

集聚效应下工业结构演变与区域经济发展

——基于空间面板杜宾模型的实证研究

周雁南¹, 廉 睿²

(1. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005; 2. 中央民族大学 管理学院, 北京 100081)

摘要:应用空间计量模型对我国 10 年来工业发展的空间集聚度进行计算, 考察工业结构演变对经济增长的影响。与此同时, 使用产业结构和投资结构两个指标全面衡量区域间工业结构的演变进程, 并测算和评价工业固定资产投资的合理结构。通过研究得出如下结论: 目前我国区域间工业的集聚效应依然存在, 但是有分散的趋势, 工业的集聚中心逐步由沿海向内陆转移。空间杜宾模型的检验结果表明, 工业结构对区域经济增长起到了明显的促进作用, 且存在显著为正的溢出效应, 而工业固定资产结构则未起到正向的作用。

关键词:工业结构; 区域经济; 空间杜宾模型

中图分类号:F061.5; O212 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-349X(2015)06-0084-06

DOI:10.16160/j.cnki.tsxyxb.2015.06.028

On Evolution of Industrial Structure and Development of Regional Economy from the Perspective of Agglomeration Effect: an Empirical Research Based on the Spatial Dubin Model

ZHOU Yan-nan¹, LIAN Rui²

(1. College of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China; 2. College of Management, Minzu University, Beijing 100081, China)

Abstract: The authors of this paper calculated the spatial agglomeration degree of the industrial development of the past ten years in China, based on the spatial econometric model, measured the evolution of regional industrial structure through the indicators of industrial structure and investment structure, and estimated the reasonable structure of industrial fixed assets investment. The research shows that there still exists the agglomeration effect of regional industry in China, but with the tendency to dispersion, and that the agglomeration center has gradually shifted from coastal areas to inland regions. And the results of the test through the space Du model show that industrial structure plays a significant role in promoting regional economic growth, with a significant positive spillover effect, while the structure of industrial fixed assets does not perform a positive role.

Key Words: industrial structure; regional economy; spatial Dubin model

1 引言及问题评述

改革开放以来, 由于我国区域经济的发展策略着重于提高经济效率, 因此一直遵循着渐次推进的经济发展模式, 以

东部沿海地区为重心, 以期带动其他地区的经济发展。从区域的视角观察我国的经济的发展过程, 这样的发展策略导致各个区域的经济在空间上呈现出一定的集聚效应。其中,

收稿日期: 2015-07-02

作者简介: 周雁南(1991—), 男, 河南洛阳人, 博士研究生, 主要从事财政学及税务学研究。

工业作为推动其他产业发展的重要动力, 再加之其具有区域间的易转移性, 则呈现出了更加明显的集聚效应^[1]。

空间的集聚效应在一定程度上可以推动区域总体经济的增长, 但同时也会导致区域间发展差距的扩大, 造成区域发展的不平衡。对此, 国家实施了“西部大开发”“促进中部地区崛起”等一系列的战略政策, 以促进我国区域经济的协调发展。针对经济结构调整以及区域协调发展的研究得到了学界的广泛关注。相较之下, 对工业结构的单一研究则较少, 且缺乏数据的支持。因此, 本文尝试使用空间计量工具, 依托宏观数据进行实证分析, 来验证我国目前工业发展的不平衡是否已经得到缓解, 以及现有的工业结构是否能够促进区域经济一体化的平衡发展。

由于工业结构演变在产业结构中起到了举足轻重的作用, 因此有关工业结构演变对我国经济增长的讨论与研究得到了学术界及政府相关部门的极大重视。早期学者主要围绕着“结构型红利假说”即经济结构的调整能否促进生产效率进行讨论, 王德文运用辽宁省工业企业数据, 实证了工业结构的变动对生产效率产生了促进作用^[2]。干春晖运用偏离—份额法, 通过对改革开放以来产业结构演变的检验, 证实了劳动力要素在产业间流动具有“结构红利”现象^[3]。王立平则运用空间面板分析了产业结构变动对地区经济增长的影响, 结果表明, 产业结构变动对经济增长起到了显著的促进作用, 并且存在较为显著的外溢性^[4]。随着新经济地理学的逐步发展, 越来越多的学者在讨论区域经济发展的问题时开始考虑地理因素对研究的影响, 认为经济活动在空间上的集聚所带来的规模效应是经济增长的重要推动力, 而忽视这种空间相关性会对研究结果造成偏差。

