

# 城乡收入差距、空间溢出与产业结构调整

## ——基于空间回归模型偏微分效应分解

陈保启 张玉昌

(山东财经大学经济学院,山东 济南 250014)

**[摘要]** 利用中国 2004–2014 年省际面板数据,采用 Lesage 和 Pace(2009)年提出的空间回归模型偏微分方法,实证考察了城乡收入差距变动对产业结构调整的空间溢出效用。结果表明:(1)产业结构调整存在显著的空间关联和空间异质性,并且产业结构调整与城乡收入差距在空间分布上存在一定的依赖性;(2)城乡收入差距对产业结构合理化的影响存在正向的直接效用、正向间接效应以及正向总体空间溢出效应;(3)城乡收入差距对产业结构高度化的影响存在负向的区域内效应、负的区域间效应以及负的总体溢出效应;(4)控制变量中,地区经济发展水平对产业结构优化升级的影响呈现非线性的空间溢出效应,交通基础实施、城市化率和知识产权保护程度对产业结构调整均存在正向的空间溢出效应。

**[关键词]** 产业结构调整;城乡收入差距;空间溢出

**[DOI 编码]** 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2017.03.004

**[中图分类号]**F062.9 **[文献标识码]**A

**[文章编号]**2095-3410(2017)03-0031-13

### 一、引言

经过多年来的发展,我国已经实现从农业经济向工业经济的转型,并已步入工业化中期阶段。经济发展的过程实际就是产业结构调整的过程,目前中国经济发展已经进入新常态,增速放缓,传统产业陷入过剩困局,产业结构调整迫在眉睫。在产业结构转型的过程中,与世界上多数发达国家的产业结构相比,我国产业间、区域间存在的不协调以及各产业内部的若干矛盾和问题也不断凸现,并被社会各界诟病,认为亟须进行调整。

要调整产业结构,就需要对于我国产业问题的成因有一个明确的认识。中国产业结构问题是多种因素共同作用的结果,主要是由市场的内生力量和部分扭曲的激励体系共同作用导致的,其中需求和供给是产业结构调整背后的两种市场内生力量。从需求视角来看,人均收入增加会提高居民的消费层

次,促使产业结构优化升级;从供给角度看,不同产业产品的相对价格变动使得消费者的预算约束线发生变动,使得消费者的消费结构发生变动,从而导致产业结构发生变动。无论是需求角度的消费水平变化还是供给角度的消费结构变动都与居民的收入有关。传统理论上认为收入差距小会促进产业结构优化调整,收入差距扩大会抑制产业结构优化升级,但是中国却呈现出城乡收入差距大的地区产业结构相对合理,反而收入差距小的地区产业结构相对不合理。2009 年世界银行发表的世界发展报告中提出,中国东南沿海不仅是主导产业集中区域和大量人口迁徙的集聚地,也是中国贫困化率最高的集中区域,呈现收入差距水平继续扩大的趋势。

为了解决产业结构问题,我国采取了鼓励技术创新、促进生产要素跨地区、跨行业合理流动、地区间产业转移等措施。然而,由于中国存在二元经济

**[基金项目]** 本文是国家社会科学基金项目“我国产业结构转型升级进程中收入分配格局演进研究”(项目编号:14BJL041)和山东省社会科学基金项目“后金融危机时期山东产业结构调整思路 and 对策研究”(项目编号:10CJGJ15)的阶段性成果。

**[作者简介]** 陈保启(1966—),男,山东巨野人,山东财经大学经济学院教授,博士。主要研究方向:产业经济学。

结构问题,生产要素特别是劳动力的地区间流动性受到一定的限制,只有受教育程度高、技术水平高的劳动力才会被现代产业集中的地区所接纳,那些受教育程度和技术水平较低的劳动力在低收入部门工作,使得城乡居民收入差距进一步扩大。从结果来看,生产要素跨区域流动,没有明显的缓解产业结构问题,反而使得城乡收入差距持续扩大,进而对产业结构调整产生了影响。

经济结构之所以出现这种现象,从中国经济发展阶段来看,中国正处于产业结构与收入差距呈正向关系的阶段,即收入差距扩大有利于产业结构的调整,但是从长期来看,收入差距继续扩大,必然会抑制产业结构的优化升级。从区域关联与差异角度来看,区域间存在经济发展速度、质量以及发展水平和规模的差异性,导致不同地区的收入差距与产业结构发展水平存在差异。然而,地区之间又是相互影响的,收入差距对本地区产业结构调整产生影响的同时,必然会对周边地区产生影响,收入差距变动对于产业结构调整存在空间溢出效应。因此,深入研究产业结构的动态分布以及分布的变动特征,分析产业结构调整与收入差距变动的空间关联与差异就愈发重要。

本文结构安排如下:第二部分,对相关文献进行梳理与评述;第三部分,理论模型构建与空间效应理论分析;第四部分,指标说明、数据来源与模型选择;第五部分,城乡收入差距影响产业结构调整的经验分析;第六部分,结论与建议。

## 二、相关文献综述

产业结构作为过去经济增长方式的结果以及未来经济发展方式的基础,从世界各国经济发展历程来看,产业结构调整已经成为促进经济发展的关键因素,产业结构调整对于经济结构优化与经济协调发展,具有重要的意义。

迄今,已有很多国内外学者对产业结构优化调整进行了研究,这些研究主要集中在以下几个方面:在第一个领域,学者从产业结构演进趋势角度来分析产业结构调整问题(西蒙·库兹涅茨,1991;费歇尔,1935;Clark,1940;高煜、刘志彪,2008)。在第二个领域,研究者主要是分析研究产业结构优化调整的动因。这一领域中国外学者(W.A.Lewis,1954;赫

希曼,1958;罗斯托,1988;Chenery,1989)提出了一些经典的产业结构理论。国内学者对我国产业结构优化调整的研究主要集中在产业结构调整过程中政府和市场的作用。一种观点认为,由于市场不完善、市场失灵以及我国特殊国情等原因,政府干预在产业结构调整中的效果更为明显(罗勤,2001;吴宏洛,2002;王皓,2009)。另一种观点认为,产业结构调整的主体是企业,而非政府,应主要依靠市场调节机制(肖梁,2002;江飞涛、李晓萍,2010)。

经济学界一致认为中国产业结构存在严重问题,需要对产业结构进行调整,但在由谁调、怎么调的问题上存在分歧。一些学者则从实证的角度对多个影响产业结构转型的因素进行了研究。其中比较重要的变量包括外商直接投资(刘宇,2007)、政府行为(胡向婷和张璐,2005;贾敬全和殷李松,2015)、基础设施(刘生龙和胡鞍钢,2010;林毅夫,2011)、技术进步(Acemoglu&Gauerrieri,2008;唐德祥和孟卫东,2008)、生产要素供给(Ngai&Pissarides,2007;卢福财和罗瑞荣,2011)、消费者需求(干春晖等,2013)和金融支持(朱玉杰和倪晓然2014)等。

虽然已有成果提供的影响产业结构调整的因素非常多,但是从很多国家经济发展经验中可以发现,城乡收入差距是影响产业结构调整的重要因素。中国人民大学宏观经济分析与预测课题组(2013)研究认为推动我国经济增长的各种动力以及由此产生的人均收入增长本身塑造了当前的产业结构,并且人均收入提高是三次产业比例变化的主要原因。城乡收入差距影响产业结构调整的作用机制,主要有四种观点,第一种观点从积累激励视角,认为收入差距会限制穷人的投资机会、降低积累财富的激励,从而不利于产业结构调整,阻碍了产业结构优化升级(Banerjee & Newman,1993;Aghion et al.,1997)。第二种观点从劳动分工的视角,认为低技能劳动力更倾向于选择不分工协作而影响产业结构调整(Fishman &Simhon,2002;陆铭等,2007)。第三种观点从消费需求的角度,认为收入差距扩大会降低居民消费需求,从而在相当程度上制约产业结构优化升级(Murphy et al.,1989;杨汝岱等,2010;沈凌和田国强,2009)。第四种从政治经济的视角,认为收

