U.PORTO

MESTRADO
FINANÇAS E FISCALIDADE

Diversidade no Conselho de Administração e Risco na UE

Luís Pedro Leão de Magalhães Rodrigues

M

2026

FACULDADE DE
ECONOMIA E GESTÃO
UNIVERSIDADE DO PORTO

Diversidade no Conselho de Administração e Risco na UE

Luís Pedro Leão de Magalhães Rodrigues

Dissertação
Mestrado em Finanças e Fiscalidade

Orientado por
Bernardo P. Marques, PhD

2026

Em memória da minha irmã, Alexandra.

Serás sempre uma fonte de inspiração.

Agradecimentos

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer ao meu orientador, Professor Bernardo Marques, pela sua disponibilidade e paciência ao longo deste trabalho. As suas sugestões e observações foram fundamentais para elevar a qualidade desta dissertação.

Gostaria também de agradecer ao diretor do nosso mestrado, Professor Mário Marques, pela sua dedicação e preocupação com todos os alunos. O seu trabalho cria as condições necessárias para que todos possam ter uma boa experiência académica.

Um grande agradecimento aos meus amigos do mestrado, por terem transformado cada dia de aulas em algo diferente e divertido. Pessoas incríveis, momentos inesquecíveis.

Por fim, um agradecimento do fundo do meu coração à minha família, e muito especialmente à minha mãe. Ao longo de um percurso académico com interrupções forçadas por momentos muito difíceis, nunca deixaste de acreditar em mim nem de me apoiar. Sem ti, nada disto teria sido possível.

Resumo

A Diretiva (UE) 2022/2381 estabelece objetivos vinculativos para aumentar a representação do sexo sub-representado nos conselhos de administração das empresas cotadas da União Europeia. Esta dissertação analisa se o anúncio da Diretiva, em junho de 2022, esteve associado a uma redução do risco empresarial antes do cumprimento obrigatório dos seus objetivos e se esse efeito variou consoante o nível de igualdade de género do país, a posição inicial das empresas face ao limiar de 33% de representação feminina no conselho de administração e a cobertura por analistas.

A análise utiliza um painel de 1.671 empresas cotadas entre 2018 e 2024 e um modelo de diferenças-em-diferenças que compara empresas sediadas em Estados-Membros sem quotas legais vinculativas prévias com empresas de França e Itália, onde essas quotas já se encontravam em vigor.

Os resultados mostram que o anúncio esteve associado a uma redução significativa do risco total das empresas tratadas, equivalente a cerca de 9,8% do seu valor médio, concentrada sobretudo no risco idiossincrático. A redução foi significativamente mais acentuada nos países com menor igualdade de género, correspondendo a cerca de 21% do risco total médio deste grupo. Não se encontrou evidência de que o efeito variasse consoante as empresas se encontrassem acima ou abaixo do limiar de 33% de mulheres no conselho de administração. As estimativas apontam também para uma redução do risco mais acentuada nas empresas sem cobertura por analistas, embora essa diferença seja apenas estatisticamente significativa nos países com menor igualdade de género.

Estes resultados contribuem para a literatura sobre quotas de género e risco empresarial ao fornecerem evidência de que os efeitos económicos associados a estas políticas podem surgir antes do cumprimento efetivo da obrigação regulatória. Adicionalmente, evidenciam que a magnitude desses efeitos pode depender do contexto institucional dos países, em particular do nível de igualdade de género.

Palavras-chave: Conselho de administração; Diversidade de género; Quotas de género; Risco empresarial; União Europeia.

Abstract

Directive (EU) 2022/2381 establishes binding targets to increase the representation of the underrepresented sex on the boards of directors of listed companies in the European Union. This dissertation examines whether the announcement of the Directive, in June 2022, was associated with a reduction in firm risk before mandatory compliance with its targets, and whether this effect varied with countries' level of gender equality, firms' initial position relative to the 33% threshold of female representation on the board of directors and analyst coverage.

The analysis uses a panel of 1,671 listed firms between 2018 and 2024 and a difference-in-differences model comparing firms headquartered in Member States without prior binding legal gender quotas with firms in France and Italy, where such quotas were already in force.

The results show that the announcement was associated with a significant reduction in treated firms' total risk, equivalent to about 9.8% of its mean value and concentrated mainly in idiosyncratic risk. The reduction was significantly larger in countries with lower levels of gender equality, corresponding to about 21% of the average total risk in this group. We found no evidence that the effect varied depending on whether firms were above or below the 33% threshold of women on the board of directors. The estimates also point to a larger reduction in risk among firms without analyst coverage, although this difference is statistically significant only in countries with lower levels of gender equality.

These results contribute to the literature on gender quotas and firm risk by providing evidence that the economic effects associated with such policies may emerge before actual compliance with the regulatory requirement. They also suggest that these effects may vary with countries' institutional context, particularly their level of gender equality.

Keywords: Board of directors; Board gender diversity; Gender quotas; Firm risk; European Union.

Glossário

2SLS	*Two-Stage Least Squares*
CEO	*Chief Executive Officer*
DDD	*Difference-in-Differences-in-Differences*
DiD	*Difference-in-Differences*
EBIT	*Earnings Before Interest and Taxes*
EIGE	*European Institute for Gender Equality*
ESG	*Environmental, Social and Governance*
GEI	*Gender Equality Index*
GMM	*Generalized Method of Moments*
I&D	Investigação e Desenvolvimento
IFRS	*International Financial Reporting Standards*
LSEG	*London Stock Exchange Group*
OLS	*Ordinary Least Squares*
PME	Pequenas e Médias Empresas
ROA	*Return on Assets*
TRBC	*The Refinitiv Business Classification*
UE	União Europeia

Índice

1. Introdução 1

2. Revisão de Literatura 4

2.1. Enquadramento teórico 4

2.2. Estudos empíricos: relação entre presença feminina no conselho de administração e risco 6

2.3. Estudos empíricos: introdução de quotas de género e risco 9

3. Contexto institucional 12

3.1. Diretiva 2022/2381 12

3.2. Contexto institucional da União Europeia 12

4. Hipóteses de investigação 15

5. Dados e metodologia 18

5.1. Dados 18

5.2. Metodologia 19

5.2.1. Variáveis dependentes 22

5.2.2. Variáveis de controlo 22

5.3. Estatísticas descritivas 23

6. Resultados 26

6.1. Impacto do anúncio da Diretiva no risco (H1) 26

6.2. Impacto no risco em função do nível de igualdade de género (H2) 27

6.3. Impacto no risco em função da representação feminina no conselho de administração (H3) 29

6.4. Impacto no risco em função da cobertura por analistas (H4) 32

6.4.1. Teste adicional à H4: Efeito da cobertura por analistas por nível de igualdade de género 33

7. Testes de robustez 35

7.1. Modelo principal sem variáveis de controlo 35

7.2. Modelo principal com amostra emparelhada 36

7.3. Modelo principal com os países de controlo utilizados separadamente 37

8. Conclusão 39

Apêndice 43

Apêndice A: Tendências da *equivola* nos grupos de tratamento e controlo 43

Apêndice B: Análise adicional à H3: distância ao limiar de 33% 43

Referências Bibliográficas 46

Índice de Figuras

Figura A1. Evolução trimestral da equivola nos grupos de tratamento e controlo 43

Índice de Tabelas

Tabela 1. Estatísticas descritivas 23

Tabela 2. Efeito médio da Diretiva 26

Tabela 3. Efeito da Diretiva por nível de igualdade de género 28

Tabela 4. Efeito da Diretiva por nível de representação feminina no conselho de administração 30

Tabela 5. Efeito da Diretiva em função da cobertura por analistas 32

Tabela 6. Teste adicional à H4: Cobertura por analistas por nível de igualdade de género 33

Tabela 7. Testes de robustez 35

Tabela B1. Efeito do anúncio em função da distância ao limiar de 33% 43

Tabela B2. Efeito do anúncio por intervalos de distância abaixo dos 33% 44

Tabela B3. Diferenças entre os efeitos por intervalo de distância 44

1. Introdução

Os conselhos de administração desempenham um papel central na governação das empresas, nomeadamente através da monitorização e do aconselhamento da gestão (Fama & Jensen, 1983). Uma das suas responsabilidades mais importantes consiste em definir os tipos e o nível de risco que a empresa está disposta a assumir na prossecução dos seus objetivos e supervisionar a forma como esses riscos são geridos. A sua função não é, portanto, impedir a assunção de risco, mas assegurar que as decisões que o envolvem são tomadas de forma diligente, informada e sem conflitos de interesses (OECD, 2023). Apesar dos progressos registados ao longo dos anos, em 2021 as mulheres ocupavam, em média, apenas 30,6% dos lugares nos conselhos de administração das maiores empresas cotadas da União Europeia, permanecendo, por isso, sub-representadas (Diretiva (UE) 2022/2381, 2022, considerandos 18 e 19). Com o objetivo de acelerar o progresso em direção ao equilíbrio de género e estabelecer uma resposta comum, o Parlamento Europeu e o Conselho da União Europeia adotaram a Diretiva (UE) 2022/2381 (2022), que define objetivos vinculativos para os conselhos de administração das empresas cotadas. Embora as quotas sejam eficazes no aumento da representação feminina, o condicionamento do processo de seleção dos administradores pode produzir consequências económicas que vão além desse aumento (De Acutis *et al.*, 2024).

As potenciais consequências da representação feminina e das quotas de género podem ser enquadradas em quatro perspetivas teóricas: i) mitigação dos problemas de agência através do reforço da monitorização da gestão, segundo a teoria da agência (Fama & Jensen, 1983); ii) melhoria da tomada de decisão através da incorporação de um conjunto mais amplo de experiências, conhecimentos e valores no conselho de administração, de acordo com a teoria *upper echelons* (Hambrick, 2007; Hambrick & Mason, 1984; Wiersema & Bantel, 1992); iii) aumento dos recursos à disposição da empresa através do alargamento do conjunto de candidatos considerados, à luz da teoria *resource dependence* (Blomkvist *et al.*, 2025; Pfeffer & Salancik, 1978); e iv) possível afastamento do conselho de administração da sua configuração ótima devido à imposição de restrições legais à seleção dos administradores, segundo a perspetiva institucional (Hermalin & Weisbach, 1998; La Porta *et al.,* 1998).

A evidência empírica sugere que uma maior representação feminina nos conselhos de administração está associada a menor risco empresarial. Esta relação é observada em

contextos em que a representação feminina resulta de processos de nomeação não condicionados por quotas legais (Bernile *et al.*, 2018; Perryman *et al.*, 2016), embora possa desaparecer quando são utilizados modelos mais exigentes no tratamento da endogeneidade (Sila *et al.,* 2016). A redução do risco é igualmente identificada quando o aumento da representação feminina é imposto através de quotas obrigatórias (Yang *et al.*, 2019). A evidência aponta ainda para o reforço da monitorização como um dos principais mecanismos que permitem explicar esta relação (Adams & Ferreira, 2009; Aktaş *et al.*, 2023; Nekhili *et al.*, 2022; Post & Byron, 2015). No entanto, existe também a possibilidade de o risco aumentar quando as empresas aproveitam o processo de cumprimento das quotas para substituir membros independentes e mais experientes, enfraquecendo a capacidade de monitorização do conselho de administração (Liao *et al.,* 2022).

A evidência sobre os efeitos das quotas de género no risco empresarial permanece limitada. Ao explorar o anúncio da Diretiva (UE) 2022/2381 (2022) como choque regulatório, esta dissertação pretende aprofundar o conhecimento sobre esses efeitos e, de forma mais ampla, contribuir para o debate sobre a influência da representação feminina nos conselhos de administração no risco empresarial.

Neste contexto, a presente dissertação tem como objetivo analisar se as quotas podem produzir efeitos através da expectativa de uma futura obrigação e em que contextos institucionais esses efeitos são mais fortes. Para tal, utiliza-se um painel de 1.671 empresas cotadas entre 2018 e 2024 e um modelo de diferenças-em-diferenças adaptado de Yang *et al.* (2019). O grupo de tratamento é constituído por empresas sediadas em Estados-Membros sem quotas legais vinculativas antes do anúncio e, por isso, mais expostas à nova Diretiva. O grupo de controlo inclui empresas de França e Itália, países onde as quotas já se encontravam plenamente em vigor no início do período analisado. O objetivo é comparar a evolução do risco nos dois grupos antes e depois do anúncio, procurando identificar o efeito da Diretiva nas empresas tratadas.

Os resultados mostram que o anúncio da Diretiva esteve associado a uma redução significativa do risco total, equivalente a 9,8% do seu valor médio e concentrada sobretudo na componente idiossincrática. Este efeito não foi homogéneo no grupo de tratamento, uma vez que a redução se concentrou nos países com um Índice de Igualdade de Género inferior à média da União Europeia. Não se encontrou evidência de que o efeito tenha sido mais forte nas empresas que se encontravam inicialmente abaixo do limiar de 33% de

representação feminina. A redução do risco foi também mais acentuada nas empresas sem cobertura por analistas, mas apenas nos países com menor igualdade de género. Este padrão é compatível com uma possível substituição entre a monitorização dos analistas e a monitorização do conselho de administração, que poderá depender do contexto institucional. O resultado principal mantém-se sem variáveis de controlo e numa amostra emparelhada, embora seja sensível à composição do grupo de controlo.

A restante dissertação encontra-se organizada da seguinte forma. A **Secção 2** apresenta a revisão de literatura, seguindo-se, na **Secção 3**, o enquadramento institucional da Diretiva. A **Secção 4** desenvolve as hipóteses de investigação. A **Secção 5** descreve os dados, a construção da amostra e a metodologia. A **Secção 6** apresenta e discute os resultados empíricos, enquanto a **Secção 7** reúne os testes de robustez. Por fim, a **Secção 8** apresenta as principais conclusões, limitações e sugestões para investigação futura.

2. Revisão de Literatura

2.1. Enquadramento teórico

A relação entre a presença feminina no conselho de administração e o risco empresarial pode ser analisada à luz de diferentes perspetivas teóricas da governação e da gestão, nomeadamente a teoria da agência (Fama & Jensen, 1983; Jensen & Meckling, 1976), a teoria *upper echelons* (Hambrick, 2007; Hambrick & Mason, 1984), a teoria *resource dependence* (Pfeffer & Salancik, 1978) e a perspetiva institucional sobre a influência do enquadramento legal na governação das empresas (La Porta *et al.,* 1998).

A principal via teórica utilizada pela literatura para explicar como alterações na composição do conselho podem afetar o perfil de risco das empresas assenta na mitigação dos problemas de agência através de uma monitorização mais eficaz da gestão, à luz da teoria da agência (Fama & Jensen, 1983; Jensen & Meckling, 1976). Segundo esta teoria, perante o potencial conflito de interesses entre gestores e acionistas decorrente da separação entre propriedade e controlo, uma das funções centrais do conselho é monitorizar os gestores para proteger os interesses dos acionistas. Adams e Ferreira (2009) consideram que, por poderem estar menos inseridas nas redes masculinas tradicionais, as mulheres no conselho poderão apresentar um perfil mais independente, o que lhes pode dar maior motivação para escrutinar as decisões da gestão. Este efeito poderá tornar-se mais plausível caso o cumprimento da quota leve as empresas a incluir administradoras independentes no conselho dada a relação entre independência e monitorização, desde que o acesso à informação relevante não seja comprometido (Adams & Ferreira, 2007). Daqui pode resultar uma redução potencial do risco, caso a maior monitorização limite de forma eficaz a concentração de poder decisório e reduza a exposição da empresa a decisões extremas, em linha com Adams *et al.* (2005).

