

# 京津冀上市公司对区域产业结构影响的空间计量分析

郑涛<sup>1,2,3</sup> 杜佳豪<sup>1</sup> 万雪芬<sup>4</sup>

<sup>1</sup>(燕山大学经济管理学院, 秦皇岛 066004) <sup>2</sup>(燕山大学区域经济发展研究中心, 秦皇岛 066004)

<sup>3</sup>(燕山大学京津冀协同发展管理创新研究中心, 秦皇岛 066004)

<sup>4</sup>(华北科技学院计算机学院, 廊坊 065201)

〔摘要〕上市公司是区域经济发展中最富活力和制度优势的微观经济实体,对现代区域经济发展发挥着日益显著的作用。京津冀区域经济要协同发展,区域产业结构要优化,区域内上市公司要发挥带动作用。本文采用2003~2016年京津冀十三市的面板数据,在验证通过京津冀十三市产业结构存在空间自相关性的基础上,构建空间杜宾模型进行上市公司对区域产业结构作用关系的实证研究。实证结果表明,目前京津冀区域产业结构发展水平差距较大,未能形成有效的产业协同;总资产对区域产业结构升级呈现负效应,而上市公司的数量、投融资数额、上市公司产业结构层次系数对区域产业结构升级有促进作用。本文在研究基础上,从上市公司角度提出了促进区域产业结构优化升级的相关政策建议。

〔关键词〕京津冀 产业结构升级 上市公司 空间相关性 空间杜宾模型 区域经济

DOI: 10.3969/j.issn.1004-910X.2017.12.019

〔中图分类号〕F121.3; F127 〔文献标识码〕A

## 引言

改革开放让中国经济高速发展的同时也显现出了环境污染、产能过剩、不当竞争等诸多问题。

“十五”以来,国家已经认识到问题的严重性,可持续发展已经成为当今经济发展的指导理论,产业转型升级是一个引导中国经济转向健康发展的可行的解决方法。

现代区域经济发展的本质是结构主导型发展,区域经济向更高阶段的发展向来都是以产业结构优化调整升级推进的。企业作为产业结构调整的主体,同样是结构调整的主力军。与一般公司相比,上市公司在资本市场通过兼并、收购、融资等手段更容易扩大规模,同时上市公司的人才储备、决策系统、技术创新能力、管理经验都更有优势,也让上市公司在区域经

济中发挥更重要的作用,除了会帮助企业本身完成资本积累,也会让上市公司在促进产业组织优化、引导主导产业变迁、拓展产业业务领域、提高产业增

长速度等方面起到主要推动作用,通过产业传导机制上市公司为区域经济的持续健康发展做出了不可忽视的贡献。  
Ying (2003)<sup>[1]</sup>通过计算证明了中国经济增长的空间相关性,并采用SAR模型估计了劳动力、资本以及FDI等对区域经济增长的影响。Marco Baudino (2016)<sup>[2]</sup>利用1995~2013年中国30个省份的面板数据,使用空间计量模型调查了中国物质资本和人力资本对经济增长的影响。Massimo Filippini和Fabian Heimsch (2016)<sup>[3]</sup>考察了2001~2008年间547座瑞士城市的面板数据,建立空间计量模型探究CO<sub>2</sub>税对汽油需求的影响。Zivengwa等(2011)<sup>[4]</sup>以津巴布韦1980~2008年上市公司和经济发展数据为依据,发现上市公司对经济发展有着显著的正向作用。国外学者对区域经济差异的研究已经从时间尺度扩展到了空间尺度,并且逐步由国家尺度发展到地区、省域尺度,由单一尺度逐渐向多尺度相结合进行研究。

收稿日期: 2017-07-28

基金项目: 河北省社会发展研究课题“京津冀上市公司对区域产业结构影响的空间计量分析”(项目编号: HB17YJ111); 河北省高等学校人文社会科学重点研究基地经费资助“上市公司视角下京津冀区域产业结构协同发展的空间计量研究”(项目编号: JJJD1708); 河北省科学技术研究与发展计划项目“基于空间计量分析的科技金融对经济区域创新能力影响研究”(项目编号: 164576488); 河北省社科基金项目“河北省新型城镇化进程中PPP模式投资效应研究”(项目编号: 201705020209)。

