

# 金融化对实体企业未来主业发展的影响： 促进还是抑制

杜 勇， 张 欢， 陈建英

**[摘要]** 本文基于当前实体经济虚拟化这一热点问题,研究了实体企业金融化对未来主业发展的影响。理论上,实体企业金融化对企业未来主业的发展具有“蓄水池”和“挤出”两种不同的效应,二者的相对大小决定了金融化对实体企业未来主业发展影响的净效应。本文以2008—2014年中国A股上市公司为研究样本,并基于公司资产负债表数据,构建了微观企业金融化指标,实证结果发现:总体上,金融化损害了实体企业的未来主业业绩,表明金融化的“挤出”效应大于“蓄水池”效应。考虑到外部环境的调节效应,本文发现金融化的损害效应随着货币政策变宽松而加剧,而良好的金融生态环境则有助于削弱金融化对企业未来主业业绩的负面影响。进一步的作用机制检验表明,金融资产并未扮演“蓄水池”角色来缓解企业未来投资不足,金融化反而降低了企业的创新以及实物资本投资,并且创新和实物资本投资水平的下降是金融化对实体企业未来主业业绩影响的部分中介因子。最后,本文还发现,相比于非国有企业,金融化对未来主业业绩的损害效应在国有企业中更大。本文的研究为金融化影响实体经济提供了微观层面的经验证据,并且对于政府引导资金“脱虚向实”有一定的参考价值。

**[关键词]** 实体企业金融化; 未来主业业绩; 货币政策; 金融生态环境

**[中图分类号]**F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)12-0113-19

## 一、引言

自20世纪80年代以来市场需求空间日益萎缩,实体经济产能过剩导致传统的工业企业实体投资回报率下滑明显,大量的产业资本涌入高收益率的金融、房地产行业,虚拟经济加速膨胀,最终

---

**[收稿日期]** 2017-09-12

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“社会资本视域下的中国上市公司亏损逆转质量:结构特征、驱动机理与经济后果”(批准号71572153);西南大学人文社会科学重大培育项目“社会资本视域的中国上市公司亏损逆转质量研究”(批准号15XDSKZD005);中央高校基本科研业务费专项资金项目重大培养项目“新常态下管理者亏损风险感知对公司金融化行为偏差的影响机理及经济后果研究”(批准号SWU1709201)。

**[作者简介]** 杜勇(1977—),男,湖北麻城人,西南大学经济管理学院会计系教授,博士生导师,管理学博士;张欢(1994—),男,四川安岳人,西南大学经济管理学院硕士研究生;陈建英(1980—),女,四川资阳人,西南大学经济管理学院博士研究生。通讯作者:杜勇,电子邮箱:dy772012@126.com。感谢北京大学李怡宗教授、重庆大学刘星教授和刘斌教授、四川大学干胜道教授、上海财经大学黄俊教授、苏州大学罗正英教授对本文提出的有益建议,感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

导致实体产业的“金融化”(Financialization)<sup>①</sup>,金融化正在从宏观层面和微观层面改变经济系统的运行。现有文献主要从资本积累、社会收入差距、失业率等多个方面进行了探究(Stockhammer, 2004; Luo and Zhu, 2014; González and Sala, 2014),也有学者认为虚拟经济过度膨胀正是2008年全球金融危机爆发的重要诱因(Stockhammer and Grafl, 2010)。资金“脱实向虚”令实体经济的发展转型面临诸多挑战,也加大了经济运行的风险。

在世界经济虚拟化的大背景下,中国经济也出现了金融化趋势,泛金融部门(金融、保险与房地产业,FIRE)对GDP的贡献逐渐增加,2015年金融业增加值占GDP的比重达到了8.4%,已超过同期美国等金融深化程度较高的发达经济体,金融业获取的利润也大幅超过了其他行业,与之形成鲜明对比的实体经济部门,由于面临产能过剩、产品处于产业链低端等问题,发展速度甚为缓慢,实体经济与虚拟经济之间出现结构失衡问题(黄群慧,2017)。因此,2016年12月中央经济工作会议提出要“着力振兴实体经济”,并将其作为深化供给侧改革的重点之一,党的十九大报告也指出,“建设现代化经济体系,必须把发展经济的着力点放在实体经济上”。

经济金融化在微观实体层面的一个重要表现是实体企业的金融投资活动逐渐活跃。近些年,越来越多的实体企业热衷于股票投资、委托理财等金融活动,产业资本大量流入金融、房地产领域,资金脱离实体经济而在虚拟经济领域“空转”的现象广泛存在(文春晖等,2016),资金“脱实向虚”问题逐渐引起关注。由图1可知,在2008年,中国上市公司(非金融、非房地产行业)平均金融资产持有量约为0.97亿元,而到2014年,这一数据接近3亿元,由趋势线也可以看出,平均而言,上市公司持有的金融资产规模呈明显的上升趋势。

2012年12月,中国证监会发布《上市公司监管指引第2号——上市公司募集资金管理和使用的监管要求》,允许上市公司使用闲置募集资金购买安全性高、流动性好的投资产品,包括固定收益

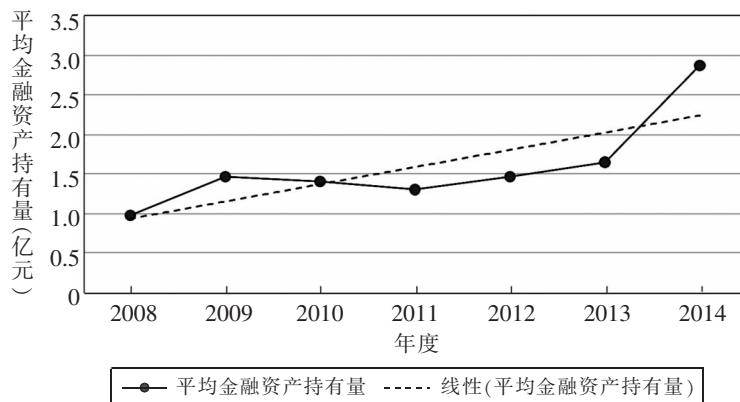


图1 中国上市公司平均金融资产持有量

注:金融资产的具体类型详见后文变量定义部分。

资料来源:根据CSMAR数据库,作者绘制。

<sup>①</sup> 对金融化的研究源于激进政治经济学对金融与生产之间关系的探讨,之后学者们从不同角度对其内涵进行了阐述和延伸,Krippner(2005)的定义被广为接受,他认为金融化指“利润的获取主要通过金融渠道而不是贸易和商品生产”。本文所研究的金融化主要是指实体企业将资金配置于虚拟程度较高的金融资产的行为(Demir, 2009)。

类的国债、银行理财产品以及其他投资产品等<sup>①</sup>,这在很大程度上引起实体企业金融化程度在2012年之后明显地提高。2017年2月,为防止将募集资金变相用于财务性投资,中国证监会发布《发行监管问答——关于引导规范上市公司融资行为的监管要求》,指出“上市公司申请再融资时,除金融类企业外,原则上最近一期末不得存在持有金额较大、期限较长的交易性金融资产和可供出售的金融资产、借予他人款项、委托理财等财务性投资的情形”<sup>②</sup>。2017年全国金融工作会议指出,“金融要把为实体经济服务作为出发点和落脚点,全面提升服务效率和水平,把更多金融资源配置到经济社会发展的重点领域和薄弱环节”。那么,在当前背景下,大量的金融资源脱离实体经济部门逆向流入金融、房地产等虚拟化程度较高领域的现象是否会对实体经济的发展造成影响?如果会,又是通过何种机制产生影响?对于这些问题的回答不仅有助于深刻认识经济金融化的微观经济后果,而且也可以为政府制定“防控金融风险”、“振兴实体经济”的一系列经济政策提供理论依据,因此,这是一个亟待解决的重要而现实的问题。

理论层面而言,实体企业投资于金融产品会对主业业绩带来正面和负面两个方面的影响。一方面,企业运用部分闲置资金进行短期的金融资本投资可以盘活资金,增加企业资产的流动性,实现资本的保值、增值,在一定程度上能够预防未来用于主业投资的资金出现短缺的情况,从而促进实体企业主业的发展,本文将这一影响称之为“蓄水池”效应(Reservoir Effect);但另一方面,实体企业将资源过多地用于金融以及房地产投资,使得企业缺乏足够的资金进行设备更新升级以及产品的研发创新(谢家智等,2014;王红建等,2016;Tori and Onaran,2017),进而抑制企业主业的发展,即金融化也具有“挤出”效应(Crowding Out Effect)。因此,金融化对实体企业主业发展影响的方向并不确定,二者之间的关系是一个需要解决的实证问题。

就笔者目前所涉猎的文献看,国内外大多数学者都是从宏观或行业层面对经济金融化的经济后果展开的分析,鲜有学者从微观层面对实体企业金融化的经济后果展开研究,仅有的几篇微观层面的文献也仅仅考虑了金融化对企业创新、实体投资等方面的影响(谢家智等,2014;张成思和张步昱,2016;Tori and Onaran,2017),但他们未进一步讨论金融化对企业未来主业业绩的影响,而企业的创新和实物投资则很可能仅是金融化作用于主业业绩的重要渠道。此外,考虑到实体企业金融化行为不可避免地会受到外部环境的影响,因此,在考察金融化对实体企业未来主业发展的影响时,本文还探讨了外部环境因素对二者关系的调节效应。具体而言,本文将宏观层面的货币政策、中观层面的金融生态环境纳入到分析框架,并尝试回答如下问题:金融化对实体企业主业的影响是否会因货币政策以及金融生态环境的差异而有所不同?

