

国经济制裁对企业的冲击影响，企业应当致力于塑造自身的核心竞争力，增强抵御风险的能力，增强各方面实力，以此赢得更多投资者的青睐。（2）在防范风险上，企业需合理布局自身的国际化业务，帮助企业分散贸易和金融风险，降低对美国的经济依赖，缓解美国经济制裁对企业债务融资的突发冲击。

金融监管与企业资本结构动态调整 ——来自资管新规的证据

王 博 吴振伦 罗荣华 张晓玫

“十五五”规划建议指出，要全面加强金融监管。实践中，金融机构的影子银行业务可能带来潜在的金融风险。为有效化解金融风险，2018 年 4 月，中国人民银行等部门联合发布了《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》（简称资管新规）。资管新规一方面通过打破刚兑、推进净值化转型，规范了资管产品的资金定价和收益机制，进而修正了金融机构的过度风险承担行为，使得资管产品回归资管业务的本源。另一方面，资管新规通过限制嵌套、遏制资金在金融体系内空转，降低了债务融资成本，并引导资金流向实体经济。此外，资管新规加速非标资产回表，并通过硬化监管约束，引导金融机构风险偏好和风险承担的下降。已有研究从多个角度探讨了资管新规对金融机构、金融市场、企业的影响，但尚未关注其对企业资本结构动态调整的影响。在化解金融风险、推动去杠杆的过程中，金融监管能否驱动企业资本结构的动态调整？相较于企业杠杆，企业资本结构的动态调整可用于探究微观企业杠杆变动的结构性特征。为此，本文立足于资本结构动态优化的独特视角，系统剖析监管对企业投融资行为的影响。

本文基于资管新规这一准自然实验，选取 2012—2022 年中国 A 股非金融、非房地产上市企业为样本，运用双重差分模型探究金融监管能否驱动企业资本结构的动态调整、进而实现结构性去杠杆。

根据动态权衡理论，企业存在最优目标资本结构。该目标资本结构是多种因素概率分布的函数，包括税盾收益、财务困境成本、投资机会以及现金持有成本等。企业实际资本结构与其目标资本结构之间往往存在偏离，这种偏离在方向和程度上呈现差异化分布。调整成本影响了企业向目标资本结构调整，主要包括融资摩擦、交易成本和代理成本等；而调整收益则通常体现为财务困境成本的降低或税盾收益的增加。企业资本结构动态调整速度的提升，意味着实际资本结构更快地趋近于目标资本结构，实现资本结构的动态优化。本文研究发现，资管新规实施后，影子银行化程度高的企业，其资本结构动态调整的速度更快，也即企业实际资本结构向目标资本结构进行调整的速度变快。机制研究表明，资管新规通过缓解融资约束、提升金融资源配置效率等渠道，促进了企业资本结构的动态调整。

进一步区分调整方向后，本文发现资本结构向下和向上的动态调整存在非对称差异。过度负债企业向下调整的速度显著增加，而负债不足企业向上调整的速度未能显著，意味着资管新规有助于推动微观企业的结构性去杠杆，也即推动过度负债企业降杠杆。进一步研究显示，资管新规前，企业参与影子银行活动的主要动因包括逐利动机和维护银企关系。

本文的边际贡献有如下三个方面。第一，已有文献从金融资源配置效率、企业投资、企业创新、银行风险承担、防风险和促实体效应、内部资源配置效率、现金持有等方面研究了金融监管的经济效应。资管新规致力于纠正金融机构风险分担的错误激励机制，缓解资金在金融体系内空转嵌套等问题。化解金融风险、推动去杠杆是资管新规的重要任务，但现有文献尚未探讨金融监管对企业杠杆调整的影响。本文以资管新规为例，研究了金融监管对企业资本结构动态调整的影响；并从融资约束、金融资源配置效率两个视角揭示政策效应的作用机制。第二，已有文献从多个角度探讨了企业资本结构动态调整的影响因素，包括制度因素、融资融券改革等等。基于调整方向的不同，资本结构动态调整能够探究动态调整过程中

