

财政科技资助、知识资本禀赋与区域创新绩效

张雯 吴福象¹

(南京大学 商学院, 南京 210093)

【摘要】: 本文通过构建内生创新模型, 分析不同知识资本禀赋下, 财政科技资助对区域创新绩效的影响效果, 以及知识资本禀赋与区域创新绩效的空间关联性。进一步地, 本文以长三角区域 41 个地级市构造面板数据, 利用面板门槛模型、Moran' s I 指数、空间计量模型进行实证分析。研究发现: (1) 当区域知识资本存量超过对应门槛值后, 财政科技资助对本地创新绩效的促进效用有所降低; (2) 空间临近的区域间具有相似的知识资本禀赋, 且知识资本禀赋相近的区域具备相似的创新产出能力; (3) 地方财政科技资助能够发挥空间溢出效应, 对临近区域创新绩效产生显著积极作用。

【关键词】: 财政科技资助 知识资本禀赋 创新绩效 空间溢出效应

【中图分类号】: F810.7 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912(2021)04—0027—10

一、引言

在构建国内国际双循环新发展格局背景下, 改革创新成为提高经济循环质量和效率的关键。然而, 由于技术创新过程中难以避免的高成本、高风险、外部性和不确定性, 往往使得依靠市场自发进行的创新效率偏离最优效果, 因此需要政府这只“看得见的手”进行适当干预。对于技术创新而言, 政府最为直接的手段应归于财政科技资助(Lee, 2011)^[1]。然而, 财政科技资助的作用效果至今难以得到一致观点。一种观点认为财政科技资助对技术创新具有积极效用, 主要在于政府资助有助于降低企业研发成本和风险, 从而提高企业创新动机(Czarnitzki & Licht, 2006^[2]; Langrish, 2007^[3]; 解维敏等, 2009^[4]); 另一种观点则抱有否定态度, 认为政府资助会替代或挤出私人 R&D 投入, 进而导致企业自主研发效率低下(Gorg & Strobl, 2007^[5]; Catozzella & Vivarelli, 2016^[6]; 张杰等, 2015^[7])。因此, 已有研究开始关注两者之间的非线性关系以及影响两者关系的外部因素, 认为资助强度、资助对象、产权类型、企业规模、行业技术水平等因素均会不同程度地影响财政资助效果(Streicher et al., 2004^[8]; 白俊红, 2011^[9]; Bjorn et al., 2012^[10]; 廖信林等, 2013^[11]; 王利勇和唐升, 2020^[12])。

与此同时, 根据中央财经委员会第五次会议精神, 推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局成为未来一段时间的研究重点。随着新经济地理学的不断兴起, 纳入空间视角分析区域创新行为逐渐成为研究热点。彭向和蒋传海(2011)发现 MAR 外部性与 Jacobs 外部性均能显著促进我国区域产业创新, 尤其是后者中的产业互补对创新的推动效果更佳^[13]。俞立平和龙汉(2019)的研究也同样支持了创新要素集聚对创新成果具有正向机制, 认为创新要素集聚存在创新质量提升效应^[14]。

目前, 长江三角洲区域一体化已上升为国家战略, 城市之间的互动联系日趋密切, 知识溢出效应逐渐增强, 且区域间创新要素的动态流动有利于知识空间溢出, 从而有助于区域创新绩效的提升(白俊红和蒋伏心, 2015^[15])。然而, 在长三角区域各城市之间, 依旧存在明显的知识资本禀赋势差。根据《2019 全球创新指数》报告显示, 公共研发支出增长率正在放缓甚至完全停

¹**作者简介:** 张雯(1994-), 女, 河南洛阳人, 南京大学商学院博士研究生, 研究方向: 区域经济和創新经济

吴福象(1966-), 男, 安徽安庆人, 南京大学商学院教授、博士生导师, 研究方向: 产业经济和区域经济。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“中国制造业关键核心技术创新突破及实现路径研究”(72073061), 项目负责人: 吴福象; 国家社会科学基金重大项目“中国深度参与全球创新链治理的机制、路径与政策研究”(20&ZD123), 项目负责人: 吴福象

滞,尤其是在推动技术前沿的高收入经济体中,这种现象尤为明显。因此,面对不同的区域禀赋,财政科技资助对区域创新绩效的影响效果开始令人疑惑。同时,在长三角区域经济一体化进程中,为追求地方财政科技资助的价值最大化,其对其他区域创新绩效的影响也应被考察在内。

综上,本文尝试探讨知识资本禀赋是否影响财政资助对本地创新绩效的作用效果,并测算长三角区域知识资本与创新绩效的空间关联性。以期合理指导财政资助的配置方式,同时为实现长三角区域经济一体化发展目标提供有价值参考。基于此,本文可能的边际贡献如下:第一,构建包含知识创新部门的内生创新模型,通过理论模型推演,得出本文的主要研究假说;第二,利用面板门槛模型,验证不同知识资本禀赋下,财政资助对本地创新绩效的影响效果;第三,借助空间计量模型,探讨在长三角区域经济一体化进程中,财政资助、知识资本禀赋与创新绩效之间的空间关联性。

