

· 劳动与就业 ·

城市蔓延、人口规模与工资水平^{*}

——基于中国制造业企业的经验研究

陈旭 秦蒙

内容提要:近年来,城市蔓延的社会福利效应已成为城市经济领域的热点研究话题。本文首先借助城市一般均衡理论演绎和分析了城市蔓延和人口规模对工资水平可能存在的影响,随后基于2001—2011年中国工业企业数据库与全球夜间灯光数据库等,运用工具变量法和动态面板回归法从工资水平视角探讨了城市蔓延的外部效应及其与人口规模所发挥的协同影响。研究发现,城市蔓延对我国工资水平的影响存在显著的U型特征和趋势。在区分企业所在城市、所属行业以及生产规模之后,此结果依然稳健。此外,人口规模的扩张能够有效提升工资水平,但城市蔓延削弱了人口规模对工资水平的促进作用。最后,城市蔓延和人口规模对工资水平的协同影响在不同地区、不同行业以及不同规模的制造业企业中存在明显的差异。研究结果最终从工资水平视角为我国城市扩张的政策选择提供了一定的经验参考。

关键词:城市蔓延 人口规模 工资水平

一、引言与文献综述

城市空间结构的发展路径取向一直是各国城市化进程中的重要问题。随着中国城市化进程的不断推进以及人口规模的高速提升,城市的规模效应和集聚效应日益凸显,由此对经济增长和生产率产生的显著影响也得到了众多学者的检验和探讨(Duranton & Puga, 2004; 范剑勇等, 2014)。与此同时,城市规模快速扩张并呈现出水平式的向外蔓延也是我国城市空间结构的一个显著特征(王家庭、张俊韬, 2010)。城市表现出快速、不连续且低密度式的扩张,其本质是城市在扩张过程中呈现的人口和经济活动低密度分布的格局。相比于城市规模主要蕴含的规模经济和集聚经济,城市蔓延更多反映了对城市经济密度的稀释(Glaeser & Kahn, 2004)。城市蔓延现象的出现,一方面可能是由于以政府土地财政为代表的制度因素所致(刘修岩等, 2016);另一方面可能是出于对环境污染、交通拥堵等城市拥挤现象的缓解和改善,越来越多的城市居民和经济活动逐渐向城市外围迁移,再加上当地政府限制外来劳动力流入,导致我国城市结构呈现低密度的水平式蔓延。加之我国劳动力的流动往往受到户籍制度的限制,导致相比于城市化效率,中国城市人口的集聚程度明显相对不足(蔡翼飞、张车伟, 2012)。在此现实背景下,部分学者指出,过早的城市蔓延对城市人口和经济活动密度的稀释削弱了集聚经济和规模经济效应的发挥,以经济增长和劳动生产率为代表的社会福利由此受到了抑制(秦蒙、刘修岩, 2015; Fallah et al, 2011)。然而,叶宁华等(2014)、陈旭等(2016)发现,我国的部分地区已出现过度集聚的现象,适当的城市蔓延可能是改善城市空间结构并提升正外部效应的合

* 陈旭,安徽财经大学国际经济贸易学院,邮政编码:233030,电子邮箱:chenxu19881219@163.com;秦蒙,东南大学经济管理学院,邮政编码:211189,电子邮箱:qinmeng_student@126.com。本文受安徽省教育厅社科基金重点项目“安徽城市空间结构演变提升全球价值链地位的作用机制及其对策研究”(SK2018A0442)资助。感谢东南大学经济管理学院刘修岩教授的指导,感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

理途径(魏守华等,2016)。

早期关于城市蔓延的研究主要集中于对某个城市或区域范围内的测度和描述(王家庭、张俊韬,2010;张琳琳等,2014)。近年来,随着城市经济理论的不断丰富和拓展,城市蔓延的外部效应逐渐得到部分学者的关注与探讨。在经济增长方面,Fallah et al(2011)基于美国城市数据的实证研究指出,在城市规模尚未达到最优水平的情况下,城市蔓延对经济密度的过早稀释,降低了集聚外部经济效应,进而损害了城市的劳动生产率。秦蒙、刘修岩(2015)运用中国的城市数据证实了城市蔓延损害了劳动生产率,劳动者的工资水平可能由此受到抑制。但也有研究指出城市蔓延对生产率的影响并不明显,甚至城市蔓延过程中所形成的多中心化反而有利于生产率的提升(魏守华等,2016),劳动者的工资水平可能借此得以改善。在环境污染方面,李强、高楠(2016)基于我国34个大中型城市数据的实证研究发现,城市蔓延提高了能源利用效率,进而缓解了环境污染。但秦蒙等(2016)从雾霾污染视角指出,城市蔓延和人口规模的持续扩张显著加剧了空气污染。总体来看,国内外学者对城市蔓延在经济生活中发挥的影响大多持消极态度。同时考虑到劳动者的收入往往与当地的经济发展和生产率水平息息相关,我们不禁提出一个问题:在我国城市化进程不断推进的过程中,城市蔓延是否会损害当地劳动者的工资水平?特别是在目前主流观点均支持劳动者的工资收入能够从城市的规模经济和集聚经济中获益(Au & Henderson,2006;高虹,2014;踪家峰、周亮,2015)的背景下,作为与集聚相反的城市形态,城市蔓延对劳动者的工资水平将会产生怎样的影响,是值得我们深入探究的重要话题。

目前关于城市结构与劳动者工资水平的研究主要探讨了城市规模和集聚经济对当地居民或劳动力收入的影响。主流观点认为,人口分布和经济活动在地理空间上并非是均匀分布的,大城市往往凭借巨大的人口规模、经济体量和集聚经济拥有更高水平的劳动生产率(Glaeser,1999;余壮雄、杨扬,2014;赵曜、柯善咨,2015),劳动力工资水平也相对更高。哪怕是低技能的劳动者,也能够在城市规模的扩张过程中从市场上寻求与自身技能相匹配的岗位(陆铭等,2012)。

进一步来看,城市规模主要通过集聚效应、选择效应和补偿机制等途径作用于劳动者收入。首先,在集聚效应方面,核心观点认为企业拥有较高的生产率和较显著的知识技术溢出,使劳动者能够获得较高的收入。比如高虹(2014)基于中国家庭收入调查数据的实证分析指出,城市规模每提高1%,劳动者的名义小时收入和名义年收入将分别增长0.189%和0.190%。踪家峰、周亮(2015)通过构建城市空间均衡模型,并结合中国家庭住户收入调查数据的实证检验发现,不论是高技能还是低技能劳动力的收入水平,都能够从大城市的集聚经济中获益。类似地,Francis et al(2014)以上市公司CEO作为高技能劳动力的代表,运用上市公司高管薪酬数据验证了城市规模经济和集聚经济对劳动者工资水平的促进作用。其次,在选择效应方面,核心观点认为大城市中的就业平台和经济多样性对高技能工作者更有吸引力,大城市的高收入水平更多是由劳动技能既定分布所致。Combes et al(2012)通过构建法国不同规模城市中劳动力技能水平的分布函数发现,就业密度较高的区域往往具有更高水平的劳动技能和工资水平。Glaeser & Resseger(2010)基于美国数据的研究得出了类似的观点。宁光杰(2014)考察农村外出劳动力的收入与城市规模之间的关系发现,城市规模的扩张并未显著地提高劳动者的收入,大城市只是通过选择效应吸引了技能水平更高的劳动者,这些劳动者所获取的收入自然也会更高。最后,在补偿机制方面,核心观点认为城市的规模和集聚并未真正提高劳动者收入,而是由于在大城市生活往往面临着较高的通勤成本和房价,生活便利度相对于中小城市也大打折扣,因此需要更高的收入来弥补生活便利度(Roback,1982;Rosen,1979)。吴江洁、孙斌栋(2015)以上海市区为样本的实证研究发现,就业可达性较差的区位有损于工资收入,在这种情况下,提高地理位置较差的居民的收入是保持城市吸引力的有效途径之一。

