

# 中国城市综合扩张及其影响因素分析

## ——基于人口、空间和经济视角

刘炎, 王良健

(湖南大学经济与贸易学院, 湖南省长沙市, 410079)

**摘要:** 城市是地区发展的重要部分, 研究城市综合扩张有助于优化城市产业布局, 提高城市服务水平。本文对城市综合扩张人口增加、空间扩张和经济增长三个维度的作用机制进行梳理和分析, 结合现有研究成果选定合适的测度指标, 采用主客观相结合的层次分析法确定指标权重, 对我国 285 个地级以上城市的综合扩张指数进行了测度, 利用测度结果和城市面板数据建立计量模型对城市综合扩张的影响因素进行了实证检验。研究发现, 2009-2018 年我国地级以上城市综合扩张呈现波动式下降的趋势, 不同区域城市扩张情况存在差异, 城市间综合扩张差距随城市扩张趋势的变化而变化。城市中产业结构、资源供应以及公共财政支出等因素对城市经济增长具有显著的正向影响。城市产业结构会对城市人口密度具有负向影响。城市区位对城市综合扩张的影响也存在差异, 西部地区相较于东部和中部地区对城市经济有显著的负向影响, 而东西部地区相较于中部地区对城市人口密度具有显著的正向影响。

**关键词:** 城市综合扩张; 层次分析法; 指数测度; 影响因素; 城市经济

中图分类号: F127

文献标识码: A

### 1 引言

随着社会的发展, 人类生产、生活的集中, 城市便应运而生。城市中高密度的资源要素使得其用较少的空间承载着大量的人类生产活动, 城市在区域经济增长中扮演着极其重要的角色。改革开放以来, 我国经济发展取得举世瞩目的成就, 国家综合国力明显提高, 人民物资和精神生活极大丰富, 城镇化和工业化在快速发展的过程中起到了至关重要的作用。1978 年我国人口的城镇化率仅为 17.92%, 经过四十多年的发展, 2019 年我国的城镇化率已经达到 60.6%, 作为最大的发展中国家, 中国经历如此迅速的城市扩张进程, 势必会引发一系列的社会、生态以及资源环境问题。作为发展中的人口大国, 这些问题在我国部分地区已经十分突出, 因此, 迅速地遏制城市过度扩张、消除城市发展带来的负面影响是区域经济健康发展的迫切任务<sup>[1][2]</sup>。

新世纪以来, 我国城镇化的进程明显加快, 目前我国仍处在城镇化发展的关键阶段, 特别是在十九大以来, 高质量发展的理念深入人心, 党中央坚持在发展中保障和改善民生的承诺更是对城市治理提出了更高的要求。城镇化是国家实现现代化的必经之路, 是实现全面建成小康社会的重要载体。在“新冠疫情”对人类社会造成巨大冲击、已经全面建成小康社会的当下, 必须顺应时代潮流, 进一步提高城市发展的质量, 让城镇化在我国经济持续发展和人民安居乐业的过程中发挥重要作用, 因此要继续深入对城市综合发展的研究。

### 2 城市综合扩张的边界及测度研究

#### 2.1 城市扩张的边界研究

早期的城市扩张主要是以“形态”“面积”等空间变量作为测度指标, 但是空间扩张只是城市综合扩张的一个方面。学者们试图通过找到城市发展的合理边界指导当前的城市发展。部分城市在扩张过程中直接划定城市边界, 把城市限定在特定的区域内发展, 美国波特兰市就是一个典型的例子<sup>[3]</sup>。然而, 既定的城市增长边界做法让美国城市的发展更加合理, 因此美国已经将这种城市发展模式合法化<sup>[4]</sup>。世界上有多个国家在逐步引入这种既定边界的城市发展模式, 也有学者利用地理信息系统在印度加尔各答地区模拟测算城市增长边界<sup>[5]</sup>。

国内城市边界的研究起步较晚, 张进(2002)较早地系统介绍美国城市发展中城市增长边界的应用经验, 认为长期实行增长管理可以有效的控制城市蔓延, 进而保护土地和生态<sup>[6]</sup>。

随后国内学者开始构建生态保护评价体系来确定城市的生长边界。王振波(2013)借助多种评价方法建立生态适宜性评价体系,构建了滨湖城市的生长模型,试图寻找城市扩张的生态底线和城市空间增长的边界<sup>[7]</sup>。付玲(2016)采用BP神经网络方法等方法以北京市为例构建了城市增长边界模型,并利用模型预测了2020年北京的城市边界<sup>[8]</sup>。丛佃敏(2018)利用修正的城市生态安全评价格局寻找城市刚性增长边界,通过确定城市增长的驱动因子利用CA-Markov模型找到合适的城市扩张边界<sup>[9]</sup>。

## 2.2 城市扩张的测度研究

城市扩张测度的研究基本可以分为经验分析和定量测度两类。早期的研究基于经验分析的城市扩张框架受到部分学者的青睐<sup>[10]</sup>。白洁等(2016)利用土地分布数据、产业空间重组信息和街道级人口普查数据以武汉市为例研究了生产要素视角下我国大都市的空间扩张<sup>[11]</sup>。丁寿颐等(2017)选取我国城镇化较为迅速的首都地区作为研究对象,以2000-2010年间的空间数据为基础,从城乡建设用地的规模分布、结构比例、增长趋势、内部结构变化等几个方面总结其演变规律,研究大都市区城乡建设用地的空间格局<sup>[12]</sup>。学者对大城市的城乡结合区域进行了深入的研究分析,通过客观的指标选取和构建模型来对城市扩张进行测度,并通过测度结果的分析来展示城市扩张的特征<sup>[13][14]</sup>。张坤(2007)梳理了分形维度法、美学程度法以及接近度量等国外城市扩张的几种测度方法,这些方法对于指导我国的城市发展有很强的借鉴意义<sup>[15]</sup>。近年来,随着科技的发展,遥感卫星、空间统计工具以及高性能的模拟计算机技术的发展,使得借助现代技术对城市扩张的定量测度的研究多了起来。王海军等(2016)利用GIS和遥感技术,针对广东省湖棉镇的城镇扩张进行研究<sup>[16]</sup>。于溪等(2016)以我国320个地级以上城市为对象,利用2000和2010年的全球30m分辨率地表覆盖数据,建立城市扩张强度的对数正态分布拟合模型研究城市扩张的测度方式<sup>[17]</sup>。

