

中国产城融合的影响因素识别与空间效应分析

王晓红,冯严超

(哈尔滨工业大学 经济与管理学院 黑龙江 哈尔滨 150001)

摘要: 基于2003—2016年中国285个地级及以上城市的面板数据,采用广义空间模型,就产业升级、城市扩张等关键因素对产城融合的影响进行了识别和相应政策讨论。结果表明,产业合理化是推动产城融合的主要动力,而产业高级化并未有效促进产城融合水平的提升,城市扩张过程中存在着明显的资源配置低效问题,产业升级与城市扩张在推动产城融合方面的协同性较差;产城融合具有明显的“时间惯性”,即滞后一期的产城融合会对当期的产城融合产生正向影响,特别是在考虑动态因素的情况下,产城融合在不同区域城市中都具有显著的空间溢出效应,即周围城市产城融合水平的提升会促进本地城市产城融合水平的提升。

关键词: 产业升级;城市扩张;产城融合;空间溢出效应

中图分类号:F260 文献标识码:A 文章编号:1672-6049(2018)05-0030-10

一、引言与文献综述

改革开放40年来,中国经济发展取得了举世瞩目的成就,在建立相对完备的产业体系的同时快速推进了城镇化进程,但也存在一些亟待解决的问题。首先,部分城市的低效扩张缺乏产业的配套支撑,造就了大量的“鬼城”“空城”等畸形城市状态,存在普遍的“有城无产”现象^[1];其次,部分产业园区或卫星城因前瞻规划或后期公共服务设施的缺乏,难以有效形成人口的集聚,未能有效分流大城市的拥堵压力,存在普遍的“有产无城”现象^[2];此外,部分中小城市也存在产业结构雷同和城市定位模糊等问题,未能妥善处理产业经济与城市建设之间的互动关系^[3]。在此背景下,致力于产业与城市双向融合、良性互动和协调发展的产城融合理念应运而生^[4]。《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》指出,中国经济发展进入新常态,在经济发展速度、结构和驱动力出现根本性变化的严峻形势下,推进产城融合协调发展,实现城市产业空间与社会空间的匹配,对于经济持续发展、区域协调发展和全面建成小康社会具有重要的意义。

当前,国外并没有产城融合的直接提法,与产城融合相关的类似研究主要体现在关注产城关系、城市健康可持续发展以及产城相互作用理论等^[5],如Weber^[6]的工业区位论、Perroux^[7]的“极化”理论和Voudeville^[8]的“里昂锡夫乘数效应”论。国内关于产城融合的研究时间比较短,主要集中在产城融合的内涵、机制以及评价体系等方面。关于产城融合的内涵:林章悦和王云龙^[9]从系统的角度出发,认为产城融合包括了产业业态的整合以及城市空间的拓展和形态的优化等方面;刘欣英^[10]在总结前人研究成果的基础上,提出产城融合的内涵主要包括布局与功能的统一、城市与产业的共生、居住与就业的融合、生产与服务的互动以及经济与环境的协调等5个方面;颜丙峰^[11]从新型城镇化的背景出

收稿日期:2018-09-04

基金项目:教育部科技委战略研究重大项目(201306)

作者简介:王晓红(1968—),女,天津人,哈尔滨工业大学经济与管理学院教授,博士生导师,研究方向为城镇化与区域发展;冯严超(1992—),男,山东菏泽人,哈尔滨工业大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为城镇化与区域发展。

发,认为产城融合应从人本导向、功能融合、空间整合、结构匹配以及机制健全5个方面来把握。关于产城融合的机制:沈永明等^[12]认为,产城融合的机制主要包括产业集聚与扩散机制、政策导向机制、产业升级驱动机制以及城市功能转型机制等4个方面;陆根尧等^[13]则从产业集群与城镇化的相互关系角度探讨了产城融合的动力机制。关于产城融合的评价体系:学者往往通过建立多指标评价体系,并采用主成分分析法、熵值法以及物理学上耦合协调度原理等来实现^[14]。

关于产业升级,现有文献主要从产业间升级和产业内升级两个视角展开,分别对应产业高级化和产业合理化两个方向^[15]。其中,产业间升级指产业间协调发展及对应的结构提升,产业内升级则包括工艺流程升级、产品升级、功能升级和跨价值链升级4个层次^[16]。相对而言,现有文献对产业升级的研究多从产业间升级展开,而对产业内升级的研究比较缺乏^[17]。为此,本文同时从产业高级化和产业合理化两个方向入手,以全面综合反映产业升级的效果,进而为研究产业升级对产城融合的影响奠定坚实的基础。

在政治集权和经济分权的制度安排下,中国的城市扩张具有浓厚的“政府主导”色彩:一方面,政府的过多干预和不当干预扭曲了资源的合理配置,造成了土地资源浪费和生态环境污染等问题;另一方面,政府的责任担当不到位,没有履行好其作为城市建设政策制定者和过程监管者的职能,没有形成政府宏观调控与多元化市场合作相结合的资源配置机制,引致了城市低密度扩张和无序开发等乱象^[18]。在快速城镇化过程中,中国很多城市尤其是东部沿海城市建设用地指标紧缺,用地难以为继成为城市开发的主要障碍^[19]。因此,研究城市扩张对产城融合的异质性影响,并提出针对性政策建议,同样具有重要的理论意义和现实价值。