的非对称差异。基于资本结构动态调整的独特视角，本文探讨了金融监管在微观层面的结构性特征。第三，企业配置金融资产存在预防性动机和逐利动机。本文研究发现，企业参与资管业务的主要动因为逐利动机，而非预防性动机。此外，本文从银企互动的视角出发，通过引入新冠疫情期间的关系型信贷数据，考察了银企关系对疫情期间企业融资行为的影响。

本文的研究结论蕴含着丰富的政策启示。首先，应充分认识到非金融企业影子银行化行为背后的激励机制及其潜在经济后果。本文研究发现，在资管新规实施前，企业参与影子银行活动在微观层面上扭曲了企业的资源配置决策。为避免资源错配和主业偏离，应鼓励企业加大对实体经济的投资，特别是在技术创新和生产性活动上的投入。通过税收激励、金融支持等手段，引导企业将资金投向长期发展和核心业务。另一方面应加强企业与金融机构的信息披露，提升金融产品的透明度，避免资金空转，推动资金流向实体经济，从而促进经济与金融的良性循环。

其次，应持续推进金融监管制度改革，完善对各类金融机构和金融工具的统一监管体系。本文的实证结果表明，资管新规作为典型的强监管政策，在抑制影子银行扩张方面取得显著成效，尤其在引导影子银行化程度较高的企业主动加快资本结构调整方面作用突出。这一经验表明，通过堵塞监管漏洞、压缩套利空间、强化规则约束，能够在宏观层面维护金融稳定的同时，推动企业在微观层面实现结构性去杠杆与资本结构的动态优化。从更广泛的制度意义上看，资管新规不仅为影子银行风险治理与金融市场规范化运行提供了制度模板，也为推动我国金融监管由机构监管向功能监管与行为监管转型提供了现实案例与实践参考。

《金融监管与企业资本结构动态调整》附录

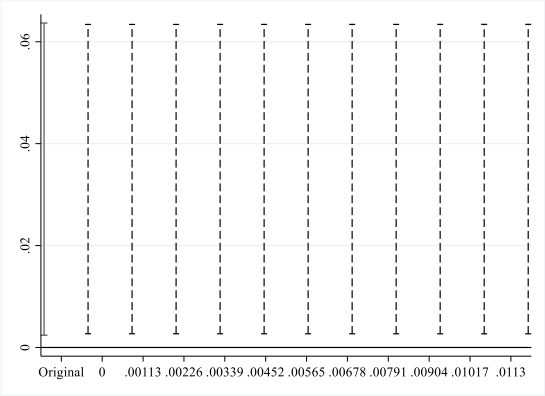
附录1 描述性统计

附表1 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值	中位数
<i>Lev</i>	19154	0.4164	0.1906	0.0459	0.9425	0.4123
<i>Lev*</i>	19154	0.5017	0.0431	0.4018	0.6457	0.4973
<i>Dlev</i>	19154	0.0084	0.0748	-0.8055	0.8024	0.0057
<i>Dev</i>	19154	0.0936	0.1734	-0.4189	0.5291	0.0960
<i>Treat</i>	19154	0.1695	0.3593	0.0003	2.1606	0.0208
<i>Treat2</i>	19154	0.1543	0.3605	0.0000	2.1470	0.0000
<i>Size</i>	19154	22.4423	1.2820	19.9403	26.7796	22.2530
<i>FA</i>	19154	0.2174	0.1554	0.0015	0.7194	0.1849
<i>EBIT</i>	19154	0.0519	0.0645	-0.3472	0.2487	0.0497
<i>TobinQ</i>	19154	2.0383	1.2604	0.7818	10.0952	1.6486
<i>DEP</i>	19154	0.0201	0.0137	0.0002	0.0687	0.0171
<i>Indlev</i>	19154	0.4125	0.1056	0.1453	0.7672	0.3981
<i>MB</i>	19154	3.7260	2.3209	0.8638	19.3144	3.1243
<i>FC</i>	19154	0.3332	0.3285	0.0000	0.9830	0.2128
<i>SA</i>	19154	-3.8695	0.2489	-4.5977	-3.0657	-3.8723
<i>Fm</i>	19154	0.0002	0.6467	-1.0000	2.3563	0.0000
<i>Fm_Relative</i>	19154	0.0029	0.0396	-0.1570	0.1304	0.0008
<i>Fd</i>	19154	-0.6847	0.7285	-2.7648	3.3693	-0.9626