本文的贡献主要体现在以下几个方面:

(1)现有文献大多从宏观的框架探讨了金融化的经济后果,金融化是一个复杂的过程,通过宏观层面的数据尽管能从整体上把握大致的趋势,但不能捕捉到企业行为异质性因素(Orhangazi,2008)。与以往大部分文献不同的是,本文以微观企业金融化现象为切入点,为经济金融化提供了来自于新兴市场的微观证据。

(2)Orhangazi(2008)、张成思和张步昱(2016)、Tori and Onaran(2017)检验了金融化对实业投资率的影响,谢家智等(2014)、王红建等(2017)检验了金融化对企业创新的影响。相比于以上文献,本文在以下三个方面作了增量贡献:<sup>①</sup>企业可能通过短期的金融投资收益给财务报表“掺水”,本文

<sup>①</sup> 资料来源:中国证券监督管理委员会网站(<http://www.csrc.gov.cn>)。

<sup>②</sup> 资料来源:[http://www.csrc.gov.cn/pub/newsite/fxjgb/gzdt/201702/t20170217\\_312366.html](http://www.csrc.gov.cn/pub/newsite/fxjgb/gzdt/201702/t20170217_312366.html)。

借鉴胡聪慧等(2015)的方法,从企业业绩中剥离掉金融投资收益,更为“干净”地考察了金融化对实体企业主业业绩(更能代表企业的持续发展能力以及实体经济的发展)的影响;②本文采用中介效应模型,系统地检验了金融化影响实体企业主业业绩的作用机制,发现研发创新的下降、实物投资的减少是金融化影响主业发展的两个中介因子,这是对以上文献的进一步补充与深化,有助于更好地认识经济金融化对微观企业产生的经济后果;③企业的发展不可避免地会受到外部环境的影响,因此,本文将宏观层面的货币政策以及中观层面的区域金融生态环境纳入到分析框架,从理论层面分析了这些因子可能存在的调节机制,并在实证上进行了检验,这有利于捕捉到在不同货币环境、金融生态环境中金融化的差异效应。

(3)目前已有大量文献研究公司的投资行为。随着实体产业竞争加剧、金融工具不断丰富创新,越来越多的实体企业将配置金融资产作为一项重要的投资活动。本文立足于金融投资,研究了金融化对实体企业主业的影响,对企业投资行为的研究进行了丰富与补充。

(4)本文以实体企业金融化现象为切入点,探讨宏观货币政策、金融生态环境对微观企业业绩的间接影响,有助于深化理解经济环境与微观企业行为之间的互动关系。

本文后续内容的安排如下:第二部分是理论分析与假设提出;第三部分是研究设计,包括样本选择、变量定义以及模型设计等;第四部分是实证结果;第五部分是作用机制检验,检验了金融化影响企业主业业绩的作用机制;第六部分是补充的检验;最后是研究结论与启示。

## 二、理论分析与假设提出

### 1. 实体企业配置金融资产的微观机理

代理问题对企业财务决策有着十分重要的影响。所有权和经营权的分离滋生了管理者与股东之间的第一类委托—代理问题,由于激励不相容和信息不对称,管理者对于企业金融资产配置决策有着极大的自由裁量权,并且有动机利用管理权获取私有收益:①相比于实体经济部门,金融业、房地产业被认为是拥有超额利润的两大暴利行业(王红建等,2016),金融投资收益率远大于实体资本收益率,出于获取短期超额收益的动机,管理者的投资视野将缩短,更倾向于通过配置金融资产进行投机套利,而忽视利于企业长远发展的实体投资。②企业对于金融投资业绩存在“重奖轻罚”的现象(徐经长和曾雪云,2010),即管理者获取金融投资收益越高,其所获得的薪酬也越高,但如果金融投资出现亏损,管理者则可以将这些损失归咎于市场风险等外部因素,从而减小对自身利益的损害,因此,这在一定程度上刺激了管理者的金融投资行为。此外,中国上市公司股权高度集中,大股东和中小股东之间的第二类代理冲突也较为严重,大股东具有通过配置金融资产获取短期利益,并采取资金占用、关联交易等方式实现利润转移的动机和能力。当大股东与中小股东的代理问题较为严重时,短期的金融投资很可能沦为大股东获取控制权私利的工具,文春晖和任国良(2015)指出,虚拟终极控制人在金字塔结构的掩护下,热衷于将企业资源投向房地产、金融等虚拟经济领域,通过激进的资本投机套利策略获取短期收益。综上所述,由于两类代理问题的存在诱发实体企业的投机套利偏好,进而增加金融投资。

另一方面,资源依赖理论指出,企业要保持竞争优势离不开外部关键资源的获取,例如,获取信贷资金进行投资,但金融市场往往不完善,企业不可避免地会面临融资约束。根据预防性储蓄理论,相比于固定资产、无形资产等长期资产具有期限长、变现差、不可逆性等特征而言,由于金融资产具有较强的变现能力、较低的调整成本,企业持有金融资产可以作为规避未来不确定性的“前瞻性”策略,金融投资决策可能是为了在长期内增加资金供应,满足实体投资的需要,当未来主业投资缺乏

资金时,实体企业可以通过出售流动性较强的金融资产获取资金,从而减少对外部融资的依赖,以降低融资约束,缓解投资不足问题。Tornell(1990)认为企业为应对不确定性,可能选择投资于流动性较强的金融资产而非固定资产。此外,产业资本金融化能够拓宽企业融资渠道,Theurillat et al.(2010)指出金融化有利于资源在空间上进行配置,一定程度上能增加用于主业投资的资源,并且金融化还可能改善企业资产负债表,从而增强融资能力。因此,实体企业配置金融资产可能是出于长远发展的战略动机,而不是由两类代理问题导致。

## 2. 研究假设的提出

实体企业配置金融资产主要可能产生两种效应:一是“挤出”效应;二是“蓄水池”效应。“挤出”效应是指,由于企业资源的有限性,金融投资与实体投资实际上是一种替代关系(Tobin,1965),即在资源总量一定的情况下,如果企业将更多资源用于短期的金融投资,那么用于长期不可逆的实体投资的资金将减少。大量的经验研究为上述观点提供了证据,例如,谢家智等(2014)、Seo et al.(2012)、王红建等(2017)发现金融化挤出了企业的研发创新,Orhangazi(2008)、张成思和张步昙(2016)、Tori and Onaran(2017)发现金融化挤出了企业固定资产等实物资本投资。“蓄水池”效应是指,金融资产具有较强的变现能力、较低的调整成本,当企业未来资金出现短缺时,可以通过出售金融资产的方式获取资金,从而减轻对外部融资的依赖,弥补主业投资的不足,从而起到“反哺”主业的作用。

战略动机的观点和代理问题的观点都可以促使实体企业配置金融资产,但在不同观点下金融化作用于主业业绩的方式会有显著的差异。一方面,基于长远发展的战略动机,在未来遭受现金流冲击造成主业投资缺乏资金时,企业会将配置金融资产所获得的收益投资于主业,即通过金融资产的“蓄水池”效应反哺主业,从而减弱主业投资对外部融资的依赖,降低财务困境成本(Stulz,1996),那么,这不仅有助于减弱金融化的“挤出”效应,甚至会对实体企业的主业产生“挤入”效应。但另一方面,基于委托—代理理论的观点,由于第一类代理问题和第二类代理问题都可能导致实体企业投资于金融资产,这种情况下的金融化将使得企业的投资视野短期化,尽管金融资产的配置可能会获取一定的收益,增加企业的现金流,但由于主业投资(尤其是研发创新活动)通常具有周期长、结果不可预测、失败风险大等特征,企业管理者和大股东出于降低私人成本的考虑,也不愿意将这些资金投资于主业,更可能选择继续投资到短期收益高的金融、房地产领域,以期获得管理权私利和控制权私利(文春晖等,2016),如此形成一种“配置金融资产—获取收益—配置金融资产”的炒钱循环。王红建等(2016)的研究表明,实体企业跨行业套利并没有缓解企业投资活动面临的融资约束,反而主业投资不断缩小,造成实体企业逐渐“空心化”。这种情况下,金融化的“挤出”效应将被放大,而“蓄水池”效应将被削弱,进而导致金融化的“挤出”效应大于“蓄水池”效应,最终扭曲实体企业投资计划,造成资本错配问题。

