Finance 金融, 2012, 2, 36-44
http://dx.doi.org/10.12677/fin.2012.21004 Published Online January 2012 (http://www.hanspub.org/journal/fin)

Spatial Econometric Analysis on the Factors of Provincial Industrial Structure in China

Rongcai Hu[1], Zhiliang Peng[2]

[1]College of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha
[2]Zhujiang Branch, Agricultural Bank of China, Guangzhou
Email: Rongcaihu@hnu.edu.cn

Received: Nov. 12th, 2011; revised: Nov. 27th, 2011; accepted: Dec. 9th, 2011

Abstract: Based on 2009 annual data, spatial econometric model is used to study provincial industrial structure in China. The conclusion shows that, there is significant spatial autocorrelation in provincial Industrial structure, and not human resource, capital investment, government intervention and financial development, but private consumption demand, economic openness and technological innovation have significant influence on provincial industrial structure.

Keywords: Provincial Industrial Structure; Influencing Factor; Spatial Econometrics

中国省域产业结构影响因素的空间计量分析

胡荣才[1]，彭志良[2]

[1]湖南大学金融与统计学院，长沙
[2]中国农业银行广州珠江支行，广州
Email: Rongcaihu@hnu.edu.cn

收稿日期：2011 年 11 月 12 日；修回日期：2011 年 11 月 27 日；录用日期：2011 年 12 月 9 日

摘　要：基于 2009 年数据运用空间计量模型的研究表明，中国省域产业结构存在明显的空间自相关性，私人消费需求、经济开放度和技术创新对中国省域产业结构存在显著影响，而人力资源、资本投入、政府干预和金融发展等因素的影响则不显著。

关键词：省域产业结构；影响因素；空间计量经济学

1. 引言

中国经济结构一直是学术界的研究热点之一。当前我国面临的经济结构问题，从三次产业划分的角度来看主要表现为：第一产业即农业生产效率低，存在大量闲置劳动力，经济贡献率低，消费需求能力不足；第二产业生产成本上升压力不减，生产能力过剩，技术水平低，环境污染严重；第三产业相对比重偏低，低于国际标准水平。因此，加快农村基础设施建设，实现农村电气化，增加补贴，扩大消费需求，消化二、三产业的过剩生产能力；提高第二产业的资源利用效率和技术制造水平；引入竞争机制，放开行业准入门槛，提高人力资源水平将是今后我国经济发展战略、产业结构调整的主要着力点。尤其是第三产业，其高端服务业如金融、传媒、咨询、教育、医疗、法律等将会是最具增长潜力的人力资本密集型产业，这也是发达国家知识经济特征的体现(陈和、隋广军，2010)[1]。

从现有文献来看，有关产业结构的研究很多，东、中、西三大区域产业结构之间存在明显差异，东部沿海区域由于市场开放、政策优势等原因，产业结构升级明显比中西部地区要快。不仅如此，产业结构也出现了与其它经济行为相似的聚集现象，即产业结构升

Copyright © 2012 Hanspub

级程度高的地区往往在某一区域聚集，而产业结构落后的地区则在另一区域聚集，这就造成了一种“强者联合并进，弱者抱团取暖”的格局。显然，这并不是一种理想的省域产业结构状态。那么，造成这种格局的原因何在？除了前述市场开放、政策优势的“歧视”对待外，其它原因存在吗？此外，产业结构之间存在空间溢出效应吗？这种格局会随着经济的发展得到改观吗？这些都是值得深入研究的问题。

因此，本文将基于空间计量模型，研究省域产业结构的影响因素。本文的结构安排为：第一部分是引言，论述选题的背景和缘由；第二部分是文献综述，针对本文主题涉及的相关文献进行总结和简要评述；第三部分论述产业结构的影响因素；第四部分讨论实证研究中将使用的方法；第五部分为实证分析；第六部分总结全文。

2. 文献综述

本文的研究重点是产业结构的影响因素，因此，这部分主要从影响产业结构变动的因素角度对现有文献进行简要总结和评述。

经济增长与产业结构相互促进，互为因果：经济增长推动产业结构优化，产业结构优化进一步促进经济增长；经济增长暂缓或停滞将影响产业结构优化的步伐，而产业结构的畸形变化则会影响经济增长的速度和质量。赵春艳(2008)[2]采用面板数据模型的研究发现，经济增长对产业结构变化的影响显著，且这种影响关系是单向的。孙军(2008)[3]从需求角度视角的研究认为，后发国家通过高层次的需求空间和技术创新鼓励政策对产业结构的升级具有至关重要的作用。黄茂兴、李军军(2009)[4]通过面板数据分析指出，考虑地区要素禀赋条件下的合理的技术选择和资本深化能够促进产业结构的升级，进而实现经济快速增长。黄日福、陈晓红(2007)[5]指出东部地区的人力资本存量在外资通过技术外溢效应促进产业结构升级的过程中没有发挥显著的促进作用。

