

DOI: 10.19361/j.er.2019.06.02

# 营商环境优化、同群偏向性与技术创新

徐浩 祝志勇 李珂\*

**摘要:**厘清营商环境、政府创新投入同群行为与技术创新间的关系是我国经济高质量发展面临的重大问题。本文剖析了地方政府同群偏向的内生机理及其对技术创新的促进机制,分析了营商环境优化对二者关系的调节作用,并以我国2008—2017年185个地级市数据为样本进行了实证检验,结果发现:地方政府创新投入行为存在显著的同群偏向性,“行政相邻”下同群偏向强度最高,“地理相邻”下同群偏向强度随着地理半径的增加而衰减;地方政府创新投入同群偏向性对技术创新具有显著的促进作用;营商环境优化能够有效抑制地方政府在“经济人”诉求下对财政创新投入配置效率的负面影响,从而提升政府创新投入绩效。因此,应进一步优化营商环境,以规避地方政府决策中的同群偏向性引致的创新投入损失。

**关键词:**营商环境;“经济人”假说;同群偏向性;技术创新

## 一、引言

2018年12月21日,习近平总书记在中央经济工作会议上强调,“要落实创新驱动发展战略,全面提升创新能力和效率”。随着创新驱动发展战略的不断深化,我国政府财政科技投入也在迅速增加。2018年,我国国家财政科技支出达到8326.65亿元,占政府公共财政支出的3.77%。<sup>①</sup>在此基础上,2019年我国在全球创新指数排名中跃升至第14位。<sup>②</sup>可见,政府财政科技支出已经成为我国经济创新转型的重要推动力量,因此,如何提升这一巨额财政投入的创新绩效是当前我国经济高质量发展面临的重大问题。部分研究对政府创新投入绩效问题已进行了一定的探索。

理论分析认为,政府需要制定补贴政策以激励企业创新活动(Arrow, 1962; Özçelik and Taymaz, 2008)。然而,关于政府创新投入绩效的大量经验研究并未取得一致性结论。首先,

\*徐浩,西南大学经济管理学院,西南大学经济研究中心,邮政编码:400715,电子信箱:529292872@qq.com;祝志勇(通讯作者),西南大学经济管理学院,西南大学经济研究中心,邮政编码:400715,电子信箱:zhzhyy@swu.edu.cn;李珂,西安交通大学经济与金融学院,邮政编码:710061,电子信箱:cocoa1230@163.com。

本文获得中央高校基本科研业务费创新团队项目“我国绿色创新效率的评价及制度优化设计研究”(项目编号:SWU1709119)、教育部人文社会科学研究青年基金项目“中国绿色创新效率的空间分异、关联与制度供给研究”(项目编号:18YJC790092)、中央高校基本科研重大项目“马克思和马尔可夫视阈下的阶级阶层演变与经济增长动态学研究”(项目编号:SWU1809020)、西南大学决策咨询研究项目“‘十四五’期间地方政府创新补贴绩效的再评估与提升对策研究——基于同群效应视角”(项目编号:19SWUJCZXA2)的资助。感谢《经济评论》“第四届中国经济增长与发展博士论坛”点评嘉宾提出的宝贵修改意见,文责自负。

①数据来源:国家统计局官方网站。

②数据来源:新华网,[http://www.xinhuanet.com//2019-07/24/c\\_1124795004.htm](http://www.xinhuanet.com//2019-07/24/c_1124795004.htm)。

政府创新投入通过缓解企业融资约束等途径促进了技术创新(张杰等,2015; Howell, 2017; 张秀峰等,2019);其次,政府补贴反向激发了企业“寻扶持”的策略性创新行为(黎文靖、郑曼妮,2016),并导致了一定的政策失灵(谢海洋等,2017);最后,政府补贴与企业创新间存在倒“U”型关系(吴晓飞,2016)和“S”型分布(白雪洁、李振洋,2019)。研究结论的不一致亟需理论的新突破。近年来,从社会互动视角探讨行为人的决策过程及其影响已经成为新的研究趋势(陆铭,2017)。部分研究发现,企业倾向于模仿规模大、盈利能力强(Hoberg and Phillips, 2016)的企业的决策行为,以规避风险、创造价值(赵颖,2016),但同群模仿也造成了集体违规(陆蓉、常维,2018)和过度负债(李志生等,2018)等负面效应。可见,同群模仿对企业“好”和“坏”两方面决策均起到了放大作用。随着研究领域的不断拓展,少数文献发现地方政府在开发区建设中也会模仿“同群”政府的决策行为,虽然这是风险规避诉求下的理性反应,但大量重复建设导致了资源浪费和债务风险集聚(邓慧慧、赵家羚,2018)。已有研究为理解我国地方政府行为与技术创新的关系提供了有益借鉴,但尚存一些问题有待深入分析:地方政府创新投入行为是否存在同群偏向性?同群偏向性的内生机理和特征如何?<sup>①</sup> 同群偏向性下,地方政府创新投入对技术创新的影响如何?营商环境优化如何调节地方政府创新投入同群偏向性对技术创新的影响,从而提升地方政府创新投入绩效?本文将尝试对这些问题展开进一步探讨。

本文可能的贡献有:首先,从社会互动视角切入,理论分析了地方政府创新投入决策“同群”偏向行为的内生机理,构建了地方政府“如何”进行创新投入决策的微观分析框架,有助于完善政府创新管理相关理论。其次,本文实证发现地方政府创新投入决策在“行政相邻”、“地理相邻”和“经济相邻”下均存在显著的同群偏向性,这些特征的定量分析为上述理论研究提供了坚实的经验证据。接着,本文继续深化逻辑链条,厘清了营商环境优化对地方政府创新投入同群偏向性的约束机制和作用,这为我国持续优化营商环境的战略决策提供了理论依据,并为决策部门进一步改善营商环境提供了理论指引和决策方向。<sup>②</sup> 最后,合理的指标和数据选择为本文理论分析提供了稳健的经验证据。技术创新主要发生在城市,采用省级数据可能影响回归结果的有效性,本文采用主要地级市数据进行回归分析将得出更加稳健的研究结论。

## 二、理论分析与假说提出

### (一) 地方政府创新投入同群偏向的机制分析

首先,同一行政辖区内同级地方政府间的行为和决策不可避免地存在相互竞争,同时在规避风险、降低不确定性的动机下,他们的行为又存在着同群模仿和学习的社会互动性。因此,同一行政辖区内同级地方政府间的行为必然趋于一致。其次,如果仅仅从同一辖区这一单一标准进行同群偏向性分析,难以反映同辖区内同级地方政府的竞争行为。在“标尺竞争”的激励下,经济发展水平相近的同级地方政府间具有更强的学习和模仿动机。考虑到邻近竞争对手的发展情况、资源禀赋结构的相似性和信息交流的便利性,地方政府在创新投

