新型城镇化推动产业结构升级了吗?
——基于中国省级面板数据的空间计量研究

蓝庆新[1],陈超凡[2]
(1. 对外经济贸易大学 国际经济研究院,北京 100029;
2. 北京师范大学 经济与资源管理研究院,北京 100875)

摘　要:文章通过空间自相关检验和空间局域LISA地图,分析了新型城镇化和产业结构升级在我国各省的分布格局和空间上的相互依赖性,并通过构建空间滞后模型和空间误差模型,分析新型城镇化对中国产业结构升级的影响。结果显示,中国新型城镇化和产业结构升级存在显著的空间相关性,具有高水平区域集中、低水平区域聚集的特点;新型城镇化对产业结构升级具有强烈的空间冲击效应,能够显著提升产业发展层次;金融支撑、科技发展、市场化程度对区域产业结构升级具有显著正向效应,而受引资质量和结构性偏倚的影响,资本流动对产业升级的影响效应不明显。

关键词:新型城镇化;产业结构升级;空间滞后模型;空间误差模型
中图分类号:F290　**文献标识码**:A　**文章编号**:1001-9952(2013)12-0057-15

一、引　言

经过几十年的发展,中国当前城镇化率已超过50%,标志着中国已经进入城镇化高速发展阶段。新型城镇化建设需要产业升级来支撑,特别是现代制造业、生产性服务业的发展是新型城镇化的强大动力。那么,新型城镇化能否推动产业的发展与升级,引领产业结构趋于合理化和高度化呢?当前研究新型城镇化与产业(结构)升级的文献尚少,多数学者对城镇化与产业升级的研究基于传统城镇化视角,由此形成了两种代表性观点。第一种观点认为,城市化能够有力地推动产业升级。世界城市化进程促进了全球产业的分工与重组,从而加速了产业集聚特别是现代新兴产业的协同集聚,专业分工和集聚经济使生产中技术复杂水平和创新能力提高,进而形成产业升级的强大动力(Michael等,2012);同时,城市化促进了现代服务业的快速发展和协同集聚,也推动了产业升级(Kolko,2010)。城镇化也能为产业发展提供广阔的空间,

收稿日期:2013-10-10
基金项目:国家社会科学基金项目"我国制造业应对碳关税的预警机制与系统策略研究"(12CJY037)
作者简介:蓝庆新(1976—),男,辽宁抚顺人,对外经济贸易大学国际经济研究院教授,博士生导师;
陈超凡(1989—),男,福建福州人,北京师范大学经济与资源管理研究院硕士研究生。

同时城镇化需要不断强化产业的支撑力度，推动城镇化与产业结构调整、战略性新兴产业发展和服务业升级的有机融合（李克强，2012）。然而，也有学者通过研究发展中国家特有的城市化进程得出城镇化对产业（结构）升级有负面影响的结论。他们认为，在发展中国家城市化率达到一定水平后，产业分工进入高级阶段，而发展中国家处于全球产业分工链的底端，易陷入“丰收贫困”陷阱，过度关注三高（高消耗、高污染、高排放）产业使发展中国家以粗放型经济增长方式推进工业化，甚至沦为发达国家的“污染天堂”，不利于产业结构的优化转型（Farhana，2012）；同时，这一过程将形成以传统制造业集聚为中心的发展模式，造成发展中国家在城市化过程中创新能力较低，难以推动新兴产业的发展，甚至会使第三产业发展畸形化，从而不利于推动产业升级（Hope，1998；郑有国和魏禄绘，2013）。

新型城镇化是新时期中国经济转型发展过程中提出的新型发展模式，与传统城镇化有着显著不同，其着眼于城镇化建设质量的提升。国内相关研究认为，新型城镇化能推进农业现代化，有利于实现农业生产向高附加值转变，农业现代化不仅能提升第一产业发展质量，更能深化推动工业化，提升产业发展层次（夏春萍，2010）；新型城镇化能推进新型工业化，推动工业发展向集约循环、创新驱动等方向转变，进而促进传统制造业升级（辜胜阻等，2012）；新型城镇化能促进经济结构转型和可持续发展，在此过程中推动生产性服务业、高新技术产业、绿色产业成长，从而为产业升级打下坚实的基础（魏后凯等，2011）。

纵观现有文献至少存在三方面的改进空间：第一，由于研究的历史时期和研究思路的限制，在城镇化与产业升级关系的研究中，绝大多数学者仍然关注于传统城镇化对产业升级的影响，而新型城镇化在发展模式上已经呈现出与传统城镇化较大不同，直接着眼于新型城镇化与产业升级关系的研究对于中国经济可持续发展更有借鉴意义；第二，学者们以往在衡量城镇化指标时大多以城市化率来反映城镇化发展水平，而忽略了新型城镇化是一个涉及经济、社会、环境等多层面、全方位的体系；第三，现有文献对新型城镇化与产业发展的研究大多是理论评述与分析，缺乏实证佐证，即使少量的实证研究也大多采用一般的时间序列或普通面板模型，引入空间计量方法的研究甚少。鉴于此，本文在探索性空间数据分析的基础上，以中国内地（不含西藏）30 个省域数据作为研究样本，采用空间误差模型（SEM）和空间滞后模型（SLM）实证分析新型城镇化对产业结构升级的影响，以期得出科学可信的结论。

二、新型城镇化评价指标体系

（一）新型城镇化指标选择

本文参考中国城市经济学会（2001）、中国社科院（2011）以及国外（Soja，2012）关于衡量城市发展指标体系的研究成果，并从不同维度系统综合考虑，

建立由新型城镇化基本建设水平、新型城镇化经济发展水平、新型城镇化社会投入水平、新型城镇化环境友好水平4个准则层24个指标层构成的新型城镇化综合评价指标体系(见表1)。

