

Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2025.02.004

欢迎按以下格式引用: 谭志雄, 向斯曼, 韩经纬, 等. 外商直接投资对城市收缩的影响研究——基于长江经济带整合夜间灯光数据的实证分析[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2025(2): 85-101. Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2025.02.004.



Citation Format: TAN Zhixiong, XIANG Siman, HAN Jingwei, et al. The impact of foreign direct investment on urban shrinkage: An empirical analysis based on integrated nighttime lighting data from the Yangtze River Economic Belt[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2025(2): 85-101. Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2025.02.004.

外商直接投资对城市收缩的影响研究 ——基于长江经济带整合夜间灯光数据的实证分析

谭志雄^{a,b}, 向斯曼^a, 韩经纬^c, 陈思盈^c

(重庆大学 a. 公共管理学院; b. 可持续发展研究院; c. 经济与工商管理学院, 重庆 400044)

摘要: 城市是推动高质量发展、创造高品质生活、全面建设社会主义现代化国家的重要载体。探讨外商直接投资对城市收缩的作用机制及实际效应对长江经济带城市高质量发展意义重大。此研究在对 DMSP/OLS 与 NPP/VIIRS 夜间灯光数据进行基本处理后, 采用不具有截距项的“S”型模型拟合形成长江经济带 105 个地级及以上城市 2005—2019 年整合夜间灯光时间序列数据, 并通过收缩像素提取开展城市收缩测度; 基于空间溢出视角, 借助空间杜宾模型 (SDM) 实证检验外商直接投资对城市收缩的影响, 开展稳健性、异质性相关讨论, 并构建非线性模型从“劳动收入”与“环境质量”两条路径探讨外商直接投资对城市收缩的作用机理。研究发现: 外商直接投资对城市收缩存在倒“U”型关系且具有显著的空间溢出效应, 主要通过“知识溢出效应”与“竞争模仿效应”形成, 空间溢出效应甚至超过了直接效应; 东部和西部地区城市外商直接投资对城市收缩均存在显著的倒“U”型关系, 但中部地区的城市不显著, 中东西三大板块各具优势, 但要素资源流动性不强; 非资源型城市外商直接投资对城市收缩的作用效果显著, 资源型城市不明显; 外商直接投资通过就业吸纳效应、环境污染效应等途径影响城市收缩。基于此, 研究提出以下政策建议: 关注城市收缩本质, 转变城市收缩传统价值误区认识。倡导“精明收缩”理念, 在保持城市基本活力的同时, 合理调整城市规模与功能布局。针对长江经济带区域异质性, 实行差异化外资引入策略。东部地区进一步优化外资吸引政策, 推动高技术、高附加值产业的引进; 而西部与中部地区则应注重外资对本地产业升级和就业吸纳的促进作用, 同时避免过度依赖外资带来的环境污染与资源竞争。建立协调发展机制, 促进开发开放平台协同发展, 促进长江经济带内外资导向和城市发展目标协同。研究对长江经济带正视“精明收缩”问题, 构建具有包容性、韧性和适应性的城市发展模式具有借鉴参考价值。

关键词: 城市收缩; 外商直接投资; 夜间灯光数据; 长江经济带; 空间杜宾模型

中图分类号: F061.3; F290; F832.6; F299.27 **文献标志码:** A **文章编号:** 1008-5831(2025)02-0085-17

基金项目: 重庆市社会科学规划项目“重庆打造美丽中国建设示范区路径探索与政策引领研究”(2024ZXZD24)

作者简介: 谭志雄, 重庆大学公共管理学院教授, 博士研究生导师, 重庆大学可持续发展研究院研究员, tanzx@cqu.edu.cn。

引言

城市作为经济发展的主体,存在产生、成长、衰落、死亡的生命周期^[1]。城市收缩是城市衰落的具体体现,最早出现于欧洲,主要表现为人口减少、城市生产发展失去活力,现已逐渐成为全球经济社会发展过程中关注的重点问题。美国“铁锈地带”的过度郊区化、德国“由东转西”的人口迁移现象以及日本老龄化均为城市收缩现象的全球化表现^[2]。城市收缩是多因素相互作用的结果:譬如出生率与死亡率降低的双重威胁;老龄化与就业环境的双重压迫;要素资源枯竭与人口流失相互促进^[3];产业结构转变紧迫与产业转型过渡期过长的双重矛盾^[4]。此外,空间扩张、国家战略规划调整、城市郊区化、工业化城市资源枯竭、高耗能高污染产业带来的环境污染等均是城市收缩的重要原因。目前中国城市收缩总体呈现出多样性、多维性的复杂特征以及整体扩张、局部收缩、蔓延与收缩并存的结构特征^[5]。国家发展改革委曾在关于《2020年新型城镇化建设和城乡融合发展重点任务》中强调收缩型城市瘦身强体、收缩型城市市辖区稳妥调减以及收缩型县(市)审慎研究调整等问题。我国城市发展已进入由大规模增量建设转为存量提质改造和增量结构调整并重,由“有没有”转向“好不好”的重要时期,期间必将面临不少矛盾与挑战^[6]。面向复杂多变的经济社会环境和城市高质量发展的现实要求,收缩城市特别是区位优势和要素集聚能力差的中小型收缩城市该如何正视城市收缩现象,明确比较优势,加快找准定位、补齐短板,驱动城市实现转型可持续增长,在当前尤为重要。

关于城市收缩,学术界主要围绕其测度、空间格局特征及影响因素等方面展开讨论。现有测度方式包含单一指标和多维指标体系。单一指标测度方法主要包括人口增长率、夜间灯光辐射强度、城市规模、城市发展指数等。由于学界对城市收缩的定义不再局限于人口密度减少、经济发展衰退,故多维度、全方位的指标体系法是目前城市收缩测度评估的主流方法^[7]。除经济、人口、社会等统计指标外,夜间灯光数据在城市发展研究中的应用逐渐增多。城市夜间灯光更为直观地反映了人类的生产生活轨迹,适用于衡量经济发展与人口密度等指标。仲晓雅等通过夜间灯光影像多年连续校正方法处理 DMSP/OLS 数据,证实了夜间灯光对城市收缩测度的可信度^[8]。杨孟禹则通过夜间灯光亮度筛选构建城市规模指数识别城市收缩^[9]。当前,城市收缩研究主要集中于东北地区、长江经济带、京津冀地区、黄河流域、长三角以及珠三角等^[10-11]。具体到长江经济带相关研究,张明斗和曲峻熙认为中游地区收缩城市主要集中于湖北境内,非收缩城市集中于湖南以及江西等地^[12];张雅杰等研究表明长江经济带收缩城市主要分布于江苏、浙江、湖北、贵州及四川等地^[13]。现有研究在外商直接投资(以下简称为 FDI)与城市收缩关系的讨论中,多将 FDI 纳入城市收缩影响因子指标体系,且在其影响作用问题上存在分歧。部分学者主张 FDI 能有效抑制城市收缩,因为对外开放是带动经济带区域性繁荣、优化升级城市经济结构、保障城市精明发展的有效驱动力^[14]。另一部分学者则认为 FDI 将加剧城市收缩的形成,原因在于 FDI 多集中于大城市,这种投资现象抑制了相关产业在中小城市发展^[15];同时,高度对外开放提高了居民的外出期望,人口迁移将进一步加深城市收缩程度^[16-17]。回顾已有文献可以发现:(1)现有研究大多运用人口或经济指标从单一维度讨论城市收缩问题,对城市收缩的测度不准,难以精确反映城市收缩的内涵。(2)已有研究大多针对城市收缩异质性及时空差异展开剖析,鲜有讨论 FDI 对城市收缩的影响及形成机理或聚焦 FDI 对城市收缩影响的空间溢出效应,未能厘清 FDI 对流入地和周边地区城市收缩的作用机制。(3)关于

