

doi. 10. 3724/1005-0566. 20260613

资产结构错配与关键核心技术创新:效应与机制

杨青伟¹, 王 凯¹, 许志勇²

(1. 首都经济贸易大学工商管理学院, 北京 100070;

2. 湖北经济学院会计学院, 湖北 武汉 430205)

摘 要:在全球人工智能技术深度应用与科技竞争格局重构的背景下,资产结构错配正通过资源挤占、效率损耗等多重渠道扭曲企业创新要素的配置方向与强度,已成为关键核心技术突破的结构性瓶颈。高质量资产结构配置是企业实现关键核心技术创新的重要支撑。本文以2011—2023年中国A股上市公司为研究样本,系统探究资产结构错配对企业关键核心技术创新的影响机制。研究发现,资产结构错配对企业关键核心技术的创新存在显著抑制效应。这一抑制效应主要通过三条路径传导:一是降低研发投入强度,二是阻碍人力资本升级,三是加剧企业融资约束。异质性分析显示,资产结构错配的抑制作用在大规模企业、高科技企业、人工智能应用水平较高的企业、成长期企业,以及位于金融科技发展水平较高地区的企业中更为突出。经济后果分析发现,资产结构错配通过削弱企业的关键核心技术创新能力,进一步降低了企业全要素生产率。研究结果不仅从理论层面揭示了资产结构错配的形成逻辑与资源配置扭曲效应,还从实践层面为企业突破关键核心技术提供了管理启示与政策依据,对推动我国高水平科技自立自强具有重要现实意义。

关键词:资产结构错配;关键核心技术创新;研发投入;融资约束;人力资本升级

中图分类号:F275;F830.9

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2026)06-0169-14

Asset structure mismatch and key core technology innovation: Effects and mechanisms

YANG Qingwei¹, WANG Kai¹, XU Zhiyong²

(1. College of Business Administration, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;

2. School of Accounting, Hubei University of Economics, Wuhan 430205, China)

Abstract: Against the backdrop of deepening global applications of artificial intelligence and a reshaping technological competition landscape, asset structure misalignment is distorting the allocation direction and intensity of corporate innovation inputs through multiple channels such as resource crowding-out and efficiency loss, becoming a structural bottleneck that constrains breakthroughs in key core technologies. Achieving innovation in critical core technologies cannot be realized without high-quality asset structure allocation. This study takes Chinese A-share listed companies from 2011 to 2023 as its sample and systematically investigates the impact mechanism of asset structure misalignment on firms' innovation in key core technologies. The findings reveal that asset structure misalignment significantly suppresses innovation in key core technologies. Mediation analysis shows that this inhibitory effect operates primarily through three pathways: first, reducing R&D intensity; second, hindering human capital upgrading; and third, intensifying financing constraints. Heterogeneity analysis indicates that the negative effects of asset structure misalignment are more

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(23YJC630176);国家社会科学基金项目(22BGL032)。

作者简介:杨青伟(1997—),女,汉族,河南濮阳人,首都经济贸易大学工商管理学院博士研究生,研究方向为公司治理与公司金融。
通信作者:许志勇。

pronounced among large-scale enterprises, high-tech firms, companies with higher levels of AI application, growing-stage enterprises, and those located in regions with advanced financial technology development. Economic consequence analysis further demonstrates that asset structure misalignment reduces total factor productivity by weakening firms' capacity for innovation in key core technologies. This research not only elucidates the formation logic and resource allocation distortion effects of asset structure misalignment at the theoretical level but also provides practical management insights and policy implications for enterprises striving to achieve breakthroughs in key technologies, offering significant real-world relevance for advancing China's high-level self-reliance and strength in science and technology.

Key words: Asset structure misallocation; Key core technological innovation; R&D investment; Financing constraints; Human capital upgrading

关键核心技术是国之重器,是保障国家发展安全、实现科技自立自强的根本支撑,其攻关进程直接关系科技强国建设目标的实现与大国博弈主动权的掌握。党的二十届四中全会明确提出“加快高水平科技自立自强”,并强调“加强原始创新和关键核心技术攻关”。作为大国竞争的战略重点,关键核心技术具有显著的独占性、高壁垒性与强路径依赖特征,本质上是决定技术体系演进方向与自主可控水平的“根技术”。与一般技术创新不同,关键核心技术创新并非对现有成熟技术的简单叠加,而是对底层科学原理的深度挖掘或核心算法框架的系统性重构,强调在核心技术层面实现“从 0 到 1”的原创性突破,是“卡脖子”技术中亟须攻克且最具挑战性的部分。其独特属性决定了研发过程对长期、稳定、充足资源支持的刚性依赖,而合理的资产结构正是企业维系持续研发投入的关键基础。资产结构错配引发的资源配置扭曲,会导致长期性和专用性创新资源匮乏,迫使企业战略从长期技术攻关转向短期利益追逐,对关键核心技术创新产生根本性冲击。基于此,在“十五五”关键时期,系统探究资产结构错配对关键核心技术创新的影响及作用机制,对优化资产结构配置、推动企业关键核心技术突破与加快培育新质生产力具有重要意义。

新一轮科技革命正深刻重塑企业价值创造模式,资产结构配置作为企业战略决策的核心环节,对关键核心技术创新的支撑作用日益凸显。资产结构是指企业各项资产之间的关系及其占总资产的比例,体现经济资源的整体配置逻辑。其合理性直接决定企业的风险收益水平、日常运营效率与权益资本安全保障程度。有效的资产配置能让

有限资源创造最大产出,错配则意味着对这一目标的偏离。资产结构错配通常表现为资产分配不合理。例如,有企业为追求高额利润过度投资金融领域,挤占主业资源形成金融资产错配;重资产型企业为规避风险盲目转向轻资产运营,导致固定资产与无形资产配置失衡;还有企业因投资扩张过快、预算约束弱化陷入流动性短缺,最终引发流动资产错配等。企业各类资产的配置共同反映整体资产结构特性,若某类或多类资产配置失衡,便会形成资产结构错配。从资源配置视角看,企业资产结构配置是资源配置的主要体现、核心载体与战略映射。它不仅决定研发投入的持续性与稳定性,更影响创新资源配置的效率与方向。

现有研究通过典型案例剖析企业关键核心技术突破的过程机制与实施路径,选取广州金域医学检验集团股份有限公司(简称“金域医学”)作为典型案例的研究发现,关键核心技术突破的内在机理在于管理者通过选择适配的资源管理行动推动技术突破^[1]。苹果芯片的关键核心技术突破则表明,互补资产链接能力能够加速知识吸收与技术跃迁^[2]。诚邦股份跨界“造芯”的失利,折射出资产结构错配对关键核心技术创新的深层制约。其核心在于资产结构配置失衡引发的资源错配问题,导致资源投入与关键核心技术创新需求脱节,企业无法为存储芯片设计、主控研发等关键技术环节提供长期稳定的研发资源,最终难以实现核心技术突破。因此,合理的资产结构配置不仅是企业资源配置效率的体现,更是关键核心技术实现“从 0 到 1”突破与“从 1 到 N”迭代的战略支撑。关键核心技术创新需要高质量的资产结构配置,企业若资产结构配置失当,便难以满足关键核心

