

DOI: 10.19361/j.er.2018.03.04

# 全要素生产率提升中的 结构红利及其空间溢出效应

孙学涛 王振华 张广胜\*

**摘要:** 效率提升是中国经济在新常态背景下可持续发展的必由之路,结构红利可能成为效率提升的源泉。本文运用空间面板 SARAR 模型,整理 2001—2014 年中国 281 个地级城市的面板数据,揭示全要素生产率提升中的结构红利及其空间溢出效应。研究发现,中国城市产业结构升级过程中存在显著的空间相关关系;产业结构合理化与城市全要素生产率之间表现出“U 型”关系;产业结构高级化与城市全要素生产率之间表现出“倒 U 型”关系。同时采用四种方法对以上结论进一步检验,发现以上结论仍然稳健。从政策分析的角度,政府应该根据自身资源禀赋,在理顺政府与市场关系的基础上,推动本地区产业结构调整。

**关键词:** 结构红利;全要素生产率;产业结构高级化;产业结构合理化;空间溢出效应;SARAR 模型

## 一、引言

城市经济在区域经济社会发展中起主导作用,2016 年城市经济总量占中国经济总量的 70.24%。城市经济是中国经济增长的发动机,是拉动中国经济增长的重要“引擎”,2012 年以前中国城市经济增长速度均在 10% 以上,同时期中国经济的增长速度在 10% 左右;2013—2016 年中国城市经济增长速度分别下降到 8.85%、7.06%、5.99% 和 6.16%<sup>①</sup>,同时期中国经济的增长速度下降到 7% 左右。在中国经济下行压力加大的背景下,城市经济仍然是中国经济发展的重要组成部分。外生经济增长理论认为,城市经济长期增长是由劳动投入、物质资本积累和外生的技术进步所决定的,索洛模型提出用全要素生产率衡量技术进步。根据外生经济增长理论,推动中国城市经济增长,只有增加劳动、资本等要素投入或者提升全要素生产率。中国经济在缺乏新的经济增长点、产能过剩和人口红利即将消失的背景下,依靠物

\* 孙学涛,沈阳农业大学经济管理学院,邮政编码:110866,电子信箱:qingbingsun@126.com;王振华,沈阳农业大学经济管理学院,邮政编码:110866;张广胜(通讯作者),辽宁大学商学院,邮政编码:110136。

本文受到国家自然科学基金青年项目“县域全要素生产率提升中的结构红利:基于要素配置视角的测度、分解及其决定研究”(批准号:71503173);国家自然科学基金面上项目“信息能力、职业流动性与新生代农民工市民化:机理与实证”(批准号:71273179);辽宁省高校创新团队支持计划(批准号:WT2015009);辽宁省特聘教授支持计划项目的资助。特别感谢匿名审稿专家的宝贵意见,感谢编辑部老师们为本文所做的工作,当然,文责自负。

① 作者根据 2002—2017 年《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》数据计算。

质资本投资、国际贸易顺差和劳动投入促进经济增长的时代已经结束,因此提升全要素生产率才是发展中国城市经济的根本。高凌云和王洛林(2010)、余静文等(2017)认为高房价、进出口自由化和研发投入等促进了经济体全要素生产率的提升,但王德祥和薛桂芝(2016)研究发现中国城市经济体的全要素生产率为负,因此需要为中国城市全要素生产率提升寻找新的源泉。张广胜和王振华(2014)发现全要素生产率提升中存在着结构红利效应,即产业结构调整影响中国城市经济的全要素生产率(Peneder, 2003;张辉、丁匡达,2013;于斌斌,2015)。

学术界在产业结构调整对全要素生产率影响的问题上存在较大的争议。张广胜和王振华(2014)认为产业结构调整能够促进经济体全要素生产率提升。Peneder(2003)认为产业结构调整的实质是要素在不同部门(或者地区)之间流动,根据经济学理性人的假设,要素之间的流动必然会从生产效率较低的部门(或者地区)流向生产效率较高的部门(或者地区)(刘伟、张辉,2008;干春晖等,2011)。要素在不同部门(或者地区)之间的流动必然会提高经济体整体的生产效率,这种效率的提升被称为全要素生产率提升,同时这种效率的提升并不是由要素投入的增加所引起的。Bosworth 和 Collins(2008)、张军等(2009)采用不同地区的数据进一步验证了要素在不同部门(或者地区)之间流动对全要素生产率的作用。而吕铁(2002)认为产业结构调整不会影响经济体全要素生产率提升。Fagerberg(2000)采用相关数据证实了产业结构调整对经济体全要素生产率提升的促进作用不明显,Parteka(2009)则发现产业结构调整甚至会抑制经济体全要素生产率提升,即产生“结构性减速”的困境(Eichengreen and Gupta, 2013)。

对于产业结构调整与全要素生产率提升之间截然相反的结论,本文认为现有文献存在以下几点不足:一是变量选择问题,现有文献主要针对产业结构某个方面研究其对全要素生产率的影响,缺乏从产业结构的不同方面研究其与全要素生产率之间的关系(付凌晖,2010;干春晖等,2011;靳涛、陈嘉佳,2013;付宏等,2013);二是样本选择问题,现有文献主要关注某个国家(或者地区),没有将样本进一步细分到地级城市;三是全要素生产率测度的差异,现有研究主要在RDM(Range Directional Model)模型基础上测度全要素生产率,但方向性距离函数可能出现无解的情况;四是模型选择问题,现有文献无法将空间误差项和空间滞后项涵盖在同一个模型内。

对于现有文献存在的不足,本文在中国经济下行压力加大的背景下,分析产业结构调整对中国城市全要素生产率的影响。在学者研究的基础之上,本文从以下几个方面进一步拓展:第一,产业结构指标选择方面,现有文献主要关注产业结构高级化,少有文献关注产业结构合理化,本文构建产业结构合理化指标,并把产业结构合理化指标引入到空间计量模型内;第二,样本选择方面,由于地级城市之间自然环境和资源禀赋等差异较大,本文的研究主体为中国地级城市,尝试从地级城市的角度分析产业结构调整对全要素生产率的影响;第三,全要素生产率测度方面,在直接距离函数的基础上引入Meta-RDM模型,利用Meta-Malmquist指数重新测度中国地级城市的全要素生产率;第四,空间计量模型选择方面,采用空间SARAR(Spatial Autoregressive Model with Spatial Autoregressive Disturbances)模型研究产业结构对中国地级城市全要素生产率的影响,避免其他空间计量模型无法将空间误差项和空间滞后项涵盖在同一个模型内。最终的研究为中国地级城市在中国经济下行压力加大的背景下寻找新的经济增长点提供理论依据和政策支撑。

