

企业金融化对能源企业新质生产力的影响研究

赵金国¹ 冯文浩²

(1. 齐鲁工业大学(山东省科学院)政法学院, 山东 济南 250353;

2. 齐鲁工业大学(山东省科学院)经济与管理学部, 山东 济南 250353)

[摘要] 能源行业作为国民经济的基础产业,其新质生产力发展是实现能源安全、绿色转型与经济高质量发展的重要驱动力。但随着金融市场的迅速发展,能源企业的金融化行为会影响自身新质生产力发展。以2013—2023年我国A股能源企业面板数据为样本,分析企业金融化对能源企业新质生产力的影响机理。结果表明:企业金融化会阻碍企业新质生产力发展,而企业ESG表现的提高会抑制企业金融化对企业新质生产力的负向影响,融资约束的提高则会增强企业金融化对企业新质生产力的负向影响。进一步基于产权和区域异质性进行分组讨论,发现非国有企业金融化会对企业新质生产力产生不利影响;东部企业金融化对企业新质生产力的影响不明显,中西部地区企业金融化会对企业新质生产力产生不利影响。

[关键词] 企业金融化;企业新质生产力;企业ESG表现;融资约束;能源企业

[中图分类号] F832;F279.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1008-7699(2026)02-0099-13

一、问题的提出与文献综述

新质生产力是以科技创新为核心驱动力,具有高科技、高效能、高质量特征的先进生产力质态。在全球能源转型与“双碳”目标的驱动下,能源行业作为国民经济的基础产业,其新质生产力的发展,已成为实现能源安全与经济高质量发展的重要驱动力。但目前,能源行业新质生产力培育仍面临多重现实约束。行业重资产、长周期的特性,导致研发投入与产业化回报周期难以匹配,企业在短期生存压力与长期技术投入之间艰难权衡。不仅如此,在经济下行压力增大的情况下,能源企业面临的融资难题也更加突出,存在债务利息负担挤压研发预算、绿色信贷占比高、社会资本参与不足等问题。在此背景下,为解决资金问题,同时受资本逐利本性和监管政策放宽的影响,部分企业开始将目光转向金融市场,通过提高金融化水平,使用多种金融工具和手段来获取资金支持业务发展,导致公司资产结构悄然变化,金融投资在其整体业务中的比重逐步上升。这种做法虽能在一定程度上解决公司短期资金问题,却也可能导致管理层忽视长期战略规划、抑制实业投资、增加财务风险,最终对企业的高质量可持续发展构成潜在威胁。^① 因此,需要深入探究企业金融化与能源企业新质生产力的关系与作用机制,丰富能源企业新质生产力影响因素研究,引导能源行业健康发展。

新质生产力作为先进的生产力质态,引发了学者们的深入讨论,并逐步将研究视角延伸至微观企业层面,聚焦于企业新质生产力的影响因素及其形成机制。研究发现,新质生产力的发展受到金

[收稿日期] 2025-06-24

[基金项目] 山东省重点研发计划(软科学)重大项目(2025RZA0103)

[作者简介] 赵金国(1979—),男,山东安丘人,齐鲁工业大学(山东省科学院)政法学院教授,管理学博士。

^① 宋博、宋士云:《中国经济金融化对实体经济增长的影响效应研究》,《经济体制改革》2023年第2期,第139-147页。

融、数字技术以及政策环境的影响。首先,在金融领域,绿色投资能强化企业在环境、社会责任与公司治理(Environment Soical Governace, ESG)方面的表现,加速技术升级与资源优化,助力新质生产力形成;^①供应链金融则通过提升资源整合效率、缓解长鞭效应,优化信贷配置,促进企业发展;^②耐心资本因其长期价值导向,能够缓解融资约束、促进创新投入并强化长期战略,为企业创新提供稳定的资金支持^③。其次,随着科技的进步,数字技术正成为企业新质生产力发展的新动能。企业自身的数字化转型通过发挥科技创新效应,不仅直接提升了生产效率,也有效缓解了融资约束,从而驱动新质生产力发展;^④数字普惠金融通过提高金融覆盖广度、使用深度与数字化程度,推动企业数字化转型,间接赋能新质生产力发展^⑤。最后,良好的政策环境为企业新质生产力的形成提供了重要支撑。政府数字化治理可以降低制度性交易成本,助力企业新质生产力发展;^⑥营商环境的持续优化可以通过促进公平竞争、激发市场活力,为企业发展营造优越的外部条件^⑦。可见,现有研究从金融、数字技术及政策环境的角度探讨了企业新质生产力的驱动机制,但多侧重于正向推动因素,对可能产生的结构性风险尤其是资本配置行为的影响,研究仍显不足。

