

# 金融地理影响了城市创新能力吗?

纪祥裕

(暨南大学 产业经济研究院, 广东 广州 510632)

**摘要:** 在中国金融资源空间分布非均质且不连续的背景下,探讨了金融资源的空间集聚及其空间互动对城市创新能力的影响,并使用2003—2016年中国277个地级及以上城市的统计数据进行了实证检验。结果表明:(1)在全国层面上,金融集聚显著提升了城市创新能力,同时,这种正向效应会受到区位、城市规模和资源禀赋的约束。东部城市和中西部城市的金融集聚均与创新水平呈显著正相关关系,且东部城市的作用更大;大型及以上城市的金融集聚对创新能力的影响是显著为正的,而中小城市则不显著;与资源型城市相比,非资源型城市的金融集聚对创新能力具有更显著的正向影响。(2)通过中介效应模型进行机制检验后发现,金融集聚可以通过市场效应与结构效应来促进城市创新能力的提升。(3)进一步使用广义空间自回归模型(SAC)对城市创新之间的互动作用以及金融集聚对城市创新的空间溢出效应进行检验后发现,中国城市创新之间存在明显的“虹吸效应”,而金融集聚是这种城际创新抑制效应的重要推力之一。经验结论为充分发挥金融体系资源配置功能对创新绩效的提升作用,以及在政策制定时着重考虑金融资源供给的空间相互作用,提供了重要参考。

**关键词:** 金融集聚; 创新活动; 城市异质性; 中介效应; 空间互动; 虹吸效应

**中图分类号:** F832; F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)01-0114-14

## 一、引言

创新已经成为驱动中国经济可持续发展的决定性因素。随着中国经济进入“新常态”阶段,人口红利逐渐消失,环境约束日益加剧,以往依靠低成本优势的发展模式难以为继,而核心技术创新等科技创新活动是中国经济发展的新动能和新优势。自党的十八大明确提出创新驱动发展战略以来,中国的科技发展取得了长足进步。在党的十九大报告中,创新一词出现50多次,习近平总书记更明确指出,创新是引领发展的第一动力。由此可见,对于中国经济结构战略性调整进程而言,创新正起着举足轻重的作用。

创新活动需要一系列良好环境予以支撑,其中,完善的金融体系是必不可少的。金融是现代经济的“血液”,充分发挥金融市场的资源配置功能与风险分散功能可以支持科技创新,从而推动中国经济结构转型升级。2015年出台的中央“十三五”规划建议与2017年全国金融工作会议都强调了“金融服务实体经济”的重要性,指出要使金融供给成为经济转型发展的有力支撑。近年来,随着创新驱动战略的实施与金融供给侧改革的深化,关注金融发展与创新的文献逐渐丰富。其可以分为两类:第一类文献侧重于微观层面,分别从风险分散<sup>[1]</sup>、融资约束<sup>[2]</sup>、融资渠道异质性<sup>[3]</sup>与金融市场异

收稿日期:2019-05-13;修回日期:2019-12-06

作者简介:纪祥裕(1992—),男,广东普宁人,暨南大学产业经济研究院博士研究生,研究方向为产业发展和经济增长。

基金项目:国家社会科学基金一般项目(19BJY089);广州市人文社会科学重点研究基地广州现代产业新体系研究基地项目(376180004)

质性<sup>[4]</sup>等角度阐明了金融发展对企业创新活动的重要性。第二类文献则是将研究重点置于宏观层面,考察了金融发展与区域创新能力的关系。该领域的开创性研究,当属 King and Levine<sup>[5]</sup>对新熊彼特增长模型进行拓展的文章。此后,基于跨国数据的实证研究为金融发展推动区域技术创新这一观点提供了有力证据<sup>[6-7]</sup>。而国内学者对于二者关系仍未达成一致结论,主要有促进论<sup>[8-9]</sup>、抑制论<sup>[10]</sup>与无显著关系<sup>[11]</sup>这三类观点。

通过对已有文献的梳理,不难发现,对于中国背景下金融发展与区域创新水平关系的问题,学术界仍然存在争议。客观来看,在中国经济结构亟待转型升级的背景下,准确刻画出金融体系对中国创新活动造成的影响效应,是一个非常重要的命题。割裂或者错误估计二者的关系会在一定程度上阻滞中国全面实施创新驱动战略的进程。鉴于此,本文试图从不同于既有研究的视角出发,对金融体系与中国区域创新能力的关系进行再检验:第一,既有研究大多聚焦于省级层面,与之不同的是我们将研究重点下沉到城市层面。一方面,城市是一个国家或地区创新活动的空间载体,是创新要素的集聚地。自2008年开始推行创新型城市试点以来,中国形成了一批对周边区域具有高端辐射与引领作用的城市。由政策含义与现实情况不难看出,即使在同一省级层面内,不同城市所拥有的创新要素也是有所不同的。另一方面,中国金融资源在空间分布上呈现出非均质、不连续的特征<sup>[12]</sup>,这在城市层面尤为突出。中国(深圳)综合开发研究院披露的数据显示,金融资源大量集中于三大全国性金融中心和六大经济区域的28个区域金融中心,这31个城市的金融业增加值之和占全国金融业增加值总量的54%,商业银行资产占全国商业银行总资产的81%。大多数文献在考察创新的影响因素时将范围设定为省级区域,然而这一做法将省内所有城市作为一致的均质区域,忽略了创新或金融资源供给的城际差异,这可能是既有研究无法达成一致结论的重要原因。第二,当前学术界在讨论金融供给时,更多的是涉及产业组织结构,大多忽视了金融供给的空间(地理)结构<sup>[13]</sup>。金融地理学指出,金融体系调整在空间上具体表现为金融资源分布的非均衡、空间集聚的过程与空间互动的过程。金融资源非均衡的空间分布是一个典型事实,有不少学者对其影响因素进行了深入研究,而关于金融资源的空间集聚及其空间互动对区域创新影响的文献则相对较少,因此,对现阶段金融供给是否能够提升区域整体创新水平这一问题的回答显得十分重要。

本文可能存在以下贡献:第一,与既有研究将范围限定在省级不同,本文的重点在于城市层面,具体表现为使用2003—2016年中国地级及以上城市的数据,实证检验了金融集聚对城市创新的影响。同时,本文还考察了在区位、城市规模和资源禀赋的约束条件下,上述路径是否会发生变化。第二,金融体系不仅可以通过资本供给等方式直接作用于城市的创新绩效,而且还可能通过扩大市场需求规模或者推动产业升级来诱发创新活动。进一步地,本文识别了市场效应与结构效应的传导渠道,这是对现有文献的一个有益补充。第三,为了检验金融集聚的空间互动对区域创新能力的影响,本文采用广义空间自回归模型(SAC)来考察城市创新的空间相互作用以及金融地理对城市创新的空间溢出效应。研究发现,创新活动在空间上产生了虹吸效应,而金融集聚是创新负向溢出的推力之一。如果忽略现阶段金融地理对中国创新水平提升可能产生的不同作用,那么改革思路和政策措施将无法达到预期效果。因此,本文的经验结论为充分发挥金融体系对提升创新绩效的重要作用,以及在政策制定时着重考虑金融资源供给的空间互动效应,提供了参考依据。

## 二、理论分析与研究假说

根据信息腹地理论,空间距离加剧了信息不对称,加之存在无法远距离传输的非标准化信息,因此金融机构倾向于靠近信息源以降低信息搜寻成本,进而形成空间集聚。在金融集聚程度高的地区,劳动力蓄水池效应、中间投入品共享与知识外溢效应能够最大程度发挥出来,金融机构的生产效率也会更高。具体而言,金融集聚可能通过以下渠道作用于地区创新水平:

首先,金融集聚扩大了资金供给规模,为研发活动提供了资金支持,进而提升了区域创新能力。

Buera and Shin<sup>[14]</sup>认为金融集聚对于创新信贷约束具有缓解作用。由于研发活动需要大规模、持续性的资金投入,企业往往借助于不同融资渠道的资金来支撑项目的实施。一种普遍存在的现象是,内源性融资仍无法满足研发项目的要求,导致创新项目被迫中断,对企业创新产生了消极作用。此时,金融机构可以在资金供给者与资金需求者之间起到桥梁作用,高效汇聚零散储蓄,并将其转化为对投资活动的大规模、长期的融资,这正如Levine<sup>[15]</sup>所指出的,金融工具为家庭提供了投资于更有效率企业的机会。

其次,金融集聚提高了资源配置效率,降低了信息不对称,进而促进了区域创新水平。为了降低信息搜寻成本,方便收集各类投资机会,金融机构会在空间上集聚,这不仅推动了专业化分工,更促进了金融资源的有效利用,提升了地区的资源配置效率。Wurgler<sup>[16]</sup>指出,金融体系会减少对低回报率项目的资金供给,追加对高回报率项目的资金供给。集聚区的金融机构可以更有效率地收集和评估资金需求者的信息,并挑选出具有发展前景的项目<sup>[17]</sup>。因此,具备创新精神与成长能力的企业会更受金融机构“青睐”,其优质研发项目也能被准确识别并得到持续性的资金支持,有利于企业创新投入的增加。

再者,金融集聚通过风险分散功能提升了地区创新能力。由于具有长周期、高风险的特征,研发活动依赖于完善的金融安排。金融深化为投资者提供了分散化组合选择与长效激励,从而保障了创新活动的稳定化和持续化<sup>[18]</sup>。尤其是投资组合的分散化,使得投资者所承担的风险大大减少,进一步激励了其对R&D项目的投资<sup>[1]</sup>。同时,由于更靠近信息源,金融机构能够对创新投资者的信息进行更为准确的甄别,这有效降低了信息不对称,削弱了金融机构过度依赖短期贷款的动机,激励其为创新项目提供更多的长期融资,从而缓解创新活动的长周期资金缺口难题。

最后,金融集聚通过形成网络经济效应,对地区创新产生了积极影响。为了共享中间投入品与交流知识,金融机构间会建立起金融网络,而该网络也成为金融机构与资金需求者进行信息协作的重要载体。借助于该网络,金融机构不仅可以在事前降低信息的搜寻成本,还能够缓解事后的机会主义倾向。同时,得益于金融机构与企业间长期关系的建立,金融中介能够对企业管理层进行有效监督<sup>[2]</sup>,以避免管理层在得到融资后选择无效项目来追求私人利益的发生,保证企业在运用融资时做到“好钢用在刀刃上”,提升企业创新效率。本文由此提出研究命题1。

命题1:金融集聚对地区创新水平具有显著正效应。

金融集聚通过扩大市场需求规模与加强市场竞争来诱导技术创新。该效应的基础在于,金融集聚通过改变劳动力结构和提升消费能力,影响了市场需求。首先,集聚意味着产值比重和从业人员比重的上升。其次,金融集聚对于关联产业的从业者数量具有影响,意味着技能劳动力比重的上升。这是因为在金融深化程度较高的地区,企业拥有更多融资渠道,可以使用更多的资本进行生产,也提高了对技能劳动的需求,需要长期吸引大量技能劳动力的流入<sup>[19]</sup>。此外,高端人才对工资收入具有更高要求,进而提高了地区工资水平。值得关注的是,伴随金融深化而出现的金融业务也是刺激居民消费的重要途径。例如,消费金融通过打破居民的流动性约束,降低了消费需求对即期收入的敏感性<sup>[20]</sup>。金融从业者与技能劳动力比重的上升、工资水平的提高以及多样化金融业务的涌现,意味着该地区拥有更可观的购买能力与更加多样化的需求。对多样化产品的需求会形成多样性环境,这为不同行业的人员创造了深入交流的机会,有利于新知识和新技术的出现<sup>[21]</sup>。而在同一行业中,不断扩大的市场规模激励着企业为了获取竞争优势,致力于研发新产品以满足消费者持续增长的需求,在一定程度上刺激了技术创新。本文由此提出命题2。

命题2:金融集聚能够通过市场效应来促进地区创新水平。

金融集聚可以推动产业结构优化来促进技术创新。Pavitt<sup>[22]</sup>通过构建产业依赖模型考察技术创新的差异后发现,同一产业内的技术创新会受到该产业特定环境的影响,导致不同产业间的创新活动存在明显差异。那么,在投资需求、知识基础和创新周期不同的情景下,由不同产业部门互动而形成的产业结构也将对区域创新产生影响。产业结构差异是影响创新活动的重要因素,越是偏重于第

二产业与生产性服务业的地区,创新活动可能越活跃<sup>[23]</sup>。需要指出的是,并非所有第二产业的部门均具有创新能力,比如劳动密集型产业的创新意愿就不强,而新一代信息技术产业、新能源产业以及新材料产业等技术密集型产业才是创新的主力军。先进制造业比重的提高意味着区域产业结构的升级优化,只有以知识和技术投入为主的经济结构,才能形成稳定持续的创新能力。那么,靠什么来支撑和推进先进制造业发展与产业结构优化呢?于斌斌<sup>[24]</sup>研究发现,金融集聚对于产业结构升级具有显著的正向影响。得益于资源配置功能,集聚区的金融机构可以高效处理各类投资机会,将资金从较低生产效率的部门引导至较高生产效率的部门中去,推动新兴产业的成长与落后产业的退出。对于先进制造业的发展而言,金融部门的支持尤为重要。金融集聚可以推动诸如知识产权质押贷款、融资租赁和科技保险等金融创新工具来匹配先进制造业的需求,进而促进地区产业结构优化,提高区域创新能力<sup>[25]</sup>。本文由此提出命题3。

**命题3:** 金融集聚能够通过结构效应来促进地区创新水平。

关于金融资源供给的空间互动对区域整体创新能力影响的研究较少。根据《2018年全球创新指数报告》,中国首次闯入世界最具创新性的前20个经济体行列,在全球排名第17位。但是,在这喜人成绩的背后仍然存在不少问题,其中区域创新水平不平衡的问题便是中国创新能力进一步提升的一大阻碍。马静等<sup>[26]</sup>对中国城市发明专利申请受理量进行分析后发现,2006年排名前20位城市(基本上为省会城市与区域中心城市)的发明专利申请受理总量占286个城市受理量的82.8%,到2015年该比例有所下降,但是仍然高达73.5%,这说明创新要素与产出主要集中于少数城市,而周边城市却仅有少量的创新资源。另外,第八期“中国金融中心指数”显示,三大全国性金融中心和六大经济区域的28个区域金融中心城市的金融业增加值之和占全国金融业增加值总量的54%,商业银行资产占全国商业银行总资产的81%。金融资源的非均质分布必然会引致空间相互作用,那么这样的互动是造成少数城市拥有大量创新资源的原因吗?