技术创新的需求。

目前,学术界对关键核心技术创新的研究主要围绕技术属性、创新过程及影响因素等维度展开。在技术属性方面,已有研究指出,关键核心技术由多项关键核心子技术嵌套构成,具有高度复杂性与难模仿性^[3]。在创新过程层面,与一般技术创新相比,关键核心技术创新的研发过程具有高沉没成本^[4]、路径不确定性强及成果转化周期长等特征^[5]。在影响因素上,数据要素市场化^[6]、耐心资本^[7]、算力基础设施^[8]以及数智化应用^[9]等,均被证实对关键核心技术创新具有显著影响。资产结构错配的经济后果研究已延伸至多个维度。现有研究揭示,资产结构错配可通过技术创新、融资约束等机制影响企业高质量发展^[10];也有学者发现,资产结构错配对双元创新、可持续发展绩效产生影响^[11-12]。值得注意的是,尽管资产结构配置作为企业资源配置的核心载体,其与创新的关系已受到关注,但现有研究普遍忽视了关键核心技术创新区别于一般技术创新的特殊性,多建立在“创新同质化”的隐含假设之上,且未与国家战略、产业安全深度绑定。这类研究的创新成果易被行业内企业借鉴、模仿,难以帮助企业形成长期战略优势,也无法直接支撑国家科技自主可控的目标。因此,本文以2011—2023年中国A股上市公司为研究对象,系统考察资产结构错配对企业关键核心技术创新的影响及其作用机制,为推动企业突破核心技术、优化资产配置、助力提升国家科技水平提供全新的理论视角与实践参考。

本文可能的边际贡献如下。一是研究视角的创新。现有文献多从耐心资本、算力基础设施等外部因素探讨其对关键核心技术创新的影响,本研究则从“资产结构错配”这一企业内部配置失衡的视角切入,二者的差异在于,耐心资本和算力基础设施侧重于外部资金供给与基础设施保障,而资产结构错配聚焦企业内部资产配置失衡,这为解析关键核心技术“卡脖子”问题的微观成因提供了新的研究视角。二是理论机制的拓展。本文基于资源投入、人才驱动与资金畅通的逻辑框架,从多维度探究资产结构错配对关键核心技术创新的

传导路径。具体而言,研究从研发投入、人力资本升级、融资约束三条核心路径展开,分析资产结构错配如何通过挤占创新资源、抑制人才效能、加剧资金壁垒等方式制约企业关键核心技术创新,揭示其内在传导逻辑与作用机理。三是边界条件的深化。本文系统考察了不同情境下资产结构错配对企业关键核心技术创新的差异化影响,为企业在不同条件下优化资产结构配置、突破关键核心技术创新瓶颈提供了差异化管理建议与针对性策略参考。

一、理论分析和研究假设

(一) 资产结构错配与关键核心技术创新

资产结构是企业对各类资产的组合调配与统筹管理,反映了资源配置效率。当资产结构配置合理时,可优化资源配置、增强资产流动性并提升资源利用效率;而资产结构错配作为企业资源配置偏离最优状态的系统性失衡现象,会引发资产流动性短缺,甚至导致企业陷入财务困境,进而阻碍创新发展^[11]。关键核心技术的突破往往需要长期且大规模的研发投入,面临高度不确定性与技术风险,对资源的依赖程度显著高于一般技术创新^[13]。因此,资产结构错配带来的财务压力与资源配置扭曲,会迫使企业放弃长期关键核心技术攻关,转而倾向于投资回收期短、见效快的项目。

资产结构错配通常表现为企业资产配置的失衡状态,具体体现为金融资产过度投资、无形资产投入不足、固定资产比例失调等问题。这种错配会打破各类资源间的平衡适配关系,进而抑制关键核心技术创新。首先,基于短视理论,管理层逐利行为引发的金融资产错配会加剧企业经营风险^[14]。金融资产的高波动性易在市场下行时导致企业资金链承压,为维持正常经营与股价稳定,管理层将优先保障流动性。在此情况下,关键核心技术研发因容错率更低、资源依赖性更强,相较于渐进式创新更易被短期经营诉求挤占资源,最终阻碍技术突破。其次,依据资源基础理论,与设备相关的固定资产具有专用性强、调整成本高的特点^[15],而关键核心技术攻关需依托专用研发设备和技术储备。若企业盲目剥离固定资产并压缩研

发投入,易造成固定资产与无形资产错配,引发技术资源积累断层与创新基础弱化,进而抑制关键核心技术创新。最后,基于互补性资产理论,关键核心技术攻关依赖的专用性资产可能无法独立完成价值转化,需与流动资产形成互补支撑。流动资产错配会挤占专用资产运营所需的流动性资源,破坏资产间的互补关系,使技术积累难以跨越质变门槛,最终抑制关键核心技术创新。基于此,本文提出如下假设。

假设 H1:资产结构错配会抑制关键核心技术创新。

(二)研发投入、人力资本升级和融资约束的中介作用

加强研发投入、优化人力资本与缓解融资约束,既是推动关键核心技术创新的关键要素,也是资产结构错配影响关键核心技术创新的三条核心作用机制。

1. 研发投入

资产结构错配会抑制企业的研发投入。一方面,资产结构错配会降低企业资金流动性,当企业面临资金流动性约束时,管理层往往倾向于削减研发投入以维持现金流稳定^[16]。另一方面,依据委托代理理论,两权分离会导致管理层与股东目标不一致。相较于一般技术创新,关键核心技术攻关需要持续的资源投入与更高的试错成本,收益与风险的错配程度更为突出^[17];而资产结构错配引发的绩效下滑会进一步加剧管理层的业绩压力^[18],为美化短期经营绩效,企业在该领域的研发投入会被优先压缩。综上,资产结构错配对企业研发投入具有抑制作用。

研发投入同样会影响企业的关键核心技术创新。作为积累知识资本、开展技术探索的重要基础,研发投入是企业实现关键核心技术突破的资源保障^[19]。一方面,研发投入会随时间逐步沉淀为企业特有的知识资产与组织惯例,而内化的知识存量决定了企业吸收外部信息、识别技术机会的能力,是企业在特定技术轨道上实现关键核心技术创新赶超或引领的根基。另一方面,高强度的研发投入能让企业承担前沿技术探索的试错成

本,支撑需要长期积累的基础理论研究,从而在关键核心技术的源头实现创新突破^[13]。基于此,本文提出如下假设。

假设 H2:资产结构错配会通过降低研发投入,进而抑制企业关键核心技术创新。

2. 人力资本升级

资产结构错配对人力资本升级具有显著影响。一方面,资产结构错配会加剧资金约束、降低企业财务绩效,导致薪酬福利水平难以维持稳定,这不仅可能引发核心员工离职,甚至迫使企业裁员^[20],还会使企业无力支付高技能劳动力的技能溢价,进而抑制人力资本升级^[21]。另一方面,资产结构错配会引发经营不确定性与战略方向混乱,削弱员工的组织归属感与创新意愿,既不利于企业建立内部人才梯队培养机制,也会降低对高素质研发人才的吸引力。因此,资产结构错配会抑制人力资本升级。

人力资本升级能够促进关键核心技术创新。人力资本水平的提升是攻克关键核心技术的重要支撑^[9]。根据人力资本理论,核心技术突破高度依赖高技能人才的创新能力与实践经验。在突破“卡脖子”技术的自主创新进程中,掌握相关领域技术的人才展现出强大的攻坚能力^[22]。高技能人才具备更强的复杂问题解决能力、跨领域知识整合能力与创新思维,能够有效推动新技术的研发与应用,加速关键核心技术的迭代升级。反之,若企业的人力资本结构长期停滞、无法匹配创新活动的的能力需求,其自主创新的内生支撑体系将出现明显短板,不仅难以摆脱对外技术依赖的路径锁定,还会面临研发效率低下、失败率较高的困境。基于此,本文提出如下假设。