入差距通过政府税收、社会冲突影响产业结构调整 (Persson&Tabellini, 1994; Alesina&Rodrikc, 1994; 尹恒等, 2005)。

各地区比较优势不同,专业化部门各异,产业结构水平存在明显的差异,然而,地区间的经济联系越来越紧密,产业的结构效应使得地区间产业结构又存在互补性、依赖性。对于产业结构区域差异化缩小还是扩大没有形成统一观点,何龙斌(2012)研究发现2004年以来沿海和内陆的产业份额差距确实在缩小。然而陈秀山和徐瑛(2008)提出按照比较优势应该向内陆转移的部分劳动密集型产业非但没有转移,反而呈现集聚强化的趋势,区域差异在扩大。刘红光等(2011)按照价值链划分,发现沿海地区低附加值环节份额下降的同时,沿海设备制造等高端产业或环节集聚优势进一步增强,地区差异增大。

空间经济学的区位锁定效应以及强调产业关联的新经济地理学为我们分析区域间存在的产业结构关联与差异性现象提供了参考。何一鸣等(2011)研究发现,各地区之间在产业结构存在着一定的差异同时,由于各地区之间存在着贸易往来,知识、技术的溢出,以及劳动力的流动,宏观政策的引导和调整,一个地区的产业结构往往会受到周边地区的影响和制约。周迪、程慧平(2015)基于分布动态学理论,引入GIS可视化技术并考虑空间因素,研究了我国31省市产业结构水平的分布动态演化特征及其空间依赖,发现我国产业结构发展在空间上不是独立的,产业结构水平高的邻居能更促进本地区产业结构水平的提高。

有学者开始从空间效应角度研究收入差距变动对产业结构调整的影响。陈建军(2002)研究认为,地区之间发生产业转移最基本的条件是两地区之间具有较为密切的经济联系,这种经济联系的主要纽带是产品和要素的流动,而产品和要素的流动与地区之间收入情况关系密切。范剑勇、李方文(2011)研究发现在2004年左右已经出现了产业从东南部沿海地区向北部沿海与中部地区扩散的转折,产业结构在地区间存在关联,但是由于价格效应以及市场规模效应使得产业在一些地区集聚,呈现出产业结构空间的差异,而价格效应与市场规模效应由货币的外部性表现出来,这种货币效应与不同地区的工资收入情况差异有关。郑万吉和叶阿忠(2015)构建半参数空间面板向

量自回归模型及时空脉冲响应函数,分析发现城乡收入差距扩大会抑制本省及周边省份的产业结构升级,虽然在短期内会促进本省经济增长,但是在长期内对整体区域经济增长都存在阻碍作用。

空间关联性的存在使得在建立经济模型时,有必要将空间因素纳入到模型中,忽视了空间关联的存在,会使得实证分析结果产生偏差。如果一个地区被看作是独立的个体进行分析,那么地区间潜在的相互影响会被忽略。空间经济学认为不同地区之间经济联系越来越紧密,因此,任何一个地区的经济都不是独立存在的,当一个地区的外生冲击往往会对邻近地区以及更远地区的经济产生影响,之后再波及自身,地区之间的联系是一种“震荡—回拨”形式的相互影响。传统实证分析过程中,如果只考虑时间序列数据,会掩盖区域空间差异;如果采用面板数据可以分析个体效应用于体现不同地区间的差异,但是不同地区间的横向空间影响却依然没有办法分析。近年来,空间计量分析方法逐渐成熟,使得我们能够在分析经济变量间影响时考虑到空间因素的作用。空间面板计量弥补了传统计量不能综合考虑横向与纵向差异的缺陷,能够更为准确的确定变量之间的关系,因此本选题借助空间面板计量工具,从空间关联与空间异质性视角,分析城乡收入差距变动对产业结构调整的直接效应与间接效应。

### 三、理论模型的构建与空间效应理论分析

由于城乡收入差距效应与产业结构效应与地理区位密切联系,因此构建模型要考虑空间因素的影响,主要是因为:一是产业结构存在地区差异性,一般说来,不同地区存在自然因素、历史因素、社会因素以及市场因素等方面的差异,地区产业结构存在差异。二是收入效应具有影响本地区的直接效应以及影响关联区域的间接效应。三是除了收入效应外,还有很多因素影响产业结构,这些因素既有如文化、风俗、经济惯性等难以量化的因素,还有可量化的一些因素,如:消费、投资、基础设施和就业等因素。因此,有必要将空间因素纳入到模型中,忽视了空间关联的存在,会使得实证分析结果产生偏差。

#### 1. 模型设定

借鉴 Lesage 和 Pace 提出的空间计量经济学建模技术,将产业结构合理化和高级化  $y$  分为五个效



应:空间异质性(α)、产业结构空间滞后效应(ρWy)、城乡收入差距的区域内直接效应(β<sub>1</sub>X)、城乡收入差距的区域外间接效应(β<sub>2</sub>WX)和遗漏因素效应(ε),用公式表示为:

$$y = \alpha l_n + \rho Wy + \beta_1 X + \beta_2 WX + \varepsilon \tag{1}$$

其中,  $l_n$  是  $N \times 1$  阶单位矩阵,  $X$  是城乡收入差距, 在实证分析部分同时也包括加入的控制变量。ε 表示误差项,  $W$  为空间权重矩阵,  $Wy$  和  $WX$  分别表示被解释变量和解释变量的空间效应。需要注意的是, Lesage 和 Pace (2009) 提出在空间计量估计结果中, 如果  $\rho \neq 0$ , 那么产业结构空间滞后效应(ρWy)、城乡收入差距的区域内直接效应(β<sub>1</sub>X)和城乡收入差距的区域外间接效应(β<sub>2</sub>WX)中的回归系数 ρ、β<sub>1</sub> 和 β<sub>2</sub> 的解释与普通最小二乘 OLS 回归系数的解释存在明显的差异, 也就是说, 按照传统的偏微分解释自变量对因变量的影响并不科学, 不能直接用空间计量模型(1)中的回归系数衡量空间溢出效应。

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_3 \end{pmatrix} = \sum_{k=1}^K \begin{pmatrix} S_k(W)_{11} & S_k(W)_{12} & \cdots & S_k(W)_{1n} \\ S_k(W)_{21} & S_k(W)_{22} & & \\ \vdots & \vdots & \ddots & \\ S_k(W)_{n1} & S_k(W)_{n2} & \cdots & S_k(W)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1k} \\ x_{2k} \\ \vdots \\ x_{nk} \end{pmatrix} + V(W)l_n\alpha + V(W)\varepsilon \tag{5}$$

$$y_i = \sum_{k=1}^K [S_k(W)_{i1}x_{1k} + S_k(W)_{i2}x_{2k} + \cdots + S_k(W)_{in}x_{nk}] + V(W)l_n\alpha + V(W)_i\varepsilon \tag{6}$$

