

资管新规促进企业创新的机制研究

侯 瑜, 李雨洋

(东北财经大学 东北振兴研究院, 辽宁 大连 116023)

摘要:基于 2013—2022 年中国非金融类上市企业数据,以 2018 年资管新规实施为准自然实验,采用广义双重差分方法,研究资管新规实施对企业创新的影响及影响机制。结果显示,资管新规对企业创新投入的促进效应因金融化程度的上升而增强。在民间金融发展较为活跃的地区,资管新规对企业研发投入产生显著正向作用;对非高新技术企业、国有企业及高管具有金融背景的企业亦有显著正向作用,对民间金融发展水平较低地区、高新技术企业、非国有企业及高管无金融背景企业的影响不显著;资管新规对融资约束较低企业的创新有激励作用,对融资约束较高企业的影响不显著。资管新规通过减少企业金融资产配置和降低企业经营风险,促进企业创新。进一步研究发现,资管新规通过抑制地方融资平台债务扩张,优化了企业外部融资生态,有利于企业创新。

关键词:资管新规;金融资产配置;企业经营风险;地方融资平台;企业创新

DOI:10.13956/j. ss. 1001 - 8409. 2025. 11. 04

中图分类号:F832. 51; F273. 1

文献标识码:A

文章编号:1001 - 8409(2025)11 - 0026 - 09

Mechanism of Promoting Enterprise Innovation through New Asset Management Regulation

HOU Yu, LI Yu - yang

(Institute for Northeast Full Revitalization Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116023)

Abstract:Based on the data of non - financial listed companies in China from 2013 to 2022, considering the implementation of the new asset management regulations in 2018 as a quasi - natural experiment, this paper applies generalized difference in differences method to analyze the impact and mechanism of the implementation of the new asset management regulations on corporate innovation. The results indicate that the positive impact of the new asset management regulations on firms' innovation investment intensifies with higher degrees of financialization. Heterogeneity analysis shows that in regions where private finance development is more active, new asset management regulations have a significant positive effect on corporate R&D investment. It also has a significant positive effect on non - high - tech enterprises, state - owned enterprises, and enterprises with financial backgrounds for executives, but has no significant impact on areas with lower levels of private financial development, high - tech enterprises, non - state - owned enterprises, and enterprises without financial backgrounds for executives. The new asset management regulations have an incentive effect on innovative behavior of enterprises with lower financing constraints, but have no significant impact on enterprises with higher financing constraints. Mechanism analysis shows that the new asset management regulations have improved corporate innovation behavior by reducing the allocation of financial assets and lowering operational risks. Further analysis shows that the new asset management regulations have optimized the external financing ecosystem of enterprises by suppressing the expansion of local financing platform debt, which is conducive to enterprise innovation.

Key words:new asset management regulations; financial asset allocation; enterprise operational risks; local financing platforms; enterprise innovation

引言

创新是引领发展的第一动力。企业是创新的主体,是推动创新创造的主力军。党的二十大报告强调,要“坚持把发展经济的着力点放在实体经济上”;党的十九届三中全会指出,必须深入实施创新驱动发展战略。近年来,在实体经济投资回报率持续下降和金融行业收益

率水平长期维持高位形成的“剪刀差”驱使下,实体企业资金经营重点越来越倾向于从投入生产要素市场逐步转向金融投资,而非投资于自身核心业务或研发活动,导致实体企业金融资产比重及收益占比日益提高的趋势严重^[1]。为引导资金流向实体经济,更好地支持经济结构调整和转型升级,2018 年 4 月,《关于规范金融机构

收稿日期:2025 - 03 - 17

基金项目:国家社会科学基金项目(23BTJ022、22&ZD166);辽宁省教育厅高校基本科研项目(LJ112410173021)

作者简介:侯 瑜(1969—),男,山西临汾人,博士、研究员,研究方向为经济统计与产业经济等;李雨洋(1999—),男,山东高密人,硕士研究生,研究方向为财政学。

资产管理业务的指导意见》(简称“资管新规”)正式实施。资管新规对企业创新的影响是怎样的?回答这个问题,对于理解金融强监管如何引导企业“脱虚向实”进而影响企业创新具有重要决策参考意义。

企业越来越多依赖金融渠道而非传统贸易和生产实现利润,即企业在资源配置上更倾向于金融投资,其收入也日益依赖于金融活动,这种现象被称为企业金融化^[2]。已有研究认为,企业金融化的动因有两种:一是为了规避风险^[3];二是为了追求更高收益^[4]。然而,企业过度金融化会对主营业务绩效产生负面影响,削弱公司资产总额的平均市值和利润,增加企业崩盘风险,助推系统性金融风险,抑制创新全过程^[5]。资管新规作为国家出台的金融强监管政策,自实施以来,一直广受学术界关注。学者们研究了资管新规对企业“脱实向虚”、防范金融风险、影子银行等的影响^[6],但鲜有研究关注资管新规对企业创新的影响和影响机制,这为本文的研究提供了创新空间。