假设 H3:资产结构错配通过抑制人力资本升级,进而削弱企业关键核心技术创新。

3. 融资约束

资产结构错配会对企业融资约束产生影响。一方面,根据信号传递理论,资产结构错配会向投资者与债权人传递资源配置效率低下、经营风险上升等负面信号^[10],加剧信息不对称并削弱市场信心,进而推高融资成本、抬高信贷门槛,最

终加大企业融资约束。另一方面,金融资产的过度配置虽可能带来短期收益,但长期来看会挤占研发投入,削弱企业的实体投资能力与市场竞争力^[23],降低外部投资者对公司的估值及对其未来发展前景的预期,从而进一步加剧企业融资约束。因此,资产结构错配会加剧企业融资约束。

融资约束会对企业关键核心技术创新产生影响。关键核心技术创新涵盖从基础研究、技术转化到产业化的全链条,各环节均需持续且大额的资金投入。然而,较强的融资约束意味着企业可用现金流规模有限、资金流动性紧张^[24],会压缩企业可自主支配的创新资金空间,导致核心创新资源供给不足,易引发关键核心技术研发因资金短缺而中断的风险^[25]。同时,基于动态能力理论,企业关键核心技术创新依赖资源整合与迭代更新的动态适配能力。较强的融资约束会破坏企业创新资源的动态调配与积累机制,弱化企业突破核心技术壁垒的能力,进一步制约关键核心技术创新活动的开展。基于此,本文提出如下假设。

假设 H4:资产结构错配通过加剧融资约束,进而削弱企业关键核心技术创新。

二、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 2011—2023 年 A 股上市公司作为样本,以考察资产结构错配对企业关键核心技术创新的影响。为增强样本的客观性与可靠性,对原始数据进行了如下筛选与处理:①剔除金融类上市公司样本;②删除多数变量存在缺失值的样本;③排除 ST 公司及主要变量异常的公司;④对所有连续变量进行双侧 1% 的缩尾处理,以消除极端异常值的干扰。最终,研究样本包含 18 380 个观测值,数据来源于 CSMAR、Wind 及 EPS 等数据库。

(二)模型构建

1. 基准回归模型

为检验资产结构错配对关键核心技术创新的影响,构建的模型为:

$$LNzlsqzs_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Misszc_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \Sigma Year + \Sigma Firm + \Sigma Ind + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $LNzlsqzs_{it}$ 代表关键核心技术创新; $Misszc_{it}$ 为资产结构错配; $Controls_{it}$ 为控制变量集。本文所有回归模型均控制了年份(Year)、企业(Firm)和行业(Ind)固定效应,以进一步控制不可观测因素对回归结果的影响。

2. 中介效应模型

越来越多的既有研究指出,三步法中介效应检验可能存在缺陷。本文参考牛志伟等^[26]的方法,构建四段式中介机制模型:在机制检验环节,通过补充中介变量与被解释变量的直接关联完善实证链条,并采用 Bootstrap 抽样法检验间接效应的显著性。基于此,本文在式(1)的基础上构建中介效应检验模型,即:

$$Mediator_{it} = \beta_0 + \beta_1 Misszc_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \Sigma Year + \Sigma Firm + \Sigma Ind + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$LNzlsqzs_{it} = \theta_0 + \theta_1 Mediator_{it} + \theta_2 Controls_{it} + \Sigma Year + \Sigma Firm + \Sigma Ind + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$LNzlsqzs_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Misszc_{it} + \varphi_2 Mediator_{it} + \varphi_3 Controls_{it} + \Sigma Year + \Sigma Firm + \Sigma Ind + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

上式中, $Mediator_{it}$ 为中介变量,具体包括研发投入、人力资本升级与融资约束,其他变量同上。

(三)变量度量

1. 被解释变量

关键核心技术创新($LNzlsqzs$)。本文借鉴郑世林等^[27]的研究方法,以中国国家知识产权局官方数据库的专利原始数据为基础,确保数据的权威性。依据国家制造强国建设战略委员会发布的《产业基础创新发展目录(2021年版)》,该目录涵盖 21 个关键核心技术领域的 1 047 项技术,将这 1 047 项技术的关键词与国际专利分类号(IPC)五级代码对应的专利描述进行匹配,筛选出相关专利申请对应的 IPC 代码,进而汇总计算企业年度关键核心技术领域的专利申请数量,对该数量加 1 后取自然对数,以此作为关键核心技术创新的衡量指标。

2. 解释变量

资产结构错配($Misszc$)。本文参考许志勇等^[28]的研究,借鉴 Hsieh 等^[29]的资源配置效率分析思路,采用资本边际产出法衡量资产结构错配。

该方法通过企业资本边际产出与行业基准的离散程度来反映错配程度:在有效市场中,同行业企业的同种资本边际产出应趋于均等,若离散度过大则表明存在错配。据此,本文基于 Cobb-Douglas 生产函数构建指标:

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^{\alpha} \prod_K K_{kit}^{\beta_k} \quad (5)$$

其中, Y_{it} 代表营业收入, L_{it} 为员工人数, K_{kit} 对应固定资产、无形资产、金融资产、存货和应收账款五类核心资产^[10]。金融资产具体包括持有至到期投资、交易性金融资产、长期股权投资、债权投资、其他债权投资、衍生金融资产、可供出售金融资产、投资性房地产、其他非流动金融资产及其他权益工具投资等。对等式两边取自然对数后,即可得到线性回归模型:

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln L_{it} + \sum_k \beta_k \ln K_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

为规避零值影响,所有变量在取对数前均统一加 1,随后分行业和年度进行 OLS 回归以估计产出弹性 $\hat{\beta}_k$,再据此计算各类资本的边际产出:

$$MRP_{kit} = \hat{\beta}_k \times \frac{Y_{it}}{K_{kit}} \quad (7)$$

以同行业同年度各类资本边际产出的中位数为基准,计算企业各类资本边际产出与该基准之差的绝对值,再对 5 种资本的偏离程度取平均值,即可得到资产结构错配指标。该指标数值越大,表明企业资产结构错配程度越严重。本文在稳健性检验中,分别采用行业偏差法与投资残差法衡量资产结构错配。

3. 中介变量

本文的中介变量为研发投入($LNRD1$)、人力资本升级($Technicians$)和融资约束(SA)。其中,研发投入参考董文婷等^[30]的方法,以研发投入除以资产合计再乘以 100 衡量;人力资本升级借鉴叶永卫等^[31]的做法,采用企业技术人员占员工总人数的比例衡量;融资约束参考李甜甜等^[32]的研究,以 SA 指数的绝对值衡量。

