

【产业经济】

中国产业结构调整的区域互动

——横向省际竞争和纵向地方跟进

黄亮雄¹, 王贤彬², 刘淑琳³, 韩永辉¹

(1. 广东外语外贸大学广东国际战略研究院, 广东 广州 510420;
2. 暨南大学经济学院, 广东 广州 510632;
3. 北京大学深圳研究院, 广东 深圳 518057)

[摘要] 中央战略引领下由众多地方政府推动的产业结构调整是中国经济增长的重要动力所在。识别其演变特征及动力机制,关系到产业结构转型升级和经济可持续增长。本文构建产业高度化指数来衡量中国区域的产业结构调整,并将其分解为技术效应和结构效应,通过构建带共同因子的广义动态空间面板模型,验证了中国产业结构调整过程中的区际横向竞争和地方对中央政策跟进的两大特征。研究发现,中国的产业结构愈发高度化,其演变更多地倚重于技术效应。中国区域产业结构调整具有显著的省际竞争特征;地方产业结构调整也积极地跟进中央的产业结构政策,且主要表现为结构效应方面的跟进。本文还发现,中央对下级地方官员的政治激励是地方产业结构调整的区域互动的重要驱动力。由于政治激励具有时间周期性,地方官员出于时间约束与政绩追求,重点偏向于影响产业结构本身的调整,而并未显著改变产业的技术效率升级。

[关键词] 产业结构调整; 区域互动; 省际竞争; 地方跟进

[中图分类号]F121.3 [文献标识码]A [文章编号]1006-480X(2015)08-0082-16

一、问题提出

当前中国经济已进入新常态,在三期叠加的特殊时期,更加强调产业结构的调整和优化,构建现代产业发展新体系,以此推动全面深化改革。在中央发展战略的指引下,在地理、人口乃至经济上的大国背景下,各级地方政府积极地主导和推进本地的产业结构调整与转型升级^[1]。中央和地方政府之间的“政治集权、经济分权”^[2],使得产业结构调整与转型升级的规律与路径受到中央和地方间

[收稿日期] 2015-07-06

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“中国地方政府产业政策对产业结构及资源配置效率的影响研究”(批准号 71303063);国家自然科学基金青年项目“区域互动视角下中国产业结构调整的推动机制及影响效应研究”(批准号 71403062);广东省哲学社会科学规划项目“产业结构调整的生态环境影响效应及其机制研究”(批准号 GD13YYJ04)。

[作者简介] 黄亮雄(1985—),男,广东佛山人,广东外语外贸大学广东国际战略研究院副教授;王贤彬(1982—),男,广东肇庆人,暨南大学经济学院副教授;刘淑琳(1985—),女,广东海丰人,北京大学深圳研究院助理研究员;韩永辉(1986—),男,广东佛山人,广东外语外贸大学广东国际战略研究院讲师。通讯作者:黄亮雄,电子邮箱:chickyliang@126.com。

纵向关系以及地方政府间横向关系的深刻影响。

现有文献已经注意到产业结构调整对于中国经济发展的重要性。多数集中研究了产业结构调整的影响效应^[3,4]或驱动机制^[5,6],但甚少涉及产业结构在区域间的相互影响,即区域互动;纵使关注到了产业结构调整的区域互动^[7,8],但分析往往浅尝即止。事实上,中央政治集权下的“相对绩效考核”使地方政府(官员)非常关注竞争对手的行为,许多行动具有“策略性”^[9]。以往文献关注区域互动的领域主要是在扭曲财政支出结构^[10]、大量出让土地^[11]等方面,没有专门考察产业结构调整的区域互动行为。另外,如果地方政府的政策和行为存在互动特征,那么,其政策与行为是否紧密跟进上级政府的政策,也尚未有文献予以探讨。从理论上看,如果各个地方政府的政策和行为互动的动力来自中央的“相对经济绩效考核”,实证上应该可以同时观察到地方的横向竞争和对上级政策的纵向跟随。为此,本文将全面系统地探讨中国产业结构调整的区域互动,挖掘其中的规律及驱动机制。

本文相对于已有文献的主要特色在于:①采用产业结构高度化演进来表征产业结构调整过程,不仅将产业结构调整和升级予以定量指数化,而且分离出高度化过程中的比例关系的改变与生产率的提高,即结构效应和技术效应,深入认识产业结构升级的来源。②实证发现了地方在产业结构调整升级上存在着全面的区域间横向竞争,而在对中央产业结构政策的跟进上,则只是集中在结构效应方面。这表明众多地方的产业结构调整策略是相互模仿的,采取的是选择性跟随中央政策与全面模仿竞争对手的策略。③进一步考察了地方官员所面临的政治约束和激励的重要推动作用,为地方产业结构调整提供了深层次的动机解释。

二、理论框架

中国各级地方官员大力推进地方产业结构调整乃至转型升级源于其面临的激励,并基于其拥有的禀赋、信息、手段和资源予以实现。在中国的政治与经济制度安排下,地方官员推进地方产业结构调整的动力大致来自以下几个方面:①改革开放以来,中央保持了干部“任命制”,在“以经济建设为中心”的战略下,中央倾向于以经济绩效考核地方官员,地方官员为了提高地方经济绩效,有动机推动本地产业结构调整,重点发展那些增长速度较快的产业。②中央在20世纪90年代末提出要调整产业结构、加快经济转型升级,将此作为经济发展的一个重要方面,地方官员自然会有意而为,希望在此方面能有突出的实践创新,向上传递出显性的努力与能力信号,积累晋升资本。③中央在政治集权下对地方官员的考核是相对绩效考核,在其他地区推进产业结构调整的情况下,地方官员自然不甘落后,会大力推进本地产业结构调整,加快经济增长。

各级地方官员不仅面临推动产业结构调整的激励,还具备了相应的禀赋、资源、手段和信息。①中国在政治制度上实施的是中央集权,而在经济制度上实施的是地方分权。中国自20世纪50年代以来形成了一种M型的组织结构,发展出了一个各地方的经济功能相对完整和独立的国家经济体系。这意味着至少有数量可观的同等级的地方政府,其经济结构具有可比性,甚至高度类似,在产业结构上也不例外。②在中央对地方经济分权的情况下,地方政府拥有相当大的广义上的财政权力和行政权力,这赋予了地方政府及其官员推动经济增长以及产业结构调整的众多资源和手段,包括税收、信贷、土地以及各种经济审批权力。这些资源和权力是由中央放权和地方运作共同造成的,已经成为一种常态。③地方政府和官员天然地更加靠近本地辖区,对本辖区的资源禀赋和环境条件更为熟悉。④随着对外开放的不断深入,各个地方都能够在交流中获得各种外部信息与资源。这四大条件使得各级地方政府和官员能够基于本地信息优势与外部信息资源,创造性地使用手中的各种资源和权力,较为自主和独立地推动本地产业结构调整,实现地区经济增长。

各级地方官员面临推动产业结构调整的激励,具备相应的禀赋、资源和手段,还受到一系列现实的制度约束,特别是干部管理制度。与激励和资源均高度相连的约束之一是地方官员一方任职的时间是有限的,且该时间的长短也是高度不确定的。中国法律和文件规定领导干部职务实行任期制,党政领导职务每届任期为5年;党政领导干部在同一职位上连续两届任期后,将不再任命担任同一职务。实际上,省级党政首长任职一省一职的平均任期不足5年,最短不足1年,最长则超过10年^[12]。地方官员在担任地方领导干部职务过程中,随时面临职位被重新调整和配置的可能,这种可能性往往在党的全国代表大会和每届的全国人大第一次代表大会召开时显著提高。这种职业生涯路径的不确定性,对地方官员的经济发展决策与行为产生重要影响。