综上所述,实体企业金融化对未来主业业绩的净效应取决于“蓄水池”效应和“挤出”效应的相对大小,基于战略观的金融化所导致的“挤出”效应会弱于“蓄水池”效应,从而有利于促进主业发展,而基于代理观的金融化所导致的“挤出”效应会远大于“蓄水池”效应,这将造成实体企业严重的资本错配问题,最终对企业主业发展产生抑制作用。因此,本文提出:

H1-1:如果“蓄水池”效应占主导,那么金融化对企业未来主业业绩具有正向影响;

H1-2:如果“挤出”效应占主导,那么金融化对企业未来主业业绩具有负向影响。

货币政策是各国政府调控经济的重要手段之一,是企业进行投融资决策时不得不考虑的重要因素,它主要通过信贷渠道(Credit Channel)和货币渠道(Money Channel)来影响经济活动

(Bernanke and Blinder, 1992; Bernanke and Gertler, 1995)。近几年来,宏观货币政策对微观企业行为的影响也得到了国内学者的广泛关注(祝继高和陆正飞,2009;饶品贵和姜国华,2011),那么,货币政策是否会影响金融化与实体企业主业业绩之间的关系?

企业面临的宏观经济环境发生改变时,为应对这些环境的变化,企业管理者、债权人等的行为也可能发生改变(Gertler and Gilchrist, 1994)。在货币政策宽松时期,企业面临的融资约束降低,能够以更低的成本获得更多的资金,由于可支配资金更多,企业管理者会选择配置更多的金融资产,当企业在未来有较好的实体投资机会但限于资金不足时,可以释放更多的流动性来补充主业投资,从而对主业的发展起到促进作用。因此,本文提出:

H2-1: 宽松的货币政策会增强金融化的“蓄水池”效应。

此外,在货币政策宽松时期,管理者对市场预期较好,投机心理增强,并且相比于固定资产等实物投资,企业虚拟投资活动面临的融资约束可能更大(付文林和赵永辉,2014),一旦企业可获得的资金增加,管理者将资金投向金融、房地产领域的概率将增大,而实体企业通过增加债务的方式获取资金进入金融、房地产行业实质上是一种加杠杆“套利”行为(王红建等,2016),采用扩大借贷杠杆的方式进行金融资本投资,实际上加剧了资本错配问题(文春晖等,2016)。张成思和张步晨(2016)的研究就发现宽松的货币政策会增强金融化对实体投资的“挤出”效应。反之,在货币政策紧缩时期企业面临的不确定性程度较高(饶品贵和姜国华,2011),管理层一般会做出更为稳健谨慎的投资决策,对投资的风险评估能力也会增强,所作出的金融投资决策也可能会更加合理。在货币政策紧缩时期,信贷市场中的逆向选择和道德风险增大(Bernanke and Gertler, 1995),外部债权人为防范较高的债务违约风险,会更加密切关注企业资金的使用,加强贷前审查和贷后监督,从而更为主动地发挥监督治理作用,约束企业管理者利用信贷资金进行资本炒作的行为。因此,本文提出:

H2-2: 宽松的货币政策会增强金融化的“挤出”效应,抑制“蓄水池”效应的发挥。

李扬和张涛(2009)、刘煜辉等(2011)和王国刚等(2015)从政府治理、经济基础、金融发展以及制度与诚信文化四个维度对中国各地区金融生态环境进行了综合评价。接下来,本文将阐述金融生态环境影响金融化与实体企业主业发展之间关系可能存在的机制。

较好的金融生态环境意味着金融市场发展程度较高。由于金融发展程度更高,在金融生态环境较好的地区,企业能够购买的金融产品也较多,发达的金融市场、金融中介可以使企业较容易地从事金融投资活动,并且在金融发展程度较高的地区,企业面临的融资约束更少(Demirguc-Kunt and Maksimovic, 2002),这也为企业配置更多金融资产提供可能,因此可能导致更明显的“挤出”效应。Tori and Onaran(2017)的研究发现,金融化对企业投资的“挤出”效应在金融发展程度较高的地区更大。如果企业陷入“以钱炒钱”的发展模式,这将对实体企业主业的发展造成极大的不利影响。因此,本文提出:

H3-1: 金融生态环境会增强金融化的“挤出”效应。

金融生态环境可以作为一种外部治理机制,具体体现为以下三个方面:①金融生态环境较好意味着更严格的金融监管以及更完善的金融法治体系,短期的金融投机套利行为能得到有效的约束,而在金融生态环境较差的地区,司法和执法力度不足,由于缺乏监管,企业通过金融投机套利的行为会加剧;②在金融生态环境较好的地区,金融机构等债权人的经营独立性更强、市场化程度更高,银行会更积极主动地发挥债权人的监督治理作用,全面收集企业的相关信息,以甄别企业投机动机,强化对信贷资金的风险控制,提高资金的利用效率(谢德仁和陈运森,2009);③在金融生态环境较好的地区,金融教育得到了广泛普及,投资者具备着更完善的金融知识素养,并且由于有着较好

的信息环境,投资者不仅有动机而且有能力去关注和监督企业的金融投机行为。综上所述,金融生态环境较好的地区,监管部门、银行、市场投资者对企业金融投机更容易识别和监督,这有利于资金配置到真正具有“蓄水池”动机的企业,而不是配置到具有投机动机的企业。本文认为如果实体企业在金融资产配置行为中具有明显的投机动机,金融化对实体投资的“挤出”效应会更大,王红建等(2017)的研究也佐证了这一论点,他们发现套利动机越强,金融化“挤出”创新就越明显。据此,本文提出:

H3-2:金融生态环境有利于增强金融化的“蓄水池”效应。

综合上文分析,实体企业金融化对主业发展的影响在理论上存在两种截然不同的解释,其净效应则取决于“蓄水池”效应和“挤出”效应之间的相对大小,而外部的货币政策、金融生态环境则又可能增强或减弱“蓄水池”效应和“挤出”效应,进而调节金融化和实体企业主业发展的关系。本文的分析框架如图2所示。

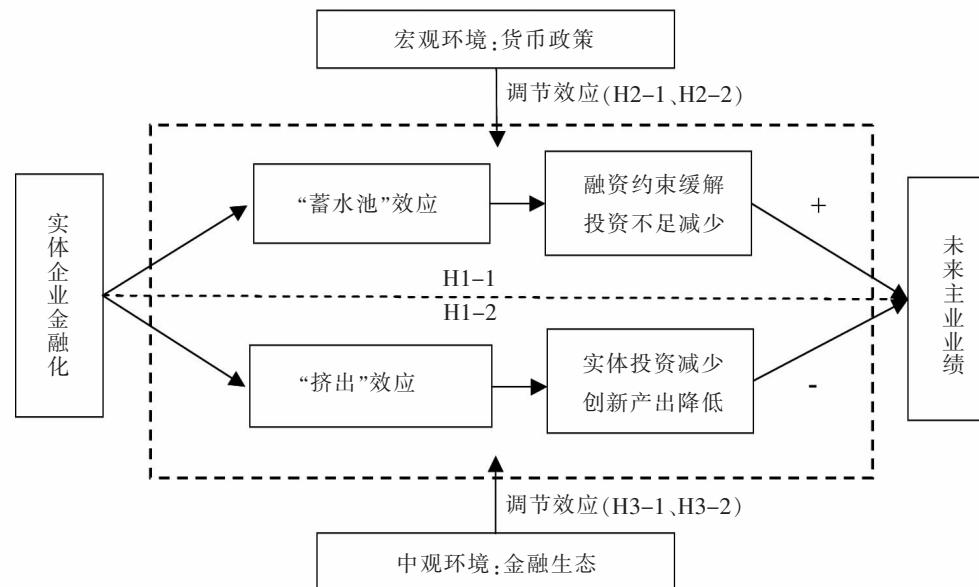


图2 分析框架

资料来源:作者绘制。

### 三、研究设计

#### 1. 样本选取和数据来源

本文选取2008—2014年中国沪深两市A股上市公司为研究样本,并按照以下原则进行样本筛选:①剔除金融、保险类以及房地产行业上市公司;②剔除相关数据缺失的样本。最终,本文共得到11228个公司—年度观测值。其中,企业未来主业业绩为 $t+1$ 期指标,因此,本文实际使用的样本区间为2008—2015年共8个年度。研究中所使用的财务数据来自CSMAR数据库,货币政策相关指标来自中经网统计数据库,地区金融生态环境指标来自《中国地区金融生态环境评价》课题组(李扬和张涛,2009;刘煜辉等,2011;王国刚等,2015)。为克服极端值的影响,本文对模型中所有连续变量进行了1%和99%分位的缩尾(Winsorize)处理。