作者简介: 郑涛, 燕山大学经济管理学院教授、博士, 燕山大学区域经济发展研究中心教师, 燕山大学京津冀协同发展管理创新研究中心教师。研究方向: 区域经济。杜佳豪, 燕山大学经济管理学院硕士研究生。研究方向: 区域经济。万雪芬, 华北科技学院计算机学院讲师, 硕士研究生。研究方向: 空间数据挖掘。

探索性空间数据分析为区域经济空间关联性提供了很好的方法与工具,也是今后开展区域关联机制分析的一个重要方向。张晓旭和冯宗宪(2008)<sup>[5]</sup>证明了1978~2003年中国省市人均收入之间的空间相关性,并计算得到空间相关性逐年增强的结论,证明了中国经济存在明显的空间异质性。潘文卿(2012)<sup>[6]</sup>进一步使用ESDA工具研究1988~2009年中国各省市人均GDP存在着全域范围的正的空间自相关,且相关性不断增强,同时中国局域性的空间集聚特征也越来越明显。余运江、孙斌栋、孙旭(2014)<sup>[7]</sup>以上海为对象进行调查分析,通过莫兰指数、热点分析、空间回归等方法,研究了城市外来人口社会融合水平空间差异及影响因素。随着GIS技术的兴起,国内许多学者已经应用地理系统的方法研究区域经济的空间格局问题。使用ArcGIS等软件进行地图上的数据可视化分析已经成为今后区域研究的重要方向。

Joseph E.Stieglitz(1984)<sup>[8]</sup>得出由于信息的不对称,股票市场价格不能真实反映一个上市公司的业绩的结论,他认为业绩好的上市公司的筹资成本可能会很高,或许会对优秀公司的上市积极性产生影响,但不利于资源的合理配置。朱君(2013)<sup>[9]</sup>认为上市公司凭借自身的筹资能力、人才吸引能力、技术创新和管理创新能力,不断作用于区域经济的发展,在区域经济发展和区域产业结构转型发挥着主力军的作用。顾利民(2016)<sup>[10]</sup>从浙江上虞地区入手,实证研究了上市公司对上虞经济创新发展和转型发展的贡献,并探索了上市公司与区域经济的耦合关系。目前产业的优化升级主要是指第二产业向第三产业的转换以及第二产业内的行业升级,国内对京津冀的区域产业结构研究相对缺乏,现有研究较少能从上市公司角度对京津冀区域内产业结构进行空间计量分析。

本文在通过空间相关性检验的基础上进行空间计量模型估计并检验,分析研究京津冀十三市上市公司对区域产业结构的影响。

## 1 指标选取与数据来源

本文选取2003~2016年河北省各市以及北京、

天津共13个城市三次产业增加值、地区生产总值以及各市历年上市公司财务情况的面板数据进行实证分析。各变量数据主要来源于国泰安数据库、各省市历年统计年鉴、各城市历年统计年鉴。各变量取值如下:

被解释变量:

产业结构(IS):本文产业结构指标参考使用靖学青(2005)<sup>[11]</sup>提出的产业结构层次系数,结构层次系数的价值和意义“不在于反映某区域某年份产业结构高级化程度的绝对水平,而主要在于进行不同区域之间和不同时间之间产业结构高级化程度的比较和结构高级化变动状况的考察”。其计算公式为:

$$IS = \text{第一产业增加值占比} + \text{第二产业增加值占比} * 2 + \text{第三产业增加值占比} * 3$$

解释变量:

总资产(TA):收集上市公司的年度财务报表中的总资产条目,统计各城市上市公司的总资产,再除以当年该市地区生产总值得到该指标。

投资额(INV):收集上市公司的年度财务报表中的购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金条目,统计各城市上市公司的投资额合计,再除以当年该市地区生产总值得到该指标。

筹资额(FIN):收集上市公司的年度财务报表中的筹资活动产生的现金流量净额条目,统计各城市上市公司的筹资额合计,再除以当年该市地区生产总值得到该指标。

上市公司个数(NUM):统计研究年度区间内的各城市上市公司数量。

上市公司产业结构层次系数(CIS):对上市公司按照主要业务进行三次产业划分,得到每一年各地区三次产业上市公司的占比,然后依据区域产业结构层次系数的计算方法得到上市公司产业结构层次系数。

