

# 城市扩张对产业结构与经济增长的空间效应

## ——基于空间面板模型的研究

邹 薇, 刘红艺

**摘 要:** 我国城市扩张在多大程度上以及通过什么途径影响了产业结构和经济增长? 城市规模的扩张是适度的吗? 本文采用 1997—2011 年间的我国省域数据, 建立空间面板模型, 考察了城市扩张对于经济增长、产业集聚和结构升级的作用机制。实证分析表明: 我国省级的经济增长与各产业结构在不同程度上表现出空间外溢效应; 我国目前的城市规模扩张并没有与经济增长、产业集聚相匹配, 而是出现了背道而驰的局面; 城市物质资本积累已经在空间上形成了外溢效应, 而人力资本积累仅仅停留在对本地的影响; 城市扩张中的不同因素对各产业结构的变化产生了不同效应。本文基于空间计量研究, 提出了相应的政策建议。

**关键词:** 城市扩张; 产业结构; 空间面板模型; 经济增长

**中图分类号:** F299.22 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2014)03-0001-13

### 一、引 言

改革开放以来, 我国经济实现了举世瞩目的快速增长, 产业结构调整与城市化率提高不仅成为中国经济中显著的特征化事实, 而且发挥了增长引擎的作用。一方面, 我国产业结构发生明显改变, 1982 年以来第一产业产值比重持续下降, 特别是 1990 年代以后第一产业占比急剧下降, 2012 年在 GDP 中的占比降至 10.1%; 与此对应, 第三产业比重则加快上升, 2012 年在 GDP 中占比达到 44.6%; 同时, 中国仍处于中等收入水平发展阶段, 第二产业的占比尽管略有波动, 但是基本上维持着主导地位。另一方面, 我国以城镇人口占总人口比重衡量的城市化率, 也出现逐年上升并在 2011 年超过了 50% (如图 1 所示)。关于城市化及其对经济增长的影响机制的研究引起了较为广泛的关注。

一些学者研究了产业结构的调整与工业化、城市化之间互为促进的关系。Moomaw 等<sup>[1]</sup>认为相比于土地密集型的农业而言, 制造业和服务业更容易利用其他非土地要素替代土地, 并能够在城市聚集中获得显著的规模经济等正的外部性, 利于产业集聚的形成。同时, 城市的快速发展必须要有相应的产业发展相匹配, 从而为城市提供足够的就业岗位, 随着产业结构的优化, 就业结构发生转变, 农村剩余劳动力大量涌向城市, 工业化进程逐步形成地理空间上的集聚现象, 为城市化创造了足够的物质资本<sup>[2][3]</sup>。

另一些学者探讨了城市化带动经济增长的途径。中国经济增长与宏观稳定课题组等<sup>[4]</sup>认为 21 世纪初, 正是由于我国城市化进程的高速推进, 带动了工业化深化, 实现了持续较高的经济增长率; Jones 等<sup>[5]</sup>认为对于经济增长的贡献, 以规模收益递增为特点的城市化具有重要作用。沈坤荣等<sup>[6]</sup>通过实证研究发现,

**基金项目:** 国家社会科学基金重大招标项目“应对中等收入陷阱挑战的综合研究”(11&ZD006); 国家社会科学基金重点项目“未来十年扶贫开发战略研究”(10AZD013)

**作者简介:** 邹薇, 经济学博士, 武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师 (湖北 武汉 430072); 刘红艺, 武汉大学经济与管理学院硕士研究生

城市化率对人均产出的促进作用主要是通过人力资本积累而实现；吴福象等<sup>[7]</sup>以长三角城市为例，发现我国城市化与非农业就业比重变化具有较强的相关性，进而考察了城市群对经济增长的驱动作用。

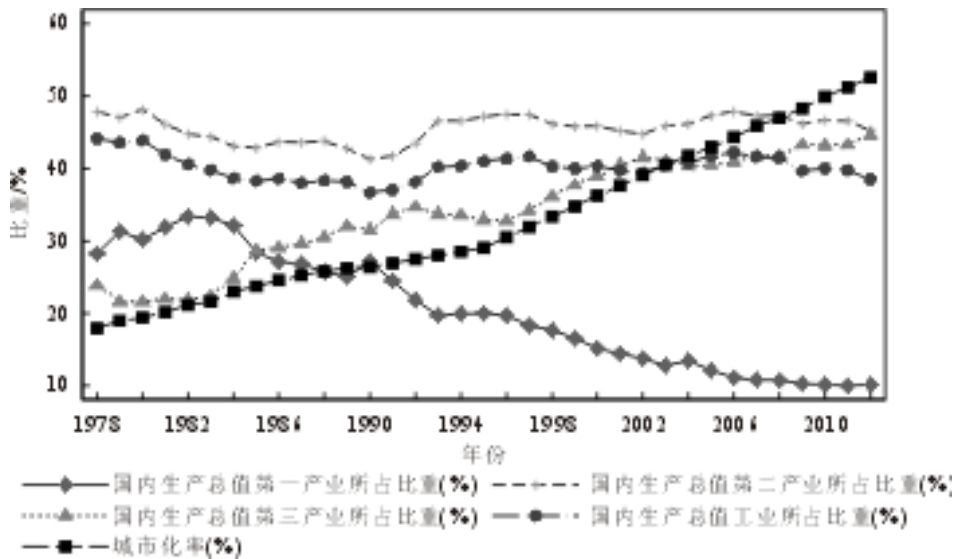


图1 我国各产业占国内生产总值比重及城市化率的变化

但是，上述研究仅以城市人口占比作为衡量城市化率的指标，主要是在人口流向城市的视角上分析城市化进程，只能解释城市人口规模对经济与相关产业的直接影响，忽略了城市扩张的空间外溢效应与辐射作用。实际上，城市的扩张路径必须与人口集聚、资本集聚和与产业发展相辅相成，城市中道路和公共交通设施、公共通讯、电力、管网等物质基础设施的建设，将大大提高土地的利用价值；随着城市规模扩张，城市中教育、医疗、信息等社会基础设施建设也不断发挥外部效应，城市以群落或都市圈的形态集聚发展，这种动态变化将以人力资本外溢与技术扩散的方式进行相互影响<sup>[8][9]</sup>。许多学者已经指出，知识外溢与技术创新是经济持续增长的源泉所在，但并没有考虑到城市规模的扩张和城市数目的增加将如何推动当地的知识与技术创新对邻近地区产生辐射作用<sup>[10][11][12]</sup>。Krugman<sup>[13]</sup>所创立的新经济地理学，在跨国层面上解释了区域创新与知识外溢活动在地理空间上的高度集中现象，但是在我国，对于城市化进程所带来的知识外溢和产业辐射等效应的分析还相当不够。由此，本文的目的是通过建立空间面板计量模型，就城市扩张对于经济增长与产业集聚的空间效应展开实证分析，旨在回答以下几个问题：是否存在影响经济增长与产业集聚的地域空间外溢效应？我国城市化规模扩张影响经济增长以及产业结构的机制是什么？不同的城市扩张路径对经济增长与产业扩张有不同影响吗？

文章其余部分安排如下：第二部分构造关于城市扩张对经济增长和产业结构作用的标准方程，为了更好地涵盖空间效应的影响，详细讨论了空间面板计量模型的设定、估计、直接与间接效应以及空间权重矩阵的选择，以建立完善的实证研究模型；第三部分概述本文所采用的数据以及描述性统计；第四部分报告和分析了实证分析的结果；最后总结全文。

## 二、实证模型与方法

### (一) 城市扩张、产业结构与经济增长的标准方程

本文实证研究的经济增长模型设定主要基于扩展的索洛模型<sup>[14][15]</sup>，除了考虑人力资本、物质资本以及人口增长、技术进步和折旧等生产要素以外，加入了刻画城市规模和城市化进程的相关代理变量。此外，为了分析城市扩张引起的空间效应，本文建立了空间面板模型，通过利用空间权重矩阵来捕获经济增长以及各变量的空间外溢效应，以更好地识别经济要素在空间状态下对经济增长的作用机制，并避免模型估计中发生遗漏变量。本文结合研究经济增长收敛的截面数据方法与面板数据方法<sup>[14][16][17](P555-677)</sup>，建立

