产业政策与企业资产金融化

步晓宁[1]，赵丽华[1]，刘　磊[2]
（1. 山东财经大学 金融学院，山东 济南 250014；
2. 山东财经大学 国际经贸学院，山东 济南 250014）

摘　要：产业政策作为政府干预经济的重要手段，其实施效果一直是学术界争论的热点问题。本文以中国 2009 年十大产业振兴规划的出台作为自然实验，运用双重差分法从企业资产金融化的角度检验了产业政策对资金脱虚向实的影响。实证结果表明：（1）十大产业振兴规划出台显著促进了非金融企业的资产金融化水平，导致资金由实体经济流向虚拟经济，这一结论在经过多项稳健性检验后依然成立；（2）机制分析表明十大产业振兴规划通过缓解融资约束渠道加剧了非金融企业的资产金融化程度，而且其影响程度呈现逐年增强的态势；（3）分样本检验结果显示：相对于小型和非国有企业，大型企业和国有企业在十大产业振兴规划出台以后，其资产金融化程度显著提高。本文的研究有助于从产业政策视角理解经济脱实向虚现象，为政府设计差异化产业政策提供理论依据。

关键词：企业资产金融化；脱实向虚；融资约束；产业政策
中图分类号：F831.4

一、引　言

产业政策作为引导产业发展方向，实现特定经济发展目标的重要工具，其实施效果是否有效，在学术界一直存在争议。[①]有学者认为产业政策的实施会提高产业创新效率、提升企业全要素生产率、促进企业多元化经营等（Peters 等，2012；Aghion 等，2015；杨兴全等，2018），总体来说中国经济的高速增长受益于国家出台的各项产业政策（韩乾和洪水淼，2014），然而也有学者认为产业政策的实施并没有显著的作用（Beason 等，1996），甚至会降低企业的投资效率等（黎文靖和李耀淘，2014；王克敏等，2017）。那么面对增速减缓的经济新常态，大量实体企业开始转向金融市场的背景下，[②]产业政策的实施会对企业资产金融化产生怎样的影响？这是目前学术界所忽略的研究内容，对该问题的回答，拓展了在“宏观经济政策与微观企业行为”方面的探讨，同时从产业政策的视角进一步认识了我国当前经济脱实向虚现象的成因，兼具了理论与实践的重要意义。

在研究产业政策对微观企业行为的影响时，自然实验是学者们普遍的选择（李楠和乔榛，2010；陈林和唐杨柳，2014；盛丹和刘灿雷，2016）。值得指出的是，自 2008 年经济危机

收稿日期：2019-09-30
基金项目：山东省社会科学规划项目一般项目“城市全要素生产率增长的收入分配效应研究”（20CJJJ01）；国家自然科学基金青年项目“高管同群现象及其决策行为研究”（71802116）；山东省自然科学基金博士项目“关系网络镶嵌下的企业决策趋同性研究：理论拓展与机制耦合”（ZR2018BG006）；泰山学者专项工程专项经费（tsqn201909135）；山东省高等学校优秀青年创新团队支持计划“金融业开放与民营企业发展”（2019RWE004）
作者简介：步晓宁（1983-）（通讯作者），男，山东烟台人，山东财经大学金融学院副教授，硕士生导师；
赵丽华（1995-），女，河北唐山人，山东财经大学金融学院，硕士研究生；
刘　磊（1982-），男，山东潍坊人，山东财经大学国际经贸学院副教授，硕士生导师。

①林毅夫教授和张维迎教授就产业政策进行了辩论。

②根据 Wind 数据统计结果显示，2016 年购买银行理财产品、证券公司理财产品、信托贷款、私募等金融产品的上市公司有 767 家，总金额达到 0.73 万亿；2017 年购买金融产品的上市公司增加到 1221 家，涉及金额达到 1.35 万亿；到 2018 年则有 1252 家上市公司购买金融产品，涉及金额达到了 1.66 万亿，中国非金融企业资产金融化程度日益严重。

后，我国经济开始出现实体经济发展放缓，而资产部门却持续膨胀的现象。为了缓解金融危机对我国经济造成的严重冲击，防止实体经济进一步下滑，2009 年政府部门出台了十大产业振兴规划（以下简称十大产业政策），由于该政策出台周期短，对上市公司而言，满足外生性要求，而且该政策行业划分明确，开始有学者以此为自然实验，采用双重差分方法来研究产业政策对微观企业行为的影响（钱雪松等，2018）。

基于此，本文利用 2006 年至 2017 年沪深两市 A 股非金融上市公司的相关数据，建立双重差分模型，实证检验了十大产业政策的出台对企业资产金融化的影响。研究表明，（1）十大产业政策的实施显著提高了我国非金融企业的资产金融化水平，进一步加剧了我国当前的经济脱实向虚趋势；（2）通过进一步研究发现十大产业政策对企业资产金融化产生影响的背后作用渠道是缓解了融资约束；（3）十大产业政策对企业资产金融化的影响存在截面异质性，与小型和非国有企业相比，十大产业政策对大型和国有企业的资产金融化水平的促进作用更强，也更显著。本研究清晰的揭示了“实施十大产业振兴规划→缓解非金融企业融资约束→提高非金融企业资产金融化水平（加剧经济脱实向虚趋势）”的传导机制，从侧面支持了我国企业资产金融化的逐利性动机。

本文可能的边际贡献主要有：（1）本文一方面为理解产业政策影响经济“脱实向虚”提供了重要的微观作用机制，拓展了产业政策实施效果在微观层面的考察，丰富了“宏观经济政策与微观企业行为”的研究内容，弥补了现有研究文献的不足。另一方面产业政策是政府弥补部分市场失灵的重要手段，然而在经济新常态的背景下，产业政策的频繁使用也可能是提高非金融企业资产金融化水平的重要诱因，因此为新兴市场国家企业金融化的制度成因提供了新的解释。（2）由于产业政策的自然实验较少，因此在研究产业政策的实施效果时，较为普遍的是采用了“五年规划”作为产业政策冲击（宋凌云和王贤彬，2013；余明桂等，2016）。但是由于“五年规划”等政策制定周期较长，企业可能会在政策出台之前进行预期，不能满足外生冲击的特征，因此并不能有效的识别产业政策与企业资产金融化之间的关系。与以往文献不同，本文采用 2009 年出台的十大产业振兴规划作为产业政策冲击，为探寻产业政策与企业资产金融化之间关系提供了适当的研究素材，从而有效避免了产业政策的内生性问题。（3）本文从融资约束的角度对产业政策影响企业资产金融化的作用机制进行了检验，并通过产业政策对融资约束的影响，进一步识别出了我国企业资产金融化的动机是追逐利润而并非是预防储蓄，为“投资替代”理论提供了证据支持，说明当前我国企业的资产金融化行为对实体经济造成了一定的挤压，因此并不利于经济发展，应当对这种金融化行为加以治理。

本文剩余章节安排如下：第二部分对现有研究文献进行梳理和归纳，提出本文的研究假设；第三部分是模型设定和数据处理；第四部分是实证结果分析及稳健性讨论；第五部分是作用机制分析；第六部分为异质性检验；第七部分为结论和启示。

二、文献回顾与研究假设

（一）产业政策与企业金融化

金融资产所具有的双重属性决定它既可以作为流动性贮藏的工具，又可以作为企业的投资工具。根据“蓄水池”理论，企业持有金融资产的目的是预防未来现金流的不确定性，防范破产风险，是生产经营活动中未雨绸缪行为（Smith 和 Stulz，1985；Opler 等，1999；Almeida 等，2004；胡奕明等，2017）。显然企业若是出于这种目的持有金融资产则有利于经济平稳发展（戴赜等，2018）。若企业持有金融资产的动机是追逐资本市场的超额利润，放弃对实体经济的投入，目的是通过资本运作来实现利润最大化（谢家智等，2014；Demir，2009），此时企业持有金融资产则会对实体投资造成挤压，金融资产投资与实体经济投资是替代性关系，这就是“投资替代”理论的观点。

