

【国民经济】

中国城市结构调整与模式选择的空间溢出效应

于斌斌, 金 刚

(东南大学经济管理学院, 江苏 南京 210096)

[摘要] 本文利用2003—2011年中国285个地级及以上城市的统计数据, 实证研究了中国城市结构调整和模式选择对劳动生产率影响的空间溢出效应。结果表明: 随着地理距离的增加, 中国城市劳动生产率的空间相关强度呈现规律性的递减趋势, 并随着时间的推移, 劳动生产率的高值集聚区逐渐从东部地区向中西部地区转移; 中国城市间劳动生产率的空间溢出效应在0—850公里范围内呈现先上升后下降的“倒U型”过程, 波峰出现在450公里左右; 产业结构调整尤其是东部城市产业内的高端化升级以及中西部城市对东部城市产业的有效承接, 可以显著提升中国城市的劳动生产率, 而由劳动力跨行业配置引致的结构性失业对城市劳动生产率具有明显的负向效应; 对中国城市化而言, 城市多样化模式比专业化模式更能促进城市规模扩张和劳动生产率提升。最后, 根据本文的主要结论围绕消除“市场分割”、区域协调发展、城市群架构等方面提出了相关政策建议。

[关键词] 产业结构; 城市模式; 城市劳动生产率; 空间溢出

[中图分类号]F293.1 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2014)02-0031-14

一、问题提出

据《中国新型城市化报告(2013)》数据计算发现, 全国排名前100位的城市占国土面积2.65%, 承载着全国17.57%的人口, 却贡献了全国一半以上(52.52%)的GDP, 而全国所有城市对GDP的贡献超过70%。由此可见, 城市的发展事关未来中国经济的走向。那么, 城市该如何发展呢? 产业结构调整无疑至关重要, 但其作用在学术界一直存在争论。如多数学者认为, 根据市场需求和技术发展迅速进行产业创新与调整的能力是城市就业增长和持续繁荣的关键(Glaeser, 2005; Duranton, 2007)。Findeisen and Südekum(2008)则利用西德326个城镇的数据发现, 城市的就业增长并非取决于产业结构调整的强度, 而是产业的初始结构。Maddison(2006)总结“二战”后发达国家和亚洲“四小龙”的发展经验时指出, 产业结构的服务化调整压缩了劳动生产率持续高增长的空间, 从而导致经济增长陷入“结构性减速”(袁富华, 2012)。之所以存在这样的争议, 缘于产业结构调整是一个“创造和破坏并存的过程”: 一方面, 产业结构调整使得生产要素从低生产率部门向高生产率部门转移, 而且资源再配置效应会加速新兴行业及现代服务业的发展, 从而增加就业规模和提高城市劳动生产率; 另一方面, 产业结构调整通常伴随产业之间的剧烈转换、资本构成的不断提高以及传统产

[收稿日期] 2014-01-10

[基金项目] 国家自然科学基金项目“中国专业市场分化重构机制与转型提升研究”(批准号71173196); 浙江省高校人文社会科学重点研究基地浙江理工大学应用经济学基地重点项目“基于产业链与技术链融合的浙江纺织产业转型升级研究”(批准号2013YJZD01)。

[作者简介] 于斌斌(1986—), 男, 山东沂水人, 东南大学经济管理学院博士研究生; 金刚(1991—), 男, 江苏兴化人, 东南大学经济管理学院硕士研究生。

业的急剧衰退,进而降低了城市的就业规模和压缩了劳动生产率提升的空间。

选择合适的城市模式对城市发展也至关重要。从世界城市经济版图可以看出,许多中等城市的某几个产业会高度专业化,如美国的底特律、法国的克莱蒙弗朗、英国的谢菲尔德和日本的丰田(Henderson,1997;Duranton,Puga,2000),但像美国纽约、日本东京这类大城市却是高度多样化的,容纳了很多并无直接关联的产业(Chinitz,1961;Fujita,Tabuchi,1997)。按照笔者的实际测算(计算方法见第二部分),中国的伊春、白城、鹤岗等中等城市的专业化程度较高,而太原、西安等规模较大的省会城市则呈现出典型的多样化特征。关于城市发展应该走专业化道路还是多样化道路,学术界也一直存在争论。Henderson(2003)认为,专业化城市有助于生产标准化产品,对城市的劳动生产率具有更大的促进作用。Martin et al.(2011)通过法国的企业数据发现,专业化经济显著提升了城市劳动生产率,但多样化经济对城市劳动生产率的影响并不显著。而 Glaeser et al.(1992)从城市就业的角度发现,多样化促进了美国城市就业规模的增长,而专业化则降低了城市的就业水平。Gao(2004)、薄文广(2007)同样得出了专业化与产业经济增长负相关的结论。

根据已有的研究,产业结构调整与城市模式选择对城市发展的作用受城市现有产业特点以及经济类型、规模和性质的影响,不可一概而论。当前,中国的城市化进程面临国内外环境以及现有资源约束等诸多挑战,在此背景下,分类研究中国城市产业结构调整的方向及选择合适的城市发展模式具有重要的理论和现实意义。尽管以往研究证实了产业结构调整和城市模式差异会在不同程度上影响城市劳动生产率,但多数研究仅将视野锁定在三次产业变动和省级区域单位,掩盖了城市细分行业的结构调整与劳动生产率的相互关系;而且,已有研究尚未将地理距离引入分析模型,即使在个别考察地理因素的文献中,也仅考虑了省域层面或少数几个大城市,降低了结论的可信度。与已有研究不同的是,我们将利用 2003—2011 年中国 285 个地级及以上城市的统计数据,在综合考虑城市细分产业结构变化的基础上,通过引入地理距离特征分析中国城市结构调整和模式选择的溢出效应,为在理论和实践上探索城市化发展规律提供中国经验和案例。

二、研究方法与变量选择

对于城市经济的实证研究,大多数学者都用劳动生产率表征,或在数据无法获得的情况下用工资替代,如 Ciccone and Hall(1996)、Ciccone(2002)、Au and Henderson(2006)、毛丰付和潘加顺(2012)等。而且,一个城市的劳动生产率不仅与城市自身相关,还会与临近城市通过劳动力流动、资本输出、知识传播等途径形成溢出效应。参考 Anderson et al.(2009)、潘文卿(2012)、张浩然(2012)等学者的研究方法,本文建立如下空间面板数据模型:

$$\begin{aligned} \ln prod_{it} &= \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln prod_{jt} + \beta_1 stru_{it} + \beta_2 type_{it} + \gamma X_{it} + \alpha_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $prod_{it}$ 表示*i*城市在*t*时间的劳动生产率, $stru_{it}$ 表示产业结构调整指数, $type_{it}$ 表示城市模式指数, X_{it} 表示控制变量, α_i 、 ν_t 、 ε_{it} 分别表示地区效应、时间效应和随机扰动项。 ρ 和 λ 分别为空间滞后系数和空间误差系数,反映了城市之间的空间溢出效应^①。 W_{ij} 代表空间权重矩阵,本文以城市间直线距离的倒数作为权重^②。本文数据来源为《中国城市统计年鉴》(2004—2012)中 2003—2011

① 当 $\rho=0$ 时,空间计量模型被称为空间误差模型或 SEM 面板数据模型;当 $\lambda=0$ 时,空间计量模型被称为空间滞后模型或 SLM 面板数据模型。

② 简单的二元邻接矩阵认为不相邻城市(区域)之间不存在相关性的理念与现实情况有较大出入。本文采用城市间距离的倒数作权重既考虑到了空间临近但不相邻的城市之间也可能存在相互影响的现实,还能够避免交通距离内生于城市劳动生产率提高所带来的偏差。