将公式(6)中的  $y_i$  对他区域  $j$  的第  $k$  个解释变量  $x_{jk}$  求偏导得到公式(7), 将  $y_i$  对本地区内的第  $k$  个解释变量  $x_{ik}$  求偏导得到公式(8):

$$\frac{\partial y_i}{\partial y_{jk}} = S_k(W)_{ij} \tag{7}$$

$$\frac{\partial y_i}{\partial y_{ik}} = S_k(W)_{ii} \tag{8}$$

公式(7)中  $S_k(W)_{ij}$  表示地区  $j$  的第  $k$  个解释变量对地区  $i$  被解释变量的影响, 即区域外部溢出效应,  $S_k(W)_{ii}$  表示地区  $i$  的第  $k$  个解释变量对本地区被解释变量的影响, 即区域内溢出效应。与传统的回归统计 OLS 模型相比, 空间 Durbin 回归模型中, 公式(7)如果  $j \neq k$ ,  $y_i$  对  $x_{jk}$  的偏微分一般不为 0, 而是取决于矩阵  $S_k(W)$  中的元素  $S_k(W)_{ij}$ , 公式(8)中  $y_i$  对  $x_{ik}$  的偏微分一般不等于  $\beta_{ik}$ 。有公式(7)和公式(8)得到的偏微分说明一个地区解释变量不仅影

2.空间回归模型的空间效应分解方法

为了解决空间计量回归系数不能直接解释自变量影响因变量的空间效应的问题, 借鉴 Lesage 提出的空间回归模型偏微分方法, 将空间溢出效应分解为直接效应、间接效应以及总体空间溢出效应, 将模型改写为:

$$(I_n - \rho W)y = \alpha l_n + \beta_1 X + \beta_2 WX + \varepsilon$$

$$y = \sum_{k=1}^K S_k(W)x_k + V(W)l_n\alpha + V(W)\varepsilon \tag{2}$$

$$S_r(W) = V(W)(I_n\beta_{1k} + W\beta_{2k}) \tag{3}$$

$$V(W) = (I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \cdots \tag{4}$$

上式中,  $I_n$  是  $n$  阶单位矩阵,  $K$  表示解释变量的个数,  $k=1, 2, \cdots, K$ ,  $\beta_{1k}$  是解释变量  $X$  中第  $k$  个解释变量的回归系数,  $\beta_{2k}$  表示  $WX$  的第  $k$  个变量的回归系数。为了解释  $S_k(W)$  的作用, 将公式(2)改写为公式(5),  $i$  地区的  $y_i$  可以表示为公式(6)。

响本地区的被解释变量, 而且对其他地区的被解释变量产生影响, Lesage 等(2009)提出对本地的影响成为直接效应(Direct Effect), 对其他地区的影响成为间接效应(Indirect Effect), 两者相加成为总效应(Total Effect)。

公式(1)是空间杜宾模型(SDM), 是本文的基准模型, 考虑到上述公式模型中各个变量的量纲存在差异, 无法直接判断解释变量对于被解释变量的影响程度, 为了使得回归系数的经济意义更明确, 本文将基本模型变形为双对数模型形式, 双对数模型为:

$$\ln y = \alpha l_n + \rho W \ln y + \beta_1 \ln X + \beta_2 W \ln X + \varepsilon$$

3.空间相关性检验

在空间数据分析中, 不论采用何种空间计量经济模型, 需要对经济变量间是否存在空间相关性进行检验。通常采用 Moran's I 指数及其散点图来判断经济

变量的空间自相关性,Moran's I 的表达式为:

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

其中,  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ,  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ,  $Y_i$  是省域个

体  $i$  的观测值,  $n$  为省域个体总数,  $W_{ij}$  是省域  $i$  与省域  $j$  之间邻近关系的二进制邻接空间权重矩阵, 邻接矩阵的元素  $w_{ij}$  为:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当省域个体 } i \text{ 与省域个体 } j \text{ 相邻接} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

Moran's I 统计量是反映观测值及其空间滞后的相关系数,  $-1 \leq \text{Moran's I} \leq 1$ , 大于 0 表示经济变量之间存在空间正相关, 小于 0 表示空间负相关, 等于 0 表示空间独立。Moran's I 指数越接近 1, 表明经济变量空间正相关性越强, 指标越接近 -1, 表明负相关性越强。

#### 四、指标与数据说明

##### (一) 产业结构调整

产业结构优化升级包括两个维度: 产业结构合理化和产业结构高度化, 本文从这两个维度对产业结构调整进行衡量。

##### 1. 产业结构合理化

产业结构合理化是指产业之间的协调程度和资源有效利用程度, 实质是要素投入结构和产出结构耦合程度的衡量。研究者一般用结构的偏离程度对产业结构合理化进行测度, 公式为:

$$E = \sum_{i=1}^3 \left| \frac{Y_i/L_i}{Y/L} - 1 \right| = \sum_{i=1}^3 \left| \frac{Y_i/Y}{L_i/L} - 1 \right|$$

公式中  $E$  表示产业结构偏离程度,  $Y$  表示产值,  $L$  表示就业人口,  $i$  表示产业。根据古典经济学, 经济处于均衡状态时, 各产业生产率水平相等。  $Y/L$  表示生产率水平, 当经济均衡时,  $Y_i/L_i = Y/L$ , 从而  $E=0$ 。同时  $Y_i/Y$  表示产出结构,  $L_i/L$  表示就业结构,  $E$  是要素投入结构和产出结构耦合程度。  $E$  值越大说明经济越偏离均衡状态, 产业结构越不合理。结构偏离程度指标忽视了各产业在经济中的重要程度, 因此, 我们采用干春晖等 (2011) 使用的 Theil 指数来衡量产业结构合理化程度, 公式如下:

$$TL = \sum_{i=1}^3 \left( \frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left( \frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right)$$

如果经济处于均衡状态,  $TL=0$ , 如果泰尔指数不为 0, 表明产业结构偏离了均衡状态, 产业结构不合理。

##### 2. 产业结构高度化

根据配第一克拉克关于产业结构演变的规律, 产业结构高度化是产业结构重心由第一产业向第二产业和第三产业转移, 第一产业比重相对降低, 第三产业占比增加。因此, 本文采用李逢春 (2012) 测度产业结构高度化的方法, 公式如下:

$$TS = \sum_{i=1}^3 y_i \times i = y_1 \times 1 + y_2 \times 2 + y_3 \times 3, 1 \leq R \leq 3$$

其中  $y_i$  为第  $i$  产业产值占 GDP 比重,  $TS$  的值越接近 1, 说明产业结构高度化层次越低,  $TS$  值越接近 3, 说明产业结构高度化层次越高。

##### (二) 城乡居民收入差距指标 GAP

基尼系数是衡量居民收入分配差距最常用的指标, 在测算居民收入分配时, 现行的居民家庭收支统计是按照城镇和农村分别进行的, 按照这种统计标准值能分别计算出城镇、农村居民收入的基尼系数, 不能直接测算出全国居民收入的基尼系数。另外我国居民呈现典型的城乡二元结构, 一些学者采取城乡居民收入比来作为衡量我国收入分配差距的指标。如果仅仅利用城乡居民收入比率来衡量收入分配差距, 存在没有考虑城乡居民在总人口中占比不同的弊端, 因此本文采取修正加权变异系数算法, 测算城乡收入差距, 公式如下:

$$GAP_t = \frac{\sqrt{\frac{\omega_{2t} \sum_{n=1}^2 \omega_{nt} (i_{nt} - \tilde{i}_t)^2}{1 - \omega_{2t}}} }{\tilde{i}_t}$$

上式中  $GAP_t$  表示第  $t$  期城乡基尼系数,  $\omega_{1t}$  和  $\omega_{2t}$  分别表示第  $t$  期农村人口比重和城市人口比重,  $i_{1t}$  和  $i_{2t}$  分别表示第  $t$  期农村居民人均纯收入和城镇居民可支配收入, 其中  $\tilde{i}_t = \sum_{n=1}^2 \omega_{nt} i_{nt}$

