

# 金融发展与创新:来自中国的证据与解释

张杰,高德步

(中国人民大学 中国经济改革与发展研究院,北京 100872)

**摘要:**金融发展如何影响创新,已经成为关系中国经济可持续发展的重要研究命题。在选用研发投入和专利存量这两种普遍采用的创新代理指标基础上,全景式地检验金融发展的规模、效率以及金融市场化这三者对创新的作用效应。主要发现是:金融发展的规模扩张对外部融资依赖行业的研发投入、发明专利和实用新型专利存量产生了一定程度的促进效应;金融发展的效率提升对外部融资依赖行业的研发投入、发明专利和实用新型专利存量并未产生显著作用,只对外观设计专利存量造成促进效应;金融市场化对外部融资依赖行业的研发投入、发明专利和实用新型专利存量产生了抑制效应,特别是信贷资金分配的市场化对研发投入、发明专利和实用新型专利存量产生了显著抑制效应。这些经验事实说明,中国当前的金融体系并未对创新形成有效的支撑和激励作用,相反,信贷市场竞争的加剧对创新起到了一定程度的阻碍作用。由此为中国金融体系实施全面改革的方向提供了有价值的政策参考依据。

**关键词:**金融发展;创新;研发投入;专利存量;行业外部融资依赖程度

**中图分类号:**F403.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2017)03-0043-15

## 一、引言

随着中国经济逐步进入“新常态”发展阶段,经济增长模式正面临由要素粗放型驱动向创新驱动发展模式转变的重要机遇期,创新日益成为维持和促进中国经济可持续发展的决定性因素。无论从推进中国经济结构调整转型的角度,还是从加快产业结构转型升级,或者加快推进战略性新兴产业乃至先进制造业发展的视角来看,对于当前的中国而言,创新的决定性作用愈发凸显。为了加快中国创新能力的提升,近年来,中国政府出台了一系列国家战略与政策。2006年提出了建设“创新型国家”的目标;2012年提出了“创新驱动发展战略”,并将这一战略明确写入党的十八大报告;2013年颁布了《关于强化企业技术创新主体地位全面提升企业创新能力的意见》,明确地将提升企业为主体的技术创新能力,作为实施创新驱动发展战略以及建设创新型国家的核心目标。这种背景下,如何有效促进国家以及企业层面自主创新能力的提升,已经成为国内学者和政策制定者重点关注的研究领域之一。

梳理现有研究,大量文献均发现了金融发展是影响创新活动的重要因素<sup>[1-3]</sup>。Beck *et al.*指出,金融发展在缓解金融机构和创新活动者之间的信息不对称、减少由创新所引发的融资活动中的道德风险与逆向选择行为、降低创新活动的融资成本、控制创新研发活动风险,以及提升金融体系和创新

收稿日期:2016-12-03;修回日期:2017-03-05

**作者简介:**张杰(1972—),男,江苏兴化人,经济学博士,中国人民大学中国经济改革与发展研究院教授、博士生导师,研究方向为产业经济学、国际经济学和金融发展学的交叉领域;高德步(1955—),男,辽宁辽阳人,经济学博士,中国人民大学中国经济改革与发展研究院教授、博士生导师,研究方向为经济思想史与中国经济问题。

**基金项目:**教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(15JJD790035)

活动之间的资金配置效率等方面,均有着不可忽略的独特作用<sup>[4]</sup>。近来,有关金融发展对创新活动的影响效应及其作用机理的研究,已深入到金融发展效率和金融体系结构差异方面。有文献聚焦金融发展的效率对创新活动质量的影响效应<sup>[5]</sup>;更多的文献探究是以银行为主导还是以市场为主导的金融体系,更能激励和扶持创新活动<sup>[6]</sup>。这些研究成果为我们深入理解金融发展和创新以及金融发展和经济增长之间的互动关系,提供了重要的参考价值,并且指明了进一步研究的可能方向。

就中国当前发展阶段而言,金融发展以及金融体制改革无疑是一个非常重要的课题。然而,众多学者指出,中国当前存在较为突出的金融发展滞后以及典型的金融抑制现象<sup>[7-9]</sup>。这种背景下金融体系究竟对创新活动形成促进效应或支撑作用,还是抑制效应或阻碍作用?基于这些重大现实问题的考虑,在中国情景下,研究金融发展如何影响创新,不仅仅关系中国金融体制改革的必要性以及探明金融体系今后改革方向,而且也关系中国经济今后能否实现中高速的可持续增长、摆脱“中等收入陷阱”的重大理论意义和政策含义的研究命题。

区别于以往研究,本文的贡献可能体现在以下三个方面:第一,对既有前沿研究的重要补充。目前既有研究多数是从发达国家背景来研究金融发展对创新活动的影响效应,尤其缺少来自中国这样典型发展中大国的经验证据。据我们掌握的信息,对中国而言,得到以大银行为主的金融体系并不能对创新活动形成有效支撑的经验结论,无疑对该前沿研究领域增添了不可或缺的重要经验证据;第二,更深入的研究视角。本文并未停留在金融发展的单个视角,而是从金融发展的规模、效率以及金融市场化这三个综合视角,来全面研究金融发展对创新活动的影响效应。此外,就创新活动的衡量指标来看,本文也未局限于某个单一指标,而是从研发投入、专利存量这两个方面来对创新活动进行全景式衡量。这些多视角的方法,既拓展了既有的研究视角,加深了既有的研究深度,也为本文主要研究发现的可靠性提供了有力保障;第三,对发展中国家金融改革的启发性。本文的主要研究结论均证明中国情景下,以大银行为主导的金融体系以及政府对金融体系的干预与管制造成的金融抑制现象,对制造业创新能力的提升,未必能形成有效的激励效应与支撑作用。更为重要的是,我们发现中国如果仅仅针对信贷市场资金分配进行市场化改革,不仅不能促进制造业部门的创新活动,相反可能对制造业部门创新能力的提升形成抑制效应。这些经验发现为如何合理推进发展中国家的金融体系改革,提供了具有重要价值的启发意义。

## 二、文献回顾、制度背景与研究假说

依据 Goldsmith<sup>[10]</sup>、Mckinnon<sup>[11]</sup>等的金融发展理论,金融深化可以通过缓解金融机构和贷款者之间由于信息不对称所引发的道德风险和逆向选择问题,降低企业融资约束程度以及融资成本,更好地控制企业创新活动的巨大不确定性与失败风险,更有效地动员资金向创新领域优化配置,从而激励一国或企业层面的创新活动,促进一国的经济增长。金融发展包含银行主导和市场主导两种不同发展类型。到底是银行导向的间接融资金融体系还是市场导向的直接融资金融体系更能促进创新?这是一个长久受到经济学家们高度关注,且最近又日趋活跃的重大研究命题。支持市场主导金融体系有效的学者们认为,证券市场更能够搭建储蓄和企业创新投资之间的通道<sup>[12]</sup>。一方面,证券市场更可能使得投资者不需要对企业创新研发投资的融资提供额外的担保抵押要求,从而降低企业创新投资的融资成本<sup>[13]</sup>;另一方面,证券市场能够将创新投资活动特别是具有较强外部融资依赖特征的高新技术行业的创新投资活动所具有的潜在价值转化成有效的市场均衡价格,从而提升创新资金的市场最优配置效率<sup>[14]</sup>。相反,信贷市场可能不利于那些具有较强外部融资依赖特征的高新技术行业发展。一方面,创新活动的价值往往是无形资本或者内化于人力资本之中,很难通过抵押担保形式来缓解银行机构贷款的信息不对称以及满足银行机构的风险控制要求<sup>[15]</sup>;另一方面,创新投资收益以及对资金需求的不确定性,使得创新活动很难产生稳定的现金流来应对银行机构的还款要求,从而导致银行机构无法针对那些小规模、新进入的创新企业的投资项目给予足够的融资