而 2008 年国际金融危机爆发后，中国政府为了实现“保增长、促就业”，进一步促进产业转型升级，对汽车产业、钢铁产业、纺织业、装备制造业、船舶制造业、电子信息、轻工业、石化工业、物流业和有色金属产业等十大产业，出台了相应的配套细则，这些产业政策总称为“十大产业振兴规划”。其中具体措施主要为扩大内需、技术升级、财税与信贷支持等政策，如在刺激市场需求方面，主要采取减税、政府补贴以及消费信贷等措施增加居民消费；对有色金属行业和钢铁业节能技术的改造给予财政奖励，以激励企业进行技术升级和产品改造；对中小纺织和轻工企业贷款实行税前全额拨备和提供风险补偿，以及将现有中小企业发展的专项基金向纺织企业和轻工企业倾斜等一系列具体措施。

不难看出，十大产业政策为缓解金融危机对我国经济带来的负面影响，主要依靠的是政府补贴、出口退税、鼓励金融机构提供贷款等措施，而不是对生产要素的优化或者对管理能力等核心竞争因素的干预。因此十大产业政策的实施，本质上是直接给予了企业流动资金，这一方面弱化了企业的预防储蓄动机，作为流动性贮藏工具的金融资产规模下降，企业金融化水平降低；另一方面企业为追逐资本市场的短期利润，也会将获得的流动资金投入到金融市场，导致企业金融化水平上升。此外，由于企业存在委托代理问题（辛清泉，2007；赵纯祥和张敦力，2013），企业管理层更注重短期利润（Stockhammer，2006），并且金融资产还具有粉饰管理层业绩的作用，[①]这些因素也会促使企业将资金配置到资本市场，企图通过资本运作来快速获得利润，从而达到管理者提高薪酬和扩张权力的目的。另外值得强调的是，张成思和张步昙（2016）研究发现我国企业持有金融资产的动机并非预防储蓄。因此综合以上分析，本文认为非金融企业为追逐资本市场利润以及委托代理等问题，十大产业政策的实施导致产业内企业的资产金融化水平提高，并据此提出本文的第一个待检验假设：

H1：与十大产业外的企业相比，十大产业政策实施以后，属于十大产业内的企业资产金融化水平提高。

（二）融资约束与企业资产金融化

与“蓄水池”理论和“投资替代”理论不同，“实体中介”理论并不是从金融资产的属性出发，而是从企业的融资约束角度出发来解释新兴市场国家企业资产金融化现象。事实上，“实体中介”理论是基于资产负债表和利润表来更加广泛的识别企业金融化的行为，其理论基础源于融资优序理论（Myers，1984），即企业进行投资时会优先采用内部资金，其次是外部资金。若企业将内部资金和借入的外部资金投资于实体产业，此时企业的金融资产降低，金融负债增加；若投资于金融市场，企业的金融资产不仅不会降低反而还会升高，因此金融资产和金融负债同时增加。所以，根据企业的金融资产和金融负债的变化方向，可以更加广泛的识别企业金融化行为。

Hattori 等（2009）最早利用这一思路来识别企业金融化，其研究发现由于企业存在套利行为，导致企业的流动性与固定资产投资之间的负相关关系会减弱，甚至发生翻转。随后 Jiang 等（2010）进一步拓宽金融资产的度量范围，更加准确的识别企业金融化行为。最后 Shin 和 Zhao（2013）拓展了上述学者的研究思路，并提出了“实体中介”理论，该理论认为一些企业容易从银行获得资金，但是其生产效率不高，因此这些企业便将从银行获得的低成本资金，转贷给其他不易获得银行贷款的企业。因而这类企业的行为在学术界被称为“为贷而借”，而这类企业也被称为“实体中介”。[②]简言之，“实体中介”产生的主要原因是银行融资歧视的存在。

因此在十大产业政策出台以后，为了扩大内需，刺激消费需求所实施的政府补贴、减免

①根据《企业会计准则第 22 号——金融工具确认和计量》的有关规定，企业持有的交易性金融资产和可供出售金融资产，在取得时均按照成本计价，在期末则按照公允价值计量，将公允价值的变动分别计入当期损益和所有者权益。因此在资产升值时，将这种正向的公允价值变动认定为是交易性金融资产的升值而将其计入当期损益项目，从而提升短期利润；当资产减值时，则将公允价值变动计入所有者权益，规避损失。由此可见，企业持有金融资产还可以起到调节利润的目的。

②该名词是由 Shin 和 Zhao（2013）首次提出的“surrogate intermediation”一词意译而来。

税收、出口退税；鼓励金融机构提供贷款以及支持企业发行股票和债券等措施，都直接为企业获得资金提供了便利，这在很大程度上缓解了企业的外部融资约束。那么根据“实体中介”理论，十大产业政策的实施，实质上是带来了政策融资歧视，相比于产业外的企业，产业内企业更容易获得资金。因此十大产业内的企业由于融资约束的缓解而成为“实体中介”，将资金通过金融市场转贷给需要资金的企业，导致产业内企业资产金融化水平上升。换言之，十大产业政策提高企业资产金融化水平的渠道是缓解了产业内企业的融资约束。基于此，本文提出第二个待检验假设：

H2：与十大产业外的企业相比，十大产业政策的实施缓解了产业内企业的融资约束。

根据“实体中介”理论，大型企业和国有企业更容易成为“实体中介”，[①]因为相比于大型企业和国有企业，中小企业和民营企业受到自身发展时间短、规模小、管理体系不健全等因素的制约更难从银行获得融资，而预算软约束的存在也使银行更趋向于大客户的业务 。根据内部资本市场理论，企业通过合并诞生的大型企业，其内部就会形成融通机制，那么企业的内部资本市场应运而生，而国有企业的实际控制人是政府，一方面由于其政企关系的联系紧密性更高，国有企业更容易受到产业政策的扶持，其背后有国家信用作为保证，违约风险也就更小，因此金融部门更倾向于与国有企业合作；另一方面国有企业通过兼并重组，更容易形成集团。在这种全集团企业内部，更倾向于将资金集中流向回报率较高的可行项目，以此来提高资金的配置效率实现资源的优化配置，也就是说，大型企业和国有企业通过内部资本市场，面临的融资约束更低。在面对金融市场的高收益时，这些拥有大量闲置资金的大型企业和国有企业便会将资金提供给受到融资约束较大的企业以满足其盘活资金、提高资金利用效率的诉求，相应地，这些“实体中介”就表现为非金融企业资产金融化现象（Du 等，2017）。

另外 Kaplan 和 Zingales（1997）采用国外的企业样本进行研究发现，低融资约束企业的投资敏感性更高，这也表明低融资约束企业更加具有盘活内部资金的诉求，但是在发达国家的良好经济环境中，企业投资于实体经济的回报率是较高的，因此企业更倾向于运用内部资金投资于实体经济。而结合我国经济发展的现实情况，一方面企业投资于实体经济的回报率较低，并且项目夭折的概率也较高，另一方面在面临实体经济与资本市场的巨大的“利润鸿沟”，企业的投资决策自然是偏向金融市场。所以在我国，低融资约束企业在融资约束得到缓解以后，其投资于金融市场的敏感性则相对更高。那么与小型和非国有企业相比，大型和国有企业所面临的融资约束水平显然更低，因此十大产业政策实施以后，大型和国有企业对于投资金融市场的敏感性也相应的更强，金融化水平也就更高。基于以上分析，推断十大产业政策对不同类型企业资产金融化的影响存在异质性，由此本文提出了第三个待检验假设：

H3a：十大产业政策出台后，大型企业的资产金融化水平比小型企业更高。

H3b：十大产业政策出台后，国有企业的资产金融化水平比非国有企业更高。

三、研究数据与研究设计

（一）研究数据

本文选取 2006-2017 年沪深 A 股上市公司作为研究样本，并删除以下四类样本：（1）资不抵债的上市公司，即资产负债率大于 1 的企业；（2）金融类上市公司，包含该类样本容易高估企业资产金融化的水平，因此本文拟将该类公司剔除；（3）ST 类和*ST 类上市公司；[②]（4）数据缺失的上市公司。通过以上处理最终得到的研究样本总数为 23483，共有 1356

