

政府干预、金融集聚与地区技术进步

李胜旗¹, 邓细林²

(1. 首都经济贸易大学 金融学院, 北京 100070; 2. 南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘要:金融集聚是影响地区技术进步的重要因素,而中国的金融集聚在很大程度上受到来自政府力量的干预。对政府干预影响金融集聚技术进步效应的作用机制进行阐释,并运用静态和动态面板模型对提出的理论机制进行实证检验。结果表明:中国金融集聚制约了技术进步,政府干预可以促进金融集聚发挥正向作用,但促进效果随时间推移而减弱;与行政性市场进入壁垒、劳动力流动管制和金融抑制三种干预方式的积极影响不同,政府支出规模的扩大未能改善金融集聚的技术进步效应,不同渠道的政府干预手段均有滞后性;政府干预并非越多越好,其在中、东部政府干预程度较低的地区更具积极意义,不同地区应因地制宜。

关键词:政府干预;金融集聚;技术进步

文章编号:2095-5960(2016)06-0017-09; **中图分类号:**F830; **文献标识码:**A

一、引言

当前我国正处于经济发展转型期,金融体系尚不完善难以自然形成金融集聚区,面对与老牌资本主义国家的竞争及国内经济发展对金融业的需求,金融集聚的发展模式主要是供给引导型,政府干预成为主要推动力量。同时,金融集聚所具有的促进储蓄向投资转化并为企业创新提供融资渠道等功能,以及金融资源的高流动性和多变性,也要求政府对其进行适度干预与引导。然而,市场经济规律要求经济运行的主体必须是市场,虽然政府主导下的金融集聚进一步放大了金融业对GDP数字的推动作用,但其对经济持续增长的动力——技术进步的影响是否如数字增长一样可喜?政府干预对金融集聚的技术进步效应会产生怎样的影响?不同地区、不同政府干预手段的效果有何差异?

就我国现实情况而言,一方面,政府主导有利于突破既定制度和特定发展阶段的束缚,可以有效降低项目成本、提高规划落实效率,为金融集聚提供经济基础和设备保障,方便企业为创新行为寻求资金支持;另一方面,在财政分权、政治集权的管理体制下,地方官员的选拔和提升标准与经济绩效挂钩,GDP增长成为地方政府政绩考核的最重要指标之一(周黎安,2004)^[1],致使地方政府官员利用金融改革中的制度缺陷,掠夺和干预银行的信贷资金配置(Lin et al., 1998)^[2],为能够在短期内提升GDP的项目提供金融资源支持,使得金融集聚难以为企业技术创新服务,反而更加挤出了研发类企业的资金供给。因此,在政府主导金融集聚的过程中,掌握政府干预的分寸和方式至关重要,金融集聚的技术进步效应可以作为考察政府干预程度和效果的重要表现。

伴随着各地政府支持下金融集聚的迅速发展,相关研究多以Levine(1997)金融功能理论为基础^[3],探讨金融集聚在资本积累、城市发展等方面的作用。更细致的,还有学者就金融集聚对产业结构升级、工业生产效率、全要素生产率和区域经济增长差异的影响进行了讨论。然而,金融集聚在我国“政府主导”

收稿日期:2016-08-30

基金项目:国家社科基金青年项目“负面清单管理模式下服务业开放路径与政府策略选择研究”(15CJY062)。

作者简介:李胜旗(1983—),男,湖南岳阳人,首都经济贸易大学金融学院,经济学博士,研究方向为国际金融、金融风险管理、贸易与投资理论;邓细林(1984—),男,湖南衡阳人,南开大学经济学院国际经济系,经济学博士,研究方向为国际经济学。

为主的发展模式决定了,对我国金融集聚作用效果的研究有必要从其发展的主要推动力——政府干预入手,仅从其自身的融资功能和推动资本迅速积累的数字增长表象来分析是不够的。

那么,政府干预究竟是“援助之手”还是“攫取之手”,其对金融集聚技术进步效应的干预是否利大于弊?学术界对此虽然有所关注,然而结果众说纷纭,余明桂和潘红波(2010)认为金融发展提高企业竞争但是由于地区差异和渠道的不同会产生不同的效果^[4],而巴曙松等(2005)认为金融发展需要借助政府调控的力量^[5]。基于此,本文以金融集聚区建立、发展所受政府干预为切入点,运用主成分分析法合成政府干预指标,通过设定技术进步的静态和动态面板模型,实证考察了政府干预如何影响金融集聚的技术进步效应,并进一步引入偏效应及时间趋势项交互模型对其进行验证。此外,本文还对其中可能的作用渠道及政府干预在地区间作用效果的差异性进行了关注,以期为我国金融集聚区建设的政府规制提供更为具体的指导,对合理发挥政府力量、充分促进金融集聚的技术进步效应提供借鉴。本文余下部分的结构安排如下:第二部分为理论机制分析;第三部分是模型与数据说明;第四部分为实证检验结果与分析;最后是本文的结论。

