

金融强监管与企业全要素生产率

——基于资管新规的准自然实验

聂 丽 汪玉龙 满媛媛

[摘 要] 本文基于资管新规实施这一外生事件,以 2013–2022 年中国 A 股上市企业数据为样本,利用广义双重差分法探究金融强监管对企业全要素生产率的影响。研究发现,资管新规实施后,金融化程度较高的企业全要素生产率下降。机制分析表明,降低企业金融资产收益率和提高融资约束是资管新规发挥效应的作用机制。异质性检验表明,资管新规对企业全要素生产率的抑制效果在国有企业、管理层短视企业以及公司治理较差的企业中更明显。在风险防范功能上,资管新规可显著降低企业系统性风险,但无法显著影响企业特质风险。

[关键词] 金融强监管;资管新规;企业金融化;全要素生产率;企业风险

[文章编号] 2097–5481(2025)09–0033–12 [JEL 分类号] G18;G3;P32 [文献标志码] A

DOI:10.16529/j.cnki.11-4613/f.2025.09.003

一、引言

金融监管在提高金融稳定性、引导企业优化资源配置、遏制实体企业“脱实向虚”等方面具有重要作用(Duffie, 2018; 李青原等, 2022)。在早期金融分业监管模式下,监管规避和监管套利问题凸显,金融风险积累,实体经济发展受到了一定阻碍(周上尧、王胜, 2021; 彭俞超等, 2023)。2018 年 4 月 27 日《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(以下简称资管新规)正式发布,旨在防控系统性金融风险,畅通金融服务实体经济血脉,推动经济高质量发展。资管新规实施后,防范化解系统性金融风险工作成果显著,2023 年 1 月,原中国银保监会召开工作会议并指出,高风险影子银行规模较历史峰值下降约 30 万亿元。企业金融化与全要素生产率之间存在复杂的影响关系(胡海峰等, 2020; 冉芳等, 2022),资管新规在发挥风险防范功能的同时,能否推动企业全要素生产率有效提升?其影响机制如何?同时,资管新规所导致的企业风险防范能力的提升具体体现在哪些方面?针对上述问题的研究对优化金融监管、推进金融和实体经济高质量发展具有重要的意义。

从微观企业视角,学术界对于金融监管是否有效存在分歧。监管有效论认为,金融监管有助于缓解投资不足,促进企业承担社会责任,降低投资风险(Subramanian and Yang, 2020; Jackson et al., 2020; Chen et al., 2020)。国内部分学者对监管有效论持支持态度,认为资管新规对治理企业短债长投具有显著的积极作用,可能会引发资产管理部门抛售高风险债券,从而缓解金融部门承担的风险(胡悦等, 2023; 刘冲等, 2023)。同时,影子银行监管会抑制企业金融化,降低投资风险和股价崩盘风险,促进企业创新(喻子秦、肖翔, 2023; 刘炳荣等, 2023)。因此,资管新规通过对影子银行进行监管,可能会抑制企业投资风险并促进创新产出,进而提高企业全要素生产率。相对地,监管无效观认为金融监管会减少企业研发支出和创新产出(Allen et al., 2022)。资管新规虽然可以显著限制影子银行规模,降低系统性金融风险,但“一刀切”的监管政策会带来一定的经济成本,导致企业融资成本上升,也可能引发资源向低风险企业倾斜,带来资源错配和投资效率下降

[作者简介] 聂丽(通讯作者),吉林大学数量经济研究中心,副教授(长春,130012),E-mail: niel736@163.com;汪玉龙,吉林大学商学与管理学院,博士生;满媛媛,吉林大学数量经济研究中心,副教授。

[基金项目] 本研究得到国家社会科学基金青年项目“货币政策前瞻性指引的作用机制与政策效果研究”(20CJL006)的资助。

① 数据来自 2023 年 1 月 13 日原中国银保监会召开的 2023 年工作会议。

(蒋敏等 2020 ;周上尧、王胜 2021)。对于民营企业 ,资管新规实施后 ,企业债券融资明显减少 ,综合融资成本上升 ,经营业绩显著下降(胡悦等 2023)。因此 ,资管新规可能提高融资成本和资源错配程度 ,进而降低企业全要素生产率。

金融监管对企业全要素生产率的影响还与企业金融化程度有关。刘姝雯等(2023)认为 ,企业主要基于“逐利”动机而持有金融资产 ,企业持有金融资产会通过降低资本配置效率和劳动力配置效率而抑制全要素生产率的提高。但部分研究指出 ,企业金融化与全要素生产率之间存在倒“U”形关系(胡海峰等 2020 ;冉芳等 2022) ,在合理的金融化偏离程度以及金融投资收益区间内 ,企业金融化对全要素生产率具有促进作用 ,而当企业金融化超过某一拐点时 ,将会对全要素生产率产生抑制作用 ,因此 ,企业应该适度持有金融资产 ,才能最大限度地发挥金融服务实体经济的目标。

本文可能的增量贡献在于 :第一 ,从企业生产效率视角丰富了金融强监管微观经济后果的相关研究。金融监管有效性的研究多聚焦于金融市场、银行信贷、利率传导等宏观层面 ,尽管近年来关于资管新规对企业投融资行为等影响的研究渐增 ,并多支持监管有效论(Barth et al. 2004 ;Keys et al. 2009 ;Irani et al. 2021 ;Behn et al. 2022 ;王少华等 2025) ,但仍缺乏对于“稳金融能否促效率”的回答。金融监管政策效果不仅要注重实体投资“量”的增长 ,还需关注“质”的提升。本文利用资管新规实施这一准自然实验 ,评估金融强监管政策对企业全要素生产率的影响 ,进一步扩展了金融监管政策微观经济后果的相关研究。第二 ,丰富了企业金融化与全要素生产率关系的相关研究。企业持有金融资产的动机不同可能导致适度金融化和过度金融化两种结果 ,本文利用资管新规这一外生政策冲击 ,基于预防动机和投机动机 ,探究资管新规对不同金融化程度企业的全要素生产率产生的不同影响 ,对企业金融化与全要素生产率之间的倒“U”形关系进行了再检验 ,为企业金融投资与实体投资之间的关系研究提供了更丰富的经验证据。第三 ,通过研究资管新规对企业系统性风险和特质风险的影响 ,为金融强监管的系统性风险防范功能提供了微观证据支撑。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

近十几年来 ,中国资产管理行业爆发式增长 ,金融科技带来多种形式的金融创新 ,加上金融中介机构提供的隐性担保 ,影子银行业务得到快速发展 ,金融机构间风险传染加剧 ,金融体系稳定和安全受到严重影响(Allen et al. 2023 ;Buchak et al. 2018)。资产管理行业暴露出监管套利、刚性兑付、资金空转、风险积累等诸多问题。其一 ,资产管理业务规模快速增长 ,涉及主体众多 ,但缺乏统一的监管标准 ,导致监管套利和风险积累 ;其二 ,刚性兑付问题严重 ,金融机构为维护声誉 ,往往通过滚动发行、自筹资金等方式兑付到期产品 ,掩盖了实际风险 ;其三 ,资金空转现象突出 ,资金在金融体系内循环 ,未能有效服务实体经济 ;最后 ,影子银行风险加剧 ,部分资管产品通过多层嵌套、通道业务等方式规避监管 ,增加了金融体系的脆弱性。