## 2. 主要变量定义

(1)金融化程度( $Fin$ )指标。本文借鉴 Demir(2009)、谢家智等(2014)、宋军和陆旸(2015)的做法,以企业持有的金融资产比例表示金融化程度。根据企业的资产负债表,本文将交易性金融资产、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、投资性房地产净额都纳入金融资产的范畴。需要说明的是,尽管货币资金也属于金融资产,但经营活动本身也会产生货币,因此,本文中的金融资产未包括货币资金。此外,现代房地产越来越脱离实体经济部门,具有虚拟化特征(宋军和陆旸,2015),大量进入房地产的资金是用来投机炒作而非用于生产经营。根据《企业会计准则第3号——投资性房地产》的定义,投资性房地产是指为赚取租金或资本增值,或两者兼有而持有的房地产,它能较好地衡量实体企业房地产投资的情况,因此,本文在企业金融化的衡量过程中包括了投资性房地产净额项目。由此,企业金融化程度( $Fin$ )的计算公式为: $Fin=(\text{交易性金融资产}+\text{衍生金融资产}+\text{发放贷款及垫款净额}+\text{可供出售金融资产净额}+\text{持有至到期投资净额}+\text{投资性房地产净额})/\text{总资产}$ 。

(2)企业未来主业业绩( $CorePerf_{t+1}$ )。参考胡聪慧等(2015)的方法,本文采用剔除金融投资收益的下年度资产收益率来衡量企业未来主业业绩,两个指标的具体计算公式为:① $CorePerf1_{t+1}=(\text{营业利润}-\text{投资收益}-\text{公允价值变动收益}+\text{对联营企业和合营企业的投资收益})/\text{总资产}$ ;② $CorePerf2_{t+1}=(\text{利润总额}-\text{投资收益}-\text{公允价值变动收益}+\text{对联营企业和合营企业的投资收益})/\text{总资产}$ 。

(3)货币政策变量( $MonetaryPolicy$ )。祝继高和陆正飞(2009)使用了中国人民银行和国家统计局共同合作完成的《银行家问卷调查》提供的货币政策感受指数来度量货币政策的松紧程度,但货币政策感受指数具有较强的主观成分,鉴于此,本文设置了如下两个变量( $MP1, MP2$ )来衡量货币政策的宽松程度:① $MP1$ ,用M2的增长率来衡量;② $MP2$ ,用M2增长率减去GDP增长率再减去CPI增长率的差额来衡量。 $MP1, MP2$ 越大代表货币政策越宽松。

(4)金融生态环境( $Dumfenv$ )。本文采用《中国地区金融生态环境评价》课题组的金融生态环境综合指数来衡量地区金融生态环境,该指数从政府治理、经济基础、金融发展以及制度与诚信文化四个维度对中国各地区金融生态环境进行了综合评价(李扬和张涛,2009;刘煜辉等,2011;王国刚等,2015)。本文定义了一个虚拟变量,若综合评分大于0.50,则赋值为1,表示区域金融生态环境较好;否则为0,表示金融生态环境较差。

## 3. 计量模型设定

为验证H1-1和H1-2,本文构建了模型(1),以考察金融化对企业未来主业业绩的影响。若H1-1成立,预计 $Fin$ 的回归系数( $\alpha_1$ )显著大于0,即表明金融化提高了企业未来主业业绩;若H1-2成立,预计 $Fin$ 的回归系数显著小于0,则表明金融化降低了企业未来主业业绩。本文在模型(1)中还纳入了财务特征、公司治理以及外部治理等方面的控制变量,具体包括:负债情况( $Lev$ )、投资机会( $Growth$ )、企业规模( $Size$ )、第一大股东持股比例( $Top1$ )、管理层持股( $Msh$ )、董事会规模( $Board$ )、独立董事比例( $Indep$ )、领导权结构( $Dual$ )、产权性质( $State$ )以及机构投资者持股比例( $Ins$ )<sup>①</sup>。此外, $Industry$ 代表行业固定效应,用以控制行业层面的差异,根据证监会公布的《上市公司行业分类指引》(2001版)的划分标准,制造业按照二级行业代码分类,其他行业按照一级代码分类。 $Year$ 为时间固定效应,用来控制不可观测时间因素对企业的共同冲击, $\epsilon$ 为随机误差项。

<sup>①</sup> 限于篇幅,控制变量的具体定义方式详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件部分。

$$\begin{aligned} CorePerf_{t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 Fin + \alpha_2 Lev + \alpha_3 Growth + \alpha_4 Size + \alpha_5 Top1 + \alpha_6 Msh + \alpha_7 Board + \\ & \alpha_8 Indep + \alpha_9 Dual + \alpha_{10} State + \alpha_{11} Ins + \sum \alpha_i Industry + \sum \alpha_j Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

为考察货币政策对金融化与企业未来主业业绩之间关系的调节效应,本文构建了模型(2),本文重点关注企业金融化与货币政策的交互项  $Fin \times MonetaryPolicy$ ,如果 H2-1 成立,则  $\beta_2 > 0$ ,即宽松的货币政策增强了金融化的“蓄水池”效应;如果 H2-2 成立,则预期  $\beta_2 < 0$ ,即宽松的货币政策增强了金融化的“挤出”效应,抑制了“蓄水池”效应。

$$\begin{aligned} CorePerf_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 Fin + \beta_2 Fin \times MonetaryPolicy + \beta_3 MonetaryPolicy + \beta_4 Lev \\ & + \beta_5 Growth + \beta_6 Size + \beta_7 Top1 + \beta_8 Msh + \beta_9 Board + \beta_{10} Indep + \beta_{11} Dual \\ & + \beta_{12} State + \beta_{13} Ins + \sum \beta_i Industry + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

对于 H3-1、H3-2,本文构建了检验模型(3),重点关注企业金融化与金融生态环境的交互项  $Fin \times Dumfenv$ ,如果 H3-1 成立,则预期  $\gamma_2 < 0$ ,即金融生态环境增强了金融化的“挤出”效应;如果 H3-2 成立,则预期  $\gamma_2 > 0$ ,即金融生态环境增强了金融化的“蓄水池”效应,抑制了“挤出”效应。为避免多重共线性问题,本文对交互项进行了中心化处理。

$$\begin{aligned} CorePerf_{t+1} = & \gamma_0 + \gamma_1 Fin + \gamma_2 Fin \times Dumfenv + \gamma_3 Dumfenv + \gamma_4 Lev + \gamma_5 Growth \\ & + \gamma_6 Size + \gamma_7 Top1 + \gamma_8 Msh + \gamma_9 Board + \gamma_{10} Indep + \gamma_{11} Dual + \gamma_{12} State \\ & + \gamma_{13} Ins + \sum \gamma_i Industry + \sum \gamma_j Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

## 四、实证结果

### 1. 描述性统计和相关性分析

变量的描述性统计结果显示,实体企业未来主业业绩指标  $CorePerf1_{t+1}$  和  $CorePerf2_{t+1}$  的均值(中位数)分别为 3.03%(2.98%)、3.95%(3.67%)。金融化程度( $Fin$ )的描述性统计结果说明在本文的样本中金融化程度的均值为 2.23%,中位数(0.06%)表明至少一半以上的样本观测值持有金融资产, $Fin$  的最大值达到了 32.63%,表明部分企业持有的金融资产占总资产的比例较大。货币政策的两个指标  $MP1$  和  $MP2$  的均值(中位数)分别为 15.83%(13.61%)、4.2%(3.17%)。金融生态环境环境( $Dumfenv$ )的均值为 0.6075,这说明 60.75% 的样本观测值位于金融生态环境较好的区域,其余控制变量的结果不再予以逐个说明。主要变量相关系数矩阵显示, $Fin$  和  $CorePerf1_{t+1}$ 、 $CorePerf2_{t+1}$  之间的 Pearson 相关系数分别为 -0.0522 和 -0.0561,Spearman 相关系数分别为 -0.0706、-0.0784,并且均通过 1% 水平的统计检验,初步支持了前文提出的 H1-2,拒绝了 H1-1,但更为严格的证据还需要通过控制其他因素的多元回归分析来得到<sup>①</sup>。

### 2. 组间差异检验

本文按照  $Fin$  排序,将位于 3/4 分位以上的样本作为金融化程度较高组(Group3),Group1 是未持有金融资产的样本,其余部分为 Group2。就均值差异检验看, $CorePerf1_{t+1}$  和  $CorePerf2_{t+1}$  的均值由 Group1 到 Group3 不断变小,Group3 的均值比 Group1 的均值分别低了 0.0075、0.0085,并且都通过了 1% 水平的统计检验;就 Wilcoxon rank-sum 检验看,和均值差异检验的结果类似,从 Group1 到 Group3, $CorePerf1_{t+1}$  和  $CorePerf2_{t+1}$  的中位数不断变小,Group3 比 Group1 分别低了 0.0082、0.0096,且