相比以往研究得出的城市经济集聚推动劳动工资水平提升这一观点,从相反的视角出发,具有低密度水平式向外扩张的城市蔓延,是否一定会稀释集聚经济而损害当地劳动力的工资水平?通过文献梳理我们可以发现,以往关于城市结构与收入的关系研究仅仅考察了集聚经济对劳动力收入的

线性影响。事实上,城市结构所带来的外部性既包含了集聚经济效应,也隐藏着市场拥挤效应。城市空间外部性能否对经济效率产生积极影响取决于集聚经济和市场拥挤这两种力量的动态博弈(Fujita & Thisse,2003;Arnott,2007)。近年来,越来越多的研究指出,我国城市由于集聚过度引起的市场拥挤效应愈发明显,城市规模的扩张和经济活动的集中对经济效率的影响并非是一成不变的促进作用。沈能等(2014)从行业异质性视角指出我国已存在生产要素拥挤的现象。陈旭等(2016)和叶宁华等(2014)从出口视角证明了我国部分地区存在过度集聚导致出口受阻的现象。从长期看,城市结构的适当蔓延是进一步释放城市空间正外部性的有效方式,结合蔓延的城市结构带来的通勤成本的上升往往需要通过工资上涨作为补偿。因此,城市蔓延对工资水平的影响可能将由于空间外部效应的动态变化而呈现非线性特征和趋势。

综上所述,目前关于城市结构与工资水平的相关研究主要存在以下两方面的问题。首先,城市规模与集聚对工资水平的影响得到了国内外众多学者的探讨,而作为近年来逐渐成为城市发展过程中的重要特征的城市蔓延对工资水平的影响尚未得到直接的关注。其次,现有研究先验性地假设城市结构外部效应对工资水平的影响是一成不变的线性特征,忽略了空间外部性的动态非线性特征。

相比于以往研究,本文有以下三方面的贡献:首先,在数据方面,相比于以往居民收入研究中常用的中国居民调查数据库中样本数量和截面数据的局限,本文运用了2001—2011年中国工业企业数据库,该数据库目前已收录大约50万家企业,占中国工业总产值的90%左右,覆盖中国各地区工业制造业60多个大产业,1000多个子行业,方便从不同地区、不同行业乃至不同企业规模等层面详细探讨工资水平与城市蔓延之间的关系。其次,在研究视角方面,本文首次从城市蔓延视角探讨城市结构所带来的外部效应对工资水平的影响,在一定程度上丰富和拓展了城市经济领域的研究内容。最后,在研究方法方面,相比于以往研究只关注线性关系的局限,本文重点研究了城市蔓延对工资水平的非线性影响,并考察城市人口规模在城市蔓延过程中对工资水平发挥的协同作用。

二、理论模型

本文的理论模型是在Glaeser(2008)的框架下延伸而来,相比之下,本文模型主要有两点不同:其一,本文引入了与集聚经济相反的指标——城市蔓延,用以考察分散化的城市结构对工资水平的影响;其二,在理论推导过程中,本文首次考虑了城市蔓延给居民生活便利度带来的负面影响。因为集中或分散的城市结构给当地居民提供的生活便利度也不一致,为了寻求工资水平和生活水平之间的平衡,劳动力必然会通过流动影响工资水平(Stutzer & Frey,2008)。最终,本文根据空间一般均衡模型推演出本文的主要假说。

(一)生产者视角下的利润最大化

假设同一个城市内制造业企业生产技术相同且规模报酬不变,产品市场和要素市场均为完全竞争,那么,代表性企业的生产函数形式如下:

$$Y = A(EN_a)^\beta K^\gamma \bar{Z}^{1-\beta-\gamma} \quad (\beta > 0; \gamma > 0; \beta + \gamma < 1) \quad (1)$$

其中,Y表示企业的产出,A是企业的全要素生产率,N_a是企业的劳动投入,参数E代表企业的人力资本水平,K是可变资本投入,Z表示企业的固定投入。假设可变资本和产品价格均为1,工资为W,完全竞争市场中厂商利润应等于0,我们有:

$$AE^\beta N_a^\beta K^\gamma \bar{Z}^{1-\beta-\gamma} - WN_a - K = 0 \quad (2)$$

根据生产者最优化条件,取对数后得到:

$$(1-\gamma)\ln W = \ln A + \beta \ln E + (\beta + \gamma - 1) \ln N_a + (1 - \beta - \gamma) \ln \bar{Z} \quad (3)$$

(二)劳动者(消费者)视角下的效用最大化

从长期看,假定劳动者在不同城市间可自由流动,其收入全部来源于工资W,效用函数也完全一

致,一个具有代表性的劳动者(消费者)的目标是效用最大化: $\max U(C, H, \theta)$,具体形式为:

$$U = \theta C^\alpha H^{1-\alpha} \quad (0 < \alpha < 1) \quad (4)$$

其中, C 为普通消费品, H 是住房, θ 是生活便利度,住房价格为 P_h ,假定城市消费品的价格为1。此时,个人面临的预算约束为:

$$\text{s. t. } W = C + P_h H \quad (5)$$

这意味着劳动者全部的工资收入都用于两个方面,一是购买消费品 C ,二是用于住房 H 。

根据式(4)(5)求解可得,劳动者对普通消费品和住房的需求分别为: $C = (1-\alpha)W$; $H = \frac{\alpha W}{P_h}$ 。

空间一般均衡的前提假设之一是人口在不同城市之间可自由流动。所以,对于同一个劳动者而言,在长期均衡状态下,无论住在哪个城市都应该获得保留效用 \bar{V}_0 ,否则,从长期来看,效用低于这个水平的劳动者就会迁移至能让他获得更高效用的城市。为此,我们将需求函数改写为间接效用函数:

$$\bar{v}_0 = \theta[(1-\alpha)W]^\alpha \left(\frac{\alpha W}{P_h}\right)^{1-\alpha} \quad (6)$$

(6)式两边取自然对数,可得:

$$\ln(\bar{v}_0) = \ln\theta + \ln W - (1-\alpha)\ln P_h \quad (7)$$

(三) 房地产开发商视角下的利润最大化

借鉴踪家峰、周亮(2015)的城市开发模型,房地产开发商的目标是利润最大化:

$$\max \pi_h = P_h f - \psi(f/\delta)^\delta \quad (8)$$

其中, f 表示住房密度,是开发商的选择变量,参数 $\psi > 1, \delta > 1$ 。开发成本函数为 f 的凸函数。求利润最大化条件,城市开发商选择的最优建造密度是:

$$f = \delta(P_h/\psi)^{\frac{1}{\delta-1}} \quad (9)$$

假设一个城市用于住房的总面积为 L ,城市总人口为 N ,城市内企业数目为 n , $N = nN_a$,那么住房市场达到均衡时,(10)式成立:

$$\delta(P_h/\psi)^{\frac{1}{\delta-1}} L = \frac{\alpha N W}{P_h} \quad (10)$$

对(10)式取对数得:

$$\frac{\delta}{\delta-1} \ln P_h + \ln L = \ln W + \ln N \quad (11)$$

(四) 空间均衡

当个人效用最优、产品厂商和住房开发商利润最大化的时候,联立式(3)、(7)和(11),发现均衡工资 W 满足关系式(12):

$$\begin{aligned} \frac{\beta(\delta-1)(1-\alpha) + \delta(1-\beta-\gamma)}{(1-\alpha)(\delta-1)} \ln W &= \ln A + \beta \ln E + \frac{(\beta+\gamma-1)\delta}{(1-\alpha)(\delta-1)} [\ln \theta - \ln(\bar{v}_0)] \\ &\quad + (\beta+\gamma-1) \ln L + (1-\beta-\gamma) \ln \bar{Z} \end{aligned} \quad (12)$$

