

# 资产结构错配对企业高质量发展的影响： 基于董事会特征的调节效应检验

许志勇<sup>1,2</sup>, 杨青伟<sup>1</sup>

(1. 湖北经济学院会计学院, 湖北 武汉 430205; 2. 湖北会计发展研究中心, 湖北 武汉 430205)

**摘要:** 企业高质量发展需要高质量的资产结构配置。当前许多企业的资产结构不符合自身行业发展特性, 偏离了原有战略下使有限资产获得最优产出的配置方式, 形成企业资产结构错配。以中国 2010—2020 年 A 股上市公司数据为样本, 研究资产结构错配对企业高质量发展的影响, 以及董事会独立性、董事长与总经理两职兼任、董事会性别多元化等三类董事会特征对资产结构错配与企业高质量发展之间关系的调节效应。研究结果表明: 资产结构错配显著抑制了企业高质量发展, 且在国企和非国企均显著; 董事会独立性抑制了资产结构错配对企业高质量发展的负向影响; 董事长与总经理两职兼任显著加剧了资产结构错配对企业高质量发展的负向影响; 在全样本、国有企业样本中, 董事会性别多元化对资产结构错配与企业高质量发展之间关系具有显著的负向调节效应, 在非国有企业中起到正向调节效应, 但不显著。进一步研究发现: 资产结构错配对企业高质量发展的负向影响在创新型企业与非创新型企业、高融资约束强度与低融资约束强度企业以及高质量发展战略前后的样本中均显著, 且在非创新型企业、低融资约束强度企业及高质量发展战略后的样本中影响更大。研究结论为防范资产结构错配风险, 优化董事会组成结构, 提升企业高质量发展水平提供经验证据。

**关键词:** 企业高质量发展; 资产结构错配; 董事会特征

中图分类号: F275; F830.9      文献标识码: A      文章编号: 1005-0566(2023)12-0143-12

## Impact of asset structure on high-quality development of enterprises: The moderating role of board characteristics

XU Zhiyong<sup>1,2</sup>, YANG Qingwei<sup>1</sup>

(1. School of Accounting, Hubei University of Economics, Wuhan 430205, China;

2. Hubei Centre for Accounting Development Research, Wuhan 430205, China)

**Abstract:** High quality development of enterprises requires high-quality asset structure allocation. The current asset structure of many enterprises does not conform to the characteristics of their own industry development, deviates from the allocation method of obtaining the optimal output of limited assets under the original strategy, and forms a mismatch in the enterprise asset structure. This article uses data from A-share listed companies in China from 2010 to 2020 as a sample to study the impact of asset structure mismatch on high-quality development of enterprises, as well as the moderating effect of board characteristics such as board independence, dual roles of chairman and general manager, and

收稿日期: 2023-07-25      修回日期: 2023-11-07

**基金项目:** 国家社会科学基金一般项目“资产结构错配与企业高质量发展的形成机理、作用机制与防控对策研究”(22BGL032)。

**作者简介:** 许志勇(1971—), 男, 湖北武汉人, 湖北经济学院会计学院副院长、副教授, 湖北会计发展研究中心主任, 湖北经济学院资本运营研究中心主任, 博士, 研究方向为资本市场与公司财务、产业基金与金融工程、金融会计理论。

gender diversity on the relationship between asset structure mismatch and high-quality development of enterprises. The research results indicate that asset structure mismatch inhibits high-quality development of enterprises, and is significant in both state-owned and non-state-owned enterprises; The independence of the board of directors suppresses the negative impact of asset structure mismatch on the high-quality development of enterprises; The dual roles of chairman and general manager exacerbate the negative impact of asset structure mismatch on the high-quality development of enterprises; In the full sample and state-owned enterprise sample, gender diversity of the board of directors has a significant negative moderating effect on the relationship between asset structure mismatch and high-quality development of enterprises, while it plays a positive moderating role in non-state-owned enterprises, but not significantly. Further research has found that the negative impact of asset structure mismatch on high-quality development of enterprises is significant in the sample of innovative and non innovative enterprises, high and low financing constraint intensity enterprises, as well as before and after the implementation of high-quality development strategies. The impact is greater in the sample of non innovative enterprises, low financing constraint intensity enterprises, and after the implementation of high-quality development strategies. The research conclusion provides empirical evidence for preventing the risk of asset structure mismatch, optimizing the composition of the board of directors, and enhancing the high-quality development level of enterprises.

**Key words:** high-quality development of enterprises; asset structure mismatch; board characteristics is more pronounced

企业是宏观经济发展的微观主体,中观产业发展的基本组织,经济高质量发展归根结底需要通过企业高质量发展予以实现<sup>[1]</sup>。企业高质量发展的基本实现,需要一定的资源基础及战略使命的支撑<sup>[2]</sup>。资产结构是企业各项资产之间的关系及各项资产占总资产的比例,反映企业的资源配置战略及其实施效果<sup>[3]</sup>。资产结构配置是影响企业高质量发展的重要因素。资产结构配置决定了企业资产的增值性、周转性、盈利性以及获现性<sup>[4]</sup>。不同行业的资产结构配置有所不同。如制造业可能倾向于拥有更多的固定资产,而服务业更可能注重无形资产。合理的资产结构应依据主营业务发展战略<sup>[4]</sup>及行业特征进行调整,让有限资产获得最优产出的配置方式。有效的资产结构配置是企业生产经营和长远发展的重要保障。而资产结构错配就是企业各类资产结构配置不符合自身行业发展特性,偏离了原有战略下使有限资产获得最优产出的配置方式。

当前仍有许多企业存在着资产结构错配问题,已严重影响企业的高质量发展。如传统实体企业的利润率长期下降和资本逐利动机高涨使企业偏离主营业务发展所导致的企业过度金融化<sup>[5]</sup>,造成金融资产错配。由于担忧无形资产投资具有的投入沉没性、过程不可逆以及产出不确定的长周期高风险特点<sup>[6]</sup>,企业倾向于减少研发投入,造成无形

资产错配。过度投资形成预算软约束,导致部分企业的流动资产持有量下滑<sup>[7]</sup>,形成流动资产错配,以及因盲目扩张造成固定资产冗余,管理效率低下,形成固定资产结构错配。各类型资产结构错配叠加所形成的企业资产结构错配可能会背离企业的发展战略,不利于企业的高质量发展。在我国经济发展面临需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力,如何提高资产结构配置效率,引导企业通过高质量发展来应对未来面临的经济增长压力,是当前需要解决的重要理论和现实议题。因此,系统探讨资产结构错配对企业高质量发展影响机制,对于厘清企业资产结构错配的动因、评估资产结构错配的经济后果、完善后续改革过程中的政策设计具有重要的理论和现实意义。

已有学者研究了宏观经济和微观企业特征对企业高质量发展的影响,如减税降费、政府补贴、数字技术创新、数字责任等因素影响企业高质量发展。陈海宇等<sup>[8]</sup>研究表明减税降费政策能够减轻企业税负压力,改善企业现金流,为企业高质量发展提供必要的资金支持。陈昭等<sup>[9]</sup>研究表明政府补贴通过促进企业创新进而提升企业高质量发展。黄渤等<sup>[10]</sup>研究表明数字技术创新显著促进了企业全要素生产率提升,赋能了中国企业高质量发展。杨栩等<sup>[11]</sup>通过实证研究表明企业数字责任

