

Relação entre Mercado de Trabalho e Desempenho no Exame de Suficiência Contábil

Daysi Leal de Santana¹ , José Sérgio Casé de Oliveira² 

¹ Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil

² Universidade Federal de Pernambuco (UFPE), Recife, Pernambuco, Brasil



¹daysi.leals@hotmail.com

²jose.scoliveira@ufpe.br

Editado por:

Elisabeth de Oliveira Vendramin

Resumo

Objetivo: Este estudo investiga se a condição econômica do mercado de trabalho influencia o desempenho no Exame de Suficiência Contábil (ESC).

Método: O desempenho acadêmico é apresentado em índice percentual de aprovados com valores limites como 0 e 1. As proxies da condição do mercado são número de organizações contábeis (ORG) e média salarial contábil (MSAL). Para a análise dos dados de duas edições do Exame de Suficiência Contábil ocorridas em 2018, foram utilizados modelos de regressão beta inflacionados.

Resultados: Os achados apontam que a condição do mercado de trabalho influencia o Índice de Aprovação no Exame de Suficiência Contábil, uma discussão promissora sobre desempenho acadêmico, para além das características das instituições de ensino. Adicionalmente, o conceito Enade e a categoria da IES mostraram-se influentes quanto à ocorrência de 0 no Índice de Aprovação. Porém, não foram identificadas variáveis significativas quanto à ocorrência de 1.

Contribuições: Além do mercado de trabalho ser apontado como um incentivo à escolha profissional, o estudo acrescenta à literatura a relação entre o mercado de trabalho e o desempenho no ESC. Também sugere um diálogo integrado entre conselhos contábeis, IES e organizações empresariais, para fortalecer relações entre educação e formação contábil e aumentar o índice de aprovação.

Palavras-chave: Condição de Mercado de Trabalho; Desempenho Acadêmico; Exame de Suficiência Contábil.

Como Citar:

Santana, D. L. de, & Oliveira, J. S. C. de. (2024). Relação entre Mercado de Trabalho e Desempenho no Exame de Suficiência Contábil. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 17(3), 040–053/054. <https://doi.org/10.14392/asaa.2024170303>

Submetido em: 09 de Março de 2024
Revisões Requeridas em: 04 de Dezembro de 2024
Aceito em: 13 de Dezembro de 2024

Introdução

O desempenho acadêmico pode ser compreendido como o resultado de avaliações que mensuram o grau de compreensão sobre determinados assuntos. Além de provas individuais, o desempenho também pode ser aferido pela média de várias disciplinas em um período ou resultar da combinação de diferentes critérios/pesos dados aos componentes avaliados (Miranda et al., 2015).

Ao analisar desempenho acadêmico, o primeiro desafio é definir como mensurá-lo. E, no âmbito contábil, destaca-se a mensuração de desempenho com exames externos à instituição de ensino, como: o Exame de Suficiência Contábil (ESC) (Miranda et al., 2015) – exame realizado pelos bacharéis contábeis cuja aprovação concede o registro profissional ante o órgão de classe.

Ao longo das edições do ESC observa-se um baixo índice de aprovação dos inscritos (Bugarim et al., 2014; Sprenger et al., 2018). Tal cenário estimula a discussão e compreensão sobre quais fatores podem influenciar este índice de aprovação. O desempenho acadêmico, conforme a Função de Produção Educacional (Hanushek, 1987, 2020), é a resposta obtida pela relação entre diferentes insumos como: variáveis institucionais, educacionais e familiares.

Estudos anteriores já mensuraram diferentes características institucionais e educacionais na influência sobre o desempenho, como informações de infraestrutura, qualidade do curso e da Instituição de Ensino Superior (IES), quantidade, titulação ou regime de trabalho do corpo docente etc. (Barroso et al., 2020; Ferreira et al., 2022; Duarte et al., 2023; Durso, 2021; Marçal et al., 2019; Rodrigues et al., 2017; Souza & Sardeiro, 2019). As características pessoais e familiares dos inscritos no ESC não são disponibilizadas, inviabilizando a análise destes insumos ao desempenho no ESC.

Em outra linha, sugere-se que o desempenho do indivíduo pode gerar retornos financeiros significativos quando inseridos no mercado de trabalho (Rudakov & Roshchin, 2019; Hanushek, 2020). Ainda, têm-se os fatores econômicos de mercado de trabalho como motivadores na escolha do curso superior e na evasão acadêmica (Aina et al., 2022; Bartalotti & Menezes-Filho, 2007; Martins & Machado, 2018; Rodriguês et al., 2020; Rodríguez-Esteban & Vidal, 2022).

Entendendo-se o mercado de trabalho como um incentivador à escolha profissional, sugere-se que ele também possa influenciar o desempenho, gerando a seguinte questão de pesquisa: A condição econômica do mercado de trabalho influencia o índice de aprovação dos discentes contábeis no ESC? Nesta linha, o objetivo deste estudo é verificar se, no âmbito nacional, a con-

dição econômica do mercado de trabalho influencia o desempenho no Exame de Suficiência Contábil (ESC).

A condição de mercado de trabalho discutida nesta pesquisa é composta pelas proxies ofertas de emprego e remuneração, respectivamente representadas pelo número de organizações contábeis e média salarial da classe (Zirollo & Abbas, 2021). Ainda que essas variáveis não cubram todo o campo de atuação profissional contábil, são adicionadas para avaliar se incentivam a obtenção do registro profissional, aumentando o índice de aprovação no ESC.

Traz-se como relevância a discussão do desempenho para além de questões institucionais, ampliando a perspectiva com variáveis econômicas do mercado de trabalho no âmbito contábil brasileiro. O que pode fomentar um diálogo mais integrado entre conselhos contábeis, IES e empresas, impulsionando a adequada capacitação profissional e fortalecendo relações entre educação e formação contábil.

Além dessa introdução, o trabalho possui mais cinco seções. A próxima seção aborda a revisão da literatura e definição das hipóteses. A terceira seção trata dos dados, incluindo a descrição da amostra e a apresentação das variáveis. Na quarta seção, apresentam-se as estatísticas descritivas a fim de estabelecer o modelo econométrico adequado. Posteriormente, são apresentados e discutidos os achados e, finalmente, as considerações acerca do trabalho.

2 Revisão de Literatura

2.1 Mensuração do Desempenho Acadêmico

O desempenho acadêmico representa a compreensão dos indivíduos, mensurada por provas individuais, média de várias disciplinas ou baseada em pesos específicos. É influenciado por fatores institucionais, educacionais e familiares, sendo um desafio definir a melhor forma de mensurá-lo (Hanushek, 1987, 2020; Miranda et al., 2015). Na área contábil, destaca-se a mensuração deste desempenho com dois exames externos à instituição de ensino: o Enade e o Exame de Suficiência (Miranda et al., 2015).

Quanto ao Enade, há o viés dos estudantes não se empenharem, pois o resultado é generalizado e não individualizado (Vogt et al., 2016), reforçando a motivação como um fator explicativo do desempenho acadêmico (Miranda et al., 2015). Assim, como o Exame de Suficiência Contábil (ESC) concede aos aprovados a certificação profissional, sugere-se haver motivação e, portanto, ser a proxy mais adequada para a mensuração do desempenho.

Todavia, o que se vê ao longo das edições do ESC é o baixo índice de aprovação (Bugarim et al., 2014; Silva et al., 2018; Sprenger et al., 2018) e pesquisas buscando investigar o que explicaria tal desempenho. Hanushek (1987, 2020) aponta que a Função de Produção Educacional (FPE) é caracterizada por uma relação de diferentes insumos (relacionados às características das instituições de ensino e qualidade do corpo docente, bem como informações familiares e socioeconômicas dos discentes) aplicados para obter um output: o desempenho acadêmico.

Entre os insumos apontados por Hanushek (2020), há as características ao nível dos discentes, como gênero, idade, escolaridade dos pais, renda e tamanho da família. No entanto, nem sempre essas informações estão disponíveis, como no ESC, restando análises baseadas em características institucionais, educacionais e do corpo docente.

Porém, além de fatores competentes ao ensino e às instituições (Ferreira et al., 2022; Barroso et al., 2020; Duarte et al., 2023; Durso, 2021; Marçal et al., 2019; Rodrigues et al., 2017; Souza & Sardeiro, 2019), há fatores que podem influenciar o desempenho no ESC, mas que ainda não foram considerados. Portanto, busca-se introduzir novas características que possam apresentar relevância sobre o desempenho.