表1　新型城镇化建设水平指标体系

目标层	准则层	指标层	指标说明	预期变动
新型城镇化建设水平	新型城镇化基本建设水平	城镇化水平	城市化率(%)	+
		城镇人口	城市人口密度(万人/平方公里)	+
		城镇投资	城镇固定资产投资额(万元)	+
		城镇收入	城镇居民家庭人均年可支配收入(万元)	+
	新型城镇化经济发展水平	经济增长	人均GDP(万元)	+
		房地产业	竣工房屋价值(万元)	+
		产业发展	第三产业占GDP比重(%)	+
		生产效率	全员劳动生产率(万元/年)	+
		经济开放度	实际利用外商投资额(万元)	+
		财政水平	人均财政预算支出(万元)	+
		投资水平	固定资产投资额(万元)	+
	新型城镇化社会投入水平	社会公平	城镇与农村居民收入比(%)	−
		物价情况	消费者价格指数(%)	−
		就业情况	第二、第三产业从业人口比值(%)	+
		道路交通	铁路和公路运力总和(万人)	+
		教育水平	大专及以上受教育人口(万人)	+
		医疗水平	医疗卫生机构床位数(张)	+
		信息化建设	互联网上网使用人数(万人)	+
	新型城镇化环境友好水平	空气质量	工业SO_2、CO_2、烟尘排放(万吨)	−
		水源质量	工业废水排放量(万吨)	−
		生活垃圾处理	城市生活垃圾无公害处理率(%)	+
		工业废物利用	"三废"综合利用产值(万元)	+
		绿色改善	城市绿色环境投资额(万元)	+
		环保投入	环境污染治理投资总额(万元)	+

(二)指标解释

新型城镇化基本建设水平直接反映了城镇化发展的水平与速度。从城镇化概念提出伊始,城镇化就表现为人口由农村向城市集中的过程以及由此产生的地域和社会的变化,城市化率和城市人口密度反映了城镇化发展总体水平。在城镇化过程中,城镇建设投资和城镇人口收入水平是衡量"城镇化质量"的重要依据(牛文元,2006),能够反映城镇的财富积累和人民生活水平的提高。

经济发展水平是新型城镇化建设的重要支撑。国内外学者的大量研究表明,城市化率与人均国民生产总值显著正相关。随着城镇化进程加快、城市人口增长,城市功能要向集约化发展,房地产业扮演着未来城镇发展的重要角色。同时,产业发展和生产效率的提升是新型城镇化建设中推动经济转型的关键环节,而经济开放程度的提高能够更大程度地使城市发展共享知识和技术外溢的成果。政府的财政支出和投资力度对于城市化建设具有积极的推动作用,能够提高城镇的容纳度和生活、就业质量。

社会投入水平是新型城镇化建设以人为本的重要体现。社会公平能够推动城乡统筹发展，营造和谐的社会环境。物价水平、就业情况是新型城镇化建设中民生问题的直接反映。各项基础设施的完善和公共服务配套的保障如道路交通、教育、医疗、信息化建设等都是新型城镇化质量和公平评价系统的重要内容。社会公平程度越高，社会保障体系越健全，社会环境就越稳定，社会就越能实现可持续发展。

环境友好水平反映了新型城镇化建设可持续发展的能力。与传统城镇化显著不同，新型城镇化充分考虑城市发展的资源与环境承载能力。空气质量、水源质量、生活垃圾是城市发展中环境问题的典型体现。新型城镇化建设要努力保持城市系统与环境系统的稳定与平衡，在这个过程中，绿色改善和环保投入应尽可能地还原城市发展的自然生态，与环境友好发展相契合。

（三）基于熵权法的新型城镇化综合指数

熵权法是一种客观赋权的方法，是利用模糊综合评价矩阵和各因素的输出熵来确定各因素的权系数的一种有效方法，能够避免基于主观因素确定权重产生的偏误。因此，本文应用该方法测度新型城镇化建设的综合情况，具体步骤是：首先，对原始数据进行无量纲化处理，如式（1）所示，其中 X_{ij} 表示第 i 个省份第 j 个新型城镇化指标的取值。

$$U''_{ij}=\frac{X_{ij}-\min(X_{ij})}{\max(X_{ij})-\min(X_{ij})}\quad i=1,2,\cdots,m,j=1,2,\cdots,n \tag{1}$$

然后通过 $U'_{ij}=1+U''_{ij}$ 对无量纲化数据进行坐标平移，接下来通过 $U_{ij}=U'_{ij}/\sum_{i=1}^{m}U'_{ij}$ 计算第 i 个省份第 j 个新型城镇化指标的比重，并计算第 j 个新型城镇化指标的熵值 E_j 和差异系数 F_j，如式（2）所示，得出差异系数后，则可通过 $W_j=F_j/\sum_{i=1}^{n}F_j$ 计算第 j 个新型城镇化指标在综合指标中的权重，然后可通过 $NU_i=\sum_{j=1}^{n}W_jU_{ij}$ 得到新型城镇化综合指数。

$$E_j=-\frac{1}{\ln m}\sum_{i=1}^{m}U_{ij}\ln(U_{ij}),F_j=1-E_j \tag{2}$$

表 2 是根据熵权法计算出的 2002－2011 年中国新型城镇化平均综合指数及排名。可以看出，新型城镇化建设综合水平与区域经济发展存在较大的关系，排名前五位的省市依次是广东、江苏、上海、山东、北京。

表 2　2002－2011 年中国新型城镇化平均指数及排名

北京	0.03079(5)	浙江	0.03043(6)	海南	0.02387(25)
天津	0.02739(10)	安徽	0.02576(17)	重庆	0.02588(15)
河北	0.02781(9)	福建	0.02655(12)	四川	0.02786(8)
山西	0.02504(19)	江西	0.0248(23)	贵州	0.02366(27)