然而,作为产城融合的两大大基本条件,目前尚未将产业升级与城市扩张纳入同一研究框架,并分析两者各自及其交互项对产城融合的影响。鉴于此,本文在整合现有研究成果的基础上,通过建立空间计量模型,全面、系统、动态地分析了产业升级与城市扩张及其交互项对产城融合的影响,以求得出客观的研究结论,并最终提出相应的政策建议。

二、研究设计

(一) 空间计量模型

空间自回归(滞后)模型(SAR)用来测度内生交互效应,空间误差模型(SEM)用来测度不同区位误差项间的交互效应,广义空间模型(SAC)同时测度内生交互效应和不同区位误差项间的交互效应^[20]。基于此,本文选用更一般化的广义空间模型(SAC),着重考察产业升级和城市扩张背景下产城融合的影响因素。为了消除单位量纲和异方差的影响,首先对各变量进行了对数化处理。同时为了检验产业升级和城市扩张之间在影响产城融合方面是存在替代效应还是互补效应,本文引入了两者之间的交互项。如果交互项的估计系数小于零,则表明在影响产城融合方面,产业升级和城市扩张是相互替代的,反之则存在互补关系。通过Hausman检验,加入交互项后的广义空间模型(SAC)都拒绝了随机效应的原假设,即采用固定效应模型。

$$\ln CI_{it} = \rho W \times \ln CI_{it} + \beta_1 \ln ES_{it} + \beta_2 \ln ER_{it} + \beta_3 \ln UE_{it} + \beta_4 \ln ES_{it} \times \ln UE_{it} + \beta_5 \ln ER_{it} \times \ln UE_{it} + \beta_6 \ln LF_{it} + \beta_7 \ln FD_{it} + \beta_8 \ln FDI_{it} + \beta_9 \ln GI_{it} + \beta_{10} \ln GD_{it} + \mu_{it}$$

$$\mu_{it} = \lambda W \times \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 ρ 为空间自回归系数; W 为空间权重矩阵; β 为一般回归系数; μ_{it} 表示地区固定效应; λ 为空间自相关系数; ε_{it} 为残差项,其他符号的含义见表2。

(二) 空间权重矩阵

常用的地理特征空间权重包括地理邻接标准和地理距离标准,由于拉萨等多个地级市数据缺失,地理邻接矩阵难以真实反映空间关联情况,此处选用地理距离矩阵,其具体形式如下:

$$W_{ij}^d = \frac{1}{(d_{ij})^2}$$

$$W_{ij}^d = \begin{cases} \frac{W_{ij}^d}{\sum_j W_{ij}^d} (i \neq j) \\ 0 (i = j) \end{cases} \quad (2)$$

其中, W_{ij} 为第 i 行、 j 列的矩阵元素; d_{ij} 为利用经纬度坐标测算出的城市 i 和城市 j 之间的直线距离, 取地理距离平方的倒数可以将不同城市之间的空间关系准确地表达出来。为了简化模型和便于解释结果, 本文将地理距离空间权重矩阵进行了标准化处理, 并记标准化后的权重为 W_{ij}^d 。

(三) 变量说明与数据来源

1. 被解释变量(产城融合)。首先基于新发展理念对经济、社会和环境深度融合、协调发展要求的重新认识, 本文在参考丛海彬等^[14]、史宝娟和邓英杰^[21]研究成果的基础上, 遵循系统性、科学性和代表性等原则, 分别从产业经济、城市发展和生态环境 3 个子系统共选取 15 项评价指标, 构建出产城融合的综合评价指标体系(表 1)。

表 1 产城融合综合评价指标体系

一级指标	二级指标	说明	单位	属性	单项指标权重	子系统权重
产城融合综合评价指数(T) (a)	产业经济(U_1)	第二产业从业人员比重	%	+	0.016	0.295 (a)
		第三产业从业人员比重	%	+	0.011	
		人均地区生产总值	元	+	0.072	
		人均社会消费品零售总额	元	+	0.096	
		人均教育支出	元	+	0.100	
(b)	城市发展(U_2)	人口密度	人/km ²	+	0.129	0.585 (b)
		每万人拥有大学生	人	+	0.173	
		城市建设用地占市区面积比重	%	+	0.134	
		人均公共图书馆图书总藏量	本	+	0.120	
		每万人拥有医院床位数	张	+	0.028	
(c)	生态环境(U_3)	二氧化硫去除率	%	+	0.062	0.121 (c)
		烟尘去除率	%	+	0.005	
		工业固体废物综合利用率	%	+	0.015	
		污水集中处理率	%	+	0.023	
		生活垃圾无害化处理率	%	+	0.016	

然后采用熵值法对数据进行标准化处理以及确定指标权重, 并计算出每个子系统的得分。熵值法的具体步骤为: ① 数据标准化处理: $x'_{kij} = \frac{x_{kij} - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}}$, $x'_{kij} = \frac{x_{\max} - x_{kij}}{x_{\max} - x_{\min}}$, 若指标为正向指标, 则选择前者, 反之则选择后者; ② 计算 k 省第 i 年第 j 项指标值的比重: $y_{kij} = \frac{x'_{kij}}{\sum_{k=1}^r \sum_{i=1}^m x'_{kij}}$; ③ 计算第 j 项指标的信息熵: $e_j = -k \sum_{k=1}^r \sum_{i=1}^m (y_{kij} \times \ln y_{kij})$, 其中 $k = \frac{1}{\ln(rm)}$; ④ 计算信息熵的冗余度: $d_j = 1 - e_j$; ⑤ 计算指标权重: $w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^n d_j}$; ⑥ 计算子系统综合评价指数的得分: $U_j = \sum_{j=1}^n (w_j \times x'_{kij})$ 。