描述性统计如附表1所示。实际资本结构 $Lev_{i,t}$ 的均值和标准差依次为0.4164和0.1906；目标资本结构 $Lev^*_{i,t}$ 的均值和标准差依次为0.5017和0.0431。实际调整偏差 $Dlev_{i,t}$ 的均值和标准差依次为0.0084和0.0748；目标调整偏差 $Dev_{i,t}$ 的均值和标准差依次为0.0936和0.1734。可以发现，中国企业资本结构的实际调整偏差小于目标调整偏差，意味着企业资本结构动态调整属于局部调整。主要变量的描述性统计与黄俊威和龚光明（2019）类似。

附录2 平行趋势的敏感性分析



附图1 平行趋势假设敏感性检验

倘若平行趋势假设存在不同程度的违背，处理前的趋势便能够提供相关的信息。据此，可针对相关估计结果展开敏感性分析。附图 1 参考 Rambachan and Roth（2023）的方法，进行平行趋势假设的敏感性分析，其核心思想是对处理后点估计量的置信区间进行敏感性分析。该方法通过以下两个步骤进行：（1）构造与平行趋势的最大偏离程度（Mbar），本文设置最大偏差度 $Mbar = 1 \times \text{标准误}$ 。（2）在设定的偏离程度下，构造与偏离程度相对应的处理后点估计量的置信区间。若该置信区间在最大偏离程度下不包含 0 值，则表明处理效应对平行趋势的偏离程度具有较好的稳健性。

相比平滑限制，相对偏离程度限制适合于政策评估，其核心思想是处理后违反平行趋势的程度不超过处理前违反平行趋势的程度。附图 1 绘制了相对偏离程度限制下处理效应的平行趋势敏感性检验结果。在相对偏离程度限制下，均未穿过 0 值，意味着资管新规的资本结构动态调整效应十分稳健。

附录3 主动调整与被动调整分析

本文对正文模型（1）进行更改，以得到资管新规对企业资本结构主动调整的影响：

$$\begin{cases} Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1}^p = \gamma(Lev_{i,t}^* - Lev_{i,t-1}^p) + \varepsilon_{i,t} \\ Lev_{i,t-1}^p = \frac{D_{i,t-1}}{A_{i,t-1} + NI_{i,t}} \end{cases} \quad (A1)$$

其中， $Lev_{i,t-1}^p$ 为资本结构动态调整的机械调整部分，其度量方式借鉴 Faulkender et al.（2012）， $D_{i,t-1}$ 为企业*i*在*t* - 1年的负债， $A_{i,t-1}$ 为企业*i*在*t* - 1年的总市值， $NI_{i,t}$ 为公司*i*在*t*年的净利润。模型设定的意义在于，如若公司不进行资本结构的主动调整， $Lev_{i,t}$ 应等于 $Lev_{i,t-1}^p$ 。由此模型（附 1）等式左边为企业资本结构动态调整的主动调整部分，进一步将正文模型（4）修改为模型（附 2）：

$$Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1}^p = (\gamma_0 + \gamma_1 Treat_i \times Policy_t)(Lev_{i,t}^* - Lev_{i,t-1}^p) + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (A2)$$

其中， $Lev_{i,t}^* - Lev_{i,t-1}^p$ 为企业目标资本结构减去机械调整部分的差额，标记为 $Dev_P_{i,t}$ ； $Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1}^p$ 为企业实际资本结构与机械调整部分的差额，即主动资本结构调整速度，标记为 $Dlev_P_{i,t}$ ； γ_1 为交互项 $Treat_i \times Policy_t \times Dev_P_{i,t}$ 的估计系数。

