文章编号:1004-8308(2023)05-0059-13
DOI:10.13581/j.cnki.rdm.20230134

企业金融化、政府行为与创新质量

章贵桥，杨佳慧
（上海大学 管理学院，上海 200444）

摘 要:目前,我国处于经济转型的关键时期,在经济“脱实向虚”和创新引领经济高质量发展背景下,如何提高企业创新质量是一个关键问题。本文将公司投资选择问题与政府行为结合,基于2009—2021年沪深A股上市公司的面板数据,采用双向固定效应,实证检验企业金融化对创新质量的影响和作用机制,并从政府治理视角选取变量检验其调节作用。研究发现:非金融企业金融化对创新质量表现为“挤出”效应,其作用机制为企业金融化通过挤占创新资源、增大企业收益波动,进而降低了企业创新质量。政府创新补助和政府监管可以缓解企业金融化对创新质量的负向影响,而官员变更加重了金融化对创新质量的负向影响。进一步研究发现,企业金融化偏离程度越大,创新质量越低,并且不同程度的金融化水平对创新质量的影响存在异质性。稳健性和内生性检验也证实了企业金融化对创新质量的负向影响。本文将政府行为纳入研究框架,研究结论丰富了企业金融化与创新质量的相关研究,也为国家制订政策提供理论借鉴。

关键词:企业金融化;创新质量;政府行为;高质量发展
中图分类号:F272.3 **文献标识码**:A

0 引 言

在过去十年里,中国经济实现了跨越式增长。党的十九大报告指出中国经济要由“要素驱动”的高增长向“创新驱动”的高质量发展转变,党的二十大报告继续强调我国要加快实施创新驱动发展战略。科技创新是实现经济高质量发展的必由之路,建设真正意义上的科技强国就必须将创新成果从“数量扩大”转向“质量跃升”。近年,作为科技创新活动的主要参与者,实体企业金融投资活动如火如荼,大量资本背离企业主业而流向金融、房地产等领域,导致经济出现“脱实向虚”的金融化趋势,以我国A股科技类上市公司为例,其中涉及投资房地产领域的公司数量从2013年的134家增长到2018年的275家,投资总额增长105.05%,行业龙头企业中兴通讯房地产投资金额连续6年排名第一,北纬科技房地产投资占总资产的30%左右,科大讯飞、华大基因等也加入房地产投资领域。企业创新活动不仅可以提升企业核心竞争力和持续经营能力,而且是经济高质量发展的关键。面对企业经济活动偏离主业的情况,政府应如何引导企业进行创新活动,从而助力经济高质量发展,值得关注和探讨。因此,本文拟梳理分析企业金融化的动机,研究企业金融化对创新质量的影响和作用机制以及政府行为的调控作用,以期为政府制定政策和企业开展创新提供参考,抑制经济“脱实向虚”,助力企业创新推动可持续性发展和创新型国家建设。

从已有文献来看,国内外学者从微观企业层面分析实体企业金融化行为动机、渠道及其经济后果。企业可通过配置金融资产、银行通道业务、影子银行业务以及设立担保公司等机构进行金融化[1]。其动机包括两个方面:①实体企业出于预防储蓄动机而持有金融资产[2],企业通过持有金融资产缓解现金流波动给公司带来的冲击,同时也可以缓解企业融资困境;②企业出于投机动机配置金融资产[3],从而获得超额回报,但金融资产配置容易导致企业偏离其主业投资[4],降低企业生产效率,扩大企业的经营风险[5],加剧行业资源错配[6]。

收稿日期:2023-02-14;**修改日期**:2023-09-15。
基金项目:国家社会科学基金重点项目“人工智能背景下会计职能转变研究”(20AGL014)。
第一作者:章贵桥(1976—),男,博士,副教授,研究方向为公司产权与治理,1581825678@qq.com。
通信作者:杨佳慧(1999—),女,硕士研究生,研究方向为公司产权与治理,yjh19991206@163.com。

关于企业金融化行为对科技创新的影响研究，研究结论并不一致。少数学者认为企业金融化对创新活动的影响表现为“蓄水池”效应[7-8]，但大多数研究表明企业金融化对企业创新活动具有“挤出”效应[9]，在经济不确定性增加[5]、实施宽松的货币政策[10]时，金融化对企业创新的负向影响更大，而企业社会责任[11]、内部控制有效性[12]有利于缓解该“挤出”效应。同时，也有研究发现，企业金融化会导致人才分布的改变[13]，企业金融化占用人力资本，抑制了企业研发活动[14]。

综上所述，国内外学者从创新投入和创新产出的视角研究了非金融企业金融化对科技创新活动的影响，并从宏观环境和企业内部因素方面选择变量检验了调节效应，产生了众多研究成果。然而，政府行为对企业经济活动造成的影响越来越重要，鉴于此，本文将公司投资选择问题与政府公共治理结合，研究非金融企业金融化行为对企业创新质量的影响、机制以及调节等问题。采用2009—2021年沪深A股上市公司为样本，以企业金融化行为和创新质量为研究对象，实证检验其关系并梳理分析其作用机制。同时，在国家大力发展企业创新、促进经济高质量发展的背景下，将政府行为纳入研究框架，分析政府创新补助、政府监管和官员变更对实体企业金融化与创新质量的调节效应。本文可能的贡献在于：一方面将政府行为纳入研究框架，将宏观层面与微观企业结合，探究政府行为的有效性，尽管目前已有文献研究了产业政策等对企业金融化与创新质量的调节效应，但本文从政府创新补助、政府监管和官员变更这3个维度选取政府行为调节变量，检验其对主效应的影响；另一方面，本文构建了“企业金融化—创新资源侵占—降低创新质量”和“企业金融化—增大收益波动—降低创新质量”两条机制路径，揭示了金融化影响创新质量的机制黑箱。

1 理论分析与研究假设

1.1 企业金融化与创新质量

企业创新产出包括数量和质量两个维度，创新投入是创新产出的前提，而持续的资金支持和有效的创新管理在很大程度上决定了企业创新质量。企业研发活动资金来源于两个方面：①企业生产经营所得现金[15-16]；②金融市场发展带来的外部融资环境[17-18]。由于创新活动的保密性带来的信息不对称以及资金投入高、投资回报期长等特点，创新活动资金多来源于前者。在资源一定的条件下，企业金融化与研发投资是此消彼长的关系，因此，企业金融化将影响企业创新活动。

