

# Mulheres no Conselho de Administração e os Impactos na Remuneração dos Executivos e Performance de Grandes Empresas Brasileiras

Thayla Machado Guimarães Iglesias<sup>1</sup> , Thayse Machado Guimarães<sup>2</sup> , Pablo Rogers<sup>3</sup> 

<sup>1,2,3</sup> Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, Minas Gerais, Brasil.



<sup>1</sup>thayla.adm@gmail.com  
<sup>2</sup>thaysemg.adm@gmail.com  
<sup>3</sup>pablorogers@ufu.br

**Editado por:**  
Moacir Manoel Rodrigues Junior

## Resumo

**Objetivo:** Este estudo tem como objetivo investigar qual a influência da diversidade de gênero do conselho de administração no desempenho econômico-financeiro e na remuneração dos executivos das grandes empresas brasileiras.

**Método:** Foram analisadas 84 empresas não financeiras do IBrX 100, por meio de painel dinâmico (2015 a 2019) com System GMM em um e dois estágios.

**Resultados ou Discussão:** As principais evidências sinalizaram que a diversidade de gênero não possibilitou benefício econômico, seja pela melhoria do desempenho econômico-financeiro ou pela redução das compensações excessivas dos gestores, o que, portanto, indica que as hipóteses não foram respondidas. A despeito dos achados, ressalta-se que as empresas devem envidar esforços para que a política de cotas de gênero no âmbito da entidade seja implementada acima do mínimo, não se restringindo ao percentual instituído em lei. Tal ação inspira credibilidade nos stakeholders, pois evidencia o compromisso da instituição com a diversidade.

**Contribuições:** A discussão sobre diversidade de gênero é pertinente, sobretudo na realidade brasileira, cuja representação feminina nas grandes organizações é pequena (10%), com apenas 53% das companhias com pelo menos uma mulher em seus conselhos de administração. Em países emergentes como o Brasil, as discussões relativas à diversidade são ainda incipientes, notadamente porque não há legislação consolidada sobre o assunto, senão projeto de lei aguardando votação e deliberação. Disso se infere o ineditismo do presente estudo, que normalmente encontra nos países desenvolvidos.

**Palavras-chave:** Diversidade de Gênero; Empresas Inclusivas; Desempenho Econômico-Financeiro; Compensação dos Gestores.

## Como Citar:

Iglesias, T. M. G., Guimarães, T. M., & Rogers, P. (2024). Mulheres no Conselho de Administração e os Impactos na Remuneração dos Executivos e Performance de Grandes Empresas Brasileiras. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 17(1), 188–200/201. <https://doi.org/10.14392/asaa.2024170108>

Submetido em: 21 de Dezembro de 2022  
Revisões Requeridas em: 22 de Agosto de 2023  
Aceito em: 30 de Dezembro de 2023

## Introdução

Discussões na literatura acerca da diversidade de gênero nos conselhos de administração e comitês de remuneração têm crescido, consideravelmente, nas últimas duas décadas, sendo que a pressão externa pela inclusão de mulheres nestes órgãos vem especialmente de grupos sociais, acionistas e legisladores (Benkraiem et al., 2017). O que precisa ser evidenciado é que o equilíbrio de gênero nos órgãos de supervisão se tornou uma prioridade, o que faz a diversificação dos conselhos uma meta a ser alcançada (Binder, 2018), uma vez que argumentos éticos ressaltam a necessidade de diversificação dos conselhos para atender aos stakeholders e a comunidade (Rixom et al., 2023).

Algumas estruturas teóricas extraídas da economia, psicologia e estudos organizacionais sustentam a relação entre a diversidade de gênero dos conselhos e o desempenho financeiro das empresas (Yarram & Adapa, 2023), como a Teoria da Dependência de Recursos, proposta por Pfeffer e Salancik (1978), a qual aborda a relação de interdependência e incertezas da organização com o ambiente (Hillman et al., 2009). Segundo essa teoria, dentre as possíveis alternativas de atuações que as empresas podem ter para minimizarem a dependência com o meio ambiente, uma delas é o conselho de administração, dada a competência em gerir as dependências e refletir as necessidades ambientais que ele possui (Hillman et al., 2009). Nesse sentido, diferentes tipos de diretores proporcionam benefícios diversificados para a empresa (Carter et al., 2010).

Entretanto, conforme preconiza a Teoria do Tokenismo, proposta por Kanter (1977), grupos distorcidos, nos quais há preponderância de uma categoria, considerada dominante (geralmente homens), sobre outra (geralmente mulheres) que são os tokens (Rixom et al., 2023), os representantes da categoria em menor predominância são considerados símbolos, uma vez que fenômenos como visibilidade, polarização e assimilação são associados a eles de modo a gerar pressão por desempenho, limites entre os grupos e aprisionamento de papéis (Kanter, 1977).

Dois motivos principais justificam o interesse sobre este tema, a saber: (i) o aumento das investigações da diversidade de gênero, especialmente em função da disseminação de regulamentações e recomendações de legisladores ao redor do mundo (Chapple & Humphrey, 2014; Lucas-Pérez et al., 2015; Magnanelli & Pirolo, 2021; Rahman et al., 2023; Strobl et al., 2016); e (ii) a falta de consenso na literatura quanto às evidências empíricas sobre os impactos desta diversidade nas organizações (Lee & Thong, 2023; Magnanelli & Pirolo, 2021).

Em relação ao primeiro, em função dos diferentes códigos de governança corporativa existentes no mundo, sabe-se que há distintas imposições por legislações nacionais e internacionais, sendo que um aspecto comum

compreende a diversidade quanto à independência e ao gênero. Enquanto alguns países criaram leis de cotas de gênero obrigatórias, outros publicaram recomendações sobre uma proporção mínima, sendo que, nestes casos, as empresas podem voluntariamente aderir ou não às recomendações (Magnanelli & Pirolo, 2021).

Sobre os países com cotas obrigatórias, a Noruega, em 2003, foi o primeiro país a exigir que 40% dos cargos de diretoria/conselho das empresas fossem preenchidos por mulheres (Chapple & Humphrey, 2014; Magnanelli & Pirolo, 2021; Rahman et al., 2023; Shukeri & D Alfordy, 2022; Strobl et al., 2016; Yarram & Adapa, 2023). Posteriormente, outros países europeus instituíram cotas obrigatórias, sendo eles: Espanha (2007), França (2011), Dinamarca (2005), Islândia (2010) e Itália (2011) (Lucas-Pérez et al., 2015; Magnanelli & Pirolo, 2021; Strobl et al., 2016). Em outras nações, como o Brasil, Índia, Nigéria, África do Sul e Estados Unidos, a legislação recomenda que as empresas, voluntariamente, aumentem a representação feminina nos conselhos de administração (Alkalbani et al., 2019; Sarhan et al., 2019; Strobl et al., 2016).

Especificamente sobre o contexto brasileiro, foi elaborado o Projeto de Lei nº 1246 de 2021, aguardando votação e deliberação, que determina a reserva obrigatória mínima de 30% das vagas para mulheres nos conselhos de administração de companhias abertas e em estatais, bem como de sociedades de economia mista ou outras empresas da União, dos estados, do Distrito Federal e dos municípios (Amaral, 2023). Ainda, a Brasil, Bolsa e Balcão (B3) lançou em agosto de 2023, o primeiro índice de diversidade com foco em gênero e raça (IDIVERSA B3), cujo objetivo é tornar os indicadores de diversidade visíveis e tangíveis para o mercado (B3, 2023).

Quanto ao segundo motivo, a diversificação do capital humano nos conselhos possibilita diferentes perspectivas, experiências e conhecimentos (Lee & Thong, 2023), os conselhos tornam-se mais eficazes, pois possibilitam melhor divulgação e redução de informações privilegiadas (Yarram & Adapa, 2023) e as mulheres são menos suscetíveis a conflitos de interesse (Ibrahim et al., 2019), o que reforça que, mais do que atender a uma exigência legislativa, a diversidade dos conselhos aumenta a conformidade das empresas com boas práticas de governança corporativa e melhora o desempenho financeiro (Rahman et al., 2023), ou seja, a presença das mulheres nos conselhos de administração reflete também a ótica econômica (Lucas-Pérez et al., 2015).