Outra perspetiva teórica é introduzida por Post e Byron (2015) ao considerarem que as possíveis diferenças nas características cognitivas permitem enquadrar os potenciais benefícios da presença feminina nos conselhos de administração à luz da teoria *upper echelons* (Hambrick, 2007; Hambrick & Mason, 1984). Segundo esta teoria, as decisões estratégicas das empresas são influenciadas pela forma como os decisores de topo interpretam a informação, sendo essa interpretação moldada pelas suas experiências, conhecimentos e valores. Neste sentido, uma maior representação feminina pode alargar o conjunto de perspetivas disponíveis no conselho, permitindo reconhecer novas oportunidades

estratégicas, encontrar soluções alternativas para os problemas e responder de forma mais eficaz a mudanças no ambiente empresarial (Wiersema & Bantel, 1992). Além disso, se considerarmos que as mulheres em média podem demonstrar uma maior aversão ao risco que os homens, como alguma evidência comportamental sugere (Byrnes *et al.,* 1999; Charness & Gneezy, 2012), sendo esta possibilidade também consistente com evidência encontrada na área das finanças empresariais (Faccio *et al*., 2016; Huang & Kisgen, 2013), então é plausível que expressem essas preferências no conselho e procurem influenciar os restantes membros no sentido de apresentarem uma postura mais prudente face ao risco. De forma complementar, Post e Byron (2015) sugerem também que diferenças nos padrões de julgamento ético podem tornar a presença feminina particularmente relevante para a função de monitorização do conselho, uma vez que a literatura indica que as mulheres tendem a aplicar critérios éticos mais exigentes (Pan & Sparks, 2012) e a demonstrar menor tolerância perante práticas empresariais questionáveis (Franke *et al*., 1997).

Sob outra perspetiva, a introdução da quota pode aumentar o conjunto de recursos proporcionados pelo conselho de administração à empresa, seguindo a lógica da teoria *resource dependence* (Pfeffer & Salancik, 1978). Segundo esta teoria, o conselho de administração desempenha a função de providenciar recursos, destacando-se quatro benefícios primários: aconselhamento, legitimidade, canais de comunicação com entidades externas e acesso privilegiado a recursos ou apoio externo. Hillman e Dalziel (2003) sustentam que esta função está dependente do capital do conselho de administração que dividem entre capital humano, que inclui a sua experiência, conhecimentos, competências e reputação, e capital relacional, associado às suas redes de contactos. Caso os processos de nomeação sejam condicionados por fricções, como custos de procura, discriminação ou cultura organizacional, as quotas podem incentivar as empresas a alargar a procura e a considerar candidatas qualificadas anteriormente ignoradas (Blomkvist *et al*., 2025). Na medida em que as novas nomeações reforcem o capital do conselho de administração e, consequentemente, a sua capacidade de fornecer recursos à empresa, poderão reduzir a incerteza e a dependência face a contingências externas, diminuir os custos de transação e contribuir para um melhor desempenho (Hillman & Dalziel, 2003).

Por fim, a natureza obrigatória da quota pode gerar custos para as empresas cuja composição do conselho já se encontrava ajustada às suas necessidades específicas antes da sua introdução. Segundo La Porta *et al.* (1998), o enquadramento legal em que as empresas

operam condiciona os mecanismos de governação à sua disposição. A imposição de requisitos sobre a composição do conselho de administração limita a discricionariedade das empresas na seleção de administradores, podendo interferir no equilíbrio de governação existente. De acordo com Hermalin e Weisbach (1998), a composição e o grau de independência do conselho de administração antes da quota resultam de um equilíbrio moldado por fatores como as necessidades de monitorização, o desempenho passado da empresa e o poder negocial do CEO. Se esse equilíbrio estiver ajustado às necessidades específicas de cada empresa, a imposição de restrições legais à seleção de administradores pode afastá-la da sua configuração ótima e reduzir a eficiência do conselho (Demsetz & Lehn, 1985).

2.2. Estudos empíricos: relação entre presença feminina no conselho de administração e risco

Uma primeira evidência relevante sobre a relação entre presença feminina em cargos de topo de gestão e risco empresarial é oferecida por Perryman *et al.* (2016). Com base numa amostra de 2.454 empresas norte-americanas entre 1992 e 2012, os autores recorrem a regressões OLS com controlos e mostram que uma maior proporção de mulheres nas equipas de gestão de topo está associada a menor risco. Em particular, encontram uma relação negativa e significativa com o risco sistemático, medido pelo beta, e com o risco total, medido pela volatilidade dos retornos diários. Adicionalmente, numa análise de sensibilidade, encontram também uma associação negativa, embora apenas marginalmente significativa, com o risco idiossincrático.

Bernile *et al.* (2018) alargam esta discussão ao analisar a relação entre diversidade do conselho de administração e risco empresarial, recorrendo a uma medida multidimensional de diversidade que vai além do género. Com uma amostra de empresas norte-americanas do índice S&P 1500 entre 1996 e 2014, os autores constroem um índice de diversidade do conselho, que inclui género, idade, etnia, formação académica, experiência financeira e experiência em conselhos de administração. Para mitigar o problema de endogeneidade associado à seleção da composição do conselho, recorrem a uma estratégia de variáveis instrumentais baseada na diversidade da oferta de potenciais administradores não locais acessíveis à empresa através de ligações aéreas diretas. Usando estimações 2SLS, encontram evidência de que maior diversidade no conselho reduz a volatilidade dos retornos acionistas

da empresa. Esta redução do risco parece resultar, em parte, de políticas empresariais mais persistentes e da adoção de políticas financeiras menos arriscadas, nomeadamente menor recurso à dívida e dividendos mais elevados, mas também de maior investimento em I&D e de processos de inovação mais eficientes. Assim, o estudo sugere que a diversidade do conselho pode reduzir o risco financeiro sem comprometer o investimento em áreas cruciais para o futuro da empresa.

A possível ligação entre a presença feminina nos conselhos e o reforço da monitorização constitui um mecanismo relevante para compreender de que forma a dimensão de género pode contribuir para os efeitos sobre o risco documentados. Adams e Ferreira (2009), numa amostra de empresas norte-americanas, mostram que a presença feminina no conselho está associada a maior esforço de monitorização. Em particular, os autores encontram mudanças no funcionamento do conselho, incluindo melhores níveis de assiduidade, maior presença de mulheres em comités ligados à monitorização e uma maior sensibilidade da rotação do CEO à performance acionista. Estes resultados estão em linha com Post e Byron (2015), que, através de uma meta-análise de 140 estudos em 35 países, encontram uma relação positiva entre representação feminina e duas funções centrais do conselho: a monitorização e o envolvimento estratégico.

Os benefícios associados à presença feminina no conselho parecem, contudo, depender do contexto em que as empresas estão inseridas e das condições internas de governação. Bernile *et al.* (2018) mostram que o efeito moderador da diversidade sobre o risco é mais forte em empresas com maior intensidade de I&D e maiores oportunidades de crescimento. Em sentido oposto, os autores mostram que este efeito se torna menos favorável em períodos de maior volatilidade dos mercados, quando a rapidez na decisão pode ser mais importante, e em conselhos potencialmente capturados, caracterizados por uma maior proporção de administradores nomeados após a entrada em funções do atual CEO ou por mandatos mais longos. Os efeitos também parecem depender do contexto institucional, com Post e Byron (2015) a encontrarem relações mais favoráveis entre representação feminina e desempenho em países com maior proteção acionista e maior paridade de género. Por fim, Adams e Ferreira (2009) alertam que a maior monitorização associada à presença feminina pode ser prejudicial em empresas já bem governadas, onde monitorização adicional pode gerar custos superiores aos seus benefícios.

Esta possível relação entre presença feminina no conselho e menor risco deve, contudo, ser interpretada com cautela, pois pode refletir fatores não observados ao nível da empresa, e não necessariamente um efeito causal da diversidade de género sobre a tomada de risco. É o que sugerem Sila *et al.* (2016) ao mostrarem que esta associação está presente em especificações mais simples numa amostra de empresas norte-americanas não financeiras de várias dimensões entre 1996 e 2010, mas que desaparece quando os autores utilizam um modelo dinâmico em painel estimado por *system* GMM, desenhado para lidar com problemas de causalidade inversa e heterogeneidade não observável. Este resultado contrasta com Bernile *et al.* (2018), que continuam a encontrar uma relação negativa entre a diversidade no conselho de administração e o risco quando recorrem a variáveis instrumentais.

A sensibilidade destes resultados evidencia as dificuldades de identificação que decorrem do facto de a composição do conselho de administração não ser determinada aleatoriamente. Como salientam Adams *et al.* (2010), os administradores são escolhidos porque se espera que influenciem as ações do conselho; no entanto, essa escolha também depende das funções que a empresa espera que o conselho desempenhe. No estudo da relação entre género e risco, Sila *et al.* (2016) destacam duas fontes principais de endogeneidade. A primeira é o viés por variáveis omitidas, uma vez que características não observáveis da empresa podem afetar simultaneamente a composição do conselho e o risco. A segunda é a causalidade inversa, dado que, além de a composição do conselho poder afetar o risco, o risco passado da empresa também pode influenciar as decisões de nomeação da empresa e a própria disponibilidade das administradoras para aceitar essas posições.

Tendo em conta estas dificuldades, Yang *et al.* (2019) defendem que a utilização de métodos quase-experimentais, em particular a abordagem de diferenças-em-diferenças aplicada a choques regulatórios, permite isolar de forma mais convincente o efeito causal de alterações na composição do conselho de administração. Desta forma, em seguida são apresentados estudos que exploram o choque regulatório provocado pela introdução de quotas de género.

2.3. Estudos empíricos: introdução de quotas de género e risco

Yang *et al.* (2019) apresentam a contribuição mais relevante para o estudo da relação entre quotas de género e risco empresarial. Os autores usam a quota norueguesa[1], a primeira deste tipo a nível mundial, como choque quase-experimental e, através de uma abordagem de diferenças-em-diferenças, comparam empresas cotadas norueguesas afetadas pela lei com empresas de países com um contexto económico e social semelhante, nomeadamente Finlândia, Suécia e Dinamarca. A amostra é constituída por 87 empresas, excluindo o setor financeiro e petrolífero, durante um período reduzido para garantir o cumprimento da assunção de tendências paralelas, entre 2002 e 2008, resultando num total de 2.124 observações empresa-trimestre. A quota provocou um aumento de 7,8 pontos percentuais na percentagem de mulheres nos conselhos das empresas tratadas face às empresas de controlo, no entanto, a única alteração significativa nas características do conselho parece ser um ligeiro aumento do nível médio de educação. Os resultados mostram que a quota reduziu o risco das empresas, em particular através de uma descida significativa do risco total, medido pela volatilidade dos retornos acionistas, e do risco idiossincrático. Quanto ao risco sistemático, a redução só se torna significativa quando é utilizada a data em que a quota passa a ser obrigatória, altura em que se verifica um aumento drástico na percentagem de mulheres nos conselhos. Em relação ao beta, apesar de apresentar uma descida significativa, os resultados devem ser interpretados com cautela, uma vez que a verificação das tendências paralelas é menos robusta para esta medida.

Existe evidência sobre a quota francesa que poderá ajudar a identificar os canais através dos quais uma maior presença feminina nos conselhos de administração pode afetar o risco. No primeiro caso, Aktaş *et al.* (2023) estudam 108 empresas francesas durante o período de 2007 a 2015 e encontram uma redução significativa do investimento direto estrangeiro medido através de subsidiárias estrangeiras. Os autores interpretam esta redução como evidência de uma monitorização mais exigente no período pós-quota, dado que os gestores podem usar a sua vantagem informacional sobre a rentabilidade de projetos externos para expandir os ativos sob o seu controlo. Esta leitura é reforçada pelo facto de o efeito ser substancialmente mais forte em empresas previamente pior geridas, onde os problemas de agência são mais

[1] Ahern e Dittmar (2012), num dos estudos de referência sobre a quota norueguesa, encontram uma reação negativa das cotações ao anúncio e uma redução do valor das empresas. Estes resultados são posteriormente reexaminados por Eckbo *et al.* (2022), que, após considerarem limitações na identificação dos acontecimentos, na correlação dos retornos entre empresas e na estimação dos efeitos de longo prazo, concluem que o efeito da quota sobre o valor não é estatisticamente significativo.

prováveis. Nekhili *et al.* (2022) complementam esta lógica ao estudar a relação entre a quota de género e as transações com partes relacionadas, que são potencialmente problemáticas por poderem ser utilizadas como mecanismo de expropriação dos acionistas minoritários. Com base numa amostra de 97 empresas francesas do índice SBF 120 entre 2001 e 2017, os autores encontram uma associação negativa entre a presença feminina no conselho de administração e o número de transações com partes relacionadas reportadas. Esta relação é particularmente relevante para a hipótese de reforço da monitorização, uma vez que é conduzida sobretudo por administradoras independentes e pela presença de mulheres na comissão de auditoria. No entanto, o artigo também mostra que, quando o aumento da presença feminina ocorre através de administradoras internas, a relação passa a ser positiva.

Sarang *et al.* (2024) acrescentam uma nova perspetiva no contexto francês ao estudar o efeito da diversidade de género no conselho de administração sobre o custo do capital próprio. O estudo é relevante para esta dissertação porque permite observar se os potenciais ganhos de monitorização sugeridos por Aktaş *et al.* (2023) e Nekhili *et al.* (2022) se fazem refletir numa medida de mercado associada ao prémio de risco exigido pelos investidores. Com base numa amostra de empresas francesas do índice SBF 120 entre 2001 e 2015, os autores encontram uma redução significativa do custo do capital próprio associada à presença feminina no conselho de administração, sendo este efeito mais forte no período posterior à imposição da quota. Esta evidência é consistente com a ideia de que a quota francesa pode ter reforçado mecanismos de monitorização, reduzido problemas de agência e melhorado a perceção de risco por parte dos investidores. No entanto, esta leitura deve ser contextualizada, uma vez que Blomkvist *et al.* (2025) mostram que, no caso francês, a quota parece ter corrigido fricções no mercado de administradores, levando à nomeação de candidatas com características valorizadas pelos acionistas e sem evidência de uma escassez relevante de perfis femininos qualificados. Assim, a generalização destes efeitos para outros mercados deve ser feita com cautela, especialmente em contextos onde a oferta de candidatas qualificadas seja mais limitada.

É nesse sentido que Liao *et al.* (2022) oferecem uma visão diferente sobre a forma como o cumprimento das quotas de género foi realizado no setor bancário e quais as suas implicações em termos de risco. Utilizando uma amostra de 462 bancos de 39 países entre 2008 e 2017, os autores mostram que os bancos que não cumpriam os requisitos mínimos antes da quota registaram um aumento do risco individual (*stand-alone*) e sistémico após a sua introdução. A

evidência sugere uma deterioração da função de monitorização, associada ao aproveitamento da alteração regulatória para substituir administradores independentes e mais experientes e nomear administradoras mais jovens, menos experientes e com menor probabilidade de serem independentes. O contexto em que os bancos se inserem também parece ser relevante, uma vez que o efeito é mais forte em países com menor oferta de mulheres no setor financeiro e menor igualdade de género. Ainda assim, esta possível relevância do contexto deve ser interpretada com prudência em relação aos restantes setores da economia, uma vez que De Acutis *et al.* (2024), numa meta-análise de 51 estudos sobre quotas de género em 11 países, concluem que as diferenças entre países não parecem constituir a principal explicação para a heterogeneidade dos resultados encontrados na literatura estudada.