金融化问题最早在西方学术界引起关注,并逐渐成为经济学、社会学等领域的重要议题。企业金融化被定义为实体企业将资金投入金融资产的行为。^⑧随着中国经济和金融市场的不断发展,企业金融化现象日益显现,国内学者也逐渐开始对这一问题进行深入研究。目前学术界对企业金融化的本质^⑨、动机^⑩等均进行了较为深入的讨论。关于金融化的经济影响,则主要从宏微观两个层面展开。在宏观层面,有学者认为,适度的金融化会推动经济增长。^⑪然而,随着金融化程度的不断加深,原本应投入实体经济的资金逐渐滞留在以金融市场为中心的虚拟经济体系,可能引发社会资源错配,加剧区域经济发展不平衡。^⑫同时,经济金融化程度的提升,还可能造成社会财富分配不均和收入差距扩大的问题。^⑬当经济过度金融化时,还会抑制经济增长甚至造成经济停滞^⑭,加剧发生金融危机的潜在风险^⑮。在微观层面,学术界对企业金融化的影响存在不同观点。部分

① 杨洁、丁洁:《绿色投资、ESG表现与企业新质生产力》,《南京工业大学学报(社会科学版)》2024年第6期,第99-118页。

② 简冠群、白飞范:《供应链金融何以赋能企业新质生产力发展》,《金融与经济》2024年第10期,第1-11页。

③ 温磊、李思飞:《耐心资本对企业新质生产力的影响》,《中国流通经济》2024年第10期,第86-97页。

④ 潘宏亮、胡国富:《企业能否通过数字化转型催生新质生产力?——基于科技创新视角的实证研究》,《技术经济》2025年第2期,第31-42页。

⑤ 杨婧:《数字金融、技术创新与企业新质生产力》,《企业经济》2025年第6期,第140-149页。

⑥ 葛世龙、涂振宇:《政府数据治理、数字生态与企业新质生产力》,《工业技术经济》2025年第6期,第57-67页。

⑦ 刘德宇、王珂凡:《营商环境对企业新质生产力的影响机制研究》,《金融与经济》2024年第8期,第85-94页。

⑧ Firat Demir, *Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets*, *Journal of Development Economics*, Vol. 88, No. 2, 2009, pp. 314-324.

⑨ 蔡明荣、任世驰:《企业金融化:一项研究综述》,《财经科学》2014年第7期,第41-51页。

⑩ 胡奕明、王雪婷、张瑾:《金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》2017年第1期,第181-194页。

⑪ 宋博、宋士云:《中国经济金融化对实体经济增长的影响效应研究》,《经济体制改革》2023年第2期,第139-147页。

⑫ Joel Rabinovich & Niall Reddy, *Corporate Financialization: A Conceptual Clarification and Critical Review of the Literature*, at <https://www.tandfonline.com/doi/epdf/10.1080/09538259.2025.2510696?needAccess=true> (Lasted visited on June 20, 2025).

⑬ 刘宾、陈波:《经济金融化与美国收入分配差距的扩大:理论与实证分析》,《上海金融》2019年第12期,第63-70页。

⑭ 安家骥、狄鹤、刘国亮:《经济金融化与财富收入分配——基于二十大报告关于着力发展实体经济和共同富裕的理解》,《当代经济研究》2023年第4期,第78-84页。

⑮ Ignacio González & Hector Sala, *Investment Crowding-Out and Labor Market Effects of Financialization in the US*, *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 61, No. 5, 2014, pp. 589-613.

学者认为,投资性金融资产的持有,对企业短期业绩具有正向促进作用。^①若金融资产流动性强,则能帮助企业缓解融资难的问题,有利于企业进行实体投资^②,促进金融资本与产业资本融合渗透,扩大企业规模,推动产融结合^③。部分学者却认为,企业金融化所持有的金融资产挤占了实业投资和创新所需的资金,降低了企业资金配置效率与生产效率^④,提高企业的财务风险^⑤。非金融企业的金融化行为,将会改变资本支出,影响主营业务,不利于企业健康发展。^⑥

综上所述,学术界对企业金融化的研究已较为深入,但多聚焦于微观经济后果的讨论,对新质生产力这一新概念的关注尚显不足。鲜有文献探讨企业金融化对企业新质生产力的影响,缺少两者互动机制的研究。鉴于此,本文以2013—2023年我国A股能源行业企业平衡面板数据为研究样本,采用企业总资产中金融资产所占的比例作为衡量企业金融化程度的指标,构建企业新质生产力指标体系,运用熵值法测算企业新质生产力发展水平,实证研究企业金融化与能源企业新质生产力之间的关系。在此基础上,进一步考察了企业ESG表现与融资约束的调节效应,并探讨了不同产权性质与地区差异下的异质性影响。本文主要的边际贡献在于:第一,丰富能源企业新质生产力的相关研究。将企业金融化与能源企业新质生产力纳入统一分析框架,为理解能源企业新质生产力的微观影响因素提供了新视角。第二,拓展企业金融化对能源企业新质生产力影响研究的维度与深度。从ESG表现和融资约束的视角出发,揭示了不同情境下金融化对企业新质生产力的差异化作用,并基于产权性质和区域特征进行了细化分析,丰富了相关领域的研究。

