

金融空间分布、异质性与产业布局

张 辉, 刘 鹏, 于 涛, 安虎森, 戚安邦

[摘要] 如何借助金融力量促进产业的均衡布局,是中国现阶段区域经济协调发展战略下必须解决的重要问题。本文在区域金融的地理空间基础上,从金融从业者规模、知识异质性、信息扩散等经济空间核心要素出发,在新经济地理学研究框架下,对金融空间分布差异下的资本区位选择以及由此导致的产业集聚机制进行了理论分析和数值模拟。结果显示:金融从业者规模所引起的集聚效应能促进产业集聚,但是其边际作用会随着金融从业者知识异质性程度和信息扩散强度的提高而逐渐减弱;相反,贸易自由度的提升则会强化这一边际促进作用。其理论解释为,金融异质性程度与信息扩散强度的提高能够强化区际金融协作,增强金融服务的溢出效应,从而有效克服资本在区位选择上所面临的金融约束;而贸易自由度的提高会巩固经济发展先行地区的先发优势,增强其“虹吸效应”。在此基础上,运用中国省级面板数据进行的实证检验证实了上述理论分析。本文的政策启示为:借助金融力量促进区域经济均衡发展,应在加快现有金融中心高端化步伐的基础上发展多层次的全国金融体系;加强金融信息公开,使得金融服务能够有效覆盖中西部地区;对落后地区实行适度的金融政策倾斜在现阶段具有一定的合理性。

[关键词] 空间经济学; 金融从业者规模; 知识异质性; 信息扩散; 产业集聚
[中图分类号]F260 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)12-0040-18

一、问题提出

“金融是现代经济的核心”,有形和无形的生产要素都必须以资金作为替代媒介而流动和转换,从而金融空间分布与区域经济发展关系紧密。中国改革开放后,区域经济从均衡发展模式转变为非均衡发展模式,拥有区位优势 and 良好经济基础的东部沿海地区获得了优先发展战略的支持。包括大量外资在内的各类生产要素向东部聚集,推动了东部的产业集聚和经济增长,并形成了珠三角、长三角和环渤海地区三大经济圈。与此同时,中西部地区在经济总量、人均收入、结构提升等方面都明显滞后于东部,且发展差距逐渐拉大。同样,金融资源的空间分布也呈现集聚之势。以金融从业者为

[收稿日期] 2016-10-24

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“区域经济发展与产业空间调整”(批准号 71573142);高等学校博士学科点专项科研基金资助项目“创新项目的目标要素与约束要素全面集成管理原理与方法研究”(批准号 20130001110036)。

[作者简介] 张辉(1985—),男,湖北随州人,南开大学商学院博士研究生;刘鹏(1988—),男,山东菏泽人,南开大学经济学院博士研究生;于涛(1985—),男,山东日照人,南开大学经济学院博士研究生;安虎森(1952—),男,吉林安图人,南开大学经济学院教授,博士生导师;戚安邦(1952—),男,山东青岛人,南开大学商学院教授,博士生导师。通讯作者:刘鹏,电子邮箱:sysulp@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

例,2004—2013年,北京、上海、深圳三市金融从业者从33.4万人增长到81.43万人,增长了2.44倍,远高于全国同期的1.51倍;同时,金融从业者的行业构成和学历构成也逐步优化,2012年,深圳市银行、证券和保险业的从业者比例为1.88:1.00:2.00,47.16%的人员接受过高等教育^①。正是基于这种紧密关系,近年来中国掀起了金融中心建设的浪潮,近30个地区提出要建设各种级别的金融中心,意在促进本地经济发展和产业结构转型升级。但是,众多区域金融中心能否促进产业均衡布局,进而缩小区域经济差距?对这一问题的质疑,凸显出金融空间分布差异对实体产业布局的影响机制的研究至关重要。

自McKinnon^[1]和Shaw^[2]提出金融深化论和金融抑制论以来,金融发展和经济增长的关系一直是宏观经济研究的重点问题,如金融深化和经济增长因果关系的结论几乎所有的可能性都被证实过^[3]。但金融的非实体性使得既有研究边缘化了“距离摩擦”,进而将金融进行同质性(Homogeneity)处理。实际上,金融具有极端的异质性和不规则性,即金融具有明显的地理特征^[4]。对经济转轨期的中国而言,存在着金融市场分割、金融歧视等诸多制度约束,区域间的金融差异远远大于欧洲^[5],使得中国金融的“地理区位”特征更加明显。同时区域金融的空间概念不仅限于地理空间,还应包括经济空间——金融要素构成、金融创新形态、微观主体行为等^[6]。然而,国内研究在完备金融市场假设下,往往忽略金融分布、结构、发展水平的空间差异及其动态演变规律,且所得结论多为某地区金融深化、发展、分布等与经济增长存在正向因果关系。这难免会“激励”地方政府将区域金融资源人为集中到中心城市,从而阻碍金融市场的市场化改革导向及一体化建设,造成金融资源的浪费。

区域金融在经济空间上所表现出的“距离”,即金融异质性程度,现有研究中一般是指两个区域的金融结构和发展水平差异,如银行、证券、保险等在金融业中的产值构成和发育程度差异^[6]。导致地区金融异质性的因素除了各种“硬环境”^[7]之外,还存在诸多的“软环境”:微观主体提供金融服务的努力差异^[8,9]、社会资本差异^[10,11]、区域商业文化^[12]等社会性因素。虽然区际之间存在共同知识作为信息流动的基础^[13],但因各地区金融从业者的专有或异质性知识,形成了不同区际金融服务的社会网络^[14,15],进而最终导致了区际金融异质性。

需要注意的是,资金流动的载体是金融产品或金融合约安排,而人力资本是其核心生产要素^[6],因此,专业化的金融从业者是金融服务的真实主体,其知识结构差异是区际金融异质性的根本来源。而现有研究往往把金融资源视为无主观意志的客体处理,多以金融机构的集聚程度或金融从业者人数来测度金融空间分布^[17,18],这就无法完全体现出金融资源功能演化或金融发展的内在动力机制,对区域金融的微观机制解释力不足^[3]。把核心金融资源视作能够进行自主决策的经济主体,进而在空间视角下研究其与经济系统的互动关系,对区际金融异质性、区域金融体系的空间认知与模型解释等研究意义重大。同样,信息在时间和空间上也具有“异质性”,即金融业中的信息并不是完全共享的^[19]。虽然金融从业者通过面对面、互联网等交流方式促进了金融信息共享^[20],但因地域损耗、地域差异等因素,使得金融中的默示知识或非标准化信息在空间传递上存在不同程度的信息损耗^[18]。

综上,本文将金融部门纳入新经济地理学研究框架,以金融从业者规模及其知识差异来衡量金融空间分布与异质性,从信息扩散不完全假设出发,在资本区位选择受制于区际金融产品生产或合约安排效率差异的条件下,着重考察金融空间分布差异下的资本区位选择问题,以及由此所导致的经济空间布局。在空间视角下揭示金融资源的空间分布与结构差异对实体经济的微观作用机制,从而保证了经济系统宏微观层面的关联性,进而弥补了现有研究在此方面的不足。在理论分析的基础上,运用中国省级面板数据对模型结论进行实证检验,得出结论,并给出相关政策建议。

① 数据来源于WIND数据库。

二、理论模型

1. 基本假设

模型的构建以新经济地理学自由资本模型(Footloose Capital Model)为基准^[20],基本假设为:
 ①有两个地区 $j=1,2$,它们在偏好、技术条件和贸易开放程度方面是对称的。②模型中包括三个部门:农业部门(A),实体产业部门^①(M),金融部门(F)。农业部门的生产遵循瓦尔拉斯均衡(规模收益不变和完全竞争),在区域间无交易成本;实体产业部门企业在标准的迪克西特—斯蒂格利茨垄断竞争条件下生产有差异的产品,规模收益递增,在区域内不存在交易成本,仅存在冰山贸易成本 $\tau(\tau>1)$,且两个区域间的贸易成本是对等的;金融部门主体为异质性的金融部门从业者(L_F),设计区间有差异、区域内无差异的金融合约。③生产要素。实体经济部门生产要素包括工人(L_M)和资本(K)。工人在区域间不能流动。实体产业部门所需资本由金融部门提供,且资本收益由金融部门所得。资本以金融合约为载体在区域间流动,以追求收益最大化为目标,金融合约由金融部门提供。④金融合约的生产。金融服务质量取决于金融合约的生产效率,这样金融合约生产的区域差异性就决定了金融服务的地理特征。模型中用具有异质性的金融从业者的区域分布来衡量某地区的金融集聚水平,金融集聚的规模经济效应及金融从业者的异质性是影响金融合约生产效率的关键因素。“金融的异质性和不规则性导致的金融地域运动”^[4],在本模型中体现为在金融信息的非完全扩散,以及在此基础上区际间金融部门的区际协作。