续表 2　2002—2011 年中国新型城镇化平均指数及排名

内蒙古	0.02503(20)	山东	0.03150(4)	云南	0.02492(22)
辽宁	0.02812(7)	河南	0.02728(11)	陕西	0.02587(16)
吉林	0.02493(21)	湖北	0.02650(13)	甘肃	0.02349(29)
黑龙江	0.02450(24)	湖南	0.02644(14)	青海	0.02348(30)
上海	0.03230(3)	广东	0.03308(1)	宁夏	0.02353(28)
江苏	0.03295(2)	广西	0.02530(18)	新疆	0.02382(26)
东部平均:0.0286;中部平均 0.0258;西部平均:0.0246					

注:西藏地区因数据缺失较多而未计算在内,本文研究中暂不包括中国的港、澳、台地区。

三、新型城镇化与产业结构升级的探索性空间数据分析

为了测度新型城镇化与产业结构升级在地理空间上的集群程度,本文主要运用 MoranI 指数及其散点图来分析新型城镇化与产业结构升级是否存在集聚现象,并进一步采用局部空间自相关 LISA 地图来检验这种分布格局。样本数据来自中国内地 30 个省级行政区(不含西藏、港、澳、台地区,下同)2002—2011 年统计数据,原始数据来自国泰安(CSMAR)数据库的中国宏观经济研究数据库、中国区域经济研究数据库以及各年份《中国统计年鉴》、中国各省份统计年鉴。

(一)空间自相关检验

在进行空间自相关检验时,新型城镇化指标用之前测度的新型城镇化指数表示。关于产业结构升级的测度,我们用产业结构升级系数 R 表示。根据配第—克拉克关于产业结构演变的规律,在新型城镇化建设过程中,产业结构升级高度化的特征是第三产业的地位越来越突出,第一产业的比重相对降低,因此,本文在测度中国各省份产业结构升级水平时采用李逢春(2012)的研究方法,构建如式(3)所示的产业结构升级系数。其中,y_i 为第 i 产业产值占总产值的比重,R 的取值在 1—3 之间,R 越接近于 1,说明产业结构发展层次越低,R 越接近于 3,说明产业结构发展层次越高。

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

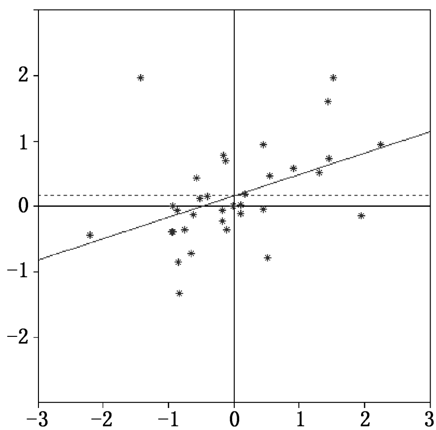
空间自相关性通常采用 MoranI 指数及其散点图进行判定,它是反映观测值及其空间滞后的相关系数,$-1 \leqslant \text{MoranI} \leqslant 1$,指标越接近于 1,表明空间正相关性越强,指标越接近于 -1,表明负相关性越强。但 MoranI 指数是针对空间截面数据而提出,不能直接应用于空间面板模型。本文采用 Matlab 中克罗内克积计算分块,使用对角矩阵 $C = I_T \otimes W$ 代替 MoranI 中所需的空间权重矩阵 W,[①]将 T 维单位时间矩阵纳入空间模型,从而把 MoranI 检验运用到空间面板数据中(何江、张馨之,2006)。本文对中国 30 个省域新型城镇化指数和产业结构升级系数进行了空间自相关检验,检验结果见表 3,同时绘制

出 MoranI 散点图(见图 1、图 2)。

表 3　MoranI 指标检验

	NU	INR
MoranI	0.2866	0.2356
Moran Istatistic	5.0233	4.4995
Marginal Probability	0.0002	0.0005

MoranI＝0.3267(0.0020)



MoranI＝0.2472(0.0050)

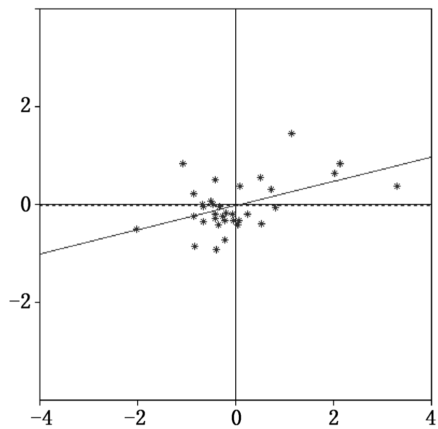


图 1　2011 年新型城镇化指数 MoranI 散点图　图 2　2011 年产业结构升级系数 MoranI 散点图

注:MoranI 系数和散点图由 Matlab、Geoda 软件运行得到,限于篇幅,只展示了两个指标 2011 年的 MoranI 散点图,图上方是 2011 年两个指标的 MoranI 系数(括号内为 P 值),感兴趣者可以向作者索取。

从 MoranI 系数值和 P 值可以看出,系数值大于零,且在 1%水平上高度显著。因此,新型城镇化、产业结构升级皆存在显著的自相关性,表明城镇化水平和产业结构升级在分布上并非随机的,而是具有空间上的依赖性。MoranI 散点图将各省域的新型城镇化和产业结构升级分为四象限的空间相关模式,第一象限表明高水平地区被同是高水平地区包围,第二象限表明低水平地区被高水平地区包围,第三象限表明低水平地区被同是低水平地区包围,第四象限表明高水平地区被低水平地区包围。第一、第三象限体现了正的空间自相关性,第二、第四象限体现了负的空间自相关性。图 1 结果显示,大多数省域位于第一、第三象限,占样本总数的 70%,反映出新型城镇化建设具有高水平区域集中、低水平区域聚集的特点。图 2 显示,分布在第一、第三象限的省份占样本数的 73.33%,表明产业结构层级高的地区在空间上相互集聚,产业发展缓慢的地区也形成了低水平的聚集圈。因此,MoranI 散点图再次证明了新型城镇化建设和产业结构升级皆存在显著的空间依赖性。