实施有利于数字信任的形成,推动了企业高质量发展。但关于企业资产结构错配影响企业高质量发展的研究文献较少,与之相关的研究涉及资产结构与行业特征、经营绩效及资本结构错配等方面。如刘贯春等<sup>[12]</sup>认为企业资产结构不合理时需要依据行业特征进行调整与优化。刘柏等<sup>[13]</sup>认为企业合理的资产结构能够避免财务困境,提升经营绩效。黄立赫等<sup>[14]</sup>则认为资本结构错配会对创新效率产生直接影响,进而阻碍企业的高质量发展。Chen 等<sup>[15]</sup>认为资本结构错配是生产率增长缓慢的重要原因。基于上述分析,本文依据现代资产组合理论、资源基础理论等,引入资产结构错配变量,探究其对企业高质量发展的影响,更为全面地揭示企业高质量发展的影响因素。

董事会在制定公司发展战略、把握公司发展方向,并履行对经营者的监督、评价和激励等公司治理行为方面,发挥着其决策引擎作用,是公司治理体系的核心。企业资产结构配置反映企业战略的实施,与董事会治理之间存在密切的关系<sup>[16]</sup>。基于现代组织理论,董事会治理的有效性影响企业资产结构配置。良好的董事会治理可以提高企业决策效率,提升资产配置决策的有效性,优化企业资产结构配置。因此,在企业实现高质量发展的过程中,董事会治理可能对资产结构错配与企业高质量发展关系产生影响。但是这种影响方向与程度受到董事会自身特征的制约。因而不同的董事会特征可能对资产结构错配与企业高质量发展关系的影响存在差异。因此,本文将董事会独立性、董事长与总经理两职兼任、董事会性别多元化等三类董事会特征分别作为调节变量,研究其对资产结构错配与企业高质量发展之间关系的调节效应。

基于上述分析,本文以中国 2010—2020 年沪深两市上市公司为样本,研究资产结构错配对企业高质量发展的影响及董事会特征的调节效应。其目的是为了回答如下问题:一是资产结构错配是否影响企业高质量发展;二是如果有影响,董事会特征是否起到调节效应;三是异质性研究方面,考虑到创新型企业与非创新型企业、高融资约束

强度与低融资约束强度以及高质量发展战略实施前后存在资产结构差异,进一步研究资产结构错配对企业高质量发展的影响。

## 一、理论分析与研究假设

### (一) 资产结构错配对企业高质量发展的影响

已有文献从宏观层面研究资源错配对企业高质量发展的影响。因资源错配发生的经济增速趋缓、经济结构失衡等均不利于经济高质量发展<sup>[17]</sup>。企业资产结构错配是微观领域资源配置方式出现偏误的重要表现。企业资源配置模式和资产结构具有内在影响<sup>[4]</sup>。根据资产组合理论,每一个企业都存在最优的资产结构,即让有限的资产获得最大产出的配置方式。而资产结构错配就是企业资产配置方式偏离了行业特性与正常的经营活动范围,是对最大产出配置方式的偏离。当各类资产结构配置不合理造成各类资产结构错配,不同资产结构错配的组合便形成企业资产结构错配。企业资产结构错配会降低企业资源配置效率及投资效率,进而影响企业高质量发展。此外,由于资本结构的限制使得企业不可能大量举债,一旦企业资产结构出现错配,资产的使用质量和使用效率将会降低,以原有资产配置模式所形成的结构性竞争力将会被弱化,难以提升企业高质量发展的水平。

从多个维度来看,企业资产结构错配可以影响企业高质量发展水平。第一,资产结构错配降低企业财务绩效。一方面,资产结构错配偏离了主营业务发展,会影响企业投资效率。另一方面,资产结构错配带来的偿还能力下降,会加大企业违约风险,降低企业信用评级,不利于企业获取商业信用融资<sup>[18-20]</sup>,进而降低企业的财务绩效,影响企业高质量发展。第二,资产结构错配影响企业竞争力。根据资源基础理论,资产结构的构成正是资源配置的表现。资产结构错配背离了企业的发展战略,弱化核心竞争力,导致企业无法保持资金、人才、研发的综合实力,使企业错失潜在的投资机会。并且资产结构错配造成企业现金持有不足,无法满足扩大企业规模以及产业结构调整的需求,进而降低企业的市场竞争力<sup>[21]</sup>。第三,资产

结构错配抑制企业创新。投机动机下企业对金融资产过度投资所造成的资产结构错配使得产业重心从实体经济部门转向虚拟经济部门,形成产业空心化进而削弱企业技术创新<sup>[22]</sup>。第四,资产结构错配影响企业履行社会责任。根据资源有限理论,金融资产配置过多所形成的企业资产结构错配会抢占企业承担社会责任的资源,甚至企业为谋取自身最大利益,选择对社会责任熟视无睹<sup>[23]</sup>。第五,资产结构错配影响企业制度创新。每一类资产都属于一种生产要素,每一生产要素都存在最佳的比例,过高过低都会损害企业资产生产效率,带来的效率损失已成为阻碍生产力持续增长的瓶颈<sup>[24]</sup>,改变了企业的内部结构和管理模式,影响企业制度创新。从以上 5 个方面来看,资产结构错配对财务绩效、技术创新、制度创新、市场竞争及社会责任均产生影响。基于上述分析,本文提出假设 H1:资产结构错配对企业高质量发展具有抑制作用。

## (二)董事会特征对资产结构错配与企业高质量发展之间关系的调节效应

资产结构错配对企业高质量发展的影响,其作用机制是什么?要回答这一问题,就必须研究资产结构错配对企业高质量发展影响中所受到的公司治理的调节效应。本文研究董事会特征层面的调节效应,具体包含董事会独立性、董事长与总经理是否两职兼任、董事会性别多元化等 3 个因素的调节效应。健全完善董事会制度,强化董事会发挥决策和监督的作用,是提高企业资产配置决策的有效性的关键。因此,通过引入董事会特征变量,衡量董事会治理现状,进而研究其对资产结构错配与企业高质量发展关系的调节机制,具有理论与现实意义。

独立董事负有监督上市公司及为董事会提供建议的职责,设立独立董事可以监督管理层和控股股东的行为,维护中小股东的权益<sup>[25]</sup>。为实现有效的监管职责,独立董事比例的高低决定其监督作用的强弱<sup>[26]</sup>。米黎钟等<sup>[27]</sup>认为董事会引入独立董事可以有效制约和监督管理层的决策,增加决策的科学性。提高董事会参与资产配置

决策的有效性,降低资产结构错配程度。当董事会中独立董事的比例较高时,董事会可为管理层提供更专业的咨询和建议,帮助管理层矫正执行决策中的偏误,优化资产结构配置。郑岚清等<sup>[28]</sup>研究表明董事会独立性降低企业财务风险,减少交易成本,提高资产配置效率。赵娜等<sup>[29]</sup>认为独立董事可以对企业决策起到相应的监督作用,制约企业的过度投资。基于此,本文分析认为,当企业发生资产结构错配时,独立董事比例的提高,能够提升企业资产结构配置分析的质量,提高资产结构配置策略的有效性和管理系统的控制力,更大程度的保证企业实现最优资产结构配置,弱化资产结构错配对企业高质量发展的抑制作用。基于上述分析,本文提出假设 H2:董事会独立性对资产结构错配与企业高质量发展关系具有正向调节效应。