## 二、计量模型

### (一) Meta-RDM 模型

Portela 等(2004)提出了 RDM 模型,该模型可以对存在负值投入与产出的数据进行处理分析,但 RDM 模型在求解方向性距离函数时可能会出现无解的情况,随后 Portela 和 Thanassoulis (2010)又对 RDM 模型进行了修改,并对 RDM 模型进一步限定,形成了 Meta-RDM 模型。Meta-RDM 模型既可以处理要素投入和产品产出为负值的数据,也可以避免方向性距离函数无解的问题。Meta-RDM 模型共同前沿面下的直接距离函数的数学表达式为: $\overline{DR}^m = (x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf})$ ,直接距离函数的数学表达式中  $DR$  上标  $m$  的含义为该距离函数是在共同前沿面基础上的距离函数,  $R_{y_k^t}$  的含义为该距离函数是产品产出导向型函数,  $R$  上标  $mf$  的含义是城市经济体在要素投入一定的情况下最大的产品产出(或者在产出一定的情况下最小的要素投入),  $x_k^t$  的含义是要素投入,  $y_k^t$  的含义是产品产出,  $k$  的含义是城市,  $t$  的含义是时间。因此 Meta-RDM 模型的数学表达式为:

$$\overline{RDM}^m(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf}) = 1 - \overline{DR}^m(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf}) \quad (1)$$

同时城市  $k$  在  $t$  时期局部效率的数学表达式为:

$$\overline{RDM}^t(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf}) = 1 - \overline{DR}^t(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf}) \quad (2)$$

为了使城市  $k$  在  $t$  时期的全局前沿面与单样本前沿面的方向距离函数为同一函数,将直接距离函数目标值所在的点  $TG_k^t$  代入到公式(1)和公式(2)中,城市经济  $\overline{RDM}^{mf}$  的数学表达式可以分解为:

$$\overline{RDM}^m(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf}) = 1 - \overline{DR}^m(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf}) \times TG_k^t \quad (3)$$

根据公式(3),城市  $k$  在  $t$  时期直接距离函数目标值所在点  $TG_k^t$  的数学表达式为:

$$TG_k^t = \frac{\overline{RDM}^m(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf})}{\overline{RDM}^t(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf})} \quad (4)$$

公式(4)中: $\overline{RDM}^m$  的含义是城市  $k$  的目标效率,  $\overline{RDM}^t$  的含义是城市  $k$  在  $t$  时期效率水平,根据公式(4),要素投入(或者产出产品)为负值数据的 Meta-Malmquist 指数的数学表达式为:

$$MM_k^{t,t+1} = \frac{\overline{RDM}^m(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, 0, R_{y_k^{t+1}}^{mf})}{\overline{RDM}^m(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf})} \quad (5)$$

公式(4)中: $MM_k^{t,t+1}$  大于 1 的含义是城市  $k$  从  $t$  时期到  $t+1$  时期生产效率提升; $MM_k^{t,t+1}$  等于 1 的含义是城市  $k$  从  $t$  时期到  $t+1$  时期生产效率没有变化; $MM_k^{t,t+1}$  小于 1 的含义是城市  $k$  从  $t$  时期到  $t+1$  时期生产效率下降。根据公式(4)和公式(5),Meta-Malmquist 指数的数学表达式可以分解为:

$$MM_k^{t,t+1} = \frac{\overline{RDM}^m(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, 0, R_{y_k^{t+1}}^{mf})}{\overline{RDM}^m(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf})} = \frac{\overline{RDM}^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, 0, R_{y_k^{t+1}}^{mf})}{\overline{RDM}^t(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf})} \times \frac{TG_k^{t+1}}{TG_k^t} \quad (6)$$

公式(6)右边第一项的含义是城市经济的技术效率指数,第二项的含义是城市经济的技术进

步指数。城市经济共同前沿面移动可得到公式(7):

$$\frac{TG_k^{t+1}}{TG_k^t} = \frac{\overline{RDM}^m(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, 0, R_{y_k^{t+1}}^{mf}) / \overline{RDM}^{t+1}(x_k^{t+1}, y_k^{t+1}, 0, R_{y_k^{t+1}}^{mf})}{\overline{RDM}^m(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf}) / \overline{RDM}^t(x_k^t, y_k^t, 0, R_{y_k^t}^{mf})} \quad (7)$$

公式(7)分子部分的含义是城市  $k$  在  $t+1$  时期直接距离函数目标值所在的点,分母部分的含义是城市  $k$  在  $t$  时期直接距离函数目标值所在的点。

## (二) 空间滞后及空间误差混合回归模型

城市的数据存在着一定的空间依赖性,即城市经济的数据依赖于和它相邻城市的数据(吴玉鸣,2006;孙学涛等,2017),而空间计量经济学能够解决城市经济之间的空间依赖性。因此本文在分析过程中采用空间计量经济学的模型分析全要素生产率提升过程中的结构红利及其空间溢出效应。目前主流的空间模型包括空间 SAR 模型、空间 SEM 模型和空间 SDM 模型等,这些模型都存在一定的局限性。本文引入 SARAR 模型分析全要素生产率提升过程中的结构红利及其空间溢出效应,该模型能够同时研究空间滞后项和空间误差项。SARAR 模型的具体形式可以表示为:

$$Y = \rho WY + X\beta + \mu \quad (8)$$

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (9)$$

公式(8)、(9)中: $Y$  为被解释变量, $X$  为解释变量, $W$  为空间权重矩阵, $\mu$  为空间计量模型的扰动项,同时  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ ,  $\rho WY$  为空间计量模型的空间自回归项,  $\lambda W\mu$  为空间计量模型的空间滞后项。若空间滞后项中的  $\lambda = 0$ ,而空间自回归项中的  $\rho \neq 0$ ,则公式(8)、(9)简化为:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (10)$$

公式(10)表示模型内不存在空间滞后项,则公式(10)为空间自回归模型(SAR 模型)。

若空间滞后项中的  $\lambda \neq 0$ ,而空间自回归项中的  $\rho = 0$ ,则公式(8)、(9)简化为:

$$Y = X\beta + \mu \quad (11)$$

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (12)$$

公式(11)、(12)表示模型内不存在空间自回归项,公式(11)、(12)则为空间误差模型(SEM 模型)。

如果回归模型存在非线性,使用 OLS 估计方法可能是有偏的,通常寻找工具变量,由于内生性的存在,“好”的工具变量又很难找到。而最大似然估计法能够解决此类问题,因此在实证分析过程中采用最大似然估计法分析全要素生产率提升过程中的结构红利及其空间溢出效应。

如果需要比较多个城市的生产效率,则必须对所使用的指数施加传递性条件(科埃利等,2008)。由于本文使用全要素生产率作为被解释变量,而全要素生产率是相对指数,因此本文假设任意两个经济体是内部相容的,即任意两个经济体  $i$  与  $j$  之间的直接比较等于经济体  $i$  与  $j$  之间通过经济体  $k$  进行的间接比较结果。

