

# 女性董事对现金持有调整的影响研究

林清清, 李霁友\*

东华大学旭日工商管理学院, 上海

收稿日期: 2025年11月4日; 录用日期: 2025年11月19日; 发布日期: 2025年12月16日

## 摘要

目前, 全球董事会性别多元化进程虽取得一定进展, 但仍面临显著挑战。中国上市公司女性董事相较于全球平均水平仍有较大差距, 且女性在关键职位中的代表比例更低。但女性董事通过其独特的风险规避倾向、审慎决策风格及强化监督动机, 积极参与公司治理并发挥多维度作用。因此, 本文以中国资本市场为背景, 选用2015~2024年A股上市公司作为样本, 研究女性董事对现金持有调整的影响, 以目标现金持有水平为界限进一步分析女性董事更侧重调整哪个方向的现金持有差异; 细化地区、行业和内部治理环境的情形, 研究不同情境下女性董事差异化的治理效能, 丰富理论研究。

## 关键词

女性董事, 现金持有, 动态调整

# The Impact of Female Directors on Cash Holding Adjustment

Qingqing Lin, Jiyou Li\*

Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai

Received: November 4, 2025; accepted: November 19, 2025; published: December 16, 2025

## Abstract

The global trend towards gender diversity on corporate boards has seen progress, yet significant challenges persist. Female directors in Chinese listed companies remain significantly underrepresented compared to the global average, particularly in key leadership positions. However, through their distinct risk aversion, prudent decision-making, and strong monitoring incentives, female directors actively contribute to corporate governance in multiple dimensions. Against this backdrop, this study investigates the impact of female directors on cash adjustment speed in China's A-share

\*通讯作者。

**listed companies from 2015 to 2024. Using target cash holdings as a benchmark, we further analyze whether female directors exhibit a stronger influence on adjusting cash deficits or surpluses. The study also examines how their governance effectiveness varies across regions, industries, and internal governance environments, thereby enriching the theoretical understanding of their role.**

## Keywords

**Female Directors, Cash Holdings, Dynamic Adjustment**

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

2024 年 7 月, 德勤全球发布的第八版《董事会中的女性: 全球视角》[1]报告显示, 全球董事会性别多元化进程虽取得一定进展, 但仍面临显著挑战。自 2022 年以来, 女性董事占比增长了 3.6%, 性别平等的预期实现时间有所缩短。然而, 从总体比例来看, 女性仅占据全球董事会席位的 23.3%。这一数据表明, 实现真正的性别平等仍任重道远。为充分发挥女性潜力, 全球各个国家和地区均出台了对应的政策, 欧洲国家在立法推动下领先全球。例如, 2003 年挪威立法实施 40% 的性别配额制度, 自此之后, 法国、德国、意大利等欧盟国家相继推出强制性与半强制性政策, 要求大型企业董事会女性比例需达到 30% 至 40%; 英国和澳大利亚则通过“遵守或解释”框架, 要求上市公司披露性别多元化目标与进展, 柔性引导企业提升女性董事比例。

根据南开大学中国公司治理研究院发布的《2023 年中国上市公司女性董事专题报告》[2], 在 2014 年至 2023 年间, 中国上市公司女性董事比例从 10.22% 持续增长至 17.91%, 增速显著但基数仍然偏低。这一比例与全球平均水平 23.3% 仍有较大差距, 且女性在关键职位中的代表比例更低。此外, 行业间差异也十分明显, 金融、消费服务等行业女性董事占比较高, 而能源、重工业等领域女性参与度显著偏低。尽管中国女性董事比例呈上升趋势, 与其他地区相比, 政策推动相对滞后。目前中国大陆尚未出台强制性性别配额制度, 主要依赖《上市公司治理准则》等文件进行原则性引导。2022 年初, 香港交易所修订《企业管治守则》及《上市规则》, 要求所有上市公司在 2024 年底前实现董事会性别多元化, 标志着中国在性别多元化制度建设上迈出重要一步。然而, 整体来看, 中国董事会性别多元化仍缺乏系统性政策支持, 未来需进一步结合实际背景探索激励与约束机制。