<sup>①</sup> 限于篇幅,描述性统计和主要变量的相关性分析结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件部分。

均在 1% 的水平上显著。以上结果说明随着金融化程度的提高,实体企业主业业绩表现变差,这也初步支持了 H1-2 的预期<sup>①</sup>。

### 3. 多元回归分析

表 1 报告了本文基本假设的检验结果,第(1)、(3)列为单变量回归结果,第(2)、(4)列纳入了模型(1)中的控制变量。当被解释变量为  $CorePerf1_{t+1}$  时,Fin 的回归系数分别为 -0.0638 和 -0.0538, 均在 1% 的水平上显著。经济意义方面(第(2)列),Fin 每增加一个标准差,  $CorePerf1_{t+1}$  将大约减少 0.29 ( $0.0538 \times 0.0545$ ) 个百分点, 这相当于样本均值的 9.57% ( $0.0029 / 0.0303$ ); 当被解释变量为  $CorePerf2_{t+1}$  时,Fin 的回归系数分别为 -0.0680 和 -0.0574, 同样在 1% 的水平上显著, 经济意义方面(第(4)列), Fin 每增加一个标准差,  $CorePerf2_{t+1}$  将大约减少 0.31 个百分点 ( $0.0574 \times 0.0545$ ), 这相当于样本均值的 7.85% ( $0.0031 / 0.0395$ )。以上结果符合 H1-2 的预期, 拒绝了 H1-1, 即实体企业金融化的“挤出”效应要大于“蓄水池”效应, 意味着金融化程度越高的企业, 其未来主业的表现会越差, 实体企业配置金融资产很可能是出于投机套利动机, 而不是为了通过“蓄水池”机制反哺主业。尽管实体企业进行金融投资能获取一定的投资收益, 从而增加企业的现金流, 但在资本逐利动机的驱使下, 企业很可能继续将这些资金配置到金融资产, 进而陷入到“配置金融资产—获取收益—配置金融资产”的炒钱循环中, 显然这会让企业的资产配置行为偏离主业的发展, 罗来军等(2016)的研究能较好地佐证这一观点, 他们发现企业的利润大量地流向了虚拟经济领域, 利润对企业固定资产的增长没有起到显著的促进作用。

**表 1** 实体企业金融化与未来主业业绩

	(1) $CorePerf1_{t+1}$	(2) $CorePerf1_{t+1}$	(3) $CorePerf2_{t+1}$	(4) $CorePerf2_{t+1}$
Fin	-0.0638*** (-5.6492)	-0.0538*** (-5.0742)	-0.0680*** (-5.8514)	-0.0574*** (-5.0376)
_cons	0.0317*** (46.5889)	-0.2220*** (-13.5642)	0.0410*** (60.8499)	-0.1213*** (-6.9855)
CVs	No	Yes	No	Yes
Industry	No	Yes	No	Yes
Year	No	Yes	No	Yes
r2_a	0.0026	0.2440	0.0031	0.1836
F	31.9137***	68.0700***	34.2386***	50.3514***
N	11228	11228	11228	11228

注:t 值采用 Robust 修正,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著;CVs 代表控制前文所述的一系列控制变量, 下同。

资料来源:作者计算。

为考察宏观货币政策对实体企业金融化与未来主业业绩之间关系的调节效应, 本文对模型(2)进行了检验。表 2 报告了回归结果(第(1)—(4)列), 其中, Fin 的回归系数依然都在 1% 的水平上显著为负, 本文重点关注的是宏观货币政策与实体企业金融化的交互项( $Fin \times MP1$ 、 $Fin \times MP2$ ), 结果显

<sup>①</sup> 限于篇幅, 组间差异检验的结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件部分。

示,当被解释变量是  $CorePerf1_{t+1}$  时,  $Fin \times MP1$  的回归系数为 -0.5587,  $Fin \times MP2$  的回归系数为 -0.3937, 分别在 1% 和 5% 的水平上通过统计检验; 当被解释变量是  $CorePerf2_{t+1}$  时,  $Fin \times MP1$  的回归系数为 -0.4611, 在 5% 的水平上显著,  $Fin \times MP2$  的回归系数为 -0.3424, 在 10% 的水平上显著。以上结果表明, 宽松的货币政策增强了金融化对实体企业主业业绩的负面影响, 这一结果支持了 H2-2 的预期, 在货币政策宽松时期, 由于管理者的投机心理增强、银行对信贷资金监管放松, 实体企业通过加杠杆的方式配置更多金融资产损害了主业的发展。

由于中国幅员辽阔, 区域金融生态环境存在十分明显的差异, 这为本文研究实体企业金融化对企业主业发展的异质性影响提供了良好的背景场所。表 2 的第(5)、(6)列报告了检验结果,  $Dumfenv$  的回归系数均在 1% 的水平显著为正, 说明良好的金融生态环境有利于提高企业的主业业绩,  $Fin$  的回归系数仍然在 1% 的水平显著为负。本文重点关注的是金融生态环境与实体企业金融化的交互项  $Fin \times Dumfenv$ , 可以发现  $Fin \times Dumfenv$  的回归系数分别为 0.0764、0.0849, 且都在 1% 的水平上通过统计检验, 该结果说明金融生态环境的改善削弱了金融化对实体企业未来主业业绩的负面影响, 这和 H3-2 的预期一致, 金融生态环境可以作为一种良好的外部治理机制, 能够优化资金的配置效率, 减弱投机套利动机, 从而削弱金融化对实体企业主业发展的负面效应。

**表 2** 货币政策、金融生态环境的调节效应

	(1) $CorePerf1_{t+1}$	(2) $CorePerf1_{t+1}$	(3) $CorePerf2_{t+1}$	(4) $CorePerf2_{t+1}$	(5) $CorePerf1_{t+1}$	(6) $CorePerf2_{t+1}$
$Fin$	-0.0538*** (-5.0688)	-0.0546*** (-5.1594)	-0.0581*** (-5.0832)	-0.0586*** (-5.1261)	-0.0604*** (-5.7477)	-0.0646*** (-5.7035)
$Fin \times MP1$	-0.5587*** (-2.8494)		-0.4611** (-2.2067)			
$Fin \times MP2$		-0.3937** (-2.3402)		-0.3424* (-1.9266)		
$Fin \times Dumfenv$					0.0764*** (3.5272)	0.0849*** (3.6055)
$MP1$	0.1826*** (14.9777)		0.1696*** (13.4057)			
$MP2$		0.1106*** (10.8325)		0.1010*** (9.5137)		
$Dumfenv$					0.0084*** (6.9413)	0.0091*** (7.2551)
$_cons$	-0.2229*** (-13.6131)	-0.2064*** (-12.6616)	-0.1210*** (-6.9635)	-0.1056*** (-6.1089)	-0.2188*** (-13.3510)	-0.1177*** (-6.7887)
$CVs$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	No	No	No	No	Yes	Yes
r2_a	0.2418	0.2341	0.1810	0.1741	0.2480	0.1884
F	75.1827***	72.9672***	54.5516***	52.6816***	66.4603***	49.5679***
N	11228	11228	11228	11228	11228	11228

资料来源:作者计算。

#### 4. 稳健性测试

(1) 内生性问题。尽管在本文的研究中金融化程度为第  $t$  期观测值,企业主业业绩为第  $t+1$  期观测值,但由于业绩指标可能存在时间惯性,由此导致内生性问题。本文采用  $Fin$  的滞后一期( $Fin_{t-1}$ )、滞后二期( $Fin_{t-2}$ )作为工具变量,采用工具变量—广义矩估计(IV-GMM)方法进行稳健性测试。为考察工具变量的有效性,本文选用 Kleibergen-Paap rk LM 统计量来检验不可识别问题(Underidentification Test),以 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量来检验弱工具变量问题(Weak Instruments),以 Hansen J 统计量来检验过度识别问题(Overidentification Test),结果显示不存在上述三个问题,因此,本文选取的工具变量是有效的。第二阶段检验结果显示,在控制内生性问题后,金融化仍对企业主业业绩产生了显著的负面影响,这与前文结论一致。

(2) 替代的解释。存在的一种情况是:实体企业的主业表现已经不好,导致管理者对未来前景不看好,进而配置更多金融资产,而恰好企业未来主业表现不佳,即企业未来主业业绩较差并不是由金融化所导致。按照这个逻辑,当企业当期主业表现较好时,管理者对未来的预期应该会较好,那么,应该观察不到金融化与未来主业之间的负向关系,如果当期主业表现较差,管理者对未来的预期则可能不太乐观,此时,应该观测到金融化与未来主业业绩之间的显著负向关系。为此,本文按照企业当期主业业绩将样本划分为绩优组(企业当期的主业业绩大于年度—行业中位数)和绩差组(企业当期的主业业绩不大于年度—行业中位数)进行分组回归。根据检验结果,在企业当期主业表现不佳时,本文并未观察到金融化与未来主业业绩之间明显的负向关系,反而在当期主业表现较好,管理者对未来预期较为乐观时,金融化对实体企业未来业绩具有显著的负向作用,以上的结果拒绝了上文提出的替代解释。