---

<sup>①</sup> 同群偏向性(Peer Effects),是群体与个体间交互影响的一种内生的社会互动。由于有限信息和有限理性,决策者会通过模仿或学习禀赋结构相近者的决策以规避风险、应对不确定性,从而导致群内主体决策呈现趋同特征(Manski, 2000)。

<sup>②</sup> 在世界银行发布的《2020年营商环境报告》中,中国营商环境跃居全球第31位,比2018年上升15位。

入决策上会更关注同一行政辖区内发展特征相近的同级政府作为其学习、模仿的“标尺”对象,从而导致同一行政辖区内经济发展水平相近的同级地方政府创新投入行为趋于相同。最后,地理邻近也是导致同级地方政府间发生社会互动、行为趋同的重要机制。在空间经济学中,地理距离的邻近往往意味着较低的运输和信息成本、相似的自然资源环境和文化风俗,从而孕育着更为紧密的经济互动和社会关系,由此产生较强的空间溢出和市场关联。基于此,地方政府也倾向于学习或模仿地理邻近的其他同级地方政府的创新投入决策行为。因此,本文提出:

H1:地方政府在创新投入决策上与同省份同级其他地方政府、同省份同级其他经济发展水平相近的地方政府以及地理邻近的其他同级地方政府间均存在显著的同群偏向性。

## (二)地方政府创新投入同群偏向对技术创新的影响分析

随着我国经济发展进入新时代,我国政府通过中国制造2025、高新技术创新产业扶持、减税降费等政策不断加大对企业的扶持力度。在此基础上,为了加快各级地方政府向创新驱动发展战略转变的速度,中央和部分地方政府也相继出台了配套的刚性发展要求,比如将技术创新方面的财政投入比例作为下级地方政府官员晋升的必要条件,以增强各级地方政府贯彻创新驱动发展战略的激励。地方政府必然会积极按照中央政府的决策部署,加大对技术创新领域的财政投入和支持,这将对本地技术创新产生显著的正向促进作用。然而,为了在“标尺竞争”中相对胜出,同一行政辖区内同级地方政府对技术创新的财政投入必然出现“你追我赶”的同群偏向性,大量资源的涌入虽然对技术创新产生了显著的促进作用,但在一定程度上造成了资源浪费和效率损失。基于以上分析,本文认为:

H2:地方政府创新投入同群偏向性对技术创新具有显著的促进作用。

## (三)营商环境优化对地方政府同群偏向性与技术创新关系的调节作用分析

营商环境<sup>①</sup>优化能够提升政府财政投入的创新绩效。一方面,大力简化行政审批步骤可以压缩基层行政部门的寻租空间,有效抑制地方政府的“经济人”利益动机;同时,针对地方政府行政效率较低的问题,中央政府采取巡视曝光、督察问责等措施有效抑制了地方政府在“经济人”诉求下对创新企业所附加的各类制度性交易成本,减弱了地方政府创新投入同群偏向行为的经济收益动机,从而降低了财政创新投入的资源浪费和效率损失。另一方面,法治强度的提升有助于提高地方政府在“经济人”动机下将创新投入资源对意向单位定向配给和输送的机会成本,从而减弱地方政府创新投入同群偏向行为的经济收益动机,进而塑造更加公平公正的市场竞争环境,使得更多的财政创新资源流向更具效率的创新企业和项目,提高地方政府创新投入对技术创新的促进绩效。因此,本文认为:

H3:营商环境优化有助于抑制地方政府同群偏向中的“经济人”收益动机,从而提升财政投入对技术创新的促进绩效。

## 三、研究设计

### (一)模型设计

本文首先检验地方政府创新投入决策同群偏向性的存在性及其特征。已有研究表明,空间计量方法能够较好地处理社会互动存在的“映射”问题(Manski,2000;邓慧慧、赵家羚,

<sup>①</sup>营商环境是影响企业创新活动的重要因素,主要包括政府服务的便利性、法治体系的完备性、市场体系的公平性等方面(张威,2017)。因此,本文从行政治理和法治水平两方面测度地区营商环境水平。

2018),从而成为识别同群偏向性的有效方法(Lee et al., 2010)。因此,本文构建空间计量模型以识别地方政府创新投入行为的同群偏向性及其特征,具体如下:

$$FD_{it} = Con + \alpha FD_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} FD_{jt} + \sum_{k=1}^M \beta_k x_{itk} + \varphi_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$FD_{it} = Con + \alpha FD_{it-1} + \sum_{k=1}^M \beta_k x_{itk} + \varphi_i + v_t + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it} \quad (2)$$

(1)、(2)式中: $FD$  表示创新投入强度; $W$  为经行标准化处理的空间权重矩阵,刻画地方政府间“行政相邻”、“地理相邻”等空间关系; $W \times FD$  为空间滞后项,即相邻地区创新投入的平均强度; $\rho$  为技术创新溢出系数,反映了地方政府创新投入行为同群偏向强度,如果  $\rho$  显著为正,则表明地方政府创新投入行为间存在显著的同群偏向性; $\lambda$  为空间误差系数,测度了毗邻地区的误差冲击对本地创新投入的影响; $x$  为反映地方经济社会发展的控制变量; $\varphi$  和  $v$  分别表示城市和时间固定效应; $\varepsilon$  为独立同分布的随机扰动项; $M$  为空间关联城市数量, $N$  为排除本地的空间关联城市数量, $j, k$  为对应下标; $i$  为本地; $t$  为年度。

其次,本文检验地方政府创新投入同群偏向性对技术创新的影响绩效和营商环境优化对二者关系的调节作用。技术创新的空间溢出带动了周边地区创新水平的提升,且技术创新是不断积累的过程,因此,需要在模型中引入技术创新水平的前期值,以更好地控制变量间“鸡蛋相生”的内生性问题(Elhorst, 2014)。因此,本文分析营商环境调节效应的基准模型如下所示:

$$y_{it} = Con + \beta y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + \eta FD_{it} + \gamma Enviro_{it} \times FD_{it} + \sum_{k=1}^M \alpha_k x_{itk} + \varphi_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = Con + \beta y_{it-1} + \eta FD_{it} + \gamma Enviro_{it} \times FD_{it} + \sum_{k=1}^M \alpha_k x_{itk} + \varphi_i + v_t + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it} \quad (4)$$

(3)、(4)式中: $y$  为技术创新水平; $Enviro$  为营商环境水平;其余变量与(1)、(2)式相同。这里, $\eta$  和  $\gamma$  为本文关注的核心变量。 $\eta$  反映了同群偏向下地方政府创新投入对技术创新的影响绩效,如果  $\eta$  显著为正,则表明地方政府创新投入同群偏向性对技术创新具有显著的促进作用; $\gamma$  表示营商环境优化对二者关系的调节作用,如果  $\gamma$  显著为负,则表明营商环境优化有助于提升地方政府创新投入绩效。最后,在模型(1)–(4)中,哪个模型更适合本文的回归分析呢?本文借鉴 Anselin 等(2004)的方法,通过计算 Lagrange 乘数及其显著性的方法进行模型选择,然后采用无条件极大似然估计法(Unconditional Maximum Likelihood Estimation, UMLE)进行回归分析。

