

实体企业金融化与实物资本投资*

——基于2009—2018年制造业上市公司的实证分析

翟光宇 姜美君 段秋爽

摘要:基于我国制造业企业不断增加持有金融资产的现象,以及“脱实向虚”可能对实物资本投资产生巨大影响的背景,本文选取2009—2018年A股共1428家制造业上市公司的财务数据,利用双固定效应模型实证研究了企业金融化对实物资本投资产生的影响。本文还引入了套利动机及融资约束两个调节变量,以验证制造业企业金融化的动机。实证结果表明:制造业企业金融化与实物资本投资呈现显著的负相关关系,证明企业持有金融资产挤出了实物资本投资。对于套利动机越强的企业,金融化对实物资本投资的挤出效果越明显,进而验证了制造业企业金融化的套利动机。对于融资约束低的企业,可显著缓解金融化对企业实物资本投资的“挤出效应”,进而验证了制造业企业利用富余资金配置金融资产的资金储备动机。本文的实证结果有助于理解企业金融化背景下,持有金融资产对其主业投资产生的影响,引导企业合理配置金融资产的持有规模,防范过度金融化。

关键词:金融化 实物资本投资 套利动机 融资约束

一、引言

2009年我国制造业上市企业在金融领域的投资额约为918亿元人民币,而在2018年我国制造业上市企业持有的金融资产投资额高达约6425亿元人民币,年平均增长速度约为27.52%^①。面对制造业行业日益饱和的市场需求以及金融领域高额的投资回报率,越来越多的企业青睐于金融投资。整体来看(剔除金融股),2018年A股上市公司投资净收益达4423.3亿元,占当年A股上市公司总利润的26.7%。这一比例仅次于2017年的27.36%,可见投资净收益成为上市公司带动利润的利器。一些上市公司2018年投资净收益是其净利润的10倍以上^②。2020年1月—2021年1月,A股共有1218家上市公司购买了理财产品,以认购理财产品合计金额来看,有1072家的投资金额在1亿元(不含)以上,占比约88.09%;有610股认购理财产品的合计金额超5亿元。其中,38家公司认购理财产品合计金额超50亿元,11家认购理财产品合计金额超过百亿元^③。

同时,制造业行业中配置金融资产的企业占比以及企业金融资产占总资产的比重自2011年起呈现逐年递增趋势,如图1所示,2011年制造业行业中有44.69%的企业在不同程度上配置了金融资产,到了2018年该比例扩大至86.9%。在此期间,配置金融资产的制造业企业从2009年的431

* 翟光宇,姜美君,东北财经大学金融学院,邮政编码:116025,电子邮箱:zgyqxh@163.com,mycetejiang@163.com;段秋爽,中信银行大连分行,邮政编码:116000,电子邮箱:qsduan0624@163.com。基金项目:辽宁省教育厅科学研究项目“银行债风险溢价与市场预期研究”(LN2019Q59)。感谢审稿人提出的宝贵意见,文责自负。

①据国泰君安报告的制造业企业财务报表显示。

②资料来源:<http://finance.eastmoney.com/a/201905131120214313.html>。

③资料来源:<https://finance.ifeng.com/c/82xV5VPqwJG>。

家,增加至2018年的1241家^①。与此同时,制造业企业持有实物资本占总资产的比重在过去十年间呈现下降趋势。企业实物资本投资占总资产的比重自2013年的34.94%逐年递减至2018年的30.46%。由此便形成了制造业企业金融化程度加深与实物资本投资率下滑并行的局面。

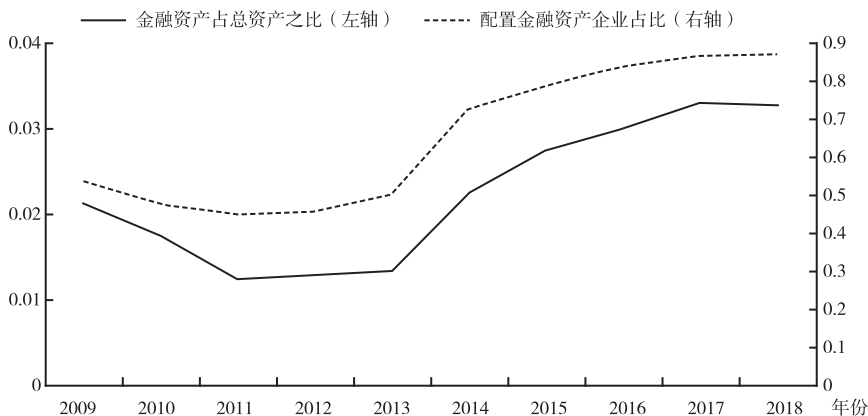


图1 2009—2018年制造业上市企业金融资产配置趋势

注:金融资产主要包括交易性金融资产、发放贷款及垫款、衍生金融资产、持有至到期投资资产、可供出售金融资产和投资性房地产六类,其具体内涵可见本研究设计部分关于变量的具体定义。

如图2所示,基于企业持有金融资产的规模同实物资本投资占总资产比重呈现出大致的反向变化关系的事实,本文首先推测判断企业实物投资与金融化具有负相关关系,但是由于这种关系不是“完美”的负相关关系,因此,本文希望探求其原因。本文的思路是,通过计量分析验证二者的负相关关系,进而讨论该负相关但非完美负相关关系的原因:由于套利动机和资金储备动机的同时存在,金融化对实物投资总体呈现挤出效应(负相关),但是又存在“蓄水池效应”(正相关)。最后,通过GMM和工具变量法证实金融化是影响实物投资的原因,而不仅仅是负相关的“此消彼长”关系。本文着重探讨制造业上市企业金融化对实物资本投资有着何种影响,并采用多元回归模型验证两者之间存在的关系。为了检验企业金融化背后存在的动机,本文还引入了套利动机与融资约束两个调节变量来验证企业持有金融资产到底是一种出于套利投机目的将资金投入到金融领域,进而挤占实物资本投资的市场套利行为,还是一种缓解融资约束、提升营运能力,进而推动实物资本投资的资金储备行为。

探讨制造业企业金融化与实物资本投资之间关系的意义在于:第一,从企业角度看,有助于制造业企业认识金融化对实物资本投资表现出来的两种“效应”,依据自身状况,合理把控金融资产的投资规模,提高闲置资金的使用效率,让金融资产更好地服务企业的主营业务发展。第二,从行业角度看,探究企业金融化与实物资本投资之间的关系可以进一步厘清制造业与金融业之间的关系,对防止金融业对实体企业的过度掠夺,有效引导金融资本支持实体企业发展具有一定意义。尽管中国目前的经济仍以实体经济为主,还没有出现过度金融化,但随着整体经济的不断发展,资本积累逐渐增多,过度金融化的风险会越来越大。第三,从政府角度看,探究企业金融化与实物资本投资之间的关系为政府制定相关政策提供了理论依据,政府应关注虚拟经济对实体经济产生的挤出效应,重视金融市场化改革,防范和化解系统性金融风险、促进经济可持续健康发展。

本文可能的边际贡献是:(1)国内从微观企业层面入手研究金融化的文献大多聚焦于其与企业创新、投资效率和经营利润之间的关系,且大多强调其消极作用,对于“蓄水池效应”等积极作用的研究较少。本文从微观层面研究了企业金融化对实物资本投资的影响,研究结论指导企业管理层合理

^①作者根据国泰安公布的制造业企业数据得出。

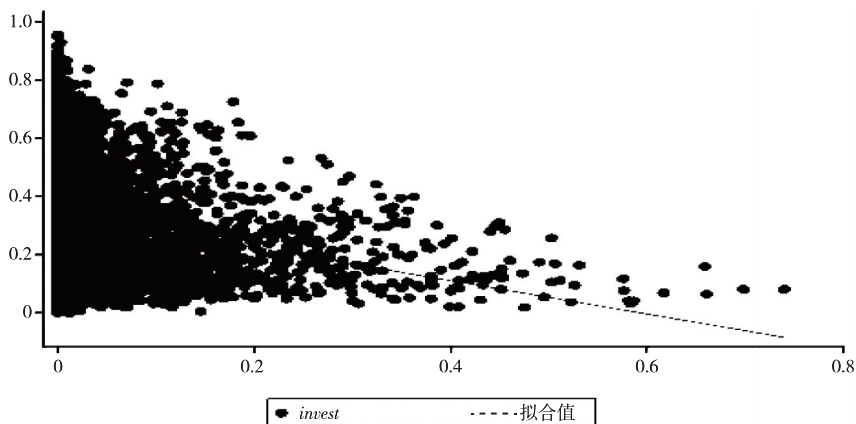


图2 2009—2018年制造业上市企业实物投资与金融资产的散点图

注:图2的样本为本文的全样本,纵轴是实物资本投资(*invest*),横轴是金融化(*fin*),数据选取在实证设计中有说明。

优化资产配置,避免陷入过度金融化的窘境。同时实证检验了融资约束低的企业,金融化对实物资本投资具有“蓄水池效应”。(2)目前关于企业金融化的文献主要有两类,一类探究企业金融化的作用效应,另一类探究企业金融化的深层动机。本文一方面综合了金融化动机的文献,分别引入套利动机和融资约束两个调节变量,同时验证了套利和资金储备两种动机的存在;另一方面综合两类文献,将企业金融化动机与其作用效应相对应,用“套利动机”解释“挤出效应”,用“资金储备动机”解释“蓄水池效应”,为此类研究增添新的视角。(3)进一步按照企业的经营业绩分样本讨论,发现金融化对业绩不同的企业实物资本投资的影响存在异质性,低绩效企业金融化对实物资本的挤出效应更加明显;在低绩效企业中,套利动机对金融化与实物资本投资的调节效应更显著,证明绩效低的企业持有金融资产更可能出于套利动机。在高绩效企业中,资金储备动机对金融化与实物资本投资的调节效应更显著,证明绩效高的企业持有金融资产更可能出于资金储备动机。

