

贷款期限结构和创新:中国微观证据

张杰

(中国人民大学 中国经济改革与发展研究院,北京 100872)

摘要:在借鉴金融功能主义理论假说的基础上,文章实证检验了中国各省份地区金融机构的短期贷款导向的贷款期限结构特征,对地区微观企业创新投入可能造成的影响效应及其内在机制。稳健性的经验发现是:一方面,中国情景下金融机构中短期贷款导向的贷款期限结构对微观企业创新投入具有正向激励作用,这就验证了金融机构短期贷款导向的风险治理机制理论假说在中国情景下的适用性;另一方面,我们设计了符合中国现实发展特点的行业外部融资依赖性程度指标,发现了金融机构短期贷款导向的贷款期限结构,对外部融资依赖性程度相对更高的行业中微观企业创新投入所造成的负向阻碍作用,验证了金融体系的贷款期限结构与企业创新投入的匹配理论假说在中国情景下的适用性。

关键词:贷款期限结构;企业创新;促进效应;行业外部融资依赖性;高新技术企业

中图分类号:F832.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-2154(2023)04-0005-26

DOI:10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2023.04.001

Loan Term Structure and Innovation: Micro Evidence from China

ZHNAG Jie

(Economic Reform and Development Research Institute of China, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Based on the theoretical hypothesis of financial functionalism, this paper empirically tests the characteristics of short-term loan oriented loan term structure of financial institutions in various provinces and regions of China, and the possible impact and internal mechanism on innovation investment of regional micro enterprises. The empirical findings of robustness are as follows: on the one hand, the term structure of short-term-oriented and medium-term-oriented loans of financial institutions in the Chinese context has a positive incentive effect on innovation investment of micro enterprises, which verifies the applicability of the theoretical hypothesis of short-term-loan-oriented risk governance mechanism of financial institutions in the Chinese context. On the other hand, we designed an industry external financing dependence index that conforms to the characteristics of China's current development, and found that the short-term loan oriented loan term structure of financial institutions has a negative blocking effect on the innovation investment of micro enterprises in industries with relatively higher external financing dependence. We validated the applicability of the matching theory hypothesis between the loan term structure of the financial system and enterprise innovation investment in the Chinese context.

Key words: loan term structure; innovation; promotional effects; external financing dependence of the industry; high-tech enterprises

一、引言

中国以银行机构主导的间接融资渠道型金融体系,究竟能否有效对接、匹配和满足中国企业自主创新

收稿日期:2023-01-22

基金项目:国家社会科学基金重大项目“加快发展现代产业体系”(21ZDA022);国家自然科学基金面上项目“中国银行体制改革和制造业自主创新能力提升的协同发展模式研究”(71773132)

作者简介:张杰,男,教授,博士生导师,经济学博士,教育部“长江学者奖励计划”青年学者,主要从事产业经济学、创新经济学和中国经济领域研究。

能力提升所产生的各种融资需求目标,这不仅已成为学术研究领域重点关注的研究命题之一,也是困扰中国今后金融体制改革方向和具体布局的重大问题。针对类似中国这样的发展中国家,尤其是在以银行机构占据优势的间接型融资渠道主导型金融体系,银行贷款是企业获得外部融资的主要渠道。在此情形下,银行机构的贷款期间结构必然成为影响企业融资约束和创新投入融资需求的重要因素之一。客观事实是,银行的贷款期间结构特征,即提供中长期贷款的能力,不仅仅会决定企业遭受的外部融资约束程度,也由于企业创新活动自身的持续性特征和长期性风险,尤为需要中长期性质的贷款来加以匹配,因此,银行机构的贷款期限结构,就会通过企业或行业融资约束的异质性渠道,进而影响企业创新投入活动。基于此,理解金融机构的贷款期限结构特征,可能是研究金融发展、融资约束和企业创新投入之间关系的核心切入点。

就中国金融机构的贷款期限结构特征的变化趋势而言,背后深刻反映的是中国金融体制改革的变迁史。在20世纪80—90年代,由于政府对银行机构的过度干预和控制行为,导致了金融抑制体制的发生(周业安,1999;卢峰和姚洋,2004;王勋和 Johansson,2013)^[1-3]。在此阶段中,一方面,金融机构贷款结构中普遍存在短期贷款主导的重要现象。2000年,中国的金融机构贷款期限结构中短期贷款所占比重高达73.65%。其中,经济发达省份北京、上海、江苏、浙江、广东等的短期贷款所占比重分别高达59.84%、80.21%、81.90%、76.55%、80.17%,短期贷款主导的金融融资结构特征尤为明显。另一方面,在金融机构普遍存在以短期贷款为主的融资结构下,企业不得不使用短期贷款支持长期投资,短贷长投现象较为普遍(钟凯等,2016)^[4]。短贷长投是企业应对金融抑制的一个次优选择,使得企业运营风险依赖于银行的续贷(rollover)政策,对实体经济部门的高质量投资和创新投入决策产生了难以忽略的阻碍作用。而在2000年之后,随着中国金融体制改革的逐步推进,以银行机构为主的金融机构的贷款行为和贷款期限结构发生了显著变化。一方面,从贷款规模来看,在2000年至2016年间,中国金融体系提供的贷款规模从2000年的86385.16亿元,快速增长到2016年的928992.75亿元,16年间增长了900.75%,年均增速高达60.96%。这就表明中国经济规模的快速扩张,带来了贷款需求和供给的双重扩张。而且,在2000年至2016年间,中国金融体系的短期贷款和中长期贷款规模,分别从2000年的63625.34亿元和22759.82亿元,快速增长到2016年的324766.3亿元和604226.45亿元,年均增速分别高达25.65%和159.67%。更为关键的是,在2005年中国金融体系中中长期贷款规模超过了短期贷款规模。另一方面,从贷款期限结构角度来看,在2000年至2016年间,中国金融机构的短期贷款占(短期贷款+中长期贷款)的比重,由2000年的73.65%逐步下降到2016年的34.96%,16年间下降了38.69%,年均降幅达到2.42个百分点。以上这些数据说明,中国银行机构主导的金融体系,在全面推进市场化改革和构建现代银行治理机制的激励下,对贷款风险的监管和治理能力逐步提升,随着产业结构转型升级和企业自主创新能力提升所带来的对中长期贷款需求增加,导致金融机构对中长期贷款的供给能力逐步提升,进而导致金融体系中的中长期贷款数量快速增长。

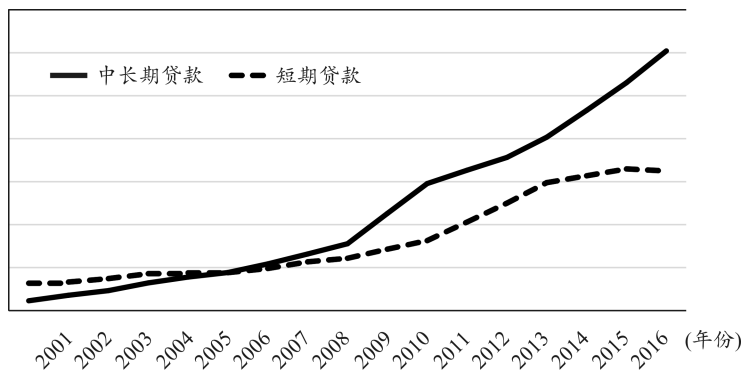


图1 中国金融体系中的不同期限类型贷款规模的变化趋势

更为重要的是,当前在中国经济正在全面进入创新驱动的高质量发展阶段,构建围绕以制造业为主的实体经济部门自主创新能力培育和提升的现代金融体系,强化金融和创新的融合发展,成为中国下一阶段

金融体制改革的核心逻辑。探究中国情景下银行机构主导的金融体系,究竟对微观制造业企业创新投入造成的是促进效应或阻碍效应,是摆在中国学者们面前极为紧迫的重大研究任务之一。有鉴于此,本文试图利用中国制造业部门的大样本微观企业样本数据,特别是基于金融功能主义理论,实证检验中国各省份地区金融机构的贷款期限结构特征,对地区内微观企业创新投入可能产生的影响效应及其内在机制。与既有文献有所不同的是,本文可能的创新在于:

首先,本文并不囿于既有的金融发展理论或金融深化理论所强调的金融结构对创新影响效应的“二分法”假说,也与林毅夫等提出的最优金融结构的理论假说有所不同,本文并不关注银行业结构,而是聚焦中国地区内金融机构的贷款最优期限结构问题,同时,立足于金融功能主义理论,从银行机构主导的金融体系的贷款期限结构特征角度,来研究银行主导的间接融资渠道型金融体系对微观企业创新活动可能具有的影响效应。与既有文献的经验证据所不同的是,我们揭示了中国情景下地区金融机构中短期贷款导向的贷款期限结构对微观企业创新投入的正向激励作用,这个全新的稳健性经验发现,验证了金融机构短期贷款导向的风险治理机制理论假说在中国情景下的适用性。这对既有的金融和创新关系前沿领域增添了来自发展中国家的重要新证据。

其次,从中国情景下企业自身异质性特征的角度来看,重要的证据是,一方面,中国各省份地区中金融机构短期贷款导向的贷款期限结构,对地区内年轻企业创新投入造成了显著的抑制效应,而对地区内相对成熟企业创新投入造成了显著促进效应;另一方面,中国各省份地区金融机构以短期贷款作为企业创新投入风险治理机制的策略,只在民营企业样本中表现出显著的约束机制,而在国有和集体性质和港澳台性质企业中并不适用。由此揭示的基本事实是,中国情景下金融机构中短期贷款导向的贷款期限结构对微观企业创新投入的正向激励作用,既受到企业年龄因素的差异性影响,也与中国特定的企业所有制差异性特征密切相关。这些经验发现验证丰富了发展中国家转型背景下金融和创新复杂关系的认识。进一步地,我们设计了符合中国现实发展特点的行业外部融资依赖性程度指标,得到了金融机构短期贷款导向的贷款期限结构对外部融资依赖性程度相对越高的行业中微观企业创新投入所造成的负向阻碍作用,这又验证了金融体系的贷款期限结构与企业创新投入的匹配理论假说在中国情景下的适用性。

最后,既有文献的一个重要研究视角是,专门研究金融发展或金融结构对高新技术行业中微观企业创新活动可能产生的影响效应。为此,依据中国特有的高新技术企业认定制度及其中国特色的金融优惠政策,专门从中国高新技术企业角度,来实证检验金融机构短期贷款导向的贷款期限结构,对高新技术企业或非高新技术企业创新活动的影响效应,所得到的差异性经验发现是,金融机构短期贷款导向的贷款期限结构对高新技术企业创新活动并未产生显著的促进或阻碍作用,只对非高新技术企业创新活动产生了促进效应,并且对外部融资依赖性程度相对更高行业中的非高新技术企业创新投入造成负向阻碍作用。这可能就揭示了中国政府的高新技术企业认定制度及其包含的各种金融扶持政策,干预和放松了银行机构对这些高新技术企业的融资约束,进而对高新技术企业创新活动带来的特定影响效应。这些经验证据再次验证了中国情景下政府干预对企业融资约束及其创新活动所产生的特殊影响效应。

二、金融功能观:贷款期限结构对企业创新的影响效应及内在机制

如何理解金融功能主义观视角下的金融机构贷款期限结构对企业创新活动影响效应与内在机制的理论基础,Rajan和Zingales(1998)^[5]提出的金融发展或金融深化理论,强调一国的金融发展过程必然经历由金融中介主导模式向金融市场主导模式的转化状态。相比于间接融资渠道主导的金融中介,金融市场由于能够有效解决金融机构贷款行为中的逆向选择和道德风险问题,降低那些需要外部融资的行业和企业的贷款成本和交易成本,特别是可以降低那些创新能力相对越高的行业 and 企业的贷款成本和交易成本,特别是通过有效支撑行业或企业的自主创新能力提升渠道,促进一国经济可持续增长。这引发的后续大量研究文献及其争论焦点在于,究竟是金融市场导向型金融体系还是银行机构导向型金融体系,或者将之归纳为资本市场(equity markets)占优型的金融体系还是信贷市场(credit markets)占优型的金融体系,更有利

于支持一国经济中行业或企业的创新活动,从而更有利于支持一国的经济可持续增长。Allen 和 Gale (1999)^[6]、Hsu 等(2014)^[7]等则从不同角度、不同渠道发现的基本事实是,直接融资渠道为主的金融市场导向型金融体系或资本市场占优型金融体系,更能促进一国创新密集型产业的发展和自主创新水平的提升。相反,银行机构导向型金融体系或信贷市场占优型金融体系,会阻碍一国创新密集型产业的发展和自主创新水平的提升。

既有文献针对银行体系主导的间接融资渠道型金融体系,对一国的产业或企业创新活动产生阻碍效应的内在机制主要体现在:一是银行机构所使用的债务形式融资工具,在面对识别和处理高技术产业或创新企业的外部融资需求时,难以克服其中的逆向选择和道德风险行为(Brown 等,2009)^[8],导致银行机构的债务,难以匹配和满足高技术产业或创新企业的高风险外部融资需求;二是在那些高技术产业或创新企业中,创新成果多数表现为专利、商标、品牌、技术诀窍、人力资本等知识产权形式的无形资产,而难以形成大规模固定资产,导致银行机构难以获得企业有效的抵押担保品,从而使得银行机构无法克服银行信贷和企业创新融资需求之间的信息不对称难题,无法为企业创新投入外部融资需求提供低成本且长周期信贷(Hall 和 Lerner,2010)^[9];三是很多处于技术创新前沿的高技术产业或创新企业,要依靠前瞻性的自主创新投入获取产业或企业的全球竞争优势,必然经历长周期的高强度甚至过度创新研发投入阶段。很显然,银行机构倾向于追求风险保守型的经营行为和追逐短期利益最大化的经营策略,无法匹配这些创新密集型产业或企业的外部融资需求。而且,即便产业或企业在自身前期的巨额创新研发投入中所形成的固定资产,也由于这些创新型固定资产的专用性特征或锁定性功能,而不具备公用价值或转移价值,沉淀成本相对较大,因此,银行机构难以将产业或企业的这些创新固定资产作为有效的抵押担保物,也就难以满足产业或企业创新投入的外部融资需求(Brown 等,2012;Xin 等,2017;Zhu 等,2020)^[10-12]。

