

城市蔓延、动态外部性与企业出口参与

——基于中国制造业企业数据的经验研究^{*}

陈 旭 秦 蒙 刘修岩

内容提要: 本文将空间外部性与新新贸易理论相结合,以推断城市蔓延对企业出口参与的动态影响,并运用 Heckman 两步法检验和分析了城市蔓延的外部效应对我国制造业企业出口二元边际的非线性影响。研究发现,城市蔓延所致市场拥挤的缓解和集聚经济的稀释等正负效应,对我国制造业企业出口集约边际的影响呈现显著的正 U 型特征,而对企业出口扩展边际的影响则呈现显著的倒 U 型特征。进一步将企业按照其所在城市蔓延水平、所处区域、所属行业特征以及所有制类型划分的分样本检验结果显示,城市蔓延对具有不同特征的制造业企业出口二元边际的影响存在显著的差异。本文的研究结果为我们了解企业出口活动与当地城市结构之间的联系提供了一定的经验证据和政策启示。

关键词: 城市蔓延 动态外部性 出口二元边际 异质性

作者简介: 陈 旭 安徽财经大学国际经济贸易学院讲师、博士 233030;

秦 蒙 东南大学经济管理学院博士研究生 211189;

刘修岩 东南大学经济管理学院教授、博士生导师 211189。

中图分类号: F740 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-8102(2018)10-0145-16

一、引言

近年来,随着我国城镇化的不断推进,城市的空间形态在呈现高楼林立、人口和经济活动不断集聚等状态的同时,城市面积的快速扩张已超过城市人口增速,即城市在平面上的蔓延,也是目前我国城市空间形态的重要特征之一。与依靠市场化力量逐步实现城市化的发达国家和地区相比,目前我国城市的快速蔓延不仅仅有交通基础设施的改善和居民收入水平的提高等市场化力量,其中也体现着土地财政制度、城乡二元户籍等政府主导因素(李永乐、吴群,2013)。这也引发了部分学者对我国城市空间结构的提早或过度蔓延的担忧和研究。如王家庭、张俊韬(2010)对1999—2008年我国35个典型大中型城市的测算结果表明,我国城市蔓延的现象十分明显。随之而来的

^{*} 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益影响研究”(15BJL107);安徽省教育厅社科重点项目“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)。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议,当然文责自负。

还有土地资源浪费、环境污染加剧以及单位面积产出降低等问题(Wassmer 2008)。秦蒙、刘修岩(2014) 的研究结果也显示,在我国城市空间集聚经济效应尚未消退的情况下,城市蔓延明显抑制了各地区的劳动生产率。

与此同时,随着新贸易理论和新经济地理理论的不断拓展,企业的出口行为与城市经济活动空间分布之间可能存在的密切联系也得到了部分学者的检验与探讨。比如 Greenaway 和 Kneller(2007) 以及 Kneller 和 Pisu(2007) 的研究表明,特定地区内企业出口活动的不断集中能够通过外部经济效应显著提高企业参与出口的积极性。类似地,佟家栋、刘竹青(2014) 以及陈旭等(2016) 也指出,我国制造业企业的出口二元边际能够借助产业集聚所带来的空间溢出效应实现明显的扩张。目前关于城市经济分布对企业出口影响的研究,几乎均集中于集聚这个视角,其中似乎暗含着,低密度、分散的城市形态并不利于企业出口二元边际的扩张。

但也有学者指出,现代社会发达的交通和通信等基础设施大大降低了厂商的运输成本和交流成本,削弱了集聚对经营生产的重要性(Glaeser 和 Khan 2004)。同时,城市经济活动的空间分布并非越集中越好,区域内集聚程度过高引致的市场拥挤反而会损害企业的出口活动。如 Ruane 和 Sutherland(2005) 基于爱尔兰出口企业数据的研究结果显示,过多的出口导向型的外资企业不仅未带来明显的示范效应,反而挤占了本土企业的出口份额。类似地, Rizov 等(2012) 对荷兰企业数据的研究也发现,当特定区域内企业数量超过一定规模之后,企业的出口规模并未受到集聚经济的积极影响。对于我国来说亦是如此,叶宁华等(2014) 从企业出口二元边际视角的研究发现,我国目前部分地区已出现不同程度的过度集聚现象。陈旭等(2016) 也表明,虽然目前我国整体的城市经济密度尚未达到最优水平,但城市的空间集聚对企业出口二元边际的影响已经表现出显著的“先扬后抑”的倒 U 型趋势和特征。因此,对于密度较高的城市,适度的城市蔓延或许能够通过缓解市场拥挤、交通拥堵带来生产经营效率的提升,并促进企业参与出口的积极性。

在此背景下,我们不禁提出一个问题,城市蔓延作为近年来与空间集聚同时出现的“相反的”城市结构特征,它将对企业的出口活动带来怎样的影响? 为此,本文将从二元边际视角考察城市蔓延所带来的外部效应对企业出口的动态影响,并分别从宏观地区层面、中观行业层面及微观所有制层面详细探讨城市蔓延对不同企业出口的影响是否存在差异及其原因。

二、文献回顾

关于城市蔓延的早期研究,皆以定性描述和测度为主(Brueckner 2000; 蒋芳等 2007)。近年来,城市蔓延对经济增长和劳动生产率带来的“后果”也逐渐得到学者的重视与探讨。魏守华等(2016) 将城市扩张的过程细分为多中心集聚和水平蔓延两种情形,其研究结果显示,城市内部多中心区域的集聚能够通过优化城市空间结构实现生产率的提升,而城市蔓延并未对生产率产生明显的影响。但更多的研究结果显示,城市蔓延抑制了城市劳动生产率和经济增长的提升(Fallah 等 2011; 秦蒙、刘修岩 2014)。其背后的经济学机理在于,在单中心城市空间中,随着城市土地规模的持续扩张,由中心向外围逐步递减的人口密度弱化了集聚的外部经济效应,同时通勤成本的增加也提高了厂商的生产成本并损害了其劳动生产率,由此抑制了城市经济增长和生产率。然而,王小鲁(2010) 以及陆铭等(2011) 的研究结果却表明,城市规模的扩张能够显著地带动劳动生产率水平的提升。城市蔓延或城市规模对生产率影响的研究结果呈现大相径庭的重要原因之一,可能在于城市蔓延的外部性可能并非静态和线性的,而是由于城市蔓延过程中边际收益的变化呈现非线性的变化趋势和特征。

根据 O'sullivan(2013) ,城市在蔓延过程中仍保持着原有的单中心结构特征 ,变化的主要有就业和人口的平均密度、城市规模以及土地 - 劳动要素替代关系等方面。本文认为 ,城市蔓延主要通过以下途径影响企业的出口参与。