支持<sup>[13]</sup>。

然而,针对以上理论假说,既有实证研究文献并未得出一致的结论。支持银行导向的金融体系可以促进创新的文献有:Benfratello *et al.* 针对意大利的研究发现,本地银行的发展促进了本地制造业企业的工艺创新活动水平,而并未促进产品创新<sup>[16]</sup>。Nanda and Nicholas 从历史角度论证了银行体系对创新所具有的促进作用。他们发现,在全球大萧条时期银行体系的崩溃降低了企业专利的数量和质量,由此验证了银行体系对创新活动具有不可或缺的支撑作用<sup>[17]</sup>。Cornaggia *et al.* 以美国各州银行机构设立管制政策,实施放松的外生冲击为背景,研究银行竞争对美国企业创新活动的影响效应。实证结果发现,银行竞争总体上降低了各州的创新活动水平。但是,在不同类型企业之间,银行竞争的影响效应是有差异的,银行竞争促进了依赖外部融资的私营企业的创新活动,相反,对那些依赖外部融资的国营企业的创新活动则形成了抑制效应<sup>[18]</sup>。

最近的研究文献多数倾向于支持市场导向的金融体系更能促进一国创新能力的提升。Bravo-Biosca 利用 1985 年至 1994 年间 32 个发达和发展中国家的跨国样本数据,发现股票市场和信贷市场的发展均能促进国家层面创新质量的提升。并且,相对于信贷市场发展,股票市场发展对国家层面创新质量的提升作用更大<sup>[19]</sup>。Tian and Wang 使用美国风险投资的样本企业数据,发现在那些由更能容忍投资失败风险的风险基金经理主导的 IPO 企业中,风险投资更能激励企业的创新活动<sup>[20]</sup>。Chemmanur *et al.* 仍然使用上述数据,发现了不同类型的风险投资企业对创新活动的激励作用是存在差异的。其中,公司风险投资基金 (corporate venture capital) 相对于独立风险投资基金 (independent venture capital) 更能激励企业的创新活动,这种更有效的激励效应可能是由于公司风险投资基金更具有产业发展的知识经验以及对失败具有更高的容忍性所造成的<sup>[21]</sup>。Hsu *et al.* 使用 32 个发达和新兴国家在 1976 年至 2006 年间跨国样本数据的实证研究发现,无论是从创新数量还是创新质量的角度,股票市场的发展均促进了国家层面的创新活动,而信贷市场的发展却抑制了国家层面的创新活动<sup>[6]</sup>。然而,需要特别关注的是,也有文献发现金融市场的某个方面对创新活动产生了负面效应。比如,Fang *et al.* 使用美国纳斯达克上市企业样本数据的实证研究发现,出于应对敌对竞争者的恶意收购以及短期投资者对短期收益的过度追求动机,股票的流动性对企业创新活动造成了显著的抑制效应<sup>[22]</sup>。

在很多发展中国家,普遍存在政府干预与控制造成的金融抑制现象,这会加剧金融体系与金融市场中普遍存在的信息不对称,导致企业最优投资机会得不到有效的资金支持,从而造成企业的融资约束问题<sup>[23]</sup>。这种融资约束问题在创新活动中表现更为明显,那些对外部融资具有依赖性的企业或行业的创新活动,在存在金融抑制的国家中受到的制约效应更为突出。事实上,中国就存在典型的金融抑制现象。第一,中国现行的财政分权体制以及以 GDP 增长为考核目标的地方官员竞争性晋升体制,诱发和加剧了各级政府对金融体系的干预与控制。具体而言,其激励了中国各级政府积极采取对微观经济的种种干预活动,以获得地方财政收入和本地 GDP 增长的优势条件,同时催生和强化政府对投资的关键中介渠道即金融体系的控制和干预的内在动机,使得中国陷入了“政府干预→信贷规模扩张→国有企业部门和重化行业扩张+房地产拉动+出口依赖→粗放式 GDP 增长(产能过剩)”的经济增长模式。而且,出于对金融改革风险的过度担心以及避免受到国外金融冲击负面影响的考虑,中国对银行主导的金融体系的市场化改革一直处于谨慎推进中,可以说形成了政府对金融体系风险的过度谨慎监管。虽然历经三十多年的市场化改革,中国的金融体系仍然具有明显的政府管制特征和较为突出的垄断性质,主要表现为银行体系以具有垄断性质的大银行为主体、地域性的中小银行机构发展严重不足、金融机构和资本市场进入受到严格控制,以及银行机构存贷款利率、银行信贷配给及资本市场均存在一定程度的管制等典型的金融抑制特征。第二,在政府过度干预与控制金融体系的情形下,资本市场中通过证券市场直接融资所占比重极小,各类风险投资基金也远未得到有效发展。特别是在 2005 年之前,中国的股票市场发展缓慢,股票市场相当程度也是

为解决国有企业的发展困局而设立的, IPO 和 SED 发行程序和条件极为严格,而且其过程中存在大量的腐败寻租机会,导致金融市场的扩张并未实现有效配置资金的基本市场功能。第三,金融抑制体系导致了影子银行和民间高利贷体系的迅速扩张,在中国房地产价格持续增长以及房地产净利润率高于一般制造业企业的刺激效应下,制造业企业资本泡沫化现象开始凸显,制造业投资大量转向房地产投资。一个基本事实是,60%以上的欧美企业会把10%以上的利润投入到研发创新。而近年来,中国制造业普遍存在的现象是,众多制造业企业竞相将自身的利润、销售收入甚至银行贷款投向了房地产,而非投向企业的创新研发、品牌建设等核心环节。过去10年内,中国房地产行业产生的是20%以上的利润率,但制造行业的总体利润率却只有3.2%。行业间如此巨大的利润差距,必然引诱着资本流出制造业部门并进入房地产、影子银行以及民间高利贷体系,从而导致中国制造业自主创新能力的整体弱化。这种情形下,中国以垄断性质的大银行为主的金融体系以及银行体系商业化市场化为主的金融市场化改革,很有可能并没有对国家和企业层面的创新活动形成有效的激励,甚至可能对实体经济创新能力的提升造成一定的阻碍效应。基于以上分析,我们提出本文的研究假设1。

**研究假设1:**中国当前的金融发展由于存在金融抑制现象,可能难以对制造业部门创新活动造成有效的促进效应。

当前,中国推进中的以银行体系商业化市场化为主的金融改革,一个突出现象是,银行体系自身的经营活动和业务操作实施了市场化改变,然而,以国有大银行体系为主的金融垄断体制却没有得到根本性的改变。这就导致了银行体系自身地位的垄断性和经营手段的市场化模式之间的内生矛盾。一方面,这会导致银行体系对自身贷款市场经营风险的过度谨慎监管,激励银行机构实施超出中国实体经济整体经营风险承担能力的苛刻的贷款保证机制与贷款风险控制条件,催生银行体系对贷款市场风险的过度关注,攫取超过实体经济发展所能支付的高贷款利率;另一方面,固化了银行体系对政策干预下的高存贷利差盈利模式的依赖体制,削弱了银行体系通过服务实体经济发展与通过中间业务创新和业务模式创新盈利的内在动力。这种背景下,中国当前以信贷市场(间接融资)的市场化竞争为导向的金融改革方向,可能会严重不适应企业自主创新能力提升乃至中国的创新驱动发展战略的金融需求,特别会对制造业部门的创新活动造成较为突出的障碍效应甚至抑制效应。基于以上分析,提出本文的研究假设2。

