

# 浙江县域城乡收入差距空间格局及影响因素 ——基于空间杜宾模型偏微分法的实证分析<sup>\*</sup>

● 张 超, 蒋天颖

(宁波财经学院 金融贸易学院, 浙江 宁波 315175)

**摘 要:** 基于浙江省 2005—2016 年县域城乡收入比数据, 借助探索性空间数据分析方法, 刻画浙江县域城乡收入差距空间格局特征, 同时采用空间杜宾模型偏微分法验证相关因素对县域城乡收入差距的直接效应和间接效应。研究发现: 浙江县域城乡收入差距空间分异显著, 呈“南高北低”的空间格局, 具有显著全局正相关关系, 呈空间集聚态势; 浙江县域城乡收入差距冷点区始终处在浙江北部县域, 热点区长期位于浙江中南部县域, 具有显著空间二元结构特征; 经济发展水平和对外开放水平对本县域城乡收入差距的直接效应显著为负, 信息化水平和金融发展规模对本县域城乡收入差距的直接效应显著为正, 除产业结构升级和基础设施水平外, 其余因素均会对邻近县域城乡收入差距产生显著空间溢出效应。最后从四个方面提出缩小浙江城乡收入差距的政策建议。

**关键词:** 城乡收入差距; 空间格局; 影响因素; 偏微分法

**中图分类号:** F127; F224

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1004-5465(2019)01-001-12

## 一、引言

党的十九大报告指出我国人民生活不断改善, 城乡居民收入增速超过经济增速, 中等收入群体持续扩大, 但脱贫攻坚任务仍然艰巨, 城乡区域发展和收入分配差距依然较大。近年来, 中国居民收入的基尼系数虽总体上呈下降趋势, 但也始终保持在 0.46 以上, 在全球尤其是发达经济体来看, 已严重超过 0.4 的国际警戒线。城乡收入差距扩大是我国居民收入差距扩大的重要推力, 它对全国收入差距的贡献率始终维持在 50% 左右, 且有增长态势<sup>[1]</sup>。国家统计局统计报告数据显示: 2016 年中国城镇居民人均可支配收入达到 33 616 元, 农村居民人均可支配收入仅为 12 363

元, 二者相差 21 253 元。如此之大的城乡收入差距, 不仅会制约经济的持续稳定增长, 还会威胁到社会的公平与安稳。因此, 未来如何遏制我国城乡收入差距扩大乃至最终缩小城乡收入差距, 是我国经济发展进入新常态阶段亟需解答并且关系国计民生的重大问题。

城乡收入差距问题历来也是国内外学术界关注的热点话题。国外学者主要从城乡收入差距的经济增长效应与影响因素两层展开研究: 城乡收入差距的经济增长效应层面, 美国知名经济学家库兹涅茨在 1955 年便刻画出收入差距的“倒 U 型”曲线, 且发现长期的收入分配不均将阻碍产业结构升级和经济增长<sup>[2]</sup>, Voitchovsky (2005), Fadi Fawaz 等(2014)、Benos(2018)等的研究进一

。收稿日期: 2018-10-20

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71372001); 浙江省自然科学基金项目(LY17D010007); 浙江省人力资源和社会保障科学课题(2017095)。

作者简介: 张超(1991—), 男, 安徽宣城人, 讲师, 研究方向: 区域经济与空间计量; 蒋天颖(1976—), 男, 浙江诸暨人, 博士, 教授, 研究方向: 区域创新与空间计量。

步验证了收入差距的持续拉大对国民经济增长具有抑制作用<sup>[3-5]</sup>；城乡收入差距的影响因素层面，Kaasa(2012)、Nayak 等(2005)、Haan 等(2017)研究发现经济发展、城市化、人口结构、受教育程度、政府干预、文化环境、金融发展、对外贸易等是影响城乡收入分配的主要因素<sup>[6-8]</sup>。国内学者主要集中于城乡收入差距度量<sup>[9]</sup>、经济增长效应研究<sup>[10]</sup>、空间格局演变探析<sup>[11]</sup>、主要影响因素考察<sup>[12-13]</sup>等多个层面，其中对城乡收入差距与产业结构升级、地方政府干预、城市化进程、金融发展、对外开放等关系的研究较为充足<sup>[14-17]</sup>。研究方法上，泰尔指数<sup>[18]</sup>、变异系数<sup>[19]</sup>、回归分析<sup>[20]</sup>等方法被广泛采用；随着新经济地理学的发展，探索性数据分析<sup>[21]</sup>、空间计量模型<sup>[22]</sup>逐渐兴起，但较少被用于城乡收入差距研究当中。研究尺度上，基于省域、市域尺度研究全国、四大经济带、三大经济圈的较多，基于市域尺度研究省域也比较常见，但基于县域尺度研究省域并不多见。

改革开放以来，浙江省是全国经济增长速度较快和最具活力的省份之一，目前浙江正着力打好转型升级组合拳，不断推进供给侧结构性改革，浙江经济已迈向“增长中高速、质量中高端”的新轨道。近年来，浙江改革发展成果正在更多更公平地惠及全体人民，但是城乡区域发展不平衡现象依然存在，城乡收入差距问题仍然突出，俨然已成为制约浙江经济迈向高质量发展的巨大障碍。目前，国内学者对浙江城乡一体化发展做了诸多研究<sup>[23-24]</sup>，但却很少关注浙江城乡收入差距问题。此外，探索性数据分析和空间计量方法很少被用于城乡收入差距研究中，且基于县域尺度研究省域城乡收入差距问题的文献并不多见。基于此，文章以浙江省 69 个县域作为研究对象，利用探索性空间数据分析和空间杜宾模型偏微分方法，对浙江城乡收入差距的空间格局及影响因素做深入研究。这一做法不仅可以丰富城乡收入差距的县域尺度研究成果，还可通过揭示浙江城乡收入差距演变规律，为缩小浙江城乡收入差距、促进

城乡区域协调发展、提高县域发展的协同性和整体性提供理论支撑和经验支持。

## 二、研究方法 with 数据来源

### (一) 研究方法

#### 1. 空间自相关

全局空间自相关用于探究浙江县域城乡收入差距的空间关联程度，进而反映空间集聚特征。常采用 Moran's I 指数作为测度指标，计算公式<sup>[25]</sup>如下：

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x})^2} \quad (1)$$

式中： $x_i$ 、 $x_j$  分别为县域  $i$  和县域  $j$  的城乡收入差距值； $\bar{x}$  为城乡收入差距的均值； $W_{ij}$  为空间权重矩阵； $n$  为县域数量。I 值所在范围为  $[-1, 1]$ ，该值越接近 1，意味着空间正相关程度越高；该值越接近 -1，意味着空间负相关程度越高；若该值为 0，意味着不存在空间自相关性。

为了更好地判定浙江县域城乡收入差距空间分布的高值和低值集聚情况，引入 Getis - Ord  $G_i^*$  指数作为测度指标，计算公式<sup>[25]</sup>如下：

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_{j=1}^n W_{ij}(d) x_j}{\sum_{j=1}^n x_j} \quad (2)$$

式中： $x_j$  为县域城乡收入差距； $W_{ij}$  为空间权重矩阵； $n$  为县域数量。

#### 2. 空间杜宾模型

学术界通常采用的空间计量模型集中于空间误差 (SEM)、空间滞后 (SAR) 以及空间杜宾模型 (SDM)。SEM 和 SAR 模型分别考虑了解释变量和被解释变量的空间相关性，而 SDM 模型更为全面地考虑了所有空间相关性，因此，文章选用空间杜宾模型对浙江县域城乡收入差距影响因素进行实证研究，SDM 一般形式<sup>[26]</sup>如下：

$$Y = \rho WY + \alpha I_n + X\beta + \theta WX + \varepsilon \quad (3)$$

式中： $Y$  表示被解释变量； $\rho$  为空间自回归系数； $W$  为空间权重矩阵； $WY$  为被解释变量的空间

滞后项; $X$  为解释变量; $\beta$  和  $\theta$  为解释变量系数; $WX$  为解释变量的空间滞后项; $\alpha$  为常数项, $1_n$  为  $n \times 1$  阶单位矩阵; $\varepsilon$  为误差项。

3. 空间效应分解

由(3)式可以看出,空间杜宾模型同时引入了被解释变量和解释变量的空间滞后项,意味着一个地区的解释变量不仅会影响本地区被解释变量,还会潜在地影响其他地区被解释变量,因此,不能直接利用回归结果去分析解释变量对被解释变量的影响。借鉴 Lesage & Pace(2009)<sup>[27]</sup> 提出的空间回归模型的偏微分方法,从空间杜宾模型

的总效应中分离出直接效应和间接效应,前者反映对本地区的影响,后者反映对其它地区的影响。为获得以上两种效应,对空间杜宾模型一般形式进行如下变形:

$$Y = (1 - \rho W)^{-1} \alpha 1_n + (1 - \rho W)^{-1} (X_1 \beta + \theta W X_1) + (1 - \rho W)^{-1} \varepsilon$$

(4)

令  $S_r(W) = V(W)(I_n \beta + W \theta_r)$ ,  $V(W) = (I_n - \rho W)^{-1}$ , 得到:

$$Y = \sum_{r=1}^k S_r(W) x_r + V(W) 1_n \alpha + V(W) \varepsilon$$

(5)

将(5)式转换成矩阵形式,得到:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \sum_{r=1}^k \begin{bmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \cdots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \cdots & S_r(W)_{2n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \cdots & S_r(W)_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1r} \\ x_{2r} \\ \vdots \\ x_{nr} \end{bmatrix} + V(W) 1_n \alpha + V(W) \varepsilon$$

(6)

根据(6)式,由  $y_n$  对本地区的  $x_m$  求偏导数得到直接效应,等于矩阵  $S_{r(w)}$  中对角元素的平均值;由  $y_n$  对第  $m$  个地区的  $x_{mr}$  求偏导数得到间接效应,等于矩阵  $S_{r(w)}$  中非对角元素的平均值。

(二) 数据来源

本文研究区域包括浙江省 11 个地级市的县级市、市辖区,共计 69 个县域单元。考虑到县域数据的可得性,采用城乡收入比(城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比)作为度量城乡收入差距的指标。数据主要源于 2006—2016 年《浙江省统计年鉴》以及县市国民经济和社会发展统计公报。由于 2006 年缺少义乌市相关数据,2013 缺少绍兴县及上虞市相关数据,因此还参考了 2007 年《义乌市统计年鉴》以及 2014

年《绍兴市统计年鉴》。

三、浙江省县域城乡收入差距空间格局特征

(一) 浙江县域城乡收入差距空间格局演变

基于现有研究成果,将浙江县域城乡收入比值划分为 5 类:低收入比(小于 2);较低收入比(2~2.5);中等收入比(2.5~3);较高收入比(3~3.5);高收入比(大于 3.5)。借助 ArcGIS 10.2 软件对浙江县域城乡收入比的空间分布格局进行可视化处理,并绘制浙江各县域城乡收入比分布图。由于篇幅有限,本文选取 2006、2011 和 2016 年三个时间点进行分析(见表 1 和图 1)。

表 1 各类县域城乡收入比的数量分布

类型	2006 年	2011 年	2016 年
低城乡收入比县域	8	20	44
较低城乡收入比县域	32	32	25
中等城乡收入比县域	16	14	0
较高城乡收入比县域	8	3	0
高城乡收入比县域	5	0	0

观察 2006—2016 年的浙江县域城乡收入差距空间变化格局,从五类分区看,低、较低城乡收入比县域范围不断扩大,高、较高城乡收入比县域范围逐渐缩小,说明浙江省城乡统筹发展水平不断提高,城乡收入差距逐步缩小;从时间跨度来看,2011—2016 年各类分区数量变化较 2006—2011 年更为显著;从空间稳定性来看,北部地区为较为稳定的低城乡收入比区,南部地区变化明

显,城乡收入差距缩小较为迅速。这些特征反映了近年来浙江县域城乡一体化发展的进程由北向南扩展的规律性,这种规律性与浙江自然分区和社会经济发展呈明显的耦合关系。

(二)浙江县域城乡收入差距聚类格局分析

借助 STATA 12 软件计算出 2005—2016 年浙江省 69 个县域城乡收入差距的全局自相关指数,结果见表 2。

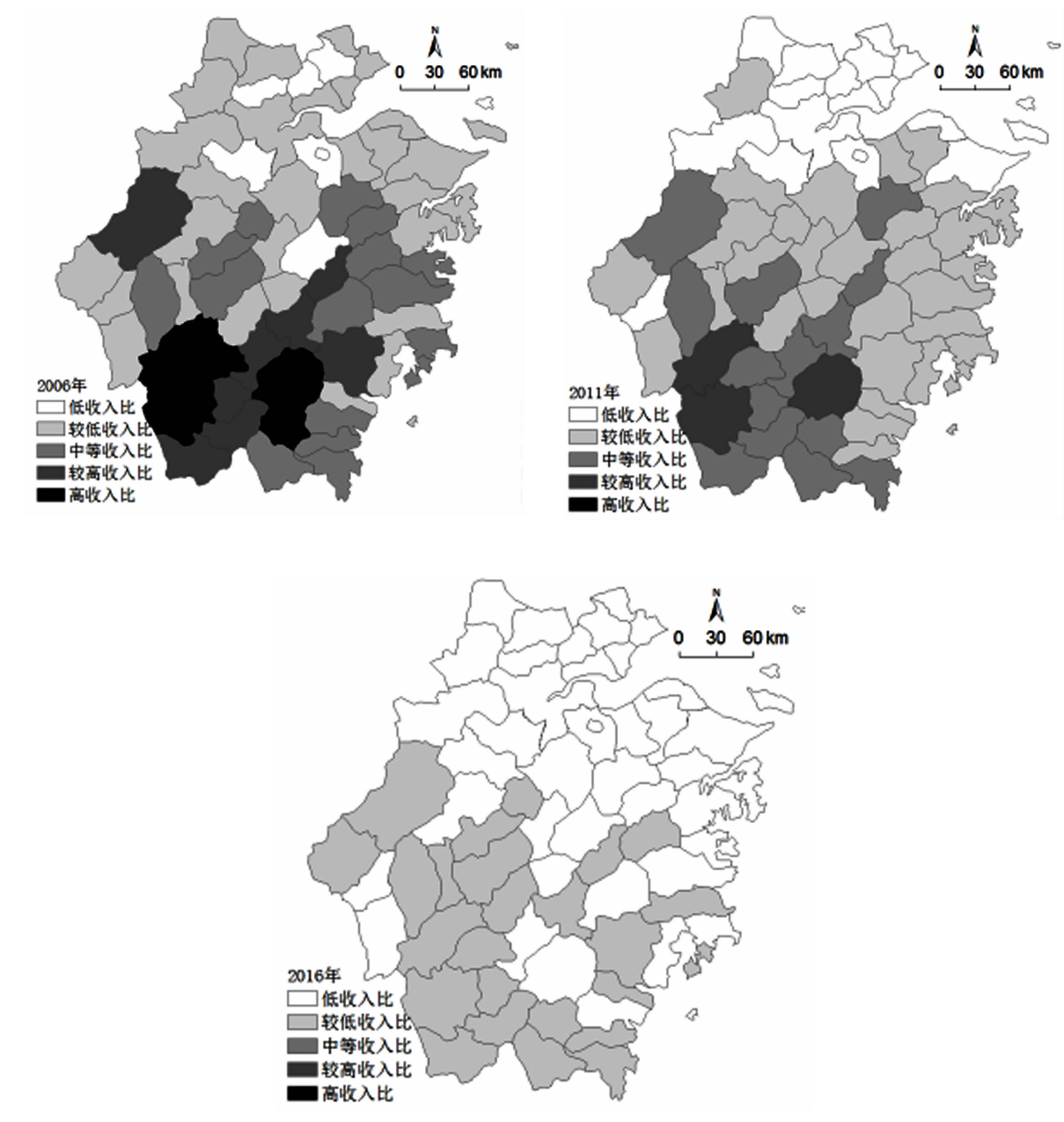


图 1 2006 年、2011 年、2016 年浙江县域城乡收入差距空间格局演化

表 2 浙江县域城乡收入比的 Moran's I 值和全局 G 指数									
年份	Moran's I	E(I)	Z(I)	p(I)	年份	G(d)	E(G)	Z(G)	p(G)
2005	0.531	-0.015	-4.479	0.000	2005 年	0.068	0.064	3.583	0.000
2006	0.523	-0.015	-4.626	0.000	2006 年	0.069	0.064	4.016	0.000
2007	0.472	-0.015	-4.917	0.000	2007 年	0.069	0.064	4.005	0.000
2008	0.457	-0.015	-5.063	0.000	2008 年	0.069	0.064	4.074	0.000
2009	0.451	-0.015	-5.162	0.000	2009 年	0.068	0.064	3.960	0.000
2010	0.434	-0.015	-5.444	0.000	2010 年	0.068	0.064	4.142	0.000
2011	0.403	-0.015	-5.935	0.000	2011 年	0.068	0.064	4.214	0.000
2012	0.409	-0.015	-5.904	0.000	2012 年	0.068	0.064	4.165	0.000
2013	0.407	-0.015	-5.990	0.000	2013 年	0.068	0.064	4.135	0.000
2014	0.442	-0.015	-5.683	0.000	2014 年	0.066	0.064	3.056	0.002
2015	0.451	-0.015	-5.600	0.000	2015 年	0.066	0.064	2.965	0.003
2016	0.432	-0.015	-5.885	0.000	2016 年	0.066	0.064	2.913	0.004

2005—2016 年 Moran's I 值均显著大于 0, 呈现出全域正相关关系,表明城乡收入差距相似的县域(高高或低低)呈空间集聚态势。浙江县域城乡收入差距 Moran's I 值呈“下降—上升—下降—上升—下降”波动态势:2005—2011 年,Moran's I 值呈不断下降趋势,从 0.531 降至 0.403,反映此时期浙江县域城乡收入差距集聚状态持续减弱;2011—2013 年,Moran's I 值呈“上升—下降”趋势,2012 年由 0.403 稍增至 0.409,到 2013 年又微降至 0.407,说明此时期浙江县域城乡收入差距集聚趋势虽有变动但总体较为稳定;2013—2015 年,Moran's I 值持续上升至 0.451,意味此阶段浙江县域城乡收入差距集聚状态不断加强;2016 年,Moran's I 值减少至 0.432,表明此时期浙江县域城乡收入差距集聚态势有所弱化。总体上,2005—2016 年 Moran's I 值一直保持在 0.4 以上,可见研究期内浙江县域城乡收入差距趋于集聚且呈现出自我强化的态势。鉴于 Moran's I 值只能用于反映相似值与非相似值间的空间集聚,需借助全局 G 指数辨别空间上的集聚属于高值集聚还是低值集聚。表 2 显示出 2005—2016 年的 G(d)

值均大于 E(G) 值,且 Z 值显著,反映出浙江县域城乡收入差距之间存在高值集聚的现象。

全局自相关限于反映城乡收入差距在总体上的空间集聚或分散程度,并未考虑到地区的局部空间异质性,难以全面揭示县域城乡收入差距的内部特征及其空间关系。为进一步探究浙江城乡收入差距空间集聚的明显位置及区域相关的程度,借助 ArcGIS 10.2 软件计算浙江县域城乡收入差距的 Getis - OrdGi\* 指数值,并按自然断点法分为 5 级(次冷点区、冷点区、随机分布区、热点区、次热点区),生成浙江县域城乡收入差距的空间冷热点分布图,见图 2。由于篇幅有限,本文选取 2006、2011 和 2016 年三个时间点进行分析。

2006—2016 年,浙江县域城乡收入差距的冷热点区呈现出团块状的空间分布,热点区和次热点区一直处在浙江南部山区县域,大多数分布在丽水、金华一带,少数分布在衢州及温州一带,这些山区县域生态环境相对脆弱,土地资源较为匮乏,可供工业大规模开发的资源不足,严重制约当地工业发展,进而导致经济发展滞后、农村落后、农民生活贫困。冷点区和次冷点

区则聚集在浙江北部县域,冷点区范围表现出扩大态势,意味着浙江城乡收入差距整体呈现出缩小之势。2006—2016 年浙江城乡收入差距的冷热点分布无太大变动,浙江南部县域城乡收入差距始终处于较高水平,北部县域一直处于较低水平,但局部区域和类型之间的变动较为显著。临安市城乡收入差距呈先扩后缩的态势;舟山市辖区呈先缩后扩的态势;安吉县、绍兴市

辖区、绍兴县、宁波市辖区、上虞市、余姚市、岱山县、嵊泗县、仙居县、庆元县、青田县、云和县和缙云县呈不断缩小的趋势;诸暨市、平阳县、金华市辖区、兰溪市、永康市、苍南县、瑞安市和龙游县呈不断扩大的趋势。总的来说,浙北地区属于冷点和次冷点的集聚区,浙南地区属于次热点和热点集聚区,进一步证实了浙江城乡收入差距的南北差异较大,且空间二元结构显著。

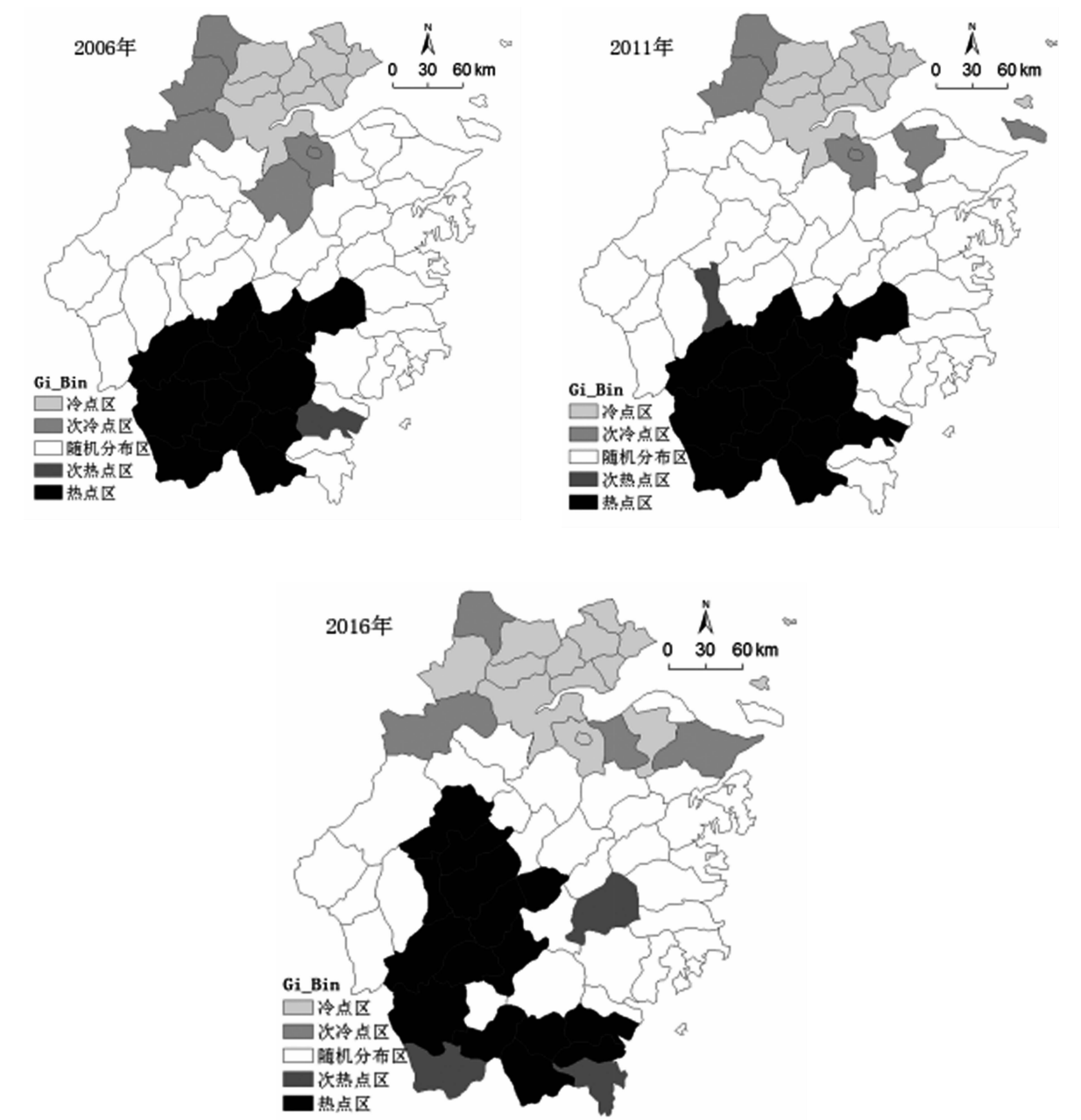


图2 2006 年、2011 年、2016 年浙江县域城乡收入差距冷热点演化

## 四、浙江省县域城乡收入差距影响因素分析

### (一) 影响因素变量及指标选择

由上述分析可知,浙江省城乡收入差距呈现出明显的空间集聚特征,这是多种因素共同影响的结果。为更加系统地测度各个因素对县域城乡收入差距的影响,文章在现有相关文献基础之上<sup>[6,28-30]</sup>,并结合浙江城乡收入差距发展现状以及县域数据的可获得性,从以下四个方面对浙江县域城乡收入差距进行研究:

第一,经济发展因素。这里主要考虑三个指标——人均 GDP、城镇化水平和经济开放度。人均 GDP(PGDP)是衡量经济增长的常用指标,能直接揭示区域的经济实力和社会经济的均衡度;城镇化水平(URB)是衡量城市化发展进度和经济发展状况的量化指标,以“非农人口占总人口的比重”来表征;对外开放度(OPEN)以“对外贸易进出口总额占 GDP 比重”来衡量,且人民币对美元的汇率按各年平均价进行折算。经济发展程度高的县域的城乡资源配置相对平均,城乡居民收入差别不大,城乡收入差距往往较小,因此,人均 GDP、城镇化水平和经济开放度的提升均有利于缩小城乡收入差距,故预期系数符号均为负。

第二,经济干预因素。主要表现在地方政府对经济活动的参与度上,以“地方政府财政支出占 GDP 的比重”来衡量,并用 GOV 来表示该指标。经济增速始终是地方政府政绩考核的关键参考指标,而发展城市经济更有助于地区经济增长,因此地方政府财政支出更倾向于城镇区域,且该指标值越大,城乡收入差距也就越大,故预期系数符号为正。

第三,金融发展因素。金融发展通过影响收入分配进而影响城乡收入差距。主要考虑两个指标,一是金融发展规模(FISC),以“金融机构存贷款余额之和占 GDP 比重”来表征;二是金融发展效率(FIEF),以“金融机构贷款余额与存款余额

之比”来表征。预期这两个变量系数符号为正。考虑到自身利益,金融机构往往选择将有限的资本投入到盈利性更高的城镇地区,进一步加深了农村地区资本的短缺性,因此城镇居民更易获得信贷资本,增加了城镇居民收入来源,进而扩大城乡收入差距,故预期系数符号为正。

第四,其他控制因素。一是产业结构升级(INSU),以“第三产业增加值占 GDP 比重”来表示。一般来说,产业结构升级越快,就会拉动更多农村剩余劳动力就业,进而起到缩小城乡收入差距的作用,故预期系数符号为负。二是信息化水平(INF),以“人均年末移动电话用户数”来表示。在当前信息社会背景下,信息化成为扩大城乡收入差距的关键推力,故预期系数符号为正。三是交通基础设施水平(INFRA),以“每万人境内公路里程”来表示。交通基础设施水平的提升有利于降低城乡之间商品运输成本和劳动力流动成本,能够显著提高农民农业经营性收入,因此交通基础设施水平的提高可缩小城乡收入差距,故预期系数符号为负。

### (二) 空间杜宾面板模型结果分析

全局空间自相关检验证明了浙江县域城乡收入差距具有较强的空间关联性和空间结构性,因此,需要建立空间计量模型。经 WALD 检验得出,SDM 可简化为 SLM(Wald 检验:103.15,  $P < 0.01$ )和 SEM(Wald 检验:83.24,  $P < 0.01$ )的假设均不成立,故本文选用空间杜宾模型。由 Hausman 检验结果显示,具有固定效应的空间杜宾面板模型最优,而固定效应模型包括空间固定效应、时点固定效应以及双固定效应模型三种,我们依据模型的拟合优度检验、自然对数函数值检验等确定最优选择为双固定效应空间杜宾面板模型。为避免传统 OLS 方法因未考虑变量内生性问题导致的估计结果偏误,利用最大似然估计方法(ML)用于估计双固定效应的空间杜宾模型,并借助 MATLAB R2016a 软件进行模型估计,估计结果见表 3。由于空间杜宾面板模型将被解释

变量和解释变量的空间滞后项均纳入回归分析中,因此估计系数不能直接用于反映解释变量对被解释变量的影响,需要借助偏微分方法将空间

溢出效应分解成直接效应和间接效应,以期更加科学地衡量各因素对浙江城乡收入差距影响的区域内和区域间溢出效应。

表 3 双固定效应空间面板杜宾模型 (SDPM) 及模型分解

变量	SDPM 模型	SDPM 模型分解		
		直接效应	间接效应	总效应
LNPGDP	-0.144***(-4.972)	-0.139***(-4.612)	-0.089**(-2.302)	-0.228***(-7.330)
LNURB	0.022(0.937)	0.011(0.471)	0.156*** (4.500)	0.167*** (4.553)
LNOPEN	-0.020***(-3.004)	-0.018**(-2.535)	-0.033***(-3.715)	-0.051***(-5.791)
LNGOV	0.011(0.473)	0.003(0.112)	0.114*** (3.137)	0.117*** (3.582)
LNFISC	0.028(1.590)	0.030*(1.783)	-0.038*(-1.688)	-0.008(-0.331)
LNFIEF	0.001(0.046)	0.007(0.387)	-0.097***(-2.980)	-0.091***(-2.746)
LNINU	-0.033(-1.173)	-0.032(-1.171)	0.005(0.170)	-0.028(-0.847)
LNINF	0.059*** (3.988)	0.055*** (3.644)	0.072*** (3.348)	0.126*** (6.921)
LNINFRA	-0.027*(-1.735)	-0.026(-1.579)	0.001(0.058)	-0.025*(-1.703)
W × LNPGDP	-0.137***(-3.350)	-	-	-
W × LNURB	0.184*** (4.547)	-	-	-
W × LNOPEN	-0.043***(-4.397)	-	-	-
W × LNGOV	0.134*** (3.413)	-	-	-
W × LNFISC	-0.037(-1.382)	-	-	-
W × LNFIEF	-0.111***(-3.015)	-	-	-
W × LNINSU	-0.003(-0.078)	-	-	-
W × LNINF	0.098*** (4.097)	-	-	-
W × LNINFRA	-0.004(-0.209)	-	-	-
ρ	0.569*** (19.22)	-	-	-
R <sup>2</sup>	0.921	-	-	-

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示回归系数在 1%、5%和10%的显著性水平上显著。

从直接效应来看,PGDP、OPEN、FISC 和 INF 是影响本地区城乡收入差距的关键要素。PGDP 的直接效应值为 -0.139,且通过了 1% 的显著性检验,符合预期假设,是影响浙江县域城乡收入差距空间分布的首要因素,说明浙江城乡经济发展中人均收益增加对缩小城乡收入差距具有关键意义,也凸显出经济发展水平的基础支撑作用;INF 的直接效应值为 0.055,且通过了 1% 的显著性检验,符合预期假设,是影响浙江县域城乡收入差距空间分布的第二因素,说明信息化水平的提高扩大了浙江县域的城乡收入差距,反映出信息化在浙江城乡之间的融入差异较大,产生了城乡数字鸿沟,使得信息化为城镇创造的价值远超过乡村,信息化的负面影响随之呈现出来;FISC 的直接效

— 8 —

应值为 0.030,且通过了 10% 的显著性检验,符合预期假设,是影响浙江县域城乡收入差距空间分布的第三因素,说明金融发展规模的扩张拉大了浙江城乡收入差距。由于金融规模扩张的受益者主要是城镇居民,而农村居民享受到的金融资源和服务极其有限,导致金融发展不仅未能较好地促进农民增收,反而拉开了城乡收入差距。OPEN 直接效应值为 -0.018,且通过了 5% 的显著性检验,符合预期假设,是影响浙江县域城乡收入差距空间分布的第四因素,说明对外开放水平的提升能够缩小城乡收入差距。可能是由于浙江全面参与国际分工和资源全球化配置,承接和发展了大部分以劳动密集型产业为主的加工工业,即使附加值较低,但极大吸引了广大农村地区劳动力通过“候鸟式迁徙”实现转移就业,丰富了农村低技能劳动力的收入来源,有效增加了农民的工资性收入,进而对缩小城乡收入差距具有积极的推进作用。

从间接效应来看,PGDP、URB、OPEN、GOV、FISC、FIEF 和 INF 是影响其他县域城乡收入差距的重要因素。PGDP 的间接效应值显著为 -0.089,说明经济增长产生了负向空间溢出效应。可能是由于本县域的高经济增长吸引了邻近县域农村剩余劳动力的加入,从而增加了邻近县域农村居民的收入,最终缩小了邻近县域城乡收入差距;URB 的间接效应值显著为 0.156,意味着本县域的城镇化水平越高,对邻近县域的城乡收入差距拉大作用越强。可能是由于本县域城镇化水平的提高会加剧邻近县域的农村富人迁入城市,导致邻近县域农村居民平均水平随之降低,进而扩大了邻近县域城乡收入差距;OPEN 的间接效应值显著为 -0.033,表明本县域的对外开放程度越大,对邻近县域城乡收入差距的缩小作用越大。可能是由于本县域对外开放程度的提高会加快各相邻县域以及城乡之间劳动力和资本等生产要素的流动,进而缩小了邻近县域城乡收入差距。

GOV 的间接效应值显著为 0.114,说明本县域的政府干预拉大了邻近地区城乡收入差距,可能是由于本县域政府对经济的主导作用不仅影响了自身产业结构变迁和城乡收入分配,还会导致邻近县域城乡资源配置进一步扭曲,最终扩大了邻近县域城乡收入差距;FISC 和 FIEF 的间接效应均显著为负值,可能是由于本县域金融发展规模的扩大和金融发展效率的提高,让周边县域中低收入者享受到金融服务,一定程度上有助于周边县域低收入者增加收入,进而缩小了邻近县域城乡收入差距;INF 的间接效应值显著为 0.072,表明本县域信息化水平对邻近县域城乡收入差距产生扩大作用。可能是由于本县域信息化水平的提升导致了数字差距的出现,使邻近县域的城镇居民收入得到优先发展,而邻近县域的农村居民所享服务却大打折扣,进而扩大了邻近县域城乡收入差距。

## 五、结论与政策建议

基于 2005—2016 年浙江省 69 个县域面板数据,采用变异系数、基尼系数、探索性空间分析等方法系统刻画了浙江省城乡收入差距时空分异特征,并选取空间面板杜宾模型,探讨了主要影响因素,得出如下结论:

第一,从空间分布格局来看,浙江低、较低城乡收入差距县域范围不断扩大,高、较高城乡收入差距县域范围逐渐缩小;浙北地区为较为稳定的低城乡收入差距区,浙南地区城乡收入差距下降趋势最为明显。总体展现出近年来浙江县域城乡一体化发展的进程由北向南扩展的规律性。

第二,从空间聚类格局来看,浙江县域城乡收入差距分布存在明显的正向空间自相关,呈现空间集聚态势;浙江城乡收入差距的冷热点分布呈现出组团状的空间结构,热点区和次热点区一直处在浙江南部山区县域,冷点区和次冷点区则聚集在浙江北部县域,总体上冷热点

分布无太大变动,但在局部区域及类型之间的变动较为显著。

第三,从空间面板杜宾模型估计结果来看,经济发展水平、对外开放程度、金融发展规模以及信息化水平是影响本县域城乡收入差距空间分布的关键因素。此外,经济发展水平、城镇化水平、对外开放程度、政府干预程度、金融发展规模、金融发展效率以及信息化水平具有明显的空间溢出效应,是影响邻近县域城乡收入差距变化的重要因素。

依据以上研究结论,并结合浙江实际情况,提出以下四点政策性建议:

第一,从经济发展层面缩小浙江城乡收入差距。一是全力建设杭州、宁波、温州、金华—义乌四大都市区,加快集聚高端要素、高端产业,增强中心城市综合服务能力,带动周边县区、特色小城市、卫星城镇的一体化发展,大力推进县域经济向都市区经济转型,进而带动农村经济更快发展。二是加大对浙西南地区尤其是农村等欠发达地区的转移支付力度,促进欠发达地区经济实现快速发展。积极引导县域间的产业有序转移,促进生产要素向欠发达地区的合理流动和梯度转移,形成优势互补、互利共赢的协同发展格局。三是积极推动精准扶贫与浙江绿色发展相结合。浙江一些县域生态环境基础脆弱又相对贫困,要坚持以绿色发展为核心,以打造现代产业新体系为目标,大力发展绿色扶贫产业,带动贫困人口增收。

第二,从对外开放层面缩小浙江城乡收入差距。一是深入推进农业供给侧结构性改革,补齐浙江农业劳动生产率短板,进而增强农产品的国际竞争力,改善农业综合效益,促进农民收入较快增长。二是进一步扩大落后地区的对外开放,加快浙中、浙西南地区尤其是农村地区的基础设施建设,优化农村地区吸引投资硬件环境,认真实施千万农民素质提升工程,培育新型职业农民,改善

农村地区吸引投资软件环境,积极引导外资在浙中、浙西南地区适度发展符合环保要求的劳动密集型产业,促进当地农民增收,缩小城乡收入差距。

第三,从金融发展层面缩小浙江城乡收入差距。一是地方政府需增强对农村金融发展的支持力度,一方面政府应降低农村金融市场的准入门槛,积极倡导民间资本在农村地区建立新型金融机构;另一方面,政府应减免农村金融机构的相应税收,适度减少农村金融结构的融资成本和农民的借贷成本。二是扩大农村金融资源的有效供给,增强农业银行、邮政储蓄银行等传统金融机构的“三农”金融事业部对乡村振兴的支撑力度,将更多金融资源配置到农村经济社会发展的重点领域和薄弱环节。

第四,从信息化层面缩小浙江城乡收入差距。一是完善农村等欠发达地区信息基础设施,建立健全农村信息化基础设施投入机制,进一步加快农村及偏远地区宽带网络建设进程,提高农村居民的互联网覆盖率,缩小与城镇居民之间的差距。二是利用信息技术不断推动农业现代化进程。一方面推进农业生产智能化,实现农业生产往消费导向转变,另一方面推进农业经营网络化,大力发展农村电子商务。通过优化农村地区信息环境,深化信息技术在农业生产中的应用,助推浙江农村等贫困地区经济较快发展。

### 参考文献

- [1] 韩其恒,李俊青.二元经济下的中国城乡收入差距的动态演化研究[J].金融研究,2011(8):15-30.
- [2] Simon Kuznets. Economic Growth and Income Inequality [J]. The American Economic Review, 1955, 45(1): 1-28.
- [3] Voitchovsky S. Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth? [J]. Journal of Economic Growth, 2005, 10(3): 273-296.
- [4] Fadi Fawaz, Masha Rahnama, Victor J. Valcarcel. A Re-finement of the Relationship Between Economic Growth

- and Income Inequality[J]. *Applied Economics*, 2014, 46 (27): 3351 - 3361.
- [5] Benos N, Karagiannis S. Inequality and Growth in the United States: Why Physical and Human Capital Matter [J]. *Economic Inquiry*, 2018, 56(1): 572 - 619.
- [6] Kaasa A. Factors of Income Inequality and Their Influence Mechanisms: Atheoretical Overview [J]. University of Tartu - Faculty of Economics & Business Administration, 2005, 15(1): 9 - 41.
- [7] Nayak T, Gastwirth J. The use of Diversity Analysis to Assess the Relative Influence of Factors Affecting the Income Distribution [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2012, 7(4): 453 - 460.
- [8] Haan J D, Pleninger R, Sturm J E. Does the Impact of Financial Liberalization on Income Inequality Depend on Financial Development? Some New Evidence [J]. *Applied Economics Letters*, 2017: 1 - 4.
- [9] 马晓, 王斐然, 陈红娜. 我国城乡收入差距测度: 一种新思路的应用[J]. *财经科学*, 2017(8): 106 - 117.
- [10] 钞小静, 沈坤荣. 城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J]. *经济研究*, 2014(6): 30 - 43.
- [11] 康珈瑜, 梁留科, 张忠良, 等. 长江经济带城乡收入差距时空演变及影响因素(2000—2015年)[J]. *华东经济管理*, 2017(12): 67 - 75.
- [12] 张文, 李昌文, 徐小琴. 区域城乡收入差距的主要影响因素分析——基于1985—2012年的江西数据[J]. *华东经济管理*, 2015(1): 32 - 36.
- [13] 江春, 司登奎, 苏志伟. 中国城乡收入差距的动态变化及影响因素研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2016(2): 41 - 57.
- [14] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. *中国社会科学*, 2013(4): 81 - 102, 206.
- [15] 程莉. 产业结构的合理化、高级化会否缩小城乡收入差距——基于1985—2011年中国省级面板数据的经验分析[J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2014(11): 82 - 92.
- [16] 刘赛红, 朱建. 金融发展、城镇化与城乡居民收入差距关系实证[J]. *经济地理*, 2017(8): 46 - 52.
- [17] 孙华臣, 焦勇. 贸易开放、地方政府竞争与中国城乡收入差距[J]. *宏观经济研究*, 2017(12): 137 - 147, 168.
- [18] 王少平, 欧阳志刚. 我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应[J]. *经济研究*, 2007(10): 44 - 55.
- [19] 宋伟轩, 陈雯, 彭颖. 长三角区域一体化背景下城乡收入格局演变研究[J]. *地理科学*, 2013(9): 1037 - 1042.
- [20] 黄素心, 王春雷. 广西城乡收入差距影响因素研究——基于14市面板数据的实证分析[J]. *经济经纬*, 2011(6): 32 - 36.
- [21] 潘竞虎. 中国地级及以上城市城乡收入差距时空分异格局[J]. *经济地理*, 2014(6): 60 - 67.
- [22] 侯新烁, 杨汝岱. 政策偏向、人口流动与省域城乡收入差距——基于空间异质互动效应的研究[J]. *南开经济研究*, 2017(6): 59 - 74.
- [23] 康胜. 城乡一体化: 浙江的演进特征与路径模式[J]. *农业经济问题*, 2010(6): 29 - 35.
- [24] 王宏志, 黄欢欢, 徐新良, 等. 基于3S技术的城乡一体化进程监测评价方法及应用——以浙江嘉善县为例[J]. *地理科学*, 2017(4): 563 - 572.
- [25] 蒋天颖, 华明浩, 张一青. 县域经济差异总体特征与空间格局演化研究——以浙江为实证[J]. *经济地理*, 2014(1): 35 - 41.
- [26] 张廷海, 王点. 工业集聚、空间溢出效应与地区增长差异——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. *经济经纬*, 2018(1): 86 - 91.
- [27] Lesage J P, Pace R K. *Introduction to Spatial Econometrics* [M]. Boca Raton: CRC Press, 2009: 513 - 514.
- [28] 武小龙, 刘祖云. 中国城乡收入差距影响因素研究——基于2002—2011年省级Panel Data的分析[J]. *当代经济科学*, 2014(1): 46 - 54, 125 - 126.
- [29] 刘晓光, 张勋, 方文全. 基础设施的城乡收入分配效应: 基于劳动力转移的视角[J]. *世界经济*, 2015(3): 145 - 170.
- [30] 景守武, 陈红蕾. FDI、产业结构升级对我国城乡居民收入差距的影响: 基于省际面板数据分析[J]. *世界经济研究*, 2017(10): 55 - 64, 122, 136.

## Spatial Pattern and Influencing Factors of Urban – rural Income Gap of Counties in Zhejiang Province

——*An Empirical Analysis of Partial Differential Method Based on Spatial Durbin Panel Model*

ZHANG Chao, JIANG Tian – ying

(School of Finance and Trade, Ningbo University of Finance & Economics, Ningbo 315175, China)

**Abstract:** Based on the data of urban – rural income ratio of counties in Zhejiang Province from 2005 to 2016, with the exploratory spatial data analysis method, this paper describes the spatial pattern characteristics of urban – rural income gap of counties in Zhejiang Province, and examines the direct and indirect effects of related factors on the urban – rural income gap of counties by using Spatial Durbin Panel Model. The study found that: the urban – rural income gap of counties in Zhejiang Province has a considerable spatial difference, showing a spatial pattern of "high in the south and low in the north", with a significantly positive correlation on the whole and a trend towards spatial agglomeration. The area with a narrow income gap is always in the northern part of Zhejiang Province, while the area with a wide income gap has long been located in the central and southern counties, presenting a significant space dual structure. The level of development and the extent of opening up of a county's economy have positive effects on narrowing the urban – rural income gap within the county itself whereas informatization level and the scale of financial system have negative effects on narrowing urban – rural income gap. Except for the upgrading of industrial structure and the level of infrastructure, the other factors have significant spatial spillover effects on the urban – rural income gap of neighboring counties. Finally, the paper from four aspects puts forward policy recommendations to narrow the urban – rural income gap in Zhejiang Province.

**Key words:** urban – rural income gap; spatial pattern; influential factors; partial differential method

(责任编辑:郑俊义)

# 对外开放能否推动长江经济带产业结构升级？ ——基于技术创新中介效应的实证研究<sup>\*</sup>

● 张婷婷<sup>1</sup>, 江小国<sup>1,2</sup>

(1. 安徽工业大学 商学院, 安徽 马鞍山 243032; 2. 安徽创新驱动发展研究院, 安徽 马鞍山 243032)

**摘 要:**构建静态面板模型和动态面板 GMM 模型, 采用 2010—2016 年长江经济带 11 省市的面板数据, 以技术创新为中介变量探讨贸易对外开放、资本对外开放对长江经济带产业结构升级产生的影响。实证结果表明:二者对产业结构升级的影响存在异质性, 即贸易对外开放因抑制技术创新而对产业结构升级产生负向影响, 资本对外开放因促进技术创新而对产业结构升级产生正向影响。此外, 在控制变量中, 政府干预、人力资本与城镇化对产业结构升级具有正向效应, 而固定资产投资具有负向效应。最后, 基于实证结果, 从提升对外贸易结构、提高招商引资质量、加强自主创新、深化结构改革等方面, 提出推动长江经济带产业结构升级的若干建议。

**关键词:**长江经济带; 对外开放; 技术创新中介效应; 产业结构升级; 异质性影响

**中图分类号:**F121.3; F127

**文献标识码:**A

**文章编号:**1004-5465(2019)01-013-10

## 一、引言

长江经济带横贯中国东、中、西部, 覆盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州等 11 省市。2016 年 3 月 25 日, 中共中央政治局召开会议审议通过了《长江经济带发展规划纲要》, 为长江经济带区域协调发展奠定了政策性基础。2018 年 4 月 26 日, 习近平主持召开深入推动长江经济带发展座谈会, 指出推动长江经济带发展是关系国家全局的重大战略, 要正确把握经济发展和生态环境保护、破除旧动能和培育新动能、自身发展和协同发展等关系, 使长江经济带成为引领我国经济高质量发展和建设现代化经济体系的生力军和重要引擎。为此, 长江经济带各省市要充分利用地理优势、产业优势和政策

支持, 深刻把握未来产业发展趋势, 打好“创新驱动”、“对外开放”两张牌, 发挥在中国经济增长中的重要战略作用。近年来, 长江经济带创新投入力度不断加大, 2016 年长江经济带的 R&D 经费投入为 7 023 亿元, 与上年同比增长 12.4%, 占全国 R&D 经费投入总额的 44.8%, 但从创新效率来看, 与发达国家和地区相比还处于相对较低的水平。为此, 长江经济带在注重创新投入的同时, 更要注重提高创新效率, 以推动产业结构升级和经济高质量发展。另外, 长江经济带要利用独特的地理区位优势, 打造高水平对外开放新格局。近些年, 长江经济带进出口总额和外商直接投资总额总体上呈不断增长态势: 2016 年长江经济带货物进出口总额为 10.3 万亿元, 占全国货物进出口贸易总额比重 42.5%。长江经济带聚集众多

。收稿日期: 2018-12-15

基金项目: 国家社科基金项目(16FJL001); 安徽省高校人文社科研究项目(SK2018A0052)。

作者简介: 张婷婷(1994—), 女, 安徽马鞍山人, 硕士研究生, 研究方向: 产业经济; 江小国(1973—), 男, 安徽安庆人, 博士后, 副教授、硕士生导师, 研究方向: 产业经济、区域经济。

国家级经济技术开发区和高新技术产业开发区,外商直接投资水平快速增长,如2018年1—5月,长江经济带区域新设立外商投资企业5 060家,实际使用外资257.6亿美元,同比增长14.6%。一般认为,对外开放能够通过技术溢出、竞争示范等效应的作用,促进国内技术创新能力和创新效率的提升,催生新兴产业,提升产业结构。然而,我们所观察到的只是整体现象,其中的机理性、异质性问题需要进一步探究,进而为长江经济带更有效地实施对外开放战略提供依据和参考。

## 二、文献综述

有关对外开放、技术创新与产业结构升级之间关系的研究,主要集中于两个方面:一方面,从技术创新投入、技术创新成果的视角探讨技术创新对产业结构升级的影响。技术创新对产业结构升级具有显著的正向促进作用(王海兵等,2016)<sup>[1]</sup>。创新是产业结构升级的内生动力(付宏等,2013)<sup>[2]</sup>,也是经济增长的主要动力(Maria, 2018)<sup>[3]</sup>。技术创新提高了劳动生产率,改变了产业发展所需的要素结构(陶长琪等,2016)<sup>[4]</sup>,催生了一批新兴产业,同时也改造了传统落后产业(时乐乐等,2018)<sup>[5]</sup>,推动产业结构从要素驱动向创新驱动方向演进(蔡玉蓉等,2018)<sup>[6]</sup>。

另一方面,是从进出口贸易、外商直接投资的视角探讨对外开放对产业结构升级的影响。扩大对外开放在短期内可以促进资本加快扩张,推动外资水平不断提高,优化东道国资本存量结构,从而促进产业结构升级(单俊辉等,2016)<sup>[7]</sup>;也有学者认为扩大开放对于产业结构升级的影响不显著(李娜等,2016)<sup>[8]</sup>。但从长期发展来看,资本在积累到一定程度后,就会出现质的调整,从而对产业结构升级具有一定推动作用(Mary等,2011;傅强等,2014)<sup>[9-10]</sup>。与此同时,扩大对外开放加强了国际间技术交流与合作,使各国优质产品走向世界的同时,能发挥在东道国的技术转移和技术溢出效应(杨丹萍等,2016)<sup>[11]</sup>。先进技术的国际间转移可以直接给东道国带来产业技术革新

(Nadia等,2016;Qayoom等,2018)<sup>[12-13]</sup>,而且通过先进管理经营理念、人力资本流动等溢出效应能间接地提高技术创新能力(Kuo等,2014)<sup>[14]</sup>。然而,也有一些学者通过实证研究认为对外开放没有显著带动产业结构升级(张少军等,2013)<sup>[15]</sup>。外商直接投资集中于某些特定行业,同时也将对外贸易结构局限于发展低端制造业,这些都加剧了产业结构的偏斜(蔡海亚等,2017)<sup>[16]</sup>。另外,在技术溢出效应发挥作用的同时,也存在着技术“挤出效应”,这一效应会加剧对外国技术的依赖,这种技术依赖会抑制产业自主创新能力发展,从而抑制产业结构升级(章潇萌等,2016)<sup>[17]</sup>。

综上所述,大多学者都基于技术创新或对外开放的单一角度来研究其与产业结构升级的关系,或是将两者都纳入考虑范围,但鲜见考虑技术创新对于对外开放影响产业结构升级的中介效应,因而难以厘清其中的机理性、异质性问题。本文以技术创新作为中介变量,从贸易、资本两个视角探讨长江经济带对外开放与产业结构升级之间的关系,揭示对外开放对产业结构升级的异质性影响,并在此基础上,提出有关对策建议。

## 三、模型设定与变量说明

### (一)模型设定

随着经济全球化的深入发展,以及国际市场竞争的不断升级,扩大对外开放与提高技术创新这两大发展浪潮交织在一起相互推进。长江经济带的地理区位决定了对外开放是其发展的重要战略,但对外开放能否推动产业结构升级,从有关文献回顾和理论分析来看,尚未有一致的结论。这可能与对外开放的内容有关。技术创新是推动产业结构升级的最重要因素,为此本文以对外开放、技术创新作为核心变量,同时纳入其他因素作为控制变量,建立三阶段面板数据模型,对长江经济带产业结构升级的影响机制进行实证分析。第一,选取贸易对外开放、资本对外开放、R&D经费投入、固定资产投资、政府干预力度、人力资本水

平、城镇化水平等七个因素(其中,贸易对外开放、资本对外开放属于对外开放活动变量,R&D经费投入属于技术创新活动变量),建立基本静态面板数据模型,如式(1)所示,对长江经济带产业结构升级的影响因素进行实证检验,也为接下来的模型设定奠定基础。第二,在式(1)的基础上,加入对外开放和技术创新的交互项,建立以技术创新为中介变量的静态面板数据模型,如式(2)所示,用于考察贸易对外开放、资本对外开放通过技术创新中介效应对长江经济带产业结构升级的影响。第三,考虑到产业结构升级会存在惯性效应,前期的结构升级会对后期结构产生一定影响,所以在式(2)中加入被解释变量的一阶滞后项,并且为了更好的处理内生性问题以及提高模型估计效率和准确性,建立动态面板数据 GMM 模型如式(3)所示,以控制历史条件对变量自身变动的影响,从而提高实证估计结果的准确性。

$$\text{indus}_{it} = \lambda_i + \gamma_t + \alpha_1 \text{inno}_{it} + \alpha_2 \text{trade}_{it} + \alpha_3 \text{fdi}_{it} + \beta_1 \text{invest}_{it} + \beta_2 \text{gov}_{it} + \beta_3 \text{hum}_{it} + \beta_4 \text{urban}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{indus}_{it} = \pi_i + \varphi_t + \alpha_1 \text{inno}_{it} + \alpha_2 \text{trade}_{it} + \alpha_3 \text{fdi}_{it} + \alpha_3 \text{inno} * \text{trade} + \alpha_4 \text{inno} * \text{fdi} + \beta_1 \text{invest}_{it} + \beta_2 \text{gov}_{it} + \beta_3 \text{hum}_{it} + \beta_4 \text{urban}_{it} + \tau_{it} \quad (2)$$

$$\text{indus}_{it} = \omega_i + v_t + \alpha_0 \text{indus}_{it-1} + \alpha_1 \text{inno}_{it} + \alpha_2 \text{trade}_{it} + \alpha_3 \text{fdi}_{it} + \alpha_3 \text{inno} * \text{trade} + \alpha_4 \text{inno} * \text{fdi} + \beta_1 \text{invest}_{it} + \beta_2 \text{gov}_{it} + \beta_3 \text{hum}_{it} + \beta_4 \text{urban}_{it} + \xi_{it} \quad (3)$$

其中, $i$ 代表长江经济带各个省份, $t$ 表示时期, $\text{indus}$ 为产业结构升级指标, $\text{inno}$ 为技术创新指标, $\text{trade}$ 为贸易对外开放指标, $\text{fdi}$ 为资本对外开放指标, $\text{invest}$ 为固定资产投资指标, $\text{gov}$ 为政府干预力度指标, $\text{hum}$ 为人力资本水平指标, $\text{urban}$ 为城镇化水平指标, $\lambda_i$ 、 $\pi_i$ 、 $\omega_i$ 为个体效应, $\gamma_t$ 、 $\varphi_t$ 、 $v_t$ 为时间效应, $\varepsilon_{it}$ 、 $\tau_{it}$ 、 $\xi_{it}$ 为随机误差项。

## (二)变量说明

### 1. 被解释变量

产业结构升级( $\text{indus}$ )。国外学者通常采用

里昂惕夫投入产出表、霍夫曼系数以及钱纳里标准结构等方法来衡量产业结构升级,但这些方法都要求数据的时间跨度非常长。国内学者主要采用产业结构层次系数、修正的泰尔指数、第三产业与第二产业产值比、新产品销售收入比重、Moore 结构变动指数等指标来衡量产业结构升级。由于产业结构升级是一个动态演化的过程,选取的指标既要体现产业结构的变化,又要体现产业层次的变化,同时考虑到相关数据的可获取性,为此,本文采用产业结构层次系数来衡量产业结构升级,具体测算公式如下:

$$\text{indus} = \sum_{i=1}^3 y_i \times i, 1 \leq \text{indus} \leq 3 \quad (4)$$

式(4)中, $i=1,2,3$ ,分别代表第一、二、三产业, $y_i$ 表示第*i*产业产值在总产值中的比重。 $\text{indus}$ 值在1到3之间,数值越靠近1表明产业结构水平越低,数值越靠近3表明产业结构水平越高。

### 2. 解释变量

(1)技术创新( $\text{inno}$ )。对技术创新的衡量方法主要包括投入法和产出法。投入法主要利用R&D经费投入、R&D人员投入(付宏等,2013)<sup>[2]</sup>等指标来衡量区域技术创新水平;产出法主要利用新产品产值(时乐乐、赵军,2018)<sup>[5]</sup>、专利授权数(温军等,2012)<sup>[18]</sup>等指标来衡量区域技术创新水平。地区创新投入与R&D经费投入有紧密的联系,R&D经费投入可以一定程度上代表地区创新水平(Berchicci, 2013)<sup>[19]</sup>。本文采用各地区R&D经费支出占地区总产值比重作为区域技术创新水平的衡量指标。