2.2 Condições do Mercado de Trabalho e Desempenho Acadêmico

Fatores econômicos ou expectativas acerca do mercado de trabalho podem influenciar os estudantes na escolha do curso superior, a saber: remuneração e maiores ofertas de emprego (Bartalotti & Menezes-Filho, 2007; Gondim, 2002; Martins & Machado, 2018; Rodrigues et al., 2020). Ademais, o mercado também pode se mostrar como um fator de arrependimento e consequente evasão do curso (Aina et al., 2022; Gondim, 2002; Machado et al., 2021; Rodríguez-Esteban & Vidal, 2022).

Diante de um mercado de trabalho mais competitivo, os alunos tendem a aumentar o desempenho acadêmico para se diferenciar dos concorrentes (Paul & Ruhland, 2013) e alcançar maiores ganhos futuros (Rudakov & Roshchin, 2019; Saavedra-Caballero & Van Bellegem, 2021). Além disso, boas perspectivas de emprego atraem candidatos mais bem preparados (interessados em trabalhar em grandes empresas), os quais, naturalmente, apresentam taxas de aprovação mais altas no exame de certificação profissional (Gaynor et al., 2019).

Tanto fatores educacionais quanto socioeconômicos podem estar relacionados ao desempenho no ESC. No que tange a indicadores socioeconômicos, Sprenger et al. (2018) utilizaram IDH, PIB a preços correntes

e rendimento médio dos trabalhadores. Porém, consideraram os rendimentos recebidos de todos os trabalhos no mês, por pessoas com mais de 14 anos, o que não é representativo para a realidade contábil.

Zioldo e Abbas (2021) investigaram se os determinantes profissionais contábeis influenciam o ESC e adotaram como proxies de mercado de trabalho a disponibilidade de empregos e os salários ofertados na área contábil, mas não encontraram influência. Contudo, a análise restringiu-se a um estado brasileiro e apresentou limitações quanto aos dados.

No cenário internacional, utiliza-se como mensurador do desempenho o Certified Public Accountants (CPA), semelhante ao ESC no quesito 'obtenção de certificação profissional'. No entanto, há algumas diferenças práticas: o ESC é realizado em um dia e concede qualificação nacional, enquanto no CPA os candidatos dispõem de 18 meses para conseguir aprovação em todas as seções e a certificação é obtida para uma jurisdição (estado) específica.

Concernente ao CPA, Wen et al. (2015) evidenciam que os alunos são incentivados a buscar a qualificação CPA tanto pelo mercado de trabalho competitivo quanto pelo mercado de contabilidade pública favorável. Gaynor et al. (2019) evidenciaram que estados com alta atividade econômica apresentaram maiores taxas de aprovação no CPA, utilizaram as proxies PIB estadual e o número total de escritórios de contabilidade Big4/estado.

As estruturas das instituições de ensino e dos cursos, bem como as condições do mercado de trabalho, diferem substancialmente no contexto brasileiro em relação ao norte-americano. Ainda, é pertinente investigar se as melhores oportunidades de mercado no Brasil impactam o comportamento dos candidatos no ESC. Essa análise pode conferir aplicabilidade ao estudo, ao proporcionar um diálogo triangulado entre IES, conselhos contábeis e organizações empresariais, além de fornecer subsídios para aprimorar o contexto educacional e o processo de formação profissional.

2.3 Desenvolvimento das Hipóteses

A escolha do curso superior pode ser afetada pelo mercado de trabalho, pois os jovens tendem a escolher suas carreiras com base em dados mais recentes disponíveis no momento da escolha do curso, considerando-as mais confiáveis (Bartalotti & Menezes-Filho, 2007). Logo, sugere-se a defasagem das variáveis de mercado de trabalho em quatro anos em relação ao ESC adotado, considerando um tempo aproximado entre a escolha e a conclusão do curso.

Já se evidenciou que o desempenho acadêmico

apresenta influência positiva sobre os ganhos futuros dos graduados (Rudakov & Roshchin, 2019). E, considerando a área de negócios, desempenhos mais elevados proporcionam médias salariais mais elevadas no mercado (Saavedra-Caballero & Van Bellegem, 2021).

Assim, consideram-se como proxies para a condição econômica do mercado de trabalho contábil brasileiro o número de organizações e a média salarial (Zioldo & Abbas, 2021). Tratando-se do mercado contábil, Santana Junior e Callado (2017) e Vogt et al. (2020) identificaram variações entre estados e regiões, tanto no quantitativo de profissionais registrados quanto nas diferenças salariais. Logo, sugere-se que o mercado de trabalho não é homogêneo em todo o país. Para uma análise nacional mais detalhada, serão considerados dados estaduais. Portanto, as proxies do mercado de trabalho serão defasadas em quatro anos e mensuradas ao nível estadual.

É pertinente apontar que o campo de atuação contábil é farto e essas variáveis não representam o mercado em sua totalidade, considerando apenas um campo mais limitado de atuação do profissional contábil, restringindo-se às atividades de contabilidade, consultoria e auditoria contábil e tributária. Ademais, há o viés de atuação, uma vez que é possível que bacharéis não atuem na área contábil (onde a contabilidade seria uma segunda graduação, complementar à primeira graduação) ou atuem em uma área que não exija o registro profissional.

A primeira proxy de mercado de trabalho dispõe sobre número de organizações contábeis. Segundo Wen et al. (2015) e Paul e Ruhland (2013), quando há maior probabilidade de desemprego e o mercado se torna mais competitivo, os alunos tendem a se esforçar mais para obter melhor desempenho acadêmico e vantagem competitiva frente aos concorrentes. Em Gaynor et al. (2019), a competitividade econômica tem relação positiva com as taxas de aprovação no exame CPA. Enquanto em Zioldo e Abbas (2021), a quantidade de organizações contábeis influencia negativamente o desempenho acadêmico no ESC.

Essa proxy representa a possibilidade de emprego ou a abertura de mercado para a atuação profissional contábil, e sua dicotomia pode sugerir que: i) a profissão é destacada, e, por isso, há maior interesse dos discentes em ingressar no curso e atuar na área; ou ii) dispor de um mercado farto de profissionais pode não gerar interesse pelo curso e, consequentemente, pelo desempenho acadêmico no ESC.

Diante da oposição de resultados na literatura anterior, surge a necessidade de novas investigações quanto à influência do mercado sobre o desempenho acadêmico. Assim, tomando como base a possibilidade de que as condições econômicas influenciam o desempenho acadêmico (Gaynor

et al., 2019), propõe-se a primeira hipótese desta pesquisa:

H1: Quanto maior o número de organizações contábeis na UF, maior o desempenho no ESC.

Quanto à segunda proxy de mercado, a média salarial da categoria contábil, espera-se que a remuneração da classe seja um incentivo para a demanda pelo curso (Bartalotti & Menezes-Filho, 2007; Rodrigues et al., 2020), resultando na busca pelo registro profissional. Dado que a habilitação profissional é um pré-requisito para a atuação no mercado, supõe-se que haveria um maior interesse pela aprovação no ESC e, consequentemente, índices de aprovação mais elevados.

Gaynor et al. (2019) evidenciaram que estados/jurisdições dos EUA com maior atividade econômica possuem maiores índices de aprovação no CPA. Enquanto, ao analisar um estado brasileiro (Paraná), Zioldo e Abbas (2021) não encontraram evidências do efeito da média salarial do contador sobre o desempenho no ESC. Em consonância a Gaynor et al. (2019), propõe-se a seguinte hipótese:

H2: Quanto maior a média salarial dos profissionais na UF, maior o desempenho no ESC.

3 Dados

3.1 Delineamento da Pesquisa

Foi adotada como proxy do desempenho o Índice de Aprovação no ESC (IAESC). Este indicador, a nível institucional, é dado pelo percentual de participantes (por IES) aprovados. O ESC em estudo foi realizado em 2018. Esta escolha visou a compatibilização com outra base de dados, especificamente quanto ao Enade, que dispõe de grande parte das variáveis institucionais estudadas.

A compatibilização foi necessária porque, no momento de elaboração do estudo, não havia dados do Enade 2022, e os dados do ESC eram disponibilizados a partir de 2017. Como as variáveis foram analisadas em níveis institucionais, não se observou variabilidade suficiente entre as edições do ESC para uma análise temporal.

Não se sugere que os estudantes foram os mesmos entre os exames, pois: i) a literatura aponta o possível viés dos estudantes serem obrigados a realizar o Enade, mas não serem obrigados a realizar o ESC; ii) é permitido ao candidato participar do ESC antes de concluir a graduação (ainda no último ano letivo), ou após a conclusão, caso ainda não tenha obtido aprovação, podendo estar inscrito em qualquer edição, inclusive no ESC/2018.

