

人口集聚如何影响出口企业加成率： 理论机制与经验证据

黄先海 王 煌 陈航宇

摘要：本文将人口集聚纳入扩展的 M-O 模型中，论证了人口集聚视角下出口企业加成率动态变化的理论框架。在理论分析的基础上，利用中国工业企业数据库和海关数据库匹配数据进行实证研究，主要结论如下：（1）在其他条件不变的情况下，人口集聚会导致出口企业加成率下降；（2）分子样本异质性回归结果表明，人口集聚对资本密集型企业、外资企业、从事一般贸易企业、竞争性行业企业的负向加成率效应更大。（3）中介效应模型结果显示，人口集聚会通过“集聚经济效应”和“出口拥堵效应”影响出口企业加成率，当“出口拥堵效应”大于“集聚经济效应”会产生负向加成率效应。（4）在城市—行业层面，人口集聚存在显著的资源再配置效应，主要通过“集约边际”和“拓展边际”降低行业加成率，其中负向“企业内效应”和“进入效应”是导致出口市场拥堵和出口企业绩效恶化的主要原因。（5）“撤县设区”准自然实验、分位数回归、替代变量回归等检验均表明本文结论存在一定的稳健性。本文对当前优化城市空间布局和提升外贸竞争力具有重要启示。

关键词：人口集聚；企业加成率；集聚经济效应；出口拥堵效应

[中图分类号] F710 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 07-000-

引 言

以城市化为特征的空间集聚是中国经济社会发展中的重要特征，微观企业的基本要素劳动力的迁移与集聚成为城市空间扩张的推动力。特别是新经济地理与异质性企业理论结合产生的新新经济地理理论提出后（Ottaviano, 2011）^[1]，企业的出口行为与其所在地区空间集聚之间的联系也是值得研究的议题。劳动力作为生产者的同时也是消费者，随着大量人口向城市集聚，可能对微观出口企业产生三类效

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“全球生产网络、知识产权保护与中国外贸竞争力提升研究”（15ZDB156）；国家自然科学基金重点项目“全球价值链与中国竞争力研究”（71433002）；教育部人文社会科学研究青年项目“全球价值链背景下进口中间品质量与中国出口企业竞争力提升研究：演进机理与优化路径”（19YJC790209）。

[作者信息] 黄先海：浙江大学经济学院教授；王煌（通讯作者）：浙江大学经济学院博士研究生 310027 电子邮箱：wangh0520@zju.edu.cn；陈航宇：浙江大学经济学院博士后。

应：第一，学习效应。人口集聚存在“马歇尔技术外部性”，可以在“干中学”中加强劳动力之间的沟通和交流，有利于出口企业人力资本积累，提高企业的工资和研发创新能力（王永进和张国锋，2015^[2]；吴晓怡和邵军，2016^[3]）。第二，共享效应。人口集聚带来的知识共享，可以通过正式或非正式网络实现转移和有机组合，使人力资源重新分配和交换而产生衍生知识（梁启华和何晓红，2006^[4]），进而提高出口企业的创新潜力。此外，由人口集聚带来的公共资源共享以及专业化和多样化的产品需求可能会降低市场交易成本和促进市场规模扩张，形成规模经济效应。第三，匹配效应。人口集聚会提高生产者与劳动力要素匹配的成功率而降低市场搜寻成本，提升市场运行效率。大量研究对集聚产生的外部经济性进行了检验和证明（Cerina and Mureddu，2012^[5]；陈旭等，2016^[6]）。

尽管集聚可以通过模仿与示范、信息和网络共享、人力资本匹配等外溢作用推动出口贸易发展，但由于要素成本上升、环境承载能力有限、公共设施建设不均衡等原因，城市的最优集聚程度取决于集聚经济与拥挤成本的权衡对比，即集聚外溢效应可能存在非线性影响。Broersma 和 Oosterhaven（2009）^[7]、Ruane 和 Sutherland（2005）^[8]等研究均表现出对经济集中产生负面效应的担忧。第一，大量人口向城市集聚通过产品需求多样性和专业性导致市场规模扩大和企业数量增多，使生产同质产品的出口企业因出口空间饱和而竞相竞价，产生相互挤占或压缩对方出口空间的过度竞争行为（陈旭等，2016；叶宁华等，2015^[9]）。第二，大量使用劳动力要素的出口企业集聚会提高当地用工需求，并随着可能到来的“刘易斯拐点”和人口红利下降，可能加剧出口企业的成本压力，倒逼企业采取用工筛选机制提升人力资本水平和工资成本。本文将这种由人口集聚导致的出口市场中同质产品过度竞争定义为“出口拥堵效应”，将人口集聚通过网络知识溢出和信息共享机制提升企业人力资本和生产率水平定义为“集聚经济效应”。也就是说，集聚在产生正向外溢效应的同时也会因产品市场过度竞争和要素成本上升对出口企业带来负向溢出效应。改革开放40年来，我国以出口导向为标志的对外贸易迅猛发展，但与以 Melitz（2003）^[10]发端的新新贸易理论相违背的是，中国出口产品的价格不仅低于国外同类产品的价格，甚至低于内销产品价格，反映了出口企业正在逐步进入“低加成率陷阱”（刘啟仁和黄建忠，2015^[11]；黄先海等，2016^[12]）。那么，人口集聚能否解释出口企业“低加成率陷阱”现象？人口集聚影响企业加成率的方向如何？“集聚经济效应”和“出口拥堵效应”是否伴随人口集聚而存在？这一系列问题正是本文要分析的关键。

虽然较多文献从企业产出、资本、出口外溢、行业密集度等层面构造集聚指标并研究其经济效应，但鲜有对微观企业的行为主体（人）的集聚效应进行研究，忽略了对人口集聚产生沟通、交流、示范等外部经济效应的现实考量，不能全面反映城市集聚在人口维度的经济绩效。本文可能的创新之处在于：第一，在 M-O 模型的基础上，构建了一个从人口集聚的视角分析出口企业加成率动态变化的理论框架，直观地表现出人口集聚对出口企业加成率的影响效应和作用渠道。第二，本文提供了人口集聚通过“集聚经济效应”和“出口拥堵效应”影响出口企业加成率

的经验证据,表明“出口拥堵效应”大于“集聚经济效应”会导致人口集聚产生负向加成率效应。第三,将分析视角从微观企业层面过渡到城市—行业层面,发现人口集聚存在资源再配置效应,通过集约边际和拓展边际降低城市—行业加成率水平。第四,利用历经撤县设区政策冲击的城市企业进行“准自然实验”等方法,证实了人口集聚对出口企业产生负向加成率效应具有稳健性。

一、理论模型

本部分借鉴 Melitz 和 Ottaviano (2008)^[13]的模型,将企业可变加成率内生,并将人口集聚的作用机制引入模型,以此揭示人口集聚对出口企业加成率的影响机理。假设存在两个国家,包括本国 H 和外国 F,两国都生产一种传统产品和一类工业品,传统商品市场完全竞争,将其标准化为一般等价物。工业品市场垄断竞争,其种类 $i \in \Omega$ 是分布在 Ω 上的连续统。假设两个国家的消费者偏好、厂商的生产技术相同,并且外国市场规模大于本国市场,即 $M^F > M^H$ 。