为了防控金融系统性风险 ,2017 年 11 月 17 日 ,中国人民银行会同相关部门起草《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见(征求意见稿)》,2018 年 4 月 27 日 ,资管新规正式发布 ,主要内容包括打破刚性兑付、解决期限错配、认定合格投资者、去除资金池业务、禁止多层嵌套等。截至 2022 年年底 ,资管新规取得显著成效 ,刚性兑付预期逐渐被打破 ,保本理财产品实现清零 ,通道业务、嵌套投资以及影子银行规模下降明显。以理财产品的净值化转型为例 ,2018 年 ,净值型理财产品规模为 6.01 万亿元 ,在理财产品中占比 27.26% ,2023 年 ,其占比升至 96.63% 。

(二)理论分析

关于企业持有金融资产的动因 ,学术界存在预防动机和投机动机两种观点。预防动机观认为 ,企业保持竞争优势的关键在于获取资源。在中国金融体系中 ,尤其对于民营企业和中小企业而言 ,信贷资源是一种稀

① 数据来自《中国银行业理财业务发展报告(2018)》和《中国银行业理财市场年度报告(2023)》。

缺资源(Song et al. 2011),可得性有限。金融资产投资相比实体投资具有更强的变现能力和更低的调整成本,企业在主营业务经营不善时可通过持有金融资产平滑收益,在缺乏足够资金进行生产投资时可通过金融资产变现来缓解财务困境,这对于维持企业正常经营和促进主业发展起到了支持作用,保障了主营业务的有序开展(杜勇等 2017)。

金融强监管等外部冲击带来的宏观环境变化会影响企业内部资本的分配,引导资金流向特定用途(Sengul et al. 2019)。资管新规的实施会对企业内部资本配置产生影响,尤其会影响金融资本和实体资本之间的配置结构。当企业出于预防动机持有金融资产时,资管新规将会打破这种预防机制,抑制金融资产配置发挥“蓄水池”效应。资管新规通过精准拆解影子银行,使得企业无法参与相关业务,金融资产持有规模下降,导致企业在缺乏良好的实体投资机会时,无法通过配置金融资产有效地进行套期保值和风险规避(胡海峰等 2020),在面临融资约束和经营困境时无法通过出售金融资产来获取资金以维持正常的生产经营,最终导致全要素生产率下降。同时,资管新规打破刚性兑付后,金融机构提高投资者准入门槛,增加企业债权产品溢价,同时禁止资金池业务,这些措施推高了企业融资成本。从预防动机视角看,企业原本可能通过持有金融资产构建“蓄水池”,以应对未来融资约束或现金流波动。但资管新规实施后,企业难以通过金融资产美化财务报表,导致其对外融资时的信用资质受限,议价能力下降。这意味着企业预防性储备的“信号传递功能”被削弱,被迫面临更高的外部融资摩擦,从而限制了研发和人力资源等要素投入,最终对全要素生产率产生负面影响。基于此,本文提出研究假说 H1a。

H1a:资管新规实施后,金融化程度较高的企业全要素生产率会下降。

投机动机观认为,金融投资和实体投资之间收益率缺口的存在是企业进行金融投资的重要原因(Demir, 2009)。王红建等(2016)认为,在中国的现实情况中,金融投资的收益率远远高于实体投资,短视的管理者更倾向于通过配置金融资产进行投机套利,从而产生对实体投资的“挤出”效应。而且,若金融投资收益升高,管理者获得的薪酬也会相应增加,这将进一步激励其进行金融资产投资。当企业配置金融资产获取短期收益时,拥有公司控制权的大股东更容易通过资金占用、关联交易等方式实现利润转移,侵占小股东利益(杜勇等 2017)。金融资产收益高于实体投资的巨大诱惑甚至可能导致企业改变长期经营战略,将大量资金投入金融资产,逐渐“脱实向虚”,导致规模效应难以形成,产业资本和人力资本难以积累,主营业务荒废,全要素生产率难以提升。同时,企业投资风险随着金融资产投资的增加而不断累积,一旦爆发,公司将受到重创(胡海峰等 2020)。上市公司为了掩盖负面信息而持有金融资产,也会提高企业股价崩盘的可能性(彭俞超等 2018)。

当企业持有金融资产以投机动机为主时,资管新规作为防范企业“脱实向虚”的重要举措,可能会改善甚至扭转管理层的投机行为。打破刚性兑付、禁止多层嵌套、解决期限错配等措施既能减少资管产品的数量和规模,又能明显遏制实体企业金融化程度,从而打破企业配置金融资产的投机动机(李青原等 2022; 汤晟等 2024),企业全要素生产率可能会提升。由此,本文提出对立假说 H1b。

H1b:资管新规实施后,金融化程度较高的企业全要素生产率将上升。

三、研究设计

(一)模型设定

通过前文分析,企业金融化与全要素生产率之间存在内在联系,参考李青原等(2022),采用企业金融化程度表示政策处置强度,构建如下广义 DID 模型:

$$TFP_OP_{it} = \beta_0 + \beta_1 PreFin_i \cdot Post_t + Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, TFP_OP 代表企业全要素生产率,采用 OP 法进行变量测算。 $PreFin_i$ 为企业 i 在资管新规实施前五年(2013-2017 年)的平均金融化程度,采用企业持有的金融资产占总资产的比重来测度。 $Post_t$ 为政策发生的时间虚拟变量,如果样本数据的时间点在 2018 年及以后,赋值为 1,否则赋值为 0。交互项 $PreFin \cdot Post$ 的回归系数为重点关注对象,反映了资管新规发布后对不同金融化程度企业的全要素生产率的影响效果,若回

归系数显著为负,则表明持有较高金融资产的企业在受到资管新规这一政策冲击后,全要素生产率下降,假说 H1a 得到验证,反之则对立假说 H1b 成立。 $Control_{it}$ 为控制变量,相关变量计算方法如表 1 所示。

(二)指标选取

1. 被解释变量:全要素生产率

选取企业全要素生产率作为被解释变量。企业全要素生产率的计算方法有 OLS 法、固定效应法、广义矩估计法、LP 法以及 OP 法等。本文使用 OP 法计算企业全要素生产率(鲁晓东、连玉君 2012;Krishnan,

et al. 2015;Akerberg et al. 2015),并使用其他测度方法进行稳健性检验。企业全要素生产率计算式如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_a \ln K_{it} + \beta_b \ln L_{it} + \beta_c \ln M_{it} + \beta_d \ln Age_{it} + \beta_e POE_{it} + \sum_m \delta_m Year_m + \sum_n \varphi_n Prov_n + \sum_k \gamma_k Ind_k + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, Y 为生产产出,使用销售收入衡量; K 为资本投入,用固定资产账面价值来衡量; L 为劳动投入,用企业员工人数来衡量; M 是中间投入,用购买商品、接受劳务等资源投入衡量; Age 为企业年龄; POE 是民营企业虚拟变量; $Year$ 、 $Prov$ 和 Ind 分别是时间、地区和行业固定效应; i 和 t 表示样本企业和观测年度;残差项为企业全要素生产率。