1. 平均密度对企业出口参与的影响

平均密度主要包含就业密度和人口密度 ,前者主要体现知识技术溢出的难易程度 ,后者则更多的反映了城市的通勤成本。根据现有文献 ,本文认为城市蔓延中平均密度的变化可能将对工业企业出口参与产生以下三种影响:一是负面影响。大量关于集聚与生产率的研究表明 ,劳动生产率与就业密度之间存在显著的正相关关系(Ciccone 和 Hall ,1996; 范剑勇等 2014) 。而城市蔓延过程中的一个重要特征则是平均密度的“稀释” ,从而导致劳动生产率水平的整体下滑(Fallah 等 , 2011) 。同时 ,Melitz(2003) 关于企业出口概率伴随着生产率水平的下降而降低的结论 ,也意味着城市蔓延可能将抑制企业的出口参与。二是正面影响。Combes(2000) 的研究结果显示 ,城市平均密度增加所产生的积极影响主要体现在服务业部门 ,而工业部门的生产率反而会由于市场拥挤而出现下滑。对于中国来说亦是如此 ,叶宁华等(2014) 以及沈能等(2014) 分别从企业出口二元边际以及行业劳动生产率视角指出 ,目前我国部分地区和行业已经出现过度集聚现象 ,在这种情况下 ,经济活动的适当分散可能有助于提高那些就业密度过高的城市的企业参与出口的积极性。三是 U 型或倒 U 型关系。孙浦阳等(2013) 基于我国 287 个地级市数据的实证结果显示 ,就业密度对劳动生产率的影响呈现显著的先抑后扬的正 U 型趋势和特征。但同时也有研究显示我国企业的出口二元边际与就业密度之间存在倒 U 型关系(陈旭等 2016) 。本文认为 ,首先 ,在信息交流方面 ,城市蔓延引致的密度下降减少了从业人员的交流机会 ,关于出口市场供需以及销售渠道和网络的建立等方面的信息共享程度自然也随之降低 ,那些掌握出口市场信息较少的企业的出口活动由此受到抑制。然而 ,Glaeser 和 Khan(2004) 认为当前发达的通信网络已大大降低了通过面对面交流实现知识技术溢出的重要性。其次 ,在生产要素方面 ,尽管一定程度的集聚能够通过规模经济降低企业生产成本并提高生产率 ,但目前“低价竞争、数量取胜”仍然是我国多数工业企业参与出口的竞争模式(施炳展等 2013) ,特别是东南沿海省份 ,大量生产同质产品的出口企业聚集在有限的地理空间内 ,这无疑将提高生产要素的成本 ,进而削弱出口企业的获利空间和出口参与的积极性。在这种情况下 ,城市蔓延能够通过缓解市场拥挤促进企业的出口二元边际。最后 ,从通勤成本来看 ,随着公交地铁等市内交通基础设施的不断完善以及私家车的普及 ,城市蔓延所带来的通勤距离的增加未必会增加通勤成本、降低劳动者生产效率。因此从平均密度视角看 ,城市蔓延对企业出口的影响不是简单的“要么促进要么抑制”的线性影响 ,而是可能存在非线性的影响特征或趋势。

2. 要素替代对企业出口参与的影响

O'sullivan(2013) 指出 ,土地和劳动力供需关系在城市蔓延过程中的变化会导致劳动与土地资本的替代关系发生变化 ,而生产要素之间的替代性往往是影响企业生产成本和贸易决策的关键因素。一方面 ,城市蔓延引致的城区面积的扩张增加了市区劳动力的供给。特别是对于经济较为发达、劳动力素质较高的东南沿海地区 ,城市蔓延带来的高素质、低工资的劳动力的增加有助于企业克服进入出口市场所面临的生产率和成本门槛。比如南京将江宁撤县设区、常州将武进撤县设区等等 ,均大大提高了城区的劳动力供给 ,出口规模也随之明显扩张。另一方面 ,城市蔓延使得原来处于偏远地段的郊区土地成为市区 ,直接导致土地租金的上涨和企业固定成本的增加。尤其是制造业企业 ,其厂房单层建筑的结构往往占用较大的土地面积 ,在制造业企业无法有效地用劳动力替代土地的情况下 ,城市蔓延导致土地租金的上涨将抑制企业参与出口的能力和积极性。总体来看 ,城市蔓延所引起的要

素替代关系的变化,既可能通过提高企业生产率和扩大生产规模实现出口二元边际的扩张,也有可能通过土地租金成本的增加抑制企业的生产率和生产规模,进而导致出口二元边际的收缩。

3. 城市规模对企业出口参与的影响

一方面,较大规模的城市往往具有相对较高的劳动生产率(余壮雄、杨扬,2014),因而有助于企业克服生产率门槛进入出口市场(Melitz, 2003)。但另一方面,梁婧等(2015)研究发现,城市规模对劳动生产率的影响呈现明显的先促进后抑制的倒U型特征,且目前我国越来越多的城市处于最优规模附近。这种情况下,蔓延所引致的城市规模的持续扩张和市场拥挤可能将导致企业生产率的降低,从而损害企业的出口竞争力。此外,城市规模所产生的外部效应的大小可能还取决于城市的产业结构特征,对于制造业为主的地区,城市蔓延所带来的城市规模的扩张容易引致市场拥挤,损害企业的出口收益和出口积极性;而对于以服务业为主的城市,城市蔓延所带来的城市规模和市场潜力的增加是提高生产率的重要力量(魏守华等,2016)。因此,从城市规模视角看,城市蔓延对当地企业出口参与的影响可能并不是一成不变的线性特征,而可能是由于正、负外部效应之间此消彼长的动态转换关系因而呈现倒U型或正U型特征。

目前关于城市蔓延的影响研究主要集中于宏观经济增长和劳动生产率,而对微观企业出口参与的影响则鲜有涉及。事实上,根据新新经济地理和新新贸易理论,城市经济活动和人口空间分布最终是由众多微观个体决定的,且企业的出口活动与其自身所处地区经济密度的密切联系也得到了众多学者的检验。同时,不可否认的是,随着土地供给和人口的不断增加,城市扩张的趋势是不可阻挡的,作为拉动中国经济增长的关键力量之一,出口贸易将会受到城市蔓延怎样的影响?为此,本文结合区域经济学理论和新新贸易理论,从微观视角探讨城市蔓延带来的空间外部性对我国制造业企业出口二元边际的动态影响。

三、理论机制

从微观视角来看,决定企业是否选择出口及出口规模的主要因素,取决于出口收入扣除出口沉没成本和固定成本之后的净收益。企业参与出口的条件如下式所示:

$$export_{it} > 0 \quad \text{if} \quad \pi_{it} \geq 0 \quad (1)$$

$$export_{it} = 0 \quad \text{if} \quad \pi_{it} < 0 \quad (2)$$

其中 π_{it} 表示企业 i 在 t 年的出口收益。上式意味着企业决定进行出口的前提条件是出口收益不小于0。从成本方面考虑,影响企业出口净利润的成本因素主要有进入国际市场的固定成本以及面向出口市场的生产成本。根据文献回顾中的作用机制不难发现,不论城市集聚还是蔓延,城市空间结构最终是通过其产生的综合外部效应影响企业出口的。因此,本文将城市蔓延的外部效应 $\eta(S)$ 纳入 Melitz(2003) 模型中,以从理论上探究城市蔓延与企业出口参与的关系。其中 $\eta(S)$ 表示城市蔓延所产生的外部效应,其中 S 表示城市蔓延水平,外部效应 η 是城市蔓延水平 S 的函数。