(3) 非线性关系。考虑到非线性关系,本文在模型(1)中纳入了  $Fin$  的二次项( $Fin_{square}$ ),检验结果显示, $Fin$  的回归系数仍然显著为负, $Fin_{square}$  的回归系数符号为正但不显著,这说明没有足够的证据显示金融化与实体企业未来主业业绩之间存在非线性的关系,同时,金融化仍然对实体企业主业发展产生了负面影响,前文的结论未发生改变。

(4) 双重聚类调整。为控制异方差和序列相关问题,本文对标准误在企业和年度两个层面进行了双重聚类调整,检验结果显示, $Fin$  的系数均在 1% 的水平上显著,和前文结论一致。

(5) 子样本回归。①制造业是实体经济的主体,金融化是否会对制造业产生冲击?本文采用制造业子样本进行检验。②考虑到金融危机的冲击,本文剔除 2008—2009 年的观测值进行检验。以上的检验结果均未改变本文研究的基本结论<sup>①</sup>。

### 五、作用机制检验

本文前面发现金融化损害了企业未来主业业绩,但中间的作用机制仍停留在理论分析层面,本文尝试提供进一步的经验证据,以期打开实体企业金融化影响主业发展的“黑箱”。

#### 1. 检验“蓄水池”效应是否存在

根据第一种观点,即企业持有流动性较强的金融资产,可以起到预防性的“蓄水池”作用,当企业在未来面临现金流短缺时,可以释放流动性储备以把握投资机会,缓解投资不足问题。本文通过 Richardson(2006)的模型来估计企业投资不足程度,具体如下:

$$Inv_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Inv_t + \alpha_2 Growth_t + \alpha_3 Lev_t + \alpha_4 Cash_t + \alpha_5 Age_t + \alpha_6 Size_t + \alpha_7 Ret_t +$$

<sup>①</sup> 限于篇幅,稳健性测试的具体结果均可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件部分查看。

$$\sum \alpha_i Year + \sum \alpha_j Industry + \varepsilon \quad (4)$$

通过模型(4)预测企业正常的投资水平( $Predict\_Inv_{t+1}$ ),则残差( $Inv_{t+1} - Predict\_Inv_{t+1}$ )表示企业非效率投资水平,若( $Inv_{t+1} - Predict\_Inv_{t+1}$ )<0,表示企业投资不足;若( $Inv_{t+1} - Predict\_Inv_{t+1}$ )>0,则代表企业投资过度。本文拟采用两种方式予以检验:①构造一个虚拟变量  $Dumuinv_{t+1}$ ,按照( $Inv_{t+1} - Predict\_Inv_{t+1}$ )的大小排序,如果该观测值小于1/4分位数,则令  $Dumuinv_{t+1}$  取值为1,代表投资不足,其余取值为0。接着,构建了如下的 Logit 模型(5);②删掉投资过度样本,对于( $Inv_{t+1} - Predict\_Inv_{t+1}$ )<0的部分取绝对值,以考察企业金融化是否能缓解未来投资不足程度,并设置了如下的待检验模型(6):

$$Dumuinv_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin + \sum \alpha_i CVs + \varepsilon \quad (5)$$

$$Absuinv_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin + \sum \alpha_i CVs + \varepsilon \quad (6)$$

检验结果报告于表3中,第(1)列为 Logit 回归结果, $Fin$  的回归系数为-0.1556,z 值等于-0.3722,未通过显著性检验;当采用投资不足程度( $Absuinv_{t+1}$ )作为被解释变量时(第(2)列), $Fin$  的回归系数为-0.0025,t 值等于-0.3962,同样未通过统计检验。以上结果说明没有足够的证据能表明金融化具有“蓄水池”效应,从而缓解实体企业未来投资不足。

表3 实体企业金融化与未来投资不足

	(1) $Dumuinv_{t+1}$	(2) $Absuinv_{t+1}$
$Fin$	-0.1556 (-0.3722)	-0.0025 (-0.3962)
$_cons$	0.4413 (0.7833)	0.0852*** (10.1911)
$CVs$	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes
r2_p	0.0311	
r2_a		0.0581
Chi2	345.1063***	
F		13.1794***
N	10624	6287

注:第(1)列括号中为经 Robust 修正后的 z 值,第(2)列括号中为经 Robust 修正后的 t 值。

资料来源:作者计算。

## 2. 检验“挤出”效应是否存在

本文利用 Baron and Kenny(1986)的中介效应(Mediation Effect)检验程序考察金融化是否通过挤出企业创新以及实物资本投资的路径影响未来主业业绩。

模型(7)—(9)用于检验“金融化—创新—企业未来主业业绩”这一路径,具体检验程序如下:  
①检验金融化对实体企业主业业绩的影响,观察模型(7)中回归系数  $\alpha_1$ ;②检验金融化对企业创新

的影响,观察模型(8)中的回归系数 $\beta_1$ ;③同时检验金融化、创新对实体企业主业业绩的影响,观察模型(9)中的回归系数 $\varphi_1$ 、 $\varphi_2$ 。中介效应需要满足以下条件:①需要满足 $\alpha_1$ 在统计上显著,否则中介效应不显著。②在 $\beta_1$ 、 $\varphi_2$ 都显著的情况下,若 $\varphi_1$ 显著且满足 $Fin$ 对业绩的影响变小,则存在部分中介效应;若 $\varphi_1$ 不显著,则表示存在完全中介效应;若 $\beta_1$ 、 $\varphi_2$ 至少有一个不显著,则需要通过Sobel检验判断中介效应( $\beta_1 \times \varphi_2$ )的显著性。

$$CorePerf_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin + \sum \alpha_i CVs + \varepsilon \quad (7)$$

$$\lnpatent_{t+1} (\lnpatent_{t+1} / \lnpatentud_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 Fin + \sum \beta_i CVs + \varepsilon \quad (8)$$

$$\begin{aligned} CorePerf_{t+1} = & \varphi_0 + \varphi_1 Fin + \varphi_2 \lnpatent_{t+1} (\lnpatent_{t+1} / \lnpatentud_{t+1}) \\ & + \sum \varphi_i CVs + \varepsilon \end{aligned} \quad (9)$$

本文采用专利申请数( $\lnpatent_{t+1}$ )来衡量企业创新,根据专利法的定义,发明创造是指发明、实用新型和外观设计,相比于实用新型、外观设计( $\lnpatentud_{t+1}$ ),发明专利( $\lnpatent_{t+1}$ )创新程度更高,更能提升企业价值。因此,本文将发明专利定义为高质量创新,实用新型、外观设计定义为较低质量创新。此外,本文对创新的三个代理变量加1后再取自然对数。

模型(10)–(12)用于检验路径“金融化—实物资本投资—企业未来主业业绩”,检验程序类似于上文所述,此处不再赘述。实物资本投资( $CapitalInv_{t+1}$ )计算公式为: $CapitalInv_{t+1} = \Delta(\text{固定资产} + \text{在建工程} + \text{工程物资}) / \text{总资产}$ 。

$$CorePerf_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin + \sum \alpha_i CVs + \varepsilon \quad (10)$$

$$CapitalInv_{t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 Fin + \sum \lambda_i CVs + \varepsilon \quad (11)$$

$$CorePerf_{t+1} = \delta_0 + \delta_1 Fin + \delta_2 CapitalInv_{t+1} + \sum \delta_i CVs + \varepsilon \quad (12)$$

表4报告了路径“金融化—创新—企业未来主业业绩”的检验结果(被解释变量为 $CorePerf_{t+1}$ ),第(1)列为不纳入中介因子的检验结果, $Fin$ 的回归系数显著为负。再由第(2)、(4)、(6)列可知, $Fin$ 的回归系数均在1%的水平显著为负,说明金融化的的确降低了实体企业的创新,并且对高质量的发明专利降低效应更大。本文重点关注纳入中介因子后的检验结果(第(3)、(5)、(7)列), $\lnpatent_{t+1}$ 、 $\lnpatent_{t+1}$ 、 $\lnpatentud_{t+1}$ 的回归系数均在1%的水平上显著为正,说明创新水平越高(尤其对于高质量的创新),企业的主业业绩越好,并且 $Fin$ 的回归系数均在1%的水平上显著为负(且 $|\varphi_1| < |\alpha_1|$ ),说明创新是金融化影响企业未来主业业绩的部分中介因子,中介效应占比分别为12.18%、10.09%、7.10%。稳健起见,本文也进行了Sobel检验,Z统计量均通过1%水平的统计检验,这也证实了中介效应是显著的<sup>①</sup>。

