

集聚的生产率效应

——来自中国制造业企业的经验证据

王良举¹, 陈甬军²

(1. 安徽财经大学 工商管理学院, 安徽 蚌埠 233030;

2. 中国人民大学 商学院, 北京 100872)

摘要:文章采用中国制造业企业微观面板数据,通过估计企业的生产函数,实证检验了集聚的生产率效应。研究发现:在控制企业资本密集度、研发、管理水平、所有制类型以及出口等因素后,就业规模更大的城市中的企业具有更高的生产率;在控制前一期生产率水平后,就业规模更大的城市中的企业当期的生产率水平更高,说明在集聚地区存在能够促进企业生产率提高的“学习效应”,在中国城市中存在显著的集聚经济效应;此外,城市非农就业规模与企业生产率之间的关系在不同规模的企业之间并无显著差异。

关键词:生产率;集聚经济;报酬递增;学习效应

中图分类号:F061.5;F26 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)01-0049-12

一、引言

企业和人口的空间集聚是经济地理的最显著特征(Krugman, 1991)。企业和人口的集聚会带来消费品、投入品以及要素市场规模的扩大和运输成本的降低,产业配套能力的增强,技术、知识以及人力资本等方面的溢出效应,加之集聚地区拥有更完善的基础设施及金融、信息、技术服务条件,集聚地区的企业具有更高的生产率。集聚经济理论为“企业和人口为什么集聚”提供了合理的解释。在集聚与生产率关系的理论研究中,核心的观点是:集聚经济是企业 and 人口空间集聚的一个重要力量,而“集聚能否带来生产率优势”则成为城市经济学、区位理论和新经济地理学等学科关注的重要实证问题。大多数研究均发现集聚会带来显著为正的生产率效应。现有文献大多采用区域或部门层面的汇总数据,但是采用企业层面数据更符合集聚经济理论的要求。这是因为集聚经济背后隐含的假定是企业受到所处外部环境的影响,使用企业层

收稿日期:2012-08-22

基金项目:教育部人文社会科学研究基地重大项目(2009JJD790057);安徽高校省级自然科学基金项目(KJ2012Z001)

作者简介:王良举(1979—),男,安徽肥西人,安徽财经大学工商管理学院讲师,经济学博士;

陈甬军(1954—),男,浙江宁波人,中国人民大学商学院教授,博士生导师。

面的数据使我们能够控制企业的异质性特征进而估计外部环境对企业生产率的真实影响。长期以来,由于微观数据的获取较为困难,基于企业微观数据的相关经验研究明显不足,尚未发现采用中国企业层面数据考察集聚与生产率关系的文献。本文采用中国制造业企业微观数据考察集聚经济在企业生产率差异形成中的作用。研究发现,就业规模更大的城市中的企业具有更高的生产率。与现有研究相比,本文的探索之处在于:(1)使用中国制造业企业微观面板数据考察集聚的生产率效应,有别于国内多数研究使用区域或部门层面汇总数据;(2)控制了企业的异质性特征对其生产率的影响,避免了使用汇总数据的研究中因遗漏企业异质性特征变量而导致的估计偏误;(3)识别出在就业规模更大的城市中存在能够促进企业生产率提高的“学习效应”。

二、文献综述

改革开放 30 多年来,中国经济保持年均 9.8% 的高速增长。“三驾马车”(林毅夫等,1999)、市场化取向的经济改革(樊纲等,2011)、人口红利(蔡昉,2009)以及快速的城市化进程(中国经济增长与宏观稳定课题组,2009)被认为是中国经济取得增长“奇迹”的重要原因。而从中国经济增长的微观基础看,企业生产率的持续提高构成了经济持续增长的源泉。