基于上述讨论, 笔者提出如下研究思路。首先, 现有研究集中关注产业结构的演化问题, 使用的指标通常是产业结构指标, 即农业产值与非农产值的比值, 以及分产业、分行业的产业结构指标, 而且在研究中对于产业和行业的讨论, 均将其视为各自独立的情况进行处理, 忽略了产业间及行业间的关系。笔者认为, 仅仅是用产业结构来考察工业结构的演变并不全面, 除了从产出的角度衡量, 同时应该考察投资结构的演变情况。具体而言, 投资结构可以衡量区域经济发展过程中再次投入的资金所占的比重, 它能决定未来区域经济的可持续性, 这是区域空间分布格局形成的重要决定因素。所以将投资结构纳入本文的考察范围显得十分必要。其次, 工业在地理空间上有一定的空间聚合的趋势, 即产业在特定的城市空间形成高度的集聚倾向。目前在工业结构演变对区域经济增长的研究中大多数学者没有考虑经济变量在地理空间上的相关性, 因此, 笔者拟运用空间计量分析方法, 考察目前我国工业的集聚程度, 同时综合使用产业结构和投资结构两个指标来全面衡量工业结构的演变进程, 考察产业、投资等多元体系的结构变化, 以及多层次产业结构

对经济运行方式和效率的作用、交叉影响。

2 工业空间集聚度测定

2.1 工业的空间集聚度测定

为了考察地理空间因素作用下工业结构对经济增长的影响, 首先要对我国工业的空间集聚度进行测定。经济地理学者认为, 一个地区的产业发展必然受到当地及周边地区创新投入、经济水平、科技水平、社会文化等环境因素的综合影响, 因此, 产业发展应具有在特定地区集聚的空间分布特征, 这就是所谓的空间依赖或空间相关性^[5]。它表示了观测值由于某种空间作用而在地理上集聚, 因此特定区位的观测值会受到周边地区性质的影响。当相邻地区随机变量的高值或低值在空间上出现集聚倾向时为正的空间自相关; 而当地理区域倾向于被相异值的邻区所包围时则为负的空间自相关。

为了检验全国各省市区域间工业的空间集聚现象, 要对其作空间自相关检验。空间自相关检验包括了全局的空间自相关性和局域空间自相关性的检验。在空间统计分析中, 研究全局空间相关性的指标有 Moran's I 指数和 Geary, 两者有着负相关关系。其中, Moran's I 指数反映的是空间邻接或邻近的区域单元属性值的相似程度。因此, 本文使用 Moran's I 指数进行统计分析。

2.2 工业的全局空间相关性: Moran's I 指数的计量结果

计算全局 Moran's I 指数前, 首先要构造全国 31 个省市的空间权重矩阵 W 。空间相关性结构的设定是空间计量经济学最为核心的问题, 对于空间效应的检验结果以及空间模型的估计结果会产生较大的影响。常用的空间结构矩阵的构造方法包括空间二元毗邻、空间距离的倒数 (以及倒数的整数次幂)、边界与区域周长之比、面积加权等方法。就本文的研究内容而言, 笔者认为经济增长问题的空间效应具有全局性, 一个地区的经济策略可被其他地区观测到, 因此不相邻的区域间也会存在相互作用, 但距离的远近会削弱影响力度。选择基于距离的权重矩阵会包涵更多的经济意义, 而连续型距离权重相较于离散权重可以增加回归系数的稳定性。因此本文利用全国各省市地理重心间距离平方的倒数来构造空间权重矩阵, 以较好地反映变量的作用随空间距离连续衰减的规律。其构造原则为:

$$w_{i,j} = \begin{cases} \frac{1}{d_{i,j}^2}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (1)$$