随着城市发展理论的不断发展和完善,研究者开始利用城市周边要素与空间指标交互进行城市扩张的研究<sup>[18][20]</sup>。越来越多的研究者发现除了城市空间指标以外,城市人口流动、城市经济发展以及城市历史、地理等因素也会对城市扩张进程产生影响<sup>[21][23]</sup>。部分学者开始将经济、社会等因素纳入到城市扩张测度体系当中,选择人口密度,就业情况,交通设施等特征构建城市扩张测度模型<sup>[24][25]</sup>。

截至目前,我国系统的城市扩张管控体系尚未形成,城市用地需求的增长使得城市扩张趋势日趋明显,而城市社会生态发展面临重大威胁,以政府为主导的城市土地供应体系难以均衡各方面的需求<sup>[26][27]</sup>;城市中不同功能区的合理规划一定程度上可以限制城市的无序扩张,根据城市综合承载力对城市建设用地进行合理的限制,并进行适当的土地预留,以此来圈定城市的开发范围。对城市扩张的研究需要客观衡量区域内社会生态、资源分布及自然环境等状况,结合城市发展的区位优势 and 要素禀赋确定城市扩张的方向和限度,因此开展城市扩张过程和路径的研究以及城市扩张管控策略可行性的判断就显得意义重大<sup>[28]</sup>。

## 3 综合扩张测度方法和数据来源

### 3.1 城市综合扩张研究方法

通过对已有城市扩张文献的梳理,发现现有对于城市扩张的研究框架如熵权法、均方差决策法等方法均趋于数据依赖,如果数据中出现缺失和偏误都会对研究结果甚至研究框架产生重大影响,因此借鉴城市扩张不同维度的已有经验和结论,利用科学的方法确定研究框架就变的更加合理可行。基于此,通过借鉴已有城市扩张的研究成果和城市扩张的测度方法,本文拟采用专家经验和定量计算相结合的层次分析法来确定城市扩张的指标权重。

利用《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》等权威统计数据库中2009-2018十年全国地级市数据,借鉴林雄斌等(2017)在城市收缩度测算中的做法,对数据进行无量纲化处理。

根据指标属性确定指标为“效益型”或者“成本型”指标进行无量纲化处理。

“效益型”指标的无量纲处理方式:

$$Z_{ij} = \frac{y_{ij} - y_j^{\min}}{y_j^{\max} - y_j^{\min}} \quad (1)$$

“成本型”指标的无量纲处理方式:

$$Z_{ij} = \frac{y_j^{\max} - y_{ij}}{y_j^{\max} - y_j^{\min}} \quad (2)$$

其中,  $i$  代表城市类别,  $j$  为指标类别,  $Z_{ij}$  为无量纲处理后的指标,  $y_{ij}$  为原始指标,  $y_j^{\min}$  表示指标  $j$  的最小值,  $y_j^{\max}$  表示指标  $j$  的最大值。

由上文可知, 城市综合指数的基础计算模型为:

$$urban_{it} = \omega_1 Pop_{it} + \omega_2 Area_{it} + \omega_3 Economic_{it} \quad (3)$$

而在人口、空间以及经济三个不同的维度的细化指标的测算公式为:

$$urban_{it} = \sum_{j=1}^m Z_{ij} * \omega_j \quad (4)$$

其中,  $urban_{it}$  表示城市  $i$  在  $t$  年份的综合指数,  $Z_{ij}$  为无量纲处理后的指标,  $\omega_j$  为指标  $j$  对应的指标权重。

城市综合扩张指数为两期城市综合指数的差值, 即:

$$Sprawl_{it} = \Delta_{urban} = urban_{it_2} - urban_{it_1} \quad (5)$$

### 3.2 数据来源

本文使用的基础数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》等权威统计数据库, 对于个别缺失数据采用平滑法进行补充。众所周知, 世界金融危机给我国经济照成了一定程度的影响, 为了避免 2008 年的金融危机对城市扩张指标产生不确定的冲击而带来系统性的偏误, 本文采用 2009-2018 年多项城市数据进行城市扩张的研究。

通过综合比对已有学者的研究思路和做法, 结合本文的研究方法, 本文主要选取的变量指标如下: 城市地区常住人口与城市总人口的比值; 城市地区常住人口密度; 城市建成区面积与城市行政区面积的比值; 城市地区总产值与城市建成区面积比值; 城市地区生产总值的增长率; 城市人均地区生产总值。以上指标均为城市发展中的重要人口、空间和经济数据, 能对城市综合扩张状况进行较为精准的表征, 指标单位及含义见表 1。

表 1 城市综合指数测度指标体系

变量名称	变量单位	变量含义	权重
城市人口	%	常住人口/总人口	0.2172
城市建设	%	建成区面积/行政区面积	0.1827
人口密度	万人/平方公里	人口密度	0.1740
地均产值	万元/平方公里	总产值/建成区面积	0.1383
经济增长率	%	地区生产总值增长率	0.1443
人均产值	万元	人均地区生产总值	0.1445

## 4 城市综合扩张测度结果

利用以上城市综合指数测度模型和城市综合扩张的相关数据指标, 可以测算出我国地级以上城市综合指数数据。比较不同年份的城市综合指数整体状况, 发现 2015、2016 两年城市综合指数水平显著上升。从城市所在区域来看, 东部沿海城市的综合指数明显高于西部地区; 中部地区也有零星的城市具有较高的城市综合指数, 而东北地区的城市综合指数相对较低。

为了更为直观的展现我国地级以上城市综合发展状况, 本文运用 Arcgis10.2 软件对我国 285 个地级以上城市的综合指数进行可视化处理, 利用城市综合指数数据, 采用等间距的方式统一不同年份的城市综合指数的划分标准, 保证不同年份之间热点图的可比性, 绘制了 2009 年、2012 年、2015 年和 2018 年四个年份城市综合指数的空间热点分布图 (见图 1)。