依据此前的参数假定, $1-\beta-\gamma > 0$; $(1-\alpha)(\delta-1) > 0$; $\alpha > 0$; $\beta > 0$; $\delta > 0$; $1-\alpha > 0$; $\delta-1 > 0$,可以得出: $\frac{\partial w}{\partial A} > 0$; $\frac{\partial w}{\partial E} > 0$; $\frac{\partial w}{\partial \theta} < 0$ ^①。

① 篇幅所限,具体推导过程未在文中展示,若感兴趣,可向作者索取。

均衡的工资水平与生产率、人力资本水平正相关,与生活便利程度负相关。如果一个城市便利程度较低,就需要用更高的工资来补偿,从而保证个人获得同样的保留效用而没有迁移的动机(Stutzer & Frey,2008);反之,便利的居住环境足以让劳动者牺牲一部分工资。

从城市蔓延视角看,一般情况下,在具有较高蔓延程度的城市中,居民往往具有较高的通勤成本,加之低密度的蔓延区域的生活配套设施在短时间内相对不足,导致居民的生活便利度较低(王家庭等,2015),即 $\frac{d\theta}{dS} < 0$ 。从集聚外部性的视角看,紧凑、规则的城市空间形态利于经济效率,它强化了企业间的空间关联,方便了知识溢出、信息交流以及生产要素的高效组合。城市空间结构越分散,生产效率通常越低(Fallah et al,2011;秦蒙、刘修岩,2015)。集聚经济往往依托于大量的经济要素,人口众多说明一个城市吸引了大量的经济资源,人口规模与生产率呈正相关关系,即 $\frac{\partial A}{\partial N} > 0$ 。

综上,生活便利度 θ 可以写作城市蔓延 S 的函数,生产率 A 可写作 S 和 N 的函数: $\theta = \theta(S)$; $A = A(S, N)$ 。根据链式求导法则: $\frac{\partial w}{\partial N} = \frac{\partial w}{\partial A} \cdot \frac{\partial A}{\partial N} > 0$; $\frac{\partial w}{\partial S} = \frac{\partial w}{\partial A} \cdot \frac{\partial A}{\partial S} + \frac{\partial w}{\partial \theta} \cdot \frac{d\theta}{dS}$,大于或小于0。通过三部门的空间均衡分析,我们得出如下假说。

假说1:一方面,城市蔓延通过抑制生产率降低劳动者的工资收入;另一方面,在蔓延程度较高的城市中,以通勤成本为代表的生活便利程度受到损害,这需要提高工资水平来补偿。因此,在损害生产率和补偿生活便利度这两种相反力量的动态博弈下,城市蔓延对工资水平的影响存在不确定性,二者之间可能呈非线性关系。

假说2:城市人口规模对劳动者的工资收入存在正面作用,在规模较大的城市,劳动者会获得相应的工资溢价。

此外,由于城市蔓延是在城市规模的扩张过程中形成的一种城市形态,城市蔓延和人口规模的外部影响并非是完全独立的,二者之间往往存在着一定程度的交互作用。部分研究指出,城市蔓延往往由于过早稀释了集聚经济而损害了社会福利(秦蒙、刘修岩,2015;Fallah et al,2011),在城市人口规模扩张过程中,规模经济所带来的生产率和收入提升效应可能会受到城市蔓延的削弱。因此,本文提出第三个假说。

假说3:由于对集聚经济的稀释,城市蔓延可能会削弱人口规模对劳动者收入的促进作用,城市蔓延与人口规模对工资水平的协同影响可能为负。

三、模型设定与变量说明

(一)模型设定

根据前文分析,本文计量模型的构建如(13)式所示:

$$\begin{aligned} wage_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 sprawl_{i,t-1} + \alpha_2 sprawl_{i,t-1}^2 + \alpha_3 pop_{i,t-1} + \alpha_4 FDI_{i,t-1} + \alpha_5 invest_{i,t-1} \\ & + \alpha_6 edu_{i,t-1} + \alpha_7 pro_{i,t-1} + \alpha_8 percapital_{i,t-1} + \alpha_9 innovation_{i,t-1} + \alpha_{10} year + \zeta_{year,region} \end{aligned} \quad (13)$$

其中,wage表示制造业企业员工的平均薪酬水平,计算公式为:(企业应付工资+应付福利)/员工人数,同时,样本中的工资水平均以2001年为基期,剔除了通货膨胀带来的影响。sprawl表示城市蔓延,为了考察城市蔓延对劳动者收入水平是否存在非线性影响特征,本文加入了蔓延指数的平方项 $spawl^2$ 。pop表示城市人口规模。

此外,本文分别选取了若干反映城市经济和企业生产经营状态的重要指标作为控制变量。在城市层面,FDI表示城市中外商直接投资实际利用额占GDP的比重,数值越高,意味着FDI参与经济程度越深。invest表示城市中固定资产投资占GDP比重。edu反映了当地的教育水平,本文用每万人中的大学生数量来表示。在企业层面,pro表示企业的劳动生产率,本文用人均产值来体现。percapital表示企业的资本密集度,本文用人均固定资产来表示。innovation反映了企业的创新水平,

属于虚拟变量,如果当年企业产出了新产品,取值为1;否则,取值为0。为了避免经济增长过程中收入上涨趋势带来的影响,本文在计量模型中加入了时间趋势变量 *year*。

此外,考虑到城市人口规模扩张和城市蔓延往往是城市结构演化过程中同时出现的重要特征,为了考察城市蔓延与人口规模二者对工资水平的协同影响,本文在(13)式基础上加入了二者的交互项,如下式所示:

$$\begin{aligned} wage_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 sprawl_{i,t-1} + \alpha_2 sprawl_{i,t-1}^2 + \alpha_3 sprawl_{i,t-1} \cdot pop_{i,t-1} + \alpha_4 pop_{i,t-1} + \alpha_5 FDI_{i,t-1} \\ & + \alpha_6 invest_{i,t-1} + \alpha_7 edu_{i,t-1} + \alpha_8 pro_{i,t-1} + \alpha_9 percapital_{i,t-1} \\ & + \alpha_{10} innovation_{i,t-1} + \alpha_{11} year + \zeta_{year,region} \end{aligned} \quad (14)$$

(二)城市蔓延指标构建

早期部分学者将人口密度的降低(Fulton et al, 2001)或城市面积的扩张(李效顺等,2012)作为城市蔓延的体现,但这些指标本质上均是城市人口平均密度,难以准确反映出城市人口的分布是集中、均匀还是分散。为了克服这一缺陷,Fallah et al(2011)采用下式来计算城市蔓延:

$$SP_c = 0.5(L_c - H_c) + 0.5 \quad (15)$$

其中, L_c 表示城市中密度低于全国平均水平的人口数量占全市人口比重; H_c 表示城市中密度高于全国平均水平的人口数量占全市人口比重。 SP_c 指数的取值范围为0到1,数值越大,意味着城市蔓延水平就越高。可以发现, SP_c 指数没有将城市总人口视作一个整体,而是考虑了城市内部人口分布的差异。但这一指标未能反映出城市内人口分布差异程度。比如,对于城市内人口密度低于全国平均水平的区域,不论是低于30%还是90%,在(15)式中并没有差别。因此,本文在(15)式基础上从面积视角设计了类似计算,如(16)式所示:

$$SA_c = 0.5(LA_c - HA_c) + 0.5 \quad (16)$$

其中, LA_c 表示城市中人口密度低于全国平均水平的面积占城市总面积的比例;类似地, HA_c 表示城市中人口密度高于全国平均水平的面积占城市总面积的比例。 SA_c 的取值范围也是0到1。

结合(15)、(16)两式,本文所采用的城市蔓延指数计算方法为:

$$sprawl_c = \sqrt{SA_c \cdot SP_c} \quad (17)$$

(17)式表明,城市中低密度人口所占面积的比例以及低密度人口比例的增加都将导致城市蔓延程度的加深。可以发现,相比于(15)式,本文所使用的城市蔓延指数能够更加全面体现城市人口分布的低密度趋势以及面积的扩张。