4. 控制变量

在控制变量的选取上,本文涵盖了企业财务、公司治理及地区层面的相关因素,并进一步控制

了年份、行业与企业固定效应。各变量的具体界定详见表 1。

表 1 变量定义表

名称	变量	变量定义
关键核心技术创新	$LNzlsqzs$	$\ln(\text{企业年度关键核心技术领域专利申请数量} + 1)$
资产结构错配	$Misszc$	资本边际产出法计算的离散程度
研发投入	$LNRD1$	研发投入/资产合计 $\times 100$
人力资本升级	$Technicians$	技术人员与员工人数比值
融资约束	SA	SA 指数取绝对值后乘 10
企业规模	$Size$	$\ln(\text{年末资产})$
资产负债率	Lev	负债总额/资产总额
总资产净利率	ROA	净利润/总资产平均余额
上市年限	$Listage$	$\ln(\text{当年年份} - \text{上市年份} + 1)$
企业成长性	$Growth$	$(\text{营业收入本年本期金额} - \text{营业收入上年同期金额}) / \text{营业收入上年同期金额}$
经营活动现金流量比	Cfo	经营活动产生的现金流量净额/总资产
托宾 Q 值	$TobinQ$	市值/总资产
股权集中度	$TOP1$	采用第一大股东持股比例表示
股权制衡	$Balance$	采用第 2—5 大股东持股/第 1 大股东持股表示
董事会规模	$Board$	$\ln(\text{董事会人数})$
董事会独立性	$Indep$	独立董事人数/董事会总人数
两职合一	$Dual$	董事长和总经理若为同一人则为 1,否则为 0
经济发展水平	$LNAGDP$	$\ln(\text{地区人均生产总值})$
金融发展水平	FDL	地区金融机构存贷款余额/地区生产总值
地方政府开放水平	$OPEN$	进出口贸易总额/地区生产总值

三、实证分析

(一) 变量的描述性统计

各关键指标的描述性统计结果如表 2 所示。关键核心技术创新($LNzlsqzs$)的均值为 0.798 7,标准差为 1.207 3,最大值达 5.075 2,最小值为 0。这表明,我国企业的关键核心技术创新水平存在较大差异。资产结构错配($Misszc$)的数据分布同样具有显著差异。本文其余控制变量的描述性特征与现有文献结论相近。在回归分析前,通过方差膨胀因子检验变量间的多重共线性,结果显示所有变量的 VIF 值均小于 10,即不存在多重共线性问题。

表 2 描述性统计表

变量	观测值	均值	标准差	最小值	25% 中位数	50% 中位数	75% 中位数	最大值	VIF
<i>LNzlsqzs</i>	18 380	0.798 7	1.207 3	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.386 3	5.075 2	—
<i>Misszc</i>	18 380	0.837 9	0.492 9	0.012 6	0.495 6	0.723 6	1.060 4	4.807 8	1.05
<i>Size</i>	18 380	22.511 3	1.306 2	19.751 0	21.582 0	22.331 6	23.280 1	26.518 0	2.20
<i>Lev</i>	18 380	0.445 4	0.198 2	0.046 3	0.290 1	0.441 6	0.592 0	0.899 6	1.73
<i>ROA</i>	18 380	0.037 1	0.061 2	-0.329 5	0.012 1	0.035 3	0.066 1	0.238 5	1.63
<i>Listage</i>	18 380	2.408 7	0.639 8	1.098 6	1.945 9	2.484 9	2.944 4	3.434 0	1.52
<i>Growth</i>	18 380	0.151 8	0.378 2	-0.657 0	-0.031 3	0.096 4	0.245 4	4.123 8	1.11
<i>Cfo</i>	18 380	0.049 2	0.065 2	-0.164 1	0.010 9	0.047 1	0.086 8	0.265 4	1.27
<i>TobinQ</i>	18 380	1.987 9	1.260 1	0.786 3	1.208 3	1.595 1	2.288 1	12.539 4	1.31
<i>TOP1</i>	18 380	0.337 3	0.148 0	0.083 6	0.222 4	0.310 8	0.435 2	0.757 9	2.18
<i>Balance</i>	18 380	0.694 2	0.574 3	0.016 7	0.244 6	0.530 9	1.001 5	2.845 7	2.04
<i>Board</i>	18 380	2.131 5	0.195 2	1.609 4	1.945 9	2.197 2	2.197 2	2.708 1	1.62
<i>Indep</i>	18 380	0.375 8	0.053 8	0.300 0	0.333 3	0.363 6	0.428 6	0.571 4	1.48
<i>Dual</i>	18 380	0.261 0	0.439 2	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0	1.11
<i>LNAGDP</i>	18 380	11.298 0	0.455 4	9.705 8	10.982 5	11.352 9	11.586 4	12.207 5	1.87
<i>FDL</i>	18 380	3.985 2	1.572 0	1.649 5	2.871 5	3.566 6	4.578 7	8.164 1	2.18
<i>OPEN</i>	18 380	0.075 8	0.053 5	0.004 1	0.024 6	0.071 7	0.110 0	0.239 7	1.84

(二) 基准回归

基准回归结果如表 3 所示。具体来看:列(1)仅纳入解释变量与被解释变量,并控制年份固定效应;列(2)在列(1)基础上进一步引入行业固定效应;列(3)控制年份与企业固定效应,同时进行企业层面的聚类处理,并加入企业规模等控制变量;列(4)则在列(3)的控制条件基础上,额外引入了行业固定效应。回归结果显示,资产结构错配的系数始终在 1% 的统计水平上显著为负。以列(4)为例,资产结构错配的系数为 -0.096 5,其经济意义为:若资产结构错配程度每增加 1 个单位标准差,关键核心技术创新水平将降低 4.76%。上述结果表明,资产结构错配显著抑制关键核心技术创新,验证了假设 H1。可能的原因在于:资产结构错配迫使企业优先保障短期流动性需求,从而挤占长期研发投入;同时,这一错配会破坏资产间

的互补关系,导致技术积累出现断层,进而对关键核心技术创新产生抑制作用。

(三) 内生性问题

1. 工具变量法

针对基准回归模型可能因遗漏变量与反向因果导致的内生性问题,本文参考尹志锋等^[33]的研究方法,选取工具变量:第一个工具变量(*IV1*)为同年度、同行业、同规模(不含本企业)其他企业的资产结构错配均值;第二个工具变量(*IV2*)为同年度、同省份、同行业的资产结构错配均值。上述工具变量通过捕捉同群效应及区域营商环境、要素市场禀赋等因素,与企业自身资产结构配置相关,且不会直接影响关键核心技术创新决策,符合工具变量的基本要求。表 4 列(1)~列(2)汇报了工具变量回归结果。第一阶段回归显示,*IV1*与*IV2*的系数分别为 0.872 2 和 0.146 3,均在 1% 的水平上显著,验证了变量间的相关性;*Kleibergen-Paaprk Wald F* 值为 5 102.223,远超 19.93 的临界值,表明不存在弱工具变量问题;*Kleibergen-Paaprk LM* 检验结果为 749.308,*p* 值为 0.000 0,拒绝“不可识别”的原假设;*Hansen J* 检验 *p* 值高于 0.1,说明所有工具变量均具有外生性。由此可见,本文选取的工具变量具有合理性。第二阶段回归结果显示,资产结构错配的系数显著为负,进一步印证了基准回归结论的可靠性。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LNzlsqzs</i>	<i>LNzlsqzs</i>	<i>LNzlsqzs</i>	<i>LNzlsqzs</i>
<i>Misszc</i>	-0.276 5 *** (-18.44)	-0.139 3 *** (-8.95)	-0.099 6 *** (-4.44)	-0.096 5 *** (-4.30)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制
常数项	0.694 7 *** (17.27)	-0.068 1 (-1.45)	-12.530 1 *** (-8.58)	-13.069 7 *** (-8.99)
行业固定效应	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	否	否	是	是
企业聚类 稳健标准误	否	否	是	是
样本量	18 380	18 380	18 380	18 380
<i>Adj. R²</i>	0.031 8	0.171 6	0.128 7	0.132 0

2. Heckman 两阶段模型

除反向因果、遗漏变量的影响外,样本自选择问题也可能存在。为此,本文采用 Heckman 两阶段模型进行修正:第一阶段引入同行业同年度其他企业的资产结构错配均值,计算逆米尔斯比率(IMR);第二阶段将该比率作为额外控制变量纳入基准回归模型。表 4 第(4)列结果显示,资产结构错配系数仍显著为负,基准结论保持不变。

