

# 产业政策扶持与企业金融资产配置

——基于“五年规划”变更的自然实验

王爱俭, 舒鑫, 于博

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

**摘要:**以产业政策“五年规划”的变更构建双重差分与中介效应检验,分析了政策扶持对企业“主观投资意愿”和“客观投资机会”的双重影响,以及在两种影响的共振作用下,如何进一步影响企业金融资产配置决策的微观逻辑。研究发现:产业政策扶持对企业金融资产配置具有显著促进作用。一方面,产业政策扶持不仅会通过融资约束缓解效应提升企业投资意愿,还会通过庇护效应提高企业风险容忍度、强化风险承担,从而进一步提升“主观投资意愿”。另一方面,政策扶持引发投资潮涌会恶化市场竞争、政策前瞻性及其社会价值性,又对企业短期经济价值产生抑制,从而导致企业“客观投资机会”下滑。最终,企业在客观投资不确定性加剧而主观投资意愿上升的共振作用下选择转向具有替代性的金融资产投资。异质性方面,主业投资机会、主业经营收益率和主业经营风险越高的企业增加金融资产投资的意愿更弱,说明企业进行金融资产配置更像是锦上添花,而非根本上的“脱实向虚”。

**关键词:**产业政策;金融资产;融资约束;风险容忍度;双重差分法

**中图分类号:**F260 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-2154(2020)10-0052-21

**DOI:**10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2020.10.005

## Industrial Policy and Corporate Financial Asset Allocation

——Evidence from the Natural Experiment of Five-Year Plan's Change

WANG Aijian, SHU Xin, YU Bo

(School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

**Abstract:** This paper analyzes the dual effects of policy support on “subjective investment intention” and “objective investment opportunity” by constructing Difference-in-Difference and intermediary effect test based on the change of the “Five Year Plan” and how they resonantly further influence the micro logic of enterprise financial asset allocation. The study finds that industrial policy support has a significant role in promoting the allocation of corporate financial assets. On the one hand, industrial policy support can not only enhance the enterprise’s investment willingness through the mitigation effect of financing constraints, but also improve the enterprise’s risk tolerance and strengthen the risk bearing through the sheltering effect, so as to further enhance the “subjective investment intention”. On the other hand, the investment surge caused by policy support will worsen market competition, policy foresight and social value, and inhibit the short-term economic value of enterprises, which will lead to the decline of “objective investment opportunities”. Finally, under the resonance effect of increasing objective investment uncertainty and increasing subjective investment willingness, enterprises choose to invest in alternative financial assets. In terms of heterogeneity, the enterprises with

**收稿日期:** 2020-05-27

**基金项目:** 国家社会科学基金重大项目“美国逆全球化视域下我国跨境资本流动与宏观经济均衡研究”(17ZDA100);天津市高校“中青年骨干创新人才培养计划”(津教人函2020[4]号)

**作者简介:** 王爱俭,女,教授,博士生导师,管理学博士,主要从事国际金融和货币政策研究;舒鑫(通讯作者),女,博士研究生,主要从事公司金融研究;于博,男,副教授,经济学博士,主要从事公司金融研究。

higher investment opportunity, better operating income and higher risk of main business have weaker willingness to increase financial assets investment, which indicates that enterprises' allocation of financial assets is more like icing on the cake, rather than fundamentally "turning from real to virtual".

**Key words:** industrial policy; financial assets; financing constraints; risk tolerance; DID method

## 一、引言

在中国改革开放初期,日本和其他东亚国家凭借产业政策助推经济快速增长的发展模式引起了全球广泛关注,以政府通过选择性产业政策扶持来引导经济发展的“东亚模式”(江飞涛和李晓萍,2018)<sup>[1]</sup>受到了中国学界和政界的认同。进入21世纪以来,产业政策作为国家对产业发展进行干预的各类政策的综合,在缓解金融危机、促进经济增长、调整产业结构等方面都发挥了重要作用,但是,关于产业政策执行效果的争论始终存在。支持者从外部协调性视角、弥补市场机制缺陷视角指出了产业政策实施的必要性,而反对者则基于激励机制扭曲视角指出产业政策存在严重效率缺失。

直觉上看,产业政策的实施主要覆盖了国家重点关注和扶持的行业企业,能改善产业的基本面状况,对行业长期发展产生正向影响。对此,大量研究认为产业政策能有效提升企业全要素生产率以促进高质量发展(宋凌云和王贤彬,2013;钱雪松等,2018;钟廷勇等,2019)<sup>[2-4]</sup>,能够缓解企业受到的外部融资约束促进企业技术效率的提升(张超林等,2019)<sup>[5]</sup>,有助于实现企业长期发展目标。然而,由于不同产业政策执行阶段下的企业资源配置效率未必总能得到最优输出,政策的前瞻性、因政策而引发的“潮涌”现象以及政策庇护下关系型融资加剧所导致的创新质量下滑等(王满四和王旭东,2020)<sup>[6]</sup>都会不可避免地对那些受产业政策扶持企业的投资信心带来负面冲击,进而引发企业资源配置决策从实体领域向其他领域分流。因此,考察产业政策扶持究竟会如何影响企业投资结构的再平衡便颇具现实意义。具体而言,本文将关注那些受产业政策扶持的企业,考察其金融资产投资倾向是否更高,即产业政策对受扶持企业平衡实体投资和金融资产投资究竟具有怎样的影响?这将为解读近年来实体部门与金融部门之间的结构性失衡加剧(张成思和刘贯春,2018)<sup>[7]</sup>以及失衡背后的微观传导机制提供来自宏观产业政策冲击视角的理论解读。

本文结论与潜在贡献:(1)现有文献大多从政策不确定性、财务能力、盈利能力、高管能力及治理能力等视角分析金融资产配置的影响因素,鲜有文献从宏观产业政策层面展开研究。并且,现有研究多侧重产业政策对企业投资“规模决策”,而非投资“结构决策”的影响,本文则通过考察产业政策与金融资产投资之间的联系,为解读产业政策如何影响企业投资结构即如何导致企业在实业投资与金融资产投资之间进行关系平衡提供了新的参考,从而拓展了宏观政策与微观企业行为之间的关系研究边界;(2)尽管现有研究一方面发现产业政策扶持会引发投资“潮涌”、弱化短期投资机会,另一方面也发现产业政策扶持会缓解融资约束并带来庇护效应,从而激励投资意愿。但是,却都没有进一步分析前者对投资机会的负向冲击与后者对投资意愿的正向冲击如何产生共振,从而进一步衍生出对金融资产投资的影响。而本文拓展了这一衍生性影响的分析,证明了产业政策扶持会在上述双重冲击下提升企业金融资产配置水平,从而递进了产业政策对微观厂商行为决策的影响研究;(3)机制分析上,对产业政策促进企业金融资产投资的微观机制进行了识别。一方面,证明了产业政策扶持虽然能通过缓解融资约束激励企业投资扩张,但政策扶持引发的投资潮涌又会导致市场竞争恶化、降低企业家对投资机会的确定性预期。主、客观影响的“共振”,导致企业扩张意愿最终转向金融资产投资;另一方面,产业政策扶持会产生庇护效应,这将导致企业风险容忍度提升、企业在多元化投资上将更具激进性,由此也会加剧金融资产配置倾向。两方面作用的共同传导下,产业政策最终对金融资产配置产生了激励效应;(4)异质性上,进一步从企业投资机会、主营业务收益率及经营风险等维度探究了传导过程的异质性特征,为如何差异化推进产业政策的落地,提供了一定的理论参考。以上研究有助于从产业政策视角来反思如何化解实体经济投资不足,进而有利于产业升级转型、加快企业高质量发展。

## 二、文献回顾与评述

### (一) 产业政策的实施效果评价文献回顾

有关产业政策实施效果的评价文献目前仍存在一定的观点分歧:部分学者认为,一定时期内,产业政策能够有效弥补市场机制的缺陷与不足,通过合理的信贷配给和行政指导以提高产业生产率(宋凌云和王贤彬,2013)<sup>[2]</sup>、促进产业结构升级调整、优化产业布局(林毅夫等,2010)<sup>[8]</sup>。也有学者对产业政策效果持否定态度,认为政府失灵的存在使得产业政策的实施效果难以达到预期水平,并且部分产业政策是追求社会目标而非经济目标(Whitfield和Buur,2014;Maloney和Nayyar,2018)<sup>[9-10]</sup>,这至少在短期上与企业利润最大化目标形成冲突。

以上文献主要从宏观层面来评估产业政策的实施效果,考虑到产业政策最终将作用于微观企业,并通过企业投融资决策来影响宏观经济运行。因此,后续学者逐渐将研究对象转移至微观层面,如聚焦于产业政策对企业投资、价格与业绩、创新、全要素生产率等方面。其中,黎文靖和李耀淘(2014)<sup>[11]</sup>通过产权属性的异质性分析发现产业政策能够促使民营企业获得更多的银行融资机会,进而促进了民营企业的投资。韩乾和洪永森(2014)<sup>[12]</sup>基于金融市场(股票市场)视角发现产业政策在短期内能够带动股市上涨,但在中长期对股市收益率并没有显著影响,受到产业政策鼓励的企业却得不到长期稳定的金融市场资金的支持,这对产业政策的实施效果大打折扣。余明桂等(2016)<sup>[13]</sup>利用“五年”规划中一般鼓励和重点鼓励政策进行实证分析,发现产业政策对所鼓励企业的专利数量具有显著的正向关系,并主要通过信贷支持、税收优惠、政府补贴和市场竞争机制等渠道促进企业的技术创新。张超林等(2019)<sup>[5]</sup>从外部融资环境渠道探究产业政策对企业技术效率的影响,发现二者存在显著正向关系。Aghion等(2015)<sup>[14]</sup>、钟廷勇等(2019)<sup>[4]</sup>发现产业政策能提升企业全要素生产率。

与宏观研究类似,微观文献在政策效果评价上也存在分歧,认为产业政策对微观企业存在负向影响的研究也较多。例如:邵敏和包群(2012)<sup>[15]</sup>指出受到政府资助的企业为了得到政府的补贴从事低效率的活动,这反倒造成资本配置效率的下降,使得企业的全要素生产率出现下滑。钱雪松等(2018)<sup>[3]</sup>基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验发现产业振兴规划并没有提升全要素生产率,反之二者的负向关系更为明显。王满四和王旭东(2020)<sup>[6]</sup>指出,受产业政策扶持的行业,由于政策庇护会带来融资便利,所以更容易孕育“关系型”融资,但关系型融资会抑制创新效率的提升,进而从长期看间接削弱企业对主营业务的信心。