2. 解释变量:资管新规政策

本文采用 2018 年资管新规政策发布这一准自然实验构建双重差分模型,将 2018 年作为政策冲击时间,2018 年以前取 0,2018 年及之后取 1。资管新规是对整个市场的监管政策,不存在天然的处置组和对照组。资管新规强调金融服务实体经济的基本定位,要求金融资源更多地流向实体企业。金融化程度较高的企业在新规下需要将更多的资源和注意力转向实体投资,减少对金融市场的过度依赖。这种政策导向促使企业重新审视其业务结构和发展战略,以实现“脱虚向实”。因此,资管新规对持有金融资产更多的企业会造成更大冲击。本文使用企业在政策发布前的金融化程度作为政策处置强度变量,以此来反映企业受到政策冲击的程度。参考李青原等(2022)的做法,金融化程度采用企业持有的金融资产占总资产的比重来测度,金融资产主要包括交易性金融资产、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。

3. 控制变量

参考黄勃等(2023)的研究,选取一系列控制变量,各变量计算方法如表 1 所示。

(三)数据说明

本文以中国 A 股上市企业 2013-2022 年数据为研究样本,并进行如下处理:(1)剔除金融业和房地产行业;(2)剔除 ST、*ST 的样本;(3)剔除资不抵债的样本;(4)剔除不满足政策发生前后至少有一期数据的样本;(5)剔除计算各相关变量后产生的缺失值,并将其他非核心控制变量数据缺失补为 0。本文采用企业和时间双向固定效应进行实证分析,对所有连续变量进行 1%和 99%缩尾处理。企业特征数据主要来自 CSMAR 数据库。

表 1 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量说明
被解释变量	TFP_OP	企业全要素生产率	采用 OP 法估计的企业全要素生产率
解释变量	$PreFin \cdot Post$	资管新规政策	企业金融化程度 \times 资管新规发生时间
控制变量	$Employee$	企业规模	企业员工人数取自然对数
	Lev	财务杠杆	总负债/总资产
	ROA	总资产净利润率	净利润/总资产
	$Cashflow$	现金流量	经营活动产生现金流量净额/总资产
	$Growth$	增长速度	营业收入增长率
	$TobinQ$	公司价值	总市值/总资产
	$Board$	董事会规模	董事会人数取自然对数
	$Indep$	独立董事比例	独立董事人数在董事会中的占比
	$Intangible$	无形资产占比	无形资产/总资产
	$Top10$	前十大股东持股比例	前十大股东持股占比

四、实证分析

(一)基准回归结果

由表 2 第(1)列和第(2)列回归结果可知,无论是否加入相关控制变量,交互项 $PreFin \cdot Post$ 的回归结果

均显著为负,即资管新规实施后,金融化程度较高的企业全要素生产率显著下降,这表明资管新规在一定程度上打破了企业持有金融资产的预防动机,抑制了企业全要素生产率的提升,假说 H1a 成立。

(二)稳健性检验

1.平行趋势检验与安慰剂检验

使用 DID 模型进行政策评估的前提是满足平行趋势假设。本文在式(1)的基础上,以样本初始期(2013 年)为基期,分别加入资管新规实施前 4 年、当年、后 4 年的各年份虚拟变量与政策处置强度 $PreFin$ 的交互项,重新进行回归,结果如图 1 所示,资管新规实施前,企业全要素生产率在不同金融化程度的企业中不存在系统性差异,2018-2021 年资管新规过渡期内,政策对全要素生产率的抑制作用逐步增强,但 2022 年后该抑制作用减弱。值得注意的是,由于 2017 年中国已初步进入金融强监管时期,影子银行规模开始下降,监管震慑形成,因此存在一定的政策事前趋势。

为了检验回归结果在多大程度上受到遗漏变量、随机因素的影响,参考卢盛峰等(2021)随机生成资管新规政策发生时点和企业金融化程度,构造 $PreFin \cdot Post$ 两个层面随机试验进行回归,并将上述过程重复 1000 次,结果如图 2 所示。企业全要素生产率对虚构的 $PreFin \cdot Post$ 估计系数服从以 0 为中心的正态分布,且远大于主回归系数 -0.5066,表明金融强监管政策对企业全要素生产率的影响并非随机产生,结论基本稳健。

2.内生性分析

本文的研究结论可能是由反向因果的内生性问题导致的,对此,使用工具变量法来解决可能存在的内生性问题。首先,本文选择当年同行业其他企业和同省份其他企业的平均金融化水平作为工具变量(胡海峰等 2020),并和政策发生时间 $Post$ 相乘(分别记为 $IVdid1$ 和 $IVdid2$)。一家公司的金融化水平会受到同行业、同地区其他企业的影响,但同行业或同省份其他企业的金融化水平很难直接影响本企业的全要素生产率,因此,工具变量满足相关性和外生性。其次,本文选择企业注册地到证监会等监管部门的地理距离的自然对数作为企业受政策影响强度的工具变量(王越等 2024)。企业距离监管部门越远,受到资管新规政策的监管程度越弱,企业金融化水平越高,而监管距离很难直

表 2 基准回归结果

变量	(1)TFP_OP	(2)TFP_OP
$PreFin \cdot Post$	-0.5507***(-2.8932)	-0.5066***(-3.1494)
$Employee$		0.1268*** (6.3410)
Lev		0.7312*** (11.6134)
ROA		1.6849*** (18.4655)
$Cashflow$		0.5902*** (8.3169)
$Growth$		0.2063*** (20.2361)
$TobinQ$		-0.0386***(-6.3110)
$Board$		0.1132** (2.2596)
$Indep$		0.0012(0.8510)
$Intangible$		-1.3204***(-5.9462)
$Top10$		0.0018** (2.2296)
常数项	7.5255*** (694.0541)	5.8593*** (27.1239)
时间固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
样本量	23286	23286
调整 R ²	0.264	0.429

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平显著,括号中的数字为经过企业层面聚类、异方差调整的 t 值,下文相同。