基于地方政府(官员)推动产业结构调整的激励动力、资源手段和任期约束机制的分析框架,提出以下三个理论假设:

假设1:在经济增长的总体层面以及产业发展的具体层面存在“相对绩效考核”的情况下,各个经济功能相对完整和独立的地方政府很可能在产业结构调整上表现出区域横向竞争。“任命制”下的各级政府官员的职业发展路径表现为金字塔的向上特征,高级职位具有天然的稀缺性。由于各个地区的经济功能相对完整和独立,中央和上级政府得以在各地区之间实施“相对绩效考核”。正因为各个地方的经济功能完整乃至产业结构具有可比性,具备一定经济管理权力和资源禀赋的地方官员自然会在产业发展上展开追逐式的横向竞争,关注对手的产业结构调整。

假设2:在中央政治上坚持“干部任命制”的制度体系下和经济上倡导产业结构优化的政策指引下,地方政府的产业结构调整会表现出对上级政策的积极跟进。在干部“任命制”和“相对绩效考核”机制下,中央掌握经济发展战略方向,这使得中央的经济政策会成为地方政府和官员的决策与行为的指挥棒。在中央提出追求经济增长的同时要重视产业结构优化升级并制定相应政策的情况下,各个地方政府必然会在产业结构调整和优化升级上下功夫,对上级的产业政策做出积极的跟进,以向上传递显性的业绩信号和忠诚表现。由此,中央通过制定考核标准,使得地方纵向跟进完成其发展战略,而激烈的横向竞争又加深了该效果。

假设3:地方政府在跟随和响应中央政策上会做出有偏向性的策略,表现出重结构而轻技术效率的偏向型策略。在“相对绩效考核”下,地方政府“为增长而竞争”,密切关注竞争对手,横向相互模仿产业结构调整行为,并且一致性地纵向跟随中央对产业结构调整的态度与政策。但是中央的考核标准往往具有模糊性和粗略性,很难在文件上对产业的优化升级提出具体的指标性要求。即使是在事后评估中,对产业结构优化升级的考察也很难与经济增长率等确切的指标相比。这使得地方政府和官员更倾向于对更加容易实现和更为引人注目的产业结构升级施加干预。例如,在本文对产业结构高度化指数的技术效应与结构效应的分解中,技术效应对应着生产率的提高,即给定产业结构不变的情况下,产业生产率变化对产业结构调整升级带来的影响;结构效应对应着比例关系的变化,即给定生产率水平不变的情况下,产业权重变化带来的影响。在产业结构优化升级中,产业的技术进步和效率的提升往往需要更长时间,也更难直接观察和评估。在干部任期制和干部变更周期律的额外影响下,地方政府更可能在跟随和响应中央政策上做出重结构而轻技术效率的偏向型策略。

三、产业结构高度化指数构建及其分解

1. 指数构建

产业结构的合理调整和转型升级是产业结构从低级向高级发展的过程,即产业结构高度化^[13]。从技术水平的角度把产业结构高度化表述为:原有要素和资源从生产率和技术水平较低的产业部门

转移到生产率和技术水平较高的产业部门，使得生产率和技术水平较高的产业部门的比例持续增加。所以，产业结构高度化本质上具有两个内涵：一是比例关系的改变；二是生产率的提高；而后者往往体现为技术水平的提高。借鉴刘伟等^[13]的指标体系，本文利用中国工业企业数据库中的微观样本，构建如下产业结构高度化指数来反映中国区域产业结构调整情况：

$$H_{it} = \sum_{j=1}^J S_{ijt} \times F_{ijt} \quad (1)$$

其中， i, t 和 j 分别表示地区、时间和行业， J 为行业总数； S_{ijt} 为 t 时间地区 i 产业 j 的增加值占所有行业总增加值的比重； F_{ijt} 为 t 时间地区 i 产业 j 的生产率。产业高度化指数表明，经济体中生产率高的产业占比例越大，存在的产业生产率越高，产业结构高度化指数就越大。

全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)是反映产业生产率的常用指标^①。本文对于产业 TFP 的测算步骤参照黄亮雄等^[14]：① 使用工业企业数据库中的微观样本算出企业的 TFP，主要运用 LP 法和 OP 法；② 按照增加值比例加权，加总企业的 TFP，得出各省份四位数产业的 TFP。产业结构高度化指数越大，表明经济体越可能在结构上偏向于生产率高的行业。

高度化指数仅能反映产业结构调整中比例关系改变和生产率提高的综合结果，不能清晰地分离出上述两方面的相对影响^[14]。另外，比例关系的改变通常能在短时期内得以实现，而生产率或技术水平的提高则需要长时间的投入。上述两方面的不同往往导致地方在比例关系改变和生产率提高上的区域互动有所不同。地方的横向竞争和纵向跟进更偏重于哪个方面？是比例关系改变，还是生产率提高？为此，有必要对高度化指数做进一步分解，呈现出比例关系改变和生产率提高两方面的效应。

类似地，针对生产率的变动，Baily et al.^[15]提出了一种包含企业内部效应、企业间的再配置效应、进入和退出企业的贡献效应的三项式分解方法(BHC 方法)；针对地区劳动份额的变化，较为常用的是 GR/FHK 方法，该方法由 Griliches and Regev^[16]提出，后经 Foster et al.^[17]扩展和完善，分解为企业份额效应、结构效应、进入效应和退出效应。

参考上述两种方法，进一步分解产业高度化指数的年度变动。对于地区 i ，有：

$$\Delta H_i = H_i - H_{i-1} = \sum S_{ji} F_{ji} - \sum S_{j(i-1)} F_{j(i-1)} \quad (2)$$

$$\Delta H_i = \sum \Delta F_j \bar{S}_j + \sum \Delta S_j \bar{F}_j \quad (3)$$

其中， $\Delta F_j = F_{ji} - F_{j(i-1)}$ ， $\Delta S_j = S_{ji} - S_{j(i-1)}$ ， $\bar{S}_j = \frac{1}{2}(S_{ji} + S_{j(i-1)})$ ， $\bar{F}_j = \frac{1}{2}(F_{ji} + F_{j(i-1)})$ 。第一项为在给定行业权重不变的情况下，行业自身的生产率的变化乘以该行业的权重，即该行业生产率的变化对总体产业结构高度化带来的影响，也就是生产率提高的效应，称为技术效应；第二项为在给定生产率不变的情况下，行业权重变化乘以行业的生产率，即该行业权重变化给总体产业结构高度化带来的影响，也就是比例关系改变的效应，称为结构效应。

2. 指数分析

这里使用上述方法，采用中国工业企业数据库，测算了 1999—2007 年中国 29 个省份(未包括西藏、重庆)的产业结构高度化指数及其两项分解效应。

图 1 是基于 LP 法计算的 TFP 的产业结构高度化指数，呈现了年度变动及分解效应的时间趋势与区域分布，解释了产业结构高度化的来源。从全国范围看，中国产业结构愈发高度化，其技术效

^① 其他指标包括劳均生产率(工业增加值/就业人数)、资本生产率(工业增加值/资本存量)等。

应为正且比结构效应大,技术效应的变动趋势与总效应一致^①。这表明中国产业结构调整高度化演变更多倚重于效率提高和技术进步,相比于产业结构的自身变动,技术进步与效率提高是推动中国产业结构调整和升级的最主要来源。分地区看,沿海地区的技术效应为正,处于主导地位,引领总效应的演变;而内陆地区则由结构效应引导。由此可见,发达的沿海地区的产业结构升级主要由技术效应,即技术进步与生产率的提高来推动;而欠发达的内陆地区更多地依靠结构效应,即产业结构比例权重的改变作为支撑。值得注意的是,全国总体及沿海地区的结构效应在某些年份是负的,且表现出与总效应、技术效应不同的趋势,表明在个别时期产业间的要素资源出现了一定程度的错配。另外,内陆地区的技术效应在某些年份是负的,表明如果过度强调结构效应,可能会扭曲市场的配置,反而有损产业的技术进步与生产率的提高。