2. 经济主体行为分析

(1)消费者。经济系统中代表性消费者(技能无差异的工人、金融从业者)消费无差异的农产品以及差异性的实体产业部门产品,其效用函数为:

$$U=C_A^\mu C_M^{1-\mu} \quad (1)$$

式(1)中, C_A 是农产品的消费, C_M 是实体产业部门产品的消费组合, μ 为农产品的消费份额,且 $\mu<1$ 。 C_M 的函数形式为连续产品的常替代弹性效用函数(CES)形式,即:

$$C_M=\left(\int_{i=0}^{n^w} c_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

式(2)中, σ 为产品间的不变替代弹性,且 $\sigma>1$, n^w 为经济系统内总的实体产业部门产品总类。

(2)农业部门与实体产业部门。农业部门的生产只需要劳动力,生产一单位的农产品需要 a_A 单位的劳动力。对于实体产业部门,每个企业使用一单位的资本作为固定成本,且每单位产出需要 a_m 单位劳动,同时在生产过程中,资本的使用费用与此地区金融部门的规模和结构相关。企业的成本函数形式为:

$$TC_{i,j}=\pi(1+r_j)+a_m w_L x_i \quad (3)$$

式(3)中, $i=1,2,\dots,n^w$; $j=1,2$; π 是生产企业对金融资本的使用成本,即一单位金融资本的无差

① 房地产作为重要的金融抵押品,是重要的金融资源,从这个意义上讲,属于“虚拟经济”的范畴;从其消费属性看,房地产依托于建筑业,属于“实体经济”的范畴。诚然,目前中国的现实情况是金融与房地产业的联系较为密切,而房地产经济对实体产业经济的影响也不亚于金融对实体产业经济的影响,但本文是针对金融资源的“二重性”特征^[20]展开的论述:资源属性的生产要素——金融资本;资源配置功能——金融服务或金融支持。因此,在理论模型构建中,金融部门一方面提供实体产业生产所需的金融资本(此处包含房地产业),另一方面生产金融合约,为金融资本的流通提供载体,体现其资源配置功能。

别筹集成本,这个成本也可以理解为企业家使用金融资本无差别的固定成本; w_L 为劳动力的报酬; r_j 表示企业为使用金融资本而向金融部门所支付的费用比率(即金融合约的价格),是金融资本有差异的使用费率,即地区间由于金融服务效率不同所导致的金融合约价格的区际差异; x_j 为产品数量。

(3)金融部门。金融服务是金融部门为资本流动提供相应金融产品的过程,金融产品的生产效率与金融从业者规模,知识异质性及区域间信息的扩散强度相关,即:

$$F_j = F(s_F^j, \eta, \beta) \tag{4}$$

式(4)中, s_F^j 为j地区金融从业者的份额; η 为区域间金融信息的扩散强度,令 $0 < \eta < 1$; β 为金融从业者在金融合约创造时的互补参数,即金融从业者知识异质性, $0 < \beta < 1$ 。本文参照 Beliant and Fujita^[23]和 Fujita^[24]关于知识创造的模型,构建地区金融合约生产效率的函数为:

$$F_j = [s_F^j + \eta(1 - s_F^j)]^{1/\beta} \tag{5}$$

此时,金融异质性包含两个维度:微观个体金融异质性(即金融从业者异质性)和区际金融异质性。其中,微观个体异质性是所有异质性的基础,并形成了区际金融异质性。微观个体异质性是指金融从业者的知识结构差异,如前台、中台、后台的岗位差异,银行业、证券业、保险业等的行业差异。共同知识是彼此交流的基础,专有或异质性知识是创新的重要源泉和生产效率提高的关键。文化多样性和人员多样性能够提高研发的生产效率,因此,从业者为了提高劳动生产率而必须具有不同于其他人的差异性知识^[25]。区际金融异质性是指两个区域的金融结构和金融发展水平差异,银行、证券、保险等在金融业中的产值构成和发育程度差异。每个区域都有自身的金融特性,但区域间金融结构也会有一定的相同度,因而区际金融异质性有一定的上限。

可以看出,当地区的金融从业者规模较大时,此地区金融合约的生产效率较高。区域间金融信息的自由扩散有助于提高金融合约的生产效率。当 η 较小时,区域间相互封闭产生金融抑制等问题。考虑到金融合约价格与生产效率负相关,令金融合约的价格 r 与生产效率 F 的关系为:

$$r = \ln \frac{1}{F} + C = -\ln F + C \tag{6}$$

金融从业者出售金融合约获得收入,从而全体金融从业者的总收入 E_F 与地区1与地区2的实体经济部门的企业数目 n_1, n_2 及相应金融合约价格 r_1, r_2 相关联。此处,令金融从业者的收入与其所处区位无关,进而可得区域1与区域2金融从业者收入分别为:

$$E_F^1 = E_F \cdot S_F^1 \tag{7}$$

$$E_F^2 = E_F \cdot S_F^2 \tag{8}$$

式(7)和式(8)中, S_F^1 与 S_F^2 满足如下条件:

$$S_F^1 + S_F^2 = 1 \tag{9}$$

3. 金融资本及金融服务部门收益分析

在垄断竞争情况下,企业的超额利润为0,销售收入等于生产成本,即:

$$px = \pi(1+r) + a_m w_L x \tag{10}$$

从而,可得金融资本的收益表达式为:

$$\pi = px / \sigma(1+r) \tag{11}$$

令地区1的企业所占份额为:

$$s_n^1 = n_1/n^w \quad (12)$$

地区 1 的消费支出占总支出的份额为:

$$s_E^1 = E^1/E^w \quad (13)$$

地区 2 以此类推。同时,两地区间实体产业部门产品的贸易自由度为:

$$\phi = \tau^{1-\sigma} \quad (14)$$

从而,两地区的价格指数 P_M^1, P_M^2 分别为:

$$(P_M^1)^{1-\sigma} = \int_{i=0}^n p_i^{1-\sigma} di = n_1 p^{1-\sigma} + n_2 (\tau p)^{1-\sigma} = n^w p^{1-\sigma} (s_n^1 + \phi s_n^2) \quad (15)$$

$$(P_M^2)^{1-\sigma} = \int_{i=0}^n p_i^{1-\sigma} di = n_1 (\tau p)^{1-\sigma} + n_2 p^{1-\sigma} = n^w p^{1-\sigma} (\phi s_n^1 + s_n^2) \quad (16)$$

由式(11)进一步可得,两个地区金融资本收益的具体函数形式:

$$\pi_1 = px/\sigma(1+r_1) = \frac{1-\mu}{\sigma(1+r_1)} \frac{E^w}{K^w} \left(\frac{s_E^1}{s_n^1 + \phi s_n^2} + \phi \frac{s_E^2}{\phi s_n^1 + s_n^2} \right) \quad (17)$$

$$\pi_2 = px/\sigma(1+r_2) = \frac{1-\mu}{\sigma(1+r_2)} \frac{E^w}{K^w} \left(\phi \frac{s_E^1}{s_n^1 + \phi s_n^2} + \frac{s_E^2}{\phi s_n^1 + s_n^2} \right) \quad (18)$$

令 $B_1 = \frac{s_E^1}{s_n^1 + \phi s_n^2} + \phi \frac{s_E^2}{\phi s_n^1 + s_n^2}$, $B_2 = \phi \frac{s_E^1}{s_n^1 + \phi s_n^2} + \frac{s_E^2}{\phi s_n^1 + s_n^2}$, $b = \frac{1-\mu}{\sigma}$, 从而有:

$$\pi_1 = b B_1 \frac{E^w}{K^w} \frac{1}{1+r_1} \quad (19)$$

$$\pi_2 = b B_2 \frac{E^w}{K^w} \frac{1}{1+r_2} \quad (20)$$

由公式(17)与公式(18)可知,金融资本收益取决于企业空间分布 S_n 、支出空间分布 S_E 以及金融合约价格 r 。当某一地区的金融合约价格较高时(即此地区金融从业者规模较低),将直接降低金融资本在此地区的收益,从而不利于金融资本的进入,使得此地区产业聚集的难度加大。每个企业只使用一单位资本进行生产,故 $n^w = K^w$ 。