近年来, 大量研究表明, 女性董事通过其独特的风险规避倾向、审慎决策风格及强化监督动机, 积极参与公司治理并发挥多维度作用。具体而言, 女性董事的介入有助于降低研发投资风险(Chen 等, 2016) [3]、减少财务舞弊行为(Cumming 等, 2015) [4]、增强信息披露质量(Gul 等, 2011) [5] 并推动社会责任履行(Pekovic 和 Vogt, 2021) [6]。现金持有政策作为企业财务管理的核心环节, 直接关系到流动性风险、投资效率与代理成本。目标现金持有水平有助于企业平衡预防性储备与资本利用效率, 而偏离目标值的现金持有均可能引发代理问题或财务困境(Bates 等, 2009) [7]。因此, 现金持有的动态调整能力是衡量企业财务治理水平的关键指标。然而, 现有文献更多聚焦于静态现金持有水平的研究, 对于现金持有动态调整的研究中, 结合女性董事积极参与公司治理分析的较少, 在调整超额现金持有还是赤字现金持有的结论上也并未得到统一的结论。

因此, 本文选用 2015~2024 年 A 股上市公司作为样本, 研究女性董事对现金持有调整的影响, 以目

标现金持有水平为界限划分超额现金持有和赤字现金持有, 进一步分析女性董事是更注重超额现金带来的代理成本提升, 还是赤字现金带来的预防需要提高, 期望以此丰富女性董事对现金持有调整的研究, 为理论和实践提供部分证据。

## 2. 理论基础与研究假设

董事会是现代公司治理的核心机构, 肩负着战略指导、咨询服务和监督控制的重要职能。其成员凭借多元的专业背景和丰富的经验, 为公司的战略制定、资源分配和重大决策提供关键支持, 从而保障企业长期稳健发展。Hambrick 和 Mason (1984) [8]提出的高层梯队理论指出, 企业战略选择与绩效表现并非完全理性化的结果, 深受高层管理者个人背景特征的影响。女性董事作为董事会构成中的一个重要特征, 是性别多元化与差异性的体现, 其独特的心理认知、价值判断与经验视角对企业的财务决策行为产生显著影响。

现有大量研究表明, 女性董事在财务政策制定和调整过程中发挥着不可替代的作用。首先, 女性董事通常表现出更为显著的风险规避倾向和审慎态度(Huang 和 Kisgen, 2013) [9], 这使其更加关注财务稳健性与潜在风险, 从而在企业现金持有、投资决策等方面提出更保守但可持续的建议。其次, 女性董事往往具有更强的伦理意识和合规导向, 能够有效抑制管理层的短视行为(Adams 和 Ferreira, 2009) [10]与代理问题(Liu 等, 2014) [11], 提升公司治理质量。此外, 女性董事的加入有助于打破董事会中固有的“群体思维”, 引入多样化视角, 增强团队决策的创造力和批判性思维, 从而提高决策的全面性与科学性。这些特质共同作用, 使女性董事能够更敏锐地识别现金持有水平对目标值的偏离, 并通过强化监督和风险预警, 推动企业更及时、更主动地进行现金持有量的动态调整, 从而有效提升资金配置效率并降低财务风险。

女性董事的加入不仅有助于提升公司内部治理效率, 还能够有效缓解企业与外部市场之间的信息不对称, 从而减轻融资约束, 为企业加速现金持有调整创造有利条件。这一机制可从信息不对称理论和信息传递理论的角度理解。首先, 女性董事通常表现出更高的风险规避意识和伦理责任感, 推动更充分、准确的信息披露, 改善外部的信息环境, 减少信息的不对称情况, 减少融资约束。Gul 等(2011) [5]的研究表明, 当公司中女性董事参与度较高, 股价中包含的特质信息更丰富, 这表明信息披露质量较高, 有效降低了外部投资者与公司之间的信息隔阂。Srinidhi 等(2011) [12]进一步发现, 女性董事数量较多的公司盈余质量也比较高, 增强了财务报告的可信度, 可以帮助公司建立市场信任。其次, 女性董事的存在本身可向市场传递积极的治理信号。这种声誉效应能够吸引更多长期资本注入, 尤其有助于企业在面临较高融资依赖时以更低成本获取外部资金(Levi 等, 2014) [13]。此外, 女性董事更审慎的沟通风格与更强的合作倾向也可以提高外部审计质量(况学文和陈俊, 2011) [14], 将公司实际财务状况有效传递给外部投资者, 缓解因信息不对称所导致的融资摩擦。基于上述分析, 本文提出假设:

H1: 女性董事参与加快企业现金持有的调整速度。

企业的实际现金持有水平是管理层及其董事会进行决策的关键参考点。基于动态权衡理论, 企业仅在调整至目标现金水平的边际收益高于边际成本时才会付诸行动。然而, 前景理论(Kahneman & Tversky, 1979) [15]进一步揭示, 决策者对偏离参考点时“收益”与“损失”的感知并非对称, 这将影响不同决策的成本评估。就女性董事而言, 其风险规避倾向使其对现金赤字的敏感性尤为强烈。在赤字情境下, 为避免损失扩大, 女性董事可能更支持即便调整成本较高但能遏制现金恶化的审慎策略, 从而表现出“减缓调整”; 而在现金盈余时, 其风险规避则体现为守护既得收益, 倾向于加速调整以避免过度投资带来的风险。这表明, 女性董事的治理行为受到由现金状况所设定的“决策框架”的显著调节。

一方面, 当企业持有超额现金时, 主要面临的风险源于管理层与股东之间的代理冲突(Harford 等,

2008) [16]。管理层可能为构建帝国、追求个人声誉或享受宁静生活而滥用自由现金流, 进行净现值为负的过度投资或低效并购, 从而损害股东价值。此时, 企业面临的调整成本可能包括股份回购或发放股利产生的交易费用和临时处理资产带来的折价损失; 获得的调整收益主要体现为抑制管理层滥用自由现金流进行低效投资或过度并购, 降低代理成本(Wan Ismail 等, 2022) [17]。在这样的背景下, 女性董事对风险的审慎性和监督动机进一步被放大, 会更加惧怕代理问题带来的内部治理体系紊乱, 从而影响整个企业的平稳经营。所以, 女性董事面临超额现金持有时, 调整收益会高于调整成本, 女性董事会倾向加快调整现金持有水平的速度。此外, 和筹集资金相比, 释放多余资金的成本和风险较低, 一定程度上会进一步推动女性董事调整超额现金。

另一方面, 当企业持有赤字现金时, 主要面临的风险源于筹资成本和风险过高(Bates 等, 2018) [18], 发生重大财务困境的可能性显著提高。此时, 企业面临的调整成本可能包括外部融资的溢价、逆向选择成本以及仓促筹资传递的不利信号带来的市场信心动荡风险; 获得的调整收益主要体现为避免流动性枯竭而引发的投资不足、资产贱卖乃至破产风险。在这样的背景下, 女性董事极高的风险规避特质可能会高估调整现金持有水平带来的筹资成本增加, 从而减缓调整速度; 也可能会高估不调整现金持有水平带来的财务困境成本, 出于预防性动机快速增加现金持有; 两种想法相互摩擦, 导致决策流程变得复杂。此外, 若企业快速决策通过增加债务或股权的形式来筹集资金, 可能会向市场传递不利的信号, 引起外部市场的恐慌, 甚至可能导致本次筹资泡汤。因此, 女性董事在面对赤字现金时, 可能会倾向降低管理层的调整速度, 运用温和且长远的方案来解决赤字现金的缺口。基于上述分析, 本文提出假设:

H2a: 女性董事参与加快超额现金持有的调整速度。

H2b: 女性董事参与减缓赤字现金持有的调整速度。

### 3. 研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

基于中国上市公司财务数据和非财务数据的可获得性和及时性, 本文选取 2015 年至 2024 年的 A 股上市公司作为最初的研究样本。所有变量的原始数据均来自 CSMAR, 按下述步骤进行数据处理: 1) 剔除时间区间内被 ST 和 ST\* 的样本, 减少不稳定、不完整数据的影响; 2) 剔除金融业的样本; 3) 剔除解释变量和被解释变量缺失的样本; 4) 剔除资产负债率小于 0 的样本; 5) 仅保留 2015~2024 年整个观测期内每年均有完整数据的样本, 保持数据的连续性和稳定性, 构建平衡面板。

#### (二) 变量定义

1) 解释变量: 女性董事。参考 Adams 和 Ferreira (2009) [10] 以及 Liu 等(2014) [11] 的做法, 解释变量用年末董事会中女性董事的比例衡量, 并将年末董事会中女性董事的实际数量作为替换变量, 在稳健性检验中替代解释变量回归, 验证主要模型的稳健性。

2) 被解释变量: 现金持有水平。借鉴 Opler (1999) [19] 和 Bates 等(2009) [7] 的做法, 解释变量用现金及现金等价物/总资产衡量, 并将现金及现金等价物/净资产作为替换变量, 在稳健性检验中替代被解释变量回归, 验证主要模型的稳健性。

3) 控制变量: 借鉴 Aier (2024) [20] 和连玉君(2010) [21] 的做法, 涵盖了企业财务特征、企业董事会特征以及行业现金流风险等方面, 共选取以下 12 个变量为控制变量: 公司规模(SIZE)、现金流量(CFLOW)、非现金净营运资本(NWC)、资本支出(CAPEX)、资本结构(LEV)、托宾 Q(TOBINQ)、公司年龄(AGE)、股息支付(DIV)、股权结构(TSHR)、董事会规模(BOARD)、董事会独立性(BIND)以及行业现金流风险(INDSTDCFO)。以上控制变量同样也是后续估计目标现金持有水平的特征变量。