表5报告了路径“金融化—实物资本投资—企业未来主业业绩”的检验结果。第(1)、(2)列的结果显示, $Fin$ 的回归系数在1%的水平上显著为负。第(3)列是关于金融化影响中介因子的检验结果, $Fin$ 的回归系数为负,且在1%的水平上显著,这表明金融化降低了实体企业实物资本投资水平,这与张成思和张步昙(2016)的结论一致。本文重点关注第(4)、(5)列的结果, $CapitalInv_{t+1}$ 的回归系数均在1%水平上显著为正, $Fin$ 的回归系数在1%的水平显著为负(且 $|\delta_1| < |\alpha_1|$ ),说明实物资本投资是

<sup>①</sup> 限于篇幅,此处省略了被解释变量为 $CorePerf2_{t+1}$ 的检验结果,详细结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件部分,被解释变量为 $CorePerf2_{t+1}$ 时,Sobel检验的Z统计量均通过1%水平的统计检验,中介效应占比分别为11.95%、10.82%、6.65%。

表4 实体企业金融化、创新与未来主业业绩( $CorePerf1_{t+1}$ )

	(1) $CorePerf1_{t+1}$	(2) $\ln patent_{t+1}$	(3) $CorePerf1_{t+1}$	(4) $\ln patent_{t+1}$	(5) $CorePerf1_{t+1}$	(6) $\ln patentud_{t+1}$	(7) $CorePerf1_{t+1}$
$Fin$	-0.0538*** (-5.0742)	-1.6969*** (-8.8524)	-0.0473*** (-4.4418)	-1.2188*** (-8.5176)	-0.0484*** (-4.5530)	-1.1013*** (-6.4746)	-0.0500*** (-4.6982)
$\ln patent_{t+1}$			0.0039*** (9.3999)				
$\ln patent_{t+1}$					0.0045*** (9.0376)		
$\ln patentud_{t+1}$							0.0035*** (7.7420)
$cons$	-0.2220*** (-13.5642)	-5.9311*** (-16.6869)	-0.1991*** (-12.2326)	-5.2342*** (-18.0602)	-0.1987*** (-12.1524)	-4.8666*** (-15.2814)	-0.2051*** (-12.5657)
$CVs$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
r2_a	0.2440	0.3008	0.2495	0.2372	0.2488	0.2827	0.2476
F	68.0700***	201.7840***	68.0251***	145.8161***	68.4194***	152.8200***	66.9801***
N	11228	11228	11228	11228	11228	11228	11228
Sobel Z			-5.6839***		-5.1368***		-4.2719***
中介效应占比(%)			12.1752		10.0920		7.0975

注:Sobel Z统计量以及中介效应占比采用Stata中Sgmediation命令所得。

资料来源:作者计算。

金融化影响实体企业未来主业业绩的部分中介因子,具体而言,当被解释变量是 $CorePerf1_{t+1}$ 时,中介效应占总效应的比重为18.47%,当被解释变量是 $CorePerf2_{t+1}$ 时,中介效应占总效应的比重是13.27%。Sobel检验进一步证实了这一判断。总体上,中介效应检验结果支持了“挤出”效应的观点。

## 六、补充的检验:考虑产权性质

企业产权性质一直是学术界关注的重要问题。金融化对主业业绩的影响是否会因实体企业的产权性质差异而有所不同?一方面,国有企业与政府有着天然的联系,由于存在预算软约束问题,相比于非国有企业,国有企业能够更容易获得政府的资金支持以及金融机构的贷款,其面临的融资约束问题更弱,因此,金融化的“蓄水池”效应在国有企业会更不明显,那么国有企业配置金融资产很可能是出于投机套利动机;另一方面,代理冲突问题是影响资金空转的重要因素(文春晖等,2016),由于复杂的委托—代理链,国有企业存在着严重的内部人控制问题,相比于非国有企业,国有企业的代理问题更为严重,管理者容易迫于短期业绩的压力增加“短视”行为,放弃购建固定资产、进行研发创新等长期活动,而进行金融投机套利活动。因此,本文推测,相比于非国有企业,国有企业的金融化对未来主业业绩的损害效应更大。本文按照产权性质将样本分为国有企业组和非国有企业

表 5 实体企业金融化、实物资本投资与未来主业业绩

	(1) <i>CorePerf1<sub>t+1</sub></i>	(2) <i>CorePerf2<sub>t+1</sub></i>	(3) <i>CapitalInv<sub>t+1</sub></i>	(4) <i>CorePerf1<sub>t+1</sub></i>	(5) <i>CorePerf2<sub>t+1</sub></i>
<i>Fin</i>	-0.0538*** (-5.0742)	-0.0574*** (-5.0376)	-0.0607*** (-5.3901)	-0.0439*** (-4.1900)	-0.0498*** (-4.3999)
<i>CapitalInv<sub>t+1</sub></i>				0.1638*** (14.6268)	0.1255*** (10.4252)
<i>_cons</i>	-0.2220*** (-13.5642)	-0.1213*** (-6.9855)	-0.0690*** (-3.6049)	-0.2107*** (-13.3911)	-0.1127*** (-6.6415)
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
r2_a	0.2440	0.1836	0.0724	0.2720	0.2003
F	68.0700***	50.3514***	24.8185***	73.3769***	50.6138***
N	11228	11228	11228	11228	11228
Sobel Z				-4.7795***	-4.6772***
中介效应占比(%)				18.4733	13.2659

注:Sobel Z统计量以及中介效应占比采用Stata中Sgmediation命令所得。

资料来源:作者计算。

组,检验结果显示:相比于非国有企业,金融化对国有企业的未来主业业绩的损害效应更大,而且本文也对组间差异进行了统计检验,均证实了该预期<sup>①</sup>。

## 七、研究结论与启示

### 1. 研究结论

由于实体经济不景气,越来越多实体企业将资金投入到高收益率的金融、房地产行业。针对这一现状,本文基于中国上市公司的经验数据,研究了实体企业金融化对其未来主业业绩的影响,进一步考察了货币政策和金融生态环境对两者关系的调节效应,并检验了实体企业金融化对其未来主业业绩的作用机制。本文的研究表明,总体上,金融化损害了微观企业的未来主业业绩,并且该效应随着宏观货币政策变宽松而加剧,地区金融生态环境则削弱了金融化对企业未来主业业绩的负面影响。进一步的作用机制研究表明,金融资产并未扮演“蓄水池”角色而缓解企业未来投资不足,反而通过降低企业的创新产出和实物投资负面影响了企业的未来主业业绩,这支持了“挤出”效应占主导的观点。最后,本文还发现国有企业金融化对其主业的损害更大。

### 2. 启示与对策建议

(1)抑制资产泡沫与提高实业投资回报率相结合。本文发现金融化对实体企业主业发展的影响主要体现为“挤出”效应,而“蓄水池”效应不明显,其根源在于,实体企业金融化背后隐藏着严重的两类代理问题,这可能驱使企业陷入到“配置金融资产—获取收益—配置金融资产”的炒钱循环,从

<sup>①</sup> 限于篇幅,详细检验结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件部分。

而搁置实业投资计划,影响主业发展。据此,本文提出:①加强金融监管,抑制资产泡沫。政府部门可利用互联网、云计算等新兴信息技术平台加强金融监管的力度、增强金融监管的频率,对实体企业的金融投机行为进行甄别,严格打击乱加杠杆、违规套利的行为。此外,本文发现金融化对实体企业主业的负面影响在国有企业中更为明显,因此,在金融监管过程中要着重甄别国有企业金融投资行为的投机动机。②提高实业投资的回报率,增加实业投资热情。政府需要营造良好的实业投资和创新氛围,比如通过更多的减税降费、技术补贴等方式吸引实体企业集中精力到主业上,同时加快对传统工业企业进行转型升级的步伐,降低企业的生产成本和生产周期,提高实体企业的创新能力和生产效率,以此缩小实体资本与金融资本之间的收益率差距,降低金融投资对实体企业的吸引力,从而引导实体企业回归本源、专注主业。③实体企业金融化背后可能隐藏着严重的两类代理问题,因此,要构建现代公司治理体系,减轻代理冲突。一方面,需要在企业薪酬契约中,强化主业业绩与管理者薪酬之间的敏感性,并且要完善董事会职能,特别是要加强金融投资事项的审核与监督;另一方面,要完善股权结构,健全监督机制,抑制大股东通过其控制权从事短期的投机套利活动。