金融集聚未必能够提升周边城市的创新能力,相反地,有可能产生城际抑制效应。因为劳动力蓄水池效应、中间投入品共享与知识外溢效应的存在,一旦金融资源开始聚集于特定空间,金融集聚也开启了自我强化的进程:(1)当金融机构开始大量聚集于某个空间时,具有充分异质性的金融从业者在进入集聚区后可以提高劳动力与企业成功匹配的可能性,这会吸引周边地区从业者的流入,并形成较大的劳动力市场。(2)为了共享中间投入品,降低生产成本以及获得更多的交流机会,金融机构更可能将业务布局于集聚区。一般而言,在一定时期内一个区域的金融资源总量是较为稳定的,因而,当金融资源与金融人才向单一或少数城市聚集时,其他城市的金融资源必定会减少,并呈现出分散的分布格局。

由于高风险、长周期特征的存在,创新活动对金融安排具有较高要求。因此,计划实施创新项目的企业在进行选址时,为了缓解创新信贷约束与分散研发风险,会倾向于选择金融机构更多、金融市场更为完善的城市<sup>[27]</sup>。也就是说,金融集聚产生了对资金流这一重要创新投入要素的引力作用,即存在“虹吸效应”。同时,随着创新项目受金融资源吸引而不断从周边地区向本地聚集,对研发人员等高端人才的需求随即产生,进一步推动周边地区的高端技能劳动者流入本地。大量知识密集型企业在地理上的邻近,有利于研发人员间进行近距离、低成本的合作,促进新知识和新技术产生。换言之,人才流与信息流这两大创新投入要素强化了对周边地区的“虹吸效应”<sup>[28]</sup>。另外,在晋升锦标赛下,地方主政官员有足够激励利用资源来推动本地经济增长,使自己在政绩评估中处于有利位置<sup>[29]</sup>,这会导致地方政府直接或间接地干预金融资源<sup>[30]</sup>。那么,当区域内的中心城市聚集了大部分金融资源时,其他城市会加大对剩余金融资源的争夺,进一步导致了城际创新能力的失衡,拉大了创新能力的差距。基于此,本文提出命题4。

**命题4:** 现阶段,中国存在城际创新抑制效应,金融资源分布非均质所引致的金融集聚是这种负向溢出效应的重要推力。

### 三、研究设计

#### (一) 计量模型设定

本文主要着眼于检验金融地理是否会对创新能力产生差异性影响,模型设定如下:

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 Fin_{it} + \eta Z + v_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $Innovation_{it}$  是城市  $i$  在第  $t$  年的创新水平,  $Fin_{it}$  表示金融集聚度,  $Z$  是一系列控制变量,包括经济发展水平 ( $Pgdp$ )、城市规模 ( $Pop$ )、外商投资水平 ( $Fdi$ )、科技财政投入 ( $Govinno$ ) 以及固定投资 ( $Invest$ )。进一步地,我们将借助中介效应模型来验证命题 2 与命题 3,具体过程为:

$$Mediator_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{it} + \theta Z + v_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Innovation_{it} = \delta_0 + \delta_1 Fin_{it} + \delta_2 Mediator_{it} + \omega Z + v_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

第一步是对式 (1) 进行回归,检验金融集聚系数是否显著,如果显著,则进行下一步。第二步是对式 (2) 进行回归,检验金融集聚是否会对两个中介变量产生显著影响,如果  $\alpha_1$  显著,则进行下一步。第三步是将金融集聚与中介变量一同放入式 (3) 中。在  $\delta_0$  和  $\delta_1$  两个系数均显著的情况下,当  $\delta_1$  的数值和显著性大小与式 (1) 中的  $\beta_1$  相比有所下降时,则表明存在部分中介效应;当  $\delta_1$  不显著而  $\delta_2$  显著时,则说明市场效应 ( $Mp$ ) 或者结构效应 ( $Upg$ ) 是具有完全性质的中介效应。

#### (二) 变量设定

关于被解释变量的设定。囿于数据的可得性,以往使用城市创新数据的研究十分有限,幸运的是,《中国城市和产业创新力报告 2017》提供了相关数据<sup>[31]</sup>。该报告提供的创新能力指数有以下特点:第一,与 R&D 支出、研发人员数量等创新投入端的指标不同,该报告使用了基于国家知识产权局和原国家工商总局微观大数据计算而成的专利产出衡量城市创新能力。第二,当不同专利价值间存在较大差异时,使用专利价值指标能够减少误差,凸显创新成果,而该报告正是使用 Schankerman and Pakes<sup>[32]</sup> 的专利更新模型估计了每类专利的平均价值,并在此基础上计算创新能力指数。

关于解释变量的设定。现有文献一般采用地理密度、区位商或 E-G 指数来衡量金融集聚。使用金融地理密度能够兼顾金融资源供给与地理因素,较为清晰地刻画出金融资源的空间分布状态,具有很强的直观性。因此,本文参考陶锋等<sup>[13]</sup>的做法,使用地理密度来衡量金融集聚,设定如下:

$$Fin_{it} = Loan_{it}/Area_{it} \quad (4)$$

其中  $Fin_{it}$  表示金融集聚程度;  $Loan_{it}$  表示金融活动水平,本文使用年末金融机构各项贷款余额来衡量;  $Area_{it}$  表示城市建成区面积。

关于控制变量的设定。本文还控制了其他影响城市创新能力的因素,具体包括: (1) 经济发展水平,用实际人均 GDP 来表示; (2) 城市规模,用年末人口数来衡量; (3) 外商投资水平,用实际利用外资占 GDP 比重表示; (4) 科技财政投入,用科技财政支出占 GDP 比重来衡量; (5) 固定投资,用固定投资占 GDP 比重来表示。

为了检验命题 2,必须找到体现市场需求规模的指标。新经济地理学派在研究工资影响因素时,常常使用到市场潜能这一变量。Harris<sup>[33]</sup> 认为市场潜能是一个地区生产产品和服务的潜在需求规模。当考察目标是城市时,市场潜能反映了城市可获得的整体市场规模<sup>[34]</sup>。市场潜能高的地区拥有更可观的购买能力与更加多样化的需求。因此,本文参考杨仁发<sup>[34]</sup>的做法,使用 Harris 函数对市场潜能进行衡量,具体如下:

$$Mp_i = \sum_{i \neq j} Y_j/d_{ij} + Y_i/d_{ii} \quad (5)$$

其中,  $Y$  为城市 GDP;  $d_{ij}$  为两个城市间的距离,使用  $i$  驻地至  $j$  驻地的欧式直线距离来衡量;  $d_{ii}$  为城市  $i$  的内部距离,设定  $d_{ii} = (2/3) (area_i/\pi)^{1/2}$ ,  $area_i$  为城市  $i$  的区域面积。

为了验证命题 3,需要找到刻画产业结构的指标。现有评价产业结构的指标包括第二产业增加

值与 GDP 之比、第三产业增加值与第二产业增加值之比等,但是上述指标的一个共同局限在于忽略了第一产业的作用。整体而言,中国二、三产业比重越来越大,且服务化步伐也在不断加快,然而在中西部地区,部分城市的第一产业比重仍然处于 30% 与 40% 之间。因此,为了充分考察三次产业在结构调整过程中的作用,本文参考徐敏和姜勇<sup>[35]</sup>的做法,设定产业结构指数如下:

$$Upg = \sum_{i=1} q_i \times i \quad (6)$$

其中  $i$  表示产业,  $q_i$  表示  $i$  产业增加值占 GDP 比重。

### (三) 数据说明

在数据可获得的前提下,除去数据缺失严重的城市样本后,本文选取了 2003—2016 年中国 277 个地级及以上城市的数据进行实证分析。创新数据来源于《中国城市和产业创新力报告 2017》;金融集聚、控制变量以及中介变量的数据均来源于《中国城市统计年鉴》的市辖区层面;汇率均价数据来源于《中国统计年鉴》;将名义变量调整为实际变量时需要使用省级价格指数,该指数从《中国统计年鉴》中获取;用于计算城市距离的驻地经纬度则来源于国家基础地理信息系统数据库。

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归结果

本文在双向固定效应模型中依次加入控制变量来观察金融集聚系数的变化。由表 1 可以看出,金融集聚系数至少在 5% 的水平下显著为正,这说明金融集聚对于城市创新的提升效应是显著的,初步验证了命题 1。由模型(6)的结果可得,经济发展水平与城市规模对创新能力具有正向促进效应。经济发展水平较高意味着要素市场较为完整,市场竞争机制也较为完善,能够为创新活动提供高级化的生产要素与健全的市场机制;城市规模较大意味着劳动力具有充分的异质性,能够满足多样化与专业化生产的需求,从而激励企业对新产品的研发,提升创新水平。利用外资水平系数虽然为正,但是无法通过显著性检验。可能的原因在于,虽然 FDI 具有“技术溢出效应”,但是当东道国人力资本水平不足时,其会无法有效吸收先进技术<sup>[36]</sup>。科技财政投入对创新能力产生了显著的正向作用,这表明加大对科技创新的财政支出是提升创新水平的有效途径。固定投资系数显著为负,原因在于虽然固定投资是拉动经济增长的有效手段,但是投资活动的过度开展直接加重了企业的费用负担,对企业实现利润的能力产生了负面效应,从而挤压了企业进行研发活动的资金空间。