Nesse sentido, entende-se que os conselhos de administração das empresas precisam ser mais diversificados não só pela questão ética, mas também pela busca de geração de valor aos acionistas (Carter et al., 2003).

Ademais, em situações em que as mulheres são membros independentes dos conselhos, ratifica-se que elas são mais efetivas, por ser mais difícil a elas alcançarem tais posições nas empresas (Benkraiem et al., 2017).

A presença de mulheres nos conselhos de administração ainda é pouco expressiva (Fraga & Silva, 2012). Porém, em um levantamento feito pela Deloitte (2022), do ponto de vista global, o percentual de mulheres nos conselhos de administração aumentou de 15% em 2016 para 19,7% em 2021. Com ênfase no Brasil, houve incremento para 10,4% em 2021 (em comparação com 7,7% em 2016), o que reforça que os esforços pela representatividade feminina nos conselhos têm propiciado resultados tangíveis (Deloitte, 2022). Tendo em vista os conflitos de interesse entre os gestores e os acionistas, um mecanismo relevante para incentivar o gestor a maximizar os retornos do acionista é a compensação dos gestores (Jensen & Meckling, 1976; Jensen & Murphy, 1990). Especialmente em situações nas quais os executivos continuam a receber remunerações elevadas e independentes da performance das empresas, a governança corporativa é essencial, sobretudo no que tange à atuação dos gestores (Lucas-Pérez et al., 2015), dado que empresas com mecanismos de governança fracos possuem altos conflitos de agência, os executivos recebem altos salários e as empresas apresentam pior desempenho (Basu et al., 2007).

Entretanto, uma composição eficiente do conselho de administração pode reduzir os problemas de agência ao estruturar a remuneração dos executivos alinhada aos interesses dos executivos e dos acionistas (Pathak & Chandani, 2023). Além disso, as recentes crises e escândalos financeiros levaram a uma inquietação geral sobre a necessidade de reformas das políticas de remuneração dos executivos (Alkalbani et al., 2019).

Tendo isso em vista, entende-se que os conselhos de administração exercem influência na remuneração dos executivos e, por isso, é importante investigar se a existência de mulheres nos conselhos interfere na determinação da compensação dos gestores (Gilley et al., 2019). As mulheres não só garantem maior efetividade nos conselhos de administração, como também influenciam no processo decisório, sobretudo na compensação dos executivos (Lucas-Pérez et al., 2015). Portanto, diante da realidade brasileira, se torna relevante compreender a relação da diversidade de gênero nos conselhos de administração com a remuneração dos gestores, haja visto o problema de agência e a geração de valor para os acionistas.

Soma-se a isso, a 6ª edição do Código de Melhores Práticas de Governança Corporativa, lançada em agosto de 2023, que ressalta a equidade como um dos princípios que, na prática de composição dos conselhos de administração, se traduz em contemplar a diversidade de conhecimentos, experiências, faixa etária, gênero, etnia, entre

outros aspectos, conforme realidade em que as organizações e as partes interessadas estão inseridas (IBGC, 2023).

Frente ao exposto, apresenta-se o problema de pesquisa deste estudo: Qual a influência da diversidade de gênero do conselho de administração no desempenho econômico-financeiro e na remuneração dos executivos das grandes empresas brasileiras? O objetivo geral consiste, portanto, na compreensão da influência da diversidade de gênero do conselho de administração no desempenho econômico-financeiro e na remuneração dos executivos das grandes empresas brasileiras. De maneira específica, almeja-se investigar a participação de mulheres nos conselhos de administração das grandes empresas brasileiras de 2015 a 2019, compreender a relação da governança corporativa com a diversidade de gênero e verificar a associação da presença feminina nos conselhos com a geração de valor para os acionistas.

Apesar das cotas de gênero introduzidas com o intuito de minimizar as preocupações éticas concernentes à sub-representação de mulheres nos conselhos e possibilitar os ganhos que a Teoria da Dependência de Recursos prevê, tais resultados positivos nem sempre são concretizados (Rixom et al., 2023). Na literatura, não há consenso quanto à relação da diversidade de gênero com o desempenho das empresas. Há evidências de uma associação negativa do desempenho da empresa com a diversidade de gênero no conselho (Adams & Ferreira, 2009), bem como de relações sem significância (Carter et al., 2010; Chapple & Humphrey, 2014; Shukeri & D Alfordy, 2022; Yarram & Adapa, 2023).

Por outro lado, estudos na realidade dos países desenvolvidos identificaram que a maior representação feminina nos conselhos de administração e/ou nos comitês de remuneração, agrega valor para os acionistas (Carter et al., 2003) e aumenta a performance (Terjesen et al., 2016), seja pela relação positiva com o Q de Tobin (Campbell & Mínguez-Vera, 2008) ou pela associação com lucros empresariais (Binder, 2018). Essa relação positiva também é observada na realidade de países emergentes, como o Brasil (Dani et al., 2019), Malásia (Khan et al., 2017; Rahman et al., 2023), Egito, Jordânia, Omã, Arábia Saudita e Emirados Árabes (Sarhan et al., 2019), Oriente Médio e Norte da África (Arayssi & Jizi, 2019) e Quênia (Ibrahim et al., 2019). Desse modo, apresenta-se a primeira hipótese de investigação deste estudo:

**H1:** A presença de mulheres no conselho de administração associa-se positivamente ao desempenho econômico-financeiro da empresa.

Segundo Usman et al. (2020), dada a crescente abordagem da presença de mulheres em cargos de gestão pelos legisladores, diferentes estudos se dedicaram a essa temática, mas há poucas evidências sobre a relação entre a diversidade de gênero nos comitês de remuneração

com a remuneração dos altos executivos. Concernente à efetividade dos conselhos de administração, a diversidade de gênero nos comitês e no conselho de administração possibilita remunerações menos abusivas, já que foram identificadas relações negativas com a remuneração total da diretoria (Patnaik & Suar, 2020; Usman et al., 2019) e relação positiva com a remuneração baseada na performance (Gilley et al., 2019; Lucas-Pérez et al., 2015; Pathak & Chandani, 2023; Sarhan et al., 2019; Usman et al., 2019) e baseada em ações (Adams & Ferreira, 2009).

Além disso, em situações, cuja participação feminina é de pelo menos 30%, tem-se menor dissidência entre os interesses dos acionistas quanto aos planos de remuneração dos executivos (Alkalbani et al., 2019). Ademais, Usman et al. (2020) ressalta que a presença de mulheres no comitê de remuneração tem considerável influência não somente em limitar as remunerações totais dos altos gerentes, como também, fortalecer a ligação entre a remuneração dos altos executivos com o desempenho da empresa. Frente a estas evidências, segue a segunda hipótese:

**H2:** A presença de mulheres nos conselhos de administração associa-se negativamente à compensação dos gestores.

Observa-se na literatura maior interesse pela investigação da diversidade de gênero nas empresas nos últimos anos (Lucas-Pérez et al., 2015), especialmente no que tange às reformas da governança corporativa (Adams & Ferreira, 2009). No entanto, a abordagem sobre os impactos da diversidade de gênero ainda é incipiente (Adams & Ferreira, 2009). Além disso, cabe investigações a respeito dos mecanismos intermediários, como características do conselho de administração, que influenciam na relação da diversidade de gênero com o valor das empresas (Lucas-Pérez et al., 2015).

