

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.03.004

# 城市蔓延与生产率：促进还是抑制？<sup>①</sup>

——基于夜间灯光数据的分析

李强<sup>1</sup>，丁春林<sup>2\*</sup>，宋国豪<sup>3</sup>

(1. 安徽财经大学经济学院，蚌埠 233030；2. 南京大学经济学院，南京 210093；  
3. 上海大学经济学院，上海 200444)

**摘要：**城市蔓延有利于提高城市生产率吗？文章首先从城市规模、城市人口密度两个方面阐释城市蔓延影响生产率的内在机理，基于长江经济带104个城市2002年~2013年夜间灯光数据，实证研究了城市蔓延的生产率效应，主要结论如下：1)城市蔓延对长江经济带生产率具有显著负向影响，意味着城市无序、低密度扩张阻碍了长江经济带生产率的提高。2)分区域研究发现，城市蔓延对东、中、西部地区城市生产率的影响为负，但对东部地区生产率影响最小，对中西部地区生产率产生较大影响。3)分产业研究发现，城市蔓延降低第二产业生产率的同时显著提升了第三产业生产率。4)考虑空间溢出效应的空间杜宾模型研究发现，城市蔓延影响生产率的直接效应与间接效应均显著为负，且间接效应远大于直接效应，意味着城市蔓延对长江经济带城市生产率的影响具有明显的空间溢出效应。

**关键词：**城市蔓延；生产率；长江经济带；灯光数据

**中图分类号：**F061.5；F062.1 **文献标识码：**A **文章编号：**1007-9807(2021)03-0045-18

## 0 引言

改革开放以来，我国城镇化发展取得瞩目成就，若以非农人口占社会总人口比重表征城镇化率，1978年我国城镇化水平仅17.9%，2019年提高至60.6%，平均每年增长1.03个百分点。城镇化是一项复杂的系统工程，土地城镇化与人口城镇化国际公认的合理比值在1~1.12之间，但我国早已超越这一数值，即我国城镇化进程中存在土地城镇化快于人口城镇化、常住人口城镇化快于户籍人口城镇化等问题，这种城市空间快速且低密度的扩张是城镇化进程中值得关注的现象。“人的城镇化”是我国城镇化未来发展的主要方向，如何从“土地城镇化”转向“人的城镇化”以提高城镇化质量业已成为学界研究的热点问题<sup>[1]</sup>。

相较于西方发达国家而言，我国城市蔓延动因更为复杂，除收入及交通等关键因素外，我国现有的土地财政体系以及城乡二元结构也是影响我国城市发展的重要因素，其使得我国城市蔓延的成因及外在表现呈现一定的特殊性。另一方面，在我国经济飞速发展的同时，经济发展质量却一直饱受质疑，Krugman<sup>[2]</sup>的研究表明，中国的经济增长主要来源于要素积累，技术进步对经济增长的贡献较少，过低的全要素生产率不足以维持经济的可持续发展，若用全要素生产率描述技术进步，诸多亚洲国家的技术进步几乎为零。从我国内部来看，我国已由经济高速增长阶段转向经济高质量发展阶段，在未来发展中经济质量和效益的提升是人民关注的核心问题，而生产率是度量经济增长质量和资源利用程度的重要指标，因此，提高生产率、促进经济高质量

① 收稿日期：2018-07-25；修订日期：2020-07-21。

基金项目：国家社会科学基金后期资助项目(19FJLB004)；安徽省规划办重点资助项目(AHSC2019D02)；南京大学协同创新中心重大项目(CYD-2020006)。

通讯作者：丁春林(1993—)，女，安徽宿州人，博士生。Email: 1335518809@qq.com

增长是我国当前亟需解决的关键问题。

国内外大量文献从不同角度对城市蔓延展开了研究,其中,城市蔓延概念及其成因是现有文献研究的一个重要分支。城市蔓延是在汽车通勤发展程度较高的背景下,城市空间以蛙跳、带状等形式由城市中心向城市边缘低密度扩张的现象。关于城市蔓延的成因,部分学者将城市蔓延归结为市场经济力量<sup>[3]</sup>、政府低效甚至无效规划、通勤技术水平的迅速发展尤其是私家车的广泛普及<sup>[4]</sup>、交通设施的改善乃至社会文化因素等多方面的共同结果<sup>[5,6]</sup>。Osman T等<sup>[7]</sup>将城市蔓延的原因归结为政府的绝对强制力,政府为追求城镇化速度使得开罗等大型城市空间迅速扩张,并指出城市边缘的蔓延现象在二线城市更为显著。国内学者刘修岩等<sup>[8]</sup>借鉴 Burchfield等<sup>[5]</sup>研究,将开发时滞以及市场不确定性引入传统的静态单中心城市模型,证明市场不确定性的增加是导致我国城市蛙跳式蔓延的重要因素。

城市蔓延的度量是个难点,也是现有文献研究的一个重要方面。单指标衡量城市蔓延是现有文献常用的一种方法,主要考察人口、土地面积或二者之间的关系,大多从密度(人口密度、就业密度、住宅单元密度以及居民密度等密度)、空间形态(可达性、聚集度、连通度、破碎化程度)、弹性(土地—人口增长弹性、土地—就业增长弹性、土地—GDP增长弹性)、景观格局(美学程度、分形维度)等方面进行量化测度<sup>[9,10]</sup>。相较而言,多维指标更能全面反映城市蔓延的真实情况,国内外城市蔓延表征中主要有以下几种做法:Glaser等<sup>[11]</sup>从密度、集中度、中心度、成核度、集聚和可接近度等六个维度选取指标度量城市蔓延水平,并基于此报告了13个城市各项指标的排名情况。Hasse<sup>[12]</sup>提出使用包括人口密度、土地利用分割程度、建设用地不连续程度在内的12个指标度量城市蔓延情况。Wang等<sup>[13]</sup>从蔓延前后城市面积、人数以及人口密度3个方面对中国城市蔓延水平进行评价。随着卫星通讯技术的进步以及遥感的广泛应用,夜间灯光数据在研究中得到了重视和普遍认可。Henderson等<sup>[14]</sup>指出,夜间灯光很大程度上反映了人类的生产生活活动,可作为经济发展以及人口密度等变量的良好替代指标,近年来越来越多的学者采用夜间灯光数据对城市蔓延定量测度。Fallah等<sup>[15]</sup>、秦蒙等<sup>[16]</sup>将城市空间划分为低于全国平均密度和高于平均密度两部分,基于此构建蔓延指数定

量测度城市蔓延程度。之后, Bin等<sup>[17]</sup>运用夜间灯光数据结合人口普查数据,更为全面和精确地度量城市蔓延水平。

城市蔓延对生产率的影响文献主要有两种观点:一种观点认为,相较于紧凑型城市而言,城市蔓延会阻碍城市生产率的提高,即城市蔓延式发展将降低城市生产率,这也是绝大多数学者的观点。要素集聚和城市蔓延侧重点有很大不同,但很多学者的研究却暗含着城市蔓延会降低要素集聚度从而降低生产效率的假设。Wheeler等<sup>[18]</sup>研究表明,与蔓延型城市相比,紧凑型城市能够明显降低通勤成本,公司和员工可以得到更好的匹配,从而城市生产率得以提升。Lu等<sup>[19]</sup>研究指出城市蔓延通过规模、结构、技术效率及技术进步对城市经济质量产生影响。Fallah等<sup>[15]</sup>通过对美国1990年~2001年357个都市区的实证研究发现蔓延会显著降低生产效率,且对小规模城市生产效率的负面影响更大。国内学者秦蒙等<sup>[16]</sup>的研究也得出相似结论。随着研究的不断深入,一些学者的研究表明,现有研究过分夸大城市蔓延对生产率带来的负面影响,并用现实中城市空间不断扩张的同时生产率也取得长足进步的事实加以反驳,认为通信技术的发展和通勤成本的降低使得厂商之间的交流方式更为方便多样,显著降低了交流成本,特别是在要素密集程度较高的大城市,人口或经济活动集聚度超过一定范围之后,容易产生集聚不经济,合理的城市蔓延可能会显著提升生产率。魏守华等<sup>[20]</sup>较为全面的探究了城市蔓延对生产率的影响,将城市空间扩张的另一种形态即多中心集聚纳入城市蔓延研究当中,提出城市空间形态的变化不仅有平面上的扩张即城市蔓延,还有立体空间的增强,具体表现为多中心的集聚,认为水平蔓延对生产效率的影响并非一定是负面影响,而多中心集聚则能显著提升生产效率。

综合而言,现有文献对城市蔓延的研究尚处于起步阶段,学界就城市蔓延对生产率的影响存在分歧。有鉴于此,本文聚焦城市蔓延与生产率两者关系研究,系统阐释城市蔓延影响生产率的内在机理,使用夜间灯光数据构建城市蔓延指数,基于长江经济带市级面板数据实证研究城市蔓延对生产率的影响,以期为长江经济带新型城镇化发展和生产率提升提供政策建议。相较于现有文献

而言,本文研究的边际贡献在于:一是基于城市蔓延形成机制分析,从城市蔓延所带来的城市规模变化、城市密度变化两个方面阐释城市蔓延影响生产率的内在机理.二是城市蔓延指数的构建上,选用美国地理信息中心发布的遥感影像数据(夜间灯光数据),区分城市内部高密度区域和低密度区域,对不同城市内部土地利用强度进行分析,从而使得蔓延指数更具空间性.三是在系统分析城市蔓延对生产率影响的基础上,分区域、分产业进行深入探讨,并基于空间计量模型探究城市蔓延影响生产率的空间溢出效应,从不同角度、采用多种研究方法研究城市蔓延与生产率之间的关系.