(一)企业生产率的决定因素:异质性特征

影响企业生产率的因素众多,经济学家并没有形成一个统一的理论框架。现有文献对出口、创新以及规模等企业异质性特征给予了较多关注。

出口企业比非出口企业通常具有更高的效率。现有文献对这一经验规律主要有两种理论解释。第一种解释是“自我选择”假说,认为向国外市场出口需要支付较高的固定成本和沉没成本,只有生产率较高的企业才会主动选择出口(Bernard 等,2003)。Melitz(2003)研究发现,贸易能够使生产率较高的企业进入出口市场,而生产率较低的企业继续为本地市场生产。Clerides 等(1998)对哥伦比亚、墨西哥和摩洛哥三国企业、Bernard 和 Jensen(1999)对美国企业、Eaton 等(2004)对法国企业以及 Kim 等(2009)对韩国企业的研究均支持“自我选择”假说。第二种解释是“出口中学习”假说,认为企业通过参与出口能接触和学习到世界先进的生产工艺、技术研发以及管理方式,有利于自身生产率的提高。Van Biesebroeck(2005)使用非洲国家制造业企业数据、De Loecker(2007)使用斯洛文尼亚制造业企业数据以及张杰等(2009)使用中国制造业企业数据的研究均证明了存在“出口中学习”效应。

Schumpeter(1912)认为创造性地破坏市场均衡才会出现企业家获取超额利润的机会,这种创造性破坏包括技术创新和制度创新。Hal 和 Mairesse(1995)使用法国企业数据以及 Griffith 等(2006)使用法国、德国、西班牙和英国企业数据研究发现,企业的创新和研发活动能够提高生产效率。吴延兵

(2006)运用中国四位数制造业数据研究发现,研发对生产率具有显著为正的影
响。但 Fernandes(2008)的经验证据表明,企业的创新与研发活动未必能
提高生产率。刘小玄和吴延兵(2009)基于中国1 022家企业抽样调查数据研
究发现,效率改进是中国企业生产率提高的主要来源,但这种效率改进并不是
来自创新引致的技术进步,而主要由市场景气和需求增长所拉动。

企业规模与效率的关系一直是经济学研究的重要问题。马克思(1867)曾
指出,大规模生产与协作是发展生产力的必要前提,提高劳动生产率的重要途
径之一就是进行大规模生产。Samuelson(1970)认为,大规模生产的经济性
是生产活动在企业内部开展的主要原因。Lucas(1978)指出,企业规模是导致
企业生产率差异的主要原因之一,效率越高的企业规模应该越大。姚洋和章
奇(2001)使用1995年中国工业普查数据研究发现,大企业的效率高于中小企
业。但 Griliches 和 Mairesse(1983)以及 Fernandes(2008)等研究发现,企业
规模与生产率之间呈负相关关系。

此外,Jensen 等(2001)就企业年龄、Lall 和 Rodrigo(2001)就企业管理能
力等因素对企业生产率的影响进行了研究。这些文献为我们研究企业生产率
差异的影响因素及其作用机制提供了较为全面的分析框架。

(二)企业生产率的决定因素:集聚经济

企业能够从与地点有关的外部规模经济中获益的观点可以追溯至新古典
经济学家 Marshall(1890)。Marshall(1890)指出,相似产业内的企业集聚会
通过知识溢出、劳动力蓄水池效应和前后向关联等渠道带来本地化经济。
Ohlin(1935)和 Hoover(1937)区分了本地化经济与城市化经济。本地化经济
与企业所处区域的产业(就业)规模有关,而城市化经济与拥有多样化经济活
动的城市区域(就业)规模相关。本地化经济对企业来说是外部的,但对产业
则是内部的;城市化经济对企业来说是外部的,但对整个区域则是内部的,区
域内所有企业均能从中获益。通常使用集聚经济来综合反映与区域(就业)
规模相联系的不同类型的外部规模经济,这一概念也可以理解为城市层面的报
酬递增(Fujita 和 Thisse,2002)。

Duranton 和 Puga(2004)将集聚经济的微观基础归结为共享、匹配和学
习三种机制。但集聚经济的实证研究通常对这三种机制并未加以区分。与城
市集聚经济有关的外部经济的不同来源被认为能够为(就业)规模更大、人口
(就业)更稠密的区域中的企业带来生产率优势。大量的经验证据支持了这一
观点。Sveikauskas(1975)、Nakamura(1985)以及 Rice 等(2006)等研究发现,
区域(就业)规模和生产率之间存在正相关关系。而 Ciccone 和 Hall(1996)、
Ciccone(2002)以及 Brühlhart 和 Mathys(2008)发现用就业密度衡量的集聚经
济对生产率具有正向影响。范剑勇(2006)、陈良文等(2009)以及刘修岩
(2010)等基于中国不同空间尺度区域层面的汇总数据进行研究也发现集聚经