二、理论机制分析

我国金融集聚的形成模式是供给引导途径,即政府在其中充当加速金融深化、推动企业发展和创新的主要建议者、决策者与立法者。金融集聚可以通过资本供给、价格机制与信息传导网络影响企业创新行为。由于企业研发需要大量持续性的资金投入,金融所具有的促进储蓄向投资转化以及提供融资渠道等功能,可以影响企业外部融资获取、改变技术创造比率,这一效果在金融集聚区各种金融机构的协同作用下会更为明显。大量金融资源集聚于低效率部门,会导致市场竞争不充分和金融市场主体结构的失衡,抑制或弱化市场主体对市场信号的反应,导致市场自身调节机制的失灵,使得金融集聚的正向作用得不到发挥,不利于地区技术进步效率提升。本文认为对企业创新“隔靴搔痒”的政府支持与“福祸相依”的金融集聚恰好可以相辅相成,政府将单方面对企业的支持用于规制金融集聚,以行政与市场手段相结合,则可以通过一个有秩序、有规划、高效集聚的金融市场,为企业提供资金、引导企业发展方向,满足企业追求利润最大化的个体目标的同时,推动企业创新实现地区经济可持续发展的长期目标。该假设留待后文的实证研究中检验。

政府对经济的干预主要有两种形式:一是政府直接控制企业(即国有企业),提供电信、能源、交通等生产或服务,主要体现在行政性市场进入壁垒上;二是政府间接经济管制,具体包括商品市场管制、劳动力市场管制和金融市场管制,其对应的代表性干预工具是财政支出、劳动力流动管制以及金融抑制政策(斯蒂格利茨,1998)^[6]。本文借鉴其思路,从财政支出、劳动力流动管制、金融抑制与行政性市场进入壁垒四个方面,具体论述政府干预如何影响金融集聚的技术进步效应,总结其作用机制。

1. 财政支出。企业在金融集聚发展初期研发投入动力不足,企业积累及流转资金需要一定的财政支持。财政补贴大于公司负债时,财政补贴和税收都能够促进公司投资,进而也有利于公司的研发投入和技术创新。而在集聚结构失衡或出现供给“瓶颈”时,政府通过提供各种形式的财政支持,在一定程度上可以缓解因价格和利益关系变动带来的矛盾,为价格改革的顺利进行与企业谋求技术进步拉动转型升级提供保障。

然而,我国政府支出在结构上以回报率高的基础设施等公共投入项目为主,用于金融监管以及教育、社会保障等公共服务项目的支出有限,因而对金融集聚的调节作用有待观察。并且,财政支持很大程度上依赖于企业的政治联系,基于政治联系的财政支持可能会加剧金融集聚自身引致的资金配给不公,进而扭曲整个社会稀缺资源的配置,降低社会的整体福利水平,更无法疏通资金进入技术研发领域。财政支出结构的偏向性以及财政支持获取上的不公导致资金配给的扭曲和不公,收益较慢的创新型企业难以获得金融资源。

2. 劳动力流动管制。随着经济和市场环境的发展,政府对劳动力流动的管制有所放松。劳动力流动,尤其是具有高技能劳动力的流入,是推进金融集聚区迅速、高水平发展以及企业创新研发和技术革新

的必备条件。地方政府为吸引所需的各类人才而出台诸多有利政策,政府及企业为高水平人才提供高额收益和补贴,可在短时间内集聚大批具有先进技术和管理经验的人才,为金融集聚区的人力资源配置、技术创新团队打造、企业生产效率提高提供保障。但针对劳动力流动的传统社会管理模式依然存在,同时针对不同户口存在就业歧视,外来劳动力尤其是低技能劳动者往往不得不面对权益和社会保护的缺失,劳动力自由竞争如果得不到充分保证,高低技能劳动力无法充分匹配,就会不利于金融集聚的良好发展,区内效率水平更会受到制约。

3. 金融抑制。金融抑制一方面表现为政府行为直接介入金融运行机制,采取改变金融价格实现既定经济目标的政策,如信贷规模控制、规定利率上限、外汇管制等各种抑制性措施;另一方面表现为政府的偏向性主导与企业融资中的歧视性待遇,如政府对金融市场主体——本国金融机构与外国金融机构、国有或政府金融机构与民间金融机构进行差异化对待。政府干预信贷资源配置,往往会加剧金融集聚在资本配置方面的不公,使得政府控制的企业融资约束较低,能够获得更多银行资金,而亟须发展资金且具有较好成长性的私营企业却往往得不到融资支持,大批企业无法获得最佳生产技术的连续投资,从而抑制了技术研发和技术进步(Kornai, 1979)^[7]。虽然金融抑制会扭曲资本要素价格,使资金分配向政府和国企倾斜,但政府和国企在发展高科技产品上相比于中小型企业具比较优势,并且低廉的要素价格也会诱导其选择技术含量较高的资本密集型技术,进而促进技术进步。