进而可得出金融合约的收益,即金融从业者的收益,单个金融合约的收益为:

$$p_F = px - (\pi + a_m w_L x) = (r\sigma px)/(1+r) \quad (21)$$

在不同区域金融合约的收益分别为:

$$p_F^1 = \pi_1 r_1 \quad (22)$$

$$p_F^2 = \pi_2 r_2 \quad (23)$$

由企业区域 1 与区域 2 的分布 s_n^1, s_n^2 及经济系统内总的企业数量 n^w , 可得出系统内金融从业者的总收入为:

$$E_F = p_F^1 n_1 + p_F^2 n_2 = n^w (p_F^1 s_n^1 + p_F^2 s_n^2) = n^w (\pi_1 r_1 s_n^1 + \pi_2 r_2 s_n^2) \quad (24)$$

由于模型不考虑储蓄,因此支出等于收入,即 E^w 是总支出同时也是总收入。经济系统的总收入等于金融资本要素的收益、金融从业者收入和劳动力要素的收入之和。因此,其具体形式为:

$$E^w = w_L L^w + (n_1 \pi_1 + n_2 \pi_2) + (p_F^1 n_1 + p_F^2 n_2) = w_L L^w + b E^w \quad (25)$$

4. 长期均衡性分析及数值模拟

在长期,金融资本可以自由流动,根据资本流动方程:

$$\dot{s}_n = (\pi_1 - \pi_2) s_n (1 - s_n) \tag{26}$$

存在两种长期均衡方式:一种是两地区的金融资本收益率相同,即 $\pi_1 = \pi_2$;另一种是所有金融资本都向一个区域聚集而形成核心边缘结构,即 $s_n = 0$ 或者 $s_n = 1$ 。那么,长期均衡及金融资本不再流动的条件为: $\pi_1 = \pi_2 (0 < s_n < 1)$, 或 $s_n = 0$, 或 $s_n = 1$ 。

由两地区资本收益函数、价格指数及支出份额可得到,长期均衡时,产业区位选择 s_n 与金融从业者分布 s_f 的关系。上述方程都存在非线性关系,无法给出相应的显性解,只能通过数值模拟的形式对其进行分析。这里运用 Matlab 进行数值模拟,分析在不同的金融从业者异质性参数 β , 区域间金融信息扩散强度 η , 贸易自由度 ϕ 下描述金融从业者分布 s_f 与产业区位选择 s_n 的关系。

选择农业部门的产品作为计价单位,使得一单位的劳动只生产一单位的农产品,这样, $a_A = 1$, 那么, $p_A^1 = p_A^2 = w_L^1 = w_L^2 = 1$ 。在实体经济部门中,使用 a_m 单位的劳动力生产一单位产品,令 $a_m = (\sigma - 1) / \sigma$, 从而价格 $p = \sigma / (\sigma - 1) \times (\sigma - 1) / \sigma \times w_L = 1$ 。本文将经济系统总资本禀赋设为 1 个单位,即 $K^w = K^1 + K^2 = 1$, 从而 $n^w = 1$ 。令劳动禀赋 $L^w = 1 - b$, 由公式(25)可得, $E^w = 1$ 。本文以金融从业者的分布为外生变量,着重考察其对实体产业区位选择的影响,所以令劳动和资本禀赋分布为对称分布,即令 $s_L = 0.5, s_K = 0.5$ 。模型中相关参数的校准参照已有文献^[26], 令农产品的消费份额 $\mu = 0.1$ ^①, 产品间的替代弹性 $\sigma = 5$ 。

(1)金融异质性 β 的影响。令贸易自由度 $\phi = 0.2$, 区域间金融信息的扩散强度 $\eta = 0.5$, 在不同的区际金融异质性参数 β 下,产业的区位选择 s_n 与金融从业者分布 s_f 的关系如图 1 所示。

由图 1 可知,随着金融从业者规模的增加,实体产业的集聚程度不断增强,这就从金融从业者规模角度验证了金融空间分布对产业集聚^②的促进作用。进一步,随着金融异质性增强,金融空间分布对实体产业集聚的边际影响逐渐减弱。从微观看,金融从业者异质性增加即意味着劳动分工的细化和职能的专业化程度提高,进而能够从总体上提高金融合约的生产效率(也就表现为金融服务水平的提高)。从宏观看,微观个体的异质性决定了区际金融的异质性——区际金融结构和金融发展水平的差异(如银行、证券、保险等在金融业中的产值构成和

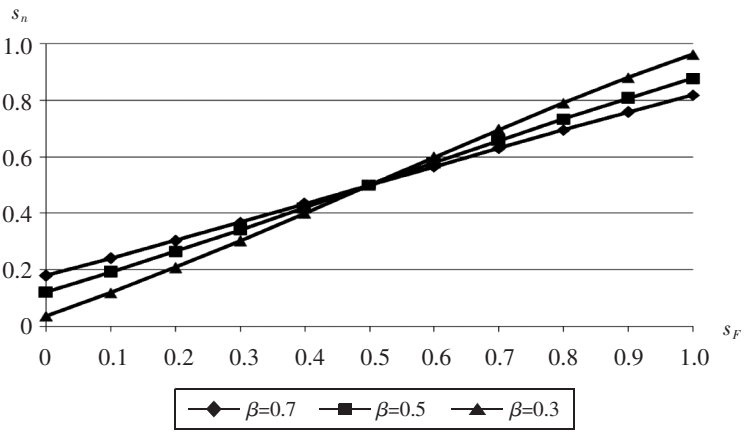


图 1 不同 β 值下 s_n 与 s_f 的关系

资料来源:作者根据模拟结果绘制。

① 基于数据可得性,农产品的消费份额采用 2005—2014 年第一产业产值在整个 GDP 中的比重的平均值。
 ② 工业化过程普遍伴随着地理集聚程度的不断提高^[27],从这个意义上讲,产业集聚一方面能够反映产业布局,同时也能够反映地区的整体发展水平。这也是本文不以各地区产业份额的实际经济指标来反映产业布局,而是选取产业集聚这种综合指标来指代各地区产业布局的原因。

发育程度差异)。从而可以得出,随着区际金融异质性增强,在降低区域间“同质性”竞争的同时,拓展和深化了区际金融协作,便利了资本的跨区域流动。进而可以解释,金融异质性的增强使得金融空间分布对实体产业集聚的边际影响逐渐减弱。由以上的理论分析和数值模拟,可以得到:

假设 1:金融从业者规模对产业集聚有促进作用,随着区际金融异质性增强,金融从业者规模对产业集聚的边际作用逐渐减弱。

(2)信息扩散强度 η 的影响。令贸易自由度 $\phi=0.2$,金融从业者的异质性参数 $\beta=0.5$,在不同的金融信息的扩散强度下,产业的区位选择 s_n 与金融从业者分布 s_f 的关系如图 2 所示。

由图 2 可见,随着信息扩散强度的增大,金融从业者分布对实体产业区位选择的边际影响逐渐减弱。金融信息的扩散强度增大(不管是区域内还是区际间),能够有效缓解由默示信息等导致的信息不对称问题,有助于金融合约生产效率的提高。同时,金融合约生产效率对金融从业者空间分布的依赖性降低,这样金融从业者规模对实体产业集聚的边际影响将随着信息扩散强度的增大而逐渐减弱。更进一步,信息扩散的增强即意味着金融服务的外溢效应更显著,弱化金融的空间差异性,从而降低金融空间分布的产业集聚效应。由以上的理论分析和数值模拟,可以得到:

假设 2:随着金融信息扩散增强,金融从业者规模对产业集聚的边际效应逐渐减弱。

(3)贸易自由度 ϕ 的影响。令区域间金融信息的扩散强度 $\eta=0.5$,金融从业者的异质性参数 $\beta=0.5$,在不同的贸易自由度下,产业的区位选择 s_n 与金融从业者分布 s_f 的关系如图 3 所示。

由图 3 可见,随着区际贸易自由度的提高,金融从业者规模对实体产业区位选择的边际影响逐渐增强。在此处进行数值模拟时,贸易自由度的选取以现有研究的校准值为参考,在更高的贸易自由度下(如 $\phi>0.5$)所得结果并没有趋势性差异。随着贸易自由度的提高,金融从业者规模会强化经济发展先行区的先行优势,增强“虹吸效应”。由以上的理论分析和数值模拟,可以得到:

假设 3:随着贸易自由度的提高,金融从业者规模对产业集聚的边际影响逐渐变强。

综上,对模型的分析表明,金融从业者规模能促进产业集聚,

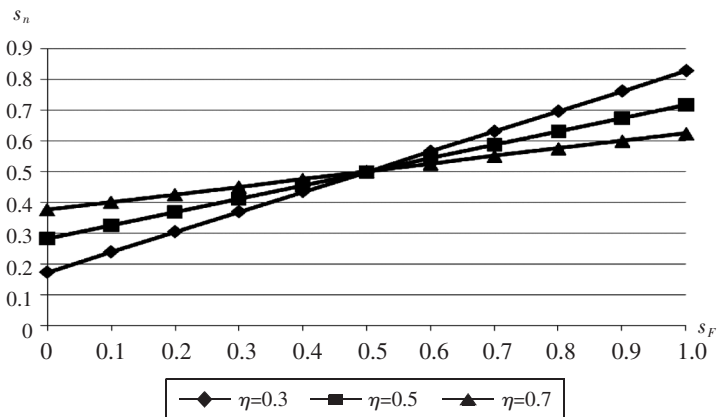


图 2 不同 η 值下 s_n 与 s_f 的关系

资料来源:作者根据模拟结果绘制。

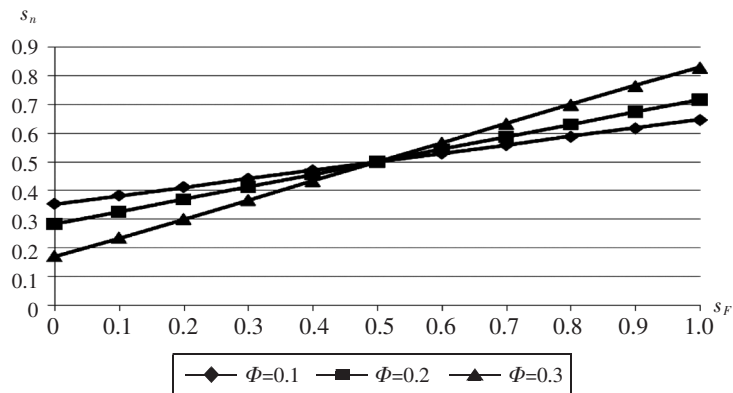


图 3 不同 ϕ 值下 s_n 与 s_f 的关系

资料来源:作者根据模拟结果绘制。

但在不同的金融环境及外部因素作用下边际作用有显著差异。边际作用会随着金融从业者知识异质性程度和信息扩散程度的增加会逐渐减弱,相反,贸易自由度的提升则会强化这一边际作用。

三、计量模型与数据描述

本文使用2005—2014年中国省级数据对上述模拟结果以及所得出的理论假设进行实证检验,着重考察金融异质性、信息扩散等影响下金融空间分布的产业集聚效应。

1. 实证模型

这里主要分析参数变量作用下的金融从业者规模对产业集聚的影响,即主要考虑上述三个假设中参数变量的间接作用和影响,方程设定形式为:

$$Sn_{it} = \beta_0 + \beta_1 Sf_{it} + \beta_2 Sf_{it} \times cn_{it} + \beta_3 Se_{it} + \beta_4 fdi_{it} + \beta_5 fi_{it} + \beta_6 \ln hum_{it} + \mu_{it} \quad (27)$$

式(27)中, Sn_{it} 为省份*i*在第*t*年的产业集聚指数。 Sf_{it} 表示省份*i*在第*t*年的金融从业者规模, $Sf_{it} \times cn_{it}$ 分别表示为金融从业者规模(Sf)与金融从业者异质性(d)、区域间金融信息扩散强度(inf)、贸易自由度(ft)的交叉项^①。控制变量包括:全社会零售总额(Se)、对外开放度(fdi)、固定资产投资占比(fi)、人力资本水平(hum)。 μ_{it} 表示随机干扰项。

2. 指标选取及数据来源

(1)产业集聚指数(Sn):基于模型,本文的产业集聚指数是从地区产业份额角度考虑的。产业集聚多是基于产业集中程度度量的,衡量的是某一产业中最大的几个生产者对整个产业总产出的贡献份额^[28]。考虑到数据可得性,这里采用区位熵^②构建产业集聚指数,以期表征实体产业的集聚(Sn_{it})^[29,30]:

$$C_i = \frac{1}{N} \left(\sum_{j=1}^N E_{ij} \right) \quad (28)$$

式(28)中, C_i 表示区域*i*所有具有比较优势行业集聚程度之和的平均值,从总体上反映该地区的产业集聚程度,区位熵的具体公式为:

$$E_{ij} = \frac{\text{行业总产值}_j / GDP_i}{\text{行业全国总产值}_j / GDP} \quad (29)$$

式(29)中,分子表示*i*地区第*j*行业的产值占*i*地区工业总产值的比例,分母表示第*j*个行业占全国工业总产值的比重。如果 $E_{ij} > 1$,则表明该地区*i*的第*j*行业处于聚集状态;如果 $E_{ij} < 1$,则表明该地区*i*的第*j*行业处于发散状态。

本文产业集聚度量的步骤为:首先计算第二产业的产业集聚系数 C_1 ,第三产业的产业集聚系数 C_2 。然后按照第二产业和第三产业的增加值比重进行加总得出总的产业集聚指数 Sn_{it} 。本文中产业集聚的度量主要借鉴殷广卫^[33]的处理,度量的是除了金融业之外的整个非农产业。需要说明的是,在计算集聚系数的过程中,第二产业包括工业和建筑业,本文将第二产业中的工业合并为35个行

① 本文没有将交叉项作为一个独立变量进入模型的原因在于:本文的理论模型中,金融从业者规模是产业集聚的主要决定因素,体现了金融从业者通过金融合约设计影响资本配置效率的机制,交叉项作用对于产业集聚的作用机制主要通过影响金融合约的生产效率而间接实现的,因此,模型的设计是较为合理的。

② 对产业集聚的测度指标和测度方法的选取,目前还存在一定的争议。根据现有研究的方法及结论^[29-32],结合本文研究问题的空间尺度、行业细化程度和理论分析层次,本文运用“区位熵”来构建产业集聚指数。

业^①,数据来源于历年的《中国工业经济统计年鉴》。

本文使用金融从业者规模(S_f)、金融从业者异质性(d)、区域间金融信息的扩散强度(inf)来表示金融发展水平。金融从业者规模(S_f)表示地区金融空间分布的规模指标;金融从业者异质性差异(d)表示地区金融发展中知识创造与创新的效率指标,而区域间金融信息扩散强度(inf)表示地区金融发展中知识扩散的效率指标。随着地区金融业的深入发展,金融从业者规模不断增大,金融从业者异质性越强,金融信息的扩散强度越大,越来越多的金融从业者从事着各类金融工作,金融发展方法越发多样化,从而摆脱了金融发展初期只依赖于银行这一单一渠道的限制。

(2)金融从业者规模(S_f)。本文使用各省份金融业城镇单位就业人员数占各省份城镇单位就业人数总和的比重来表示 S_f 。一般来说,金融从业者规模的提高意味着该地区金融发展水平的提高,因此预期该指标估计系数为正。

(3)金融从业者异质性(d)。由理论模型可知,金融从业者异质性是指从业者差异性金融知识与工作经验,具体表现为金融从业者既有银行、证券、保险等行业差别,也有金融组织内部的岗位差别(如前台经理与后台研究院的区别),其实质是关于金融从业者创造金融合约时的互补程度的度量;而金融合约的生产是一种知识创新,而知识创新的效率直接取决于知识分子的异质性^②,在一定的共同知识背景下,互补的知识结构是金融合约创新的决定性因素。因此,金融从业者异质性是金融合约生产效率的决定性因素,金融从业者异质性程度的高低直接导致了金融合约生产效率的差异性。

而劳动者异质性一般用劳动者受教育程度来衡量,但王舒鸿^[34]认为劳动者受教育程度仅反映劳动者被动接受教育的多少,劳动者的能力应体现在其工作之后的主动学习能力上,而这种主动学习能力最终决定并体现在其社会价值创造和创新能力上。具体到金融从业者异质性,受教育程度及其学历只是金融从业者进入金融行业的“资格认证”,而社会价值创造和创新能力才能更好地反映金融从业者的主动学习能力,因而社会价值创造与创新能力从根本上反映了金融从业者异质性。因此,本文使用金融业生产总值、非金融部门融资结构代表金融从业者的社会价值的创造能力,金融业生产总值反映金融业所创造的社会价值,非金融部门融资结构则反映社会融资体系的差异;使用金融业全社会固定资产投资、金融业城镇单位就业人员平均工资代表金融从业者的创新能力,金融业的固定资产投资和平均工资反映了对高技能劳动的需求,二者投入越多,对高技能金融从业者需求越大,表示创新能力越强。考虑到地区金融从业者的平均工资还受到地区经济发展水平、物价水平的影响,本文对平均工资按照 2005 年的工资水平进行基期调整,数据来源于历年《中国金融年鉴》。