本文在空间计量分析过程中主要采用地理距离权重矩阵,城市  $i$  与城市  $j$  之间的权重为

$$W(i, j) = \frac{1}{d(i, j)_m}, d(i, j)_m \text{ 为城市 } i \text{ 和城市 } j \text{ 的地理直线距离,利用欧氏地理距离公式求得。}$$

由于利用欧氏地理距离求两城市之间的直线距离需要两城市之间的经纬度,各城市之间的

经纬度来源于经纬查询网<sup>①</sup>。

### 三、变量选取与统计描述

#### (一) 全要素生产率测度

数据来源于《中国城市统计年鉴》,共计 281 个地级城市,时间跨度为 2002–2015 年。部分数据还来源于中国 27 个省市自治区的统计年鉴。全要素生产率投入和产出指标的选择依据柯布–道格拉斯生产函数。

全要素生产率的产出指标,选择地级城市的地区生产总值,为了能全面地反映出地级市的产品产出指标,全要素生产率的产出指标还加入了地级城市的财政收入,避免只采用地区生产总值对全要素生产率造成误差(刘秉镰、李清彬,2009)。在数据处理时利用城市居民价格指数按照 2001 年不变价格对地区生产总值、财政收入和资本存量进行平减处理。

全要素生产率的投入指标,根据生产理论,要素投入包括劳动要素、资本要素和土地要素。(1)劳动要素,对于城市劳动要素的衡量,最科学的方法是采用城市居民的小时工作时间,但没有关于城市居民的小时工作时间数据,本文在数据指标选择时采用城市年末总人口数作为劳动要素的量化指标。(2)资本要素,对于城市资本要素的衡量,根据统计年鉴公布的城市资本流量,运用永续盘存法计算出城市资本存量作为城市资本要素的衡量指标(张军等,2009)。资本存量的折旧率设定为 9.6%(龚六堂、谢丹阳,2004;张军等,2004),借鉴 Perkins(1988)、张广胜和王振华(2014)的研究成果,利用 2001 年的地区生产总值计算 2000 年城市资本存量,其中资本产出比选择 3。(3)土地要素,土地要素是经济社会不可或缺的投入要素之一,本文在数据指标选择时采用全市行政区域土地面积作为土地要素的量化指标。中国城市全要素生产率的要素投入和产品产出指标量化及描述性统计如表 1 所示。

表 1 投入与产出指标的量化及描述性统计

| 指标       | 指标选择 | 指标构建及单位                | 均值     | 标准差    | 最大值    | 最小值     |
|----------|------|------------------------|--------|--------|--------|---------|
| 投入<br>指标 | 劳动要素 | 年末总人口(十万人)取自然对数        | 3.5117 | 0.6726 | 0.4700 | 4.8191  |
|          | 资本要素 | 资本存量(亿元)取自然对数          | 7.7195 | 1.3869 | 3.7794 | 11.6559 |
|          | 土地要素 | 全市行政区域土地面积(百平方公里)取自然对数 | 4.7301 | 0.8227 | 0.8587 | 7.8374  |
| 产出<br>指标 | 产品产出 | 地区生产总值(亿元)取自然对数        | 6.2203 | 1.0151 | 3.0272 | 9.4638  |
|          |      | 财政收入(亿元)取自然对数          | 3.3428 | 1.2141 | 0.0100 | 7.3267  |

资料来源:2002–2015 年《中国城市统计年鉴》。

表 2 分别给出了城市的全要素生产率、技术进步和技术效率。为便于对比分析,本文同时给出了城市的 Malmquist 指数。从测度结果看,基于 Meta-Malmquist 指数计算的全要素生产率变化年均均为–5.51%,技术进步变化年均均为–25.86%,技术效率变化年均均为16.71%;而基于 Malmquist 指数计算的全要素生产率变化年均均为 10.54%,技术进步变化年均均为 11.88%,技术效率变化年均均为 0.35%。从年度动态变化数据来看,全要素生产率、技术进步和技术效率均处于波动之中;基于不同测算方式的全要素生产率均主要来源于技术进步。

<sup>①</sup>经纬查询网址 <http://www.gpsppg.com/maps.htm>, 由于谷歌地图、谷歌地球、百度地图和腾讯高德给出的经纬度存在差异,本文将以上四个数据库的经纬度数据求平均值。

表 2 2001–2014 年中国各城市全要素生产率指数及其分解

| 时间          | Malmquist 指数 |        |        | Meta-Malmquist 指数 |        |        |
|-------------|--------------|--------|--------|-------------------|--------|--------|
|             | 全要素生产率       | 技术进步   | 技术效率   | 全要素生产率            | 技术进步   | 技术效率   |
| 2001–2002 年 | 0.9685       | 1.0977 | 1.0282 | 0.4922            | 0.6752 | 1.7848 |
| 2002–2003 年 | 1.0763       | 1.1492 | 0.9768 | 0.6724            | 0.6752 | 1.6131 |
| 2003–2004 年 | 1.0730       | 1.0507 | 1.0018 | 0.8057            | 0.6770 | 1.0338 |
| 2004–2005 年 | 1.0456       | 1.1051 | 1.0096 | 0.8314            | 0.6265 | 1.0808 |
| 2005–2006 年 | 1.0624       | 1.0210 | 1.0338 | 1.0187            | 0.7740 | 1.0435 |
| 2006–2007 年 | 1.1610       | 1.1626 | 0.9532 | 1.1241            | 0.7409 | 1.0940 |
| 2007–2008 年 | 1.1479       | 1.1803 | 1.0736 | 1.0844            | 0.8233 | 1.0173 |
| 2008–2009 年 | 1.1561       | 1.1757 | 1.0003 | 1.0901            | 0.7673 | 1.0473 |
| 2009–2010 年 | 1.1321       | 1.1594 | 1.0679 | 0.9518            | 0.6596 | 1.0702 |
| 2010–2011 年 | 1.1284       | 1.0696 | 0.8878 | 0.9552            | 0.7753 | 1.0191 |
| 2011–2012 年 | 1.1472       | 1.1526 | 0.9179 | 1.0505            | 0.8080 | 0.9639 |
| 2012–2013 年 | 1.1591       | 1.0340 | 1.0782 | 1.0934            | 0.9638 | 0.9804 |
| 2013–2014 年 | 1.1129       | 1.1869 | 1.0166 | 1.1140            | 0.6726 | 1.4238 |
| 平均值         | 1.1054       | 1.1188 | 1.0035 | 0.9449            | 0.7414 | 1.1671 |

数据来源:表中数据由 DEAP2.1 和 MaxDEA6.9 软件输出,Meta-Malmquist 指数和 Malmquist 指数均采用产出导向型规模收入可变模型。