(一) 需求与消费者行为

假定所有消费者均具有以下拟线性效用函数:

$$U = q_0^c + \alpha \int_{i \in \Omega} q_i^c di - \frac{1}{2} \lambda \int_{i \in \Omega} (q_i^c)^2 di - \frac{1}{2} \eta \left(\int_{i \in \Omega} q_i^c di \right)^2 \quad (1)$$

$$\text{s. t. } q_0^c + \int_{i \in \Omega} p_i q_i^c di = I \quad (2)$$

其中 q_0 表示传统商品,其价格标准化为 1, q_i 表示第 i 种工业品的消费量,参数 α 、 λ 和 η 均为正数且与需求相关, λ 表示工业品之间的弹性, α 和 η 表示工业品和传统商品之间的弹性,可以得出企业的需求函数为:

$$q_i = M q_i^c = \frac{M}{\lambda} (p^{\max} - p_i) \quad (3)$$

其中,当总需求为 0 时,可以得到第 i 种商品的价格上限为 $p^{\max} \equiv \frac{\eta \int_{i \in \Omega} p_i di + \lambda \alpha}{\eta N + \lambda}$ 。N 为产品多样性种类数, M 为消费者数量,即市场规模。

(二) 供给与生产者行为

在供给层面,假定企业在进入市场前不知道其生产率,仅知道生产率分布情况,在支付市场进入成本 f_e 后得知其生产率,而人口集聚会通过信息共享、人员交流沟通等外部经济效应提高劳动生产率,进而影响企业的预期生产率。假定企业的生产函数为:

$$q = AK^{1-\alpha-\beta} L^\alpha \left(\sum m_i^{(\sigma-1)/\sigma} \right) \beta \sigma / (\sigma - 1) \quad (4)$$

其中, K 和 L 分别表示企业在生产时所投入的资本和劳动力,其价格分别为 r 和 w , m_i 表示企业在生产中所投入的中间品,其价格为 p_i^m , A 为企业的生产率水平,其中 A_0 为企业基准生产率,并且有:

$$A = A_0 f(\theta(\bar{L})) \quad (5)$$

其中, \bar{L} 表示劳动力总供给, $\theta(\bar{L})$ 表示人口集聚程度, 并且 $\partial\theta/\partial\bar{L} > 0$, 即人口集聚程度与劳动力总供给正相关, 而 $f(\theta(\bar{L}))$ 表示人口集聚程度对生产率的影响。并且根据前面的分析可知有 $\partial f/\partial\theta > 0$ 。同时假定人口集聚还将影响市场规模, 即人口集聚程度越高, 市场规模越大。从而可知企业的均衡价格和均衡产量为:

$$q_{HH}(A_0) = \frac{M_H(\theta(\bar{L}_H))}{2\lambda} \left(p_H^{\max} - \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{A_0 f(\theta(\bar{L}_H))} \right), p_{HH}(A_0) = \frac{1}{2} \left(p_H^{\max} + \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{A_0 f(\theta(\bar{L}_H))} \right) \quad (6)$$

$$q_{FF}(A_0) = \frac{M_F(\theta(\bar{L}_F))}{2\lambda} \left(p_F^{\max} - \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{A_0 f(\theta(\bar{L}_F))} \right), p_{FF}(A_0) = \frac{1}{2} \left(p_F^{\max} + \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{A_0 f(\theta(\bar{L}_F))} \right) \quad (7)$$

$$q_{HF}(A_0) = \frac{M_F(\theta(\bar{L}_F))}{2\lambda} \left(p_F^{\max} - \tau_{HF} \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{A_0 f(\theta(\bar{L}_H))} \right), p_{HF}(A_0) = \frac{1}{2} \left(p_F^{\max} + \tau_{HF} \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{A_0 f(\theta(\bar{L}_H))} \right) \quad (8)$$

$$\Phi(w, r, p_i^m) \equiv (1 - \alpha - \beta) - (1 - \alpha - \beta) \alpha^{-\alpha} \beta^{-\beta} r^{1-\alpha-\beta} w^\alpha \left(\sum (p_i^m)^{1-\sigma} \right) \beta / (1 - \sigma) \quad (9)$$

其中, 下标 ij 表示从 i 国出口至 j 国, $\tau > 1$ 表示冰山贸易成本, Φ 表示综合要素成本, 从而可知企业在两个市场上的利润为:

$$\pi_{HH}(A_0) = \frac{M_H(\theta(\bar{L}_H))}{4\lambda} \left(p_H^{\max} - \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{A_0 f(\theta(\bar{L}_H))} \right)^2, \pi_{HF}(A_0) = \frac{M_F(\theta(\bar{L}_F))}{4\lambda} \left(p_F^{\max} - \tau_{HF} \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{A_0 f(\theta(\bar{L}_H))} \right)^2 \quad (10)$$

$$\pi_{FF}(A_0) = \frac{M_F(\theta(\bar{L}_F))}{4\lambda} \left(p_F^{\max} - \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{A_0 f(\theta(\bar{L}_F))} \right)^2, \pi_{FH}(A_0) = \frac{M_H(\theta(\bar{L}_H))}{4\lambda} \left(p_H^{\max} - \tau_{FH} \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{A_0 f(\theta(\bar{L}_F))} \right)^2 \quad (11)$$

(三) 自由进入条件

根据自由进入条件 (free entry condition), 假定厂商 i 需要支付沉没成本发 f_e

从而进入市场，然后厂商 i 可以观测到自身的边际成本 c_i 以及生产率的分布 $G(c)$ ，给定自由进入条件，企业的利润期望值为 0，即：

$$\int_{\Phi(w, r, p_i^m)/p_i^{\max}f(\theta(\bar{L}_H))}^{\infty} \pi_{HH}(A_0) dG(A_0) + \int_{\tau_{HF}\Phi(w, r, p_i^m)/p_i^{\max}f(\theta(\bar{L}_H))}^{\infty} \pi_{HF}(A_0) dG(A_0) = f_E$$

$$\int_{\Phi(w, r, p_i^m)/p_i^{\max}f(\theta(\bar{L}_F))}^{\infty} \pi_{FF}(A_0) dG(A_0) + \int_{\tau_{FH}\Phi(w, r, p_i^m)/p_i^{\max}f(\theta(\bar{L}_F))}^{\infty} \pi_{FH}(A_0) dG(A_0) = f_E$$

(12)