4. 行政性市场进入壁垒

国有经济在我国经济社会中占比较大,成为政府直接干预经济的有效工具。政府对国有企业的控制主要体现在行政性市场进入壁垒,即政府利用行政权力对市场主体的经营活动进行限制和干预(Park, 1998)^[8]。虽然部分企业会在提高自身经济实力和寻求行政庇护之间进行权衡和比较,选择迅速、直接且有效的方法来占据市场优势地位,使得相当一部分资源被投入到腐败和寻租中,此时行政性壁垒不仅无法调节金融集聚的资金配给功能,反而会加剧对企业研发资本的剥夺。然而,行政性壁垒门槛的主要影响对象是实力较差、效率较低的小企业,大中型企业和国有企业受到的影响较小。金融集聚区的优质资源条件和政府优惠政策能够吸引外资金融机构和跨国公司进入市场。一般来讲,以FDI为代表的外国技术引进一直是国内企业学习国外先进技术的有效渠道,而外资企业往往寻求实力较强、具有政策优势的大中型企业进行合作。行政性市场进入壁垒以牺牲部分效率较低的民营小企业的利益为代价,能够为规模较大、经济实力较强的大中型企业及国有企业提供政策支持,尤其是提供一般性企业无法轻易获得的信贷资金、政策红利等,使得这类企业更容易与外资企业合作并通过“干中学”效应获得外资技术溢出,进而改进金融集聚区的技术水平。

三、模型、指标与数据说明

(一) 模型设定

1. 面板模型

对于技术进步实证研究的众多文献都是在静态面板框架内展开的,该方法可以控制个体效应对回归结果产生的偏差影响(韦倩等, 2014)^[9]。本文旨在探究政府干预对金融集聚的技术进步效应的影响,因此设立两个对比模型,检验加入政府干预因素前后金融集聚对技术进步作用的变化。模型设定如下:

$$\ln TFP_{it} = \theta Efinance_{it} + \alpha X_{it}^n + C_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (1)$$

$$\ln TFP_{it} = \lambda Efinance_{it} + \eta Policy_{it} \times Efinance_{it} + \alpha X_{it}^n + C_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (2)$$

$$\ln TFP_{it} = \lambda Efinance_{it} + \eta Policy_{it} \times Efinance_{it} + \gamma Policy_{it} \times Efinance_{it} \times t + \alpha X_{it}^n + C_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (3)$$

其中, μ_i 表示地区, μ_t 表示时间, TFP_{it} 为以全要素生产率衡量的技术进步; $Efinance_{it}$ 是各地区金融集聚的代理指标; $Policy_{it}$ 表示政府干预。此外,这里还引入了其他控制变量 X_{it}^n , 包括增长状况的控制变量 Gdp_{it} (经济发展水平), 禀赋状况的控制变量 Res_{it} (自然资源禀赋)、 $Infra_{it}$ (交通基础设施), 以及对外经济发展状况的控制变量 $Open_{it}$ (对外开放度) 和 Fdi_{it} (外商直接投资)。 C_{it} 为常数项, μ_i 表示未观测个体效应, ξ_{it} 是随机干扰项。考虑到技术进步变量在很大程度上具有对前期偏向走势的内在继承性, 同时为防止

模型中遗漏未考虑到的其他影响因素,文章设立动态面板回归模型,在考虑技术进步的影响因素时,将其滞后一期 $\ln TFP_{i,t-1}$ 分别纳入模型,并将模型中考察的 $Policy_{it} \times Efinance_{it}$ 替换为 $(Policy \times Efinance)_{it-j,j}$ 为滞后阶数。

2. 金融集聚对技术进步的偏效应

为了计算加入政府因素后金融集聚对各地区技术进步的综合影响,在保持其他变量不变的前提下,估计模型中交叉项变量的偏效应。对模型(2)中 $Efinance_{it}$ 对 $\ln TFP_{it}$ 的偏效应进行计算:

$$\frac{\partial \ln TFP_{it}}{\partial Efinance_{it}} = \lambda + \eta Policy_{it} \quad (4)$$

其中, $Efinance_{it}$ 的作用系数是政府干预 $Policy_{it}$ 的函数,即 $\theta = \lambda + \eta Policy_{it}$,因而 η 代表了政府干预对金融集聚技术进步效应的影响系数。