金融发展决定产业结构的变动，金融活动主要作用于资金分配，从资金流量到资金存量，通过传递过程对产业结构变动起到重要作用，其传递机制可描述为：金融→储蓄、投资→资金的流量结构→生产要素分配结构→资金存量结构→产业结构(伍海华、张旭，2001)[6]。金融活动通过资金形成机制、资金导向机制、信用扩张机制及产业整合机制共同作用于产业结构的调整。杨琳、李建伟(2002)[7,8]在总结国外典型国家结构转变对金融发展和经济增长影响的基础上，通过分析我国金融结构转变与经济结构升级和经济增长的关系发现，金融结构提升既是金融发展的重要途径，也是经济结构升级和经济实现最优增长的必要条件。范方志、张立军(2003)[9]则从理论上探讨了金融结构转变与实体部门产业结构转变的关系。叶耀明、纪翠玲(2004)[10]在分析金融发展作用于产业结构变动的内在机理基础上，以金融机构贷款及存款占 GDP 比重为解释变量、三产业产值为因变量实证研究了金融发展对产业结构变动的影响。曾国平、王燕飞(2007)[11]则更为具体地将产业结构分为产值结构和就业结构，通过经济货币化、金融资源、金融系统资源配置效率和证券市场因素等反映金融发展的实际状况，分析了产业结构变迁与金融发展的关系，认为金融发展整体上对第三产业就业结构影响显著，经济货币化有利于促进产业结构优化。顾海峰(2009)[12]则将产业结构优化调整过程分为产业选择、产业结构合理化和产业结构高级化三大过程，从理论角度论述了三大优化调整过程中金融所发挥的支持作用。

经济制度、社会体制、国内外经济背景、消费结构等等同样会影响到产业结构的变动。石奇、尹敬东、吕磷(2009)[13]基于 2000、2005 年投入产出表的分析认为，消费升级解释了 29.64%的中国产业结构变化，但消费结构与产业结构的和谐需要努力调整生产结构以适应消费需求结构的变化，满足人们的物质文化需求。刘忠涛(2010)[14]针对制度因素、要素禀赋与产业结构关系的考察表明，劳务价格低廉的乡村劳动力的城乡流动显著促进了三次产业的发展，资本存量的增加对第一产业及第二产业的产出增加和比重增加均有促进作用，但对第三产业有抑制作用。袁红林(2005)[15]基于江西省数据分析发现，产业结构与人力资源结构的矛盾问题使得表面上的经济发展是一种“虚假繁荣”，没有坚实的基础支撑。

综合上述文献，可以总结出可能影响产业结构变动的因素包括经济增长总量因素、经济增长决定类因素(如资本资源及技术创新)、金融发展或金融结构因素、消费结构和制度因素等。

Copyright © 2012 Hanspub

3. 产业结构的影响因素——理论分析

现有文献中有关产业结构的衡量指标很多，限于篇幅本文不做关于产业结构衡量的细致探讨，而是以具有普遍性的二、三产业产值与第一产业产值之比 ISP1 和 LISP1(后者是前者的对数化形式)量化产业结构。

一国或地区的产业结构是由一个经济实体内的自然资源、经济制度、科技发展水平和人民生活习惯等多种因素决定的，是经济技术长期发展的结果(原毅军、董琨，2008)[16]，因此产业结构的变动源于多种因素的共同作用。姜泽华、白艳(2006)[17]认为影响产业结构升级的因素有社会需求、科技进步、制度安排和资源供给，钟坤明、程林、程江(2003)[18]认为技术进步、消费结构变动、进出口结构变动、人口、经济政策等影响着产业结构的变动。实体经济行为特征的变动及其个体差异，不外乎两种动力在起作用：内部推动和外部影响。因此，本文将基于现有文献，将影响产业结构的因素分为内部推动因素和外部影响两大类进行分析。

3.1. 内部推动因素

内部推动类因素可分为供给推动和需求推动两大类：经济增长的决定因素主要从供给角度推动产业结构发展，消费需求则从需求角度影响产业结构的变动。

3.1.1. 供给角度因素

技术和资源是推动经济增长最重要的决定因素——技术创新是动力，资源供给是物质保障，技术进步与资源供给共同作用于产业结构的变动，进而促进经济增长。

技术创新是产业结构升级的直接动力。技术创新通过开拓新技术促进新产业的形成，通过推动产业的技术改造，从需求和供给两方面影响产业部门的发展水平，产业间科技水平的差异导致产业结构性的变化。本文采用专利申请授权数衡量技术创新水平(TPR)。