二、文献综述

(一)企业金融化对实物投资影响的研究

1. 企业金融化对实物投资的“挤出效应”。金融市场的发展催生了多样化的金融产品,使得企业配置金融资产的成本不断降低。久而久之,企业主营渠道获利的重要性逐渐弱化,资产配置的情况更多地取决于主营业务利润率与金融资产利润率的相对大小,Crotty(2002)认为在实体经济部门利润率低和外部融资成本高的双重压力下,企业金融化是一种必然选择,非金融企业不断扩大持有金融资产的规模,会缩短其经营投资规划视野,阻碍企业主营业务的发展。Seo et al(2012)、Akkemik & Ozen(2014)分别基于韩国和土耳其的企业金融化背景,实证检验了企业持有金融资产对创新研发投资的挤出效应,这一效应阻碍了企业进一步开发需求市场。

目前,在国内关于金融化对实物投资挤出效应的研究中,部分学者选择从金融化对微观企业研发、创新投资等方面的影响角度进行分析。例如,许罡和朱卫东(2017)实证检验了我国A股上市的非金融类企业持有金融资产的规模对研发投入强度的挤出效应,且相比于短期金融资产,企业持有长期金融资产对研发投入存在的挤出效应更强。谢家智等(2014)通过建立企业创新投资行为的欧拉方程检验了金融化对企业创新投资的挤出效应,且政府对实体经济的控制会进一步放大这种负向影响效果。部分学者选择从货币政策等宏观角度对挤出效应进行研究,杜勇等(2017)通过构建金融化指数研究了企业金融化对其主业经营业绩的挤出效应,且在宽松的货币政策环境下这种挤出效应表现得更为显著。多数文献得到了金融化对企业实物投资具有负效应的结论(王红建等,2017;彭俞超等,2018;戚聿东、张任之,2018)。本文该部分研究与上述文献结论相对一致,但是在研究内容上,

本文直接研究金融化对企业投资的挤出效应,而文献多是在研究其他问题基础上研究的挤出效应(例如企业创新、宏观经济政策等);在研究方法上,本文不仅采取面板数据构造实物投资等变量对存量进行分析,而且在稳健性检验中增加选择资本支出流量进行分析;在研究对象上,本文聚焦于制造业企业,在实物投资的企业中更具代表性。

2. 企业金融化对实物投资的“蓄水池效应”。从微观的企业层面来看,企业的金融化行为,既可能对企业的实业投资产生不利影响,也可能对企业在实业领域的投资产生促进作用,例如企业将闲置资金配置于金融领域可有效应对企业流动性短缺问题,降低企业的整体融资成本、拓宽融资渠道,同时金融资产获利还可支持未来主业经营中的各项资金支出。Aivazian(2005)认为,企业持有金融资产可以降低企业的外部融资成本,增加企业的可支配资金,进而投资于主营业务。Kliman & Williams(2015)主要关注企业金融化带来的长期影响,从长期视角分析企业持有金融资产对主营业务投资效率产生的影响,研究发现企业投资到金融领域的资金最后又流回到主营业务投资领域,整体看企业持有金融资产并未显著降低主营业务投资率。

国内关于金融化“蓄水池效应”的研究较少,部分学者从理论上提出了非金融企业配置金融资产的积极作用。例如,张成思(2019)指出,非金融企业扩大金融活动是“产融”结合的表现,有助于提升企业市场活跃度,促进大国经济转型发展。宋军和陆旸(2015)重新整合我国A股上市公司的财务报表,得出企业金融资产和金融收益两个指标,利用面板数据回归发现,企业金融化与经营绩效呈现一种U型关系。具体来说,对于绩效高的企业持有金融资产更多地表现为“蓄水池效应”,而低绩效企业金融化更多地表现为“挤出效应”。且这种U型关系在理财信托类金融资产及房地产投资上表现得尤为明显,但在交易性金融资产上表现得却不明显。张昭等(2018)研究发现,企业金融化总体上对实业经营呈现显著的“挤出效应”,但呈现出非线性关系,原因是金融资产具有高流动性和高收益性的特点,可以在一定程度上满足企业持有实物投资的资金需求。

上述文献对“蓄水池效应”的研究,仅是在验证实物投资和金融化“挤出效应”呈现的非线性关系中提到的。或者未明确研究“蓄水池效应”,而只是提出金融化对实物投资具有正向影响。本文从融资约束的角度,寻求“蓄水池效应”的原因,即本文聚焦于“蓄水池效应”,不仅明确提出该效应的存在性,而且明确造成该效应的原因。

(二)企业金融化动机

1. 企业金融化的套利动机。部分学者认为企业多是出于套利动机而持有金融资产。资本的天性是逐利,相比于实体经济,金融及房地产领域的高额收益诱使企业将资金配置于金融领域。Lazonick & Teece(2012)认为,在市场套利动机下,企业持有金融资产是为了获得远高于主业经营的投资回报,进而挤占企业创新研发的资金投入。Tori & Onaran(2016)研究发现,在金融资产高回报率的诱惑下,企业管理层改变了日常经营决策中主营业务投资的优先地位,使得越来越多的资金向金融领域倾斜。

王红建等(2017)指出,市场套利是指实体企业将更多有限的资金投至金融市场,以获得远高于投资于实体经济中所获得的利润。金融化趋势的加剧引发学者们对企业金融化行为背后存在的动机进行验证,部分学者试图通过建立套利动机分析框架研究企业的金融化行为。例如,彭俞超等(2018)选取2007—2015年沪深两市的上市企业作为研究样本,并将这些企业按照融资约束高低分为两组进行检验,研究结果表明企业的融资约束越高,宏观经济政策对金融化程度的抑制作用越弱,从而证实了企业持有金融资产不是为了资金储备,而是为了追逐高额利润。戚聿东和张任之(2018)为了验证我国非金融企业持有金融资产的目的,构建了企业金融化在不同动机下的计量回归模型,结果证实了企业越是出于套利动机持有金融资产,企业金融资产比重与企业价值之间的负向相关关系越显著。

以上研究或以经济政策不确定性为主要研究角度,或继续研究企业创新角度,或出于研究挤出效应对企业价值影响的角度侧面对套利动机进行研究,本文聚焦于套利动机最终作用于实物投资的

角度,而且在研究方法上,对套利动机的作用效应既采取了交互项的方法,又在稳健性检验中采取了规范的中介效应模型来验证套利动机对实物资本投资的作用机制,从而使得套利动机对实物投资的研究进一步得到丰富。

2. 企业金融化的资金储备动机。部分文献还从持有金融资产的优势论证了企业金融化应该存在资金储备动机。Stulz(1996)、Demir(2009)研究发现,金融化不仅可以减轻外部融资约束对企业经营产生的不利影响,当企业面临资金短缺问题时可及时出售金融资产,尽可能地降低企业的财务困境成本,实现融资成本最小化。Denis & Sibilkov(2010)研究发现,企业持有流动性较高的金融资产还可以在一定程度上增加企业的可支配资金。Theurillat et al(2010)从流动性角度分析了企业的金融化行为,认为金融资产的流动性较强,金融化有利于企业在空间层面整合资源,增强资金的流动性,提升企业的融资能力。此外,金融资产的投资回报可以改善经营绩效,有助于改善企业的短期经营业绩。一方面,金融资产公允价值的提升可显著提高企业的短期业绩,优化企业的资产负债表;另一方面,企业可以以较低的成本将金融资产变现来应对突发事件,诸如在经营过程中遇到有利投资机会或可行性项目时,金融资产便可迅速变现。我国有关企业金融化存在资金储备动机的实证证据较少,胡奕明等(2017)从宏观层面实证发现企业金融化与 M2 金融周期变量存在显著的正相关关系,与 GDP 周期变量存在显著的负相关关系,进而证实企业持有金融资产的资金储备动机。

和既有文献不同,在研究角度上和研究方法上,本文试图从微观层面通过引入融资约束这一变量,对企业金融化的资金储备动机进行检验,同时进一步探究企业金融化的资金储备动机与“蓄水池效应”之间的联系。