##### (三) 控制变量

1. 经济增长 (pgdp)。制造业的发展可以通过影响经济的增长从而间接影响居民收入差距, 所以经济增长本身是一个影响国民收入差距的因素, 并且将经济增长作为控制变量还可以大体区分制造业发展对居民收入差距的直接影响和间接影响, 根据已

有的研究成果表明,人均 GDP 能够表示经济增长,因此本文选取人均 GDP 作为衡量经济增长的指标。

2.城市化率(Urban)。国家的城镇化战略使得人口大规模的在城乡间迁移,城镇化能为产业发展提供广阔的空间,同时城镇化需要不断强化产业的支撑力度,推动城镇化与产业结构调整、战略性新兴产业发展和服务业省际的有机融合(李克强,2012)。本文采用各地区非农人口占总人口的比重来衡量城市化水平(陆铭等,2004)。

3.技术进步(rd)。技术进步是推动产业结构调整的动力,技术进步使得生产更加专业化,引起产业结构内部产业比重调整。本文采用各省份的 R&D 投入经费占 GDP 的比重作为衡量技术进步的指标。

4.交通基础设施(road)。交通基础设施促进了生产要素跨地区合理流动,空间溢出效应更多地通过经济联系发生作用。产业结构的提升要求提升基础设施服务水平,用来减少交易费用,这种作用机制来源于基础设施是否做出了相应的改进(林毅夫,2011)。本文采用铁路营运里程与公路营运里程之和作为衡量交通基础设施的指标。

5.知识产权保护程度(patent)。提升对新研发的成果的保护力度,一定程度上保护了研究者的利益,有利于促进技术创新,从而促进产业结构优化升级。本文利用技术市场交易额测度对知识产权的保护程度。

(四)数据说明

本文采用中国分省数据,数据样本不包括中国港、澳、台地区的数据,全部样本为大陆 31 省市 2004-2014 年数据。数据来源《中国科技统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国统计年鉴》、各省的《统计年鉴》。在经验估计中,为了避免多重共线性等回归问题,文章对变量采取自然对数处理。关于空间权重矩阵的设置,本文采取邻接空间权重矩阵,空间单元 i 和单元 j 相邻取值为 1,不相邻取值为 0。

五、经验分析

(一)城乡收入差距与产业结构调整探索性空间数据分析

为了测度城乡收入差距与产业结构调整在空间上的集聚程度,文章运用 Moran's I 指数及其散点图来分析城乡收入差距与产业结构调整是否存在空

间集聚现象。另外,文章进一步采用局部空间自相关指标:空间联系的局部指标(LISA 集聚图)和 Moran's I 散点图来检验空间分布格局。

为了测度产业结构调整与城乡收入差距在空间上的集聚程度,本文运用 Moran's I 指数及其散点图来分析二者之间是否存在空间集聚现象。同时,采用空间联系的局部指标(LISA 集聚图)和 Moran's I 散点图来检验局部空间分布格局。

1.全局空间自相关检验

全局自相关 Moran's I 检验是基于截面数据个体空间相关性检验。表 1 和图 1 是 2004-2014 年所有样本区间在邻接权重矩阵下的 Moran's I 统计量结果和 Moran's I 变化趋势图。从表 1 中 Moran's I 统计量和 P 值可以看出,产业结构合理化指标的 Moran's I 指数大于零,并且在 1%水平上显著,说明存在显著的空间依赖性;产业结构高度化的空间关联结果表明,Moran's I 指数大于零,存在着正向的空间关联;城乡收入差距空间关联呈现波动趋势,总体上存在空间依赖性。

表 1 Theil 指数、TS 以及 GAP 的 Moran's I 指数

年份	Theil 指数			TS			GAP		
	I	z	p	I	z	p	I	z	p
2004	0.350	3.847	0.004	0.075	1.024	0.138	0.292	2.794	0.010
2005	0.352	3.499	0.004	0.093	1.152	0.130	0.202	2.026	0.038
2006	0.434	4.065	0.002	0.095	1.169	0.126	0.106	1.322	0.108
2007	0.409	4.236	0.002	0.093	1.282	0.116	0.147	1.534	0.074
2008	0.454	4.010	0.002	0.107	1.303	0.104	0.205	2.058	0.030
2009	0.422	4.094	0.002	0.131	1.645	0.064	0.161	1.760	0.044
2010	0.485	4.667	0.002	0.160	1.903	0.050	0.156	1.740	0.046
2011	0.532	5.038	0.002	0.166	1.945	0.042	0.178	1.452	0.068
2012	0.498	4.689	0.002	0.167	1.981	0.036	0.183	1.973	0.055
2013	0.469	4.601	0.002	0.152	1.786	0.042	0.251	1.999	0.035
2014	0.504	4.764	0.002	0.162	1.802	0.042	0.307	3.220	0.005

图 1 从总体上描述了 2004-2014 年期间产业结构合理化(Theil 指数)、产业结构高度化(TS)以及城乡收入差距(GAP)的 Moran's I 指数变化情况,可以看出产业结构合理化与高度化的空间依赖性呈现逐年增加的趋势,说明省际的产业结构调整联系越来越紧密,城乡收入差距空间关联呈现波动趋势,但是总体来看,存在一定的空间依赖性。

图 2 和图 3 描述的是 2014 年 Moran 散点图,Moran 散点图将不同省域的产业结构 theil 指数、产业结构高度化(TS)和城乡收入差距(GAP)分为四个象限的空间相关模式,第一象限表示高水平地区

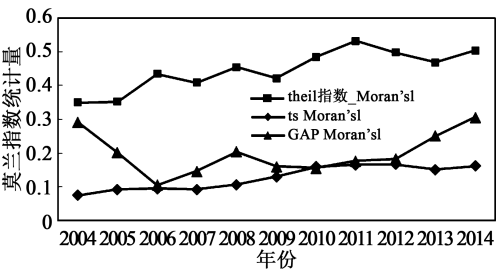


图1 2004-2014 年各变量 Moran's I 变化趋势图

被高水平地区包围,第二象限表示低水平地区被高水平地区包围,第三象限表示低水平地区被低水平地区包围,第四象限表示高水平地区被低水平地区包围。一、三象限表示变量存在空间正相关,二、

四象限表示变量之间存在空间负相关。由于 Theil 指数数值越低表示产业结构越合理,由图 2 中(左) Moran 散点图可以看出,多数省份分布在第一、三象限内,说明产业结构比较合理的省域在空间上聚集,产业结构合理化水平低的省域形成了低水平的集聚圈。图 2 中(右)是 2014 年产业结构高度化 Moran 散点图,可以发现产业结构高度化也表现为省份多集中分布在第一、三象限内,说明产业结构比较高级的省域在空间上聚集,产业结构高级化程度较低的省域形成了低水平的集聚圈。图 3 是城乡收入差距(GAP)2014 年的 Moran 散点图,可以看出大部分省份分布在第一、三象限内,表现出正向空间关联的特点。