Em suma, a evidência empírica aponta geralmente para uma associação entre uma maior representação feminina nos conselhos de administração e um menor risco empresarial, sendo o reforço da monitorização o mecanismo mais frequentemente apontado. No entanto, esta associação deve ser interpretada com prudência, uma vez que pode desaparecer quando a endogeneidade é tratada de forma mais exigente ou mesmo inverter-se consoante a forma como o ajustamento da composição dos conselhos é realizado. Além disso, a evidência que utiliza quotas de género como choques regulatórios permanece escassa e concentrada num número reduzido de países e setores. Esta dissertação procura contribuir para esse debate através da análise de um novo contexto institucional, apresentado na secção seguinte.

3. Contexto institucional

3.1. Diretiva 2022/2381

Após cerca de uma década de negociações, o Conselho e o Parlamento Europeu anunciaram, em 7 de junho de 2022, um acordo político relativo à introdução de objetivos vinculativos de equilíbrio de género nos órgãos sociais das empresas cotadas. A Diretiva (UE) 2022/2381 (2022), de 23 de novembro de 2022, estabelece que, até 30 de junho de 2026, as empresas cotadas com sede estatutária num Estado-Membro, excluindo as PME[2], devem assegurar que os membros do sexo sub-representado ocupam pelo menos 40% dos cargos de dirigente não executivo ou, em alternativa, pelo menos 33% de todos os cargos dirigentes, incluindo executivos e não executivos. A Diretiva delega ainda nos Estados-Membros o dever de estabelecer sanções efetivas, proporcionadas e dissuasivas em caso de incumprimento das disposições nacionais de transposição, podendo estas incluir coimas ou a possibilidade de anulação ou declaração de nulidade das decisões de seleção contrárias às regras aplicáveis. Os Estados-Membros deveriam adotar e publicar as medidas nacionais necessárias à transposição da Diretiva até 28 de dezembro de 2024.

3.2. Contexto institucional da União Europeia

O contexto institucional da União Europeia durante o período em estudo pode ser organizado em três grupos, de acordo com a existência, a abrangência e o grau de implementação de quotas legais de género aplicáveis à composição dos conselhos de administração.

O primeiro grupo inclui Estados-Membros que já tinham adotado quotas legais vinculativas para a composição dos conselhos de administração antes da Diretiva 2022/2381 (2022) e cujo período de transição já se encontrava essencialmente concluído no início da amostra, como França e Itália. Em França, a lei Copé-Zimmermann, aprovada em 2011, estabeleceu uma quota de 40% para o sexo sub-representado nos conselhos abrangidos, com cumprimento obrigatório até 2017. A lei revelou-se eficaz, tendo a representação feminina atingido 40% nesse ano (Bennouri *et al.*, 2020). Em Itália, a lei Golfo-Mosca, também

[2] São consideradas PME as empresas com menos de 250 trabalhadores e com volume de negócios anual até 50 milhões de euros ou balanço anual total até 43 milhões de euros (Diretiva (UE) 2022/2381, 2022, artigo 3.º, n.º 8).

aprovada em 2011, introduziu uma quota de 33%, aplicável ao segundo mandato do conselho após a entrada em vigor da lei. No final de junho de 2017, a representação feminina nos conselhos de administração das empresas cotadas italianas atingia 33,6%, tendo sido cumprido o objetivo estabelecido pela quota (Bruno *et al.*, 2018). Contudo, esta quota foi posteriormente elevada de 33% para 40% pela Lei n.º 160/2019[3], com aplicação às renovações de mandatos realizadas a partir de 2020.

O segundo grupo inclui países com regimes nacionais introduzidos durante o período em estudo, ainda em fase de transição, ou com regras menos abrangentes do que os objetivos definidos pela Diretiva. Este grupo inclui, por exemplo, Portugal, onde a quota de 33% apenas se tornou obrigatória a partir da primeira assembleia geral eletiva após 1 de janeiro de 2020, ou os Países Baixos, onde foi introduzida uma quota de 33% em 2022. Inclui ainda casos em que a regulação existente estava apenas parcialmente alinhada com os objetivos europeus, como a Alemanha, cuja quota de 30% incidia apenas sobre os conselhos de supervisão, ou Espanha, onde a ausência de sanções efetivas tornava o regime menos vinculativo.

O terceiro grupo é constituído por países que não dispunham de quotas legais vinculativas antes do anúncio da Diretiva. Nestes países, a promoção da diversidade de género assentava sobretudo em recomendações incluídas nos códigos de governo societário[4] e em obrigações de divulgação[5]. No entanto, este grupo apresenta uma heterogeneidade institucional e social considerável, suscetível de influenciar tanto a representação feminina existente antes do anúncio da Diretiva como a capacidade de resposta das empresas aos seus objetivos.

Alguns estudos utilizam índices de igualdade de género para captar diferenças no contexto social e institucional entre países. Post e Byron (2015), por exemplo, consideram que, quando os processos de nomeação não são condicionados por quotas legais, o nível de igualdade de género do país condiciona o acesso das mulheres a recursos e oportunidades e que isso determina o seu grau de influência nos conselhos de administração, enquanto Liao *et al.* (2022) utilizam este tipo de indicador para captar diferenças nas atitudes dos países

[3] A Lei n.º 160/2019 aumentou de 33% para 40% a quota aplicável ao sexo sub-representado nos conselhos de administração (*Legge* n. 160/2019, 2019, art. 1.º, n.os 302 e 304).
[4] Na Suécia, por exemplo, o código de governo societário recomendava às empresas cotadas que procurassem alcançar o equilíbrio de género nos seus conselhos de administração (*Swedish Corporate Governance Board*, 2020).
[5] A Diretiva 2014/95/EU (2014) já exigia às empresas cotadas, exceto as PME, a divulgação da política de diversidade dos órgãos sociais ou, na sua ausência, a respetiva justificação, segundo uma lógica de *comply or explain*.

relativamente à igualdade de género. Neste estudo, o índice é utilizado para identificar países onde é expectável encontrar uma menor presença feminina nos conselhos de administração e onde a Diretiva poderá representar uma maior rutura face ao contexto institucional e social existente.

Desta forma, os países são subdivididos de acordo com a sua posição relativamente à média da União Europeia no Índice de Igualdade de Género de 2022 (*European Institute for Gender Equality*, 2022), publicado pelo *European Institute for Gender Equality* (EIGE). Este índice constitui uma medida agregada das desigualdades entre mulheres e homens em diferentes domínios, incluindo trabalho, recursos financeiros, conhecimento, tempo, poder e saúde. Embora tenha sido publicado em 2022, utiliza maioritariamente dados relativos a 2020, permitindo caracterizar o contexto de igualdade de género anterior ao anúncio da Diretiva.

O grupo de países com uma pontuação superior à média europeia é constituído pela Dinamarca, Finlândia, Irlanda, Luxemburgo e Suécia, enquanto Bulgária, Croácia, Chipre, Chéquia, Estónia, Hungria, Letónia, Lituânia, Malta, Polónia, Roménia, Eslováquia e Eslovénia se encontravam abaixo dessa referência. Com base nos dados do EIGE para o primeiro semestre de 2022, a percentagem média de lugares ocupados por mulheres nos conselhos de administração das maiores empresas cotadas era de aproximadamente 34% no primeiro grupo e de 19% no segundo. Estes dados evidenciam que, antes do anúncio da Diretiva, os países com maior igualdade de género partiam, em média, de níveis de representação feminina substancialmente mais próximos dos objetivos posteriormente estabelecidos.

4. Hipóteses de investigação

Embora o anúncio do acordo político relativo à Diretiva (UE) 2022/2381 (2022) não implicasse o cumprimento imediato dos seus objetivos, é plausível que tenha levado as empresas mais expostas a iniciar processos de adaptação antes da sua implementação. Fiordelisi *et al.* (2017), por exemplo, demonstram precisamente esta dinâmica ao mostrarem que os bancos mais expostos ao futuro Mecanismo Único de Supervisão reduziram antecipadamente a concessão de crédito em resposta à sua implementação prevista. No contexto deste estudo, as empresas mais expostas à Diretiva, por necessitarem de aumentar futuramente a representação feminina nos seus conselhos de administração, teriam um incentivo para iniciar antecipadamente esse processo de adaptação, procurando aceder aos perfis considerados mais adequados e evitar custos de procura potencialmente superiores à medida que o prazo se aproximasse (Blomkvist *et al.*, 2025). Na medida em que esse ajustamento aumentasse a representação feminina nos conselhos de administração, seria expectável uma redução do risco, em linha com a evidência de Yang *et al.* (2019) para a quota norueguesa.

O efeito da Diretiva também pode surgir antes de se verificarem alterações efetivas na composição dos conselhos de administração. Uma vez que os preços das ações refletem não apenas as expectativas sobre a rentabilidade futura das empresas, mas também a incerteza associada a essas expectativas (Pástor & Veronesi, 2003), o anúncio de uma alteração regulatória pode modificar a volatilidade dos retornos acionistas antes da sua implementação. Armstrong *et al.* (2010) ilustram esta dinâmica ao identificarem reações dos retornos acionistas a acontecimentos que alteravam a probabilidade de adoção obrigatória das IFRS na União Europeia antes da sua implementação, consistentes com a antecipação de futuros benefícios informacionais. Mais diretamente relacionado com esta dissertação, Fernández-Méndez e Pathan (2023) identificam uma reação positiva dos mercados ao anúncio desta Diretiva, evidenciando que os investidores anteciparam benefícios economicamente relevantes da sua implementação. Nesse sentido, a expectativa de um reforço futuro da monitorização, mecanismo para o qual Aktaş *et al.* (2023) e Nekhili *et al.* (2022) apresentam evidência no contexto da quota francesa, pode contribuir para uma redução do risco das empresas.

H1 – Após o anúncio do acordo político relativo à Diretiva (UE) 2022/2381 (2022), o risco das empresas cotadas sediadas em Estados-Membros sem quotas legais vinculativas prévias

diminui relativamente ao das empresas sediadas em Estados-Membros onde essas quotas já se encontravam em pleno vigor.

A magnitude deste efeito deverá depender do contexto institucional dos países, sendo expectável que seja maior onde a Diretiva represente uma maior rutura com as práticas existentes e onde seja necessário um aumento mais significativo da representação feminina para alcançar os seus objetivos. Fernández-Méndez e Pathan (2023) apresentam evidência consistente com esta expectativa ao identificarem um efeito positivo mais acentuado nas empresas sediadas em países com regimes de diversidade de género menos exigentes ou inexistentes. Segundo os dados do EIGE, a representação feminina nas maiores empresas cotadas era, em média, inferior nos países sem quotas vinculativas cuja pontuação no Índice de Igualdade de Género se encontrava abaixo da média da União Europeia. Pela sua maior exposição, é expectável que a redução do risco seja mais acentuada nas empresas deste grupo.

H2 – Após o anúncio da Diretiva, a redução do risco é mais acentuada nas empresas sediadas em países cuja pontuação no Índice de Igualdade de Género se encontrava abaixo da média da União Europeia na data do anúncio.

No mesmo sentido, é expectável que o efeito seja mais forte nas empresas que antes do anúncio se encontravam abaixo do limiar de 33% estabelecido pela Diretiva. A evidência da quota norueguesa vai nesse sentido, com Matsa e Miller (2013) a encontrarem efeitos mais acentuados nas empresas que necessitavam de acrescentar mais mulheres aos seus conselhos de administração para cumprir a quota. Fernández-Méndez e Pathan (2023) reforçam esta dinâmica com evidência no contexto da Diretiva em estudo, ao verificarem que a reação positiva do mercado ao anúncio foi mais acentuada nas empresas com maior défice face ao objetivo de 33%, sugerindo que os investidores anteciparam maiores benefícios nestas empresas. Uma vez que as empresas abaixo desse limiar necessitariam de aumentar a sua representação feminina nos conselhos de administração, é expectável que os potenciais benefícios da Diretiva sobre o risco sejam também mais acentuados.

H3 – Após o anúncio da Diretiva, a redução do risco é mais acentuada nas empresas que, em 2021, apresentavam menos de 33% de mulheres no conselho de administração.

Por fim, a quarta e última hipótese analisa se a cobertura por analistas condiciona o efeito da Diretiva sobre o risco. À luz da teoria da agência, a monitorização externa pode contribuir para limitar os custos de agência (Jensen & Meckling, 1976). Yu (2008) mostra que uma maior cobertura por analistas está associada a menor gestão de resultados, fornecendo evidência consistente com o seu papel enquanto monitores externos da gestão. Chen *et al.* (2015) mostram que a perda de cobertura por analistas enfraquece essa monitorização e leva o mercado a antecipar custos de agência mais elevados, enquanto Kim *et al.* (2019) identificam ainda um aumento do risco esperado de uma queda extrema das cotações. Assumindo que as empresas acompanhadas por analistas já beneficiam de monitorização externa eficaz, um reforço da monitorização do conselho associado à maior representação feminina deverá acrescentar menos. Nas empresas sem cobertura, esse reforço assume maior importância, sendo expectável uma redução mais acentuada do risco. Contudo, a relevância da cobertura por analistas poderá depender do contexto institucional em que as empresas operam. Lang et al. (2004) mostram que os benefícios associados à cobertura por analistas são particularmente relevantes em empresas com potenciais problemas de governação e em países com menor proteção dos investidores. Assim, é também plausível que o efeito moderador da cobertura por analistas varie com o contexto institucional dos países, dimensão que neste estudo é captada através do Índice de Igualdade de Género.

H4 – Após o anúncio da Diretiva, a redução do risco é mais acentuada nas empresas que, em 2021, não eram acompanhadas por qualquer analista.

5. Dados e metodologia

5.1. Dados

Para a realização desta dissertação foram recolhidos os dados contabilísticos e de mercado, bem como a informação relativa à cobertura por analistas e à representação feminina nos conselhos de administração, através da plataforma LSEG. Os valores do Índice de Igualdade de Género de 2022 foram recolhidos junto do Instituto Europeu para a Igualdade de Género (*European Institute for Gender Equality*, 2022), enquanto as taxas de câmbio para países fora da zona euro foram obtidas através do Banco Central Europeu. O período de análise decorre entre 2018 e 2024. No início deste período as quotas de género dos países de controlo, França e Itália, já se encontravam em vigor, embora a quota italiana tenha sido alterada no seu decurso (ver Secção 3.2). O final coincide com o prazo de 28 de dezembro de 2024 estabelecido para a transposição da Diretiva (UE) 2022/2381 (2022) para o direito nacional dos Estados-Membros. Assim, a análise estima o efeito do anúncio e da antecipação da futura obrigação regulatória, e não o efeito do cumprimento efetivo dos objetivos estabelecidos pela Diretiva.

O universo inicial compreende as empresas cotadas com sede nos seguintes Estados-Membros: países de controlo: França e Itália; países de tratamento: Bulgária, Croácia, Chipre, Chéquia, Dinamarca, Estónia, Finlândia, Hungria, Irlanda, Letónia, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Polónia, Roménia, Eslováquia, Eslovénia e Suécia. Foram excluídas as empresas dos setores financeiro e dos serviços de utilidade pública, devido às especificidades da sua regulação e às diferenças nas estruturas de risco e alavancagem (Yang *et al.*, 2019). Para a construção das medidas de risco foram utilizados retornos diários das ações já ajustados para dividendos, *stock splits* e emissões de capital. Seguindo uma adaptação dos procedimentos utilizados por Yang *et al.* (2019), foram eliminados retornos extremos resultantes de erros nos dados, de acordo com o critério de reversão proposto por Ince e Porter (2006), os retornos iguais a zero, por poderem refletir ausência de negociação (Lesmond *et al.*, 2004), e ainda as observações empresa-trimestre para ações com um valor inferior a 1 euro, para limitar distorções nos retornos associadas a preços de ações muito baixos (Ince & Porter, 2006). Foram ainda excluídas as observações empresa-trimestre com menos de 50% dos dias de negociação válidos, para limitar as distorções nas medidas de risco provocadas pela negociação não frequente (McInish & Wood, 1986; Sercu *et al.*, 2008). As medidas de risco foram agregadas trimestralmente, enquanto os controlos contabilísticos são anuais e

desfasados em um ano, garantindo que correspondem a informação anterior ao período em que o risco é medido.

