

# 经济发展对城市基建和外商投资的创新门槛效应研究

陈大峰<sup>1,2</sup>, 陈媛<sup>2</sup>, 李昆<sup>1</sup>

(1. 南京审计大学 商学院, 江苏 南京 211815; 2. 上海财经大学 信息管理与工程学院, 上海 200433)

**[摘要]** 创新是引领城市经济高质量发展的核心引擎之一, 基于 2003—2018 年间中国 271 个地级及以上城市的面板数据, 以经济发展程度为门槛变量着重考察基础设施建设和外商投资对城市创新活动的非线性影响机制以及城市间的空间溢出效应。研究结果表明, 基础设施建设和外商投资对城市创新都具有经济发展的双门槛效应, 当经济发展程度达到第一个门槛值时, 才会显著促使城市创新产出的提升。当经济发展程度跨越第二个门槛值时, 会进一步增加城市的创新产出。城市间的创新活动具有明显的空间依赖性, 对于经济发展程度差距较大的城市之间, 基础设施建设显著增强创新溢出效应。

**[关键词]** 城市创新; 城市基建; 外商投资; 门槛效应; 自举法

**[中图分类号]** F124.3 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2022)02-0102-10

## 一、引言

党的十九大报告强调创新是引领中国经济高质量发展的第一动力, 明确提出了要进一步加快建设创新型国家。城市作为建设创新型国家的空间载体, 聚集了大量的研发人员和创新资本<sup>[1]</sup>。近年来, 几乎所有的大中小型城市普遍都加大了基础设施建设, 尤其是以环保设施、5G 通信网络、人工智能、大数据和数字金融等为代表的新基建, 借此改善城市设施和营商环境, 提升科技创新能力。2020 年我国基础设施投资规模已超过 18 万亿元, 比 2019 年增长近 1 个百分点。外商直接投资(FDI)一直是我国引进先进生产设备、科学技术、企业管理和知识创新的重要渠道, 对提升城市创新活动具有重要的战略意义<sup>[2]</sup>。2020 年我国实际利用外商直接投资金额达到 1 万多亿元, 相比 2019 年增加 6.2 个百分点<sup>①</sup>。

当前受新冠肺炎疫情的影响我国经济健康运行的压力不断加大, 党中央、国务院在多个重要会议上都释放了明确信号, 不仅要快速推动创新基础设施、新基建的战略投资步伐, 也要持续扩大对外开放, 积极吸引外商投资, 推动我国经济发展迈入中等发达国家行列。然而, 基础设施建设或 FDI 技术溢出能否实质性地提升创新绩效, 这在很大程度上要取决于各个城市的经济发展水平和知识转化能力<sup>[3]</sup>。因此, 在加强国家创新体系建设的背景下, 研究基础设施建设、FDI 与经济发展程度之间的创新门槛效应, 探讨在怎样的经济发展水平下才能促进基础设施建设和 FDI 的正向创新效应, 基础设施建设和 FDI 在城市之间的创新溢出效应会出现何种新特征, 就具有十分重要的理论意义和实践价值。从而为我国各城市制定更有效的创新支持政策实现城市之间的创新协调发展提供理论和经验依据。

## 二、文献综述

基于创新发展的实践, 众多学者从多个角度采用多种方法对各个创新要素展开研究。在基础设施

**[收稿日期]** 2021-08-07

**[基金项目]** 江苏省高校哲学社会科学研究重大项目(2021SJZDA029); 南京审计大学高等教育研究项目(2021JG056)

**[作者简介]** 陈大峰(1977—), 男, 江苏建湖人, 南京审计大学商学院高级实验师, 上海财经大学信息管理与工程学院博士生, 主要研究方向为创新管理、城市管理; 陈媛(1976—), 女, 辽宁鞍山人, 上海财经大学信息管理与工程学院教授, 博士, 主要研究方向为知识与创新管理, 通讯作者, 邮箱: chen.yuan@sufe.edu.cn; 李昆(1970—), 男, 江苏仪征人, 南京审计大学商学院教授, 博士, 主要研究方向为知识管理。

<sup>①</sup>数据来源: 2021 年 2 月, 国家统计局发布的《中华人民共和国 2020 年国民经济和社会发展统计公报》。

建设的创新效应研究方面,大部分的学者认为基础设施建设能够改善城市生活环境,提高交通的便利性,有效降低经济主体的运输成本、交易费用等,从而促进当地的知识交流,改善能够加快本辖区资源要素流动,推动城市创新能力的提升<sup>[2,4]</sup>。另外,基础设施建设相比直接科研投入,其周期长、风险低,创新效应更具有间接性和长效性,有利于企业从好的基础设施中获得的收益,便于获取周边企业的创新溢出<sup>[5]</sup>。邹璇等采用多期 DID 模型对我国大中城市实证分析交通基础设施对城市创新产生的溢出效应,结果表明交通基础设施能显著促进城市创新溢出,他们认为其根源在于交通设施具有直接知识溢出效应和正外部性,能够间接拉动创新物质资本投资和人力资本积累<sup>[6]</sup>。马荣等在新型基础设施建设的层次架构以及转型方向的双向互动视阈中,提出新型基础设施建设为高质量发展阶段社会经济活动提供数据形式和智能形态的规范性服务,能够推动创新高质量的发展<sup>[7]</sup>。但也有部分学者认为基础设施建设的投资金额巨大,在早期存在挤占其他创新投入资金的可能,阻碍了区域创新效率的提升<sup>[8]</sup>。肖叶等使用 2008—2016 年中国 286 个地级市数据证实了地方政府之间存在着吸引经济资源的竞争,因而地方财政偏向于改善交通基础设施等生产性支出,这必然会减少科研活动的直接投入,邻近地区的交通基础设施改善能够加快本辖区资源要素流动,有利于促进城市之间创新的溢出<sup>[9]</sup>。