全局 Moran's I 指数的计算公式如下:

$$I = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{i,j} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{i,j} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (2)$$

上式中 N 为区域的数量, x 为观测值, 在工业空间 Moran's I 检验中使用各省市剔除了物价因素平减后的当年人均工业

产出,数据来源为《中国统计年鉴》。全局 Moran's I 指数的取值在(-1,1)之间,大于零为正相关,小于零为不相关,数值越接近 1,相关性越强。计算和检验结果见表 1。

表 1 2003—2012 年中国工业发展水平的

全局 Moran's I 指数及其检验

年份	Moran's I	z 值	伴随概率 p
2003	0.326	5.315	0.000
2004	0.34	5.454	0.000
2005	0.341	5.417	0.000
2006	0.327	5.175	0.000
2007	0.324	5.082	0.000
2008	0.282	4.48	0.000
2009	0.265	4.186	0.000
2010	0.246	3.914	0.000
2011	0.207	3.381	0.001
2012	0.183	3.059	0.002

从表 1 可以看出,2003—2012 年全国 31 个省市的工业产值全局 Moran's I 指数均为正,对 Moran's I 指数的检验也显著通过,说明在这期间全国 31 个省市工业产业存在着显著的、正的空间自相关关系,也就是说各省区工业产业水平的空间分布并非表现出完全随机性,而是表现出相似值之间的空间集聚。同时我们观察到 Moran's I 指数有逐渐下降趋势,说明我国目前工业行业在空间上的集聚程度开始下降,呈现一定的分散趋势。但是全局 Moran's I 指数只是说明了工业发展空间是否出现了集聚,并没有具体指出在哪里出现空间集聚。为了进一步验证各个省市工业发展的集聚现状属于哪种集聚类型,并且考察目前工业的空间转移情况,接下来使用空间联系局部指标进行局部空间相关性分析。

2.3 工业的局部空间相关性

Anselin 提出了一个局部 Moran 指数(local Moran index),或称 LISA(local indicator of spatial association),用来检验局部地区是否存在相似或相异的观察值集聚在一起。区域 i 的局部 Moran 指数用来度量区域 i 和它临域之间的关联程度,其定义为:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j \neq i} w_{ij} (x_j - \bar{x}). \quad (3)$$

正的 I_i 表示一个高值被高值所包围(High—High),或者一个低值被低值所包围(Low—Low);负的 I_i 表示一个低值被高值所包围(Low—High),或者是一个高值被低值所包围(High—Low)。为了将所得数据进行可视化,将计算结果绘制在 Moran 散点图中,见图 1,图 2,分别为 2003,2012 年全国各省市聚类分布以及变化情况。以 z, Wz 为坐标轴,其中 $z_i = (x_i - \bar{x})$, $z^T = [z_1, z_2, \dots, z_n]$,第一象限和第三象限分别表示高值集聚,而第二象限和第四象限则相反,表示的是低值集聚。通过 Moran 散点图,我们能够判断出各个省区是属于四种集聚类型中的哪一种集聚,进而观察集聚的演变情况。