在计算城市蔓延的过程中,关于城市面积的重新定义是本文指标测算中的一个特色。目前国内的统计数据仅仅简单地将行政面积作为城市面积,但是中国房地产业在过去较长时间范围内大幅扩张的背景下,部分“鬼城”及未开发的荒凉区域并不能被当作严格意义上的城区。为解决这个问题,本文首先参考毛其智等(2015)和 Yi et al(2014)的做法,根据 LandScan 全球人口分布数据和 DMSP/OLS 全球夜间灯光数据将中国各城市中常住人口密度大于1000人/平方公里且夜间灯光亮度高于10的区域定义为真实城区^①。其次,本文借助 LandScan 全球人口动态分布数据确定中国各个城市真实城区中的每个栅格(单位面积)中的人口数量分布,并将城市中的栅格加总计算出城市的真实面积及城市内各区域的人口密度^②。最后,根据(17)式计算出中国各城市的蔓延

^① LandScan 全球人口动态分布数据下载地址:<http://wec.ornl.gov/sci/landscan>;全球夜间灯光数据下载地址:<http://ngdc.noaa.gov/cog/dmsp/downloadV4composites.html>。

^② 本文所使用的城市夜间灯光数据来源于美国气象卫星所观测到的全球各个城市和乡村的灯光,其分辨率为30”,灰度值介于0~63。LandScan 全球人口动态分布数据的分辨率也是30”,它综合利用行政区划资料、人口普查数据及卫星影像,绘制了较为精确的全球各年人口分布数据。

水平。

(三)描述性统计

根据城市蔓延测度结果,本文展示了近年样本期内我国城市蔓延排名前十位的城市,如表1所示。可以发现,近年来我国城市蔓延水平较高的城市每年排名较为稳定。

表1 我国近年来城市蔓延水平前十位的城市

2005年	2007年	2009年	2011年
黑河市(0.7583)	黑河市(0.6806)	黑河市(0.6513)	廊坊市(0.6729)
七台河市(0.7009)	七台河市(0.6627)	七台河市(0.6435)	东营市(0.6587)
双鸭山市(0.6951)	伊春市(0.6399)	东营市(0.6325)	滨州市(0.6518)
伊春市(0.6944)	东营市(0.6392)	廊坊市(0.6264)	濮阳市(0.6483)
呼伦贝尔市(0.6914)	廊坊市(0.6368)	伊春市(0.6150)	菏泽市(0.6346)
巴中市(0.6622)	九江市(0.6229)	九江市(0.6049)	池州市(0.6290)
廊坊市(0.6576)	双鸭山市(0.6154)	双鸭山市(0.6044)	黑河市(0.6289)
九江市(0.6569)	呼伦贝尔市(0.6021)	呼伦贝尔市(0.6002)	忻州市(0.6196)
东营市(0.6567)	濮阳市(0.5988)	大庆市(0.5852)	七台河市(0.6173)
大庆市(0.6536)	大庆市(0.5936)	滨州市(0.5847)	运城市(0.6147)

注:括号里的数据是城市蔓延水平,数据经作者计算整理所得。

在进行实证分析之前,本文模拟了城市蔓延与企业劳动者工资水平之间的拟合曲线,如图1和图2所示。我们可以看出,不论是本文构建的城市蔓延指数,抑或是Fallah et al(2011)构建的蔓延指数,二者与工资水平之间的拟合曲线均呈现明显的U型特征。这意味着我国城市蔓延对工资水平的影响可能存在先抑后扬的影响趋势。接下来,本文将运用OLS、工具变量估计以及系统GMM估计等多种回归方法对工资水平与城市蔓延之间的关系进行实证检验与分析。

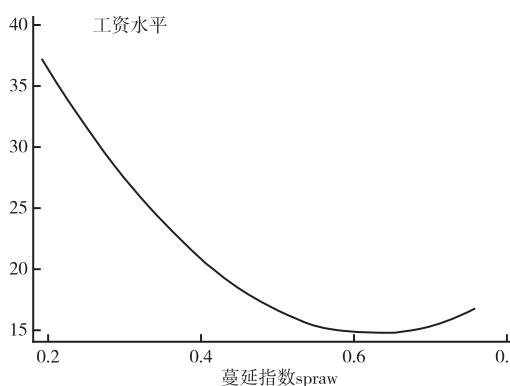


图1 城市蔓延与工资水平拟合曲线

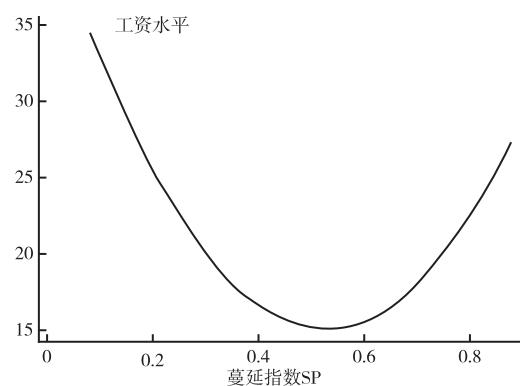


图2 蔓延指数 SP 与工资水平拟合曲线

(四)数据来源

本文数据来源于中国工业企业数据库、Landscan全球人口动态分布数据库、全球夜间灯光数据库以及《中国城市统计年鉴》,年份跨度为2001—2011年。本文保留了持续经营的制造业企业作为研究样本,同时剔除了固定资产、从业人数为负值的异常样本,最终得到了262个地级城市的342090个制造业企业样本。

四、实证检验与分析

(一)城市蔓延影响工资水平的全样本分析

本文运用OLS、工具变量法和系统GMM三种估计方法分别检验城市蔓延对工资水平的动态影

响,以保证实证结果的可靠性^①。为了最大程度地克服变量之间可能存在的内生性,本文构建了地表坡度、地表粗糙度以及粗糙度的平方项作为城市蔓延指标的工具变量^②。其中,地表坡度通过Arcgis软件提取获得,地表粗糙度则以各城市栅格高程数据的标准差来表示。全样本估计结果如表1所示。可以发现,不论是运用OLS估计、工具变量法,抑或是系统GMM估计,城市蔓延指标的一次项和平方项的估计系数均分别为负数和正数,且均通过了显著性检验。这意味着城市蔓延对工资水平的影响呈现显著的U型特征。蔓延初期,城市低密度水平式地向外围扩张降低了劳动者工资;随着城市蔓延进程的不断推进,城市空间外部性对工资水平的负向边际影响越来越弱,直至超过一定水平,城市蔓延对工资水平的影响开始由抑制转为促进。同时,人口规模变量的估计系数均显著为正,人口规模的扩张能够显著提高工资水平。假说1和假说2得到了验证。出现此结果的原因可能在于,首先是基础设施。城市蔓延初期,交通基础设施的配套往往滞后于城市面积的快速扩张,由此引致的通勤距离和时间的增加容易削弱劳动生产率,进而损害了工资水平。但随着基础设施的逐渐完善,以及城市蔓延过程中多中心结构的形成(魏守华等,2016),通勤成本能够借此得以降低,同时劳动力也能够在城市扩张过程中寻求到更为匹配的岗位和更高的收入(陆铭等,2012)。其次是要素流动。在蔓延初期,大量优质生产要素往往向区域内规模最大、密度最高的中心城市集中(吴福象、刘志彪,2008)。若不进行合理分配和引导,大量非中心城市的制造业企业的收益将会由于优质生产要素的流失而下降,地区的工资水平也相应地受到抑制。随着城市持续蔓延,城市之间的通勤距离和经济距离均在不断缩小,并逐渐形成联系紧密、分工有序的城市网络(Glaeser et al,2016),在良好的基础设施和明显的中心城市经济辐射下,劳动边际产出和工资水平借此实现提升。最后是市场一体化。市场分割仍然是目前阻碍我国经济效率和资源配置优化的重要因素之一(陆铭、陈钊,2009)。在城市蔓延后期,城市之间的分割得到缓解,更大的市场空间提高了制造业企业的生产规模,工资水平进而借此受益。最终表现出工资水平随着城市蔓延程度的增加而呈现U型趋势和特征。