## 1 理论分析

### 1.1 城市蔓延形成机制

关于城市蔓延形成的理论机制,以往学者主

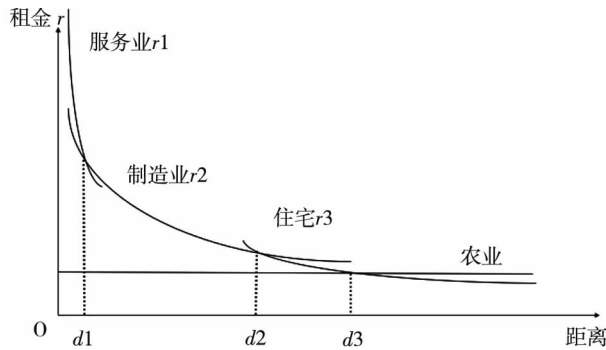


图1 单中心城市空间布局

Fig. 1 Diagram of single center urban spatial layout

沿袭 Glaeser 和 Khan<sup>[25]</sup> 的研究,考虑开放型单中心城市的一个家庭,到市中心距离为  $d$ ,收入  $W$  和通勤成本(每单位距离运费  $t$ ) 均为外生给定,则家庭真实收入为  $W - td$ . 效用函数由住宅面积<sup>③</sup>  $A$  和一综合性商品  $C$  决定,效用函数为

$$U = C + \alpha \ln A \quad (1)$$

在以上假设条件下,以  $P(d)$  表示单位土地消费价格,政府对每单位住宅消费补贴  $x$ ,则从市中心到外围土地租金梯度为

$$-P'(d)A(1-x) = t \quad (2)$$

要从技术进步、政策推动、产业发展<sup>[21-23]</sup> 等方面进行论述. 本文借鉴 Glaeser 等<sup>[4]</sup>、魏守华等<sup>[20]</sup> 的相关研究,以单中心城市空间结构为研究起点探讨城市蔓延的形成机制. 该理论建立在三个假设前提下: 1) 城市中只有服务业、制造业以及住宅三个部门<sup>②</sup>, 其对土地的支付能力依次递减; 2) 土地使用为三部门竞标所得, 出价最高者得到对土地的使用权; 3) 中心城区地租最高, 且租金由城市中心向外围区域递减.

在这些假设前提下,城市空间扩张显然取决于服务业、制造业以及住宅的租金支付能力及区位选择. 在 O' Sullivan<sup>[24]</sup> 关于单中心城市空间结构下土地利用模式的研究中,城市中心至外围分别为支付能力依次递减的服务业、制造业和住宅所占用(见图1). 城市扩张通常首先引起住宅的向外扩张,基于住宅周围各种娱乐及生活需要,然后才导致服务业、制造业的相应蔓延.

最优土地消费的一阶条件为

$$-P(d)A(1-x) = \alpha \quad (3)$$

由此得到

$$P(d) = P_0 e^{-td/\alpha} \quad (4)$$

其中  $P_0$  为市中心的土地价格. 假设城市边缘村落: 居民与城市相比名义工资为  $(1-\theta)W$ ,  $\theta$  为城市与村落的工资差异; 假设  $d'$  为相对于城市交通折算后的通勤距离, 则村落居民扣除通勤成本后的真实收入为  $(1-\theta)W - d't$ . 村落地租为  $P^1$ ,

② 依据杜能理论,地租取决于土地可获益能力,然而城市中土地的自然属性对城市活动的影响能力几乎可以忽略不计,故本模型为将农业列入城市功能中.

③ 这里  $A$  不仅指代真实的住宅面积,还指代住宅位置的优劣程度,为简化分析,均换化为统一指标;同样出于突出分析住宅消费的目的,城市居民效用函数中只包含两个要素,即住房消费  $A$  和其他消费  $C$ .

则居民最大化效用为

$$U' = (1 - \theta)W - d't - \alpha + \alpha \ln[\alpha / (1 - x)P^1] \quad (5)$$

若  $U > U'$ , 则城市居民效用大于村落居民效用, 则乡村地区居民会选择去城市务工, 城市规模扩大, 进一步产生蔓延。

蔓延对生产率的正向影响之所以低于集聚对生产率的有利影响, 主要是因为知识溢出本身具有空间局限性, 地理空间上的邻近不仅增加了经纪人、企业从周边获得知识的机会, 也提升了整个区域传播、消化知识的速度和效率。正如 Glaeser 等<sup>[26]</sup> 指出的那样: 知识穿越走廊和街道必然比其穿越海洋和大陆更加容易。

城市蔓延一般通过影响区域要素集聚程度进而对生产率产生影响。现有理论一般认为, 要素集聚可以通过降低交易成本、规模经济、鼓励竞争以及技术外溢等路径促进生产效率的提升。但是也有研究认为要素集聚不一定会带来生产效率的提升, 提出当集聚产生的经济社会效应达到边际效率递减的临界点时城市空间结构会趋于分散化。因此, 理想状态下的城市蔓延应该是城市集聚优势与集聚不经济之间自我平衡的结果<sup>[5]</sup>。那么, 一个值得关注的问题是, 城市蔓延是如何影响生产率的? 其中内在的影响机理何在?

## 1.2 城市蔓延影响生产率的机理

目前关于城市蔓延对生产率影响的研究尚少, 更多研究着重关注集聚效应对生产效率的提升作用。城市蔓延中城市空间形态诸如城市规模、城市密度等均有所改变, 那么这些“转变”是如何影响生产率的呢? 为此, 本文拟从以下两个方面阐释城市蔓延影响生产率的机理:

### 1.2.1 城市规模变化对生产率产生的影响

城市规模能在一定程度上显示城市要素、城市经济活动的空间集聚水平, 依据城市经济学理论, 在集聚效应和规模经济递增作用下, 城市规模越大, 城市的劳动生产率将显著提高。Henderson<sup>[27]</sup> 将住所到城市中心商务区(CBD)之间的通勤成本视为规模不经济的主要来源, 他指出通勤成本随着城市规模增大而提升, 规模不经济效应也相应加强。目前关于城市规模对生产率的影响主要有三种观点: 一是城市规模与生产率呈正相

关关系<sup>[28,29]</sup>, 其理论依据是城市规模扩大所引致的规模经济递增, 会提高城市生产率。二是城市规模与生产率之间呈现倒 U 型关系<sup>[30]</sup>, 一方面, 人口在城市不断聚集, 在共享知识和基础设施的基础上, 人口的增加将提高劳动力市场匹配的概率和质量, 因企业生产具有外部性, 由此带来的集聚经济会显著提高生产率。另一方面, 随着城市规模越来越大, 城市中的交通成本以及租金成本上升, 成本的上升抑制城市规模的进一步扩大和生产效率的提升。当人口增加的成本与收益相等时, 城市规模达到最优。三是城市规模对生产率的作用不明显, 城市绝对规模对城市生产率的影响较小, 城市功能定位和辐射能力起到更为重要的作用<sup>[31]</sup>。在苏黎世研究样本中, 研究指出苏黎世较高的城市生产率主要得益于其面向全球极为发达的金融产业, 而其城市规模并不大。综合以上分析可知, 城市蔓延过程中城市规模变化对生产率的影响取决于两个方面: 一是城市当前所处发展阶段, 城市规模是否达到或超过倒 U 型曲线顶端, 若没有则城市规模增大利于提高城市生产率, 反之则不利于生产率水平的提升; 二是城市产业结构, 对于第三产业占比较高的城市, 城市规模扩大可以增加本地市场潜力、拓宽辐射范围, 从而有助于生产率的提升, 对于第二产业占比较高的城市, 城市规模的扩大可能会加大城市污染、交通拥堵等问题, 对生产率造成负面影响。

### 1.2.2 城市密度变化对生产率的影响

密度变化包含就业密度以及人口密度两个方面, 前者主要反映信息交流的难易程度, 这很大程度上取决于交通通讯技术的发展水平, 后者主要反映通勤距离。关于密度变化对生产效率的影响, 现有文献主要有三种观点: 1) 正相关关系。通过中国省级数据得出就业密度提高 1 倍, 生产效率相应提升 5%; Ciccone 和 Hall<sup>[32]</sup> 对美国各州的研究也得出类似结论。2) 倒 U 型关系。苏红键和魏后凯<sup>[33]</sup> 依据中国地级以上城市面板数据, 引入人口密度二次项发现人口密度与生产率之间呈显著的倒 U 型关系。3) 与特定产业相关。Combes<sup>[34]</sup> 以法国 341 个地理单元为研究对象, 发现城市密度对工业部门多为负向影响, 对服务业多为正向影响, 说明密度变化产生的影响与产业特质相关。

从人口密度来看, 城市蔓延会导致人口密度

的降低,随着交通基础设施的日益完善和交通通讯技术的不断发展,物理距离的增加不一定导致通勤成本的上升和城市生产率的下降.从就业密度角度来看,信息传播的机会及面对面交流的次数可能会随着就业密度的下降而减少,但随着信息通讯技术的不断改进,网络视频等多样化通讯技术的使用降低了企业空间靠近以交流信息的需求.因此城市蔓延导致的城市密度变化对生产率的作用程度及方向尚不确定,依城市交通通讯等基础设施、产业结构情况而产生不同影响.