济对生产率具有显著的促进作用。有少量文献采用企业微观数据分析集聚经济对生产率的影响。Henderson(2003)利用美国机械设备制造业和高技术产业企业数据研究发现,高技术产业内其他企业数量(反映地方化信息溢出的来源)越多,企业生产率越高,但在机械设备制造业中并未发现这一点。Baldwin等(2010)使用加拿大制造业企业数据检验了集聚经济的不同来源,结果支持Marshall(1890)强调的“购买者—供给者”关联效应以及劳动力市场匹配和溢出的重要性,证实了存在本地化经济。Martin等(2011)使用法国企业层面数据的研究表明,存在显著的本地化经济,但并不存在城市化经济。

现有研究大多采用区域(州、省、县)或部门层面的汇总数据,而使用企业层面数据的文献较少。使用汇总数据的问题是难以区分“学习效应”与“选择效应”。集聚会提高企业生产率,这被称为“学习效应”;集聚水平高的地区可能会吸引具有某些特质的高效率的企业(Rosenthal和Strange,2004),这被称为“选择效应”。因此,在集聚水平更高的地区,企业更高的生产率不一定是集聚经济带来的,而可能是效率更高的优势企业更有可能在集聚地区选址。因此,在未控制企业异质性特征的情形下,集聚经济效应可能被高估。效率更高的企业规模往往更大,销售也更多,为了节约运输成本,它们在集聚地区选址的动机更强(Baldwin和Okubo,2006)。这实际上是具有不同初始生产率水平的企业的空间选择结果。本文将基于2001—2007年中国制造业企业微观数据,在控制企业异质性特征的基础上考察集聚与生产率的关系。

三、模型、变量与数据

(一)模型设定。本文实证分析使用的基本模型是标准的柯布—道格拉斯生产函数,我们引入区域就业规模对其进行扩展。基本模型如下:

$$Q_{it} = AK_{it}^{\beta_K} L_{it}^{\beta_L} \quad (1)$$

其中, Q_{it} 是企业增加值, K_{it} 是资本投入, L_{it} 是劳动投入,下标*i*表示企业,*t*表示年份。

本文采用企业增加值除以劳动投入作为生产率的度量指标,得到企业的劳动生产率 LP_{it} :

$$LP_{it} \equiv \frac{Q_{it}}{L_{it}} = A (K_{it}/L_{it})^{\beta_K} \quad (2)$$

Henderson(2003)和Moretti(2004)均估计了企业的生产函数,并在生产函数中引入了当地环境因素来考察集聚经济效应。Henderson(2003)将一个地区同一产业内其他企业的数量作为溢出效应的主要来源,Moretti(2004)则关注人力资本的溢出效应。我们认为,企业所处区域的就业规模是影响企业生产率的一个重要变量。区域就业规模反映了集聚经济的潜在来源,在生产函数中可以作为集聚经济的转换因子(Rosenthal和Strange,2004)。假定集

聚经济对企业生产率的影响包含在技术进步因子 A 中并将其表示为：

$$\ln A = \varphi \ln \text{nonem}_{rt} + \lambda X_{it} + \varphi G_{rt} + \epsilon_{it} \tag{3}$$

其中，下标 r 表示区域，nonem_{rt}表示区域就业规模，X_{it}是一组企业异质性特征变量，G_{rt}是其他控制变量，ε_{it}是随机扰动项。这样，我们得到如下计量模型：

$$\ln LP_{it} = \varphi \ln \text{nonem}_{rt} + \beta_k \ln \text{percap}_{it} + \lambda X_{it} + \varphi G_{rt} + \epsilon_{it} \tag{4}$$

我们关注的核心解释变量是 nonem_{rt}，我们的任务是估计其参数 φ。根据集聚经济理论，如果估计参数 $\hat{\varphi} > 0$ ，则表示就业规模更大的区域中的企业具有更高的生产率。集聚经济产生于经济活动主体在空间上相互接近所带来的外部经济，但是企业和人口向城市集中提高了城市的拥挤程度，带来了负的外部性（拥挤效应）。因此， $\hat{\varphi}$ 反映的实际上是净集聚经济效应（即集聚经济效应减去拥挤效应）。percap_{it}表示劳均固定资本投入（K_{it}/L_{it}），反映企业的资本密集度。