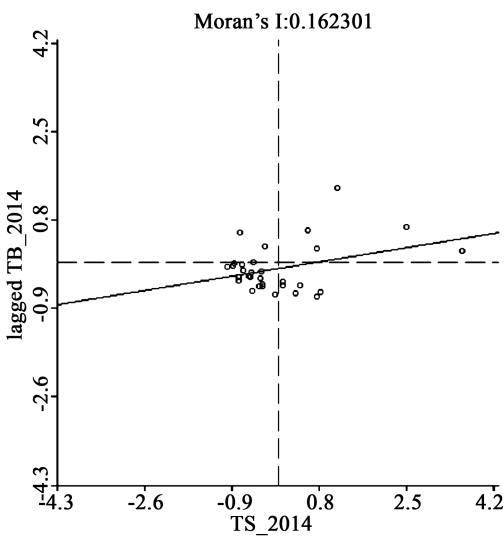
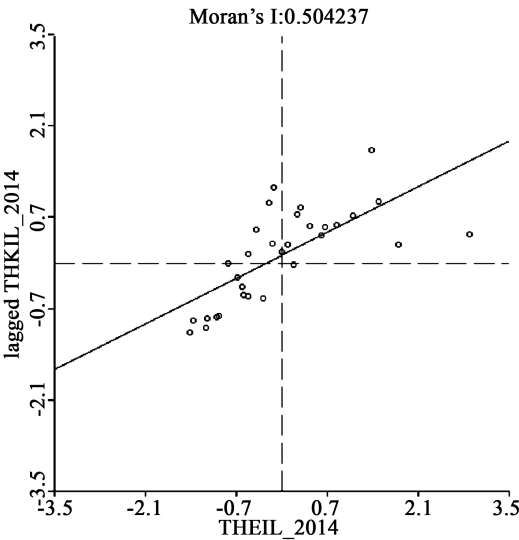


图2 产业结构合理化 Theil 指数(左)和高度化 TS(右)的 Moran 散点图(2014 年)

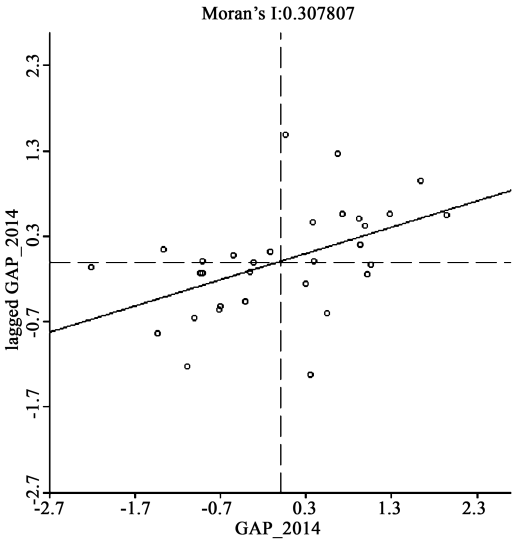


图3 城乡收入差距 GAP(2014 年) Moran 散点图

2.局部空间自相关检验

Moran's I 指数是一种全局空间自相关分析的判断指标,但是无法进一步分析不同地理单元之间的空间关联情况。局域空间自相关指标 LISA 能够指示每个空间位置的观察值是否与其邻近位置的观察值具有相关性,因而可以反映空间单元中临近单元的属性相似(“高一高”或“低—低”)与不相似(“高一低”或“低—高”)的程度。本文借助 LISA 集聚地图反映我国省际产业结构与城乡收入差距的空间集聚分布及其空间关联情况,如图 4 和图 5 所示。



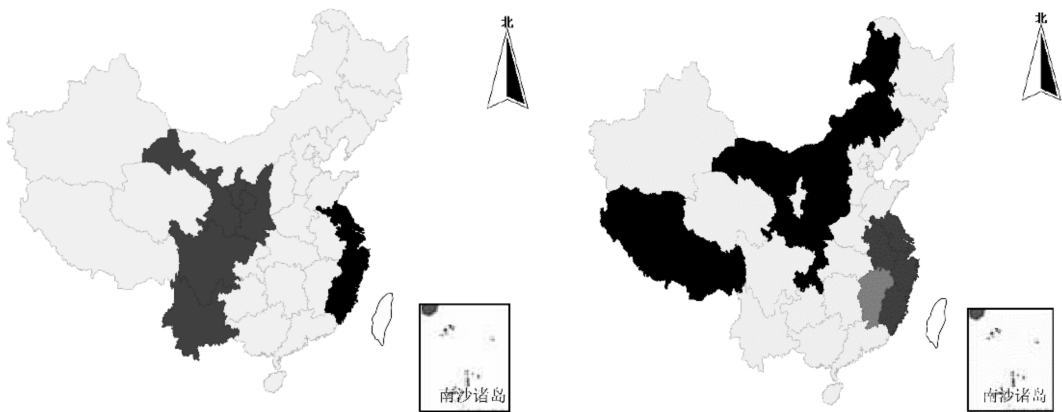


图4 2014年产业结构合理化Theil指数(左)和高度化TS(右)的LISA集聚图

注:图中深黑代表低—低(LL)、浅黑代表高—高(HH)、灰色代表低—高(LH)、浅灰色代表高—低(HL)集聚。

图4(左)LL集聚区表示Theil指数值小,代表产业结构合理化程度较高,HH集聚区表示Theil指数值大,代表产业结构合理化程度较低。由图2(左)可以看出,LL(合理化程度较高)集聚区域主要集中于我国东部沿海地区,分别是江苏、上海、浙江和福建,这些省市经济发展水平较高,促进了产业结构合理化水平,存在空间上的相互集聚。作为产业结构合理化程度较高的省市,以这四个经济点为核心形成了产业结构合理化高水平聚集区域,带动了周围省域的产业结构更加合理化;HH(合理化水平较低)集聚区域主要分布在我国中西部地区,受地理位置、资源禀赋、经济发展以及产业布局等因素的影响,形成了产业结构合理化水平较低的聚集区域,在一定程度上抑制了周边省域产业结构合理化的进程。从图4(右)产业结构高度化的LISA集聚图看,产业结构高度化LL集聚区主要分布在中部地区,陕西、山西、甘肃和内蒙古地区呈现显著的低—低集聚,因为这些地区经济与相邻的区域的经济水平相对较低,产业结构升级进程相对滞后。江苏、上海、浙江和福建呈现出高—高集聚,与合理化程度较高的集聚大致重合,说明以这些地区为中心,形成了产业结构优化程度较高的集聚区。而江西省呈现了低—高的空间集聚状态,该地区产业结构高度化水平相对较低,但是周围地区产业结构高度化程度相对较高,特别是相邻的东部省份,产业结构优化程度较高。

图5报告了城乡收入差距的LISA集聚图,城乡收入差距低值区域主要集中在北部地区,形成了城

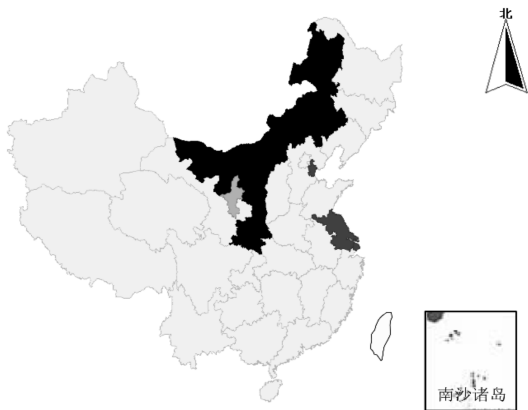


图5 2014年城乡收入差距的LISA集聚图

注:图中深黑代表低—低(LL)、浅黑代表高—高(HH)、灰色代表低—高(LH)、浅灰色代表高—低(HL)集聚。

乡收入差距的LL区域;城乡收入差距高值集中在北京、江苏和上海,以这三个省市为中心,形成了收入差距的HH区域。宁夏呈现出明显的高—低集聚特征,是因为宁夏相邻的地区城乡收入差距水平较之明显要小,因此以宁夏为中心,形成了高—低的集聚区域。综合图4和图5以及全局自相关可以看出,中国产业结构与城乡收入差距之间具有明显的空间关联,特别是东部和中部地区。具体而言,产业结构合理化水平高集聚区、产业结构高度化水平较高的集聚区与城乡收入差距的HH集聚区在空间上有一定的重合;产业结构高度化水平较低集聚区与城乡收入差距的LL集聚区在空间上存在一定的依赖性。