**研究假设2:**中国当前以信贷市场(间接融资)的市场化竞争为导向的金融改革方向,可能会加剧制造业部门创新活动和金融资本之间的错配效应,对制造业部门创新活动造成抑制效应。

### 三、数据来源、实证策略与变量定义

#### (一) 样本数据处理与说明

针对研究主题,本文使用的样本数据主要来源于三大数据库:一是历年《中国金融统计年鉴》和《中国统计年鉴》中各省份的各类金融发展指数。客观来看,中国各省份地区之间金融发展的各个方面所存在的明显的、巨大的差异性,为我们研究中国这样的发展中大国的金融发展对创新活动的影响,提供了一个很好的研究实验环境;二是中国国家专利局发布的1985年至2013年的所有工业企业的专利数据库;三是国家统计局发布的1999年至2007年间规模以上工业企业数据库中13~46共33个二分位制造业行业的企业样本数据。之所以剔除6~12的二分位制造业行业的企业样本数据,是考虑到这些行业均是依赖自然资源禀赋的采矿业相关行业,而很多省份地区由于自然资源的缺乏,并不存在采矿业相关行业。因此,为了保证研究样本的可比性,我们只选用13~46共33个二分位制造业行业的企业样本数据。

关于本研究样本数据处理需要说明的是:一方面,我们利用中国国家统计局发布的1999年至2007年间规模以上工业企业数据库所有企业的中文名称作为匹配工具,来对国家专利局数据库中的

所有样本数据进行匹配。对于部分中文名称有个别信息存在误差错漏的 25 000 多个样本企业而言,我们通过手工和网上信息查询加以识别配对,以提高匹配效率和样本的可靠性;另一方面,针对国家统计局规模以上工业企业数据的基本特征信息以及所存在的一系列问题,既有文献已经做了大量的探讨与相应处理,本文参考了相关文献及其处理程序和方法,比如,参见 Brandt *et al.* 的研究文献<sup>[24]</sup>,本文对 1999 年至 2007 年间规模以上工业企业数据库样本企业数据进行了处理。

## (二) 计量模型的设定

利用计量模型来有效检验金融发展对创新的作用效应,首先有两个基本的计量问题需要解决:一是金融发展和创新活动之间由于逆向因果关系导致的内生性问题;二是重要变量的遗漏导致的内生性问题。为了有效地解决这两种可能发生的问题,在充分借鉴 Rajan and Zingales<sup>[3]</sup>、Hsu *et al.*<sup>[6]</sup> 等构建的设定固定参照系的固定效应模型基础上,我们具体设定如下的计量方程:

$$\begin{aligned} innovation_{ik,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 (financedevelop_{k,t} \times industry_{dep,i}) + \beta \cdot Z \\ & + \eta_{province \times year,t+1} + \mu_{industry} + \varepsilon_{ik,t+1} \end{aligned} \quad (1)$$

计量方程式(1)中,各变量下标中  $i, k, t$  分别指代二分位行业、省份地区和年份。因变量  $innovation_{ik,t+1}$  是用来测度各省份地区各二分位行业中创新活动的代理变量,主要从研发投入、专利存量和专利质量这三个综合角度来衡量。重点关注的解释变量包括中国各省份地区的金融发展指数  $financedevelop_{k,t}$  和反映行业外部融资依赖特征的变量  $industry_{dep,i}$ 。考虑到本文研究逻辑是金融发展通过作用于外部融资依赖行业的融资需求来影响行业创新活动,因而将  $financedevelop_{k,t}$  和  $industry_{dep,i}$  的交互项纳入式(1)中。 $innovation$ 、 $financedevelop$  和  $industry$  这三个核心变量的具体设计方法将在下面详细说明。

方程式(1)中控制变量集  $Z$  中的变量包括: $valueadded_{ik,t}$  表示不同省份地区的二分位行业中所有企业工业增加值数额在不同年份的中位数<sup>①</sup>,以控制行业自身规模差异对创新活动的影响效应; $export_{ik,t}$  表示不同省份地区的二分位行业中所有企业不同年份的出口额与行业销售收入比值的中位数,以控制中国的对外开放以及出口行为对创新活动的影响效应; $state_{ik,t}$  表示不同省份地区的二分位行业在不同年份国有性质的工业产值与行业工业总产值比值的均值,以控制所有制差异对创新活动的影响; $subsidy_{ik,t}$  表示不同省份地区的二分位行业中所有企业不同年份的政府补贴总额与行业销售收入比值的中位数,使用该变量来控制政府扶持政策差异对创新活动的影响效应。式(1)中, $\eta_{province \times year,t+1}$  表示省份地区的虚拟变量和年份虚拟变量的交互项,加入该交互项是为了控制不同省份的创新政策差异冲击、经济发展水平趋势等因素对行业创新活动的影响效应,而且,加入该交互项还可以在在一定程度上解决由于遗漏重要变量导致的内生性问题; $\mu_{industry}$  表示二分位行业的虚拟变量,用来控制行业自身的差异性因素如技术水平、竞争程度、成长空间等因素对创新活动的影响。

## (三) 内生性问题的讨论与解决

计量方程式(1)所面临的最大问题,就是如何解决由于金融发展和创新活动之间的逆向因果关系导致的内生性问题。大量文献指出,金融发展和创新之间可能存在“企业发展导致金融发展”的现象<sup>[25]</sup>,企业和行业的发展将增加对外部融资的需求,引致逐利的金融机构的规模扩张和数量增加,从而导致金融发展。从中国的现实情形来看,由于不同省份地区之间的经济发展水平、制度完善程度、高技术行业的发展基础存在显著差异性,这些差异性必然会导致位于不同省份地区的不同行业外部融资需求的差异性,进而造成中国不同省份地区的金融发展存在较大的差异性。而且,在中国的金融发展仍然是以偏向于银行机构为主导的金融中介发展模式和“条块分割”式金融利益格局的背景下,各省份地区银行机构的对外融资业务存在明显的地域分割性和不可流动性,即本地的金融机构偏向于对本土企业贷款,金融需求引致金融供给的现象可能更为突出。我们在式(1)中纳入的  $\eta_{province \times year,t+1}$  交互项虽然一定程度上可以吸收不同省份地区之间的经济发展水平、制度完善程度、高

技术行业发展基础的差异性带来的影响效应,但是,其未必能够很好地解决金融发展和创新活动之间由于逆向因果关系导致的内生性问题。

众多研究均表明,金融发展是通过影响那些行业外部融资的传导渠道来影响行业创新活动的<sup>[3,13]</sup>。这种情形下,解决的关键就在于式(1)中专门构造的交互项 $financedevelop_{k,t} \times industry_{dep,i}$ ,其中, $industry_i$ 并不是反映所有省份地区二分位行业外部融资依赖特征的变量,而是将某个特定省份地区中的二分位行业的外部融资依赖特征设定为一个固定的参照系,作为划分所有省份地区外部融资依赖特征的统一依据,这就将不同省份地区的外部融资依赖行业作了外生性质的设定,从而能较好地解决二者之间可能的内生性问题。此外,计量方程式(1)针对各解释变量做了滞后一期的处理,以减小可能的内生性问题。

接下来,我们介绍作为固定参照系的外部融资依赖行业的选定方法。借鉴 Rajan and Zingales<sup>[3]</sup>、Hsu *et al.*<sup>[6]</sup>等文献的基本思路,我们选择中国省份地区中市场化程度发展最快、政府对市场干预相对较少、金融市场摩擦相对较轻的省份地区作为基准的固定参考体系,来进行各省份地区外部融资依赖特征行业的界定与排序。以樊纲和王小鲁等<sup>[26]</sup>编撰的《中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告》中各省份地区 1997—2009 年的市场化进程指数进行排名,2009 年市场化进程的排名依次是浙江(11.8)、江苏(11.54)、上海(10.96)和广东(10.42)。考虑到上海作为世界金融中心,其制造业行业发展可能相对不够全面,而浙江的经济发展多以中小微民营企业为主,不一定具有代表性,同时江苏在 1997 年至 2009 年间是市场化进程最快的省份地区,市场化指数从 1997 年的 5.25 增长到 2009 年的 11.54,本文采用江苏省省份地区中二分位行业的外部融资依赖特征信息作为各省份二分位行业的固定参照系。

