

【产业经济】

产业结构调整与生产率提升的经济增长效应

——基于中国城市动态空间面板模型的分析

于斌斌

(浙江理工大学经济管理学院, 浙江 杭州 310018)

[摘要] 本文基于一个两部门经济增长模型, 利用 2003—2012 年中国 285 个地级及以上城市的统计数据, 运用动态空间面板模型对产业结构调整和生产率提升的经济增长效应进行了实证检验。研究结论显示, 空间溢出效应是考察产业结构调整与生产率提升影响经济增长的重要因素。从整体层面看, 中国城市经济增长动力已由产业结构调整转换为全要素生产率提升, 并且产业结构“服务化”倾向的高级化调整是导致中国经济发展进入“结构性减速”阶段的重要原因。同时, 产业结构调整和生产率提升的经济增长效应受到经济发展阶段和城市人口规模的约束: 工业化阶段的地区经济增长更多地依赖于全要素生产率的增长, 而城市化阶段的地区经济增长则可以从产业结构的合理化调整中获得较为明显的“结构红利”; 中等规模及以上城市的增长动力逐渐转换为全要素生产率的增长, 而中小城市的发展需谨慎地推进产业结构高级化调整, 以避免破坏具有“结构性增速”特征的工业化结构。全要素生产率提升不仅是未来中国经济增长的主要动力, 也是化解产业结构调整对经济增长负向影响的主要途径。

[关键词] 经济增长; 产业结构; 全要素生产率; 动态空间面板模型

[中图分类号]F424.6 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)12-0083-16

一、问题提出

改革开放以来, 中国经济保持了持续高速增长, 总体经济规模增加了 20.5 倍, 已经成为全球最大的出口国、“世界工厂”、世界第二大经济体, 创造了举世瞩目的“中国奇迹”。但值得高度关注的是, 国际金融危机导致世界经济下滑, 尤其是中国经济从过去两位数的高速增长, 下滑到现在 7% 左右的速度。这一事实引起了经济学家们的浓厚兴趣和重大争论。有观点认为, 中国经济增长速度的减缓并非是一个周期性现象, 而是源于中国工业化阶段“结构性加速”向城市化阶段“结构性减速”

[收稿日期] 2015-10-15

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“新型城镇化约束和引导下的产业转移的模式、路径与组织研究”(批准号 71473037); 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“产业结构调整与生产率提升的经济增长效应: 空间溢出的视角”(批准号 2015KYLX01)。

[作者简介] 于斌斌(1986—), 男, 山东沂水人, 浙江理工大学经济管理学院讲师, 经济学博士。电子邮箱: bxybby@163.com。

转换的必然性,即进入了以“三期叠加”^①和“三重冲击”^②为特征的经济发展新常态阶段^[1-3]。“结构性增速”缘于工业化发展和产业结构调整,劳动力由第一产业部门向劳动生产率增速较高的第二产业部门转移,并提高了经济增长速度。当工业化开始向城市化跃迁时,一个地区的产业结构将会再次调整,使得劳动力由第二产业部门转向劳动生产率增速较低的第三产业部门,导致经济增长速度回落并形成“结构性减速”。也有观点指出,若“中国奇迹”中没有含有足够多的生产率内容,中国经济增长势必面临增速下滑甚至停滞的危险,而无法跨越“中等收入陷阱”^[4-5]。随着以劳动力资源短缺和工资持续提高为特征的“刘易斯转折点”的来临,在“人口红利”面临消失的情况下,单纯依靠生产要素投入的经济增长模式难以为继,中国面临从要素驱动向生产率驱动经济增长模式的转换^[6]。那么,到底是产业结构变迁还是全要素生产率偏低导致了中国经济增长速度下滑?解决这一争论的关键在于如何正确评估产业结构调整与生产率提升对于中国经济增长的影响效应。

在“两个大局”战略思想(中西部支持东部沿海地区优先发展、东部沿海发展起来以后支持中西部地区发展)的制度安排下,中国经济发展采取的是非均衡发展道路,所以空间关联性就成为理解中国经济增长的重要切入点。Ying^[7]运用空间滞后模型考察了劳动力、资本、FDI等因素对中国经济增长的影响作用,指出中国经济增长确实存在“内核地区对外围地区”的空间溢出效应。Groenewold et al.^[8]、李敬等^[9]学者分区块检验了中国经济增长的空间关联性,都不同程度地证实了中国经济增长存在显著的空间溢出效应。因此,运用空间计量技术引入地理距离,从空间关联性的视角来考察产业结构调整和生产率提升对经济增长的影响效应就显得尤为重要。本文的贡献主要在于:①在理论研究上,建立两部门经济增长模型,并在此基础上进行了拓展和解释,作为产业结构调整和生产率提升对经济增长影响效应的理论框架;②在研究方法上,利用动态空间面板模型来克服静态空间面板模型的内生性问题,以城市间的地理距离作为空间权重矩阵来替代邻接矩阵,从而使研究结论更加精确;③在数据选择上,考虑到中国区际市场分割现象的存在,采用2003—2012年中国285个地级及以上城市的统计数据,相比于省级数据,得出的研究结论更加真实可靠;④在分析视角上,分别考察不同发展阶段和不同城市规模条件下产业结构调整和生产率提升的经济增长效应,使得研究结论更具现实意义。

二、理论框架

1. 基础模型

本文借鉴 Temple and Wößmann^[10]的二元经济理论框架,建立包含传统和现代两个产业部门的经济增长模型。其中,传统部门以农业生产为主,依赖于非技能型的简单劳动,实际产出为 Y_a ;现代部门属于非农业部门,其生产活动需要技能型和非技能型两种劳动,实际产出为 Y_m 。实际总产出则为: $Y=Y_a+Y_m$ 。两部门生产要素都包含资本 K 、非技能型劳动 L_o 和技能型劳动 L_i ,生产函数可表示为:

$$Y_a=A_a F(K_a, L_{ao}, L_{ai}); Y_m=A_m G(K_m, L_{mo}, L_{mi}) \quad (1)$$

其中, A_a 、 A_m 分别表示两个产业部门的生产技术水平; L_{ao} 、 L_{ai} 分别表示传统部门中非技能型和技能型的工人数量; L_{mo} 、 L_{mi} 分别表示现代部门中非技能型和技能型的工人数量。由于传统部门只需要非技能型的简单劳动,因而 L_{ai} 衡量的是人力资源配置失效的程度,即学非所用的工人数量。现代部门则既需要从事较高生产率工作的技能型工人,同时也需要从事较低生产率工作的非技能型工人。

① 三期叠加是指增长速度换挡期、结构调整阵痛期和前期刺激政策消化期。

② 三重冲击是指资本积累速度下降、人口红利消失和“干中学”技术进步效应削减。

假设两部门工人的工资都是按照边际产出来确定。在传统部门中,非技能型和技能型工人都只能从事简单劳动,因而他们的工资相同,即 $w_{ao}=w_{at}$;而在现代部门中,由于非技能型和技能型工人的边际产出不同,所以他们获得的工资水平也不同:非技能型工人获得的工资等于传统部门非技能型工人的工资,即 $w_{mo}=w_{ao}=w_{at}$;由于技能型工人从事生产率较高的工作,可以实现更高的边际产出,因此他们获得的工资既高于非技能型工人,也高于传统部门中的技能型工人,即 $w_{mt}>w_{mo}=w_{ao}=w_{at}$ 。

假设工资差别是影响劳动力资源从传统部门向现代部门转移的决定性因素,本文设定经济处于长期均衡时两部门的工资比为 $q=\frac{\overline{w_{mt}}}{w_{at}}$ 。当 $\frac{w_{mt}}{w_{at}}>q$ 时,传统部门的技能型工人会转移到现代部门。