Os dados do ESC foram analisados em duas janelas

(1ª e 2ª edição), permitindo verificar possíveis diferenças de desempenho entre elas. Ademais, há o fato da própria seleção de entrada (vestibular) proporcionar diferentes perfis entre os semestres. Como discutido anteriormente, as variáveis de mercado foram defasadas em quatro anos (correspondendo ao ano de 2014).

3.2 Descrição da População e Amostra

A amostra da pesquisa foi apresentada ao nível de IES, considerando aquelas que ofertavam o curso de graduação em Ciências Contábeis e, sobretudo, que possuíam discentes inscritos no ESC em pelo menos uma das edições. Inicialmente, contou-se com 4.991 observações para cada edição do ESC de 2018. Porém, havia informações faltantes entre as duas janelas temporais, uma vez que algumas IES possuíam candidatos inscritos em apenas uma das edições. E, como em Barroso et al. (2020), não foram analisadas IES com menos de dez inscritos.

Ainda, foram encontradas inconsistências nos dados quanto ao número de matriculados no curso de Contabilidade por IES, que se encontrava superior ao número de matrículas no curso por estado. Logo, foram retiradas 5 observações em cada edição (isto é, 10 exclusões na amostra total). Após os filtros e ajustes necessários nas duas janelas temporais, a amostra contou com 759 observações na 1ª edição e 732 na 2ª edição do ESC.

3.3 Apresentação das Variáveis e Coleta de Dados

O estudo considerou 24 variáveis: 2 associadas às hipóteses de pesquisa e 22 de controle, conforme descritas no Quadro 1. Ressalta-se que todas as informações consideram dados de 2018, exceto ORG e MSAL (considerou-se dados de 2014).

Quadro 1. Apresentação das Variáveis

	Variáveis	Sigla	Forma de mensuração	Fonte/coleta dos dados
Dependente	Índice de Aprovação no ESC	IAESC	Percentual de Aprovados (variável contínua)	Conselho Federal de Contabilidade
	Número de organizações contábeis	ORG	Logaritmo natural	
Independente	Média salarial contábil	MSAL	Logaritmo natural	SIDRA*
	Região	NORTE NORDESTE SUL SUDESTE COESTE	Dummy por região (Sudeste como referência) Dummy: 1 se a IES está localizada na capital; 0 caso contrário. Dummy: 1 quando 1ª edição ESC; 0 caso contrário.	Conselho Federal de Contabilidade
Controle	Cursos em capitais	CAP		
	Edição do ESC	EDICAO		

Controle	Conceito Enade Infraestrutura Titulação do corpo docente (igual ou superior a mestres) Regime de trabalho dos professores	ENADE INFR	Variável contínua de 0 a 5	CPC 2018
	Organização Acadêmica	IF CUniv Facul Univ	Dummy por tipo de Organização: Instituto Federal; Centro Universitário; Faculdade; e, Universidade (variável de referência) Dummy: 1 se IES Pública; 0 caso contrário.	
	Categoria administrativa	CAT		Fala.BR
	Número de docentes	DOC	Variável discreta (numérica)	
	Número de matrículas no curso	MATRIC		IGC 2018
	Índice Geral de Cursos	IGC	Variável contínua de 0 a 5	
	Número de matrículas por estado	MATRICestad	Variável discreta (numérica)	Censo da Educação Superior
	Carga horária do curso	HORA	discreta (em horas)	
	Tempo de existência da IES	ANO	Variável discreta (em anos)	Portal eMEC
	Curso Stricto Sensu em Contabilidade	POS	Dummy: 1 se IES possui curso Stricto Sensu; 0 caso contrário. Dummy: 1 quando a IES é citada no ranking do curso de Ciências Contábeis; 0 caso contrário.	
	Ranking Universitário da Folha	RUF		Ranking Universitário da Folha
	Produto Interno Bruto estadual	PIB	Variável discreta (em reais)	
				IBGE

Nota: *SIDRA: Sistema IBGE de Recuperação Automática.

Fonte: Elaborado pelos autores.

As informações sobre dummyCAP foram baseadas nos dados preenchidos pelos participantes do ESC no momento da inscrição. E, para as variáveis ORG e MSAL filtrou-se o CNAE (Classificação Nacional de Atividades Econômicas) 69.2, que se referia a Atividades de contabilidade, consultoria e auditoria contábil e tributária.

4 Procedimentos Metodológicos

4.1 Análise Descritiva da 1ª e 2ª Edição do ESC

Para definir qual modelo econométrico melhor se adequava à análise dos dados, foi necessário conhecer o domínio da variável dependente em cada janela. Neste sentido, são apresentadas na Tabela 1 as estatísticas descritivas das variáveis adotadas nas duas edições.

Tabela 1. Estatística Descritiva das Variáveis

	Mínimo	Máximo	Média	Mediana	Variância	Desvio padrão
1ª edição						
IAESC	0,00	0,97	0,35	0,32	0,03	0,17
InORG	4,30	9,59	7,96	8,30	1,43	1,20
InMSAL	6,98	7,66	7,30	7,23	0,04	0,20
PIB	13,37	2.210,56	702,52	440,03	600.760,04	775,09
ENADE	0,02	5,00	2,30	2,23	0,69	0,83
INFR	0,00	5,00	3,32	3,37	1,31	1,14
TITmd	0,00	5,00	3,75	3,99	1,35	1,16
REGIME	0,00	5,00	3,93	4,38	1,54	1,24
dummyIF	0,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,05
dummyCUniv	0,00	1,00	0,28	0,00	0,20	0,45
dummyFacul	0,00	1,00	0,39	0,00	0,24	0,49
dummyCAT	0,00	1,00	0,16	0,00	0,13	0,36
DOC	1,00	388,00	27,55	20,00	901,70	30,03
MATRIC	7,00	11.229,00	296,30	178,00	3,45e+11	586,91
MATRICestado	1.296,00	70.527,00	28.657,00	22.173,00	5,11e+14	22.601,83
HORA	2.344,00	4.052,00	3.130,00	3.040,00	3,66e+10	191,19
ANO	7,00	103,00	25,42	20,00	230,19	15,17
dummyNORTE	0,00	1,00	0,09	0,00	0,08	0,29
dummyNORDESTE	0,00	1,00	0,19	0,00	0,16	0,39
dummySUL	0,00	1,00	0,21	0,00	0,16	0,40
dummyCOESTE	0,00	1,00	0,11	0,00	0,01	0,31
dummyCAP	0,00	1,00	0,31	0,00	0,22	0,46
dummyPOS	0,00	1,00	0,04	0,00	0,04	0,19
dummyRUF	0,00	1,00	0,96	1,00	0,04	0,20
IGC	1,10	4,30	2,73	2,70	0,23	0,48
2ª edição						
IAESC	0,00	1,00	0,42	0,38	0,04	0,19
ENADE	0,02	5,00	2,31	2,25	0,70	0,84
INFR	0,00	5,00	3,33	3,41	1,31	1,14
TITmd	0,00	5,00	3,77	4,00	1,30	1,14
REGIME	0,00	5,00	3,93	4,37	1,54	1,24
dummyIF	0,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,05
dummyCUniv	0,00	1,00	0,29	0,00	0,20	0,45
dummyFacul	0,00	1,00	0,39	0,00	0,24	0,49
dummyCAT	0,00	1,00	0,16	0,00	0,13	0,36
DOC	1,00	388,00	28,06	21,00	921,33	30,35
MATRIC	10,00	11.229,00	303,50	183,50	3,56e+08	596,38
MATRICestado	1.296,00	70.527,00	28.348,00	22.173,00	5,13e+11	2,27e+06
HORA	2.344,00	4.052,00	3.127,00	3.030,00	3,54e+07	188,24
ANO	6,00	103,00	25,56	21,00	231,95	15,23
dummyNORTE	0,00	1,00	0,09	0,00	0,08	0,29
dummyNORDESTE	0,00	1,00	0,20	0,00	0,16	0,40
dummySUL	0,00	1,00	0,21	0,00	0,16	0,40
dummyCOESTE	0,00	1,00	0,11	0,00	0,10	0,31
dummyCAP	0,00	1,00	0,32	0,00	0,22	0,47
dummyPOS	0,00	1,00	0,04	0,00	0,04	0,20
dummyRUF	0,00	1,00	0,96	1,00	0,04	0,20
IGC	1,31	4,31	2,73	2,69	0,23	0,48

Fonte: Dados da pesquisa.