基于2013—2022年中国非金融类上市企业数据,将2018年资管新规实施作为准自然实验,运用广义双重差分方法,分析资管新规实施对企业创新的影响和影响机制。本文可能的边际贡献有:第一,已有研究表明,资管新规有助于企业“脱虚向实”,但对资管新规是否真正促进了企业创新以及如何促进企业创新,探讨不足。本文以资管新规作为准自然实验,从政策监管视角探讨其对企业创新的影响。第二,现有文献在探讨资管新规对实体经济资金分配的影响时,多集中于企业内部资金配置的变化。本文对这一视角进行拓展,考察资管新规对地方融资平台融资行为的约束,揭示了政策监管如何通过改善外部融资环境,减缓地方融资平台债务扩张对企业资金的挤占效应,进而促进企业创新的机制。

1 理论分析与研究假设

近年来,随着经济自由化和全球化的推进,金融部门规模不断扩大,非金融企业偏向将更多资金投入金融领域获取利润,导致实业投资占比持续下降,资本“脱实向虚”问题严重。与此同时,金融危机以来,国内信贷规模迅速扩张,表外理财和通道业务的盛行带来大量非标业务,推动了资管行业的急速膨胀。由于资管行业的快速发展和宽松的货币政策,金融体系内出现大量嵌套复杂的理财产品,部分资金在金融市场空转,未能有效流入实体经济,加剧了企业金融化趋势。企业金融化具有挤占研发投资的替代效应。一方面,企业创新投入具有长周期且回报不确定的特点,在资源禀赋有限的情况下,管理者往往将资金投向投资周期较短、资金灵活、回报周期短且回报率高的金融市场。另一方面,近年来,实业投资回报率呈现下滑态势,而金融领域收益率却不断攀升。在逐利动机驱使下,企业为短期提升营业绩效,往往会加大金融投资,进一步挤出研发投入。资管新规的出台,诸如实行净值化管理、统一杠杆水平和严控嵌套通道等规定,导致影子银行融资规模迅速收缩,

企业参与影子银行业务的渠道也因此大幅减少^[7]。与此同时,打破刚性兑付,投资资管产品不再拥有隐性担保,实体企业投资资管产品的投资风险大幅提高。管理者在面临更高的金融资产投资风险和更少的融资渠道时,不得不重新审视企业的资金配置策略,将资金转向研发创新项目,寻找新的利润增长点,由此形成“资管新规→抑制金融资产配置→促进企业创新”的传导路径。

H1:资管新规通过反向“挤出”企业金融投资,优化资源配置,从而有利于企业创新。

企业的风险容忍度是影响创新投入的关键^[8]。经营风险上升会抑制企业进行高风险创新的动机。企业金融化会显著增加其经营风险。当企业过度金融化,企业持有大量理财产品、交易性金融资产、投资性房地产和长期股权投资等金融资产,必然减少对研发投入等主营业务的长期资金投入,进而对主营业务投资产生挤出效应。企业金融化挤占实体投资,不仅会对企业经营绩效产生负向影响,还会显著增加企业经营风险。与此同时,许多非金融企业对金融投资风险的认知不足,当企业持有的金融资产比例上升时,管理者可调动的资源增多,代理成本随之增加,这可能促使管理者采取对企业整体利益不利的决策,但符合自身利益的行为,从而进一步加剧企业经营风险。资管新规通过鼓励企业将更多资源配置回主营业务,从而有效降低经营风险。企业金融资产缩减后,企业杠杆率降低,代理成本也相应减少,企业能够更加专注于主营业务的发展,减少了因高风险金融行为带来的不确定性。同时,财务风险的降低提高了企业对创新投资的容忍度,稳定的企业经营状况为技术创新提供了必要保障。由此形成“资管新规→降低企业经营风险→提高创新投入”的传导路径。

H2:资管新规降低了企业经营风险,提高了企业对研发投入的风险容忍度,从而有利于企业创新。

企业外部融资生态是指企业在融资过程中所面临的外部环境条件,涵盖经济基础、社会信用、法律制度、行政制度等因素。外部融资生态的质量决定企业获取外部资金的难易程度,影响企业的研发投入和创新活动。财政是除金融和企业自有资金之外的主要创新资金供给方。银行是政府债券的主要买家,由于存在信贷歧视和缺乏权益融资渠道,与政府信用挂钩的融资平台债务扩张,会对企业融资产生“挤出效应”,不利于企业创新。当地方融资平台通过政府隐性担保大规模占用本地信贷资源时,制造业企业的信贷供应受到挤压,导致金融资源配置扭曲^[9]。与此同时,融资平台通过获取低息贷款并转贷获利的行为也推高了企业融资成本,进一步恶化了企业的融资环境,削弱了企业的外部融资能力,抑制了企业创新。资管新规通过加强对影子银行体系的监管,显著抑制了地方融资平台通过影子银行渠道的融资能力,倒逼地方政府转变低效投资模式,投资对象由传统基础设施向新基建过渡,从而带动区域内创新要素升级,提高创新成功可能性^[10]。研究表明,资管新

规实施后,信托行业对基础产业的投资明显大幅减少。中国银行理财产品对非标债权类资产的投资规模自 2018 年起也明显下降,进一步反映了地方政府融资平台从影子银行体系中获取资金的减少。也即,资管新规通过限制地方融资平台的债务扩张,减少了其对信贷资源的过度占用。地方融资平台的融资渠道受限后,企业外部融资环境改善,企业的信贷机会增加,融资成本降低,有助于企业获取更多外部资源用于研发创新,由此形成“资管新规→抑制地方融资平台债务扩张→促进企业创新”的传导路径。

