

我国制造业空间集聚与制造业 劳动生产率互动关系研究

金春雨,程 浩

(吉林大学数量经济研究中心,吉林 长春 130012)

(吉林大学商学院,吉林 长春 130012)

摘要:制造业集聚与其劳动生产率之间存在互为因果、互相强化的关系,制造业集聚有利于劳动生产率提高,劳动生产率提高反作用于制造业集聚水平的提升。动态面板联立方程结果显示,考虑被解释变量滞后项作用后,制造业过度集聚产生拥挤效应不利于劳动生产率的提升,就业密度增加仍然对劳动生产率提高具有正向作用,劳动生产率提高仍然有利于制造业集聚水平的提升,制造业空间集聚存在自我强化机制。

关键词:制造业集聚;劳动生产率;互动关系

中图分类号:F421

文献标识码:A

文章编号:1007-7685(2015)03-0083-05

改革开放 30 多年来,我国制造业空间集聚越来越突出,东部沿海地区凭借产业基础、区位优势和国家政策支持迅速成为世界制造业基地,吸引大量的资本和劳动力等生产要素流入并辐射内陆地区经济发展,沿海和内陆地区制造业表现出典型的“中心—外围”空间结构。制造业的空间集聚势必作用于生产率增长和经济增长,而且产业集聚最终表现为以劳动生产率衡量的产品单位平均成本下降。^[1]生产率是地区竞争力的重要组成部分,生产率的差异是比较优势形成、产业分工和经济合作的基础,生产率的提高是经济持续增长的动力。劳动生产率也是企业区位选择的重要参考,受劳动生产率影响的企业区位布局行为会引发各种经济活动密度和产业空间集聚水平的变化。随着人口老龄化、工业化和城市化的加速,我国人口红利逐步衰减,劳动力成本的快速上涨和产业集聚带来的要素拥挤效应促使制造业发生区际转移。^[2]因而,探究地区间生产率差距的形成原因对协调区域经济发展、经济布局合理化及促进经济稳定增长具有重要意义。

一、联立方程模型设定与变量选择

本文设定制造业集聚与制造业劳动生产率面板联立方程。模型构建的起点为加入制造业空间集聚指数(aggl)的经济活动密度与生产率关系方程:

$$q_i = \theta_i ((n_i H_i)^{\beta} k_i^{1-\beta})^a (\text{aggl}_i^{\gamma} Q_i / A_i)^{(\lambda-1)/\lambda} \quad (1)$$

其中, q_i 为地区 i 单位面积的制造业产出;参数 θ_i 反映地区 i 的技术水平和制度环境状况; h_i 为地区 i 单位面积制造业从业人员数,用于衡量就业密度; H_i 为地区 i 的人力资本平均水平; k_i 为地区 i 单位面积制造业物质资本投入水平; a 为单位面积资本与劳动的规模报酬; β 表示要素投入贡献率,两个

作者简介:金春雨,吉林大学数量经济研究中心、商学院教授,博士生导师;程 浩,吉林大学商学院博士研究生。

注:本文是国家社科基金项目(编号:10BJL041)和吉林省科技发展计划软科学研究项目(编号:20130420035FG)的成果。

参数的取值范围都是 $[0,1]$; $Q_i/A_i^{(\lambda-1)/\lambda}$ 是外部性函数, Q_i 表示地区 i 的制造业总产出, A_i 表示地区 i 的总面积, Q_i/A_i 表示地区 i 的产出密度, λ 为反映经济活动密度是否存在外部性的参数, 当 $\lambda > 1$ 时外部性存在。公式(1)左右两侧同时乘以地区面积 A_i , 且同时除以制造业从业人员数量 N_i 得到方程:

$$Q_i/N_i = \theta_i^\lambda (H_i^\beta (K_i/N_i)^{1-\beta})^{\alpha\lambda} (N_i/A_i)^{\alpha\lambda-1} \text{aggl}_i^{\gamma(\lambda-1)} \quad (2)$$

Q_i/N_i 即制造业劳动生产率, 标记为 y_i , 制造业人均资本投入 K_i/N_i 标记为 k_i , 并对方程两端分别取对数, 方程(2)形式转换为:

$$\ln y_i = c_{1i} + \beta_1 \ln H_i + \beta_2 \ln k_i + \beta_3 \ln n_i + \beta_4 \ln \text{aggl}_i \quad (3)$$