(二)空间面板数据模型经验估计结果

1.空间面板数据模型选择



文章采用最大似然 (MLE) 估计方法, 分别对空间自回归模型 (SLM)、空间误差模型 (SEM) 以及空间杜宾模型 (SDM) 进行估计。虽然回归系数不能够直接解释空间回归模型的结果, 但是空间回归模型偏微分方法中自变量对因变量的直接效应、间接效应以及总效应是以回归系数为基础的, 因此对空间计量模型的选择会影响空间效应分解的准确性。文章通过 Hausman 检验决定使用固定效应 (FE) 还是随机效应 (RE), 利用 Anselin 判别准则在 SLM、SEM 和 SDM 中选择合适的空间计量模型, 并对模型进行估计, 表 2 为 2004-2014 年我国城乡收入差距对产业结构合理化影响效应的实证分析结果。从表 2 中的估计结果中发现, 空间滞后项以及误差项系数  $\rho/\lambda$  均为正数, 说明中国省际产业结构合理化之间存在显著的空间依赖性。表 2 中的 Hausman 检验结果来看, 所有模型均适合采用固定效应。采用经典模型 OLS 估计的拟合优度不及空间模型的拟合优度, 应该采取空间模型的最大似然估计。在空间计量模型中空间误差模型 (SEM) (4) 估计结果 LogL 以及  $R^2$  均小于空间滞后模型 (SLM) 和空间杜

宾模型 (SDM), 说明 SEM 拟合效果不好。空间滞后模型 (SLM) 回归结果 (2) 中加入的控制变量回归结果并不显著, 在模型 (3) 中剔除了模型 (2) 中回归系数不显著的变量, 得到模型 (3) 的回归结果。在空间杜宾模型 (5) 的回归结果中, 考虑了解释变量以及选择的控制变量的空间滞后, 尽管解释变量和控制变量的空间滞后回归结果通过了联合 F 统计量的显著性检验, 但是模型 (5) 和 (6) 回归结果中控制变量中除了人均 GDP (pgdp) 以及人均 GDP 的平方项 (pgdp<sup>2</sup>) 通过了显著性检验, 其他控制变量的回归系数很小并且没有通过显著性检验, 因此在模型 (7) 中把模型 (6) 不显著的变量剔除, 得到了模型 (7) 的回归结果, 模型 (7) 的回归结果中包含解释变量 (GAP) 以及控制变量人均 GDP (pgdp) 以及平方项 (pgdp<sup>2</sup>) 的空间滞后项, 从联合 F 统计量来看, 通过了 1% 的联合显著性检验, 并且 LogL 数值以及  $R^2$  说明拟合效果很好。所以, 为了稳健以及便于比较空间效应, 文章选择了模型 (3) 和模型 (7) 作为邻接权重矩阵下的估计结果, 并分析模型 (3) 和模型 (7) 进行空间溢出的分解效应。

表 2 邻接空间权重下的产业结构合理化空间面板模型估计结果

被解释变量	产业结构合理化(Theil 指数)						
	OLS-FE	SLM-FE	SLM-FE	SEM-FE	SDM-FE	SDM-FE	SDM-FE
模型及变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
GAP	-0.868 **	-0.743 **	-0.612 **	-0.733	-0.078 *	-0.214 *	-0.138 *
pgdp	3.539 ***	3.016 ***	2.781 ***	3.081 **	1.291 **	1.368 **	1.168 **
pgdp^2	-0.190 ***	-0.163 **	-0.144 ***	-0.167 **	-0.078 **	-0.082 **	-0.068 **
road	0.031 *	0.029 **		0.032 *	0.016 *	0.011 *	
Urban	0.008 *	0.007 *		0.007 *	0.001 *	0.004	
rd	0.001	0.001		0.001	0.001	0.001	
patent	0.049 *	0.043		0.042	0.036 *	0.043	
$\rho/\lambda$		0.168 ***		0.116 ***	0.106 ***	0.121 ***	0.128 ***
W_GAP					-1.769 **	-1.513 **	-1.552 ***
W_pgdp					5.705 **	4.870 **	4.831 **
W_pgdp^2					-0.292 **	-0.239 **	-0.235 **
W_road					0.023 *		
W_Urban					-0.018 *		
W_rd					0.001		
W_patent					0.092 *		
R <sup>2</sup>	0.8643	0.9539		0.8834	0.9642	0.9655	0.9568
LogL	1004.65	1018.18		1109.48	1130.129	1165.296	1186.76
Hausman	51.79 ***	199.56 ***	89.16 ***	86.29 ***	110.75 ***	62.51 ***	64.55 ***
F-static	3.97 ***	—	—	—	3.76 ***	3.68 **	3.25 ***
样本数	341	341		341	341	341	341

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示回归结果在 10%、5% 以及 1% 水平下显著。

表 3 给出了 2001-2014 年我国城乡收入差距影响产业结构高度化的实证分析结果。从表 3 中的估计结果中发现, 空间滞后项以及误差项系数  $\rho/\lambda$  均

为正数, 说明中国省际产业结构高度化之间存在显著的空间依赖性, 通过 Hausman 检验的结果来看, 所有模型均适合采用固定效应模型。表 3 回归结果

中 OLS 估计(1)的 LogL 以及  $R^2$  不及空间回归模型,即拟合优度不及空间模型的拟合优度,空间模型的最大似然估计回归效果优于 OLS。在空间计量模型中空间误差模型(SEM)(4)估计结果 LogL 以及  $R^2$  均小于空间滞后模型(SLM)和空间杜宾模型(SDM),说明 SEM 拟合效果不好。空间滞后模型(SLM)回归结果(2)中加入的控制变量回归结果并不显著,在模型(3)中剔除了模型(2)中回归系数不显著的控制变量 Urban 和 rd,得到模型(3)的回归结果。在空间杜宾模型(5)的回归结果中,考虑了解释变量以及选择的控制变量的空间滞后,尽管解释变量和控制变量的空间滞后回归结果通过了联合

F 统计量的显著性检验,但是模型(5)中控制变量 rd 回归系数不显著,因此在模型(6)中把不显著的变量 rd 剔除,得到了模型(6)的回归结果,模型(6)的回归结果中包含解释变量(GAP)以及控制变量人均 GDP(pgdp)以及平方项( $pgdp^2$ )、交通基础设施(road)、城市化率(Urban)和技术市场交易额(patent)的空间滞后项,从联合 F 统计量来看,通过了 1%的联合显著性检验,并且 LogL 数值以及  $R^2$  说明拟合效果很好。所以,为了稳健以及便于比较空间效应,文章选择了模型(3)和模型(6)作为理解权重矩阵下的估计结果,并且在下文中对模型(3)和模型(7)进行空间溢出效应的测算与分析。