H3:资管新规通过限制地方融资平台隐性债务扩张,改善企业外部融资环境,从而促进企业创新。

绘制资管新规促进企业创新的传导机制,如图 1。

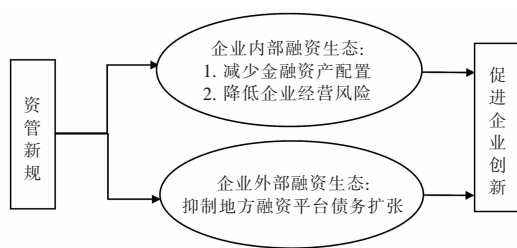


图 1 资管新规促进企业创新行为的传导机制

2 研究设计

2.1 模型设定

由于资管新规是统一监管政策,其对不同金融化程度的企业可能产生不同影响,因此以政策冲击前五年企业金融化的平均水平为强度指标,采用广义双重差分(DID)模型,分析资管新规对企业创新的影响,模型具体形式如式(1):

$$\ln RD_{it} = \beta_0 + \beta_1 post \times PreFin + \beta_2 X_{it} + \gamma_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

表 1 变量定义

变量	符号	变量名称	变量说明
因变量	lnRD	企业研发投入	公司研发费用的自然对数
自变量	post × PreFin	交乘项	政策哑变量与企业金融化程度的交乘项
	PreFin	企业金融化程度	强度变量,用资管新规实施前 5 年企业平均金融资产配置程度表示
	Post	政策冲击	资管新规实施后的哑变量,当样本期为 2018 年及之后时,取值为 1,否则为 0
	SIZE	企业规模	公司期末总资产取对数
控制变量	LEV	资产负债率	公司期末负债总额除以资产总额
	PPE	固定资产比率	公司期末固定资产净额除以资产总额
	CASH	现金水平	公司期末现金及现金等价物余额的自然对数
	EstablishAge	企业年龄	公司成立年数加 1 的自然对数
	ROA	净资产收益率	公司净利润除以资产总额
	YingYe_growth	企业成长能力	营业收入的同比增长率
	GDP_growth	经济水平	各省份 GDP 增长率

2.3 数据来源与描述性统计

基准回归基于沪深 A 股 2225 家非房地产非金融类上市企业 2013—2022 年面板数据,企业微观数据源于

式(1)中,lnRD_{it}表示企业 i 在 t 年研发投入规模的自然对数;post 为是否实施资管新规的虚拟变量,当年份为 2018 年及以后,取值为 1,否则为 0。PreFin 为 i 企业金融化程度强度变量,用资管新规实施前五年样本企业的平均金融资产配置比例衡量;X_{it}为一系列控制变量,γ_i、ω_t 为个体固定效应和时间固定效应,ε_{it}为随机误差项。

2.2 变量说明

被解释变量为企业创新。使用企业研发投入取自然对数进行衡量。核心解释变量为政策冲击虚拟变量与企业金融化程度强度变量的交互项。由于资管新规是全国统一的监管政策,无法明确区分处理组和对照组,考虑到该政策旨在抑制企业金融化,不同金融化程度的企业可能会受到不同程度的影响。借鉴李青原等^[11]的方法,将交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额、投资性房地产净额、长期股权投资净额合并计算企业金融化指标。上述资产均属于企业在生产经营活动之外持有的金融资产,能够较全面地反映企业的金融化程度。虽然长期股权投资相比短期金融资产具有更低的流动性和更长期的投资目的,但它仍然具备金融资产属性,其收益依赖于金融市场表现,企业持有该类资产的动机可能包括获取财务收益或资本增值。因此,将其纳入金融化指标是合理的。此外,为了验证研究的稳健性,借鉴彭俞超等^[12]重新衡量企业金融化,对金融资产衡量科目进行缩减,在稳健性中进一步检验。中介变量为企业金融资产、企业经营风险和地方融资平台融资行为。企业经营风险用资产收益率的标准差来评估,标准差数值越高,表明企业经营风险越大。控制变量包括企业规模、资产负债率、固定资产比率、现金水平、企业年龄、净资产收益率、企业成长能力和企业所在地区的经济水平。变量定义详见表 1。

国泰安数据库(CSMAR),宏观数据来自《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库、中国人民银行统计数据报告等。

为确保样本数据的有效性与代表性,对初始样本做

如下处理:(1)剔除 ST 及 * ST 类公司,以排除财务异常企业的干扰;(2)剔除样本期间内资不抵债的样本;(3)对计算后相关变量存在缺失值的样本进行删除,确保实证分析的完整性与准确性;(4)删除样本期间内上市不足一年的企业;(5)剔除不满足政策实施前后至少有 1

期数据的样本。最后,对样本进行 1% 以下和 99% 以上缩尾处理,共获得 19879 个有效样本观测值。表 2 是主要变量的描述性统计。整体来看,变量标准差较小,说明样本数据的离散性程度较低,数据可靠。