(二)局域空间自相关的 LISA 集群图

MoranI 指数是一种基于全局空间自相关的分析,但无法进一步分析不同

地理位置的空间关联模式,局域空间关联指标 LISA 可以检验局部的高值或低值在空间上的集聚效应,我们还可以通过 LISA 地图分析中国不同省域新型城镇化水平与产业结构升级之间是否具有类似的空间集聚路径。[②] LISA 集群示意图见图 3 和图 4。

图 3　2011 年新型城镇化 LISA 集群

图 4　2011 年产业结构升级 LISA 集群

注:图中深黑色、浅黑色、灰色、浅灰色分别代表低—低(LL)、高—高(HH)、低—高(LH)、高—低(HL)集聚。由于数据限制,港、澳、台地区不纳入考虑范畴。考虑到分析西南版块时的完整性,保留西藏地区并接受系统的默认赋值为 0。

从 LISA 集聚地图中我们看出,不论是新型城镇化还是产业结构都存在局域空间关联效应。图 3 显示,当前新型城镇化建设水平在空间分布上已经形成两个重要的集群带,作为 HH 中心的主要有三个点,分别是北京、上海、广东,新型城镇化以这三个经济点为核心形成高水平聚集区,作为新型城镇化建设的领头羊,这三个中心省市带动了沿海新型城镇化圈的发展;同时,LL 中心主要集中在西南部、西北部和东北部,受到地理位置、经济发展和产业层次等因素的影响,这些地区新型城镇化建设水平较低,形成了低水平的聚集圈。从产业结构 LISA 图来看,高值集中于北京和上海,以这两个核心城市为中心,与东部沿海省份共同组成了产业结构升级的 HH 区,东部沿海城市经济开放度高,现代服务业发展迅猛,以知识和信息经济为主导的产业结构具有高度化的特点。LL 中心集中在西部及中部的湖北省,这与这些省份第三产业发展相对滞后有关。综合图 3 和图 4 以及 MoranI 全局空间自相关检验可以看出,中国新型城镇化建设水平与产业结构升级之间具有明显的空间相关特征,且新型城镇化水平较高的地区一般也是产业结构层次较高的地区,反之则一般是产业升级缓慢的地区。因此,通过探索性空间数据分析,可以初步得出新型城镇化建设有利于推动产业结构升级的结论。

四、新型城镇化影响产业结构升级的空间计量模型分析

(一)空间面板模型设定

运用空间计量方法进行实证研究时，根据空间项的不同冲击方式，主要分为两种模型：空间滞后模型（Spatial Lag Model，SLM）和空间误差模型（Spatial Error Model，SEM），本文建立的 SLM、SEM 分别如（4）、式（5）所示。

$$R=\rho W_R+\beta X+\varepsilon \tag{4}$$

$$R=\beta X+\varepsilon,\varepsilon=\lambda W_\varepsilon+\mu \tag{5}$$

其中，R 为被解释变量，X 为 $n\times k$ 的外生解释变量矩阵，β 为变量系数；ρ 为空间回归系数，反映了样本观测值中的空间依赖作用，即相邻省域的观测值 W_R 对本省观测值的影响方向和程度，W_R 为空间滞后被解释变量；λ 为空间误差系数，反映了相邻省域关于被解释变量的误差冲击对本省观测值的影响程度，与 SLM 模型不同的是，SEM 模型中的空间依赖作用存在于误差项中；W 为 $n\times n$ 的空间权重矩阵，ε、μ 为服从正态分布的随机误差项。

SLM、SEM 反映的空间相关性都是全局性的，如果对上述模型采用 OLS 估计，则系数估计值是有偏的或无效的（Anselin，1988；钟昌标，2010），为此需要运用两阶段最小二乘法（2SLS）、极大似然法（MLE）、广义矩估计（GMM）等方法来估计。Anselin（1988）建议采用 MLE 对 SLM 和 SEM 的参数进行估计，鉴于 MLE 的优越性、效率性和科学性，[3] 同时能够有效避免变量内生性问题（Blonigen 等，2007），本文采用 MLE 方法进行估计。

（二）指标选择和数据说明

空间面板模型实证数据来自中国内地 30 个省级行政区 2002－2011 年统计数据，实证研究支持软件为 Matlab7.6（空间计量工具箱）、Geoda095i，各变量解释如下：

产业结构升级系数（R）：采用前文中计算出的基于三大产业权重赋值的各省份产业结构升级指数；新型城镇化指数（NU）：采用前文基于熵权法计算的 24 个指标层的各省份新型城镇化综合指数。同时，为了尽量减少变量遗漏误差，本文还纳入了以下控制变量（X）：

（1）科技进步与投入（rd），用各省份 R&D 投入经费表示。科学技术进步是推动产业结构升级的直接动力和内在要素，技术进步使生产过程中社会化、专业化程度不断提升，从而引起产业系统内部不同产业比重的调整和变动。

（2）金融支撑（fin），用各省份金融业生产总值表示。现代金融业的发展是产业升级的重要支撑，金融业的发展能为新型工业和服务业提供信贷支持、资金保障，特别是为中小企业的成长注入活力。同时，金融业的发展水平在很大程度上与地区经济发展相联系，金融市场发达的地区配套设施完善，能为现代产业集聚和产业园区的发展提供重要的后备支持。

（3）市场化程度（mar），用各省份非国有企业职工与国有企业职工之比表示。市场化进程是一个经济体通过一系列调整达到经济资源配置和个人经济权利自由化的过程，从经济资源配置的角度上来说，可以通过非国有企业员工

