

城市蔓延对地区生产率增长的影响 ——基于产业动态集聚的视角

郝良峰^{1,2}, 李小平¹

(1. 中南财经政法大学经济学院, 湖北武汉, 430073;
2. 苏州科技大学商学院, 江苏苏州, 215009)

摘要: 城市蔓延可能通过动态影响产业集聚水平而引起地区生产率的变化。基于产业动态集聚指数构建, 采用空间杜宾固定效应模型检验城市蔓延对地区生产率增长的影响机制。研究表明: 城市蔓延通过降低产业集聚水平而抑制了生产率的增长, 而且在 2000—2006 年表现得更加明显。同时, 城市蔓延与产业动态集聚的交互作用提升了地区规模效率, 却不利于技术进步率和技术效率的改进。进一步研究表明, 城市蔓延对周边地区也产生了不利影响, 而且在郊区化指数作用下更加明显。采用地表粗糙度进行内生性处理后的结果并未呈现显著差异。政策启示在于: 要控制城市蔓延速度, 提升城市蔓延与产业集聚的协同水平; 同时, 避免过度的空间扩张而忽略集约发展, 优化区域空间效率。

关键词: 城市蔓延; 产业集聚; 动态; 生产率

中图分类号: F061.5

文献标识码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID)

文章编号: 1672-3104(2020)02-0021-11



一、引言

改革开放四十余年来, 我国经济水平和国际地位得到飞跃式提升, 取得了举世瞩目的成就。与我国经济增长“并驾齐驱”的还表现在城市化水平的迅速提升和城市在空间的“蛙跳式”蔓延^[1]。城市蔓延是一种城市空间结构动态演变的过程, 表现为地理空间范围的扩大和人口密度的降低, 导致城市的形态趋向分散化和多中心化^[2]。江曼琦和席敏强^[3]发现在 2000—2010 年, 我国城市的空间范围扩张了 43.5%, 而且由于土地的蔓延速度快于人口的增长而导致城市人口密度不断下降。城市蔓延不只体现在空间形态在平面的扩张, 在上海、北京、南京等一、二线城市也表现为立体式的拓展, 也就是从单中心城市向多中心城市演变^[4]。客观来讲, 城市蔓延形成的原因既有政府的干

预, 也有市场的推动。但关于城市蔓延现象背后经济意义的讨论则“褒贬不一”, 我国典型的政府干预模式有时会损失市场规律的有效性。大量研究表明, 产业集聚所释放的外部溢出效应可以显著影响地区生产率^[5], 而且生产率对我国经济增长的贡献率在持续提升^[6]。然而, Rosenthal 和 Strange^[7]以及 Duranton 和 Overman^[8]均指出产业集聚效应随着空间扩张迅速衰减, 甚至认为集聚的空间影响范围仅为方圆 50 公里, 由此可以推断城市蔓延对产业集聚效应的影响应当是负面的。更重要的是, 习近平同志在十九大报告中明确提出, 要推动经济发展效率变革, 提高全要素生产率, 可见生产率的提升将成为未来城市释放增长潜能和转型升级的“主战场”。基于上述分析, 在城市蔓延现象和生产率提升要求的背后体现了两方面的研究价值: 第一, 城市蔓延究竟如何影响地区生产率, 以及影响生产率的哪些方面? 第二, 城市蔓延究竟如何动态作用于产业的集聚过程, 以及该过程能否解释城市蔓延与地区生产率之间的影响机制?

收稿日期: 2019-12-28; 修回日期: 2020-02-19

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“一带一路区域价值链构建与中国产业转型升级研究”(18ZDA038); 国家自然科学基金青年项目“城市群多中心空间发展促进城乡融合的机制与路径研究”(71903083); 江苏省高校哲学社科项目“全球价值链双向嵌入下长三角制造业转型升级的动力机制研究”(2019SJA1261); 苏州科技大学科研项目“城市空间蔓延对区域经济收敛的影响机制及实证研究”(XKR201714)

作者简介: 郝良峰(1986—), 男, 山东菏泽人, 中南财经政法大学经济学院博士后, 苏州科技大学商学院讲师, 主要研究方向: 区域经济; 李小平(1974—), 男, 湖南邵东人, 中南财经政法大学教授, 博士生导师, 主要研究方向: 世界经济、区域经济, 联系邮箱: chineselixp@126.com

二、文献梳理与机制分析

近年来,城市在空间的持续蔓延催生了大量围绕城市蔓延与经济增长的主题研究,尤其聚焦在城市蔓延与生产率之间关系的探索。事实上,蔓延作为一种城市空间在形态上不断拓展的现象,可能会引起产业集聚水平的动态变化,进而影响地区生产率的走向^[9]。Fallah 等^[10]、Farber 和 Li^[11]、Di Liddo^[12]、秦蒙和刘修岩^[13]均认为城市蔓延通过弱化集聚外部效应损害了生产效率。遗憾的是,由于上述文献缺乏对城市蔓延影响下产业集聚水平动态的衡量,因此对城市蔓延影响生产率机制的解释并不全面,还仅停留在理论层面,缺乏进一步的实证分析来检验相关假说。值得注意的是,城市蔓延影响地区生产率的结果并无定论。Glaeser 和 Khan^[2]指出信息技术的发展弱化了由空间扩张所增加的“面对面”交流的成本,进而对城市蔓延会降低生产率的结论提出了质疑。同时,有证据表明信息通达性与地区生产率之间存在正相关^[14]。进一步地, Fallah 等^[10]指出在拥挤成本较高的大都市区通常具有较高的通勤和住房成本,而城市的蔓延可以缓解集聚不经济所带来的负面影响,进而推动生产率的提升。魏守华等^[4]也发现对于规模过大而可能产生集聚不经济的城市而言,城市蔓延所形成的多中心结构可以降低生产和居住成本,并通过多中心聚集提升生产率。然而,该研究中的集聚指数并未反映出空间蔓延的影响。综上所述,城市蔓延影响地区生产率增长的方向具有不确定性,而且在产业集聚水平随空间拓展而动态调整的视角下研究城市蔓延如何影响地区生产率增长是一个兼具现实意义和学术价值的话题。城市蔓延像一把“双刃剑”,一方面可能增加“面对面”的交流成本而弱化集聚外部性,另一方面又可能通过空间扩张降低城市的拥挤成本。

在城市生产率的相关研究中,通常以规模报酬不变假定下的科布一道格拉斯函数作为理论基础,并可以表示为:

$$y_i = Ak^{\alpha}h^{1-\alpha-b} \quad (1)$$

式中, y_i 为人均实际产出,在一定条件下可以作为生产效率的替代变量; α 和 β 分别表示劳均实体资本 k 和劳均人力资本 h 的份额; A 为全要素生产率,并可以表示为若干影响因素的复合函数,如式(2):

$$A = f(\text{sprawl}, \text{agg}, \text{invest}, \text{fdi}, \text{edu}, \text{m}) \quad (2)$$

