

产业集聚提高了城市生产率吗？ ——城市规模视角下的门限回归分析

孙晓华, 郭玉娇

(大连理工大学 经济学院, 辽宁 大连 116024)

摘要:产业集聚是提高城市生产率的重要途径,而专业化和多样化则是集聚模式的两种选择。文章以城市规模作为门限变量,利用门限回归方法构建非线性面板数据模型,实证检验了不同城市规模区间内专业化和多样化对城市生产率的差异性影响。研究发现:专业化集聚对中小规模城市的生产率具有一定的促进作用,对较大规模的城市会在某种程度上阻碍城市生产率的提高;多样化集聚与小规模城市的生产率显著负相关,与中等规模城市的生产率不相关,但对较大规模城市的生产率具有十分显著的正向效应。其政策含义为,中小规模城市应集中优势资源发展重点产业,依靠专业化实现城市之间更为合理的分工协作;较大规模城市则需鼓励多种产业共同推进,通过多样化集聚改善城市生产率。

关键词:专业化;多样化;城市生产率;门限回归

中图分类号:F061.5;F293 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)02-0103-10

一、引言

产业集聚是同一或相关产业在特定地理区域内高度集中,产业资本要素在空间范围内汇聚的过程。专业化和多样化是产业集聚的两种模式,分别能够获得本地化经济和城市化经济的优势,进而通过规模效益、共享劳动力资源、促进分工深化和知识技术交流等途径提高地区生产效率。随着中国工业化进程的逐步推进,产业集聚成为各地区发展经济,尤其是地方政府增强区域竞争力的重要战略举措。但在城市产业格局的选择上曾经存在盲目追求专业化或多样化的倾向,这不仅大大降低了资源配置效率,而且不利于城市经济的持续发展。那么,对于一个城市而言,究竟是将优势资源集中于某些特定产业,还是推动多种产业共同发展呢? 本文将以前述产业集聚的外部效应理论框架

收稿日期:2012-11-25

基金项目:国家自然科学基金(70803006);国家社会科学基金(10FJL011);中央高校基本科研业务费专项资金(DUT10RW312)

作者简介:孙晓华(1978—),男,辽宁抚顺人,大连理工大学经济学院副教授,博士生导师;

郭玉娇(1987—),女,黑龙江哈尔滨人,大连理工大学经济学院硕士研究生。

为基础,从城市规模视角探讨专业化和多样化集聚对城市生产率的影响,以期科学制定与调整城市产业发展战略提供依据。

二、文献回顾

专业化和多样化是城市产业经济活动空间集聚的结果,外部性是集聚经济产生的一个重要原因。Marshall(1920)最早提出产业地理集聚得益于外部性的观点,认为同一产业的企业在某个地区集聚所形成的专业化能够带来劳动力和中间投入品的规模效应,从而促进信息交换和技术扩散。Marshall的外部性思想后来被阿罗(1962)和罗默(1990)模型化,用以解释知识溢出效应对生产效率的作用,这被学术界称为MAR(Marshall-Arrow-Romer)外部性。在基于外部性的产业集聚效应理论框架下,学者们就产业集聚对城市生产率的影响问题展开了较为丰富的实证研究。如国内范剑勇(2006)指出非农产业规模报酬递增的地方化是产业集聚的源泉,在分析产业集聚与城市发展的关系上,认为规模报酬递增主要体现在三个层次上,包括内部规模经济、地方化经济和城市化经济,其实证结果表明就业密度对城市劳动生产率具有显著的正向效应。王永培(2011)通过构建纳入公共资本的Ciccone模型,检验了基础设施水平、城市拥挤性对生产率的影响,发现基础设施和就业密度对我国城市生产率具有积极作用,二者共同推动城市生产率提升。刘修岩(2010)利用2001—2007年城市面板数据考察了集聚经济、公共基础设施与城市生产率的关系,同样得到就业密度和公共基础设施对非农劳动生产率具有显著正向效应的结论。随着研究的逐步深入,部分文献开始关注城市规模与生产率之间的关系问题。如国内学者高鸿鹰(2007)从城市集聚效应视角分析了中国城市规模分布的结构性变化机制,通过估算不同规模等级城市的平均集聚效应指数和平均集聚效率指数,对比分析了集聚对城市规模分布变化的影响,发现平均集聚效率指数的高低与城市规模分布比重的增减一致。