#### (四) 重要变量的定义

##### 1. 各省份各行业创新能力的测量与界定

###### (1) 行业研发投入

考虑样本数据的现实特征,本文采用在样本观察期内不同省份地区的二分位行业中所有企业研发投入密集度(企业研发投入额/企业销售额)的全概率形式即各省份各二分位行业中有研发支出的企业占行业所有企业的数量比值,与有研发支出的企业研发投入密集度的中位数的乘积来表示行业研发投入。该代理指标变量不仅包含了行业中有研发活动企业的信息,也纳入了有研发投入企业中研发投入密集度差异的信息,因此,相对于使用单个指标信息的代理变量,该指标变量更能涵盖行业创新研发活动水平的特征信息。需要注意的是,为了保证作为因变量的各省份地区的各行业之间研发投入的可比性,需要对各省份各二分位行业中的研发投入进行相应的去规模化处理,处理方法是计算 $rd_{ikt}^{\#}/rd_{ikt}^*$ ,其中 $rd_{ikt}^{\#}$ 表示除了所选定的固定参照系省份江苏之外的其他省份地区中各二分位行业在不同年份的研发投入, $rd_{ikt}^*$ 表示所选定的作为固定参照系江苏的二分位行业的研发投入。本文的研究样本需要剔除作为固定参照系的江苏省省份地区的样本数据,以避免样本选择效应导致的估计偏差问题。

表 1 汇报了按照全概率形式所计算的作为固定参照系的江苏二分位行业研发投入变量的信息,表 1 最后两列报告的是我们按照中国工信部发布的国家高新技术产业划分标准(2006)以及江苏省发布的高新技术产业划分标准,计算所得的相应高新技术产业的排序,可以发现两者具有相当程度的一致性,由此说明以江苏作为固定参照系所具有的合理性。

###### (2) 行业专利存量

参照既有文献的做法,同时又考虑中国的现实情况,本文采用各省份地区二分位行业中的企业在不同年份的发明专利、实用新型专利和外观设计专利这三种不同类型专利的有效授权专利存量来表示行业创新能力。企业三种类型专利有效存量的计算公式如下:

$$\begin{aligned} Inpatstock_{ij,t} &= (1 - \delta)Inpatstock_{ij,t-1} + Inpat_{ij,t} \\ Pracpatstock_{ij,t} &= (1 - \delta)Pracpatstock_{ij,t-1} + Pracpat_{ij,t} \\ Despatstock_{ij,t} &= (1 - \delta)Despatstock_{ij,t-1} + Despat_{ij,t} \end{aligned} \quad (2)$$

式(2)中, $Inpatstock_{ij,t}$ 、 $Pracpatstock_{ij,t}$ 和 $Despatstock_{ij,t}$ 分别表示位于行业 $j$ 中的企业 $i$ 在 $t$ 年的三种类型专利存量, $Inpat_{ij,t}$ 、 $Pracpat_{ij,t}$ 和 $Despat_{ij,t}$ 分别表示位于行业 $j$ 中的企业 $i$ 在 $t$ 年的三种类型专利有效授权数量。 $\delta$ 是三种类型专利的折旧率,取值为15%,Griliches and Mairesse<sup>[27]</sup>的研究认为将专利折旧率设定为15%是合理的。此外,需要特别交代的是,我们利用国家专利局1985年至2013年的企业专利数据和国家统计局1999年至2007年规模以上工业企业数据的合并数据库,来计算企业三种类型的专利存量,这样就避免了由于使用1999年至2007年样本企业数据专利存量需要对三种专利期初存量进行估算的难题,从而保证了估算结果的合理性。

为了得到各省份地区不同二分位行业层面的三种专利存量,需要把企业层面的三种专利存量加总为行业层面的三种专利存量,加总的方法仍然是全概率形式,即将各省份各二分位行业中三种专利的企业

占行业所有企业的数量比值,与有专利活动企业专利存量的中位数相乘。为了保证各省份地区各行业之间不同类型专利存量具有可比性,需要对各省份各二分位行业中不同类型专利活动进行恰当的去规模化处理,方法即是计算 $patent_{ikt}^{\#}/patent_{ikt}^*$ ,其中, $patent_{ikt}^*$ 表示固定参照系江苏省的二分位行业的三种类型专利存量的信息, $patent_{ikt}^{\#}$ 表示其他省份地区中各二分位行业的三种专利存量信息。

表1 固定参考系江苏行业研发投入活动的特征指数

行业代码	行业名称	有研发企业 研发密度中值	有研发 企业比重	RDF 指数	高新产业 (国家)	高新产业 (江苏)
41	仪器仪表及文化、办公用 机械制造业	0.93%	25.26%	0.27%	✓	✓
27	医药制造业	0.80%	31.00%	0.26%	✓	✓
40	通信设备、计算机及其他 电子设备制造业	0.55%	19.72%	0.11%	✓	✓
36	专用设备制造业	0.42%	17.20%	0.08%	✓	✓
39	电气机械及器材制造业	0.47%	17.20%	0.07%	×	✓
42	工艺品及其他制造业	0.48%	14.29%	0.06%	×	×
37	交通运输设备制造业	0.38%	13.98%	0.06%	✓	✓
35	通用设备制造业	0.33%	12.74%	0.05%	×	×
29	橡胶制品业	0.35%	13.93%	0.05%	×	×
26	化学原料及化学制品制造业	0.28%	16.09%	0.05%	✓	✓
28	化学纤维制造业	0.35%	10.27%	0.03%	×	✓
43	废弃资源和废旧材料回收 加工业	0.33%	11.51%	0.03%	×	×
16	烟草制品业	0.04%	66.67%	0.03%	×	×
31	非金属矿物制品业	0.30%	9.51%	0.03%	×	✓
14	食品制造业	0.15%	15.67%	0.02%	×	×
15	饮料制造业	0.21%	11.18%	0.02%	×	×
24	文教体育用品制造业	0.22%	8.90%	0.02%	×	×
45	燃气生产和供应业	0.17%	10.36%	0.02%	×	×
30	塑料制品业	0.22%	9.34%	0.02%	×	×
34	金属制品业	0.26%	7.84%	0.02%	×	×
25	石油加工、炼焦及核燃料 加工业	0.12%	10.34%	0.02%	×	×
22	造纸及纸制品业	0.23%	6.94%	0.02%	×	×
33	有色金属冶炼及压延加工业	0.16%	8.86%	0.02%	×	×
23	印刷业和记录媒介的复制	0.40%	4.78%	0.02%	×	×
17	纺织业	0.22%	7.04%	0.02%	×	×
19	皮革、毛皮、羽毛(绒)及其 制品业	0.17%	6.02%	0.01%	×	×
13	农副食品加工业	0.15%	9.26%	0.01%	×	×
32	黑色金属冶炼及压延加工业	0.16%	5.51%	0.01%	×	×
18	纺织服装、鞋帽制造业	0.22%	5.45%	0.01%	×	×
21	家具制造业	0.12%	7.69%	0.01%	×	×
46	水的生产和供应业	0.26%	3.13%	0.01%	×	×
44	电力、热力的生产和供应业	0.13%	7.26%	0.01%	×	×
20	木材加工及木、竹、藤、棕、 草制品业	0.15%	2.85%	0.01%	×	×

## 2. 金融发展指数

金融发展为金融中介和金融市场两方面的发展过程。考虑到中国省份地区面板数据的可得性以及银行主导的金融体系可能带来的低效率的资源分配和垄断竞争格局,本文在以往以规模指标为主的研究基础上,提出测算中国各省份地区的三个层次的金融发展指标,分别用来刻画金融发展规模、效率及金融市场化程度。