(一) 已进行出口的企业^①

对于已参与出口的企业,其出口规模表示企业的出口集约边际。一般来说,企业在进行出口

^① 由于篇幅所限,文中未展示具体推导过程。如感兴趣,可向作者索取。

活动之前面临着海外市场信息的搜集成本、销售渠道建立成本以及技术创新成本等,这些成本被认为是企业不可回避的海外市场进入成本。为了简化,本文将企业出口时所面临的这些固定成本设为 F 。对于已经开展出口活动的企业,其出口临界条件为:

$$p(\varphi)q(\varphi) - \frac{q(\varphi)\tau}{\varphi}[1 - \eta(S)] - F[1 - \eta(S)] = p(\varphi)q(\varphi) - \left[\frac{q(\varphi)\tau}{\varphi} + F \right][1 - \eta(S)] = 0$$

其中 $p(\varphi)$ 和 $q(\varphi)$ 分别代表企业出口产品的价格和数量 φ 是企业的生产率水平。借鉴 Manova (2013) 本文设置了 $\tau(\tau > 1)$ 以表示企业出口过程中的冰山成本。同时 本文首次将代表企业所在城市的蔓延水平对企业生产活动产生的综合外部效应 $\eta(S)$ 加入 Melitz(2003) 模型。如果城市蔓延 S 带来的缓解市场过度竞争和要素成本提高等外部正向影响高于集聚水平下降所引致的规模经济、技术溢出等外部经济效应的稀释,此时综合外部性 $\eta(S) > 0$; 反之,城市在蔓延过程中,若集聚程度降低所产生的负面效应高于蔓延带来的正面效应,此时城市蔓延综合效应 $\eta(S) < 0$ 。结合 Melitz(2003),可以得到出口价格表达式:

$$p(\varphi) = \frac{\sigma\tau}{(\sigma-1)\varphi}[1 - \eta(S)] \quad (3)$$

其中 $\sigma(\sigma > 1)$ 表示出口产品之间的替代弹性。在没有城市蔓延影响的情况下,即 $\eta(S) = 0$ 时,企业的出口价格 $p^*(\varphi)$ 为:

$$p^*(\varphi) = \frac{\sigma\tau}{(\sigma-1)\varphi} \quad (4)$$

可以看出 相比于式(4) 如果 $\eta(S) > 0$,即城市蔓延水平在合理范围内并带来正外部效应时, $p(\varphi) < p^*(\varphi)$ 结合 $r(\varphi) = R\left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\frac{\tau}{\varphi P}\right)^{1-\sigma}$ 很容易发现,企业的出口收益与其出口价格负相关,这意味着在一定的生产率水平下,城市蔓延引致的企业出口价格的下降有助于提高其出口收益,从而促进企业出口集约边际的扩张。相反,如果城市蔓延过度导致 $\eta(S) < 0$,企业出口收益的下降则会抑制其出口集约边际的增长。其中 $r(\varphi)$ 表示企业的出口收益 R 表示行业内平均收益水平, P 表示全部出口产品的平均价格。

(二) 潜在的出口企业

类似地,在出口扩展边际方面,对于潜在的出口企业来说,企业出口的净利润 π_i 为:

$$\pi(\varphi) = p(\varphi)q(\varphi) - \frac{q(\varphi)\tau}{\varphi}[1 - \eta(S)] - F[1 - \eta(S)] \quad (5)$$

$$\text{令 } \pi(\varphi) \geq 0, \text{ 即 } p(\varphi)q(\varphi) - \frac{q(\varphi)\tau}{\varphi}[1 - \eta(S)] - F + F\eta(S) \geq 0 \quad (6)$$

在城市蔓延未对企业产生任何外部性影响的情况下,企业面临的出口利润为:

$$\pi(\varphi) = p(\varphi)q(\varphi) - \frac{q(\varphi)\tau}{\varphi} - F, \text{ 借鉴 Melitz(2003) 此时决定企业是否出口的条件为:}$$

$$\pi(\varphi) = \frac{r(\varphi)}{\sigma} - F \geq 0 \quad (7)$$

其中 $r(\varphi) = R \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau}{\varphi P} \right)^{1-\sigma}$ 表示企业的出口收益, R 和 P 分别代表市场的总体收益和价格水平。相比于式(7), 若城市蔓延的外部效应 $\eta(S) > 0$, 企业出口条件如式(8)所示:

$$\frac{r(\varphi)}{\sigma} - F + F\eta(S) \geq 0 \quad (8)$$

此时, 企业进入出口市场所面临的生产率门槛得以降低, 进而有助于提高企业出口的概率和积极性。与此相反, 若 $\eta(S) < 0$, 此时企业面临的出口生产率门槛提高, 表明城市蔓延降低了企业参与出口的概率, 企业的出口扩展边际受到损害。基于以上理论分析, 本文接下来将通过实证来检验我国企业的出口二元边际与城市蔓延是否存在非线性关系, 并从企业出口参与视角分析目前我国城市蔓延所带来的利与弊。

四、模型设定与指标构建

(一) 计量模型设定

考虑到企业的出口决策与其所处城市的空间结构可能存在密切联系, 企业是否选择出口并非是完全随机的。在这种情况下, 传统的 OLS 和 PROBIT 估计结果可能会存在选择性偏误。为此, 本文运用 Heckman 两步法模型对其进行修正。计量模型设定如下:

$$export_{it} = \theta_0 + \theta_1 sprawl_{ci,t-1} + \theta_2 sprawl_{ci,t-1}^2 + \tau C_{i,t-1} + \xi \quad (9)$$

$$exportdummy_{it} = \beta_0 + \beta_1 sprawl_{ci,t-1} + \beta_2 sprawl_{ci,t-1}^2 + \gamma Z_{i,t-1} + \kappa exportdummy_{i,t-1} + \varepsilon \quad (10)$$

式(9)是出口方程, 用于考察城市蔓延对企业出口集约边际的影响。其中 $export_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的出口集约边际, 本文以企业的出口交货值占销售产值的比例来衡量。式(10)是选择方程, 用于考察城市蔓延对企业出口扩展边际的影响。其中 $exportdummy_{it}$ 是反映企业 i 在 t 年是否进入出口市场的虚拟变量, 存在出口行为时取值为 1, 否则取值为 0。 $sprawl_{ci,t-1}$ 中的 c, i 表示企业 i 所在城市 c 的城市蔓延水平。 $C_{i,t-1}$ 和 $Z_{i,t-1}$ 是本文设定的若干能够反映企业特征的控制变量。 ξ 和 ε 分别表示方程的随机误差项。同时, 在运用 Heckman 估计过程中, 选择方程中至少要比出口方程多一个变量 (Heckman, 1979)。为此, 本文在式(10)中加入企业是否出口这一虚拟变量的滞后一期, 这样也能够同时观察企业过去的出口状态对当期出口决策的影响。