### (二) 企业金融资产配置的影响因素

学术界对于企业金融资产配置的影响因素探讨主要围绕政策不确定性、财务能力、盈利能力、高管能力及治理能力等方面。

首先,从宏观经济政策不确定性视角看,凯恩斯的“货币需求理论”认为,经济不确定性背景下,未来现金流的不确定性会加剧,而金融资产具有分散风险的功能,此时,企业为了维持利润和规避经营风险转而投向金融资产投资领域,减少对实体经济的投资(Smith和Stulz,1985;邓超等,2017;张成思和刘贯春,2018)<sup>[16-17,7]</sup>。当然,也有学者持相反观点,认为经济不确定性上升抑制了企业金融资产配置水平(Demir,2009;彭俞超等,2018)<sup>[18-19]</sup>,尤其是对于中西部地区以及行业竞争更加激烈的企业其抑制更为显著。

其次,从企业的财务能力和盈利能力来看,“权衡理论”认为企业现金流比重应有一个最优目标,主要由调整成本以及金融资产收益率决定,相对实体投资而言,金融资产的调节成本偏低。因此,当企业现金流不确定上升时,持有金融资产规模将会加大(张成思和刘贯春,2018;黄贤环等,2019)<sup>[7,20]</sup>。宋军和陆旸(2015)<sup>[21]</sup>发现业绩好和业绩较差的企业都偏向于持有更多的金融资产,但是二者的权衡逻辑不同,业绩好的企业持有金融资产主要出于“预防性”动机下的权衡,而业绩较差的企业主要出于“逐利性”动机下的权衡。

再次,从企业高管能力层面分析,“高层梯队理论”认为人口背景特征能够有效地反映出高层管理者

的认知模式及其能力(Hambrick和Mason,1984)<sup>[22]</sup>。对于高管具有金融背景的企业而言,能在竞争激烈的环境中迅速决策并贯彻执行,从而抓住商业机会,更有动机积极推动长期性投资决策(张成思和张步县,2016;许罡和伍文中,2018)<sup>[23-24]</sup>。

最后,从企业治理层面来看,在企业所有权和经营权分配下滋生的第一类委托代理问题以及大小股东的第二类代理冲突下容易发现企业高管的短视行为,均追求金融资产配置以实现短期利益最大化(黄贤环等,2018)<sup>[25]</sup>。

### (三) 文献评述

回顾以上文献可以看出:第一,现有文献对产业政策效果的研究在结论上并不一致,且现有产业政策的影响后果分析并未被拓展至金融资产投资领域;第二,现有文献缺少对产业政策如何影响企业投资结构演变问题的关注,这与现有宏观经济政策与微观企业行为关系研究仍主要聚焦于宏观政策与微观投资规模决策之间的关系,而非投资结构决策之间的关系有关。相比之下,本文将指出产业政策扶持一方面会激励企业主观投资意愿,另一方面会挤出短期实业投资机会,二者共振会衍生出对企业金融资产投资的激励效应,从而将产业政策的经济影响研究拓展至金融资产投资领域,这将为反思宏观经济政策如何影响企业投资结构演变提供理论支持和实证参考;第三,现有文献通常将企业进行金融资产配置的行为与“脱实向虚”现象在一定程度上等同起来,这意味着难以合理解释产业政策为何会激励金融资产配置(促进脱实向虚)。然而,现实中企业进行金融资产配置并非一定源于套利(投机)动机,还与预防性动机、风险分散动机紧密相关,它是企业在权衡多种利弊后的选择,其属性不能完全等价于“脱实向虚”。换言之,只有避免概念层面的认知偏差,才有可能真实还原政策的影响作用,形成正确的政策评价过程。本文分析过程将摒弃“脱实向虚”这一来自宏观层面的认知局限,选择立足微观,将金融资产投资的增减视为企业对投资结构的一种权衡(再平衡),即尝试以更为中性的视角理解金融资产投资,并以此为基础解读产业政策与金融资产投资之间的关系。这既有助于客观解读政策实施效果,也有助于正确认识企业从事金融资产投资的内涵,避免将金融资产投资“妖魔化”,从而引导后续研究从“投资结构优化”视角(而非“脱实向虚”视角)来理解金融资产投资的微观内涵。

## 三、逻辑分析与研究假设

### (一) 产业政策扶持对企业“主观”投资意愿的激励效应分析

1. 产业政策扶持通过缓解企业融资约束激励企业投资意愿。产业政策具有较强的资源重置效应,国家通过实施产业政策并借助财政手段(黎文靖和郑曼妮,2016)<sup>[26]</sup>和政策引导(陈冬华等,2010)<sup>[27]</sup>等来促进经济活动的协调性。对于微观企业而言,产业政策通过财政优惠、信贷优惠等方式能够有效缓解企业所面临的融资困境,提高了企业的融资能力。陈冬华等(2010)<sup>[27]</sup>研究发现,受到产业政策扶持的行业其获得的IPO融资额以及股权再融资机会均比未受到产业政策支持的行业高。张纯和潘亮(2012)<sup>[28]</sup>指出受到产业政策激励的行业能够持续获得更多的银行信贷机会,尤其是长期借款。

在信贷市场存在摩擦的条件下,企业融资能力的高低必然会在一定程度上影响其投资能力,这使得产业政策有可能会通过融资约束缓解效应进一步影响企业投资的意愿。林学军和官玉霞(2020)<sup>[29]</sup>研究发现,融资约束更低的企业通常更具并购倾向,更会通过并购投资实现资本使用价值的最大化。此外,也有学者发现,对于受产业政策扶持的企业,拥有更加充裕的资金资源更有利于企业整合内部资源,从而降低企业主业投资及创新投资风险(杨洋等,2015;周亚虹等,2015)<sup>[30-31]</sup>,而风险的下降无疑也会激励企业投资意愿。综上,在金融抑制背景下,政府通过产业政策扶持,形成了一定程度的金融资源倾斜,加之放松金融管制以及税收优惠等政策的落地进一步缓解了受扶持企业的融资约束,进而提升了此类企业的主观投资意愿,甚至激励此类企业进行多元化投资的倾向。

2. 产业政策通过调节企业风险容忍度和情绪乐观度激励企业投资意愿。产业政策实施释放了国家大

力发展某类特定行业的信号,可以影响企业风险承担能力,调节企业财务风险(吴倩等,2019;张饶等,2019)<sup>[32-33]</sup>。首先,受到产业政策支持的企业在市场准入方面会优先获得投资机会,考虑到受政策扶持的行业从长期看,通常更具发展前景,远期成长性更强,因此,其投资风险通常更低;其次,产业政策会产生庇护效应(Wu等,2016)<sup>[34]</sup>,并带来新的资源禀赋,促使企业在经营困境中得到积极的反馈和救助(毕晓方等,2015)<sup>[35]</sup>。庇护效应的存在,无疑会强化企业投资信心、增强企业对未来经营风险的容忍度,从而强化企业风险承担意愿(John等,2008)<sup>[36]</sup>,并由此衍生出更激进的投资意愿;最后,产业政策扶持会导致一种短视效应,更多的资本会因为政策扶持而涌入受扶持行业,尽管这些资本的长期持续性存在较大的不确定性,但这一短视效应却会促使企业家信心出现膨胀,并由此产生乐观情绪(吴倩等,2019)<sup>[32]</sup>,而这一乐观情绪将提升企业主观投资意愿。

## (二) 产业政策对企业“客观”投资机会的影响

基于林毅夫(2007,2010)<sup>[8,37]</sup>提出“潮涌现象”的分析架构可知,由于微观企业之间难以协调,进而无法规避企业跟风式投资行为,即出现投资一起涌向某一看好的产业的现象。这对于具有较强政策指导性的产业政策而言,无疑会导致企业将资金大量涌入受扶持的产业。而这种投资潮涌行为将恶化市场竞争环境,挤压企业获利空间,进而促使投资机会下降,主要表现为两个方面:

其一,政府通过产业政策放低所支持行业的市场准入门槛,放松对投资项目的审批流程,使得更多的企业能够进入(余明桂等,2016)<sup>[13]</sup>。“潮涌现象”驱动下的跟风行为并不利于企业竞争优势形成,甚至会导致投资效率低下和竞争力受到削减,加剧行业的“衰老”程度(方军雄,2012)<sup>[38]</sup>。虽然受扶持的企业能够获得银行的信贷支撑和税收方面的优惠,使其面临的融资约束显著下降,企业具有较强的融资能力,但随着产品市场竞争环境的恶化,产能过剩将会加剧(杨继东和罗路宝,2018)<sup>[39]</sup>,企业盈利空间会受到侵蚀,增加企业经营风险,这将抑制企业进行长期创新研发的意愿与能力(许罡和朱卫东,2017)<sup>[40]</sup>,表现为企业有可能出于对市场成熟度的担忧以及对“潮涌现象”导致的市场竞争恶化和投资机会下滑、产业生态不确定性加剧的担忧,进而出现战术性缓解产业投资的情况。

其二,由于产业政策具有一定的前瞻性,因此,可能在短期上会优先服务于社会价值,而非经济价值,这意味着与企业追求利润最大化的生存目标存在短期背离,对此,不排除企业进行博弈的可能性,即短期获得融资后,并不急于增加产业投资,甚至暂时减缓产业投资,而转向其他替代性资产以寻求更好的经济回报(Whitfield和Buur,2014;Maloney和Nayyar,2018)<sup>[9-10]</sup>。换言之,当企业发现政策具有较高的前瞻性,而市场短期投资机会尚不成熟时,企业若盲目跟从政策,很可能会承受短期经济损失,于是很可能降低产业投资意愿,并寻求替代性资产投资,即企业会重新平衡主业投资与非主业投资之间的结构。

为了证明产业政策扶持确实会引发一定程度的“潮涌”,从而恶化市场竞争、挤压投资机会,表1特别给出了2008—2017年期间我国上市制造业企业竞争环境和投资机会的方差分析。其中,以HHI的反向指标作为竞争环境的代理指标,采用企业投资回报率ROA作为企业投资机会的替代性指标。从趋势上看,受到产业政策扶持的企业的竞争水平明显高于不受政策扶持的企业,前者企业竞争水平平均值为0.520,而后者为0.421;而受到政策扶持的企业的投资机会显著低于未受到产业政策扶持的企业,前者企业客观

表1 “潮涌效应”下竞争环境与投资机会的方差分析

时间	市场竞争的均值差异分析			投资机会的均值差异分析		
	受扶持	不受扶持	均值差	受扶持	不受扶持	均值差
2008	0.257	0.514	-0.257***	0.037	0.042	-0.005***
2009	0.290	0.320	-0.030	0.056	0.059	-0.003
2010	0.485	0.689	-0.203***	0.047	0.046	0.001
2011	0.684	0.417	0.267***	0.034	0.044	-0.010**
2012	0.707	0.426	0.281***	0.031	0.037	-0.006
2013	0.699	0.426	0.273***	0.027	0.039	-0.012***
2014	0.711	0.421	0.289***	0.026	0.036	-0.010**
2015	0.586	0.282	0.304***	0.017	0.031	-0.014***
2016	0.629	0.421	0.208***	0.025	0.045	-0.020***
2017	0.596	0.415	0.181***	0.029	0.052	-0.022***
总体效应	0.520	0.421	0.099***	0.037	0.042	-0.005***