表 3 邻接空间权重下的产业结构高度化空间面板模型估计结果

被解释变量  模型及变量	产业结构高度化(TS)					
	OLS-FE	SLM-FE	SLM-FE	SEM-FE	SDM-FE	SDM-FE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
GAP	-0.010*	-0.006*	-0.014*	-0.002*	-0.002*	-0.002*
pgdp	-0.213***	-0.172***	-0.170***	-0.171**	-0.078***	-0.078***
pgdp <sup>2</sup>	-0.011***	-0.010***	0.009***	-0.010**	-0.005***	-0.004***
road	0.002*	0.002**	0.002**	0.001*	0.005**	0.005**
Urban	-0.001	-0.001		-0.001	-0.001**	-0.001**
rd	0.001	-1.12		0.001	0.001	
patent	0.003***	0.003**	0.003**	0.003**	0.004***	0.004***
$\rho/\lambda$		0.342***	0.327***	0.280***	0.206***	0.206***
W_GAP					-0.013**	-0.013**
W_pgdp					-0.216***	-0.216**
W_pgdp <sup>2</sup>					-0.010***	-0.010**
W_road					0.002*	0.002*
W_Urban					-0.002***	-0.002***
W_rd					0.001	
W_patent					0.004*	0.004*
R <sup>2</sup>	0.9243	0.9635	0.9509	0.5594	0.9631	0.9629
LogL	1106.39	1129.55	1128.78	1121.74	1164.06	1163.96
Hausman	83.59***	94.53***	86.67***	86.95***	31.14***	58.18***
F-static	57.10***	—	—	—	3.68***	3.53***
样本数	341	341	341	341	341	341

注：\*、\*\*和\*\*\* 分别表示回归结果在 10%、5%以及 1%水平下显著。

2.城乡收入差距影响产业结构调整的空间效应分析

(1)城乡收入差距的空间效应

首先分析城乡收入差距的区域内溢出效应,即城乡收入差距对本地区产业结构影响的直接效应。从表 4 给出的结果中,城乡收入差距对产业结构合理化以及产业结构高度化的直接效应数值均为负,因为产业结构合理化指标 Theil 指数越小产业结构越合理,所以一定程度的城乡收入差距有利于产业结构合理化调整,产业结构高度化指标数值越大说明产业结构越高级,城乡收入差距对产业结构向高

度化调整存在抑制作用。综合来说,一定的收入差距会提升本地区的产业结构合理化程度,但是会阻碍产业结构向高级化调整。其次,表 4 给出的间接效应,收入差距对产业结构合理化以及高度化的间接效应数值均为负,与直接效应相似,现阶段城乡收入差距对于相邻地区的产业结构合理化有促进作用,对于相邻地区的产业结构高度化存在抑制作用。通过对比间接效应系数与直接效应系数,说明城乡收入差距对本地区的溢出效应小于对相邻地区的产业结构调整 的溢出效应。最后,表 4 给出了城乡收入差距的空间溢出总效应,收入差距对产业结构调

整的总体空间溢出效应系数为负,对产业结构合理化有促进作用,但是会阻碍产业结构向高度化调整。

(2)控制变量的空间溢出效应

首先分析经济发展水平影响产业结构优化升级的空间溢出效应,以人均 GDP 表示衡量的地区经济发展水平与产业结构调整呈现非线性的区域内溢出效应。因为产业结构合理化指标 Theil 指数越小表示产业结构越合理,产业结构合理化与本地地区的经济发展水平呈现“倒 U 型”关系,说明随着本地区经济的发展,产业结构合理化程度先降低,达到一定水平后,伴随着本地区经济水平进一步提高,产业结构趋向合理化调整。产业结构高度化与本地区经济发展水平城乡“U 型”非线性关系,即伴随着本地区经济的发展,产业结构高度化程度先降低,降低到一定

程度,对着本地区经济水平的提升,产业结构高度化开始提升,趋向更高级化程度调整。同时,经济发展水平存在显著地非线性的区域间溢出效应,产业结构合理化与邻近地区经济发展水平城乡“倒 U 型”关系,产业结构高度化与邻近地区经济发展水平呈现“U 型”关系。说明邻近地区的较低的经济水平不利于产业结构优化升级,随着经济发展水平的提升,较高的经济发展水平对相邻地区的产业结构合理化以及高度化有正向的空间溢出效应。综合经济发展水平的区域内溢出效应和区域间溢出效应,经济发展水平对产业结构优化升级存在非线性关系,较低的经济水平会阻碍产业结构优化升级,伴随着经济水平提升,较高的经济发展水平会促进产业结构优化升级。

表 4 空间溢出效应分解					
空间效应	模型及变量	产业结构合理化(Theil 指数)		产业结构高度化(TS)	
		SLM-FE	SDM-FE	SLM-FE	SDM-FE
		表 2 —(3)	表 2 —(7)	表 3 —(3)	表 3 —(6)
Direct Effect	GAP	-0.622 **	-0.191	-0.015 *	-0.003
	pgdp	2.880 ***	1.416 **	-0.171 ***	-0.088 ***
	pgdp^2	-0.149 ***	-0.080 **	0.009 ***	0.005 ***
	road			0.002 *	0.005 **
	Urban			0.001 ***	0.001 **
	patent			0.003 **	0.004 ***
Indirect Effect	GAP	-0.126 *	-1.756 ***	-0.007 *	-0.016 *
	pgdp	0.580 **	3.789 ***	-0.082 **	-0.286 ***
	pgdp^2	-0.030 **	-0.284 ***	0.005 **	0.014 ***
	road			0.001 *	0.004 **
	Urban			0.002 ***	0.002 ***
	patent			0.002 **	0.003 **
Total Effect	GAP	-0.749 **	-1.947 ***	-0.023 *	-0.019 *
	pgdp	3.461 ***	5.130 ***	-0.252 ***	-0.374 ***
	pgdp^2	-0.179 ***	-0.365 ***	0.014 ***	0.019 ***
	road			0.003 *	0.009 ***
	Urban			0.002 ***	0.002 ***
	patent			0.005 **	0.001 **

注：\*、\*\*和\*\*\* 分别表示回归结果在 10%、5%以及 1%水平下显著。

其次,交通基础设施、城市化率以及知识产权保护程度对产业结构合理化在回归分析中影响不显著,文章没有分析三者对产业结构合理化的空间溢出效应。表 4 给出了三者对产业结构高度化的影响效应分解结果。一是交通基础设施。以公路和铁路营运里程数测度的交通基础设施对产业结构高度化存在显著的正向区域内溢出效应以及区域间溢出效应,并且总体溢出效应也为正,说明交通基础设施不仅对本地区的产业结构高度化调整有促进作用,而

且会通过空间效应促进相邻的地区的产业结构向更高级发展。二是城市化率。城市化率对于产业结构高度化存在正向的直接效应和间接效应,说明城市化率提升会促进本地区和相邻地区的产业结构趋向更高级化发展。三是知识产权保护程度。以技术市场交易额衡量的知识产权保护程度与产业结构高度化呈现显著的正向的区域内溢出效应和区域间溢出效应,并且总体溢出效应也为正,表明对于知识以及技术等高新成果的保护程度不仅会促进本地区的产



业结构优化升级,而且也会提升相邻地区的产业结构高度化水平。

## 六、结论及建议

文章从产业结构的地区关联与差异、城乡收入差距影响产业结构调整的直接效应与外部效应以及遗漏因素出发,利用中国2004—2014年省际面板数据,采用Lesage和Pace(2009)年提出的空间回归模型偏微分方法,实证考察了城乡收入差距变动对产业结构调整的区域间溢出、区域间效应以及总体空间溢出效用,测算了城乡收入差距变动对于产业结构优化调整的空间溢出效应。文章分析结论如下:第一,产业结构调整存在显著的空间关联空间异质性,并且产业结构调整与城乡收入差距在空间分布上存在一定的依赖性。第二,现阶段城乡收入差距对产业结构合理化存在正向的直接效用、正向间接效应以及正向总体空间溢出效应。第三,城乡收入差距对产业结构高度化存在负向的区域间效应、负的区域间效应以及负的总体溢出效应。第四,控制变量中,产业结构调整与经济发展水平城乡非线性的空间溢出效应,交通基础实施、城市化率和知识产权保护程度对产业结构调整均存在正向的空间溢出效应。