表 1 基本的回归结果

|                 | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                    |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| <i>Fin</i>      | 0.532 8***<br>(2.62)  | 0.511 1**<br>(2.58)   | 0.457 4**<br>(2.54)   | 0.456 5**<br>(2.52)   | 0.432 5**<br>(2.54)   | 0.423 5**<br>(2.55)    |
| <i>Pgdp</i>     |                       | 0.303 9**<br>(1.97)   | 0.320 2**<br>(2.09)   | 0.318 5**<br>(2.08)   | 0.272 8**<br>(2.00)   | 0.239 1*<br>(1.87)     |
| <i>Pop</i>      |                       |                       | 0.017 9*<br>(1.90)    | 0.017 8*<br>(1.91)    | 0.017 6*<br>(1.95)    | 0.017 1*<br>(1.94)     |
| <i>Fdi</i>      |                       |                       |                       | -0.810 7<br>(-0.50)   | -0.732 2<br>(-0.45)   | 1.311 0<br>(0.68)      |
| <i>Govinno</i>  |                       |                       |                       |                       | 2.194 6*<br>(1.94)    | 2.302 2**<br>(2.01)    |
| <i>Invest</i>   |                       |                       |                       |                       |                       | -1.336 3***<br>(-2.76) |
| <i>Constant</i> | -1.683 5**<br>(-2.11) | -2.129 1**<br>(-2.41) | -4.166 9**<br>(-2.42) | -4.128 1**<br>(-2.35) | -4.047 5**<br>(-2.39) | -3.350 8**<br>(-2.18)  |
| 城市效应            | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                    |
| 年份效应            | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                    |
| 样本量             | 3 878                 | 3 878                 | 3 878                 | 3 878                 | 3 878                 | 3 878                  |
| R <sup>2</sup>  | 0.195 0               | 0.201 5               | 0.247 1               | 0.247 2               | 0.261 3               | 0.268 5                |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下显著;括号内为在城市层面的聚类稳健标准的  $t$  统计量。

(二) 稳健性检验

首先,对金融地理密度进行重新度量。《中国城市统计年鉴》中提供了年末机构各项贷款余额与各项存款余额两类金融活动指标。本文把贷款余额替换为存款余额,计算出新的金融地理密度指数,具体结果见表2中模型(1)。结果显示,金融集聚仍然对城市创新能力具有显著的提升效应,与使用贷款余额的结果相比,该回归系数的大小和显著性有所变化,但是并不影响结论。

其次,对可能存在的内生性进行处理。尽管本文为缓解遗漏变量带来的估计偏误,加入了一系列控制变量,并且控制了城市效应与时间效应,但是当金融机构为了寻求高效益的投资项目而向创新能力较强的城市集聚时,城市创新就会对金融集聚产生反向影响,此时内生性就无法排除。对此,本文考虑以下三种工具变量:(1)滞后一期的金融从业者地理密度,从业人员与贷款业务高度相关,而当期创新水平并不会对滞后一期的金融从业者地理密度产生影响。(2)滞后一期的居民储蓄地理密度,居民的储蓄行为在很大程度上受到其消费—储蓄偏好的影响<sup>[13]</sup>,因而滞后一期的储蓄行为并不会与当期创新活动直接关联。(3)运用历史数据来构造工具变量是较为常见的方法。一方面,我们参考吴晓怡和邵军<sup>[37]</sup>的做法,使用1984年的人口密度作为工具变量。人口密度是集聚经济的重要表征,历史上的人口集聚可以形成金融需求,并为当时的金融体系输送金融人才,由此构成后来集聚的基础。另一方面,结合研究需要,本文还引入了1984年的建成区面积作为另一个工具变量。主要原因在于,金融集聚属于经济密度范畴,而金融活动大多处于市区,城市建成区面积直接决定了金融集聚程度的大小,同时,城市的扩张是在原有建成区的基础上延伸形成的,历史上的城市面积对当期城市面积与金融密度具有一定影响。需要强调的是,本文样本期为2003—2016年,相对于1984年而言已经滞后20年以上,较长的时间保证了1984年的人口密度和建成区面积不会与模型残差项相关。在具体操作上,本文将两个历史特征变量一起纳入工具变量回归当中<sup>①</sup>。表2中模型(2)至模型(4)是依次使用上述工具变量的结果,金融集聚系数仍然为正,且均在1%的水平下显著,表明结论具有较强的稳健性。表3报告了第一阶段估计与工具变量识别的结果。在第一阶段回归中,工具变量均在1%的水平下

表2 稳健性检验

|                 | 更换变量                   |                        | 工具变量回归                 |                        | 剔除离群值                  |
|-----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                 | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    |                        |
| <i>Fin</i>      | 0.443 9**<br>(2.11)    | 1.219 9***<br>(3.66)   | 0.482 9***<br>(3.00)   | 0.243 1***<br>(3.12)   | 0.151 7***<br>(3.19)   |
| <i>Pgdp</i>     | 0.253 6*<br>(1.92)     | -0.037 5<br>(-0.29)    | 0.224 2**<br>(2.57)    | -0.019 4<br>(-0.31)    | 0.144 8***<br>(3.06)   |
| <i>Pop</i>      | 0.013 4**<br>(2.20)    | 0.011 7**<br>(2.36)    | 0.017 8***<br>(3.48)   | 0.006 1***<br>(6.70)   | 0.008 1***<br>(3.68)   |
| <i>Fdi</i>      | 2.035 4<br>(0.95)      | 6.410 5**<br>(1.98)    | 1.536 8<br>(0.84)      | -7.274 0***<br>(-3.67) | -0.810 6<br>(-0.72)    |
| <i>Govinno</i>  | 1.979 9**<br>(2.11)    | 0.888 1<br>(1.03)      | 1.991 8**<br>(2.22)    | 5.736 1***<br>(13.75)  | 0.926 4**<br>(2.55)    |
| <i>Invest</i>   | -1.085 4***<br>(-2.78) | -0.862 0***<br>(-3.23) | -1.308 2***<br>(-6.06) | -2.117 6***<br>(-7.39) | -0.580 5***<br>(-3.98) |
| <i>Constant</i> | -3.544 6**<br>(-2.42)  | —                      | —                      | -0.535 2*<br>(-1.93)   | -1.412 2***<br>(-3.91) |
| 城市效应            | YES                    | YES                    | YES                    | NO                     | YES                    |
| 年份效应            | YES                    | YES                    | YES                    | YES                    | YES                    |
| 样本量             | 3 878                  | 3 601                  | 3 601                  | 3 136                  | 3 878                  |
| R <sup>2</sup>  | 0.370 2                | 0.014 1                | 0.264 9                | 0.411 1                | 0.416 9                |

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%显著性水平下显著;括号内为在城市层面的聚类稳健标准误的t值。

表3 2SLS第一阶段回归与工具变量识别检验结果

| 工具变量                            | (1)                  | (2)                  | (3)                   |
|---------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| <i>L. labor</i><br>(金融从业者密度)    | 1.403 4***<br>(6.03) |                      |                       |
| <i>L. chuxu</i><br>(储蓄密度)       |                      | 0.424 6***<br>(4.78) |                       |
| <i>Area1984</i><br>(1984年建成区面积) |                      |                      | 0.011 3***<br>(5.79)  |
| <i>Pop1984</i><br>(1984年人口密度)   |                      |                      | 0.000 5***<br>(11.49) |
| 控制变量                            | YES                  | YES                  | YES                   |
| 城市效应                            | YES                  | YES                  | NO                    |
| 年份效应                            | YES                  | YES                  | YES                   |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量       | 34.04***             | 25.07***             | 150.348***            |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量   | 36.33<br>[16.38]     | 22.86<br>[16.38]     | 78.43<br>[16.38]      |