表 2 描述性统计

变量符号	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
lnRD	企业研发投入	19879	18.0840	1.6433	7.4085	24.6303
post × PreFin	交乘项	19879	0.0210	0.0570	0.0000	0.5551
PreFin	企业金融化程度	19879	0.0487	0.0766	0.0000	0.5551
Post	政策冲击	19879	0.4260	0.4945	0.0000	1.0000
SIZE	企业规模	19879	22.4156	1.2747	20.0451	26.2455
LEV	资产负债率	19879	0.4220	0.1938	0.0614	0.8635
PPE	固定资产比率	19879	0.2133	0.1467	0.0041	0.6495
CASH	现金水平	19879	0.1471	0.1081	0.0120	0.5611
EstablishAge	企业年龄	19879	2.9572	0.2998	2.0794	3.5264
ROA	净资产收益率	19879	0.0322	0.0655	-0.2621	0.1988
YingYe_growth	企业成长能力	19879	0.1530	0.3536	-0.4899	2.0552
GDP_growth	经济水平	19879	8.1198	4.1899	-7.0644	18.4084

3 实证分析

3.1 平行趋势检验

采用双重差分方法有一个关键前提,即在政策干预之前,处理组和对照组的结果变量变化趋势应该保持一致,即满足平行趋势假设。基于这一假设,构建动态分析模型,如式(2)所示:

$$\ln RD_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-4}^4 \beta_k \times D_{i,k} + \alpha_2 X_{it} + \gamma_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,lnRD_{it} 依然为企业创新投入的对数;D_{i,k} 为资管新规实施前后的虚拟变量,k 表示资管新规实施第 k 年,k < 0 表示资管新规实施前 k 年,k > 0 表示资管新规实施后 k 年,k = 0 表示资管新规政策实施当年。其他变量同基准回归模型。本文关注的是系数 β_k,即在资管新规实施前后,实验组与对照组企业创新投入的差异。当 k < 0 时,若估计结果的 90% 置信区间包含 0,意味着 β_k 与 0 之间无显著差异,表明数据满足平行趋势假设。结果如图 2。可以看出,k < 0 时,β_k 不显著异于零,表明在资管新规实施前,高金融化程度企业与低金融化程度企业在创新行为上没有显著差异,符合平行趋势检验要求。从 k = 0 开始,β_k 的估计值明显上升,表明资管新规的实施显著提升了企业研发投入。动态异质性分析显示,在资管新规实施后的 1 至 4 年内,企业研发投入呈上升趋势,表明该政策对企业创新投入的提升具有持续影响。通过平行趋势检验。

3.2 基准回归结果

为验证理论部分提出的研究假设,对基准模型进行回归,结果如表 3。表 3 显示,资管新规实施对企业创新存在显著正向影响,表明资管新规有效推动了实体经济

“脱虚向实”,促使高金融化企业将更多资源投入到研发活动中,从而促进了企业创新。

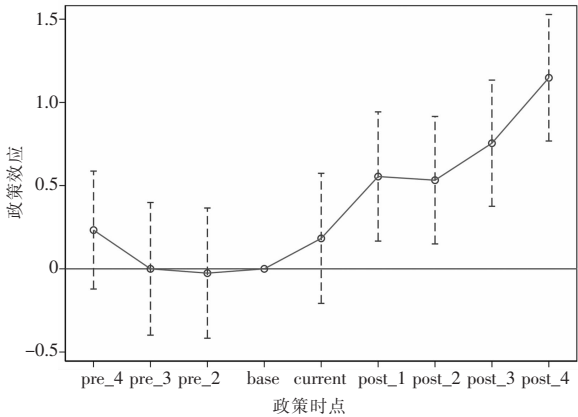


图 2 平行趋势检验结果

表 3 基准回归结果

变量名	(1)	(2)
	lnRD	lnRD
post × PreFin	0.3673 ***	0.6483 ***
	(0.124)	(0.111)
	18.0638 ***	0.6152
Constant	(0.005)	(0.400)
控制变量	否	是
时间固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
样本量	20128	19879
调整 R ²	0.882	0.882

注: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1;下同

3.3 稳健性检验

3.3.1 安慰剂检验

为避免可能存在的随时间变化的潜在不可观测因素对基准回归结果的影响,通过随机改变企业金融化程度,构建新的政策虚拟变量,进行安慰剂检验。如果资管新规确实促进了高金融化程度企业的研发创新,则随机样本生成的核心解释变量不应对企业创新这一结果变量产生显著影响。为了验证回归结果的稳健性,重复随机改变企业金融化程度变量 500 次,得到核密度分布如图 3。可以看出,随机抽样得到的估计系数主要集中在 0 附近,且近似呈正态分布,表明基准回归结果不大可能由于偶然性或不可观测的随机因素导致。

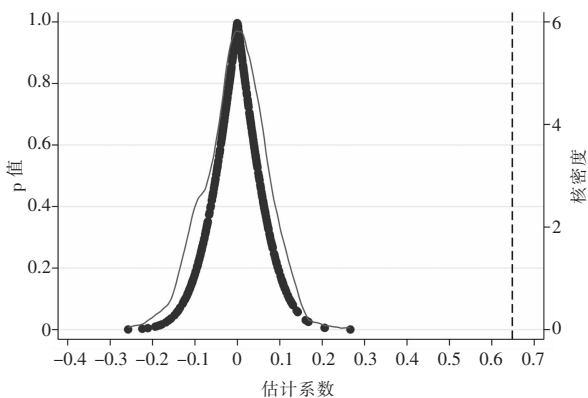


图 3 安慰剂检验

3.3.2 更换企业创新衡量方式

采用发明专利、实用新型专利和外观设计专利三类专利的合计加 1 后取自然对数,衡量企业创新水平(Pa-

tent),替换企业创新投入。此外,基于单位研发支出转化的专利授权数量,构建创新效率度量指标(InnoEff),作为衡量企业创新的另一种方式。表 4 列(1)和列(2)显示,无论采用哪种衡量方式,资管新规的实施均显著提升了金融化程度较高企业的创新水平。