(2)贸易对外开放( $\text{trade}$ )。一个国家或地区的产业结构升级可以通过国际贸易将国外的知识技术进行转移引入,获得国外知识技术溢出效应,同时也加速了技术转移的实现,推动产业结构升级(王丽等,2016)<sup>[20]</sup>。但是低端国际贸易可能会形成锁定效应进而抑制产业结构升级。本文根据当年人民币兑美元的汇率,采用各地区的进出口总额占地区总产值比重作为贸易对外开放的衡量指标。

(3)资本对外开放(fdi)。资本对外开放能够通过吸引外商投资而获得技术学习、模仿创新的机会和技术溢出效应,从而影响一个国家或地区产业竞争力(范承泽等,2008)<sup>[21]</sup>。而且可以通过吸引外资增加资本存量,扩大技术投资。本文根据当年人民币兑美元的平均汇率,采用实际利用外商投资额占地区总产值比重作为资本对外开放的衡量指标。

3. 控制变量

(1)固定资产投资(invest)。一个产业的发展离不开固定资产投资,固定资产投资与产业结构存在一定的关联度。为了推动产业结构不断升级,要加大对高新技术产业和现代服务业的固定资产投资,以促进相应产业加快发展,并拉动相关中间产业发展。本文采用各地区固定资产投资总额占地区总产值比重作为固定资产投资的衡量指标。

(2)政府干预力度(gov)。地方政府可以通过财政支出对经济活动进行干预,进而对产业结构升级产生影响作用(赵勇等,2015)<sup>[22]</sup>。若政府对经济活动的干预行为适度,则会促进地区经济发展,从而推进产业结构升级;若政府过度干预经济活动,可能会阻碍发展甚至会造成一定程度的产业趋同效应,不利于地区产业结构升级。本文采用各地区政府财政支出占地区总产值比重作为政府干预力度的衡量指标。

(3)人力资本水平(hum)。人力资本作为新

时期经济增长最重要的要素禀赋之一,会对地区产业结构升级产生深刻影响。地区技术创新不仅需要经费投入的支持,更需要高质量的人力资本投入支持。高质量的人才具有创造性和增值性,可以把创新成果转化为现实财富,从而推动产业结构升级(胡昭玲,2017;蔡玉蓉等,2018)<sup>[6,23]</sup>。基于高等学校在校生是一个地区的潜在人力资本的考虑,本文采用地区总人数每百人中高等学校在校人数比作为人力资本水平的衡量指标。

(4)城镇化水平(urban)。城镇人口的规模集聚效应是产业结构升级的主要动力之一(武春友等,2010)<sup>[24]</sup>。城镇化推动着就业和产业结构从第一产业向二、三产业转移,是产业结构升级的重要影响因素(张晓燕等,2015)<sup>[25]</sup>。本文采用地区城镇常住人口占地区总人口的比重作为城镇化水平的衡量指标。

(三)数据来源与描述性统计特征

由于各地区 R&D 经费支出在 2010 年之后的统计口径为规模以上工业企业,在 2010 年之前的统计口径为大中型工业企业,本文考虑到数据的有效性、可获取性以及统计口径一致性,选取 2010—2016 年长江经济带 11 省市的数据进行分析。数据主要来源于《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国工业统计年鉴》,以及考察期内有关省市的地区统计年鉴及统计公报,部分指标缺失的数据采用插值法进行补充完善。各变量的描述性统计特征如表 1 所示。

表 1

变量的描述性统计特征

变量名称	变量符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
产业结构升级	indus	77	2.332	0.116	2.185	2.694
技术创新	inno	77	0.011	0.005	0.003	0.022
贸易对外开放	trade	77	0.313	0.359	0.032	1.472
资本对外开放	fdi	77	0.026	0.011	0.005	0.048
固定资产投资	invest	77	0.746	0.221	0.240	1.121
政府干预力度	gov	77	0.227	0.075	0.116	0.402
人力资本水平	hum	77	1.808	0.398	0.930	2.451
城镇化水平	urban	77	0.543	0.141	0.338	0.896

四、实证结果与结论分析

(一) 单位根检验和协整检验

由于使用不平稳数据进行面板回归会出现伪回归的结果,所以在进行面板模型回归之前,需要对面板数据进行单位根检验,以验证面板数据的

平稳性。本文研究对象为长江经济带 11 省市,研究时期是 2010—2016 年,由于研究对象较少且为短面板数据,故采用 HT 检验和 Fisher – ADF 检验。变量一阶差分后的数据均显著拒绝原假设,不存在单位根,这说明该面板数据是平稳的。检验结果如表 2 所示。

表 2 面板单位根检验结果

变量	HT 检验	结果	ADF 检验	结果
$\Delta indus$	0.056***	平稳	47.351***	平稳
$\Delta inno$	0.309**	平稳	31.725**	平稳
$\Delta trade$	0.176***	平稳	41.434***	平稳
$\Delta fdi$	-0.435***	平稳	44.008***	平稳
$\Delta invest$	0.060***	平稳	36.433***	平稳
$\Delta gov$	0.053***	平稳	51.236***	平稳
$\Delta hum$	0.066***	平稳	185.989***	平稳
$\Delta urban$	-0.500***	平稳	37.939**	平稳

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平上通过检验,下同。

由表 2 面板数据在 HT 检验和 Fisher – ADF 检验的结果来看,所有变量都是一阶单整,符合协整关系检验的条件,因此可以对变量之间做协整关系检验。如果变量间存在协整关系则可以建立面板数据回归模型。本文采用 Engle – Granger 两步法

进行协整检验。第一步对式(1)进行 OLS 估计,得到残差项,第二步对上述残差序列做 ADF 单位根检验。结果显示残差项在 1% 显著水平下是平稳的,即表明变量之间存在长期动态协整关系,可以进行面板回归分析。协整检验结果如表 3 所示。

表 3 协整检验结果

变量	ADF 检验	结果
残差 $e_i$	54.337***	平稳

(二) 实证结果

本文数据采用 stata13.0 软件进行实证研究,对长江经济带 11 省市 2010—2016 年的面板数据进行 Hausman 检验,结果表明适合选择固定效应模型。考虑在实际经济发展过程中,各个变量之间或多或少存在着不同程度的关联性,本文中的主要解释变量对外开放与产业结构升级之间可能存在双向因果关系;且考虑到产业结构变迁往往有其自身内在的惯性,前期的调整会对后期产生一定影

响,模型中的被解释变量滞后一期的存在也会导致解释变量与扰动项相关,若这时再采用一般面板回归估计方法,则得到的估计结果是有偏的,所以先后采用差分 GMM 法和系统 GMM 法对模型进行估计。差分 GMM 易受弱工具变量的影响,而系统 GMM 能够较好地克服弱工具变量问题,最重要的是系统 GMM(SYS – GMM)可以有效地解决模型变量的内生性问题,所以本文最终以系统 GMM 法的结果为准。具体模型估计结果如表 4 所示。估计

结果中,列(1)、(2)、(3)是未引入对外开放与技术创新交叉项时的结果,列(4)是引入贸易对外开放与技术创新交叉项的结果,列(5)是引入资本对外开放与技术创新交叉项的结果,列(6)是同时引入贸易对外开放、资本对外开放与技术创新交叉项的结果。列(7)、(8)是分别采用差分 GMM 法和系统 GMM 法对模型估计的结果。

表 4 中列(2)、(3)、(7)、(8)的 Sargan 检验

数值的 p 值结果表明,接受“所有工具变量均有效”的原假设。AR(1)的 P 值均小于 0.1,表明在 10% 的显著水平下拒绝不存在一阶自相关的原假设,即变量之间存在一阶自相关;AR(2)的 p 值均大于 0.1,接受不存在二阶自相关的原假设。根据列(8)的 Sargan 检验以及 AR(1)、AR(2)检验可以得出结论:模型中工具变量的选择设置合理,模型识别有效。

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	FE	Diff – GMM	Sys – GMM	FE	FE	FE	Diff – GMM	Sys – GMM
	indus	indus	indus	indus	indus	indus	indus	indus
L. indus	–	0.484***	0.575***	–	–	–	2.360***	5.200***
	–	(0.13)	(0.17)	–	–	–	(0.86)	(1.87)
inno	0.048* (0.02)	0.208*** (0.06)	0.182* (0.10)	0.120*** (0.04)	–0.113** (0.05)	–0.056 (0.05)	0.439 (0.45)	0.063*** (0.08)
trade	–0.075 (0.06)	–0.071 (0.15)	–0.091 (0.16)	0.085 (0.10)	–0.126** (0.06)	0.140* (0.08)	–1.755** (0.89)	–5.351*** (1.66)
fdi	–0.024*** (0.01)	–0.011*** (0.01)	–0.009 (0.01)	–0.021** (0.01)	–0.092*** (0.02)	–0.118*** (0.02)	–0.003 (0.10)	0.832*** (0.25)
Inno * trade	– –	– –	– –	–0.132** (0.06)	– –	–0.238*** (0.06)	0.339 (0.37)	–5.683*** (1.76)
Inno * fdi	– –	– –	– –	– –	0.047*** (0.01)	0.069*** (0.01)	0.028 (0.07)	0.753*** (0.23)
invest	0.096 (0.07)	–0.053 (0.13)	–0.030 (0.15)	0.084 (0.07)	0.189*** (0.07)	0.208*** (0.06)	–1.699*** (0.62)	–1.140*** (0.40)
gov	0.794*** (0.28)	0.461* (0.26)	0.389 (0.28)	0.609** (0.29)	0.715*** (0.26)	0.347 (0.25)	2.970*** (0.96)	8.928*** (2.74)
hum	0.047 (0.05)	0.048 (0.07)	0.034 (0.08)	0.026 (0.05)	0.056 (0.04)	0.021 (0.04)	1.811*** (0.58)	1.661*** (0.53)
urban	–0.001 (0.00)	0.001** (0.00)	0.001** (0.00)	0.001 (0.00)	0.001 (0.00)	0.001* (0.00)	0.002*** (0.00)	0.004*** (0.00)
Constant	2.025*** (0.08)	0.870*** (0.24)	0.711** (0.31)	2.038*** (0.07)	2.179*** (0.08)	2.272*** (0.08)	4.868*** (1.18)	10.990*** (3.32)
AR(1)	– –	–2.638 (0.01)	–2.580 (0.01)	– –	– –	– –	2.288 (0.022)	1.711 (0.087)
AR(2)	– –	1.183 (0.13)	1.311 (0.11)	– –	– –	– N	0.624 77	0.453 55

(续表 4)

Sargan 检验	-	9.712	9.549	-	-	-	0.001	0.001
	-	(0.78)	(0.96)	-	-	-	(1.00)	(1.00)
N	77	55	66	77	77	77	55	66
R <sup>2</sup>	0.627	-	-	0.655	0.688	0.764	-	-

注:括号中数值为稳健标准误,Sargan 检验结果为过度识别的检验值,AR(1)、AR(2)分别表示一阶和二阶差分残差序列的 Arellano-Bond 自相关检验。

(三) 结论分析

首先,贸易对外开放通过技术创新中介效应对产业结构升级产生负向影响。根据表 4 中列(8)的结果可以看出,贸易对外开放与技术创新交叉项在 1% 的显著水平下,对产业结构升级具有负向影响,说明长江经济带对外贸易结构与产业结构升级要求不协调,主要还是以低技术含量的产品出口为主,由于这些产品对技术创新能力要求不高,从而导致贸易对外开放对区域技术创新能力推动力不强。在现有市场盈利水平下,企业没有技术创新的动力,产生低端锁定效应和国外市场依赖,结果对产业结构升级产生阻碍作用。

其次,资本对外开放通过技术创新中介效应对产业结构升级产生正向影响。根据表 4 中列(8)的结果可以看出,资本对外开放与技术创新交叉项在 1% 的显著水平下,对产业结构升级具有正向影响,说明长江经济带通过吸引外商直接投资,形成技术转移效应、技术溢出效应、竞争和示范效应,并通过国外先进技术、经营理念与管理经验的内生化作用,促进了产业结构升级。但也要正视可能会出现的一定程度上对国外技术的依赖问题。

再次,产业结构升级的自身惯性效应与技术创新驱动效应。根据表 4 中的估计结果,产业结构升级滞后一期系数显著为正,说明产业结构升级存在惯性效应,前期产业结构改变对后期产生动态影响,为此要推动长江经济带产业结构保持

一定的升级态势,以实现良性循环。技术创新在 1% 的显著水平下,对产业结构升级具有正向驱动效应,R&D 经费支出占区域总产值比每增加 1%,产业结构升级增加 0.063%。技术创新作为经济增长的内生动力,可以直接转化为更先进的生产力,不仅提高了生产要素利用率、劳动生产率和经济效率,而且能够推动传统产业改造提升,促进新兴产业加快发展。

最后,政府干预、人力资本等其他因素对产业结构升级的影响。在控制变量中,政府干预、人力资本、城镇化对产业结构升级具有正向影响,固定资产投资具有负向影响。首先,政府财政支出占总产值比每增加 1%,产业结构升级指标增加 8.928%。政府能够通过财政支出、产业政策等手段引导和调节资源配置,对长江经济带产业布局发挥优化作用,推动产业结构升级。其次,每百人大学生人数占比每增加 1%,产业结构升级指标增加 1.661%。高质量人力资本是科技创新的源泉,一个地区拥有的高质量人力资本越多,其科技转化能力越强,更能推动区域产业结构升级。再次,城镇化水平在 1% 的显著水平下,对产业结构升级也具有一定的正向影响。城镇化所带来的人口、资金、技术等要素和产业的集中集聚,能有效促进二三产业互动融合,尤其能带动服务业加快发展。最后,区域固定资产投资占总产值比每增加 1%,对产业结构升级有 1.140% 的抑制作用。说明长江经济带固定资产投资结构在整体上与产业结构升级要求不匹配,为此,今后固定资产投资

要着眼于加强传统产业整合与改造提升、打造优势产业集群,以及推进农业现代化和发展现代服务业,以推动长江经济带产业结构升级。

## 五、政策建议

### (一) 扩大对外开放,优化长江经济带对外贸易结构

对外贸易结构的不同会对产业结构升级产生不同的影响,长期以低技术含量产品出口为主的贸易结构,会造成低端锁定和对国外市场依赖的恶性循环,使企业失去创新动力,抑制产业结构升级。为此,长江经济带各省市要积极推进战略性新兴产业、现代服务业等新兴领域的对外贸易,推动本地产业与境外企业对接融合,从而获得技术溢出效应和先进经验;尤其要推动高新技术产业和优势产业走出国门,深入参与新一轮国际分工和产业链条重构,加快向全球价值链中高端迈进,进而实现对外贸易结构和产业结构的匹配和同步升级。

### (二) 转变发展理念,提高长江经济带招商引资质量

在进一步完善相关法律、法规的基础上,长江经济带各省市应根据各自产业发展特征,制定招商引资优惠政策,建立健全市场竞争机制,改善外商投资环境。地方政府应摆脱“重量轻质”的招商引资观念,加强引导 FDI 资金注入战略性新兴产业和现代服务业;提高外资利用效率,并注重对国外核心技术、先进管理经验的学习模仿创新,以提高招商引资的溢出效应。另外,受资源环境条件约束,长江经济带进一步发展正面临着严峻挑战,为此,在招商引资过程中,要秉持生态优先、绿色发展的理念,强化企业生态环境责任,坚持在发展中保护、在保护中发展,实现经济社会发展与人口、资源、环境相协调的高质量发展。

### (三) 加强自主创新,增强长江经济带产业竞

## 争优势

本文模型估计结果证实了产业结构调整惯性对自身具有推动力,说明了技术创新对产业结构的动态影响机制,即前期产业技术创新会为后期产业技术创新能力提升奠定基础,影响后期的产业结构变动,体现了技术创新对产业结构升级的长效机制,也对技术创新提出了可持续的要求。在世界制造强国掌控制造业关键技术的情况下,靠引进或市场手段是不能拿到关键技术的,唯一的出路就是立足自主创新。长江经济带应大力实施创新驱动战略,打造创新示范高地、强化创新基础平台、集聚人才优势、强化企业技术创新能力、营造良好创新创业生态,增强自主创新能力,降低对国外技术的依赖度,提升产业国际竞争力。

### (四) 深化结构改革,夯实长江经济带发展保障机制

受资源环境约束,以及在劳动力成本不断攀升的压力下,长江经济带依靠传统要素投入支撑经济增长的方式已不可持续,因此要深化结构改革,夯实基础保障,激发内生动力。首先,要推进要素禀赋结构升级,将大量固定资产投资从高能耗产业转移到现代服务业和高新技术产业中,使要素禀赋结构与产业结构发展相匹配。其次,要加大对科技教育的投入,注重高素质人才培养,并制定有利于留住人才的政策,促进区域创新与可持续发展。第三,要继续推进新型城镇化建设,统筹城乡发展,切实破除城乡二元结构,促进技术、资本、人才与产业的进一步聚集,增强长江经济带经济持续发展动能。第四,要深化体制机制改革和创新制度供给,一方面,充分发挥市场机制,强化企业主体地位,激发企业活力和创造力<sup>[26]</sup>;另一方面,转变政府职能,创新行业管理方式,完善政策措施,形成有效推进长江经济带产业结构升级的政府与市场合力。

## 参考文献

- [1] 王海兵,杨蕙馨.创新驱动与现代产业发展体系——基于我国省际面板数据的实证分析[J]. 经济学(季刊),2016(4):1351-1386.
- [2] 付宏,毛蕴诗,宋来胜.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[J]. 中国工业经济,2013(9):56-68.
- [3] Maria Thompson. Social Capital, Innovation and Economic Growth[J]. Journal of Behavioral and Experimental Economics,2018(73):46-52.
- [4] 陶长琪,周璇.要素集聚下技术创新与产业结构优化升级的非线性和溢出效应研究[J]. 当代财经,2016(1):83-94.
- [5] 时乐乐,赵军.环境规制、技术创新与产业结构升级[J]. 科研管理,2018(1):119-125.
- [6] 蔡玉蓉,汪慧玲.创新投入对产业结构升级的影响机制研究——基于分位数回归的分析[J]. 经济问题探索,2018(1):138-146.
- [7] 单俊辉,张玉凯.外商直接投资对我国产业结构的影响及对策[J]. 现代管理科学,2016(3):52-54.
- [8] 李娜,伍世代,代中强,王强.扩大开放与环境规制对我国产业结构升级的影响[J]. 经济地理,2016(11):109-115,123.
- [9] Mary Amity, Freund C L. China's Growing Role in World Trade: The Anatomy of China's Export Growth[J]. Research Working Papers,2011(29):1-29.
- [10] 傅强,黎秀秀.贸易开放度、产业结构升级与经济增长[J]. 工业技术经济,2014(3):115-120.
- [11] 杨丹萍,杨丽华.对外贸易、技术进步与产业结构升级:经验、机理与实证[J]. 管理世界,2016(11):172-173.
- [12] Nadia Doytch, Seema Narayan. Does FDI Influence Renewable Energy Consumption? An Analysis of Sectoral FDI Impact on Renewable and Non-renewable Industrial Energy Consumption[J]. Energy Economic, 2016(54):291-301.
- [13] Qayoom Khachoo, Ruchi Sharma, Madan Dhanora. Does Proximity to the Frontier Facilitate FDI-spawned Spillovers on Innovation and Productivity? [J]. Journal of Economics and Business,2018(97):39-49.
- [14] Kuo - Hsing Kuo, Cheng - Te Lee, Chen Fang. Free Trade and Economic Growth[J]. Australian Economic Papers,2014(53):69-79.
- [15] 张少军,刘志彪.国际贸易与内资企业的产业升级——来自全球价值链的组织和治理力量[J]. 财贸经济,2013(2):68-79.
- [16] 蔡海亚,徐盈之.贸易开放是否影响了中国产业结构升级?[J]. 数量经济技术经济研究,2017(10):3-22.
- [17] 章潇萌,杨宇菲.对外开放与我国产业结构转型的新路径[J]. 管理世界,2016(3):25-35.
- [18] 温军,冯根福.异质机构、企业性质与自主创新[J]. 经济研究,2012(3):53-64.
- [19] Berchicci L. Towards an Open R&D System: Internal R&D Investment, External Knowledge Acquisition and Innovative Performance [J]. Research Policy, 2013(42):117-127.
- [20] 王丽,张岩.对外直接投资与母国产业结构升级之间的关系研究——基于1990~2014年OECD国家的样本数据考察[J]. 世界经济研究,2016(11):60-69,136.
- [21] 范承泽,胡一帆,郑红亮.FDI对国内企业技术创新影响的理论与实证研究[J]. 经济研究,2008(1):89-102.
- [22] 赵勇,魏后凯.政府干预、城市群空间功能分工与地区差距——兼论中国区域政策的有效性[J]. 管理世界,2015(8):14-29,187.
- [23] 胡昭玲,夏秋,孙广宇.制造业服务化、技术创新与产业结构转型升级——基于WIOD跨国面板数据的实证研究[J]. 国际经贸探索,2017(12):4-21.
- [24] 武春友,梁潇,房士吉.城市化对产业结构演进的作用机理研究——基于中国省际面板数据的实证[J]. 中国软科学,2010(增刊2):389-395.
- [25] 张晓燕,冉光,李健.金融集聚、城镇化与产业结构升级——基于省级空间面板数据的实证分析[J]. 工业技术经济,2015(9):123-130.
- [26] 江小国,周海炜,贾兴梅.皖江城市带和长三角地区产业联动性研究——基于空间引力模型[J]. 经济与管理评论,2017(1):148-153.

# Could Opening – up Promote the Upgrading of the Industrial Structure of the Yangtze River Economic Belt?

——An Empirical Study Based on the Mediating Effect of Technological Innovation

ZHANG Ting – ting<sup>1</sup>, JIANG Xiao – guo<sup>1,2</sup>

(1. School of Business, Anhui University of Technology, Ma'anshan 243032;

2. Institute of Anhui Innovation Driven Development, Ma'anshan 243032, China)

**Abstract:** By constructing a static panel model and a dynamic panel GMM model with technological innovation as the intermediary variable and employing the panel data of 11 provinces and cities in the Yangtze River Economic Belt from 2010 to 2016, this paper discusses the influence of opening – up of trade and capital on the upgrading of industrial structure of the Yangtze River Economic Belt. The empirical results show that the influence of the two factors on the upgrading of industrial structure is heterogeneous. The opening up of trade has a negative impact on upgrading of industrial structure because of suppressing technological innovation whereas the opening up of capital has a positive effect on upgrading of industrial structure by promoting technological innovation. Besides, among the control variables, government intervention, human capital and urbanization have a positive effect on industrial structure upgrading, while fixed asset investment has a negative effect. Finally, based on the empirical results, some suggestions for promoting the upgrading of industrial structure of the Yangtze River Economic Belt are proposed in terms of improving the structure of foreign trade, improving the quality of investment, strengthening independent innovation, and deepening structural reforms.

**Key words:** yangtze river economic belt; opening up; the mediating effect of technological innovation; upgrading of industrial structure; heterogeneous effect

(责任编辑:郑俊义)

# 甘肃省县域经济发展空间溢出效应研究<sup>\*</sup>

● 张亚凡<sup>1</sup>, 刘 明<sup>1,2</sup>

(1. 兰州财经大学 统计学院, 甘肃 兰州 730020;

2. 兰州财经大学 甘肃省经济发展数量分析研究中心, 甘肃 兰州 730020)

**摘 要:**运用甘肃省 81 个县域 2000—2016 年面板数据, 基于 C-D 生产函数对甘肃省县域经济发展的空间溢出效应进行研究, 并对空间溢出效应进行分解测度。分析发现: 资本要素是推动经济发展的主要动力, 对经济发展的直接影响作用和空间溢出效应都较为显著; 劳动要素的直接影响效应较小, 空间迂回溢出效应较为显著且弥补了空间单向溢出效应的不足, 使得空间溢出总效应为正; 技术要素的非竞争性使得各区域之间的空间迂回溢出效应为正且大于资本要素空间迂回溢出效应, 但各区域技术要素的空间溢出总效应为负, 说明虹吸效应较为显著; 通过对空间溢出效应进行高阶分解, 发现随着各区域距离的增加溢出效应呈下降趋势。

**关键词:** 县域经济发展; 空间迂回溢出效应; 空间单向溢出效应

**中图分类号:** F127; F224

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1004-5465(2019)01-023-10

## 一、引言

随着“一带一路”建设的不断推进, 甘肃省经济在加强与国内外经济联系和交往、产业结构优化升级、科技进步、基础设施完善等方面的发展前景将更广阔。同时, 在经济发展水平及发展速度方面是否能够满足丝绸之路经济带发展的要求、区域经济发展的通达性或区域内的经济联系是否能够满足丝绸之路经济带建设的需要, 在这些方面甘肃也面临着挑战。实际上, 加强省内各区域之间的经济关联、促进各区域不断发展、提升甘肃省整体经济竞争力对其长期经济稳步发展具有重要的意义, 也是其抓住当前发展机遇的重要手段。据此, 本文以甘肃

省县域经济发展之间的空间相关性为基础, 着眼于甘肃省县域经济发展的空间溢出效应, 并对该溢出效应进行分解测算。

近年来, 许多学者运用空间计量经济方法对经济发展和增长进行研究, 这些研究的角度各不相同。在经济发展的影响因素方面, 黄萃(2008)认为企业研发比固定资产投资和 R&D 投资对当地经济发展作用明显, 邻近区域的研发投入对当地经济发展的作用也不容小觑<sup>[1]</sup>; 胡鞍钢和刘生龙(2009)认为交通运输对 GDP 的贡献较大, 直接影响和外部溢出效应平均每年一共贡献 13.8%<sup>[2]</sup>。在技术角度上, 韩峰、王琢卓和阳立高(2014)认为生产服务业的集聚对经济发展的技术溢出效应在空间上的距离范围是一定的<sup>[3]</sup>;

。收稿日期: 2018-11-20

基金项目: 本文得到甘肃省自然科学基金项目“‘一带一路’背景下甘肃省经济发展空间效应研究”(17JR5RA178)、甘肃省社科规划项目“兰白国家自主创新示范区企业技术创新对全要素生产率提升的对策研究”(YB068)、陕西省社科基金项目“丝绸之路经济带国内段旅游空间网络结构的变化与对策研究”(2018S06)的资助。

作者简介: 张亚凡(1994—), 女, 河南汝州人, 硕士研究生, 研究方向: 经济与社会统计; 刘明(1981—), 男, 安徽霍邱人, 博士, 教授、硕士生导师, 研究方向: 经济计量分析、空间数据统计分析、产业经济。

曾淑婉(2013)在对全国省际数据的空间计量分析中认为财政支出对全要素生产率即技术的进步存在较大的直接影响和空间溢出效应<sup>[4]</sup>。类似这些研究还有很多,都是运用空间计量经济学方法对区域之间的经济联系以及相关的经济发展影响要素进行研究。不少学者基于区域(如东中西部地区)视角对经济发展展开研究,例如,何兴强和王立霞(2008)认为地区之间与地区内部的空间溢出效应排序依次为东部地区内部,东部与中部之间,中部地区内部,中部西部之间和东部西部之间;东部与中部地区的 FDI 之间的空间溢出效应较为显著,而东部与西部之间的空间溢出效应则不存在<sup>[5]</sup>。类似的研究还有李东坤和邓敏(2016),他们认为 OFDI 对产业结构的优化作用在不同地区的效果不尽相同,东部地区是较为显著的正向促进关系而中西部地区并不明显<sup>[6]</sup>。受上述文献启发,本文考虑以 C-D 生产函数为基础构建的空间计量模型,以考察资本、劳动和技术对甘肃省经济发展的空间溢出效应。在梳理文献时我们还发现,多数文献都使用传统空间计量经济模型估计结果直接测算空间溢出效应,这些测算的结果都较为粗略。刘明和赵彦云(2018)对中国制造业省域空间溢出效应分析时,提出了新的空间溢出效应测度方法,他们将空间溢出总效应分解为空间迂回溢出效应(AYDE)和空间单向溢出效应(AIE)<sup>[7]</sup>,将空间溢出效应进行了更细致的分解。本文将借鉴刘明和赵彦云的空间溢出效应测度与分解方法对甘肃省县域经济发展中的空间溢出问题展开研究。

## 二、模型与方法

文章研究甘肃省县域经济发展的空间溢出问题,即研究甘肃省县域经济发展过程中相邻区域经济发展对本区域是否有所影响以及影响的大小和路径的问题。首先用莫兰指数检验甘肃省县域经济的空间相关性,如存在正的空间相关性说明相邻县域之间的经济发展能够影响本地经济发展。其次基于 C-D 生产函数构建空间杜宾模型(SDM)来分析空间溢出效应,并对溢出效应进行分解和测算。

### (一)空间计量模型的设定

根据古典经济学理论,用 C-D 生产函数来研究资本、劳动和技术与经济发展的关系,其公式为:

$$Y_{it} = AK_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (1)$$

其中, $Y_{it}$ 为产出量, $K_{it}$ 为资本投入量, $L_{it}$ 为劳动投入量, $A$ 表示技术参数。 $i$ 、 $t$ 表示观测值区域和时间。由于各区域之间的经济发展不仅依靠本区域的资源,与其他区域之间也有所关联,所以我们考虑空间溢出效应。基于此,本文在 C-D 生产函数的基础上考虑空间效应并对函数进行拓展,以此来研究甘肃省经济发展问题。

大量的实证经验表明,资本要素一方面直接参与生产,另一方面也会促进技术的累积和进步,而此时技术的空间溢出效应最容易发生。另外,资本要素和劳动要素在区域间的流动也将对相关区域的产出产生影响,进而形成空间溢出效应。因此,资本和劳动二要素不仅对本区域技术发展存在影响作用,对相邻区域技术水平也有所影响。为展示技术变动要素,这里引入全要素生产率(用  $tfp$  表示),用以表征甘肃省经济发展的技术水平,此时技术水平因素可以表示为:

$$A_{it} = \Lambda K_{it}^{\chi} K_{wit}^{\delta} tfp_{it}^{\phi} p_{it}^{\varphi} \quad (2)$$

其中  $\Lambda$  为常数参数, $w$  表示相邻区域,将式(2)表达式代入到拓展的 C-D 生产函数中,同时考虑劳动要素的空间溢出效应,则有:

$$Y_{it} = \Lambda K_{it}^{\alpha+\chi} K_{wit}^{\delta} L_{it}^{\beta} L_{wit}^{\gamma} tfp_{it}^{\phi} p_{it}^{\varphi} \quad (3)$$

根据所设定的甘肃省经济发展空间溢出模型式(3),对等式两边取对数构建 SDM 模型:

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_0 + \rho W \ln Y_{it} + \alpha_1 \ln K_{it} + \alpha_2 \ln L_{it} + \alpha_3 \ln tfp_{it} + \alpha_4 \ln K_{it} + \alpha_5 W \ln L_{it} + \alpha_6 W \ln tfp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $W$  是衰减距离空间权重矩阵<sup>[8]</sup>, $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_6$  及  $\rho$  为模型参数, $\varepsilon_{it}$  为模型随机项。

### (二)空间溢出效应的分解

由于空间溢出效应模型式(4)中各参数之间并不是直接的弹性度量意义,各自变量之间有依赖关系,这就需要对空间计量模型系数进一步分解且进行有效测度用以分析经济发展的空间溢出效应。参考刘明和赵彦云(2018)的空间溢出测度方法<sup>[7]</sup>,将式(4)写为如下矩阵形式:

$$(I_n - \rho W)y = X\beta + WX\theta + \varepsilon \tag{5}$$

其中被解释变量  $y$  和解释变量  $X$  的矩阵形式与(4)式变量一一对应,  $\beta$ 、 $\theta$ 、 $\varepsilon$  分别为解释变量参数向量,解释变量空间滞后项参数向量以及误差向量。为方便溢出效应分解分析,进一步将SDM 模型写成如下形式:

$$y = S(W)X + (I_n - \rho W)^{-1}\varepsilon \tag{6}$$

其中,  $S(W) = (I_n - \rho W)^{-1}\beta + (I_n - \rho W)^{-1}W\theta$

矩阵  $(I_n - \rho W)^{-1}\beta$  表示区域内解释变量对被解释变量的影响作用,称为直接效应矩阵且列和平均值表示平均直接效应(ADE);矩阵  $(I_n - \rho W)^{-1}\beta W\theta$  体现了相邻区域解释变量对本区域被解释变量的影响,称为间接效应矩阵且列和平均值表示平均间接效应(AIE)。平均总效应应用ATE 表示,  $ATE = ADE + AIE$ 。

平均总效应不能直接表示空间溢出效应,因为平均直接效应 ADE 测度的结果中不属于空间溢出效应测度范畴的部分,平均间接效应 AIE 实际为空间单向溢出效应。ADE 分解为不属于空间溢出效应的部分 ANDE 和属于空间溢出效应的部分空间迂回溢出效应 AYDE 两部分,即  $ADE = AYDE + ANDE$ ,则空间溢出效应为  $AIE + AYDE$ 。为测度实际空间溢出效应,将矩阵  $(I_n - \rho W)^{-1}$ 写成如下形式:

$$(I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \cdots + \rho^q W^q \tag{7}$$

矩阵  $S(W)$  进一步变为:

$$S(W) = (I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \cdots + \rho^q W^q)\beta +$$

$$\begin{aligned} & (I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \cdots + \rho^q W^q)W\theta \\ &= (I_n\beta + \rho W\beta + \rho^2 W^2\beta + \cdots + \rho^q W^q\beta) + \\ & (W\theta + \rho W^2\theta + \rho^2 W^3\theta + \cdots + \rho^q W^{q+1}\theta) \end{aligned} \tag{8}$$

在式(8)中,可以对空间溢出效应以及高阶相邻路径下溢出效应的大小进行测度。其中  $I_n\beta$  表示 ANDE,其余矩阵表示溢出效应,如  $\rho W\beta$ 、 $\rho W^2\beta$ 、 $\cdots\rho W^n\beta$  分别表示一阶、二阶 $\cdots n$  阶空间迂回溢出效应。对空间迂回溢出效应进行三阶分解,以此分析甘肃省经济发展的高阶空间溢出效应。不难看出,这里的溢出效应是区域间双向影响作用的总和。

三、数据及其描述性分析

(一)数据来源

本文选取甘肃省 81 个县区 2000—2016 年的数据,主要来源于《甘肃发展年鉴》和《中国县域统计年鉴》。本文所分析的对象主要是甘肃省县域数据,但对城市数据进行了整合,即将市区整合为一个区域单位进行分析,如兰州市区包含七里河区、城关区、西固区、安宁区、红古区,白银市区包含白银区和平川区,天水市区包含秦州区和麦积山区。这样做的目的在于将城市视为一个整体,使得研究更具现实意义。

(二)变量说明

文章研究甘肃省经济发展的空间溢出效应,以经典 C-D 生产函数为基础进行分析,即变量为资本要素、劳动要素和技术要素。甘肃省空间计量指标体系如表 1 所示。

表 1甘肃省空间计量指标体系

变量名称	计量指标名称	计量指标性质和含义
经济发展水平	各市区、地县生产总值(Y)	反映区域的经济发展水平
资本要素投入	各市区、地县资本存量(K)	反映区域资本投入量大小
劳动要素投入	各市区、地县年末从业人员(L)	反映区域劳动投入量大小
技术要素投入	各市区、地县全要素生产率(tp)	反映区域技术投入量大小

产出由各市区、地县的实际 GDP 来反映,是区域的经济总量,体现各区域的综合经济能力。根据 GDP 指数进行平减计算,数据调整为 2000 年不变价格。

资本投入量(K),采用各县 GDP 指数折算固定资产投资额为实际固定资产投资额<sup>[9]</sup>,折旧率采用 9.6% 来测算 2000—2016 年甘肃省 81 个市区、县域的资本存量<sup>[10]</sup>,计算公式如下:

$$K_t = (1 - \delta_{it}) K_{it-1} + I_{it} \tag{9}$$

i 指地区,t 指年份,折旧率  $\delta$  为 9.6%,K 指资本存量(基年资本存量为 2000 年的实际固定资产投资额除以 10%),I 指实际固定资产投资额。

劳动投入量(L),指年末单位从业人数,为经济的发展提供动力。

全要素生产率(tfp),运用 DEAP 软件根据 2000—2016 年实际 GDP、资本存量和从业人员数据通过 Malmquist 指数计算得出。

(三)描述性分析

限于篇幅,文章仅对 2000、2007 和 2016 年三年的实际 GDP、资本存量、劳动投入量和技术要素分布变化进行对比展示。从空间角度,兰州—白银—天水圈层的发展水平高,而酒泉市以及张掖市部分地区发展较为落后,甘肃省各市区以及永登县、皋兰县等区域与其他区域相比发展较好;从时间角度,2000—2016 年,实际 GDP 和资本存量呈显著递增趋势,而劳动投入量和技术要素变化并不明显。总体上,兰州市、白银市和天水市发展水平较高。

2000—2016 年,甘肃省各县区实际 GDP 呈递增趋势发展,兰州市区实际 GDP 在甘肃省占比最大,在 30% 左右,其次为白银市区、天水市区和武威市区,占比在 4% ~ 6% 之间。临夏市和甘南州各区域经济较为落后,除各市区经济发展水平较高外其他区域经济发展水平大致相当。

甘肃省资本存量为实际固定资产投资额采用永续盘存法计算结果。2000—2016 年,各区域资本存量年均环比增长率在 10% 左右,其中皋兰县最高为 16.2%,而玉门市最低为 5.92%。兰州市

区、永登县、皋兰县、嘉峪关市、金昌市区、张掖市区、玉门市、平凉市区、白银市区、天水市区、定西市区(安定区)、武都区、和庆阳市区(西峰区)这些区域资本存量较大,而其他区域的资本存量处在较低的范围。兰州市区、永登县和皋兰县资本存量的基数以及年环比增长率都较大,而玉门市资本存量较多但增长缓慢。

各区域劳动投入量在 2000—2016 年间总体上呈缓慢上升态势,兰州市区、永登县、皋兰县、白银市区、民勤县等地年末从业人员在 2000—2016 年是变化不大甚至为减少状况,而其他大部分区域的年末从业人员为不断增长趋势。除各市区从业人员较多外,徽县、玉门市、酒泉市、榆中县、定西市区(安定区)、静宁县和华亭县等区域从业人员也较多。

甘肃省全要素生产率水平较低且发展缓慢。在 2000—2016 年,各县区年均增长 1.33% 左右。兰州市区、永登县、和政县、肃北县、阿克塞县、庆阳县、合水县以及嘉峪关市的全要素生产率与其他县区相比发展水平较高。

四、空间溢出效应测度与分析

(一)空间相关性检验

由表 2,甘肃省各县区 GDP 的莫兰指数在 0.27 以上且均在显著性水平上,自 2000 年以来空间相关性呈上升态势,体现出甘肃省各区域之间经济发展的空间相关性较强且不断提高。2016 年甘肃省各市区、地县经济发展的莫兰指数为 0.307,说明甘肃省各市区、地县之间存在显著的正的空间相关性。2016 年甘肃莫兰散点图如图 1 所示。

表 2 甘肃省 GDP 莫兰指数

年份	Moran's I	年份	Moran's I
2000	0.28***	2009	0.285***
2001	0.272***	2010	0.285***
2002	0.274***	2011	0.287***
2003	0.277***	2012	0.291***
2004	0.281***	2013	0.295***
2005	0.28***	2014	0.305***
2006	0.282***	2015	0.303***
2007	0.285***	2016	0.307***
2008	0.286***	-	-

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示显著性水平为 1%、5% 和 10%,下同。

由莫兰散点图可以看出,县域多集中在第一、三象限,呈现出显著的“高一高”和“低—低”集聚。由该图可以看出兰州市各地区、嘉峪关市、金昌市区、白银市区、天水市区、武威市区(凉州区)和平凉市区(崆峒区)等在第一象限呈现显著的“高一高”集聚,体现了这几个区域与其周围区域经济发展都较好,在空间上存在相互集聚现象;临夏市各地区和甘南州各地区以及合水县、正宁县和礼县等地区位于第三象限,呈现出显著的“低—低”集聚,

说明这些区域与其相邻区域经济发展都较落后;清水县、张家川县、高台县、敦煌市、华池县、定西市区(安定区)等区域位于第二象限,呈现出“低—高”集聚,由于这些区域大部分位于其所在市的市区周围,相较而言经济发展水平较低进而呈现出如此现象;甘谷县、山丹县、华亭县、庄浪县、安西县和陇南市区(武都区)等区域位于第四象限,呈现“高一低”集聚,这些区域经济发展状况相对较好,而其相邻区域经济发展落后。

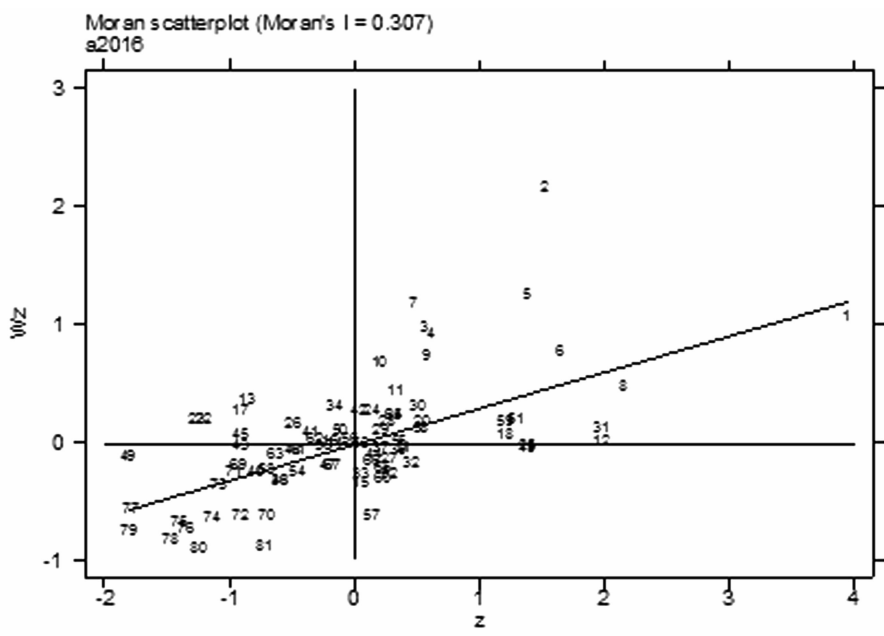


图 1 甘肃省 GDP 莫兰散点图

(二) 空间计量模型估计

文章使用的研究数据为甘肃省 81 个县区 2000—2016 年的面板数据,并通过此面板数据对模型(4)进行估计。SAR 与 SDM、SEM 与 SDM 之间筛选的 Wald 检验,统计结果分别为 429.54、

406.443,概率为 0,都拒绝原假设,认为 SDM 不可以简化为 SAR 模型或 SEM 模型,选择 SDM 模型。Hausman 检验的卡方统计量为 19.5322,概率为 0.0067 小于 0.025,则拒绝随机效应模型原假设,选择固定效应模型。估计结果如表 3 所示。

表 3 空间面板数据 SDM 参数估计结果

参数	随机效应		空间固定效应		时间固定效应		空间时间固定效应	
	估计值	t 值	估计值	t 值	估计值	t 值	估计值	t 值
$\alpha_0$	1.702239***	36.109977	—	—	—	—	—	—
$\alpha_1$	0.378189***	25.416991	0.963617***	142.695816	0.313476***	22.12429	0.862814***	112.224263
$\alpha_2$	0.487261***	23.067807	0.009902***	2.964427	0.556394***	28.319796	0.004077	1.295898
$\alpha_3$	0.183522	1.250576	0.002859	0.336992	0.50372***	3.643709	0.003435	0.430717
$\alpha_4$	0.056586***	3.288764	-0.726665***	-69.508854	0.033661**	2.143462	-0.699593***	-68.356569
$\alpha_5$	-0.218366***	-8.058661	0.014373***	3.441489	-0.016083	-0.604899	0.001399	0.349718

(续表 3)

$\alpha_6$	-0.604715***	-3.852995	-0.005587	-0.607283	-0.155286	-1.042528	-0.008684	-1.001651
$\rho$	0.197964***	9.773157	0.752978***	90.399977	0.034983*	1.648658	0.640978***	56.990839
$R^2$	0.8116		0.9995		0.8471		0.9996	
log-L	-1010.0106		2741.5166		-850.4992		2939.2399	
样本值	1377		1377		1377		1377	

如表 3 所示,SDM 模型中  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  估计值都为正,且均通过了显著性检验,而  $\alpha_4, \alpha_5, \alpha_6$  的估计值大部分为负值,且在 10% 的显著性水平上统计意义不显著。GDP 的空间滞后项系数  $\rho$  值为正且在显著性水平上,即甘肃省各县区经济发展的空间溢出效应为正且较显著,说明甘肃省县域之间的经济发展是相互影响的。空间杜宾模型不同效应结果中,各区域的资本要素、劳动要素和技术要素对当地经济发展有较显著的直接影响效应,而空间溢出效应在时间和空间固定效应模型中不尽相同。

在时间固定效应模型中,由  $\alpha_1, \alpha_4$  的值可知资本要素对当地经济发展有较大的促进作用,而相邻区域的资本投入对本区域的经济发 展在时间固定效应模型上是正向的且在 1% 显著性水平上,说明本区域固定资产投入有力地带动本区域经济发展,同时邻近区域的固定资产投资也在一定程度上推动本区域经济发展。在空间固定效应

模型中,劳动要素对经济发展的直接影响效应(0.0099)在显著性水平上,且小于空间溢出效应(0.014),说明本地和邻近区域的劳动要素对本地经济发展都有促进作用,但本地劳动要素对经济发展的直接效应较弱;邻近区域劳动要素对本地经济发展的影响较为显著,说明各县区劳动者之间的交流与合作对经济发展的促进作用更为明显。技术要素对经济发展的直接影响弹性系数在时间固定效应模型中为 0.50372 且在 1% 显著性水平上,说明技术要素在甘肃省县域经济发展过程中有促进作用。技术要素空间滞后项的系数均为负且不在显著性水平上,说明邻近区域的技术要素对本地的经济发展影响并不明显或者说甘肃省各县区技术要素在空间上存在虹吸效应。

(三)空间溢出效应分解

将空间溢出效应分解为空间迂回溢出效应和空间单向溢出效应,对空间溢出效应进行较为准确的分解测度,结果如表 4 所示。

表 4 溢出效应分解

变量	空间溢出总效应 (AYDE + AIE)	空间迂回溢出 效应 (AYDE)	空间单向溢出 效应 (AIE)	区域直接影响 效应 (ANDE)	平均总体效应 (ATE)
K	0.046245124	0.011363873	0.034881251	0.963617	0.359721124
L	0.003503909	0.020169936	-0.016666028	0.009902	0.559897909
tfp	-0.142654858	0.018260442	-0.1609153	0.002859	0.361065142

根据表 4 的分解结果,资本要素和劳动要素的空间溢出效应都为正,而技术要素的空间溢出效应为负,说明在甘肃省经济发展中,邻近区域资本要素和劳动要素对本区域的经济发 展都有较大的贡献;技术要素的空间溢出总效应为负,即技术要素的虹吸效应明显,从另一方面也说明甘肃省各县区的技术发展不能满足自身发

展的需求。  
由表 4 的分解结果可以看出,资本要素是经济发展的主要驱动力量。资本要素对甘肃省县域经济发展的直接影响效应和空间溢出总效应远大于劳动要素和技术要素,资本要素的直接影响效应(0.96)远大于劳动要素的直接影响效应(0.0099)和技术要素的直接影响效应

(0.002859),且空间溢出总效应也较劳动要素和技术要素更大,这体现出资本要素对甘肃省经济发展的贡献最大,说明在经济发展过程中固定资产投资是当地经济发展的主要推动力。相邻区域的固定资产投资对本地的单向影响(0.03488)大于区域之间的相互影响(0.01136),这表明,如果相邻区域的基础设施等发展较完善,则会增加与本区域的交往进而促进本区域的经济发

展。表4的分解结果还显示,相邻区域之间劳动者的交流对经济发展的影响作用明显。劳动要素对甘肃省县域经济发展的空间溢出总效应为0.0035,远小于资本要素,说明劳动投入量的空间溢出效应对甘肃经济发展的影响作用小于资本要素,这与 Arayama & Miyoshi(2004)等学者的观点一致,即人力资本对经济发展的作用较固定资产投资小<sup>[11]</sup>。虽然空间单向溢出效应为负,但空间迂回溢出效应弥补了单向溢出效应的不足。劳动要素的空间迂回效应比直接效应大,说明甘肃省邻近区域之间的劳动力流动性较强。钱晓烨(2010)、潘文卿(2018)的研究表明人力资本与经济增长的联系并不显著而与技术创新存在显著的

关系,这也指出了人力资本在直接影响效应方面并不显著的原因<sup>[12-13]</sup>。

由表4的分解结果发现,技术要素在甘肃省县域经济发展中的虹吸效应显著。技术要素的空间溢出总效应为负,正的空间迂回效应弥补不了空间单向溢出效应,说明甘肃省各区域技术要素的虹吸效应较为显著;由于甘肃省经济发展较为落后,技术水平较低,各区域在发展过程中对技术要素的需求较大,使得各区域在经济发展过程中对技术要素的虹吸效应较为显著,而溢出效应并不明显。技术要素的空间迂回效应为正且大于资本要素,这主要是由固定资产等基础设施与技术要素的影响方式和影响范围的不同所造成的;另一方面技术要素虽然不能够满足县区经济发展的需求,但是由于技术要素的非竞争性使得其空间迂回溢出效应存在,也说明技术创新现阶段还不能成为经济增长的主要动力(钱晓烨,2010)<sup>[12]</sup>。

为进一步分析甘肃省经济发展的空间溢出效应传导机制,对资本要素、劳动要素和技术要素的溢出效应做三阶分解,结果如表5所示。

表 5 空间溢出效应的高阶分解						
变量	阶数	平均直接效应(ADE)		空间单向溢出效应(AIE)		空间溢出总效应
		ANDE (直接影响)	AYDE(空间迂回 溢出效应)	相邻溢出	高阶溢出	
K	W <sup>0</sup>	0.963617	—	—	—	—
	W <sup>1</sup>	—	0.010966331	0.033661	—	0.044627331
	W <sup>2</sup>	—	0.000383635	—	0.001177563	0.001561198
	W <sup>3</sup>	—	1.34207E-05	—	4.11947E-05	5.46154E-05
L	W <sup>1</sup>	0.009902	—	—	—	—
	W <sup>2</sup>	—	0.019464331	-0.016083	—	0.003381331
	W <sup>3</sup>	—	0.000680921	—	-0.000562632	0.000118289
	W <sup>4</sup>	—	2.38206E-05	—	-1.96825E-05	4.14E-06
tfp	W <sup>1</sup>	0.002859	—	—	—	—
	W <sup>2</sup>	—	0.017621637	-0.155286	—	-0.137664363
	W <sup>3</sup>	—	0.000616458	—	-0.00543237	-0.004815912
	W <sup>4</sup>	—	2.15655E-05	—	-0.000190041	-0.000168475

W<sup>0</sup>,W<sup>1</sup>,…W<sup>3</sup> 阶分别表示直接效应、空间滞 后一阶、二阶、三阶效应。由结果可以看出,空

间迂回溢出效应随着阶数的增加而减小,说明随着距离的增加空间溢出效应是下降的。资本要素的高阶溢出效应和空间总效用为正,说明资本要素对相邻区域的影响作用较大。资本要素的正向相邻溢出大于迂回溢出效应,劳动要素的负向相邻溢出绝对值小于迂回溢出效应,最终促使资本要素和劳动要素空间溢出总效应为正,体现出在甘肃省经济发展中资本要素和劳动要素的正向作用。而技术要素负的空间单向溢出效应绝对值大于空间迂回溢出效应,使得技术要素的空间溢出总效应为负即存在虹吸效应,说明技术水平还需要不断地提高以促使大部分区域在经济发展过程中逐步将虹吸效应向溢出效应转变。

甘肃省县域经济发展过程中,各要素的直接影响效应和空间迂回溢出效应都较为显著,空间单向溢出效应不明显,资本和劳动要素的空间溢出总效应显著,而技术要素的空间溢出总效应为负。各县区经济发展的空间相关性随着年份增长不断增强,即各县区之间的经济发展是相互影响的,印证了空间单向溢出效应不明显但空间迂回溢出效应显著的现象。固定资产投资等基础设施建设覆盖行业广、联系广泛,对经济的拉动作用明显,而劳动要素由于流动性强等原因空间迂回溢出效应较大,使得资本和劳动要素的空间溢出总效应显著。受科研、教育、投资、行业环境等方面的限制,甘肃省各县区技术水平较低,因此虹吸效应显著,对经济发展的贡献有待于进一步发挥。

## 五、结论及启示

基于甘肃省 81 个县域 2000—2016 年面板数据,分析和测算资本要素、劳动要素和技术要素对甘肃县域经济发展的影响作用和空间溢出效应,得出如下基本结论:(1)甘肃省各县域之间存在高度显著的总的空间相关性,且 2000—2016 年各区域之间空间相关性不断增强。(2)各区域的资本、劳动和技术要素对本地经济发展的直接影响作用较为显著,资本要素和劳动要素存在正的

空间溢出效应,而技术要素的虹吸效应较为显著。(3)资本要素是甘肃省县域经济发展的主要推动力量,劳动要素对甘肃县域经济发展的直接影响较小,技术要素现阶段对甘肃县域经济发展的贡献并不显著。(4)由于资本要素的流动性弱及技术要素的非竞用性,资本要素的空间迂回溢出效应小于技术要素;各区域劳动要素的空间迂回溢出效应较为显著且弥补了其空间单向溢出效应的不足;技术要素的吸附作用较为明显,但其空间迂回溢出效应较为显著且与劳动要素的空间迂回溢出效应相当。

基于本文的实证研究过程和研究结论,不难得到以下政策启示:

一是,强化县域经济间的联系,扩大经济合作与交流。根据本文的研究发现,甘肃县域间空间溢出效应可以有效促进经济发展,另外在甘肃省“十三五”规划纲要中也提出要以区域组团联动发展为方向,形成分工协同发展<sup>[14]</sup>,因此须利用好县域间的空间溢出效应,强化县域经济间的联系,扩大经济合作与交流,以发挥空间依赖关系的优势,更好地促进经济社会的发展。对于甘肃各县区而言,经济体量都相对较小,因而可以考虑从以下几个方面展开合作:(1)搞好基础设施建设合作,实现基础设施的共同发展;(2)联合制定产业政策,联合发展产业及产业链,以此带动相关县域经济协调发展;(3)联合招商引资,突出招商合作,避免招商竞争,提高招商效率,实现相关县域经济的合作式发展。

二是,要重视资本要素的作用,因地制宜规划全省固定资产投资。根据本文的实证研究结果,资本要素是促进甘肃省县域经济发展的主要动力,基础设施等固定资产的投资建设可以带动相关行业的发展,增加就业,促进经济发展;另一方面各县区基础设施的不断完善也为甘肃省打造物流集散大枢纽、巩固拓展通道物流产业奠定了基础<sup>[15]</sup>,将更有利于推动经济增长。先进的生产设备等固定资产投资能够提高生产效率使企业在竞争中不断进步和发展,进而促进当地的经济发展。就局部而言,甘肃省酒泉市、张掖市由于自然条件

复杂等原因基础设施发展较为落后,所以要注重基础设施的投资以促进区域之间的交往和发展;而基础设施较为完善的一些区域需重视生产设备的更新和改造。

三是,注重人才的培养和引进,提升劳动力素质,促进人才交流。高端人才是技术创新的中坚力量,可以有效促进经济的发展,所以各县区要重视人才的培养和引进,尤其要加快推进“互联网+教育”,要注重网络信息技术方面人才的培养<sup>[15]</sup>,也要提供良好的人才交流平台,使各方面的人才在交流过程中不断学习进步以及推动科技创新,进而不断提升经济发展水平并吸引更多的人才来为经济发展服务,以此形成良性循环。根据本文的研究,劳动要素对经济发展的直接影响作用并不明显,而空间迂回溢出效应较为显著,体现了区域之间劳动要素的交流对经济发展的贡献较大。另外,劳动要素之间的交流也可以促进技术的创新和进步,因此要注重各县区人才之间的交流——尤其高端技术型人才——不断学习和进步,进而更好的为甘肃经济发展做出贡献。

四是,加大研发投入,促进技术创新。技术创新是促进固定资产设备更新和企业生产率提高的基础和关键,是长期经济发展不可忽视的要素。在甘肃省“十三五”规划纲要的五大理念中第一就是要坚持创新发展,以科技等方面的创新形成新动力、新技术、新产业和新模式<sup>[14]</sup>。本文研究发现,各县区技术要素的直接影响效应和虹吸效应显著,体现出甘肃省经济发展过程中技术水平未能满足其需求,还需不断提升科技创新能力和水平;另一方面技术要素的空间迂回溢出效应为正,说明各区域之间的技术交流可以促进区域经济的发展。所以,要注重鼓励技术创新和加强各区域之间的技术交流,尤其要注重依托甘肃省资源丰富的优势,研发高端结构的化工、有色金属等节能环保新材料、新产品以此推动清洁生产技术的发展<sup>[15]</sup>,由此进一步推动科技发展、能源节约以及产业结构的提升和改造,为全省经济增长注入新动力。

## 参考文献

- [1] 黄革. 中国省域 R&D 溢出与地区经济增长空间面板数据模型分析[J]. 科学学研究, 2008(4): 749-753.
- [2] 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(5): 5-14.
- [3] 韩峰, 王琢卓, 阳立高. 生产性服务业集聚、空间技术溢出效应与经济增长[J]. 产业经济研究, 2014(2): 1-10.
- [4] 曾淑婉. 财政支出、空间溢出与全要素生产率增长——基于动态空间面板模型的实证研究[J]. 财贸研究, 2013(1): 101-109.
- [5] 何兴强, 王利霞. 中国 FDI 区位分布的空间效应研究[J]. 经济研究, 2008(11): 137-150.
- [6] 李东坤, 邓敏. 中国省际 OFDI、空间溢出与产业结构升级——基于空间面板杜宾模型的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2016(1): 121-133.
- [7] 刘明, 赵彦云. 基于投入要素的中国制造业省域空间溢出效应: 测度与实证[J]. 数理统计与管理, 2018(1): 122-134.
- [8] 王铮, 刘海燕, 刘丽. 中国东中西部 GDP 溢出分析[J]. 经济科学, 2003(1): 5-13.
- [9] 叶宗裕. 中国省际资本存量估算[J]. 统计研究, 2010(12): 65-71.
- [10] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.
- [11] Arayama Y, Miyoshi K. 2004. Regional Diversity and Sources of Economic Growth in China[J]. The World Economy, 27(10): 1583-1607.
- [12] 钱晓辉, 迟巍, 黎波. 人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010(4): 107-121.
- [13] 潘文卿. 知识的空间溢出效应与区域劳动生产率——基于距离指数与投入产出空间权重矩阵[J]. 经济学报, 2018(3): 38-60.
- [14] 甘肃省人民政府. 甘肃省国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要[EB/OL]. (2016-03-14) [2018-12-14]. [http://www.gansu.gov.cn/art/2016/3/14/art\\_4827\\_266865.html](http://www.gansu.gov.cn/art/2016/3/14/art_4827_266865.html).
- [15] 中共甘肃省委, 甘肃省人民政府. 关于构建生态产业体系推动绿色发展崛起的决定[EB/OL]. (2018-07-26) [2018-12-26]. [http://www.gansu.gov.cn/art/2018/7/26/art\\_8669\\_388140.html](http://www.gansu.gov.cn/art/2018/7/26/art_8669_388140.html).