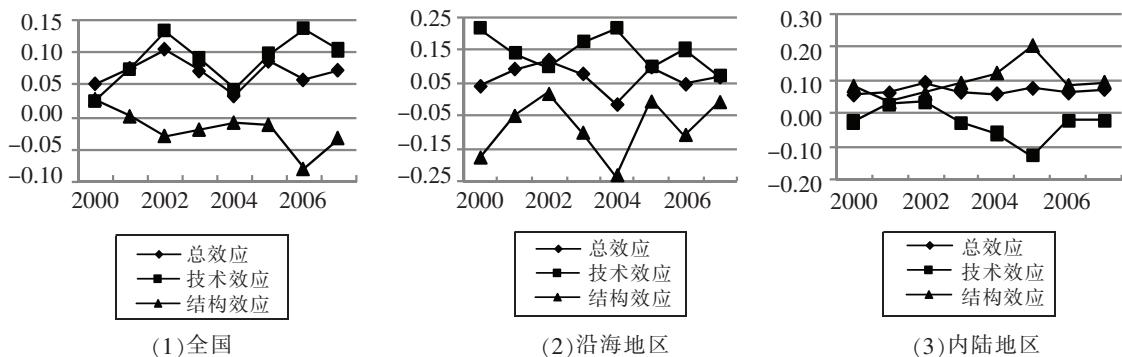


图 1 高度化指数的分解

资料来源:作者绘制。

图 2 反映了高度化指数及其分解的区域间联系。如果地区间在某个方面相互影响,这种相互影响一般会随着双方的紧密程度(如地理距离)由近而远地逐次递减,从而呈现出空间相关性。通过检验空间相关性,可以研判地区间是否相互影响。图 2 以省份为区域单位,构造了产业结构高度化三大指数及其空间加权项的散点图来考察总指数、技术效应及结构效应指数与其空间加权项存在的联系^②。无论是总指数,还是技术效应与结构效应指数,均与其空间加权项存在显著的正向关联,即三大指数在中国省份层面的空间效应显著存在。换言之,其他省份的总指数、技术效应及结构效应指数提高,本省份的三大指数也将提高,即本省份的产业结构高度化指数及其分解均受其他省份的影响。因此,实证分析不能忽视这一空间效应的影响。

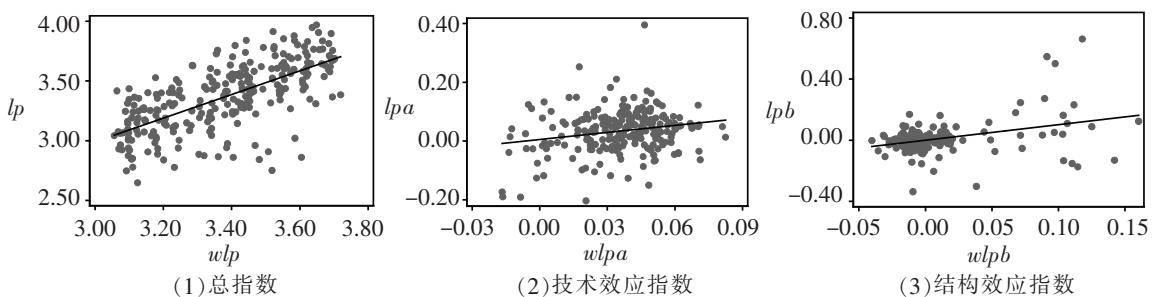


图 2 高度化指数空间相关性检验

资料来源:作者绘制。

^① 这里所说的总效应是指产业结构高度化指数的年度变动。^② 所采用的空间加权矩阵是下文所论述的地区间产业结构相似度矩阵。

四、实证模型与方法

1. 模型设定

识别地区间的相互影响(区域互动)一般采用空间计量方法。传统的空间计量模型包括空间滞后模型 SLM(或称空间自相关模型 SAR)和空间误差模型 SEM^[18]。本文旨在综合考察中国地方产业结构调整的时间效应、空间效应以及地方对中央的跟进,因此,针对性地构建带共同因子的广义动态空间面板模型,具体设定如下:

$$Y_{it} = \lambda Y_{it-1} + \delta \sum_{j \neq i} w_{ij} Y_{jt} + \gamma F_t + X_{it}' \beta + u_{it} \quad (4)$$

$$u_{it} = \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} u_{jt} + v_{it} \quad (5)$$

其中, Y_{it} 是本文的被解释变量,表示地区*i*在第*t*年的产业结构调整情况,具体对应于前面构建的地区产业结构高度化指数及其技术效应与结构效应的两个分解项。本文主要采用了LP法、OP法及劳均生产率构建的产业结构高度化指数。 Y_{it-1} 为其时间滞后项,其系数 λ 度量产业结构调整在时间维度上的规律性; w_{ij} 表示地区*j*对于地区*i*的相对重要程度,以空间加权矩阵来表示, $\sum_{j \neq i} w_{ij} Y_{jt}$ 是地区*i*影响地区*j*的各个加权变量。

由此,空间加权项的系数 δ 衡量地区间产业结构调整的互动方向,正向影响表现为相互模仿,负向影响表现为相互背离^[19]。如果 δ 显著大于0,则区域间相互模仿;如果 δ 显著小于0,则区域间相互背离。 F_t 为中央层面只随时间变化、不随地区变化的因素,即共同因子。其系数 γ 衡量地方跟进的方向,如果 γ 显著大于0,表明地方是追随中央步伐,仿效中央决策;如果 γ 显著小于0,地方背离中央决策。 X_{it} 是代表各种影响被解释变量的其他时变因素。 μ_{it} 为*N*×*t*的扰动向量,服从空间自相关形式(SAR), ρ 是相应的误差空间相关系数。 $\varepsilon_{it} = I_N \eta + v_{it}$, v_{it} 独立同分布,且具有同方差。

需要指出的是,与已有文献相比,本文构建的空间实证模型具有更大的灵活性,从而能够更好地捕捉地方产业结构互动的规律。Kapoor et al.^[20]构建了面板数据下的MRSARAR模型,该模型带有因变量空间滞后项,其扰动项也呈现空间自相关的形式。在此基础上,为了捕捉地区对上级的纵向反应,王美今等^[19]加入了反映上级因素不随个体只随时间变化的共同因子,然而,其设定并没有考虑因变量的时间效应。黄亮雄等^[21]的模型设定则包含因变量的时间和空间滞后项,但不包含共同因子,扰动项也不是呈空间自相关形式。Holly et al.^[22]、陈浪南和王鹤^[23]提出了广义动态空间面板模型,其设定包含因变量的时间和空间滞后项,扰动项也呈空间自相关形式,但没有采用共同因子。因此,本文提出的模型是已有模型的一种有针对性的结合与拓展。

本文采用空间加权矩阵(W)表征各个地区产业结构在不同时期的相互依赖与关联程度。 W 是*NT*×*NT*的矩阵。令 w 表示 W 中某一特定时刻空间单位的加权矩阵。在实证中, w 为一个*N*×*N*的对称矩阵,其对角线上的元素 w_{ii} 被设为0,而 w_{ij} 表示地区*i*和地区*j*在空间上的相关关系。在本文的设定中, W 主要采用随时间变化的设定模式。最基本的是基于Moore指数构建的地区间产业结构相似度矩阵, $w_{ij} = T_i T_j' / ((T_i T_i')^{1/2} (T_j T_j')^{1/2})$,向量 $T_i = (T_{i1}, T_{i2}, \dots, T_{iN})$,其中, T_{it} 为地区*i*的产业 τ 占该地区工业总产值的比重。 w_{ij} 越大,表明两地区某时刻的产业结构越相似,从而两地区在产业结构调整中的相互影响较大。在稳健性检验中,本文采用了另一种随时间变化的矩阵设定:经济距离矩阵,