资源，包括自然资源、人力资源和资本资源，是产业结构升级的物质保障。1) 自然资源与一国产业结构转换之间的关系非常密切，自然资源丰富的国家容易发展成为资源开发型的产业结构，而资源匮乏的国家则可以借助于科学技术和对外贸易克服其资源不足的弱点。钟坤明、程林、程江(2003)[18]认为自然资源禀赋与产业结构转换之间的关系具有多样性及不确定性，在产业结构转换的不同阶段其所起的作用不一样：在经济发展过程中，初期阶段自然资源对经济增长及产业结构变动起到非常重要的作用，而当初级产品的比较优势被制造业所取代、产业发展完成了起飞与初级阶段向中期阶段过渡时，仅从自然资源禀赋本身是无法完全解释产业结构变动的。因此，本文认为自然资源禀赋不是产业结构变动的决定因素。2) 人力资源作为影响一国经济增长的重要因素，影响着产业结构的变动趋势，人口的数量、质量和流动性从不同方面影响着经济增长与产业结构。现代社会人力资源的质量提升、人力资本的扩充和高端人才的增加对经济发展、结构升级会产生重要的实质影响，而单纯人口数量的增多并不能带来相应的产业结构变化。因此，为体现各地人力资本的状况，本文通过每十万人口在校大学生数量化人力资源(ZXD)。3) 资本投入是影响经济增长的又一重要因素，对产业结构和经济增长具有促进作用，资本投入即货币资源供给的数量和投向影响着产业结构优化的速度和趋势：前者从总量上影响着产业结构优化的速度和规模，后者从投向上影响产业结构优化的方向和趋势。本文采用全社会固定资产投资代表资本投入(GTG)。

3.1.2. 需求角度因素

消费需求包括个人消费需求和公共消费需求(即财政支出)，从需求角度影响着产业结构变动及其差异。个人消费需求与个人收入水平相适应，收入水平的变化影响消费结构，进而影响产业发展，促进产业结构变动。公共需求即财政支出则具有引导产业发展的能力和干预经济发展的特性，政府通过市场化手段购买产品，支持或加快某些产业的发展，提升产业结构，但其影响视政府所采用的具体市场化手段而定，因此其作用具有模糊性。本文以人均 GDP 量化个人消费需求(PGDP)，以财政支出量化公共需求即政府干预(CZG)。

3.2. 外部影响因素

3.2.1. 金融发展程度

金融发展理论主要研究金融发展与经济增长的关系、金融体系在经济发展中所发挥的作用、如何建

Copyright © 2012 Hanspub

立有效的金融体系和金融政策组合以最大限度地促进经济增长以及如何合理利用金融资源以实现金融的可持续发展并最终实现经济的可持续发展。从总量上衡量金融发展的指标有金融相关率、金融深化率及经济货币化比率(M2/GDP)等等。但张春生、吴超林(2008)[19]指出 M2/GDP 的过高并不一定是件好事，也不一定反映金融发展的良好态势，而且过高的 M2/GDP 可能是由商业银行的存贷差及不良资产引起的，隐含了商业银行的支付风险。不仅如此，高 M2/GDP 也反映了金融工具的单一性、金融结构的畸形性等。姚耀军(2010)[20]也从不同方面指出了 M2/GDP 反映金融发展的片面性。因此，衡量金融发展需要从规模、结构和效率等多方面综合考虑。由于在固定资产投资中，国内贷款被认为是比政府预算内资金更为有效的资源配置方式，因此，本文利用固定资产投资中国内贷款与国家预算内资金之比来衡量区域金融发展水平(FD)。

3.2.2. 经济开放度

金融发展可以看作影响产业结构外部因素中的国内因素，经济开放则是国外因素。国际贸易理论认为，一个实体与外部经济联系越紧密，越有助于实体内部的经济发展和产业转换。但由于各地处在不同的社会分工层面，这种影响实体经济发展的作用具有复杂性。本文通过地区进出口总额量化经济开放度(EOR)。

3.2.3. 经济政策

广义上的经济政策可称为制度安排，是产业结构升级的制度保障。但如果制度政策不发生巨大变化，不出现如改革开放前后的“断层”现象，其对产业结构的影响一般都体现在政府干预对产业结构的影响上，即狭义上理解经济政策可以用政府干预经济的量化指标——财政支出代替。因此，本文不另外构建指标量化制度安排或经济政策。

除上述因素外，就业结构、人口总量、生活习惯或习俗等都可能影响产业结构，但考虑数据可得性，本文将这些因素对产业结构的影响划归到误差项之中。综上所述，本文实证研究中将以技术创新(TPR)、人力资源(ZXD)、资本投入(GTG)、私人消费需求(PGDP)、政府干预(CZG)、金融发展(FD)和经济开放度(EOR)等七项指标作为解释变量，通过构建截面数据模型反映其对产业结构的影响。研究采用的样本为中国 31 个省级行政区域(不含港澳台)，所有数据均来自于《中国统计年鉴 2010》和《新中国六十年统计资料汇编》。