三、理论分析

(一)制造业企业金融化对实物资本投资的影响

1. 制造业企业金融化对实物资本投资的“挤出效应”。支持“挤出效应”的学者认为,企业管理者会思考如何利用有限的资金来实现最优配置,达到利润最大化的目标。首先,在融资约束条件下企业可用资本有限,若企业大量持有金融资产,必然会挤占原本投资于在建工程、固定资产投资与改造的那部分资金。其次,金融资产的超额回报率会削弱企业进行实物资本投资的动力,进一步驱使企业侵占原本用于实物资本投资的有限资源。再次,在现代企业制度中,由于信息不对称和目标不一致,股东与经理人之间存在着严重的委托代理问题。依据委托代理理论,经理人只拥有企业的经营决策权而不享有所有权,但在管理企业的过程中却要承担与其持股比例不相匹配的经营风险。经理人凭借其在经营中拥有的自主决策权,可利用自身职务之便谋取私利,具体表现为以下两个方面:其一,企业对经理人的金融投资活动有着较为明显的“重奖轻罚”倾向,即金融投资获利高,经理人就即可获得较高薪酬;而当金融投资发生亏损时,经理人可将责任归咎于宏观经济环境、金融市场行情等诸多不可控因素,以此来减轻投资亏损对自身薪酬产生的影响,经理人为了追求薪酬最大化以及经营管理权力的相对自由,就会将大量资金投资于获利高、周期短的金融领域。其二,为了激励经理人落实股东最大化的目标,公司常采用股权激励的措施绑定股东与经理人的利益。为了实现短期内股价的快速增值,达成股东要求的业绩,企业经理人可能会为了实现经营绩效的短期提升,不遵循最佳的投资决策方案,优先选择短期内获利的金融资产进行投资,而放弃那些虽符合企业价值最大化,但无法准确估计未来收益的长期实物资本投资。依据投资短视理论,当企业将精力与资金过多地投入到金融及房地产领域时会使企业资产泡沫化,促使企业更加关注短期利益,从而放弃关注长期发展的动力,企业的经营重心发生偏移,挤占实物资本的投资规模。

2. 制造业企业金融化对实物资本投资的“蓄水池效应”。支持“蓄水池效应”的学者认为,企业金融化促进了实物资本投资。依据融资约束理论,企业面临一定程度的外部融资约束,因为外部融资成本高于内部融资成本。若企业持有一定量的金融资产,则可适当缓解其面临的融资约束,进而对

实物资本投资起到支持的作用。从某种意义上讲,企业持有金融资产反而为实物资本投资奠定了基础。金融资产对企业实物资本投资存在着正向推动作用,原因在于金融资产相比于实物资本来讲期限较短,依据融资约束理论,当企业面临融资约束时,可出售金融资产弥补流动性空缺,降低了企业的财务困境成本,实现融资成本最小化。持有金融资产可产生一定的资金成本效应,相比于其他资产,金融资产更易通过合理的管理和运作手段来创造可观的投资收益。金融资产公允价值的上升还有助于优化企业的财务报表,改善企业的资信评级,有利于企业再融资并进行实物资本投资。同时企业依靠金融渠道获利可有效改善企业的财务状况与经营绩效,意味着企业盈利能力的提升。以上均有助于企业实物资本投资,而非对实物资本投资产生挤出效应。鉴于上述的分析,本文提出假说1a和假说1b:

假说1a:制造业企业金融化对实物资本投资具有显著的“挤出效应”,即金融化对实物资本投资产生负向影响。

假说1b:制造业企业金融化对实物资本投资具有显著的“蓄水池效应”,即金融化对实物资本投资产生正向影响。

(二)制造业企业金融化动机

1. 制造业企业金融化的套利动机。套利动机是指企业在金融资产高回报率的诱惑下,以牺牲实物资本投资为代价,将过多的资金投向与其自身主业经营毫不相干的金融和房地产行业,其根本目的在于获得高额回报。若企业出于套利动机持有金融资产,则金融化会从以下几个方面阻碍企业的实物资本投资:(1)金融资产与实物资本存在一定的替代关系,金融资产持有额的增加必然会挤占企业的实物资本投资。在套利动机的引导下,企业为获得高额收益便增加持有金融资产,一定时期内企业的资产总额不变,一种资产持有量的增加必然会挤占另一种资产的持有量。(2)企业金融化改变了企业的投资偏好及经营管理计划,阻碍企业的实物资本投资。出于套利投机的目的,企业管理层会改变企业的投资顺序,配置资产时优先考虑金融资产以获得高额收益,久而久之企业的生产经营便会依赖于金融投资获利,而逐渐减少企业的实物资本投资,削弱主业经营在企业发展过程中的主导地位。

如果企业金融化存在套利动机,那么企业套利动机的强弱就会影响金融化对实物资本投资的作用效果。具体来说,企业的套利动机越强,就越会为了获取超额收益而减持实物资本,因此对于套利动机强的企业,金融化对实物资本投资的负向影响更明显;反之,对于套利动机弱的企业,牺牲企业实物资本投资以获取超额回报的动机较弱。

2. 制造业企业金融化的资金储备动机。资金储备动机是指企业将闲置资金投入金融领域中,借助金融资产的高额回报,实现实物资本的长期可持续投资,此时的金融资产就会充分发挥“蓄水池”的作用。从资金储备的动机来看,企业配置金融资产可从以下几个方面促进企业的实物资本投资:(1)企业金融化可在一定程度上降低企业的外部融资成本。按照会计准则的规定,企业持有的金融资产应以公允价值进行计量,因此,企业的价值会随着金融资产价格的上涨而升高,企业价值的升高又代表着企业偿债能力的提升,外部融资市场会相应地降低企业的筹资成本,进一步助推企业的实物资本投资规模。(2)企业金融化可以改善企业的资金使用效率。企业将闲置资金配置于金融领域,可获得较高的投资回报,增加企业的留存收益,提升企业的经营利润,为实物资本投资奠定基础。

如果企业金融化存在着一定程度的资金储备动机,即将配置金融资产视为蓄水池,那么就会在资金富裕(融资约束低)的时候买入金融资产,而在资金紧张(融资约束高)的时候卖出金融资产,以调节企业实物资本投资为目的。所以对于融资约束不同的企业,金融化程度对实物资本投资的影响可能存在显著差异。由于企业投资实物资本需要大量资金,这种投资行为本身就会加重企业现有的融资约束,对于原本融资约束就比较高的企业来说,更可能将内部有限的资金配置于回报率高、回报周期短的金融领域,而非收益不确定、回报周期长的实物资本,此时企业更会出于套利动机而持有金

融资产,因而当企业融资约束高时,金融化会挤占实物资本投资;相反融资约束低的企业,本身就有着充足的资金维持实物资本投资,因此,除了可能存在套利动机外,还可能存在着一定的资金储备动机,通过配置金融资产获得高额报酬以提升实物资本投资的可持续性。对于融资约束低的企业,金融化对实物资本投资有正向的支持作用,或者减少金融化对实物资本投资的挤出效应。基于以上分析,本文提出了假说2和假说3:

假说2:如果企业金融化的动机是套利投机,那么对于套利动机越强的企业,金融化与实物资本投资的负相关关系越显著。

假说3:对于融资约束低的企业来说,持有金融资产可能还存在着资金储备的动机,因此,对于融资约束越低的企业,其金融化与实物资本投资的正相关关系越显著,或者显著降低了两者的负相关关系。

综合上述理论分析可知,制造业企业金融化对实物资本投资有两种作用效果,之所以会产生两种不同的作用,原因在于企业金融化的初始动机不同。制造业企业金融化到底对实物资本投资产生什么样的影响,取决于上述两种效应的相对大小。图3勾画了本文的实证分析思路。

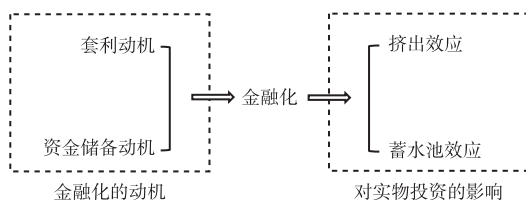


图3 分析框架

四、研究设计

(一)样本选择及数据来源

本文选取了沪深两市A股制造业上市企业2009—2018年的财务数据,在这十年间制造业企业金融化变化明显,该样本区间可以规避单一时期测量造成的误差。根据研究需要,先后对原始数据样本进行了如下几个步骤的筛选:(1)剔除在B股和H股上市的企业样本,以减少不同市场中的企业数据对研究结果的影响;(2)剔除ST和*ST两类上市公司样本;(3)剔除暂停、终止上市以及停牌的公司样本;(4)为了保证样本区间足够长,剔除2015年以后上市的企业样本;(5)剔除财务数据异常和存在严重缺失的数据。样本企业的相关财务数据均来自国泰安数据库(CSMAR),按照以上几个步骤的筛选,最终得到了1428家制造业企业共12930个样本年度观测值。

(二)变量定义

1. 被解释变量:实物资本投资(*invest*)。借鉴翟胜宝等(2014)的研究方法,本文将实物资本投资定义为固定资产、无形资产、长期投资以及在建工程净额总和与当期期末资产总额的比值。后文将采用现金流量表中的相关数据,进行稳定性检验。

2. 解释变量:企业金融化(*fin*)。实体企业金融化最明显的表现就是将资金由实物资本转向金融资本,最终在资产负债表的金融资产中有所体现。借鉴张成思和张步昙(2016)的定义,本文将金融资产的范畴定义为交易性金融资产、发放贷款及垫款、衍生金融资产、持有至到期投资资产、可供出售金融资产、投资性房地产。企业金融化(*fin*)=金融资产总额/资产总额。

3. 调节变量:套利动机(*arbitrage*)和融资约束(*sa*)。戴贇等(2018)指出受到较强融资约束的企业更有预防性储蓄的动机,而主营业务营利性较弱的企业更有投机动机。本文用(利息收入+投资收益)/净利润这一指标构建虚拟变量*arbitrage*来表示套利动机强弱,借鉴戚聿东和张任之(2018)的做法,将大于中位数的设为1,代表套利动机强;小于中位数的设为0,代表套利动机弱。因为利息收入和投资收益衡量金融资产投资回报,根据王红建等(2017)的观点,二者与净利润的比值可以衡