## (二) 解释变量选取

城市全要素生产率是本文的被解释变量,分别采用 Meta-Malmquist 指数和 Malmquist 指数来衡量。城市产业结构合理化指标具体计算方法是  $his_t = \sum_{j=1}^3 \left( \frac{gdp_{jt}}{gdp_t} \right) \ln \left( \frac{gdp_{jt}}{L_{jt}} / \frac{gdp_t}{L_t} \right)$ , 城市产业结构高级化指标具体计算方法是  $gis_t = \sum_{j=1}^3 j \frac{gdp_{jt}}{gdp_t}$ 。其中,  $gdp_t$  表示城市在  $t$  时期的地区生产总值,  $L_t$  表示城市在  $t$  时期的从业人口数量。  $j$  表示城市的第  $j$  产业。空间计量分析的过程中还加入了其他控制变量,由于其他控制变量在空间计量分析的过程中处于次要地位,限于篇幅,对于其他控制变量指标的选取不再一一描述,具体描述见表 3。

表 3 解释变量的统计性分析

| 变量名称            | 变量定义               | 平均值     | 标准差     | 最大值       | 最小值     |
|-----------------|--------------------|---------|---------|-----------|---------|
| <i>his</i>      | 产业结构合理化指数          | -0.1680 | 0.1307  | 0.8531    | -1.2749 |
| <i>gis</i>      | 产业结构高级化指数          | 2.1885  | 0.1433  | 2.8587    | 1.0635  |
| <i>capital</i>  | 外商投资与工业总产值之比       | 0.1423  | 0.1630  | 1.5525    | 0       |
| <i>urbaniza</i> | 城市居民占地区总人口的比重(%)   | 0.3209  | 0.1784  | 0.9995    | 0.0437  |
| <i>internet</i> | 使用互联网的用户(万户)       | 2.7796  | 1.3029  | 6.6412    | -3.7443 |
| <i>student</i>  | 大学生占地区总人口的比重(人/万人) | 7.9598  | 11.4774 | 96.8578   | 0       |
| <i>railway</i>  | 铁路运送数量(万吨/万人)      | 4.3931  | 11.2133 | 189.7436  | 0       |
| <i>road</i>     | 公路运送数量(万吨/万人)      | 19.6195 | 53.8130 | 2916.8580 | 0       |
| <i>finance</i>  | 财政占 GDP 的比重        | 0.0622  | 0.0339  | 0.6910    | 0       |
| <i>consume</i>  | 居民消费(亿元/万人)        | 0.7269  | 0.8633  | 10.6605   | 0       |
| <i>deposit</i>  | 居民存款(亿元/万人)        | 1.8646  | 2.7349  | 48.5097   | 0       |
| <i>gather2</i>  | 第二产业集聚指数           | 0.9783  | 0.2294  | 1.8382    | 0.0707  |
| <i>gather3</i>  | 第三产业集聚指数           | 0.8674  | 0.1935  | 2.0658    | 0.2077  |

四、计量结果分析

(一) 空间自相关检验

只有数据具有空间自相关关系才能使用空间计量模型。考察数据空间自相关关系的方法包括 Moran's I 指数、Geary's C 和 Getis-Ord G 指数。本文分别计算出中国城市产业结构高级化和合理化的空间相关指数,由于各指标的检验结果基本一致,只报告了中国城市产业结构合理化的结果,如表 4 所示。

表 4 空间自相关检验结果

| 检验        | 2001 年    | 2002 年    | 2003 年    | 2004 年    | 2005 年    | 2006 年    | 2007 年    |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Moran's I | 0.036 *** | 0.044 *** | 0.045 *** | 0.073 *** | 0.041 *** | 0.069 *** | 0.082 *** |
| Z 值       | 4.592     | 5.449     | 5.701     | 8.843     | 5.169     | 8.316     | 9.907     |
| 检验        | 2008 年    | 2009 年    | 2010 年    | 2011 年    | 2012 年    | 2013 年    | 2014 年    |
| Moran's I | 0.079 *** | 0.046 *** | 0.069 *** | 0.066 *** | 0.071 *** | 0.046 *** | 0.054 *** |
| Z 值       | 9.606     | 5.806     | 8.473     | 8.171     | 8.691     | 5.677     | 6.638     |

注:限于篇幅,只列出产业结构合理化的 Moran's I 指数。数据由 Stata14.0 软件输出。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%(下同)。

表 4 给出了中国城市产业结构合理化的空间自相关检验结果。从表 4 可以看出,中国城市产业结构合理化的空间自相关检验结果均为正,并且产业结构合理化的空间自相关检验结果均通过了显著性水平检验。这表明中国城市产业结构合理化水平不仅影响该城市的全要素生产率,而且还会对其他城市产业结构合理化水平产生正向的影响;同时还表示中国城市之间产业结构合理化的高值与产业结构合理化的高值相邻,产业结构合理化的低值与产业结构合理化的低值相邻,即中国城市产业结构合理化具有显著的正向空间自相关。

(二) 全国城市的空间计量回归分析

实证分析之前本文采用 BP 检验和 Hausman 检验对数据进行分析,研究哪种模型更适合本文的数据。BP 检验和 Hausman 检验的结果均拒绝了原假设,即 BP 检验认为随机效应模型更优于混合效应模型,Hausman 检验认为固定效应模型更优于随机效应模型。通过检验发现固定效应模型更适合本文的数据。由于全要素生产率和产业结构不仅受到制度等时间因素的影响,还受到地理位置等个体因素的影响,因此选择双固定效应模型。本文采用 SARAR 模型研究中国城市全要素生产率中的结构红利及其空间溢出效应。具体结果如表 5 所示。

表 5 给出了基于 Meta-Malmquist 指数及其分解和 Malmquist 指数及其分解的估计结果。由表 5 的估计结果可知, $\lambda$  和  $\rho$  的系数均在 1%水平下显著。表明适合采用空间计量模型分析中国城市全要素生产率提升中的结构红利及其空间溢出效应。

由表 5 的估计结果可知,产业结构合理化对基于 Meta-Malmquist 指数和 Malmquist 指数计算的中国城市全要素生产率的影响都显著并且稳健;衡量产业结构高级化的指标对基于 Meta-Malmquist 指数计算的中国城市全要素生产率的影响显著,但对基于 Malmquist 指数计算的中国城市全要素生产率的影响不显著;由于其他控制变量在实证分析的过程中处于次要地位,限于篇幅,对于其他控制变量指标的实证结果不再一一描述。由于基于 Meta-Malmquist 指数计算的全要素生产率及其分解与基于 Malmquist 指数计算的全要素生产率及其分解的回归结果基本一致,本文以 Meta-Malmquist 指数计算的全要素生产率及其分解为

例研究中国城市全要素生产率提升中的结构红利及其空间溢出效应,具体如下:

第一,产业结构的合理化指标。由表5的估计结果可知,产业结构合理化一次项变量和平方项变量均为正。说明要素投入与产出越趋向于均衡,则越有利于提升中国城市的全要素生产率,即产业结构合理化与城市全要素生产率存在着正向依存关系,这种关系被学者称之为动态均衡效应(干春晖等,2011;于斌斌,2015)。产业结构由不合理向合理化转变的实质:一是闲置的资源重新被利用,使城市经济产生了规模效应;二是要素在不同部门(或者地区)之间流动,城市经济更趋向于帕累托最优的状态。产业结构合理化的一次项变量和平方项变量的系数符号说明了产业结构合理化与中国城市全要素生产率之间是一种“U型”的抛物线关系,可以通过产业结构合理化的一次项和平方项系数计算出产业结构合理化水平为-0.6105时,中国城市全要素生产率达到最小值,即当产业结构合理化水平小于-0.6105时,产业结构合理化水平与中国城市全要素生产率之间存在着反向关系;当产业结构合理化水平大于-0.6105时,产业结构合理化水平与中国城市全要素生产率之间存在着正向关系。可能的解释是当产业结构合理化水平较低时,产业结构合理化水平提高会导致“效率损失”,即全要素生产率下降;随着产业结构合理化水平不断提高,这种“效率损失”会逐渐消失,即全要素生产率上升。

第二,产业结构的高级化指标。由表5的估计结果可知,产业结构高级化一次项系数为正,产业结构高级化平方项系数为负,这说明要素由第一产业向第二三产业转移有利于提高中国城市全要素生产率,即中国城市全要素生产率提升中存在显著的结构红利(干春晖等,2011;柯善咨、赵曜,2014;于斌斌,2015)。产业结构由低级向高级转变的实质是要素由第一产业向第二三产业转移(或者由第二产业向第三产业转移),根据经济学理性人的假设,要素在追求生产效率最大化原则作用下,必然会由低向高流动,在这个过程中必然会提高经济体的效率,即产业结构高级化促进了中国城市全要素生产率提升。产业结构高级化的一次项变量和平方项变量均通过了显著性水平检验,并且一次项系数为正,平方项系数为负。这说明解释变量与被解释变量之间是一种“倒U型”的抛物线关系,可以通过产业结构高级化的一次项和平方项系数计算出当产业结构高级化水平为2.5769时,中国城市全要素生产率达到最大值,即当产业结构高级化水平小于2.5769时,产业结构高级化水平与中国城市全要素生产率之间存在着正向关系;当产业结构高级化水平大于2.5769时,产业结构高级化水平与中国城市全要素生产率之间存在着反向关系(肖兴志等,2013;孙叶飞等,2016)。可能的解释是要素通过技术或制度创新由低端产业流向高端产业,在这个过程中技术在不同产业间扩散、生产效率不断提高、产品由粗放型生产向集约型生产转变等均会提高城市的全要素生产率;当产业结构高级化水平提升到一定程度之后,产业结构高级化水平再提高则会与该地区的资源禀赋不匹配,导致损失效率。

第三,产业结构对全要素生产率、技术进步和技术效率的影响差异。以Meta-Malmquist指数计算的全要素生产率为例,通过对比分析可以看出,产业结构合理化和高级化对技术效率的影响大于对技术进步的影响。可能的解释是一方面产业结构合理化和高级化水平提升的过程是要素效率提升的过程,在这个过程中必然会提高技术效率,而对技术进步的影响则会较小;另一方面技术进步具有一定的外生性,产业结构合理化和高级化对技术进步很难产生影响。除产业结构高级化一次项外,产业结构合理化和高级化对全要素生产率的影响系数较大,其次是对技术效率的影响,最后是对技术进步的影响。可

能的解释是产业结构合理化和高级化对技术进步和技术效率产生同方向的影响,而全要素生产率是技术进步和技术效率的乘积,因此产业结构合理化和高级化对全要素生产率的影响会较大。

第四,其他控制变量对中国城市全要素生产率的影响。计量模型的分析过程中为了全面地反映出城市全要素生产率的影响因素,同时也避免多重共线性的存在,文章选择常用的逐步回归法确定控制变量,最终文章加入 11 个控制变量。由于这些控制变量在实证分析的过程中处于次要地位,限于篇幅,对于这些控制变量指标的实证结果不再一一描述。