金融发展的规模指标:衡量金融发展规模的代表性指标有麦氏指标和戈氏指标。前者为 McKinnon<sup>[11]</sup>运用货币存量与国民生产总值的比值作为指标,衡量一国的经济货币化程度,常简化为  $M_2/GDP$ 。后者是由 Goldsmith<sup>[10]</sup>提出的金融相关比率,指“某一时点上现存金融资产总额与国民财富之比”,用于衡量一国的经济金融化程度。由于受到中国各省份地区数据资料的限制,我们无法得到完整的分省  $M_2$  数据。国内许多研究皆采用戈氏指标来度量区域金融的发展规模。鉴于此,对于金融发展深度 (DEPTH) 指标,本文采用各省金融机构贷款余额来替代当地金融资产的价值,并以其占 GDP 的比重来衡量地区金融发展规模,即贷款余额/名义 GDP。对于金融相关比率 (FIR) 指标,本文采用金融机构存款总额与名义 GDP 的比值来表示,以进一步分析存款对金融发展规模的可能影响。

金融发展的效率指标:本文采用以下两个方面的细分指标,一是储蓄投资转化率 (FUE)。资本是实体经济运行的基础,统计上包括固定资产投资和存货投资,金融机构的储蓄只有转化为资本,进入生产领域运行才能带来价值的增值。在高储蓄率的前提下,储蓄向投资转化效率的高低体现地区金融创造财富的能力,是金融发展效率的重要方面。因此,本文用资产形成总额与各地区金融机构存款余额的比值来表示储蓄投资转化率,即  $FUE = \text{资产形成总额} / \text{总储蓄}$ 。该比值越高,说明转化为资本的金额越多,地区金融创造财富的能力越强。二是存贷比 (FDE)。因为中国是银行主导型的金融体系,所以银行贷款对各地区投资增长的影响最为直接,信贷体系对地区财富创造的作用十分重要。因此我们采用各省金融机构“年末贷款余额/年末存款余额”来反映银行体系(间接融资渠道)的储蓄投资转化效率。

金融业市场化程度:我们使用樊纲等《中国市场化指数》(2011)报告中各省份地区 1997—2009 年间的“金融业的市场化”分项指数,作为衡量中国不同省份地区金融业市场化的代理指标。进一步地,我们将金融业的市场化 (MARKET) 分解为金融业的竞争 (COMP) 和信贷资金分配的市场化 (CREDIT) 两个子项目,以观察金融市场化不同方面对创新活动可能的影响效应。

## 3. 行业外部融资依赖特征指数的界定

依据 Hsu *et al.*<sup>[6]</sup>的具体做法,我们使用不同省份地区的二分位行业中所有企业外部融资需求代理变量在不同年份的中位数来表示企业外部融资依赖指数变量 (dependence of external finance, 简称 *def*), 其计算方法为:

$$def_{ijkt} = \frac{capitalexpend_{ijkt} - cashflow_{ijkt} + rdexpense_{ijkt}}{capitalexpend_{ijkt} + rdexpense_{ijkt}} \quad (3)$$

其中,企业现金流  $cashflow_{ijkt}$  的计算方法为:

$$cashflow_{ijkt} = profit_{ijkt} + discount_{ijkt} - \Delta inventory_{ijkt} - receivable_{ijkt} + payable_{ijkt}$$

式(3)中,  $capitalexpend_{ijkt}$  表示企业的资本投资支出,采用的具体估计方法是:  $capitalexpend_{ijkt} = \text{本年固定资产净值} - (1 - \text{折旧率}) \times \text{上年固定资产净值}$ 。这里,工业企业的折旧率取单豪杰<sup>[28]</sup>中 10.96% 的数值,  $rdexpense_{ijkt}$  表示企业的研发投入额,  $profit_{ijkt}$  表示企业净利润(税后利润),  $discount_{ijkt}$  表示企业当年的折旧额,  $\Delta inventory_{ijkt}$  表示企业存货的增加额,  $receivable_{ijkt}$  表示企业应收账款,  $payable_{ijkt}$  表示企业应付账款。

表 2 汇报了作为固定参照系的江苏二分位制造业行业的外部融资依赖性特征指标,从中大体可以看出江苏外部融资依赖行业所具有的一般特征。作为垄断行业的烟草制品业的外部融资依赖性

指数最低,劳动密集型产业的外部融资依赖性指数相对较低,相反,资本密集型产业的外部融资依赖性指数相对较高。

#### 四、实证结果与分析

(一) 金融发展对研发投入影响效应的检验

表3列示了运用计量方程式(1)检验金融发展对外部融资依赖行业研发投入影响效应的估计结果。第(1)和(2)列的回归结果显示,交互项  $DEPTH \times dep$  和  $FIR \times dep$  的回归系数均在1%的统计水平上显著为正,这就表明,无论是从  $DEPTH$  还是  $FIR$  这两种衡量金融发展规模特征的代理指标看,中国各省份地区金融发展规模扩张的差异对那些需要外部融资的行业的研发投入都产生了显著的差异性影响,在那些金融规模扩张越快的省份地区外部融资依赖行业的研发投入投入越大,从而验证了中国金融发展的规模扩张对创新产生了促进效应。第(3)和(4)列的回归结果显示,交互项  $FDE \times dep$  和  $FUE \times dep$  的回归系数均不显著,这就表明,无论是从  $FDE$  还是  $FUE$  这两种衡量金融发展效率特征的代理指标看,中国各省份地区金融发展效率差异并未对那些外部融资依赖行业的研发投入产生显著的差异性影响,从而说明中国金融发展的效率变化并未对创新产生促进效应。第(5)列的回归结果显示,交互项  $MARKET \times dep$  的回归系数在5%统计水平上显著为负,由此表明,中国各省份地区金融业市场化进程的差异,对那些外部融资依赖行业的研发投入产生了显著的差异性影响,从而表明金融业的商业化对外部融资依赖行业的研发投入产生抑制效应。第(6)列和第(7)列的回归结果显示,交互项  $COMP \times dep$  的回归系数并不显著,但交互项  $CREDIT \times dep$  的回归系数显著为负,这说明,信贷资金分配的市场化对那些需要外部融资行业的研发投入造成了抑制效应,但金融业竞争程度的提升并未产生抑制效应。以上经验证据为本文的研究假设1和研究假说2提供了证据支持。

(二) 金融发展对专利存量影响效应的检验

表4汇报了运用计量方程式(1)检验金融发展对外部融资依赖行业发明专利存量影响效应的估计结果。第(1)和(2)列的回归结果显示,交互项  $DEPTH \times dep$  和  $FIR \times dep$  的回归系数均在1%的统计水平上显著为正,这就表明,无论是从  $DEPTH$  还是  $FIR$  这两种衡量金融发展规模特征的代理指标看,中国各省份地区金融发展规模扩张的差异对那些需要外部融资行业的发明专利活动产生了显

表2 固定参考系江苏的制造业  
外部融资依赖性特征指标(由低到高排序)

行业代码	行业名称	外部融资依赖性指数( $DEP$ ) (中位数)
16	烟草制品业	-4.258 905
43	废弃资源和废旧材料回收加工业	-0.375 641 3
20	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.231 479 8
18	纺织服装、鞋帽制造业	0.298 25
19	皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.526 144 1
15	饮料制造业	0.575 115 6
13	农副食品加工业	0.620 220 4
14	食品制造业	0.656 620 9
21	家具制造业	0.678 736 1
24	文教体育用品制造业	0.712 674 9
42	工艺品及其他制造业	0.734 511 3
41	仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.755 096 3
44	电力、热力的生产和供应业	0.759 189 4
46	水的生产和供应业	0.789 044 8
40	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.813 717 8
17	纺织业	0.839 774 4
37	交通运输设备制造业	0.901 337 7
27	医药制造业	0.973 493
45	燃气生产和供应业	0.980 648 6
31	非金属矿物制品业	0.997 252 2
28	化学纤维制造业	1.044 233
23	印刷业和记录媒介的复制	1.059 438
26	化学原料及化学制品制造业	1.067 538
36	专用设备制造业	1.097 09
22	造纸及纸制品业	1.113 549
25	石油加工、炼焦及核燃料加工业	1.145 78
35	通用设备制造业	1.183 706
30	塑料制品业	1.205 243
32	黑色金属冶炼及压延加工业	1.205 894
39	电气机械及器材制造业	1.275 076
29	橡胶制品业	1.305 593
34	金属制品业	1.457 625
33	有色金属冶炼及压延加工业	1.848 358