根据委托代理理论,董事会作为股东代表,对经理层负有监督责任,以防止经理层的逆向选择行为,作为董事会核心的董事长如果同时兼任总经理,将会出现自我监督的状况。苏坤<sup>[30]</sup>认为如果董事长与总经理两职兼任,董事会的监督职能会被大大弱化。董事会在制定资产配置决策时拥有独断权,可能会为私利实施过度投资。两职兼任会导致权力过于集中,Cleyn 等<sup>[31]</sup>认为权力过于集中时,决策层将会利用控制权,实施资金占用、转移资源等“侵占”利益的行为,未能把资产合理运用到企业生产经营,进而加剧了资产结构错配对企业高质量发展的负向影响。王成方等<sup>[32]</sup>研究表明当董事长与总经理两职兼任时,经理层为实现自身利益的最大化往往做出非效率的投资,企业非效率投资程度上升会使企业现有资源被无效率消耗<sup>[33]</sup>。相反,当企业资产结构发生错配时,倘若董事长与总经理两职不兼任,董事长将会对经理层资产配置决策更加警惕,而且监督控制经理层的兴趣更强,能够有效地矫正资产结构错配的程度,缓解资产结构错配对企业高质量发展的负向影响。基于上述分析,本文提出假设 H3:董事长与总经理两职兼任对资产结构错配与企业高质量发展关系具有负向调节效应。

根据性别角色理论和高阶理论,董事的背景特征会影响其认知能力和决策行为,进而影响企业的战略制定和资产结构配置。而性别是董事背景特征的一个重要方面。其中,女性董事是企业的重要资源<sup>[34]</sup>。在决策讨论中,女性董事可以提供不同的视角,带来不一样的观点<sup>[35]</sup>。但由于男性与女性之间固有的生理差异,女性董事往往具有较高的风险规避意识,相较于男性所表现出的冒险与大胆的决策风格,女性董事在决策中更多会表现出保守与稳健的特点<sup>[36]</sup>。当这种差异表现在企业决策中时,会产生一定的内部分歧,降低董事会的执行效率<sup>[35]</sup>,最终影响企业决策。如女性董事的低风险偏好会促使在投资决策时选择相对保守和稳健的策略、减少企业的创新研发投入<sup>[37]</sup>,导致无形资产配置不足,加大资产结构错配的程度,最终强化对企业高质量发展的负向影响。同时,风险规避倾向也将影响企业金融资产投资<sup>[38]</sup>,导致金融资产无法发挥其应有的“蓄水池效应”,从而提升资产结构错配程度,强化其对企业高质量发展的负向影响。基于上述分析,本文提出假设 H4:董事会性别多元化对资产结构错配与企业高质量发展关系具有负向调节效应。

## 二、研究设计

### (一)样本选择及数据来源

本文选取 2010—2020 年的中国 A 股上市公司为样本,所取数据主要来源于 CSMAR 和 Wind 以及 CNRDS 数据库,为了检验的有效性,并对样本进行如下筛选:①剔除金融类上市公司的样本;②剔除 ST 公司;③剔除财务数据异常、缺失的样本。经过上述筛选后,对 18 343 个观测值进行数据分析和实证研究。

### (二)变量解释与研究模型

本文的被解释变量是企业高质量发展。企业作为经济系统运行的微观主体,企业的高质量发展是实现经济高质量发展的必要条件。然而,目前从微观层面的企业高质量发展内涵及实现路径进行定性的理论分析尚未得出一致的结论。黄速建等<sup>[1]</sup>认为企业高质量发展是指企业追求高水

平、高层次、高效率的经济价值和社会价值创造,以及塑造卓越的企业持续成长和持续价值创造素质能力的目标状态或发展范式。李巧华<sup>[39]</sup>认为制造业企业高质量发展就是凭借科学技术实现更高的经济效益、社会效益与环境效益。阳镇<sup>[2]</sup>从企业发展状态、发展过程、发展结果来刻画企业高质量发展。国内学者多以全要素生产率来衡量企业高质量发展<sup>[9,40]</sup>,但也有学者认为企业高质量发展是一个综合概念,应采用多个指标或构建指标体系进行评价。董志愿等<sup>[41]</sup>则选取了企业经营能力、创新能力、治理水平、内部控制水平以及可持续发展水平等指标,采用主成分分析法对企业高质量发展进行了测算。基于新发展理念,立足企业高质量发展内涵界定,本文认为企业高质量发展是企业发展的更高级目标,要具备较高的财务绩效、创新能力、管理能力及市场竞争力,并践行社会责任。在综合研判数据可得性的前提下,本文选取财务绩效、技术创新、制度创新、市场竞争及社会责任 5 个维度综合指标来衡量企业高质量发展。

二级指标构建如下:其一,参考张新民等<sup>[42]</sup>对盈利能力分析的研究,选取经营资产报酬率作为财务绩效的衡量指标,在熵权法中为正向指标。该指标能够较好地体现企业在核心业务上的盈利能力。经营资产报酬率 = (核心利润 + 其他收益)/平均经营资产。其二,参考蒋灵多等<sup>[43]</sup>采用的赫芬达尔—赫希曼指数(简称 HHI 指数)来衡量市场竞争程度,在熵权法中为负向指标。其三,参考张欣等<sup>[44]</sup>采用发明专利申请数来衡量创新绩效,在熵权法中为正向指标。其四,参考叶文平等<sup>[45]</sup>采用和讯网中上市公司关于企业社会责任的评分衡量企业社会责任,在熵权法中为正向指标。该指标将企业社会责任评分为 3 个维度,即社会责任、环境责任和经济责任。其五,制度创新层面参考孙浦阳等<sup>[46]</sup>等方法构建计量模型测算企业管理绩效。管理费用残差值即企业的管理质量。残差越大表明管理绩效越差,在熵权法中为负向指标。最后,运用熵权法计算各指标权重及综合总指标得分来衡量企业高质量发展。

本文的解释变量是资产结构错配。资产结构主要选取流动资产、固定资产、无形资产、金融资产的结构性错配,其中金融资产包含交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、长期股权投资。由于流动资产中包含部分金融资产等其他资产,故从中选取应收账款及存货两个指标。分别计算 5 个资产结构指标与本行业当年该指标的平均值的差额,再除以行业各资产占比的标准差,即进行标准化,再取绝对值。这样,本文就得到了各企业在每一个资产结构上偏离行业平均水平的程度。最后,本文对每个企业标准化后的多维度资产结构的偏离程度取平均值,得到资产结构错配 (*misszc*)。该指标越大,说明企业资产结构错配程度越大。

本文的调节变量是董事会特征,即董事会独立性、董事长与总经理两职是否兼任、董事会性别多元化等 3 个具体的调节变量。采用独立董事人数与董事会总人数的比重代表董事会独立性 (*Bdp*);董事长与总经理两职是否兼任,是为 1,否为 0;用女性董事会人数与董事会总人数的比重衡量代表董事会性别多元化。

本文控制变量的选取在充分考虑资产结构错配和企业高质量发展研究主题的前提下,选取资产规模 (*lnscal*)、企业杠杆率 (*lev*)、营业收入增长比 (*growth*)、资产报酬率 (*ROA*)、上市年限 (*Conyear*)、经营活动现金流量率 (*cfo*) 等控制变量。还控制了年度虚拟变量 (*Year*) 和行业虚拟变量 (*industry*),并检验了产权性质的 (*Soe*) 的异质性。当公司属性为国有上市时取值为 1,非国有企业上市企业取值为 0。各变量的具体定义与说明如表 1 所示。