具体变量定义表如表 1。

**Table 1.** Variable definitions**表 1. 变量定义表**

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
解释变量	女性董事	FD	年末女性董事人数/年末董事会董事总人数
被解释变量	现金持有水平	CASH	现金及现金等价物/总资产
	公司规模	SIZE	总资产的自然对数
	现金流量	CFLOW	经营活动现金流量净额/总资产
	非现金净营运资本	NWC	(流动资产 - 流动负债 - 现金及现金等价物)/总资产
	资本支出	CAPEX	资本支出/总资产, 资本支出 = 购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金
	资本结构	LEV	总负债/总资产
控制变量	托宾 Q	TOBINQ	总市值/总资产
	公司年龄	AGE	成立时间的自然对数, 成立时间 = 会计年度 - 成立年度
	股息支付	DIV	本年度支付现金股息, 1; 支付现金股息, 0
	股权结构	TSHR	流通股股数/总股数
	董事会规模	BOARD	年末董事会总人数的自然对数
	董事会独立性	BIND	年末独立董事人数/董事会总人数
	行业现金流风险	INDSTDCFO	2015 年~2024 年同行业内经营活动现金流量净额和总资产的比值的标准差的平均值

### (三) 模型设定

由于企业目标现金持有水平无法直接观测, 目前已衍生出多种方法来预估或代理该指标, 参考连玉君等(2010)[21]、Choi 和 Suh (2017)[22]的处理方式, 采用一系列理论上预期对现金持有水平产生影响的变量来估计目标现金持有水平, 构建的估计模型(1)如下:

$$CASH_{i,t}^* = \beta_0 + \sum_{k=1} \beta_k k_{k,i,t-1} + idFE + yearFE + \varepsilon \quad (1)$$

$CASH_{i,t}^*$  为目标现金持有水平;  $\beta_0$  为常数项;  $k_{k,i,t-1}$  为理论上预期有影响的变量, 滞后一期加入回归以减少内生性问题, 特征变量  $k$  包括: 公司规模(SIZE)、现金流量(CFLOW)、非现金净营运资本(NWC)、资本支出(CAPEX)、资本结构(LEV)、托宾 Q(TOBINQ)、公司年龄(AGE)、股息支付(DIV)、股权结构(TSHR)、董事会规模(BOARD)、董事会独立性(BIND)以及行业现金流风险(INDSTDCFO);  $idFE$  为个体固定效应,  $yearFE$  为时间固定效应;  $\varepsilon$  为随机扰动项。

在此基础上, 参考 Byoun (2008) [23]、Jiang 和 lie (2016) [24]的做法, 构建现金持有的动态调整模型(2)如下:

$$\Delta CASH_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CASH\_DEV_{i,t} + \varepsilon \quad (2)$$

$\Delta CASH_{i,t} = CASH_{i,t} - CASH_{i,t-1}$ , 为现金持有水平的实际变化;  $CASH\_DEV_{i,t} = CASH_{i,t-1} - CASH_{i,t}^*$ , 为现金持有水平与目标现金持有水平的偏差;  $\gamma_0$  为常数项;  $\varepsilon$  为随机扰动项。 $\gamma_1$  表示企业将当年现金持有水平向目标现金持有水平调整的速度, 取值范围为  $[-1, 0]$ , 当系数小于 0 时, 表明向目标现金持有水平调整的速度较快。当  $\gamma = -1$  时, 表明企业有能力立即将目前现金持有水平调整至目标水平; 当  $\gamma = 0$  时, 表明企业对目前现金持有水平的调整几乎为 0。

基于此, 参考 Aier 等(2024) [20]的做法, 在现金持有动态调整模型(2)中加入解释变量和控制变量, 构建女性董事对现金持有调整速度的模型如下(3):

$$\Delta CASH_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CASH\_DEV_{i,t} + \gamma_2 FD_{i,t} + \gamma_3 CASH\_DEV_{i,t} * FD_{i,t} + \sum_{k=4} \gamma_k k_{k,i,t-1} + idFE + yearFE + \varepsilon \quad (3)$$