了如下的增长方程:

$$g_{it} = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1} + X_{it} \varphi + c_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $i(i=1, \dots, N)$  是截面维度(空间个体), 而  $t(t=1, \dots, T)$  是时间维度指标(时期)。  $y_{it}$  表示为地区人均实际 GDP, 而  $g_{it} = \ln y_{it} - \ln y_{i,t-1}$  则是人均实际 GDP 的增长率,  $\alpha$  为常数项,  $\ln y_{i,t-1}$  是滞后一期的人均实际 GDP 的对数值,  $X_{it}$  是  $1 \times K$  的解释变量的行向量, 其中  $K$  为解释变量个数,  $\beta$  则称之为短期收敛系数,  $\varphi$  是匹配解释变量的待估计未知参数  $K \times 1$  的列向量, 而  $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 。这里  $c_i$  是空间个体效应, 其背后含义反映了空间个体不随时间改变的变量; 与此对应的是,  $\mu_t$  反映的是空间时间效应, 表示空间全部个体在特定时期所接收的信息量是相同的, 如特定年份各地区所接受广告数量相一致。

特别地,  $\beta$  在此体现的是“追赶效应”, 如果其估计的结果为负数, 则意味着相对于上一期, 贫穷落后地区增长速度高于发达地区。结合中国各地区经济发展实际情况来看, 当前省域经济差距明显, 各地区投资、人力资本、人口增长以及城市发展情况均不相同, 这些因素决定了我们必须对经济增长方程中纳入适当的控制变量, 以避免经济收敛的潜在偏差<sup>[18]</sup>。由此, 本文控制变量中包括了物质资本的对数值( $\ln sk$ )与人力资本的对数值( $\ln sh$ ), 并纳入  $\ln(n_{it} + \gamma + \delta)$  以解释人口增长率、技术进步率与资本折旧率, 技术进步率与资本折旧率设定为 5%<sup>[14]</sup>。

进一步地, 我们认为中国人口基数庞大, 并不能简单地用城镇人口占总人口比重来刻画我国当前的城市化进程。为此, 我们比较了国内外研究者关于城市规模与聚集效应的各种指标<sup>[19][20][21][22][23][24]</sup>, 试图从城市居民生存空间、收入以及交通便利程度来捕捉城市扩张的实际情况。我们在模型(1)中加入了如下城市变量: 城市人口密度对数值  $\ln popden$ 、城市人均工资水平对数值  $\ln wage$  和每万人拥有公交车数量  $bus$ 。根据全部变量的设定可以得到  $X_{it} = [\ln sk_{it}, \ln sh_{it}, \ln(n_{it} + \gamma + \delta), \ln popden_{it}, \ln wage_{it}, bus_{it}]$ 。

此外, 本文将在研究城市扩张影响经济增长的基础上, 探讨城市扩张对我国不同地区三大产业以及工业化进程的影响机制。结合经济增长方程, 考虑到了不同产业对城市基础设施的要求存在一定差异, 本文在产业结构与城市扩张的回归方程中加入了两个变量: 人均道路面积 ( $road$ ) 和每万人拥有公厕数量 ( $toil$ ), 从而得到分析各产业发展受到城市扩张影响的回归方程如下:

$$industry = \alpha + X'_{it} \varphi + c_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $X'_{it} = [\ln sk_{it}, \ln sh_{it}, \ln(n_{it} + \gamma + \delta), \ln popden_{it}, \ln wage_{it}, bus_{it}, road, toil]$ ;  $industry$  表示各产业变量, 在后续的实证分析中, 将分别以各地区三大产业以及规模以上工业增加值占国内生产总值比重作为被解释变量。其余参数均与方程(1)含义相同, 在此不再赘述。

## (二) 空间面板计量模型的构造

上述标准方程中仅仅考察各经济要素对于经济增长的作用机制, 没有考虑经济活动的空间效应, 而忽略空间相关性将导致增长方程出现模型设定偏误, 估计结果将会出现偏差与非一致<sup>[25](P7-13)[26][27]</sup>。随着 Anselin<sup>[28](P310-330)</sup> 引入空间计量方法, 空间依存度与空间异质性已被考虑到估计方程中, 解决了模型设定偏误问题。由此本文将通过采用空间面板的计量方法, 分别对方程(1)与方程(2)进行拓展。以下关于空间面板模型的说明, 将以经济增长方程(1)为例, 相应的方法适用于对产业发展方程的拓展。

我们首先考察空间面板模型的一般设定情况:

$$g_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N \omega_{ij} g_{jt} + \beta \ln y_{i,t-1} + X_{it} \varphi + \sum_{j=1}^N (\omega_{ij} X_{jt} + \omega_{ij} \ln y_{j,t-1}) \theta + c_i + \mu_t + v_{it}$$

$$v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N \omega_{ij} v_{jt} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

这里  $\omega_{ij}$  表示的是空间权重矩阵  $W$  的第  $i$  行、第  $j$  列元素,  $W$  为  $NT \times NT$  矩阵, 而权重矩阵表征的是空间个体之间的相互依赖与相关程度(关于空间权重的选取, 后文将进行深入探讨)。  $\sum_j \omega_{ij} g_{jt}$  表示的是本地区因变量与其他地区因变量的交互作用, 而  $\rho$  则是该内生性交互作用下的反应参数, 与此对应的是包含空间自变量的反应参数  $\theta$ ,  $\theta$  为  $K \times 1$  的列向量。后一个方程表示扰动项  $v_{it}$  可能受到来自其他地区的影响, 并包含了特质部分  $\epsilon_{it}$ , 其中  $\lambda$  称之为空间自相关系数。

通过对方程(3)反应参数与空间自相关系数的适当约束, 我们将得到三类不同的空间面板模型:

其一, 当  $\theta=0, \lambda=0$  时, 方程 (3) 将变为空间自回归模型 (SAR) 或空间滞后模型 (SLM):

$$g_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N \omega_{ij} g_{jt} + \beta \ln y_{i,t-1} + X_{it} \varphi + c_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其二, 当  $\lambda=0$  时, 我们将得到空间杜宾模型 (SDM):

$$g_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N \omega_{ij} g_{jt} + \beta \ln y_{i,t-1} + X_{it} \varphi + \sum_{j=1}^N (\omega_{ij} X_{ijt} + \omega_{ij} \ln y_{j,t-1}) \theta + c_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其三, 当  $\rho=0, \theta=0$  时, 得到的是空间误差模型 (SEM):

$$g_{it} = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1} + X_{it} \varphi + c_i + \mu_t + v_{it}$$

$$v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N \omega_{ij} v_{jt} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

以上空间计量模型的估计方法, 一般牵涉到非线性模型的优化及估计问题, 目前相关文献中主要采用两种方法来估计含有空间外溢与空间非匀质的模型: 一种是基于最大似然估计 (MLE) 的方法<sup>[25](P57-76)[28](P310-330)</sup>, 而另一种是基于工具变量或者广义矩估计法的方法 (IV/GMM)<sup>[29][30][31]</sup>。结合我国实际情况, 当前我国省域经济发展差异明显, 对经济增长方程中考虑相关地区空间固定效应或随机效应是较为稳健的, 由此本文将基于 Elhorst<sup>[32](P377-407)</sup> 的 MLE 方法, 对模型进行相关估计及检验。至于对以上三类不同空间面板模型的选取, 本文利用两种步骤及相关统计量检验来选择适合实际数据的最优模型<sup>①</sup>。