二、理论分析和研究假设

(一)企业金融化与能源行业企业新质生产力

企业金融化主要通过“蓄水池”效应和“挤出”效应对企业发展产生影响。^⑦能源企业和其他行业企业相比,具有重资产和重技术的特性,其“挤出”效应会占据主导地位。“挤出”效应认为,企业拥有的资金是有限的,短期内企业金融投资的增加会导致长期实体投资的减少。^⑧企业金融化程度的提高会导致企业偏离主业^⑨,降低生产效率,削弱企业核心竞争力。同时,企业持有的金融资产和其他资产相比风险更高,企业金融化程度的提高也会带来金融风险的提高。^⑩此外,能源企业的核心竞争力通常来源于规模化基础设施运营效率、技术创新能力,以及政策敏感型资产的管理水平。如今能源行业正面临“双碳”目标下技术革新的紧迫性,这种特性也使得企业金融化的“挤出”

① 徐珊:《金融资产持有对非金融企业经营绩效的影响》,《山西财经大学学报》2019年第11期,第27-39页。

② Daniele Tori & Özlem Onaran, *Financialization, Financial Development and Investment. Evidence from European Non-Financial Corporations*, *Socio-Economic Review*, Vol. 18, No. 3, 2020, pp. 681-718.

③ 何婧、徐龙炳:《产业资本向金融资本渗透的路径和影响——基于资本市场“举牌”的研究》,《财经研究》2012年第2期,第81-90页。

④ 胡海峰、窦斌、王爱萍:《企业金融化与生产效率》,《世界经济》2020年第1期,第70-96页。

⑤ 于建玲、佟孟华、朱泽君:《企业金融化对财务风险的影响——基于经济政策不确定性的调节效应研究》,《国际金融研究》2021年第10期,第88-96页。

⑥ 邢天才、李雪、索碧晨:《非金融企业金融化如何影响企业主业发展》,《财经问题研究》2023年第12期,第75-90页。

⑦ 杜永奎、王钰琪:《金融服务实体经济的微观路径探析:基于企业金融化的文献述评》,《兰州财经大学学报》2024年第4期,第95-105页。

⑧ 张瑶:《企业金融管理的价值定位及有效策略探讨》,《经营管理者》2024年第8期,第99-101页。

⑨ 刘建华、施天乐、黄亮朝:《黄河流域碳排放、科技创新与产业结构优化——基于Moran's I与PVAR的实证分析》,《生态经济》2024年第3期,第30-38页。

⑩ 汪宝、臧日宏、覃诚等:《投资者情绪放大企业金融化行为同群效应了吗?》,《企业经济》2023年第1期,第150-160页。

效应强于“蓄水池”效应。^①因此,当能源企业提高金融化水平时,有限的资金会更多地配置于股票、债券等金融市场,从而挤占生产设备更新与技术研发投入。这种资本配置的错位,不仅会抑制企业在生产技术和能源效率方面的提升,还可能削弱其核心竞争力,阻碍新质生产力发展。此外,金融化程度的提高可能诱导管理层关注短期金融收益,忽视长期的技术创新与产品研发。这种短视行为削弱了企业的创新能力,背离了新质生产力“技术革命性突破”的核心内涵。金融资产的高风险特性也会加剧企业财务波动,破坏新质生产力所需的稳定经营环境与可持续盈利模式。据此,提出如下假设:

假设 H1:企业金融化不利于能源企业新质生产力发展。

(二)企业 ESG 表现的调节作用

企业 ESG 表现涵盖环境、社会和治理三个维度的非财务绩效。良好的 ESG 表现能够通过优化资源配置、改善治理结构、缓解信息不对称等途径,抑制企业金融化对新质生产力的负面效应,为其可持续发展提供保障。从环境维度看,绿色投资约束倒逼企业将金融资产配置转向低碳能源技术研发。这种由环境规制内生的创新补偿,能够有效对冲金融套利对研发投入的挤出。在社会维度,ESG 实践促使企业强化人力资本投资与供应链协同管理,提升员工技能水平和促进产业链知识溢出,这有助于增强生产要素的协同效率,从而缓解金融化对技术人才积累的抑制。在治理维度,ESG 倡导的董事会多元化改革与长期激励机制设计,能够有效约束管理层的短视行为,引导资本配置从金融资产套利回归技术创新领域,为新质生产力培育提供内生动力。此外,ESG 表现还能通过内外治理的协同,强化上述调节作用。在内部,ESG 信息披露制度强化了董事会对战略方向的监督权,并通过风险准备金计提等制度设计,减少企业的投机性操作空间;在外部,良好的 ESG 表现能够吸引注重长期价值的机构投资者,其持股偏好形成的市场压力会倒逼企业减少短期金融资产持有,同时可通过差异化融资成本引导资本流向技术创新领域。内外治理的协同,共同为企业新质生产力的培育提供了制度保障。综上,ESG 表现能够从资源配置优化、治理结构完善、利益相关者协同等多重路径,有效缓解企业金融化对能源企业新质生产力的负面冲击。基于此,本文提出如下假设:

假设 H2:企业 ESG 表现的提升,会降低企业金融化对能源企业新质生产力的负面影响。

(三)融资约束的调节作用

融资约束会通过多重机制放大企业金融化对能源企业新质生产力的负面影响。首先,融资约束加剧资源错配,强化了金融资产对研发投入的“挤出”效应。当外部融资环境趋紧时,企业为缓解流动性压力,倾向于将有限的内部资金优先配置于变现能力强的金融资产,以获取短期收益。这种“脱实向虚”的行为,直接挤占了本应用于技术创新的研发资金,导致能源企业在关键技术领域的长期积累受阻,从而削弱新质生产力的要素基础。其次,融资约束强化了管理层的短期主义倾向,扭曲了企业投资决策。能源行业技术创新具有高投入、长周期、高失败率的特征,而融资约束带来的偿债压力,会提升管理层的风险规避程度。在外部融资成本上升的背景下,管理层出于对短期业绩和财务安全的考量,更倾向于选择风险较低、回报较快的金融套利,而非周期长、风险高的研发项目。这种决策逻辑虽能缓解一时的资金压力,却使企业逐渐丧失技术迭代的动力。最后,融资约束

^① 杜勇、张欢、陈建英:《金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制》,《中国工业经济》2017年第12期,第113-131页。

加剧资金期限错配,难以匹配技术创新的长期需求。能源技术的突破需要长期资本的持续支持,然而面临融资约束的企业往往难以获得长期信贷,不得不依赖短期债务滚动经营。一旦信贷环境收紧,正在进行的研发项目可能因资金断裂而中断。此外,信息不对称使得外部投资者难以准确评估能源技术的潜在价值,迫使企业承担更高的融资成本,进而缩减研发规模,进一步制约了新质生产力的发展。综上,融资约束通过挤占创新资源、扭曲管理层决策偏好以及加剧资金期限错配,显著增强了企业金融化对能源行业技术创新内生动力的抑制作用。基于此,本文提出如下假设:

假设 H3:融资约束的提高,会增强企业金融化对能源企业新质生产力的负面影响。

三、研究设计

(一)主要变量设定

被解释变量:企业新质生产力($Npro$)。新质生产力是以创新为主导,通过技术革命性突破、生产要素创新性配置和产业深度转型升级催生的先进生产力质态,具有高科技、高效能、高质量特征,其内容包含劳动者、劳动对象及劳动资料等要素。基于这一内涵,本文参考宋佳等的研究做法^①,构建企业新质生产力指标体系(表 1),并使用熵值法测算企业新质生产力水平。

表 1 企业新质生产力指标体系

因素	子因素	指标	指标说明	指标属性
劳动者	活劳动	研发人员薪资占比	(研发费用-工资薪酬)/营业收入	+
		研发人员占比	研发人员数/员工人数	+
		高学历人员占比	本科以上学历人数/员工人数	+
劳动对象	物化劳动	固定资产占比	固定资产/资产总额	+
		制造费用占比	(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备-购买商品接受劳务支付的现金-支付给职工以及为职工支付的现金)/(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备)	+
劳动资料	硬科技	研发折旧摊销占比	(研发费用-折旧摊销)/营业收入	+
		研发租赁费占比	(研发费用-租赁费)/营业收入	+
		研发直接投入占比	(研发费用-直接投入)/营业收入	+
	软科技	无形资产占比	无形资产/资产总额	+
		总资产周转率	营业收入/平均资产总额	+
		权益乘数倒数	所有者权益/资产总额	+

核心解释变量:企业金融化(FIN)。企业金融化是指企业将更多资源配置到金融资产,而非实体经济活动的程度,反映企业参与金融市场活动的水平。由于企业金融化的核心特征表现为金融资产的存量比重,且企业的资产配置决策通常基于当期的金融化水平,如果使用动态指标,可能会忽略企业在稳定高金融化水平下的行为。因此,本文采用静态指标衡量企业金融化。参考张华飞等的研究^②,选取交易性金融资产、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、投资性房地产 6 个指标,通过计算指标之和占企业总资产的比重来衡量 FIN ,该项数值越

① 宋佳、张金昌、潘艺:《ESG 发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国 A 股上市企业的经验证据》,《当代经济管理》2024 年第 6 期,第 1-11 页。

② 张华飞、卢露:《实体企业金融化的成因、影响及治理——基于经济高质量发展视角》,《西南金融》2022 年第 6 期,第 30-42 页。

大,企业金融化水平越高。

调节变量:企业 ESG 表现(ESG)。国内外有多家机构发布 ESG 评级,如华证、Wind、商道融绿等。其中,华证 ESG 评级覆盖我国全部 A 股上市公司,数据时间跨度长且更新频率稳定,能够较为全面地反映中国企业的 ESG 表现。因此,参考宋佳等^①的研究,选择华证公司的 ESG 指标作为解释变量。

调节变量:融资约束(KZ)。目前主流的衡量企业融资约束的指标有 SA 指数(Size-Age Index)、WW 指数(Whited-Wu Index)、FC 指数(Financial Constraints Index)、KZ 指数(Kaplan-Zingales Index),前三种指数在计算过程中所用的指标可能导致内生性问题。因此,参考石道元等^②的研究,选取 KZ 指数衡量企业融资约束程度。KZ 指数的值越大,表明企业面临的融资约束越大。