## Study on Spatial Spillover Effect of County – level Economic Development in Gansu Province

ZHANG Ya – fan<sup>1</sup>, LIU Ming<sup>1,2</sup>

(1. School of Statistics, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020;

2. Gansu Economics & Development Quantitative Analysis Institute,

Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

**Abstract:** Based on C – D production function, this paper uses panel data of 81 counties in Gansu Province from 2000 to 2016 to study and decompose the spatial spillover effects of county – level economic development in Gansu as well. The analysis shows that capital is the main driving force for economic development, and its direct influence on economic development and spatial spillover effect is significant. The direct effect of labor factor is small. The spatial circuitous spillover effect is much significant and compensates for the deficiency of spatial one – way spillover effect, making the total effect of spatial spillover positive. The non – competitiveness of technological factor makes the spatial circuitous spillover effect among regions be positive and greater than that of the capital factor. However the total spatial spillover effect of technological factor in each region is negative, indicating that the siphon effect is more significant. By a high – order decomposition of the space spillover effect, it is found that the spatial spillover decreases with the increase of the distance between regions.

**Key words:** county – level economic development; the spatial circuitous spillover effect; spatial one – way spillover effect

(责任编辑:郑俊义)

# 山东省城市工业绿色发展水平评价<sup>\*</sup>

● 张永凯<sup>1</sup>,崔佳新<sup>2</sup>

(1. 兰州财经大学 农林经济管理学院,甘肃 兰州 730020;

2. 兰州财经大学 经济学院,甘肃 兰州 730020)

**摘 要:**工业绿色发展是我国生态文明建设的必然要求。通过构建工业绿色发展评价指标体系,运用熵值法测度了山东省城市工业绿色发展水平,结果表明:(1)2006—2016 年山东省城市工业绿色发展平均水平由高到低依次为东营、青岛、烟台、威海、泰安、济南、济宁、聊城、淄博、临沂、德州、潍坊、日照、滨州、枣庄、莱芜、菏泽;(2)从时间序列来看,11 年间,山东省 17 个城市工业绿色发展水平有所上升,但上升幅度非常缓慢;随着时间推移,山东省城市工业绿色发展水平差距逐渐缩小;(3)从空间分布来看,山东省沿海地区工业绿色发展水平明显高于内陆地区。

**关键词:**城市经济;工业绿色发展;发展水平

**中图分类号:**F127;F427

**文献标识码:**A

**文章编号:**1004-5465(2019)01-033-09

## 一、引言

工业发展在推动经济增长的同时,却带来了一系列严峻的环境问题,传统的粗放型增长模式越来越不适合中国经济的持续健康发展。因此,急需探索新的经济增长模式推动中国经济持续发展,而绿色发展正是新模式中的重要战略选择。所谓绿色发展是指经济增长摆脱对资源依赖,通过创造新的绿色产品市场、绿色技术、绿色投资以及改变消费和环保行为来促进增长<sup>[1]</sup>,它实际上就是一种寻求资源开发与环境保护相互协调的发展模式。长期以来,工业绿色发展是绿色发展中的重中之重,它已成为我国调整优化经济结构、转变经济发展方式的重要动力。中国共产党第十九次全国代表大会明确指出,建立健全绿色低碳循环发展的经济体系,构建市场导向的绿色技术创新体系,壮大节能环保产业、清洁生产产业、清洁能源产业,推进能源生产和消费革命,构建清洁低

碳、安全高效的能源体系。当前,山东省的经济发展主要对工业的依赖程度高,全省 GDP 中有 40% 左右来自于工业发展,可见,工业在其整个经济增长中起着举足轻重的作用。山东省作为中国的工业大省和工业强省,依靠生产要素投入这种传统的经济增长模式早已不适合本地区工业发展,在绿色发展的新理念指引下,山东省工业发展也一直探索走资源节约型和环境友好型的绿色发展道路,研究其工业绿色发展模式对其他地区和城市具有重要的启示和借鉴作用。

## 二、文献综述

关于工业绿色发展的讨论始于绿色发展。越来越多的证据显示,绿色发展和经济增长两个目标不仅可以同时实现,而且可以相互促进<sup>[1]</sup>;中国社会科学院工业经济研究所课题组(2011)指出,工业绿色转型是指以资源集约利用和环境友好为导向,以绿色创新为核心,实现工业生产全过

。收稿日期:2018-09-20

作者简介:张永凯(1974—),男,甘肃庆阳人,博士,教授、硕士生导师,研究方向:经济地理与区域创新;崔佳新(1994—),女,山东菏泽人,硕士研究生,研究方向:资源利用与区域发展。

程的可持续发展,坚持走新型工业化道路<sup>[2]</sup>;王建敏(2005)认为,工业绿色发展是经济学原理和生态环境学相结合的一种良性循环的生产模式,在保证生态环境发展不受影响的前提下,达到经济效益的最大化<sup>[3]</sup>;UNIDO(2011)从发展中国家的需要出发定义工业绿色发展,认为工业绿色发展是在继续扩张工业规模的过程中使得生产和消费都具有可持续性,其特征是低碳排放和零污染<sup>[4]</sup>;苏利阳(2013)认为,工业绿色发展应该包括两方面内容:一是“工业绿色化”,他强调生产过程和使用过程的资源效率和环境绩效。二是“绿色产业化”,指那些能减少环境影响、提供环境友好产品和服务的部门<sup>[5]</sup>;胡鞍钢(2014)指出,工业绿色发展应该更加强调经济发展与环境保护协调统一,即更加积极的、以人为本的可持续发展之路<sup>[6]</sup>;傅志寰(2015)认为,工业绿色发展是指通过科技创新和加强管理,提高资源能源利用效率,降低污染物排放,实现工业生产制造过程的绿色化、产品绿色化和企业绿色化<sup>[7]</sup>。

综合国内外学者对工业绿色发展的概念界定,可以发现,工业绿色发展是指以资源环境的承载能力为依托,以资源集约利用和环境友好为导向,以绿色创新为核心,对工业绿色系统、生态系统和社会系统进行全方位绿色化改造,加快构建科技含量高、资源消耗低、环境污染小的绿色工业体系,使其最终达到经济可持续发展目标的新型工业发展模式。

近年来,学术界对工业绿色发展的探讨越来越多,关于工业绿色发展的研究也不断升温。然而,对于如何衡量工业绿色发展水平(Industrial Green Development Level,简称IGDL),仍没有统一标准。许多学者围绕工业绿色发展进行了相关研究,韩晶(2012)以工业废水、工业废气及工业固体废弃物的排放量作为原始数据,利用层次分析法对中国工业增长绿化度进行了评估,结果表明,东部地区工业绿色水平明显优于中西部地区<sup>[8]</sup>;苏利阳(2013)从资源消耗和环境污染的角度出发,计算出我国工业发展绩效指数,结果发现,各地区的工业绿色发展效率以及提升幅度都

存在较大差距,应结合各地区具体情况实现因地制宜的发展<sup>[5]</sup>;卢强(2013)从工业资源环境压力、工业资源弹性脱钩以及工业发展绿化度三方面建立指标体系,测度广东省城市工业绿色发展水平<sup>[9]</sup>;楚紫穗(2015)以工业绿色增长度、工业资源环境压力和政府绿色政策支持为指标体系,运用熵权-TOPSIS模型研究了工业绿色发展指数<sup>[10]</sup>;李琳(2016)以工业绿色增长度、工业资源环境压力以及政府绿色政策支持构建指标体系,运用熵权-TOPSIS模型评估长江经济带108个地级市2004—2013年的工业绿色发展水平,结果表明,长江经济带工业绿色发展水平总体差异有所缩小,但是,三大城市群内部差异却在扩大<sup>[11]</sup>;王喜平(2018)从环境规制的视角出发,考察外商投资、技术水平、交通设施等对工业绿色增长的作用程度<sup>[12]</sup>;徐成龙(2018)从工业绿色增长度、工业资源环境压力及工业绿色发展能力三个角度构建指标体系,并运用熵值法计算中国工业绿色发展水平,结果显示,中国工业绿色发展水平呈逐年递增趋势<sup>[13]</sup>。

综上所述,工业绿色发展指标体系构建还处于探索阶段,尚未形成统一标准。虽然学者们对工业绿色发展的研究成果不少,但多数研究集中在国家尺度上的空间范围,对国内省域尺度上研究相对较少。基于此,本文以工业绿色发展的内涵为切入点,结合相关研究构建指标体系,运用熵值法对山东省城市工业绿色发展水平进行测度,旨在为山东省和其他地区的国民经济和社会发展提供相关借鉴和参考依据。

### 三、山东省城市工业绿色发展水平测度

#### (一)指标体系构建

考虑到政策导向性、指标代表性以及数据可得性等条件,根据规范性、科学性和合理性原则,参考和借鉴苏利阳(2013)<sup>[5]</sup>、李琳(2016)<sup>[11]</sup>、徐成龙(2018)<sup>[13]</sup>建立的有关工业绿色发展水平评价指标体系,以及2016年国家发展改革委制定的《绿色发展指标体系》中的部分指标,在仔细遴选

的基础上,构建工业绿色发展评价指标体系(表1)。该指标体系包括四个层次:第一层次为目标层,即山东省城市工业绿色发展水平;第二层次为一级指标,具体包括工业绿色增长、工业资源消耗与环境影响和政府工业绿色政策支持;第三层次

为二级指标,共包括工业绿色发展效率、工业绿色研发强度、工业资源消耗、工业污染排放、工业污染治理和基础设施建设6个二级指标;第四层次为三级指标,总计包括12个具体的三级指标,同时标注三级指标的正向或负向属性。

表 1 山东省城市工业绿色发展水平测度指标体系				
目标	一级指标	二级指标	三级指标	属性
工业绿色发展水平	工业绿色增长	工业绿色发展效率	规模以上工业企业工业成本费用利润率(%)	正向
		工业绿色研发强度	高新技术产业占规模以上工业比重(%)	正向
			规模以上工业企业研发经费占销售收入比重(%)	正向
	工业资源消耗与环境影响	工业资源消耗	单位工业增加值用地量(平方米/万元)	负向
			规模以上工业万元增加值能耗指标(吨标准煤/万元)	负向
		工业污染排放	单位工业增加值SO <sub>2</sub> 排放量(吨/万元)	负向
			单位工业增加值固体废弃物产生量(吨/万元)	负向
			单位工业增加值化学需氧量排放量(千克/万元)	负向
	政府工业绿色政策支持	工业污染治理	工业固体废物综合利用率(%)	正向
			工业二氧化硫去除率(%)	正向
		基础设施建设	建成区绿化覆盖率(%)	正向
			人均公园绿地面积(平方米/人)	正向

(二) 研究样本与数据来源

本文分析山东省17个地级以上城市的工业绿色发展水平,具体包括15个地级城市(淄博、枣庄、东营、烟台、潍坊、济宁、泰安、威海、日照、莱芜、临沂、德州、聊城、滨州、菏泽)以及济南(省会城市)和青岛(计划单列市)。所采用的数据主要来源于《山东省统计年鉴》(2007—2017)、《山东省城市统计年鉴》(2007—2017)、《中国城市统计年鉴》(2007—2017)以及相应年份的山东各城市统计年鉴。

(三) 研究方法与步骤

由于上述选取的指标对总目标的贡献程度不同,因此在进行评价之前需确定各单项指标的权重。权重是通过评价系统中各评价指标相对于评价系统的影响程度而确定的一个定量数值。由于整个评价系统中各评价指标对工业绿色发展水平总体目标的影响程度大小各不相同,因此科学合理地确定各评价指标的权重对整个评价结果的客观性有非常重要的意义。目前,确定权重的方法大致可以分为两类:主观赋值法和客观赋值法。

主观赋值法的权重由专家根据经验主观判断得到,常用的方法有德尔菲法、层次分析法等;客观赋值法中的权重主要是根据原始数据之间的关系来确定,其判断结果不依赖于人的主观判断,有较强的客观性。常用的客观赋值法有主成分分析法、熵值法等。

本文采用熵值法进行权重的赋值。熵值法是指用来判断某个指标离散程度的数学方法。离散程度越大,说明该指标对综合评价的影响越大。

熵值法确定权重的具体步骤:

1. 构建原始数据矩阵

假设被评价对象 $M=(M_1,M_2,\cdots,M_m)$ ,反映样本质量的评价指标为 $D=(D_1,D_2,\cdots,D_n)$ ,被评价对象 $M_i$ 对指标 $D_j$ 的值记为 $X_{ij}(i=1,2,\cdots,m;j=1,2,\cdots,n)$ ,则形成的原始数据矩阵为:

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{m1} & x_{m2} & \cdots & x_{mn} \end{bmatrix}$$

其中, $X_{ij}$ 为第j个指标下的第i个被评价对

象的值。但是由于指标体系中各指标的量纲、数量级及指标的正负取向都存在一定差异,因此首先需要对初始数据进行标准化处理。

## 2. 原始数据矩阵标准化

越大越优型指标(正向指标):

$$r_{ij} = \frac{x_{ij} - \min x_{ij}}{\max x_{ij} - \min x_{ij}}$$

越小越优型指标(负向指标):

$$r_{ij} = \frac{\max x_{ij} - x_{ij}}{\max x_{ij} - \min x_{ij}}$$

## 3. 各指标熵权的计算

对于某个指标  $j$  来说,若  $X_j = (x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{ij})$  中各个指标值变异程度越大,所包含的信息量就越大,则表明该指标为最终评价结果所提供的有用信息越多,对于评价对象的作用也就越大。

首先,确定第  $i$  个城市在第  $j$  个三级指标下所占的比重:

$$P_{ij} = y_{ij} / \sum_{i=1}^m y_{ij} \quad (1)$$

其次,计算工业绿色发展水平指标体系中第  $j$  个三级指标的熵值和权重:

$$e_j = -(\ln m)^{-1} \sum_{i=1}^m P_{ij} \ln P_{ij} \quad (2)$$

$$W_j = (1 - e_j) / (n - \sum_{j=1}^n e_j) \quad (3)$$

最后,进一步得到工业绿色发展水平(Industrial Green Development Level,简称 IGD L):

$$LGDL = \sum_{j=1}^n P_{ij} W_j \quad (4)$$

其中: $W_j$ 为改进的熵值法确定的指标权重, $P_{ij}$ 为每个城市在三级指标中所占的比重。

## (四) 山东省城市工业绿色发展水平测度结果

基于上述研究方法,对 2006—2016 年山东省 17 个城市工业绿色发展进行了实证分析,研究结果如表 2 所示。为了更全面揭示 2006—2016 年来山东省工业绿色发展状况在不同地区的差异及存在的问题,在山东省工业绿色发展总体评价的基础上,对比分析山东省 17 个城市的工业绿色发展指数。

### 1. 总体分析

从山东省 2006—2016 年工业绿色发展水平

的综合测度及排名看,山东省各城市工业绿色发展水平均值由高到低依次为东营、青岛、烟台、威海、泰安、济南、济宁、聊城、淄博、临沂、德州、潍坊、日照、滨州、枣庄、莱芜、菏泽(表 2)。期间,高于全省平均水平的城市有济南、青岛、东营、烟台、泰安和威海,这主要是由于这些地区经济转型相对较早,产业结构不断优化升级,产业层次相对较高,对资源环境造成的压力相对较小。低于平均水平的有菏泽、莱芜、日照和枣庄。另外,全省工业绿色发展水平提升较大的城市有莱芜、菏泽、威海和潍坊。从数值特征看,山东省工业绿色发展水平指数在(4.319, 8.487)范围内,均值为 6.111,变异系数为 0.227,偏度系数为 0.380,由此表明,2006—2016 年山东省各城市工业绿色发展水平指数存在明显差异。其中,东营工业绿色发展水平最高,最低为菏泽,两者均值相差 0.379。这与东营在中国石油工业中举足轻重的地位有关。东营是一个工业强市,还是山东省唯一全部纳入黄河三角洲高效生态经济区和山东半岛绿色经济区建设两大国家战略的城市,近年来,东营把工作重点放在由资源性依赖向创新引领发展,由粗放型增长向集约型发展转变上。同时,东营还成为国家科技创新体系建设试点城市,推动工业发展迈上新台阶。而菏泽经济基础薄弱,大型工业企业仍然为数,再加之基础设施不完善,导致菏泽工业绿色发展水平最低。

由表 2 看出,随着时间的推移,各个城市的工业绿色发展水平差异呈现逐渐缩小的趋势,2006 年,工业绿色发展水平最高的东营得分 0.960,比得分最低的菏泽(0.250)高出 0.710;而 2016 年,工业绿色发展水平最高的威海(0.780)比得分最低的滨州(0.382)仅高出 0.398。总体来说,随着《山东省工业转型升级规划(2011—2015 年)》和《山东省推进工业转型升级行动计划(2015—2020 年)》的实施,加快推进工业转型升级,全面提升工业发展质量和效益,促进了山东省工业向创新链、产业链高端迈进,各城市工业绿色发展水平也有了一定提升,从而,推动了山东省工业化和城市化进程,然而大部分城市仍然处于起步阶段,工业绿色发展水平较低。

表 2 2006—2016 年山东省城市工业绿色发展水平综合测度													
年份 城市	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	均值	排名
济南	0.772	0.725	0.712	0.554	0.571	0.594	0.698	0.649	0.721	0.639	0.609	0.659	6
青岛	0.858	0.843	0.764	0.684	0.727	0.782	0.752	0.727	0.740	0.610	0.712	0.745	2
淄博	0.531	0.532	0.493	0.497	0.525	0.539	0.538	0.519	0.440	0.478	0.531	0.511	9
枣庄	0.369	0.426	0.312	0.415	0.374	0.388	0.430	0.441	0.429	0.406	0.418	0.401	15
东营	0.960	0.819	0.929	0.751	0.572	0.737	0.727	0.809	0.799	0.758	0.626	0.772	1
烟台	0.705	0.621	0.722	0.657	0.686	0.823	0.794	0.770	0.757	0.698	0.745	0.725	3
潍坊	0.486	0.364	0.452	0.474	0.534	0.562	0.573	0.504	0.488	0.518	0.598	0.505	12
济宁	0.630	0.602	0.624	0.640	0.625	0.406	0.386	0.439	0.500	0.555	0.566	0.543	7
泰安	0.706	0.638	0.623	0.694	0.715	0.658	0.648	0.616	0.622	0.685	0.682	0.662	5
威海	0.637	0.669	0.679	0.616	0.731	0.749	0.676	0.721	0.731	0.767	0.780	0.705	4
日照	0.403	0.479	0.451	0.508	0.460	0.422	0.462	0.390	0.445	0.471	0.497	0.453	13
莱芜	0.255	0.490	0.369	0.421	0.471	0.417	0.401	0.368	0.374	0.373	0.431	0.397	16
临沂	0.483	0.490	0.556	0.663	0.621	0.536	0.477	0.422	0.415	0.449	0.465	0.507	10
德州	0.448	0.457	0.437	0.503	0.509	0.533	0.558	0.610	0.463	0.529	0.523	0.506	11
聊城	0.573	0.530	0.569	0.572	0.452	0.421	0.444	0.581	0.614	0.568	0.475	0.527	8
滨州	0.328	0.403	0.379	0.424	0.453	0.402	0.439	0.363	0.501	0.564	0.382	0.422	14
菏泽	0.250	0.319	0.315	0.384	0.418	0.444	0.471	0.524	0.411	0.372	0.411	0.393	17
全省	0.605	0.591	0.614	0.544	0.557	0.586	0.528	0.545	0.550	0.561	0.550	0.566	-

2. 工业绿色增长

从山东省 2006—2016 年工业绿色增长评价看(表 3),山东省城市工业绿色增长水平由高到低依次为济南、青岛、东营、烟台、威海、济宁、泰安、淄博、潍坊、聊城、临沂、菏泽、德州、滨州、枣庄、莱芜、日照。期间,高于全省平均水平的城市有济南和青岛,低于全省平均水平的城市有菏泽、滨州、聊城、德州、临沂、莱芜、日照、枣庄;工业绿色增长速度提升较快的是菏泽,下降明显的是东营。值得注意的是,11 年来,虽然菏泽工业绿色增长提升最快,但如果与其他城市比较,菏泽的工业绿色增长还有待提高。东营工业绿色增长由 2006 年的 0.955 下降到 2016 年的 0.182,下降速率高达 81%,这和东营工业绿色发展效率的降低有关。工业绿色发展效率指标采用规模以上工业企业工业成本费用利润率来衡量,虽然 2006—2016 年间,东营规模以上工业企业工业成本费用利润率一直在下降,而且幅度非常大,但是相对于其他城市来说,东营该指标仍处于较高水平。因

此,相比其他城市,东营工业绿色增长仍较快。而济南作为山东省省会城市,高校云集且注重研发投入,其工业绿色增长水平位居前列。以 2016 年为例,根据《济南统计年鉴》(2017)数据显示,济南高等学校研发投入占比达 8.61%,规模以上工业企业研发占比更是高达 65.35%。

3. 工业资源消耗与环境影响

从山东省 2006—2016 年工业资源消耗与环境影响看(表 3),工业资源消耗与环境影响最小的城市是东营(0.198),东营作为山东省资源型城市之一,石油工业是其依赖性产业,过去东营 70% 的 GDP、70% 的产业均来自石油,但是石油高污染在所难免,为此,东营重点推动产业升级,培植石油化工及盐化工、有色金属等四大产业群,30% 的技术装备达到国际先进水平,高新技术产业产值占工业产值比重也高达 36%。莱芜以 0.053 的分值处在末尾,莱芜是山东省唯一一个工业资源消耗与环境影响平均分小于 0.1 的城市,2016 年,莱芜规模以上工业万元增加值

能耗指标为 4.37 吨标准煤/万元,比威海 0.05 吨标准煤/万元,整整高出 87 倍,主要因为莱芜传统产业占比大,其工业发展依靠传统资源投入,导致工业资源消耗严重。总体来看,山东省各城市资源消耗多,环境污染严重,工业绿色发展动能相对不足。

4. 政府工业绿色政策支持

从山东省 2006—2016 年政府工业绿色政策支持看(表 3),威海以均值 0.289 的微弱优势处于第一位,这得益于威海具有相对完善的基础设施建设,泰安(0.267)、日照(0.262)紧随其后,这些地区在发展低碳经济、绿色经济方面采取的措施相对有效,政策支持力度相对较大,为

提高工业发展水平提供了强有力的支撑。如 2016 年,威海人均公园绿地面积、建成区绿化覆盖率分别为 26.1 平方米/人、46%,均居全省首位。而省会城市济南平均得分最低为 0.105。主要是因为基础设施建设薄弱,建成区绿化覆盖率一直处于落后状态,近五年来分别为 38%、39%、39.7%、40%、40.3%,五年内仅提高了两个百分点,这主要因为济南人均公园绿地面积这一指标一直远远低于其他城市,由于济南是省会城市,外来务工人口相对较多,虽然该指标每年都有增加,但是人口的增加致使其效果难以显现。总体来说,山东省各城市政府对工业绿色政策的支持力度比较欠缺。

表 3 2006—2016 年山东省城市工业绿色发展相关指标均值及排名

地区	均值	工业绿色增长		排名	工业资源消耗与环境影响		排名	政府工业绿色政策支持		排名
		工业绿色发展效率	工业绿色研发强度		工业资源消耗	工业污染排放		工业污染治理	基础设施建设	
济南		0.047	0.372	1	0.039	0.095	11	0.089	0.016	17
青岛		0.025	0.341	2	0.080	0.103	2	0.106	0.089	10
淄博		0.055	0.169	8	0.045	0.069	15	0.063	0.110	12
枣庄		0.062	0.050	15	0.062	0.073	10	0.107	0.047	13
东营		0.205	0.136	3	0.101	0.097	1	0.110	0.124	6
烟台		0.073	0.264	4	0.082	0.098	3	0.077	0.130	8
潍坊		0.042	0.155	9	0.081	0.077	6	0.070	0.081	14
济宁		0.086	0.164	6	0.077	0.077	7	0.086	0.053	15
泰安		0.071	0.163	7	0.077	0.085	5	0.122	0.145	2
威海		0.034	0.217	5	0.060	0.105	4	0.061	0.228	1
日照		0.054	0.035	17	0.041	0.061	16	0.103	0.159	3
莱芜		0.013	0.096	16	0.013	0.040	17	0.085	0.150	5
临沂		0.050	0.107	11	0.064	0.081	9	0.070	0.135	9
德州		0.069	0.061	13	0.080	0.055	12	0.091	0.151	4
聊城		0.061	0.097	10	0.081	0.072	8	0.124	0.092	7
滨州		0.030	0.089	14	0.076	0.038	14	0.086	0.102	11
菏泽		0.052	0.079	12	0.061	0.067	13	0.088	0.047	16
山东		0.060	0.199	—	0.051	0.085	—	0.075	0.097	—

四、山东省城市工业绿色发展水平的空间布局

为了更好的分析山东省城市工业绿色发展水平演化趋势及其空间关系,本文分别选取 2006 年、2011 年和 2016 年综合评价值的截面数据,并利用 GIS 软件绘制工业绿色发展综合指数的空间

分布图(图 1—图 3)。

从空间分布图可以发现,2006 年山东省工业绿色发展水平综合指数普遍偏低,大部分城市处于 0.369~0.573 的较低水平区域,而菏泽、滨州、莱芜和枣庄甚至处于 0.250~0.369 的低水平区域,仅有青岛和东营两城市处于 0.772~0.960 的高水平发展区域。到 2011 年,山东省城市工业绿

色发展水平有所提升,大部分城市处于 0.444 ~ 0.658 的较高值区域,菏泽也从低水平区域上升到较低水平区域,2016 年,山东省城市工业绿色发展水平差距明显缩小,且大都集中在较高水平区域(0.531 ~ 0.626)和高水平区域(0.626 ~ 0.780)。从截面数据看,波动最大的属济宁市,由 2006 年较高值区域(0.573 ~ 0.772)急速降到 2011 年低值区域(0.388 ~ 0.422),2016 年又重返较高值区域。究其原因,2006 年与 2011 年相比,济宁市工业绿色发展效率在 17 个城市中几乎呈直线式下降,排名由第 2 骤降到第 10,说明济宁市工业绿色效率在降低。2016 年,各指标数值均稳定回升,济宁市重新返回较高值区域。

从图 1~3 看出,山东省沿海地区(青岛、日照、烟台和威海)工业绿色发展水平明显高于内

陆地区,而且,青岛、烟台和威海这三个城市一直处于高水平或较高水平发展区域。

2011—2016 年,山东省各市明显注重工业绿色发展的质量和效率,而且发展趋势较 2006—2011 年更加稳定,这是因为山东省从 2011 年开始,更加注重经济可持续发展。在 2011 年山东省政府工作报告中提到:“建设资源节约型和环境友好型社会,促进经济社会发展与人口资源环境相协调,增强可持续发展能力”。另外,由于 17 个城市之间自身的经济基础、资源禀赋和政策支持均存在较大差异,由此造成了其在实现工业绿色发展过程中的速度和质量越来越呈现出明显的区域差异。整体来说,虽然山东省城市工业绿色发展水平存在空间差异,但是各地区间工业绿色发展水平的差距随时间变化呈现明显的缩小趋势。

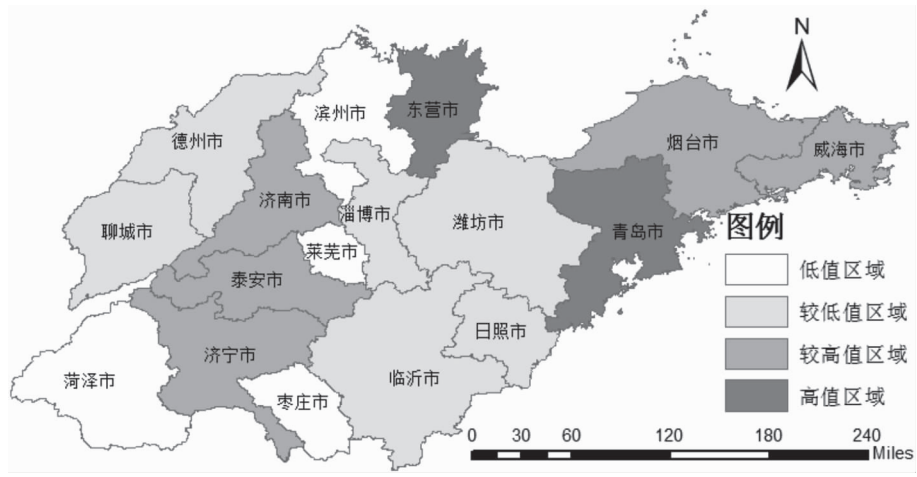


图 1 2006 年工业绿色发展水平空间分布

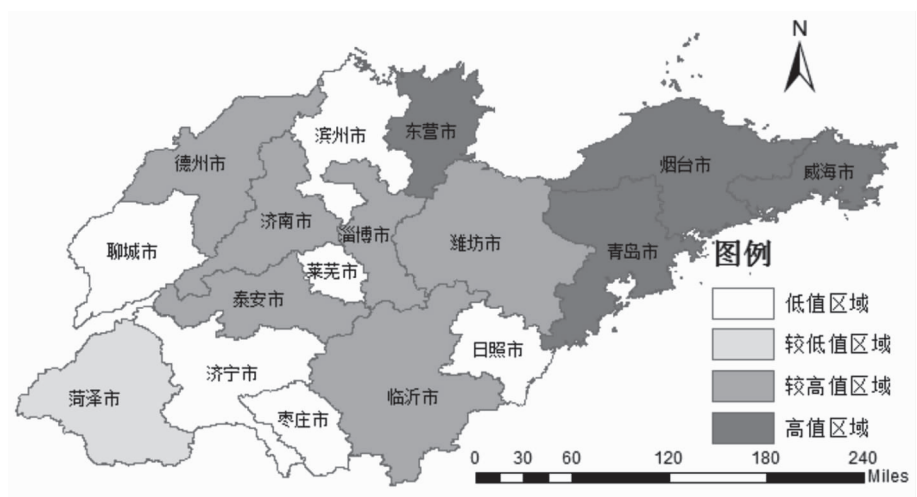


图 2 2011 年工业绿色发展水平空间分布



- [3] 王建敏. 绿色工业发展现状及政策建议[J]. 经济与管理评论, 2005(4): 18-21.
- [4] UNIDO. UNIDO Green Industry: Policies for Supporting Green Industry[R]. 2011.
- [5] 苏利阳, 郑红霞, 王毅. 中国省际工业绿色发展评估[J]. 中国人口·资源与环境, 2013(8): 117-121.
- [6] 胡鞍钢. “十二五”规划中期(2011—2013)评估[N]. 经济参考报, 2014-03-13(08).
- [7] 傅志寰, 宋忠奎, 陈小寰, 等. 我国工业绿色发展战略研究[J]. 中国工程科学, 2015(8): 17-22.
- [8] 韩晶, 蓝庆新. 中国工业绿化度测算及影响因素研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2012(5): 101-106.
- [9] 卢强, 吴清华, 周永章, 等. 工业绿色发展评价指标体系及应用于广东省区域评价的分析[J]. 生态环境学报, 2013(3): 528-534.
- [10] 楚紫穗. 我国工业绿色发展水平评估及影响因素研究[D]. 长沙: 湖南大学, 2015.
- [11] 李琳, 张佳. 长江经济带工业绿色发展水平差异及其分解—基于 2004—2013 年 108 个城市的比较研究[J]. 软科学, 2016(11): 48-53.
- [12] 王喜平, 刘哲. 环境规制与工业绿色增长效率—基于空间计量模型的实证[J]. 兰州财经大学学报, 2018(2): 26-33.
- [13] 徐成龙, 庄贵阳. 供给侧改革驱动中国工业绿色发展的动力结构及时空效应[J]. 地理科学, 2018(6): 849-855.

## Evaluation on Green Industrial Development in Urban Shandong Province

ZHANG Yong - kai<sup>1</sup>, CUI Jia - xin<sup>2</sup>

(1. School of Agriculture & Forestry Economics and Management, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020;

2. School of Economics, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

**Abstract:** Green industrial development is an inevitable requirement of ecological civilization construction in China. This paper measures the level of green industrial development in urban Shandong province with building an evaluation index system of green industrial development and application of entropy method. The result shows that: (1) from 2006 to 2016, the average level of green industrial development in urban Shandong Province went from high to low in cities of Dongying, Qingdao, Yantai, Weihai, Taian, Jinan, Jining, Liaocheng, Zibo, Linyi, Dezhou, Weifang, Rizhao, Binzhou, Zaozhuang, Laiwu and Heze. (2) from the perspective of time series, the level of green industrial development of 17 cities in Shandong Province has improved during the 11 years, but with a very slow rate. With the passage of time, the gap in the level of green industrial development in urban Shandong Province has gradually narrowed. (3) in terms of spatial distribution, the level of green industrial development in coastal areas is significantly higher than that in inland areas within Shandong Province.

**Key words:** urban economy; green industrial development; level of development

(责任编辑: 郑俊义)

# 模糊集对分析模型在交通事故工伤 保险认定中的应用<sup>\*</sup>

● 刘 辉<sup>1,2</sup>, 李仁传<sup>2</sup>

(1. 武警海警学院, 浙江 宁波 315801; 2. 国防大学 联合勤务学院, 北京 100858)

**摘 要:**交通事故工伤认定是我国工伤保险实践的重要组成部分。交通事故认定的影响因子在工作属性、责任属性、主观过错等方面往往存在相当程度的复杂性和模糊性,集确定性与不确定性于一体,极易造成工伤性质认定不精确,损害相关人员权益。文章结合模糊数学和集对分析的方法,构建改进的模糊集对分析模型,研究交通事故工伤认定的同异反联系度及综合特征值,并通过集对势分析事故的系统特征,从规范量化的角度建立交通事故工伤认定的科学方法。研究发现:同异反联系数系统描述了交通事故中与工伤认定标准一致的指标、相反的指标、以及模糊难以判断的指标三类因子对工伤认定结果的影响度;综合特征值从量的角度刻画了交通事故工伤性质的隶属度;集对势清晰反映了交通事故工伤认定结论的结构和可靠性。

**关键词:**交通事故;工伤认定;集对分析;联系数

**中图分类号:**F842.4;F224

**文献标识码:**A

**文章编号:**1004-5465(2019)01-042-08

社会保险是我国市场经济体制下社会保障的重要组成部分。工伤保险作为社会保险的重要险种之一,在抗御职业危害、保障劳动者因工伤或患职业病导致的劳动能力丧失而遭受的损失方面发挥着重要的作用。随着国家现代化水平的不断提高,新业态从业人员的涌现等原因,因交通意外事故导致的伤亡比例逐年增高。2010 年 12 月 20 日通过的《国务院关于修改〈工伤保险条例〉的决定》扩大了上下班途中的工伤认定范围,将上下班途中遭受非本人主要责任的交通事故及城轨、客运轮渡、火车事故伤害均纳入工伤保险的保障范围,更好的维护了职工权益。但是,从近几年交通事故工伤认定的践行情况看,由于上下班途中合理时间及合理路线或因公出差途中等工作属性的界定、“非

本人主要责任”的责任属性、交通工具的所有权等工具属性在认定时存在复杂的模糊性和不确定性,实践中很多交通事故案例兼具不同程度的工伤与非工伤的性质,在缺乏足够的证据时直接定性容易侵害当事人的合法权益。因此,如何对这类复杂的交通事故进行工伤认定,从定量的角度去分析和判断隶属于工伤属性的程度,从而做出客观准确的认定,无论从学术领域还是实践领域都是亟需解决的问题。

集对分析(Set Pair Analysis, SPA)理论由 20 世纪 80 年代由赵克勤提出,该方法通过刻画联系数来分析不确定系统中两种事物的同异反程度,用作分析兼具工伤属性与非工伤属性的复杂交通事故的工伤认定,从量的角度分析其工伤或非工伤属性的“势”,具备较好的适用性和科学性。交

。收稿日期:2018-11-27

作者简介:刘辉(1983—),男,山东菏泽人,博士生,讲师,研究方向:军人保险、后勤管理工程、财务审计;李仁传(1962—),男,吉林德惠人,教授、博士生导师,研究方向:后勤管理工程、军事运筹学。

通事故工伤认定集对分析模型将确定性的工伤因素与不确定性的模糊因素进行系统分析,以“势”定性,避免僵化套用认定标准,这是该模型所具备的独特优势。选取近年来几起典型的交通事故作为案例,首先结合模糊数学的思想,从工伤认定的主要影响因素着手,计算各因素隶属度,并以此作为基础数据构建交通事故工伤认定集对分析模型,从量的角度分析各案例工伤属性的程度。本文的创新点有三:第一,理论上,根据集对分析和模糊理论提出了交通事故“工伤势”的概念,以“势”的属性和强弱反映交通事故工伤的属性和程度,拓展了集对分析在交通事故领域的运用深度;第二,方法上,将模糊数学和集对分析相结合,并针对交通事故工伤认定规则对集对分析模型进行改进,构建了适用于交通事故工伤程度认定的模糊集对分析模型,实现了在交通事故工伤程度认定领域的量化分析;第三,实践上,探索了从工伤属性程度的角度来认定交通事故的方法,避免了“比对式”的工伤认定带来的误判风险,提高了交通事故工伤认定的准确性和科学性,更好的维护了当事人权益。

## 一、交通事故工伤认定集对分析模型的构建

### (一) 相关研究情况

交通事故工伤认定的研究在《工伤保险条例》修订以来取得了较多的成果,研究主要集中在职工上下班途中事故性质的认定、适用的法律依据、交通事故责任属性的界定等领域。杨科雄(2014)从“上下班途中”“加害原因”“责任界定”三个方面对职工上下班途中的交通事故工伤认定进行了探讨,认为需要构建复杂的法律适用方法相互配合,才能解决该类认定问题<sup>[1]</sup>;杨俊卿(2014)通过案例解析的方法对无法律明文规定的特殊工伤事故的认定进行了研究,阐述了工伤认定中定性分析的特点<sup>[2]</sup>;康恒武(2014)对交通事故责任认定不明下的工伤认定情况进行了案例

研究,认为缺乏充分证据支持的交通事故工伤责任认定是值得商榷的<sup>[3]</sup>。现有研究成果对我国交通事故工伤认定存在的实践问题及原因作了较为全面的剖析,研究方法多为定性分析及案例分析,对于采用量化的方法分析解决交通事故工伤保险责任认定的研究鲜有见到。

### (二) 影响因素分析

工伤认定首先要以国家相关法规为依据。我国《工伤保险条例》中与交通事故工伤认定的相关规定主要分为三类:第一类是处在工作时间和工作地点,因工作原因遭受交通事故形式的有关伤害,或者工作时间前后在工作场所内,从事预备性或收尾性工作遭受交通事故形式的有关伤害;第二类是在上下班途中遭受非本人主要职责的交通事故或城市轨道交通、客运轮渡、火车事故伤害的;第三类是在因公外出期间,由于工作原因受到交通事故形式的伤害(李淑庆等,2014)<sup>[4]</sup>。

通过相关规定的剖析可以看出,我国交通事故工伤的认定虽然采取了列举法(仪振刚,2014)<sup>[5]</sup>,但是在具体鉴定时需要考虑各因素的影响。这些影响因素均具备不同程度的模糊性和不确定性,部分在认定时可以较易判定,例如是否在单位规定的工作时间,是否受单位领导的指派等,但争议较多的往往是模糊性较强的影响因素,例如是否属于上下班合理路线,是否属于工作原因等,往往需要辨别后酌情定性判断。此外,考虑到各类交通事故伤亡认定均需综合认定工作时间、地点、内容三类因素的相关度(孙人杰,2017)<sup>[6]</sup>。因此,研究首先分时间类、地点类、内容类及其他类系统梳理交通事故工伤认定的影响因素;其次采用模糊定量分析的角度,根据实际案例对各模糊因素的隶属程度,将因素设为5个等级;权重通过向交通事故工伤鉴定领域的专家和学者进行咨询,采用层次分析法(AHP)确定,构建交通事故工伤认定因素模型,作为下一步集对分析研究的变量。具体详见表1。

表 1

研究变量一览表

变量属性	代码	变量名称	变量说明	变量权重	评定类别				
					1	2	3	4	5
时间 影响 因素	TW	工作时间	单位规定的工作时间内	0.109	1:完全符合 2:比较符合 3:难以判定 4:比较不符合 5:完全不符合				
	TB	工作时间前后	跨度至规定时间前后的合理时间	0.075					
	TH	上下班时间	上下班途中的合理时间	0.076					
	TO	外出工作期间	外出工作的合理时间	0.069					
地点 影响 因素	SW	工作场所	单位规定的工作场所内	0.110					
	SB	工作场所之间	往返各工作场所途中	0.084					
	SH	上下班途中	上下班途中的合理路线	0.076					
	SO	外出工作地点	外出工作的合理地点	0.064					
内容 影响 因素	RW	工作原因	单位规定的工作职责	0.120					
	RA	领导指派	明确接受了领导额外的指派	0.109					
	RR	工作相关原因	可归咎于工作的其他合理原因	0.074					
其他因素	NR	主观过错	非本人过错所致	0.043					
	TM	自驾交通工具	驾驶单位交通工具	0.060					
	NN	非禁止情形	非不予认定的法定情形	0.101					

AHP 判断矩阵一致性情况:λ = 14.039,CI = 0.045,CR = 0.063。

(三)模型的构建

集对分析方法通过刻画联系数,分析不同对象集合在确定与不确定系统中的同一、相反、相异的程度。通常以 N 表示集合共有的表征因素,以 S 表示同一的表征因素数量,以 F 表示关系不确定的相异表征因素数量,以 M 表示相反的表征因素数量,其中  $N = S + F + M$ ;以  $\mu$  来刻画集对分析联系度,通常表示为:

$$\mu = a + b \times i + c \times j$$

(1)

其中, $a = S/N$ ,表示同一度; $b = F/N$ ,表示相异度, $c = M/N$ ,表示相反度,i 表示相异的标记符号,j 表示相反的标记符号。

交通事故工伤认定集对分析模型以时间类、地点类、内容类和其他类四类 14 项指标构成全集 Q,按是否满足标准的工伤认定条件分为 1~5 个等级,相应的各指标权重  $w_k$  见表 1;由于交通事故在工伤认定时需综合考虑工作时间相关、工作地点相关、工作内容相关的条件,且不属于法定不予认定的情形,因此对集对分析模型进行了改进,并以联系数进行刻画,具体为:

$$\mu = \sum_{k=1}^s w_k a + \sum_{k=1}^{f_1} w_k b_1 i_1 + \sum_{k=1}^{f_2} w_k b_2 i_2 + \sum_{k=1}^{f_3} w_k b_3 i_3$$

$$+ \sum_{k=1}^m w_k c_j$$

(2)

其中,a 表示评价为 1 即指标因素完全符合工伤认定标准的同一度, $b_1$ 、 $b_2$ 、 $b_3$  表示评价为 2~4 即不同程度符合工伤认定标准的模糊相异度,c 表示评价为 5 即完全不符合认定标准的相反度;i 表示相异的标记符号,j 表示相反的标记符号; $w_k$  表示各类型因素对应指标权重,k 表示各类因素数量,由具体案例确定,分别为  $s$ 、 $f_1$ 、 $f_2$ 、 $f_3$ 、 $m$ ,其中  $s + f_1 + f_2 + f_3 + m$  等于所有因素数量之和。

同时,构建交通事故工伤认定集对势 SHI(H)分析案例的同异反程度,以准确鉴定该交通事故是否属于工伤,以及隶属于工伤的程度。具体如表 2 所示。

(四)研究框架

本文基于模糊集对分析模型的交通事故工伤认定的研究,首先提取案例工伤认定影响变量;其次,采用模糊综合评价法分 5 种评估水平由工伤鉴定领域的专家组进行评估;第三,结合变量权重代入模型进行集对分析;第四,根据模型计算待评估案例的联系度,初步判断案例的工伤属性;最后,结

合交通事故的工伤属性的“势”进行深层次分析，提高认定的准确性。具体研究框架流程见图 1。

表 2 集对势一览表

a、b、c 大小关系		集对势名称		含义
a > c	b < c, b ≠ 0	同势	强同势	以同一趋势为主,系统不确定性小
	b = 0		准同势	同一趋势确定,系统稳定性强
	a > b > c		弱同势	系统同一为主,系统结构存在不稳定因素
	b > a		微同势	系统不确定性大,结构不稳定
a = c	a > b > 0	均势	强均势	同一、对立程度相等,系统较稳定
	b = 0		准均势	同一、对立程度相等,系统很稳定
	b = a		弱均势	同一、对立、相异程度相等,稳定性较差
	b > a		微均势	同一、对立趋势相等,不确定性因素比重大,稳定性差
a < c	b > c	反势	微反势	不确定性较大,对立趋势不稳定
	c > b > a		弱反势	子系统以对立趋势弱,恶化趋势弱
	b = 0		准反势	子系统以对立趋势确定,恶化趋势较强
	a ≥ b > 0		强反势	子系统以对立趋势为主,恶化趋势很强

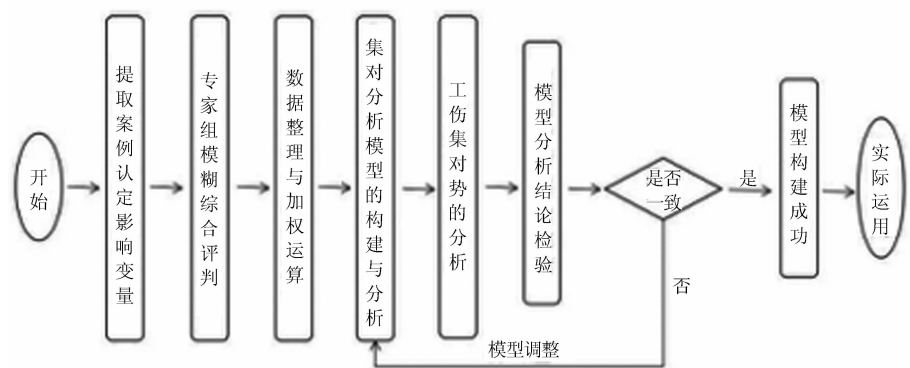


图 1 研究框架

二、交通事故工伤认定案例分析

(一) 案例介绍

选取了交通事故工伤认定实践领域的五起典型案例作为研究对象(最高人民法院,2015)<sup>[7]</sup>,验证模糊集对分析法对交通事故工伤认定的有效性及优势。对案例进行了精简和涉密处理,具体如下。

案例 1:某单位班车司机在开班车送员工上下班途中,因堵车绕道发生交通事故受伤致残,司机负全责。认定结果:司机享受工伤待遇。

案例 2:职工驾驶单位车辆外出期间发生了本人主要责任的交通事故受伤致残,外出原因无法证实。认定结果:职工享受工伤待遇。

案例 3:职工因公到外地出差,在购买生活必

需品的路途上遭受交通事故致残。认定结果:职工享受工伤待遇。

案例 4:职工接受领导指派参加友邻单位夜间举行的联谊活动,驾驶私人车辆早退途中发生非主要责任的交通事故致残。认定结果:职工不享受工伤待遇。

案例 5:职工在上班途中的路线内顺路送孩子上学,在学校门口停车时发生非本人主要责任的交通事故致残。认定结果:职工不享受工伤待遇。

(二) 变量提取及模糊综合评价

根据本文构建的研究变量模型对案例进行变量提取(任英、彭红星,2013)<sup>[8]</sup>,采用模糊综合评价法由专家组分 5 级对研究变量进行评价,专家组由 3 人构成,专家权重相同。具体结果见表 3。

表 3 案例模糊评价数据

研究变量	变量权重	案例 1			案例 2			案例 3			案例 4			案例 5		
		1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
TW	0.092	1	1	1	2	2	3	2	3	2	3	4	3	0	5	0
TB	0.070	0	0	0	2	2	2	0	0	0	1	2	1	4	4	0
TH	0.076	1	1	1	0	0	0	0	0	0	5	4	5	1	1	1
TO	0.061	0	0	0	3	4	3	1	2	1	4	4	4	0	0	0
SW	0.080	1	1	1	5	4	4	2	2	3	0	0	0	0	0	0
SB	0.081	0	0	0	3	3	4	2	2	3	4	5	4	0	0	0
SH	0.076	2	1	2	0	0	0	0	1	0	2	2	1	5	4	5
SO	0.064	0	0	0	2	3	3	2	2	2	4	4	5	0	0	0
RW	0.086	1	1	1	3	2	2	2	3	2	2	3	4	5	5	5
RA	0.080	4	5	4	4	4	4	1	1	2	4	4	5	0	0	0
RR	0.064	3	2	2	2	2	2	1	2	1	3	4	3	4	4	3
NR	0.043	5	5	5	4	5	4	1	1	1	4	4	3	2	1	2
TM	0.051	1	1	1	1	1	1	4	0	4	5	5	5	4	5	4
NN	0.076	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

注:0 表示该专家认为此案例不涉及该评价指标。

(三)集对分析

通过表 3 中三位专家对五个案例各变量指标的模糊评判数据,进行集对分析,μ<sub>11</sub>、μ<sub>12</sub>、μ<sub>13</sub>分别为三位专家评判数据的模型联系度分析结果。根据本文设定的交通事故工伤认定集对分析模型,变量加权后计算得案例 1 的联系度分别为:

μ<sub>11</sub> = 0.636 + 0.105 i<sub>1</sub> + 0.088 i<sub>2</sub> + 0.110 i<sub>3</sub> + 0.059 j

μ<sub>12</sub> = 0.741 + 0.088 i<sub>1</sub> + 0.000 i<sub>2</sub> + 0.000 i<sub>3</sub> + 0.169 j

μ<sub>13</sub> = 0.636 + 0.193 i<sub>1</sub> + 0.000 i<sub>2</sub> + 0.110 i<sub>3</sub> + 0.059 j

按相等权重对专家评价加权后的综合联系度为:

μ<sub>1</sub> = 0.672 + 0.129 i<sub>1</sub> + 0.029 i<sub>2</sub> + 0.074 i<sub>3</sub> + 0.096 j

同理,计算案例 2~5 的综合联系度为:

μ<sub>2</sub> = 0.149 + 0.323 i<sub>1</sub> + 0.264 i<sub>2</sub> + 0.246 i<sub>3</sub> + 0.048 j

μ<sub>3</sub> = 0.357 + 0.455 i<sub>1</sub> + 0.142 i<sub>2</sub> + 0.043 i<sub>3</sub> + 0.000 j

μ<sub>4</sub> = 0.160 + 0.111 i<sub>1</sub> + 0.159 i<sub>2</sub> + 0.375 i<sub>3</sub> + 0.192 j

μ<sub>5</sub> = 0.303 + 0.056 i<sub>1</sub> + 0.045 i<sub>2</sub> + 0.260 i<sub>3</sub> + 0.334 j

由于案例的联系度同异反系数并未呈现明显的特征趋势,根据公式(3),分别以单项级别归属程度作为权重,以级别特征值作为基数,计算五个案例综合的级别归属特征值向量为(1.794, 2.818,1.872,3.326,3.265),以中间值 3 作为量化工伤与非工伤的分割点,并根据集对势的判定原则分析案例相应的 SHI(H),得出五个案例的分析结果(见表 4)。

μ<sub>fin</sub> = a × 1 + ∑<sup>3</sup><sub>n=1</sub> b<sub>n</sub> × (i + 1) + c × 5 (3)

(四)案例结论

案例 1 模型认定结论为综合特征值 1.794 的工伤属性,处于 a > b > c > 0 的弱同势,且同一度远大于相异度与相反度之和,说明此案例认定为工伤性质是较明确的,弱同势的根源在于司机绕道导致交通事故,绕道的原因是系统不确定性所在,应重点关注。

表 4 案例分析结果一览表								
分析对象	同一度 a	相异度 b	相反度 c	综合特征值	SHI(H)	分析结论	实际结论	是否一致
案例 1	0.672	0.232	0.096	1.794	弱同势	工伤	工伤	一致
案例 2	0.149	0.803	0.048	2.818	微同势	工伤	工伤	一致
案例 3	0.357	0.643	0.000	1.872	微同势	工伤	工伤	一致
案例 4	0.160	0.648	0.192	3.326	微反势	非工伤	非工伤	一致
案例 5	0.303	0.363	0.334	3.265	微反势	非工伤	非工伤	一致

案例 2 模型认定结论为综合特征值 2.818 的工伤属性,处于  $b > a > c > 0$  的微同势。本案例相异度远大于同一度与相反度之和,说明虽认定为工伤但案例存在非常高的不确定因素,例如私自驾公车外出的原因,给工伤认定造成困难。此案例在实践中定性为工伤的原因在于驾驶公车外出,应合理推断为因公;而基于模糊集对分析模型是通过量化驾驶公车等因素对因公认定同异反程度造成的影响,从系统量化的角度判定其隶属于工伤性质。

案例 3 模型认定结论为综合特征值 1.872 的工伤属性,处于  $b > a > c = 0$  的微同势,说明此案例交通事故发生在因公外出期间,无明显数据表明不属于工伤,但由于外出购买生活必须用品在属性上兼具了工伤与非工伤的模糊性(孙玉荣,2014)<sup>[9]</sup>,造成了系统相异性的升高,应予以重点关注。

案例 4 模型认定结论为综合特征值 3.326 的非工伤属性,处于  $b > c > a > 0$  的微反势,且系统的相异度显著高于同一度与相反度。接受指派的任务与工作相关性差、事故发生在早退途中等造成的相异系数 b 是主导系统非工伤属性量化的主要因素,导致系统缺乏稳定性。

案例 5 模型认定结论为综合特征值 3.265 的非工伤属性,此案例虽处于  $b > c > a > 0$  的微反势,但同异反系数相当,区分度不大,主要是由于“顺路送孩子上学”导致的交通事故发生在上下班途中的合理时间、合理路线,属性上兼具因公和因私的模糊性,同一度与相反度量化值相当,经

分析差异度的详细情况,实质原因还在于因私,这与实践认定结果是一致的。本案例的 SHI(H) 值说明系统较不稳定,工伤属性判断的模糊性和不确定性较强。

分析数据表明,模糊集对分析模型不仅可以依据综合特征值较准确的判断交通事故性质,证明该模型在交通事故工伤认定领域运用的有效性,还可以通过同异反系数及集对势 SHI(H) 从系统量化的视角分析主导工伤或非工伤属性的原因、程度,凸显了模型科学量化决策的优势。

### 三、模型结论与应用分析

#### (一)模型结论

基于模糊集对分析的交通事故工伤认定模型,以系统论的思想整体分析确定性因素与不确定性因素对工伤认定造成的影响并进行量化分析(刘祖德、万福威,2014)<sup>[10]</sup>。通过该模型可得出以下结论:

一是,模型联系系数系统描述了工伤认定影响因素的全貌。模型通过同一度 a 量化了交通事故中符合工伤认定条件因子的贡献度;通过相异度  $b_i$  量化了兼具工伤与非工伤属性的影响因子;通过相反度 c 量化了明显不符合工伤认定标准的因子影响度。模型通过同异反系数实现了对案例的影响因子的系统化。

二是,模型综合特征值刻画了工伤属性的程度。综合特征值以等级系数为权重将交通事故中确定性与不确定因素对工伤认定的影响进行综合计算,该值既定性认定了交通事故的工伤属性类

别,又定量刻画了事故隶属于工伤或非工伤类别的程度,实现了定性与定量的结合。

三是,模型 SHI(H)反映了事故认定结论的可靠性和结构的复杂性。集对分析模型的 SHI(H)全面刻画了系统的结构和稳定。在交通事故工伤认定中,通过模型 SHI(H)的结构可以了解工伤认定结论的形成过程,反映出认定过程的复杂性和认定结论的可靠性,从而有助于实践中对核心问题的聚焦。

四是,模型解决了工伤认定影响因子的模糊性量化问题。本文模糊集对分析模型实现了集对分析法与模糊综合评价法的结合,通过构建交通事故工伤认定模糊评价指标模型,解决了交通事故工伤认定实践领域定性判断向定量分析转换、影响因子兼具工伤与非工伤的模糊属性、以及不同属性的模糊隶属程度问题。

## (二)应用分析

实践中交通事故工伤认定操作主要是依据《工伤保险条例》里关于交通事故及相关条款的规定,并结合立法精神和事故具体情况进行鉴定,在执行上已形成了较规范的认定体系。基于模糊集对分析模型的量化认定方法的应用,并不是要将现有体系取而代之,而是以其优势实现以下三个领域的创新应用:

一是,基于效率的创新应用。据统计,我国每年发生的交通事故已高达数百万起,面对如此庞大的事故认定需求,现有的力量捉襟见肘。基于模糊集对分析模型的认定方法,通过其程序式的认定方法和量化结果,辅之以软件开发并在交通事故认定体系推广应用,可大大提高事故工伤认定的效率,解决实践领域供需矛盾的问题。

二是,基于效果的创新应用。交通事故损害在我国涉及到工伤社保补偿和侵权损害赔偿的竞合问题,关系到当事人的权益维护问题,对事故认定的准确性、精确性有较高需求。基于模糊集对分析模型的认定方法系统量化了各项事故因素造

成的影响,可以维护当事人在依法维权过程中的知情权和选择权,提高认定的效果。

三是,基于稽核的创新应用。实践中发生的交通事故情况复杂,条例规定中的情况往往只能提供原则性和精神性的指引,实际认定涉及大量专家的职业定性判断。基于模糊集对分析模型的认定方法,可以作为工伤认定的辅助手段,借助软件实现从定量的角度进行辅助稽核,对认定结论冲突的事故进行重点复核,以更好的提高认定的公正性。

基于模糊集对分析模型的量化认定,提供的是一种通过定量解决定性问题的思路和方法,该方法不仅可以运用于交通事故工伤认定领域,针对不同的问题背景选择不同的变量因子进行分析,还可以将模型运用拓展到整个工伤保险认定领域及社会保障鉴定领域,具有广阔的运用空间和运用价值。

## 四、结语

研究构建了模糊集对分析模型,并探讨其在交通事故工伤认定领域的应用。交通事故工伤认定结论涉及到事故当事人的权益维护,鉴于我国国情的特殊性和当前工伤认定的现状,以不确定性系统的整体观量化工伤性质的隶属值及事故各因素的影响度,对提高认定结论质量、维护当事人权益都大有裨益,并可以推而广之应用到我国整个工伤事故鉴定领域。由于篇幅限制,本文未对工伤属性判定的综合特征值阈值加以分析,今后可以尝试采用模糊聚类的方法,做进一步研究。

## 参考文献

- [1] 杨科雄.上下班途中工伤认定的法律适用探究[J].法律适用,2014(11):36-40.
- [2] 杨俊卿.工伤认定无明文规定情形的处理[J].中国劳动,2014(2):56.
- [3] 康恒武.交通事故责任不明认定为工伤值得商榷[J].中国劳动,2014(5):61-62.
- [4] 李淑庆,等.道路交通事故发生机理研究现状与趋势

- 分析[J]. 安全与环境学报,2014(6):14-19.
- [5] 仪振刚. 道路交通事故成因及其对策[J]. 科技情报开发与经济,2004(14):308-309.
- [6] 孙人杰. 交通事故第三人侵权责任与工伤保险责任竞合[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版),2017(12):72-75.
- [7] 中华人民共和国最高人民法院. 最高人民法院关于审理工伤保险行政案件若干问题的规定[Z]. 2014-06-28.
- [8] 任英,彭红星. 中国交通事故伤亡人数影响因素的实证分析[J]. 预测,2013(3):1-7.
- [9] 孙玉荣. 道路交通事故损害赔偿特殊责任主体研究[J]. 法学杂志,2014(3):76-84.
- [10] 刘祖德,万福威. 多元联系数集对分析在安全绩效评价中的应用[J]. 中国安全科学学报,2014(5):138-143.