## (二) 指标构建

### 1. 被解释变量一:地方政府创新投入

为应对要素数量扩张的传统经济增长模式难以为继的风险,我国推出创新驱动发展战略以寻求经济发展动能的转换和长期可持续发展。同时,中央政府逐步将地方技术创新水平纳入地方政府官员晋升的考核范围,引导地方政府将更多的经济资源投向技术创新领域,从而促进本地技术创新水平的提升。因此,本文借鉴李政等(2018)的做法,采用财政支出中科技投入比例衡量地方政府创新投入强度:

$$FD_{it} = \text{地级市财政科学技术支出}_{it} / \text{地级市财政支出总额}_{it} \quad (5)$$

(5)式中: $i$  代表地级市, $t$  为年份。

### 2. 被解释变量二:地区技术创新水平

参考叶琴等(2018)的研究,本文采用专利申请量(lnPat1)作为地区技术创新水平的衡

量指标。进一步地,与居民专利申请量相比,专利授权量才能够更准确地体现技术创新水平、市场价值以及未来发展的潜力(鲁元平等,2018),因此本文采用专利授权量( $\ln Pat2$ )衡量各个城市真实的技术创新水平,并用于稳健性检验。

### 3. 核心解释变量:营商环境

本文借鉴市场化进程指数和中国地区金融生态环境指数的分析方法和部分指标(刘煜辉,2007;王小鲁等,2019),结合技术创新的高风险特征,构建了以营商环境为一级指标,行政治理( $Gov$ )和法治水平( $Law$ )为二级指标的指标体系,具体如下:

(1)行政治理( $Gov$ )。行政治理主要反映地方政府行为动机与公共服务质量,包括三个方面:一是政府干预动机( $Inter$ )=地级市财政收入/地级市财政支出。自1994年以来,地方政府财政收入减少与事务支出扩大的矛盾逐渐凸显。为弥补财政不足,地方政府与市场主体竞争经济资源的动机逐渐增强。可见,财政自给率测度了地方政府对非政府经济主体的挤出程度。二是政府行政治理( $Geffi$ )=行政审批手续简洁程度企业抽样评分。繁冗的行政审批流程往往蕴含着更大的寻租空间,审批时间的延长和成本的上涨将提高企业开展技术创新项目的市场风险(Moser,2005)。三是企业税收负担( $Gtax$ )=地级市企业税收收入/企业营业收入。征税比率上升将减少企业对技术创新的资源配置数量。<sup>①</sup>

(2)法治水平( $Law$ )。地区法治水平高低主要由本地公共部门的执法强度所决定(叶晓佳、孙敬水,2015),本地公共部门的执法强度主要反映在以下三个方面:一是政府公正度( $Corr$ )=渎职和贪污人数/城市人口。政府官员清正廉洁意味着公权力的合理使用,公权力的合理使用才能维护市场的有效性,有效市场进而引导资源流向更具有创新性的企业家(Murphy et al.,1993;李后建,2013)。二是知识产权保护( $Lpat$ )=专利执法结案数/立案数。良好的知识产权保护能够降低技术创新的风险,从而提升企业家技术创新的收益预期和动机(徐浩、冯涛,2018)。三是劳动者权益保护( $Llab$ )=劳动争议案件数/总人口。劳动纠纷增加意味着执法强度降低,劳动者权益受损将对企业生产经营与技术创新产生负向冲击。

(3)营商环境指标。本文采用王小鲁等(2019)的方法,将2008年基础指标的最大值量化为10分,将最小值量化为0分,并按(6)~(9)式将各指标每年的原始数据 $V$ 换算为当年的基础指标得分,最后采用算术平均法分别计算一级和二级指标得分。

基年:

$$\text{第 } i \text{ 个正向指标} = (V_i - V_{\min}) \times 10 / (V_{\max} - V_{\min}) \quad (6)$$

$$\text{第 } i \text{ 个负向指标} = (V_{\max} - V_i) \times 10 / (V_{\max} - V_{\min}) \quad (7)$$

其他年份:

$$\text{第 } i \text{ 个正向指标} = (V_{i(t)} - V_{\min(0)}) \times 10 / (V_{\max(0)} - V_{\min(0)}) \quad (8)$$

$$\text{第 } i \text{ 个负向指标} = (V_{\max(0)} - V_{i(t)}) \times 10 / (V_{\max(0)} - V_{\min(0)}) \quad (9)$$

### 4. 控制变量

为厘清核心解释变量对被解释变量的影响,本文参考鲁桐和党印(2015)、姚惠泽和张梅(2018)的研究,在回归中引入了其他影响被解释变量的因素( $x$ ),主要包括:(1)经济发展水平( $\ln pGDP$ )=城市人均国内生产总值的对数。一般而言,经济发展水平的提升和人均财富增加能够为地方政府财政创新投入提供有力支撑,同时有更多的富余资金通过银行、股市、

<sup>①</sup>由于数据可得性问题,无法获得全部企业的税收和营业收入数据。本文采用工业企业作为替代变量,鉴于该指标主要采用税率表示税收负担,因此工业企业是较为合理的替代变量。

基金等渠道流入技术创新领域。(2)产业结构( $Ins$ )=地区第一、三产业增加值/地区生产总值。产业转型升级需要技术水平的持续提升,这对技术创新具有显著的推动作用,同时对政府创新投入产生了一定的促进作用。(3)人力资本( $Hum$ )=普通高等学校在校学生数/城市总人口。人力资本是推动技术创新的重要要素投入(赵勇、魏后凯,2015);高等教育水平人数的增加将会提高彼此之间的竞争度,激发创新创业产业的不断扩大,从而对地方政府创新投入形成促进作用。(4)经济开放度( $lnFdi$ )=地区实际利用外资额的对数(鲁元平等,2018)。外商在本地投资过程中将同步带入先进的生产和管理技术,这将通过内外部人员流动促进本地的创新发展。(5)城镇化率( $Urb$ )=地区城镇人口/总人口。城镇化水平的提升意味着城镇劳动力面临更高的竞争强度,从而促进技术创新。(6)基础设施( $Infra$ )=单位平方公里上的人口密度。<sup>①</sup> 虽然已有文献主要采用电话线路数和网络使用人数来测算基础设施(王华,2011),但本文认为科技人员面对面交流依然是技术信息传递的重要方式之一,比如讲座、研讨会、论坛、技术博览会等。