针对此理论假说,我们有不同的思考。一方面,对于那些发展中国家而言,由于自身经济发展水平相对较低以及产业结构特征相对低端等突出因素,本国的金融发展不可能简单地逾越金融中介主导型的间接融资渠道金融体系阶段,必然存在银行机构导向型金融体系或信贷市场占优型金融体系的特定发展阶段。而且,从全球发达国家的金融结构特征来看,日本、德国等国家的金融体制仍然展现出以混业银行中介主导的直接融资渠道金融体系特征。另一方面,针对多数发展中国家而言,由于多数企业创新活动仍然处于风险相对较小的模仿和跟随阶段,并不像发达国家的产业或企业创新活动多数处于风险相对较高的前沿阶段,因此,银行机构主导的间接融资型金融体系,未必会成为阻碍发展中国家企业或产业创新的重要因素。客观事实是,对于多数发展中国家而言,金融功能可能比金融结构更为重要,金融功能优于金融组织机构。这被称为功能主义金融观点(functional perspective)理论。金融体系的功能可分为以下三大核心功能:一是便利清算和支付的功能;二是聚集和分配资源的功能;三是风险分散的功能。Merton 和 Bodie (2005)^[13]认为,金融体系既可以提供管理和配置风险的方法,又是管理和配置风险的核心,风险管理和配置功能的发展使金融交易和风险负担得以有效分离,同时,金融体系还具有充分挖掘决策信息和有效解决委托—代理关系中激励不足的问题。针对金融市场导向型金融体系和银行机构导向型金融体系二者而言,金融功能的本质性差异在于风险分散功能,尤其表现为对不同类型创新活动风险分散和定价功能的差异性方面。由此看来,从金融功能角度来看,评价类似中国这样的发展中国家金融体系和金融结构的有效性,最为科学的逻辑,可能是既要看金融贷款期限结构特征与企业或产业外部融资需求和风险特征之间的匹配性逻辑,更要看金融贷款期限结构特征与企业或产业创新活动产生外部融资需求及其风险特征之间的匹配性逻辑。

从类似中国这样的发展中国家的金融结构角度来看,尤为需要关注产业或企业创新活动所产生的外部融资需求及其风险特征。由于发展中国家的产业或企业的创新活动多数处于模仿、跟随和学习阶段,并不处于全球创新的前沿阶段,因此,产业或企业创新活动的不确定性所带来的风险相对较低,而且,产业或企业创新投入的收益回报相对可期,适合银行机构主导型的间接融资渠道金融体系风险经营行为。而从类似中国这样的发展中国家的金融功能角度来看,正如功能主义金融观点理论所强调的基本逻辑,金融功能比金融结构更为重要,发展中国家产业或企业创新活动即便属于风险较小的模仿或跟随类型,但是,仍然

需要金融机构提供较长期限的贷款融资支撑。这是因为,一方面,无论是从产品创新还是工艺创新角度来看,产业或企业从创新投入到获得产业回报的周期一般都在一年以上,其产生的外部融资需求均属于中长期性质;另一方面,即便发展中国家产业或企业较少具备在创新链中的基础研究,应用开发研究等研发投入周期较长环节的自主能力,而较多集中于中间试验研究、工程化研究和产业化开发研究环节,但是,这只是意味着创新研发投入的不确定和风险相对降低,并不意味着创新研发投入周期可以随意缩短,也不意味着创新研发投入成本可以降低。相反,这些环节往往需要产业或企业较长周期的创新研发投入来加以匹配。基于这样的基本现实,对于多数发展中国家而言,金融机构能否创造相对较长期限的融资工具,为产业或企业提供足够数量的较长周期贷款,对产业或企业的创新能力提升至关重要。我们认为,能否为制造业为主的实体经济部门提供足够数量的较长周期贷款融资工具,是衡量发展中国家金融体系有效性的重要指标之一,也应该是功能主义金融观点理论体系的重要内涵之一。据此,我们提出发展中国家金融体系的贷款期限结构与企业创新投入的匹配理论假说。并且,本文提出如下的重要研究假说。

研究假说1:依据金融体系的贷款期限结构与企业创新投入的匹配理论假说,对于多数发展中国家而言,金融体系的贷款期限结构必然会影响到微观企业创新活动。具体来看,中长期贷款主导的金融体系贷款期限结构会促进微观企业创新投入,而短期贷款主导的金融体系贷款期限结构则会抑制微观企业创新投入。

Fan等(2012)^[14]发现,针对包括中国在内的处于转型背景下的发展中国家,商业银行机构普遍存在依赖缩短贷款期限来控制贷款风险的行为。他们发现,发展中国家企业部门的贷款债务期限普遍低于发达国家。发达国家的短期借款占总借款之比平均为39%,而发展中国家的这一比例则高达64%。金融机构短期化倾向的贷款期限结构会对实体经济部门产生突出的流动性风险,所以,转型国家的金融机构对短期贷款的高度依赖性行为,便成为理解发展中国家金融发展进程中的重大现象,成为金融发展之“谜”。客观事实是,从发展中国家的现实情况来看,普遍面临投资者保护水平较低、公司治理水平较差、金融资源市场化改革相对滞后、贷款分配效率相对较低等诸多发展难题(Allen等,2005)^[15]。而且,特别是在类似中国这样处于转型背景下的发展中国家,地方政府官员的晋升锦标赛竞争政治目标,会促使金融资源更多地流向国有企业和低效率企业(孔东民等,2013)^[16],同时,国有银行主导的银行体系或多或少存在对国有企业或其他特定企业施加更为宽松的监督和治理机制现象(Firth等,2008)^[17]。

按照既有的贷款期限结构相关理论,针对类似中国这样处于转型背景下的发展中国家,贷款期限结构的短期化倾向具有一定的合理性及其金融风险治理功能基础。这是因为,一方面,贷款期限结构或者短期借款是银行参与企业风险治理的重要手段。金融机构的短期贷款一般在企业投资项目到期前就会到期,当短期贷款到期时,银行会根据企业的行为决定是否续借,如果企业存在机会主义行为,银行就停止续借,导致投资项目终止甚至企业破产,这会反过来约束企业的非效率投资行为等各种机会主义行为。银行机构针对企业的短期贷款存量相对越大,银行事后停贷、断贷、抽贷等行为产生的清算风险越大,短期贷款具有的风险治理和监督能力越强,对企业事前的非效率投资、大股东掏空行为等机会主义行为的约束作用就越强(Gomariz和Ballesta,2014)^[18]。在获得金融机构的贷款之后,企业有动力承担高风险投资项目,而将风险转嫁给债权人,这就是债权人和债务人之间的典型代理冲突——资产替代问题。由于有限责任的缘故,债务融资可能促使企业更愿意承担高风险项目,高风险投资在成功时企业股东可以获得超过债务账面价值的大部分收益,而在企业经营失败时,股东只需承担有限责任,其余大部分损失由金融机构债权人承担。因此,股东可以从投资于高风险项目甚至NPV为负的项目中获益。为了降低这类道德风险行为的代理成本,银行机构往往会通过一系列手段强化监督,而缩短贷款期限就是强化监督、降低此类代理问题的核心手段(Boubakri和Faccio,2009)^[19]。金融机构中的短期贷款占比相对越高,银行机构对企业一系列机会主义行为的约束和治理能力越强。银行机构可以通过频繁的短期借款续借和再谈判过程,强化对企业资产替代行为的监督机制(Bortolotti等,2013)^[20]。在频繁的银企续借过程中,短期借款可以通过“断贷威胁”和重新进行定价等策略行为,减轻企业的资产替代问题,即超过最优水平承担高风险投资问题,这会降低过度投资问题。既有关于贷款期限结构的理论和实证研究均发现,通过降低资产替代问题,短期借款可以有

效地对过度投资问题施加约束(Gomariz和Ballesta,2014)^[18]。而且,通过银企之间的频繁续借和再协商,短期借款会促使企业所有者暴露于债权人的监督之下,成为监督所有者和经营者的有效工具。另一方面,在一国面临经济过热或遭受外部危机冲击的情形下,货币政策需要短期内进行紧缩或宽松变化调整的操作,而金融机构对自身贷款期限结构的相应调整,是贯彻中央银行货币紧缩或宽松政策调整的主要手段(刘海明和李明明,2020)^[21]。在紧缩性的货币政策条件下,对于短期借款占比相对较高的企业而言,银行机构实施贷款停贷、断贷、抽贷等操作行为的空间更大,因而导致这类企业贷款下降得更快,企业盲目扩张的经营行为可被有效限制。而在宽松性的货币政策条件下,对于短期借款占比相对较高的企业而言,银行机构实施贷款续贷或将短期贷款转为中长期贷款等操作行为的空间更大,因而导致这类企业贷款数量维持或者增加,从而刺激企业生产经营和投资扩大行为。据此,我们提出金融机构短期贷款导向的风险治理机制理论假说,并且,提出如下的重要研究假设。

研究假设2:依据金融机构短期贷款导向的风险治理机制理论假说,对于多数发展中国家而言,短期贷款主导的金融体系贷款期限结构不仅不会阻碍企业创新活动,相反,还会促进企业创新投入。

三、研究设计

(一) 结构性计量模型导出与重要变量定义

借鉴张杰等(2021)^[22]等的结构性计量模型的推导思路,我们构建了如下具体定义形式的计量方程模型,来检验中国情形下地区金融机构的贷款期限结构特征对地区内微观企业创新投入活动产生的激励效应:

$$\lnper_innovationspend_{ijt} = \alpha_0 + \lambda Loanstructure_province_{jt} + \eta \lnper_governsubsidy_{ijt} + \mu \lnper_innovationfixedasset_{ijt} + \theta X_{ijt} + \gamma_{firm} + \gamma_{year} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

在上述计量方程式(1)中,因变量 $\lnper_innovationspend_{ijt}$ 是在中国省份地区 j 中的企业 i 在年份 t 创新投入的相关代理变量。对此,一方面,我们使用企业 i 中在年份 t 的当年科技活动经费总支出与企业从事科技活动人员数比值的对数值 ($\lnper_totalinnovationspend_{ijt}$) 来加以度量。^①从中国企业创新活动的现实特点来看,企业科技活动经费支出的信息,既包含企业进行研究与试验发展(R&D)的经费支出,包括企业实际用于基础研究、应用研究和试验发展等环节的经费支出,又包含企业将创新成果进行工程化、产业化等方面的经费支出。在中国多数制造业企业仍然处于模仿创新和产业化阶段的客观背景下,该变量所包含的是更大范围创新链环节的科技活动经费支出信息,更能体现中国国情下企业创新投入活动的基本特征;另一方面,考虑既有文献的普遍做法,为了尽可能准确刻画微观企业层面的自主创新能力,我们使用企业私人性质(*private*)创新投入的代理变量来加以测度,具体使用企业当年的私人性质科技活动经费支出额与企业从事科技活动人员数比值的对数值 ($\lnper_privateinnovationspend_{ijt}$) 来表示。其中,企业当年私人性质科技活动经费支出变量,是使用企业当年企业科技活动经费总支出额减去企业使用来自政府部门的科技活动资金额来表示的。很显然,在中央制定的创新追赶战略和创新驱动发展战略的指引下,中国各级政府偏向于使用以政府财政资金补贴、资助和奖励为主的各种创新激励政策,来促使中国本土企业创新能力的培育和提升。因此,我们设计的剔除了政府补贴、资助、奖励等扶持资金政策方面的企业私人性质创新投入变量信息,使之能在更大程度上真正代表中国情景下微观企业的自主创新能力。考虑到微观企业融资约束程度因素 FC ,在很大程度上会受到中国各省份地区金融发展差异性的影响,由此,中国各省份地区金融发展差异性程度,可以通过地区的贷款期限结构特征深刻表现出来。因此,我们使用中国各省份地区金融机构的贷款期限结构变量 $Loanstructure_province_{jt}$,代表地区内微观企业遭受的融资约束程度指标变量,其定

^①按照国家统计局的相关统计制度规定,企业当年科技活动经费总支出 = 当年企业内部用于科技活动的经费支出 + 当年企业委托外单位开展科技活动的经费支出。

义为中国各省份地区 j 中在年份 t 金融机构的短期贷款规模与地区金融机构贷款总额的比值。如此设计的理由在于:一方面,正如我们在前文阐述的逻辑机制,中国情景下,中国各省份地区的金融机构贷款期限结构特征,在很大程度上可以反映地区金融发展的异质性特征,深刻反映地区内以银行机构主导的金融体系处理和监管风险治理能力的异质性特征;另一方面,使用中国各省份地区的贷款期限结构特征变量作为核心解释变量,可以产生的效果是,地区内个体微观企业创新活动的外部融资需求,可能难以影响到地区金融发展程度,而地区金融发展的异质性差异,却可以影响到地区内微观企业的融资约束程度。因此,本文的研究设计逻辑,可以在一定程度上缓解甚至避免核心解释变量 $Loanstructure_province_j$ 和被解释变量 $\ln per_innovationspend_{ij}$ 之间由于可能存在的逆向因果关系所导致的内生性问题。