近年来，越来越多的企业出于资本逐利动机而从事金融活动，逐渐偏离主业投资，从而“挤出”企业创新活动。①创新活动往往具有投入成本高、周期长、失败风险高、结果不确定等特点，对企业内部资源配置水平要求较高[18]且沉没成本较高，而金融资产可以使企业在较短时间内获得高额收益，因此，金融化投资的超额收益率具有诱导效应，造成企业对创新活动资金投入的减少。②两权分离导致的委托代理问题加强了上述诱导效应。管理者为了缓解面对的短期业绩考核和股价波动压力，并基于其声誉机制和激励动机而产生短视行为，倾向于配置金融资产获得超额收益，并且管理层可将其投资失败和收益波动归因于市场风险，进而降低了其参与创新活动的意愿。企业金融化一方面挤占了创新资源，另一方面金融资产的过度配置可能导致资金空转[20-21]，增加企业流动性风险和收益的波动，不利于为高持续性资金投入的科技创新活动提供稳定的现金流，最终对企业创新质量产生不利影响。此外，企业在参与金融活动过程中往往引入机构投资者，其注重资金流动性而产生金融资产投资偏好，降低企业创新氛围，进而造成创新人才、创新投入的减少，创新投入要素的减少自然不利于创新质量的提高。基于已有研究以及相关理论，我国企业金融化往往基于资本逐利动机，并在此动机下形成“企业金融化—获得超额收益—企业金融化”的投资怪圈，造成实体企业“空心化”。据此，提出如下假设。

H1 企业金融化具有“挤出”效应，导致创新质量的下降。

1.2 企业金融化、政府创新补助与创新质量

在“脱实向虚”的格局下，非金融企业配置金融资产已是常态，政府为保持企业科技创新活力，往往会进行政策引导和产业扶持，而政府补助是其发挥扶持作用最直接的方式[22]。政府补助具有资源和信号双重属性。①从资源属性来看，政府补助直接增加了企业现金流，并且政府补助具有内源融资特点，几乎不存在融资成本，同时，政府补助会带来社会资源集聚，如研发人才、精密仪器、研发资金等，从而降低企业

研发创新活动的成本与风险[23],缩小企业金融资产投资带来的超额收益与技术创新活动带来的长期效益间的差距,企业金融化的诱导效应降低,因此,政府补助缓解了企业金融化对创新质量的挤出效应。②从信号属性来看,由于企业技术创新具有保密性,外部投资者面临严重的逆向选择和道德风险问题。而获得政府创新补助的项目已经过严格筛选,往往向外界传达投资利好的积极信号[24],增加了外部投资者进行信贷决策的可用信息,从而缓解其面临的逆向选择问题。同时,政府会对研发补助项目进行后续监管,降低了外部投资者所面临的道德风险。综上所述,政府研发补助具有隐性担保功能和隐性监管认证效应,增加了企业创新投资所用资源,支持企业主业投资,降低企业资本逐利行为,从而缓解企业金融化对企业创新的挤出效应。同时,作为一种社会资源再配置过程,政府补助具有政策导向性以及刺激作用[25]。国家通过政府创新补助引导企业向主营业务投资转变,提高企业对实体投资项目的偏好,降低企业金融化投资获取超额收益的逐利行为。基于上述分析,提出如下假设。

H2　政府创新补助可以缓解企业金融化对创新质量所造成的“挤出”效应。

1.3　企业金融化、政府监管与创新质量

政府监管也是政府调控市场和经济的手段之一,在不同的经济发展阶段,政府监管力度不同,寻求政府与市场的“最优边界”,从而更好地推动金融发展,服务实体经济。①企业可通过金融资产投资、影子银行业务、银行通道业务等参与金融活动,在此过程中往往需要通过多层包装成为合规产品,而强金融监管提高了企业信息披露的要求,加强了企业外部监督,使得企业违规使用资金的查处率增加,提高了企业资本逐利行为的合规成本和企业从事金融活动的资金成本,缩小了金融活动和创新活动收益差距,金融化超额收益的诱导效应降低,因此,政府金融监管具有调节作用。②金融监管作为调节市场失灵的手段之一,可以优化市场资源配置,促进金融活动服务于实体投资,规范金融行为,稳定金融市场,防范金融风险,优化企业财务环境,在一定程度上抵消了创新活动的风险,提高企业创新活动收益,诱导效应降低。基于此,提出如下假设。

H3　随着政府金融监管强度的增大,企业金融化对创新质量的“挤出”效应减小。

1.4　企业金融化、官员变更与创新质量

政府公共治理是提高经济效率和维护市场高效运行的有效手段。在我国的制度环境下,我国官员实行任期制,并且地方政府具有自由裁量权,作为拥有地方资源分配权的主政官员,其变更会影响当地经济发展和企业投资行为。①政府官员拥有一定的对当地政府资源分配的权力,通常情况下,企业为获得更多的政府资源而产生寻租行为,当官员变更时,会使得企业寻租行为竞争激烈。因此,官员变更会使资源重新分配,原本具有资源优势的企业在新一轮的资源分配中可能会失去优势,增加了企业资源的不稳定性和获取成本,加大了企业金融化与创新活动收益率缺口,进一步弱化了企业通过科技创新活动获得长期收益和占据市场的动机,不利于高质量创新,因此,官员变更加大了企业金融化对创新质量的负向影响。②官员个人的任职经历、教育背景、执政偏好等存在异质性,导致官员对政策方针的理解和执行力度不同。并且,由于官员政治激励和晋升机制,官员往往倾向实施不同于上任的差异化战略[26],因此,地方官员的变更会在一定程度上带来政策的不确定性和不连续性。基于实物期权理论,在政策落实细节不明确和环境不确定性高时,企业对风险的敏感性增加,通常会保持现有研发和技术水平,难以进一步从事风险高、投入大的高质量创新。同时,已有研究表明,地方官员变更会加重企业的融资约束和企业风险[27-28],在此情况下,企业管理层为提高公司利润和完成自身考核目标,更倾向于将资金进行风险较低、回报率高的金融化投资,推迟研发投资[29],因此,官员变更加重了企业金融化对创新质量的负向影响。基于此,提出如下假设。

H4　官员变更会使企业金融化对创新质量的负向作用加剧。

2　研究设计

2.1　样本选择与数据来源

鉴于2007年会计准则的改变以及2008年金融危机的影响,本文以2009—2021年沪深A股上市公司

为初始研究样本，专利引用数据来源于CNRDS数据库，政府金融监管通过中国统计年鉴和国家统计局官网[①]进行手工收集，地方官员变更数据通过择城网[②]、地方人民政府官网等网页搜索进行手工收集，剩余数据从CSMAR数据库获取。在对样本处理时，采取以下措施：①将金融保险业、房地产业上市公司的数据删除；②排除ST和*ST类上市公司数据；③将关键指标有缺失值的样本删除；④对连续变量进行缩尾1%的处理。本文主要采用Stata15和Excel对数据进行相关处理与分析。

2.2 变量测量

2.2.1 被解释变量：创新质量（*Ri*） 借鉴已有研究[30-31]，使用企业当年申请并最终被授权专利未来3年剔除自引用的被引用数量与1之和的自然对数衡量企业创新质量。

2.2.2 解释变量：企业金融化（*Fin*） 本文用金融资产占总资产的比重作为企业金融化的替代变量。其中，借鉴DEMIR[3]、张成思和张步昙[32]、杜勇等[4]的做法，将交易性金融资产、可供出售金融资产净额、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、持有至到期投资净额和投资性房地产净额之和定义为金融资产。鉴于2019年金融工具准则的修改，对2018年及以后年度使用“债权投资”项目代替“持有至到期投资”项目，使用“其他债权投资”“其他权益工具投资”两项目之和代替“可供出售金融资产”项目。