令 p 表示技能型工人从传统部门向现代部门转移的概率,那么这一概率必然与两部门的工资比呈正向的变动关系。这一关系可以用如下方程表示:

$$p=\frac{\psi(\frac{w_{mt}}{q w_{at}}-1)}{1+\psi(\frac{w_{mt}}{w_{at}}-1)} \quad (2)$$

其中,参数 ψ 是经济体系向长期均衡进行调整的速度。因此,两部门工资之间的数量关系可以由式(2)推导出,其公式表示为:

$$w_{mt}=w_{at}q[1+\frac{1}{\psi}(-\frac{p}{1-p})]=w_{ao}q[1+\frac{1}{\psi}(-\frac{p}{1-p})] \quad (3)$$

假设资本可以在部门之间自由流动,因此经济处于长期均衡时两部门的资本利润率也由边际产出确定且相同,即 $r=r_a=r_m$ 。这里不考虑资本折旧率,则实际国民收入可表示为: $Y=w_{ao}L_{ao}+w_{at}L_{at}+w_{mo}L_{mo}+w_{mt}L_{mt}+r_aK_a+r_mK_m$ 。由于工资水平和资本利润率都是由边际产出确定,本文可以确定劳动和资本在实际国民收入中所占的份额和实际国民收入增长率为:

$$\eta=\frac{w_{ao}L_{ao}+w_{at}L_{at}+w_{mo}L_{mo}+w_{mt}L_{mt}}{Y}; \quad 1-\eta=\frac{rK_a+rK_m}{Y} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \frac{dY/dt}{Y} &= \frac{\dot{Y}}{Y} = s \frac{\dot{Y}_a}{Y_a} + (1-s) \frac{\dot{Y}_m}{Y_m} = s \frac{\dot{A}_a}{A_a} + (1-s) \frac{\dot{A}_m}{A_m} + (1-\eta) \left(\frac{\dot{K}_a}{K} + \frac{\dot{K}_m}{K} \right) \\ &\quad + \frac{w_{ao}L}{Y} \frac{\dot{L}_{ao}}{L} + \frac{w_{at}L}{Y} \frac{\dot{L}_{at}}{L} + \frac{w_{mo}L}{Y} \frac{\dot{L}_{mo}}{L} + \frac{w_{mt}L}{Y} \frac{\dot{L}_{mt}}{L} \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $s=\frac{Y_a}{Y_a+Y_m}$ 是传统部门的实际产出占总产出的比重, $(1-s)$ 则是现代部门的实际产出占总

产出的比重。令 $\phi=\frac{w_{ao}L}{Y}$ 、 $\lambda=\frac{L_{mt}}{L}$, 将式(3)代入式(5), 最终得到:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = s \frac{\dot{A}_a}{A_a} + (1-s) \frac{\dot{A}_m}{A_m} + (1-\eta) \frac{\dot{K}}{K} + \phi \frac{\dot{L}}{L} + \phi \lambda (q-1) + \phi q \lambda \frac{p}{\psi(1-p)} \quad (6)$$

由式(6)可知,经济增长是由三种效应共同作用的结果:① $\phi \lambda (q-1) + \phi q \lambda \frac{p}{\psi(1-p)}$ 可以反映产业结构调整的经济增长效应。根据前文分析可知, $\phi>0$, $\psi>0$, $q>1$, $0<p<1$, 因此这一部分的大小与 λ 存在正相关关系。 $\lambda=\frac{L_{mt}}{L}$ 是指现代部门中技能型工人所占工人总数的比重,而 $\dot{\lambda}$ 是 $\frac{L_{mt}}{L}$ 的导数。由于现代

部门的生产率要高于传统部门,因而通过产业结构调整加快技能型工人从传统部门向现代部门转移,

即提高技能型工人的比重就能实现经济增长。 $②s\frac{\dot{A}_a}{A_a}+(1-s)\frac{\dot{A}_m}{A_m}$ 代表整个经济体系全要素生产

率的增长率,是传统和现代两部门的全要素生产率按照实际产出比重的加权平均。 $③(1-\eta)\frac{\dot{K}}{K}+\phi\frac{\dot{L}}{L}$ 表示生产要素增长率在实际总产出中所占比重的加权平均。

2. 进一步拓展与解释

上述理论模型反映了经济增长的动力来源于三种效应,那么哪一种效应在经济增长中起到决定性作用?结构主义理论认为产业结构变迁是理解发展中国家与发达国家经济差异的一个核心变量,也是后发国家加快经济发展的本质要求。根据产业经济学的经典理论,产业结构调整是经济增长的内在需求和主要推动力。由于部门之间的生产率和生产率增长率存在显著差异,生产要素从低生产率或低生产率增长部门转移到高生产率或高生产率增长部门时所产生的“结构红利”是经济高速增长的重要源泉^[1]。但需要指出的是,对于像中国这样的发展中国家而言,在改革开放的最初阶段,全要素生产率提升对于经济增长的贡献很可能要逊色于市场化改革带来的产业结构变迁对经济增长的贡献;随着改革开放的继续推进,产业结构变迁带来的收益可能会慢慢减少,而全要素生产率对经济增长的贡献则会逐步凸显出来。根据新古典经济增长理论,生产要素投入存在边际产出递减规律,在资源和环境的双重约束下,持续快速的经济增长不会单纯依赖于生产要素投入,而只能通过提升全要素生产率来实现。究其原因主要在于产业结构调整是一个“创造与破坏并存”的过程:一方面,生产要素因产业结构调整而加快从低生产率部门向高生产率部门转移,同时资源再配置会加速新兴行业及现代服务业的发展,从而提高了经济增长率;另一方面,产业结构调整通常伴随着行业之间、企业之间产品结构的剧烈转换、资本构成的持续提高以及传统产业的急剧衰退,进而压缩了生产率提升的空间和降低了经济增长速度。

钱纳里等在《工业化和经济增长的比较研究》一书中就提出,经济结构变迁对经济增长影响的重要性随着发展水平的差异而不同,这一特征在发展中国家的表现尤为突出。这意味着经济增长动力及其时变性转换与经济发展阶段密切相关,即不同地区之间会因所处发展阶段的差异而存在不同的经济增长动力。具体而言,在大规模工业化阶段,经济增长动力来源于通过对生产要素配置结构的优化调整来提高各种生产要素的边际产量和产出弹性,主要表现为:①在两部门的工资水平和生产效率存在巨大差距的背景下,产业结构调整加快了技能型工人从传统部门向现代部门转移的概率(p),从而提高了现代部门中技能型工人所占工人总数的比重(λ)以及降低了现代部门与传统部门的工资差距(q),这一过程释放了充足的“人口红利”;②较高的工业增长速度有利于人力资本和物质资本积累,逐渐形成利用充足劳动力资源的低价工业化发展模式,最终使得产业结构调整的“结构红利”($\phi\lambda(q-1)+\phi q\lambda\frac{p}{\psi(1-p)}$)越来越显著。然而,工业化时期经济“结构性加速”本身就蕴含着“结构性减速”的必然性,这种趋势由人口结构变迁、产业结构转型和经济增长阶段更替而变得更加显著:一方面,现代部门与传统部门的工资差距(q)在缩小,“人口红利”窗口逐渐关闭;另一方面,在大规模工业化扩张放缓和城市化趋向成熟阶段的演进过程中,资本对于经济增长贡献的弹性参数由高向低逆转,这缘于资本增速随经济发展呈现显著的“倒U型”发展趋势。因此,随着工业化阶段向城市化阶段变迁,经济增长动力也由产业结构调整向全要素生产率提升转换,即在城市化发展