综观现有研究文献,学者们分别从产业集聚和城市规模两个方面考察了其对生产率的作用,但没有重视集聚效应与城市规模之间的内在联系。在理论上,产业集聚效应受资源条件、工业化阶段、市场需求和对外开放程度等条件的制约,而人口规模作为一个城市的显性特征在很大程度上是诸多制约条件的外在表现,与集聚效应的发挥存在一定关系。本文将考虑城市规模的调节机制,把城市规模作为门限变量,利用门限回归方法构建非线性面板数据模型,探讨专业化和多样化集聚对不同规模城市生产率的差异性影响,并利用全国282个地级市的面板数据,实证检验理论假设的有效性与可靠性。

三、城市生产率水平的测算:基于ATFP方法

对城市生产率的衡量,可以采用平均劳动生产率和全要素生产率两类方

法,后者更能综合反映技术进步和技术效率,是衡量企业生产率、行业和地区经济增长质量的重要指标,因此本文在测算城市生产率水平时选择全要素生产率方法。通过比较分析全要素生产率测算方法中参数估计和非参数估计方法可知,由 Griliches 和 Mairesse(1990)提出的近似全要素生产率方法(ATFP)充分考虑了地区经济发展中多种要素投入与产出关系,本质上是索洛余值法的近似,比较适合计算城市生产率,其公式为:

$$ATFP = \ln Q/L - s \ln K/L \quad (1)$$

其中,Q 为产出,L 为劳动要素投入,K 为资本要素投入,s 为资本的贡献程度,即资本的产出弹性,取值在 0—1 之间。若 $s=0$,则生产率为劳动生产率;若 $s=1$,则生产率为资本生产率。借鉴 Hall(1999)和国内学者李春顶(2010)的研究,本文在计算企业的全要素生产率时取 $s=1/3$ 。

关于资本存量的测算,被广泛使用的方法大都建立在 Goldsmith 开创的永续盘存法基础上,该方法采用相对效率几何递减模型,其基本公式为:

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1} \quad (2)$$

其中, K_t 和 K_{t-1} 分别为 t 期和 $t-1$ 期的资本存量, I_t 为第 t 期的资本投入额, δ 为折旧率。已有研究一般选择 1952 年或 1978 年作为基期,考虑到地级市数据的可得性,本文选择 2003 年为基年。对初始资本存量和折旧率的估算,现有研究得到的估计值不尽相同,本文利用张军(2004)等的处理方法,将各地级市 2003 年的固定资产投资额除以 10% 作为该地级市的初始资本存量,同时借鉴张军(2004)的估算结果,把城市固定资产的经济折旧率设为 9.6%。

对劳动要素投入量,本文用“在岗职工平均人数”表示。计算所需数据包括各地级市的“地区生产总值”和“在岗职工平均人数”均通过《中国城市统计年鉴》获得。为使数据具有可比性,将地区生产总值和固定资本存量分别用地区生产总值指数和固定资产投资指数进行平减处理。

通过选择和处理资本和劳动投入指标,我们对中国 282 个地级市 2004—2009 年的全要素生产率进行了测算。考虑到篇幅,表 1 仅列出了排在前 20 位的城市生产率。

