

资管新规、融资约束与企业创新

余跃文

广东财经大学金融学院, 广东 广州

收稿日期: 2024年3月18日; 录用日期: 2024年4月12日; 发布日期: 2024年5月31日

摘要

创新是经济增长的核心驱动力, 尤其在中国经济迈向高质量发展的新时代背景下。为提升经济增长质量、效益和竞争力, 贯彻创新发展战略、促进实体经济发展至关重要。然而, 企业创新活动常面临周期长、成本高、产出不确定等挑战, 导致资金风险加大, 融资约束成为制约企业创新的关键因素。为防范金融风险、遏制经济脱实向虚, 2018年发布的资管新规大幅限制了影子银行业务, 其影响必将传导至实体经济。因此, 深入研究资管新规对企业创新的影响, 对于推动经济高质量发展具有重要意义。本文借助资管新规的出台, 以产权性质差异为基础构建实验组和对照组, 采用双重差分法探究金融监管与企业创新的内在关联。研究发现, 资管新规显著促进了民营企业创新投入与效率, 此结论经稳健性检验后依然成立。进一步分析显示, 融资约束在此过程中发挥了部分中介作用。资管新规通过缓解企业融资约束, 有效推动企业创新投入与效率提升。本研究不仅深化了金融监管与企业创新关系的理解, 也为政策制定提供了有益参考。

关键词

资管新规, 企业创新, 金融监管, 融资约束, 双重差分

New Asset Management Regulations, Financing Constraints, and Enterprise Innovation

Yuewen Yu

School of Finance, Guangdong University of Finance & Economics, Guangzhou Guangdong

Received: Mar. 18th, 2024; accepted: Apr. 12th, 2024; published: May 31st, 2024

Abstract

Innovation is a core driver of economic growth, especially as the Chinese economy moves into a

new era of high-quality development. In order to improve the quality, efficiency and competitiveness of economic growth, it is crucial to implement the strategy of innovative development and promote the development of the real economy. However, enterprise innovation activities often face challenges such as long cycle, high cost and uncertain output, which leads to increased capital risk, and financing constraints become the key factor restricting enterprise innovation. In order to prevent financial risks and curb the economic transformation from real to virtual, the new asset management regulations issued in 2018 significantly restricted shadow banking, and its impact will surely be transmitted to the real economy. Therefore, in-depth research on the impact of new regulations on enterprise innovation is of great significance for promoting high-quality economic development. In this paper, with the help of the introduction of new asset management regulations, the experimental group and the control group are constructed on the basis of the difference in property rights, and the internal relationship between financial supervision and enterprise innovation is explored by using the difference-difference method. It is found that the new asset management regulations significantly promote the innovation input and efficiency of private enterprises, and this conclusion is still valid after the robustness test. Further analysis shows that financing constraints play a partial mediating role in this process. By easing the financing constraints of enterprises, the new regulations effectively promote the innovation investment and efficiency of enterprises. This study not only deepens the understanding of the relationship between financial regulation and enterprise innovation, but also provides a useful reference for policy making.

Keywords

New Asset Management Regulations, Enterprise Innovation, Financial Regulation, Financing Constraints, Difference-in-Differences

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在资本边际报酬递减、人口红利效应消退以及全球地缘政治风险日渐显现等多重因素交织的作用下，我国依赖传统有形生产要素驱动的增长模式在供需两端都难以为继。特别是随着中国经济进入高质量发展的“新时代”阶段，对新旧动能转换提出了更高的要求。习近平总书记指出，“创新是引领发展的第一动力，是建设现代化经济体系的战略支撑”，要“提高关键核心技术创新能力，为中国发展提供有力科技保障”。可见，全面创新以发挥技术进步的“内生驱动效应”已成为政、学、企三界的重要共识。其中，企业作为国民经济动能转型中的核心要素和微观基础，自身的创新能力已经成为经济高质量发展乃至国家核心竞争力塑成的重要驱动。企业创新活动存在周期长、成本高和产出不确定等特点，这使得企业的创新活动面临着较大的资金风险，因此融资约束成为影响企业创新的重要因素。

近年来，中国各类金融业态野蛮生长和实体企业的“脱实向虚”态势，成为中国高质量发展阶段下的重大结构性失衡，影子银行体系野蛮生长。影子银行是游离于监管体系之外的信用中介机构。在我国影子银行具有与银行类似的投融资金融功能，并且还兼具信用、期限和流动性转换的信用中介功能。影子银行虽然为实体经济融资作出了贡献，但是其本质是部分金融机构为了获取超额收益，在不同监管框架下进行套利的行为。这加大了金融风险发生的概率以及风险的传染性，提高了社会融资成本，使得经济出现“脱实向虚”的情况。从主观上来看，部分金融机构为获取高额利润是影子银行的产生来源，是

这些金融机构在分业监管规则下实行的套利行为，所以影子银行的存在加深了金融风险的传染性，这无疑是有悖于对金融业监管的宏观审慎原则。而从客观上来讲，在实践和理论上都发现，中国的影子银行具有其一定的自身优势，起到金融中介的效果，部分地解决了企业融资时面对的信息不对称问题，已经成为银行信贷的替代和补充，是实体经济中的民营企业重要的融资渠道之一，能够在一定程度上缓解民营企业的融资约束问题，有利于经济发展。