3.3.3 重新度量企业金融化程度

为减少自变量的测量误差,重新定义并测量企业金融化程度。采取以下三种方法:第一,使用资管新规实施前 3 年企业平均金融资产配置 PreFin2 代替原有的 PreFin 指标。第二,将广义双重差分模型变为传统双重差分模型,根据 PreFin 的中位数对样本进行分组,生成虚拟变量 did。如果 PreFin 高于中位数,则样本被归为金融化程度较高组,反之则归为金融化程度较低组。第三,借鉴彭俞超等^[12],使用交易性金融资产、买入返售金融资产、可供出售金融资产、发放贷款及垫款和持有到期投资 5 个指标来衡量企业金融化,用 PreFin3 代替原有的 PreFin。表 4 列(3)、列(4)、列(5)结果显示,回归结果依然成立。

3.3.4 控制高维固定效应

参考汤晟等^[13],对模型进行敏感性分析,加入多个维度的交互固定效应,以消除可能存在的多层次不可观测因素。具体而言,进一步控制行业和城市固定效应。结果如表 5 列(1)。可以看出,回归系数方向与基准回归保持一致。

3.3.5 加入因变量滞后项

在基准回归模型中加入因变量的滞后项,进行稳健性检验。表 5 列(2)结果显示,加入滞后项后,回归系数方向与基准回归结果保持一致。

表 4 其他稳健性检验(1)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	更换企业创新衡量方式		重新度量企业金融化程度		
	Patent	InnoEff	lnRD	lnRD	lnRD
post × PreFin	0.728 *** (0.160)	0.035 *** (0.009)			
post × PreFin2			0.505 *** (0.096)		
did				0.045 ** (0.015)	
post × PreFin3					0.5829 * (0.322)
_cons	-9.309 *** (0.578)	-0.335 *** (0.033)	0.603 (0.398)	1.301 *** (0.359)	0.8236 ** (0.399)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
样本量	19917	19879	19608	23214	19879
调整 R ²	0.749	0.688	0.883	0.885	0.882

3.3.6 排除其他因素干扰

第一,采用广义货币供给量增长率 M2 衡量货币政策。由于货币增长率按年份变化,与年份固定效应完全共线,导致其在回归分析中被省略。因此,只在回归模型中加入个体固定效应并控制时间趋势变量。表 5 列(3)结果表明,资管新规对企业创新的促进作用独立于货币政策的影响。第二,控制 2019 年之后实施的专精特新政策。表 5 列(4)结果显示,资管新规对金融化程度较高企业的创新促进效应不受专精特新政策的干扰。

表 5 其他稳健性检验(2)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	控制高维 固定效应	加入因变 量滞后项	排除其他干扰因素	
	lnRD	lnRD	lnRD	lnRD
post × PreFin	0.445 *** (0.118)	0.462 *** (0.087)	0.760 *** (0.107)	0.6406 *** (0.111)
LlnRD		0.569 *** (0.006)		
货币政策			已控制	
专精特新政策				已控制
_cons	0.147 (0.425)	-0.747 * (0.342)	0.771 ** (0.380)	0.5927 (0.400)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是
企业固定效应	否	是	是	是
年份城市联合 固定效应	是	否	否	否
年份行业联合 固定效应	是	否	否	否
样本量	18607	17635	19795	19879
调整 R ²	0.903	0.934	0.895	0.895

3.4 异质性分析

3.4.1 民间金融发展水平异质性分析

考察不同企业所在地区民间金融发展水平差异对企业创新行为影响的差异。计算省级单位小额贷款公司实收资本与该省总面积的比率来评估地区民间金融发展水平,采用资管新规实施前五年期末企业所在省份的平均民间金融发展水平作为衡量指标,并根据中位数将样本划分为金融发展水平较高和较低的地区。虚拟变量 Informfin 为 1,表示民间金融发展水平较高,反之为 0。表 6 列(1)、列(2)显示,民间金融发展水平较高地区的系数显著为正,民间金融发展水平较低地区的系数不显著,表明资管新规在民间金融发展水平较高的地区对企业创新的促进作用显著强于民间金融发展水平较低的地区。因为民间金融发展水平较高的地区可为企业提供更多金融投资渠道,导致这些地区企业金融化程度较高。资管新规的实施通过禁止多层嵌套、抑制通道业务等规定减少了金融投资渠道,从而减弱了金融投资对

实体投资的挤占效应,促进了企业创新。

3.4.2 按照企业所属行业技术特质分组的异质性分析

将样本按是否属于高新技术产业进行分组研究。高新企业样本包括制造业、信息传输与软件及信息技术服务业以及科学研究与技术服务业 3 个门类 19 个大类。若样本属于高新技术产业,虚拟变量 GX 取 1,否则取 0。表 6 列(3)、列(4)显示,高新技术企业回归系数不显著,非高新技术企业回归系数显著为正。高新技术企业以创新为核心竞争力,研发创新活动本身就是其获取利润和推动发展的主要动力,因此这类企业通常投入大量人力和物质资本于研发领域,而不会将资金过度投向金融领域,因此未发生金融投资挤占研发投入的现象。相比之下,非高新技术企业并不以创新活动为主要发展动力,其资金主要用于实体经营。近年来实体投资回报率下降,部分企业倾向于将资金投向股票、委托理财等金融市场以获取更高收益,从而挤占实体投资。因此,资管新规对非高新技术企业研发投入的激励作用更为显著。

