

企业并购能否抑制经济“脱实向虚”

——基于产业优化发展的视角

胡洁^{1,2}, 韩一鸣², 钟咏²

(1. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732; 2. 中国社会科学院大学应用经济学院, 北京 102488)

摘要:近年来,我国经济面临着严峻的“脱实向虚”问题,微观层面表现为实体企业金融化现象日益凸显,不仅影响我国经济的高质量发展,而且导致金融领域的风险集聚。因此如何抑制经济“脱实向虚”一直受到社会各界的广泛关注。本文以2009—2018年中国沪深A股非金融类、非房地产类上市公司为样本,采用倾向性得分匹配双重差分法,从产业优化发展的视角出发,实证检验企业并购对实体企业金融化的抑制影响及作用机制,并采用三重差分法检验境内并购和海外并购对于实体企业金融化抑制作用的差异。研究发现:企业并购对于企业的短期金融化行为和长期金融化行为均有抑制作用,且海外并购的抑制作用更强;境内并购主要通过“规模经济和范围经济效应”和“产业链协同互补效应”抑制企业金融化,海外并购主要通过“产业链协同互补效应”和“技术协同效应”抑制企业金融化。本文研究表明企业并购可以通过促进产业的健康可持续发展,提升产业对资本的吸引力,从而从根本上治理经济“脱实向虚”问题。

关键词:并购;脱实向虚;企业金融化;产业优化;三重差分

中图分类号: F272.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)12—0144—13

一、引言

实体经济是保持国民经济长期、健康发展的基础。近年来,随着经济增速放缓,实体经济下行压力加大,投资收益率持续下降,而金融业和房地产业等虚拟经济却快速扩张,金融行业和金融资产的收益率也有所上升,实体经济与虚拟经济的利差有所扩大,我国金融业与实体经济的发展出现了逐年失衡的现象(黄群慧, 2017)。据国家统计局数据显示,自2005—2019年,工业增加值占GDP的比重整体呈现不断下降趋势,从2005年的41.62%下降到2019年的31.6%,与此相反,金融业增加值占比从2005年的4%上升到2019年的7.7%。另据统计,从2012年开始,金融业上市公司净利润合计占有沪深A股上市公司净利润和的比例超过50%,在2015年这一比例甚至接近60%,此后一直保持在50%~60%的水平。在当前中国实体经济投资回报率持续下滑,金融、房地产业保持较高收益率的背景下,微观表现为产业资本投资实体经济的意愿下降,而是持有大量的金融资产,越来越多的非金融实体企业纷纷进入金融领域和房地产业;而且一些大型国企设立金融板块,从事影子银行业务,从而导致大量资金在金融体系中空转而难以进入实体经济。由此,我国企业金融投资和实体投资呈现显著的负相关关系(张成思和张步昙, 2016; 彭俞超和黄志刚, 2018),实体企业金融化现象日益凸显。企业是经济运行的微观基础,实体企业“脱实向虚”,长远来看不仅不利于企业创新和主业的发展,影响实体经济的高质量发展,而且会导致金融领域的风险集聚。因此,如何抑制实体企业金融化一直受到社会各界的广泛关注。

并购是企业获取协同效应(陈爱贞和张鹏飞, 2019)、提升市场势力(蒋冠宏, 2021)、实现企业资本扩张和业务发展的经营战略,是实现企业跨越式发展和企业资本化运作的有效手段,也是企业价值链重整、产业整合、企业纾困的重要方式。企业通过实施并购战略,有利于企业开拓新市场,获取战略性资源、关键创新技术和成熟的品牌,有利于消化和输出过剩产能,促进实体企业主业的发展,还有利于促进我国供应链和产业链的补链、延链、互链、强链、固链,加速形成国内国外双循环的发展格局,提升我国产业竞争力。此外,产业内

收稿日期:2022-09-10

基金项目:中国社会科学院创新工程基础研究学者项目“新发展阶段金融促进实体经济高质量发展的体制机制研究”(XJ2022005);中国社会科学院大学“研究生科研创新支持项目”(2022-KY-127)

作者简介:胡洁,博士,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所、中国经济社会发展与智能治理实验室研究员,中国社会科学院大学教授,博士研究生导师,研究方向:公司金融;(通讯作者)韩一鸣,中国社会科学院大学应用经济学院硕士研究生,研究方向:公司金融;钟咏,中国社会科学院大学应用经济学院硕士研究生,研究方向:公司金融。

的并购重组,有利于解决企业面临的危机,实现企业纾困,有利于产业整合、转型和升级。自2012年以来,我国企业境内并购规模呈现出快速增长的态势,在2014年更是出现了爆发式的增长,在之后我国境内并购的规模开始逐渐稳步上升。我国的海外并购的规模别在2016年达到了新的高度后,由于国家的政策收紧及外国政府对于我国海外并购的严格审查,我国企业的海外并购规模开始出现下降的趋势。虽然如此,但是中国企业并购交易还是存在着很大的行业空间(陈爱贞和刘志彪,2016)。

并购是一种促进企业资源配置的有效方式(Neary, 2009),而企业金融化是对金融领域的投资,二者本质上都属于企业的投资行为,获取企业控制权的并购更是企业的战略性投资,属于企业的长期投资。在企业存在融资约束的情况下,理论上,企业进行并购投资与进行金融投资存在替代关系,但其作用机制是什么、作用效应如何及不同并购模式是否存在差异,对这一系列问题,现有研究少有涉及,且企业并购对企业金融化的具体影响机制尚不明晰。在此背景下,本文从微观实体企业金融化的视角,重点考察企业并购对经济“脱实向虚”的具体影响及作用机制。

在当前国内外经济金融形势复杂多变,全球经济呈现“滞胀”趋势,尤其是受国内疫情反复影响,经济下行压力加大,一些产业遭受重创的背景下,如何鼓励企业通过境内外并购重组,拓宽投资渠道、实现企业价值重构、产业链整合,从而有效引导资金“脱虚向实”,促进实体经济高质量发展具有重要的理论意义和现实意义。

本文的边际贡献主要有以下几点:一是本文从产业优化发展的视角将企业并购与经济“脱实向虚”纳入同一分析框架,丰富了对于企业金融化的研究,拓宽了对于经济“脱实向虚”治理研究问题的思路;二是通过对并购投资与企业配置金融资产之间的关系研究,揭示了并购投资对经济“脱实向虚”的作用机制,由此打开了二者之间存在的黑箱;三是本文采用三重差分法分别检验了境内并购和海外并购两种并购模式对于企业金融化不同的影响效应和作用机制,对于出台针对性的并购支持政策提供了新的经验证据和启发。

二、文献综述

(一)企业金融化相关文献

实体企业金融化是经济“脱实向虚”的微观表现,是非金融企业参与金融活动,投资和持有金融资产的行为。关于实体企业金融化的研究,已有研究主要从实体企业金融化的动机和影响后果两个方面展开研究。

关于企业金融化的动机方面,已有研究表明,实体企业配置金融资产主要出于预防性储蓄和投机逐利这两方面的动机。一方面,企业金融化是出于预防性动机。企业配置金融资产可以使得企业在面对未来融资约束和突变生存环境时,将金融资产转化为内源性融资来源,从而起到缓冲应对的作用(Theurillat et al, 2010;胡奕明等,2017;戴静等,2020)。黎文靖和李茫茫(2017)从产融结合的视角出发,认为实体企业参股非上市金融机构可以缓解其融资约束,从而支持了实体企业金融化的预防性动机理论。另一方面,更多学者从不同视角研究证明了我国实体企业配置金融资产往往是出于经营管理者的短视和投资逐利的动机(彭俞超和黄志刚,2018;彭俞超等,2018;韩珣和李建军,2020;杜勇等,2017;张成思和张步昙,2016)。