Ressalta-se que estudos sobre a diversidade de gênero dos conselhos de administração geralmente estão focados em países desenvolvidos, sendo pouco expressivas as pesquisas que envolvem os países emergentes (Patnaik & Suar, 2020; Sarhan et al., 2019). Acrescenta-se o fato dos países desenvolvidos e em desenvolvimento possuírem diferenças estruturais e institucionais básicas que impedem a generalização dos resultados das economias desenvolvidas, portanto, torna-se crucial a discussão do contexto de diferentes países (Usman et al., 2020). Além disso, são menos comuns as investigações sobre a diversidade de gênero dos conselhos de administração e os impactos nas remunerações dos executivos (Sarhan et al., 2019).

A menor representatividade feminina nos conselhos de administração é intrínseca às questões culturais e sociais, sendo que o desequilíbrio de gênero a favor dos homens, além de refletir uma seleção tendenciosa dos membros, revela menor garantia de independência, o que pode refletir em piora da performance (Terjesen et al., 2016). Em países emergentes como o Brasil, as discussões rela-

tivas à diversidade são ainda incipientes, notadamente porque não há legislação consolidada sobre o assunto, senão projeto de lei aguardando votação e deliberação. Disso se infere o ineditismo do presente estudo, que normalmente encontra nos países desenvolvidos.

Dessa forma, a diversidade de gênero torna-se especialmente importante em países que possuem fraca estrutura de governança corporativa (Usman et al., 2020). Além disso, urge discutir evidências que demonstrem a importância das mulheres na economia brasileira (Vaccari & Beuren, 2017). Por fim, estudos que investigam a diversidade de gênero nos conselhos de administração demonstram os efeitos econômicos desse atual debate sobre a necessidade de políticas públicas para maior inclusão das mulheres (Bugeja et al., 2016), dado que empresas que almejam evitar o *tokeismo* precisam considerar as cotas de gênero como ponto de partida, com vistas à melhor visibilidade junto aos investidores (Rixom et al., 2023).

## 2 Procedimentos Metodológicos

### 2.1 Amostra e variáveis selecionadas

Para alcance dos objetivos propostos, nesta pesquisa foram consideradas as empresas brasileiras não financeiras listadas no IBrX 100, entre o período 2015 a 2019, assim como no trabalho de Dani, Picolo e Klann (2019). Nesse período, conforme apresentam Parente e Machado Filho (2020), houve maior interesse em investigar os conselhos de administração, sendo que o ano de 2019 foi o mais expressivo com 14 trabalhos publicados sobre este tema. O Quadro 1 descreve as variáveis da pesquisa, o referencial teórico que embasou a coleta de cada uma das variáveis e as bases de dados utilizadas.

### 2.2 Modelos

O foco do artigo reside em avaliar a influência da diversidade de gênero dos conselhos de administração no desempenho econômico-financeiro e na remuneração dos executivos das grandes empresas brasileiras. Para isso, tem-se informações de 84 empresas entre 2015 e 2019, configurando uma disposição de dados em painel. Adicionalmente, a literatura relatada apresenta evidências da necessidade de inclusão da variável dependente defasada para modelos que pretendem avaliar as influências do desempenho econômico-financeiro e remuneração dos executivos. Assim, o problema configura-se como de *panel* dinâmico e, historicamente, no âmbito da economia e finanças, utilizam-se modelos estimados por *Difference* ou *System GMM* (Generalized Method-of-Moments), *one* ou *two-steps*, para controlar o problema de correlação entre a variável defasada e o erro (Roodman, 2009). No entanto, a literatura correlata de estrutura de capital e governança corporativa também indica que pode haver endogeneidade entre as outras variáveis consideradas

Quadro 1: Descrição das variáveis da pesquisa

Descrição	Código	Fórmula	Embasamento Teórico	Base Dados
<b>Dependente:</b>				
Retorno sobre o Ativo <sup>¥</sup>	ROA	Lucro Operacional Líquido / ativo total	N; J; D; G; P	(2)
Q de Tobin <sup>¥</sup>	QTOBIN	Ln (Valor de Mercado Ações + Dívida Bruta / Ativo Total)	E; H; N; G; P	(2)
Remuneração Média dos Diretores <sup>¥</sup>	REMDIR	Ln (Remuneração total média dos diretores)	N; I; Q; D; G	(1)
<b>Independente:</b>				
Diversidade de Gênero (%) <sup>¥</sup>	DIV_PERC	Proporção de mulheres no conselho de administração	F; E; H; L; O; K; N; A; I; J; Q; D; B; G; C; P	(1)
Diversidade de Gênero <sup>¥</sup>	DIV_DUM	Variável Dummy, assume 1 se identificada alguma mulher no conselho de administração e 0 caso contrário	F; E; L; O; Q; D; G; P	(1)
<b>Controle:</b>				
Dualidade de CEO	DCEO	Variável Dummy, assume 1 se o CEO é também o presidente do conselho de administração e 0 caso contrário	F; L; N; A; D; B; P	(1)
Independência do Conselho	IND	Proporção de conselheiros independentes no conselho de administração	F; O; A; D; B; G; M	(1)
Tamanho do Conselho	CTAM	Número de Conselheiros Efetivos	F; L; O; N; A; I; D; G; P	(1)
Remuneração Média dos conselheiros Comitê de	REMCON	Ln (Remuneração total média dos diretores)		(1)
Remuneração	CREM	Variável Dummy, assume 1 para presença de Comitê de Remuneração e 0 para ausência	O*; Q; G	(1)
Tamanho da Empresa	TAM	Ln (Ativo Total)	F; Q.	(2)
Alavancagem <sup>¥</sup>	ALAV	Dívida Total Bruta / Ativo Total	A; Q; D; B; G	(2)
Volatilidade Preço das Ações <sup>¥</sup>	VOL	Média de preços anual das ações considerando seus valores mais altos e baixos em média no ano (sqrt ((sum ((Si - Sm)^2)) / n * PPA) onde Si = logaritmo neperiano de (di / di-1) i = 1...n e Sm = média de S1, S2, S3,...,Sn)	A	(2)
Governança Corporativa	GC	Variável Dummy, assume 1 se a empresa está listada no Novo Mercado e 0 caso contrário		(1)

Notas: ¥ Variáveis consideradas endógenas para estimar os parâmetros dos modelos.

1) Os autores foram identificados com letras, sendo: A = Alkalbani, Cuomo e Mallin (2019); B = Benkraiem et al (2017); C = Binder (2018); D = Bugeja, Matolcsy e Spiropoulos (2016); E = Campbell e Mínguez-Vera (2008); F = Carter, Simkins e Simpson (2003); G = Dani, Picolo e Klann (2019); H = Fraga e Silva (2012); I = Gilley et al. (2019); J = Ibrahim et al. (2019); K = Khan, Hassan e Marimuthu (2017); L = Lucas-Pérez et al (2015); M = Patnaik e Suar (2020); N = Sarhan, Nfim e Al-Najjar (2019); O = Strobl, Rama e Mishra (2016); P = Terjesen, Couto e Francisco (2016); Q = Usman et al. (2020b)].

2) As bases correspondem a: (1) Formulário de Referência; (2) Econômica

Fonte: Dados da Pesquisa (2021).

no Quadro 1. Desse modo, formalmente tem-se:

$$Y_{it} = \phi Y_{it-1} + \beta X_{it} + \theta Z_{it} + v_i + e_{it} \quad (1)$$

Onde,

$Y_{it}$  representa ROA/QTOBIN ou REMDIR e  $Y_{it-1}$  seus valores defasados;

$X_{it}$  é a matriz de variáveis exógenas IND, CTAM, REMCON, CREM, DCEO, GC e TAM, que não dependem de  $e_{it}$  atual ou passado;

$Z_{it}$  representa a matriz de variáveis endógenas (além de  $Y_{it-1}$ ) ROA/QTOBIN ou REMDIR, DIV\_PERC/DIV\_DUM, ALAV e VOL, potencialmente correlacionadas com  $v_i$ ;

$e_{it}$  são os erros individuais específicos e  $v_i$  são os efeitos ao nível individual não observados, supondo que  $E(v_i) = E(e_{it}) = E(v_i, e_{it}) = 0$  e  $E(e_{it}, e_{is}) = 0$  para cada  $i, j, t, s, i \neq j$ ;

$\phi, \beta$  e  $\theta$  são vetores de parâmetros estimados, cujo processo envolve tomar a primeira diferença da equação (1) e utilizar os lags das variáveis  $Y_{it-1}$  e  $Z_{it}$  como instrumentos nessa equação transformada (diferenciada), conforme proposta Arellano & Bond (1991). Adicionalmente, Arellano & Bover (1995) e Blundell & Bond (1998) indicaram incluir lags das diferenças de  $Y_{it-1}$  e  $Z_{it}$  como instrumentos adicionais na equação em nível (equação 1).