最后基于物理学中的耦合协调度原理, 同时参考丛海彬等^[14]的做法, 从产城耦合度和产城协调度两个维度对产城融合进行测度。其中, 产城耦合度(C)的计算公式为:

$$C = \left[\prod_{i=1}^n U_i / \prod_{j=i+1, i+2, \dots, n} (U_i + U_j) \right]^{1/n} \quad (3)$$

其中 n 为子系统个数(在本文中为3)。根据产城耦合度数值,可得产城协调度(D)为:

$$D = \sqrt{C \times T}, T = aU_1 + bU_2 + cU_3 \tag{4}$$

其中 T 为产城融合整体上的综合评价指数,反映各子系统的综合评价指数对三者协调度的贡献; $a、b、c$ 为待定系数,它们的权重由熵值法计算而来。

2. 核心解释变量(产业升级、城市扩张)。基于产业升级的动态演化特征,本文参考于斌斌^[22]的做法,从高级化和合理化两个维度对产业升级进行测度。其中,产业高级化(ES)是指“经济结构服务化倾向”,本文选取第三产业产值与第二产业产值之比来代替;产业合理化(ER)是指产业间的结构转换能力和资源有效配置的程度,本文采用泰勒指数的倒数来代替,其计算公式为:

$$ER = \frac{1}{TL} = \frac{1}{\sum_{i=1}^N \left(\frac{Y_i}{Y}\right) \ln\left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L}\right)} \tag{5}$$

其中 TL 表示泰勒指数; Y 表示产值; L 表示就业人数; N 表示产业部门; i 表示行业类型数。当 TL 值越小时, ER 值越大,即产业结构偏离均衡态的程度越小,产业合理化水平越高。

通过梳理现有文献发现,现有的城市扩张研究主要包括经济、人口和空间3个维度,本文主要是指在空间上的扩张。因此,参考 Boudeville^[8]的做法,选用城市建成区面积作为城市扩张的替代变量。

3. 控制变量(土地财政、金融发展、利用外资、政府干预、绿化程度)。其中,土地财政为土地出让成交款与当地GDP的比值;金融发展为银行业金融机构存贷款总和与当地GDP的比值;对外开放为实际利用外资金额与当地GDP的比值(实际利用外资金额用人民币兑美元的当年平均汇率进行换算);政府干预为地方财政预算内支出与当地GDP的比值;绿化程度用建成区绿化覆盖率表示。

根据数据的可得性、有效性和连续性原则,本文选取2003—2016年285个地级及以上城市(巢湖、铜仁、毕节、三沙、儋州、拉萨、日喀则、昌都、林芝、山南、海东等由于行政区划调整或数据缺失严重而删除,港澳台不在考察范围之内)作为研究对象。各项指标的原始数据来源于历年的《中国城市统计年鉴》《中国区域经济年鉴》及各省市统计年鉴,并对个别城市的缺失数据采用插值法进行了补充。各变量的汇总及具体说明如表2所示。

表2 变量汇总及说明

一级指标	二级指标	说明	符号
被解释变量	产城融合	分为产城耦合度(C)和产城协调度(D)	CI
核心解释变量	产业高级化	第三产业产值/第二产业产值	ES
	产业合理化	泰勒指数的倒数	ER
	城市扩张	城市建成区面积	UE
控制变量	土地财政	土地出让成交价款/当地GDP	LF
	金融发展	银行业金融机构存贷款总和/当地GDP	FD
	利用外资	实际利用外资金额/当地GDP	FDI
	政府干预	地方财政预算内支出/当地GDP	GI
	绿化程度	建成区绿化覆盖率	GD

三、实证结果分析

(一) 空间相关性检验

在采用空间计量模型时,首先要判断主要变量自身的空间相关性是否存在,常用的测度指标有 Moran's I、Geary's C、Getis、Join 指数等,其中 Moran's I 是较为普遍的对空间相关性进行测度的方法。当 Moran's I 大于0时,主要变量自身存在空间正相关;当 Moran's I 小于0时,主要变量自身存在空间负相关;当 Moran's I 等于0时,主要变量自身无关联性。Moran's I 的绝对值越大,主要变量自身

的空间相关性越强。具体计算公式如下:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W'_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W'_{ij}} \quad (6)$$

其中 $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ 。

$$Z(I) = \frac{Moran's I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \quad (7)$$

其中 $E(I) = -\frac{1}{n-1}$, $VAR(I) = \frac{n^2 w_1 + n w_2 + 3 w_0^2}{w_0^2 (n^2 - 1)}$, $w_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W'_{ij}$, $w_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (W'_{ij} +$

$W'_{ji})^2$, $w_2 = \sum_{i=1}^n (W_{i.} + W_{.j})$, $W_{i.}$ 和 $W_{.j}$ 分别为空间权重矩阵中 i 行和 j 列之和。