此外,控制变量的估计结果也为我们提供了重要信息。比如从城市层面看,外商直接投资、固定资产投资以及教育水平能够显著地提高工资水平。其原因在于,外商直接投资和固定资产投资均能够增加社会劳动力需求,教育水平的进步则提高了劳动者技能。从企业层面看,劳动生产率、资本密集度和创新能力的提升均是提升劳动者收入的重要因素。

值得注意的是,Hausman检验结果表明变量之间可能存在内生性,工具变量法估计结果相对更加合理。为此,本文接下来仅展示工具变量法和系统GMM的估计结果。

表2 城市蔓延影响工资水平的全样本检验

	OLS(1)	OLS(2)	IV(3)	IV(4)	GMM(5)	GMM(6)
$sprawl_{t-1}$	-6.888*** (0.245)	-5.467*** (0.269)	-10.236*** (0.427)	-8.798*** (0.369)	-1.799*** (0.203)	-1.837*** (0.239)
$sprawl^2_{t-1}$	7.224*** (0.287)	5.312*** (0.316)	11.398*** (0.491)	10.080*** (0.419)	1.888*** (0.229)	1.713*** (0.275)
$lnpop_{t-1}$	0.008*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.083*** (0.004)	0.082*** (0.004)	0.080*** (0.003)	0.020*** (0.003)

① 相比于面板工具变量(IV)回归,系统GMM另称为动态面板回归,适用于时间跨度较短、横截面较宽的面板数据。为了更为全面地对研究样本进行回归估计,作者同时运用了IV和系统GMM,以提升研究结果的稳健性。

② Burchfield et al(2006)指出,地表粗糙度与城市经济集聚之间呈U型关系。因此,本文将粗糙度的平方项也作为城市蔓延的工具变量。

续表 2

	OLS(1)	OLS(2)	IV(3)	IV(4)	GMM(5)	GMM(6)
FDI_{t-1}		0.999*** (0.063)		0.627*** (0.073)		0.916*** (0.066)
$invest_{t-1}$		0.060*** (0.015)		0.235*** (0.015)		0.041** (0.021)
edu_{t-1}		3.36e-04*** (0.000)		4.43e-05*** (0.000)		1.08e-04*** (0.000)
$lnpro_{t-1}$		0.190*** (0.003)		0.133*** (0.002)		0.152*** (0.002)
$lnpercapital_{t-1}$		0.061*** (0.002)		0.069*** (0.002)		0.082*** (0.002)
$newdummy_{t-1}$		0.059*** (0.007)		0.032*** (0.006)		0.038*** (0.006)
常数项	51.747*** (1.155)	97.421*** (1.727)	27.939*** (0.162)	32.008*** (0.208)	14.029*** (0.576)	38.350*** (0.409)
Hausman 检验			0.000***	0.000***		
时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	277842	245568	245064	213109	245064	213109

注：*、**、***分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平，括号里的数值表示系数的标准差，下同。

(二) 城市蔓延影响工资水平的稳健性检验

1. 基于宏观城市规模视角的分样本检验。考虑到我国不同规模的城市在经济发展、工资水平乃至基础设施等方面存在一定程度的差异，本文将样本划分为大型城市、中等城市和小城市这三大类型^①，来考察城市蔓延对工资水平的影响是否会存在城市规模上的差异，估计结果如表 3 所示。可以发现，工资水平与城市蔓延之间的 U 型关系并未由于城市规模的不同而变化。不论是工具变量法估计还是系统 GMM 估计，城市蔓延一次项和平方项的估计系数在大、中、小城市中均分别显著为负和显著为正。比如以工具变量法为例，在大城市样本中，城市蔓延一次项和平方项的估计系数分别为 -2.208 和 5.563；在中等规模城市中，蔓延指标估计系数的方向与大城市样本一致，分别为 -12.034 和 13.886；类似地，小城市样本亦是如此。同时，人口规模对工资水平的影响同样在不同规模的城市中均显著为正。假说 1 和假说 2 再次得到了验证。城市蔓延对工资水平的影响并未由于城市规模差异而不同的原因可能在于，城市蔓延在相当程度上是由我国整体的土地财政制度环境和市场不确定性所致（秦蒙等，2016；刘修岩等，2016），具有较高程度的普遍性和外生性。因此，从城市规模层面看，我国城市蔓延对工资水平的 U 型影响展示出明显的稳健性。

此外，部分控制变量对工资水平的影响存在不同程度的城市差异。比如，外商直接投资对工资水平的促进作用主要体现在大中型城市中，而小城市的工资水平反而在一定程度上受到了外商直接投资的抑制。类似的，固定资产投资对工资水平的促进作用也主要体现在大中型城市中。其他控制变量的估计结果与前文基本一致，本文不再赘述。

① 本文将人口大于 500 万的城市定义为大型城市，将人口介于 200 万至 500 万之间的城市定义为中等城市，将人口低于 200 万的城市定义为小城市。

表3 城市蔓延影响工资水平的分城市规模检验

	大城市		中等城市		小城市	
	IV(1)	GMM(2)	IV(3)	GMM(4)	IV(5)	GMM(6)
$sprawl_{t-1}$	-2.208*** (0.361)	-4.760*** (1.116)	-12.034*** (0.894)	-8.141*** (0.403)	-5.534*** (0.603)	-1.028*** (0.339)
$sprawl_{t-1}^2$	5.563*** (0.492)	4.614*** (1.331)	13.886*** (0.977)	6.893*** (0.459)	6.033*** (0.662)	1.461*** (0.389)
$lnpop_{t-1}$	0.050*** (0.017)	0.271*** (0.010)	0.055*** (0.010)	0.429*** (0.010)	0.063*** (0.009)	0.001*** (0.000)
FDI_{t-1}	1.338*** (0.234)	3.438*** (0.149)	1.976*** (0.105)	2.748*** (0.082)	-0.011 (0.139)	-0.031 (0.113)
$invest_{t-1}$	2.109*** (0.078)	0.838*** (0.085)	0.313*** (0.029)	1.434*** (0.036)	0.039 (0.025)	0.227 (0.231)
edu_{t-1}	0.001*** (0.000)	2.39e-04*** (0.000)	0.002*** (0.000)	5.22e-05*** (0.000)	0.001*** (0.000)	1.94e-04*** (0.000)
$lnpro_{t-1}$	0.211*** (0.004)	0.159*** (0.008)	0.111*** (0.003)	0.130*** (0.004)	0.113*** (0.004)	0.124*** (0.004)
$lnpercapital_{t-1}$	0.074*** (0.003)	0.051*** (0.006)	0.061*** (0.003)	0.062*** (0.003)	0.076*** (0.003)	0.088*** (0.003)
$newdummy_{t-1}$	0.134*** (0.012)	0.192*** (0.022)	0.027*** (0.008)	0.035*** (0.010)	0.069*** (0.012)	0.095*** (0.011)
常数项	-27.029*** (3.766)	-27.292*** (7.668)	34.514*** (1.213)	23.791*** (2.669)	22.374*** (2.142)	36.089*** (1.337)
R ²	0.570	0.570	0.430	0.438	0.340	0.244
时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	60393	60393	85676	85676	67040	67040