研究资产结构错配对企业高质量发展的影响,以及董事会特征对资产结构错配与企业高质量发展的作用机制,实证模型如下:

$$Score_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 misszc_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \sum Year + \sum industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Score_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 misszc_{i,t} + \beta_2 Bdp_{i,t} + \beta_3 Bdp_{i,t} \times misszc_{i,t} + \beta_4 Controls_{i,t} + \sum Year + \sum industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

表 1 主要变量定义表

| 类别    | 变量名称          | 符号              | 含义及其算法                               |
|-------|---------------|-----------------|--------------------------------------|
| 被解释变量 | 企业高质量发展       | <i>Score</i>    | 五个维度运用熵权法得出企业高质量发展的综合评价指标            |
| 解释变量  | 资产结构错配        | <i>misszc</i>   | 计算五个资产结构的偏离程度平均值                     |
| 调节变量  | 董事会独立性        | <i>Bdp</i>      | 独立董事人数与董事会总人数的比重衡量                   |
|       | 董事长与总经理两职是否兼任 | <i>CP</i>       | 兼任为 1,不兼任为 0                         |
|       | 董事会性别多元化      | <i>fdn</i>      | 女性董事人数与董事会总人数的比重衡量                   |
| 控制变量  | 资产规模          | <i>lnscal</i>   | 年末资产取自然对数                            |
|       | 企业杠杆率         | <i>lev</i>      | 负债总额/资产总额                            |
|       | 营业收入增长比       | <i>growth</i>   | (营业收入本年本期金额 - 营业收入上年同期金额)/营业收入上年同期金额 |
|       | 资产报酬率         | <i>ROA</i>      | 资产报酬率 = 净利润/总资产 × 100%               |
|       | 经营活动现金流量率     | <i>cfo</i>      | 经营活动产生的现金流量净额/营业收入                   |
|       | 上市年限          | <i>Conyear</i>  | 观测年度减去上市年度加 1 取对数                    |
|       | 年份            | <i>Year</i>     | 虚拟变量,确定为该年数据时取值为 1,否则为 0             |
|       | 行业            | <i>industry</i> | 虚拟变量,确定为该行业时取值为 1,否则为 0              |

$$Score_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 misszc_{i,t} + \theta_2 Cp_{i,t} + \theta_3 Cp_{i,t} \times misszc_{i,t} + \theta_4 Controls_{i,t} + \sum Year + \sum industry + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Score_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 misszc_{i,t} + \omega_2 fdn_{i,t} + \omega_3 fdn_{i,t} \times misszc_{i,t} + \omega_4 Controls_{i,t} + \sum Year + \sum industry + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

模型(1)验证资产结构错配对企业高质量发展的影响作用,若回归系数  $\alpha_1$  显著为负,则表示资产结构错配显著抑制了企业高质量发展。模型(2)、模型(3)、模型(4)中分别表示董事会独立性、董事长与总经理两职兼任、董事会性别多元化在资产结构错配与企业高质量发展之间的调节效应,  $\beta_3$ 、 $\theta_3$  及  $\omega_3$  反映了调节效应的大小。

三、实证分析

(一)描述性统计分析

表 2 列示的被解释变量、解释变量与控制变量的统计性特征描述结果。可以看出,资产结构错配 (*misszc*) 的均值为 0.054,中位数为 0.040,最小值为 0,最大值为 15.94。说明我国企业资产结构错配的程度相差较大。高质量发展综合指标

(*Score*)均值和中位数分别为0.231和0.213,最大值为0.97,最小值为0.024。说明有部分企业的高质量发展综合评价指标的数值较高,在企业发展过程中注重高质量发展,但是有些企业高质量发展的综合评价指标的数值较低,说明这部分企业在生产经营过程中需要加强贯彻新发展理念,提升企业高质量发展。董事会独立性(*Bdp*)的均值和中位数分别为0.375和0.333,表明我国上市公司独立董事占董事会人数分布较均匀。董事会性别多元化的最小值为0,最大值为0.800,样本公司控制变量资产规模(*lnscal*)、企业杠杆率(*lev*)、营业收入增长比(*growth*)、资产报酬率(*ROA*)、经营活动现金流量率(*cfo*)、上市年限(*Conyear*)的描述性统计结果均正常。

表2 主要变量描述性统计结果

| 变量             | 观测值    | 均值     | 标准差   | 25%分位数 | 中位数    | 75%分位数 | 最小值    | 最大值    |
|----------------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <i>Score</i>   | 18 343 | 0.231  | 0.144 | 0.010  | 0.213  | 0.322  | 0.024  | 0.970  |
| <i>misszc</i>  | 18 343 | 0.054  | 0.187 | 0.028  | 0.040  | 0.058  | 0.000  | 15.940 |
| <i>Bdp</i>     | 18 343 | 0.375  | 0.054 | 0.333  | 0.333  | 0.429  | 0.333  | 0.800  |
| <i>CP</i>      | 18 343 | 0.287  | 0.452 | 0.000  | 0.000  | 1.000  | 0.000  | 1.000  |
| <i>fdn</i>     | 18 343 | 0.146  | 0.129 | 0.000  | 0.111  | 0.222  | 0.000  | 0.800  |
| <i>lnscal</i>  | 18 343 | 12.960 | 1.285 | 12.060 | 12.770 | 13.640 | 9.871  | 19.430 |
| <i>LEV</i>     | 18 343 | 0.407  | 0.195 | 0.251  | 0.401  | 0.551  | 0.008  | 0.995  |
| <i>ROA</i>     | 18 343 | 0.057  | 0.069 | 0.030  | 0.054  | 0.088  | -0.789 | 1.046  |
| <i>growth</i>  | 18 343 | 0.002  | 0.015 | -0.000 | 0.001  | 0.003  | -0.009 | 0.960  |
| <i>Conyear</i> | 18 343 | 2.055  | 0.748 | 1.386  | 2.079  | 2.708  | 0.693  | 3.401  |
| <i>cfo</i>     | 18 343 | 0.091  | 0.155 | 0.019  | 0.084  | 0.159  | -3.794 | 1.796  |
| <i>soe</i>     | 18 343 | 0.344  | 0.475 | 0.000  | 0.000  | 1.000  | 0.000  | 1.000  |

## (二) 实证结果分析

### 1. 资产结构错配对企业高质量发展的影响

表3中列(1)~列(3)表示资产结构错配对企业高质量发展(*Score*)的全样本、国有企业、非国有企业的基准回归结果。首先,所有分组中企业资产结构错配(*misszc*)的系数为负,说明企业资产结构错配抑制了企业高质量发展。全样本组(列1)、国有企业样本组(列2)均通过了 $p < 0.01$ 的显著水平检验,非国有企业样本组列(3)通过了 $p < 0.1$ 的显著水平检验,实证结果支持本文的研究假设H1。说明企业高质量发展是衡量企业长期发展综合指标,短期内资产结构错配可能对企业绩效产生一定的正向作用,但是长期来看资产结构错配对企业高质量发展将会产生一定的负向影响,且在国企和非国企均显著成立。

表3 资产结构错配对企业高质量发展的影响:

基准回归结果

| 变量                    | (1)                    | (2)                    | (3)                    |
|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                       | 全样本                    | 国有企业                   | 非国有企业                  |
| <i>misszc</i>         | -0.015 ***<br>(-3.03)  | -0.013 ***<br>(-3.12)  | -0.031 *<br>(-1.74)    |
| <i>controls</i>       | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>year</i>           | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>industry</i>       | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>_cons</i>          | -0.322 ***<br>(-20.07) | -0.355 ***<br>(-15.32) | -0.299 ***<br>(-13.14) |
| <i>N</i>              | 18 343                 | 6 302                  | 12 041                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.208                  | 0.259                  | 0.179                  |

注:\*\*\*、\*分别表示在 $p < 0.01$ 与 $p < 0.1$ 时有统计学意义;括号内为*t*统计量。未详细列出控制变量,以*controls*代替。

### 2. 董事会特征对资产结构错配与企业高质量发展之间关系的调节效应

表4报告了董事会独立性如何影响资产结构错配与企业高质量发展之间的关系,列(1)展示了全样本组的回归结果,列(2)和列(3)分别展示了国有企业样本组和非国有企业样本组的回归结果。首先,列(1)和列(3)样本中企业资产结构错配与董事会独立性的交互项(*misszc* × *Bdp*)系数为0.304和0.468,并且通过了 $p < 0.1$ 的显著性水平检验。从全样本和非国有企业样本数据来说,董事会独立性对资产结构错配与企业高质量发展之间关系具有显著的正向调节效应,即董事会独立性显著缓解了资产结构错配对企业高质量发展的负面影响,并且董事会独立性在国有企业样本组中也呈现出一定的正向调节效应,假设H2得到验证。董事会独立性起到正向调节作用的原因可能是:独立董事因拥有相关信息资源、工作经验和专

表4 董事会独立性的调节效应

| 变量                         | (1)                    | (2)                    | (3)                    |
|----------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                            | 全样本                    | 国有企业                   | 非国有企业                  |
| <i>misszc</i>              | -0.136 **<br>(-2.13)   | -0.163<br>(-1.44)      | -0.226 **<br>(-2.06)   |
| <i>Bdp</i>                 | 0.002<br>(0.10)        | 0.030<br>(0.84)        | -0.022<br>(-0.83)      |
| <i>misszc</i> × <i>Bdp</i> | 0.304 *<br>(1.92)      | 0.380<br>(1.33)        | 0.468 *<br>(1.76)      |
| <i>controls</i>            | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>year</i>                | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>industry</i>            | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>_cons</i>               | -0.322 ***<br>(-17.85) | -0.364 ***<br>(-13.46) | -0.290 ***<br>(-11.41) |
| <i>N</i>                   | 18 343                 | 6 302                  | 12 041                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup>      | 0.208                  | 0.259                  | 0.179                  |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 与 $p < 0.1$ 时有统计学意义;括号内为*t*统计量。

业知识等稀缺资源,能够帮助企业降低资产结构错配程度,提高资产结构配置决策的科学性,进而弱化资产结构错配对企业高质量发展的抑制作用。

表 5 报告了董事长与总经理两职是否兼任如何影响资产结构错配与企业高质量发展之间的关系,列(1)展示了全样本组的回归结果,列(2)和列(3)分别展示了国有企业样本组和非国有企业样本组的回归结果。首先,列(1)、列(2)和列(3)样本中企业资产结构错配与董事长与总经理两职是否兼任的交互项( $misszc \times CP$ )系数为  $-0.201$ 、 $-0.418$ 和  $-0.151$ ,并且通过了  $p < 0.01$  的显著性水平检验。从全样本、国有企业和非国有企业样本数据来说,董事长与总经理两职兼任对资产结构错配与企业高质量发展之间关系具有负向调节效应,即董事长与总经理两职兼任加剧了资产结构错配对企业高质量发展的负面影响,假设 H3 得到验证。董事长与总经理两职兼任的负向调节作用的原因分析:董事长与总经理两职兼任会导致公司管理架构缺失,不利于公司管理层能力的提升,难以形成激励和约束相结合的内部管理机制。因此,董事长与总经理两职兼任加剧了资产结构错配对企业高质量发展的负面影响,并且在国有企业、非国有企业中均显著。

表 5 董事长与总经理两职兼任的调节效应

| 变量                 | (1)                            | (2)                            | (3)                            |
|--------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
|                    | 全样本                            | 国有企业                           | 非国有企业                          |
| $misszc$           | $-0.011^{***}$<br>( $-3.52$ )  | $-0.010^{***}$<br>( $-3.58$ )  | $-0.020^{*}$<br>( $-1.73$ )    |
| $CP$               | $0.016$<br>( $5.33$ )          | $0.024^{***}$<br>( $3.95$ )    | $0.015^{***}$<br>( $4.52$ )    |
| $misszc \times CP$ | $-0.201^{***}$<br>( $-5.45$ )  | $-0.418^{***}$<br>( $-5.83$ )  | $-0.151^{***}$<br>( $-3.96$ )  |
| $controls$         | 控制                             | 控制                             | 控制                             |
| $year$             | 控制                             | 控制                             | 控制                             |
| $industry$         | 控制                             | 控制                             | 控制                             |
| $_{-cons}$         | $-0.325^{***}$<br>( $-20.17$ ) | $-0.356^{***}$<br>( $-15.21$ ) | $-0.304^{***}$<br>( $-13.31$ ) |
| $N$                | 18 343                         | 6 302                          | 12 041                         |
| $R^2$              | 0.209                          | 0.262                          | 0.180                          |

注:\*\*\*、\* 分别表示在  $p < 0.01$  与  $p < 0.1$  时有统计学意义;括号内为  $t$  统计量。

表 6 报告了董事会性别多元化如何影响资产结构错配与企业高质量发展之间的关系,列(1)展示了全样本组的回归结果,列(2)和列(3)分别展

示了国有企业样本组和非国有企业样本组的回归结果。首先,列(1)、列(2)样本中企业资产结构错配与董事会性别多元化的交互项( $misszc \times fdn$ )系数为  $-0.213$ 、 $-0.579$  并且通过了  $p < 0.05$  和  $p < 0.01$  的显著性水平检验,在列(3)的系数为  $0.028$  (不显著)。从全样本和国有企业样本数据来说,董事会性别多元化对资产结构错配与企业高质量发展关系具有负向调节效应,即董事会性别多元化加剧了资产结构错配对企业高质量发展的负面影响,假设 H4 得到验证。相关原因分析如下:女性董事在企业投资及创新研发决策中更为谨慎和保守,更倾向于风险厌恶,不愿进行投资,导致资产的结构错配。但是,国有产权可以为国有企业提供更优质的内部资源,能够帮助其降低因创新带来的不确定风险。董事会性别多元化,可能进一步抑制企业投资,加大企业资产结构错配。因此,国有企业中董事会性别多元化将会加剧资产结构错配对企业高质量发展的负面影响。非国有企业往往注重发展速度,可能缺乏长远考虑,容易出现投资失误和经营行为短期化倾向。同时女性所拥有的低风险偏好、高风险规避意识、更低的过度自信在非国有企业中更能充分发挥谨慎的态度,矫正资产结构错配的程度,促进企业进行较为合理的资产配置。因此,在非国有企业中董事会性别多元化可能会抑制产结构错配对企业高质量发展的负面影响,但不显著。