要研究知识与技术外溢、空间相关性, 选取适当的空间权重矩阵十分关键。考虑到我国城市化和省域经济发展的实际, 我们采用距离权重矩阵, 分别从地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵两个角度来刻画区域经济增长和产业结构的空间外溢效应。关于地理距离权重矩阵, 本文定义为各个地区省会城市之间的大圆弧距离  $W_{ij}^d$ <sup>[33]</sup>, 为了简化模型与易于解释, 通常对空间权重矩阵进行标准化处理, 即每行元素之和为 1, 记为  $W'_{ij}^d$ :

$$\begin{cases} W_{ij}^d = (1/d_{ij}^{geo})^2; W'_{ij}^d = \frac{W_{ij}^d}{\sum_j W_{ij}^d}, \text{if } i \neq j \\ W'_{ij}^d = 0, \text{if } i = j \end{cases} \quad (7)$$

关于经济距离权重矩阵的引入, 旨在考虑各种非地理因素 (例如交通设施、通讯等) 对于产业发展的影响。目前既有的两种做法各有局限性: 一种做法是针对相邻地区经济发展水平差异建立基于地区经济差异的经济距离矩阵, 假定两个地区空间经济距离交叉影响程度相同<sup>[34][35]</sup>, 这一权重的不足是, 没有考虑到经济发展较高的地区对相对较差地区的影响程度会更强一些 (例如就毗邻的北京与河北、广东与广西而论)。另一种做法是在地理距离权重矩阵基础上, 引入各地区观察期内的平均 GDP 占全国平均 GDP 比重的对角线矩阵, 考虑各地区经济水平差异和不同地区相互影响的差异<sup>[36]</sup>, 但在这种权重下, 将会出现人口大省河北与河南所对应的平均产值比重明显高于北京、天津等经济发达地区, 显然实际情况并不相符。为此, 我们采用观察期内各地区人均 GDP 均值占全国人均 GDP 均值的比重, 对以上方法进行修正, 消除人口因素, 更准确地考察经济发展水平差异在空间的辐射作用, 本文定义的空间经济距离权重矩阵如下:

$$\begin{cases} W^e = W^d \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \dots, \bar{Y}_n/\bar{Y}); W'_{ij}^e = \frac{W_{ij}^e}{\sum_j W_{ij}^e}, \text{if } i \neq j \\ W'_{ij}^e = 0, \text{if } i = j \end{cases} \quad (8)$$

其中,  $W'_{ij}^d$  是其对应进行标准化后的结果。而  $\bar{Y}_i = 1/(t_1 - t_0 + 1) * \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it}$  为观测期内第  $i$  个地区的人

① 具体地, 第一个步骤包含两种途径, 一是基于非空间模型的残差, 利用古典拉格朗日乘子和稳健拉格朗日乘子分别对空间滞后模型与空间误差模型进行交互检验。二是基于空间滞后或空间误差模型的最大似然残差进行检验。第二个步骤是针对空间杜宾模型建立两个约束的假设检验:  $H_0: \theta = 0$  &  $H_0: \theta + \rho\varphi = 0$ , 前者检验空间杜宾模型能否被简化为空间滞后模型, 后者检验空间杜宾模型能否简化为空间误差模型。两个原假设的检验统计量均服从自由度为  $K$  的卡方分布。

均 GDP 均值,  $\bar{Y} = 1/n(t_1 - t_0 + 1) * \sum_{i=1}^n \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it}$  为总观测期内全国人均 GDP 均值。

研究城市扩张对于产业结构和经济增长影响的一个困难是如何分解出城市扩张的外溢效应<sup>[37][38](P355-376)[32](P377-407)</sup>。本文空间面板计量分析中将不只是简单地通过回归系数建立变量之间的影响关系,而且要对影响效应进行分解,在此以(5)式的空间杜宾模型为例进行说明。为便于解释将方程(5)转化为矩阵符号,合并方程的经济增长向量  $g$  可得:

$$g = (I - \rho W)^{-1} [\alpha + \beta \log y_{t-1} + X\varphi + (WX + W \log y_{t-1})\theta + c_i + \mu_t + \epsilon] \quad (9)$$

$I$  为  $N \times 1$  的单位矩阵。我们通过空间里昂惕夫逆矩阵  $(I - \rho W)^{-1}$  展开 (Waugh<sup>[39]</sup>), 得到:  $(I - \rho W)^{-1} = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots$ 。其中, 第一项为直接效应 ( $I$ ), 余下的为间接效应。我们分别计算因变量  $g_i$  (第  $i$  个地区经济增长) 关于自变量  $x_{ir}$  和  $x_{jr}$  的一阶导数:

$$\frac{\partial g_i}{\partial x_{jr}} = S_r(W)_{ij}, \frac{\partial g_i}{\partial x_{ir}} = S_r(W)_{ii} \quad (10)$$

其中,  $S_r(W) = (I_N - \rho W)^{-1} (I_N \beta_r + \theta_r W)$ , 而  $\beta_r$  表示第  $r$  个自变量对因变量的解释系数,  $\theta_r$  表示第  $r$  个空间滞后自变量对因变量的解释系数。从方程(10)可以直观看出, 因变量  $g_i$  不仅受到本地  $x_{ir}$  的影响, 还受到来自其他地区反馈效应, 即城市的扩张有可能带来外溢效应。本文下面实证分析中将分别考察某个地区经济增长受到的来自本地区、其他地区和全国所有地区的影响, 分别称为直接效应、间接效应和总效应。

### 三、数据来源与检验

#### (一) 数据来源与变量描述性统计

本文采用的是全国 30 个省、自治区和直辖市 1997—2011 年的相关数据进行分析, 西藏自治区由于部分数据缺失, 故将其剔除。因变量主要由经济增长率、三大产业以及规模以上工业增加值占 GDP 比重构成, 其中经济增长率用人均实际 GDP 对数增长率表示, 而外生变量包含了索洛模型的标准变量及相关城市变量。物质资本与人力资本的代理变量分别通过全社会固定资产投资占 GDP 比重和高中以上教育水平的人口比例来实现。城市变量主要来自城市部门, 包含了人口密度、人均工资水平、每万人拥有公交车数量、人均道路面积和每万人拥有公厕数量 (如表 1 所示)。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
人均实际 GDP 对数增长率	420	0.122 00	0.038 9	-0.067 80	0.267
第一产业增加值比重	450	0.148 00	0.076 4	0.006 51	0.364
第二产业增加值比重	450	0.450 00	0.078 9	0.197 00	0.590
第三产业增加值比重	450	0.398 00	0.070 6	0.286 00	0.761
规模以上工业增加值比重	450	0.384 00	0.082 2	0.127 00	0.536
物质资本程度	450	0.398 00	0.118 0	0.197 00	0.789
人力资本程度	450	0.190 00	0.083 7	0.054 90	0.539
人口增长率	420	0.008 64	0.017 4	-0.073 60	0.190
城市人口密度 (人/平方公里)	450	1 818	1 344	24	6 307
城市职工人均工资水平 (元)	449	19 178	12 515	2 246	77 031
每万人拥有公共汽车辆 (标台)	450	9.557 00	4.054 0	3.000 00	35.200
人均拥有道路面积 (平方米)	450	10.250 00	3.564 0	3.900 00	23.620
每万人拥有公共厕所 (座)	450	3.900 00	2.087 0	1.130 00	16.200

注: 为了数据表述的直观起见, 本表中针对变量选取的结果, 相应的变量均没有经过对数变换, 在实证检验中将采用对数形式。

文中对于以现价表示的各名义变量, 均使用相应的价格指数平减为实际值, 其中全社会固定资产投资采用历年各地区的固定资产投资价格指数进行调整, 固定资产投资价格指数来源于历年的《中国固定资产投资年

鉴》; 产出以不变价格进行相应地平减。各价格指数均以 1997 年为基期。各项经济社会数据和城市数据中的城市人口密度、每万人拥有公交车数量、人均道路面积以及每万人拥有公厕数量均取自历年《中国统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》与相应各年、各省、自治区、直辖市统计年鉴, 各产业增加值数据来自中经网, 城市人均工资水平数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。