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%显著性水平下显著;圆括号内为在城市层面的聚类稳健标准误的t值;Kleibergen-Paap统计量中方括号内的数值为Stock-Yogo检验10%水平上的临界值。

显著为正,同时,工具变量均通过了不可识别检验与弱工具变量检验,这说明工具变量的选择是合理的。

最后,考虑存在离群值影响估计结果的可能性。中国经济发展尚不平衡,不同城市在各项发展能力上的差距较大,这也体现在创新要素积累与金融资源供给的差异上。鉴于此,为了消除离群值对估计结果准确性的影响,本文对创新能力与金融集聚两个关键变量进行上下1%的缩尾处理。表2中模型(5)的回归结果表明,上文的结论并未发生实质性变化。

### (三) 异质性检验

前文的分析表明,金融集聚对城市创新能力具有显著的正向影响。那么对于不同的城市而言,这种提升效应是否存在呢?如果存在,金融集聚对创新能力的提升效应是否存在差异呢?因此,本节将从地区、城市规模以及资源禀赋这三个角度出发,考察城市异质性带来的影响。

首先,考察地区异质性的影响效应。从区位来看,东部地区河道密布,港口众多,有利于金融机构在没有现代通讯技术的时代以低成本收集信息,这使得东部地区具备了先天优势。从人力资源来看,东部城市相较于中西部城市拥有更多的优质教育资源,能够为金融行业输送高素质人才。同时,由于东部地区的经济发展水平与工资待遇较高,大量中西部人才涌入东部城市,为其提供了丰富的劳动力资源。从资金因素来看,东部地区处于对外开放的前沿,大量金融资源向其倾斜,使得东部地区在金融资源上具有很大优势。基于此,我们将样本划分为东部城市和中西部城市,以中西部城市为基准,在式(1)的基础上引入金融集聚与东部城市虚拟变量(*east*)的交互项。表4中模型(1)的结果显示,金融集聚系数为0.1394,且通过了10%的显著性水平检验,交互项系数为0.3928,且通过了5%的显著性水平检验,说明金融集聚对东部城市创新的推动作用更大,这可能得益于东部地区在区位、人力资源与金融资源积累上的优势。

其次,考察城市规模造成的异质性影响。对于规模较大的城市而言,金融机构可以通过充分利用市场的广度与深度搭建起金融网络,进而提高资源配置能力,扩大资金供给规模,发挥大城市的经济集聚效应,最终提升城市创新能力。同时,大城市先进的通讯设施能够提高信息获取的便捷性,快捷的交通设施还能节约“面对面”交流所需的成本。此外,大城市在区域内具有重要地位,这使得金融机构在进行选址时常会将行政区域作为重要因素考虑在内,以便获得行政支持。根据2014年出台的《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》,城市规模可划分为五类,其中,人口小于100万的城市属于小城市或中等城市,人口大于100万的城市属于大城市、特大城市或超大城市。根据这一标准,本文将2014年的城市数据划分为中小城市组、大型及以上城市组,并将该分组结果推广至整个观测期,最终大型及以上城市组包含140个城市,中小城市组包含137个城市。在实证策略上,我们以中小城市为基准,在式(1)的基础上引入金融集聚

表4 异质性检验结果

|                         | 地区<br>(1)             | 城市规模<br>(2)           | 资源禀赋<br>(3)           |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>Fin</i>              | 0.1394*<br>(1.76)     | 0.0372<br>(0.43)      | 0.0755<br>(0.75)      |
| <i>Fin × east</i>       | 0.3928**<br>(1.99)    |                       |                       |
| <i>Fin × large_city</i> |                       | 0.4633***<br>(3.84)   |                       |
| <i>Fin × Non_Res</i>    |                       |                       | 0.3750***<br>(3.69)   |
| <i>Pgdp</i>             | 0.2681**<br>(1.99)    | 0.2628**<br>(2.02)    | 0.2378*<br>(1.89)     |
| <i>Pop</i>              | 0.0166**<br>(2.06)    | 0.0142*<br>(1.83)     | 0.0160*<br>(1.89)     |
| <i>Fdi</i>              | 3.7093<br>(1.37)      | 1.2941<br>(0.74)      | 2.1160<br>(1.05)      |
| <i>Govinno</i>          | 2.0465**<br>(2.08)    | 1.8874*<br>(1.79)     | 2.1890**<br>(2.04)    |
| <i>Invest</i>           | -1.1128***<br>(-2.70) | -1.1480***<br>(-2.64) | -1.2100***<br>(-2.67) |
| <i>Constant</i>         | -3.2410**<br>(-2.28)  | -2.8230**<br>(-2.06)  | -3.0643**<br>(-2.10)  |
| 城市效应                    | YES                   | YES                   | YES                   |
| 年份效应                    | YES                   | YES                   | YES                   |
| 样本量                     | 3878                  | 3878                  | 3878                  |
| R <sup>2</sup>          | 0.2935                | 0.2951                | 0.2810                |

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%显著性水平下显著;括号内为在城市层面的聚类稳健标准误的*t*统计量。

与大型及以上城市虚拟变量(*large\_city*)的交互项。表4中模型(2)的结果显示,金融集聚系数虽然为正,但是并不显著,而交互项系数则在1%的水平上显著为正,这表明相对于中小城市而言,金融集聚对大型及以上城市创新的提升作用更大。可能的原因在于,中小城市金融发展较为滞后,加之经济发展方式仍较为粗放,缺乏创新的信息技术基础,金融支持创新这一路径无法实现。

最后,分析资源禀赋带来的异质性影响。中国有相当数量的以自然资源开采和加工为主导产业的城市,这类资源型城市的数量占全国城市总数的大约40%。在国家创新驱动战略实施与大批资源型城市进入成熟期或衰退期的双重背景下,如何由过去高污染、高耗能的发展模式向经济与环境协调发展转变是资源型城市面临的严峻问题。毫无疑问,对于资源消耗与污染排放所引致的生产成本,我们可以通过技术创新来将其消化。当内源性融资无法满足研发活动时,金融市场缓解创新信贷约束的作用就显得十分重要。鉴于此,根据国务院出台的《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,本文将样本划分为110个资源型城市与167个非资源型城市。以资源型城市为基准,在式(1)中引入金融集聚与非资源型城市虚拟变量(*Non\_Res*)的交互项。表4中模型(3)的结果显示,金融集聚系数虽然为正,但并不显著,交互项系数在1%的水平上显著为正,这说明相对于资源型城市而言,金融集聚对非资源型城市创新的促进效应更为显著。可能的原因在于,资源型城市普遍存在“荷兰病”、初级产品贸易条件恶化以及挤出效应等“资源诅咒”现象,长期过度依赖自然资源反而使得金融体系无法对城市创新能力提升产生实质性的作用。

#### (四) 机制检验

本部分主要是采用中介效应模型来验证是否存在市场效应与结构效应,具体结果见表5。表5中模型(1)表明,金融地理密度上升可以推动城市创新。模型(2)中金融集聚系数在5%的水平下显著为正,表明金融集聚与市场潜能具有稳定的正相关关系。模型(3)中市场潜能系数为1.3319,且通过了1%的显著性水平检验,表明市场潜能对城市创新具有显著正效应。同时,金融集聚系数虽在5%的水平下显著为正,但是其系数要小于模型(1),说明市场潜能起到了部分中介效应的作用。