$FD_{i,t}$  为女性董事;  $k_{k,i,t-1}$  为一系列控制变量, 与公式(1)中的特征变量保持一致; 通过引入女性董事变量( $FD$ )与现金持有偏差变量( $CASH\_DEV$ )之间的交互项, 检验女性董事对现金持有调整速度的影响, 若  $\gamma_3$  系数小于 0, 则女性董事的加入会加快企业现金水平向目标持有水平的调整速度; 若  $\gamma_3$  系数大于 0, 则女性董事的加入会降低企业现金水平向目标持有水平的调整速度。

## 4. 实证分析结果

### (一) 描述性统计

对实证分析中使用的相关变量进行描述性统计, 具体结果如表 2 所示。样本中现金持有水平( $CASH$ )和女性董事( $FD$ )分布比较分散, 有明显的比较差距, 其余变量情况与以往相关研究相似。

**Table 2.** Descriptive statistics

**表 2.** 描述性统计结果

变量名称	观测数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
CASH	17,650	0.148	0.109	0.000	0.120	0.906
CASH_DEV	15,885	0.003	0.100	-0.233	-0.018	0.648
$\Delta CASH$	15,885	-0.003	0.069	-0.519	-0.002	0.731
FD	17,650	0.158	0.133	0.000	0.125	0.800
SIZE	17,650	22.722	1.367	19.282	22.515	28.791
LEV	17,650	0.430	0.193	0.014	0.426	0.990
TOBINQ	17,650	1.986	1.445	0.611	1.570	31.400
CFLOW	17,650	0.054	0.067	-0.913	0.050	0.839
NWC	17,650	0.066	0.190	-0.799	0.062	0.752
CAPEX	17,650	0.041	0.040	-0.004	0.030	0.642
AGE	17,650	3.025	0.296	1.609	3.045	4.248
DIV	17,650	0.769	0.421	0.000	1.000	1.000
INDSTDCFO	17,650	0.047	0.012	0.028	0.045	0.158
TSHR	17,650	0.865	0.191	0.037	0.972	1.000
BIND	17,650	0.378	0.058	0.167	0.364	0.800
BOARD	17,650	2.126	0.197	1.099	2.197	2.833

### (二) 估计目标现金持有和基准回归

将模型(1)回归的预测值作为目标现金持有水平, 整体变量的影响效应和先前的研究一致, 在此基础上根据模型(3)考虑女性董事对企业现金持有水平调整速度的影响, 主要回归结果如表 3 所示。可以直观地看到列(1)中  $CASH\_DEV * FD$  的系数为 -0.118, 在 1% 水平上显著, 这表明当现金持有水平发生偏离目标水平时, 女性董事的存在是可以加快偏差调整的速度, 调整速度估计为 65.2%, 即假设 H1 成立。

**Table 3.** Baseline regression and further analysis results  
**表 3.** 基准回归和进一步分析结果

变量名称	(1) 基准回归	(2) CASH_DEV ≥ 0	(3) CASH_DEV < 0
FD	-0.0174*** (-3.06)	0.00372 (0.25)	0.0102 (0.99)
CASH_DEV	-0.534*** (-48.71)	-0.527*** (-22.76)	-0.671*** (-23.32)
CASH_DEV* FD	-0.118*** (-2.68)	-0.311*** (-3.33)	0.312** (2.48)
L.SIZE	-0.00971*** (-5.61)	-0.00415 (-1.13)	-0.0128*** (-6.38)
L.LEV	0.104*** (13.91)	0.105*** (6.88)	0.118*** (13.54)
L.TOBINQ	0.00107** (1.96)	0.000397 (0.41)	0.00134** (2.01)
L.CFLOW	-0.00153 (-0.17)	0.0161 (0.99)	-0.0160 (-1.48)
L.NWC	0.104*** (16.08)	0.116*** (8.40)	0.119*** (15.73)
L.CAPEX	0.00138 (0.08)	-0.0635* (-1.69)	0.0633*** (3.57)
L.AGE	0.0178 (1.40)	0.0570** (2.41)	0.0105 (0.68)
L.DIV	0.000457 (0.29)	0.00118 (0.36)	-0.000155 (-0.10)
L.INDSTDCFO	-0.0791 (-0.53)	0.0243 (0.09)	-0.313 (-1.54)
L.TSHR	0.00830** (2.15)	0.0126* (1.67)	0.00146 (0.33)
L.BIND	0.00685 (0.39)	-0.0162 (-0.49)	0.0124 (0.64)
L.BOARD	0.00279 (0.45)	-0.00583 (-0.48)	0.0125* (1.81)
常数项	0.102* (1.89)	-0.0940 (-0.86)	0.148** (2.31)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	15,885	6778	9107
调整后的 R <sup>2</sup>	0.2797	0.2881	0.2180