Após a exclusão das observações por falta de dados para as variáveis de controlo, o painel utilizado no modelo principal é constituído por 1.671 empresas, das quais 630 pertencem aos países de controlo e 1.041 aos países de tratamento, correspondendo a 27.714 observações empresa-trimestre.

5.2. Metodologia

O desenho empírico desta dissertação assenta num modelo de diferenças-em-diferenças, adequado à análise de contextos quase-experimentais, em que uma alteração política afeta um grupo de tratamento, mas não o grupo de controlo comparável (Angrist & Krueger, 1999; Angrist & Pischke, 2009; Bertrand *et al.*, 2004). O modelo principal utilizado para testar a primeira hipótese, adaptado de Yang *et al.* (2019), é o seguinte:

$$Risk_{ijt} = \rho Post_t + \beta_1(Treat_i \times Post_t) + \alpha_i + \delta_y + \lambda_{jy} + \gamma X_{i,y-1} + \varepsilon_{ijt}$$

em que $Risk_{ijt}$ representa as *proxies* do risco da empresa i na indústria j no trimestre t (risco total, beta, risco sistemático e risco idiossincrático); $Treat_i$ é uma variável *dummy* que assume o valor 1 para as empresas sediadas nos países de tratamento e 0 para as empresas dos países de controlo. Por ser invariante no tempo, $Treat_i$ é absorvida pelos efeitos fixos da empresa e não é incluída isoladamente no modelo. $Post_t$ é uma variável *dummy* que assume o valor 1 a partir do terceiro trimestre de 2022 e 0 nos períodos anteriores, sendo o segundo trimestre de 2022 excluído por incluir a data do anúncio. O coeficiente ρ, associado a $Post_t$, capta a alteração pós-anúncio comum às empresas tratadas e de controlo. Uma vez que o modelo inclui efeitos fixos anuais, este coeficiente é identificado apenas pela variação dentro de 2022, entre os períodos anterior e posterior ao anúncio. Em $\beta_1(Treat_i \times Post_t)$, β_1 corresponde ao estimador de diferenças-em-diferenças e capta o efeito do anúncio da Diretiva sobre o risco das empresas tratadas relativamente às empresas de controlo. O modelo inclui ainda efeitos fixos da empresa α_i, efeitos fixos do ano δ_y, em que y identifica o ano a que pertence o trimestre t, e efeitos fixos da indústria × ano λ_{jy} definidos através de uma interação

completa com base na classificação TRBC ao nível *Industry*[6] e o ano y. O modelo também inclui um vetor de variáveis de controlo $X_{i,y-1}$, constituído pela dimensão da empresa, alavancagem e ROA, com o respetivo vetor de coeficientes γ.

Para testar a segunda e a terceira hipóteses, mantém-se a especificação do modelo principal, subdividindo-se o grupo de tratamento em dois subgrupos, incluídos na mesma regressão e comparados com o grupo de controlo comum constituído pelas empresas de França e Itália. O objetivo é estimar separadamente o efeito do anúncio em cada um dos subgrupos tratados e testar posteriormente se os dois efeitos são estatisticamente diferentes.

Na segunda hipótese esta divisão em subgrupos baseia-se no nível de igualdade de género observado em cada país em 2022, sendo criadas duas variáveis *dummy*: *High* GEI, que assume o valor 1 para as empresas tratadas sediadas em países com valores acima da média da UE; e *Low* GEI, que assume o valor 1 para as empresas tratadas sediadas em países com valores abaixo da média da UE. Nas empresas do grupo de controlo, ambas as variáveis assumem o valor 0. A segunda hipótese é testada através do seguinte modelo:

$$Risk_{ijt} = \rho Post_t + \beta_1(High\ \mathrm{GEI}_i \times Post_t) + \beta_2(Low\ \mathrm{GEI}_i \times Post_t) + \alpha_i + \delta_y + \lambda_{jy} + \gamma X_{i,y-1} + \varepsilon_{ijt}$$

em que β_1 corresponde ao efeito estimado do anúncio nas empresas *High* GEI relativamente ao grupo de controlo e β_2 ao efeito estimado nas empresas *Low* GEI relativamente ao mesmo grupo. A H2 é avaliada através de um teste formal à igualdade entre os dois coeficientes, $H_0: \beta_2 - \beta_1 = 0$.

Para testar a terceira hipótese é utilizada a mesma especificação, mas a divisão em subgrupos é realizada de acordo com a percentagem de mulheres no conselho de administração em 2021, sendo criadas as seguintes variáveis *dummy*: *Atleast33*, que assume o valor 1 para empresas com pelo menos 33% de mulheres no conselho de administração; e *Below33*, que assume o valor 1 para empresas com menos de 33% de mulheres no conselho de administração. A H3 é avaliada, de forma análoga, através de um teste formal à igualdade entre os coeficientes estimados para os dois subgrupos.

[6] A classificação *The Refinitiv Business Classification* (TRBC) é disponibilizada pelo LSEG. Ao nível *Industry* utilizado neste estudo, a amostra de estimação principal compreende 113 indústrias.

Para testar a quarta hipótese, é montado um modelo de tripla interação em que se acrescenta ao modelo principal a dimensão da cobertura por analistas e a sua interação com o tratamento e o período pós-anúncio. Nomeadamente, utiliza-se uma variável *dummy*, $SemCobertura_i$, que assume o valor 1 em empresas sem qualquer cobertura por analistas em 2021 e 0 para empresas acompanhadas por pelo menos um analista. Por ser definida com base na cobertura em 2021, $SemCobertura_i$ é invariante no tempo, pelo que o seu efeito isolado, assim como a interação $Treat_i \times SemCobertura_i$, são absorvidos pelos efeitos fixos da empresa. A hipótese é testada através do seguinte modelo de diferenças triplas:

$$Risk_{ijt} = \rho Post_t + \beta_1(Treat_i \times Post_t) + \beta_2(SemCobertura_i \times Post_t) + \beta_3(Treat_i \times Post_t \times SemCobertura_i) + \alpha_i + \delta_y + \lambda_{jy} + \gamma X_{i,y-1} + \varepsilon_{ijt}$$

em que β_1 corresponde ao efeito estimado do anúncio nas empresas tratadas com cobertura por analistas relativamente às empresas do grupo de controlo com cobertura por analistas, β_2 capta a diferença na evolução pós-anúncio entre empresas sem e com cobertura por analistas no grupo de controlo e β_3 corresponde à interação tripla e capta a diferença do efeito estimado do anúncio da Diretiva entre as empresas sem e com cobertura por analistas, para verificar se a redução do risco foi mais acentuada nas empresas sem cobertura, mais sujeitas a assimetrias de informação.

Para testar a segunda, terceira e quarta hipóteses, os grupos foram definidos com base em valores fixados antes do anúncio da Diretiva. Esta opção reduz o risco de a classificação das empresas ser influenciada pelo próprio tratamento, em linha com Caetano e Callaway (2024). Todas as regressões são estimadas com erros-padrão agrupados ao nível da empresa, de modo a ter em conta a possível correlação serial dos erros dentro de cada empresa (Bertrand *et al.*, 2004; Yang *et al.*, 2019).

A interpretação causal do modelo de diferenças-em-diferenças depende do pressuposto de tendências comuns entre os grupos de tratamento e controlo (Yang et al., 2019). A inspeção gráfica da evolução trimestral da *equivola* não permite sustentar este pressuposto ao longo de todo o período pré-anúncio (ver **Figura A1**, **Apêndice A**).

5.2.1. Variáveis dependentes

A medida principal de risco deste estudo é a *Equivola*, que representa o risco total da empresa através da volatilidade dos retornos das suas ações (Bernile *et al.*, 2018; Perryman *et al.*, 2016; Yang *et al.,* 2019). Seguindo Yang *et al.* (2019), para cada observação empresa-trimestre, esta variável foi calculada através do desvio-padrão anualizado dos retornos diários da empresa observados nos 12 meses seguintes ao final do trimestre. Esta construção faz com que algumas observações pré-anúncio incorporem retornos posteriores a junho de 2022, algo que ocorre a partir do terceiro trimestre de 2021. Esta sobreposição tende a atenuar o efeito estimado, porque parte da resposta ao anúncio pode já estar refletida no período pré-anúncio.

O risco total foi posteriormente decomposto nas suas componentes sistemática e idiossincrática. O risco sistemático corresponde à volatilidade dos retornos associada aos movimentos do mercado e que não é diversificável (Yang *et al.*, 2019). O risco idiossincrático corresponde à volatilidade associada à componente específica dos retornos da empresa (Campbell *et al.*, 2001). Para realizar esta decomposição, foi estimado um modelo de mercado simples, utilizando o EuroStoxx 50[7] como índice de referência (Yang *et al.*, 2019):

$$Y_{i,t} = \beta_i * \text{EuroStoxx } 50_t + \varepsilon_{i,t}$$

em que $\beta_i * \text{EuroStoxx } 50_t$ capta a componente sistemática dos retornos da empresa i no período t e $\varepsilon_{i,t}$ a componente idiossincrática. O risco de cada componente é medido pela respetiva volatilidade anualizada.

5.2.2. Variáveis de controlo

O modelo principal inclui três controlos contabilísticos frequentemente usados na literatura sobre o risco empresarial: dimensão (logaritmo natural dos ativos totais), rentabilidade (ROA, rácio de EBIT sobre ativos totais) e endividamento (rácio de dívida total sobre ativos totais) (Bernile *et al.*, 2018; Perryman *et al.*, 2016; Yang *et al.*, 2019). Estas variáveis procuram controlar diferenças entre empresas associadas ao risco. Por exemplo, empresas maiores tendem a apresentar menor risco, enquanto empresas mais endividadas tendem a apresentar

[7] O EuroStoxx 50 representa empresas de grande capitalização da zona euro, enquanto a amostra inclui também empresas sediadas em países da UE fora da zona euro.

maior risco (Perryman *et al.,* 2016). Os controlos são winsorizados nos percentis 1 e 99, de modo a limitar a influência de valores extremos.

5.3. Estatísticas descritivas

A **Tabela 1** apresenta as estatísticas descritivas das diferentes amostras utilizadas nas análises. A tabela encontra-se dividida em seis painéis: o **Painel A** apresenta a amostra principal; os **Painéis B** e **C** as amostras *High* GEI e *Low* GEI, respetivamente; os **Painéis D** e **E** as amostras *Atleast33* e *Below33*, respetivamente; e o **Painel F** a amostra com informação sobre cobertura por analistas.

O **Painel A** mostra que a empresa média na amostra principal apresenta uma *equivola* de 0,465, um beta de 0,579, um risco sistemático de 0,117 e um risco idiossincrático de 0,442. Em termos das características financeiras, apresenta uma dimensão média de 20,176, uma alavancagem de 23,7% e um ROA de 2,7%.

Tabela 1. Estatísticas descritivas

	N	Média	DP	Mínimo	Mediana	Máximo
Painel A: Amostra principal (H1)						
Equivola	27714	0,465	0,323	0,063	0,400	7,878
Beta	27714	0,579	0,392	-4,419	0,550	8,051
Risco sistemático	27714	0,117	0,081	0,000	0,102	0,956
Risco idiossincrático	27714	0,442	0,325	0,062	0,374	7,893
Dimensão	27714	20,176	2,384	15,226	20,075	25,591
Alavancagem	27714	0,237	0,168	0,000	0,219	0,789
ROA	27714	0,027	0,188	-0,937	0,057	0,467
Painel B: Amostra *High* GEI (H2)						
Equivola	11278	0,470	0,301	0,125	0,411	7,878
Beta	11278	0,627	0,360	-2,666	0,609	2,608
Risco sistemático	11278	0,125	0,077	0,000	0,114	0,551
Risco idiossincrático	11278	0,446	0,305	0,125	0,382	7,893
Dimensão	11278	20,756	2,358	15,226	20,691	25,591
Alavancagem	11278	0,229	0,167	0,000	0,211	0,789
ROA	11278	0,020	0,207	-0,937	0,061	0,467
Painel C: Amostra *Low* GEI (H2)						
Equivola	5387	0,442	0,211	0,063	0,400	2,163
Beta	5387	0,396	0,315	-1,258	0,378	1,791
Risco sistemático	5387	0,083	0,070	0,000	0,068	0,520
Risco idiossincrático	5387	0,431	0,208	0,062	0,390	2,167
Dimensão	5387	19,668	2,133	15,226	19,622	25,591
Alavancagem	5387	0,188	0,162	0,000	0,159	0,789

	N	Média	DP	Mínimo	Mediana	Máximo
ROA	5387	0,072	0,183	-0,937	0,078	0,467
Painel D: Amostra *Atleast33* (H3)						
Equivola	4112	0,397	0,171	0,141	0,370	3,909
Beta	4112	0,709	0,324	-0,712	0,696	2,351
Risco sistemático	4112	0,139	0,076	0,000	0,128	0,551
Risco idiossincrático	4112	0,365	0,169	0,134	0,338	3,909
Dimensão	4112	22,043	1,901	17,026	22,115	25,591
Alavancagem	4112	0,248	0,150	0,000	0,246	0,789
ROA	4112	0,066	0,135	-0,937	0,073	0,467
Mulheres no CA (%)	200[a]	41,609	8,102	33,333	40,000	66,667
Painel E: Amostra *Below33* (H3)						
Equivola	3715	0,414	0,204	0,120	0,380	3,615
Beta	3715	0,693	0,341	-0,647	0,681	2,324
Risco sistemático	3715	0,136	0,077	0,000	0,126	0,470
Risco idiossincrático	3715	0,384	0,204	0,121	0,346	3,620
Dimensão	3715	21,635	2,042	15,226	21,647	25,591
Alavancagem	3715	0,220	0,155	0,000	0,206	0,789
ROA	3715	0,062	0,138	-0,937	0,075	0,467
Mulheres no CA (%)	189[a]	20,824	7,418	0,000	22,222	30,769
Painel F: Amostra com informação sobre cobertura por analistas (H4)						
Equivola	27669	0,464	0,320	0,063	0,400	7,878
Beta	27669	0,580	0,391	-4,419	0,550	8,051
Risco sistemático	27669	0,117	0,081	0,000	0,102	0,956
Risco idiossincrático	27669	0,441	0,323	0,062	0,374	7,893
Dimensão	27669	20,178	2,384	15,226	20,075	25,591
Alavancagem	27669	0,237	0,168	0,000	0,219	0,789
ROA	27669	0,028	0,188	-0,937	0,057	0,467
N.º de analistas	1669[a]	3,052	5,371	0,000	1,000	33,000

Nota: Esta tabela apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas análises. O **Painel A** corresponde à amostra principal; os **Painéis B** e **C** às empresas tratadas pertencentes a países com níveis de igualdade de género acima e abaixo da média da UE, *High* GEI e *Low* GEI, respetivamente; os **Painéis D** e **E** às empresas tratadas com pelo menos 33% e menos de 33% de mulheres no conselho de administração em 2021, *Atleast33* e *Below33*, respetivamente; e o **Painel F** à amostra com informação disponível sobre cobertura por analistas. DP representa o desvio-padrão. CA corresponde a conselho de administração.