3. PSM 检验

为缓解样本选择性偏差的内生性问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM),以 50% 为临界值将资产结构错配划分为高低两组,取值大于临界值时赋值为 1,否则为 0;随后通过 PSM 对实验组与对照组进行 1:6 邻近匹配,结果详见表 4 第(5)列。平衡性检验显示,匹配后所有协变量的标准化偏差均未超过 10%,且 t 检验均未拒绝“处理组与控制组无系统差异”的原假设;同时各变量标准化偏差较匹配前显著降低,表明协变量通过了平衡性检验。平均处理效应(ATT)测算结果表明,控制其他干扰因素后,资产结构错配对关键核心技术创新的净效应具有统计显著性。匹配后重新回归的结果显示,资产结构错配系数仍显著为负,研究结论依然稳健。

表 4 工具变量法、Heckman 模型与 PSM 检验

变量	工具变量法		Heckman 检验		PSM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	First	Second	First	Second	LNlsqgs
Misszc	—	-0.098 3 *** (-3.96)	—	-0.093 0 *** (-4.11)	-0.096 0 *** (-4.28)
IV	—	—	0.744 9 *** (4.46)	—	—
IMR	—	—	—	0.373 2 ** (2.05)	—
IV1	0.872 2 *** (89.15)	—	—	—	—
IV2	0.146 3 *** (8.28)	—	—	—	—
Kleibergen-Paap rk LM	749.308[0.000 0]		—	—	—
Kleibergen-Paap rk Wald F	5 102.223[19.93]		—	—	—
Hansen(P)	0.678 0		—	—	—
_weight	—		—	—	是
ATT	—		—	—	-12.00 ***
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	—	—	1.631 2 * (1.74)	-12.848 8*** (-8.82)	-13.106 3*** (-9.02)
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	否	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
企业聚类稳健标准误	是	是	是	是	是
观测值	17 751	17 751	18 380	18 380	18 025
Pseudo R ²	—	—	0.086 7	—	—
Adj. R ²	—	—	—	0.132 2	0.132 2

4. 模型变换

本文对回归模型的控制方法进行了调整:首先,在基准回归基础上纳入省份固定效应;其次,同时控制企业、省份与“行业×年份”固定效应;再次,进一步调整为控制企业、行业与“省份×年份”固定效应;最后,采用企业与“省份×行业×年份”固定效应的控制组合。回归结果显示,基准回归的核心结论依然稳健。

5. 变换聚类稳健标准误

考虑到企业关键核心技术创新显著受所属行业生态与地域环境的双重外部影响,为同时捕捉并控制这两个潜在的相关性来源,本文在基准回归基础上对聚类维度进行了调整:首先,依次增加行业层面与省份层面的聚类处理;其次,采用省份层面与“企业×行业”层面的组合聚类方式;最后,控制“企业×行业×省份”层面的聚类处理。回归结果显示,Misszc 的系数始终显著为负,表明研究结果具有稳健性。

(四) 稳健性检验

1. 替换(被)解释变量

为验证结论的可靠性,本文通过替换(被)解释变量开展稳健性检验:其一,参照郑世林^[27]的研究,将母公司与子公司的专利申请数分别加 1 后取对数,作为关键核心技术创新的替代变量;其二,采用偏差法衡量资产结构错配:先计算企业五类资产占总资产的比值与当年本行业该指标平均值的差值,再除以本行业各资产占比的标准差完成标准化处理并取绝对值,得到各类资产偏离行业平均水平的程度后,对 5 个维度的偏离程度取绝对值并计算均值;其三,采用残差法衡量资产结构错配。借鉴许志勇等^[10]的研究,通过 5 类资产占比的 OLS 拟合,测算资产结构错配残差的绝对值并相加取均值后乘以 10,得到资产结构错配指标。回归结果显示,Misszc 的系数始终显著为负,表明研究结论具有稳健性。

2. 删除特定样本

第一,删除 2015 年股灾相关样本,以最大限度排除此类事件的干扰。第二,鉴于 2020 年新冠疫情全球暴发对中国各行业造成强烈冲击,进一步剔除 2020 年新冠疫情期间的样本。第三,考虑到

我国4个直辖市在经济、政治、营商环境等方面与其他地区存在显著差异,在上述检验基础上进一步剔除直辖市数据。结果显示, *Misszc* 的回归系数仍显著为负,结论具有稳健性。

3. 排除其他竞争性解释因素

为排除其他因素的干扰,本文在模型中纳入企业数字化转型、绿色机构投资者与行业勒纳指数作为竞争性解释变量。具体而言,参考甄红线等^[34]的方法,通过统计技术分类、组织赋能、数字化应用等类别下139个数字化相关词频,构建企业数字化转型指标;依据王辉等^[35]的研究思路,从国泰君安基金数据中匹配并以关键词识别绿色投资者,采用企业当年度实际存在的绿色投资者数量衡量绿色机构投资者;行业勒纳指数的衡量则参考王伟光等^[36]的做法。回归结果显示,资产结构错配的系数始终显著为负,表明控制上述竞争性因素后,核心结论保持不变。

4. 解释变量与控制变量的滞后一期

为进一步检验结论的稳健性,排除资产结构错配与关键核心技术创新因时序关联产生的干扰,本文分别检验了4种情形:解释变量滞后一期、解释变量滞后二期、解释变量与控制变量同时滞后一期、解释变量与控制变量同时滞后二期。回

归结果显示,资产结构错配的系数均显著为负,与前文结论保持一致。

(五) 中介机制检验

1. 研发投入的中介效应

资产结构错配会迫使企业缩减研发支出以缓解短期财务压力;而研发投入不足将阻碍知识积累、技术吸收与研发团队稳定,导致企业难以突破关键核心技术瓶颈。表5列(1)显示, *Misszc* 的回归系数在1%的水平上显著为负。同时,列(2)和列(3)中 *LNRD1* 的回归系数显著为正,表明资产结构错配可通过降低研发投入抑制关键核心技术创新。*Sobel* 检验与500次 *Bootstrap* 结果均表明中介效应显著,假设H2得到验证。

2. 人力资本升级的中介效应

资产结构错配可能挤占人才培养与高端人才引进所需的长期资源投入,削弱创新活动的知识基础与执行能力,进而抑制关键核心技术创新。表5列(4)显示, *Misszc* 的回归系数在5%的水平上显著为负;同时,列(5)和列(6)中 *Technicians* 的回归系数显著为正,表明资产结构错配可通过抑制人力资本升级来降低关键核心技术创新水平。*Sobel* 检验与500次 *Bootstrap* 结果均表明中介效应显著,假设H3得到验证。

