

# 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

秦 蒙<sup>1</sup>, 刘修岩<sup>1,2</sup>

(1. 东南大学 经济管理学院, 江苏 南京 210096;

2. 南京信息工程大学 中国制造业发展研究院, 江苏 南京 210044)

**摘要:**城市蔓延的经济与社会影响是城市经济学的前沿研究主题之一。其中,关于城市蔓延对生产率作用的研究,学术界存在较大分歧,且相关研究多见于理论分析,基于大量城市样本特别是中国数据的实证研究很少。本文使用2000—2012年中国地级城市层面的面板数据,借助全球夜间灯光数据构造了专门的城市蔓延指数,并运用混合截面回归、面板随机效应回归和工具变量法进行了多角度的稳健性检验,最终证实:来自中国的证据明确地支持了城市蔓延不利于生产率提高的结论,其深层含义是当前我国城市内部还普遍存在空间集聚经济效应。此外,研究还发现了一个有趣的现象:随着城市化的推进,城市蔓延对生产率的负面影响似乎在逐渐减弱。

**关键词:**城市蔓延;生产率;面板数据;工具变量

**中图分类号:**F293;F061.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)07-0028-13

## 一、引言和文献综述

城市蔓延是国内外城市化进程中值得关注的现象和问题。国内外城市蔓延的典型和普遍特点是城市空间快速且低密度的过分扩张,使原来主要集中在中心区的城市活动扩散到城市外围,对汽车通勤的依赖增大,城市形态呈现出分散、低密度等特点。城市蔓延通常伴生经济、社会和生态环境等方面的问题,如土地资源浪费、单位面积产出下降、农业用地大幅减少和污染加剧等(王家庭和张俊韬,2010)。

20世纪中后期以来,城市蔓延在西方国家逐渐成为愈发普遍的现象,国外学者将蔓延归结为市场经济力量、政府规划低效、交通设施进步乃至社会文化等多方面因素的结果(Henderson和Yannis,1987;Burchfield等,2006)。改革开放后,我国的城市化进程显著加快,城镇化水平从1978年的17.92%提高到2012年的52.57%。<sup>①</sup>同时,城市蔓延现象在我国开始大量出现,王家庭和张俊韬(2010)的研究发现,国内35个大中城市普遍具有明显的蔓

收稿日期:2015-02-02

基金项目:国家社科基金项目“转型背景下我国城市蔓延的形成机理与经济效率影响研究”(15BJL107);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(2242014R30015,2242015S30002);教育部哲学社会科学发展报告《中国制造业发展研究报告》项目(13JBG004)

作者简介:秦 蒙(1989—),男,山东济宁人,东南大学经济管理学院博士研究生;

刘修岩(1979—),男,山东济宁人,东南大学经济管理学院副教授、博士生导师,南京信息工程大学中国制造业发展研究院兼职研究员。

<sup>①</sup>此处的城镇化水平用城镇人口占总人口的比重计算。数据来源:赵春玲,《市场机制与绿色城镇化》,光明日报,2013年11月13日。

延趋势。我国城市蔓延的动因比西方国家更复杂,除了城市居民收入提高和交通设施改善等与国外类似的因素之外,我国现有的土地财政体系和城乡二元户籍制度,使得国内城市蔓延在成因机理和外在表现上具有一定的特殊性(李永乐和吴群,2013;郭志勇和顾乃华,2013)。相比大多已基本完成城市化的发达国家,我国的城市化还在快速发展,高速的城市扩张还将延续。因此,我国城市蔓延的经济、环境以及社会影响将是一个重要的研究话题。

国内现有文献特别是相关的实证研究,大多集中于对蔓延“前因”和“现状”的讨论,少有研究涉及“后果”,也就是对城市蔓延所带来的经济和社会效应的考察。新型城镇化是我国重要的国家战略,提升城市经济效率、高效规划利用土地资源、在城市空间扩张和建设水平提高的基础上实现“人的城镇化”等都是新型城镇化的关键。其中,城市生产效率能在一定程度上反映城镇化的效果,鉴于此,本文将探究城镇化进程中城市蔓延对城市生产效率的影响。

随着19世纪西方国家工业化和城市化的发展,区域因素特别是城市空间特征对生产率的影响也开始被关注。马歇尔从劳动力共享、中间产品投入和知识溢出三个方面阐述了集聚外部性对生产率的积极影响。新经济地理学在不完全竞争和规模报酬递增的前提下,侧重从市场潜力的视角来解释集聚经济的正面作用。尽管要素集聚与城市蔓延这两个概念的侧重点有很大区别,很多学者的论点却暗含了城市蔓延会降低集聚度从而不利于生产率提高的经济学机理(Ciccone和Hall,1996)。但是,也有人认为之前对城市蔓延的批判过于理论化、简单化。Glaeser和Khan(2004)指出,运输成本的降低和通信技术的发展降低了厂商在空间上临近和“面对面交流”的重要性,削弱了传统理论中集聚经济的基本假设,对城市蔓延和生产率的负向关系提出了质疑。此外,在密度较高的城市,容易因为交通拥挤、高房价导致“集聚不经济”超过集聚对生产率的贡献,城市蔓延可能利于生产效率的提高(Fallah等,2011)。然而,Porter(1998)的研究强调了信息技术的发展不能取代近距离交流,因为信息时代的知识溢出变得更复杂更重要,对信息精确度的要求也更高,因此经济集聚的动力依然存在。由此看来,从集聚经济的视角出发,城市蔓延对生产效率究竟有何种影响在理论层面并未形成一致的结论。