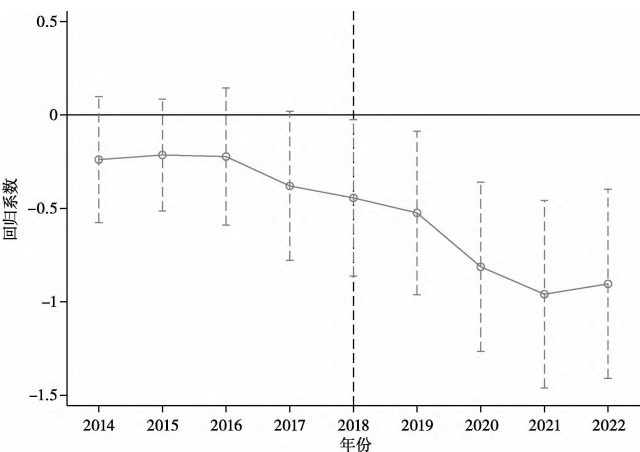


图 1 平行趋势检验

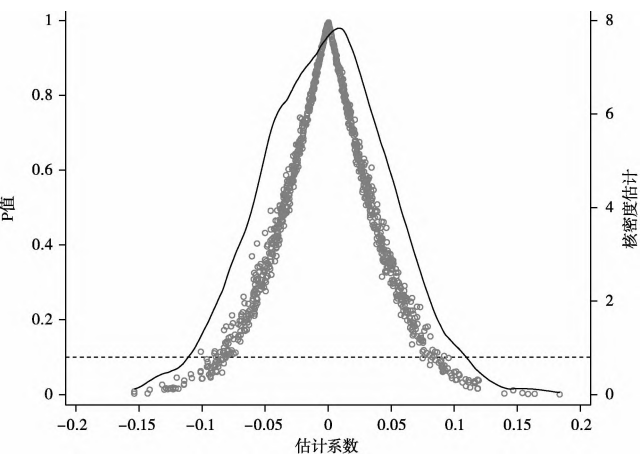


图 2 安慰剂检验

接影响企业的全要素生产率。因此,本文使用监管距离和政策发生时间 $Post$ 的交乘项作为第三个工具变量 ($IVdid3$)。表 3 显示了工具变量法的回归结果,由第(1)(3)(5)列第一阶段回归结果可以看出,同行业或同地区其他企业的平均金融化程度与本企业平均金融化程度正相关,监管距离与企业金融化程度负相关,且都在 1%水平显著。第(2)(4)(6)列第二阶段回归结果表明,金融强监管政策仍然抑制了企业全要素生产率,这表明在考虑内生性问题后,本文结论依然具有稳健性。

表 3 工具变量法检验结果

变量	(1) <i>first</i> <i>PreFin·Post</i>	(2) <i>second</i> <i>TFP_OP</i>	(3) <i>first</i> <i>PreFin·Post</i>	(4) <i>second</i> <i>TFP_OP</i>	(5) <i>first</i> <i>PreFin·Post</i>	(6) <i>second</i> <i>TFP_OP</i>
<i>IVdid1</i>	0.5395*** (9.6733)	-1.8017** (-2.4219)				
<i>IVdid2</i>			0.4371*** (6.5747)	-2.7716** (-2.4580)		
<i>IVdid3</i>					-0.0053*** (-6.9470)	-2.3820** (-2.0434)
<i>Control</i>	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	23280	23280	23286	23286	23286	23286
KP-LM statistic		82.176***		41.081***		47.835***
KP-Wald F statistic		93.573		43.227		48.261

3. 其他稳健性检验

本文采取另外六种方法进行稳健性检验。第一,将企业全要素生产率的衡量方式变为 LP 法、ACF 法和 OLS 法后重新进行回归。第二,参考张成思和张步昙(2016),用政策发生前(2013-2017 年)企业金融资产投资收益占营业利润的比重取均值来测度企业金融化程度。第三,参考彭飞等(2023),本文以企业金融化程度在 40、50、60、70、80 分位数为分组标准,重新划分处置组与对照组。第四,以 2018 年为时间点,分别取前后 1 年、2 年、3 年和 4 年的样本进行动态时间窗检验。第五,考虑到变量对企业全要素生产率可能存在非线性影响,使用双重机器学习进行因果推断(Chernozhukov et al. 2018)。第六,为了控制中美贸易战对回归结果的影响,借鉴胡悦等(2023),剔除受贸易摩擦影响严重的行业。以上检验均证明了本文结果的稳健性。

(三)适度金融化与企业全要素生产率

企业持有金融资产的预防动机认为,金融资产收益高、期限短、易变现的特点可以支持实体投资的发展,从而提高全要素生产率(胡海峰等 2020)。当企业基于预防动机而持有金融资产时,主要体现为适度金融化(倒“U”形曲线左侧)。企业面临金融监管冲击后,持有金融资产的预防动机被打破,蓄水池效应弱化,从而对企业全要素生产率产生了负向影响。企业持有金融资产的投机动机认为,金融投资会“挤出”实体投资,导致主营业务投资不足,抑制全要素生产率的提高(刘姝雯等 2023)。当企业基于投机动机持有金融资产时,主要体现为过度金融化(倒“U”形曲线右侧)。由于基准回归主要支持预防动机,我们预期金融监管政策对于过度金融化的企业影响有限。

我们采用 OP 法计算的全要素生产率测算企业金融化与全要素生产率倒“U”形关系的拐点,发现样本中企业最优金融资产持有比例为 15.32%,大约 95.45%的企业处于适度金融化区间。基于此,将

① 限于篇幅,检验结果留存备案。
② 本文使用证监会 2012 年行业分类,剔除的行业为 C28、C29、C30、C33、C37、C38、C39、C40、C43。
③ 根据企业金融化程度一次项和二次项回归系数,拐点 15.32%计算方法为: $1.3053 \div 2 \div 4.2611 \times 100\% = 15.32\%$ 。由本文的研究样本分布情况,企业金融化程度低于 13.1%的样本占比为 95.45%,因此得出企业适度金融化占比为 95.45%。限于篇幅,倒“U”形检验结果留存备案。

$PreFin > 0.1532$ 的样本企业归为过度金融化, 将 $PreFin < 0.1532$ 的企业划分为适度金融化, 重新进行分组回归。由表 4 中第(1)(2)列所呈现的适度金融化样本回归结果发现, 剔除过度金融化企业后, 金融监管政策对企业全要素生产率的抑制作用更强。而对于过度金融化企业, 如表 4 中第(3)(4)列所示, 回归系数为正, 但并不显著。其可能的原因在于, 过度金融化企业往往深度嵌入金融市场, 其资产配置与经营决策高度依赖金融活动。在资管新规出台后, 这类企业由于已形成相对固化的金融化水平, 短期内难以迅速调整资产结构与经营策略, 即使其持有金融资产的投机动机被打破, 也难以快速对全要素生产率产生显著的正向影响。

表 4 适度金融化与过度金融化分组

变量	(1)TFP_OP	(2)TFP_OP	(3)TFP_OP	(4)TFP_OP
$PreFin \cdot Post$	-1.1989***(-3.1123)	-0.7410**(-2.0522)	0.3572(0.6097)	0.1140(0.2529)
Control	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	22273	22273	1013	1013
调整 R ²	0.273	0.436	0.122	0.353