2.2.3 调节变量 ①政府创新补助（*Sub*）使用企业获得的与创新有关的补助总额/营业收入衡量。其中，通过“关键词筛选”的方法得到政府创新补助的相关数据[33]。②政府监管（*Regulation*），借鉴唐松等[34]的研究，使用区域监管支出与区域金融业增加值的比值衡量。③官员变更（*PU*），借鉴已有研究[35-36]，本文使用2种方法对官员变更进行衡量。第一种为地方市委书记当年是否发生变更，第二种方法为市委书记和市长在当年发生任一变更，同时，考虑工作交接和官员变更的滞后性，将官员在上半年的变更定义为本年变更，在下半年发生的变更定义为下一年发生变更，当年变更取1，否则取0。

2.2.4 控制变量 根据已有研究[8-9]，本文选取了如下控制变量：筹资杠杆（*Lev*）、企业价值（*TobinQ*）、总资产报酬率（*Roa*）、企业成长性（*Growth*）、企业现金持有量（*Cash*）、资本密集度（*Ppe*）、董事会规模（*Board*）、管理层薪酬（*Pay*）、股权集中度（*Top*1）、企业年龄（*Age*）。

本文所有变量的定义如表1所示。

表1 变量定义

Tab. 1 Variable definition

变量类型	变量名称	符号	变量说明
被解释变量	创新质量	*Ri*	未来三年授权专利被引用总量（剔除自引用）与1之和的自然对数；稳健性检验中使用未来三年授权发明专利数与1之和的自然对数来衡量
解释变量	企业金融化	*Fin*	金融资产/总资产
调节变量	政府创新补助	*Sub*	政府创新补助/营业收入
	政府监管	*Regulation*	区域金融监管支出/金融业增加值
	官员变更	*PU*1	市委书记当年是否发生变更，变更取1，否则取0
		*PU*2	市委书记和市长当年是否发生任一变更，变更取1，否则取0
控制变量	筹资杠杆	*Lev*	非流动负债/（非流动负债+股东权益）
	企业价值	*TobinQ*	市值/总资产
	总资产报酬率	*Roa*	净利润/总资产
	企业成长性	*Growth*	（本期营业收入-上期营业收入）/上期营业收入
	企业现金持有量	*Cash*	货币资金/总资产
	资本密集度	*Ppe*	固定资产净额/总资产
	董事会规模	*Board*	董事会人数加1取自然对数
	管理层薪酬	*Pay*	管理层前三名薪酬总额的自然对数
	股权集中度	*Top*1	第一大股东持股比例
	企业年龄	*Age*	观测年份减去成立年份加1的自然对数

①国家统计局：http://www.stats.gov.cn/。

②择城网：https://www.hotelaah.com/liren/。

2.3　模型设计

为了探讨企业金融化对创新质量的影响,根据H1,构建了以创新质量(*Ri*)为被解释变量和企业金融化(*Fin*)为解释变量的计量模型(1)。为检验H2～H4,构建计量模型(2)～模型(4)。

$$Ri_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{i,t} + \alpha_j control_{i,t} + \sum ind + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Ri_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fin_{i,t} + \beta_2 Sub_{i,t} + \beta_3 Fin_{i,t} \times Sub_{i,t} + \beta_j control_{i,t} + \sum ind + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Ri_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Fin_{i,t} + \theta_2 Regulation_{i,t} + \theta_3 Fin_{i,t} \times Regulation_{i,t} + \theta_j control_{i,t} + \sum ind + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Ri_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Fin_{i,t} + \delta_2 PU_{i,t} + \delta_3 Fin_{i,t} \times PU_{i,t} + \delta_j control_{i,t} + \sum ind + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,i表示各个研究样本企业,t表示年份,$control_{i,t}$、ind、$year$分别表示控制变量、行业和时间,$\varepsilon_{i,t}$为残差。

3　实证结果与分析

3.1　描述性统计和相关性分析

基于15 992个总样本,主要变量的描述性统计结果如表2所示,其中,企业创新质量的均值为2.409,标准差为1.402,其极差为10.112,这表明企业之间创新质量参差不齐,创新质量差距较大。金融资产占总资产的比重均值为0.027,最小值和最大值分别为0和0.444,这表明企业间金融资产持有比例有较大差距。通过表2的相关性分析可知,企业金融化与创新质量的相关系数为−0.077,且在1%的水平上显著,这初步验证了H1。此外,自变量之间的方差膨胀因子(VIF)最大为1.75,说明选取的自变量之间不存在多重共线性。

表2　主要变量的描述性统计和皮尔逊相关系数

Tab. 2　Descriptive statistics and Pearson correlation coefficients of the main variables

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. *Ri*	1.000											
2. *Fin*	−0.077***	1.000										
3. *Lev*	0.107***	−0.037***	1.000									
4. *TobinQ*	−0.043***	0.081***	−0.269***	1.000								
5. *Roa*	0.043***	0.025***	−0.305***	0.227***	1.000							
6. *Growth*	0.015*	0.001	−0.039***	0.074***	0.001	1.000						
7. *Cash*	−0.011	−0.066***	−0.332***	0.113***	0.262***	0.077***	1.000					
8. *Ppe*	−0.040***	−0.169***	0.319***	−0.131***	−0.142***	−0.214***	−0.400***	1.000				
9. *Board*	0.097***	−0.054***	0.188***	−0.124***	−0.014*	−0.037***	−0.068***	0.177***	1.000			
10. *Pay*	0.236***	0.080***	0.146***	−0.089***	0.181***	−0.033***	−0.054***	−0.075***	0.173***	1.000		
11. *Top*1	0.073***	−0.054***	0.073***	−0.108***	0.108***	−0.038***	0.012	0.109***	0.028***	−0.030***	1.000	
12. *Age*	−0.061***	0.132***	0.142***	−0.028***	−0.091***	−0.002	−0.236***	0.072***	0.037***	0.185***	−0.113***	1.000
均值	2.409	0.027	0.128	2.028	0.044	0.311	0.194	0.216	2.259	15.277	34.973	2.792
标准差	1.402	0.058	0.151	1.190	0.053	0.673	0.139	0.15	0.176	0.732	14.968	0.363
最小值	0	0	0	0.868	−0.186	−0.582	0.018	0.008	1.792	13.498	8.538	1.609
最大值	10.112	0.444	0.656	7.596	0.194	4.287	0.689	0.672	2.773	17.213	74.295	3.466

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

3.2　多元回归结果

表3第(1)列为只包含控制变量的回归结果,第(2)列为模型(1)的回归结果。可以看出,企业金融化(*Fin*)的系数为−0.487,且在1%的水平上显著,表明企业金融化对创新质量具有负向影响,企业金融化会显著降低企业创新质量,H1得到验证。

为进一步考察政府创新补助对主效应的调节作用,利用模型(2)检验H2,表3第(3)列列示了政府创新补助作为调节变量的回归结果。可以看出,企业金融化与政府创新补助的交互项(*Fin* × *Sub*)系数显著为正,从而验证了H2。但是,政府创新补助对金融化对创新质量的“挤出”效应的缓解可能受到企业产权