对于 Moran's I 的显著性, 本文利用 Geoda 软件进行了置换检验。由表 3 可知, 产城耦合度、产城协调度、产业合理化与城市扩张的 Moran's I 在 2003—2016 年间均为正且都通过了 1% 的显著性检验, 说明产城耦合度、产城协调度、产业合理化与城市扩张存在显著且稳健的正向空间相关性, 且这种空间相关性呈现出随时间波动性变化的特征; 产业高级化的 Moran's I 在 2003—2016 年间均为正但只有 2003—2009 年、2013 年、2014 年与 2016 年通过了 10% 的显著性检验, 且在 2010—2012 年及 2015 年并未通过显著性检验, 说明产业高级化的空间相关性具有非匀质性。

表 3 Moran's I 及其统计检验

年份	产城耦合度		产城协调度		产业高级化		产业合理化		城市扩张	
	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值
2003	0.091***	5.517	0.069***	4.183	0.058***	3.571	0.142***	8.573	0.157***	9.312
2004	0.130***	8.084	0.097***	5.761	0.082***	4.891	0.177***	10.595	0.156***	9.350
2005	0.149***	9.111	0.148***	8.744	0.071***	4.204	0.139***	8.269	0.163***	10.165
2006	0.147***	8.810	0.141***	8.348	0.051***	3.127	0.125***	7.390	0.182***	11.237
2007	0.158***	9.364	0.159***	9.391	0.055***	3.367	0.120***	7.144	0.184***	11.468
2008	0.163***	9.742	0.179***	10.722	0.038**	2.425	0.135***	8.083	0.192***	11.674
2009	0.185***	10.897	0.196***	11.579	0.035**	2.094	0.124***	7.278	0.170***	10.168
2010	0.178***	10.586	0.173***	10.449	0.010	0.716	0.116***	6.840	0.203***	12.314
2011	0.170***	9.916	0.157***	9.311	0.016	1.031	0.124***	7.279	0.169***	10.399
2012	0.171***	10.161	0.182***	11.001	0.019	1.187	0.124***	7.374	0.203***	12.449
2013	0.157***	9.383	0.207***	12.418	0.031*	1.899	0.161***	8.602	0.180***	11.062
2014	0.156***	9.381	0.136***	8.150	0.057***	3.451	0.158***	9.346	0.173***	10.629
2015	0.112***	6.931	0.105***	6.364	0.001	0.187	0.174***	10.321	0.167***	10.374
2016	0.126***	7.715	0.106***	6.482	0.056***	3.444	0.136***	8.301	0.159***	9.903

注: * , ** , *** 分别表示在 10% , 5% , 1% 水平下显著。

(二) 分区域实证结果分析

按照国家地理区域划分标准, 将研究样本分为全国样本(285 个)、东部样本(101 个)、中部样本(109 个)和西部样本(75 个)四大区域, 用以分析产业升级、城市扩张对产城融合影响的空间异质性(表 4)。

表4 分区域广义空间模型实证结果

变量	产城耦合度				产城协调度			
	全国样本	东部样本	中部样本	西部样本	全国样本	东部样本	中部样本	西部样本
$\ln ES_{it}$	-0.005*	-0.014*	-0.003	-0.005	0.002	0.017	-0.002	-0.037***
	(-1.704)	(-1.813)	(-0.526)	(-1.085)	(0.252)	(0.887)	(-0.172)	(-3.486)
$\ln ER_{it}$	0.006***	0.015***	0.000	0.006**	0.013***	0.024***	0.013***	0.008
	(4.002)	(4.756)	(-0.159)	(2.390)	(4.009)	(3.181)	(2.887)	(1.351)
$\ln UE_{it}$	-0.016**	-0.056***	0.009	0.019	0.062***	0.076**	0.099***	0.046
	(-2.332)	(-3.627)	(0.681)	(1.174)	(3.918)	(2.070)	(3.805)	(1.300)
$\ln ES_{it}^*$	0.008***	0.018***	0.001	0.003	0.005	0.007	-0.003	-0.001
$\ln UE_{it}^*$	(5.194)	(5.191)	(0.302)	(0.760)	(1.496)	(0.783)	(-0.455)	(-0.119)
$\ln ER_{it}^*$	-0.001	-0.005***	0.002**	-0.002	-0.004***	-0.010***	-0.003	0.004
$\ln UE_{it}^*$	(-1.603)	(-3.943)	(2.026)	(-1.421)	(-2.676)	(-3.055)	(-1.232)	(0.990)
$\ln LF_{it}$	0.003***	0.005***	0.003*	0.004**	0.005**	0.005	0.007**	-0.014***
	(3.526)	(3.361)	(1.727)	(2.035)	(2.198)	(1.263)	(2.094)	(-2.607)
$\ln FD_{it}$	-0.019***	-0.032***	-0.018***	-0.011**	-0.048***	-0.069***	-0.053***	-0.036***
	(-7.426)	(-6.660)	(-4.126)	(-2.100)	(-8.069)	(-5.980)	(-5.726)	(-2.714)
$\ln FDI_{it}$	-0.003***	-0.006***	-0.002**	-0.002**	-0.006***	-0.017***	-0.006**	0.002
	(-6.062)	(-5.667)	(-2.083)	(-2.548)	(-5.495)	(-6.443)	(-2.571)	(0.935)
$\ln GI_{it}$	0.028***	0.044***	0.030***	0.019***	0.067***	0.086***	0.083***	0.026***
	(13.739)	(10.095)	(8.519)	(5.115)	(14.036)	(8.458)	(10.468)	(2.642)
$\ln GD_{it}$	0.009***	0.012***	0.013***	0.011***	0.022***	0.031***	0.039***	0.005
	(5.575)	(3.183)	(3.872)	(4.490)	(5.971)	(3.405)	(5.731)	(0.974)
ρ	0.861***	0.826***	0.860***	0.806***	0.734***	0.694***	0.714***	-0.544***
	(158.107)	(76.839)	(100.821)	(61.701)	(76.105)	(38.425)	(44.046)	(-16.253)
λ	-0.563***	-0.530***	-0.571***	-0.547***	-0.505***	-0.442***	-0.429***	0.796**
	(-32.284)	(-17.176)	(-21.359)	(-16.630)	(-25.175)	(-12.108)	(-12.436)	(50.923)
$adj-R^2$	0.746	0.783	0.735	0.706	0.859	0.837	0.884	0.798
σ^2	0.001	0.001	0.001	0.002	0.006	0.005	0.004	0.009
$LogL$	6327.160	2454.407	2410.834	1536.775	3655.082	1456.278	1604.892	689.889
Obs	3990	1414	1526	1050	3990	1414	1526	1050