各变量符号与定义详见表1。

**表 1 变量定义**

| 性质     | 名称  | 符号  | 定义   |
|--------|---|---|--|
| 被解释变量一 | 创新投入  | $FD$  | 财政科学技术支出/财政支出总额  |
| 被解释变量二 | 创新产出  | $lnPat1$<br>$lnPat2$                                      | 专利申请量对数<br>专利授权量对数   |
| 核心解释变量 | 营商环境<br>行政治理<br>法治水平                            | $Enviro$<br>$Gov$<br>$Law$                                | 对二级指标求算术平均<br>对企业税收负担等指标求算术平均<br>对知识产权保护等指标求算术平均   |
| 控制变量   | 经济发展水平<br>产业结构<br>经济开放度<br>人力资本<br>基础设施<br>城镇化率 | $lnpGDP$<br>$Ins$<br>$lnFdi$<br>$Hum$<br>$Infra$<br>$Urb$ | 人均国内生产总值对数<br>第一、三产业增加值/地区生产总值<br>实际利用外资额对数<br>普通高等学校在校学生数/城市总人口<br>总人口数量/地区面积<br>城镇人口数量/总人口数量 |

### (三)数据来源

本文对我国185个地级市2008—2017年数据进行了搜集和整理。其中,专利申请和授权量、财政科技支出、在校学生数、总人口等数据来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和各地级市统计年鉴;行政审批手续评分来源于王小鲁等(2019);企业营业收入来自各省份统计公报,其中辽宁省城市数据来源于《辽宁统计年鉴》附录部分;工业企业税收来源于Wind数据库及《中国税务年鉴》;专利执法累积结案数和立案数来源于国家知识产权局统计公报;人均地区生产总值等来源于Wind数据库;城镇人口比重来源于各市经济社会发展统计公报;地级市间的相邻关系从国家基础地理信息中心网站获取。本文以2008年为基期对变量进行平减。

## 四、实证结果与分析

### (一) 单位根与协整检验

为避免虚假回归,本文分别采用LLC和IPS检验方法对相关变量进行平稳性检验。

<sup>①</sup>由于地级市铁路公路水路里程数据严重缺失,同时基础设施强弱与人口密度间存在显著正相关,因此本文采用人口密度测试基础设施水平(周文通等,2017)。

LLC 的检验结果表明,偏差矫正  $t$  统计量为 -4.28,通过了 1% 的显著性检验,根据 AIC 信息准则选择的最优滞后阶数为 1,因此拒绝面板包含单位根的原假设,数据符合平稳性要求。进一步基于 IPS 的检验结果,同样拒绝原面板数据存在单位根的原假设。因此,可以直接对原始数据进行回归分析。

## (二) 空间相关性检验

表 2 汇报了 2008—2017 年中国地级市创新投入的全局 Moran 指数结果。可以看出,Moran 指数均为正且通过了置信度为 1% 的显著性检验。这说明在考察期内,地级市之间地方政府创新投入行为具有显著的空间相关性,本文采用空间计量模型进行回归分析是合理的。同样,本文也验证了地级市技术创新之间的空间相关性。

**表 2 2008—2017 年中国地方政府财政科技创新投入的全局 Moran 指数**

| 年份       | 2008                   | 2009                   | 2010                   | 2011                   | 2012                   |
|----------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Moran 指数 | 0.1438 ***<br>(12.296) | 0.1280 ***<br>(11.203) | 0.1367 ***<br>(11.781) | 0.1449 ***<br>(12.160) | 0.1501 ***<br>(11.031) |
| 年份       | 2013                   | 2014                   | 2015                   | 2016                   | 2017                   |
| Moran 指数 | 0.1533 ***<br>(12.346) | 0.1570 ***<br>(12.612) | 0.1601 ***<br>(12.927) | 0.1625 ***<br>(13.104) | 0.1613 ***<br>(13.185) |

注:()内为  $Z$  统计量,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示通过 10%、5%、1% 的显著性检验。

## (三) 地方政府创新投入同群偏向性检验

首先,本文参考白俊红和蒋伏心(2015)的做法,依次分别对比模型(1)和(2)、(3)和(4)的 Lagrange 乘数及其稳健形式的显著性。结果发现,对模型(1)和(2)而言,LM-sar 和 LM-error 的值分别为 10.795 和 4.421,在 1%、5% 的置信水平上拒绝了无空间相关性的原假设。进一步地,Robust LM-sar(9.859)在 5% 的置信水平上拒绝无空间相关性的原假设,而 Robust LM-error(1.630)不显著。<sup>①</sup> 同时,对模型(3)和(4)的比较结果与上述结果一致。可见,模型(1)和(3)所述的空间计量模型更适用于本文研究。

### 1. 基准检验

表 3 汇报了地方政府创新投入决策的同群偏向性检验结果。模型(1)中未考虑地方政府创新投入决策的空间相关性,采用 OLS 法进行回归分析。可以看出,地方经济发展水平等控制变量是影响地方政府创新投入决策的重要变量。

模型(2)–(5)分别汇报了“行政相邻”“经济相邻”“地理相邻”“同省经济相邻”四类空间关系下地方政府创新投入决策同群偏向性的检验结果。结果表明,无论同级地方政府间存在何种空间关系,空间滞后项系数  $\rho$  均通过了 5% 及以上的显著性检验,即地方政府创新投入决策间存在显著的同群偏向性,这为前文假说 H1 提供了初步的经验证据。因为在创新驱动发展战略的统一部署下,同一行政区划内的同级地方政府为了在“标尺竞争”中脱颖而出,对技术创新领域的财政投入出现了“你追我赶”的同群偏向性;同时,技术创新具有高度的不确定性和投资风险,由于有限信息和有限理性,地方政府会通过模仿或学习禀赋结构相近者的决策以规避风险、应对不确定性,从而导致同一行政区划内的同级地方政府决策呈现趋同特征。进一步地,模型(4)的结果表明,地方政府的同群模仿对象也包括地理距离相近的同级地方政府。这表明地方政府间的同群模仿行为不仅来自同省份内的相对“标尺”竞

<sup>①</sup> 本文采用 Matlab7.1 空间计量包进行拉格朗日乘子检验并得到相关数据。

争,与跨行政区划的相邻同级地方政府间的市场互动也起到了显著的推动作用。这是因为地理相邻的地区之间往往具有相似的资源禀赋和市场结构,市场互动中的运输成本和信息成本也相对较低,从而导致更为紧密的经济互动和社会关联。基于此,地方政府也倾向于学习和模仿地理邻近的其他同级地方政府的创新投入决策行为。这一发现拓展了地方经济发展水平源于晋升激励的单一分析视角。对比模型(2)与模型(5)的结果可以看出,在控制其他条件不变的前提下,模型(5)中地方政府创新投入同群偏向强度系数 $\rho$ 大于模型(2)的相应系数,这意味着地方政府间在创新投入决策的空间互动中,更关注同一行政辖区内“标尺”地区的决策行为和发展水平。如果相对发展绩效接近的“标尺”地区进行创新投入,则会极大地提高地方政府创新投入的积极性。模型(3)与模型(4)的系数小于模型(2)和模型(5),表明虽然空间关联、市场互动也是影响地方政府创新投入同群偏向强度的重要因素,但“行政相邻”空间关系下的“标尺竞争”的影响效应最为显著。