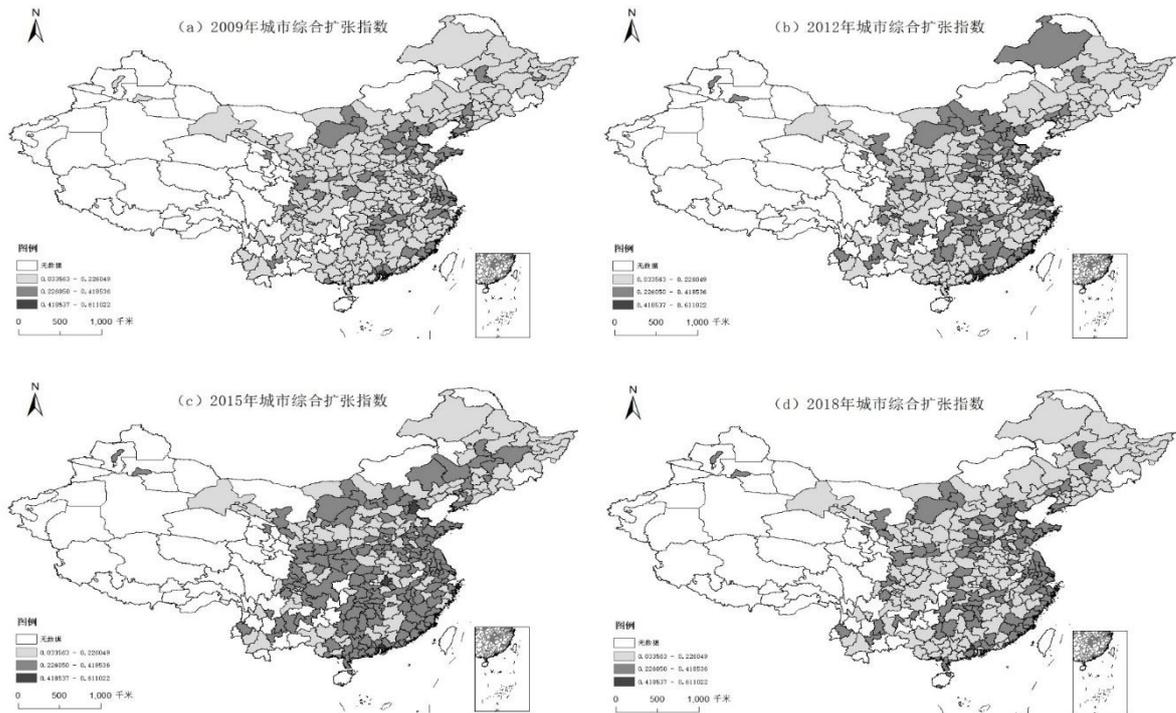


图 1 中国城市综合指数热点分布

## 5 实证检验方法设计

本文城市综合扩张维度影响因素的选取综合参考多篇关于城市扩张的文献，借鉴索峰（2011）城市经济学的研究思路，从城市产业结构、资源状况、环境污染状况、交通运输水平、城市公共财政支出以及城市区位政策等方面探索以上诸多因素对城市综合扩张的不同维度的作用情况<sup>[29]</sup>。在指标选取时避免与城市综合扩张模型指标重复，结合数据的可得性影响因素指标选取如下：

表 2 变量的描述性统计

	变量	符号	含义	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	人口密度	lnpop.m	常住人口密度	9.454	0.442	4.713	11.99
	空间状况	area	市辖区建成区比重	0.087	0.099	0.001	0.953
	经济增长	lnGdp.p	人均地区总产值	10.81	0.594	8.327	13.49
自变量	产业结构	econ	二三产业占 GDP 比重	0.931	0.086	0.056	0.999
	资源因素	lnwater	人均供水量	4.178	0.640	1.259	9.058
		lnland	人均行政区划面积	2.702	0.987	-0.133	7.271
	环境污染	lnSO2	人均 SO2 排放量	5.519	1.278	1.059	10.455
	交通运输	lnpass	人均客运周转量	3.808	0.899	0.078	6.737
	lnfina	人均财政支出	8.945	0.566	6.955	10.91	

本文主要从产业结构、资源因素、环境因素、交通运输、公共财政支出以及区位政策等方面对城市发展中人口、空间、经济三个维度的影响建立观测模型。考虑到在不同地区城市扩张的影响因素可能存在差异，模型加入个体的固定效应，城市综合扩张影响因素研究的基础模型如下所示：

$$Pop_{it} = \beta_0 + \beta_1 econ_{it} + \beta_2 res_{it} + \beta_3 envi_{it} + \beta_4 tran_{it} + \beta_5 fina_{it} + \beta_6 east_i + \beta_7 west_i + c_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Area_{it} = \beta_0 + \beta_1 econ_{it} + \beta_2 res_{it} + \beta_3 envi_{it} + \beta_4 tran_{it} + \beta_5 fina_{it} + \beta_6 east_i + \beta_7 west_i + c_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

(7)

$$Gdp.p_{it} = \beta_0 + \beta_1 econ_{it} + \beta_2 res_{it} + \beta_3 envi_{it} + \beta_4 tran_{it} + \beta_5 fina_{it} + \beta_6 east_i + \beta_7 west_i + c_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

(8)

上述模型中,  $\beta_0$  为截距项,  $econ$  表示城市产业结构因素指标,  $res$  表示资源因素指标,  $envi$  表示环境污染因素指标,  $tran$  表示交通运输因素指标,  $fina$  表示政府公共财政支出指标,  $east$  和  $west$  分别表示城市区位的虚拟变量,  $i$  表示城市,  $t$  表示年份,  $c$  表示不可观测的城市个体效应,  $\delta$  表示对应的时间固定效应,  $\varepsilon$  为随机扰动项。

为了尽可能控制回归模型中随机效应和固定效应, 在回归之前为解决处理方式的选择的问题, 本文采用了传统的豪斯曼检验。本文的地级市面板数据经过  $hausman$  检验,  $P$  值为 0.0000, 强烈拒绝原假设, 确定本研究选择固定效应模型。由于模型中加入了区位政策的虚拟变量, 为了防止区位政策的一阶差分出现多重共线性, 本文采用  $LSDV$  法固定效应回归处理方法进行处理。

## 6 实证检验分析

### 6.1 全样本计量结果分析

本文运用多个影响因素指标的面板数据对城市综合扩张人口增加、空间扩张和经济增长三个维度的作用情况进行全样本计量估计。回归结果显示, 不同影响因素对城市综合扩张不同维度存在差异, 回归结果详见表 3。