## The Application of Fuzzy Set Pair Analysis Model for Identifying Liability for Injury in Traffic Accidents at Work

LIU Hui<sup>1,2</sup>, LI Ren-chuan<sup>2</sup>

(1. China Coast Guard Academy, Ningbo 315801;

2. Joint Service College, National Defense University PLA China, Beijing 100858, China)

**Abstract:** The identification of liability for injury in traffic accidents at work is an important part of work-related injury insurance coverage in China. The factors involved in assessing traffic accident are often complex and ambiguous to a certain extent in terms of work attribute, accountability attribute and subjective fault, etc., which are integrated with certainty and uncertainty, easily causing imprecise identification of the nature of work-related injury and damaging interests of the stakeholders. Combining fuzzy mathematics and set pair analysis methods, this paper constructs an improved fuzzy set pair analysis model, studies the similarity, difference and inverse relation degree and comprehensive eigenvalue of identifying liability for injury in traffic accidents at work, and through the set pair potential analysis of the systematic characteristics of accidents, and to establish a scientific method of identifying liability for injury in traffic accidents at work from the perspective of standardization and quantification. It is found that the similarity-difference-inverse connection number system describes the degree of influence of three factors, i. e. index, fuzziness index and non-standard index, on the outcome of identifying liability for injury in traffic accidents at work. The comprehensive eigenvalues characterize the membership degree of the nature of injury in a on-the-job traffic accident from the perspective of quantity. The set-pair potential clearly reflects the structure and reliability of the conclusion of work-related injury in a traffic accident.

**Key words:** traffic accident; work-related injury identification; set pair analysis; contact number

(责任编辑:张宏峰)

# 甘肃省战略性新兴产业发展的金融支持研究 ——基于 20 家上市公司的实证分析\*

● 方 来

(兰州财经大学 中国西北金融研究中心,甘肃 兰州 730020)

**摘 要:**随着我国经济科技水平的提高,传统行业已经不适应现有经济发展模式,而战略性新兴产业的发展则可以提升科技水平、促进产业结构的优化升级,对我国经济发展水平的进一步提升有着重要的意义。本文从甘肃省战略性新兴产业的发展现状出发,以甘肃省 20 家战略性新兴产业上市公司为研究样本,运用面板数据模型对其金融支持效果进行了数据分析,而且针对甘肃省战略性新兴产业发展过程中金融支持方面存在的问题提出了对策建议。

**关键词:**战略性新兴产业;金融支持模式;甘肃省

**中图分类号:**F276.44;F273.1

**文献标识码:**A

**文章编号:**1004-5465(2019)01-050-08

## 一、引言

国务院于 2010 年正式提出的培育和发展战略性新兴产业的决定,甘肃省在 2011 年和 2013 年分别制定了《甘肃培育和发展战略性新兴产业行动计划》和《关于加强战略性新兴产业自主创新能力建设意见》,力争不断扩大战略性新兴产业的规模,完善产业结构、增强竞争力。金融支持作为发展战略战略性新兴产业中的重要环节,起到了至关重要的作用。由于战略性新兴产业自身的特点导致金融支持模式运行过程中存在一定的复杂性。尽管近年来甘肃省战略性新兴产业发展相对迅速,但是发展过程中也暴露出了很大问题,比如资金短缺、技术落后及融资效率低下等。探索战略性新兴产业金融支持模式对产业的未来发展将提供强劲的动力。学术界基本认为战略新兴

产业会促进经济发展,李赶顺(2011)<sup>[1]</sup>认为战略性新兴产业有利于产业结构的优化升级,对经济增长和促进就业也有很大的作用。冯春林(2011)<sup>[2]</sup>认为培育战略性新兴产业对于提升我国自主创新能力和现代化水平有重要意义。李晓等(2011)<sup>[3]</sup>认为培育战略性新兴产业是我国未来经济可持续发展的重要举措。于新东(2011)<sup>[4]</sup>认为发展战略战略性新兴产业是抓住新一轮技术革命的重要机遇。而对战略性新兴产业发展的模式也是多种多样,黄奕信(2016)<sup>[5]</sup>从供给侧改革视角下提出发展战略战略性新兴产业需要同步推进供给侧和需求侧改革并构建资源流通的共享机制、优化产业结构,最终成为以社会整体利益最大化为导向的发展模式。杨鹏等(2012)<sup>[6]</sup>创造性地提出了产业延伸发展模式、技术领先发展模式、技术跟随发展模式、引进合作发展模式、产业

\* 收稿日期:2018-07-20

基金项目:2018 年甘肃省社科规划项目“金融助推甘肃绿色发展的作用机理及路径选择研究”(YB066)的阶段性成果。

作者简介:方来(1980—),男,河北承德人,博士,副教授,研究方向:区域金融发展。

集群发展模式等五种欠发达地区的发展模式。此外,他们认为加快欠发达地区战略性新兴产业发展应突出区域特色,注重不同模式之间的融合选择与融合发展。张武康等(2013)<sup>[7]</sup>在战略性新兴产业的发展模式选择问题上,是从其内涵角度进行研究,即在资源分配模式选择方面,应从政府导向为主过度为市场导向为主。乔玉婷等(2011)<sup>[8]</sup>认为,在发展模式上,战略性新兴产业应采用军民融合的发展模式,又将战略性新兴产业分为嵌入型、互动型和依托型三种。林敏等(2013)<sup>[9]</sup>在战略性新兴产业发展模式问题研究上,认为应考虑西部区域特征,并结合战略性新兴产业竞争力要素,确定各省区的战略性发展模式,并分析得出甘肃省的发展模式为产业基础依托型。

还有学者强调发展战略性新兴产业要加强参与各方的协同合作,汤华杰(2015)<sup>[10]</sup>通过对杭州战略性新兴产业培育机制中存在的诸多问题进行分析,认为政府与市场在战略性新兴产业发展过程中应通过政策供给,实现资本、制度、技术、人才、平台等领域的合作,并建立协同培育机制,以达到协同推进的作用。许婷(2016)<sup>[11]</sup>战略新兴产业的发展需要着重处理好政府与市场、产业间、企业与企业之间的关系。李晓东(2015)<sup>[12]</sup>认为基于经济新常态视角的战略性新兴产业市场培育机制,需要正确处理好政府与市场的关系、培育和创造市场需求、创新战略性新兴产业市场培育机制。包海波(2012)<sup>[13]</sup>认为加快我国战略性新兴产业培育需加强核心技术与技术标准研发、大力培育和创造市场需求、完善激励政策体系。

关于如何为战略性新兴产业提供金融支持方面,学术界认为要充分发挥政府和市场的作用。朱迎春(2011)<sup>[14]</sup>认为发展战略性新兴产业要以政府为主体,并得出政府应通过引导、激励、服务和规范来实现对战略性新兴产业发展的支持的结论。张玉强等(2011)<sup>[15]</sup>对政府如何引导战略性新兴产业发展提出了关键建议。冯春林(2011)<sup>[16]</sup>认为,在发展战略战略性新兴产业的过程中要充分发挥市场主体的作用,调动企

业的积极性,加速市场资源的流动速度。王大明(2011)<sup>[17]</sup>认为,发展战略战略性新兴产业要将市场作用和政府作用有机结合,这样既能避免政府决策的盲目性和随意性,又能充分调动市场主体的积极性。

限于篇幅,本文在此仅仅对主要的研究结果进行了梳理。总体而言,目前对于战略性新兴产业的发展模式和培育机制问题的关注越来越多。研究成果也为本文很大程度上拓展了思路,提供了强大的理论基础。不过,就当前研究的不足而言,现有的理论构架和研究范式是否适合分析甘肃省战略性新兴产业发展中金融发展模式的问题需要进一步考量。为此,本文将针对甘肃省战略性新兴产业的金融发展模式进行较为系统的研究,旨在能够促进甘肃省战略性新兴产业的稳健、快速发展。本文从甘肃省上市公司角度出发,不仅可以分析得出甘肃省战略性新兴产业金融支持现状,还能通过比较,分析得出其与全省整体产业中的差距。由于战略性新兴产业的最大特点是产业内的研发能力,本文在界定上市公司是否属于战略性新兴产业的判断标准主要是:第一营业行业属于战略性新兴产业;或已经被认定为战略性新兴产业;或已经从传统行业转型过渡为战略性新兴产业,且转型力度很大;或承接重大专项资金扶持项目的上市公司。使用该评判标准并结合上市公司的主营业务,本研究选取了甘肃省20家上市公司作为样本进行具体分析。

## 二、甘肃省战略性新兴产业发展现状

2016年甘肃省人民政府印发的《甘肃省“十三五”战略性新兴产业发展规划》的相关内容显示,目前甘肃省战略性新兴产业主要包括新材料产业、新能源产业、生物制药产业、信息技术产业、高端装备制造业、节能环保产业、新型煤化工产业、公共安全产业、现代服务产业等九个领域,这些产业将成为甘肃省的未来支柱产业和新的经济增长点。围绕着这九项战略性新兴产业,甘肃省明确提出了重点建设项目,加大了相关人员的培

训,提供了一系列保障措施,以促进战略性新兴产业的发展。2012 年,甘肃省共安排 3 000 万专项资金扶植本省战略性新兴产业,其中 1 350 万用于科技产品的研发,带动项目总投资 4 亿元,一定程度上保障了战略性新兴产业的发展<sup>①</sup>。2013 年,甘肃省战略性新兴产业实现增加值 452 亿元,占全省生产总值的比重达到 7.21%。“十二五”前三年年均增幅达 18.68%<sup>②</sup>。2015 年,甘肃省战略性新兴产业实现增加值 821.6 亿元,占全省生产总值的比重达到 12.1%,年均增长率达 15.6%,对经济增长的贡献率达到 17.4%<sup>③</sup>。根据甘肃省战略性新兴产业上市公司的基本情况,本文主要从以下七个领域重点分析甘肃省战略性新兴产业的发展现状。

### (一) 新能源产业

甘肃省风能和太阳能资源丰富,处在河西走廊地区的酒泉、张掖、武威三市是风能基地。唐代诗人岑参如是形容河西走廊:“一川碎石大如斗,随风满地乱石走”,可见河西走廊地区风能资源之丰富。河西走廊地区沙漠戈壁面积较大,日照极为强烈。同时,河西走廊地广人稀的地域特点也为风能、太阳能资源的开发利用创造了平台。目前,甘肃省风能、太阳能发电装机速度位列世界第二位。风能发电装机总容量达到了 1 007.6 万千瓦时,位列世界第一位。甘肃省新能源发电占全省发电量 28% 左右。到 2020 年,风力发电装机预计达到 2 500 千瓦,太阳能装机预计达到 1 100 千瓦,其中光伏发电 990 千瓦,光热发电 110 千瓦。具体到甘肃省 2 家新能源产业上市公司<sup>④</sup>,在 2013 年至 2017 年期间,尽管实现了营业总收入的增长(其中甘肃电投股份有限公司营业总收入年均增长 3.52%、甘肃靖远煤电股份有限公司营业总收入年均增长 1.34%),但净利润增长情况出现了一定的差异(其中甘肃电投股份有限公司营业总收入年均增长 -5.57%、甘肃靖远煤电股份有限公司营业总收入年均增长 5.21%),

2017 年则总体呈现出快速增长的态势。

### (二) 高端装备制造产业

高端装备制造业是由新能源产业带动发展起来的产业。新能源装备制造业利用风电和太阳能的整机安装和设备维护,为实现甘肃省新能源产业及装备制造业的快速发展,形成了一整套以研发、销售、技术为支撑的产业体系。甘肃省的高端装备制造产业自发展之初,已形成具有甘肃特色且有一定规模的产业基础。时至今日,甘肃省的部分高端装备制造产业在全国范围内具有领先地位,如石油化工装备、新能源装备、集成电路装备、电子电器装备、矿业开发装备等。具体到甘肃省 1 家新能源产业上市公司(甘肃蓝科石化高新装备股份有限公司),在 2013 年至 2017 年期间,营业总收入与净利润均呈现负增长态势(其中营业总收入年均增长 -3.89%、2017 年公司净利润为 -8 719.67 万元),但从甘肃省高端装备制造产业角度来看,新能源装备制造产业已经形成了集聚效果,并且具备了向周围省份辐射的条件;高端装备制造业的高科技产品已经进入市场;装备技术具有一定的比较优势,在真空设备、机床等方面的优势非常明显。

### (三) 新材料产业

甘肃省在矿产资源方面具有得天独厚的优势,尤其是有色金属,并凭此优势成立了白银和金昌两大有色金属工业产地,并逐渐形成了金属产品科研、矿产开采、矿产冶炼、地质勘测等有色金属产业体系。甘肃省新材料产业是依靠甘肃省丰富的矿产资源发展起来的新兴产业,有 3 家上市公司(方大碳素新材料股份有限公司、甘肃上峰水泥股份有限公司、甘肃祁连山水泥股份有限公司),在 2013 年至 2017 年期间,营业总收入和净利润均实现增长(其中方大碳素新材料股份有限公司营业总收入年均增长 19.87%、净利润增长 72.64%;甘肃上峰水泥股份有限公司营业总收入

① 数据来源:中国经济导报。网址:<http://www.ceh.com.cn/ceh/jryw/2012/10/27/138185.shtml>。

② 甘肃省政务服务网:甘肃省《2015 年战略性新兴产业发展总体攻坚战工作方案》。网址:[http://www.gansu.gov.cn/art/2015/4/2/art\\_4786\\_232134.html](http://www.gansu.gov.cn/art/2015/4/2/art_4786_232134.html)。

③ 数据来源:甘肃省政务服务网:《甘肃省“十三五”战略性新兴产业发展规划》。网址:[http://www.gansu.gov.cn/art/2016/8/15/art\\_4786\\_283281.html](http://www.gansu.gov.cn/art/2016/8/15/art_4786_283281.html)。

④ 甘肃省新能源产业上市公司分别为:甘肃电投股份有限公司、甘肃靖远煤电股份有限公司。相关数据来自上市公司的年报,下同。

年均增长 12.52%、净利润增长 24.87%；甘肃祁连山水泥股份有限公司营业总收入年均增长 0.53%、净利润增长 4.35%）。随着科技水平的提高，甘肃省以有色金属、化工、技术装备、高新技术等新材料为核心的新材料产业开发，并涉及太阳能电池、碳纤维复合材料、精品钢材、铝合金等材料，将会逐步形成具有良好附加值、极具市场竞争力的产业群。

#### （四）新生物医药产业

甘肃省是中国最大的中医药产地之一，药材种植历史悠久，种类丰富，质量较高。近年来，甘肃省以党参、甘草、大黄、当归、秦艽、独活、黄芩、柴胡、茵陈、草河车、旱半夏等药材种植为主的新生物医药产业发展迅速，逐渐形成了生物技术产品研制、中药材集约生产、生物产品制造、生物药品流通运输等新生物医药产业。就甘肃省 8 家新生物医药产业上市公司而言，主要的财务数据出现一定的差异。其中，恒康医疗集团股份有限公司、兰州佛慈制药股份有限公司的营业总收入和净利润年均增长较快，而甘肃亚盛实业股份有限公司的营业总收入和净利润出现年均负增长的情况。整体来看，甘肃省新生物医药产业的发展，不仅推动了甘肃省中药材种植的发展，而且推动了相关产业的发展，提高了农村土地集约程度的提升，还在一定程度上提高了农民整体收入水平、促进了农民就业水平。

#### （五）信息技术产业

甘肃省作为我国重要的军工产品及航空航天设备制造基地，具有科技基础好、人才素质高的特点。甘肃省利用地域的科技优势，并以现代市场对信息技术产品的需求为目标生产，形成了以航空电子设备和无线通信设备为主的产业链、以光电子产业为核心的新兴技术产业。在此基础上，以天水、兰州为中心的电子信息产业基地逐步形成，信息基础设施不断完善，产业集聚效应开始出现。具体到甘肃省 4 家信息技术产业上市公司，甘肃刚泰控股股份有限公司、天水华天股份有限公司、兰州海默科技股份有限公司的营业总收入和净利润年均增长较快，

而兰州长城电工股份有限公司则出现了负增长的情况。整体而言，信息技术产业的发展提升了甘肃省整体的科技水平，优化了产业结构，形成了微电子技术、航天技术、无线通信技术的产业链，以微电子产业和光电子产业为核心的新型信息技术产业。信息技术产业为战略性新兴产业的发展提供了技术支持和科技保证，是甘肃战略性新兴产业发展的助推器。

#### （六）节能环保产业

甘肃省的节能环保产业一直受到社会及甘肃政府的关注。近几年更是以较快的速度发展，其主要成果为：大型高效换热装备在市场竞争中优势明显，甚至在国外处于领先水平；甘肃省在处理有色金属冶炼过程中产生的污染烟气和重金属酸性废水时，采取的处理技术在国内处于领先水平；甘肃全省矿山固体废弃物循环利用的产业形成了一定的规模；节水灌溉技术的生产研发已经在全省获得了推广。以大禹节水股份有限公司为代表的甘肃省节能环保产业上市公司，营业总收入与净利润均呈现快速增长态势，营业总收入从 2013 年的 72 150.58 万元增加至 2017 年 128 442.37 万元，年均增长 12.22%；净利润从 2013 年的 1 710.42 万元增加至 2017 年 9 543.71 万元，年均增长 41.03%。

#### （七）现代服务产业

由于甘肃省在资源、区位等方面拥有发展现代服务业的优势，甘肃省的现代服务产业发展水平不落后于全国水平。目前甘肃省的现代服务业划分为信息传输、计算机服务和软件业，金融业，房地产业，租赁和商务服务业，科学研究、技术服务和地质勘查业，教育，卫生、社会保障和社会福利业，文化、体育和娱乐业等八类。以兰州三毛实业股份有限公司为代表的甘肃省现代服务产业上市公司，营业总收入与净利润均呈现快速增长态势，营业总收入从 2013 年的 22 915.76 万元增加至 2017 年 27 962.05 万元，年均增长 4.06%；净利润从 2013 年的 -3 324.85 万元增加至 2017 年 7 925.06 万元。近年来，甘肃省现代服务产业以较快的速度发

展,主要表现为现代服务业在 GDP 中的比值逐年提高,现代服务产业的产业内部、地区结构不断优化以及开放程度不断提高。由以上分析可以看出,现代服务业作为甘肃省的经济发展重点,在未来几年将成为推动积极增长的重要产业,并成为甘肃省战略性新兴产业的主要力量。

从以上对现状的分析可以看出,甘肃省战略性新兴产业的发展具有一定的基础,但作为经济欠发达地区,资金不足和技术落后是制约甘肃省战略性新兴产业发展的主要因素,因此如何更好地利用金融市场促进战略性新兴产业是需要研究的核心问题,本文将通过相关分析对甘肃省战略性新兴产业的金融支持模式选择进行探讨。

三、研究设计及实证分析

(一) 指标选取

1. 产业发展指标

本文遵循上述战略性新兴产业评判标准,选取甘肃省 20 家上市公司作为样本。具体到企业来看,衡量一家企业在不同金融支持渠道的作用下的发展水平的变化,可以通过企业的营业总收入的年变化情况。因此,选取营业总收入设置为

因变量,在 2007 年至 2017 年的参考区间内,衡量每一家上市公司在 11 年内的经营发展水平变化。

2. 金融发展指标

上市公司在市场上融资主要通过三种渠道:金融机构融资、股票市场融资以及内部资金融资。金融机构融资主要是上市公司在金融机构借款,因此,若衡量金融机构资金供给水平,则需计算上市公司的总资产中,金融机构借款所占比重。资本公积是与企业收益无关的而与资本相关的贷项,上市公司在股票市场融资水平主要在资本公积中体现出来。因此,选取资本公积在总资产中的比重来衡量股票市场对企业的资金供给水平。上市公司内部资金供给水平主要通过未分配利润与盈余公积的总和来估计,因此,选取盈余公积与未分配利润的总和与企业总资产的比值衡量上市公司内部资金供给水平。

因此,选取营业总收入作为自变量,衡量产业发展水平,选取三种主要金融支持方式作为因变量,衡量金融支持水平。各指标数据来源于“万德数据库”。为了使数据变得平稳,同时消除模型中异方差的存在,对数据进行取对数处理。关于金融发展指标的选择详见表 1。

表 1		变量定义表	
变量类型	变量符号	计算公式	指标说明
因变量	Y	营业总收入	代表上市公司发展水平
自变量	B	借款总额/总资产	代表金融机构资金供给水平
	C	资本公积/总资产	代表股票市场资金供给水平
	D	(未分配利润 + 盈余公积)/总资产	代表内部资金供给水平

(二) 实证分析

基于 20 家上市公司构建如下模型:

$$GTI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 LFN_{it} + \beta_2 ICS_{it} + \beta_3 CSC_{it} + V_{it}$$

(其中,  $i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, N$ ) (1)

其中,  $GTI_{it}$  表示被解释变量,  $LFN_{it}$ 、 $ICS_{it}$ 、 $CSC_{it}$  为解释变量, 由于不同个体回归系数不同,  $V_{it}$  为随机误差项。  $\alpha_0$  为随机变量, 当  $\alpha_0$  变化与系数相关时, 该模型为个体固定效应随机模型; 当  $\alpha_0$  变化与系数无关时, 该模型为个体随机效应模型。

检验面板数据是否存在单位根, 以确保面板数据的稳定性和有效性, 避免伪回归。本文使用 Eviews 软件进行单位根检验, 在 5% 显著性水平下, 变量的检验都拒绝存在单位根的原假设, 序列平稳。面板数据单位根检验结果详见表 2。

另外, 本文运用 F 检验判定模型是混合模型或是变系数模型或是变截距模型, 再运用似然比检验来判定是随机效应模型或是固定效应模型。根据检验结果(见表 3), 本文选择随机效应模型。

单位根检验结果				
单位根检验类型	滞后阶	统计量	概率	结论
Levin, Lin & Chut* 检验	0	-4404.77	0.0000	平稳
Im, Pesaran and ShinW - stat 检验	0	-588.105	0.0000	平稳
ADF - Fisher Chi - Square 检验	0	188.112	0.0637	平稳
PP - Chi - Square 检验	0	190.902	0.0481	平稳

模型检验结果						
F 检验(0.05)	P 值	临界值(0.05)	检验结果(F 检验)	似然比检验	P 值	Hausman 检验结果
1.093078	0.7787	10.1	接受	15.856872	0.0000	拒绝

运用上述模型和相关数据进行面板模型分析,结果表明(详见表4),以战略性新兴产业上市公司为研究样本,金融机构的支持作用最大,股票市场和内部融资的支持作用都为负。由此可知,战略性新兴产业从金融机构获取的资金更多,股票市场和企业内部融资没有对战略性新兴产业的发展提供金融支持。

实证结果表明,在三种融资方式中,金融机构支持作用最强,股票市场支持作用次之,企业内部融资作用最小,甚至为负,即企业内部融资未能对甘肃省战略性新兴产业的发展起到支持作用。由

此可以推断:战略性新兴产业的技术、资金密集投入的特点决定了其对资金的巨大需求,融资规模随着产业的发展会不断扩大。这些特点决定了只有机构投资或是在资本市场融资才能满足新材料产业对资金的需求,因此,在甘肃省的新材料类企业中,金融机构的支持作用最强,股票市场资金支持作用次之。另外,甘肃省战略性新兴产业的企业规模都相对较小,企业自有资金有限,仅靠内部资金不能为其提供充足稳定的现金流,因此,甘肃省新材料企业的内部资金支持作用最小,并且可能在某种程度上没有对自身企业的发展起到支持作用。

模型回归结果			
变量	相关性	标准误	T 检验
Y	30.89458	24.04233	1.285008
B	15.39906	13.97079	1.102233
C	-10.25318	29.92510	-0.2628
D	-2.043010	14.33262	-0.142543
R <sup>2</sup>		0.007362	
F 值		0.484549	

四、对策建议

通过从上市公司角度分析了金融对甘肃省战略性新兴产业支持的效果,结果表明:金融机构支持作用最强,股票市场支持作用最弱。由此可知,在完善金融支持战略性新兴产业的模式过程中,要进一步加强金融机构对产业的支持作用,提高战略性新兴产业的内部资金运用效率,完善资本市场,扭转股票市场对战略性新兴产业的支持颓势。具体建议如下:

第一,加强金融机构对产业的支持作用,提高金融对资源的配置效率。从上文分析可知,金融机构的资金支持对战略性新兴产业发展的支持作用最强。并且综合来看,金融机构在满

足甘肃省战略性新兴产业发展中资金需求方面发挥了比较大的作用。由于战略性新兴产业具有科技含量高、发展前景好、处于产业链核心地位的优势,金融机构对战略型新兴产业的支持也是顺应金融市场发展的必然趋势。从宏观来看,金融机构需要进一步完善存款保险制度,疏通货币政策向实体经济的传导渠道,鼓励银行机构、非银行金融机构等各类金融机构和金融服务组织积极参与到提高金融运行效率和服务实体经济的工作中。从微观来看,以金融市场“看不见的手”为手段,在制造与销售环节中实现战略性新兴产业企业的优胜劣汰。战略性新兴产业在发展初期应给与较多的金融扶持,在产业企业发展成熟后以市场调节为主,实现甘肃省战略性新兴产业健康发展。

第二,提高战略性新兴产业企业内部资金运用效率,增强企业实力。首先,应合理的扩大企业规模。扩大企业规模在合理范围内能够实现规模经济,节约企业成本。但企业规模过大、经营范围过广,会分散企业资源难以形成竞争优势。甘肃省战略性新兴产业正处于起步的关键期,如果企业自身没有过硬的竞争优势及赢利点,会逐渐被市场淘汰。所以,在合理扩大企业规模的同时更要关注研发能力和管理水平,从而提高企业整体效率。其次,优化企业资本结构。企业应选择与其发展相匹配的融资模式、投资渠道。合理的股权、债务融资比例以及相适宜的长期、短期融资不仅能降低企业融资成本,而且能够提高企业融资的整体效率。最后,应提升企业科技创新能力。甘肃省战略性新兴产业发展受甘肃省经济技术水平的制约。甘肃省要实现战略性新兴产业的快速发展,必须重视技术的推广更新和熟练强化,并不断引进先进技术,提升企业的科技创新能力。另外,政府应给予战略性新兴产业在技术创新方面的政策支持和税收优惠。

第三,完善资本市场,扭转股票市场对战略性新兴产业的支持颓势。从以上实证结果来看,资本市场对产业总体和战略性新兴产业两方面发挥作

用较小,并没有实现其带动作用。如果资本市场可以对战略性新兴产业发挥正向的推动作用,甘肃省战略性新兴产业将上升到一个新高度。所以要转变资本市场对战略性新兴产业的支持方式,走出一个适合甘肃省战略性新兴产业特点的资本支持道路。另外,战略性新兴产业要不断完善现代企业治理制度。企业本身的发展前景、信用状况与融资难易程度有很大关系。完善企业的治理制度一方面可以提升企业日常经营的效率,保证生产的正常进行。只有完善企业治理制度,企业融资成本才会降低,这也有利于企业的技术进步与发展,从而企业的发展进入了一个良性循环。

### 参考文献

- [1] 李赶顺. 河北省战略性新兴产业的培育与发展创新研究[J]. 河北学刊, 2011(3): 201-206.
- [2] 冯春林. 国内战略性新兴产业研究综述[J]. 经济纵横, 2011(1): 110-112.
- [3] 李晓, 李瑞光, 肖敏, 等. 培育和发展战略性新兴产业应注意的几个问题和主要对策[J]. 科技和产业, 2011(7): 42-47.
- [4] 于新东, 牛少凤, 于洋. 培育发展战略性新兴产业的背景分析、国际比较与对策研究[J]. 经济研究参考, 2011(16): 2-39, 51.
- [5] 黄亦信. 供给侧改革视角下中国战略性新兴产业发展战略研究[J]. 改革与战略, 2016(6): 54-57.
- [6] 杨鹏, 尚毛毛, 陈秋月. 欠发达地区战略性新兴产业发展模式研究: 以广西为例[J]. 广西经济管理干部学院学报, 2012(3): 66-70.
- [7] 张武康, 郭立宏, 孙婷. 战略性新兴产业发展动因及模式选择研究[J]. 科技管理研究, 2013(24): 16-20.
- [8] 乔玉婷, 曾立. 战略性新兴产业的军民融合发展模式研究[J]. 预测, 2011(5): 1-5.
- [9] 林敏, 王毅, 吴贵生. 西部地区战略性新兴产业发展模式研究[J]. 科技进步与对策, 2013(17): 66-70.
- [10] 汤华杰. 杭州战略性新兴产业培育机制探索[J]. 城市经济, 2015(12): 44-49.
- [11] 许婷, 杨建君. 战略性新兴产业研究动态展望[J]. 科技管理研究, 2016(2): 117-122.
- [12] 李晓东. 经济新常态下战略性新兴产业市场培育机

- 制探索[J]. 改革与战略,2015(2):133-137.
- [13]包海波. 我国战略性新兴产业的培育机制与对策研究[J]. 毛泽东邓小平理论研究,2012(8):44-50.
- [14]朱迎春. 政府在发展战略战略性新兴产业中的作用[J]. 中国科技论坛,2011(1):20-24.
- [15]张玉强,白福臣. 地方政府发展战略战略性新兴产业“热”的冷思考[J]. 科技进步与对策,2011(24):67-69.
- [16]冯春林. 中国战略性新兴产业的市场培育对策研究[J]. 改革与战略,2011(8):105-108.
- [17]王大明. 战略性新兴产业的理论基础与培育模式研究[J]. 西华师范大学学报(哲学社会科学版),2011(4):89-91.

## Study on Financial Support Model for Strategic Emerging Industries in Gansu Province: Empirical Analysis of 20 Listed Companies

FANG Lai

(The Finance Research Center of Chinese Northwest, Lanzhou University  
of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

**Abstract:** With the improvement of China's economy and technology, the traditional industries have not adapted to the existing economic development model. The development of strategic emerging industries can enhance the level of science and technology and promote the optimization and upgrading of industrial structure, which is significant to further improve China's economic development. Based on the development status of strategic emerging industries in Gansu Province, this paper takes 20 strategic emerging industry listed companies in Gansu Province as the research sample, and uses the panel data model to analyze the financial support effect for recommendations to deal with the financial support problems in promoting strategic emerging industries in Gansu Province.

**Key words:** strategic emerging industries; financial support model; Gansu Province

(责任编辑:郑俊义)

# 基于交易信息的个人信用风险建模与实证分析<sup>\*</sup>

● 许彩艳, 陈鑫鹏, 王蕊, 王永瑜

(兰州财经大学 统计学院, 甘肃 兰州 730020)

**摘 要:**根据某商业银行提供的客户历史交易数据, 首先基于 8 万条记录, 628 个变量的原始数据进行统计描述分析, 筛选出有效数据集; 其次利用 Lasso 估计, 找到最优调节参数  $\lambda$ , 根据  $\lambda$  与变量数目对应走势图, 最终筛选出 19 个变量, 并分别针对违约与不违约客户进行特征描述, 再结合参数估计结果分析, 发现男性的违约几率是女性的 1.06 倍; “6 个月存款月日均金额”、“最近 6 个月活期存款月日均余额”、“最近 6 个月内账户贷方月均交易金额”、“3 个月月平均本币新增余额”的发生额越大, 客户越容易违约; 而“负债总额”的取值越大, 违约几率越低。最后建立 Lasso-logistic 模型, 分析结果显示: 训练集预测准确率为 84.62%, 测试集预测准确率为 78.80%, 模型外推效果良好。

**关键词:**交易信息; 变量筛选; Lasso-logistic 模型

**中图分类号:**F832.4; F224

**文献标识码:**A

**文章编号:**1004-5465(2019)01-058-12

## 一、引言

信用是市场经济的基石, 现代社会各类交易活动的本质即是信用交易。商业银行需要采用与企业信贷不同的方法来审核个人信贷。在大数据与互联网迅速发展的时代背景下, 互联网金融的发展对商业银行不良贷款的增长具有正向的影响<sup>[1]</sup>。个人信用风险是信用中介机构或金融机构关心的问题, 也是学者们关注的焦点。信用风险评估模型是银行、证券、期货等金融机构以及信用中介机构根据客户的历史交易数据, 建立计量模型, 从而将客户按照信用等级归类。信用一词谓以“使人相信”之意, 最早来源于《左传·宣公十二年》:“王曰:‘其君能下人, 必能信用其民矣, 庸可几乎?’”而对于个人信用风险的评估最早成熟于国外, 西方国家对个人信用评估的研究已有

150 多年的历史。国外最初采用经验判别法, 以定性分析为主, 根据“5C”要素建立个人信贷评价体系, 即运用品质、偿付能力、资金、抵押和条件五个方面的信息来解释个人的信用状况, 诸如 FICO 体系中的客户偿还历史、信用账户数、建立信用的年限、新开立的信用账户和信用类型; 在国内, 中国人民银行也运用基本信息、信用交易信息、公共信息、特别信息和其他等五大类指标构建个人信用指标体系<sup>[2]</sup>。发达国家商业银行的个人信用风险评估系统比较成熟, 而我国的商业银行信用评估系统尚处于摸索阶段, 且存在以下三方面的问题: 一是由于我国与发达国家在文化以及消费观念上存在较大的差异, 直接照搬发达国家的个人信用评估模型会导致诸多问题; 二是子集选择过程存在不稳定、计算复杂以及没有考虑变量选择引起的误差而导致实际方差偏小等缺陷<sup>[3]</sup>; 三

。收稿日期: 2018-07-22

作者简介: 许彩艳(1991—), 女, 甘肃庆阳人, 硕士研究生, 研究方向: 金融统计; 陈鑫鹏(1992—), 男, 河南平顶山人, 硕士研究生, 研究方向: 金融计量; 王蕊(1994—), 女, 河南焦作人, 硕士研究生, 研究方向: 经济与社会统计; 王永瑜(1965—), 男, 甘肃民勤人, 博士, 教授、硕士生导师, 研究方向: 国民经济统计。

是信用市场体系尚不健全,未形成监管、执行、审查等市场发展模式。个人指标体系不健全,造成信用评估准确性不高。

在具体的指标选择方面,陈美丽、傅魁(2018)<sup>[4]</sup>以个人基本信息为基础,引入个人社交关系指标,并结合个人价值体系、个人资信情况以及个人消费行为指标,从五个维度 26 个指标中选出五个维度 20 个指标,建立了较为全面的第三方支付背景下的个人信用评估指标体系。杨振坤、闫冬(2016)<sup>[2]</sup>基于客户基本信息,并结合相关交易信息,采用聚类分析方法对中国人民银行征信中心个人信用报告中 18 个指标进行优化,最终选择出 8 个指标对客户分类。黄秋彧、史小康(2015)<sup>[5]</sup>以客户贷款信息和个人基本信息为主,利用一种新的数据离散化方法对有序变量和连续变量进行初步选择,再结合机器学习领域的基于一致性的特征选择方法对指标进行二次选择,最后将原来的 12 个指标减少至 6 个指标。而近几年出现的一种新的变量选择方法——Lasso (Least Absolute Shrinkage and Selection Operator) 方法在金融风险评估领域运用比较广泛。方匡南等(2014)<sup>[3]</sup>将 Lasso - logistic 模型引入个人信用评估中,并与逐步回归法对比,通过模拟实验发现 Lasso 方法不仅在计算速率,而且在模型解释性和预测的准确性上都优于逐步回归方法。

在个人信用风险评估模型选择方面,David Durand(1941)<sup>[6]</sup>最早将判别分析法引用到信用评估系统中。姜明辉等(2004)<sup>[7]</sup>建立了基于 k-近邻判别分析法的个人信用评估模型,并分析了模型应用过程中应该注意的问题。王莉莉等(2007)<sup>[8]</sup>利用改进的 ID3 算法生成决策树提高传统银行客户信用评估方法的分类正确率。李刚、许传华(2007)<sup>[9]</sup>从理论上设计了基于神经网络的信用评估模型,并指出 BP 神经网络技术应用于个人信用评估中的三大优点:自适应功能、泛化功能和很强的容错能力、很强的处理非线性问题能力。叶小娇等(2011)<sup>[10]</sup>通过改进参数,利用支持向量机解决个人信用评估中数据不平衡问

题。杨春霞等(2017)<sup>[11]</sup>利用改进果蝇算法优化 SVM 对个人信用风险进行预测,解决了 SVM 模型在人为选择参数上的盲目性。李君艺、张宇华(2013)<sup>[12]</sup>针对商业银行个人信用风险评估指标的条件依赖问题,利用贝叶斯网络结构建立个人信用风险评估模型,并对其进行了效果评价。王蓓蓓等(2016)<sup>[13]</sup>将判别分析、决策树、Logistic 回归、K-近邻等方法与神经网络模型进行对比分析,发现 BP 神经网络模型在大数据背景下由于其内部神经元之间认知为非线性结构以及同时设有前馈式反射机制的优点而优于其他模型。刘祥东、王未卿(2015)<sup>[14]</sup>利用我国 325 家上市公司 2011 年和 2012 年的财务数据,从准确性、预测能力和稳定性三个方面分别对比了贝叶斯判别法、Logistic 回归模型和 BP 神经网络模型的信用风险识别能力,研究结果表明 BP 神经网络模型的准确性和预测性最高,稳定性较强,但是没有解释力,而其他两个方法在解释力方面都优于 BP 神经网络模型。综合而言,在同时考虑预测精度与模型解释力两方面问题时,Logistic 回归模型是最优选择。信贷机构通常根据不同问题的预测精度以及建模人员的知识偏好选择某种统计方法建立个人信用评分模型。

综上所述,在面对少量简单客户数据时,学者们往往以个人基本信息为基础,结合部分其他信息,利用神经网络模型、支持向量机、Logistic 回归模型等对客户信用进行评估。而当面对庞大而又复杂的数据集,尤其是数据结构不同于传统的数据结构时,如何筛选有效数据集,从而建立较为准确的个人信用评估模型是困扰商业银行评估客户信用的一大难题。本文针对此问题展开讨论。

在建立个人信用评估模型过程中,变量选择是关键,也是较难之处。经典的变量选择算法,诸如所有可能子集回归、向前选择、向后消减、逐步回归等方法,在面对高维或超高维数据时,这些经典变量选择法变得无能为力。当解释变量之间存在共线性时,经典的变量选择方法会影响模型评

价准则的真实效果,并且选择很不稳定,比如同样对于最佳子集方法,数据的微小出入会使得选择出的变量迥然不同,因此会对模型的解释性造成很大困扰。

现代个人信用评估是基于个人基本信息和交易信息进行分析,而交易信息中采用的多是流水账的记录方式。对于有效变量的识别并非是建立在一次筛选或一次建模的基础上。通过对交易信息的分析,不同类型的客户的重要交易指标不尽相同,在保证模型评估有效的同时又要选择出指标的估计系数。传统的经典模型选择变量方法显得不够完美。而现代的变量选择方法——正则化方法,则是一种基于惩罚思想,特殊的收缩方法,能同时实现变量选择和参数估计,故本文运用正则化方法中的 Lasso 估计对于现代交易信息进行变量筛选和参数估计。

## 二、Lasso - logistic 模型

### (一) Lasso 估计原理

Lasso 方法是由 Robert Tibshirani 在 1996 年提出的 1 - 范数惩罚估计<sup>[15]</sup>。其式如下:

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta} \|Y - X\beta\|_2^2 + \lambda \|\beta\|_1 \quad (1)$$

其中  $\lambda > 0$  是调节参数。该方法是一种压缩估计,利用模型的绝对系数函数作为惩罚项压缩回归系数,使绝对值相对较小的系数压缩至 0。最初来源于 Breiman (1995)<sup>[16]</sup> 的非负绞除法。而非负绞除法过度依赖于最小二乘估计,在解释变量存在多重共线性的情况下,往往使估计出现偏差,估计效果不好,相比之下, Lasso 却能够很好地避免这些缺陷,兼具岭回归和子集选择的优点。

假设有数据  $(X_i, y_i) (i = 1, 2, \dots, n; X_i = (x_{i1}, \dots, x_{ip}), X_i$  和  $y_i$  分别是第  $i$  组的自变量与因变量的观测值,假定观测值彼此独立,  $x_{ij}$  标准化,且  $\frac{1}{n} \sum x_{ij} = 0, \frac{1}{n} \sum x_{ij}^2 = 1$ 。令  $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_p)^\tau$ , Lasso 方法的估计量定义为:

$$\hat{\beta} = \arg \min \left\{ \sum_i^n [(y_i - \sum_j \hat{\beta}_j x_{ij})^2 + \lambda \sum_j |\beta_j|] \right\} \quad (2)$$

Lasso 的算法实现方面, Efron (2004)<sup>[17]</sup> 等提出了一种新的变量选择算法——最小角回归法 (Least Angle Regression, LARS), 并给出了 LARS 的实现算法。对 LARS 算法简单修正, 可用于求解 Lasso 估计的求解路径。

### (二) Lasso - logistic 模型

本文针对客户信用等级评价, 以违约与否衡量, 即被解释变量取值为 1 和 0 的二元离散值, 故选择 Logistic 二元离散回归模型与 Lasso 估计方法相结合的 Lasso - logistic 模型。该模型运用惩罚项对参数加以约束, 可以同时实现变量选择和参数估计。

在上述 Lasso 方法中的假件下, logistic 回归模型的条件概率可表示为:

$$\log \left\{ \frac{p(y_i = 1 | X_i)}{1 - p(y_i = 1 | X_i)} \right\} = \beta_0 + \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j \quad (3)$$

令

$$\text{odds} = \frac{p(y_i = 1 | X_i)}{1 - p(y_i = 1 | X_i)}$$

“odds”称为几率、比值、比数, 是指某事件发生的可能性(概率)与不发生可能性(概率)之比。

回归模型中的系数估计值  $\hat{\beta}$  可写成如下式 (4) 的形式:

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^n \{ y_i \eta_{\beta}(X_i) - \log \{ 1 + \exp [\eta_{\beta}(X_i)] \} \} + \lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j| \quad (4)$$

其中  $\eta_{\beta}(X_i) = \beta_0 + \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j$ , 调和参数  $\lambda$  的大小控制着变量的个数。 $\lambda$  越大, 估计得到的非零参数就越少, 而  $\lambda$  过小, 又会选入过多的变量, 造成过度拟合。估计  $\lambda$  常用的方法有: Boot - strap、交叉验证、广义交叉验证法等, 本文选用广义交叉验证法来确定  $\lambda$  的值, 通过求得 GCV 统计量的最小值来得到最优调和参数的值, 而

$$\text{GCV}(\lambda) = \frac{\|y - X\beta(\lambda)\|^2}{n \{1 - p(\lambda)/n\}^2} \quad (5)$$

其中, $p(\lambda) = \text{tr}\{X(X^T X + \lambda(\text{diag}(|\hat{\beta}_1|, \cdots, |\hat{\beta}_p|))^{-1})^{-1} X^T\}$ 。

表示没有贷款,取值 1 表示贷款;违约标志取值 0 表示不违约,取值 1 表示违约。

三、数据来源及变量选择

(一)数据来源及原始数据描述

本文所用数据来自“2017 年中国高校 SAS 数据分析大赛”中的贷款信用风险评估数据,该数据包括 8 万个客户 628 个变量信息,具体有:客户号、开户机构、证件类型、性别、违约标志、个贷标识、信用卡最长开户时间、信用卡持有情况、银保通金额、累计开户数目、3 个月或 6 个月具体交易信息 等 628 个变量标签。其中,个贷标识取值 0

(二)变量选择

1. 初次筛选

(1)数据用途分类。以各变量名称含义为主,将原始数据大致分为三类:第一类是各种交易信息,多以“3 个月……”或“6 个月……”等命名的交易信息为主;第二类是个人资产类信息,如“负债总额”、“存款金额”、“客户 AUM(ECIF)8 种金融资产余额”等,是对客户资产等状况的描述;第三类是客户的基本信息,包括“性别”、“持有各种信用产品标志”等,这些标志均以“Y”和“N”记录。

表 1		变量说明
变量名称	符号表示	取值说明
违约标志	Y	Y = 1 表示违约客户, Y = 0 表示不违约客户
性别	D <sub>1</sub>	D <sub>1</sub> = 1 表示男性,D <sub>1</sub> = 0 表示女性
客户持有账户数量	X <sub>1</sub>	X <sub>1</sub> ∈ N
存款金额	X <sub>2</sub>	X <sub>2</sub> ∈ [ 0, ∞ )
客户 AUM(ECIF8 种金融资产余额)	X <sub>3</sub>	X <sub>3</sub> ∈ [ 0, ∞ )
资产总额	X <sub>4</sub>	X <sub>4</sub> ∈ [ 0, ∞ )
负债总额	X <sub>5</sub>	X <sub>5</sub> ∈ [ 0, ∞ )
累计开户数目	X <sub>6</sub>	X <sub>2</sub> ∈ N
最近 3 个月客户 AUM 平均值	X <sub>7</sub>	X <sub>7</sub> ∈ [ 0, ∞ )
最近 6 个月客户 AUM 平均值	X <sub>8</sub>	X <sub>8</sub> ∈ [ 0, ∞ )
3 个月存款月日均金额	X <sub>9</sub>	X <sub>9</sub> ∈ [ 0, ∞ )
6 个月存款月日均金额	X <sub>10</sub>	X <sub>10</sub> ∈ [ 0, ∞ )
最近 3 个月客户月平均资产总计	X <sub>11</sub>	X <sub>11</sub> ∈ [ 0, ∞ )
最近 6 个月客户月平均资产总计	X <sub>12</sub>	X <sub>12</sub> ∈ [ 0, ∞ )
活期存款最早开户日期距今月份	X <sub>13</sub>	X <sub>13</sub> ∈ N
活期存款最近开户距今月份	X <sub>14</sub>	X <sub>14</sub> ∈ N
活期存款平均开户时长	X <sub>15</sub>	X <sub>15</sub> ∈ N
当月存款账户总数	X <sub>16</sub>	X <sub>16</sub> ∈ N
3 个月月均存款账户总数	X <sub>17</sub>	X <sub>17</sub> ∈ N
6 个月月均存款账户总数	X <sub>18</sub>	X <sub>18</sub> ∈ N
持有本币账户数量	X <sub>19</sub>	X <sub>19</sub> ∈ N
3 个月月平均持有本币余额	X <sub>20</sub>	X <sub>20</sub> ∈ [ 0, ∞ )

(续表 1)

6 个月月平均持有本币余额	$X_{21}$	$X_{21} \in [0, \infty)$
3 个月月平均本币新增余额	$X_{22}$	$X_{22} \in [0, \infty)$
6 个月月平均本币新增余额	$X_{23}$	$X_{23} \in [0, \infty)$
最近 3 个月内账户借方月均交易次数	$X_{24}$	$X_{24} \in \mathbb{N}$
最近 3 个月内账户贷方月均交易金额	$X_{25}$	$X_{25} \in [0, \infty)$
最近 6 个月内账户贷方月均交易金额	$X_{26}$	$X_{26} \in [0, \infty)$
本月活期存款月日均余额	$X_{27}$	$X_{27} \in [0, \infty)$
最近 3 个月活期存款月日均余额	$X_{28}$	$X_{28} \in [0, \infty)$
最近 6 个月活期存款月日均余额	$X_{29}$	$X_{29} \in [0, \infty)$
持有信用卡产品标志	$D_2$	$D_2 = 1$ 表示持有信用卡, $D_2 = 0$ 表示未持有信用卡
是否关联还款	$D_3$	$D_3 = 1$ 表示关联还款, $D_3 = 0$ 表示未关联还款
是否全额还款	$D_4$	$D_4 = 1$ 表示全额还款, $D_4 = 0$ 表示未全额还款

注:  $\mathbb{N}$  表示整数集。

(2)选取贷款客户。客户的违约与否只是针对贷款客户而言,故只选取贷款客户做分析。原始数据中,“个贷标识”取值为 0 和 1,0 表示没有贷款,1 表示贷款。故在 Excel 中筛选出取值为“1”的贷款客户作为新样本,该样本中包括 7 812 条贷款客户记录。

(3)无效数据剔除。删除标签类变量,例如“标签”、“客户号”、“开户机构”等变量,以及无效(观测值全为零)变量,剩余 437 个变量。

(4)多变量缺失值处理。本文数据集缺失值状况属于多变量缺失模式<sup>[18]</sup>。面对多变量缺失的数据,一般有两种解决途径:直接删除法和数据插补法。直接删除法适用于缺失值比例较少的数据,利用插补法填补的数据误差较大,无法进行准确建模。本文数据冗余度较高,变量之间的相关度也较高,以及只有不违约客户才有记录的变量,诸如“贷款账户月余额”、“3 个月内贷款账户月均余额”等变量。综合上述原因,本文利用直接删除法剔除这些变量,剩余 33 个有效变量。

(5)样本比例分配。上述 7 812 条记录中,违约客户有 3 067 条记录,不违约客户有 4 745 条记录,为了使模型的预测结果更具说服力,以及使信息损失达到最小,以 3 067 条违约客户为 1 单位,从不违约

客户中随机抽取 3 067 条记录,构成 1:1 的比例,故最新样本数据集为 6 134 条客户信息记录。

2. 基于 Lasso - logistic 模型的二次筛选

将上述样本数据集中以“Y”和“N”记录的变量量化,“Y”用“1”代替,“N”用“0”代替,并做标准化处理,再按照 4:1 的比例随机分为训练集和测试集。

利用 R 软件中的 Glmnet 软件包能够实现 Lasso - logistic 模型,通过广义交叉验证法选出最优调和参数  $\lambda$  的值,最终确定变量个数。如图 1 中,横坐标表示  $\lambda$  的对数值,纵坐标表示二项式误差,同时横坐标正上方表示随着  $\log(\lambda)$  的不同取值所选取的变量个数,两条虚线之间误差比较稳定,左边的虚线表示模型的误差最小时  $\log(\lambda)$  的取值。一般而言,根据 Robert Tibshirani 提出的取值经验,在信息量损失较小的同时,保留相对比较重要的解释变量,选取模型相对简洁的  $\lambda$  的值。

图 1 中,随着  $\lambda$  的增大,变量的误差区间在不断减小,当  $\lambda$  达到一定的值时误差将几乎不再变动。Lasso 中  $\lambda$  的值越大对于变量的惩罚就越高,模型中保留的解释变量就越少,信息量的损失就会越大,因此在保证信息量损失最小的同时要使  $\lambda$  的值越大越好。 $\lambda$  的取值是使模型的压缩达到

最大。利用 R 软件得出最优  $\lambda = 0.0001668022$ ，此时 Lasso 系数解路径图如图 2 所示。

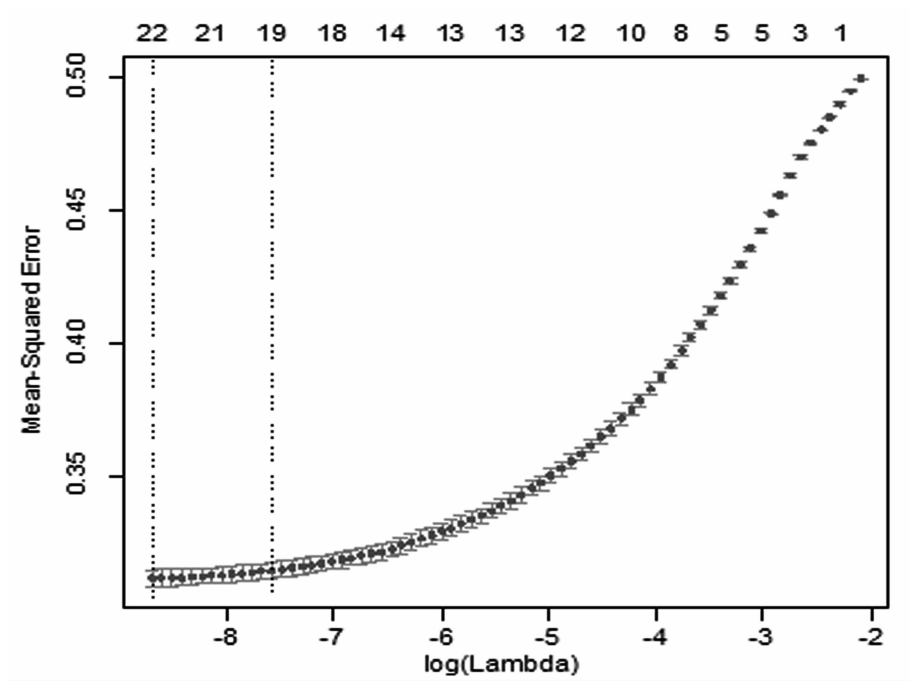


图 1  $\lambda$  与变量数目对应走势图

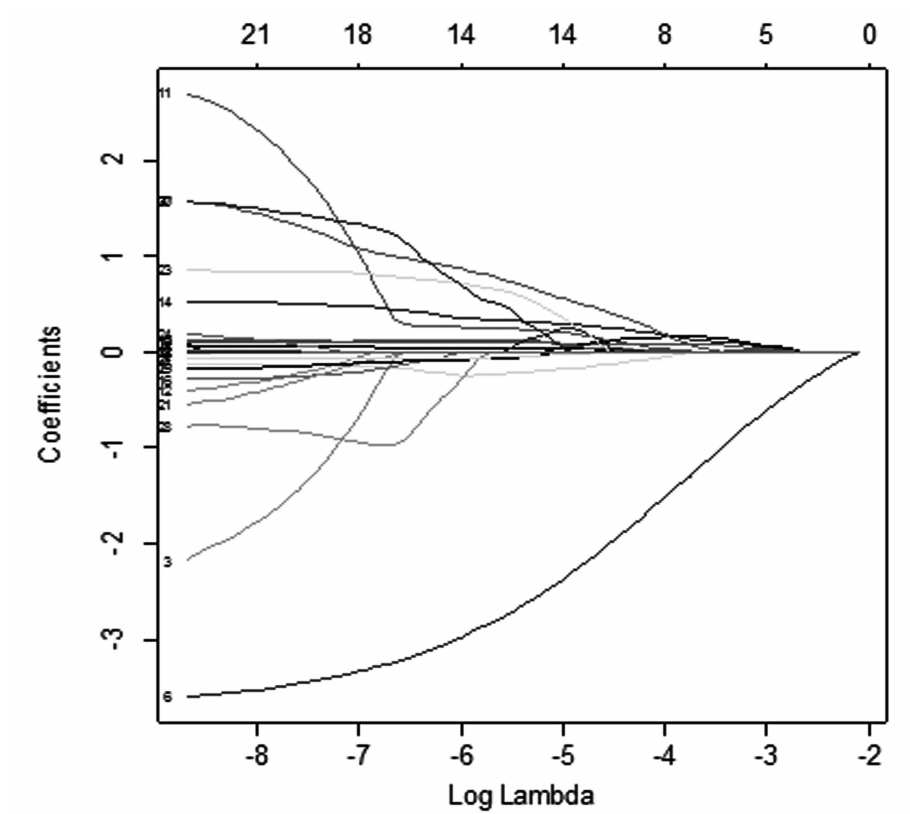


图 2 Lasso 系数解路径图

Lasso 系数解路径图表示在不同的  $\log(\lambda)$  下建立 Lasso - logistic 模型得到的变量系数的解。由于调和参数对于变量具有压缩的作用,在最优  $\lambda$  下,模型中非 0 的 19 个解释变量分别为:性别 ( $D_1$ )、客户持有账户数量( $X_1$ )、存款金额( $X_2$ )、负债总额( $X_5$ )、6 个月存款月日均金额( $X_{10}$ )、最