量金融资产投资对企业净利润的重要性,金融资产收益占比越高,表明实体企业越依赖于金融资产回报,企业金融资产配置的套利动机越强。同时本文采用 sa 指数测度企业的融资约束,代表性的融资约束测度方法有 KZ 指数、 WW 指数和 sa 指数, KZ 指数和 WW 指数均包含了现金流、杠杆等金融变量,具有较强的内生性。本文选取 sa 指数测度企业融资约束,避免了上述内生性问题带来的干扰。本文借鉴鞠晓生等(2013)、Hadlock & Pierce(2010)的方法,以公式: $-0.737 \times size + 0.043 \times size^2 - 0.040 \times age$ 计算 sa 指数,其中, age 代表上市年限, $size = \ln(\text{企业资产总额}/1000000)$ 。 sa 指数越大,表示企业的融资约束越低,更有可能出于资金储备动机配置金融资产。本文用虚拟变量 sa 表示企业融资约束程度, sa 指数小于中位数的设为 0,代表融资约束程度高,资金储备动机弱; sa 指数大于中位数的设为 1,代表融资约束程度低,资金储备动机强,企业持有金融资产更多地表现为“蓄水池效应”。

4. 控制变量。为了优化实证结果并参照已有文献的研究,本文还控制了一些可能影响实物资本投资的重要因素,如:资产负债率(lev)等于企业当期总负债/总资产;盈利能力(roa)等于企业当期净利润与总资产的比值;现金流状况(cfo)等于企业当期与经营活动相关的现金流净额/总资产;两职兼一($dual$)表示的是企业总经理与董事长两职位是否由一人共担,若由一人共担,则赋值为 1,否则为 0;企业年龄($lnage$),等于当年减去公司注册年加 1 并取自然对数。模型中涉及的所有变量的具体定义及衡量方式见表 1:

表 1 模型变量的操作性定义表

| 变量类型 | 变量名称 | 变量定义 |
|------|---------------------|---|
| 因变量 | 实物资本投资($invest$) | (固定资产净额+无形资产净额+长期投资净额+在建工程净额)/总资产 |
| 自变量 | 企业金融化(fin) | (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)/总资产 |
| 调节变量 | 融资约束(sa) | 该指数为负值,数值越大表示融资约束程度越低,企业持有金融资产的“蓄水池效应”越强。大于中位数的表示融资约束程度低,资金储备动机越强,取值为 1;否则取值为 0 |
| | 套利动机($arbitrage$) | 以投资收益与利息收入之和占净利润之比来衡量金融资产获利占比,进而识别套利动机,大于中位数表示套利动机更强,取值为 1;否则取值为 0 |
| 控制变量 | 资产负债率(lev) | 当期总负债/总资产,表示公司资本结构 |
| | 盈利能力(roa) | 净利润/总资产,表示企业经营利润率 |
| | 现金流状况(cfo) | 经营活动产生的净现金流/总资产,表示经营净现金流 |
| | 两职兼一($dual$) | 按董事长与总经理是否兼任,兼任取值为 1;否则取值为 0 |
| | 企业年龄($lnage$) | 当年减去公司注册年加 1 并取自然对数,表示企业年龄 |

(三) 实证模型构建

本文针对变量数据进行 F 检验来确定使用混合回归还是固定效应模型,结果均显示拒绝原假设,本文针对变量数据进行了 Hausman 检验,结果均显示拒绝原假设,因此本文将选择非平衡面板的固定效应模型进行研究。以企业金融化(fin)作为解释变量,企业实物资本投资($invest$)为被解释变量,研究制造业企业金融化对实物资本投资产生的影响。同时本文借鉴彭俞超等(2018)的做法,引入了套利动机($arbitrage$)、融资约束(sa)作为调节变量来验证企业金融化存在的动机。本文构建了如下三个待检验的计量模型:

$$invest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 fin_{i,t} + \sum \alpha_i X_i + \mu_i + year_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 fin_{i,t} + \beta_2 arbitrage_{i,t} + \beta_3 fin_{i,t} \cdot arbitrage_{i,t} + \sum \beta_i X_i + \mu_i + year_t + \varphi_{i,t} \quad (2)$$

$$invest_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 fin_{i,t} + \gamma_2 sa_{i,t} + \gamma_3 fin_{i,t} \cdot sa_{i,t} + \sum \gamma_i X_i + \mu_i + year_t + \pi_{i,t} \quad (3)$$

其中, X 代表控制变量, μ_i 代表个体效应, $year_t$ 代表时间效应。针对方程(1), 若 α_1 的系数为负, 则可证明制造业企业金融化对实物资本投资具有显著的“挤出效应”, 即金融化对实物资本投资产生负向影响, 证实假说 1a 成立。若 α_1 的系数为正, 制造业企业金融化对实物资本投资具有显著的“蓄水池效应”, 即金融化对实物资本投资产生正向影响, 假说 1b 成立。

针对方程(2), $\beta_1 + \beta_3 arbitrage$ 代表金融化(fin)对实物资本投资($invest$)总的影响效果, 是套利动机($arbitrage$)变量的线性函数, β_1 表示企业金融化的主效应, β_3 代表套利动机对金融化与实物资本投资关系的调节效应。对于上述模型中调节效应的分析主要估计和检验 β_3 , 如果 β_3 显著为负, 则可以证明套利动机越强的企业, 金融化对实物资本投资的“挤出效应”越显著, 企业金融化存在套利动机, 假说 2 成立。

针对方程(3), $\gamma_1 + \gamma_3 sa$ 代表金融化(fin)对实物资本投资($invest$)总的影响效果, 是融资约束(sa)的线性函数, γ_1 表示企业金融化的主效应, γ_3 代表融资约束对金融化与实物资本投资关系的调节效应。对于上述模型中调节效应的分析主要估计和检验 γ_3 , 如果 γ_3 显著为正, 则可以证明融资约束低的企业持有金融资产存在资金储备的动机越强, 企业持有金融资产的“蓄水池效应”越显著, 假说 3 成立。

五、实证分析

(一) 描述性统计

本文利用 Stata14 对数据进行了描述性统计, 表 2 主要报告了相关变量的描述性统计结果。在 1428 家样本制造业企业中, 我国制造业企业实物资本投资占总资产比例的平均值为 32.8%, 最小值为 0, 最大值为 95.5%, 样本企业实物资本投资占比存在较大差异。此外, 企业金融资产总额与总资产比值的均值为 0.023, 这表明我国制造业企业持有金融资产的规模相比于实物资产来说仍处于较低水平, 金融资产仅占总资产的 2.3%。金融化(fin)的最大值为 74%, 最小值为 0, 标准差为 5.4%, 说明我国上市的制造业企业中多数或个别企业大量配置金融资产, 有些企业却没有配置任何金融资产, 总的来看金融化程度在不同企业之间存在着显著的差异。

表 2 主要变量的描述性统计表

| | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|-------------|-------|-------|-------|--------|-------|--------|
| $invest$ | 12930 | 0.328 | 0.168 | 0.000 | 0.303 | 0.955 |
| fin | 12930 | 0.023 | 0.054 | 0.000 | 0.002 | 0.740 |
| sa | 12930 | 0.500 | 0.500 | 0.000 | 0.500 | 1.000 |
| $arbitrage$ | 12930 | 0.500 | 0.500 | 0.000 | 0.500 | 1.000 |
| lev | 12930 | 0.412 | 0.304 | 0.007 | 0.397 | 13.711 |
| roa | 12930 | 0.039 | 0.122 | -2.746 | 0.038 | 10.401 |
| cfo | 12930 | 0.043 | 0.073 | -1.080 | 0.041 | 0.661 |
| $dual$ | 12930 | 0.270 | 0.444 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| $lnage$ | 12930 | 2.729 | 0.410 | 0.693 | 2.773 | 7.607 |

(二) 相关性检验分析

为了检验各解释变量和控制变量之间是否存在多重共线性, 本文进一步对样本数据进行了相关性检验, 检验结果见表 3, 表中结果是运用 Pearson 命令计算出的各个变量之间的相关系数。从表中数据可以看出, 变量间均存在显著关系, 且各个变量的相关系数都很小, 远低于共线性的标准, 因此, 可判断变量之间不存在严重的共线问题。金融化(fin)与实物资本投资($invest$)之间的相关系数为 -0.18 且在 1% 的水平上显著, 因此, 可首先验证引言部分对金融化和实物投资之间的负相关关系, 进而可初步认为金融化挤出了企业的实物资本投资。两个调节变量($arbitrage$ 和 sa)与实物资本投资都具有相关性, 说明这两个调节变量可能对企业实物资本投资产生一定的影响。所有的控制变量