地区制造业劳动生产率是制造业迁移和制造企业区位选择的重要参考指标。因此, 假定地区制造业劳动生产率作用于地区制造业集聚水平, 并且特定地区的制造业集聚水平受地区人力资本状况、交通基础设施和外资利用水平因素的影响, 可构建制造业集聚方程:

$$\ln \text{aggl}_i = c_{2i} + b_1 \ln y_i + b_2 \ln H_i + b_3 \ln T_i + b_4 \ln \text{FDI}_i \quad (4)$$

公式(4)中 T_i 为特定地区的交通运输基础设施状况, FDI_i 为地区 i 外商直接投资利用水平。截面联立方程增加时间维度, 面板联立方程组计量经济模型形式为:

$$\begin{cases} \ln y_{it} = c_{1i} + \beta_1 \ln H_{it} + \beta_2 \ln k_{it} + \beta_3 \ln n_{it} + \beta_4 \ln \text{aggl}_{it} + \varepsilon_{it} \\ \ln \text{aggl}_{it} = c_{2i} + b_1 \ln y_{it} + b_2 \ln H_{it} + b_3 \ln T_{it} + b_4 \ln \text{FDI}_{it} + e_{it} \end{cases} \quad (5)$$

在联立方程组右侧考虑被解释变量时间滞后项对当期被解释变量的影响, 使模型具有动态性, 制造业生产率和制造业集聚水平互动关系由静态系统转换为动态系统。动态面板联立方程组模型形式为:

$$\begin{cases} \ln y_{it} = c_{1i} + \rho_1 \ln y_{it-1} + \beta_1 \ln H_{it} + \beta_2 \ln k_{it} + \beta_3 \ln n_{it} + \beta_4 \ln \text{aggl}_{it} + \varepsilon_{it} \\ \ln \text{aggl}_{it} = c_{2i} + \eta_1 \ln \text{aggl}_{it-1} + b_1 \ln y_{it} + b_2 \ln H_{it} + b_3 \ln T_{it} + b_4 \ln \text{FDI}_{it} + e_{it} \end{cases} \quad (6)$$

二、指标选择与数据统计特征描述

本文将联立方程(5)中第一个方程作为制造业生产率方程, 将第二个方程作为制造业集聚方程, 样本观测值区间为1999~2011年。制造业生产率方程的被解释变量为制造业劳动生产率 y_i , 以各个省区制造业总产值和制造业从业人员数量之比表示。制造业集聚方程的被解释变量为各省区制造业集聚水平, 运用制造业区位商反映各省区制造业集聚水平, 其计算公式为 $\text{aggl}_i = \sum_j [(E_{ij}/E_i)/(AE_j/\sum_j AE_j)]$, $AE_j = \sum_i E_{ij}$, $E_i = \sum_j E_{ij}$ 。其中, E_{ij} 为地区 i 制造行业的从业人员数量, AE_j 为各地区制造行业的从业人员总数。制造业生产率方程包含人力资本水平、制造业人均资本存量、地区制造业从业人员密度和制造业空间集聚四个解释变量。人力资本 H_i 为通过赋予各受教育群组人口比重相应的受教育年限计算平均受教育年限作为人力资本水平的代理变量; 人均资本存量 k_i 用制造业固定资产净值与制造业从业人员数量之比表示; 地区制造业从业密度 n_i 用地区制造业从业人员数量与该地区国土面积之比表示。制造业集聚方程解释变量包括制造业劳动生产率、人力资本水平、交通运输设施状况和实际外商直接投资利用水平。交通运输基础设施 T_i 用等级公路网密度衡量, 以等级公路里程与国土面积之比表示。外商直接投资利用水平 FDI_i 用实际外商直接投资额衡量。各地区制造行业从业人员、固定资产净值等指标原始数据来源于历年《中国工业经济统计年鉴》, 各群组受教育人口占比数据来源于历年《中国劳动统计年鉴》和《中国统计年鉴》, 等级公路长度数据来源于中经网统计数据库, 实际利用外资数据来源于CIEC数据库, 并以当年美元兑人民币汇率加权平均价转换为人民币数据。名义变量分别用2000年为基期的工业品出厂价格指数、固定资产投资价格指数和GDP平减指数平减处理。各变量简单的描述性统计结果如表1所示。

省际制造业劳动生产率在全样本内的最低值为每人6.8255万元, 最高值为每人145.0185万元, 平均值是每人38.95万元, 组内差异大于组间差异, 这表明劳动生产率随时间的演进具有较大幅度的增长。以区位商衡量的制造业集聚水平样本在全样本内最低值是15.7653, 最高值是42.5682, 平均值是22.1079, 组间差异大于组内差异, 这表明集聚指数随时间变化的趋势不是特别突出, 而各省区间集聚指