数据来源:Wind数据库。作者通过数据整理所得以上结果。

投资机会均值为0.037,后者企业客观投资机会为0.042。上述分析表明,受产业支持和不受产业支持的企业,竞争环境以及投资机会存在显著差异,产业政策扶持引发的“潮涌现象”客观上确实加剧了市场竞争,恶化了竞争环境,并且受扶持企业的投资机会不仅没有显著高于非扶持企业,反而显著更低。

### (三) 主、客观共振冲击下产业政策与金融资产投资的关系分析

前文分析了产业政策扶持既能提升企业主观投资意愿,又会对企业客观投资机会产生挤出。然而,在主观意愿不断膨胀而客观投资机会不断缺失条件下,企业投资决策又会如何进一步演变呢?对此仍缺乏系统性研究。本文认为金融资产投资作为企业投资结构中的一项重要替代性资产,一种非生产性投资,很可能在上述产业政策共振式影响下,出现攀升特征,且将通过以下两路径进行传导。

路径1:产业政策扶持→融资约束缓解效应导致主观投资意愿上升,但潮涌下市场竞争加剧导致投资机会下降→二者“共振”导致企业转向非生产性的金融资产投资。

一方面,从融资约束缓解上看,对于受到产业政策支持的行业企业而言,在充裕的资金资源条件下企业主观投资意愿提升。另一方面,从潮涌引发竞争加剧和投资机会下滑上看,“潮涌现象”引发的投资趋同行为为加剧了行业的“衰老”程度,并不利于其竞争优势的形成。此外,企业投资决策形成的“潮涌现象”还会导致产能过剩,进而使得企业盈利空间受到侵蚀,引起投资机会下降、投资效率下滑(林毅夫等,2010;杨继东和罗路宝,2018)<sup>[8,39]</sup>。因此,在产业政策扶持带来的融资约束缓解效应以及潮涌现象下客观投资机会下降的协同作用下,企业更有动机进行逐利行为,表现为将资金投资于风险性更大、收益率更高的金融资产。

路径2:产业政策扶持→庇护效应和短视效应导致企业风险容忍度和情绪乐观度提升,其主观投资意愿随之上升,但潮涌下市场竞争加剧导致投资机会下降→二者“共振”导致企业转向非生产性的金融资产投资。

一方面,产业政策扶持会带来庇护效应,这会直接提高对行业前景的乐观预期,从而提升企业的风险容忍度。尽管企业投资金融资产这一行为本身会加剧其风险承担程度(沈红波等,2013)<sup>[41]</sup>,但在产业政策的引导下,大量资金资源会流向产业政策所鼓励的行业中,而产业政策扶持产生的庇护效应能够提升企业自身优越感,在风险容忍度上升的情况下,企业风险承担意愿上升,将加速金融资产投资频率,进而加剧企业金融资产配置水平。另一方面,产业政策扶持会引发短视效应,一些短期资本会蜂拥进入某一受扶持行业,尽管其投资持续性往往不足,但会加剧市场短期投资热度,这种幻想会导致管理层对未来经营风险持乐观的态度,从而提升其风险承担意愿,这也为金融资产投资提供了前提。

综上,本文归纳了产业政策扶持对微观企业金融资产配置的作用机理,如图1所示。

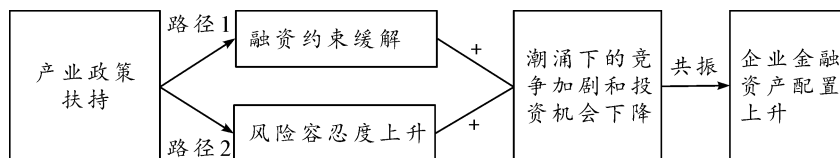


图1 产业政策扶持与企业金融资产配置传导机理框架

综合上述对企业主观投资意愿、客观投资机会以及二者共振导致的影响,本文提出以下假设:

假设1:产业政策扶持将提升企业的金融资产配置水平。

假设2A:产业政策扶持对企业融资约束的缓解效应+潮涌现象下市场竞争加剧和投资机会下降,这一共振效应导致企业转向非生产性的金融资产投资。

假设2B:产业政策扶持提高了企业风险容忍度+潮涌现象下市场竞争加剧和投资机会下降,这一共振效应激励企业增加金融资产配置。

## 四、实证设计与数据选择

### (一) 样本选择

本文选取2008—2017年中国沪深两市A股上市制造业企业的财务数据。首先,鉴于本文以实体企业为研究对象,因此,剔除金融、房地产类公司;其次,剔除相关财务数据缺失的公司;然后,为消除极端值对实证分析的干扰,用Winsorize方法对连续变量两端1%分位进行缩尾处理;最终得到每年1102家企业,共11020个非平衡面板观测值。本文所使用的“十一五”规划、“十二五”规划和“十三五”规划文件行业分类数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库,其余数据均来自万得(Wind)数据库。

### (二) 模型设定与变量定义

1. 与假设1有关的检验模型。首先,采用面板回归模型考察产业政策扶持对企业金融资产配置的促进作用,模型设计如下:

$$Fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 IP_{it} + \sum Controls + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中下标*i*、*t*分别表示企业和年份。被解释变量*Fin*用于衡量企业金融资产持有规模,等于金融资产与总资产的比值,其中,金融资产的指标选择借鉴Demir(2009)<sup>[42]</sup>、宋军和陆旸(2015)<sup>[21]</sup>、胡奕明等(2017)<sup>[43]</sup>的研究,具体包括衍生金融资产、短期投资、交易性金融资产、应收利息、买入返售金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、长期应收款、长期股权投资和投资性房地产。

核心解释变量*IP*为产业政策扶持哑变量,表示企业当年是否处在产业政策支持的行业中,本文借鉴Chen等(2017)<sup>[44]</sup>的划分方法,将样本期间受到“五年规划”(包括“十一五”规划、“十二五”规划和“十三五”规划)所鼓励发展的行业取值为1,否则取0。其中,行业分布情况见下表2。表2中的Panel A显示,受产业政策扶持的企业数量占比平均为43.9%。Panel B显示,受产业政策扶持的企业数量占比较高的行业中含有石油、化学、塑胶、塑料,交通运输,食品、饮料等,表明国家对基础型产业的关注。

$\sum Controls$ 表示一系列控制变量,本文参考邓超等(2017)<sup>[17]</sup>、彭俞超等(2018)<sup>[19]</sup>的研究,控制了企业规模(*Size*)、财务杠杆(*Lev*)、现金持有水平(*Cfo*)、市场竞争程度(*HHI*)、固定资产支

表2 样本分布

Panel A: 样本年度分布			
会计年度	样本量	受产业政策扶持的样本量	不受产业政策扶持的样本量
2008	1102	662	440
2009	1102	662	440
2010	1102	662	440
2011	1062	266	836
2012	1062	266	836
2013	1062	266	836
2014	1062	266	836
2015	1062	266	836
2016	1102	760	342
2017	1102	760	342
合计	11020	4836	6184
Panel B: 样本行业分布			
行业	样本量	受产业政策扶持的样本量	不受产业政策扶持的样本量
食品、饮料	480	320	160
纺织、服装、皮毛	480	54	426
木材、家具	80	25	55
造纸、印刷	240	50	190
石油、化学、塑胶、塑料	1720	1428	292
金属、非金属	1460	325	1135
机械、设备、仪表	2530	1166	1364
医药、生物制品	1140	342	798
交通运输	880	595	285
信息技术业	1560	312	1248
批发业	330	99	231
传播与文化	30	30	0
综合类	90	90	0
合计	11020	4836	6184

出 (*Cap*)、股权集中度 (*H10*) 和机构投资者持股比例 (*IO*)。 $\mu_i$  表示个体固定效应,  $\delta_t$  表示时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为扰动项。本文预测 *IP* 的估计系数  $\beta_1$  应显著为正, 则假设 1 成立。

其次, 由于面板回归模型无法规避内生性问题, 可能导致估计结果存在偏误。为了解决产业政策扶持和企业金融资产配置的内生性问题, 进一步使用双重差分法 (*DID*) 进行估计。双重差分模型构建如下:

$$Fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 P_{it} + \beta_3 D_{it} \times P_{it} + \sum Controls + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中被解释变量 *Fin* 和控制变量  $\sum Controls$  的含义同模型(1)。*D* 为组别哑变量, 用以区分实验组和对照组。由于本文研究的样本期间包含了“十一五”规划、“十二五”规划和“十三五”规划, 因此, 在对“五年规划”产业扶持进行 *DID* 检验时, 需针对不同时间下的“五年计划”分别实证检验。首先, 以“十二五”规划为政策事件, 若“十一五”受到鼓励的企业在“十二五”也受到鼓励, 则 *D* 为 1; 若“十一五”受到鼓励的企业在“十二五”不受到鼓励, 则 *D* 为 0。*P* 为政策冲击哑变量, 样本在“十二五”规划下的周期为 2011—2015 年, 因此, 在 2008—2017 年全周期下, 时间在 2011 年之后, *P* 为 1, 2011 年之前 *P* 为 0。其次, 以“十一五”规划的政策事件为主, 若企业在“十一五”期间受到支持, 而在“十二五”“十三五”期间未受到鼓励, 则将企业划分为实验组中, 记 *D* 为 1; 若企业不受“十一五”“十二五”和“十三五”规划的支持, 则将其划分为对照组, 记 *D* 为 0。样本在“十一五”规划下的周期为 2008—2010 年, 因此, 在 2008—2017 年全周期下, 时间在 2010 年之前, *P* 为 1, 2010 年之后 *P* 为 0。然后, 以“十三五”规划的政策事件为主, 将在“十二五”规划受到鼓励同时也在“十三五”规划受到支持的企业视为实验组, 记 *D* 为 1; 而在“十二五”规划受到鼓励但在“十三五”规划不受支持的企业划分为对照组, 记 *D* 为 0。而样本在“十三五”规划下的周期为 2016—2017 年, 因此, 时间在 2016 年之后, *P* 为 1, 2016 年之后 *P* 为 0。为了保证结果的可靠性, 还控制了企业个体、年份固定效应。本文重点关注交互项的估计系数  $\beta_3$ , 该系数度量了产业政策扶持影响企业金融资产配置的净效果。本文预期  $\beta_3$  显著为正, 则假设 1 成立。

**2. 与假设 2 有关的检验模型。**为了检验假设 2A 和假设 2B, 本文参考温忠麟等(2005)<sup>[45]</sup>的中介效应检验程序, 引入代表融资约束和风险容忍度作为中介变量来检验产业政策扶持对企业金融资产配置的微观传导机制, 计量模型如下:

$$Fin_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 IP_{it} + \sum Controls + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IP_{it} + \sum Controls + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 IP_{it} + \beta_2 M_{it} + \sum Controls + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(4)(5)中 *M* 表示中介变量, 分别可用融资约束指标和风险容忍度指标表示。其中:

融资约束方面, 本文参考 Hadlock 和 Pierce(2010)<sup>[46]</sup>的 *SA* 指数计算公式,  $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ , 计算出每个企业观测的年度 *SA* 指数, 其中, *Size* 为企业规模, *Age* 为企业上市年龄。计算得到的 *SA* 值是负值, 且该值绝对值越大表明企业所面临的融资约束越严重。因此, 本文定义 *DSA* 为 *SA* 的绝对值, 以便于通过观察 *DSA* 值大小得到企业融资约束高低。

风险容忍度方面, 风险容忍度的含义是指企业在经营过程中针对既定风险水平出现差异的接受程度, 其与企业风险偏好保持一致, 即企业风险偏好越高, 则风险容忍度也会更高。因此, 我们采用企业风险偏好来间接度量企业风险容忍度 (*RT*) 水平。本文参考 Miller 和 Chen(2004)<sup>[47]</sup>的指标选取, 采用企业总资产收益率 (*ROA*) 的标准差来度量企业风险偏好, 其中, 以企业当期及前三期的总资产收益率来计算标准差。

此外, 在模型(3)(4)和(5)中, *Fin* 的定义和控制变量  $\sum Controls$  的含义同模型(1)。

中介效应的检验须满足以下条件: 模型(3) *IP* 对 *Fin* 的估计系数  $\lambda_1$  显著; 模型(4) *IP* 对 *M* 的估计参数  $\alpha_1$  以及模型(5) *M* 对 *Fin* 的估计参数  $\beta_2$  至少有一个显著 (若只存在一个显著, 则需要做 Sobel 检验); 在模型(5)中, 若  $\beta_1$  不显著而  $\beta_2$  显著, 则表示存在完全中介效应, 若二者均显著则表示为部分中介效应。同时, 还要求  $\beta_1$  的估计值相较于  $\lambda_1$  要小。

表 3 报告了上述主要变量的符号、定义及其计算口径。



表3 变量定义一览表

变量类别	变量符号	变量名称	计量口径
被解释变量	<i>Fin</i>	金融资产配置	金融资产/总资产
解释变量	<i>IP</i>	产业政策扶持	通过整理“十一五”规划、“十二五”规划和“十三五”规划文件可得,受政策鼓励的行业 <i>IP</i> 为 1, 否则为 0
中介变量	<i>DSA</i>	融资约束	<i>DSA</i> 为 <i>SA</i> 的绝对值。其中, $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$
	<i>RT</i>	风险容忍度	企业当期和前三期总资产收益率( <i>ROA</i> )的标准差
控制变量	<i>Lev</i>	财务杠杆	企业期末的资产负债率
	<i>Cfo</i>	现金持有水平	企业期末的货币资金与总资产的比值
	<i>Cap</i>	固定资产支出	固定资产投资/总资产
	<i>HHI</i>	市场竞争程度	公司收入的赫芬达尔指数
	<i>Size</i>	企业规模	期末企业总市值的自然对数
	<i>H10</i>	股权集中度	前十大股东持股数量/总股数
	<i>IO</i>	机构投资者持股比例	企业期末机构投资者持股比例

### (三) 描述性统计和相关性分析

表4描述了本文主要变量的描述统计结果。整体来看,上市公司金融资产配置水平的均值为5.2%,标准化后的最大值为0.444,最小值为0.000。这说明有的企业持有较多的金融资产,有些则持有较少,企业持有的金融资产规模差异较大。而从产业政策扶持(*IP*)的描述性统计结果来看,约有43.9%的企业受到产业政策的扶持。从企业自身变量角度看,样本企业平均规模为7.941,从公司治理层面来看,股权集中度规模高达51.5%,机构持股投资者比例为33.4%。从 Panel B 的单因素方差分析统计可知,受到“十一五”规划鼓励的企业样本量共有1252个,不受鼓励的企业有1938个,两个类型企业的金融资产持有规模之差显著为正,在一定程度上表明产业政策能够促进企业进行多元化投资(金融资产投资)。同理,受“十二五”“十三五”规划支持的企业样本量分别为1317个和1464个,方差分析结果也同样为正。但要从统计意义上验证产业政策对企业金融资产配置的正向关系,需要进一步实证给予验证。

表4 描述性统计及单因素方差分析

Panel A. 全样本描述性统计									
变量	样本值	平均值	标准误	最小值	p5	p50	p75	p95	最大值
<i>Fin</i>	10865	0.052	0.082	0.000	0.000	0.019	0.064	0.229	0.444
<i>IP</i>	11020	0.439	0.496	0	0	0	1	1	1
<i>Lev</i>	10865	0.451	0.214	0.052	0.109	0.451	0.603	0.790	1.058
<i>Cfo</i>	10865	0.049	0.109	-0.238	-0.082	0.037	0.084	0.206	0.608
<i>Cap</i>	10865	0.319	0.472	0.000	0.055	0.234	0.377	0.694	14.640
<i>HHI</i>	10112	0.109	0.094	0.023	0.023	0.078	0.129	0.286	1.000
<i>Size</i>	10865	7.941	1.272	4.940	5.999	7.860	8.701	10.31	11.440
<i>H10</i>	11020	0.515	0.208	0.000	0.000	0.542	0.658	0.790	1.000
<i>IO</i>	11020	0.334	0.248	0.000	0.000	0.331	0.531	0.743	1.515
<i>DSA</i>	10364	3.170	0.101	2.782	2.957	3.202	3.243	3.269	3.278
<i>RT</i>	11020	0.221	0.199	0.000	0.019	0.162	0.296	0.663	1.000

Panel B. 分批次单变量描述性统计									
变量	十一五规划			十二五规划			十三五规划		
	样本值	平均值	均值差	样本值	平均值	均值差	样本值	平均值	均值差
<i>IP</i> = 1	1252	0.052	0.006 **	1317	0.051	0.000	1464	0.065	0.005
<i>IP</i> = 0	1938	0.045		4154	0.051		740	0.060	

注:\*\*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*表示  $p < 0.1$

此外,我们又对主要变量的相关系数进行了计算。表5显示,企业金融资产配置(*Fin*)与产业政策扶

持、企业规模、机构投资者持股比例呈现显著的正相关关系,与财务杠杆、现金持有水平、固定资产支出和股权集中度呈显著负相关,这与已有文献的结论基本一致(闫海洲和陈百助,2018;黄贤环等,2018)<sup>[48,25]</sup>。

表5 主要变量的相关系数

	<i>Fin</i>	<i>IP</i>	<i>Lev</i>	<i>Cfo</i>	<i>Cap</i>	<i>HHI</i>	<i>Size</i>	<i>H10</i>	<i>IO</i>
<i>Fin</i>	1								
<i>IP</i>	0.016*	1							
<i>Lev</i>	-0.021**	0.047***	1						
<i>Cfo</i>	-0.055***	-0.002	-0.088***	1					
<i>Cap</i>	-0.081***	0.013	0.096***	0.332***	1				
<i>HHI</i>	0.013	-0.016	0.100***	0.064***	0.126***	1			
<i>Size</i>	0.039***	-0.031***	0.283***	-0.019**	-0.101***	-0.020**	1		
<i>H10</i>	-0.050***	-0.041***	-0.170***	0.005	-0.126***	-0.035***	0.285***	1	
<i>IO</i>	0.036***	-0.057***	0.049***	0.034***	-0.106***	-0.062***	0.477***	0.445***	1

注:\*\*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*表示  $p < 0.1$

## 五、实证结果与分析

### (一) 假设 1 的实证结果与分析

#### 1. 面板数据回归结果与分析。模型

(1)的实证结果呈现于表6中。表6第(1)(2)列报告了 OLS 回归结果,其中,第(1)列表示的是面板回归模型中没有加入控制变量的实证结果,产业政策扶持(*IP*)的估计系数在10%的置信水平下显著为正(0.003)。第(2)列则是加入了控制变量后的实证结果,*IP*的估计系数在1%的置信水平下显著为正(0.005)。而第(3)(4)列报告了固定效应模型(FE)的回归结果,产业政策扶持(*IP*)的估计系数均在1%的统计水平上显著为正(分别为0.005和0.006)。表6回归结果表明,我国产业政策扶持对企业金融资产配置具有显著促进作用,假设1得到验证。

2. 考虑内生性后的 DID 估计结果与分析。考虑到内生性问题,本文进一步使用双重差分法(DID)对产业政策扶持与金融资产配置的促进作用进行估计。DID方法需要实验组与对照组在受到政策冲击之前满足平行趋势假定。为此,本文参考 Beck 等(2010)<sup>[49]</sup>运用多期 DID 模型来检验平行趋势,结果如图2所示。

表6 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	FE	FE
<i>IP</i>	0.003*	0.005***	0.005***	0.006***
	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
<i>Lev</i>		-0.024***		-0.013***
		(0.004)		(0.004)
<i>Cfo</i>		-0.032***		0.005
		(0.008)		(0.006)
<i>Cap</i>		-0.017***		-0.008***
		(0.002)		(0.002)
<i>HHI</i>		0.032***		-0.003
		(0.009)		(0.013)
<i>Size</i>		0.002**		0.004***
		(0.001)		(0.001)
<i>H10</i>		-0.083***		-0.051***
		(0.005)		(0.004)
<i>IO</i>		0.018***		0.006*
		(0.004)		(0.003)
<i>_cons</i>	0.051***	0.090***	0.050***	0.053***
	(0.001)	(0.006)	(0.002)	(0.008)
N	10865	10014	10865	10014
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
adj. R <sup>2</sup>	0.000	0.035		
Within. R <sup>2</sup>			0.002	0.018

注:括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*表示  $p < 0.1$

图2表明,在产业政策公布之前,样本金融资产配置程度变化在95%的置信区间显著趋向零值,而在产业政策支持时间之后,样本金融资产配置变化显著为正,由此可以表明 DID 平行趋势得到满足。

最终, DID(模型2) 检验结果列示于表7和表8中,其中,表7呈现的是“十二五”规划的政策扶持对金融资产配置水平的净效应。第(1)(2)列报告了“十二五”规划 DID 的估计结果,交互项的系数在10%的统计水平上显著为正,表明在控制内生性问题之后,产业政策的实施对企业金融资产配置水平的确产生了促进作用。

此外,本文还研究了“十一五”未受到鼓励的企业在“十二五”受到鼓励的样本与“十一五”“十二五”均未受到鼓励的企业进行对比,回归结果见表7第(3)(4)列,其交叉项回归系数在10%的统计水平下均显著为正。

最后,本文还采用 PSM-DID 来检测产业政策的实施效果,通过对处理变量和控制变量进行 Logit 回归,得到倾向得分值之后按照近邻匹配(1:1)的原则匹配,结果见表7第(5)(6)列。PSM-DID 所得结果中,交互项的估计系数在10%的统计水平上显著为正,这与 DID 估计结果保持一致。综上,“十二五”规划政策事件下内生性检验结果与前文基准回归得到的结果是一致的,总体来说,我国产业政策的实施促进了企业金融资产配置水平。