阶段, $(s \frac{\dot{A}_a}{A_a} + (1-s) \frac{\dot{A}_m}{A_m})$ 的增长率决定了经济可持续发展的潜力。

当区域发展跃迁到城市化阶段时,城市经济增长在进一步优化产业结构和挖掘全要素生产率“黑箱”的同时,还会受到城市规模的影响,主要体现在以下两个方面:①产业结构调整和生产率提升受到城市规模的约束和引导。“二战”后发达国家和“亚洲四小龙”的发展经验显示,随着城市化推进和城市规模扩张,产业结构服务化调整压缩了生产率持续增长的空间,从而导致经济增长陷入“结构性减速”^[12]。Capello^[13]研究指出,在一个由不同规模城市构成的城市体系中,产业结构随城市规模的变化而变化,并且城市部门结构调整导致了城市“效率规模”的差异。这意味着城市最优规模因城市功能和产业结构不同而异,各城市因不同行业的规模经济效应不同而逐渐形成专业化、功能化分工,如以总部经济和高级商务服务为主的大中型城市和以普通制造业加工为代表的中小城市。②大城市具有生产率优势。Melo et al.^[14]、Combes et al.^[15]等学者研究发现,与中小城市相比,大城市中企业具有更高的劳动生产率,而且城市规模对于全要素生产率的边际产出弹性为2%—10%。大城市生产率优势主要来源于经济活动高度集聚产生的“集聚效应”以及因市场竞争激烈而存在“选择效应”。其中,“集聚效应”通过共享、匹配和学习三种微观机制^[16],加速了大城市中人力资本在部门之间的转换概率和速率,以及推动了现代部门的成长,也为企业和劳动力的发展提供了更大的市场空间,从而有助于提升企业和劳动力的生产效率;由于具有更激烈的市场竞争和更大的市场空间,低效率企业会在市场竞争中被淘汰出大城市,存活下来的企业效率更高,最终导致高效率的企业倾向于选择规模较大的城市,而低效率的企业更倾向于选择规模较小的城市,这种效应被称为大城市的“选择效应”^[14,17]。余壮雄和杨扬^[18]利用中国城市数据研究发现,解释中国大城市生产率优势的基本原因是“集聚效应”,而“选择效应”并不存在。本文得到的启示是:一方面,城市规模与经济增长可能存在显著的正相关性,其作用机理是通过产业结构调整和生产效率改善来实现的;另一方面,无论是“集聚效应”还是“选择效应”在起作用,其目标都是优化城市产业结构和提升生产率。鉴此,本文将探讨不同规模城市的经济增长动力及其转换的差异性。

三、研究设计

1. 计量方法与模型设定

在处理区域经济增长问题时,忽视变量之间的空间相关性是错误的设定^[19]。空间计量方法将地理位置与空间联系结合起来,以计量方法来识别和度量空间变化的规律和决定性因素,在一定程度上避免了传统计量结果所产生的偏误。目前,常用的空间计量模型主要分为空间滞后模型(Spatial Autoregressive Model, SAR)和空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)两种类型。当变量之间的空间依赖性对计量模型起决定性作用而导致空间自相关时,选择 SAR 模型;当计量模型的误差项在空间上自相关时选择 SEM 模型^[20]。

SAR 模型和 SEM 模型可表示为:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \rho W Y_{it} + \sum_{j=1}^n \alpha_j X_{ijt} + \varepsilon_{it}; \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (7)$$

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j X_{ijt} + \varepsilon_{it}; \varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \mu_{it}; \mu_{it} \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (8)$$

在式(7)和式(8)中, i, t 分别代表地区和样本观测年度; Y, X 分别为因变量和自变量; ε_{it} 和 μ_{it} 都

是服从正态分布的误差项; α_0 为模型截距; α_i, ρ, λ 为变量的系数; W 为空间权重矩阵。对于权重矩阵的设置,通行的设定方法是采用邻接矩阵,即相邻区域权重值赋予1,不相邻的区域权重值赋予0。但是简单的二元邻接矩阵认为不相邻地区之间不存在相关性的理念与现实情况有较大出入,而且该方法在处理城市数据时会大大降低模型结果的精确度。鉴此,本文采用考虑空间单元在更远距离上也存在空间联系的距离权重矩阵,见式(9)。 W_{ij} 是矩阵*i*行和*j*列的元素,行和列都对应相关的空间单元,对角线上的空间权重都为0。 α 为系数, d_{ij} 为*i*和*j*之间的地理距离。为了避免因距离单位和权重结果导致的误差,本文采用城市之间最短距离的倒数来替代。

$$W_{ij} = \begin{cases} e^{-\alpha d_{ij}}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (9)$$

由于经济增长本身是一个动态变化过程,当前的经济增长不仅取决于现期因素,同时也受前期因素的影响,因此本文将采用动态空间面板模型来检验产业结构调整和生产率提升对经济增长的影响效应。与静态空间面板模型相比,动态空间面板模型的优越性在于:既考虑了经济增长的动态效应和空间溢出效应^[21],又可以避免“鸡蛋相生”的内生性问题^[22],从而使得模型的估计结果更加准确和可靠。因此,本文构建如下动态空间面板模型:

$$\ln y_{it} = \theta \ln y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln y_{it} + \beta Str_{it} + \eta TFP_{it} + \gamma \ln X_{it} + \alpha_i + \nu_t + \varepsilon_{it}; \quad \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{it} + \mu_{it} \quad (10)$$

其中, y_{it} 为*i*城市在*t*时间的实际产出; Str_{it} 、 TFP_{it} 分别为产业结构调整指数和全要素生产率; X 为控制变量集; $\alpha_i, \nu_t, \varepsilon_{it}$ 分别为地区效应、时间效应和随机扰动项; ρ, λ 分别为空间滞后系数和空间误差系数; W_{ij} 为空间权重矩阵。

为了控制产业结构调整与生产率提升的交互性影响,在式(10)的基础上,本文加入了产业结构调整与全要素生产率的交叉项 $Str_{it} \times TFP_{it}$,最终得到的动态空间面板模型为:

$$\ln y_{it} = \theta \ln y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln y_{it} + \beta Str_{it} + \eta TFP_{it} + \sigma Str_{it} \times TFP_{it} + \gamma \ln X_{it} + \alpha_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{it} + \mu_{it} \quad (11)$$

2. 变量说明

(1)被解释变量。实际产出($\ln y$)。本文将根据城市所属省份的GDP平减指数,把各个城市GDP调整为2003年的不变价格并对其取对数值^①。

(2)核心解释变量。由于产业结构变迁是一个动态演化的过程,本文将产业结构调整分为合理化和高级化两个维度进行衡量。其中,产业结构合理化是指产业间的结构转换能力和资源有效利用程度,也可以度量要素投入—产出结构之间的协调程度。本文进一步修正了干春晖等^[23]的做法,采用泰勒指数的倒数来度量产业结构合理化水平,其计算公式为:

$$ER = \frac{1}{TL} = \frac{1}{\sum_{i=1}^N \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right)} \quad (12)$$

① 对于经济增长的度量,本文之所以未采用实际GDP增长率而使用实际GDP,原因在于:一方面,本文利用的是具有时间序列的面板数据,分析本身就暗含了经济增长率的意义;另一方面,实际GDP是一个地区的经济总量,在一定程度上反映了该地区的经济发达程度,将有助于对地区间经济空间溢出效应的探讨。

其中, TL 表示泰勒指数, Y 、 L 、 N 、 i 分别代表产值、就业人数、产业部门和行业类型数。当 $TL=0$ 时, 经济体系处于均衡状态, TL 值越大经济发展越容易偏离均衡状态, 产业结构越不合理; 而 ER 值与 TL 值的作用机理则正好相反, 即 TL 值越小, ER 值就越大, 这意味着产业结构合理化水平就越高。然而, 经济非均衡现象是一种常态, 尤其在发展中国家的表现更为突出, 因此分析重点应集中在 $TL \neq 0$ 的产业结构分析上。