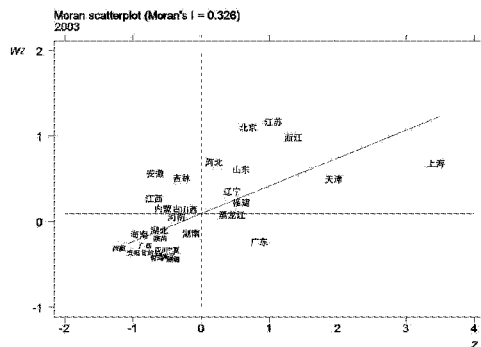


图 1 2003 年全国各省市工业产值 Moran 散点图

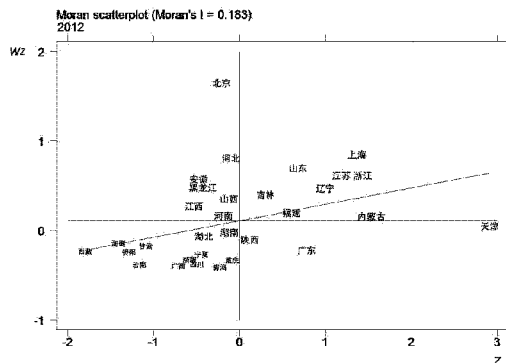


图 2 2012 年全国各省市工业产值 Moran 散点图

从图中可以看出,我国工业的地理分布并不是随机的,工业的发展水平呈现出强烈的空间集聚特征,存在着明显的局域空间相关性。多数省市位于散点图的一、三象限,并且,位于第三象限的低低集聚类型的省市比位于第一象限的高高集聚类型的省市要多一些。各省市工业的发展均不同程度地受到周边区省市的影响。从图中还可以看出我国近 10 年的工业集聚以及变化情况:东部沿海地区与中西部形成明显对比,东部沿海为全国工业发展的领先区域,中西部区域则在整体上处于落后状态。但是,中西部区域与东部沿海地区工业的差距有逐渐缩小的趋势,工业的集聚现象也有减弱的趋势。工业在空间结构上在逐步地向内地扩散,说明西部大开发和振兴东北老工业基地的战略起到了显著的作用,西部地区 and 东北地区都出现了能够带动周边经济发展的重点地区。早期低低集聚的省市明显减少,区域工业的发展更加趋于平衡。

3 空间计量模型的设定与数据分析

3.1 分析框架

Moran's I 指数的计算结果证实了我国工业发展状况存在空间相关性,同时描述了我国工业发展空间结构上的演变。为了进一步探讨区域间工业结构演变进程对经济运行方式和效率的作用及交叉影响,我们将建立面板数据空间计量经济模型进行实证研究。空间计量经济模型与传统计量经济模型的区别关键之处在于:前者在分析现实经济行为中

考虑了个体之间在空间上的相互作用及表现的差异性,即空间效应,而后者则默认假设个体在空间上具有独立性和同质性。空间效应在模型中的度量主要通过引入空间权重矩阵(spatial weight matrix),以及构造空间滞后因子(spatial lag operator)来实现。空间计量模型有三个优势:①考虑了各地之间的空间相互依赖的效应,纠正了OLS回归可能产生的偏误;②对空间矩阵系数的估计可以反映不同区域之间的互动程度;③可以通过具体空间计量模型的选择来考察区域间工业的互动是直接发生还是间接发生。对于一般的截面回归而言,可以选择的基本空间计量模型有空间自回归模型(spatial autoregressive regression, SAR)、空间误差模型(spatial error model, SEM)、空间杜宾模型(spatial durbin model, SDM)和广义空间自相关模型(spatial autoregressive correlation, SAC)。其中, SAR能控制不同地区被解释变量之间的直接影响,而SEM能度量因误差项之间的互动而产生的间接影响。在SAR的基础上, SAC则能同时控制住被解释变量和误差项的空间相关影响,只是其需要在SAR模型的基础上进一步检验误差项是否依然存在空间相关。SDM则通过控制住解释变量的空间相关来进一步挖掘被解释变量空间相关的机制。表2列出了空间计量模型的具体形式。

表2 空间计量模型

空间计量模型	
空间自回归模型(SAR)	$y = \rho W y + \epsilon$
空间误差模型(SEM)	$y = X\beta + u, u = \lambda W u + \epsilon$
广义空间自相关模型(SAC)	$y = \rho W_1 y + X\beta + u, u = \lambda W_2 u + \epsilon$
空间杜宾模型(SDM)	$y = \rho W y + X\beta + W X r + \epsilon, \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$