(二) 指标构建

1. 城市蔓延指数

早期部分学者将人口密度的降低 (Fallah 等, 2001)、土地-人口增长弹性的提高 (王家庭、张俊韬, 2010) 或城市面积的扩张 (李效顺等, 2012) 作为城市蔓延的体现, 但这些指标在本质上均是城市人口的平均密度, 难以准确反映城市人口的分布是集中还是均匀。为了克服这一缺陷, Fallah 等 (2011) 运用下式来测度城市蔓延, 如式(11)所示。

$$SP_c = 0.5 \times (L_c - H_c) + 0.5 \quad (11)$$

其中 L_c 表示城市 c 中密度低于全国城市平均水平的人口数量占全市人口比重; H_c 表示城市 c 中密度高于全国城市平均水平的人口数量占全市人口比重。 SP 指数的取值范围为 0 到 1, 该值越

大,城市蔓延程度就越高。可以发现, SP 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的差异程度。比如,对于城市内人口密度低于全国城市平均水平的区域,不论低 30% 还是低 90%,在式(11)中并没有差别。因此,本文在式(11)基础上从面积视角设计了类似计算,如式(12)所示。

$$SA_c = 0.5 \times (LA_c - HA_c) + 0.5 \quad (12)$$

其中 LA_c 表示城市 c 中人口密度低于全国城市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 c 中人口密度高于全国城市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(11)、(12)两式,本文所采用的城市蔓延指数计算方法为:

$$sprawl_c = \sqrt{SA_c \cdot SP_c} \quad (13)$$

式(13)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,相比于式(11),本文所使用的城市蔓延指数能够更加全面的体现城市人口分布的低密度趋势以及面积的扩张。

在数据处理过程中,目前国内的统计数据仅仅简单地将行政区面积作为城市面积,但是在我国房地产业大幅扩张的现实背景下,城市中相当一部分有楼无人的“鬼城”以及大片未开发的荒凉区域并不能被当作严格意义上的城区。为此,本文首先参考毛其智等(2015)根据 LandScan 全球人口分布数据和全球夜间灯光数据将我国各城市中常住人口大于 1000 且夜间灯光亮度高于 10 的单位区域定义为真实城区。^①其次,借助 LandScan 全球人口分布数据确定我国各个城市每个栅格(单位面积)中的人口分布,并将城市中的栅格加总计算出城市的真实面积和城市内各区域的人口密度。最后,根据式(13)计算出我国各地级市的城市蔓延水平,^②表 1 展示了近年来蔓延程度最高的前十位城市。

表 1 近年来我国蔓延程度前十位的地级市

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:括号里的数字是城市对应的蔓延指数。

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乃至乡村的灯光,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",它综合利用行政区规划资料、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。

2. 控制变量

(1) 全要素生产率 tfp 。新新贸易理论指出,只有生产率水平足够高的企业才能够跨越生产率门槛并进入出口市场。本文主要运用 LP 法测算企业的全要素生产率,同时运用 OP 法测算的全要素生产率进行稳健性检验。^①

(2) 资本密集度 kl 。在过去较长时期内,我国制造业凭借充裕的简单劳动力实现了出口规模的高速扩张,因此,我们从理论上初步判断企业的出口二元边际可能与资本密集度负相关。本文以人均固定资产来衡量企业的资本密集度。

(3) 企业规模 $size$ 。相对于小型企业,规模较大的企业往往具有更高水平的规模经济,其出口活动也可能由此得以扩张。借鉴 Liu 和 Buck(2007),本文以从业人数来衡量企业规模。

(4) 政府补贴 $subsidy$ 。施炳展等(2013)基于产品层面的研究结果显示,补贴通过降低企业的生产成本促进了其出口规模的扩张,但并未提高企业的出口产品质量。为此本文将政府补贴作为重要的控制变量之一。该变量是虚拟变量,如果企业获得补贴,取值为 1,否则,取值为 0。

本文数据来自 2001—2011 年中国工业企业数据库、全球人口动态分布数据库以及全球夜间灯光数据库。此外,考虑到解释变量对企业出口参与产生影响往往需要一个时间过程,同时为避免由反向因果关系带来的干扰,本文将解释变量的滞后一期带入模型进行回归估计。

五、实证检验与分析

首先,以企业出口集约边际(出口比重)为例,图 1 和图 2 分别展示了本文设计的城市蔓延指数 $sprawl$ 以及 Fallah 等(2011)设计的蔓延指数 SP 与企业出口比重之间的拟合曲线,可以看出,企业的出口比重随着城市蔓延程度的增加呈现先抑后扬的正 U 型趋势。当然,这只是大体展示了城市蔓延对企业出口参与的影响特征,接下来,本文结合其他重要的控制变量,运用 Heckman 两步法更为严谨地探讨城市蔓延对企业出口二元边际的影响。

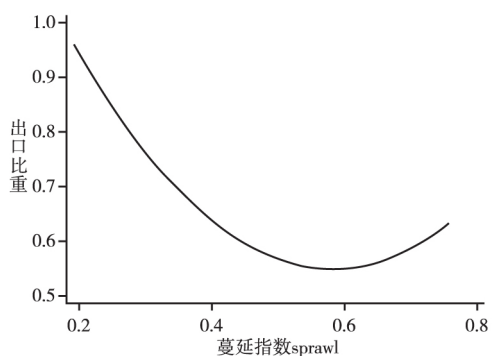


图 1 蔓延指数 $sprawl$ 与出口比重的拟合曲线

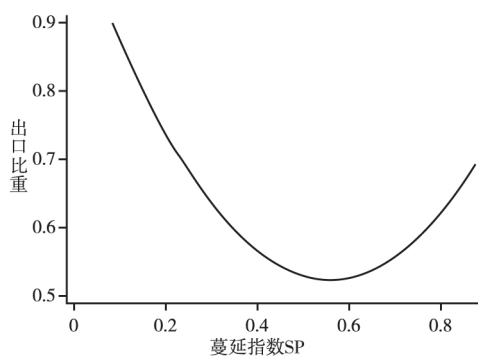


图 2 蔓延指数 SP 与出口比重的拟合曲线

本文运用 Heckman 两步法检验城市蔓延对企业出口二元边际的影响,全样本估计结果如表 2 所示。首先,我们可以发现,逆米尔斯比率 λ 的估计系数在 1% 水平上显著,这意味本文使用

^① 由于 2008、2009 年关键数据的缺失导致无法计算全要素生产率,本文将这两年的 tfp 作为缺失值带入计量方程进行实证检验。此外,本文也以人均产值替代 tfp ,发现变量估计系数的方向和显著性并未发生改变,表现出明显的稳健性。