表 1 2004—2009 年城市生产率

| 生产率排序 | 2004 年 | | 2005 年 | | 2006 年 | | 2007 年 | | 2008 年 | | 2009 年 | |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1 | 东莞 | 2.1910 | 东莞 | 2.6369 | 东莞 | 2.1910 | 东莞 | 2.5964 | 东莞 | 2.6150 | 东莞 | 2.4527 |
| 2 | 无锡 | 1.8972 | 平凉 | 2.3050 | 无锡 | 1.8972 | 佛山 | 1.9965 | 佛山 | 2.0412 | 佛山 | 2.0246 |
| 3 | 大庆 | 1.8420 | 佛山 | 1.9663 | 大庆 | 1.8420 | 无锡 | 1.8655 | 鄂尔多斯 | 1.8116 | 鄂尔多斯 | 1.8494 |
| 4 | 茂名 | 1.8390 | 无锡 | 1.8865 | 茂名 | 1.8390 | 大庆 | 1.7123 | 无锡 | 1.8103 | 无锡 | 1.7832 |
| 5 | 揭阳 | 1.7958 | 大庆 | 1.8357 | 揭阳 | 1.7958 | 茂名 | 1.6760 | 唐山 | 1.7912 | 唐山 | 1.6651 |
| 6 | 佛山 | 1.7769 | 玉溪 | 1.7574 | 佛山 | 1.7769 | 鄂尔多斯 | 1.6688 | 大庆 | 1.7655 | 中山 | 1.6567 |
| 7 | 玉溪 | 1.7701 | 茂名 | 1.7401 | 玉溪 | 1.7701 | 唐山 | 1.6632 | 茂名 | 1.7376 | 苏州 | 1.6471 |
| 8 | 苏州 | 1.7569 | 唐山 | 1.6888 | 苏州 | 1.7569 | 中山 | 1.6297 | 克拉玛依 | 1.7362 | 茂名 | 1.6390 |
| 9 | 鞍山 | 1.7418 | 克拉玛依 | 1.6845 | 鞍山 | 1.7418 | 克拉玛依 | 1.6280 | 中山 | 1.6751 | 大庆 | 1.6033 |
| 10 | 常德 | 1.7332 | 苏州 | 1.6771 | 常德 | 1.7332 | 玉溪 | 1.6165 | 东营 | 1.6690 | 常州 | 1.5880 |
| 11 | 台州 | 1.6977 | 深圳 | 1.6646 | 台州 | 1.6977 | 东营 | 1.6145 | 玉溪 | 1.6544 | 玉溪 | 1.5719 |
| 12 | 唐山 | 1.6398 | 中山 | 1.6616 | 唐山 | 1.6398 | 常州 | 1.6113 | 鞍山 | 1.6129 | 榆林 | 1.5664 |

续表 1 2004—2009 年城市生产率

| 生产率排序 | 2004 年 | | 2005 年 | | 2006 年 | | 2007 年 | | 2008 年 | | 2009 年 | |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 13 | 江门 | 1.6334 | 鞍山 | 1.6278 | 江门 | 1.6334 | 金昌 | 1.6043 | 常州 | 1.6070 | 上海 | 1.5435 |
| 14 | 宁波 | 1.6118 | 常州 | 1.6037 | 宁波 | 1.6118 | 上海 | 1.5960 | 沧州 | 1.6018 | 沧州 | 1.5254 |
| 15 | 杭州 | 1.6061 | 沧州 | 1.6000 | 杭州 | 1.6061 | 鞍山 | 1.5877 | 苏州 | 1.5818 | 常德 | 1.5068 |
| 16 | 中山 | 1.5982 | 东营 | 1.5985 | 中山 | 1.5982 | 苏州 | 1.5738 | 榆林 | 1.5772 | 东营 | 1.5029 |
| 17 | 漳州 | 1.5944 | 鄂尔多斯 | 1.5888 | 漳州 | 1.5944 | 深圳 | 1.5738 | 深圳 | 1.5734 | 鞍山 | 1.4865 |
| 18 | 肇庆 | 1.5885 | 台州 | 1.5667 | 肇庆 | 1.5885 | 德阳 | 1.5615 | 上海 | 1.5675 | 新余 | 1.4842 |
| 19 | 潮州 | 1.5869 | 常德 | 1.5636 | 潮州 | 1.5869 | 沧州 | 1.5427 | 常德 | 1.5572 | 大连 | 1.4667 |
| 20 | 克拉玛依 | 1.5844 | 许昌 | 1.5255 | 克拉玛依 | 1.5844 | 大连 | 1.5285 | 马鞍山 | 1.5499 | 深圳 | 1.4632 |