①王永钦等（2018）研究发现国有企业相对于民营企业，更加深入地参与影子银行活动；而成长型公司参与影子银行活动的程度较低。

②根据沪深交易所于 1998 年 4 月 22 日作出的宣布，将对财务状况或者是其他状况出现异常的上市公司股票交易进行“特别处理（Special Treatment，ST）”，因此在这类上市公司的股票代码前面冠以“ST”。而*ST 类代表经营连续三年亏损的上市公司，这两类上市公司的股票价格涨跌幅度均限制在 5%以内。

家上市公司。此外本文在进行数据处理时对所有连续变量进行了 1%的双边缩尾处理以避免奇异值的影响。本文数据来源于 Wind 数据库和 CSMAR 数据库。

1. 变量定义

企业金融化是企业的各种资本运作（包括财务转移、风险管理、公司重组、资产证券化、衍生交易和其他形式的金融化包装）稳步取代实体生产（制造、扩张和运输活动）的行为（Kelvin Phillips，2002）；或者是非金融企业的金融投资与由此带来的金融收益的增加等（Krippner，2005）。因此企业金融化可以从资产和收益两个角度进行度量，但是投资收益中包含了该时期市场价格波动和风险等因素，所以为了排除其他宏观因素和市场因素的干扰，更好的反应企业的真实投资意愿，本文采用企业金融资产占企业总资产这一指标来衡量企业金融化水平。参考戴赜等（2018）对企业金融资产指标的归纳，金融资产包括以下五个科目：交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期股权投资和投资性房地产。[①]因此企业的资产金融化水平以金融资产占总资产比重来衡量（宋军和陆旸，2015），另外参考钱雪松等（2018）、彭俞超等（2018）的研究，本文控制变量涵盖了企业层面、产业层面以及区域层面以排除其他因素的影响。各个变量具体定义如表 1 所示：

表 1　变量定义

类别	符号	定义	计算方式
被解释变量	FIN	金融资产占比	金融资产/总资产
主要解释变量	Ten	行业虚拟变量	十大产业之内取 1，否则取 0
	dum_t	时间虚拟变量	2009 年以前取 0，否则取 1
	Policy	Ten 与 dum_t 乘积	$Ten_i*dum_t_t$
企业层面控制变量	InAsset	总资产取对数	
	Q	托宾 Q	
	Lev	资产负债率	
	ROA	资产收益率	
	Lnage	企业年龄	
	Growth	企业成长性	主营业务收入增长率
	lnOCF	经营净现金流	
	RG	金融与实体相对收益率	金融收益率/实体收益率
产业层面控制变量	H_FIN	行业金融资产占比	
	lnHOP	行业营业利润	
	H_ROA	行业资产报酬率	
	H_ROE	行业净资产收益率	
	HSR	行业销售费用率	
区域层面控制变量	lnHP	商品房平均销售价格对数值	
	GDP	GDP 增长率	

注：金融收益率=（投资收益+公允价值变动损益+净汇兑收益之-对联营和合营企业的投资收益）/金融资产总额；实体收益率=（营业收入-营业成本-营业税金及附加-期间费用-资产减值损失）/经营资产总额。

2. 数据描述

表 2 列出了主要变量的描述性统计。统计结果显示，企业金融资产占比最小值为 0，最大值为 0.4731，这表明我国上市公司所持有的金融资产在样本期间存在很大的差异。上市公司的年龄对数值最小为 1，最大值为 4.2047，表明样本中既有刚成立的新公司，也有成立时

①按照黄群慧（2017）的划分，虚拟经济包括金融和房地产业，因此本文将投资性房地产也归为金融资产。

间较早的大型公司。另外企业的金融与实体相对收益率的均值为 1.0761，这也表明企业的金融收益率要大于实体收益率。整体而言上市企业的相关数据为研究十大产业政策对企业资产金融化的影响提供了良好的数据材料。

表 2　主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
FIN	23 483	0.0262	0.0580	0	0.4731
ROA	23 483	0.0421	0.0476	-0.2169	0.2131
lnage	23 483	2.6925	0.3693	1	4.2047
lnASSET	23 483	21.9201	1.2568	19.0605	27.7533
Q	23 483	2.2351	1.8396	0.2002	12.2736
LEV	23 483	0.4338	0.2069	0.0248	0.9429
RG	23 483	1.0761	2.6992	-13.1743	18.2450
lnOCF	23 483	18.9602	1.7688	9.7321	27.7548
Growth	23 483	4.2317	3.9828	2.2660	5.9411
H_FIN	23 483	0.0186	0.0299	-0.0446	0.5910
LnHOP	23 483	22.6995	1.8555	13.2133	26.3957
H_ROA	23 483	0.3169	29.2096	-89.3238	31 528.8830
H_ROE	23 483	0.1191	5.7598	-32.1928	713.2036
HSR	23 483	0.0669	0 .0607	0	0.8163
lnHP	23 483	8.7822	0.6094	7.2284	10.2218
GDP	23 483	0.1174	0.0426	0.0567	0.1977

（二）计量模型

本文以《上市公司行业分类指引》（2012 版）的行业分类为标准，通过设置虚拟变量 Ten，属于十大产业内样本为实验组即 Ten 取值为 1，反之为对照组即 Ten 取值为 0。其次该政策的出台时间为 2009 年，因此以 2009 年为时间节点来设置时间虚拟变量 dum_t，即 2009 年以前取值为 0，2009 年后取值为 1。最后构造交互项 Policy 即 Ten 与 dum_t 的乘积，该变量的系数即为我们所关注的十大产业政策对企业资产金融化的影响，该系数的显著性以及大小和正负号分别代表十大产业政策对企业资产金融化是否具有显著影响以及影响的程度和方向如何。根据以上思路介绍，本文构建的计量模型如下所示：

$$FIN_{it}=\beta_0+\beta_1 Policy_{it}+\beta_2 Control_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标 i 表示企业，t 表示年；$Control_{it}$ 主要包括企业层面、产业层面以及宏观层面的控制变量，μ_i 为个体固定效应，λ_t 为时间固定效应。为了减少个体效应和时间效应对实证结果的影响，本文构建的模型（1）为双向固定效应模型，其中 Ten_i 和 dum_t_t 的系数分别被个体效应和时间效应所吸收，因此在面板数据中，模型（1）更为常见。

四、实证结果分析

（一）共同趋势检验

双重差分模型要求在政策实施前，实验组和对照组应具有相似的时间趋势，即实验组在政策实施前，其时间趋势与对照组是平行的，这就是所谓的“平行趋势”或“共同趋势”假定，这是保证双重差分模型具有一定科学性的基本前提。在本文中，若该假定成立，则能够说明十大产业政策出台以后，实验组和对照组的资产金融化水平所存在的差异可能是由政策实施引起的，而不是由于政策以外的其他因素引起的。因此为保证以十大产业政策为自然实验建立双重差分模型的有效性，需要对研究样本进行共同趋势检验。在这部分建立的模型为：

$$FIN_{it}=\alpha_0+\alpha_1 Ten*YR2007+\alpha_2 Ten*YR2008+\alpha_3 Control_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

在该模型中，Ten 为政策实施虚拟变量，YR2007 为年份虚拟变量，即年份为 2007 时，该虚拟变量取值为 1，其他年份取值为 0；同理 YR2008 表示年份为 2008 时取值为 1，其他年份取值为 0 的虚拟变量，$Control_{it}$ 仍表示企业层面、产业层面以及宏观层面的控制变量，与模型（1）相同。其中 α_1 和 α_2 分别表示在 2007 年和 2008 年实验组与对照组之间存在的差异大小，如果该系数显著，则代表政策实施前，实验组与对照组之间就已经存在时间趋势上的差异，即不满足共同趋势假设；反之，如果系数不显著，则恰恰满足了共同趋势假设。具体检验结果如表 3 所示：第（1）列为未采用聚类稳健的标准误估计的结果，第（2）列至第（5）列均采用聚类稳健的标准误，并且逐渐加入企业层面、产业层面以及区域层面的控制变量。从表中结果来看，不论是否采用聚类稳健的标准误还是逐渐加入控制变量，α_1 和 α_2 估计结果均不显著。这表明实验组和对照组资产金融化水平的时间趋势并没有显著差异，满足了采用双重差分模型的基本前提——“共同趋势”假定。