在空间计量模型的选择上, Anselin 和 Florax 提出了区分模型的检验方法——SAR 和 SEM 模型的拉格朗日乘子(LM)检验及其稳健性形式。判别准则如下:如果在空间依赖性的检验中发现 Lmlag 较 R-Lmlag 在统计上更加显著,且 R-Lmlag 显著而 R-Lmerror 不显著,则可以断定适合的模型是空间滞后模型(SAR);相反,如果 Lmerror 比 Lmlag 在统计上更加显著,且 R-Lmerror 显著而 Lmlag 不显著,则可以断定空间误差模型(SEM)是恰当的模型。在本研究中,先建立更为一般的SDM模型,同时根据对SAR, SEM的检验来查看最适合的模型。

3.2 模型设定

为了检验控制经济结构条件下, 区域间工业经济空间相关的性质, 以及工业结构对区域工业增长是否存在空间溢出效应, 主要考虑以下经济结构变量及代理指标, 见表3。

表3 变量分类表及基本模型

因变量	自变量	控制变量
经济增长指标 $\ln Y_i$	工业结构 is = 工业产值/总产值	$\ln k$ = 各地区资本存量
权重矩阵	投资结构 $invest$ = 工业固定资产投资额/总固定资产投资额	$\ln l$ = 劳动人口
基本模型 (括号内容表示需 根据模型检验设定)	基于空间地理距离的权重矩阵 W	
	$\ln Y = \alpha + (\rho \cdot W_i \cdot \ln Y_i) + \beta^T \cdot X_i + (\theta \cdot W_i \cdot X_i) + \mu_i$, 其中 $\mu_i = (\lambda \cdot W_i \cdot \mu_i) + \epsilon_i$	

由于影响经济增长的因素还有很多, 因此选择控制变量是重要的工作。笔者认为, 对控制变量进行选取应基于生产函数和经济增长理论展开。柯布一道格拉斯生产函数是由数学家柯布(C. W. Cobb)和经济学家道格拉斯(Paul H. Douglas)于20世纪30年代提出来的。柯布一道格拉斯生产函数被认为是一种很有用的生产函数, 因为该函数以其简单的形式具备了经济学家所关心一些性质, 所以它在经济理论的分析 and 应用中就具有一定意义。函数的通常形式是 $Y = A l^\alpha k^\beta$, 其中 Y 为生产总值, A 是综合技术水平, l 是投入的劳动力数, k 是投入的资本, 其中核心指标是劳动力数和资本投入。考虑到数据的可得性, 本文使用我国31个省市的期末就业人员总数和各省资本存量额替代生产函数中的劳动力数和资本投入, 作为模型中的控制变量, 同时对其进行对数化处理。

3.3 数据分析

本章主要变量数据来自2004—2013年的《中国统计年鉴》, 选用2003—2012年我国31个省市级单位的面板数据作为实验组。其中产值和投资值均以2000年为基期进行平

减计算。空间相关矩阵中使用的距离矩阵数据来自 Google Maps 提供的中国 GIS 距离数据, 各省市重心之间的空间距离用 d_{ij} 表示, 空间地理矩阵的构造方法与前文计算 Moran's I 指数时一致。

对于资本存量的估算, 最为普遍的方法是利用资本流量数据进行加总, 即采用永续盘存法(Perpetual Inventory Method)来估算资本存量。PIM 方法的一般实现方式是选定一个基期, 同时估计初始的资本存量, 我们采取单豪杰的方法, 通过简化后的永续盘存方法估计之后的资本存量, 其公式如下:

$$K_t = (I_t - D_t) / P_t + K_{t-1}, \quad (4)$$

其中 K 代表资本存量, i 指第 i 个省市, t 指第 t 年, I 指当年固定资本形成总额, D 为固定资产折旧, P 为资本价格指数。本文基于单豪杰的数据, 对2006年之后各地区的数据进行了补充, 其中2012年各地区固定资产折旧数据仍未公布, 使用上年固定资产折旧进行替代, 并将结果调整至以2000年为基期。