为防范系统性金融风险，遏制经济脱实向虚的趋势，并进一步实现经济的高质量发展，2018年4月27日，中国人民银行联合中国证券监督管理委员会、中国银行保险监督管理委员会和国家外汇管理局正式发布《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”)。资管新规的出台标志着中国金融市场迈入全方位监管的新时代。它进一步地规范了金融业尤其是资产管理类业务的发展，使得相同种类的资产管理产品的监管标准得到了统一，在增加了影子银行业务进入门槛的同时减少了影子银行业务的预期收益率。自资管新规实施以来，影子银行活动的规模显著降低，一方面经济脱实向虚的现象得到良好遏制，系统性金融风险也明显下降；但另一方面，资管新规的影响势必会通过影子银行传导至实体经济，因此研究资管新规政策的实施对企业创新的影响问题意义重大，但目前关于资管新规在微观层面对于企业创新的具体影响不够充足，因此这是本文的主要研究方向。

2. 文献回顾及研究假设

目前关于相关文献比较一致地认为资管新规将促使影子银行规模的萎缩[1]和影子银行业务的转型[2]，以及其对金融风险、银行信贷供给等金融部门的影响[3]。而关于资管新规对企业行为的影响，大部分文献立足于影子银行背景，讨论了资管新规对企业融资的作用机理[4]，目前学者们对影子银行能否真正缓解民营和中小企业融资约束还未形成统一意见，一方面影子银行的发展在带来金融系统性风险的同时，客观上也发挥了自身的特点和优势对于一些产业、行业 and 企业的融资困难问题带来了缓解[5]，而在我国面临融资困境的企业尤其以民营和中小企业为甚，由于其可抵押资产缺乏、信息不对称严重、经营期限较短等问题，其外部融资是比较依赖影子银行[6]，但是另一方面影子银行融出的资金主要是短期的高成本资金，这就决定了影子银行只能是扮演资金急救者的身份[7]。而我国以银行为主导的影子银行更是侵占了民营以及中小企业的信贷资源，提高了资金成本，实际上加剧了中小企业的融资约束和负担，剥削了其经营利润[8]。虽然学者们对影子银行能否缓解民营企业融资约束还存在争议，但不妨碍其利用融资约束来研究影子银行对企业的投融资行为、企业价值以及企业创新等方面的影响。相对而言，直接研究影子银行与企业创新之间的文献还不多，以定性分析为主，有限的定量分析文章对于影子银行对中小企业创新的影响有不同的意见，而资管新规对影子银行造成的影响势必会通过影子银行传导至实体经济，既有可能归还原本应配置给企业的信贷资金，叠加打破刚兑的影响，使民营企业融资成本下降，融资约束得到缓解，也可能使其面临短期的融资困境，融资约束上升。综上所述，本文在研究资管新规、融资约束以及企业创新的关系后，将以资管新规的出台为准自然实验，以及融资约束的中介作用，探讨了资管新规带来的企业创新作用效果，这将是对于现有研究的一种补充，具有一定的理论价值和实践意义。

资管新规的实施对金融体系和实体经济产生了深远影响。新规的出台旨在防范系统性金融风险，引导金融机构更加专注于为实体经济提供服务。通过加强对资产管理业务的监管，资管新规削弱了影子银行对传统信贷的替代作用，推动金融机构向实体经济倾斜。资管新规的严格执行有助于打击金融机构的监管套利行为，限制了影子银行活动，可能减轻了民营企业的融资约束，降低了影子银行对民营企业创新的抑制作用。这是因为新规限制了影子银行业务，导致资金从房地产、地方政府融资平台等领域被挤出，商业银行的表外资金被约束，资金更多地流入实体经济，降低了民营企业的融资成本。此外，资管

新规的实施还有助于引导市场无风险利率下行，提高资金配置效率，进一步降低了民营企业的融资成本，缓解了融资约束。

然而，资管新规也可能带来一些负面影响。影子银行活动的收缩可能导致融资成本上升，加剧民营企业的融资困难，甚至推动企业寻求更昂贵的融资途径，例如民间借贷，从而加剧融资约束。当企业面临融资困难时，可能会削减研发投入，影响创新活动的开展，降低企业的竞争力。

综上所述，资管新规的实施对金融体系和实体经济都具有重要意义。在新规的指导下，金融机构更加注重为实体经济服务，同时也需要平衡好监管力度，确保金融体系稳健发展的同时支持民营企业的创新与发展。只有在良好的监管框架下，资本才能更好地为实体经济服务，为经济发展注入新的活力。基于以上分析，提出以下假设：