年 285 个地级及以上城市的数据。

本文以 GB2002 分类的行业就业人员比重作为衡量产业结构的代理变量。同时,参照方远平和毕斗斗(2008)对于服务业的分类方法,本文最终将 19 个行业分为农林牧渔业、采矿业、制造业、电力燃气及水的生产和供应业、建筑业、生产性服务业、分配性服务业、消费性服务业和社会性服务业 9 大类。其中,在服务业 4 个大类(14 个行业)的划分中,生产性服务业包括信息传输计算机服务和软件业、金融业、房地产业、租赁和商业服务业、科学研究技术服务业和地质勘查业 5 个行业;分配性服务业包括交通运输仓储及邮政业、批发和零售业 2 个行业;消费性服务业包括住宿餐饮业、居民服务和其他服务业 2 个行业;社会性服务业包括水利环境和公共设施管理业、教育、卫生社会保障和社会福利业、文化体育和娱乐业、公共管理和社会组织 5 个行业。鉴此,我们将采用 TSTR 指数测量产业结构调整指数,其计算公式为:

$$TSTR = \sum_{i=1}^n |q_{i(t+1)} - q_{it}| \quad (2)$$

其中, $q_{i(t+1)}$ 、 q_{it} 表示一个城市 i 产业的就业人数分别在 $t+1$ 期和 t 期占城市总就业人数的比重。该系数越大说明城市产业结构的调整强度就越剧烈。本文还引入 ExcChurn 指数 (Findeisen, Südekum, 2008) 来测算城市就业人数在各行业间重新配置的强度,其计算公式为:

$$ExcChurn = \frac{\left| \sum_{i=1}^n |e(i, t+1) - e(i, t)| \right| - |e(t+1) - e(t)|}{e(t)} \quad (3)$$

其中, $e(i, t)$ 表示一个城市 i 产业在 t 期的就业人数, $e(t)$ 代表该城市的总就业人数。ExcChurn 指数是一个非负数,仅当城市所有行业的就业人数随总就业人数同增或同减时,ExcChurn 指数才为零。该指数隐去了城市总就业水平的年度变化,反映了城市劳动力资源跨行业配置的强度。在控制 ExcChurn 指数以后, TSTR 指数更能反映城市产业结构的调整强度。

另外,城市发展的专业化模式和多样化模式分别运用 RZI 指数和 RDI 指数进行测量。RZI 指数反映了城市经济的 MAR 外部性,其公式表示为 $RZI_i = \max_j (s_{ji} / s_i)$, 其中, s_{ji} 为 i 城市中 j 产业的就业人数占该城市总就业人数的比重,而 s_i 为所有 j 产业的就业人数占全部城市就业人数的比重(产业分类同上)。RDI 指数反映了城市经济的 Jacobs 外部性,计算公式为 $RDI_i = 1 / \sum_j |s_{ji} - s_i|$, 这里的 s_{ji} 和 s_i 同上。实际上,这两个指数并非完全相互排斥,即多样化程度较高的城市完全有可能在某一个或几个行业中具有较高的专业化水平 (Duranton, Puga, 2000)。

为了考虑影响城市劳动生产率的其他因素 (Fujita et al., 1999; Henderson, 2003; Bronzini, Piselli, 2009; 刘修岩, 2009; 张浩然, 2012), 我们还控制了一些解释变量:①实际产出 ($\ln gdp$)。由于一个城市的实际产出与劳动力需求存在显著的正向关系,本文采用城市年度人均 GDP 的对数值来反映该指标的变化趋势。②工资水平 ($\ln wage$)。在产出固定的条件下,实际工资上涨会提高企业使用其他生产要素来代替人力资本的倾向。本文用职工平均工资的对数值来反映劳动力成本。③人口密度 ($\ln dens$)。知识的集聚与溢出通常发生在人口稠密地区 (Ciccone, Hall, 1996), 因此人口密度相对于城市规模更能反映该城市的集聚程度。本文采用一个城市每平方公里年末总人口数的对数值来表示人口密度,以捕捉城市内部经济密度和市场规模的大小。④基础设施 ($\ln f$)。基础设施的改善能够显著降低生产要素的运输成本和交易费用,有助于城市规模效应和集聚经济的形成。本文采用城市道路人均占有面积作为城市基础设施的代理变量。⑤人力资本 (Edu)。具有知识、技能等特征的人力资本能够显著提升城市的劳动生产率。本文将借鉴陆铭和向宽虎 (2012) 在面临数据约束条件下的做法,采用教师与学生的比率作为人力资本的代理变量。⑥政府规模 (Gov)。由于政府作用是城市劳动生产率的重要影响因素,本文以城市的财政收入占 GDP 的比重来控制城市间政府对经济干预程

度的差异。⑦外商直接投资(FDI)。外商直接投资不仅可以增加一个城市的资本存量,还能通过产业转移、技术关联和知识溢出影响一个城市的劳动生产率。本文将城市的年度实际外商投资额(按历年人民币汇率的平均价格折算)占当年固定资产投资额的比重作为代理变量。

三、劳动生产率的空间相关性

本文计算了2003—2011年间中国285个地级市及以上城市的劳动生产率^①。结果显示,虽然中国城市劳动生产率2003—2011年有了大幅度的提高,但区域间表现出明显的空间差异性。判断地区之间的空间相关性,大多数学者采用Moran's I指数检验(Anselin,1995;吕健,2012;潘文卿,2012)。本文也通过Moran's I指数检验中国城市劳动生产率的空间自相关性。该指数定义如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (4)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示第 i 个城市劳动生产率的观测值, n 表示城市数量, W 同上。Moran's I 指数的取值范围为 $[-1, 1]$ 。当该指数大于 0 时,城市之间具有空间正相关性,说明劳动生产率相似的城市集聚在一起;当该指数小于 0 时,城市之间存在空间负相关性,表明劳动生产率相异的城市集聚在一起;当该指数等于 0 时,城市之间空间不相关。接下来,我们采用标准统计量 Z 来检验 Moran's I 指数的显著性水平^②,其公式表示为:

$$Z(\text{Moran's } I) = \frac{\text{Moran's } I - E(\text{Moran's } I)}{\sqrt{\text{VAR}(\text{Moran's } I)}}, \text{ 其中 } E(\text{Moran's } I) = -\frac{1}{n-1} \quad (5)$$

通过计算发现,中国城市劳动生产率的 Moran's I 指数在 2003—2011 年间都通过了 1% 的极显著性检验。这表明,中国城市劳动生产率具有非常显著的空间自相关性,即劳动生产率相似的城市存在明显的空间集聚效应。而且,中国城市劳动生产率的空间相关性随时间推移呈现出“波动式”递减趋势(见图 1),这表示中国城市之间的集聚效应正在减弱,即区域之间的经济发展更加均衡。与以往认识不同的是,劳动生产率较高的城市并没有显著集中在东部沿海地区,中部地区分布也较为广泛。而最为异常的是,长三角的浙江地区及整个珠三角地区的劳动生产率并不高甚至低于中部的一些城市,这可能与东部地区主要从事出口加工型和劳动密集型产业以及东部产业进行结构调整且向中西部地区转移有关。尤其在 2005 年和 2010 年, Moran's I 指数呈现大幅度下降和波动式上升,这可能主要源于两方面的原因:一是随着中国在 2005 年取消全球纺织品配额,国外的纺织品和相关产品大量涌入中国以及国内传统行业借机扩大产品出口,削弱了各城市间的区域关联性,而转向与国际市场构建贸易关联;二是 2010 年作为“十一五”与“十二五”的交接期,国家提出“加快转变经济发展方式”的战略调整,推动了东部产业向中西部地区转移,增强了区域关联性,如安徽《皖江城市带承接产业转移示范区规划》在 2010 年获国务院批复并上升为国家战略。