O procedimento acima é conhecido como System GMM, cuja diferenciação reside em remover  $v_i$  (efeito fixo), e os instrumentos (defasagens e diferenças das variáveis) na equação 1 e equação transformada, controlar a correlação entre  $Z_{it}/Y_{it-1}$  e  $e_{it}$ . A expectativa que modelos de efeitos fixos seriam mais condizentes com o problema

de pesquisa foi corroborada em exames preliminares, onde aplicou-se os testes de Breusch-Pagan, Chow e Hausman nas versões sem endogeneidade dos modelos estimados. Adicionalmente, também foi verificada falta de homocedasticidade (Teste Wald) e presença de autocorrelação de primeira ordem (Teste de Wooldridge) nos modelos sem considerar a presença da endogeneidade.

Em todos os sentidos o problema de pesquisa direcionou pela utilização dos estimadores GMM: i) modelo de painel dinâmico; ii) T pequeno e N grande; iii) variáveis independentes não estritamente exógenas (endogeneidade); iv) presença de efeitos fixos; e v) erros idiossincráticos ( $e_{it}$ ) heteroscedásticos e correlacionados dentro dos indivíduos. No entanto, sobre a escolha entre o estimador Difference ou System GMM pautou-se pela recomendação da literatura (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998; Bond, 2002; Roodman, 2009) ao ressaltar uma melhor eficiência do System GMM em i) painel desbalanceado, pequenas amostras, presença de heterocedasticidade e autocorrelação, e ii) as duas regras proferidas por Bond (2002): 1) utilizar System GMM se o termo de persistência ( $\phi$ ) for “quase” random walk; ou 2) estimar um modelo pooled e de efeitos fixos e comparar os parâmetros de persistência com o parâmetro estimado por um modelo Difference GMM.

Nesse estudo, tem-se um painel desbalanceado, amostra pequena e indícios de heterocedasticidade e autocorrelação. Pelo primeiro critério de Bond (2002) não há uma decisão assertiva. Entretanto, como o parâmetro de persistência do modelo Difference GMM ficou muito mais próximo do modelo de efeito fixo, por esse segundo critério, conclui-se pela utilização do estimador System GMM.

Adicionalmente, também se ressalta que utilizou o procedimento Two-Step System GMM, devido aos indícios da presença de heterocedasticidade e correlação serial, com a correção para pequenas amostras, conforme a proposta de Windmeijer (2005). Além disso, em vez de utilizar as primeiras diferenças para construção dos instrumentos na equação diferenciada, com intuito de reduzir o impacto dos missings, utilizou-se os desvios das médias passadas (Roodman, 2009). Por fim, em termos de procedimento de estimação, fez-se uso da proposta Kapetanios & Marcellino (2010), com o intuito de evitar a proliferação de instrumentos ( $n^\circ$  instrumentos  $> N$ ). Essa proposta reside em utilizar somente os componentes principais (autovalor  $> 1$ ) dos lags e diferenças das variáveis endógenas ( $Y_{it-1}$  e  $Z_{it}$ ) para reduzir o número arbitrário de instrumentos (Roodman, 2009).

Para avaliar os modelos estimados por Two-Step System GMM fez-se uso: i) do teste J de Hansen para a validade dos instrumentos ( $0,60 > p\text{-valor} > 0,05$ ); ii)

do teste Arellano-Bond AR(2) para identificar indícios de autocorrelação de segunda ordem ( $p\text{-valor} > 0,05$ ); iii) do teste de significância do parâmetro de persistência ( $\phi$ ) para justificar a utilização de técnicas de painel dinâmico ( $p\text{-valor} < 0,05$ ); iv) da avaliação se  $n^\circ$  de instrumentos  $< n^\circ$  de grupos ( $N = n^\circ$  de empresas); v) do teste de significância geral (Teste F) do modelo ( $p\text{-valor} < 0,05$ ); e vi) das medidas de ajuste: % Variância Explicada ( $> 70\%$ ) e KMO ( $> 0,70$ ); do modelo de componentes principais estimado para redução das dimensões dos instrumentos, conforme recomendação da literatura (Roodman, 2009).

Vale lembrar que os estimadores GMM não resolvem o problema de endogeneidade. A construção do modelo em si é que pode tratar a endogeneidade, e sob certas circunstâncias, os estimadores GMM controlam mais eficientemente, e com menor exigência computacional, o problema de correlação entre as variáveis explanatórias e os erros. Se essa correlação emana de variáveis omitidas que mudam com o tempo, por exemplo, os estimadores GMM permanecem inconsistentes.

Isto posto, cabe salientar que, apesar da literatura de governança corporativa (Lucas-Pérez et al., 2015; Terjensen et al., 2016; Sarhan et al., 2019; Dani et al., 2019; Patnaik & Suar, 2020 e Usman et al., 2020) indicar que as variáveis de governança coletadas (IND, CTAM, REMCON, CREM, DCEO e GC) poderem ser endógenas, elas foram tratadas como exógenas na equação 1. Primeiro, somente com TAM não ter-se-ia modelos identificados. Segundo, o fato de ter um painel dinâmico e com apenas dois anos (temos quatro anos, mas perdemos dois anos com o processo de diferenciação exigidos no System GMM) implica numa relação de mais curto prazo, e assim, crê-se que para o período em questão, essas variáveis podem ser tratadas como exógenas. No caso da variável GC, por exemplo, acredita-se ser pouco plausível algum ruído no sistema (equação 1) ser determinante se uma empresa entra ou não para o Novo Mercado no período em questão.

Em terceiro e último lugar, ressalta-se que em termos estatísticos todas as variáveis do Quadro 1 poderiam ser consideradas exógenas ao sistema. O teste C de endogeneidade/exogeneidade indicou baixa correlação entre as variáveis explanatórias e o erro. Especificamente, os testes C para  $Z_{it}$  retornaram  $p\text{-valor} > 0,05$  para alguns modelos considerados, indicando que  $Z_{it}$  poderiam ser tratadas como exógenas ( $X_{it}$ ). Entretanto, a despeito da evidência estatística interna de exogeneidade para  $X_{it}$  ou  $Z_{it}$ , por precaução e maior peso às evidências empíricas anteriores, optou-se por segregar essas matrizes como definido na equação 1, alocando as variáveis de governança corporativa em  $X_{it}$ , por considerar que elas são mais estruturais (i.e., mais difíceis de mudar no curto

prazo) do que as outras variáveis consideradas em  $Z_{it}$ .

## 3 Resultados

### 3.1 Perfil da amostra

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva das variáveis consideradas neste estudo. Primeiramente, percebe-se que, em média, as empresas apresentam um retorno dos investimentos em seus ativos (ROA) de 4,47%. Quanto ao desempenho econômico, expresso pelo Q de Tobin, a média revelou um valor de 1,08 ( $e^{0,08}$ ). A respeito da compensação dos gestores (REMDIR), em média, foi constatado o valor de R\$ 3.078.645 ( $e^{14,94}$ ).