实证研究方面,Alonso(1971)借用微观经济学厂商理论中的成本收益曲线分析了城市规模扩大的边际效应及最优的城市规模,但生产率只是城市规模效应的一个方面。在Alonso(1971)研究的基础上,Sveikauskas(1975)用美国城市数据证实了城市规模的增加会带来相应城市生产率的上升,不过城市规模扩张跟城市蔓延也不完全等同,两者最大的区别就是城市规模并未考虑密度。Ciccone和Hall(1996)以美国各州为样本,研究发现就业密度提高一倍,劳动力生产率可提高6%。而Sbergami(2002)用Balassa指数、Krugman指数和熵指数来测度经济集聚,做出了与前者相反的论断。Lee和Gordon(2007)基于美国1990—2000年大都市区的数据,考察了城市空间结构对其就业增长的影响。研究考虑了城市本身规模与空间结构的交互作用,发现对小城市而言,密集的城市结构才有利于就业增长。虽然经济或人口密度的下降,通常意味着城市蔓延水平上升,但平均密度只是对蔓延状况相当粗略的一种描述,两者未必存在严格的反向关系。相比之前仅考虑密度和城市规模的研究,Bruhlar和Sbergami(2009)在描述城市空间结构上又进了一步,结果发现一个区域的城市化率和首位度对其生产率没有实质性影响。Fallah等(2011)构造了蔓延指数来度量市区居住人口的密度分布情况,而非简单地使用规模或平均密度,从而更精确地量化了城市蔓延,得到的结论是城市蔓延和生产效率存在负向联系,在小规模的城市,蔓延对生产率的负面影响更大。

国内也有基于城市层面的诸多实证研究。范剑勇(2006)证实了经济密度的提高可以显著提升地区生产率,不过其使用的是截面数据,难以度量集聚经济的动态效应。柯善咨和姚德龙

(2008)用非农就业密度、第二产业占全国比重和第二产业占本地GDP份额来刻画经济集聚,发现集聚有利于劳动生产率的上升,而且周边邻近地区的集聚也有正面溢出效应。郭腾云和董冠鹏(2009)利用GIS分析方法、数据包络分析法(DEA)和Malmquist模型探究了国内特大城市紧凑度的提高对城市技术进步及技术效率的影响。郭琪和贺灿飞(2012)应用了包含“经济密度、距离和市场分割”三方面因素的3D分析框架,发现城市的经济密度提高对生产率存在正向影响。肖文和王平(2011)将城市规模和集聚经济同时纳入模型,分别用城市非农就业数量和城市企业数量来衡量。刘修岩(2009)阐述了马歇尔地方化经济和Jacobs城市化经济这两种集聚经济的机理,在此基础上用地级市面板数据考察两种集聚对城市生产率的影响,并规避了内生性带来的偏误。孙晓华和郭玉娇(2013)使用门限回归分析法,同时将城市规模和集聚经济纳入实证分析(集聚经济又包括专业化、多样化集聚),发现从全要素生产率提升的角度看,国内的小规模城市更适宜专业化集聚,大型城市则应该发展多样化经济。

综上,从严格的意义上讲,目前国内几乎没有针对城市蔓延对生产率影响的实证研究,至少现有的相关研究对城市蔓延的定义不够准确:城市人口增加,城市用地扩张抑或是经济要素的集聚与否,都难以精确地描述城市的低密度蔓延现象。本文将借鉴Fallah等(2011)的思路,结合全球夜间灯光数据库和中国行政区域矢量数据库,对中国的城市蔓延程度进行度量,然后对我国城市蔓延的经济绩效,特别是蔓延对城市生产率的影响展开实证分析,并运用面板数据的工具变量法(IV)解决可能的内生性问题。

## 二、模型与变量

### (一)研究模型设定

有关城市生产率的实证研究中,有文献使用柯布一道格拉斯生产函数(简称C-D函数)作为分析的起点和框架(Fallah等,2011;杨青山等,2011)。

$$Y = AK^\alpha L^\beta \quad (1)$$

其中, $Y$ 是一个区域或城市的总产出, $K$ 和 $L$ 分别代表资本和劳动力的总投入,假定城市内所有厂商都是完全竞争的, $\alpha$ 和 $\beta$ 分别是资本和劳动在收入中所占的份额。

在此基础上,将人力资本 $H$ 看作是和物质资本类似的一种投入,进入生产函数并对经济增长做出贡献。并假定每一个厂商的生产均具有规模报酬不变的特点,不难证明,此时生产函数中三种要素的指数之和为1。于是上式被改写成:

$$Y = AK^\alpha L^\beta H^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

将式(2)两边除以劳动力数量 $L$ ,得到下式。等式左侧是劳均收入 $y$ ,右侧分别为全要素生产率 $A$ 、劳均物质资本 $k$ 和劳均人力资本存量 $h$ 。

$$y = Ak^\alpha h^{1-\alpha-\beta} \quad (3)$$

(3)式表明人均(劳均)产值取决于全要素生产率和人均拥有的物质、人力资本水平。其中, $A$ 是全要素生产率(又称为索洛剩余),其数值与资本存量(包括物质资本 $K$ 和人力资本 $H$ )和劳动力投入数量 $L$ 无关。全要素生产率 $A$ 的变化会在资本存量和劳动力投入不变的情况下引致生产函数曲线(或曲面)的平行移动。全要素生产率取决于若干因素,可写成:

$$A = F(\text{sprawl}, \text{scale}, \text{fdi}, \text{capital}, \mu) \quad (4)$$

$\text{sprawl}$ 代表城市蔓延度。在资本和劳动力既定时,要素空间分布改变,进而城市的低密度蔓延对产出的影响将是本研究关注的重点。城市化首先是一个空间集聚的过程,集聚可以通过知识技术外溢、劳动力市场汇集和中间投入品共享等途径,降低企业运行成本,增

大企业搜寻合适资源的成功率，从而带来城市总体生产效率的提升。然而，当人口或经济活动集聚度超过一个城市的承载能力后，进一步集聚会导致空间拥挤，对生产率反而会有负面效果，即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(Burchfield 等, 2006)。但在现实世界中，由于外部性和行政干预的存在，城市空间扩张的强度往往大于其合意水平(Brueckner 和 Fansler, 1983)，导致城市集聚活动在其边际效率的递减临界点之前就开始分散，而这种过度和过早的城市蔓延会增加城市内部货物运输的交通费用，增加“面对面交流”(face to face)的时间与货币成本，阻碍企业间信息的顺畅沟通与准确传达，削弱城市内部集聚经济优势，于是会对经济增长产生负面效应。