近年来的研究多从企业外部发展环境来探究企业金融化的深层次原因。杨肇等(2019)通过考察放松利率管制对于实体企业金融化的影响,发现实体经济与虚拟经济的巨大利差是诱使企业配置金融资产的主要动机。罗党论等(2021)指出产能过剩导致企业主业经营不善,促使了更多实体企业进入金融领域行业。翟光宇等(2021)在对制造业企业金融化与实物资本投资之间关系的研究中发现了“挤出”效应的存在,并且这种“挤出”效应的大小与企业的套利动机有关。安磊和沈悦(2020)研究发现企业对外直接投资,能够通过抑制实体企业金融资产的持有,从而改善实体企业主业业绩。

关于企业金融化的影响方面,主要集中于对企业创新、实业投资、企业绩效及金融风险等方面的影响。段军山和庄旭东(2021)和王红建等(2017)都指出金融资产的配置和实体企业的跨行业套利行为都会对企业的创新发展产出带来显著的负向效应;杜勇等(2017)指出实体企业金融化通过降低企业的创新和实物资本投资进而显著抑制企业的未来主业业绩水平;黄大禹和谢获宝(2021)研究发现尽管金融化投资能够改善企业收益的质量,但金融化投资对企业财务绩效起着负面作用。张成思和张步昙(2016)发现经济金融化会对实业投资率产生“挤出”效应,并弱化货币政策对实业投资的提振作用。

(二)企业并购相关文献

企业并购的研究主要集中于并购动机及并购的影响效应两个方面。

关于企业并购的动机,刘莉亚等(2018)认为生产率的差异是并购的关键驱动因素,中等规模且盈利能力较强的高生产率企业倾向于并购规模较小但经营良好的低生产率企业;还有很多文献认为主并企业实施并购往往是希望实现垄断从而获取垄断利润或是吸收先进技术水平提高自身效率(Nocke and White, 2010; Federico et al, 2018)。综合来看,企业实施并购的动机主要有两种:一种是为了获得被并企业的市场份额从而形成相应的垄断,使企业获得一定的规模经济和范围经济;另一种是为了获得被并企业内部更多的无形资产,如生产管理经验,创新技术研发等,从而促进企业长远的发展。

关于企业并购的影响效应方面,已有研究主要集中于并购对企业的研发、创新产出、企业的绩效、市场势力和生产率等方面产生的影响。陈爱贞和张鹏飞(2019)通过对比境内并购和跨境并购发现,两种并购方式都可以促进企业的创新,但是跨境并购对于企业创新的影响更强;任曙明等(2017)通过从一个行业内部并购发生的可能性和议价能力水平考察了境内并购发生对于企业创新的事前促进影响;冼国明和明秀南(2018)、朱治理等(2016)关于海外并购能否促进企业的创新得到了不同的结论。蒋冠宏(2017)通过研究发现,海外并购可以促进企业的研发投入和生产率,但对于资产收益率的影响不明显。除了考察并购对于主并企业的影响,不少研究还对于被并企业进行了考察,例如,Stiebale和Reize(2011)研究了外资并购对于德国中小企业研发投入和产出的影响,研究发现外资并购可以显著提升被并企业的研发投入,但对创新产出的影响不明显。现有研究也发现外资并购可以提高被并企业的生产率水平、经营绩效和创新水平等(蒋殿春和谢红军, 2018;吕若思等, 2017;张鹏飞和陈凤兰, 2021)。在企业并购影响的文献研究中,大多研究都对企业并购行为予以肯定,认为企业并购能够促进企业多方面的长期发展,这是符合我国当前并购浪潮高涨的趋势背景的。

通过对国内外文献的回顾,发现大量有关企业金融化、企业并购的研究集中于二者与企业技术创新、企业生产率和企业绩效等方面的关系,鲜有文献直接研究企业并购与企业金融化的关系。本文将从产业优化发展的视角探究企业并购重组对经济“脱实向虚”的影响及作用机制,从而打开两者之间关系的黑箱,对于我国治理当前经济“脱实向虚”的严峻问题具有重大现实意义。

三、理论分析和研究假设

(一)并购对实体企业金融化的影响

企业将有效的金融资源进行战略性并购与配置金融资产存在替代关系,企业进行并购在“挤出”金融投资的同时,还会促使实体企业形成长期投资偏好,减少短期金融逐利行为,进而抑制经济“脱实向虚”。企业实施并购战略会通过两个渠道对实体企业金融化形成抑制作用,如图1所示:一是直接挤出效应。通常来说,企业并购战略的实施需要大量资金的投入,主并企业一般都是具有一定规模、资金实力和融资能力的企业,其为并购而支付的交易数额相对较大。因此企业不仅会集中内部可利用资金投入并购,对企业金融投资形成直接的资金替代,减少企业短期金融逐利行为;而且还会通过并购融资使得部分社会金融资源参与并购活动,从而拓宽了资金进入实体经济的渠道,避免了资金在金融体系的空转,进而抑制金融资源“脱实向虚”。二是间接挤出效应。企业实施并购战略产生的“规模经济和范围经济效应”“产业链协同互补效应”和“技术协同效应”促使企业扩大产业投资,从而对配置金融资产产生“挤出效应”。微观企业层面,一是企业通过战略性并购扩大了市场范围、提升了企业市场势力,促使企业增产扩能,增加企业生产投入;二是企业通过并购整合供应链产业链,为供应链的完善和产业链的延伸而加大投资从而提升企业市场竞争力;三是企业通过并购获取战略性资源,特别是为获取技术协同创新而加大研发投入,从而使得产业资本留在实体经济中。企业的这些并购后续投资都将对企业金融资产的配置产生间接“挤出效应”,促进企业主业发展,注重企业长期价值,形成长期投资偏好,减少短期金融逐利的短视行为,对实体企业金融化形成抑制作用。宏观经济层面,企业战略性并购有助于消化我国实体经济过剩产能,通过补链、延链、强链、固链,促进我国产业链的完善,提升我国供应链的韧性,引导资金“脱虚返实”,在做大做强主业的同时,也促进产业整合和产业升级,从而促进实体经济的高质量发展。

基于以上分析,本文提出如下研究假设1:

企业并购对实体企业金融化存在抑制作用,而且对实体企业短期金融化行为和长期金融化行为均有抑制作用(H1)。

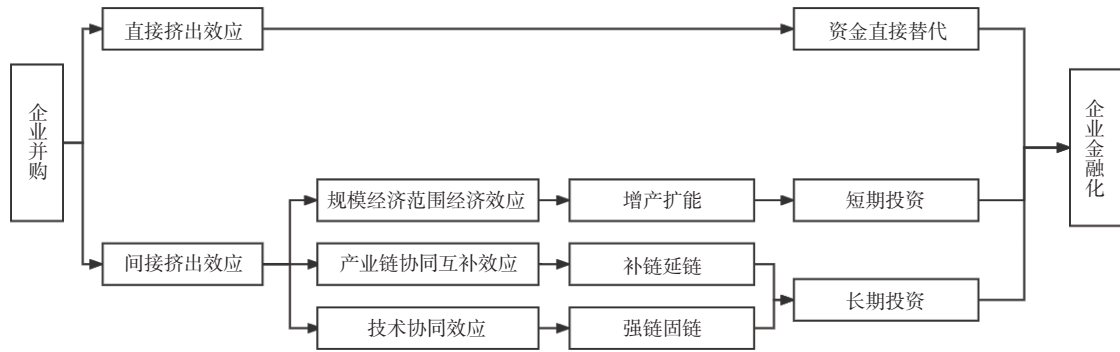


图1 企业并购对企业金融化的抑制机制

(二)境内并购和海外并购的异质性

本文从境内并购和海外并购双视角来探究企业并购对于企业金融化的抑制作用。因此不可忽视两种并购模式抑制机制之间的异质性。

并购的直接挤出效应方面,由于企业海外并购的交易规模一般要大于境内并购的交易规模,相比之下,海外并购会需要企业支付大量内部可利用资金并会受到相应政策支持获得大量并购融资。因此,海外并购对于企业金融化的直接挤出效应相对于境内并购来说更强,并购的间接挤出效应方面,企业境内并购可能更多的是为了扩大市场份额,形成一定的市场势力,发挥规模经济和范围经济效应,实现产业整合,投入更多资源做大做强主业并消化产业中过剩产能,从而对企业金融化形成抑制作用。相比之下,企业的海外并购主要是出于技术资源的获取,解决部分新兴产业中高端供给不足的问题,提升企业长期研发投入,促进企业长远发展,从而对企业金融化形成抑制作用。此外,两种不同的并购模式都可以通过并购,实现企业上下游产业链的整合,为产业链的补链和延链进行持续性投入,获得稳定的供销渠道,促进企业实体主业长远发展,间接抑制企业的金融化水平。

因此本文认为,海外并购相对于境内并购来说,企业的资金投入更多,企业实体主业能够获得更加高质量的长远发展,从而对企业金融化形成更强的抑制作用,基于此论述,本文提出如下假设2:

相对于境内并购,海外并购对于实体企业金融化的抑制作用更强(H2)。

(三)并购对实体企业金融化的作用机制

企业的并购重组,微观上对于企业获取协同效应,提升市场势力和竞争力具有促进作用,从中观产业发展方面来看,对于改善产业竞争格局、优化产业结构、促进产业转型和升级具有积极作用。产业的健康可持续发展,才能对社会资本产生持久的吸引力,从根本上缓解经济“脱实向虚”。

1. 并购的规模经济和范围经济效应

我国是名副其实的制造业大国,随着我国经济进入了转型发展时期,经济增长速度下滑,国内有效需求不足,一些行业产能过剩问题凸显,从而导致大量实体企业经营举步维艰。产能过剩导致的实业投资回报率偏低及同金融行业之间巨大的利差是我国经济出现“脱实向虚”的重要诱因(杨笋等,2019;罗党论等,2021)。在2016年政府出台的“三去一降一补”的中国经济工作的五大任务中,化解产能过剩排到了五大任务的首位,并且提出了要尽可能多地进行企业兼并重组、减少破产清算。企业通过并购重组,尤其是境内产业内并购重组,对于淘汰落后产能、促进产业整合,化解产能过剩问题意义重大,并购促使国家优质资产向优秀企业集聚,企业通过并购获取规模经济和范围经济效应,开拓市场实现规模扩张,企业增产扩能加大生产投入,促进企业实体主业发展,从而对实体企业金融化产生了间接的挤出效应。由此,本文提出如下研究假设3:

企业并购所产生的规模经济和范围经济效应会对企业金融化产生抑制作用(H3)。

2. 产业链协同互补效应

当前,我国经济中存在着低端产能过剩、高端供给不足的问题,产业发展面临着产业结构调整和产业升级的问题。理论上企业通过外部并购来实现上下游产业链整合、获取战略性资源等战略目标。如果主并企业与标的企业处于同一产业之间的不同环节,在产业链上呈互补性关系或交叉关系,将会促使主并企业增加延伸产业链、完善产业链等互补性投资,实现企业纵向一体化发展,提升企业市场竞争力,进而间接挤占金融投资。此外,企业为实现供应链和产业链的补链、延链,需要持续性的资金投入。因此也会抑制企业的

短期金融逐利行为。由此,本文提出如下研究假设 4:

企业并购所产生的产业链协同互补效应会对企业金融化产生抑制作用(H4)。

3. 技术协同效应

尽管我国是制造业大国,但对于一些关键技术、核心技术的掌握仍处于空白和发展初期,尤其是在一些新兴产业中,技术的缺乏和发展的滞后,将导致我国一些产业的发展受制于人,且在全球产业链分工中处于低端环节。企业通过并购同国内外企业产品研发和技术资源实现共享,使得自身的研发创新技术水平得到极大提高。企业通过并购的技术协同效应解决高端供给不足的问题,不仅大大提高企业自身的市场竞争力,而且通过关键技术和知识的获取,解决我国技术卡脖子的问题,起到强链、固链的作用,提升我国产业整体实力。因此以技术获取为目标的并购尤其是海外并购会激励企业增加研发投入、人力资本投入等无形资本的后续投资,促使企业实体主业的长期向好发展,从而对企业金融资产配置尤其是长期金融资产的配置形成替代。由此,本文提出如下研究假设 5:

企业并购所产生的技术协同效应会对企业金融化产生抑制作用(H5)。

四、研究设计

(一)数据来源

本文实证检验所利用的 2009—2018 年中国 A 股非金融类、非房地产类上市公司并购交易数据、财务数据和公司治理数据来源有两个;并购交易的数据来自 Wind 全球并购数据库,上市公司的财务数据和公司治理数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。

本文从 Wind 全球并购数据库得到 2009—2018 年发生的并购事件共计 11073 个。本文将并购界定为获取并购企业控制权的并购事件。因此对于没有涉及控制权变更、关联交易、并购方为金融类和房地产类及买壳上市的并购事件进行剔除,最终得到 4708 个并购事件。为了排除样本期间内多次并购的影响,聚焦首次并购对于企业产生的影响,本文参考了周茂等(2015)的做法,使用样本期间内首次进行并购的事件来考察并购带来的影响,最终得到样本期间首次进行的并购事件 1885 个。

本文研究的对象是非金融实体企业。因此研究样本剔除了金融类、房地产类上市公司及被进行特别处理(ST)公司,最终得到用于分析的上市公司共计 3146 家。同时为了剔除异常值对实证结果的影响,本文对所有涉及的连续变量进行上下 1% 的 Winsorize 缩尾处理。最后将上述处理好的并购事件数据和上市公司数据进行匹配合并得到一个上市公司并购财务数据库,其中匹配成功的并购事件 1680 个。

(二)模型设定

本文主要研究企业并购对企业金融化产生的影响,揭示二者之间所存在的因果关系。根据现有研究结论,生产率高、盈利能力强和创新能力高的企业往往更愿意选择进行并购重组(冼国明和明秀南,2018;刘莉亚等,2018)。因此直接进行普通最小二乘(OLS)回归往往会导致估计结果的不准确。本文参考 Stiebale(2016)和 Stiebale 和 Vencappa(2018)的研究方法,将企业并购看作是一次准自然实验,使用倾向性得分匹配和双重差分(PSM-DID)的方法来考察企业并购对于实体企业金融化的影响,可以很好规避样本自选择等内生性问题。

本文首先使用倾向性得分匹配(PSM)的方法在样本期间内从未进行过并购的企业中挑选出与并购企业发生并购前具有相似特征的企业作为对照组,然后将进行并购的企业作为处理组,进一步构造双重差分模型,所构造的模型为

$$Fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + \sum_j \beta_j Controls + \lambda_i + \mu_t + \eta_p + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:解释变量 Fin 衡量的是企业的金融化程度,本文在模型中分别带入广义金融化指标 $FinA$ 和狭义金融化指标 $FinB$;核心解释变量 $Treat$ 表示的是企业是否进行并购; $Controls$ 为一系列控制变量; λ_i 为个体固定效应; μ_t 为时间固定效应; η_p 为行业固定效应; ε_{it} 为残差项。