注: * ,** ,*** 分别表示在 10% 5% 1% 水平下显著; 括号中的数字为参数的 t 统计量。

1. 核心解释变量对产城融合的影响。当被解释变量是产城耦合度时,产业高级化的系数为负但仅在全国样本与东部样本中通过了 10% 的显著性检验,而在中部样本与西部样本中并不显著,说明产业高级化在全国样本与东部样本中对产城耦合度存在明显的抑制作用,而在中部样本与西部样本中对产城耦合度的影响具有不确定性;产业合理化的系数为正且在全国样本、东部样本与西部样本中通过了 5% 的显著性检验,而在中部样本中并不显著,说明产业合理化在全国样本、东部样本与西部样本中对产城耦合度存在明显的促进作用,而在中部样本中对产城耦合度的影响具有不确定性;城市扩张的系数在全国样本与东部样本中为负且通过了 5% 的显著性检验,而在中部样本与西部样本中为正但并不显著,说明城市扩张对产城耦合度在全国样本与东部样本中存在明显的促进作用,而在中部样本与西部样本中对产城耦合度的影响具有不确定性;产业高级化与城市扩张交互项的系数在全国样本与东部样本中为正且通过了 1% 的显著性检验,在中部样本与西部样本中为正但并不显著,说明虽然产业高级化与城市扩张各自都对产城耦合度在全国样本与东部样本中存在明显的抑制作用,但二者的结合却能促进产城耦合度的提升;产业合理化与城市扩张交互项的系数在全国样本与西部样本中为负但并不显著,在东部样本中为负且通过了 1% 的显著性检验,在中部样本中为正且通过了 5% 的显著性检验,说明产业合理化与城市扩张交互项在不同考察样本中对产城耦合度的影响出现明显的分化,特别是在中部样本中,虽然产业合理化与城市扩张各自对产城耦合度的影响都不明显,但两者的交互项却显著促进了产城耦合度的提升。当被解释变量是产城协调度时,产业高级化的系数在全国样本与东部样本中为正但并不显著,在中部样本中为负但也不显著,在西部样本中为负且通过了

1%的显著性检验,说明西部地区的产业高级化对当地的产城协调度存在明显的抑制作用;产业合理化的系数在全国样本、东部样本、中部样本与西部样本中都为正,但在全国样本、东部样本与中部样本中通过了1%的显著性检验,而在西部样本中并不显著,说明产业合理化有效促进了全国样本、东部样本与中部样本的产城协调度提升;城市扩张的系数在全国样本、东部样本、中部样本与西部样本中都为正,但在全国样本、东部样本与中部样本中通过了1%的显著性检验,而在西部样本中并不显著,说明城市扩张也有效促进了全国样本、东部样本与中部样本产城协调度的提升;产业高级化与城市扩张交互项的系数在全国样本与东部样本中为正但并不显著,在中部样本与西部样本中为负但也不显著,说明两者的交互作用对产城协调度的影响难以确定;产业合理化与城市扩张交互项的系数在全国样本、东部样本与中部样本中为负,但在全国样本与东部样本中通过了1%的显著性检验,而在中部样本中并不显著,在西部样本中为正但也不显著,说明产业合理化与城市扩张的交互作用抑制了全国样本与东部样本产城协调度的提升,但对中部样本与西部样本的影响则难以确定。总体来看,产业升级与城市扩张及其交互项对不同区域产城融合的影响具有明显而复杂的空间异质性。

2. 控制变量对产城融合的影响。当被解释变量是产城耦合度时,土地财政、政府干预与绿化程度的系数在全国样本、东部样本、中部样本与西部样本中都为正且都通过了10%的显著性检验,说明土地财政、政府干预与绿化程度都显著促进了产城耦合度的提升;金融发展与利用外资的系数在全国样本、东部样本、中部样本与西部样本中都为负且都通过了5%的显著性检验,说明金融发展与利用外资显著抑制了产城耦合度的提升。当被解释变量是产城协调度时,土地财政的系数在全国样本、东部样本与中部样本中为正且在全国样本与中部样本中通过了5%的显著性检验,而在东部样本中并不显著,在西部样本中为负且通过了1%的显著性检验,说明土地财政对全国样本与中部样本的产城协调度具有明显的促进作用,对东部样本的产城协调度的影响难以确定,而对西部样本的产城协调度则有明显的抑制作用;金融发展的系数在全国样本、东部样本、中部样本与西部样本中都为负且都通过了1%的显著性检验,说明金融发展对产城协调度具有明显的抑制作用;利用外资的系数在全国样本、东部样本与中部样本中都为负且都通过了1%的显著性检验,在西部样本中为正但并不显著,说明利用外资在全国样本、东部样本与中部样本中对产城协调度有明显的抑制作用,而在西部样本中对产城协调度的影响则难以确定;政府干预与绿化程度的系数在全国样本、东部样本、中部样本与西部样本中都为正且都通过了10%的显著性检验,说明政府干预与绿化程度都显著促进了产城协调度的提升。总体来看,无论被解释变量是产城耦合度还是产城协调度,控制变量的系数符号具有相对的一致性,说明控制变量对产城融合的影响具有一定的稳健性。