表3 基准检验结果

| 变量         | (1)<br>OLS          | (2)<br>行政相邻          | (3)<br>经济相邻          | (4)<br>地理相邻          | (5)<br>同省经济相邻       |
|------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| $\rho$     |                     | 0.0528 ***<br>(3.15) | 0.0457 ***<br>(3.92) | 0.0491 ***<br>(4.13) | 0.0684 **<br>(2.23) |
| $\ln pGDP$ | 0.962 ***<br>(4.32) | 0.237 **<br>(2.24)   | 0.362 ***<br>(3.37)  | 1.197 *<br>(1.77)    | 0.605 ***<br>(3.12) |
| $Ins$      | 8.818 **<br>(2.02)  | 10.36 **<br>(2.27)   | 10.05 **<br>(2.20)   | 8.637 **<br>(2.18)   | 1.792 **<br>(2.56)  |
| $\ln Fdi$  | 0.243 **<br>(2.23)  | 0.203 **<br>(2.20)   | 0.212 *<br>(1.80)    | 0.241 **<br>(2.22)   | 0.164 *<br>(1.89)   |
| $Hum$      | 6.617 ***<br>(4.19) | 6.964 ***<br>(3.19)  | 3.782 ***<br>(3.10)  | 4.996 ***<br>(4.14)  | 11.42 ***<br>(4.61) |
| $Infra$    | 3.377 **<br>(2.48)  | 3.036 **<br>(2.19)   | 3.112 **<br>(2.24)   | 3.363 **<br>(2.47)   | 0.382<br>(1.44)     |
| $Urb$      | 4.035 **<br>(2.50)  | 3.842 **<br>(2.35)   | 3.847 **<br>(2.36)   | 4.038 **<br>(2.39)   | 2.836 **<br>(2.49)  |
| L.FD       | 0.216 ***<br>(3.26) | 0.203 ***<br>(3.03)  | 0.206 ***<br>(3.07)  | 0.215 ***<br>(3.25)  | 0.363 ***<br>(5.80) |
| 城市固定效应     | 是                   | 是                    | 是                    | 是                    | 是                   |
| 年份固定效应     | 是                   | 是                    | 是                    | 是                    | 是                   |
| $R^2$      | 0.238               | 0.440                | 0.439                | 0.435                | 0.342               |
| N          | 1 850               | 1 665                | 1 665                | 1 665                | 1 665               |

注:表中()内为T统计量,\*、\*\*、\*\*\*分别表示通过了10%、5%、1%的显著性检验。下同。

控制变量:(1)经济发展水平( $\ln pGDP$ )系数均显著为正。这是因为良好的地区经济实力能为地方财政创新支出提供投资来源。(2)产业结构( $Ins$ )系数均通过了5%的显著性检验。在我国经济转型过程中,现代农业升级和服务业扩张对新技术的需求逐步扩大,从而对创新投入产生了一定的促进作用。(3)经济开放度( $\ln Fdi$ )系数均通过了10%及以上的显著性检验。因为外商直接投资能够直接带入先进的管理知识和技术专利,内外资企业间的人员流动加速了先进知识和技术的扩散,从而带动本地企业技术水平的提高,扩大了地方政府创新投入的投资范围。(4)人力资本( $Hum$ )系数均通过了1%的显著性检验。高等教育水平人数的增加将会提高彼此之间的竞争度,激发创新创业产业的不断扩大,从而对地方政府创新投入形成促进效应。(5)基础设施( $Infra$ )系数总体显著为正。因为完善的交通等基础设施能够吸引更多的创新企业,从而扩大对地方政府创新投入的需求。(6)城镇化率( $Urb$ )

系数均显著为正。城镇化率的提升意味着产业不断地转型升级,从而对地方政府创新投入形成促进效应。

## 2. 稳健性检验

为了检验前文结论的有效性,我们采用更新基准模型、替换变量等方法进行稳健性检验,结果如表4模型(6)–(7)所示。可见,核心解释变量的系数和符号均与前文分析保持了良好的一致性,这再次论证了前文假说H1的有效性,即地方政府创新投入决策存在显著的同群偏向性。

**表4 地方政府创新投入同群偏向性的稳健性检验**

| 变量         | (6)<br>SEM模型        | (7)<br>变量替换         | (8)<br>省内200公里       | (9)<br>省内250公里      | (10)<br>省外200公里     | (11)<br>省外250公里     |
|------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| $\lambda$  | 0.513 ***<br>(3.48) |                     |                      |                     |                     |                     |
| $\rho$     |                     | 0.0221 **<br>(2.46) | 0.0390 ***<br>(3.33) | 0.0381 *<br>(1.74)  | 0.0241 **<br>(2.42) | 0.0107 **<br>(2.37) |
| $\ln pGDP$ | 0.440 ***<br>(3.16) | 0.860 ***<br>(3.98) | 0.484 ***<br>(3.36)  | 0.609 **<br>(2.31)  | 0.684 ***<br>(3.04) | 0.771 ***<br>(2.99) |
| $Ins$      | 0.320<br>(0.79)     | 0.596 **<br>(2.43)  | 0.385 *<br>(1.78)    | 0.954<br>(0.68)     | 1.650 *<br>(1.75)   | 0.567<br>(0.41)     |
| $\ln Fdi$  | 0.0499<br>(0.48)    | 0.0998 *<br>(1.84)  | 0.0682<br>(0.87)     | 0.0891 *<br>(1.80)  | 0.0486 *<br>(1.74)  | 0.104 *<br>(1.79)   |
| $Hum$      | 2.908 *<br>(1.85)   | 2.537 *<br>(1.76)   | 2.230<br>(0.67)      | 0.276<br>(0.08)     | 2.570 *<br>(1.78)   | 1.418<br>(0.38)     |
| $Infra$    | 0.175<br>(0.35)     | 0.0468<br>(0.28)    | 0.113<br>(0.66)      | 0.0964<br>(0.58)    | 0.0641<br>(0.40)    | 0.0678<br>(0.40)    |
| $Urb$      | 1.633 *<br>(1.78)   | 1.429<br>(1.20)     | 1.264<br>(1.06)      | 1.754<br>(1.47)     | 2.257 *<br>(1.85)   | 1.428<br>(1.20)     |
| L.FD       | 0.345 ***<br>(4.53) | 0.420 ***<br>(8.26) | 0.419 ***<br>(8.26)  | 0.407 ***<br>(7.96) | 0.408 ***<br>(8.11) | 0.416 ***<br>(8.09) |
| 城市固定效应     | 是                   | 是                   | 是                    | 是                   | 是                   | 是                   |
| 年份固定效应     | 是                   | 是                   | 是                    | 是                   | 是                   | 是                   |
| $R^2$      | 0.527               | 0.512               | 0.508                | 0.511               | 0.515               | 0.505               |
| N          | 1 665               | 1 665               | 1 665                | 1 665               | 1 665               | 1 665               |