二、理论模型与研究假说

(一)基本框架

本文基于内生增长模型框架体系,并参考 TP 模型^[16](Berliant & Fujita, 2007)中的知识创新部门,建立两区域、三部门、两要素的知识创造模型。其中,两区域为区域 A 和区域 B,三部门分别为传统产品生产部门、高技术产品生产部门以及技术创新部门,两要素为一般劳动力 L 和高技能劳动力 H,在整个经济系统中,两种要素的总量保持不变。其中,传统产品生产部门通过投入一般劳动力 L 来生产同质必需品 Z,且必需品 Z 在区区间交易无成本;高技术产品生产部门生产差异化可替代的非必需品 x,此类产品在于提升家庭居民的生活质量;技术创新部门负责研究与开发新技术,且一种新技术对应一种新产品,该部门包含一定的知识资本积累 K,其与所拥有的高技术产品种类 n 成比例。高技术产品生产部门及技术创新部门通过投入高技能劳动力 H 进行生产和研发,且两部门具有联合性,即同一区域的技术创新部门所研发出的新技术将迅速运用到该区域高技术产品生产部门之中,技术外溢效应具有时滞性。

假设家庭始终偏好产品多样化及高质量产品,同时具有迪克西特—斯蒂格利茨偏好(Dixit-Stiglitz preference)特征,即新产品对旧产品具有不完全替代性,由于消费者偏好产品多样性和高品质,因此,从消费者角度,企业开发新技术有利于提高家庭居民效用。那么,本文仅从生产者角度进行分析和讨论。

在传统产品生产部门,假设传统产品具有规模报酬不变的性质,通过调整单位,可令投入一单位 L 生产出一单位 Z。传统产品 Z 仅在单位生产成本最低的地区生产,且价格由最低成本水平决定,即 $p_z = \min(w_L^A, w_L^B)$,其中, w_L^i 表示地区 i (i=A, B) 的一般劳动力工资水平。

在高技术产品生产部门,假设高技术产品同样具有规模报酬不变的性质,通过调整单位,可令投入一单位 H 生产出一单位 x。高技术产品采用成本加成定价,得到区域 i 高技术产品价格指数为:

$$P_x^i = \frac{w_H^i}{\alpha} \quad (1)$$

其中 w_H^i 表示区域 i (i=A, B) 的高技能劳动力工资水平; $\alpha = \frac{1}{1-\sigma}$ 为同一区域任意两种高技术产品间的替代弹性,假设其在短期内稳定不变。

在技术创新部门,假设技术创新存在规模经济递增性质,随着知识资本存量不断积累,企业研发具有边际成本递减特征,

单位新技术研发需要投入 $\frac{1}{k}$ 单位高技能劳动力 H,则区域 i 企业研发一种新技术的成本为 $\frac{w_H^i}{k}$ 。

为追求利润最大化，企业是否进行技术创新，取决于对技术创新前后预期利润的判断比较。当区域 i 企业不考虑技术创新时，其预期利润水平以当期利润为依据：

$$\pi_0^i = n^i x_0^i (P_z^i - w_H^i) \quad (2)$$

式(2)中， x_0^i 为地区 i 当期高技术产品的销量。同时，高技能劳动力市场均衡要求 $n^i x_0^i = H^i$ 。而当区域 i 企业考虑技术创新时，其预期利润水平可表示为：

$$\pi_1^i = n^i x_1^i (P_z^i - w_H^i) + n^i \bar{x}_1^i (p_z^i - w_H^i) - n^i \frac{w_H^i}{n^i} \quad (3)$$

其中， $n^i=0,1$ ，表示区域 i 企业是否进行技术创新， $n^i=0$ 表示企业不进行技术创新， $n^i=1$ 表示企业进行技术创新； x_1^i 和 $\bar{x}_1^i$ 分别为原有产品和新产品的预期销量，当 $n^i=0$ 时， $x_1^i=x_0^i$ ； p_z^i 为新产品价格， $\beta = 1 - \frac{1}{\varepsilon^*}$ ， ε^* 表示加入新产品后高技术产品间的替代弹性。在新产品初步推入市场时，产品设计或性能上的创新突破能够降低高技术产品间的可替代性，因此，有理由认为 $1 < \varepsilon^* < \varepsilon$ ，那么 $\beta < \alpha$ 。此时，高技能劳动力市场均衡要求 $\alpha x_1^i + \alpha \bar{x}_1^i - \frac{w_H^i}{w^i} = H^i$ 。

将式(1)分别代入式(2)和式(3)，并结合高技能劳动力市场的均衡条件，可得到区域 i 企业进行技术创新前后的利润变化：

$$\Delta \pi_1^i = \pi_1^i - \pi_0^i = \left[\left(\frac{1-\beta}{\beta} - \frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \bar{x}_1^i - \frac{1}{\alpha n^i} \right] w_H^i n^i \quad (4)$$