表5 机制检验结果

|                 | (1)<br><i>Innovation</i> | (2)<br><i>Mp</i>      | (3)<br><i>Innovation</i> | (4)<br><i>Upg</i>      | (5)<br><i>Innovation</i> | (6)<br><i>Innovation</i> |
|-----------------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>Fin</i>      | 0.423 5**<br>(2.55)      | 0.065 4**<br>(2.55)   | 0.336 4**<br>(2.36)      | 0.003 9***<br>(3.78)   | 0.414 6**<br>(2.53)      | 0.328 9**<br>(2.34)      |
| <i>Pgdp</i>     | 0.239 1*<br>(1.87)       | 0.116 4***<br>(4.00)  | 0.084 1<br>(0.83)        | -0.005 4**<br>(-1.97)  | 0.251 4*<br>(1.90)       | 0.095 5<br>(0.91)        |
| <i>Pop</i>      | 0.017 1*<br>(1.94)       | 0.001 6<br>(1.40)     | 0.015 0*<br>(1.96)       | -0.000 2*<br>(-1.94)   | 0.017 7*<br>(1.91)       | 0.015 5*<br>(1.93)       |
| <i>Fdi</i>      | 1.311 0<br>(0.68)        | -2.764 6**<br>(-2.15) | 4.993 1*<br>(1.95)       | -0.258 3*<br>(-1.79)   | 1.899 5<br>(0.88)        | 5.498 8**<br>(2.00)      |
| <i>Govinno</i>  | 2.302 2**<br>(2.01)      | 0.845 6***<br>(2.88)  | 1.176 0<br>(1.54)        | -0.002 0<br>(-0.17)    | 2.306 8**<br>(2.02)      | 1.184 3<br>(1.56)        |
| <i>Invest</i>   | -1.336 3***<br>(-2.76)   | -0.201 2*<br>(-1.88)  | -1.068 4**<br>(-2.57)    | -0.011 5<br>(-0.84)    | -1.310 1***<br>(-2.75)   | -1.046 2**<br>(-2.57)    |
| <i>Mp</i>       |                          |                       | 1.331 9***<br>(3.09)     |                        |                          | 1.326 8***<br>(3.10)     |
| <i>Upg</i>      |                          |                       |                          |                        | 2.278 6*<br>(1.80)       | 2.012 3*<br>(1.74)       |
| <i>Constant</i> | -3.350 8**<br>(2.18)     | 0.812 2***<br>(3.89)  | -4.432 6***<br>(-2.86)   | 2.359 1***<br>(120.84) | -8.726 4**<br>(-2.05)    | -9.175 9**<br>(-2.33)    |
| 城市效应            | YES                      | YES                   | YES                      | YES                    | YES                      | YES                      |
| 年份效应            | YES                      | YES                   | YES                      | YES                    | YES                      | YES                      |
| 样本量             | 3 878                    | 3 878                 | 3 878                    | 3 878                  | 3 878                    | 3 878                    |
| R <sup>2</sup>  | 0.268 5                  | 0.890 4               | 0.319 6                  | 0.284 2                | 0.270 3                  | 0.321 1                  |

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%显著性水平下显著;括号内为在城市层面的聚类稳健标准误的*t*统计量。

我们再考察结构效应是否也存在。模型(4)中金融集聚系数在1%的水平下显著为正,表明金融集聚推动了产业结构升级。模型(5)中产业结构系数在10%的水平下显著为正,表明产业结构与城市创新具有显著的正相关关系,同时,金融集聚系数为0.4146,要小于模型(1)中的0.4235,这恰恰验证了命题3。模型(6)是将市场潜能与产业结构同时纳入模型(5)的结果,可以发现,市场潜能与产业结构的估计系数均显著为正,金融集聚系数仍小于模型(1),这说明市场效应与结构效应是同时存在的。

### 五、进一步讨论:空间互动的视角

前文实证检验了金融集聚对中国城市创新能力的影响,然而却忽略了空间因素的作用。已有文献曾考察金融地理结构对企业生产率的影响,并分析了金融的空间溢出效应,但也仅仅考虑了区域金融中心对该区域内城市的溢出,并没有将非金融中心城市之间的互动效应考虑在内。事实上,在区域内金融资源此消彼长的情形下,金融资源在地理上的不均匀分布所引致的空间互动有可能对城市创新能力产生重要影响,例如诱发城际竞争可能会加剧创新能力的失衡。鉴于此,本文将使用空间计量模型对上文的命题4进行验证。空间滞后模型(SLM)与空间误差模型(SEM)是较为常用的空间计量模型。空间滞后模型(SLM)设定如下:

$$Innovation_{it} = \rho \sum_{j=1} W_{ij} \times Innovation_{jt} + \beta_1 Fin_{it} + \eta Z + v_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中 $\rho$ 为空间滞后系数, $W_{ij}$ 为空间权重矩阵元素,表示城市*i*到城市*j*距离的倒数。控制变量与上文所设定的相一致,同时将市场潜能与产业结构也纳入模型中。空间误差模型(SEM)设定如下:

$$Innovation_{it} = \beta_1 Fin_{it} + \eta Z + v_i + \mu_i + \varphi_{it}$$

$$\varphi_{it} = \lambda \sum_{j=1} W_{ij} \times \varphi_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中 $\varphi_{it}$ 为空间自相关的误差项,其取决于空间关联单元 $\varphi_{it}$ , $\lambda$ 为空间自相关系数,说明自相关性存在于误差项中。但是,当区域内城市的创新能力之间存在因果关系且受到共同随机冲击的影响时,单独使用SLM或者SEM可能会导致估计偏误。广义空间自回归模型(SAC)同时考虑了空间滞后相关与空间误差相关,所以具有更强的解释力,模型设定如下:

$$Innovation_{it} = \rho \sum_{j=1} W_{ij} \times Innovation_{jt} + \beta_1 Fin_{it} + \eta Z + v_i + \mu_i + \varphi_{it}$$

$$\varphi_{it} = \lambda \sum_{j=1} W_{ij} \times \varphi_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

表6分别报告了SLM、SEM和SAC的估计结果,可以看出,在模型(1)至模型(3)中,金融集聚系数均在5%的水平下显著为正,这说明金融集聚可以提升本地区的创新能力。模型(1)与模型(3)均提供

表6 空间计量回归结果

|                | SLM<br>(1)            | SEM<br>(2)           | SAC<br>(3)            |
|----------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| <i>Fin</i>     | 0.3170**<br>(2.28)    | 0.3298**<br>(2.34)   | 0.2962**<br>(2.18)    |
| <i>Mp</i>      | 1.7261***<br>(3.32)   | 1.2991**<br>(2.57)   | 2.2258***<br>(3.29)   |
| <i>Upg</i>     | 1.9579*<br>(1.73)     | 1.9944*<br>(1.74)    | 2.0495*<br>(1.85)     |
| <i>Pgdp</i>    | 0.0754<br>(0.77)      | 0.0953<br>(0.92)     | 0.0605<br>(0.62)      |
| <i>Pop</i>     | 0.0149*<br>(1.92)     | 0.0154*<br>(1.94)    | 0.0146*<br>(1.93)     |
| <i>Fdi</i>     | 4.6967*<br>(1.83)     | 5.5650**<br>(2.01)   | 3.6436<br>(1.55)      |
| <i>Govinno</i> | 1.1952*<br>(1.65)     | 1.1539<br>(1.57)     | 1.4089*<br>(1.74)     |
| <i>Invest</i>  | -1.1910***<br>(-2.81) | -1.0636**<br>(-2.51) | -1.0321**<br>(-2.50)  |
| 城市效应           | YES                   | YES                  | YES                   |
| 年份效应           | YES                   | YES                  | YES                   |
| $\rho$         | -1.3841**<br>(-2.49)  | -1.0041<br>(-0.21)   | -2.2692***<br>(-6.53) |
| Log-likelihood | -8641.8288            | -8684.1434           | -8612.0538            |
| 样本量            | 3878                  | 3878                 | 3878                  |
| R <sup>2</sup> | 0.3677                | 0.3420               | 0.3744                |

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%显著性水平下显著;括号内为在城市层面的聚类稳健标准误的*t*统计量。

了空间滞后系数  $\rho$  的估计值  $\rho$  值分别为  $-1.3841$  与  $-2.2692$ , 且至少通过了 5% 的显著性水平检验, 这验证了城际创新抑制效应的存在。为了进一步探究城际创新抑制效应是如何形成的, 本文对广义空间自回归模型 (SAC) 即模型 (3) 进行效应分解, 分别得到直接效应、间接效应 (溢出效应) 与总效应, 具体结果如表 7 所示。