Tabela 1: Estatística descritiva

Variável	n	Média	Desvio	Mín	Máx
QTOBIN	383	0.08	0.58	-1.80	1.56
ROA	396	4.47	5.63	-26.72	32.85
REMDIR	378	14.94	1.00	8.31	17.16
DIV_PERC	383	0.09	0.10	0.00	0.43
DIV_DUM	383	0.53	0.50	0.00	1.00
ALAV	396	0.31	0.18	0.00	0.77
VOL	360	38.09	13.35	16.95	98.24
IND	383	0.37	0.23	0.00	1.00
CTAM	383	8.34	2.14	3.00	16.00
REMCON	376	12.79	0.96	6.17	15.22
CREM	383	0.25	0.43	0.00	1.00
DCEO	383	0.03	0.17	0.00	1.00
GC	405	0.61	0.49	0.00	1.00
TAM	396	16.61	1.22	13.81	20.65

Fonte: Resultados da Pesquisa (2021).

No tocante à diversidade de gênero (DIV\_PERC), a participação média das mulheres nos conselhos de administração das grandes empresas brasileiras é de 10%, corroborando as evidências de Adams e Ferreira (2009), Lee e Thong (2023), Shukeri e D Alfordy (2022) e Yarram e Adapa (2023), cujos percentuais foram, respectivamente, 13,4%, 8,5%, 8,1% e 12%, sendo observados casos extremos em que não há nenhuma mulher neste órgão de gestão ou mesmo que a representatividade feminina chega a 43%.

Isto demonstra que, pelo menos nas empresas de maior porte, há um crescimento da equidade de gênero nos cargos de gestão, pois estudos como Fraga e Silva (2012) e Dani et al. (2019) identificaram representações menores de, respectivamente, 4,4% e 5,1%. Contudo, destaca-se que esta representatividade ainda está aquém do que é previsto pelo Projeto de Lei nº 1246 de 2021, que reforça a obrigatoriedade de cotas mínimas de 30% de participação de mulheres nos conselhos de administração, uma vez que não há na amostra investigada nenhuma empresa cujo percentual de mulheres no conselho seja superior a 50%, assim como não identificado por Lee e Thong (2023).

Embora a representação feminina em cargos executivos tenha crescido, quando analisa-se a variável DIV\_DUM, percebeu-se que somente 53% das empresas analisadas possuem pelo menos uma mulher nos conselhos de administração. Esta realidade também foi retratada por Prudêncio et al. (2021), os quais destacaram que cerca de 43% das empresas brasileiras não possuem conselheiras.

Em relação às demais características dos conselhos de administração, em média eles são compostos por 8 ou 9 membros (CTAM), sendo observados conselhos com até 16 participantes ou com apenas 3. Em 37% dos conselhos investigados, notou-se que pelo menos um(a) conselheiro(a) independente (IND) e, em 3% das situações, o presidente do conselho de administração também exerce o cargo de CEO (DCEO).

Ademais, cerca de 25% das empresas possuem comitê de remuneração (CREM) e 61% estão listadas no índice do Novo Mercado do índice de governança corporativa da B3 (GC). Enfim, ao analisar a alavancagem (ALAV), entende-se que, em média, a dívida bruta das empresas representa 31% do total dos ativos, o tamanho médio (TAM) foi correspondente a R\$ 1,6 bilhões ( $e^{16,61}$ ) e a volatilidade do preço médio das ações em base anual (VOL) correspondeu a 38% em média.

Tabela 2: Matriz de transição das variáveis binárias

Presença de pelo menos uma mulher no conselho (DIV_DUM)	Não	Sim	Total
Não	74.19	25.81	100
Sim	10.88	89.12	100
Total	43.38	56.62	100
Presença de comitê de remuneração (CREM)	Não	Sim	Total
Não	93.75	6.25	100
Sim	12.82	87.18	100
Total	72.85	27.15	100
Dualidade do CEO (DCEO)	Não	Sim	Total
Não	98.98	1.02	100
Sim	22.22	77.78	100
Total	96.69	3.31	100
Presença no Novo Mercado (GC)	Não	Sim	Total
Não	89.39	10.61	100
Sim	1.04	98.96	100
Total	37.04	62.96	100

Fonte: Resultados da Pesquisa (2021).

Quando considera-se a matriz de transição como uma análise complementar, nota-se que cerca de 74% das empresas, que não tinham uma mulher nos conselhos de administração, permaneceram com esta composição de um ano para outro, ao passo que 26% das organizações integraram conselheiras. Além disso, das empresas que já possuíam mulheres neste órgão de gestão, 89%

permaneceram com a diversidade de gênero, enquanto 11% deixaram de ter a representação feminina. A ausência da dualidade de CEO se manteve em 99% e, nos casos em que existia, 22% das empresas abandonaram esta prática.

Sobre a existência do comitê de remuneração, em 94% das organizações, em que esse não se fazia presente, permaneceram sem ele, mas 13%, das que possuíam, deixaram de ter este comitê. Por fim, 89% das empresas, que não participavam do índice do Novo Mercado, continuaram sem fazer parte deste índice e, das que integraram, 1% passou a não integrar de um ano para outro.

### 3.2 Modelos estimados

Os oito modelos estimados com intuito de avaliar as duas hipóteses da pesquisa encontram-se na Tabela 3 e na Tabela 4. De uma forma geral, eles passaram nos testes diagnósticos: i) os coeficientes associados à variável  $Y_{t-1}$  (termo de persistência) foram significativos, no mínimo, ao nível de 10%, corroborando que as técnicas de painel dinâmico são apropriadas para avaliar o problema em questão, exceto em um dos modelos de remuneração dos diretores (Tabela 4); ii) os testes F indicaram que os coeficientes são conjuntamente significativos ao nível de 1%; iii)  $n^{\circ}$  de instrumentos <  $n^{\circ}$  de grupos em todos os modelos, de forma a evitar a singularidade da matriz de covariância; iv) os testes J de Hansen indicaram que os instrumentos são válidos ( $p$ -valor > 0.05), e possivelmente, não sofremos de problemas relacionados com a proliferação dos instrumentos ( $p$ -valor < 0.60); v) os testes Arellano-Bond AR(2) não foram significativos ao nível de 5%, indicando que os modelos não sofrem de problemas de correlação serial de segunda ordem; vi) boas medidas de ajuste dos modelos de componentes principais para reduzir a dimensionalidade dos instrumentos construídos a partir dos lags e primeiras diferenças das variáveis endógenas (%Variância Explicada > 75% e KMO > 0.85).

Tabela 3: Two-Step System GMM para o desempenho econômico-financeiro

$Y_t$	QTOBIN	QTOBIN	ROA	ROA
$Y_{t-1}$	0.324** (0.130)	0.264* (0.139)	0.296*** (0.096)	0.315* (0.166)
DIV_PERC	1.932* (1.049)	-	-15.692 (15.197)	-
DIV_DUM	-	0.478** (0.199)	-	-0.218 (5.232)
REMDIR	0.002 (0.086)	-0.11 (0.071)	-0.138 (1.336)	1.262 (4.774)
ALAV	-0.596 (1.088)	-0.647 (0.874)	3.422 (11.428)	8.975 (20.528)
VOL	-0.011** (0.004)	-0.015*** (0.005)	-0.099 (0.061)	-0.08 (0.111)
IND	-0.054 (0.146)	0.029 (0.144)	1.207 (2.414)	0.979 (3.468)
CTAM	-0.008 (0.020)	-0.022 (0.018)	0.06 (0.271)	-0.218 (0.627)
REMCON	0.046 (0.055)	0.093* (0.054)	-0.094 (1.083)	-1.065 (3.034)
CREM	-0.109 (0.088)	-0.142 (0.088)	0.347 (1.079)	0.036 (1.767)
DCEO	0.221 (0.206)	0.276 (0.210)	-1.526 (2.463)	-1.961 (6.229)