人口数量的增加是城市扩张的一个十分重要的表征维度。根据全样本模型 1 的计量回归结果, 城市中经济结构在模型 1 中通过了 1% 的显著性检验, 且系数为负值, 表明产业结构因素对于城市人口具有显著的负向影响, 即二三产业占地区总产值的比重越大, 区域内人口密度越小。按照传统的思路, 制造业和服务业比农业及其相关产业对就业的吸纳能力更强, 但叶仁荪等 (2008) 发现技术进步有利于产业之间结构的调整和优化, 产业结构的调整会对就业增长产生不利的影[30]。究其原因是近年来技术进步使得各个产业的劳动生产率均大幅度提高, 而制造业和服务业对大型机械和人工智能的应用使相关产业对人力资本的依赖明显降低, 因此城市的产业结构的调整反而可能会降低城市对人口的吸纳能力。城市中的自然资源供应因素 ( $\ln water$ 、 $\ln land$ ) 在模型 1 回归结果中系数均为负, 且通过 1% 的显著性检验, 表明自然资源的供应对人口数量具有显著的负向影响。我国基础设施建设能力强大, 国家重点工程的建成很大程度上解决了城市发展中自然资源的依赖。本文采用的水资源的供应作为资源表征指标, 国家南水北调的工程全程开通, 解决了沿线众多城市对水资源依赖的问题。其次, 集约型的生产生活方式深入人心, 废水的净化技术得到充分的利用, 水资源的循环利用也使得城市资源对城市人口容量的限制逐渐减弱[31]。城市资源对城市人口密度的负向影响的原因在于城市人口数量的增长速度低于城市对自然资源的调配和重复利用的速度, 现代的技术水平和大型机械的运用使得城市可以更加高效的利用区域外的自然资源。而城市土地资源对城市人口密度具有负向影响, 因为城市人均土地占有面积越大则城市人口密度必然越少。环境污染因素 ( $\ln SO_2$ ) 变量在模型 1 中未通过了显著性水平的检验, 但是统计上不显著并不代表经济上没有影响。通常来说, 城市的环境承受力是恒定不变的, 环境得自净能力不会因为人口数量的增多而增强, 因此表现为城市的环境污染一定程度上会抑制人口数量的增加。毛德凤等 (2016) 认为城市中的居民环保意识会逐渐增强, 居民环境保护行为和城市污染治理效能的提高可以减少污染物的排放, 减轻对城市环境的污染[32], 因此在城市的发展和治理过程中, 要树立城市居民的环保意识, 减少生产、生活对城市的环境的负面影响; 其次限制城市居民生活区域内企业的污染排放, 同时应当充分利用先进的技术手段提高污染物的净化率, 以减少城市中环境污染问题对城市发展带来的不利影响。交通运输因素变量 ( $\ln pass$ ) 在模型 1 中的回归结果中系数没有通过显著性水平检验, 统计不显著不能否认经济上的影响作用。通常来说, 城市的交通运输状况水平一定程度上会制约着城市人口的容量, 主要影响原因有: ①城市内交通运输水平的提升速度, 小于城市人口数量的增长速度。十几年间我国人口的城镇化速度虽然有所减缓但是城镇化速率依然很高, 而城市的内交通设施改善效率在下降, 因此很多大中型城市出现“上下班高峰期”, 这从实践中验证了城市的交通运输状况对于城市人口数量存在错配。②城市居民出行方式的多样化, 导致城市的公共交通设施使用效率偏低。近几年我国的汽车持有量迅速增加, 2018 年全国范围内百户家用

汽车保有量超过 33 辆, 而城市地区百户居民私家车保有量更多, 部分人的出行不在依赖公共交通, 因此统计数据中的城市交通运输能力并不能准确表示城市的运输状况。公共财政支出因素变量 ( $\ln\text{fina}$ ) 在模型一中通过了 1% 显著性水平的检验, 并且回归系数为负值, 表明城市区域公共财政支出对城市人口密度的增加有显著的负向影响。出现这样现象的原因可能在于城市公共财政支出方面的增速大于城市人口数量的增长。随着经济社会的发展, 以人民为中心的发展理念更加深入人心, 城市地区各项公共财政支出对城市地区基础设施的改善逐渐精细化, 公共产品支出的增长速率高于城市人口数量的增长速率, 表现为城市人均财政支出对城市人口数量呈现负向影响。根据上述原因, 在当下的经济社会发展水平上, 城市建设需要调整发展思路, 再依靠传统“大基建”提高公共产品支出来扩充城市人口的做法是很难行的通的。城市区位因素  $\text{east}$  和  $\text{west}$  在城市的人口密度模型中均通过了 1% 的显著性水平检验, 并且系数为正值, 表明在保持其他因素不变的情况下东部和西部地区对城市人口密度均存在正向的影响作用。出现这样结果的原因可能有: ①大多数城市, 特别是中部地区城市的人口外流严重, 城市人口密度存在下降趋势<sup>[33]</sup>。而对于中部和西部地区东部城市特别是沿海城市在本文研究时段内发展活力较高, 城市人口密度显著高于中西部城市。②西部地区一些偏远城市数据缺失严重, 没有纳入到本文的研究样本之中。在本文研究的 285 个地级以上城市中, 西部地区中小城市人口存在迁移现象, 但是相比中部地区人口迁移的状况, 西部地区城市人口密度下降速率小于中部地区城市<sup>[34]</sup>。因此出现东部和西部地区对城市人口密度均存在正向的影响作用的结果。