附表 2 汇报了资管新规对企业资本结构主动调整的影响。第（1）、（2）列为模型（附 2）的估计结果。据第（1）列在公司、年度双重固定效应下的估计结果显示，交互项 $Treat_i \times Policy_t \times Dev_P_{i,t}$ 的估计系数为 0.0760，在 1%的水平下显著为正，资管新规的实施加快了企业资本结构调整速度的主动调整。第（2）列在公司、年度×行业双重固定效应下展现了同样的估计结果。可以发现，资管新规对企业资本结构动态调整的影响同时存在机械调整和主动调整。

附表2 金融强监管与企业资本结构动态调整（主动调整与机械调整）

	$Dlev_P_{i,t}$	
	(1)	(2)
$Treat_i \times Policy_t \times Dev_P_{i,t}$	0.0760*** (4.5847)	0.0634*** (3.6827)
$Dev_P_{i,t}$	0.5715*** (43.5604)	0.5536*** (41.8494)
常数项	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	No
年度×行业固定效应	No	Yes
样本量	16890	16870
调整 R^2	0.6471	0.6563

注：标准误在公司层面进行聚类调整，括号内报告的是相应的t统计量。下表同。

附录4 更换识别策略

为增强结论可靠性，本文进一步采用窄口径的非金融企业影子银行化进行识别；也即窄口径的非金融企业影子银行化=（委托理财[购买理财产品、信托产品、资管计划、结构性存款等]）/总资产，记为 $Treat2_i$ 。

附表 3 汇报了更换窄口径的非金融企业影子银行化后，资管新规对企业资本结构动态调整的影响。 $Treat2_i \times Policy_t \times Dev_{i,t}$ 是政策效应 $Treat2_i \times Policy_t$ 与目标调整偏差 $Dev_{i,t}$ 的交互项，重点关注其估计系数 γ_1 。第（1）列在模型（4）中引入公司固定效应和年份固定效应。交互项的估计系数为 0.0336，在 1%水平下显著为正。第（2）列在模型（4）中引入公司固定效应、年份×行业固定效应，以控制时变的行业因素对企业资本结构调整的影响。交互项的估计系数为 0.0340，同样在 1%水平下显著为正。可以发现，由于采用的是窄口径的识别方式，其估计系数略低于基准模型，也即更换识别策略后，本文结论仍然稳健。

附表 3 金融强监管与企业资本结构动态调整（更换识别策略）

	$Dlev_{i,t}$	
	(1)	(2)
$Treat2_i \times Policy_t \times Dev_{i,t}$	0.0336*** (2.9668)	0.0340*** (2.9865)
$Dev_{i,t}$	0.4041*** (44.9384)	0.4069*** (45.4757)
常数项	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	No
年度×行业固定效应	No	Yes
样本量	19154	19133
调整 R^2	0.2059	0.2169

附录5 产权性质差异分析

附表4 金融强监管与企业资本结构动态调整（民营企业）

	$Dlev_{i,t}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	过度负债	负债不足	过度负债	负债不足
$Treat_i \times Policy_t \times Dev_{i,t}$	0.6451*** (5.6672)	0.0028 (0.2097)	0.6692*** (6.5282)	0.0032 (0.2429)
$Dev_{i,t}$	0.4457*** (22.2469)	0.6094*** (38.7676)	0.4311*** (21.5546)	0.6084*** (38.7267)
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	No	No
年度×行业固定效应	No	No	Yes	Yes
样本量	3883	7460	3759	7389
调整 R^2	0.3495	0.4042	0.3726	0.4072