（二）变量说明。计量模型中被解释变量是劳动生产率 LP_{it}，用企业劳均工业增加值来表示。企业工业增加值的计算公式为：工业增加值＝工业总产值－工业中间投入＋应缴增值税。我们用各省的工业品出厂价格指数（以下其他各类价格指数均以 2000 年为基期）对企业工业增加值进行平减，用各省的原材料、燃料和动力购进价格指数对中间投入进行平减。

本文关注的核心解释变量是区域就业规模 nonem_{rt}，用企业所在城市的非农就业人数来表示。城市各项功能主要体现在市辖区，其密集的人口和就业、完善的基础设施更有利于实现集聚经济，因此本文所指的城市是地级以上（含地级）城市的市辖区。

企业资本密集度 percap_{it} = K_{it}/L_{it}，其中资本投入 K_i 用企业固定资本净值年均余额来表示，并用企业所在省份的固定资产投资价格指数进行平减；劳动投入 L_i 用企业全部从业人员年平均数来表示。

X_{it}是一组企业异质性特征变量，包括出口、研发、规模、管理水平、企业战略等因素，各变量定义见表 1。

表 1 企业异质性特征变量

变量名称	变量符号	变量定义
出口	expt	企业有出口行为，取值为 1，否则为 0
研发	R&D	企业有研发支出，取值为 1，否则为 0
规模	scale	用企业年均从业人员数来表示
管理水平	manage	以总资产周转率作为代理变量，资产周转率＝（主营业务收入/平均资产总额）×100％
企业战略	strategy	以企业产业活动单位数作为代理变量
所有制	ownership	企业是否为国有、集体、外资、港澳台以及民营企业的哑变量
企业年龄	age	企业成立年限

G_{it} 包括制度环境变量和时间、行业哑变量。(1)制度环境对企业乃至产业的生产率均具有重要影响(Acemoglu 和 Johnson, 2005)。李玉红等(2008)研究发现,转轨时期中国工业生产率的提升来自技术进步和制度环境改善导致的资源优化配置。20世纪90年代以来,中国市场化取向的经济改革整体上取得了明显进展,但中国不同地区的市场化进程存在巨大差异。研究转型经济背景下中国企业生产率的影响因素,无法回避外部制度环境对企业生产率的影响。为此,我们引入市场化进程变量(market)作为制度环境的代理变量,用樊纲等(2010)测算的中国各省(直辖市、自治区)市场化指数来衡量。(2)地区哑变量。中国各地区之间的资源禀赋和自然条件均存在显著差异,为了控制这些“第一本质”因素对企业生产率的影响,我们引入东、中、西部地区哑变量。(3)行业和年份哑变量。为了控制行业特征和随机的外部冲击对企业生产率的影响,我们控制了企业所在的二位数代码细分行业固定效应和年份固定效应。

(三)数据来源及处理。

1.数据来源。本文使用的制造业企业数据来自中国工业企业统计数据库(以下简称企业数据库),样本期间为2001—2007年。^①城市非农就业数据用《中国城市统计年鉴》公布的地级以上城市市辖区的第二、第三产业就业人数之和来表示。市场化指数来自《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2009年报告》。另外,各省各年的工业产品出厂价格指数、固定资产投资价格指数以及原材料、燃料和动力购进价格指数来源于相应年份的《中国统计年鉴》。

2.数据处理。首先,根据企业所在地区的行政区划代码,剔除位于城市辖县(或县级市)的企业,保留位于城市市辖区的数据记录共计881 542条;然后,按地址代码中前两位数字将企业数据库与各省数据进行匹配;最后,按地址代码中前四位数字将企业数据库与城市数据进行匹配,得到本文使用的原始样本。每个企业样本包含企业统计指标、企业所在城市的非农就业指标以及企业所在省份的价格指数指标。