均与实物资本投资有显著的相关性,且相关关系均与经济理论相符合。并且各个变量间的系数均较小,相关性较弱,可以初步判断存在多重共线性的概率非常小。

表3 变量 Pearson 相关性分析

| 变量 | <i>invest</i> | <i>fin</i> | <i>arbitrage</i> | <i>sa</i> | <i>lev</i> | <i>roa</i> | <i>cfo</i> | <i>dual</i> | <i>lnage</i> |
|------------------|---------------|------------|------------------|-----------|------------|------------|------------|-------------|--------------|
| <i>invest</i> | 1 | | | | | | | | |
| <i>fin</i> | -0.18*** | 1 | | | | | | | |
| <i>arbitrage</i> | -0.10*** | 0.19*** | 1 | | | | | | |
| <i>sa</i> | -0.10*** | -0.14*** | -0.17*** | 1 | | | | | |
| <i>lev</i> | 0.16*** | 0.01 | 0.02** | -0.23*** | 1 | | | | |
| <i>roa</i> | -0.12*** | -0.02** | 0.05*** | 0.05*** | -0.15*** | 1 | | | |
| <i>cfo</i> | 0.16*** | -0.03*** | 0.01 | -0.03*** | -0.10*** | 0.14*** | 1 | | |
| <i>dual</i> | -0.09*** | -0.01 | -0.05*** | 0.19*** | -0.10*** | 0.02*** | -0.02* | 1 | |
| <i>lnage</i> | 0.06*** | 0.15*** | 0.17*** | -0.46*** | 0.15*** | -0.05*** | 0.04*** | -0.09*** | 1 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下同。

(三)实证结果检验分析

1. 制造业企业金融化对实物资本投资的影响。表4主要报告了制造业企业金融化对实物资本投资影响的实证结果。在未控制时间效应、个体效应和控制变量时,F值为135.53,在1%水平上显著。企业金融化(*fin*)与实物资本投资(*invest*)呈现显著的负相关关系,系数为-0.259(t值为-11.64)。在陆续控制了时间效应、个体效应和控制变量后,模型的F值为87.07,在1%水平上显著。企业金融化(*fin*)与实物资本投资(*invest*)的负向影响依然稳健,均在1%水平上通过了显著性检验。具体来看,当同时控制了时间效应、个体效应和控制变量后,固定效应模型的F值为76.48,在1%水平上显著。企业金融化(*fin*)的系数为-0.249,表明每增持1%的金融资产,实物资本投资占总资产的比重就会下降0.249%。上述结果表明,我国制造业企业配置金融资产的规模越大,企业实物资本投资占总资产的比重就越小,从而可以验证制造业企业金融化对实物资本投资的“挤出效应”,假说1a成立。

表4 金融化对企业实物资本投资影响的实证分析

| | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> | (3) <i>invest</i> |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>fin</i> | -0.259*** (-11.64) | -0.288*** (-12.75) | -0.249*** (-11.21) |
| <i>lev</i> | | 0.040*** (10.71) | 0.038*** (10.21) |
| <i>roa</i> | | -0.060*** (-8.95) | -0.059*** (-9.03) |
| <i>cfo</i> | | 0.103*** (8.39) | 0.081*** (6.72) |
| <i>dual</i> | | -0.016*** (-5.99) | -0.015*** (-5.96) |
| <i>lnage</i> | | 0.002 (0.45) | 0.056*** (9.05) |
| 常数项 | 0.333*** (378.63) | 0.315*** (33.95) | 0.200*** (13.29) |
| 个体效应 | 否 | 否 | 是 |
| 时间效应 | 否 | 否 | 是 |
| N | 12930 | 12930 | 12930 |
| R ² | 0.012 | 0.044 | 0.091 |
| F值 | 135.53 | 87.07 | 76.48 |

进一步观察各个控制变量的系数结果可以看出,资产负债率(*lev*)的系数显著为正,表明企业的债务水平越高,企业的实物资本投资比例越高。但是需要特别注意的是,前文列示的描述性统计结果中样本企业资产负债率的平均值为 0.412,最大值为 13.711,且资产负债率在企业中存在着显著差异,说明本文选取的制造业样本企业的负债水平整体上处于低位水平。因此,在债务水平较低的情况下,资产负债率的上升并不会对实物资本投资产生任何的负面影响,企业反而可以通过负债获得更多的可用资金,以支撑实物资本投资。总资产收益率(*roa*)与实物资本投资(*invest*)的系数显著为负,表明企业的盈利能力越强,实物资本占比就越小。企业的现金流状况(*cfo*)对实物资本投资(*invest*)产生了显著的正向促进效果,这是因为企业的投资计划在一定程度上会受现金流情况的影响,在其他条件相同时,企业的现金流越充足,就越有充足的资金可供调配,因此,可以提升企业的实物资本配置比例。

2. 制造业企业金融化动机。第一,制造业企业金融化的套利动机。为了进一步检验企业金融化对实物资本投资的“挤出效应”是否是企业基于金融资产高回报率的一种套利投机行为,本文还引入了套利动机(*arbitrage*)和金融化(*fin*)的交互项进行深入的验证。企业的套利动机强弱用投资收益与利息收入之和占净利润的比例来表示,该数值越大,表示企业的套利动机越强。进一步地,本文将该指标设置为虚拟变量,其中,大于中位数的设为 1,小于中位数的设为 0。

表 5 主要报告了制造业企业金融化对实物资本投资影响(基于套利动机的调节效应)的实证结果。从回归结果可以看出,增加套利动机这一调节变量,在陆续控制了时间效应、个体效应和控制变量后,固定效应模型的 F 值为 68.08,在 1%水平上显著。企业金融化(*fin*)的系数仍然在 1%水平上显著为负。套利动机(*arbitrage*)系数显著为负,说明套利动机强的企业,实物资本投资规模就越小,这种“挤出效应”更为明显;同时套利动机(*arbitrage*)和企业金融化(*fin*)交互项(*fin_arbitrage*)的系数也为负,且在 1%的水平上是显著的,表明套利动机对企业金融化和实物资本投资之间的关系具有负向调节作用,套利动机越强的企业,增加持有金融资产越能挤占实物资本投资;反之套利动机越弱的企业,配置金融资产对实物资本投资的挤占作用越小。因此,该实证结果证实了制造业企业配置金融资产存在着一定的套利动机,假说 2 成立。

表 5 企业金融化、套利动机与实物资本投资

| | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> | (3) <i>invest</i> |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>fin</i> | -0.145*** (-4.06) | -0.213*** (-5.91) | -0.177*** (-5.01) |
| <i>arbitrage</i> | -0.001** (-0.72) | -0.002** (-0.98) | -0.001* (-0.63) |
| <i>fin_arbitrage</i> | -0.148*** (-3.91) | -0.096** (-2.56) | -0.094** (-2.57) |
| <i>lev</i> | | 0.040*** (10.56) | 0.037*** (10.06) |
| <i>roa</i> | | -0.059*** (-8.71) | -0.058*** (-8.81) |
| <i>cfo</i> | | 0.103*** (8.38) | 0.081*** (6.71) |
| <i>dual</i> | | -0.016*** (-6.01) | -0.016*** (-5.98) |
| <i>lnage</i> | | 0.002** (0.69) | 0.056*** (9.04) |
| 常数项 | 0.334*** (265.02) | 0.314*** (33.46) | 0.200*** (13.31) |

| | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> | (3) <i>invest</i> |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 个体效应 | 否 | 否 | 是 |
| 时间效应 | 否 | 否 | 是 |
| N | 12930 | 12930 | 12930 |
| R ² | 0.013 | 0.044 | 0.092 |
| F 值 | 52.09 | 66.71 | 68.08 |

第二,制造业企业金融化的资金储备动机。为了进一步检验企业配置金融资产是否还存在着一定的资金储备动机,本文将企业按照融资约束程度进行分类,探讨企业持有的金融资产规模对实物资本投资之间的影响效果在融资约束不同的企业中是否存在着显著性的差异。为了衡量企业的融资约束程度,本文选取了 *sa* 指数,*sa* 指数越小,企业的融资约束越大,进一步地本文将 *sa* 指数设置为虚拟变量,大于中位数的设置为 1,反之设置为 0。本文通过引入融资约束(*sa*)与企业金融化(*fin*)的交互项(*fin_sa*)来验证企业持有金融资产是否存在一定的资金储备动机。

表 6 主要报告了制造业企业金融化对实物资本投资影响(基于融资约束的调节效应)的实证结果。可以看出,增加了融资约束这个调节变量,在陆续控制了时间效应、个体效应和控制变量后,固定效应模型的 F 值为 70.28,在 1%水平上显著。企业金融化(*fin*)的系数仍然显著为负,证明企业金融化对实物资本投资规模确实存在着显著的负向影响。无论是否控制时间效应和控制变量,融资约束(*sa*)的系数均为正,且在 1%水平上显著,这表明企业的融资约束越低,越有充足的资金以供调度,且投资金融资产获得的收益可以降低融资成本,发挥“蓄水池作用”促进实物资本的投资。当企业面临的融资约束较大时,考虑到实物资本投资的长周期及不确定性,会在一定程度上减少实物资本的投资,避免资金链断裂。同时融资约束(*sa*)与企业金融化(*fin*)的交互项(*fin_sa*)在 5%水平上显著,且系数为正,说明融资约束对企业金融化与实物资本投资之间的关系起到了一定的调节作用,且在一定程度上减弱了企业金融化对实物资本投资的负向影响,证实了企业持有金融资产存在着资金储备动机,有助于平滑金融化对实物资本投资的挤出,假说 3 成立。