Heckman 两步法是合理有效的。在(1)列出口方程中,城市蔓延指标一次项和平方项的估计系数分别为负数和正数,且均通过了显著性检验。相应地,控制了年份、城市和行业的估计结果依然稳健(如(3)列所示)。同时,将运用OP法得到的全要素生产率带入模型,所得结果再次表现出高度的稳健性。这表明城市蔓延所产生的外部效应对企业出口集约边际的影响呈现先抑制后促进的正U型特征和趋势,此特征与图1图2所展示的拟合曲线基本一致。相比之下,选择方程中蔓延指数的估计系数完全相反,其一次项和平方项的估计系数分别显著为正和显著为负,这意味着我国制造业企业出口扩展边际随着所在城市蔓延程度的增加而呈现先扬后抑的倒U型发展趋势。出现这种截然不同的结果的原因可能在于,一方面,对于已经进入出口市场的制造业企业来说,在克服了出口固定成本和生产率门槛之后,在城市蔓延初期,区域内规模经济的降低以及土地成本的增加提高了出口企业的平均生产成本,特别是在出口过程中还存在一定程度的“冰山成本”的情况下,出口企业可能因此在短期内相应地减少出口比重。但随着城市蔓延水平的持续提高,区域内基础设施的完善、高素质劳动力的逐步增加以及市场拥挤的缓解等外部正面影响愈加明显,进而有助于出口企业出口集约边际的扩张。另一方面,对于尚未进入出口市场的企业来说,在城市蔓延初期,出口企业出口规模的下降,也同时意味着潜在出口企业面临着相对更大的出口市场需求份额,这无疑会增加其他企业进入出口市场的积极性,扩张了企业的出口扩展边际。随着城市的不断蔓延,由于蔓延所引致的土地成本的增加及生产率水平的下降等负面效应的存在,加之原有出口企业的出口规模也随之扩张,使得未出口企业面临着更高的生产成本和更小的市场需求份额,导致企业进入出口市场的可能性大大降低,表现为出口扩展边际的收缩。

同时,控制变量的估计结果也为我们提供了具有价值的信息。企业的全要素生产率 tfp 的估计系数在出口方程中显著为负,出现这种“生产率悖论”的原因可能在于,一方面中国存在着大量的出口导向型的加工贸易企业,这些生产率较低的出口企业处于国外跨国公司产品价值链中的低端环节,主要负责为跨国公司的产品进行简单加工并出口;另一方面可能是由于部分企业在克服出口固定成本进入出口市场并占据一定市场份额之后,急于创新投入和生产率提升,表现出生产率并未随着出口规模的增加而提高的现象(李春顶 2010)。选择方程中全要素生产率 tfp 的估计系数则显著为正,此结果与新新贸易理论的观点一致。资本密集度 kl 和补贴 $subsidy$ 的估计系数在出口方程中均显著为负,而在选择方程中均显著为正,这表明资本密集度和补贴的提高在显著促进制造业企业出口扩展边际的同时,抑制了企业的出口集约边际。企业规模 $size$ 的估计结果在出口方程和选择方程中均显著为正,表明企业的出口二元边际能够随着企业规模的扩大所带来的规模经济而实现扩张。最后,根据企业前一年是否出口这一变量的估计结果我们可以发现,过去存在出口行为的企业,接下来一年继续选择出口的可能性更大。

接下来,本文进一步将城市划分为蔓延程度较高、蔓延程度居中和蔓延程度较低等三大类别,并分别检验城市蔓延对当地制造业企业出口二元边际的影响及差异,结果如表3所示。^①可以发现,不同程度的城市蔓延对当地制造业企业出口二元边际的影响存在着明显的差异。在出口集约边际方面,城市蔓延指数的一次项和平方项的回归系数在蔓延程度较高的样本中分别显著为正和显著为负,而在蔓延程度居中和较低的样本中,相应的估计系数则完全相反,分别显著为负和显著为正。这意味着城市蔓延所带来的外部效应对企业出口集约边际的影响在蔓延程度较高的城市

^① 由于篇幅所限,同时鉴于用LP和OP法所计算的全要素生产率的回归系数方向和显著性基本一致,文中仅展示以LP法计算的全要素生产率的估计结果,若感兴趣,可向作者索取其余结果。下同。

中呈现先扬后抑的倒 U 型趋势和特征;而在蔓延程度中下的城市中,该影响呈现明显的先抑后扬的正 U 型特征。结合表 2,本文认为导致这种现象的原因可能在于,蔓延提升至一定程度之后,蔓延对企业出口集约边际的积极效应才开始逐渐显现,在此之前,城市蔓延对企业出口比重的影响更多的表现为抑制作用。

表 2 城市蔓延影响企业出口二元边际的全样本估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	生产率由 LP 法所得				生产率由 OP 法所得			
	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程
$sprawl_{t-1}$	-4.447*** (0.145)	5.589*** (0.229)	-0.977*** (0.147)	0.613** (0.258)	-4.649*** (0.377)	6.394*** (0.652)	-4.198*** (0.373)	2.223*** (0.723)
$sprawl_{t-1}^2$	4.255*** (0.168)	-7.173*** (0.263)	1.100*** (0.170)	-0.629*** (0.293)	4.329*** (0.441)	-7.937*** (0.762)	4.965*** (0.437)	-2.536*** (0.838)
tfp_{t-1}	-0.023*** (0.001)	0.029*** (0.001)	-0.024*** (0.001)	0.020*** (0.002)	-0.025*** (0.002)	0.089*** (0.003)	-0.028*** (0.002)	0.103*** (0.004)
kl_{t-1}	-0.072*** (0.001)	0.050*** (0.001)	-0.032*** (0.001)	0.015*** (0.002)	-0.106*** (0.002)	0.105*** (0.005)	-0.081*** (0.002)	0.114*** (0.005)
$size_{t-1}$	0.030*** (0.001)	0.126*** (0.002)	0.010*** (0.001)	0.167*** (0.002)	0.003*** (0.000)	0.008*** (0.000)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.002)
$subsidy_{t-1}$	-0.147*** (0.003)	0.034*** (0.005)	-0.050*** (0.003)	0.059*** (0.006)	-0.133*** (0.006)	0.090*** (0.013)	-0.034*** (0.006)	0.053*** (0.013)
$export_{t-1}$		2.903*** (0.004)		2.798*** (0.004)		3.132*** (0.010)		3.086*** (0.010)
常数项	2.160*** (0.032)	-3.535*** (0.051)	0.874*** (0.045)	-3.581*** (0.068)	2.605*** (0.083)	-3.648*** (0.144)	0.771*** (0.454)	-1.572*** (0.047)
λ	-0.116*** (0.002)		-0.098*** (0.002)		-0.158*** (0.005)		-0.131*** (0.005)	
wald 值	22274.41***		70328.31***		5786.87***		18112.30***	
年份、城市、行业	NO	NO	YES	YES	NO	NO	YES	YES
样本量	1373751	1373751	1373751	1373751	328854	328854	328854	328854

注:***、**和* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号内数值为系数的标准差。下表同。

在出口扩展边际方面,中等程度以上的城市蔓延对企业出口扩展边际表现为先促进后抑制的倒 U 型影响。相比之下,较低程度的城市蔓延对企业进入出口市场可能性的影响不够显著。表 3 的结果再一次验证了城市蔓延所带来的外部效应对制造业企业出口二元边际的非线性影响。此外,控制变量的估计结果与表 2 基本一致,表现出非常明显的稳健性,这里不再赘述。