企业数据库提供了相当数量的微观企业的详细信息,但是其中一些样本存在错漏或者统计口径误差。为此,我们参考李玉红等(2008)以及聂辉华等(2012)的方法对原始数据进行调整。第一,剔除错误记录。将不满足特定逻辑关系的观测值视为错误记录并剔除。出现如下逻辑关系就视为错误记录:(1)企业总产值为负数,或者年均从业人员数、中间投入、固定资产原值以及固定资产净值等各项投入为负数;(2)企业固定资产原值小于固定资产净值;(3)企业工业增加值或中间投入大于总产出。第二,调整行业代码。为了使行业统计口径保持前后一致,我们根据《国民经济行业分类(GB/T4754—2002)》将2001年和2002年的企业样本按照细分行业进行调整。两位数代码细分行

业剔除“废弃资源和废旧材料回收加工业”，保留了 29 个两位数代码(C13—C42)细分行业企业样本。此外，为了保持口径一致，剔除员工数少于 8 人或主营业务收入低于 500 万元的企业。

四、实证结果及分析

我们分别采用面板数据的固定效应估计(Fixed Effects estimate, FE)、随机效应估计(Random Effects estimate, RE)、组间估计(Between estimate, BE)以及总体平均估计(Population-averaged estimate, PA)四种方法进行回归,表 2 报告了回归结果。从中可以看出,各主要变量的参数回归结果显示出相当的一致性。

表 2 集聚的生产率效应估计结果

	FE	BE	RE	PA
percap	0.146 ***	0.322 ***	0.244 ***	0.250 ***
nonem	0.0215 **	0.0690 ***	0.0669 ***	0.0682 ***
nonem×scale_dumy	−0.000541	0.000103	0.0000796	0.000416
scale	−0.709 ***	−0.801 ***	−0.808 ***	−0.814 ***
sqrscale	0.0312 ***	0.0619 ***	0.0579 ***	0.0592 ***
expt	0.0391 ***	−0.0599 ***	0.0371 ***	0.0352 ***
R&D	0.0223 ***	0.0907 ***	0.0804 ***	0.0886 ***
strategy	−0.00178 **	−0.00217 ***	−0.00184 *	−0.00191
age	0.000898 **	−0.0102 ***	−0.00714 ***	−0.00757 ***
manage	0.0741 ***	0.121 ***	0.0832 ***	0.0844 ***
market	0.124 ***	0.112 ***	0.114 ***	0.113 ***
国有	−0.0797 ***	−0.709 ***	−0.318 ***	−0.337 ***
集体	−0.0300 ***	−0.249 ***	−0.0743 ***	−0.0789 ***
私人	0.0453 ***	−0.384 ***	−0.0299 ***	−0.0379 ***
港澳台	−0.00295	−0.429 ***	−0.0673 ***	−0.0759 ***
其他类型	−0.165 ***	−0.450 ***	−0.224 ***	−0.231 ***
地区	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
常数项	5.163 ***	4.714 ***	4.858 ***	4.852 ***
Within R ²	0.3267	0.2261	0.3053	
Between R ²	0.3186	0.4979	0.4577	
Overall R ²	0.2899	0.4372	0.4304	
F 值	1 571.33	3 972.08		
Wald Chi2			178 422.3	185 072.76
观测值	541 561	541 561	541 561	541 561

注：(1)*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；(2)固定效应(FE)和随机效应估计(RE)使用了 robust 方法进行调整,组间估计(BE)使用了非平衡面板 wls 方法进行调整,总体平均估计(PA)使用了 robust 方法和 rgf 进行调整；(3)企业所有制哑变量的参照组是外商投资企业。下同。

(一)可能的内生性问题及处理。计量模型中可能存在以下由反向因果关系导致的内生性问题:(1)企业和人口集聚会提高企业生产率,效率较高的企业可能也更倾向于在集聚水平较高的地区选址。(2)资本密集度提高可以促进企业生产率提高,效率较高的企业可能也更倾向于使用资本密集型技术。此外,企业的研发、出口以及管理水平等变量与企业生产率之间也可能存在反向因果关系。为了有效处理解释变量潜在的内生性问题,我们采用两种方法进行处理:一是将主要解释变量的滞后一期引入模型进行估计;二是将被解释变量的滞后一期引入模型进行估计。经过这样的处理后,模型主要解释变量的系数符号及显著性均未发生根本性变化(见表3),说明本文回归结果是稳健的。