另外，模型（2）的回归结果也可以看作是对政策实施预期效应的检验，在政策实施前，企业资产金融化的趋势并没有发生显著变化，则表明企业并没有预期到该政策的实施而提前做出反应，这也与十大产业政策的出台背景相一致。

表 3　共同趋势检验

变量	（1） FIN	（2） FIN	（3） FIN	（4） FIN	（5） FIN
Ten*YR2007	0.4137	0.3256	0.2261	0.2126	0.1248
	（0.4755）	（0.3752）	（2.6402）	（0.5024）	（0.1677）
Ten*YR2008	0.5143	0.6879	0.4352	0.3685	0.2971
	（0.4738）	（0.5237）	（0.4105）	（0.2946）	（0.1893）
Q			0.5243	-0.0090	-0.0071
			(0.3408)	(0.0059)	(0.0059)
ROA			0.0143	0.0136	0.0139
			(0.0115)	(0.0115)	(0.0115)
Growth			0.4872	0.4388	0.0105
			(0.4231)	(0.4159)	(0.0143)
LEV			0.0012	0.0016	0.0013
			(0.0018)	(0.0018)	(0.0023)
lnOCF			0.0092	0.0054	0.0032
			(0.0064)	(0.0082)	(0.0034)
lnASSET			0.1768***	0.1758***	0.1759***
			(0.0050)	(0.0049)	(0.0049)
lnage			0.0010	0.0006	0.0068
			(0.0028)	(0.0027)	(0.0043)
RG			0.0023	0.0012	0.0012
			(0.0018)	(0.0018)	(0.0023)
H_FIN				0.0016*	0.0009
				(0.0010)	(0.0010)
LnHOP				-0.0382**	0.5175*
				(0.0159)	(0.2823)
H_ROA				-0.0119	-0.1521
				(0.0157)	(0.3306)
H_ROE				-0.0019	-0.0043

				(0.0012)	(0.0134)
HSR				-0.0020	-0.0118
				(0.0012)	(0.0156)
lnHP					0.0002
					(0.0020)
GDP					0.0004
					(0.0021)
常数项	-0.0035**	-0.0038**	-0.6709**	-0.6583**	-0.5457*
	（0.0019）	（0.0017）	（0.2957）	（0.2925）	（0.3219）
年份效应	NO	YES	YES	YES	YES
个体效应	NO	YES	YES	YES	YES
地域效应	NO	YES	YES	YES	YES
产业效应	NO	YES	YES	YES	YES
观测值	23 483	23 483	23 483	23 483	23 483
R^2	0.1846	0.1846	0.1194	0.1265	0.1287
样本数	1 356	1 356	1 356	1 356	1 356

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的统计显著性，括号内数字为标准差。表中除第（1）列回归结果外均控制了年份效应、企业个体效应以及地域和产业效应。且除第（1）列回归结果未采用聚类稳健标准误，其余（2）到（5）列回归结果均采用聚类标准差进行调整得到。

（二）基准回归结果分析

表 4 报告了十大产业政策的出台对企业金融化影响的基准回归结果。第（1）列为未采用聚类稳健的标准误，第（2）列到第（5）列分别为逐渐加入企业层面、产业层面以及区域层面的控制变量并均采用聚类稳健标准误得到的回归结果，交互项系数均在 1%的水平上显著为正，并且在加入控制变量以及对年份效应、个体效应、产业效应以及地域效应进行控制以后，交互项系数的显著性水平也没有变化。但是表 4 中第（3）到（5）列的回归结果显示，随着逐渐加入企业层面、产业层面以及区域层面的控制变量，其系数大小有所下降，这是由于第（5）列中的回归结果进一步剔除了企业差异和产业差异以及区域方面差异等因素对企业资产金融化的影响，所以这些控制变量是影响企业持有金融资产规模的重要因素，如果不考虑这些因素，会高估十大产业政策对企业资产金融化的影响程度。总体来看，表 4 中的回归结果均支持了假设 H1 即与十大产业外的企业相比，十大产业政策实施以后，属于十大产业内的企业资产金融化水平提高。

其中企业层面控制变量的回归结果表明，规模越大、成立时间越早、资产负债率越高以及托宾 Q 值越低的企业越倾向于持有金融资产，同样，企业的金融收益率与实体收益率的差距越大，企业的资产金融化程度越高，这均表明企业资产金融化的动机是追逐资本市场的高额利润，而不是预防储蓄。另外企业所在行业的行业金融资产占比与企业的资产金融化水平同向变化，这与经济直觉是相符的，表明企业所在行业的资产金融化水平越高，那么行业内企业的资产金融化水平也会越高；企业所在行业的营业利润、资产报酬率、净资产收益率越高，表明企业所在行业的实体经济利润较高，相应的企业资产金融化水平则越低，即变量系数显著为负；区域层面的控制变量的系数并不显著，在这里不在赘述其经济意义，仅作为控制企业区域特征差异的变量。

表 4　基准回归结果

变量	（1） FIN	（2） FIN	（3） FIN	（4） FIN	（5） FIN
Policy	0.0086*** (0.0015)	0.0086*** (0.0025)	0.0028*** (0.0004)	0.0029*** (0.0004)	0.0027*** (0.0007)
Q			-0.019*** (0.003)	-0.017*** (0.003)	-0.011* (0.007)
ROA			-0.057 (0.047)	-0.058 (0.049)	-0.059 (0.049)
Growth			0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)
LEV			0.138*** (0.037)	0.130*** (0.036)	0.131*** (0.036)
lnOCF			-0.0140 (0.0165)	-0.0144 (0.0165)	-0.0144 (0.0165)
lnASSET			0.0431** (0.0185)	0.0431** (0.0185)	0.0431** (0.0185)
lnage			0.0433*** (0.0091)	0.0435*** (0.0092)	0.0430*** (0.0092)
RG			0.018*** (0.004)	0.022*** (0.004)	0.027*** (0.005)
H_FIN				0.021*** (0.004)	0.020*** (0.004)
LnHOP				-0.655** (0.292)	-0.539* (0.322)
H_ROA				-0.047*** (0.003)	-0.055*** (0.004)
H_ROE				-0.077* (0.039)	-0.078* (0.040)
HSR				-0.013 (0.012)	-0.013 (0.012)
lnHP					-0.003 (0.011)
GDP					0.033 (0.022)
常数项	-0.0118*** （0.0011）	-0.0118*** （0.0016）	0.2377*** （0.0452）	0.2435*** （0.0449）	0.3245*** （0.0709）
年份效应	NO	YES	YES	YES	YES
个体效应	NO	YES	YES	YES	YES
地域效应	NO	YES	YES	YES	YES
产业效应	NO	YES	YES	YES	YES
观测值	23 483	23 483	23 483	23 483	23 483
R^2	0.1011	0.1011	0.0602	0.0614	0.0621
样本数	1 356	1 356	1 356	1 356	1 356