(二) 变量选取和度量

1. 技术进步的度量

测定技术进步的方法较多,包括迪维西亚指数(DV)、时间趋势指数(TM)和广义技术进步指数等,李衍龙(1995)将不同方法应用于同一组数据来模拟计算技术进步^[10],显示广义技术进步指数与实际观察计算值拟合效果较好。索洛余值法计算的全要素生产率将人均产出增长扣除资本集约增长后的未被解释部分归结为技术进步的结果,称为技术进步率,把经济增长的因素分为:劳动力数量的增长、固定资本存量的增长和广义的技术进步。因此,本文借鉴 Luintel 和 Khan(2011) 等的方法^[11],选取全要素生产率来衡量技术进步,并运用索洛余值法算出。其中,Y 表示各省历年 GDP,以 1998 年为基期 CPI 指数平减处理;采用永续盘存法计算中国各地区历年资本存量 K ,即 $K_{it} = (1 - \delta)K_{it-1} + I_{it}$,以 1998 年的资本存量估计为基年,基年的资本存量为 $K_{i1998} = I_{i1998} / (g + \delta)$, g 为各地区的资本平均增长率, δ 为资本存量的折旧率,折旧率借鉴张军等(2004)的测算定为 9.6%^[12];劳动数据 L 采用各地区就业人员数来表示。

2. 政府干预的测度

本文旨在对金融集聚影响技术进步过程中政府干预行为的矛盾性作用效果进行分析。基于韩剑(2014)对政府干预的研究^[13],分别从政府干预的四个主要方面——对国有企业的直接控制以及商品市场管制、劳动力市场管制、金融市场管制测算,形成了本文寻找政府干预代理变量的四个政策工具,分别是财政支出 GS_{it} 、劳动力流动管制 LMC_{it} 、金融抑制 FS_{it} 以及行政性市场进入壁垒 $ABME_{it}$,指标选取如表 1 所示。

表 1 政府干预评价体系

指标名称			单位	指标属性	
				正指标	逆指标
财政支出 GS_{it}	政府财政支出(包括预算支出和预算外支出)/GDP	反映政府在资源配置方面的参与程度	%	√	
劳动力流动管制 LMC_{it}	住本调查小区半年以上户口在外乡镇街道人数/住本调查小区户口在本乡镇的人数	反映劳动力流动的干预管制	%		√
金融抑制 FS_{it}	四大国有商业银行信贷量/银行总信贷	反映金融体系对资源配置的扭曲程度	%	√	
行政性市场进入壁垒 $ABME_{it}$	国有及国有控股工业企业主营业务收入/规模以上工业企业主营业务收入	反映国有大中型企业所占市场份额	%	√	

3. 金融集聚的测度

金融集聚具有多重均衡和不稳定的特征,因而对其集聚水平的测度较为复杂,学界公认的测算方法多从诸多产业集聚测度方法中推演而来。结合研究目的,本文对产业集聚区位熵指数进行扩展得到金融产业集聚度,计算公式如下:

$$Efinance_{it} = (\frac{PS_{it}}{X_{it}}) / (\frac{PS}{X}) \quad (3)$$

其中, PS_{it} 、 X_{it} 代表 i 地区在时间 t 的金融业从业人数和全部就业人数, PS 、 X 代表全国金融业从业人数和全部就业人数。该比值越大, 表明相对于其他地区而言, 该地区金融行业的发展规模及其在全国金融业中的占有比例越大, 金融集聚程度越高。除了金融业从业人员数外, 金融资本数据也是反映金融业份额的重要指标, 因此, 在后文的稳健性检验中, 将 $Efinance_{it}$ 中的金融业从业人数更换为金融机构各项存贷款余额, 重新计算中国金融区位熵指数作为替代性指标。

4. 控制变量的选取和测度

本文以人均国内生产总值 Gdp_{it} 来控制各地区经济发展水平对当地技术进步的影响, 该指标使用各地区以 1998 年为基期对 CPI 平减后的国内生产总值除以当地总人口得到。资源产业依赖对地区 TFP 的发展在不同阶段具有显著且复杂的影响, 因而有必要将资源因素作为控制变量纳入。各省份自然资源丰裕度以能源产量衡量, 主要包括原煤、原油和天然气。能源产量的计算根据中国社科院的计算公式进行折算: 能源产量 = 原油产量 $\times 1.43t/t$ + 天然气产量 $\times 1.33t/1000m^3$ + 原煤产量 $\times 0.714t/t$, 人均自然资源数量 Res_{it} 由能源产量除以人口数量得到。与全要素生产率之间显著相关的另一因素是交通基础设施(张浩然、衣保中, 2012)^[14], 其指标衡量考虑三种最为重要的交通类型: 公路、铁路与内河航道, 加总三类交通基础设施里程后再除以各地人口数量, 得到人均交通基础设施水平 $Infra_{it}$ 。由于国际贸易和 FDI 也是国际技术溢出的重要渠道, 因此我们也对这两个变量进行控制, 对方开放度 $Open_{it}$ 和外商直接投资 Fdi_{it} 分别以进出口总额占 GDP 的比重与实际利用的外商直接投资额占 GDP 的比重来衡量。