的从业情况来反映。中国从计划经济过渡到市场经济过程中,社会管理、行政体制等诸多方面都发生了深刻变化,中国产业的迅猛发展在很大程度上与市场经济的发展密切相关,经济的市场化能够为现代企业的成长和竞争创造条件,以市场优胜劣汰机制为主导的经济结构能推动产业发展、实现优化升级。

(4)资本流动(cp),用各省份进出口总额表示。资本流动是反映一个地区经济开发度的重要指标,资本不单包括实物资本,还包括知识资本、技术资本等,特别是国外技术资本的转移带来的产业升级和技术进步效率的提升最为明显。因此,资本流动自由化与地区经济发展、产业结构升级关系密切。

(三)空间面板 SLM、SEM 回归结果

在对新型城镇化与产业结构升级的数据进行空间自相关分析时,我们已经得出这两个指标均具有显著的空间自相关性。同时,在空间面板的选择过程中要考虑采用固定效应模型还是随机效应模型,在 Hausman 检验的基础上,[④] 基于本文考察的截面单位 30 个省份的数据特点,并参考众多学者的研究,表明固定效应模型相较于随机效应模型是更优的选择(Baltagi 和 Badi,2001;何江、张馨之,2006)。因此,本文基于固定效应的 SLM、SEM 对样本进行拟合,结果见表 4。同时,基于中国省域间新型城镇化和产业结构升级程度的差异,表 5、表 6 对中国东、中、西三大区域分别进行了空间 SLM、SEM 估计。

表 4 空间滞后模型、空间误差模型估计结果

	SLM				SEM			
	nonF	sF	tF	stF	nonF	sF	tF	stF
constant	2.0096*** (27.174)				2.2096*** (25.865)			
NU	1.0673*** (3.016)	1.0796*** (3.723)	1.4278** (2.386)	1.9000*** (2.564)	2.3684*** (3.541)	2.0692*** (2.662)	2.7262*** (3.542)	2.9830*** (3.583)
Ln(rd)	0.2763*** (4.963)	0.0140*** (4.256)	0.0163*** (2.617)	0.0141*** (4.519)	0.0185*** (2.939)	0.0147*** (4.475)	0.0113*** (2.671)	0.0148*** (4.743)
Ln(fin)	0.0541*** (4.411)	0.0106* (1.793)	0.0386*** (3.269)	0.0109* (2.111)	0.0587*** (4.605)	0.0095** (2.550)	0.0471*** (3.893)	0.0117** (2.315)
Ln(mar)	0.0797*** (5.735)	0.0749** (2.487)	0.0875*** (6.277)	0.0776** (2.363)	0.0779*** (5.176)	0.0717** (2.397)	0.0831*** (5.655)	0.0778** (2.369)
Ln(cp)	0.0074 (1.395)	−0.0168*** (−3.828)	0.0104* (1.973)	−0.0191*** (4.173)	−0.0057 (−1.069)	−0.0162*** (−3.723)	−0.0021 (−0.398)	−0.0196*** (−4.234)
ρ	0.0699***	0.0599***	0.0689***	0.0689***				
λ					0.2789***	0.1169***	0.3519***	0.0198***
Adj. R^2	0.4543	0.4824	0.4466	0.4828	0.4944	0.5012	0.4789	0.4983
LogL	309.3193	366.3613	297.3194	366.6636	378.6457	384.2364	349.4727	379.2762

注:基于固定效应的 SLM、SEM 模型又根据空间效应和时间效应两类非观测效应的不同控制,分为 4 种,即无固定效应(nonF)、空间固定效应(sF)、时间固定效应(tF)、既有空间又有时间的固定效应(stF)。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著,系数下括号内为 T 值。表 5、表 6 中变量及检验同表 4。

表 4、表 5 和表 6 中空间滞后与空间误差两类模型的估计结果表明,所有控制固定效应模型的空间参数 ρ、λ 均显著为正,表明省域间新型城镇化与产业结构升级的空间效应更多地体现为一种趋同效应,省域的产业发展水平具有显著的空间依赖性,即周边邻近省份的产业发展水平较高,那么本省的产业层次也较高,如新型城镇化下产业升级政策的外溢性、邻近省份对优秀产业的

布局、产业发展的效仿;相反,邻省的产业发展水平较低,本省产业层次也较低,如以传统农业、制造业为产业依托的地区易陷入低水平产业循环和集聚,即产业结构优化现象也具有“局域俱乐部集团”的特征。对比 SLM、SEM 两种模型,在同种固定效应条件下,空间误差模型(SEM)的极大似然统计值(LogL)及调整后的拟合优度系数(Adj. R^2)大于空间滞后模型(SLM),因此,从整体上来说,SEM 的拟合程度和估计结果强于 SLM,是更加符合客观实际的选择。在 SEM 模型中,空间依赖作用主要体现在随机误差项中,这表明中国省域间一个地区对其他地区的影响更多地体现在对一个地区整体的结构性误差冲击中,而这种结构性的差异恰恰就是各省域新型城镇化水平、科技进步与投入水平、金融支撑能力、市场化程度、资本流动强度之间的差异。