数表现出相对较大的差异性。以平均受教育年限反映的人力资本在全样本内的最大值是 5.975 年,最小值是 13.1 年,平均值是 8.588 年,组间差异大于组内差异表明省际人际资本的提幅度不高、地区间人力资本差距较高。省际制造业人均资本存量最低为 5.6899 万元,最高为每人 38.8849 万元,平均值是每人 12.8732 万元,组间差异高于组内差异。制造业就业密度最低是每万平方公里 1.0032 千人,最高是每万平方公里 3663.9683 千人,平均值是每万平方公里 560.0226 千人,组间差异远高于组内差异表明制造业就业存在较高的空间非均质特征,而各地区就业密度的时间变化不明显。等级公路密度最低是每万平方公里 187.0923 公里,最高每万平方公里 19180.9524 公里,平均值为每万平方公里 4748.508 公里,组间差异高于组内差异。实际利用外资的组间差异高于组内差异,全样本平均值为 202.371 亿元。以上变量均通过取对数引入模型,既能部分地消除异方差,也能消除量纲的差异性。

表 1 各变量描述性统计

变 量	类 型	均 值	标准差	最小值	最大值	观测值数
y(万元/人)	全样本	38.9500	25.5376	6.8255	145.0185	NT = 390
	组 间		14.3884	19.1250	72.7218	N = 30
	组 内		20.3533	13.1335	76.3945	T = 13
aggl	全样本	22.1079	4.1648	15.7653	42.5682	NT = 390
	组 间		3.7106	17.7060	34.8334	N = 30
	组 内		1.0775	20.6280	23.4076	T = 13
H(年)	全样本	8.5880	1.1761	5.9750	13.1000	NT = 390
	组 间		1.0736	6.7751	11.6396	N = 30
	组 内		0.4883	7.8338	9.7421	T = 13
k(万元/人)	全样本	12.8732	5.6899	5.3116	38.8849	NT = 390
	组 间		4.0794	8.3582	25.8213	N = 30
	组 内		3.3868	8.4427	18.7990	T = 13
n(千人/万平方公里)	全样本	242.6574	560.0226	1.0032	3663.9683	NT = 390
	组 间		559.5043	1.3347	3013.6264	N = 30
	组 内		44.0796	191.4877	308.6334	T = 13
T(公里/万平方公里)	全样本	4748.5080	3817.7949	187.0923	19180.9524	NT = 390
	组 间		3170.2521	392.5595	13571.9170	N = 30
	组 内		1817.4331	2696.0352	7515.4950	T = 13
FDI(亿元)	全样本	202.3710	280.9324	0.0000	1389.9679	NT = 390
	组 间		257.0610	4.3394	982.1557	N = 30
	组 内		74.6097	112.7601	325.5726	T = 13

三、基于静态面板联立方程的制造业集聚与其劳动生产率互动关系分析

本文在数据转换的基础上运用 IV/GMM 估计方法获取模型参数,运用 Blackwell 的 xtivreg2 命令展开静态和动态面板联立方程组模型估计,结果见表 2。表 2 中,人力资本、制造业人均资本存量、制造业就业密度和制造业空间集聚对制造业劳动生产率的影响系数均为正,且各参数都在 1% 水平通过显著性检验。制造业劳动生产率相对于人力资本水平的弹性系数为 1.7153,即平均受教育年限提高 1% 能够引起制造业劳动生产率提升 1.71%。省际制造业劳动生产率相对于人均资本存量的弹性系数为 1.2578,即人均资本存量提高 1 个百分点能拉动制造业劳动生产率提高 1.25 个百分点。在制造业资本密集化加强的趋势下,随着制造业机械化、自动化和智能化程度加强,资本对人力逐步替代改变了资本—劳动比率,提高了制造业劳动生产率。另外,近年来我国制造业劳动成本的上升也促使企业更多地以机器生产代替人工劳动。省际制造业劳动生产率相对于制造业从业人员密度的弹性系数为 0.5550,即制造业就业密度每增加 1 个百分点,制造业劳动生产率随之提高 0.555 个百分点。参数估计验证了制造业就业密度对制造业劳动生产率的积极作用,就业密度的增加有利于形成专业化的劳动要素市场,

促使具有专业技术的工人快速进入工作岗位,缩减就业过程中的搜寻与匹配成本,有利于增加制造业产出,提高制造业劳动生产率,就业密度差异决定生产率的区域差距。制造业劳动生产率相对于制造业空间集聚的弹性系数为0.6691,即以区位商衡量的制造业空间集聚程度上升1个百分点能驱动制造业劳动生产率上升0.6691个百分点,验证了制造业集聚的劳动生产率增进效应。