表 6 企业金融化、融资约束与实物资本投资

| | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> | (3) <i>invest</i> |
|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>fin</i> | -0.304*** (-11.08) | -0.321*** (-11.86) | -0.285*** (-10.67) |
| <i>sa</i> | 0.018*** (6.79) | 0.027*** (9.20) | 0.016*** (5.20) |
| <i>fin_sa</i> | 0.164*** (4.18) | 0.091** (2.35) | 0.089** (2.34) |
| <i>lev</i> | | 0.040*** (10.68) | 0.038*** (10.21) |
| <i>roa</i> | | -0.059*** (-8.79) | -0.058*** (-8.88) |
| <i>cfo</i> | | 0.100*** (8.18) | 0.080*** (6.64) |
| <i>dual</i> | | -0.016*** (-5.94) | -0.015*** (-5.93) |

续表 6

| | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> | (3) <i>invest</i> |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>lnage</i> | | 0.019*** (4.91) | 0.059*** (9.36) |
| 常数项 | 0.325*** (185.07) | 0.255*** (22.67) | 0.182*** (11.64) |
| 个体效应 | 否 | 否 | 是 |
| 时间效应 | 否 | 否 | 是 |
| N | 12930 | 12930 | 12930 |
| R ² | 0.019 | 0.053 | 0.094 |
| F 值 | 74.67 | 80.27 | 70.28 |

综上所述,根据本文实证研究的结果得出如下结论:方程(1)中 α_1 显著为负,证明了制造业企业金融化对实物资本投资产生的总体影响是投机效应。方程(2)中 β_1 显著为负,证明金融化对实物资本投资的挤出效应, β_3 显著为负,证明套利动机会加强企业金融化的挤出效应。方程(3)中 γ_1 显著为负,证明金融化对实物资本投资的挤出效应, γ_3 显著为正,证明融资约束低的企业(出于资金储备动机)持有金融资产对实物资本投资会表现出蓄水池效应,可以在一定程度上削弱企业金融化的挤出效应(体现出“蓄水池效应”),但削弱的作用有限,因此,企业金融化对实物资本投资总体效应上依旧表现出挤出效应。

3. 进一步分析。宋军和陆旸(2015)研究发现,企业金融化与经营绩效呈现一种非线性关系,因此,本文预期企业金融化对实物资本投资的效应会受到其经营绩效的影响,并对此进行了检验。根据前文的指标定义,以总资产收益率(*roa*)衡量企业的绩效,按照中位数进行分样本回归。表7报告了具体的检验结果,固定效应模型的F值均在1%水平上显著。可见企业金融化(*fin*)系数在绩效低的企业中更显著为负,即相对于高绩效的企业,低绩效企业金融化对实物资本的挤出效应更加明显。更加值得注意的是,企业金融化与套利动机交互项(*fin_arbitrage*)系数在绩效低的企业中更显著为负,即在低绩效企业中,套利动机越强,金融化对实物资本投资的挤出效应越显著,证明绩效低的企业持有金融资产更可能出于套利动机。此外,企业金融化与融资约束交互项(*fin_sa*)系数在绩效高的企业中更显著为正,即在高绩效企业中,资金储备动机越强,金融化对实物资本投资的“蓄水池效应”越显著,证明绩效高的企业持有金融资产更可能出于资金储备动机。

表7 制造业企业金融化与实物资本投资(按企业绩效分组)

| | (1) <i>invest</i> | | (2) <i>invest</i> | | (3) <i>invest</i> | |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 绩效高 | 绩效低 | 绩效高 | 绩效低 | 绩效高 | 绩效低 |
| <i>fin</i> | -0.233*** (-7.07) | -0.300*** (-9.47) | -0.203*** (-3.20) | -0.216*** (-4.85) | -0.278*** (-6.92) | -0.279*** (-7.55) |
| <i>arbitrage</i> | | | -0.001 (-0.43) | -0.009*** (-3.24) | | |
| <i>fin_arbitrage</i> | | | -0.035 (-0.53) | -0.117*** (-2.59) | | |
| <i>sa</i> | | | | | 0.018*** (4.42) | 0.008** (1.95) |
| <i>fin_sa</i> | | | | | 0.117** (2.05) | -0.061 (-1.16) |

| | (1) <i>invest</i> | | (2) <i>invest</i> | | (3) <i>invest</i> | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 绩效高 | 绩效低 | 绩效高 | 绩效低 | 绩效高 | 绩效低 |
| <i>lev</i> | 0.051*** (11.12) | 0.028*** (5.48) | 0.050*** (11.06) | 0.026*** (5.05) | 0.050*** (10.88) | 0.029*** (5.57) |
| <i>cfo</i> | 0.046*** (2.70) | 0.132*** (7.48) | 0.046*** (2.66) | 0.134*** (7.56) | 0.042** (2.44) | 0.133*** (7.54) |
| <i>dual</i> | -0.012*** (-3.34) | -0.010*** (-2.53) | -0.012** (-3.36) | -0.010*** (-2.50) | -0.012*** (-3.22) | -0.010*** (-2.56) |
| <i>lnage</i> | 0.049*** (6.17) | 0.020** (1.92) | 0.049*** (6.11) | 0.023** (2.26) | 0.053*** (6.56) | 0.023** (2.20) |
| 常数项 | 0.17*** (9.06) | 0.331*** (12.88) | 0.171*** (9.06) | 0.327*** (12.73) | 0.147*** (7.46) | 0.318*** (12.00) |
| 调节变量 | | | <i>arbitrage</i> | <i>arbitrage</i> | <i>sa</i> | <i>sa</i> |
| 个体效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 6465 | 6465 | 6465 | 6465 | 6465 | 6465 |
| R ² | 0.106 | 0.088 | 0.106 | 0.093 | 0.112 | 0.089 |
| F 值 | 43.65 | 36.54 | 38.23 | 33.87 | 40.47 | 32.25 |

(四) 稳健性检验

1. 子样本回归。本文的样本区间为 2009—2018 年,在研究过程中发现制造业企业金融化在 2011 年之前下降,2011 年以后不再下降。为考察不同时间区间内金融化对实物资产投资的影响,选取 2011 年之后的子样本进行稳健性检验。表 8 分别报告了控制个体效应、时间效应和控制变量前后三个模型的回归结果,表明本文的结果是稳健的,固定效应模型的 F 值均在 1% 水平上显著。制造业企业金融化对实物资本投资有“挤出效应”,且套利动机对企业金融化和实物资本投资之间的关系具有负向调节作用,套利动机越强的企业,增加持有金融资产越能挤占实物资本投资;同时融资约束对企业金融化和实物资本投资之间的关系具有正向调节作用,缓解了企业金融化对实物资本投资的负向影响,证实企业持有金融资产存在着资金储备动机。

表 8 制造业企业金融化与实物资本投资(子样本回归)

| | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> |
|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| <i>fin</i> | -0.259*** (-10.87) | -0.209*** (-8.71) | -0.172*** (-4.85) | -0.145*** (-4.11) | -0.292*** (-10.00) | -0.264*** (-9.25) |
| <i>arbitrage</i> | | | -0.006*** (-2.93) | -0.003* (-1.66) | | |
| <i>fin_arbitrage</i> | | | -0.116*** (-2.98) | -0.093** (-2.42) | | |
| <i>sa</i> | | | | | 0.023*** (8.21) | 0.011*** (3.57) |
| <i>fin_sa</i> | | | | | 0.183*** (3.92) | 0.165*** (3.61) |
| <i>lev</i> | | 0.034*** (7.93) | | 0.034*** (7.92) | | 0.034*** (7.92) |

续表 8

| | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>roa</i> | | -0.060*** (-9.15) | | -0.058*** (-8.83) | | -0.059*** (-9.01) |
| <i>cfo</i> | | 0.078*** (6.02) | | 0.078*** (5.98) | | 0.077*** (5.92) |
| <i>dual</i> | | -0.016*** (-5.82) | | -0.016*** (-5.84) | | -0.016*** (-5.77) |
| <i>lnage</i> | | 0.021*** (2.73) | | 0.021*** (2.70) | | 0.023*** (3.04) |
| 常数项 | 0.332*** (316.63) | 0.255*** (13.27) | 0.335*** (253.64) | 0.256*** (13.34) | 0.320*** (185.1) | 0.241*** (12.16) |
| 调节变量 | | | <i>arbitrage</i> | <i>arbitrage</i> | <i>sa</i> | <i>sa</i> |
| N | 11060 | 11060 | 11060 | 11060 | 11060 | 11060 |
| R ² | 0.012 | 0.086 | 0.015 | 0.088 | 0.023 | 0.090 |
| F 值 | 118.14 | 69.90 | 49.04 | 61.58 | 76.73 | 63.29 |

2. 内生性问题。在解释企业金融化对实物资本投资的影响时必须谨慎处理内生性问题,一方面,实物资本投资困难可能会倒逼企业金融化(反向因果问题);另一方面,二者可能受第三方因素影响,同时存在测量误差,因此,本文借助工具变量法对内生性问题进行处理。胡海峰等(2020)选取同行业上市公司(剔除本公司)的金融化水平均值作为企业金融化的工具变量,由于本文的上市企业均处制造业,所以计算每一年度剔除本企业后其他企业金融化水平的均值,并以该均值作为工具变量。首先,同行业企业的金融资产配置水平可能相互影响,金融化程度具有相关性;其次,其他企业的金融化水平并不会直接影响本企业的实物资本投资,符合工具变量的基本条件(通过 Wald 内生性检验)。表 9 中分别报告了三个模型的两阶段回归结果,工具变量(*fin-IV*)对金融化(*fin*)的回归系数均显著为正,一阶段估计的 F 值和工具变量的 t 值均在 1% 的水平上显著,表明本文的工具变量是恰当的。报告的两阶段回归的结果中金融化对实物资本投资的挤出效应更加明显。