Conforme a Tabela 1, o menor IAESC da 1ª edição foi 0 (nenhum inscrito aprovado), e o maior IAESC foi 97,4%. Para a 2ª edição, observa-se IAESC de 0 e de 1 (100% de aprovação). O baixo IAESC médio de 34,7% e 41,6% ratifica estudos anteriores (Bugarim et al., 2014; Silva et al., 2018; Sprenger et al., 2018).

As variáveis InORG, InMSAL e PIB são anuais e, portanto, apresentam os mesmos valores nos dois semestres/edições, sendo omitidas na apresentação na 2ª edição. As variáveis de mercado (ORG e MSAL) foram tabuladas em logaritmo natural, mas comentadas em sua forma numérica: o menor ORG foi do estado de Roraima (74) e o maior de São Paulo (14.606); a menor MSAL foi do estado do Piauí (R\$ 1.071,13) e a maior de São Paulo (R\$ 2.117,43).

Para melhor visualização, o PIB é apresentado na Tabela 1 em milhões de reais. Assim como com as variáveis de mercado, seus valores se repetiram entre as edições, e o valor mínimo obtido refere-se ao estado de Roraima (R\$ 13 milhões) e o máximo é reportado ao estado de São Paulo (R\$ 2 bilhões).

Como as descritivas das demais variáveis nas duas edições do ESC se assemelhavam, apresenta-se um apanhado geral. Nota-se que nas duas edições havia IES que apresentavam avaliações institucionais com notas mínimas em 0 (INFR, TITmd e REGIME) ou

próxima de zero (ENADE), embora essas mesmas avaliações apresentassem nota máxima (cinco).

Sobre Organização Acadêmica, verificou-se que a maior parte das amostras era composta por Faculdades, seguidas das Universidades, Centros Universitários e Institutos Federais (que com apenas duas instituições apresentaram média aproximada de 0). As médias de 16% para dummyCAT (em cada edição) evidenciam maior expressividade de IES privadas na amostra.

As variáveis DOC, MATRIC, MATRICestado, HORA, ANO, dummyCAP, dummyRUF e IGC apresentaram médias próximas entre as edições do ESC. Ainda, observa-se que grande parte das IES se encontravam na região Sudeste (região de referência), seguida da região Sul, Nordeste, Centro-Oeste e Norte. Quanto a dummyPOS, notou-se uma ínfima quantidade de IES com cursos de Pós-graduação Stricto Sensu dada a média de 3,8% e 4%, na 1ª e 2ª edição, respectivamente.

4.2 Análise de Multicolinearidade da 1ª e 2ª Edição do ESC

Conforme Tabela 2, as análises de multicolinearidade das duas edições foram semelhantes. Os VIF's mais altos estavam associados à MATRICestado e PIB. Logo, optou-se por retirá-las do modelo.

Tabela 2. Análise de Multicolinearidade

	Análises VIF 1ª edição				Análises VIF 2ª edição			
	1ª	2ª	3ª	4ª	1ª	2ª	3ª	4ª
ENADE	1,67	1,67	1,67	1,67	1,66	1,66	1,66	1,66
INFR	1,52	1,52	1,50	1,52	1,50	1,50	1,48	1,50
TITmd	1,79	1,77	1,76	1,76	1,80	1,79	1,78	1,78
REGIME	1,55	1,54	1,54	1,54	1,61	1,59	1,59	1,59
dummyIF	1,04	1,04	1,04	1,04	1,04	1,04	1,04	1,04
dummyCUniv	1,99	1,98	1,97	1,97	1,98	1,97	1,96	1,02
dummyFacul	2,51	2,50	2,49	2,48	2,50	2,48	2,48	2,47
dummyCAT	2,31	2,30	2,30	2,27	2,24	2,23	2,23	2,20
DOC	2,25	2,22	2,21	2,22	2,25	2,22	2,21	2,22
MATRIC	1,73	1,72	1,72	1,72	1,73	1,73	1,72	1,72
MATRICestado	140,88	-	-	-	140,94	-	-	-
HORA	1,02	1,02	1,02	1,02	1,02	1,02	1,02	1,02
ANO	1,34	1,34	1,34	1,34	1,38	1,38	1,37	1,37
dummyNORTE	4,41	3,59	1,73	3,38	4,33	3,52	1,73	3,34
dummyNORDESTE	3,43	3,30	2,30	3,29	3,56	3,39	2,40	3,38
dummySUL	3,95	1,54	1,36	1,53	4,02	1,55	1,37	1,54
dummyCOESTE	2,40	2,22	1,54	2,19	2,39	2,23	1,56	2,21
dummyCAP	1,41	1,40	1,37	1,39	1,41	1,40	1,38	1,40
dummyPOS	1,50	1,50	1,49	1,49	1,53	1,53	1,52	1,52
dummyRUF	1,08	1,08	1,08	1,07	1,09	1,08	1,08	1,08
IGC	3,06	3,06	3,06	3,06	3,16	3,16	3,15	3,15
InORG	23,19	7,18	-	4,29	23,12	7,09	-	4,24
InMSAL	2797	3,45	2,06	-	27,21	3,56	2,13	-
PIB	170,78	-	-	-	168,90	-	-	-

Fonte: Dados da pesquisa.

Na segunda análise, após retirar essas variáveis, InORG apresentou um VIF superior a 5. Diante disso, optou-se por retirá-la do modelo, e na terceira análise não se identificou multicolinearidade.

Contudo, para se chegar à solução da multicolinearidade, uma das variáveis de interesse (InORG) precisou ser retirada, o que inviabilizaria analisar as duas hipóteses de pesquisa. Assim, buscando soluções para este problema, testou-se incluir InORG e retirar InMSAL.

Observando a 4ª análise na Tabela 2, notou-se que as variáveis não apresentaram problemas de multicolinearidade. Assim, para inferir sobre as hipóteses, foram adotados dois modelos: um incluindo apenas a variável InMSAL como proxy para mercado de trabalho e o outro, o inverso, incluindo InORG e omitindo InMSAL.

4.3 Modelagem estatística

Dada a incompatibilidade temporal entre as fontes de dados utilizadas (já mencionada), tornou-se inviável utilizar análise de dados em painel nesta pesquisa.

A variável dependente (IAESC) é limitada ao intervalo 0 e 1. Todavia, o modelo de regressão linear não é apropriado quando a resposta é restrita a este intervalo (Ferrari & Cribari-Neto, 2004; de Oliveira et al., 2023). Diferentemente, a distribuição beta é útil e flexível para modelar dados em uma escala contínua de intervalo aberto (0,1) (Ospina & Ferrari, 2010). Para casos de intervalo fechado como [0,1], (0,1] ou [0,1], Ospina e Ferrari (2010) propõem distribuições de modelagem beta inflacionada. Assim, foi necessária a adoção dos modelos de regressão beta inflacionados, já validados em Barroso et al. (2020).

Conforme descritiva da 1ª edição do ESC/2018, verificou-se que o intervalo era [0,1] e o modelo adequado era o da Regressão Beta Inflacionada em 0 – BEZI (Ospina e Ferrari, 2010). Na 2ª edição, foi possível evidenciar

IAESC em 0 e em 1, com intervalo definido em [0,1], e o modelo adequado era a Regressão Beta Inflacionada em 0 e em 1 – BEINF (Ospina e Ferrari, 2010).

Ospina e Ferrari (2010) acrescentam que o modelo BEZI se baseia na análise e interpretação de três submodelos: de média (μ), de dispersão (σ) e de mistura (v). É pertinente explicar que o submodelo σ identifica variáveis que influenciam a variabilidade dos dados, enquanto o submodelo v busca identificar quais variáveis influenciam a ocorrência de 0 na variável dependente. Ainda, no modelo BEINF, além dos três submodelos citados, foi acrescentada a análise do submodelo τ , associado à ocorrência de 1 no IAESC.

Assim, o atendimento do objetivo da pesquisa e das hipóteses propostas se deu pela interpretação dos resultados com base no modelo estimado em médias (μ). E, adicionalmente, contribuindo para a robustez da pesquisa, discute-se os achados nos demais submodelos. Para tanto, estimou-se no software R os modelos econométricos BEZI(μ, σ, v) e BEINF(μ, σ, v, τ).

5 Apresentação e Discussão dos Resultados

Nesta seção são descritas as estimativas pelo modelo BEZI na mensuração dos dados da 1ª edição do ESC, pelo modelo BEINF na 2ª edição e a discussão sobre os achados. Destaca-se que a ausência de algumas variáveis na apresentação dos resultados tabulados significa que a estimação indicou que o modelo melhor ajustado não deve conter essas variáveis.