表3 处理内生性问题的估计结果

	被解释变量:企业劳动生产率 LP			
	BE	RE	BE	RE
	LP 滞后一期	LP 滞后一期	nonem 滞后一期	nonem 滞后一期
LP	0.846 ***	0.474 ***		
percap	0.0742 ***	0.193 ***	0.346 ***	0.263 ***
nonem	0.00676 ***	0.0299 ***	0.0640 ***	0.0633 ***
nonem×scale_dumy	0.00198	0.00532	0.00972	0.00207
scale	-0.146 ***	-0.526 ***	-0.732 ***	-0.779 ***
sqrscale	0.0109 ***	0.0380 ***	0.0554 ***	0.0553 ***
expt	-0.00990 **	0.00675 *	0.0720 ***	0.0241 ***
R&D	0.0771 ***	0.0955 ***	0.0848 ***	0.0775 ***
strategy	-0.000966	-0.000633	-0.00505 ***	-0.00174 **
age	-0.00105 ***	-0.00421 ***	-0.00972 ***	-0.00710 ***
manage	0.0397 ***	0.0688 ***	0.139 ***	0.0836 ***
market	0.0251 ***	0.0628 ***	0.117 ***	0.122 ***
国有	-0.0280 ***	-0.158 ***	-0.562 ***	-0.236 ***
集体	-0.0190 *	-0.0584 ***	-0.255 ***	-0.0617 ***
私人	-0.0162 **	-0.0513 ***	-0.342 ***	-0.0355 ***
港澳台	-0.0377 ***	-0.0554 ***	-0.386 ***	-0.0613 ***
其他类型	0.680 ***	2.632 ***	4.453 ***	4.726 ***
地区	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
常数项	0.700 ***	2.619 ***	4.505 ***	4.678 ***
Within R ²	0.05	0.1371	0.1569	0.2476
Between R ²	0.8693	0.7586	0.4952	0.4442
Overall R ²	0.6934	0.6936	0.4301	0.4242
F 值	17 326.84		2 610.13	
Wald Chi2		280 477.24		90 438.73
观测值	320 457	320 457	320 568	320 568

注:同表2。

(二)城市非农就业规模对企业生产率的影响。控制了企业的资本密集度、异质性特征、所在城市的市场化进程等因素后,作为集聚经济潜在来源的

城市非农就业规模与企业生产率之间呈显著的正相关关系,即非农就业规模更大的城市中的企业具有更高的生产率;控制了前一期生产率水平后,就业规模更大的城市中的企业当期的生产率水平更高,说明在集聚地区选址的企业会变得更有效率,即在集聚地区存在能够促进企业生产率提高的“学习效应”,从而证实在中国城市中存在显著的集聚经济效应。在就业规模更大的地区,企业间的联系更密切,产业配套服务更完备,基础设施更完善,知识、信息的来源更丰富,企业可以从 Marshall(1890)提及的外部规模经济的三个来源中获益,使集聚地区的企业具有更高的生产率。目前,中国多数省份正处于城市化加速阶段,伴随中国城市化的持续推进,城市非农就业规模会继续扩大,城市基础设施的逐步完善也会为“学习效应”的充分发挥创造便利条件,可以预期集聚经济会继续对企业生产率增长发挥重要作用。

不同规模的企业对外部资源的利用能力不同,为了考察城市非农就业规模与企业生产率之间的关系在不同规模的企业之间是否存在差异,我们在计量模型中引入城市非农就业规模与企业规模的交互项。我们定义企业规模哑变量 *scale_dumy*,按照国家统计局的分类标准,从业人员数大于或等于 300 人的大中型企业设为 1,否则为 0。从回归结果可以看出,这一交互项的系数并不显著,说明城市非农就业规模与企业生产率之间的关系在不同规模的企业之间并不存在明显差异。也就是说,不同规模的企业均可能从类似于公共产品的集聚经济中获益,提高城市非农就业规模对城市中所有企业均有利。