式中,在(2)式中影响因素依次表示城市蔓延、产业

集聚,固定资产投资,外商投资、教育水平以及其他项。无论是 Marshall 地方化经济还是 Jacobs 城市化经济,集聚对地区生产率均可以产生积极影响^[5]。然而,在集聚的定义中还蕴含着空间的概念,由此也衍生出“集聚经济”和“集聚不经济”的现象。实际上,蔓延所带来的空间扩张使得城市蔓延对生产率的影响可以最终归因于产业集聚的空间属性。根据产业集聚效应的非线性特征,我们可以推演出城市蔓延如何通过影响产业集聚而作用于地区生产率,具体过程如图 1 所示。其中, AP 曲线用来表示产业集聚与地区生产率之间的演化关系,而曲线 SP 用来描述城市蔓延在产业集聚效应动态变化基础上作用于地区生产率的过程, PP 直线衡量产业集聚过程中向心力和离心力的交互作用。假设产业集聚水平在 P^* 点左侧,则“集聚经济”并未得到充分释放,这时吸引要素聚集的向心力占据主导,城市蔓延会通过降低产业集聚水平而不利于生产率增长。反之,如果产业集聚水平在 P^* 点右侧,则离心力逐渐“占据上风”,城市蔓延又可以通过弱化“集聚不经济”而促进生产率水平提升。因此,城市蔓延影响地区生产率增长的机制与产业集聚水平有关,而且可以通过影响产业集聚水平而决定生产率的走向。

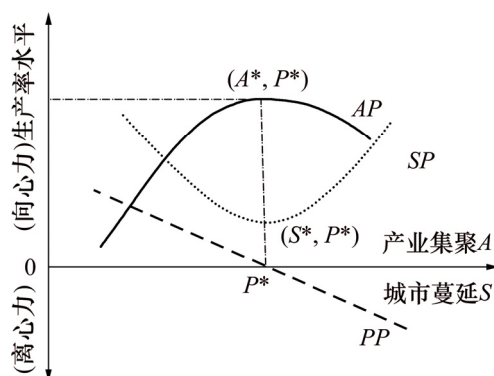


图1 产业集聚动态调整下城市蔓延影响地区生产率增长的作用机制

基于上述分析,可以得到以下基本假说:当某地区产业集聚水平未达到拐点 P^* 时,城市蔓延可以通过弱化产业集聚效应而抑制地区生产率增长。而当产业集聚水平越过拐点 P^* 后,则城市蔓延可以通过缓解拥挤效应所带来的负面影响而促进生产率提升。然而,有证据表明,在实际运作中,地方政府在城市空间蔓延的过程中“过度”发挥主观能动性,而这种超前的空间扩张可能较大程度地延缓产业集聚触及最优水平(拐点 P^*)的速度,甚至还有可能造成土地供给和生产要素在空间的错配,进而导致效率的损失^[15]。

需要强调的是, 评价城市蔓延对产业集聚水平的影响势必要充分考虑地理面积的变动, 也就是说, 采取固定的行政区划面积并不能充分反映产业集聚密度的变化, 而应当以蔓延后的“实际面积”为准。而且, 现有研究在评价产业集聚时通常局限在“存量”层面, 而忽略了由“空间伸缩”所引起的集聚水平变化^[16]。目前, 可以有效评价集聚效应动态变化的研究为 Duranton 和 Overman^[8]提出的测算方法(简称 DO 指数), 该指数能够在系统评价集聚绝对规模的同时, 兼顾集聚效应的动态变化。由 Marcor 和 Puech^[17]提出的 M 测算函数以及 Scholl 和 Brenner^[18]的测算方法也是评价集聚动态变化的理想指标, 但在实际应用中多集中在对 DO 指数的借鉴。袁海红等^[19]引入 DO 指数系统评估了北京市产业集聚的动态变化, 但该指标的复杂性限制了其在更大空间范围的应用, 而且更倾向于地区内部企业的动态变迁。由此可见, 在城市蔓延的背景下, 构建合理的评价指标衡量产业集聚的动态变化是进行基本假说检验的关键步骤。

综合以上分析, 本文的工作主要体现在以下三个方面: 第一, 基于中国工业企业数据库、夜间灯光数据和 Landscan 全球人口动态统计数据, 改进并构建产业动态集聚指数。同时, 对城市蔓延和地区生产率水平进行测算; 第二, 采用空间杜宾固定效应模型检验城市蔓延影响地区生产率增长的影响机制, 并兼顾生产率分解指标的分析; 第三, 采用地表粗糙度二次项作为工具变量进行内生性处理, 并采用郊区化指数进行稳健性检验, 最后提出相应的政策建议。

三、指标构建、模型选择和数据来源

(一) 指标构建

1. 城市蔓延的测度

在已有研究中, Fallah 等^[20]构建了可以准确测度城市蔓延的指标, 计算公式为 $SP_i = 0.5 * (LP_i - HP_i) + 0.5$ 。其中, LP_i 表示城市各区域人口密度低于全国平均密度的人口比例, 而 HP_i 表示人口密度高于全国平均密度的人口比例。该方法能够克服单纯考虑人口密度变化所忽略的空间差异性, 而且该指标可以细分到具体的空间单元。然而, 由于我国的土地城市化普遍快于人口城市化, 仅考虑人口密度的变化并不足以反映我国城市的蔓延程度。因此, 我们借鉴刘修岩等^[1]的处理方法, 同时对土地层面的蔓延水平进行测度, 并表示为 $SA_i = 0.5 * (LA_i - HA_i) + 0.5$ 。其中, LA_i 表示城市各区域人口密度低于全国平均密度的面积比例, HA_i 表示人

口密度高于全国平均密度的面积比例。综合两个维度的蔓延指数, 可以得到城市蔓延的综合评价指标为:

$$Sprawl_i = \sqrt{SP_i * SA_i} \quad (3)$$

在数据获取方面, 国内并未形成细化到各城市街区的人口数据, 但夜间灯光数据提供了城市各个栅格的灯光数值。而且, Landscan 全球人口动态数据可以抓取每个栅格的人口分布, 从而可以实现对方程(3)的测算。

2. 产业动态集聚指数的构建

我们在王永进和盛丹^[21]方法构建的基础上, 以城市作为空间单元, 构造一个基于企业进入和退出某地区的产业动态集聚指数, 特别是充分考虑了城市蔓延的影响, 具体包括以下三个步骤:

步骤 1: 将企业 f 的劳动、资本和产出分别加总至城市*行业层面, 并除以地理面积^①, 从而得到城市 c 行业 i 在产出、资本和劳动力三个维度的地理密集度, 其计算公式分别为:

$$do_{cit} = \sum_f output_{fcit} / area_{it} \quad (4)$$

$$da_{cit} = \sum_f asset_{fcit} / area_{it} \quad (5)$$

$$de_{cit} = \sum_f employment_{fcit} / area_{it} \quad (6)$$

步骤 2: 考虑到产业集聚所产生的“循环累积效应”会吸引新企业加入, 或者由于“集聚不经济”导致企业退出, 我们将 $(1+p_{cit})$ 作为权重对上一年的行业地理密集度进行加总。其中, p_{cit} 为城市 c 行业 i 在 t 时期的产出(资本、劳动力)的净增份额, 即用净增规模占行业总产出的比重来表示。如果当年该行业的企业进入所导致的产出(资本、劳动力)规模增加大于退出所减少的规模, 则 p_{cit} 为正值。反之, 则为负值^②。加权后的指标分别表示为:

$$ado_{cit} = (1 + p_{cito}) * do_{cit-1} \quad (7)$$

$$ada_{cit} = (1 + p_{cita}) * da_{cit-1} \quad (8)$$

$$ade_{cit} = (1 + p_{cite}) * de_{cit-1} \quad (9)$$

式中, p_{cito} , p_{cita} 和 p_{cite} 分别表示产出、资本和劳动的净增份额。在已有研究中, 产业集聚通常为当年产业“存量”水平的衡量, 而经过修正后的产业集聚指数可以充分体现企业在当年进入和退出的动态过程。

步骤 3: 以城市 c 行业 i 的产出、资本和劳动份额为权重, 乘以步骤 2 中加权后的指标 ado_{cit} , ada_{cit} 以及 ade_{cit} , 则可以得到城市在三个维度的产业动态集聚指数, 分别表示为:

$$density_ado_{ct} = \sum_i ado_{cit} * so_{cit} \quad (10)$$

$$density_ada_{ct} = \sum_i ada_{cit} * sa_{cit} \quad (11)$$

$$density_ade_{ct} = \sum_i ade_{cit} * se_{cit} \quad (12)$$

其中, so_{cit} , sa_{cit} 和 se_{cit} 分别为行业 i 在 t 时期占城市 c 的产出、资本和劳动力份额。

3. 城市生产率的测度

由于随机前沿模型采用超越对数生产函数放松了不变替代弹性的假设, 且可以区别无效率项和随机误差项, 并同时考虑了投入要素对生产率构成的影响, 在一定程度克服了模型的内生性问题^[22]。因此, 我们选用随机前沿模型对生产率进行测算, 并表示为超越对数生产函数的形式:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 t + 0.5\beta_4 (\ln K_{it})^2 + 0.5\beta_5 (\ln L_{it})^2 + 0.5\beta_6 t^2 + \beta_7 \ln K_{it} \ln L_{it} + \beta_8 t \ln L_{it} + \beta_9 t \ln K_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (13)$$

式中, Y 表示城市总产出, L 为劳动力, K 表示城市资本存量。其中, Y 和 L 均可在《中国城市统计年鉴》中直接获取, 而城市资本存量则需要进一步测算。参照现有研究通常采用的永续盘存法, 资本存量的测算主要包括四个方面: ①效率模式的假设以及折旧率; ②投资额 I ; ③投资品价格指数; ④基期资本存量。基于以上四个指标的确定, 资本存量表示为:

$$K_{it} = K_{it-1}(1-d_i) + (I_{it} + I_{it-1} + I_{it-2} + \dots) \quad (14)$$

式中, K_{it} 表示 i 城市在 t 时期的资本存量, δ_i 为折旧率, I_{it} 为 t 时期的固定资产投资。在测算城市资本存量时, 限于数据的可得性, 城市层面的折旧率难以逐一获取, 而所有城市采用同一折旧率又将产生一定的偏差, 因此我们通过测算各个省份的折旧率来估算所辖城市^③。同时, 采用新增固定资产来衡量投资额 I , 并参照柯善咨和向娟^[23]的处理方法, 将固定资产平均建设周期设置为 3 年, 即 $I = (I_{it} + I_{it-1} + I_{it-2}) / 3$ 。

在对初始资本存量进行估计时, 计算公式为:

$$K_{i0} = I'_{i0} \left[1 + \frac{1-\delta_i}{1+g_i} + \left(\frac{1-\delta_i}{1+g_i} \right)^2 + \dots \right] = I'_{i0} \left(\frac{1+g_i}{g_i+\delta_i} \right) \quad (15)$$

式中, g_i 为投资 I_{it} 的增长率, δ_i 为折旧率, I'_{i0} 表示初始年份的投资额。

基于城市资本存量的测算, 参照 Kumbhakar 和 Lovell^[24]的分解方法, 可计算出全要素生产率, 以及规模效率、技术进步率和技术效率等分解指标的变化。

(二) 模型选择

根据“地理学第一定律”, 相邻地区间存在空间溢出效应, 忽略空间因素可能产生研究结果的偏差。本文采用 Moran's I 指数对城市的空间相关性进行检验, 结果如表 1 所示。

表 1 城市全要素生产率空间相关性检验

年份	Moran's I 值	年份	Moran's I 值
2000	0.189*** (3.106)	2007	0.264*** (4.284)
2001	0.208** (2.041)	2008	0.230*** (3.410)
2002	0.220*** (3.245)	2009	0.263*** (4.250)
2003	0.243*** (2.832)	2010	0.227*** (3.339)
2004	0.302*** (7.779)	2011	0.280 (0.578)
2005	0.310*** (7.996)	2012	0.270* (1.931)
2006	0.274*** (4.537)	2013	0.229*** (3.916)

注: ***, **, * 分别表示变量在 1%, 5% 和 10% 的水平下通过显著性检验; 括号内为系数的 z 值; 下同

根据 Moran's I 指数检验结果, 城市间生产率存在显著的空间关联性, 因此应当采用空间计量模型。经 LR 检验, 我们拒绝了将空间杜宾模型简化为空间滞后模型或空间误差模型的假设。事实上, LeSage 和 Pace^[25]曾指出空间杜宾模型同时嵌套了空间滞后模型和空间误差模型, 而且可以有效控制变量之间的空间相关性, 因此在研究特定变量的空间溢出效应时具有较好的实际应用价值。同时, Hausman 检验支持了固定效应模型的假设, 其方程表示为:

$$TFP_{it} = \alpha sprawl_{it-4} + \beta W_n * sprawl_{it-4} + \gamma Lnagg_{it-4} + \eta W_n Lnagg_{it-4} + \kappa LnX_{it-4} + \rho W_n LnX_{it-4} + \mu_{it} + \zeta_{it} + \xi_{it} \quad (16)$$

式中, TFP 表示全要素生产率, $sprawl$ 为城市蔓延指数, agg 为产业动态集聚指数, X 表示其他控制变量。此外, μ 和 ζ 分别表示城市和时间的固定效应, ε 为随机误差项。在方程式(16)中, 空间权重矩阵嵌套了邻接空间权重矩阵、距离空间权重矩阵和经济距离空间权重矩阵。需要指出的是, 由于解释变量对城市生产率发挥作用需要经历一定的时期, 因此, 本文参照魏守华等^[4]、秦蒙和刘修岩^[13]的处理方法, 将解释变量统一滞后四期。而且, 参照上述研究将固定资产投资占比($pinvest$)、对外直接投资占比($pfdi$)和人力资本($pedu$)等可能影响城市生产率的指标作为控制变量。其中, $pinvest$ 为固定资产投资占 GDP 比重, 而 $pfdi$ 用外商直接投资占 GDP 比重表示, $pedu$ 为每万人在校大学生数。表 2 为主要变量的描述性统计。