表 6 董事会性别多元化的调节效应

| 变量                  | (1)                            | (2)                            | (3)                            |
|---------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
|                     | 全样本                            | 国有企业                           | 非国有企业                          |
| $misszc$            | $-0.008^{***}$<br>( $-4.63$ )  | $-0.008^{***}$<br>( $-6.31$ )  | $-0.035$<br>( $-1.17$ )        |
| $fdn$               | $-0.021^{**}$<br>( $-2.44$ )   | $-0.013$<br>( $-0.84$ )        | $-0.029^{***}$<br>( $-2.60$ )  |
| $misszc \times fdn$ | $-0.213^{**}$<br>( $-2.33$ )   | $-0.579^{***}$<br>( $-3.79$ )  | $0.028$<br>( $0.21$ )          |
| $controls$          | 控制                             | 控制                             | 控制                             |
| $year$              | 控制                             | 控制                             | 控制                             |
| $industry$          | 控制                             | 控制                             | 控制                             |
| $_{-cons}$          | $-0.311^{***}$<br>( $-19.13$ ) | $-0.342^{***}$<br>( $-14.54$ ) | $-0.290^{***}$<br>( $-12.57$ ) |
| $N$                 | 18 343                         | 6 302                          | 12 041                         |
| $R^2$               | 0.209                          | 0.262                          | 0.180                          |

注:\*\*\*、\*\* 分别表示在  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$  时有统计学意义;括号内为  $t$  统计量。

#### 四、稳健性检验

(1) 工具变量估计。本文的基准回归结果可

能存在反向因果导致的内生性问题。本文参考张辽和范佳佳<sup>[47]</sup>的研究,引入资产结构错配的滞后期作为工具变量,进而缓解内生性问题的干扰。具体而言,本文引入资产结构错配滞后三期作为工具变量,然后进行两阶段最小二乘法回归(2sls)。表7中第(1)列报告了第一阶段的回归结果,工具变量的系数显著为正,这也证实了工具变量的相关性,不可识别检验(Kleibergen - Paap rk LM)的统计量显示 $p$ 值小于0.01,说明在1%水平上显著拒绝“工具变量识别不足”的原假设,表明工具变量和内生变量显著相关,没有识别不足的问题。弱工具变量检验(Kleibergen - Paap rk Wald F)统计量表明通过了弱工具变量检验。由于工具变量与解释变量的数量相同,因此,不存在过度识别问题。表7中第(2)列的回归结果,显示资产结构错配对企业高质量发展的回归系数仍显著为正,进一步说明基准回归结论稳健。

表7 工具变量估计结果

| 变量                    | (1)                  | (2)                    |
|-----------------------|----------------------|------------------------|
|                       | IV - 2SLS            | IV - 2SLS              |
| <i>misszc</i>         | —                    | -0.301 ***<br>(-5.12)  |
| <i>L3. misszc</i>     | 0.652 ***<br>(14.70) | —                      |
| <i>controls</i>       | 控制                   | 控制                     |
| <i>year</i>           | 控制                   | 控制                     |
| <i>industry</i>       | 控制                   | 控制                     |
| <i>_cons</i>          | 0.022<br>(5.55)      | -0.365 ***<br>(-16.12) |
| 不可识别检验                | 87.884 [0.000 0]     |                        |
| 弱工具变量检验               | 216.118   16.38      |                        |
| <i>N</i>              | 9 548                | 9 548                  |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.501                | 0.205                  |

注:[ ]内数值为 $p$ 值,{ }内数值为Stock - Yogo 弱识别检验在 $p < 0.10$ 水平上的临界值。

(2)替换被解释变量。为了增强本文研究结果的可靠性,沿用本文上述分析的方法和流程,采用营业收入与管理费用比替代管理费用残差值,五个维度运用熵权法得出企业高质量发展的综合评价指标(*Score1*)。基准回归与调节回归检验结果与上文结论均无实质性变化。

(3)滞后一期解释变量和控制变量。企业高质量是实现长期、平衡、可持续发展,资产结构错配对其企业高质量发展的影响过程需要时间,因此,资产结构错配不仅会对企业高质量发展产

生影响,且可能会有一定的滞后效应。根据张广胜等<sup>[48]</sup>,重新采用滞后一期的解释变量与控制变量,对模型进行回归,结果显示,在更换滞后一期指标后,主要变量的结果并未发生实质性变化,仍与前文保持一致。

(4)PSM 检验。本文采用 Rosenbaum 等提出的倾向得分匹配法(propensity score matching,简称PSM)。首先,按照中位数将资产结构错配(*misszc*)分为两组,大于中位数的取值为1 否则为0,并将得到的新变量命名为*d\_misszc*。根据模型估算出每家企业进行资产结构错配的 propensity score。然后,为每家企业寻找 propensity score 最接近的企业作为对照样本,这样得到的观测值为10 066,最后重新对模型回归,结果见表8。

回归结果与前文的结果基本一致,再次证明了结果的稳健性。

表8 稳健性检验:倾向得分匹配法(PSM)

| 变量                         | (1)                    | (2)                    | (3)                   | (4)                    | (5)                    | (6)                    |
|----------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                            | 全样本                    | 国有企业                   | 非国有企业                 | 全样本                    | 全样本                    | 全样本                    |
| <i>misszc</i>              | -0.015 **<br>(-2.25)   | -0.012 **<br>(-1.97)   | -0.024 *<br>(-1.64)   | -0.242 **<br>(-2.48)   | -0.011 ***<br>(-2.59)  | -0.008 ***<br>(-3.42)  |
| <i>Bdp</i>                 | —                      | —                      | —                     | 0.004<br>(0.14)        | —                      | —                      |
| <i>misszc</i> × <i>Bdp</i> | —                      | —                      | —                     | 0.565 **<br>(2.37)     | —                      | —                      |
| <i>CP</i>                  | —                      | —                      | —                     | —                      | 0.014 ***<br>(3.50)    | —                      |
| <i>Misszc</i> × <i>CP</i>  | —                      | —                      | —                     | —                      | -0.200 ***<br>(-4.12)  | —                      |
| <i>fdn</i>                 | —                      | —                      | —                     | —                      | —                      | -0.036 ***<br>(-3.36)  |
| <i>misszc</i> × <i>fdn</i> | —                      | —                      | —                     | —                      | —                      | -0.157 *<br>(-1.74)    |
| <i>controls</i>            | 控制                     | 控制                     | 控制                    | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>year</i>                | 控制                     | 控制                     | 控制                    | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>industry</i>            | 控制                     | 控制                     | 控制                    | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>_cons</i>               | -0.326 ***<br>(-15.32) | -0.376 ***<br>(-12.30) | -0.276 ***<br>(-8.98) | -0.327 ***<br>(-13.44) | -0.329 ***<br>(-15.33) | -0.312 ***<br>(-14.47) |
| <i>N</i>                   | 10 066                 | 3 492                  | 6 574                 | 10 066                 | 10 066                 | 10 066                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup>      | 0.205                  | 0.269                  | 0.168                 | 0.205                  | 0.206                  | 0.207                  |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 与 $p < 0.1$ 时有统计学意义;括号内为 $t$ 统计量。

(5)增加控制变量。增加股权结构相关控制变量,股权集中度(*Shrcr1*,用第一大股东占总股比值表示)、股权制衡(*share*,第二至第五大股东占第一大股东股权比值)、管理层持股(*MO*),对全样本、国企与非国企分组样本的基准回归结果,以及董事会独立性、董事长与总经理两职兼任、董事会性别多元化的调节回归检验结果仍然与上述结论基本一致。