在此基础上,本文进一步考察地方政府创新投入决策同群偏向性随地理距离的变化特征。由于我国东中西部地区的城市密度存在很大差异,因此本文采用城市间的绝对距离来刻画彼此间的“地理相邻”空间关系(Shi and Xi, 2018),即无论是否属于同一行政区划,两城市间距离小于或等于200公里和250公里,则为相邻,否则为不相邻。结果如表4模型(8)–(11)所示。模型(8)和(9)汇报了省内结果,可以看出,同一行政区划内地方政府创新投入决策同群偏向强度随着地理距离的增大而未产生明显变化。模型(10)和(11)汇报了省外结果,可以看出,地方政府创新投入决策同群偏向强度在跨过行政区划后并没有显著消失,且随着地理距离的增大有所衰减。同时,模型(8)、(9)省内的同群偏向强度显著高于模型(10)和(11)省外的回归结果,这再次表明,与“地理相邻”相比,“行政相邻”对地方政府间创新投入决策同群偏向性的影响更大,因为在与“行政相邻”的地级市间的“标尺竞争”中脱颖而出才是地方政府诉求的核心所在。

## 3. 反事实推断

在前文分析中,本文发现地方政府创新投入决策的同群偏向性来自与相邻地区(“行政

相邻”“经济相邻”“地理相邻”的决策互动,那么地方政府与非相邻地区间的决策互动强度应该相对微弱或者不存在。本文设置一个反事实推断来进一步检验上述论述的有效性(邓慧慧、赵家羚,2018)。在构造空间关系矩阵时,本文将“非相邻”地区反向设置为相邻地区,构造“伪相邻”(不排除同省份城市)空间矩阵和“纯伪相邻”(排除同省份城市)空间矩阵,从而反向检验前文结论的合理性。表5汇报了同群偏向性的反事实推断检验结果。模型(12)中在“伪相邻”(不排除同省份城市)的空间关系下,空间滞后项系数不显著,模型(13)中在“纯伪相邻”(排除同省份城市)的空间关系下,空间滞后项系数亦不显著,即无空间相邻关系的地区在创新投入决策中没有同群偏向性,这反向验证了前文假说H1的合理性。

**表5 反事实推断检验**

| 变量         | (12)<br>伪相邻(不排除同省份城市) |                     | (13)<br>纯伪相邻(排除同省份城市) |                     |
|------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
|            |                       |                     |                       |                     |
| $\lambda$  |                       | 0.0273<br>(1.55)    |                       | 0.0324<br>(1.10)    |
| $\rho$     | 0.0328<br>(1.38)      |                     | 0.0270<br>(0.86)      |                     |
| $\ln pGDP$ | 1.052 **<br>(2.50)    | 1.675 **<br>(2.41)  | 0.253 **<br>(2.33)    | 0.699 **<br>(2.47)  |
| $Ins$      | 0.0146<br>(0.35)      | 0.0800<br>(0.18)    | 0.0362<br>(0.90)      | 0.0193<br>(0.46)    |
| $\ln Fdi$  | 0.0827 **<br>(2.21)   | 0.0528 **<br>(2.29) | 0.0426<br>(0.42)      | 0.0136 **<br>(2.13) |
| $Hum$      | 12.13 *<br>(1.83)     | 17.16 **<br>(2.15)  | 1.934 *<br>(1.79)     | 2.668 *<br>(1.80)   |
| $Infra$    | 0.518 **<br>(2.15)    | 0.358<br>(1.30)     | 2.905 **<br>(2.24)    | 1.758 *<br>(1.78)   |
| $Urb$      | 4.309<br>(1.59)       | 1.775 *<br>(1.84)   | 4.537 *<br>(1.77)     | 4.160<br>(1.55)     |
| $L.FD$     | 0.370 ***<br>(4.67)   | 0.510 ***<br>(6.78) | 0.317 ***<br>(4.15)   | 0.332 ***<br>(4.08) |
| 城市固定效应     | 是                     | 是                   | 是                     | 是                   |
| 年份固定效应     | 是                     | 是                   | 是                     | 是                   |
| $R^2$      | 0.330                 | 0.392               | 0.318                 | 0.346               |
| N          | 1 665                 | 1 665               | 1 665                 | 1 665               |

#### (四)营商环境、创新投入同群偏向性与技术创新间的关系检验

表6汇报了在全国样本下,营商环境优化、创新投入同群偏向性与专利申请量( $\ln pat1$ )间的检验结果。空间系数 $\rho$ 均在5%及以上的置信水平上显著为正,这说明城市间技术创新具有较强的空间相关性。被解释变量滞后期均通过了1%的显著性检验,这说明技术创新是持续累积、逐步上升的动态过程,采用滞后期能够有效控制“鸡蛋相生”的内生性问题。

具体地,模型(14)考察了同群偏向下的创新投入与专利申请量之间的关系。创新投入系数通过了1%的显著性检验,这表明地方政府在创新领域“你追我赶”的财政投入行为对技术创新产生了显著的促进作用,论证了假说H2的合理性。模型(15)汇报了营商环境对二者关系的调节作用,发现营商环境( $Enviro$ )的系数为0.079,且通过了1%的显著性检验。这意味着营商环境水平每上升1个百分点,专利申请量将上升7.9个百分点。可见,营商环境对技术创新具有直接的正向促进作用。更为重要的是,营商环境与创新投入间的交互项系数为-0.005,且通过了1%的显著性检验。这时创新投入对技术创新的边际效应变为

$\ln pat1/FD = \eta + \gamma Enviro$ , 即  $\ln pat1/FD = 0.018 - 0.005 Enviro$ 。这表明在控制其他因素不变的条件下, 营商环境水平每提升1个百分点, 创新投入对技术创新的促进作用将下降0.5个百分点, 即创新投入对技术创新的促进作用将下降28%, 这为假说H3提供了初步的经验证据, 即营商环境优化有助于降低地方政府同群偏向强度, 从而提升财政投入的创新绩效。这是因为营商环境优化能够提升地方政府在创新资源分配中实现“经济人”诉求的机会成本, 从而抑制地方政府对创新领域“你追我赶”的财政投入行为的同群偏向性和自利性, 进而塑造更加公平公正的市场竞争环境, 引导政府创新资源流向更具效率的创新企业和项目, 提升创新投入绩效。模型(16)和(17)分别检验了行政治理、法治水平对二者关系的调节作用。可以看出, 结论与模型(15)保持了良好的一致性, 这再次论证了假说H3的合理性。进一步地, 表7汇报了变量替换后的检验结果。可以看出, 核心解释变量的系数与符号均与表6保持了良好的一致性, 这又一次为假说H2、H3提供了经验证据。