(三) 数据来源与处理

本文测算城市蔓延的数据主要来自 Landscan 全球人口动态统计数据, 以及由美国国家海洋和大气管理局(NOAA)公布的夜间灯光数据^④, 数据范围选取 2000—2013 年。测算产业动态集聚的数据主要采用 2000—2013 年中国工业企业数据库, 需要强调的是,

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	最大值	最小值
ΔTFP	3696	0.008	0.035	-0.043
$sprawl$	3696	0.439	0.722	0.192
$lnagg$	3696	5.36	10.45	0.018
$pinvest$	3696	0.619	2.147	0.023
$pfdi$	3696	2.773	45.39	0.002
$pedu$	3696	0.041	0.243	0.001

在产业动态集聚测算步骤 1 中, $area_{it}$ 采用的是经夜间灯光数据处理后逐年的城市栅格面积总和。而测算城市生产率和控制变量的数据主要来自 2005—2018 年《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》, 并以 2000 年价格指数为基准对相关指标做平减处理。此外, 为保证数据的准确性和连续性, 本文剔除了数据缺失或数据不连续的城市以减小测算误差, 最终包括 264 个地级及以上城市。

需要特别指出的是, 由于个别年份存在两组灯光数据, 而且观测卫星的老化和切换也可能会降低不同年份数据的可比性, 因此需要对数据进行校正。处理步骤主要包括以下三个方面:

1. 基准校正

由于灯光数据由多组卫星观测得到, 可能会增加组间误差, 因此需要寻找一个基准点进行相互校正。我们参照李松林和刘修岩^[26]的处理方法, 将黑龙江鹤岗市作为参考区域, 并以 2013 年 F18 号卫星数据为基准, 将校正模型设定为:

$$DN_{HG,F-T} = aDN_{HG,F18-2013}^2 + bDN_{HG,F18-2013} + c + x \quad (17)$$

式中, $DN_{HG,F18-2013}$ 表示在 2013 年 F18 卫星观测的鹤岗栅格值, 而 $DN_{HG,F-T}$ 为不同卫星在其他年份观测的鹤岗栅格值, 并最终得到总计 33 组 a 、 b 和 c 的估计值。然后, 将估计值 a 、 b 、 c 带入由不同城市在 2013 年 F18 的观测值为自变量, 以相应不同年份城市栅格值为因变量的函数, 进而得到修正的灯光数值。

2. 异常值处理

由于在个别年份存在两组卫星的观测数据, 我们以取均值的方法进行处理。而且, 考虑到夜间灯光数据的不稳定性, 对于任一观测卫星出现 DN 值为 0 的情况, 即使另外一组观测卫星为非 0 值, 我们也认定为 0 值。原因在于, 另一组非 0 值可能由光源异常波动引起。

3. “自然”城市的提取

由于夜间灯光具有有效识别城市中心和边缘区域的优势, 我们进一步基于城市的行政区划, 借鉴 Jiang 等^[27]的处理方法对“自然”城市进行提取, 从而克服了乡村区域或者行政区划调整对数据的干扰, 提取出“真实”的城市活动区域。其中, 提取过程包括两个步骤: ①对所有栅格的灯光亮度进行平均, 并仅保留大于均值的栅格部分; ②重复第一步, 再次对保留的栅格亮度进行平均, 保留高于平均值的栅格, 并将其作为“自然”城市的组成单元。

四、回归结果

(一) 基准回归

表 3 为产业动态集聚作用下城市蔓延对生产率增长的影响结果。其中, $Lnsprawl_{it(t-4)}$ 表示未加入产业动态集聚影响的城市蔓延系数, 而 $Lnsprawl_{it(t-4)}(agg)$ 对应的是加入产业动态集聚影响后的结果。为进一步对比是否考虑空间溢出效应对回归结果的影响, 本文进一步引入无空间权重矩阵作为对比。可以看出, 在未考虑产业动态集聚的影响时, 无论是否考虑空间溢出效应, 城市蔓延对地区生产率增长的影响均不显著。然而, 在加入产业动态集聚的影响后, 城市蔓延对生产率的影响变得显著, 而且在是否考虑空间关联性之间存在显著的结论差异。具体而言, 在无空间权重矩阵作用下, 城市蔓延降低了地区生产率, 但与产业动态集聚的交互项为正又表明城市蔓延通过产业动态集聚促进了生产率的提升。然而, 在加入空间权重矩阵后, 城市蔓延与产业动态集聚的交互项为负, 说明城市蔓延通过影响产业动态集聚水平而降低了地区生产率。由于 Moran's I 指数通过了空间相关检验, 因而应当以空间权重矩阵对应的结果为准, 该现象也反映出如果忽略空间因素可能会导致结论的“颠覆式”偏差。该结果佐证了理论部分关于城市蔓延通过降低产业集聚水平而损失生产率的假说。事实上, 我们还将城市蔓延和产业动态集聚的二次项引入方程进行检验, 结果发现其并非存在显著的非线性特征。结合图 1 的机制分析图, 该现象在一定程度上反映了我国城市的产业集聚规模并未达到“倒 U 型”的拐点, 也就是说城市的集聚效应并未得到充分释放, 而现有大量研究也基本认同我国城市规模(无论从人口还是从产业)普遍不足的结论^[26,28]。由于 $Lnagg_{it(t-4)}$ 的均值为 5.47, 通过回归系数可以测算出在邻接空间权重矩阵、距离空间权重矩阵以及经济距离空间权重矩阵作用下城市蔓延

表3 产业动态集聚作用下城市蔓延对生产率增长的影响

效应分类	解释变量	无空间权重矩阵	邻接空间权重矩阵	距离空间权重矩阵	经济距离空间权重矩阵
直接效应	$Ln sprawl_{i(t-4)}$	0.001 (0.76)	-0.002 (-0.81)	-0.002 (-1.08)	-0.001 (-0.30)
	$Ln sprawl_{i(t-4)} (agg)$	-0.009* (-1.65)	0.008** (2.27)	0.008** (2.32)	0.009*** (2.88)
	$Ln agg_{i(t-4)}$	-0.001 (-0.19)	0.001*** (2.61)	0.001** (2.46)	0.001** (2.19)
	$Ln sprawl * Ln agg_{i(t-4)}$	0.002** (2.04)	-0.002*** (-3.34)	-0.002*** (-3.41)	-0.002*** (3.43)
	其他变量	控制	控制	控制	控制
间接效应	$Ln sprawl_{i(t-4)}$		0.001 (0.26)	-0.001** (-2.17)	-0.016*** (-3.17)
	$Ln sprawl_{i(t-4)} (agg)$		0.005 (0.71)	0.001 (1.06)	0.002 (0.19)
	$Ln agg_{i(t-4)}$		-0.0003 (-0.32)	-0.0001 (-0.13)	0.003** (2.31)
	$Ln sprawl * Ln agg_{i(t-4)}$		-0.0001* (1.76)	-0.0002** (-2.13)	-0.003** (-2.04)
	其他变量	控制	控制	控制	控制
	样本量	3 696	3 696	3 696	3 696