根据式(4)，当 $\frac{\alpha \bar{x}_1^i}{\alpha n^i} > \frac{1}{n^i}$ 时，区域 i 企业为实现利润最大化会选择技术创新。由于 $K^i = n^i$ ，则区域 i 企业进行技术创新要求本地知识资本存量满足：

$$K^i > \frac{\beta}{\alpha - \beta} \frac{1}{x_1^i}, (\alpha > \beta) \quad (5)$$

(二) 财政资助对本地创新绩效的影响分析

接下来考虑政府财政资助，为激励本地企业技术创新，区域 i 政府会通过财政支出承担本地技术创新部门 ϕ^i 份额的研发成本。且假设财政资助不影响产品预期销量，那么，引入财政资助后，区域 i 企业的预期利润为：

$$\pi_2^i = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} n^i x_1^i + \frac{1-\beta}{\beta} \overline{n_f^i x_1^i} - (1-\varphi^i) \frac{n_f^i}{n^i} \right) w_H^i \quad (6)$$

其中, $n^i = 0, 1$ 表示财政补贴后区域 i 企业是否进行技术创新, 解释同 n^i 。此时, 高技能劳动力市场均衡要求 $n^i x_1^i = \overline{n_f^i x_1^i} + \frac{\partial \pi_2^i}{\partial n^i} = H^i$ 。同理, 在财政资助下, 当 $\frac{\partial \Delta \pi_2^i}{\partial n^i} > 0$, $\Delta \pi_2^i = \pi_2^i - \pi_0^i$ 时, 区域 i 企业会选择技术创新。此时, 区域 i 企业进行技术创新要求本地知识资本存量满足:

$$K^i > \frac{\beta}{\alpha - \beta} \frac{1 - \alpha \varphi^i}{x_1^i}, (\alpha > \beta) \quad (7)$$

令 $K_0^i = \frac{\beta}{\alpha - \beta} \frac{1}{x_1^i}$, $K_0^i = \frac{\beta}{\alpha - \beta} \frac{1 - \alpha \varphi^i}{x_1^i}$, 由于 $1 - \alpha \varphi^i < 1$, 必定有 $K_M^i < K_0^i$, 可以认为财政资助能够降低触发技术创新的知识资本存量门槛值。

假说 1: 在纳入技术创新部门的内生增长模型之中, 在本地知识资本存量一定的前提下, 财政科技资助能够通过降低知识资本存量的门槛值, 推动本地企业技术创新。

另外, 观察式 (5) 和式 (7), 可以发现在知识资本存量较大的区域, 本地企业自主创新的倾向更强, 而在知识资本存量较低的区域, 企业技术创新更加依靠财政资助推动。

假说 2: 在产品间替代弹性和新产品预期销量一定的假设前提下, 知识资本积累有利于提升本地创新绩效, 且财政科技资助在知识资本存量较低区域的积极效用更大。

(三) 知识资本禀赋与创新绩效的空间关联性分析

假设知识资本以专利 Q 为载体, 且专利 Q 的总量在短期内保持不变, 不失一般性, 令区域 i 所拥有的专利份额为 $s^i = \frac{Q^i}{Q^A + Q^B}$ ($i, j = A, B; i \neq j$)。区域 i 知识资本积累量可表示为:

$$K^i = \left[\int_0^{s^i} Q(m)^\gamma dq + \eta \int_0^{1-s^i} Q(m)^\gamma dq \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}, 0 < \gamma < 1, \quad 0 \leq \eta \leq 1 \quad (8)$$

其中, $Q(m)$ 为代表性专利 m 所承载的知识量; γ 为不同专利在技术创新时的互补参数, 其体现出专利的异质性; $\eta \in [0, 1]$ 为区域间的知识扩散强度。

根据式 (8), 可以得到两个区域间的知识资本禀赋势差 $|K^i - K^j|$, ($i, j = A, B; i \neq j$), 令 $\Delta K = |K^i - K^j|$ 。可以认为, ΔK 不仅取决于各地专利拥有量的差别, 还受到区域间知识扩散强度的影响。通过计算可知, 当 $s^i = \frac{1}{2}$ 时, $\frac{\partial \Delta K}{\partial \eta} < 0$, 说明提高区域间的知识扩散

强度能够降低区域间的知识资本禀赋势差。

由于知识所具备的非排他性和非竞争性，使得知识扩散常与空间距离密切相关，因此，空间距离更近区域间的知识资本禀赋势差更小。

假说 3:在包含技术创新部门的两区域内，由于知识扩散受制于空间距离，使得空间临近的区域间具有相似的知识资本禀赋，且可推断知识资本禀赋相近的区域具备相似的创新能力。

三、实证研究设计

(一) 面板门槛模型

首先，本文设计面板基准回归模型，研究在控制其他影响因素的条件下，财政科技资助对区域创新绩效的影响。假设创新绩效为 IO ，财政科技资助为 Fst ，为体现财政科技资助对区域创新绩效的影响，本文设定如下技术创新产出模型一：

$$IO_{it} = \alpha + \beta Fst_{it} + \gamma Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