(三)变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量是衡量企业金融化程度的指标,借鉴刘贯春(2017,2018)的做法,分别在模型中采用广义金融化指标 $FinA$ 和狭义金融化指标 $FinB$ 进行实证研究。其中,广义金融资产包括货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、投资性房地产、可供出售的金融资产、长期股权投资及应收股利和应收利息,狭义金融资产不包含长期股权投资。将广义金融资产和狭义金融资产用总资产进行标准化来衡量企业的金融化

程度,分别记为 $FinA$ 和 $FinB$ 。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量 $Treat$ 是衡量企业是否进行并购的虚拟变量。进行并购的处理组企业在进行并购后, $Treat$ 取 1; 对照组和在并购之前的处理组企业, $Treat$ 取 0。

3. 控制变量

本文参考已有文献(彭俞超等, 2018; 曹越等, 2021; 安磊和沈悦, 2020), 选择了会对企业金融资产配置产生影响的财务特征指标和公司治理指标变量, 主要包括: 企业规模、企业年龄、财务杠杆、盈利能力、成长性、营运能力、企业经营活动现金流、有息负债、非债务税盾、资产抵押能力, 具体变量定义详见表 1。

表 2 报告了本文所涉及变量的描述性统计, 对比了现有文献, 本文所涉及的关键变量的统计特征与所对比文献具有高度一致性。见表 2, 并购企业的金融化程度高于未进行并购企业的金融化程度, 但这可能会受到其他因素的影响。因此研究企业并购与企业金融化的因果关系需要使用合理的因果推断策略。表 2 同样显示了, 进行并购的企业在规模、收益率、企业成长性等方面的均值都大于未进行并购的企业, 这更加说明了本文先采取倾向性得分匹配再进行双重差分来识别并购和企业金融化因果关系的必要性。

关于本文进行倾向性得分匹配的协变量选择, 本文参考了 Stiebale(2016)、冼国明和明秀南(2018)及陈爱贞和张鹏飞(2019)

的做法, 选择了如下匹配变量: 企业规模($Size$), 用企业的员工人数取对数表示; 资产密集度($Capital$), 用企业的固定资产和员工人数的比值表示; 企业的资产负债率(Lev), 用企业的总负债和总资产的比值表示; 利润率(Ros), 用企业的营业利润和营业收入的比值表示; 企业年龄(Age), 用当年年份减去企业成立年份表示; 企业劳动生产率(Lp), 用企业营业收入除以员工人数的对数表示; 研发投入(Rd), 研发投入大于 0 记为 1, 否则记为 0; 企业所有权($State$), 所有权为国企记为 1, 否则记为 0。(本文的匹配变量和控制变量的选择是不一样的, 见表 3)。

五、实证结果与分析

(一) 匹配的平衡性检验

本文在主模型中首先利用上文提到的匹配协变量采用最近邻匹配的方法逐年分别为发生并购的企业匹配到合适的对照组, 为保证匹配结果的合理和实证结果的可信, 表 3 以 2009 年为例报告了逐年匹配的平衡性检验结果。由表 3 中 t 检验结果可知, 经过匹配之后处理组和对照组之间并无显著的差异, 说明 PSM 逐年最近邻匹配效果较好。

(二) 基准模型估计

为考察企业并购对于实体企业金融化的影响, 本文已经通过最近邻匹配的方法为进行并购的企业匹配到了相近的对照组企业, 进而要

表 1 变量说明

变量类型	变量名称	代码	变量说明
被解释变量	广义金融化	$FinA$	广义金融资产/资产总计
	狭义金融化	$FinB$	狭义金融资产/资产总计
核心解释变量	是否发生并购	$Treat$	见上文核心解释变量部分
控制变量	企业规模	$Size$	$\ln(\text{员工人数})$
	企业年龄	Age	当年-成立年
	财务杠杆	Lev	负债合计/资产总计
	盈利能力	Ros	营业利润/营业收入
	成长性	$Growth$	(当期净利润-上期净利润)/上期净利润
	营运能力	Tat	营业收入/资产总计
	企业经营活动现金流	$Cflow$	经营活动产生的现金流量净额/资产总计
	有息负债	Pti	(短期借款+长期借款+应付债券)/负债合计
	非债务税盾	Dep	固定资产折旧/资产总计
	资产抵押能力	Fat	固定资产/资产总计

表 2 变量描述性统计

变量	未并购企业			并购企业		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
$FinA$	9423	0.240	0.163	14348	0.251	0.163
$FinB$	9423	0.210	0.151	14348	0.215	0.153
$Size$	9416	7.505	1.306	14335	7.682	1.247
Age	9424	16.043	5.304	14349	15.269	5.613
Lev	9423	0.423	0.222	14348	0.417	0.208
Ros	9417	0.065	0.203	14332	0.081	0.177
$Growth$	8642	-0.590	4.410	13563	-0.274	3.672
Tat	9423	0.662	0.444	14348	0.641	0.449
$Cflow$	9423	0.048	0.075	14348	0.044	0.069
Pti	9423	0.296	0.255	14349	0.331	0.242
Dep	9412	0.023	0.016	14335	0.020	0.014
Fat	9423	0.258	0.176	14348	0.222	0.159

表 3 PSM 逐年匹配样本的平衡性检验(2009 年)

变量	处理组均值	对照组均值	t	p
$Size$	7.578	7.515	0.92	0.359
$Capital$	5.7×10^5	6×10^5	-0.51	0.613
Lev	0.478	0.465	1.15	0.249
Ros	0.068	0.064	0.44	0.661
Age	12.287	12.277	0.05	0.964
Lp	13.454	13.431	0.49	0.627
Rd	0.346	0.370	-1.02	0.306
$State$	0.501	0.489	0.45	0.650

采用双重差分(DID)的方法进行估计,估计结果见表4。需要重点关注的是核心解释变量的系数,见表4,无论被解释变量是广义金融化指标还是狭义金融化指标,核心解释变量的系数都是在1%的显著性水平下为负,说明企业进行并购之后企业的金融资产配置水平均有所下降,即企业并购对企业的金融化水平存在显著的抑制作用。由于广义金融化(*FinA*)不仅包含企业短期金融资产的配置,还包括企业长期金融资产的配置。因此,并购对实体企业短期金融化行为和长期金融化行为均有显著的抑制作用,由此证明本文假设H1成立。

表4 倾向性得分匹配双重差分检验结果

变量	<i>FinA</i>	<i>FinA</i>	<i>FinB</i>	<i>FinB</i>	变量	<i>FinA</i>	<i>FinA</i>	<i>FinB</i>	<i>FinB</i>
<i>Treat</i>	-0.0632*** (-16.1550)	-0.0328*** (-9.7118)	-0.0668*** (-17.1379)	-0.0354*** (-10.4829)	<i>Dep</i>		-0.4032** (-2.3020)		-0.6024*** (-3.4570)
<i>Size</i>		-0.0215*** (-9.1902)		-0.0176*** (-7.7952)	<i>Fat</i>		-0.3629*** (-22.7269)		-0.3177*** (-20.5039)
<i>Age</i>		0.0030 (0.9167)		0.0036 (1.2317)	<i>constant</i>	0.2674*** (153.0145)	0.5632*** (9.9334)	0.2362*** (134.7056)	0.4829*** (9.5814)
<i>Lev</i>		-0.1789*** (-15.6082)		-0.1713*** (-15.2881)	个体固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>Ros</i>		-0.0017 (-0.1868)		0.0101 (1.0600)	时间固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>Growth</i>		-0.0005** (-2.0523)		-0.0005** (-2.0982)	行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>Tat</i>		-0.0381*** (-7.1818)		-0.0327*** (-6.3141)	观测值	15556	14308	15556	14308
<i>Cflow</i>		0.2332*** (13.5184)		0.2228*** (13.2018)	adj. <i>R</i> ²	0.6040	0.7033	0.5511	0.6469
<i>Pti</i>		-0.0251*** (-3.4690)		-0.0472*** (-6.5331)					