## 2 京津冀产业结构空间相关性分析

空间自相关可理解为位置相邻的区域其变量取值具有相似性。在本文中,将河北省按11个地级市的划分与北京、天津进行同级比较,采用2003~2016年共14年的各市产业结构层次系数指标进行空间自相关分析。

## 2.1 空间权重矩阵的构造与选择

在对空间相关性进行检验之前,需要构建空间权重矩阵。基于两个空间单元相邻标准的空间权重矩阵  $W$  表达式为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0 & i = j \text{ 或 } i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \end{cases}$$

其中,  $i, j$  均为空间单元编号,  $n$  为空间单元个数,  $i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2, \dots, n$ 。除外还有空间距离权重矩阵、 $k$  最近邻空间权重矩阵、经济距离矩阵等。本文使用车式邻接矩阵进行空间面板数据的回归分析。

## 2.2 全域空间自相关性分析

全局 Moran's I 指数探索属性数据值在整个区域的空间分布特征,反映空间区域单元属性值的空间关联度和空间差异程度。其定义为:

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

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$$

Moran 指数  $I$  的数值范围为  $[-1,1]$ ,若计算得到的数值为正表示区域间存在空间正相关,若负则表示负相关,接近于 0 表示不存在空间自相关。

另一个常用指标是 Geary 指数  $C$  (Geary's  $C$ ),其定义为:

$$C = \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - x_j)^2}{2(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij})[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2]}$$

吉尔利指数  $C$  的取值一般介于 0 与 2 之间,小于 1 表示正相关,大于 1 表示负相关,等于 1 表示不相关。

通过 stata 计算,得到的京津冀十三市产业结构的全局 Moran 指数  $I$  与 Geary 指数  $C$  检验结果见表 1。

表 1 京津冀十三市产业结构全域空间自相关分析

年份	产业结构层次系数					
	Moran' I	Z 值	p-value	Geary's C	Z 值	p-value
2003	0.133	1.055	0.292	0.732	-1.049	0.294
2004	0.14	1.112	0.266	0.731	-1.037	0.3
2005	0.062	0.771	0.441	0.805	-0.72	0.472
2006	0.04	0.669	0.504	0.823	-0.642	0.521
2007	0.085	0.972	0.331	0.764	-0.828	0.408
2008	0.044	0.775	0.438	0.799	-0.687	0.492
2009	0.192	1.592	0.111	0.693	-1.076	0.282
2010	0.242	1.877	0.06	0.644	-1.25	0.211
2011	0.259	1.967	0.049	0.628	-1.31	0.19
2012	0.262	1.998	0.046	0.623	-1.323	0.186
2013	0.303	2.278	0.023	0.568	-1.5	0.134
2014	0.363	2.635	0.008	0.492	-1.763	0.078
2015	0.416	2.904	0.004	0.437	-1.969	0.049
2016	0.446	3.041	0.002	0.408	-2.083	0.037

从表 1 可以看出,2003~2016 年京津冀十三市产业结构的 Moran 指数  $I$  都是大于零的,且数值有增大的趋势,  $p$  值也由 2003 年的 0.292 减小至 2016 年的 0.002,说明空间自相关性越来越强且越来越显著,也就初步表明了京津冀区域的产

业结构状态在空间分布上都不是随机分布的。同时, Geary's  $C$  指数也印证了这一结论,京津冀产业结构已经在空间分布上呈现比较显著的正相关性。同样从图 1 与图 2 中的 Moran's  $I$  散点图也可以看出这一趋势。