表 9 制造业企业金融化与实物资本投资(工具变量法)

| | (1) <i>fin</i> | (1) <i>invest</i> | (2) <i>fin</i> | (2) <i>invest</i> | (3) <i>fin</i> | (3) <i>invest</i> |
|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| <i>fin</i> | | -2.364*** (-10.85) | | -0.227*** (-5.01) | | -3.298*** (-8.79) |
| <i>fin-IV</i> | 0.763*** (14.77) | | 0.328*** (9.88) | | 0.488*** (11.10) | |
| <i>arbitrage</i> | | | -0.014*** (-28.67) | 0.000 -0.26 | | |
| <i>fin_arbitrage</i> | | | 0.803*** (129.80) | -0.070* (-1.87) | | |
| <i>sa</i> | | | | | -0.018*** (-17.71) | -0.030*** (-3.59) |
| <i>fin_sa</i> | | | | | 0.780*** (69.40) | 2.448*** (8.14) |
| <i>lev</i> | 0.008*** (5.04) | 0.055*** (10.60) | 0.008*** (8.40) | 0.075*** (-10.34) | 0.000 (0.34) | 0.040*** (7.40) |

| | (1) <i>fin</i> | (1) <i>invest</i> | (2) <i>fin</i> | (2) <i>invest</i> | (3) <i>fin</i> | (3) <i>invest</i> |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|
| <i>roa</i> | -0.005* (-1.66) | -0.072*** (-8.07) | -0.005*** (-2.80) | -0.288*** (-16.32) | -0.004* (-1.90) | -0.074*** (-7.55) |
| <i>cfo</i> | -0.011** (-2.16) | 0.087*** (5.36) | -0.004 (-1.27) | 0.128*** (-9.56) | -0.011** (-2.49) | 0.076*** (4.23) |
| <i>dual</i> | 0.000 (0.20) | -0.016*** (-4.44) | 0.000 (-0.03) | -0.014*** (-5.53) | 0.001 (1.51) | -0.012*** (-3.04) |
| <i>lnage</i> | 0.015*** (8.24) | 0.073*** (8.42) | 0.011*** (9.39) | 0.086*** (-8.83) | 0.004** (2.29) | 0.064*** (8.17) |
| 常数项 | -0.039*** (-8.87) | 0.163*** (8.17) | -0.025*** (-8.74) | 0.119*** (-5.13) | 0.004 (1.06) | 0.212*** (12.47) |
| 调节变量 | | | <i>arbitrage</i> | <i>arbitrage</i> | <i>sa</i> | <i>sa</i> |
| N | 12930 | 12930 | 12930 | 12930 | 12930 | 12930 |
| R ² | 0.075 | 0.074 | 0.626 | 0.083 | 0.348 | 0.053 |
| 一阶段 F 值 | 155.59 | | 97.71 | | 123.16 | |

在前文研究中企业金融化程度与实物资本投资同为第 t 期观测值,企业的业绩指标可能存在时间惯性,使得实物资本投资受到前一期资本配置的影响;同时企业金融化和实物资本投资这两个变量之间存在丰富的联系和互动,为了进一步解决前文所述的内生性问题,本文借鉴沈国兵(2012)的做法,使用系统 GMM 估计进行稳健性检验。

在时间序列数量较小的情况下,一阶差分 GMM 估计结果仍显著有偏。系统广义矩估计方法将一阶差分方程与水平方程相结合,并使用水平变量滞后项和差分项作为工具变量,很好地解决了含有因变量滞后项的动态面板数据模型内生性问题。针对 GMM 估计可能存在的工具变量过度识别约束有效性问题和差分残差二阶序列相关性,本文使用 Hansen 检验来甄别 GMM 估计中工具变量过度识别约束是否有效,使用二阶自相关检验来甄别模型差分残差是否存在二阶序列相关性,由于本文选用的数据具有横截面大、时间序列短的特点,因而使用 Stata 中 *xtabond2* 指令来估计更为合适。在进行两步法系统 GMM 估计中,Hansen 检验比 Sargan 检验更为一般,能够处理异方差情形,因而采用 Hansen 检验来判断。

表 10 报告了采用系统 GMM 估计法得到的检验结果,在 5%水平上不存在自相关和过度识别的问题,验证了前文实证结果的稳健性。制造业企业金融化挤出了实物资本投资,套利动机强的企业,金融化对实物资本投资的“挤出效应”越强。同时,制造业企业金融化还存在资金储备动机,对于融资约束低的企业,可以利用富余资金配置金融资产进行资金储备,金融资产更多地表现为“蓄水池效应”。

表 10 制造业企业金融化与实物资本投资(系统 GMM 估计法)

| | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> | (3) <i>invest</i> |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>L. invest</i> | 0.946*** (36.77) | 0.739*** (18.12) | 0.846*** (51.04) |
| <i>fin</i> | -0.109** (-2.33) | -0.182*** (-3.83) | -0.356*** (-2.82) |
| <i>arbitrage</i> | | -0.007*** (-3.58) | |

续表 10

| | (1) <i>invest</i> | (2) <i>invest</i> | (3) <i>invest</i> |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>fin_arbitrage</i> | | -0.088* (-1.68) | |
| <i>sa</i> | | | -0.084 (-1.64) |
| <i>fin_sa</i> | | | 0.577* (1.65) |
| <i>lev</i> | -0.040*** (-2.57) | 0.007 (1.52) | 0.025* (1.91) |
| <i>roa</i> | -0.273*** (-2.74) | -0.055* (-1.79) | -0.062** (-2.30) |
| <i>cfo</i> | 0.095*** (4.16) | 0.109*** (4.95) | 0.075*** (3.22) |
| <i>dual</i> | 0.000 (0.15) | -0.004* (-1.83) | -0.007 (-1.45) |
| <i>lnage</i> | -0.019*** (-8.15) | -0.011*** (-4.45) | -0.014 (-0.41) |
| 常数项 | 0.097*** (8.69) | 0.123*** (10.21) | 0.138 (1.11) |
| 调节变量 | | <i>arbitrage</i> | <i>sa</i> |
| N | 11502 | 11502 | 11502 |
| Hansen 检验 Prob | 0.674 | 0.111 | 0.675 |
| AR1 Prob | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| AR2 Prob | 0.142 | 0.071 | 0.745 |

3. 替换变量。本文采用替换变量的方法对主要结果继续进行稳健性检验。首先考虑用“资本支出(*Cap*)”替换实物资本投资变量,参考张敏等(2015)的方法,企业的资本支出用购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付现金的自然对数衡量。表 11 中第(1)~(3)列报告了替换实物资本投资测度后三个模型的回归结果,固定效应模型的 F 值均在 1%水平上显著。

其次,现有文献对 *sa* 指数计算公式中 *age* 的定义有所不同,部分文献认为是企业上市年限(Hadlock & Pierce, 2010; 吴秋生、黄贤环, 2017);部分文献认为是企业年龄(鞠晓生等, 2013)。为了验证本文结果的稳健性,考虑用企业年龄替换上市年限重新构建 *sa* 指数(*sa**)及对应的交互项系数(*fin_sa**)。表 11 中第(4)列报告了替换 *sa* 指数后的回归结果,第(5)列报告了同时替换实物资本投资和 *sa* 指数的回归结果,同时进一步用工具变量法排除内生性对 *sa* 指数(*sa**)调节效应的干扰,结果见表 11 第(6)列。

表 11 制造业企业金融化与实物资本投资(替换变量)

| | (1) <i>Cap</i> | (2) <i>Cap</i> | (3) <i>Cap</i> | (4) <i>invest</i> | (5) <i>Cap</i> | (6) <i>Cap</i> |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| <i>fin</i> | -1.881*** (-6.58) | -1.185*** (-2.85) | -2.465*** (-7.11) | -0.269*** (-10.65) | -2.017*** (-6.70) | -17.507*** (-6.01) |
| <i>arbitrage</i> | | 0.022 (1.06) | | | | |
| <i>fin_arbitrage</i> | | -0.869** (-2.32) | | | | |