表2 制造业集聚与其劳动生产率互动关系的静态面板联立方程估计结果

制造业劳动生产率方程 $\ln y_{it}$				制造业集聚方程 $\ln agg_{it}$			
变量	参数	标准差	置信区间	变量	参数	标准差	置信区间
$\ln H_{it}$	1.7153***	0.3163	[1.09, 2.34]	$\ln y_{it}$	0.0898***	0.0167	[0.06, 1.12]
$\ln k_{it}$	1.2578***	0.0667	[1.13, 1.39]	$\ln H_{it}$	-0.1337	0.0947	[-0.32, 0.05]
$\ln n_{it}$	0.5550***	0.0667	[0.42, 0.69]	$\ln T_{it}$	-0.0190	0.0188	[-0.06, 0.02]
$\ln aggl_{it}$	0.6991***	0.2283	[0.25, 1.15]	$\ln FDI_{it}$	0.0067	0.0073	[0.01, 0.02]

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平通过显著性检验。

省际制造业空间集聚相对于制造业劳动生产率的弹性系数为0.0898,即制造业劳动生产率上升1个百分点能够带动制造业集聚程度提升0.0898%,这表明专业化、高素质的制造业劳动者群体能吸引企业在该地区投资,反作用于制造业企业的区位选择,促使制造业集聚水平的提升。从生产率方程参数估计可发现,从静态角度看制造业空间集聚程度的增加和制造业劳动生产率的提升互为因果关系,二者在相互作用过程中逐步强化,有助于地区增长极的形成,并可能拉大地区差距,加剧地区经济发展的不平衡性。以平均受教育程度反映的人力资本对制造业空间集聚的影响未能通过显著性检验,这表明制造业并不倾向集聚于人力资本存量较高的区域。引起这一现象的原因为:一是我国地区间劳动力的自由流动使制造集聚地可以通过吸收高端人才的流入获取人力资本,本地人力资本的储备对制造业集聚的积极作用不明显。二是学历教育与技能教育存在结构失衡,中国制造业对技能型人才和具有一定经验的操作性人才需求比例偏高,频频发生“用工荒”现象恰恰反映技能人才缺口。以等级公路密度反映交通运输基础设施对制造业空间集聚的影响系数为-0.0190,未能通过显著性检验,这表明现有交通运输基础设施已满足制造业集群的发展,增加交通基础设施建设对制造业集群发展不再产生显著的影响,这主要是由于近年来在投资驱动型经济增长模式下,铁路、公路等交通基础设施等得到迅速发展。实际利用外资对制造业空间集聚的影响系数为0.0067。外资在弥补东道国资本缺口的同时,能带来先进技术和管理模式,通过前后方向产业联系和知识溢出提高我国制造业生产效率,已被国内研究者广泛地证实,因而,实际利用外资应该有利于制造业空间集聚。但实证分析结果显示该影响未能通过显著性检验,这主要是由于外商直接投资首先是满足资本的逐利性而发生,而不是为主动促进我国制造业集群的发展,外商直接投资引发的产业转移不是主动地将最先进的生产技术和方式引入东道国,而且可能促使我国进入国际制造业分工体系的低端环节,因此,只有主动参与国际制造业分工,积极利用外资的技术溢出效应,才能促进我国制造业结构升级和集群竞争力的增强。

四、基于动态面板联立方程的制造业集聚与其劳动生产率互动关系

在静态面板数据联立方程组基础上,将劳动生产率和制造业集聚滞后一期分别作为生产率决定方程和集聚决定方程解释变量,考察制造业空间集聚与其劳动生产率之间的互动关系,结果见表3。

表3 制造业集聚和劳动生产率互动关系的动态面板联立方程估计结果

制造业劳动生产率方程 $\ln y_{it}$				制造业集聚方程 $\ln agg_{it}$			
变量	参数	标准差	置信区间	变量	参数	标准差	置信区间
$\ln y_{it-1}$	-0.0888	0.0767	[-0.24, 0.06]	$\ln aggl_{it-1}$	0.8703***	0.0301	[0.81, 0.93]
$\ln H_{it}$	0.8999***	0.0186	[0.86, 0.94]	$\ln y_{it}$	0.0272***	0.0093	[0.01, 0.05]
$\ln k_{it}$	0.3419***	0.0992	[0.15, 0.54]	$\ln H_{it}$	-0.0464	0.0525	[-0.15, 0.06]
$\ln n_{it}$	0.1115***	0.0401	[0.03, 0.19]	$\ln T_{it}$	-0.0165*	0.0095	[-0.04, 0.00]
$\ln aggl_{it}$	-0.0575**	0.0250	[-0.11, 0.01]	$\ln FDI_{it}$	-0.0071	0.0047	[-0.02, 0.00]