进一步计算发现,306 公里是中国城市间最小的“门槛距离”,即在不小于该距离的情况下,才能实现每一个城市都至少有一个邻近的城市。本文计算了从 350 公里—2350 公里距离带宽条件下的中国城市劳动生产率在 2003—2011 年间的 Moran's I 指数及其统计检验,见表 1。结果显示,随着区域距离的增加,空间自相关的 Moran's I 指数逐渐下降;而且,在 2003 年和 2011 年,当分别超过 2350 公里和 1150 公里距离带宽时, Moran's I 指数由正变负,此时的 Z 值显示不存在全域性的

① 由于篇幅限制,我们并未给出 2003—2011 年的中国城市劳动生产率的分布图,有需要的读者可向作者索要。

② 若 Moran's I 指数正态统计量的 Z 值大于正态分布函数在 10% 显著性水平下的临界值 1.65,则表示该城市经济活动在空间分布上具有显著的正相关性,也意味着邻近城市的类似特征值出现了集聚效应。

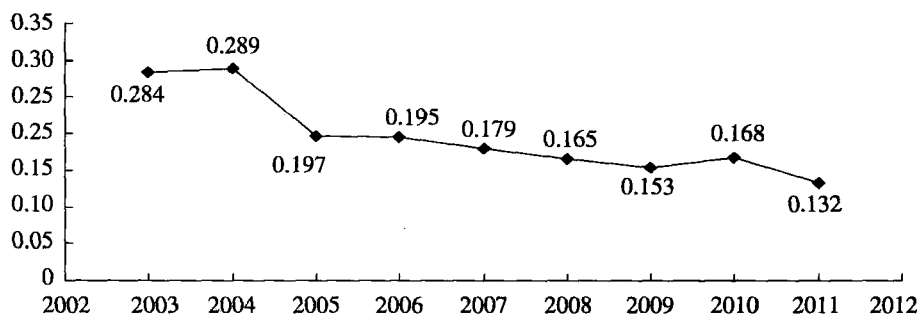


图1 2003—2011年中国城市劳动生产率的 Moran's I 指数

空间相关性。这意味着,在较小的带宽范围内,中国城市之间存在显著的空间正相关性,但是,随着距离的增加,正相关性逐渐变小。这一变化趋势贯穿在 2003—2011 年的 9 个年份中。

上述 Moran's I 指数测度了中国全域范围内各个城市之间的空间相关性,那么,局部范围内相邻城市是否存在区域关联以及存在的是何种关联呢? 我们有必要引入空间关联局域指标(LISA)来分析中国城市空间关联的局部特征,其计算公式为:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j \quad (6)$$

其中, $Z_i = Y_i - \bar{Y}$, $Z_j = Y_j - \bar{Y}$, Y_i 、 Y_j 分别表示第 i 、第 j 个城市劳动生产率的观测值, n 为城市总数, W 同上。正的 I_i 表示一个高值被高值所包围,或者是一个低值被低值所包围,即具有相似劳动生产率的城市聚集在一起;负的 I_i 表示一个低值被高值所包围,或者是一个高值被低值所包围,即呈现相异劳动生产率的城市聚集在一起。

我们通过 Moran's I 散点图进一步分析城市集聚效应^①,并选取了 4 个代表性年份:中国城市劳动生产率空间相关性开始提高的 2003 年,快速下降的 2005 年,有所分化的 2009 年和达到最小的 2011 年。这 4 个年份的散点图显示,处于第 I、III 象限的城市较多,而处于第 II、IV 象限的城市较少。通过绘制 LISA 集聚图替代散点图可以更清晰地反映 4 个年份中国城市集聚效应的变化态势^②。从 LISA 集聚图中可以发现:2003 年,劳动生产率的高值集聚城市主要集中在以江苏、上海、浙江为中心的长三角城市群尤其是苏南地区和杭州湾地区的中心城市,和以广州、深圳为中心的珠三角城市群,而低值集聚城市主要集中在西北的陕、甘、宁及东北部的黑龙江地区;到 2011 年,高值集聚城市向中西部地区转移,东部地区除珠三角地区的几个中心城市外,高值集聚城市主要集中在内蒙古^③等中部地区的中心城市,而中西部地区及东北地区的低值集聚城市逐渐减少,东部沿海地区尤其是苏南地区的很多城市变为了低值集聚区。这得益于“中部快速崛起”和“西部大开发”的不断深入,也佐证了前文提及的东部城市结构调整及产业向中西部转移的观点。

① Moran's I 散点图的 4 个象限可以反映某一地区与其他地区之间的空间关联形式:第 I、III 象限代表观测值之间存在空间正相关,第 II、IV 象限则表示观测值之间存在空间负相关。

② LISA 集聚图可以将区域与周边地区的空间相关性划分为“高一高”、“低—低”、“低—高”、“高一低”及“None”(空间相关不显著)5 个类型。“高一高”代表研究区域为高值,其周边地区也为高值,表明研究区域为高值集聚区,具有显著的高值空间相关性;“低—低”表示研究区域为低值,其周边地区也为低值,说明研究区域为低值集聚区,具有显著的低值空间相关性;“低—高”、“高一低”为两类特殊区域,也称为“热点”(Hotspot)区域,其中,“低—高”代表研究区域为高值,其周边地区为低值,而“高一低”则相反。由于篇幅限制,我们并未给出上述 4 个代表性年份中国城市劳动生产率的 LISA 集聚图,有需要的读者可向作者索要。

③ 本文在计量分析中将内蒙古划分到中部地区。

表 1 中国城市劳动生产率的空间自相关 Moran's I 指数及其统计检验

年份	距离/km	(0-350]	(0-550]	(0-750]	(0-950]	(0-1150]	(0-1350]	(0-1550]	(0-1750]	(0-1950]	(0-2150]	(0-2350]
2003	Moran's I	0.263	0.143	0.098	0.083	0.069	0.049	0.032	0.007	0.003	0.001	-0.002
	Z(I)	12.349	9.855	8.977	8.984	11.167	11.476	8.282	3.464	2.834	2.288	1.258
2004	Moran's I	0.265	0.137	0.094	0.070	0.056	0.040	0.025	0.003	-0.001	-0.001	-0.003
	Z(I)	12.874	9.584	8.832	8.259	8.342	8.710	6.428	2.039	1.422	1.169	0.605
2005	Moran's I	0.182	0.087	0.050	0.033	0.032	0.023	0.012	-0.001	-0.003	-0.003	-0.003
	Z(I)	10.098	7.064	5.135	3.933	5.679	5.929	4.093	0.997	0.079	0.179	0.250
2006	Moran's I	0.179	0.079	0.048	0.028	0.026	0.019	0.008	-0.002	-0.003	-0.003	-0.002
	Z(I)	9.391	6.207	5.182	3.694	4.922	5.094	2.941	0.683	0.113	0.563	0.927
2007	Moran's I	0.166	0.078	0.049	0.026	0.021	0.014	0.005	-0.004	-0.005	-0.002	-0.002
	Z(I)	8.798	6.320	5.170	3.366	3.268	4.087	2.015	-0.036	-0.571	0.721	1.271
2008	Moran's I	0.152	0.058	0.034	0.018	0.014	0.012	0.002	-0.006	-0.006	-0.003	-0.003
	Z(I)	7.453	4.784	3.431	2.740	1.873	2.931	1.567	-0.854	-1.123	0.145	0.629
2009	Moran's I	0.132	0.054	0.024	0.008	0.003	0.010	0.002	-0.006	-0.007	-0.005	-0.004
	Z(I)	6.896	3.484	2.394	1.295	1.137	2.731	1.415	-0.871	-1.647	-0.630	-0.034
2010	Moran's I	0.150	0.058	0.026	0.006	0.003	0.009	0.002	-0.006	-0.007	-0.004	-0.004
	Z(I)	8.239	4.328	2.755	1.130	0.902	2.893	1.543	-0.845	-1.536	-0.352	-0.073
2011	Moran's I	0.119	0.042	0.013	0.001	-0.002	0.005	-0.003	-0.007	-0.006	-0.003	-0.003
	Z(I)	5.860	3.048	1.741	0.622	0.194	1.806	0.202	-1.283	-1.048	0.294	0.635