*scale* 是城市规模，在物质和人力资本的人均拥有量不变、经济开放度不变、城市蔓延度不变的前提下，城市规模本身的扩大所带来的收益就是城市规模经济。Alonso(1971)将不同的城市规模与人均成本和收益曲线、边际成本和收益曲线联系起来，揭示了城市规模经济的含义。考虑到城市规模达到一定程度后可能会继续增大，人均收益和人均净收益可能会下降，出现规模不经济，所以预期城市规模和人均收入或存在类似库兹涅茨曲线的“倒U形”关系，借鉴范剑勇和石灵云(2009)的方法，引入规模变量及其二次项来刻画这种关系。

*fdi* 衡量了城市经济的对外开放度。经济开放水平提高，将提高区域内的市场竞争强度，也有助于当地的国内企业学习来自发达国家的生产技术和管理经验，因此预期开放度提高会促进经济增长。*capital* 是省会虚拟变量。一个省区内高水平的科研院所和高校大多集中于省会、直辖市或自治区首府。<sup>①</sup> 新研发或者新引进的技术知识在传播中存在随距离增加而衰减的趋势，虽然当今科技进步使得距离对知识扩散的负面影响减小了，但也未能消除(Porter, 1998)。因而，集中了较多科研资源的省会城市可能比周边城市更早、更好地享有新知识新科技带来的好处。此外，即便高等教育的人力资本在不同的城市甚至省份之间存在溢出，拥有较多高校的城市在获取高素质劳动力上依然拥有优势。因此，在其他条件相同时，预期省会城市会有更好的经济增长表现。 $\mu$  为不能度量或被忽略的其他随机干扰因素。根据前面的分析，为了检验城市蔓延对生产效率的影响，我们建立如下的计量方程：

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & a_1 \ln sprawl_{i,t-1} + a_2 pfdi_{i,t-1} + a_3 capital_i + a_4 \ln emp_{i,t-1} \\ & + a_5 \ln emp_{i,t-1}^2 + a_6 pinvest_{i,t-1} + a_7 \ln edu_{i,t-1} + C + u_i + v_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

其中，被解释变量是劳均实际收入  $y$ ， $C$  是常数项， $v_t$ 、 $u_i$  分别代表不随截面(地级市)和时间(年份)变化的固定效应， $\epsilon_{it}$  是随机误差项。依据劳动生产率的定义和公式(3)，本文使用实际劳均 GDP 作为被解释变量，结合之前理论模型部分的讨论，物质资本投资量和人力资本投资水平会影响若干年后的实际劳均收入。<sup>②</sup> 若物质或人力资本的投资相对被解释变量的滞后期太短，从物质资本的角度看，新投资的厂房设备及公共基础设施可能还未充分使用；对于人力资本投资，更是需要一段时间的就业实践和“干中学”，才能充分发挥其作用，提高

<sup>①</sup>以国内“985工程”院校为例，我国现有共计39所“985高校”，其中35所位于省会或直辖市，若考虑现有的120所“211高校”(包括985高校)，有104所的主要校区位于省会、自治区首府或直辖市。

<sup>②</sup>依据C-D函数，年份 $t$ 的人均收入取决于 $t$ 年度的人均物质资本存量、人均人力资本存量及全要素生产率。物质资本存量的估算较为复杂且容易带来较大误差，而人力资本较为抽象，估算其存量更加困难。但是，在折旧率不变，不发生极端情况(例如大地震)的前提下，物质及人力资本存量会因之前年份相应投资水平的增加而增加，也就是说，存量和之前几年的流量有正向关系(本文样本期内的“极端情况”极少，不会对结果造成干扰)。鉴于此，本文将用之前某一年的年度投资量来反映 $t$ 年的资本存量。此外，自变量滞后于被解释变量，也会在很大程度上帮助我们克服内生性问题。

生产率(张晓青,2009)。若将滞后期定得太长,又容易导致物质及人力资本投资的解释力偏弱。经过综合考虑,将滞后期定为4年。在式(4)中,影响全要素生产率  $A$  的因素同样也应是实际劳均收入的解释变量,包括本文关注的核心——城市蔓延度以及对外开放度、城市规模等。为了更好地解释经济含义,同时也考虑到城市蔓延和对外开放对生产率的影响很可能也需要一段时间,将所有的解释变量相对被解释变量都滞后4年。

## (二)变量介绍

### 1. 被解释变量

本文使用我国地级市样本展开研究,<sup>①</sup>以2004年、2008年和2012年度的地级市层面劳均实际收入作为被解释变量。用地级市的二、三产业  $GDP$  除以同年份该市的非农就业总量,可得到名义劳均收入。使用2004—2012年的  $GDP$  缩减指数可以构造出固定基期的价格指数,进而求出实际劳均收入。由于只有省级层面的  $GDP$  缩减指数可获得,在数据处理中,某省(自治区)的价格指数将适用于同时期的省(自治区)内所有地级市。

### 2. 城市蔓延指数

早期的学者曾用城市人口或就业的平均密度来反映蔓延,但平均密度指标的缺陷在于:它无法反映城市内部人口分布的空间差异性,即无法区分城市人口究竟是集中分布,还是均匀分布,因此只能作为城市蔓延的粗略度量。有学者(如王家庭和张俊韬,2010)使用城市建成面积增速和城市人口增速的比值,即土地—人口增长弹性来定量测度城市蔓延,但这一指标难以适用于城市面积或市区人口出现负增长的城市,且该指数的核心依然是城市人口密度,并不能从根本上克服平均密度指标的固有缺陷。为此,本文借鉴 Fallah 等(2011)的方法,构造反映城市空间形态的蔓延指数:

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

$S$  代表城市蔓延度, $L\%$ 为市区内人口密度低于全国平均值的街区的常住人口占市区总人口的比重; $H\%$ 为一个城市内高于全国平均人口密度的街区人口比重。该指数的取值在0—1之间,越接近1,城市蔓延度越高。相比此前用密度衡量城市蔓延的方法,这一指数没有将城市的人口当作整体,而是考虑到了其细分单元,避免了城市某块区域密度异常高(或异常低)导致的对总体密度的扰动。用当期全国城市人口密度平均数作为街区分类的依据,也避免了人为设定城市蔓延标准的主观性,在测量蔓延程度时能顾及不同时期的经济社会发展水平。这一指标对于中国这种正在经历快速城市化的发展中国家来说颇有价值。本文借鉴 Fallah 等(2011)的思路和方法,鉴于中国城市内部细分尺度人口数据的缺乏,我们基于夜间灯光数据,采用城市内部灯光亮度低于(或高于)全国平均水平的栅格面积占比来反映城市低(或高)密度空间比重,即在公式(6)中采用低、高密度区域面积占整个城市面积的比重来计算  $L\%$  和  $H\%$ 。<sup>②</sup> Henderson 等(2012)指出,夜间灯光在很大程度上反映了人类活动,当人口与  $GDP$  数据在某个区域或细分尺度上不可获得或是可信度不太高时,灯光数据可作为  $GDP$  和人口密度等变量的良好替代指标。近年来,国内外许多学者已经开始利用遥感技术提供的夜间灯光影

<sup>①</sup>本文的地级市样本不包括直辖市、香港和澳门特别行政区,以及西藏自治区和台湾省的地级城市。此外,考虑到某些城市样本在考察时期内缺乏数据连贯性(如地级市总面积发生了较大变化),因此剔除了行政区划面积变化超过5%的城市样本。

<sup>②</sup>近年来利用夜间灯光数据来提取城市格局特征得到了广泛的应用。杨眉等(2011)发现采用灯光亮度6位阈值进行城市空间格局提取,可以最大程度地避免灯光影像背景噪声的影响。因此,本文也把城市灯光亮度的临界值设定为6,也就是说,只有亮度大于6的栅格才会被看作城市区域加以提取。

像数据作为人类活动的代理变量来研究经济增长和城市发展等问题。

### 3. 其他控制变量

$pinvest$  是年度固定资产投资占城市总  $GDP$  的比值,用来反映当年的物资资本投资水平。人均人力资本投资  $edu$  用高级中学在校生人数占城市总户籍人口的比重来计算,<sup>①</sup>在校高中生是地区内潜在的人力资本,占人口的比例越高,若干年后的人力资本存量就越大。对外经济开放度  $pfdi$  用地级市当年的外商直接投资占其  $GDP$  的比重来表示。 $capital$  是省会城市虚拟变量,如果该城市是省会或自治区首府,则赋值为 1,否则为 0。最后,城市规模用该地级市的非农就业数量  $emp$  来度量,相比城市户籍人口,在城市就业的劳动者数量更接近于真实的城市经济规模。

### 4. 工具变量

为了尽可能克服城市蔓延变量的内生性,我们选择了一些外生性指标作为城市蔓延指标的工具变量,具体包括地表粗糙度和地表粗糙度的平方。地表粗糙度是反映区域地形特征的指标,它反映了地表起伏变化与侵蚀程度。一方面,在正常情况下,地表粗糙度不受人为因素的影响,具有很强的外生属性。另一方面,粗糙的地表会提高城市规划建设、交通网络建造与使用的成本(Ramcharan,2009),客观上影响城市的格局和经济要素的分布。观察本文的城市面板数据,我们发现城市蔓延和地表粗糙度之间确实存在着显著的“倒 U 形”关系。在地表粗糙度的临界值之前,粗糙度的增加将提高城市的蔓延程度,但对于地表粗糙度过高的地方,例如周围被大型山脉包围的地区(Burchfield 等,2006),其城市蔓延程度将较低。

## (三)数据来源介绍

### 1. 全球灯光及行政区划数据

全球夜间灯光数据由隶属于美国国防气象卫星计划(Defense Meteorological Satellite Program, DMSP)的气象卫星观测所得,数据来自于美国国家宇航局(NOAA)网站,<sup>②</sup>报告了地球上每个  $30s \times 30s$  的栅格单元<sup>③</sup>上取值范围从 0 到 63 的灯光强度,该数据采集方法严谨,具有相当高的可信度和客观性。

城市蔓延指数的构建需要城市栅格尺度上的灯光亮度数据,但在样本期间内,中国部分地级城市的行政区划调整幅度较大,使得一些城市的面积和经济活动指标缺乏一致性。为了消除上述影响,采用 *Arcgis* 软件用基于固定年份(2000 年)的行政区划数据,对相应年份各城市内部的灯光数据进行了提取。本文的地级城市行政区划数据,来自于国家基础地理信息中心提供的 1:400 万矢量地形图。

### 2. 其他数据

计算  $pinvest$ 、 $edu$ 、 $emp$  和  $pfdi$  所需的数据来源于 1996—2008 年的《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》;计算实际收入需要名义人均收入和省级价格指数,都来自 1996—2012 年的《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》。各地级城市的地表粗糙度需要

<sup>①</sup>很多本科以上学历的毕业生并不在高校所在城市就业定居,大学生和研究生的人力资本在地级市层面上存在较大溢出。鉴于此,仅考虑高中生对地区人力资本的影响(其实高中教育也存在一些溢出)。高等教育对生产率的部分效应通过省会虚拟变量  $capital$  反映。

<sup>②</sup>夜间灯光数据的下载地址为 <http://ngdc.noaa.gov/eog/dmsp/downloadV4composites.html>。

<sup>③</sup>在赤道附近,一个栅格面积约 0.86 平方公里,该数据采用的是球面坐标系,以度( $^{\circ}$ )为单位,30 秒度约等于 0.0083 度。前文中数字高程数据采用的是平面投影坐标系,以米(M)为单位,栅格单元为  $90M \times 90M$ ,二者之间存在着一定的换算关系。在此,单位不做统一。

借鉴 Ramcharan(2009)的方法,采用各省份内栅格高程的标准差来衡量,借助 Arcgis 软件对空间分辨率为 90M×90M 的数字高程模型数据处理得到。<sup>①</sup>