对于 FDI 的创新效应,学者们同样有两个对立的立场。支持正向效应的学者们认为 FDI 带来了先进的技术和管理方式,是发展中国家获得国外先进技术的重要渠道,其示范效应将激发本国企业的研发活动,而本国企业的研发活动又会反过来激发外资企业的创新动力,促进科技人员在企业间相互流动,有利于知识溢出和创新发展<sup>[10]</sup>。曾婧婧等以我国 59 个创新型城市为研究样本,实证分析了城市规模等级对外商投资创新效应的差异性,实证结果表明 FDI 能显著促进城市创新产出的增加,且城市规模等级越高,FDI 的创新效应就越强<sup>[11]</sup>。支持负向效应的学者们则认为发达国家一般只会将次新技术或落后的产业输出到欠发达国家,受这些技术的冲击,引进国的企业技术创新会受到扼制<sup>[12]</sup>。周锐波等通过我国 275 个城市 2008—2016 年的空间面板数据实证分析 FDI 对城市创新的影响,研究结果表明 FDI 的直接效应较小且不显著,他们认为当前我国处于外商投资带来的挤占作用阶段,引进的外资企业在本地的科技研发投入较少,凭借资金优势控制关键技术,因而限制了本地城市创新能力的发展<sup>[13]</sup>。另外,也有学者提出不同观点,他们认为 FDI 的创新效应是非线性的,并加以实证。如叶阿忠等基于半参数面板空间滞后模型对我国 2003—2013 年的省级面板数据进行实证分析,研究结果表明 FDI 存在明显的门槛效应<sup>[14]</sup>。

纵观现有文献,关于城市基础设施建设和 FDI 的创新效应研究存在一定局限性:现有研究较多的从实证角度出发对区域创新各影响因素独立展开分析,且大多数为省级层面,缺乏研究因素之间的交互效应及其对区域间的创新溢出所带来的影响。另外,现有研究多数使用面板数据的分析方法,忽略了城市创新产出的空间相关性。城市创新空间溢出效应不仅会促进或抑制周边城市的创新成果,而且也改变着全国创新产出的空间分布格局,是导致城市之间创新差异的重要原因之一<sup>[15]</sup>。因此,如果忽略我国城市创新的空间相关性就使得研究结果有所偏误。

本文力图在两个方面有所创新:第一,在研究内容上,以城市经济发展水平表征对知识的吸收和转化能力,分析在不同的经济发展水平下基础设施建设和 FDI 对创新产出的异质性影响,并探讨交互项的地理空间和经济空间溢出效应;第二,在研究方法上,考虑到基础设施建设和 FDI 与经济发展水平之间可能存在的非线性关系,构建面板门槛模型进行回归分析,并在固定效应模型下通过交互项对经济发展水平的门槛效应进行验证,进一步考虑到城市创新的空间关联性,采用动态杜宾模型,以求研究结论更为稳健,为我国创新政策的制定与协调实践提供理论和经验依据。

### 三、研究设计

基础设施建设或 FDI 对城市创新效应的研究,不能忽略城市本身知识吸收和转化的能力。经济发

展水平较高的城市往往吸收和转化的能力也较强,因此基础设施建设或 FDI 与城市经济发展水平的交互效应需要进行探讨。基础设施建设能够提高交通的便利性和降低运输成本,促进创新资源要素流动,扩大科学技术的外溢效应。但由于前期投入资金大,必然会造成其他方面的资金短缺,尤其是经济欠发达地区发展资金本就缺少,基础设施建设的投入带来的影响更大<sup>[9]</sup>。当经济发展到一定水平后,城市的吸收和转化能力能够承载外来技术和人才,基础设施建设对城市创新的正面效应可以抵消负面的影响,此时基础设施建设才会显现正向效应。当经济发展到新的高度,便捷的交通有利于吸引周边更多的创新要素,从而进一步激发基础设施建设的创新效应。另外,在不同经济发展水平下 FDI 的创新效益也会存在巨大差异,在发展早期往往科研水平和人力资本低下,外来的先进技术和方式很难转化为新的创新动力,只能是吸收和简单模仿,本地也缺乏相关的研究基础,从而打击创新热情,不利于本地创新发展<sup>[13]</sup>。当经济发展到一定水平后,本地技术有了一定积累才有可能对外来技术进行改进,突破技术封锁或迎合市场对新产品的需求,激发本地创新。因此,基础设施建设短期对科技投入产生抑制,但从长远看可以促进创新要素的流通,而 FDI 蕴含先进技术的具有技术溢出的潜力,可通过示范效应、竞争效应和产业关联效应种途径促进的技术溢出,但也有可能形成技术依赖。

综合来看,基础设施建设和 FDI 的创新效应主要还是各个城市对先进技术和理念的吸收和转化能力,而城市经济发展提高了金融发展水平和开放程度,能够促进各创新资源的有效流通,也表征了知识的吸收和转化能力,尤其是经济发展水平较高的城市越能够受益于创新,因而更为倾向于自主创新,为创新的发展提供更多的便利条件。本文假设基础设施建设和 FDI 对城市创新效用是非线性的,在城市经济发展不同阶段基础设施建设和 FDI 的创新效用存在明显的差异性,可能存在突变问题。