城市空间扩张是城市综合扩张的另一个重要表征维度。根据全样本模型 2 的回归结果来看, 城市中经济结构因素变量 ( $\text{econ}$ ) 在模型 2 中通过 10% 的显著性水平检验, 系数为负值, 表明城市的产业结构对城市的建成区的空间增长具有一定的负向影响。因为第二三产业相对于农业来说是资本和劳动密集型的产业, 并不需要占用过多的空间反而会降低对空间的需求, 因此城市内经济结构的调整对城市空间扩张存在负向的影响<sup>错误! 未找到引用源。</sup>。城市水资源供应变量 ( $\ln\text{water}$ ) 在模型 2 中系数为正, 并且通过了 1% 的显著性水平检验, 表明城市中消耗水资源的供应对城市空间扩张具有显著的正向影响作用。自然资源的集约使用和高效利用主要是依赖先进的科学技术, 并不需要过多的城市空间, 因此城市的自然资源供应不会再原有的基础上对城市的空间产生过多的需求。本文研究阶段内城市内资源供应状况日益改善, 并且城市建设的步伐也呈现加快趋势, 因此实证结果呈现正向影响。而城市土地资源 ( $\ln\text{land}$ ) 在城市空间扩张模型中估计系数为负值并且通过了 1% 显著性水平检验, 表明城市人均土地资源越多, 城市建设空间所占用的比例越小。即土地资源丰富的城市面积扩张存在的空间很大, 但是由于城市的人口密度较小, 城市空间扩张动力并不强, 因此呈现负向影响。城市中环境污染因素变量 ( $\ln\text{SO}_2$ ) 在模型 2 中未通过显著水平的检验, 表明城市中环境污染因素对城市的空间扩张不存在确定的作用<sup>[36]</sup>。交通运输因素变量 ( $\ln\text{pass}$ ) 在模型 2 的回归结果中系数为正, 通过了 10% 的显著性水平检验, 表明城市的交通运输水平对城市的空间扩张存在正向影响。高水平的城市交通运输能力有利于城市内和城市间劳动力等生产要素的流动, 即城市内交通运输的成本低, 城市中生产商和消费者更倾向于调动城区周边的生产要素或生活资料, 来满足自己生产生活的需要, 形成了推动扩大城市空间规模动力。城市公共财政支出变量 ( $\ln\text{fina}$ ) 在模型 2 中的系数为正值, 并通过了 1% 显著性水平检验, 表明城市公共财政支出水平对城市空间扩张具有正向的促进作用。产生上述结果可能的原因有: ①城市公共财政的支出通过城市公共产品的提供给予城市建设产生正向的影响。如建设文化广场以及公园、道路等全民享有的基础设施, 一定程度推进了城市的扩张。②公共财政的支出必然使得城市的居民的居住环境、文娱生活得到改善, 进而使得城市对人才的吸引力增强, 随着城市人口的增多, 城市必然存在空间扩张的趋势。城市的区位虚拟变量  $\text{west}$  在模型 2 中系数为负, 并且通过 1% 的显著性水平检验, 说明在其他条件保持不变的情况下, 西部地区城市建成区比例低于东中部地区城市。这是因为在本文的研究时段内西部城市虽然存在较快的发展, 但是相较于东部和中部地区城市建设速度依然偏低<sup>[37][38]</sup>。城市区位虚拟变量  $\text{east}$  在模型 2 中系数为正并且通过了 1% 显著性水平检验, 表明在其他因素不变的情况下, 东部地区城市相较于中西部地区城市空间占比更大。这一定程度上得益于东部地区城市良好的区位优势, 经济发展状况良好, 城市活力强存在空间扩张的内在动力<sup>[39][40]</sup>。

经济增长是本文研究的城市综合扩张的另一个重要维度, 如前文所述, 城市人口数量和空间面积是城市扩张的直接表现, 但是忽略城市经济增长状况的城市扩张研究终究会显的单

薄。根据全样本模型 3 的回归结果，城市经济结构变量（econ）在模型 3 中通过了 1% 的显著性检验，且系数为正值，表明城市中产业结构对城市的经济状况具有显著的正向影响，回归结果表明城市中二三产业占地区总产值的比重越大越利于当地的经济增长，人均地区生产总值就越多。这是因为现阶段制造业和服务业对城市经济的贡献率高于农业。城市地区要实现经济增长就要持续依赖技术和资金密集型的二三产业，张利等（2011）认为城市中心区地价会随着城市的发展而上涨，对于附加值较低的行业由于为了降低经营成本会把生产环节搬到低价相对较低的城市外围，行业核心企业的搬迁会引起上下游产业链的相应搬迁<sup>[40]</sup>，这就会引起城市制造业和服务业对城市郊区的第一产业替代作用，以实现城市整体经济的增长。城市水资源因素变量（lnwater）在模型 3 中系数为正值，并且通过了 1% 的显著性水平检验，表明自然资源的供应对于城市区域的经济增长具有显著的正向影响。栾峰（2011）在城市经济学中指出，区域内自然资源的数量会制约城市经济发展<sup>[29]</sup>。同样地城市土地资源因素指标（lnland）在模型 3 中回归系数为正，通过 1% 显著性水平检验，这也说明了土地资源能促进城市的经济增长。我国基础设施建设能力强，众多的资源调配项目均在高效率的运行，区域内资源的有效供给城市经济增长提供了物质基础。城市中环境污染因素变量（lnSO2）在模型 3 中系数为负值，并且通过 1% 显著性水平检验，表示城市中环境污染状况对于城市经济增长具有负向影响。通常来讲城市中二氧化硫的排放主体主要是化工企业和以化石燃料为能源的其他企业，但是随着城市居民生活水平的提高，居民对生活环境的要求会逐渐升高，当居民的意愿通过具体的行为表达出来以后，政府无论是出于社会稳定的政绩还是响应居民利益的诉求，都会让政府限制城市区域内企业污染物的排放，并采取相应的环境保护措施，因此城市经济增长不仅没有使得城市环境污染增多，甚至出现减少的现象<sup>[32]</sup>。城市中交通运输因素变量（lnpass）在模型 3 中回归系数为负值，并且通过了 1% 显著性水平检验，表明在本文的研究时段内城市人均客运周转量对城市的经济增长具有一定的负向影响。出现上述现象的原因可能有：①伴随着近年来城市经济的飞速发展，城市交通运输发展速率没有与城市经济增长的速率相匹配，城市陈旧的基础设施建设与城市经济增长体量存在差距。②伴随着农业、农村发展机会增多，返乡创业和农民工返乡潮的出现，使得城市人口数量增长速度减缓，很多城市出现了人口数量减少的现象，因此城市内交通运输量存在下降趋势与城市经济增长不匹配。城市公共财政支出变量（lnfina）在模型 3 中通过了 1% 的显著性水平检验，并且回归系数为正值，表明城市中公共财政的支出对城市经济增长具有显著的正向影响作用。公共财政的支出的主体主要是各级政府，根据之前我国的官员晋升机制不难发现城市的经济增长是官员晋升的重要的考核指标<sup>[41]</sup>，因此政府行为为城市内经济的增长服务，即政府对于公共财政的支出很大程度上为地区的经济创造良好的环境，因此城市的公共财政的支出对城市的经济增长具有正向的促进作用。城市区位因素虚拟变量（west）在模型 3 中回归系数为负，并且通过 1% 显著性水平检验，表明在其他条件不变的情况下西部城市的经济状况低于东部和中部地区城市。而区位虚拟变量 east 在模型 3 中未通过显著性水平检验，表明在本文的研究时段内，东部地区城市人均总产值相对中西部地区城市并没有确定的影响作用。