其他重要控制变量的定义是:企业获得的人均政府创新补贴因素 ($\ln per_governsubsidy$), 使用企业当年创新投入中从政府所获得资金总额与企业从事科技活动人员数比值的对数值来表示;企业人均创新固定资产投资规模 ($\ln per_innovationcapital$), 使用企业当年创新投入中形成的固定资产总额与企业从事科技活动人员数比值的对数值来表示;企业创新研发人员规模 ($\ln innovationstaff$), 使用企业当年科技活动人员合计数的对数值来表示,由此反映企业创新研发投入的人员规模乃至企业规模因素。

计量方程模型(1)式的控制变量集 X 中的其他变量包括:企业年龄因素 ($Firmage$), 以企业样本期与企业注册时间的有效差距值来表示。为了避免当年注册造成企业年龄为0的现象,我们对企业样本期与企业注册时间的差距采取加1的方法加以预处理。考虑到企业创新投入在不同发展阶段可能表现出的复杂动态变化特征,企业年龄和企业创新投入之间可能存在非线性影响效应,为此,我们纳入了企业年龄的平方项变量 $Firmage_sq$, 用以捕捉中国情景下年轻企业和成熟企业在不同发展阶段的差异性创新决策和创新行为策略;企业出口因素 ($Newproductexport_sale$), 我们使用企业新产品出口额与企业新产品销售额的比值来加以度量;企业面临行业市场竞争程度 ($HHI_emplpoyee$), 我们使用按照二位码区分行业中的各企业科技活动人员数所计算出的赫芬达尔—赫希曼指数来加以度量。预计中国情景下行业竞争程度对企业创新活动可能或产生复杂的非线性激励效应,为此,我们在计量方程(1)式中纳入企业所处行业竞争程度变量的平方项 $HHI_emplpoyee_sq$; 企业市场势力因素 ($Marketpower$), 我们使用企业内部所形成的国家标准或行业标准数量来加以刻画;企业所有制因素。与既有文献不同,我们使用细化到三位码的企业登记注册类型信息来区分企业所有制类型。很显然,这种细化到三位码的企业所有制类型的虚拟变量,更能有效控制中国情景下企业所有制类型的较为频繁变化特征所带来的影响效应。除了上述控制变量之外,我们在计量方程(1)式中还纳入了企业个体层面的虚拟变量和年份的虚拟变量,前者用于控制由于企业在自身的技术积累能力、所处的地理区位、所处的行业、所处地区性政府产业政策或创新政策以及所处地区经济发展水平等方面的差异性而产生的影响效应,后者用于控制无法观测的外部因素以及经济发展动态变化对微观企业创新活动的可能冲击和影响。 ε_{ij} 为常规设置变量,表示服从 $i. i. d$ 的随机扰动项。

(二) 内生性问题讨论与工具变量设计

针对计量方程(1)式,要得到核心解释变量 $Loanstructure_province_j$ 的回归系数 λ 的一致性估计结果,面临两个方面的挑战。一方面,是计量方程(1)式中仍然存在遗漏重要变量而导致的内生性问题;另一方面,是由于核心解释变量和因变量之间可能的逆向因果关系而产生的内生性问题。针对前者可能产生的内生性问题,考虑到本文设计了一系列既有文献建议的重要控制变量,同时,也控制了更为细化的企业所有制类型和企业个体效应等虚拟变量,遗漏重要变量的问题也许并不突出。而针对后者可能产生的内生性问题,发生的动因在于,从研究金融发展或金融深化对经济增长或创新影响效应的文献来看,一直在强调识别和解决金融发展和经济增长及创新这二者因素之间由于逆向因果关系产生的内生性问题,对估计结果可能造成严重干扰甚至重大偏差的重要性。这其中主要的机制在于企业发展能够创造金融需求,由此表明,一国或地区创新水平的提升,可能会促进一国或地区内的金融发展以及金融深化。因此,这就需要寻找合适的外生性工具变量来解决这个问题。

仔细观察图2显示的中国金融机构贷款期限结构的变化趋势,可以发现,在2008年国际金融危机爆发

对中国经济造成的外生性巨大冲击性影响下,中国金融机构的贷款期限在2008年前后,呈现出显著结构性变化特征的重大现象。具体来看,在2000年至2008年间,短期贷款占总贷款比重一直处于相对平稳的持续下滑态势,而且,下降趋势呈现出相对平滑特征。然而,在2008年之后,短期贷款占总贷款比重则处于明显的波动性变化态势,与2008年之前的变化趋势相比,表现出难以忽略的结构性变化特征。在我们看来,中国金融机构贷款期限结构在2008年前后表现出的显著结构性变化特征,必然是与2008年发生的由美国次贷危机引发的国际金融危机外生性冲击影响密切相关。为了主动应对国际金融危机对中国经济带来的巨大冲击,应对中国以制造业为主的实体企业普遍遭受的较为严重的经营困难以及流动性不足冲击影响,中国人民银行在2008年的9月、10月、11月、12月,连续下调基准利率和存款准备金率,以增加市场货币供应量,扩大投资与消费。更为重要的举措是,取消了2007年以来对商业银行信贷规划的约束,积极鼓励金融机构增加对中小企业等贷款。而且,为主动应对国际金融危机对中国产业发展带来的诸多负面影响,落实党中央、国务院关于“保增长、扩内需、调结构”的总体要求,2009年国务院发布十大产业振兴规划,强调金融机构对这些产业发展的贷款支持。在中央出台金融机构必须支持实体经济度过危机冲击难关的相关政策引导下,图3显示,在2008年国际金融危机爆发后最为艰难的2009年和2010年这两年,总贷款(短期贷款+中长期贷款)增长率分别为33.00%和24.29%,而在危机前的2006年、2007年和2008年,总贷款增长率分别为16.82%、18.79%和13.10%。由此可以看到的基本事实是,为了应对2008年金融危机,中国各地区的金融机构均加大了对实体经济部门的贷款支持。从贷款期限结构角度来看,2009年和2010年这两年,短期贷款和中长期贷款增长率分别为17.42%、13.95%和45.18%、30.82%,而在危机前的2006年、2007年和2008年,短期贷款和中长期贷款增长率分别为11.07%、15.90%、7.26%和22.53%、21.39%、18.12%。对比来看,可以发现的一个重要现象是,金融危机对中国金融机构的贷款行为造成的重要冲击性影响是,导致危机内金融机构的中长期贷款规模显著增加,而对短期贷款规模并未造成显著增加。其中的原因可能在于,在金融危机冲击下,中国制造业企业经营活动受到严重冲击,导致企业短期还款能力出现较大问题,进而使得企业对中长期贷款发生被动式融资需求增加现象。2008年金融危机对中国实体经济部门中微观企业的中长期贷款带来较为显著的增加需求,而对企业短期贷款需求的影响相对有限。

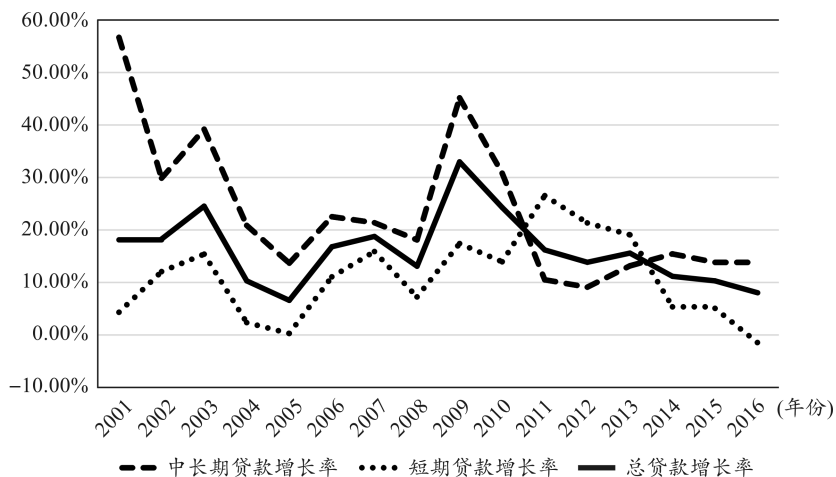


图2 中国各省份地区不同类型贷款规模的增长率变化情况

基于以上分析,考虑到2008年的外生性国际金融危机对中国实体经济部门中微观企业贷款行为和贷款机会所造成的外生性结构性冲击影响,在充分借鉴 Ahern 和 Dittmar(2012)^[23]工具变量设计思路的基础上,我们拟设计2006年和2007年中国各省份地区的中长期贷款增长率均值变量 $Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$, 将之作为2008年之后中国各省份地区贷款期限结构变量 $Loanstructure_{jt}^{2008-2014}$ 的外生性工具变量。其中的合理性在于:一方面,由于中国各省份地区的经济发展水平、产业结构特征以及政府对金融体系的干预程度等方面存在非常显著的差异性特征,导致2008年之前的中国各省份地区的贷款期限结构表现出突出的异

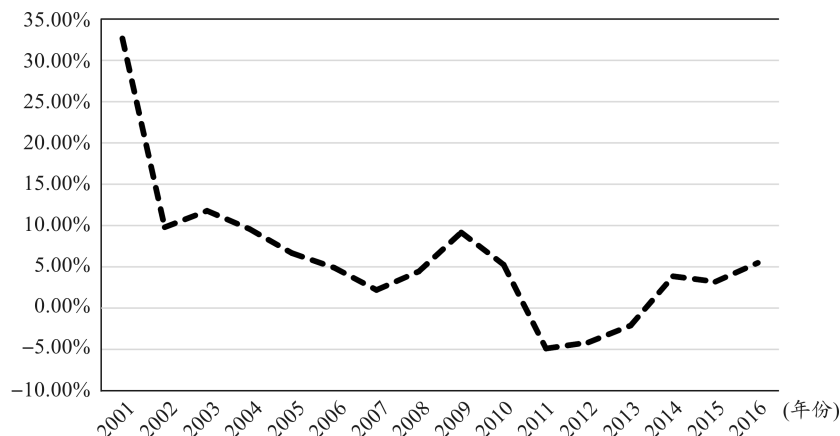


图3 中国贷款期限结构增长率中长期贷款/(中长期贷款+短期贷款)的变化趋势

质性特征。比如,在2000年,宁夏、四川、北京、上海、江苏、内蒙古、青海等地区的短期贷款占总贷款比重,分别为59.085%、66.20%、59.84%、80.21%、81.90%、66.49%和49.81%,它们之间贷款期限结构的差异性,已经类似发达国家和发展中国家之间的差异性特征。因此,针对工具变量 $Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$ 和解释变量 $Loanstructure_{jt}^{2008-2014}$,这两个变量包含的贷款期限结构信息存在显著差异性。因此,可以得到一个初步判断是,相对于 $Loanstructure_{jt}^{2008-2014}$, $Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$ 应该具有外生性特征。另一方面,需要保证工具变量 $Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$ 和解释变量 $Loanstructure_{jt}^{2008-2014}$ 之间具有高度的相关性,我们在计量方程(1)、(2)和(3)式中展现了检验这二者之间关系的检验逻辑。

$$Loadstructure_{jt}^{2009,2010} - Loanstructure_{jt}^{2006,2007} = \varphi_0 + \varphi_1 (Longloanincreaserate_{jt}^{2009,2010} - Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}) + \varphi_2 (Shortloanincreaserate_{jt}^{2009,2010} - Shortloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}) + \mu_{jt} \quad (2)$$

在计量方程(2)式中,解释变量 $Shortloanincreaserate_{jt}^{2009,2010}$ 和 $Shortloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$ 分别表示2006年和2007年或2009年和2010年中国各省份地区的金融机构短期贷款增长率的两年均值变量。可以发现,计量方程(2)式实质上反映的是在2008年国际金融危机发生前后,中国各省份地区的贷款期限结构变化信息,可以分解为2008年前后的中长期贷款和短期贷款数量增速的变化信息。进一步地,可对在2008年国际金融危机发生前后,中国各省份地区的中长期贷款增速变化信息,与2008年之前各省份地区的中长期和短期贷款增速变化信息之间的相关性进行检验,使用的检验方程如下式:

$$Longloanincreaserate_{jt}^{2009,2010} - Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007} = \beta_0 + \beta_1 Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007} + \beta_2 Shortloanincreaserate_{jt}^{2006,2007} + \nu_{jt} \quad (3)$$

$$Loadstructure_{jt}^{2009,2010} = \varphi_0 + \varphi_1 Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007} + \mu_{jt} \quad (4)$$

具体的检验结果列示在表1中,可以看出重要经验事实是,2008年前后中国各省份地区贷款期限结构变量的变化信息,是与2008年之前中国各省份地区中长期贷款增速信息之间存在显著的负向联系关系,而与2008年之前中国各省份地区短期贷款增速信息之间并未存在显著联系关系,这反映的是,在2008年之后中国各省份地区贷款期限结构的变化,主要是由各地区的中长期贷款增加所带来的基本事实。由此验证,可使用2008年之前中国各省份地区的中长期贷款增速变化变量 $Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$,作为2008年之后 $Loadstructure_{jt}^{2009,2010}$ 的工具变量。然而,该工具变量仍然面临的问题是,其是一个数值不变的变量,难以作为具有动态变化特征的核心解释变量的工具变量,为此,我们借鉴 Ahern 和 Dittmar(2012)^[23] 的工具变量设计策略,将变量 $Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$ 与自然数的乘积作为工具变量 $IV_Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$,其中的逻辑在于:由于自然数序列是具有按照外生次序变化的性质,乘以自然数序列所得到的工具变量,就具有了按照2008年之前中国各省份地区的中长期贷款增加率变化信息作为基准的外生性变化特征。鉴于在表1回归结果中变量 $Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$ 回归系数显著为负的检验结果,我们预计,工具变量 $IV_Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$ 的回归系数也应该显著为负。