性质的影响。第一，相比于非国有企业，国有企业凭借政治关联更容易获得政府补助[5]，并且由于政府隐性担保，银行等金融机构对国有企业的信贷政策较松，其可利用资源较多，由于国有企业往往与国家发展战略相融合，并要承担就业等社会责任，其生产经营活动具有特定性和指向性，这使得国有企业的市场竞争力相对较弱，创新的意愿和能力也较弱。第二，国有企业存在内部人控制，其代理问题更加严重，管理层短视行为也会加剧。根据政治晋升锦标赛理论，在获取政府补助的情况下，国有企业管理层或负责人为完成任期考核条件、提高薪酬以及政治晋升，其偏向于规避风险而投资研发风险低、研发周期短的低质量的渐进式创新项目，并且高质量的创新投资具有时间跨度长、研发风险高的特征，国有企业高管的创新投入可能是为后任高管做“嫁衣”，因此，管理层更加注重短期内增加创新数量而忽视创新质量。反观非国有企业，由于其处于技术竞争激烈的环境，为了自身长远发展，企业必须紧跟时代潮流，持续研发创新，通过不断提高创新成果的质量来保持行业地位，因此，非国有企业在获得政府创新补助的情况下倾向于投资高质量的突破式创新。

表3 主效应及调节效应的回归结果

Tab. 3 Regression results of main effect and moderative effect

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Fin		−0.487***(−2.957)	−0.793***(−3.901)	−1.342***(−4.997)	−0.762***(−4.614)	−0.766***(−4.667)
Sub			18.236***(5.827)			
Fin×*Sub*			0.274**(2.492)			
Regulation				−7.090***(−5.067)		
Fin×*Regulation*				2.740***(3.761)		
*PU*1					−0.031(−1.322)	
Fin×*PU*1					−0.752**(−2.235)	
*PU*2						−0.053**(−2.432)
Fin×*PU*2						−0.620**(−2.052)
Lev	1.077***(12.764)	1.073***(12.710)	1.177***(13.197)	1.092***(12.972)	1.100***(12.824)	1.098***(12.806)
TobinQ	−0.033***(−3.554)	−0.032***(−3.446)	−0.052***(−5.297)	−0.032***(−3.400)	−0.032***(−3.379)	−0.032***(−3.393)
Roa	0.700***(3.439)	0.710***(3.487)	1.566***(6.185)	0.735***(3.601)	0.347***(2.874)	0.349***(2.888)
Growth	0.022(1.450)	0.019(1.299)	0.007(0.445)	0.019(1.295)	0.021(1.358)	0.020(1.316)
Cash	−0.287***(−3.391)	−0.320***(−3.724)	−0.429***(−5.029)	−0.319***(−3.718)	−0.333***(−3.811)	−0.334***(−3.825)
Ppe	−0.468***(−5.172)	−0.511***(−5.532)	−0.588***(−6.399)	−0.488***(−5.276)	−0.535***(−5.544)	−0.537***(−5.562)
Board	0.172***(2.752)	0.168***(2.686)	0.304***(4.454)	0.176***(2.824)	0.167***(2.664)	0.168***(2.671)
Pay	0.626***(35.561)	0.626***(35.564)	0.413***(10.503)	0.620***(35.332)	0.644***(36.261)	0.643***(36.241)
*Top*1	0.007***(9.253)	0.007***(9.237)	0.007***(10.298)	0.007***(9.267)	0.007***(9.077)	0.007***(9.070)
Age	−0.012(−0.367)	−0.006(−0.198)	0.012(0.387)	−0.007(−0.223)	−0.022(−0.662)	−0.022(−0.651)
constant	−7.912***(−25.866)	−7.885***(−25.750)	−5.123***(−9.584)	−7.784***(−25.476)	−8.258***(−26.474)	−8.248***(−26.433)
ind/year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	15 992	15 992	15 840	15 990	14 950	14 950
R^2	0.231	0.232	0.210	0.233	0.238	0.238
Adj. R^2	0.229	0.230	0.208	0.231	0.235	0.235
ΔR^2	0.002	0.002	0.002	0.002	0.003	0.003
F	107.925	105.960	91.987	101.642	99.040	99.075

注：①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著，括号内为t值，以下同；②关于样本量的解释，数据清洗后得到的样本量为15 992，政府补助通过“关键词筛选”得到的样本量为15 840，其剔除缺失值后的样本量为15 840，政府监管样本量为15 990，其剔除缺失值后的样本量为15 990，官员变更手工收集得到的样本量为14 950，其剔除缺失值后的样本量为14 950。

根据企业产权性质分组回归，表4列(1)和列(2)分别为国有企业组和非国有企业组的检验结果，在考虑政府创新补助的调节作用后发现，企业金融化与政府创新补助(*Fin*×*Sub*)的系数仅在非国有企业中显著为正，这说明政府创新补助在一定程度上弱化了非国有企业金融化对创新质量的负向影响。