控制变量:借鉴已有研究^③,从企业财务状况、治理结构与组织特征三个维度选取控制变量。在企业财务状况方面,选取资产负债率(LEV)和流动比率(CR)以控制偿债能力与财务风险,避免高杠杆或流动性危机对研究结果产生干扰。选取净资产收益率(ROE)以控制盈利能力的影响。在公司治理与组织特征方面,选取“两职合一”(Dual)以衡量决策权集中度。选取机构投资者持股比例(Inst)以反映外部监督治理水平。选取员工规模(Employee)以控制企业的人力资源基础与规模效应。各变量的定义与说明见表 2。

表 2 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	企业新质生产力	$Npro$	构建指标体系熵值法测得
解释变量	企业金融化	FIN	(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+投资性房地产)/总资产
调节变量	企业 ESG 表现	ESG	华证 ESG 评级当年均值
	融资约束	KZ	KZ 指数
控制变量	资产负债率	LEV	总负债/总资产
	流动比率	CR	流动资产/流动负债
	净资产收益率	ROE	净利润/股东权益余额
	两职合一	$Dual$	董事长与总经理是否为同一人
	机构投资者持股比例	$Inst$	机构投资者持有股份总数量占上市公司流通 A 股的比例
	员工规模	$Employee$	员工数量取自然对数

(二)模型设定

选用双固定效应模型来检验企业金融化对企业新质生产力的影响,构建如下模型:

$$Npro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FIN_{it} + \alpha_2 control_{it} + \lambda_i + \eta_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中, i 为能源企业, t 表示年份, $control$ 表示控制变量, α_0 、 α_1 、 α_2 均为待估参数, λ 代表个体效应, η

① 宋佳、张金昌、潘艺:《ESG 发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国 A 股上市企业的经验证据》,《当代经济管理》2024 年第 6 期,第 8 页。

② 石道元、唐海森、王鹏:《企业数字化转型、融资约束与企业绩效》,《会计之友》2024 年第 9 期,第 108-116 页。

③ 韩忠雪、赵金鹏:《绿色金融赋能企业新质生产力——基于供应链溢出视角》,《金融理论与实践》2025 年第 6 期,第 64-78 页;赵喜仓、洪逗:《新质生产力对数实融合的影响与机制——基于 A 股上市公司的实证研究》,《金融理论与实践》2025 年第 1 期,第 65-74 页。

代表时间效应, ϵ 代表随机扰动项。

为验证企业 ESG 表现的调节作用, 构建模型:

$$Npro_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 FIN_{it} + \varphi_2 ESG + \varphi_3 FIN \times ESG_t + \varphi_4 control_{it} + \lambda_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

首先, 对企业金融化与 ESG 表现指标进行去中心化处理后计算两个指标的交乘项。其次, 在模型(1)的基础上加入企业 ESG 表现(ESG)与交乘项($FIN \times ESG$)进行回归。 φ 为待估参数, 其他变量的含义与模型(1)相同。

为验证融资约束的调节作用, 构建模型:

$$Npro_{it} = \beta_0 + \beta_1 FIN_{it} + \beta_2 KZ + \beta_3 FIN \times KZ_{i,t} + \beta_4 control_{it} + \lambda_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

对企业金融化与融资约束指标进行去中心化处理后计算两个指标的交乘项, 继而在模型(1)的基础上加入融资约束(KZ)与交乘项($FIN \times KZ$)进行回归。 $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 均为待估参数, 其他变量的含义与模型(1)相同。

(三) 样本选取和数据来源

选取 2013—2023 年我国 A 股能源行业企业平衡面板数据作为研究样本。能源行业按照 2012 年国家行业划分标准, 将电力、热力生产和供应业, 煤炭开采和洗选业, 燃气生产和供应业, 石油和天然气开采业, 以及石油加工、炼焦和核燃料加工业 5 大类别作为能源行业。研究数据来源于国泰安数据库、迪博数据库。为了使研究更加科学, 对所收集的数据进行以下处理: 剔除 ST、PT 等财务异常企业; 剔除主要变量数据缺失过多的样本; 对连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。最终获得 1 133 个样本。

(四) 描述性统计

表 3 列示了主要变量的描述性统计结果。 FIN 均值 0.034, 中位数 0.016, 这表明我国能源企业普遍持有金融资产, 但整体金融化程度较低。最小值和最大值分别为 0.001 和 0.358, 标准差为 0.052, 能源企业间的金融化程度存在差异。 $Npro$ 的均值和中位数分别为 5.901 和 6.075。 ESG 最小值和最大值分别为 1.250 和 6.000, 标准差为 1.046。 KZ 最小值和最大值分别为 -3.112 和 5.991, 标准差为 1.680。表明样本企业之间的 ESG 表现和融资约束有较大差异, 因此有助于验证两者对企业金融化与企业新质生产力间的调节作用。 $LEV, CR, Rec, Dual, Inst, Employee$ 的统计数值比较合理。

表 3 变量描述性统计结果(N=1 133)

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$Npro$	5.901	2.014	1.061	6.075	11.889
FIN	0.034	0.052	0.001	0.016	0.358
ESG	4.005	1.046	1.250	4.000	6.000
KZ	1.796	1.680	-3.112	1.923	5.991
LEV	0.564	0.181	0.070	0.568	0.947
CR	1.042	1.019	0.156	0.763	7.318
ROE	0.036	0.222	-1.511	0.062	0.308
$Inst$	0.612	0.195	0.058	0.631	0.965
$Dual$	0.091	0.293	0	0	1.000
$Employee$	8.384	1.555	4.868	8.222	12.941