表1 2008年前后中国省份地区贷款期限结构变化因素的分解结果

	模型1	模型2	模型3
因变量类型	$Loadstructure_{jt}^{2009,2010}$ $- Loanstructure_{jt}^{2006,2007}$	$Longloanincreaserate_{jt}^{2009,2010}$ $- Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$	$Loadstructure_{jt}^{2009,2010}$
$Longloanincreaserate_{jt}^{2009,2010}$ $- Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$	-0.0178 *** (-3.14)		
$Shortloanincreaserate_{jt}^{2009,2010}$ $- Shortloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$	0.2396 * (1.82)		
$Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$		-0.8189 *** (-3.69)	
$Shortloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$		-0.2673 (-1.59)	
$Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$			-0.5705 *** (-3.82)
constant	-0.1051 *** (-4.32)	0.3820 *** (6.13)	-0.0660 (-1.47)
Adjusted-R ²	0.1633	0.4337	0.2496
F 值 (P-value)	6.67 (0.0042)	6.81 (0.0039)	7.68 (0.0025)
N	31	31	31

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著。

针对我们以上设计的工具变量 $IV_Longloanincreaserate_{jt}^{2006,2007}$ ，仍然可能令人担心的问题是难以完全满足排他性约束要求 (Exclusive Constraint Condition)，进而导致计量方程(1)式中的 ε_{ijt} 无法满足完全独立的随机性要求。为此，我们在计量方程(1)式中纳入了中国各省份地区的金融发展因素 (*Financedevelopment*) 和经济发展水平因素 (*PerGDP_city*)，而这些因素既可能影响到地区内微观企业创新活动，也可能影响到地区内金融发展动态变化信息，以此尽可能来保证 ε_{ijt} 满足 *i. i. d* 条件。具体来说，前者变量使用中国各省份地区当年的贷款总额和存款总额与地区 GDP 的比值来表示，后者变量使用中国各地级城市地区层面的人均真实 GDP 来表示。考虑到中国情景下金融发展对微观企业创新活动可能造成的复杂非线性影响效应，还纳入地区金融发展因素的平方项 (*Financedevelopment_sq*)。

(三) 数据来源与处理说明

本文的研究数据主要来源于两个方面：一是樊纲等发布的2011年版《中国市场化指数报告》和2019年版的《中国分省份市场化指数报告(2018)》。其他的中国各省份地区的数据来源于历年《中国统计年鉴》。二是2008—2014年的国家统计局《全国创新调查企业数据库》，该数据库提供了工业企业以及相关科技服务业企业的各种科技创新活动指标数据详细信息，是目前国内研究微观企业创新活动最为全面、最为重要的数据库之一。我们依据该数据库提供的各种有效指标信息，获得了与本文研究主题密切相关的中国各省份地区本土创新活动的各种信息以及各种控制变量的信息。需要额外说明的是，针对该数据库所存在的一系列相关问题，我们做了如下四个步骤的相应处理和调整：第一，针对2011年国民经济行业分类标准的修订和调整，我们采取了将2011年之后的行业分类标准与2002年国民经济行业分类标准对齐调整的办法，以获得统一的行业划分标准；第二，针对2008年、2009年数据库中企业注册开业年份变量信息的缺失问题，我们采取的补充方法是，一方面，利用创新企业数据库中2010—2014年的企业信息，按照企业法人代码加以匹配，同时利用现有文献常用的1999—2013年间的规模以上工业企业数据库的相关信息，按照企业法人代码以及企业中文名称加以匹配。另一方面，针对剩下的大约6320家无法匹配上的企业，我们采取依靠手工搜寻的方法，在中国企业查询网查询企业具体的注册开业年份。第三，为了集中研究中国情景下政府扶持和补贴政策对企业私人创新投入的影响效应，我们主要针对工业部门的企业样本，剔除了部分科技服务企

业样本。第四,针对该数据中少数企业样本中少量指标信息的异常值问题,一方面,我们既通过与国家统计局的规模以上工业企业数据库的匹配来加以校正校准,又通过人工网上企业相关信息查询进行核实核准;另一方面,针对极其少量的某些违背正常逻辑特征的指标变量样本,我们对其也进行了相应的删除处理。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表2展示了中国各省份地区的贷款期限结构对地区内微观企业创新投入影响效应的 OLS 估计结果。从中可以发现,在本文的2008年至2014年的全样本观察期内,在以 $\lnper_totalinnovationspend$ 为因变量的模型1和模型2的估计结果中,无论是否纳入控制变量,核心解释变量 $Loanstructure_province$ 的回归系数均在10%或1%统计水平上显著为正,这就初步表明,在金融机构提供的短期贷款所占比重相对越高的中国省份地区中,制造业部门的微观企业人均创新投入表现出较为显著的促进效应。同样的经验结果,也可在在以 $\lnper_privateinnovationspend$ 为因变量的模型3和模型4中得以发现。此外,在模型2和模型4的估计结果中,各控制变量的回归系数符号和显著性均符合既有预期,由此说明,本文所设计的计量方程及其重要变量定义应该具有一定的合理性。

表2 中国各省份地区贷款期限结构对地区内微观企业创新投入影响效应的 OLS 估计结果

	模型1	模型2	模型3	模型4
企业样本期间	2008—2014年			
因变量类型	$\lnper_totalinnovationspend$		$\lnper_privateinnovationspend$	
$loanstructure_province$	0.0244* (1.67)	0.3467*** (2.69)	0.0213 (1.36)	0.3403** (2.51)
$\lnper_governsubsidy$	0.0674*** (46.73)	0.0661*** (45.61)	-0.0295*** (-18.62)	-0.0304*** (-19.13)
$\lnper_innovationfixedasset$	0.1271*** (135.86)	0.1271*** (135.51)	0.1327*** (132.03)	0.1327*** (131.80)
\lninnovationstaff	-0.5164*** (-217.00)	-0.5115*** (-212.91)	-0.5239*** (-205.15)	-0.5192*** (-201.51)
$Firmage$		0.0310*** (13.74)		0.0328*** (13.56)
$Firmage_sq$		-0.0004*** (-13.10)		-0.0005*** (-12.90)
$Newproductexport_sale$		0.0874*** (10.72)		0.0939*** (10.76)
$HHI_employee$		-0.7165*** (-3.49)		-0.7372*** (-3.35)
$HHI_employee_sq$		1.3251*** (3.68)		1.3204*** (3.41)
$Marketpower$		0.0003 (0.70)		0.0003 (0.79)
$Financedevelopment$		-0.4354*** (-20.20)		-0.4304*** (-18.60)
$Financedevelopment_sq$		0.0616*** (22.69)		0.0612*** (21.02)
$PerGDP_city$		-0.0103*** (-7.51)		-0.0102*** (-6.91)
Constant	6.4275*** (57.68)	7.0406*** (55.56)	6.5281*** (54.87)	7.1042*** (52.47)

(续表2)

	模型1	模型2	模型3	模型4
企业所有制固定效应	控制	控制	控制	控制
企业个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>Adjusted-R</i> ²	0.6923	0.6508	0.6283	0.6292
<i>F</i> 值(<i>P</i> -value)	2574.93 *** (0.0000)	2051.16 *** (0.0000)	2156.08 *** (0.0000)	1724.42 *** (0.0000)
<i>N</i>	342915	339809	340286	337272

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内的数值表示*t*值，所有回归模型均经过中国地级城市层面的cluster处理调整。

(二) 工具变量回归结果

正如我们在前文所强调的逻辑,要得到计量方程(1)式中的核心解释变量 $Loanstructure_province_i$ 的回归系数 λ 的一致性估计结果,更为有效的方法是采取工具变量所得到的估计结果。表3展示了中国各省份地区的贷款期限结构对地区内微观企业创新投入影响效应的2SLS估计结果,从中可以看出,在以 $lnper_totalinnovationspend$ 为因变量的模型1和模型2的估计结果中,核心解释变量 $Loanstructure_province$ 的回归系数均在1%统计水平上显著为正。与此类似的经验发现是,在以 $lnper_privateinnovationspend$ 为因变量的模型3和模型4的估计结果中,核心解释变量 $Loanstructure_province$ 的回归系数也均在1%统计水平上显著为正。这就验证,中国情景下,在那些短期贷款主导的地区中的贷款期限结构,对地区内微观制造业企业创新投入造成了显著的促进效应。以模型2和模型4的估计结果作为基准,可以看出,短期贷款在地区总贷款中的比重每提高一个百分点,就会促使地区内微观企业人均创新总投入和人均私人创新投入分别增加3.69个和17.85个百分点。这些经验发现所验证的基本事实是,在中国情景下,以银行机构为主的金融体系在发放贷款活动中,是以较短期限贷款作为甄别和控制贷款风险的一种重要策略,这种短期贷款导向的行为策略,在很大程度上是可以促进地区内制造业企业的创新投入的。这就为金融机构短期贷款导向的风险治理机制理论假说在中国情景下的适用性提供了支持证据。从而为本文的研究假说2提供了有力的支撑证据。在我们看来,中国情景下绝大多数微观企业的创新投入活动,是属于风险相对较小且创新市场收益回报较为明确的工艺创新或产品创新活动,银行机构的短期贷款以及“以短代长”策略,仍然是适合中国多数制造业企业的创新行为特征,因此,产生的是相应的促进效应而非抑制效应,这就是产业结构决定的融资需求与金融机构决定的金融功能相匹配理论的一个重要体现。

表3 中国各省份地区贷款期限结构对地区内微观企业创新投入影响效应的2SLS估计结果

	模型1	模型2	模型3	模型4
因变量类型	$lnper_totalinnovationspend$		$lnper_privateinnovationspend$	
第一阶段回归结果				
$IV_longloanincrease^{2006\setminus 2007}$	-0.3020 *** (-163.73)	-0.2254 *** (-122.42)	-0.3013 *** (-161.88)	-0.2226 *** (-120.93)
第二阶段回归结果				
$loanstructure_province$	0.2447 *** (5.17)	3.6891 *** (3.15)	0.2307 *** (4.58)	3.5557 *** (2.89)
$lnper_governsubsidy$	0.0675 *** (46.79)	0.0670 *** (44.42)	-0.0294 *** (-18.51)	-0.0295 *** (-17.94)
$lnper_innovationfixedasset$	0.1274 *** (135.86)	0.1250 *** (110.11)	0.1330 *** (132.02)	0.1307 *** (107.66)
$lninnovationstaff$	-0.5162 *** (-216.69)	-0.5262 *** (-106.42)	-0.5237 *** (-204.97)	-0.5334 *** (-102.79)

(续表3)

	模型1	模型2	模型3	模型4
<i>Firmage</i>		0.0317*** (13.68)		0.0337*** (13.56)
<i>Firmage_sq</i>		-0.0004*** (-12.93)		-0.0005*** (-12.82)
<i>Newproductexport_sale</i>		0.0916*** (10.85)		0.0979*** (10.89)
<i>HHI_employee</i>		-0.7104*** (-3.38)		-0.7248*** (-3.23)
<i>HHI_employee_sq</i>		1.3222*** (3.59)		1.3156*** (3.33)
<i>Marketpower</i>		0.0004* (1.89)		0.0005** (2.15)
<i>financedevelopment</i>		1.3967*** (2.62)		1.3408** (2.40)
<i>Financedevelopment_sq</i>		-0.0886** (-2.03)		-0.0842* (-1.83)
<i>perGDP_city</i>		-0.0148*** (-7.71)		-0.0144*** (-7.16)
企业所有制固定效应	控制	控制	控制	控制
企业个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
识别不足检验 (Anderson Canon. corr. LM statistic)	3312.89*** (0.0000)	338.78*** (0.0000)	3319.34*** (0.0000)	349.82*** (0.0000)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic)	2736.51*** (0.0000)	251.65*** (0.0000)	2730.57*** (0.0000)	259.59*** (0.0000)
<i>N</i>	342915	339809	340286	337272

注: *、**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内的数值表示 *t* 值,所有回归模型均经过城市或企业个体层面的 cluster 处理调整。

(三) 稳健性检验结果

梳理既有文献的通行做法,测量企业自主创新能力的代理指标,既可以从企业创新研发投入角度来界定,也可以从企业创新产出角度来加以定义,这些不同角度的代理指标之间既有相同之处,也有差异之处。为了尽可能保证本文主要研究结论的稳健性,一方面,依据既有文献做法,企业创新投入的一个重要产出就是开发新产品,由此,我们拟从企业创新产出指标变量的角度来重新进行研究,将计量方程(1)式中的因变量定义为企业人均新产品销售额指标变量 *lnper_newproductsale*,具体使用企业当年新产品销售额与企业当年从事科技活动人员数比值的对数值来表示;另一方面,企业创新投入的另一个重要产出指标,就是企业专利特别是企业发明专利,为此,我们将计量方程(1)式中的因变量替换为企业人均发明专利存量数量指标 *lnper_inventionpatent*,具体使用企业当年有效发明专利存量数量与企业当年从事科技活动人员数比值再乘以100的对数值来表示。从中国的现实背景来看,由于存在中国各级政府对申请和授权专利活动的补贴或奖励激励行为动机,造成企业在申请各类专利活动中,存在一定程度的“重数量、轻质量”“重申请、轻应用”扭曲性现象问题。在这种情形之下,使用企业发明专利数量而非外观设计专利或新型实用专利数量,可能更能代表企业自主创新能力。而且,企业在专利有效期内持有发明专利,必须缴纳递增性质的专利维持费用,因此,倘若发明专利对企业没有真实价值的话,企业就可能没有激励动机继续持有。基于这两点因素考虑,我们认为,使用企业当年有效发明专利存量数量应该更能代表企业自主创新能力。相应的回归结果展示在表4中的模型1和模型2,由此可以看出,核心解释变量 *Loanstructure_province* 的回归系数