综上,城市规模变化、城市密度变化是城市蔓延影响生产率的两个重要方面,城市蔓延对生产率的影响效应取决于二者之间的综合作用.

## 2 研究设计

### 2.1 城市蔓延指数构建

正如前文所言,城市蔓延的度量是个难点,主要有单指标法、综合指标法以及夜间灯光数据等方面,本文采用后一种思路,即利用夜间灯光数据构建城市蔓延指数.具体做法上,提取阈值大于6的地区作为城市区域,对长江经济带各城市蔓延水平量化分析.由于灯光数据只更新至2013年,本文亦选用别种城市蔓延量化方法进行稳健性检验.

#### 2.1.1 城市蔓延测度方法

城市蔓延采用基于DMSP/OLS夜间灯光数据进行定量测度,沿袭Fallah等<sup>[15]</sup>研究,构建如下指数反映城市蔓延程度

$$Sprawl = 0.5 \times (L\% - H\%) + 0.5 \quad (6)$$

其中 $L\%$ 表示城市内部灯光亮度区域低于全国平均灯光水平的面积占整个城市面积的比重, $H\%$ 为城市内部灯光数据亮度高于全国平均水平的栅格面积所占比重.基于本文对城市蔓延的概念界定,为更为直观描述城市蔓延,本文采用改进的城市蔓延指数进行描述

$$Sprawl = L\%/H\% \quad (7)$$

当 $Sprawl > 1$ 时,表示城市出现蔓延;相应的,当 $Sprawl \leq 1$ ,则未出现蔓延现象.本文运用灯光数据,结合Arcgis10.2软件,得到2002年~2013年长江经济带地级以上城市蔓延指数.

夜间灯光数据虽能有效作为城市发展与蔓延程度的替代变量,但仍存在一些固有的缺点:如灯光影像和城市底图之间缺乏板载相互校准、灯光外溢等.本文为提高结果的可信程度,将对这些缺陷逐一进行校正.

一是地级市矢量图基于固定年份.首先对灯光影像和中国地级城市地图进行Lambert投影以保证二者坐标一致,本文采用2002年~2013年长江经济带104个地级及以上城市夜间灯光数据,但由于样本期内部分城市行政区划存在大幅调整,如安徽巢湖市于2011年并入合肥,同年云南省也撤销毕节和铜仁地区设地级市.使得城市面积和经济活动指标缺乏一致性,因此本文基于固定年份(2002年)的行政区划,采用Arcgis10.2软件对相应年份各城市的夜间灯光数据进行提取.

二是对灯光亮度进行阈值划分.灯光数据像元DN值取值范围为0~63,以往文献将亮度大于1的地区作为城市区域,这种方法虽较为简便,但不能充分考虑到灯光溢出的影响(即灯光影像上探测到的灯光区域往往大于实际城区范围的现象),使得结果误差较大,本文沿袭杨眉等<sup>[35]</sup>处理遥感数据的方法,以灯光亮度6为阈值进行城市空间格局提取,即只有亮度大于6的栅格才会被视作城市区域进行提取.

#### 2.1.2 结果分析

基于2002年~2013年长江经济带104个城市蔓延指数的测算,本文使用样本期间蔓延指数均值表征各城市蔓延综合水平(图2).依据城市蔓延原始数据,数值小于1表示该城市未出现蔓延现象,而数值大于1的蔓延城市则使用Arcgis软件自然断裂法进行分类,主要分为轻度、中度、较为严重、非常严重等类型,具体结果见下图所示.可以看到,随着经济发展和城镇化的不断推进,长江经济带城市发展过程中整体出现明显的城市蔓延状况.

研究结果显示长江经济带绝大部分城市出现轻度和中度蔓延,东部地区蔓延程度较低,而中西部尤其是西部区域蔓延情况较为严重.具体而言,苏州、上海、无锡、宁波、杭州、常州、南京等少数东部地区城市未出现蔓延现象,意味着城市低密度区域面积低于高密度区域面积,表明其城市发展

较为合理或者已经度过城市蔓延时期进入城市化后期发展阶段;而雅安、安顺、郴州、乐山、六盘水等城市蔓延状况最为严重,这些城市土地扩张速度显著高于城市人口增长速度,整个城市发展处于快速蔓延阶段.以蔓延现象较为严重的六盘水市为例,据统计,2002年六盘水市市区常住人口42.88万人,2015年增至45.64万人,年增长率为0.45%;而同期建成区面积由2002年的27万平方公里增至2015年的72万平方公里,建成区年均增长近7.26%,约为市区常住人口增长速度的16.13倍,远高于人口增长速度,这与建成区面积增长率有较大出入,表明六盘水市近年土地无序、低密度扩张现象严重.《六盘水市城市总体规划

(2013-2030)》提出构建“一主两副三城区”的多极网络化城市空间格局,延伸现有三大经济走廊.总体上看,由于我国自身特点,城市承载多种功能且多高度集中于主城区,拓展城市区域以疏散次要城市功能有利于区域的协调发展和整体功能的发挥.但由于现实中规划不合理或实施不到位,城市在向外围扩张过程中经常表现出点状零星分布特征,呈现空间离散型,出现“空城”“鬼城”,这与疏散城市功能的初衷往往相背离,造成土地资源的大量空置和浪费.因此,各城市应合理确定建设用地发展方向,合理规划土地利用方式并在实际中切实落实,做好完善新建成区基础设施的后续准备,提高土地利用效率进而推动城市的可持续发展.



图2 长江经济带城市蔓延空间布局

Fig. 2 The spatial layout of urban sprawl in the Yangtze River Economic Belt

### 2.2 模型设定

为研究长江经济带城市蔓延对生产率的影响,本文借鉴 Fallah 等<sup>[15]</sup>分析框架,以内生增长理论为基础, Cobb-Douglass 为分析起点,构建新增长理论下的要素集聚与生产率理论模型

$$Y = A \times K^\alpha L^{1-\alpha} \tag{8}$$

其中  $Y$  为实际产出水平;  $A$  为技术进步效率函数, 满足希克斯中性,  $A$  可引致各要素通过集聚效应实现技术溢出增加产出, 并引发整个生产函数外生的向外(规模报酬递增)或向内(规模报酬递减)移动<sup>[36]</sup>;  $K$  和  $L$  分别为资本和劳动投入;  $\alpha$  为资本所占份额, 相应的  $1 - \alpha$  为劳动在资源配置中所占份额. 假定资本租金固定为  $r$ , 则边际资本产出

$$MPK = \frac{\partial Y}{\partial K} = A\alpha K^{\alpha-1} L^{1-\alpha} \tag{9}$$

将式(9)两边整合有

$$K = \alpha Q / r \tag{10}$$

将式(10)代入式(8)得

$$Y = A^{\frac{1}{1-\alpha}} \left( \frac{\alpha}{r} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} L \tag{11}$$

上式两边同除  $L$ , 有

$$Y/L = A^{\frac{1}{1-\alpha}} \left( \frac{\alpha}{r} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} \tag{12}$$

上式给出了劳均产值取决于全要素生产率  $A$  和资本所占份额以及资本租金价格. 其中生产率  $A$  的变化在资本存量和劳动力投入不变的情况下会引致生产函数的平行移动, 且其数值与资本存量和劳动力投入无关. 生产率取决于城市蔓延 (*Sprawl*)、城市规模 (*Size*) 等若干因素, 即

$$A = F(\textit{Sprawl}, \textit{Size}, u) \tag{13}$$

将式(13)代入式(12)并将模型对数化处理之后,得到基本计量方程

$$\ln y = \alpha_1 \ln Sprawl + \alpha_2 \ln Size + \alpha_3 (\ln Size)^2 + \alpha_4 \ln Fdi + \alpha_5 \ln Gov + \alpha_6 \ln Indus + \alpha_7 \ln Hr + C + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中被解释变量  $y$  为生产率,  $\mu_i$  和  $v_i$  分别表示不随地区、时间变化的固定效应,  $C$  为常数项。

### 2.3 变量选取及测度

被解释变量. 生产率 ( $Pgdp$ ) 选用劳均生产总值进行衡量(数据以 2002 年为基期进行平减). 考虑到我国区域差异和产业发展差异, 本文分析了城市蔓延对我国不同(东部、中部、西部)地区、不同产业(第二产业和第三产业)的影响, 进而系统阐释城市蔓延的生产率效应。