FDI 对城市收缩产生何种影响尚未形成统一定论,大多从城市收缩与 FDI 线性关系开展研究,极少考虑外商直接投资对城市收缩的非线性关系。如何适应以人为核心、以高质量发展为主导的时代需求,科学看待 FDI 与城市收缩的关系,实现两者的良性互动,是本研究关注的焦点问题。

长江经济带横跨中国东中西三大板块,是我国经济最活跃、产业链最丰富、内循环最畅通的区域,也是吸纳外商直接投资的主战场。2023 年 11 月,习近平总书记在主持召开进一步推动长江经济带高质量发展座谈会上指出,积极推进高水平对外开放,积极拓展国际经济合作新领域、新渠道。FDI 连接国内国际两个市场、两种资源,是衡量对外开放水平的重要指标。同时,FDI 作为一种特殊的资本,显著推动了中国新型城镇化建设、产业结构转型升级^[18]与区域经济增长^[19]。区域一体化的外商投资政策更有助于引导城市群资本的合理有序流动,便于中心与外围城市依据各自的比较优势进行资源合理配置^[20]。由于区位条件、营商环境等影响,长江经济带各城市 FDI 的非平衡增长使得城市发展的异质性特征尤为突出,部分城市开始出现人口持续流出、城市吸引力持续下降等收缩现象特征。作为我国最受关注的流域经济带,过去以低质量引入 FDI 的粗放型发展模式对城市收缩的影响需被重新认知并进行策略性改进。在新时代新征程中,中央赋予长江经济带“五新三主”的新战略使命,立足打造区域协调发展新样板和构筑高水平对外开放新高地。如何科学甄别长江经济带城市收缩的特征规律,明晰 FDI 对城市收缩的作用机制及实际效应,发挥 FDI 对产业的引导与辐射带动作用,对有效应对城镇化进程中的城市收缩问题、避免城市无序扩张、探索城市可持续发展路径意义重大。

本文贡献如下:在数据处理上,为区分城市扩张与城市收缩的像素影响,基于 2005—2019 年全球夜间灯光整合数据,通过收缩像素提取完成对长江经济带城市收缩更为精确的测度。在研究方法上,基于空间溢出视角,立足“知识溢出效应”与“竞争模仿效应”,探讨 FDI 促进城市之间良性互动进而缓解城市收缩的可能性。在作用机制上,构建非线性模型,着重从“劳动收入”和“环境质量”两方面探究 FDI 对城市收缩的作用机理及现实路径,致力于为长江经济带构建更大范围、更宽领域、更深层次对外开放格局和实现城市高质量发展提供新思路。

一、研究设计

(一) 研究假设

FDI 作为推动城镇化的重要影响因素,与城市收缩有着显著的相关关系。中心—外围理论表明,只有率先发展起来的城市才能成为“中心”,该类城市拥有较高的科技水平,从事着更高效的生产活动,而其余发展缓慢的城市只能成为“外围”城市,不断向“中心”城市输送资源要素。这种空间二元结构并非一成不变,而会随着不断调整的经济结构而变化。FDI 是公认的经济发展驱动力,并在东道国城市化发展阶段承担着加速资本积累、推动城镇化、助推产业结构变革的职能作用^[21]。FDI 所带来的先进生产设备、成熟制造工艺以及有效的经营管理经验将进一步实现对内资企业的技术转移^[22-23]。鉴于长江经济带传统城市发展模式持续受到挑战,地方政府倾向于扩大对外开放以激发地区经济发展活力。在经济发展前期,在追逐超额利润的动机下,由于 FDI 引发要素资本向中心城市集聚,周边城市废弃资源被闲置,城市结构性衰退问题突出,FDI 对周边城市收缩产生促进效应。待完全适应发展环境、生产技术外溢后,中心城市产业已不再具备比较优势,各要素资源持续向外扩散,中心城市将对外围城市产生辐射带动作用,FDI 对外围城市收缩的抑制效应逐渐凸显。

此外,FDI水平高的地区将同时对自身及周边地区的生产效率产生影响,贸易往来越密切的城市溢出效应更明显^[24]。总体而言,前期FDI对城市收缩促进效应明显,后期则对城市收缩的抑制效应更为显著,但由促进转为抑制效应的转折点具体位于何处仍未可知。因此,为探究FDI对城市收缩带来的具体直接影响,探究周边城市能否对中心城市产生邻地效应,本文提出假说1。

假说1:FDI对长江经济带城市收缩影响整体存在先上升后下降的倒“U”型关系且具有空间溢出效应。

FDI创造出来的经济增长将通过直接或间接途径增加东道国就业岗位,缓解城市就业问题。在经济全球化背景下,FDI能通过区位选择将全球化优势转化为地方优势^[25]。由于从事农业带来的工资收入远小于第二、三产业,为获得更广阔的生存空间与就业机会,大量偏远地区潜在劳动力向中心城市工业与服务业转移^[26]。这种劳动力迁徙现象加速了人力资本要素流向城市,造成部分地区局部收缩^[27]。另外,外资企业带来先进技术、经营理念与管理经验将引发内资企业的学习与模仿热潮^[28]。为提高生产经营效率,与外资企业竞争市场份额,本地企业也倾向于通过提高职工薪酬以吸引高质量人力资本流入,而居民收入是影响人口流动决策的重要因素。这种“竞争模仿效应”所导致的工资上涨、人员集聚现象将随着劳动力市场的过度饱和而终结。综上,农村潜在劳动力与人力资本要素流动的空间交互作用将综合影响城市收缩进程。基于此,本文提出假说2。

假说2:FDI通过影响劳动收入带来的就业吸纳效应促进城市收缩。

多数学者试图通过“污染避难所假说”与“环境库兹涅茨曲线”描述FDI与环境质量之间的关系^[29],并认为FDI与环境污染之间存在“多重效应”^[30]。出于地方政府GDP锦标赛的现实考虑,政府往往采取宽松的环境政策,降低地方外商准入门槛,甚至通过低价出让土地吸引FDI的进入。“污染避难所假说”也表明,前期FDI所产生的规模与结构效应加剧了污染产业的高污染、高排放。但随着地方环境规制以及全球环保意识的逐步增强,外资企业所带来的技术变革有助于整个行业清洁生产、污染治理的技术水平的提升^[31]。在高收入、高人力资本水平、高环境规制的情况下,污染治理规模收益将抵消部分“污染天堂效应”^[32]。环境污染增至拐点后将由上升转为下降,总体呈现倒“U”型趋势。此外,由于长江经济带布局了大量钢铁、化工、汽车、有色金属等高投入、高耗能的污染密集型企业,产业转型压力较大,对当地生态环境也造成了一定影响。随着收入以及生活质量的提高,居民倾向于选择生态环境质量更高的居住与就业空间,而急剧恶化的生存环境也将直接影响居民健康以及居住质量,加速居民逃离污染型城市,从而引发城市收缩。因此,基于环境污染角度,本文提出假说3。

假说3:FDI通过影响环境质量导致的环境污染效应促进城市收缩。

FDI对城市收缩的影响机理如图1所示。

(二)数据来源与数据处理

本文所采用的DMSP/OLS夜间灯光数据来源于美国国家海洋和大气管理局提供的第四版DMSP/OLS数据,NPP/VIIRS数据为美国科罗拉多州立研究型大学提供的第二版年度数据。其他数据来源于各地统计年鉴、《中国城市统计年鉴》、CSMAR数据库,缺失值均采用线性插值法补全。结合数据可得性,剔除严重缺乏数据的地区,整理得到2005—2019年长江经济带105个地级及以上城市面板数据。