表 4 是全样本下的 SLM、SEM 估计结果,从 LogL、Adj. R^2 分析,SEM 的空间固定效应(sF)模型是较优选择,NU 系数为正,在 1% 水平上高度显著。可见,由于中国区域发展不平衡,新型城镇化建设在区域间存在较大差距,在空间上形成了对产业结构升级最强烈的冲击。新型城镇化要求推动农业现代化与工业化和信息化的深入融合,在传统产业发展上向集约型、循环化、高附加值转变,同时大力推动新兴产业的成长,促进产业层次的提升,特别是现代服务业和高新技术产业的蓬勃发展,是产业结构升级的强大动力。因此空间计量的研究结果表明,新型城镇化建设在推动产业结构升级中具有很强的空间效应。其他结构性因素同样对产业结构升级产生冲击。科技进步与发展推动了产业价值链的提升,促进了现代产业体系的形成,特别是科学研发的投入,在第三次工业革命浪潮的背景下,成为了中国制造业转型的关键,Ln(rd)的系数显著为正,说明其对产业结构升级的冲击效应明显。金融支撑(fin)、市场化程度(mar)同样对产业结构升级有显著冲击,金融发展是支撑产业转型升级的重要力量,发挥着领头羊的作用,支持着现代物流业、信息产业、新兴房地产等行业的发展与壮大;市场化改革能够突破产业发展的瓶颈与限制,增强企业的活力,刺激创新,促进产业结构优化升级。资本流动对产业结构升级的空间影响很不稳定,Ln(cp)的系数值大多为负且不显著,说明其作为一种结构性冲击资本流动对产业升级并没有很强的正面影响,甚至会产生负面的影响。这可能与大量的 FDI 进入中国却没有显著提升产业层次有关。整体而言,中国在吸引国际资本流入时,一些低质量的外商直接投资未能充分引导新兴行业和基础产业发展,FDI 并没有对中国产业结构调整和高级化起到很大作用;同时,国际资本的结构性倾斜加大了中国三次产业的结构性偏差,资本明显倚重于制造业且在不同区域间投入差异显著,不利于产业结构向合理化方向发展。

表 5、表 6 分别是基于中国东、中、西部区域差异性的空间 SLM、SEM 估计结果。从模型拟合结果(LogL、Adj. R^2)来看,SEM 的效果依然优于 SLM,

表 5　分地域新型城镇化对产业结构升级影响的 SLM 模型估计结果

	SLM 模型								
	东　部			中　部			西　部		
	sF	tF	stF	sF	tF	stF	sF	tF	stF
NU	6.5065*** (3.815)	6.6751** (2.644)	6.6866*** (3.719)	4.1636*** (3.043)	3.9818** (2.547)	5.5154*** (3.100)	6.4178*** (2.760)	6.3469*** (4.105)	6.0654*** (3.403)
Ln(rd)	0.0344** (2.626)	0.0551*** (6.419)	0.0027** (2.484)	0.0980** (2.604)	0.0490*** (3.042)	0.0320* (2.241)	0.0224*** (4.183)	0.0354*** (6.448)	0.0227*** (4.407)
Ln(fin)	0.0111 (1.364)	0.1331*** (7.024)	0.0139* (1.757)	0.0564** (2.721)	0.0488* (1.985)	0.0436** (2.489)	0.0200* (2.016)	0.0467*** (4.916)	0.0467*** (4.916)
Ln(mar)	0.0297*** (2.847)	0.033* (1.723)	0.0257*** (3.136)	0.1562*** (4.757)	0.2627*** (6.449)	0.1767*** (5.417)	0.0794* (1.813)	0.0630* (3.049)	0.0800** (2.068)
Ln(cp)	0.0310*** (3.221)	−0.0179 (−1.526)	−0.0221*** (−2.095)	0.0691*** (3.545)	−0.0580 (−0.971)	0.0693 (3.518)	−0.0329*** (−5.616)	−0.0289*** (−5.229)	−0.0328*** (−5.250)
ρ	0.299***	0.5079***	0.4009***	0.1539***	0.1759***	0.1659***	0.0609***	0.0619***	0.1099***
Adj. R^2	0.5108	0.5046	0.5133	0.5661	0.5531	0.5332	0.5051	0.4781	0.5162
LogL	126.9867	116.4853	127.0011	66.2469	63.9781	61.2880	198.8771	179.4019	200.8597

注:限于篇幅,表中未列出 nonF 的计量结果,表 6 同。

表 6　分地域新型城镇化对产业结构升级影响的 SEM 模型估计结果

	SEM 模型								
	东　部			中　部			西　部		
	sF	tF	stF	sF	tF	stF	sF	tF	stF
NU	6.6216*** (3.581)	6.0924*** (3.476)	6.4828*** (3.651)	4.5838*** (3.215)	4.6410*** (3.377)	5.0192*** (3.483)	6.5762** (2.050)	6.6895*** (4.217)	6.0493*** (3.014)
Ln(rd)	0.0441*** (2.772)	0.0480*** (5.357)	0.0221** (2.407)	0.0788* (1.861)	0.0562*** (3.978)	0.0566* (1.831)	0.0308*** (5.213)	0.0378*** (7.361)	0.0292*** (5.593)
Ln(fin)	0.1005* (2.283)	0.1421*** (7.415)	0.1490* (1.961)	0.0759*** (3.658)	0.0613** (2.679)	0.0577*** (2.905)	0.0168** (2.316)	0.0485*** (5.414)	0.0505*** (3.695)
Ln(mar)	0.0211*** (2.862)	0.0117*** (3.573)	0.0246*** (3.079)	0.1768*** (5.172)	0.2790*** (7.843)	0.2073*** (5.581)	0.0602*** (2.875)	0.0528*** (3.031)	0.0471** (1.915)
Ln(cp)	0.0327*** (3.384)	−0.0158 (−1.391)	−0.0204* (−1.963)	0.0355*** (3.537)	−0.0146 (−0.889)	−0.0815*** (−3.638)	−0.0316*** (−6.001)	−0.0301*** (−6.149)	−0.0324*** (−5.250)
λ	0.3027***	0.2299***	0.3779***	0.2009***	0.2999***	0.3091***	0.3879***	0.4069***	0.3820***
Adj. R^2	0.5667	0.5479	0.5471	0.5883	0.5585	0.5601	0.5741	0.4922	0.5623
LogL	130.1131	129.4254	129.2112	68.6631	64.7414	65.7582	219.5040	183.7686	217.1874