为深入探究企业资本结构动态调整的结构性特征，本文进一步聚焦于民营企业子样本。具体而言，对过度负债和负债不足的民营企业进行了子样本回归分析。附表 4 汇报了相应的

估计结果。第（1）列和第（3）列汇报了过度负债子样本的估计结果。在不同的固定效应下， $Treat_i \times Policy_t \times Dev_{i,t}$ 的估计系数依次为 0.6451 和 0.6692，均在 1%水平下显著为正，意味着资管新规实施后，过度负债的民营企业向下调整其资本结构的速度显著加快。第（2）列和第（4）列汇报了负债不足民营企业子样本的估计结果。在不同的固定效应下， $Treat_i \times Policy_t \times Dev_{i,t}$ 的估计系数依次为 0.0028 和 0.0032，估计系数远小于对应的过度负债民营企业的子样本，且未能录得统计意义上的显著性。结合过度负债和产权异质性的研究结果来看，对于过度负债的民营企业，政策效应均显著。而负债不足的民营企业，政策效应未能显著，体现了资管新规后金融机构的风险偏好下降，也即资管新规会对民营企业融资约束产生影响，特别是抵押品不足的民营企业（胡悦等，2023；冀志斌等，2024）。

附表5 金融强监管与企业资本结构动态调整（民营企业）

	$Dlev_{i,t}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	低固定资产	高固定资产	低固定资产	高固定资产
$Treat_i \times Policy_t \times Dev_{i,t}$	-0.0027 (-0.1781)	0.0507*** (2.6944)	-0.0029 (-0.2066)	0.0526*** (3.1419)
$Dev_{i,t}$	0.4363*** (24.7398)	0.4373*** (30.2992)	0.4386*** (25.1756)	0.4352*** (28.8822)
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	No	No
年度×行业固定效应	No	No	Yes	Yes
样本量	5960	6068	5822	5950
调整 R^2	0.2027	0.2180	0.2105	0.2380

胡悦等（2023）的研究表明，资管新规实施后，拥有较高固定资产占比的民营企业能够通过抵押固定资产来获取融资，意味着抵押品可以对冲资管新规对部分民营企业可能产生的负外部效应。为深入探究抵押品在企业资本结构动态调整中所扮演的角色，本文进一步将民营企业划分为抵押品充足组和抵押品不足组，并分别进行分组回归。附表 5 汇报了相应的估计结果。具体而言，将 2017 年固定资产高于中位数的企业定义为抵押品充足组，其余则为抵押品不足组。如若抵押品充足组的分析结果显著，即该组企业资本结构动态调整速度显著加快，则表明抵押品充足的民营企业受政策干扰较小。第（2）列和第（4）列汇报了抵押品充足子样本的估计结果。在不同的固定效应下， $Treat_i \times Policy_t \times Dev_{i,t}$ 的估计系数依次为 0.0507 和 0.0526，均在 1%水平下显著为正，意味着资管新规实施后，抵押品充足的民营企业调整其资本结构的速度显著加快。第（1）列和第（3）列汇报了抵押品不足民营企业子样本的估计结果。在不同的固定效应下， $Treat_i \times Policy_t \times Dev_{i,t}$ 的估计系数依次为-0.0027 和 -0.0029，估计系数远小于抵押品充足民营企业的子样本，且未能录得统计意义上的显著性。结合附表 4 的结论，抵押品有助于缓解民营企业向上调整资本结构时面临的不利影响。

风险偏好收缩背景下（胡悦等，2023；彭俞超等，2023；刘承昊等，2023），金融机构资金投放策略趋于审慎，更加权衡风险与收益，因此优先将资金配置给信用风险较低、风险缓释能力较强的经济主体。负债不足的国有企业因隐性担保和较强抗风险能力，以及抵押品充足的民营企业因完善的风险缓释机制，成为金融资源重新配置的优先选择。从经验数据来看，2018 年中国债券市场出现 123 只违约债券，违约金额达到 1198.51 亿元（数据来源 Wind 数据库），违约债券数量和金额均超过 2014—2017 年同期总和。违约主体以非国企为主，数量和规模占比均超过九成。该现象意味着，在金融强监管背景下，抵押品充足的民营企业具备较强的风险缓释能力，更符合金融机构趋于审慎的风险偏好。因此，金融资源向这部分企业的流动，体现了金融机构在风险与收益权衡下的合理选择，非无效率的资源错配。这种