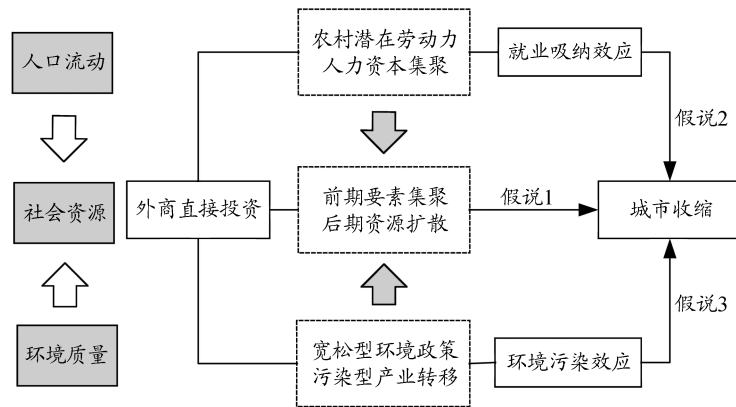


图1 FDI对城市收缩的影响机理

在城市发展研究领域,学者多采用夜间灯光数据识别城市规模、建成区面积^[33]或是构建城市发展指数进行测度^[34]。为排除经济增长地区对城市收缩测度的影响,研究借鉴 Yang 等^[35]、Zhao 等^[36]以及肖袁俊等^[37]的处理方法,选取 1992—2013 年 DMSP/OLS 全国数据、2012—2019 年 NPP/VIRS 年度数据,单独提取收缩像素并构建城市收缩指数。其中,DMSP/OLS 数据处理包括连续性矫正、相互矫正;NPP/VIRS 数据处理包括背景噪声处理与异常值处理,以上处理均在 Arcgis10.4 软件中完成。为获取长时间序列夜间灯光数据集,参照 Wu 等^[38]的方法,选取重叠年份(2012 与 2013 年),采用不具有截距项的“S”型模型(1)进行数据拟合。其中, DN_{DMSP} 为 DMSP/OLS 数据的 DN 值, DN_{NPP} 为拟合前的 NPP/VIRS 灯光 DN 值,回归结果如表 1 所示。

$$DN_{DMSP} = a \left(\frac{1}{1 + e^{-b(DN_{NPP} - c)}} \right) \quad (1)$$

由表 1 可知,2013 年夜间灯光拟合优度 R^2 为 0.848 8,大于 2012 年的 0.825 4。故研究选取 2013 年灯光数据对应关系对 2014—2019 年份数据进行拟合。拟合后数据的稳健性主要参照全国夜间灯光总亮度 TDN 值总体趋势。对比拟合前后的 DMSP/OLS、NPP/VIRS 数据全国 TDN 值(如图 2)可知,夜间灯光总亮度的不连续问题得到有效解决。夜间灯光数据同经济发展、人类活动息息相关,为获得稳定的灯光数据,研究根据经济与人口数据对夜间灯光进行标准化处理,处理公式如下:

$$\beta = \frac{\sqrt{(GDP_n / GDP_1) \times (POP_n / POP_1)}}{\sqrt{TDN_n / TDN_1}} \quad (2)$$

$$DN'_{n,i} = \beta \times DN_{n,i} \quad (3)$$

其中: GDP_n 为第 n 年 GDP 数据, GDP_1 为第 1 年 GDP 数据, POP_n 与 POP_1 、 TDN_n 与 TDN_1 同理; $DN_{n,i}$ 为第 n 年第 i 个标准化前的 DN 值。 $DN'_{n,i}$ 为第 n 年第 i 个标准化过后的 DN 值。经标准化后处理后得到 R^2 为 0.969 5 的全国夜间灯光长时间序列结果,如图 3 所示。

表 1 2012 年、2013 年 DMSP/OLS 与 NPP/VIRS 拟合结果

系数	2012	2013
a	54.215 290	47.520 130
b	0.696 502	0.752 078
c	2.234 789	2.068 987
R^2	0.825 400	0.848 800

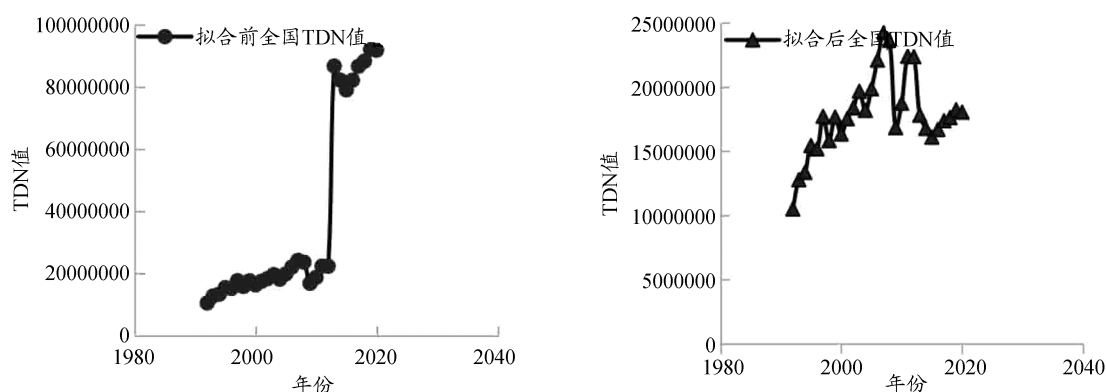


图2 拟合前后全国TDN对比

(三) 变量选择

1. 被解释变量

(1) 平均城市收缩强度指数(Shrink1)。

研究通过夜间灯光收缩像素计算得到城市收缩强度指数,关于收缩像素提取及平均城市收缩强度计算主要借鉴 Wu 等的方法,将收缩像素定义为相邻年份 DN 值减少超过 15% 的像素,计算公式如下:

$$\text{Shrink1}_{t+1} = \frac{\sum (DN_{i,t}(n) - DN_{i,t+1}(n))}{S_t} \quad (4)$$

其中: $DN_{i,t}(n)$ 为 n 地区第 t 年第 i 个像

素 DN 值, $DN_{i,t+1}(n)$ 为第 n 个地区第 $t+1$ 年第 i 个像素 DN 值, S_t 为第 t 年该地区总收缩像素数。

2. 解释变量与控制变量

(1) 外商直接投资(fdi): 将 FDI 按照每年平均汇率转化为人民币单位,用人民币单位 FDI 占当年 gdp 比重作为外商直接投资指标。(2) 经济发展水平(gdp): 引入地区 gdp 增长率作为地方经济发展水平指标。(3) 政府干预(gov): 采用地方政府财政支出占 GDP 比重进行表征。(4) 产业结构(stru): 采用第二产业与第三产业产值占比对产业结构进行表征。(5) 人口增长(lpop): 借助人口增长率测度地区人口增长对城市收缩的影响。(6) 基础设施水平(rdl): 选用人均道路面积衡量城市基础设施建设情况及居民通勤水平。(7) 人力资源水平(rhr): 采取普通高等学校在校学生数占城市总人口比重进行衡量。(8) 城市创新创业水平(rcx): 引入北京大学企业大数据研究中心研究得出的中国区域创新创业指数中的人均得分进行度量。

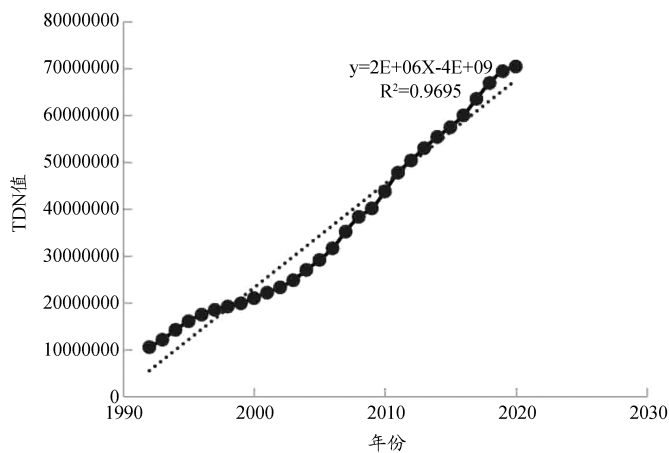


图3 标准化后全国TDN值

二、实证结果及分析

(一) 空间效应检验

1. 空间自相关检验

由于对外开放带来资源要素的跨省市流动,影响周边城市发展,因此探究 FDI 将城市收缩是否存在空间溢出效应尤其必要。研究首先对被解释变量及主要解释变量进行空间自相关检验,包括