表 6 异质性分析 1

	(1)	(2)	(3)	(4)
	民间金融 发展水平高	民间金融 发展水平低	高新 企业	非高新 企业
post × PreFin	1.044 *** (0.126)	0.147 (0.207)	0.189 (0.134)	0.807 *** (0.197)
_cons	0.975 * (0.462)	-0.117 (0.769)	-0.041 (0.419)	-1.504 (1.003)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	11494	8002	12558	6898
调整 R ²	0.901	0.861	0.886	0.886

3.4.3 企业产权性质异质性分析

与非国有企业相比,国有企业由于管理者常常受短期业绩考核的影响,更容易采取短期主义策略,放弃固定资产建设和研发投资等长期发展项目,转而进行金融套利。资管新规通过缩减国有企业金融套利渠道,并通过打破刚性兑付等规定大大提高金融投资风险,从而可能有效减少国有企业的企业金融化行为,促进其将闲置资金用于研发创新等有助于企业长期发展的投资。将国有企业虚拟变量 SOE 设为 1,非国有企业设为 0,进行分组回归。结果如表 7 列(1)、列(2),可以看出,资管新规实施后,国有企业研发投入显著提高了,而对非国有企业未产生显著影响。

3.4.4 企业高管金融背景异质性分析

依据资管新规实施前高管团队是否具备金融背景,对企业进行分组检验。如果团队中至少一位成员有金融行业经验,则虚拟变量 Fin 取值为 1,否则为 0。具体结果见表 7 列(3)和列(4)。结果显示,资管新规实施后,拥有金融背景的高管团队所在企业的研发投入明显

上升,且在 1% 水平下显著为正,而对高管团队没有金融背景企业的影响不显著。因为具有金融背景的高管对于金融投资的流程、收益与风险有更深入的了解,能够更好地接受金融投资的高风险特性。另外,具有金融工作背景的高管往往在金融领域有着更多的资源人脉,更容易获得投融资渠道和资源。因此,具有金融背景的高管往往更容易且偏好将多余资金投向金融领域获取高收益。

3.4.5 融资约束异质性分析

企业的投融资决策往往受融资约束程度的影响。为探讨资管新规对不同融资约束水平企业的影响,本文按融资约束大小对样本企业进行分组回归。参考钱明

等^[14],使用 FC 指数作为衡量企业融资约束大小的指标,并采用下述估计方法估算企业面临的融资约束。表 7 列(6)显示,资管新规实施后,融资约束较小企业的研发投入显著,而列(5)融资约束较大企业的回归结果为负且不显著。因为融资约束较小的企业信贷资源更容易获得,并且往往拥有超出其主营业务所需的资金,从而倾向于通过影子银行等渠道将多余资金借贷给融资约束较大的中小企业。资管新规实施大幅减少了影子银行等非正规投融资渠道,有效抑制了融资约束较小企业的金融化行为。而融资约束较大企业因其本身正常业务资金流动就受到较大约束,缺乏闲置资金进行金融资产配置,因此资管新规对这类企业影响并不显著。

表 7 异质性分析 2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	高管有金融背景	高管无金融背景	融资约束大	融资约束小
post × PreFin	0.807 *** (0.197)	0.189 (0.134)	0.791 *** (0.134)	0.093 (0.200)	-0.003 (0.176)	0.863 *** (0.151)
_cons	-1.504 (1.003)	-0.041 (0.419)	1.063 * (0.512)	-0.542 (0.635)	-1.076 (0.577)	1.464 * (0.680)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	6898	12558	13460	6048	8376	10748
调整 R ²	0.886	0.886	0.879	0.895	0.849	0.885

3.5 机制分析

3.5.1 减少金融资产配置

资管新规通过限制通道业务和禁止多层嵌套,削弱了企业的金融化投资路径。同时,打破刚性兑付等规定,提高了金融领域投资风险,会迫使企业收缩金融投资规模。对于持有大量金融资产的企业而言,资管新规的实施可能迫使其减少金融资产持有量,将更多资金转向研发投入。将交易性金融资产、买入返售金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资和投资性房地产等会计科目求和后取自然对数,衡量企业持有的金融资产规模(lnFinAssets),将缺失值替换为 0。表 8 列(1)显示,交乘项系数显著为负,意味着资管新规实施后,金融化程度较高的企业减少了金融投资。资管新规有效压缩了企业的金融资产配置,从而有利于企业将资源配置到研发创新。H1 得以验证。

3.5.2 降低企业经营风险

使用企业资产收益率连续三年标准差衡量企业经营风险(Risk),该值越大代表企业经营风险越高。表 8 列(2)显示,资管新规实施后,交乘项系数显著为负,表明资管新规有效降低了企业经营风险。通过抑制通道业务、禁止多层嵌套等监管措施,资管新规削减了企业充当借用中介或进行高风险金融投资的渠道,从而有效遏制了资金流向高风险金融领域,降低了企业经营风险。企业经营风险的稳定性是企业创新活动的重要保