(二) 空间自相关检验

在进行计量分析前, 首先需要了解经济增长与各产业结构在空间的相关性与相关程度, 常用的方法是利用 Moran's I 指数进行检验<sup>[28]</sup>。全局 Moran's I 指数定义如下:

$$Moran's I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (11)$$

其中,  $n$  为地区总数,  $W_{ij}$  是空间权重矩阵,  $y_i$  和  $y_j$  分别表示第  $i$  地区和第  $j$  地区的属性值, 而  $S^2$  和  $\bar{y}$  分别表示其对应方差和均值。Moran's I  $\in [-1, 1]$ , 大于 0 表示正的空间相关性, 意味着经济变量具有相似属性; 小于 0 则表示空间负相关, 即属性值差异明显; 指数绝对值越大, 则表明空间相关程度越高, 反之亦然。文章分别在两种权重矩阵设定下, 对各个被解释变量进行了空间相关性检验, Moran's I 检验结果如表 2 所示。

表 2 反映的空间相关性有以下特征: 首先, 人均实际 GDP 增长率的 Moran's I 在 1% 显著性水平下为正, 表明存在较突出的集聚效应, 且在经济距离权重下的集聚效应更强; 其次, 第三产业增加值比重的 Moran's I 同样在 1% 显著性水平下为正, 只不过对于第三产业增加值而言, 地理距离权重下的集聚效应更强些; 再次, 第二产业增加值比重与规模以上工业增加值比重的 Moran's I 均为负值, 且相关程度相对较小, 表明我国现阶段各地区的城市发展出现了空间分散化趋势, 或者说工业部门的生产“遍地开花”, 出现了一定程度的“去集聚化”; 最后, 第一产业增加值比重的 Moran's I 指数均为负值, 且相关性不大, 在经济距离权重下, 第一产业表现出较弱的空间不相似性 (在 5% 显著性水平下为微弱的负值), 而在地理距离权重下则几乎不存在空间依赖 (指数不显著), 这说明随着我国城市规模扩张的加快, 土地价值迅速上升, 一些农用地被转作工业、建设等“非农用地”, 第一产业发展几乎不存在空间相关性。

表 2 各经济行为的空间相关性检验

被解释经济变量	地理距离权重矩阵	经济距离权重矩阵
	Moran's I	Moran's I
人均实际 GDP 对数增长率	0.301 0***	0.356 00***
第一产业增加值比重	-0.039 8	-0.063 60**
第二产业增加值比重	-0.064 6**	-0.101 20***
第三产业增加值比重	0.127 2***	0.103 30***
规模以上工业增加值比重	-0.065 0**	-0.010 28***

注: (1)\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

上述空间相关性检验表明, 我国目前的工业化、城市化进程具有不同于其他国家的特殊性。Ngai 等<sup>[40]</sup>对各国不同产业部门就业的研究发现, 经济发展必将经历由农业向工业、进而向服务业顺次转移的过程, 但是中国目前的情形则不同, 在农业的空间集聚性迅速下降的同时, 工业部门同样存在空间分散化状况, 第三产业则产生了较明显的集聚效应。那么, 我国城市规模的扩张究竟怎样影响了经济增长和产业结构呢? 下面将通过空间计量模型来加以考察。

四、回归结果分析

(一) 城市扩张对经济增长的空间效应检验与分解

对于前文所设定的空间计量经济增长方程, 我们首先基于非空间面板模型的残差, 利用古典拉格朗日乘子 LM<sub>C</sub> 和稳健拉格朗日乘子 LM<sub>R</sub> 分别对空间滞后模型与空间误差模型进行交互检验, 然后对个体固定效应和时间固定效应进行 LR 检验, 由此得到的两种权重矩阵下的估计结果如表 3 所示。

表 3 城市扩张对经济增长的非空间效应估计及其检验

变量	(1) 混合回归	(2) 个体固定效应	(3) 时间固定效应	(4) 双边固定效应
lnLgdp	0.007 79*** (5.47)	0.003 83 (0.87)	0.007 89*** (5.48)	-0.000 639 (-0.11)
lnsk	0.049 0*** (7.72)	0.056 0*** (8.53)	0.053 3*** (7.31)	0.066 6*** (9.39)
lnsh	0.015 9*** (2.84)	0.014 1** (2.42)	0.019 8** (2.51)	0.016** (2.11)
ln(n+γ+δ)	-0.011 9*** (-3.17)	-0.005 83* (-1.79)	-0.011 1*** (-2.92)	-0.004 33 (-1.36)
lnpopden	0.000 620 (0.31)	0.001 70 (0.99)	-0.000 448	0.000 965 (0.50)
lnwage	-0.002 42 (-0.88)	-0.005 48** (-2.13)	-0.002 71	-0.004 84* (-1.89)
bus	-0.002 48*** (-5.31)	-0.001 62*** (-3.905)	-0.002 82*** (-5.25)	-0.001 66*** (-3.52)
intercept	0.131*** (3.79)			
lnL	885.08	994.81	894.77	1 013.2
LM空间滞后	18.31*** / 9.15***	33.22*** / 14.67***	11.87*** / 5.33**	17.20*** / 6.05**
稳健 LM空间滞后	3.05* / 3.05*	0.15 / 0.04	5.243 7** / 3.67*	5.51** / 6.86***
LM空间误差	16.43** / 6.47**	38.54*** / 17.18***	6.66*** / 1.70	13.04*** / 2.72*
稳健 LM空间误差	1.17 / 0.37	5.47** / 2.56	0.031 4 / 0.02	1.35 / 3.53*

注: (1)\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5%和 10%水平上显著; (2) 括号中为 t 统计量; (3) lnL 为对数似然函数值; (4) 两类权重矩阵下的个体固定效应与时间固定效应的 LR 检验均拒绝原假设, 即模型存在双边固定效应; (5) LM 检验斜线左侧为地理距离权重矩阵下的检验结果, 右侧则为经济距离权重矩阵的检验结果。

从表 3 的结果可以发现, 其一, 在两种权重矩阵下, LM 关于空间滞后与空间误差存在性的绝大多数检验均拒绝了原假设, 且空间滞后模型的检验统计量更为显著。其二, 关于个体固定效应与时间固定效应的 LR 检验都拒绝了原假设, 表明我国经济增长中, 个体非匀质性以及时间效应是不可忽略的变量。因此, 双边固定效应的空间滞后模型更符合模型设定, 鉴于前述的空间面板模型的选择策略, 接下来我们将考虑经济增长方程中的空间杜宾模型 (方程 (5)), 并分别考察在固定效应和随机效应下的估计结果<sup>①</sup>。

为了检验空间杜宾模型是否会简化到空间滞后或者空间误差模型, 需要针对方程 (5) 建立两个约束的假设检验:  $H_0: \theta=0$  &  $H_0: \theta+\rho\varphi=0$ , 假设检验可以通过 Wald 统计量或 LR 统计量进行检验, 结果, Wald 和 LR 检验结果得出应选择空间杜宾模型。此外, 我们还对固定效应与随机效应进行了 Hausman 检验, 在两种权重矩阵下均接受了原假设, 即应选择随机效应模型 (如表 4 所示)。