全局 Moran's I 计算、Moran 散点图分析,涉及的空间权重有 queen 邻接空间矩阵、反距离空间权重矩阵以及经济距离空间权重矩阵。此处仅展示经济距离空间权重矩阵检验下的结果,如表 2 所示,绝大部分 Moran's I 值显著通过检验,被解释变量与主要解释变量均存在稳定的空间自相关。城市平均收缩强度指数 Shrink1 的莫兰散点图(如图 4)显示大部分城市落在了第一象限与第三象限内,表明长江经济带城市收缩整体呈现出高一高聚集和低—低聚集特征,空间自相关性进一步得证。其余检验结果如表 3 与表 4 所示,LM 检验、Hausman 检验、LR 检验、Wald 检验均以 1% 显著性水平通过检验,故选择个体与时间双向固定的固定效应空间杜宾模型(SDM)进行后续实证检验。

表 2 被解释变量、核心解释变量的 Moran's I 值

Shrink1					FDI			
年份	I	$Sd(I)$	Z	p-value *	I	$Sd(I)$	Z	p-value *
2005	0.300 ***	0.064	4.823	0.000	0.494 ***	0.066	7.618	0.000
2006	0.282 ***	0.066	4.384	0.000	0.556 ***	0.066	8.578	0.000
2007	0.390 ***	0.066	6.034	0.000	0.566 ***	0.066	8.721	0.000
2008	-0.037	0.064	-0.427	0.670	0.589 ***	0.066	9.035	0.000
2009	0.753 ***	0.065	11.750	0.000	0.555 ***	0.066	8.507	0.000
2010	0.408 ***	0.064	6.522	0.000	0.534 ***	0.067	8.165	0.000
2011	0.526 ***	0.065	8.227	0.000	0.437 ***	0.067	6.711	0.000
2012	0.230 ***	0.066	3.603	0.000	0.432 ***	0.066	6.640	0.000
2013	0.740 ***	0.066	11.354	0.000	0.375 ***	0.066	5.794	0.000
2014	0.298 ***	0.066	4.635	0.000	0.337 ***	0.066	5.220	0.000
2015	0.227 ***	0.066	3.589	0.000	0.288 ***	0.066	4.487	0.000
2016	0.399 ***	0.066	6.153	0.000	0.364 ***	0.066	5.635	0.000
2017	0.035	0.066	0.678	0.498	0.421 ***	0.066	6.494	0.000
2018	0.381 ***	0.066	5.947	0.000	0.422 ***	0.066	6.513	0.000
2019	0.483 ***	0.066	7.429	0.000	0.368 ***	0.065	5.769	0.000

注: *、**、*** 分别表示估计结果显著性水平为 10%、5%、1%。

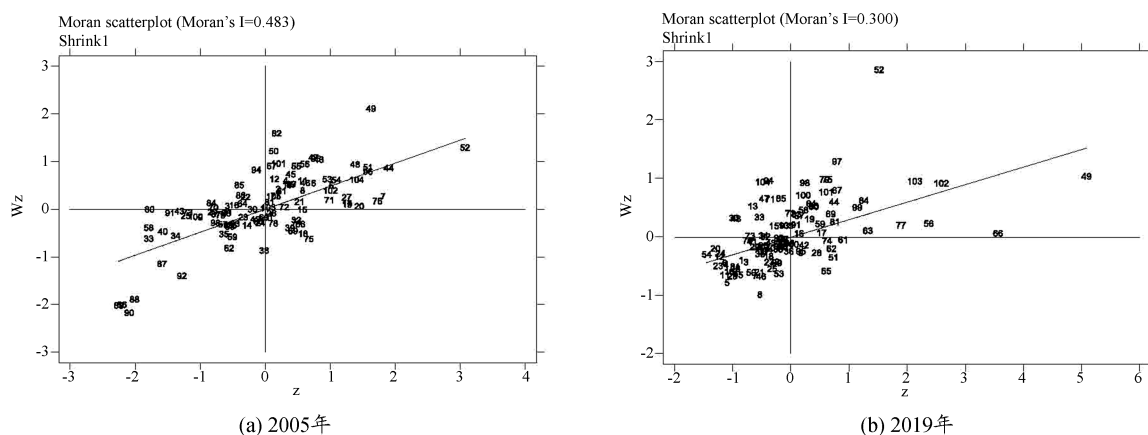


图 4 2005 年及 2019 年长江经济带 105 个城市 Shrink1 的 Moran 散点图

表 3 普通面板模型 LM 检验结果

Test	Statistic	df	p-value
Spatial error:			
Moran's I	37.670 ***	1	0.000
Lagrange multiplier	1 395.300 ***	1	0.000
Robust Lagrange multiplier	4.704 **	1	0.030
Spatial lag:			
Lagrange multiplier	1 713.820 ***	1	0.000
Robust Lagrange multiplier	323.224 ***	1	0.000

注：*、**、*** 分别表示估计结果显著性水平为 10%、5%、1%。

表 4 SDM 模型相关检验

Test		chi2	Prob
效应检验	ind nested in both	301.29 ***	0.000 0
	time nested in both	334.68 ***	0.000 0
LR 检验	sar nested in sdm	34.58 ***	0.000 1
	sem nested in sdm	46.49 ***	0.000 0
Wald 检验	Wald Test for SAR	36.46 ***	0.000 0
	Wald Test for SEM	67.22 ***	0.000 0
Hausman 检验		163.68 ***	0.000 0

注：*、**、*** 分别表示估计结果显著性水平为 10%、5%、1%。

2. 空间面板回归

空间 SDM 模型在静态面板回归方程的基础上引入了被解释变量、解释变量的空间滞后项,既考虑了本地自变量对因变量的影响,又考虑了邻地自变量对本地因变量的影响,是典型的空间面板模型。空间杜宾模型(SDM)的设定形式如下:

$$\begin{aligned} \text{Shrinkl}_{it} = & C + \rho W\text{Shrinkl}_{it} + \theta_1 \text{FDI}_{it} + \theta_2 \text{FDI}_{it}^2 + \theta_3 X_{it} + \mu_1 W\text{FDI}_{it} + \\ & \mu_2 W\text{FDI}_{it}^2 + \mu_3 WX_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \tag{5}$$

其中: Shrinkl_{it} 代表长江经济带第 i 个城市第 t 年的平均城市收缩强度, W 为空间权重矩阵, $\mu_1 W\text{FDI}_{it}$ 、 $\mu_2 W\text{FDI}_{it}^2$ 为解释变量的空间滞后项, $W\text{Shrinkl}_{it}$ 为被解释变量的空间滞后项, X_{it} 为控制变量组合。基准回归结果如表 5 所示。

由经济距离权重矩阵、反距离权重矩阵以及邻接权重矩阵下的空间面板结果可知,一次项系数显著为正,二次项系数显著为负,FDI 对长江经济带城市收缩影响满足倒“U”型假设,假说 1 得证。由表 5 中模型(1)^①结果可知,根据二次函数性质,FDI 的拐点为 9.333。早年抵达该拐点的地区主要集中于浙江、江苏等东部发达城市以及武汉市、南昌市、赣州市等少数中部经济实力较强地区。FDI 引入使这批中心城市较早获得外来资源与发展机会并作为“增长极”优先发展,先集聚式、后扩