在模型一中， IO_{it} 和 Fst_{it} 分别表示区域 i 在年份 t 的创新绩效和财政科技资助水平，分别为本文的被解释变量以及核心解释变量； Z_{it} 为影响区域创新绩效的其他因素； α 为常数项， β 和 γ 为各自变量的影响系数； ε_{it} 为随机扰动项。

进一步，为验证不同知识资本禀赋下，财政科技资助对区域创新绩效是否具有差异化影响，本文借鉴 Hansen (1999) 提出的面板门槛模型^[17]，在模型一的基础上引入门槛效应，由此得到如下形式的面板门槛模型二：

$$IO_{it} = \alpha + \beta_1 Fst_{it} * I(qx_{it} \leq \theta_1) + \beta_2 Fst_{it} * I(\theta_1 < qx_{it} \leq \theta_2) + \dots + \beta_n Fst_{it} * I(\theta_{n-1} < qx_{it}) + \gamma IC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

在模型二中， qx_{it} 为门槛变量； $I(qx_{it} \leq \theta_1)$ 为虚拟变量，表示在 $qx_{it} \leq \theta_1$ 时取值为 1，否则取值为 0，模型二中其他 $I(\cdot)$ 的解释类似。一般情况下， β_1 、 $\beta_2 \dots \beta_n$ 不相同即表明当 qx_{it} 所处不同取值区间时，财政科技资助对区域创新绩效的影响存在差别。

(二) 空间计量模型

为分析知识资本存量的空间自相关性，以及其与创新绩效的空间关联性，本文借助 Moran's I 指数进行检验，其计算公式为：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (11)$$

其中， S^2 为样本方差； w_{ij} 为各城市的空间权重矩阵。对知识资本存量空间自相关性的检验，本文根据长三角区域各地级市邻

接与否构造空间权重矩阵 w_{ij} , 即 $w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{地区 } i \text{ 和地区 } j \text{ 相邻} \\ 0 & \text{地区 } i \text{ 和地区 } j \text{ 不相邻} \end{cases}$; 对于知识资本禀赋与创新绩效的空间关联性, 本文根据长三角区域各地级市 2018 年的知识资本禀赋势差来构造空间权重矩阵 w_{ij}' , 即 $w_{ij}' = 1/|IC_i - IC_j|$, 通过测算 2018 年专利申请数的 Moran' sI 指数, 观察知识资本禀赋与创新绩效的空间关联性。

另外, 为进一步分析财政科技资助对区域创新绩效的影响, 本文纳入空间效应利用空间计量模型进行分析。同时, 为匹配上述模型结论中解释变量对被解释变量具有非线性影响的假设, 本文对空间面板模型中涉及到的各变量进行对数化处理, 得到如下空间面板模型三:

$$\ln IO_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln IO_{jt} + a \ln Fst_{it} + b \ln Z_{it} + \varphi \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln Fst_{jt} + \omega \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln Z_{jt} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

在模型三中, a 和 b 是各自变量的弹性系数; ρ 为被解释变量的空间滞后回归系数, 反映技术创新的空间溢出效应; φ 和 ω 分别是核心解释变量和控制变量的空间滞后回归系数, 反映财政科技资助以及其他控制变量的空间溢出效应; w_{ij} 为研究对象的空

(三) 指标选取与数据处理

1. 被解释变量

本文以创新绩效 (IO) 为被解释变量, 选取各城市专利申请数增量作为衡量指标。专利数量是衡量创新产出的重要指标^[18], 专利申请数增量能够体现一个地区在一定时期内的创新绩效水平。

2. 核心解释变量

本文以财政科技资助 (Fst) 为核心解释变量, 选取一般公共预算支出中的科学技术支出作为衡量指标。由于地方政府的财政补贴可视为 R&D 投入来源的一部分, 为剔除价格变动影响, 将名义财政科技支出转换为 2011 年不变价, 并利用 R&D 支出价格指数做平减处理。参照白俊红和李婧 (2011)^[19] 的做法, R&D 支出价格指数由居民消费价格指数和固定资产投资价格指数分别设定 0.55 和 0.45 的权重加权平均后求得。

3. 控制变量与门槛变量

借鉴以往研究文献, 本文重点控制知识资本存量 (IC)、人力资本 (HC) 以及出口强度 (Ex)。对于知识资本存量 (IC), 本文利用各城市已经获得授权的专利数以永续盘存法进行估算, 测度公式为: $IC_{it} = ICI_{it} + (1 - \delta) IC_{it-1}$, 其中, IC_{it} 是城市 i 在年份 t 的知识资本存量, ICI_{it} 为城市 i 在年份 t 的专利授权数增量, δ 为知识资本的折旧率。基期知识资本存量利用 $IC_{i0} = ICI_{i0} / (g_i + \delta_i)$ 进行计算, g_i 为城市 i 在研究期内专利授权数的年平均增长率, 折旧率 δ 这里统一设定为 15% (吴延兵, 2006^[20])。同时, 以其作为门槛变量进行门槛效应分析。对于人力资本 (HC), 本文利用各城市历年高校在校生人数进行衡量。对于出口强度 (Ex), 本文选取各城市历年出口额进行衡量, 首先利用历年平均汇率进行计价单位换算, 再通过居民消费价格指数进行平减处理。