表6 营商环境、同群偏向性与技术创新间的关系检验

| 变量             | (14)                  | (15)                  | (16)                  | (17)                   |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| FD             | 0.016 ***<br>(8.82)   | 0.018 ***<br>(3.35)   | 0.015 ***<br>(3.20)   | 0.022 ***<br>(4.81)    |
| Enviro         |                       | 0.079 ***<br>(9.58)   |                       |                        |
| Enviro×FD      |                       | -0.005 ***<br>(-8.94) |                       |                        |
| Gov            |                       |                       | 0.050 ***<br>(9.12)   |                        |
| Gov×FD         |                       |                       | -0.008 ***<br>(-8.74) |                        |
| Law            |                       |                       |                       | 0.331 ***<br>(10.66)   |
| Law×FD         |                       |                       |                       | -0.015 ***<br>(-10.20) |
| lnpGDP         | 0.153<br>(1.14)       | 0.132<br>(0.99)       | 0.129<br>(0.97)       | 0.119<br>(0.89)        |
| Ins            | 0.629 ***<br>(39.68)  | 0.591 ***<br>(36.87)  | 0.589 ***<br>(36.76)  | 0.592 ***<br>(36.95)   |
| lnFdi          | 0.541 ***<br>(4.92)   | 0.522 ***<br>(4.87)   | 0.523 ***<br>(4.83)   | 0.520 ***<br>(4.80)    |
| Hum            | 0.001<br>(0.55)       | 0.000<br>(0.47)       | 0.001<br>(0.49)       | 0.001<br>(0.49)        |
| Infra          | 0.008 ***<br>(4.52)   | 0.009 ***<br>(4.11)   | 0.007 ***<br>(4.13)   | 0.006 ***<br>(4.10)    |
| Urb            | 12.228 ***<br>(32.30) | 8.477 ***<br>(15.22)  | 8.517 ***<br>(15.37)  | 7.987 ***<br>(14.24)   |
| L.lnpat1       | 0.372 ***<br>(2.91)   | 0.359 ***<br>(2.82)   | 0.354 ***<br>(2.81)   | 0.361 ***<br>(2.84)    |
| ρ              | 0.128 ***<br>(3.38)   | 0.140 **<br>(2.27)    | 0.193 ***<br>(3.15)   | 0.191 ***<br>(3.33)    |
| 城市固定效应         | 是                     | 是                     | 是                     | 是                      |
| 年份固定效应         | 是                     | 是                     | 是                     | 是                      |
| R <sup>2</sup> | 0.195                 | 0.245                 | 0.243                 | 0.244                  |
| N              | 1 665                 | 1 665                 | 1 665                 | 1 665                  |

表 7 变量替换后的检验结果

| 变量                        | (18)                 | (19)                   | (20)                 | (21)                  |
|---------------------------|----------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|
| <i>FD</i>                 | 0.095 *<br>(1.88)    | 0.094 *<br>(1.75)      | 0.096 *<br>(1.76)    | 0.101 *<br>(1.79)     |
| <i>Enviro</i>             |                      | 0.164 ***<br>(2.70)    |                      |                       |
| <i>Enviro</i> × <i>FD</i> |                      | -0.002 ***<br>(-14.87) |                      |                       |
| <i>Gov</i>                |                      |                        | 0.013 *<br>(1.68)    |                       |
| <i>Gov</i> × <i>FD</i>    |                      |                        | -0.001 **<br>(-2.02) |                       |
| <i>Law</i>                |                      |                        |                      | 0.004<br>(0.09)       |
| <i>Law</i> × <i>FD</i>    |                      |                        |                      | -0.009 ***<br>(-3.05) |
| L.lnpat2                  | 0.372 ***<br>(2.90)  | 0.359 ***<br>(2.82)    | 0.354 ***<br>(2.80)  | 0.361 ***<br>(2.84)   |
| $\rho$                    | 0.265 ***<br>(12.28) | 0.281 ***<br>(14.83)   | 0.276 ***<br>(14.23) | 0.282 ***<br>(14.96)  |
| 控制变量                      | 是                    | 是                      | 是                    | 是                     |
| 城市固定效应                    | 是                    | 是                      | 是                    | 是                     |
| 年份固定效应                    | 是                    | 是                      | 是                    | 是                     |
| <i>R</i> <sup>2</sup>     | 0.195                | 0.245                  | 0.243                | 0.244                 |
| N                         | 1 665                | 1 665                  | 1 665                | 1 665                 |

## 五、主要结论与政策建议

如何提升政府财政投入对技术创新的推动作用已经成为我国经济高质量发展所面临的重大问题。本文系统分析了营商环境优化、同群偏向性与技术创新间的交互机制。随着创新驱动发展战略的不断推进,地方政府为了在“标尺竞争”中脱颖而出,同时规避投入风险,对技术创新领域的财政投入出现了“你追我赶”的同群偏向性;短时间内大量的财政投入虽然对技术创新产生了显著的促进作用,但“为竞争而创新”的财政投入将导致大量的资源浪费和效率损失;营商环境优化能够通过压缩审批链条、提升法治强度等方式提高地方政府在创新资源配置中实现“经济人”诉求的机会成本,从而塑造更加公平公正的市场竞争环境,减少同群偏向下地方政府盲目投资造成的资源浪费和效率损失。通过实证研究发现,地方政府创新投入决策在“行政相邻”等空间关系下均存在显著的同群偏向性,营商环境优化可以有效抑制地方政府财政创新投入的同群偏向性,从而提升政府财政投入的创新绩效。

本文的政策建议是:(1)构建创新导向的经济发展绩效考评体系,避免地方政府同群偏向的盲目、低效创新投入行为。地方政府财政创新投入偏离自身禀赋优势的非理性行为,与长期以来地方政府以经济数量增长为导向的发展绩效考评体系有很大关系。因此,地方政府晋升的考核新“标尺”应增加创新投入规模和比例、创新投入产出绩效等指标,使地区经济的长期高质量发展目标与地方政府的考核和激励更为一致。(2)区分技术创新“领先”与“落后”领域,提升财政创新投入绩效。随着我国经济创新发展动能的不断增强,部分创新领域已经领先世界,而部分创新领域依然相对落后,当前的普遍支持政策对于建立有序的市场竞争秩序、激发企业内生创新能力将逐步形成阻力,所以应区别对待不同的技术创新领域,

针对性地设计财政创新投入强度：对芯片等“卡脖子”技术领域应持续加大财政支持力度，对高铁、5G 等领先技术领域应逐步减少财政支持力度，同时放开市场准入，通过提高竞争强度激发企业内生创新能力，加快我国经济发展创新动能的集聚速度。（3）进一步优化营商环境，提升财政投入创新绩效。一方面，中央政府应进一步深化“放管服”改革，压减开办企业和获得电力许可等事项的审批步骤、缩短审批流程，以抑制地方政府在创新资源配置中的“经济人”诉求，降低企业竞争地方政府财政创新投入的制度性交易成本；另一方面，应完善知识产权保护执法程序，增强知识产权保护力度，提高知识产权纠纷解决效率，通过构建既“亲”又“清”的新型政商关系来公平对待不同所有制企业、个人和投资者的知识产权，引导各市场主体公平竞争政府创新资源，提高政府创新补贴绩效，推动本地经济的创新发展。