①除特别说明,本文均针对经济距离水平下的模型(1)结果展开分析。

散式发展特性得以展现。在经济发展后期,抵达该拐点的城市开始由东部向中西部转移,譬如安徽省芜湖市、宣城市,江西省九江市、南昌市,湖南省湘潭市、郴州市、永州市,云南省普洱市等中西部地区更加注重 FDI 引入并陆续进入倒“U”型第二阶段。此外,经济发达地区如江苏、浙江等地 FDI 开始趋于饱和,FDI 增加已难以达成改善城市收缩的目的。综上,长江经济带绝大部分城市仍处于倒“U”型第一阶段,中心城市尚未抵达由 FDI 对城市收缩促进效应转换为抑制效应的拐点处,城市规模经济优势未能得到充分发挥。

表 5 SDM 模型检验结果

变量	模型(1) 经济权重矩阵 W_1	模型(2) 地理权重矩阵 W_2	模型(3) 邻接权重矩阵 W_3
fdi	0.112 ***	0.127 *** (0.043)	0.083 ** (0.040)
fdi ²	-0.006 ***	-0.006 *** (0.002)	-0.004 * (0.002)
gov	-0.351	-0.743 (1.764)	-1.321 (1.750)
gdpz	0.168	-0.733 (1.116)	-0.116 (1.073)
stru	0.006	-0.044 (0.031)	-0.018 (0.030)
lpop	-0.022	0.104 (1.115)	0.187 (1.038)
rdl1	-0.000	0.003 (0.006)	0.011 * (0.006)
rhr	0.001	0.003 *** (0.001)	0.002 * (0.001)
rcx	-0.019 ***	-0.018 *** (0.006)	0.164 ** (0.068)
$W \times fdi$	0.198 ***	1.078 *** (0.263)	-0.012 *** (0.004)
$W \times fdi^2$	-0.012 ***	-0.093 *** (0.017)	-3.674 (3.102)
$W \times gov$	-7.230 **	-37.37 *** (12.494)	-2.154 (1.678)
$W \times gdpz$	-3.112 *	-10.175 (6.607)	-0.116 ** (0.046)
$W \times stru$	-0.133 ***	-0.066 (0.157)	0.680 (2.352)
$W \times lpop$	-3.185	-11.163 (11.807)	-0.006 (0.007)
$W \times rdl1$	-0.016	-0.195 ** (0.085)	-0.000 (0.002)
$W \times rhr$	0.002	0.013 (0.011)	0.000 (0.009)
$W \times rcx$	0.001	-0.001 (0.025)	0.164 ** (0.068)
Spatial rho	0.519 ***	0.896 *** (0.025)	0.560 *** (0.022)
Variance sigma2_e	4.206 ***	4.361 *** (0.157)	3.848 *** (0.141)
N	1 575	1 575	1 575
R ²	0.119 7	0.096 3	0.143 6
Log-likelihood	-3 420.678 9	-3 424.931 0	-3 367.139 5

注:1. *、**、*** 分别表示估计结果显著性水平为 10%、5%、1%;2. 括号内的数字为标准误。

其余控制变量结果如下:政府干预系数为负且未通过显著性检验。这与地方政府治理费用使用效率不高、政策倾斜不合理、政府财政支出未被合理运用于城市发展息息相关。经济增长率与人口增长率系数均未通过显著性检验。由此说明单纯的经济和人口增长并未能被城市经济、社会与福利系统所

吸纳,这种与经济发展不匹配的人口规模增长模式对城市收缩缓解作用有限。产业结构系数未能通过显著性检验。长江经济带的收缩城市多以第二产业为主,且处于由第二产业向第三产业的转型过渡期,虽已基本实现工业化,但各地工业化进程差距较大、专业化分工不足,沿江地区还存在较多劳动密集型且处于价值链低端的行业,产业结构高级化与合理化转型短期难以实现。技术创新水平在1%的水平上显著为负。鉴于跨国企业拥有的先进生产管理经验和技术创新能力,本地企业在通过竞争模仿效应提升生产率与经济效率的同时,企业员工能够通过“干中学”学习效应积累工作经验与技能,大量节省劳动力培养成本。基础设施建设在模型(3)中影响系数为正。基础设施建设是生产要素集聚的物质条件与现实基础。中心城市拥有更加优越的基础设施服务水平,该种中心—外围城市结构导致中心城市在发展初期虹吸效应更强,城市收缩趋势难以避免。人力资本系数在模型(2)和(3)中为正且显著。长江经济带作为中国人口最密集的经济带,人口规模与经济总量实力雄厚,但人力资本质量水平不高,高学历人才数量和质量难以满足发展需求。由各变量空间滞后项系数看,FDI对邻地城市同样具有倒“U”型空间相关性,一次项及二次项均通过了1%的显著性检验,说明在空间依赖前提下周边城市的FDI同样影响本地城市发展。此外,周边城市的财政支出、经济增长、产业结构水平均能减缓本地城市收缩。由于地方政府间存在政绩竞争关系,本地政府极易受到周边影响,因此依据邻地政府行为进行政策调适。总体看来,各影响因素的空间溢出效应甚至超过了本地效应,这种空间溢出效应主要通过“知识溢出效应”与“竞争模仿效应”实现。

为进一步认识FDI对长江经济带城市收缩的空间效应,研究通过偏微分法将其分解为直接效应、溢出效应以及总效应,表6报告了解析显著程度更高的经济距离空间权重矩阵下的模型结果。就FDI而言,直接效应、间接效应及总效应均在1%显著水平下显著,一次项系数与二次项系数分别为正数和负数,均存在空间溢出效应,这种溢出效应甚至超过了直接效应。政府干预、产业结构对城市收缩同样具有负向间接效应与总效应,技术创新能力对城市收缩具有负向直接效应与总效应。

表6 SDM模型效应分解结果

变量	直接效应	溢出效应	总效应
fdi	0.153*** (0.045)	0.497*** (0.115)	0.650*** (0.136)
fdi ²	-0.009*** (0.003)	-0.031*** (0.007)	-0.039*** (0.008)
gov	-1.291 (1.742)	-13.953** (5.782)	-15.244** (6.505)
gdp	-0.309 (1.086)	-6.019* (3.430)	-6.328 (3.858)
stru	-0.014 (0.030)	-0.248*** (0.090)	-0.261*** (0.097)
lpop	-0.465 (1.189)	-6.253 (4.362)	-6.718 (5.028)
Rdl1	-0.003 (0.007)	-0.030 (0.025)	-0.033 (0.029)
rho	0.002 (0.001)	0.006 (0.005)	0.007 (0.005)
Rex	-0.020*** (0.006)	-0.018 (0.016)	-0.038** (0.017)

注:1. *、**、*** 分别表示估计结果显著性水平为10%、5%、1%;2. 括号内的数字为标准误;

3. 该结果采用矩阵为经济距离矩阵。

(二) 稳健性检验

除空间杜宾模型外,研究采用个体时间双向固定效应模型与Ordered Probit模型,通过替换方法与替换被解释变量对FDI与城市收缩关系进行稳健性检验。

1. 替换方法

个体时间双向固定效应模型设定如下:

$$\text{Shrinkl}_{t+1} = \theta_0 + \theta_1 \text{FDI}_{it} + \theta_2 \text{FDI}_{it}^2 + \theta_3 X_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

其中: Shrinkl_{t+1} 为长江经济带第 i 个城市第 t 年平均收缩强度, FDI_{it} 与 FDI_{it}^2 为 FDI 的一次项与二次项主要解释变量, X_{it} 为控制变量组, μ_{it} 、 ω_{it} 均为随机误差项。