由生产率的排序情况可知,东莞、无锡、大庆、茂名、佛山、玉溪、苏州、鞍山、唐山、中山等城市的生产率在 2004—2009 年均稳居前列,表现出较高的投入产出效率。其中,位居第一的东莞是全国最大的制造业基地之一,产业门类齐全,产业集群化程度较高,拥有纺织业、服装加工业、电子信息、机械五金模具等一批国家级产业基地。茂名、佛山、中山位于经济发达的珠江三角洲地区,制造业集群化态势明显;大庆、玉溪、鞍山和唐山分别是我国重要的石油化工、烟草生产和钢铁工业基地,充分利用了专业化生产的规模经济优势,并逐渐围绕传统主导产业向上下游延伸产业链,保持着较强的竞争力;无锡和苏州则具有实力雄厚的制造业和服务业,新能源新材料、生物医药、微电子和节能环保等产业特色鲜明,已形成较为健全的产业体系。

可以发现,生产率排名靠前的城市一般都具有坚实的产业基础,部分城市的专业化优势明显,部分城市多种产业共同发展。那么,专业化和多样化这两种产业集聚模式对城市生产率究竟产生了什么作用呢?下面将通过计量经济模型进行实证检验。

四、研究设计

(一)模型构建。为了考察专业化与多样化的产业格局对城市生产率的影响,本文以现有文献为基础,结合数据的可得性,将专业化与多样化纳入生产效率函数,并加入资本劳动比率、对外开放程度和地区市场竞争强度三个控制变量,建立如下基本计量模型:

$$ATFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ZI_{it} + \alpha_2 DI_{it} + \alpha_3 KL_{it} + \alpha_4 OP_{it} + \alpha_5 COM_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

其中,t 表示时期,i 表示城市。被解释变量 $ATFP_{it}$ 为城市全要素生产率,解释变量 ZI_{it} 是专业化指数,表示专业化程度, DI_{it} 是多样化指数,表示多样化程度。控制变量 KL_{it} 、 OP_{it} 和 COM_{it} 分别代表资本劳动比率、对外开放程度与行业竞争强度, μ 为随机扰动项。

(二)变量选择。前面已经利用近似全要素生产率方法得到了城市生产率,下面将对解释变量进行处理。

1. 专业化指数。关于专业化指数的衡量,代表性的有樊福卓(2007)的地区专业化系数与 Herfindahl-Hirschman 指数。为了去除宏观层面的比较优势对地区专业化程度的影响,本文采用相对专业化指数测算城市专业化水平,即

某产业在城市所有产业中的就业份额与其在全国所有产业中的就业份额之比：

$$ZI_i = \max_j (s_{ij} / s_j) \quad (4)$$

其中, ZI_i 表示城市 i 的相对专业化指数, 该指数越大, 表示专业化程度越高; s_j 为产业 j 的就业人数在全国就业人员总数中所占的份额。

2. 多样化指数。在产业多样化的衡量方法中, 早期的赫希曼—赫芬达尔指数(HHI)和耐用品指数属于拟合优度类指标, 后来克鲁格曼提出了基于投资组合思想和投入产出模型的区位基尼系数, 该指标被张德常(2010)所采用。为了与专业化测算保持一致性, 采用相对多样化指数来衡量多样化水平, 也即:

$$DI_i = 1 / \sum_j |s_{ij} - s_j| \quad (5)$$

其中, DI_i 为城市 i 的相对多样化指数, s_{ij} 表示全国城市 i 中产业 j 就业人数占该城市就业总人数的份额, s_j 为产业 j 就业人数在就业总人数中所占的份额。相对多样化指数越高, 表示城市的产业种类越多且越均衡。

3. 资本劳动比率。该比率反映了地区的资本深化程度, 同时表明了企业的生产技术条件。随着技术水平的提升, 该比率趋向于上升。因此, 较高的资本劳动比率有助于提高城市生产率。资本劳动比率等于单位劳动力的资本存量, 也即:

$$KL_{it} = K_{it} / L_{it} \quad (6)$$

其中, K_{it} 代表城市 i 第 t 年的资本存量, 经过永续盘存法处理, L_{it} 为城市 t 第 i 年的劳动就业总人数, KL_{it} 值越大, 表示城市 i 的资本深化程度越高。

4. 对外开放程度。我们用外商直接投资在地区工业总产值中的比重来衡量对外开放程度, 也即:

$$OP_{it} = FDI_{it} / G_{it} \quad (7)$$

其中, FDI_{it} 为城市 i 第 t 年实际使用的外资金额, 按照各年汇率折算成人民币, 并以 2003 年为基期的地区生产总值指数进行调整; G_{it} 为城市 i 第 t 年的工业生产总产值, 同样以 2003 年为基期的地区生产总值指数进行调整。