GC	-0.062 (0.091)	-0.014 (0.077)	-0.697 (1.029)	-0.85 (2.017)
TAM	-0.133*** (0.046)	-0.136*** (0.043)	-0.554 (0.576)	-0.969 (0.943)
Constante	2.272** (1.093)	3.510*** (1.064)	19.412** (8.969)	16.681 (31.490)
N° Observações	281	281	281	281
N° Grupos	75	75	75	75
Teste F	10.04***	7.19***	20.79***	5.44***
J de Hansen	0.078	0.249	0.085	0.403
Arellano-Bond AR (2)	0.662	0.215	0.536	0.927
N° de instrumentos	23	23	25	23
N° de componentes	15	15	17	15
% Variância Explicada	76.2%	76.0%	78.0%	74.7%
KMO	0.881	0.888	0.895	0.900

Nota: \*p-valor < 0.10, \*\*p-valor < 0.05 e \*\*\*p-valor < 0.01 baseados na estatística t. Os valores acima referem-se às estimativas dos coeficientes da regressão, e abaixo, entre parênteses, aos erros-padrão. Os valores de J de Hansen e Arellano-Bond AR(2) referem-se aos p-valores dos testes. N° de componentes, % Variância Explicada e KMO são medidas de ajuste do modelo de componentes principais para redução da dimensionalidade dos instrumentos construídos através da diferenciação e lags das variáveis endógenas. As descrições dos códigos das variáveis são apresentadas no Quadro 1. O modelo Two-step System GMM foi estimado no Stata v. 15 pela rotina xtabond2  $Y_{it} Y_{it-1} Z_{it} X_{it}$ , gmm( $Y_{it-1}$   $Z_{it}$ ) iv( $X_{it}$ ) robust twostep orthogonal small nodiffsargan pca, conforme detalhamento da equação 1 e discutido na seção 3.3 do artigo. Fonte: Resultados da Pesquisa (2021).

Tabela 4: Two-Step System GMM para a remuneração da diretoria

$Y_t$	REMDIR	REMDIR	REMDIR	REMDIR
$Y_{t-1}$	0.420* (0.245)	0.672** (0.311)	0.397 (0.298)	0.705*** (0.253)
DIV_PERC	-2.44 (2.186)	-	-1.377 (2.573)	-
DIV_DUM	-	0.159 (0.337)	-	-0.238 (0.493)
QTOBIN	0.142 (0.405)	-0.494 (0.529)	-	-
ROA	-	-	-0.017 (0.013)	-0.003 (0.011)
ALAV	-0.707 (1.403)	-0.884 (1.808)	-2.851 (1.926)	0.364 (1.010)
VOL	-0.007 (0.008)	-0.009 (0.009)	0.001 (0.007)	-0.002 (0.006)
IND	0.079 (0.268)	-0.074 (0.225)	0.04 (0.338)	-0.1 (0.220)
CTAM	0.02 (0.030)	-0.01 (0.041)	0.063 (0.054)	0.016 (0.042)
REMCON	0.216 (0.149)	0.322* (0.181)	0.363 (0.295)	0.234 (0.273)
CREM	0.013 (0.127)	-0.089 (0.123)	-0.138 (0.187)	0.021 (0.147)
DCEO	0.560* (0.335)	0.65 (0.412)	0.726* (0.370)	0.233 (0.327)
GC	0.177 (0.175)	0.002 (0.165)	0.11 (0.208)	0.009 (0.127)
TAM	0.08 (0.090)	-0.064 (0.114)	0.036 (0.088)	-0.021 (0.048)
Constante	4.994** (2.141)	2.601 (2.963)	4.332* (2.228)	1.898 (2.853)
N° Observações	280	280	280	280
N° Grupos	75	75	75	75



Teste F	7136***	9196***	3999***	7913***
J de Hansen	0.329	0.529	0.303	0.548
Arellano-Bond AR(2)	0.434	0.921	0.486	0.671
Nº de instrumentos	25	25	26	26
Nº de componentes	17	17	18	18
% Variância Explicada	79.2%	78.9%	78.3%	78.3%
KMO	0.854	0.862	0.886	0.891

Nota: \*p-valor < 0.10, \*\*p-valor < 0.05 e \*\*\*p-valor < 0.01 baseados na estatística t. Os valores acima referem-se às estimativas dos coeficientes da regressão, e abaixo, entre parênteses, aos erros-padrão. Os valores de J de Hansen e Arellano-Bond AR(2) referem-se aos p-valores dos testes. Nº de componentes, % Variância Explicada e KMO são medidas de ajuste do modelo de componentes principais para redução da dimensionalidade dos instrumentos construídos através da diferenciação e lags das variáveis endógenas. As descrições dos códigos das variáveis são apresentadas no Quadro 1. O modelo Two-step System GMM foi estimado no Stata v.15 pela rotina `xtabond2 Yit Yit-1 Zit Xit gmm(Yit-1 Zit) iv(Xit) robust twostep orthogonal small nodiffsargan pca`, conforme detalhamento da equação 1 e discutido na seção 3.3 do artigo.

Fonte: Resultados da Pesquisa (2021).

### 3.3 Robustez

Os estimadores GMM são complicados e indubitavelmente podem gerar estimativas inválidas. Eles também podem ser facilmente manipulados para produzir diferentes resultados, principalmente, devido a sensibilidade à especificação da matriz de variáveis exógenas e quantidade de instrumentos (Roodman, 2009). Nesse sentido, não procedeu-se a nenhuma capitalização das chances e rodou-se o projeto de pesquisa como ele inicialmente foi esboçado, guiado pela revisão da literatura e disponibilidade de informações tempestivas. Essa opção metodológica, e o fato de os modelos terem passado nos testes diagnósticos, talvez seja o melhor teste de robustez dos achados.

Assim, não foi excluído nenhum outlier univariado através do processo de winsorização, como comumente se faz na área de finanças e contabilidade. Análises do boxplot indicaram não haver valores aberrantes suspeitos, apesar da presença de alguns outliers. Também não foram excluídos os outliers no contexto multivariado por considerar que, a presente amostra não é grande, não existir valores discrepantes suspeitos além daqueles comumente encontrados quando das pesquisas em finanças e ter o risco real de aumentar a validade interna em detrimento da validade externa.

Ao concentrar a massa de dados numa nuvem menos dispersa (em torno dos valores médios), via processo de winsorização ou qualquer outra técnica estatística para lidar com outliers, maximiza-se a validade interna, mas ao mesmo tempo, se a amostra não for representativa da população, minimiza-se a

validade externa. Talvez, essa opção metodológica contribuiu para poucas evidências significativas.

Posteriormente às análises elencadas na seção anterior, cogitou incluir o controle por ano e duas outras variáveis coletadas: se existe stock options para a diretoria ou conselho. As variáveis dummies temporais não foram significantes na maioria das análises e as variáveis de stock options apresentaram uma quantidade muito grande de zero, motivos pelos quais, não as consideramos num segundo momento, a despeito da literatura considerar o efeito temporal (Sarhan et al., 2019) e informações de remuneração variável (Carter et al., 2003 e Bugeja et al., 2016). Além da concentração em zero, outro motivo por não considerar as variáveis de stock options, num primeiro momento, reside no fato de já haver informações de remuneração nos modelos (REMDIR e REMCON).

### 3.4 Discussão dos resultados

Na Tabela 3, ao nível de 10%, nota-se a representatividade das mulheres nos conselhos de administração (DIV\_PERC) e, ao nível de 5%, a identificação dos conselhos que possuem pelo menos uma mulher (DIV\_DUM), ambas relacionadas com a variável Q de Tobin. Estas constatações corroboram os estudos que tratam da realidade de países desenvolvidos (Campbell & Mínguez, 2008; Terjensen et al., 2016), bem como de países emergentes (Sarhan et al., 2019) e da situação brasileira (Fraga & Silva, 2012; Dani et al., 2019). Apesar dessas evidências, a não persistência desta relação, bem como a ausência de significância com o desempenho financeiro não possibilita inferir que ter pelo menos uma mulher no conselho de administração e o crescimento da participação feminina impactam positivamente na performance das empresas.