(2)在发挥货币政策振兴实体经济作用时,要着重防范信贷资金“脱实向虚”。本文的研究发现,在货币政策宽松时期,管理者或者大股东可能出于“赚快钱”的动机,通过加杠杆的方式进行金融投机套利活动,从而缩短企业的投资视野,增强金融化的“挤出”效应,削弱“蓄水池”效应,进而加剧金融化对主业的负面影响。这表明,尽管在经济下行期政府可以通过宽松的货币政策来刺激实体经济的发展,但在实体经济投资回报率偏低的情况下,宽松的货币政策会增大“衰退式泡沫”发生的可能性,如果增加的金融资源不用于实业投资,而投资于金融、房地产领域,则可能造成资产泡沫,反而不利于实体经济的发展。因此,金融部门在充分利用货币政策振兴实体经济的过程中,要加强对货币流动的方向和领域进行跟踪监测,弥补市场缺陷,防止信贷资金过多流向金融领域,以防范信贷资金“脱实向虚”。

(3)积极营造良好的金融生态环境,以有效防控金融风险、促进实体经济的发展。本文的结果证明了金融生态环境有助于削弱金融化对实体企业未来主业业绩的负面影响,即良好的金融生态环境在一定程度上能够抑制短期的投机套利行为,从而起到优化资本配置效率的作用。因此,政府需要采取有效措施营造一种良好的金融生态环境。对此本文提出:①建立长期有效的金融风险防范预警机制,对可能的风险点进行动态持续监控和评估。②普及金融知识,提高市场投资者的金融素质,积极推动投资者参与金融的监管治理。③建立健全实体企业金融投资的审批监督制度。为防范实体企业过多投资金融资产、扰乱整个金融市场,金融监管部门应该对实体企业投资金融资产的行为实行登记注册制,完善信息披露机制,对其金融投资品种、风险状况、数量波动以及投资期限等进行严格跟踪把控,以有效防控金融风险。

需要说明的是,本文虽然发现总体上实体企业金融化会对主业发展造成不利影响,但这并不代表对实体企业配置金融资产的全盘否定,随着金融的深化,如何顺应发展潮流、利用金融更好地促进实体经济发展将是一个十分重要的命题,特别是对于企业家而言,应当有长远的战略眼光,要充分发挥金融资产的“蓄水池”功能为主业的发展服务,而不能“弃主业逐副业”。

#### [参考文献]

- [1]付文林,赵永辉. 税收激励、现金流与企业投资结构偏向[J]. 经济研究, 2014,(5):19-33.
- [2]胡聪慧,燕翔,郑建明. 有限注意、上市公司金融投资与股票回报率[J]. 会计研究, 2015,(10):82-88.
- [3]黄群慧. 论新时期中国实体经济的发展[J]. 中国工业经济, 2017,(9):5-24.
- [4]李扬,张涛. 中国地区金融生态环境评价:2008—2009[M]. 北京:中国金融出版社, 2009.

- [5]刘煜辉,陈晓升,沈可挺,安国俊. 中国地区金融生态环境评价[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2011.
- [6]罗来军,蒋承,王亚章. 融资歧视、市场扭曲与利润迷失——兼议虚拟经济对实体经济的影响[J]. 经济研究, 2016, (4):74-88.
- [7]饶品贵,姜国华. 货币政策波动、银行信贷与会计稳健性[J]. 金融研究, 2011,(3):51-71.
- [8]宋军,陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的U形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研究, 2015,(6):111-127.
- [9]王国刚,冯光华,刘煜辉,钟用,蔡真. 中国地区金融生态环境评价(2013—2014)[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2015.
- [10]王红建,曹瑜强,杨庆,杨筝. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论, 2017,(1):155-166.
- [11]王红建,李茫茫,汤泰勤. 实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响[J]. 中国工业经济, 2016,(11): 73-89.
- [12]文春晖,李思龙,杨金强,罗明. 两权分离、代理成本与资金空转——来自2007—2015中国实体上市公司的证据[R]. 经济研究工作论文, 2016.
- [13]文春晖,任国良. 虚拟经济与实体经济分离发展研究——来自中国上市公司2006—2013年的证据[J]. 中国工业经济, 2015,(12):115-129.
- [14]谢德仁,陈运森. 金融生态环境、产权性质与负债的治理效应[J]. 经济研究, 2009,(5):118-129.
- [15]谢家智,王文涛,江源. 制造业金融化、政府控制与技术创新[J]. 经济学动态, 2014,(11):78-88.
- [16]徐经长,曾雪云. 公允价值计量与管理层薪酬契约[J]. 会计研究, 2010,(3):12-19.
- [17]张成思,张步兵. 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.
- [18]祝继高,陆正飞. 货币政策、企业成长与现金持有水平变化[J]. 管理世界, 2009,(3):152-158.
- [19]Baron, R. M., and D. A. Kenny. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality & Social Psychology, 1986, 51(6):1173-1182.
- [20]Bernanke, B. S., and A. S. Blinder. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission[J]. American Economic Review, 1992:901-921.
- [21]Bernanke, B. S., and M. Gertler. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy [J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995,9(4):27-48.
- [22]Demir, F. Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets[J]. Journal of Development Economics, 2009,88(2):314-324.
- [23]Demirguc-Kunt, A., and V. Maksimovic. Funding Growth in Bank-Based and Market-Based Financial Systems: Evidence From Firm-Level Data[J]. Journal of Financial Economics, 2002,65(3):337-363.
- [24]Gertler, M., and S. Gilchrist. Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994,109(2):309-340.
- [25]González, I., and H. Sala. Investment Crowding-Out and Labor Market Effects of Financialization in the US[J]. Scottish Journal of Political Economy, 2014,61(5):589-613.
- [26]Krippner, G. R. The Financialization of the American Economy[J]. Socio-Economic Review, 2005,3(2):173-208.
- [27]Luo, Y., and F. Zhu. Financialization of the Economy and Income Inequality in China [J]. Economic and Political Studies, 2014,2(2):46-66.
- [28]Orhangazi, Ö. Financialisation and Capital Accumulation in the Non-Financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation On the US Economy: 1973—2003 [J]. Cambridge Journal of Economics, 2008,32 (6): 863-886.
- [29]Richardson, S. Over-Investment of Free Cash Flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006,11(2-3):159-189.

- [30]Seo, H. J., H. S. Kim, and Y. C. Kim. Financialization and the Slowdown in Korean Firms' R&D Investment[J]. *Asian Economic Papers*, 2012, 11(3):35–49.
- [31]Stockhammer, E. Financialisation and the Slowdown of Accumulation [J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2004, 28(5):719–741.
- [32]Stockhammer, E., and L. Grafl. Financial Uncertainty and Business Investment [J]. *Review of Political Economy*, 2010, 22(4):551–568.
- [33]Stulz, R. M. Rethinking Risk Management[J]. *Journal of Applied Corporate Finance*, 1996, 9(3):8–25.
- [34]Theurillat, T., J. Corpataux, and O. Crevoisier. Property Sector Financialization: The Case of Swiss Pension Funds(1992—2005)[J]. *European Planning Studies*, 2010, 18(2):189–212.
- [35]Tobin, J. Money and Economic Growth[J]. *Econometrica*, 1965, 33(4):671–684.
- [36]Tori, D., and Ö. Onaran. The Effects of Financialisation and Financial Development on Investment: Evidence From Firm-level Data in Europe[R]. Working Paper, 2017.
- [37]Tornell, A. Real Vs. Financial Investment Can Tobin Taxes Eliminate the Irreversibility Distortion[J]. *Journal of Development Economics*, 1990, 32(2):419–444.

## The Impact of Financialization on Future Development of Real Enterprises' Core Business: Promotion or Inhibition

DU Yong, ZHANG Huan, CHEN Jian-ying

(School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

**Abstract:** Based on the hot topic of the virtualization of current real economy, this paper investigates the influence of financialization on future core performance for entity enterprises. Theoretically, there exists two kinds of effect on entity enterprises, one is “reservoir” effect, and the other one is “crowding out” effect, the net effect of financialization on core business for entity enterprises is determined by relative magnitude between “reservoir” effect and “crowding out” effect. We use data of listed companies between 2008 and 2014 in China, and use the company's balance sheet data to construct micro financialization indexes. We find that financialization of entity enterprise damages the future core performance, and reveals that the magnitude of “crowding out” effect is larger than the magnitude of “reservoir” effect. Furthermore, the effect of financialization is stronger during the period of loose monetary policy, and the financial ecological environment weaks the negative effect of financialization on the future core performance. The path test shows that financial asset does not play a role of “reservoir” to ease future under-investment, on the contrary, we find that financialization crowds out innovation output and physical investment. Meanwhile, the decrease of innovation output and physical investment is the intermediary factor that financialization exerts influence on the future core performance. Finally, we find that the negative effect of financialization is larger in SOEs, compared to Non-SOEs. This study provides empirical evidence for influence of financialization on the real economy at the micro level, and also provides some reference for guiding funds to real economy.

**Key Words:** financialization of entity enterprises; future core performance; monetary policy; financial ecological environment

**JEL Classification:** E52 G31 M41

[责任编辑:许明]