5. 市场竞争强度。市场竞争通过两种机制影响生产率: 一方面, 可能形成对企业创新的倒逼机制, 加快创新成果的产生和消化吸收, 从而提高生产率; 另一方面, 过度的竞争可能会削减利润, 降低技术和组织革新的动力, 阻碍生产率提升。对市场竞争强度的衡量, 本文借鉴赵建吉(2009)的方法并稍做调整, 用城市 i 的企业个数与该地区工业生产总产值的比值(即单位产出的企业个数)除以各城市企业数与工业生产总产值之比的平均值来近似描述, 也即:

$$COM_{it} = (N_{it} / G_{it}) / (N_{nt} / G_{nt}) \quad (8)$$

其中, N_{it} 表示城市 i 第 t 年的工业企业数, N_{nt} / G_{nt} 为 N_{it} / G_{it} 在各城市的平均值。该变量能够较好地描述地区竞争环境, 该值越大, 说明市场竞争越激烈。

(三) 变量描述性统计。各变量的原始数据来自 2004—2010 年《中国城市统计年鉴》, 以当年价格计算的经济数据则以 2003 年为基期的指数进行平减。变

量描述性统计结果见表2。

表2 变量衡量指标、符号及描述性统计

| 变量 | 衡量指标 | 符号 | 均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 |
|--------|----------------|------|----------|----------|-----------|---------|
| 城市生产率 | 全要素生产率 | ATFP | 1.1498 | 0.2862 | 2.6369 | 0.2464 |
| 产业集聚模式 | 相对专业化指数 | ZI | 3.2264 | 2.5969 | 29.1496 | 1.2641 |
| | 相对多样化指数 | DI | 2.3854 | 0.8879 | 6.1525 | 0.6858 |
| 资本劳动比率 | 人均资本存量 | KL | 537.344 | 296.887 | 2767.186 | 112.990 |
| 对外开放程度 | 外商直接投资/地区工业总产值 | FDI | 191.854 | 442.068 | 4842.227 | 0.0000 |
| 市场竞争强度 | 单位产出企业个数/全国平均值 | COM | 0.9982 | 0.6199 | 13.4057 | 0.0585 |
| 城市规模 | 非农业人口数(万人) | RKGM | 137.2257 | 132.5948 | 1216.5600 | 14.3400 |

(四)城市规模的调节机制。在专业化、多样化影响城市生产率的过程中,城市规模作为一个调节变量在理论上对专业化、多样化与城市生产率关系产生作用的具体机制为:当城市规模较小时,由于经济总量有限,从事相近产品生产和服务提供的企业集聚有利于劳动力共享、信息交换与技术扩散,由此形成的专业化对城市生产率的推动作用较为明显;随着城市规模的扩大和经济总量的扩张,专业化生产的外部效应逐步减弱,多种产业的集聚反而能够促进知识溢出与新技术出现,带动城市生产率的提升。

为了明确考察城市规模在专业化、多样化影响城市生产率的过程中是否发挥调节作用,以及在城市规模的调节机制下各解释变量对城市生产率的差异性影响,我们以城市规模作为门限变量,利用门限回归方法构建非线性面板数据模型进行实证检验。

五、门限回归模型及结果分析

(一)门限回归模型的设定。在传统的线性回归模型框架内,无法判断和解释在不同城市规模区间内专业化、多样化对城市生产率的不同作用机制,为此本文采用 Hansen(2003)的两机制门限回归模型来确定门限值个数和大小,可以表示为:

$$y_t \begin{cases} \theta'_1 x_t + e_{1t}, q_t \leq \gamma \\ \theta'_2 x_t + e_{2t}, q_t > \gamma \end{cases} \quad (9)$$

其中, q_t 为门限变量, y_t 和 x_t 分别表示被解释变量和解释变量, e_{it} 为残差项, γ 为门限值。令虚拟变量 $I_t(\gamma) = \{q_t \leq \gamma\}$, 其中 $I\{\cdot\}$ 为示性函数, 当 $q_t \leq \gamma$ 时, $I=1$, 否则 $I=0$, 那么式(9)可以统一表示为:

$$y_t = \theta_1 x_t I(q_t \leq \gamma) + \theta_2 x_t I(q_t > \gamma) + e_t \quad (10)$$