资金配置不仅有助于降低整体信贷风险，也提升了资金使用的边际收益。此外，资管新规促使负债不足的国有企业能够更快向目标资本结构收敛，体现出金融资源配置效率的提升。相较之下，资管新规前大量金融资源流向高杠杆的房地产企业（李青原等，2022），反映出风险定价不足和资源配置低效；而资管新规后的资金重分配，则体现了金融机构在风险—收益权衡下的理性选择。由此，资管新规挤出的流动性可能流向了负债不足的国有企业或抵押品充足的民营企业。

附录6 逐利性动机和预防性动机分析

企业配置金融资产的动机可分为预防性动机和逐利动机（刘贯春等，2018）。刚性兑付、高额收益的资管产品，因其收益的确定性和稳定性，成为企业逐利并实现利润最大化的工具。在资本逐利过程中，企业通常会基于收益和风险等因素，在不同类型的资产之间进行结构性配置，其核心逻辑围绕投资收益与风险的权衡展开。一方面，影子银行的无序扩张造成了资管产品的刚性兑付特征，这种高额、无风险的收益激发了企业通过金融渠道获利的动机。另一方面，经济环境的变化压缩了实体经济的整体收益水平，这导致收益利差的扩大，为企业投资资管产品提供了动力，即企业将资金从实体经济转向金融资产配置。值得注意的是，李建军和韩珣（2019）指出，企业主要是出于利润追逐而非预防性动机参与影子银行业务。与此同时，李青原等（2022）的研究同样未支持蓄水池效应下的预防性动机。

资管新规通过打破刚性兑付、推动净值化转型等措施，降低了企业通过金融渠道获利的空间。资管新规通过净值化转型等措施，纠正了资管产品风险与收益错配的激励机制，明确了资管产品应作为投资者自负盈亏的金融产品，这一转变完成了影子银行业务从金融机构承担风险到投资者自担风险的角色转换（胡悦等，2023）。在净值化转型的过程中，金融机构通过抛售高风险资产、增配标准化资产，使得资管产品的收益率下降。这些政策变化不仅消除了金融市场中无风险利率对资管产品预期收益的锚定，也降低了企业通过金融渠道获利的可能性。彭俞超和何山（2020）认为，资管新规通过压缩影子银行资产的预期收益，进而影响企业参与影子银行的动机。李青原等（2022）、喻子秦和肖翔（2023）以及汤晟等（2024）的研究揭示了金融强监管对企业多方面的重要影响。研究表明，金融强监管通过降低企业金融化程度，对企业投资决策、创新活动以及内部资源配置效率产生了显著影响。打破刚性兑付预期后，资管产品由隐性担保向净值型资管产品转型，企业闲置资金的机会成本下降，企业金融渠道获利程度亦随之发生变化。由此，打破刚性兑付、推动净值化转型势必降低企业的逐利动机，压缩企业金融渠道获利的空间。

预防性动机指企业战略性地保持高流动性资产，以应对未预见的紧急状况。现有研究普遍认为，现金流波动性和再融资风险是驱动预防性动机的关键因素。借鉴杜善重等（2025），本文采用如下现金—现金流模型检验企业参与资管产品投资是否存在预防性动机：

$$Dcash_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_i \times Policy_t \times CF_{it} + \gamma_2 Treat_i \times Policy_t + \gamma_3 Policy_t \times CF_{it} + \gamma_4 CF_{it} + \gamma_5 X_{it} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (A3)$$

其中， $Dcash_{it}$ 为企业现金持有量的变动， CF_{it} 为企业现金流， X_{it} 为一系列公司层面控制变量。模型其他设定与主回归一致。本文关注的估计系数为 γ_1 。如若持有刚性兑付、高额收益的资管产品存在预防性动机，那么打破刚性兑付将弱化资管产品的预防性动机。也即金融强监管后，企业需要从现金流中留存更多现金，预期政策效应与现金流交互项 $Treat_i \times Policy_t \times CF_{it}$ 的估计系数为正。