[a] Para as variáveis fixadas com referência a 2021, N corresponde ao número de empresas.

Nos **Painéis B** e **C**, relativos à segunda hipótese, observam-se diferenças importantes entre as empresas *High* GEI e *Low* GEI. As empresas *High* GEI apresentam, em média, maior dimensão (20,756 face a 19,668), maior beta (0,627 face a 0,396) e maior risco sistemático (0,125 face a 0,083). Em contrapartida, as empresas *Low* GEI apresentam, em média, um ROA superior (7,2% face a 2,0%). As diferenças na *equivola* e no risco idiossincrático são menos pronunciadas.

Relativamente à terceira hipótese, os **Painéis D** e **E** mostram que as empresas *Atleast33* e *Below33* apresentam características financeiras e níveis de risco relativamente semelhantes, sobretudo quando comparadas com as diferenças observadas entre os grupos *High* GEI e *Low* GEI. A percentagem média de mulheres no conselho de administração é de 41,6% nas empresas *Atleast33* e de 20,8% nas empresas *Below33*. Esta amostra é substancialmente mais reduzida do que a amostra principal devido à disponibilidade limitada de dados sobre a percentagem de mulheres no conselho de administração em 2021 no LSEG. Além disso, está fortemente concentrada em empresas de países *High* GEI, que representam 90,5% das 389 empresas tratadas.

Por último, o **Painel F** apresenta a amostra utilizada na quarta hipótese, para a qual existe informação sobre cobertura por analistas em 1.669 das 1.671 empresas da amostra principal. Destas, 1.002 eram acompanhadas por pelo menos um analista e 667 (40%) não apresentavam cobertura. O número médio de analistas por empresa é de 3,05, com uma mediana de apenas um analista.

6. Resultados

6.1. Impacto do anúncio da Diretiva no risco (H1)

A **Tabela 2** apresenta os resultados relativos à relação entre o anúncio da Diretiva de quotas de género e várias medidas de risco (H1). Na coluna (1), podemos observar que o coeficiente da interação entre o grupo de tratamento e o período posterior ao anúncio é negativo e estatisticamente significativo para a *equivola* (β=−0,0454; p=0,003). Este resultado indica que, após o anúncio da Diretiva, existiu uma diminuição de 4,54 pontos percentuais na volatilidade anualizada das empresas do grupo de tratamento face ao grupo de controlo. Isto corresponde a uma redução de 9,8% relativamente à volatilidade média (*equivola*) da amostra.

Tabela 2. Efeito médio da Diretiva

	Equivola (1)	Beta (2)	Risco sist. (3)	Risco idioss. (4)
DiD: *Treat* x *Post*	-0,0454***	-0,0345**	-0,0010	-0,0493***
	(0,0152)	(0,0169)	(0,0026)	(0,0152)
Variáveis de controlo				
Dimensão	-0,0061	0,0318**	0,0022	-0,0075
	(0,0136)	(0,0129)	(0,0022)	(0,0136)
Alavancagem	-0,0115	-0,0350	0,0010	-0,0125
	(0,0597)	(0,0508)	(0,0087)	(0,0596)
ROA	-0,0752	-0,0820	-0,0088	-0,0735
	(0,0691)	(0,0574)	(0,0088)	(0,0692)
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	27714	27714	27714	27714
Empresas	1671	1671	1671	1671
R^2 ajustado	0,6016	0,5844	0,7167	0,6091

Nota: Esta tabela apresenta o efeito médio estimado do anúncio da Diretiva (UE) 2022/2381 (2022) sobre o risco das empresas. Todos os modelos incluem efeitos fixos de empresa, de ano e de indústria x ano. Os erros-padrão, agrupados ao nível da empresa, são apresentados entre parênteses. *, ** e *** indicam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Nas colunas (2), (3) e (4), podemos observar os resultados relativos à decomposição do risco. O coeficiente estimado para o risco idiossincrático, coluna (4), é negativo e estatisticamente significativo (β=−0,0493; p=0,001), enquanto o efeito sobre o risco sistemático, coluna (3), é estatisticamente insignificante (β=−0,0010; p=0,702). O beta também apresenta uma redução significativa (β=−0,0345; p=0,041), embora a evidência estatística seja menos forte do que para o risco idiossincrático.

Estes resultados estão alinhados com a evidência encontrada por Yang *et al.* (2019), que também identificam reduções significativas do risco total (*equivola*), do risco idiossincrático e do beta, mas não encontram evidência de uma redução do risco sistemático. Como neste estudo não observamos os efeitos da implementação da quota, mas apenas o seu anúncio, os resultados são consistentes com a possibilidade de os investidores anteciparem benefícios associados à futura alteração da composição dos conselhos de administração, eventualmente através de um reforço da monitorização (Aktaş *et al.*, 2023; Nekhili *et al.*, 2022).

O facto de a redução do risco ser impulsionada sobretudo pela componente idiossincrática torna-a relevante para outros *stakeholders* da empresa além dos investidores de capital. Dada a ligação entre o risco idiossincrático e o risco de falência, as reduções nesta componente podem ser particularmente importantes para os credores, trabalhadores e clientes das empresas (Yang *et al.*, 2019). De forma mais geral, estes resultados acrescentam evidência consistente com a literatura que associa uma maior representação feminina nos conselhos de administração a menor risco empresarial (Bernile *et al.*, 2018; Perryman *et al.*, 2016). Sugerem também que os investidores atribuem relevância económica à composição dos conselhos de administração, sendo este resultado difícil de conciliar com uma visão destes órgãos como meramente decorativos (Helland & Sykuta, 2004).

Em suma, os resultados apoiam a H1 e mostram que o anúncio da Diretiva esteve associado a uma redução do risco total das empresas tratadas, concentrada sobretudo na componente idiossincrática.

6.2. Impacto no risco em função do nível de igualdade de género (H2)

A **Tabela 3** apresenta os resultados relativos ao impacto do anúncio da Diretiva de quotas de género nas várias medidas de risco, consoante o nível de igualdade de género dos países (H2). Na coluna (1), podemos observar que o coeficiente estimado para a *equivola* é estatisticamente insignificante nas empresas dos países com igualdade de género superior à média europeia ($\beta=-0{,}0223$; $p=0{,}186$), enquanto é negativo e estatisticamente significativo nos países abaixo da média ($\beta=-0{,}0931$; $p<0{,}001$). A diferença entre os dois coeficientes é negativa e estatisticamente significativa ($\beta=-0{,}0709$; $p<0{,}001$), indicando uma redução adicional de 7,09 pontos percentuais na volatilidade anualizada nos países com baixa igualdade de género. Estes resultados sugerem que a redução do risco total encontrada na

primeira hipótese está sobretudo concentrada neste grupo, onde a descida de 9,31 pontos percentuais de volatilidade anualizada corresponde a uma redução de 21% face ao valor médio da respetiva subamostra. Este padrão está alinhado com Fernández-Méndez e Pathan (2023), que encontram efeitos mais fortes da Diretiva em países onde seria necessário um maior ajustamento para o seu futuro cumprimento e onde a Diretiva irá provocar uma maior rutura com as práticas existentes.

Os resultados da decomposição do risco, apresentados nas colunas (2) a (4), mostram que, nos países com elevada igualdade de género, os efeitos sobre o risco idiossincrático, o beta e o risco sistemático são estatisticamente insignificantes. Nos países com baixa igualdade de género, observam-se reduções significativas do risco idiossincrático ($\beta=-0{,}1027$; $p<0{,}001$) e do beta ($\beta=-0{,}0674$; $p=0{,}001$), colunas (4) e (2), respetivamente, enquanto o coeficiente do risco sistemático, coluna (3), é estatisticamente insignificante ($\beta=0{,}0028$; $p=0{,}428$). Assim, as reduções do risco idiossincrático e do beta são estatisticamente significativas apenas nos países com baixa igualdade de género, sendo também estatisticamente significativas as diferenças face aos países com elevada igualdade de género.

Tabela 3. Efeito da Diretiva por nível de igualdade de género

	Equivola (1)	Beta (2)	Risco sist. (3)	Risco idioss. (4)
DiD: *High* GEI x *Post*	-0,0223	-0,0186	-0,0029	-0,0233
	(0,0168)	(0,0183)	(0,0028)	(0,0168)
DiD: *Low* GEI x *Post*	-0,0931***	-0,0674***	0,0028	-0,1027***
	(0,0152)	(0,0205)	(0,0035)	(0,0151)
Diferença: *Low* GEI − *High* GEI	-0,0709***	-0,0488**	0,0057*	-0,0794***
	(0,0129)	(0,0190)	(0,0034)	(0,0128)
Controlos	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	27714	27714	27714	27714
Empresas	1671	1671	1671	1671
R^2 ajustado	0,6028	0,5848	0,7168	0,6107

Nota: Esta tabela apresenta o efeito estimado do anúncio da Diretiva (UE) 2022/2381 (2022), subdividindo o grupo de tratamento entre empresas sediadas em países *High* GEI e *Low* GEI. A classificação baseia-se na posição de cada país, acima ou abaixo da média da UE, no Índice de Igualdade de Género de 2022. Os coeficientes DiD: *High* GEI x *Post* e DiD: *Low* GEI x *Post* representam o efeito do anúncio em cada um dos subgrupos tratados relativamente ao mesmo grupo de controlo. A linha «Diferença: *Low* GEI − *High* GEI» apresenta o teste à diferença entre os dois efeitos estimados. Todos os modelos incluem variáveis de controlo (dimensão, alavancagem e ROA) e efeitos fixos de empresa, de ano e de indústria × ano. Os erros-padrão, agrupados ao nível da empresa, são apresentados entre parênteses. *, ** e *** indicam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Esta evidência reforça a utilidade de incorporar medidas nacionais de igualdade de género em estudos relacionados com a representação feminina nos conselhos de administração, como fazem Post e Byron (2015) e Liao *et al.* (2022), uma vez que estas medidas permitem captar dimensões do contexto institucional relevantes para a magnitude dos efeitos observados. Estes resultados contrastam com De Acutis *et al.* (2024), ao sugerirem que, pelo menos no contexto desta Diretiva, as diferenças institucionais entre países podem contribuir para explicar a heterogeneidade dos efeitos encontrados.

Em suma, os resultados apoiam a H2 e mostram que a redução do risco foi significativamente mais acentuada nas empresas dos países com menor igualdade de género, sendo consistentes com a possibilidade de os investidores anteciparem alterações mais significativas nestas empresas com a futura implementação da Diretiva, associadas a uma tomada de risco mais prudente.

6.3. Impacto no risco em função da representação feminina no conselho de administração (H3)

A **Tabela 4** apresenta os resultados da H3, que testa se o efeito do anúncio da Diretiva sobre o risco foi mais acentuado nas empresas que, em 2021, apresentavam menos de 33% de mulheres no conselho de administração. Para a *equivola*, apresentada na coluna (1), o efeito estimado para empresas com pelo menos 33% de mulheres nos conselhos de administração (*Atleast33*) é negativo e estatisticamente significativo ($\beta=-0{,}0456$; $p=0{,}010$). Para as empresas com menos de 33% de mulheres no conselho de administração (*Below33*), o efeito estimado também é negativo, mas não é estatisticamente significativo ($\beta=-0{,}0334$; $p=0{,}142$). Apesar de não ser estatisticamente significativa ($\beta=0{,}0122$; $p=0{,}556$), a diferença entre os dois efeitos apresenta sinal contrário ao antecipado pela H3, apontando para uma redução menos acentuada nas empresas *Below33*.

Os resultados relativos ao risco idiossincrático, apresentado na coluna (4), são semelhantes. Estima-se uma redução estatisticamente significativa nas empresas *Atleast33* ($\beta=-0{,}0435$; $p=0{,}013$), mas não nas empresas *Below33* ($\beta=-0{,}0344$; $p=0{,}130$). Também neste caso, encontramos uma diferença estatisticamente insignificante ($\beta=0{,}0092$; $p=0{,}658$), mas com sinal contrário ao previsto pela H3. Relativamente ao beta, na coluna (2), o coeficiente estimado para as empresas *Below33* é positivo e estatisticamente significativo ao nível de 10%

(β=0,0366; p=0,095), indicando um aumento do beta após o anúncio, em sentido contrário ao esperado. Contudo, a diferença entre os grupos não é estatisticamente significativa (β=0,0210; p=0,372). No risco sistemático, apresentado na coluna (3), os coeficientes estimados para ambos os grupos, assim como a diferença entre eles, não são estatisticamente significativos.

Tabela 4. Efeito da Diretiva por nível de representação feminina no conselho de administração

	Equivola (1)	Beta (2)	Risco sist. (3)	Risco idioss. (4)
DiD: *Atleast33* x *Post*	-0,0456***	0,0156	-0,0039	-0,0435**
	(0,0176)	(0,0230)	(0,0036)	(0,0176)
DiD: *Below33* x *Post*	-0,0334	0,0366*	0,0012	-0,0344
	(0,0227)	(0,0219)	(0,0036)	(0,0227)
Diferença: *Below33* − *Atleast33*	0,0122	0,0210	0,0050	0,0092
	(0,0207)	(0,0235)	(0,0040)	(0,0207)
Controlos	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	18876	18876	18876	18876
Empresas	1019	1019	1019	1019
R^2 ajustado	0,5908	0,5827	0,7186	0,5991

Nota: Esta tabela apresenta o efeito estimado do anúncio da Diretiva (UE) 2022/2381 (2022), subdividindo o grupo de tratamento consoante as empresas atingissem ou não, em 2021, o limiar de 33% de mulheres no conselho de administração. *Atleast33* identifica as empresas com uma representação feminina igual ou superior a 33%, enquanto *Below33* identifica as empresas abaixo desse limiar. Os coeficientes DiD: *Atleast33* x *Post* e DiD: *Below33* x *Post* representam o efeito do anúncio em cada um dos subgrupos tratados relativamente ao mesmo grupo de controlo. A linha «Diferença: *Below33* − *Atleast33*» apresenta o teste à diferença entre os dois efeitos estimados. Todos os modelos incluem variáveis de controlo (dimensão, alavancagem e ROA) e efeitos fixos de empresa, de ano e de indústria × ano. Os erros-padrão, agrupados ao nível da empresa, são apresentados entre parênteses. *, ** e *** indicam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Como forma de explorar mais detalhadamente estes resultados, realizou-se uma análise adicional seguindo uma abordagem semelhante à de Golubov e Konstantinidi (2019). Em vez de dividir as empresas apenas entre *Below33* e *Atleast33*, calculou-se a distância, em pontos percentuais, entre a representação feminina no conselho de administração de cada empresa e o limiar de 33%. O modelo permite testar separadamente, para as empresas abaixo e acima desse limiar, se o efeito do anúncio varia à medida que a distância aumenta. A **Tabela B1**[8] mostra que essa variação não é estatisticamente significativa em nenhum dos grupos e que também não existem diferenças significativas entre eles. De acordo com a **Tabela B2**, as

[8] Por uma questão de brevidade, as tabelas relativas a esta análise adicional são apresentadas no **Apêndice B**.

empresas situadas entre 5 e 15 pontos percentuais abaixo do limiar apresentam uma redução significativa da *equivola* e do risco idiossincrático. Contudo, neste mesmo intervalo, o beta apresenta um coeficiente positivo e estatisticamente significativo ao nível de 5% (β=0,0563; p=0,033), em sentido contrário ao esperado. Ainda assim, os testes formais da **Tabela B3** mostram que estes efeitos não diferem significativamente dos estimados para as empresas *Atleast33*.