### (一) 计量方法

#### 1. 门槛模型的构建

对于非线性问题假设的检验,如果采用传统的回归方法,就要先确定结构突变点后分段回归。但对于大样本或面板数据,如何预估结构突变点是难以解决的问题<sup>[16]</sup>。门槛模型(Threshold Model)是解决此类非线性模型常用方法之一,专用来对门槛效应进行估计,门槛效应是指当一个变量达到特定的数值后,引起另外一个变量发生突然转向其他发展形式的现象,作为原因现象的临界值称为门槛值<sup>[17]</sup>。因此,为了更好地估计基础设施建设和 FDI 对城市创新的差异性影响,本文借鉴 Caner 和 Hansen 的研究,采用面板门槛模型进行研究,进而准确分析这种非线性关系<sup>[18]</sup>。构建出的门槛模型如下:

$$\ln ZL_{it} = \beta'_1 \times infra_{it} \times I(\ln rgdp_{it} \leq \theta_1) + \beta'_2 \times infra_{it} \times I(\theta_1 < \ln rgdp_{it} \leq \theta_2) + \dots + \beta'_n \times infra_{it} \times I(\theta_{(n-1)} < \ln rgdp_{it} \leq \theta_n) + \gamma \times X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln ZL_{it} = \beta'_1 \times \ln FDI_{it} \times I(\ln rgdp_{it} \leq \theta_1) + \beta'_2 \times \ln FDI_{it} \times I(\theta_1 < \ln rgdp_{it} \leq \theta_2) + \dots + \beta'_n \times \ln FDI_{it} \times I(\theta_{(n-1)} < \ln rgdp_{it} \leq \theta_n) + \gamma \times X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(1)中解释变量为基础设施建设(*infra*),式(2)中解释变量为外商直接投资(*lnfdi*),门槛变量均为经济发展水平(*lnrgdp*)。 $I(\ )$ 为示性函数,当满足条件时为1,否则为0。

#### 2. 空间计量模型的构建

城市的创新产出不但会受到本地各个创新资源要素的影响,城市之间因地理或经济上的邻近性存在的空间溢出效应,而传统面板模型的实证分析忽略这种空间关系,因而可能会发生偏误。因此,本文借鉴马静等研究在柯布一道格拉斯(Cobb-Douglas)知识生产函数和城市知识产出模型基础上,构建回归模型来研究经济发展水平、基础设施建设和 FDI 空间溢出效应<sup>[19]</sup>。由于随机效应模型的个体效应与回归变量间缺乏关联度,结合本文的研究内容,采用固定效应模型中的动态杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM),该模型结合空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SLM)优点,既能够分析各个城市创新影响因素空间关联,也可以兼顾随机冲击的空间影响,所构建的 SDM 模型如下:

$$\ln ZL_{it} = \varphi \times \ln ZL_{it-1} + \rho W \times \ln ZL_{it} + \theta W \times X_{it} + \beta \times X_{it} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在式(3)中,被解释变量( $\ln ZL_{it}$ )为城市*i*在第*t*年的专利授予量的对数; $\varphi$ 为滞后一期专利授予量的影响, $\rho$ 为空间滞后系数,表示周边城市对本地的溢出影响方向和程度; $\mu_i$ 为个体固定效应, $v_t$ 为时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项,使用的空间距离权重矩阵 $W$ 为地理距离空间权重 $W_G$ 和经济距离空间权重 $W_E$ ,其中, $W_G$ 是采用距离平方倒数,而城市之间的距离依据城市的经纬度测算出。 $W_E$ 则是考虑了经济发展水平,在地理距离权重矩阵上引入每个城市的人均GDP和全国人均GDP构建出的。

空间计量分析中,解释变量对被解释变量的影响不能仅仅关注模型估计出的系数,需综合考虑当期效应和回响效应,即要求将空间溢出的上述两种效应从总效应中分离出来,实现对模型回归系数的更为合理的解释。本文借鉴LaSage和Pace的研究,采用偏微分法分解空间总效应的方法<sup>[20]</sup>,先将式(3)变换为:

$$\ln ZL_{it} = (I - \rho W)^{-1} (\beta + W\theta) \times X_{it} + (I - \rho W)^{-1} \times (\varphi \times \ln ZL_{it-1} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

接下来,计算第*k*个解释变量(或控制变量)从城市1到城市*n*对被解释变量 $\ln ZL_{it}$ 的偏导数:

$$\frac{\partial \ln ZL_{it}}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial \ln ZL_{it}}{\partial x_{nk}} = \begin{bmatrix} \frac{\partial \ln ZL_{1t}}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial \ln ZL_{1t}}{\partial x_{nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial \ln ZL_{nt}}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial \ln ZL_{nt}}{\partial x_{nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \times \begin{bmatrix} \beta_k & \omega_{12}\theta_k & \dots & \omega_{1n}\theta_k \\ \omega_{12}\theta_k & \beta_k & \ddots & \omega_{2n}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{n1}\theta_k & \omega_{n2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (5)$$

最后,将直接效应界定为右边矩阵对角线元素的平均值,间接效应界定为所有非对角线元素的平均值,总效应界定为所有元素的平均值。其中,直接效应和间接效应分别反映解释变量对本城市的影响(本地效应)和对其他城市的影响(溢出效应),空间总效应反映解释变量对所有城市造成的平均影响(综合效应)。

## (二) 变量的选取

被解释变量为创新产出( $\ln ZL$ ):对于城市的创新能力或产出,现有文献中反映创新能力或创新产出的变量有专利申请量、专利授权量、新产品市场价值和知识存量等。其中,专利申请量侧重反映创新活动的投入情况,专利授权量和新产品市场价值侧重反映创新活动的产出情况。目前新产品市场价值的度量方法尚存在很大争议,知识存量也难以度量和统一<sup>[21]</sup>。比较而言,专利授权量由官方权威发布,更加直观,是一个合适的选择,因此,本文采用专利授权数量的对数来衡量城市创新。

门槛变量:经济发展水平( $\ln rgdp$ ):采用市辖区的人均生产总值的对数来度量经济发展水平;

核心解释变量的定义和度量方法如下:

基础设施建设( $\ln infra$ ),借鉴韩峰的处理方法采用城市市区人均道路占有面积来度量交通基础设施,城市市区人均道路是较为常用的基础设施产出指标<sup>[22]</sup>。

外商直接投资( $\ln fdi$ ),借鉴侯润秀和官建成的处理方法,采用各城市实际利用外商投资额来度量FDI,根据各年度平均汇价进行换算且用GDP平减指数进行平滑调整<sup>[10]</sup>。

本文的控制变量的定义和度量方法如下:

城市规模( $\ln sca$ ):城市是经济主体进行研发创新的“理想实验室”,城市中人口集聚或规模增大会导致对新发明和新产品需求的增加,从而推动城市创新能力或产出的增长<sup>[23]</sup>。本文借鉴曾婧婧和周丹萍研究,采用城市市辖区年末人口数来衡量城市规模<sup>[11]</sup>。

产业专业化集聚( $spe$ ):为了客观地反映不同城市之间的产业专业化集聚程度,宜采用相对指标来衡量。本文借鉴Duranton和Puga的做法,采用就业人员在行业间的分配比例作为衡量标准,选择就业人员最多的产业作为该城市的专业化产业,用该专业化产业在城市中的就业份额占该产业在全国中就业份额的比重来衡量产业专业化集聚<sup>[24]</sup>,即:

$$spe_i = \max_j (T_{ij}/T_j) \quad (6)$$

式(6)中, $spe_i$ 表示*i*城市的产业专业化集聚程度, $T_{ij}$ 为*i*城市的*j*产业就业人员占城市总就业人数的比重, $T_j$ 为产业*j*的就业人员占全国总就业人数的比重。

人力资本 (*hum*), 借鉴杨仁发的处理方法, 采用每万人中普通高等院校在校生数量来度量人力资本<sup>[23]</sup>; 政府支出规模 (*gov*), 依据借鉴孙丽的处理方法, 采用各城市财政支出占 GDP 的比重来衡量政府支出规模<sup>[25]</sup>; 创新投入 (*R&D*), 借鉴邵同尧和潘彦的处理方法, 采用城市地方政府预算中的科技经费投入占 GDP 的百分比来度量公共部门创新投入, 并利用 GDP 平减指数进行处理<sup>[26]</sup>。

(三) 数据来源

本文收集并整合了 2003—2018 年中国 271 个地级及以上城市的面板数据作为研究样本, 样本时间跨度大, 且基本涵盖中国大陆绝大部分城市。相关统计数据主要来源于《中国城市统计年鉴》(2004—2019)、中经网统计数据库以及部分省市的统计年鉴。同时, 对个别城市少数年份的缺失数据进行线性插值处理。针对该数据集, 本文采用变量的描述性统计如表 1 所示, 变量之间的相关性如表 2 所示。

表 1 各变量的描述性统计

变量	含义	mean	sd	min	max
lnZL	城市创新能力对数	6.302	1.912	1.946	10.74
lnrgdp	人均 GDP 的对数	10.464	0.7789	2.7912	15.675
infra	人均道路占有面积	10.841	6.546	1.910	38.589
lnfdi	实际利用外商投资额对数	10.144	3.514	0	15.42
lnsca	城市人口规模对数	4.597	0.737	3.047	6.746
spe	产业专业化集聚	3.557	2.947	1.400	16.832
lnhum	人力资本对数	5.241	1.569	0	7.526
gov	政府财政支出占 GDP 的比重	0.168	0.137	0.040	0.995
R&D	政府科技经费投入占 GDP 的百分比	0.242	0.289	0.003	1.638

资料来源: 本文收集; 使用 stata15.1 软件计算得到; 下同

表 2 变量之间的相关系数

	lnZL	lnrgdp	infra	lnfdi	lnsca	spe	lnhum	gov	R&D
lnZL	1								
lnrgdp	0.7076	1							
infra	0.3960	0.5228	1						
lnfdi	0.6045	0.4414	0.2342	1					
lnsca	0.6264	0.2433	0.0041	0.5196	1				
spe	-0.1917	0.0011	0.0187	-0.1342	-0.1978	1			
lnhum	0.5060	0.4710	0.2855	0.3266	0.1924	-0.1461	1		
gov	0.0487	0.0180	0.0156	-0.0713	-0.1240	0.0917	0.0901	1	
R&D	0.3980	0.3075	0.2011	0.1902	0.1046	-0.0611	0.2848	0.4073	1

从表 2 中可以看出, 解释变量和控制变量与被解释变量的相关性与预期相一致。此外, 各个解释变量之间的相关系数的绝对值最大值为 0.7076, 通过考察方差膨胀因子 VIF (Variance Inflation Factor), 发现 VIF 取值处于区间 [1.08, 1.89] 之中, 远小于 10, 故不存在严重多重共线性问题。对门槛或解释变量 *lnrgdp*、*lnfdi* 和 *infra* 进行单位根检验, LLC (Levin-Lin-Chu) 单位根检验值分别为 -24.4246 ( $p = 0.0000$ )、-6.3775 ( $p = 0.0000$ ) 和 -4.4999 ( $p = 0.0000$ ), 这表明三个变量是平稳的。对于内生性的问题, *Hausman* 检验的结果为 108.33 ( $p = 0.0000$ ), 可以认为解释变量不存在严重的内生性的问题。

四、实证分析

(一) 门槛数量和门槛值检验

首先, 本文分别对式(1)和式(2)中经济发展水平的门槛效应以及门槛数量进行检验, 以确定门槛模型的具体形式, 即设定单一门槛、双重门槛和三重门槛为假设条件, 解释变量分别为基础设施建设 (*infra*) 和外商直接投资 (*lnfdi*), 采用自举法 (Bootstrap) 重复抽取样本, 提高门槛效应的显著性检验效率。计算得到各条件下门槛效应检验的 F 统计值和 p 值, 结果如表 3 所示。

从表 3 中可以看出, 解释变量为 *infra* 时经济发展水平的门槛效应为: 单一门槛效应在 1% 水平上显著, 门槛值为 9.8913, F 统计值为 431.11; 双重门槛效应在 1% 水平上显著, 门槛值分别为 9.8115 和 10.7047, F 统计值为 176.01; 三重门槛效应不显著。解释变量为 *lnfdi* 时经济发展水平的门槛效应为: 单一门槛效应在 1% 水平上显著, 门槛值为 9.8913, F 统计值为 756.44; 双重门槛效应在 1% 水平上显著, 门槛值分别为 9.8115 和 10.7047, F 统计值为 399.80; 三重门槛效应不显著。因此, 可以认定基础设施建设和 FDI 对城市创新存在经济发展水平的双门槛效应, 且门槛值发生巧合式的一致。