续表 11

| | (1) <i>Cap</i> | (2) <i>Cap</i> | (3) <i>Cap</i> | (4) <i>invest</i> | (5) <i>Cap</i> | (6) <i>Cap</i> |
|-----------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| <i>sa</i> | | | -0.357*** (-10.57) | | | |
| <i>fin_sa</i> | | | 1.314*** (3.06) | | | |
| <i>sa</i> * | | | | -0.001 (-0.34) | -0.136*** (-4.35) | -0.478*** (-7.64) |
| <i>fin_sa</i> * | | | | 0.056* (1.66) | -0.223 (-0.55) | 9.203*** (4.79) |
| <i>lev</i> | 0.917*** (10.96) | 0.912*** (10.9) | 0.909*** (10.91) | 0.037*** (10.09) | 0.156*** (3.55) | 0.143*** (2.91) |
| <i>roa</i> | 3.152*** (15.77) | 3.174*** (15.7) | 3.140*** (15.79) | -0.059*** (-9.02) | 0.748*** (9.56) | 0.688*** (7.81) |
| <i>cfo</i> | -1.020*** (-6.65) | -1.024*** (-6.68) | -0.996*** (-6.52) | 0.081*** (6.71) | -0.445*** (-3.08) | -0.752*** (-4.68) |
| <i>dual</i> | 0.019 (0.65) | 0.019 (0.67) | 0.019 (0.67) | -0.015*** (-5.94) | 0.031*** (1.01) | 0.052 (1.50) |
| <i>lnage</i> | -0.154 (-1.38) | -0.168 (-1.50) | -0.389*** (-3.44) | 0.055*** (8.70) | 0.030*** (0.41) | 0.696*** (10.37) |
| 常数项 | 18.035*** (68.11) | 18.061*** (67.95) | 18.870*** (68.51) | 0.204*** (13.35) | 18.059*** (99.31) | 17.199*** (113.12) |
| 调节变量 | | <i>arbitrage</i> | <i>sa</i> | <i>sa</i> * | <i>sa</i> * | <i>sa</i> * |
| N | 12884 | 12884 | 12884 | 12930 | 12884 | 12884 |
| R ² | 0.070 | 0.070 | 0.079 | 0.091 | 0.055 | 0.010 |

六、结论与建议

针对我国制造业企业金融化趋势加强的背景,本文以 1428 家制造业上市企业作为研究样本,实证检验了企业金融化对实物资本投资规模产生的影响,为现阶段我国制造业企业金融化现象提供一个较为清晰的认知。

从结果来看,制造业企业金融化对实物资本投资具有显著的“挤出效应”。即随着企业金融化程度的加深,企业资金分配向金融领域倾斜,进而挤占了企业实物资本投资部分。

套利动机显著增强了企业金融化对实物资本投资产生的负向影响,即套利动机越强的企业,金融化对实物资本投资的挤出效果越显著,对于套利动机强的企业更会为了获取短期收益而持有金融资产,因此,企业可能有意减少实物资本投资,将资产配置于金融领域以期获得高收益,印证了制造业企业持有金融资产的套利动机。

制造业企业金融化行为对企业的经营发展有利也有弊。一方面,金融资产的高额回报诱使企业进行套利投机,使得企业更加关注短期获利造成投资短视,从而挤占企业实物资本投资,不利于企业主营业务的长久发展;另一方面,企业持有金融资产可以提升企业的资金使用效率,增强企业的资产流动性,同时企业还可以利用金融资产的高额回报改善经营业绩。本文基于对我国制造业企业的实证研究发现,提出了以下几条合理化的政策建议:

制造业企业应该认识到金融化对实物资本投资表现出来的两种“效应”,正确看待金融化问题。一方面,企业应该注意到金融化对实物资本投资整体上存在“挤出效应”,虽然持有金融资产可以使企业在短期内获得高额回报,但长此以往会使企业经营获利依赖金融和房地产行业的发展,挤占实物资本投资,导致产业空心化。另一方面,企业应重视金融资产的“蓄水池效应”,从本文的研究结论可以看出,企业持有金融资产对实物资本投资并非只有负向影响。这警醒企业应依据自身状况,合理把控金融资产的投资规模,提高闲置资金的使用效率,让金融资产更好地服务于企业的主营业务发展。

政府在制定相应宏观经济政策的时候,必须高度关注虚拟经济对实体经济产生的“挤出效应”。随着我国整体经济的不断发展,资本积累逐渐增多,过度金融化的风险会越来越大。对于政府及相关的监管部门而言,一方面,应建立健全资本市场制度,进一步完善金融监管体系,重视金融业市场化改革,防止金融业对实体企业的过度掠夺,有效引导金融资本支持实体企业发展。另一方面,要加强对制造业企业金融化行为的外部监管力度,改善实体经济的经营环境,提高实体经济的投资回报率,进而从根本上有效缓解制造业企业金融化及其对实物资本投资产生的影响。

参考文献:

- 杜勇 张欢 陈建英,2017:《金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制》,《中国工业经济》第12期。
- 戴贻 彭俞超 马思超,2018:《从微观视角理解经济“脱实向虚”——企业金融化相关研究述评》,《外国经济与管理》第11期。
- 胡海峰 窦斌 王爱萍,2020:《企业金融化与生产效率》,《世界经济》第1期。
- 胡奕明 王雪婷 张瑾,2017:《金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》第1期。
- 鞠晓生 卢荻 虞义华,2013:《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》,《经济研究》第1期。
- 彭俞超 韩珣 李建军,2018:《经济政策不确定性与企业金融化》,《中国工业经济》第1期。
- 戚聿东 张任之,2018:《金融资产配置对企业价值影响的实证研究》,《财贸经济》第5期。
- 沈国兵,2012:《显性比较优势与美国对中国产品反倾销的贸易效应》,《世界经济》第12期。
- 宋军 陆旸,2015:《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》,《金融研究》第6期。
- 王红军等,2017:《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》,《南开管理评论》第1期。
- 吴秋生 黄贤环,2017:《财务公司的职能配置与集团成员上市公司融资约束缓解》,《中国工业经济》第9期。
- 谢家智 江源 王文涛,2014:《什么驱动了制造业金融化投资行为——基于A股上市公司的经验证据》,《湖南大学学报(社会科学版)》第4期。
- 许翌 朱卫东,2017:《金融化方式、市场竞争与研发投资挤占——来自非金融上市公司的经验证据》,《科学学研究》第5期。
- 翟胜宝等,2014:《银企关系与企业投资效率——基于我国民营上市公司的经验证据》,《会计研究》第4期。
- 张成思,2019:《金融化的逻辑与反思》,《经济研究》第11期。
- 张成思 张步昙,2016:《中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角》,《经济研究》第12期。
- 张敏 童丽静 许浩然,2015:《社会网络与企业风险承担——基于我国上市公司的经验证据》,《管理世界》第11期。
- 张昭 朱峻萱 李安渝,2018:《企业金融化是否降低了投资效率》,《金融经济研究》第1期。
- Aivazian, V. A. et al(2005), “The impact of leverage on firm investment: Canadian evidence”, *Journal of Corporate Finance* 11(1):277-291.
- Akkemik, K. A. & S. Ozen(2014), “Macroeconomic and institutional determinants of financialization of non-financial firms: Case study of Turkey”, *Socio Economic Review* 1:71-98.
- Crotty, J. (2002), “The effects of increased product market competition and changes in financial markets on the performance of nonfinancial corporations in the Neoliberal Era”, Political Economy Research Institute Working Paper, No. 44.
- Demir, F. (2009), “Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in

- emerging markets”, *Journal of Development Economics* 88(2):314—324.
- Denis, D. J. & V. Sibilkov(2010), “Financial constraints, investment, and the value of cash holdings”, *Review of Financial Studies* 23(1):247—269.
- Hadlock, C. J. & J. R. Pierce(2010), “New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ Index”, *Review of Financial Studies* 23(5):1909—1940.
- Kliman, A. & S. Williams(2015), “Why ‘financialization’ hasn’t depressed U. S. productive investment”, *Cambridge Journal of Economics* 39(1):67—92.
- Lazonick, W. & D. J. Teece(2012), “Management innovation essays in the spirit of Alfred D. Chandler, Jr.”, *Industrial and Corporate Change*, doi: 10.1093/icc/dtq014.
- Seo, H. J. et al(2012), “Financialization and the slowdown in Korean firms’ R&D investment”, *Asian Economic Papers* 11(3):35—49.
- Stulz, M. R. (1996), “Rethinking risk management”, *Journal of Applied Corporate Finance* 9(3):8—25.
- Theurillat, T. et al(2010), “Property sector financialization: The case of Swiss pension funds(1992—2005)”, *European Planning Studies* 18(2):189—212.
- Tori, D. & Z. Onaran(2016), “The effects of financialization on investment: Evidence from firm—level data for the UK”, *Cambridge Journal of Economics* 42(5):1393—1416.

Financing of Manufacturing Enterprises and Real Capital Investment

—Empirical Analysis Based on Manufacturing Listed Companies from 2009 to 2018

ZHAI Guangyu¹ JIANG Meijun¹ DUAN Qiushuang²

(1. Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, China;

2. Dalian Branch of China CITIC Bank, Dalian, China)

Abstract: Based on the fact that manufacturing enterprises in China hold more and more financial assets and the background that “shifting the real to the fictitious economy” may have a huge impact on the real capital investment, this paper collects the data of 1428 listed companies in the manufacturing industry from 2009 to 2018, and uses the two-way fixed effect model to empirically study the impact of financialization on the real capital investment. This paper also introduces two moderator variables, arbitrage motivation and financing constraint, to verify the motivation of manufacturing enterprises to hold financial assets. The empirical results show that the increase of financial assets held by manufacturing enterprises has a significant “crowding out” effect on their real capital investment. The stronger the arbitrage motive of enterprises holding financial assets is, the more significant the effect of the enterprise’s financialization on the real capital investment is. For enterprises facing different financing constraints, there are significant differences between the main business investment and financial assets holding. The empirical results of this paper are helpful to understand the impact of holding financial assets on the main business investment under the background of enterprise financialization, and provide empirical evidence for manufacturing enterprises to reasonably allocate financial assets and prevent overfinancialization in the period of economic transformation.

Keywords: Financialization; Real Capital Investment; Arbitrage Motivation; Financing Constraints

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)