(四) 数据来源与说明

本文以我国长江三角洲区域的 41 个地级市为研究对象，由于 2011 年之前的行政区划与当前差异较大(主要是原安徽巢湖市被撤销地级市行列)，因此，本文选取 2011 年至 2018 年的数据作为研究样本。涉及到的指标数据来源于 2012 年至 2019 年的《上海统计年鉴》、《江苏统计年鉴》、《浙江统计年鉴》、《安徽统计年鉴》以及长三角区域所包含地级市的《统计年鉴》。其中用到的居民消费价格指数和固定资产投资价格指数来源于 2019 年的《中国统计年鉴》。

四、实证结果分析

(一) 面板门槛模型估计

1. 门槛效应检验

本文以知识资本存量作为门槛变量 qx ，对模型二进行门槛效应检验，设定自举 300 次迭代，并依次搜寻 300 个样本点得到模拟分布。检验结果如表 1 显示，当以知识资本存量为门槛变量时，单一门槛检验结果显示在 10% 的显著水平下拒绝模型不存在门槛的原假设，同时，双重门槛检验结果显示无法拒绝模型存在单一门槛的原假设。因此，本文设定如下形式的门槛面板模型四：

$$IO_{it} = \alpha + \beta_1 Fst_{it} \cdot I(IC_{it} \leq \theta) + \beta_2 Fst_{it} \cdot I(\theta < IC_{it}) + \gamma Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

表 1 门槛效应检验结果

检验类型	门槛值	F 值	置信区间
单一门槛	$\theta = 162167$	26.89*	[145157.5, 181155]
双重门槛	$\theta_1 = 162167$	26.89*	[145157.5, 181155]
	$\theta_2 = 367280$	10.65	[242533, 461469]

注：(1)***表示在 0.01 水平下显著，**表示在 0.05 水平下显著，*表示在 0.1 水平下显著。(2)bootstrap 次数为 300 次。

为提供更为直观和详细的检验信息，门槛面板模型置信区间的构建以图 1 的形式给出。其中，水平虚线为 95% 的置信度，实线曲线上任一点表示以此点作为门槛值的似然比。曲线与虚线的交点表示 95% 置信水平下的置信区间，且置信区间越窄，不可观测因素影响程度越小，门槛估计值越准确。

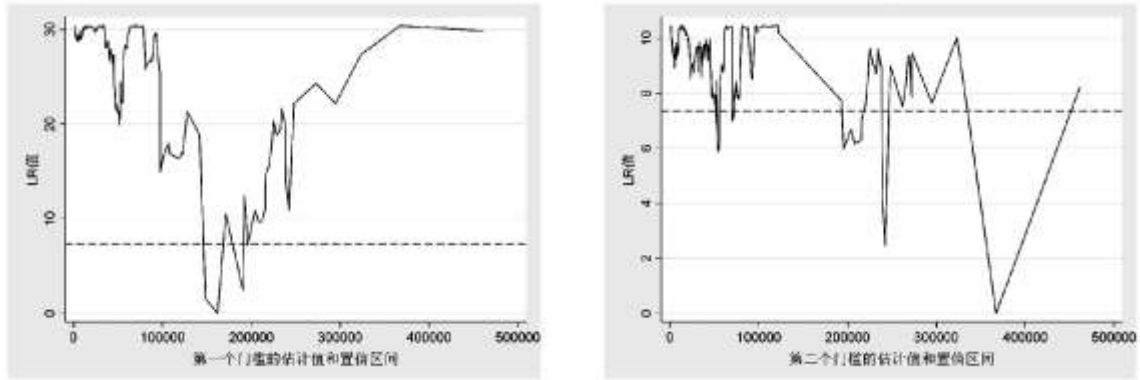


图 1 以知识资本存量为门槛变量的门槛置信区间

2. 门槛回归结果分析

根据模型一在稳健标准误下的固定效应回归结果显示(见表 2)，核心解释变量 F_{st} 的系数在 1%的水平下始终显著为正，表明财政科技资助能够显著促进本地技术创新，假说 1 得到论证。且当引入知识资本存量进行控制后， F_{st} 的系数大小发生明显变化，而再次引入人力资本和出口强度进行控制， F_{st} 系数的变化并不明显，说明知识资本存量会影响财政科技资助对本地创新绩效的作用效果。