H1a: 资管新规的出台对企业的创新投入和创新效率产生了促进作用。

H1b: 资管新规的出台对企业的创新投入和创新效率产生了抑制作用。

H2: 资管新规的出台对企业创新的影响是通过融资约束产生的。

其影响机制如下图 1。

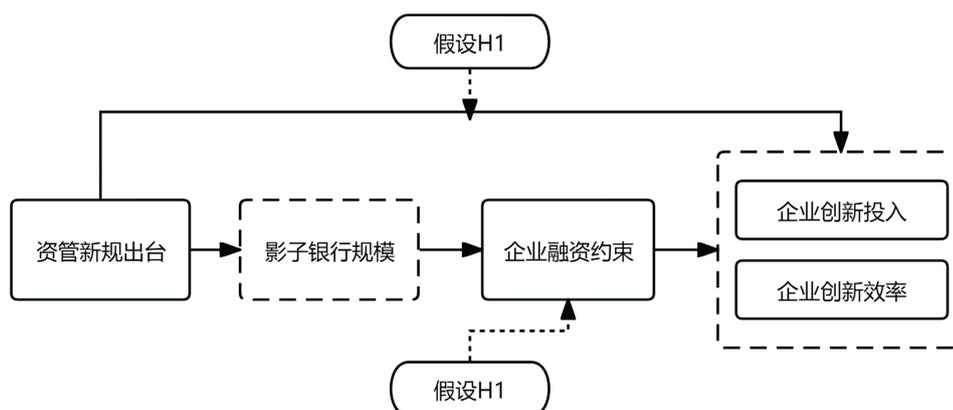


Figure 1. Influence mechanism

图 1. 影响机制

3. 研究设计

3.1. 数据来源

本文选取中国 A 股非金融非房地产类上市企业 2013~2021 年年度数据为样本，并对初始样本进行如下处理：(1) 剔除了样本期内所有权性质由非国有变更为国有，或者由国有变更为非国有的样本；(2) 剔除了 ST 与 PT 类样本；(3) 剔除了总资产、总负债、营业收入等主要变量缺失的样本；(4) 剔除上市时间不足 1 年的样本；(5) 剔除不满足政策实施前后至少有 1 期数据的样本。为了控制极端值的影响，本文对连续变量 1% 以下和 99% 以上分位数进行了缩尾处理。为了控制企业个体和时间因素的影响，本文采用多维固定效应对模型进行回归。本文的企业特征数据主要来自国泰安数据库(CSMAR)，并通过 Wind 数据库进行补充。宏观变量数据来自各省级单位发布的年度统计公报及财政决算报告。

3.2. 模型设定

本文使用双重差分法(DID)考察资管新规的发布对企业创新产生的影响。Heckman 等(1985)最早提出将 DID 方法用于公共政策效应评估，此后，DID 方法的研究成果层出不穷。双重差分法的理论框架建立

于自然实验的基础之上，自然实验是进行双重差分的必要环节，该方法通过某种外生冲击对实验组和对照组产生异质性影响，解决了内生性问题，较好地识别出变量间的因果关系。但是资管新规的实施是面向全国所有企业和金融机构，并没有在某地区开展试点，故而较难找到完全不受该政策影响的企业作为对照组。

本文借鉴王嘉鑫等(2020) [9]的方法，利用我国产权性质的差异组建实验组和对照组。无论从政治层面还是监管层面来看，现阶段大型国有银行在我国的金融市场始终占据主导地位，在这种体制背景下，国有大型经济体的创新发展能够得到较为充分的信贷支持，但对于非国有经济体来说，其融资需求很难得到足额保障。特别在资管新规强监管产生的信贷紧缩环境下，由金融歧视所导致的信贷资源错配很可能会阻滞创新资本的自由流动，削弱非国有的创新动机。相比于国有企业和大型企业，非国有企业更容易陷入流动性困境，因此，非国有企业也更容易放弃投资周期长、风险更高的创新项目而选择进入短期稳定性更强的非创新类业务。综上，本文将非国有企业设定为实验组，国有企业设定为对照组。

采用双重差分时，需要设置两个虚拟变量：(1) 实验组与控制组虚拟变量 $treat$ 。将非国有企业设置为实验组，即 $treat = 1$ ；国有企业设置为控制组，即 $treat = 0$ 。(2) 时间虚拟变量 $post$ 。将实施资管新规的年份(2018年)以及以后年份设置为 $post = 1$ ，其余年份为 $post = 0$ 。因此，上述的两个虚拟变量的交乘项 $treat \times post$ 为资管新规对企业创新影响的“效应”，即该交乘项为本文构造的双重差分项 did 。因此本文构建如下双重差分模型如下：

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 did_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，核心被解释变量为企业创新 Y ，包括企业创新投入(RD)以及企业创新效率(IE)； i 为企业个体； t 为时间， X 为控制变量； did 为双重差分项。 μ_i 为个体效应； η_t 为时间效应； ε 为随机干扰项； β_0 为常数项， β_2 为控制变量 X 估计系数向量； β_1 为双重差分估计系数，通过该系数可以衡量资管新规对企业创新的影响效果。