考虑到不同地区的经济发展、城市建设和出口贸易水平存在的巨大差异,不同地区的城市蔓延对当地企业生产率和相应的出口活动的影响可能因此而发生变化。鉴于此,本文将企业所处城市划分为东部、中部和西部等三大地区进行分样本检验和比较,结果如表 4 所示。可以发现,不论企业的出口集约边际还是扩展边际,城市蔓延对当地制造业企业出口参与的影响在不同区域中表

现出明显的差异。比如在出口方程中,东部和中部地区蔓延指标的一次项和平方项分别显著为负和显著为正(如第(1)、(3)两列所示),而在西部地区中,该指标的估计系数未通过显著性检验(如第(5)列所示)。这表明城市蔓延对制造业企业出口集约边际先抑后扬的正U型影响特征主要体现在我国东、中部地区。其原因可能在于,我国西部地区的出口产品多是资源密集型产品,其出口活动主要取决于当地自然资源的丰裕程度,而城市蔓延的外部效应更多影响着以劳动力为代表的要素成本和生产率,因此我国西部制造业出口企业的出口集约边际尚未受到城市蔓延的明显影响。

表3 不同程度的城市蔓延影响企业出口二元边际的估计结果

	蔓延程度高 ($sprawl > 0.45$)		蔓延程度中 ($0.3 < sprawl < 0.45$)		蔓延程度低 ($sprawl < 0.3$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程
$sprawl_{t-1}$	10.708 *** (0.487)	10.467 *** (0.849)	-12.088 *** (0.395)	3.376 *** (0.675)	-2.907 *** (1.121)	-4.149 (2.672)
$sprawl_{t-1}^2$	-9.981 *** (0.487)	-10.384 *** (0.844)	15.376 *** (0.508)	-3.522 *** (0.861)	4.089 ** (1.665)	1.904 (3.886)
tfp_{t-1}	-0.016 *** (0.002)	0.021 *** (0.003)	-0.030 *** (0.001)	0.019 *** (0.002)	-0.029 *** (0.002)	0.013 * (0.008)
kl_{t-1}	-0.024 *** (0.002)	0.017 *** (0.003)	-0.036 *** (0.001)	0.016 *** (0.002)	-0.024 *** (0.003)	0.018 ** (0.009)
$size_{t-1}$	0.001 (0.002)	0.150 *** (0.004)	0.016 *** (0.002)	0.174 *** (0.003)	0.026 *** (0.003)	0.120 *** (0.011)
$subsidy_{t-1}$	-0.017 *** (0.005)	0.067 *** (0.011)	-0.055 *** (0.004)	0.060 *** (0.008)	-0.107 *** (0.010)	0.023 (0.035)
$export_{t-1}$		2.962 *** (0.007)		2.721 *** (0.005)		2.592 *** (0.020)
常数项	-2.202 *** (0.135)	-6.173 *** (0.226)	3.101 *** (0.086)	-4.093 *** (0.139)	1.165 *** (0.271)	-3.525 *** (0.541)
λ	-0.086 *** (0.003)		-0.104 *** (0.002)		-0.092 *** (0.005)	
wald 值	38637.78 ***		52550.09 ***		4011.77 ***	
年份、城市、行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	514366	514366	806158	806158	53227	53227

在选择方程中,城市蔓延指标一次项和平方项的估计系数在东部地区中分别显著为正和显著为负,其影响呈现倒U型特征;在中西部地区,城市蔓延对制造业企业出口扩展边际的影响却表现出显著的正U型特征。其原因可能是由于在东部地区,特别是东南沿海省份,经济活动的过度集聚削弱了企业进入出口市场的积极性(叶宁华等,2014)。在这种现实背景下,城市蔓延引致的经

济活动的分散在一定程度上缓解了市场拥挤,改善了市场环境,进而提高了企业进入出口市场的积极性。但随着蔓延程度的持续提高,蔓延所导致的集聚经济的损失等负面效应逐渐高于缓解市场拥挤等正面效应,因此,企业的出口扩展边际也随之收缩。

表 4 不同地区的城市蔓延影响企业出口二元边际的估计结果

	东部地区		中部地区		西部地区	
	出口方程(1)	选择方程(2)	出口方程(3)	选择方程(4)	出口方程(5)	选择方程(6)
$sprawl_{t-1}$	-1.551 *** (0.166)	2.004 *** (0.314)	-1.163 *** (0.422)	-2.883 *** (0.530)	0.153 (0.325)	-4.084 *** (0.911)
$sprawl_{t-1}^2$	1.773 *** (0.193)	-2.200 *** (0.358)	0.992 ** (0.467)	3.007 *** (0.587)	0.044 (0.376)	4.140 *** (1.051)
tfp_{t-1}	-0.024 *** (0.001)	0.018 *** (0.002)	-0.030 *** (0.004)	0.023 *** (0.005)	-0.013 *** (0.002)	0.045 *** (0.007)
kl_{t-1}	-0.030 *** (0.001)	0.018 *** (0.002)	-0.044 *** (0.004)	-0.006 (0.005)	-0.033 *** (0.003)	0.025 *** (0.008)
$size_{t-1}$	0.015 *** (0.001)	0.166 *** (0.003)	-0.016 *** (0.005)	0.172 *** (0.007)	-0.055 *** (0.003)	0.132 *** (0.010)
$subsidy_{t-1}$	-0.053 *** (0.003)	0.040 *** (0.007)	-0.018 (0.013)	0.151 *** (0.018)	0.006 (0.007)	0.145 *** (0.023)
$export_{t-1}$		2.821 *** (0.004)		2.585 *** (0.013)		2.924 *** (0.019)
常数项	0.948 *** (0.080)	-3.930 *** (0.099)	1.370 *** (0.109)	-3.164 *** (0.133)	0.891 *** (0.088)	-3.624 *** (0.224)
λ	-0.102 *** (0.002)		-0.048 *** (0.007)		-0.084 *** (0.004)	
wald 值	63021.13 ***		8286.00 ***		5362.97 ***	
年份、城市、行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1030304	1030304	219125	219125	124322	124322

除了地理区位的差异,考虑到不同要素密集程度的行业在技术水平、生产要素特征等方面存在较大的差异,不同行业中制造业企业的出口行为对城市蔓延所带来的外部效应的依赖程度和反应可能也不尽一致。鉴于此,本文将企业划分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型等三大类型^①,估计结果如表5所示。根据蔓延指标的估计系数的显著性和绝对值可以发现,城市蔓延对劳动密集型企业的出口二元边际影响最大,资本密集型企业受到城市蔓延的影响程度次之,技术密集型企业受到的影响相对较弱。如在出口方程中,(1)、(3)、(5)列中蔓延指标的一次项和平方项均分别显著为负和显著为正,但相应的估计系数在劳动密集型样本中分别为-1.368和1.428,且在1%的显著性水平上显著;资本密集型样本中蔓延指标估计系数的绝对值则要小于(1)列;技术