表 4 城市扩张对经济增长的空间杜宾模型估计及其检验

变量	经济增长率 g (地理距离权重矩阵)		经济增长率 g (经济距离权重矩阵)	
	(1) 双边固定效应	(2) 随机效应+时间效应	(3) 双边固定效应	(4) 随机效应+时间效应
W * g	0.378*** (5.47)	0.255*** (5.70)	0.275*** (4.45)	0.138** (2.10)
lnLgdp	0.005 49 (0.784)	0.008 97*** (4.76)	0.006 74 (1.08)	0.009 94 (5.21)
lnsk	0.054 9*** (5.51)	0.052 1*** (5.67)	0.052 8*** (5.94)	0.051 6*** (6.42)
lnsh	0.019 4* (1.76)	0.016 1 (1.62)	0.013 9 (1.44)	0.011 6 (1.31)
ln(n+γ+δ)	-0.004 20 (-1.30)	-0.005 80* (-1.90)	-0.003 60 (-1.11)	-0.005 34* (-1.74)
lnpopden	0.005 86** (2.31)	0.005 35** (2.19)	0.003 78* (1.67)	0.003 20 (1.47)
lnwage	-0.004 32* (-1.68)	-0.004 41* (-1.78)	-0.004 43* (-1.72)	-0.004 30* (-1.74)
bus	-0.000 629 (-0.93)	-0.000 944 (-1.45)	-0.001 20** (-2.12)	-0.001 57*** (-2.89)
W * lnLgdp	-0.012 1 (-0.91)	-0.005 46 (-1.175)	-0.024 8** (-2.02)	-0.010 5** (-2.01)
W * lnsk	0.012 1 (0.53)	0.027 1 (1.24)	0.036 3* (1.72)	0.055 1*** (2.70)
W * lnsh	-0.004 73 (-0.22)	-0.000 567 (-0.028)	0.010 0 (0.43)	0.015 4 (0.69)
W * ln(n+γ+δ)	-0.006 31 (-0.56)	-0.014 3 (-1.42)	-0.018 0 (-1.10)	-0.036 3*** (-2.62)
W * lnpopden	-0.013 5** (-2.48)	-0.012 9** (-2.44)	-0.014 0*** (-2.78)	-0.013 8*** (-2.80)
W * lnwage	-0.006 41 (-0.51)	-0.009 52 (-0.83)	-0.016 4 (-0.77)	-0.017 8 (-1.02)
W * bus	-0.001 75 (-1.36)	-0.001 86 (-1.48)	-0.002 20* (-1.95)	-0.002 50** (-2.31)
Hausman_p		0.901 9		0.107 4
空间滞后 Wald	11.93	15.65**	19.87***	25.97***
空间滞后 LR	13.90*	442 590***	24.24***	170 610***
空间误差 Wald	14.20**	18.02**	24.57***	29.11***
空间误差 LR	16.64**	-0.000 119 74	27.81***	0.000 138 34

注: (1)\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5%和 10%水平上显著; (2) 括号中为 t 统计量; (3) Hausman 检验均接受了原假设, 选择了随机效应模型; (4) Wald 和 LR 检验结果得出应选择空间杜宾模型。

① 依据 Lee 等<sup>[41]</sup>的研究结果, 在本文数据所体现“大 N(样本数)小 T(年份数)”的情况下, 对空间个体效应进行空间滞后或空间误差的直接估计将得到一个非一致的方差参数估计, 故我们采用了偏差校正的办法, 对文章中含有个体固定效应的空间滞后、空间误差以及空间杜宾模型均进行了校正处理, 下文关于固定效应模型的估计将不再赘述。

表 4 分别列出了在地理距离权重矩阵与经济距离权重矩阵下, 城市扩张对于经济增长的估计结果。综合各相关检验的结果, 我们选择考虑随机效应和时间效应的空间杜宾模型来分析城市扩张对经济增长的影响, 即着重考察第 2 和 4 列的结果。城市扩张对经济增长的空间效应体现为以下方面: (1) 人均实际 GDP 增长率的空间滞后参数总是显著为正, 且在地理距离权重下效应更强, 表明来自相邻地区的知识传播和技术转移, 会对城市经济增长产生外溢效应。(2) 本地区前期人均 GDP 水平对于经济增长的空间影响是不太显著的负数, 且在经济距离权重下显著性和相关性略高, 说明相邻地区之间在经济增长上还没有形成突出的收敛效应。(3) 物质资本积累的空间效应为正, 且在经济距离权重下效应更强, 说明目前经济关联密切的地区经济增长的空间外溢, 主要是通过投资和资本积累而进行的。(4) 人力资本积累的空间效应则既不明显, 也不确定。就地理距离权重而言, 人力资本具有不显著的微弱负效应; 而就经济距离权重而言, 该效应同样不显著, 却是微弱的正值。这表明我国目前城市的人力资本流动中混杂着高端知识技术人员、普通技能劳动和低技能劳动等多种劳动力, 并没有体现与产业发展需要相一致的集聚效应。(5) 反映城市规模扩张的几个变量对经济增长的空间影响都呈现出负值。其中, 城市人口增长因素对经济增长有负效应, 城市人口密度、城市公交规模对经济增长的效应也是负值, 且以上因素的效应在经济距离权重下更显著; 而不论采用哪种距离权重, 城市平均工资水平对经济增长均具有不显著的微弱负效应。这表明, 我国目前城市规模的扩张存在无序和拥挤问题, 对经济增长总体上具有负面的空间影响,

进一步地, 我们将就城市扩张对经济增长的空间效应进行分解。因为如前所述, 在空间面板模型中, 自变量对应参数并不能表示对因变量影响的边际效应, 为此, 我们采用公式 (11) 的方法, 检验某个地区经济增长受到的来自本地区、其他地区和全国所有地区的影响, 分别称为直接效应、间接效应和总效应 (如表 5 所示)。

表 5 城市扩张对经济增长的空间杜宾模型的直接效应、间接效应和总体效应

变量	随机+时间效应(地理距离权重矩阵)			随机+时间效应(经济距离权重矩阵)		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
$\ln Lgd p$	0.008 79*** (4.71)	-0.004 22 (-0.69)	0.004 57 (0.67)	0.009 75*** (5.16)	-0.010 40* (-1.74)	-0.000 641 (-0.10)
$\ln sk$	0.053 30*** (6.00)	0.053 10** (2.11)	0.106*** (4.89)	0.052 90*** (6.79)	0.070 90*** (3.36)	0.124 000*** (6.65)
$\ln sh$	0.016 30* (1.73)	0.004 78 (0.20)	0.021 00 (1.03)	0.011 90 (1.35)	0.020 40 (0.80)	0.032 200 (1.50)
$\ln(n+\gamma+\delta)$	-0.006 46** (-2.13)	-0.020 40 (-1.57)	-0.026 90* (-1.94)	-0.005 95* (-1.90)	-0.042 70** (-2.70)	-0.048 700*** (-2.91)
$\ln popden$	0.004 96** (2.10)	-0.015 10** (-2.32)	-0.010 10* (-1.75)	0.002 94 (1.41)	-0.015 20** (-2.72)	-0.012 300** (-2.35)
$\ln wage$	-0.004 88* (-1.90)	-0.013 30 (-0.86)	-0.018 10 (-1.10)	-0.004 61* (-1.79)	-0.022 10 (-1.12)	-0.026 700 (-1.32)
$bus$	-0.001 01 (-1.58)	-0.002 80* (-1.81)	-0.003 82*** (-2.93)	-0.001 62*** (-2.98)	-0.003 16** (-2.58)	-0.004 770*** (-4.14)

注: (1)\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著; (2) 括号中为 t 统计量。

从表 5 可以看出, 其一, 空间杜宾模型中, 前期人均实际 GDP 水平对经济增长的直接效应显著为正, 间接效应则是不显著的微弱负数, 说明我国各地城市的经济增长并不存在短期收敛, 发达地区与落后地区间的经济增长差异仍在拉大, 并且在经济距离权重下这一差异更为明显。其二, 物质资本积累的直接效应、间接效应和总效应均显著为正, 即物质资本对本地以及其他地区的经济增长均显示出明显的刺激作用, 且在经济距离权重矩阵下, 本地区物质资本对其他地区表现出更显著的空间外溢影响。这表明, 我国目前各地城市主要通过投资和大规模基建来拉动经济增长。其三, 人口增长具有较显著的负效应, 与理论模型预期一致; 而人力资本积累的直接效应、间接效应和总效应均不显著, 说明教育和人力资本投资还没有产生足够的外溢效应。其四, 人口密度的直接效应为不太显著的正数, 而间接效应和总效应则均为较显著的负数。这表明城市规模扩张程度存在与经济增长脱节现象, 某个城市人口密度的增加, 势必会造成其

他地区的人才流失和劳动力减少。这种现象在目前北、上、广等特大城市最为明显,已经造成人力资本在空间上的配置错位。最后,人均工资水平、每万人公交数量的直接效应、间接效应和总效应系数均为负。其中,人均工资的直接负效应更显著,说明劳动力向少数城市流动和集中,人均工资上升,对本地区经济增长带来不利影响。而每万人拥有公交车数量与经济增长呈现出明显的负相关,表明目前我国城市规模的空间扩张并没有与城市功能的质量提升相匹配,城市扩张的成本上升过快,甚至出现了城市扩张与经济增长需要相背驰的局面。