3.4 计量结果分析

本文根据标准化的地理权重矩阵对区域经济增长空间相关性进行检验(检验使用 Matlab2010A 版本和 spatial econometrics toolbox 进行实现)。空间自相关检验结果见表 4。

表 4 OLS 模型及空间面板模型估计结果

变量	OLS 混合回归	面板 SAR	面板 SEM
截距项	1.013 7***		
<i>invest</i>	-0.201 4***	-0.050 9***	-0.054 8***
<i>is</i>	0.550 7***	0.511 7***	0.250 1**
$\ln k$	0.203 0***	0.100 9***	0.185 0***
$\ln l$	0.669 0***	-0.042 7	0.006 9
R^2	0.800 8	0.987 7	0.986 3
log likelihood	59.186 6	483.506 0	376.236 8
LR		849.518 3***	63.423 8***
$W \times Y$		0.574 9***	
spat. aut.			0.571 9***
Lmlag	72.874 6***		
R-Lmlag	1.690 8		
Lmerror	167.283 1***		
R-Lmerror	96.099 3***		

注:spat. aut. 为残差空间自相关系数,各 LM 检验均对应面板数据检验程序;上标***,**和* 分别表示在 1%,5%和 10%水平上显著。

OLS 模型的回归及其检验结果表明,存在空间自相关,而后在空间面板 SAR 和 SEM 的估计结果中则发现,因变量存在显著的空间相关性,模型的拟合优度也得到了显著提升。根据相关的 LM 检验及稳健的 LM 检验,采取 SAR 模型进行解释可能更为恰当。同时在 SEM 模型中我们发现仍然存在残差的自相关,根据 Elhorst 的研究结论,此时较优的选择是对更具普遍形式的 SDM 进行估计,结果在表 5 中进行了展示。可以发现 SDM 模型相较之 SAR 和 SEM 在模型拟合方面有显著的提升。

表 5 空间面板模型估计结果(SDM 固定效应、随机效应)

变量	SDM 固定效应	SDM 随机效应
<i>invest</i>	-0.069 5***	-0.076 6***
<i>is</i>	0.623 0***	0.505 4***
$\ln k$	0.075 0**	0.116 8***
$\ln l$	-0.009 9	0.054 3***
$W \times invest$	-0.094 5	-0.127 3*
$W \times is$	1.680 7***	1.335 2***
$W \times \ln k$	0.136 7*	0.256 2***
$W \times \ln l$	-0.147 2	-0.094 6
$W \times \ln Y$	0.299 2***	0.268 9***
teta		0.055 7***
R^2	0.989 3	0.987 3
log likelihood	511.088 5	402.285 8
Wald_spatial_lag 空间滞后检验	38.521 5***	43.892 5***
Wald_spatial_error 空间误差检验	58.159 1***	67.800 2***
LR_spatial_lag 空间滞后检验	47.948 4***	
LR_spatial_error 空间误差检验	64.521 4***	
Hausman 检验		24.062 2***

注:***,**和* 分别表示在 1%,5%和 10%水平上显著。

Hausman 检验显示拒绝随机效应原假设,即应采纳固定效应模型的展开机理解释。而空 SDM 固定效应模型的 R^2 最大,对数似然值(log likelihood)也是最大,说明模型的拟合程度最优。因此,应用固定效应模型进行解释最为合适,能够更为精确地估计本文所研究的对象。由此可知,我国 31 个省市的经济增长存在明显的空间效应。在考察期内(2003—2012 年),全国 31 个省市的经济产出增长和工业结构变动都有显著的空间相关特征,反映出邻近省市之间的工业结构对地区经济增长具有显著的空间溢出效应。由此,笔者认为,随着我国经济的又好又快发展,在经济结构调整过程中,区域间政策模仿和生产要素流动逐步增强,区域之间的经济联系更加紧密。