注:*,**,***分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为*t*值;资料来源:作者使用Stata16.0软件计算得到。

(三)稳健性检验

为了保证上述基准模型所得到的企业并购对企业金融化产生抑制作用结论的稳健性,本文进行了一系列稳健性检验。

1. 平行趋势检验

平行趋势假设是双重差分模型适用的关键前提假设。平行趋势指的是处理组个体的因变量在没有接受处理的状态下与控制组个体的因变量具有相同的时间变动趋势。只有满足平行趋势假设才能够保证很好地剔除选择性偏误,从而得到处理效应的一致估计量。本文使用事件研究法(黄炜等,2022)来检验平行趋势假设是否得到满足,设置模型为

$$FinA_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-4, k \neq -1}^7 \beta_k treat_{it}^k + \sum_j \beta_j Controls + \lambda_i + \mu_t + \eta_p + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: $treat_{it}^k$ 为上述模型的核心解释变量,表示企业进行并购这一事件;该虚拟变量的取值规则为:假设 γ_i 为第*i*个个体企业进行并购的并购年份,*t*表示观测年份,如果 $t - \gamma_i \leq -4$,则定义 $treat_{it}^{-4} = 1$,否则令 $treat_{it}^{-4} = 0$;如果 $t - \gamma_i = k$,则定义 $treat_{it}^k = 1$,否则令 $treat_{it}^k = 0$;如果 $t - \gamma_i \geq 7$,则定义 $treat_{it}^7 = 1$,否则令 $treat_{it}^7 = 0$ 。然后将并购实施的前一年作为基准年份,为避免虚拟变量陷阱,在回归中去掉 $treat_{it}^{-1}$ 这一虚拟变量。*Controls*为一系列控制变量; λ_i 为个体固定效应; μ_t 为时间固定效应; η_p 为行业固定效应; ε_{it} 为残差项; β 为待估系数。本文考察了并购事件发生前4年到发生后7年对于企业金融化的时间效应,如图2所示,在并购发生之前,企业并购对于企业的金融化水平都不存在显著的影响,即双重差分模型的平行趋势假设得到了满足,而在企业发生并购之后对企业金融化产生了显著抑制作用且抑制作用持续显著。

2. 安慰剂检验

本文通过设定错误的时间变量,人为地将企业进行并购的年份提前两到三年来进行安慰剂检验,观察在此情况下企业并购对于企业金融化的抑制作用是否依旧显著,如果依旧显著则表明企业减少金融资产的配置不仅仅是因为并购导致,还可能存在着其他影响因素。安慰剂结果见表5,本文将并购发生年份人为地提前了两到三年,核心解释变量的系数并不显著。因此安慰剂检验通过,即企业金融资产配置的下降是由于企业并购引起的。

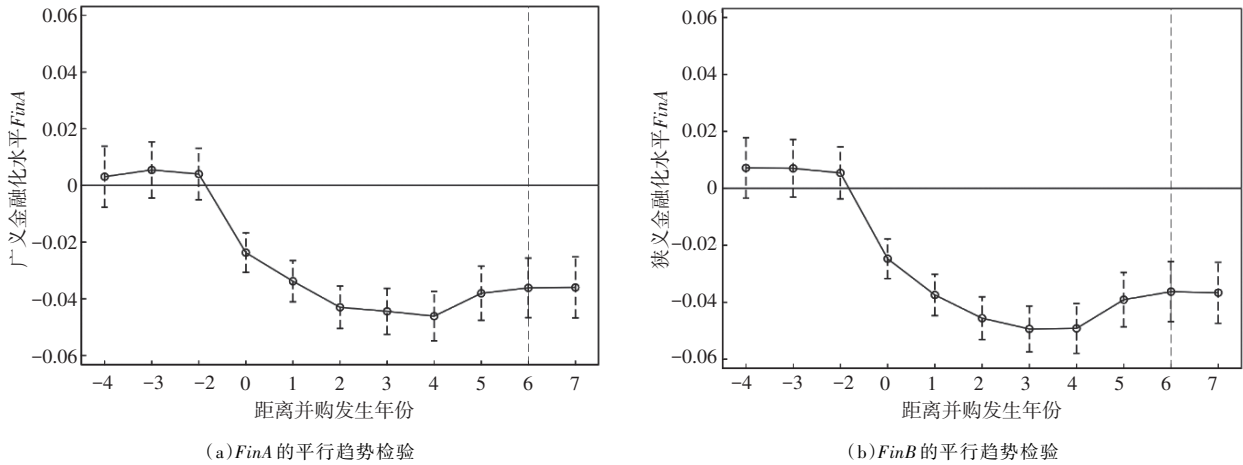


图2 平行趋势检验

3. 细分匹配对照组

在中国现有经济体系内,不同所有制类型的企业对于金融资产配置的程度不尽相同。因此不同所有制类型企业进行并购对于企业金融化的影响也存在差异。本文参照 Stiebale 和 Vencappa(2018)文献的方法,分别按照处理组企业的所有制类型通过倾向性得分匹配的方法在相同所有制类型的企业中找到相近的对照组企业,从而使得找到的对照组企业和处理组企业的所有制类型是一致的,这样做可以进一步克服可能存在的样本自选择问题。然后采用双重差分的方法进行实证检验。见表6,结论依然稳健可靠,表明企业并购对于企业金融化依旧存在显著的抑制作用。

4. 更换匹配方法

在本文上述的基准模型中,采取最近邻匹配的方法为处理组逐年匹配到了合适的对照组。此小节基于文章结论的稳健性需要,采取核匹配的方法为处理组逐年匹配合适的对照组。核匹配的做法是按照对照组的倾向性得分给对照组赋予相应的权重,与处理组的倾向性得分越接近,赋予的权重比例越大。因此核匹配可以解决因大量对照组企业无法参与估计而导致的偏差问题。本文使用核匹配后进行估计的结果见表6,企业并购对于企业金融化抑制作用的结论依旧稳健可信。

5. 异质性处理效应的处理

对于多期 DID 模型,大量实证文献都是采用双向固定效应模型进行政策效应的识别,然而,Callaway 和 Sant'Anna (2021) 和 Goodman-Bacon (2021) 指出,在政策实施时点存在交叠的情况下,使用双向固定效应模型进行估计,当处理效应存在异质性时,即使满足平行趋势假设,处理效应的估计结果也是存在偏误的。因此,本文借鉴 Callaway 和 Sant'Anna (2021) 的研究,使用 Stata 软件的 csdid 命令对模型可能存在的异质性处理效应进行稳健性检验,结果如图3所示,在并购发生之前企业金融化水平的变化并不显著,而并购发生之后并购事件对于企业金融化产生了显著的抑制作用。结果具有稳健性。

表5 安慰剂检验结果

变量	<i>FinA</i>		<i>FinB</i>	
	提前两年	提前三年	提前两年	提前三年
<i>Treat</i>	-0.0028 (-0.6627)	-0.0025 (-0.5129)	-0.0033 (-0.8425)	-0.0026 (-0.5698)
<i>constant</i>	0.3866*** (42.0819)	0.3865*** (40.3567)	0.3747*** (43.5677)	0.3742*** (42.0520)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	14308	14308	14308	14308
adj. <i>R</i> ²	0.3474	0.3455	0.3496	0.3477