3.3. 变量选取

3.3.1. 被解释变量

企业创新 Y 。既有文献常用研发支出与营业收入、总资产等变量的比值作为研究投入的代理变量，本文参考邓永亮等(2022) [10]的做法，选取研发支出占营业收入的比例设为 RD ，来衡量企业创新投入的强度。此外衡量企业创新效率有重大的意义，能够更全面地反映企业的创新能力。因此本文借鉴权小锋和尹洪英(2017) [11]的研究，采用滞后一期专利授权数与当年研发投入的比值来衡量创新效率。考虑到三种专利对企业的贡献不同，分别对发明专利、实用新型和外观设计的授权数量赋予 3:2:1 的权重进行加权平均，再加 1 取自然对数，得到创新效率 IE ，与企业的创新投入共同衡量企业创新。

3.3.2. 解释变量

did 。将非国有企业设置为实验组，即 $treat = 1$ ；国有企业设置为控制组，即 $treat = 0$ 。时间虚拟变量 $post$ 。将实施资管新规的年份(2018年)以及以后年份设置为 $post = 1$ ，其余年份为 $post = 0$ 。两个虚拟变量的交乘项 $treat \times post$ 为资管新规企业创新影响的“效应”即为 did 。

3.3.3. 中介变量

SA 指数。本文参照余明桂等(2019) [12]的研究采用 SA 指数衡量企业的融资约束程度。 SA 指数的产生源自 Hadlock 和 Pierce 在 2010 年的研究，他们提出了一个新的融资约束代理变量：

$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ 。该指数越大表明企业面临的融资约束越大，反之则越小。采用 SA 指数来刻画企业所面临的融资约束水平是因为其他衡量企业融资约束的指标或多或少包含内生

变量，SA 指数没有这方面的困扰，它不会带来内生性问题。

3.3.4. 控制变量

① 企业规模(*Size*)，采用企业总资产的自然对数来衡量；② 杠杆率(*Lev*)，用企业的资产负债率衡量；③ 企业固定资产比(*Fix*)，用企业固定资产占总资产的比值衡量；④ 企业成长性(*Grow*)，用企业营业收入增长率来衡量；⑤ 董事会结构(*Indep*)，用独立董事人数占比衡量；⑥ 速动比率(*Qr*)，流动资产 - 存货)/流动负债；⑦ 企业年龄(*Age*)，用观测年份减去企业成立年份的对数；⑧ 企业资本密集度(*LnC-den*)，总资产与营业收入之比。由于企业的创新活动还会受到地区经济发展水平的影响，因此本文在控制变量中还加入了各省 GDP 增长率(*GDP_Z*)和各省存款余额同比增长率(*Fin*)，用以控制宏观层面的经济发展特征。此外，本文还控制了企业和时间固定效应。详细变量设定见表 1。

Table 1. Variable definition

表 1. 变量定义

类型	变量	符号	定义
被解释变量	企业创新投入	<i>RD</i>	RD 投入与营业收入之比
	企业创新效率	<i>IE</i>	滞后一期专利授权数与当年研发投入的比值加 1 取自然对数
解释变量	资管新规政策	<i>did</i>	虚拟变量交乘项
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	采用企业总资产的自然对数来衡量
	速动比率	<i>Qr</i>	(流动资产 - 存货)与流动负债之比
	杠杆率	<i>Lev</i>	企业的资产负债率衡量
	企业成长性	<i>Grow</i>	企业营业收入增长率
	企业年龄	<i>Age</i>	观测年份减去企业成立年份的对数
	企业固定资产比	<i>Fix</i>	企业固定资产占总资产的比值
	资本密集度	<i>LnC-den</i>	总资产与营业收入之比
	董事会结构	<i>Indep</i>	独立董事人数占比
	GDP 增长率	<i>GDP_Z</i>	各省 GDP 增长率
	存款余额同比增长率	<i>Fin</i>	各省存款余额同比增长率

3.4. 描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果见表 2。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>RD</i>	18,454	0.0502	0.0575	0.0000	0.0380	2.9349
<i>IE</i>	18,454	1.4160	0.9844	0.0000	1.3128	8.3013
<i>did</i>	18,454	0.3498	0.4769	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Size</i>	18,454	22.1590	1.2682	19.9855	21.9683	26.0936
<i>Qr</i>	18,454	2.1888	3.2136	0.0399	1.3606	135.6030
<i>Lev</i>	18,454	0.3975	0.1933	0.0571	0.3866	0.8680
<i>Grow</i>	18,454	0.0842	0.4892	-20.4078	0.1005	32.0421

续表

<i>Age</i>	18,454	2.8361	0.3208	1.9459	2.8904	3.4657
<i>Fix</i>	18,454	0.2131	0.1490	0.0049	0.1847	0.6736
<i>LnC-den</i>	18,454	2.2412	1.5076	0.4353	1.8543	9.7383
<i>Indep</i>	18,454	0.3773	0.0541	0.3333	0.3636	0.5714
<i>GDP_Z</i>	18,454	0.0833	0.0341	-0.0534	0.0871	0.2666
<i>Fin</i>	18,454	0.1078	0.0501	-0.0481	0.0997	0.4044

4. 实证结果分析

4.1. 基准回归结果分析

资管新规的出台对民营企业创新影响的双重差分固定效应回归结果，见表3。(1)(2)列分别为企业创新投入(*RD*)和企业创新效率(*IE*)作为被解释变量的结果。以上各回归中均控制了时间和个体固定效应。