① 行业分类参考谢建国(2003)。

密集型样本中蔓延指标估计系数的显著性和绝对值均明显小于(1)、(3)两列。

相比于出口集约边际,城市蔓延的外部效应仅对劳动密集型企业的出口扩展边际产生了明显的先扬后抑的倒U型影响。比如在选择方程中,仅劳动密集型企业样本中城市蔓延指标的估计系数通过了显著性检验,且蔓延指标的一次项和平方项分别为2.055和-2.438。而蔓延指标的估计系数在资本和技术密集型企业样本中均不够显著,且系数的绝对值也远远小于劳动密集型企业样本。整体来看,劳动密集型企业受到城市蔓延的影响最为明显,其次是资本密集型企业,最后则是技术密集型企业。

导致此结果的原因主要在于,相比于主要依靠成本优势的劳动密集型企业,资本和技术密集型企业选择是否进入出口市场的主要因素在于自身的资本积累和技术水平,具有较高的资本和技术门槛。在当前日益发达和完善的交通和信息网络中,城市蔓延引致的城市密度和规模的变化更多的是作用于以劳动和土地为代表的生产要素成本,对企业资本积累、技术溢出和模仿的影响则相对较小。

表5 城市蔓延对不同行业要素密集度的企业出口二元边际的估计结果

	劳动密集型		资本密集型		技术密集型	
	出口方程(1)	选择方程(2)	出口方程(3)	选择方程(4)	出口方程(5)	选择方程(6)
$sprawl_{t-1}$	-1.368*** (0.248)	2.055*** (0.473)	-1.239*** (0.266)	-0.677 (0.427)	-0.633** (0.281)	0.564 (0.515)
$sprawl_{t-1}^2$	1.428*** (0.279)	-2.438*** (0.526)	1.284*** (0.309)	0.946* (0.486)	0.981** (0.331)	-0.399 (0.594)
λ	-0.110*** (0.003)		-0.088*** (0.003)		-0.090*** (0.003)	
wald 值	22008.36***		24350.17***		22108.51***	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份、城市、行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	410183	410183	509079	509079	338685	338685

此外,不同所有制企业在经营目标、政策环境以及市场化程度等方面存在着巨大的差异,城市蔓延所引致的生产要素成本及生产率的变化对企业出口二元边际的影响在不同所有制企业中可能也大相径庭。为此,本文将样本企业划分为民营企业、外资企业和国有企业等三大类型分别进行回归估计,结果如表6所示。可以发现,城市蔓延对民营企业 and 外资企业出口二元边际的影响方向完全相反。民营企业的出口集约边际和扩展边际随着城市蔓延程度的提高分别表现出先升后降和先降后升的发展趋势,而在外资企业中,城市蔓延对企业出口集约边际和扩展边际的影响分别展现出显著的先降后升和先升后降的特征和趋势。

出现这种现象的原因可能在于,对于我国大部分民营企业来说,整体技术水平和全要素生产率偏低导致企业生产和出口大量同质或相似产品,容易引发市场拥挤。在这种情况下,城市蔓延初期能够通过缓解区域内经济活动密度改善出口企业面临的市场竞争程度,进而促进其出口比重的上升。但随着城市的持续蔓延,通勤成本的增加以及集聚经济效应的大幅消退等负面效应逐渐凸显,企业的出口规模也随之受到抑制。在外资企业中,存在着大量出口导向型的加工贸易企业,

城市蔓延引致的劳动和土地成本的增加在短期内迅速提高了外资企业的出口成本,进而抑制了其出口比重;但随着蔓延水平的持续提高,大量国内企业出口份额的减少为外资企业提供了扩大出口规模的空间,加之外资出口企业往往具有更高水平的规模经济和经营管理策略,使得外资企业能够在城市蔓延后期逐渐克服蔓延所产生的负面影响,实现出口比重的逐步增加。同时,对于潜在的出口企业来说,已有企业出口比重的增加意味着出口市场份额的下降,企业的出口扩展边际自然随之收缩。反之,企业的出口扩展边际将随之扩张。此外,国有企业样本中城市蔓延的估计系数未通过显著性检验,意味着我国国有企业的出口参与尚未受到城市蔓延的明显影响。这可能是由国企庞大的生产规模、地方政策的大力支持以及相对较低的市场化程度所致。

表 6 城市蔓延对不同所有制类型的企业出口二元边际的估计结果

	民营企业		外资企业		国有企业	
	出口方程(1)	选择方程(2)	出口方程(3)	选择方程(4)	出口方程(5)	选择方程(6)
$sprawl_{t-1}$	1.778 *** (0.223)	-0.357 *** (0.108)	-3.586 *** (0.242)	0.397 ** (0.196)	-0.994 (0.682)	-0.805 (1.481)
$sprawl_{t-1}^2$	-1.949 *** (0.253)	0.567 *** (0.159)	4.102 *** (0.285)	-0.578 *** (0.172)	1.337 (0.983)	0.982 (1.704)
λ	-0.114 *** (0.002)		-0.096 *** (0.004)		-0.052 *** (0.008)	
wald 值	24463.63 ***		38216.16 ***		1769.68 ***	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份、城市、行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	668998	668998	293906	293906	59463	59463

六、结论与启示

本文将新贸易理论和空间外部性理论相结合,推断出我国城市蔓延所带来的此消彼长的正负外部效应对制造业企业出口二元边际的非线性影响。研究发现,从整体上看,城市蔓延对中国制造业企业出口集约边际的影响呈现显著的正 U 型特征,而企业出口扩展边际则随着城市的蔓延呈现先扬后抑的倒 U 型发展趋势。进一步的分样本检验结果表明:(1)城市蔓延对企业出口集约边际的影响在蔓延程度较高的城市中呈现显著的倒 U 型特征;而在蔓延程度中下的城市中,该影响则为正 U 型。在出口扩展边际方面,中等程度以上的城市蔓延对企业出口扩展边际表现为先促进后抑制的倒 U 型影响,而较低程度的城市蔓延对企业进入出口市场可能性的影响并不明显。(2)城市蔓延对制造业企业出口集约边际先抑后扬的正 U 型影响特征主要体现在我国东、中部地区,西部地区的制造业企业的出口集约边际并未受到城市蔓延的显著影响;城市蔓延对制造业企业出口扩展边际的影响在东部地区表现出显著的倒 U 型趋势,在中西部地区却表现出显著的正 U 型特征。(3)城市蔓延对劳动密集型、资本密集型和技术密集型企业出口集约边际的影响均体现出显著的正 U 型特征,而城市蔓延仅对劳动密集型企业的出口扩展边际产生了明显的倒 U 型影响。(4)民营企业的出口集约边际和扩展边际随着城市蔓延程度的提高分别表现出先升后降和先

降后升的发展趋势;相比之下,城市蔓延对外资企业出口二元边际的影响完全相反;国有企业尚未受到城市蔓延的显著影响。

根据以上研究结论,本文提出以下政策建议:(1)在继续扩张城市规模的同时,进一步完善城市经济活动所需要的配套设施,以加快发挥城市蔓延对企业出口集约边际的积极作用,并缓解城市密度稀释对企业出口积极性产生的负面影响。(2)加快劳动密集型企业的技术升级,提升其吸收城市蔓延所带来的积极效应的能力和效率,进而提高其出口参与的积极性。(3)根据城市蔓延对民营企业和外资企业出口二元边际的影响特征,我国应在适当给予民营企业出口优惠政策的同时,通过创新补贴等方式提高其技术水平和生产规模,从而进一步发挥城市蔓延对民营企业出口规模所产生的促进作用,以提高我国本土企业整体的出口竞争力,同时这也有助于增强本土出口企业与外资企业之间的互动能力和技术溢出。