注: \*p < 0.1, \*\*p < 0.05, \*\*\*p < 0.01, 下同。

### (三) 进一步分析: 调整方向

基于模型(3)对现金持有偏差(CASH\_DEV)进行分组, 考虑在不同方向的偏差下, 考虑女性董事对企业现金持有水平调整速度是否会有不同, 主要回归结果如表3所示, 列(2)(3)分别展示正偏差、负偏差的回归结果。当呈现正偏差时, CASH\_DEV\* FD 的系数为-0.311, 在 1% 水平上显著, 这表明当现金持有水平高于目标水平时, 女性董事的存在是可以加快偏差调整的速度, 调整速度估计为 83.8%, 即假设 H2a 成立。然而, 当呈现负偏差时, CASH\_DEV\* FD 的系数为 0.312, 在 5% 水平上显著, 这表明当现金持有水平低于目标水平时, 女性董事的存在会减慢偏差调整的速度, 调整速度估计为 35.9%, 即假设 H2b 成立。

**Table 4.** Robustness test results**表 4. 稳健性检验**

变量名称	(1) 系统 GMM 回归	(2) 替换解释变量	(3) 替换被解释变量	(4) 个体层面聚类	(5) 行业固定效应
FD	-0.00825 (-0.99)		-0.0285** (-2.03)	-0.0174** (-2.40)	-0.0187*** (-3.27)
		-0.179** (-2.36)	-0.532*** (-49.06)	-0.534*** (-31.26)	-0.539*** (-49.01)
CASH_DEV		-0.865** (-2.14)		-0.118* (-1.75)	-0.130*** (-2.96)
			-0.00174** (-2.57)		
FD2			-0.0157*** (-2.99)		
				-0.467*** (-41.83)	
CASH_DEV* FD2				-0.356*** (-7.28)	
NEW_CASH_DEV		-0.137* (-1.75)	0.0974* (1.80)	0.133 (1.00)	0.102 (1.44)
					0.127** (2.28)
常数项					
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	No	No	No	No	Yes
个体层面聚类	No	No	No	Yes	No
观测值	14,120	15,885	15,885	15,885	15,885
调整后的 R <sup>2</sup>	-	0.2796	0.2637	0.2797	0.2841

### (四) 稳健性检验

为了缓解由遗漏变量、测量误差、反向因果和选择偏差导致的内生性问题, 本文采用系统矩估计法进行内生性检验。SYS-GMM 通过将水平方程与差分方程相结合, 将内生变量的滞后项作为工具变量,

能有效控制公司固定效应、缓解反向因果和选择性偏差问题, 特别是不可观测的个体效应导致的样本选择偏差。此外, 本文还选取某一年度同一地区同一行业企业女性董事人数占董事会总人数比例的平均值作为工具变量, 并对其有效性进行检验,  $AR(1)=0.000$ ,  $AR(2)=0.737$ , 这表明随机扰动项不存在二阶自相关, 满足工具变量有效性的关键前提; Hansen 检验的  $P$  值 = 0.175, 这表明模型不存在过度识别问题, 即模型设定合理, 后续估计的结果可靠。观察回归结果发现,  $CASH\_DEV^* FD$  的系数始终为负数, 并且在 5% 水平上显著, 与基准回归的结果保持一致。

为保证基准回归结果的稳健性, 本文还采取了替换解释变量、替换被解释变量、增加聚类标准误和增加行业固定效应的方式来验证, 结果都表明主回归结果稳健, 具体结果见表 4。

### (五) 异质性分析

1) 地区异质性。表 5 中的列(1) (2)为不同地区的回归结果。结果表明, 当企业在非东部地区时,  $CASH\_DEV^* FD$  的系数为-0.286, 在 1% 水平上显著。在非东部地区的企业中, 女性董事考虑到不完善的外部融资环境, 会加快企业现金持有的调整, 从而减少不确定性带来的威胁。

2) 行业异质性。表 5 中的列(3)(4)为不同行业的回归结果。结果表明, 在企业属于非重污染行业时,  $CASH\_DEV^* FD$  的系数为-0.140, 在 1% 水平上显著。在非重污染行业的企业中, 女性董事不需要着重考虑政府部门对环保信息的监管, 将优先级给到现金的流动性, 进而加快企业现金持有的调整。