表 3 全样本计量模型估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3
econ	-1.711*** (-6.5)	-0.079* (-1.85)	3.67*** (10.15)
lnwater	-0.212*** (-6.87)	0.021*** (6.01)	0.104*** (2.74)
lnland	-0.055** (-2.15)	-0.143*** (-14.24)	0.082** (2.3)
lnSO2	-0.009 (-1.39)	0.002 (1.52)	-0.045*** (-7.48)
lnpass	-0.015 (-1.11)	0.004* (1.8)	-0.033*** (-3.17)
lnfina	-0.214*** (-14.38)	0.023*** (9.05)	0.412*** (23.57)
west	0.464*** (6.8)	-0.044*** (-5.1)	-0.231*** (-3.29)

	模型 1	模型 2	模型 3
east	0.222** (1.96)	0.290*** (9.68)	-0.057 (-0.41)
c	14.08*** (40.63)	0.155*** (2.76)	3.60*** (7.38)
观测值	2649	2649	2658
样本量	285	285	285

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平统计显著。

## 6.2 进一步检验结果分析

为了识别城市综合扩张的影响因素在城市发展的不同阶段对城市综合扩张不同维度的作用之间的差异, 本文将 285 个地级以上城市根据研究时间段内总体的发展状况表现为收缩型或扩张型进行分类, 并对不同类别城市面板数据进行计量回归。由于城市综合扩张状况很难从短期内观测出来, 因此本文借鉴林雄斌 (2017) 的做法, 对长时段城市的综合扩张水平进行比对, 发现 2009-2018 年全国 285 个地级以上城市表现为综合扩张型的城市 256 个, 表现为收缩型的城市 29 个。研究结果显示, 城市的综合扩张的影响因素在城市发展过程中存在一定的异质性, 即各个影响因素在城市的不同形态中作用状况存在显著差异。不同维度模型的回归结果详见表 4、表 5 和表 6。

从城市人口数量维度来看, 城市内经济结构对城市人口数量的影响存在显著的差异。扩张型城市回归模型中产业结构因素通过了 1% 的显著性水平检验, 并且系数为负值, 表明城市产业结构对处于该阶段的城市人口密度具有显著的负向影响, 与上文所述全局样本结论一致。但是在收缩型城市中产业结构因素未通过显著性水平检验, 表明在收缩型城市或者城市的收缩阶段, 产业结构调整对城市人口密度没有明确的影响作用<sup>[42]</sup>。模型中自然资源、交通运输和公共财政支出以及城市区位等影响因素变量在城市综合扩张和收缩阶段均通过了不同水平的显著性检验, 并且各个变量的回归系数符号均未发生变化, 表明这些影响因素城市不同的发展阶段对城市人口状况的影响不存在明显的异质性, 即自然资源、交通运输、公共财政支出以及区位政策等因素在城市的不同发展阶段, 对城市人口状况的作用方向相同, 并且与全样本回归结果基本保持一致。

表 4 不同发展阶段人口增加维度计量估计结果

	全样本	扩张型	收缩型
econ	-1.711*** (-6.5)	-2.276*** (-7.54)	-0.379 (-1.08)
lnwater	-0.212*** (-6.87)	-0.177*** (-5.82)	-0.355*** (-3.95)
lnland	-0.055** (-2.15)	-0.089*** (-3.27)	0.159* (1.83)
lnSO2	-0.009 (-1.39)	-0.001 (-0.21)	-0.007 (-0.29)
lnpass	-0.015 (-1.11)	-0.01*** (-3.29)	0.164** (2.54)
lnfina	-0.214*** (-14.38)	-0.195*** (-12.79)	-0.343*** (-6.33)
west	0.464*** (6.8)	0.459*** (7.39)	0.186** (2.12)
east	0.222** (1.96)	0.211** (1.84)	0.822** (2.54)
c	14.08*** (40.63)	14.44*** (37.09)	13.07*** (17.74)
观测值	2649	2394	255
样本量	285	256	29

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平统计显著。

从城市空间扩张维度估计结果来看, 城市自然资源、交通运输、公共财政支出以及区位政策等因素均为通过不同显著性水平的检验, 并且回归系数符号均未发生变化, 与全样本回归结果一致, 表明上述因素在城市空间扩张维度不存在异质性, 即自然资源、交通运输、公

共财政支出以及区位政策因素在城市发展的不同阶段内对城市空间扩张均没有显著的影响差异。城市产业结构因素变量 (econ) 在扩张型城市回归模型中系数为负值, 并且通过 1% 显著性水平检验, 与全样本回归结果基本一致, 但是产业结构因素未通过收缩型城市回归的显著性水平检验。表明城市产业结构在扩张型城市中对城市空间具有一定的负向影响, 而对收缩型城市却没有确定的影响作用。产生这种差异的原因是: ① 非农产业相对于农业来说是资本和劳动密集型的产业, 并不需要占用过多的空间反而会降低对空间的需求, 在扩张型的城市中产业结构的调整对城市空间扩张存在负向的影响。② 在收缩型城市中城市经济活力相对较低, 城市的产业发展对城市建设的影响较弱, 因此城市产业结构的调整不会给城市空间调整带来扩张或者收缩的影响<sup>[42]</sup>。城市中环境污染因素在扩张型和收缩型城市回归模型中均未通过显著性水平检验, 与全样本回归模型结果一样, 表明会对城市中环境污染问题对城市空间扩张的影响在不同发展阶段不存在异质性。

表 5 不同发展阶段空间扩张维度计量估计结果

	全样本	扩张型	收缩型
econ	-0.079* (-1.85)	-0.087** (-2.01)	-0.187 (-1.28)
lnwater	0.021*** (6.01)	0.017*** (5.19)	0.030*** (3.16)
lnland	-0.143*** (-14.24)	-0.124*** (-14.2)	-0.256*** (-7.01)
lnSO2	0.002 (1.52)	0.001 (0.37)	0.004 (0.91)
lnpass	0.004* (1.8)	-0.007*** (4.63)	-0.019* (-1.83)
lnfina	0.023*** (9.05)	0.022*** (8.73)	0.042*** (3.53)
west	-0.044*** (-5.1)	-0.043*** (-5.4)	-0.236*** (-3.62)
east	0.290*** (9.68)	0.252*** (9.29)	0.251* (1.68)
c	0.155*** (2.76)	0.153*** (2.9)	0.646*** (3.08)
观测值	2649	2394	255
样本量	285	256	29