表8报告了“十一五”规划和“十三五”规划下政策扶持对企业金融资产配置的净效应。

首先,表8第(1)(2)列显示的是“十一五”规划下的产业政策扶持的净溢出效应,在未加入控制变量的双重差分模型的估计结果中看到,  $D \times P$  的估计系数均为正(0.002), 但不显著; 加入控制变量后的估计结果显示,  $D \times P$  的估计系数在5%的统计水平上显著为正(0.009)。

其次,本文采用 PSM-DID 来检测“十一五”产业政策的实施效果,见第(3)(4)列。结果表明,  $D \times P$  交叉项在5%的统计水平上显著为正,说明“十一五”规划下,内生性检验结果与前文基准回归得到的结果是一致的,即产业政策扶持提升了企业金融资产配置水平。

最后,表8第(5)列至第(8)列报告了“十三五”规划下的产业政策扶持对企业金融资产配置的净溢出效应。无论是否加入控制变量的 DID 模型或是 PSM-DID 模型回归结果中,发现  $D \times P$  交叉项在5%的统计水平上显著为正。实证结果表明“十三五”规划政策事件下内生性检验结果与前文基准回归得到的结果保持高度一致性,即验证了产业政策扶持对企业金融资产配置的促进作用。

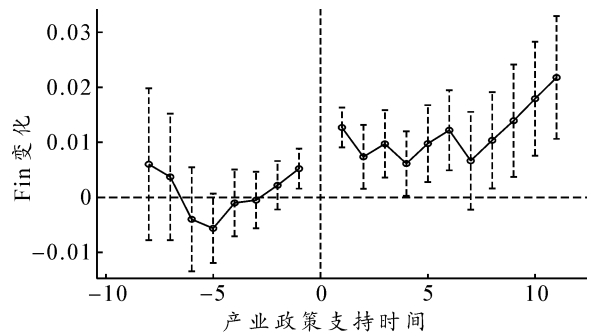


图2 多重 DID 下企业金融资产配置平行趋势检验

表7 “十二五”规划 DID 检验

变量	DID				PSM-DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D$	-0.042*** (0.015)	-0.041** (0.018)	-0.007 (0.005)	-0.008 (0.006)	-0.043*** (0.015)	-0.040** (0.018)
$P$	-0.017* (0.010)	-0.020* (0.011)	0.007* (0.004)	-0.005 (0.005)	-0.017* (0.010)	-0.019* (0.011)
$D \times P$	0.028*** (0.010)	0.019* (0.011)	0.004* (0.002)	0.004* (0.003)	0.027*** (0.011)	0.019* (0.011)
Controls	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
_cons	0.082*** (0.014)	0.125*** (0.029)	0.048*** (0.003)	0.135*** (0.020)	0.082*** (0.014)	0.129*** (0.029)
N	2607	2377	6580	6023	2592	2363
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Within. R <sup>2</sup>	0.013	0.037	0.003	0.058	0.012	0.037

注:括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$

表8 “十一五”“十三五”规划 DID 检验

变量	十一五规划				十三五规划			
	DID		PSM-DID		DID		PSM-DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
D	0.012*	0.001	0.012*	0.001	-0.016	-0.017	-0.016	-0.017
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.014)
P	-0.006	-0.000	-0.006	-0.000	0.003	0.003	0.003	0.003
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.008)	(0.009)	(0.007)	(0.009)
D × P	0.002	0.009**	0.002	0.009**	0.019***	0.017**	0.019***	0.017**
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.009)
Controls	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
_cons	0.043***	0.088***	0.043***	0.088***	0.056***	0.088***	0.056***	0.089***
	(0.006)	(0.027)	(0.006)	(0.027)	(0.013)	(0.020)	(0.014)	(0.021)
N	3357	3136	3357	3136	2607	2377	2592	2300
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Within. R <sup>2</sup>	0.006	0.058	0.006	0.058	0.025	0.040	0.024	0.040

注:括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$

综上所述,三个规划的内生性检验结果与模型(1)得到的结果保持高度一致,表明产业政策扶持确实对企业金融资产配置水平产生了促进作用,即验证了假设1。

3. 稳健性检验。为进一步对产业政策扶持与企业金融资产配置的正向关系的稳健性进行确认,本文从替换金融资产配置的度量方式、模型设定形式等多方面进行测试,具体表现为:

(1)保持产业政策支持的连续性。本文的核心解释变量  $IP$  对于某类行业、某个企业在十年的时间中存在跳跃现象,如在“十一五”期间  $IP$  为1,而在“十二五”期间  $IP$  为0,又在“十三五”期间  $IP$  转为1,存在三次转变,抑或是两次转变,由0变为1抑或是由1变为0。在稳健性检验时,均将此类样本删掉,只保留  $IP$  没有变化的这类企业,表现为从“十一五”至“十三五”均未受到产业政策支持以及一直受到产业政策支持,样本分别为140个和1040个,并以此样本进行回归。下表9报告了样本选择的回归结果。

从表9的稳健性结果来看,产业政策与企业金融资产配置存在显著的正向关系,与表6的实证结果符号一致,即表明产业政策扶持对企业金融资产配置具有显著的促进作用。

(2)替换被解释变量。现有文献大多用“相对规模”(即金融资产占总资产比重)来刻画企业金融资产配置程度,本文基准回归

表9 保持  $IP$  连续性的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	FE	FE
IP	0.031***	0.024***	0.029*	0.027*
	(0.006)	(0.008)	(0.015)	(0.016)
Controls	不控制	控制	不控制	控制
_cons	0.041***	0.107***	0.040***	0.059**
	(0.002)	(0.014)	(0.005)	(0.024)
N	1161	1091	1161	1091
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
adj. R <sup>2</sup>	0.019	0.062		
Within. R <sup>2</sup>			0.000	0.037

注:括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$

表10 采用金融资产绝对规模的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	OLS	FE	FE	Cluster
IP	0.101***	0.205***	0.246***	0.255***	0.205***
	(0.048)	(0.039)	(0.039)	(0.033)	(0.071)
Controls	不控制	控制	不控制	控制	控制
_cons	17.946***	10.032***	17.722***	9.211***	10.032***
	(0.032)	(0.149)	(0.062)	(0.206)	(0.421)
N	9555	9016	9555	9016	9016
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R <sup>2</sup>	0.000	0.361			
Within. R <sup>2</sup>			0.005	0.259	0.362

注:第(5)列采用 Cluster2命令进行双聚类回归,括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$

也一样,但是这一比重可能受到除金融资产以外的因素干扰,例如,企业为了提升经营效率,通过减少存货储备来降低总资产规模,而总资产的变化又会推升金融资产配置“相对规模”的比重,但这并非是由金融资产增加导致的。因此,本文借鉴了胡奕明等(2017)<sup>[43]</sup>的度量方式,增加了“金融资产绝对规模”这一变量,即对金融资产取自然对数,并以此进行回归。下表10报告了样本选择的回归结果。

从表10的稳健性结果来看,采用金融资产绝对规模作为被解释变量, $IP$ 对 $Fin$ 的估计系数均为正,且在1%的统计水平上显著,与本文表6的实证结果符号一致,即表明产业政策扶持对企业金融资产配置具有显著的促进作用。

## (二) 假设2的实证结果与分析——产业政策传导机制分析

由基准回归结果可知,产业政策扶持对企业金融资产配置存在促进效应,且该结果通过稳健性检验。为了进一步了解产业政策的作用机制,即检验假设2A和假设2B是否成立,中介效应模型(3)—模型(5)的检验结果见表11和表12。

**1. 对融资约束传导机制的检验(验证假设2A)。**本文采用 $SA$ 的反向指标 $DSA$ 作为企业融资约束的代理指标。首先,将大于 $DSA$ 中位数的企业划分为高融资约束组,反之,划分为低融资约束组,分组估计结果见表11第(1)至(4)列。具体从显著性和估计系数大小分析,高融资约束组 $IP$ 的估计系数均在1%的统计水平上显著为正,且系数数值也要更大。回归结果表明相比于低融资约束企业,产业政策对高融资约束企业金融资产配置水平的促进作用更为显著。其次,采用中介效应模型对融资约束作用机制进行检验,回归结果见表11第(5)、(6)和(7)列,在没有加入 $DSA$ 前, $IP$ 的估计系数约为0.006,在1%的统计水平上显著为正;第(6)列考察了 $IP$ 对中介变量( $DSA$ )的影响,回归系数显著为负(-0.007),在1%的置信水平下显著,表明产业政策在一定程度上能够缓解企业融资约束困境;第(7)列中同时纳入了核心解释变量( $IP$ )和中介变量( $DSA$ ), $DSA$ 的估计系数在5%的统计水平上显著为负(-0.025)。可以看到模型(3)和模型(5)中的 $IP$ 估计系数均显著为正,且加入 $DSA$ 后 $IP$ 的估计值大小有所下降,而 $IP$ 对 $DSA$ 的回归系数为负,表明 $DSA$ 在产业政策扶持对企业金融资产配置的影响中起到中介效应。即产业政策实施通过影响其面临的融资约束程度进而影响企业金融资产投资决策,即本文的结果支持了“产业政策扶持→融资约束缓解效应→加剧企业金融资产配置”这条路径,即假设2A得到验证。

表11 融资约束内在机制检验模型

变量	分组检验				中介效应检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	高	高	低	低	$Fin$	$DSA$	$Fin$
$IP$	0.005*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.004** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.006*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	0.005*** (0.001)
$DSA$							-0.025** (0.010)
$Controls$	不控制	控制	不控制	控制	控制	控制	控制
$_{-}cons$	0.051*** (0.003)	0.103*** (0.015)	0.043*** (0.002)	0.028*** (0.010)	0.053*** (0.008)	2.773*** (0.008)	0.144*** (0.029)
$N$	5691	5049	5174	4965	10014	10014	10014
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Within. $R^2$	0.002	0.010	0.001	0.015	0.018	0.489	0.050

注:括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示 $p < 0.01$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*表示 $p < 0.1$

**2. 对风险容忍度传导机制的检验(验证假设2B)。**本文参考Miller和Chen(2004)<sup>[47]</sup>的指标选取,采用企业总资产收益率( $ROA$ )的标准差来表征企业风险容忍度水平( $RT$ )。首先,将大于 $RT$ 中位数的企业划分为高风险容忍度组,将小于 $RT$ 中位数的企业划分为低风险容忍度组,分组回归结果参见表12第(1)至(4)

列。分组结果显示产业政策对企业金融资产配置的促进作用在高风险容忍度组中更为显著。其次,进一步采用中介效应模型来检验内在传导机制,回归结果见表12第(5)(6)和(7)列,第(6)列考察了 *IP* 对中介变量(*RT*)的影响,*IP* 回归系数在1%的置信水平上显著为正(0.012),表明产业政策在一定程度上能够提升企业风险偏好,即能够提升企业风险容忍度;第(7)列中同时纳入了核心解释变量(*IP*)和中介变量(*RT*),*RT* 的估计系数在1%的统计水平上显著为正(0.009),表明 *RT* 在产业政策扶持对企业金融资产配置的影响中起到中介效应。即本文的结果支持了“产业政策扶持→提升风险容忍度→加剧企业金融资产配置”这条路径,即假设2B 得到验证。