### 三、实证分析

#### (一)回归结果分析

本文以方程(5)为基础,应用计量软件 stata 11,采用混合截面数据与面板数据结合的思路进行实证检验,对本文工具变量的选用效果也进行了豪斯曼检验。

#### 1. 混合截面回归

表 1 的四列回归结果具有相同的解释变量,同样控制了年份固定效应。其中,第三、四列没有城市固定效应,第二、四列对城市蔓延指数 *sprawl* 使用了工具变量。二、三、四列的回归结果支持了城市蔓延不利于区域生产率提高的假说,第一列却相反。考虑到第一列回归没有使用工具变量,可能存在内生性带来的偏误(豪斯曼检验拒绝了 IV 工具变量回归和 OLS 回归没有差异的假设,说明有必要设置工具变量),使得系数显著性也低于后三列,我们认为国内的城市蔓延和人均收入的负向关系可以成立。其他控制变量,包括人力资本投资 *edu*、对外开放度 *fdi* 和城市规模变量的一次项和平方项,在几个结果中基本都具有相同的符号,只是系数大小和显著水平稍有差异。下面将基于表 1 第二列结果展开分析。

表 1 混合截面回归的结果

估计方法 自变量	OLS-Pooled <i>lnepgdpt</i>	IV-Pooled <i>lnepgdpt</i>	OLS-Pooled <i>lnepgdpt</i>	IV-Pooled <i>lnepgdpt</i>
<i>lnsprawl<sub>t-1</sub></i>	0.321* (2.54)	-0.338*** (-4.16)	-0.493*** (-7.68)	-1.798*** (-4.08)
<i>lnedu<sub>t-1</sub></i>	0.0214 (1.57)	0.0301* (2.20)	0.173*** (8.65)	0.106** (3.12)
<i>pfdi<sub>t-1</sub></i>	0.0177*** (3.51)	0.0222*** (4.51)	0.0342*** (6.01)	-0.00697 (-0.45)
<i>pinvest<sub>t-1</sub></i>	0.0278 (0.32)	-0.0249 (-0.28)	-0.226 (-1.66)	0.145 (0.67)
<i>lnemp<sub>t-1</sub></i>	1.225*** (4.85)	1.464*** (5.75)	0.0923 (0.36)	0.674 (1.78)
<i>lnemp<sub>t-1</sub><sup>2</sup></i>	-0.114*** (-4.23)	-0.146*** (-5.35)	-0.0306 (-1.20)	-0.0913* (-2.38)
<i>Capital</i>	-1.494*** (-3.89)	0.178 (0.75)	0.338*** (4.46)	0.285** (2.89)
<i>_cons</i>	7.936*** (10.28)	6.096*** (9.37)	9.508*** (15.05)	8.269*** (8.41)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	否	否
N	666	657	666	657
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.9061	0.9039	0.5173	0.2092
<i>Hausman test</i>	<i>Chi2</i> (230)=-8.42		<i>Chi2</i> (9)=-5.95	

说明:(1)括号中为该系数的 *z* 值,\*\*\*、\*\*和\* 分别表示变量在 0.1%、1%和 5%的置信水平下显著。下表同。(2)*Hausman* 检验结果的卡方值为负,表明原假设不合理(Schreiber, 2008),此时应该选用工具变量法的回归结果,下表同。

<sup>①</sup>数字高程模型(DEM)是用一组有序数值阵列形式表示地面高程的一种实体地面模型,它在测绘、水文、气象、地貌、地质、土壤、通讯、气象、军事等国民经济和国防建设以及人文和自然科学领域有着广泛应用。地表粗糙度变量是地面高度标准差的自然对数值,地表粗糙度的二次项就是该对数值的平方。前文中,城市规模的二次项的含义与此类似。

被解释变量和城市蔓延变量均为自然对数形式， $\ln sprawl_{t-1}$ 的系数代表了城市蔓延对劳均收入的弹性，其他条件不变时，城市蔓延指数提高1%，此地区四年后的实际劳均收入会遭受0.34%的负面影响，该结论在0.1%的水平上显著，这说明当前国内的城市蔓延不利于地区经济增长。 $\ln edu_{t-1}$ 和 $pf di_{t-1}$ 分别在5%和0.1%的显著水平上与实际劳均收入正相关，高中教育的普及度上升和对外开放度提高都促进了生产率增长，与我们之前的预期相吻合。用就业量表示的城市规模及其平方项的系数都非常显著， $\ln emp_{t-1}$ 和 $\ln emp_{t-1}^2$ 的系数符号在0.1%水平上分别显著为正和负，证明了我国劳均收入和城市规模之间存在“倒U形”曲线关系。省会虚拟变量 $capital$ 的系数为正但未通过显著性检验。

## 2. 面板数据的随机效应回归

表2的四列回归结果中，二、三、四列的 $\ln sprawl_{t-1}$ 系数均显著为负，只有第一列的该系数为正。考虑到第一列没有使用工具变量，或存在内生性导致的偏误，可认为面板数据回归依然验证了城市蔓延和城市生产率的负向关系。接下来将基于第四列回归结果展开分析。城市蔓延指数 $sprawl$ 在5%的显著水平上与生产率负相关，城市蔓延增加1%，4年后的实际劳均收入将下降1.06%。这与之前基于混合截面回归得到的结论一致，再次验证了城市蔓延对城市生产率的负面作用。 $\ln edu_{t-1}$ 和 $pf di_{t-1}$ 均在1%的显著水平上与实际劳均收入正相关，这与混合截面回归结果基本一致，增加人力资本投资和参加国际竞争都能促进生产率的提高。 $\ln emp_{t-1}$ 和 $\ln emp_{t-1}^2$ 的系数符号分别为正和负，证明了劳动生产率和城市规模之间的“倒U形”曲线关系。省会虚拟变量为正且显著，说明国内的省会（或自治区首府）相比同省（区）其他地级市存在独到的优势，譬如高水平的科研院所更加集中。综上，不管是混合截面回归还是随机效应的面板数据回归，得到的结果具有较高的一致性。