四、实证结果与分析

(一)企业金融化对能源企业新质生产力的影响

表4展示了企业金融化对能源企业新质生产力的回归结果,列(1)仅控制了时间和个体固定效应,列(2)在其基础上加入控制变量。

表4列(1)的结果显示,在未加入控制变量的情况下,企业金融化对能源企业新质生产力的回归系数为-2.341,且在1%的水平上显著。列(2)在加入控制变量后,回归系数为-2.096,同样在1%水平上显著。由此,假设H1得到验证。当企业金融化程度提高时,资金更多地流向金融部门而非生产部门,挤占企业对实体投资及生产研发的投入,削弱其技术创新能力与发展潜力,最终降低企业核心竞争力。从风险视角来看,过度金融化会改变企业的资本结构,增加资金链的脆弱性,使企业面临更高的金融风险。当经济下行时,此类企业对市场环境变化的敏感度更高,其正常运营更易受到冲击,进而对新质生产力的培育与提升产生不利影响。

表4 基准回归结果(N=1 133)

变量	(1) <i>Npro</i>	(2) <i>Npro</i>
<i>FIN</i>	-2.341*** (0.738)	-2.096*** (0.752)
<i>LEV</i>		-0.521 (0.449)
<i>CR</i>		-0.154*** (0.046)
<i>ROE</i>		-0.007 (0.049)
<i>Inst</i>		1.221** (0.525)
<i>Dual</i>		0.413** (0.166)
<i>Employee</i>		-0.108 (0.100)
常数项	5.939*** (0.128)	6.521*** (0.849)
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
<i>F</i>	56.669	38.743
<i>R</i> ²	0.380	0.394

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为标准误,下同。

(二)稳健性检验

前文的回归结果显示,企业金融化程度的提高会阻碍企业新质生产力发展。为了进一步提高结果的可靠性,进行稳健性检验。

1. 替换被解释变量的测量方式。使用OP(Olley-Pakes)法测量企业全要素生产率来表示企业新质生产力,生成变量*TFP*并重新运用模型(1)进行回归。回归结果如表5列(1)、(2)所示,结果稳定。

2. 剔除异常年份。由于新冠疫情对整个宏观经济造成巨大影响,势必影响企业发展情况,为减少疫情发生年份对研究结果造成的影响,剔除2020—2023年4年数据后重新进行回归。回归结果如表5列(3)、(4)所示,结果稳定。

(三)内生性讨论

使用平衡面板数据和双固定效应模型,虽然在一定程度上能解决遗漏变量的问题,但是为了避免企业金融化与企业新质生产力之间可能产生的反向因果等内生性问题,对*FIN*进行滞后一期处理,然后作为工具变量,使用IV-2SLS(Instrumental Variable Two-stage Least Squares)两阶段回归。当期的企业金融化与滞后项高度相关,满足IV与内生变量的强关联要求,且滞后变量发生在当期误差项之前,不受当期生产力冲击或遗漏变量的影响。具体见表6。结果显示,第一阶段F值远大于10,说明该工具变量为强工具变量。豪斯曼检验P值小于0.05,工具变量符合外生性条

件。在处理内生性问题之后,回归结果仍表明企业金融化对企业新质生产力产生负面影响。

表 5 稳健性检验回归结果

变量	(1) 替换被解释变量	(2) 替换被解释变量	(3) 剔除异常年份	(4) 剔除异常年份
<i>FIN</i>	-1.369*** (0.223)	-0.976*** (0.213)	-2.647*** (0.890)	-1.912** (0.926)
<i>Lev</i>		-0.015 (0.127)		-0.761 (0.506)
<i>CR</i>		-0.023* (0.013)		-0.131*** (0.043)
<i>ROE</i>		0.094*** (0.014)		-0.032 (0.047)
<i>Inst</i>		1.328*** (0.149)		1.961*** (0.537)
<i>Dual</i>		0.144*** (0.047)		0.712*** (0.195)
<i>Employee</i>		0.053** (0.028)		-0.146 (0.104)
常数项	6.843*** (0.039)	5.615*** (0.241)	5.949*** (0.105)	6.480*** (0.887)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1 133	1 133	721	721
<i>F</i>	41.735	41.380	6.055	6.538
<i>R</i> ²	0.311	0.410	0.065	0.123

表 6 IV-2SLS 两阶段回归结果 (*N*=1 030)

变量	第一阶段 <i>FIN</i>	第二阶段 <i>Npro</i>
<i>FIN</i> (滞后一期)	0.597*** (0.033)	
<i>FIN</i>		-3.932** (1.580)
控制变量	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.367	0.417
第一阶段 <i>F</i> 值		33.03
豪斯曼检验 <i>P</i> 值		<0.001