产业结构高级化主要用来测度产业结构优化升级, 而大多数研究一般都以克拉克定理为理论基础, 采用非农业产值的比重来衡量。需要指出的是, 发达国家或地区的发展经验显示, “经济结构服务化” 是产业结构升级的重要特征, 而产业结构调整的这种倾向难以用传统度量方法来测量。因此, 本文将采用第三产业与第二产业的产值之比 (ES) 来反映产业结构高级化水平。

全要素生产率 (TFP)。本文采用基于数据包络分析 (DEA) 的曼奎斯特生产率指数 ($Malmquist Index$)^①。产出变量为各城市的实际 GDP, 并根据城市所在省份的 GDP 平减指数调整为 2003 年的不变价格。投入变量为资本存量和劳动投入。其中, 本文以社会固定资产投资来替代资本存量, 并参照单豪杰^[24]的处理方法, 采用永续盘存法估算, 设定折旧率为 10.96%。对于劳动投入, 本文选取城市就业人数来表示。从 t 期到 $(t+1)$ 期, 基于实际产出来测度 TFP 的曼奎斯特生产率指数可以表示为:

$$M_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) = \left[\frac{D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_i^t(x^t, y^t)} \times \frac{D_i^{t+1}(x^t, y^t)}{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right] \quad (13)$$

其中, (x^{t+1}, y^{t+1}) 和 (x^t, y^t) 分别表示 $t+1$ 期和 t 期的投入和产出; D_i^t 和 D_i^{t+1} 分别表示以 t 期的技术 T^t 为参照, t 期和 $t+1$ 期的距离函数。

(3) 控制变量。本文选取的控制变量包括: ①人力资本水平 (edu)。人力资本不仅是影响经济增长的关键因素, 还会通过提升管理效率和创新效率来提高生产率和促进产业结构升级。本文将采用平均受教育年限作为人力资本的代理变量^②。②产业集聚度 (Agg)。现代经济增长过程中的一个典型经济现象就是产业的空间集聚。无论是马歇尔的外部性理论、布代维尔的产业区位增长极理论, 还是克鲁格曼的“中心—外围”理论, 都从规模经济、专业化分工、产业关联、技术外溢等视角验证了产业集聚对经济增长和生产率提升的影响效应。本文采用区位商指数来衡量产业集聚水平。③信息化水平 (Inf)。信息化水平的提升既能有效降低相关产业在产品、技术信息等方面交易成本, 又可以加快传统产业改造和新兴产业发展。受数据可得性的限制, 本文借鉴刘生龙和胡鞍钢^[25]的做法, 采用人均邮电量来代理。④政府干预程度 (Gov)。在财政分权体制下, 地方政府之间的“GDP 赛跑”、官员晋升博弈等因素必然会对一个地区的经济增长产生影响, 这也是地方保护主义的根源。本文以财政支出占财政收入的比重反映政府干预程度。

3. 数据来源

本文数据来源于 2004—2013 年的《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》, 并采用插值法对个

① 曼奎斯特生产率指数运用距离函数来定义, 用来描述不需要说明具体行为标准的多输入、多输出生产技术。它至少具有四方面的优点: 一是适用于面板数据分析; 二是不需要相关的价格信息; 三是无需特定的生产函数和生产无效率项的分布假设; 四是可以进一步分解为技术效率和技术进步两类指数。

② 为计算各地区的平均受教育年限, 本文设定不同教育水平的受教育年限: 小学为 6 年、初中为 9 年、高中为 12 年、大专以上为 16 年。然后, 以各受教育水平人口数在总人口中的比例为权数, 计算得到各地区的平均受教育年限。

别城市缺失的数据补充^①。需要指出的是,在 2011—2012 年,国务院撤销了安徽省的巢湖市,并将其所辖地区划归合肥、芜湖、马鞍山三市管辖,在贵州省升格铜仁和毕节两个地级市,并在海南省成立三沙市,因此地级及以上城市数量由 287 个变为 289 个。为统一口径,本文最终选择除拉萨(缺少历年数据)、巢湖、铜仁、毕节、三沙之外的 285 个地级及以上城市数据进行分析。

四、经验检验与结果分析

1. 空间相关性检验

表 1 给出了 2003—2012 年中国城市 GDP 的 Moran's I 指数检验结果。结果显示,在 2003—2012 年中国城市 GDP 的 Moran's I 值都为正值且均通过了显著性检验,这意味着中国城市之间的经济增长存在非常显著的空间相关性。为了考察中国城市之间的空间相关性是否符合“地理学第一定律”(Tobler's First Law),本文计算了 350—2800 公里距离带宽条件下的中国城市 GDP 在 2003—2012 年的 Moran's I 指数及其统计检验^②。结果显示,中国城市之间的空间相关性随地理距离的增加逐渐下降,并且当距离超过 2450 公里时,城市 GDP 在 2003—2012 年的空间相关性都不再显著。这不仅证实了中国地区经济增长的空间相关性符合“地理学第一定律”,而且意味着考虑地理距离差异来分析中国城市经济增长就显得尤为重要。

为了更直观地显示中国城市经济增长的空间相关性,本文采用能反映局部空间关联性的 LISA 集聚图来观察中国城市经济增长的局部地区高值或低值在空间上是否趋于集聚^③。结果显示,经济增长集聚的高值集聚区仍然集中在东部地区,尤其是在长三角、珠三角和环渤海湾地区,而经济增长集聚的低值集聚区则主要集中在中西部地区。这说明中国城市经济增长出现了较强的局部空间集聚效应,即经济发展程度较高的城市被高值区的其他城市所包围,或较低的地区同样被低值区的其他城市所包围。这进一步佐证了中国城市之间的经济增长存在显著的空间依赖性。

表 1 2003—2012 年中国城市 GDP 的 Moran's I 指数检验结果

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
I	0.2038*** (10.2832)	0.2195*** (11.0294)	0.2217*** (12.5541)	0.2344*** (13.0053)	0.2356*** (13.3576)	0.2427*** (14.1234)	0.1937*** (9.3274)	0.1845*** (7.3726)	0.1996*** (9.8475)	0.2184*** (10.9924)

注:*,**、*** 分别表示通过 10%、5%、1%水平下的显著性检验;括号内为 Z 统计量。

资料来源:作者计算整理。

2. 估计结果与分析

对于空间面板模型采取 SAR 模型还是 SEM 模型,本文比较两个 Lagrange 乘数及其稳健性,将

① 2002 年 10 月 1 日,国家统计局发布了新的《国民经济行业分类与代码》,从原来的 15 个行业调整为现在的 19 个行业。再加上 20 世纪 90 年代早期数据的严重缺失以及 2000 年前后中国很多城市(多为市辖区)进行了大规模的行政区划调整,本文选取 2003 年及以后年份的城市统计数据进行分析。

② 根据测算结果显示,中国城市之间最小的“门槛距离”是 306 公里,即在不小于该距离的前提下,才能实现每一个城市都至少存在一个地理邻近的城市。因此,本文以 350 公里作为最小的距离带宽进行检验。

③ LISA 集聚图将区域与周边地区的空间相关性划分为“高—高”(HH)、“低—低”(LL)、“低—高”(LH)、“高—低”(HL)及“none”(N/A:空间相关性不显著)5 个类型。“高—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—低”为两类特殊区域,也称为“热点”(Hotspot),其中,“低—高”代表研究区域为高值,其周边地区为低值,而“高—低”则相反。受篇幅所限,本文并未给出中国城市经济增长的 LISA 集聚图,仅报告变化结果,有需要的读者可向作者索要。