注: *、**、***分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为*t*值;资料来源:作者使用 Stata16.0 软件计算得到。

表6 细分匹配对照组、更换匹配方法检验结果

变量	细分匹配对照组		更换匹配方法	
	<i>FinA</i>	<i>FinB</i>	<i>FinA</i>	<i>FinB</i>
<i>Treat</i>	-0.0299*** (-8.9522)	-0.0327*** (-9.9429)	-0.0353*** (-13.4450)	-0.0390*** (-15.0473)
<i>constant</i>	0.5143*** (8.8732)	0.4651*** (9.1867)	0.5394*** (11.0117)	0.5002*** (11.1608)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	14156	14156	20079	20079
adj. <i>R</i> ²	0.7061	0.6495	0.7079	0.6812

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

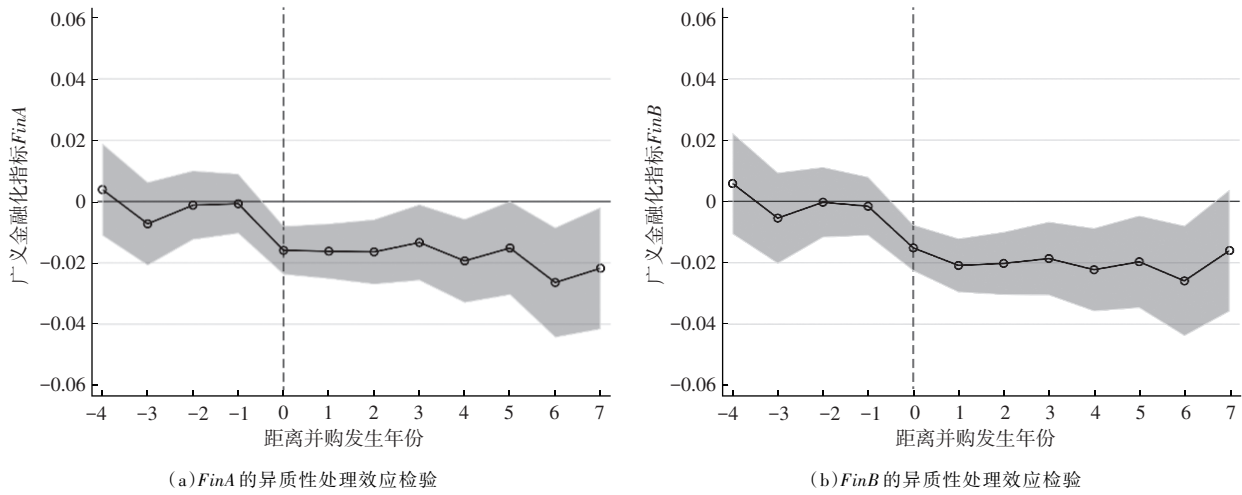


图 3 异质性处理效应稳健性检验

6. 内生性检验

由于企业并购和企业投资都属于企业内部投资决策,二者之间存在强烈的内生性问题,寻找合适的工具变量对于解决内生性问题至关重要,然而在目前国内外现有研究文献中,并没有找到相对公认可靠的工具变量。因此,本文参考陈爱贞和张鹏飞(2019)的做法,引入滞后一期的被解释变量并采用系统 GMM (generalized method of moment) 的方法对基准模型进行回归,回归结果见表 7,核心解释变量同样显著为负,这说明在考虑了内生性问题之后本文的核心结论依旧成立。

表 7 内生性检验结果

变量	<i>FinA</i>	<i>FinB</i>	变量	<i>FinA</i>	<i>FinB</i>
<i>Treat</i>	-0.0163*** (-5.9763)	-0.0177*** (-7.2009)	二阶自相关检验	0.1972	0.1103
<i>L. FinA</i>	0.5693*** (36.3132)		过度识别检验	0.2837	0.1728
<i>L. FinB</i>		0.5433*** (33.0234)	观测值	19314	19314
<i>constant</i>	0.1229*** (12.2477)	0.1260*** (12.7108)	adj. <i>R</i> ²	0.7061	0.6495
控制变量	控制	控制			

注: *、**、*** 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号内为 *t* 值; *L. FinA* 和 *L. FinB* 为被解释变量的滞后一期;二阶自相关检验和过度识别检验汇报的是 *p* 值。

六、进一步研究

通过对基准模型的实证研究,本文得到了企业并购对于企业金融化存在显著抑制作用。由于企业境内并购与海外并购无论是从并购动机、并购方式及并购效果和绩效等方面都存在着显著差异。基于两种并购模式具有不同的特征,本文进一步检验境内并购和海外并购对企业金融化的抑制效应是否不同。根据黄炜等(2022)研究,在平行趋势满足的情况下,三重差分的方法可以用于识别干预政策在不同群体间的异质性处理效应。本文从境内并购和海外并购的双视角出发,为进一步探求两种不同的并购模式对于企业金融化抑制的异质性,在参考了钱雪松等(2019)和陈爱贞和张鹏飞(2019)的相关做法后,本文使用三重差分的方法来研究两种不同并购模式对于企业金融化抑制作用的异质性,设置模型为

$$Fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_i \times T_{it} + \sum_j \beta_j Controls + \lambda_i + \mu_t + \eta_p + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_i \times T_{it} + \beta_2 D_i \times T_{it} \times Z_i + \sum_j \beta_j Controls + \lambda_i + \mu_t + \eta_p + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

在上述两模型中分别用广义金融化指标和狭义金融化指标作为被解释变量来进行三重差分的检验, D_i 是处理组虚拟变量,当 D_i 为 1 时表示企业 i 发生了并购, D_i 为 0 时表示企业 i 未发生并购。 T_{it} 为多期 DID 模型中的处理期虚拟变量,当时间处于并购发生之前或未发生并购企业的样本期间内 T_{it} 都取 0,当时间处于并购发生之后 T_{it} 取 1。在式(4)中,本文引入了是否发生海外并购的虚拟变量 Z_i , Z_i 取 1 表示企业 i 发生了海外并购,以此来研究两种不同并购模式对于企业金融化抑制作用的异质性,实证结果见表 8,无论被解释变量是广义金融化指标(*FinA*)还是狭义金融化指标(*FinB*),双重交互项 $D_i \times T_{it}$ 的系数都显著为负,这和前文的结论是一致的,即企业并购会对企业的金融化起到抑制作用。同时,三重交互项 $D_i \times T_{it} \times Z_i$ 也都显著为负,这

表8 三重差分检验结果

变量	FinA		FinB	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	双重差分	三重差分	双重差分	三重差分
$D_i \times T_{it}$	-0.0326***(-13.3963)	-0.0305***(-11.6814)	-0.0353***(-14.7751)	-0.0323***(-12.6010)
$D_i \times T_{it} \times Z_i$		-0.0123**(-2.2420)		-0.0177***(-3.2531)
constant	0.5319*** (11.1346)	0.5296*** (11.1138)	0.5014*** (10.1209)	0.4982*** (10.0481)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	21251	21251	21251	21251
adj.R ²	0.6951	0.6952	0.6429	0.6431

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

说明了与企业的境内并购相比,企业的海外并购对于企业金融化的抑制作用更强,即本文的假设H2成立。

七、机制检验

根据前文的实证结果,本文得到结论:企业并购可以对企业金融化产生抑制作用,且海外并购的抑制作用更强。由于企业境内并购与海外并购在并购动机、并购方式及并购效果和绩效等方面存在着显著差异,决定了其对企业金融化的具体作用机制有所不同。因此,本文将区分境内并购和海外并购分别检验企业两种并购模式对企业金融化的不同作用机制。