表 5 产业结构对城市全要素生产率的影响

| 变量                      | Malmquist 指数            |                         |                         | Meta-Malmquist 指数       |                         |                         |
|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                         | 全要素生产率                  | 技术进步                    | 技术效率                    | 全要素生产率                  | 技术进步                    | 技术效率                    |
| <i>his</i>              | 2.9275 ***<br>(0.1551)  | 2.7298 ***<br>(0.1410)  | 3.1448 ***<br>(0.1890)  | 2.9404 ***<br>(0.1718)  | 0.5783 ***<br>(0.1569)  | 2.6308 ***<br>(0.2433)  |
| <i>his</i> <sup>2</sup> | 2.4623 ***<br>(0.1651)  | 2.3991 ***<br>(0.1501)  | 2.6185 ***<br>(0.2009)  | 2.4081 ***<br>(0.1830)  | 0.4532 ***<br>(0.1673)  | 1.9626 ***<br>(0.2594)  |
| <i>gis</i>              | 0.0954<br>(0.1223)      | -0.0041<br>(0.1111)     | 1.2471 ***<br>(0.1483)  | 0.7803 ***<br>(0.1357)  | 1.0360 ***<br>(0.1242)  | 1.3231 ***<br>(0.1926)  |
| <i>gis</i> <sup>2</sup> | -0.1478 ***<br>(0.0126) | -0.1094 ***<br>(0.0114) | -0.1972 ***<br>(0.0153) | -0.1514 ***<br>(0.0139) | -0.0661 ***<br>(0.0127) | -0.1441 ***<br>(0.0197) |
| <i>capital</i>          | 0.1136<br>(0.0760)      | 0.1101<br>(0.0690)      | 0.0204<br>(0.0922)      | 0.2013 **<br>(0.0843)   | 0.0151<br>(0.0772)      | 0.0095<br>(0.1196)      |
| <i>urbaniza</i>         | 0.0473<br>(0.0999)      | 0.2013 **<br>(0.0908)   | -0.1282<br>(0.1212)     | 0.1693<br>(0.1109)      | 0.0111<br>(0.1014)      | 0.1125<br>(0.1573)      |
| <i>internet</i>         | 0.0153<br>(0.0094)      | 0.0081<br>(0.0086)      | 0.0015<br>(0.0114)      | 0.0141<br>(0.0104)      | 0.0009<br>(0.0096)      | 0.0186<br>(0.0147)      |
| <i>student</i>          | 0.0062 ***<br>(0.0011)  | 0.0042 ***<br>(0.0010)  | 0.0045 ***<br>(0.0014)  | 0.0010<br>(0.0012)      | -0.0029 ***<br>(0.0011) | 0.0056 ***<br>(0.0018)  |
| <i>railway</i>          | 0.0016 **<br>(0.0006)   | 0.0019 ***<br>(0.0006)  | 0.0010<br>(0.0008)      | 0.0024 ***<br>(0.0007)  | -0.0001<br>(0.0007)     | 0.0005<br>(0.0010)      |
| <i>road</i>             | 0.0000<br>(0.0001)      | 0.0000<br>(0.0001)      | 0.0000<br>(0.0001)      | -0.0002 *<br>(0.0001)   | 0.0000<br>(0.0001)      | -0.0001<br>(0.0001)     |
| <i>finance</i>          | -0.3092 *<br>(0.1662)   | -0.1180<br>(0.1511)     | -0.2395<br>(0.2017)     | 0.6306 ***<br>(0.1843)  | -0.0059<br>(0.1690)     | 1.2884 ***<br>(0.2618)  |
| <i>consume</i>          | 0.0415 ***<br>(0.0150)  | -0.0035<br>(0.0137)     | 0.0359 **<br>(0.0183)   | 0.0147<br>(0.0167)      | -0.0325 **<br>(0.0153)  | 0.0308<br>(0.0236)      |
| <i>deposit</i>          | 0.0189 ***<br>(0.0034)  | 0.0227 ***<br>(0.0031)  | 0.0099 **<br>(0.0042)   | 0.0041<br>(0.0038)      | -0.0013<br>(0.0035)     | 0.0212 ***<br>(0.0054)  |
| <i>gather2</i>          | -0.1411<br>(0.0904)     | -0.0482<br>(0.0824)     | -0.4475 ***<br>(0.1101) | -0.4328 ***<br>(0.1003) | -0.3697 ***<br>(0.0922) | -0.5088 ***<br>(0.1427) |
| <i>gather3</i>          | 0.1544<br>(0.1145)      | 0.2020 **<br>(0.1041)   | -0.3393 **<br>(0.1390)  | -0.3611 **<br>(0.1269)  | -0.6207 ***<br>(0.1164) | -0.6640 ***<br>(0.1804) |
| $\rho$                  | -0.7456 ***<br>(0.0410) | -0.7262 ***<br>(0.0410) | -0.6054 ***<br>(0.0547) | -0.7016 ***<br>(0.0450) | -0.6527 ***<br>(0.0534) | -0.5422 ***<br>(0.0628) |
| $\lambda$               | 1.0360 ***<br>(0.0050)  | 0.9558 ***<br>(0.0059)  | 0.9224 ***<br>(0.0100)  | 1.0370 ***<br>(0.0051)  | 0.9393 ***<br>(0.0078)  | 0.9295 ***<br>(0.0093)  |
| <i>sigma2_e</i>         | 0.0761 ***<br>(0.0016)  | 0.0626 ***<br>(0.0013)  | 0.1113 ***<br>(0.0024)  | 0.0937 ***<br>(0.0020)  | 0.0781 ***<br>(0.0017)  | 0.1876 ***<br>(0.0040)  |
| 伪 $R^2$                 | 0.6667                  | 0.6700                  | 0.7541                  | 0.7173                  | 0.0977                  | 0.6093                  |
| Log $L$                 | -575.7481               | -155.7256               | -1253.1918              | -978.9032               | -572.1713               | -2278.7477              |
| 样本量                     | 3 934                   |                         |                         |                         |                         |                         |

## 五、稳健性检验

目前学者主要采用以下四种方法对空间面板数据模型进行稳健性检验:一是更换计量指标,重新构建计量模型的核心解释变量;二是更换空间模型的权重矩阵,重新构建计量模型的相邻关系;三是细分样本,按照不同的分类标准对样本细分;四是更换空间计量模型,重新构建空间面板数据的计量模型。

首先,更换计量指标。基准回归的分析过程中,产业结构的变量采用了合理化和高级化衡量。本部分借鉴张广胜和王振华(2014)等学者的研究成果,采用非农产业占比衡量产业结构指标,即采用第二、三产业产值之和占地区生产总值的比重来反映产业结构高级化;借鉴干春晖等(2011)的研究成果采用结构偏离度来衡量产业结构合理化,即  $his = \sum_{i=1}^3 \left| \frac{gdp_i/L_i}{gdp/L} - 1 \right|$ 。其余处理方式均不变,更换计量指标后的回归结果如表 6 所示。

其次,更换空间模型的权重矩阵。基准回归的分析过程中,空间权重矩阵采用的是地理距离权重矩阵,稳健性检验部分采用“相邻”关系的权重矩阵。其余处理方式均不变,更换空间模型权重矩阵后的回归结果如表 6 所示。

表 6 稳健性检验的估计结果(一)

| 变量           | 更换计量指标                  |                         | 更换空间模型的权重矩阵             |                         |
|--------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|              | Malmquist 指数            | Meta-Malmquist 指数       | Malmquist 指数            | Meta-Malmquist 指数       |
| $his$        | 2.9264 ***<br>(0.1533)  | 3.0591 ***<br>(0.1728)  | 3.0072 ***<br>(0.1601)  | 3.0568 ***<br>(0.1776)  |
| $his2$       | 2.4386 ***<br>(0.1754)  | 2.2499 ***<br>(0.1975)  | 2.5130 ***<br>(0.1691)  | 2.4895 ***<br>(0.1875)  |
| $gis$        | -1.1076 ***<br>(0.3910) | 0.1206<br>(0.4399)      | 0.0793 ***<br>(0.1243)  | 0.7771 ***<br>(0.1378)  |
| $gis2$       | -0.0139<br>(1.0023)     | -2.9696 ***<br>(1.1274) | -0.1503 ***<br>(0.0128) | -0.1570 ***<br>(0.0142) |
| 控制变量         | 控制                      | 控制                      | 控制                      | 控制                      |
| $\rho$       | -0.7458 ***<br>(0.0410) | -0.6070 ***<br>(0.0530) | -0.6862 ***<br>(0.0599) | -0.5777 ***<br>(0.0730) |
| $\lambda$    | 1.0360 ***<br>(0.0050)  | 0.9383 ***<br>(0.0083)  | 0.9381 ***<br>(0.0077)  | 0.9297 ***<br>(0.0092)  |
| $\sigma^2_e$ | 0.0764 ***<br>(0.0016)  | 0.0962 ***<br>(0.0021)  | 0.0777 ***<br>(0.0017)  | 0.0955 ***<br>(0.0020)  |
| $R^2$        | 0.6513                  | 0.5976                  | 0.6879                  | 0.7435                  |
| Log-L        | -581.5777               | -2335.2489              | -562.8954               | -955.0791               |
| 样本量          | 3 934                   |                         |                         |                         |