具体为 $w_{ij} = 1/|pgdp_i - pgdp_j|$, 其中, $pgdp_i$ 为 i 地区的人均实际 GDP, 两地区的人均实际 GDP 越接近, 则 w_{ij} 越大。此外, 本文同样采取了两种不随时间变化的加权矩阵:①基于空间地理距离的空间加权矩阵, 即 $w_{ij} = 1/d_{ij}$;②采用 Rook 邻近空间加权矩阵, 即当两地区拥有共同边界时, 赋值为 1, 没有共同的边界时, 赋值为 0。进一步地, 为了减少或消除区域间的外在影响, 权值矩阵被标准化为 $w_{ij}^* = w_{ij} / \sum_{j=1}^N w_{ij}$, 使得行元素之和为 1。

本文采用中央层面的共同因子 F_t 反映中央在产业发展上的去向, 并以该因子的系数捕捉地方对中央在产业结构调整上的反应, 也就是纵向跟进。具体地, 本文主要采用中央的产业结构调整关注度(gv)这一指标, 以每年国务院的政府工作报告中出现关键词“产业”、“产业结构”或“产业结构调整”的次数, 即三者之和来表征^①。可以认为, 如果在某年的国务院政府工作报告中提到上述关键词的次数越多, 则中央当年对产业结构调整越重视。在 1999—2007 年的国务院政府工作报告中, 提到上述关键词最多的年份为 2003 年, 达到 47 次, 最少是 1999 年, 为 8 次, 9 年平均为 30 次, 标准差为 12.73, 变异系数为 0.42。

在进一步分析中, 本文试图考察地方产业结构调整的横向竞争与纵向跟进的政治驱动机制。中国官员在地方发展上扮演着重要的角色。中央在干部人事任免决定上具有集中的权威, 决定一个官员晋升与否要看他是否跟中央保持一致, 并且是否比其他官员做得更好, 周黎安^[19]将其概括为政治晋升锦标赛:在晋升锦标赛中, 中央确定某些考核标准, 在考核标准中排位相对靠前的地方官员能够获得政治职位上的晋升。每 5 年一届的中国共产党全国代表大会以及每一届的全国人大第一次代表大会往往是人事调整的重要时刻。在这些重大会议召开的前一年, 各省官员预期到人事调整的晋升机会将会来临, 为了追求政治晋升, 可能会改变产业结构调整的行为。因此, 本文从政治会议周期的角度予以切入。本文借鉴 Edmark 和 Agren^[24]的做法, 加入政治会议周期变量(cen), 2001 年、2002 年、2006 年和 2007 年取值为 1, 其他年份取值为 0。

控制变量的选取主要参考宋凌云等^[11]的设定, 从供给因素、需求因素、行业特征和企业特征四个方面进行控制, 具体设定见表 1。各变量的数据大多由中国工业企业数据库整理而来, 出口额占比($export$)使用《中国统计年鉴》数据计算, 市场化率采用樊纲指数。

表 1 控制变量列表

类别	变量符号	变量名称	计算(取值)方法
供给因素	<i>innov</i>	创新能力	新产品产值占当年销售额比例
	<i>giv</i>	增长率	t 期省的制造业增加值对数减去 $t-n$ 年的相绝对数值
需求因素	<i>lnwage</i>	年平均工资	省的年平均工资的对数
	<i>export</i>	出口额占比	全省出口额占工业总产值的比例
行业特征	<i>mineral</i>	矿业就业比例	矿业就业人数占总就业人数之比
	<i>hh</i>	赫芬达尔指数	各行业就业份额平方的累加和
	<i>marketf</i>	市场化率	樊纲指数
企业特征	<i>large</i>	大企业份额	员工数大于 100 的企业就业人数占总就业的比例
	<i>foreign</i>	外资企业份额	外商投资企业就业人数占总就业比例
	<i>state</i>	国有企业份额	国有企业增加值/全部企业增加值
	<i>tncap</i>	企业平均固定资产总值	企业固定资产总额/企业数量

资料来源:作者整理。

^① 这样的处理, 相当于关键词为“产业”的赋值为 1 分, “产业结构”的赋值为 2 分, “产业结构调整”的赋值为 3 分。

2. 估计方法

实证模型(4)式和(5)式既包含了因变量的时间滞后项和空间滞后项(皆为内生变量),也包含了空间误差项(为非球形扰动,呈空间自相关形式),同时含有共同因子。一般地,自变量含有因变量的时间滞后项的回归采用系统矩估计量(系统 GMM)^[25]或差分矩估计量(差分 GMM)^[26];而含有空间滞后项的回归则采用最大似然(ML)与马尔科夫链蒙特卡罗(MCMC)估计量^[27];王美今等^[19]在具有共同因子且融合了 SAR 和 SEM 的静态模型中,采用了空间固定效应或随机效应方法;而黄亮雄等^[21]在含有因变量的时间滞后项和空间滞后项但不具有共同因子的模型中,使用了空间差分 GMM 及空间系统 GMM。在此基础上,本文结合 Holly et al.^[22]、陈浪南和王鹤^[23]的方法,进一步构建空间纠正广义差分矩估计量与空间纠正广义系统矩估计量来估计^①。

五、实证结果

1. 基本结果

表 2 报告了基本回归结果,空间加权矩阵为时变的产业结构相似度矩阵,采用空间纠正广义系统矩估计量。第(1)列为不加控制变量的回归结果,被解释变量是产业结构高度化总指数。结果显示,产业结构高度化总指数的加权项系数为正,具体为 0.99,在 1% 统计水平显著。这表明产业结构高度化在省际之间呈现出强烈的正向相互影响。中央对产业结构调整关注度变量(gv)的系数为正,也在 5% 统计水平上显著为正,即中央对产业结构调整关注度越高,地方追随中央的政策步伐,地方产业结构越高度化。当前中国各级地方政府积极地主导与推进本地的产业结构调整与转型升级^[1]。实证结果可解读为地方政府推动本地产业结构调整的行为表现。地方政府在推动地方产业结构高度化的过程中,存在突出的区际模仿互动及对中央号召的跟随特征。

表 2 第(2)列加入了一系列控制变量,仍以产业结构高度化总指数作为被解释变量。结果显示,总指数的空间加权项系数为 0.72,系数大小有所下降,但仍在 5% 统计水平上显著,表明产业结构高度化的确在省际之间存在显著的互动态势。另一个核心变量,即中央对产业结构调整关注度变量(gv)的系数依然在 1% 统计水平上显著为正,表明地方政府紧密跟随中央的产业政策步伐。结合高度化指数及其空间加权项和中央对产业结构调整关注度变量的标准差,回归系数表明,其他各省份的产业结构高度化总指数变动 1 个标准差,本省份则变动 0.49 个标准差;中央对产业结构调整关注度变动 1 个标准差,本省份的产业结构高度化总指数则变动 0.16 个标准差。

第(3)—(4)列的被解释变量是技术效应指数,技术效应指数的空间加权项系数约为 0.8—0.9,至少在 5% 统计水平上显著,表明产业技术进步(生产率提高)也在省际之间存在互动与模仿。其中第(4)列显示,其他各省份的技术效应指数变动 1 个标准差,本省份则变动 0.25 个标准差。中央对产业结构调整关注度变量的回归系数在统计上不显著,初步表明地方政府未在产业技术进步方面对中央的产业政策号召做出积极跟随。