四、空间溢出效应分析

1. 全国层面的城市数据分析

面板数据模型到底采取 SLM 模型还是 SEM 模型,可以通过比较两个 Lagrange 乘数及其稳健性来选择 (Anselin,1995)。相应的选择标准是:如果 LMLAG 比 LMERR 更加显著,且 Robust-LMLAG 通过显著性检验而 Robust-LMERR 没有,则选择 SLM 模型;反之,SEM 模型则更合适。另外,本文将借鉴 Lee and Yu(2010)的做法,在模型参数的估计中采用极大似然法(ML)。检验结果显示:在模型(1)一(7)中(见表 2),LMLAG 和 R-LMLAG 均通过了 5%或 1%的显著性检验,并且均大于所对应的 LMERR 和 R-LMERR,同时 R-LMERR 在所有模型中均未通过显著性检验。因此,选择 SLM 模型明显优于 SEM 模型,另外 Hausman 检验支持模型选择固定效应估计。

从表 2 中的模型(1)一(7)可以看出,在引入控制变量以后,各项指标在回归之后表现出很好的稳健性,这说明模型均具有非常好的拟合度。表 2 中控制变量的回归结果基本符合理论预期。其中,增加实际产出和工资水平显然能够提升城市劳动生产率,且都通过 1%的极显著性检验。这意味着,一个城市的实际产出每提高 10%,劳动生产率就会增加 2.47%;工资水平每提高 10%,则城市劳动生产率就会增加 3.70%。基础设施的估计系数在 10%的水平上显著为正,这表明良好的基础设施和公共服务往往可以缩短地理距离、促进要素流通和降低交易成本,从而能够显著提升城市的劳动生产率。而人力资本和外商直接投资对城市劳动生产率的影响都不显著,其原因可能在于:一是由于人力资本在区域之间具有频繁的流动性且投资回报周期较长,很多城市未必能从本地区的人力资本中获得应有的收益。二是外商直接投资在中国具有明显的“区域依赖性”,大都集中在东部沿海发达地区,而中西部地区则相对稀少,从而弱化了对全国层面城市劳动生产率的影响效应;更为重要的是,外商在东部沿海地区投资的产业主要以生产加工、品牌代工等全球价值链低端环节为主,对

中国城市劳动生产率的贡献并不明显。另外,政府规模对于城市劳动生产率具有显著的负向影响且通过了1%的极显著性检验,证实了政府干预对中国城市产业结构调整和劳动生产率提升具有明显的负向作用,这与陆铭和向宽虎(2012)的研究结论相一致。

表 2 全国层面的城市数据估计结果

lnprod	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
TSTR	-0.094 [0.356]		0.260* [0.380]				0.324* [0.390]
ExcChurn		-0.585** [0.287]	-0.663** [0.308]				-0.587* [0.301]
RZI				-0.023*** [0.006]		-0.025*** [0.006]	-0.024*** [0.049]
RDI					0.010 [0.020]	-0.019 [0.021]	-0.019 [0.021]
lngdp	0.204*** [0.049]	0.217*** [0.049]	0.221*** [0.050]	0.224*** [0.048]	0.201*** [0.049]	0.231*** [0.049]	0.247*** [0.049]
lnwage	0.467*** [0.117]	0.434*** [0.117]	0.438*** [0.117]	0.401*** [0.115]	0.469*** [0.117]	0.393*** [0.115]	0.370*** [0.116]
lndens	-0.005 [0.027]	-0.010 [0.026]	-0.006 [0.027]	-0.045 [0.027]	-0.009 [0.028]	-0.039 [0.028]	-0.037 [0.028]
Inf	0.009* [0.005]	0.008* [0.005]	0.008* [0.005]	0.009* [0.005]	0.009* [0.005]	0.009* [0.005]	0.008* [0.005]
Edu	0.084 [0.404]	-0.045 [0.406]	-0.057 [0.406]	0.333 [0.397]	0.097 [0.404]	0.329 [0.397]	0.199 [0.400]
Gov	-3.987*** [0.869]	-4.082*** [0.865]	-4.092*** [0.286]	-3.657*** [0.849]	-4.007*** [0.870]	-3.591*** [0.851]	-3.693*** [0.848]
FDI	0.240 [0.278]	0.490* [0.258]	0.406 [0.286]	0.185 [0.218]	0.227 [0.224]	0.171 [0.218]	0.293 [0.280]
常数项	0.882 [1.297]	1.336 [1.287]	1.218 [1.305]	2.396* [1.255]	0.900 [1.269]	2.427 [1.251]	2.652*** [1.276]
ρ	0.387*** [0.086]	0.371*** [0.087]	0.371*** [0.087]	0.326*** [0.083]	0.386*** [0.086]	0.325*** [0.082]	0.312*** [0.083]
Adj-R ²	0.805	0.829	0.829	0.895	0.907	0.896	0.911
LogL	-119.415	-116.523	-116.286	-108.275	-119.207	-107.823	-98.789

注:①方括号内为标准误;②*、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1%水平下的显著性检验。

通过对 TSTR 指数和 ExcChurn 指数的系数估计与检验发现,TSTR 指数在没控制 ExcChurn 指数影响之前对城市劳动生产率的影响并不显著,但在控制 ExcChurn 指数影响之后,TSTR 指数的估计系数通过了 10%的显著性检验。这表明,产业结构的快速调整尤其是实现传统产业的“高级化”和“生产性服务化”的调整对城市劳动生产率的提高具有积极作用。然而,ExcChurn 指数的系数估计显著为负则意味着在产业结构调整过程中,劳动力跨行业配置导致的结构性失业或摩擦性失业对城市劳动生产率存在显著的负向影响。这也表明,与跨行业调整或转型相比,在同一行业内实现产业链的延伸和价值链的攀升对一个城市的产业结构调整更具现实意义。该结论不同于 Duranton (2007)支持城市体系跨产业调整的观点,也佐证了中国与发达国家在产业结构上的差异性。

就 RZI 指数和 RDI 指数而言,城市专业化对劳动生产率具有显著的负向效应且通过了 1%的

极显著性检验。这一结论超出了我们的预期。可能的解释是,一个产业在城市经济格局中所占的位置越重要,那么,它的产业结构调整难度就越大,后续发展也就越慢,从而限制了城市劳动生产率的提高,这与 TSTR 指数结合起来分析正好反映了这一问题。同时,我们可以用产品生命周期理论来解释:中国大多数城市的产业结构仍以劳动密集型产业为主,并且该类产业从 2003—2011 年逐步进入成熟期且增长乏力,而当地的技术密集型和生产性服务业的发展又不足,从而导致专业化对城市劳动生产率的负向影响,这一结论与 Gao(2004)的研究结论类似。另外,RDI 指数的系数估计并不显著,在引入控制变量后也未发现城市多样化能够显著提升劳动生产率的证据。我们将 RZI 指数和 RDI 指数结合起来分析便能发现,专业化产业模式在使中国城市经济获得快速发展的同时,也因过度专业化使城市产业发展逐渐演变成了一种“刚性结构”,这不仅增加了产业结构调整的难度,还不利于城市经济的多样化拓展和劳动生产率的进一步提高。