5.1 Resultados do Modelo BEZI – 1ª Edição ESC/2018

Na Tabela 3 são apresentadas as estimativas do modelo melhor ajustado, segundo os critérios AIC e SBC, quando a proxy para mercado de trabalho (representada por Δ) é InORG e InMSAL, isto é, $\Delta = \text{InORG}$ ou $\Delta = \text{InMSAL}$.

Tabela 3. Estimativas dos submodelos da 1ª edição

Submodelo μ	Quando $\Delta = \text{InORG}$				Quando $\Delta = \text{InMSAL}$			
	Estimativas	Erro padrão	p-valor		Estimativas	Erro padrão	p-valor	
(Intercepto)	-2,7810	0,2021	0,0000	***	-2,0980	0,1268	0,0000	***
InORG	0,0702	0,0193	0,0003	***	-	-	-	-
ENADE	0,2784	0,0318	0,0000	***	0,2963	0,0315	0,0000	***
INFR	-	-	-	-	-0,0426	0,0205	0,0383	*
REGIME	-0,0779	0,0191	0,0001	***	-0,0800	0,0193	0,0000	***
dummyCUniv	-0,0780	0,0451	0,0844	-	-	-	-	-
dummyCAT	0,6055	0,0672	0,0000	***	0,5533	0,0699	0,0000	***
DOC	0,0041	0,0006	0,0000	***	0,0037	0,0005	0,0000	***
MATRIC	-0,0001	0,0000	0,0000	***	-0,0001	0,0000	0,0000	***
dummyNORTE	-	-	-	-	-0,0172	0,0759	0,0236	*
dummyNORDESTE	0,1088	0,0574	0,0582	-	-	-	-	-
dummySUL	0,1505	0,0520	0,0039	**	0,1409	0,0515	0,0064	**
IGC	0,3783	0,0607	0,0000	***	0,3851	0,0618	0,0000	***

Continua

Continuação								
Submodelo σ	Quando $\Delta=\ln\text{ORG}$				Quando $\Delta=\ln\text{MSAL}$			
	Estimativas	Erro padrão	p-valor		Estimativas	Erro padrão	p-valor	
(Intercepto)	2,9190	0,1641	0,0000	***	2,9010	0,1656	0,0000	***
ENADE	-0,2573	0,0692	0,0002	***	-0,2600	0,0694	0,0002	***
dummyCAT	-0,4223	0,1455	0,0038	**	-0,4090	0,1462	0,0053	**
DOC	0,0041	0,0020	0,0427	*	0,0040	0,0020	0,0454	*
MATRIC	0,0004	0,0001	0,0455	***	0,0005	0,0001	0,0000	***
ANO	0,0071	0,0036	0,0455	*	0,0067	0,0036	0,0615	.
Submodelo v								
(Intercepto)	-12,9939	5,8198	0,0259	*	-12,9939	5,8311	0,0262	*
MATRIC	-0,0165	0,0087	0,0589	.	-0,0165	0,0087	0,0591	.
HORA	0,0031	0,0018	0,0834	.	0,0031	0,0018	0,0841	.
dummyCOESTE	1,6474	0,9466	0,0822	.	1,6474	0,9467	0,0822	.
Significância: 0 '****' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1								
AIC	-1.044,1540				-1.041,3060			
SBC	-946,8816				-948,6658			

Fonte: Dados da pesquisa.

As estimativas do submodelo médio (μ), quando $\Delta=\ln\text{ORG}$, apontam dez variáveis influentes. Dentre estas, $\ln\text{ORG}$ se mostrou positivamente influente para explicar o IAESC. No submodelo μ , quando $\Delta=\ln\text{MSAL}$, nove variáveis apresentaram influência sobre o IAESC, porém $\ln\text{MSAL}$ não se mostrou influente.

O submodelo para v indica quais variáveis influenciam a ocorrência de 0 no IAESC (insucesso/reprovação total). Há evidências de que as mesmas variáveis foram influentes nos dois submodelos.

5.2 Resultados do Modelo BEINF – 2ª Edição ESC/2018

Observando, na Tabela 3, os coeficientes estimados no submodelo para dispersão (σ), nota-se que os dados são heterocedásticos, problema contornado pela metodologia. Ambos os resultados do submodelo para σ identificaram cinco variáveis significativas e sob a mesma forma de influência.

A Tabela 4 apresenta as estimativas para o modelo BEINF e seus quatro submodelos. Quanto ao IAESC médio da 2ª edição, ambas as variáveis do mercado de trabalho se mostraram influentes, porém sob formas diferentes: $\ln\text{ORG}$ apresentou influência positiva, enquanto $\ln\text{MSAL}$ apresentou influência negativa.

Tabela 4. Estimativas dos submodelos da 2ª edição

Submodelo μ	Quando $\Delta=\ln\text{ORG}$				Quando $\Delta=\ln\text{MSAL}$			
	Estimativas	Erro padrão	p-valor		Estimativas	Erro padrão	p-valor	
(Intercepto)	-2,3920	0,1996	0,0000	***	-	-	-	-
$\ln\text{ORG}$	0,0446	0,0179	0,0130	*	-	-	-	-
$\ln\text{MSAL}$	-	-	-	-	-0,2521	0,0179	0,0000	***
ENADE	0,3441	0,0327	0,0000	***	0,3351	0,0327	0,0000	***
INFR	-0,0820	0,0210	0,0001	***	-0,0829	0,0210	0,0001	***
TITmd	-0,0617	0,0232	0,0081	**	-0,0649	0,0231	0,0050	**
dummyCAT	0,3588	0,0712	0,0000	***	0,3713	0,0756	0,0000	***
DOC	0,0031	0,0007	0,0000	***	0,0032	0,0007	0,0000	***
MATRIC	-0,0001	0,0000	0,0041	**	-0,0001	0,0000	0,0004	***
ANO	0,0041	0,0014	0,0050	**	0,0037	0,0014	0,0090	**
dummyNORTE	-	-	-	-	-0,3179	0,0715	0,0000	***
dummyNORDESTE	-	-	-	-	-0,1654	0,0587	0,0050	**
dummySUL	0,2394	0,0539	0,0000	***	-	-	-	-
dummyCOESTE	-	-	-	-	-0,2036	0,0751	0,0069	**
IGC	0,4158	0,0702	0,0000	***	0,3940	0,0707	0,0000	***
Submodelo σ								
(Intercepto)	-1,4838	0,1084	0,0000	***	-4,7269	1,3446	0,0005	***
$\ln\text{MSAL}$	-	-	-	-	0,4408	0,1826	0,0161	*
ENADE	0,2357	0,0450	0,0000	***	0,2172	0,0463	0,0000	***
dummyCAT	-	-	-	-	0,1940	0,0994	0,0000	.
DOC	-0,0055	0,0011	0,0000	***	-0,0060	0,0012	0,0000	***
dummyNORDESTE	0,1769	0,0876	0,0438	*	0,3132	0,1022	0,0023	**
dummySUL	0,1505	0,0854	0,0784	.	0,1839	0,0856	0,0320	*
dummyCOESTE	0,1996	0,1083	0,0657	.	0,2782	0,1125	0,0137	*
Submodelo v								
(Intercepto)	-1,6450	0,9572	0,0861	.	-	-	-	-
ENADE	-1,6152	0,5939	0,0067	**	-1,7536	0,4272	0,0001	***
dummyRUF	-	-	-	-	-1,5608	0,7322	0,0334	*
Submodelo τ								
(Intercepto)	-6,5850	1,0010	0,0000	***	-6,5850	1,0010	0,0000	***
Significância: 0 '****' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1								
AIC	-834,1475				-838,7241			
SBC	-742,2319				-728,4254			

Fonte: Dados da pesquisa.

Quanto às estimativas do submodelo para σ , a dispersão é influenciada por cinco variáveis. Dado o intervalo fechado $[0,1]$ no IAESC, tem-se o submodelo para v , evidenciando as variáveis que influenciam a ocorrência do 0, enquanto no submodelo para τ , nenhuma variável se mostrou influente quanto a ocorrência de 1 no IAESC.

5.3 Discussão dos Resultados – 1ª Edição ESC/2018

A primeira hipótese de pesquisa propõe que o número de organizações contábeis na UF influencia positivamente o IAESC. Utilizando $\Delta = \ln \text{ORG}$, obtêm-se evidências para não rejeitar $H1$. Esse resultado sugere que, quando há maiores possibilidades de emprego (maior ORG), os estudantes apresentam maior interesse em ingressar no curso e, visando vantagem competitiva no mercado, se empenham para conquistar a habilitação profissional com a aprovação no ESC. Quanto ao submodelo μ , quando $\Delta = \ln \text{MSAL}$, percebe-se não haver influência significativa da variável $\ln \text{MSAL}$, levando à rejeição de $H2$.