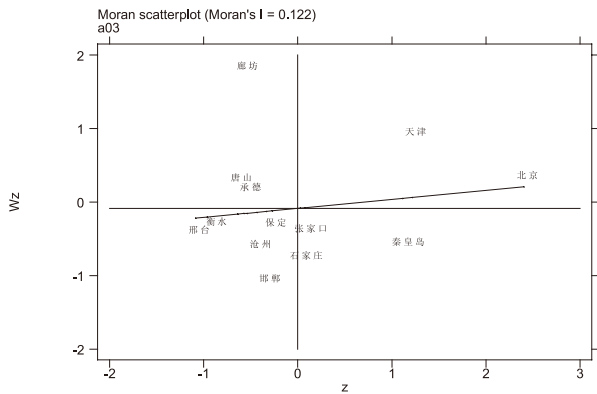


图1 2003年京津冀产业结构的莫兰散点图

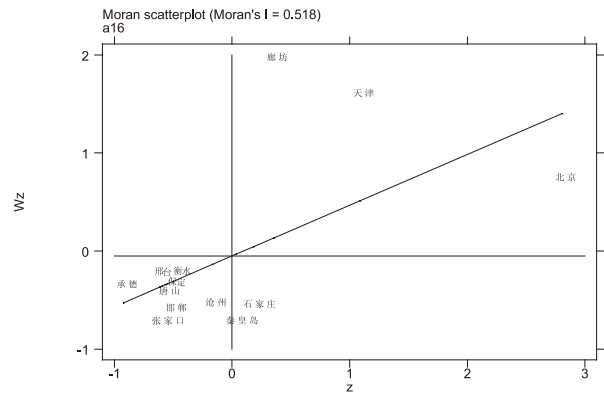


图2 2016年京津冀产业结构的莫兰散点图

Moran's I 散点图是用来识别研究的区域内各地区与其相邻地区的产业结构水平的关系。从图1来看,而莫兰指数I为0.122,说明京津冀十三市的产业结构存在全域空间自相关性。图2中莫兰指数I提升到0.538,全域空间自相关性进一步加强,且大多数城市位于第一、三象限内。

### 2.3 局域空间自相关性分析

运用 ArcGIS 软件的局部空间相关性分析功能,通过对局部 Moran 指数进行显著性检验,得到 2003~2016 年京津冀十三市产业结构水平的局部空间集聚的显著性指标,即 LISA 集聚图。图3展示了 2003~2016 年京津冀十三市产业结构的 LISA 集聚图,其中带 \* 标记的表示通过了显著性检验的地区。