解释变量. 城市蔓延 ( $Sprawl$ ) 本文选用夜间灯光数据进行测度, 具体收集和处理过程前文已有说明, 这里不再赘述。

城市规模 ( $Size$ ). 在人力和物质资本人均拥有量及城市蔓延水平不变的前提下, 城市规模本身扩大所带来的收益就是规模经济. 考虑到城市规模扩大到一定程度后, 可能会出现规模不经济, 以往研究多证明城市规模与生产率之间呈倒 U 型非线性关系, 本文据此引入城市规模二次项刻画这种关系. 一般来说城市规模包含人口规模、用地规模、经济规模等多重概念, 以往学者通常将人口作为衡量城市规模的决定指标, 本文依据既有研究<sup>[37, 38]</sup>用市辖区人口表征城市规模, 单位是千万人。

对外开放 ( $Fdi$ ). 开放经济背景下, 贸易部门可从国外学习新技术、新理念, 同时外商投资带来的竞争压力也会促使国内生产部门优化资源配置效率, 加大研发投入, 即对外开放能够通过演示—模仿效应、技术扩散效应、人员培训等途径<sup>[39]</sup>提升城市生产率. 大量经验数据均支持“出口企业拥有更高生产率”的判断, 但近年来一些基于中

国工业企业数据的研究却发现“出口—生产率悖论”, 即出口企业生产率低于内销企业, 因此开放水平对生产率的影响方向需进一步探讨. 本文用外商直接投资表示城市的对外开放水平, 将数值依据每年平均汇率转换为人民币并以 2002 年为基期进行平减, 单位是亿元。

政府干预 ( $Gov$ ). 政府作为资源配置的重要途径之一, 往往将财政支出尤其是生产性财政支出作为调控经济增长的一个重要工具变量<sup>[40]</sup>. 国内学者采用不同指标对其量化, 本文采用地方财政支出与当地 gdp 比值表征政府干预程度。

产业升级 ( $Indus$ ). 在“三重叠加”和“三重冲击”<sup>④</sup>为特征的经济新常态现阶段, 我国增速较以往偏低, 产业结构变迁定会影响城市生产效率. 与产业升级影响生产率的一个相关概念是“结构红利假说”, 其含义是当生产要素从生产率水平低的部门向高生产率部门流动时, 总生产率会得以提升. 产业升级本身就是较高生产率部门即二三产业比重增加, 较低生产率即第一产业比重降低的过程, 因此产业升级理论上会导致生产率水平的提升. 本文参考干春辉<sup>[41]</sup>研究从产业结构高级化和产业结构合理化两个方面并结合熵值法对产业升级定量测度. 人力资本 ( $Hr$ ). 实际生产过程中, 人力资本水平较高的地区往往具有较高的物质资本和技术吸收能力, 则相应的地区生产效率也相对较高. 人力资本包含数量和质量两个方面, 基于数据的可获取性及以往研究, 本文用每百万常住人口中高等学校在校学生数对人力资本定量测度。

### 2.4 统计描述

本文研究数据除城市蔓延采用灯光数据进行衡量外, 其他变量数据如无特别说明均来自历年《中国城市统计年鉴》, 数据处理及分析均在 stata14 中完成. 变量的描述性统计见表 1 所示。

④ “三重叠加”指增长速度换挡期、结构调整阵痛期和前期刺激政策消化期; “三重冲击”指资本积累速度下降、人口红利消失和干中学技术进步效应削减。

表1 变量的描述性统计(2002年~2013年)

Table 1 Descriptive statistics of variables (2002~2013)

变量	含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Pgdp</i>	生产率	1 248	1.23	0.934	0.005	6.85
<i>Sprawl</i>	城市蔓延	1 248	2.83	1.67	0.006	18.01
<i>Size</i>	城市规模	1 248	0.15	0.22	0.018	3.42
<i>Indus</i>	产业升级	1 248	36.05	6.79	20.660	63.59
<i>Gov</i>	政府干预	1 248	0.08	0.04	0.007	0.30
<i>Fdi</i>	对外开放	1 248	24.07	55.14	0.000	511.96
<i>Hr</i>	人力资本	1 248	2.37	4.69	0.000	48.69

注: 由于城市蔓延所需使用的夜间灯光数据只更新至2013年,故本文研究也只好到2013年。

### 3 计量检验

#### 3.1 全样本分析

本文首先基于长江经济带2002年~2013年

104个城市全区域数据对城市蔓延及其他解释变量与生产率之间的关系进行探究. 进行回归前首先对各模型进行Hausman检验, 结果显著拒绝随机效应的原假设, 据此本文选用个体和时间双固定模型对变量之间关系进行回归, 结果如表2所示:

表2 全区域静态面板数据回归结果

Table 2 Full area static panel data regression results

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	$\ln Pgdp$	$\ln Pgdp$	$\ln Pgdp$	$\ln Pgdp$	$\ln Pgdp$
估计方法	FE	FE	FE	FE	FE
$\ln Sprawl$	-0.182 *** (-4.37)	-0.225 *** (-5.55)	-0.231 *** (-5.80)	-0.182 *** (-6.12)	-0.093 *** (-3.52)
$\ln Size$	0.150 (0.85)	0.405 ** (2.35)	0.387 ** (2.28)	0.445 *** (3.45)	0.311 *** (2.76)
$(\ln Size)^2$	-0.803 *** (-2.81)	-0.740 *** (-2.66)	-0.724 *** (-2.64)	-1.132 *** (-4.29)	-1.072 *** (-4.10)
$\ln Indus$		1.535 *** (8.97)	1.420 *** (8.40)	0.621 *** (4.85)	0.565 *** (5.04)
$\ln Gov$			-0.196 *** (-6.51)	-0.121 *** (-5.41)	-0.124 *** (-6.30)
$\ln Fdi$				0.421 *** (28.81)	0.294 *** (19.94)
$\ln Hr$					0.239 *** (17.76)
$_{-cons}$	2.004 *** (10.15)	7.722 *** (11.60)	6.810 *** (10.18)	1.551 *** (2.94)	1.649 *** (3.57)
$N$	1 248	1 248	1 248	1 248	1 248
$R^2$	0.112	0.170	0.200	0.540	0.647

注: 括号内数值为 $t(z)$ 统计值; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在1%, 5%和10%置信水平下显著, 下同。

从表中可以看出, 随着解释变量的依次增加, 各变量符号及显著水平均未发生明显改变, 故此可以认为此回归结果较为可靠. 具体来看, 城市蔓延变量在各模型中均在1%显著水平为负, 表明城市无序、低密度扩张阻碍了长江经济带生产率的提高, 这也与以往研究结论一致. 政府应对土地无序蔓延、城市边界屡遭侵犯的现象着手治理, 做

好城市土地规划, 提高土地利用效率. 与城市蔓延相对的一个概念为城市紧凑度, 西方国家率先提出建设紧凑城市的理念, 即功能紧凑、规模紧凑和结构紧凑的现代城市, 李顺成等<sup>[42]</sup>基于中国部分大城市面板数据发现城市紧凑度的提高对生产率有明显促进作用, 其中对东部地区的影响尤为明显, 这也可以看做是从侧面论证了城市蔓延对生



产率的阻碍作用。

城市规模变量二次项在各模型中也均在1%水平显著为负,表明城市规模与生产率先增强后降低的倒U型非线性关系在长江经济带显著成立,这与曾鹏和吴功亮<sup>[38]</sup>等学者研究结论一致。城市发展初期,人口不断集聚可以提高劳动力与工作的匹配度,利于生产发展,企业生产也存在外部性,由此带来的集聚经济能够促进生产率的提升。此外,人口集聚利于知识交流并能共享基础设施,提高资源利用效率。但随着人口规模越来越大,城市租金和通勤成本逐渐上升,交通等基础设施难以满足日益壮大人口的需要,产生交通拥挤等负面影响,生活的上升和城市病的出现制约着城市规模的进一步扩大。因此城市规模与生产率之间呈先升后降的倒U型非线性关系,在倒U曲线的左边,生产率随着城市规模的扩大而增加,而在曲线的右边,生产率水平随着城市规模的继续扩张而降低。值得注意的是,城市最优规模是动态发展变化的,每一时期城市基础设施、土地规划、人力资本、产业结构等各方面均有所不同,故城市所能容纳最优规模也在不断改变。

产业升级、对外开放以及人力资本变量均在1%水平显著为正,表明这些因素均有助于长江经济带生产率提升。产业结构显著促进生产率的提升,随着产业结构的不断合理优化,更多先进的生产技术直接作用于产业发展,推动产业结构不断高端化、深度化,创新程度和科技含量都得到提升,生产率水平也相应提高;对外开放能够显著促进生产率增长,这是因为开放水平较高的城市企业进入外部市场的机会成本较小,且企业可以充分实现规模经济避免垄断的形成,这些显然都会对城市生产率产生促进影响;人力资本是所有生产要素中最活跃的要素,包含人口数量和质量两个方面,不同质量劳动力之间可通过相应乘数转化为可比劳动力,人力资本作为生产过程中最重要的要素之一,其数量的增加必定会对生产率起到显著促进作用,但由于边际报酬递减,在其他

要素投入不变的情况下,随着人力资本的不断增加,其对生产率的促进作用逐渐减小。政府干预变量在各回归结果中均在1%水平显示对生产率的抑制作用,原因可能在于地方政府行为往往受到政府目标的影响,经济效益最大化原则难以遵循,而在我国市场经济体制尚不十分健全的情况下,市场中存在大量寻租机会,若政府干预不当则会导致资本要素难以有效配置,造成生产率的损失。