Em destaque aos resultados semelhantes obtidos para os dois submodelos médios ($\Delta = \{\ln \text{ORG}, \ln \text{MSAL}\}$), tem-se que as variáveis ENADE, dummyCAT, DOC, dummySUL e IGC se mostraram positivamente influentes, enquanto REGIME e MATRIC são negativamente influentes.

Ante o exposto, a maior nota adquirida no IGC e ENADE influencia o desempenho obtido pelos discentes contábeis, como em Rodrigues et al. (2017) e Barroso et al. (2020). Sugere-se, portanto, que as IES devem empenhar-se em preparar os seus discentes de modo que, estando eles capacitados, os melhores índices institucionais e maior aprovação no ESC sejam uma consequência.

A Categoria Administrativa (IES públicas) se mostrou influente, ratificando Lemos e Miranda (2015), Marçal et al. (2019), Souza e Sardeiro (2019), Barroso et al. (2020) e Ferreira et al. (2022). O número de docentes apresentou influência sobre o IAESC, ratificando Barroso et al. (2020), e a região Sul também foi influente, como em Silva et al. (2018), Marçal et al. (2019) e Barroso et al. (2020).

Ainda sobre as semelhanças dos resultados entre os dois submodelos médios da 1ª edição, tem-se a influência negativa das variáveis MATRIC, que não havia sido influente em Barroso et al. (2020), e REGIME, como em Souza e Sardeiro (2019) e Barroso et al. (2020).

Sobre o achado referente ao regime de trabalho, há evidência da influência positiva nesta variável (Duarte et al., 2023). Contudo, é relevante destacar que essa proxy considera docentes com regime de trabalho parcial ou integral, sem incluir uma outra forma de regime: a Dedicção Exclusiva (DE).

Adicionalmente, a respeito do IAESC médio dos discentes, o submodelo μ quando $\Delta = \ln \text{ORG}$, apresenta outras duas variáveis influentes, são elas: dummyNORDESTE, com estimação positiva, também identificada em Rodrigues et al. (2017) e diferentemente de Barroso et al. (2020); e dummyCUniv com estimação negativa, corroborando com Barroso et al. (2020).

A significância do parâmetro associado à dummyCUniv demonstra uma diferenciação de desempenho entre os tipos de organização acadêmica (considerando a Universidade como referência). Marçal et al. (2019) não identificaram diferenças entre as médias de aprovação de centros universitários e universidades, mas encontraram diferenças ao comparar centros universitários ou universidades com faculdades. É possível que isso decorra do uso de metodologia adequada, capaz de captar melhor as informações contidas nos dados.

Já para o submodelo pela média utilizando $\Delta = \ln \text{MSAL}$, além das variáveis em comum já citadas, acrescentam-se: INFR e dummyNORTE, ambas com influência negativa, corroborando Barroso et al. (2020). Em Silva et al. (2018) e Marçal et al. (2019) evidencia-se que a região Norte possui o menor desempenho, ratificando o achado.

A infraestrutura foi positivamente influente em Souza e Sardeiro (2019) e Duarte et al. (2023). Há duas características que podem justificar essa variação: a primeira é que IES privadas normalmente apresentam melhores estruturas físicas que IES públicas; a segunda é que grande parte das IES privadas têm estrutura de Faculdades e estas apresentam menores médias de aprovação (Marçal et al., 2019). Como boa parte da amostra é composta por IES privadas e estruturas de Faculdades, pode-se sugerir a associação entre melhores estruturas e baixo desempenho.

O IAESC da 1ª edição varia de 0 a 97,4%. Os dois submodelos de dispersão (variabilidade) do IAESC da 1ª edição, submodelo σ ($\Delta = \{\ln \text{ORG}, \ln \text{MSAL}\}$), apontaram a influência das mesmas variáveis: dummyCAT (IES públicas) e ENADE influenciam negativamente, enquanto ANO, DOC e MATRIC apresentam influência positiva. O trabalho de Barroso et al. (2020) evidenciou este submodelo e identificou três dessas variáveis estudadas (ENADE, MATRIC e CAT).

Concernente aos resultados complementares sobre a ocorrência de 0 aprovados no ESC, o resultado também se repetiu para os dois submodelos v ($\Delta = \{\ln \text{ORG}, \ln \text{MSAL}\}$) da 1ª edição. Entre as variáveis significativas, a única já evidenciada anteriormente refere-se ao número de matriculados nas IES (Barroso et al., 2020), influenciando negativamente a ocorrência de IAESC

em 0. Ainda, constatou-se que as IES localizadas na região Centro-Oeste e a carga horária dos cursos são influenciadas positivamente no caso de “insucesso”.

5.4 Discussão dos Resultados – 2ª Edição ESC/2018

As estimativas do submodelo μ , quando $\Delta = \ln \text{ORG}$, apontam que $\ln \text{ORG}$ é positivamente influente; portanto, H1 não foi rejeitada. No submodelo μ , quando $\Delta = \ln \text{MSAL}$, evidencia-se que a média salarial contábil na UF influencia negativamente o IAESC; portanto, rejeita-se H2. Esse resultado difere do proposto na hipótese. Uma possível explicação seria que ante a maior atratividade do mercado de trabalho (representada pela média salarial mais alta), os discentes, ainda na graduação, são atraídos pelos escritórios. Isso faz com que se dediquem menos do que deveriam aos estudos, culminando em menores níveis de desempenho ao longo do curso e, consequentemente, no ESC.

Na graduação em Ciências Contábeis, é cada vez mais comum que os discentes trabalhem durante o curso, restringindo o tempo disponível para estudos e, naturalmente, prejudicando o rendimento acadêmico. Além disso, o trabalho exercido frequentemente não está associado ao que se está estudando no curso, gerando um distanciamento entre a prática profissional e os conteúdos ministrados no curso (Silva & Padoin, 2008; também em Barahona, 2014; Nasu & Sasso, 2021; Niquini et al., 2015; Rezende et al., 2022).

Ademais, a média de aprovação da 2ª edição foi maior que na 1ª edição, e a influência de $\ln \text{MSAL}$ só foi evidenciada na segunda edição. Isso sugere que, se não houvesse a possível simultaneidade de atividades (trabalhar e estudar), o desempenho acadêmico poderia ser ainda maior na segunda edição do exame.

Para o submodelo médio, quando $\Delta = \ln \text{ORG}$, outras nove variáveis de controle se mostraram estatisticamente significantes. Estas também foram influentes no submodelo em que $\Delta = \ln \text{MSAL}$. Assim, comum aos dois modelos e com influência positiva, foram identificadas: ENADE, dummyCAT, DOC, ANO, dummySUL e IGC; e com influência negativa: INFR, TITmd e MATRIC.

Em sua maioria, os achados corroboram com estudos anteriores, como Lemos e Miranda (2015), Rodrigues et al. (2017), Souza e Sardeiro (2019) e Barroso et al. (2020), exceto em INFR (já discutida anteriormente) e em TITmd.

Em destaque à proporção de docentes com titulação igual ou superior a mestre, os resultados não foram semelhantes aos apontados em Souza e Sardeiro (2019) e Duarte et al. (2023). Essa proporção tende a ser maior

em instituições públicas em relação às IES privadas. No entanto, como há relativamente poucas IES públicas na amostra (geralmente com maior densidade de doutores), TITmd pode apresentar menor expressividade sobre a média geral do desempenho e, por isso, apresentar variações em relação aos resultados anteriores.

Outra possível interpretação para esse resultado, como já mencionado, é o fato dos inscritos na 2ª edição do ESC serem aqueles estudantes de menor desempenho. Logo, de maneira geral, sugere-se que a titulação do corpo docente ou a infraestrutura da IES não os influenciam tanto quanto seria necessário.

Ainda sobre a influência para média, quando $\Delta = \ln \text{MSAL}$, destacam-se mais três variáveis negativamente influentes sobre o IAESC: dummyNORTE, dummyNORDESTE e dummyCOESTE, ratificando Barroso et al. (2020) e a diferenciação de desempenho regional, tomando como referência a região Sudeste.

Acrescentando resultados relevantes à pesquisa, foram apresentadas as variáveis que influenciam a dispersão dos dados. Para o submodelo σ , obteve-se cinco variáveis significativamente influentes quando $\Delta = \ln \text{ORG}$ e sete variáveis quando $\Delta = \ln \text{MSAL}$. Comum aos dois modelos, foi identificada a influência negativa de DOC e a influência positiva de ENADE, dummyNORDESTE, dummySUL e dummyCOESTE.