2. 替换被解释变量

Oswalt 等^[39]认为每年人口减少超过 1% 的城市即为收缩城市,因此本研究将地区夜间灯光总亮度 TDN 值相邻年份减少超过 1% 的城市同样识别为收缩城市。若 STDN 小于 1%, 则相邻两年存在收缩趋势, 频率为 1, 否则为 0。将 1992—2019 年收缩频率依次累加, 并通过 Arcgis10.4 自然间断点分级法将其分为轻度收缩、中度收缩以及频繁收缩, 分别赋值为 0、1、2。计算过程和 Ordered Probit 模型设定如下:

$$\text{STDN}_{t+1} = \frac{\text{TDN}_{t+1} - \text{TDN}_t}{\text{TDN}_t} \quad (7)$$

$$P_{t+1} = \begin{cases} 1, & \text{STDN}_{t+1} < 0.01 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (8)$$

$$\text{Shrink2} = \begin{cases} 0, & 1 \leq \sum_1^i P_{t+1} < 4 \\ 1, & 4 \leq \sum_1^i P_{t+1} < 7 \\ 2, & 7 \leq \sum_1^i P_{t+1} < 11 \end{cases} \quad (9)$$

$$\text{Shrink2}_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 \text{FDI}_{it} + \sigma_2 \text{FDI}_{it}^2 + \sigma_3 X_{it} + \omega_{it} \quad (10)$$

如表 7 模型(1)所示, FDI 与城市收缩之间的倒“U”型关系依然成立。模型(2)为以城市收缩频率为被解释变量的 Ordered Probit 模型检验结果。本研究主要关注解释变量对序数变量 Shrink2 的边际影响而并非其边际效应, 因为解释变量系数符号具体反映了该变量对城市收缩的影响方向。Ordered Probit 模型 FDI 一次项与二次项的系数符号同模型(1)一致, 说明 FDI 对长江经济带城市收缩频率同样存在倒“U”型关系。综上, 模型(1)、(2)展示的结果与空间面板回归结果大体一致, 由此说明了模型的稳健性, FDI 对城市收缩程度和城市收缩频率均具有倒“U”型影响。

表 7 稳健性回归结果

变量	模型(1) Fe	模型(2) Ordered probit
	Shrink1	Shrink2
fdi	0.203*** (0.067)	0.299*** (0.038)
fdi ²	-0.013*** (0.004)	-0.018*** (0.002)
控制变量	控制	控制
Constant	12.414*** (2.718)	
Constant (cut1)		-8.573 (0.876)
Constant (cut2)		-6.441 (0.869)
城市固定效应	是	
时间固定效应	是	

注: 1. *, **, *** 分别表示估计结果显著性水平为 10%、5%、1%; 2. 括号内的数字为标准误。

(三) 异质性分析

1. 东中西部区域样本分析

由于长江经济带东中西各区域的经济发展、产业结构、资源禀赋均存在较大差异,依照历年统计年鉴划分标准,将长江经济带 105 个地级及以上城市划分为东中西三部分^②以考查其空间差异特征。Hausman 检验结果显示三大地区均拒绝随机效应,城市和时间双向固定的空间杜宾模型检验结果见表 8。

表 8 区域样本的 SDM 估计结果

变量	东部	西部	中部
fdi	0.382 * (0.199)	0.130 *** (0.048)	-0.049 (0.115)
fdi2	-0.016 * (0.009)	-0.012 *** (0.004)	0.006 (0.007)
W×fdi	6.221 *** (1.192)	0.892 *** (0.325)	0.676 (0.553)
W×fdi ²	-0.313 *** (0.059)	-0.114 *** (0.021)	-0.013 (0.036)
控制变量	控制	控制	控制
Spatial Spatial rho	0.295 ** (0.135)	0.655 *** (0.081)	0.580 *** (0.085)
Variance sigma2_e	5.543 *** (0.406)	3.347 *** (0.220)	2.956 *** (0.158)
N	375	480	720
R ²	0.316 8	0.526 6	0.205 0
Log-likelihood	-854.486 3	-978.413 1	-1 418.005 5

注:1. *、**、*** 分别表示估计结果显著性水平为 10%、5%、1%;2. 括号内的数字为标准误。

如表 8 所示,东部与西部地区长江经济带地级及以上城市 FDI 的一次项、二次项系数符号分别为负、正,与总样本回归结果一致。但中部地区符号相反且未通过显著性检验,这与中部地区城市收缩对 FDI 敏感度不高、中心城市辐射能力低及老龄化程度较高有关。尽管武汉城市圈、环长株潭城市群和鄱阳湖城市群发展较快,但中部城市群发展模式并不成熟。相较成渝地区双城经济圈,武汉城市圈人口分布较为分散,人力资本水平积累相对滞后,FDI 对城市收缩的影响作用有限。西部地区相较东部地区 FDI 影响系数较小,主要原因在于西部地区城市经济发展较为落后,在人力资本、技术创新引进等方面都弱于东部地区,“三农”问题与就业问题长期存在。

2. 资源型与非资源型城市区域样本分析

国务院发布的《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)》将 262 个城市界定为资源型城市,其中已有 67 个被列为衰退型城市。本研究根据该划分标准将涉及长江经济带的 105 个地级及以上城市样本分为资源型城市以及非资源型城市,进一步探究 FDI 对这两类城市收缩的影响。估计结果如表 9 所示。

^②东部城市包括上海、江苏、浙江等省市 25 个地级及以上城市,中部城市包括安徽、湖南、湖北、江西等省份 48 个地级及以上城市,西部城市包括重庆、四川、云南、贵州等省市 32 个地级及以上城市。

表9 分城市类型样本的SDM估计结果

变量	资源型城市	非资源型城市
fdi	0.122(0.079)	0.152*** (0.050)
fdi ²	-0.008(0.005)	-0.007** (0.003)
W×fdi	0.296*** (0.101)	0.040(0.069)
W×fdi ²	-0.020** (0.008)	-0.011** (0.004)
控制变量	控制	控制
Spatial Spatial rho	0.381*** (0.041)	0.525*** (0.031)
Variance sigma2_e	3.708*** (0.230)	4.341*** (0.196)
N	540	1 035
R ²	0.291 2	0.073 3
Log-likelihood	-1 134.072 0	-2 265.403 5

注:1. *, **、*** 分别表示估计结果显著性水平为10%、5%、1%;2. 括号内的数字为标准误。

由显著性程度更高的反距离权重矩阵估计结果可知(如表9),FDI对城市收缩影响的倒“U”型关系在非资源型城市显著成立,资源型城市并未通过“U”型关系检验。这是由于资源型城市产业结构、就业岗位的提供相比非资源型城市更为单一,地方城市发展对资源依赖性极强,支柱产业极易受到外来冲击,资源一旦枯竭,产业衰落、人口外流等各种发展问题接踵而至。长江经济带的城市诸如淮南市、淮北市、自贡市、铜陵市等地均为典型资源型城市;淮北市、铜陵市、景德镇市、新余市、萍乡市、黄石市、泸州市等地已被纳入衰退型城市名单。上述过度依赖自然资源发展经济的城市大多存在产业转型困难、从业人员大量流失等问题,由此对FDI的吸纳能力较弱。