### 3.2 分区域分析

长江经济带横跨我国东、中、西三大板块,各区域经济发展、产业结构、生产环境等各方面差异性较大,有必要分区域进行进一步研究,本文将104个样本城市分为东、中、西<sup>⑤</sup>三大区域分别进行回归,Hausman检验结果在各模型中均接受随机效应的原假设,故本文选用随机效应进行回归分析,具体检验结果如表3所示。

可以看出,三大区域中城市蔓延对生产率的影响均在1%水平上显著为负,表明城市蔓延对生产率的负面影响在东、中、西部都显著成立。从城市蔓延系数(绝对值)可以看出,东部系数较小而中西部地区系数较大,表明城市蔓延对东部地区生产率的影响最小,对中西部地区影响程度较大。主要的原因在于,中西部地区与东部相比较为落后,农业人口数量较多,“三农”问题的长期存在,农村富余劳动力转移至东部发达区域务工的同时,也存在就地就业的难题。大量农村人口涌向城市,由于资金、基础设施等方面的限制,中西部地区对人口增长所带来的交通、居住、就业、教育等问题难以迅速有效处理,从而城市的拥挤效应部分抵销了城市紧凑带来的正外部性。

### 3.3 分产业分析

为进一步了解城市蔓延对产业内部生产率产生的不同影响,本文从产业视角将长江经济带产业分为二、三产业分别检验,将第二产业、第三产业劳均生产总值作为被解释变量分别回归<sup>⑥</sup>,结果如表4所示:

⑤ 东部、中部、西部的划分依据为历年中国统计年鉴,其中东部为属于上海、江苏、浙江25座城市;中部包含属于安徽、江西、湖北、湖南52座城市;西部为重庆、云南、四川、贵州所属27座城市,其中贵州省的昭通、丽江、普洱、临沧4个城市由于部分数据缺失,予以剔除。

⑥  $\ln Pgd2$  和  $\ln Pgd3$  分别表示第二产业生产率和第三产业生产率。

表3 长江经济带分区域回归结果

Table 3 Regional regression results of the Yangtze River Economic Belt

地区	东部		中部		西部	
模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
估计方法	RE	RE	RE	RE	RE	RE
$\ln Sprawl$	-0.141 *** (-5.23)	-0.114 *** (-4.63)	-0.254 *** (-3.83)	-0.222 *** (-3.36)	-0.253 *** (-2.65)	-0.138 ** (-1.93)
$\ln Size$	-0.141 *** (-5.23)	-0.114 *** (-4.63)	-0.056 3 (-0.21)	-0.083 6 (-0.35)	0.641 (1.28)	0.117 (0.27)
$(\ln Size)^2$	1.396 *** (4.18)	1.259 *** (4.17)	-0.567 *** (-4.50)	-0.511 *** (-4.17)	-1.967 *** (-13.11)	-1.676 *** (-11.72)
$\ln Indus$	2.357 *** (9.51)	1.696 *** (7.10)	1.351 *** (7.83)	1.358 *** (8.69)	1.452 *** (6.08)	1.068 *** (5.10)
$\ln Gov$	-0.181 *** (-4.39)	-0.169 *** (-4.53)	-0.098 *** (-3.61)	-0.091 *** (-3.72)	-0.116 *** (-2.79)	-0.141 *** (-3.88)
$\ln Fdi$	0.393 *** (13.80)	0.335 *** (12.50)	0.541 *** (25.54)	0.396 *** (17.10)	0.238 *** (10.35)	0.164 *** (7.58)
$\ln Hr$		0.189 *** (7.87)		0.200 *** (11.24)		0.200 *** (8.48)
_cons	-7.664 *** (-7.55)	-5.227 *** (-5.40)	6.807 *** (8.38)	6.479 *** (8.81)	5.595 *** (4.59)	4.770 *** (4.53)
$N$	300	300	624	624	324	324
$R^2$	0.815	0.850	0.659	0.721	0.554	0.662

表4 长江经济带分产业回归结果

Table 4 Results for the Yangtze River Economic Belt by industry

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	$\ln Pgdp2$	$\ln Pgdp2$	$\ln Pgdp3$	$\ln Pgdp3$
估计方法	FE	FE	FE	FE
$\ln Sprawl$	-0.046 ** (-2.50)	-0.048 ** (-2.61)	0.082 *** (3.41)	0.040 ** (1.97)
$\ln Size$	-0.178 * (-1.74)	0.109 (1.22)	-0.135 ** (-2.04)	-0.116 * (-1.77)
$(\ln Size)^2$	-0.099 6 *** (-3.72)	-0.044 0 * (-1.94)	-0.059 *** (-3.47)	-0.052 *** (-3.11)
$\ln Indus$	-1.556 *** (-17.63)	-1.542 *** (-17.61)	0.597 *** (9.12)	0.611 *** (9.38)
$\ln Gov$	-11.220 *** (-2.80)	-11.330 *** (-2.83)	-0.024 ** (-2.12)	-0.027 ** (-2.27)
$\ln Fdi$	0.086 *** (8.54)	0.109 *** (9.44)	0.103 *** (13.83)	0.084 *** (9.88)
$\ln Hr$		-0.041 *** (-3.90)		0.036 *** (4.59)
_cons	7.999 *** (22.03)	7.866 *** (21.81)	2.658 *** (34.04)	1.217 *** (4.53)
$N$	1 248	1 248	1 248	1 248
$R^2$	0.319	0.328	0.224	0.241

Hausman 检验结果均在 1% 显著水平拒绝随 机效应的原假设, 各模型回归均采用固定效应模

型进行估计.可以看出,城市蔓延在5%水平上显示了对第二产业生产率的负向影响,却有助于提升第三产业的生产率,显示了城市蔓延对不同产业生产率的异质性影响,此结论与前文理论分析结果大体一致.除产业结构、人力资本变量外,其余解释变量对第二产业、第三产业的影响方向基本一致.城市规模与生产率之间的倒U型关系在第二产业、第三产业仍显著成立.

### 4 稳健性检验

以下两个方面对本文计量检验部分进行稳健性检验.首先,考虑到城市蔓延在影响本地生产率的同时,也会对周边地区经济发展方式、生产率水平产生影响,因此,有必要探究城市蔓延影响生产率的空间溢出效应.二是城市蔓延指数构建上,选用其他方法对城市蔓延指数重新表征,进一步验证城市蔓延对生产率的影响.

运用 Geoda 空间数据分析软件对长江经济带2002年~2015年104个城市的生产率状况进行空间自相关性检验,Moran's I 指数值计算结果如下表所示:

表5 长江经济带城市生产率 Moran's I 指数  
Table 5 Moran's I index of city productivity in the Yangtze River Economic Belt

年份	Moran's I	Sd	Z
2002	0.524 ***	0.067	7.948
2003	0.550 ***	0.067	8.377
2004	0.551 ***	0.067	8.387
2005	0.543 ***	0.067	8.212
2006	0.549 ***	0.067	8.337
2007	0.553 ***	0.067	8.389
2008	0.515 ***	0.067	7.812
2009	0.486 ***	0.067	7.436
2010	0.489 ***	0.068	7.277
2011	0.470 ***	0.068	7.010
2012	0.455 ***	0.068	6.786
2013	0.471 ***	0.067	7.123
2014	0.445 ***	0.069	6.631
2015	0.465 ***	0.069	6.929

可以看出,2002年~2015年间长江经济带城市生产率 Moran's I 指数均在1%水平上显著为正,Z(d)统计值均大于临界值1.96,检验结果较为显著.说明样本期间长江经济带生产率地理空间上呈显著正相关关系,相邻城市生产率呈现集聚分布格局.

从指数数值变化可以看出,样本期间 Moran's I 指数十分显著且呈现先升后降趋势,这说明长江经济带城市生产率总体空间集聚效应在逐年减弱.具体来看,2002年~2007年间,生产率 Moran's I 指数平稳上升且在2007年达到最高值,说明这一期间长江经济带城市生产率空间集聚效应不断增强并达到最高水平;2007年~2015年间,Moran's I 指数数值逐年降低,即这一期间长江经济带生产率空间集聚效应有所减弱,但仍存在较强的正向空间相关性.总的来看,2002年~2015年长江经济带生产率空间集聚效应先升后降,但数值仍十分显著,说明其正空间相关性显著成立.

#### 4.1 考虑空间溢出效应的稳健性检验

##### 4.1.1 模型设定

本文选取的长江经济带104个城市有共同边界,采用车相邻的方法构建104×104空间权重矩阵,元素定义形式为

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & i \text{ 与 } j \text{ 有共同边界} \\ 0, & i \text{ 与 } j \text{ 无共同边界} \end{cases} \quad (15)$$

经济距离权重矩阵:用地区间人均GDP差异倒数的绝对值进行表征,具体测算方法为

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/|Pgdp_i - Pgdp_j|, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (16)$$

式中*i,j*为空间单元编号,*Pgdp*表示城市人均GDP(取样本期各市人均GDP平均值).