为了深入分析城市经济间的溢出效应随地理距离增加的变化趋势,本文将利用上文中的 SLM 模型以及表 2 中的模型(7)确定的空间权重矩阵和“门槛距离”,设定距离阈值从 350 公里开始每相隔 100 公里进行一次回归,并将不同的距离阈值及空间滞后系数记录下来,见表 3。

表 3 空间滞后系数和地理距离的关系

距离/km	(0-350]	(0-450]	(0-550]	(0-650]	(0-750]	(0-850]	(0-950]	(0-1050]
空间相关系数	0.357***	0.497***	0.432***	0.417***	0.402**	0.390**	0.321	0.233
标准误	0.087	0.096	0.122	0.139	0.157	0.174	0.198	0.256

注: *、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1%水平下的显著性检验。

由表 3 可以看出,中国城市间劳动生产率的溢出效应在 0—850 公里范围内呈现先上升后下降的“倒 U 型”曲线过程;其峰值出现在 450 公里左右,空间滞后系数达 0.497 且通过了 1%的极显著性检验;当地理距离超过 450 公里后,空间滞后系数呈明显的下降趋势,到 950 公里时,就无法通过 10%的显著性检验。我们的解释是:在 0—450 公里之间,市场分割和集聚阴影效应对城市经济的影响显著,从而城市劳动生产率会随着距离的增加不断上升,这是因为过短的距离会导致相邻城市在原料、人才、资本等要素方面存在激烈竞争;在 450—850 公里之间,虽然城市间的溢出效应出现了缓慢下降,空间滞后系数从 0.497 下降到 0.390,但是,估计系数都通过了 1%或 5%的显著性检验,这表明,在这一距离内的城市既可以与中心城市保持一定的距离,从而避免了激烈的竞争,同时城市之间还可以进行深入的分工与合作,而且依然能够享受到集聚经济在城市间的溢出效应。从这一层意义上讲,本文的研究结论不仅为中国城市圈域经济发展提供了支持证据,而且还为城市群在有效地理空间内的“泛化”(如“泛长三角”、“泛珠三角”等概念的提出)提供了理论支撑。

2. 东、中、西部地区的城市数据分析

由于中国幅员辽阔且区域间的经济差异明显,本文将全国 285 个城市划分为东、中、西三个地区进行比较分析。由表 4 可知,东部地区在劳动生产率、城市多样化、实际产出、工资水平、人口密度、基础设施、政府规模、外商直接投资等指标方面具有明显的优势且均高于全国平均水平;而中西部地区在产业结构调整强度、城市专业化等指标方面则相对较高。这表明,东部地区的城市经济具有显著的规模效应和集聚效应,也反映了中国三大区域的产业结构差异较大。

表 4 2003—2011 年中国及三大地区主要指标均值的对比

地区	lnprod	TSTR	ExcChurn	RZI	RDI	lngdp	lnwage	Indens	Inf	Edu	Gov	FDI
东部	12.253	0.098	0.052	2.559	2.932	10.365	10.128	7.182	11.376	0.063	0.079	0.102
中部	11.909	0.119	0.062	4.849	2.514	9.959	9.892	6.828	8.535	0.071	0.066	0.042
西部	11.918	0.117	0.051	3.940	2.363	9.633	9.913	6.327	6.295	0.066	0.054	0.016
全国	12.033	0.111	0.056	3.798	2.623	10.013	9.981	6.816	8.952	0.067	0.068	0.056

接下来,我们分别对东、中、西部地区的城市数据采用 SLM 模型进行回归,估计结果见表 5。通过对 TSTR 指数和 ExcChurn 指数的系数估计与检验发现,东、中、西三大地区存在明显差异:产业结构调整的快速推进对提高中部城市的劳动生产率存在积极效应且通过了 5% 的显著性检验,但对东部和西部地区的影响并不显著;而劳动力跨行业配置强度仅对中部和西部地区有显著的负向影响。可能的解释是:东部城市由于起步较早,经济规模较大且支柱产业明显,因前期大量依靠劳动密集型产业的发展模式已然形成了“路径依赖”,调整难度较大,即使有所调整,在短期内也难以形成对城市劳动生产率的正向作用;中部城市伴随着“中部崛起”战略的深入推进,通过大量承接东部沿海地区的产业转移(其中也包括大量劳动生产率相对较高的工业部门)不断丰富和优化本地区的产业结构,再加之第三产业水平不高,从而显著提升了当地城市的劳动生产率;而西部地区本身在人口密度、产业规模、城市等级、市场化程度等方面较低,经济集聚效应尚未形成。另外,东部城市和中部城市的 RZI 指数和 RDI 指数的估计结果与全国总体情况基本相符,而西部城市因本身的专业化和多样化程度都不高,使两个指数对劳动生产率的影响也不显著。

控制变量的估计结果显示,除实际产出外,其他变量对东、中、西部城市劳动生产率的影响差异较大:①工资水平对东部城市劳动生产率存在明显的正向影响且都通过了 1% 的极显著性检验,而对中部和西部城市的影响并不显著。该项指标与 TSTR 指数和 ExcChurn 指数结合起来分析就能发现,东部城市的产业结构“低端化”与劳动力成本上升的矛盾将日益突出。②人口密度和基础设施的估计结果显示,中部城市在通过产业承接保持经济快速增长的同时,劳动力资源大量从东部沿海地区回流并对本地的公共基础设施形成了“压力”,从而使人口密度和基础设施分别对城市劳动生产率形成了显著的负向和正向影响;而这两项指标对东部和西部城市的影响不显著。③人力资本对东部城市劳动生产率有显著的负向影响且都通过了 1% 的极显著性检验,这超出了我们的预期。可能的解释是,就业结构与产业结构存在“结构性失衡”,即人力资本无法满足东部城市产业结构调整的需求,尤其是高级人才的专业选择和就业取向与产业发展需求存在“脱节”现象,从而导致结构性失业越来越突出。④通过政府规模的系数估计发现,城市经济越发达的地区,政府干预与劳动生产率提升的冲突就越明显,如东部城市的政府规模(6.463)对劳动生产率的负向效应是中部城市(2.945)的 2.2 倍。⑤外商直接投资对东部和中部城市劳动生产率的影响没有通过显著性检验,而对西部城市却呈显著的负向效应。其原因主要是,外商对于西部城市的投资仍以高耗能型原材料生产、农牧产品初级加工等初级产业为主,劳动生产率较高的工业部门或服务业部门则少之又少。这种结构虽然对 GDP 有一定拉动作用,但是,对城市劳动生产率的提高不仅没有帮助,反而使之降低。

3. 不同人口规模的城市数据分析

本文采用市辖区非农业人口数作为衡量城市规模的代理变量。由于有些城市市辖区的行政区划调整较为频繁,我们仅选取 2011 年的城市数据进行分析。根据城市市辖区非农业人口总数,可以将城市规模划分为四类:①特大城市:200 万人口以上;②大城市:100 万—200 万人口;③中等城市:50 万—100 万人口;④小城市:50 万人口以下。在选取的样本中,特大城市有 45 个,大城市有 81 个,中等城市有 108 个,小城市有 51 个。通过 ML 法估计空间计量模型中的参数发现,我们依然选择 SLM 模型更为合适。由于城市规模和多样化程度与城市劳动生产率密切相关且呈近似的线性关系(见图 2),我们将城市的专业化指数和多样化指数与劳动生产率及其他变量分别进行回归。