3. 空间溢出效应。当被解释变量是产城耦合度时,空间自回归系数在全国样本、东部样本、中部样本与西部样本中都为正且通过了1%的显著性检验,说明产城耦合度在不同区域都具有明显的空间溢出效应,即周围城市产城耦合度的提升会促进本地城市产城耦合度的提升;空间自相关系数在全国样本、东部样本、中部样本与西部样本中都为负且通过了1%的显著性检验,说明不同区位误差项间的交互效应对本地城市具有明显的虹吸效应,即不同区位误差项间的交互效应会抑制本地城市产城耦合度的提升。当被解释变量是产城协调度时,空间自回归系数在全国样本、东部样本与中部样本中都为正且通过了1%的显著性检验,在西部样本中为负且通过了1%的显著性检验,说明产城协调度在全国样本、东部样本与中部样本中存在明显的空间溢出效应,而在西部样本中存在明显的虹吸效应。即全国样本、东部样本与中部样本的周围城市产城协调度的提升会促进本地城市产城协调度的提升,而西部样本其周围城市产城协调度的提升会抑制本地城市产城协调度的提升。

(三) 进一步的探讨——基于动态广义空间模型

考虑到产城融合可能存在“时间惯性”,本文将滞后一期的产城融合指标纳入模型,构成动态广义空间模型^[24],然后对不同区域城市进行空间回归估计(表5)。通过对比可以发现,滞后一期的产城融合对本年度的产城融合普遍具有显著的正向影响,由此验证了产城融合的“时间惯性”。此外,产业升级、城市扩张以及两者交互项等主要指标的回归结果与前文的实证结果基本一致,仅是某些系数的显

著性有了一定程度的提高或降低。值得注意的是,控制变量对产城融合的影响和空间溢出效应出现了明显的变化:如土地财政对产城融合的影响由促进作用为主变为抑制作用为主;利用外资对产城融合的抑制作用出现明显下降;绿化程度对产城融合的促进作用业出现明显下降。空间自回归系数全部显著为正,而空间自相关系数全部显著为负,说明在考虑动态因素的情况下,产城融合的影响因素及不同变量之间的空间关联出现了明显的分化。

表5 分区域动态广义空间模型回归结果

变量	产城耦合度				产城协调度			
	全国样本	东部样本	中部样本	西部样本	全国样本	东部样本	中部样本	西部样本
$\ln CI_{i,t-1}$	0.496*** (34.778)	0.498*** (20.486)	0.570*** (24.930)	0.390*** (15.184)	0.410*** (30.415)	0.463*** (21.359)	0.472*** (20.511)	0.277*** (11.600)
$\ln ES_{it}$	-0.007** (-2.452)	-0.022*** (-2.810)	-0.009* (-1.657)	-0.002 (-0.492)	-0.007 (-0.970)	0.006 (0.334)	-0.008 (-0.706)	-0.007 (-0.715)
$\ln ER_{it}$	0.004*** (2.653)	0.008*** (2.722)	0.001 (0.581)	0.006* (1.916)	0.008** (2.315)	0.010 (1.441)	0.011** (2.380)	0.008 (1.168)
$\ln UE_{it}$	0.015** (2.148)	-0.009 (-0.561)	0.024* (1.914)	0.018 (1.109)	0.091*** (5.524)	0.106*** (2.986)	0.111*** (4.195)	0.115*** (3.033)
$\ln ES_{it}^*$	0.000 (0.260)	0.006* (1.865)	-0.002 (-0.715)	0.001 (0.154)	-0.004 (-0.973)	-0.007 (-0.813)	-0.009 (-1.535)	-0.009 (-1.040)
$\ln ER_{it}^*$	-0.001 (-1.458)	-0.003** (-1.989)	0.000 (0.319)	-0.003 (-1.560)	-0.003* (-1.721)	-0.003 (-0.825)	-0.004* (-1.647)	-0.007 (-1.316)
$\ln UE_{it}^*$	-0.003*** (-3.037)	0.000 (-0.222)	-0.004** (-2.129)	-0.005** (-2.018)	-0.007*** (-2.666)	-0.005 (-1.096)	-0.006 (-1.634)	-0.004 (-0.784)
$\ln FD_{it}$	-0.026*** (-8.920)	-0.015*** (-2.791)	-0.026*** (-5.420)	-0.026*** (-4.847)	-0.041*** (-6.406)	-0.022* (-1.846)	-0.047*** (-4.797)	-0.029** (-2.288)
$\ln FDI_{it}$	-0.001** (-2.115)	-0.003*** (-2.695)	0.000 (0.120)	-0.001 (-1.062)	-0.001 (-0.483)	-0.005* (-1.809)	0.002 (0.793)	0.000 (0.207)
$\ln GI_{it}$	0.019*** (7.476)	0.012** (2.309)	0.016*** (3.333)	0.022*** (5.233)	0.038*** (6.938)	0.023** (2.030)	0.037*** (3.824)	0.034*** (3.632)
$\ln GD_{it}$	0.003** (1.996)	0.001 (0.351)	0.006* (1.900)	0.003 (1.302)	0.006* (1.645)	-0.012 (-1.311)	0.023*** (3.384)	0.006 (1.013)
ρ	0.433*** (25.600)	0.434*** (15.213)	0.360*** (13.002)	0.527*** (17.665)	0.428*** (23.527)	0.388*** (13.164)	0.369*** (11.700)	0.526*** (17.149)
λ	-0.277*** (-10.318)	-0.262*** (-5.799)	-0.231*** (-5.384)	-0.366*** (-7.787)	-0.299*** (-10.885)	-0.193*** (-4.163)	-0.192*** (-4.098)	-0.494*** (-11.849)
$adj-R^2$	0.937	0.938	0.941	0.893	0.928	0.918	0.945	0.870
σ^2	0.001	0.001	0.001	0.001	0.005	0.004	0.004	0.008
$LogL$	6914.831	2644.302	2731.333	1638.597	4024.207	1634.484	1760.234	818.266
Obs	3705	1313	1417	975	3705	1313	1417	975