表4　不同产权性质下调节效应的回归结果

Tab. 4　Regression results of moderative effects under different property rights

变量	政府补助		政府监管		官员变更1		官员变更2	
	(1)国有	(2)非国有	(3)国有	(4)非国有	(5)国有	(6)非国有	(7)国有	(8)非国有
Fin	−0.923**	−0.758***	−1.134**	−1.334***	−0.744**	−0.724***	−0.765**	−0.724***
	(−2.352)	(−3.296)	(−2.176)	(−4.372)	(−2.168)	(−4.028)	(−2.236)	(−4.057)
Sub	24.690***	15.218***						
	(3.873)	(4.362)						
Fin × *Sub*	0.174	0.350***						
	(0.766)	(2.850)						
Regulation			−12.399***	−1.731				
			(−5.587)	(−0.981)				
Fin × *Regulation*			1.616	2.956***				
			(1.233)	(3.434)				
*PU*1					−0.092**	0.029		
					(−2.185)	(1.077)		
Fin × *PU*1					−1.666**	−0.430		
					(−2.392)	(−1.148)		
*PU*2							−0.097**	0.004
							(−2.550)	(0.149)
Fin × *PU*2							−1.177*	−0.432
							(−1.826)	(−1.317)
Lev	0.514***	1.362***	0.435***	1.257***	0.447***	1.244***	0.441***	1.243***
	(4.099)	(10.356)	(3.582)	(10.165)	(3.622)	(9.761)	(3.569)	(9.755)
TobinQ	−0.132***	−0.012	−0.094***	0.000	−0.087***	0.005	−0.087***	0.005
	(−7.006)	(−1.059)	(−5.617)	(0.035)	(−5.201)	(0.483)	(−5.239)	(0.474)
Roa	2.136***	1.877***	0.905**	1.184***	0.423	0.538***	0.418	0.535***
	(4.166)	(6.552)	(2.383)	(4.930)	(1.534)	(3.523)	(1.519)	(3.503)
Growth	−0.024	−0.012	−0.008	−0.001	−0.018	0.007	−0.019	0.007
	(−1.006)	(−0.607)	(−0.327)	(−0.077)	(−0.747)	(0.370)	(−0.780)	(0.365)
Cash	−0.562***	−0.354***	−0.546***	−0.261***	−0.555***	−0.256***	−0.556***	−0.256***
	(−2.897)	(−3.781)	(−2.782)	(−2.804)	(−2.801)	(−2.698)	(−2.805)	(−2.703)
Ppe	−0.714***	−0.519***	−0.537***	−0.527***	−0.552***	−0.613***	−0.555***	−0.611***
	(−4.994)	(−4.561)	(−3.671)	(−4.608)	(−3.677)	(−5.120)	(−3.700)	(−5.105)
Board	0.103	0.085	−0.030	−0.017	−0.032	−0.031	−0.033	−0.031
	(0.915)	(0.995)	(−0.274)	(−0.221)	(−0.295)	(−0.399)	(−0.305)	(−0.405)
Pay	0.408***	0.372***	0.627***	0.574***	0.671***	0.593***	0.669***	0.594***
	(6.259)	(7.614)	(21.369)	(26.285)	(22.673)	(26.813)	(22.623)	(26.836)
*Top*1	0.009***	0.001	0.008***	0.000	0.008***	0.000	0.008***	0.000
	(6.800)	(1.107)	(6.028)	(0.344)	(6.304)	(0.239)	(6.255)	(0.254)
Age	−0.376***	0.030	−0.381***	0.020	−0.414***	0.018	−0.408***	0.018
	(−5.722)	(0.868)	(−5.730)	(0.561)	(−6.209)	(0.487)	(−6.126)	(0.484)
constant	−3.627***	−3.848***	−6.544***	−6.455***	−7.234***	−6.895***	−7.207***	−6.902***
	(−3.811)	(−5.942)	(−11.954)	(−16.876)	(−12.948)	(−17.903)	(−12.906)	(−17.913)
ind/year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5 898	9 942	5 988	10 002	5 751	9 199	5 751	9 199
R^2	0.271	0.192	0.287	0.218	0.290	0.220	0.291	0.220
Adj. R^2	0.266	0.189	0.282	0.214	0.285	0.216	0.285	0.216
ΔR^2	0.005	0.003	0.005	0.004	0.005	0.004	0.006	0.004
F	53.926	57.688	58.656	61.563	57.914	58.614	57.904	58.591

注:①公司产权性质根据实际控制人性质划分,国有企业赋值为1,否则为0;②在3个调节变量的回归中,国有企业组和非国有企业组的样本量不一致的原因在于3个调节变量的样本量不一样,因此,3个调节效应分组回归中国有企业组和非国有企业组的样本量不一样。

使用模型(3)对政府监管的调节效应进行实证分析,回归结果如表3第(4)列所示。政府监管与金融化的交乘项系数为2.740,且在1%的水平上显著,表明政府监管也是抑制企业"脱实向虚"的有效方法,H3得到验证。国有企业与非国有企业存在天然差异,相比于非国有企业,国有企业与国家和各级政府的关联度较高,因此,政府监管的调节效应可能存在异质性。根据企业产权性质分组回归,表4列(3)和列(4)分别为国有企业组和非国有企业组的检验结果,可以看出,企业金融化与政府监管(*Fin*×*Regulation*)的系数仅在非国有企业中显著为正,这说明政府监管更明显地弱化了非国有企业金融化对创新质量的负向影响。

使用模型(4)检验政策不确定性的调节效应,表3第(5)列和第(6)列分别为市委书记变更(*PU*1)、市委书记和市长任一变更(*PU*2)作为官员变更的代理变量进行回归的结果,可以看出,在两种衡量方法下,交乘项系数均显著为负,说明官员变更使得金融化对创新质量的负向影响增大,H4得到验证。此外,根据企业产权性质分组回归,表4列(5)和列(7)为国有企业组,列(6)和列(8)非国有企业组,可以看出,交互项在国有企业组中显著,说明官员变更对企业金融化和创新质量的调节效应存在异质性,其原因可能为国有企业的最终控制人为各级政府机构,其联系紧密,官员变更对其影响更大。

3.3 稳健性检验和内生性检验

3.3.1 替换变量 企业专利申请与授权之间存在时间差问题,参考已有文献[33],本文使用企业后续3年授权发明专利数与1之和的自然对数衡量创新质量。表5列(1)结果表明上文的结论是稳健的。企业金融化有多种衡量方式,为缓解度量误差,参考段军山和庄旭东[9]的研究,本文使用货币资金、交易性金融资产、可供出售金融资产、投资性房地产、持有至到期投资、应收股利和应收利息之和衡量金融资产,表5列(2)的结果表明上文的结论是稳健的。

表5 稳健性检验

Tab. 5 Robustness test

变量	替换变量		固定效应回归	子样本回归		IV-GMM	
	(1) *Ri*	(2) *Ri*	(3) *Ri*	(4) *Ri*	(5) *Ri*	(6) *Fin*	(7) *Ri*
Fin	−0.652***(−3.815)	−0.574***(−3.640)	−0.322*(−1.664)	−1.176***(−5.798)	−0.449***(−2.596)		−1.813***(−3.124)
*IV*1						0.900***(28.850)	
*IV*2						0.170***(4.696)	
N	15 992	15 992	15 992	12 289	14 511	11 369	11 369
R^2	0.289	0.232	0.239	0.212	0.238	0.268	0.176
Adj. R^2	0.287	0.230	0.065	0.210	0.236	0.265	0.173
ΔR^2	0.002	0.002	0.174	0.002	0.002	0.003	0.003
F	124.355	105.872	177.816	135.503	105.642	96.500	99.877

注:在列(7)中,不可识别检验Kleibergen-Paap rk LM统计量为321.989,弱工具变量Kleibergen-Paap rk Wald F统计量为279.408,过度识别检验Hansen J统计量为0.035,Hansen J统计量的p值为0.851。

3.3.2 固定效应回归 控制公司和年度进行检验,表5列(3)的结果表明上文结论是稳健的。

3.3.3 子样本回归 本文将实体经济的主体——制造企业作为研究对象,检验其金融化对创新质量的影响,结果如表5列(4)所示。考虑金融危机对经济的影响,本文剔除金融危机后3年的样本进行检验,结果如表5列(5)所示。以上的检验结果表明上文的结论是稳健的。

3.3.4 工具变量法 本文使用工具变量法进行内生性检验。借鉴祝伟展和王雪标[37]的研究,选用企业所在地级市实体企业金融化水平均值与其滞后一期作为工具变量。参考张军等[38]的观点,企业金融化具有同伴效应,因此,同一年度同一城市的企业金融化平均水平与实体企业金融化水平相关,并且上年度的金融化水平会对本年度的金融化水平产生影响,同时,实体企业的金融资产配置往往根据其自身情况进行决策,这保证了工具变量的外生性。本文使用工具变量——广义矩估计法(IV-GMM)进行内生性分析。表5第(6)列和第(7)列分别为IV-GMM回归的第一阶段和第二阶段结果,可以看出,选取的工具变量是有效的,并且在控制内生性问题后,金融化与企业创新质量的系数显著为负,这与前文结论一致。