(一)规模经济和范围经济效应

本文对两种不同模式并购是否可以通过开拓新的市场发挥规模经济和范围经济效应,从而对实体企业金融化形成抑制的渠道进行验证。此处参考陈爱贞和张鹏飞(2019)的做法选取衡量企业市场势力水平的勒纳指数(*Lerner*)作为中介变量,可以用企业营业收入和营业成本的差值对营业收入的占比来简化计算表示(陈爱贞和张鹏飞,2019;Peress,2010;Datta et al,2011)。见表9,境内并购会促使企业市场势力的显著提升,而海外并购的提升并不显著。因此,相比于海外并购,企业进行境内并购主要是通过获取规模经济与范围经济效应,形成一定的市场势力,扩大企业产品和服务的市场占有率,为此企业需要增产扩能加大实体主业生产投入,促进实体主业发展从而对实体企业金融化形成抑制作用。由此证明,假设H3所说的规模经济和范围经济效应,在境内并购对企业金融化的抑制机制中起主导作用,而在海外并购中作用不明显。

表9 规模经济和范围经济效应机制检验

变量	<i>Lerner</i>	
	境内并购	海外并购
<i>Treat</i>	0.0386*** (10.0937)	0.0011 (0.3630)
constant	0.0169 (0.2449)	-0.0827 (-0.7333)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
观测值	13346	4638
adj.R ²	0.5687	0.4747

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

(二)产业链协同互补效应

本文对两种不同的并购模式能否通过对供应链上下游整合,促进企业加大产业链和供应链的延伸完善而进行的投资,从而对实体企业金融化形成抑制的渠道进行验证。本文参考李琦等(2021)的做法,使用前五大供应商采购额与年度采购总额的比值及前五大客户销售额与年度销售总额的比值之和的均值反映企业供应链集中程度(%)作为中介变量进行检验。见表10,境内并购和海外并购对企业供应链的集中程度均产生显著促进作用。因此,两种并购模式都可以促使产业链的延伸和完善,实现企业的纵向一体化,提升企业实体主业的稳定发展的同时也会使得企业

表10 产业链协同互补效应机制检验

变量	<i>SCI</i>	
	境内并购	海外并购
<i>Treat</i>	1.0223** (2.5247)	1.8570*** (3.2336)
constant	-79.6847*** (-10.7295)	-52.2284*** (-3.5446)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
观测值	13102	4270
adj.R ²	0.6896	0.7062

注: *、**、***分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为*t*值;资料来源:作者使用Stata16.0软件计算得到。

将资金更多地投资于产业链的完善和延伸,从而将对企业金融资产尤其是长期金融资产的配置形成抑制。由此证明,假设 H4 所说的产业链协同互补效应,在两种并购模式对企业金融化的抑制机制中都存在显著作用。

(三)技术协同效应

本文对两种不同并购模式能否通过获得技术协同效应,提升企业研发投入和创新产出,从而对实体企业金融化形成抑制的渠道进行验证。此处参考贺炎林等(2022)的做法,使用企业发明、实用新型和外观设计三种类型专利申请数量对数字化处理数据作为中介变量。见表 11,企业海外并购对创新发展存在显著的促进,而境内并购的影响并不显著。因此,相比于境内并购来说,海外并购可以促进企业加大研发投入,提高企业的创新水平,促进企业实体主业长远发展,对实体企业金融化产生抑制作用。由此证明,假设 H5 所说的技术协同效应,在海外并购对企业金融化的抑制机制中其主导作用,而在境内并购中作用不明显。

表 11 技术协同效应机制检验

变量	lnapp	
	境内并购	海外并购
<i>Treat</i>	-0.0091(-0.3158)	0.2682*** (4.2082)
<i>constant</i>	-0.5017(-0.9151)	-0.3281**(-2.0018)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
观测值	13346	4925
adj. <i>R</i> ²	0.5172	0.5389

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

八、结论和启示

经济“脱实向虚”,特别是实体企业金融化不仅影响我国经济的高质量发展,而且导致金融领域的风险集聚。因此如何抑制实体企业金融化一直受到社会各界的广泛关注。本文利用 2009—2018 年中国 A 股非金融类、非房地产类上市公司并购交易数据、财务数据和公司治理数据,进行实证检验并购对实体企业金融化产生的影响及作用机制。实证结果表明,一是企业并购对企业配置金融资产具有“挤出”效应,而且对实体企业短期金融化行为和长期金融化行为均有抑制作用。本文进行了多种稳健性检验,结果表明文本结论稳健可信;二是境内并购和海外并购都会对企业的金融化产生抑制作用且海外并购的抑制作用更强;三是在境内并购中,“规模经济和范围经济效应”和“产业链协同互补效应”起主导作用;而在海外并购中“产业链协同互补效应”和“技术协同效应”起主导作用。由此可见,企业并购在“挤出”企业金融投资的同时,还会促使实体企业形成长期投资偏好,减少短期金融逐利行为,由此能够有效抑制经济“脱实向虚”。本文为企业并购投资与企业金融资产配置的因果关系提供了新的经验证据,不仅丰富了关于实体企业金融化并购影响的研究,而且拓展了治理经济“脱实向虚”问题的思路,为我国当前有效引导资金“脱虚向实”提供一定启示。

基于本文研究结论,我国在企业兼并重组的监管和政策制定中,要鼓励企业进行战略性并购重组,更多鼓励以企业价值链整合、产业链重构为目的产业纵向一体化并购,有利于解决我国产业低端产能过剩和高端供给不足的问题。对于境内并购,鼓励以产业整合为目的的横向并购,特别是鼓励产能过剩行业的横向并购,有利于化解过剩产能,缓解产业过度竞争,促进产业健康可持续发展;对于海外并购,要重点鼓励为获取技术和战略性资源而进行的海外并购。因此在促进我国企业进行境内并购实现国内发展同时,更要注重鼓励企业“走出去”,去吸收国外的先进技术,充分发挥技术的协同效应解决我国的高端供给不足问题,从而促进我国实体企业长远持续高质量的发展。只有产业结构的优化、产业生态的改善,提升产业链整体竞争力,实现产业的健康稳定发展,才能增强产业的吸引力,才能真正留住产业资本、吸引社会金融资源,从而从根本上有效治理经济“脱实向虚”问题。

参考文献

- [1] 安磊,沈悦,2020.企业“走出去”能否抑制经济“脱实向虚”——来自中国上市企业海外并购的经验证据[J].国际贸易问题,(12): 100-116.
- [2] 曹越,刘泽惠,白玉,2021.“一带一路”倡议实施与企业金融化决策[J].财经理论与实践,42(1): 70-78.
- [3] 陈爱贞,张鹏飞,2019.并购模式与企业创新[J].中国工业经济,36(12): 115-133.
- [4] 陈爱贞,刘志彪,2016.以并购促进创新:基于全球价值链的中国产业困境突破[J].学术月刊,48(12): 63-74.
- [5] 戴静,刘贯春,许传华,等,2020.金融部门人力资本配置与实体企业金融资产投资[J].财贸经济,41(4): 35-49.
- [6] 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[J].中国工业经济,(12): 113-131.