进一步可以求出自由进入条件为：

$$p_H^{\max} = \left[\frac{2\lambda(k+1)(k+2)f_E\Phi^k(w, r, p_i^m)}{M_H(\theta(\bar{L}_H))(f(\theta(\bar{L}_H))A_0)^k} \frac{1 - \tau_{FH}^{-k}}{1 - \tau_{HF}^{-k}\tau_{FH}^{-k}} \right]^{1/(k+2)}$$

$$p_F^{\max} = \left[\frac{2\lambda(k+1)(k+2)f_E\Phi^k(w, r, p_i^m)}{M_F(\theta(\bar{L}_F))(f(\theta(\bar{L}_F))A_0)^k} \frac{1 - \tau_{HF}^{-k}}{1 - \tau_{HF}^{-k}\tau_{FH}^{-k}} \right]^{1/(k+2)}$$

(13)

为了简化分析，本文假定本国与国外为镜像国家。且对于既有内销又进行出口的企业来说，本文以产量为权重计算企业加成率的平均值，所以有：

$$\mu(A_0) = \begin{cases} A_0f(\theta(\bar{L}))p^{\max} + \frac{1}{2}, & \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{p^{\max}f(\theta(\bar{L}))} < A_0 < \frac{\tau\Phi(w, r, p_i^m)}{p^{\max}f(\theta(\bar{L}))} \\ \frac{A_0f(\theta(\bar{L}))p^{\max}}{2\Phi(w, r, p_i^m)} \frac{(1 + 1/\tau)A_0f(\theta(\bar{L}))p^{\max} - 2\Phi(w, r, p_i^m)}{2A_0f(\theta(\bar{L}))p^{\max} - (1 + \tau)\Phi(w, r, p_i^m)} + \frac{1}{2}, & \frac{\tau\Phi(w, r, p_i^m)}{p^{\max}f(\theta(\bar{L}))} < A_0 < \frac{\Phi(w, r, p_i^m)}{p^{\max}f(\theta(\bar{L}))} \\ A_0 > \frac{\tau\Phi(w, r, p_i^m)}{p^{\max}f(\theta(\bar{L}))} \end{cases}$$

(14)

从上式中可以看出，对于同一企业而言，其出口产品的加成率要低于内销产品。其原因在于，虽然在镜像国家假定下企业的出口产品价格要高于内销产品，但其产品价格的提升程度要低于其边际成本的提升程度，因此其出口产品的加成率有所下降。进一步，人口集聚对内销企业加成率的影响为：

$$\frac{\partial \ln [2\mu(A_0) - 1]}{\partial \theta(\bar{L})} = \underbrace{\frac{f'(\theta(\bar{L}))}{f(\theta(\bar{L}))}}_{\text{集聚经济效应}} + \underbrace{\left(-\frac{1}{k+2} \frac{M'(\theta(\bar{L}))}{M(\theta(\bar{L}))} - \frac{k}{k+2} \frac{f'(\theta(\bar{L}))}{f(\theta(\bar{L}))} \right)}_{\text{竞争加剧效应}} \quad (15)$$

从上式中可知，人口集聚对内销企业加成率的影响主要取决于集聚经济效应（即人口集聚有利于劳动力之间的沟通交流和知识溢出，从而提升企业生产率）和竞争加剧效应（即人口集聚通过市场规模的扩大加剧企业之间竞争）。并且可以看出，集聚经济效应可以使企业加成率上升，而竞争加剧效应会使企业加成率下降。同样，对式（14）求偏导，得到人口集聚对出口企业加成率的影响为：

$$\frac{\partial \ln [2\mu(A_0) - 1]}{\partial \theta(\bar{L})} = \underbrace{\Psi \frac{f'(\theta(\bar{L}))}{f(\theta(\bar{L}))}}_{\text{集聚经济效应}} + \underbrace{\Psi \left(-\frac{1}{k+2} \frac{M'(\theta(\bar{L}))}{M(\theta(\bar{L}))} - \frac{k}{k+2} \frac{f'(\theta(\bar{L}))}{f(\theta(\bar{L}))} \right)}_{\text{出口拥堵效应}}$$

$$\Psi \equiv 1 + \frac{1}{f(\theta(\bar{L})) p^{\max} - \frac{2\Phi(w, r, p_i^m)}{(1+1/\tau)A_0}} - \frac{1}{f(\theta(\bar{L})) p^{\max} - \frac{(1+\tau)\Phi(w, r, p_i^m)}{2A_0}} > 1 \quad (16)$$

也就是说,人口集聚对出口企业加成率的影响与内销企业类似,人口集聚产生的集聚经济效应使得出口企业加成率上升,而人口集聚也会促使低生产率企业进入出口市场,最终导致市场过度竞争,使企业获得较低的市场价格和利润,从而产生出口拥堵效应,引起企业加成率下降。但值得注意的是,对于出口企业而言,无论是集聚经济效应还是出口拥堵效应的影响均要高于内销企业。因此,可以得出本文的基本命题:人口集聚对出口企业加成率的影响取决于集聚经济效应和出口拥堵效应的相对大小。当集聚经济效应大于出口拥堵效应,人口集聚将提升出口企业加成率;当集聚经济效应小于出口拥堵效应,人口集聚将不利于出口企业加成率提升。

二、数据、变量与描述性统计

(一) 主要数据来源

1. 中国工业企业数据库。本文主要采用的数据来源之一为1998—2007年国家统计局的工业企业数据库,其调查对象涵盖了所有国有工业企业和主营业务收入大于500万的规模以上非国有企业。按照Brandt等(2012)^[14]、田巍和余森杰(2014)^[15]等常用的做法,对数据进行了调整:第一,统一了1998—2007年四位码行业代码;第二,以法人代码为基础识别企业单位,采用序贯识别法对每个企业截面进行了重新编码。并且删除了流动资产大于总资产、总固定资产大于总资产、固定资产净值大于总资产、企业编码缺失、企业成立时间有误等有违“通用会计准则”的企业数据。

2. 工业企业-海关匹配数据。海关贸易数据记录了2000—2006年各个月度通关企业的每一笔产品层面的交易信息,为了研究需要,本文将月度数据加总为年度数据。并参考Yu(2015)^[16]、田巍和余森杰(2014)的两步匹配方法进行数据库匹配:第一,按照企业名称和年份进行匹配;第二,通过企业的邮政编号和电话号码后7位进行匹配。匹配后的数据库中企业出口额占制造业企业数据库出口额一半左右,与田巍和余森杰(2014)等研究的匹配结果相当。

(二) 变量调整与测算

1. 人口集聚指标。在中国地级市管理县级市的行政体系下,市辖区城市规模扩大对市区内的劳动力集聚可能会溢出到周边县级区域的企业,本文将地级市及以上等级城市定义为城市,不包括县级市,将地级市管辖的行政区域内所有规模以上工业企业纳入研究范围。参照Ciccone和Hall(1996)^[17]的做法,为了消除不同城