2. 基于中观行业视角的分样本检验。鉴于我国不同类型的行业在要素密集度方面存在着巨大差异,除了从城市规模视角考察城市蔓延对工资水平影响的稳健性,本文将企业所在行业按照要素密集度划分为技术密集型、资本密集和劳动密集型三种类型,分别进行回归估计与比较分析,结果如表4所示^①。可以看出,不论是运用工具变量法还是系统GMM估计,城市蔓延指标估计系数的方向和显著性均未发生变化。以工具变量法估计为例,城市蔓延的一次项回归系数在劳动密集、资本密集和技术密集这三个行业中分别为-4.703、-8.889和-12.372,相应的平方项的回归系数分别为5.557、10.288和14.778。同样,人口规模指标的估计结果的显著性和方向也与前文一致,均显著为正。这表明,城市蔓延对工资水平的U型影响特征并不会因为劳动者所处行业要素密集度的差异而有所不同。出现此结果的原因可能在于,集中的城市结构往往能够为不同技能水平的劳动者提供较为丰富的岗位选择和更为匹配的岗位(陆铭等,2012),而城市蔓延所引致的城市结构的分散短期内无疑提高了不同技能的劳动者寻求合适岗位的成本及降低了劳动者找到匹配岗位的成功率。当

① 劳动密集型行业包括食品加工业、食品制造业、饮料制造业、纺织业、服装及其他纤维制品制造业、皮革皮毛羽绒及其制品业、木材加工及竹藤棕草制品业;资本密集型行业包括家具制造业、造纸及纸制品业、印刷业、文教体育用品制造业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、橡胶制品业、塑料制品业、非金属矿物制品业、金属制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业;技术密集型行业包括石油加工及冶炼业、医药制造业、普通机械制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业、通信设备计算机及其他电子设备制造业、仪器仪表及文化办公用机械制造业、工艺品及其他制造业。

然,随着城市的持续蔓延,城市次中心开始逐步形成,城市蔓延对劳动者就业和收入的影响随之开始由负转正(魏守华等,2016)。

表4 城市蔓延影响工资水平的分行业检验

	劳动密集		资本密集		技术密集	
	IV(1)	GMM(2)	IV(3)	GMM(4)	IV(5)	GMM(6)
$sprawl_{t-1}$	-4.703*** (0.793)	-7.847*** (0.539)	-8.889*** (0.606)	-8.435*** (0.388)	-12.372*** (0.904)	-9.366*** (0.636)
$sprawl_{t-1}^2$	5.557*** (0.882)	7.264*** (0.602)	10.288*** (0.693)	7.191*** (0.452)	14.778*** (1.045)	8.819*** (0.725)
$\ln pop_{t-1}$	0.130*** (0.009)	0.021*** (0.005)	0.106*** (0.007)	0.037*** (0.004)	0.134*** (0.010)	0.051*** (0.006)
FDI_{t-1}	1.347*** (0.161)	2.415*** (0.118)	1.284*** (0.139)	2.940*** (0.114)	1.917*** (0.185)	3.040*** (0.125)
$invest_{t-1}$	0.276*** (0.033)	0.417*** (0.035)	0.123*** (0.027)	1.058*** (0.030)	0.201*** (0.038)	0.182*** (0.041)
edu_{t-1}	2.32e-04 (0.000)	1.16e-04*** (0.000)	5.68e-06 (0.000)	3.81e-06 (0.000)	4.89e-05** (0.000)	2.86e-06 (0.000)
$\ln pro_{t-1}$	0.137*** (0.005)	0.147*** (0.005)	0.162*** (0.004)	0.148*** (0.005)	0.172*** (0.005)	0.163*** (0.006)
$\ln per capital_{t-1}$	0.018*** (0.004)	0.003 (0.004)	0.056*** (0.003)	0.051*** (0.004)	0.053*** (0.004)	0.046*** (0.004)
$newdummy_{t-1}$	0.015 (0.014)	0.032** (0.013)	0.086*** (0.011)	0.063*** (0.013)	0.094*** (0.011)	0.092*** (0.011)
常数项	40.905*** (0.467)	21.336*** (0.988)	26.667*** (0.388)	17.532*** (1.091)	34.191*** (0.508)	39.256*** (0.602)
R ²	0.460	0.449	0.471	0.287	0.473	0.365
时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	47276	47276	69261	69261	39327	39327

3. 基于微观企业视角的分样本检验。除了在城市规模和行业要素特征方面的差异,不同生产规模的企业所具有的规模经济效应也会大相径庭,城市蔓延对工资水平的影响在不同生产规模的制造业企业中是否会存在差异?为此,本文进一步根据生产规模将研究样本划分为大型企业、中型企业、和小型企业,进行分样本检验,结果如表5所示。可以发现,城市蔓延指标回归系数的方向和显著性在不同规模企业中均分别显著为负和显著为正。这意味着城市蔓延对工资水平的影响在大型、中型和小型制造业企业中均呈现显著的U型特征。这再次验证了假说1。此外,人口规模指标的回归系数仅在中小型企业样本中通过了显著性检验。出现此现象的原因可能在于,大型制造业企业自身具有较高水平的规模经济和雄厚的生产基础,相比于中小企业,大型企业对外部环境的依赖程度相对较低,因此,城市蔓延所带来的空间外部效应在大型企业中表现的并不明显。

表5 城市蔓延影响工资水平的分企业规模检验

	大型企业		中型企业		小型企业	
	IV(1)	GMM(2)	IV(3)	GMM(4)	IV(5)	GMM(6)
$sprawl_{t-1}$	-10.428*** (2.354)	-7.642*** (1.925)	-8.183*** (0.802)	-8.466*** (0.672)	-6.405*** (0.446)	-2.573*** (0.365)

续表 5

	大型企业		中型企业		小型企业	
	IV(1)	GMM(2)	IV(3)	GMM(4)	IV(5)	GMM(6)
$sprawl_{t-1}^2$	11.777*** (2.567)	8.229*** (2.101)	9.621*** (0.888)	8.780*** (0.736)	7.461*** (0.497)	2.846*** (0.402)
$lnpop_{t-1}$	0.027 (0.034)	0.003 (0.028)	0.098*** (0.010)	0.017*** (0.009)	0.105*** (0.006)	0.081*** (0.005)
FDI_{t-1}	1.147* (0.638)	0.788 (0.537)	1.304*** (0.201)	1.777*** (0.173)	1.113*** (0.106)	1.106*** (0.093)
$invest_{t-1}$	0.400*** (0.127)	0.474*** (0.135)	0.065* (0.040)	0.145*** (0.042)	0.253*** (0.021)	0.325*** (0.023)
edu_{t-1}	1.97e-04*** (0.000)	2.33e-04*** (0.000)	3.44e-05* (0.000)	1.76e-05 (0.000)	2.70e-05** (0.000)	8.87e-06 (0.000)
$lnpro_{t-1}$	0.165*** (0.019)	0.186*** (0.020)	0.168*** (0.006)	0.173*** (0.007)	0.142*** (0.003)	0.140*** (0.003)
$lnpercapital_{t-1}$	0.098*** (0.017)	0.108*** (0.017)	0.107*** (0.005)	0.109*** (0.005)	0.060*** (0.002)	0.060*** (0.002)
$newdummy_{t-1}$	0.022 (0.034)	0.044 (0.034)	0.024* (0.012)	0.009 (0.012)	0.002 (0.010)	0.002 (0.009)
常数项	23.477*** (1.831)	15.365*** (0.720)	28.556*** (0.574)	21.911*** (0.291)	33.010*** (0.297)	18.196*** (0.311)
R ²	0.572	0.415	0.473	0.416	0.431	0.418
时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3405	3405	34095	34095	115740	115740

4. 运用 SP 指标的再检验。除了运用不同的方法和样本来检验稳健性,本文进一步将 Fallah et al(2011)设计的城市蔓延指标作为本文指标的替代变量,同时运用城市夜间灯光亮度来衡量城市人口规模。一般认为,城市整体灯光亮度越高,相应的城市人口规模也就越大。本文以工具变量法为例,替换变量的估计结果如表 6 和表 7 所示。根据表 6 可以看出,不论是在全国范围内还是分地区的检验,城市蔓延指标一次项和平方项的估计系数始终显著为负和显著为正,同时此结果也与图 2 中的拟合曲线互相映照,城市蔓延对工资水平的影响表现出稳健的 U 型特征。人口规模的系数方向也与前文完全一致。