表 6 中的估计结果显示,小城市的空间滞后回归系数 ρ 并未通过显著性检验,这说明小城市间的区域外部性对城市劳动生产率并没有产生重要的影响,这与理论预期和现实情况都相符。专业化指数和多样化指数的系数估计与检验显示,专业化对大城市和中等城市有明显的负向影响且通过了 1% 的显著性检验,对特大城市和小城市的影响并不显著;多样化对特大城市和大城市有极显著和显著的正向影响,而对中等城市和小城市的影响并不显著。这表明:一方面,就中国城市化而言,多样化城市具有明显的优势,无论是企业发展还是消费者就业,都需要多样化城市金融、科研、中介

表 5 东、中、西部地区的城市数据估计结果

	东部			中部			西部		
lnprod	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)
TSTR	-0.746 [1.119]		-0.349 [1.114]	1.769** [0.777]		1.425** [0.702]	0.796 [0.692]		0.614 [0.721]
ExcChurn	-0.158 [1.361]		-0.279 [1.390]	-2.730** [0.101]		-2.876*** [0.999]	-1.108** [0.471]		-1.351*** [0.516]
RZI		-0.039** [0.020]	-0.034* [0.020]		-0.033*** [0.007]	-0.034** [0.006]		-0.005 [0.013]	0.008 [0.015]
RDI		0.03 [0.036]	0.008 [0.037]		-0.021 [0.031]	-0.035 [0.031]		-0.050 [0.043]	-0.058 [0.041]
lngdp	0.317*** [0.075]	0.330*** [0.074]	0.331*** [0.075]	0.125 [0.087]	0.174** [0.088]	0.233*** [0.088]	0.310*** [0.092]	0.321*** [0.093]	0.330*** [0.092]
lnwage	0.579*** [0.166]	0.593*** [0.158]	0.561*** [0.164]	0.305 [0.216]	0.115 [0.215]	0.010 [0.212]	0.095 [0.217]	0.087 [0.280]	0.021 [0.270]
lndens	-0.074 [0.055]	-0.079 [0.053]	-0.089 [0.055]	-0.015 [0.040]	-0.125*** [0.040]	-0.105*** [0.040]	0.067 [0.051]	0.103* [0.053]	0.087* [0.052]
Inf	0.005 [0.007]	0.007 [0.006]	0.006 [0.007]	0.019** [0.008]	0.018** [0.007]	0.018** [0.007]	-0.008 [0.014]	-0.011 [0.014]	-0.005 [0.014]
Edu	-6.489*** [2.586]	-6.156*** [2.535]	-6.302*** [2.533]	0.285 [0.394]	0.523 [0.368]	0.497 [0.356]	-3.156 [2.876]	1.997 [1.776]	-4.708 [3.048]
Gov	-6.489*** [1.656]	-6.181*** [1.605]	-6.463*** [1.643]	-3.734*** [1.295]	-2.416** [1.189]	-2.945*** [1.178]	-1.579 [1.420]	-1.529 [1.466]	-1.670 [1.402]
FDI	0.730 [0.502]	0.189 [0.233]	0.539 [0.524]	1.181 [1.078]	1.421 [1.011]	1.090 [0.982]	-4.937** [1.970]	-3.853* [2.191]	-3.665* [2.116]
常数项	4.507*** [1.363]	4.263*** [1.259]	4.664*** [1.337]	1.666 [2.145]	5.416*** [2.206]	6.101*** [2.180]	8.190** [3.474]	7.381** [3.665]	8.035** [3.642]
ρ	0.354* [0.199]	0.357* [0.198]	0.388** [0.192]	0.508*** [0.129]	0.387*** [0.127]	0.363*** [0.128]	0.320* [0.255]	0.383* [0.243]	0.333* [0.269]
Adj-R ²	0.687	0.701	0.704	0.847	0.894	0.967	0.763	0.694	0.808
LogL	-32.916	-31.124	-30.809	-33.803	-25.157	-21.159	-13.994	-16.031	-12.668

注:①方括号内为标准误;②*、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1%水平下的显著性检验。

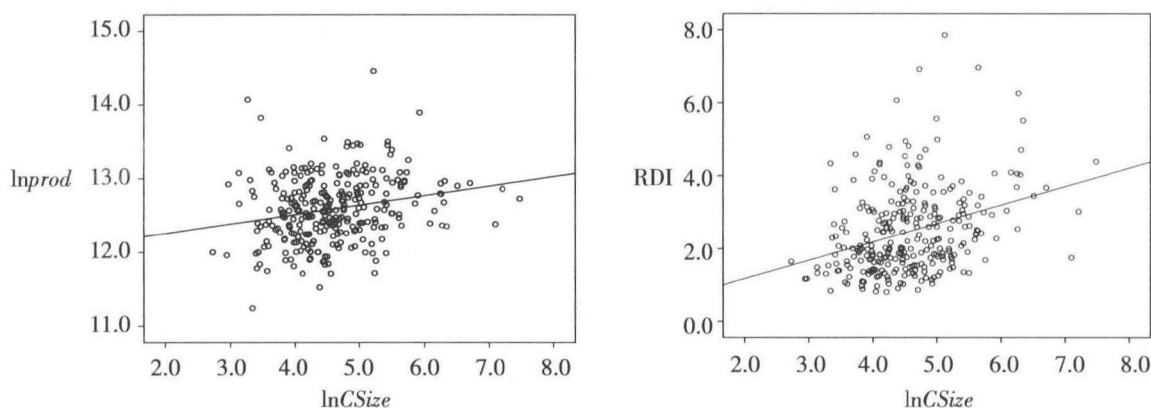


图 2 2011 年城市规模—劳动生产率和城市规模—多样化的关系散点图

表 6 不同人口规模的城市数据估计结果

	特大城市		大城市		中等城市		小城市	
<i>lnprod</i>	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
<i>TSTR</i>	0.967 [2.061]	1.119 [1.925]	1.015 [0.885]	0.662 [0.939]	2.371*** [0.719]	2.719*** [0.755]	0.522 [1.032]	-0.030 [1.012]
<i>ExcChurn</i>	-3.435 [2.999]	-3.470 [2.637]	-0.175 [0.618]	-0.304 [0.658]	-3.146*** [0.868]	-3.260*** [0.914]	2.583 [1.032]	1.957 [1.585]
<i>RZI</i>	0.036 [0.034]		-0.047*** [0.013]		-0.022*** [0.006]		-0.031 [0.019]	
<i>RDI</i>		0.074*** [0.028]		0.033* [0.035]		0.023 [0.030]		-0.070 [0.074]
<i>lngdp</i>	0.196** [0.079]	0.201*** [0.074]	0.054 [0.092]	0.059 [0.099]	0.318*** [0.079]	0.251*** [0.081]	0.517*** [0.137]	0.589*** [0.153]
<i>lnwage</i>	0.127 [0.163]	0.179 [0.156]	0.909*** [0.232]	0.809*** [0.245]	0.290 [0.185]	0.520*** [0.183]	-0.249 [0.389]	-0.408 [0.424]
<i>lndens</i>	-0.125** [0.062]	-0.136** [0.058]	-0.014 [0.076]	-0.10 [0.081]	-0.080* [0.043]	-0.009 [0.042]	-0.067 [0.063]	-0.050 [0.065]
<i>lnf</i>	0.002 [0.008]	0.001 [0.007]	0.014 [0.009]	0.015 [0.009]	0.001 [0.009]	-0.001 [0.010]	0.015 [0.010]	0.014 [0.010]
<i>Edu</i>	-8.106 [4.979]	-8.615* [4.662]	-1.369 [3.285]	-1.600 [3.518]	0.501 [0.346]	0.374 [0.363]	-1.238 [3.532]	-3.819 [3.466]
<i>Gov</i>	-4.457*** [1.489]	-4.946*** [1.416]	-7.847*** [2.171]	-7.593*** [2.325]	-2.860** [1.388]	-3.533** [1.463]	-1.645 [1.784]	-2.499 [1.802]
<i>FDI</i>	4.259*** [0.801]	3.852*** [0.750]	-0.240 [0.859]	0.137 [0.926]	0.656* [0.353]	0.620* [0.375]	-0.662 [1.951]	0.127 [1.981]
常数项	10.245** [5.003]	8.449* [4.616]	2.947 [2.560]	2.381 [2.684]	4.002* [2.061]	1.333 [2.009]	16.053*** [5.105]	17.442*** [5.466]
ρ	0.346* [0.315]	0.347* [0.359]	0.319* [0.171]	0.322** [0.172]	0.266* [0.134]	0.252* [0.138]	-0.528 [0.354]	-0.564 [0.360]
Adj-R ²	0.934	0.974	0.903	0.870	0.899	0.862	0.613	0.600
LogL	-16.255	-21.474	-18.388	-23.579	-17.489	-23.2406	-21.850	-22.728