市的地理面积差异所导致的测量误差,本文选取城市人口密度($rkmd$,人/平方公里)和非农人口密度($fnrkmd$,人/平方公里)的对数形式作为人口集聚程度($popagg$)的衡量指标。人口密度数据用于一般性经验分析,非农人口密度用作稳健性检验,数据来源于2001—2007年《中国城市统计年鉴》。考虑到人口集聚与企业加成率之间可能存在内生性问题,本文选用1920年城市人口密度作为人口集聚指标的工具变量($ivrkm$),数据根据《1901—1920年中国基督教调查资料》中的信息整理得到。由于1920年以来一些城市的名称发生变化,例如原“顺德府”为现在的邢台市,原“宽城子”为现在的长春市,原“处州”为现在的丽水市,原“颍州府”为现在的阜阳市,等等。在整理过程中,将原始城市名与现在城市名对应处理,最终统计了314个城市中139个城市人口密度数据。

2. 企业生产率和加成率指标。为了解决生产函数OLS估计存在的同时性偏误和选择性偏误,本文使用Levinsohn和Petrin(2003)^[18]的方法计算企业生产率,采用对数值(tfp)进行实证分析。另参考De Loecker和Warzynski(2012)^[19]的方法,采用结构方程对企业加成率进行估算,从而得到 $markup_{ijt} = \sigma_{ijt}^M (\vartheta_{ijt}^M) - 1$ 。其中, $markup_{ijt}$ 表示企业加成率, σ_{ijt}^M 和 ϑ_{ijt}^M 分别表示企业*i*所需中间品投入的产出弹性和投入份额。根据DLW法,企业需要充分调整该投入要素,由于中国劳动力尚且不能充分流动,并且资本投入被认为是一种动态投入,所以在估算企业加成率时使用中间品投入估计产出弹性。

3. 企业层面投入产出数据调整。主要包括工业总产值(y_{ijt})、工业增加值(va_{ijt})、从业人数($lijt$)、资本存量(k_{ijt})、工业中间投入(m_{ijt})等。除了从业人数外,其他变量均存在价格因素,因此需要对其进行价格调整。本文以2000年各省份价格指数为基准,用工业品出厂价格指数对工业总产值(y_{ijt})和工业增加值(va_{ijt})进行调整,用工业品购进价格指数对工业中间投入(m_{ijt})进行调整。借鉴简泽等(2014)^[20]的做法,采用永续盘存法对企业资本存量(k_{ijt})进行估计。

4. 其他控制变量。(1)企业规模($scale$),用企业销售额的对数值表示。(2)企业中间品投入比($inputratio$),用企业每年工业中间品投入占工业总产值比重衡量。(3)企业所有制类型(soe),用企业国有资本占实收资本的比例表示。(4)企业年龄(age),用企业运营的时长对数值表示,即企业当年年份与开业年份之差的绝对值。(5)市场规模(ms),利用市场潜力指标衡量某个特定企业所辐射的市场规模,计算公式为 $ms_{rt} = \sum_{x \neq r} \frac{GDP_{xt}}{D_{xr}} + \frac{GDP_{rt}}{D_{rr}}$,其中*r*和*t*分别表示省份和时间, GDP_{rt} 表示*r*省的地区生产总值, D_{rr} 和 D_{xr} 分别表示*r*省内部距离和到其他省的省会城市之间的距离。省内距离 $D_{rr} = \frac{2}{3} \sqrt{\frac{a_r}{\pi}}$, a_r 为*r*省国土面积大小。(6)融资约束(fin),用企业利息支出与固定资产合计比值表示。(7)城市—行业竞争程度(hhi),用城市—四位码行业赫芬达尔指数表示, hhi 越大意味着行业垄断程度越高。(8)城市人均国内生产总值($rgdp$),采用对数形式。

三、经验研究结果与分析

(一) 计量模型设定

本文主要研究城市人口集聚程度 (*popagg*) 对出口企业加成率 (*markup*) 的影响, 并在此基础上通过中介效应模型分析城市人口集聚对出口企业加成率效应的作用机制, 基准模型设定如下:

$$markup_{ijt} = Z_0 + Z_1 popagg_{ct} + \varphi_1 Z_{ijt} + \varphi_2 Z_{jt} + \varphi_3 Z_{ct} + \delta_j + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (17)$$

上式中, 下标 *i*、*j*、*c* 和 *t* 分别表示企业、行业、城市和年份, 主要验证城市人口集聚对出口企业加成率的影响效应。通常认为企业生产率越高, 其边际成本越低, 所以本文将企业生产率 (*tfp*) 作为集聚经济效应的代理变量。另一方面, 由于城市人口集聚引致的出口规模快速扩张将通过降低企业进入出口市场的临界边际成本而加剧出口拥堵竞争, 最终会导致出口成本上升及出口价格和利润下降 (叶宁华等, 2014)。由于企业出口价格不好衡量, 这里用出口市场竞争程度赫芬达尔指数 (*hhi*) 作为出口拥堵效应的代理变量。*Z* 是控制变量集, 其中 Z_{ijt} 是企业层面的控制变量, Z_{jt} 是行业层面的控制变量, Z_{ct} 是城市层面的控制变量, δ_j 、 δ_c 和 δ_t 表示不可观测的行业、城市和年份固定效应, ε_{ijt} 是满足均值为 0、方差为 δ^2 的随机干扰项。

(二) 基准回归结果

表 1 汇报了基准模型的回归结果。主要解释变量 *popagg* 的系数为负, 表明城市人口集聚程度越高, 出口企业加成率越低。生产率 *tfp* 的系数显著为正, 说明生产率越高的企业具有越高的加成率 (Melitz and Ottaviano, 2008), 证实了企业出口存在自选择效应。控制变量方面基本符合预期, 企业规模 (*scale*) 的系数显著为正, 说明规模越大的出口企业越具有规模经济优势。中间品投入比 (*inputratio*) 的系数显著为负, 可能是中间品投入较多的企业产品质量并不高的原因所致。*soe* 的系数显著为正, 说明出口企业国有资本占比高, 原因可能是出口国有企业相比于非国有企业具有较强的融资能力, 可通过创新研发提高产品质量和市场势力 (张杰等, 2014^[21])。企业年龄 (*age*) 的系数显著为负, 说明企业市场在位时间并不能提升出口绩效。市场规模 (*ms*) 的系数显著为正, 说明企业的市场规模大, 一方面可以通过扩大出口市场产生“出口中学”效应, 另一方面会因为规模经济优势降低企业生产边际成本。融资约束 (*fin*) 的系数为负但不显著, 说明融资约束强的企业并未表现为较强的市场势力, 原因可能在于企业的创新转换能力较弱且产品质量较低。赫芬达尔指数 (*hhi*) 的系数为负, 说明城市竞争强度大, 对企业产生“竞争逃避效应”, 强化创新激励, 从而提高市场势力。城市人均 GDP (*rgdp*) 的系数显著为正, 可能因为经济发展水平越高的城市, 制度环境和市场环境越好, 通过降低企业的市场交易成本或出口固定成本提高企业绩效。