当考虑知识资本存量的门槛效应时，根据表 2 中模型四的回归结果，可以发现在不同知识资本存量的取值区间内，财政科技资助对本地创新绩效的影响系数存在差异。虽然在门槛值所划分的不同区间，财政科技资助对本地创新绩效均具有 1%显著性水平下的正向影响，但影响程度存在差异。表现为当知识资本存量大于门槛值后，财政科技资助对本地创新绩效的促进效果有所下降。原因可能为在知识资本禀赋较低的情况下，由于创新活动具有的较大不确定性和风险性，造成本地企业从事研发创新的内部投入动力不足，此时财政资助的支持效果更佳。而当知识资本存量积累到一定程度后，本地创新活动对财政资助的依赖性降低。另外，在两模型的控制变量中，知识资本存量和出口强度均能显著促进本地技术创新，而人力资本对本地技术创新的促进效果并不显著。说明知识资本禀赋和国际市场竞争压力是推动本地创新产生的重要因素，而在校大学生对当地技术创新的贡献并不突出。综上，假说 2 得以论证。

以上分析说明在不同的知识资本禀赋下，财政科技资助对本地创新绩效具有不同程度的影响。不过，在研究期内，大于知识资本存量门槛值的城市仅有上海、无锡、苏州、南通、杭州和宁波，因此，目前对于长三角大部分区域而言，财政科技资助对当本地创新绩效具有较强的促进效果。另外，对比基准模型和门槛面板模型中财政资助的影响系数，其更加接近门槛效应下知识资本存量较大区间的系数水平。因此，不考虑门槛效应会低估长三角大部分区域财政资助的影响效果。

表 2 面板模型估计结果

模型一					模型四	
变量	系数	系数	系数	系数	变量	系数
F_{st}	5.25168*** (7.42)	2.649233*** (3.64)	2.656335*** (3.65)	2.621468*** (4.62)	F_{st} $IC \leq 162167$	4.576336*** (9.25)

					Fst IC>162167)	2.312209*** (7.81)
IC	—	3.007521*** (9.41)	3.003202*** (9.45)	3.045352*** (10.80)	IC	2.941758*** (15.53)
HC	—	—	3.479287 (0.92)	3.508461 (0.97)	HC	4.685039 (0.92)
Ex	—	—	—	4.528022* (1.97)	Ex	3.830409*** (2.85)
_cons	12843.73*** (7.99)	-1222.228 (-0.52)	-1605.14 (-0.66)	-7285.51** (-2.02)	_cons	-7464.73*** (-3.61)
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.4576	0.7000	0.7004	0.7113	R ²	0.7336
K	328	328	328	328	K	328

注：(1)***表示在 0.01 水平下显著，**表示在 0.05 水平下显著，*表示在 0.1 水平下显著；(2)系数下方括号内的值为 t 统计量。

3. 稳健性检验

根据面板门槛回归结果，可以认为财政科技资助会促进长三角区域城市的创新绩效，且当知识资本存量超过一定阈值后，这种促进效用会减弱。为进一步验证此结论，本文在模型一的基础上引入门槛变量与核心解释变量的交互项，得到如下模型五进行稳健性检验：

$$IO_{it} = \alpha + \beta_0 Fst_{it} + \beta_1 Fst_{it} * IC_{it} + \gamma Z_{it} + \varepsilon_{it} \tag{14}$$

在模型五中，β₁为交互项影响系数，体现知识资本存量 IC 对财政科技资助 Fst 影响本地创新绩效 IO 的边际效应。

表 3 为引入交互项后的固定效应回归结果，可见当引入交互项 Fst*IC 时，交互项系数在 1%的置信水平下显著为负，说明区域知识资本存量增加会降低财政科技资助对本地创新绩效的边际影响，但这种负向边际效应过小，使得财政科技资助对本地创新绩效的影响依旧显著积极。因此，采用交互项模型得到的结论与门槛面板模型的结论基本一致，面板门槛模型通过稳定性检验。

表 3 交互项模型回归结果

变量	变量系数	变量系数	变量系数
Fst	4.734018*** (8.09)	4.780446*** (8.29)	4.431573*** (8.58)
Fst*IC	-0.0000000521*** (-5.28)	-0.0000000529*** (-5.53)	0.0000000448*** (-3.95)
IC	3.021562*** (10.71)	3.015343*** (10.83)	3.040268*** (11.58)
HC	-	5.203955** (2.09)	4.957227* (1.93)
Ex	-		2.878146 (1.16)
_cons	-3778.801** (-2.40)	-4396.941*** (-2.74)	-7578.146** (-2.10)
地区	控制	控制	控制
R ²	0.7187	0.7197	0.7236
K	328	328	328

注:(1)***表示在 0.01 水平下显著,**表示在 0.05 水平下显著,*表示在 0.1 水平下显著;(2)系数下方括号内的值为 t 统计量。

(二)空间计量模型估计

1. 空间关联性分析

图 2(a)显示了以 w_{ij} 为空间权重矩阵时,长三角区域 2018 年知识资本存量的 Moran' sI 指数散点图,检验结果显示 Moran' sI=0.354 通过 1%的显著性水平检验,说明知识资本存量在长三角区域具有空间集聚特征。图 2(b)显示了以 w_{ij}' 为空间权重矩阵时,长三角区域 2018 年专利申请数的 Moran' sI 指数散点图,检验结果显示 Moran' sI=0.174 通过 1%的显著性水平检验,说明知识资本禀赋相近的区域间,技术创新产出水平也具有相近性。综上,假说 3 得以验证。