表 6 给出了更换产业结构衡量指标和更换空间模型权重矩阵的回归结果。由表 6 更换计量指标部分可知,产业结构合理化一次项变量、平方项变量和产业结构高级化平方项变量对中国城市全要素生产率的影响与基准回归一致,并且均通过了显著性水平检验;产业结构高级化的一次项变量对中国城市全要素生产率的影响与基准回归的结果一致,但没有通过显著性水平检验。由表 6 更换空间模型的权重矩阵部分可知,衡量产业结构两部分的指标与基准模型计量分析的结果一致,并且均通过了显著性水平检验。表明更换产业结构衡量指标和空间模型的权重矩阵后,核心解释变量对中国城市全要素生产率的影响与基准回归的结果类似。说明更换核心解释变量和空间模型的权重矩阵后,产业结构对中国城市全要

素生产率的影响是稳健的。

由于基于 Meta-Malmquist 指数计算的全要素生产率及其分解与基于 Malmquist 指数计算的全要素生产率及其分解的回归结果基本一致,本部分以 Meta-Malmquist 指数计算的全要素生产率及其分解为例分析中国城市全要素生产率及其分解过程中的结构红利。

再次,细分样本。基准回归分析过程中,本文将中国城市设定为一个整体,本部分借鉴刘学涛等(2017)的研究成果,将中国城市分为东中西三个部分,研究全要素生产率提升中的结构红利及其空间溢出效应。其余处理方式均不变,细分样本后的回归结果如表 7 所示。

最后,更换计量模型。基准回归分析过程中采用 SARAR 模型,本部分借鉴张广胜和王振华(2014)的研究成果,分别采用空间 SAR 模型、空间 SEM 模型和空间 SDM 模型分析。其余处理方式均不变,回归结果如表 7 所示。

表 7 稳健性检验的估计结果(二)

| 变量              | 细分样本                    |                         |                         | 更换计量模型                  |                         |                         |
|-----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                 | 东部地区                    | 中部地区                    | 西部地区                    | 空间自回归模型                 | 空间误差模型                  | 空间杜宾模型                  |
| <i>his</i>      | 4.0723 ***<br>(0.3929)  | 5.1289 ***<br>(0.3864)  | 1.5988 ***<br>(0.3597)  | 3.1727 ***<br>(0.1816)  | 3.1652 ***<br>(0.1788)  | 3.2526 ***<br>(0.1819)  |
| <i>his2</i>     | 4.1439 ***<br>(0.5828)  | 7.1823 ***<br>(0.7493)  | 1.2130 ***<br>(0.3251)  | 2.6559 ***<br>(0.1942)  | 2.6028 ***<br>(0.1905)  | 2.6744 ***<br>(0.1935)  |
| <i>gis</i>      | 0.7917 ***<br>(0.2717)  | 1.1101 ***<br>(0.2997)  | 0.4654<br>(0.2982)      | 0.7382 ***<br>(0.1427)  | 0.7566 ***<br>(0.1413)  | 0.7906 ***<br>(0.1420)  |
| <i>gis2</i>     | -0.1292<br>(0.1358)     | 1.7864 ***<br>(0.8211)  | -0.0639 ***<br>(0.0225) | -0.1617 ***<br>(0.0147) | -0.1606 ***<br>(0.0145) | -0.1661 ***<br>(0.0146) |
| 控制变量            | 控制                      | 控制                      | 控制                      | 控制                      | 控制                      | 控制                      |
| $\rho$          | 0.8707 ***<br>(0.0229)  | -0.5719 ***<br>(0.0982) | 0.7349 ***<br>(0.0294)  | 0.7724 ***<br>(0.0189)  | —                       | 0.5785 ***<br>(0.0336)  |
| $\lambda$       | -0.7523 ***<br>(0.1023) | 0.9017 ***<br>(0.0164)  | -0.4299 ***<br>(0.0695) | —                       | 0.8602 ***<br>(0.0150)  | —                       |
| <i>sigma2_e</i> | 0.0861 ***<br>(0.0031)  | 0.0881 ***<br>(0.0032)  | 0.0987 ***<br>(0.0039)  | 0.0938 ***<br>(0.0021)  | 0.0935 ***<br>(0.0021)  | 0.0924 ***<br>(0.0021)  |
| $R^2$           | 0.6524                  | 0.7924                  | 0.4099                  | 0.5337                  | 0.7580                  | 0.3216                  |
| Log-L           | -257.2445               | -301.4726               | -313.6160               | -985.8374               | -1005.0177              | -924.4942               |
| 样本量             | 1 372                   | 1 400                   | 1 176                   | 3 934                   | 3 934                   | 3 934                   |

注:限于篇幅,本表只给出基于 Meta-Malmquist 指数的回归结果,基于 Malmquist 指数的回归结果未列出。

表 7 给出了细分样本和更换计量模型的回归结果,由表 7 细分样本部分可知,产业结构合理化指标的回归结果与基准回归的估计结果一致;东部地区和中部地区的产业结构高级化一次项变量对中国城市全要素生产率的影响与基准回归的一致,并且均通过了显著性水平检验;西部地区产业结构高级化一次项变量对中国城市全要素生产率的影响与基准回归的一致,但没有通过显著性水平检验;产业结构高级化平方项变量对中国东部地区和西部地区城市全要素生产率的影响为负;产业结构高级化平方项变量对中部地区城市全要素生产率的影响为正,并且通过了显著性水平检验。由表 7 更换计量模型部分可知,衡量产业结构的两个指标与基准模型的计量分析结果一致,并且均通过了显著性水平检验。这表明细分样本和更换计量模型后,核心解释变量对中国城市全要素生产率的影响与基准回归的结果类似,说明结论是稳健的。

## 六、研究结论与政策含义

在中国经济下行压力加大的背景下,中国地级城市需要寻找新的经济增长点。本文重

新测算了中国地级城市的全要素生产率,并采用空间计量模型研究产业结构调整与其之间的关系。通过实证分析和稳健性检验发现:第一,中国地级城市的产业结构调整之间存在着一定的空间关联性;第二,产业结构合理化影响城市全要素生产率,当产业结构合理化水平小于-0.6105时,产业结构合理化水平与中国城市全要素生产率之间存在着反向关系;当产业结构合理化水平大于-0.6105时,产业结构合理化水平与中国城市全要素生产率之间存在着正向关系,即产业结构合理化与中国城市全要素生产率之间呈现“U型”关系;第三,产业结构高级化影响城市全要素生产率,当产业结构高级化水平小于2.5769时,产业结构高级化水平与中国城市全要素生产率之间存在着正向关系;当产业结构高级化水平大于2.5769时,产业结构高级化水平与中国城市全要素生产率之间存在着反向关系,即产业结构高级化与中国城市全要素生产率表现为“倒U型”的关系。

根据以上发现可以得出如下几点启示:

第一,产业结构升级是促进中国城市全要素生产率提升的重要源泉,而产业结构调整的本质是劳动要素(或者资本)在各部门之间重新分配,在这个过程中需要政府充分发挥好“守夜人”的角色,最终实现要素在各部门之间自由流动。