考虑可能存在的内生性问题。第一, 采取 1920 年中国城市人口密度数据作为人口密度的工具变量, 主要有以下几点考虑: 首先, 1920 年城市人口密度与样本

中的人口密度之间相关性较高（相关系数达到0.7223）；其次，出口企业加成率与1920年城市人口密度的相关性较低，仅为0.0616；此外，进行了弱工具变量检验，结果显著拒绝原假设，说明不存在弱工具变量。面板工具变量法回归结果汇报在第（4）列中，除了少数变量的显著性发生变化外，主要解释变量（*popagg*）的系数依然显著为负。第二，采用动态面板GMM的方法进行估计，既克服了可能存在的内生性问题，也可以提高估计效率，差分GMM和系统GMM的结果汇报在第（5）列和第（6）列。同样可以看到，除了个别变量的显著性和方向出现变化外，核心解释变量的符号及显著性无明显改变。根据系统GMM回归结果可知，在其他条件不变的情况下，人口集聚程度每提高1%，出口企业的加成率将降低0.0217（相当于0.0921个标准差）。也就是说本文的核心结论：人口集聚抑制了出口企业加成率提升具有一定的稳健性。从GMM估计检验结果来看，过度识别Sargan检验接受了工具变量有效性的假设，同时自相关检验显著拒绝了二阶自相关，说明扰动项不存在自相关，模型符合GMM估计的使用条件。

表1 人口集聚对出口企业加成率的影响（基准回归结果）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	POLS	FE	FE	面板IV	差分GMM	系统GMM
<i>popagg</i>	-0.0426*** (-14.98)	-0.0323*** (-14.07)	-0.0150*** (-9.58)	-0.2949** (-2.53)	-0.0217*** (-7.49)	-0.0217*** (-7.45)
<i>tfp</i>	0.0938*** (242.97)	0.1796*** (302.05)	0.0478*** (89.96)	0.0503*** (83.05)	0.0341*** (22.36)	0.0340*** (22.28)
<i>scale</i>			0.0044*** (6.18)	0.0025*** (2.77)	0.0076*** (5.36)	0.0076*** (5.37)
<i>inputratio</i>			-1.6118*** (-427.01)	-1.6153*** (-377.43)	-1.7571*** (-121.05)	-1.7576*** (-121.02)
<i>soe</i>			-0.0121*** (-4.92)	-0.0104*** (-3.15)	-0.0018 (-0.47)	-0.0016 (-0.44)
<i>age</i>			-0.0046*** (-6.81)	-0.0026*** (-2.73)	-0.0035*** (-2.72)	-0.0035*** (-2.67)
<i>ms</i>			0.0309** (2.18)	-0.0636 (-1.11)	0.0110 (0.37)	0.0119 (0.40)
<i>fin</i>			-0.0004 (-1.16)	-0.0019*** (-2.60)	0.0001 (0.30)	0.0001 (0.28)
<i>hhi</i>			-0.0049*** (-2.90)	-0.0028 (-1.34)	-0.0076*** (-2.84)	-0.0075*** (-2.77)
<i>rgdp</i>			0.0218*** (15.26)	0.0915*** (3.92)	0.0181*** (6.12)	0.0182*** (6.14)
<i>l.markup</i>					-0.0006 (-0.16)	-0.0005 (-0.14)
常数项	0.7791*** (19.91)	0.1700 (1.16)	1.8667*** (18.65)	3.0410*** (5.36)	2.2030*** (52.61)	2.1576*** (42.26)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是	否	否
N	209194	209194	206691	166759	99679	147781
R ²	0.288	0.160	0.622	0.708		
AR(1)					0.0000	0.0000
AR(2)					0.1281	0.1231
Sargan检验					0.1035	0.1155

注：括号内为t值或z值，*、**和***分别为10%、5%和1%显著性水平，拟合优度均为调整后的R²，下表同。

(三) 分样本异质性回归结果

表2汇报了分要素密集度、企业类型、贸易类型和行业类别的回归结果。从分要素密集度回归结果来看,人口集聚对资本密集型出口企业的负向影响最大,其次是劳动密集型出口企业,对技术密集型出口企业的负向影响最小。可能的原因是,尽管过去具有出口优势的企业广泛存在于劳动密集型部门,但随着中国物质资本快速积累导致生产要素结构转变,使得中国资本密集型行业出口比重急剧上升,而劳动密集型行业比重逐年下降(张相伟和陆云航,2014^[22];陈旭等,2016)。所以在中国出口重心不断由劳动密集型行业向资本密集型行业过渡的过程中,人口集聚产生的外部性可能更多地作用于资本密集型行业,而技术密集型行业可以通过自主创新行为提高企业竞争力。

表2 人口集聚对出口企业加成率的影响(分样本异质性回归结果)

I 部分	劳动密集型		资本密集型		技术密集型	
	FE	系统 GMM	FE	系统 GMM	FE	系统 GMM
<i>popagg</i>	-0.0115*** (-6.90)	-0.0148*** (-4.66)	-0.0108** (-2.29)	-0.0226** (-2.41)	-0.0051*** (-2.61)	-0.0088** (-2.55)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	否	是	否	是	否
N	206 691	147 781	206 691	147 781	206 691	147 781
R ²	0.622		0.622		0.622	
II 部分	内资企业		外资企业		一般贸易	
	FE	系统 GMM	FE	系统 GMM	FE	系统 GMM
<i>popagg</i>	-0.0254*** (-4.91)	-0.0302*** (-3.31)	-0.0333*** (-5.45)	-0.0689*** (-5.30)	-0.0205*** (-4.73)	-0.0205*** (-2.83)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	否	是	否	是	否
N	76 552	51 897	33 548	24 896	104 613	71 563
R ²	0.621		0.626		0.629	
III 部分	加工贸易		垄断性行业		竞争性行业	
	FE	系统 GMM	FE	系统 GMM	FE	系统 GMM
<i>popagg</i>	-0.003 0 (-1.28)	-0.015 8*** (-3.88)	-0.012 4 (-1.38)	-0.019 9 (-1.61)	-0.014 2*** (-9.22)	-0.020 6*** (-7.20)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	否	是	否	是	否
N	32 891	22 932	206 691	147 781	206 691	147 781
R ²	0.523		0.622		0.622	

从分企业类型的回归结果来看,人口集聚对外资企业的负向影响大于内资企业。相对于内资企业,外资企业往往是出口导向型企业,由人口集聚产生的外部经济效应自然会显著提升外资企业参与国际市场竞争,由于市场竞争强度过大导致外

资企业利润率较低, 进而不利于市场势力提升。内资企业除了容易受出口固定成本和国际市场风险加大等因素的影响外, 多数内资国有企业需要承担减少地方失业和增加地方福利等社会职能, 而内资民营企业首先会选择进入国内市场, 当集聚到一定程度开始挤压国内市场收益时, 民营企业才开始出口, 因此受人口集聚产生的出口拥堵效应影响较小。