Para o submodelo de dispersão (σ), quando $\Delta = \ln \text{MSAL}$, identificou-se que as médias salariais nos estados influenciam positivamente a dispersão dos dados do ESC da 2ª edição, bem como acontece com a categoria administrativa (IES públicas).

Outros resultados adicionais à pesquisa estão atrelados à verificação das variáveis que influenciam a ocorrência de IAESC em 0 e em 1, são as respostas aos submodelos ν e τ , respectivamente. Para a ocorrência de 0 (que pode ser visto como insucesso dos discentes no ESC), o ENADE se mostrou negativamente influente nos dois submodelos estimados, corroborando com Barroso et al. (2020). Ainda sobre o insucesso, encontrou-se que, quando $\Delta = \ln \text{MSAL}$, o RUF também é negativamente influente.

Quanto ao sucesso (100% aprovação no ESC), submodelo τ ($\Delta = \{\ln \text{ORG}, \ln \text{MSAL}\}$), nenhuma variável se mostrou relevante para explicá-lo. As variáveis institucionais e de mercado não se mostraram influentes. Logo, seria pertinente a disponibilidade dos dados dos inscritos, a fim de possibilitar a mensuração deste submodelo, dada a relevância que esse resultado poderia propiciar tanto às IES quanto aos participantes do ESC. Assim, não se pôde sugerir o que proporciona o sucesso no ESC.

6 Considerações Finais

A pesquisa objetivou verificar se a condição de mercado de trabalho influencia o desempenho no ESC. Nas duas edições, o número de organizações influenciou positivamente o desempenho, não rejeitando H1. O achado sugere que a maior possibilidade de emprego motiva o estudante a se empenhar em seus estudos.

Quanto à média salarial, não foi encontrada significância estatística na 1ª edição, enquanto na 2ª edição a sua influência foi negativa, rejeitando-se H2. O achado pode ser reflexo das características dos discentes, como a habilidade ou a situação econômica/ocupação profissional, o que não pode ser controlado neste estudo devido à indisponibilidade desses dados.

Em resposta ao objetivo, tem-se que, ao mesmo tempo em que o número de organizações sugere uma perspectiva promissora de mercado de trabalho para os aprovados, altos salários podem atrair os discentes prematuramente ao mercado de trabalho e reduzir seu rendimento. Os achados revelam uma relação entre as condições do mercado de trabalho e o desempenho no ESC.

Quanto ao “insucesso”, os resultados entre as edições foram diferentes, o que pode ser reflexo do perfil dos discentes inscritos em cada uma das edições (como mencionado, essas características não são controláveis). Todavia, os achados podem ser úteis para a promoção de discussões acerca do desenvolvimento educacional e do aumento do índice de aprovação, mediado por um diálogo entre IES, conselhos contábeis e organizações empresariais.

No que tange ao “sucesso”, não foram identificadas variáveis entre as duas edições que pudessem explicá-lo. Apesar disso, triangular o diálogo entre as vertentes mencionadas e desenvolver melhorias na educação e formação pode promover, indiretamente, o aumento no índice de aprovação.

Como limitações do estudo, destaca-se: i) a incompatibilidade temporal das principais bases de dados (ESC e ENADE), tornando-se inviável analisar uma longa série histórica de dados; ii) a indisponibilidade de dados dos discentes/inscritos no ESC. Espera-se que pesquisas futuras utilizem outras metodologias para composição e análise da amostra, como a análise de dados em painel. E, também, apresentem propostas de incentivo e práticas para o diálogo triangulado, de modo a contribuir para o avanço da educação e da profissão contábil.

Referências

- Aina, C., Baici, E., Casalone, G., & Pastore, F. (2022). The determinants of university dropout: A review of the socio-economic literature. *Socio-Economic Planning Sciences*, 79, 101102. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2021.101102>
- Barahona, P. (2014). Factores determinantes del rendimiento académico de los estudiantes de la Universidad de Atacama. *Estudios Pedagógicos (Valdivia)*, 40(1), 25-39. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-07052014000100002>
- Barroso, D. V., Freitas, S. C., & Oliveira, J. S. C. (2020). Exame do CFC e Educação Contábil: Análise das características das IES e seus índices de aprovação. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade (REPeC)*, 14(1), 100-117. <https://doi.org/10.17524/repec.v14i1.2470>
- Bartalotti, O., & Menezes-Filho, N. (2007). A relação entre o desempenho da carreira no mercado de trabalho e a escolha profissional dos jovens. *Economia Aplicada*, 11(4), 487-505. <https://doi.org/10.1590/S1413-80502007000400002>
- Bugarim, M. C. C., Rodrigues, L. L., Pinho, J. C. C., & Machado, D. Q. (2014). Análise histórica dos resultados do exame de suficiência do conselho federal de contabilidade. *Revista Contabilidade e Controladoria*, 6(1), 121-136. <http://dx.doi.org/10.5380/rcc.v6i1.33455>
- Cadastro e-MEC. (2022). Cadastro Nacional de Cursos e Instituições de Educação Superior. <https://emec.mec.gov.br/emec/nova>
- Conselho Federal de Contabilidade – CFC. (2018). Resultado Oficial do Exame de Suficiência de 2018. Recuperado de: <https://cfc.org.br/registro/exame-de-suficiencia/relatorios-estatisticos-do-exame-de-suficiencia/>
- Dados Abertos CAPES. (2018). Cursos da Pós-Graduação Stricto Sensu no Brasil. Recuperado de: <https://dadosabertos.capes.gov.br/dataset/2017-a-2020-cursos-da-pos-graduacao-stricto-sensu-no-brasil/resource/ee100132-d316-42df-8675-5c80f6cd2505>
- de Oliveira, J. S. C., Ospina, R., Leiva, V., Figueroa-Zúñiga, J., & Castro, C. (2023). Quasi-Cauchy regression modeling for fractiles based on data supported in the unit interval. *Fractal and Fractional*, 7(9), 667. <https://doi.org/10.3390/fractalfract7090667>
- Duarte, C. A. A., Souza, J. M., Quirino, M. C. D. O., Melo, M. C. D. L., & Melo, T. D. S. (2023). Fatores Determinantes para o Desempenho Acadêmico dos Discentes do Curso de Ciências Contábeis no ENADE. *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, 11(1), 120-133. <https://>

congressosp.fipecafi.org/anais/21UsplInternational/ArtigosDownload/3384.pdf

Durso, S. (2021). RUF e a qualidade da educação superior: o caso dos cursos de contabilidade no Brasil. *Capital Científico*, 19(3), 44-62. <https://revistas.unicentro.br/index.php/capitalcientifico/article/view/6546>

Ferrari, S., & Cribari-Neto, F. (2004). Beta regression for modelling rates and proportions. *Journal of applied statistics*, 31(7), 799-815. <https://doi.org/10.1080/0266476042000214501>

Ferreira, C. O., de Araújo, G. A., Pereira, V. H., & da Cunha, J. V. A. (2022). Desempenho acadêmico dos discentes de graduação em ciências contábeis: relação entre os resultados obtidos no exame de suficiência do CFC e a nota do Enade. *ForScience*, 10(1), e00992-e00992. <https://forscience.ifmg.edu.br/index.php/forscience/article/view/992/398>

Gaynor, G., Korb, P., Gerlowski, D., & Zhang, T. (2019). An alternate state in mind: the effect of CPA exam credit-hour requirements and economic competitiveness on state-level exam candidate pools and pass rates. *Accounting Education*, 28(6), 621-641. <https://doi.org/10.1080/09639284.2019.1670685>

Gondim, S. M. G. (2002). Perfil profissional e mercado de trabalho: relação com formação acadêmica pela perspectiva de estudantes universitários. *Estudos de Psicologia (Natal)*, 7(2), 299-309. <https://doi.org/10.1590/S1413-294X2002000200011>

Hanushek, E. A. (1987). Educational production functions. In: *Economics of Education*. (Cap. 6, pp. 33-42). Pergamon Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-08-033379-3.50013-9>

Hanushek, E. A. (2020). Education production functions. In: *The economics of education*. (Cap. 13, pp. 161-170). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-815391-8.00013-6>

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2018). PIB por Unidade da Federação, 2018. Recuperado de: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9088-produto-interno-bruto-dos-municipios.html?edicao=29720&t=destaques>

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira – Inep. (2018). Indicadores de Qualidade da Educação Superior. Recuperado de: <https://www.gov.br/inep/pt-br/aceso-a-informacao/dados-abertos/indicadores-educacionais/indicadores-de-qualidade-da-educacao-superior>