第二,产业结构调整过程中应该将产业结构合理化放在首位,通过产业结构合理性调整为中国城市全要素生产率提升和经济增长提供新动力。自国家提出产业结构导向型战略后,各级政府把产业结构高级化放在政策制定的重要位置,这将不利于城市全要素生产率提升和经济增长,各级政府应根据自身条件制定适当的产业政策以推动本地区产业结构合理调整。

第三,产业结构水平不同的城市在经济发展过程中应该起到不同的作用。高产业结构水平的城市应该积极向低产业结构水平的城市转移一二产业;低产业结构水平的城市可根据自身的要素资源禀赋接收产业转移。

第四,重新认识和理顺政府与市场的关系。政府应该积极培育要素市场,打破行政区域之间的阻隔,统一市场,积极承接产业转移,在承接产业转移的同时吸引高素质的人才,积极推进本地区的城镇化进程,实现城镇化与产业化协调发展。

#### 参考文献:

- 1.蒂莫西·J.科埃利、D.S.普拉萨德·拉奥、克里斯托德·J.奥唐奈,2008:《效率与生产率分析引论(第二版)》,中译本,中国人民大学出版社。
- 2.付宏、毛蕴诗、宋来胜,2013:《创新对产业结构高级化影响的实证研究——基于2000-2011年的省际面板数据》,《中国工业经济》第9期。
- 3.付凌晖,2010:《我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究》,《统计研究》第8期。
- 4.干春晖、郑若谷、余典范,2011:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》第5期。
- 5.高凌云、王洛林,2010:《进口贸易与工业行业全要素生产率》,《经济学(季刊)》第2期。
- 6.龚六堂、谢丹阳,2004:《我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析》,《经济研究》第1期。
- 7.靳涛、陈嘉佳,2013:《转移支付能促进地区产业结构合理化吗——基于中国1994-2011年面板数据的检验》,《财经科学》第10期。
- 8.柯善咨、赵曜,2014:《产业结构、城市规模与中国城市生产率》,《经济研究》第4期。
- 9.刘秉镰、李清彬,2009:《中国城市全要素生产率的动态实证分析:1990-2006——基于DEA模型的Malmquist指数方法》,《南开经济研究》第3期。
- 10.刘伟、张辉,2008:《中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步》,《经济研究》第11期。
- 11.吕铁,2002:《制造业结构变化对生产率增长的影响研究》,《管理世界》第2期。
- 12.孙学涛、王振华、张广胜,2017:《技术进步偏向对产业结构的影响及其溢出效应》,《山西财经大学学报》第11期。
- 13.孙叶飞、夏青、周敏,2016:《新型城镇化发展与产业结构变迁的经济增长效应》,《数量经济技术经济研

- 究》第 11 期。
14. 王德祥、薛桂芝, 2016:《中国城市全要素生产率的测算与分解(1998-2013)——基于参数型生产前沿法》,《财经科学》第 9 期。
  15. 吴玉鸣, 2006:《空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
  16. 肖兴志、彭宜钟、李少林, 2013:《中国最优产业结构:理论模型与定量测算》,《经济学(季刊)》第 1 期。
  17. 于斌斌, 2015:《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》,《中国工业经济》第 12 期。
  18. 余静文、谭静、蔡晓慧, 2017:《高房价对行业全要素生产率的影响——来自中国工业企业数据库的微观证据》,《经济评论》第 6 期。
  19. 张广胜、王振华, 2014:《县域经济增长中结构红利的测度及决定——基于中国 1820 个县面板数据的实证分析》,《经济理论与经济管理》第 6 期。
  20. 张辉、丁匡达, 2013:《美国产业结构、全要素生产率与经济增长关系研究:1975-2011》,《经济学动态》第 7 期。
  21. 张军、陈诗一、Gary H. Jefferson, 2009:《结构改革与中国工业增长》,《经济研究》第 7 期。
  22. 张军、吴桂英、张吉鹏, 2004:《中国省际物质资本存量估算:1952-2000》,《经济研究》第 10 期。
  23. Bosworth, B., and S. M. Collins. 2008. "Accounting for Growth: Comparing China and India." *Journal of Economic Perspectives* 22(1):45-66.
  24. Eichengreen, B. and P. Gupta. 2012. "The Two Waves of Service-sector Growth." *Oxford Economic Papers* 65(235):96-123.
  25. Fagerberg, J. 2000. "Technological Progress, Structural Change and Productivity Growth: A Comparative Study." *Structural Change and Economic Dynamics* 11(4):393-411.
  26. Parteka, A. 2009. "Economic Growth, Structural Change and Quality Upgrading in New Member States." Departmental Working Papers 2009-27.
  27. Peneder, M. 2003. "Industrial Structure and Aggregate Growth." *Structural Change & Economic Dynamics* 14(4):427-448.
  28. Perkins, D. 1988. "Reforming China's Economic System." *Journal of Economic Literature* 26(2):601-645.
  29. Portela, M., and E. Thanassoulis. 2010. "Malmquist-type Indices in the Presence of Negative Data: An Application to Bank Branches." *Journal of Banking & Finance* 34(7):1472-1483.
  30. Portela, M. C. A. Silva, E. Thanassoulis, and G. Simpson. 2004. "Negative Data in DEA: A Directional Distance Approach Applied to Bank Branches." *Journal of the Operational Research Society* 55(10):1111-1121.

## The Spatial Spillover Effect of Industrial Structure on Total Factor Productivity

Sun Xuetao<sup>1</sup>, Wang Zhenhua<sup>1</sup> and Zhang Guangsheng<sup>2</sup>

(1: College of Economics and Management, Shenyang Agricultural University;

2: Business School, Liaoning University)

**Abstract:** Efficiency promotion is the only way for the sustainable growth of Chinese economy in the New Normal context, and the structural dividend and its spatial spillover effect may be the source of efficiency improvement. In this paper, we use the spatial panel SARAR model and sort out the panel data of 281 prefecture-level cities in China from 2001 to 2014, revealing the structural dividend and its spatial spillover effect in the improvement of total factor productivity. The study found that there was a spatial correlation in the process of industrial structure upgrading. The change between the rationalization of industrial structure and the city's TFP shows obvious "U" relationship, while the change between the advanced industrial structure and the city's TFP shows significant "inverted U" relationship. At the same time, four methods are used to further test the above conclusion, and it is found that the conclusions are robust. From the perspective of policy analysis, the government should promote the adjustment of the industrial structure in the region on the basis of its own resource endowment and rationalizing the relationship between the government and the market.

**Keywords:** Structural Dividend, Total Factor Productivity, Upgrading of Industrial Structure, Rationalization of Industrial Structure, Spatial Spillover Effect, SARAR Model

**JEL Classification:** R11, L16

(责任编辑:陈永清)