SAR 模型作为分析模型。对于动态空间面板模型的估计方法主要有两种:一是首先将模型的空间相关性剔除,再采用传统面板方法进行估计^[26,27];二是采用无条件 ML 法(Unconditional Maximum Likelihood Estimation)对传统 ML 法进行改良^[28]。Elhorst^[29]的研究证明,第二类方法可能更加渐进有效。鉴此,本文也采用无条件 ML 方法对模型进行估计。为了验证产业结构调整和生产率提升对经济增长影响的稳定性,本文在动态空间面板模型中逐步引入解释变量的方式来观察模型系数和显著性的变化,发现核心变量的系数和显著性没有发生很大变化,这表明动态面板模型所输入的比较稳定,检验结果见表 2。

表 2 全国层面城市数据的动态与静态空间面板模型估计结果

lny	空间动态 SAR 面板模型									空间静态 SAR 面板模型
	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)	模型(10)
lny ₋₁	0.1045*** (3.53)	0.1031*** (3.85)	0.1032*** (3.44)	0.1046*** (3.47)	0.1042*** (3.56)	0.1038*** (3.58)	0.1049*** (3.99)	0.1030*** (4.02)	0.1029*** (3.87)	
ER	-0.0786 (-0.93)	-0.1750 (-1.02)	-0.1432 (-1.26)	-0.1133 (-1.39)	-0.2097 (-1.55)	-0.1645 (-1.53)	-0.0977 (-1.42)	-0.1348 (-1.06)	-0.1033 (-1.00)	-0.2394* (-1.59)
ES		-0.3171*** (-9.37)	-0.3234*** (-10.28)	-0.3075*** (-9.56)	-0.3114*** (-8.63)	-0.3138*** (-9.34)	-0.3143*** (-9.22)	-0.3286*** (-8.99)	-0.3365*** (-9.07)	-0.2836*** (-3.42)
TFP			0.1374*** (3.43)	0.1598*** (4.02)	0.1406*** (5.11)	0.1592*** (4.65)	0.1317*** (3.99)	0.1574*** (3.87)	0.1445*** (4.06)	0.0789 (1.01)
ER×TFP				0.2431 (1.21)	0.2542 (1.22)	0.2119 (1.11)	0.1355 (0.89)	0.1778 (0.96)	0.2314 (1.05)	-0.1395 (-0.74)
ES×TFP					0.6456*** (2.47)	0.6897*** (2.85)	0.6723*** (3.08)	0.6099** (1.99)	0.6725*** (2.76)	0.6901** (2.11)
Edu						0.1321*** (6.67)	0.0754*** (5.96)	0.0862*** (6.88)	0.0980*** (7.03)	0.0774*** (3.12)
Agg							0.0983*** (3.90)	0.1027*** (4.19)	0.0999*** (3.94)	0.5230*** (2.98)
Inf								1.3348* (1.69)	1.2309** (1.94)	0.8932 (0.77)
Gov									-1.3942 (-1.33)	-2.0050** (-2.32)
ρ	2.13e-07** (3.26)	1.42e-07** (3.27)	1.35e-07** (3.01)	1.68e-07** (3.44)	1.74e-07** (3.23)	1.97e-07** (3.19)	2.08e-07** (3.40)	2.55e-07** (3.33)	2.03e-07** (3.57)	0.8845*** (9.95)
Adj-R ²	0.1636	0.1716	0.1839	0.1845	0.1883	0.2012	0.1759	0.2050	0.2058	0.8456
LogL	-4605.52	-4551.12	-4540.22	-4539.36	-4538.57	-4522.16	-4522.17	-4516.30	-4510.43	-5561.12
观测值	2565	2565	2565	2565	2565	2565	2565	2565	2565	2565

注: *, **, *** 分别表示通过 10%、5%、1%水平下的显著性检验;括号内为 T 统计量。下表同。

资料来源:作者计算整理。

从表 2 中可以看出,动态和静态空间面板模型的估计结果在系数符号和显著性方面基本类似,这意味着考虑地理距离和空间溢出效应来分析产业结构调整和生产率提升对经济增长的影响效应

是合适的。需要指出的是,静态空间面板模型中的空间溢出系数 ρ 要显著高于动态空间面板模型中的空间溢出系数。尤其是在考虑经济增长一阶滞后变量以后,被解释变量滞后一期与被解释变量在所有模型中都通过了1%水平下的显著性检验且都为正值。这说明静态空间面板模型高估了产业结构调整和生产率提升的经济增长效应,原因在于经济增长的一阶滞后项能将影响经济增长的潜在因素(如经济环境、政策环境等)从空间结构因素的影响中分离出来,从而使静态空间面板模型带来的偏差得以矫正,也反映了中国城市经济增长具有动态性、连续性特征。因此,本文将选择更具有解释力的动态空间面板模型作为实证研究的最终模型。

由模型(9)的估计结果可知,产业结构高级化调整和生产率提升对经济增长的影响都通过了1%水平下的显著性检验且作用机制截然相反,而产业结构合理化调整对经济增长的影响为负且未通过显著性检验。这说明,中国经济增长的动力正由产业结构调整转换为全要素生产率提升,同时产业结构从工业向服务业调整所释放的“结构红利”难以支撑中国经济的高速增长,反而产业结构“反向高级化”的调整更能促进经济增长。这也验证了产业结构服务化趋势是导致中国经济发展进入“结构性减速”的重要原因。其他可能的原因还在于:一方面,中国经济增长与产业结构的转变和恶化相伴相生,呈现出总量增长与结构分化此起彼伏的特征,一些学者称之为“结构性失衡”^[30],即经济发展与不太匹配的产业结构之间存在明显依存关系;另一方面,生产要素尤其是资本驱动型的发展惯性和金融危机的影响,导致中国投资向非生产性部门过度分流以及对廉价劳动力过度依赖,使得分割性的劳动力资源开发方式扭曲了人力资本的配置效率,并成为经济增长的主要障碍。产业结构高级化和全要素生产率的交叉项通过了1%水平下的显著性检验,这说明产业结构高级化对经济增长所带来的负向效应可以通过生产率提升来化解。以上结论蕴含较强的政策含义:一方面,中国产业结构并非具有服务化倾向的高级化,应在经济效率改善的前提下慎重推进产业之间的“腾笼换鸟”,更不应一味地“退二进三”或发展服务业;另一方面,与产业之间的跨行业调整相比,在同一行业内实现产业链延伸、生产率改进和价值链攀升对于区域经济可持续增长更具现实意义。在控制变量方面,人力资本水平和产业集聚度对中国经济增长的正向影响都通过1%水平下的显著性检验,这说明人力资本积累以及产业在空间范围内进一步的有效集聚将有利于区域经济的可持续增长。需要指出的是,政府干预程度对经济增长的影响虽然为负但并未通过显著性检验,这可能与本文考虑了地理距离相关,从而弱化市场分割与地方保护主义对经济增长的阻碍作用。