五、进一步分析

(一)企业 ESG 表现的调节作用

表 7 列(1)和列(2)检验了企业 ESG 表现对企业金融化与企业新质生产力关系的调节作用,列(1)仅控制了时间和个体固定效应,列(2)在其基础上引入控制变量进行回归。结果显示,企业金融化与企业 ESG 表现的交乘项(*FIN*×*ESG*)系数为正,且均在 5%水平上显著,说明企业 ESG 表现发挥着调节作用。在基准回归中,企业金融化的系数为负,而交乘项为正,说明随着企业 ESG 表现

的提高,会抑制企业金融化对企业新质生产力的不利影响,验证假设 H2 得到验证。

(二)融资约束的调节作用

表 7 列(3)、(4)检验了融资约束在企业金融化与企业新质生产力之间的调节作用,列(3)仅控制了时间和个体固定效应,列(4)在其基础上加入控制变量。结果显示,企业金融化与融资约束交乘项($FIN \times KZ$)的系数为负,且均在 1%水平上显著,说明融资约束发挥着调节作用。在基准回归中,企业金融化的系数为负,交乘项系数也为负,实证结果说明,随着企业融资约束的提高,企业金融化对企业新质生产力的负向影响会加剧,假设 H3 得到验证。

表 7 调节效应回归结果(N=1 133)

变量	(1) <i>Npro</i>	(2) <i>Npro</i>	(3) <i>Npro</i>	(4) <i>Npro</i>
<i>FIN</i>	-1.398* (0.832)	-1.326 (0.835)	-2.054*** (0.755)	-0.156 (0.955)
<i>ESG</i>	0.114** (0.057)	0.112** (0.056)		
<i>FIN</i> × <i>ESG</i>		1.221** (0.620)		
<i>KZ</i>			-0.058* (0.033)	-0.028 (0.043)
<i>FIN</i> × <i>KZ</i>				-0.685*** (0.229)
常数项	5.463*** (0.264)	6.368*** (0.876)	6.024*** (0.137)	6.960*** (0.858)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>F</i>	49.023	35.275	52.315	35.528
<i>R</i> ²	0.385	0.399	0.381	0.400

(三)异质性分析

考虑到国有企业与非国有企业在运营模式、管理体制、股本结构、市场定位,以及面临的市场和政策环境等方面存在一定的差异,这些差异可能会影响企业金融化的动机、方式和结果,从而对企业的高质量发展产生不同的影响。因此,根据企业的产权性质将数据样本划分为国有、非国有企业两组,进行分组回归,具体见表 8。

表 8 列(2)、(3)为国有、非国有企业组的回归结果。列(2)的结果显示,国有企业金融化的回归系数并不显著。列(3)结果显示,非国有企业金融化回归系数为-3.745,在 1%水平上显著。上述结果说明,国有企业金融化对企业新质生产力的影响不显著,非国有企业金融化对企业新质生产力产生不利影响。原因可能在于,国有企业依托政府隐性担保和政策扶持,融资渠道相对稳定且融资成本较低,金融化行为更多出于政策性投资或战略布局需要,其资源配置受行政干预较强,短期逐利动机较弱,因而金融化对创新投入的挤占效应有限。非国有企业则面临较强的融资约束与市场生存压力,金融化往往源于套利动机和风险规避需求,过度配置金融资产挤占实体投资资源,导致研发投入缩减及技术升级受阻。

考虑我国区域经济发展水平和资源禀赋存在显著差异,金融资源集聚以及政策方向在不同地

区也存在差异。研究将依据企业所在省份的归属,将样本划分为东部、中西部,进行分组回归,具体见表 8。其中,列(4)、(5)为东部企业组、中西部企业组的回归结果。列(4)结果显示,东部企业金融化的回归系数并不显著。列(5)结果显示,中西部企业金融化回归系数为-1.953,在 5%水平上显著。上述结果说明,东部地区企业金融化对企业新质生产力的影响不显著,中西部地区企业金融化对企业新质生产力产生不利影响。原因可能在于,东部作为我国经济与技术创新高地,其金融化过程中存在的创新驱动效应与套利挤出效应,两者相互制衡,存在对冲情况,从而导致整体回归结果不显著。在中西部地区,受限于薄弱的市场化基础和重型化产业结构,企业金融化多表现为影子银行套利或非标融资扩张,资金流向高杠杆领域而非技术研发。这不仅难以激活高管创新认知,反而加剧研发投入占比下降,有碍企业新质生产力发展。东中西部区域制度环境分化,也会影响企业金融化对其新质生产力的作用。东部通过政策工具引导产融结合,而中西部因财政激励缺位和数字基建滞后,难以遏制金融化对实体资本的挤出效应。