本文采用模糊 C 均值聚类对金融从业者异质性进行区分^[34],该方法属于一种软划分,通过优化目标函数得到每个样本点对所有类别的隶属程度,其优势在于能够比较客观地反映现实情况。考虑到统计数据的可得性,根据上述 4 项指标分别对金融产业的从业者进行创造与创新能力的测度,以测度其属于高创造性与高创新性的隶属度。在分析过程中,本文发现类别属性发生变动的情况非常少见,即使变动,也只是在相邻类别中进行小范围的迁移,这进一步说明了模糊 C 均值聚类方法的

① 行业合并规则如下:非金属矿采选业,开采辅助活动、其他采矿业合并为“非金属矿采选业及其他”;食品制造业,制糖业,罐头制造业合并为“食品制造业”;饮料制造业,白酒制造业合并为“饮料制造业”;汽车制造业,铁路,船舶、航空航天和其他运输设备制造业,交通运输设备制造业合并为新的“交通运输设备制造业”;橡胶制品业,塑料制品业合并为橡胶和塑料制品业;电力、热力的生产和供应业,燃气生产和供应业,水的生产和供应业合并为“电力、热力及水的生产和供应”;金属制品、机械和设备修理业,工艺品及其他制造业合并为“工艺品及其他制造业”。

② 参考 Berliant and Fujita^[23,25]、Fujita^[24]对知识创新和知识工作者异质性的论述。

稳定性与可行性。根据各地区金融从业者对高创造性与高创新性的隶属度分布,按照0.25的梯度,对隶属度进行类别划分,即将31个省份的金融从业者水平划分为四类,用变量(d)表示,并赋值为0、1、2、3,数值越小,金融从业者水平越高。通过对31个省份10年数据的观察,大部分省份的类别隶属度并没有发生变化,只有天津、上海等省份的金融从业者水平得到了提高,山东的金融从业者隶属度出现了轻微降低。数据显示,北京、上海稳居第一类,天津、浙江和广东属于第二类,江苏、重庆等属于第三类,山西、吉林、河南等属于第四类(见表1)。

(4)区域间金融信息扩散强度(inf)。金融服务过程中产生默示信息和非正式信息,这些信息的最好传播方式是面对面交流和连续、重复地接触与联系^[35]。金融合约的缔结和跨区域流动很大程度上取决于这些非正式信息及影响信息传播的因素,具体则包括空间距离、政策法规、社会习俗等。区域间金融信息的扩散程度越强,金融合约的跨区域流动就越便利。而区域间金融信息的扩散程度的强弱表示区域间信息交流的障碍程度。

本文以邮政业务总量、电信业务总量、固定电话用户数、移动电话用户数、互联网上网人数来测量通讯水平,以期较好地表现金融信息化水平^[16]。基于数据的可得性,选用金融信息化水平来度量金融信息的扩散程度,其中,邮政业务总量和电信业务总量是从物的角度度量信息量,固定电话用户数、移动电话用户数和互联网上网人数是从人的角度度量信息主体水平。本文采用因子分析方法,按照95%的方差选取标准,得到综合因子得分。结果显示,北京、广东等具有较高的金融信息扩散程度。

金融信息扩散的强弱代表了金融合约实际使用的便利与否,一般来说,预期该估计系数为正。具有较高金融从业者规模的金融中心必然会实现资本的跨区域流动和资源配置,在信息扩散程度不断增强的条件下,区域间金融服务的障碍进一步降低,金融资本能更好地从金融中心流向经济较弱的地区,进而促进实体产业的分散和区域经济的均衡化,因此,预计金融从业者规模对实体产业集聚的边际影响逐渐减少。

(5)贸易自由度(ft)。贸易自由度表示交易的难易程度,受到天然壁垒(距离等)和人为壁垒(关税壁垒和非关税壁垒)的影响,可用运输成本和交易费用的大小来衡量。对于省际贸易自由度,现有研究并没有对这一指标的选取形成统一标准。例如,李杰^[36]将各省份的交通运输及通讯邮电的产值占全国交通运输及通讯邮电业的产值比重作为贸易自由度的替代变量;陈飞^[37]将贸易自由度分为对内贸易自由度(各地区的货物周转量/该地区的实际GDP,货物周转量=货物运输量运输距离)和对外贸易自由度(出口总值与地区GDP的占比)。但根据空间经济学的理论,贸易自由度最合适的指标应该是,地区之间的贸易量相对其他各个地区到该地区之间的距离的加权平均^[37]。实践中,中国并没有区际交易量的相应数据,即便是收集中国省份间的贸易数据也是非常困难的。Poncet^[38]曾收集中国分省份统计年鉴1987年、1992年和1997年投入产出表中的省份贸易数据,但2002年之后中国的分省份统计年鉴中便不再对投入产出表进行整理。因此,连续时间的省级贸易自由度难以有较好的数据支撑。

基于模型所讨论问题的可操作性(省级数据),本文选取交通基础设施情况来测度贸易自由度((铁路总里程+公路总里程+内河航运总里程)/地区国土面积),这在一定程度上可以反映区际(也包括区内)贸易交往的便利程度。一般而言,贸易自由度越大,生产要素在区域内按照经济原则自由流动的可能性就越大,从而有助于实体产业的集聚。因此,预期估计系数为正。

有关产业集聚的研究,一般将全社会零售总额(Se)、对外开放度(fdi)、固定资产投资占比(fi)、人力资本水平(hum)等作为主要的影响指标^[30,39]。

表 1 2005—2014 年中国各省份金融从业者异质性

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
北京	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
天津	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1
河北	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
山西	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
内蒙古	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
辽宁	2	2	3	2	2	2	2	2	2	3
吉林	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
黑龙江	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
上海	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0
江苏	2	2	2	2	2	2	2	1	1	2
浙江	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
安徽	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
福建	2	2	2	2	2	2	2	1	2	2
江西	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
山东	2	2	2	2	2	2	2	2	3	3
河南	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
湖北	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
湖南	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
广东	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
广西	3	3	3	2	2	2	2	2	3	3
海南	2	2	2	2	2	2	2	2	3	3
重庆	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
四川	2	2	3	2	2	3	2	2	3	3
贵州	3	3	3	2	2	2	2	2	2	2
云南	3	3	3	3	2	2	2	2	2	2
西藏	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
陕西	3	3	3	3	3	2	3	3	3	3
甘肃	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
青海	2	3	3	3	3	3	3	3	3	3
宁夏	2	2	2	2	2	2	2	2	3	3
新疆	2	3	3	2	3	2	2	3	3	2

资料来源:作者根据 Matlab 计算结果整理。

(6)社会零售总额(Se)。采用各省份社会零售总额的对数度量 Se ,一般来说,社会零售总额代表社会总支出,预期该估计系数为正。

(7)对外开放度(fdi)。采用 fdi 与地区 GDP 的占比来衡量 fdi ,它是反映中国地区开放程度的重要指标。随着中国对外开放的扩大, fdi 对产业集聚的显著促进作用得到了诸多研究的验证^[39-41]。因此,预期该估计系数为正。

(8)固定资产投资占比(fi)。采用全社会固定资产投资与地区 GDP 的占比来衡量 fi ,一般来说,固定资产投资与经济增长之间存在显著的正相关^[30],预期该估计系数为正。

(9)人力资本水平(hum)。采用每万人中取得大专以上学历的人数来衡量 hum ,多数研究证明了人力

资本对于中国经济增长的促进作用^[42],但也有部分研究认为中国人力资本对经济增长的效应并不显著^[43]。人力资本水平对于经济增长和产业集聚的弱相关性甚至是负相关性,也反映了中国经济增长依然依赖物质资本投入的特征^[38]。