注: \*\*、\*和\*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平统计显著。

从城市经济增长维度来看, 城市经济结构、土地资源、公共财政支出因素在扩张型和收缩型的回归模型中均通过了显著性水平检验, 并且系数为正值, 与全样本回归结果一致, 表明以上影响因素对城市经济维度的影响不存在显著的异质性。但其他影响因素对城市经济增长的影响在不同的城市发展阶段存在显著的异质性。水资源供应因素变量在扩张型模型中分别通过了 1% 显著性水平检验, 并且系数为正值, 但是在收缩型城市中未通过显著性水平检验, 表明我国城市中自然资源的供应状况对扩张型城市的经济增长存在显著的正向影响, 但对收缩型城市的经济增长没有确定的影响作用。城市中环境污染因素变量在扩张型城市的回归模型中系数为负, 并且通过了 1% 显著水平的检验, 但是在收缩型城市中未通过显著性水平检验, 表明在收缩型城市中污染物的排放量对城市经济状况不存在显著的影响作用。仔细研究发现, 本文研究的收缩型城市主要是部分东北地区城市以及一些资源依赖型城市, 这些城市原有依赖重工业的发展的城市中污染物的排放对城市经济增长不存在确定关系。城市中交通运输因素变量在扩张型模型中通过了 1% 的显著性水平检验, 并且变量系数为负值, 表明在城市综合扩张阶段, 城市的交通运输能力对城市的经济发展存在显著的负向影响。但是城市的交通运输变量在收缩型模型中未通过显著性水平检验。对比扩张型和收缩型模型的回归结果, 发现交通运输因素在城市的不同发展阶段存在显著的异质性, 其中原因可能是在扩

张型城市中人均交通运输量大的城市交通运输效率高、成本低,更利于城市内和城市间各类生产要素的流通,因此城市经济更有活力,城市的经济发展水平也越高<sup>[44]</sup>。而收缩型城市多为资源依赖型城市,城市的交通运输水平对城市经济发展不存在必然影响。城市区位政策虚拟变量 west 在扩张型城市回归模型中系数为负,并且通过了 1% 的显著性水平检验,但是在收缩型城市回归模型中未通过统计水平检验。对比前文可知,在保持其他因素不变的情况下,西部城市在扩张型城市的经济维度呈现负向影响,而城市区位在收缩型城市中对经济状况则没有明确的差异。

表 6 不同发展阶段经济增长计量估计结果

	全样本	扩张型	收缩型
econ	3.67*** (10.15)	4.33*** ( 10.8 )	1.80*** (4.89)
lnwater	0.104*** (2.74)	0.077** ( 2.12 )	0.158 (1.55)
lnland	0.082** (2.3)	0.09** (2.27)	0.138* (1.77)
lnSO2	-0.045*** (-7.48)	-0.048*** ( -7.63 )	0.006 (0.32)
lnpass	-0.033*** (-3.17)	-0.034*** ( -2.96 )	-0.004 (-0.14)
lnfina	0.412*** (23.57)	0.404*** ( 20.52 )	0.329*** (8.11)
wes	-0.231*** (-3.29)	-0.26*** (-3.71)	0.028 (0.32)
east	-0.057 (-0.41)	-0.072 (-0.48)	-0.212 (-0.77)
c	3.60*** (7.38)	3.16*** ( 5.89 )	5.21*** (7.98)
观测值	2658	2401	257
样本量	285	256	29

注: \*\*\*, \*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10% 的显著水平统计显著。

### 6.3 稳健性检验

本文主要研究当前城市综合扩张状况及其影响因素,在对于城市综合扩张的影响因素实证检验模型的稳健性至关重要,直接决定影响因素分析的科学性和有效性。参考伍德里奇在计量经济学中介绍稳健性检验中的多种做法,本文采用替换回归模型的中因变量的衡量指标的方式检验计量模型的稳健性。由于本文在实证研究阶段对城市综合扩张影响因素的研究是从人口增加、空间扩张和经济增长三个维度进行分别回归分析的,接下来将分别用城市的户籍人口密度,城市辖区建设用地比重、城市居民的平均工资分别作为以上三个维度的新的衡量指标,进行研究模型的稳健性检验。

如上文所述,对模型 1、模型 2、模型 3 中的因变量指标进行替换,依照原有方法进行模型回归分析,得到模型 4、模型 5 和模型 6,估计结果如表 5.6 所示。模型 4、5、6 中的影响因素估计结果与模型 1、2、3 中的影响因素变量基本通过了相同显著水平的检验,指标系数符号均未发生变化。即更换因变量后得到的研究结论与前文基本一致,表明本文实证研究检验结果稳健,回归分析结果具有较强的可信度。

表 7 替换因变量稳健性检验估计结果

	模型 4	模型 5	模型 6
econ	-1.897*** (-4.66)	-0.058* (-1.62)	2.557*** (7.42)
lnwater	-0.165*** (-4.46)	0.019*** (4.84)	0.074*** (4.28)

Inland	-0.101*** (-3.46)	-0.132*** (-12.31)	0.008 (0.38)
lnSO2	-0.015 (-1.22)	0.002 (1.37)	-0.104*** (-15.25)
lnpass	-0.052*** (-3)	0.007** (2.58)	-0.095*** (-10.6)
lnfina	-0.229*** (-9.12)	0.023*** (7.34)	0.47*** (29.52)
west	0.396*** (4.71)	-0.036*** (-3.57)	-0.237** (-2.5)
east	0.317** (2.32)	0.263*** (8.2)	-0.105 (-0.78)
c	14.43*** (31.06)	0.113* (1.65)	5.46*** (15)
观测值	2624	2658	2630
样本量	285	285	285

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的显著水平统计显著。

## 7 政策启示

从城市综合扩张模型的全样本回归结果来看，城市中产业结构对城市的经济增长具有显著的正向影响，自然资源的供应对城市的经济增长也就有正向的影响，城市公共财政支出会对城市的经济增长产生显著的正向影响。在城市发展不同阶段中，不同影响因素对城市综合扩张不同维度的影响作用不尽相同。基于以上的研究及结论，本文提出以下几点政策建议。