说明各省域产业结构的变化主要源于截面个体间的差异,表现为邻近省份的影响和新型城镇化、金融支撑等结构性差异的冲击。从整体来说,东、中、西三个区域新型城镇化系数(NU)均显著为正,但三个区域新型城镇化对产业结构升级的影响存在显著差异。从实证结果来看,新型城镇化建设对产业结构升级冲击作用最强的是东部地区,然后是西部地区,最后是中部地区。东部地区是中国经济发展和改革创新的前沿阵地,从新型城镇化综合指数排名可以看出,排名前 10 位的省份东部占了 9 个,充分说明东部地区新型城镇化建设已经形成了良性发展的集群态势,各省份间相互推动,以点带面,为产业结构调整和升级打下了较为坚实的基础。东部地区的空间参数 ρ、λ 比中西部地区大,说明东部地区的产业结构受到新型城镇化的冲击而具有更为明显的空间依赖性。西部地区的产业结构受到新型城镇化建设的影响也表现出积极的发展趋势。由于西部地区长期以来产业发展较为滞后,产业升级缓慢,在新型城镇化改革的推动下,产业层次有了一个质的飞跃。相较而言,中部地区改革攻坚的难度较大,中部省份大多数是中国的工业重镇,倚重于第二产业的发展,长期依靠资源投入为主导的经济发展模式使中部地区新兴产业的成长缓慢,

中部六省如何通过更为有效的新型城镇化建设顺利实现经济转型与现代产业对接，是值得我们深入思考的问题。其他结构性差异因素对三大区域产业结构升级的影响与全样本一致，金融支撑、科技进步、市场化程度对产业结构升级正向的影响显著，但资本流动的区域差异更为明显。在国际资本的自由流动下，东部地区能够吸引质量较高的外资项目，有利于促进产业的技术创新并推动新兴产业的发展，从而提升东部地区的产业层次；而在中西部地区，资本流动依然受引资质量和结构性偏斜的影响，对产业升级的影响效应并不明显。

（四）其他相关模型的估计结果

为了对比空间 SLM、SEM 估计结果，进一步反映新型城镇化和产业结构升级的空间关联效应，我们还进行了基于全样本的普通面板回归和动态面板回归，结果见表 7。

表 7 普通面板模型和动态面板模型估计结果

	普通面板模型			动态面板模型	
	OLS	GLS	2SLS	DIF-GMM	SYS-GMM
constant	0.8163***	0.8788*	3.8233***		
	(13.397)	(2.160)	(2.922)		
NU	0.9445**	0.7533	1.052*	0.4622*	0.6784**
	(2.311)	(0.670)	(2.287)	(2.149)	(2.349)
Ln(rd)	0.0606*	0.0619**	0.0153	0.0378*	0.0440**
	(2.143)	(2.421)	(0.321)	(2.174)	(2.485)
Ln(fin)	0.0955***	0.0364**	0.1242**	0.0352**	0.0314***
	(3.798)	(2.373)	(2.379)	(2.502)	(3.132)
Ln(mar)	0.0223***	0.0555	0.0322**	0.0045	0.0260
	(5.741)	(0.683)	(2.320)	(0.683)	(1.553)
Ln(cp)	0.0501*	0.1316	0.0727	0.0617	0.0855
	(1.981)	(1.698)	(1.705)	(1.361)	(1.335)
Adj. R^2	0.3142	0.3766	0.3810		
F 值	41.5880	35.7902	51.2881		
Sargan 检验				0.329	0.373
AR(2)				0.446	0.460

注：DIF-GMM（差分 GMM）、SYS-GMM（系统 GMM）均是两步法下的估计结果。

普通面板模型和 GMM 动态面板模型结果显示，模型的拟合优度普遍偏低，且拟合效果较差，核心变量不论是显著性还是系数值大小普遍低于空间面板的拟合结果，控制变量的系数显著性也不及 SLM、SEM 模型的估计结果。这进一步说明新型城镇化对产业结构升级存在明显的空间促进效应，也反映出以往的研究方法中忽视了空间效应而产生的偏差。

五、结论与政策启示

本文得出的主要研究结论和政策启示如下：

（1）新型城镇化综合指数测算结果表明，新型城镇化与区域经济发展存在

密切联系，新型城镇化综合指数前5位的省份均位于东部地区，而中西部地区新型城镇化发展相对滞后。因此，东部地区应继续深化新型城镇化建设，注重质的提升；中西部地区应努力完善新型城镇化发展体系，加强新型城镇化在经济、社会、环境等各方面的改革力度。

（2）探索性空间数据分析表明，新型城镇化、产业结构升级皆存在显著的空间自相关性，二者在空间分布上并非随机的，而是具有空间上的依赖性。新型城镇化建设、产业结构升级具有高水平区域集中、低水平区域聚集的特点，且新型城镇化水平较高的地区一般也是产业结构层次较高的地区，新型城镇化水平较低的地区一般也是产业升级缓慢的地区。因此，东部地区尤其是作为东部核心省市的北京、上海、广东应充分发挥示范和扩散效应，加强与周边地区的经济交流与合作，共享新型城镇化建设的最新成果，推动产业结构继续向高度化、合理化方向发展。中西部省份应努力走出“低水平集聚中心”，打破行政地域垄断，加强与东部沿海省份的合作，借鉴和吸收优质的改革成果，同时建立以中西部核心省市为中心的经济发展圈，并扩大辐射圈外延，采取符合区域经济发展实际的新型城镇化战略，从而实现经济跨越式发展和产业结构优化升级。