表 7 中模型 (1) 报告的是 SAC 直接效应的结果, 各变量系数的大小与显著性和基准回归结果相比并没有产生实质性改变。模型 (2) 报告的是 SAC 溢出效应的结果, 这是本文重点关注的内容, 其中金融集聚溢出系数为  $-0.2142$ , 且通过了 5% 的显著性水平检验, 说明本地金融地理密度的提高会对周边城市的创新能力产生负向影响。可能的原因在于, 随着金融产业在本地的集聚, 集聚经济性使得资金流、人才流与信息流汇集于此, 通过虹吸效应引致周边城市的创新要素大量流入本地, 在提升了本地创新能力的同时抑制了周边城市的创新水平。至此, 命题 4 得到了验证。进一步分析模型 (2) 中的其他变量, 可见市场潜能的系数在 1% 的水平下显著为负, 这说明本地市场需求规模越大, 越能够吸引周边创新要素流入。产业结构的系数显著为负, 说明本地与周边地区不同的产业结构是导致创新能力差异的重要因素。城市规模的系数显著为负, 说明创新要素更倾向于流向人口规模更大的地区, 这是因为大城市能为创新活动提供高端人才与较大的市场需求规模。科技财政投入的系数为负, 且通过了 10% 的显著性水平检验, 这可能是由于科技财政支出比重的上升发射了地方政府鼓励创新活动的信号, 即地方政府会借助税收、补贴、投资项目审批和市场准入限制等政策向知识密集型企业倾斜, 进而形成虹吸效应吸引周边地区更多创新要素的流入, 在一定程度上产生了城际创新抑制效应。

## 六、主要结论与政策建议

在推进创新驱动发展战略与深化供给侧改革的大背景下, 本文基于中国金融资源分布非均质、不连续的特征事实, 深入分析了金融集聚及其空间互动对城市创新能力的影响, 并使用 2003—2016 年中国 277 个地级及以上城市的统计数据进行了实证检验。本文的发现主要有: 第一, 从全国层面的回归结果来看, 金融集聚与城市创新能力具有稳定的正相关关系。进一步从城市异质性角度出发, 发现该正向作用会受到所处地区、城市规模和资源禀赋的约束。具体来说, 东部城市和中西部城市的金融集聚均与创新水平呈显著正相关关系, 且东部城市的作用更大; 对于城市规模而言, 大型及以上城市的金融集聚具有创新提升效应, 而中小城市并不显著; 对于资源禀赋来说, 非资源型城市的金融集聚对创新产生了显著正效应, 而资源型城市并不显著。第二, 机制检验结果表明, 金融集聚通过扩大市场需求规模与优化产业结构, 进而提升城市创新能力。第三, 为了考察城市创新之间的互动作用以及金融集聚对城市创新的空间溢出效应, 使用广义空间自回归模型 (SAC) 进行估计, 并对其效应进行分解后发现, 中国城市之间存在明显的创新抑制效应, 而金融集聚是该城际创新抑制效应的重要推力之一。

表 7 SAC 模型效应分解结果

|                | 直接效应<br>(1)          | 溢出效应<br>(2)           | 总效应<br>(3)           |
|----------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| <i>Fin</i>     | 0.3100**<br>(2.15)   | -0.2142**<br>(-2.05)  | 0.0957**<br>(2.00)   |
| <i>Mp</i>      | 2.2768***<br>(3.27)  | -1.5990***<br>(-2.65) | 0.6778***<br>(5.12)  |
| <i>Upg</i>     | 2.2199**<br>(2.02)   | -1.5444*<br>(-1.89)   | 0.6755**<br>(2.02)   |
| <i>Pgdp</i>    | 0.0643<br>(0.62)     | -0.0459<br>(-0.63)    | 0.0184<br>(0.56)     |
| <i>Pop</i>     | 0.0157**<br>(1.97)   | -0.0109*<br>(-1.85)   | 0.0048*<br>(1.93)    |
| <i>Fdi</i>     | 3.9386<br>(1.61)     | -2.7245<br>(-1.55)    | 1.2140<br>(1.55)     |
| <i>Govinno</i> | 1.4875*<br>(1.69)    | -1.0462*<br>(-1.70)   | 0.4413*<br>(1.76)    |
| <i>Invest</i>  | -1.0996**<br>(-2.57) | 0.7564**<br>(2.40)    | -0.3432**<br>(-2.31) |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下显著; 括号内为在城市层面的聚类稳健标准误的  $t$  统计量。

以上经验结论为实施和推进创新驱动发展战略,提供了具有重要参考价值的政策建议:(1)城市创新能力的提升离不开金融体系的支持,扩大金融资源供给是实现创新驱动增长模式的重要途径。对此,要放松对金融市场准入的限制,支持并鼓励中小型金融机构发展,在扩大资金供给规模的同时,加强以国有银行为主体的金融市场的竞争性,充分发挥金融市场对区域创新活动的资本配置功能、风险分散功能与网络经济效应。同时,除了完善间接融资机制外,还应加快构建多层次的资本市场,提高和强化直接融资工具的金融体系地位,为中国金融市场注入活力,进而提升金融体系服务企业创新活动的能力。(2)要根据城市特征来合理调整金融结构与金融制度安排。对于不同区位条件、城市规模或资源禀赋的城市,最优的金融制度安排也应有所不同。对于东部城市、大型及以上城市或非资源型城市而言,应优化金融资源的空间布局,建立多层次、网络化的金融服务体系,进一步发挥金融集聚对城市创新能力的提升作用。对于中西部城市、中小型城市或资源型城市而言,一方面,应推进并完善地方金融发展,减少地方性中小金融机构在市场准入、行政审批等方面的约束,同时大力发展普惠金融,盘活地方的信贷存量,降低融资成本与信息不对称;另一方面,针对技术创新能力较为薄弱的现状,应有序合理地鼓励地方企业加大创新投入,提高研发强度,打造高质量、高效率的创新项目。(3)充分发挥金融密度的市场效应与结构效应。应重视金融体系在长期优化劳动力结构、扩大市场需求规模等方面的作用,激励企业增加新产品研发活动;应发挥金融体系在不同生产效率与创新能力的产业间配置资源的能力,引导金融资源流向知识密集型新兴产业,优化产业结构,促进技术创新。(4)本文的研究结论表明,城市间存在创新抑制效应,而金融集聚是推力之一,对此要加强区域之间的交流与合作。一方面,中央政府需要从制度设计的高度推进区域一体化格局的形成;另一方面,区域内中心城市的金融网络应向周边城市延伸,盘活周边城市的金融市场,形成以点带面的空间格局,同时,要加强城市间创新活动的交流与合作,优化创新要素在区域内的配置,缩小各城市创新能力的差距。

#### 注释:

①之所以使用1984年的数据,是因为《中国城市统计年鉴》于1985年才开始出版。本文还使用了“同一省份内其他城市的平均金融集聚程度”作为工具变量,估计结果未对结论产生实质性改变,结果备索。

#### 参考文献:

- [1] ACEMOGLU D, ZILIBOTTI F. Was prometheus unbound by chance? Risk, diversification, and growth [J]. *Journal of political economy*, 1997, 105(4): 709 - 751.
- [2] 解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入 [J]. *金融研究*, 2011(5): 171 - 183.
- [3] 韩剑, 严兵. 中国企业为什么缺乏创造性破坏——基于融资约束的解释 [J]. *南开管理评论*, 2013(4): 124 - 132.
- [4] 钟腾, 汪昌云. 金融发展与企业创新产出——基于不同融资模式对比视角 [J]. *金融研究*, 2017(12): 127 - 142.
- [5] KING R G, LEVINE R. Finance and growth: schumpeter might be right [J]. *The quarterly journal of economics*, 1993, 108(3): 717 - 737.
- [6] NOURZAD F. Financial development and productive efficiency: a panel study of developed and developing countries [J]. *Journal of economics and finance*, 2002, 26(2): 138 - 148.
- [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] 姚耀军. 金融中介发展与技术进步——来自中国省级面板数据的证据 [J]. *财贸经济*, 2010(4): 26 - 31.
- [9] 刘胜, 陈秀英. 金融服务业与制造业空间协同分布驱动制造业转型升级了吗 [J]. *金融经济研究*, 2019(1): 111 - 120.