表3 经济发展水平门槛效应检验

解释变量	门槛类型	RSS	MSE	F 统计值	P 值	门槛值	95% 置信 区间下限	95% 置信 区间上限
infra	单一门槛	2026.1714	0.5003	431.11	0.0000	9.8913	9.8392	9.9166
	双重门槛	1941.7826	0.4795	176.01	0.0000	9.8115 10.7047	9.7607 10.6850	9.8347 10.7531
	三重门槛	2277.1610	0.5623	122.96	1.0000	—	—	—
lnfdi	单一门槛	2386.0809	0.5892	756.44	0.0000	9.8913	9.8668	10.0300
	双重门槛	1799.0580	0.4442	399.80	0.0000	9.8115 10.7047	9.7085 10.6850	9.8347 10.7247
	三重门槛	2037.4749	0.5031	218.28	1.0000	—	—	—

注:采用 Bootstrap 方法自举 300 次后得到;RSS 为回归平方和;MSE 为均方误差。

### (二) 门槛模型回归

将经济发展水平设定为双门槛,采用门槛模型对我国 271 个主要城市进行回归,结果如表 4 所示。表 4 第 1 列为经济发展水平双门槛下交通基础设施对创新产出的系数估计,在  $\lnrgdp$  的三个区间内,  $infra$  系数分别为  $-0.0648$ 、 $0.0365$  和  $0.0721$ ,即随着经济发展水平的提高,基础设施建设的创新效应从负变正后再扩大。本文认为,在经济发展水平较低时,交通基础设施的投入更多的是解决本地出行交通的基本需求,由于资金的短缺,甚至挤占原本用于研发投入的资金,因而不利于本地的创新。随着经济的不断发展,研发资金逐步得到了保障,交通的便利又能够加快生产要素和各种技术知识流动速度,此时基础设施建设开始促进创新产出的提高。当经济发展到一定程度,便利的交通设施促使各个创新资源的有效整合,对创新产出的促进作用更加明显。控制变量中  $\lnsca$ ,  $spe$ ,  $\lnhum$ ,  $gov$  和  $R\&D$  的系数显著为正,这说明这些因素都能对城市的创新产出产生显著的影响,能够促进城市的创新产出。

表 4 第 2 列为经济发展水平双门槛下 FDI 对创新产出的系数估计,当  $\lnrgdp$  小于  $\theta_1$  时,  $\lnfdi$  系数在 5% 水平上显著为负,表明经济发展水平小于第一门槛值 9.8115 时,FDI 不利于创新产出;当  $\lnrgdp$  超过  $\theta_1$  时,  $\lnfdi$  系数在 1% 水平上显著为正,表明经济发展水平达到第一门槛值 9.8115 后,FDI 开始有利于创新产出,但其影响较弱;当  $\lnrgdp$  超过  $\theta_2$  时,  $\lnfdi$  系数从 0.0569 增加为 0.1149,表明当经济发展水平跨越第二门槛值 10.7047 时 FDI 对创新产出产生更强的影响。究其原因,可能在于:第一,在经济发展水平较低时,一方面由于 FDI 带来的新技术比较先进,本地企业处于一种学习和吸收的阶段,另一方面本地的经济发展水平较低的城市科研水平往往也较为低下,在极端的情况下会形成对外来技术的依赖,放弃对新技术和新产品的研发,因而抑制了本地的创新;第二,随着经济的发展,本地的科研和技术水平逐步提高,本地企业具备了自主研发的能力,经济的发展也为科研活动提供了物质上的保障,外商投资开始对本地的创新产生正向的影响;第三,当经济发展到一定水平,科研活动需要的资金、人才和技术储备都能够得到满足,在新技术和新产品的经济效应的刺激下,外资企业也会加大对技术上的升级改造,面对国内庞大的市场,对产品进行本土化的转型,从而有效地促进本地的创新产出。

在经济发展水平存在差异时,考察基础设施建设(或 FDI)对创新产出的异质性的影响可以使用经济发展水平与基础设施建设(或 FDI)交互项进行稳定性检验,以检验本文门槛模型结果的可靠性。首先由 Hausman 检验结果分别为 108.16 ( $p=0.0000$ ) 和 177.21 ( $p=0.0000$ ) 可以判断出在固定效应模型下具有更好的拟合效果,因此采用固定效应进行估计,其结果如表 4 中第 3 列、第 4 列所示。从第 3 列回归结果可以看出,  $infra$  系数显著为负 ( $-0.2213$ ),但  $\lnrgdp$  与  $infra$  交互项系数显著为正 ( $0.0253$ ),这就表明基础设施建设的创新效应受到经济发展水平的制约,其边际效应可以认为“ $-0.2213 + 0.0253 \times \lnrgdp$ ”,当城市经济发展水平较低时,基础设施建设的创新效应为负;当城市经济发展水平到达一定程度后,基础设施建设的创新效应转为正向影响。第 4 列回归结果也同样表明了 FDI 和创新产出是一种非线性的关系,交互项的回归结果表明经济发展水平的门槛效应是稳健的。表 4 中第 5 列显示了固定效应下线性模型的回归结

果,通过比较显著性和检验值,可以发现采用门槛模型的回归结果更为显著和稳健,更能解释现实中基础设施建设或 FDI 对城市创新的正负影响,因此采用门槛模型更有解释力。最后使用核心解释变量的替代变量对实证结果进行稳健性检验,本文借鉴谢呈阳等的处理方法<sup>[27]</sup>,采用城市道路面积在城市建成区的占比作为基础设施建设水平。回归结果如表 4 中第 6 列,可以发现与第 1 列相比所有系数符号均未发生改变,即在  $\lnrgdp$  的三个区间内,基础设施建设对城市创新产出同样存在先抑制后促进再加大促进的作用,表明本文的主要结论是稳健的。