(三)其他变量对企业生产率的影响。企业资本密集度对企业生产率具有显著的正向影响。新古典增长理论强调的资本要素积累对促进中国企业生产率提高具有重要作用。

企业规模与企业生产率之间呈 U 形曲线关系,这与传统的企业成本理论不一致,^⑤可能的解释是:随着对外开放的深入,规模较小的新进入企业可能采用了更先进的机器设备和更有效的组织管理方式,而且其内部协调成本较低,从而生产率更高;当企业达到相当大的规模时,规模经济效应得到充分发挥,从而企业表现出较高的生产率;而企业处于中等规模时,内部组织规模增大带来了较高的协调成本,而且企业未实现规模经济,从而生产率可能较低。

企业出口与企业生产率之间呈稳定的、显著的正相关关系。通过参与全球市场分工,出口企业能够接触和学习到国外最新的制造技术和生产组织、管理方式,“出口中学习”效应显著促进了中国出口企业生产率的提升。

开展研发活动的企业具有更高的生产率。企业研发活动对于提高企业生产率具有显著的促进作用。这与吴延兵(2006)的研究结果一致。

企业的产业活动单位数对企业生产率具有显著的负向影响,即企业的产业活动单位数越多,其生产率越低。企业战略通过企业经营管理模式影响企业生产率。我们的经验证据表明中国企业的多元化战略并非是有效率的,这

在一定程度上反映了中国企业生产组织、管理水平相对落后的现状。

企业年龄对企业生产率具有显著的负向影响,即企业成立时间越久,其生产率越低。这同企业生命周期理论阐述的企业生产率与企业年龄呈倒 U 形关系的假说不符。可能的解释是:随着企业年龄的增长,企业未能通过干中学或者学习曲线方式逐步实现规模经济;或者新进入的企业可能采用了更先进的机器设备和更有效的组织管理方式,从而生产率更高。

企业管理水平对企业生产率具有显著的正向效应,即管理水平的提高会促进企业生产率提高。

市场化进程的回归系数显著为正,表明市场化程度越高的地区,企业生产率越高。市场化改革使企业外部制度环境逐步改善,资源配置效率不断提升,有利于企业生产率的提高。

所有制哑变量的回归结果表明,控制其他因素后,外资企业的生产率显著高于其他所有制类型企业,国有企业的生产率最低。^③国有企业与非国有企业具有不同的激励约束和监督机制,在进入退出、历史负担以及投融资方面也享有不同的待遇。为了在激烈的市场竞争中求得生存和发展,非国有企业与国有企业相比更加注意提高效率(刘小玄,1998)。

五、总结性评论

本文采用 2001—2007 年中国制造业企业微观面板数据,对集聚的生产率效应进行了实证检验。我们对核心解释变量潜在的内生性问题进行了有效处理,得出的结论更加可靠。研究发现,在控制企业资本密集度、研发、管理水平、出口以及市场化水平等因素后,非农就业规模更大的城市中的企业具有更高的生产率;在控制前一期生产率水平后,就业规模更大的城市中的企业当期的生产率水平更高,说明在集聚地区存在能够促进企业生产率提高的“学习效应”,这证实在中国城市中存在显著的集聚经济效应。此外,城市非农就业规模与企业生产率之间的正相关关系在不同规模企业之间并不存在显著差异,表明大企业和小企业均能从类似于公共产品的集聚经济中获益。我们的研究丰富了集聚与生产率关系的微观层面的文献,为集聚经济的存在性提供了基于转型国家微观数据的经验证据,也为中国制造业在沿海地区集聚和中国区域经济非均衡增长提供了一种新的解释。由此,本文的政策含义是:促进企业和人口在城市集聚,提高城市的集聚水平,充分发挥集聚经济效应,有利于企业生产率的提高,从而为中国经济增长提供不竭的源泉。

注释:

①中国工业企业数据库是基于国家统计局每年开展的“规模以上工业统计报表统计”取得的资料整理而成,一般滞后 3 年以上。限于研究条件,本文未能将最新的数据包括进

来,不能不说是一个遗憾。目前,中国整体的城市化水平(约为 52%)依然较低,多数省份正处于城市化加速阶段,企业和人口向城市集聚的趋势将保持较长的时期(约 20—30 年)。数据的滞后应该不会影响本文研究结论对中国城市化进程中城市经济发展实践的解释能力。