表2 面板数据随机效应回归的结果

估计方法 自变量	RE $\ln pgdp_t$	IV-RE $\ln pgdp_t$	RE $\ln pgdp_t$	IV-RE $\ln pgdp_t$
$\ln sprawl_{t-1}$	0.321* (2.54)	-0.481*** (-7.67)	-0.351*** (-4.44)	-1.064* (-2.25)
$\ln edu_{t-1}$	0.0214 (1.57)	0.0317* (2.29)	0.0516*** (3.81)	0.0456*** (3.35)
$pf di_{t-1}$	0.0177*** (3.51)	0.0231*** (4.67)	0.0281*** (6.00)	0.0253*** (5.23)
$pinvest_{t-1}$	0.0278 (0.32)	-0.0346 (-0.39)	-0.0622 (-0.70)	-0.0624 (-0.70)
$\ln emp_{t-1}$	1.225*** (4.85)	1.509*** (5.80)	0.973*** (4.36)	1.389*** (4.83)
$\ln emp_{t-1}^2$	-0.114*** (-4.23)	-0.151*** (-5.43)	-0.105*** (-4.53)	-0.151*** (-4.74)
$capital$	-1.494*** (-3.89)	0.544** (2.91)	0.502*** (4.60)	0.435** (3.07)
$_cons$	8.694*** (11.18)	5.536*** (8.58)	8.031*** (14.81)	6.192*** (8.32)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	否	否
N	666	657	666	657
Adjusted R <sup>2</sup>	0.9397	0.9364	0.4723	0.4503
Hausman test	$chi^2(230) = -37.92$		$chi^2(9) = 25.24$ $Prob > chi^2 = 0.0000$	

(二)稳健性检验

为保证估计结果更加可靠,需要从多个角度进行稳健性分析。具体方法可以将样本分成几个部分分别估计,也可以对核心变量重新测度后再次考察。

1. 分阶段截面数据回归

表3展示了将全部样本分成三组不同时间段的数据后,重新进行横截面回归的结果。也就是说,三组回归分别以2004年、2008年和2012年度劳均收入的自然对数值为被解释变量,对2000年、2004年和2008年的自变量进行回归。

每一组回归又分别采用了OLS和IV两种估计方法。对于每一组的估计,Hausman检验结果显示OLS和IV回归结果存在明显差别,倾向于选择带有工具变量的估计。2000—2004年和2004—2008年的子样本显示,城市蔓延对城市生产率的影响均为负且在5%水平上显著;就2008—2012年的子样本而言,城市蔓延对生产率的影响也为负,但显著性不高。至此,不管是采用混合截面回归、面板数据回归还是截面数据分组回归,城市蔓延对生产率的负面影响都得到了印证。在2000—2004年,城市蔓延指数增加1%会导致实际劳均收入下降2.66%,下一个4年里,城市蔓延的负面影响为1.95%,在2008—2012年,不管是采用OLS回归系数-0.36或是IV回归系数-1.46,都比之前系数的绝对值小,这从一个侧面说明了随着时间的推移,城市蔓延对生产率的负面影响在逐渐变弱。

表3 分阶段截面数据的回归结果

	t=2004年		t=2008年		t=2012年	
	OLS lnepgd <sub>p<sub>t</sub></sub>	IV lnepgd <sub>p<sub>t</sub></sub>	OLS lnepgd <sub>p<sub>t</sub></sub>	IV lnepgd <sub>p<sub>t</sub></sub>	OLS lnepgd <sub>p<sub>t</sub></sub>	IV lnepgd <sub>p<sub>t</sub></sub>
lnsprawl <sub>t-1</sub>	-0.511*** (-3.75)	-2.663** (-2.64)	-0.436*** (-4.03)	-1.953* (-2.38)	-0.359*** (-3.37)	-1.459 (-1.74)
lnedu <sub>t-1</sub>	0.160*** (5.71)	0.0763 (1.37)	0.292*** (8.63)	0.188* (2.56)	0.263** (3.08)	0.0279 (0.14)
pfdi <sub>t-1</sub>	0.0236** (2.95)	-0.0243 (-0.98)	0.0416*** (4.63)	-0.0052 (-0.18)	0.0728*** (4.47)	0.0103 (0.21)
pinvest <sub>t-1</sub>	0.457 (1.25)	-0.166 (-0.28)	-0.245 (-1.15)	-0.0798 (-0.26)	-0.615*** (-3.44)	-0.0889 (-0.19)
lnemp <sub>t-1</sub>	-0.668 (-1.73)	-0.235 (-0.40)	-0.0330 (-0.09)	0.307 (0.56)	0.0610 (0.10)	1.235 (1.07)
lnemp <sub>t-1</sub> <sup>2</sup>	0.0499 (1.24)	0.0094 (0.15)	-0.0162 (-0.41)	-0.0537 (-0.95)	-0.0310 (-0.54)	-0.147 (-1.30)
capital	0.112 (0.80)	0.0657 (0.32)	-0.123 (-0.95)	-0.131 (-0.75)	0.474*** (4.26)	0.429** (3.12)
_cons	11.19*** (11.97)	9.741*** (6.46)	9.529*** (9.95)	8.635*** (6.22)	9.751*** (6.12)	7.541** (2.94)
N	242	239	248	245	253	249
Adjusted R <sup>2</sup>	0.3313	—	0.4758	0.0485	0.3220	0.0318
Hausman test	chi2(7)=-4.36		chi2(7)=-3.60		chi2(7)=-1.93	

2. 因变量重新调整后的面板数据回归和混合截面回归

在现有实证研究中,生产率可以用劳均GDP(杨青山等,2011)或人均GDP(柯善咨和姚德龙,2008;肖文和王平,2011)来表示。接下来,保持自变量都不改变,将人均实际GDP的对数值作为被解释变量再次做出估计。表3中的四列估计结果均有工具变量,一、二列是混合截面回归,三、四列是面板数据随机效应回归。四列结果中,蔓延指数sprawl对人均收入的影响均显著为负。与劳均收入作为因变量时的结果相比,蔓延指数的符号没有变化,显著水平和绝对值也没有明显差异,其他解释变量的符号和显著性同样没有太大改变,可认