(三) 数据来源

本文选取中国 1998—2013 年的省际面板数据进行实证分析。其中, 各地区 GDP、CPI、全社会固定资产投资额、金融业从业人员数、所有行业的总就业人数、各地政府财政支出、外来人口和常住人口数、国有工业企业总产值以及公路里程、铁路里程、内河航道里程的数据均来自《中国统计年鉴》。四大国有商业银行信贷总值及金融机构存贷款余额数据来自《中国金融年鉴》。银行总信贷数据来自各省份统计年鉴, 部分数据来自《新中国统计资料 60 年汇编》。原油、天然气和原煤产量数据来自中经网统计数据库。由于西藏自治区数据缺失严重, 我们将其从样本中剔除, 因此考虑的截面单位是 30 个省份。

四、实证结果分析

(一) 动态面板回归

技术水平的提高从长期来看是个动态过程, 既受当前其他因素的影响, 也有其自身的趋势继承性。基于此, 将技术进步的滞后项引入模型构造动态面板, 以控制技术进步的内在继承性并克服模型中其他影响技术进步的变量可能缺失的问题。为克服内生性和异方差性, 这里采用系统 GMM 方法, 进一步对模型进行动态回归, 结果如表 2 所示。

回归结果显示, 技术进步的滞后项在全样本中的系数显著为正, 前期技术进步与被解释变量间呈现出强烈的正向相关性, 表明技术进步具有很强的惯性特征和内在趋势继承性。特别是这里使用的技术进步几乎涵盖了所有相关的要素信息, 因此, 对下一期技术进步的影响尤为突出。由表 2 可知, 在以技术进步的滞后项涵盖其他未涉及变量以使模型更加全面后, 模型中各变量的系数均在保持显著性的前提下有所下降, 证实了回归中的确存在对技术进步内在继承性的忽略, 同时动态回归结果使用了更多工具变量, 增强了可识别性, 因而结果更为合理。

同时, 金融集聚对技术进步的消极作用都十分显著, 且政府干预与金融集聚交互项的系数仍然为正。表 2 中交互项的回归系数表示了政府因素对金融集聚技术进步效应的影响, 代入政府干预变量的平均值后, 在保持其他变量不变的前提下可得到 $Efinance_{it}$ 对 $\ln TFP_{it}$ 的偏效应估计值为 0.000639。为进一步检验该偏效应估计值的显著性, 我们将 $(Pol_{it} - 7.1146) \times Efinance_{it}$ 所得到的值替代交互项的值并重新进行回归, 发现金融集聚偏效应估计值在 5% 的统计性水平上显著。于此, 金融集聚偏效应的显著性及政府干

预的促进作用得以验证。本部分得到的结论是,金融集聚作用的发挥受到政府干预的影响,政府干预每增加一个百分点,金融集聚对技术进步的促进作用上升约 0.37%。在此基础上,为进一步对政策效果的变化情况进行考察,分别将 $Pol_{it} \times Efin_{it}$ 的一阶、二阶及三阶滞后项引入模型,回归结果显著,表明政府干预对金融集聚技术进步效应的影响存在滞后效应,政策当期以及滞后二期后的政策促进效果最为明显。