在表3中，双重差分效应 *did* 在回归(1)和回归(2)中的回归系数分别为 0.0031 和 0.0491，且均在 1% 的水平上显著。回归结果说明在控制了其他因素的影响之后，表明资管新规显著提高了 *RD*，并且提高了 *IE*，说明资管新规实施后，企业创新投入水平与企业的创新效率显著升高。由此证明假设 H1a 成立。

Table 3. Testing the impact of new regulations on enterprise innovation
表 3. 资管新规对企业创新的影响检验

	(1)	(2)
	<i>RD</i>	<i>IE</i>
<i>did</i>	0.0031*** (2.9013)	0.0491*** (3.7331)
<i>Size</i>	-0.0075*** (-9.5600)	-0.4711*** (-48.3689)
<i>Qr</i>	0.0002** (2.0230)	-0.0011 (-0.7987)
<i>Lev</i>	0.0002 (0.0613)	0.1975*** (5.2415)
<i>Grow</i>	0.0019*** (3.1402)	0.0108 (1.4658)
<i>Age</i>	-0.0035 (-0.5980)	0.2296*** (3.1523)
<i>Fix</i>	0.0160*** (3.9357)	-0.0395 (-0.7833)
<i>LnC-den</i>	0.0115*** (33.5710)	0.0918*** (21.5998)
<i>Indep</i>	0.0025 (0.3234)	-0.1075 (-1.1282)
<i>GDP_Z</i>	-0.0092 (-0.6940)	-0.5461*** (-3.3313)

续表

<i>Fin</i>	0.0087 (1.2917)	0.0189 (0.2279)
_cons	0.1890*** (8.5125)	10.8372*** (39.3350)
个体效应	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes
N	18454	18454
R2	0.5243	0.1799
Adj. R2	0.4345	0.0181

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著，括号内为 t 值。下同。

4.2. 平行趋势检验

采用双重差分法进行实证研究时，处理组与对照组需满足平行趋势的假定。平行趋势假定是指若不存在政策冲击这一反事实情况时，处理组与控制组的被解释变量随时间的变化趋势应该一致，不会产生较大差异。本文采用 Jacson (1993) 提出的事件研究法对资管新规出台的动态效应进行分析，具体结果见图 2 与图 3。图 2 表示资管新规对企业创新投入的影响的动态效应的结果，图 3 表示资管新规对企业创新效率的影响的动态效应的结果。由图 2 可以看出在资管新规颁布之前处理组与控制组并没有表现出显著的差异，但是在政策实施后的第一期便产生了显著变化。由图 3 可以看出在资管新规颁布之前处理组与控制组并没有表现出显著的差异，并且在政策实施后的第一期便产生了显著变化，表明民营企业创新效率收到了资管新规政策的正向影响，并且十分显著。所以本文可采用双重差分模型满足平行趋势假设。

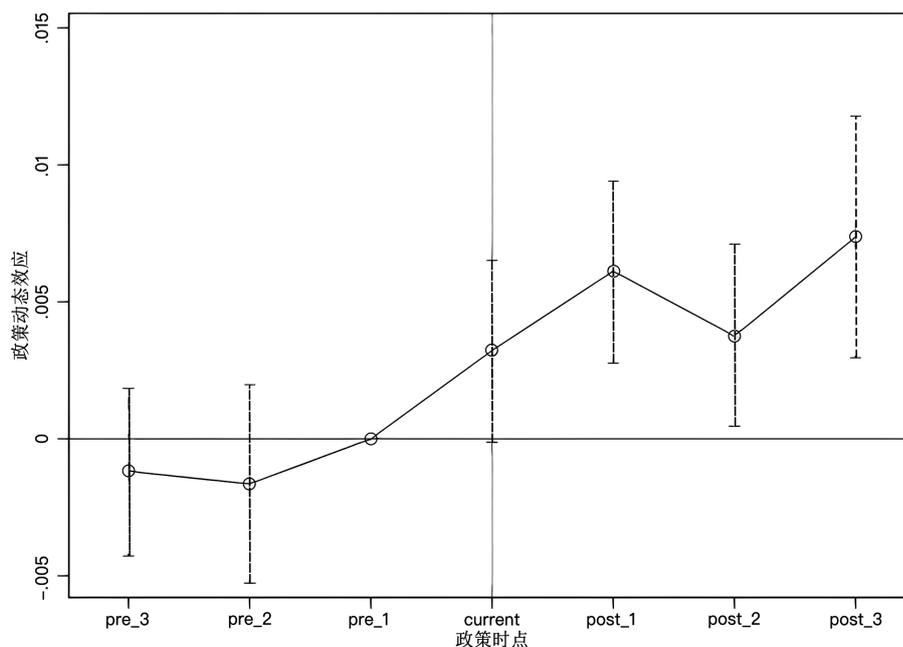


Figure 2. The dynamic effect of the new regulation on enterprise innovation input