3. 控制经济发展阶段的考察

上述理论研究发现,区域经济增长的动力转换与经济发展阶段密切相关,因此本文将按照产业结构高级化水平将经济发展阶段划分为工业化($ES < 1$)和服务化($ES \geq 1$)两个阶段。由于中国产业结构调整在近些年的变化剧烈,本文将以2012年中国城市的产业结构为评价标准来选择其他年份的城市样本。在城市样本中,处于工业化和城市化阶段的城市数分别为199个和86个,这说明中国城市产业结构整体上仍处于工业化发展阶段。估计结果(见表3)显示:产业结构合理化对城市化阶段地区经济增长的影响显著为正,而产业结构高级化对工业化阶段地区经济增长则显著为负;全要素生产率提升对处于任何发展阶段的地区经济增长都存在明显的促进作用。这说明当经济发展进入服务化阶段时,产业结构变迁更趋向于合理化或均衡化调整,而当区域经济处于工业化发展阶段时,产业结构的“反向高级化”调整更利于本地区经济增长。由于中国区域经济发展长期采取的是非均衡发展战略,因而处于不同经济发展阶段地区的经济增长动力就存在显著差异,究其原因在于:一方面,处于工业化阶段的地区大都长期依靠劳动密集型产业的发展模式已然形成了“路径依赖”,“人口红利”和“结构红利”逐渐耗尽,即便进行产业结构的合理化和高级化调整,在短期内也难以对

经济增长产生正向作用,这也为中国很多发达的工业化地区最近频频出现的“民工荒”现象提供了解释;另一方面,对处于城市化阶段的地区而言,劳动力不断从制造业向服务业转移,使得制造业与服务业的劳动生产率差距逐渐缩小,导致本地区经济发展依然可以从这一产业调整过程中获得较多的“结构红利”。产业结构高级化和全要素生产率的交叉项对于工业化阶段地区经济增长的影响显著为负,而对于城市化阶段地区经济增长的影响显著为正。这说明工业化阶段地区的产业结构高级化调整对于经济增长的负向效应要明显大于全要素生产率提升对于经济增长的正向效应,因而进一步通过提升全要素生产率以抵消产业结构变迁对经济增长的负向效应是工业化阶段地区避免陷入“贫困化增长”的主要途径。在控制变量中需要指出的是,产业集聚度进一步提高对工业化阶段地区的经济增长具有显著的负向效应,这进一步验证了中国很多工业化阶段地区产业结构存在被“低端锁定”的现象。

表 3 不同经济发展阶段城市数据的动态空间面板模型估计结果

lny	工业化阶段		城市化阶段	
	系数	t 值	系数	t 值
lny ₋₁	0.2341**	3.29	0.1273***	3.07
ER	-0.2637	-1.45	1.7722**	2.35
ES	-0.7814**	1.98	0.2846	1.48
TFP	0.4637**	5.83	0.8291*	1.79
ER×TFP	0.1726***	3.37	0.3472	1.30
ES×TFP	-0.3845**	2.38	0.5673***	4.92
Edu	0.2736***	3.45	0.3928***	5.28
Agg	-1.0294*	-2.04	1.7382**	2.67
Inf	1.3790	0.88	-1.1829	-1.00
Gov	-1.8397***	-3.97	2.9365	0.97
ρ	0.1827***	3.98	0.0183**	2.51
Adj-R ²	0.3948		0.1156	
LogL	-3475.0495		-1694.2783	
观测值	1791		774	

资料来源:作者计算整理。

4. 控制城市人口规模的考察

本文将修正于斌斌和金刚^[31]对于城市规模的划分标准,采用各城市的市辖区年末人口数作为人口规模的代理变量,将城市规模分为特大城市、大城市、中等城市和小城市四类,并以 2012 年的人口规模为评价标准来选择其他年份的城市样本^①。本文首先用散点图来观察城市规模与实际产出、全要素生产率之间的线性关系,从图 1 中可以看出城市规模与实际产出、全要素生产率存在较为明显的线性关系。本文同样采用动态空间面板模型分别对不同规模城市的产业结构调整和生产率提升对经济增长的影响效应进行估计,检验结果见表 4。

在城市化水平快速提升和经济空间集聚继续加强的背景下,中国若要扭转区域经济失衡的发

① 需要说明的是,《中国城市统计年鉴》自 2009 年开始便没有给出“城市市辖区非农人口总数”这一指标,这里将“城市市辖区非农人口总数”更正为“城市市辖区年末人口总数”。根据上述城市规模的划分标准,在全国城市样本中共有特大城市 45 个、大城市 81 个、中等城市 108 个和小城市 51 个。

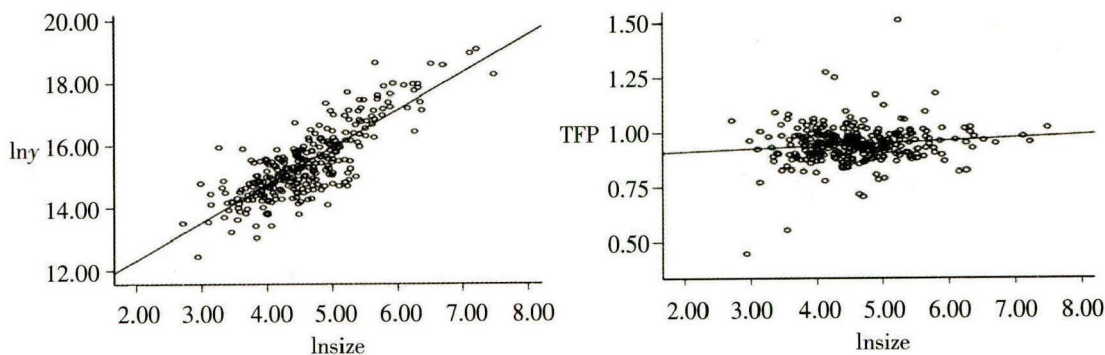


图 1 2012 年城市规模—人均产出和城市规模—全要素生产率的关系散点图

资料来源：作者计算绘制。

表 4 不同城市规模城市数据的动态空间面板模型估计结果

lny	特大城市		大城市		中等城市		小城市	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
lny ₋₁	0.1927***	4.76	0.2087***	3.09	0.0764**	2.45	0.2654**	1.99
ER	1.2122***	3.06	0.2355	1.45	-0.1692	-1.07	-0.1308	-0.51
ES	0.3123*	1.76	-0.1623	-0.98	-0.1794*	2.33	-0.0261	-0.44
TFP	1.2837***	3.95	0.4758**	1.95	2.0030**	2.63	0.3849	1.42
ER×TFP	0.3847***	2.87	0.2473*	1.74	-0.1827	0.98	0.7546*	1.88
ES×TFP	0.4823	1.30	0.2837**	2.13	-0.0938	-1.25	1.2938**	2.37
Edu	0.6857***	4.09	0.3266***	3.29	0.4637***	4.52	1.0454***	2.99
Agg	1.0283**	2.34	0.9384*	1.76	-2.0384	-1.37	0.8372	1.05
Inf	0.8398***	2.91	0.3746	1.50	3.9482***	3.26	-1.8557	0.83
Gov	-2.3323	-0.83	-3.2763**	-1.99	-2.2734***	-3.00	1.3837**	2.28
ρ	8.59e-06**	2.14	6.38e-07**	2.45	9.74e-07***	3.26	5.08e-07**	2.14
Adj-R ²	0.1702		0.1633		0.1705		0.1686	
LogL	-957.0972		-1428.5367		-1584.1892		-1107.2600	
观测值	395		729		1062		459	

资料来源：作者计算整理。

展格局、实现平衡发展目标，应该要认识到非均衡发展道路上区域尤其是城市之间的空间溢出效应对于产业结构调整和生产效率改善的重要影响。表 4 的估计结果显示，产业结构合理化和高级化调整对特大城市的经济增长具有显著的促进作用，但是产业结构高级化调整对中等城市的经济增长却存在显著的负向效应；全要素生产率提升将有利于中等规模及以上的城市经济增长，且都通过了 1%或 5%水平下的显著性检验，仅对小城市的经济增长没有通过显著性检验。这意味着产业结构调整和生产率提升的经济增长效应存在明显的城市规模差异：对于特大城市而言，其整体上处于以服务业为主的城市化阶段，在大规模工业化扩张放缓和城市化向成熟阶段的演进过程中，进一步加强产业之间要素投入—产出结构的协调程度以及加快现代服务业发展，便能通过产业结构调整提高资源配置效率以获得规模报酬递增的经济增长效应；而对于中小城市而言，其大都处于以制造业为主的工业化阶段，强行进行经济结构的服务化调整不仅会破坏具有“结构性增速”特征的工业化结