近 3 个月客户月平均资产总计 ( $X_{11}$ )、活期存款最早开户日期距今月份 ( $X_{13}$ )、活期存款最近开户距今月份 ( $X_{14}$ )、活期存款平均开户时长 ( $X_{15}$ )、6 个月月均存款账户总数 ( $X_{18}$ )、3 个月月平均持有本币余额 ( $X_{20}$ )、3 个月月平均本币新增余额 ( $X_{22}$ )、6 个月月平均本币新增余额 ( $X_{23}$ )、最近 3 个月内账户借方月均交易次数 ( $X_{24}$ )、最近 6 个月内账户贷方月均交易金额 ( $X_{26}$ )、本月活期存款月日均余额 ( $X_{27}$ )、最近 6 个月活期存款月日均余额 ( $X_{29}$ )、持有信用卡产品标志 ( $D_2$ )、是否关联还款 ( $D_3$ )。

四、Lasso – logistic 建模分析

(一) 特征描述分析

将违约与不违约客户的样本信息分别做分类描述分析,便于从客观上认识违约与不违约客户交易信息的主要特征,也便于结合模型结果判定客户类别。

对筛选出的 19 个变量中的部分变量进行特征描述分析,见图 2。整体而言,从方差来看,同

一变量中不违约客户的整体方差比违约客户的要小。方差反映数据的离散程度,方差越大,表明数据波动越大,反之则越集中,因此,不违约客户的交易数据较违约客户稳定。此外,从均值来看,违约与不违约客户的交易信息参差不齐。

在具体方面:

(1)违约客户的负债总额平均值较不违约客户小,而存款金额平均值却较不违约客户大。直观而言,与通常意义上“负债越大违约概率越大”的观点有出入,但实际上,从信贷机构的角度进行分析,只有信用良好、资金稳定、负债能力较强的客户才能取得高额贷款,贷款额度与信用等级成正向相关。对于贷款人而言,对方资金链越稳定、资本越充足,越是敢于将贷款额度提升。因此不违约客户的贷款额度基数整体上较违约客户高,故波动性也较大。而当存款金额很大,交易次数与交易金额不稳定时,更容易违约,不违约客户在这方面却显得比较“保守”,存款金额相对较少,交易状况都比较稳定。

变量名称	平均值			方差		
	违约客户	不违约客户	违约与不违约客户平均值差值	违约客户	不违约客户	违约与不违约客户方差差值
客户持有账户数量	3.58	2.80	0.78	25.82	20.45	5.37
存款金额	11.63	8.42	3.21	83.64	29.13	54.51
负债总额	10.32	61.12	-50.79	60.20	139.94	-79.74
6 个月存款月日均金额	12.91	8.20	4.71	99.06	28.28	70.78
最近 3 个月客户月平均资产总计	22.30	13.49	8.81	48.73	7.52	41.21
活期存款最早开户日期距今月份	25.96	26.26	-0.30	92.09	53.56	38.53
活期存款最近开户距今月份	17.96	19.76	-1.80	12.65	9.71	2.94
活期存款平均开户时长	21.91	23.01	-1.11	85.00	54.33	30.66
6 个月月均存款账户总数	2.60	2.17	0.43	9.10	7.77	1.33
3 个月月平均持有本币余额	27.91	36.32	-8.42	37.49	83.47	-45.99
3 个月月平均本币新增余额	23.46	12.01	11.44	19.16	9.22	9.94

① 此表中数据只是为了说明违约客户与不违约客户的交易信息大小及波动状况,故对数据做了伸缩处理,与数据本身量纲无关。

(续表 2)

6 个月月平均本币新增余额	- 68. 40	- 523. 30	454. 90	53. 98	48. 39	5. 59
最近 3 个月内账户借方月均交易次数	3. 85	3. 98	- 0. 13	13. 95	8. 67	5. 29
最近 6 个月内账户贷方月均交易金额	36. 92	21. 35	15. 56	58. 80	18. 30	40. 50
本月活期存款月日均余额	31. 66	37. 26	- 5. 60	13. 57	8. 51	5. 07
最近 6 个月活期存款月日均余额	24. 28	29. 85	- 5. 58	22. 75	52. 67	- 29. 92

(2)性别是离散型变量,“1”表示男性,“0”表示女性,在原始数据集中,男性的违约率为 4.28%,女性的违约率为 3.33%。Schreiner (2004)<sup>[19]</sup>分析玻利维亚商业银行的数据后认为,信用风险存在性别差异,并且女性的信用违约率低于男性。

(3)活期存款是指可随时存取和转让的一种银行存款,活期存款占一国货币供应的最大部分,也是商业银行的重要资金来源,代表着流动性资金的高低。在活期存款时长中:“活期存款最早开户日期距今月份”、“活期存款最近开户距今月份”、“活期存款平均开户时长”也能反映客户的信用状况,这三个指标在均值上均表现为不违约客户高于违约客户,而在方差上,不违约客户都相对比较稳定。活期存款开户时间越长,客户信用越良好。在活期存款金额中,不违约客户活期存款金额均值普遍高于违约客户。整体而言,活期存款值越高的客户波动性越大。

(4)客户持有账户记录表明客户的资金流动性大小,通常情况下持有账户的数量越大,流动性资金的数量越大。在客户持有账户记录中,平均而言,违约客户要比不违约客户持有的多。违约

客户“客户持有账户数量”和“6 个月月均存款账户总数”两个指标的均值均高于不违约客户,方差也比不违约客户大。违约客户的账户相对较大,表明流动性资金处于一种不稳定的状态。

(5)不违约客户“最近 6 个月内账户贷方月均交易金额”的平均交易金额低于违约客户,但交易金额波动不大,而“最近 3 个月内账户借方月均交易次数”的平均交易次数较违约客户多。不违约客户的资金相对较为稳定,一般情况下并未出现较大的波动。

(6)在资产方面,违约客户在“最近 3 个月客户月平均资产总计”以及“6 个月存款月日均金额”两个变量中的平均值和方差都要高于不违约客户。

(7)违约客户在“3 个月月平均本币新增余额”和“6 个月月平均本币新增余额”这两个变量中,不仅均值大于不违约客户,而且方差也比不违约客户高。违约客户的交易金额在高水平上波动,特征较为明显。

(二)参数估计

利用Lasso - logistic模型得出系数估计结果如表 3 所示:

表 3				模型系数及 odds 值			
符号	变量名	系数	$p/(1-p)$ (odds)	符号	变量名	系数	$p/(1-p)$ (odds)
c	截距	- 0. 35	0. 70	X <sub>18</sub>	6 个月月均存款账户总数	0. 11	1. 12
D <sub>1</sub>	性别	0. 06	1. 06	X <sub>20</sub>	3 个月月平均持有本币余额	- 0. 30	0. 74
X <sub>1</sub>	客户持有账户数量	0. 11	1. 12	X <sub>22</sub>	3 个月月平均本币新增余额	0. 84	2. 32
X <sub>2</sub>	存款金额	- 1. 42	0. 24	X <sub>23</sub>	6 个月月平均本币新增余额	0. 07	1. 07
X <sub>5</sub>	负债总额	- 3. 46	0. 03	X <sub>24</sub>	最近 3 个月内账户借方 月均交易次数	- 0. 14	0. 87

(续表 3)

X <sub>10</sub>	6 个月存款月日均金额	1.90	6.69	X <sub>25</sub>	最近 6 个月内账户贷方月均交易金额	1.31	3.71
X <sub>11</sub>	最近 3 个月客户月平均资产总计	-0.22	0.80	X <sub>27</sub>	本月活期存款月日均余额	-0.84	0.43
X <sub>13</sub>	活期存款最早开户日期距今月份	0.50	1.65	X <sub>29</sub>	最近 6 个月活期存款月日均余额	1.43	4.18
X <sub>14</sub>	活期存款最近开户距今月份	-0.13	0.88	D <sub>2</sub>	持有信用卡产品标志	-0.07	0.93
X <sub>15</sub>	活期存款平均开户时长	-0.25	0.78	D <sub>3</sub>	是否关联还款	0.00	1.00

在 5% 的显著性水平下,均能通过显著性检验,说明这 19 个变量对个人信用风险有着显著影响。其中,男性的违约几率是女性的 1.06 倍,与方匡南等学者的研究结果一致;“6 个月存款月日均金额”、“最近 6 个月活期存款月日均余额”、“最近 6 个月内账户贷方月均交易金额”、“3 个月月平均本币新增余额”这几个变量的“odds”值较大,且都大于 1,表明其对客户违约事件发生的反映也比较灵敏,这些变量取值越大,客户越容易违约。而“负债总额”的“odds”值最小,且小于 1,表明其取值越大,违约几率越低,被判定为不违约客户的几率也就越大。

负债是指根据客户过去的交易事项形成的现时义务,履行该义务预期会导致现金流的流出。负债

的高低代表着客户在交易中形成的应履行义务总额的高低。商业银行审批信贷业务时,会给予信用状况良好的客户较大信贷额度。信贷机构也据此对客户进行信用等价评定。提用信贷额度的客户通过及时偿还负债形成良好的信用记录。长此以往,经常性发生个人信贷业务的客户往往具有较大的信贷额度。特征分析中违约客户负债总额的平均值和方差都低于不违约客户,说明信用记录良好的客户能够获得更高的信贷额度。负债总额的估计系数为-3.46,相应的“odds”值为0.03,较其他变量取值最低,表明在其他变量保持不变的情况下,商业银行给予的可提用信贷额度越高,该客户信用记录越好,即负债总额每增加一单位,违约几率降低 97%。该指标能很好地衡量客户违约与否。

表 4 模型预测结果

		预测分类			
		训练样本 (4908)		测试样本 (1226)	
		0	1	0	1
实际分类	0	1880 (76.61% )	574 (23.39% )	417 (68.03% )	196 (31.97% )
	1	181 (7.38% )	2273 (92.62% )	64 (10.44% )	549 (89.56% )
准确率		84.62%		78.80%	

“本月活期存款月日均余额”是客户活期存款在本月内的日均余额,代表客户的流动资产的大小。客户的流动资产越大,资金链越牢固。一个月在银行业务中属于短期、现期,因此本月活期存款月日均余额也可以看成对客户当前流动金额的一个衡量。

“6 个月存款月日均金额”反映客户短期内日

均存款状况,也是衡量客户资产的一种体现,资产越多,客户容易发生更多的信贷业务,违约风险也会增大;“最近 6 个月内账户贷方月均交易金额”反映客户短期内交易量,收益与风险成正比,交易量越大,风险越高;“最近 6 个月活期存款月日均余额”反映客户短期内的资金流动,发生额越小,越稳定,越不容易违约;反之,则越容易违约。

### (三)模型检验

进一步检验模型的准确性,及其在实际运用中是否具有可靠性。根据上述选择结果,将训练集和测试集结果的准确率做比较。其中,“0”表示不违约客户,“1”表示违约客户。

Lasso - logistic 模型中,根据随机原则,按照4:1的比例将总样本分为训练样本和测试样本,建立信用评估模型,得到表4的预测结果。发生误判有两种结果:一是将不违约客户误判为违约客户,二是将违约客户误判为不违约客户。这两者对于商业银行而言,都是一种损失。前者使银行失去一部分客户,造成营业额的减少;后者使银行给予违约客户一定的业务服务如贷款,造成银行坏账的增加,相比较后者对银行造成的损失较大。

在训练样本中,2 454 个违约客户中只有 181 位客户被误判为不违约客户,误判率为 7.38%,违约客户的正判率为 92.62%;而在不违约客户中,有 574 名客户被误判为违约客户,误判率为 23.39%,不违约客户的正判率为 76.61%,整体的准确率为 84.62%。对于两种误判而言,尽管后者的误判率较大,但是对于银行造成的损害相对较小。

在测试样本的分类结果中,违约客户误判率为 10.44%,不违约客户误判率为 31.97%,总的准确率为 78.8%。方匡南等(2014)<sup>[3]</sup>认为“在实际的信用风险评价中,将违约客户误判为非违约客户对授信人或社会而言造成的潜在经济损失会更大”。因此,对违约客户的准确判断更为重要,其次考虑的才是对非违约客户的判断。从模型的训练样本和测试样本的分类结果来看,违约客户的正判率都较不违约客户的正判率高,说明可减少误判造成的经济损失,为银行等金融机构提供较为有效的客户信用评估模型。

整体而言,模型的外推性较好。在现代金融市场中,在可获取的客户基本信息极少,的情况下,亦可利用大量客户以往的交易信息评估其在将来信贷往来业务中的违约几率,评估客户信用等级,

确定信贷业务及其相应的贷款额度。方法处理上,在面对庞大的数据信息时,利用Lasso - logistic 模型能够对客户进行较为准确的信用评估。首先应从方差分析角度对数据集进行清洗,筛选出有效数据集,其次利用 Lasso 估计方法进行变量选择和参数估计,筛选出最佳数据集,构建个人信用风险评估模型。在信息不对称的商业银行信贷业务中,利用这些指标评价客户信用等级较为准确。

### 五、结论与建议

客户信用是银行信贷业务开展的基础,本文根据某商业银行提供的客户交易信息,利用大量的客户交易数据建立个人信用风险评估模型。在数据量庞大,数据结构复杂,且不同于传统的数据结构时,首先严格筛选有效数据集,再利用正则变量选择方法筛选变量,估计变量系数,最后建立 Lasso - logistic 模型,并检验模型估计的准确度。

通过实证分析得出以下结论:第一,在客户基本信息缺失的条件下,亦可利用大量客户交易信息建立客户信用评估模型;第二,在诸多交易信息中,“负债总额”、“6 个月存款月日均金额”、“最近 6 个月活期存款月日均余额”、“最近 6 个月内账户贷方月均交易金额”、“3 个月月平均本币新增余额”诸指标对违约几率反映比较敏感,其中“负债总额”的增加会使得违约几率降低,而其他变量增加会使得违约几率提高;在个人信息中,男性的违约几率是女性的 1.06 倍;第三,基于客户交易信息建立的 Lasso - logistic 模型,无论是在训练样本中还是在测试样本中,对于违约客户与不违约客户的正判率都比较高,且对于违约客户的正判率均要高于不违约客户,模型整体外推效果良好。

根据上述结论,有以下几点建议:第一,利用大量交易信息判断客户的违约几率。借贷过程中,借款人通常不会向对方提供对自己不利的信

息,甚至会提供虚假信息,从而增加贷款人的风险<sup>[20]</sup>,这一般表现在基本信息中,故可利用大量交易信息判断客户信用状况,降低风险;第二,同等条件下,可选择女性作为贷款发放对象或第二还款来源。Dreber and Johannesson (2007)<sup>[21]</sup>研究发现女性具有更高的商业道德,女性的契约履行精神高于男性。本文的研究以及方匡南等学者的研究都表明男性的违约几率高于女性,故在发放贷款时可偏向于选择女性,包括担保人的选择也应偏向于选择女性,这样可以降低借贷双方的风险;第三,将 Lasso - logistic 模型引入商业银行个人信用风险评估系统。在大数据时代,数据的获取不再是问题,但是,由于可获取数据冗余度较高,结构复杂,这会增加建模难度。在诸多复杂信息中,有效信息只有少数,如何提取有效信息,从而提高模型准确度是关键。Lasso 方法可以快速而有效地进行变量扫描,筛选出显著变量,同时进行系数估计,而 Lasso - logistic 模型在解释力和预测精度两方面都表现良好,将 Lasso - logistic 模型引入个人信用风险评估模型,可科学有效地构建个人信用风险评估指标体系,建立适合我国国情的个人信用风险评估体系,提高信用风险评估准确度。

### 参考文献

- [1] 吴丹. 互联网金融对商业银行不良贷款增长的影响分析[J]. 兰州财经大学学报, 2016(5): 56 - 62.
- [2] 杨振坤, 闫冬. 基于客户分类选择条件下的个人信用报告信用评价指标研析[J]. 征信, 2016(8): 39 - 43.
- [3] 方匡南, 章贵军, 张惠颖. 基于 Lasso - logistic 模型的个人信用风险预警方法[J]. 数量经济技术经济研究, 2014(2): 125 - 136.
- [4] 陈美丽, 傅魁. 第三方支付背景下消费者个人信用评估模型构建[J]. 财会月刊, 2018(1): 79 - 85.
- [5] 黄秋斌, 史小康. 个人信用风险评分的指标选择研究[J]. 新疆财经大学学报, 2015(3): 5 - 15.
- [6] David Durand Muhittin, 2001. Acredit Scoring Approach

- for the Commercial Blanking sector[J]. Socio - Economic Planning Sciences, (2).
- [7] 姜明辉, 王雅林, 赵欣, 等. k - 近邻判别分析法在个人信用评估中的应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2004(2): 143 - 147.
- [8] 王莉莉, 刘同明, 石亮, 等. 基于决策树方法的银行客户信用评估[J]. 江南大学学报(自然科学版), 2007(6): 816 - 820.
- [9] 李刚, 许传华. 基于 BP 神经网络的个人信用评估体系研究[J]. 广东金融学院学报, 2007(1): 84 - 86.
- [10] 叶小娇, 李汪根, 黄尧颖. 支持向量机在个人信用评估中的应用[J]. 计算机技术与发展, 2011(3): 213 - 216, 220.
- [11] 杨春霞, 王妍, 朱鹏渭. 基于改进果蝇算法优化 SVM 的个人信用风险评估[J]. 金融理论与实践, 2017(5): 46 - 51.
- [12] 李君艺, 张宇华. 个人信用风险评估模型的贝叶斯网络结构学习[J]. 软件导刊, 2013(5): 48 - 50.
- [13] 王蓓蓓, 胡迪, 舒鑫, 等. 大数据金融时代中个人信用评估模型优化设计[J]. 财经界(学术版), 2016(9): 353.
- [14] 刘祥东, 王未卿. 我国商业银行信用风险识别的多模型比较研究[J]. 经济经纬, 2015(6): 132 - 137.
- [15] Tibshirani Robert, 1996, Regression Shrinkage and Selection via the Lasso[J]. Journal of the Royal Statistical Society: Series B( Methodological ), 1996, 58(1): 267.
- [16] Briman L., 1995, Better Subset Regression Using the Non-negative Garrote[J]. Technometrics, 4(37): 373 - 384.
- [17] Efron B, Hastie T, Johnstone I, Tibshirani R., 2004, Least Angle Regression[J]. Annals of Statistics, 2(32): 407 - 499.
- [18] 廖祥超. 九种常用缺失值插补方法的比较[D]. 昆明: 云南师范大学, 2017.
- [19] Schreiner M., 2004, Scoring Arrears at a Microfinance in Bolivia[J]. Journal of Microfinance, 2(6): 65 - 88.
- [20] 宋丽平, 张利坤, 徐玮. P2P 网络借贷个人信用风险评估[J]. 财会月刊, 2015(35): 94 - 96.
- [21] Anna Dreber, Magnus Johannesson, 2007, Gender Differences in Deception[J]. Economics Letters, 99(1).

## Modeling and Empirical Analysis of Personal Credit Risk Based on Transaction Information

*XU Cai – yan, CHEN Xin – peng, WANG Rui, WANG Yong – yu*

(School of Statistics, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

**Abstract:** With the customer historical transaction data provided by a commercial bank, this paper firstly conducts statistical description analysis based on 80,000 records and the raw data of 628 variables to screen the effective data set and then find the optimal adjustment parameter  $\lambda$  by using Lasso estimation. According to the trend diagram corresponding to the number of variables and  $\lambda$ , 19 variables are screened out and the characteristics are described for the default and non – default customers. Incorporating with the analysis of parameter estimation results, it is found that the probability of male's default is 1.06 times that of women. The higher the amount of daily balance of 6 – month of deposits, the average daily balance of checking account for the last six months, the average monthly transaction amount of credit account in the last six months and the average monthly new balance of local currency in three months, the more likely the customer is to default, whereas the greater the total liabilities, the lower the chance of default. Finally, the Lasso – logistic model is established and shows that the prediction accuracy of the training set is 84.62%, and that of the test set is 78.80%. The extrapolation effect is good.

**Key words:** transaction data; variable screening; lasso – logistics model

(责任编辑:郑俊义)

# “中欧班列”沿线国家贸易网络特征及其影响因素研究<sup>\*</sup>

● 陈闻鹤<sup>1</sup>, 常志朋<sup>1,2</sup>

(1. 安徽工业大学 商学院, 安徽 马鞍山 243002;

2. 安徽工业大学 安徽创新驱动发展研究院, 安徽 马鞍山 243002)

**摘 要:**基于“中欧班列”沿线 26 个国家 2001、2006、2011 和 2016 年的双边贸易数据,使用社会网络分析和 QAP 方法研究“中欧班列”沿线国家贸易网络特征和影响因素。结果显示:“中欧班列”沿线国家贸易网络密度处于上升状态;各国家间核心度差异逐步缩小,贸易网络格局由单极化向多核心化转变;空间集聚将国家划分为主溢出板块、双向溢出板块、主受益板块和经纪人板块,各贸易板块溢出效应具有较大差异;中欧班列的开通对国家间贸易具有明显的促进作用,此外,共同边界、技术水平距离、工业就业人口比重差距和通关效率差异也是影响贸易网络的重要因素。据此,从共建中欧班列“命运共同体”、展开不同类型班列运行模式和海陆联运等方面提出相关政策建议。

**关键词:**中欧班列;网络特征;社会网络分析;QAP 模型

**中图分类号:**F725.7;F224

**文献标识码:**A

**文章编号:**1004-5465(2019)01-070-12

## 一、引言

随着“一带一路”战略的持续深入,2016 年 10 月 8 日,推进“一带一路”建设工作领导小组办公室印发《中欧班列建设发展规划(2016—2020 年)》,对中欧班列未来五年的发展做出全面顶层设计。该规划明确了中欧班列的运输通道和空间布局,以及未来所要承担的主要任务。至此,中欧班列成为丝绸之路的重要组成部分,并呈现出爆发式增长的态势。中欧班列分为东线、中线、西线三条道路,依托原有的亚欧大陆桥和西伯利亚大陆桥形成了 51 条运行线,成为整个亚欧大陆的交通要线。2018 年中欧班列运行列数近 6 300 列,

同比增长 72%,其中,回程班列 2 690 列,同比增长 111%。2019 年 1 月 5 日,中国铁路调整列车运行图,中欧班列开行数量增至 68 列,其货物种类也从原有的 IT 产品扩展到汽车配件、机器设备和服装百货等。至此中欧班列成为带动亚欧国家经济发展和加强贸易联系的新动力。

但是,“中欧班列”沿线国家间的贸易格局在过去十几年间发生了怎样的变化?贸易网络中国国家地位和作用发生了何种变化?沿线国家贸易网络特征是如何演化的?哪些因素影响了沿线国家贸易网络?对上述问题的探究,有助于优化中欧班列的顶层设计和提高中欧班列的运营效率。鉴于此,本文的结构安排如下:第一部分是有关研究

。收稿日期:2018-10-30

基金项目:安徽省哲学社会科学规划一般项目“重大决策社会风险分类框架、演化规律及化解策略”(AHSKY2015D79)。

作者简介:陈闻鹤(1994—),男,安徽马鞍山人,硕士研究生,研究方向:国际贸易理论与政策;通讯作者:常志朋(1978—),男,吉林榆树人,教授,研究方向:社会风险治理、管理综合评价。

中欧班列和贸易网络特征的文献综述;第二部分使用社会网络分析方法分析“中欧班列”沿线国家贸易网络基本特征;第三部分利用 QAP 方法探究沿线国家贸易网络的影响因素;第四部分为结论及对策建议。

## 二、文献综述

随着“中欧班列”开行规模日益扩大,“中欧班列”的相关研究也引起国内诸多学者的关注。研究成果主要从国家层面深入剖析内涵和定位,对顶层设计全面研究,在经济、社会和政治等方面细化分析。对“中欧班列”的经贸研究主要侧重于定性分析的理论研究,认为影响“中欧班列”沿线国家间贸易发展的主要原因是市场定位不清、协调机制低效、境外基础设施落后、陆运运价过高、货运集散地布局失衡、以及铁路联运中运单流转、融资和兑付等功能欠缺(陆梦秋等,2018;戴林莉,2018;马斌,2018)<sup>[1-3]</sup>。较少文献对“中欧班列”沿线国家贸易实证分析,赵永波等(2017)使用引力模型研究中欧班列沿线国家贸易潜力,认为应强化沿线国家间的合作和物流基础设施建设<sup>[4]</sup>;黄森等(2018)基于 SBM - undesirable 模型与空间计量模型对“中欧班列”沿线国家绿色投资效率进行分析,认为其总体水平不高但呈上升趋势<sup>[5]</sup>。而目前很少有学者研究“中欧班列”沿线国家贸易网络特征。

贸易网络化是国际贸易学的重要研究内容之一。由于使用单边或双边作为切入点分析贸易现状难以全面把握全球贸易关系(Albert R 等,2002)<sup>[6]</sup>。因此,贸易网络化研究迅速发展,主要思路是结合社会网络分析方法(Social Network Analysis, SNA)探究贸易网络特征。社会网络分析方法是针对特定集合中的节点与连接这些节点的关系(线)所组成的“网络结构”特征和属性进行研究的社会科学方法(Rauch, 2001)<sup>[7]</sup>。Benedictis (2011)认为贸易空间网络化趋势明显,具有与社会网络相似的复杂性特质,呈现典型的“核心—边缘”结构特征<sup>[8]</sup>。同时,诸多学者认为贸易网

络的小世界、高集聚和无标度特征明显(Serrano, 2003; Schweitzer, 2003)<sup>[9-10]</sup>。国内学者近年来开始对贸易网络进行研究,主要集中在除权视角下的贸易网络结构特征、“一带一路”沿线国家贸易网络演化规律、贸易网络与全球价值链的耦合关系以及贸易网络模型的理论分析等(魏素豪, 2018; 陈少炜, 2018; 杨文龙, 2018)<sup>[11-13]</sup>。

在分析贸易网络特征的基础上,学者对贸易流量影响因素展开了探讨,主要分为自然因素和人为因素。自然因素中,地理距离、是否拥有共同边界等因素对双边贸易流量的影响得到了多数学者的关注(Fagiolo, 2010)<sup>[14]</sup>。人为因素中,经济发展水平距离对贸易流量的影响得到了一致认可(巴腾等, 2001)<sup>[15]</sup>。此外,技术水平距离,通关效率差距和工业规模差距等因素对贸易流量的影响也同样值得关注(傅帅雄等, 2017; 孔庆峰等, 2015; 黄庆波等, 2014)<sup>[16-18]</sup>。实证研究中,由于变量间存在关联性,使用非参数统计的二次指派程序(Quadratic Assignment Procedure, QAP)检验贸易网络影响因素更为合适(Krackhardt, 1987)<sup>[19]</sup>。近年来,较多学者使用 QAP 方法对结构网络的影响因素进行研究,如肖群鹰等(2007)对省际劳动力迁移网络、魏巍等(2018)对区域金融集聚空间关联网络、方大春等(2018)对房价空间关联网络等网络结构的影响因素均使用 QAP 方法进行检验<sup>[20-22]</sup>。

对贸易网络的研究日趋完善,已成为国际贸易领域的热点问题,但存在以下不足:一是研究“中欧班列”沿线国间经贸关系有助于扩大我国“一带一路”贸易市场,然而关于沿线国家贸易网络特征以及影响因素的文献较少,缺乏实证研究;二是贸易网络分析对象以除权网络为主,通过设置阈值将贸易值转化为二元变量,分析结果与实际贸易状况存在出入,难以体现沿线国家间贸易的真实情况。基于此,本文以“中欧班列”沿线国家为研究对象,使用社会网络分析方法研究加权贸易网络特征及其影响因素,以期可以为提高中欧班列的使用效率和扩大贸易市场提供新思路。

### 三、“中欧班列”沿线国家贸易网络特征研究

#### (一)“中欧班列”沿线国家贸易网络的范围及数据描述

根据《中欧班列建设发展规划(2016—2020 年)》,已开通及计划开通“中欧班列”的国家共计 26 个,故研究对象按照“规划”所拟定的范围,包

括中国、蒙古、俄罗斯、中亚 4 国(吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦、乌兹别克斯坦、土库曼斯坦)、中东 2 国(伊朗、土耳其)、高加索地区 2 国(格鲁吉亚、阿塞拜疆)、西欧 5 国(德国、法国、比利时、荷兰、西班牙)、中东欧 7 国(白俄罗斯、波兰、捷克、保加利亚、罗马尼亚、斯洛伐克、匈牙利)、波罗的海地区 3 国(拉脱维亚、爱沙尼亚、芬兰),如图 1 所示。

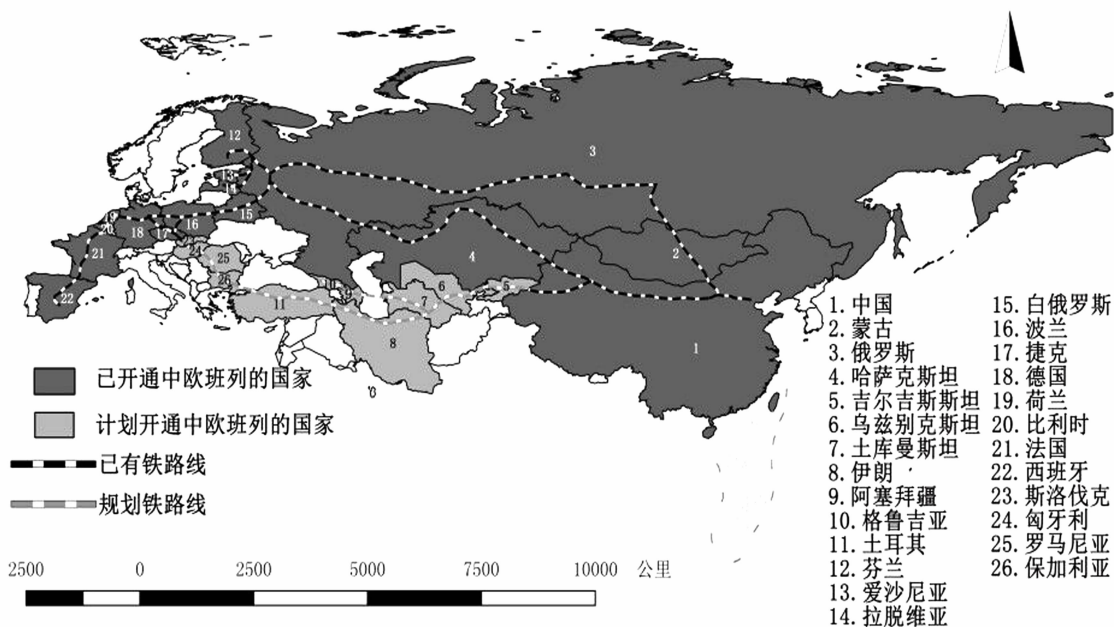


图 1 “中欧班列”沿线国家及铁路分布

在贸易数据来源上,进出口贸易数据根据 Uncomtrade 数据库中 STIC(Rev.4) 编码加总后获得,基于数据可得性,选取 2001、2006、2011、2016 年 4 个年度的贸易数据进行研究。在贸易数据处理上,Fagiolo(2010)认为使用加权网络可以更好地研究贸易网络的复杂特质<sup>[14]</sup>。因此,本文构建加权贸易网络,其具体方法为两国间贸易量为进口贸易量与出口贸易量之和,由于各国统计存在差异,当不同国家统计的相同两国间贸易量存在差别时,取两国贸易量的平均数,若某国缺少双边贸易数据则直接采用对方国家的贸易统计值,以体现贸易网络的真实情况。

#### (二)“中欧班列”沿线国家贸易网络整体特征分析

将“中欧班列”沿线国家作为贸易网络的节

点,将双边贸易流量作为边的权重,构建无向贸易网络,给出“中欧班列”沿线国家 2001、2006、2011、2016 年的贸易网络演化图,如图 2 所示。通过分析贸易网络演化趋势可以看出,在 2001—2016 年间,沿线国家贸易网络密度呈上升状态,表明沿线国家贸易联系密切程度不断提高。从区域密度分布来看,欧盟国家间贸易频繁,中东和中亚地区内部贸易较少,原因是西欧国家经济发达,产业结构互补性高,而中亚和中东国家多以资源和能源为主,经济结构单一,因而在地理距离较近和文化差异较小的背景下,贸易依旧稀疏。从跨区域密度来看,中国与西欧国家贸易频繁,与中亚、中东欧国家和俄罗斯贸易有上升趋势,这与中欧班列的开通促进国家间贸易有关。

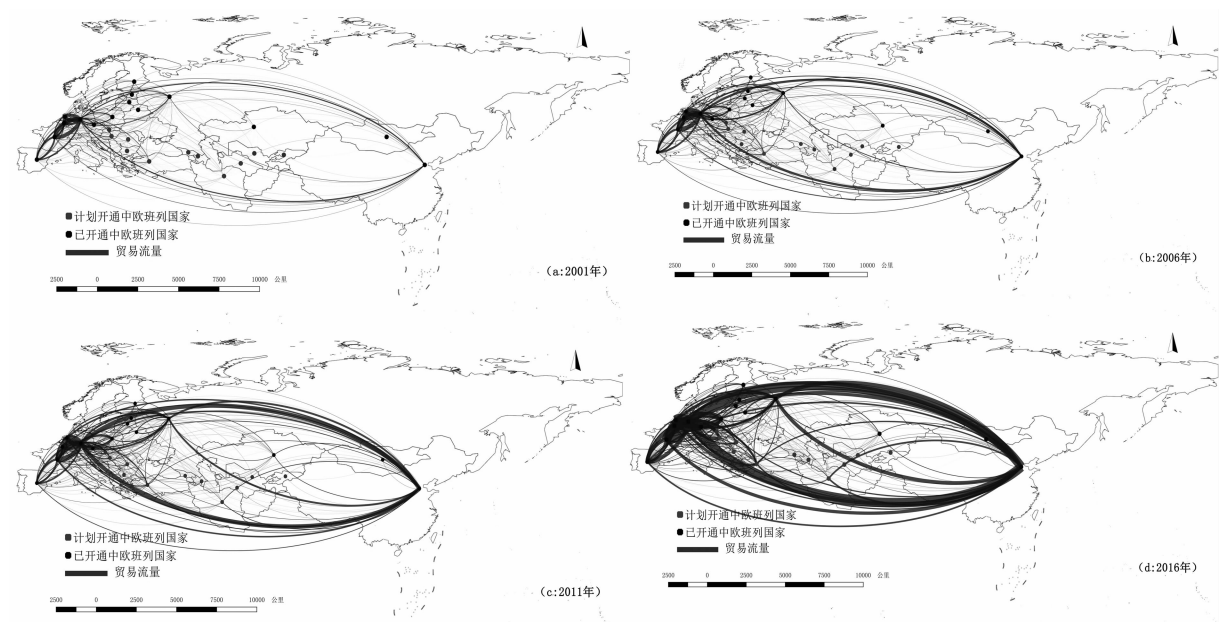


图2 “中欧班列”沿线国家贸易网络演化

（三）基于“核心—边缘”模型的国家个体特征分析

通过对贸易网络整体特征的分析,本部分基于“核心—边缘”结构模型分析国家在贸易网络中的个体特征。“核心—边缘”结构模型最早由Wallerstein(1974)提出,用于反映国家与整体贸易网络的关联强度,分为离散型和连续型,离散型模型适用无权网络,连续型模型适用加权网络<sup>[23]</sup>。由于研究对象是加权贸易网络,故使用连

续型“核心—边缘”结构模型。使用 Ucinet 中 core – periphery 计算“中欧班列”沿线国家 2001、2006、2011、2016 年的核心度,并给出“中欧班列”沿线国家核心度演化,如图 3 所示。以上四年的贸易网络的拟合优度均在 0.95 以上,表示“核心—边缘”结构模型可以较好地分析国家的个体特征,并根据核心度  $C_i$  的大小,将国家划分为核心国家( $C_i \geq 0.2$ )、半边缘国家( $0.04 \leq C_i < 0.2$ )和边缘国家( $0 \leq C_i < 0.04$ )。

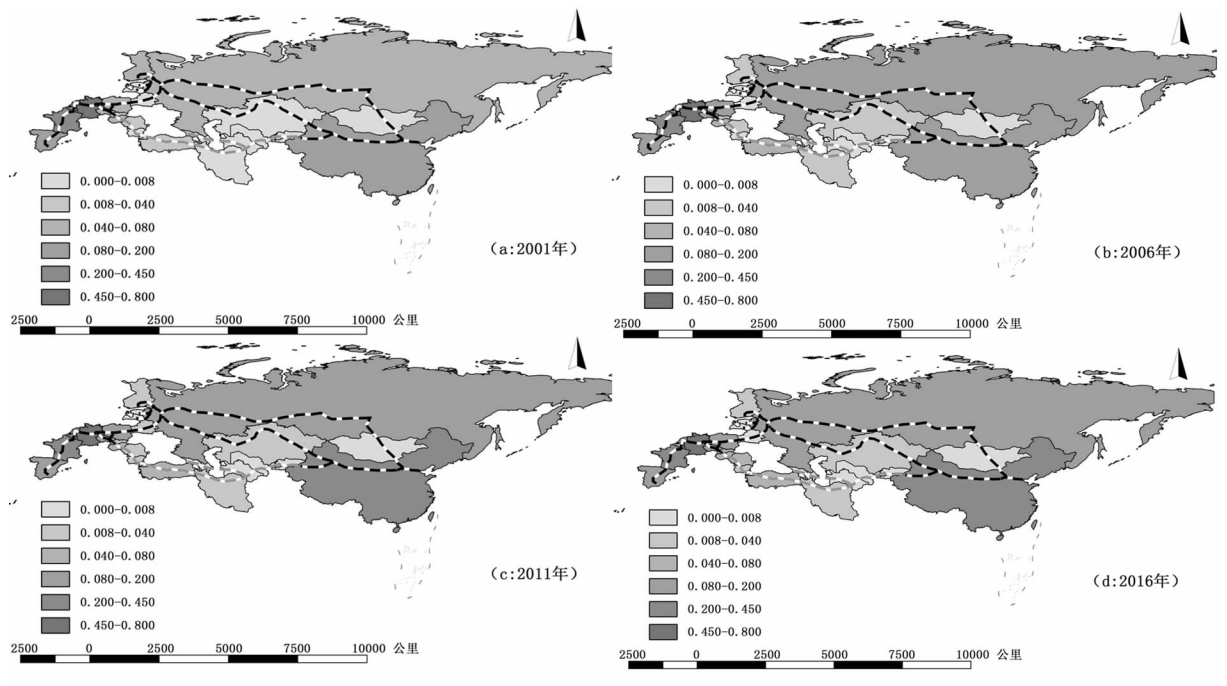


图3 “中欧班列”沿线国家核心度演化

从空间分布来看,表示“中欧班列”沿线国家核心度的颜色在图 3 中从班列沿线两端向中间逐渐变浅,核心度分布呈现“两头高,中间低”的特征,即中国和西欧四国等经济较为发达国家的核心度最高,向中间不断降低,中亚国家核心度最低。从时间分布来看,2001—2016 年核心国家数量一直较为稳定,在 2011 年之前,贸易网络中的核心国家一直是德国、法国、荷兰和比利时四个国家,之后中国成为核心国家,核心国家数量上升至 5 个,其中,德国处于贸易网络中心位置,核心度最高且不断提升,从 2001 年 0.735 上升至 2016 年 0.799,在整个贸易网络中起到至关重要的作用;法国、荷兰和比利时三国核心度不断下降,对贸易网络影响力正逐渐削弱;中国核心度在 2016 年上升为 0.275,从半边缘国家转变为核心国家;波兰 2016 年核心度达到 1.44,开始接近核心国家水平;俄罗斯的核心度 2001—2016 年在 0.062—0.143 之间波动,这与世界经济疲软以及能源价格波动有关。

通过对贸易网络的个体特征分析,可以发现:(1)德国、法国、荷兰和比利时核心度最高,均值在 0.2 以上,处于绝对核心位置;(2)阿塞拜疆、乌兹别克斯坦、蒙古、吉尔吉斯斯坦和格鲁吉亚等经济欠发达国家的核心度居末位,处于边缘位置;(3)中国自 2011 年中欧班列开通后在沿线国家核心度排序为 4,现阶段处于核心位置。总之,沿

线国家贸易网络表现出显著的“核心—边缘”结构特征,但随时间推移,边缘国家数量减少,半边缘国家和核心国家数量增多,贸易网络由极化向多核心化转变,沿线国家贸易参与度明显提升,各国对贸易网络影响力差异不断缩小。

(四) 基于块模型的国家空间集聚特征分析

前文使用“核心—边缘”模型分析“中欧班列”沿线国家的个体特征,为进一步探究国家间贸易关系,本部分使用块模型研究贸易网络中的空间集聚特征。块模型最早由 White 等(1976)提出,即将网络中的行动者按一定的标准进行分类成“块”,并考察“块”之间是否存在关系<sup>[24]</sup>;Snyder 等(1979)使用块模型对世界经济体系进行了研究<sup>[25]</sup>。块模型是指贸易网络中的贸易交流最频繁的国家,反映组团现象,以此为基础分析各贸易板块间的关系和所扮演的角色。块模型的测算实质上是一种迭代相关收敛法,即将贸易矩阵中的某国与沿线所有国家的贸易量所组成的列(或行)间的相关系数重复计算,最后得到一个仅有 1 或 -1 的相关系数矩阵。

根据 Girvan 等(2002)<sup>[26]</sup>的方法以及种照辉等(2017)<sup>[27]</sup>对该方法的改进,可以将板块分为四种类型,分别是双向溢出板块、主受益板块、主溢出板块和经纪人板块,同时给出板块角色判别方法,如表 1 所示;并给出对于以上四个板块的具体解释,如表 2 所示。

表 1 加权网络下块模型的贸易板块分类法

板块内部贸易关系比例	该板块对其他板块出口和进口贸易量之比	
	$T_{b,e}/T_{b,i} \geq 1$	$T_{b,e}/T_{b,i} < 1$
$T_b/T_{b,i} \geq (n_b - 1)(n - 1)$	双向溢出板块	主受益板块
$T_b/T_{b,i} < (n_b - 1)(n - 1)$	主溢出板块	经纪人板块

表 2 贸易板块含义解释

板块名称	具体含义
双溢出板块	对其他板块的以进口贸易联系为主,板块内部贸易联系紧密
主溢出板块	与其他板块贸易联系较板块内部为多,且与其他板块贸易联系以出口为主
主受益板块	板块内部贸易联系较多,与外部板块贸易联系少
经纪人板块	板块内部贸易联系少,与其他板块进出口贸易联系多

其中, $T_b$  表示板块内部的贸易量, $T_{b,i}$ 表示该板块对外贸易量, $T_{b,e}$ 表示该板块的出口贸易

量, $T_{b,i}$ 表示该板块的进口贸易量, $n_b$ 表示该板块内部的国家数量, $n$ 表示该贸易板块所在贸易网络的所有国家数量, $(n_b-1)(n-1)$ 表示期望的内部关系比例, $T_b/T_{b,i}$ 表示实际内部关系比例, $T_{b,e}/T_{b,i}$ 表示对其他板块出口与进口贸易量

之比。

使用块模型分析贸易网络中的空间集聚特征,将“中欧班列”沿线 26 个国家分为 4 个贸易板块,研究贸易板块间关系,并给出“中欧班列”沿线国家贸易板块演化图,如图 4 所示。

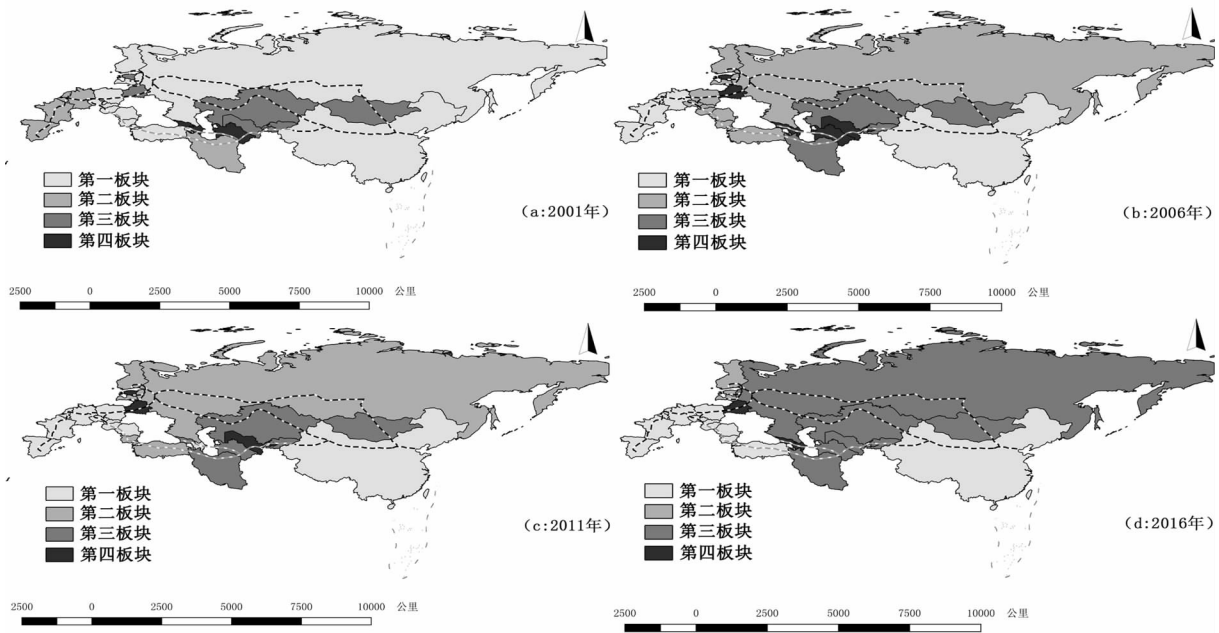


图4 “中欧班列”沿线国家块模型分布演化

2001 年中国、俄罗斯和中东欧国家属于相同贸易板块,中亚国家、白俄罗斯和拉脱维亚成为同一贸易板块,西欧国家与伊朗处于相同贸易板块;土库曼斯坦、格鲁吉亚与阿塞拜疆为同一贸易板块。2006 年贸易板块分布的最大变化在于中国与西欧国家成为相同贸易板块。从 2011 年到 2016 年贸易板块的颜色变化可以发现以下趋势:其一,中东欧地区开始逐渐融入中国与西欧的贸易板块,这一趋势证明规划开通中欧班列西部通道的必要性;其二,中欧班列的开通促进了俄罗斯与中亚国家的贸易联系,形成了由俄罗斯,中亚和中东国家组成的新的贸易板块。

为进一步研究各板块间的贸易溢出,根据表 1 和表 2,给出各贸易板块溢出效应演化表,如图 5 所示。

由图 5 可以分析“中欧班列”沿线国家空间集聚特征:一是,以俄罗斯为主的板块一直是主溢出板块,主要对其他板块产生溢出效应,原因是该

板块国家的经济结构以资源和能源出口为主,板块内部经济结构单一,产业链较短和贸易产品相似。二是,以西班牙、法国、荷兰、比利时和德国为主的板块,为双向溢出板块,板块内外的贸易联系与溢出效应较为强烈,2006 年中国加入后为主受益板块,对板块内溢出效应增强,对板块外溢出效应减少,2011 年后变为双向溢出板块,对内对外溢出效应和贸易联系均有增加,这是因为西欧与中国经济实力较强,板块内部产业结构具有互补性,且对其他板块均有较大规模的能源资源进口。三是,阿塞拜疆、格鲁吉亚、白俄罗斯和爱沙尼亚为主的贸易板块一直为经纪人板块,即在贸易网络中起到了“桥梁”的作用,连接东西贸易。

#### 四、“中欧班列”沿线国家贸易网络影响因素分析

根据前文的分析,可以得知,当前“中欧班列”沿线国家贸易网络协作关系紧密。然而,是

什么因素促进了这一格局的形成? 有哪些因素会影响国家间的贸易关系? 本部分使用 QAP 模型

对 2016 年“中欧班列”沿线国家贸易网络的影响因素进行分析,探究格局的形成原因。

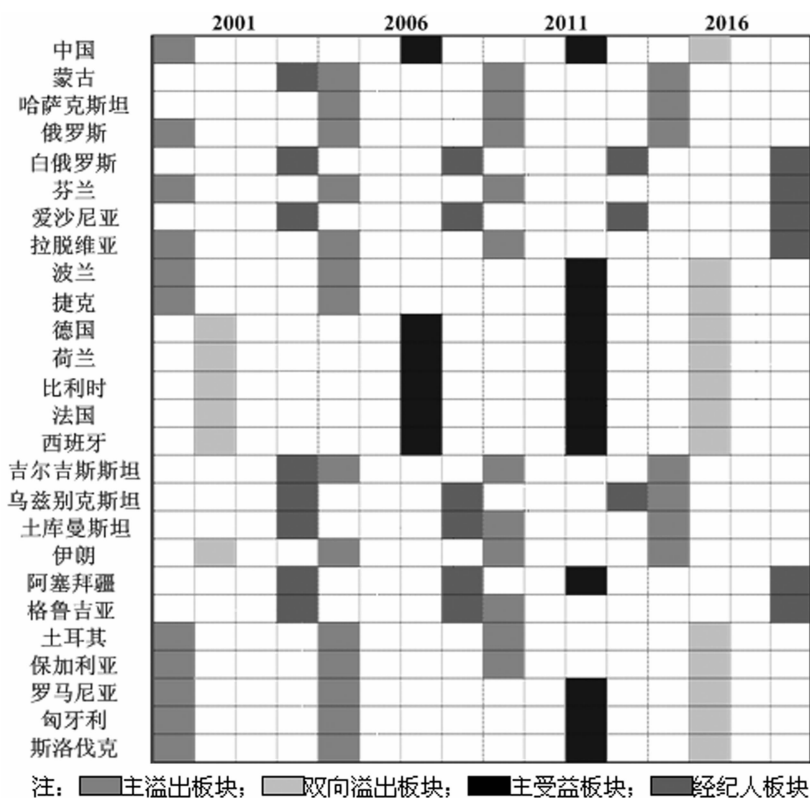


图 5 加权网络下“中欧班列”各贸易板块角色演化

### (一) 模型构建

本文使用引力模型对国家间贸易量进行研究,其公式如下所示:

$$T_{ij} = K \frac{(Y_i)^\alpha (Y_j)^\beta}{D_{ij}^\sigma} \quad (1)$$

其中,  $T_{ij}$  表示国家  $i$  和  $j$  之间的贸易量,  $Y_i$  和  $Y_j$  表示国家  $i$  和  $j$  的 GDP,  $D_{ij}$  表示国家  $i$  和  $j$  间的距离,取对数后得到一般形式,如下所示:

$$\ln T_{ij} = c + \alpha \ln Y_i + \beta \ln Y_j + \sigma \ln D_{ij} + \theta \ln (X_{ij}^n) + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

其中,  $X_{ij}$  表示是否开通中欧班列,共同边界和技术距离等因素,  $c$  和  $\varepsilon_{ij}$  表示常数项和随机扰动项,将其拓展到贸易网络当中,公式如下所示:

$$\ln (\text{Mat} T_{ij}) = c + \alpha \ln (\text{Mat} Y_i) + \beta \ln (\text{Mat} Y_j) + \sigma \ln (\text{Mat} D_{ij}) + \theta \ln (X_{ij}^n) + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

其中,  $\text{Mat}$  表示相应变量网络关系矩阵形式。依据式(3),使用 QAP 分析贸易网络影响因素,其重点在于检验关系变量之间的关系,而不关注整体的分布,优点在于解决了参数统计中存在的多

重共线性问题,分为 QAP 相关分析和 QAP 回归分析。其中,QAP 相关性分析可以用于研究影响贸易的多个因素矩阵与贸易矩阵间的相关关系,其分析步骤如下:首先,将上述矩阵处理成长向量元素,分析两者间的相关系数;然后,随机置换贸易矩阵的行列,重新计算置换后的矩阵与另一矩阵之间的相关系数;重复以上步骤几千次,得到相关系数分布,观察相关系数是落入拒绝域还是接受域,进而作出判断。QAP 回归分析可以用于研究影响贸易的多个因素矩阵与贸易矩阵之间的回归关系,其具体步骤与 QAP 相关分析类似,即先做长向量的多元回归分析,然后行列进行随机置换,保留系数值和判定系数  $R^2$ ,重复几千次,并估计统计的标准误。

### (二) 因素选择

#### 1. 中欧班列是否开通(RAIL)

贸易政策作为政府干预经济的手段,对国家间贸易流量具有显著的相关关系,张恒龙等(2017)认为印度与新兴经济体自由贸易协定的

签订对其与其他国家的贸易具有明显的促进作用<sup>[28]</sup>。中欧班列自 2011 年 3 月开通后,是否对“中欧班列”沿线国家间的贸易规模产生了影响?本文设定若两国间开通中欧班列为“1”,未开通中欧班列的国家为“0”。

2. 是否拥有共同的陆地边界(BOR)

“边境之谜”认为边境的存在使加拿大各省间贸易规模是加拿大省与美国州间贸易规模的 22 倍 (Mccallum,1995)<sup>[29]</sup>,其现象的产生使学者开始关注拥有相同的陆地边界对国家间贸易成本的减少作用。中欧班列以陆路运输为主,其贸易规模是否受到国家间拥有共同边界的影响是值得关注的问题。本文设定若两国相邻为“1”,不相邻为“0”。

3. 经济发展水平(GDP)、地理距离(DIS)

在引力模型中,两国经济规模、时空距离与国家间贸易流量大小存在相关关系,所以本文选取国家间 GDP 增速差距作为经济发展水平指标,将国家首都间距离作为时空距离,研究其对“中欧班列”沿线国家间贸易的影响。

4. 技术水平(R&D)

Posner(1961)提出国家间在某一产业的技术水平的距离可以使得技术发展水平较高的国家获得比较优势,从而出口技术密集型产品,随着技术被进口国模仿,比较优势消失,由此引起的贸易也

就结束,即“技术差距贸易理论”<sup>[30]</sup>。“中欧班列”作为铁路运输方式,运输产品以电子产品、汽车配件为主,具有一定的技术含量,所以文本将“R&D 研究人员(每百万人)”作为技术水平的表现形式纳入 QAP 回归模型。

5. 通关效率指数(EFF)

通关效率指数得分表示海关清关效率的高低,是反映贸易便利化的重要指标。Wilson(2010)等通过对 75 个国家面板数据分析认为贸易便利化对贸易流量具有正相关关系<sup>[31]</sup>。本文将通关效率水平差异因素引入回归方程,分析贸易便利化程度对“中欧班列”沿线国家间贸易流量的影响。

6. 工业就业人口占总就业人口比重(IDU)

工业就业人口是衡量国家工业品制造能力的指标,中欧班列以工业制成品运输为主,工业就业人口占比高的国家易形成规模效应,从而降低成本,形成对其他国家的绝对优势,并产生贸易。本文使用工业就业人口占总就业人口的比重作为衡量工业品制造能力的指标,研究其对沿线国家贸易的影响。

综上所述,本文使用以上因素研究对“中欧班列”贸易网络的影响,数据来源、含义及单位具体如表 3 所示。

表 3影响“中欧班列”贸易网络的多维距离变量说明

变量	符号	来源	含义	单位
是否开通中欧班列	RAIL	《中欧班列——国家建设与市场建设》	两国家开通中欧班列为 1,反之为 0	-
时空距离	DISd	CEPII 数据	国家首都之间的距离	千米
是否拥有共同边界	BOR	国家测绘地理信息局	拥有共同边界为 1,反之为 0	-
经济发展水平距离	GDPd	世界银行公开数据库	国家 GDP 增速之间的差值	%
技术水平距离	R&Dd	世界银行公开数据库	国家间 R&D 研究人员(每百万人)的差值	人
通关效率差距	EFFd	世界银行公开数据库	国家海关通关效率指数之间的差值	分
工业就业人口比重差距	IDUd	世界银行公开数据库	国家工业就业人口占总就业人口的差值	%

(三)实证分析与结果

1. QAP 相关分析

使用 QAP 相关分析方法,研究自变量间的相关关系,可以发现中欧班列是否开通与是否拥有共同边界有显著正相关关系,与经济发展距离呈

负相关关系,表明经济发展水平相似的国家间更倾向于开通中欧班列。此外,时空距离与共同边界、工业就业人口比重差距负相关;共同边界与经济发展距离、技术距离和工业就业人口比重差距负相关;经济发展水平距离与通关效率负相关,与