图 2. 资管新规对企业创新投入的影响的动态效应

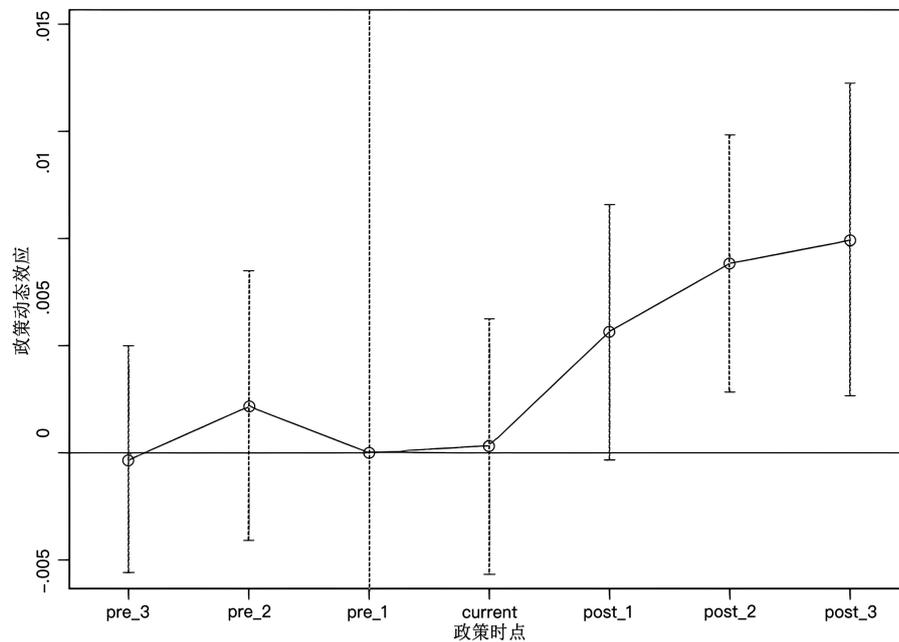


Figure 3. The dynamic effect of new regulations on enterprise innovation efficiency
图 3. 资管新规对企业创新效率的影响的动态效应

4.3. 安慰剂检验

本文采用随机抽取个体作为实验组(伪实验组)与双重差分设置的时间虚拟项交乘构造双重差分项来进行安慰剂检验，以上过程重复 500 次，得到经验 t 值，如果抽样的样本大部分 t 值不在显著范围内，且与表 2 回归得到的 t 值存在较大差异，则表明本文估计结果稳健，安慰剂检验通过。安慰剂检验的结果可见图 4 与图 5，无论哪个变量作为被解释变量，都偏离回归得到 t 值，且抽样的 t 值大部分不在显著性范围内，表明本文安慰剂检验通过，估计结果稳健。

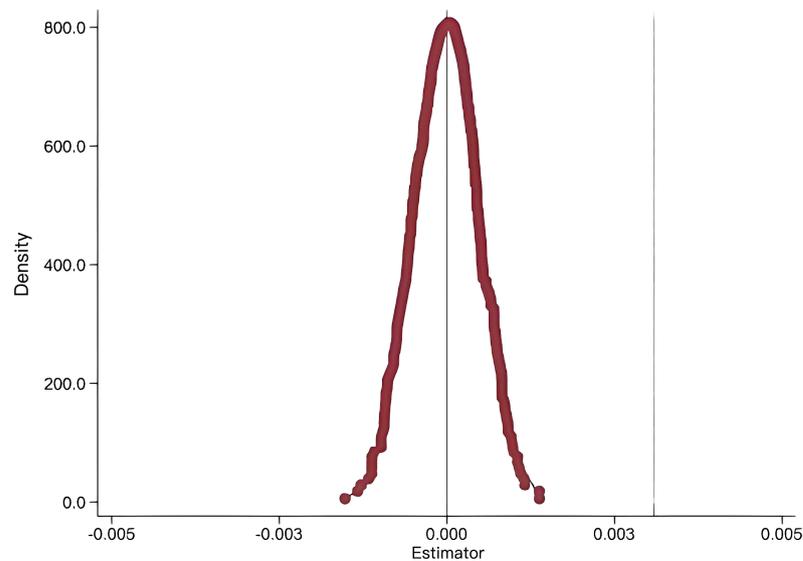


Figure 4. A placebo test of the impact of new regulations on firms' innovation input
图 4. 资管新规对企业创新投入的影响的安慰剂检验