参考文献:

1. 陈旭、邱斌、刘修岩《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》2016年第8期。
2. 范剑勇、冯猛、李方文《产业集聚与企业全要素生产率》,《世界经济》2014年第5期。
3. 蒋芳、刘盛和、袁弘《北京城市蔓延的测度与分析》,《地理学报》2007年第6期。
4. 李春顶《中国出口企业是否存在“生产率悖论”:基于中国制造业企业数据的检验》,《世界经济》2010年第7期。
5. 李效顺、曲福田、陈友儒、牟守国《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》2012年第5期。
6. 李永乐、吴群《中国式分权与城市扩张:基于公地悲剧的解释》,《南京农业大学学报(社会科学版)》2013年第1期。
7. 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?——基于中国城市的研究》,《经济学(季刊)》2015年第14卷第3期。
8. 陆铭、向宽虎、陈钊《中国的城市化和城市体系调整:基于文献的评论》,《世界经济》2011年第6期。
9. 毛其智、龙瀛、吴康《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》2015年第2期。
10. 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》,《财经研究》2014年第7期。
11. 沈能、赵增耀、周晶晶《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》2014年第5期。
12. 施炳展、逯建、王有鑫《补贴对中国企业出口模式的影响:数量还是价格》,《经济学(季刊)》2013年第12卷第4期。
13. 孙浦阳、韩帅、许启钦《产业集聚对劳动生产率的动态影响》,《世界经济》2013年第3期。
14. 佟家栋、刘竹青《地理集聚与企业的出口抉择:基于外资融资依赖角度的研究》,《世界经济》2014年第7期。
15. 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》,《经济学家》2010年第10期。
16. 王小鲁《中国城市化路径与城市规模的经济学分析》,《经济研究》2010年第10期。
17. 魏守华、陈扬科、陆思桦《城市蔓延、多中心集聚与生产率》,《中国工业经济》2016年第8期。
18. 谢建国《外商直接投资与中国的出口竞争力——一个中国的经验研究》,《世界经济研究》2003年第7期。
19. 叶宁华、包群、邵敏《空间集聚、市场拥挤与我国出口企业的过度扩张》,《管理世界》2014年第1期。
20. 余壮雄、杨扬《大城市的生产率优势:集聚与选择》,《世界经济》2014年第10期。
21. Brueckner, J. K. , Urban Sprawl: Diagnosis and Remedies. *International Regional Science Review* , Vol. 23 , No. 2 , 2000 , pp. 160 - 171.
22. Ciccone, A. , & Hall, R. E. , Productivity and the Density of Economic Activity. *American Economic Review* , Vol. 86 , No. 1 , 1996 , pp. 54 - 70.
23. Combes, P. , Economic Structure and Local Growth: France 1984 - 1993. *Journal of Urban Economics* , Vol. 47 2000 , pp. 329 - 355.
24. Fallah, B. N. , Partridge, M. D. , & Olfert, M. R. , Urban Sprawl and Productivity: Evidence from US Metropolitan Areas. *Papers in Regional Science* , Vol. 90 , No. 3 , 2011 , pp. 451 - 472.
25. Fulton, W. , Pendall, R. & Nguyen, M. , Who Sprawls Most? How Growth Patterns Differs Across the US. Washington DC , the

Brookings Institution Center. 2001.

26. Glaeser, E. , & Khan, M. , Sprawl and Urban Growth. *Handbook of Regional and Urban Economics* , Vol. 4 , 2004 , pp. 2481 – 2527.
27. Greenaway, D. , & Kneller, R. , Industry Differences in the Effect of Export Market Entry: Learning by Exporting? . *Review of World Economics* , Vol. 143 , No. 3 , 2007 , pp. 416 – 432.
28. Heckman, J. J. , Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* , Vol. 47 , No. 1 , 1979 , pp. 153 – 161.
29. Kneller, R. , & Pisu, M. , Industrial Linkages and Export Spillovers from FDI. *The World Economy* , Vol. 30 , No. 1 , 2007 , pp. 105 – 134.
30. Liu, X. , & Buck, T. , Innovation Performance and Channels for International Technology Spillovers: Evidence from Chinese High-tech Industries. *Research Policy* , Vol. 36 , No. 3 , 2007 , pp. 355 – 366.
31. Manova, K. , Credit Constrains , Heterogeneous Firms , and International Trade. *Review of Economic Studies* , Vol. 80 , No. 2 , 2013 , pp. 711 – 744.
32. Melitz, M. J. , The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica* , Vol. 71 , No. 6 , 2003 , pp. 1695 – 1725.
33. O'sullivan, A. *Urban Economics* (8th Edition) 中国人民大学出版社 2013 年版。
34. Rizov, M. , Oskam, A. , & Walsh, P. , Is There a Limit to Agglomeration? Evidence from Productivity of Dutch Firms. *Regional Science and Urban Economics* , Vol. 42 , No. 4 , 2012 , pp. 595 – 606.
35. Ruane, F. , & Sutherland, J. M. , Foreign Direct Investment and Export Spillovers: How Do Export Platforms Fare. *IIIS Discussion Paper* , No. 58 , 2005.
36. Wassmer, R. W. , Cause of Urban Sprawl in the United States: Auto Reliance as Compared to Natural Evolution , Flight and Blight , and Local Revenue Reliance. *Journal of Policy Analysis and Management* , Vol. 27 , No. 3 , 2008 , pp. 536 – 555.

Urban Sprawl , Dynamic Externality and Firms' Export

——An Empirical Research Based on China's Manufacturing Enterprise Data

CHEN Xu (Anhui University of Finance & Economics , 233030)

QIN Meng & LIU Xiuyan (Southeast University , 211189)

Abstract: The theories of special externality and new-new trade are combined to deduce the dynamic impact of urban sprawl on firms' export , and then , Heckman two-step model is employed to investigate the nonlinear effect of urban sprawl on dual margins of the firms' export. The research results show that the impact of urban sprawl on the intensive margin presents a significant U-shaped trend due to the fact that urban sprawl alleviates market congestion and decreases agglomeration economies. In the meantime , the impact of urban sprawl on extensive margin of firms' export presents a significant inverted U-shaped trend. After dividing the samples according to the aspects which include the degree of urban sprawl , the region the firms are located in , the features of the industry , and the ownership of firms , the results indicate that there exists significant difference among the impacts of urban sprawl on different firms. Moreover , the results of the research provide us with empirical evidence and policy insight into the link between the firms' export and urban sprawl.

Keywords: Urban Sprawl , Dynamic Externality , Dual Margins of Export , Heterogeneity

JEL: R51 , F14

责任编辑: 无 明