空间回归模型依据假设不同分为空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)以及空间杜宾模型(SDM)三种类型.空间自回归模型是在传统线性模型中引入空间滞后项,空间权重矩阵和变量结合后放入模型中进行加权回归,其基本形式为

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (17)$$

式中  $y$  为被解释变量矩阵,  $X$  为解释变量矩阵,  $W$  为设定的空间权重矩阵,  $\rho$  为空间自回归系数, 用于描述样本个体间的空间依赖性,  $\varepsilon$  表示随机误差项, 服从  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$  分布.

空间误差模型是对传统面板模型中的残差项进行空间滞后回归, 基本形式为

$$y = X\beta + \varepsilon \tag{18}$$

其中  $\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u, u \sim N(0, \sigma^2 I)$ . 式中  $\lambda$  是空间相对误差的参数,  $W\varepsilon$  是空间滞后误差项,  $u$  是符合正态分布的随机误差项.

空间 Durbin 模型是在空间滞后模型和空间误差模型的基础上加入解释变量的空间滞后项和因变量的空间滞后项. 其基本形式为

$$y = \rho W_y y + X\beta + W X \theta + \varepsilon \tag{19}$$

其中  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$ .

空间面板 Durbin 模型综合考虑了自变量与因变量的空间相关性, 空间滞后模型和空间误差模型均可以视作其特殊形式, 可以综合分析因变量受本地区及相邻地区自变量的影响. 本文选用空间 Durbin 模型探讨长江经济带城市蔓延等变量的空间外溢效应, 在静态模型基础上加入解释变量空间滞后项, 具体模型如下

$$Pgdp_{it} = \rho \times W \times Pgdp_{it} + \sum_{j=1}^n b_j \times X_{it} + W\delta X + \varepsilon_{it} \tag{20}$$

式中  $W \times Pgdp_{it} = \sum_{j \neq i} w_{ij} Pgdp_{jt}$  为生产率的空间滞后项,  $W$  为空间权重矩阵, 表示地区之间生产率水平的相互影响,  $w_{ij}$  为空间权重矩阵  $W$  的元素, 衡量  $i$  地区与竞争地区  $j$  之间的空间相依特征;  $\rho$  表示生产率的反应系数, 其符号和显著性可以反映地区间生产率外溢效应的特征等;  $W\delta X$  为各解释变量的空间滞后项.

#### 4.1.2 计量检验

空间面板 Durbin 模型综合考虑了自变量与因变量的空间相关性, 既可以分析因变量受本地区自变量的影响, 还可以识别受其他地区自变量

和因变量的影响, 空间滞后模型和空间误差模型都可以看作其特殊形式. 本文选用具有一般性的空间 Durbin 模型进行空间计量分析, 回归结果如下:

表 6 中可以看出, 两种权重矩阵下的 4 个回归结果中, 城市蔓延对生产率的影响在 1% 水平下显著为负, 与基准模型结果基本保持一致. 回归结果显示, 4 个模型中空间自回归系数  $\rho$  均在 1% 水平上显著为正, 与前文莫兰检验结论一致, 长江经济带各区域间生产率存在显著空间相关, 以往研究被忽视的空间相关对地区生产率有重要影响.

根据空间面板杜宾模型的回归结果, 本文估算了解释变量变化的直接效应, 溢出效应以及总效应, 其中总效应是直接效应和溢出效应的加总. 囿于篇幅, 本文只报告空间相关程度较高的经济距离权重下的空间固定效应模型(即表 6 中第 5 列)的三种效应.

从表 7 可以看出, 就直接效应而言, 除政府干预外, 其余变量均在不同置信水平上显著, 但系数与空间回归系数(即表 6 第 5 列)并不完全对应, 这是由于反馈效应导致<sup>[43]</sup>, 反馈效应是指解释变量的变化引起邻近地区的反应, 这种反应又反馈到本辖区, 其部分来自于邻近地区的滞后项  $W_y$  的系数, 部分来自解释变量滞后项  $W_x$  的系数, 解释变量的直接效应与回归系数之差描述了反馈效应的大小. 如城市蔓延回归系数(绝对值)为 0.154, 直接效应为 0.178, 则回馈效应为 0.024, 为直接效应的 13.48%, 同理也可得到其他变量回馈效应也占据直接效应较大比例. 值得注意的是, 直接效应和溢出效应的方向并非总是一致的, 总效应符号取决于两种效应各自变量作用的大小. 以产业结构变量为例, 其直接效应和间接效应符号相反, 表明虽然本辖区内的产业结构对生产率提高产生阻碍作用, 但邻近地区产业升级能够提升本地生产率水平.

表6 空间面板回归结果

Table 6 The regression results of spatial panel data

变量	地理相邻权重		经济距离权重	
	ln Pgdg	ln Pgdg	ln Pgdg	ln Pgdg
	FE	FE	FE	FE
$\rho$	0.417 *** (13.08)	0.461 *** (15.21)	0.650 *** (17.91)	0.603 *** (15.91)
ln Sprawl	-0.242 *** (-11.21)	-0.206 *** (-10.05)	-0.157 *** (-9.17)	-0.154 *** (-9.27)
ln Size	1.257 *** (3.65)	0.865 *** (2.66)	-1.477 *** (-5.42)	-1.567 *** (-5.90)
(ln Size) <sup>2</sup>	-1.967 *** (-13.11)	-1.676 *** (-11.72)	-0.567 *** (-4.50)	-0.511 *** (-4.17)
ln Indus	-0.011 * (-1.93)	-0.025 *** (-4.67)	-0.010 ** (-2.35)	-0.009 ** (-2.05)
ln Gov	-1.411 (-1.49)	-1.217 (-1.37)	-0.300 (-0.41)	-0.126 (-0.18)
ln Fdi	0.011 *** (22.07)	0.009 *** (21.73)	0.008 *** (21.55)	0.008 *** (21.33)
ln Hr		0.112 *** (12.18)		0.006 (0.82)
Wx ln Sprawl	-0.011 (-0.29)	-0.023 (-0.63)	-0.132 *** (-2.90)	-0.127 *** (-2.85)
Wx ln Size	-1.290 ** (-2.10)	-0.969 * (-1.68)	-1.717 (-1.63)	-2.599 ** (-2.51)
Wx (ln Size) <sup>2</sup>	0.369 (1.27)	0.275 (1.01)	-1.078 * (-1.74)	-0.505 (-0.82)
Wx ln Indus	0.043 *** (5.24)	0.056 *** (7.07)	0.011 (1.01)	0.009 (0.86)
Wx ln Gov	-4.324 *** (-2.72)	-4.077 *** (-2.73)	-4.345 *** (-2.58)	-3.886 ** (-2.38)
Wx ln Fdi	-0.002 * (-1.92)	-0.002 ** (-2.04)	0.009 *** (6.36)	0.009 *** (6.35)
Wx ln Hr		-0.080 *** (-4.58)		0.108 *** (4.59)
N	1 248	1 248	1 248	1 248
R <sup>2</sup>	0.588	0.645	0.755	0.724

注：固定效应为只固定时间效应；Wx 为各解释变量的空间滞后项。

表7 空间溢出效应估计结果

Table 7 Estimation results of space spillover effect

变量	直接效应		溢出效应		总效应	
	系数	Z 统计量	系数	Z 统计量	系数	Z 统计量
ln Sprawl	-0.178 ***	-9.66	-0.537 ***	-5.07	-0.715 ***	-6.24
ln Size	-1.957 ***	-6.60	-8.491 ***	-3.16	-10.45 ***	-3.67
(ln Size) <sup>2</sup>	-0.588 ***	-4.20	-1.983	-1.34	-2.572 *	-1.65
ln Indus	-0.008 *	-1.78	0.008	0.32	0.001	0.01
ln Gov	-0.275	-0.39	-8.920 **	-2.09	-9.195 **	-2.02
ln Fdi	0.010 ***	23.80	0.033 ***	9.23	0.042 ***	11.35
ln Hr	0.019 **	1.99	0.274 ***	4.21	0.293 ***	4.13

## 4.2 城市蔓延其他指标的稳健性检验

### 4.2.1 数据说明

查阅以往文献发现,不同学者在对不同地域和经济体的研究中,得出的理论结果与实证结果往往不相符,实证结果之间也经常出现不一致.而这样的结果可能是由于模型内部缺乏稳健性引起的.为了使计量检验结果更加稳健科学,需要从其他角度进行稳健性检验,常用方法主要有将样本分为几个部分分别估计也可以对被解释变量或核心解释变量采取新方法重新估计后再次考察变量之间关系.前文已对长江经济带东、中、西三个子区域和第二三产业分别考量,在此本文考虑其他方法对城市蔓延指数重新度量.

密度指标衡量城市蔓延水平固然存在很多缺陷,但早期研究多采用就业密度、人口密度对其衡量,因此其不失为重新考察城市空间结构的一种好方法.本文参考李强和高楠<sup>[1]</sup>方法对城市蔓延

变量进行重新估计,对长江经济带城市蔓延对生产率影响关系进行再次检验,具体度量方法为

$$\text{城市蔓延水平} = \frac{\text{城市建成区面积}}{\text{建成区人口}} \quad (21)$$

此次回归样本为长江经济带 2002 年 ~ 2015 年 104 个城市,数据源自历年《中国城市统计年鉴》.