Considerados em conjunto, os resultados principais e adicionais não permitem apoiar a H3. Uma possível explicação para estes resultados é a composição da amostra, uma vez que 90,5% das empresas tratadas pertencem ao grupo de países *High* GEI, para o qual a H2 não identifica um efeito estatisticamente significativo da Diretiva.

Outra explicação poderá estar relacionada com o contexto em que a Diretiva é introduzida. No caso norueguês analisado por Matsa e Miller (2013), a quota constituiu a primeira obrigação deste tipo a nível mundial e provocou um aumento da representação feminina superior a 20 pontos percentuais na empresa tipicamente afetada. O contexto da presente Diretiva é diferente, sobretudo nos países *High* GEI, onde a representação feminina nos conselhos de administração já se encontrava, em média, acima do limiar de 33% antes do anúncio. Nestes países, as limitações associadas à disponibilidade de candidatas qualificadas poderão assumir menor importância, pelo que estar abaixo desse limiar poderá refletir também características específicas das práticas de nomeação e governação das empresas. Assim, uma maior distância aos 33% não implica necessariamente maiores benefícios associados à futura alteração do conselho de administração, uma vez que estes poderão depender da forma como o ajustamento é realizado. Esta possibilidade é consistente com Liao *et al.* (2022), que mostram que o cumprimento de quotas pode aumentar o risco quando as alterações na composição do conselho enfraquecem a sua capacidade de monitorização.

Outra possível explicação é que a distância aos 33% constitua uma medida imperfeita da necessidade efetiva de ajustamento, uma vez que a Diretiva não assenta apenas nesse limiar, prevendo também um objetivo de 40% para os cargos não executivos. Assim, a classificação das empresas relativamente aos 33% poderá não refletir integralmente o ajustamento efetivamente necessário para o futuro cumprimento da Diretiva.

Finalmente, o aparente contraste com a reação de curto prazo ao anúncio documentada por Fernández-Méndez e Pathan (2023) não é necessariamente incompatível com estes

resultados, uma vez que o objeto de estudo é diferente. Enquanto estes autores analisam a reação imediata do mercado ao anúncio, a presente análise estuda a evolução posterior do risco. Esta diferença deixa em aberto a possibilidade de outras características das empresas ou do contexto institucional serem mais relevantes para explicar a heterogeneidade dos efeitos sobre o risco do que a posição inicial face ao limiar de 33%.

6.4. Impacto no risco em função da cobertura por analistas (H4)

A **Tabela 5** apresenta os resultados relativos ao potencial efeito moderador da cobertura por analistas sobre a redução do risco na amostra completa (H4). Na coluna (1), os efeitos estimados para a *equivola* são negativos e estatisticamente significativos tanto nas empresas com cobertura (β=−0,0309; p=0,037) como nas empresas sem cobertura (β=−0,1283; p=0,029). No entanto, o coeficiente da interação tripla (DDD) é estatisticamente insignificante (β=−0,0974; p=0,112), pelo que não permite concluir que a redução do risco tenha sido diferente entre os dois grupos.

Tabela 5. Efeito da Diretiva em função da cobertura por analistas

	Equivola (1)	Beta (2)	Risco sist. (3)	Risco idioss. (4)
DiD: empresas com cobertura	-0,0309**	-0,0237	-0,0016	-0,0333**
	(0,0148)	(0,0186)	(0,0030)	(0,0148)
DiD: empresas sem cobertura	-0,1283**	0,0083	-0,0037	-0,1300**
	(0,0588)	(0,0499)	(0,0062)	(0,0588)
DDD: *Treat* x *Post* x SemCobertura	-0,0974	0,0321	-0,0021	-0,0967
	(0,0612)	(0,0544)	(0,0068)	(0,0612)
Controlos	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	27669	27669	27669	27669
Empresas	1669	1669	1669	1669
R^2 ajustado	0,6019	0,5885	0,7175	0,6091

Nota: Esta tabela apresenta o efeito estimado do anúncio da Diretiva (UE) 2022/2381 (2022) consoante as empresas tivessem ou não cobertura por analistas em 2021. A estimativa DDD mede se o efeito do anúncio difere entre empresas com e sem cobertura por analistas. Todos os modelos incluem efeitos fixos de empresa, de ano e de indústria × ano. Os erros-padrão, agrupados ao nível da empresa, são apresentados entre parênteses. *, ** e *** indicam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Os resultados são semelhantes para o risco idiossincrático, apresentado na coluna (4). Em relação ao beta e ao risco sistemático, apresentados nas colunas (2) e (3) respetivamente, todos os resultados são estatisticamente insignificantes.

Assim, não existe evidência suficiente para concluir que a ausência de cobertura por analistas condicionou o efeito do anúncio da Diretiva sobre o risco na amostra completa.

6.4.1. Teste adicional à H4: Efeito da cobertura por analistas por nível de igualdade de género

Embora os resultados obtidos na amostra completa não permitam apoiar a H4, as estimativas para o risco total e idiossincrático apresentam o sentido esperado, com uma redução mais acentuada nas empresas sem cobertura por analistas. Como referido na formulação da H4, a evidência de Lang et al. (2004) sugere que a relevância da cobertura por analistas pode depender do contexto institucional. Tendo ainda em conta a heterogeneidade entre países identificada na H2, a análise é reestimada separadamente para os países *High* e *Low* GEI.

A **Tabela 6** apresenta os resultados desta subdivisão da amostra. No **Painel A**, relativo aos países *High* GEI, os coeficientes da interação tripla são estatisticamente insignificantes tanto para o risco total (*equivola*) como para as suas diferentes componentes. No **Painel B**, relativo aos países *Low* GEI, a interação tripla é negativa e estatisticamente significativa para a *equivola* ($\beta=-0{,}1155$; $p=0{,}049$), na coluna (1), indicando uma redução adicional de 11,55 pontos percentuais na volatilidade anualizada nas empresas sem cobertura por analistas. Esta diferença corresponde a aproximadamente 26% do valor médio do risco total neste grupo de países. Na decomposição do risco, observa-se um resultado semelhante da interação tripla para o risco idiossincrático ($\beta=-0{,}1088$; $p=0{,}063$), na coluna (4), embora a diferença seja apenas significativa a 10%. Não se observam diferenças significativas no beta nem no risco sistemático.

Tabela 6. Teste adicional à H4: Cobertura por analistas por nível de igualdade de género

	Equivola (1)	Beta (2)	Risco sist. (3)	Risco idioss. (4)
Painel A - *High* GEI				
DiD: empresas com cobertura	-0,0226	-0,0167	-0,0030	-0,0232
	(0,0164)	(0,0199)	(0,0031)	(0,0164)
DiD: empresas sem cobertura	-0,0545	0,0175	-0,0016	-0,0549
	(0,0637)	(0,0535)	(0,0070)	(0,0637)
DDD: *Treat* x *Post* x SemCobertura	-0,0319	0,0343	0,0013	-0,0317
	(0,0659)	(0,0583)	(0,0076)	(0,0658)
Controlos	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	22282	22282	22282	22282

	Equivola	Beta	Risco sist.	Risco idioss.
	(1)	(2)	(3)	(4)
Empresas	1300	1300	1300	1300
R^2 ajustado	0,5939	0,5777	0,7148	0,6027
Painel B - *Low* GEI				
DiD: empresas com cobertura	-0,0705***	-0,0616**	0,0039	-0,0797***
	(0,0186)	(0,0285)	(0,0055)	(0,0183)
DiD: empresas sem cobertura	-0,1860***	0,0019	-0,0054	-0,1886***
	(0,0543)	(0,0523)	(0,0068)	(0,0543)
DDD: *Treat* x *Post* x SemCobertura	-0,1155**	0,0636	-0,0092	-0,1088*
	(0,0586)	(0,0601)	(0,0085)	(0,0585)
Controlos	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	16410	16410	16410	16410
Empresas	998	998	998	998
R^2 ajustado	0,6120	0,5833	0,7170	0,6179

Nota: Esta tabela reestima a H4 separadamente para as empresas tratadas dos países *High* e *Low* GEI, apresentadas nos **Painéis A** e **B**, respetivamente. Todos os modelos incluem efeitos fixos de empresa, de ano e de indústria × ano. Os erros-padrão, agrupados ao nível da empresa, são apresentados entre parênteses. *, ** e *** indicam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Estes resultados adicionais fornecem evidência favorável à relação prevista na H4, embora apenas nos países com menor igualdade de género. A redução mais acentuada do risco nas empresas sem cobertura destes países está alinhada com a evidência encontrada por Chen *et al.* (2015) e Kim *et al.* (2019) sobre o papel dos analistas enquanto monitores externos das empresas. Por outro lado, em linha com a evidência encontrada por Lang *et al.* (2004), o facto de a moderação pela cobertura por analistas surgir apenas nestes países é também consistente com a possibilidade de as empresas destes países apresentarem mecanismos internos de governação relativamente mais frágeis.

Em suma, a evidência é consistente com a possibilidade de os investidores anteciparem que a monitorização pelo conselho de administração assumirá maior importância na ausência de cobertura por analistas, sobretudo nos contextos em que o futuro cumprimento da Diretiva poderá exigir um ajustamento mais acentuado.

7. Testes de robustez

7.1. Modelo principal sem variáveis de controlo

Como primeiro teste de robustez, o modelo principal é reestimado sem variáveis de controlo. Esta análise é motivada pela diferença de frequência entre as características financeiras, observadas anualmente, e as medidas de risco, calculadas trimestralmente. Dado que o mesmo valor anual é atribuído aos quatro trimestres, este não reflete eventuais alterações ocorridas dentro do ano. A estabilidade dos resultados sem estes controlos permite verificar que o efeito estimado não depende da forma como a informação financeira anual é incorporada no modelo.

Os resultados apresentados no **Painel A** da **Tabela 7** mantêm o padrão observado no modelo principal. O anúncio da Diretiva está associado a uma redução estatisticamente significativa da *equivola* (β=−0,0464; p=0,002) e do risco idiossincrático (β=−0,0504; p=0,001), com coeficientes muito próximos dos obtidos na especificação principal. O efeito sobre o beta permanece negativo, embora seja significativo apenas a 10% (β=−0,0313; p=0,068), enquanto o risco sistemático continua a não apresentar um efeito estatisticamente significativo (β=−0,0009; p=0,727). Assim, os principais resultados mantêm-se quando as variáveis de controlo são excluídas, em linha com os resultados encontrados por Matsa e Miller (2013) e Yang *et al.* (2019).

Tabela 7. Testes de robustez

	Equivola (1)	Beta (2)	Risco sist. (3)	Risco idioss. (4)
Painel A – Sem controlos				
DiD: *Treat* x *Post*	-0,0464***	-0,0313*	-0,0009	-0,0504***
	(0,0151)	(0,0172)	(0,0027)	(0,0151)
Controlos	Não	Não	Não	Não
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	27714	27714	27714	27714
Empresas	1671	1671	1671	1671
R^2 ajustado	0,6012	0,5837	0,7166	0,6088
Painel B – PSM				
DiD: *Treat* x *Post*	-0,0441***	-0,0596***	-0,0026	-0,0493***
	(0,0159)	(0,0194)	(0,0030)	(0,0159)
Controlos	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	22930	22930	22930	22930
Empresas	1285	1285	1285	1285

	Equivola	Beta	Risco sist.	Risco idioss.
	(1)	(2)	(3)	(4)
R^2 ajustado	0,6570	0,6486	0,7565	0,6666
Painel C – Controlo: França				
DiD: *Treat* x *Post*	-0,0597***	-0,0424**	-0,0014	-0,0644***
	(0,0194)	(0,0208)	(0,0032)	(0,0194)
Controlos	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	24152	24152	24152	24152
Empresas	1442	1442	1442	1442
R^2 ajustado	0,6006	0,5790	0,7136	0,6076
Painel D – Controlo: Itália				
DiD: *Treat* x *Post*	-0,0127	-0,0147	0,0007	-0,0151
	(0,0137)	(0,0217)	(0,0035)	(0,0135)
Controlos	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	20225	20225	20225	20225
Empresas	1270	1270	1270	1270
R^2 ajustado	0,6310	0,6262	0,7393	0,6383

Nota: O **Painel A** reestima o modelo principal sem variáveis de controlo. O **Painel B** apresenta os resultados após *propensity-score matching* 1:1, com reposição e suporte comum, baseado na dimensão, alavancagem e ROA de 2021. Os **Painéis C** e **D** utilizam, respetivamente, apenas França e Itália como países de controlo. Todos os modelos incluem efeitos fixos de empresa, ano e de indústria × ano. Os erros-padrão, agrupados ao nível da empresa, são apresentados entre parênteses. *, ** e *** indicam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

7.2. Modelo principal com amostra emparelhada

Como segundo teste de robustez, o modelo principal é reestimado numa amostra emparelhada. O *matching* permite selecionar empresas de controlo mais semelhantes às empresas tratadas com base em características observadas antes do anúncio da Diretiva, reduzindo as diferenças observáveis entre os grupos (Rosenbaum & Rubin, 1983). Esta análise permite verificar se o efeito estimado depende da composição dos grupos. É utilizado o *propensity score matching* (PSM) pelo método do vizinho mais próximo, na proporção 1:1, em linha com Yang *et al.* (2019). O emparelhamento é realizado com reposição, permitindo utilizar a mesma empresa de controlo mais do que uma vez quando esta constitui o controlo mais próximo (Abadie *et al.*, 2004). O *propensity score* é estimado com base nos valores de 2021 da dimensão, alavancagem e ROA. Antes do emparelhamento, as diferenças médias padronizadas, em valor absoluto, entre os grupos de tratamento e controlo são de 23,6%, 46,7% e 15,8%, respetivamente.

Após o emparelhamento, verifica-se uma melhoria no equilíbrio entre os grupos, com diferenças médias padronizadas inferiores a 10% nas três características financeiras e apenas cinco empresas tratadas fora do suporte comum. Os resultados apresentados no **Painel B** da **Tabela 7** mantêm o padrão do modelo principal. O anúncio da Diretiva está associado a uma redução estatisticamente significativa da *equivola* ($\beta=-0{,}0441$; $p=0{,}006$), do risco idiossincrático ($\beta=-0{,}0493$; $p=0{,}002$) e do beta ($\beta=-0{,}0596$; $p=0{,}002$), enquanto o efeito sobre o risco sistemático permanece estatisticamente insignificante ($\beta=-0{,}0026$; $p=0{,}385$). Podemos concluir que os resultados do modelo principal se mantêm numa amostra emparelhada, em linha com os resultados encontrados por Matsa e Miller (2013).

7.3. Modelo principal com os países de controlo utilizados separadamente

Como terceiro teste de robustez, o modelo principal é reestimado utilizando separadamente as empresas francesas e italianas como grupo de controlo. Como ambos os países estiveram sujeitos a alterações legislativas relacionadas com a representação feminina durante o período em estudo, esta análise permite verificar se os resultados são desproporcionalmente influenciados por um deles e, consequentemente, sensíveis à composição do grupo de controlo.