表 6 城市蔓延影响工资水平的稳健性检验(全样本和分人口规模)

	全国(1)	大城市(2)	中等城市(3)	小城市(4)
SP_{t-1}	-4.104*** (0.159)	-8.377*** (1.480)	-8.340*** (0.447)	-2.256*** (0.243)
SP_{t-1}^2	5.242*** (0.215)	8.564*** (2.921)	11.880*** (0.600)	2.735*** (0.304)
$lnlight_{t-1}$	0.035*** (0.003)	0.061*** (0.015)	0.068*** (0.007)	0.042*** (0.005)
R ²	0.474	0.561	0.438	0.341
时间趋势	控制	控制	控制	控制
其他变量	控制	控制	控制	控制
年份、地区	控制	控制	控制	控制
样本量	213109	60393	85676	67040

根据表7,在区分了企业所处行业的要素密集度和企业规模之后,城市蔓延指标SP估计系数的方向和显著性同样与前文保持一致。即不论是在劳动密集型还是资本和技术密集型企业中,抑或是大型企业还是中小型企业,基于蔓延指标SP的估计结果仍然表现出稳健性。同时,城市人口规模对工资水平的影响仅在大型企业样本中未通过显著性检验,这些结果同样与前文相应的回归估计完全一致。因此,除了前文基于分样本的稳健性检验,表6和表7再次验证了本文的假说1和假说2。

表7 城市蔓延影响工资水平的稳健性检验(分行业和企业规模)

	劳动密集(1)	资本密集(2)	技术密集(3)	大型企业(4)	中型企业(5)	小型企业(6)
SP_{t-1}	-2.388*** (0.339)	-4.222*** (0.277)	-4.913*** (0.389)	-2.792*** (1.017)	-3.054*** (0.347)	-2.919*** (0.203)
SP_{t-1}^2	3.086*** (0.449)	5.700*** (0.380)	7.067*** (0.544)	3.787*** (1.238)	4.111*** (0.450)	3.884*** (0.267)
$\ln light_{t-1}$	0.046*** (0.007)	0.036*** (0.005)	0.046*** (0.008)	0.017 (0.028)	0.032*** (0.008)	0.037*** (0.004)
R ²	0.462	0.469	0.471	0.573	0.472	0.430
时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份、地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	47276	69261	39327	3405	34095	115740

五、城市蔓延与人口规模的协同影响分析

在城市结构水平式向外蔓延过程中,往往伴随着城市人口规模的增加,二者是城市空间形态发展过程中同时出现的重要特征,而非彼此独立。因此,为了考察城市蔓延与城市人口规模之间对工资水平是否存在协同影响,本文在基础计量模型上加入了二者的交互项,全样本和分样本估计结果如表8和表9所示^①。表8展示了全国范围和分城市规模的检验结果,从整体上看,城市蔓延与人口规模对工资水平的协同影响显著为负。比如在第(1)列中,交互项的估计系数为-0.847,且通过了显著性检验。这意味着,由于对集聚经济效应的稀释,城市蔓延削弱了人口规模对工资水平的促进作用,假说3得到了验证。此外,城市蔓延与人口规模对工资水平的协同影响在不同规模的城市中存在明显差异。比如在大中型城市中,二者交互项的估计系数显著为负;相比之下,在小城市中,城市蔓延与人口规模对工资水平的协同效应反而显著为正。其原因可能在于,小城市中的人口规模相对较小,规模经济和集聚经济效应较为微弱,相比于城市蔓延对集聚经济所产生的十分有限的稀释作用,郊区的城市化既能够增加企业的劳动力需求,能够促进农村劳动力向城市迁移,寻求更为匹配的岗位,导致城市蔓延与人口规模由此对工资水平产生了正向协同作用。

表9从行业和规模视角展示了城市蔓延与人口规模对工资水平的协同影响。在劳动密集型样本中,交互项的回归系数未通过显著性检验;相比之下,资本技术密集型行业的工资水平受到了城市蔓延和人口规模明显的负向影响。这意味着从工资水平视角出发,我国城市蔓延对集聚经济的稀释作用主要体现在资本和技术密集型行业中,而对于劳动密集型行业,城市蔓延反而在某种程度上促进了人口规模对工资水平正向溢出效应的发挥。

同时,相比于中小型企业的劳动者收入受到城市蔓延与人口规模显著为负的协同影响,交互项

^① 考虑到篇幅所限,同时系统GMM的估计结果与工具变量法结果一致,本文仅展示了工具变量法回归结果,若感兴趣,可向作者索取剩余结果。

的回归系数在大型制造业企业样本中并不显著。这表明在企业生产规模层面,城市蔓延对集聚经济的稀释作用在大型企业中并不明显,其原因可能在于,大型制造业企业自身具有较高程度的规模经济,受到外部环境的影响由此相对较小。

表8 城市蔓延和人口规模的协同效应检验(全样本和分城市规模)

	全国(1)	大城市(2)	中等城市(3)	小城市(4)
$sprawl_{t-1}$	-2.960*** (1.434)	-1.878*** (0.383)	-1.293*** (0.409)	-1.845*** (0.560)
$sprawl \cdot lnpop_{t-1}$	-0.847*** (0.097)	-2.035*** (0.283)	-0.430*** (0.069)	1.248*** (0.083)
$lnpop_{t-1}$	0.454*** (0.041)	1.711* (0.896)	0.185*** (0.034)	0.513*** (0.039)
$sprawl_{t-1}^2$	8.106*** (1.138)	2.675*** (0.318)	1.179*** (0.421)	3.160*** (0.445)
R ²	0.476	0.465	0.536	0.342
其他变量	控制	控制	控制	控制
时间趋势	控制	控制	控制	控制
年份、地区	控制	控制	控制	控制
样本量	213109	60393	85676	67040

表9 城市蔓延和人口规模的协同效应检验(分行业和企业规模)

	劳动密集(1)	资本密集(2)	技术密集(3)	大型企业(4)	中型企业(5)	小型企业(6)
$sprawl_{t-1}$	-6.773*** (0.843)	-3.116*** (0.571)	-7.897*** (0.957)	-10.863*** (2.976)	-9.441*** (0.999)	-5.879*** (0.493)
$sprawl \cdot lnpop_{t-1}$	0.139 (0.097)	-0.112** (0.052)	-0.069** (0.032)	0.142 (0.177)	-0.157* (0.082)	-0.495*** (0.045)
$lnpop_{t-1}$	0.068** (0.033)	0.034 (0.022)	0.028*** (0.037)	0.111 (0.121)	0.042*** (0.008)	0.221*** (0.020)
$sprawl_{t-1}^2$	5.681*** (0.672)	2.983*** (0.483)	7.717*** (0.772)	12.852*** (2.171)	9.300*** (0.810)	7.075*** (0.396)
R ²	0.275	0.348	0.236	0.309	0.285	0.198
时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份、地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	47276	69261	39327	3405	34095	115740

六、研究结论与政策启示

近年来,城市蔓延的社会福利效应逐渐成为城市经济学领域的热点内容。本文首先借助城市一般均衡理论演绎和分析了城市蔓延和人口规模对工资水平可能存在的影响,随后基于2001—2011年中国制造业企业数据库,运用工具变量法和动态面板回归从工资水平视角探讨了城市蔓延的外部效应及其与人口规模之间所发挥的协同影响。研究发现:(1)与前期关于城市蔓延损害经济发展的主流观点不同,城市蔓延对我国工资水平的影响存在显著的U型特征和趋势,在区分企业所在城市、所属行业以及生产规模之后,此影响依然稳健。(2)除了大型制造业企业,人口规模的扩张能够有效地提升工资水平。(3)由于对集聚经济和规模经济的稀释作用,城市蔓延削弱了人口规模对工资水平的促进作用。(4)进一步分样本研究发现,城市蔓延和人口规模对工资水平的协同影响在