- [10]徐晓舟,阮珂. 产业结构、金融发展与省域创新绩效[J]. 科研管理 2016(4):53-60.
- [11]李政,杨思莹. 财政分权、政府创新偏好与区域创新效率[J]. 管理世界 2018(12):29-42+110+193-194.
- [12]任英华,徐玲,游万海. 金融集聚影响因素空间计量模型及其应用[J]. 数量经济技术经济研究 2010(5):104-115.
- [13]陶锋,胡军,李诗田,等. 金融地理结构如何影响企业生产率?——兼论金融供给侧结构性改革[J]. 经济研究, 2017(9):55-71.
- [14]BUERA F J, SHIN Y. Financial frictions and the persistence of history: a quantitative exploration [R]. University of California mimeographed document 2008.
- [15]LEVINE R. Financial development and economic growth: view and agenda [J]. Journal of economic literature, 1997, 35(2):688-726.
- [16]WURGLER J. Financial markets and the allocation of capital [J]. Yale school of management working papers, 1999, 58(1):187-214.
- [17]BUERA F J, KABOSKI J P, SHIN Y. Finance and development: a tale of two sectors [J]. American economic review, 2011, 101(5):1964-2002.
- [18]TADESSE S. Financial architecture and economic performance: international evidence [J]. Journal of financial intermediation 2002, 11(4):429-454.
- [19]申广军,欧阳伊玲,李力行. 技能结构的地区差异:金融发展视角[J]. 金融研究 2017(7):45-61.
- [20]王勇. 通过发展消费金融扩大居民消费需求[J]. 经济学动态 2012(8):75-78.
- [21]程开明. 城市化促进技术创新的机制及证据[J]. 科研管理 2010(2):26-34.
- [22]PAVITT K. Sectoral patterns of technical change: towards a taxonomy and a theory [J]. Research policy, 1984, 13(6):343-373.
- [23]张杰,杨连星,新夫. 房地产阻碍了中国创新么?——基于金融体系贷款期限结构的解释[J]. 管理世界 2016(5):64-80.
- [24]于斌斌. 金融集聚促进了产业结构升级吗:空间溢出的视角——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 国际金融研究 2017(2):12-23.
- [25]万道侠,胡彬. 产业集聚、金融发展与企业的“创新惰性”[J]. 产业经济研究 2018(1):28-38.
- [26]马静,邓宏兵,张红. 空间知识溢出视角下中国城市创新产出空间格局[J]. 经济地理 2018(9):96-104.
- [27]陈旭. 城市蔓延、地理集聚与城乡收入差距[J]. 产业经济研究 2019(3):40-51.
- [28]刘刚,张友泽,袁红展. 粤港澳大湾区金融集聚促进了高新技术产业发展吗?——基于空间面板杜宾模型的实证检验[J]. 南京财经大学学报 2018(6):41-52.
- [29]周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究 2004(6):33-40.
- [30]李青原,李江冰,江春,等. 金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据[J]. 经济学(季刊) 2013(2):527-548.
- [31]寇宗来,刘学悦. 中国城市和产业创新力报告 2017 [R]. 上海:复旦大学产业发展研究中心 2017.
- [32]SCHANKERMAN M, PAKES A. Estimates of the value of patent rights in European countries during the post-1950 period [J]. The economic journal, 1986, 96(384):1052-1076.
- [33]HARRIS C D. The market as a factor in the localization of industry in the United States [J]. Annals of the association of American geographers, 1954, 44(4):315-348.
- [34]杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于我国 269 个城市的实证研究[J]. 管理世界 2013(8):41-52.
- [35]徐敏,姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗? [J]. 数量经济技术经济研究 2015(3):3-21.
- [36]何兴强,欧燕,史卫,等. FDI 技术溢出与中国吸收能力门槛研究[J]. 世界经济 2014(10):52-76.
- [37]吴晓怡,邵军. 经济集聚与制造业工资不平等:基于历史工具变量的研究[J]. 世界经济 2016(4):120-144.

(责任编辑:枫 远)

## Does financial geography affect urban innovation capability?

JI Xiangyu

( Institute of Industrial Economics , Jinan University , Guangzhou 510632 , China)

**Abstract:** Under the background of the heterogeneous and discontinuous spatial distribution of financial resources in China , this paper discusses the effect of spatial agglomeration of financial resources and their spatial interaction on urban innovation capability , conducts empirical test on data using statistics from 277 prefecture-level cities and above in China from 2003 to 2016. The results show that: ( 1 ) At the national level , financial agglomeration has significantly enhanced urban innovation capacity. In the meantime , this positive effect is restricted by location , city size , and resource endowment. The financial agglomeration of eastern , central and western cities shows a significantly positive correlation with innovation level , and eastern cities play a greater role. The financial agglomerations of large and larger cities have a significantly positive impact on the innovation capacity , while the impact of small and medium-sized cities is not significant. Compared with resource-based cities , the financial agglomeration of non-resource-based cities has a more significant positive impact on the innovation capacity. ( 2 ) After mechanism inspection through the mediating effect model , the paper finds that financial agglomeration can promote the enhancement of urban innovation capacity through market effect and structural effect. ( 3 ) After testing the interaction between urban innovation and the spatial spillover effect of urban innovation by further using the generalized spatial autoregressive model ( SAC ) , this paper finds that there exists an obvious “siphon effect” between urban innovation in China and financial agglomeration is one of the important driving forces for the inhibiting effect of such inter-city innovation. The empirical conclusion provides important references for giving full play to the role of the financial system ’ s resource allocation in improving innovation performance , and specifically considering the spatial interaction of financial resource supply in formulating policies

**Key words:** financial agglomeration; innovation activity; urban heterogeneity; mediating effect; spatial interaction; siphon effect

( 上接第 70 页)

## Does labor mobility promote China ’ s industrial upgrading?

### Empirical evidence from prefecture-level cities in China

CAO Fangfang<sup>1</sup> , CHENG Jie<sup>2</sup> , WU Laping<sup>3</sup> , LI Xiande<sup>1</sup>

( 1. Institute of Agricultural Economics and Development , Chinese Academy of Agricultural Sciences , Beijing 100081 , China; 2. Institute of Population and Labor Economics , Chinese Academy of Social Sciences , Beijing 100028 , China; 3. College of Economics and Management , China Agricultural University , Beijing 100083 , China)

**Abstract:** In this paper , the national census data in 2000 and 2010 , 1% national population sample survey data in 2005 and 2015 are used to match city-level economic and social indicators so as to investigate the impact of migrating labor on industrial upgrading at the municipality and prefecture-level. The research finds that the positive impact of migration on industrial upgrading is mainly embodied in three aspects. First , migrant labor has a significant impact on the transformation of industrial structure , and the increase in the proportion of urban migrant labor can accelerate to transforming economic structure from agricultural sector to non-agricultural industries. Second , migrant labor has a positive impact on the production efficiency of the industry. The migration can significantly promote the average production efficiency of the secondary and tertiary industries , as well as the proportion of high-tech industries in the tertiary industry at the same time. The migration has a positive impact on both the upgrading of industrial structure and the quality of the industry. Third , migration can significantly improve resource allocation efficiency in non-agricultural industries. The results of the inspection mechanism show that labor mobility can accelerate urban industrial upgrading under the local market effect and human capital accumulation mechanism. Labor mobility is a process of improving the resource allocation efficiency. Cities attract population and labor inflow with a more inclusive attitude , which has far-reaching significance for urban industrial structure transformation and upgrading.

**Key words:** migration; local market effect; human capital accumulation; resource allocation efficiency; industrial structure transformation; industrial upgrading