著的差异性影响,在那些金融规模扩张越快的省份地区中外部融资依赖行业的发明专利存量越大,从而验证了中国金融发展的规模扩张对创新产生了促进效应。第(3)和(4)列的回归结果显示,交互项  $FDE \times dep$  和  $FUE \times dep$  的回归系数均不显著,这表明中国各省份地区金融发展效率差异,并未对那些需要外部融资行业的发明专利存量产生显著的差异性影响,从而说明中国金融发展的效率提升并未对创新产生促进效应。第(5)列的回归结果显示,交互项  $MARKET \times dep$  的回归系数为负但不显著,表明中国各省份地区金融市场化进程的差异,并未对那些需要外部融资行业的发明专利存量产生显著的差异性影响。第(6)列和第(7)列的回归结果显示,交互

表3 金融发展对外部融资依赖行业研发投入的影响效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	金融发展规模		金融发展效率		金融市场		
$DEPTH \times dep$	0.297*** (3.40)						
$FIR \times dep$		0.139*** (4.24)					
$FDE \times dep$			0.017 (0.10)				
$FUE \times dep$				0.005 (0.05)			
$MARKET \times dep$					-0.012** (-2.30)		
$COMP \times dep$						0.004 (0.41)	
$CREDIT \times dep$							-0.010*** (-2.95)
$valueadded$	-1.912** (-2.44)	-1.911** (-2.43)	-1.920** (-2.44)	-1.919** (-2.44)	-1.944** (-2.46)	-1.914** (-2.43)	-1.950** (-2.47)
$export$	-1.160*** (-4.03)	-1.162*** (-4.04)	-1.147*** (-3.99)	-1.147*** (-3.99)	-1.153*** (-4.01)	-1.144*** (-3.97)	-1.153*** (-4.01)
$subsidy$	-0.303 (-0.12)	-0.312 (-0.12)	-0.401 (-0.16)	-0.401 (-0.16)	-0.424 (-0.16)	-0.396 (-0.15)	-0.427 (-0.16)
$state$	$3.50e-09$ (1.38)	$3.38e-09$ (1.34)	$3.44e-09$ (1.36)	$3.43e-09$ (1.35)	$3.60e-09$ (1.41)	$3.38e-09$ (1.33)	$3.62e-09$ (1.42)
$Industry$	yes						
$Province \times year$	yes						
$constant$	3.837*** (7.93)	3.632*** (7.37)	4.241*** (9.06)	4.240*** (8.85)	4.282*** (9.09)	4.228*** (8.96)	4.241*** (9.07)
$Ajusted-R^2$	0.1643	0.1645	0.1646	0.1648	0.1648	0.1647	0.1649
$N$	6379	6379	6379	6379	6379	6379	6379

注: \*、\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平。括号内的数值表示  $t$  值,所有回归模型均经过行业的 cluster 处理调整。

表4 金融发展对外部融资依赖行业发明专利存量的影响效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	金融发展规模		金融发展效率		金融市场		
$DEPTH \times dep$	3.103*** (3.54)						
$FIR \times dep$		1.073*** (2.62)					
$FDE \times dep$			0.020 (0.02)				
$FUE \times dep$				0.168 (0.20)			
$MARKET \times dep$					-0.117** (-2.52)		
$COMP \times dep$						0.073 (0.87)	
$CREDIT \times dep$							-0.165** (-2.57)
$valueadded$	3.123 (1.37)	2.894 (1.27)	2.777 (1.20)	2.783 (1.21)	2.637 (1.14)	2.801 (1.22)	2.453 (1.06)
$export$	1.959 (1.46)	1.950 (1.45)	1.998 (1.49)	1.992 (1.48)	1.909 (1.42)	2.048 (1.52)	1.864 (1.39)
$subsidy$	-17.293** (-2.03)	-16.962** (-2.00)	-17.074** (-2.00)	-17.057** (-2.00)	-17.059** (-1.97)	-17.075** (-2.01)	-17.113** (-1.99)
$state$	$4.21e-08$ (1.29)	$4.08e-08$ (1.26)	$4.05e-08$ (1.24)	$4.05e-08$ (1.24)	$4.14e-08$ (1.27)	$3.99e-08$ (1.22)	$4.16e-08$ (1.28)
$Industry$	yes						
$Province \times year$	yes						
$constant$	6.011 (0.93)	5.479 (0.86)	10.59 (1.57)	10.43 (1.61)	10.92 (1.63)	10.33 (1.55)	10.46 (1.57)
$Ajusted-R^2$	0.1635	0.1634	0.1641	0.1637	0.1640	0.1636	0.1638
$N$	5254	5254	5254	5254	5254	5254	5254

注: \*、\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平。括号内的数值表示  $t$  值,所有回归模型均经过行业的 cluster 处理调整。

项  $COMP \times dep$  的回归系数并不显著,但交互项  $CREDIT \times dep$  的回归系数显著为负,说明金融市场化中信贷资金分配的市场化对那些需要外部融资的行业发明专利存量造成了抑制效应,而金融业竞争程度的提升并未对其产生抑制效应。

表5报告了金融发展对外部融资依赖性行业实用新型专利存量影响效应的估计结果。其中,第(1)和(2)列的回归结果显示,交互项  $DEPTH \times dep$  和  $FIR \times dep$  的回归系数均在1%水平上显著为正,说明金融发展的规模扩张对外部融资依赖性行业的实用新型专利存量产生了有效的促进效应。第(3)和(4)列的回归结果表明,交互项  $FDE \times dep$  和  $FUE \times dep$  的回归系数均不显著,说明金融发展效率并未对外部融资依赖性行业的实用新型专利存量产生积极影响。第(5)列

表5 金融发展对外部融资依赖性行业实用新型专利存量的影响效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	金融发展规模		金融发展效率		金融市场		
$DEPTH \times dep$	0.833 *** (3.94)						
$FIR \times dep$		0.348 *** (3.30)					
$FDE \times dep$			0.203 (0.57)				
$FUE \times dep$				-0.066 (-0.34)			
$MARKET \times dep$					-0.054 ** (-2.21)		
$COMP \times dep$						0.039 (1.41)	
$CREDIT \times dep$							-0.022 ** (-2.40)
<i>valueadded</i>	-2.515 * (-1.75)	-2.543 * (-1.77)	-2.532 * (-1.75)	-2.545 * (-1.76)	-2.528 * (-1.75)	-2.459 * (-1.71)	-2.604 * (-1.81)
<i>export</i>	0.770 *** (2.61)	0.767 *** (2.59)	0.800 *** (2.69)	0.804 *** (2.69)	0.804 *** (2.70)	0.822 *** (2.73)	0.791 *** (2.67)
<i>subsidy</i>	7.155 * (1.86)	7.037 * (1.84)	6.612 * (1.78)	6.585 * (1.77)	6.580 * (1.76)	6.482 * (1.72)	6.724 * (1.81)
<i>state</i>	2.75e-08 (1.14)	2.72e-08 (1.13)	2.73e-08 (1.13)	2.72e-08 (1.13)	2.72e-08 (1.12)	2.67e-08 (1.10)	2.74e-08 (1.13)
<i>Industry</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Province × year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>constant</i>	4.537 *** (3.06)	4.148 *** (2.84)	5.641 *** (3.70)	5.748 *** (3.80)	5.673 *** (3.75)	5.530 *** (3.66)	5.684 *** (3.77)
<i>Ajusted-R<sup>2</sup></i>	0.126 9	0.126 8	0.126 0	0.126 1	0.126 7	0.126 6	0.126 5
<i>N</i>	5 971	5 971	5 971	5 971	5 971	5 971	5 971