表12 风险容忍度内在机制检验模型

变量	分组检验				中介效应检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	高	高	低	低	<i>Fin</i>	<i>RT</i>	<i>Fin</i>
<i>IP</i>	0.006***	0.007***	0.002	0.004**	0.006***	0.012***	0.006***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.004)	(0.001)
<i>RT</i>							0.009***
							(0.002)
<i>Controls</i>	不控制	控制	不控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.050***	0.082***	0.050***	0.043***	0.053***	0.423***	0.049***
	(0.002)	(0.011)	(0.002)	(0.010)	(0.008)	(0.019)	(0.008)
N	5508	5092	5357	4922	10014	10014	10014
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Within. R <sup>2</sup>	0.002	0.021	0.000	0.017	0.018	0.022	0.018

注:括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$

**3. 稳健性检验。**关于融资约束传导机制的稳健性检验中,我们参考了曾爱民和魏志华(2013)<sup>[50]</sup>的测量方法,设定财务柔性 = 现金柔性 + 负债柔性,其中,现金柔性 = 企业现金持有比率 - 所处行业平均现金持有比率,负债柔性 = Max(0, 行业平均资产负债率 - 企业资产负债比率)。而财务柔性值越大,意味着企业融资约束程度越小,因此,本文根据财务柔性的中位数给 *DSA* 赋值,当企业财务柔性值大于其中位数时,*DSA* 取值为0;反之,*DSA* 取值为1。融资约束中介效应模型回归结果见下表13第(1)(2)和(3)列。可以看到 *IP* 对中介变量(*DSA*)的回归系数在5%的置信水平上显著为负(-0.021),而 *DSA* 对 *Fin* 的回归系数在1%的置信水平上显著为负(-0.006),且加入 *DSA* 后 *IP* 的估计值大小有所下降,表明 *DSA* 在产业政策扶持对企业金融资产配置的影响中起到中介效应,与本文表11的实证结果相吻合。

表13 内在机制稳健性检验

变量	融资约束中介效应检验: 财务柔性指标			风险容忍度中介效应检验: 短期偿债能力		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Fin</i>	<i>DSA</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>RT</i>	<i>Fin</i>
<i>IP</i>	0.006***	-0.021**	0.004**	0.006***	0.007	0.006***
	(0.001)	(0.009)	(0.002)	(0.001)	(0.006)	(0.001)
<i>DSA</i>			-0.006***			
			(0.002)			
<i>RT</i>						0.009***
						(0.002)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.053***	-1.205***	0.036***	0.053***	0.061**	0.053***
	(0.008)	(0.066)	(0.006)	(0.008)	(0.031)	(0.008)
N	10014	9966	9966	10014	10013	10013
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Within. R <sup>2</sup>	0.018	0.261	0.110	0.018	0.089	0.019

注:括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$

注:括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$

关于风险容忍度传导机制的稳健性检验中,本文参考兰芳等(2020)<sup>[51]</sup>的指标选取,采用企业短期偿债能力(现金流动负债比率)作为企业风险容忍度(*RT*)的替代性指标,该值越大,表明企业有能力按时偿还到期债务,意味着企业风险容忍度越大。回归结果见表13第(4)(5)和(6)列。第(5)列考察了*IP*对中介变量(*RT*)的影响,回归系数为正(0.007),但不显著,表明产业政策在一定程度上能够提升企业短期偿债能力水平,即能够提升企业风险容忍度;第(6)列中同时纳入了核心解释变量(*IP*)和中介变量(*RT*),*RT*的估计系数在1%的统计水平上显著为正(0.009),通过计算*RT*的SobelZ值为1.51,大于5%的置信水平(0.97),表明*RT*在产业政策扶持对企业金融资产配置的影响中起到中介效应,与本文表12的实证结果一致。

## 六、进一步分析

### (一) 融资约束传导机制下的异质性分析

在前文产业政策扶持对企业金融资产配置的传导机制分析下,发现产业政策扶持能够显著缓解企业的融资约束困境,进而使得企业拥有充裕的资金资源,提高企业投资意愿,加剧金融资产配置。但这一作用路径是否对不同企业仍旧成立?对此,本文从投资机会高低和主营收益率高低对企业进行分组,来研究产业政策扶持对企业金融资产配置在融资约束传导机制下的异质性分析。

**1. 投资机会高低分组检验。**投资机会高低能够反映企业投资能力的大小,投资机会越高,则企业对其成长性具有选择权。项东等(2020)<sup>[52]</sup>基于中小企业实证发现,投资机会对企业创新投资具有促进效应,且内外部融资约束在二者之间表现为负向调节作用。表明投资机会能增强企业投资信心,进而将资金投资至主营业务或是创新投资等领域,而融资约束的缓解效应能够弥补企业投资不足问题。因此,本文沿袭这一逻辑,指出受到产业政策扶持且具有较高投资机会的企业,在融资约束得到缓解的情况下,企业将更有动力坚持主业经营,而非偏向非生产性的金融资产投资。即提出“产业政策扶持→缓解企业融资约束(+投资机会异质性)→金融资产配置下滑”这条路径假设。

关于成长性(*Grow*)的计算,本文采用(本年主营业务收入-上年主营业务收入)/上年主营业务收入的结果来表征企业成长性,并将大于成长性的均值的企业分为高投资机会组,记*DGrow*为1;而低于成长性的均值的企业分为低投资机会组,记*DGrow*为0。下表14第(1)列和第(2)列报告了面板模型分组回归结果,可知在低投资机会中*IP*的显著性更加明显。第(3)列为*DGrow*在产业政策扶持对金融资产配置的正向关系的调节效应,可知*DGrow*×*IP*的交叉项的估计系数为-0.001,并不显著。而第(4)至(6)列表示在不同产业政策规划下产业政策扶持且投资机会高的处理效应,其中,*D*为政策哑变量,且记*D*为1表示既受到产业政策扶持同时企业投资机会高,而记*D*为0表示

表14 投资机会异质性检验

变量	分组检验		调节效应	十一五	十二五	十三五
	(1)	(2)		规划	规划	规划
	高	低	全样本	<i>DID</i>	<i>DID</i>	<i>DID</i>
<i>IP</i>	0.006*	0.006***	0.006***			
	(0.003)	(0.001)	(0.001)			
<i>DGrow</i>			0.003			
			(0.002)			
<i>DGrow</i> × <i>IP</i>			-0.001			
			(0.004)			
<i>D</i> × <i>P</i>				-0.006	-0.015*	0.009
				(0.004)	(0.008)	(0.008)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.078***	0.049***	0.052***	0.044***	0.058*	0.052
	(0.018)	(0.008)	(0.008)	(0.014)	(0.032)	(0.032)
N	1496	8518	10014	1477	830	755
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Within. R <sup>2</sup>	0.024	0.019	0.013	0.052	0.122	0.091

注:表中*D*的设定在表7、表8的设定基础之上加入了投资机会高这一选择。*P*的设定与表7、表8一致,括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示*p* < 0.01, \*\*表示*p* < 0.05, \*表示*p* < 0.1

未受到产业政策扶持的控制组,得到  $D \times P$  的估计系数在“十二五”规划下显著为负,在“十一五”和“十三五”规划下并不显著。整体来看,相较于低投资机会企业,高投资机会企业中产业政策扶持对金融资产配置的促进作用并不十分显著,这一实证结果符合本文预期,即产业政策扶持虽然能够缓解企业面临的融资约束困境,但对于本身具有较高投资机会的企业而言,其有更强的坚持主业发展的意愿和信心,进而减少金融资产投资。

**2. 主营业务收益率高低分组检验。**较多文献提到企业进行金融资产配置的一个重要原因在于实体投资收益率的不断下滑和金融资产投资收益的不断上升,二者利差的扩大无疑促使企业将资金更多的投向金融资产领域而非实体投资 (Demir, 2009; Orhangazi, 2008; 张成思和张步昙, 2015)<sup>[42, 53-54]</sup>。那么,在企业主营业务收益率不断上升的情况下,利差的收窄将会削弱企业投资金融资产行为。于是,本文提出“产业政策扶持→缓解企业融资约束(+主营业务收益率异质性)→金融资产配置下滑”这条路径假设。本文从融资约束微观传导机制的主营业务收益率的视角对产业政策实施效果异质性进行分析。

首先,本文采用主营业务利润/主营业务收入的比值来表征企业的主营业务收益率,并将超过该值75%分位数的企业划分为主营业务收益率高的样本组,记  $DR$  为1;将低于主营业务收益率25%分位数的企业划分为主营业务收益率低的样本组,记  $DR$  为0。然后进行分组回归,见表15第(1)列和第(2)列。从主营业务收益率高低分组的回归结果来看,在高主营收益率样本中,产业政策扶持对企业金融资产配置的促进作用并不显著,而在低主营业务收益率样本中促进效应更为明显。该实证结果表明,产业政策扶持与金融资产配置的正向关系在主营业务收益率高的企业中表现并不明显,则意味着对于受到产业政策扶持的企业而言,尽管产业政策能够缓解其融资约束困境,但对于企业本身有着良好的主业经营状况(表现为主业经营收益率较高),金融资产投资与主业投资的利差逐渐收

表15 主营业务收益率异质性检验

变量	分组检验		调节效应	十一五规划	十二五规划	十三五规划
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高	低	全样本	$DID$	$DID$	$DID$
$IP$	0.004	0.008 **	0.009 ***			
	(0.002)	(0.004)	(0.003)			
$DR$			-0.003			
			(0.003)			
$DR \times IP$			-0.007 **			
			(0.004)			
$D \times P$				-0.008 **	-0.015	0.010
				(0.004)	(0.009)	(0.009)
$Controls$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$_{-}cons$	0.072 ***	0.043 ***	0.079 *	0.077 ***	0.035	0.039
	(0.015)	(0.004)	(0.014)	(0.022)	(0.025)	(0.025)
$N$	2600	2723	4917	1725	759	678
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Within. $R^2$	0.041	0.030	0.017	0.071	0.127	0.097

注:表中  $D$  的设定在表7、表8的设定基础之上加入了主营业务收益率高这一选择,括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*表示  $p < 0.1$

窄,融资约束的纾解进一步促进了企业坚持主业发展的信念,进而减少对金融资产的配置。进一步地,本文还对主营业务收益率高低的调节机制进行检验(见第(3)列),发现  $DR \times IP$  的系数在5%的置信水平下显著为负(-0.007),表明主业经营收益率越高就越能够缓解产业政策对金融资产投资的促进效应,该结果符合预期。最后,本文还基于内生性检验的  $DID$  模型分别对“十一五”“十二五”和“十三五”规划的政策冲击进行异质性检验,其中, $D$  为1,表示在前文的设定条件之下还加上主营业务收益率高这一条件,而其他设置不变,结果见第(4)至(6)列。可以看到, $D \times P$  在“十一五”规划下显著为负(-0.008),而在“十二五”和“十三五”政策规划下并不显著。 $DID$  的实证结果表明对于既受到产业政策扶持又具有较高主业收益的企业而言,其投资金融资产的行为受到抑制,转而坚持核心业务的发展。