4. 模型讨论

4.1. 传统模型的局限

通过建立计量经济模型分析产业结构的实证文献中，大多是从时间维度的角度利用最小二乘线性回归、单位根检验、协整、误差修正、Granger 因果检验等传统方法分析产业结构的变动轨迹、区域差异和影响因素等等(付凌晖，2010)[21]，但这些经典的计量经济学模型假定 Gauss-Markov、解释变量固定等条件，几乎都没有纳入空间因素；而基于空间维度的研究，大多只是考虑个体之间的差异，较少涉及截面个体之间互相影响的研究。

根据 Tobler(1970)的地理第一定律，任何事物都有其相关性，且邻近的事物比远方的事物相关程度更大。这项定律指出空间的参数与参数之间有密切的相关，即存在空间相依性或空间自相关(spatial autocorrelation)。区域经济分析过程中空间依赖性的存在，导致直接将古典计量经济学方法应用于与地理位置相关的数据时，通常不能获取这些数据的空间依赖性，会引起各种问题。吴玉鸣(2005)[22]指出，由于主流经济学理论关于空间事物无关联及均质性假定，因此而普遍使用忽视空间效应的普通最小二乘法(OLS)进行估计，使得实际应用研究中普遍存在模型的设定误差问题，导致得出的各种结果和推论不科学、不可靠，缺少应有的解释力。产业结构及其变动在地理上的差异已被众多研究所证实，但使用横截面数据建立计量模型研究产业结构的影响因素时，由于数据在空间上表现出的复杂性、自相关性和变异性，使得被解释变量之间以及解释变量对被解释变量的作用的互相关系更为复杂，因此，假定产业结构在空间上具有自相关性和异质性更符合现实。

4.2. 产业结构的空间自相关检验方法

在空间计量经济学中，空间效应存在两种模式，即空间依赖性(Spatial Dependence)和空间异质性(Spatial Heterogeneity)。空间依赖性或空间相关性是指不同位

Copyright © 2012 Hanspub

置的观测值在空间上是相关的，呈现出非随机的空间模式。如果相邻区域的观测值分布具有相似性，则表明存在正的空间相关性；如果相邻区域的观测值分布具有差异性，则表明存在负的空间相关性；如果观测值分布不具有规律的模式，则表明不存在空间相关性。空间异质性则是指经济行为或经济关系在空间上的不稳定性，在模型中则表现为考察变量、模型参数和误差项方差随区位变化。可以说，空间相关性表明不同位置之间的观测值存在相关性，空间异质性则表明这种相关性在不同区位的观测值之间存在变异性。一般来说，空间依赖性和空间异质性往往同时存在空间数据中。

全域空间自相关衡量区域之间整体上的空间关联与空间差异程度，反映研究区域内相似属性的平均聚集程度；局域空间自相关则是针对这些区域的具体地理分析。Moran 指数和 Geary 比率是两个用来度量空间自相关的全局指标：Moran 指数反映空间邻接或邻近区域单元属性值的相似程度，Geary 系数则与 Moran 指数存在负相关关系。为判断产业结构是否存在空间相关性和异质性，本文选择刻画全域空间自相关性的指标——全域 Moran 指数 I (global *Moran's* I) 进行检验，其表达式为：

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

其中：$\bar{x}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i$，$x_i$ 表示第 i 地区的观测值，x_j 表示第 j 地区的观测值，n 为地区总数，W_{ij} 为空间权值矩阵，是基于地区之间的临近、距离或经济联系等建立的权重矩阵。Moran 指数 I 的取值范围为 $[-1,1]$，若地区之间经济行为空间正相关，其数值应当较大，负相关则较小：小于 0 表示负相关，等于 0 表示不相关，大于 0 表示正相关。在无空间相关性的零假设下，基于 Moran 指数 I 构建的标准正态统计量为：

$$Z=\frac{I-E\left(I\right)}{\sqrt{VAR\left(I\right)}} \tag{2}$$

当 Z 值显著为正时，表明存在正的空间自相关，相似的观测值(高值或低值)趋于空间集聚；当 Z 值显著为负时，存在负的空间自相关，相似的观测值趋于分散分布；当 Z 值为零时，观测值呈独立随机分布。详细介绍参见 James P. LeSage (1999)[23]。

因此，根据 Moran 指数 I 的相应计算结果，可以判断产业结构是否存在空间自相关性。

4.3. 产业结构空间相关的空间权重矩阵设定

空间依赖的度量基于对空间位置的正确表征，即地理空间结构的数学表达，而空间权重矩阵(Spatial Weight Matrix)正是表征空间位置、定义空间对象相互邻接关系的方法，因此，空间权重矩阵的设定是空间计量模型的关键，也是空间计量经济学与传统计量经济学的重要区别之一。实证研究中，常通过地理权重矩阵和经济权重矩阵对模型进行空间加权。