不同城市、不同行业以及不同规模的制造业企业中存在明显的差异。与大中型城市完全相反,小城市中制造业企业的工资水平受到城市蔓延和人口规模协同影响显著为正。相比于资本和技术密集型企业工资水平受到城市蔓延与规模显著为负的协同影响,劳动密集型企业受到的影响尚不明显。此外,在企业规模方面,城市蔓延和人口规模对工资水平的负向协同作用仅仅体现在中小型企业中。

根据本文研究结论,我们可以得到以下政策启示:首先,加快城乡之间公共服务和基础设施的一体化建设。通过完善基础设施来减少城市蔓延初期对区域内企业生产经营和工资水平的负面影响。城市蔓延初期对工资水平带来的负面效应本质上是由于城市化过程中基础设施和公共服务不够完善所致。因此,在城市蔓延过程中,地方政府应当及时对“城市化”不久的区域进行合理规划和建设,确保当地制造业企业享有较为完善的外部经济环境。其次,纠正对城市蔓延的认识误区。城市蔓延对当地工资水平的负面影响主要存在于蔓延初期,从长期来看,得益于劳动需求的增加及城市功能的完善和丰富,工资水平能够从城市水平式蔓延过程中获益。再次,缓解这种负面影响的有效途径之一便是合理扩大城市规模,提升规模经济效应。为此,在城市蔓延过程中,应当加快制造业次级中心的构建,这既能够通过本地市场空间的扩张促进城市整体规模经济和集聚经济效应的扩散,也能够避免新城区与主城区之间的隔离所导致的劳动力就业机会和空间的限制。复次,对待蔓延宜疏不宜堵。城市蔓延与规模扩张是两种相互依赖的城市发展模式,各地政府在蔓延过程中应当采取产城融合的策略加以引导,发挥产业园区和新城区的集聚经济效应,带动周边服务业的配套发展,进而促进了居民就近就业。最后,各城市在向外扩张过程中应把对外经济联系的主要方向作为集中建设和规模扩张的切入点,避免同心圆式的“摊大饼”所造成的资源浪费。

参考文献:

- 蔡翼飞 张车伟,2012:《地区差距的新视角:人口与产业分布不匹配研究》,《中国工业经济》第5期。
- 陈旭 邱斌 刘修岩,2016:《空间集聚与企业出口——基于中国工业企业数据的经验研究》,《世界经济》第8期。
- 范剑勇 冯猛 李方文,2014:《产业集聚与企业全要素生产率》,《世界经济》第5期。
- 高虹,2014:《城市规模与劳动力收入》,《世界经济》第10期。
- 李强 高楠,2016:《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》,《中国人口科学》第6期。
- 李效顺 等,2012:《经济发展与城市蔓延的Logistic曲线假说及其验证——基于华东地区典型城市的考察》,《自然资源学报》第5期。
- 刘修岩 李松林 秦蒙,2016:《开发时滞、市场不确定性与城市蔓延》,《经济研究》第8期。
- 陆铭 陈钊,2009:《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期。
- 陆铭 高虹 佐藤宏,2012:《城市规模与包容性就业》,《中国社会科学》第10期。
- 毛奇智 龙瀛 吴康,2015:《中国人口密度时空演变与城镇化空间格局初探——从2000年到2010年》,《城市规划》第2期。
- 宁光杰,2014:《中国大城市的工资高吗?——来自农村外出劳动力的收入证据》,《经济学(季刊)》第3期。
- 秦蒙 刘修岩,2015:《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》,《财经研究》第7期。
- 秦蒙 刘修岩 全怡婷,2016:《蔓延的城市空间是否加重了雾霾污染——来自中国PM2.5数据的经验分析》,《财贸经济》第11期。
- 沈能 赵增耀 周晶晶,2014:《生产要素拥挤与最优集聚度识别——行业异质性的视角》,《中国工业经济》第5期。
- 王家庭 张邓斓 孙哲,2015:《私人汽车消费加剧了城市蔓延吗?——来自地级市层面的经验证据》,《经济评论》第6期。
- 王家庭 张俊韬,2010:《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》,《经济学家》第10期。
- 魏守华 陈扬科 陆思桦,2016:《城市蔓延、多中心集聚与生产率》,《中国工业经济》第8期。
- 吴福象 刘志彪,2008:《城市化群落驱动经济增长的机制研究——来自长三角16个城市的经验证据》,《经济研究》第11期。
- 吴江洁 孙斌栋,2015:《居民就业可达性的空间分布及对收入的影响——基于上海都市区的实证研究》,《地理研究》第9期。

- 叶宁华 包群 邵敏,2014:《空间集聚、市场拥挤与我国出口企业的过度扩张》,《管理世界》第1期。
- 余壮雄 杨扬,2014:《大城市的生产率优势:集聚与选择》,《世界经济》第10期。
- 张琳琳 岳文泽 范蓓蕾,2014:《中国大城市蔓延的测度研究——以杭州市为例》,《地理科学》第4期。
- 赵曜 柯善容,2015:《城市规模、中间产品与异质厂商生产率》,《管理世界》第3期。
- 踪家峰 周亮,2015:《大城市支付了更高的工资吗?》,《经济学(季刊)》第4期。
- Arnott, R. (2007), “Congestion tolling with agglomeration externalities”, *Journal of Urban Economics* 62(2):187–203.
- Au, C. C. & J. V. Henderson(2006), “Are Chinese cities too small?”, *Review of Economic Studies* 73(3):549–576.
- Burchfield, M. et al(2006), “Cause of sprawl: A portrait from space”, *Quarterly Journal of Economics* 121(2):587–633.
- Combes, P. P. et al(2012), “Sorting and local wage and skill distributions in France”, IZA Discussion Paper, No. 6501.
- Duranton, G. & D. Puga(2004), “Micro-foundations of urban agglomeration economies”, in: J. V. Henderson & J. F. Thisse(eds), *Handbook of Regional and Urban Economics* Vol. 4, Elsevier.
- Fallah, B. N. et al(2011), “Urban sprawl and productivity: Evidence from US metropolitan areas”, *Papers in Regional Science* 90(3):451–472.
- Francis, B. et al(2014), “Urban agglomeration and CEO compensation”, *Journal of Financial & Quantitative Analysis* 51(6):1925–1953.
- Fujita, M. & J. F. Thisse(2003), “Does geographical agglomeration foster economic growth? And who gains and who loses from it?”, *Japanese Economic Review* 54(2):121–145.
- Fulton, W. et al(2001), “Who sprawls most? How growth patterns differs across the US”, <https://www.brookings.edu/research/who-sprawls-most-how-growth-patterns-differ-across-the-u-s>.
- Glaeser, E. L. (1999), “Learning in cities”, *Journal of Urban Economics* 46(2):254–277.
- Glaeser, E. L. (2008), *Cities, Agglomeration and Spatial Equilibrium*, Oxford University Press.
- Glaeser, E. L. & M. G. Resseger(2010), “The complementarity between cities and skills”, *Journal of Regional Science* 50(1):221–244.
- Glaeser, E. L. et al(2016), “Urban networks: Connecting markets, people, and ideas”, *Papers in Regional Science* 95(1):17–59.
- Roback, J. (1982), “Wages, rents and the quality of life”, *Journal of Political Economy* 90(6):1275–1278.
- Rosen, S. (1979), “Wage-based indexes of urban quality of life”, in: P. Mieszkowski & M. Straszheim(eds), *Current Issues in Urban Economics*, Johns Hopkins University Press.
- Stutzer, A. & B. S. Frey(2008), “Stress that doesn’t pay: The commuting paradox”, *Scandinavian Journal of Economics* 110(2):339–366.
- Yi, K. P. et al(2014), “Mapping and evaluating the urbanization process in northeast China using DMSP/OLS night-time light data”, *Sensors* 14(2):3207–3226.

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)