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的统计显著性，括号内数字为标准差。表中（2）到（5）列

回归组合控制了年份效应、企业个体效应以及地域和产业效应。除第（1）列回归组合未采用聚类稳健标准误，其余（2）到（5）列回归系数的均采用聚类标准差进行调整得到。

另外，为了揭示十大产业政策对非金融企业资产金融化的动态影响效应，本文引入了Ten*YR2009、Ten*YR2010 和 Ten*YR2011 三个变量，交互项系数分别表示十大产业政策在每一年的影响程度。具体结果如表 5 所示，这表明，十大产业政策对非金融企业资产金融化水平的影响逐年增强。根据“实体中介”理论，十大产业政策的出台带来了政策上的融资歧视，驱动了产业内企业参与金融市场，而这种驱动作用在产业政策刚出台的第一年只有部分企业参与金融市场，例如纺织工业、钢铁产业和装备制造业等行业的企业，而随着这部分企业的进入，会带来金融市场资本价格的进一步升高，从而吸引产业内其他企业参与金融市场，这就导致产业政策实施的第二年对企业资产金融化的影响进一步扩大，因此交互项Ten*YR2010 的系数不论是从数值大小和显著性水平，都要比交互项 Ten*YR2009 的系数更高，以此类推，随着第二年更多企业参与到金融市场，进一步刺激资本市场的繁荣，从而吸引更多的资金流入资本市场，由此产生滚雪球效应，导致十大产业政策对企业资产金融化的动态效应呈现逐年增加的态势，并且显著性也有所提高。由此可见，十大产业政策的出台也是引起企业资产金融化的导火索，因此该动态效应结果也仍然支持本文假设 H1。

表 5　十大产业政策对企业资产金融化的动态影响

变量	（1） FIN	（2） FIN	（3） FIN
Ten*YR2009	0.0034* （0.0019）		
Ten*YR2010		0.0037*** （0.0007）	
Ten*YR2011			0.0043*** （0.0009）
常数项	0.6143*** 0.1289	0.6130*** 0.1291	0.6130*** 0.1291
Control1	YES	YES	YES
Control2	YES	YES	YES
Control3	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES
地域效应	YES	YES	YES
产业效应	YES	YES	YES
观测值	23 483	23 483	23 483
R^2	0.1111	0.1111	0.1112
样本数	1 356	1 356	1 356

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的统计显著性，括号内数字为标准差。Control1、Control2、Control3 分别表示企业层面、产业层面和区域层面的控制变量。表中所有回归组合均控制了年份效应、企业个体效应以及地域和产业效应。

（三）稳健性检验

为了排除其他可能影响本文实证结果的因素，增加上述研究结果的说服力，本文还做了表 6 所示的稳健性检验。

1. 反事实检验。该检验方法是假定 2007 年实施十大产业政策，并重新生成时间虚拟变量，2007 年以前取值为 0，2007 年以后取值为 1，建立双重差分模型，如果代表政策效应的交互项系数显著，则说明基准回归结果存在一定的偏误，即十大产业政策并不是引起实验组和对照组产生差异的唯一因素；反之，如果结果不显著，则与事实相符，因为该时间节点为虚拟时间节点，政策效应的影响应该在 2009 年才开始显现，在 2007 年不应存在政策效应，因此从反面支持了基准回归结果的稳健性。从表 6 第（1）列中的回归结果中可以看到,交互项的系数不显著，这表明假设时间节点为 2007 年时，十大产业政策对企业资产金融化没有影响，与事实相符，从反面证明十大产业政策对企业资产金融化存在影响。

2. 排除对照组受到外生事件影响的检验。由于该模型是通过设置对照组作为纯粹的时间效应，因此如果对照组也受到了政策冲击，那么基准回归结果也是不稳健的。根据上文中介绍的双重差分模型，本文做了表 6 中第（2）列的稳健性检验，从回归结果中我们可以看出，交互项的系数值并不显著，这说明样本中的对照组并没有受到十大产业政策的影响，满足了作为纯粹的时间效应条件。这说明本文采用的对照组设置合理，实证结果是稳健可靠的。

3. 倾向得分匹配法。为了解决样本选择问题，本文采用倾向得分匹配法，通过对研究样本打分的方式，对实验组和对照组重新划分，具体来讲，本文根据企业层面的特征变量（资产规模、资产负债率、资产收益率、托宾 Q、企业年龄、企业成长性、经营净现金流、金融与实体相对收益率），采用 Logit 模型对所有企业进行打分，根据实验组与对照组的得分情况，找到与实验组特征最为接近的对照组样本，从而解决了样本选择偏差问题。然后再采用双重差分模型进行回归。值得指出的是，表 6 第（3）列中未加入企业层面控制变量的原因在于该模型所采用的实验组与对照组本身就是根据企业特征进行打分进行匹配的，因此模型中已经控制了企业特征对被解释变量的影响。该检验的实证结果依然在 10%的水平下显著，并且交互项 Policy 的系数为 0.0025，这也与上文中表 4 的基本回归结果相近，进一步证明了上述回归结果的稳健性。

4. 由于十大产业政策的实施时间为三年，即 2009-2011 年，而本文样本数据的时间截取为 2006-2017 年，包含了政策实施前后的年份，为了使实验组和对照组的设置更加合理，将政策实施阶段的数据剔除，即剔除了 2009-2011 年政策实施期间的研究样本，并将 2006-2008 年的时间虚拟变量 dum_t 取值为 0，作为对照组，将 2012-2017 年的时间虚拟变量 dum_t 取值为 1，作为实验组。再次构造双重差分模型进行检验，结果如表 6 中第（4）列所示，交互项的系数仍然在 5%的水平下显著为正，这也证明了本文的基本结论是稳健可靠的。

表 6　稳健性检验

变量	（1） FIN	（2） FIN	（3） FIN	（4） FIN
Policy	0.0419 （0.0477）	-0.0002 （0.5349）	0.0025* （0.0014）	0.0785** （0.0389）
常数项	3.1278*** (0.0231)	-22.2478*** (0.1646)	-23.4881*** (0.2491)	0.6221*** （0.1651）
Control1	YES	YES	NO	YES
Control2	YES	YES	YES	YES
Control3	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
地域效应	YES	YES	YES	YES
产业效应	YES	YES	YES	YES
观测值	23 483	23 483	23 483	23 483

R^2	0.4167	0.5572	0.5572	0.1151
样本数	1 356	1 356	1 356	1 356

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的统计显著性，括号内数字为标准差。Control1、Control2、Control3 分别表示企业层面、产业层面和宏观层面的控制变量。表中所有回归组合均控制了年份效应、企业个体效应以及地域和产业效应，且回归系数均采用聚类标准差进行调整得到。

五、基于融资约束角度的作用机制检验

前文的研究表明，十大产业政策的实施，导致产业内企业的资产金融化水平上升。那么产业政策影响企业资产金融化的背后作用机制又是什么呢？这是我们接下来所关注的问题。如前文所述，十大产业政策的实施为产业内企业增加了外部融资的可得性，并且由于实体经济投资利润和资本市场利润存在差异，进一步推动非金融企业将获得的金融支持投入到资本市场。因此，本部分将从企业融资约束的角度探索产业政策影响企业金融化的作用渠道。

目前用以衡量企业融资约束的指标有以下几种：一是利用回归模型系数来构建现金流敏感系数（马国臣等，2008）；二是采用公司单个指标测度，如利息支出、资产规模、销售额等（李志远和余淼杰，2013；王宜峰等，2018）；三是构建相关指数，其中应用较多有 KZ 指数、WW 指数、SA 指数（鞠晓生等，2013；孙雪娇等，2019）。为了保证对企业融资约束进行更加全面的刻画，本文将采用利息支出、SA 指数[①]和 KZ 指数[②]三个指标分别进行检验。

1. 十大产业政策对融资约束的影响

本文通过构建以 SA 指数、KZ 指数和企业利息支出规模的对数值为被解释变量的双重差分模型来检验十大产业政策是否缓解了产业内企业的融资约束。其中 SA 指数、KZ 指数越低，企业的融资约束程度越低，而利息支出规模越高则代表企业获得的外部资金越多，企业的融资约束越低。具体来看，表中第（1）列中政策变量的系数值为-0.0157，且在 10%的水平下显著；第（2）列中政策变量的系数值为-0.1130，且在 1%的水平下显著，第（3）列中政策变量的系数值为 0.3692，且在 10%的水平下显著，这表明实施十大产业政策以后，产业内企业的融资约束显著降低，支持了本文提出的研究假设 H2。

表 7　十大产业政策对融资约束的影响

变量	（1） SA	（2） KZ	（3） LZ
Policy	-0.0157* (0.0084)	-0.1130*** (0.0097)	0.3692* （0.1977）
常数项	-23.4881*** (0.2491)	-27.7351*** (0.5388)	-9.0048*** (0.9154)
Control1	YES	YES	YES
Control2	YES	YES	YES
Control3	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES

①SA=-0.737*size+0.043*size^2-0.04*age,其中 size 为企业规模对数，age 为企业年龄。

②KZ=-1.001909*OCF/Asset+3.139193*Lev-39.3678*Div/Asset-1.314759* Cash/Asset+0.2826389*Q，其中 OCF、Div 和 Cash 分别为经营性净现金流、现金股利和现金持有水平，且均用期初总资产标准化，Lev 为资产负债率，Q 为托宾 Q 值。

地域效应	YES	YES	YES
产业效应	YES	YES	YES
观测值	23 483	23 483	23 483
R^2	0.5572	0.0091	0.0393
样本数	1 356	1 356	1 356

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的统计显著性，括号内数字为标准差。Control1、Control2、Control3 分别表示企业层面、产业层面和区域层面的控制变量。表中（1）到（4）列均控制了年份效应、个体效应、地域效应以及产业效应，且回归系数均采用聚类标准差进行调整得到。

另外本文在此基础上也进一步引入了 Ten*YR2009、Ten*YR2010 和 Ten*YR2011 三个变量，以考察十大产业政策对企业融资约束的动态影响，回归结果如表 8-表 9 所示。从表 8 中的回归结果可以看出，十大产业政策对企业的融资约束缓解作用逐年增强。这与十大产业政策对企业资产金融化影响的动态效应相一致，因此从时间维度也证明了十大产业政策对企业资产金融化的影响渠道是融资约束的缓解。那么如何理解表 8 实证结果所显示的动态效应呢？如前文所述，十大产业政策对企业资产金融化的动态效应是由于产业内企业出于利润追逐的动机充当了“实体中介”，并产生了滚雪球效应。那么同理，在十大产业政策出台的第一年，对产业内企业采取了一系列政策扶持，缓解了产业内企业的融资约束，而这些企业将得到的金融支持投入到金融市场以后，可以快速获得短期利润，从而进一步缓解了其自身的融资约束。另外，当这些企业更倾向于充当“实体中介”时，相比于投资周期长，投资回报低的实体经济，其融资约束自然也会进一步下降，于是在十大产业政策实施的第二年和第三年，产业内企业的融资约束指数逐年下降。因此从动态性检验结果也可以看出十大产业政策对企业资产金融化产生影响的微观作用渠道就是对其融资约束的改变。

表 8　十大产业政策对 SA 指数的动态影响

变量	（1） SA	（2） SA	（3） SA
Ten*YR2009	-0.0174*** （0.0081）		
Ten*YR2010		-0.0199*** （0.0078）	
Ten*YR2011			-0.0200*** （0.0071）
常数项	-23.4285*** (0.2475)	-23.4384*** (0.2478)	-23.4360*** (0.2480)
Control1	YES	YES	YES
Control2	YES	YES	YES
Control3	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES
地域效应	YES	YES	YES
产业效应	YES	YES	YES
观测值	23 483	23 483	23 483
R^2	0.5909	0.5910	0.5909
样本数	1 356	1 356	1 356

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的统计显著性，括号内数字为标准差。SA 为融资约束指数；Control1、Control2、Control3 分别表示企业层面、产业层面和区域层面的控制变量。所有回归组合均控制了年份效应、个体效应、地域效应以及产业效应，且回归系数均采用聚类标准差进行调整得到。

表 9 中（1）、（2）、（3）列表明企业 KZ 指数的降低程度是逐年上升的，（4）、（5）、（6）列表明企业的利息支出规模逐年增长，均与表 8 中的回归结果是一致的，即十大产业政策对企业的融资约束的缓解作用都是逐年增强的，这与上文中所得出的研究结论是一致的。

表 9　十大产业政策对 KZ 指数以及利息支出的动态影响

变量	（1） KZ	（2） KZ	（3） KZ	（4） LZ	（5） LZ	（6） LZ
Ten*YR2009	-0.3205*** (0.0038)			0.2025* （0.1014）		
Ten*YR2010		-0.3655*** (000.26)			0.3302*** (0.0109)	
Ten*YR2011			-0.4981*** (0.0075)			0.8041*** (0.2643)
常数项	-26.9313*** (2.4447)	-26.8456*** (2.4889)	-26.9259*** (2.4381)	-81.2512 (58.7018)	-75.0013 (59.1280)	-75.2552 (59.0979)
Control1	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Control2	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Control3	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地域效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
产业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	23 483	23 483	23 483	23 483	23 483	23 483
R2	0.0695	0.0680	0.0679	0.1144	0.1089	0.1088
样本数	1 356	1 356	1 356	1 356	1 356	1 356

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的统计显著性，括号内数字为标准差。Control1、Control2、Control3 分别表示企业层面、产业层面和区域层面的控制变量。所有回归组合均控制了年份效应、个体效应、地域效应以及产业效应，且回归系数均采用聚类标准差进行调整得到。

上文的实证结果表明十大产业政策的实施显著缓解了企业的融资约束，为企业的投资提供了资金，而投资方向的选择则受经济发展的客观因素和以及企业管理者的主观动机两方面的影响。Krippner（2005）认为非金融企业面对不断下降的投资回报的反应，就是将资本从生产领域抽走，将其转移到金融市场。Crotty（2003）提出的“企业投资组合观”，即企业是“根据可赚取的短期回报率配置或重新配置的一个资产束”。总而言之，非金融企业投资于金融市场的客观因素就是实体投资利润不断降低和更高的金融利润带来的“利润鸿沟”，对企业的投资决策产生了一定的诱导作用。在这样的背景下，企业出于自身的逐利性动机，则会选择将政策带来的资金投入到金融市场中，以实现自身利润最大化的目标。综上所述，企业的逐利性以及实体经济利润和金融利润之间的巨大差异是非金融企业在十大产业政策出台以后，导致融资约束虽然得到显著缓解，但并没有将得到的政府补贴、出口退税等资金投入到实体经济中的重要原因。所以本部分的研究结果清晰的揭示出十大产业政策缓解了产业内企业的融资约束后，为追逐资本市场的超额收益而持有更多的金融资产的作用机制。

六、产业政策对企业资产金融化影响：异质性检验

本文根据“实体中介”理论，分析得出大型企业和国有企业更容易成为“实体中介”，由此联想到十大产业政策对企业资产金融化的影响是否存在异质性呢？如果该理论分析成立，十大产业政策的出台对企业资产金融化的影响不仅在不同维度上表现出异质性，而且在剔除了小型和非国有企业样本以后，十大产业政策的影响作用应该更大。于是本文据此进行了分样本检验，以检验假设 H3，实证检验结果如表 10 和表 11 所示。

（1）大型企业与小型企业

本文以企业的总资产作为衡量标准，将大于企业资产规模中位数的上市公司划分为大型企业，小于此中位数的上市公司划分为小型企业。通过分组回归检验十大产业政策对不同规模的企业资产金融化水平的影响是否存在差异。检验结果如表 10 所示，其中第（1）列和第（3）列为未加入控制变量的回归结果，第（2）和第（4）列为加入控制变量的回归结果，首先从显著性来看，不论是否加入控制变量，十大产业政策对小型企业资产金融化的影响均不显著，而对大型企业资产金融化影响，在没有加入控制变量时，交互项系数的显著性水平为 1%；加入控制变量后，显著性水平下降为 5%。从数值大小来看，在剔除了小型企业样本以后，十大产业政策对大型企业资产金融化的影响更大，且与表 4 中基准回归结果的第（2）列相比，由 0.0086 增加到 0.0107。对于表 10 中第（4）列的结果，与第（3）列相比，在加入控制变量以后，虽然显著性水平有所下降，但是其系数值大小却有所增加，这表明在控制了其他影响企业资产金融化的影响因素后，十大产业政策对大型企业的影响更大。所以总体来看，以上分析结果支持了假设 H3a 即十大产业政策出台后，大型企业的资产金融化水平比小型企业更高。