本文数据来源于《中国工业经济统计年鉴》和 WIND 数据库,时间为 2005—2014 年,包括中国 31 个省份,各变量的简要描述如表 2 所示。

表 2 各变量的描述性统计

变量	定义	平均数	标准差	最小值	最大值
<i>Sn</i>	实体产业集聚指数	0.9414	0.1739	0.4890	1.3739
<i>Sf</i>	金融从业者规模	0.0334	0.0066	0.0205	0.0601
<i>d</i>	金融从业者异质性	2.3194	0.8728	0.0000	3.0000
<i>inf</i>	区域间金融信息扩散强度	3.00E-10	0.9128	-1.4511	3.4742
<i>ft</i>	贸易自由度	84.3731	77.1983	3.8294	454.2554
<i>Se</i>	社会零售总额	7.8412	7.8412	4.1460	10.1446
<i>fdi</i>	对外开放度	0.0562	0.0758	0.0066	0.7693
<i>fi</i>	固定资产投资占比	0.6040	0.1793	0.2536	1.1238
<i>lnhum</i>	人力资本水平(取对数)	7.8640	1.2377	3.1355	11.1051

资料来源:作者整理。

3. 实证结果及分析

为防止伪回归现象,采用 LLC 方法来检验面板数据的平稳性。表 3 显示,所有变量均通过了平稳性检验。Hausman 检验发现^①,固定效应模型的结果优于随机效应模型,关于固定效应模型的结果,具体见表 4。

表 3 变量平稳性检验

指标	LLC 检验	C(截距)	T(趋势)	O(滞后项)
<i>Sn</i>	-7.0640***	1	0	1
<i>Sf</i>	-11.8203***	0	0	0
<i>d</i>	-13.8594***	0	0	0
<i>inf</i>	-15.6321***	0	0	0
<i>ft</i>	-11.4380***	0	0	0
<i>Se</i>	-6.8078***	1	0	1
<i>fdi</i>	-17.8617***	0	0	0
<i>fi</i>	-10.3571***	0	0	0
<i>lnhum</i>	-9.8008***	1	0	0

注:①***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著;②截距项和趋势项为 1 则代表有截距或趋势,0 代表无截距或趋势;③滞后项的选取主要依据 AIC 信息准则。

资料来源:作者整理。

① Hausman 检验的 Chi2 为 14.02,在 5%的显著性水平上拒绝原假设,即采用固定效应模型。

表 4 固定效应模型估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>c</i>	0.7062*** (10.04)	0.6311*** (8.78)	0.6993*** (12.87)	0.6674*** (11.02)	0.5774*** (7.79)
<i>Sf</i>	4.5876*** (5.56)	6.1323*** (9.75)	1.9343** (2.73)	6.4021*** (7.79)	7.5221*** (4.83)
<i>d</i> × <i>Sf</i>		-2.8097*** (-11.65)			-2.4270*** (-7.77)
<i>inf</i> × <i>Sf</i>			2.3607*** (9.69)		1.0993*** (4.01)
<i>ft</i> × <i>Sf</i>				-0.0053 (-1.80)	-0.0083* (-2.16)
<i>Se</i>	0.1023*** (7.71)	0.1111*** (21.23)	0.0884*** (18.06)	0.1022*** (7.71)	0.1032*** (15.26)
<i>fdi</i>	0.5236** (2.58)	0.2251* (2.17)	0.3385* (2.17)	0.5871** (2.54)	0.2788* (2.12)
<i>fi</i>	-0.3188*** (-4.29)	0.0509 (0.97)	-0.1144** (-2.48)	-0.3626*** (-4.04)	0.0274 (0.63)
<i>lnhum</i>	-0.0709*** (-4.42)	-0.0758*** (-9.70)	-0.0595*** (-6.09)	-0.6852** (-4.01)	-0.0662*** (-10.08)
N	310	310	310	310	310
调整后的 R ²	0.3754	0.5062	0.4999	0.3810	0.5551
F	194.8100	410.7500	1062.9600	161.1400	846.6000

注:①***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著;②括号内为 Z 统计量。

资料来源:作者根据 Stata 计算结果整理。

由表 4 可见,金融从业者规模的估计系数均为正,意味着金融从业者规模的提高有助于区域实体产业集聚,而这在一定程度上说明区域间金融发展水平的提高对实体产业的促进作用,进一步证实了上述三个假设中金融发展的促进作用。与预期一致,社会总支出扩大和对外开放度提高均能深化产业的集聚程度。固定资产投资占比的系数为负,究其原因,固定资产投资占比相对较高的地区市场化程度相对较低,从而导致产业集聚份额也相对较低。人力资本水平的负相关性,一个可能的解释是,目前中国多数产业还依旧处于劳动密集型发展阶段^[28],人力资本水平较低的地区发挥自身优势,从而促进了实体产业集聚。

模型 1 中,金融从业者规模的估计系数为 4.5876,并且估计式的系数也均为正数,这验证金融从业者规模对本地区实体经济的促进作用。模型 2 考虑金融从业者异质性(*d*)的影响,在 *d* 的平均值上,则金融从业者规模 *Sf* 对产业集聚影响的估计系数为-0.3845(6.1323-2.8097×2.3194)^①,即金融从业者规模对实体产业集聚的影响为负;在 *d* 的 1/4 分位数上,金融从业者规模(*Sf*)对产业集聚影响的估计系数为 0.5129,估计系数变小;在趋势上边际影响也是变小的,因此,假设 1 得证。假设 1 意味着金融从业者规模对产业集聚的边际作用逐渐减弱。模型 3 中,即区域间金融信息扩散程度(*inf*)提高时,在 *inf* 的均值上,金融从业者规模(*Sf*)对产业集聚影响的估计系数为 1.9344,估计系数变小,因此,假设 2 得到验证。提高金融从业者知识异质性和创新能力、增强金融信息的扩散强度将进一步提高金融中心的辐射能力,从而使金融资源和金融服务实现跨区域流动,服务欠发达地区和

① 含有交互作用项的模型参考 Wooldridge^[44]的论述。

经济落后地区,促进这些地区实体经济的发展。随着金融服务水平的提高,金融中心的产业分散化作用有助于实现产业的均衡化发展,从而实现区域经济的一体化。模型4中,即当分析贸易自由度(ft)起作用时,在贸易自由度的平均值上,金融从业者规模(Sf)对产业集聚影响的估计系数是5.9549,估计系数变得更大。在贸易自由度不断增强的条件下,金融中心会促进实体产业的进一步集聚,并成长为经济中心,因此,假设3得到验证。在纯粹市场力的作用下,随着区域一体化程度的提高,可流动要素的转移能力逐渐增强,越容易形成不断积累区域发展差距的循环累计因果机制,考虑到金融因素以后,金融空间分布不平衡更会强化这一机制,从而扩大产业份额区域分布的不均衡和拉大区域经济发展差距,因此,政府的有效干预和差别化政策(“政策梯度”),如实行有区域差异的金融政策,有助于区域经济协调发展^[49]。模型5中,当综合考虑区域间金融信息扩散程度(inf)、贸易自由度(ft)和金融从业者知识异质性(d)的影响时,金融从业者规模对产业集聚产生的作用依然符合三个假设。

4. 稳健性检验

一般而言,金融资源分布集中的地区其金融发展水平(金融异质性、信息化程度)自然较高,这毫无疑问会促进产业的集聚,同时,产业集聚的提升使得企业的金融服务需求和信息化服务需求也相应的提高,从而进一步促使金融资源的集中和信息化水平的上升,进而产生内生性问题^[48]。本文构建两阶段系统广义矩估计(Two-step System-GMM)模型来克服可能存在的内生性问题,以检验模型结果的稳健性。

计量模型中隐含的假设是产业集聚会随着解释变量的变动而即时完全的变动。而经济因素的变化一般存在一定的惯性,因此,引进产业集聚指数的滞后项有助于分析经济变量的缓慢调整和提高模型估计精度。这里将被解释变量的一阶滞后项作为滞后变量构建动态面板模型,采用两阶段系统广义矩估计进行检验,模型具体估计式为:

$$Sn_{it} = \beta_0 + \beta_1 Sn_{it-1} + \beta_2 Sf_{it} + \beta_3 Sf_{it} \times cn_{it} + \beta_4 Se_{it} + \beta_5 fdi_{it} + \beta_6 ft_{it} + \beta_7 lnhum_{it} + \mu_{it} \quad (30)$$