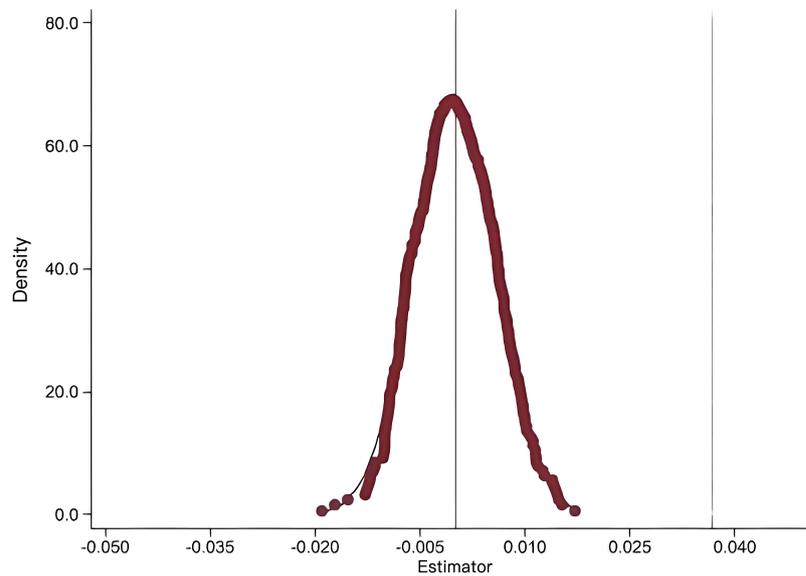


Figure 5. A placebo test of the impact of new regulations on the innovation efficiency of enterprises

图 5. 资管新规对企业创新效率的影响的安慰剂检验

4.4. 机制分析

根据前文的理论分析，资管新规政策可能会通过影响企业融资约束进而影响企业创新，本文借鉴温忠麟等(2004) [13]的研究，构建如下中介效应模型，进一步全面考察资管新规对企业创新的传导机制。

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 did_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{Mediator}_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 did_{i,t} + \phi_2 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Y_{i,t} = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 did_{i,t} + \tilde{\beta}_2 \text{Mediator}_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中， $\text{Mediator}_{i,t}$ 为中介变量——企业融资约束(SA 指数)，企业融资约束采用 SA 指数衡量，其余变量含义与模型(1) 相同。参考温忠麟和叶宝娟的中介效应检验方法，依次检验模型(2)、(3)、(4)的回归系数。融资约束的中介效应模型估计结果，可见表 4。

表 4 中的第(1)和第(4)列报告了模型一的回归分析结果，资管新规对民营企业创新投入和创新效率的回归系数分别为 0.0031 与 0.0491，并且在 1%的水平上显著，表明资管新规的出台提高了企业的创新投入并且提高了企业的创新效率。表 4 中的第(2)列与第(5)列 did 的系数为正的-0.0344，表明资管新规的出台降低了企业的融资约束水平。第(3)列与第(6)列中 SA 指数的系数分别为-0.0211 与-0.0809，并在 1%的水平上显著，表明企业融资约束对企业创新投入与企业创新效率有显著的抑制作用。由此假设 H2 得到证实，即资管新规通过缓解民营企业融资约束，促进了企业创新投入以及企业创新效率。

Table 4. Intermediation effect: financing constraints

表 4. 中介效应：融资约束

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	did	SA 指数	RD	IE	SA 指数	IE
did	0.0031*** (2.9013)	-0.0344*** (-24.5256)	0.0024** (2.2062)	0.0491*** (3.7331)	-0.0344*** (-24.5256)	0.0507*** (3.9109)

续表

SA 指数			-0.0211 ^{***} (-3.4108)			-0.0809 ^{***} (-2.7596)
Size	-0.0075 ^{***} (-9.5600)	-0.0107 ^{***} (-10.4226)	-0.0077 ^{***} (-9.8166)	-0.4711 ^{***} (-48.3689)	-0.0107 ^{***} (-10.4226)	-0.4788 ^{***} (-50.8248)
Qr	0.0002 ^{**} (2.0230)	0.0018 ^{***} (11.2359)	0.0003 ^{**} (2.3521)	-0.0011 (-0.7987)	0.0018 ^{***} (11.2359)	-0.0013 (-0.9335)
Lev	0.0002 (0.0613)	-0.0279 ^{***} (-6.9491)	-0.0005 (-0.1563)	0.1975 ^{***} (5.2415)	-0.0279 ^{***} (-6.9491)	0.1825 ^{***} (4.9820)
Grow	0.0019 ^{***} (3.1402)	-0.0018 ^{**} (-2.4277)	0.0018 ^{***} (3.0941)	0.0108 (1.4658)	-0.0018 ^{**} (-2.4277)	0.0127 [*] (1.7476)
Age	-0.0035 (-0.5980)	-0.0290 ^{***} (-3.6806)	-0.0042 (-0.7115)	0.2296 ^{***} (3.1523)	-0.0290 ^{***} (-3.6806)	0.2601 ^{***} (3.7089)
Fix	0.0160 ^{***} (3.9357)	0.0327 ^{***} (6.2186)	0.0166 ^{***} (4.0875)	-0.0395 (-0.7833)	0.0327 ^{***} (6.2186)	-0.0328 (-0.6670)
LnC-den	0.0115 ^{***} (33.5710)	-0.0000 (-0.0764)	0.0115 ^{***} (33.4513)	0.0918 ^{***} (21.5998)	-0.0000 (-0.0764)	0.0943 ^{***} (22.7145)
Indep	0.0025 (0.3234)	0.0163 (1.5859)	0.0028 (0.3596)	-0.1075 (-1.1282)	0.0163 (1.5859)	-0.0585 (-0.6307)
GDP_Z	-0.0092 (-0.6940)	-0.0091 (-0.5154)	-0.0093 (-0.7044)	-0.5461 ^{***} (-3.3313)	-0.0091 (-0.5154)	-0.5791 ^{***} (-3.6792)
Fin	0.0087 (1.2917)	0.0010 (0.1079)	0.0086 (1.2880)	0.0189 (0.2279)	0.0010 (0.1079)	0.0087 (0.1056)
_cons	0.1890 ^{***} (8.5125)	-3.3229 ^{***} (-112.0882)	0.1193 ^{***} (3.9521)	10.8372 ^{***} (39.3350)	-3.3229 ^{***} (-112.0882)	10.6160 ^{***} (37.3390)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18454	17103	16372	18454	17103	16372
R2	0.5243	0.2784	0.5075	0.1710	0.2772	0.1662
Adj. R2	0.4345	0.1336	0.4056	0.0134	0.1323	-0.0078