从分贸易类型和行业类别回归结果来看, 一般贸易和竞争性行业中人口集聚的负向加成率效应更大。在中国加工贸易出口额中, 外资加工贸易出口占比超过85%, 并且跨国公司控制的进口中间品的技术含量和产品质量较高, 可通过进口高质量中间品提高最终品产品质量, 从而通过产品质量差异化定价对人口集聚产生的出口拥堵现象产生缓冲效应(许家云等, 2017)^[23]。而一般贸易企业由于缺乏自主创新, 采取的是普遍存在的“低价、低质量”竞争策略, 可能使得一般贸易企业的负向加成率效应大于加工贸易。对于垄断性行业来说, 人口集聚会对出口企业加成率产生负向影响, 但并不显著。一般垄断性行业具有较高的市场定价权, 可能由于行政保护、进入退出壁垒、产品差异化等原因(余东华, 2006^[24]), 一定程度上弱化了企业出口竞争, 使得垄断性行业的负向加成率效应不显著。

(四) 人口集聚对出口企业加成率效应的影响渠道

通过中介效应模型对人口集聚如何影响出口企业加成率进行了分析。当人口集聚程度提高后, 信息共享、知识溢出等外部经济效应会导致企业生产率提高, 从而产生集聚经济效应。另一方面, 由人口集聚引起的企业出口扩张, 也有可能就会导致出口企业之间通过相互挤占或压缩对方的出口空间形成过度恶性竞争, 从而产生出口拥堵效应。具体来看, 表3的第(2)列结果显示人口密度越大, 出口企业的数量显著增加^①。说明城市人口集聚既提高了企业获取高技能劳动力的概率, 由人口集聚导致的消费者增加也能通过扩大企业的市场规模而促进更多企业进入出口市场。但从第(3) — (5)列结果来看, 城市—行业赫芬达尔指数、出口额和新产品产值的系数显著为负^②。这说明了一个事实: 城市人口集聚引起了出口市场的拥堵而产生了过度竞争效应^③, 并且缺乏新产品研发创新的有效“竞争逃避机制”, 进而不利于企业提升市场势力(诸竹君等, 2018^[25])。从第(6) — (7)列结果来看, 人口密度越大, 出口企业支付的人均工资越高, 说明劳动力在空间上的地理集聚形成了“干中学”上的知识共享, 通过知识溢出和劳动力市场筛选机制促进了企业生产率提高。第(8)列将生产率、赫芬达尔指数和新产品产值等中介变量纳入模型中, 结果显示上述变量仍然显著, 但是人口集聚系数不显著, 说明人口集聚产生的负向加成率效应可以用上述中介变量解释。人口集聚会使出口市场竞争强化, 呈现出企业数量增加, 市场份额挤压、创新行为不足、利润率降低的“出口

①由于这里的被解释变量为城市—行业的企业数, 并且其均值和方差接近, 所以采用泊松回归进行估计。

②由于赫芬达尔指数取值范围为0-1, 这里采用受限被解释变量 tobit 模型进行回归。

③这里还检验了城市人口集聚对出口企业工业总产值、销售产值和利润率的影响, 发现人口集聚不但促进了城市—行业企业数量的增加, 而且导致企业工业总产值、销售产值和利润率下降, 进而说明出口市场存在恶性竞争现象。限于篇幅, 结果备索。

拥堵”现象，当出口拥堵效应大于集聚经济效应，人口集聚对出口企业产生负向加成率效应。

表3 人口集聚对出口企业加成率的影响渠道（中介效应模型）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>markup</i>	<i>num</i>	<i>hhi</i>	<i>export</i>	<i>newproduct</i>	<i>wage</i>	<i>tfp</i>	<i>markup</i>
<i>popagg</i>	-0.016 1*** (-9.58)	0.080 0*** (100.88)	-0.056 5*** (-36.23)	-0.162 6*** (-9.53)	-0.026 5*** (-3.21)	2.185 7*** (10.77)	0.049 8*** (6.67)	-0.023 9 (-0.12)
<i>tfp</i>								0.032 8*** (16.27)
<i>hhi</i>								-0.0100** (-2.02)
<i>newproduct</i>								0.003 8*** (4.44)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	否	否	是	是	是	是	是
观测值	210 090	210 090	210 090	210 090	22 868	210 090	206 691	22 536
拟合优度	0.583	0.061	0.314	0.124	0.161	0.050	0.276	0.560

四、人口集聚与出口行业加成率：资源再配置效应的检验

按照 Griliches 和 Regev (1995)^[26]对生产率的分解思路，将行业加成率分解为企业内效应、企业间效应、进入效应和退出效应^①。另外，将企业内效应与企业间效应之和定义为集约边际，将进入效应与退出效应之和定义为拓展边际，将企业间效应与拓展边际效应之和定义为资源再配置效应，回归结果如表4所示。第(1)列人口集聚的系数显著为负，说明人口集聚对出口企业存在显著的负向加成率效应，这一结论为基准模型提供了城市—行业层面上的证据。第(2)列“企业内效应”结果显示，人口集聚显著降低了行业加成率，说明人口集聚对在位企业产生了显著的“出口拥堵效应”，进而恶化了行业加成率。在“企业间效应”的回归模型中，人口集聚的系数为负但不显著，说明人口集聚并没有导致市场份额由低竞争力的在位企业向更高竞争力的企业再配置，出口市场陷入低效竞争状态。从第(6)列“集约边际”的结果来看，人口集聚主要通过“企业内效应”恶化行业加成率水平。但从“拓展边际”的结果来看，虽然人口集聚因市场规模扩大降低了“市场准入门槛”，但可能由于新进入的出口企业质量阶梯较低的原因，导致人口集聚产生的市场“进入效应”显著为负，可见“进入效应”加剧了出口市场拥堵，与黄先海等(2016)相关研究结论基本一致。第(5)列“退出效应”的结果为负但不显著，而第(7)列拓展边际的结果显著为负，说明出口市场并没有有效的退出机制，存在一种低水平竞争锁定状态，总体上不利于出口绩效提升。第(8)

①限于篇幅，行业加成率的分解过程备索。

列“资源再配置效应”结果显示城市人口集聚会通过资源配置效应影响城市—行业加成率水平。总体来说，人口集聚产生的加成率效应存在显著的资源再配置效应，可通过集约边际和拓展边际降低城市—行业层面加成率水平，其中负向“企业内效应”和“进入效应”是导致出口市场拥堵和出口企业绩效恶化的主要原因。

表4 人口集聚对出口企业加成率资源配置效应的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	总体效应	企业内效应	企业间效应	进入效应	退出效应	集约边际	拓展边际	资源再配置效应
<i>popagg</i>	-0.026 9*** (-3.55)	-0.018 3*** (-2.55)	-0.001 0 (-0.71)	-0.015 2** (-2.14)	-0.002 7 (-0.62)	-0.019 2*** (-2.79)	-0.006 8* (-1.96)	-0.017 1* (-1.91)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	58 537	55 870	55 870	30 404	32 271	55 870	20 395	19 129
拟合优度	0.073	0.067	0.025	0.028	0.023	0.067	0.012	0.010

五、稳健性检验

(一) 基于“撤县设区”的准自然实验 (PSM-DID)