仍然均在1%统计水平上显著为正。由此证明替换企业自主创新能力的不同代理指标,并不会导致本文核心经验结果发生本质性变化。

表4 中国各省份地区贷款期限结构对地区内微观企业创新活动影响效应的稳健性估计结果

	模型1	模型2	模型3	模型4
因变量类型	$\lnper_newproductsale$	$\lnper_inventionpatent$	$\lnper_totalinnovationspend$	$\lnper_privateinnovationspend$
第一阶段回归结果				
$IV_longloanincrease^{2006\setminus 2007}$	-0.2254 *** (-122.42)	-0.2254 *** (-122.42)	-0.2209 *** (-118.74)	-0.2211 *** (-118.55)
第二阶段回归结果				
$loanstructure_province$	54.8697 *** (8.13)	6.7847 *** (4.10)	17.5263 *** (2.90)	17.8546 *** (2.68)
$\lnper_governsubsidy$	0.1414 *** (16.28)	0.0432 *** (20.28)	0.0691 *** (36.29)	-0.0271 *** (-12.76)
$\lnper_innovationfixedasset$	0.1744 *** (26.69)	0.0236 *** (14.71)	0.1239 *** (83.40)	0.1292 *** (77.77)
\lninnovationstaff	0.5230 *** (18.38)	-0.1825 *** (-26.15)	-0.5288 *** (-86.34)	-0.5364 *** (-81.23)
$Firmage$	0.0335 ** (2.51)	0.0150 *** (4.57)	0.0324 *** (12.73)	0.0347 *** (12.63)
$Firmage_sq$	-0.0004 * (-1.93)	-0.0002 *** (-3.88)	-0.0005 *** (-12.02)	-0.0005 *** (-12.02)
$Newproductexport_sale$	5.8748 *** (120.84)	0.1171 *** (9.83)	0.0905 *** (9.94)	0.0969 *** (10.04)
$HHI_employee$	-3.3149 *** (-2.74)	0.4340 (1.46)	-0.7998 *** (-3.48)	-0.7998 *** (-3.29)
$HHI_employee_sq$	7.6844 *** (3.62)	-0.8402 (-1.61)	1.3809 *** (3.45)	1.3336 *** (3.13)
$Marketpower$	0.0090 *** (3.94)	0.0043 *** (7.78)	0.0004 (1.04)	0.0005 * (1.88)
$Financedevelopment$	24.8556 *** (8.11)	3.0342 *** (4.04)	0.0001 (0.00)	0.0088 (0.08)
$Financedevelopment_sq$	-2.0837 *** (-8.28)	-0.2339 ** (-3.79)	-0.0472 (-1.43)	-0.0493 (-1.35)
$perGDP_city$	0.0116 * (1.05)	0.0161 *** (5.96)	-0.0754 *** (-3.37)	-0.0761 *** (-3.11)
企业所有制固定效应	控制	控制	控制	控制
企业个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
识别不足检验 (Anderson Canon. corr. LM statistic)	338.78 *** (0.0000)	338.78 *** (0.0000)	62.04 *** (0.0000)	57.46 *** (0.0000)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic)	251.65 *** (0.0000)	251.65 *** (0.0000)	46.05 *** (0.0000)	42.60 *** (0.0000)
N	339809	339809	339809	337272

注: *、**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内的数值表示t值,所有回归模型均经过城市或企业个体层面的cluster处理调整。

五、异质性视角的检验结果

(一) 考虑企业年龄异质性特征的回归结果

众多文献强调,企业年龄是影响企业创新活动和外部融资需求的重要因素(Balasubramanian 和 Lee, 2008)^[24]。从企业的成长发展阶段性周期理论假说来看,企业在初创阶段,既会依靠强化创新投入来培育和提升企业市场竞争优势,也会通过扩大固定资产投资来尽快实现规模经济效益,这就造成企业在初创阶段必然会产生巨额的外部融资需求。然而,这带来的矛盾问题是,对于初创企业的创新投入而言,既会由于存在较为突出的不确定风险问题,导致难以获得金融机构的外部融资支持,并且,初创企业由于固定资产投资较少导致提供给银行机构抵押贷款能力相对不足,也会造成相对处于成熟阶段企业,年轻企业必然面临更为突出的外部融资约束现象。因此,初创企业的创新研发活动必然遭受相对特别严重的外部融资约束。

而且,导致本文回归结果可能发生偏误效应的重要原因之一,可能就在于企业的自我选择行为效应。这种企业自我选择行为具体表现在,在那些金融发展越是相对完善的地区中,企业创新活动产生的外部融资需求越是容易得到满足。因此,这就导致新企业更倾向于进入那些拥有能够更多地提供中长期贷款的金融机构的地区,而这些地区也可以理解为金融发展程度相对越高,从而导致偏向于提供短期贷款的贷款期限结构特征的地区中,创新企业分布得相对越少,从而导致二者之间的负向关系。为了检验是否存在这样的问题,我们将2008—2014年间的研究样本按照我们样本的7年观察期限,区分为企业年龄小于或等于7年和大于7年的不同样本组进行回归,相应的检验结果展示在表5中。从中可以看出,在包括企业年龄大于7年样本组的模型1和模型3的估计结果中,核心解释变量 *Loanstructure_province* 的回归系数均在1%统计水平上显著为正。而在包括企业年龄小于或等于7年样本组的模型2和模型4的估计结果中,核心解释变量 *Loanstructure_province* 的回归系数分别在5%和10%统计水平上仍然显著为负。以上的经验结果表明,地区中的短期贷款导向的贷款期限结构,对地区内的年轻企业创新投入造成了显著的抑制效应,而对地区内的相对成熟企业创新投入造成了显著的促进效应。这验证的基本事实是,一方面,中国各省份地区中金融机构的短期贷款,的确不利于地区内年轻企业的创新投入;另一方面,中国各省份地区中金融机构的短期贷款,却可以促进地区内相对成熟企业的创新投入。由此,这就进一步为深入理解类似中国这样的发展中国家中金融体系与企业创新之间的复杂关系,提供了经验证据。

表5 中国各省份地区贷款期限结构对不同年龄企业创新投入影响效应的2SLS估计结果

	模型1	模型2	模型3	模型4
因变量类型	<i>lnper_totalinnovationspend</i>		<i>lnper_privateinnovationspend</i>	
企业年龄特征	<i>Firmage</i> > 7	<i>Firmage</i> ≤ 7	<i>Firmage</i> > 7	<i>Firmage</i> ≤ 7
第一阶段回归结果				
<i>IV_longloanincrease</i> ^{2006\2007}	-0.0778 *** (-34.38)	-0.0111 *** (-9.24)	-0.0772 *** (-33.16)	-0.0114 *** (-9.32)
第二阶段回归结果				
<i>loanstructure_province</i>	4.1269 *** (4.17)	-10.1505 ** (-2.24)	3.8277 *** (4.01)	-9.1703 * (-1.91)
<i>lnper_governsubsidy</i>	0.0630 *** (36.35)	0.0626 *** (18.10)	-0.0316 *** (-16.65)	-0.0425 *** (-11.15)
<i>lnper_innovationfixedasset</i>	0.1182 *** (99.17)	0.1454 *** (62.69)	0.1231 *** (95.18)	0.1533 *** (61.50)
<i>lninnovationstaff</i>	-0.5193 *** (-121.65)	-0.5223 *** (-67.00)	-0.5286 *** (-116.22)	-0.5284 *** (-63.82)
<i>Firmage</i>	0.0181 *** (6.18)	0.0816 *** (4.07)	0.0194 *** (6.18)	0.0702 *** (3.23)

(续表5)

	模型1	模型2	模型3	模型4
<i>Firmage_sq</i>	-0.0003 *** (-5.53)	-0.0070 *** (-5.10)	-0.0003 *** (-5.56)	-0.0065 *** (-4.43)
<i>Newproductexport_sale</i>	0.0978 *** (10.54)	0.0414 * (1.94)	0.1037 *** (10.48)	0.0496 ** (2.17)
<i>HHI_employee</i>	-1.1680 *** (-4.49)	-0.2956 (-0.66)	-1.1764 *** (-4.25)	-0.3334 (-0.69)
<i>HHI_employee_sq</i>	2.1774 *** (4.93)	0.5485 (0.69)	2.1327 *** (4.52)	0.6102 (0.72)
<i>Marketpower</i>	0.0002 ** (2.50)	0.0021 (0.81)	0.0002 ** (2.52)	0.0018 (0.63)
<i>financedevelopment</i>	-0.2353 *** (-4.35)	-0.2750 *** (-4.70)	-0.2376 *** (-4.04)	-0.2580 *** (-4.10)
<i>Financedevelopment_sq</i>	0.0287 *** (3.29)	0.0763 *** (3.71)	0.0300 *** (3.25)	0.0717 *** (3.26)
<i>perGDP_city</i>	-0.0259 ** (-2.07)	0.0609 *** (3.15)	-0.0240 * (-1.78)	0.0540 *** (2.65)
企业所有制固定效应	控制	控制	控制	控制
企业个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
识别不足检验 (Anderson Canon. corr. LM statistic)	141.08 *** (0.0000)	133.11 *** (0.0000)	137.11 *** (0.0000)	135.19 *** (0.0000)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic)	104.48 *** (0.0000)	85.36 *** (0.0000)	101.44 *** (0.0000)	86.57 *** (0.0000)
<i>N</i>	244714	80696	243091	79801

注：* **和 *** 分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内的数值表示 *t* 值，所有回归模型均经过中国地级城市层面的 cluster 处理调整。

(二) 考虑企业所有制类型异质性特征的回归结果

在中国情景之下，难以回避的一个重要研究视角是，企业自身的所有制类型特征，必然是影响企业能否获得外部金融机构贷款和体现自身外部融资能力的重要因素，进而也是影响企业自身创新投入的关键因素。为此，本文按照企业的所有制类型登记注册信息，将企业区分为国有和集体企业、独立法人和私人所有企业以及港澳台和外商投资企业这三种较为典型所有制类型的样本组来进行回归，具体的估计结果展示在表6中。具体来看，针对不同形式定义的因变量的样本组，可以得到的一致性检验结果是，在国有和集体性质企业样本组中，核心解释变量 *Loanstructure_province* 的回归系数为负但不显著。在独立法人和私人所有性质企业样本组中，核心解释变量 *Loanstructure_province* 的回归系数均在1%统计水平上显著为正。而在港澳台和外商投资性质企业样本组中，核心解释变量 *Loanstructure_province* 的回归系数为正，但不显著。这背后的机制可能在于：第一，中国金融机构以短期贷款作为企业创新投入风险治理机制的策略，在国有和集体性质企业中并不适用，这说明的基本事实是，中国情景下国有和集体性质企业在获得国有银行为主的金融机构贷款行为中，可能由于类似共同出资人身份关系、信用贷款所有制偏向行为以及政府为国有集体企业特定抵押担保等方面的因素所产生的特定所有制优势特征(余明桂等, 2019)^[25]，造成国有集体企业在创新研发投入方面，并不会遭受地区金融机构短期贷款导向的贷款期限结构特征带来的融资约束问题；第二，中国的金融机构以短期贷款策略作为监管企业创新投入风险治理机制的手段，主要是针对独立法人和私人所有为主的民营企业或者股份制企业；第三，对港澳台和外商投资性质企业创新投入活动而言，一方面，其产生的外部贷款融资需求，可能并不依赖于中国的金融机构，而是通过其位于国外的母公司或控股企业来进行境外融资；另一方面，位于中国境内的对港澳台和外商投资性质企业，多数只是利用中

国的劳动力成本优势、相对完善的产业链配套能力和各级政府招商引资的各种优惠政策,或者是抢占中国迅速扩张的国内本土市场需求。而且,为了防止中国本土企业对外资企业技术创新的模仿、转移和溢出效应,保持这些外资企业在中国市场上的绝对领先优势,外资企业通常会将关键核心技术创新能力掌握在母公司手中,因而,位于中国境内的外资企业,自身并不会进行较大规模的创新研发投入活动,自然也就不会受到中国金融机构贷款期限结构特征的显著影响。