素生产率的抑制作用更强。而对于过度金融化企业, 如表 4 中第(3)(4)列所示, 回归系数为正, 但并不显著。其可能的原因在于, 过度金融化企业往往深度嵌入金融市场, 其资产配置与经营决策高度依赖金融活动。在资管新规出台后, 这类企业由于已形成相对固化的金融化水平, 短期内难以迅速调整资产结构与经营策略, 即使其持有金融资产的投机动机被打破, 也难以快速对全要素生产率产生显著的正向影响。

五、进一步分析

(一)影响机制检验

从前文结果来看, 资管新规政策的实施降低了企业全要素生产率, 但服务实体经济发展的金融监管政策为何会降低企业全要素生产率? 其作用机制仍需进一步探究。根据前文论述, 资管新规通过打破刚性兑付、规范资金池、设定封闭式资产管理产品最短期限、禁止多层嵌套和通道业务以及提高合格投资者门槛等措施, 降低了企业金融资产收益率(李青原等, 2022), 提高了企业融资约束(蒋敏等, 2020)。本文从降低企业金融资产收益率和提高企业融资约束来进行机制分析。

1. 金融资产收益率

现有研究指出, 金融资产具有可变现性强、收益高等特点, 企业主营业务经营不善时可通过持有金融资产平滑收益, 对于维持企业正常经营和促进主业发展起到支持作用(杜勇等, 2017; 胡海峰等, 2020)。然而, 资管新规打破刚性兑付后推进资管产品实现净值化转型, 意味着投资者需要承担相应的投资风险, 不再保本保收益, 从而降低了金融资产投资意愿, 影响金融资产收益率。资管新规规定, 封闭式资产管理产品最短期限不得低于 90 天, 这意味着三个月以下的封闭式理财产品消失, 企业无法通过投资短期理财产品获取高收益。此外, 资管新规提高了合格投资者的门槛, 使得企业在进行金融投资时需要满足更高的资质要求, 在一定程度上限制了企业投资的范围和收益。这些变化迫使金融化程度较高的企业重新评估和调整资产配置策略, 导致金融资产收益率下降, 从而抑制了企业全要素生产率。本文通过三步法检验中介机制, 构建式(3)和(4)来检验资管新规通过降低企业金融资产收益影响企业全要素生产率的理论机制。

$$Return1_i (Return2_i) = \beta_0 + \beta_1 PreFin_i \cdot Post_i + Control_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$TFP_OP_{it} = \beta_0 + \beta_1 PreFin_i \cdot Post_i + Return1_i (Return2_i) + Control_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 $Return1$ 和 $Return2$ 表示使用广义和狭义两种口径衡量的金融资产投资收益率, 其他变量的衡量方式与前文一致。表 5 中第(1)(3)列展示了金融资产投资收益率的回归结果, 结果显示 $PreFin \cdot Post$ 的系数均在 1% 的水平显著为负, 表明资管新规实施后, 企业金融投资收益率下降。第(2)(4)列展示了金融资产投资收益率下降后, 金融资产“蓄水池”效应无法发挥, 导致企业全要素生产率下降。

2. 企业融资约束程度

在我国, 中小企业往往面临严重的融资约束问题, 当企业无法从正规的信贷渠道获得资金时, 常借助

① 金融资产投资收益率计算方法参考张成思和张步云(2016), 广义口径下, 金融资产投资收益率=(投资收益+公允价值变动损益+其他综合收益)/金融资产; 狭义口径下, 金融资产投资收益率=(投资收益+公允价值变动损益+汇兑收益-对联营和合营企业的投资收益)/金融资产。考虑到股票市场对于企业金融资产收益率的影响, 因此在控制变量中额外控制了股票收益, 企业股票收益率计算方法参考刘柏和王馨竹(2021), 使用考虑现金红利再投资的年个股回报率衡量。

企业间委托贷款、委托理财、同业业务等影子银行体系融资(蒋敏等 2020)。资管新规极大地压缩了影子银行规模,企业通过影子银行融资的难度增大,融资约束上升,不利于全要素生产率的提高。此外,企业常依赖金融产

表 5 基于金融资产投资收益率的机制分析

变量	(1) <i>Return1</i>	(2) <i>TFP_OP</i>	(3) <i>Return2</i>	(4) <i>TFP_OP</i>
<i>PreFin</i> · <i>Post</i>	-0.2039***(-4.8299)	-0.4953***(-3.0833)	-0.1966***(-4.6209)	-0.4977***(-3.0985)
<i>Return1</i>		0.0477*** (2.6804)		
<i>Return2</i>				0.0371** (2.1379)
<i>Control</i>	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	23286	23286	23286	23286
调整 R ²	0.007	0.431	0.011	0.431

品多层嵌套来满足资金需求,资管新规禁止金融产品多层嵌套,促使企业融资渠道透明化和规范化,在一定程度上限制了企业的融资途径,加大了企业融资约束,不利于企业全要素生产率的提高(Caggese and Cuñat, 2013)。本文构建式(5)和(6)来检验资管新规通过提高融资约束导致企业全要素生产率下降的理论机制。

$$FC_{it}(WW_{it})=\beta_0+\beta_1PreFin_i\cdot Post_t+Control_{it}+\varepsilon_{it} \tag{5}$$

$$TFP_OP_{it}=\beta_0+\beta_1PreFin_i\cdot Post_t+FC_{it}(WW_{it})+Control_{it}+\varepsilon_{it} \tag{6}$$

其中,FC 和 WW 是用两种方法衡量的企业融资约束,计算方法参考顾雷雷等(2020)和刘莉亚等(2015)。表 6 中第(1)(3)列展示了回归结果,结果显示 *PreFin*·*Post* 系数均至少在 5%的水平显著为正,表明资管新规实施后,企业融资约束加大。

表 6 基于融资约束的机制分析

变量	(1) <i>FC</i>	(2) <i>TFP_OP</i>	(3) <i>WW</i>	(4) <i>TFP_OP</i>
<i>PreFin</i> · <i>Post</i>	0.1059*** (2.7584)	-0.4470***(-2.7737)	0.0746** (2.1542)	-0.5630***(-3.0149)
<i>FC</i>		-0.5631***(-11.6376)		
<i>WW</i>				-0.0876**(-2.2997)
<i>Control</i>	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	23286	23286	20091	20091
调整 R ²	0.462	0.447	0.113	0.445

第(2)(4)列结果表明,资管新规所导致的融资约束的提高降低了企业全要素生产率。

(二)异质性分析

资管新规实施后,金融化程度较高的企业全要素生产率下降。但产权性质、管理者特质和公司治理水平都会影响企业金融资产的持有。因此,金融监管政策下,不同特征企业受到的冲击可能有所差异。本文从产权性质、管理层短视和公司治理三个层面进行异质性分析。