3) 内部环境异质性。表 5 中的列(5) (6)为不同内部环境的回归结果。结果表明, 当企业内部两职合一时,  $CASH\_DEV^* FD$  的系数为-0.213, 在 5% 水平上显著。在两职合一的前提下, 较高的代理成本会更加激发女性董事的监督动机, 对任何偏差保持更为敏感和谨慎的态度, 从而加快偏差的调整。

**Table 5.** Results of heterogeneity analysis

**表 5. 异质性分析结果**

变量名称	(1) 东部	(2) 非东部	(3) 重污染行业	(4) 非重污染行业	(5) 两职合一	(6) 两职分离
FD	-0.0126 <sup>*</sup> (-1.83)	-0.0280 <sup>***</sup> (-2.75)	-0.0110 (-0.92)	-0.0169 <sup>**</sup> (-2.54)	-0.0195 (-1.42)	-0.0178 <sup>***</sup> (-2.63)
CASH_DEV	-0.542 <sup>***</sup> (-40.03)	-0.530 <sup>***</sup> (-28.22)	-0.617 <sup>***</sup> (-24.84)	-0.524 <sup>***</sup> (-41.84)	-0.608 <sup>***</sup> (-23.67)	-0.536 <sup>***</sup> (-42.55)
CASH_DEV* FD	-0.0439 (-0.83)	-0.286 <sup>***</sup> (-3.49)	0.0604 (0.57)	-0.140 <sup>***</sup> (-2.84)	-0.213 <sup>**</sup> (-2.25)	-0.0591 (-1.13)
常数项	0.106 (1.61)	0.184 <sup>*</sup> (1.86)	0.0598 (0.53)	0.0896 (1.41)	-0.226 <sup>*</sup> (-1.78)	0.192 <sup>***</sup> (2.93)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	11,033	4852	3455	12,430	3873	12,012
调整后的 R <sup>2</sup>	0.2765	0.2971	0.3073	0.2762	0.3361	0.2727

## 5. 研究结论

女性的力量正在全球范围内崛起, 许多国家也逐步实施性别配额制度, 强制地将女性力量带入企业内部的内部治理。为验证女性董事是否可以加快企业现金持有调整速度, 本文以 2015~2024 年内 1765 家

A股上市公司为样本, 通过构建主效应模型实证分析女性董事对企业现金持有调整速度的影响, 并进一步区分地区、重污染行业和两职合一, 研究女性董事对企业现金持有调整速度在不同情景下的差异性, 得出以下结论: 第一, 女性董事加入董事会, 会带来更高的风险厌恶和审慎性, 加快已偏离目标水平的现金向正轨调整; 该结论通过系统 GMM 估计、替换解释变量和被解释变量以及增加行业固定效应等检验后依旧稳健。第二, 现金水平偏离方向不同, 调整面临的成本和收益不同, 女性董事的调整倾向也会有显著的不同, 具体而言, 女性董事显著加快调整超额现金的偏差, 显著减缓调整赤字现金的偏差。第三, 企业所处的地区、行业以及内部治理环境都会对女性董事的决策产生影响, 具体而言, 非东部地区较为不成熟的资本市场给女性董事提供了调整偏差的空间和环境; 非重污染行业不需要面对更为严格的环保监控, 则会更注重现金的灵活和风险; 两职合一的内部治理环境带来更高的代理成本, 更加激发女性董事的监督动机, 使其更为谨慎地识别和应对细小的偏差。

因此, 女性董事的对现金调整决策的影响不是孤立的, 它会受到内部治理结构、行业监管强度和地区发展情况的影响, 充分利用女性董事的效用需要多方面考虑, 不能只单独考虑引入女性董事的行为。本文的研究也为董事会性别多元化的应用提供一些启示: 第一, 应结合我国资本市场发展阶段与企业治理现实, 考虑出台更具引导性和阶段性的政策举措。第二, 企业应着力增加女性董事的数量, 同时需要确保其参与程度与治理影响力相匹配。重视内外部环境对女性董事治理效能的调节作用, 为其有效履职提供制度性与情境性支持。