注:①方括号内为标准误;②*、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1%水平下的显著性检验。

服务等生产性服务业的培育,这也可用 Duranton and Puga(2001)的“技术池观点”(城市多样化为企业生存与发展提供了更多的技术选择机会)和 Wang(1993)的“市场区观点”(城市多样化能使消费者的多样性偏好更容易得到满足)进行解释;另一方面,城市规模越大,尤其人口规模超过 100 万人以后, Jacobs 外部性对城市劳动生产率的正向影响就越显著,而 MAR 外部性的正向影响在中国城市中并没有找到证据。在控制劳动力跨行业配置强度以后,产业结构调整强度对中等城市具有显著的正向影响且通过了 1%的极显著性检验,而对其他规模的城市影响不显著。而且,将 TSTR 指数与 RDI 指数结合起来分析可以得到的启示是:中等城市虽然主要以制造业专业化为主,但其产业结构应以“产业多样化”为调整方向,尤其是发展多样化的生产性服务业。另外,控制变量的估计结果基本与我们的预期相一致。需要指出的是,外商直接投资对特大城市的劳动生产率有着显著的正向影响且通过了 1%的极显著性检验。这意味着,特大型城市是外商投资的主要集聚地,而更重要的是,特大型城市应以“国际化大都市”为发展方向,这样不仅会对周边城市产生更大的溢出效应,而且能充分集聚和利用全球性的生产要素来进一步提高城市劳动生产率。

五、结论与政策启示

本文基于中国 2003—2011 年 285 个地级及以上城市的数据,运用空间计量技术将地理因素引入模型中,尝试分析了中国城市结构调整与模式选择对劳动生产率影响的空间溢出效应。结果表明:①中国城市劳动生产率存在显著的正向空间自相关性,而且随着地理距离的增加,空间相关性出现有规律的减弱态势,劳动生产率的高值集聚区则随着时间的推移逐渐从长三角、珠三角等中心城市向中西部城市转移;②中国城市劳动生产率超过最小的“门槛距离”(306 公里)以后,其溢出效应在 0—850 公里范围内呈现先升后降的“倒 U 型”曲线过程,波峰出现在 450 公里左右;③从全国层面看,由于中国产业结构整体性地被“低端化锁定”,继续推进城市专业化发展会明显阻碍劳动生产率的提高,而在防止结构性失业或摩擦性失业的前提下,减少政府干预和推进产业内的生产链拓展与价值链攀升对城市劳动生产率的提高有显著的正向溢出效应;④与东部城市产业结构调整“阵痛期”(以短期内牺牲整体劳动生产率为代价)和西部城市的“无产可调”相比,中部城市通过大量承接东部沿海地区的产业转移来加快推进产业结构的调整与优化,会显著地提高本地的劳动生产率;⑤就中国城市化而言,多样化城市具有明显的优势,城市规模越大尤其人口规模超过 100 万人的大城市和特大城市, Jacobs 外部性对城市劳动生产率的正向影响就越显著,而相反的是,专业化对大城市和中等城市的劳动生产率却存在显著的负向影响。因此,本文的政策启示有:

(1)消除不同城市间的“市场分割”,减少对生产要素和商品流动的限制。中国城市间的市场分割、集聚阴影效应以及激烈竞争使得劳动生产率的空间关联效应存在“断层”,制约了中国劳动生产率全域性的空间传导机制。而劳动力资源、资本在跨区域流动和土地要素在跨区域配置过程中遇到的诸多制度性障碍及行政性壁垒使城市劳动生产率的空间集聚效应严重受挫。因此,应尽快给要素市场“松绑”并在城市之间建立起“共同市场”,通过打破行政层级壁垒和地区保护来释放“制度红利”,从而提高城市的劳动生产率。一是积极引导劳动力资源的合理流动,逐渐消除限制劳动力在城市之间自由流动的户籍制度及地方区别管理的就业、医疗、养老等社会保障制度,建立快速、有效的劳动力转移预警机制,促进城市人力资源市场的公平化、均等化、统一化。二是在典型的城市或城市群率先推进资本市场的自由化改革,加快资本要素在城市间的流通速度并降低资本灵活流通的门槛,以优化资本要素在企业、产业及区域间的配置效率。三是加大城市之间交通基础设施、自由贸易市场的建设,降低商品跨城流通的交易成本和贸易成本,同时加强城市政府、行业协会、各级商会及消费者协会等中介组织之间正式和非正式的交流与合作,逐渐弱化行政因素、地区因素在人才、资本和商品跨城流通中的阻力。

(2)完善区域发展战略及相关政策,实现东、中、西部城市产业的功能再分工和协调发展。东部地区正经历产业结构调整“阵痛期”,劳动生产率增速下滑,亟需新的经济增长方式和产业发展模式来加以改变。因此,应极力促进东部城市的产业结构从价值链低端向技术、品牌及营销端攀升,积极融入全球研发网络和市场营销体系,避免落入“中等收入陷阱”,并且着力发展物流、金融、培训、中介、售后等生产性服务业,通过打造城市“总部经济”培育高附加值产业及加快推动东部城市劳动密集型产业向中西部地区转移,以“腾笼换鸟”的方式继续提升城市劳动生产率。另外,本文的研究结论表明,中部地区是东、西部区域发展的“过渡地带”,既能较便捷地承接东部地区的产业转移,又接近西部地区低成本要素市场,将是中国未来城市化版图最重要的部分。这需要进一步提升“中部崛起”的战略地位,将区域发展重心从东部转移至中部,最大限度地挖掘中部地区的发展潜能,以保证中部地区尽早成为“前东部地区”。西部地区正成为劳动生产率的高值集中区,需要进一步促进西部地区劳动力、资本等要素从低生产率农业向高生产率制造业转移,并建立应对外出劳动人口回流的社会保障、就业政策等机制,为承接东部地区的产业转移提供充足的人力资源;同时借鉴东部地区产业的发展教训,提前建立防止本地产业在全球价值链中被低端化锁定的预警机制,积极寻求

建构国内乃至国际比较优势的可能途径。

(3)根据产业的初始结构和调整方向,选择“多样化”为主、“专业化”为辅的“双轨式”城市化发展道路。本文的研究结论表明,专业化经济对大城市和中等城市有明显的负向影响,而多样化经济对特大城市和大城市有显著的正向效应。因此,应以“国际化大都市”为发展方向来提高现有特大城市及大城市产业发展的多样性,加强城市间的产业异质性以满足不同层次的就业、消费及生产技术的的市场需求,将大城市打造成知识中心与创新孵化器,强化城市间新知识的溢出效应、规模效应和匹配效应。同时,逐步提高现有中等城市的人口密度,使其发展成为新的大城市乃至特大城市,继而选择多样化的城市发展道路,实现更高程度的范围经济。另外,由于小城市间的区域外部性对城市劳动生产率的影响效应不明显,需要加强小城市与大城市协调发展的功能分工,打通大城市与小城市之间的知识溢出渠道:一要完善小城市连接大城市的交通运输、基础设施和通讯设施的建设,改善城市间的通达性,鼓励小城市吸收大城市的知识溢出而成为“卫星城”,实现更高层次的规模经济;二要加强小城市与大城市“点对点”式的交流与协作,消除小城市与大城市间平等交流的意识障碍、体制痼疾及平台缺陷,并建立起长期、持续互通的保障机制。