表 2 动态面板估计结果

	模型(1)	模型(2)	偏效应有效性	模型(3)	模型(2)(j=1)	模型(2)(j=2)	模型(2)(j=3)
$Dep(-1)$	0.4291*** (0.0212)	0.4098*** (0.0271)	0.4072*** (0.0289)	0.4349*** (0.0271)	0.4557*** (0.0285)	0.5056*** (0.0168)	0.4323*** (0.0189)
$Efin_{it}$	-0.0886*** (0.0237)	-0.0254** (0.0118)	-0.0004 (0.0040)	-0.0244*** (0.0075)	-0.0051* (0.0029)	-0.0051 (0.0039)	-0.0082* (0.0043)
$Pol_{it} \times Efin_{it}$		0.0037** (0.0016)		0.0068*** (0.0010)	0.0018*** (0.0004)	0.0037*** (0.0005)	0.0019** (0.0009)
$(Pol_{it} - 7.1146) \times Efin_{it}$			0.0039** (0.0018)				
$Pol_{it} \times Efin_{it} \times t$				-0.0008*** (0.0002)			
$\ln Gdp_{it}$	0.3190*** (0.0120)	0.3263*** (0.0138)	0.3270*** (0.0137)	0.3141*** (0.0145)	0.3006*** (0.0162)	0.2550*** (0.0088)	0.2963*** (0.0114)
$\ln Res_{it}$	0.0093*** (0.0034)	0.0072*** (0.0026)	0.0062** (0.0027)	0.0069** (0.0029)	0.0077*** (0.0029)	0.0011 (0.0027)	0.0054* (0.0029)
$Open_{it}$	0.1628*** (0.0155)	0.1603*** (0.0158)	0.1569*** (0.0175)	0.1640*** (0.0187)	0.1492*** (0.0162)	0.1015*** (0.0165)	0.1529*** (0.0133)
FDI_{it}	0.6131*** (0.2044)	0.6765** (0.2796)	0.6471** (0.2810)	0.5523** (0.2661)	0.7201* (0.3974)	0.7355*** (0.1586)	0.6547*** (0.1660)
$\ln Infra_{it}$	-0.0168*** (0.0028)	-0.0159*** (0.0046)	-0.0150*** (0.0045)	-0.0113** (0.0047)	-0.0168*** (0.00337)	-0.0166*** (0.0051)	-0.0120** (0.0053)
C_{it}	0.8529*** (0.0498)	0.9493*** (0.0745)	0.9482*** (0.0793)	0.8990*** (0.0682)	0.8612*** (0.0580)	0.9989*** (0.0590)	1.0789*** (0.0557)
$Ar(1)$	0.0289	0.0196	0.0193	0.0297	0.0032	0.0082	0.0038
$Ar(2)$	0.1866	0.1473	0.2139	0.1438	0.1507	0.1445	0.1787
$Sargan$	29.0346	27.6752	27.4580	28.7129	29.5396	28.8653	29.3582
$P(Sargan)$	0.8220	0.8669	0.8734	0.8333	0.8036	0.7950	0.6491

注:括号内为系数标准误,符号***、**、*表示在1%、5%、10%下的显著水平,下表含义与此相同。

(二)作用机制检验:分项指标回归

为了进一步探讨不同类型政府干预手段的作用,我们分别以财政支出、劳动力流动管制、金融抑制、行政性市场进入壁垒代替模型中的政府指标进行检验,并继续对各个政策效果的时效性进行考察。

比较四种政策分项指标的回归结果发现,财政支出的系数绝对值最大,行政性市场进入壁垒与金融抑制的影响次之,而劳动力流动管制的作用系数最小,这可能与流动人口登记制度不完善有关,外来人口占本地人口的指标数据为各地区抽样调查数据,人口流动情况统计具有一定困难,难以反映全部真实信息。同时,近年来各地区流动人口数量大幅攀升,因而转换成正向政府管制指标的传统户籍制度对流动人口的限制有所下降,且劳动力在各生产要素中流动较为自由,受政府干预影响相对较小,尤其是金融集聚更为需要的高技能劳动力的流动所受限制越来越小,几乎不受限制,地方政府为吸引这类人才而给出大量优惠条件。这可能也是劳动力流动管制系数较小的原因之一。从回归结果来看,当前的劳动力流动管制对技术进步的作用为正,政府对劳动力的流动有必要进行规制,以维护劳动力市场秩序、推动劳动力资源的合理配置。

(三)分地区回归检验

由于我国的金融集聚程度和政府干预力度存在很强的地区差异性,并且各地区间经济实力、高等教

育以及科研投入等影响技术水平的因素本身也存在较大不平衡,因此有必要进行分地区检验,在控制地区差异因素的基础上,研究政府干预对金融集聚的技术进步效应在地区间有无差异性。

表 3 分项指标回归结果

	财政支出 GS_{it}	劳动力流动管制 LMC_{it}	金融抑制 FS_{it}	行政性市场进入壁垒 $ABME_{it}$
$Dep(-1)$	0.4422 *** (0.0380)	0.4344 *** (0.0278)	0.4143 *** (0.0330)	0.4200 *** (0.0313)
$Efin_{it}$	0.0461 *** (0.0165)	-0.0221 *** (0.0078)	-0.0057 (0.0108)	-0.0125 (0.0076)
$P_{it} \times Efin_{it}$	-0.0173 (0.1680)	0.0030 *** (0.0004)	0.1227 *** (0.0158)	0.1167 *** (0.0192)
$P_{it} \times Efin_{it} \times t$	-0.0723 *** (0.0157)	-0.0003 *** (7.04e-05)	-0.0266 *** (0.0041)	-0.0220 *** (0.0023)
C_{it}	0.5826 *** (0.1101)	0.9086 *** (0.0705)	0.8207 *** (0.0888)	0.8570 *** (0.0779)
控制变量	yes	yes	yes	yes
$Ar(1)$	0.0344	0.0288	0.0299	0.0288
$Ar(2)$	0.1397	0.3041	0.2975	0.1963
$Sargan$	28.5103	28.7461	28.6742	29.2137
$P(Sargan)$	0.8402	0.8322	0.8346	0.8156

从指标数据来看,我国的政府干预程度从东部,向中部、西部依次加强,由前文可知,政府干预对金融集聚所起的作用是显著为正的,那么分地区回归结果是否会出现政府干预程度越大的地区积极作用越大呢?首先,考虑地理特征和经济发展水平,按照我国传统区位划分方法将样本分为东、中、西三个地区进行回归。结果发现,政府干预对金融集聚的调节作用存在地区差异,交互项弹性系数从大到小所属地区依次是中部、东部、西部,表明并不是由东部向西部政府干预积极作用依次增强,反而相对政府干预水平较低的地区,政府干预的积极作用更强。由此我们猜想,是否政府干预程度具有一定的区间限制,虽然整体干预效果为正,但干预程度高低与其积极作用的发挥呈反向关系?