(二) 城市扩张对产业结构的空间效应检验与分解

各国经验表明,城市扩张往往与工业化推进、第二和第三产业的产值和就业比重上升等现象相伴相生。我们将通过空间计量模型,具体分析我国城市扩张对于产业结构变化的影响。由于我国经济发展现阶段,工业在绝大多数城市的经济中占据主导份额(在图1中,第二产业占GDP比重在近20年来始终接近50%),我们还将具体考察城市扩张对规模以上工业的影响。首先依据前文所述的模型选择策略,分别选取了最优的空间计量模型进行估计,在地理距离权重下采用空间自回归模型(SAR),而在经济距离权重下采用空间杜宾模型(SDM),估计结果和检验如表6所示。进一步地,我们还具体分解了城市扩张各变量对第一、第二、第三产业的直接效应、间接效应和总体效应,其估计结果分别列示于表7、8、9。

表6 城市扩张对产业结构的空间面板模型估计及其检验

变量	第一产业增加值比重		第二产业增加值比重		第三产业增加值比重		规模以上工业增加值比重	
	地理权重	经济权重	地理权重	经济权重	地理权重	经济权重	地理权重	经济权重
$W * industry$	0.942*** (104.80)	0.836*** (61.99)	0.875*** (44.34)	0.830*** (51.86)	0.858*** (40.53)	0.710*** (33.47)	0.931*** (81.86)	0.846*** (57.25)
$lnsk$	-0.0178** (-2.37)	-0.00626 (-0.56)	0.0728*** (5.85)	0.0488*** (3.57)	-0.0491*** (-4.67)	-0.0364*** (-3.61)	0.0382*** (2.67)	0.0213 (1.48)
$lnsh$	-0.0533*** (-6.96)	-0.0823*** (-6.94)	0.0467*** (3.87)	0.0593*** (4.07)	0.0201* (1.83)	0.0222** (2.06)	0.0533*** (3.57)	0.0591*** (3.88)
$ln(n+\gamma+\delta)$	-0.00129 (-0.38)	-0.00193 (-0.47)	0.00284 (0.971)	0.00496 (0.99)	-0.00338 (-1.03)	-0.00481 (-1.30)	0.00227 (0.51)	0.00481 (0.92)
$lnpopden$	0.00230 (1.12)	0.00336 (1.16)	0.00706** (2.19)	0.000785 (0.22)	-0.00116 (-0.44)	-0.00229 (-0.88)	0.00246 (0.69)	0.000634 (0.17)
$lnwage$	0.000922 (0.34)	0.00228 (0.70)	-0.00710** (-2.21)	-0.0115*** (-2.86)	0.00545** (2.05)	0.00640** (2.16)	-0.00891** (-2.46)	-0.0106** (-2.53)
$bus$	0.000053 (0.11)	0.000151 (0.21)	-0.00163* (-1.83)	-0.00248*** (-2.75)	0.00170** (2.42)	0.00257*** (3.86)	-0.00117 (-1.22)	-0.00213** (-2.27)
$road$	0.00132** (2.42)	0.00148* (1.91)	0.00373*** (3.77)	0.00464*** (4.85)	-0.00489*** (-6.12)	-0.00592*** (-8.39)	0.00433*** (3.98)	0.00447*** (4.47)
$toil$	-0.00252** (-2.27)	-0.00265* (-1.85)	0.00343** (2.12)	0.00278 (1.59)	-0.0017 (-1.38)	-0.000208 (-0.16)	0.00387** (2.24)	0.00251 (1.37)
$W * lnsk$		-0.0631** (-2.48)	-0.0320 (-1.12)	0.0235 (0.75)	0.0510** (2.19)	0.00814 (0.35)	-0.0166 (-0.53)	0.0444 (1.36)
$W * lnsh$		0.0442 (1.45)	-0.0299 (-1.15)	-0.0691* (-1.850)	-0.00873 (-0.39)	0.00552 (0.20)	-0.0521* (-1.72)	-0.0838** (-2.15)
$W * ln(n+\gamma+\delta)$		-0.01140 (-0.54)	-0.00360 (-0.46)	0.04800* (1.86)	-0.00123 (-0.11)	-0.02520 (-1.32)	0.01350 (0.87)	0.04570* (1.70)
$W * lnpopden$		0.00153 (0.24)	-0.01410** (-1.97)	0.00114 (0.145)	0.00294 (0.52)	0.00132 (0.23)	-0.00814 (-1.06)	0.00323 (0.39)
$W * lnwage$		-0.04080 (-1.55)	0.00852 (0.72)	0.017 (0.53)	0.0199 (1.57)	0.0389 (1.63)	0.00740 (0.43)	0.03190 (0.94)
$W * bus$		0.00238* (1.68)	-0.00181 (-1.09)	-0.00311* (-1.78)	0.00102 (0.77)	0.00231* (1.79)	-0.00132 (-0.73)	-0.00325* (-1.78)
$W * road$		0.00414* (1.91)	-0.00292 (-1.36)	-0.00356 (-1.33)	0.00112 (0.65)	-0.00109 (-0.55)	-0.00432* (-1.85)	-0.00403 (-1.44)
$W * toil$		-0.00159 (-0.73)	-0.00285 (-0.91)	-0.00158 (-0.59)	0.00445* (1.85)	0.00309 (1.55)	-0.00429 (-1.31)	-0.00246 (-0.87)
Hausman_p	0.0487	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000

注: (1)\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在1%, 5%和10%水平上显著; (2) 括号中为t统计量; (3) 除列(1)和列(3)外, Hausman检验均拒绝了原假设, 因此选择了固定效应模型; (4) 除列(1)外, Wald和LR检验结果得出应选择空间杜宾模型; (5) LR检验均接受了时间效应。

表 7 城市扩张对第一产业增加值比重的直接效应、间接效应和总体效应

变量	地理距离权重矩阵(双边固定效应 SAR)			经济距离权重矩阵(双边固定效应 SDM)		
	直接效应	间接效应	总体效应	直接效应	间接效应	总体效应
lnsk	-0.028 1** (-2.36)	-0.293 ** (-2.17)	-0.322 ** (-2.19)	-0.032 3** (-2.50)	-0.392 *** (-3.05)	-0.424 *** (-3.13)
lnsh	-0.083 3*** (-6.92)	-0.867 *** (-4.59)	-0.951 *** (-4.78)	-0.091 2*** (-7.54)	-0.133 (-0.91)	-0.224 (-1.49)
ln(n+γ+δ)	-0.002 03 (-0.39)	-0.021 2 (-0.38)	-0.023 2 (-0.39)	-0.006 89 (-0.67)	-0.076 2 (-0.59)	-0.083 1 (-0.61)
lnpopden	0.003 80 (1.18)	0.039 6 (1.14)	0.043 4 (1.15)	0.005 13 (1.47)	0.025 5 (0.76)	0.030 7 (0.86)
lnwage	0.001 20 (0.28)	0.012 4 (0.27)	0.013 6 (0.27)	-0.012 7 (-1.09)	-0.224 (-1.38)	-0.237 (-1.37)
bus	0.000 087 (0.12)	0.000 943 (0.12)	0.001 03 (0.12)	0.001 10 (1.24)	0.014 3* (1.92)	0.015 4* (1.93)
road	0.002 05** (2.47)	0.021 3** (2.32)	0.023 3** (2.34)	0.003 56*** (3.84)	0.030 8*** (2.73)	0.034 4*** (3.07)
toil	-0.003 90** (-2.20)	-0.040 5** (-2.14)	-0.044 4 (-2.15)	-0.004 11** (-2.19)	-0.021 8* (-1.69)	-0.025 9* (-1.82)