地理权重矩阵遵循的是邻接关系(contiguity relationship)原则，具体有 *Rook* 相邻、*Bishop* 相邻、*Queen* 相邻等等多种原则。*Rook* 相邻原则规定，两地区拥有共同边界即视为相邻；*Queen* 相邻原则是在 *Rook* 原则的基础上将地区之间仅拥有共同顶点的两地区也视为相邻关系；也可以通过依据地区中心或核心城市之间的距离大小判定是否相邻来设定地理权重矩阵。本文遵循常用的做法，按照 *Rook* 相邻原则，采用式(3)的二进制方式设定空间权重矩阵 $\boldsymbol{W}$，其中 $i=1,2,\cdots,n$，$j=1,2,\cdots,n$。

$$W_{ij}=\begin{cases}1 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻；}\\ 0 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻；}\end{cases} \tag{3}$$

经济权重矩阵的设定则是由于人们认识到地区间的相互影响关系并非完全相同，一般来说，发达地区对周围落后地区会产生比落后地区对发达地区更强烈的辐射力和吸引力，即空间影响力。林光平、龙志和、吴梅(2005)[24]在地理权重矩阵的基础上设置了经济权重矩阵 $\boldsymbol{WE}=\boldsymbol{W}\times\boldsymbol{E}$，$\boldsymbol{E}$ 为量化区域间经济差异的对角矩阵。通常做法是通过计算考察期间的地区 GDP 占所有地区实际 GDP 之和的比重来衡量地区经济水平的高低(对应的对角矩阵为 $\boldsymbol{E}$)，并假设经济实力强的地区对周围经济实力弱的地区产生的空间影响力强，反之就弱。人均 GDP 也是反映经济发展水平或经济实力的常用指标，或是更为合理的选择(对应的对角矩阵为 $\boldsymbol{E}1$)。实证研究中，空间权重矩阵需要通过行归一化处理之后才能应用于模型估计当中(行

Copyright © 2012 Hanspub

归一化即矩阵的任一元素除以所在对应行的和，使得每行元素之和为 1)。本文采用以人均 GDP 为基础的对角矩阵 $\boldsymbol{E}1$ 来构建经济权重矩阵 $\boldsymbol{WE}1$ 进行空间加权。

上述空间权重矩阵称为一阶空间(first-order)权重矩阵，因为存在高阶(higher-order)空间权重矩阵的定义。二阶空间权重矩阵反映的是某地区的经济行为不仅对周围相邻的区域产生影响，还对与周围地区相邻的地区(即“邻居的邻居”)产生影响，因此，本文也将构建二阶空间权重矩阵应用于模型估计，以反映地区对“临近的临近”地区的影响。

4.4. 产业结构影响因素的空间计量经济模型

空间自回归模型(Spatial autoregressive models)是应用于空间截面数据的一类空间模型，一般形式为：

$$\begin{aligned} &\boldsymbol{y} = \rho \boldsymbol{W}_1 \boldsymbol{y} + \boldsymbol{X}\beta + \boldsymbol{u} \\ &u = \lambda \boldsymbol{W}_2 u + \varepsilon \\ &\varepsilon \sim N\left(0, \sigma^2 I_n\right) \end{aligned} \tag{4}$$

模型(4)称为普通空间模型(General Spatial Model，SAC)，其中：$\boldsymbol{y}$ 为 $n \times 1$ 的列向量，代表 n 个地区的产业结构；$\boldsymbol{X}$ 为 $n \times k$ 的产业结构影响因素矩阵，k 是影响因素的个数；$\boldsymbol{W}_1$ 与 $\boldsymbol{W}_2$ 是 $n \times n$ 空间权重矩阵，可以相同也可不同；空间自回归系数 ρ 与空间误差项系数(或空间自相关系数) λ 从不同的形式反映空间效应。

实际应用中，则常常使用模型(4)的简化形式，包括空间滞后模型(Spatial Lag Model，SLM 或 SAR)和空间误差模型(Spatial Error Model，SEM)两大类：空间滞后模型假定空间误差项系数 λ 为零，通过空间自回归系数 ρ 判定空间依赖性的存在，即本区域的产业结构不仅受本区域影响因素的作用，还可能受到邻近地区产业结构溢出的影响；空间误差模型则假定空间自回归系数 ρ 为零，通过空间误差项系数 λ 判定空间异质性的存在，即以存在于误差扰动项中的空间依赖性来测度邻近地区产业结构形成的误差冲击对本地区产业结构形成的影响，因而某区域受到的一个随机冲击不仅影响到该区域的产业结构，还通过空间误差项影响其它区域的产业结构，尤其是与该区域有公共边界或距离较近区域的产业结构。但实际上，两者对于依赖性和异质性的判定并没有严格的界限，依赖性和异质性的差异也并不能得到严格的区分。进一步地，通过在空间滞后模型(SLM)的解释变量中加入空间滞后解释变量(产业结构影响因素)序列，则得到空间杜宾模型(Spatial Durbin Model，SDM)，主要反映空间数据的应用回归中解释变量的相关性对周围地区的空间影响力。各类模型的详细介绍参见 LeSage, J. P. (1999)[23]和 Kelejian, H. H. and Prucha I. R. (1998)[25]等。

