
Curadoria de dados	♦	♦		
Análise Formal	♦	♦		
Obtenção de financiamento				
Investigação	♦	♦		
Metodologia	♦	♦		
Administração do projeto	♦	♦		
Recursos				

Software				
Supervisão			♦	♦
Validação		♦		
Visualização	♦	♦		
Escrita – primeira redação	♦	♦	♦	
Escrita – revisão e edição	♦	♦	♦	♦

DIREITOS AUTORAIS

Os autores mantêm os direitos autorais relativos aos seus artigos e concedem à Revista Catarinense da Ciência Contábil (RCCC) o direito de primeira publicação, sendo a obra simultaneamente licenciada sob a Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC BY 4.0).