3.4　影响机制分析

3.4.1　资源侵占机制路径　上文分析表明,企业金融化对企业创新质量表现为“挤出”效应,那么其影响机制如何呢? 从资源挤占效应来看,在面对资本市场繁荣发展和超额收益的“诱惑”下,企业更倾向于将资金投向金融市场,基于资源基础理论,企业的资源是有限的,因此企业的金融资产投资可能会占用企业创新投入资金,创新产出包括数量和质量两个维度,创新投入的降低自然不利于创新质量的提高。基于此,本文构建“企业金融化—资源侵占—降低创新质量”的机制路径,引入创新资源侵占进行机制检验。借鉴刘鑫和薛有志[39]的研究,用企业研发投入与总资产的比值作为创新资源侵占(*Rda*)的代理变量。根据温忠麟和叶宝娟[40]的中介效应检验流程,依次检验主要变量的回归系数。创新资源侵占机制路径检验结果如表6的列(1)～列(3)所示。由列(2)可知,企业金融化与资源侵占的系数显著为负,说明企业金融化减少了企业创新投入,侵占了企业创新资源;由列(3)可知,企业金融化的系数显著为负,创新资源侵占的系数显著为正,说明创新资源侵占在企业金融化对创新质量的影响中发挥部分中介效应。企业金融化会产生资源侵占效应,挤占企业创新资源,从而不利于企业创新质量的提高。

表6　作用机制检验

Tab. 6　Test of impact mechanism

变量	创新资源侵占路径			收益波动路径		
	(1) *Ri*	(2) *Rda*	(3) *Ri*	(4) *Ri*	(5) *Risk*	(6) *Ri*
Fin	−0.577***(−2.949)	−0.010***(−3.764)	−0.440**(−2.287)	−0.484***(−2.637)	0.018***(3.832)	−0.458**(−2.499)
Rda			13.986***(22.660)			
Risk						−1.419***(−4.544)
Lev	1.233***(13.996)	−0.018***(−15.010)	1.479***(16.956)	1.091***(13.249)	−0.008***(−3.949)	1.079***(13.108)
TobinQ	−0.035***(−3.530)	0.004***(27.242)	−0.086***(−8.536)	−0.032***(−3.352)	0.003***(13.339)	−0.028***(−2.855)
Roa	0.887***(4.007)	0.011***(3.632)	0.737***(3.388)	0.660***(3.074)	−0.156***(−28.461)	0.439**(1.996)
Growth	0.026(1.565)	0.000(1.357)	0.022(1.335)	0.019(1.221)	−0.001*(−1.945)	0.018(1.151)
Cash	−0.377***(−4.227)	0.003***(2.717)	−0.422***(−4.816)	−0.315***(−3.679)	0.046***(21.061)	−0.250***(−2.879)
Ppe	−0.589***(−6.378)	−0.006***(−4.525)	−0.511***(−5.630)	−0.506***(−5.826)	0.003(1.140)	−0.502***(−5.788)
Board	0.155**(2.472)	−0.005***(−5.649)	0.221***(3.583)	0.157***(2.619)	−0.009***(−5.889)	0.144**(2.405)
Pay	0.642***(38.571)	0.005***(21.798)	0.574***(34.556)	0.620***(39.211)	−0.001***(−2.723)	0.619***(39.128)
*Top*1	0.006***(8.880)	−0.000***(−5.114)	0.007***(9.998)	0.007***(9.976)	−0.000***(−4.652)	0.007***(9.807)
Age	0.006(0.180)	−0.004***(−8.572)	0.058*(1.803)	−0.006(−0.203)	−0.003***(−3.272)	−0.010(−0.322)
constant	−8.114***(−26.303)	−0.052***(−12.731)	−7.383***(−24.221)	−7.798***(−26.987)	0.085***(11.512)	−7.678***(−26.476)
ind/year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	14 344	14 344	14 344	15 814	15 814	15 814
R^2	0.241	0.338	0.268	0.231	0.131	0.232
Adj.R^2	0.239	0.336	0.265	0.229	0.129	0.229
ΔR^2	0.002	0.002	0.003	0.002	0.002	0.003
F	105.788	169.981	118.758	109.940	55.508	108.044

注:创新资源侵占(*Rda*)和收益波动(*Risk*)样本量分别为14 344和15 814,剔除缺失值后参与回归的样本量分别为14 344和15 814。

3.4.2　收益波动机制路径　基于风险对等原则,企业投资金融资产在获得超额收益的同时也承担着高风险,企业的金融资产投资受市场经济、利率风险等外部环境影响较大,这加大了企业风险以及收益的波动性,为了降低企业金融资产投资的外部风险与创新投资的内部风险叠加对企业发展产生的重大影响,企业对创新投资保持谨慎态度,同时在超额收益的诱惑下,企业最终选择推迟或终止研发投资来降低企业风险,不利于企业创新质量的提高。此外,已有文献表明,企业的盈余稳定性[41]可以增强其创新意愿,有利于创新质量的提高。而企业金融化在学术界也被称为“虚拟经济”,具有高杠杆和高泡沫的特征,蕴含着较大的经济风险,企业过度金融化致使企业利润多依赖于金融活动,使得企业收益与金融市场息息相关,增加了收益波动,在无法保证高持续性和稳定的资金投入的情况下,企业创新质量将会降低。基于以上分析,本文构建了“企业金融化—增大收益波动—降低创新质量”的机制路径。借鉴王爱俭等[42]的研

究，使用企业当期及前3期的总资产收益率的标准差衡量收益波动。表6列(4)～列(5)为收益波动机制路径的检验结果，由列(5)可知，企业金融化系数显著为正，说明金融化增加了企业收益波动；由列(6)可知，企业金融化系数显著为负，收益波动系数显著为负，说明收益波动在企业金融化对创新质量的影响中发挥部分中介效应。企业金融化增大了企业收益的波动性，不利于企业持续性和稳定的创新活动投入，从而降低了企业创新质量。

3.5 进一步分析

在金融化的背景下，对于企业而言，配置适宜的金融资产可以给企业带来额外收益，提高资源运营效益，缓解企业创新活动的财务风险与市场风险。但是，当企业出于资本逐利动机而过度配置金融资产时，就会对企业主业投资产生抑制作用，不利于企业创新。已有研究表明，企业金融化水平存在一个最优水平[43]，那么，企业实际金融化程度与最优水平的差异是否会对创新质量产生影响？为回答此问题，本文计算企业金融化偏离度，进一步检验金融化偏离度对企业创新质量的影响。

借鉴潘海英和王春凤[44]的研究，本文使用RICHARDSON[45]的残差模型来估计企业金融化偏离度。构建模型(5)来计算企业最优金融化程度。

$$Fin_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 Fin_{i,t-1}+\gamma_2 Lev_{i,t-1}+\gamma_3 Size_{i,t-1}+\gamma_4 Growth_{i,t-1}+\gamma_5 Roa_{i,t-1}+\gamma_6 Age_{i,t-1}+\gamma_7 Cash_{i,t-1}+\sum ind+\sum year+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中，$\varepsilon_{i,t}$为残差，表示企业金融化水平偏离最优金融化水平的程度，对残差取绝对值，可以得到企业金融化偏离度(*Ufin*)，*Ufin*数值越大，表示企业金融化偏离度越大。