综合以上结果可得,在投资机会大的企业中,产业政策对企业金融资产配置的促进作用有所减弱;在



主营业务收益率高的企业中,产业政策扶持并没有对金融资产配置产生显著的促进作用,而主营业务收益率对二者存在显著的负向调节作用。而对于投资机会低、主业经营收益低的企业而言,在受到产业政策扶持而更易获得融资便利下,投资高收益率的金融资产这一行为对于企业经营来说,起到锦上添花的作用,并非根本上的“脱实向虚”。

## (二) 风险容忍度传导机制下的异质性分析

前文对于风险容忍度传导机制已经验证,即产业政策扶持下形成的庇护效应能够增加企业的优越感,提高企业风险容忍度,进而提高企业风险承担水平,则更加偏向于投资金融资产。然而,这对于经营风险较高的企业而言,可能投资风险性较高的金融资产的动机将会削减,一方面,因为企业收益的不确定性较高,且破产的概率也较大,企业投资决策更为谨慎;另一方面,经营风险较高的企业大多属于新兴成长的企业(李博阳等,2019)<sup>[55]</sup>,这类企业由于自身发展极不稳定,需要将投资重心聚焦于核心业务以获得竞争优势。即提出“产业政策扶持→风险容忍度提升(+经营风险异质性)→金融资产配置下滑”这条路径假设。对此,本文从经营风险高低对企业进行分组,来研究在产业政策扶持对企业金融资产配置在风险容忍度传导机制下的异质性分析。

关于企业经营风险(*Risk*)的度量,本文参考李建军和韩珣(2019)<sup>[56]</sup>的计算方法, $Risk = 1.2 \times \text{营运资本}/\text{总资产} + 1.4 \times \text{留存收益}/\text{总资产} + 3.3 \times \text{息税前利润}/\text{总资产} + 0.6 \times \text{股票总市值}/\text{负债账面价值} + 0.999 \times \text{销售收入}/\text{总资产}$ ,鉴于其是一个反向指标,因此对其进行标准化处理,记处理之后的经营风险为 *BRisk*。并基于 *BRisk* 的均值大小将样本分为高经营风险组和低经营风险组。下表16第(1)列和第(2)列表示面板模型分组回归结果,可知在高经营风险组中产业政策扶持对企业金融资产配置的估计系数为负(-0.001),但并不显著;而在低经营风险组中 *IP* 的估计系数在1%的置信水平下显著为正(0.008)。表明在风险容忍度微观传导机制下,尽管产业政策扶持能够提升企业的风险承担能力,但是对于企业本身具有较高的经营风险而言,企业将会在各项投资

收益与风险的利弊权衡中舍弃投资风险性更高的金融资产。此外,本文还对经营风险在产业政策扶持与金融资产配置的二者关系的调节效应进行了检验,回归结果见第(3)列,发现 *BRisk* × *IP* 的交叉项的估计系数为-0.001,且通过1%的置信水平。该结果与分组回归结果一致,均符合本文预期。最后,本文还在不同产业政策规划下分析产业政策扶持且经营风险高的处理效应,见第(4)至(6)列。发现 *D* × *P* 的估计系数在“十二五”规划下显著为负,在“十一五”和“十三五”规划下并不显著。整体来看,相较于低经营风险企业,高经营风险企业中产业政策扶持对金融资产配置的促进作用并不显著,即产业政策扶持给企业带来的庇护效应虽然能够提升企业风险承担能力,但对于本身具有较高经营风险的企业而言,在投资收益与风险的权衡下,最终将坚持主业发展而减少对金融资产的配置。

表16 经营风险异质性检验

变量	分组检验		调节效应	十一五规划	十二五规划	十三五规划
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高	低	全样本	<i>DID</i>	<i>DID</i>	<i>DID</i>
<i>IP</i>	-0.001 (0.002)	0.008 *** (0.003)	0.104 *** (0.030)			
<i>BRisk</i>			0.002 *** (0.000)			
<i>BRisk</i> × <i>IP</i>			-0.001 *** (0.000)			
<i>D</i> × <i>P</i>				-0.005 (0.003)	-0.016 *** (0.005)	0.007 (0.007)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.111 *** (0.010)	0.089 *** (0.019)	-0.049 * (0.027)	0.034 ** (0.016)	0.034 ** (0.017)	0.037 ** (0.017)
<i>N</i>	7453	2561	10014	2344	1939	1914
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Within. R <sup>2</sup>	0.032	0.059	0.035	0.063	0.084	0.079

注:表中 *D* 的设定在表7、表8的设定基础之上加入了经营风险高这一选择,括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$

### (三) 产业政策扶持对企业投资结构影响

产业政策制定的初衷旨在促使企业实现其社会价值,鼓励企业积极发展主业经营,促进主业投资,而本文实证发现产业政策扶持能够促进企业进行金融资产配置,并且已有文献发现主业经营与金融资产投资的关系又较为复杂(张成思和张步县,2016;许罡和朱卫东,2017)<sup>[23,40]</sup>,产业政策扶持对实体投资及金融资产投资可能存在内生性。对此,本文采用三阶段最小二乘法(3SLS)估计联立方程模型来全面反映产业政策扶持、金融资产投资和实体投资三者之间的互动关系,其中,关于实体投资(*MI*)指标的度量,本文采用(固定资产投资+研发投资)/总资产来表征。模型具体包括两个方程:其一,表17第(1)列报告了产业政策扶持(*IP*)、实体投资(*MI*)对企业金融资产投资(*Fin*)的影响,发现*IP*对*Fin*的估计系数在10%的统计性水平上显著为正(0.002),而*MI*对*Fin*的系数显著为负(-0.030);其二,第(2)列报告了产业政策扶持(*IP*)、金融资产投资(*Fin*)对实体投资(*MI*)的回归结果,发现*IP*对*MI*的估计系数为正(0.010),但不显著,而*Fin*对*MI*的系数在1%的置信水平上显著为负(-0.391),且卡方检验的P值极小,表明模型设定合理。整体来看,通过构建联立方程发现产业政策扶持的确对企业金融资产配置存在促进作用,这与本文认为产业政策扶持存在金融化倾向是吻合的,也意味着在控制住实体资产投资的内生影响后,产业政策扶持确实对金融资产配置产生了显著的促进作用,再次支持了本文假设。

此外,上述联立方程回归结果可以看到金融资产投资与实体投资存在显著的负向关系,可以发现产业政策扶持导致企业金融资产配置提升,而金融资产投资增加又会导致实体投资下降,进而从企业的投资结构来看,产业政策扶持直接导致金融资产配置提升,而间接又会使实体投资减少,换言之,产业政策促进了企业投资结构向金融资产偏移,表现为微观企业金融化。为了证明二者的挤出方向是金融投资挤出实体投资,而非实体投资挤出金融投资,我们进一步考察了产业政策与企业投资结构变化的关系。我们构建了一个结构性投资变量,即用金融资产投资与实体投资的比重来表征(*Fin/MI*),进而采用随机效应和固定效应模型来分析产业政策扶持对投资结构的影响,回归结果见表18。第(1)列随机效应结果显示*IP*对*Fin/MI*的估计系数在1%的置信水平下显著为正(0.250),第(2)列固定效应结果显示二者存在显著的正向关系(0.260)。此意味着产业政策扶持对金融资产投资的激励效应显著高于其对实体投资的促进效应,从而使得金融资产对实体投资产生了挤出,即挤出方向为加剧了金融化,因此,企业投资结构向金融资产投资偏移,这为反思产业政策实施效果以及化解实体企业金融化具有重要实践意义。

表17 金融资产投资与实体投资联立方程回归结果

变量	3SLS	
	(1)	(2)
	<i>Fin</i>	<i>MI</i>
<i>IP</i>	0.002*	0.010
	(0.001)	(0.009)
<i>MI</i>	-0.030*	
	(0.018)	
<i>Fin</i>		-0.391***
		(0.062)
<i>Controls</i>	控制	控制
<i>_cons</i>	0.023**	0.525***
	(0.009)	(0.035)
<i>N</i>	8299	
时间效应	控制	
个体效应	控制	
统计量	卡方值=8299.000;统计量P值=0.000	

注:第(1)列*Controls*还控制了金融资产配置的滞后一阶和滞后两阶;列(2)中*Controls*还控制了营商环境,\*\*\*表示 $p < 0.01$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*表示 $p < 0.1$

表18 产业政策扶持与投资结构回归结果

变量	随机效应	固定效应
	(1)	(2)
	<i>Fin/MI</i>	<i>Fin/MI</i>
<i>IP</i>	0.250***	0.260***
	(0.099)	(0.099)
<i>Controls</i>	控制	控制
<i>_cons</i>	1.706***	0.990
	(0.556)	(0.649)
<i>N</i>	7357	7357
时间效应	控制	控制
个体效应	控制	控制
Within. R <sup>2</sup>	0.002	0.003

注:括号内数值为使用企业层面聚类稳健性标准误,\*\*\*表示 $p < 0.01$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*表示 $p < 0.1$

## 七、结论、启示与展望

### (一) 研究结论

本文以2008—2017年中国A股上市制造业企业财务数据为样本,运用双重差分模型考察了“十一五”规划、“十二五”规划和“十三五”规划中涵盖的产业政策扶持对企业金融资产配置水平的影响,以及对其中传导机制进行检验,并对估计结果进行了稳健性检验和异质性分析。研究结果表明:

第一,整体来看,在基准回归模型和控制内生性而采用 $DiD$ 模型、 $PSM-DiD$ 模型的实证结果下,我国产业政策的实施在一定程度上促进了企业金融资产配置水平,基准模型的估计结果在一系列稳健性检验后,该结论依然成立。

第二,从内在机制检验表明,产业政策对企业金融资产配置的正向作用,主要源于两个方面:一方面,产业政策扶持不仅会通过融资约束缓解效应提升企业投资意愿,还会通过庇护效应提高企业风险容忍度、强化风险承担,从而进一步提升“主观投资意愿”;另一方面,政策扶持引发投资潮涌会恶化市场竞争、政策前瞻性及其社会价值性又对企业短期经济价值产生抑制,从而导致企业“客观投资机会”下滑。最终,企业在客观投资不确定性加剧而主观投资意愿上升的共振作用下选择转向具有替代性的金融资产投资。