障。经营风险越稳定,企业就越能够为研发和创新提供稳固的制度支撑。资管新规通过降低企业经营风险,为其提供稳定的经营环境,增强了企业对研发创新的风险承受能力,进一步推动了企业创新。H2 得以验证。

表 8 机制分析

	(1)	(2)	(3)
	金融资产规模	经营风险	非标融资规模
post × PreFin	-10.493 *** (0.737)	-0.0124 * (0.007)	-0.3370 * (0.180)
_cons	-36.875 *** (2.660)	0.3359 *** (0.026)	1.5783 (16.423)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
样本量	19917	19908	1447
调整 R ²	0.551	0.455	0.285

3.5.3 抑制地方融资平台债务扩张

相比一般投资,企业研发投入由于具有高风险、孵化周期长、信息不对称等特点,更容易受到外部融资条件的约束。随着政府对银行融资模式的监管不断加强,影子银行体系逐渐发展为地方融资平台规避监管的重要融资渠道。当政府隐性担保下的地方融资平台大规模占用本地信贷资源时,制造业企业的信贷供应往往会受到挤压,从而扭曲金融资源配置,抑制企业创新。此

外,融资平台通过获取低息贷款并转贷以赚取利差的行为也会增加企业融资成本,进一步恶化其融资环境。资管新规通过对影子银行体系的监管,抑制了地方融资平台依赖影子银行体系进行融资的行为。基于这一背景,构建广义双重差分模型(3),以检验资管新规对地方融资平台融资行为的影响效应。

$$\ln fb_{c,p,t} = \beta_0 + \beta_1 post \times Preshadow + \beta_2 X_{p,t} + \tau_p + \omega_t + \varepsilon_{c,p,t} \quad (3)$$

地方融资平台非标融资主要依赖信托产品和融资租赁等影子银行系统进行。手动收集 251 个地级城市政府所辖的地方融资平台发行的信托或租赁产品作为分析样本,数据来源于 Wind 数据库。经过手工筛选整合,得到地级城市层面融资平台的面板数据。被解释变量为 $\ln fb_{c,p,t}$,表示城市层面地方融资平台非标融资规模。 $post$ 仍为是否实施资管新规的虚拟变量。 $Preshadowbank$ 表示资管新规实施前三年地方融资平台所在省份的平均影子银行水平。参考李建军等^[15],将委托贷款、委托理财和民间借贷三项总和作为地区影子银行水平的代理变量,做自然对数处理。 $X_{p,t}$ 为其他控制变量,包含省级层面的地区生产总值对数、财政收入和财政支出对数,以控制经济增长和财政支出对地方融资平台融资行为的影响。 ω_t 和 τ_p 为年份和省份固定效应,用以缓解宏观信贷、经济环境变化以及城市固有的举债需求和偿债能力对结果的干扰。 $\varepsilon_{c,p,t}$ 为残差项。

表 8 列(3)显示,资管新规实施后,交乘项系数显著为负,表明该政策有效抑制了融资平台通过影子银行进行债务扩张。资管新规通过一系列严格规定,减少了地方融资平台对信贷资源的挤占,资金通过从信托、委托贷款等非标准投资途径转向标准化债券等资产配置,推动了更多资本流入实体经济。也即,资管新规通过抑制地方融资平台依赖影子银行渠道进行债务扩张,有助于改善企业外部融资生态,从而促进企业研发创新。H3 得以验证。需要指出的是,本文机制检验采用地级市层面的 LFP 非标融资规模数据,并以省级层面的影子银行规模($Preshadowbank$)作为交互项的强度变量。虽然市级与省级匹配存在一定层级差异,省级影子银行规模可能无法完全刻画具体城市融资平台行为的异质性,但在当前数据可得性条件下,该代理变量仍具备一定代表性,但不否认相关数据层级不完全匹配可能带来的局限性。

3.6 进一步检验

为厘清资管新规降低企业经营风险的机制路径是直接作用于外部环境,还是通过改变企业行为(如减少金融投机)进而降低企业经营波动性,在原有实证基础上进一步展开检验。具体地,为识别资管新规是否通过抑制企业金融投机行为降低企业经营风险,在回归模型中引入企业金融资产变量,构建如式(4)所示扩展回归方程:

$$Risk_{it} = \beta_0 + \beta_1 post \times preFin + \beta_2 \ln FinAssets_{it} + \beta_3 X_{it}$$

$$+ \gamma_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, $Risk$ 为以 ROA 三年滚动标准差衡量的企业经营风险, $post \times PreFin$ 为资管新规实施的虚拟变量, $\ln FinAssets$ 为企业金融资产,用以衡量企业的金融投机行为。

表 9 实证结果显示,资管新规实施对企业经营风险具有显著的负向影响,表明其有效降低了企业的经营风险。而企业金融资产变量的系数不显著,说明资管新规降低经营风险的作用路径可能并非主要通过减少企业的金融投机行为。因此,可以推断,资管新规更可能是通过改善企业所处的外部金融环境,减少系统性金融风险传导,从而直接降低企业所面临的经营风险。

表 9 进一步检验

变量	Risk
$post \times PreFin$	-4.1946*** (1.364)
$\ln FinAssets$	0.0089 (0.014)
Constant	26.4027*** (4.938)
控制变量	是
时间固定效应	YES
企业固定效应	YES
样本量	19771
调整的 R^2	0.530