表 10　大型企业与小型企业

变量	（1） FIN 小型企业	（2） FIN 小型企业	（3） FIN 大型企业	（4） FIN 大型企业
Policy	0.0076	0.0119	0.0107***	0.0159**
	(0.0133)	(0.0103)	(0.0040)	(0.0076)
常数项	-0.0194***	0.4821	-0.0070**	0.5479***
	(0.0024)	(0.4104)	(0.0029)	(0.1586)
Control1	NO	YES	NO	YES
Control2	NO	YES	NO	YES
Control3	NO	YES	NO	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
地域效应	YES	YES	YES	YES
产业效应	YES	YES	YES	YES
观测值	23 483	23 483	23 483	23 483
R^2	0.1176	0.1217	0.0948	0.1196
样本数	1 356	1 356	1 356	1 356

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的统计显著性，括号内数字为标准差。Control1、Control2、Control3 分别表示企业层面、产业层面和区域层面的控制变量。第（1）列和第（2）列为小型企业样本，第（3）列和第（4）列为大型企业样本。其中（1）、（3）两列未加入控制变量，（2）、（4）两列加入所有控制变量。表中所有回归组合均控制了年份效应、个体效应、地域效应以及产业效应，且回归系数均采用聚类标准差进行调整得到。

（2）国有和非国有企业

本研究样本中企业属性指标来源于国泰安数据库，该指标根据实际控制人的不同分为中央国有企业、地方国有企业、民营企业、集体企业、外资企业和其他企业，本文将中央国有企业和地方国有企业划分为国有企业，其他统一归为非国有企业，以此为基础将样本进行分组检验，回归结果如表 12 所示：对于非国有企业，不论是否加入控制变量，十大产业政策的影响不仅较小而且也不显著。而表 12 中的第（3）和第（4）列结果显示十大产业政策对国有企业资产金融化的影响在 1%的水平下显著为正，且其系数大小均大于表 4 中的回归结果。所以通过分组检验，可以看出在剔除非国有企业以后，产业政策对国有企业资产金融化的影响更大，这说明十大产业政策的出台主要是影响了国有企业的资产金融化水平，上述分析结果显著支持了假设 H3b 即十大产业政策出台后，国有企业的资产金融化水平比非国有企业更高。

表 11　国有企业与非国有企业

变量	（1） FIN 非国有企业	（2） FIN 非国有企业	（3） FIN 国有企业	（4） FIN 国有企业
Policy	0.0119	0.0121	0.0161***	0.0158***
	(0.0144)	(0.0119)	(0.0028)	(0.0034)
常数项	-0.0221***	0.6220***	-0.0225***	0.6068***
	(0.0029)	(0.1968)	(0.0019)	(0.1808)
Control1	NO	YES	NO	YES
Control2	NO	YES	NO	YES
Control3	NO	YES	NO	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
地域效应	YES	YES	YES	YES
产业效应	YES	YES	YES	YES
观测值	23 483	23 483	23 483	23 483
R^2	0.1153	0.1227	0.0905	0.1188
样本数	1 356	1 356	1 356	1 356

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的统计显著性，括号内数字为标准差。Control1、Control2、Control3 分别表示企业层面、产业层面和区域层面的控制变量。第（1）列和第（2）列为非国有企业样本，第（3）列和第（4）列为国有企业样本。其中（1）、（3）两列未加入控制变量，（2）、（4）两列加入所有控制变量。表中所有回归组合均控制了年份效应、个体效应、地域效应以及产业效应，且回归系数均采用聚类标准差进行调整得到。

通过本节的异质性检验，我们可以发现在产业政策提高了企业资产金融化水平这一基本结论的前提下，不论是否加入控制变量，十大产业政策的出台都对大型以及国有企业的资产金融化影响更加显著，尤其是在剔除小型企业以及非国有企业以后，十大产业政策对企业资产金融化的影响更大。针对这种截面差异，本文融资约束的角度进行了解释，因此综合以上实证结果，假设 H3 均得以证明。

七、研究结论与启示建议

2008 年经济危机以后，我国经济开始呈现脱实向虚的趋势，从微观角度来看，经济脱实向虚就是企业资产结构中金融资产得到比重不断上升，即非金融企业资产金融化。那么本

文针对十大产业政策的实施对企业资产金融化的影响进行研究，一方面有助于从政策角度防范和抑制企业金融化进一步发展；也有助于从融资约束的角度厘清产业政策对经济脱实向虚的作用机制，改善我国经济脱实向虚的弊端，实现经济平稳发展具有现实意义。

（一）研究结论

本文采用双重差分模型，利用沪深两市 A 股非金融行业上市公司 2006-2017 年所披露的持有金融资产规模的数据，实证检验了产业政策对企业资产金融化的影响。实证结果表明：（1）产业政策在促进产业结构调整的同时，也是影响非金融企业资产金融化不可忽视的重要诱因，即产业政策的实施显著提高了非金融企业资产金融化水平；（2）产业政策对非金融企业资产金融化水平的影响是通过缓解非金融企业的融资约束，为企业资产金融化创造了可能性，进而导致非金融企业资产金融化水平的提高；（3）产业政策对不同类型企业资产金融化程度的影响不同，在剔除小型和非国有企业后，产业政策对大型和国有企业的资产金融化水平影响作用更大且更显著；（4）产业政策对融资约束的动态缓解作用也导致了产业政策对企业资产金融化的影响具有动态效应，这也证明了产业政策对非金融企业资产金融化水平的影响渠道是对融资约束的改变。另外本文也从侧面支持了企业金融化的利润追逐动机。本文构建多种稳健性检验均未改变上述结论。

（二）启示建议

针对本文的研究结论，提出以下政策建议：

1. 促进产业政策转型，减少政策带来的副作用。虽然十大产业政策的出台是为了刺激需求、提振经济，但是其负面效应则是提高了企业金融化水平，导致资金由实体经济流向了虚拟经济，对经济“脱实向虚”趋势并没有起到良好的抑制作用。因此政府部门在实施产业政策时，虽然其初衷是为经济“治病”，但是产业政策这种“头痛医头，脚痛医脚”的药方，不仅治标不治本，反而虽治标却伤本，在为经济发展注入强心剂的同时，却带来了经济“脱实向虚”的副作用。而且本文在研究十大产业政策对非金融企业资产金融化的影响时，还重点关注了该影响的动态效应，根据本文的研究结论，十大产业政策的实施对非金融企业资产金融化的影响并不是逐年减弱的，相反，其动态效用逐年增强。这恰恰说明产业政策所带来的这种副作用并不会随着时间的推移而逐渐消失，反而随着经济的进一步发展，愈加严重。因此政府部门一方面应积极推动选择性产业政策向功能性产业政策的转型，另一方面在制定产业政策时将市场经济作为一个有机整体，仔细斟酌产业政策对微观企业的行为影响，深刻全面考虑产业政策实施所带来的连锁反应。

2. 减少税收优惠和金融支持等直接干预政策，完善金融市场资源配置功能。本文通过进一步探索产业政策对企业资产金融化影响的作用机制，发现融资约束的改变是产业政策影响企业资产金融化的主观原因，而金融市场的过度繁荣与资本价格泡沫带来的实体经济与虚拟经济的收益差异是产业政策实施以后造成企业资产金融化的客观原因。党的十八届三中全会强调“处理好政府和市场的关系，使市场在资源配置中起决定性作用和更好发挥政府作用”，因此在“市场为主，政府为辅”的原则下，产业政策一方面要根据市场的发展现状来制定和实施适当的措施，以辅助市场功能的发挥。在金融市场功能有待完善的背景下，一方面要缓解金融市场给实体企业带来的融资约束，对参与金融市场逐利动机弱的小型和非国有企业提供适当的金融支持，对大型和国有企业则应该侧重于实施激励性措施，总体而言要减少税收优惠和金融支持等直接干预政策，以减少资金流向资本市场，降低非金融企业的资产金融化程度。另一方面，产业政策的实施要想取得良好的效果，也离不开市场的重要作用。进一步完善金融市场的资源配置功能，加强资本市场建设，完善股权融资和债权融资等多种融资方式，以缓解企业所面临的融资约束，从而减少资本市场的价格泡沫，缩小实体经济收益与虚拟经济收益之间的差异，引导金融市场发挥合理的资源配置功能，从而为产业政策的实施提供良好的市场环境，有效降低产业政策的负面作用。