表6 中国各省份地区贷款期限结构对不同所有制性质企业创新投入影响效应的2SLS估计结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
因变量类型	lnper_totalinnovationspend			lnper_privateinnovationspend		
企业所有制类型特征	国有 + 集体	独立法人 + 私人所有	港澳台 + 外商投资	国有 + 集体	独立法人 + 私人所有	港澳台 + 外商投资
第一阶段回归结果						
<i>IV_longloanincrease</i> ^{2006\2007}	-0.0065*** (-7.64)	-0.2172*** (-75.94)	-0.0133*** (-9.83)	-0.0063*** (-7.61)	-0.2168*** (-75.55)	-0.0135*** (-9.87)
第二阶段回归结果						
<i>loanstructure_province</i>	-35.0973 (-0.89)	6.0672*** (5.12)	45.7230 (0.75)	-25.5244 (-0.76)	6.0922*** (4.87)	52.4857 (0.67)
<i>lnper_governsubsidy</i>	0.0434 (1.44)	0.0680*** (39.40)	0.0952** (2.05)	-0.0678** (-2.16)	-0.0310*** (-16.46)	0.0184 (0.30)
<i>lnper_innovationfixedasset</i>	0.1712*** (7.28)	0.1281*** (96.39)	0.0968*** (4.94)	0.1765*** (8.32)	0.1347*** (94.64)	0.0966*** (3.70)
<i>lninnovationstaff</i>	-0.5009*** (-3.45)	-0.5272*** (-97.33)	-0.6544*** (-3.66)	-0.5526*** (-4.35)	-0.5358*** (-93.54)	-0.6777*** (-2.96)
<i>Firmage</i>	-0.0311 (-0.79)	0.0343*** (12.11)	0.0810* (1.73)	-0.0306 (-0.85)	0.0369*** (12.05)	0.0893 (1.44)
<i>Firmage_sq</i>	0.0005 (0.83)	-0.0005*** (-11.39)	-0.0015* (-1.72)	0.0004 (0.91)	-0.0005*** (-11.36)	-0.0017 (-1.33)
<i>Newproductexport_sale</i>	0.1617 (0.74)	0.0821*** (7.18)	0.1235*** (2.89)	0.3196* (1.73)	0.0844*** (6.90)	0.1294*** (2.71)
<i>HHI_employee</i>	-3.1852 (-0.73)	-0.7754*** (-2.93)	-1.0005 (-0.93)	-2.9150 (-0.82)	-0.7488*** (-2.63)	-1.0697 (-0.05)
<i>HHI_employee_sq</i>	3.9171 (0.71)	1.6288*** (3.35)	1.9260 (0.63)	3.6970 (0.02)	1.5942*** (3.03)	2.1968 (0.68)
<i>Marketpower</i>	-0.0012 (-0.65)	0.0013** (1.99)	-0.0097 (-0.91)	-0.0009 (-0.58)	0.0016** (2.20)	-0.0116 (-0.3)
<i>financedevelopment</i>	-16.1340 (-0.91)	2.5529*** (4.64)	18.9469 (0.73)	-11.8467 (-0.78)	2.5691*** (4.42)	23.8357 (0.66)
<i>Financedevelopment_sq</i>	1.2667 (-1.57)	-0.1902*** (-4.12)	-1.4145 (-0.72)	0.9483 (0.84)	-0.1915*** (-3.92)	-1.6386 (-0.64)
<i>perGDP_city</i>	-0.0606*** (-2.57)	-0.0066*** (-3.58)	-0.1200 (-0.97)	-0.043*** (-2.87)	-0.0075*** (-3.82)	-0.1299 (-0.75)
企业所有制固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
识别不足检验 (Anderson Canon. corr. LM statistic)	32.07*** (0.0000)	345.43*** (0.0000)	42.30*** (0.0000)	40/99*** (0.0000)	354.50*** (0.0000)	37/93*** (0.0000)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic)	26.78*** (0.0000)	253.01*** (0.0000)	19.44*** (0.0000)	24.16*** (0.0000)	259.37*** (0.0000)	25.61*** (0.0000)
<i>N</i>	8214	254623	75272	8100	252504	74956

注: *、**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内的数值表示*t*值,所有回归模型均经过中国地级城市层面的cluster处理调整。

六、融资约束机制渠道的实证结果与分析

(一) 地区贷款期限结构会通过行业外部融资依赖性渠道影响企业创新投入吗?

依据既有文献的研究思路,检验国家或地区金融发展对地区内微观企业创新投入影响效应的内在渠道机制,有必要从行业外部融资依赖程度指标角度来加以检验。为此,在借鉴 Rajan 和 Zingales(1998)^[5]、Hsu 等(2014)^[7]等研究策略的基础上,我们设计如下的计量方程加以检验:

$$\ln \text{per_innovationspend}_{ijt} = \alpha_0 + \lambda \text{Loanstructure}_{jt} + \mu \text{Loanstructure}_{jt} \times \text{EFDI_industry}_j + \eta \ln \text{per_governsubsidy}_{ijt} + \mu \ln \text{per_innovationfixedasset}_{ijt} + \theta \cdot X_{ijt} + \gamma_{firm} + \gamma_{year} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

为了得到计量方程(5)式,我们在计量方程(1)式中纳入中国情景下三分位码行业的对外部融资依赖程度指标 EFDI_industry_j (*Industry External Finance Dependent Index*),与中国省份地区的贷款期限结构特征变量 $\text{Loanstructure_province}$ 的交互项。其中,中国情景下三分位码行业的对外部融资依赖程度指标 EFDI_industry_j 的计算方式是,通过收集2008—2014年间中国上市企业的经营活动现金流、资本支出以及所有上市公司的研发费用数据库。我们将经营活动产生的现金流定义为经营活动产生的资金加上存货的减少、应收账款的减少和应付款的增加。资本支出和研发费用也来自 *Compustat* 数据库。我们计算每个上市企业在三分位码行业 j 中的企业 i 在年份 t 对外部融资依赖程度指标 EFDI_firm_{ijt} ,即资本支出加上研发费用减去经营活动产生的现金流,再除以资本支出。在计算出企业层面的外部融资依赖程度指标 EFDI_firm_{ijt} 的基础上,再来计算中国情景下的三分位码行业的对外部融资依赖程度指标 EFDI_industry_j ,具体计算方法为2008—2014年间的所有上市企业对外融资依存度指标的三分位码行业的中位数变量 EFDI_industry_j ,将之设计作为2008—2014年间行业 j 的对外融资依存度指标,该变量是不随时间 t 变化的固定变量。相应的估计结果展示在表7的模型1和模型2中,从中可以看出,针对不同形式定义的因变量的样本组,仍然可以得到的一致性检验结果是,核心解释变量 $\text{Loanstructure_province}$ 的回归系数均在1%统计水平上显著为正。但是,交互项的回归系数却均在1%统计水平上显著为负。这就表明,针对那些越是依赖外部融资的行业,省份地区中以短期贷款主导的贷款期限结构对地区内企业创新投入形成了越显著的抑制效应。由此证明,中国情景下虽然金融机构的短期贷款行为及其背后蕴含的金融风险治理机制,可以促进地区内微观企业的创新投入活动,但是,地区内贷款期限结构中的短期贷款行为策略,还是对那些外部融资依赖性较高的行业创新投入产生了显著的制约效应。从核心解释变量 $\text{Loanstructure_province}$ 及其交互项的回归系数来看,二者相加的数值仍然大于0,这就说明,即便存在中国各省份地区内金融机构贷款期限结构中的短期贷款行为策略,对那些外部融资依赖性较高的行业创新投入产生了显著的制约效应。这些经验证据就为金融体系的贷款期限结构与企业创新投入的匹配理论假说在中国情景下的适用性,即为本文提出的研究假说1提供了有力的支撑证据。然而,从表7中的检验结果来看,从中国各省份地区贷款期限结构对微观企业创新投入的整体作用效应来看,仍然是促进效应占据主导地位。

(二) 地区贷款期限结构会通过行业创新进入壁垒渠道影响企业创新投入吗?

既有研究发现,行业创新进入壁垒是影响企业创新投入活动的重要因素(Cai 和 Li,2019)^[26]。我们的样本数据库信息显示,在2008年至2014年间,企业创新固定资产额与企业创新投入的比值为35.31%。而美国、德国、日本等发达国家企业的创新投入中创新固定资产所占比重均达55%以上,这就说明中国企业创新活动可能总体上仍然处于“轻资产投入”的模仿创新行为阶段,行业创新进入壁垒程度要低于发达国家。为了进一步检验国家或地区金融发展对地区内微观企业创新投入影响效应的内在渠道机制,有必要从行业创新进入壁垒渠道角度来加以考察,由此,我们设计如下的计量方程加以检验:

$$\ln \text{per_innovationspend}_{ijt} = \alpha_0 + \lambda \text{Loanstructure}_{jt} + \mu \text{Loanstructure}_{jt} \times \text{IEBI_industry}_j + \eta \ln \text{per_governsubsidy}_{ijt} + \mu \ln \text{per_innovationfixedasset}_{ijt} + \theta X_{ijt} + \gamma_{firm} + \gamma_{year} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

表7 中国各省份地区贷款期限结构对微观企业创新投入影响效应的2SLS估计结果

因变量类型	模型1	模型2	模型3	模型4
	$\lnper_totalinnovationspend$	$\lnper_privateinnovationspend$	$\lnper_totalinnovationspend$	$\lnper_privateinnovationspend$
第一阶段回归结果				
$IV_longloanincrease^{2006\setminus 2007}$	-0.2105*** (-73.50)	-0.2136*** (-73.86)	-0.2170*** (-79.71)	-0.2178*** (-79.82)
第二阶段回归结果				
$Loanstructure_province$	5.4593*** (3.24)	5.2144*** (2.91)	3.1220*** (3.05)	2.9481*** (2.72)
$Loanstructure_province \times EFDI_industry$	-1.8235*** (-3.59)	-1.7379*** (-3.23)		
$Loanstructure_province \times IEBI_industry$			-3.1769*** (-3.74)	-3.0169*** (-3.37)
$\lnper_governsubsidy$	0.0682*** (42.32)	-0.0285*** (-16.27)	0.0678*** (43.16)	-0.0289*** (-16.81)
$\lnper_innovationfixedasset$	0.1271*** (104.71)	0.1329*** (102.37)	0.1276*** (113.35)	0.1334*** (110.46)
\lninnovationstaff	-0.5347*** (-115.45)	-0.5420*** (-110.25)	-0.5317*** (-134.48)	-0.5392*** (-128.36)
$Firmage$	0.0313*** (12.22)	0.0327*** (11.91)	0.0294*** (12.03)	0.0308*** (11.78)
$Firmage_sq$	-0.0004*** (-11.82)	-0.0005*** (-11.52)	-0.0004*** (-11.55)	-0.0004*** (-11.32)
$Newproductexport_sale$	0.0933*** (10.17)	0.1005*** (10.31)	0.0938*** (10.40)	0.1008*** (10.48)
$HHI_employee$	-1.0796*** (-4.17)	-1.0984*** (-3.98)	-0.9135*** (-3.92)	-0.9347*** (-3.76)
$HHI_employee_sq$	2.1165*** (4.58)	2.1419*** (4.35)	1.8866*** (4.46)	1.9135*** (4.25)
$Marketpower$	0.0004* (1.89)	0.0004* (1.92)	0.0004* (1.88)	0.0004* (1.91)
$Financedevelopment$	1.3042** (2.53)	1.2392*** (2.25)	0.8609** (2.20)	0.7993* (1.93)
$Financedevelopment_sq$	-0.0806* (-1.91)	-0.0754* (-1.72)	-0.0428** (-2.35)	-0.0379* (-2.42)
$perGDP_city$	-0.0075*** (-4.52)	-0.0073*** (-4.07)	-0.0125*** (-7.54)	-0.0120*** (-6.79)
企业所有制固定效应	控制	控制	控制	控制
企业个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
识别不足检验 (Anderson Canon. corr. LM statistic)	247.02*** (0.0000)	245.65*** (0.0000)	526.07*** (0.0000)	531.63*** (0.0000)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic)	182.34*** (0.0000)	181.14*** (0.0000)	388.67*** (0.0000)	392.39*** (0.0000)
N	302792	300478	302792	300478

注: *、**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内的数值表示 t 值,所有回归模型均经过城市或企业个体层面的 cluster 处理调整。

类似地,针对计量方程(6)式,我们在计量方程(1)式中纳入中国情景下三分位码行业创新进入壁垒指标 $IEBI_industry_j$ (*Industry Innovation Entry Barrier Index*),与中国省份地区的贷款期间结构特征变量 $Loanstructure_province$ 的交互项。其中,中国情景下三分位码行业创新进入壁垒指标 $IEBI_industry_j$ 的计算方式是,首先,计算我们样本数据库中2008—2014年间每个企业在三分位码行业 j 中的企业 i 在年份 t 创

新进入壁垒指标 $IEBI_firm_{ijt}$, 借鉴 Cai 和 Li (2019)^[26] 的研究思路, 企业创新投入活动中形成的固定资产, 是阻碍新企业进入行业的重要壁垒条件, 就此, 我们将企业创新活动中形成的固定资产额与企业创新投入额的比值变量, 作为企业 i 在年份 t 的创新市场进入壁垒指标 $IEBI_firm_{ijt}$, 再计算2008—2014年间的所有企业创新市场进入壁垒指标 $IEBI_firm_{ijt}$ 在三分位码行业中的中位数变量 $IEBI_industry_j$, 将之作为2008—2014年间行业 j 的创新市场进入壁垒指标。很显然, 该变量也是不随时间 t 变化的固定变量。

相应的估计结果展示在表8的模型3和模型4中, 由此可以看出, 针对不同形式定义的因变量的样本组, 仍然可以得到的一致性检验结果是, 核心解释变量 $Loanstructure_province$ 的回归系数均在1%统计水平上显著为正。然而, 交互项的回归系数也均在1%统计水平上显著为负。这就表明, 针对那些创新市场进入壁垒越高的行业, 省份地区中以短期贷款主导的贷款期限结构, 对地区内企业创新投入形成了越显著的抑制效应。由此证明, 中国情景下虽然金融机构的短期贷款行为及其背后蕴含的金融风险治理机制, 可以促进地区内微观企业的创新投入活动, 可是, 地区内贷款期限结构中的短期贷款行为策略, 会对那些创新进入壁垒较高行业中的企业创新投入产生显著的制约效应。从核心解释变量 $Loanstructure_province$ 及其交互项的回归系数来看, 二者相加的数值仍然大于0, 这就说明, 即便存在中国各省份地区内金融机构贷款期限结构中的短期贷款行为策略, 对那些外部融资依赖性较高的行业创新投入产生了显著的制约效应。但是, 从整体作用效应来看, 也仍然是促进效应占据主导地位。