表 4 门槛模型系数估计结果与稳定性检验

变量	(1) TM	(2) TM	(3) FE	(4) FE	(5) FE	(6) TM
$\lnsca$	1.8788*** (0.1592)	1.7562*** (0.1482)	1.9941*** (0.0714)	1.5494*** (0.0650)	1.3889*** (0.0583)	1.7205*** (0.1582)
$spe$	0.0465** (0.0207)	0.0490** (0.0215)	0.0568*** (0.0105)	0.0518*** (0.0094)	0.0359*** (0.0085)	0.0755*** (0.0218)
$\lnhum$	0.2417*** (0.0222)	0.2108*** (0.0188)	0.2890*** (0.0115)	0.2000*** (0.0107)	0.1237** (0.0100)	0.2637*** (0.0248)
$gov$	0.4803*** (0.1418)	0.4894*** (0.1291)	0.5797*** (0.0755)	0.5534*** (0.0677)	0.3441*** (0.0612)	0.4996*** (0.1538)
$R\&D$	0.5865*** (0.1651)	0.5199*** (0.1409)	0.6427*** (0.0435)	0.4488*** (0.0395)	0.4413*** (0.3531)	0.6452*** (0.1881)
$infra$		0.0482*** (0.0119)	-0.2213*** (0.0239)	0.0375*** (0.0027)	0.0282*** (0.0024)	
$\lnfdi$	0.0573*** (0.0125)		0.0595*** (0.0068)	-0.8012*** (0.0266)	0.0166** (0.0056)	0.0554*** (0.0125)
$I(\lnrgdp \leq \theta_1) \times infra$	-0.0648*** (0.0198)					-0.0048*** (0.0015)
$I(\theta_1 < \lnrgdp \leq \theta_2) \times infra$	0.0365** (0.0153)					0.0012** (0.0010)
$I(\lnrgdp > \theta_2) \times infra$	0.0721*** (0.0160)					0.0057*** (0.0017)
$I(\lnrgdp \leq \theta_1) \times \lnfdi$		-0.0324** (0.0154)				
$I(\theta_1 < \lnrgdp \leq \theta_2) \times \lnfdi$		0.0569*** (0.0144)				
$I(\lnrgdp > \theta_2) \times \lnfdi$		0.1149*** (0.0148)				
$\lnrgdp \times infra$			0.0253*** (0.0021)			
$\lnrgdp \times \lnfdi$				0.0824*** (0.0025)		
$\lnrgdp$					1.1748** (0.0247)	
$_{-}cons$	-5.1502*** (0.7706)	-4.5751*** (0.7283)	-6.0674*** (0.3349)	-3.4641*** (0.3070)	-13.8817*** (0.2880)	-4.3731*** (0.7456)
$R^2$	0.7424	0.7606	0.7191	0.7593	0.7536	0.6457
F 统计值	172.43***	232.47***	779.78***	1084.39***	17.36***	174.50***
Hausman 检验			177.21***	108.16***	108.33***	
N	4336	4336	4336	4336	4336	4336

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内数值为回归系数的异方差稳健标准误(S.E.);资料来源:使用stata15.1软件估计得到;下同。

外商直接投资通过产业关联效应、示范和模仿效应和技术竞争效应等渠道产生技术溢出效应,在经济发展水平比较低的地区其直接转化为本土化技术的壁垒较多,技术改造的需求较少,这就在一定程度上限制了创新发展,而在经济发展水平比较高的地区有着一定的技术积累和人力资本,因而会促进当地的创新产出,且经济发展水平越高对创新的需求也越大,刺激作用也越强。基础设施建设的挤占效应和长期效应使得城市的创新产出在不同经济发展水平下产生异质性的特征,在经济发展水平比较低的地区,基础设施建设更有可能发生对城市创新发展的资金和人力资本的发生侵占,而在经济发展水平比较高

的地区,基础设施的改善促进了技术交流,也有利于资本、科技人员等创新资源的高效流动,且经济发展水平越高对创新的促进作用也越大。

(三) 空间溢出效应

考虑到城市创新的空间关联性,构建的动态杜宾模型(如式3)分析多个因素的空间溢出效应。首先需要依据 Anselin 提出的判断规则,分别对包含经济发展水平与 FDI 交叉项、经济发展水平与基础设施建设交叉项两组数据进行 Hausman 检验,检验结果为 237.06 ( $p = 0.0000$ ) 和 247.22 ( $p = 0.0000$ ),表明选择固定效应模型拟合效果更好<sup>[21]</sup>。在地理距离权重矩阵  $W_G$  和经济距离权重矩阵  $W_E$  下,动态杜宾模型的计量结果如表 5 所示。

依据表 5 中的 Wald 滞后检验、误差检验、 $R^2$  等可以判断动态杜宾模型拟合效果较优,整体显著。 $\varphi$  在地理距离权重矩阵  $W_G$  和经济距离权重矩阵  $W_E$  下均显著为正值,说明前期的创新产出促进了当期的产出。在  $W_G$  下,空间滞后项  $\rho$  系数均显著为正值,说明地理周边地区对本地城市具有显著的空间依赖性,且地理距离越靠近越有利于创新效应的空间扩散;但经济发展水平与 FDI 交叉的溢出效应显著为负,表明经济发展水平较高的城市吸引外资投资越多越不利于创新溢出,对周边的地区产出负向的影响,其可能原因是产生了创新资源的吸附效应,

周边地区因资源的流失导致自主创新能力的降低。在  $W_E$  下,经济发展水平与基础设施建设交叉的溢出效应显著为负,表明基础设施建设越大越有利于经济发展水平相差较大的城市之间的创新溢出,基础设施建设有效加快生产要素和各种技术知识流动速度。对各影响因素空间关联进行分解,其结果如表 6 所示。