1. 产权性质

由于政府隐性担保的存在,国有企业即便市场竞争力有限,但融资能力普遍较强,融资量常超出正常生产经营所需。相比之下,民营企业普遍面临融资约束问题。国有企业的预算软约束使其更有动机持有金融资产以获得额外收益。打破刚性兑付、禁止多层嵌套、禁止资金池业务等金融强监管措施很可能对国有企业金融资产投资收益和投资渠道产生冲击,弱化金融资产的“蓄水池”效应,对全要素生产率产生抑制作用。表 7 中第(1)(2)列展示了非国有企业(*SOE*=0)和国有企业(*SOE*=1)的回归结果,可以发现,资管新规对国有企业的全要素生产率具有显著负向影响,而对非国有企业而言,交乘项系数为正,但不显著。这表明金融强监管所引发的融资约束上升、金融投资意愿下降等负面冲击对国有企业更强,而对于非国有企业,监管政策并未产生负向影响,甚至发挥着一定的促进作用。可见,民营企业因缺乏政府兜底,在新规压力下更易主动优化资产结构,将有限资源投向核心业务,聚焦技术创新、管理优化等驱动全要素生产率提升的路径,在一定程度上体现了资管新规政策对非国有企业“脱虚向实”的引导作用。

表 7 资管新规对企业全要素生产率影响的异质性检验

变量	(1) SOE=0	(2) SOE=1	(3) Myopia=0	(4) Myopia=1	(5) Govern=0	(6) Govern=1
<i>PreFin·Post</i>	0.0418(0.1767)	-0.8232***(-4.0984)	-0.0766(-0.2920)	-0.7597***(-3.7377)	-0.7031***(-3.8962)	0.0316(0.0989)
<i>Control</i>	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	14218	9068	11800	11486	11454	11832
调整 R ²	0.450	0.431	0.459	0.410	0.412	0.459
组间差异(p 值)		0.012		0.016		0.022

注 组间差异检验使用的是重复 1000 次的费舍尔检验。

2. 管理层短视

管理者特质对企业发展战略和绩效具有重要影响。管理者短视会使其更倾向于考虑短期业绩表现而忽视企业长远利益,最明显的表现是减少不能带来短期业绩的实体投资(胡楠等,2021)。因此,管理层短视的企业更有动机持有大量金融资产,进而受到金融监管政策的影响更大。本文从上市公司年报“管理层讨论与分析”中获取有关管理层短视的词汇频率,短视词频越高,管理层短视程度越深。为了防止可能存在的内生性问题,本文使用 2013-2017 年企业平均短视程度衡量企业短视主义(*Myopia*),以中位数为标准进行分组,将高于中位数的取值为 1,小于或等于中位数的取值为 0。结果如表 7 第(3)(4)列所示,交乘项的回归系数在管理层短视程度较高的企业显著为负,而在管理层短视程度低的企业不显著,表明管理层短视的企业更容易受到金融强监管政策的负面冲击,导致企业全要素生产率下降。

3. 公司治理

公司治理水平可以通过公司内部监督机制和激励机制体现。有效的监督机制能够制约管理者投机行为,督促管理者履职尽责,更加有效地经营核心业务;有效的激励机制能够激励管理者按照企业价值最大化的原则进行生产经营,提高管理者和公司利益的一致性(方红星、金玉娜,2013)。良好的公司治理可以制约管理者自利性行为,促进企业进行长期实体投资(胡楠等,2021),从而提高企业全要素生产率,弱化金融监管政策带来的负面影响。本文参考周宏等(2018)的方法,选择八个公司治理变量,采用主成分分析法构建公司治理质量综合评价指数(*Govern*),其值越大,公司治理质量越高。考虑到企业可能为了应对金融强监管政策而加强公司治理,因此,使用政策发生前五年平均公司治理质量综合评价指数作为样本的公司治理水平,并以中位数为标准进行分组,若高于或者等于中位数,虚拟变量 *Govern* 赋值为 1,否则赋值为 0。由表 7 第(5)(6)列可知,在公司治理水平更高的企业,资管新规对全要素生产率的影响为正,但不显著。对于公司治理水平低的企业,交乘项系数在 1%水平显著为负。这表明,资管新规对企业全要素生产率的负面影响主要体现在公司治理水平低的企业,而具有较高公司治理水平的企业更能弱化金融监管的不利冲击。这表明,有效的公司治理可以通过监督机制和激励机制,弱化甚至逆转政策对全要素生产率的负面影响,而低治理水平企业则因缺乏上述机制,成为政策冲击的“易感群体”,全要素生产率下降更为显著。

(三)资管新规的风险防范功能

金融监管的永恒主题是防范和化解金融风险,其通常会对融资规模、融资成本及金融投资效率等方面产生影响。为了应对监管冲击,企业可能会逐步优化内部资金配置结构,加大实体投资和研发投入,通过主动的技术创新提升自身的风险防范能力(李青原,2022;喻子秦、肖翔,2023)。此外,金融强监管可能会推动资金更多地流向低风险企业,导致资源重新配置,从而引发融资成本上升和经营业绩下降(周上尧、王胜,2021;胡悦等,2023)。为了应对金融监管带来的外部环境变化,企业可能会被动提高系统性风险防范能力。

① 管理层短视数据来源于 WinGO 财经文本数据平台。

② 八个公司治理变量如下:董事长与总经理两职分离、独立董事比例、董事会持股比例、高管持股比例、第一大股东持股比例、董事会规模、监事会规模、前三位高管的薪酬之和。

本文将总体风险分为企业系统性风险和特征风险两个方面,探究资管新规风险防范功能的具体体现。

参考 Bernile 等(2018),将上市公司日个股回报率的标准差进行标准化处理来衡量企业总体风险水平($total_risk$)。同时,使用日个股回报率对市场回报率进行回归,将回归系数进行标准化处理得到企业面临的系统性风险($system_risk$),将回归残差项进行标准化处理得到企业特质风险($idiosyn_risk$)。构建金融强监管与企业风险的回归模型:

$$risk_{it} = \beta_0 + \beta_1 PreFin_i \cdot Post_t + Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

回归结果如表 8 所示,第(1)(2)列交互项 $PreFin \cdot Post$ 回归系数显著为负,表明资管新规实施后,金融化程度较高的企业总体风险和系统性风险下降。第(3)列 $PreFin \cdot Post$ 的回归系数虽然为负,但并不显著,这表明,资管新规的防风险功能并未在企业特质风险上有所体现,这可能源于企业特质风险主要受自身财务和经营因素影响,金融强监管对其影响有限。综上,金融强监管政策防范系统性风险的功能基本实现,总体风险的下降主要由系统性风险驱动,并非源于企业自身风险管控的改善。

表 8 金融强监管与企业风险

变量	(1) $total_risk$	(2) $system_risk$	(3) $idiosyn_risk$
$PreFin \cdot Post$	-0.1410**(-2.3391)	-0.3040***(-4.6286)	-0.0902(-1.2883)
$Control$	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
样本量	23286	23272	23286
调整 R^2	0.505	0.335	0.350