对生产率增长的直接效应分别为-0.003、-0.003 和 -0.002,即当城市蔓延水平提高 1%,则城市生产率水平在不同空间权重矩阵作用下分别会下降 0.003%、0.003%和 0.002%。相对于直接效应而言,城市蔓延对周边城市生产率的间接影响则“逊色”许多,但从 $Ln sprawl * Ln agg_{i(t-4)}$ 系数显著为负依然可以判断出城市蔓延在产业动态集聚的作用下同样不利于周边地区生产率的增长。

(二) 基于不同时间段的检验

为进一步明确在不同时间段城市蔓延对地区生产率增长的影响,本文进一步将时间区间等距划分为 2000—2006 年和 2007—2013 年两个时期。原因在于,2007 年恰好处于 2000—2013 年的中间位置,而且在 2007 年前后城市蔓延水平恰好处于偏离平均值的拐点,等距划分可以较好对比不同时期城市蔓延对生产率增长的影响。回归结果如表 4 所示,在未加入产业动态集聚的影响时,2000—2006 年城市蔓延对生产率的影响并不显著,但在 2007—2013 年却表现出明显的抑制作用。同时,当加入产业动态集聚的影响后,在不同空间权重矩阵作用下, $Ln sprawl * Ln agg_{i(t-4)}$ 的系数均显著为负,表明城市蔓延通过影响产业动态集聚水平而造成了生产率损失,尤其在 2000—2006 年加入交

互项前后的变化更为明显。原因可能在于,2000—2006 年间城市蔓延水平普遍高于平均值,而较高的蔓延增速并不利于集聚效应高效率的发挥。尽管 2007—2013 年城市蔓延对地区生产率存在明显的抑制作用,而且城市蔓延与产业动态集聚的交互项同样为负,但可以看出在引入产业动态集聚的影响后,其抑制作用反而得到一定程度的缓解,而该现象可以由城市蔓延速度放缓来解释。此外,由于在 2000—2006 年和 2007—2013 年这两个时期经济距离空间权重矩阵对应的结果均通过了显著性水平为 10%的检验,因此可以进一步计算出城市蔓延对生产率增长的总影响效应均为 0.001,即每当城市蔓延水平提升 1%,地区生产率降低 0.001%^⑤。

(三) 内生性处理

尽管空间计量模型可以通过引入空间权重矩阵降低模型的内生性,但为了克服城市蔓延与生产率之间可能存在的相互影响,我们采用广义空间二阶段最小二乘法进行内生性处理。在工具变量选取方面, Ramcharan^[29]认为复杂的地理粗糙度会提高地区道路的修建和维护成本,进而推断出地表粗糙度越“平坦”的区域,其城市蔓延的“自由度”要高于地势复杂的地区。实际上,城市蔓延与地表粗糙度之间存在显著

表 4 分时间段检验

时间段	2000—2006			2007—2013		
矩阵分类	邻接空间 权重矩阵	距离空间 权重矩阵	经济距离空 间权重矩阵	邻接空间 权重矩阵	距离空间 权重矩阵	经济距离空 间权重矩阵
$Ln sprawl_{i(t-4)}$	-0.0002 (-0.06)	-0.002 (-0.40)	0.004 (0.76)	-0.005** (-2.17)	-0.005** (-1.98)	-0.004* (-1.79)
$Ln sprawl_{i(t-4)}(agg)$	0.007 (1.10)	0.007* (1.67)	0.010* (1.78)	0.008 (1.06)	0.010 (1.31)	0.010* (1.68)
$Ln agg_{i(t-4)}$	0.0001 (0.14)	0.0001 (0.16)	-0.0001 (-0.15)	0.004*** (2.84)	0.003*** (2.71)	0.003*** (2.74)
$Ln sprawl * Ln agg_{i(t-4)}$	-0.002* (-1.71)	-0.002* (-1.67)	-0.002* (-1.69)	-0.002* (-1.72)	-0.002* (-1.92)	-0.002* (-1.95)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ	0.415*** (12.62)	0.572*** (17.56)	0.207*** (4.00)	0.054 (1.34)	0.097** (2.03)	-0.038 (-0.69)
R^2	0.308	0.363	0.209	0.495	0.495	0.496
样本量	3696	3696	3696	3696	3696	3696

的“倒 U 型”关系^[13],即在地表粗糙度达到临界值前,并不能显著抑制城市的蔓延。然而,当地表粗糙度超过某种水平时,城市蔓延的速度和规模趋于下降。因此,本文采用地表粗糙度的二次项作为城市蔓延的工具变量。其中,地表粗糙度的获取来源于全国城市数字高程数据,并运用 Arc GIS 软件提取矢量化的城市地表栅格,通过测算地表坡度标准差而得到。经内生性处理的回归结果如表 5 所示,可以看出,与基准模型相比,直接效应和间接效应中各变量的符号基本保持一致,但经工具变量处理后的系数显著性偏弱,不过同样可以得出城市蔓延通过影响产业动态集聚水平而损失生产率的结论。而且,相对而言,在处理内生性的结果中间接效应的显著性得到提升,尤其在经济距离空间权重矩阵的作用下,可以测算出城市蔓延对周边城市生产率的间接影响:即城市蔓延水平每提高 1%,周边城市的生产率下降 0.003%,这也进一步强化了基准模型中城市自身的空间蔓延并不利于周边城市生产率增长的判断。

五、进一步检验

(一) 基于生产率分解指标的检验

为进一步“立体式”地明确城市蔓延影响生产率的不同侧面,本文进一步对生产率的分解指标进行检验。结果显示,在未考虑产业动态集聚水平的影响时,城市蔓延对技术进步率与技术效率的影响均是不利

的,但对规模效率产生的负面影响并不显著,该结果可能由城市的规模效益和城市蔓延所导致的效率损失“相互抵消”所致。然而,在加入产业动态集聚的影响后,三个指标之间存在显著差异。首先,城市蔓延与产业动态集聚的交互作用提升了规模效率,表明规模效率在城市蔓延和产业聚集的共同作用下得到了进一步释放,但城市蔓延和产业动态集聚自身对规模效率的影响为负,又表明空间的扩张或者由于地理空间范围扩大所导致的产业集聚水平的下降并不利于规模效率的改进。其次,城市蔓延与产业动态集聚的交互作用对技术进步率的影响为负,但并未通过显著性检验。最后,城市蔓延与产业动态集聚的共同作用弱化了地区的技术效率,而且通过了显著性水平为 1%的检验。总体而言,城市蔓延通过产业动态集聚提升了规模效率,却不利于技术进步率和技术效率的改善。经测算,城市蔓延水平每提高 1%,规模效率、技术进步率和技术效率分别提升 0.0001%、下降 0.001%和下降 0.001%。