注:*,**,*** 分别表示在 10% 5% 1% 水平下显著;括号中的数字为参数的 t 统计量。

(四) 稳健性检验

为了检验产业升级、城市扩张对产城融合影响的稳健性,将地理距离空间权重矩阵替换为经济距离空间权重矩阵,对实证结果进行再检验。本文选用各城市的人均 GDP 作为矩阵元素,构建经济距离空间权重矩阵如下:

$$W_{ij}^e = W_{ij}^d \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \dots, \bar{Y}_n/\bar{Y})$$

$$W_{ij}^e = \begin{cases} \frac{W_{ij}^e}{\sum_j W_{ij}^e} & (i \neq j) \\ 0 & (i = j) \end{cases} \quad (8)$$

其中, W_{ij}^e 为经济距离空间权重矩阵; $\bar{Y}_j = 1/(t_1 - t_0 + 1) \sum_{t_0}^{t_1} Y_{ij}$ 为观察期内 i 城市人均 GDP 的平均值; $\bar{Y} = 1/(t_1 - t_0 + 1) \sum_{i=1}^n \sum_{t_0}^{t_1} Y_{ij}$ 为总观察期内人均 GDP 的平均值。与地理距离矩阵的处理类似, 本文也对经济距离矩阵进行了标准化处理, 并记标准化后的权重为 W_{ij}^e 。通过与地理距离矩阵下的空间回归结果对比可以发现, 无论是静态广义空间模型, 还是动态广义空间模型, 稳健性检验结果与前文的回归结果基本一致, 仅某些系数的显著性有了一定程度的提高或降低, 从而再次验证了本文基本结论的稳健性。限于篇幅, 此处不再赘述具体回归结果。

四、结论与政策建议

准确识别产业升级和城市扩张对产城融合的影响, 是优化资源配置效率和改善生产、生活空间布局以及推进经济、社会和环境协调发展的重要前提。通过空间数据分析表明: (1) 产城耦合度、产城协调度、产业合理化与城市扩张存在显著且稳健的正向空间相关性, 且这种空间相关性呈现出随时间波动性变化的特征; 而产业高级化的空间相关性具有非匀质性, 特别是在 2010 年之后的波动幅度较大。(2) 产业高级化对产城融合影响的显著性较差, 产业合理化对产城融合的影响以促进作用为主; 城市扩张对产城耦合度的影响以抑制作用为主、对产城协调度的影响以促进作用为主; 产业高级化与城市扩张交互项以及产业合理化与城市扩张交互项对产城融合影响的显著性也较差。(3) 在静态回归分析中, 土地财政、政府干预与绿化程度是促进产城融合的主要变量, 而金融发展与利用外资是抑制产城融合的主要变量, 说明过去“政府主导”的发展模式一度促进了产城融合水平提升, 不过这种促进作用在考虑动态因素的情况下发生了明显的变化。(4) 产城融合具有明显的“时间惯性”, 即滞后一期的产城融合会对当期的产城融合产生正向影响。特别是在考虑动态因素的情况下, 产城融合在不同区域城市中都具有显著的空间溢出效应。

由此提出以下政策建议: (1) 以产兴城, 以城兴产, 推进产城融合的空间互动。以城市为单位整体推进产城融合发展, 确保城市扩张有产业带动, 产业升级有城市支撑, 通过加强基层设施的互联互通和城市绿化的同步跟进提高产城融合的协调性和互动性。(2) 科学规划, 合理布局, 推进产业升级的梯次演进。产业高级化引致的经济服务化倾向推动了虚拟经济的发展, 但缺乏实体经济的有力支撑, 反而会拖累产城融合的协调发展。要在实体经济夯实的依托下推动产业布局的合理化, 让虚拟经济扎根于实体经济土壤之中, 以推进产城融合的稳健发展。(3) 深度开发, 适度集聚, 抑制城市扩张的低效蔓延。城市低效扩张增加了交通和通勤成本, 降低了信息分享的溢出效应, 削弱了人口集聚的规模优势, 深度开发则可弥补上述不足。当然核心区人口集聚应适度, 不能超出基础设施和社会治理的承载能力, 确保人口集聚的规模优势不被拥挤效应和环境成本抵消。(4) 市场主导, 政府引导, 实现新旧动能的平稳切换。建立自由流通的统一金融市场, 提高引进外资的“质量门槛”, 由“政府主导”向“市场主导、政府引导”的新型城市发展模式转变, 这是实现新旧动能平稳切换和促进产城融合高质量发展的当务之急。