工业就业人口比重差距正相关。

2. QAP 回归分析

使用 QAP 对“中欧班列”沿线贸易网络影响因素做回归分析,设置随机置换次数为 2000 次,得到 QAP 多元回归分析结果,具体如表 4 所示。其中,模型 1 到模型 6 为稳健性检验,经过对比分析可以发现,模型 7 回归结果具有稳健性。从回归结果可以看出:

表 4 “中欧班列”沿线国家贸易网络 QAP 回归结果							
变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
RAIL	0.397** (0.002)	0.402*** (0.002)	0.345*** (0.004)	0.312*** (0.003)	0.320*** (0.001)	0.318*** (0.002)	0.319*** (0.002)
DISd	- -	-0.089 (0.133)	-0.005 (0.529)	-0.009 (0.504)	0.008 (0.400)	-0.006 (0.515)	0.033 (0.329)
BOR	- -	- -	0.260*** (0.002)	0.251*** (0.002)	0.271*** (0.002)	0.254*** (0.001)	0.271*** (0.001)
GDPd	- -	- -	- -	-0.128* (0.063)	-0.102 (0.114)	-0.062 (0.275)	-0.081 (0.173)
R&Dd	- -	- -	- -	- -	0.127* (0.085)	0.156* (0.063)	0.157* (0.062)
EFFd	- -	- -	- -	- -	- -	-0.138** (0.031)	-0.170*** (0.007)
IDUd	- -	- -	- -	- -	- -	- -	0.151** (0.037)
R <sup>2</sup>	0.158	0.165	0.223	0.239	0.254	0.270	0.291
调整 R <sup>2</sup>	0.156	0.163	0.221	0.235	0.248	0.263	0.284
观测值	650	650	650	650	650	650	650

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著;括号内为 p 值。

(2)时空距离 (DISd) 未通过显著性检验,表明这一因素对“中欧班列”沿线国家的贸易产生的影响较小。主要是由于沿线大部分国家身处内陆,国家间多山地和荒漠阻隔,且基础设施建设较差,导致陆路运输成本较高,相近地理距离难以为国家间贸易往来提供便利条件,反映了开通中欧班列对促进沿线国家间贸易发展的必要性。

(3)是否拥有共同边界 (BOR) 的回归系数是 0.271,在 1% 下显著,对沿线国家间贸易具有正向影响。拥有共同边界的国家往往处于相同贸易区或者更易达成自由贸易协定,产品的运输成本也会相对较低,且在语言、文化上具有相似性,对

(1)是否开通中欧班列 (RAIL) 的回归系数为 0.319,在 1% 通过检验,说明在考虑其他因素的作用下,中欧班列的开通对贸易发展具有显著的正向促进作用。“中欧班列”作为亚欧货物运输的新通道和“互联互通”基础设施建设的重要措施,为众多内陆国家提供了对外运输的新路径,应继续发挥和整合现有的铁路运输线路,推进西行国际货运班列的发展。

产品进出口具有积极的促进作用,这与“边境之谜”假说相吻合。因此,中欧班列路线规划应当重视相邻国家间经贸关系,适当增加相邻国家间中短途运输班列次数。

(4)经济发展水平距离 (GDPd) 未通过显著性检验,说明该因素对沿线国家贸易未产生显著影响,即经济发展水平相近的国家间不一定存在贸易联系,这可能与各国的经济开放、自由贸易区的建立、不同国家间的差异化需求导致经济发展水平距离难以对“中欧班列”沿线国家贸易网络产生影响,导致与林德的“重叠需求论”相偏离。

(5)技术水平距离 (R&Dd) 的回归系数为

0.157,在 10% 下显著,对贸易网络具有正向关系。其原因在于技术落后国家倾向于向技术先进国家进口具有高科技的工业制成品,这与李嘉图的比较优势理论相符合,即两国间生产率的相对差异产生了国际贸易,而科技水平的相对差异导致了生产率的相对差异。“中欧班列”沿线多数国家生产效率较低,对中国、德国等技术水平较高的国家产品需求量较大,“技术差距贸易理论”成立。

(6) 通关效率差距 (EFFd) 的回归系数为 -0.17,在 1% 下显著,对贸易网络产生负向影响,即通关效率相似的国家间贸易关系紧密,显示出一定的“趋同相似”效应。原因为便利的通关条件为“中欧班列”沿线国家改善了贸易价值链的对接性,为国家间贸易提供了更多的机会,从而提升了贸易的密切程度。因此,应当统一检验检疫标准,简化海关手续,缩短通关时间,进而提高贸易效率,促进中欧班列发展。

(7) 工业就业人口比重差距 (IDUd) 的回归系数为 0.151,在 5% 下显著,对贸易网络具有正向影响。即工业就业人口比重差异较大的国家倾向于提升贸易联系的紧密度,从而形成互补的贸易模式实现共赢。其原因在于中欧班列运输以工业制成品为主,沿线中具有丰富工业就业人口要素禀赋的国家出口规模化生产的工业制成品,而稀缺该要素的国家则进口工业品,这与“赫克歇尔—俄林”定理相一致。

## 五、结论与建议

本文使用社会网络分析方法,通过对 2001、2006、2011 和 2016 年的“中欧班列”沿线国家的贸易及其影响因素的量化研究,可以得出以下结论:

第一,从整体特征来看,“中欧班列”沿线国家贸易网络密度处上升状态,各国间贸易交流愈发频繁,贸易增长明显,证明开通中欧班列的可行性与必要性,且中欧班列可以为缺乏出海口的内陆国家提供拓展贸易范围的运输通道。

第二,从个体特征来看,中欧班列促进贸易网络的多核心化发展。中欧班列的出现打破了贸易

网络以德国等西欧国家为主导的单极化格局。沿线国家在贸易网络中的参与度逐步提高,边缘国家数量减少,半边缘国家数量增多,形成了以中国、德国、法国、荷兰和比利时等国家为核心,多国共同控制贸易网络的局面。

第三,从空间集聚特征来看,通过块模型的分析发现各国家所处贸易板块溢出效应不同,所扮演角色也不相同。俄罗斯、中亚国家和中东国家组成的板块为主溢出板块;中国、西欧和中东欧等国的贸易板块为双向溢出板块;波罗的海和高加索地区为经纪人板块。

第四,通过对“中欧班列”影响因素研究表明,中欧班列的开通对国家间贸易具有明显的促进作用。此外,拥有共同边界、技术水平距离和工业就业人口比重差距对沿线国家间贸易流量正向影响,通关效率差异对其产生负向影响。

从以上结论中发现中欧班列促进了贸易交流,为进一步促进中欧班列发展,就此给出政策建议:

第一,共建中欧班列“命运共同体”。与沿线各国达成共识,中欧班列不仅是中国对其他国家的单向贸易通道,更应成为沿线所有国家贸易联系的主要通道,强化国家间的多边协调能力,完善沟通交流机制,统一沿线各国海关与检验检疫部门的查验标准,提高贸易联系紧密度。并在此基础上,加强有共同边界,通关效率差距较小,技术差距和工业就业人口比重差距较大国家间的贸易往来,从而促进沿线国家贸易的共同发展。

第二,因地制宜开展不同类型的中欧班列运行模式。其具体措施有两方面:一方面,是在注重中长途运输方式的基础上,开辟新的短途运输通道,提高班列的运行效率。另一方面,差异对待不同贸易板块类别国家,对以经济效应溢出为主的国家,增开中欧班列次数,引导国家间贸易方式转到铁路运输上来;对于经纪人板块的国家,应当注重发挥“中介”作用,使中欧班列连接更多的国家和地区;减少板块内部联系较少国家间班列次数,增加板块内部联系较多国家间班列次数。并在此基础上建立动态化的跟踪管理机制,从而减少成本,提高收益。

第三,实行海陆联运等方式,提高中欧班列使用效率。拓展中欧班列的辐射范围,发挥拥有港口国家的陆海复合优势,将海洋运输与铁路运输相结合,提高货物的流通范围;发挥核心国家作用,形成以核心国家为枢纽中心的“辐-轴”网络模式,即货物先在区域中心国家集结,再向周边国家周转运输,使中欧班列成为亚欧大陆的经济大动脉。

### 参考文献

- [1] 陆梦秋,陈媛,陆玉麒.“一带一路”倡议下中国陆海运输的空间竞合格局[J]. 地理研究,2018(2):404-418.
- [2] 戴林莉. 增强对欧外贸竞争力研究——基于中欧班列提单视角[J]. 国际贸易,2017(10):22-25. [J]. 对外经贸务,2018(1):38-41.
- [3] 马斌. 中欧班列的发展现状、问题与应对[J]. 国际问题研究,2018(6):72-86.
- [4] 赵永波,郭森. 中欧班列对亚欧国家贸易潜力影响研究[J]. 人文杂志,2017(3):29-36.
- [5] 黄森,禹小明. 我国对“中欧班列”沿线国家绿色投资效率评价及影响因素研究——基于SBM-undesirable模型与空间计量模型的结合[J]. 国际商务研究,2018(6):5-16.
- [6] Albert R, Barabási A. Statistical mechanics of complex networks[J]. Review of Modern Physics,2002(1):xii.
- [7] Rauch J E. Business and Social Networks in International Trade[J]. Journal of Economic Literature,2001(4):1177-1203.
- [8] Benedictis Luca De, Tajoli Lucia. The world trade network[J]. World Economy,2011(8):1417-1454.
- [9] Serrano M A, Boguná M. Topology of the world trade web[J]. Physical Review E Statistical Nonlinear & Soft Matter Physics,2003(2):15101.
- [10] Schweitzer F, Fagiolo G, Sornette D, et al. Economic Networks: The New Challenges[J]. Science,325.
- [11] 魏素豪. 中国与“一带一路”国家农产品贸易:网络结构、关联特征与策略选择[J]. 农业经济问题,2018(11):101-113.
- [12] 陈少炜, Patrick Qiang. 金砖国家贸易网络结构特征及其对贸易分工地位的影响——基于网络分析方法[J]. 国际经贸探索,2018(3):12-28.
- [13] 杨文龙,杜德斌,马亚华,焦美琪.“一带一路”沿线国家贸易网络空间结构与邻近性[J]. 地理研究,2018(11):2218-2235.
- [14] Fagiolo G. The international - trade network: gravity equations and topological properties[J]. Journal of Economic Interaction and Coordination,2010(1):1-25.
- [15] 巴腾,博伊斯. 空间相互作用、运输和区域间商品流动模型[M]//彼得·尼茨坎普. 区域和城市经济学手册(第一卷). 安虎森,等,译. 北京:经济科学出版社,2011.
- [16] 傅帅雄,罗来军. 技术差距促进国际贸易吗?——基于引力模型的实证研究[J]. 管理世界,2017(2):43-52.
- [17] 孔庆峰,董虹蔚.“一带一路”国家的贸易便利化水平测算与贸易潜力研究[J]. 国际贸易问题,2015(12):158-168.
- [18] 黄庆波,戴庆玲,李焱. 中韩两国工业制成品产业内贸易水平的测度及影响因素研究[J]. 国际贸易问题,2014(1):92-98.
- [19] Krackhardt D. Cognitive social structures[J]. Social Networks,1987(2):109-134.
- [20] 肖群鹰,刘慧君. 基于QAP算法的省际劳动力迁移动因理论再检验[J]. 中国人口科学,2007(4):26-33,95.
- [21] 魏巍,周世军. 中国区域金融集聚的空间关联特征及影响因素研究——基于社会网络分析方法[J]. 兰州财经大学学报,2018(3):85-93.
- [22] 方大春,裴梦迪. 房价空间关联网络结构实证分析[J]. 上海经济研究,2018(1):63-73.
- [23] Wallerstein I M. The modern world - system[J]. Historical Materialism,1974(4):273-288.
- [24] White H C, Boorman S A, Breiger R L. SOCIAL - STRUCTURE FROM MULTIPLE NETWORKS. 1. BLOCKMODELS OF ROLES AND POSITIONS[J]. American Journal of Sociology,1976(6).
- [25] Snyder D, Kick E L. Structural Position in the World System and Economic Growth,1955-1970: A Multiple - Network Analysis of Transnational Interactions[J]. American Journal of Sociology,1979(5):1096-1126.
- [26] Girvan, M., Newman, M. E. Community Structure in Social and Biological Networks[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences,2002(12):7821-7826.
- [27] 种照辉,覃成林.“一带一路”贸易网络结构及其影响

- 因素——基于网络分析方法的研究[J]. 国际经贸探索, 2017(5):16-28.
- [28] 张恒龙, 葛尚铭. 新兴经济体自由贸易协定(FTA)战略的贸易促进效应研究——以印度为例[J]. 世界经济研究, 2017(7):122-134, 137.
- [29] McCallum J. National Borders Matter: Canada - U. S. Regional Trade Patterns. [J]. American Economic Review, 1995(3):615-623.
- [30] Posner M V. International Trade and Technical Change [J]. Oxford Economic Papers (New Series), 1961(3):323-341.
- [31] Wilson J S, Mann C L, Otsuki T. Assessing the Benefits of Trade Facilitation: A Global Perspective [J]. World Economy, 2010(6):841-871.

## Research on the Characteristics and Influencing Factors of Trade Network of Countries Along the China - Europe Railway Line

CHEN Wen-he<sup>1</sup>, CHANG Zhi-peng<sup>1,2</sup>

(1. School of Business, Anhui University of Technology, Maanshan 243002;

2. Institute of Anhui's Innovation Driving and Development, Anhui University of Technology, Maanshan 243002, China)

**Abstract:** With the bilateral trade data of 26 countries along the China - Europe railway line in 2001, 2006, 2011 and 2016, this paper studies the characteristics and influencing factors of the trade network of the countries along the China - Europe railway line by using social network analysis and QAP method. The results show that the density of trade network of countries along the China - Europe railway line is on the rise. The differences in core degree among countries are gradually narrowing, and the pattern of trade network is transforming from single core to multi-core. The spatial agglomeration divides the countries into the main spillover segment, the two-way spillover segment, the main beneficiary segment and the broker segment. The spillover effects of different trade segments are quite different. The initiate of the China - Europe railway has a significant contribution to promoting inter-country trade. Besides, boundaries, gap in technology, difference in the proportion of industrial employment and discrepancy in efficiency of customs clearance process are also important factors that affect the trade network. In view of this, the relevant policy recommendations are put forward from the aspects of joint construction of a community of China - Europe railway line and launch of different modes of train operation and combined sea-land transportation.

**Key words:** china - europe railway line; network characteristics; social network analysis; QAP model

(责任编辑:郝相赞)

# 财政分权、地方政府财政竞争与公共教育效率 ——基于受限 Tobit 面板模型的实证分析<sup>\*</sup>

● 张瑞晶, 贾 鸿

(重庆工商大学 财政金融学院, 重庆 400067)

**摘 要:**首先引入随机前沿分析方法(SFA),运用 2007—2016 年 31 个省级行政单位面板数据测算公共教育效率,发现我国公共教育效率呈下降的趋势,东部地区的效率水平最低,中部地区次之,西部地区最高。然后运用受限 Tobit 面板模型实证分析财政分权、地方政府财政竞争等因素对全国以及东、中、西部地区公共教育效率的影响。实证结果表明:财政分权对全国、东部及中部地区的公共教育效率具有显著的促进作用,由分权体制导致的地方政府间财政竞争对其效率具有显著的挤出效应,但对于西部地区,两者的影响是不显著的。

**关键词:**公共教育效率;随机前沿分析;制度因素

**中图分类号:**F812.7;G629.2

**文献标识码:**A

**文章编号:**1004-5465(2019)01-082-11

## 一、引言

发展教育是全面建设小康社会和实现社会主义现代化需要。教育兴则国兴,教育强则国强,教育作为一种普惠性的公共产品,具有正外部性的作用。新中国成立以来,我国公共教育事业取得了举世瞩目的成就。2012 年,我国国家财政性教育经费支出 21 994 亿元,占 GDP 总量首次达到了 4%,成为中国教育事业发展的里程碑<sup>①</sup>。国际上通常用来衡量公共教育投入努力程度的指标主要是:国家财政性教育经费支出与国内生产总值的比值;预算内教育经费占预算内财政支出的比例。据统计,我国国家财政性教育经费占 GDP 的比重从 2012 年达到 4% 以后,基本保持在 4% 以上;国家公共财政教育经费占公共财政支出的比例从 2001—2016

年一直在 14% ~ 17% 之间上下波动,近年呈下降的趋势。

从财政学的角度看,教育投入是否合理主要表现在教育资源配置是否公平、充足及配置效率。我国公共教育进入“后 4%”时代,说明教育投入总量已基本达到目标并一直保持,但 4% 只是一个经验性的总量目标,在达到这一目标后,教育质量是否也随总量的提高而显著提高呢?各地区公共教育的效率和公平问题是否严重?

鉴于我国特有的财政分权体制,对地方政府财政体制的安排,支配财政收支的能力提出了更高的要求。这也直接影响该地区的财政状况,进而影响地方政府提供公共服务的效率,比如公共教育支出效率、医疗卫生支出效率。公共教育是地方政府支出的一个重要方面,从制度因素的角度看,以萨缪尔森(Samulson)、马斯

。收稿日期:2018-10-08

作者简介:张瑞晶(1994—),女,重庆人,硕士研究生,研究方向:财政理论与政策;贾鸿(1971—),男,四川邻水人,副教授、硕士生导师,研究方向:财政理论与政策。

① 数据来源:中华人民共和国教育部官网([http://www.moe.gov.cn/jyb\\_xwfb/s5147/201303/t20130319\\_148848.html](http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/s5147/201303/t20130319_148848.html))。

格雷夫(Musgrave)等为代表的第一代财政分权理论认为,公共教育这种外溢性较弱的公共产品应由地方政府提供,这样可以更好地实现资源的优化配置。结合我国实际,财政分权体制下地方政府拥有一定的财政自主权,可以根据本地区的实际情况合理规划和使用公共教育经费,以满足多样性的需求偏好,从而提高本地区公共教育的效率。然而这种财政体制在一定程度上会导致地区间财力不均衡,加上中央政府对公共教育领域缺乏有效的评价考核体系,各地方政府为了缓解财政收不抵支和 GDP 考核的压力,相互之间竞相展开财政收支竞争,从而阻碍了公共教育效率的提高,最终导致各地区教育发展水平的差异。本文拟测算财政分权体制下全国以及各区域的公共教育投资效率,重点考察财政分权,以及由分权体制导致的地方政府间财政竞争对公共教育效率的影响。

## 二、文献综述

1966 年,Jmaes - Coleman 等发表了名为《教育机会均等的报告》,首次提出了“教育效率”的概念,随后学者们围绕着什么是教育效率、教育效率的影响因素以及如何提高教育效率等问题进行深入研究。而国内对教育效率的关注比较早的是张人杰(1980)<sup>[1]</sup>翻译的《教育规划与教学效率》。后来,学者王善迈教授(1996)<sup>[2]</sup>将教育效率分为教育资源利用效率、教育投资效率以及教育投资内部收益等,其中教育投资效率即为教育投入与产出之比。

### (一)对教育效率测度的研究

对于教育效率测算,国内外学者一直主张以定量研究为主,目前用来测度效率的主要方法有指标体系法和生产前沿分析方法。其中生产前沿分析方法可以分为参数方法和非参数方法,参数分析方法中最具有代表性的是随机前沿分析法(Stochastic Frontier Analysis,下文简称 SFA),非参数分析方法中最具有代表性的是数据包络分析法(Data Envelope Analysis,下文简称 DEA)。国外

学者运用 SFA 分析法研究教育效率的文献不多,主要以公共教育的各个阶段为切入点进行研究,比如:Barrow(1991)<sup>[3]</sup>利用生产前沿函数法评价了 20 世纪中期英国的中学办学效率;Hoos - hang Izadi 等(2002)<sup>[4]</sup>运用随机前沿分析法(SFA)对高校效率进行测算评价,并运用随机前沿面法研究高等教育资源配置效率;Johnes G & Johnes J(2009)<sup>[5]</sup>使用随机前沿法估测了高校教育的成本效率及规模效率。国内学者近年来运用随机前沿分析方法研究教育效率的文献逐渐增多,但是大部分运用的仍然是 DEA 分析法。白雪洁、房伟(2010)<sup>[6]</sup>利用 DEA 分析法对中国 31 个省级行政单位的义务教育阶段资源配置效率进行了分析,发现义务教育资源配置不均衡;成刚(2008)<sup>[7]</sup>以 SFA 分析法为基础,利用二次成本函数形式评价了中国 68 所教育部直属高校 2002—2004 年的成本效率,发现中国高校的成本效率逐年下降;闫平、马璇璇等(2016)<sup>[8]</sup>运用 DEA 分析法和 Malmquist 指数法对我国教育部直属 48 所高校科研效率进行了综合评价,结果表明:大部分高校都存在科研资源配置不合理问题。

### (二)财政分权、地方政府财政竞争对公共教育的影响

财政分权体制导致中央和地区,各地区间财政收入的不平衡,财政压力空前,进而各政府间展开收支竞争。在现有的文献中,对于财政分权及地方政府竞争等因素对教育支出是促进作用还是阻碍作用,一直存在争议。席鹏辉、刘晔(2014)<sup>[9]</sup>认为财政分权对财政支出具有显著的正效应。而罗伟卿(2010)<sup>[10]</sup>基于 1996—2007 年地级面板数据证明财政分权减少了公共教育供给;周亚虹、宗庆庆、陈曦明(2013)<sup>[11]</sup>构建空间面板模型分析,认为以财政自主度衡量的财政分权显著减少了地方政府的公共教育供给。王爱民(2009)<sup>[12]</sup>认为地方政府竞争和政府治理是分权后地方政府行为的表现形式,通过分析发现地方政府竞争对公共教育支出产生负影响。刘建民、

毛军、吴金光 (2015)<sup>[13]</sup> 运用数据包络分析法 (SBM 模型) 测算了中国地方高等院校的办学效率, 并构建 SDM 模型分析发现财政分权、地方政府间财政竞争对我国高等院校办学效率具有挤出效应。亓寿伟、俞杰、陈雅文 (2016)<sup>[14]</sup> 运用局部前沿效率方法对我国的基础教育支出效率进行了测度分析, 分析发现, 财政分权显著降低了基础教育支出效率, 地方政府竞争显著提高了基础教育支出效率。

从现有文献可以看出: 第一, 国内外学者都对教育效率进行了较为细致的探讨, 但对于教育效率的研究大多从各阶段的教育效率进行研究, 很少对宏观层面的政府公共部门教育支出效率进行研究的; 第二, 大部分运用的是非参数分析方法, 目前很少有运用参数分析方法进行教育效率测算。鉴于此, 本研究以我国“后 4%”时代教育的投资效率为切入点, 引入柯布一道格拉斯生产函数的随机前沿模型 (SFA), 建立投入产出评价指标体系, 测算我国省际公共教育效率, 为了保证估计结果的准确性, 运用受限的 Tobit 回归模型探讨其影响因素, 期望为改善我国公共教育效率提供适当对策。

### 三、我国省际公共教育效率的测度

#### (一) 我国公共教育生产函数的 SFA 模型

#### 构建

Aigner, Lovell & Schmidt (1977)<sup>[15]</sup> 提出了处理 SFA 和生产函数的方法, 根据本文的研究思路及目的, 建立如下生产函数形式:

$$Y_{it} = \text{efficiency}_{it} \times K_{it}^{\alpha} \times L_{it}^{\beta} \tag{1}$$

其中,  $Y_{it}$  表示  $i$  地区在  $t$  年公共教育的产出部分;  $\text{efficiency}_{it}$  表示  $i$  地区在  $t$  年公共教育投资效率, 即公共教育投入产出的生产效率;  $K_{it}^{\alpha}$  表示  $i$  地区在  $t$  年公共教育投入中资本投入的部分;  $L_{it}^{\beta}$  表示  $i$  地区在  $t$  年公共教育投入中劳动投入的部分;  $\alpha, \beta$  分别表示  $i$  地区在  $t$  年的公共教育资本投入和劳动投入部分的产出弹性。

根据 Battese GE & Coelli T J (1992)<sup>[16]</sup> 和 Batcese GE & Coelli T J (1995)<sup>[17]</sup> 设定的随机前沿模型的方法, 将上述公共教育生产函数形式转化为 SFA 面板模型, 一般形式如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + v_{it} - \mu_{it} \tag{2}$$

其中,  $\beta_i (i=0, 1, 2)$  表示待估计的参数,  $v_{it} - \mu_{it}$  表示复合误差项结构,  $v_{it}$  表示随机误差项, 并且服从正太分布  $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ ,  $\mu_{it}$  表示技术非效率, 假设其服从半正太分布, 即  $\mu_{it} \sim N^+(0, \sigma_{\mu}^2)$ 。

#### (二) 变量设定与描述性统计

根据前文构建的 SFA 面板模型选择测算我国公共教育投入与产出所涉及的各个变量, 构建公共教育投资效率测度的指标体系, 如表 1 所示, 并对变量进行具体设定及详细说明。

表 1 我国公共教育投资效率测算指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	变量	符号
投入指标 (X)	资本投入	公共财政教育经费占财政支出的比重	%	edu	$K_{it}$
	劳动投入	各教育阶段的平均师生比	%	average	$L_{it}$
产出指标 (Y)	产出效果	文盲率	%	illiteracy rate	$Y_{it}$

下面具体分析本文选取的各项投入—产出指标:

资本投入项 (edu): 依据我国现在的教育经费来源制度, 国家财政性教育经费涉及的范围较广, 而预算内公共财政教育经费范围较小, 更能精

确地度量地方政府对公共教育的资本投入。因此, 采用预算内公共教育支出占地方财政支出的比重作为资本投入的代理变量。

劳动投入项 (average): 教育产业的劳动主体是教育, 在地位、属性及生产“产品”等方面具有

一定的特殊性,而在劳动投入中需要考虑投入的质量和数量,但质量难以全面方位合理量化。因此,选用小学、初中等各阶段的师生比的平均值作为劳动投入的代理变量,即平均每位老师所负担的学生人数。

产出指标(illiteracy rate):教育成果主要是知识和人才,从宏观方面来看,公共教育的覆盖面是教育产出的基础,其最直接最具体的反映指标就是文盲人数,反映我国公共教育的普及程度。因此,本文选择用文盲率作为教育产出的代理变量,

文盲率是指文盲人口占 15 岁及以上人口的比重,文盲人口指 15 岁及 15 岁以上不识字及识字很少的人。

研究选择我国 31 个省份(不包括港澳台)2007—2016 年的面板数据测算我国公共教育投资效率,数据来源历年《全国教育经费执行情况统计公告》以及《中国统计年鉴》,描述性统计见表 2。其中,样本间公共教育投资占比和平均师生比的差距不大,但是文盲率差距很大,说明我国公共教育的普及程度在地区间存在较大的差异。

表 2 变量描述性统计分析					
变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
公共教育投资占比(edu)	310	1.2209	0.0743	0.9987	1.3766
平均师生比(average)	310	1.1944	0.0512	1.0491	1.3087
文盲率(illiteracy rate)	310	0.7312	0.2849	0.1644	1.6147

(三)我国省际公共教育投资效率的实证分析

综上界定,引入随机前沿模型,运用 Fron-

tier4.1 软件对 31 个省份的样本数据进行实证测算,结果如表 3 所示。

表 3 SFA 面板模型估计结果		
解释变量	估计值	t 统计量
$\beta_0$	-0.69 803**	-2.22 850
$\beta_1$	0.24 893*	1.69 244
$\beta_2$	1.32 732***	4.80 505
$\sigma^2$	0.12 289***	4.78 950
$\gamma$	0.92 942***	67.37 158
$\mu$	0.44 718***	3.78 355
$\eta$	-0.01 875***	-3.75 125
Log - likelihood	193.72 105	
LR test	389.34926***	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下通过显著性检验。

表 3 估计结果显示,前沿生产函数  $\gamma = 0.92942$ ,在 1% 的显著性水平下显著,表明随机前沿生产函数中复合扰动项所产生的误差主要由技术无效率项引起的,说明公共教育投资存在明显的技术无效率,同时 LR 检验拒绝了原假设,表明研究采用随机前沿模型是合适的。 $\mu = 0.4471$ 表明生产函数的技术无效率值主要

分布在 0.44718 附近;标量参数  $\eta = -0.01878$  表明 2007—2016 年间我国公共教育生产函数的技术效率年均下降 1.874875%;公共教育资本投入和劳动投入的要素产出弹性分别是 0.24893 和 1.32732,说明公共教育资本投入小于劳动投入,也就是说我国公共教育的投入主要依靠劳动投入的支持,两项投入要素的产出

弹性系数之和大于 1,说明我国公共教育投入存在规模经济。

基于 SFA 模型的实证估计得到全国历年的平均值,以及各地区历年的投资效率值,整理可得我国东部、中部、西部三大区域<sup>①</sup>公共教育效率的平均值,具体如表 4 所示。

表 4 我国 2007—2016 年区域公共教育效率平均值				
年份	全国	东部	中部	西部
2007	0.6594	0.6014	0.6018	0.7542
2008	0.6545	0.5958	0.5961	0.7504
2009	0.6495	0.5900	0.5904	0.7466
2010	0.6445	0.5843	0.5847	0.7427
2011	0.6394	0.5785	0.5676	0.7388
2012	0.6343	0.5727	0.5730	0.7348
2013	0.6291	0.5668	0.5671	0.7308
2014	0.6239	0.5608	0.5612	0.7268
2015	0.6187	0.5549	0.5552	0.7227
2016	0.6134	0.5488	0.5492	0.7186

注:表中数据根据 Frontier4.1 实证检验结果整理得到。

由表 4 可以看出,一是我国公共教育投资效率呈现逐年下降的趋势。我国区域经济发展水平与公共教育效率呈负相关关系,这说明我国公共教育的投入产出成果并没有转化为现实的生产力来促进经济的发展,这需要转变教育发展方式,调整投入产出结构,提高公共教育效率。二是东部和中部地区效率值差距不大。东部地区略低于中部地区,二者均低于地区全国平均水平;西部地区公共教育效率水平最高,历年平均值均在 0.7 以上,超过了全国公共教育效率的平均值,这可能是近年来西部地区教育发展比较迅猛,又中央对于西部地区的扶持力度也比较大。三是各地区内部各省份之间的公共教育投资效率差异程度不同。其中,东部地区和西部地区各省份公共教育效率之间的高低差异比较明显,中部地区各省份公共教育投资效率之间的差异相对较小。

#### 四、我国公共教育效率的影响因素分析

下面从财政体制的视角分析我国公共教育效

率的影响因素,将计算得到的各省份公共教育效率作为被解释变量进行实证分析。

##### (一) 指标的选择

###### 1. 被解释变量

被解释变量是以每个省份为单位运用 Frontier4.1 软件计算得出的效率值,即前文测算出的我国 2007—2016 年 31 个省际行政单位的公共教育效率值( efficiency)。

###### 2. 核心解释变量

财政分权:财政分权主要指中央政府将一部分支配本地区财政收入和支出的权力下放到地方政府。通过前文的理论分析可知,我国独特的财政分权体制直接影响着各地方政府对地区公共产品的供给,即对公共教育的投入具有重要影响,进而影响该地区的公共教育效率。因此,本文将财政分权作为核心解释变量之一分析其对公共教育效率的影响。很多国内外学者都对财政分权做了深入研究,但是对于其如何测度还没有一致的意见。由于我国财政收支分权具有非对称的特点,本文借鉴郭庆旺、贾俊雪(2010)<sup>[18]</sup>和龚锋、雷欣(2010)<sup>[19]</sup>等学者的做法,

① 本文对我国东部、中部、西部区域的划分,采用国家统计局官方网站的标准。东部地区包络北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、西藏。

将财政分权分为财政收入分权(rd)和财政支出分权 (ed),分别为公式(3)和公式(4):

$$rd = \frac{\text{省级人均财政收入}}{\text{中央本级人均财政收入} + \text{省级人均财政收入}} \times \left[ 1 - \frac{\text{省级 GDP}}{\text{全国 GDP}} \right]$$

(3)

$$ed = \frac{\text{省级人均财政支出}}{\text{中央本级人均财政支出} + \text{省级人均财政支出}} \times \left[ 1 - \frac{\text{省级 GDP}}{\text{全国 GDP}} \right]$$

(4)

其中, $1 - \frac{\text{省级 GDP}}{\text{全国 GDP}}$ 为经济规模的缩减因子,该指标剔除了人口规模与经济规模的影响。

地方政府财政竞争:地方政府的财政竞争是由于财政分权引起的,政府作为公共教育的主要提供者,供给状况很大程度上依赖于自身的财力,为了解决财权上移和事权的下放带来的收不抵支的状况,地方政府间竞相展开了收支竞争。鉴于此,将地方政府财政竞争与财政分权相结合,作为另一核心解释变量分析公共教育效率的影响因素是十分必要的。借鉴刘建民、毛军、吴金光(2015)<sup>[13]</sup>的做法,将地方政府间财政竞争分为政府间财政收入竞争(tax)和政府间财政支出竞争(compete),具体计算如公式(5)和公式(6):

$$tax = \frac{\text{各省份税收收入}}{\text{省级 GDP}}$$

(5)

$$compete = \frac{\text{各省级一般公共预算支出}}{\text{省级 GDP}}$$

(6)

3. 控制变量

在重点关注以上核心解释变量的同时,还选择了以下控制变量:(1)经济发展水平(agdp):表示各地区的人均 GDP 指标来代表各地区的经济发展水平;(2)对外开放程度(open):表示进出口总额占 GDP 的比重;(3)固定资产投资(ifa):表示固定资产投资总额占 GDP 的比重;(4)城市化水平(urb):表示各省市城镇人口数与年末人口总数的比值。

(二)数据来源及描述性统计

本文选取 2007—2016 年全国 31 个省、市、自治区的数据为样本进行分析,其中相关原始数据来源于历年《中国统计年鉴》、中宏统计数据库及 EPS 统计数据库。为了消除异方差等问题,加强数据的平稳性,均对所有指标进行对数化处理。有关变量的描述性统计特征如表 5 所示。

表 5

变量描述性统计分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
ln efficiency	310	-0.4738	0.2063	-0.8482	0
ln agdp	310	10.4525	0.5463	8.9718	11.6801
ln rd	310	-0.7937	0.2638	-1.3911	-0.2192
ln ed	310	-0.2115	0.0809	-0.417	-0.0421
ln tax	310	-2.596	0.3262	-3.3755	-1.6109
ln compete	310	-1.5169	0.4912	-2.4373	0.3215
ln open	310	-1.7161	0.9674	-3.4389	0.5432
ln ifa	310	-0.3829	0.3522	-1.428	0.3265
ln urb	310	-0.6791	0.2701	-1.5187	-0.1098

(三)模型的构建及实证结果分析

考察财政分权、地方政府财政竞争等因素对公共教育效率的影响,由于我国省际公共教育效率的测算结果均在 0~1 之间,当我们用测算结果

作为被解释变量时,OLS 普通最小二乘法估计结果可能会产生一定的偏差,因此本文选用受限的 Tobit 面板模型进行回归分析,并用固定效应模型辅助验证。

构建回归方程如下：

$$\ln \text{ efficiency}_{it} = C_0 + \beta_1 \ln \text{ rd}_{it} + \beta_2 \ln \text{ tax}_{it} + \beta_3 \ln \text{ agdp}_{it} + \beta_4 \ln \text{ open}_{it} + \beta_5 \ln \text{ ifa}_{it} + \beta_6 \ln \text{ urb}_{it} + \mu_{it} + v_{it}$$

(7)

$$\ln \text{ efficiency}_{it} = C_0 + \beta_1 \ln \text{ ed}_{it} + \beta_2 \ln \text{ compete}_{it} + \beta_3 \ln \text{ agdp}_{it} + \beta_4 \ln \text{ open}_{it} + \beta_5 \ln \text{ ifa}_{it} + \beta_6 \ln \text{ urb}_{it} + \mu_{it} + v_{it}$$

(8)

其中,  $\ln \text{ efficiency}_{it}$  为被解释变量,  $C_0$  为截距项,  $\beta_1 \sim \beta_6$  为各自变量的回归系数,  $i$  表示省份,  $t$  表示年份,  $\mu_i$  表示随个体变化而变化的值, 它与

解释变量不相关,  $v_{it}$  表示随着时间和个体而独立变化的随机变量。

运用 Stata15.0 软件首先对随机效应模型和固定效应模型进行 Hausman 检验, 结果均在 1% 的显著性水平上拒绝了原假设, 因此选择固定效应模型的回归结果作为 Tobit 回归方程的辅助验证, 建立全国层面的 Tobit 面板模型以及东部、中部、西部地区的 Tobit 面板模型, 对我国各区域公共教育效率的影响因素进行分析。实证结果如表 6 所示。

表 6 Tobit 回归结果

解释变量	被解释变量:ln efficiency			
	模型 1 (tobit)	模型 2 (fe)	模型 3 (tobit)	模型 4 (fe)
ln rd	0.1791*** (7.19)	0.1811*** (7.18)		
ln ed			0.1783*** (2.94)	0.1674*** (2.73)
ln tax	-0.0463*** (-2.98)	-0.0459*** (-2.91)		
ln compete			-0.0754*** (-5.04)	-0.0809*** (-5.34)
ln agdp	-0.1019*** (-12.84)	-0.1044*** (-12.99)	-0.0719*** (-8.36)	-0.0710*** (-8.14)
ln open	0.0075** (1.96)	0.0080*** (2.08)	0.0071* (1.71)	0.0077* (1.82)
ln ifa	0.0047 (0.60)	0.0014 (0.18)	0.0360*** (4.48)	0.0343*** (4.22)
ln urb	-0.0189 (-0.63)	-0.0025 (-0.08)	-0.0302 (-1.01)	-0.0156 (-0.51)
常数 C	0.6148*** (5.08)	0.6547*** (5.58)	0.2064* (1.71)	0.1967* (1.68)
R <sup>2</sup>		0.7465		0.7190
Log likelihood	741.6399		726.5509	
Observations	310		310	

注:1. \*, \*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著, 括号内为 Tobit 模型的 z 统计值, 静态面板为 t 统计值;2. 模型 1、2 采用的是财政收入分权和政府收入竞争, 模型 3、4 采用的是财政支出分权和政府支出竞争。

由表 6 可知:从全国层面上看, 财政收入分权和财政支出分权, 系数均为正, 且均在 1% 的显著性水平上通过了检验, 表明财政分权对我国公共

教育效率的影响显著为正向的, 即公共教育效率随财政分权程度的加强而提高。我国财政分权体制与中央集权的政治体制并存, 财政分权程度越

高,说明地方政府支配本地区财政支出和财政收入的能力越强,在一定程度上对公共教育足够重视,则有利于我国公共教育效率的提高。

从地方政府层面看,地方政府竞争,财政收入和支出竞争,对我国公共教育效率的影响均通过了1%的显著性检验,系数均为负,即地方政府竞争对公共教育效率具有“挤出效应”。不难看出,地方政府财政竞争优势越明显的地区,公共教育效率越低。这可能是由于目前缺乏对地方政府公共教育经费投入和使用的考核评价,对教育体制的运行等缺乏有效监督管理,地方政府对公共教育的投入多,但没有重视教育资源配置的公平和效率。

模型中各个控制变量对公共教育效率的影响不一。经济发展水平对公共教育效率具有显著的负效应,这是由于我国地方政府间的 GDP 锦标赛,地方政府为了追求政绩更愿意将资源投入到生产性支出上,而非经济效益实现较慢的福利性支出上。对外开放水平对公共教育效率具有显著的正效应,这说明政府鼓励对外开放,引进外资推动公共教育事业多元化发展。固定资产投资的增加有利于促进公共教育效率的提高,但在个别模型中不显著。城市化水平对公共教育效率有抑制作用,但影响均不显著。

对东、中、西部区域层面的实证分析如表 7 所示。

表 7 分区域 Tobit 回归结果						
解释变量	被解释变量:ln efficiency					
	东部(Tobit)		中部(Tobit)		西部(Tobit)	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
ln rd	0.1094** (2.05)	- -	0.1577** (2.18)	- -	0.0659** (2.06)	- -
ln ed	- -	0.3845*** (4.41)	- -	0.4337** (2.56)	- -	-0.0186 (-0.27)
ln tax	-0.0850*** (-3.66)	- -	-0.0316 (-0.55)	- -	0.0088 (0.51)	- -
ln compete	- -	-0.1154*** (-7.34)	- -	-0.1458*** (-2.67)	- -	-0.0809** (-2.50)
ln agdp	-0.0971*** (-9.24)	-0.1053*** (-11.33)	-0.1028*** (-4.32)	-0.0944*** (-3.79)	-0.0560*** (-5.55)	-0.0281*** (-2.80)
ln open	0.0475*** (6.31)	0.0702* (1.66)	0.0026 (0.21)	-0.0049 (-0.39)	-0.0052 (-1.40)	-0.0043 (-1.03)
ln ifa	0.0258** (2.30)	0.0305*** (4.97)	0.0622* (1.71)	0.0147 (0.54)	0.0224** (1.92)	0.0030 (0.23)
ln urb	0.0909*** (2.37)	0.0491 (1.41)	-0.0567 (-0.68)	-0.0177 (-0.22)	-0.0345 (-0.99)	-0.0665* (-1.82)
常数 C	0.4348*** (2.80)	0.4939*** (3.86)	0.2117* (1.72)	0.2577 (0.83)	0.2823* (1.87)	-0.0621* (-1.65)
Log likelihood	310.4849	325.5738	179.5090	180.5953	321.4719	313.3745
Observations	110		80		120	

注:1.\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著,括号内为Tobit模型的z统计值;2.模型1、3、5采用的是财政收入分权和政府收入竞争,模型2、4、6采用的是财政支出分权和政府支出竞争。

由表7可知:财政分权度有利于促进中东部地区公共教育效率的提高,均通过了5%的显著性水平检验;地方政府间财政竞争优势越明显,对于中东部地区的公共教育效率越具有阻碍作用。而财政分权度和地方政府财政竞争对西部地区公共教育效率的影响不明显,这可能是由于西部地区经济发展较落后,公共教育投入的资金大部分是依靠上级政府的转移支付所导致。

各控制变量对区域公共教育效率的影响也不同,其中各地区的经济发展水平与公共教育投资效率呈显著负相关,这与前文的结论相符;对外开放程度仅对东部地区的效率影响显著,对中部和西部地区的作用不明显,这是由于东部地处沿海,多年对外开放政策的影响,对公共教育效率有显著的促进作用;东、中、西部的固定资产投资的影响与全国层面的作用一致,各地区固定资产投资的增多均有利于促进公共教育效率的提高;各地区城市化水平对公共教育的影响各不相同,东部地区城市化水平有利于促进公共教育效率的提高,而中西部地区城市化水平则对公共教育效率具有抑制作用,但结果仅在模型6中显著,可能是因为东部地区经济基础较好,城市化水平有利于吸引丰富的教育资源,提高教育的投入产出效率,而中西部地区经济相对落后,导致教育资源的外流,阻碍公共教育的发展。

## 五、结论及建议

本文首先采用随机前沿分析方法测算了我国31个省级行政单位2007—2016年省际公共教育效率,为我国“后4%”时代如何使用资金提供了真实可靠的参考。然后,利用测算的效率值,运用受限的Tobit面板模型进行实证研究,分析了财政分权、地方政府财政竞争对公共教育效率的影响,得出以下结论和建议。

### (一) 结论

#### 1. 从SFA方法测算结果来看

我国各省份公共教育效率水平总体较高,呈下降趋势,东部地区的效率水平最低,中部地区次

之,西部地区最高。其中,中部和东部地区差异不大,均低于全国平均水平,西部地区高于全国平均水平。说明一个地区的经济发展水平与公共教育投资效率呈负相关。

#### 2. 从全国层面的Tobit回归结果分析

财政分权对公共教育效率有正向影响,地方政府间财政竞争对公共教育效率有显著的负影响。这两大财政体制均会引起政府支出结构的变化,一方面可以有更多能力支配财政收支,而促进公共教育的投资,另一方面缺乏合理的考核评价体系而忽略了公平与效率。此外,经济发展水平、城市化进程会抑制公共教育投资效率的提高,而固定资产投资和对外开放程度会促进公共教育投资效率的提高。

#### 3. 从分地区的Tobit回归结果分析

对于东部和中部地区,财政分权对公共教育效率具有明显的促进作用,地方政府间财政竞争对公共教育效率的提高具有阻碍作用,但二者对西部地区的影响不明显。控制变量中,经济发展水平与公共教育效率呈显著负相关;对外开放水平仅对东部地区的公共教育有明显的促进作用,在其他模型中均不显著;固定资产投资的增加有利于促进公共教育效率的提高,其结果在部分模型中十分显著;城市化水平有利于东部地区教育效率的提高,不利于中部和西部地区公共教育效率的提高。

### (二) 建议

基于上述结论,从财政体制的角度,对提高我国公共教育效率提出以下建议:

第一,深化财政分权体制改革,适度扩大地方财政分权程度,以促进公共教育效率的提高。一方面,结合现行税制改革,保持中央和地方财力总体稳定的基础上,进一步厘清央地收入格局;另一方面,合理界定地方和中央政府的支出责任,适当减少地方政府的支出责任,构建央地联动机制,保障地区间公共教育供给的公平与效率,促进地方高等教育效率的提高。

第二,在地方政府的政绩考核体系中引入提高地方福利等指标,强调民生的重要性,而不是只重视生产力的发展。在地方政府的绩效考核中构建教育经费使用等评价体系,完善地方福利性财政支出评价指标,扩大公共教育的覆盖面,提高公共教育的普及程度,加强对公共教育公平和效率的监督管理,从而提高公共教育的效率。

第三,在微观层面上,政府可以增加固定资产投资,扩大对外开放水平,引进外资发展教育,合理调配和优化公共教育资源结构,促进公共教育多元化发展,将教学成果与社会生产相结合,实现教育成果向生产力快速转化,进而推进公共教育投入从数量型向质量型转变。

### 参考文献

- [1] S. L. Wang, 著. 张人杰, 译. 教育规划与教学效率[J]. 外国教育资料, 1980(1): 47 - 54.
- [2] 王善迈. 教育投入与产出研究[M]. 石家庄: 河北教育出版社, 1996.
- [3] Barrow M. Measuring Local Education Authority Performance[J]. Economics of Education Review, 1991(1): 19 - 27.
- [4] Hoos - hang Izadi. Stochastic Frontier Estimation of a Cost Function: The Case of Higher Education in Britain [J]. Economics of Education Review, 2002: 63 - 71.
- [5] Johnes G. & Johnes J. Measuring the Research Performance of UK Economics Departments: Application of Data Envelopment Analysis[J]. Oxford Economic Papers, 1993(2): 332 - 348.
- [6] 白雪洁, 房伟. 中国义务教育效率的省际差异及投入拥挤研究[J]. 当代财经, 2010(3): 32 - 38.
- [7] 成刚. 我国高校成本效率研究[J]. 江西财经大学学报, 2008(3): 102 - 108.
- [8] 闫平, 马璇璇, 王海涛. 我国高校科研效率评价——基于 DEA 和 Malmquist 指数的分析[J]. 财会月刊, 2016(32): 3 - 9.
- [9] 席鹏辉, 刘晔. 财政分权对财政支出效率影响的实证检验[J]. 统计与决策, 2014(12): 139 - 143.
- [10] 罗伟卿. 财政分权是否影响了公共教育供给——基于理论模型与地级面板数据的研究[J]. 财经研究, 2010(11): 39 - 50.
- [11] 周亚虹, 宗庆庆, 陈曦明. 财政分权体制下地市级政府教育支出额标尺竞争[J]. 经济研究, 2013(11): 127 - 160.
- [12] 王爱民. 财政分权、地方政府行为与公共教育支出[J]. 金融与经济, 2009(12): 47 - 49.
- [13] 刘建民, 毛军, 吴金光. 地方高等院校办学效率空间分布及财税支持[J]. 大学教育科技, 2015(1): 103 - 109.
- [14] 元寿伟, 俞杰, 陈雅文. 中国基础教育支出效率及制度因素的影响——基于局部前沿效率方法的分析[J]. 财政研究, 2016(6): 103 - 112.
- [15] Aigner D, Lovell C, Schmidt P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models [J]. Journal of Econometrics, 1977, 6(1): 21 - 37.
- [16] Battese GE, Coelli T J. Frontier Production Function, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India [J]. Journal of Productivity Analysis, 1992(3): 154 - 161.
- [17] Battese GE, Coelli T J. A Model of Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data [J]. Empirical Economics, 1995, 20(2): 325 - 332.
- [18] 郭庆旺, 贾俊雪. 财政分权、政府组织结构与地方政府支出规模[J]. 经济研究, 2010(11): 59 - 72.
- [19] 龚锋, 雷欣. 中国式财政分权的数量测度[J]. 统计研究, 2010(10): 47 - 55.
- [20] 刘建民, 毛军. 基于 SBM 模型的高等院校办学绩效评价研究——教育部直属高校数据为例[J]. 高教探索, 2015(4): 11 - 17.
- [21] 褚宏启. 教育公平与教育效率: 教育改革与发展的双重目标[J]. 教育研究, 2008(6): 7 - 13.
- [22] 马磊. 我国高等教育人力资本积累效率的随机前沿分析[J]. 黑龙江高教研究, 2017(4): 75 - 79.
- [23] 谢芬, 肖育才. 财政分权、地方政府行为与基本公共服务均等化[J]. 财政研究, 2013(11): 2 - 6.

# Fiscal Decentralization, Fiscal Competition Among Local Governments and Efficiency of Public Education

——*Empirical Analysis Based on the Limited Tobit Panel Model*

ZHANG Rui – jing, JIA Hong

(School of Financial and Monetary, Chongqing Technology and  
Business University, Chongqing 400067, China)

**Abstract:** The paper introduces the stochastic frontier analysis method (SFA), using the panel data of 31 provincial regions from 2007 to 2016 to measure the efficiency of public education. It is found that the efficiency of public education in China is declining, with the highest efficiency in the western region, followed by the central region and the lowest level in the eastern region. Then the limited Tobit panel model is used to empirically analyze the effects of fiscal decentralization, local government fiscal competition and other factors on the efficiency of public education in the eastern, central and western regions and nationwide as well. The empirical results show that fiscal decentralization has a significant promoting effect on the efficiency of public education in the eastern and central regions and nationwide. The fiscal competition between local governments caused by the decentralization system has a significant crowding out effect on the efficiency, the influences of the both are less significant in the western region though.