空间自回归模型由于解释变量中含有内生变量——滞后因变量或者误差项不满足高斯–马尔科夫经典假设，如果继续采用传统的最小二乘法进行估计，估计值系数会有偏或不一致。要得到一致估计量，模型需要通过其它方法来进行估计，目前这类模型的估计方法主要有极大似然估计法(ML)、工具变量法、GMM 方法以及贝叶斯方法。本文采用 Anselin (1988)[26]提出的极大似然估计思路估计空间自回归模型。

5. 实证分析

使用空间计量经济学模型的前提，是变量存在空间依赖性，因此，本文首先通过计算并检验 Moran 指数 I 对省域产业结构进行空间自相关性分析，再通过估计并比较不同的空间自回归模型，分析中国省域产业结构的空间效应和区域差异的影响因素。

5.1. 产业结构空间自相关的 Moran 指数分析

表 1 给出 2009 年中国大陆 31 个省域产业结构空间自相关性 Moran 指数 I 检验结果。ISP1 和 LISP1 衡量的是传统的产业结构升级形式，即产业结构由传统的第一产业产值占主要比重转向第二、第三产业产值占主要比重方向发展。$\boldsymbol{W}$ 和 $\boldsymbol{WE}1$ 分别代表上文所定义的地理权重矩阵和经济权重矩阵。为了简要对比，本文另设两个产业结构指标——第三产业产值与第二产值产值之比(ISP2)和第三产业产值与地区总产值之比(ISP3)，用以表征新型产业结构升级形式。实践表明，经济发展到一定阶段，第三产业产值将赶上并超越第二产业产值，达到更为高级的产业结构形式，即“产业服务化”趋势。

表 1 显示，传统衡量产业结构形式的指标 LISP1 的 Moran 指数在不同的权重矩阵形式 $\boldsymbol{W}$ 和 $\boldsymbol{WE}1$ 下均为正，且在 0.05 的显著性水平上统计显著，证实了空间自相关性的存在，表明中国大陆 31 个省域的产业

Copyright © 2012 Hanspub

结构在空间分布上存在明显的正自相关关系，产业结构类型在空间上并非处于完全随机状态。因此，有必要将空间效应纳入分析省域产业结构差异影响因素的计量模型中。以 LISP2 和 LISP3 衡量的产业结构的 Moran 指数统计上均不显著，表明中国省域产业结构升级的服务化倾向没有表现出明显的空间相关性。对比两种不同空间权重矩阵 ***W*** 和 ***WE***1 的结果，后者对应的 Moran 指数统计上更为显著，表明地区之间的相互影响力并非完全等价，考虑经济影响力后的经济权重矩阵更能反映产业结构的空间影响力。

基于上述分析，在空间自回归模型的估计与分析中，被解释变量采取对数形式 LISP1，解释变量也取对数形式，这样估计出来的系数表示产业结构对影响因素的弹性关系；空间权重矩阵则选取经济权重矩阵(***WE***1)，以分析产业结构差异及其空间效应。

5.2. 产业结构影响因素的空间计量经济模型估计与解释

5.2.1. 空间相关性检验

上述分析证明省域产业结构存在明显的空间依赖性，而本文的重点是产业结构的影响因素，上述基于空间自相关指数所进行的研究尚不能明确显示各种影响因素对省域产业结构的影响程度和方向。因此，需要基于前述的理论和经验分析，估计纳入空间效应的空间自回归模型来解决这一问题。

地区间经济行为的空间相关性检验是空间计量经济分析的前提，因此，在估计空间计量经济模型之前，需要首先综合判断地区间经济行为的空间相关性，即先用 OLS 方法估计不考虑空间相关性的受约束模型，然后进行空间相关性检验，这由空间计量经济学的拉格朗日乘数形式 *Lmlag* 和 *Lmerror* 检验完成。*Lmlag* 检验的原假设是不存在空间自回归项，即不应使用空间滞后模型(SLM)；*Lmerror* 检验的原假设是不存在空间误差自回归项，即不应使用空间误差模型(SEM)。*Lmerror* 和 *Lmsar* 形式的空间相关性检验不仅可以检验空间相关性，还可为模型设定提供线索 (Luc Anselin & Serge Rey 1991[27]；Luc Anselin & Raymond J. G. M. Florax 1995[28])，帮助在空间滞后模型和空间误差模型之间进行选择。如果 *Lmlag* 检验较 *Lmerror* 检验更显著，则空间滞后模型(SLM)是恰当的选择 (Harry H. Kelejian & Ingmar R. Prucha，1998)[25]；反之，若 *Lmerror* 检验较 *Lmlag* 检验更显著，则恰当的模型是空间误差模型 SEM。采用 OLS 方法估计不考虑空间相关性的受约束模型，然后进行空间相关性检验的结果如表 2。