第三,产业政策的实施效果对不同企业存在异质性。具体来说,从融资约束传导机制下的投资机会、主营业务收益率的异质性分析中发现,对于投资机会大、主业经营收益率高的企业而言,产业政策对金融资产配置的促进作用并不显著。而从风险容忍度的传导机制下的经营风险异质性分析中发现,产业政策扶持对金融资产配置的促进作用在经营风险低的企业中更加明显,这说明企业进行金融资产配置更像是锦上添花,而非根本上的“脱实向虚”。

### (二) 政策启示

现阶段,我国相关的政策制度体系尚不健全,对资源投放的跟踪与监管体系尚不完备,导致宏观经济政策在服务实体经济的传导路径上受到多方面阻碍。为实现实体经济高质量发展,推进结构调整和产业升级战略目标,结合理论分析和实证结果来看,应考虑从以下几方面进行政策协调:

第一,产业政策扶持总体上对企业金融资产配置产生促进作用,这与产业制定的预期目标相背离,于是,仍需要通过新的政策约束来避免一些意外的情况,而这意味着产业政策配置机制的完善具有不可替代的意义。此外,从长远发展视角来看,加速推进深化金融市场化改革进程,应尽可能减少利用政策干预资源配置的手段,而应充分发挥市场自主调节作用。

第二,营造良好的市场竞争环境。产业政策体系应遵从竞争政策,鉴于公平竞争是竞争力、创新和增长的重要驱动力,因而在制定产业政策时不应违背竞争的基本原则,并且对于产业“进入门槛”要求严格把关,防止大量资金涌入受支持的产业中进而恶化竞争环境。由此可见,创造良好的营商环境以及纠偏产业政策配套的机制对于我国经济增长和企业稳健经营具有重要参考价值。

第三,产业政策对投资机会低、主营业务收益率低和经营风险低的企业金融资产配置水平的促进作用更强。表明提高企业投资机会以及鼓励企业坚持主业发展能够有效缓解产业政策扶持对金融资产配置的促进作用。由于我国实体经济的投资机会并不平等,而产业政策的扶持意义便是给予具有发展潜力和社会贡献价值更高的行业企业一定的发展环境,为了避免资源被企业滥用,相关部门应加大对实体投资和有效投资的关注度,通过差异化的政策激励实体企业坚持主业的发展理念。

### (三) 研究局限与展望

本研究存在一定的局限性。首先,本文研究设计的视角是从企业投资结构的调整来看金融资产配置行为,在外部冲击下(产业政策扶持)考察微观企业的行为变化。而邓路等(2020)<sup>[57]</sup>通过实证检验发现对于受到产业政策激励的行业企业而言,金融资产配置与企业违约风险的负向关系更加显著,表明企业投资结构向金融资产配置行为并未表现出不合理,所以,将金融资产投资视为企业投资结构调整的一种表现,而

非一定视为“脱实向虚”的表现。因此,为了便于从微观企业投资结构偏移来理解产业政策的实施效果,后续的研究可以丰富宏观经济政策与微观企业财务行为的理论机制来反思产业政策的实施效果,这也有助于正确认识企业从事金融资产投资的内涵,避免将金融资产投资“妖魔化”。

另外,本文仅从微观企业的融资约束困境和企业风险容忍度两个维度对产业政策扶持的传导机制进行分析,而产业政策对微观企业的影响可能还会通过宏观层面的资源配置效率、营商环境的改变、市场竞争等方面进行传递,但受制于文章前后逻辑关系以及研究的微观传导机制的侧重点,本文并未对宏观层面的传导渠道进行深入研究,而随着后续对产业政策的经济后果研究视角的不同,此部分研究可能是未来需要拓展的部分。

### 参考文献:

- [1]江飞涛,李晓萍.改革开放四十年中国产业政策演进与发展——兼论中国产业政策体系的转型[J].管理世界,2018(10):73-85.
- [2]宋凌云,王贤彬.重点产业政策、资源重置与产业生产率[J].管理世界,2013(12):63-77.
- [3]钱雪松,康瑾,唐英伦,等.产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J].中国工业经济,2018(8):42-59.
- [4]钟廷勇,何玲,孙芳城.产业政策对企业全要素生产率的影响研究[J].经济纵横,2019(12):86-98.
- [5]张超林,王连军,袁立华.产业政策对企业技术效率的异质性影响研究——基于中国制造业上市公司的实证检验[J].产业经济研究,2019(5):39-50.
- [6]王满四,王旭东.关系型融资、关系治理与企业创新——来自沪深A股高科技上市公司的实证研究[J].中国软科学,2020(5):118-129.
- [7]张成思,刘贯春.中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角[J].经济研究,2018(12):51-67.
- [8]林毅夫,巫和懋,邢亦青.“潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J].经济研究,2010(10):4-19.
- [9]WHITFIELD L, BUUR L. The politics of industrial policy: ruling elites and their alliances[J]. Third World Quarterly, 2014, 35(1):126-144.
- [10]MALONEY W F, NAYYAR G. Industrial policy, information, and government capacity[J]. World Bank Research Observer, 2018, 33(2):189-217.
- [11]黎文靖,李耀淘.产业政策激励了公司投资吗[J].中国工业经济,2014(5):122-134.
- [12]韩乾,洪永淼.国家产业政策、资产价格与投资者行为[J].经济研究,2014(12):143-158.
- [13]余明桂,范蕊,钟慧洁.中国产业政策与企业技术创新[J].中国工业经济,2016(12):5-22.
- [14]AGHION P J, CAI M, DEWATRIPONT L, et al. Industrial Policy and Competition[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, 7(4):1-32.
- [15]邵敏,包群.政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J].中国工业经济,2012(7):70-82.
- [16]SMITH C W, STULZ R M. The Determinants of Firms' Hedging Policies[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1985, 20(4):391-405.
- [17]邓超,张梅,唐莹.中国非金融企业金融化的影响因素分析[J].财经理论与实践,2017(2):2-8.
- [18]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.
- [19]彭俞超,韩珣,李建军.经济政策不确定性与企业金融化[J].中国工业经济,2018(1):137-155.
- [20]黄贤环,王瑶,王少华.谁更过度金融化:业绩上升企业还是业绩下滑企业?[J].上海财经大学学报,2019(1):80-94,138.
- [21]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.
- [22]HAMBRICK D C, MASON P A. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers[J]. Academy of Management Review, 1984, 9(2):193-206.
- [23]张成思,张步层.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.
- [24]许罡,伍文中.公司金融化投资之谜:盈余管理抑或金融套利?[J].证券市场导报,2018(8):20-28.
- [25]黄贤环,吴秋生,王瑶.金融资产配置与企业财务风险:“未雨绸缪”还是“舍本逐末”[J].财经研究,2018(12):100-112,125.

- [26] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016(4):60-73.
- [27] 陈冬华,梁上坤,蒋德权. 不同市场化进程下高管激励契约的成本与选择:货币薪酬与在职消费[J]. 会计研究, 2010(11):56-64,97.
- [28] 张纯,潘亮. 转型经济中产业政策的有效性研究——基于我国各级政府利益博弈视角[J]. 财经研究, 2012(12):85-94.
- [29] 林学军,官玉霞. 融资约束与企业并购——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南京审计大学学报, 2020(3):51-60.
- [30] 杨洋,王晨,章立玲,等. 基于国家规划的新型城镇化状态定量评估指标体系构建及应用——以山东半岛城市群为例[J]. 经济地理, 2015(7):51-58.
- [31] 周亚虹,蒲余路,陈诗一,等. 政府扶持与新型产业发展——以新能源为例[J]. 经济研究, 2015(6):147-161.
- [32] 吴倩,潘爱玲,刘昕. 产业政策支持、企业生命周期与风险承担[J]. 商业经济与管理, 2019(1):74-87.
- [33] 张尧,路继业,姬东骅. 产业政策能否促进企业风险承担? [J]. 会计研究, 2019(7):3-11.
- [34] WU W, JOHAN S A, RUI O M. Institutional investors, political connections, and the incidence of regulatory enforcement against corporate fraud[J]. Journal of Business Ethics, 2016, 134(4):709-726.
- [35] 毕晓方,张俊民,李海英. 产业政策、管理者过度自信与企业流动性风险[J]. 会计研究, 2015(3):57-63,95.
- [36] JOHN K, LITOV L, YEUNG B. Corporate governance and risk-taking[J]. The Journal of Finance, 2008, 63(4):1679-1728.
- [37] 林毅夫. 潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建[J]. 经济研究, 2007(1):126-131.
- [38] 方军雄. 企业投资决策趋同:羊群效应抑或“潮涌现象”? [J]. 财经研究, 2012(11):92-102.
- [39] 杨继东,罗路宝. 产业政策、地区竞争与资源空间配置扭曲[J]. 中国工业经济, 2018(12):5-22.
- [40] 许罡,朱卫东. 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[J]. 科学学研究, 2017(5):709-719,728.
- [41] 沈红波,张广婷,阎竣. 银行贷款监督、政府干预与自由现金流约束——基于中国上市公司的经验证据[J]. 中国工业经济, 2013(5):96-108.
- [42] DEMIR F. Capital market imperfections and financialization of real sectors in emerging markets: private investment and cash flow relationship revisited[J]. World Development, 2009, 37(5):953-964.
- [43] 胡奕明,王雪婷,张瑾. 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, 2017(1):181-194.
- [44] CHEN D, LI O Z, XIN F. Five-year plans, China finance and their consequences[J]. China Journal of Accounting Research, 2017, 10(2):189-230.
- [45] 温忠麟,侯杰泰,张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 2005(2):268-274.
- [46] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index[J]. Review of Financial Studies, 2010, 53(5):1909-1940.
- [47] MILLER K D, CHEN W R. Variable organizational risk preferences: tests of the March-Shapira Model[J]. Academy of Management Journal, 2004, 47(1):105-115.
- [48] 闫海洲,陈百助. 产业上市公司的金融资产:市场效应与持有动机[J]. 经济研究, 2018(7):152-166.
- [49] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? the winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 21(1):1540-1561.
- [50] 曾爱民,魏志华. 融资约束、财务柔性与企业投资—现金流敏感性——理论分析及来自中国上市公司的经验证据[J]. 财经研究, 2013, 39(11):48-58.
- [51] 兰芳,于博,方云龙,等. 创始人 CFO、风险容忍度与企业创新[J]. 科技进步与对策, 2020(4):99-108.
- [52] 项东,赵天真,张玉明. 企业投资机会、融资约束与研发创新——来自中国中小板上市公司的经验证据[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2020(3):98-107.
- [53] ORHANGAZI Ö. Financialization 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.
- [54] 张成思,张步昙. 再论金融与实体经济:经济金融化视角[J]. 经济学动态, 2015(6):56-66.
- [55] 李博阳,沈悦,张嘉望. 金融资产配置、企业经营风险与企业杠杆率[J]. 当代经济科学, 2019(5):116-128.
- [56] 李建军,韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究, 2019(8):21-35.
- [57] 邓路,刘欢,侯繁荣. 金融资产配置与违约风险:蓄水池效应,还是逐利效应? [J]. 金融研究, 2020(7):172-189.