表5 中介效应检验

变量	研发投入的中介效应			人力资本升级的中介效应			融资约束的中介效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>LNRD1</i>	<i>LNzlsqzs</i>	<i>LNzlsqzs</i>	<i>Technicians</i>	<i>LNzlsqzs</i>	<i>LNzlsqzs</i>	<i>SA</i>	<i>LNzlsqzs</i>	<i>LNzlsqzs</i>
<i>Misszc</i>	-0.176 0 *** (-4.77)	—	-0.082 1 *** (-3.68)	-0.006 9 ** (-2.10)	—	-0.095 4 *** (-4.25)	0.046 3 ** (2.30)	—	-0.091 0 *** (-4.04)
<i>LNRD1</i>	—	0.084 0 *** (8.76)	0.082 2 *** (8.61)	—	—	—	—	—	—
<i>Technicians</i>	—	—	—	—	0.175 6 ** (2.09)	0.168 6 ** (2.00)	—	—	—
<i>SA</i>	—	—	—	—	—	—	—	-0.120 3 *** (-4.85)	-0.118 3 *** (-4.78)
<i>Sobel Z</i>	-6.603 ***			-1.965 **			-3.622 ***		
<i>Bootstrap</i> 检验置信区间	[-0.019 768 3, -0.010 084 2]			[-0.003 167 9, -0.000 142 4]			[-0.009 358, -0.002 057 3]		
常数项	0.904 6 (0.51)	-13.290 1*** (-9.22)	-13.144 1*** (-9.16)	-0.146 0 (-0.84)	-13.212 4*** (-9.03)	-13.045 1*** (-8.97)	40.253 9*** (28.29)	-8.389 6*** (-4.91)	-8.306 9*** (-4.88)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业聚类稳健标准误	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	18 380	18 380	18 380	18 380	18 380	18 380	18 380	18 380	18 380
<i>Adj. R</i> ²	0.131 9	0.139 4	0.140 5	0.342 9	0.131 0	0.132 4	0.886 5	0.135 5	0.136 8

3. 融资约束的中介效应

资产结构错配往往会加剧企业融资约束,而融资约束引发的资金供给短期化与波动化,将严重挤压关键核心技术研发所需的长期稳定投入,最终抑制关键核心技术的创新突破。表 5 列(7)显示, $Misszc$ 的回归系数在 5% 的水平上显著为正;同时,列(8)和列(9)中 SA 的回归系数显著为负,表明资产结构错配可通过加剧融资约束降低关键核心技术创新水平。 $Sobel$ 检验与 500 次 $Bootstrap$ 结果均表明中介效应显著,假设 $H4$ 得到验证。

四、异质性分析

由于企业属性、行业特征及外部环境存在差异,资产结构错配对关键核心技术创新的抑制效果也有所不同。本文从企业规模、行业特征、生命周期、人工智能应用及地区金融科技发展水平五个维度进一步考察异质性效应:前三者构成企业内在禀赋层,分别反映规模体量差异带来的资金禀赋差距、技术属性塑造的创新周期与壁垒分化,以及战略演化阶段引导的资源配置重心转移;后两者构成技术赋能情境层,依次捕捉内部人工智能应用与外部金融科技生态对抑制效应的异质性影响。这 5 个维度从资源禀赋延伸至技术情境,解释了资产结构错配对关键核心技术创新的抑制效应在不同条件下呈现差异的原因。

企业规模、高科技企业、企业生命周期、人工智能应用程度及地区金融科技水平,在资产结构错配抑制关键核心技术创新的过程中存在异质性影响。其一,大规模企业的资产结构与组织架构更为复杂,资产结构错配更易引发资源低效沉淀与非理性扩产行为,导致其对关键核心技术创新的抑制效应更为突出。其二,高科技企业具有高研发强度与高不确定性特征,对资产结构稳定性的要求更高。因此,相较于非高科技企业,资产结构错配对高科技企业创新资金链的冲击更为强烈,对关键核心技术创新的抑制作用也更为明显。其三,成长期企业面临成长阶段的不确定性与迫切的发展需求,资产结构错配会进一步加剧融资约束与现金流压力,更易破坏关键核心技术创新

所需的长期投入机制,从而产生更为显著的抑制作用。其四,人工智能技术放大了资源配置效率的“筛选效应”,加速资产结构低效企业在市场竞争中的边缘化进程,进而加剧错配对核心技术创新的抑制作用。其五,金融科技发达地区的融资效率较高,市场反馈机制也更为灵敏。企业一旦出现资产结构错配,其财务风险会被迅速放大,进而加剧对关键核心技术创新的挤出效应。基于上述分析,本文进一步检验资产结构错配在上述维度对关键核心技术创新影响的异质性。

其一,企业规模(d_Size)以企业资产中位数为界划分样本,高于中位数的取值为 1,否则为 0。其二,高科技行业($Hightech$)的划分参考彭红星等^[37]的研究,结合《战略性新兴产业分类目录》《战略性新兴产业分类(2012)(试行)》及经济合作与发展组织($OECD$)相关文件,对照《上市公司行业分类指引(2012 年修订)》的行业代码确定高科技上市公司,若为高科技企业取值为 1,否则为 0。其三,企业生命周期($ELP2$)划分借鉴余江等^[38]的研究,采用基于现金流分类的方法,依据企业经营、投资和筹资活动的现金流组合划分生命周期阶段,将其分为成长期、成熟期与衰退期。考虑到成熟期企业经营模式趋于稳定,衰退期企业虽面临收缩压力但资产结构已固化,因此成长期企业赋值为 1,成熟期与衰退期企业合并赋值为 0。其四,人工智能(d_AI)参考葛淳棉等^[39]的研究,以专利号分类为依据,将上市公司及其子公司当年独立申请的人工智能发明与实用新型专利数量之和加 1 后取对数,作为衡量指标,并以该指标的中位数为界划分样本,高于中位数的取值为 1,否则为 0。其五,金融科技水平($d_FinTech$)的衡量借鉴王红建等^[40]的研究,采用省份金融科技公司数量,并以中位数为界划分样本,高于中位数的取值为 1,否则为 0。表 6 的(1)列~(5)列为异质性回归结果,结果显示:资产结构错配对企业关键核心技术创新的抑制作用,在大规模企业、高科技企业、成长期企业、人工智能应用程度较高的企业,以及金融科技水平较高地区的企业中表现得更为明显。

表 6 异质性分析

变量	企业规模	高科技企业	生命周期	人工智能应用水平	地区金融科技发展
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>LNzlsqzs</i>	<i>LNzlsqzs</i>	<i>LNzlsqzs</i>	<i>LNzlsqzs</i>	<i>LNzlsqzs</i>
<i>Misszc</i>	-0.026 6 (-1.00)	-0.055 6 ** (-2.35)	-0.061 0 ** (-2.38)	-0.059 8 *** (-3.01)	-0.052 0 * (-1.88)
<i>d_Size</i>	0.071 9 (1.60)	—	—	—	—
<i>d_Size</i> × <i>Misszc</i>	-0.145 0 *** (-3.83)	—	—	—	—
<i>Hightech</i>	—	-0.037 2 (-0.31)	—	—	—
<i>Hightech</i> × <i>Misszc</i>	—	-0.091 3 ** (-1.97)	—	—	—
<i>ELP2</i>	—	—	0.083 9 *** (3.11)	—	—
<i>ELP2</i> × <i>Misszc</i>	—	—	-0.055 3 ** (-2.25)	—	—
<i>d_AI</i>	—	—	—	0.326 0 *** (9.56)	—
<i>d_AI</i> × <i>Misszc</i>	—	—	—	-0.083 6 ** (-2.36)	—
<i>d_FinTech</i>	—	—	—	—	0.064 6 * (1.71)
<i>d_FinTech</i> × <i>Misszc</i>	—	—	—	—	-0.097 9 *** (-3.19)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-13.486 2*** (-9.14)	-13.092 0*** (-8.99)	-13.078 4*** (-9.01)	-12.398 5*** (-8.64)	-13.158 2*** (-9.10)
行业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
企业聚类稳健标准误	是	是	是	是	是
观测值	18 380	18 380	18 380	18 380	18 380
<i>Adj. R</i> ²	0.133 3	0.132 4	0.132 5	0.146 2	0.132 7