注：(1)\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著；(2) 括号中为 t 统计量。

表 8 城市扩张对第二产业增加值比重的直接效应、间接效应和总体效应

变量	地理距离权重矩阵(随机时间 SDM)			经济距离权重矩阵(双边固定 SDM)		
	直接效应	间接效应	总体效应	直接效应	间接效应	总体效应
lnsk	0.085 1*** (6.97)	0.246 (1.33)	0.331* (1.75)	0.065 5*** (4.73)	0.355 ** (2.39)	0.420 *** (2.75)
lnsh	0.050 9*** (4.21)	0.080 8 (0.49)	0.132 (0.78)	0.053 2*** (3.75)	-0.116 (-0.65)	-0.062 5 (-0.34)
ln(n+γ+δ)	0.002 44 (0.45)	-0.008 79 (-0.13)	-0.006 35 (-0.09)	0.018 8* (1.94)	0.298* (1.93)	0.317* (1.95)
lnpopden	0.003 97 (1.17)	-0.060 0 (-1.28)	-0.056 1 (-1.16)	0.001 46 (0.38)	0.009 80 (0.24)	0.011 3 (0.26)
lnwage	-0.006 52 (-1.05)	0.014 0 (0.15)	0.007 52 (0.07)	-0.009 36 (-0.93)	0.044 6 (0.24)	0.035 2 (0.18)
bus	-0.002 87*** (-3.05)	-0.025 0** (-2.32)	-0.027 9** (-2.51)	-0.003 81*** (-3.81)	-0.028 89*** (-3.18)	-0.032 7*** (-3.43)
road	0.003 88*** (4.32)	0.003 19 (0.24)	0.007 06 (0.53)	0.004 74*** (4.77)	0.002 30 (0.17)	0.007 04 (0.51)
toil	0.003 41* (1.84)	0.000 771 (0.037)	0.004 18 (0.19)	0.002 94 (1.47)	0.003 85 (0.25)	0.006 79 (0.41)

注：(1)\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著；(2) 括号中为 t 统计量。

表 9 城市扩张对第三产业增加值比重的直接效应、间接效应和总体效应

变量	地理距离权重矩阵(双边固定 SDM)			经济距离权重矩阵(双边固定 SDM)		
	直接效应	间接效应	总体效应	直接效应	间接效应	总体效应
lnsk	-0.0465 *** (-4.83)	0.055 5 (0.45)	0.008 96 (0.070 8)	-0.039 9*** (-4.08)	-0.058 9 (-0.890)	-0.098 7 (-1.45)
lnsh	0.023 ** (2.27)	0.060 8 (0.51)	0.083 503 (0.69)	0.027 0** (2.75)	0.073 8 (0.95)	0.101 (1.28)
ln(n+γ+δ)	-0.004 64 (-0.78)	-0.025 8 (-0.31)	-0.030 4 (-0.35)	-0.010 3* (-1.75)	-0.092 6 (-1.42)	-0.103 (-1.47)
lnpopden	-0.000 500 (-0.19)	0.011 4 (0.35)	0.010 9 (0.33)	-0.002 38 (-0.908)	-0.001 36 (-0.08)	-0.003 74 (-0.21)
lnwage	0.013 4** (2.34)	0.165* (1.74)	0.178* (1.79)	0.014 7** (2.45)	0.139* (1.70)	0.153* (1.77)
bus	0.002 55*** (3.76)	0.017 1** (2.30)	0.019 7* (2.57)	0.003 36*** (4.99)	0.013 4*** (3.42)	0.016 8*** (4.01)
road	-0.005 93*** (-8.38)	-0.021 2** (-2.19)	-0.027 1*** (-2.76)	-0.006 93*** (-9.91)	-0.017 1*** (-2.98)	-0.024 0*** (-4.07)
toil	-0.000 774 (-0.55)	0.020 2 (1.37)	0.019 4 (1.26)	0.000 359 (0.26)	0.009 71 (1.53)	0.010 1 (1.42)

注：(1)\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著；(2) 括号中为 t 统计量。

由以上空间计量模型的估计,可以得到如下结果。

其一,从表6中可见,各产业比重的空间滞后项系数均显著为正,说明城市扩张对产业发展具有促进作用。就产业发展而言,地理距离权重矩阵可能会高估产业结构的聚集程度,因此我们主要采用经济距离权重矩阵来考察产业的聚集效应,结果,城市扩张对产业发展的空间相关性程度依次是:规模以上工业、第二产业、第一产业、第三产业。同时还发现,城市中物质资本积累对第二产业、特别是规模以上工业的发展有比较显著的正效应,而对于第三产业则是显著负效应,对第一产业的影响十分不显著。城市中人力资本积累对于第二、第三产业和规模以上工业均具有显著正效应,而对第一产业则是显著负效应。这表明,一方面,我国目前多数城市的扩张主要是靠工业发展来推动的,工业项目和开发区“遍地开花”是目前城市扩张的主要动力和特征;另一方面,我国城市扩张中大量的生产要素、特别是物质资本和技能劳动向工业集聚,以致第三产业的发展相当不足,我国第三产业在GDP中的占比依然非常低。

其二,表7的结果报告了城市规模扩张对第一产业的具体影响。从中可见,不论在地理距离权重下、还是在经济距离权重下,物质资本积累的直接效应、间接效应和总效应的系数均显著为负,人力资本积累的各种效应在地理距离权重下也都显著为负,在经济距离权重下,人力资本积累的直接效应显著为负,这表明,目前我国城市扩张将资源配置远离第一产业,第一产业发展受到了明显抑制。同时发现,人均道路面积对第一产业有显著的带动作用,人均公交车数目也对第一产业具有一定正效应,这表明,城市扩张中公共交通基础设施的建设能够从空间外溢上有效推动城乡连接,提高土地利用价值,并对农业的发展起到积极作用。

其三,从第二产业的实证结果来看,无论选择何种空间权重矩阵,表8的结果显示,物质资本以及人均道路面积的各种效应都显著地带动了第二产业比重的提升,而且直接效应更为突出。人力资本的直接效应显著为正,间接效应和总效应则不显著,表明本地人力资本积累对工业发展促进作用最突出。城市人口增长和人口密度的作用总体上均不显著,人口增长在经济距离权重下有一定的正效应,表明城市人口增长和需求提升对于工业发展有正面效应。人均道路面积对第二产业发展的直接效应显著为正,但是人均公交的直接效应却显著为负,表明我国城市中尽管有大量道路基础设施建设,但是道路拥挤和公共交通发展滞后,仍对工业发展造成了不利影响。

其四,我们已经发现,城市扩张中第三产业形成较明显的空间集聚,但是第三产业的总体发展依然十分不足(如表6所示)。表9的结果进一步表明,物质资本与人力资本积累对第三产业的直接效应都更为显著,间接效应和总效应则不明显,同时本地物质资本对第三产业发展具有直接负效应,而本地人力资本积累则具有直接正效应,表明第三产业发展中物质资本与人力资本并不匹配,目前多数城市的第三产业依然停留在资本投入、附加价值和技术含量较低的领域。此外,城市人均工资水平的上升以及公共交通拥有量的增加,都对第三产业发展具有显著的直接正效应,原因是工资水平提高和公共交通改善有利于技能劳动向城市的聚集,其空间外溢作用有利于商业、交通、通信、金融和技术研发等第三产业的发展。另外,不论采用地理或经济距离权重,城市人均道路面积对第三产业发展的直接效应、间接效应和总效应都显著为负,这表明第三产业发展需要以密集的高层建筑构成金融、物流、商贸、信息、文化创意等各种信息高速畅达的中心,这就要求城市的道路建设关键不在于多,而在于合理规划和有效利用。

## 五、结 语

本文利用1997—2011年间我国30个省市区的数据,采用空间面板模型,通过设置地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵,考虑了城市规模扩张影响经济增长、各产业结构的空间因素,实证考察了在我国目前的城市化视角下,经济集聚、产业集聚对经济增长、产业结构升级的作用机制。研究结果表明,经济增长与各产业结构均呈现出显著的空间外溢效应,即本地区经济活动不仅受到本地区经济因素的直接影响,而且受到来自其他地区、全国层面的经济因素的影响。