构,还可能导致人力资本结构与产业结构的“结构性失衡”,从而影响本地区的经济增长。产业结构调整 and 全要素生产率交叉项在特大城市(仅产业结构合理化)、大城市和小城市的估计中都通过了显著性检验,这意味着这些城市的全要素生产率提升不仅能强化产业结构调整对经济增长的促进作用,还可以有效改善产业结构调整对经济增长的负向影响。这一结论从城市规模差异化的视角进一步验证了中国经济增长动力已逐渐由产业结构调整向全要素生产率提升转换。从控制变量的估计结果发现,只有特大城市和大城市的产业集聚度对于经济增长的影响效应为正且通过了显著性检验。而且,前文关于城市化阶段的估计结果也显示,产业集聚度的提高能够显著促进城市化地区的经济增长。这些研究结论正好共同验证了前文的理论分析,即特大城市存在显著的生产率优势,并且这一优势主要来源于经济活动空间集聚产生的“集聚效应”。这意味着,在规模越大的城市中,各种生产要素可以更好地匹配,企业也能从更大的市场范围内获得投入品供给,加速了技术、信息和知识的溢出,方便了人力资本(包括企业家)之间的学习、交流与合作,即大城市尤其是特大城市中的市场参与者可以通过分享、匹配和学习等机制从“集聚效应”中降低市场交易成本,获得生产效率改善和规模报酬递增收益。

5. 稳健性检验

为了进一步检验产业结构调整与生产率提升对经济增长影响效应的稳健性,本文将通过构建经济空间权重矩阵来替代地理距离空间权重矩阵对上述实证结果进行再检验。本文所选择的动态空间面板模型和模型估计方法与前文一致。其中,经济空间权重矩阵的构建公式为:

$$W_{ij}^e = W_{ij}^d \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \dots, \bar{Y}_n/\bar{Y}) \quad (14)$$

其中, W_{ij}^d 为地理距离空间权重矩阵, $\bar{Y}_i = 1/(t_1 - t_0 + 1) \sum_{t_1}^{t_0} Y_{it}$ 为考察期内第 i 城市的实际 GDP 均值, $\bar{Y} = 1/n(t_1 - t_0 + 1) \sum_{i=1}^n \sum_{t_1}^{t_0} Y_{it}$ 为考察期内实际 GDP 均值。

从表 5 中可以看出,稳健性检验结果与前文实证结果最大的区别在于某些变量系数和空间外溢系数及其显著性有了一定的提高或降低,但核心变量的估计结果与上文的研究结论基本一致。这说明产业结构调整和生产率提升对经济增长的影响效应是具有可靠性和稳健性的。

五、主要结论与政策启示

本文构建了一个包含传统产业和现代产业的两部门增长模型,并进行了拓展与解释,以作为分析产业结构调整和生产率提升对经济增长影响效应的理论框架。在理论分析的基础上,本文利用中国 285 个地级及以上城市 2003—2012 年的统计数据,以距离为空间权重矩阵,运用解释力更强的动态空间面板模型检验了产业结构调整和生产率提升的经济增长效应。研究结论显示,空间溢出效应是研究产业结构调整和生产率提升的经济增长效应不可忽视的重要因素。进一步分经济发展阶段和城市规模进行讨论时,本文发现产业结构调整和生产率提升的经济增长效应存在明显的差异:一方面,工业化地区的经济增长越来越依赖于全要素生产率的增长与提升,而城市化地区的经济增长动力不仅来自于全要素生产率的提升,还可以从产业结构的合理化调整中获得较为明显的“结构红利”;另一方面,中等规模以上的城市经济增长动力逐渐转换为全要素生产率的提升,而中小城市则需要谨慎地推进产业结构高级化调整,以避免对具有“结构性增速”特征的工业化结构产生破坏效应。需要指出的是,全要素生产率提升不仅是未来中国经济增长的主要动力,也是化解产业结构

表 5 稳健性检验的估计结果

lny	全国层面	工业化阶段	城市化阶段	特大城市	大城市	中等城市	小城市
lny ₋₁	0.2038*** (4.27)	0.3847** (3.98)	0.1847** (2.26)	0.1277** (2.45)	0.1428*** (2.96)	0.2458** (2.33)	0.1638** (1.95)
ER	-0.2175 (-0.66)	-0.1432* (-1.68)	0.6374*** (3.75)	0.8374*** (3.01)	0.3741* (1.69)	-0.1827 (1.49)	-0.0283 (-0.87)
ES	-0.1283* (-2.02)	-0.4382*** (-2.97)	0.082 (0.44)	-0.0382 (-0.97)	-0.1035 (-0.47)	-0.0392 (-0.73)	-0.1004 (-1.11)
TFP	1.2112*** (3.89)	0.9156*** (5.83)	1.2876*** (4.19)	0.8374** (1.97)	0.2228* (1.80)	0.8473*** (2.78)	-0.1243 (-0.75)
ER×TFP	0.1045* (1.67)	0.3806** (1.99)	0.2734 (1.50)	0.7323*** (2.96)	0.3282** (2.26)	0.1827 (0.95)	0.2341* (1.70)
ES×TFP	0.4440*** (3.23)	-0.5962** (-4.00)	0.2736** (1.99)	0.3847* (1.65)	0.1254*** (4.32)	-0.1827 (-1.50)	0.2736*** (2.76)
Edu	0.8372*** (5.21)	1.2738*** (7.48)	0.7686*** (3.75)	0.5762*** (4.39)	0.2435*** (3.99)	0.3837*** (3.22)	1.0478*** (2.95)
Agg	0.1556* (1.74)	-0.3847 (-0.95)	0.6473*** (3.88)	0.3823*** (2.94)	0.1827 (1.02)	-0.9372 (-1.00)	0.1928 (1.17)
Inf	0.8253*** (2.79)	0.9382* (1.77)	0.3552 (1.27)	0.2837* (1.80)	0.2849 (1.11)	1.8273*** (2.99)	-0.3821 (-0.86)
Gov	-0.4001*** (-3.75)	-0.5841*** (-5.34)	0.3827 (0.94)	-1.7732* (-2.04)	-1.2832*** (-3.94)	-1.9372* (-1.82)	0.8372 (1.35)
ρ	5.13e-06*** (4.77)	0.0157*** (3.02)	0.0086** (2.33)	2.39e-06** (2.45)	9.34e-07** (2.31)	2.36e-07** (2.38)	3.84e-07** (2.34)
Adj-R ²	0.1997	0.2238	0.1746	0.1328	0.1072	0.1293	0.1182
LogL	-6027.2934	-4028.2255	-2996.0037	-1293.9116	-1638.9993	-1928.7234	-1482.3756
观测值	2565	1791	774	395	729	1062	459

资料来源:作者计算整理。

高级化调整等对经济增长负向影响的主要途径。主要的政策启示有:

(1)减少影响生产要素再配置的限制性因素,充分重视经济增长的空间溢出效应。研究结论显示,地方政府对经济发展的干预程度越高,对本地区经济增长的负向效应越明显。中国地区之间的“市场分割”使得技术、知识、信息等高级要素溢出的空间关联效应存在一定程度的“断层”,制约了中国经济增长全域性的空间传导机制。劳动力、资本在跨区域流动过程中遇到了诸多制度性或行政性障碍,因而应尽快给要素市场“松绑”,通过打破行政层级壁垒和地方保护主义来释放“制度红利”以弥补“人口红利”和“结构红利”的消解,从而推动中国经济可持续增长。