具体而言,相关解释变量的系数在统计上较为显著,*is* 系数为正表明在样本期间的产业结构对区域增长能起到相应的促进作用(回归系数为 0.623),工业依然是目前我国社会与经济发展的主要动力,作为发展中国家,工业的发展对我国的经济依然起到支撑作用。模型中 *invest* 的估计结果显著为负,说明样本期内工业投资结构并未能给区域经济增长带来增长作用。对此,笔者的解释是:由于本文选取的指标是工业固定资产投资额和总固定资产投资额之比,它的系数为负,可见工业投资额的增长并没有跟上总投资额增长的脚步。观察描述性统计数据后发现,我国的工业固定资产投资额占总固定资产投资额的比例自 2007 年开始下降,更多的投资流向了房地产等行业,导致了工业固定资产投资结构并未对区域经济增长产生显著效应。目前我国正处于产业转移的关键时期,固定资产的流向反映了目前我国的产业转移方向,作为经济的支撑行业,对工业的投资除了要保持一定比例外,更应重视投资效率上的提高。对于控制变量,人均资本存量 $\ln k$ 的回归结果显著为正,说明资本的扩张对于区域经济的发展依然有积极的作用。而劳动力变量 $\ln l$ 对本地区的经济增长并没有明显的促进作用。因变量的空间滞后项和自变量的空间交互项的显著性情况表明可能存在空间溢出效应,即工业结构在空间上对其他地区经济运行产生了影响。

接下来,为了进一步具体测算工业结构通过空间交互作用对其他区域经济的潜在影响,本文计算了 SDM 固定效应模型下的直接效应和溢出效应,并对其进行了检验,结果见表 6。

由表 6 可知,在解释变量中,投资结构有显著为负的直接效应,同时其溢出效应没有通过显著性检验,表明区域内的工业投资结构仅对本地经济起到作用,并未影响到空间上相邻的区域。而工业结构对区域经济增长存在显著为正的溢出效应,影响系数为 2.635 6。说明区域间有不同程度的产业结构模仿,产生一定的产业集聚,有利于形成规模效应,从而促进大区域的经济增长。此外,人均资本存量在 10%的水平下通过了显著性检验,其溢出效应的影响系数为 0.224 8,说明资本在一定程度上也产生了有利的外溢效用,通过区域间

资本的流动,一个地区的发展可以对周边地区起到拉动作用。

表6 SDM 固定效应模型直接效应和溢出效应

		回归系数	<i>t</i> 统计量	伴随概率 <i>p</i>
直接效应	<i>invest</i>	-0.073 5	-3.971 5	0.000 4
	<i>is</i>	0.699 9	5.529 2	0.000 0
	$\ln k$	0.078 9	2.632 5	0.013 1
	$\ln l$	-0.013 9	-0.301 9	0.764 8
溢出效应	<i>invest</i>	-0.158 1	-1.250 4	0.220 5
	<i>is</i>	2.635 6	4.265 9	0.000 2
	$\ln k$	0.224 8	1.711 3	0.097 0
	$\ln l$	-0.209 9	-1.261 1	0.216 7
总效应	<i>invest</i>	-0.231 6	-1.748 1	0.090 3
	<i>is</i>	3.335 5	5.005 6	0.000 0
	$\ln k$	0.303 7	2.164 3	0.038 3
	$\ln l$	-0.223 8	-1.340 2	0.189 9

4 结论及启示

本文采用空间计量的方法,使用宏观数据测量了我国31个省市10年来工业发展的空间集聚度,结果显示,各省市的工业发展存在着明显的空间相关性,沿海地区的集聚程度明显高于内陆地区。但是通过多年的政策调整 and 产业结构转移,我国工业集聚的程度正在逐年下降,同时有从沿海向内陆迁移的趋势,区域间的经济合作更加频繁,形成了多极增长的态势。运用考虑了空间相关性的杜宾模型对工业结构演变与区域经济增长的关系进行了检验,结果表明,模型的拟合程度要比未考虑空间相关性时得到了显著的提高。回归结果则显示,目前的工业结构对区域经济增长起到了正向