(四)传导机制检验

为进一步讨论长江经济带FDI对城市收缩的传导途径,研究参考林伟鹏和冯保艺^[40]的方法,拟采用非线性中介效应模型,从人口流动、环境质量两方面考察FDI如何通过就业吸纳效应与环境污染效应影响城市收缩。主要选取职工平均工资(万元)衡量就业吸纳效应带来的收入效应,工业废水排放量与地区GDP比重衡量工业化对环境污染的程度。非线性中介效应模型如下:

$$\text{Shrink1}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{FDI}_{it} + \beta_2 \text{FDI}_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$M_{it} = \beta_4 + \beta_5 \text{FDI}_{it} + \beta_6 \text{FDI}_{it}^2 + \beta_7 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$\text{Shrink1}_{it} = \beta_8 + \beta_9 \text{FDI}_{it} + \beta_{10} \text{FDI}_{it}^2 + \beta_{11} M_{it} + \beta_{12} X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, M_{it} 为中介变量, FDI_{it} 与 M_{it} 为非线性关系, M_{it} 与 Shrink1_{it} 为线性关系。间接效应由系数 β_6 与 β_{11} 乘积确定。如表10所示,模型(1)表明FDI对职工薪酬(wage)存在倒“U”型影响,在竞争模仿效应的驱使下,企业前期倾向于提升工资水平以增强自身竞争力,增至拐点后劳动力市场的过度饱和将迫使劳动力价格下降。模型(3)则进一步说明人均工资与城市收缩存在显著的正相关关系。 $\beta_6 \times \beta_{11}$ 符号为负,综合表明工资收入对城市收缩产生的是倒“U”型间接效应,假说2得证。模型(2)同样显示FDI对长江经济带环境污染排放存在倒“U”型影响,FDI聚集地往往拥有更高的经济发展水平,“环境库兹涅茨曲线”影响确切存在。模型(4)env系数为正,环境污染将进一步促进城市收缩。总体看, $\beta_6 \times \beta_{11}$ 为负,FDI带来的环境污染效应对城市收缩同样具有倒“U”型间接效

应,假说3得证。

表 10 传导机制检验

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	wage	env	Shrink1	Shrink1
fdi	0.006*** (0.002)	0.284* (0.171)	0.187*** (0.066)	0.187*** (0.068)
fdi ²	-0.001*** (0.000)	-0.020** (0.009)	-0.011*** (0.004)	-0.012*** (0.004)
wage			2.562*** (0.741)	
env				0.055*** (0.014)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	1 575	1 575	1 575	1 575
R ²	0.716	0.715	0.843	0.842
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是

注:1. *、**、*** 分别表示估计结果显著性水平为 10%、5%、1%;2. 括号内的数字为标准误。

三、研究结论及政策建议

本文将整合的夜间灯光数据用于城市收缩识别测度,构建了长江经济带 105 个地级及以上城市平均收缩强度指数与城市收缩频率指数,采用空间杜宾模型实证考察长江经济带 FDI 对城市收缩的影响,主要结论如下。

第一,从整体层面看,FDI 对长江经济带 105 个地级及以上城市收缩存在倒“U”型影响。初期阶段 FDI 对城市收缩促进效应较为明显。在区位优势与资源集聚优势条件下,中心城市将对周边城市造成“虹吸效应”。在经济发展后期,随着中心城市工业发展逐渐成熟,在技术进步和劳动质量逐步提高、产业结构升级与资源配置优化相互作用下,中心城市将产生辐射能力,带动外围城市经济发展,FDI 对城市收缩抑制效应占据主导地位。目前长江经济带绝大部分城市处于 FDI 促进城市收缩的倒“U”型第一阶段。FDI 主要通过就业吸纳效应、环境污染效应等途径影响城市收缩。

第二,从区域层面看,FDI 对城市收缩的倒“U”型关系在东西部地区显著成立而在中部地区并不成立,区域发展缺乏联动性。中东西三大板块各具比较优势,但要素资源流动性不强。非资源型城市 FDI 对城市收缩同样存在倒“U”型关系,但资源型城市不存在,其中资源枯竭危机、人口外流困境、产业转型困难是长江经济带资源型收缩城市经济发展动力不足的主要原因。

第三,空间效应的检验结果表明,长江经济带 FDI 对城市收缩的影响具有空间溢出效应,FDI 的间接效应甚至超过了直接效应。城市之间具有较强“知识溢出效应”与“竞争模仿效应”。关注周边城市的空间溢出效应并将其转化为经济发展动能成为城市发展规划中的重要课题。

基于以上结论提出以下政策建议。

其一,关注城市收缩本质,转变城市收缩传统价值误区认识。部分学者夸大了城市收缩的严重性与危害性,仅认识到人口流失、经济衰退带来的城市空心化现象,忽略资源配置效率低下、生产结构紊乱、传统工业衰落等本质原因。各地结合自身实际,将 FDI 引入作为一种资源调配的政策工

具,重新审视和利用 FDI 对产业结构的优化调整作用,加快推进新型工业化和新型城镇化融合发展,实现城市“精明收缩”;优化布局重点城市、重点区域及重点产业,发挥城市对城郊边远地区经济的辐射带动作用,特别是针对无大城市、中等城市较多的省份,重点建设一批核心地区,通过产业转移方式实现中心城市向周边地区资源输送,在避免吸引 FDI 同质化的同时辐射带动周边欠发达地区发展。

其二,针对长江经济带区域异质性,实行差异化外资引入策略。在提升 FDI 质量基础上,扎实落实 FDI 投资环境准入门槛与环境标准,利用 FDI 的就业吸纳效应吸引对工资价格敏感的外资进入。在明确各城市比较优势前提下,引导 FDI 合理转移至欠发达的非资源型城市。针对目前多未达到倒“U”型拐点的西部地区譬如云南、贵州等地,尽可能提升其对外开放水平,加强引资策略优化与产业政策推进。中部城市在加快工业化进程的同时更应注重整体产业链的外资引进,提高人力资本回流吸引力。西部城市重点引入适应西部产业结构的 FDI,譬如智能网联新能源汽车、电子信息、高端装备制造等。东部地区则以加快 FDI 结构优化与政策机制创新设计为首要任务,在稳存量、扩增量的同时,引导 FDI 更多向先进制造业、现代服务业、高新技术、节能环保等领域流入。

其三,建立协调发展机制,促进开发开放平台协同发展。充分利用 FDI 对城市收缩的空间溢出效应,加快优化长江经济带营商环境、提升市场竞争力,最大限度降低城市收缩带来的负面影响。一方面,加强长江经济带中心城市与外围城市协同、城乡区域协同,发挥中心城市对城郊边远地区的辐射带动作用。按照共建“一带一路”倡议、推动西部大开发形成新格局等要求,打破城市行政分割、市场壁垒,促进资源要素跨区域有效流动。另一方面,促进资源技术共享交流,促进城市良性互动。在整合城市现有资源基础上,鼓励打造跨区域的产业公共技术服务平台与专业化共性技术服务平台。建立公平有序的营商环境,避免外资企业与本地企业产生恶性竞争,引导本地优质企业“走出去”,全面融入全球价值链。

参考文献:

- [1] 张明斗,王亚男.城市收缩的空间格局、异质性与机制分析:以长江经济带 110 个地级及以上城市为例[J].江汉论坛,2021(5):32-40.
- [2] 罗小龙.城市收缩的机制与类型[J].城市规划,2018(3):107-108.
- [3] 钱凤魁,朱益梅,张晓霞,等.辽宁省城市收缩综合测度及影响因素分析[J].中国土地科学,2021(9):74-83.
- [4] 刘海云,丁磊.FDI 对中国新型城镇化建设的影响研究[J].工业技术经济,2018(2):146-155.
- [5] 陈肖飞,郜瑞瑞,韩腾腾,等.人口视角下黄河流域城市收缩的空间格局与影响因素[J].经济地理,2020(6):37-46.
- [6] 倪虹.开创城市高质量发展新局面[J].中国建设信息化,2023(19):4-7.
- [7] 林雄斌,杨家文,张街春,等.我国城市收缩测度与影响因素分析:基于人口与经济变化的视角[J].人文地理,2017(1):82-89.
- [8] 仲晓雅,闫庆武,厉飞,等.一种面向城市收缩地区的 DMSP/OLS 夜间灯光影像多年连续校正方法[J].地理与地理信息科学,2021(6):46-51,140.
- [9] 杨孟禹.中国城市收缩的识别及其成因:基于夜间灯光数据[J].河北学刊,2020(2):130-136.
- [10] 张帅,王成新,王敬,等.中国城市收缩的综合测度及其时空分异特征研究[J].中国人口·资源与环境,2020(8):72-82.
- [11] 陈蕊.中国收缩型城市的综合测度与影响因素分析[J].统计与决策,2021(23):68-71.
- [12] 张明斗,曲峻熙.长江中游城市群城市收缩的空间格局与结构特征[J].财经问题研究,2019(8):113-121.
- [13] 张雅杰,于子涵,张丰.长江经济带城市收缩格局及其影响因素识别[J].测绘地理信息,2019(2):16-19.