附表6的估计结果表明，政策效应与现金流交互项 $Treat_i \times Policy_t \times CF_{it}$ 的估计系数均未能录得统计意义上的显著性。对于刚性兑付的资管产品，其高额收益、刚性兑付特征决定了企业进行的是无风险套利，而非预防性动机。这与Duchin et al.（2017）、李建军和韩珣（2019）的结论类似，即企业主要是出于逐利性动机而非预防性动机参与影子银行业务。

附表6 企业参与资管产品投资的动机（预防性动机）

	$Dcash_{it}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat_i \times Policy_t \times CF_{it}$	0.0269 (0.9053)	0.0119 (0.4137)	0.0178 (0.5766)	0.0081 (0.2672)
$Treat_i \times Policy_t$	0.0074** (2.4191)	0.0073** (2.4580)	0.0079** (2.4774)	0.0080*** (2.6168)
$Policy_t \times CF_{it}$	-0.0000 (-0.0021)	0.0242 (1.5282)	0.0163 (0.9697)	0.0328* (1.9549)
$CF_{i,t}$	0.8973*** (66.4290)	0.9081*** (66.0405)	0.8991*** (66.0984)	0.9101*** (66.1803)
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	No	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	No	No
年度×行业固定效应	No	No	Yes	Yes
样本量	16890	16890	16870	16870
调整 R^2	0.4456	0.4571	0.4654	0.4753

参 考 文 献

- [1] 杜善重、杨兴全和马连福, 2025, 《通道业务监管提升了企业现金持有》, 《经济学季刊》第 1 期, 第 191~205 页。
- [2] 黄俊威和龚光明, 2019, 《融资融券制度与公司资本结构动态调整——基于“准自然实验”的经验证据》, 《管理世界》第 10 期, 第 64~81 页。
- [3] 胡悦、吴文峰和杜林琳, 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》第 11 期, 第 117~132 页。
- [4] 李建军和韩珣, 2019, 《非金融企业影子银行化与经营风险》, 《经济研究》第 8 期, 第 21~35 页。
- [5] 李青原、陈世来和陈昊, 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》第 1 期, 第 137~154 页。
- [6] 刘贯春、张军和刘媛媛, 2018, 《金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率》, 《世界经济》第 1 期, 第 148~173 页。
- [7] 刘承昊、刘冲和刘莉亚, 2023, 《影子银行监管的风险防范和信贷紧缩效应——来自资管新规的证据》, 《金融研究》第 7 期, 第 40~56 页。
- [8] 彭俞超和何山, 2020, 《资管新规、影子银行与经济高质量发展》, 《世界经济》第 1 期, 第 47~69 页。
- [9] 彭俞超、马思超、王南萱和郑航行, 2023, 《影子银行监管与银行风险防范》, 《经济研究》第 8 期, 第 83~99 页。
- [10] 汤晟、饶品贵和李晓溪, 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》第 1 期, 第 131~149 页。
- [11] 冀志斌、叶耐德和孔东民, 2024, 《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》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 661~676 页。
- [12] 喻子秦和肖翔, 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》第 4 期, 第 74~87 页。
- [13] Duchin, R., T. Gilbert, J. Harford and C. Hrdlicka, 2017, “Precautionary savings with risky assets: When cash is not cash”, *The Journal of Finance*, 72(2), pp. 793-852.
- [14] Faulkender, M., M. J. Flannery and K. W. Hankins, 2012, “Cash Flows and Leverage Adjustments”, *Journal of Financial Economics*, 103 (3), pp. 632~646.
- [15] Rambachan, A. and J. Roth, 2023, “A more credible approach to parallel trends”, *Review of Economic Studies*, 90(5), pp. 2555-2591.