两阶段系统广义矩估计的回归结果见表5。模型1中,金融从业者规模(Sf)的估计系数为4.7491,并且其他列中系数也均为正数。模型2中,在金融从业者知识异质性(d)的平均值上,金融从业者规模(Sf)对产业集聚影响的估计系数为2.2233,估计系数变小。模型3中,当区域间金融信息扩散程度(inf)提高时,在 inf 的均值上,金融从业者规模(Sf)对产业集聚影响的估计系数为2.1031,估计系数变小。模型4中,当分析贸易自由度(ft)起作用时,在 ft 平均值上,金融从业者规模(Sf)对产业集聚影响的估计系数是7.7250,估计系数变得更大。当综合考虑 ft 、 inf 和 d 的影响时,其估计系数的正负依然与交叉项保持一致,表明这三个参数通过金融从业者规模对产业集聚产生作用。综上,模型估计结果具有稳健性。

本文在空间经济学视角下构建理论模型研究金融资源分布对产业集聚的影响,经济系统内存在交互影响,各变量具有显著的空间异质性特征,这样普通的面板固定效应模型测算结果可能会出现偏差。为检验和解决由空间因素引致的计量结果偏差,本文将构建空间面板模型进一步检验模型结果的稳健性。

此外,经济系统内各变量可能存在交互影响,产业集聚往往表现出不同程度的空间依赖性。通过计算Moran'I发现,邻近地区的产业集聚确实相关,而这种相关性可能来自于被遗漏的一些具有空间相关性的变量。因此,普通的面板固定效应模型测算结果可能会出现偏差,有必要进一步构建空间面板模型检验金融资源分布对产业集聚的影响。为此,考虑建立如下形式的空间自回归模型(Spatial Autoregressive, SAR)和空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。经Hausman检验,两模型均采用固定效应模型, SAR模型设定见式(31), SEM模型设定见式(32),检验结果如表6所示。

表 5 两阶段系统广义矩估计的回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Sf</i>	4.7491** (2.23)	8.4555*** (5.51)	4.0589*** (3.84)	8.6109*** (2.81)	13.0024*** (9.94)
<i>d×Sf</i>		-2.6870*** (-8.42)			-2.4062*** (-9.99)
<i>inf×Sf</i>			2.1029*** (5.98)		0.8033*** (5.11)
<i>ft×Sf</i>				-0.0105** (-2.49)	-0.0189*** (-7.48)
<i>Se</i>	0.0776*** (3.91)	0.0609*** (3.67)	0.0488*** (3.03)	0.0804*** (3.16)	0.0591*** (6.99)
<i>f_{di}</i>	0.6401*** (4.11)	0.4915*** (2.91)	0.7201*** (3.44)	0.8287*** (3.77)	0.5507** (3.01)
<i>f_i</i>	-0.3378*** (-3.23)	0.2945*** (6.77)	0.1685** (3.45)	-0.4001*** (-3.62)	0.0341 (0.84)
<i>lnhum</i>	-0.0463** (-1.96)	0.0137 (0.76)	0.0229 (1.53)	-0.0440 (-1.45)	0.0188** (2.88)
<i>c</i>	0.7545*** (4.00)	—	—	0.6423*** (3.28)	—
<i>Sn_{t-1}</i>	-0.0536 (-0.81)	-0.1325 (-1.36)	-0.0379 (-0.29)	-0.0541 (-0.50)	0.0834** (2.64)
AR(1)	-2.8413 (0.00)	-2.7363 (0.00)	-2.5618 (0.01)	-2.5322 (0.01)	-3.0900 (0.00)
AR(2)	1.9373 (0.05)	-0.8437 (0.40)	-1.4160 (0.16)	0.7037 (0.48)	-1.1900 (0.23)
Sargan	1	1	1	1	1

注:①***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著;②括号内为 Z 统计量。

资料来源:作者根据 Stata 计算结果整理。

$$Sn_{it} = \beta_0 + \beta_1 Sf_{it} + \beta_2 Sf_{it} \times cn_{it} + \beta_3 Se_{it} + \beta_4 f_{di_{it}} + \beta_5 f_{i_{it}} + \beta_6 lnhum_{it} + \rho W Sn_{it} + \mu_{it} \quad (31)$$

$$Sn_{it} = \beta_0 + \beta_1 Sf_{it} + \beta_2 Sf_{it} \times cn_{it} + \beta_3 Se_{it} + \beta_4 f_{di_{it}} + \beta_5 f_{i_{it}} + \beta_6 lnhum_{it} + \lambda W \varepsilon_{it} + \mu_{it} \quad (32)$$

回归结果显示,金融从业者规模(*Sf*)等解释变量的估计系数与基础模型式(27)基本一致,进一步证实了金融空间分布对产业集聚的正向影响。同时,SAR模型和SEM模型的空间外溢系数分别为-0.274和-0.504,且通过了1%的显著性检验,说明目前中国产业集聚在区域间存在竞争效应。

四、结论和启示

本文在新经济地理学分析框架下,对金融空间分布影响产业布局的机制进行了理论与数值模拟分析,并运用2005—2014年中国省级面板数据进行了实证检验,得出以下结论:①以金融从业者规模衡量的金融集聚能够有效地提高金融服务效率,进而促进产业集聚,这与已有研究所得结论相吻合。②随着金融从业者知识异质性和信息扩散强度的提高,金融从业者规模对产业集聚的边际促进效应逐渐减弱,有助于实体经济空间均衡布局。其主要原因在于金融异质性和信息扩散是强化区际金融协作的基础,异质性程度与扩散强度的增加能够降低同质性竞争,提高区际金融协作的效率,从而有效克服后发地区面临的金融约束,推动此地区经济发展。③随着贸易自由度的提高,金

表 6 空间自回归模型检验结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Sf</i>	4.9426*** (3.78)	6.8300*** (5.67)	2.1254* (1.76)	6.8241*** (3.96)	7.9668*** (4.13)
<i>dxSf</i>		-3.1188*** (-8.96)			-2.6086*** (-6.15)
<i>inf×Sf</i>			2.5317*** (8.87)		1.2367*** (3.46)
<i>ft×Sf</i>				-0.0056* (-1.66)	-0.0084** (-2.41)
<i>Se</i>	0.0458*** (4.38)	0.05343*** (5.61)	0.0435*** (4.66)	0.0483*** (4.61)	0.0548*** (5.93)
<i>fdi</i>	0.5458*** (4.54)	0.2143* (1.86)	0.3472*** (3.17)	0.6139*** (4.88)	0.2738** (2.41)
<i>ft</i>	-0.2927*** (-3.89)	0.1250 (1.51)	-0.0749 (-1.04)	-0.3397*** (-4.26)	0.0924 (1.16)
<i>lnhum</i>	-0.000 (-0.73)	-0.000 (-1.30)	-0.000 (-1.35)	-0.000 (-0.87)	-0.000* (-1.79)
Spatial rho	-0.1908* (-1.71)	-0.3352*** (-3.02)	-0.2039* (-1.94)	-0.1613 (-1.45)	-0.2742*** (-2.58)
Spatial lambda	—	—	—	—	—
Variance sigma _{2_e}	0.0207*** (11.17)	0.0169*** (11.46)	0.0165*** (11.31)	0.0203*** (11.12)	0.0149*** (11.40)
N	310	310	310	310	310
R ²	0.3570	0.4390	0.4730	0.3580	0.4940

注:①***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著;②括号内为 Z 统计量;③限于篇幅,空间误差模型 SEM 的检验结果未列出,读者需要可向作者索取。

资料来源:作者根据 Stata 计算结果整理。

融从业者规模对实体产业集聚的边际促进效应逐渐增强,使经济发展先行地区的集聚优势更加明显,从而形成“区域鸿沟”。

结合本文的理论分析与经验检验,金融空间分布对实体产业区位选择的影响在不同的约束条件下,效应也存在较大差别。在新常态下,各地区在通过借助金融力量促进本地经济发展和产业升级方面应注意:①中国金融体系的建设,应在加快现有金融中心高端化步伐的基础上,同时发展多层次的金融体系以促进金融的区际差异化发展。从金融异质性角度看,在人才吸引上,加强对金融从业者的培训和资质认证,通过引进高素质、国际领先的金融人才,努力吸引各种知识背景的金融从业者,实现金融人才的高端化和异质化。②从区际金融信息扩散角度看,中国应进一步减少区域间的信息壁垒,借助新兴信息通讯技术,利用大数据、云计算和互联网金融的发展,实现金融信息服务的全国一体化,加强金融信息公开化,使得金融服务能够有效地辐射金融市场发展相对落后的中西部地区。③在中西部地区经济发展明显滞后于东部地区,且发展差距有增大趋势的背景下,需要对欠发达地区实行一定的贸易保护政策和金融差异化政策,适度的“政策梯度”是实现区域协调发展的有效手段。在金融领域,实行有区际差异的金融政策倾斜,积极发挥政策性银行的作用,促进中西部地区非银行金融机构的发展,使本地金融资源能够就地得以有效利用,促进其经济发展。