五、经济后果分析

资产结构错配反映了企业资源配置的失衡状态,会通过抑制关键核心技术创新进一步降低全要素生产率。本文采用固定效应(*FE*)法测度全要素生产率。表 7 的检验结果显示:列(1)中,资产结构错配的系数为 -0.061 9,在 1% 的水平上显著为负;列(2)中,其对关键核心技术创新的系数同样在 1% 水平上显著为负;列(3)和列(4)中,关键核心技术创新的系数均在 1% 水平上显著为正。结果表明,关键核心技术创新在资产结构错配与全要素生产率之间发挥了部分中介作用。*Sobel* 检验与 500 次 *Bootstrap* 结果均表明中介效应显著。上述结果证实,资产结构错配对关键核心技术创新的抑制效应,会进一步降低全要素生产率。

表 7 经济后果分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP_fe</i>	<i>LNzlsqzs</i>	<i>TFP_fe</i>	<i>TFP_fe</i>
<i>Misszc</i>	-0.061 9 *** (-3.47)	-0.096 5 *** (-4.30)	—	-0.060 8 *** (-3.42)
<i>LNzlsqzs</i>	—	—	0.011 9 *** (2.86)	0.010 9 *** (2.64)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-5.870 4 *** (-9.48)	-13.069 7 *** (-8.99)	-5.817 3 *** (-9.41)	-5.726 7 *** (-9.27)
<i>Sobel Z</i>	-2.966 ***			
<i>Bootstrap</i> 检验置信区间	[-0.001 894 4, -0.000 461 7]			
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
企业聚类 稳健标准误	是	是	是	是
观测值	18 119	18 380	18 119	18 119
<i>Adj. R</i> ²	0.746 4	0.132 0	0.745 4	0.746 6

六、研究结论与建议

在全球人工智能广泛应用与科技竞争格局深度重构的背景下,资产结构错配正通过资源挤占

与效率损耗扭曲企业创新要素的配置方向与强度,成为关键核心技术创新的结构性瓶颈。为此,本文以 2011—2023 年中国 A 股上市公司数据为样本,考察资产结构错配对关键核心技术创新的影响及其作用机制。研究发现:①资产结构错配显著抑制关键核心技术创新;②资产结构错配可通过抑制研发投入与人力资本升级、加剧融资约束,进而抑制关键核心技术创新;③资产结构错配对关键核心技术创新的抑制作用,在大规模企业、高科技企业、人工智能应用水平较高的企业、成长期企业以及位于金融科技发展水平较高地区的企业中更为明显;④资产结构错配通过抑制关键核心技术创新,进一步降低全要素生产率。基于上述研究结论,本文就加强资产结构配置管理、提升企业关键核心技术创新能力提出以下对策建议。

第一,聚焦关键核心技术资源保障,建立资产配置动态优化机制。一是企业应锚定自身战略与核心技术创新需求,搭建资产动态评估调整体系,定期全面评估各类资产的投入产出效率及与创新项目的匹配度,剥离非核心低效率资产,并将释放的资源优先投向高成长性、高技术壁垒的核心研发领域。高科技企业可重点监测资产周转率、研发资产占比等指标,配套引入大数据分析、行业标杆对比等市场化决策工具,避免因资产固化或过度多元化引发资源错配,保障资产结构与创新战略的协同性。二是针对集成电路、工业母机、生物医药等领域长周期、高投入、高风险的特性,企业需建立研发资产配置的刚性约束,明确研发资产占比、核心设备更新周期、研发资金最低留存比例等硬性要求,搭建资产健康预警系统,实时纠偏金融资产过度配置、固定资产盲目扩张等问题,防范短期经营压力挤占攻关资金,避免对核心创新形成“结构性挤出”。政府应配套差异化激励政策,对研发投入稳定达标的企业加大研发费用加计扣除、设备购置税前扣除等优惠力度,对投机性资产占比过高的企业缩减政策支持,引导资源向长期技术攻关倾斜,切实保障关键核心技术创新的资源需求。

第二,疏通创新要素传导路径,破解关键资源约束瓶颈。其一,搭建多层次创新共享与金融支撑体系。支持龙头企业联合高校院所共建国家产业创新中心、共性技术平台,推动大中小企业融通发展;推动国家科研平台、科技报告、科研数据向企业开放,鼓励财政资金形成的科技成果许可中小企业使用,降低创新门槛。引导金融机构建立“技术流”授信评价体系,将专利、研发投入强度、成果转化率等纳入信贷核心审批要素,弱化对传统抵押物的依赖,覆盖科技型企业全生命周期融资需求;撬动社会资本设立专项产业投资基金,形成“科技—产业—金融”良性循环。其二,优化创新人才配置机制。建立以创新价值、能力、贡献为核心的评价人才评价体系,破除“四唯”倾向,赋予科研人员更大的人财物支配权和技术路线决定权;深化产学研用融合,支持校企共建联合实验室,推动人才在高校、科研院所与企业间有序流动,引导各类创新要素向关键核心技术领域集聚,缓解创新资源配置不均衡问题。其三,盘活存量创新资产、强化人才保障。依托金融科技搭建全国性研发资产数字化交易平台,打通专利、专有技术、研发设备的确权、估值与流转通道,通过专利证券化、知识产权 ABS、设备融资租赁等方式激活存量科创资产;优化创投引导基金运营模式,在数字金融发达地区推广政策性银行与商业银行联动的核心攻关专项低息贷款,配套风险补偿机制,突破传统抵押融资限制。企业层面建立市场化薪酬、项目分红、中长期激励相结合的人才激励体系,设立人才稳定专项基金,避免因资金流动性问题流失核心科研团队。

第三,实施资本精准赋能,化解差异化现实风险。其一,在金融市场发达地区,强化金融资本服务实体创新的定位,推动银行、创投及资本市场建立关键核心技术创新的长期评价机制,引导资源投向周期长、风险高但战略价值突出的攻关项目。同时,加强对企业金融化、非主业资产扩张的监管,建立研发投入、专利质量与融资便利度挂钩的激励机制,防范金融便利放大资产错配,削弱企业

核心技术持续投入能力。其二,推动大型企业完善资产使用效率评估体系,将研发资产占比、核心技术突破进展、发明专利质量、研发资本化效率纳入内部预算管理与高管考核,动态清理低效、闲置资产和非主业投资;设立关键核心技术长期研发专项资金,降低短期利润目标对研发决策的干扰。其三,健全高科技行业研发投入保护机制,引导企业优先将资源投向核心技术攻关、基础研究、研发设备更新与高端研发人才引进。政府配套研发费用加计扣除、关键项目贷款贴息、知识产权质押融资等政策支持。创新风险补偿等政策,缓解企业长期研发投入压力,避免短期经营波动或资本逐利挤压核心创新资源。其四,优化成长期企业融资结构,匹配研发周期,杜绝以短期债务支撑长期研发项目,积极对接风投、产业基金、政策性长期贷款等股权类或长期限资金,降低再融资压力与利率风险。推动企业建立人工智能投入绩效评估机制,将算法研发能力、数据治理质量、智能化研发效率、核心专利产出纳入资产配置决策;政府同步完善人工智能领域数据确权、算法治理、知识产权保护制度,支持企业开展原创性 AI 技术研发,避免脱离基础能力的数字化应用加剧资源错配、抑制创新。