六、结论与政策建议

本文基于资管新规实施这一准自然实验,以 2013-2022 年中国 A 股上市企业数据为研究样本,运用广义双重差分模型探究了金融强监管政策对企业全要素生产率的影响。研究发现,资管新规实施后,金融化程度较高的企业全要素生产率下降。进一步分析发现,资管新规对企业全要素生产率的负面影响主要体现在国有企业、管理层短视的企业以及公司治理较差的企业。降低企业金融资产收益率和提高企业融资约束是资管新规发挥效应的作用机制。在风险防范功能上,资管新规可显著降低企业系统性风险,但无法显著影响企业特质风险。

基于研究结论,本文提出以下三个方面的政策建议:

第一,金融监管应注重考虑政策对微观经济主体的影响,尤其是对企业生产效率可能带来的不利影响。实证研究表明,金融强监管政策在微观企业层面防范化解系统性风险的效用显著,但从企业全要素生产率视角可能导致效率下降。因此,在金融监管政策推进过程中,需要把握防风险与促发展之间的适配度。

第二,金融监管应考虑不同微观企业主体的差异,精准施策。实证结果表明,资管新规对企业全要素生产率的抑制作用主要体现在金融化程度较高企业、国有企业、管理层短视企业以及公司治理较差的企业中。因此,金融监管政策需考虑不同微观企业主体的差异,加强对重点监管或扶持对象的甄别,进行精准施策,强化政策效果。对于重点监管企业,实施穿透式监管,要求企业定期披露金融资产配置详情,限制其高风险和投机性金融资产投资比例;对于重点扶持企业,可在信贷审批、债券发行、上市融资等方面给予政策倾斜,降低其融资成本和融资约束。

第三,企业应加强内部治理,提高管理水平。一是优化管理者团队,提高管理者能力和素质,提高管理层责任感,防止管理层短视。二是建立健全内部监督和激励机制,加强内部治理,提高决策准确性和公司治理水平。三是提高风险防范的意识和能力。实证结果表明,资管新规的实施有效提高了企业风险防范能力,但这种风险防范能力的提高更多是被动适应而非主动求变。企业在面临金融监管政策冲击时应积极求变,主动通过技术创新、战略调整等促进高质量发展,从而提升自身抗风险能力。四是建立风险准备金制度或购买商业保险产品,完善风险评估和预警体系,提高应对金融监管政策冲击和市场波动的能力。□

① 限于篇幅,企业风险相关计算式留存备索。

[参考文献]

- 杜勇、张欢、陈建英, 2017. 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 (12): 113-131.
- 方红星、金玉娜, 2013. 公司治理、内部控制与非效率投资: 理论分析与经验证据. 会计研究 (7): 63-69+97.
- 顾雷雷、郭建鸾、王鸿宇, 2020. 企业社会责任、融资约束与企业金融化. 金融研究 (2): 109-127.
- 胡海峰、窦斌、王爱萍, 2020. 企业金融化与生产效率. 世界经济 (1): 70-96.
- 胡楠、薛付婧、王昊楠, 2021. 管理者短视主义影响企业长期投资吗?——基于文本分析和机器学习. 管理世界 (5): 139-156+11+19-21.
- 胡悦、吴文锋、杜林琳, 2023. 资管新规的防风险和促实体效应: 风险分担视角. 经济研究 (11): 117-132.
- 黄勃、李海彤、刘俊岐、雷敬华, 2023. 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. 经济研究 (3): 97-115.
- 蒋敏、周炜、宋杨, 2020. 影子银行、《资管新规》和企业融资. 国际金融研究 (12): 63-72.
- 李青原、陈世来、陈昊, 2022. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据. 经济研究 (1): 137-154.
- 刘柏、王馨竹, 2021. 企业绿色创新对股票收益的“风险补偿”效应. 经济管理 (7): 136-157.
- 刘炳荣、孙志红、魏涛, 2023. 金融强监管与金融市场稳定. 金融论坛 (9): 47-57.
- 刘冲、曾琪、刘莉亚, 2023. 金融强监管、存贷长期化与企业短债长用. 经济研究 (10): 75-92.
- 刘莉亚、何彦林、王照飞、程天笑, 2015. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗?——基于微观视角的理论和实证分析. 金融研究 (8): 124-140.
- 刘姝雯、刘建秋、阳旸, 2023. 企业金融化与生产效率: “催化剂”还是“绊脚石”. 南开管理评论 (1): 55-68.
- 卢盛峰、董如玉、叶初升, 2021. “一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据. 中国工业经济 (3): 80-98.
- 鲁晓东、连玉君, 2012. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999-2007. 经济学(季刊) (2): 541-558.
- 彭飞、蔡靖、吴华清, 2023. 增值税分成、财政激励与城市经济发展不平衡——内在机制与经验证据. 数量经济技术经济研究, (3): 70-90.
- 彭俞超、马思超、王南萱、郑航行, 2023. 影子银行监管与银行风险防范. 经济研究 (8): 83-99.
- 彭俞超、倪晓然、沈吉, 2018. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角. 经济研究 (10): 50-66.
- 冉芳、谭怡、康文静, 2022. 实体企业金融化如何影响全要素生产率: 基于中国 A 股上市公司的实证检验. 国际金融研究 (12): 82-93.
- 汤晟、饶品贵、李晓溪, 2024. 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. 中国工业经济, (1): 131-149.
- 王红建、李茫茫、汤泰劫, 2016. 实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响. 中国工业经济 (11): 73-89.
- 王少华、王文琴、陈宋生, 2025. 金融衍生品监管与企业竞争力提升——基于“国九条”的准自然实验. 现代金融研究 (2): 72-88.
- 王越、阳镇、陈劲, 2024. 企业金融化是否挤出了企业绿色技术创新?. 现代金融研究 (10): 14-24+35.
- 喻子秦、肖翔, 2023. 影子银行监管优化与企业创新——基于《资管新规》的准自然实验. 会计研究 (4): 74-87.
- 张成思、张步昙, 2016. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角. 经济研究 (12): 32-46.
- 周宏、周畅、林晚发、李国平, 2018. 公司治理与企业债券信用利差——基于中国公司债券 2008-2016 年的经验证据. 会计研究 (5): 59-66.
- 周上尧、王胜, 2021. 中国影子银行的成因、结构及系统性风险. 经济研究 (7): 78-95.
- Akerberg D.A., Caves K. and Frazer G., 2015. Identification properties of recent production function estimators. *Econometrica* 83 (6): 2411-2451.
- Allen A., Lewis-Western M.F. and Valentine K., 2022. The innovation and reporting consequences of financial regulation for young life-cycle firms. *Journal of Accounting Research* 60(1): 45-95.
- Allen F., Gu X., Li C.W., Qian J. and Qian Y., 2023. Implicit guarantees and the rise of shadow banking: the case of trust products. *Journal of Financial Economics* 149(2): 115-141.
- Barth J.R. Jr G.C. and Levine R., 2004. Bank regulation and supervision: what works best. *Journal of Financial Intermediation* 13 (4): 205-248.
- Behn M., Haselmann R. and Vig V., 2022. The limits of model-based regulation. *The Journal of Finance* 77(3): 1635-1684.
- Bernile G., Bhagwat V. and Yonker S., 2018. Board diversity, firm risk, and corporate policies. *Journal of Financial Economics* 127 (3): 588-612.