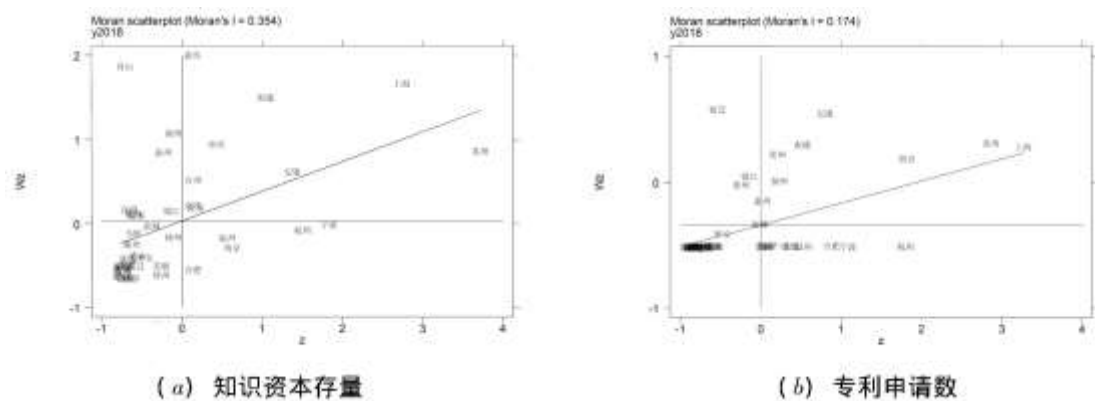


图 2 长三角区域 2018 年知识资本存量和专利申请数 Moran' sI 指数

2. 空间自相关性检验

本文基于空间权重矩阵 w_{ij} ，分析财政科技资助对临近区域创新绩效的影响。首先对模型三中涉及到的变量进行 Moran' sI 指数检验，结果显示除 InHC 外其他变量均具有显著的正向空间自相关性(见表 4)。因此，通过剔除控制变量 InHC 来构建空间计量模型。

表 4 空间自相关性检验结果

变量	Moran's I 指数							
	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
InIO	0.419***	0.410***	0.382***	0.444***	0.415***	0.372***	0.396***	0.370***
InFst	0.305***	0.274***	0.282***	0.294***	0.255***	0.182**	0.200**	0.237***
InIC	0.376***	0.385***	0.395***	0.417***	0.445***	0.449***	0.454***	0.459***
InEx	0.609***	0.573***	0.577***	0.556***	0.565***	0.588***	0.594***	0.591***

注:***表示在 0.01 水平下显著，**表示在 0.05 水平下显著，*表示在 0.1 水平下显著。

3. 空间计量回归结果分析

根据表 5 所显示的空间杜宾模型(SDM)回归结果，财政科技资助对区域创新绩效的影响，具有显著正向的直接效应和间接效应，说明财政科技资助不仅对本地创新绩效产生显著促进作用，还会有效推动临近区域技术创新产出。同时，知识资本存量和出口强度对区域创新绩效的直接效应显著为正，表明两者同样能够推进本地创新产出。综上说明，在纳入空间效应后，假说 1 和假说 2 依旧成立。

另外，空间自回归系数 ρ 在 1%的显著性水平上显著为正，说明技术创新具有空间溢出效应，即在长三角区域内，本地技术创新水平的提升会受益于临近城市的技术创新产出。且在表 5 中，空间自回归模型(SAR)的回归结果与 SDM 模型的回归结果基本

一致，表明通过稳健性检验。

表 5 空间计量模型回归结果

变量	SDM 模型			SAR 模型		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
InFst	0.2236751*** (3.30)	0.3500623*** (2.71)	0.5737373*** (4.17)	0.1819615*** (2.59)	0.0412896** (2.07)	0.2232511*** (2.62)
InIC	0.5586543*** (8.29)	-0.1479452 (-1.28)	0.4107091*** (3.35)	0.5445116*** (8.63)	0.1242274*** (3.35)	0.6687391*** (9.83)
InEx	0.3528354*** (2.64)	-0.0891315 (-0.54)	0.2637039* (1.84)	0.3154814*** (2.56)	0.0735613*** (1.87)	0.3890427** (2.52)
ρ	0.2933292*** (5.58)			0.1925641*** (3.37)		
R^2	0.7843			0.7739		
LogLike	71.2674			63.4767		
K	328			328		