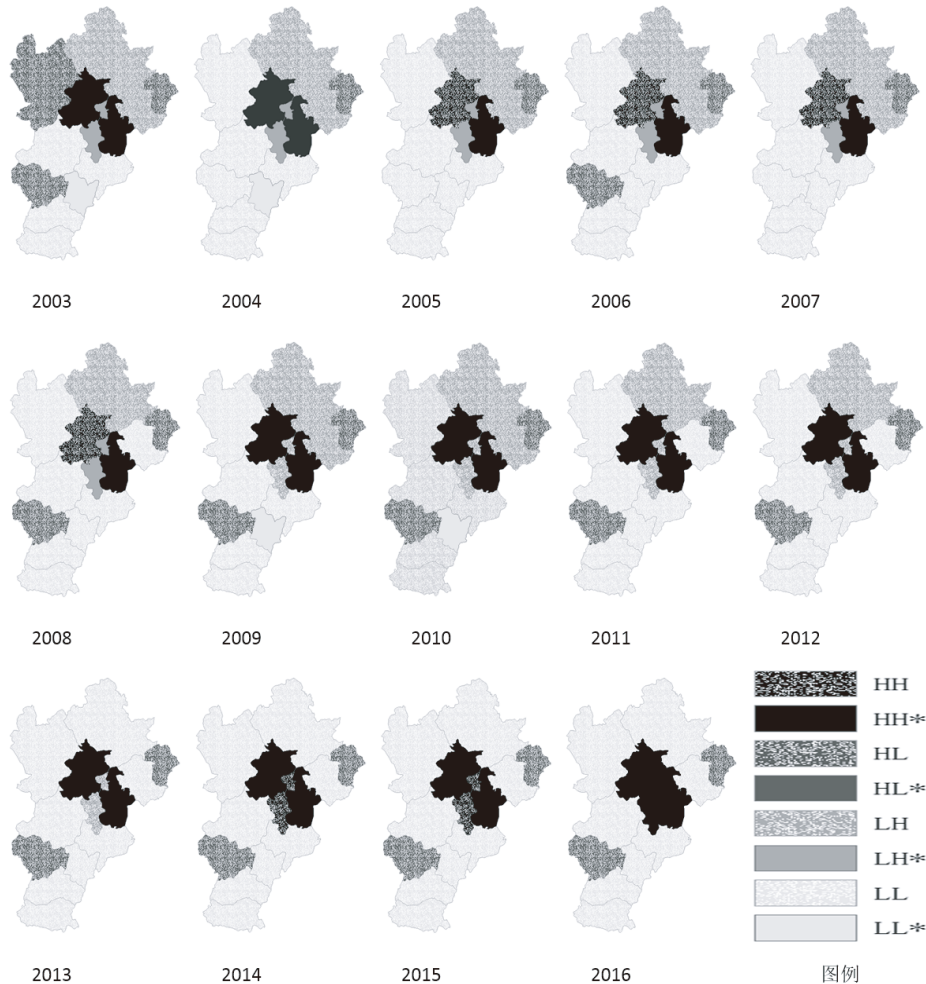


图3 2003~2016年京津冀十三市产业结构LISA图

通过观察图3,可知北京天津基本一直为HH型,说明北京天津的产业升级自起点就具有明显的战略优势,与周边的河北各市相比,其产业结构更加合理。秦皇岛依据良好的地缘优势,通过发展港口运输和景点旅游使其第三产业占比在省内一直处于领先地位,但经过了十几年的发展并没有取得明显的进步。石家庄作为河北省的省会城市,产业经济发展具有政治优势,2003~2016年间基本上一直为HL型,相对周边的保定市、衡水市、邢台市,石家庄产业结构层次系数更高。图中变化最明显的莫过于廊坊市,在2013年之前,廊坊还只是夹在京津之间的一个河北省地级市,其产业结构层次系数同其他河北省地级市一样较低,在LISA图中为LH型,但从2014年开始,已经跃迁为HH型,作为河北省与京津联系最为紧密的城市,在京津冀协同发展的道路上也最先享受到战略发展的成果。

在通过了空间自相关性检验的基础上,本文将构建空间面板计量模型,探索京津冀十三市上

市公司对区域产业结构层次系数的影响。

### 3 京津冀区域产业结构影响因素的空间计量模型构建与实证分析

#### 3.1 空间计量模型设定

空间计量模型在传统的计量模型中加入了空间因素,主要有以下3个模型:

空间滞后模型(SLM):

$$IS_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} IS_{jt} + X_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

空间误差模型(SEM):

$$IS_{it} = X_{it} \beta + \mu_i + u_{it}$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it}$$

空间杜宾模型(SDM):

$$IS_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} IS_{jt} + X_{it} \beta + \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} \theta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

#### 3.2 实证分析

在前文已证明了京津冀产业结构的空间自相关性,接下来将进行LM检验和Robust LM检验来进一步验证空间自相关性和进行模型的选择。表2报告了检验结果。

表2 非空间面板数据模型的LM及Robust LM检验结果

空间自相关检验	联合 OLS	空间固定效应	时间固定效应	双固定效应
LM-LAG	17.2488	76.0940	7.7622	3.4756
	(0.000)	(0.000)	(0.005)	(0.062)
LM-ERROR	12.9145	55.4751	3.5647	2.4212
	(0.000)	(0.000)	(0.059)	(0.120)
Robust LM-LAG	4.8814	24.5663	4.2605	2.0178
	(0.027)	(0.000)	(0.039)	(0.155)
Robust LM-ERROR	0.5471	3.9474	0.0630	0.9634
	(0.460)	(0.047)	(0.802)	(0.326)

注:括号内为p值。

根据Anselin和Florax(1996)提出的判别标准,从表2中可见,在联合OLS和包括时间固定效应的检验中,LM检验均拒绝了“没有因变量空间效应”和“没有残差项空间效应”的原假设,Robust LM检验仅拒绝了“没有因变量空间效应”的原假设;在其他非空间面板数据模型的检验中,均不能拒绝“没有因变量空间效应”和“没有残差项空间效应”的原假设,所以综合考虑,先认定模型包含空间滞后项,而是否应该包含自相关的残差项还不确定。

之后,LR检验可以用来检验空间固定效应

和时间固定效应的显著度。其中空间固定效应的LR检验结果为297.4870(P=0.0000),可以拒绝无空间固定效应的假设。关于时间固定效应的LR检验结果为85.4919(P=0.0003),可以拒绝无时间固定效应的假设。这些检验证实接下来的空间面板的建模中还应当考虑到空间效应和时间效应,模型应该采用空间和时间固定效应模型。