### 参考文献：

- 1.白俊红、蒋伏心,2015:《协同创新、空间关联与区域创新绩效》,《经济研究》第 7 期。
- 2.白雪洁、李振洋,2019:《政府补贴对企业新产品创新的行业比较优势门槛分析》,《当代经济科学》第 5 期。
- 3.邓慧慧、赵家羚,2018:《地方政府经济决策中的“同群效应”》,《中国工业经济》第 4 期。
- 4.黎文靖、郑曼妮,2016:《实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响》,《经济研究》第 4 期。
- 5.李后建,2013:《市场化、腐败与企业家精神》,《经济科学》第 1 期。
- 6.李政、杨思莹、路京京,2018:《政府参与能否提升区域创新效率?》,《经济评论》第 6 期。
- 7.李志生、苏诚、李好,2018:《企业过度负债的地区同群效应》,《金融研究》第 9 期。
- 8.刘煜辉,2007:《中国地区金融生态环境评价》,中国金融出版社。
- 9.鲁桐、党印,2015:《投资者保护、行政环境与技术创新:跨国经验证据》,《世界经济》第 10 期。
- 10.鲁元平、张克中、欧阳洁,2018:《土地财政阻碍了区域技术创新吗？——基于 267 个地级市面板数据的实证检验》,《金融研究》第 5 期。
- 11.陆铭,2017:《空间的力量:地理、政治与城市发展(第二版)》,格致出版社、上海人民出版社。
- 12.陆蓉、常维,2018:《近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”》,《金融研究》第 8 期。
- 13.王华,2011:《更严厉的知识产权保护制度有利于技术创新吗?》,《经济研究》第 2 期。
- 14.王小鲁、樊纲、胡李鹏,2019:《中国分省份市场化指数报告(2018)》,社会科学文献出版社。
- 15.吴晓飞,2016:《科技支持、补贴陷阱与区域创新能力》,《财贸研究》第 5 期。
- 16.谢海洋、曹少鹏、高敏,2017:《高科资质认定政策有效性研究——基于双重差分 PSM 方法的检验》,《现代经济探讨》第 9 期。
- 17.徐浩、冯涛,2018:《制度环境优化有助于推动技术创新吗？——基于中国省际动态空间面板的经验分析》,《财经研究》第 4 期。
- 18.姚惠泽、张梅,2018:《要素市场扭曲、对外直接投资与中国企业技术创新》,《产业经济研究》第 6 期。
- 19.叶琴、曾刚、戴劭勍,2018:《不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响——基于 285 个地级市面板数据》,《中国人口·资源与环境》第 2 期。
- 20.叶晓佳、孙敬水,2015:《分配公平、经济效率与社会稳定协调性测度研究》,《经济学家》第 2 期。
- 21.张杰、陈志远、杨连星,2015:《中国创新补贴政策的绩效评估:理论与证据》,《经济研究》第 10 期。
- 22.张威,2017:《我国营商环境存在的问题及优化建议》,《理论学刊》第 5 期。
- 23.张秀峰、陈光华、海本禄,2019:《融资约束、政府补贴与产学研合作创新绩效》,《科学学研究》第 8 期。
- 24.赵颖,2016:《中国上市公司高管薪酬的同群效应分析》,《中国工业经济》第 2 期。
- 25.赵勇、魏后凯,2015:《政府干预、城市群空间功能分工与地区差距——兼论中国区域政策的有效性》,《管理世界》第 8 期。
- 26.周文通、孙铁山、陆军,2017:《北京就业人口增长与轨道交通动态影响:基于 DSP 模型的研究》,《人口与发展》第 4 期。
27. Anselin, L., J. G. M. Raymond, and R. J. Florax. 2004. *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*. Berlin: Springer-Verlag.
28. Arrow, K. J. 1962. *Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention*. Princeton, New Jersey:

- Princeton University Press.
29. Elhorst, J. P. 2014. "MATLAB Software for Spatial Panels." *International Regional Science Review* 37(3): 389–405.
30. Hoberg, G., and G. M. Phillips. 2016. "Text – Based Network Industries and Endogenous Product Differentiation." *Journal of Political Economy* 124(5):1423–1465.
31. Howell, S. T. 2017. "Financing Innovation: Evidence from R&D Grants." *American Economic Review* 107(4): 1136–1164.
32. Lee, L., J. Yu, and J. Jeconom. 2010. "Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects." *Journal of Econometrics* 154(2):165–185.
33. Manski, C. F. 2000. "Economic Analysis of Social Interactions." *Journal of Economic Perspectives* 14(3):115–136.
34. Moser, P. 2005. "How Do Patent Laws Influence Innovation? Evidence from Nineteenth-Century World's Fairs." *American Economic Review* 95(4):1214–1236.
35. Murphy, K. M., A. Shleifer, and R.W. Vishny. 1993. "Why Is Rent-Seeking So Costly to Growth?" *American Economic Review* 83(2):409–414.
36. Özçelik, E., and E. Taymaz. 2008. "R&D Support Programs in Developing Countries: The Turkish Experience." *Research Policy* 37(2):258–275.
37. Shi, X., and T. Xi. 2018. "Race to Safety: Political Competition, Neighborhood Effects, and Coal Mine Deaths in China." *Journal of Development Economics* 131:79–95.

## Improving Business Environment, Peer Tendency and Technological Innovation

Xu Hao<sup>1,2</sup>, Zhu Zhiyong<sup>1,2</sup> and Li Ke<sup>3</sup>

(1: College of Economics and Management, Southwest University; 2: Economic Research Center, Southwest University; 3: School of Finance and Economics, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China)

**Abstract:** It is important to clarify the relationship among business environment, governments' peer behavior and technological innovation for China's high-quality economic development. This paper analyzes the endogenous mechanism of local governments' peer tendency and its promotion for technological innovation. We also analyze the moderating effect of business environment improvement and carry out an empirical test with the data of 185 cities from 2008 to 2017 in China. The results show that: Significant peer tendency exists in local governments' innovation behavior. The tendency is strongest under the "administrative adjacency" and decreases with the geographical radius under the "geographical adjacency". The peer tendency of local governments' innovation has a significant impact on technological innovation. The improvement of business environment can effectively restrain local governments' "economic man" behavior and its negative effect on the allocation efficiency of financial innovation investment. Consequently, this paper believes that the business environment should be further optimized to avoid the innovative input loss caused by the peer tendency in the decisions of local governments.

**Keywords:** Business Environment, "Economic Man" Hypothesis, Peer Tendency, Technological Innovation

**JEL Classification:** H73, K00, M14

(责任编辑:彭爽)