(二) 稳健性检验

为保证回归结果的稳健性,本文通过变换衡量指标的方法进行检验。刘修岩等^[1]将郊区化指数作为城市蔓延的另一个衡量指标,并采用离城市 CBD 三公里外的人口占市辖区人口的比重来衡量。我们借鉴将郊区化指数替代城市蔓延指数的做法,选择灯光亮度最高的中心区域作为 CBD 位置,并划定三公里以外的区域,结合 Landscan 全球人口动态统计数据提取同时满足灯光阈值和人口密度的区域,进而测算出各城市的

表5 内生性处理

效应分类	解释变量	无空间权重矩阵	邻接空间权重矩阵	距离空间权重矩阵	经济距离空间权重矩阵
直接效应	$Ln sprawl_{i(t-4)}$	0.0001 (0.96)	-0.002 (-0.81)	-0.002 (-1.08)	-0.001 (-0.30)
	$Ln sprawl_{i(t-4)}(agg)$	-0.003* (-1.68)	-0.001 (-0.71)	-0.002 (-0.91)	-0.0003 (-0.17)
	$Ln agg_{i(t-4)}$	0.0003 (0.75)	0.001 (0.35)	-0.004 (-1.13)	0.003 (1.13)
	$Ln sprawl * Ln agg_{i(t-4)}$	0.003* (1.74)	-0.0003 (1.34)	-0.003* (1.67)	-0.0004* (1.65)
	其他变量	控制	控制	控制	控制
间接效应	$Ln sprawl_{i(t-4)}$		0.001 (0.26)	-0.001** (-2.17)	-0.014*** (-2.71)
	$Ln sprawl_{i(t-4)}(agg)$		0.001 (0.41)	0.003 (0.54)	-0.014*** (-2.71)
	$Ln agg_{i(t-4)}$		0.004 (1.35)	0.016** (2.40)	0.017** (2.48)
	$Ln sprawl * Ln agg_{i(t-4)}$		-0.0002 (-0.38)	-0.0002 (-0.24)	0.002* (1.66)
	其他变量	控制	控制	控制	控制
	样本量	3 696	3 696	3 696	3 696

表6 基于生产率分解指标的检验

指标	规模效率	技术进步率	技术效率
$Ln sprawl_{i(t-4)}$	-0.0001 (-0.25)	-0.0003* (-1.82)	-0.0001*** (-2.93)
$Ln sprawl_{i(t-4)}(agg)$	-0.001*** (-5.07)	-0.0004* (-1.71)	0.0001* (1.73)
$Ln agg_{i(t-4)}$	-0.0001** (-2.24)	-0.0003*** (-6.42)	-0.001** (2.48)
$Ln sprawl * Ln agg_{i(t-4)}$	0.0002*** (5.77)	-0.0001 (-1.33)	-0.0002*** (-3.36)
其他变量	控制	控制	控制
λ	0.018* (1.70)	0.068* (1.79)	0.007* (1.68)
R^2	0.371	0.963	0.910
样本量	3 696	3 696	3 696

郊区化指数。回归结果如表7所示,可以看出,经郊区化指数校正后的结果与基准回归模型之间并不存在显著差异。与之不同的是,郊区化指数对应的结果仅在经济距离空间权重矩阵下全部显著,并可以测算出当城市蔓延水平提高1%,则生产率下降0.011%,而周边地区生产率下降0.043%。由此可见,由郊区化指数度量的城市蔓延对生产率的抑制作用更明显。分析

其原因在于,郊区化指数的测算方法强调土地或者人口向城市边缘的扩张,特别是排除了CBD三公里以内的区域,势必会进一步降低经济密度或者集聚水平。同时,城市向郊区的扩张可能会引起生产要素的流入并加剧与周边城市的竞争^[30],从而也不利于周边区域生产率的增长。

(三) 影响机制检验

为进一步检验城市蔓延以产业动态集聚为中介变量影响地区生产率的机制,本文进一步将基准计量模型进行分解,分别以产业动态集聚与城市生产率为被解释变量。其中,在表8的方程(1)、(3)和(5)中,被解释变量为产业动态集聚,而城市蔓延为核心解释变量,如式(18)所示:

$$Lnagg_{it} = \alpha sprawl_{it-4} + \beta W_n * sprawl_{it-4} + \kappa LnX_{it-4} + \rho W_n * LnX_{it-4} + \mu_{it} + \zeta_{it} + \xi_{it} \quad (18)$$

在表8的方程(2)、(4)和(6)中,被解释变量为城市生产率,而产业动态集聚为核心解释变量,如式(19)所示:

$$TFP_{it} = \gamma Lnagg_{it-4} + \eta W_n Lnagg_{it-4} + \kappa LnX_{it-4} + \rho W_n * LnX_{it-4} + \mu_{it} + \zeta_{it} + \xi_{it} \quad (19)$$

回归结果表明,在三种空间权重矩阵作用下,城市蔓

表 7 稳健性检验

效应分类	解释变量	无空间权重矩阵	邻接空间权重矩阵	距离空间权重矩阵	经济距离空间权重矩阵
直接效应	$Ln sprawl_{i(t-4)}(agg)$	-0.009* (-1.65)	-0.004 (-0.88)	-0.004 (-0.93)	-0.006* (-1.65)
	$Ln agg_{i(t-4)}$	-0.0001 (-0.19)	0.0008* (1.81)	0.0007* (1.81)	0.0006* (1.65)
	$Ln sprawl* Ln agg_{i(t-4)}$	0.002** (2.04)	-0.001** (-2.26)	-0.001** (-2.36)	-0.001** (-2.31)
	其他变量	控制	控制	控制	控制
间接效应	$Ln sprawl_{i(t-4)}(agg)$		0.010 (0.78)	0.015 (0.78)	-0.021* (-1.72)
	$Ln agg_{i(t-4)}$		-0.001 (-1.52)	-0.0008 (-0.64)	0.004*** (3.14)
	$Ln sprawl* Ln agg_{i(t-4)}$		-0.0006 (-0.60)	-0.0001 (-0.68)	-0.004*** (-3.12)
	其他变量	控制	控制	控制	控制
	样本量	3 696	3 696	3 696	3 696

表 8 城市蔓延影响地区生产率的机制检验

效应分类	矩阵分类	邻接空间权重矩阵		距离空间权重矩阵		经济距离空间权重矩阵	
	方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
直接效应	$Ln sprawl_{i(t-4)}$	-0.112(-1.12)		-0.082 (-0.86)		-0.271*** (-2.80)	
	$Ln agg_{i(t-4)}$		0.0004 (0.98)		0.0003* (1.68)		0.0002* (1.93)
间接效应	$Ln sprawl_{i(t-4)}$	-0.765*** (-3.98)		-0.638*** (-3.90)		-1.165*** (-3.98)	
	$Ln agg_{i(t-4)}$		-0.0009 (-1.30)		-0.0002 (-0.21)		0.003** (2.41)
	其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	λ	0.264*** (10.18)	0.272*** (10.53)	0.356*** (12.22)	0.392*** (13.79)	0.101*** (2.66)	0.093** (2.46)
	R^2	0.980	0.404	0.980	0.424	0.978	0.372
	样本量	3696	3696	3696	3696	3696	3696