的作用,并且存在显著的外溢效应,区域间通过技术模仿和生产材料流动可以对其他地区的经济发展起到拉动作用。工业固定资产投资结构并未对区域经济增长起到正向作用,投资数量上的提升已经不能满足目前的增长需求,因此更应强调投资效率的提升,以投资转向推动产业结构转移。顺应时代潮流走科技化、集约化道路,加快科技创新,推进产业结构升级。此外,还应协调区域发展,依靠目前的多极增长态势,通过产业转移和区域分工,将地区相对劣势转变为相对优势,形成以优势产业、特色经济和地区协调发展为内容的区域经济格局。同时,通过市场机制和产业转移来调整地区产业结构,逐步缩小地区经济差距。这是经济发展的必由之路,也是促进经济发展的重要环节。

参考文献:

- [1] 范剑勇. 产业集聚与区域间经济协调发展[M]. 北京: 人民出版社, 2013: 30.
- [2] 王德文. 中国工业的结构调整、效率与劳动配置[J]. 经济研究, 2004(4): 41-48.
- [3] 干春晖. 中国产业发展与企业改革[M]. 北京: 经济管理出版社, 2001: 124.
- [4] 王立平. 中国制造业竞争力实证分析[J]. 当代财经, 2005(3): 85-88.
- [5] 廉睿, 杨修. 论我国文化产业集聚的不平衡性——基于中国31个省(自治区、直辖市)数据的实证研究[J]. 郑州轻工业学院学报: 社会科学版, 2001(3): 69-75.

(责任编辑: 夏玉玲)

(上接第41页)型转换为布尔量,驱动尾灯LED模块显示。当布尔量为T时,前面板汽车尾灯点亮;当布尔量为F时,前面板汽车尾灯熄灭。

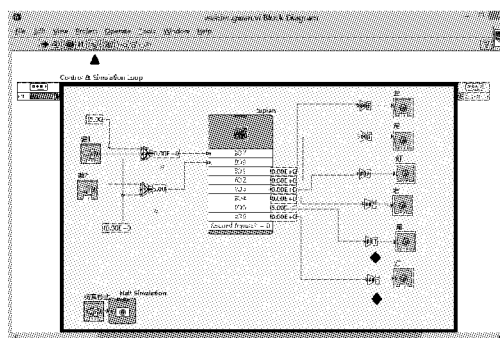


图10 汽车尾灯数据流模式图

3 结语

基于LabVIEW和Multisim软件,利用结点法和调用法设计的虚拟电子技术实验系统,充分利用了LabVIEW图形化编程的特点和其强大的分析处理优势,并链接Multisim

仿真软件丰富的电子器件库,实现了电子技术实验虚拟仿真功能。经测试,系统运行稳定,用户界面友好,便于操作,适于电工学、电子技术和相关课程的实验教学。

参考文献:

- [1] 梅加化. 基于LabVIEW的虚拟实验教学系统的研究[D]. 合肥: 合肥工业大学, 2012.
- [2] 虚拟仿真技术在电子技术课程教学中的应用研究[D]. 长沙: 湖南师范大学, 2012.
- [3] 伦志新. 基于LabVIEW和Multisim的病床呼叫器的设计与实现[J]. 唐山学院学报, 2013, 26(5): 71-72.
- [4] 姚旭栋. 基于虚拟仪器的航电系统仿真平台设计与实现LabVIEW[D]. 上海: 上海交通大学, 2012.
- [5] 段国艳. 电子技术虚拟实验系统研究与开发[D]. 成都: 西南交通大学, 2013.
- [6] 王蕾. LabVIEW仿真软件在电工学教学中的应用[J]. 中国现代教育装备, 2013(13): 10-12.

(责任编辑: 李秀荣)