**Key words:** efficiency of public education; SFA; institutional factors

(责任编辑:张宏峰)

# 财政教育欠账影响了经济增长吗？ ——基于全国省级面板数据的实证研究<sup>\*</sup>

● 孟望生, 张 扬

(甘肃政法学院 经济管理学院, 甘肃 兰州 730070)

**摘 要:** 财政教育经费作为我国人力资本积累的核心要素, 对经济增长至关重要。研究在梳理以往研究文献的基础上, 对财政教育投入影响经济增长的逻辑机理进行了重新审视, 归纳出了财政教育投入影响经济增长的两大逻辑途径, 以此两大逻辑途径为基础, 构建了实证分析模型, 结合 1996—2015 年中国大陆 31 个省、自治区和直辖市的面板数据, 分别对财政教育欠账和教育人力资本对经济增长的影响效应及其地区间的差异和变化规律进行了实证分析, 并提出相应的建议与启示。

**关键词:** 财政教育欠账; 教育人力资本; 财政支出; 经济增长

**中图分类号:** F127; F812. 45

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1004-5465(2019)01-093-08

## 一、引言与文献综述

国家财政性教育经费投入占生产总值 4% 的比重是国际上教育投入水平的基础线。早在 1993 年,《中国教育改革和发展纲要》(以下简称《纲要》)中就明确表示,财政性教育经费支出要达到生产总值的 4%。然而,这一目标的实现却一拖再拖,2012 年后在中央政府硬性要求下大部分省区开始陆续实现,直至 2015 年所有省区的财政教育投入全部完成生产总值 4% 的比重。从《纲要》规定的 20 世纪末(定为 2000 年)到 2015 年期间,各省区国家财政性教育经费投入欠账累计近 1.7 万亿元人民币。

“百年大计,教育为本”。教育是经济社会长期发展的根本,财政教育欠账的长期存在势必会对经济增长产生影响。这种影响的逻辑路径是什

么? 影响程度有多大? 影响效应在不同地区间存在什么样的变化规律? 探究这些问题将对评估我国财政教育欠账的经济增长效应,把握教育欠账对经济增长影响效应的变化规律,进而促进教育事业和经济社会的持续稳定发展,意义重大。

梳理现有文献发现,绝大多数研究侧重于财政教育投入对经济增长影响的分析,对财政教育欠账的经济增长影响效应研究鲜有涉及。值得庆幸的是,财政教育欠账作为财政教育投入的“不足”,其与财政教育投入对经济增长的影响路径一致。财政教育投入对经济增长的影响路径主要有以下两条:

第一是财政教育投入通过人力资本对经济增长产生影响,称为长期影响路径。长期影响路径的逻辑机理最早源于人力资本内生增长理论(Lucas, 1988)<sup>[1]</sup>; 随后, Lloyd - Ellis (2000)<sup>[2]</sup>、Su

。收稿日期: 2018-07-31

基金项目: 国家社科基金一般项目“金融工具视角的土地财政对实体经济的影响和相应激励体系重构研究”(17BJL037); 甘肃政法学院青年项目“教育欠费与地方经济发展的关系研究——以甘肃为例”。

作者简介: 孟望生(1985—), 男, 甘肃礼县人, 博士, 副教授、硕士生导师, 研究方向: 教育经济学、经济增长; 张杨(1989—), 女, 辽宁沈阳人, 硕士, 研究方向: 劳动经济学。

(2004)<sup>[3]</sup>等以此理论为框架,先后丰富了财政教育投入通过人力资本影响经济增长的理论体系。例如,Lloyd-Ellis(2000)在考虑微观主体职业选择的情况下,提出了财政教育投入对高等教育的“涓滴效应”,且认为这种“涓滴效应”会被教育质量下降引起的负面效应所抵消,进而不利于经济增长;Su(2004)通过人力资本的两阶段划分重构了人力资本型内生增长模型,并通过重构后的模型分析得出:在欠发达地区,财政教育投入向基础教育的倾斜更具增长效应,而在发达地区,财政教育投入向高等教育的倾斜则更具增长效应,即财政教育投入的经济增长效应与地区经济发展水平相关。此外,我国学者如郭庆旺、贾俊雪(2009)在Su(2004)的基础上将不同教育背景家庭人力资本投资行为的差异性引入模型展开分析,并得出了财政教育投入及其政策对人力资本和经济增长的影响机理<sup>[4]</sup>;王询、孟望生(2013)通过构建一个三期的世代交叠模型将青年人人力资本投资行为纳入进行分析,得出了财政教育投入通过促进青年人人力资本积累推动经济增长的结论<sup>[5]</sup>。就实证研究而言,绝大多数学者都认为财政教育投入通过人力资本对经济增长具有正效应,如Mankiw、Romer & Weil(1992)<sup>[6]</sup>、祝树金、魏娟(2008)<sup>[7]</sup>等;当然,也有研究如Blankenau et al.(2006)<sup>[8]</sup>等显示了财政教育投入通过人力资本的经济增长作用随国家发达程度而变化的结论。此外,还有研究显示了在一定条件下财政教育投入影响经济增长的不确定性(Glomm et al., 2008; 孟望生, 2017)<sup>[9-10]</sup>和抑制作用(Pritchett, 1997)<sup>[11]</sup>。

第二是财政教育投入通过技术和知识扩散影响经济增长,此为短期影响路径。短期影响路径的研究最早见诸于技术进步型内生增长理论(Nelson & Phelps, 1966)<sup>[12]</sup>。Nelson & Phelps(1966)通过拓展人力资本型内生增长理论的模型框架,构建了包含知识和技术生产部门的技术进步型内生增长理论新模型,并得出一国的财政教育投入会对其赶超发达国家的能力产生影响——即财政教育投入对技术进步具有正效应的结论。接着,Benhabib & Spiegel(1994)<sup>[13]</sup>以Nel-

son & Phelps(1966)的模型为基础进行扩展分析,并得出财政教育投入对技术进步的两大途径(即模仿和创新)都具有影响作用。随后,Krueger & Lindahl(2000)<sup>[14]</sup>以OECD国家的数据为样本对Benhabib & Spiegel(1994)的研究结论进行了实证检验,检验结果并没有完全支持财政教育投入具有促进技术创新和模仿双重作用的结论,仅仅支持了具有技术模仿促进作用的结论。针对此实证与理论结论未完全相符的情况,Pereira & Aubyn(2009)<sup>[15]</sup>、Becker & Hornung(2011)<sup>[16]</sup>先后对技术进步型内生增长模型做了进一步拓展,以期对这一矛盾进行解释,模型进一步拓展分析得出:财政教育投入的不同类型对技术创新和模仿具有不同的作用,具体为:高等教育投入对技术创新更具促进作用,且高等教育投入对发达国家的增长效应更显著;基础教育投入对技术模仿更具促进作用,且其在发展中国家具有更显著的增长效应。

由上述梳理可见,财政教育欠账影响经济增长的逻辑路径亦为两条:即通过人力资本积累的长期影响路径和通过技术进步与知识扩散的短期影响路径。本研究将在此两大逻辑路径的基础上,以1996—2015年中国大陆各省、自治区和直辖市形成的面板数据为样本,关注财政教育欠账对经济增长的影响效应及其地区差异等情况。与以往研究在此两大逻辑路径下重点研究财政教育投入对经济增长影响不同,本文研究角度侧重于财政教育经费占生产总值比重低于4%的国际标准——即财政教育欠账时,对经济增长的影响效应及其地域差异。此为本文研究角度的一大创新。

## 二、模型设定、估计方法与数据说明

### (一)模型设定与估计方法

根据文献综述部分有关财政教育投入影响经济增长的逻辑路径可知,财政教育投入主要通过人力资本积累和技术知识扩散两大路径对经济增长产生作用。因此,我们建立如下基础模型:

$$GDP = \alpha_0 + \alpha_1 Human + \alpha_2 Technique + \alpha_3 Control + \zeta \quad (1)$$

其中,GDP 表示经济增长水平;Human 和 Technique 分别表示人力资本积累、技术和知识扩散;Control 表示一组控制变量;系数  $\alpha_i$  ( $i = 0, 1, 2, 3$ ) 为常数项和各变量的系数或系数矩阵; $\zeta$  为与解释变量无关的随机扰动项。

由基础模型可知, $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  分别表示人力资本积累和技术知识外溢对经济增长的影响效应。由人力资本的构成要素可知,人力资本的积累包含教育、医疗保健、培训和劳动力迁移四个维度。因此,如何在  $\alpha_1$  中准确拆分出由财政教育投入形成的人力资本,进而对经济增长的影响效应,对估计财政教育投入的长期增长效应至关重要。为此,我们用教育人力资本来代替基础模型中的人力资本,并且选用“人均受教育年限”作为教育人力资本的衡量指标。这一处理能使教育人力资本的估计系数准确的衡量教育通过人力资本积累对经济增长的影响效应;此外,我国教育经费绝大部分由国家财政承担的事实也基本实现了教育人力资本系数对财政教育投入通过人力资本对经济增长影响效应的衡量。与此同时,技术和知识外溢的促成因素除教育外,还存在诸多因素。由于教育通过技术知识外溢对经济增长的影响属于短期效应,因此,财政教育投入通过该路径对经济的增长效应可通过直接将财政教育投入纳入模型替代技术知识扩散的方法实现。财政教育投入通过人力资本对经济增长的影响效应属于长期效应,通过技术知识扩散对经济增长的影响效应属于短期效应;时限的巨大差异使得教育人力资本和财政教育投入同时纳入模型中不会产生重复估计和多重共线性等问题。另外,鉴于关注的侧重点是财政教育欠账对经济增长的影响效应,用财政教育欠账来代替模型中要直接纳入的财政教育投入,进而设定如下估计模型:

$$\ln GDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Hedu_{it} + \beta_2 Eowe_{it} + \beta_3 Control_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

其中,GDP 表示经济增长水平;Hedu 和 Eowe 分别表示教育人力资本和财政教育欠账程度;Control 表示一组控制变量;系数  $\beta_i$  ( $i = 1, 2, 3$ ) 为常数项和各变量的系数或系数矩阵; $\mu$  为与解释

变量无关的随机扰动项;下标  $i$  和  $t$  分别表示样本数据对应的地级市和年份; $\ln$  表示对变量衡量指标取对数。

实证分析所采用的方法是在面板数据模型的基础上,通过豪斯曼检验确定的固定或随机效应回归分析方法。此外,为进行稳健性检验并估计财政教育欠账对增长影响效应在不同地域间的差异,还采用了分样本面板数据回归估计的方法。

## (二) 指标选取与数据说明

如模型设定部分所示,经济增长水平的衡量指标选用“取对数的人均生产总值”(用符号  $\ln GDP$  表示),教育人力资本的衡量指标选用“人均受教育年限”(用符号 Hedu 表示),财政教育欠账程度的衡量指标采用“财政教育欠账率”(用符号 Eowe 表示),该指标的计算公式如下:

$$\text{财政教育欠帐率} = 4\% - \frac{\text{财政教育支出}}{\text{地区生产总值}} \times 100\% \quad (3)$$

另外,考虑到人口增长速度直接影响以人均生产总值衡量的经济增长水平,将人口自然增长率纳入模型作为控制变量;人口增长速度的衡量指标选用“人口自然增长率”(用符号 Pop 表示)。现阶段我国正在经历的城镇化进程将促使劳动力、资金等要素资源由乡村向城镇转移,实现资源更高效的配置,进而对经济增长水平产生直接影响的同时,还对教育人力资本、教育欠账的经济增长作用产生影响,因此,需要将城镇化作为控制变量纳入模型将其影响加以控制;依惯例,城镇化的衡量指标为“城镇人口占比”(用符号 Urb 表示)。此外,对外贸易以地区需求的形式对经济增长产生影响,因此需要将衡量对外贸易程度的变量——外贸依存度——以控制变量的形式纳入模型,衡量指标选用“进出口总额占生产总值比重”(用符号 Open 表示)。

如无特别说明,研究样本均取自 1996—2015 年中国大陆 31 个省、自治区和直辖市构成的面板数据,除个别指标的少数年份数据缺失采用临近数据拟合而来之外,数据来源均为历年《中国统计年鉴》和各省、自治区、直辖市的《统计年鉴》;各变量指标的描述性统计分析结果见表 1。

表 1

变量描述性统计

变量类别	变量名称	单位	符号	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	经济增长水平	元/人	lnGDP	9.4624	0.7759	7.6179	11.2885
核心解释变量	教育欠账率	%	Eowe	0.4252	1.8442	-12.3000	2.9400
	教育人力资本	年/人	Hedu	7.9937	1.3518	2.9200	12.1500
控制变量	人口自然增长率	%	Pop	0.6086	0.3418	-0.1900	1.6200
	城镇化程度	%	Urb	42.6378	18.1050	10.3100	89.6000
	外贸依存度	%	Open	31.1845	39.5870	1.5200	353.8400

三、全国总体实证结果及分析

各指标的描述性统计(表 1)显示其均满足实证分析条件,回归结果见表 2。其中模型(1)是以财政教育欠账率为唯一解释变量的回归结果;

模型(2)是仅用两大核心解释变量教育欠账率和教育人力资本进行回归估计的结果;模型(3)~模型(5)则是在模型(2)的基础上逐个将各控制变量纳入模型作为解释变量进行的稳健性回归结果。由这一系列回归结果可见:

表 2

全国总体财政教育欠账率、人力资本积累与经济增长关系回归结果

变量	人均生产总值(lnGDP)				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
财政教育欠账率 (Eowe)	-0.3906*** (-18.00)	-0.0670*** (-6.08)	-0.0692*** (-6.30)	-0.0819*** (-8.96)	-0.0894*** (-10.07)
教育人力资本 (Hedu)	-	0.6736*** (52.35)	0.6430*** (48.84)	0.4214*** (23.27)	0.4126*** (22.35)
人口自然增长率 (Pop)	-	-	-0.1752*** (-2.86)	-0.2198*** (-4.17)	-0.1952*** (-3.68)
城镇化程度 (Urb)	-	-	-	0.0172*** (14.97)	0.0171*** (14.45)
外贸依存度 (Open)	-	-	-	-	0.0010** (2.46)
常数项 (-Cons)	9.6286*** (440.32)	4.1067*** (38.79)	4.4583*** (32.08)	5.5302*** (41.40)	5.5615*** (40.86)
N	620	620	620	620	620
R <sup>2</sup>	0.3554	0.8863	0.8880	0.9188	0.9191
Hausman (p 值)	894.34 (0.0000)	10.07 (0.0065)	-2.94 (-)	9.21 (0.0562)	-3.60 (0.6087)
备注	FE	FE	RE	RE	RE

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归结果在 1%、5%、10% 的显著水平下显著,相应的检验均在 1% 水平下拒绝组别效应;括弧中的数据为对应的 t 值数,下同。

第一,财政教育欠账对经济增长具有显著的负效应。无论是仅以财政教育欠账为唯一解释变量的回归,还是将人力资本和其他控制变量逐个加入之后的回归,它们的结果均显示,财政教育欠账率

的系数显著为负。由通过 R<sup>2</sup> 值接近 1 的原则确定的准确结果(即模型(5))显示,当财政教育欠账率增加 1 个百分点时,由此引起的全国总体人均生产总值将下降约 0.09 个百分点。这说明,就全国整

体而言,财政教育欠账对经济增长具有抑制作用。也就是说,即使有财政经费投向教育部门,只要这种投入的额度所占生产总值的比重低于4%的国际惯例,即这一经费投入没有达到维持现有经济增长的基本要求,短期内仍然会抑制经济增长。

第二,教育人力资本对经济增长具有促进作用。包含另一重要解释变量——教育人力资本的回归模型(2)~模型(5)显示,人力资本的回归系数都显著为正。模型(5)的结果显示,衡量教育人力资本的人均受教育年限每增加1年,由此引起的人均国内生产总值将上升约0.41个百分点。这说明,教育人力资本对经济增长具有显著的促进作用;只要有财政资源投向教育部门,即财政教育投入为正,其在长期内就会形成教育人力资本。教育人力资本对经济增长的促进作用也进一步说明,财政教育投入通过教育人力资本对经济增长具有长期增进效应。

第三,人口增长对经济增长具有负效应。包含人口自然增长率的回归模型(模型(3)~(5))均显示,人口自然增长率的回归系数显著为负。具体为,人口自然增长率每上升1个百分点,其将会引起人均收入下降约0.2个百分点。这说明,人口增加对当前的中国经济具有抑制作用。人口增加对经济增长的抑制作用可能源于人口增加对人均生产总值的稀释效应超过了人口增加引起的劳动力增加效应。

第四,城镇化进程和对外贸易均对全国的经济增长具有促进作用。包含城镇化的模型(4)和(5)显示,城镇化对人均生产总值的回归系数显著为正,分别为0.0172和0.0171;包含外贸依存度的模型(5)显示,外贸依存度对人均生产总值的回归系数也显著为正,即0.001。这说明,正在经历的城镇化浪潮推动的劳动力、资本等要素资源由农村向城市转移,的确优化了资源配置,显著促进了地区经济增长。具体为,衡量城镇化程度的城镇人口占比每增加1个百分点,由城镇化进程引起的资源配置进而使得人均生产总值约增加0.17个百分点。另外,现阶段对外贸易对中国经济的促进作用虽大不如前,但总体上仍具有促进作用。

## 四、分地区回归结果及分析

中国各地区间的经济发展存在巨大差异,财政教育欠账率和教育人力资本积累的经济增长效应可能在不同地区间也表现出不同的变化特征。因此,有必要将大陆31个省、自治区和直辖市划分为东、中、西三大地区样本进行分别回归,在考察财政教育欠账通过人力资本积累、技术进步对经济增长影响效应是否存在地区差异的同时,对第三部分的实证分析结果进行稳健性检验。按照传统划分标准,东部地区:北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省和广东省;中部地区:山西省、内蒙古自治区、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省和海南省;西部地区:广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区和新疆维吾尔自治区。为保证地区内部回归结果的稳健性,均按教育人力资本是否纳入模型分为模型(1)和(2)进行回归,回归结果见表3。由表3可知:

第一,三大地区内财政教育欠账对经济增长抑制作用由西向东呈现先减后增趋势。三大地区回归模型中,包含教育人力资本的模型(2)显示<sup>①</sup>,财政教育欠账率的回归系数均显著为负,在西、中、东地区具体为-0.0870、-0.0422和-0.0825。表明,当财政教育欠账率每增加1个百分点时,由此引起的人均收入水平的减少在西、中和东部地区分别为0.0870、0.0422和0.0825个百分点。这一结果在有效验证全国总体回归结果稳健性的同时,说明财政教育欠账对经济增长的抑制作用由西向东呈先减后增变化趋势,即西部抑制作用最大、东部次之、中部最小。出现这种特征的可能原因是东部发达地区的财政教育投入通过技术创新对经济增长具有较大的促进作用;西部落后地区的财政教育投入通过提升和配套技术引进对经济增长具有较大的促进作用;而中部欠发达地区的财政教育投入对经济增长的作用则可能介于两者之间,创新能力不及东部地区,后发优势不及西部地区。

① 选用模型(2)的结果是因为由 $R^2$ 判断模型(2)对应的样本回归方程更合理。

表 3 东、中、西三大地区财政教育欠账率、人力资本积累与经济增长关系回归结果

人均生产总值 (lnGDP)	东部地区		中部地区		西部地区	
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
财政教育欠账率 (Eowe)	-0.1713*** (-3.48)	-0.0825** (-2.32)	-0.1689*** (-4.49)	-0.0422* (-1.68)	-0.1228*** (-11.24)	-0.0870*** (-7.95)
教育人力资本 (Hedu)	-	0.4106*** (13.05)	-	0.5238*** (12.01)	-	0.3574*** (13.24)
人口自然增长率 (Pop)	0.2132 (1.41)	0.1751* (1.68)	-0.6312*** (-5.51)	-0.5163*** (-5.19)	-0.6018*** (-7.28)	-0.0406 (-0.49)
城镇化程度 (Urb)	0.0338*** (24.67)	0.0122*** (6.58)	0.0428*** (16.39)	0.0233*** (8.13)	0.0382*** (22.88)	0.0239*** (14.16)
外贸依存度 (Open)	-0.0003 (-0.46)	0.0006 (1.38)	-0.0104*** (-3.12)	-0.0001 (-0.04)	0.0083*** (3.16)	0.0083*** (4.22)
常数项 (-Cons)	8.4109*** (63.25)	5.8093*** (26.12)	8.2298*** (47.76)	4.3479*** (13.22)	8.0429*** (67.59)	5.5458*** (27.51)
N	200	200	200	200	220	220
R <sup>2</sup>	0.8098	0.9386	0.8612	0.9302	0.8944	0.9439
Hausman (p 值)	154.39 (0.0000)	-72.73 (-)	-157.73 (-)	33.62 (0.0000)	4.06 (0.3973)	46.41 (0.0000)
备注	FE	RE	RE	FE	RE	FE

第二,三大地区内教育人力资本对经济增长的促进作用由西向东呈现先增后减趋势。三大地区回归中模型(2)显示,衡量教育人力资本的人均受教育年限的回归系数均显著为正,分别为西部地区 0.3574、中部地区 0.5238、东部地区 0.4106。表明,当人均受教育年限每增加 1 年,由此引起的人均收入的提高在西、中、东部地区分别为 0.3574、0.5238 和 0.4106 个百分点。同样有效验证了全国总体回归结果的稳健性,同时还说明教育人力资本对经济增长的促进作用由西向东呈先增后减变化趋势,即西部促进作用最小、东部次之、中部最大。这一结果也与孟望生等(2015)<sup>[17]</sup>和魏下海等(2009)<sup>[18]</sup>的研究结论相吻合。

第三,三大地区内城镇化对经济增长的促进作用由西向东呈依次递减趋势。三大地区回归中模型(2)的回归结果显示,城镇化程度的回归系数均显著为正,西、中、东分别为 0.0239、0.0233 和 0.0122;即衡量城镇化水平的城镇人口占比每增加 1 个百分点,由此引起的人均收入水平的提高分别为 0.0239、0.0233 和 0.0122 个百分点。表明,城镇

化作为促进要素资源由农村向城镇转移,实现高效配置的重要推动力量,对当下经济增长水平具有促进作用;但是这种作用随着城镇化程度的提高呈现递减变化趋势。这种变化趋势产生的原因可能与要素的边际报酬递减规律有关。

第四,人口增长和对外贸易对经济增长的作用在不同地区间存在差异。人口自然增长率的回归系数在东部地区显著为正,具体为 0.1751;在中部和西部地区显著为负,分别为 -0.5163 和 -0.0406。表明,同样的人口自然增长率增加 1 个百分点,对人均收入水平在东部地区呈现增进作用,在中西部地区则呈现减退作用。造成这种现象的可能原因是人口增加对人均收入的稀释效应应在中西部地区更强,而人口增加的劳动力增加效应可能在东部地区更强。另外,外贸依存度的回归系数在西部地区显著为正,在中部和东部地区为不显著。表明,外贸进出口总额每增加 1 个百分点,会使得西部地区的人均收入水平增加 0.0083 个百分点,而对中部和东部地区的人均收入水平无显著作用。

## 五、结论与启示

以国家财政教育经费占生产总值4%的国际惯例为标准,《中国教育改革和发展纲要》明确提出,各地区国家财政教育经费支出须达到这一标准。然而,从《纲要》出台之后的近20年间,我国各地区的财政性教育经费支出一直落后于这一标准,即存在较为严重的财政教育欠账。财政教育欠账对经济增长存在什么样的影响?这种影响在不同地区间存在何种差异和规律?为探究这些问题,本文首先在梳理以往研究文献的基础上,对财政教育投入影响经济增长的逻辑机理进行了重新审视。继而结合1996—2015年中国大陆31个省、自治区和直辖市的面板数据,分别对财政教育欠账和教育人力资本对经济增长的影响效应及其地区间的差异和变化规律进行了实证分析,得出如下结论和启示:

首先,我国的财政教育欠账对经济增长具有抑制作用,且这种抑制作用在西、中、东三大区域内呈现先减后增趋势,即财政教育欠账对经济增长的抑制作用在西部最大、东部次之、中部最小。表明,当财政教育投入的水平低于其占生产总值比重4%的国际惯例时,支出水平可能无法满足现阶段中国经济增长所需的技术知识扩散水平,对经济增长的短期效应为负;从西、中、东经济增长水平依次递增的情形判断,财政教育欠账对经济增长的这种短期抑制效应会随着地区经济增长水平的提高呈现先减后增的变化趋势。

此结论的启示为:各地区需要在保证节约、透明的情况下,多渠道筹措和使用财政资金,确保投向教育的财政支出达到地区生产总值4%的标准,消除财政教育欠账,实现财政教育投入对经济增长短期效应由负向正的转变。

其次,教育人力资本对经济增长具有促进作用,且这种促进作用在西、中、东三大区域内呈现先增后减变化特征,即教育人力资本对经济增长的促进作用在西部地区最小、东部次之、中部最大。表明,在教育资源绝大比例由政府承担的中国,财政教育投入对教育人力资本的形成具有关键作用。教育人力资本对经济增长的促进作用也

进一步说明,财政教育投入通过教育人力资本对经济增长长期效应为正;从我国西、中、东经济增长水平依次递增情形判断,财政教育投入通过教育人力资本对经济增长的这种长期增进效应会随着经济水平的提高呈先增后减的变化趋势。

此结论的启示为:中西部地区财政教育投入对增长的长期效应还处在极大值的左侧。这些地区应该更加重视财政教育投入的力度和效率,加快经济发展步伐,尽快实现教育人力资本的增长效应由极值点左侧向极值点靠近甚至跨越。

最后,城镇化进程引起劳动力、资本等要素资源的高效流动与配置,使其对经济增长具有很强的正效应。由于收入稀释和劳动力存量增加双重效应的影响,人口增加对经济增长的效应在不同地区间存在差异,具体为:在东部地区人口增长的劳动力增加效应更明显,表现为对经济增长的正效应;而对中西部地区和全国总体而言,人口增长的收入水平稀释效应可能更为明显导致其具有负效应。现阶段,对外贸易在全国总体和西部地区上的经济增长效应为正,在中部和东部地区上的经济增长效应不显著。

此结论的启示为:在保证效率和质量的情况下,我们需要继续稳步的推进城镇化建设。中西部地区在人口政策方面应作适度调整,引进高素质人才的同时,实行计划生育政策来限制人口的粗放式增长;西部地区应该在对外贸易政策上,适度鼓励出口的同时,提高出口商品的附加值。

## 参 考 文 献

- [1] Lucas Jr., R. E. On the Mechanics of Economic Development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22(1): 3 - 42.
- [2] Lloyd - Ellis, H. Public Education, Occupational Choice, and the Growth - Inequality Relationship[J]. International Economic Review, 2000, 41(1): 171 - 201.
- [3] Su, Xue Juan. The Allocation of Public Funds in a Hierarchical Educational System[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2004, 28(12): 2485 - 2510.
- [4] 郭庆旺, 贾俊雪. 公共教育政策、经济增长与人力资本溢价[J]. 经济研究, 2009(10): 22 - 35.
- [5] 王询, 孟望生. 人力资本投资与物质资本回报率关系

- 研究——基于世代交叠模型的视角[J]. 当代财经, 2013(7): 5-15.
- [6] Mankiw, N. G. D. Romer, D. N. Weil, A. Contribution to the Empirics of Economic Growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1992(2): 407-437.
- [7] 祝树金, 虢娟. 开放条件下的教育支出、教育溢出与经济增长[J]. 世界经济, 2008(5): 56-67.
- [8] Blankenau, W. F., Simpson, N. B., and M. Tomjanovich. Public Education Expenditures, Taxation and Growth: Linking Data to Theory[J]. American Economic Review, 2006, 97(2): 393-397.
- [9] Glomm, Gerhard, Kaganovich, Michael. Social Security, Public Education and the Growth - Inequality Relationship[J]. European Economic Review, 2008, 52(6): 1009-1034.
- [10] 孟望生. 教育欠帐、人力资本与经济增长——基于甘肃14个地级市的实证研究[J]. 教育与经济, 2017(2): 3-9.
- [11] Pritchett L. Divergence, Big Time[J]. Journal of Economic Perspectives, 1997, 11(2): 3-18.
- [12] Nelson R. R., Phelps E. S. Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth[J]. American Economic Review, 1966, 56(2): 69-75.
- [13] Benhabib J., Spiegel M. M. The Role of Human Capital in Economic Development Evidence from Aggregate Cross Country Data[J]. Journal of Monetary Economics, 1994, 34(2): 143-173.
- [14] Krueger A. B., Lindahl M. Education for Growth: Why and for Whom? [J]. Journal of Economics Literature, 2001, 39(4): 1101-1136.
- [15] Pereira J., St. Aubyn M. What Level of Education Matters Most for Growth? Evidence From Portugal[J]. Economics of Education Review, 2009, 28(1): 67-73.
- [16] Becker S. O., Hornung E., Woessmann L. Education and Catch-up in the Industrial Revolution[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2011, 3(3): 92-126.
- [17] 孟望生, 王询, 李井林. 人力资本和物质资本对增长贡献的变化——逻辑推理与中国省级面板数据的实证检验[J]. 经济与管理研究, 2015(6): 56-66.
- [18] 魏下海, 余玲铮. 人力资本与区域经济增长: 只是线性关系吗[J]. 财经科学, 2009(10): 59-66.

## Has the Deficient Government Expenditure on Education Affected Economic Growth?

——An Empirical Study Based on the Provincial Panel Data from 1996 to 2015 in China

MENG Wang - sheng, ZHANG Yang

(School of Economics and Management, Gansu Institute of Political Science and Law, Lanzhou 730070, China)

**Abstract:** As one of determinants of China's human capital accumulation, government expenditure on education is crucial to economic growth. With reviewing the previous research literature, this paper re-examines the logical mechanism of the influence of government educational expenditure on economic growth, has summed up two logical ways how the expenditure on education affects economic growth, and builds an empirical analysis model on the basis of the two logical approaches. By incorporating the panel data of all provinces of mainland China from 1996 to 2015, the paper respectively analyzes the effects of the deficient government expenditure on education and educational human capital on economic growth and differences and changes between regions as well. Suggestions and recommendations are put forward accordingly.

**Key words:** deficient government expenditure on education; human capital; government expenditure; economic growth

(责任编辑:张宏峰)

# 论物权法定原则在民法典中的立法选择 ——兼及民法总则第10条与第116条的规范解释<sup>\*</sup>

● 刘晓霞,王振宇

(甘肃政法学院 民商经济法学院,甘肃 兰州 730070)

**摘要:**现行法中严格的物权法定原则因其封闭性而颇受诟病,故而不断有学者建议就物权法定原则进行缓和或废除,以期保持物权的开放性甚至可约定性。但在物债区分背景下,物权法定思维依然根深蒂固——《中华人民共和国民法总则》第116条即沿袭物权法第5条继续规定物权法定原则。然而吊诡的是,民法总则第10条承认习惯可以作为民法渊源适用,客观上为物权法定原则缓和论提供了理论支持和实现路径。上述条文的隔阂借助法律解释难以消解,为避免在理解和适用上相互抵牾而造成对法典体系性的破坏,较为现实的做法是在民法典物权编中对冲突条文进行补充、协调规定:一是对物权法定之法作扩大解释,二是通过承认习惯物权对冲突条文进行衔接,最终在我国未来民法典中确立缓和的物权法定原则的立法模式。这样的立法选择,可从实践中广泛存在的传统典权和让与担保制度等证明其不失为一种可行的方式。

**关键词:**物权法定;习惯物权;法律解释;物权法定缓和

**中图分类号:**D923.2

**文献标识码:**A

**文章编号:**1004-5465(2019)01-101-08

## 一、问题之背景:物权法定原则 存废缓和之辨

物权法定和一物一权、公示公信并称物权法三原则,共同构建起物权法理论体系的大厦。通说认为,物权法定原则是指物权的种类和内容均须依赖法律规定,不允许当事人自由创设<sup>①</sup>。物权法定在大陆法系民法中被奉为圭臬,究其原因主要有三方面:一是区分物债二元,维护物权体系;二是便于物权公示,保障交易安全;三是整理旧时物权,明晰产权归属。我国民法承袭这种立场。然而立法同时应考虑到,由于在立法时人类智慧有限,不可能就未来社会所需先为周延至今

的考虑,巨细无遗地设定各种物权制度。如果坚持严格的物权法定原则,势必发生法律阻碍经济发展的现象,法律成为了法律传统的奴隶,人则异化成了法律的附庸<sup>[1]</sup>。特别是新近以来,随着社会发展日趋复杂,新生物权不断涌现,物权法定原则的封闭性饱受诟病,大陆法系国家开始寻求纾解之道。从物权法定的发展趋势来看,大陆法系各国不约而同地采取了承认习惯物权的方式。在德国,倘若某种法律地位被人们大量地创设,法律交易接受而且还得到判例承认的情况就构成法律续造。具体而言,让与担保制度获得了判例的承认或有倾向于以习惯法上物权承认其法律地位<sup>[2]</sup>。在日本,物权法理论上相继出现了物

。收稿日期:2018-06-29

作者简介:刘晓霞(1970—),甘肃天水人,硕士,教授,研究方向:合同法、物权法;王振宇(1993—),河南安阳人,硕士研究生,研究方向:民法基础理论、物权法。

<sup>①</sup> 理论上对于物权法定的内涵存在不同的见解,例如王利明认为,物权法定原则就是指物权的种类、内容、效力以及公示方法皆由法律规定。参见王利明:《物权法定原则》,《北方法学》,2007年第1期,第5-21页。但基于《物权法》第5条、民法总则第116条的规定结合理论通说来看,物权法定应当仅指种类法定和内容法定。参见张志坡:《物权法定,定什么?定到哪》,《比较法研究》2018年第1期,第50-62页;常鹏翱:《物权法定原则的适用对象》,《法学》,2014年第3期,第87-94页。

权法定无视说、习惯法包含说、习惯法有限承认说以及物权法定缓和说等数种学说,但就实践状况来看,日本同样倾向于认可习惯物权,逐渐承认了流水使用权、温泉权等习惯权利。在我国台湾地区,为回应社会发展的需要,“民法”修改过程中在第757条明文规定“物权得依习惯创设”,至此,习惯物权和法定物权具有了同等的效力。

相比之下,物权法定原则产生的相关争议在我国则愈加复杂。学者曾围绕物权法中应否确认物权法定原则进行过激烈的争论,其后随着物权法的颁行而有所沉寂,及至民法典编纂过程中应否以及如何规定物权法定重新成为讨论的焦点。综观学者的观点基本上可以概括为三类:其一,物权法定原则维持论。该观点以陈本寒教授为代表,认为从维护交易安全的角度出发,应对物权法定原则产生的基础、功能、与意思自治原则的关系等问题进行正确的阐释,摒弃立法、司法和理论中存在的错误倾向,坚持严格的物权法定原则<sup>[3]</sup>。其二,物权法定原则缓和论<sup>①</sup>。该观点以杨立新教授为代表。主张物权法定与物权法定原则缓和是一个事物的两个方面,固守物权法定原则,物权立法就会脱离市场经济发展的需求,可能会扼杀新兴的物权,阻碍市场经济的发展<sup>[4]</sup>。因此有必要通过承认习惯物权的方式对物权法定原则进行缓和。其三,物权法定原则废除论。该观点以台湾学者苏永钦教授为代表,认为从定分(绝对)性质、法定政策以及经济分析等角度都不能导出物权法定原则的必要,只要能够掌握公示和公信制度的关键,建立多元分散的公示方法,而又都能以一定的公信保护相辅相成,应该就可以更放心的废除法定主义,让市场经济的活力得到更大的解放<sup>[5]</sup>。就上述观点而言,笔者认为物权法定原则废除论意在破除传统民法陈旧的体系标准而更具现代价值,但有意思的是物权法定原则维持论基

于政策考量颇受立法者的青睐,而物权法定原则缓和论则在民法学界逐渐占据上风。生效不久的民法总则第116条即照搬物权法第5条继续规定了物权法定原则,再次为这场争论划上并不圆满的句号,在此基础上探讨废除物权法定原则对立法过程已经没有太大的价值和意义。现在需要考虑的是,民法典对于备受批评的物权法定原则的封闭性等弊病应作何回应,对实践中大量存在的习惯物权如传统典权、让与担保等的效力应如何认定,以及将来民法典成就或者修订之时应当如何对待物权法定原则。本文即是围绕这些问题而展开探讨。

## 二、问题之缘起:习惯法源与物权法定原则间的解释困境

如前所述,大陆法系国家为缓解物权法定原则的弊端,大多采取承认习惯物权的方式。此种方式也得到我国学者的普遍赞同。我国民法总则第10条规定在没有法律规定的情况下可以适用习惯处理民事纠纷,确立了我国民法上“法律—习惯”二位阶的法源体系<sup>[6]</sup>,通常认为其中的法律是指制定法,习惯则是指习惯法<sup>②</sup>。民法总则在一般规定中专门规定可以适用习惯处理民事纠纷,这就意味着该规定在处理物权纠纷时同样适用。既然在处理物权纠纷时可以适用习惯,那么在社会生活中大量存在的具有物权特质的权利产生纠纷时,也就可以遵循着物权的一般规定来加以解决。换言之,适用习惯解决实际上就是承认习惯创设物权的效力。因此,该“习惯法源”条款被学者认为是突破物权法定原则封闭性的一种出路。然而吊诡的是,民法总则第116条原封不动沿袭物权法第5条规定物权的类型和内容由法律规定,按照此前理论和实践中的观点,物权法规定的是严格的物权法定,仅法律可创设物权。因此,

① 需要说明的是,本文所言“物权法定原则缓和论”等并不等同于日本民法理论中的“物权法定缓和说”,前者是泛指对物权法定原则进行“松绑”的模式,是与“严格的物权法定原则”相对应的概念;而后者则是特指“物权法定缓和说”理论,是指否认习惯可以创设物权,而主张通过解释物权法定原则的内涵而获得扩张性适用的方式。

② 在理论法学界,对于习惯与习惯法的关系问题存在区分和不区分两种观点。但通说认为习惯与习惯法所指是一致的,譬如:民法总则第10条承认了习惯的法源地位,这里的“习惯”应定位为习惯法,而非事实上习惯。参见彭诚信:《论〈民法总则〉中习惯的司法适用》,《法学论坛》,2017年第4期,第24-34页;民法总则中有3处规定了“习惯”,第10条规定的习惯为习惯法,其他两处为事实上习惯。参见王聪,陈吉栋:《论习惯法与事实上习惯的区分》,《上海政法学院学报(法治论丛)》,2017年第6期,第103-112页;通过对民事习惯的界定,以及习惯的司法适用现状及其他国家或地区对于习惯作为法律渊源的分析,推定民法总则中的习惯实为习惯法。参见赵婧薇:《论民事习惯的司法适用》,《大连海事大学学报(社会科学版)》,2017年第6期,第56-60页。

民法总则中上述两条规定间存在解释论上的抵牾。对此,有学者认为第116条已经将创设物权的权力完全交给法律,并不似我国台湾地区民法直接规定习惯可以创设物权,所以直接将习惯作为创设物权的法源,存在着难以逾越的解释学上的障碍<sup>[7]</sup>。但也有学者认为该条属于物权法定的缓和的迂回策略:既然承认习惯法是民法的法源,当法律没有规定的时候就需要用习惯法来作裁判依据,那就必须承认物权法定的缓和<sup>[8]</sup>。在这种情况下,就很有必要通过法律解释以期澄清疑义、纾解两条规定间的对立冲突。

第一,从体系解释的角度来看,民法总则第10条确立习惯法源地位的规定被置于第一章基本规定之中,而第116条物权法定则是规定在第五章民事权利之中。民法总则中的第一章被称为“基本规定”,这一部分相对应的内容在民法通则中被称为“基本原则”,不仅是规定民法部门法的原则性条文,也是贯穿于整个民法体系的精神所在,对民法总则其它部分和分则都具有统率的作用。第五章民事权利的规定尽管也是民法部门中的重要内容,但是作为将民法精神或原则具体化的规定,其理所应当受到更高位阶的基本规定的约束。何况,物权是民事权利类型化的结果,物权法定仅仅是民法典物权分编领域内适用的基本内容,越级规定在总则中本身就只是为了丰富总编的权利谱系,并无任何规范化、体系化可言,其在民法中的地位当然不能与基本规定相提并论。显而易见,物权法定原则规定的效力位阶、范围远不如习惯法源地位的规定,当两者存在冲突时,显然应当适用后者即承认习惯的法源地位,据此就应当承认物权法定原则的缓和。

第二,从目的解释的角度来看,对法律规定的理解必须考虑到立法者的本来目的,在这里目的解释的对象主要是民法总则第10条的习惯法源地位的规定,换言之,即立法者在确认习惯作为民法的法源的立法过程中,其目的究竟是为缓和物权法定提供依据和路径,还是仅为解决实践中的纠纷所作的拓源。笔者认为民法总则第10条是处理民事纠纷的依据的规定,立法的本意并不涉

及确权问题,这一点从立法机关的说明中可以得到佐证——在条文形成的过程中,立法机关曾将“民事纠纷”修改为“处理民事关系”而最终又改回“民事纠纷”。这是考虑本条规定旨在为人民法院、仲裁机构等在处理民事纠纷提供法律使用规则。至于民事主体之间处理民事法律关系,基于意思自治原则,当事人有很大的自主权,且民法规定很多为任意性规定,法律并未强制要求当事人适用。而且,物权法定原则从实务层面看问题并不突出,物权制度虽然不断完善、发展,但绝大多数是在法定框架内的完善、发展<sup>[9]</sup>。从权威机关的立法释义中,基本上可以得出的结论是:赋予习惯法源地位的主要目的在于确保民事纠纷得到合法合理的解决,对物权法定可能产生的影响纯粹是无心插柳之举,是立法者考虑的不周全所致。需要注意的是,民法总则第10条的后半句规定的是当法律没有规定的时候,方可适用习惯,但不得违背公序良俗。其含义是:首先,当法律没有规定时,可以使用习惯,也可以不适用习惯,适用与否取决于当事法院在具体案件中的综合判断;其次,并不是说在法律没有规定的情形下所有的习惯都可以获得适用,违背公序良俗的习惯即不能适用,而违反法律的习惯更是当然不能作为法源加以适用。申言之,物权的种类和内容必须由法律规定,而且应符合公序良俗和不得违反法律的强制性规定。那么在法律没有规定的情形下,习惯创设物权即违反法律的强制性规定。从目的解释得出的结论应是:习惯法源的规定不在于缓和物权法定原则,应当坚持物权仅得由法律创设。

第三,从比较解释的角度来看,大陆法系对我国现行民法的体系建构和制度设计的影响深远,因此参考大陆法系的相关立法、司法经验对我国法律进行解释是具有合理性的。首先,典型的大陆法系国家已经或倾向于确认习惯可以作为创设物权的依据。我国台湾地区民法于第757条规定“物权得依习惯创设”,韩国物权法中亦有依习惯法确立的坟墓基地权、法定地上权和动产让与担保权等。此外有学者经过考证,认为德国和日本民法均未明文规定习惯法为物权法之法源,但

在司法实务中均承认若干习惯法上的物权。从上述国家的立法情况来看,承认习惯能够创设物权是大陆法学物权法的当代发展趋势。具体到我国民法总则第10条,承认习惯能够创设物权更加符合法律发展和社会需求,与此同时就意味着应对第116条规定的物权法定原则的定位予以调整。其次,查证域外国家或地区立法,通常规定物权法定原则时采取的是“正面规定+反面禁止”模式,即同时规定物权仅得由法律创设和不允许民事主体自行创设。例如《日本民法典》第175条规定:“物权,除本法及其他法律所定者外,不得创设。”我国台湾地区“民法典”第757条规定:“物权除本法或其他法律有规定外,不得创设。”我国物权法第5条和民法总则第116条都规定物权的类型和内容由法律规定,而没有规定不允许民事主体的创设,究其原因无心之失还是有意为之,其中意涵值得揣摩。仅就上述两点而言,比较解释的结果更倾向于认为民法总则中习惯法源的规定应当适用于物权的创设。

借助不同解释方法得出的结论仍然存在分歧,可见通过法律解释尚不足以得出妥当的结论。因此,笔者认为对民法总则中第10条和第116条的规定的疑义澄清,或者可以在民法典成就之时进行系统性的调整,或者可以由立法机关在物权编中进行必要的补充、协调规定。尽管前者能够更好地维护法典的体系性,但在这里囿于主题仅就后者进行探讨。

### 三、冲突之消解:物权法定原则缓和的折衷实现

需要澄清的是,通过承认习惯物权来修正物权法定原则缺陷的模式未必就是最优,建立科学完善的公示制度完全可能取代物权法定原则的功能。不过就当前立法而言,物权法定原则缓和或许是可供选择范围内较为合理的模式。物权法与民法总则均特别强调物权法定原则,可以预见到固守物权法定的现状在最终的民法典中仍然会予以维持,这既是源于立法者的保守策略,也是立法者对法典编纂的技术性问题考虑不周所致。从法

典编纂角度来看,以缓和的取代严格的物权法定原则既尽可能回应社会发展的需要,又可维护法典的体系性。对此,关键在于应明确认可习惯物权的法源地位,保持物权体系的开放性。相应地,“物权法定”之“法”不应再局限于狭义之法律,立法亦应尽量丰富物权类型。

#### (一)立法之缺憾:维持严格的物权法定原则

从现有物权理论和立法经验来看,我国民法典确认物权法定原则似是水到渠成。物权法定原则是德国民法物债区分理论的重要依据,采纳德国民法体例模式的同时就必然接受物权法定原则。物权法定原则符合国家对财产关系进行调整的基本要求。物权法第5条规定物权的种类和内容由法律创设,其后民法总则第116条作了同样的规定,新近公开征求意见的民法典各分编草案的“物权编”中对此问题再无涉及,可见当下立法者仍意在维持严格的物权法定原则的立场。即便如此,也很难完全证成物权法定原则的科学性、合理性。应当看到,尽管不论是大陆法系还是英美法系,物权与债权(在英美法系相对应的是财产法与契约法)的区分总是客观存在的,在社会发展中也是极为必要的,但是维系物债区分的手段却不尽相同。例如采取物权自由原则的南非,运用登记能力和“所有权切割”理论作为物权的甄别机制,基本上达到维持物债二分体系的效果<sup>[10]</sup>。我国民法典编纂过程存在明显的路径依赖,譬如民法总则不仅没有从民法通则的单行法思维中解放出来,反而几乎成为后者的修订版。更为让人困惑不解的是,民法总则甚至背离了“体例科学、结构严谨、规范合理”的立法目标,为了丰富总则编中的权利体系,将本属于民法典物权编内容的物权法定原则越级规定到总则的范围中,既不符合法典应有的科学性、体系性要求,也必然导致总则与物权编内容的拖沓或缺失,前述法源之争即为体系性缺乏的当然后果。

在信息技术进步促使登记制度不断简捷化的现代社会,通过科学完善的登记制度完全能够实现物债区分以及对抗效力,完全能够制定出“具有中国特色、体现时代精神”的具有前瞻性的

民法典。即便原则上继续维持物权法定原则,立法和实践也已经为其缓和留出空间和指明方向,但遗憾的是立法者却固守“水磨风车时代”确立的物权法定原则,这既表明物权法定本质上是家长主义<sup>①</sup>,也有悖于意思自治的民法理念。法典化进程中的物权法定原则仍被立法者奉为圭臬,理由其实经不起推敲。首先,法典编纂的保守性。一部新法典草案如欲想被立法机关接受并通过,其目标必须中庸<sup>[11]</sup>,物权法定原则在理论和实践中皆有相当思想基础,贸然废除物权法定原则带来的观念更新和制度重构势必增加立法和社会成本。建国以来我国民法典的编纂历经“三起两落久徘徊”尚不能毕其功的事实,使得民法学界乃至社会层面上对于一部民法典的期望已经远远超过对民法典编纂本身的科学性、体系性的期望。应当指出,思维的落后并不等同于法典的保守,立法者追求稳妥本无可厚非,但以稳妥而牺牲法典应有的先进性、体系性和技术性则可谓得不偿失。其次,法律发展的连续性。物权法定原则在经历较为充分的讨论后,进入到立法层面,先是物权法采纳,随后是民法总则沿袭规定物权法定原则,以此证明法律发展是渐进的过程。物权法定原则废除论推倒重来的立法策略需要承担较高的风险成本,也容易对法律的权威性和民事主体的法感情产生消极影响。但是立法的连续性并非意味着法律应当停滞不前,相反,连续性所表明的正是立法不断发展进步。这种理由对于废除论而言或有一定道理,对缓和论则恰为反证。由此可见,继续维持严格的物权法定原则实为民法典编纂之缺憾。

## (二)退而求其次:确立缓和的物权法定原则

尽管物权法定原则存在诸多弊病,但在立法已经明确规定物权法定原则的背景下,继续探讨废除物权法定原则显然已无实际意义,故而笔者退而求其次,希望通过补充规定的方式尽可能克服物权法定原则的固有缺陷,维护民法典的体系性。物权法定原则近来饱受诟病的根本原因在于我国立法所坚持的是严格的物权法定,学理和实

践中都坚持非经狭义之法律,物权类型和内容皆不得被创设的思维,过度强调法律的权威和对社会的管控而忽视了社会运动发展的客观规律。事实上,即便是主张维护严格的物权法定的学者,也不得不承认将所言的“法”拘泥于成文法,结果使自身陷于僵化的泥坑,并与社会的需要脱节,甚至成为社会进一步发展的桎梏<sup>[12]</sup>。因此在维持物权法定原则的前提下,为尽量避免物权体系的封闭性,应通过承认习惯物权为社会发展转型时期可能产生的新物权保留必要的入法路径。对此,当前的法典化进程中已经至少包含两点可行性:

第一,承认习惯物权可有效协调习惯法源与物权法定原则间的关系。在前文目的解释中,笔者力图证明民法总则第10条的目的在于为民事纠纷的解决提供更完备的适用规范,为物权法定的缓和提供的契机乃是无心插柳之举,故而笔者认为第10条与第116条之间既非相互配合亦非相互反对的关系,要填补此中的漏洞,最为恰当的方式就是在物权编中对此问题进行协调规定,使两者相互衔接。具体而言,就是保持民法总则第10条和第116条不变,但是在物权编规定物权法基本规则时,要强调物权法定缓和,要承认在经济发展当中出现新的物权,该物权又符合物权特征时,认可其为物权。这样,尽管民法总则第10条和第116条之间有矛盾,经过民法典物权编这样的调整和修补,就能解决这个问题<sup>[8]</sup>。至于如何规定物权法定缓和,笔者认为,一是应当在物权编中通过承认习惯物权的方式以尽可能为物权的多元法源提供理论基础;二是可以对物权法定原则中的“法”的含义作扩大解释,除法律可创设物权外,司法解释、行政法规等能够通行于全国的法律规范都应具备这样的效力。

第二,我国学者主张的物权法定原则缓和的主要是通过承认习惯物权的效力来实现,对相关问题的探讨已经比较成熟。但是习惯作为物权的法源往往会面临以下的诘难:习惯作为物权法源

<sup>①</sup> 物权法定实际上是立法干涉了市场定价,因为物权法定意味着法律不保护当事人意欲具有对抗效力的约定,除非其采取了法律规定的权利形式。参见张瀚纶:《论物上负担制度 财产法的对抗力革命》,北京:法律出版社,2012年,第294页。

的标准是什么<sup>①</sup>?结合总则中的习惯法源以及学理上的认识,笔者认为可从以下方面进行考虑:其一,从积极条件来看,习惯创设的物权也同样必须具有物权的基本特征。因此,习惯创设的物权既应当具有作为物权基本特征的排他支配性,也应当具有一定的公示方法。其二,从消极条件来看,习惯物权是物权法定缓和的结果,不能违背物权法的基本理念和原则。其三,习惯是长期以来在特定区域所形成的且在该区域自发运行(即该区域内所有主体自觉自愿地接受的)、具有事实上对其进行权利义务配置功能的行为规范<sup>[13]</sup>。习惯的地域性决定其效力范围,因此需要慎重考虑的是何种适用范围的习惯适合作为习惯物权法源。为维护我国法制统一,少数民族地区的习惯不宜赋予法源地位,能够赋予法源地位的应当是仅限于能够通行于全国的习惯<sup>②</sup>,例如传统典权、让与担保等类型。

### (三) 固本与开新:以传统典权和让与担保为例

典权和让与担保制度在社会经济活动中的使用较为广泛<sup>③</sup>,因此民法典编纂过程中多数学者建议应当在物权编中规定传统典权和让与担保制度,以丰富物权类型,直面社会发展需要。尽管上述愿景在物权编草案中未能得以实现,但如法谚所云,法律是社会生活的文字表述,而非创造社会生活的工具。依照笔者前述思路,结合物权法定缓和与习惯法源之规定仍能够为此提供进路。

#### 1. 传统典权

典权是中国传统社会的特有制度,是指出典人为担保债务的履行,而将其不动产移转于承典人占有并使用为收益使用,当出典人于约定期限内未为赎回,则承典人依典契取得典物之所有权<sup>④</sup>。物权法及当前的“物权编”中都没有规定典权,导致可能出现两种截然相异的纠纷解决方式

和结果:其一,如果按照物权法定原则当事人之间的约定不具有物权的效力,仍应在原债权范围内进行清偿;其二,在当事人主张通过传统典制习惯解决纠纷时,通常则会引起依照典制承典人取得典物所有权的后果。就效果而言,两者相去甚远。结合物权法原理,笔者认为较为妥当的处理应当是至少赋予承典人就典物优先受偿的权利。在物权法定原则缓和的情况下,通过确认典权的物权属性,不仅能够使纠纷得到更加合理的解决,也能够避免同案不同判的尴尬局面。

#### 2. 让与担保

让与担保制度的确立是域外法物权法定原则缓和的结果,德国正是在潘德克吞(Pandekten)法学确立时期通过判例和学说确立和发展了现代意义上的让与担保<sup>[14]</sup>。此后,让与担保制度在德国司法实践中得到广泛适用,逐渐成为担保制度领域的重要组成部分。日本民法中让与担保制度的确立同样来源于司法判例,并且随着社会发展,让与担保的客体逐渐扩展至动产、不动产、票据等诸多形式,有效地推动了交易的缔结和经济的发展。现代社会日渐趋同的经济活动,使得让与担保在德日法制下发挥出的优势作用在我国物权体系下也逐渐显现,集中体现在使构成分子流动的集合财产和新形成或尚在形成过程中的财产权发挥担保作用等方面<sup>[15]</sup>,将让与担保纳入物权法规范俨然成为一项重要的立法课题。

典权与让与担保制度仅是习惯物权的具体类型,而不能囊括现代社会的习惯物权。若单纯将传统典权和让与担保纳入物权法规范也只能是丰富物权类型,无法从根本上缓解物权法定原则封闭性带来的诸多不利影响。如前所述,较为理想、可行的模式应当是确认物权法定原则的缓和,辅之以将社会发展过程中涌现出的新兴物权遴选并纳入到物权法体系,而欲达到此目标,最为关键的

① 对习惯物权的细致检讨,参见梁上达:《物权法定主义:在自由与强制之间》,《法学研究》,2003年第3期,第43-57页。

② 社会规则的成分复杂,适用范围不一,只有那些已经或能够使全体社会成员都受到约束的社会规则,才能为物权法所接受,一个国家的物权必须是统一的。如果允许某个少数民族地区依其习惯创设某种物权,物权法定的价值和意义将荡然无存。参见孟勤国:《物权二元结构论:中国物权制度的理论重构》,北京:人民法院出版社,2004年,第96页。

③ 在“无讼”案例中键入“民事案由、让与担保”得到的案件数量为1900余件,而键入“民事案由、典权”亦可得到案件480余件。检索日期:2018年10月31日。

④ 值得注意的是,该定义是基于典权“产生和存在的法理依据乃是既存的债权债务关系”,参见王明锁:《中国民商法体系哲学研究》,北京:中国政法大学出版社,2011年,第359页。而通说则将典权定义为“支付典价,占有他人的不动产而使用、收益的物权”,参见崔建远:《我国物权立法难点问题研究》,北京:清华大学出版社,2005年,第135页。由于典权兼具用益和担保之双重功用,相应地就其性质亦有益物权说和担保物权说之别,中国台湾地区民法理论上也有将其置于地上权、永佃权之后,地役权之前和将其置于抵押权、质权之后两种编排。通说定义显然是采前者观点,对此笔者认为值得商榷,但囿于主题在此不作赘述。

部分就是在物权编中承认习惯物权的效力。民法总则中规定的物权法定原则保留不动,在物权编中加以释明:物权法定之“法”是广义之法,在符合相应条件的情况下,新兴权利亦可经由习惯法源的功能转化而进入物权法规范体系。

#### 四、结语

民法总则第116条承袭物权法第5条之规定确认物权法定原则的效力。物权法定原则下,创设物权类型和内容的主体被限于狭义之法律,堪称各国物权立法中最为严格的立法例。但是物权法本身规定的物权类型严重不足,以致对社会经济发展产生阻碍。此外随着社会经济的快速发展,维持物权法定原则的社会基础已经发生变化,而经济的发展则催生出大量具有物权特质的权利类型。与此同时,信息网络技术的发展为物债区分提供了崭新的视角,物权法定原则存在的正当性与必要性受到质疑。但是,因为立法的保守等诸多因素,新近生效的民法总则维持了物权法定原则的立法模式,因此如何在民法典的物权编中加以协调规定,以尽可能克服物权法定原则本身的缺陷和避免其对民法典的体系性的影响就显得非常重要。

遗憾的是,就立法机关公布的民法典各分编草案征求意见稿来看,“物权编”的规定整体而言思路较为保守,内容乏善可陈,除增加了多数学者积极建议入典的“居住权”章节,完善了动产抵押、权利质权等方面的规定,修改了建筑物区分所有人重大事项的表决程序等外,缺乏对社会发展亟待解决问题的积极回应,例如学者们建议规定的先占、典权、让与担保等内容均未能纳入物权编中。而且,由于已经将物权法定原则的规定提到民法总则之中,在物权编中不再规定情有可原,不过如前所述,总则中规定的物权法定究竟如何理解适用,其与习惯法源的规定如何衔接、协调,则应当在物权编中进行必要的说明。但在物权编中并未就此进行任何补充规定。因此,究竟是严格的物权法定还是宽松的物权法定仍旧是难解的悬案。

民法总则第116条明确物权法定原则的同时,于第10条赋予习惯以法源地位,客观上仍为突破物权法定原则保留了余地,但与前述物权法定原则之规定或存在解释论上的抵牾。不过该规定也为我国民法典物权编退而求其次,采纳物权法定原则缓和论提供了契机。在根据既有规定既不能充分证明民法典采取的就是物权法定原则缓和,也不能证成仍旧是遵循旧的严格的物权法定原则的情况下,有必要对两者进行衔接、协调规定,而最为恰当的做法应当是在民法典各分编草案的物权编中对物权法定之“法”作扩大解释并有条件地承认习惯物权的效力,进而将典权、让与担保等制度纳入其中。这样做的好处,一方面回应了社会生活发展的要求,为经济的发展扫除了障碍;另一方面,保持了现有的民法总则的稳定性,对于其可能存在的法律冲突进行消解,也使得未来的整部民法典体系性更加完善。

#### 参考文献

- [1] 马俊驹,余延满.民法原论[M].北京:法律出版社,2010.
- [2] 郝晓越,杨瑞贺.习惯物权的大陆法系经验与中国立法方向[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2017(2):35-41.
- [3] 陈本寒,陈英.也论物权法定原则——兼评我国《物权法》第5条之规定[J].法学评论,2009(4):32-37.
- [4] 杨立新.物权法定原则缓和与非法定物权[J].法学论坛,2007(1):11-13.
- [5] 苏永钦.物权法定主义松动下的民事财产权体系——再探大陆民法典的可能性[J].厦门大学法律评论,2005(1):1-42.
- [6] 于飞.民法总则法源条款的缺失与补充[J].法学研究,2018(1):36-51.
- [7] 孟强.民法总则中习惯法源的概念厘清与适用原则[J].广东社会科学,2018(1):244-253.
- [8] 杨立新.民法总则规定对修订分则物权编三个重大问题的影响[J].西北大学学报(哲学社会科学版),2017(6):27-35.
- [9] 李适时.中华人民共和国民法总则释义[M].北京:法律出版社,2017.
- [10] 张静.论南非物权自由原则的实践和启示——兼议

- 物权编物权法定原则之缓和[J]. 交大法学, 2018 (2): 128 - 149.
- [11] 魏磊杰. 比较法视野下的民法典重构研究——聚焦法典编纂的最新趋势[M]. 北京: 法律出版社, 2016.
- [12] 梁慧星, 陈华彬. 物权法[M]. 北京: 法律出版社, 2010.
- [13] 谢晖. “可以适用习惯”的法教义学解释[J]. 现代法学, 2018(2): 3 - 24.
- [14] 向逢春. 让与担保制度研究[M]. 北京: 法律出版社, 2014.
- [15] 崔建远. 我国物权立法难点问题研究[M]. 北京: 清华大学出版社, 2005.

## Research on the Legislative Choice of the Principle of Numerus Clausus in the Civil Code

——Also on the Normative Interpretation of Articles 10 and  
116 of the "General Principles of Civil Law"

LIU Xiao - xia, WANG Zhen - yu

(School of Civil and Commercial Law, Gansu Political  
Science And Law Institute, Lanzhou 730020, China)

**Abstract:** The Principle of Numerus Clausus in the current law has been questioned because of its closure. Therefore, some scholars have proposed to moderate or abolish the Numerus Clausus in order to realize the openness and even the stipulation of the property right. However, in the context of emphasis on the distinction between property and debt, the statutory concept of property rights still prevails: Article 116 of the "General Principles of the Civil Law" continues to stipulate the statutory principle of property rights by inheriting the Article 5 of the "Property Law". What is paradoxical is that Article 10 of the General Principles of Civil Law recognizes that the custom property can be applied as a source of civil law, which literally provides theoretical support and implementation path for the moderation of Numerus Clausus. The division between the above provisions is difficult to be solved by legal interpretation. In order to avoid contradiction in understanding and application, which would damage the code of laws, a pragmatic approach is to supplement and reconcile the conflicting clause with stipulations in the compilation of property rights in the Civil Code. The first is to broaden the interpretation of the principle of Numerus Clausus, and the second is to link up the conflict provisions through the recognition of custom property, and finally establish the legislative model of the Moderation of Numerus Clausus in the future Civil Code. Such a legislative choice can be proved to be a practicable method by the prevalent traditional pawning system and transferring guarantee in practice.