第(5)—(6)列的被解释变量是结构效应指数,其加权项系数在加入控制变量后为 0.50,在 5% 统计水平上显著,即其他省份的结构效应指数变动 1 个标准差,本省份变动 0.18 个标准差,表明各省份在结构效应方面有着显著的互动特征。中央对产业结构调整关注度变量(gv)的系数在 5% 统计水平上显著为正,中央对产业结构调整关注度变动 1 个标准差,本省份的结构效应指数变动 0.12 个标准差,表明地方政府在产业结构调整方面对中央的产业政策号召做出了积极跟随。

综上,表 2 六个回归结果显示地方政府在产业高度化三大指数上都存在显著的正向相互影响,

^① 具体的推导过程及估计实现方法可向作者索取。

表 2 中国产业结构调整的区域互动验证

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lp</i>	<i>lp</i>	<i>lpa</i>	<i>lpa</i>	<i>lpb</i>	<i>lpb</i>
L <i>Y</i>	0.0415 (0.0428)	-0.0377 (0.0769)	0.0902*** (0.0336)	0.1513** (0.0670)	0.0437*** (0.0134)	0.0828** (0.0364)
W <i>Y</i>	0.9932*** (0.0338)	0.7208** (0.3405)	0.8537*** (0.3004)	0.9152** (0.4610)	0.8691*** (0.1049)	0.5048** (0.2491)
<i>gv</i>	0.0014** (0.0006)	0.0038*** (0.0014)	-0.0003 (0.0002)	-0.0001 (0.0006)	0.0003** (0.0001)	0.0011** (0.0006)
<i>marketf</i>		0.0991* (0.0529)		0.0323* (0.0187)		0.0508** (0.0246)
<i>innov</i>		-0.0000 (0.0001)		0.0000 (0.0000)		-0.0000** (0.0000)
lnwage		-0.0028 (0.2236)		-0.1260 (0.0781)		-0.0378 (0.0812)
export		-0.0372*** (0.0114)		-0.0044 (0.0043)		-0.0076** (0.0037)
mineral		-0.3440 (0.6262)		0.1783 (0.2180)		-0.3546** (0.1466)
hh <i>i</i>		3.4320** (1.3980)		0.5915* (0.3427)		0.8895 (0.5779)
<i>giv</i>		0.0042 (0.0046)		0.0009 (0.0018)		0.0004 (0.0008)
<i>tncap</i>		0.1074 (0.0969)		-0.0001 (0.0436)		-0.0549** (0.0253)
<i>state</i>		0.4172 (0.3894)		0.1534 (0.1576)		-0.2461** (0.1243)
<i>large</i>		2.3969*** (0.7186)		0.1373 (0.2184)		0.1972 (0.2208)
<i>foreign</i>		0.7967* (0.4378)		-0.0117 (0.1487)		-0.1877 (0.1182)
Constant	-0.6493 (0.5354)	-8.6223*** (3.1036)	0.1480 (0.1559)	5.4013* (2.9305)	0.0795* (0.0447)	3.6298 (3.7922)
AR(1)	0.0006	0.0000	0.0002	0.0012	0.0058	0.0000
AR(2)	0.5772	0.1180	0.4261	0.6856	0.9014	0.7787
Hansen	1.0000	1.0000	0.9998	1.0000	0.9996	1.0000
Moran I	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
N	203	203	174	174	174	174

注:L 代表一阶滞后;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 统计水平上显著;小括号中为标准误; AR(1)、AR(2) 检验残差的自相关; Hansen 检验工具变量的有效性; Moran's I 检验空间效应,以上检验均给出 P 值。下同。

资料来源:作者计算整理。

某省份进行了产业结构高度化调整(也包括效率提高与结构变动两个部分),其余省份也随之进行调整。在表2的空间加权矩阵设定中,产业结构越相似的省份对本省份的影响越大,高度化指数的相互正向影响更为明显。产业结构相似度较高的省份往往彼此邻近。由此,这种正向影响在空间上表现为高度化指数及其细分效应接近的省份间彼此邻近,在空间上呈现趋同。相互正向影响表现为省区在产业结构调整的行为上相互模仿。在分权体制下,地方政府有手段和空间影响地区的产业结构,例如制定产业政策干预产业发展和经济增长。宋凌云和王贤彬^[28]的研究表明,地方政府重点产业政策在总体上提高了本地产业的生产率。在政治晋升锦标赛治理模式下^[19],地方政府(官员)密切关注竞争对手的行为,当某地区通过采取某种策略行为而获得产业上的竞争优势时,其他地区随之进行学习与效仿,从而导致地区间相互正向影响。由此,中国区域产业结构调整和升级存在相互的正向影响。

中央对产业结构调整关注度变量(gv)的系数在高度化总指数和结构效应指数的检验中显著为正,但在技术效应指数中不显著,表明中央对产业结构调整的号召与关注,地方纷纷跟进,即地方追随中央步伐,产业结构得以高度化。吴意云和朱希伟^[29]也有类似的结论,在分析中央与地方的产业政策时发现,中央的产业政策是地方政府制定本地产业政策的重要参照,诱使各地的产业政策高度相似,其把该模式概括为“中央舞剑、地方跟风”。本文的结论更是指出,这种高度化的跟进更多地体现在结构的变化上,即结构效应显著,而技术效应没有发生显著的变化。在中国“政治集权、经济分权”的治理体制下,中央能够通过人事控制使得地方政府和官员能够和中央保持基本目标一致。因此,对于中央产业结构调整的号召,地方政府(官员)有动机予以响应和跟进。然而,中央的考核标准往往具有模糊性和粗略性,没有明确表明重视技术效应还是结构效应,而事实上,本文设定中央的产业结构调整关注度变量并没有表明中央是否偏重技术效应和结构效应的意图。于是,地方政府会做出有偏的反应。相比于产业结构的变化,产业的技术进步是一个相对缓慢的过程。任期有限的地方政府官员往往只能作用于短期内易于变化的结构效应,而不得不忽略难以在短期改变的技术进步效应,即表现出重结构而轻技术效率的偏向型策略。宋凌云等^[1]认为地方官员短期内能引领产业结构变动,本文更是指出地方政府(官员)短期引领产业结构变动主要通过作用于结构效应来实现。从这个角度分析,虽然地方政府在其技术效应和结构效应的横向竞争上都存在相互正向影响,但表现却不同,后者是因为各省份都作用于结构效应,纷纷出台相关政策,而前者则因彼此不关心、不作为而使二者均表现出正向相互影响。

此外,总指数和结构效应指数检验中的横向竞争作用均大于纵向跟进,印证了中国“政治集权、经济分权”下的相对绩效考核的治理机制,地方对中央的考核做出跟进,激烈的横向竞争又推动并强化了该效应。可以说,如同地方横向竞争推动了中国经济的高速增长,地方横向竞争同样推动着中国的产业结构调整与转型升级。在未来的产业结构调整中,中央需重视地方横向竞争的作用,同时需引导地区间建立起相互学习、具有正外部性的良性竞争机制。

表2的实证结果验证了本文所提出的三个理论假设,验证了中国产业结构调整中区域横向竞争与地方对中央的纵向跟进两个层面的区域互动。在干部“任命制”和“相对绩效考核”机制下,中央的经济政策是地方政府和官员的决策与行为的指挥棒,为了能在晋升竞争中胜出,地方政府和官员在推动产业结构调整和升级上产生激烈的横向竞争,行为相互模仿,并积极地跟进中央政策。然而,一旦中央没有明示重视技术效应还是结构效应时,地方政府在跟随和响应中央政策上会做出有偏向性的策略,偏向于短期见效快的结构效应而忽视需长期才能实现的技术效应。这表明地方政府在跟随中央政策方面的行为具有选择性,符合成本最小化或短期收益最大化动机。这些理论假设均强