定本文的研究结果相当稳健。

表 4 采用人均 GDP 作为被解释变量的回归结果

估计方法 自变量	<i>IV-Pooled</i> $\ln rpgdp_t$	<i>IV-Pooled</i> $\ln rpgdp_t$	<i>IV-RE</i> $\ln rpgdp_t$	<i>IV-RE</i> $\ln rpgdp_t$
$\ln sprawl_{t-1}$	-0.385*** (-6.73)	-1.727*** (-4.31)	-0.723*** (-15.34)	-1.646* (-2.36)
$\ln edu_{t-1}$	0.0563*** (5.93)	0.140*** (4.64)	0.0608*** (5.87)	0.0764*** (5.69)
$pf di_{t-1}$	0.0125*** (3.67)	0.0049 (0.35)	0.0147*** (3.96)	0.0200*** (4.21)
$pinvest_{t-1}$	0.181** (2.98)	0.199 (1.01)	0.161* (2.42)	0.113 (1.39)
$\ln emp_{t-1}$	0.634*** (3.59)	0.253 (0.74)	0.738*** (3.78)	0.905** (2.88)
$\ln emp_{t-1}^2$	-0.0753*** (-3.98)	-0.0415 (-1.20)	-0.0886*** (-4.23)	-0.111** (-3.05)
<i>capital</i>	0.564** (3.06)	0.154 (1.74)	0.437*** (3.55)	0.325 (1.65)
<i>_cons</i>	8.239*** (17.90)	8.325*** (9.38)	6.920*** (14.28)	7.255*** (8.18)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	否	是	否
N	660	660	660	660
Adjusted R <sup>2</sup>	0.9571	0.4003	0.9665	0.5057

### 3. 改变城市空间结构变量后的面板数据回归和混合截面回归

用城市经济活动(或人口)的密度来表征城市空间结构虽然存在缺陷,但在早期很多实证研究中,不失为考察城市空间结构的一个好办法(Ciccone 和 Hall, 1996; 范剑勇, 2006)。王家庭等(2010)和 Fallah 等(2011)的城市蔓延指数,都跟人口密度存在较大联系。如果城市平均密度高,说明城市区域内经济要素集聚的倾向大,城市蔓延的可能性较低。之前实证结论认为城市蔓延不利于生产率的提高,因此预期密度指标与生产率呈正向关系。在表 4 中回归的基础上,将城市蔓延指数 *sprawl* 替换为同期的城市区域平均灯光密度 *dens* 再次回归。表 5 中的前两列代表混合截面回归的结果,后两列代表随机效应的面板数据回归结果。不难看出,无论采用哪种估计,城市灯光密度对实际劳均收入的影响均在 1% 水平上显著,系数均为正,符合预期,呼应了此前以蔓延指数作为自变量时所得的结论。

表 5 用灯光密度代替蔓延指数后的回归结果

估计方法 自变量	<i>IV-Pooled</i> $\ln epgd p_t$	<i>IV-Pooled</i> $\ln epgd p_t$	<i>IV-RE</i> $\ln epgd p_t$	<i>IV-RE</i> $\ln epgd p_t$
$\ln dens_{t-1}$	0.679** (2.81)	1.121*** (5.11)	1.579*** (6.66)	1.127** (3.16)
$\ln edu_{t-1}$	0.0308* (2.06)	0.135*** (5.92)	0.0369 (1.87)	0.0473** (3.05)
$pf di_{t-1}$	0.0209*** (3.82)	0.0247*** (3.44)	0.0222** (3.06)	0.0228*** (3.95)
$pinvest_{t-1}$	-0.0324 (-0.34)	-0.244 (-1.83)	-0.0723 (-0.57)	-0.0790 (-0.79)
$\ln emp_{t-1}$	1.488*** (5.11)	0.438 (1.64)	1.661*** (5.15)	1.203*** (4.39)
$\ln emp_{t-1}^2$	-0.145*** (-4.65)	-0.0651* (-2.42)	-0.163*** (-4.67)	-0.130*** (-4.54)

续表5 用灯光密度代替蔓延指数后的回归结果

估计方法	<i>IV-Pooled</i>	<i>IV-Pooled</i>	<i>IV-RE</i>	<i>IV-RE</i>
自变量	$\ln epgd p_i$	$\ln epgd p_i$	$\ln epgd p_i$	$\ln epgd p_i$
<i>capital</i>	-1.028*** (-4.75)	0.218** (2.80)	0.0810 (0.26)	0.302* (2.19)
<i>_cons</i>	4.899*** (3.77)	5.726*** (5.11)	—	3.895* (2.46)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	否	是	否
<i>N</i>	657	657	657	657
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.8838	0.5537	0.8756	0.5326

通过以上稳健性检验和分析,我们发现,不管是分成若干个样本组重新回归,还是对被解释变量和核心自变量重新测度,结果都没有发生明显变化,指向了同一结论:城市蔓延不利于城市生产率的提高。这或许是源自以下两方面机理:(1)经济要素在城市空间的集聚有利于信息的交流和知识的外溢。虽然当今信息和通讯技术的发展已经减少了“面对面交流”的重要性,但很多厂商特别是中小企业,依然需要靠面对面的商务会谈来获取准确的商业信息,很多生产技能的学习仍需要课堂式的培训才能更好地掌握,而城市空间的过度蔓延,会提高这些活动的成本;(2)紧凑的城市内部结构能更充分地利用基础设施(Glaeser和Khan, 2004)。因此,城市蔓延会增加企业经营成本,尤其是提高了货物运输费用,从宏观角度看,也增加了区域基础设施建设成本,并以税收等形式转化为当地企业的成本,从而对经济发展产生不利影响。于是,整个城市表现为经济要素空间集聚的正效应大于“集聚不经济”。这与Fallah等(2011)针对美国城市蔓延的实证结论接近,也与范剑勇(2006)、柯善咨等(2008)和刘修岩(2014)在国内省级及地市级层面进行的集聚效应检验结果相互印证。

#### 四、结论与政策建议

国内外的城市经济学界针对城市低密度蔓延带来的影响已做出了不少理论上的探讨。不过,国内目前罕有这方面的实证研究。本文基于2000—2012年的地市级数据,用夜间灯光作为经济活动的替代,构建了我国地级市的城市蔓延指数,并采用工具变量法应对可能的内生性偏误,最终证明:在我国,城市蔓延对劳动生产率普遍有负向效应。该结论也通过了多种方法的稳健性检验。