Quanto à variável ROA, que expressa o desempenho financeiro, não foi identificada nenhuma relação estatisticamente significativa com a participação feminina nos conselhos de administração. Essa evidência corrobora os resultados de Carter et al. (2010), Shukeri e D Alfordy (2022) e Yarram e Adapa (2023), mas é contrária a alguns estudos de países emergentes do Oriente Médio e da África (Aryssi & Jizi, 2019; Ibrahim et al., 2019 e Sarhan et al., 2019), por demonstrar que a inclusão de mulheres não reflete, necessariamente, nos retornos contábeis. Isso pode ser justificado pela amostra e o período investigados, dado que podem compensar os resultados e não produzir efeitos (Carter et al., 2010), pela necessidade de se avaliar o impacto conjunto da atuação de homens e mulheres nestes órgãos e não de forma isolada, quando se trata da performance financeira (Binder, 2018), bem como pela ínfima representação das mulheres nos conselhos e os efeitos do tokenismo (Kanter, 1977; Shukeri & D Alfordy, 2022). Adicionalmente, nenhum outro aspecto dos conselhos de administração influencia nas variáveis Q de Tobin

e ROA. Esperava-se que a variável dualidade de CEO (DCEO) gerasse impacto negativo no desempenho das organizações (Terjensen et al., 2016 e Sarhan et al., 2019), por representar uma ação contrária às boas práticas de governança corporativa. Entretanto, a ausência de significância ratifica o trabalho de Fraga e Silva (2012), o que demonstra que esta variável é irrelevante para análise das empresas brasileiras. De qualquer forma, esse resultado deve ser avaliado com cautela, haja vista que há apenas 3% de observações com a presença dessa característica na amostra.

Ademais, o tamanho do conselho de administração (CTAM), apesar de representar uma piora para a performance de diferentes países (Terjensen et al., 2016), no Brasil se mostrou novamente insignificante nas análises (Fraga & Silva, 2012). Por fim, embora a literatura nacional (Fraga & Silva, 2012) e internacional (Terjensen et al., 2016) tenha apresentado relação negativa entre a independência dos conselhos (IND) e a performance das empresas, nas evidências deste estudo não foi observada nenhuma influência.

Levando em consideração as características das empresas investigadas, o endividamento das companhias, expresso pela alavancagem (ALAV), não apresentou relação estatisticamente significativa nem com o Q de Tobin nem com o ROA, o que corrobora os trabalhos de Terjensen et al. (2016) e Alkalbani et al. (2019). Esta ausência de relação é contrária ao estudo de Sarhan et al (2019), o qual demonstrou que empresas mais endividadas tendem a ter pior performance.

Em relação ao tamanho das empresas (TAM), a relação negativa e estatisticamente significativa ao nível de 1% com as duas variáveis de desempenho foi contrária às indicações da literatura (Fraga & Silva, 2012; Terjensen et al., 2016 e Sarhan et al., 2019). Acredita-se, no entanto, ser esta uma particularidade da amostra analisada, a qual contempla poucas e grandes empresas. Já a volatilidade (VOL), que expressa o risco empresarial, teve relação negativa e estatisticamente significativa ao nível de 1% com o Q de Tobin, o que sugere que em condições de maior instabilidade nos preços das ações, há queda na performance devido ao risco associado.

Quanto às variáveis que tratam da existência de um comitê de remuneração (CREM) e da remuneração da diretoria (REMDIR) e da remuneração do conselho de administração (REMCON), não foram encontradas relações estatisticamente significantes das duas primeiras variáveis com o desempenho econômico-financeiro, ao passo que notou-se relação positiva e significativa ao nível de 10% da REMCON com o Q de Tobin. Embora a literatura apresente trabalhos que tratam da importância da diversidade de gênero para a remuneração baseada na performance (Lucas-Pérez et al., 2015; Sarhan et al., 2019), nos modelos estimados

não houve associação entre a compensação dos gestores e o desempenho organizacional. Contudo, a relação positiva da performance financeira das empresas com a remuneração dos conselheiros indica que conselheiros melhor remunerados geram mais valor para as empresas.

Na Tabela 4 são apresentados os modelos estimados sobre a remuneração da diretoria. Era esperado identificar uma relação negativa entre a diversidade de gênero nos conselhos e a remuneração total dos executivos, como sugere a literatura (Benkrajem et al., 2017; Usman et al. 2019; Patnaik & Suar, 2020; Usman et al., 2020). No entanto, não houve um impacto econômico da participação feminina nos conselhos de administração em relação à remuneração da diretoria, já que não se observou significância estatística das variáveis DIV\_PERC e DIV\_DUM com a variável REMDIR. Esta ausência de significância está em linha com os estudos de Strolb et al. (2016), Sarhan et al (2019) e Adams e Ferreira (2009), pois mostra que a diversidade de gênero está menos vinculada à remuneração dos executivos pela pequena expressividade de mulheres nos órgãos de gestão. Para Alkalbani et al. (2019), as mulheres possibilitam maior alinhamento de interesses entre gestores e acionistas somente quando a representação delas nos conselhos é de pelo menos 30%. Em virtude da realidade brasileira, cuja participação das mulheres é, em média, inferior a 10%, essa baixa representatividade não gera benefícios econômicos quanto ao salário dos gestores, visto que a maior diversidade não implica em redução das compensações dos diretores.

Os modelos que tratam da relação da diversidade de gênero com a compensação dos gestores apresentaram poucas variáveis estatisticamente significantes. Evidencia-se, sobretudo, a relação da remuneração dos conselheiros (REMCON) com a dualidade de CEO (DCEO), a qual apresentou-se positiva e estatisticamente significativa ao nível de 10%. A primeira relação indica que quanto maior a remuneração dos conselheiros maior tende a ser a compensação total dos executivos. Este aspecto revela, portanto, que o monitoramento efetivo dos conselheiros quanto à atuação oportunista dos gestores não é factível na realidade das empresas analisadas, já que, embora bem remunerados, os conselheiros não necessariamente possibilitam redução das excessivas remunerações concedidas aos gestores. Ademais, nas situações em que o presidente do conselho também exerce a função de CEO, são maiores os valores pagos à diretoria. Estas situações podem ferir as boas práticas de governança corporativa, tendo em vista uma mitigação de um clima mais ético, que possibilite maior responsabilidade, confiança e transparência para os investidores (Patnaik & Suar, 2020).

Assim como nos modelos que tratam da performance, as demais características dos conselhos de administração não apresentaram relação estatisticamente significativa na remuneração dos gestores. Isto sinaliza que o