3. 根据企业特征制定差异化政策，对政策实施效果加强监管。本文的研究证明了十大

产业政策的实施对不同规模和不同所有制企业资产金融化的影响不同。结合本文的研究结果来看，十大产业政策的实施对大型和国有企业资产金融化的影响更大，因此在制定和推行产业政策时，应重点扶持融资约束较大的小型和非国有企业，在对大型和国有企业进行扶持时应制定相应的监管措施，如通过设立专项资金等方式限制大型和国有企业在获得资本以后的运用领域，引导企业将资本投入到实体经济，加强对产业政策实施效果的监管，避免大量资金流入虚拟经济，从而降低产业政策对企业资产金融化的影响。另外本文的研究结果也支持了企业出于利润追逐的目的而持有金融资产，这与前文提到的多位学者的研究结果一致，而这种金融化行为一方面会加剧金融市场的波动，造成资本市场过度繁荣，放大金融系统风险，另一方面这种追求金融市场高额收益的投资会大大挤压企业对实体经济投资，妨碍实体经济的发展，最终导致实体经济与虚拟经济收益差距进一步扩大，经济“脱实向虚”愈加严重。因此政府部门一方面要针对不同类型的企业实施差异化的产业政策，监督并规范非金融企业参与金融市场的行为，防止其过度参与金融市场而加剧实体经济萧条；另一方面在制定相应的产业政策时也要考虑到微观企业参与金融市场的逐利性动机，以防止产业政策实施效果南辕北辙。

参考文献：

[1] 蔡明荣，任世驰. 企业金融化：一项研究综述[J]. 财经科学，2014，（7）：41-51.

[2] 陈林，唐杨柳. 混合所有制改革与国有企业政策性负担——基于早期国企产权改革大数据的实证研究[J]. 经济学家，2014，（11）：13-23.

[3] 戴赜，彭俞超，马思超. 从微观视角理解经济“脱实向虚”——企业金融化相关研究述评[J]. 外国经济与管理，2018，（11）：31-43.

[4] 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.

[5] 黄群慧. 论新时期中国实体经济的发展[J]. 中国工业经济，2017，（9）：5-24.

[6] 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.

[7] 鞠晓生，卢荻，虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究，2013，（1）：4-16.

[8] 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.

[9] 李楠，乔榛. 国有企业改制政策效果的实证分析——基于双重差分模型的估计[J]. 数量经济技术经济研究，2010，（2）：3-21.

[10] 李志远，余淼杰. 生产率、信贷约束与企业出口：基于中国企业层面的分析[J]. 经济研究，2013，（6）：85-99.

[11] 马国臣，李鑫，孙静. 中国制造业上市公司投资—现金流高敏感性实证研究[J]. 中国工业经济，2008，（10）：109-118.

[12] 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.

[13] 钱雪松，康瑾，唐英伦，曹夏平. 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.

[14] 盛丹，刘灿雷. 外部监管能够改善国企经营绩效与改制成效吗？[J]. 经济研究，2016，（10）：97-111.

[15] 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.

[16] 孙雪娇，翟淑萍，于苏. 柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据[J]. 中国工业经济，2019，（3）：81-99.

[17] 王克敏，刘静，李晓溪. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究[J]. 管理世界，2017，（3）：113-124.

[18] 王宜峰，王淑慧，刘雨婷. 股价崩盘风险、融资约束与企业投资[J]. 投资研究，2018，（10）：103-121.

[19] 王永钦，刘紫寒，李嫦，杜巨澜. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证

据[J]. 管理世界，2015，（12）：24-40.
[20] 谢家智，王文涛，江源. 制造业金融化、政府控制与技术创新[J]. 经济学动态，2014，（11）：78-88.
[21] 辛清泉，林斌，王彦超. 政府控制、经理薪酬与资本投资[J]. 经济研究，2007，（8）：110-122.
[22] 杨兴全，尹兴强，孟庆玺. 谁更趋多元化经营：产业政策扶持企业抑或非扶持企业？[J]. 经济研究，2018，（9）：133-150.
[23] 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.
[24] 张成思，张步昙. 中国实业投资率下降之谜：经济金融化视角[J]. 经济研究，2016，（12）：32-46.
[25] 赵纯祥，张敦力. 市场竞争视角下的管理者权力和企业投资关系研究[J]. 会计研究，2013，（10）：67-74.
[26] Aghion P, Cai J, Dewatripont M, et al. Industrial policy and competition[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, 7(4): 1-32.
[27] Almeida H, Campello M, Weisbach M S, et al. The cash flow sensitivity of cash[J]. Journal of Finance, 2004, 59(4): 1777-1804.
[28] Beason R, Weinstein D E. Growth, economies of scale, and targeting in Japan (1955-1990)[J]. The Review of Economics and Statistics, 1996, 78(2): 286-295.
[29] 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.
[30] Du J, Li C, Wang Y, et al. A comparative study of shadow banking activities of non-financial firms in transition economies[J]. China Economic Review, 2017: 35-49.
[31] Krippner G R. The financialization of the American economy[J]. Socio-economic Review, 2005, 3(2): 173-208.
[32] Hattori M, Shin H S, Takahashi W. A financial system perspective on Japan's experience in the late 1980s[R]. Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2009.
[33] Crotty J. The neoliberal paradox: The impact of destructive product market competition and impatient finance on nonfinancial corporations in the neoliberal era[J]. Review of Radical Political Economics, 2003, 35(3): 271-279.
[34] Jiang G, Lee C M C, Yue H. Tunneling through intercorporate loans: The China experience[J]. Journal of financial economics, 2010, 98(1): 1-20.
[35] Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?[J]. The quarterly journal of economics, 1997, 112(1): 169-215.
[36] Phillips K. The cycles of financial scandal[N]. New York Times, 2002, 17.
[37] Myers S C. The capital structure puzzle[J]. Journal of Finance, 1984, 39(3): 574-592.
[38] Opler T C, Pinkowitz L, Stulz R M, et al. The determinants and implications of corporate cash holdings[J]. Journal of Financial Economics, 1999, 52(1): 3-46.
[39] Peters M, Schneider M, Griesshaber T, et al. The impact of technology-push and demand-pull policies on technical change: Does the locus of policies matter?[J]. Research Policy, 2012, 41(8): 1296-1308.
[40] Shin H S, Zhao L. Firms as surrogate intermediaries: Evidence from emerging economies[J]. Asian Development Bank, December, 2013.
[41] Smith C W, Stulz R M. The determinants of firms' hedging policies[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1985, 20(4): 391-405.
[42] Stockhammer E. Shareholder value orientation and the investment-profit puzzle[J]. Journal of Post Keynesian Economics, 2006, 28(2): 193-215.

Industrial Policy and Enterprises Financialization

Abstract: China's industrial policy plays an important role in intervention in economy，the influence of industrial policy has aroused wide concerns around academia. This paper addresses the issue in the perspective of corporate financialization and takes the Revitalization Plan of Ten Industries in 2009 as a natural experiment, using DID method ,to test whether the industrial policy have affected economic shifting from fictitious to real. We observe that: (1) implementing the Revitalization Plan of Ten Industries in 2009 leads to a significant increase in non-financial corporate financialization and the economy shows a trend of deindustrailization, the conclusion is still tenable after several robustness tests; (2) the mechanism analysis shows that the industrial policy has exerted influence on the financialization of enterprises through the channel of financial constraints ,and the influence increases with time; (3) grouping test is conducted from the perspective of enterprise size and ownership , our results are much stronger dropping the small and non-state-owned enterprises. Our study helps understand the phenomenon of deindustrailization in the perspective of industrial policy, and provides theoretical basis for the government to design differentiated industrial policies.

Keywords: financialization; deindustrialization; financial constraints; industrial policy

财经研究 工作论文（working paper）