O teste mostra que os resultados variam consoante o país utilizado como controlo. Quando são consideradas apenas as empresas francesas, no **Painel C** da **Tabela 7**, o anúncio da Diretiva está associado a uma redução estatisticamente significativa da *equivola* ($\beta=-0{,}0597$; $p=0{,}002$), do risco idiossincrático ($\beta=-0{,}0644$; $p=0{,}001$) e do beta ($\beta=-0{,}0424$; $p=0{,}041$), mantendo-se o padrão do modelo principal. Em contrapartida, quando são utilizadas apenas as empresas italianas, no **Painel D** da **Tabela 7**, nenhum dos efeitos é estatisticamente significativo. O teste formal de igualdade (não tabelado) mostra que os efeitos obtidos com França são significativamente mais negativos do que os obtidos com Itália para a *equivola* (diferença$=-0{,}0469$; $p=0{,}034$) e para o risco idiossincrático (diferença$=-0{,}0493$; $p=0{,}025$), mas não para o beta ou para o risco sistemático. Uma possível explicação para esta diferença é o reforço da quota italiana estabelecido pela Lei n.º 160/2019 durante o período analisado (ver Secção 3.2). Caso esta alteração tenha contribuído para uma redução do risco das empresas italianas, o grupo de controlo estaria parcialmente exposto a um choque com efeitos no mesmo sentido do tratamento, atenuando a estimativa do DiD quando Itália é

utilizada isoladamente como controlo. Assim, os resultados principais são sustentados maioritariamente pela comparação com França.

8. Conclusão

O anúncio, em junho de 2022, do acordo político que viria a dar origem à Diretiva (UE) 2022/2381 (2022) criou a expectativa de futuras alterações na composição dos conselhos de administração das empresas cotadas da União Europeia, sobretudo nos Estados-Membros sem quotas legais vinculativas prévias. Embora não implicasse o cumprimento imediato das metas estabelecidas, o anúncio tornou credível uma futura alteração obrigatória da composição dos conselhos, podendo, por isso, ter modificado a avaliação do risco das empresas pelo mercado. Neste contexto, a presente dissertação procurou analisar se o anúncio esteve associado a uma redução do risco das empresas abrangidas e se esse efeito variou consoante o nível de igualdade de género do país, a posição inicial das empresas face ao limiar de 33% de representação feminina no conselho de administração e a cobertura por analistas.

Para responder a estas questões, utilizou-se um modelo de diferenças-em-diferenças aplicado a um painel de 1.671 empresas cotadas entre 2018 e 2024, comparando empresas de Estados-Membros sem quotas legais vinculativas prévias com empresas de Estados-Membros onde essas quotas já se encontravam em vigor (França e Itália). A análise considera o risco total, medido através da volatilidade dos retornos das ações, bem como o beta e as componentes sistemática e idiossincrática do risco.

Os resultados do modelo principal mostram que, relativamente às empresas de controlo, o anúncio esteve associado a uma diminuição significativa do risco total das empresas tratadas, equivalente a cerca de 9,8% do risco total médio e concentrada sobretudo na componente idiossincrática. É particularmente relevante que este padrão seja semelhante ao identificado por Yang *et al.* (2019) após a imposição da quota norueguesa, apesar de, no presente estudo, o choque corresponder apenas ao anúncio de uma obrigação futura. Esta semelhança é consistente com a possibilidade de parte dos efeitos económicos associados às quotas surgir ainda na fase de antecipação, quando o seu cumprimento futuro se torna credível. O padrão mantém-se quando o modelo é estimado sem controlos e numa amostra emparelhada, sendo os resultados maioritariamente sustentados pela comparação com França.

A análise mostra ainda que o efeito do anúncio não foi homogéneo entre os países tratados, uma vez que a redução do risco se concentrou sobretudo nos países com um Índice de Igualdade de Género inferior à média da União Europeia, correspondendo a cerca de 21%

do risco total médio deste grupo. Nestes países, a Diretiva representou uma rutura mais pronunciada com o enquadramento existente, não apenas pela menor representação feminina nos conselhos de administração, mas também pelas desigualdades de género presentes em diferentes domínios sociais, económicos e de poder. Este resultado reforça também a utilidade da incorporação de medidas nacionais de igualdade de género nos estudos sobre representação feminina e quotas de género, em linha com Post e Byron (2015) e Liao *et al.* (2022).

Embora os resultados anteriores sugerissem que as maiores reduções do risco poderiam refletir uma maior distância inicial face às metas da Diretiva, não se encontrou evidência de que o efeito do anúncio tenha variado consoante as empresas se encontrassem acima ou abaixo do limiar de 33% de mulheres no conselho de administração em 2021. Este resultado não reproduz o padrão identificado por Matsa e Miller (2013), que encontram efeitos mais fortes nas empresas inicialmente mais expostas ao cumprimento da quota norueguesa, nem o padrão observado por Fernández-Méndez e Pathan (2023) na reação de curto prazo ao anúncio desta Diretiva, mais positiva nas empresas com maior défice face ao objetivo de 33%. Considerados em conjunto, os resultados são consistentes com a possibilidade de o contexto institucional dos países ter sido mais relevante para explicar a heterogeneidade observada do que a posição inicial de cada empresa face às metas da Diretiva.

Por fim, observa-se uma redução do risco mais acentuada nas empresas sem cobertura por analistas, embora a diferença face às empresas com cobertura apenas se torne estatisticamente significativa nos países com menor igualdade de género. Este padrão é compatível com a evidência de que os analistas desempenham um papel de monitorização externa da gestão (Yu, 2008; Chen et al., 2015) e com a possibilidade de a relevância dessa monitorização depender do contexto institucional (Lang et al., 2004). Assim, os resultados são consistentes com uma possível substituição entre a monitorização dos analistas e a monitorização do conselho de administração, sobretudo nos contextos em que a futura implementação da Diretiva poderá implicar alterações mais significativas.

A interpretação destes resultados deve considerar quatro limitações principais.

Em primeiro lugar, não foi possível identificar graficamente uma tendência comum entre os grupos de tratamento e de controlo ao longo de todo o período anterior ao anúncio. As divergências concentram-se sobretudo durante a pandemia de COVID-19, que teve início

no primeiro trimestre de 2020, mas cujo impacto se começa a refletir nas observações do primeiro trimestre de 2019, uma vez que as medidas de risco são calculadas com base nos retornos dos 12 meses seguintes. Este período foi marcado por diferenças nas medidas nacionais de contenção e estabilização e por reações heterogéneas dos mercados acionistas europeus (Klose & Tillmann, 2023). Consequentemente, os resultados devem ser interpretados tendo em conta esta limitação à identificação do efeito causal.

Em segundo lugar, a disponibilidade limitada de informação sobre a composição dos conselhos de administração reduziu a amostra utilizada na análise do limiar de 33%, ficando esta desproporcionalmente concentrada em empresas de países com maior igualdade de género. Além disso, dado que a disponibilidade desta informação depende da divulgação de informação ESG, e que esta divulgação poderá ser mais prevalente em empresas com conselhos de administração que apresentam maior diversidade de género (Liao *et al.*, 2015; Nicolò *et al.*, 2022) e mais membros independentes (Liao *et al.*, 2015), a amostra poderá selecionar empresas que diferem sistematicamente das restantes, o que poderá enviesar os resultados desta análise.

Em terceiro lugar, as novas medidas relativas à representação feminina adotadas nos países de controlo durante o período em estudo poderão ter contribuído para a sensibilidade dos resultados à composição desse grupo. Esta limitação é particularmente relevante em Itália, onde a quota aplicável ao sexo sub-representado nos conselhos de administração foi elevada de um terço para dois quintos, com aplicação às renovações de mandatos realizadas a partir de 2020. Por incidir diretamente na composição dos conselhos e poder exigir ajustamentos dentro do período analisado, esta alteração constitui um choque concorrente que poderá ter afetado o risco das empresas italianas e comprometido a sua comparabilidade com as empresas tratadas.

Por último, não foi possível excluir da amostra as empresas classificadas como PME. Por não estarem abrangidas pela Diretiva, a sua inclusão entre as empresas tratadas poderá introduzir algum erro na classificação da exposição ao choque regulatório e, consequentemente, atenuar o efeito estimado.

Os resultados desta dissertação abrem três linhas para investigação futura. Em primeiro lugar, o prolongamento do período em estudo permitirá distinguir os efeitos de antecipação dos efeitos associados ao cumprimento efetivo da Diretiva, bem como analisar a reação do

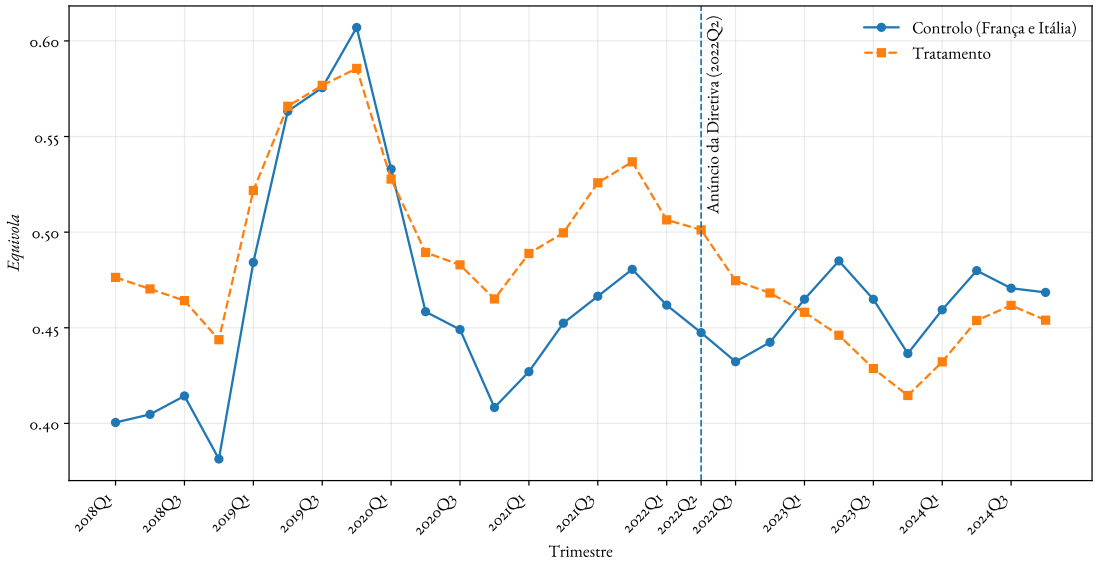
mercado caso os prazos estabelecidos não sejam cumpridos. Em segundo lugar, a inclusão de informação mais detalhada sobre a composição e o funcionamento dos conselhos de administração, nomeadamente a representação feminina, a independência, a antiguidade e a assiduidade dos seus membros, poderá ajudar a identificar os mecanismos subjacentes às alterações observadas no risco. Por fim, será importante aprofundar os mecanismos que poderão explicar por que motivo os efeitos se revelaram mais fortes nos países com menor igualdade de género.

Em síntese, os resultados mostram que o anúncio da Diretiva (UE) 2022/2381 (2022) esteve associado a uma redução do risco das empresas sediadas em países sem quotas legais vinculativas prévias, concentrada sobretudo nos países com menor igualdade de género. Do ponto de vista económico, o significado desta redução pode ser ambíguo. Por um lado, pode refletir uma monitorização mais eficaz (Aktaş *et al.*, 2023; Nekhili *et al.*, 2022), que poderá contribuir para uma maior proteção dos interesses dos acionistas (Jensen & Meckling, 1976), bem como um menor risco de falência, que pode ser importante para credores, trabalhadores e clientes da empresa (Yang *et al.*, 2019). Por outro lado, pode refletir uma menor propensão para realizar investimentos arriscados, mas potencialmente criadores de valor (John *et al.,* 2008). Os resultados sugerem, assim, que os efeitos económicos associados às quotas de género podem começar ainda na fase de antecipação e que a sua magnitude poderá depender do contexto institucional em que as empresas se inserem. Desta forma, a avaliação destas políticas não deve limitar-se à sua capacidade de aumentar a representação feminina nos conselhos de administração, devendo também considerar os seus efeitos sobre o risco e as condições em que esses efeitos se materializam.

Apêndice

Apêndice A: Tendências da *equivola* nos grupos de tratamento e controlo

Figura A1. Evolução trimestral da *equivola* nos grupos de tratamento e controlo



Nota: Esta figura apresenta a evolução trimestral da média da *equivola* para os grupos de tratamento e controlo na amostra principal da H1. A linha vertical assinala o anúncio da Diretiva (UE) 2022/2381 (2022), ocorrido no segundo trimestre de 2022. Este trimestre é excluído das estimações, sendo o período pós-anúncio definido a partir do terceiro trimestre de 2022.

Apêndice B: Análise adicional à H3: distância ao limiar de 33%

Tabela B1. Efeito do anúncio em função da distância ao limiar de 33%

	Equivola	Beta	Risco sist.	Risco idioss.
	(1)	(2)	(3)	(4)
Efeito no limiar de 33%	-0,0340*	0,0296	-0,0039	-0,0317*
	(0,0192)	(0,0242)	(0,0040)	(0,0191)
Variação por p.p. acima	-0,0011	-0,0004	0,0001	-0,0011
	(0,0016)	(0,0018)	(0,0003)	(0,0016)
Variação p.p. abaixo	-0,0002	-0,0004	0,0004	-0,0005
	(0,0010)	(0,0017)	(0,0003)	(0,0010)
Diferença: abaixo - acima	0,0009	0,0000	0,0003	0,0006
	(0,0015)	(0,0018)	(0,0003)	(0,0015)
Controlos	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	18876	18876	18876	18876
Empresas	1019	1019	1019	1019
R^2 ajustado	0,5908	0,5826	0,7186	0,5991

Nota: Esta tabela apresenta o efeito estimado do anúncio da Diretiva (UE) 2022/2381 (2022) em função da distância, em pontos percentuais, entre a representação feminina no conselho de administração em 2021 e o limiar de 33%. O efeito no limiar corresponde ao efeito estimado para uma empresa tratada com exatamente 33% de mulheres no conselho. As variações acima e abaixo mostram como esse efeito se altera por cada ponto percentual de afastamento dos 33% na respetiva direção. A linha "Diferença: abaixo – acima" testa se as duas

variações são estatisticamente diferentes. Todos os modelos incluem variáveis de controlo (dimensão, alavancagem e ROA) e efeitos fixos de empresa, de ano e de indústria × ano. Os erros-padrão, agrupados ao nível da empresa, são apresentados entre parênteses. *, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Tabela B2. Efeito do anúncio por intervalos de distância abaixo dos 33%

	Equivola	Beta	Risco sist.	Risco idioss.
	(1)	(2)	(3)	(4)
Empresas com pelo menos 33%	-0,0450**	0,0167	-0,0038	-0,0428**
	(0,0177)	(0,0230)	(0,0037)	(0,0176)
Empresas até 5 p.p. abaixo	0,0327	0,0802*	0,0039	0,0336
	(0,0592)	(0,0446)	(0,0077)	(0,0590)
Empresas entre 5 e 15 p.p. abaixo	-0,0664**	0,0563**	0,0010	-0,0667**
	(0,0262)	(0,0263)	(0,0044)	(0,0262)
Empresas mais de 15 p.p. abaixo	-0,0283	-0,0174	-0,0003	-0,0313
	(0,0229)	(0,0312)	(0,0054)	(0,0230)
Controlos	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	18876	18876	18876	18876
Empresas	1019	1019	1019	1019
R^2 ajustado	0,5914	0,5831	0,7186	0,5997

Nota: Esta tabela apresenta o efeito estimado do anúncio da Diretiva (UE) 2022/2381 (2022) consoante a distância das empresas tratadas ao limiar de 33% de mulheres no conselho de administração em 2021. As empresas abaixo do limiar de 33% são divididas em três intervalos de distância. Todos os modelos incluem variáveis de controlo (dimensão, alavancagem e ROA) e efeitos fixos de empresa, de ano e de indústria × ano. Os erros-padrão, agrupados ao nível da empresa, são apresentados entre parênteses. *, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Tabela B3. Diferenças entre os efeitos por intervalo de distância