延对产业动态集聚的影响为负，表明城市蔓延的确降低了产业的集聚水平，而且城市蔓延对周边城市产业集聚水平的影响也显著为负。同时，产业动态集聚对生产率的影响系数为正，表明产业动态集聚与生产率之间存在同向变动。因此，通过对基准模型的分解，城市蔓延通过降低产业动态集聚水平而抑制生产率增长的结论得到了进一步的验证。

六、结论与政策启示

本文通过新建产业动态集聚指标检验了城市蔓延影响地区生产率增长的作用机制，并基于中国工业企业数据、DMSP/OLS 夜间灯光数据和 Landscan 人口分布数据，从动态调整的视角改进了产业集聚指标，充分考虑了企业的进入和退出以及蔓延所引起的空间演化。研究表明，城市蔓延与产业动态集聚的交互作用

不仅损失了自身的生产率，还对周边城市产生了不利影响。而且，在 2000 至 2013 年的前半段，快速的的城市蔓延对生产率的抑制作用更加突出。同时，城市蔓延通过产业动态集聚提升了地区的规模效率，却不利于技术进步率和技术效率的改善。

基于上述结论，在区域政策制定时应合理控制城市蔓延的速度和规模，强化城市蔓延与产业集聚的协同性，合力推动地区生产率提升。实际上，城市蔓延导致生产率损失的根本原因在于“政府”和“市场”两股力量的不协调：1994 年分税制改革的实施使得地方政府面临较大的税收压力，并极大地推动了土地财政的融资模式^[31]。特别在 2003 年后，中央倾向中西部的土地供给政策使得城市蔓延速度不断加快，而市场资源配置下的要素流动又与土地供给不匹配^[15]，进而导致城市蔓延与产业动态集聚交互作用对中西部城市生产率的抑制作用更明显，结果如表 9 所示。

由此可见，应当避免土地财政驱使下的空间扩张，

表9 基于不同区位的进一步检验^⑥

指标	中西部	东部
$Ln\ sprawl_{i(t-4)}$	0.033* (1.94)	0.046*** (4.31)
$Ln\ sprawl_{i(t-4)}(agg)$	0.099*** (2.98)	0.155*** (24.29)
$Ln\ agg_{i(t-4)}$	0.006*** (6.30)	0.001*** (2.61)
$Ln\ sprawl^*$	-0.024***	-0.019***
$Ln\ agg_{i(t-4)}$	(-5.29)	(-16.85)
其他变量	控制	控制
样本量	2 688	1 008

而需要立足于产业集聚的动态特征合理调整城市的规模和结构,使市场在资源配置中起决定性作用的同时发挥好政府的服务功能,推动城市蔓延与产业集聚协同发展。此外,随着全国城市化水平的快速提升,在城市空间持续扩张的同时还应注重集约化发展,杜绝“大水漫灌”式的产业引入和无节制的城市扩张,在发挥城市规模效率的同时注重技术效率的释放。同时,实证结果表明城市蔓延对周边城市也产生了不利影响,对整个区域而言则形成了负面的“叠加效应”。因此,还应建立更加有效的区域协调发展机制,形成产城互动和区域联动的良性局面。

注释:

- ① 城市地理面积采用的是测算城市蔓延指数时的栅格总面积,其可以准确地反映城市的“真实”活动空间,也更加契合产业集聚的地理空间,并准确地衡量产业集聚的动态变化。
- ② 由于当退出企业的规模大于新进入企业的比重时,则 p_{cit} 为负值,直接采用 p_{cit} 作为权重会导致集聚指数为负,因此我们采用 $(1+p_{cit})$ 进行矫正。
- ③ 为控制篇幅,测算城市折旧率的过程和结果留存备案。
- ④ 夜间灯光数据的下载地址为: <https://ngdc.noaa.gov/eog/dmsp/downloadV4composites.html>。
- ⑤ 为控制篇幅,这里仅直接列出了总效应的回归结果。
- ⑥ 中西部与东部的划分界限参照陆铭等(2015)的方法。

参考文献:

- [1] 刘修岩,李松林,秦蒙.开发时滞、市场不确定性与城市蔓延[J].经济研究,2016,51(8):159-171,186.
LIU Xiuyan, LI Songlin, QIN Meng. Development lag, market uncertainty and urban sprawl[J]. Economic Research, 2016, 51(8): 159-171, 186.
- [2] GLAESER E L, KHAN M E. Sprawl and urban growth[J]. Handbook of Regional and Urban Economics, 2004(4): 2481-2527.
- [3] 江曼琦,席强敏.中国主要城市化地区测度——基于人口聚集视角[J].中国社会科学,2015(8):26-46,204-205.
JIANG Manqi, XI Qiangmin. The measurement of China's major urbanized areas: Based on the perspective of population