参考文献:

- [1] 潘锦云, 姜凌, 丁羊林. 城镇化制约了工业化升级发展吗——基于产业和城镇融合发展的视角[J]. 经济学家, 2014(9): 41-49.
- [2] 张道刚. “产城融合”的新理念[J]. 决策, 2011(1): 1-2.
- [3] 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, 45(10): 20-32.
- [4] SU L, JIA J J. Empirical research about the degree of city-industry integration: a contrast of the typical cities in China[J]. Journal of interdisciplinary mathematics, 2017, 20(1): 87-100.
- [5] 丛海彬, 邹德玲, 刘程军. 新型城镇化背景下产城融合的时空格局分析——来自中国 285 个地级市的实际考察[J]. 经济地理, 2017, 37(7): 46-55.

- [6]WEBER A. The location of industries[M]. Chicago: University of Chicago Press ,1909.
- [7]PERROUX F. A note on the notion of growth pole[J]. Applied economy ,1955 ,1(2) :307 – 320.
- [8]BOUDEVILLE J R. Problems of regional economic planning[M]. Edinburgh: Edinburgh University Press ,1966.
- [9]林章悦,王云龙. 新常态下金融支持产城融合问题研究——以天津市为例[J]. 管理世界 2015(8) : 178 – 179.
- [10]刘欣英. 产城融合: 文献综述[J]. 西安财经学院学报 2015(6) : 48 – 52.
- [11]颜丙峰. 产城融合发展的现实考量与路径提升——以山东省产城融合发展为例[J]. 山东社会科学 2017(5) : 184 – 188.
- [12]沈永明,陈晓华,储金龙. 基于空间规划视角的我国产城融合研究述评[J]. 池州学院学报 2013 27(6) : 77 – 80.
- [13]陆根尧,符翔云,朱省娥. 基于典型相关分析的产业集群与城市化互动发展研究: 以浙江省为例[J]. 中国软科学, 2011(12) : 101 – 109.
- [14]丛海彬,段巍,吴福象. 新型城镇化中的产城融合及其福利效应[J]. 中国工业经济 2017(11) : 62 – 80.
- [15]刘奕,夏杰长,李焱. 生产性服务业集聚与制造业升级[J]. 中国工业经济 2017(7) : 24 – 42.
- [16]HUMPHREY J ,SCHMITZ H. How does insertion in global value chains affect upgrading in industrial clusters? [J]. Regional studies ,2002 ,36(9) : 1017 – 1027.
- [17]陈淑云,曾龙. 地方政府土地出让行为对产业结构升级影响分析——基于中国 281 个地级及以上城市的空间计量分析[J]. 产业经济研究 2017(6) : 89 – 102.
- [18]辜胜阻,曹冬梅,韩龙艳. “十三五”中国城镇化六大转型与健康发展[J]. 中国人口·资源与环境 2017(4) : 6 – 15.
- [19]张浩然. 日照间距约束、人口密度与中国城市增长[J]. 经济学(季刊) 2018 ,17(1) : 333 – 354.
- [20]ELHORST J P. Matlab software for spatial panels[J]. International regional science review ,2014 ,37(3) : 389 – 405.
- [21]史宝娟,邓英杰. 资源型城市发展过程中产城融合生态化动态耦合协调发展研究[J]. 生态经济 2017(10) : 122 – 125.
- [22]于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济 2015(12) : 83 – 98.
- [23]程中华,李廉水,刘军. 生产性服务业集聚对工业效率提升的空间外溢效应[J]. 科学学研究 2017(3) : 364 – 371 + 378.
- [24]罗能生,王玉泽. 财政分权、环境规制与区域生态效率——基于动态空间杜宾模型的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境 2017(4) : 110 – 118.

(责任编辑: 康兰媛; 英文校对: 葛秋颖)

Influencing Factors Identification and Spatial Effect of City-industry Integration in China

WANG Xiaohong , FENG Yanchao

(School of Economics and Management , Harbin Institute of Technology , Harbin 150001 , China)

Abstract: Based on the panel data of 285 prefecture-level and above cities in China from 2003 to 2016 , this paper employs generalized spatial model to estimate the impact of key factors , such as industrial upgrading and urban expansion ect , on city-industry integration , and discusses pertinent policies. The results showed that industrial rationalization is the main driving force for city-industry integration , and industrial advancement has not effectively promoted the level of city-industry integration. There are obvious problems of low efficient resource allocation in the process of urban expansion. The collaboration of industrial upgrading and urban expansion on city-industry integration is far from fine. City-industry integration has obvious “time inertia” , that is , city-industry integration that lags one phase will have a positive impact on current period. In particular , considering the dynamic factors , city-industry integration has significant spatial heterogeneity at different regions and different scale cities , that is , the increase of city-industry integration in the surrounding cities will promote the increase of city-industry integration in local cities.

Key words: industrial upgrading; urban expansion; city-industry integration; spatial spillover effect