4 研究结论和政策建议

4.1 研究结论

基于 2013—2022 年非金融上市企业数据,将资管新规实施作为准自然实验,考察其对企业创新的影响及其作用机制。主要结论如下:第一,资管新规对企业创新的促进作用随着企业金融化程度的提高而增强。第二,资管新规对不同类型企业创新行为的影响存在差异。具体而言,资管新规对所在地区民间金融发展水平较高的企业研发投入有显著积极影响,对民间金融发展水平较低地区的企业影响不显著;对非高新技术企业的研发投入有积极效应,对高新技术企业的研发影响不显著;对国有企业的研发投入有显著正向影响,对非国有企业无显著影响;对高管具有金融背景的企业研发投入有显著影响,对高管无金融背景的企业无显著影响;对融资约束较低的企业研发投入有正向激励作用,对融资约束较高的企业影响不显著。第三,资管新规通过减少企业金融资产配置和降低企业经营风险以及减少地方融资平台对企业信贷资源的挤占,促进了企业研发投入。

4.2 政策建议

第一,持续强化政策引导作用,抑制企业过度金融化。持续强化对金融市场的监管,防止资金“脱实向虚”现象,确保更多资金支持实体经济。避免企业再次出现资金过度流向金融领域的情况,避免资金空转及投机行

为的反复。

第二,差异化施策,提升政策的精准性和有效性。应更加关注如何引导金融资源向高效的民营企业 and 创新型企业流动。政策应不仅仅局限于限制不合规的金融产品,还需通过市场化手段推动资金流向能够产生创新和技术进步的企业,避免过度抑制私人部门的资金获取渠道。因此,在统一政策监管前提下,应考虑监管对象之间的差异性,对于政策效应更为显著的群体,如国有企业、融资约束较低的企业等,加大监管力度。因地制宜地进行分析与防控,强化引导资金“脱虚向实”,激发企业研发创新的积极性。

第三,优化融资生态,提升企业创新活力。继续加强对企业金融资产配置的监管,特别是针对金融化程度较高的企业,应进一步限制其非生产性金融投资行为,防止资金用于高风险的投机活动。鼓励企业优化资产配置结构,促进企业在研发和创新方面的投入。优化企业经营环境,特别是对那些容易受到经济波动影响的企业,应提供更多的政策支持,帮助其平衡风险与创新投入,如政府可以通过财政补贴、风险补偿机制等手段,减轻企业在研发投入中的风险负担。

第四,规范地方政府融资平台借贷行为,减少其对信贷资源的过度挤占,确保更多资金流向企业特别是中小企业创新。积极推进多层次资本市场建设,丰富企业融资渠道,特别是在金融市场不发达的地区,推动区域性金融机构发展,增加企业获取融资的机会,缓解融资约束,激发企业创新活力。

参考文献:

- [1] 胡海川,贾望藤. 企业投资“脱实向虚”、内外部治理机制与审计定价——来自中国A股上市公司的经验证据[J]. 财经理论研究,2024(5):74-94.
- [2] Krippner R. The Financialization of the American Economy[J].

Socio-Economic Review,2005,3(2):173-208.

- [3] Duchin R. Cash Holdings and Corporate Diversification[J]. The Journal of Finance,2010,65(3):955-992.
- [4] 张成思,郑宁. 中国实体企业金融化:货币扩张、资本逐利还是风险规避?[J]. 金融研究,2020(9):1-19.
- [5] Sen S,Dasgupta Z. Financialisation and Corporate Investments: the Indian Case[J]. Review of Keynesian Economics, 2018,6(1):96-113.
- [6] 胡悦,吴文锋,杜林琳. 资管新规的防风险和促实体效应:风险分担视角[J]. 经济研究,2023,58(11):117-132.
- [7] 冀志斌,叶耐德,孔东民. 中国式影子银行的收缩与企业投资行为——基于资管新规出台背景的证据[J]. 经济学(季刊),2024,24(2):661-676.
- [8] Tian X, Wang Y. Tolerance for Failure and Corporate Innovation[J]. Review of Financial Studies, 2014,27(1):211-255.
- [9] Liang Y, Shi K, Wang L. Local Government Debt and Firm Leverage: Evidence from China[J]. Asian Economic Policy Review, 2017,12(2):210-232.
- [10] 王振宇,逢雯婷. 地方财政金融协同如何提升企业创新:来自科技金融试点与地方债管理改革的证据[J]. 中国软科学,2024(7):137-146.
- [11] 李青原,陈世来,陈昊. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J]. 经济研究,2022,57(1):137-154.
- [12] 彭俞超,黄志刚. 经济“脱实向虚”的成因与治理:理解金融体制改革[J]. 世界经济,2018,41(9):3-25.
- [13] 汤晟,饶品贵,李晓溪. 金融强监管与企业集团内部资本市场资源配置——来自资管新规的经验证据[J]. 中国工业经济,2024(1):131-149.
- [14] 钱明,徐光华,沈弋. 社会责任信息披露、会计稳健性与融资约束——基于产权异质性的视角[J]. 会计研究,2016(5):9-17+95.
- [15] 李建军,韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究,2019,54(8):21-35.

(责任编辑:秦颖)