**Key words:** the principle of numerus clausus; custom property; legal interpretation; the moderation of numerus clausus

(责任编辑: 郭海明)

# 中国在非投资纠纷解决机制:以商事调解为视角<sup>\*</sup>

● 杨福学

(浙江师范大学 法政学院,浙江 金华 321004)

**摘 要:**中方在非投资者对投资纠纷习惯于坐等政府协调,这种依赖不利于其它救济途径的开拓。2017 年后对非投资激增使中非投资纠纷有效解决变得更加重要而紧迫。依赖相似的调解文化,学习国内外涉非调解经验,中非投资纠纷通过调解解决较为务实。当前,首要应制定和完善商事调解法,改善援非方式,通过互联网共享调解员,吸纳“融解决”优点;同时,投资者要珍视调解机会,塑造良好社会形象,营造利于调解的社会氛围。

**关键词:**在非投资;投资合同纠纷;商事调解

**中图分类号:**D996.4

**文献标识码:**A

**文章编号:**1004-5465(2019)01-109-08

## 一、问题的提出

非洲虽然投资风险比较大,但是市场需求巨大,对外资限制较少,是国际投资领域难得的潜力股。中国对非投资始于上世纪八十年代初,现已跻身为第四大对非投资国<sup>①</sup>。中国对非投资受政策影响明显。据商务部、UNCTAD 公开数据显示,2011 年到 2016 年中国对非投资持续下滑。近年来,由于对欧美投资受到越来越苛刻的审查,中国又重新强调对非投资。2015 年提出“中非合作十大计划”<sup>②</sup>,2017 年将“一带一路”计划扩及非洲<sup>③</sup>,在这些举措刺激下,2017 年中国对非投资达到 31 亿美元<sup>④</sup>,占中国对外投资流量的 2.6%,比上年增长 29%。2018 年中非合作论坛北京峰会提出未来三年对非投资不少于 600 亿美元。可以预见,在中美贸易战背景下,中国对欧美投资空

间有可能被进一步压缩,中国对非投资将会快速增长。这使得依法化解和防范投资风险,有效解决投资纠纷,保护在非中方投资利益比任何时候都迫切而必要。

目前中国在非投资纠纷主要源自非洲底层民众。2011 年,中色非洲矿业有限责任公司遭遇中资企业在赞比亚投资史上“最长的罢工”,2 000 多名工人要求年工资提高 1 000 美元。如果满足工人的要求,公司将在两个月内破产。而这样的事件绝非孤例。2018 年 6 月,肯尼亚首都内罗比爆发了反对煤炭燃料集会,抗议中肯合资企业在旅游胜地和联合国教科文组织保护的文化遗址兴建燃煤发电厂。每当爆发大规模群体性事件,非洲项目合作方往往会以此为借口解除合同或者提高筹码,引发投资纠纷。同时,中方的非洲合作者也变得老练而精明,他们针对中方投资者的思维

。收稿日期:2018-07-30

基金项目:浙江省哲学社会科学重点研究基地浙江师范大学非洲研究中心自设资助项目(15JDFZ02ZS)。

作者简介:杨福学(1971—),男,甘肃灵台人,讲师,研究方向:国际能源投资安全。

①英媒评述:《非洲无需担心中国资金潮消退》,《参考消息》,2019 年 1 月 7 日,第 14 版。

②2015 年 12 月,中非合作论坛约翰内斯堡峰会暨第六届部长级会议在南非召开,习近平代表中国政府宣布将中非新型战略伙伴关系提升为全面战略合作伙伴关系,在工业化、农业现代化、基础设施、金融、绿色发展、贸易和投资便利化、减贫惠民、公共卫生、人文、和平和安全等领域实施“十大合作计划”。

③2017 年 5 月 15 日,由博茨瓦纳中国友好协会和环球广域传媒集团联合非洲多家媒体举办的“一带一路与非洲论坛”上,近百位来自中国、非洲各国的学者、政府官员、NGO 代表、媒体人济济一堂,论坛传递出非洲将在“一带一路”框架下受益,“一带一路”倡议将惠及非洲人民的信息。

④参见王文博:《我对非投资存量超过 1000 亿美元》,《经济参考报》,2018 年 8 月 29 日,第 A01 版。

和行为方式,设置的圈套经常能够得逞。在莫桑比克的第二大城市贝拉,有中国投资者经朋友介绍,欲收购一家餐馆。他考察了整整一个礼拜,餐馆每天均座无虚席,他很满意地以高价收购。但付完款后,餐馆却门可罗雀。原来先前的情景是出售方叫亲朋好友来演给中方收购者看的。有时非洲政府雇员专盯中方投资者敲竹杠,中国大使馆官员出面协调也不凑效,中方投资者不得不用钱疏通。一些非洲政府以环保、劳工待遇、文化古迹保护为由,动辄对中方投资叫停或征收。2019年9月的中非合作论坛北京峰会上,喀麦隆论坛记者克里斯托弗对美国之音表示,希望国际社会重视非洲国家的环保和就业问题。他以中方投资者参与的 Bamenda - Mamfe 公路项目为例,抱怨中方投资者疏于环保。

针对中方在非投资纠纷,法学界多从国际仲裁视角研究,建议中方投资者走国际仲裁途径维权<sup>①</sup>。可是中非 BITs 政治宣示意义大于仲裁操作价值,而且商事纠纷诉诸国际仲裁要以穷尽当地救济为前提。到目前为止,中非投资纠纷尚无一例诉诸国际仲裁,而且在以后几年内也不大可能,利用这一途径维权是任重道远,远水难解近渴。实务中,不管是中非官方,还是中方投资者,都对外交解决寄予厚望。可是中非投资纠纷日益频仍,政府显然无力顾及,而且外交机构不宜沦为纠纷处理机构。鉴于中非有着相似的重视调解的文化传统,基于中非深厚的传统友谊以及境内外积累的对非投资纠纷的调解经验,目前能否利用调解灵活多样的形式、低廉的资金和时间成本,结合国际商事调解的最新发展,尝试以商事调解的方式解决中方在非投资纠纷,更好地保护迅猛增长的中国对非投资,为中非投资纠纷的国际仲裁、诉讼解决赢得时间,已被学术界所关注。

尽管由于战乱、政变、国家行为给中国在非投资者造成了动辄千亿美元的损失,比如中国在利

比亚、南苏丹等国的损失,这些情形毕竟为数极少,也非法学人能力所及。本文主要关注数量庞大而频仍的中国在非商事投资纠纷,即由于商事投资合同的履行而发生的纠纷。

## 二、中国在非洲投资争议分类及应对路径

国内学界讨论中非投资发展影响因素时,很少提及投资纠纷解决,对其研究未上升到影响中非投资的高度,认为对非投资的发展取决于中非友好关系。这一思维催生了长时间、大规模的对非援助<sup>②</sup>,形成了投资纠纷解决的外交依赖症。学者们有关中非投资纠纷解决的观点可分为三种:一是加强和改善对非援助。有学者对比研究了中、日、美及欧盟的援非方式、效果及对中国的借鉴意义<sup>[1-2]</sup>,还有学者根据国力,提出了务实的援非方案<sup>[3]</sup>。援助可以改善双边关系,有利于纠纷解决,但不能直接解决纠纷。有时候也劳民伤财,助长了一些国家“乞丐经济学”的野蛮生长。二是密切外交关系,增加领导人互访,举办各种论坛<sup>[4]</sup>。受政府精力和外交重点所限,外交对投资的促进不宜高估。中方投资者,尤其是广大民企投资者,不能形成纠纷解决的外交依赖证,消极地坐等政府出面。三是通过国际诉讼、仲裁维权<sup>[5-7]</sup>。由于绝大部分中非 BITs 粗疏、模糊,操作性不强,缺乏必要的法律依据,修改条约任务艰巨、耗时费力,加之专业人才匮乏,经验不足,短期内该救济路径难以直接发挥效用。

实际上,如果对中非各类投资纠纷做精细分析,会发现外交途径只适用于少量投资争端,绝大部分投资纠纷无法获得外交关注。根据纠纷主体及纠纷性质,中国在非投资纠纷可以分为三类:一是中国作为投资母国与投资东道国政府之间的争端,二是中方投资者与非洲东道国政府之间的争议,三是中方投资者与非洲合作伙伴商事投资合

① 如厦门大学韩秀丽教授、浙江大学赵骏教授、西安交通大学单文华教授、复旦大学梁咏博士、中央财经大学肖芳博士等。

② 在2015年12月4日召开的中非合作论坛约翰内斯堡峰会上,中方提出未来三年内,将提供600亿美元实施中非“十大合作计划”。

同纠纷<sup>①</sup>。这三类争议解决途径有差异,第一类通过中非政府间谈判,签订或修订投资条约或变更政策解决。第二类主要通过国际投资争端解决中心(International Center for Settlement of Investment Dispute, ICSID)等国际仲裁机构解决<sup>②</sup>。由于中非 BITs 政治宣示意义大于实务价值,中非在这方面的纠纷尚无诉诸 ICSID 的先例,主要依赖政府协调。政府精力有限,政治关注点不同,只能关注少数大型国企投资者。这类争议彻底解决的前提是修订中非 BITs,但修订难度不小,近年来中非 BITs 没有修改过一个。第三类依《华盛顿公约》,在穷尽东道国国内司法救济后,可向 ICSID 申请仲裁<sup>③</sup>,或者向国际知名仲裁机构 ICC、ZCC、LCIA 等申请仲裁。区别在于,前者的法律依据是 BIT,商事投资合同仅为参考,如果投资东道国和投资母国政府之间没有 BIT,就无法诉诸 ICSID;后者法律依据为投资双方的商事投资合同,投资者所属国政府之间没有 BIT 不影响仲裁;ICSID 仲裁的被申请人仅为投资东道国政府,而其它国际仲裁机构被申请人则为商事主体。ICSID 是解决投资纠纷的国际专门仲裁机构,近年来受案数直线上升,影响力越来越大,成为国际投资领域权威纠纷解决机构,所以投资者倾向于选择 ICSID 仲裁。要诉诸 ICSID 解决投资纠纷,投资母国和投资东道国必须是 ICSID 公约的缔约国,而且两国之间必须有生效的 BIT。目前,中国政府无力顾及数量庞大且迅速攀升的商事纠纷,投资者的外交依赖导致投资纠纷解决乏力。在非投资者并未尽力开拓纠纷的诉讼、仲裁、调解解决途径。

本文主要讨论第三类纠纷,即中方投资者在非商事投资合同纠纷。依据《中国对外投资发展

报告 2017》,中国对非投资主要集中在建筑、采矿、制造、金融及科研和技术服务五个行业。前三个行业主要与投资东道国政府部门订立承包合同,寻求当地司法救济难度最大;后两个行业可以签订合资合同从事经营活动。这五种行业中方投资者以国企、央企为主,中国政府关注度较高,损失主要来自于投资地国局势动荡。中国在利比亚曾损失 2 000 多亿美元,在南苏丹损失数百亿美元,均为石油投资。大量的民营企业主要投资于当地的贸易、服务业。由于有些国家某些行业有经营模式的限制,加之为规避民族主义的冲击和政府征收等风险,许多中方投资者并购当地企业或者订立合资合同,与当地合作伙伴一起经营。

中非商事合同纠纷主要是指中方投资者与当地合作伙伴的并购、合资合同、合伙协议纠纷。这类纠纷如果直接申请 ICSID 仲裁,即便一方当事人为东道国国家机关,ICSID 也不具管辖权<sup>[8]</sup>。前文已述及,ICSID 旨在保护外国投资者在投资东道国的合法权益,被申请人必须是作为管理者的投资东道国政府。该东道国必须是《华盛顿公约》的签署国,仲裁依据是该东道国与投资母国间的 BIT。在 Joy v. Egypt 案中,仲裁庭以埃及工业与采矿项目总部(IMC)仅为商业合同的一方当事人而非管理者为由,认为 ICSID 没有管辖权<sup>④</sup>。在 Peru v. Caraveli Cotar - use S. A. C. 案中,当事人在仲裁庭成立之前达成了和解,秘书处依《ICSID 仲裁规则》第 43 条第 1 款终止了程序<sup>⑤</sup>。即使仲裁庭成立,该案也可能被宣布没有管辖权。但在穷尽当地救济之后,中方投资者可以合法的投资利益未得到有效保护、投资东道国违背 BIT

① 尽管在英语中,纠纷和争端都可以是“dispute”,但在中文中,争端与纠纷区别明显。争端一般指国际争端,即国与国之间基于事实或法律,对某项权益所持的立场、观点和主张不同而发生的对立和冲突,比如 WTO 争端、南海争端;也可以指他国组织或个人与一国政府之间的争议,比如 ICSID 解决的争端。纠纷是指民事主体之间基于合同产生的争议,比如多元化纠纷解决机制。

② 根据《ICSID 公约》(又称《华盛顿公约》)第 25 条第 1 款,ICSID 只对投资母国投资者与投资东道国政府之间的投资争端具有管辖权,而且该外国投资者不得具有投资东道国的国籍。当然代表政府的国有公司也可以被视为东道国政府,如 ARB/10/18 案中,尼克资源公司诉孟加拉油气开采生产公司。参见 ICSID 网: <https://icsid.worldbank.org/en/Pages/cases/searchcases.aspx>, 2018 年 7 月 25 日浏览。

③ 《ICSID 公约》第 26 条规定:“除非另有规定,双方同意根据本公约交付仲裁,应视为同意排除任何其他补救办法而交付上述仲裁。缔约国可以要求用尽当地各种行政或司法补救办法,作为其同意根据本公约交付仲裁的一个条件。”公约规定可以将用尽本地救济原则作为诉诸 ICSID 的一个条件,但许多 BITs 都将其作为申请 ICSID 仲裁的必要条件。

④ ICSID Case No. ARB/03/11; Para. 79 of the Award of Joy Mining Machinery Limited v. Arab Republic of Egypt. 该案 Joy 申请撤诉,在征得被告同意后,仲裁庭于 2005 年底撤销案件。

⑤ <https://icsid.worldbank.org/en/Pages/cases/casedetail.aspx?CaseNo=ARB/13/24>, last visit on Jan. 4, 2019.

义务为由向 ICSID 申请仲裁,前提是中国与该投资地国签有 BIT,而且申诉对象要由合同相对方变为投资东道国政府。也可请求中国政府给予帮助,但若选择了 ICSID 仲裁,就视为投资者放弃了包括外交保护在内的其他救济途径<sup>①</sup>。非洲法治欠完善、司法腐败以及浓厚的地方保护主义,使得当地司法救济困难重重。在这种情况下,运用国内涉外调解经验,借鉴日本等国商事调解做法,就显得务实而必要。

### 三、中国在非投资合同纠纷调解解决的基础

#### (一) 中非投资纠纷调解解决的文化基础

中国人注重调解有着深厚的文化基础,渊源于中国儒家文化中“和为贵”“耻讼争”的思想。孔子说:“听讼,吾犹人也。必也使无讼乎!”即通过对争讼双方充分的说理、感召,使得问题得以彻底解决,不留后遗症。孔子的理想,就是靠教化、提高修养,使社会达到“无讼”状态。这种思想对中国的讼争文化产生了深远的影响。非洲各民族也有注重调解的传统,评论家们称调解文化已经深深扎根黑色非洲。南非前总统曼德拉强调要依赖维护共同利益的谅解、和解等公众信服、欢迎的方式来解决纠纷。加纳长期致力于推进传统习惯法纠纷解决方式和调解的糅合发展<sup>②</sup>。在习惯法较浓的非洲,任何争端解决方式要充分发挥作用,必须很好地与习惯法相结合,在这种结合中,调解优于诉讼,尤其在埃及、苏丹、尼日利亚等非洲大国。埃及国际商事仲裁中心受理的调解案件多于仲裁案件。非洲各国国际协定中也将调解作为解决纠纷的首要选择,如苏丹与叙利亚等 6 国缔结《关于解决阿拉伯国家之间投资纠纷的协议》,约定所有投资争议应首先通过协商、调解的方式解

决。“具有悠久调解传统的非洲国家更乐于通过调解的方式来解决与投资者之间的争议。”<sup>[9]</sup>中非相似的调解文化是中国在非投资合同纠纷谋求调解解决的前提。

#### (二) 中国具有一定的涉外商事调解的经验

中国外向型经济发达的省份,如广、沪、浙、闽等,在涉外商事调解方面均有探索。以浙江为例,杭州、宁波、温州、义乌非洲投资者众多<sup>③</sup>。浙江涉非投资纠纷的调解经验,对中非调解解决商事纠纷不无裨益。

1. “以外调外”突破中非商事调解的人才瓶颈,化解调解中的文化差异

涉外商事调解员要具备一定的谈判技巧、纠纷解决能力和跨文化背景,在圈内享有较高声誉。这类人才十分稀缺。浙江较早组建涉外调解委员会(下称外调委),吸纳外籍人员,借助网络实现远程调解,与国外调解机构共用人才。文化传统影响当事人争议解决的价值取向、决策模式及诉求表达等,文化冲突可能将这些因素演变成调解过程中的现实冲突,形成调解障碍<sup>[10]</sup>。外籍调解员的参与,有助于缓解这种冲突。

#### 2. 建立多方联动机制,推动调解协议的执行

浙江外调委在司法机关指导下,首先建立诉调联动机制,就疑难法律问题咨询法院,外调委的调解协议能即时得到法院确认。法院可依当事人合议,中止审理,将案件移送外调委,若 30 日内仍未调解成功则恢复审理,及时判决。外调委也可派员参与法院涉外案件的调解。其次,建立律调对接制度。鼓励律协在法院、外调委设立律师调解工作室,参与涉外商事调解。再次,积极开展与国际 NGO 合作、交流,实现远程协助。外调委通过外籍调解员牵线,与许多国家调解机构签订合作意向协议,推动调解协议的执行。

① 《ICSID 公约》概述第三段规定:“国际投资争端解决中心受理的案件,有排他管辖的效力,……裁决结果对双方有拘束力,不得提起上诉或采取任何除本公约规定外的补救措施。”

② Jacqueline Nolan - Haley. Mediation and Access to Justice in Africa: Perspectives from Ghana. Harvard Negotiation Law Review, fall, 2015. Pp. 3.

③ 以义乌、鹿城、青田三地为例。义乌市外国人超过 1.5 万,分别来自 100 多个国家和地区,主要来自非洲。2016 年临时入境人员超过 40 万,并且在逐年增加。温州商人的足迹遍布世界,作为温州核心的鹿城区,外商很多,加上众多华侨,涉外商事纠纷数量也非常庞大。丽水市青田县是著名的侨乡,54 万人口中华侨就有 33 万,他们多集中于欧洲,从事餐饮、商贸等。

### 3. 建立诚信档案制度,加大对失信商户的约束力度

涉外商事纠纷产生的根源在于当事人失信,涉外调解协议执行难也源自失信。中方失信者抬高价格、偷工减料、抵赖货款,非方失信者则常常隐瞒必要信息,通过中介运出货物,以调解拖延,伺机出境逃避责任<sup>[1]</sup>。为此,外调委建立起“诚信档案”,记录失信行为,将失信者评级分类,上网公告,并与多国、多个 NGO 诚信档案联网,形成声誉惩罚威慑。

以上调解经验,若能与非洲调解传统完美衔接,并克服其固有缺陷(经费不足、协议执行难、机构信任度低等),将极大地促进中国在非投资纠纷的解决。

#### (三) 调解是解决中非投资纠纷的务实选择

如前所述,中国在非投资纠纷寻求当地司法救济不易,寻求 ICSID 仲裁又欠缺一些必要条件。相反,调解以其灵活的形式、高效的程序、低廉的成本,能够较为理想地消弭矛盾,修补合作关系。就当下而言,较之当地司法救济、国际仲裁等维权方式,商事调解是中方投资者解决纠纷的务实选择。那么,中非双方共同倚重的外交途径效果是否优于调解呢?

中非均对外交解决投资争端期望很高。中方希望通过领导互访、论坛峰会、对非援助提升中非友谊,提升中方投资者在非待遇。非方高层也相信外交途径解决投资纠纷的神话。笔者曾经在中非相关会议和论坛中,多次向与会非洲政要询问中非投资纠纷解决途径,他们都强调友好协商、调解和外交途径<sup>①</sup>,诉讼是最不适宜的选项。外交途径解决纠纷,纠纷少时尚能对付,在中非投资争端频仍的今天则很不现实。一是政府精力有限,不能沦为纠纷解决机构,也有违行政与司法部门的分工;二是政府关注的侧重点在政治和战略,不

会在乎个别投资者的损失(国有大型投资者除外),更不会为个别投资者损及外交关系。正常的状态是,大量的投资纠纷,应该由投资者自行解决。对外交途径的依赖,无益于纠纷的解决,也无益于纠纷解决途径的开拓和探索。

## 四、探索中国在非投资纠纷调解之路

中方投资者要摒弃坐等思想,直面纠纷,睿智维权,轻不言弃。还要着眼长远发展,积极融入社区,热心公益事业,承担社会责任,培育利于调解的社会氛围。

#### (一) 纠纷调解的理念:着眼长远发展,珍视调解机遇

国际争端解决机构均非常重视调解,对调解中的不诚信行为或有意破坏的调解方都有相应的惩戒措施。《香港调解实务指示 31》A 部第 4 款规定:“法庭行使酌情权裁定诉费时,会考虑所有相关的情况,包括根据法庭可以接纳的资料而证实诉讼人没有合理的解释但不曾参与调解一事。”依伦敦国际仲裁院(LCIA)规则,律师有权将调解中对方未接受报价装入密封的信封交给仲裁员,以备其分配仲裁费时参考。中方投资者在国际仲裁中,不善于把握调解时机,留下过深刻教训。

在广东船坞公司与希腊 E. N. F. Aegiali 公司船舶改造合同纠纷案中,中方数次坐失调解机会,最后付出了高昂代价<sup>②</sup>。2007 年 11 月,希腊 Aegiali 公司与中国广东船坞公司签订协议,将其一艘大型原油运输船(VLCC)改装成大型矿石运输船(VLOC)。约定纠纷在伦敦海事仲裁员协会(LMAA)依据英国法进行仲裁。2008 年船舶改造费用一路上涨,广东船坞要求 Aegiali 提高费用遭拒,遂以涉案船舶吨位过大、船坞水位无法承

① 2016 年 11 月在北京会议中心举行的会议上,尼日尔商务部长说,所有的投资争端都可以在政府的调解和当事人的友好协商下解决,不会闹到法庭上,更不会闹到投资争端解决中心去。2017 年 8 月 12 日在浙江师范大学召开的尼日利亚研究中心成立大会上,笔者问及尼日利亚前外交部长 General Alliyu Gusau,他肯定地说,投资争端通过友好协商和政府间磋商解决。

② 参见[2010]EWHC 2866(Comm)英国案例索引。

载为由拒绝其进入船坞,却放进了后到的另一艘类似吨位船只。其间恰逢筹备奥运,广东海事安全局禁止大型运输轮进入广东船坞。广东船坞公司遂以情势变更为由要求解除合同。Aebgialii 向 LMAA 申请仲裁,要求巨额赔偿。LMAA 支持了 Aebgialii 的请求,认为此禁令发生在中方公司拒绝履行合同之后,不构成情势变更,不足以终止合同,裁定中方赔偿六千多万美元。而在裁决前,双方曾邀请调解员在伦敦主持过调解,Aebgialii 仅要价 800 万美元,由于坚信解约理由充足,广东船坞消极对待调解,仅出价 200 万美元。后要价和还价变为 500 与 300 万,仍因 200 万差距未能握手言和。中方付出了惨痛的代价,也失去了和 Aebgialii 继续合作的机会。商事调解应着眼于长远的合作和整体事业的发展,注重低成本、高效率地解决纠纷。纠纷双方能接受调解,就表示珍视合作关系,就有 50% 以上和解希望。由于商主体更珍惜商誉、重视效率,商事调解协议的执行力要远高于民事调解。中方投资者要有珍视调解和把握时机的意识。

## (二) 中国在非投资纠纷调解之路的具体探索

### 1. 融入当地社区,培育利于调解的社会氛围

非洲社会尊崇部族首领、宗教领袖的权威,由当地有威望的人士出面调解,往往能取得较好的效果。而社区、市场、商会领导人为了本地区经济繁荣,也乐于主持公道。近年来,国际商事调解发展演变的一个明显特征是非机构商事调解(有学者称为个人调解)的崛起<sup>①</sup>。2003 年英国机构调解的案件占到调解案件的一半以上,2010 年非机构调解案件已经占到调解案件的 65%<sup>[12]</sup>。我国也要更好地发展非机构调解。在非洲,如果当地有调解机构,可以充分利用之;如果没有,或有但不足以信任,可以推动当地商会、政府组建或改组调解组织,也可在华人商会设立调解组织。搞好

与当地民众的关系,营造对华友好的社会氛围,一旦发生纠纷,当地社会名流、德高望重者才愿意出面调解。为此,中方投资者要勇于承担社会责任,努力融入当地社区,遵守当地法律、习俗,为当地民众排忧解难,多从事公益活动。同时,要注重培养自己的跨文化调解员。他们应能理解双边或多边文化精髓,熟悉国际谈判原则,能主导国际交易谈判和争端解决,并能在跨文化调解中及时进行文化调适<sup>[13]</sup>。

为维持调解机构健康运行,在非调解可以有偿服务。我国《人民调解法》规定了免费调解的原则<sup>②</sup>,机构调解无法克服经费紧张问题。在非投资纠纷调解是一种商事调解,应当按照市场规律收费。邀请的调解员,也应支付必要的报酬。华人商会的调解机构要与当地调解组织建立良好合作关系,实现调解员共通互享,也可以通过网络实现各国间调解员跨境调剂。

### 2. 在将来出台的商事调解法中增加“涉外商事调解法”部分

国际商事调解需要有独立的调解规则。具有国际影响力的调解中心,包括世界著名的仲裁中心所属的调解机构均有自己的调解规则。AAA 制定了长达 46 页的仲裁及调解规则<sup>③</sup>,UNCITRAL 在 2002 年就制定了《国际商事调解示范法》。我国国际商事调解立法缺位,准用《人民调解法》,导致国际商事调解无序化和空洞化,调解制度不能切实发挥作用<sup>[14]</sup>。结和我国立法实际,首先应当制定商事调解法,这是我国对外贸易、投资发展的必然需求。就我国立法实际而言,制定专门的涉外商事调解法不太现实,但可以在商事调解法中设立专门章节,规定涉外、国际商事调解内容。未来立法要充分尊重调解员、当事人的意愿。把握好调解和诉讼的边界,尤其是调解协议的即时司法确认不能剥夺当事人的反悔权,否则

① 商事调解分为机构调解和个人调解。从国际商事调解发展趋势看,个人调解发展很快。

② 该法第 16 条规定,人民调解员仅获得适当的误工补贴,在特定条件下获得医疗生活补助。

③ 美国仲裁协会网:[https://www.adr.org/sites/default/files/commercial\\_rules.pdf](https://www.adr.org/sites/default/files/commercial_rules.pdf). 2018 年 3 月 29 日最后访问。

会造成调解协议执行难。调解员既享受充分自由裁量权,也应受必要约束。调解员可以采用自认为适当的方式进行调解,比如美国国际商事调解可能采取联合会议(joint sessions)及核心小组讨论(caucuses)的形式<sup>[15]</sup>,但应考虑案件的各种情况以及双方当事人可能提出的愿望,也应遵循一定的程序<sup>[16]</sup>。确立有偿调解的原则,规定商事调解社会调解的属性,鼓励社会力量参与。明确规定外籍调解员的地位、权利和义务,规定政府支持涉外调解的途径和方式。

### 3. 学习最高人民法院国际商事法庭的“融解决”模式

2018年6月最高人民法院国际商事法庭的成立,标志着中国在国际商事调解方面取得很大的进步。在“共商、共建、共享”理念指导下,最高人民法院国际商事法庭旨在打造将“调解、仲裁、诉讼”机制性、系统性整合的“一站式、多元化争端解决平台”<sup>①</sup>。这种“融解决”的方式,突破传统争端解决模式,集各种争端解决方式优点于一身,既最大限度地尊重当事人的意思自治,又赋予调解协议类似于判决的执行力,并能使其像仲裁裁决那样,依据《纽约公约》得到各国承认与执行<sup>[17]</sup>。中国在非商事调解机构需要学习国际商事法庭的模式,采取这种“融解决”的方式,更加灵活多样地调解解决投资纠纷。

## 五、余论

非洲是全球最大的发展中地区,经济增速处于世界前列,发展潜力巨大,各方投资者竞争激烈。中国若无法有效应对频仍的投资纠纷,在政策推动下的对非巨额投资将面临巨大风险。中非投资纠纷调解如果能研究到位、操作恰当,必将激发民间巨大的对非投资潜能,保障中非经济合作的健康发展。

目前中美贸易战形势迫人,外资撤离严重,非洲对中国经济的重要性越发凸显。“中国开放政

策的核心不是向伊斯兰世界开放、不是向拉丁美洲开放、不是向非洲开放,中国的开放就是融入到以美国为首的全球市场经济体系中。”<sup>[18]</sup>中美经贸关系正常时,中国对非投资尚有回旋余地,而目前中国外向经济空间在美国贸易战挤压下,不得不重新审视对非投资。中国已与2015年底宣布了对非600亿美元的投资计划,为维护中方投资利益,应当更加重视中国在非投资纠纷的调解研究。

## 参考文献

- [1] 钟伟云. 日本对非援助的战略图谋[J]. 西亚非洲, 2001(6): 14-19;
- [2] 周玉渊, 唐琳. 欧盟对非援助协调新变化及对中国的启示[J]. 教学与研究, 2013(7): 75-83.
- [3] 刘鸿武. 对非发展援助与中国国际责任的当代实践[J]. 浙江师范大学学报, 2015(2): 1-8.
- [4] 李子文, 李青. 中国对非洲直接投资的双边领导人访问效应——理论解释与实证检验[J]. 国际经贸探索, 2017(12): 52-68.
- [5] 韩秀丽, 翟雨萌. 论“一带一路”倡议下中外投资协定中的投资者——国家仲裁机制[J]. 国际法研究, 2017(5): 20-31.
- [6] 朱伟东. 仲裁是解决中非投资贸易争端的最佳选择[C]. 中国仲裁法学2014年年会论文集, 1-11.
- [7] 张燕霞. 中国在非洲投资争端仲裁机制研究[D]. 上海: 华东政法大学, 2015.
- [8] 刘华. 通过ICSID解决中非之间投资争端的研究[J]. 政法论坛, 2013(2): 173-179.
- [9] 朱伟东. 外国投资者与非洲国家之间的投资争议分析——基于解决投资争端国际中心相关案例的考察[J]. 西亚非洲, 2016(3): 138-160.
- [10] 王刚. 论文化差异在国际商事调解中的表现及影响[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2009(4): 76-81.
- [11] 吴卡, 张洛萌. 涉外商事纠纷调解新模式探寻——以义乌市涉外纠纷人民调解委员会为例[J]. 浙江师范大学学报(社会科学版), 2017(2): 62-70.

① 最高人民法院国际商事法庭网: <http://cicc.court.gov.cn/>。2018年11月29日最后访问。

- [12] 齐树洁,李叶丹. 商事调解的域外发展及其借鉴意义[J]. 中国海商法年刊,2011(2):97-103.
- [13] Garrick Apollon. Cross - cultural Deal Mediation as a New ADR Method for International Business Transactions[J]. Law & Business Review of the America, spring,2014, Vol. 20.
- [14] 汤维建. 关于制定《社会调解法》的思考[J]. 法商研究,2007(1):59-64.
- [15] Thomas J. Stipanowich. Insights on Mediator Practice-sand Perceptions [J]. Dispute Resolution Magazine. Winter,2016, Vol. 22.
- [16] 黄进,宋连斌. 国际民商事争议解决机制的几个重要问题[J]. 政法论坛,2009(4):3-13.
- [17] 单文华. 国际商事争端解决的中国方案[N]. 法制日报[国际],2018-11-13(4).
- [18] 高善文. 中美贸易摩擦深处的忧虑[EB/OL]. (2018-4-11)[2018-5-10]. <https://wallstreetcn.com/articles/3307705>.

## Dispute Settlement Mechanism of Chinese Investment in Africa: from the Perspective of Commercial Mediation

YANG Fu - xue

(College of Law and Political Science, Zhejiang Normal University, jinhua 321004, China)

**Abstract:** Chinese investors are used to waiting for the Chinese government to settle investment disputes in Africa, which is not conducive to the development of other relief channels. The surge in investment in Africa since 2017 has made the effective settlement of investment disputes between China and Africa more important and urgent than ever. With relying on a similar mediation culture and learning from domestic and foreign experience in mediating investment in Africa, it is practical to settle Sino - Africa investment disputes by commercial mediation. Currently the priority should be to enact the Commercial Mediation Law, adjust the approaches to aid Africa, share mediators among mediation institutions via the Internet, and take in the advantages of "integrated solution". At the same time, Chinese investors should also appreciate the opportunity of mediation, shape a good public image and create a social atmosphere conducive to mediation.

**Key words:** investment in africa; disputes over investment contracts; commercial conciliation

(责任编辑:郭海明)

# 商行为制度的完善路径与体系重构<sup>\*</sup>

● 张可法

(兰州财经大学 马克思主义学院, 甘肃 兰州 730020)

**摘 要:**商行为制度是商法的核心制度之一,《中华人民共和国民法总则》的实施未能涵括基本商事行为一般性规则,亦未提供共同性的原则或规则作为特殊商事行为司法裁判的依据。虽然现代民法呈现出“商化扩张”的一面,但仍有部分属传统商法的内容游离在民法之外。这些未被民法吸纳的内容,形成商法通则的可能空间。在民法典编纂的背景下,主要通过分析民法典融入商行为制度或制定商法通则的路径选择,探讨构建一般商行为条款与特殊商行为条款相结合的商行为制度体系。

**关键词:**商行为;法律行为;商事通则;民法典

**中图分类号:**D913.99

**文献标识码:**A

**文章编号:**1004-5465(2019)01-117-08

## 一、引言

2015 年 3 月 20 日,全国人大常委会法工委正式组建民法典编纂工作小组,该小组于 3 月 31 日提出了“先编纂民法典总则,再整合分则”的两步走思路,正式启动了我国民法典立法工作。2017 年 3 月 15 日,第十二届全国人民代表大会第五次会议通过了《中华人民共和国民法总则》(以下简称民法总则),标志着我国民法典的编纂工作迈出了关键性的一步,也是世界范围内民商合一立法模式的最新尝试。相反,商法学界主流观点一直主张制定的商法通则,虽形成了若干商法通则的建议稿,但仍然还没有上升到国家立法的层面。对此,王利明认为<sup>[1]</sup>,民法典总则可以有效地指导商事特别法,民商合一体例的核心在于强调以民法总则统一适用于所有民商事关系,统辖商事特别法,这就需要极大地充实和完善民法典总则的内容。这也

意味着,我们不宜制定商法总则以统辖各商事法律,而主要应当通过完善的民法典总则来调整传统商法的内容<sup>[2]</sup>。还有学者认为,制定商法典既不符合实际状况,也不符合时代潮流<sup>[3]</sup>;制定商事通则欠缺智识、立法技术与政治意愿<sup>[4]</sup>。赵旭东则认为<sup>[5]</sup>,民商合一既无必要也无可能,放眼世界各国,迄今还没有哪一个国家制定出堪称成功范例的民商合一的民法典。刘凯湘认为<sup>[6]</sup>,商法对社会经济尤其是对商业的发展所起到的推进作用是已经被证实了的,采用民商合一体例的国家,没有一个成为当时或者今天在世界范围内市场经济中具有领先优势与地位的国家。因此,如何应对民法与商法的关系,已经是我国民法典制定不可回避的问题。商法作为特别私法,调整对象的独立性主要体现在商主体和商行为上,在民法典制定过程中,如何处理好商行为制度及其体系也必将成为民商立法模式争论的焦点之一。

。收稿日期:2018-10-20

作者简介:张可法(1980—),男,甘肃天水人,讲师,研究方向:商法,民法。

## 二、民商合一模式下商行为制度的困境分析

### (一) 立法体系困境

2017年10月1日,我国民法总则实施生效,但在民商合一的立法体例下,民法总则客观上未能涵括商法一般性规则。首先,商法中大量存在的强制性或管制性规范、商事关系中的无因性与商行为的独立性及商法中的外观主义等,都无法获得民法总则中民商事关系共同性的原则和规则的支持。民法总则关于商事权利、商行为、商事责任基本是避而不谈,具有营利性、营业性和商事交易等特点的商行为的特殊性如何安置等问题依然未能得到妥善解决。现行民法总则虽采取大量“复制公司法”的立法技术,强化了对营利法人的调整,尤其是建立了商法的核心范畴——首次以立法确认了“营利”的概念,然而事实上民法总则只是举起了“民商合一”的旗帜,并未设计出妥当的合一规范,对商人及商行为的调整极为不足,并不能发挥对商事特别法的导引功能<sup>[3]</sup>。其次,民法总则中特别在“民事法律行为”制度中规定决议行为,也因其与法律行为的理论体系存在天然的区别,而难以在两个概念之间形成逻辑自治。现行民法对代理、报酬请求权、保证、留置、违约金、时效等制度安排并未完全、充分考虑到商行为的特殊性。即便在民法典编纂的利好形势下,商行为如何被规整进入民法典,依然困难重重。再次,在法律行为部分,民法总则缺乏对营利行为/商行为的一般调整规则,以民事权利方式规整商事权利显得捉襟见肘,面对一些创新性商事行为,尚未形成权利范畴,难以用民法总则进行规整。而且,民法总则有关法律行为效力的规定存在过多的否定情形,不利于保护商人确定的预期和维护商事交易的稳定。这在很大程度上是因为民法总则的制定过程虽已进行了“商事关注”,但仍显不足。最后,商行为具有客观存在性,区别于一般法律行为,商行为的制度首要价值是安全快捷,而

民事法律行为追求平等公平。同时,法律行为是立法技术的产物,依当事人的意思自治赋予法律上的司法效果,但各国学者研究商行为的重点放在商行为的营业性、持续性、公开性和职业性等方面,而很少探寻交易主体的主观态度或者真实意思<sup>[7]</sup>。因此,不能乐观地认为民法总则已经能有效地指导商事特别法,从而当然地排除商法通则制定的可能。

### (二) 司法适用困境

在实践中,民法通则和合同法等基本民法规则都采取的是民商不分的立法模式。该模式既无法适应商事法律关系的调整需要,又不当地将仅适用于商主体或商行为的规范泛化为统一适用于所有民事主体的一般规范。首先,诸如表见代理是否成立、公司非经股东会或董事会决议对外担保的法律效力、民间借贷的举证责任等法律纠纷往往存在同案不同判的问题,其原因就在于法官或仲裁员对这些法律关系中一方当事人是否为商主体及其行为是否为商行为有不同认识。若法官或仲裁员认识到商行为的实施主体应承担严格的注意义务并对其举证责任赋予更高要求,则在判断相对人是否为善意时,就会形成不同的判断标准,从而产生大相径庭的裁判结果<sup>[8]</sup>。其次,法院处理商事纠纷时,缺乏商法意识和商人精神,往往无视商法的基本理念,将商法纠纷视为民事纠纷,用民法的基本意识甚至是传统的伦理道德观念来解决商事问题。法官经常在处理商事案件中把道德和公平放在第一位,注重公平而非商业效率和安全,这种看似体现社会公平的司法判断,实际从根本上否定了商业预期,破坏了商业规律和秩序,严重损害了商主体的合法权益,不利于市场的繁荣和发展<sup>[7]</sup>。再次,在交易手段和交易技术的进步下,大量的商行为是借助网络进行的,网络技术的全面发展,为商法提出了新的课题和发展机遇。与传统交易相比,电子商务交易不再仅限于物质要素,知识、服务和信息的交易占了很大比重,电子合同,电子支付、划拨,电子票据等方式的

涌现,要求在法律上有新的制度供给<sup>[9]</sup>。由其带来的交易理念、手段,必然需要符合现代交易准则的商法创新。

### 三、商行为制度完善的路径选择

#### (一)域外立法现状评介

鉴于商行为所具有的各种特殊性,法国、德国、韩国、中国澳门等传统大陆法系国家和地区,通常在其民法典之外,单独以商法典形式对商行为予以特别安排。意大利虽采民商合一主义,却在其民法典中特别考量了商行为的特殊性。

##### 1. 法国:客观主义立法例

法国《商法典》第一卷为“商事总则”,共分四编,包括商事行为、商人的一般规定,以及居间商、行纪商、承运人、商业代理人与独立的上门销售人、营业资产等内容。其中,“商事行为”也称“商行为”,与“民事行为”相对应,是法律行为在商法中的体现。首先,法国《商法典》通过第 632 条和第 633 条明确列举了 10 种商行为:为再卖而买进动产;为再卖而买进不动产;为买进、认购或卖出不动产、营业资产、不动产公司的股票或股份而进行的任何中介活动;各种动产租赁业;各种制造业、行纪业、陆路或水路运输业;各种供货、代理、商业事务所、拍卖机构、公众演出业务;各种汇兑、银行与居间业务、电子货币发行与管理活动以及所有的支付服务活动;公立银行的各种业务;批发商、零售商和银行业者之间的各种债权债务关系;任何人之间的汇票等行为,界定了商行为的外延范畴。其次,法国《商法典》明确了商事法院的案件受理标准与商行为有关的争议,而不再以争议主体是否为商人作为案件受理依据,这就使得一方主体为商人的争议也可以进入到商事法院进行裁判。从法国《商法典》中“商事总则”部分的设计安排来看,主要旨在描述《商法典》的适用范围,对商主体、商行为等基本范畴给予界定<sup>[10]</sup>。

##### 2. 德国:主观主义立法例

德国《商法典》体系下,商人及商人资格是认定商行为、确定商法规范适用的核心标准,其主张只有商人双方或一方参加的法律行为才属于商行为。在德国商法中,商行为是一个法定概念。其第 343 条第 1 款规定:“商行为是指一个商人所实施的、属于其商事营利事业经营的一切行为”<sup>[8]</sup>,可见,德国商法上的商行为概念包含三个层次的含义:其一,商行为是一种行为,该行为同一定的法律规范相联系,受法律规范调整,其性质由法律所确定,属于法律行为的一种;其二,商行为是商人所为的行为,与商人这一特定身份相关;其三,商行为是商人在商事营业中所为的行为,具有商事营业这一特定的属性,非经营商事营业中的行为,即使由商人所为,也不属于商行为。据此,“行为”、“商人”、“商事营业”是德国商法中商行为概念的基本要素<sup>[11]</sup>。简单地说,商行为包括两个构成要件:商人身份和有关行为属于经营商事营业。可见,凡是商人实施的营业行为,皆为商行为,如果自然人或者组织具备了商人资格,即可确定商行为的定义,进而决定商法规范的适用,由此,“商人资格的认定”—“商行为的认定”—“商法规范的适用”成为商行为法律使用的逻辑递进<sup>[12]</sup>。

##### 3. 韩国:折中主义立法例

韩国《商法典》专设总则部分,规范商法的通则内容。其总则分别涉及通则、商人、商业使用人、商号、商业账簿、商业登记及营业转让等 7 章内容。与其他国家不同,韩国将商行为作为与总则并列的内容单独规定,对买卖、抵销、匿名合伙、代理商、居间、行纪、运输代办业、运输业、公共接待业、仓储业等各种商行为进行规制,这些商行为其实从某种意义上来说,也可以理解为商主体的内容,在韩国《商法典》中是作为商行为进行规制的。该法第 46 条以 21 项的详细列举对以营业为目的进行的“基本的商行为”进行阐释,同时,在第 47 条就“辅助性商行为”作了规定:“将商人为

营业而进行的行为,视为商行为”,“将商人的行为,推定为是为了营业而进行的行为。”<sup>[8]</sup>可见,韩国《商法典》对商人行为的规范是采取“主体模式”和“行为模式”两种不同路径实现的。

通过上述立法例与学理的考察可知:主观主义优势在于涵盖面宽广,其弊端在于过于宽泛而不具体;客观主义的优势恰恰在于具体,但因商行为纷繁多样,列举方式难以穷尽商行为的范围而难免疏漏;唯有折中主义方式扬长避短,为更合理的规制方式。我国民法一般规范及单行商事法律对某些商事基本制度无力做出规定,需要商法通则则在商行为制度中制定一般商行为和特殊商行为规范,以起到查漏补缺的作用。

## (二) 商行为制度融入民法典的可能空间

商行为是一种独立的行为形态,它既可以涵盖意思表示,又不拘泥于意思表示,从而形成了与法律行为和其它行为相互交织的奇特局面。一方面商行为和民事行为之间相互区别依存,除了极少数商行为之外,大多数商行为与民事行为的本质相同,但本质相同并不能消除二者在行为构成、效力确定和责任承担等方面的明显差别;另一方面,有一些商行为,虽然在本质上与民事行为没有区分,但由于其特殊性已经远远偏离民事行为,以至于可以忽略和民事行为在基础上和本质上的相同之处,比如证券市场中的衍生品交易行为就不能简单按照民事买卖来理解。那么,立法与司法中为什么会有商行为规则的存在?究其主要原因:一是,现实生活中出现了不同于传统民事行为且不能被传统民事行为所涵盖的私法行为;二是,既有民事规则不足以解决因商行为而产生的纠纷,或者说用既有民事规则解决商行为纠纷不能得到公正的结果<sup>[13]</sup>。

那么,我们有无能力在民法典(主要是总则部分)提供商法的一般性规范与主要制度规范?对此应当更为深入细致地思考民商合一的立法体例究竟给民法典的规则设计和未来的法律适用提出了什么样的挑战。在我国现行的立法体例下,

民法总则致力于构建一个民商合一的私法秩序,在主体制度中并未区分民事法人和商事法人;在法律行为制度中并未区分所谓民事行为和商事行为,而构建了统一的民事法律行为制度。商事行为是商法的核心制度,是构建商法体系的基石。这项制度除了满足形式理性的需求,更是法律适用的基础,只有界定了商事行为,才能确定某种交易行为应适用民事规范还是商事规范。大陆法国家的商法典对商事行为均有系统、细致的规定,但在我国,既没有专门的商事基本法,更无商事行为的系统立法,甚至对于何为商事行为,其范围包括哪些,学理上尚有不同的理解和主张。如石少侠所言:“民法不可能涵盖商法的全部内容,亦不可能完全无视商法与民法的共通性。因此,在编纂民法典时,应当将商法规范与民法规范融为一体的,就应当合为一体,如合同法;不宜融为一体的,就应当给商事立法预留空间,用商事立法来为民法拾遗补缺”<sup>[14]</sup>。

## (三) 制定商法通则补充民法总则

江平教授曾指出,在民法典之外另立一部商法通则来规定商事总则的内容为一种更为简便可行的立法方式<sup>[15]</sup>。首先,民法一般规范对商事关系的调整过于宽泛而单行商事法律的调整又过于具体,这就需要商法通则予以过渡。比如现行商事法律缺乏商事代理的一般规定,商法作为民法的特别法,可适用民事代理的一般规定,但民事代理与商事代理存在区别,未作区分不利于有效调整商事交易活动,也将破坏民事代理自身。其次,民法一般规范及单行商事法律对某些商事基本制度无力做出规定,需要商法通则查漏补缺。依前述分析可知,民法、商法具有迥然相异的价值理念、调整对象。因此,民法对商法特有的一些制度,例如商业账簿、经理权、营业转让等,明显无法做出规定;而其又属于商事一般制度而无法为单行法所规制,故对其进行规制仰赖于商法通则。如此,既可填补现行商事法律规定的不足,也可对相关

法律制度存在的冲突与矛盾进行协调。再次,现行商事单行法之间未形成有机协调的体系,反而杂乱无章、各自为政、彼此孤立,即商事单行法只顾及调整各自领域的具体商事关系而忽视调整商事领域的一般商事关系,且必然会浪费立法资源,增加立法成本。商法虽然不搞法典化,但其自身的发展也需要体系化、科学化,更重要的是商法通则所要规定的内容既不是民法总则及其分则所能解决的,也不是靠修订单行商事法律就可以完成的。现有商法学者已经提出的商法通则的立法建议稿,就是对民法总则的有益补充。

综上所述,依据商行为的客观性、独特性以及我国民法典编纂应对商行为的立法技术障碍,我国应当制定商法通则,形成“总则—商主体—商行为—商事责任—商事诉讼”五编的总体布局。其中商行为编可分为两章:第一章为商行为的一般规定,规定商行为的概念和分类等;第二章对具体商行为做出规定,进一步界定商行为内容以及权利义务关系。

#### 四、制定商法通则重构商行为体系

制定商法通则是商业实践的客观要求,有益于维护健康的商事交易秩序,有助于法院形成统一的裁判规范,有助于当事人形成妥当的行为规范,最终有助于形成良好的商事交易秩序。王保树教授曾举全国商法学界之力主持起草了一部商事通则的学者建议稿。2017年,由中国商法学研究会会长、中国政法大学赵旭东教授主持起草的商法通则立法建议稿也正式发布。参照这两部学者建议稿,商法通则应包含8部分内容,分别是商事活动的基本原则、商事主体制度、商事代理制度、商行为制度、商事登记制度、商号制度、商业账簿制度和商业秘密制度。同时还建议商行为制度除借鉴国外立法经验,引进商行为的一般规则外,还应基于我国国情,采用列举式方法,明定应受商

法通则调整的商行为范围。

##### (一)制定商行为一般条款:营业/营利行为

商行为的一般条款也是商法通则通常应规范的内容。商行为属民事行为范畴,但民事行为未必能全部涵括商行为的特殊内容。尤其是对创新性商行为,需要设置一般条款将其囊括在商法的调整之内,然而我国民法总则等民法规范并不能满足此种需求。因此,需进一步制定以营业/营利行为为核心要素的商事关系才可以更加清楚的观察到商事行为的内在特征。

我国民法总则建立了“营利”这一商法的核心范畴,但并未进一步对“营业”这种“持续性营利行为”进行界定。这涉及商人、营业转让、营业租赁等具体制度的规范基础,也给商法通则留下了很大的想象空间。实践中,我们一直未能开放走街串巷的小商人的营业自由,未予一般性地认可不需固定经营场所的营业行为的合法性,从而引发了巨大的社会矛盾。同时,民法总则在论及个体工商户时,也对其是否需要固定经营场所保持沉默。尤其对目前广泛存在的无固定经营场所的微商营销,其是否属于营业行为并应进行营业规制包括税法规制,法律上欠缺明确的依据,实务中是否需对其进行规制以及如何规制也产生了较大争议。此外,对于广泛存在的未登记的农家乐餐饮、民宿客栈等创新商业形式,是否需要如同法律对待农产品销售一样,采取适当区分的营业规制政策等等,因为欠缺商行为的一般条款及豁免规则,在实践中若采取等同规制的政策,就与国务院有关鼓励发展政策相冲突,民生与营业如何协调已经成为中国现时代的重大问题,但很显然民法规范对此考量不足。同时,还有形形色色的各种以公共利益/公共政策之名实施的“限购、限产政策”,对商人的营业自由/营业权产生了巨大影响,却无任何补偿性机制予以平衡。商人最需要法律保护以对抗政治权力的非法/随意剥夺,若我们不能通过设置商行为的一般条款,形成商人的权利观念,以抵抗某些政治权力、他人权力的不当

或随意干预,则不可能形成良善的营商环境<sup>[16]</sup>。

为解决上述问题,显然需要超越传统商法典关于商行为界定的束缚,对我国商行为的法律界定作必要创新。营利法人(企业)所实施的行为(除公益行为外)固然应界定为商行为,一般民事主体实施的以营利为主要目的的行为也应界定为商行为。换言之,不仅应强调商行为的营利性目的,而且应强调商行为必须“以营利为主要目的”。至于对“以营利为主要目的”的解释,由司法机关、仲裁机构及行政机关根据具体情形自由裁量即可。就具体形式而言,出于提高法律适用统一性的考虑,建议通过司法解释、指导性案例、司法机关及行政机关的法律条文释义等方式提供法律适用指引<sup>[8]</sup>。

## (二)商行为的特别条款

除此以外,还存在一些特别的商行为,要么在民法规范中尚属空白,需以商法通则补充规整,要么在民法典中全部收编,修改相应的民法规范,凸显其对商行为的特别考量,但其中有些内容,例如企业自主经营行为、决议行为、票据行为、不动产商事租赁和商事联合行为等,很难在民法典当中予以充分调整,若通过各单行企业法进行调整,又难免造成立法重复,浪费资源。

### 1. 企业自主经营行为

近年来,出现了很多商事经营中的案例,例如免费自助寄存柜纠纷案、停车场车辆受损案等,法官在裁判案件时往往用法律行为制度认定当事人之间的法律关系,但裁判效果却不如人意。法官在遇到此种困境时难以自拔,所暴露出的法律问题便是在商事活动中出现的商行为需要不同于普通民事行为的规则去调整,但由于立法传统,我国的民事规则中没有针对商行为的特殊性而设计出在商事环境中妥当调整商行为的体系性规范,故而一旦出现此类纠纷,法律行为制度不得不成为配置当事人权利义务的工具<sup>[7]</sup>。

### 2. 决议行为

决议行为是指由多个主体根据法律规定或约

定的表决规则,在表达其意思的基础上做出决定并发生法律效力(如公司股东会的决议,董事会决议等)。通过决议,社团成员期望使自己的意愿转变为团体的意思,但最终通过的决议未必与成员个体意愿相一致<sup>[17]</sup>。可见,企业决议是多个独立的成员意思并存,偶然结合成为公司的意思,进而产生“达成企业意思”的法律效果。所谓“偶然”,是指每个企业成员分别表达的意思,通过事先确定的表决权规则,被拟制为企业的意思,依法产生对企业及其企业成员的约束力。股东意思之表达,并不属于意思表示,而属于意思通知<sup>[18]</sup>。从性质上而言,多数成员的意思依然有别于企业意思,企业成员的“意思表示”也不同于法律行为意义上的意思表示。

### 3. 票据行为

票据行为是商行为中全面贯彻商事外观主义的典型,同时也是商行为独特性的具体体现。票据行为与法律行为不同,其强调的是形式主义,在票据行为里完全排除了意思表示中认定真实意思规则的适用,立法对票据采取了严格的形式标准。在为票据行为时,行为人必须按照法定的格式进行填写,才能发生法律效力。而且在票据流通中,只有持票人才享有票据权利。也就是说票据行为的具体内容只以票面记载为准,只要票据行为符合法定形式就产生效力,引起其发生的原因是否存在或者是否有效都不影响票据行为的效力,这些都是票据行为要式性、文义性和无因性特征的具体表现。由此可知,票据行为奉行交易安全和效率的商法价值理念,这与追求公平公正理念的民法明显不同。法律行为如适用于票据行为,则票据的功能体系定会被瓦解<sup>[19]</sup>。

### 4. 不动产商事租赁

在民事租赁中,承租人往往是为了居住而租赁不动产,需要按照不动产的通常用途使用。但商事租赁以营业为目的,基于营业自由原则,承租人对不动产的使用灵活度要更高。在民事租赁中,租赁合同到期,出租人可以拒绝续签房屋租赁

合同,且不需承担任何赔偿责任。但商事租赁租约到期后,承租人享有租约延展权,或者若出租人拒绝延展,其有权要求给予补偿,以弥补其由于迁移商业资产而带来顾客流失的损失。这在法国甚至被称为“商业所有权”,因此,承租人的权利带有“准物权”性质<sup>[20]</sup>。

### 5. 其他行为

例如针对特许经营、连锁加盟、一体化分包和经销合同等长期性的商事联合行为,由于难以被统合到民法典中,因此,可以通过单行法的形式,以表现其制度的特殊性。还有金融商品和资产证券化行为,虽然其本质依然属于买卖行为,但由于其交易方式和风险的原因,与其相关的法律问题并非单一,往往涉及合同、侵权、衡平法与证券交易法、信托法等众多法律,因此,根本难以同时纳入到民法典中,可以通过单行法方式加以体现。

总而言之,商事行为随着社会经济的发展始终处于不断变化的状态,我们无法将其统一化、具体化,因为法律是社会的产物,而商法更是经验的产物。社会中的许多商事交易行为,若没有意思表示作为其成立的必要条件这一前提,法律行为制度自然难以适用。

## 五、结语

虽然民法与商法存在共同点,但是民法与商法由于在适用对象的生活关系上,两者分别具有独立的、特殊的性质。经过提取“公因式”而形成的法律行为制度固然是调整民商事行为规则的最基本形式,但不是也不应是民商事活动规则的唯一形式。我国既然要制定民商合一的现代民法典,那么就必须面对法律行为制度在调整商事活动上的不周延性。通过观察法国、德国和韩国商法典的总则部分,我们可以发现,纷繁复杂的商事特别法并非不可形成商法通则。制定商法通则的最大意义,在于通过设定商法的核心范畴(营利、营业、企业、商人、交

易等)规范商法的原则、设计商主体及商行为的一般条款,面对创新性商行为、商事交易、商事主体制定特殊商行为规范,以便法院处理疑案、难案,发挥其弹性规制的作用,从而统一商事纠纷的裁判准据、尺度,增强商人的交易预期,有利于提升裁判行为和商事规制的透明度。

## 参考文献

- [1] 王利明. 关于制定民法总则的几点思考[J]. 法学家, 2016(5): 1-9.
- [2] 王利明. 民商合一体例下我国民法典总则的制定[J]. 法商研究, 2015(4): 3-9.
- [3] 张永强. 论我国商法典单独制定欠缺的条件[J]. 法制博览, 2016(15): 197.
- [4] 董翠香, 魏振华. 商事行为在民法总则中的契入与展开[J]. 烟台大学学报, 2017(1).
- [5] 赵旭东, 石少侠, 李建伟, 梁上上, 等. 《商法通则》大家谈[J]. 国家检察官学院学报, 2018(3): 3-35.
- [6] 刘凯湘. 剪不断, 理还乱: 民法典制定中民法与商法关系的再思考[J]. 环球法律评论, 2016(6): 107-125.
- [7] 王建文. 论我国《民法典》立法背景下商行为的立法定位[J]. 南京大学学报, 2016(1): 52-60.
- [8] 叶林. 商行为的性质[J]. 清华法学, 2008(4): 40-54.
- [9] 樊涛. 我国商行为制度的评判与重构[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2008(5): 114-117.
- [10] 杨利华. 电子支付对金融法的挑战及应对[J]. 兰州财经大学学报, 2018(5): 93-101.
- [11] 蒋大兴. 商法通则/《商法典》的可能空间? [J]. 比较法研究, 2018(5): 44-70.
- [12] 杜景林. 《德国商法典》中的商人[J]. 德国研究, 2011(1): 12-18.
- [13] 吴日煊, 译. 韩国商法[M]. 北京: 中国政法大学出版社, 1999: 12-13.
- [14] 王延川. 商行为类型化及多元立法模式[J]. 当代法学, 2011(4): 67-76.
- [15] 江平. 关于制定民法典的几点意见[J]. 法律科学, 1998(3): 23.
- [16] 李建伟. 民法总则设置商法规范的限度及其理论解释[J]. 中国法学, 2016(4): 73-91.

- [17] 马建兵. 民法典背景下法律行为制度在商行为中的  
除外适用[J]. 甘肃社会科学, 2017(2): 153 - 159.
- [18] 徐银波. 决议行为效力规则之构造[J]. 法学研究,  
2015(4): 164 - 183.

- [19] 张辉. 法律行为框架中的股东表决权制度探析[J].  
河南社会科学, 2006(4): 65 - 68.
- [20] 伊夫·居荣. 法国商法(第1卷) [M]. 罗结珍, 赵海  
峰, 译. 北京: 法律出版社, 2004.

## Perfect Approaches and System Reconstruction of Commercial Behavior System

*ZHANG Ke-fa*

(School of Marxism, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

**Abstract:** The commercial behavior system is one of the core systems of commercial law. The implementation of the General Principles of Civil Law does not include the general rules of basic commercial behavior, nor does it provide common principles or rules as a basis for judicial judgment of special commercial behavior. Although the modern civil law presents a trend of "expanding commercialization", some contents of traditional commercial law are still excluded from the civil law. These contents that have not been incorporated into the civil law provide a possible room for enacting the General Principles of Commercial Law. In the context of the compilation of the Civil Code, this paper mainly discusses the construction of commercial behavior system which combines general commercial behavior clauses with special commercial behavior clauses through analysis of integrating civil code into commercial behavior system or selecting the approaches to enacting general principles of commercial law.

**Key words:** commercial behavior; legal behavior; general principles of commerce; the civil code

(责任编辑: 郭海明)