从表 6 中的总效应可以看出,经济发展水平与基础设施建设的交互效应在  $W_E$  下显著抑制了所有地区的创新产出,这表明我国的经济发展大而不优,要成功转型就必须摆脱了对基础设施建设的依赖,另外过度的基础设施建设必然挤占了科研投入经费,因而不能纯粹依靠基础设施建设拉动经济,积极推动为创新服务的新基建才能奠定科技强国的基础。而城市的经济发展水平与 FDI 交互效应在  $W_G$  下能显著促进所有地区的创新,表明在当前我国的经济发展水平下,各城市通过引入外资促进技术交流,增加了自主创新能力,国家的用市场换技术的战略初步取得成功。

表 5 杜宾模型回归结果

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	$W_G$	$W_E$		$W_G$	$W_E$
$W \times \lnrgdp \times infra$	-0.0002 (0.0019)	-0.0007** (0.0003)	$\varphi$	0.6832*** (0.0203)	0.8516*** (0.0183)
$W \times \lnrgdp \times \lnfdi$	-0.0083** (0.0039)	-0.0006 (0.0007)	$\rho$	1.9522*** (0.0612)	0.0259 (0.0248)
$W \times \lnsca$	1.3096*** (0.4588)	-0.1711* (0.0919)	$\varepsilon$	0.0965*** (0.0073)	0.1033*** (0.0075)
$W \times spe$	0.3490*** (0.0473)	0.0063 (0.0220)	$R^2$	0.5746	0.9943
$W \times \lnhum$	0.4127*** (0.0892)	-0.0010 (0.0445)	fixed-effects	-19.0284	1.8028
$W \times gov$	2.0684*** (0.4089)	-0.0729 (0.0597)	时间固定	Y	Y
$W \times R\&D$	-0.9570*** (0.1658)	-0.0516 (0.0470)	地区固定	Y	Y
			logL	-2201.1509	-1721.3713
			Wald 滞后	119.97***	13.36**
			Wald 误差	130.58***	13.06**
			N	4336	4336

表 6 空间关联分解

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	$W_G$	$W_E$	$W_G$	$W_E$	$W_G$	$W_E$
$\lnrgdp \times infra$	-0.0002 (0.0022)	-0.0005 (0.0011)	0.0004 (0.0025)	-0.0061* (0.0035)	0.0003 (0.0012)	-0.0066* (0.0039)
$\lnrgdp \times \lnfdi$	0.0013 (0.0045)	0.0015 (0.0023)	0.0036 (0.0049)	-0.0049 (0.0060)	0.0049** (0.0022)	-0.0034 (0.0067)
$\lnsca$	-0.0450 (1.0982)	0.1741 (0.4061)	-0.7760 (1.1347)	-1.3326 (0.8288)	-0.8210*** (0.3017)	-1.1585 (1.0410)
$spe$	-0.0244 (0.2468)	-0.0328 (0.0382)	-0.1904 (0.2475)	0.0597 (0.1898)	-0.2148*** (0.0289)	0.0269 (0.1955)
$\lnhum$	-0.0766 (0.2467)	-0.0943 (0.1315)	-0.1666 (0.2497)	-0.0128 (0.3581)	-0.2432*** (0.0523)	-0.1071 (0.4061)
$gov$	0.2607 (2.1207)	0.8062*** (0.2547)	-1.6172 (2.1336)	-0.3890 (0.5581)	-1.3564*** (0.2529)	0.4172 (0.6404)
$R\&D$	0.1337 (0.5897)	0.3234** (0.1519)	0.4468 (0.5948)	-0.3879 (0.4101)	0.5805*** (0.0992)	-0.0645 (0.4565)



## 五、结论性评述

本文以2003—2018年中国271个地级及以上城市的面板数据为研究样本,分析在不同的经济发展水平下基础设施建设和外商投资对创新产出的异质性影响。首先,在介绍门槛模型的基础上设计了相关的计量模型;其次,对经济发展水平的门槛数量和门槛值检验,并采用交互项对经济发展水平的门槛效应进行验证;最后,采用杜宾模型研究交叉项和各类子样本的空间溢出效应。研究表明:经济发展水平存在双门槛效应,即在不同的经济发展水平下,基础设施建设和FDI对城市创新产出表现出异质性的影响。经济发展水平较低时,基础设施建设挤抑制了本地的创新产出,当经济发展水平跨越了第一门槛值,基础设施建设才会显现对本地创新的激励效应,在经济发展水平到达第二门槛值后,基础设施建设进一步有效地促进本地的创新产出。FDI与基础设施建设产生相同的创新效应,且经济发展水平的门槛值发生巧合式的一致,这表明基础设施建设和FDI在创新效应上具有一定的相互替代性。另外通过交叉项空间效应的拓展研究,发现城市创新产出具有显著的空间依赖性,地理距离越靠近越有利于经济发展水平与FDI交叉效应的空间扩散,对于经济发展水平相差较大的城市之间,基础设施建设显著增强创新溢出效应。

根据上述的研究发现,本文提出以下政策建议:(1)鉴于经济发展水平对基础设施建设和FDI对城市创新的门槛效应,各类城市都应积极发展经济,实现对门槛值的跨越,注重技术交流,最大限度的整合创新资源,积极发挥基础设施建设和FDI对创新产出的促进作用。(2)经济发展不会一蹴而就,创新发展也是永恒的话题,基础设施建设和FDI在创新效应上具有同等的重要性,因此每个城市需要依据自身特色,制定发展战略,当两者中某一方面发展机会较少时,可以侧重另一方的发展。(3)对于经济发展水平较低的城市,则需要关注基础设施建设和FDI对创新的抑制作用,对外来技术要防止形成技术依赖,积极响应国家的以市场换技术,从吸收到不断创新。在基础设施建设时,不能违规占用科研投入资金,保障科研活动的有序进行。(4)对于经济发展水平较高的城市,需要进一步加大引进外商投资的力度,注重引进先进的技术和管理,优化外资结构,鼓励跨国公司本土化的研发活动,并加强国内企业的对外的合作与交流,充分发挥外资的创新影响。特别是在新基建背景下,加快企业间互通互联,积极整合创新各类要素,体现创新发展理念,并积极帮扶地理周边城市提高科技水平。(5)各城市要有组织有计划进行创新投入,通过相关人才和科研激励政策促进国际先进科学技术的吸收和转化,取得经济效益后加大科研投入升级新技术,形成良好的循环,不断提高创新效率。尤其需要关注地理周边城市或经济发展水平相似城市的创新发展,积极发挥创新空间溢出作用。