注: \*、\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平。括号内的数值表示t值,所有回归模型均经过行业的cluster处理调整。

显示,交互项  $MARKET \times dep$  的回归系数仍不显著,表明中国当前金融业的市场化进程也并未对实用新型专利存量产生有效的促进效应。类似地,第(6)列和第(7)列的回归结果显示,交互项  $COMP \times dep$  的回归系数并不显著,但交互项  $CREDIT \times dep$  的回归系数显著为负,这进一步说明,金融市场化中信贷资金分配的市场化对外部融资依赖性行业的实用新型专利存量产生了抑制效应,而金融业竞争程度的提升并未对其造成显著抑制效应。

表6展示了金融发展对外部融资依赖性行业外观设计专利存量影响效应的估计结果。第(1)和(2)列的回归结果显示,交互项  $DEPTH \times dep$  和  $FIR \times dep$  的回归系数均不显著,表明金融发展的规模扩张并未对外部融资依赖性行业的外观设计专利存量产生促进效应。第(3)和(4)列的回归结果表明,交互项  $FDE \times dep$  和  $FUE \times dep$  的回归系数均在5%的统计水平上显著为正,这就表明,金融发展的效

率提升对外部融资依赖行业的外观设计专利存量产生了促进效应。第(5)列的回归结果显示,交互项  $MARKET \times dep$  的回归系数并不显著,表明金融业的市场化进程并未对外部融资依赖行业的外观设计专利存量产生促进效应。第(6)列和第(7)列的回归结果显示,交互项  $COMP \times dep$  和  $CREDIT \times dep$  的回归系数均不显著,这就说明金融市场化中金融业竞争程度的提升和信贷资金分配的市场化对外部融资依赖性行业的外观设计专利存量并未形成促进效应。以上经验证据进一步为本文

表 6 金融发展对外部融资依赖行业外观设计专利存量的影响效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	金融发展规模		金融发展效率		金融市场		
$DEPTH \times dep$	-0.311 (-1.21)						
$FIR \times dep$		-0.175 (-1.64)					
$FDE \times dep$			1.349** (2.04)				
$FUE \times dep$				1.749** (2.45)			
$MARKET \times dep$					-0.048 (-1.37)		
$COMP \times dep$						-0.050 (-1.19)	
$CREDIT \times dep$							-0.035 (-1.26)
$valueadded$	-2.615 (-1.01)	-2.601 (-1.00)	-2.655 (-1.03)	-2.331 (-0.90)	-2.889 (-1.10)	-2.782 (-1.07)	-2.905 (-1.09)
$export$	0.474 (0.79)	0.480 (0.80)	0.441 (0.73)	0.412 (0.68)	0.432 (0.71)	0.430 (0.71)	0.439 (0.73)
$subsidy$	1.803 (0.29)	1.771 (0.29)	1.633 (0.27)	1.889 (0.30)	1.871 (0.30)	1.880 (0.30)	1.827 (0.30)
$state$	$5.53e-10$ (0.05)	$6.76e-10$ (0.06)	$1.53e-09$ (0.14)	$-8.10e-10$ (-0.08)	$1.65e-09$ (0.15)	$1.75e-09$ (0.16)	$1.40e-09$ (0.13)
$Industry$	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
$Province \times year$	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
$constant$	2.315** (2.17)	2.661** (2.44)	1.606 (1.48)	0.199 (0.16)	2.073* (1.93)	2.100* (1.95)	1.927* (1.82)
$Ajusted-R^2$	0.143 2	0.143 5	0.143 8	0.143 6	0.143 7	0.143 2	0.143 6
$N$	5 188	5 188	5 188	5 188	5 188	5 188	5 188

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。括号内的数值表示  $t$  值,所有回归模型均经过行业的 cluster 处理调整。

文的研究假设 1 和研究假说 2 提供了支持。

## 五、稳健性检验<sup>②</sup>

### (一) 替换固定参照系

本文选用在 1997 年至 2009 年间市场化进程相对较快的江苏,作为分析金融发展通过外部融资依赖行业渠道来影响创新活动的固定参照系,并以固定效应方法解决可能的内生性问题。这可能产生两个令人担心的问题:一是选用江苏作为外部融资依赖行业的固定参照系本身是否具有唯一性;二是如果选用其他的市场化进程相对较快的省份地区作为固定参照系,本文的主要结果是否具有稳健性。客观来看,广东省已经成为中国民营企业创新活动最为活跃、创新能力提升最快的省份地区之一。而且,广东省的市场化进程无论是发展速度还是改革力度在中国均名列前茅。基于这个考虑,在本文的稳健性检验部分,我们选用广东省作为固定参照系重新进行相关回归,来检验本文主要结论是否具有可靠性。从相关的稳健性回归结果来看,可以发现:本文所关心的核心变量的回归系数符号和显著性均未发生本质性改变,从而验证了本文核心结论的稳健性;其次,各控制变量的回归系数

符号和显著性也未发生本质性的变化,这进一步验证了本文所设定的计量模型的合理性。相关的回归结果由于篇幅限制而略去。

### (二) 替换估计方法

从本文所设定的被解释变量的特征来看,各省份各二分位行业的研发投入、三种专利存量以及专利质量,存在4%~8%左右的零值。在被解释变量存在一定比例零值的情形下,一般的回归方法可能会导致有偏且不一致的估计结果,从而会影响本文结论的可靠性。鉴于此,本文针对计量方程式(1),专门采用可处理被解释变量存在零值情形的TOBIT估计方法,重新对各估计模型进行相应回归。分析可以看出:一方面,本文所关心的相关核心变量的回归系数符号和显著性仍然未发生本质性的改变,另一方面,对于那些核心控制变量而言,多数控制变量的回归系数符号和显著性也均保持一致,这从另一个侧面验证了本文核心结论的稳健性。相关的回归结果同样因篇幅原因略去。

### (三) 其他的稳健性检验

本文的计量方程式(1)所面临的一个难题是由于可能遗漏某些重要变量而导致的内生性问题。虽然在式(1)控制了一系列符合中国现实背景的控制变量,也控制了省份和年份的交互项以及行业的固定效应,但是仍然存在遗漏某些重要变量的可能,于是我们又采取了一系列稳健性检验方法:首先在式(1)中纳入行业(*indus*)和省份(*province*)的交互项,来控制可能由于不同省份地区的政府政策差异对行业创新活动产生的不同外部冲击;其次考虑可能存在的聚类效应,采用省份地区(*province*)替换行业(*indus*)的cluster稳健性估计策略;最后,正如ABBGH(2005)所指出的,竞争是影响创新的重要因素,竞争对创新造成倒U型的影响效应。式(1)中我们控制了行业的虚拟变量,一定程度上控制了不同行业竞争程度的差异,为得到稳健性回归结果,我们在式(1)中纳入了反映二分位行业竞争程度的赫芬达尔指数 $hhi$ 及其平方项。结果发现,以上一系列稳健性检验均没有造成本文核心结论的改变,再次从不同侧面验证了本文结论具有稳健性。相关的回归结果因篇幅原因略去。