为了对上面的设想进行检验,同时,由于简单地按地理区位划分具有一定的盲目性,三个区域内的省份之间存在一定差异,如河北属于政府干预程度较低的东部地区,但其政府干预程度为 8.36,高于陕西(8.31)、宁夏(7.37)等西部省份;而河南、湖南、安徽、重庆、吉林处于政府干预居中水平的中部地区,然其政府干预水平远高于西部部分省份,如宁夏、青海、新疆,也高于全国平均干预水平 7.11。因此,我们按照政府干预程度的高低将我国 30 个地区分为两类进行检验。结果发现,交互项系数在政府干预程度较高的地区不显著,而在政府干预程度相对较低的地区显著为正,进一步证实,虽然政府干预对金融集聚的积极作用是显著的,但是政府干预程度并不是越大越好。

表 4 分地区回归结果

	按地理方位分组			按政府干预程度分组	
	东部	中部	西部	高	低
$Dep(-1)$	0.4564 ** (0.2235)	-0.6652 (0.5685)	-0.0859 (0.478)	0.0618 (0.0612)	0.4176 *** (0.0717)
$Efin_{it}$	-0.0784 * (0.0420)	2.2467 ** (1.0713)	-0.1357 * (0.0798)	-0.0228 * (0.0133)	-0.0567 *** (0.0201)
$Pol_{it} \times Efin_{it}$	0.0115 * (0.0063)	0.0182 ** (0.0087)	0.0077 * (0.0043)	0.0021 (0.0015)	0.0132 *** (0.0036)
C_{it}	0.9469 (0.6728)	7.8334 ** (3.3754)	0.5479 (1.1256)	1.5978 *** (0.2556)	1.0656 *** (0.2705)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
$Ar(1)$	0.0353	0.0642	0.0113	0.0457	0.0478
$Ar(2)$	0.6845	0.4970	0.1514	0.6678	0.5166
$Sargan$	2.7399	2.0544	4.0851	10.5609	12.3283
$P(Sargan)$	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

(四)稳健性检验

为了保证估计结果的稳健性,将 $Efinance_{it}$ 中的金融业从业人数更换为金融机构各项存贷款余额重新计算中国金融区位熵指数,再次对政府干预、金融集聚与地区技术进步之间的关系进行检验,估计结果列在表 5 中。

分别采用 OLS、2SLS 及系统 GMM 回归方法进行回归,结果发现与调整前的回归一致,金融集聚对技术进步的影响系数为正,且均通过 5% 及以上的显著性水平检验,而金融集聚与政府干预交互项的系数基本都显著为正,表明金融集聚对技术创新有抑制作用,政府干预可以有效调节金融集聚的功能,二者相辅相成,共同实现对技术进步的推动作用。政府干预、金融集聚与时间趋势项的交互作用表现出随时间递增逐渐减弱的特点,表明政策效果具有时效性。由此可知,关键解释变量的结果均非常稳健。此外,控制变量的估计结果也与前文回归结果及已有研究一致,符合预期。

表 5 稳健性检验估计结果

	OLS		2SLS		系统 GMM	
$Dep(-1)$					0.3996*** (0.0286)	0.3273*** (0.0359)
$Efin_{it}$	-0.0148*** (0.0046)	-0.0197*** (0.0046)	-0.0130** (0.0055)	-0.0191*** (0.0055)	-0.0127*** (0.0042)	-0.0191*** (0.0050)
$Pol_{it} \times Efin_{it}$	0.0051** (0.0023)	0.0137*** (0.0029)	0.0045 (0.0029)	0.0193*** (0.0041)	0.0040*** (0.0014)	0.0003** (0.0002)
$Pol_{it} \times Efin_{it} \times t$		-0.0035*** (0.0008)		-0.0044*** (0.0009)		-0.0024*** (0.0003)
C_{it}	1.0326*** (0.1002)	1.0234*** (0.0980)	1.0076*** (0.1072)	0.9942*** (0.1040)	0.9045*** (0.0882)	0.9791*** (0.0940)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
$Ar(1)$					0.0271	0.0229
$Ar(2)$					0.1634	0.1840
$Sargan$					29.0195	28.1578
$P(Sargan)$					0.8226	0.8518