调了政府在推动产业结构调整和升级的作用。值得注意的是,市场机制也是产业结构调整和升级的关键因素。关注表2中市场化率变量(*marketf*)的系数在三大指数中均为正,市场化率提高1个标准差,总指数、技术效应与结构效应指数应分别提高0.72、0.91与1.12个标准差,即相比于地方政府推动产业结构调整的策略偏向性,市场机制的推动作用更为全面,提高市场化率能够同时促进产业结构调整中技术与生产率的提高以及改善产业结构。由此,虽然发展中国家的政府在“调结构、促转型”中扮演着重要角色^⑩,但应承认与尊重市场才是资源配置的决定性因素,市场化率的提升,市场机制的完善,是更为全面与平衡的产业结构优化的手段。

2. 稳健性检验

这里采用表2中带有控制变量的回归方程,通过更换空间矩阵及被解释变量指标等两种策略进行稳健性检验。

(1)更换空间矩阵。表3分别采取了经济距离矩阵(*wg*)、地理距离的矩阵(*wd*)和是否邻近矩阵(*wr*)三个矩阵进行估计。高度化总指数、技术效应和结构效应指数的加权项(*WY*)的系数均显著为正;中央对产业结构调整的关注度(*gv*)的系数在总指数和结构效应指数回归中依然显著为正,而在技术效应指数回归中不显著,结果与表2一致。在作用大小上,以经济距离矩阵(*wg*)为例,其他省份的产业结构高度化总指数、技术效应、结构效应指数变动1个标准差,本省份的三大指数分别变动0.37、0.31和0.19个标准差;中央对产业结构调整关注度变动1个标准差,本省份的产业结构总指数则变动0.29个标准差、结构效应指数变动0.10个标准差。

表3 稳健性检验:更换空间矩阵

变量	<i>wg</i>			<i>wd</i>			<i>wr</i>			
	(1)		(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>lp</i>	<i>lpa</i>	<i>lpb</i>	<i>lp</i>	<i>lpa</i>	<i>lpb</i>	<i>lp</i>	<i>lpa</i>	<i>lpb</i>	
L _Y	0.0452 (0.0653)	0.0896 (0.0685)	-0.0516 (0.0425)	0.0120 (0.0809)	-0.0140 (0.0481)	0.0448 (0.0410)	0.0186 (0.0738)	0.0371 (0.1379)	0.1510* (0.0831)	
W _Y	0.5042** (0.2542)	0.8315** (0.4096)	0.4468*** (0.1706)	0.3447* (0.2099)	0.8596** (0.4363)	0.4010** (0.1679)	0.8060*** (0.2397)	0.5707** (0.2316)	0.1941** (0.0936)	
g _v	0.0068*** (0.0018)	0.0014 (0.0010)	0.0010* (0.0005)	0.0018** (0.0009)	0.0004 (0.0005)	0.0010** (0.0005)	0.0044* (0.0026)	-0.0010 (0.0008)	0.0010** (0.0005)	

注:只列出重要解释变量,其余控制变量的结果及统计指标可备索,下同。

资料来源:作者计算整理。

(2)更换指标。表4分别基于OP法和劳均生产率(工业增加值/就业人口)计算的高度化指数及其分解项进行回归。高度化总指数及技术效应和结构效应指数的加权项(*WY*)的系数显著为正;反映中央对产业结构调整的关注变量(*gv*)系数在总指数和结构效应指数回归中基本显著为正,而在技术效应指数回归中不显著,结果仍与表2一致^⑪。在具体作用大小上,OP法的结果显示,其他省份的产业结构高度化总指数、技术效应指数、结构效应指数变动1个标准差,本省份的三大指数分别变动0.24、0.44和0.15个标准差;中央对产业结构调整关注度变动1个标准差,能推动本省份的结构效应指数提高0.11个标准差。各类稳健性检验一致表明,中国区域产业结构调整的省际竞争表现为相互正向影响;中央的产业结构调整关注度显著影响地区产业结构调整,但更多地表现在结构效应上。

^⑩ 其他稳健性检验包括更换估计方法,采用空间纠正广义差分矩估计量、系统GMM等方法,结果仍与表2一致。有兴趣的读者可向作者索取。

表 4

稳健性检验:更换指标

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>op</i>	<i>opa</i>	<i>opb</i>	劳均	劳均 a	劳均 b
LY	-0.1998*** (0.0738)	0.2032*** (0.0597)	-0.0539 (0.0505)	0.1827** (0.0742)	-0.0954 (0.0683)	0.0384 (0.0573)
WY	0.9579** (0.3911)	0.9969*** (0.2154)	0.5095** (0.2118)	0.9588** (0.4732)	0.9261*** (0.3371)	0.6056** (0.2615)
gv	0.0013 (0.0010)	0.0004 (0.0005)	0.0005** (0.0002)	0.0012*** (0.0004)	0.0001 (0.0001)	0.0001** (0.0001)

资料来源:作者计算整理。

六、进一步检验

为了验证产业结构调整升级的互动效应来自区域竞争,这里采取加入政治激励因素的相关变量的方法。本文构造政治会议周期变量(*cen*),设置为以每五年一届的中国共产党全国代表大会以及每一届的全国人大第一次代表大会的前一年为1的虚拟变量。在“对上负责”的机制下,政治会议的召开意味着中央将会做出人事调整,并且这种会议周期是确定和可预期的,于是,在这些重要的政治会议的前一年,地方官员为了获得更大可能的晋升概率,会争取在经济绩效上有优异的表现,以求在“标尺竞争”中胜出。地区的产业结构调整是中央考核的重要方面,产业结构升级是事关地区GDP增长的重要因素,因此,地方官员不得不关注地区的产业结构。

表5报告了加入政治会议周期变量(*cen*)作为解释变量的回归结果。第(1)列的被解释变量为高度化总指数,在加入政治会议周期变量后,高度化总指数的空间加权项的系数在5%统计水平上显著为正,中央对产业结构调整关注度变量(*gv*)的系数虽不显著,但符号为正^①,而政治会议周期变量(*cen*)的系数为0.12,在5%统计水平上显著。这表明地方的产业结构调整升级在重要的政治会议召开前夕会更为剧烈与明显,初步验证了中国的地方产业结构调整在很大程度上是由政治激励驱动的。第(2)列的被解释变量为技术效应指数,在加入政治会议周期变量后,技术效应的空间加权项的系数在5%统计水平上显著为正,而中央对产业结构调整关注度变量(*gv*)、政治会议周期变量(*cen*)的系数均不显著。第(3)列的被解释变量为结构效应指数,在加入政治会议周期变量后,结构效应指数的空间加权项(WY)的系数在5%统计水平上显著为正,中央对产业结构调整关注度变量(*gv*)、政治会议周期变量(*cen*)的系数也在5%统计水平上显著为正。第(2)列与第(3)列的结果对比表明了地方对中央政策的跟随主要表现在结构维度上,并且在重要政治会议召开前夕,地方产业结构调整与升级仅是在结构维度上出现显著的加快调整态势。这是因为政治会议召开的前一年距离会议的时间间隔很短,而地方官员的经济绩效冲动很强,且在同一职位上的任职期限平均仅有4—5年,不足一个完整的政治会议周期,这使得地方官员不得不重点着力于能够在短期内更容易实现的结构效应上。这些结果佐证了中国地方产业结构调整很大程度来自于政治激励驱动。