- gathering[J]. Social Sciences in China, 2015(8): 26-46, 204-205.
- [4] 魏守华,陈扬科,陆思桦.城市蔓延、多中心集聚与生产率[J].中国工业经济,2016(8):58-75.
WEI Shouhua, CHEN Yangke, LU Sihua. Urban sprawl, multi-center agglomeration, and productivity[J]. China Industrial Economics, 2016(8): 58-75.
- [5] 范剑勇,冯猛,李方文.产业集聚与企业全要素生产率[J].世界经济,2014,37(5):51-73.
FAN Jianyong, FENG Meng, LI Fangwen. Industrial agglomeration and firms' total factor productivity[J]. World Economy, 2014, 37(5): 51-73.
- [6] 孙元元.生产率收敛是否会带来经济增长收敛?——来自中国的经验证据[J].中国软科学,2015(1):47-58.
SUN Yuanyuan. Does the convergence of TFP cause the convergence of economic growth—The empirical evidence from China[J]. China Soft Science, 2015(1): 47-58.
- [7] ROSENTHAL S. S, STRANGE W. C. Geography, industrial organization, and agglomeration[J]. Review of Economics and Statistics, 2003: 377-393.
- [8] DURANTON G, OVERMAN H. G. Testing for localization using micro-geographic data[J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72(4): 1077-1106.
- [9] AGHION P, AKCIGIT U, CAGE J. Taxation, corruption, and growth[J]. European Economic Review, 2016, 86(3): 24-51.
- [10] FALLAH B N, PARTRIDGE M D, OLFERT M. Urban sprawl and productivity: Evidence from U.S. metropolitan areas[J]. Papers in Regional Science, 2011, 90(3): 451-472.
- [11] FARBER S, Li X. Urban sprawl and social interaction potential: an empirical analysis of large metropolitan regions in the United States[J]. Journal of Transport Geography, 2013, 31: 267-277.
- [12] DI LIDDO G. Urban sprawl and regional growth: Empirical evidence from Italian regions[J]. SIET, 2015, Working Paper.
- [13] 秦蒙,刘修岩.城市蔓延是否带来了我国城市生产效率的损失?——基于夜间灯光数据的实证研究[J].财经研究,2015,41(7):28-40.
QIN Meng, LIU Xiuyan. Does urban sprawl lead to urban productivity losses in China? Empirical study based on nighttime light data[J]. Journal of Finance and Economics, 2015, 41(7): 28-40.
- [14] 邹璇,黄萌,余燕团.交通、信息通达性与区域生态效率——考虑空间溢出效应的研究[J].中南大学学报(社会科学版),2018,24(2):87-95,158.
ZOU Xuan, HUANG Meng, YU Yantuan. Transportation, information accessibility and regional ecological efficiency: Considering the study of space spillover effects[J]. Journal of Central South University(Social Sciences), 2018, 24(2): 87-95, 158.
- [15] 陆铭,张航,梁文泉.偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J].中国社会科学,2015(5):59-83,204-205.
LU Ming, ZHANG Hang, LIANG Wenquan. How does the supply of land in the Midwest boost the wages in the East?[J]. Social Sciences in China, 2015(05): 59-83, 204-205.
- [16] 刘修岩.空间效率与区域平衡:对中国省级层面集聚效应的检验[J].世界经济,2014,37(1):55-80.
LIU Xiuyan. Spatial efficiency and regional equilibrium: A test of agglomeration effect at the provincial level in China[J]. The Journal of World Economy, 2014, 37(1): 55-80.
- [17] MARCON E, PUECH F. Measures of the geographic

- concentration of industries: Improving distance based methods[J]. *Journal of Economic Geography*, 2010, 10(5): 745–762.
- [18] SCHOLL T, BRENNER T. Testing for clustering of industries: Evidence from micro geographic data [R]. Philipps University Marburg, Department of Geography, 2011.
- [19] 袁海红, 张华, 曾洪勇. 产业集聚的测度及其动态变化——基于北京企业微观数据的研究[J]. *中国工业经济*, 2014(9): 38–50.
- YUAN Haihong, ZHANG Hua, ZENG Hongyong. Measuring location of manufacturing industries and its dynamics: Using Beijing firm level data [J]. *China Industrial Economics*, 2014(9): 38–50.
- [20] FALLAH B N, PARTRIDGE M D, OLFERT M. Uncertain economic growth and sprawl: Evidence from a stochastic growth approach[J]. *Annals of Regional Science*, 2012(49): 589–617.
- [21] 王永进, 盛丹. 地理集聚会促进企业间商业信用吗? [J]. *管理世界*, 2013(1): 101–114, 188.
- WANG Yongjin, SHENG Dan. Does the geographical agglomeration increase trade credit?[J]. *Management World*, 2013(1): 101–114, 188.
- [22] 陈长江, 高波. 中国 TFP 增速减缓的结构分解与区域特征: 2001—2014[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2019, 25(4): 83–90.
- CHEN Changjiang, GAO Bo. Component decomposition and regional characteristics of Chinese TFP change: 2001–2014[J]. *Journal of Central South University(Social Sciences)*, 2019, 25(4): 83–90.
- [23] 柯善咨, 向娟. 1996—2009 年中国城市固定资本存量估算[J]. *统计研究*, 2012, 29(7): 19–24.
- KE Shanzi, XIANG Juan. Estimation of the fixed capital stocks in Chinese cities for 1996–2009[J]. *Statistical Research*, 2012, 29(7): 19–24.
- [24] KUMBHAKAR S, LOVELL C. *Stochastic frontier analysis*[J]. New York: Cambridge University Press, 2000: 10–55.
- [25] LESAGE J P. An introduction to spatial econometrics[J]. *Revue Déconomie Industrielle*, 2009, 123: 513–514.
- [26] 李松林, 刘修岩. 中国城市体系规模分布扁平化: 多维区域验证与经济解释[J]. *世界经济*, 2017, 40(11): 144–169.
- LI Songlin, LIU Xiuyan. The flat distribution of city size in China: A multidimensional regional validation and its economic interpretations[J]. *The Journal of World Economy*, 2017, 40(11): 144–169.
- [27] JIANG B, YIN J, LIU Q. Zipf's law for all the natural cities around the world[J]. *International Journal of Geographical Information Science*, 2015, 29: 498–522.
- [28] 陈诗一, 刘朝良, 冯博. 资本配置效率、城市规模分布与福利分析[J]. *经济研究*, 2019, 54(2): 133–147.
- CHEN Shiyi, LIU Chaoliang, FENG Bo. Capital allocation efficiency, city size distribution and social welfare analysis[J]. *Economic Research*, 2019, 54(2): 133–147.
- [29] RAMCHARAN R. Why an economic core: Domestic transport costs[J]. *Journal of Economic Geography*, 2009, 9(4): 559–581.
- [30] 唐为. 分权、外部性与边界效应[J]. *经济研究*, 2019, 54(3): 103–118.
- TANG Wei. Decentralization, externalities and boundary effects[J]. *Economic Research*, 2019, 54(3): 103–118.
- [31] 范子英. 土地财政的根源: 财政压力还是投资冲动[J]. *中国工业经济*, 2015(6): 18–31.
- FAN Ziying. The source of land finance: Fiscal pressure or investment incentives[J]. *China Industrial Economics*, 2015(6): 18–31.

Impact of urban sprawl on regional productivity improvement: Based on the perspective of dynamic industrial agglomeration

HAO Liangfeng^{1,2}, LI Xiaoping¹

(1. School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

2. School of Business, Suzhou University of Science and Technology, Suzhou 215009, China)

Abstract: Urban sprawl may lead to some changes in regional productivity by dynamically affecting the level of industrial agglomeration. Based on the construction of dynamic industrial agglomeration index, this study adopted spatial Dubin model (SDM) with fixed effect to test the impact mechanism on how urban sprawl affects regional productivity. The results show that urban sprawl has restrained productivity growth by reducing the level of industrial agglomeration, which performed more prominently from 2000 to 2006. Meanwhile, the interaction between urban sprawl and dynamic industrial agglomeration has increased the regional scale efficiency, which is not conducive to the improvement of technological progress and efficiency. Further research shows that urban sprawl also exerts adverse effect on the productivity of surrounding cities, which is even more obvious under the influence of suburbanization. There is no significant difference in the result of endogenous treatment with surface roughness. Enlightenments of the policy lie in controlling the speed of urban sprawl, improving the synergy level between urban sprawl and industrial agglomeration, meanwhile avoiding excessive spatial expansion as well as extensive development, and optimizing spatial efficiency.

Key Words: urban sprawl; industrial agglomeration; dynamic; productivity

[编辑: 谭晓萍]