对于SDM面板模型是否可简化为SAR或SEM,需要进行Wald检验和LR检验,检验结果如表3所示。

表 3 SDM 的 Wald 及 LR 检验结果

	空间固定效应	时间固定效应	双固定效应
Wald test spatial lag	6.1438 (0.2925)	9.2813 (0.0984)	11.1262 (0.0489)
LR test spatial lag	6.7928 (0.2365)	9.8176 (0.0806)	10.9976 (0.0514)
Wald test spatial error	13.3291 (0.0205)	12.2661 (0.0313)	12.2673 (0.0313)
LR test spatial error	13.6361 (0.0181)	12.8237 (0.0251)	11.8856 (0.0364)

注: 括号内为 p 值。

从表 3 中空间固定效应一列可以看出, 对于第一个假设的 Wald 检验和 LR 检验未通过显著性检验, 不能拒绝原假设。而针对第二个假设的 Wald 检验和 LR 检验 p 值也均小于 1%, 因此拒绝该假设, 但 (稳健的) LM 检验并没有指向采用空间滞后模型, 所以仍应采用空间杜宾模型。而在时间固定效应与空间和时间固定效应两个假设均被拒绝, 所以在这两种模型中应采用空间杜宾模型。

对固定效应与随机效应的选择: (1) 本文采用样本为京津冀十三市, 即是总体, 故选用固定效应为佳; (2) 使用霍斯曼检验进行选择。检验结果为 9.9965, 其 p 值为 0.0430, 通过 5% 水平的显著性检验, 应该采用固定效应形式。因此, 最终确定回归模型采用空间和时间固定效应空间杜宾模型, 模型回归结果见表 4。

表 4 空间和时间固定效应空间杜宾模型的估计结果

变量	系数值	T 值	P 值
TA	-0.002769	-2.023985	0.042972
INV	0.230652	2.444577	0.014502
FIN	0.204524	3.248126	0.001162
NUM	0.000479	1.85992	0.062897
CIS	0.14314	2.880923	0.003965
W*TA	-0.006954	-2.2787	0.022685
W*INV	0.431223	2.09688	0.036004
W*FIN	0.231252	1.774865	0.07592
W*NUM	0.000794	1.362994	0.172884
W*CIS	-0.015818	-0.154033	0.877584
W*dep.var.	0.279341	3.398066	0.000679
R <sup>2</sup>	0.9472	Log-L	437.93767

### 3.3 计量结果分析

根据模型回归结果来看, 在所有的系数中总资产和总资产的空间滞后项为负, 上市公司的产业结构层次系数也为负但不显著。造成总资产系数为负的原因首先在于京津冀地区上市公司产业结构的极度不均衡, 北京、天津、河北三地第二产业上市公司总资产的占比分别为 11.35%、87.77%、66.17%, 这种不均衡使得总资产对三地产业结构水平的提升形成不同的作用力, 在第三产业最为发达的北京, 总资产越大对区域产业结构层次系数的提高一定是正向作用, 而在天津和河北的绝大部分城市, 其上市公司主要以第二产业为主, 总资产越高, 其对区域产业结构层次系数的提升可能呈现负作用力。

上市公司的投资额系数为 0.230652 且通过了 5% 的显著性检验, 原假设得到了证实, 投资额对区域产业结构升级产生较为明显的促进作用。上市公司作为区域内相对更成熟的微观经济团体, 信息获取的渠道更宽, 决策系统更为成熟, 投资眼光更为独到, 使得上市公司的投资对相关产业的促进比居民消费与政府调控的作用更直接而强势。

上市公司的筹资额系数为 0.204524 且通过了 1% 的显著性检验。上市公司的筹资能力代表了社会及政府对未来相关产业机会及前景的看好, 有利于新兴产业及主导产业的持续发力并促进产业改革, 提升产量扩大规模的同时也同样也会对区域产业结构的升级产生积极作用。

上市公司数量系数为 0.000479 且通过了 10% 的显著性检验, 虽然系数为正但其值却没有预想

中的大,其原因在于京津冀区域内上市公司对区域的贡献大部分作用于第二产业的增加值。就上市公司数量来说,北京第二产业内上市公司数量近60%,而天津河北均超过80%,河北省邯郸、邢台、张家口、衡水区域内所有的上市公司均划分为第二产业类,所以就不难解释上市公司的数量系数不大了。