(4)在都市圈和城市群的框架下规划和引导城市结构调整和模式变迁,加快都市圈和城市群的框架完善和层次提升。一方面,按照中国三大区域的梯度发展要求,对不同区域城市群发展的目标和路径进行适应性调整,如将长三角城市群和珠三角城市群培育成为中国先进制造业和现代服务业的集中区,而把中原城市群、成渝城市群以及关中—天水城市群打造成为中国制造产业带;另一方面,在中西部地区重点建设新的经济增长极和中心城市群,以优化调整城市的产业结构和空间布局。本文的研究结论表明,在450公里的距离带宽以内,中国城市劳动生产率的溢出效应保持增长,而450公里以后溢出效应开始下降,至850公里后逐渐消失,这为中国都市圈和城市群的规模设定提供了有益的参考。由于中心城市因生产要素集中而具有显著的规模经济,过于邻近中心城市的区域难以形成与之媲美的发展优势,而与中心距离稍远的区域可以凭借低成本优势表现出较强的发展潜力。因此,在中西部城市群的培育中应坚持“中心—外围”的发展思路,在中心城市450公里范围内加强城市基础设施建设并积极发展现代服务业,加快人口和资源向核心城市集中,在450公里到850公里范围内则重点发展制造业,增强小城市与中心城市在交通、资讯等方面的可达性。

[参考文献]

- [1]Glaeser, E. L. Reinventing Boston:1630—2003[J]. Journal of Economic Geography, 2005,5(2).
- [2]Duranton, G. Urban Evolutions, the Fast, the Slow, the Still[J]. American Economic Review, 2007,97(1).
- [3]Findeisen, S., Südekum, J. Industry Churning and the Evolution of Cities:Evidence for Germany [J]. Journal of Urban Economics, 2008,64(2).
- [4]Maddison, A. The World Economy (Volume1, Volume2)[M]. OECD Publishing, 2006.
- [5]Henderson, J.V. Externalities and Industrial Development[J]. Journal of Urban Economics, 1997,42(3).
- [6]Duranton, G., Puga, D. Diversity and Specialization in Cities:Why, Where and When Does It Matter[J]. Urban Studies, 2000,37(3).
- [7]Chinitz, B. Contrasts in Agglomeration:New York and Pittsburgh[J]. American Economic Review, 1961,51(2).
- [8]Fujita, M., Tabuchi, T. Regional Growth in Postwar Japan[J]. Regional Science and Urban Economics, 1997,27(6).
- [9]Henderson, J. V. Marshall's Scale Economies[J]. Journal of Urban Economics, 2003,53(1).
- [10]Martin, P., Mayer, T., Mayneris, F. Spatial Concentration and Plant-level Productivity in France[J]. Journal of Urban Economics, 2011,69(2).
- [11]Glaeser, E.L., Kallal, H.D., Scheinkman, J.A, Shleifer, A. Growth in Cities[J]. Journal of Political Economy, 1992,100(6).
- [12]Gao, T. Regional Industrial Growth:Evidence from Chinese Industries [J]. Regional Science and Urban Economics, 2004,34(1).
- [13]Ciccone, A., Hall, R. Productivity and the Density of Economic Activity [J]. American Economic Review,

1996,86(1).

- [14]Ciccone, A. Agglomeration Effects in Europe[J]. European Economic Review, 2002,46(2).
- [15]Au, C., Henderson, J. Are Chinese Cities too Small[J]. Review of Economic Studies, 2006,73(3).
- [16]Anderson, R., Quigley, J. M., Wilhelmsson, M. Urbanization, Productivity and Innovation: Evidence from Investment in Higher Education[J]. Journal of Urban Economics, 2009,66(1).
- [17]Fujita, M., Krugman, P., Venables, A. The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade[M]. The MIT Press, 1999.
- [18]Bronzini, R., Piselli, P. Determinants of Long-run Regional Productivity with Geographical Spillovers: The Role of R&D, Human Capital and Public Infrastructure[J]. Regional Science and Urban Economics, 2009,39(2).
- [19]Anselin, L. Local Indicators of Spatial Association——LISA[J]. Geographical Analysis, 1995,27(2).
- [20]Lee, L., Yu, J. Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects [J]. Journal of Econometrics, 2010,154(2).
- [21]Duranton, G., Puga, D. Nursery Cities: Urban Diversity, Process Innovation, and the Life Cycle of Products[J]. The American Economic Review, 2001,91(5).
- [22]Wang, P. Agglomeration in a Linear City with Heterogeneous Households[J]. Regional Science and Economics, 1993,23(2).
- [23]袁富华. 长期增长过程的“结构性加速”与“结构性减速”:一种解释[J]. 经济研究, 2012,(3).
- [24]薄文广. 外部性与产业增长——来自中国省级面板数据的研究[J]. 中国工业经济, 2007,(1).
- [25]毛丰付,潘加顺. 资本深化、产业结构与中国城市劳动生产率[J]. 中国工业经济, 2012,(10).
- [26]陆铭,向宽虎. 地理与服务业——内需是否会使城市体系分散化[J]. 经济学(季刊), 2012,(3).
- [27]潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应[J]. 经济研究, 2012,(1).
- [28]张浩然. 地理距离、集聚外部性与劳动生产率——基于城市数据的空间面板计量分析[J]. 南方经济, 2012,(2).
- [29]方远平,毕斗斗. 国内外服务业分类探讨[J]. 国际经贸探索, 2008,(1).
- [30]刘修岩. 集聚经济与劳动生产率:基于中国城市面板数据的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2009,(7).
- [31]吕健. 产业结构调整、结构性减速与经济增长分化[J]. 中国工业经济, 2012,(9).

Space Spillovers of Chinese Urban Structure Adjustment and Pattern Selection

YU Bin-bin, JIN Gang

(School of Economics and Management of Southeast University, Nanjing 210096, China)

Abstract: Using statistical data from 2003—2011 of 285 cities in China, this paper studied the impact mechanism of industrial adjustment and urban-mode selection to urban labor productivity with the spatial econometrics methods. The results showed that there was a significant positive spatial correlation in the Chinese urban labor productivity, and spatial correlation kept regularly decreasing with the increasing geographical distance from 2003—2011 years. And high-value cluster of urban labor productivity gradually shifted from the east to the midwest. Within the range of 0—850 km, China's urban labor productivity spillovers rose in the first, then declined, which can be described as “inverted U” process, and the peak showed in 450km or so. Rapid adjustment of industrial structure, especially high-end upgrading in the east and carrying on the industries from the east in midwest played significant role promoting urban labor productivity. However, the structural unemployment because of labor's cross-configuration labor had a significant negative effect on urban labor productivity. The diverse urban patterns were better than specialization urban patterns for China's urbanization in order to promote the expansion of city size and labor productivity. Further, to eliminate “market segmentation” between cities, to promote the coordinated development of industrial structure and to improve the framework of city clusters, some relative policy suggestions were given.

Key Words: industrial structure; urban patterns; urban labor productivity; spatial spillovers

JEL Classification: B13 C53 R11

[责任编辑:鲁舟]