本文结论从另一个角度说明,现阶段国内大多数城市内部依然存在明显的集聚经济,经济要素的集中分布通常会比要素分散能获得更高效的利用。也给当今国内各级别(特别是地级市)政府部门提供了一些政策方面的启示。首先,实现我国城镇化的健康发展,需要城乡之间基础设施和公共服务的一体化,注重城乡和谐共处,避免城市空间扩张对乡村空间和农村生活质量造成挤压。新型城镇化发展愈发强调“人的城市化”和“产业城市化”,而不是简单的“土地城市化”。所以,在城市发展和土地利用过程中,不能过多强调城市建成区面积的扩大,要注重单位面积内的产出效率,注重土地利用绩效。建议政府在规划时,更多地发挥市场对要素集聚与分散的调节作用,尽量减少人为引导经济要素向外迁移的行政力量,最好使城市(镇)化发展进程随着人口的集聚和产业水平的上升“瓜熟蒂落”,而不是对城市“拔苗助长”。其次,我国一些大中城市出现了交通拥挤和房价过高等问题。但从生产效率的角度看,未来我国城市化发展依然需要较为紧凑的内部空间结构,这对国内政府部门的城市管理能力提出了更高的要求。在城市人口密度越来越高的普遍趋势下,不能仅靠无限度

的土地扩张来缓解人口压力,提高基础设施质量及交通管理能力、改善公共卫生才能解决问题。

此外,研究结果肯定了教育和对外开放的作用。随着经济社会的发展,国内投入的教育资源数量上和质量上都在提高,而教育资源向经济落后地区和农村地区倾斜,有助于当前基础教育普及度的进一步提高;经济对外开放度的决定因素复杂,很大程度上非地方政府可以决定,不过减少地区间要素流动壁垒,促进国内、省内的贸易和投资,也能促进区内资源的更好利用。最后需要注意的是,城市蔓延对生产率的影响是一个随时间动态变化的结果,正如本文所发现的,我国城市蔓延的生产率负效应在逐渐变小。因此,与城市空间结构有关的政策和规划,需要在区域发展过程中及时调整。

#### 主要参考文献:

- [1]范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异[J].经济研究,2006,(11):72—81.
- [2]范剑勇,石灵云. 产业外部性、企业竞争环境与劳动生产率[J].管理世界,2009,(8):65—73,187.
- [3]郭琪,贺灿飞. 密度、距离、分割与城市劳动生产率——基于中国 2004—2009 年城市面板数据的经验研究[J].中国软科学,2012,(11):77—86.
- [4]柯善咨,姚德龙. 工业集聚与城市劳动生产率的因果关系和决定因素——中国城市的空间计量经济联立方程分析[J].数量经济技术经济研究,2008,(12):3—14.
- [5]李永乐,吴群. 中国式分权与城市扩张:基于公地悲剧的解释[J].南京农业大学学报(社会科学版),2013,(1):73—79.
- [6]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,(1):55—80.
- [7]孙晓华,郭玉娇. 产业集聚提高了城市生产率吗? ——城市规模视角下的门限回归分析[J].财经研究,2013,(2):103—112.
- [8]王家庭,张俊韬. 我国城市蔓延测度:基于 35 个大中城市面板数据的实证研究[J].经济学家,2010,(10):56—63.
- [9]肖文,王平. 外部性、城市规模与城市增长——对长三角地区 16 个城市的分析[J].浙江学刊,2011,(4):167—173.
- [10]杨眉,王世新,周艺等. 基于 DMSP/OLS 影像的城市化水平遥感估算方法[J].遥感信息,2011,(4):100—106.
- [11]杨青山,杜雪,张鹏等. 东北地区市域城市人口空间结构与劳动生产率关系研究[J].地理科学,2011,(11):1301—1306.
- [12]Alonso W. The economics of urban size [J]. Papers in Regional Science, 1971,26(1): 67—83.
- [13]Brueckner, J. K. and D. A. Fansler. 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.
- [14]Brulhart M, Sbergami F. Agglomeration and growth: Cross—country evidence [J]. Journal of Urban Economics, 2009, 65(1): 48—63.
- [15]Burchfield M, Overman H, Puga D et al. Causes of sprawl: A portrait from space [J]. Quarterly Journal of Economics, 2006, 121(2):587—633.
- [16]Ciccone A, Hall R. Productivity and the density of economic activity [J]. American Economic Review, 1996, 86(1):54—70.
- [17]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.
- [18]Glaser E, Khan M. Sprawl and urban growth [M]. Handbook of Regional and Urban Economics, 2003.
- [19]Henderson J V, Storeygard A, Weil D N. Measuring economic growth from outer space [J]. American E-

- conomic Review, 2012, 102(2):994—1028.
- [20]Lucas R, Hansberg R. On the internal structure of cities[J]. *Econometrica*, 2002, 70(4): 1445—1476.
- [21]Porter M. Clusters and the new economics of competition [J]. *Harvard Business Review*, 1998, 76(6): 77—90.
- [22]Ramcharan R. Why an economic core; domestic transport costs [J]. *Journal of Economic Geography*, 2009, 9(4):559—582.
- [23]Sveikauskas L. The productivity of cities [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1975,89(3): 393—413.

## Does Urban Sprawl Lead to Urban Productivity Losses in China? Empirical Study Based on Nighttime Light Data

Qin Meng<sup>1</sup>, Liu Xiuyan<sup>1,2</sup>

(1. *School of Economics and Management, Southeast University, Nanjing 210096, China*; 2. *China Institute of manufacturing Development, Nanjing University of Information Science & Technology, Nanjing 210044, China*)

**Abstract:** The economic and social effects of urban sprawl are a frontier topic in urban economics. There is considerable divergence in academia as for the research of the role of urban sprawl in productivity; and most of relative research focuses on theoretical analysis and empirical study based on large numbers of cities, especially the data from China, is rare. This paper employs the panel data of prefecture-level cities in China from 2000 to 2012, and constructs special urban sprawl index by global nighttime light data to make a multi-perspective robustness test by pooled cross-sectional regression, panel data RE regression and instrumental variables (IV). Finally it confirms the conclusion that urban sprawl is not conducive to productivity growth through evidence from China. It provides the deep implication that there generally exists economic effect of spatial agglomeration inside urban cities. In addition, it also finds an interesting phenomenon that with the advancement of urbanization, the negative effect of urban sprawl on productivity seems to weaken constantly.

**Key words:** urban sprawl; productivity; panel data; instrumental variable

(责任编辑 石头)