- [7] 段军山, 庄旭东, 2021. 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, 394(1): 155-173.
- [8] 韩珣, 李建军, 2020. 金融错配、非金融企业影子银行化与经济“脱实向虚”[J]. 金融研究, (8): 93-111.
- [9] 贺炎林, 张杨, 尹志超, 2022. 如何提高政府补贴和税收优惠促进技术创新的有效性——来自中国A股上市公司的证据[J]. 技术经济, 41(9): 10-23.
- [10] 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[J]. 经济研究, (1): 181-194.
- [11] 黄大禹, 谢获宝, 2021. 非金融企业金融化后的财务绩效分析——来自中国制造业企业的实证研究[J]. 技术经济, 40(7): 103-112.
- [12] 黄群慧, 2017. 论新时期中国实体经济的发展[J]. 中国工业经济, (9): 5-24.
- [13] 黄炜, 张子尧, 刘安然, 2022. 从双重差分法到事件研究法[J]. 北京: 产业经济评论, (2): 1-18.
- [14] 蒋殿春, 谢红军, 2018. 外资并购与目标企业生产率:对中国制造业数据的因果评估[J]. 世界经济, (5): 99-124.
- [15] 蒋冠宏, 2017. 我国企业海外并购真的失败了吗?——基于企业效率的再讨论[J]. 金融研究, (4): 46-60.
- [16] 蒋冠宏, 2021. 并购如何提升企业市场势力——来自中国企业的证据[J]. 中国工业经济, (5): 170-188.
- [17] 黎文靖, 李茫茫, 2017. “实体+金融”:融资约束、政策迎合还是市场竞争?——基于不同产权性质视角的经验研究[J]. 金融研究, (8): 100-116.
- [18] 李琦, 刘力钢, 邵剑兵, 2021. 数字化转型、供应链集成与企业绩效——企业家精神的调节效应[J]. 经济管理, 43(10): 5-23.
- [19] 刘贯春, 2017. 金融资产配置与企业研发创新:“挤出”还是“挤入”[J]. 统计研究, 34(7): 49-61.
- [20] 刘贯春, 张军, 刘媛媛, 2018. 金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率[J]. 世界经济, (1): 148-173.
- [21] 刘莉亚, 金正轩, 何彦林, 等, 2018. 生产效率驱动的并购——基于中国上市公司微观层面数据的实证研究[J]. 经济学(季刊), 17(4): 1329-1360.
- [22] 吕若思, 刘青, 黄灿, 等, 2017. 外资在华并购是否改善目标企业经营绩效?——基于企业层面的实证研究[J]. 金融研究, (11): 112-127.
- [23] 罗党论, 潘欣彤, 刘聪聪, 2021. 国有企业金融化:动机与经济后果[J]. 金融学季刊, (2): 116-138.
- [24] 彭俞超, 韩珣, 李建军, 2018. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济, (1): 137-155.
- [25] 彭俞超, 黄志刚, 2018. 经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革[J]. 世界经济, (9): 3-25.
- [26] 钱雪松, 唐英伦, 方胜, 2019. 担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗?——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J]. 金融研究, (7): 115-134.
- [27] 任曙明, 许梦洁, 王倩, 等, 2017. 并购与企业研发:对中国制造业上市公司的研究[J]. 中国工业经济, (7): 137-155.
- [28] 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 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[J]. 南开管理评论, 20(1): 155-166.
- [29] 冼国明, 明秀南, 2018. 海外并购与企业创新[J]. 金融研究, (8): 159-175.
- [30] 杨笋, 王红建, 戴静, 等, 2019. 放松利率管制、利润率均等化与实体企业“脱实向虚”[J]. 金融研究, (6): 20-38.
- [31] 翟光宇, 姜美君, 段秋爽, 2021. 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[J]. 经济学动态, (1): 85-104.
- [32] 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[J]. 经济研究, 51(12): 32-46.
- [33] 张鹏飞, 陈凤兰, 2021. 外资并购促进了目标企业创新吗[J]. 国际贸易问题, (11): 140-156.
- [34] 周茂, 陆毅, 陈丽丽, 2015. 企业生产率与企业对外直接投资进入模式选择——来自中国企业的证据[J]. 管理世界, 31(11): 70-86.
- [35] 朱治理, 温军, 李晋, 2016. 海外并购、文化距离与技术创新[J]. 当代经济科学, 38(2): 79-86.
- [36] CALLAWAY B, SANT' ANNA P, 2021. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 225(2): 200-230.
- [37] DATTA S, ISKANDAR-DATTA M, SHARMA V, 2011. Product market pricing power, industry concentration and analysts earnings forecasts[J]. Journal of Banking & Finance, 35(6): 1352-1366.
- [38] FEDERICO G, LANGUS G, VALLETTI T, 2018. Horizontal mergers and product innovation[J]. International Journal of Industrial Organization, (59): 1-23.
- [39] GOODMAN-BACON A, 2021. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, (1): 254-277.
- [40] NEARY J P, 2009. Trade costs and foreign direct investment[J]. International Review of Economics & Finance, 18(2): 207-218.
- [41] NOCKE V, WHITE L, 2010. Vertical merger, collusion, and disruptive buyers[J]. International Journal of Industrial

- Organization, (28): 350-354.
- [42] PERESS J, 2010. Product market competition, insider trading and stock market efficiency[J]. *Journal of Finance*, 65(1): 1-43.
- [43] STIEBALE J, 2016. Cross-border M&A and innovative activity of acquiring and target firms[J]. *Journal of International Economics*, 99: 1-15.
- [44] STIEBALE J, REIZE F, 2011. The impact of FDI through mergers and acquisitions on innovation in target firms[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 29(2): 155-167.
- [45] STIEBALE J, VENCAPPA D, 2018. Acquisitions, markups, efficiency, and product quality: Evidence from India[J]. *Journal of International Economics*, 112(3): 70-87.
- [46] THEURILLAT T, CORPATAUX J, CREVOISIER O, 2010. Property sector financialization: The case of swiss pension funds (1992—2005)[J]. *European Planning Studies*, 18(2): 189-212.

Can Corporate Mergers and Acquisitions Restrain the Economy from “Departing from Reality to Virtuality”: Based on the Perspective of Industrial Optimization and Development

Hu Jie^{1,2}, Han Yiming², Zhong Yong²

(1. Institute of Quantitative and Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2. School of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China)

Abstract: In recent years, China's economy is facing a serious problem of “turning from reality to fiction”. At the micro level, the phenomenon of real enterprise financialization has become increasingly prominent, which not only affects the high-quality development of China's economy, but also leads to risk concentration in the financial field. Therefore, how to curb the “turning from reality to fiction” of the economy has been widely concerned by all sectors of society. The non-financial and non real estate listed companies in Shanghai and Shenzhen A-shares in China from 2009 to 2018 were taken as samples, used the difference-in-difference method of preference score matching, from the perspective of industrial optimization and development, the inhibitory effect and mechanism of corporate mergers and acquisitions on the financialization of real enterprises empirically tested, and used the difference-in-difference-in-difference method, the difference between domestic mergers and acquisitions and overseas mergers and acquisitions on the inhibition of the financialization of real enterprises were tested. It is found that M&A (merger and acquisition) has a strong inhibitory effect on both short-term and long-term financial behavior of enterprises, and overseas M&A has a stronger inhibitory effect. Domestic M&A mainly suppresses enterprise financialization through “economies of scale and scope” and “industrial chain synergy and complementary effect”, while overseas M&A mainly suppresses enterprise financialization through “industrial chain synergy and complementary effect” and “technology synergy effect”. It shows that M&A can promote the healthy and sustainable development of the industry and enhance the attractiveness of the industry to capital, so as to fundamentally address the problem of “disequilibrium to emptiness” of the economy.

Keywords: mergers and acquisitions; transition from real to virtual; corporate financialization; industrial optimization; difference in difference in difference