表 8 异质性分析回归结果

变量	(1) 全样本	(2) 国有企业	(3) 非国有企业	(4) 东部企业	(5) 中西部企业
<i>FIN</i>	-2.089*** (0.752)	-0.683 (0.997)	-3.745*** (1.263)	0.031 (1.398)	-1.953** (0.808)
<i>LEV</i>	-0.521 (0.449)	-0.307 (0.538)	-0.703 (0.921)	-1.775*** (0.621)	-0.922* (0.479)
<i>CR</i>	-0.154*** (0.046)	-0.140** (0.057)	-0.113 (0.083)	-0.174*** (0.067)	-0.145*** (0.044)
<i>ROE</i>	-0.007 (0.049)	-0.014 (0.051)	0.418 (0.332)	-0.046 (0.045)	-0.033 (0.047)
<i>Inst</i>	1.221** (0.525)	2.180*** (0.662)	0.443 (0.928)	0.133 (0.759)	1.220** (0.539)
<i>Dual</i>	0.413** (0.166)	0.324 (0.205)	0.502* (0.279)	0.441** (0.201)	0.334* (0.171)
<i>Employee</i>	-0.108 (0.100)	-0.140 (0.130)	-0.186 (0.162)	-0.429*** (0.119)	-0.007 (0.099)
常数项	6.521*** (0.849)	6.357*** (1.105)	6.170*** (1.293)	10.567*** (1.105)	5.890*** (0.854)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1 133	902	231	429	704
<i>F</i>	38.743	33.672	7.228	30.119	32.798
<i>R</i> ²	0.394	0.416	0.389	0.520	0.419

六、结论与启示

(一)研究结论

本文以 2013—2023 年我国 A 股能源行业上市公司平衡面板数据为研究样本,实证检验了企业金融化对能源企业新质生产力的影响。通过引入企业 ESG 表现、融资约束分别与金融化的交乘项,考察了二者对这一关系的调节作用,并进一步分析了产权性质与区域异质性所产生的影响。主要结论如下:第一,企业金融化对能源企业新质生产力具有显著的负向影响。第二,企业 ESG 表现能够缓解企业金融化对新质生产力的负向影响,即良好的 ESG 表现具有治理效应。第三,融资约

束正向调节二者的关系,融资约束程度越高,企业金融化对其新质生产力的负向影响越强。第四,异质性分析表明,在非国有企业中,企业金融化对其新质生产力的负向影响更为显著;分区域来看,东部地区企业金融化的影响不显著,而中西部地区企业金融化则对其新质生产力具有显著的负向影响。

(二)研究启示

企业层面,第一,合理控制金融化水平,聚焦核心主业。能源企业应根据自身经营状况和金融市场环境,审慎确定金融资产配置比例,在金融投资与主业发展之间找到平衡点,避免金融活动对实体经营的过度干扰。第二,坚守实体经济根基,持续推动新质生产力发展。企业应将经营重心聚焦于实体领域,确保研发创新和实物资产投资的必要强度,通过技术迭代和资产优化不断提升核心竞争力。第三,全面提升 ESG 表现,发挥其治理效应。在治理维度,应建立 ESG 绩效与高管薪酬长期挂钩的机制,借助董事会多元化和高质量信息披露提升决策科学性。在环境维度,加大技术研究和可再生能源投资力度,将金融资本有效转化为低碳转型的动力。在社会维度,完善社会责任履行机制,通过社区共治和能源普惠项目增强社会资本积累,降低短期逐利的金融套利倾向。通过以上举措,充分发挥 ESG 在抑制金融化负面影响中的积极作用。

政府层面,第一,加强政策引导与监管,规范企业金融化行为。政府可通过税收优惠、差异化监管等措施,鼓励企业聚焦主营业务,引导其将金融资产配置保持在合理水平。既发挥资金的“蓄水池”功能,又防止过度金融化。第二,优化融资环境,缓解企业融资约束。通过设立专项基金、提供低息贷款、拓展多元化融资渠道等方式,支持能源企业的技术改造与创新项目,降低企业对外部融资的过度依赖及其带来的成本压力。第三,强化金融市场服务实体经济的职能。加强对金融市场投机行为的监管力度,警惕企业过度金融套利倾向,引导金融资源更多流向实体经济领域,有效防范经济“脱实向虚”。

Influence of Enterprise Financialization on the New Quality Productivity of Energy Enterprises

ZHAO Jinguo¹, FENG Wenhao²

(1. School of Political Science and Law, Qilu University of Technology (Shandong Academy of Sciences), Jinan 250353, China;

2. Faculty of Economics and Management, Qilu University of Technology (Shandong Academy of Sciences), Jinan 250353, China)

Abstract: The development of new quality productivity in the energy industry, a foundational sector in the national economy, serves as an important driving force for achieving energy security, green transformation and high-quality economic development. However, with the rapid development of the financial market, the financialization behavior of energy enterprises is bound to affect the development of their own new quality productivity. This research, based on the panel data of A-share energy enterprises from 2013 to 2023, studies the influence mechanism of enterprise financialization on the new quality productivity of energy enterprises. The results show that enterprise financialization hinders the development of new quality productivity of enterprises. The improvement of their ESG performance suppresses the negative influence of enterprise financialization on the new quality productivity of enterprises while the improvement of financing constraints enhances the above negative influence. Group studies based on property rights and regional heterogeneity find that the financialization of non-state-owned enterprises has an adverse influence on the new quality productivity of enterprises. Furthermore, the financialization of enterprises in the eastern region does not exert an obvious influence on the new quality productivity of enterprises, while that in the central and western regions exerts an adverse influence on the new quality productivity of enterprises.

Key words: enterprise financialization; new quality productivity of enterprises; ESG performance of enterprises; financing constraints; energy enterprises

(责任编辑:魏 霄)