### 4.2.2 结果分析

从表 8 可以看出,运用密度指标对城市蔓延重新度量后的回归结果显示城市蔓延水平 (*Sprawl#*) 均在 1% 水平显著为负,呼应了前文采用灯光数据衡量城市蔓延水平的回归结果,其他解释变量符号及显著性水平与前文分析基本结果一致,可以认为本文回归结果较为稳健,再次证明了长江经济带城市蔓延对生产率的负向影响,即城市蔓延对长江经济带全区域及东、中、西部地区生产率均产生负向影响.

表 8 稳健性检验回归结果

Table 8 Regression results of robustness test

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	ln <i>Pgdp</i>	ln <i>Pgdp</i>	ln <i>Pgdp</i>	ln <i>Pgdp</i>	ln <i>Pgdp</i>
估计方法	FE	FE	FE	FE	FE
ln <i>Sprawl#</i>	-1.703 *** (-7.80)	-1.635 *** (-7.45)	-1.538 *** (-7.09)	-0.836 *** (-4.87)	-0.579 *** (-3.79)
ln <i>Size</i>	0.299 * (1.69)	0.373 ** (2.08)	0.357 ** (2.02)	0.0861 (0.62)	-0.001 (-0.01)
(ln <i>Size</i> ) <sup>2</sup>	-0.133 *** (-3.00)	-0.121 *** (-2.71)	-0.131 *** (-2.97)	-0.108 *** (-3.12)	-0.106 *** (-3.47)
ln <i>Indus</i>		0.09 *** (7.18)	0.09 *** (7.28)	0.07 *** (5.78)	0.07 *** (6.73)
ln <i>Gov</i>			-0.200 *** (-6.27)	-0.382 *** (-14.76)	-0.324 *** (-13.84)
ln <i>Fdi</i>				0.139 *** (27.64)	0.105 *** (21.65)
ln <i>Hr</i>					0.261 *** (18.05)
_cons	3.541 *** (13.72)	5.096 *** (7.65)	4.212 *** (6.27)	0.563 (1.04)	0.0516 (0.11)
<i>N</i>	1 456	1 456	1 456	1 456	1 456
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.165	0.169	0.193	0.489	0.597

## 5 结束语

本文基于夜间灯光数据、构建长江经济带

104 个城市 2002 年 ~ 2013 年城市蔓延指数的基础上,基于城市蔓延形成机制分析,从城市蔓延所带来的城市规模变化、城市密度变化两个方面阐释城市蔓延影响生产率的内在机理,采用实证研

究方法实证探讨了长江经济带城市蔓延对生产率的影响,系统分析了这种影响的区域异质性、产业异质性特征,并从多角度进行了稳健性检验,主要研究结论如下:

长江经济带城镇化发展进程中整体出现明显的城市蔓延现象,绝大部分城市处于轻度和中度蔓延水平,且蔓延程度自东向西依次递增.长江经济带东部(下游区域)城市蔓延程度较低,而中西部尤其是西部区域城市蔓延情况较为严重.具体而言,苏州、上海、无锡、宁波、杭州、常州、南京等少数东部地区城市未出现城市蔓延现象,而雅安、安顺、郴州、乐山、六盘水等城市蔓延状况较为严重.

城市蔓延阻碍了长江经济带生产率水平的提高,分区域研究发现,城市蔓延对生产率的负面影响在东、中、西部都显著成立,其中,对东部地区生产率影响最小,对中西部生产率产生较大影响.分产业回归结果显示,城市蔓延对第二产业生产率产生显著负面影响,却有助于提升第三产业生产率.城市蔓延其他表征方法的稳健性检验结论一致.

考虑空间溢出效应的实证研究结果表明,城市蔓延对生产率具有显著的负向影响,城市蔓延影响生产率的直接效应与间接效应均显著为负,且间接效应远大于其直接效应,意味着城市蔓延对长江经济带城市生产率的影响具有明显的空间溢出效应.

基于本文的理论与实证分析,拟提出以下政策建议:

纠正对城市蔓延认识误区,通过发展经济疏解城市蔓延.前文研究可以发现,长江经济带城市蔓延对经济较为发达的东部地区影响程度最小,对中西部地区生产率产生较大负向影响,对第三产业生产率起到促进作用.可以看出城市蔓延并非洪水猛兽,通过发展经济尤其是积极发展第三产业能够有效缓解城市蔓延对生产率造成的负面

影响.

结合城市特点及发展定位作出针对性规划.从各城市蔓延水平测度结果可以看出,没有城市蔓延或蔓延水平较低的城市均为人口规模较大、经济发展水平较高的东部沿海城市,而蔓延情况较为严重的多为经济发展水平较为落后的中西部小城市,如雅安、安顺等.蔓延较为严重的城市出于政绩或者土地财政追求,土地快速大量向城市边缘区域扩张,大大超过了当地城镇化及经济发展水平要求.因此,各地应根据地区发展实际,因地制宜制订城市发展规划,这样有利于各种资源尤其是土地资源及公共基础设施效用最大程度的发挥.

注重土地利用绩效,使得城市土地合理扩张.新型城镇化愈发强调是人的城镇化,而非传统意义上简单的土地城镇化.在城市扩张过程中,应注重土地利用效率的提高和土地功能的充分发挥,做到地尽其利.政府在规划土地利用时,应尽量减少人为引导经济要素向外迁移的经济力量,更多发挥市场对要素集聚与分散的调节作用,严守耕地红线,设立农田保护区,通过土地保有税、土地占有税、土地交易税的分别征收,使得农地资源内化为开发成本,从而提升土地利用效率.

精明增长,划定城市增长边界.十九大报告中提出各级政府规划中应明确城市增长边界并对刚性及弹性边界加以区分,具体可用土地许可证、区划及其他土地调控手段将城市发展限定在划定范围内,对超出边界建设采取增加税收等手段加以抑制.随着国家逐渐放松对人口流动的限制,我国城市有较大发展,城市规模不断扩张,基于城市规模与生产率之间的倒U型关系,应注重城市规模的合理扩张,同时更应重视城市空间扩张过程中可能出现的因过快发展而导致的过度扩张现象,要注意划定城市增长边界,保证城市发展合理平稳运行.

## 参考文献:

- [1]李强,高楠.城市蔓延的生态环境效应研究——基于34个大中城市面板数据的分析[J].中国人口科学,2016,(6):58-67,127.  
Li Qiang, Gao Nan. A study on the effect of urban sprawl on ecological environment: An empirical study based on 34 cities municipal panel data[J]. Chinese Journal of Population Science, 2016, (6): 58-67, 127. (in Chinese)

- [2] Krugman Paul. The myth of Asia's miracle[J]. *Foreign Affairs*, 1994, 73(6): 62–78.
- [3] Jan K, Brueckner, David A F. The economics of urban sprawl: Theory and evidence on the spatial sizes of cities[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1983, 65(3): 479–482.
- [4] Glaeser E L, Kahn M E. Sprawl and urban growth[J]. *Harvard Institute of Economic Research*, 2003, 4: 2481–2527.
- [5] Marcy B, Overman H G, Puga D, et al. Causes of sprawl: A portrait from space[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(2): 587–633.
- [6] 王家庭, 赵 丽. 快速城市化时期我国城市蔓延的动力[J]. *财经科学*, 2013, (5): 67–76.  
Wang Jiating, Zhao Li. Study on driving force of urban sprawl in China in the period of rapid urbanization[J]. *Finance & Economics*, 2013, (5): 67–76. (in Chinese)
- [7] Osman T, Arima T, Divigalpitiya P. Measuring urban sprawl patterns in greater Cairo metropolitan region[J]. *Journal of the Indian Society of Remote Sensing*, 2016, 44(2): 287–295.
- [8] 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 Journal*, 2016, 51(8): 159–171, 186. (in Chinese)
- [9] Debbage N, Bereitschaft B, Shepherd J M. Quantifying the spatiotemporal trends of urban sprawl among large U. S. metropolitan areas via spatial metrics[J]. *Applied Spatial Analysis & Policy*, 2016, 10(3): 1–29.
- [10] 王 雪, 焦利民, 董 婷. 高密度和低密度城市的蔓延特征对比——中美大城市对比分析[J]. *经济地理*, 2020, 40(2): 70–78, 88.  
Wang Xue, Jiao Limin, Dong Ting. A comparative analysis of urban sprawl characteristics of high-density and low-density cities comparative analysis of large cities in China and America[J]. *Economic Geography*, 2020, 40(2): 70–78, 88. (in Chinese)
- [11] George G, Royce H, Michael R, et al. Wrestling sprawl to the ground: Defining and measuring an elusive concept[J]. *Housing Policy Debate*, 2001, 12(4): 681–717.
- [12] Hasse J E. *Geospatial Indices of Urban Sprawl in New Jersey*[D]. New Jersey: State of University of New Jersey, 2002.
- [13] Wang X X, Shi R T, Zhou Y. Dynamics of urban sprawl and sustainable development in China[J]. *Socio-Economic Planning Sciences*, 2019, 70: e100736.
- [14] Henderson J V, Storeygard A, Weil D. *Measuring Economic Growth from Outer Space*[C]// National Bureau of Economic Research, Inc, 2009: 994–1028.
- [15] Fallah B N, Partridge M D, Olfert M R. Urban sprawl and productivity: Evidence from US metropolitan areas[J]. *Papers in Regional Science*, 2011, 90(3): 451–472.
- [16] 秦 蒙, 刘修岩, 李松林. 城市蔓延如何影响地区经济增长? ——基于夜间灯光数据的研究[J]. *经济学(季刊)*, 2019, 18(2): 527–550.  
Qin Meng, Liu Xiuyan, Li Songlin. The impact of urban sprawl on regional economic growth: Empirical researches based on DMSP night-time light data[J]. *China Economic Quarterly*, 2019, 18(2): 527–550. (in Chinese)
- [17] Gao Bin, Huang Qingxu, He Chunyang, et al. How does sprawl differ across cities in China? A multi-scale investigation using nighttime light and census data[J]. *Landscape and Urban Planning*, 2016, 148(41): 89–98.
- [18] Wheeler C H. Search, sorting, and urban agglomeration[J]. *Journal of Labor Economics*, 2001, (4): 879–899.
- [19] Lu Xinhai, Chen Danling, Wang Yue. Is urban sprawl decoupled from the quality of economic growth? Evidence from Chinese cities[J]. *Sustainability*, 2019, 12(1): e12010218.
- [20] 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. (in Chinese)
- [21] Oliver Gilham. The limitless city a primer on the urban sprawl debate[J]. *Landscape and Urban Planning*, 2005, 74(1): 79–87.
- [22] Desalvo J, Su Q. Determinants of urban sprawl: A panel data approach[J]. *International Journal of Regional Development*, 2017, 4(2): 26–41.