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著，括号内为 t 值。下同。

5. 研究结论及建议

本文以中国 A 股非金融非房地产类上市企业 2013~2021 年年度数据为样本，探索资管新规政策对企业创新的影响及融资约束在二者间的中介效应，从多个角度讨论并检验了资管新规对企业创新的影响，并进一步探究了作用机制和影响路径。首先，本文以中国 A 股非金融非房地产类上市企业 2013~2021 年年度数据为样本，以 2018 年资管新规的出台作为准自然实验，利用企业产权性质的差异性组建实验组和对照组，采用双重差分法研究资管新规政策与企业创新水平的关系，之后通过中介效应三步法检验融资约束的中介效应。本文得出研究结论如下：(1) 整体来看，资管新规政策的出台显著促进了民营企业创新投入，提高了民营企业的创新效率。(2) 探究其作用机制发现，融资约束在资管新规政策对企业创新的影

响中起到部分中介效应的作用。资管新规政策通过缓解企业融资约束促进了企业创新投入，提升了企业创新效率。

在新形势下，《资管新规》政策应全面认识其作用。本研究着眼于当前我国企业发展的具体情况，同时考虑到经济与社会发展的背景，从政府、商业银行与其他金融机构以及企业本身三个不同的维度，提出一系列建议。

首先从政府方面来说，要持续推进并优化资管新规的落实，确保政策的有效性和连贯性，以进一步促进民营企业创新投入与效率的提升。建立健全金融监管体系，强化对企业融资活动的监管力度，确保资金合规、高效流动，降低企业融资风险。加大对民营企业创新的政策支持力度，如提供税收优惠、资金扶持等措施，激发企业创新活力。加强金融知识普及和风险教育，提高企业和公众对金融市场的认知和风险意识，为创新提供良好的金融环境。

其次商业银行与其他金融机构要响应资管新规要求，调整业务结构，规范资产管理业务，降低影子银行业务风险，确保金融市场的稳定与健康。创新金融产品和服务，满足民营企业多样化的融资需求，降低企业融资门槛和成本。加强与企业的沟通与合作，深入了解企业创新需求和融资痛点，提供定制化的金融解决方案。提高自身风险管理水平，加强内部风险控制，确保业务稳健发展。

最后在企业本身维度来看，企业要积极响应国家政策导向，加大创新投入，提升创新效率，增强自身核心竞争力。加强与金融机构的合作，充分利用金融市场资源，拓宽融资渠道，降低融资约束。提高自身风险管理能力，建立健全风险防控机制，确保企业稳健发展。加强内部管理，提升运营效率，为创新活动提供有力保障。

参考文献

- [1] 夏炎, 熊启跃. 资管新规下我国社会融资结构转型研究[J]. 金融与经济, 2019(3): 79-82.
- [2] 周月秋, 藏波. 资管 2.0 时代商业银行理财业务的转型与发展[J]. 金融论坛, 2019, 24(1): 3-11.
- [3] 尹振涛. 资管业务的宏观审慎管理思路[J]. 中国金融, 2017(23): 33-35.
- [4] 程小可, 姜永盛, 郑立东. 影子银行、企业风险承担与企业价值[J]. 财贸研究, 2016(6): 143-152.
- [5] 钱雪松, 徐建利, 杜立. 中国委托贷款弥补了正规信贷不足吗? [J]. 金融研究, 2018(5): 82-100.
- [6] 李建军, 胡风云. 中国中小企业融资结构、融资成本与影子信贷市场发展[J]. 宏观经济研究, 2013(5): 7-11.
- [7] 张成思, 张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. 经济研究, 2016(12): 32-46.
- [8] 宋军. 改进金融同业业务监管[J]. 中国金融, 2014(8): 18-20.
- [9] 王嘉鑫, 汪芸倩, 张龙平. 利率管制松绑、企业会计信息披露质量与融资约束[J]. 经济管理, 2020(4): 139-157.
- [10] 邓永亮, 张华. 影子银行发展与企业创新投入——来自中国制造业上市公司的经验研究[J]. 经济与管理研究, 2022, 43(8): 108-128.
- [11] 权小锋, 尹洪英. 中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验[J]. 管理世界, 2017(1): 128-144+187-188.
- [12] 余明桂, 钟慧洁, 范蕊. 民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据[J]. 金融研究, 2019(4): 75-91.
- [13] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.