一方面,就城市扩张对经济增长的影响而言,经济权重矩阵下的空间杜宾模型表明,我国的城市扩张出现了与经济增长相脱离的现象。具体地,本地区城市人口密度的提高,形成了对其他地区经济增长的抑

制,城市间经济增长水平的差距会扩大;而对本地区而言,过高的人均职工工资水平已成为抑制本地经济增长的因素;特别地,无论是对本地、其他地区还是全部层面来看,每万人拥有公交车数量与经济增长呈现出明显的负相关,表明我国目前城市规模的扩张并没有与经济增长、经济集聚相匹配,出现了背道而驰的局面。

另一方面,城市规模的扩张对各产业结构变化的影响路径各不相同。物质资本积累已经在空间上形成了有效的外溢效应,而人力资本积累的直接效应显著,间接效应和总效应均不显著,说明人力资本积累仅仅停留在对本地的影响。城市人均道路面积的提高显著地有助于本地和其他地区加速第一产业的现代化发展,也有利于物质资本与人力资本从第一产业中抽离,以实现产业结构升级;对于第二产业(以及规模以上工业)而言,尽管本地的城市道路扩张有助于第二产业比重的提升,但道路拥挤和公共交通发展滞后显著地阻碍了第二产业的进一步发展。相比于其他产业来说,第三产业在城市内相对集中,随着城市规模的扩张,以城市为载体的第三产业将得以持续壮大,在城市扩张中,人均工资水平的提高与公共交通的改善都不仅对本地区第三产业发展提供了有利条件,而且对其他地区服务业的发展同样具有显著推动作用,表现出明显的空间外溢效应。

我国城市化仍处在快速发展时期,本文研究表明,城市规模并非越大越好,应该制定出有效的、与经济增长和产业发展相适应的城市规模。本文主张,应制定可持续发展的城市扩张路径,不能一味地增加城市人口比重或者提高城市人口密度,以免陷入“人口城市化陷阱”;应在优化第一产业的同时,有序促进农村剩余劳动力转移,促进第二、三产业的升级和集聚发展;应在城市化进程中,促进物质资本积累与人力资本积累相互匹配,并且通过城市间、城乡间的经济联系发挥空间外溢效应;应在城市扩张和规划中,为第三产业发展提供有利的空间条件,提高第三产业、特别是现代服务业的集聚程度,有效地推进产业升级。

#### 参考文献

- [1] Moomaw, R. L., A. M. Shatter. Urbanization and economic development: A bias toward large cities? [J]. *Journal of Urban Economics*, 1996, (1).
- [2] 王小鲁, 夏小林. 优化城市规模 推动经济增长[J]. *经济研究*, 1999, (9).
- [3] 范剑勇, 王立军, 沈林洁. 产业集聚与农村劳动力的跨区域流动[J]. *管理世界*, 2004, (4).
- [4] 中国经济增长与宏观稳定课题组, 等. 城市化、产业效率与经济增长[J]. *经济研究*, 2009, (10).
- [5] Jones, C. I., P. M. Romer. *The New Kaldor Facts: Ideas, Institutions, Population, and Human Capital*[R]. NBER working paper, No. 15094, 2009.
- [6] 沈坤荣, 蒋锐. 中国城市化对经济增长影响机制的实证研究[J]. *统计研究*, 2007, (6).
- [7] 吴福象, 刘志彪. 城市化群落驱动经济增长的机制研究——来自长三角 16 个城市的经验证据[J]. *经济研究*, 2008, (11).
- [8] Topa, G. Social interactions, local spillovers and unemployment[J]. *The Review of Economic Studies*, 2001, (2).
- [9] Ciccone, A. Agglomeration effects in Europe[J]. *European Economic Review*, 2002, (2).
- [10] Romer, P. M. Increasing returns and long-run growth[J]. *The Journal of Political Economy*, 1986, (5).
- [11] Romer, P. M. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, (5).
- [12] Bertinelli, L., D. Black. Urbanization and growth[J]. *Journal of Urban Economics*, 2004, (1).
- [13] Krugman, P. *Increasing Returns and Economic Geography*[R]. NBER working paper, No. 3275, 1990.
- [14] Mankiw, N. G., D. Romer, D. N. Weil. A contribution to the empirics of economic growth[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, (2).
- [15] Doppelhofer, G., R. I. Miller, X. Sala-i-Martin. *Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach*[R]. NBER working paper, No. 7750, 2000.
- [16] Islam, N. Growth empirics: A panel data approach[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, (4).
- [17] Durlauf, S. N., P. A. Johnson, J. R. Temple. Growth econometrics[A]. In P. Aghion and S. N. Durlauf (eds.). *Handbook of Economic Growth*[C]. Amsterdam: Elsevier, 2005.
- [18] 吴玉鸣. 中国省域经济增长趋同的空间计量经济分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2006, (12).
- [19] Henderson, V. The urbanization process and economic growth: The so-what question[J]. *Journal of Economic Growth*, 2003, (1).

- [20] Davis, J. C. , J. V. Henderson. Evidence on the political economy of the urbanization process[J]. *Journal of Urban Economics*, 2003, (1).
- [21] Au, C. C. , J. V. Henderson. How migration restrictions limit agglomeration and productivity in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2006, (2).
- [22] Au, C. C. , J. V. Henderson. Are Chinese cities too small? [J]. *The Review of Economic Studies*, 2006, (3).
- [23] Baum-Snow, N. Did highways cause suburbanization? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, (2).
- [24] 王小鲁. 中国城市化路径与城市规模的经济分析[J]. *经济研究*, 2010, (10).
- [25] Anselin, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*[M]. Berlin: Springer, 1988.
- [26] Arbia, G. , J. H. Paelinck. Spatial econometric modeling of regional convergence in continuous time[J]. *International Regional Science Review*, 2003, (3).
- [27] Arbia, G. , M. Battisti, G. Di Vaio. Institutions and geography: Empirical test of spatial growth models for European regions [J]. *Economic Modelling*, 2010, (1).
- [28] Anselin, L. Spatial econometrics[A]. In B. Baltadi(eds. ). *A Companion to Theoretical Econometrics*[C]. New York: John Wiley & Sons, 2001.
- [29] Kelejian, H. H. , I. R. Prucha. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances[J]. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1998, (1).
- [30] Kelejian, H. H. , I. R. Prucha. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model[J]. *International Economic Review*, 1999, (2).
- [31] Kapoor, M. , H. H. Kelejian, I. R. Prucha. Panel data models with spatially correlated error components[J]. *Journal of Econometrics*, 2007, (1).
- [32] Elhorst, J. P. Spatial panel data models[A]. In M. Fischer and A. Getis(eds. ). *Handbook of Applied Spatial Analysis* [C]. Berlin: Springer, 2010.
- [33] Paas, T. , F. Schlitte. *Regional Income Disparities: Convergence or Divergence within the Eu-25*[EB/OL]. [http://info-rumweb.umd.edu/papers/conferences/2006/Estonia\\_PAASSCHLITTEVer2.pdf](http://info-rumweb.umd.edu/papers/conferences/2006/Estonia_PAASSCHLITTEVer2.pdf), 2006.
- [34] 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, (S1).
- [35] 林光平, 龙志和, 吴梅. 中国地区经济 $\sigma$ -收敛的空间计量实证分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2006, (4).
- [36] 余永泽, 刘大勇. 我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间面板模型研究 [J]. *管理世界*, 2013, (7).
- [37] LeSage, J. P. , M. M. Fischer. Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation[J]. *Spatial Economic Analysis*, 2008, (3).
- [38] LeSage, J. P. , R. K. Pace. Spatial econometric models[A]. In M. Fischer and A. Getis(eds. ). *Handbook of Applied Spatial Analyses*[C]. Berlin: Springer, 2010.
- [39] Waugh, F. V. Inversion of the Leontief matrix by power series[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1950, (2).
- [40] Ngai, L. , C. Pissarides. *Structural Change in a Multi-sector Model of Growth*[R]. SSRN working paper, 2005.
- [41] Lee, L. f. , J. Yu. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2010, (2).

(责任编辑 燕 祥)