②按照传统的企业成本理论,在规模经济的作用下,企业生产成本将随着企业规模的扩大而降低;实现适度生产规模之后,如果继续扩大生产规模,则会出现规模不经济而导致成本增加。因此,企业规模与企业劳动生产率之间呈倒 U 形关系。

③2001—2007 年,国有企业劳动生产率得到明显提升。2006 年,国有企业的平均劳动生产率(176.68 万元/人)超过了港澳台资企业(138.90 万元/人)和民营企业(157.86 万元/人),这似乎印证了国有企业改革显著促进了国有企业生产率的提高。当然,这是在没有剔除对国有企业有利、对其他所有制企业不利或无利的因素情况下的现实结果。

参考文献:

- [1]蔡昉.未来的人口红利——中国经济增长源泉的开拓[J].中国人口科学,2009,(1):2—10.
- [2]陈良文,杨开忠,沈体雁,等.经济集聚密度与劳动生产率差异——基于北京市微观数据的实证研究[J].经济学(季刊),2009,(1):99—114.
- [3]樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献[J].经济研究,2011,(9):4—16.
- [4]樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2009 年报告[M].北京:经济科学出版社,2010.
- [5]李玉红,王皓,郑玉歆.企业演化:中国工业生产率增长的重要途径[J].经济研究,2008,(6):12—24.
- [6]刘小玄,吴延兵.企业生产率增长及来源:创新还是需求拉动[J].经济研究,2009,(7):45—54.
- [7]刘修岩.集聚经济、公共基础设施与劳动生产率——来自中国城市动态面板数据的证据[J].财经研究,2010,(5):91—101.
- [8]聂辉华,江艇,杨汝岱.中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J].世界经济,2012,(5):142—158.
- [9]张杰,李勇,刘志彪.出口促进中国企业生产率提高吗?——来自中国本土制造业企业的经验证据:1999—2003[J].管理世界,2009,(12):11—26.
- [10]中国经济增长与宏观稳定课题组.城市化、产业效率与经济增长[J].经济研究,2009,(10):4—21.
- [11]Baldwin J R, W M Brown, Rigby D L. Agglomeration economies: Microdata panel estimates from Canadian manufacturing[J]. Journal of Regional Science, 2010, 50(5): 915—934.
- [12]Brühlhart M, Mathys N A. Sectoral agglomeration economies in a panel of European regions[J]. Regional Science and Urban Economics, 2008, 38(4): 348—362.
- [13]De Loecker J. Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia[J]. Journal of International Economics, 2007, 73(1): 69—98.
- [14]Fernandes A M. Firm productivity in Bangladesh manufacturing industries[J]. World Development, 2008, 36(10): 1725—1744.

- [15] Kim S, Gopinath M, Kim H. High productivity before or after exports? An empirical analysis of Korean manufacturing firms[J]. *Journal of Asian Economics*, 2009, 20(4): 410—418.
- [16] Martin P, Mayer T, Mayneris F. Spatial concentration and plant-level productivity in France[J]. *Journal of Urban Economics*, 2011, 69(2): 182—195.

The Effect of Agglomeration on Productivity: Evidence from China's Manufacturing Firms

WANG Liang-ju¹, CHEN Yong-jun²

(1. *School of Business Administration, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China*; 2. *School of Business, Renmin University of China, Beijing 100872, China*)

Abstract: Based on the panel data of China's manufacturing firms, this paper empirically analyzes the effect of agglomeration on productivity through estimating production functions at firm level. It arrives at the following conclusions: firstly, after controlling the factors such as physical capital intensity, R&D, management level, ownership and export, firms which are located in cities with larger scale of employment have higher productivity; secondly, after controlling the productivity in the previous period, firms which are located in cities with larger scale of employment have higher productivity in the current period, showing that there is a learning effect in agglomeration areas that enhances firm productivity and confirming the significant effect of agglomeration economy in Chinese cities; thirdly, there is no difference among firms with different sizes with regard to the relationship between scales of urban non-agricultural employment and firm productivity.

Key words: productivity; agglomeration economy; increasing returns to scale; learning effect

(责任编辑 许 柏)