## 六、结论与政策含义

本文利用中国国家统计局规模以上工业企业数据库和国家专利数据库的合并数据,在借鉴Rajan and Zingales<sup>[3]</sup>、Hsu *et al.*<sup>[6]</sup>构建的计量模型框架的基础上,从中国各省份地区金融发展存在较大差异的典型特征入手,来实证检验金融发展在规模、效率以及市场化方面,对各省份外部融资依赖行业创新活动的影响效应是否存在显著差异性,并由此判断中国当前金融体系是否需要全面改革,进而为中国金融体系的改革指明可能的方向。本文的发现可归纳为三点:第一,规模扩张方面的金融发展对外部融资依赖行业的研发投入、发明专利和实用新型专利存量产生了一定程度的促进效应;第二,效率转化提升方面的金融发展对外部融资依赖行业的研发投入、发明专利和实用新型专利存量未产生显著的作用效应,但对外观设计专利存量产生一定的促进效应;第三,金融业的市场化对外部融资依赖行业的研发投入、发明专利和实用新型专利的存量均产生一定的抑制效应。进一步的细分研究发现,金融业竞争程度的提升并不是导致这种抑制效应的主要原因,信贷资金分配的市场化才是造成这种抑制效应的主要因素。

本文的政策含义非常明显,具体表现为:第一,中国当前的金融体系与创新驱动发展战略的不匹配性,深刻说明了对金融进行全面改革的必要性和紧迫性;第二,中国当前以垄断性质的大银行为主的金融体系在动员储蓄向投资转化的过程中,金融资源的规模扩张一定程度上促进了外部融资依赖行业创新活动的数量,但未对创新活动的质量产生促进效应。金融资源的转化效率也并没有有效促进外部融资依赖行业创新活动的数量与质量。由此表明,中国金融体系的改革要进一步增强金融体系的效率提升,通过大幅度增加地区中小银行的数量来促进银行体系的竞争性和提升金融中介机构的效率;第三,金融业市场化改革对外部融资依赖行业创新活动有一定的抑制效应的事实表明,金融

业市场化改革可能并未真正触及核心领域,而是发生了一定程度的变异甚至扭曲。其中,金融业的竞争程度提升并未有效促进外部融资依赖行业的创新活动,而信贷资金分配的市场化还对外部融资依赖行业的创新活动形成障碍,说明中国金融体系改革仅仅着眼于银行体系的市场化改革是不够的,还需要同步全面发展各类金融市场,以支撑中国创新驱动发展国家战略的实施。

#### 注释:

①采用中位数的理由在于,在企业三种专利数量存在极端值的情形下,采用均值显然不能够很好地捕捉行业专利活动的有效信息。

②由于篇幅限制,稳健性的相关检验结果均未列出,有兴趣者可向作者索取。

#### 参考文献:

- [1] KING R G, LEVINE R. Finance and growth: Schumpeter might be right [J]. *Quarterly journal of economics*, 1993, 108(3): 717-737.
- [2] JAYARATNE J, STRAHAN P E. The finance-growth nexus: evidence from bank branch deregulation [J]. *Quarterly journal of economics*, 1996, 111(3): 639-670.
- [3] RAJAN R G, ZINGALES L. Financial dependence and growth [J]. *American economic review*, 1998, 88(3): 559-586.
- [4] BECK T, LEVINE R, LOAYZA N. Finance and the sources of growth [Z]. *World Bank working paper*, 1999.
- [5] NANDA R, RHODES-KROPF M. Financing risk and innovation [Z]. *Harvard business school working paper*, 2011, No. 11-013.
- [6] HSU P H, TIAN X, XU Y. Financial development and innovation: cross country evidence [J]. *Journal of financial economics*, 2014, 112(1): 116-135.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 王勋, JOHANSSON A. 金融抑制与经济结构转型 [J]. *经济研究*, 2013(1): 54-67.
- [10] GOLDSMITH R W. *Financial structure and development* [M]. New Haven: Yale University Press, 1969.
- [11] MCKINNON R I. *Money and capital in economic development* [M]. Washington, D. C.: Brookings Institution Press, 1973.
- [12] LEVINE R. Finance and growth: theory and evidence [M]// AGHION P, DURLAUF S. (eds.) *Handbook of economic growth*. 1st ed. Amsterdam: Elsevier, 2005, 865-934.
- [13] BROWN J R, MARTINSSON G, PETERSEN B C. Do financing constraints matter for R&D? [J]. *European economic review*, 2012, 56(8): 1512-1529.
- [14] ALLEN F, GALE D. Diversity of opinion and financing of new technologies [J]. *Journal of financial intermediation*, 1999, 8(1/2): 68-89.
- [15] HALL B H, LERNER J. The financing of R&D and innovation [J]. *Handbook of the economics of innovation*. 2010(1): 609-639.
- [16] BENFRATELLO L, SCHIANTARELLI F, SEMBENELLI A. Banks and innovation: microeconomic evidence on Italian firms [J]. *Journal of financial economics*, 2008, 90(2): 197-217.
- [17] NANDA R, NICHOLAS T. Did bank distress stifle innovation during the Great Depression? [J]. *Journal of financial economics*, 2014, 114(2): 273-292.
- [18] CORNAGGIA J, MAO Y F, TIAN X, et al. Does banking competition affect innovation? [J]. *Journal of financial economics*, 2015, 115(1): 189-209.
- [19] BRAVO-BIOSCA A. *Essays on innovation and finance* [D]. Cambridge, MA: Harvard University, 2007.
- [20] TIAN X, WANG T Y. Tolerance for failure and corporate innovation [J]. *Review of financial studies*, 2014, 27(1):

211 – 255.

- [21] CHEMMANUR T E, LOUSSLINA L, TIAN X. Differences in financial market responses to backing by corporate versus independent venture capitalists [Z]. Boston College working paper, 2012.
- [22] FANG V W, TIAN X, TICE S. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation? [J]. *Journal of finance*, 2014, 69(5): 2085 – 2125.
- [23] HALL B H, MAIRESSE J, MOHENE P. Measuring the returns to R&D [J]. *Handbook of the economics of innovation*, 2010, 2(1): 1033 – 1082.
- [24] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. *Journal of development economics*, 2012, 97(2): 339 – 351.
- [25] ROBINSON J. The rate of interest, and other essays [M]. London: MacMillan, 1952.
- [26] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程年度报告 [M]. 经济科学出版社, 2011.
- [27] GRILICHES Z, MAIRESSE J. Productivity and R&D at the firm level [J]. *R&D, patents, and productivity*, 1984, 826: 339 – 374.
- [28] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算:1952—2006 年 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008(10): 17 – 31.

(责任编辑:雨 珊)

## Financial development and innovation: evidence and interpretation from China

ZHANG Jie, GAO Debu

(Institute of China's Economic Reform &amp; Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

**Abstract:** It has become a vital research proposition related to the sustainability of Chinese economic development that how financial development affects innovation. Based on research and development (R&D) investment and patent stock as the proxy variables for innovation which are widely-used, this paper comprehensively investigates the effects of the scale, efficiency and liberalization of financial development on innovation. The main findings are as follows: (1) The scale expansion of financial development has a certain degree of promotion effect on R&D investment, the stock of invention patents and utility models patents in the industries of external financial dependence; (2) The efficiency promotion of financial development does not show significant effect on R&D investment, the stock of innovation patents and utility models patents in the industries of external financial dependence, but has remarkable promoting effect on the stock of design patent in these industries; (3) The financial liberalization, especially the liberalization of credit fund distribution, shows inhibitory effect on R&D investment, the stock of innovation patents and utility model patents for the industries of external financial dependence. The empirical evidences show that the present financial system in China does not have effective supportive and incentive effects on innovation. On the contrary, the intensification of competition in credit market has played a certain degree of obstruction on innovation. These facts provide some valuable policy references for the necessity of implementing a comprehensive reform of China's financial system and its potential future direction.

**Key words:** financial development; innovation; R&D investment; patent stock; external financial dependence of industry