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平通过显著性检验。

表3中,由于动态面板联立方程组模型考虑了滞后一期被解释的影响,原有解释变量对应的参数估计结果较静态面板联立方程组模型存在一定差异。制造业劳动生产率滞后一期对当期劳动生产率影响系数为-0.0888,未能通过显著性检验,这表明制造业劳动生产率并不存在自我强化的增长机制。考虑被解释变量时间滞后项影响的情况下,制造业劳动生产率相对于地区人力资本存量的弹性系数为0.8999,即人力资本上升1%引起省际制造业劳动生产率上升0.8999%;制造业劳动生产率相对于人均资本存量的弹性系数为0.3419,即人均资本存量上升1%引起制造业劳动生产率提高0.3419%;制造业就业密度的弹性系数变为0.1115,即就业密度提升1%带动劳动生产率上升0.1115个百分点。人力资本、人均资本存量和就业密度影响系数都在1%水平通过显著性检验。制造业空间集聚对制造业劳动生产率的作用系数为-0.0575,且在5%水平通过显著性检验,说明在动态演化系统的视角下,制造业空间集聚不利于其劳动生产率的提高,产生这一现象的原因在于集聚过度产生的拥挤效应。

制造业空间集聚方程参数估计显示,制造业空间集聚滞后一期对当期制造业空间集聚的影响系数为0.8703,且在1%水平通过显著性检验,制造业空间集聚存在自我强化机制;在动态视角下制造业集聚相对于劳动生产率的弹性系数为0.0272,且在1%水平通过显著性检验,这表明地区制造业劳动生产率是制造业空间集聚的重要影响因素,因此,在我国劳动密集型企业的扩散和迁移过程中,当地劳动力丰裕程度和劳动生产率状况应作为企业的重要区位选择依据;地区人力资本和外商直接投资对制造业空间集聚的作用不具有统计显著性;交通运输设施水平的提高对制造业集聚的作用系数为-0.0165,且在10%水平通过显著性检验,交通运输设施水平的提高能大幅度降低运输成本,有利于制造企业的分散化布局,因而对制造业集聚产生负向影响。动态面板联立方程组模型实证分析显示,省际制造业空间集聚和劳动生产率之间仍然存在显著的互为因果关系,劳动生产率的提高有利于制造业空间集聚,制造业空间过度集聚由于拥挤效应的存在不利于劳动生产率提高。

五、结论

本文依据制造业集聚与其劳动生产率的互动关系构建静态面板联立方程系统和动态面板联立方程模型,通过实证分析可得以下主要结论:第一,在制造业集聚和制造业劳动生产率之间的静态系统中,制造业集聚和劳动生产率互为因果、相互强化。生产率决定方程分析结果证实制造业集聚对制造业劳动生产率的显著促进作用,集聚决定方程证实制造业劳动生产率增长对区域制造业空间集聚具有显著的正向作用。第二,在动态经济系统中,在生产率决定方程和集聚决定方程中分别引入劳动生产率和集聚水平滞后一期时,动态面板联立方程的分析结果显示,制造业集聚和劳动生产率仍具有显著的相互作用关系。制造业劳动生产率的增长有利于制造业集聚水平的提升,但考虑时间因素,制造业空间集聚水平的提高不利于制造业劳动生产率的增长,造成这一现象的原因在于随着时间的迁移,由拥挤效应带来的集聚不经济抵消了集聚的经济溢出效应,集聚对劳动生产率增长的作用存在潜在临界值,当集聚水平超出该临界值时集聚不利于劳动生产率的提高。第三,就控制变量而言,人力资本、人均资本存量和制造业就业密度对制造业劳动生产率增长的促进作用十分明显;在动态视角下交通运输基础设施对制造业集聚具有显著的负向影响;人力资本和外商直接投资对制造业集聚没有呈现出明显的促进作用。

参考文献:

- [1] 范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异[J]. 经济研究, 2006(11): 72-81.
- [2] 田静. 人力资本流动、市场转移成本与产业空间聚集演化[J]. 求索, 2014(11): 110-115.

(责任编辑:李琪)