（3）空间滞后模型（SLM）和空间误差模型（SEM）的全样本估计结果表明，新型城镇化对产业结构升级具有强烈的空间冲击作用，能够显著提升产业发展层次，推动产业升级。分地域的空间实证结果表明，整体而言，东、中、西三个区域新型城镇化系数均显著为正，但三个区域新型城镇化对产业结构升级的影响存在显著差异，新型城镇化对产业结构升级冲击作用最强的是东部地区，然后是西部地区，最后是中部地区。其他结构性的因素同样对产业结构升级产生冲击，金融支撑、科技进步、市场化程度对产业结构升级的正向影响显著，资本流动受到结构性偏倚等因素的影响，其对产业结构升级影响并不显著。首先，要努力缩小区域发展的差距，对东部地区而言，注重新型城镇化模式的创新，以发挥城镇化对产业升级更大的引擎力量。对中西部地区来说，要通过统筹工业与农业、城市与农村的发展来稳妥推进城镇化建设，以信息化推动工业化和农业现代化，从而提升产业发展层次。其次，还应注意到其他结构性因素对产业结构优化升级的影响，要增强金融信贷对新兴产业的支持力度，推进科学研发的投入，提升自主创新的能力，进一步加强经济各领域的市场化改革，同时注重引资质量的提升，通过政策引导和空间布局形成良好的资本流动结构。

注释：

①$MoranI=[\varepsilon'\times(I_T\otimes W)\times\varepsilon]/(\varepsilon'\times\varepsilon)$，$\varepsilon'$为OLS估计所得残差，$W_{ij}$为$n\times n$阶空间权重矩阵，本文采用的是空间邻接标准：当区域i与区域j相邻时，$W_{ij}=1$，；当区域i与区域j

不相邻时，$W_{ij}=0$。

②在运用 Geoda 软件进行局域空间分析时，采用的空间权重矩阵为 Rook 邻近矩阵，经纬度数据来自国家地理信息系统（GIS）及有关地理统计数据。文中只展示了 2011 年的 LISA 集群图，对于其他年份的 LISA 图，感兴趣者可以向作者索取。

③采用 2SLS 方法估计时运算过程更加简单，但在统计性质上逊于 MLE（Kelejian 和 Prucha，1998）；GMM 在高阶空间自回归模型估计中有较好的效果，但 MLE 效率更高（黄莹等，2008）。

④Hausman 检验结果显示，在截面随机效应和时间随机效应条件下均在 1% 显著性水平上拒绝原假设，即接受固定效应模型为更优选择，这也是国内外众多学者在处理空间面板回归时所共同接受的。

参考文献：

[1]辜胜阻，刘江日. 城镇化要从"要素驱动"走向"创新驱动"[J]. 人口研究，2012，(6)：3－12.

[2]何江，张馨之. 中国区域经济增长及其收敛性：空间面板数据分析[J]. 南方经济，2006，(5)：44－52.

[3]李逢春. 对外直接投资的母国产业升级效应——来自中国省际面板的实证研究[J]. 国际贸易问题，2012，(6)：124－134.

[4]李克强. 协调推进城镇化是实现现代化的重大战略选择[J]. 行政管理改革，2012，(11)：4－10.

[5]魏后凯，张燕. 全面推进中国城镇化绿色转型的思路与举措[J]. 经济纵横，2011，(9)：15－19.

[4]牛文元. 中国新型城市化报告[M]. 北京：科学出版社，2011.

[5]夏春萍. 工业化、城镇化与农业现代化的互动关系研究[J]. 统计与决策，2010，(10)：125－127.

[6]郑有国，魏禄绘. 中国城市化曲折进程原因探析[J]. 亚太经济，2013，(1)：66－70.

[7]钟昌标. 外商直接投资地区间溢出效应研究[J]. 经济研究，2010，(1)：80－89.

[8]Anselin L. Spatial econometrics：Methods and models[M]. NL：Kluwer Academic Publishers，1988.

[9]Baitagi B H. Econometric analysis of panel data[M]. UK：John Wiley&Sons Press，Chichester，2001.

[10]Farhana K M，Rahman S A，Rahman M. Factors of migration in urban Bangladesh：An empirical study of poor migrants in Rajshahi city[J]. Bangladesh e-Journal of Sociology，2012，9(1)：63－86.

[11]Hope K R. Urbanization and urban growth in Africa[J]. Journal of Asian and African Studies，1998，33(4)：345－358.

[12]Kolko J. Urbanization，agglomeration，and coagglomeration of service industries[M]. Chicago：University of Chicago Press ，2010.

[13]Michaels G，Rauch F，Redding S J. Urbanization and structural transformation[J]. The Quarterly Journal of Economics，2012，127(2)：535－586.

[14]Soja E W. Regional urbanization and the end of the metropolis era[J]. The New Blackwell Companion to the City, 2012, 20(5): 324—353.

Does New-type Urbanization Promote the Upgrading of Industrial Structure?

——Spatial Econometric Research Based on China's Provincial Panel Data

LAN Qing-xin[1], CHEN Chao-fan[2]

(1. *Institute of International Economy, University of International Business and Economics, Beijing* 100029, *China*; 2. *School of Economics and Resource Management, Beijing Normal University, Beijing* 100875, *China*)

Abstract: The paper analyzes the interdependence of new-type urbanization and industrial structure upgrading in aspects of provincial distribution pattern and space in China by spatial autocorrelation test and spatially localized LISA map, and employs SLM and SEM to study the effect of new-type urbanization on industrial structure upgrading in China. It arrives at the following conclusions: firstly, in China, new-type urbanization and industrial structure upgrading have significant spatial interdependence which is featured by concentration in high-level regions and aggregation in low-level regions; secondly, new-type urbanization has strong spatial shock effects on industrial structure upgrading and can obviously increase industrial development layers; thirdly, financial support, technology development and marketization degree have significantly positive effects on regional industrial structure upgrading, and capital flow has no significant effect on industry upgrading owing to the effects of investment quality and structural bias.

Key words: new-type urbanization; industrial structure upgrading; SLM; SEM

（责任编辑　周一叶）