其中, $e_t = (e_{1t}, e_{2t})'$, 系数 θ_1 、 θ_2 和门限值 γ 均为待估参数。本文采用 Tsay(1989)提出的排列回归方法进行搜寻, 得到门限估计值后, 利用 Bootstrap 方法模拟 LM 检验 F 统计量的渐进分布及其临界值(重复 10 000 次), 检验是否存在门限效应, 然后使用对应的似然比统计量来判断当门限效应存在时, 门限估计值与真实值是否具有 consistency。不过, 上述步骤假设模型中只存在单一门限, 实际上很可能会出现两个或两个以上的门限值。因此在实证分析中, 必须

重复上述步骤去寻找第二个门限值。当存在两个门限时，模型可表示为：

$$y_t = \theta_1 x_t I(q_t \leq \gamma_1) + \theta_2 x_t I(\gamma_1 < q_t \leq \gamma_2) + \theta_3 x_t I(q_t > \gamma_2) + e_t \quad (11)$$

其中， $\gamma_1 < \gamma_2$ 。对于第二个门限的存在性，一般假设之前估计的门限值 $\hat{\gamma}_1$ 是已知的，如果第二个门限存在，则需要对第一个门限值进行回检。

(二)门限效应检验。表 3 给出了门限个数与门限值。第一个可能的门限值为 $\gamma_1 = 68.5788$ ，此时残差平方和最小，为 18.7618；门限效应检验得到的 F 统计值为 89.5573，在 1% 的显著性水平上拒绝无门限假设。进一步检验模型是否存在两个门限，第二个门限值为 $\gamma_2 = 99.3741$ ，此时最小的残差平方和为 18.4245；双重门限效应检验的 F 值为 30.9169，同样拒绝只有一个门限的假设。然后对第一个门限值进行回检，为此固定第二个门限值 99.3741 来搜寻新的门限，检验结果为 68.5788，与第一阶段的搜寻结果相同，因而可以确定模型存在两个门限。进一步搜寻第三个门限值，结果为 42.6460，但在回检时搜寻到的第一个门限值为 69.3892，与前面结果不一致，从而拒绝存在第三个门限值的假设。因此，模型确定为两个门限，分别为 68.5788 和 99.3741。

表 3 城市规模的门限效应检验

| H_0 | H_1 | LM 检验统计值 | 结论(拒绝或接受 H_0) |
|-------|-------|---------------------|------------------|
| 无门限 | 一个门限 | 89.5573*** (0.0000) | 拒绝 |
| 一个门限 | 两个门限 | 30.9169*** (0.0000) | 拒绝 |

在确定了城市规模存在两个门限之后，可以把样本划分为 $(0, 68.5788)$ 、 $(68.5788, 99.3741]$ 和 $(99.3741, \infty)$ 三个区间。在实证分析中，我们将重点考察三个门限区间内专业化、多样化对城市生产率的差异性影响，以期得到更为确凿的研究结论。

(三)门限回归结果与分析。通过门限效应检验，可根据城市规模门限值将 282 个地级市划分为三个区间，门限模型为：

$$ATFP = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 ZI + \beta_2 RDI + \beta_3 KL + \beta_4 FDI + \beta_5 COM + \mu \\ (0 < RKG M \leq 68.5788) \\ \delta_0 + \delta_1 ZI + \delta_2 RDI + \delta_3 KL + \delta_4 FDI + \delta_5 COM + \mu \\ (68.5788 < RKG M \leq 99.3741) \\ \lambda_0 + \lambda_1 ZI + \lambda_2 RDI + \lambda_3 KL + \lambda_4 FDI + \lambda_5 COM + \mu \\ (99.3741 < RKG M) \end{cases} \quad (12)$$

门限回归模型的估计结果见表 4。可以看出，在专业化、多样化与城市生产率的关系中，城市规模的门限效应十分明显。

在专业化方面，对市辖区非农人口数在 68.5788 万人及以下的小规模城市 and 人口数在 $(68.5788, 99.3741]$ 区间的中等规模城市来说，专业化集聚对城市生产率具有正向效应但不显著；而在城市非农人口数大于 99.3741 万人的区间内，情况则发生了明显变化，专业化集聚逐渐失去了优势，对生产率具有