上市公司产业结构层次系数为0.143140且通过了10%的显著性检验,上市公司作为区域内地区生产总值贡献的重要力量,其产业结构直接影响于区域产业结构的变动。

分析各解释变量的空间滞后项,某区域上市公司的总资产对周边地区的产业结构升级呈现负效应,而投资额与筹资金额则对周边地区产业结构升级有促进作用,上市公司的投资活动也会带动周边区域相关产业的发展,进而影响周边地区的产业结构升级。上市公司的筹资金额强弱代表了外界对该企业前景的看好与否,筹资金额越强对周边区域产业发展的影响也会越大。而上市公司数量空间滞后项系数为正但不显著,上市公司产业结构空间滞后项系数为负但不显著,这里不做过多分析。

被解释变量的空间滞后项为0.279341且通过了1%的显著性检验,说明地区产业结构的升级也会带动周边地区的产业升级。廊坊市在2014年以后的改变就是最直接的例证,在北京的非首都功能的向外转移过程中,对天津和河北地区的产业结构升级起到了明显的带动作用。

#### 4 结论与对策

通过前文的实证分析,对于京津冀产业协同发展问题,得到结论如下:

(1)京津冀区域的产业结构水平存在空间相关性且越来越强越来越显著。随着京津冀协同发展逐步落实,地处北京天津两市中间的廊坊市不仅在交通基础设施方面完成与两市的对接,并以此为基础主动承接了京津地区的产业、人才、科技等功能要素外溢,如亦庄永清高新区的建成发展就是这一成果的投影。

(2)通过模型的构建结果分析,与京津相比,河北资本市场发育程度较低,影响河北产业发展

和京津冀协同。当前京津冀三地的资本市场差距依然很大,河北在承接北京非首都功能时,仍主要是接手了一些制造业、重工业等北京淘汰的高耗能高污染的产业,很少能够吸引北京的一些优秀的服务创新产业,这主要是由于河北省目前的产业集聚规模小且发展不平衡,远不能达到京津产业的转移要求。

(3)河北以雄安新区为契机,承担北京过载的非首都功能。雄安新区的主要功能就是疏解北京的非首都功能,届时诸多企业与机构将会转移到新区,而转移的产业、机构、企业在转移过程中一定会伴随着体制机制改革,大规模的产业升级和企业的兼并整改,在转移过程中完成升级改造。这将是河北产业升级的一次重大机遇,河北可以发挥上市公司的带动作用,继续打造多层次资本市场,鼓励优秀的上市公司,尽早尽快完成市场的基础设施建设,带动产业转型升级。

前文论证了上市公司对区域产业升级的影响机制,同时进行了实证分析。在京津冀产业协同以及北京向河北进行产业转移的大环境下,本文从上市公司角度,对京津冀区域产业协同发展提出几点建议:

(1)培育一批优秀的上市公司,特别是河北。政府要为引导和培育优秀公司进行上市服务,根据区域的长期产业规划,有侧重地选择一批区域内突出发展产业的公司,致力于为后备上市企业提供资金、政策、信息、指导、中介等相关服务,提供一个上市公司良好的培育环境,在保障质量的前提下尽快地培育一定数量的上市公司,为区域经济发展和产业转型带来新动力。

(2)发挥金融市场投融资作用,为上市公司营造良好的金融环境。鼓励京津冀地区金融市场协同发展,尽快消除地区行政壁垒,为区域间资金与信息流通建立有效的交流通道,让民间投资与政府投资有更多的选择,也使得上市公司获得更多的投融资渠道,推动上市公司健康运营,并拓展上市公司的发展空间,让以上市公司为驱动力的微观企业带动京津冀区域产业协同发展,减少信息闭塞、资金滞留、政策不公带来的产能过剩、功能重叠、结构偏斜等问题。