- [14] 魏璐瑶,陈晓红,陆玉麒.精明发展视域下城市绩效时空分异格局及影响机制[J].地理与地理信息科学,2020(2):108-118.
- [15] 高杰.中国收缩型城市的水平测度与影响因素研究:基于第六、七两次人口普查数据分析[J].福建商学院学报,2022(1):48-55.
- [16] 丁晓明,王成新,张宇,等.中国老工业基地城市收缩的时空演变及影响因素分析[J].世界地理研究,2023(11):94-107.
- [17] 张明斗,肖航.东北地区城市收缩的空间格局特征与作用机理[J].城市问题,2020(1):33-42.
- [18] 樊士德,柏若云.外商直接投资对新型城镇化的影响[J].中国人口科学,2022(4):60-73,127.
- [19] 刘晗,王燕,杨文举.FDI能否推动长江经济带经济增长:基于多维门槛效应的实证检验[J].经济理论与经济管理,2020(4):100-112.
- [20] 贾立敏,张粤,黄小康,等.长江经济带区域一体化政策对外商直接投资的影响研究[J].新金融,2022(2):21-29.
- [21] 袁博,刘凤朝.技术创新、FDI与城镇化的动态作用机制研究[J].经济学家,2014(10):60-66.
- [22] 沈坤荣,傅元海.外资技术转移与内资经济增长质量:基于中国区域面板数据的检验[J].中国工业经济,2010(11):5-15.
- [23] 隋俊,毕克新,杨朝均,等.制造业绿色创新系统创新绩效影响因素:基于跨国公司技术转移视角的研究[J].科学学研究,2015(3):440-448.
- [24] 钟昌标.外商直接投资地区间溢出效应研究[J].经济研究,2010(1):80-89.
- [25] 张浩哲,杨庆媛.中国收缩城市土地利用效率及其影响因素研究[J].人文地理,2021(3):108-116.
- [26] 郭东杰,王晓庆.经济开放与人口流动及城镇化发展研究[J].中国人口科学,2013(5):78-86,127.
- [27] 赵德昭.外商直接投资、城市化与劳动力市场的非均衡发展[J].经济学家,2014(10):86-93.
- [28] 王雄元,黄玉菁.外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额:趁火打劫抑或锦上添花[J].中国工业经济,2017(4):135-154.
- [29] 陈震,张洪.外商直接投资与工业环境污染的关系分析:基于西部地区省级面板数据[J].科技管理研究,2012(6):70-74.
- [30] SAPKOTA P, BASTOLA U. Foreign direct investment, income, and environmental pollution in developing countries: Panel data analysis of Latin America[J]. Energy Economics, 2017, 64: 206-212.
- [31] 李子豪,刘辉煌.外商直接投资的环境门槛效应研究:中国省级数据的检验[J].管理评论,2013(9):108-116.
- [32] 赵丹丹,张劲松.外商直接投资、劳动偏向与环境污染[J].工程管理科技前沿,2022(3):90-96.
- [33] 陈乐,李邨,姚尧,等.人口集聚对中国城市经济增长的影响分析[J].地理学报,2018(6):1107-1120.
- [34] 李强,丁春林,宋国豪.城市蔓延与生产率:促进还是抑制:基于夜间灯光数据的分析[J].管理科学学报,2021(3):45-62.
- [35] YANG Y, WU J G, WANG Y, et al. Quantifying spatiotemporal patterns of shrinking cities in urbanizing China: A novel approach based on time-series nighttime light data[J]. Cities, 2021, 118: 103346.
- [36] ZHAO J C, JI G X, YUE Y L, et al. Spatio-temporal dynamics of urban residential CO₂ emissions and their driving forces in China using the integrated two nighttime light datasets[J]. Applied Energy, 2019, 235: 612-624.
- [37] 肖袁俊,李保山,宋文丹,等.DMSP/OLS与NPP/VIRS灯光数据的连续性校正[J].科技创新与应用,2021(27):1-9,16.
- [38] WU Y Z, SHI K F, CHEN Z Q, et al. Developing improved time-series DMSP-OLS-like data (1992—2019) in China by integrating DMSP-OLS and SNPP-VIRS[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2021, 60: 4407714.
- [39] OSWALT P, RIENIETS T, SCHIRMEL H, et al. Atlas of shrinking cities[M]. Ostfildern: Hatje Cantz, 2006.
- [40] 林伟鹏,冯保艺.管理学领域的曲线效应及统计检验方法[J].南开管理评论,2022(1):155-166.

The impact of foreign direct investment on urban shrinkage: An empirical analysis based on integrated nighttime lighting data from the Yangtze River Economic Belt

TAN Zhixiong^{a,b}, XIANG Siman^a, HAN Jingwei^c, CHEN Siying^c

(*a. School of Public Administration; b. Institute for Sustainable Development; c. School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China*)

Abstract: Cities serve as critical carriers for driving high-quality development, creating high-quality life, and comprehensively building the socialist modernized country. Exploring the mechanisms and actual effects of foreign direct investment (FDI) on urban shrinkage holds significant implications for urban development in the Yangtze River Economic Belt. After preprocessing DMSP/OLS and NPP/VIRS nighttime lighting data, this study adopts an intercept-free “S-shaped” model to fit the integrated nighttime lighting time-series data of 105 prefectural-level cities in the Yangtze River Economic Belt from 2005 to 2019. Urban shrinkage is measured through the extraction of shrinking pixels. This study primarily adopts a spatial spillover perspective to empirically test the impact of FDI on urban shrinkage using the spatial Durbin model (SDM), followed by robustness checks, heterogeneity discussions, and the construction of a non-linear model to explore the mechanism of FDI on urban shrinkage through the pathways of labor income and environmental quality. The study has found that: 1) There is an inverted U-shaped relationship between FDI and urban shrinkage and the model exhibits significant spatial spillover effect, primarily driven by knowledge spillover effect and competitive imitation effect. The spatial spillovers even surpass direct effects. 2) In both eastern and western regions, FDI shows a significant inverted U-shaped relationship with urban shrinkage, whereas the relationship is insignificant in central regions. While the three regions (eastern, central, and western) possess unique strengths, resource mobility across regions remains limited. 3) The effect of FDI on urban shrinkage is significant in non-resource-based cities but negligible in resource-based cities. 4) FDI affects urban shrinkage through the employment absorption effect and the environmental pollution effect. Based on these findings, the study puts forward the following policy recommendations: 1) Pay attention to the essence of urban shrinkage and reframe traditional misconceptions. Advocate for a smart shrinkage approach that adjusts urban scale and functional layout, while maintaining fundamental vitality. 2) In light of the regional heterogeneity of the Yangtze River Economic Belt, implement differentiated foreign investment introduction strategies. The eastern region should further optimize its foreign investment attraction policy and promote the introduction of high-tech and high-value-added industries. In contrast, the western and central regions should prioritize foreign investment on local industrial upgrading and employment absorption, while mitigating environmental pollution and resource competition risks associated with excessive reliance on foreign investment. 3) Establish a coordinated development mechanism to promote the synergistic development of opening-up platforms, and promote the synergistic orientation of domestic and foreign investment and urban development goals in the Yangtze River Economic Belt. The study offers valuable insights into addressing the problem of smart shrinkage in the Yangtze River Economic Belt to build an inclusive, resilient and adaptable urban development model.

Key words: urban shrinkage; FDI; nighttime lighting data; the Yangtze River Economic Belt; spatial Durbin model

(责任编辑 傅旭东)