表8 中国各省份地区贷款期限结构对高新技术企业创新投入影响效应的2SLS估计结果

	模型1	模型2	模型3	模型4
	高新技术企业		非高新技术企业	
因变量类型	$\lnper_totalin$ $novationspend$	$\lnper_privatein$ $novationspend$	$\lnper_totalin$ $novationspend$	$\lnper_privatein$ $novationspend$
第一阶段回归结果				
$IV_longloanincrease^{2006\setminus 2007}$	-0.0257*** (-11.42)	-0.0249*** (-11.36)	-0.3241*** (-89.03)	-0.3275*** (-88.47)
第二阶段回归结果				
$Loanstructure_province$	-0.8889 (-0.84)	-1.3145 (-1.10)	3.8282*** (4.27)	3.4385*** (3.65)
$\lnper_governsubsidy$	0.0310*** (13.67)	-0.0548*** (-21.30)	0.0725*** (39.46)	-0.0287*** (-14.29)
$\lnper_innovationfixedasset$	0.0618*** (33.67)	0.0629*** (30.51)	0.1353*** (109.13)	0.1415*** (107.20)
\lninnovationstaff	-0.8035*** (-117.90)	-0.8299*** (-108.34)	-0.4833*** (-114.09)	-0.4862*** (-108.96)
$Firmage$	0.0267*** (7.60)	0.0275*** (7.00)	0.0317*** (11.12)	0.0334*** (11.00)
$Firmage_sq$	-0.0005*** (-7.71)	-0.0004*** (-6.99)	-0.0004*** (-10.32)	-0.0005*** (-10.25)
$Newproductexport_sale$	0.0311* (1.92)	0.0410** (2.25)	0.0915*** (9.34)	0.0963*** (9.28)
$HHI_employee$	0.0373 (0.09)	-0.1732** (-2.38)	-0.8213*** (-3.46)	-0.8170*** (-3.24)
$HHI_employee_sq$	2.1593* (1.88)	2.4765* (1.93)	1.5914*** (3.90)	1.5756*** (3.63)
$Marketpower$	-0.0002 (-0.36)	-0.0002 (-0.43)	0.0012* (1.90)	0.0013** (2.38)
$Financedevelopment$	-0.4925** (-2.22)	-0.6483** (-2.42)	1.6267*** (3.68)	1.4500*** (3.10)
$Financedevelopment_sq$	0.0501* (1.91)	0.0602** (2.02)	-0.1252*** (-3.14)	-0.1088*** (-2.59)
$perGDP_city$	0.0012 (0.33)	0.0009 (0.21)	-0.0137*** (-7.54)	-0.0127*** (-6.61)

(续表8)

	模型1	模型2	模型3	模型4
企业所有制固定效应	控制	控制	控制	控制
企业个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
识别不足检验 (Anderson Canon. corr. LM statistic)	181.67*** (0.0000)	176.89*** (0.0000)	679.63*** (0.0000)	688.11*** (0.0000)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic)	130.52*** (0.0000)	126.92*** (0.0000)	485.75*** (0.0000)	491.35*** (0.0000)
N	50893	50500	279687	277547

注: *、**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内的数值表示t值,所有回归模型均经过城市或企业个体层面的cluster处理调整。

(三) 针对中国情景下金融机构贷款期限结构对企业创新投入复杂性影响效应的统一解释框架

针对我们以上的核心经验发现及其主要结论进行梳理,可以得到的基本事实是:一方面,在我们的样本观察期内,中国各省份地区金融机构贷款期限结构对地区内企业创新投入造成的是显著促进效应,这似乎验证了金融机构短期贷款导向的风险治理机制理论假说在中国情景下的适用性;另一方面,中国各省份地区的贷款期限结构会通过行业外部融资依赖性渠道和行业创新进入壁垒渠道,对地区内企业创新投入产生突出的显著约束作用,这似乎又验证了金融体系的贷款期限结构与企业创新投入的匹配理论假说在中国情景下的适用性。因此,这就可能导致两种理论假说在中国情景下解释力的内在矛盾性。图1和图4提供了中国金融机构的贷款期限结构特征的变化趋势,在本文的样本观察期2008年至2014年这个特定期间,中国金融机构的贷款期限结构特征呈现出特定的变化趋势。与由2000年的73.65%到2008年的43.88%的持续下降态势相比,中国金融机构的贷款期限结构在2008年至2014年间呈现出重要波动式的变化趋势,具体来看,由2008年的43.88%,下降到2012年的35.51%,逐步上升到2013年和2014年的42.46%和40.25%,倒U型的变化态势非常明显。这背后深刻反映出的是金融体制改革的历程。重要的问题是,在2008年至2014年间,中国金融机构贷款期限结构所表现出的波动性变化特征,在我们看来,这很有可能是与2008年国际金融危机的爆发对中国经济重大冲击及其各级政府应对金融危机冲击对金融机构贷款行为的影响效应密切相关。一方面,2008年至2012年中国金融机构贷款期限结构的加速下降态势,背后反映的是从中央到地方政府出于担忧国民经济部门所遭受的金融危机巨大冲击,鼓励金融机构增加针对社会经济各方面必须加大提供中长期贷款的政策激励效应,典型就是出台和实施了“四万亿”刺激计划以及金融机构贷款宽松政策。这可以通过贷款期限结构由2008年的43.88%至2010年的35.51%两年间8.37%的降幅,以及中长期贷款由2008年的155652.31亿元增至2010年的295626.58亿元,增幅高达89.92%,同期,短期贷款则由2008年的121687.73亿元增至2010年的162810.62亿元,增幅为33.79%。另一方面,在2010年之后,“四万亿”刺激计划以及金融机构贷款宽松政策的负面作用快速激发出来,银行机构特别是影子银行体系的金融风险逐步累积和暴露,这就导致2011年至2014年间,中国金融机构的短期贷款增速大于中长期贷款增速,表明金融机构正在使用短期贷款策略来控制自身的金融风险。

综合以上分析,我们对本文主要的经济经验发现看似与既有理论假说矛盾的解释是,一方面,在2008年至

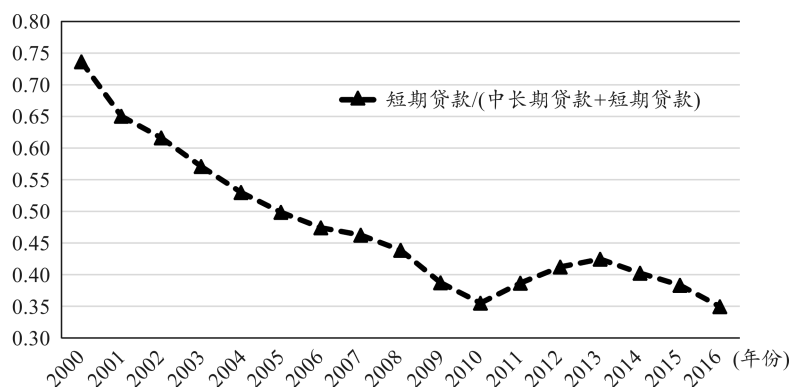


图4 中国金融体系贷款期限结构的变化趋势

2014年这个国际金融危机爆发的特殊时期,中国的金融机构普遍使用短期贷款导向的风险治理机制来控制金融风险的重要事实;另一方面,短期贷款导向的风险治理行为决策,仍然会由于与企业创新研发投入时间周期的不匹配性,通过行业外部融资依赖性渠道和行业创新进入壁垒渠道,对地区内企业创新投入产生突出的显著约束作用。因此,这就理解本文所得到的经验发现与既有理论假说表面上的不一致性,而在中国特定时期表现出的合理性问题,从而为金融机构短期贷款导向的风险治理机制理论假说和金融体系的贷款期限结构与企业创新投入的匹配理论假说在中国情景下的适用性,提供了统一的理解框架。

七、高新技术企业视角的检验结果与分析

(一) 是否为高新技术企业

中国各级政府一直将培育高新技术企业,作为推动地区产业结构优化升级和经济可持续发展的重要途径。为此,中国科技部专门发布了高新技术企业认定制度,设计特定的企业所得税优惠政策以及鼓励各级政府采取各种优惠政策,来促进地区内的中国本土企业自主创新能力的培育和提升。其中,这些优惠政策中特别包括各种金融扶持优惠政策。在我们看来,这就意味着,对于高新技术企业而言,由于受到各级政府的特定金融扶持优惠政策的支持,导致高新技术企业的创新投入活动未必会受到地区金融机构贷款期限结构特征的特定性影响。为此,表9展示了中国各省份地区贷款期限结构对高新技术企业和非高新技术企业创新投入影响效应的2SLS估计结果,具体来看,针对不同形式定义的因变量的样本组,仍然可以得到的一致性检验结果是,对于高新技术企业样本组而言,核心解释变量 *Loanstructure_province* 的回归系数为负,但均不显著。而对于非高新技术企业样本组而言,核心解释变量 *Loanstructure_province* 的回归系数仍然在1%统计水平上显著为正。这些经验发现表明,一方面,中国情景下,高新技术企业的确实不会受到地区内金融机构的贷款期限结构治理机制的约束,由此说明了在中国各级政府针对高新技术企业实施各种形式的金融扶持优惠政策的影响效应之下,使得地区内高新技术企业创新投入所遭受的融资约束产生了较为突出的放松现象;另一方面,对于非高新技术企业创新投入活动产生的外部融资需求而言,中国的金融机构以短期贷款策略作为监管企业创新投入风险机制的手段,仍然起到了应有的有效治理作用。

(二) 地区贷款期限结构会通过高新技术企业渠道影响企业创新投入吗?

考虑到高新技术行业中的企业创新研发活动存在更为突出的高风险特征,导致以间接融资渠道为主的银行机构在处理这些高新技术行业或企业实施创新研发项目引发的外部贷款融资需求时,或因为贷款行为中更为突出的信息不对称所产生的逆向选择和道德风险问题,或因为贷款项目的相对较高风险,必然造成以间接融资渠道为主的银行机构或类银行金融机构,对高新技术行业或企业的创新投入形成更为突出的融资约束影响效应。为此,针对高新技术企业样本组和非高新技术企业样本组,我们运用计量方程(5)和(6)式进行了检验,相应的回归结果分别展示在表9和表10中。

从表9提供的高新技术企业样本组的估计结果来看,针对不同形式定义的因变量的样本组,仍然可以得到的一致性检验结果是,核心解释变量 *Loanstructure_province* 的回归系数均不显著,而交互项 *Loanstructure_province* × *EFDI_industry* 以及 *Loanstructure_province* × *IEBI_industry* 的回归系数也均不显著。这些检验结果与既有文献的经验发现和理论假设完全相反,表明的事实是,在中国情景之下,我们用以度量中国各省份地区中金融机构的融资约束层度代理变量的金融机构贷款期限结构特征,并未通过行业外部融资依赖性渠道或行业创新进入壁垒渠道影响高新技术企业创新投入。我们对此现象的解释是,一方面,在中国各地方政府一直依靠各种优惠政策特别是金融扶持政策,来推动促进企业自主创新能力提升的发展战略激励效应下,中国各地区的高新技术企业在其创新研发投入活动中产生的外部融资需求,在政府各种金融扶持政策的支持下可以得到了金融机构的贷款支持,而且可以获得中长期的贷款支持;另一方面,不容否认的一个基本事实是,获得国家高新技术企业认定称号的企业,往往是在市场上具有竞争优势的创新能力强企业,这些优势企业往往也相对更容易获得金融机构的较长周期的贷款融资服务。

表9 中国各省份地区贷款期限结构对高新技术企业创新投入影响效应的2SLS估计结果

	模型1	模型2	模型3	模型4
高新技术企业				
因变量类型	<i>lnper_totalin novationspend</i>	<i>lnper_privatein novationspend</i>	<i>lnper_totalin novationspend</i>	<i>lnper_privatein novationspend</i>
第一阶段回归结果				
<i>IV_longloanincrease</i> ^{2006\2007}	-0.0243*** (-11.31)	-0.0240*** (-11.27)	-0.0158*** (-7.18)	0.0152*** (-7.22)
第二阶段回归结果				
<i>Loanstructure_province</i>	-2.4041 (-1.20)	-2.3488 (-1.07)	-1.8590 (-1.01)	-1.8454 (-0.90)
<i>Loanstructure_province</i> × <i>EFDI_industry</i>	0.6971 (0.93)	0.6638 (0.82)		
<i>Loanstructure_province</i> × <i>IEBI_industry</i>			0.6820 (0.39)	0.6367 (0.33)
<i>lnper_governsubsidy</i>	0.0316*** (12.93)	-0.0529*** (-19.33)	0.0317*** (13.08)	-0.0528*** (-19.40)
<i>lnper_innovationfixedasset</i>	0.0633*** (31.38)	0.0634*** (28.12)	0.0632*** (31.05)	0.0634*** (27.75)
<i>lninnovationstaff</i>	-0.8147*** (-116.54)	-0.8444*** (-110.32)	-0.8135*** (-93.46)	-0.8431*** (-87.30)
<i>Firmage</i>	0.0262*** (6.87)	0.0252*** (5.93)	0.0269*** (7.20)	0.0258*** (6.22)
<i>Firmage_sq</i>	-0.0004*** (-7.06)	-0.0004*** (-6.08)	-0.0004*** (-7.37)	-0.0004*** (-6.36)
<i>Newproductexport_sale</i>	0.0449*** (2.56)	0.0534*** (2.74)	0.0458*** (2.61)	0.0547*** (2.79)
<i>HHI_employee</i>	1.1277** (2.12)	0.9400** (2.04)	0.6500*** (2.80)	0.4763** (2.52)
<i>HHI_employee_sq</i>	-2.6267** (-2.53)	-2.0749** (-2.38)	-0.7237** (-2.17)	-0.2482** (-2.05)
<i>Marketpower</i>	0.0001 (0.21)	0.0001 (0.17)	0.0002 (0.26)	0.0002 (0.21)
<i>Financedevelopment</i>	-0.7377*** (-2.68)	-0.7267** (-2.51)	-0.7879** (-2.34)	-0.7812** (-2.19)
<i>Financedevelopment_sq</i>	0.0642** (2.18)	0.0637** (1.97)	0.0661* (1.77)	0.0663** (1.79)
<i>perGDP_city</i>	0.0031 (1.09)	0.0019 (0.60)	0.0049 (1.02)	0.0036 (0.67)
企业所有制固定效应	控制	控制	控制	控制
企业个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
识别不足检验 (Anderson Canon. corr. LM statistic)	87.77*** (0.0000)	90.04*** (0.0000)	72.45*** (0.0000)	71.68*** (0.0000)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic)	62.53*** (0.0000)	64.06*** (0.0000)	51.60*** (0.0000)	50.98*** (0.0000)
<i>N</i>	44627	44260	44627	44260