第四,构建长效评估机制,以资产优化驱动全要素生产率提升。其一,实施差异化精准施策:对资产配置合理、创新成效突出的企业给予重点扶持,引导其持续加大关键核心技术研发投入;对存在严重资产结构错配的企业,通过政策引导与市场机制相结合,推动其开展资产重组、技术升级或转型调整,倒逼资产结构优化。其二,锚定高质量发展与新质生产力培育需求,将关键核心技术创新成效、产业结构合理性同步纳入企业核心评价体系,摒弃单一以营收、利润为导向的考核模式,搭建资产配置与创新效率动态监测指标体系,定期开展企业资产合理性评估及核心技术攻关进度跟踪。其三,依托大数据、人工智能技术搭建政策模拟与风险预判系统,科学评估资产结构调整对研发投入、生产效率的影响,避免政策“一刀切”引

发资源错配;设立关键核心技术创新观察站,跟踪全球前沿技术趋势与产业变革方向,为企业优化资产配置、聚焦“卡脖子”技术攻关提供战略指引,最终形成“资产结构优化—关键核心技术突破—全要素生产率提升”的长效良性循环。

参考文献:

- [1]孙雨洁,闫淑敏,江惠伶,等.动态资源管理视角下科技企业关键核心技术突破路径研究[J].科研管理,2024,45(7):90-100.
- [2]郑刚,莫康,朱国浩.互补资产链接能力、吸收速度与核心技术突破[J].科研管理,2024,45(9):21-32.
- [3]吴超鹏,严泽浩.政府基金引导与企业核心技术突破:机制与效应[J].经济研究,2023,58(6):137-154.
- [4]晏文隽,王小雪,李德鸿,等.技术垄断条件下关键核心技术合作创新的演化稳定策略研究[J].中国管理科学,2023,31(7):227-236.
- [5]贺城,阎渤海,王荣基.有为之手:政府采购何以牵引企业关键核心技术突破[J].财政研究,2025(7):66-82.
- [6]GAO X, TU Q, TAN X. Data element marketization and corporate key core technology innovation: evidence from data trading platforms [J]. International review of economics & finance, 2026, 106: 104869.
- [7]胡海峰,林丽瑾,窦斌.耐心资本对关键核心技术企业创新的影响效果和作用机制[J].财贸经济,2025,46(11):68-86.
- [8]郑国强.算力基础设施与企业关键核心技术创新:基于国家超级计算中心建设的经验证据[J].财经科学,2026(4):33-47.
- [9]陈俊龙,孙小敏,林可瑛.数智化应用对制造企业关键核心技术创新的影响研究[J].中国软科学,2026(2):149-160.
- [10]许志勇,韩炳.资产结构错配与企业高质量发展:技术创新与融资约束的中介效应[J].系统工程理论与实践,2023,43(10):2881-2907.
- [11]许志勇,王瑾,张娜,等.资产结构错配、激励机制与企业二元创新[J].南开管理评论,2024,27(3):106-119.
- [12]魏涛,田会杰.资产结构错配影响企业可持续发展绩效的效应分析与对策建议[J].宏观经济研究,2025(3):98-116.
- [13]阳镇,凤欣,陈劲.风险资本投资如何助力企业关键核心技术创新[J].上海财经大学学报,2025,27(6):

3-16.

[14]董盈厚,马亚民,董馨格,等.金融资产配置与盈余价值相关性:“有效市场”抑或“功能锁定”[J].会计研究,2021(9):95-105.

[15]陈爱贞,赵冬颜,刘志彪.国际需求冲击如何影响企业产能利用率:基于产量和产能协调的研究[J].管理世界,2024,40(9):117-141.

[16]辛金国,蔡婧靓,杨晨,等.营商环境、融资结构与家族企业创新投入[J].科研管理,2023,44(1):56-65.

[17]陈洋林,王世博,张长全.科技金融政策与企业关键核心技术突破:基于“促进科技和金融结合试点”的准自然实验[J].经济问题,2026(2):59-68.

[18]许志勇,杨青伟.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[J].中国软科学,2023(12):143-154.

[19]张莹莹,米旭明.算力基础设施建设与企业关键核心技术创新:兼论有为政府与有效市场的协同效应[J].山西财经大学学报,2026,48(3):13-25.

[20]尹建华,王森,弓丽栋.重污染企业环境绩效与财务绩效关系研究:企业特征与环境信息披露的联合调节效应[J].科研管理,2020,41(5):202-212.

[21]周申,李祈霖.美国对华出口管制与企业人力资本升级[J].经济经纬,2026,43(1):57-70.

[22]安琪,冯启良,方炜.合作网络双重嵌入与企业关键核心技术突破[J].科学学研究,2025,43(2):394-405.

[23]王红建,曹瑜强,杨庆,等.实体企业金融化促进还是抑制了企业创新:基于中国制造业上市公司的经验研究[J].南开管理评论,2017,20(1):155-166.

[24]周终强,张渝唯,熊熊.“国家队”持股对上市公司现金股利分配的影响研究[J].证券市场导报,2026(2):43-54.

[25]赵星,李向前,孟颖,等.耐心资本如何驱动硬科技企业关键核心技术突破[J].财会月刊,2025,46(17):35-40.

[26]牛志伟,许晨曦,武瑛.营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J].管理世界,2023,39(2):83-100.

[27]郑世林,汉馨语,郭锡栋,等.国家战略科技力量与

企业关键核心技术突破:来自国家和省级重点实验室的证据[J].中国工业经济,2024(9):62-80.

[28]许志勇,甘敏,陈家威,等.人工智能与资产结构配置:基于企业微观层面的证据[J/OL].财经研究,1-19[2026-05-12].<https://doi-org-443.webvpn.cueb.edu.cn/10.16538/j.cnki.jfe.20260414.101>.

[29]HSIEH C T,KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The quarterly journal of economics,2009,124(4):1403-1448.

[30]董文婷,张靖佳,王伟楠,等.互补效应下企业研发投入与创新能力的相互关系研究[J].科研管理,2024,45(9):155-165.

[31]叶永卫,吴佳其,刘贯春.政府数据要素共享与企业劳动力雇佣[J].经济管理,2024,46(12):60-80.

[32]李甜甜,李金甜.绿色治理如何赋能高质量发展:基于ESG履责和全要素生产率关系的解释[J].会计研究,2023(6):78-98.

[33]尹志锋,曹爱家,郭家宝,等.基于专利数据的人工智能就业效应研究:来自中关村企业的微观证据[J].中国工业经济,2023(5):137-154.

[34]甄红线,王玺,方红星.知识产权行政保护与企业数字化转型[J].经济研究,2023,58(11):62-79.

[35]王辉,林伟芬,谢锐.高管环保背景与绿色投资者进入[J].数量经济技术经济研究,2022,39(12):173-194.

[36]王伟光,王洋洋,孙福全.政府支持企业技术创新与企业经济价值[J].中国软科学,2025(6):132-142.

[37]彭红星,毛新述.政府创新补贴、公司高管背景与研发投入:来自我国高科技行业的经验证据[J].财贸经济,2017,38(3):147-161.

[38]余江,李婉晴,陈凤,等.人工智能驱动企业创新的生命周期异质性研究[J].科研管理,2025,46(10):72-81.

[39]葛淳棉,涂耿滔,邓慧琪,等.CEO信息技术背景与企业人工智能创新:基于注意力基础观的视角[J/OL].科学学研究,1-21[2026-06-23].<https://doi-org-443.webvpn.cueb.edu.cn/10.16192/j.cnki.1003-2053.20260623.005>.

[40]王红建,曹晴,曹瑜强.金融科技赋能与实体经济修复:基于新冠疫情的冲击[J].南开管理评论,2024,27(6):16-26.