- Buchak G, Matvos G, Piskorski T, and Seru A. 2018. Fintech regulatory arbitrage and the rise of shadow banks. *Journal of Financial Economics* ,130(3) :453–483.
- Caggese A, and Cuñat V. 2013. Financing constraints firm dynamics export decisions and aggregate productivity. *Review of Economic Dynamics* ,16(1) :177–193.
- Chen X, Higgins E, Xia H, and Zou H. 2020. Do financial regulations shape the functioning of financial institutions' risk management in asset-backed securities investment. *The Review of Financial Studies* ,33(6) :2506–2553.
- Chernozhukov V, Chetverikov D, Demirer M, Duflo E, Hansen C, Newey W, and Robins J. 2018. Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters. *The Econometrics Journal* ,21(1) :C1–C68.
- Demir F. 2009. Financial liberalization private investment and portfolio choice financialization of real sectors in emerging markets. *Journal of Development Economics* ,88(2) :314–324.
- Duffie D. 2018. Financial regulatory reform after the crisis : an assessment. *Management Science* ,64(10) :4835–4857.
- Irani R.M, Iyer R, Meisenzahl R.R, and Peydró J.L. 2021. The rise of shadow banking evidence from Capital Regulation. *The Review of Financial Studies* ,34(5) :2181–2235.
- Jackson G, Bartosch J, Avetisyan E, Kinderman D, and Knudsen J.S. 2020. Mandatory non-financial disclosure and its influence on CSR an international comparison. *Journal of Business Ethics* ,162(2) :323–342.
- Keys B.J, Mukherjee T, Seru A, and Vikrant V. 2009. Financial regulation and securitization evidence from subprime loans. *Journal of Monetary Economics* ,56(5) :700–720.
- Krishnan K, Nandy D.K, and Puri M. 2015. Does financing spur small business productivity? Evidence from a natural experiment. *The Review of Financial Studies* ,28(6) :1768–1809.
- Sengul M, Costa A.A, and Gimeno J. 2019. The allocation of capital within firms. *Academy of Management Annals* ,13(1) :43–83.
- Song Z, Storesletten K, and Zilibotti F. 2011. Growing like China. *American Economic Review* ,101(1) :196–233.
- Subramanian A, and Yang B. 2020. Dynamic prudential regulation. *Management Science* ,66(7) :3183–3210.

Stringent Financial Regulation and Corporate Total Factor Productivity ——A Quasi-Natural Experiment Based on New Asset Management Regulation

NIE Li WANG Yu-long MAN Yuan-yuan

Summary: Financial regulation plays a crucial role in enhancing financial stability and guiding enterprises to optimize resource allocation. In April 2018, the “Guiding Opinions on Regulating the Asset Management Business of Financial Institutions” (hereinafter referred to as the “New Asset Management Regulation”) were officially issued, achieving remarkable results in preventing and resolving systemic financial risks. There is a complex relationship between corporate financialization and total factor productivity (TFP). While playing a role in risk prevention, can the “New Asset Management Regulation” effectively improve TFP of enterprises? What are the underlying mechanisms? At the same time, in which specific aspects does the “New Asset Management Regulation” enhance the risk prevention capabilities of enterprises? The research on the above issues is of great significance for optimizing financial regulation and promoting high-quality development of both finance and the real economy.

This paper uses the implementation of the “New Asset Management Regulation” as an exogenous event and employs a generalized difference-in-differences (DID) approach based on the data of Chinese A-share listed companies during 2013–2022 to investigate the impact of stringent financial regulation on TFP of enterprises. The findings reveal that after the implementation of the “New Asset Management Regulation”, enterprises with higher levels of financialization experienced a decline in TFP. Mechanism analysis shows that reduced returns on corporate financial assets and tightened financial constraints are the key channels through which the “New Asset Management Regulation” exerts its effects. Heterogeneity tests indicate that the suppressive effect of the “New Asset Management Regulation” on TFP is more pronounced among state-owned enterprises (SOEs),

(下转第 71 页)

ity analysis indicates that the enhancing effect is more pronounced in cities with gentle terrain, without high-speed rail access, and located in central and western regions. Further analysis shows that government attention and intellectual property protection play moderating roles in the relationship between spatial correlation of digital finance and urban economic resilience.

The marginal contributions of this study are as follows: First, existing literature primarily focuses on depicting the spatial correlation of digital finance at the provincial level, but provincial-level data are too macro to effectively guide the coordinated development of digital finance at the city level. This study measures the spatial correlation of digital finance at the city level, addressing the limitations of overly macro provincial data. Second, while existing research has explored the spatial effects of economic resilience from a digital finance perspective using spatial econometric models, the results are limited to capturing spatial features of geographically “adjacent” or “neighboring” areas and fail to depict the cross-regional, multi-threaded spatial correlation characteristics of digital finance. This study utilizes social network analysis, which quantifies the network centrality advantages of digital finance in specific cities and constructs “relational data” to capture inter-city spatial correlation of digital finance, thereby overcoming the limitations of spatial econometric models based on distance or adjacency matrices in capturing cross-regional features of digital finance. Finally, while some studies have attempted to explain the formation mechanisms of economic resilience from perspectives such as industrial upgrading and innovation input, few have integrated multiple pathways for mechanism analysis. This study systematically identifies the intermediary pathways through which spatial correlation of digital finance enhances urban economic resilience from three aspects: industrial structure, innovation capacity, and entrepreneurship and employment. Additionally, it introduces government attention and intellectual property protection as moderating variables, enhancing the depth and breadth of mechanism identification.

Keywords: digital finance; economic resilience; spatial correlation; social network analysis

JEL Classification: F49 F832 F124

(责任编辑 刘 新)

(上接第 44 页)

firms with myopic management, and those with weaker corporate governance. In terms of risk prevention, the “New Asset Management Regulation” significantly reduces enterprises’ systemic risk but has no significant impact on their idiosyncratic risks.

The marginal contributions of this study are as follows. Firstly, using the implementation of the “New Asset Management Regulation” as a quasi-natural experiment, this paper evaluates the impact of stringent financial regulatory policies on TFP of enterprises, extending the existing research on the microeconomic consequences of financial regulatory policies. Secondly, considering that enterprises may engage in moderate or excessive financialization due to differing motivations to hold financial assets, this paper explores the different impacts of the “New Asset Management Regulation” on TFP of enterprises with different levels of financialization, enriching the relevant research on the relationship between corporate financialization and TFP. Thirdly, by examining the effects of the “New Asset Management Regulation” on both systemic and idiosyncratic risks, it provides micro-level evidence to support the risk-prevention function of stringent financial regulation.

Keywords: stringent financial regulation; New Asset Management Regulation; corporate financialization; total factor productivity; corporate risk

JEL Classification: G18 G3 P32

(责任编辑 朱 妮)