(2)产业结构的战略性调整要理性地看待经济结构的服务化问题,要以提升全要素生产率为最终目标。研究结论显示,只有提升生产率才能化解产业结构调整所导致的资源配置扭曲。一方面,产业结构调整应慎重地进行跨行业调整,以避免资源要素(空间、行业)错配,否则必然会加剧结构性失业和摩擦性失业的发生,从而影响经济的可持续增长;另一方面,产业结构调整应注重行业内的

价值链和技术链升级,并且建立快速、有效的劳动力转移预警机制,提高人力资本结构与产业结构的配置效率。

(3)针对产业发展梯度和城市规模制定有针对性的产业政策和科技创新政策。由于不同发展阶段和不同城市规模的地区经济增长动力及其转换存在明显差异,因此,政府应统筹协调并实现区域之间差异化的发展模式;一方面,加快城市化地区和大中型城市的产业结构合理化和高级化调整,通过打造城市“总部经济”和发展现代服务业培育高附加值产业,以防止落入“贫困化增长”的陷阱;另一方面,工业化地区和中小城市的经济增长在继续承接发达地区产业转移的同时,要推动产业结构从价值链低端向研发端和营销端攀升,也要培育与产业结构相匹配的人力资本结构和全要素生产率结构,以避免重复东部沿海地区被“低端锁定”的悲剧。

[参考文献]

- [1]黄群慧.“新常态”、工业化后期与工业增长新动力[J].中国工业经济,2014,(10):5-19.
- [2]金碚.中国经济发展新常态研究[J].中国工业经济,2015,(1):5-18.
- [3]中国经济增长前沿课题组.中国经济增长的低效率冲击与减速治理[J].经济研究,2014,(12):4-17.
- [4]Krugman,P. The Myth of Asia's Miracle:A Cautionary Fable[J]. Foreign Affairs, 1994,73(6):62-78.
- [5]刘伟,张辉.中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J].经济研究,2008,(11):4-15.
- [6]蔡昉.中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J].中国社会科学,2013,(1):56-71.
- [7]Ying,L.G. Understanding China's Recent Growth Experience:A Spatial Econometric Perspective [J]. Annals of Regional Science, 2003,37(4):613-628.
- [8]Groenewold,N.,G.Lee, and A. Chen. Inter-regional Spillovers in China:The Importance of Common Shocks and the Definition of the Regions[J]. China Economic Review, 2008,19(1):32-52.
- [9]李敬,陈澍,万广华,付陈梅.中国区域经济增长的空间关联及其解释[J].经济研究,2014,(11):4-16.
- [10]Temple, J., and L. Wößmann, Dualism and Cross-country Growth Regressions [J]. Journal of Economic Growth, 2006,11(3):18-31.
- [11]Peneder, M. Structural Change and Aggregate Growth [J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2003,14(4):427-448.
- [12]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):127-140.
- [13]Capello,R. Recent Theoretical Paradigm in Urban Growth[J]. European Planning Studies, 2013,21(3):316-333.
- [14]Melo,P. C.,D. J. Graham, and B. B. Noland. A Meta-analysis of Estimates of Urban Agglomeration Economies [J]. Regional Science and Urban Economics, 2009,39(3):332-342.
- [15]Combes, P.P., G. Duranton, L. Gobillon, D. Puga, and S. Roux. Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection[J]. Econometrics, 2012,80(6):2543-2594.
- [16]Duranton,G.,and D. Puga. Micro-foundations of Urban Agglomeration Economics[A]. Henderson,V.,and Thisse, J-F. Handbook of Regional and Urban Economics[C]. Amsterdam:North-Holland, 2004.
- [17]Baldwin, R.E., and T. Okubo. Heterogeneous Firms, Agglomeration and Economic Geography:Spatial Selection and Sorting[J]. Journal of Economic Geography, 2006,6(3):323-346.
- [18]余壮雄,杨扬.大城市的生产率优势:集聚与选择[J].世界经济,2014,(10):31-51.
- [19]Rey,S.J.,and B. D. Montouri. US Regional Income Convergence:A Spatial Econometric Perspective[J]. Regional Studies, 1999,33(2):143-156.
- [20]Anselin,L.,J. G. M.Raymond, and R. J. Florax. Advances in Spatial Econometrics:Methodology, Tools and Applications[M]. Berlin:Springer-Verlag, 2004.
- [21]Zheng,X.,Y.Yu,J.Wang, and H. Deng. Identifying the Determinants and Spatial Nexus of Provincial Carbon

- Intensity in China: A Dynamic Spatial Panel Approach[J]. *Regional Environmental Change*, 2014, 14(4):1651–1661.
- [22] Elhorst, J. P. Matlab Software for Spatial Panels[J]. *International Regional Science Review*, 2014, 37(3):389–405.
- [23] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. *经济研究*, 2011, (5):4–16.
- [24] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006 年[J]. *数量经济技术经济研究*, 2008, (10):17–31.
- [25] 刘生龙, 胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验: 1988—2007[J]. *经济研究*, 2010, (3):4–15.
- [26] Griffith, D. A Linear Regression Solution to the Spatial Autocorrelation Problem [J]. *Journal of Geographical Systems*, 2000, (2):141–156.
- [27] Getis, A., and D. Griffith. Comparative Spatial Filtering in Regression Analysis[J]. *Geographical Analysis*, 2002, 34(2):130–140.
- [28] Elhorst, J. P. Unconditional Maximum Likelihood Estimation of Linear and Log-linear Dynamic Models for Spatial Panels[J]. *Geographical Analysis*, 2005, 37(1):85–106.
- [29] Elhorst, J. P. Dynamic Spatial Panels: Models, Methods, and Inferences [J]. *Journal of Geographical System*, 2012, 14(1):5–28.
- [30] 侯新烁, 张宗益, 周靖祥. 中国经济结构的增长效应及作用路径研究[J]. *世界经济*, 2013, (5):88–111.
- [31] 于斌斌, 金刚. 中国城市结构调整与模式选择的空间溢出效应[J]. *中国工业经济*, 2014, (2):31–44.

Economic Growth Effects of Industrial Restructuring and Productivity Improvement——Analysis of Dynamic Spatial Panel Model with Chinese City Data

YU Bin-bin

(School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: This paper constructs a two-sector economic growth model for testing the economic growth effects of industrial restructuring and TFP improvement with dynamic spatial panel model through the statistics of Chinese 285 cities level data from 2003 to 2012. The study concluded that space spillover effect is an important factor to investigate the adjustment of industrial structure and productivity gains impact on economic growth. From the overall perspective, the economic growth momentum in China's cities has been converted to TFP increase from industrial restructuring, and the "service" tendency of industrial structure adjustment is an important reason of China's economic development entered a "structural reduction" phase. There are obvious constraints by the stage of economic development and urban population size in the economic growth effects of industrial restructuring and productivity improvement. Economic growth in the stage of industrialization is increasingly dependent on growth of total factor productivity and economic growth of urbanization stage can still get a more obvious "structural bonus" by rationalization of industrial structure adjustment. More than a medium-sized city's economic growth momentum is gradually converted to TFP growth, while the economic development of small and medium cities need to promote the industrial structure adjustment carefully to avoid damage to industrial structure "structural growth" features. TFP is not only the main driving force for China's future economic growth, but also is the main way to resolve the industrial structure adjustment and other factors to affect negative impact on economic growth.

Key Words: economic growth; industrial structure; total factor productivity (TFP); dynamic spatial panel model

JEL Classification: C13 G28 L60

[责任编辑:王燕梅]