[参考文献]

- [1]McKinnon R. I. Money and Capital in Economic Development[M]. New York: Brookings Institution Press, 1973.
- [2]Shaw, E. S. Financial Deepening in Economic Development[M]. Oxford: Oxford University Press, 1973.
- [3]蒋三庚,宋毅成. 金融的空间分布与经济增长[J]. 经济学动态, 2014,(8):97-104.
- [4][瑞典]劳拉詹南. 金融地理学:金融家的视角[M]. 孟晓晨译. 北京:商务出版社, 2001.
- [5]汪增群. 中国货币政策区域非对称性效应[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2011.
- [6]宋翠玲. 对我国国际经济与金融差距关联性的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007,(10):120-130.
- [7]张军洲. 中国区域金融分析[M]. 北京:中国经济出版社, 1995.
- [8]李兴江,李志国. 我国东西部地区经济发展的博弈分析[J]. 经济问题, 2003,(8):19-21.
- [9]戚安邦. 项目管理学(第2版)[M]. 北京:科技出版社, 2012.
- [10]张俊生,曾亚敏. 社会资本与区域金融发展:基于中国省际数据的实证研究[J]. 财经研究, 2005,31(4):37-45.
- [11]唐鹏程,杨树旺. 企业社会责任投资模式研究:基于价值的判断标准[J]. 中国工业经济, 2016,(7):109-126.
- [12]姚耀军. 非正规金融发展的区域差异及其经济增长效应[J]. 财经研究, 2009,35(12):129-139.
- [13][美]贾夏帕拉. 知识管理:一种集成方法[M]. 安小米等译. 北京:中国人民大学出版社, 2011.
- [14]边燕杰. 城市居民社会资本的来源及作用:网络观点与调查发现[J]. 中国社会科学, 2004,(3):136-146.
- [15][美]格兰诺维特,[瑞典]斯威德伯格. 经济生活中的社会学[M]. 瞿铁鹏等译. 上海:世纪出版集团, 2014.
- [16]车欣薇,部慧,梁小珍,王拴红,汪寿阳. 一个金融集聚动因的理论模型[J]. 管理科学学报, 2012,(3):16-29.
- [17]李林,丁艺,刘志华. 金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量分析[J]. 金融研究, 2011,(5):113-123.
- [18]余永泽,宣烨,沈扬扬. 金融集聚对工业效率提升的空间外溢效应[J]. 世界经济, 2013,(2):93-116.
- [19]Clark, G. Money Flows like Mercury: the Geography of Global Finance[J]. Geografiska Annaler, 2005,87(2): 99-112.
- [20]严成樾. 社会资本、创新与长期经济增长[J]. 经济研究, 2012,(11):48-60.
- [21]安虎森. 新经济地理学原理[M]. 北京:经济科学出版社, 2009.
- [22]白钦先. 金融可持续发展研究导论[M]. 北京:中国金融出版社, 2001.
- [23]Berliant, M., and M., Fujita. Dynamics of Knowledge Creation and Transfer: The Two Person Case[R]. MPRA Working Paper, 2007.
- [24]Fujita, M. Towards the New Economic Geography in the Brain Power Society [J]. Regional Science and Urban Economics, 2007,37(4):482-490.
- [25]Berliant, M., and M., Fujita. Culture and Diversity in Knowledge Creation [J]. Regional Science & Urban Economics, 2012,42(4):648-662.
- [26]安虎森,刘军辉. 劳动力的钟摆式流动对区际发展差距的影响——基于新经济地理学理论的研究[J]. 财经研究, 2014,40(10):84-96.
- [27]王永进,盛丹. 地理集聚会促进企业间商业信用吗[J]. 管理世界, 2013,(1):101-114.
- [28]龙小宁,张晶,张晓波. 产业集群对企业履约和融资环境的影响[J]. 经济学(季刊), 2015,(3):1563-1590.
- [29]张小蒂,王永齐. 融资成本、企业家形成与内生产业集聚——一般分析框架及基于中国不同区域的比较分析[J]. 世界经济, 2009,(9):15-26.
- [30]周兵,张倩,张晨阳. 金融环境因素背景下的 FDI 与产业集聚[J]. 管理世界, 2012,(1):172-173.
- [31]袁海红,张华,曾洪勇. 产业集聚的测度及其动态变化——基于北京企业微观数据的研究[J]. 中国工业经济, 2014,(9):38-50.
- [32]孙晓华,郭旭. 工业集聚效应的来源:劳动还是资本[J]. 中国工业经济, 2015,(11):78-93.
- [33]殷广卫. 新经济地理学视角下的产业集聚机制研究——兼论近十多年中国区域经济差异的成因[D]. 南开大学博士论文, 2009.
- [34]王舒鸿. FDI、劳动异质性与中国劳动收入份额[J]. 财经研究, 2012,38(4):59-68.

- [35]黄解宇. 金融集聚的内在动因分析[J]. 区域金融研究, 2011,(3):26-30.
- [36]李杰. 基于空间内生增长理论的区域差异成因探析[J]. 南开经济研究, 2009,(3):87-107.
- [37]陈飞. 边界效应、区际贸易与区域经济增长——基于垄断竞争框架的分析[D]. 南开大学博士论文, 2009.
- [38]Poncet, S. Measuring Chinese Domestic and International Integration[J]. China Economic Review, 2003,14(1): 1-22.
- [39]倪鹏飞,刘伟,黄斯赫. 证券市场、资本空间配置与区域经济协调发展——基于空间经济学的研究视角[J]. 经济研究, 2014,(5):121-132.
- [40]洗国明,文东伟. FDI、地区专业化与产业集聚[J]. 管理世界, 2006,(12):18-31.
- [41]金煜,陈钊,陆铭. 中国的地区工业集聚:经济地理、新经济地理与经济政策[J]. 经济研究, 2006,(4):79-89.
- [42]詹新宇. 市场化、人力资本与经济增长效应——来自中国省际面板数据的证据[J]. 中国软科学, 2012,(8):166-177.
- [43]陈仲常,马红旗. 人力资本的离散度、追赶效应与经济增长的关系——基于人力资本分布结构的异质性[J]. 数量经济技术经济研究, 2011,(6):21-36.
- [44]Wooldridge, J. M. Introductory Econometrics: A Modern Approach (5th Edition) [M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2014.
- [45]安虎森,李锦. 适度的“政策梯度”是实现区域经济协调发展的战略选项——基于新经济地理学循环累积因果聚集机制的探讨[J]. 学术月刊, 2010,(1):73-79.

Financial Spatial Distribution, Heterogeneity, and Industrial Allocation

ZHANG Hui¹, LIU Peng², YU Tao², AN Hu-sen², QI An-bang¹

(1. Business School of Nankai University, Tianjin 300071, China;

2. School of Economics of Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Focusing on the significant practical issue in the current stage of China's regional economic coordinated development strategy, how the regional economy uses the finance strength to promote the balanced distribution of industries, this paper proceeds from the basic category of finance special location and knowledge heterogeneity, and analyses the influencing mechanism of the space difference of the financial services on the layout of entity industry. By constructing a two-region, three-department FC model including the financial sector, from the perspectives of financial services efficiency and capital allocation, we theoretically analysis the effect and influencing factors of the scale of financial practitioner on industry agglomeration. Numerical simulation finds that although the scale of finance practitioner prompts the agglomeration of industry, as the enhancement of financial knowledge heterogeneity and information diffusion, the financial agglomeration's marginal promotion becomes weaker. As the freedom degree of trade increases, the marginal promotion becomes stronger. Using the data of 31 provinces between 2005 and 2014, we make empirical test on the numeric simulation results. The policy implications are that speeding up the financial heterogeneity should be based on the foundation of advanced development in the existing financial centers, develop multi-level financial system across the country. In the same time, in order to achieve coordinated development of regional economy, we also should strengthen the open degree of financial information to make sure that the financial services can effectively cover the central and western regions. And also, it is rational to implement the appropriate protective policies for the backward areas at the present stage.

Key Words: spatial economics; scale of financial practitioner; knowledge heterogeneity; information diffusion; industry agglomeration

JEL Classification: C68 G00 L00

[责任编辑:马丽梅]