以金融化偏离度(*Ufin*)作为解释变量、企业创新质量(*Ri*)作为被解释变量进行回归，结果如表7列(1)～列(3)所示，企业金融化偏离度(*Ufin*)的系数为-1.132，且在1%的水平上显著，表明企业金融化偏离适宜水平越高，对创新质量的抑制作用越强。进一步将样本分为金融化水平左偏离和右偏离进行回归分析，回归结果如表7列(4)～列(5)所示，在右偏离组中，回归系数为-0.716且在5%的水平上显著，而左偏离组则不显著，表明在过度金融化组中，企业金融化降低了创新质量，而在非过度金融化组中，企业金融化对创新质量的“挤出”效应不显著，说明不同程度的金融化水平对创新质量的影响存在异质性。

表7 金融化偏离度对创新质量的影响

Tab. 7 The impact of deviation degree of financialization on innovation quality

变量	总样本			左偏离	右偏离
	(1) *Ri*	(2) *Ri*	(3) *Ri*	(4) *Ri*	(5) *Ri*
Ufin	−4.872***(−12.711)	−1.732***(−4.352)	−1.132***(−3.251)		
Fin				−0.689(−1.375)	−0.716**(−2.465)
controls	NO	NO	YES	YES	YES
ind/year	NO	YES	YES	YES	YES
N	14 243	14 243	14 243	9 344	4 899
R^2	0.011	0.116	0.240	0.213	0.292
Adj. R^2	0.011	0.114	0.237	0.210	0.286
ΔR^2	0	0.002	0.003	0.003	0.006
F	161.561	58.491	101.702	60.064	47.601

4 结论与启示

4.1 研究结论

本文基于非金融企业金融化的动机分析了企业金融化影响创新质量的内在机理，并基于2009—2021年我国沪深A股上市公司的面板数据，实证检验了非金融企业金融化与创新质量的关系、作用机制以及政府行为对两者关系的调节作用。主要的研究结论如下。①企业金融化对创新质量表现为“挤出”效应，即企业金融化显著降低了企业创新质量；企业金融化通过挤占创新资源、增大企业收益波动，进而降低了企业创新质量。②在以创新战略为导向的背景下，政府创新补助和政府监管可以缓解企业金融化

对创新质量的负向影响,而官员变更加重了金融化对创新质量的负向影响。③进一步研究发现,企业金融化偏离程度与创新质量具有反向关系,并且不同程度金融化水平产生的影响具有异质性。

4.2　理论贡献

本文的理论贡献包括以下三点。第一,已有研究从创新投入和产出角度分析了企业金融化对创新的影响[8,11],本文拓展了以往研究,基于政府行为角度研究企业金融化对创新质量的影响,并梳理分析政府补助、政府监管以及官员变更对企业金融化与创新质量调节作用的理论逻辑,为政府提高企业创新质量、助力经济高质量发展提供理论借鉴。第二,本文对企业金融化影响创新质量的作用机制进行了分析,建立“企业金融化—创新资源侵占—降低创新质量”和“企业金融化—增大收益波动—降低创新质量”两条机制路径,揭示了金融化影响创新质量的机制黑箱。第三,已有研究认为企业金融化程度存在一个适宜水平[43],在该水平下,企业金融化对创新质量的“挤出”效应最弱,基于此,本文进一步分析了金融化偏离度对创新质量的影响并进行了异质性分析,丰富了金融化对创新质量影响的相关研究。

4.3　政策建议

第一,由于政府创新补助可以降低企业金融化对企业创新质量的“挤出”效应,因此,建议加强政府研发支持力度,建立公平性和竞争性的政府补助体系,抑制企业“寻补贴”行为。

第二,为保证政府研发补助的有效性,提高公共科技资源的配置效率,政府应建立项目跟踪和评价机制,强化监督和管理,从而保证研发产出的数量和质量。

第三,进一步完善多层次资本市场,优化营商环境,切实降低非金融企业运行成本。鼓励金融机构多研发面向实体企业技术创新信贷产品,为企业提供创新资源。

第四,政府要规范企业金融资产投资行为,构建合适的政府干预机制,加强金融市场的监管和金融风险的防范,建议利用互联网、大数据等技术手段构建金融监管体系,对接银行和企业,掌握银行资金流向和企业资金用途,利用大数据挖掘信息的能力,对资金方向、市场风险和金融环境变化保持敏感,抓住监管重点,提高监管效率,防范金融风险,从而推动经济高质量发展。

第五,增加政府政策的连续性。政府要完善相关政策制度,降低主政官员的个人影响力,减弱由于地方官员的换届、退休、腐败等原因造成的变更所带来的政策不确定性,致力构建有为政府,提高政府治理能力。同时,以往我国地方官员的考核基于GDP,造成了地方政府追求速度、忽略质量的短视行为,建议健全官员考核制度,将经济发展质量等指标纳入考核体系,有利于区域长远发展。

4.4　研究局限与展望

首先,由于数据获取的局限性,本文的研究对象为上市公司,这仅占我国企业的一小部分,未来可以进一步拓展研究对象,对非上市公司进行分析,以便全面认识企业金融化和创新质量之间的关系以及政府行为对其的调节作用。其次,地区之间在经济发展水平、地理位置、产业类型和结构等方面存在差异,因此,可以进一步分析地方政府行为对企业金融化与创新质量的调节作用是否在以上方面存在异质性。最后,本文主要基于政府行为角度选取调节变量,未来可以结合影响创新的内外部因素,如高管团队稳定性、行业环境、税收等,进一步分析这些因素对金融化与创新质量的调节作用,并以此为切入点,在实践中降低企业金融化对创新质量的不利影响。

参　考　文　献

[1] 马思超, 彭俞超. 加强金融监管能否促进企业“脱虚向实”? ——来自2006—2015年上市公司的证据[J]. 中央财经大学学报, 2019(11): 28 - 39.

[2] CARDELLA L, FAIRHURST D, KLASA S. What determines the composition of a firm's cash reserves? [J/OL]. Journal of Corporate Finance, 2021[2022-2-14]. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2021.101924.

[3] DEMIR F. The rise of rentier capitalism and the financialization of real sectors in developing countries [J]. Review of Radical Political Economics, 2007, 39(3): 351 - 359.