负向作用。这说明当城市规模较小时,经济总量和人力资源相对匮乏,集中有限资源发展少数特色产业能够更加充分地利用地区比较优势,发挥专业化生产带来的 MAR 外部性,从而有利于提高城市生产率;对规模较大的城市来说,专业化生产的外部效应开始减弱,甚至对生产率产生了一定的负面影响。

在多样化方面,三个区间内多样化集聚对城市生产率表现出截然不同的作用。在非农人口数小于 68.5788 万人的组别中,多样化指数的系数显著为负,说明对小型城市而言,受人力、物质和科技资源的约束,多样化的产业格局会加剧不同行业对有限资源的争夺,降低资源配置效率,从而既丧失了专业化生产的比较优势,也没有实现城市化经济;当城市人口规模处于(68.5788, 99.3741]区间时,多样化的系数由负变正但并不显著;对非农人口数大于 99.3741 万人的城市来说,多样化对城市生产率开始呈现显著的正向效应,意味着在较大规模城市中,集聚经济主要得益于 Jacobs 外部性,种类繁多的产品和服务能够为企业生产提供丰富的中间投入品,各行业的劳动力集聚增加了行业间知识溢出,有利于产业间互补知识的交换与创新成果的出现,从而促进了城市生产率提高。

表 4 门限回归结果

| 门限区间 | 回归项 | ZI | RDI | KL | FDI | COM |
|-----------------------------|----------|---------|------------|-----------|-----------|------------|
| 城市规模≤68.5788 万人 | 回归系数 | 0.0018 | -0.0688*** | 0.0361*** | -0.0222* | -0.0177** |
| | White SE | 0.0063 | 0.0161 | 0.0079 | 0.0119 | 0.0073 |
| | t 统计值 | 0.2774 | -4.2612 | 4.5629 | -1.8738 | -2.4460 |
| 门限区间 | 回归项 | ZI | RDI | KL | FDI | COM |
| 68.5788 万人<城 市规模≤99.3741 | 回归系数 | 0.0017 | 0.0058 | 0.0211*** | 0.0215*** | -0.0748*** |
| | White SE | 0.0047 | 0.0110 | 0.0042 | 0.0062 | 0.0246 |
| | t 统计值 | 0.3691 | 0.5267 | 5.2384 | 3.4653 | -3.0382 |
| 城市规模>99.3741 万人 | 回归系数 | -0.0011 | 0.0296*** | 0.0205*** | 0.0032*** | -0.1385*** |
| | White SE | 0.0019 | 0.0075 | 0.0025 | 0.0014 | 0.0184 |
| | t 统计值 | -0.5930 | 3.9648 | 8.1066 | 2.2383 | -7.5287 |

注:***、**和* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著。

在控制变量方面,在不同城市规模区间内,资本劳动比率的系数都显著为正,说明资本深化能够带动生产率提升。对外开放程度与城市生产率的关系存在明显的门限效应,当城市人口低于 68.5788 万人时,外商直接投资比重的系数在 10%的水平上为负,如果城市人口位于 68.5788 万人以上的两个区间,外商直接投资比重的系数显著为正。这表明在城市规模较小和地区经济发展水平相对落后的情况下,盲目引进外资不仅无法学习到先进技术,还会造成本土企业的研发惰性,对生产率产生负面影响;只有当城市的经济总量及其发展水平达到一定程度时,引进外资才会带来技术溢出,推动地区生产率提升。在三个区间内,市场竞争强度与城市生产率都显著负相关,对此可以解释为,地区市场上的企业数目越多,市场竞争越激烈,导致企业利润率降低,企业不愿将有限的利润投入到研发等投资周期长、风险大的活动中,从而阻碍了城