- performance in Japan. *Pacific-Basin Finance Journal*, 15(1), 56-79. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2006.05.002>
- Benkraiem, R., Hamrouni, A., Lakhali, F., & Toumi, N. (2017). Board independence, gender diversity and CEO compensation. *Corporate Governance (Bingley)*, 17(5), 845-860. <https://doi.org/10.1108/CG-02-2017-0027>
- Binder, B. C. K. (2018). Does a high women quota in supervisory boards influence firm success? *EuroMed Journal of Business*, 13(3), 291-314. <https://doi.org/10.1108/EMJB-02-2018-0011>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, 1(2), 141-162. <https://doi.org/10.1007/s10258-002-0009-9>
- Bugeja, M., Matolcsy, Z., & Spiropoulos, H. (2016). The Association Between Gender-Diverse Compensation Committees and CEO Compensation. *Journal of Business Ethics*, 139(2), 375-390. <https://doi.org/10.1007/s10551-015-2660-y>
- Campbell, K., & Mínguez-Vera, A. (2008). Gender diversity in the boardroom and firm financial performance. *Journal of Business Ethics*, 83(3), 435-451. <https://doi.org/10.1007/s10551-007-9630-y>
- Carter, D. A., D'Souza, F., Simkins, B. J., & Simpson, W. G. (2010). The gender and ethnic diversity of US boards and board committees and firm financial performance. *Corporate Governance: An International Review*, 18(5), 396-414. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.2010.00809.x>
- Carter, D. A., Simkins, B. J., Simpson, W. G., Borokhovich, K., Crutchley, C., Elson, C., Fry, M., Hersch, P., Li, J., & Longhofer, S. (2003). Corporate Governance, Board Diversity, and Firm Value We wish to thank. In *The Financial Review* (Vol. 38). <http://www.iccr.org>.
- Chapple, L., & Humphrey, J. E. (2014). Does board gender diversity have a financial impact? Evidence using stock portfolio performance. *Journal of business ethics*, 122, 709-723. <https://doi.org/10.1007/s10551-013-1785-0>
- Dani, A. C., Picolo, J. D., & Klann, R. C. (2019). Gender influence, social responsibility and governance in performance. *RAUSP Management Journal*, 54(2), 154-177. <https://doi.org/10.1108/RAUSP-07-2018-0041>
- Deloitte Global Boardroom Program. (2022). *Women in the boardroom: A global perspective (7th ed.)*. Deloitte.
- Fraga, J., & Silva, V. (2012). Board diversity and firm performance: an empirical investigation in the Brazilian market. *Brazilian Business Review*, sp.ed(1), 55-77. <https://doi.org/10.15728/bbrconf.2012.3>
- Gilley, K., Weeks, K., Coombs, J., Bell, M., & Kluemper, D. (2019). Board gender diversity, social performance, and CEO compensation. *Journal of Business Strategies*, 36(2), 1-27. <https://doi.org/10.54155/jbs.36.2.1-27>
- Hillman, A. J., Withers, M. C., & Collins, B. J. (2009). Resource dependence theory: A review. *Journal of management*, 35(6), 1404-1427. <https://doi.org/10.1177/0149206309343469>
- IBGC – Instituto Brasileiro de Governança Corporativa. (2023). *Código das Melhores Práticas de Governança Corporativa(6ªed.)*. Recuperado de <<https://conhecimento.ibgc.org.br/Paginas/Publicacao.aspx?PubId=24640>>
- Ibrahim, H. B., Ouma, C., & Koshal, J. N. (2019). Effect of gender diversity on the financial performance of insurance firms in Kenya. *International Journal of Research in Business and Social Science* (2147- 4478), 8(5), 274-285. <https://doi.org/10.20525/ijrbs.v8i5.495>
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360. doi:10.1016/0304-405X(76)90026-X
- Jensen, M. C., & Murphy, K. J. (1990). Performance pay and top-management incentives. *Journal of Political Economy*, 98(2), 225-264. <https://doi.org/10.1086/261677>
- Kanter, R. M. (1977). Some effects of proportions on group life: Skewed sex ratios and responses to token women. *American journal of Sociology*, 82(5), 965-990. <https://doi.org/10.1086/226425>
- Kapetanios, G., & Marcellino, M. (2010). Factor-GMM estimation with large sets of possibly weak instruments. *Computational Statistics and Data Analysis*, 54(11), 2655-2675. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2010.04.008>
- Khan, H., Hassan, R., & Marimuthu, M. (2017). Diversity on Corporate Boards and Firm Performance: An Empirical Evidence from Malaysia. *American Journal of Social Sciences and Humanities*, 2(1), 1-8. <https://doi.org/10.20448/801.21.1.8>
- Lee, K. W., & Thong, T. Y. (2023). Board gender diversity, firm performance and corporate financial distress risk: international evidence from tourism industry. *Equality, Diversity and Inclusion: An International Journal*, 42(4), 530-550. <https://doi.org/10.1108/EDI-11-2021-0283>
- Lucas-Pérez, M. E., Mínguez-Vera, A., Baixauli-Soler,

- J. S., Martín-Ugedo, J. F., & Sánchez-Marín, G. (2015). Women on the Board and Managers' Pay: Evidence from Spain. *Journal of Business Ethics*, 129(2), 265–280. <https://doi.org/10.1007/s10551-014-2148-1>
- Magnanelli, B. S., & Pirolo, L. (2021). Corporate Governance and Diversity Boardrooms: Empirical Insights into the Impact on Firm Performance. In *Corporate Board Diversity*. Palgrave Macmillan.
- Parente, T. C., & Machado Filho, C. A. P. (2020). Boards of directors in Brazil: Literature review and research agenda. *Revista de Administração Mackenzie*, 21(6), 1–31. <https://doi.org/10.1590/1678-6971/eramd200066>
- Pathak, M., & Chandani, A. (2023). Board composition, executive compensation, and financial performance: panel evidence from India. *International Journal of Disclosure and Governance*, 1-15. <https://doi.org/10.1057/s41310-023-00179-3>
- Patnaik, P., & Suar, D. (2020). Does corporate governance affect CEO compensation in Indian manufacturing firms? *Journal of Public Affairs*, 20(3). <https://doi.org/10.1002/pa.2115>
- Prudêncio, P., Forte, H., Crisóstomo, V., & Vasconcelos, A. (2021). Effect of Diversity in the Board of Directors and Top Management Team on Corporate Social Responsibility. *Brazilian Business Review*, 18(2), 118–139. <https://doi.org/10.15728/bbr.2021.18.2.1>
- Rahman, H. U., Zahid, M., & Al-Faryan, M. A. S. (2023). Boardroom gender diversity and firm performance: from the lens of voluntary regulations, "tokenism" and "critical mass". *Total Quality Management & Business Excellence*, 34(3-4), 345-363. <https://doi.org/10.1080/14783363.2022.2056439>
- Rixom, J. M., Jackson, M., & Rixom, B. A. (2023). Mandating diversity on the board of directors: do investors feel that gender quotas result in tokenism or added value for firms?. *Journal of Business Ethics*, 182(3), 679-697. <https://doi.org/10.1007/s10551-021-05030-9>
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86–136. <https://doi.org/10.1177/1536867x0900900106>
- Sarhan, A. A., Ntim, C. G., & Al-Najjar, B. (2019). Board diversity, corporate governance, corporate performance, and executive pay. *International Journal of Finance and Economics*, 24(2). <https://doi.org/10.1002/ijfe.1690>
- Shukeri, S. N., & D Alfordy, F. (2022). Female director in boardroom: Does it affect board compensation package and firm performance in Saudi Arabia?. *Cogent Business & Management*, 9(1), 2057114. <https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2057114>
- Strobl, S., Rama, D. v., & Mishra, S. (2016). Gender diversity in compensation committees. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 31(4). <https://doi.org/10.1177/0148558X16655704>
- Terjesen, S., Couto, E. B., & Francisco, P. M. (2016). Does the presence of independent and female directors impact firm performance? A multi-country study of board diversity. *Journal of Management and Governance*, 20(3), 447–483. <https://doi.org/10.1007/s10997-014-9307-8>
- Usman, M., Farooq, M. U., Zhang, J., Dong, N., & Makki, M. A. M. (2019). Women on boards and CEO pay-performance link. *International Journal of Manpower*, 40(7). <https://doi.org/10.1108/IJM-04-2017-0056>
- Usman, M., Siddique, M. A., Makki, M. A. M., Gull, A. A., Dardour, A., & Yin, J. (2020). Executives' pay-performance link in China: evidence from independent and gender-diverse compensation committees. *International Journal of Emerging Markets*. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-09-2019-0701>
- Vaccari, N. A. D., & Beuren, I. M. (2017). Participação Feminina na Governança Corporativa de Empresas Familiares Listadas na BM&FBovespa. *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, 5(1). <https://doi.org/10.18405/recfin20170107>
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005>
- Yarram, S. R., & Adapa, S. (2023). Gender diversity of directors and financial performance: is there a business case?. *International Journal of Managerial Finance*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. <https://doi.org/10.1108/IJMF-01-2022-0035>