五、结论及政策含义

与发达市场经济国家不同,转型经济背景下我国金融集聚的建立、发展及其对技术进步的作用都深受政府影响。在国家推动金融集聚的过程中,要避免盲目推进金融集聚水平的增加,金融集聚对地区技术进步水平提高是否起到了促进作用,以及政府在其中发挥的作用是需要我们关注的问题。因政府行为对金融集聚的作用较为复杂,其作用效果的不确定性与我国转型期所处的特殊环境为探索政府干预的合理方式、适宜程度以及有效规制政府行为、发挥政府积极作用的研究提供了丰富的土壤。本文针对政府干预作用于金融集聚乃至技术进步的效果进行研究,主要结论如下:政府干预使得金融集聚对技术进步的偏效应上升;政府干预的代表性的政策工具,行政性市场进入壁垒、劳动力流动管制、金融抑制对金融集聚的技术进步效应存在促进作用;政府干预虽然具有积极意义,但是并非越多越好,当前在我国表现为政府干预程度低的地区积极作用大于干预程度高的地区,按地理区位划分的检验结果也符合这一规律,不同区域在经济发展和制度创新方面具有不同的特征,不同地区地方政府主导金融集聚的过程中应因地制宜。

虽然金融集聚当前未能起到推动技术进步的作用,但是技术发展不能因噎废食,关键是要解决如何对金融集聚进行调节和规制的问题。我国特殊的国情决定了解决金融集聚的制约问题必须从其形成和快速发展的源头——政府干预入手,在改革国企垄断和市场寻租行为的前提下,保持政府对市场的先导功能及其推动国家高科技战略发展的能力,引导金融资源向科技创新型企业流动,提高资本质量和使用效率。政府干预应对各区域金融发展情况进行统筹,合理调整干预程度和地区干预力度,政府干预须有度,政府体制改革和要素市场化的推进同样必不可少。

参考文献:

- [1] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作[J]. 经济研究, 2004(6): 33-40.
- [2] Lin, J. Y., & Cai, F., & Li, Z.. Competition, Policy Burdens, and State - Owned Enterprise Reform[J]. American Economic Review, 1998, 88(4): 422-427.
- [3] Levine, R. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda[J]. Journal of Economic Literature, 1997, 35(2): 688-726.
- [4] 余明桂, 潘红波. 金融发展、商业信用与产品市场竞争[J]. 管理世界, 2010(8): 117-129.
- [5] 巴曙松, 刘孝红. 牛播坤. 转型时期我国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究. 金融研究, 2005(5): 25-37.
- [6] 斯蒂格利茨. 政府为什么干预经济[M]. 中国物资出版社, 1998.
- [7] Kornai, J.. Resource - Constrained versus Demand - Constrained Systems[J]. Econometrica, 1979, 47(4): 801-819.
- [8] Park, W. G.. A Theoretical Model of Government Research and Growth[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 1998, 34(1): 69-85.
- [9] 韦倩, 王安, 王杰. 中国沿海地区的崛起: 市场的力量[J]. 经济研究, 2014(8): 170-183.
- [10] 李衍龙. 广义技术进步的测定及改进[J]. 统计研究, 1995(2): 55-59.
- [11] Luintel, B. K., & Khan, M., Basic, Applied and Experimental Knowledge and Productivity: Further Evidence[J]. Economics Letters, 2011, 111(1): 71-74.
- [12] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.
- [13] 韩剑, 郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J]. 中国工业经济, 2014(11): 69-81.
- [14] 张浩然, 衣保中. 基础设施、空间溢出与区域全要素生产率——基于中国 266 个城市空间面板杜宾模型的经验研究[J]. 经济学家, 2012(2): 61-67.

Government Intervention, Financial Agglomeration and Regional Technical Progress

LI Sheng-qi¹, DENG Xi-ling²

(1. Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China; 2. Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Financial agglomeration works as a powerful force driving the technical progress. Its establishment and development are deeply affected by the government. This paper expounds how government intervention affects the technical progress effect of financial agglomeration, summarizes its mechanism, and makes empirical tests using both static and dynamic panel models. Results show that China's financial agglomeration has a significant and steady upward trend, however, only when the government factor is added, can the partial effect of financial agglomeration to technical progress be positive, meanwhile its promoting effect weakens over time. Sub-index regression results show that, different from the positive effects of administrative market entry barriers, labor mobility control and financial suppression, the expansion of government spending scale fails to improve the technical effect of financial agglomeration. Sub-sample regression in terms of different regions reveals that government intervention shows more positively and potentially in the middle and east regions with lower degree of government intervention. This would help to provide a useful reference for a reasonably government force and financial agglomeration.

Key words: government intervention; financial agglomeration; regional technical progress

责任编辑: 萧敏娜