撤县设区政策起于20世纪80年代，是指将地级市管辖的县或者县级市调整为地级市市辖区，撤县设区政策冲击会从两个方面促进城市人口集聚：一是通过打破市区与邻近县之间的行政分割，通过统一的城市规划和产业布局促进市场融合和资源配置；二是扩大城市规模，通过较高程度的产业多样化和专业化促进生产率上升和人口流入（唐为和王媛，2015^[27]）。“撤县设区”虽然是由地方政府申请，国务院批准后实施，但是对于微观企业来说事前无法观测，因此认为“撤县设区”这一政策冲击独立于企业最优化选择，从而控制了内生性偏误。本文基于2002年发生的“撤县设区”政策实验，采用倾向得分匹配和双重差分的方法（PSM-DID）研究人口集聚对所在城市出口企业加成率的影响^①。由于该年度“撤县设区”的时间（月份）不统一，以2000—2001年作为政策冲击实施前（post=0），2003—2006年作为实施后（post=1），实验组为2002年实施“撤县设区”城市的企业（merger=1），对照组为未实施“撤县设区”城市的企业（merger=0）。回归结果汇报在表5中，发现交叉项系数显著为负，意味着经历“撤县设区”的城市，出口企业的加成率显著下降。从第（5）列结果来看，在控制其他条件不变的情况下，2002年“撤县设区”会导致出口企业加成率下降0.0047。这说明引入“撤县设区”的准自然实

^①本文关于撤县设区的信息来自中国行政区划网，其中详细记录了每年县级以行政区划调整的信息。选择2002年作为政策冲击年，一是因为2002年是样本区内撤县设区的集中年，一共21个城市发生了撤并；二是因为2002年撤并的城市在样本期间内发生重复撤并的城市最少，只包括成都市。为了尽可能扩大准自然实验的样本量，所以本文以2002年发生撤并的20个城市的出口企业作为研究对象。限于篇幅，共同趋势检验和平衡性检验结果备索。

验证了本文的基本观点，即城市人口集聚降低了出口企业加成率。

表5 “撤县设区”准自然实验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>	<i>markup</i>
<i>merger_post</i>	-0.0418*** (-15.54)	-0.0129*** (-5.52)	-0.0046* (-1.75)	-0.0046* (-1.73)	-0.0047* (-1.80)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	否	是	是
城市固定效应	否	否	否	否	是
观测值	28 711	26 908	26 908	26 908	26 908
拟合优度	0.343	0.691	0.708	0.709	0.709

(二) 分位数回归

前文的回归基本上属于“均值回归”，结果容易受到极端值的影响，这里通过面板分位数回归检验不同加成率企业对于人口集聚产生的影响效应，结果汇报在表6中。可以发现，人口集聚在加成率的不同分位数上，对出口企业加成率的影响显著为负，与本文的基本结论保持一致。但同时可以发现，随着出口企业加成率从低分位数向高分位数上升，人口集聚对出口企业加成率的负向作用有所弱化，可能的原因在于：一是高加成率的企业一般具有较高的出口定价权，能够凭借较强的市场势力应对出口市场的恶性竞争局面；二是高加成率的企业有可能具有较强的创新研发水平，可以通过产品质量升级和产品创新、工艺创新等形式提高市场势力。可见，面板分位数回归结果从作用方向和影响大小方面均显示出基准模型结果的有效性。

表6 分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10%	25%	50%	75%	90%
<i>popagg</i>	-0.0248*** (-10.90)	-0.0233*** (-14.32)	-0.0192*** (-14.09)	-0.0133*** (-9.44)	-0.0065*** (-2.96)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
观测值	206 691	206 691	206 691	206 691	206 691
Pseudo R ²	0.336 2	0.394 6	0.470 1	0.537 2	0.590 5

(三) 替代变量法

第一，将非农人口密集 (*fnpopagg*) 作为人口集聚的代理变量进行检验，发现非农人口密集越大，出口企业加成率越下降显著。第二，采用会计法测算加成率进行替代。发现无论人口密度还是非农人口密度增加，都显著降低了出口企业加成率水平。第三，从影响渠道来看，借鉴 Lu and Yu (2015)^[28]、刘啟仁和黄建忠 (2015) 等的做法，用企业加成率对数与全要素生产率对数之差作为企业价格的代

理变量 (*price*)，再按照企业加成率的定义计算得到企业边际成本的代理变量 (*mc*)，将企业价格和边际成本作为被解释变量进行回归，发现人口集聚通过市场竞争效应显著降低了企业价格，而集聚经济的外部性显著降低了企业边际成本，说明前文影响企业加成率的两种渠道分析具有可信性。

表7 稳健性检验 (替代主要变量)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>markup</i> 系统 GMM	<i>markup_ac</i> 系统 GMM	<i>markup_ac</i> 系统 GMM	<i>price</i> FE	<i>mc</i> FE
<i>fnpopagg</i>	-0.013 6*** (-6.93)		-0.009 2*** (-5.17)		
<i>popagg</i>		-0.014 6*** (-5.56)		-0.062 3*** (-8.75)	-0.051 3*** (-6.87)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	否	否	否	是	是
观测值	147 082	147 781	147 082	206 691	206 691
拟合优度				0.357 0	0.457 6
AR (1)	0.000 0	0.000 0	0.000 0		
AR (2)	0.159 5	0.173 9	0.212 6		
Sargan 检验	0.084 9	0.474 9	0.387 8		

六、结论和政策建议

本文在扩展的 M-O 模型的基础上，构建了人口集聚视角下出口企业加成率变化的理论框架，并利用中国工业企业数据库和海关数据库的匹配数据，研究了人口集聚对出口企业加成率的影响效应和作用机制，试图对中国企业低价出口之谜提供了城市集聚层面的可能性解释。主要得出以下结论：第一，人口集聚会引起出口企业加成率下降，在控制其他条件不变的情况下，城市人口密度每提升 1 个百分点，出口企业的加成率将降低 0.0217（相当于 0.0921 个标准差）。第二，从子样本异质性回归结果来看，人口集聚对资本密集型企业、外资企业、从事一般贸易企业、竞争性行业企业加成率产生的负向影响更大。第三，中介效应模型结果表明，人口集聚可以通过集聚经济效应和出口拥堵效应影响出口企业加成率，如果出口拥堵效应大于集聚经济效应会产生负向加成率效应。第四，人口集聚产生的加成率效应存在显著的资源再配置效应，可通过集约边际和拓展边际降低城市—行业层面加成率水平，其中负向企业内效应和进入效应是导致出口市场拥堵和出口企业绩效恶化的主要原因。第五，采用“撤县设区”准自然实验 (PSM-DID)、分位数回归、替代变量回归等方法的检验结果均表明结论具有一定的稳健性。

2018 年政府工作报告指出，推动形成全面开放新格局，进一步拓展开放范围和层次，完善开放结构布局和体制机制，以高水平开放推动高质量发展。城市作为承载经济活动的主要空间，可通过提高城市经济发展质量和人口密度发挥空间外部