注：(1)***表示在 0.01 水平下显著，**表示在 0.05 水平下显著，*表示在 0.1 水平下显著；(2)系数下方括号内的值为 z 统计量。

五、结论与政策建议

本文根据纳入技术创新部门的内生增长模型推演，认为财政科技资助有助于刺激本地创新产出，且在知识资本禀赋相对贫乏区域，财政科技资助的作用效果更加突出。同时，由于知识的空间溢出效应，空间临近的区域间能够具有相似的知识资本禀赋，且知识资本禀赋相似区域的创新产出能力也存在相近性。进一步地，本文以长江三角洲区域 41 个地级市的数据构建面板模型，其中，面板门槛模型回归结果显示：财政科技资助对本地创新绩效具有显著促进作用，而当知识资本存量超出门槛值后，财政科技资助的积极影响效果下降。另外，在空间计量模型框架下，通过测算不同空间权重矩阵下测算的 Moran’ sI 指数结果显示：长三角区域的知识资本存量具有空间集聚特征，且知识资本禀赋相近的区域间，创新产出能力也具有相近性。同时，空间面板模型回归结果显示：财政科技资助不仅促进本地创新绩效，还能对邻近区域创新绩效产生显著积极效用。

由此，本文重点提出以下两点政策建议：第一，因地施策优化不同区域的财政科技资助水平。在长三角区域知识资本禀赋相对贫乏的大部分城市，加大财政科技资助力度，发挥财政科技资助对本地企业技术创新的强大推动作用；而在上海、无锡、苏州、杭州等知识资本禀赋相对富裕地区，重点强调市场竞争机制对本地企业技术创新的激励效用。第二，进一步发挥财政科技资助的空间溢出效应。以长三角区域经济一体化发展战略为重要抓手，通过降低行政壁垒、加强城市间研发合作、完善互联互通的基础设施建设等手段，提升各地财政科技资助对长三角整体创新绩效的贡献度。

参考文献：

-
- [1]Lee C Y.The Differential Effects of Public R&DSupport on Firm R&D:Theory and Evidence from MultiCountry Data[J]. Technovation, 2011, 31 (5-6):256-269.
- [2]Dirk Czarnitzki,Georg Licht.Additionality of Public R&D Grants in a Transition Economy:The Case of Eastern Germany[J].Economics of Transition, 2006, 14(1):101-131.
- [3]Langrish J. Technology Transfer:Some British Data[J]. R&D Management, 2007, 1 (3):133-135.
- [4]解维敏, 唐清泉, 陆姗姗. 政府 R&D 资助, 企业 R&D 支出与自主创新——来自中国上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2009, (6):86-99.
- [5]H Gorg,E Strobl.The Effect of R&D Subsidies on Private R&D[J].Economica, 2007, 74 (294):215-234.
- [6]Catozzella A,Vivarelli M.The Possible Adverse Impact of Innovation Subsidies:Some Evidence from Italy[J]. International Entrepreneurship and Management Journal, 2016, 12 (2):351-368.
- [7]张杰, 陈志远, 杨连星, 新夫. 中国创新补贴政策的绩效评估:理论与证据[J]. 经济研究, 2015, (10):4-17.
- [8]G Streicher,A Schibany,N Gretzmacher. Input Additionality Effects of R&D Subsidies in Austria[R].Technology Information Policy Consulting, 2004.
- [9]白俊红. 中国的政府 R&D 补贴有效吗?来自大中型工业企业的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2011, (7):1375-1400.
- [10]Bjrn Alecke,Timo Mitze,Janina Reinkowski,Gerhard Untiedt.Does Firm Size Make a Difference?Analysing the Effectiveness of R&D Subsidies in East Germany[J].German Economic Review, 2012, 13 (2):174-195.
- [11]廖信林, 顾炜宇, 王立勇. 政府 R&D 补贴效果、影响因素与补贴对象选择——基于促进企业 R&D 投入的视角[J]. 中国工业经济, 2013, (11):148-160.
- [12]王立勇, 唐升. 政府 R&D 补贴政策效果及决定因素研究——基于创新效率视角[J]. 宏观经济研究, 2020, (6):75-88.
- [13]彭向, 蒋传海. 产业集聚、知识溢出与地区创新——基于中国工业行业的实证检验[J]. 经济学(季刊), 2011, (3):913-934.
- [14]俞立平, 龙汉. 创新:集聚、速度与升级[J]. 上海经济研究, 2019, (11):5-17.
- [15]白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015, (7):174-187.
- [16]Berliant,Marcus,Fujita,Masahisa.Dynamics of Knowledge Creation and Transfer:The Two Person Case[J]. International Journal of Economic Theory, 2009, 5 (2):155-179.
- [17]Hansen B E.Threshold Effects in Non-dynamic Panels:Estimation,Testing and Inference[J].Journal of Econometrics, 1999, 93 (2):345-368.

-
- [18] 奥利弗·索姆, 伊娃·柯娜尔. 德国制造业创新之谜[M]. 工业 4.0 研究院译. 北京:人民邮电出版社, 2016.
- [19] 白俊红, 李婧. 政府 R&D 资助与企业技术创新——基于效率视角的实证分析[J]. 金融研究, 2011, (6):181-193.
- [20] 吴延兵. R&D 存量、知识函数与生产效率[J]. 经济学(季刊), 2006, (3):1129-1156.