城乡收入差距对于产业结构合理化的存在正向空间溢出效应,然而对于产业结构高度化却存在负的空间溢出效应,说明现阶段城乡收入差距水平会促进产业结构合理化,一方面相邻地区的收入差距会促使劳动力、资本等生产要素跨区域合理流动,从而促使相邻地区的产业结构向合理化发展,另一方面,由于存在收入差距会使得需求结构发生变化,促使本地区以及相邻地区为满足居民的需求,使得产业结构向合理化程度更高水平发展。但从长期来看,收入差距持续扩大不仅会抑制本地区产业结构优化升级,而且也不利于相邻地区的产业结构优化调整。为了防止在长期过程中,收入差距持续扩大对产业结构调整产生负的空间溢出效应,本文提出以下几个方面的建议:第一,提高居民收入占比,特别是劳动收入在国民收入分配格局中的比重,缩小城乡收入差距,改善居民消费结构以及就业结构,从而促使产业结构向合理化和高度化方向调整。第二,制定鼓励措施,破除生产要素在区域间流动的壁

垒,鼓励劳动力、资本等生产要素跨区域合理流动,调整资源在空间上的配置,发挥经济发达地区的带动作用,最大限度地发挥产业结构调整相互促进的区域间溢出效应。第三,协调区域协调发展,缩小区域间的经济发展差距,通过制定相关优惠倾斜政策,提升经济落后地区经济发展水平和居民收入水平,提高居民收入影响产业结构优化升级的空间效应。

## 参考文献:

- [1]何龙斌.区际产业转移的要素变化与现实表征[J].改革,2012,(08):75-81.
- [2]陈秀山,徐琰.中国制造业空间结构变动及其对区域分工的影响[J].经济研究,2008,(10):104-116.
- [3]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,(03):4-15.
- [4]余典范,干春晖,郑若谷.中国产业结构的关联特征分析[J].中国工业经济,2011,(11):5-15.
- [5]周迪,程慧平.中国产业结构水平的分布动态及其空间依赖[J].经济经纬,2015,(04):79-84.
- [6]陈建军.基于企业异质性的产业空间分布演化新动力[J].财贸研究,2013,(04):11-20.
- [7]范剑勇,李方文.中国制造业空间集聚的影响:一个综述[J].南方经济,2011,(11):53-65.
- [8]陈安平.中国经济增长的产业分布、空间结构与城乡收入差距[J].经济与金融,2013,(11):23-32.
- [9]江飞涛,李晓萍.直接干预市场与限制竞争:中国产业政策的取向与根本缺陷[J].中国工业经济,2010,(09):26-36.
- [10]林毅夫,陈斌开.发展战略、产业结构与收入分配[J].经济学(季刊),2013,(07):1110-1140.
- [11]王宇,干春晖,汪伟.产业结构演进的需求动因分析——基于非竞争投入产出模型的研究[J].财经研究,2013,(10):60-75.
- [12]郑万吉,叶阿忠.城乡收入差距、产业结构升级与经济增长——基于半参数空间面板VAR型的研究[J].经济学家,2015,(10):61-67.
- [13]付文林,赵永辉.价值链分工、劳动力市场分割与国民收入分配结构[J].财经研究,2014,(01):50-61.
- [14]厉以宁.经济改革、经济增长与产业结构调整之间的关系[J].数量经济技术经济研究,1988,(12):3-9.
- [15]江小涓.市场竞争应该成为我国产业结构调整的基本途径[J].财经问题研究,1999,(08):1-5.
- [16]蓝庆新,陈超凡.新型城镇化推动产业机构升级了

吗?——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J].财经研究,2013,(12):57-71.

[17]胡鞍钢,刘生龙.交通运输、经济增长及溢出效应——基于中国省际数据空间经济计量的结果[J].中国工业经济,2009,(05):5-14.

[18]徐春华,刘力.省域市场潜力、产业结构升级与城乡收入差距——基于空间关联与空间异质性的视角[J].农业技术经济,2015,(05):34-46.

[19]张志,周浩.交通基础设施的溢出效应及其产业差异——基于空间计量的比较分析[J].财经研究,2012,(03):124-134.

[20]杨骞,刘华军.技术进步对全要素能源效率的空间溢出效应及其分解[J].经济评论,2014,(06):54-62.

[21]Follmi R and Zweimuller J. Structural change, Engel's consumption cycles and Kaldor's facts of economic growth[J]. Journal of Monetary Economics, 2008, 55(7):1317-1328.

[22]Acemoglu D and Guerrieri V. Capital deepening and non-balanced economic growth[J]. Journal of Political Economy, 2008, 106(30):467-498.

[23]Ngaia L. R. and Pissarides C. A. Trends in hours and economic growth[J]. Review of Economic Dynamics, 2008, 11(2):239-256.

[24]陈宗胜,宗振利.二元经济条件下中国劳动收入占比影响因素研究——基于中国省际面板数据的实证分析[J].财经研究,2014,(02):41-53.

[25]田洪川,石美遐.制造业产业升级对中国就业数量的影响研究[J].经济评论,2013,(05):68-78.

[26]李稻葵,刘霏林,王红领.GDP中劳动份额演变的U型规律[J].经济研究,2009,(01):70-82.

[27]Paul Cook and Yuichiro Uchida. Structural change, competition and income distribution[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2008, (06):274-286.

[28]陈斌开,林毅夫.金融抑制、产业结构与收入分配[J].世界经济,2012,(01):3-23.

[29]白重恩,钱震杰.劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据[J].世界经济,2010,(12):3-27.

[30]王晓霞,白重恩.劳动收入份额格局及其影响因素研究进展[J].经济动态,2014,(03):107-114.

[31]徐春华,刘力.省域市场潜力、产业结构升级与城乡收入差距——基于空间关联与空间异质性的视角[J].农业技术经济,2015,(05):34-46.

[32]Follmi R and Zweimuller J. Structural change, Engel's consumption cycles and Kaldor's facts of economic growth[J]. Journal of Monetary Economics, 2008, 55(7):1317-1328.

[33]Acemoglu D and Guerrieri V. Capital deepening and non-balanced economic growth[J]. Journal of Political Economy, 2008, 106(30):467-498.

[34]Ngaia L. R. and Pissarides C. A. Trends in hours and economic growth[J]. Review of Economic Dynamics, 2008, 11(2):239-256.

(责任编辑:刘 军)

## Urban-Rural Income Disparity, Spatial Spillover and Adjustment of Industry Structure

——Based on Spatial Regression Model Partial Derivatives Method

CHEN Baoqi, ZHANG Yuchang

(School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

**Abstract:** Using Chinese 2004~2014 provincial panel data and the spatial regression model partial derivatives method proposed by Sage and Pace (2009), the article empirically studies the spatial effect of urban-rural income disparity on adjustment of industry structure. The results show that firstly, China's adjustment of industry structure presents significant spatial dependence and spatial heterogeneity and there has spatial relation between the urban-rural Income disparity and adjustment of industry structure. Secondly, the effect of urban-rural income disparity on rationality of industry structure has positive intra-regional spillover effect, inter-regional spillover and overall spatial spillover effect. Thirdly, the effect of urban-rural income disparity on height of industry structure has negative intra-regional spillover effect, inter-regional spillover and overall spatial spillover effect on. Finally, an nonlinear spatial spillover effect exists between industry structural change and economic growth. Transportation infrastructure, urbanization rate and the degree of protection of intellectual property rights have positive spatial spillover effects on the adjustment of industrial structure.

**Key Words:** Adjustment of industry structure; Urban-rural income disparity; Spatial spillover