## 五、进一步检验

基于上述结果,从创新型企业和非创新型企业

业、融资约束强度以及高质量发展战略实施前后进行进一步检验。

由于科创板、创业板以及北交所的企业要求具备较强的创新性,因此将科创板、创业板及北交所的企业设定为创新型企业,其他为非创新型企业。对于融资约束程度不同的企业而言,资产结构错配对企业高质量发展的影响可能存在不同。为避免内生性指标的干扰,选用 Hadlock 等设计的 SA 指数衡量融资约束。本文按照中位数将融资约束强度不同的企业样本分为两组检验资产结构错配对企业高质量发展的影响。最后,将检验党的十九大报告提出高质量发展战略前后的效应,以 2017 年以前定义为高质量发展战略实施前,2017 年以后(包括 2017 年)定义为高质量发展战略后,进一步研究高质量发展战略前后的异质性。

表 9 中根据创新型企业与非创新型企业、融资约束强度高低、高质量发展战略实施前后进行分组回归,考察资产结构错配对企业高质量发展的影响,列(1)~列(6)中分别表示创新型企业、非创新型企业、高融资约束强度和低融资约束强度、高质量发展战略前后中资产结构错配对企业高质量发展的影响。研究结果表明:在创新型企业与非创新型企业、高融资约束强度与低融资约束强度、高质量发展战略前后,资产结构错配对企业高质量发展均产生负面影响。进一步说明了资产结构错配抑制了企业高质量发展。同时该抑制作用在非创新型企业、低融资约束强度企业和高质量发展战略后更明显。主要原因:其一,创新型企业和技术、产品和创新人才方面投入较多,能够形成独特的竞争力,同时其创新产品可以为企业应对市场变化提供一定基础,因此创新型企业具有一定的抗风险能力,能够在一定程度上缓解资产结构错配对企业发展造成的不确定性。而非创新型企业对创新的重视程度可能并不高,导致资产结构错配的抑制作用更为明显。其二,高融资约束企业能够获取的资金有限,为了尽可能实现较高的收益水平,企业必须提升投资效率。而低融资约束企业资金相对充足,更容易产生委托代理冲

突,降低了资产配置效率,从而使得资产结构错配的负向影响更为明显。其三,高质量发展战略实施,推进了企业的高质量发展。在高质量发展战略实施后,要求企业更加注重提升财务绩效、技术创新、市场竞争、社会责任与制度创新能力。此时企业出现资产结构错配,会对企业的财务绩效、社会责任及市场竞争力等产生更大冲击,对企业高质量发展影响更大。因此,高质量发展战略的实施更需要企业配置合理的资产结构,防范资产结构错配风险。

表 9 异质性检验:创新型企业与非创新型企业、融资约束强度及高质量发展战略前后

| 变量             | (1)<br>创新型企业          | (2)<br>非创新型企业          | (3)<br>高融资<br>约束强度     | (4)<br>低融资<br>约束强度    | (5)<br>高质量发展<br>战略实施前  | (6)<br>高质量发展<br>战略实施后  |
|----------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| miszc          | -0.007 ***<br>(-7.69) | -0.041 **<br>(-2.04)   | -0.007 ***<br>(-5.99)  | -0.162 ***<br>(-4.78) | -0.009 ***<br>(-4.51)  | -0.177 ***<br>(-6.24)  |
| controls       | 控制                    | 控制                     | 控制                     | 控制                    | 控制                     | 控制                     |
| year           | 控制                    | 控制                     | 控制                     | 控制                    | 控制                     | 控制                     |
| industry       | 控制                    | 控制                     | 控制                     | 控制                    | 控制                     | 控制                     |
| _cons          | -0.360 ***<br>(-8.09) | -0.346 ***<br>(-19.74) | -0.369 ***<br>(-18.00) | -0.256 ***<br>(-9.72) | -0.385 ***<br>(-17.66) | -0.336 ***<br>(-15.15) |
| 组间<br>系数差异     | 0.034 *               |                        | 0.155 ***              |                       | 0.168 ***              |                        |
| N              | 3 996                 | 14 347                 | 9 172                  | 9 171                 | 8 774                  | 9 569                  |
| R <sup>2</sup> | 0.157                 | 0.225                  | 0.227                  | 0.194                 | 0.218                  | 0.211                  |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$  与  $p < 0.1$  时有统计意义;括号内为  $t$  统计量。组间系数差异检验的  $p$  值采用费舍尔组合检验(抽样 500 次)计算得到。

六、研究结论与政策建议

(一)研究结论

其一,资产结构错配显著抑制了企业高质量发展,并且在国企和非国企中均显著成立。

其二,董事会独立性对资产结构错配与企业高质量发展之间关系具有正向调节效应;董事长与总经理两职兼任对资产结构错配与企业高质量发展之间关系具有显著的负向调节效应;在全样本、国有企业样本中,董事会性别多元化对资产结构错配与企业高质量发展之间关系具有显著的负向调节效应,在非国有企业中起到正向调节效应,但不显著。

其三,异质性分析表明,资产结构错配在创新型企业分组、高低融资约束强度分组以及高质量发展战略实施前后分组中均对企业高质量发展呈现出显著的负向影响,并且在非创新型企业、低融资约束企业和高质量发展战略后的样本中影响更大。

## (二)政策建议

一是优化资产结构配置,防范资产结构错配。全面融入产业链经济体,优化金融资产的比重,避免“脱实向虚”行为。根据企业所处行业和生产经营的特点,创新企业商业模式,优化固定资产结构配置。加大原创性投资,加快非创新型企业的数字化转型,优化企业无形资产战略管理,强化研发体系建设,增强自主研发创新能力。优化流动资产结构,合理控制存货与应收账款占总资产的比重,协同企业战略优化流动资产与非流动资产的配置。

二是深入推动高质量发展战略,完善董事会治理体系。其一,健全独立董事制度,确保拥有足够数量独立董事。提高独立董事的独立性、专业性,让独立董事真正发挥专家董事的职能,同时完善董事会决策机制、组织机制、授权机制与激励约束机制,提高董事会治理水平,深入推进企业高质量发展战略。其二,确保董事长与总经理两职分离的制度得到真正落实。改善董事选任制度、加强董事履职保障、严格董事履职。明确董事长职责定位、优化董事履职方式、董事任职管理,健全董事责任约束机制。其三,聘任女性董事时,需要考虑企业的产权性质。在国有企业中,对董事职务进行适当调整,充分发挥具备女性特质董事的优势。同时,在非国有企业中,应拓宽女性董事职业发展通道,并注重优化董事会的成员结构。

三是积极开展技术创新,创新金融产品与服务。通过制定和实施创新激励措施,调动研发人员的积极性。企业应结合自身发展实际,制定创新发展战略并落实保障措施,将技术创新切实转化为企业绩效与发展优势,增强核心竞争力。金融机构应持续优化和创新金融服务供给能力,满足企业融资和投资的多样化需求,缓解企业融资的约束。企业层面应建立健全资金管理制度,加强对资金使用的监督,降低资金使用的成本和风险,防范资产结构错配,提升企业高质量发展水平。

### 参考文献:

[1]黄速建,肖红军,王欣.论国有企业高质量发展[J].

中国工业经济,2018(10):19-41.