注: *、**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内的数值表示*t*值,所有回归模型均经过城市或企业个体层面的cluster处理调整。

对比来看,从表10提供的非高新技术企业样本组的估计结果来看,同样是针对不同形式定义的因变量的样本组,仍然可以得到的一致性检验结果是,核心解释变量 *Loanstructure_province* 的回归系数在1%统计水平上显著为正,而两个交互项的回归系数均在1%统计水平上显著为负。这些检验结果验证了既有文献的经验发现和理论假设,其背后反映出的基本事实是,在中国情景之下,我们用以度量中国各省份地区中金融机构的融资约束层度代理变量的金融机构贷款期限结构特征,通过行业外部融资依赖性渠道或行业

创新进入壁垒渠道对非高新技术企业创新投入形成了显著的制约效应。这就说明,针对那些相对较少受到各地政府金融扶持政策支持的非高新技术企业,一方面,金融机构以短期贷款导向的贷款风险治理机制,仍然在非高新技术企业贷款活动中起主导作用;另一方面,就中国的现实情景而言,中国各省份地区中金融机构的贷款期限结构特征,通过行业外部融资依赖性渠道或行业创新进入壁垒渠道对企业创新投入所形成的显著抑制效应,主要体现在数量占比占绝对多数的非高新技术企业方面。

表10 中国各省份地区贷款期限结构对非高新技术企业创新投入影响效应的2SLS估计结果

	模型1	模型2	模型3	模型4
	非高新技术企业			
因变量类型	<i>lnper_totalin novationspend</i>	<i>lnper_privatein novationspend</i>	<i>lnper_totalin novationspend</i>	<i>lnper_privatein novationspend</i>
第一阶段回归结果				
<i>IV_longloanincrease</i> ^{2006\2007}	-0.2871*** (-68.03)	-0.285*** (-68.17)	-0.3214*** (-85.27)	-0.3229*** (-86.03)
第二阶段回归结果				
<i>Loanstructure_province</i>	5.5544*** (4.05)	5.0325*** (3.46)	3.4012*** (3.88)	3.0567*** (3.29)
<i>Loanstructure_province × EFDI_industry</i>	-1.7469*** (-4.44)	-1.5860*** (-3.82)		
<i>Loanstructure_province × IEBI_industry</i>			-3.2402*** (-4.58)	-2.9374*** (-3.93)
<i>lnper_governsubsidy</i>	0.0741*** (37.67)	-0.0273*** (-12.73)	0.0737*** (38.08)	-0.0277*** (-13.07)
<i>lnper_innovationfixedasset</i>	0.1374*** (102.64)	0.1440*** (101.15)	0.1380*** (108.54)	0.1444*** (106.49)
<i>lninnovationstaff</i>	-0.4926*** (-112.31)	-0.4957*** (-106.89)	-0.4896*** (-126.21)	-0.4930*** (-119.72)
<i>Firmage</i>	0.0307*** (9.88)	0.0321*** (9.72)	0.0283*** (9.42)	0.0299*** (9.33)
<i>Firmage_sq</i>	-0.0004*** (-9.40)	-0.0005*** (-9.26)	-0.0004*** (-8.90)	-0.0004*** (-8.83)
<i>Newproductexport_sale</i>	0.0929*** (8.72)	0.0995*** (8.83)	0.0937*** (8.92)	0.1000*** (8.97)
<i>HHI_employee</i>	-1.1092*** (-4.18)	-1.1076*** (-3.96)	-1.0123*** (-3.98)	-1.0222*** (-3.79)
<i>HHI_employee_sq</i>	2.2545*** (4.88)	2.2633*** (4.64)	2.1590*** (4.82)	2.1796*** (4.60)
<i>Marketpower</i>	0.0009* (1.89)	0.0001** (1.98)	0.0010* (2.05)	0.0011** (2.13)
<i>Financedevelopment</i>	1.5419*** (3.29)	1.3759** (2.77)	1.0943*** (3.00)	0.9587** (2.48)
<i>Financedevelopment_sq</i>	-0.1152*** (-2.75)	-0.1007** (-2.26)	-0.0741*** (-2.28)	-0.0624* (-1.81)
<i>perGDP_city</i>	-0.0074*** (-3.47)	-0.0069*** (-3.05)	-0.0127*** (-6.90)	-0.0117*** (-5.93)
企业所有制固定效应	控制	控制	控制	控制
企业个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
识别不足检验 (Anderson Canon. corr. LM statistic)	423.40*** (0.0000)	419.79*** (0.0000)	841.95*** (0.0000)	841.16*** (0.0000)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic)	300.96*** (0.0000)	298.10*** (0.0000)	599.33*** (0.0000)	598.34*** (0.0000)
<i>N</i>	250123	248185	250123	248185

注: *、**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内的数值表示*t*值,所有回归模型均经过城市或企业个体层面的cluster处理调整。

八、研究结论与政策含义

党的二十大报告强调,坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位,把科技自立自强作为国家发展的战略支撑。然而,从促进企业自主创新能力全面提升的角度来看,能否发展出与企业创新活动所引发的外部融资需求特征相匹配的现代金融体系至关重要。事实上,当前能否构建以及如何构建与中国以制造业企业为主的实体经济部门自主创新能力提升产生的各种形式外部融资需求相适宜的金融结构及其金融体系,决定着中国经济高质量发展模式能否加速形成。中国各省份地区的金融机构贷款期限结构特征的变化特征及其差异性信息,背后实质上反映出的是中国金融体系的整体发展程度以及各自内在的差异性特征。为此,在本文从中国以银行机构主导的金融体系的贷款期限结构特征作为切入点,来实证检验中国各省份地区金融机构短期贷款导向的贷款期限结构,对地区内微观制造业企业创新投入的影响效应及其内在机制。稳健性的经验发现可归纳为:第一,中国情景下金融机构中短期贷款导向的贷款期限结构对微观企业创新投入的正向激励作用,就验证了金融机构短期贷款导向的风险治理机制理论假说在中国情景下的适用性。从企业自身重要的异质性特征角度来看,一方面,中国各省份地区中金融机构短期贷款导向的贷款期限结构,对地区内年轻企业创新投入造成了显著的抑制效应,而对地区内相对成熟企业创新投入造成了显著的促进效应;另一方面,中国各省份地区金融机构以短期贷款作为企业创新投入风险治理机制的策略,只是针对民营企业创新活动表现出显著的约束机制,而在国有和集体性质和港澳台性质企业中并不适用。第二,我们设计了符合中国现实发展特点的行业外部融资依赖性程度指标和行业创新进入壁垒指标,得到了金融机构短期贷款导向的贷款期限结构对外部融资依赖性程度或行业创新进入壁垒相对越高的行业中微观企业创新投入所造成的负向阻碍作用,这又验证了金融体系的贷款期限结构与企业创新投入的匹配理论假说在中国情景下的适用性。第三,金融机构短期贷款导向的贷款期限结构对高新技术企业创新活动并未产生显著的促进或阻碍作用,只对非高新技术企业创新活动产生了促进效应,并且对外部融资依赖性程度相对更高行业中的非高新技术企业创新投入造成负向阻碍作用。这可能就揭示了中国政府的高新技术企业认定制度及其包含的各种金融扶持政策,干预和放松了银行机构对这些高新技术企业的融资约束,进而对高新技术企业创新活动带来的特定影响效应。这些经验证据再次验证了中国情景下政府干预对企业融资约束及其创新活动所产生的特殊影响效应。

本文所蕴含的政策含义可归结为如下两个方面:一方面,既有文献中的大多数研究均证明,相比于银行主导的金融结构,市场导向的金融结构更利于一国微观企业的创新活动,发展市场导向的金融体系似乎就成为发展中国家金融体制改革的必然方向。然而,客观事实是,众多发展中国家的金融体系中普遍存在银行机构主导的金融结构特征,如果忽略发展中国家的这个基本现实,不切实际地一味发展各种直接融资功能占优型的金融市场,很有可能造成金融体系的断裂和金融系统性风险的突然爆发。另一方面,随着中国以制造业为主的实体经济部门全面进入自主创新能力持续提升、关键核心技术创新重大突破以及产业链和创新链深度融合发展阶段,金融和创新的融合发展体制愈加重要,特别是要全面提高银行体系对企业创新活动所内含的以长周期、高风险融资特征为代表的外部融资需求的识别、定价和风险治理机制体制。因此,对于类似中国这样的发展中国家而言,金融功能导向式的改革可能比金融结构导向式的改革,发展与微观企业自主创新能力培育和提升相匹配的现代银行体系,可能更应该是中国今后一段时期内金融体制改革的重点方向。可以优先将打造兼容间接融资和直接融资功能,与全产业链、全创新链发展的内在需求相匹配的全能银行体系改革,作为中国今后金融体制改革的重点方向之一。

参考文献:

- [1] 周业安. 金融抑制对中国企业融资能力影响的实证研究[J]. 经济研究, 1999(2): 13-20.
- [2] 卢峰, 姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J]. 中国社会科学, 2004(1): 42-55, 206.
- [3] 王勋, JOHANSSON A. 金融抑制与经济结构转型[J]. 经济研究, 2013(1): 54-67.

- [4] 钟凯,程小可,张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J]. 管理世界,2016(3):87-98,114,188.
- [5] RAJAN R,ZINGALES L. Financial development and growth[J]. American Economic Review,1998,88(3):559-586.
- [6] ALLEN F,GALE D. Diversity of opinion and financing of new technologies [J]. Journal of Financial Intermediation,1999,8(12):68-89.
- [7] HSU P H,TIAN X,XU Y. Financial development and innovation:cross-country evidence[J]. Journal of Financial Economics,2014,112(1):116-135.
- [8] BROWN J R,FAZZARI S M,PETERSEN B C. Financing innovation and growth:cash flow,external equity,and the 1990s R&D boom[J]. The Journal of Finance,2009,64(1):151-185.
- [9] HALL B H,LERNER J. The financing of R&D and innovation[J]. Handbook of the Economics of Innovation,2010,1:609-639.
- [10] BROWN J R,MARTINSSON G,PETERSEN B C. Do financing constraints matter for R&D? [J]. European Economic Review,2012,56(8):1512-1529.
- [11] XIN F,ZHANG J,ZHENG W. Does credit market impede innovation? Based on the banking structure analysis[J]. International Review of Economics and Finance,2017,52:268-288.
- [12] ZHU L,ASIMAKOPOULOS S,KIM J. Financial development and innovation-led growth:is too much finance better? [J]. Journal of International Money and Finance,2020,100:102083.
- [13] MERTON R C,BODIE Z. Design of financial system:towards a synthesis of function and structure[J]. Journal of Investment Management,2005,3(1):1-23.
- [14] FAN J P,TITMAN S,TWITE G. An international comparison of capital structure and debt maturity choices [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis,2012,47(1):23-56.
- [15] ALLEN F. Corporate governance in emerging economies[J]. Oxford Review of Economic Policy,2005,21(2):164-177.
- [16] 孔东民,刘莎莎,王亚男. 市场竞争,产权与政府补贴[J]. 经济研究,2013(2):55-67.
- [17] FIRTH M,LIN C,WONG S M. Leverage and investment under a state-owned bank lending environment:evidence from China[J]. Journal of Corporate Finance,2008,14(5):642-653.
- [18] GOMARIZ M F C,BALLESTA J P S. Financial reporting quality,debt maturity and investment efficiency [J]. Journal of Banking & Finance,2014,40:494-506.
- [19] BORTOLOTTI B,FACCIO M. Government control of privatized firms[J]. Review of Financial Studies,2009,22(8):907-939.
- [20] BOUBAKRI N,COSSET J C,SAFFAR W. The role of state and foreign owners in corporate risk taking:evidence from privatization[J]. Journal of Financial Economics,2013,108(3):641-658.
- [21] 刘海明,李明明. 货币政策对微观企业的经济效应再检验——基于贷款期限结构视角的研究[J]. 经济研究,2020(2):117-132.
- [22] 张杰,郑姣姣,于浩. 中国政府创新补贴政策对企业私人性质创新投入激励效应研究[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2021(2):16-45,157.
- [23] AHERN K R,DITTMAR A K. The changing of the boards:the impact on firm valuation of mandated female board representation[J]. The Quarterly Journal of Economics,2012,127(1):137-197.
- [24] BALASUBRAMANIAN N,LEE J. Firm age and innovation[J]. Industrial and Corporate Change,2008,17(5):1019-1047.
- [25] 余明桂,钟慧,洁范蕊. 民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据[J]. 金融研究,2019(4):75-91.
- [26] CAI J,LI N. Growth through inter-sectoral knowledge linkages[J]. Review of Economic Studies,2019,86(5):1827-1866.