为了更加稳健地验证产业结构的政治驱动来源,在上述的回归方程的基础上,加入关键解释变量与政治会议周期变量(*cen*)的交乘项。第(4)列的被解释变量为产业结构高度化总指数,总指数的空间加权项(WY)、中央对产业结构调整关注度变量(*gv*)、政治会议周期变量(*cen*)三者的回归系数均至少在5%统计水平上显著为正。特别地,高度化总指数的空间加权项(WY)与政治会议周期变量

① 相应的t统计值仍然大于1。

表 5 产业结构调整的政治驱动机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lp</i>	<i>lpa</i>	<i>lpb</i>	<i>lp</i>	<i>lpa</i>	<i>lpb</i>
L.Y	-0.0708 (0.0629)	0.1385** (0.0565)	0.0627* (0.0343)	-0.0099 (0.1112)	0.0350 (0.0944)	-0.0151 (0.0235)
W.Y	0.6503** (0.2849)	0.9376** (0.4764)	0.7259*** (0.2085)	0.9540*** (0.2462)	0.9589* (0.5319)	0.9685*** (2.1771)
W.Y×cen				0.0490** (0.0241)	0.0234 (0.2734)	0.0100*** (0.0031)
gv	0.0019 (0.0014)	0.0002 (0.0007)	0.0744** (0.0345)	0.0050** (0.0021)	0.0005 (0.0021)	0.0510** (0.0252)
gv×cen				0.0002 (0.0005)	0.0000 (0.0003)	0.0008*** (0.0000)
cen	0.1158** (0.0547)	0.0215 (0.0191)	0.0742** (0.0347)	0.4943* (0.2937)	0.0182 (0.2125)	0.0573** (0.0251)
控制变量	有	有	有	有	有	有
N	203	174	174	203	174	174

资料来源:作者计算整理。

的交乘项(*WY*×*cen*)系数在5%统计水平上显著为正,表明地方产业结构调整升级的区域互动效应在重要的政治会议召开前夕变得更加剧烈,这意味着地方产业结构调整升级的区域互动来源于地区之间的政治晋升竞争。第(5)列的被解释变量为技术效应指数,技术效应指数的空间加权项与政治会议周期变量(*WY*×*cen*)的交乘项、中央对产业结构调整关注度变量与政治会议周期变量的交乘项(*gv*×*cen*)系数均不显著,仅技术效应指数的空间加权项(*WY*)的系数在10%统计水平上显著为正。这表明地方在产业结构的技术维度的调整上几乎不存在对政治激励的显著反应。第(6)列的被解释变量为结构效应指数,结构效应指数的空间加权项(*WY*)、中央对产业结构调整关注度变量(*gv*)、政治会议周期变量(*cen*)三者的回归系数均至少在5%统计水平上显著为正。特别地,结构效应指数的空间加权项(*WY*)与政治会议周期变量的交乘项(*WY*×*cen*)、中央对产业结构调整关注度变量与政治会议周期变量的交乘项(*gv*×*cen*)的系数均在1%统计水平显著为正。这反映了地方产业结构调整升级的结构效应的横向竞争在重要的政治会议召开前夕变得更加剧烈,并且在重要的政治会议召开前夕,地方产业结构调整升级的结构变动对中央产业政策走向的跟随变得更加紧密和明显,一致地表明了中国地方产业结构调整的横向竞争与跟随中央的一个重要驱动力来源就是中央和上级对下级地方官员的政治激励。这种政治激励具有时间周期性,而地方官员出于时间约束与绩效追求,重点偏向于影响产业结构本身的调整,而并未显著改变产业的技术升级。

七、结论与政策启示

产业结构调整与优化是中国全面深化改革、转变经济发展模式的重要途径。在中国“政治集权、经济分权”的治理背景下,地方政府有空间和手段推动辖区的产业结构调整;在中央政绩考核的标尺竞争下,地方政府的产业结构调整具有策略性,能动地跟随其他主体的政策和行为。中央制定了产业结构调整与升级的战略,并且中央具备了考核与任命省级地方官员的垄断性权力,因此地方政府有动机主动执行与跟随中央的产业政策,并且策略性地模仿其他省份竞争对手的产业政策。据

此,本文构造产业高度化指数,分解其年度变动效应,通过构建带共同因子的广义动态空间面板模型来检验中国产业结构调整中省际的横向竞争与地方对中央层面的跟进两个层面的区域互动。

本文发现:①在中国的产业结构愈发高度化的过程中,技术效应大于结构效应,产业结构高度化演变更多地倚重于技术效率的提高。②高度化指数及其两类细分效应在省际层面均存在相互正向影响,表明地方政府在产业结构调整上的横向竞争是全面性的,密切地关注竞争对手的举动。③地方产业结构调整积极地跟进中央对产业结构的关注度,而且更多表现在结构效应而不是技术效应上,表明地方政府在迎合中央政策方面的行为具有选择性,符合成本最小化或短期收益最大化动机。④地区间的横向竞争对产业结构调整的推动作用大于地方对中央的纵向跟进。⑤中央对下级地方官员的政治激励是地方在产业结构调整上的省际竞争与对中央跟进的重要驱动力。这种政治激励具有时间周期性,而地方官员出于时间约束与政绩追求,重点偏向于影响产业结构本身的整体调整,而并未显著改变产业的技术进步。基于此,本文衍生出以下政策启示:

(1)发挥地方推动产业结构调整升级的积极性和能力。以往的研究发现,地方政府可通过产业政策等手段推动产业结构调整,而本文更是指出,省际的横向竞争与纵向的地方跟进实现了地方政府对产业结构调整的推动。地方推动产业结构调整升级的积极性更多地源于政治激励,同时省际横向竞争的推动作用大于纵向跟进。地方政府具有产业结构调整的本地信息优势与本地资源优势。那么,中央需要强调产业结构调整与转型升级,并将其作为地方政府(官员)的考核内容,以此调动地方的积极性,比如体现在政府工作报告等中央文件中且再三强调。地方政府由此纷纷跟进,并通过横向的区域竞争,扩大对产业结构调整的推动效应。地方政府推动产业结构调整升级,一方面要做到从多个层面推动企业和产业的技术进步与生产率提高,另一方面做好市场制度建设和维护,推动要素资源向效率高的产业更快流动。

(2)建立对地方政府与官员的长期激励机制。本文研究发现,一旦中央没有明确重视产业结构调整的某个方面,纵使地方积极跟进中央,但也是带有偏向性地更多作用于短期见效的结构效应上,而忽视技术效应。结构效应易于操控,技术效应则在短期内难以有较大的提高。归根结蒂,技术进步和生产率提高才是产业结构调整升级的长期关键因素。随着改革进入深水区,仅以结构效应来推动产业结构调整将更为困难,效果减弱,同时,地方操控结构效应的实现往往是产业政策扭曲的结果,一旦政策变更,结构效应将消失乃至反转,而且结构扭曲越严重,市场反噬的效果越大,这个问题在内陆地区将更为严峻。为了缓解和纠正该问题,应该对地方政府与官员的考核内容引入长期因素,避免考核内容的模糊性和粗略性,尤其明示与强调创新驱动和技术进步。

(3)中央要做好总体产业规划和引导,在战略层面引导产业升级,并且限制和避免地方产业结构调整的负外部性,增强相互间的正外部性。本文指出,相对绩效考核下的区域横向竞争是把“双刃剑”,虽能快速完成中央的任务目标,但地方政府往往采用扭曲的有偏策略,引起其他领域的“逐底竞争”。所以,虽然地方具有信息优势,但如果产业规划与政策全由地方制定,出于局部利益的考虑,地方政府往往把资源集中投入到被其挑选的“重要”产业和企业中去,从而破坏市场公平,并可能引起生态环境等其他领域的问题。此外,由于地方官员的任期短暂,往往朝令夕改,有碍于企业决策。由此,中央政府应综合考虑多方面因素,例如经济发展、环境保护、区域平衡、产业国际对接等,在顶层设计上做好宽口径的产业规划与政策引导,而细节则放手让地方通过横向竞争进行探索。产业规划与政策引导,一方面应遵循地方的比较优势并具有一定的前瞻性,另一方面需要有时间梯度,循序渐进,并保持政策的稳定和市场的统一协调。值得注意的是,本文虽然强调政府的作用,但同时也肯定了市场机制的作用,认为市场化的提高均有效地提高了结构效应与技术效应。因此,中央的激