性对外贸竞争力的提升作用。但从现实情况来看,虽然大多数城市经济总量较高,但单位土地面积承载的经济活动还远远不够。尤其是对于中西部地区来说,高昂的运输成本抑制了集聚经济效应的高效发挥,出口质量提升仍有较大空间。因此,随着人口红利逐渐消失,如何让出口企业采取可持续的“竞争逃避”方法,让其在集聚经济中充分享受到本国大市场的“规模红利”,依旧是现阶段推动高水平、高质量开放的有效途径。因此,本文的结论具有明显的政策含义。第一,人口向大城市集聚仍是主流。要加强城市供给侧结构性改革,让市场成为配置资源的决定力量,同时更好地发挥政府的作用,改善城市的数量、质量、结构和空间布局,顺应人口流动的自然规律,逐步取消户籍制度在内的城乡分割制度,依托建设“城市群”或“大都市”,充分发挥人口集聚的经济外部性功能,提高城市人力资本水平。第二,产业向价值链中高端升级仍是主线。要加快产业转型升级,劳动密集型企业应逐渐摆脱对简单劳动力的过度依赖并尝试技术改造升级,资本密集型企业要加快自主创新提高价值链层级。政府在促进外资企业多样化发展的同时,也要给予内资企业更多的创新和功能升级政策支持,尤其要促进生产率较高的内资企业参与出口竞争。第三,完善制度环境仍是改革重点。要规范市场竞争行为,推动外贸政策实现由“奖出限入”向“优进优出”的转变,引导企业通过产品多样化和高质量实现出口市场规模经济、范围经济和关联经济,使创新能力较高的企业参与出口竞争,推动形成“高质量、高利润、高市场竞争力”的外贸发展新局面。

[参考文献]

- [1] OTTAVIANO G I P. “New” New Economic Geography: Firm Heterogeneity and Agglomeration Economies [J]. *Journal of Economic Geography*, 2011, 11(2): 231-240.
- [2] 王永进, 张国峰. 人口集聚、沟通外部性与企业自主创新[J]. *财贸经济*, 2015(5): 132-146.
- [3] 吴晓怡, 邵军. 经济集聚与制造业工资不平等: 基于历史工具变量的研究[J]. *世界经济*, 2016(4): 120-144.
- [4] 梁启华, 何晓红. 空间集聚、隐性知识转移与共享机理与途径[J]. *管理世界*, 2006(3): 146-147.
- [5] CERINA F, MUREDDU F. Agglomeration and Growth with Endogenous Expenditures Shares [J]. *Journal of Regional Science* 2012, 52(2): 324-360.
- [6] 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[J]. *世界经济*, 2016(8): 94-117.
- [7] BROERSMA L, OOSTERHAVEN J. Regional Labor Productivity In the Netherlands: Evidence of Agglomeration and Congestion Effects [J]. *Journal of Regional Science*, 2009, 49(3): 483-511.
- [8] RUANE F, SUTHERLAND J. Export Performance and Destination Characteristics of Irish Manufacturing Industry [J]. *Review of World Economics*, 2005, 141(3): 442-459.
- [9] 叶宁华, 包群, 邵敏. 空间集聚、市场拥挤与中国出口企业的过度扩张[J]. *管理世界*, 2014(1): 58-72.
- [10] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra - industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica* 2003, 71(6): 1695-1725.
- [11] 刘启仁, 黄建忠. 异质出口倾向、学习效应与低加成率陷阱[J]. *经济研究*, 2015(12): 143-157.
- [12] 黄先海, 诸竹君, 宋学印. 中国出口企业阶段性低加成率陷阱[J]. *世界经济*, 2016(3): 95-117.
- [13] MELITZ M J, OTTAVIANO G I P. Market Size, Trade, and Productivity [J]. *The Review of Economic Studies*, 2008, 75(1): 295-316.

- [14] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012.
- [15] 田巍, 余淼杰. 中间品贸易自由化和企业研发: 基于中国数据的经验分析[J]. *世界经济*, 2014(06): 90-112.
- [16] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms[J]. *China Economic Quarterly*, 2011, 125(585): 943-988.
- [17] CICCONE A, HALL R E. Productivity and the Density of Economic Activity[J]. *American Economic Review*, 1996, 86(1): 54-70.
- [18] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2013, 70(2): 317-341.
- [19] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and Firm-level Export Status[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2437-71.
- [20] 简泽, 张涛, 伏玉林. 进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入WTO的一个自然实验[J]. *经济研究*, 2014(08): 120-132.
- [21] 张杰, 郑文平, 翟福昕. 中国出口产品质量得到提升了么? [J]. *经济研究*, 2014(10): 46-59.
- [22] 张相伟, 陆云航. 商品贸易结构变动对劳动收入份额的影响[J]. *数量经济技术经济研究*, 2014(01): 59-76.
- [23] 许家云, 毛其淋, 胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级: 基于中国证据的研究[J]. *世界经济*, 2017(03): 52-75.
- [24] 余东华. 中国垄断性行业的市场化改革研究[J]. *经济研究参考*, 2006(16): 17-30.
- [25] 诸竹君, 黄先海, 余骁. 金融业开放与中国制造业竞争力提升[J]. *数量经济技术经济研究*, 2018(03): 114-131.
- [26] GRILICHES Z, REGEV H. Firm Productivity In Israeli Industry 1979-1988[J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 65(1): 175-203.
- [27] 唐为, 王媛. 行政区划调整与人口城市化: 来自撤县设区的经验证据[J]. *经济研究*, 2015(09): 72-85.
- [28] LU Y, YU L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(4): 221-53.

(责任编辑 武 齐)

How does Population Agglomeration Influence the Markups of Export Firms: Theoretical Mechanism and Empirical Evidence

HUANG Xianhai WANG Huang CHEN Hangyu

Abstract: This article incorporates population agglomeration into an extended M-O model, demonstrating the mechanism of dynamic change of export firms' markups from the perspective of population agglomeration. Based on theoretical analysis, an empirical research was conducted with matched data from Annual Survey Data of Chinese Industrial Firms and Customs Database. The results show that: (1) Under the same conditions, population agglomeration has negative effect on the markups of export firms. (2) Subsample heterogeneity regression results show that population agglomeration leads to lower markups in capital intensive firms, foreign-funded firms, general trading firms and competitive industries. (3) Mediation model results show that population agglomeration reduces the

markups when “export crowding effect” is greater than “agglomeration economic effect”. (4) On the urban–industry level, population agglomeration presenting a remarkable reallocation effect, cuts down the markups by “intensive margin” and “extensive margin”. And negative “enterprise inside effect” and “entry effect” are main causes of an overloaded export market and deteriorative firm performance. (5) According to the results of quasi–natural experiment from “withdrawal of county districts”, quantile regression, and substitution variable regression, the conclusion of this paper has certain robustness. This paper has significant implications for optimizing urban spatial layout and promoting foreign trade competitiveness.

Keywords: Population Agglomeration; Firm-level Markups; Agglomeration Economic Effect; Export Crowding Effect