	Equivola	Beta	Risco sist.	Risco idioss.
	(1)	(2)	(3)	(4)
Até 5 p.p. abaixo − ≥ 33%	0,0776	0,0636	0,0078	0,0764
	(0,0582)	(0,0441)	(0,0078)	(0,0580)
5–15 p.p. abaixo − ≥ 33%	-0,0214	0,0396	0,0048	-0,0239
	(0,0227)	(0,0271)	(0,0048)	(0,0226)
> 15 p.p. abaixo − ≥ 33%	0,0167	-0,0340	0,0035	0,0116
	(0,0233)	(0,0339)	(0,0058)	(0,0235)
> 15 p.p. abaixo − até 5 p.p. abaixo	-0,0609	-0,0976*	-0,0043	-0,0649
	(0,0599)	(0,0500)	(0,0088)	(0,0597)
Controlos	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	18876	18876	18876	18876
Empresas	1019	1019	1019	1019
R^2 ajustado	0,5914	0,5831	0,7186	0,5997

Nota: Esta tabela apresenta os testes das diferenças entre os efeitos estimados para os intervalos considerados na **Tabela B2**. Cada coeficiente corresponde ao efeito do primeiro grupo indicado menos o efeito do segundo. As primeiras três linhas comparam cada intervalo abaixo dos 33% com as empresas que apresentavam pelo menos 33% de mulheres no conselho de administração. A última linha compara as empresas com mais de 15

pontos percentuais abaixo do limiar com as empresas até 5 pontos percentuais abaixo. Todos os modelos incluem variáveis de controlo (dimensão, alavancagem e ROA) e efeitos fixos de empresa, de ano e de indústria × ano. Os erros-padrão, agrupados ao nível da empresa, são apresentados entre parênteses. *, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Referências Bibliográficas

Abadie, A., Drukker, D., Herr, J. L., & Imbens, G. W. (2004). Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, *4*(3), 290–311. https://doi.org/10.1177/1536867X0400400307

Adams, R. B., Almeida, H., & Ferreira, D. (2005). Powerful CEOs and Their Impact on Corporate Performance. *Review of Financial Studies*, *18*(4), 1403–1432. https://doi.org/10.1093/rfs/hhi030

Adams, R. B., & Ferreira, D. (2007). A Theory of Friendly Boards. *The Journal of Finance*, *62*(1), 217–250. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2007.01206.x

Adams, R. B., & Ferreira, D. (2009). Women in the boardroom and their impact on governance and performance. *Journal of Financial Economics*, *94*(2), 291–309. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.10.007

Adams, R. B., Hermalin, B. E., & Weisbach, M. S. (2010). The Role of Boards of Directors in Corporate Governance: A Conceptual Framework and Survey. *Journal of Economic Literature*, *48*(1), 58–107. https://doi.org/10.1257/jel.48.1.58

Ahern, K. R., & Dittmar, A. K. (2012). The changing of the boards: The impact on firm valuation of mandated female board representation. *The Quarterly Journal of Economics*, *127*(1), 137–197. https://doi.org/10.1093/qje/qjr049

Aktaş, K., Gattai, V., & Natale, P. (2023). Board gender quotas and outward foreign direct investment: Evidence from France. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'économique*, *56*(4), 1291–1321. https://doi.org/10.1111/caje.12646

Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (1999). Empirical Strategies in Labor Economics. Em O. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 3A, pp. 1277–1366). Elsevier. https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)03004-7

Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press. https://doi.org/10.1515/9781400829828

Armstrong, C. S., Barth, M. E., Jagolinzer, A. D., & Riedl, E. J. (2010). Market Reaction to the Adoption of IFRS in Europe. *The Accounting Review*, *85*(1), 31–61. https://doi.org/10.2308/accr.2010.85.1.31

Bennouri, M., De Amicis, C., & Falconieri, S. (2020). Welcome on board: A note on gender quotas regulation in Europe. *Economics Letters*, *190*, 109055. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2020.109055

Bernile, G., Bhagwat, V., & Yonker, S. (2018). Board diversity, firm risk, and corporate policies. *Journal of Financial Economics*, *127*(3), 588–612. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2017.12.009

Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S. (2004). How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, *119*(1), 249–275. https://doi.org/10.1162/003355304772839588

Blomkvist, M., Liljeblom, E., Löflund, A., & Redor, E. (2025). On the Effectiveness of Gender Quotas: Insights From Shareholder Preferences. *Corporate Governance: An International Review*, *33*(6), 1325–1349. https://doi.org/10.1111/corg.12650

Bruno, G. S. F., Ciavarella, A., & Linciano, N. (2018). *Boardroom Gender Diversity and Performance of Listed Companies in Italy* (Quaderni di finanza 87). CONSOB. https://doi.org/10.2139/ssrn.3251744

Byrnes, J. P., Miller, D. C., & Schafer, W. D. (1999). Gender differences in risk taking: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, *125*(3), 367–383. https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.3.367

Caetano, C., & Callaway, B. (2024). *Difference-in-Differences when Parallel Trends Holds Conditional on Covariates* (Versão 3). arXiv. https://doi.org/10.48550/ARXIV.2406.15288

Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2001). Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk. *The Journal of Finance*, *56*(1), 1–43. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00318

Charness, G., & Gneezy, U. (2012). Strong Evidence for Gender Differences in Risk Taking. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *83*(1), 50–58. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2011.06.007

Chen, T., Harford, J., & Lin, C. (2015). Do analysts matter for governance? Evidence from natural experiments. *Journal of Financial Economics*, *115*(2), 383–410. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.002

De Acutis, C., Weber, A., & Wurm, E. (2024). The effects of board gender quotas: A meta-analysis. *Labour Economics*, *91*, 102634. https://doi.org/10.1016/j.labeco.2024.102634

Demsetz, H., & Lehn, K. (1985). The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences. *Journal of Political Economy*, *93*(6), 1155–1177. https://doi.org/10.1086/261354

Diretiva 2014/95/UE do Parlamento Europeu e do Conselho, de 22 de outubro de 2014, que altera a Diretiva 2013/34/UE no que se refere à divulgação de informações não financeiras e de informações sobre a diversidade por parte de certas grandes empresas e grupos, L 330 Jornal Oficial da União Europeia 1 (2014). https://eur-lex.europa.eu/eli/dir/2014/95/oj

Diretiva (UE) 2022/2381 do Parlamento Europeu e do Conselho, de 23 de novembro de 2022, relativa à melhoria do equilíbrio de género nos cargos dirigentes de empresas cotadas e a outras medidas conexas, L 315 Jornal Oficial da União Europeia 44 (2022). https://eur-lex.europa.eu/eli/dir/2022/2381/oj

Eckbo, B. E., Nygaard, K., & Thorburn, K. S. (2022). Valuation Effects of Norway's Board Gender-Quota Law Revisited. *Management Science*, *68*(6), 4112–4134. https://doi.org/10.1287/mnsc.2021.4031

European Institute for Gender Equality. (2022). *Gender equality index 2022: The COVID-19 pandemic and care*. Publications Office of the European Union. https://doi.org/10.2839/035888

Faccio, M., Marchica, M.-T., & Mura, R. (2016). CEO gender, corporate risk-taking, and the efficiency of capital allocation. *Journal of Corporate Finance*, *39*, 193–209. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2016.02.008

Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983). Separation of Ownership and Control. *The Journal of Law and Economics*, *26*(2), 301–325. https://doi.org/10.1086/467037

Fernández-Méndez, C., & Pathan, S. (2023). The valuation impact of gender quotas in the boardroom: Evidence from the European markets. *Finance Research Letters*, *54*, 103699. https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.103699

Fiordelisi, F., Ricci, O., & Stentella Lopes, F. S. (2017). The Unintended Consequences of the Launch of the Single Supervisory Mechanism in Europe. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *52*(6), 2809–2836. https://doi.org/10.1017/S0022109017000886

Franke, G. R., Crown, D. F., & Spake, D. F. (1997). Gender differences in ethical perceptions of business practices: A social role theory perspective. *Journal of Applied Psychology*, *82*(6), 920–934. https://doi.org/10.1037/0021-9010.82.6.920

Golubov, A., & Konstantinidi, T. (2019). Where Is the Risk in Value? Evidence from a Market-to-Book Decomposition. *The Journal of Finance*, *74*(6), 3135–3186. https://doi.org/10.1111/jofi.12836

Hambrick, D. C. (2007). Upper Echelons Theory: An Update. *Academy of Management Review*, *32*(2), 334–343. https://doi.org/10.5465/amr.2007.24345254

Hambrick, D. C., & Mason, P. A. (1984). Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers. *The Academy of Management Review*, *9*(2), 193–206. https://doi.org/10.5465/amr.1984.4277628

Helland, E., & Sykuta, M. (2004). Regulation and the Evolution of Corporate Boards: Monitoring, Advising, or Window Dressing? *The Journal of Law and Economics*, *47*(1), 167–193. https://doi.org/10.1086/380473

Hermalin, B. E., & Weisbach, M. S. (1998). Endogenously Chosen Boards of Directors and Their Monitoring of the CEO. *American Economic Review*, *88*(1), 96–118.

Hillman, A. J., & Dalziel, T. (2003). Boards of Directors and Firm Performance: Integrating Agency and Resource Dependence Perspectives. *Academy of Management Review*, *28*(3), 383–396. https://doi.org/10.5465/amr.2003.10196729

Huang, J., & Kisgen, D. J. (2013). Gender and corporate finance: Are male executives overconfident relative to female executives? *Journal of Financial Economics*, *108*(3), 822–839. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.12.005

Ince, O. S., & Porter, R. B. (2006). Individual Equity Return Data from Thomson Datastream: Handle with Care! *Journal of Financial Research*, *29*(4), 463–479. https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2006.00189.x

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. https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X

John, K., Litov, L., & Yeung, B. (2008). Corporate Governance and Risk-Taking. *The Journal of Finance*, *63*(4), 1679–1728. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01372.x

Kim, J.-B., Lu, L. Y., & Yu, Y. (2019). Analyst Coverage and Expected Crash Risk: Evidence from Exogenous Changes in Analyst Coverage. *The Accounting Review*, *94*(4), 345–364. https://doi.org/10.2308/accr-52280

Klose, J., & Tillmann, P. (2023). Stock market response to Covid-19, containment measures and stabilization policies—The case of Europe. *International Economics*, *173*, 29–44. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2022.11.004

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1998). Law and Finance. *Journal of Political Economy*, *106*(6), 1113–1155. https://doi.org/10.1086/250042

Lang, M. H., Lins, K. V., & Miller, D. P. (2004). Concentrated Control, Analyst Following, and Valuation: Do Analysts Matter Most When Investors Are Protected Least? *Journal of Accounting Research*, *42*(3), 589–623. https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2004.t01-1-00142.x

Legge 27 dicembre 2019, n. 160 – Bilancio di previsione dello Stato per l'anno finanziario 2020 e bilancio pluriennale per il triennio 2020-2022, Serie Generale n. 304, Suppl. Ordinario n. 45 Gazzetta Ufficiale della Repubblica Italiana (2019). https://www.gazzettaufficiale.it/eli/id/2019/12/30/19G00165/s

Lesmond, D. A., Schill, M. J., & Zhou, C. (2004). The illusory nature of momentum profits. *Journal of Financial Economics*, *71*(2), 349–380. https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00206-X

Liao, L., Luo, L., & Tang, Q. (2015). Gender diversity, board independence, environmental committee and greenhouse gas disclosure. *The British Accounting Review*, *47*(4), 409–424. https://doi.org/10.1016/j.bar.2014.01.002

Liao, R. C., Loureiro, G., & Taboada, A. G. (2022). Gender quotas and bank risk. *Journal of Financial Intermediation*, *52*, 100998. https://doi.org/10.1016/j.jfi.2022.100998

Matsa, D. A., & Miller, A. R. (2013). A Female Style in Corporate Leadership? Evidence from Quotas. *American Economic Journal: Applied Economics*, *5*(3), 136–169. https://doi.org/10.1257/app.5.3.136

McInish, T. H., & Wood, R. A. (1986). Adjusting for Beta Bias: An Assessment of Alternate Techniques: A Note. *The Journal of Finance*, *41*(1), 277–286. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1986.tb04507.x

Nekhili, M., Bennouri, M., & Nagati, H. (2022). Do Board Gender Quotas Benefit Minority Shareholders? An Illustration through Related-Party Transactions. *British Journal of Management*, *33*(2), 724–752. https://doi.org/10.1111/1467-8551.12467

Nicolò, G., Sannino, G., & Iorio, S. D. (2022). Gender diversity and online intellectual capital disclosure: Evidence from Italian-listed firms. *Journal of Public Affairs*, *22*(4), e2706. https://doi.org/10.1002/pa.2706

OECD. (2023). *G20/OECD Principles of Corporate Governance 2023*. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/ed750b30-en

Pan, Y., & Sparks, J. R. (2012). Predictors, consequence, and measurement of ethical judgments: Review and meta-analysis. *Journal of Business Research*, *65*(1), 84–91. https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2011.02.002

Pástor, Ľ., & Veronesi, P. (2003). Stock Valuation and Learning about Profitability. *The Journal of Finance*, *58*(5), 1749–1789. https://doi.org/10.1111/1540-6261.00587

Perryman, A. A., Fernando, G. D., & Tripathy, A. (2016). Do gender differences persist? An examination of gender diversity on firm performance, risk, and executive compensation. *Journal of Business Research*, *69*(2), 579–586. https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2015.05.013

Pfeffer, J., & Salancik, G. R. (1978). *The external control of organizations: A resource dependence perspective*. Harper & Row, Publishers.

Post, C., & Byron, K. (2015). Women on Boards and Firm Financial Performance: A Meta-Analysis. *Academy of Management Journal*, *58*(5), 1546–1571. https://doi.org/10.5465/amj.2013.0319

Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, *70*(1), 41–55. https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41

Sarang, A. A. A., Aubert, N., & Hollandts, X. (2024). Board gender diversity and the cost of equity: What difference does gender quota legislation make? *International Journal of Finance & Economics*, *29*(2), 2193–2213. https://doi.org/10.1002/ijfe.2774

Sercu, P., Vandebroek, M., & Vinaimont, T. (2008). Thin-Trading Effects in Beta: Bias *v.* Estimation Error. *Journal of Business Finance & Accounting*, *35*(9–10), 1196–1219. https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2008.02110.x

Sila, V., Gonzalez, A., & Hagendorff, J. (2016). Women on board: Does boardroom gender diversity affect firm risk? *Journal of Corporate Finance*, *36*, 26–53. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2015.10.003

Swedish Corporate Governance Board. (2020). *The Swedish Corporate Governance Code*. https://www.corporategovernanceboard.se/Userfiles/Koden/Dokument/Eng/The_Swedish_Corporate_Governance_Code_1_January_2020.pdf

Wiersema, M. F., & Bantel, K. A. (1992). Top Management Team Demography and Corporate Strategic Change. *Academy of Management Journal*, *35*(1), 91–121. https://doi.org/10.5465/256474

Yang, P., Riepe, J., Moser, K., Pull, K., & Terjesen, S. (2019). Women directors, firm performance, and firm risk: A causal perspective. *The Leadership Quarterly*, *30*(5), 101297. https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2019.05.004

Yu, F. (2008). Analyst coverage and earnings management. *Journal of Financial Economics*, *88*(2), 245–271. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.05.008

FEP FACULDADE DE **ECONOMIA E GESTÃO**