表 2 检验结果显示，*Moran's* I 检验结果不显著，似乎表明不存在空间相关性，但 *Lmlag* 、*Lratio* 和 *Walds* 检验均显著，表明地区间经济行为存在明显的空间相关性；*Lmlag* 检验较 *Lmerror* 检验显著。因此，表明空间滞后模型(SLM)是合适的模型。

5.2.2. 模型估计与比较

Anselin (1988)[26]给出了关于空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)的极大似然估计方法。不考虑空间相关性的受约束模型的 OLS 估计和空间滞后模型(SLM)的极大似然估计结果如表 3。

表 3 的估计结果显示，线性模型与空间滞后模型

Table 1. Moran I test for Spatial autocorrelation of Chinese provincial industrial structure: 2009
表 1. 2009 年中国省域产业结构空间相关性 Moran 指数检验

权重矩阵	ISP1	LISP1	ISP2	LISP2	ISP3	LISP3
W	0.2189**	0.2007**	–0.0287	0.0235	0.0472	0.0707
***WE*1**	0.2814***	0.2578***	–0.0414	0.0136	0.0795	0.1089

注：***、**、*分别表示对应的检验值在 0.01、0.05、0.1 的显著性水平上统计显著。

Table 2. Spatial autocorrelation test
表 2. 空间相关性检验

年份	*Moran's* I	*Lmlag*	*Lmsar*	*Lratios*	*Walds*	*Lmerror*
2009	0.1103	5.0214**	0.4516	6.9308***	54.9436***	0.4461

注：***、**、*分别表示对应的检验值在 0.01、0.05、0.1 的显著性水平上统计显著。

Copyright © 2012 Hanspub

Table 3. Estimation in Linear Regression Model and Spatial Lag Model of Chinese provincial industrial structure
表 3. 中国省域产业结构线性回归模型与空间滞后模型估计

解释变量与检验统计量	OLS	SLM
constant	−1.036345***	−1.265741***
CZG	0.019854	0.017715
GTG	−0.002607	0.01496
FD	0.008523	0.012489
EOR	−0.037251**	−0.026054**
TPR	0.040889**	0.031389***
ZXD	−0.013851	0.007144
PGDP	0.091716**	0.096313***
rho		−0.472951***
R-squared	0.6928	0.7476
Rbar-squared	0.5993	0.6708
sigma^2	0.0017	0.001
Durbin-Watson	1.8284	
log-likelihood		73.598449

相比，由于地区间经济行为空间自相关性的存在，无论系数显著性、模型拟合优度还是回归误差，空间滞后模型 SLM 均优于线性模型；体现空间效应的空间自回归系数 ρ (rho)高度显著，证明了空间依赖性的存在。在空间滞后模型 SLM 中，经济开放度(EOR)、技术创新(TPR)和私人消费需求(PGDP)等三个因素对产业结构存在显著影响，而其它因素的作用则不显著。

1) 私人消费需求(PGDP)系数非常显著，表明人均 GDP 对产业结构具有重要影响。人均 GDP 反映人均收入水平，收入水平变化直接导致消费结构发生改变，进而从需求角度影响产业发展，导致产业结构产生差异。

2) 经济开放度(EOR)的系数为负，表明对产业结构升级具有阻碍作用，说明经济开放度对一地区的经济发展起着复杂作用，在不同的时段、不同的地点，其作用存在不同。因此，地区经济对外的开放，要首先考虑本地区自身的资源禀赋、内部环境和周边环境，盲目的对外开放可能适得其反，并不利于产业结构的升级。

3) 技术创新(TPR)的系数为正，体现出对产业结构升级的显著促进作用，该指标每提高 1%，二、三产业产值占总产值的比重将提高 0.03%，表明近年来各地重点关注和大力发展的技术创新，显示出对省域产业结构升级强劲的促进作用。技术创新作为促进规模报酬递增的重要因素，通过吸引要素流动、提高要素边际产品价值，带动产业快速发展，促进产业结构变动，是产业结构升级的直接动力，充分体现了技术创新在现代经济发展中的重要地位。

4) 金融发展对产业结构差异的影响不显著。金融发展反映着金融服务业发展规模和运作效率，其通过引导要素配置、动员储蓄及就业、控制经济运行风险等促进产业发展，促进结构升级。但从本文的结果可以看出，我国金融服务业在近几年来的发展中存在着与经济产业结构升级脱节的问题。

5) 政府干预、资本投入和人力资源对产业结构的影响不明显。政府干预对产业结构没有显著影响，表明产业结构的变动和升级应该由市场这只看不见的手来调节，政府的强行干预并不能收到预期的效果。由于历史沉淀的影响，企业资金利用效率低、能力不足等造成资本投入多并不代表效益就高的现象，导致