- [23] 王家庭, 谢 郁, 卢星辰, 等. 产业发展是否推动了中国的城市蔓延? ——基于 35 个大中城市面板数据的实证检验[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2017, 37(4): 9-18.  
Wang Jiating, Xie Yu, Lu Xingchen, et al. Has the industrial development promoted urban sprawl? An empirical study based on the panel data of 35 large and medium-sized cities in China[J]. Journal of Xi'an Jiaotong University(Social Sciences), 2017, 37(4): 9-18. (in Chinese)
- [24] O'Sullivan A. Urban Economics (8th Edition) [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2013.
- [25] Glaeser E L, Kahn M E. Sprawl and Urban Growth[R]. Cambridge: NBER Working Papers, 2003.
- [26] Glaeser E L, Kallal H D, Scheinkman J A, et al. Growth in cities[J]. Journal of Political Economy, 1992, 100(6): 1126-1152.
- [27] Henderson J V. The sizes and types of cities[J]. The American Economic Review, 1974, 64(4): 640-656.
- [28] Segal D. Are there returns to scale in city size? [J]. The Review of Economics and Statistics, 1976, 58(3): 339-350.
- [29] 郭晓丹, 张 军, 吴利学. 城市规模、生产率优势与资源配置[J]. 管理世界, 2019, 35(4): 77-89.  
Guo Xiaodan, Zhang Jun, Wu Lixue. City size, productivity advantage and resource allocation[J]. Management World, 2019, 35(4): 77-89. (in Chinese)
- [30] 梁 婧, 张庆华, 龚六堂. 城市规模与劳动生产率: 中国城市规模是否过小? ——基于中国城市数据的研究[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(3): 1053-1072.  
Liang Jing, Zhang Qinghua, Gong Liutang. City size and labor productivity: Are Chinese cities too small?: Based on Chinese city-level data analysis[J]. China Economic Quarterly, 2015, 14(3): 1053-1072. (in Chinese)
- [31] Capello R, Camagni R. Beyond optimal city size: An evaluation of alternative urban growth patterns[J]. Urban Studies, 2000, 37(9): 1479-1496.
- [32] Ciccone A, Hall R E. Productivity and the density of economic activity[J]. American Economic Review, 1996, 86(1): 54-70.
- [33] 苏红键, 魏后凯. 密度效应、最优城市人口密度与集约型城镇化[J]. 中国工业经济, 2013, (10): 5-17.  
Su Hongjian, Wei Houkai. Density effect, urban optimum density and intensive urbanization [J]. China Industrial Economics, 2013, (10): 5-17. (in Chinese)
- [34] Combes P P. Economic structure and local growth: France, 1984-1993[J]. Journal of Urban Economics, 2000, 47(3): 329-355.
- [35] 杨 眉, 王世新, 周 艺, 等. DMSP/OLS 夜间灯光数据应用研究综述[J]. 遥感技术与应用, 2011, 26(1): 45-51.  
Yang Mei, Wang Shixin, Zhou Yi, et al. Review on applications of DMSP/OLS night-time emissions data[J]. Remote Sensing Technology and Application, 2011, 26(1): 45-51. (in Chinese)
- [36] 毛其淋, 盛 斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[C]. 经济学(季刊), 北京: 北京大学国家发展研究院, 第 11 卷第 1 期, 2011, 182-211.  
Mao Qilin, Sheng Bin. Economic Opening, Regional Market Integration and Total Factor Productivity[C]. China Economic Quarterly, Beijing: National School of Development at Peking University, Volume 11, Issue 1, 2011: 182-211. (in Chinese)
- [37] 孙三百, 黄 薇, 洪俊杰, 等. 城市规模、幸福感与移民空间优化[J]. 经济研究, 2014, 49(1): 97-111.  
Sun Sanbai, Huang Wei, Hong Junjie, et al. City size, happiness and spatial optimization of migration[J]. Economic Research Journal, 2014, 49(1): 97-111. (in Chinese)
- [38] 曾 鹏, 吴功亮. 技术进步、产业集聚、城市规模与城乡收入差距[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2015, 21(6): 18-34.  
Zeng Peng, Wu Gongliang. Study on the relationship between technological progress, the income gap between urban and rural, industrial agglomeration, and the scale of the city[J]. Journal of Chongqing University(Social Science Edition), 2015, 21(6): 18-34. (in Chinese)
- [39] 何元庆. 对外开放与 TFP 增长: 基于中国省际面板数据的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2007, (4): 1127-1142.  
He Yuanqing. Openness and TFP growth: An empirical study based on the inter-provincial panel data in China[J]. China

- Economic Quarterly, 2007, (4): 1127 – 1142. (in Chinese)
- [40] 潘文卿, 范庆泉. 生产性财政支出、经济增长与社会福利最大化[J]. 管理科学学报, 2019, 22(7): 1 – 19.  
Pan Wenqing, Fan Qingquan. Impact of optimal fiscal production expenditure on economic growth and social welfare[J]. Journal of Management Sciences in China, 2019, 22(7): 1 – 19. (in Chinese)
- [41] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4 – 16, 31.  
Gan Chunhui, Zheng Ruogu, Yu Dianfan. An empirical study on the effects of industrial structure on economic growth and fluctuations in China[J]. Economic Research Journal, 2011, 46(5): 4 – 16, 31. (in Chinese)
- [42] 李顺成, LEE Hee-Yeon. 紧凑式城市空间结构要素对区域经济发展的影响力研究——基于中国大城市面板数据的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(12): 165 – 173.  
Li Shuncheng, LEE Hee-Yeon. Analysis of effects of compact spatial structure on regional economic development: Empirical study on panel data of large metropolitan areas in China[J]. China Population, Resources and Environment, 2017, 27(12): 165 – 173. (in Chinese)
- [43] 王文普. 环境规制、空间溢出与地区产业竞争力[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(8): 123 – 130.  
Wang Wenpu. Environmental regulation, spatial spillover and regional industrial competitiveness[J]. China Population, Resources and Environment, 2013, 23(8): 123 – 130. (in Chinese)

## Urban sprawl and productivity: Promotion or suppression? Analysis based on night light data

LI Qiang<sup>1</sup>, DING Chun-lin<sup>2\*</sup>, SONG Guo-hao<sup>3</sup>

1. School of Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China;

2. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

3. School of Economics, Shanghai University, Shanghai 200444, China

**Abstract:** Is urban sprawl conducive to improving urban productivity? The paper explains theoretically the intrinsic mechanism of how urban sprawl affects productivity from urban scale and urban population density, and then, based on the night light data of 104 cities in the Yangtze River Economic Belt from 2002 – 2013, empirically studies the productivity effects of urban sprawl. The main conclusions are as follows: 1) Urban sprawl has a significant negative impact on the productivity of the Yangtze River Economic Belt, which means that urban sprawl and low-density expansion hinder the productivity of the Yangtze River Economic Belt. 2) The regional study finds that urban sprawl has negative effects on urban productivity in eastern, central and western regions, has the minimum impact on productivity in the east, and has a greater impact on productivity in the central and western regions. 3) The research of the branch industry finds that urban sprawl reduces secondary productivity while significantly increasing the productivity of the service sector. 4) The Durbin model with spatial spillover effects tells that the direct and indirect effects of urban sprawl on productivity are significantly negative, and that the indirect effects are much greater than the direct, which means urban sprawl has significant spatial spillover effects on the urban productivity of the Yangtze River Economic Belt.

**Key words:** urban sprawl; productivity; Yangtze River Economic Belt; light data