本文的研究主要存在两个方面的不足,一是对创新产出的度量,本文采用专利授予总量,如果采用申请量或知识存量等指标,或考虑到专利结构,即对专利包括发明、实用新型和外观设计三种专利授予分别统计,计量结果可能会发生偏差;二是对空间溢出研究考虑了地理、经济方面,当前跨省区域合作成为常态,尤其在一带一路的国家战略对城市创新也产生了重大的影响,这将是未来研究方向。

### 参考文献:

- [1]李政,杨思莹. 财政分权、政府创新偏好与区域创新效率[J]. 管理世界, 2018(12): 29-42.
- [2]马荣,郭立宏,李梦欣. 新时代我国新型基础设施建设模式及路径研究[J]. 经济学家, 2019(10): 58-65.
- [3]王公博,关成华. 中国城市创新水平测度方法及空间格局研究[J]. 经济体制改革, 2019(6): 46-52.
- [4]Borge L E, Brueckner J K, Rattsos J. Partial fiscal decentralization and demand responsiveness of the local public sector: Theory and evidence from Norway [J]. Journal of Urban Economics, 2014, 80(1): 153-163.
- [5]Agrawal A, Galasso A, Oettl A. Road and innovation[J]. Review Economics and Statistics, 2017, 99(3): 417-434.
- [6]邹璇,林岚欣,胡小渝. 轨道交通建设对城市创新产出影响的实证分析[J]. 经济地理, 2020(8): 78-87.
- [7]马荣,郭立宏,李梦欣. 新时代我国新型基础设施建设模式及路径研究[J]. 经济学家, 2019(10): 58-65.

- [8]安勇,原玉廷. 土地财政、扭曲效应与区域创新效率[J]. 中国土地科学,2019(8):36-42.
- [9]肖叶,邱磊,刘小兵. 地方政府竞争、财政支出偏向与区域技术创新[J]. 经济管理,2019(7):20-35.
- [10]侯润秀,官建成. 外商直接投资对我国区域创新能力的影响[J]. 中国软科学,2006(5):109-116.
- [11]曾婧婧,周丹萍. 政府创新投入和城市规模等级对城市创新能力的影响[J]. 城市问题,2019(5):55-64.
- [12]Hejazi W, Safarian A E. Trad, Foreign Direct Investment, and R&D Spillovers[J]. Journal of International Business Studies, 1999, 30(3):491-511.
- [13]周锐波,刘叶子,杨卓文. 中国城市创新能力的时空演化及溢出效应[J]. 经济地理,2019(4):85-92.
- [14]叶阿忠,林小伟,刘卓怡. 外商直接投资的技术进步效应研究——基于半参数面板空间滞后模型[J]. 软科学,2017(12):5-9.
- [15]陈大峰,赵国振. 我国城市创新关联网络及其驱动因素分析[J]. 求索,2021(3):179-186.
- [16]Görg H, Greenaway D. Much ado about nothing? Do domestic firms really benefit from foreign direct investment? [J]. The World Bank Research Observer, 2004, 19(2):171-197.
- [17]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation testing and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.
- [18]Caner M, Hansen B E. Instrumental variable estimation of a threshold model[J]. Econometric Theory, 2004, 20(5):813-843.
- [19]马静,邓宏兵,蔡爱新. 中国城市创新产出空间格局及影响因素——来自 285 个城市面板数据的检验[J]. 科学学与科学技术管理,2017(10):14-27.
- [20]LaSage J, Pace R. Introduction to spatial econometrics [M]. US: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.
- [21]陈大峰,闫周府,王文鹏. 城市人口规模、产业集聚模式与城市创新——来自 271 个地级及以上城市的经验证据[J]. 中国人口科学,2020(5):27-40.
- [22]韩峰. 追踪我国制造业集聚的空间来源:基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角[J]. 管理世界 2012(10):55-70.
- [23]杨仁发. 产业集聚与地区工资差距[J]. 管理世界,2013(8):41-52.
- [24]Duranton G, Puga D. Nursery cities: Urban diversity, process innovation and the life cycle of products[J]. American Economic Review, 2001, 9(5):1454-1477.
- [25]孙丽. 公共财政支出与实际经济增长:规模、结构与外部溢出[J]. 宏观经济研究,2019(4):18-29.
- [26]邵同尧,潘彦. 风险投资、研发投入与区域创新——基于商标的省级面板研究[J]. 科学学研究,2011(5):793-800.
- [27]谢呈阳,王明辉. 交通基础设施对工业活动空间分布的影响研究[J]. 管理世界,2020(12):52-64.

[责任编辑:李思远,高婷]

## Research on the Innovation Threshold Effect of Economic Development on Urban Infrastructure and Foreign Investment

CHEN Dafeng<sup>1,2</sup>, CHEN Yuan<sup>2</sup>, LI Kun<sup>1</sup>

(1. School of Business, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. School of Information Management & Engineering, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** Innovation is the core engine of urban development and leads to high-quality economic growth. Supported by the panel data of 271 cities in China from 2003 to 2018 as research samples, this paper intends to analyze the impact of infrastructure construction and FDI on the non-linear heterogeneity of urban innovation output with the level of economic development as the threshold variable. The empirical results show that the infrastructure investment and FDI have different effects on urban innovation output. There are two threshold effects in the level of economic development. When the level of economic development exceeds the first threshold, infrastructure investment and FDI will show the incentive effect on local innovation. The impact of innovation output in the geographical vicinity has significant spatial dependence. For cities with large gaps in economic development, infrastructure construction significantly enhances innovation spillover effects.

**Key Words:** urban innovation; urban infrastructure; foreign investment; threshold effect; bootstrap method