励与规划和地方政府的行为必须遵循市场规律,重视经济个体的激励和市场机制本身的作用。

(4)既强调市场的主导作用,又强调有为政府,合理界定市场和政府在产业结构调整中的角色定位。本文虽强调了政府的作用,强调横向竞争和纵向跟进的重要性,但本文同时认为,市场才是配置资源的决定性因素,市场化率的提高均有效地提高结构效应与技术效应。任何政府行为如果不遵循市场规律,反而有碍于结构调整与转型升级。由此,需灵活配搭市场“看不见的手”与政府“看得见的手”。在当前的中国,市场机制仍不尽完善,有为政府的角色更需要重视。中央的激励与规划和地方政府的行为必须遵循市场规律,重视经济个体的激励和市场机制本身的作用。政府需坚持有所为有所不为的原则,将市场能够有效配置的资源交由市场机制来完成,这是产业结构调整规律的内在要求。政府的干预范围应主要局限于为弥补市场失灵而做出的必要决策,具体为提供良好的公共基础设施与服务等私人主体无法完成的领域。政府在推动产业政策时,既要提高其行政效率,又要具有规范性和可预期性,从而尽量减少政策不确定性对企业技术创新投资的负面影响,提高企业的长期投资激励。

[参考文献]

- [1]宋凌云,王贤彬,徐现祥.地方官员引领产业结构变动[J].经济学(季刊),2012,12(1):75–94.
- [2]Xu, Chenggang. The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development [J]. Journal of Economic Literature, 2011,49(4):1076–1151.
- [3]Eichengreen, B., D. Park, K. Shin. When Fast Growing Economies Slow Down: International Evidence and Implications for the People's Republic of China[J]. Asian Economic Papers, 2012,11(1):42–87.
- [4]蔡昉,都阳,王美艳.经济发展方式转变与节能减排内在动力[J].经济研究,2008,(6):4–11.
- [5]Ngai, L. R., and C. A. Passarides. Structural Change in a Multi-Sector Model of Growth[J]. American Economic Review, 2007,97(1),429–443.
- [6]林毅夫.新结构经济学——重构发展经济学的框架[J].经济学(季刊),2010,10(1):1–32.
- [7]于良春,付强.地区行政垄断与区域产业同构互动关系分析——基于省际的面板数据[J].中国工业经济,2008,(6):56–66.
- [8]张少军,刘志彪.全球价值链模式的产业转移——动力、影响与对中国产业升级和区域协调发展的启示[J].中国工业经济,2009,(11):5–15.
- [9]周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007,(7):36–50.
- [10]傅勇,张晏.中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价[J].管理世界,2007,(3):4–12.
- [11]范子英.土地财政的根源:财政压力还是投资冲动[J].中国工业经济,2015,(6):18–31.
- [12]王贤彬,徐现祥.地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据[J].管理世界,2008,(3):16–26.
- [13]刘伟,张辉,黄泽华.中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J].经济学动态,2008,(11):4–8.
- [14]黄亮雄,安苑,刘淑琳.中国的产业结构调整:基于三个维度的测算[J].中国工业经济,2013,(10):70–82.
- [15]Baily, M. N., C. Hulten, and D. Campbell. Productivity Dynamics in Manufacturing Plants [A]. Baily, M. N., and C. Winston. Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics [C]. Washington:Brookings Institution Press,1992.
- [16]Griliches Z., and H. Regev. Firm Productivity in Israeli Industry 1979—1988 [J]. Journal of Econometrics, 1995,65(1):175–203.
- [17]Foster, L., J. C. Haltiwanger, and C. J. Krizan. Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence[A]. Hulten C. R., E. Dean, and M. Harper. New Developments in Productivity Analysis[C]. Chicago: University of Chicago Press, 2001.
- [18]Anselin, L. Spatial Econometrics: Methods and Models [M]. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, The

Netherlands, 1988.

- [19]王美今,林建浩,余壮雄.中国地方政府财政竞争行为特性识别:“兄弟竞争”与“父子争议”是否并存[J].管理世界,2010,(3):22–31.
- [20]Kapoor, H., H. Kelejian, and I. R. Prucha. Panel Data Models with Spatially Correlated Error Components[J]. Journal of Econometrics, 2007, 140(1):97–130.
- [21]黄亮雄,王鹤,宋凌云.我国的产业结构调整是绿色的吗[J].南开经济研究,2012,(3):110–127.
- [22]Holly, S., M. H. Pesaran, and T. Yamagata. The Spatial and Temporal Diffusion of House Prices in the UK [J]. Journal of Urban Economics, 2011, 69(1):2–23.
- [23]陈浪南,王鹤.我国房地产价格区域互动的实证研究[J].统计研究,2012,(7):37–43.
- [24]Edmark,K., and H. Agren. Identifying Strategic Interactions in Swedish Local Income Tax Policies [J]. Journal of Urban Economics, 2008, 63(3):849–857.
- [25]Arellano, M., and O. Bover. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models[J]. Journal of Econometrics, 1995, 68(1):29–51.
- [26]Arellano, M., and S. Bond. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J]. The Review of Economic Studies, 1991, 58(2):277–297.
- [27]LeSage, J. P. The Theory and Practice of Spatial Econometrics[M]. University of Toledo, 1999.
- [28]宋凌云,王贤彬.重点产业结构政策、资源重置与产业生产率[J].管理世界,2013,(12):63–76.
- [29]吴意云,朱希伟.中国为何过早进入再分散:产业政策与经济地理[J].世界经济,2015,(2):140–166.

Regional Interaction of Industrial Structure Change in China—Provincial Competition in Horizontal Direction and Local Follow-up in Vertical Direction

HUANG Liang-xiong¹, WANG Xian-bin², LIU Shu-lin³, HAN Yong-hui¹

(1. GRIIS of Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510420, China;
 2. School of Economics of Jinan University, Guangzhou 510632, China;
 3. Shenzhen Research Institute of Peking University, Shenzhen 518057, China)

Abstract: Industrial structure change, led by the Central Committee's strategy and carried out by various local governments, is an important engine of economic growth in China. Identifying its characteristics of evolution and dynamic mechanism concerns both success of transformation and upgrading in industrial structure and sustainable economic growth. The paper constructs an industry supererogation index to measure China's regional industrial structure change, decomposes it to technology effect and structure effect, and then builds a generalized dynamic spacial panel model with common factors to verify two features of China's industrial structure change—horizontally interregional competition and local governments' follow-up on central policy. The results show that the higher-level China's industrial structure reaches, the more its evolution relies on technology effect. Regional industrial structure change in China is characterized by remarkably interprovincial competition, regional industrial structure change follows the Central Committee's policy actively as well, mainly in structure effect. This paper also finds that the Central Committee's political incentives for local officials are important drive of regional interaction in local industrial structure change. Political incentives have time period, as a result, local officials give priority to change that influence industrial structure itself for time restriction and political performance without improving the upgrading of technology efficiency remarkably.

Key Words: industrial structure change; regional interaction; interprovincial competition; local follow-up

JEL Classification: L16 O14 P26

[责任编辑:覃毅]