[2]阳镇.数字经济如何驱动企业高质量发展:核心机制、模式选择与推进路径[J].上海财经大学学报,2023,25(3):92-107.

[3]张新民,钱爱民,陈德球.上市公司财务状况质量:理论框架与评价体系[J].管理世界,2019,35(7):152-166,204.

[4]钱爱民,吴春天.产业扶贫改善了扶贫企业的资产结构质量吗:基于企业金融化视角的分析[J].宏观质量研究,2023,11(2):24-41.

[5]许志勇,韩炳,彭芸,等.企业金融化、技术创新与企业高质量发展[J].科研管理,2023,44(6):74-84.

[6]唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新:结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020,36(5):52-66,9.

[7]张金清,张剑宇,聂雨晴,等.中国金融安全评估:2000—2019年:基于部门流动性资产负债表的分析框架[J].管理世界,2021,37(6):70-86,4,88-108.

[8]陈海宇,杜丽,张晓颖.减税降费、融资纾困与企业高质量发展[J].国际税收,2023(9):40-52.

[9]陈昭,刘映曼.政府补贴、企业创新与制造业企业高质量发展[J].改革,2019(8):140-151.

[10]黄勃,李海彤,刘俊岐,等.数字技术创新与中国企业高质量发展:来自企业数字专利的证据[J].经济研究,2023,58(3):97-115.

[11]杨栩,连志凤.企业数字责任、数字信任与企业高质量发展[J].中国软科学,2023(1):145-155.

[12]刘贯春,刘媛媛,张军.经济政策不确定性与中国上市公司的资产组合配置:兼论实体企业的“金融化”趋势[J].经济学(季刊),2020,20(5):65-86.

[13]刘柏,郭书妍.数字化驱动企业“脱虚向实”:基于资产结构的证据[J].经济管理,2023,45(5):61-77.

[14]黄立赫,石映昕.财政分权、资本错配与区域创新效率[J].经济经纬,2022,39(5):35-44.

[15]CHEN K, IRARRAZABAL A. The role of allocative efficiency in a decade of recovery [J]. Review of economic dynamics, 2015, 18(3): 523-550.

[16]王治,谭欢.董事会断裂带对企业高质量发展的影响研究[J].中国软科学,2023(5):134-146.

[17]龚六堂,林东杰.资源配置效率与经济高质量发展[J].北京大学学报(哲学社会科学版),2020(6):105-112

[18]翟淑萍,毕晓方,王玥.战略差异、CFO财务执行力与企业信用评级[J].山西财经大学学报,2018,40(11):

95-109.

[19]黄波,王满,吉建松. 战略差异、环境不确定性与商业信用融资[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2018, 38(1): 37-52.

[20]张新民. 资产结构性盈利能力分析[J]. 财会月刊, 2022(9): 9-15.

[21]金一禾,汪祥耀,周韩娜. 现金持有对家族企业市场竞争力的影响:基于 CEO 来源的视角[J]. 南方经济, 2020(1): 112-128.

[22]万良勇,查媛媛,饶静. 实体企业金融化与企业创新产出:有调节的中介效应[J]. 会计研究, 2020(11): 14.

[23]邓超,彭斌. 实体企业金融化行为与信息披露质量关系的研究[J]. 财经理论与实践, 2021, 42(3): 110-117.

[24]张俊瑞,张健光,高杰,等. 资产结构、资产效率与企业价值[J]. 管理评论, 2012, 24(1): 127-138.

[25]宫晓莉,王智恒,熊熊. 独立董事网络与股价同步性[J]. 系统工程理论与实践, 2022, 42(8): 2049-2070.

[26]霍晓彤,郑博文,冯海燕. 数字经济与企业战略变革:基于 A 股上市公司的经验证据[J]. 技术经济, 2023, 42(4): 68-81.

[27]米黎钟,陈晴. CEO 持股比例和创始地位对企业创业导向的影响:基于中小板上市企业董事会独立性的调节作用[J]. 财经问题研究, 2020(7): 78-85.

[28]郑岚清,郭吉涛,张边秀. 董事会独立性与企业创新绩效:基于广义倾向得分匹配的实证研究[J]. 金融与经济, 2019(10): 66-71.

[29]赵娜,张晓峒,朱彤. 董事声誉偏好与企业投资效率:基于中国 2005—2016 年上市公司的实证分析[J]. 南开经济研究, 2019(5): 198-224.

[30]苏坤. 董事会异质性对公司股价崩盘风险的影响研究[J]. 当代经济管理, 2020, 42(10): 17-26

[31]CLEYN S H D, BRAET J. Do board composition and investor type influence innovativeness in SMEs? [J]. International entrepreneurship and management journal, 2012, 8(3): 285-308.

[32]王成方,叶若慧,鲍宗客. 两职合一、大股东控制与投资效率[J]. 科研管理, 2020, 41(10): 185-192.

[33]刘帷韬,任金洋,冯大威,等. 经济政策不确定性、非效率投资与企业全要素生产率[J]. 经济问题探索, 2021(12): 13-30.

[34]CARTER D A, D'SOUZA F, SIMKINS B J, et al. The gender and ethnic diversity of US boards and board committees

and firm financial performance [J]. Corporate governance: an international review, 2010, 18(5): 396-414.

[35]GUL F A, SRINIDHI B, NG A C. Does board gender diversity improve the informativeness of stock prices? [J]. Journal of accounting and economics, 2011, 51(3): 314-338.

[36]李井林,阳镇. 董事会性别多元化、企业社会责任与企业技术创新:基于中国上市公司的实证研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2019, 40(5): 34-51.

[37]仇荣国. 女性董事长如何影响上市公司研发投入:企业生命周期视角[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(5): 87-96.

[38]刘超. 女性 CEO 与企业金融化投资行为[D]. 武汉:中南财经政法大学, 2019: 26-28.

[39]李巧华. 新时代制造业企业高质量发展的动力机制与实现路径[J]. 财经科学, 2019(6): 57-69.

[40]伍中信,黄滢滢,伍会之. 专精特新政策会促进中小企业高质量发展吗?:来自全要素生产率的证据[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2023, 29(3): 129-140.

[41]董志愿,张曾莲. 政府审计对企业高质量发展的影响:基于审计署央企审计结果公告的实证分析[J]. 审计与经济研究, 2021, 36(1): 1-10.

[42]张新民,金瑛. 资产负债表重构:基于数字经济时代企业行为的研究[J]. 管理世界, 2022, 38(9): 157-175, 207, 176.

[43]蒋灵多,陆毅. 市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆[J]. 中国工业经济, 2018(11): 155-173.

[44]张欣,董竹. 数字化转型与企业技术创新:机制识别、保障条件分析与异质性检验[J]. 经济评论, 2023(1): 3-18.

[45]叶文平,朱沆,史亚雅,等. 公有制印记与改制家族企业的内部社会责任[J]. 管理世界, 2022, 38(5): 141-155, 191, 156.

[46]孙浦阳,侯欣裕,盛斌. 服务业开放、管理效率与企业出口[J]. 经济研究, 2018, 53(7): 136-151.

[47]张辽,范佳佳. 金融资源错配如何阻碍技术创新:基于技术差距的视角[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2022(3): 87-105.

[48]张广胜,孟茂源. 研发投入对制造业企业全要素生产率的异质性影响研究[J]. 西南民族大学学报:人文社会科学版, 2020, 41(11): 10.

(本文责编:辛 城)