市生产率的改善。

六、结论与政策建议

产业集聚是提高城市生产率的重要途径,但对不同规模的城市而言,专业化道路还是谋求多种产业共同推进,是中国城市化进程中产业发展面临的核心问题之一。与以往研究不同,本文以产业集聚的外部性理论为基础,把城市规模作为门限变量,利用门限回归方法构建非线性面板数据模型,考察了专业化、多样化对不同规模城市全要素生产率的影响,得到如下研究结论:第一,专业化集聚对中小规模城市(非农人口数 ≤ 99.3741 万人)的生产率具有一定的促进作用,对较大规模城市来说,专业化会在某种程度上阻碍城市生产率提高,说明中小城市的生产率得益于专业化带来的 MAR 外部性,劳动力与中间产品共享、专业技术与知识扩散所产生的本地化效应在中小城市更容易得到发挥;第二,多样化集聚与小规模城市(非农人口数 ≤ 68.5788 万人)的生产率显著负相关,与中等规模城市(68.5788 万人 $<$ 非农人口数 ≤ 99.3741 万人)的生产率不相关,但对较大规模城市(非农人口数 > 99.3741 万人)的生产率具有显著的正向影响,意味着大城市生产率得益于多样化带来的 Jacobs 外部性,多种行业并存的城市化经济推动了生产率提升,由于中小城市资源有限,多样化集聚反而会分散比较优势;第三,资本深化有利于不同规模城市生产率的改善,除了小规模城市外,对外开放的带动作用也较为明显,但过度的市场竞争会降低资源配置效率,造成城市生产率的损失。

在中国城市化战略的实施过程中,很长一段时期产业发展片面追求“大而全”和“小而全”,导致地区产业结构严重趋同,城市间缺乏分工协作。自 20 世纪末期以来,随着经济一体化的不断推进,不少城市又兴起了专业化的产业发展模式,特别是一些区域性经济中心试图打造专业化之都。由本文的研究结论可知,城市产业格局的设置不仅要考虑要素禀赋、区位特征和城市化进程等因素,还要与城市规模及其经济体量相匹配。具体来说,中小规模城市需集中优势资源发展重点产业,充分利用 MAR 外部性和本地化经济优势,依靠专业化集聚实现城市间更为合理的协作发展;对较大规模城市而言,应鼓励多种产业的协同推进,发挥 Jacobs 外部性和城市化经济优势,促进产业间知识溢出,通过多样化集聚提高资源配置效率和城市生产率。

主要参考文献:

- [1]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[J].世界经济,2010,(7):64—81.
- [2]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.

- [3]王永培,袁平红.基础设施、拥挤性与城市生产率差异——来自中国267个城市市辖区数据的实证研究[J].财经科学,2011,(7):43—51.
- [4]张德常.产业多样性的度量方法[J].统计与决策,2010,(8):28—30.
- [5]赵建吉,曾刚.专业化、多样化与产业增长——以中原城市群为例[J].经济问题探索,2009,(8):18—22.
- [6]Behrens K, Duranton G, Robert F. Productive cities: Sorting, selection, and agglomeration[R]. CEPR Discussion Paper No. DP7922,2010.
- [7]Ke S. Agglomeration, productivity, and spatial spillovers across Chinese cities[J]. The Annals of Regional Science, 2010, 45(1):157—179.
- [8]Venables A J. Productivity in cities: Self-selection and sorting[J]. Journal of Economic Geography, 2011, 11 (2): 241—251.

Has Industrial Agglomeration Improved Urban Productivity? The Threshold Regression Analysis from the Perspective of City Scale

SUN Xiao-hua, GUO Yu-jiao

(School of Economics, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China)

Abstract: Industrial agglomeration is an important way to improve urban productivity, and specialization and diversification are two options for agglomeration mode. This paper takes city scale as the threshold variable, and employs the threshold regression method to establish a nonlinear panel data model. Then it empirically studies the effects of specialization and diversification on the differences of urban productivity. It arrives at the following conclusions: firstly, specialization agglomeration improves the productivity of small and medium-sized cities to a certain extent, but hinders the productivity improvement in large cities; secondly, diversification agglomeration has the significantly negative and positive correlation with the productivity of small and large cities respectively, but has no relationship with the productivity of medium-sized cities. It provides the policy implications that small and medium-sized cities should focus on developing key industries, and achieve a more rational division of labor through specialization, while large cities need to encourage a joint development of a variety of industries and promote urban productivity through diversification agglomeration.

Key words: specialization; diversification; urban productivity; threshold regression (责任编辑 许柏)