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira – Inep. (2018). Sinopse Estatística | Educação Superior 2018. Recuperado de: <https://www.gov.br/inep/pt-br/areas-de-atuacao/pesquisas-estatisticas-e-indicadores/censo-da-educacao-superior/resultados>

Lei n. 10.861, de 14 de abril de 2004 (2004). Institui o Sistema Nacional de Avaliação da Educação Superior – SINAES e dá outras providências. Recuperado em 11 de setembro de 2021, de http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2004/lei/110.861.htm

Lei n. 12.249, de 11 de junho de 2010 (2010). Altera os Decretos-Leis nos 9.295, de 27 de maio de 1946. art. 76. Recuperado em 11 de setembro de 2021, de http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2010/Lei/L12249.htm#art76

Lemos, K. C. S., & Miranda, G. J. (2015). Alto e baixo desempenho no ENADE: que variáveis explicam? *Revista Ambiente Contábil*, 7(2), 101-118. <https://ojs.ccsa.ufrn.br/index.php/contabil/article/view/546>

Machado, C. G., Frare, A. B., Cruz, A. P. C. D., Quintana, A. C., & Gomes, D. G. D. (2021). Atribuição de causalidade à evasão dos graduandos de ciências contábeis de uma instituição de ensino superior pública. *Pensar Contábil*, 23(81), 25-35. <https://webserver.crcrj.org.br/asscom/Pensarcontabil/revistaspdf/revista81.pdf>

Marçal, R. R., Matos, V. S., Carvalho, T. F. M., & Carvalho, M. S. (2019). Avaliações de desempenho no ensino contábil brasileiro: Uma análise comparativa entre IES diante do Exame de Suficiência do CFC. *RACE - Revista De Administração, Contabilidade e Economia*, 18(2), 363-384. <https://doi.org/10.18593/race.19638>

Martins, F. S., & Machado, D. C. (2018). Uma análise da escolha do curso superior no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 35(1), 1-24. <https://doi.org/10.20947/S0102-3098a0056>

Miranda, G. J., Lemos, K. C. S., Oliveira, A. S., & Ferreira, M. A. (2015). Determinantes do desempenho acadêmico na área de negócios. *Revista Meta: Avaliação*, 7(20), 175-209. <http://dx.doi.org/10.22347/2175-2753v7i20.264>

Nasu, V. H., & Sasso, M. (2021). A bolsa faz a diferença? Uma análise do desempenho dos negócios dos alunos bolsistas cursos de formação da área de atuação. *Education Policy Analysis Archives*, 29(99), 1-24. <https://doi.org/10.14507/epaa.29.5876>

Niquini, R. P., Teixeira, L. R., Sousa, C. A. D., Manelli, R. N., Luz, A. A. D., Turte-Cavadinha, S. L., & Fischer, F. M. (2015). Características do trabalho de estudantes universitários associadas ao seu desempenho acadêmico. *Educação em Revista*, 31(1), 359-381. <https://doi.org/10.1590/0102-4698122477>

Ospina, R., & Ferrari, S. L. P. (2010). Inflated beta distributions. *Statistical papers*, 51(1), 111-126. <https://doi.org/10.1007/s00362-008-0125-4>

Paul, C. W., & Ruhland, J. S. (2013). A note on job market conditions and students academic performance. *Journal of Business & Economics Research (JBER)*, 11(5), 223-228. <https://doi.org/10.19030/jber.v11i5.7837>

- Plataforma Integrada de Ouvidoria e Acesso à Informação – Fala.BR. (2022). Acesso à Informação. Recuperado de: <https://falabr.cgu.gov.br/>
- Ranking Universitário da Folha – RUF. (2018). Rankings de Cursos. Recuperado de: <https://ruf.folha.uol.com.br/2018/ranking-de-cursos/ciencias-contabeis/>
- Rezende, C. C. da S., Cantarino, L. A. B., Souza, P. F. de, Alves, T. O. M., & Campos, R. S. (2022). O impacto de aspectos socioeconômicos no desempenho de estudantes de Sistemas de Informação no Enade. *Revista Brasileira de Informática na Educação*, 30, 157–181. <https://doi.org/10.5753/rbie.2022.2093>
- Rodriguês, J. A. A., Bazani, C. L., & Leal, E. A. (2020). Fatores que afetam a escolha da profissão contábil: um estudo realizado com os alunos de uma IES pública de minas gerais. *Revista de Contabilidade da UFBA*, 14(3), 91-111. <https://doi.org/10.9771/rc-ufba.v14i3.38698>
- Rodrigues, L. L., Pinho, C., Bugarim, M. C., Craig, R., & Machado, D. (2017). Factors affecting success in the professional entry exam for accountants in Brazil. *Accounting Education*, 27(1), 48-71. <https://doi.org/10.1080/09639284.2017.1361851>
- Rodríguez-Esteban, A., & Vidal, J. (2022). El arrepentimiento respecto a los estudios en universitarios españoles desde la perspectiva del desajuste formación-empleo. *Education Policy Analysis Archives*, 30(79), 1-21. <https://doi.org/10.14507/epaa.30.6683>
- Rudakov, V., & Roshchin, S. (2019). The impact of student academic achievement on graduate salaries: the case of a leading Russian university. *Journal of Education and Work*, 32(2), 156-180. <https://doi.org/10.1080/13639080.2019.1617839>
- Saavedra-Caballero, F., & Van Belleghem, S. (2021). About job market outcomes: Assessing the performance of Colombian higher education institutions. *Higher Education Quarterly*, 76(4), 1-20. <https://doi.org/10.1111/hequ.12340>
- Santana Junior, G. M. de, & Callado, A. L. C. (2017). Discriminação salarial entre homens e mulheres no mercado de trabalho dos contadores do nordeste brasileiro. *Revista Mineira de Contabilidade*, 18(2), 70-82. <https://revista.crcmg.org.br/rmc/article/view/674>
- Silva, C. L. R., Pontes, G. A., & Silva, V. R. (2018). Análise do Desempenho dos Candidatos por Região no Exame de Suficiência do CFC no Período de 2011 a 2017. *XV Congresso USP de Iniciação Científica em Contabilidade*, São Paulo, São Paulo. <https://congressousp.fipecafi.org/anais/18Usplnternational/ArtigosDownload/790.pdf>
- Silva, M., & Padoin, M. J. (2008). Relação entre o desempenho no vestibular e o desempenho durante o curso de graduação. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, 16(58), 77-94. <https://doi.org/10.1590/S0104-40362008000100006>
- Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA. (2014). Cadastro Central de Empresas. Recuperado de: <https://sidra.ibge.gov.br/Tabela/992>
- Souza, P. V. S., & Sardeiro, L. S. M. (2019). A Relação entre o Exame de Suficiência Contábil o Exame Nacional de Desempenho de Estudantes e o Conceito Preliminar de Curso das Instituições de Ensino Superior do Brasil. *Sociedade, Contabilidade e Gestão*, 14(2), 100-123. https://doi.org/10.21446/scg_ufrj.v0i0.16184
- Sprenger, K. B., Kronbauer, C. A., Silvestre, A. O., Azevedo, E. R., & Alves, T. W. (2018). Fatores explicativos dos índices de aprovação no exame de suficiência contábil. *ConTexto*, 18(38), 4-18. <https://seer.ufrgs.br/index.php/ConTexto/article/view/69431>
- Vogt, M., Barbosa, E. T., Silva, M. Z. D., & Schmitz, A. P. (2020). Fatores determinantes das diferenças salariais entre as ocupações da contabilidade. *Cadernos EBAPE.BR*, 18, 336-352. <https://doi.org/10.1590/1679-395177220>
- Vogt, M., Degenhart, L., & Biavatti, V. T. (2016). Relação entre formação docente, metodologias de ensino e resultados do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes de Ciências Contábeis. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, 15(45), 63-77. <http://dx.doi.org/10.16930/2237-7662/rccc.v15n45p63-77>
- Wen, L., Hao, Q., & Bu, D. (2015). Understanding the intentions of accounting students in China to pursue certified public accountant designation. *Accounting Education*, 24(4), 341-359. <https://doi.org/10.1080/09639284.2015.1051561>
- Zioldo, L., & Abbas, K. (2021). Exame de Suficiência Contábil: determinantes do índice final de aprovação. *USP International Conference In Accounting 21*. São Paulo, São Paulo. p. 1-21. <https://congressousp.fipecafi.org/anais/21Usplnternational/ArtigosDownload/3543.pdf>

Agradecimentos:

O presente trabalho foi realizado com apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado da Bahia (FAPESB) – Termo de outorga BOL0468/2021.