Copyright © 2012 Hanspub

对产业结构升级的促进作用不显著。以在校大学生数衡量的人力资源存在滞后性，导致对产业结构变动的影响不显著。

6. 结论

本文以 2009 年中国省域产业结构为研究对象，从样本全域角度对产业结构的影响因素进行实证研究，发现省域产业结构存在空间自相关性，忽视空间效应的 OLS 估计结果并不准确、可靠，纳入空间效应的空间滞后模型 SLM 更有效。研究结果表明，私人消费需求(PGDP)、经济开放度(EOR)和技术创新(TPR)对中国省域产业结构存在显著影响，而人力资源、资本投入、政府干预和金融发展等因素的影响则不显著。

需要指出的是，本文的样本仅为 2009 年的数据，研究结论具有静态性。因此，产业结构影响因素的动态变化过程，是值得进一步研究的方向。

参考文献 (References)

[1] 陈和, 隋广军. 产业结构演变与三次产业发展的关联度[J]. 改革, 2010, 27(3): 36-42.

[2] 赵春艳. 我国经济增长与产业结构演进关系的研究——基于面板数据模型的实证分析[J]. 数理统计与管理, 2008, 27(3): 487-492.

[3] 孙军. 需求因素、技术创新与产业结构演变[J]. 南开经济研究, 2008, 24(5): 58-71.

[4] 黄茂兴, 李军军. 技术选择、产业结构升级与经济增长[J]. 经济研究, 2009, 55(7): 143-151.

[5] 黄日福, 陈晓红. FDI 与产业结构升级: 基于中部地区的理论及实证研究[J]. 管理世界, 2007, 3: 154-155.

[6] 伍海华, 张旭. 经济增长·产业结构·金融发展[J]. 经济理论与经济管理, 2001, 5: 11-16.

[7] 杨琳, 李建伟. 金融结构转变与实体经济结构升级(上)[J]. 财贸经济, 2002, 2: 9-13.

[8] 杨琳, 李建伟. 金融结构转变与实体经济结构升级(下)[J]. 财贸经济, 2002, 3: 11-14.

[9] 范方志, 张立军. 中国地区金融结构转变与产业结构升级研究[J]. 金融研究, 2003, 11: 36-48.

[10] 叶耀明, 纪翠玲. 长三角城市群金融发展对产业结构变动的影响[J]. 上海金融, 2004, 25(6): 10-12.

[11] 曾国平, 王燕飞. 中国金融发展与产业结构变迁[J]. 财贸经济, 2007, 28(8): 12-19.

[12] 顾海峰. 产业结构合理化演进中的金融支持机理研究[J]. 河北经贸大学学报, 2009, 30(5): 29-33.

[13] 石奇, 尹敬东, 吕磷. 消费升级对中国产业结构的影响[J]. 产业经济研究, 2009, 8(6): 7-12.

[14] 刘忠涛. 制度因素、要素禀赋与产业结构变化[J]. 中国农村经济, 2010, 26(9): 17-27.

[15] 袁红林. 江西省产业结构与人力资源结构协同分析[J]. 当代财经, 2005, 11: 81-84.

[16] 原毅军, 董琨. 产业结构的变动与优化: 理论解释和定量分析[M]. 大连: 大连理工大学出版社, 2008: 2-10.

[17] 姜泽华, 白艳. 产业结构升级的内涵与影响因素分析[J]. 当代经济研究, 2006, 10: 53-56.

[18] 钟坤明, 程林, 程江. 产业结构变动的决定因素探讨[J]. 四川财政, 2003, 1: 24-25.

[19] 张春生, 吴超林. 中国 M2/GDP 畸高原因的再考察——基于商业银行资产负债表的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(5): 3-16.

[20] 姚耀军. 中国金融发展与全要素生产率——基于时间序列的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, 27(3): 68-80.

[21] 付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 2010, 27(8): 79-81.

[22] 吴玉鸣. 中国经济增长与收入分配差异的空间计量分析[M]. 北京: 经济科学出版社, 2005: 3-55.

[23] J. P. LeSage. The theory and practice of spatial econometrics. Toledo: University of Toledo, 1999.

[24] 林光平, 龙志和, 吴梅. 我国地区经济收敛的空间计量实证分析: 1978-2002 年[J]. 经济学(季刊), 2005, 4(增刊): 67-82.

[25] H. H. Kelejian, I. R. Prucha. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbance. Journal of Real Estate Finance and Economics, 1998, 17(1): 99-121.

[26] L. Anselin. Spatial econometrics: Method and models. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

[27] L. Anselin, S. Rey. Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. Geographical Analysis, 1991, 23(2): 121-131.

[28] L. Anselin, R. J. G. M. Florax. New Directions in Spatial Econometrics. Berlin: Pringer-Verlag, 1995.

Copyright © 2012 Hanspub