[4] 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[J]. 中国工业经济, 2017

(12): 113－131.
[5] 赵芮, 曹廷贵. 实体企业金融化与企业风险:对冲效应抑或扩大效应[J]. 当代财经, 2021(06): 64－77.
[6] 张庆君, 欧一丁. 数字化转型提升了银行经营效率吗? ——来自上市商业银行的经验证据[J]. 会计与经济研究, 2023, 37(3): 89－108.
[7] BONFIGLIOLI A. Financial integration, productivity and capital accumulation [J]. Journal of International Economics, 2008, 76(2): 337－355.
[8] 刘贯春. 金融资产配置与企业研发创新:"挤出"还是"挤入"[J]. 统计研究, 2017, 34(7): 49－61.
[9] 段军山, 庄旭东. 金融投资行为与企业技术创新——动机分析与经验证据[J]. 中国工业经济, 2021(1): 155－173.
[10] 顾海峰, 张欢欢. 企业金融化、融资约束与企业创新——货币政策的调节作用[J]. 当代经济科学, 2020, 42(5): 74－89.
[11] 王立平, 李蔓丽. 企业金融化、社会责任与创新投入——基于金融渠道获利能力门槛效应的再审视[J]. 华东经济管理, 2023, 37(1): 50－61.
[12] 张秋实, 张莉芳. 战略性新兴产业企业金融化与企业创新:内部控制有效性的调节作用[J]. 科学学与科学技术管理, 2021, 42(12): 19－34.
[13] DORE R. Financialization of the global economy [J]. Industrial and Corporate Change, 2008, 17(6): 1097－1112.
[14] CURADO C. Human resource management contribution to innovation in small and medium-sized enterprises: a mixed methods approach [J]. Creativity and Innovation Management, 2018, 27(1): 79－90.
[15] GORODNICHENKO Y, SCHNITZER M. Financial constraints and innovation: Why poor countries don't catch up[J]. Journal of the European Economic association, 2013, 11(5): 1115－1152.
[16] 陈冬华, 范从来, 徐巍. 公司治理新论(下)——一个中国社会关系结构的视角[J]. 会计与经济研究, 2023, 37(2): 3－26.
[17] RAJAN R, ZINGALES L. Financial dependence and growth [J]. American Economic Review, 1998, 88(3): 559－586.
[18] BROWN J R, MARTINSSON G, PETERSEN B C. Do financing constraints matter for R&D?[J]. European Economic Review, 2012, 56(8): 1512－1529.
[19] LAZONICK W. The financialization of the US corporation: what has been lost, and how it can be regained [J]. Seattle University Law Review, 2013, 36(2): 857－910.
[20] BARANE A I, HAKE E R. The institutionalist theory of capital in the modern business enterprise: appropriation and financialization [J]. Journal of Economic Issues, 2018, 52(2): 430－437.
[21] 王冰冰, 赵树宽. 中国实体经济与金融的互溢效应及其政策应对[J]. 会计与经济研究, 2023, 37(3): 125－140.
[22] FRYE T, SHLEIFER A. The invisible hand and the grabbing hand [J]. American Economic Review, 1997, 87(2): 354－358.
[23] LEE E Y, CIN B C. The effect of risk-sharing government subsidy on corporate R&D investment: empirical evidence from Korea [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2010, 77(6): 881－890.
[24] TAKALO T, TANAYAMA T. Adverse selection and financing of innovation: is there a need for R&D subsidies? [J]. Journal of Technology Transfer, 2010, 35(1): 16－41.
[25] BEASON R, WEINSTEIN D E. Growth, economies of scale, and targeting in Japan (1955—1990) [J]. Review of Economics and Statistics, 1996, 78(2): 286－295.
[26] 杨雨清, 陶锋. 官员变更、政策不确定性与企业创新[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2020, 42(2): 110－120.
[27] 王全景, 温军. 地方官员变更与企业创新——基于融资约束和创新贡献度的路径探寻[J]. 南开经济研究, 2019(3): 198－225.
[28] 罗党论, 廖俊平, 王珏. 地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2016, 51(5): 130－142.
[29] BLOOM N, BOND S, VAN REENEN J. Uncertainty and investment dynamics [J]. Review of Economic Studies, 2007, 74(2): 391－415.
[30] FANG V W, TIAN X, TICE S. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation? [J]. Journal of Finance, 2014, 69(5): 2085－2125.
[31] 江轩宇, 贾婧, 刘琪. 债务结构优化与企业创新——基于企业债券融资视角的研究[J]. 金融研究, 2021(4): 131－149.

［32］ 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，2016，51(12)：32－46.
［33］ 郭玥．政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]．中国工业经济，2018(9)：98－116.
［34］ 唐松，伍旭川，祝佳．数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]．管理世界，2020，36(5)：52－66.
［35］ 徐业坤，马光源．地方官员变更与企业产能过剩[J]．经济研究，2019，54(5)：129－145.
［36］ 肖亚成，曹壹帆，邹宝玲．官员变更对农民收入的影响——基于中国258个地级市的实证研究[J]．山西财经大学学报，2022，44(4)：14－29.
［37］ 祝伟展，王雪标．技术市场发展、实体企业金融化与创新质量[J]．科技进步与对策，2023，40(2)：80－89.
［38］ 张军，周亚虹，于晓宇．企业金融化的同伴效应与实体部门经营风险[J]．财贸经济，2021，42(8)：67－80.
［39］ 刘鑫，薛有志．CEO继任、业绩偏离度和公司研发投入——基于战略变革方向的视角[J]．南开管理评论，2015，18(3)：34－47.
［40］ 温忠麟，叶宝娟．中介效应分析：方法和模型发展[J]．心理科学进展，2014，22(5)：731－745.
［41］ 彭龙，詹惠蓉，文文．实体企业金融化与企业技术创新——来自非金融上市公司的经验证据[J]．经济学家，2022(4)：58－69.
［42］ 王爱俭，舒鑫，于博．产业政策扶持与企业金融资产配置——基于“五年规划”变更的自然实验[J]．商业经济与管理，2020(10)：52－72.
［43］ 黄贤环，王瑶，王少华．谁更过度金融化：业绩上升企业还是业绩下滑企业？[J]．上海财经大学学报，2019，21(1)：80－94.
［44］ 潘海英，王春凤．实体企业金融化抑制了企业创新吗？——基于高质量发展背景下企业创新双元视角[J]．南京审计大学学报，2020，17(2)：49－58.
［45］ RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow [J]. Review of Accounting Studies，2006，11(3)：159－189.

Enterprise Financialization, Government Behavior and Innovation Quality

ZHANG Gui-qiao，YANG Jia-hui

(*School of Management*，*Shanghai University*，*Shanghai*　200444，*China*)

Abstract：At present，China is in a critical period of economic transformation，and how to improve the quality of enterprise innovation is a key issue in the context of economic “detachment from reality to emptiness”and innovation leading high-quality economic development. Based on the panel data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2009 to 2021，it empirically examined the impact of corporate financialization on innovation quality and its mechanism by using two-way fixed effects，and selected variables from the perspective of government governance to test the moderative effects. The results show that the effect of enterprise financialization on innovation quality is “crowding out”，and the mechanism is that enterprise financialization reduces the quality of enterprise innovation by crowding out innovation resources and increasing fluctuations in enterprise returns. Government innovation subsidies and government supervision mitigate the negative impact of enterprise financialization on innovation quality，while official change exacerbates the negative impact. Further research finds that the greater the degree of deviation from corporate financialization，the lower the quality of innovation，and there is heterogeneity in the impact of different levels of financialization on innovation quality. Robustness and endogenous tests also confirm the negative impact of enterprise financialization on innovation quality. It incorporates government behavior into the research framework，and the results not only enrich the relevant research on enterprise financialization and innovation quality，but also provide theoretical reference for the country to formulate policies.

Keywords：enterprise financialization；innovation quality；government behavior；high quality development