## 参考文献

- [1] Deloitte Southeast Asia (2025) Women in the Boardroom—A Global Perspective—8th Edition. <https://www.deloitte.com/southeast-asia/en/services/cxo-programs/perspectives/women-in-the-boardroom-global-perspective-eighth-edition.html>
- [2] 机构新闻-南开大学公司治理网-南开大学中国公司治理研究院. 中治院发布女性董事专题报告: 董事会多样性与可持续发展[EB/OL]. <http://cg.org.cn/n/9834.html#>, 2025-11-16.
- [3] Chen, S., Ni, X. and Tong, J.Y. (2015) Gender Diversity in the Boardroom and Risk Management: A Case of R&D Investment. *Journal of Business Ethics*, **136**, 599-621. <https://doi.org/10.1007/s10551-014-2528-6>
- [4] Cumming, D., Leung, T.Y. and Rui, O. (2015) Gender Diversity and Securities Fraud. *Academy of Management Journal*, **58**, 1572-1593. <https://doi.org/10.5465/amj.2013.0750>
- [5] Gul, F.A., Srinidhi, B. and Ng, A.C. (2011) Does Board Gender Diversity Improve the Informativeness of Stock Prices? *Journal of Accounting and Economics*, **51**, 314-338. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2011.01.005>
- [6] Pekovic, S. and Vogt, S. (2020) The Fit between Corporate Social Responsibility and Corporate Governance: The Impact on a Firm's Financial Performance. *Review of Managerial Science*, **15**, 1095-1125. <https://doi.org/10.1007/s11846-020-00389-x>
- [7] Bates, T.W., Kahle, K.M. and Stulz, R.M. (2009) Why Do U.S. Firms Hold So Much More Cash than They Used To? *The Journal of Finance*, **64**, 1985-2021. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01492.x>
- [8] Hambrick, D.C. and Mason, P.A. (1984) Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers. *The Academy of Management Review*, **9**, 193-206. <https://doi.org/10.2307/258434>
- [9] Huang, J. and Kisgen, D.J. (2013) Gender and Corporate Finance: Are Male Executives Overconfident Relative to Female Executives? *Journal of Financial Economics*, **108**, 822-839. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.12.005>
- [10] Adams, R.B. and Ferreira, D. (2009) Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance. *Journal of Financial Economics*, **94**, 291-309. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.10.007>
- [11] Liu, Y., Wei, Z. and Xie, F. (2014) Do Women Directors Improve Firm Performance in China? *Journal of Corporate Finance*, **28**, 169-184. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2013.11.016>
- [12] Srinidhi, B., Gul, F.A. and Tsui, J. (2011) Female Directors and Earnings Quality. *Contemporary Accounting Research*, **28**, 1610-1644. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.2011.01071.x>
- [13] Levi, M., Li, K. and Zhang, F. (2014) Director Gender and Mergers and Acquisitions. *Journal of Corporate Finance*, **28**, 185-200. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2013.11.005>
- [14] 况学文, 陈俊. 董事会性别多元化、管理者权力与审计需求[J]. 南开管理评论, 2011, 14(6): 48-56.

- 
- [15] Kahneman, D. and Tversky, A. (1979) Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, **47**, 263-292. <https://doi.org/10.2307/1914185>
  - [16] Harford, J., Mansi, S.A. and Maxwell, W.F. (2008) Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the Us. *Journal of Financial Economics*, **87**, 535-555. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.04.002>
  - [17] Wan Ismail, W.A., Kamarudin, K.A., Gupta, N. and Harymawan, I. (2022) Gender Diversity in the Boardroom and Corporate Cash Holdings: The Moderating Effect of Investor Protection. *Risks*, **10**, Article 60. <https://doi.org/10.3390/risks10030060>
  - [18] Bates, T.W., Chang, C. and Chi, J.D. (2018) Why Has the Value of Cash Increased over Time? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **53**, 749-787. <https://doi.org/10.1017/s002210901700117x>
  - [19] Opler, T. (1999) The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings. *Journal of Financial Economics*, **52**, 3-46. [https://doi.org/10.1016/s0304-405x\(99\)00003-3](https://doi.org/10.1016/s0304-405x(99)00003-3)
  - [20] Aier, J.K., Jo, E.H. and Lee, J.W. (2024) Female Directors and Cash Holdings Adjustment: Evidence from South Korea. *Accounting & Finance*, **64**, 4217-4249. <https://doi.org/10.1111/acfi.13303>
  - [21] 连玉君, 彭方平, 苏治. 融资约束与流动性管理行为[J]. 金融研究, 2010(10): 158-171.
  - [22] Choi, H. and Suh, J. (2015) Investment Financing: Evidence from Korea. *Accounting & Finance*, **57**, 147-184. <https://doi.org/10.1111/acfi.12143>
  - [23] Byoun, S. (2008) How and When Do Firms Adjust Their Capital Structures toward Targets? *The Journal of Finance*, **63**, 3069-3096. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01421.x>
  - [24] Jiang, Z. and Lie, E. (2016) Cash Holding Adjustments and Managerial Entrenchment. *Journal of Corporate Finance*, **36**, 190-205. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2015.12.008>