(3) 发挥上市公司的先进产业投资领头羊作用。由于上市公司的产业结构对区域产业结构有一定的影响,并且在今后随着上市公司的不断发展和规模壮大,影响会不断增强,所以区域在制定产业结构升级计划时,也要从培育的上市公司产业结构进行考虑。某个产业层级内的上市公司除了会对该产业产生直接的带动作用,更会通过投融资参与到该产业其他公司以及其他产业层次的生产经营活动中,通过产业链的链条带动,对区域产业结构升级起到积极作用。

#### 参 考 文 献

- [1] Long Gen Ying. Understanding China's Recent Growth Experience: A Spatial Econometric Perspective [J]. The Annals of Regional Science. 2003, 37 (4): 613~628.
- [2] Marco Baudino. The Impact of Human and Physical Capital Accumulation on Chinese Growth After 1994: A Spatial Econometric Approach [J]. World Development Perspectives. 2016, (2): 11~16
- [3] Massimo Filippini, Fabian Heimsch. The Regional Impact of A CO2 Tax on Gasoline Demand: A Spatial Econometric Approach [J]. Resource and Energy Economics. 2016, (46): 85~100.
- [4] Tichaona Zivengwa, Joseph Mashika, Fanwell K Bokosi, Tendai Makova. Stock Market Development and Economic Growth in Zimbabwe [J]. International Journal of Economics and Finance, 2011, (5): 140~150.
- [5] 张晓旭, 冯宗宪. 中国人均 GDP 的空间相关与地区收敛: 1978~2003 [J]. 经济学(季刊). 2008, 7 (1): 399~414.
- [6] 潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应 [J]. 经济研究. 2012, (1): 54~65.
- [7] 余运江, 孙斌栋, 孙旭. 基于 ESDA 的城市外来人口社会融合水平空间差异研究——以上海为例 [J]. 人文地理, 2014, (2): 123~128.
- [8] Stiglitz Joseph E. Credit Markets and the Control of Capital [J]. Journal of Money Credit and Banking. 1985, 17 (2): 133~152.
- [9] 朱君. 上市公司对区域经济发展的影响研究 [D]. 长春: 东北师范大学, 2014: 1~136.
- [10] 顾利民. 上市公司引领区域经济发展的上虞模式分析 [J]. 经济地理, 2016, 36 (2): 131~137.
- [11] 靖学青. 产业结构高级化与经济增长——对长三角地区的实证分析 [J]. 南通大学学报(社会科学版), 2015, 21 (3): 45~49.

## The Spatial Econometric Analysis of the Impact of the Listed Companies in Beijing-Tianjin-Hebei Region on Regional Industrial Structure

Zheng Tao<sup>1,2,3</sup> Du Jiahao<sup>1</sup> Wan Xuefen<sup>4</sup>

(1. School of Economics and Management, Yanshan University, Qinhuangdao 066004, China; 2. Regional Economic Development Research Center, Yanshan University, Qinhuangdao 066004, China; 3. The Coordinated Development of Beijing-Tianjin-Hebei Management Innovation Research Center, Yanshan University, Qinhuangdao 066004, China; 4. College of Computer, North China Institute of Science and Technology, Langfang 065201, China)

[ Abstract ] Listed companies are microeconomic entities with the most vitality and institutional advantages of regional economic development, playing an increasingly significant role in the modern regional economic development. Beijing-Tianjin-Hebei regional economy need coordinated development, and regional industrial structure should be optimized, the regional listed companies should play a leading role. Based on the panel data of Beijing-Tianjin-Hebei thirteen cities from 2003 to 2016, on the basis of validating the spatial autocorrelation of the industrial structure of the thirteen cities of Beijing, Tianjin and Hebei, this paper constructs the Spatial Durbin Model to carry out the relationship between listed companies and regional industrial structure. The results show that the gap of the level of industrial structure development between Beijing, Tianjin and Hebei is large and the effective industrial cooperation is not formed. The total assets have a negative effect on the upgrading of regional industrial structure, and the number of listed companies, the amount of investment and financing, the industrial structure hierarchical coefficient of listed companies have positive effects on the upgrading of regional industrial structure. On the basis of research, this paper gives the relevant policy recommendations of promoting regional industrial structure optimization and upgrade from the perspective of listed companies.

[ Key words ] the Beijing-Tianjin-Hebei region; industrial structural upgrade; listed companies; spatial correlation; spatial durbin model; the regional economic

(责任编辑:史琳)