### 7.1 创新城市管理制度。

破除城市综合扩张弊病的关键在与解决城市人口和城市土地的匹配问题。实践证明，一味地追求城市空间上的扩张并不能推进城市的经济增长和城市的高质量发展，实现城市高质量的发展必须从城市产业、城市人口和城市土地多个维度发力，创新城市管理制度。第一，制定合理的产业政策，优化产业结构。产业是城市综合发展的关键因素，只有产业兴旺才能与人才的持续流入形成良性促进，因此要以产业布局为城市管理的重要抓手，推进新兴产业发展，创造更多就业岗位，提高城市人口吸纳能力，让城市发展保持活力。同时，合理规划城市不同区域的城市功能，防止城市发展结构性失衡，减少由于城市规划不合理导致城市企业发展困难的问题。第二，以城乡融合发展为契机，合理规划城市土地。城市高质量的发展要与乡村振兴战略相匹配，统筹城乡发展，需要尽快破除现存的城乡二元结构的障碍，保障城乡之间各生产资源要素的高效流通；合理规划城市内人居建设区、产业聚集区、文化生态保养区、村落农田保护区等必要的功能区，加快建设和更新饮水、用电、道路等基础设施，提高城市公共服务水平和能力；保证国家耕地红线，制定城市空间边界，提高城市土地使用效率，切实推进“限制增量，盘活存量”的发展理念，充分发挥城市土地使用潜力，走集约发展道路。第三，完善和推进户籍制度改革，保障城市活力<sup>[45]</sup>。根据现有城市规模与城市发展状况制定适合城市发展的户籍政策，中小型城市打破城市户籍壁垒，吸引更对的农业农村人口到城市中定居落户；大力推进城市公共服务均等化，保障城市常住人口能够享受相应的福利待遇和社会保障；持续推进廉租房、经济适用房等优惠住房政策，保障城市就业人口住的下来；继续推进教育和社保制度的完善，保障城市务工人员医疗及其子女的教育，吸引人才转变为留住人才。通过创新城市管理政策，协调好城市人口与土地之间的问题，进一步释放城市企业发展活力，实现城市科学发展。

### 7.2 因城施策，制定差异化发展战略。

由于我国幅员辽阔，各地区自然条件、人文环境等因素存在着巨大的差异，导致城市发展存在明显的空间差异。不同区位的城市应当根据城市资源禀赋，制定适合城市发展的战略，合理推进城市发展。资源供应对城市综合发展有较强的影响，资源依赖型城市要破除资源诅咒，创新城市发展模式，解决资源依赖产生的历史遗留问题，在保障资源可持续供应的前提下，充分利用市场作用，推进落后资源型产业升级，发展相关服务业等绿色产业，为城市发展创造替代产业，保持城市发展活力；中西部地区城市可以依托自身特色和优势资源，发展旅游业、文化产业等新兴服务业，创造绿色 GDP，充分结合自身优势，利用城好当地的资源禀赋，制定适合自身发展的长远规划，实现城市持续稳定的高质量发展。沿海、沿江、沿边

以及内陆开放城市需要继续借助政策优势,继续打造区域经济高地,主导地区经济的健康发展;不同城市的发展很难找到固定的发展模式和城市规模,需要结合城市发展现状以,找准自身定位,把城市发展融入到国家发展的大趋势当中,通过差异化实现城市的科学可持续发展。

### 7.3 转变城市发展观念

转变城市发展观念是城市科学发展的重要举措,应当从两方面着手。首先,保护绿水青山,破除“唯 GDP 论”观念。随着人们对生活质量要求的提高,居民对于城市的治理能力提出了更高的要求,为实现城市经济增长而破坏环境的做法是行不通的,需要大力推进供给侧结构性改革,清除市区内高污染高消耗的企业,让城市天空更蓝,让城市空气日益清新,让河流的水更清澈,让居民生活水平日益提升。其次,深入推进以人民为中心的发展理念。秉承总书记“发展为了人民”的发展理念,科学系统地推进民生工程,加快城市电信网络、道路交通等基础设施建设,着力城市人居环境改善。城市的发展要围绕居民衣食住行的需求,逐一进行改善和提升,让居民对城市发展有参与感和获得感。

### 参考文献

- [1] 安乾,李小建,吕可文.中国城市建成区扩张的空间格局及效率分析(1990-2009)[J].经济地理,2012,32(06):37-45.
- [2] Liu X, Hu G, Chen Y, et al. High-resolution multi-temporal mapping of global urban land using Landsat images based on the Google Earth Engine Platform[J]. Remote Sensing of Environment, 2018, 209: 227-239.
- [3] Nelson A C, Moore T. Assessing Urban Growth Management: The Case of Portland, Oregon, the USA's Largest Urban Growth Boundary[J]. Land Use Policy, 1993, 10(4):293-302.
- [4] Hepinstall-Cymerman J, Coe S, Hutyrá L R. Urban growth patterns and growth management boundaries in the Central Puget Sound, Washington, 1986–2007[J]. Urban Ecosystems, 2013, 16(1):109-129.
- [5] Bhatta, B. Modelling of urban growth boundary using geoinformatics[J]. International Journal of Digital Earth, 2009, 2(4):359-381.
- [6] 张进.美国的城市增长管理[J].国外城市规划,2002(02):37-40+0.
- [7] 王振波,张蕾,张晓瑞,关兴良.基于资源环境承载力的合肥市增长边界划定[J].地理研究,2013,32(12):2302-2311.
- [8] 付玲,胡业翠,郑新奇.基于 BP 神经网络的城市增长边界预测——以北京市为例[J].中国土地科学,2016,30(02):22-30.
- [9] 丛佃敏,赵书河,于涛,陈诚,王小标.综合生态安全格局构建与城市扩张模拟的城市增长边界划定——以天水市规划区(2015—2030 年)为例[J].自然资源学报,2018,33(01):14-26.
- [10] Schneider A, Woodcock C E. Compact, Dispersed, Fragmented, Extensive? A Comparison of Urban Growth in Twenty-five Global Cities using Remotely Sensed Data, Pattern Metrics and Census Information[J]. Urban Studies, 2008, 45(3):659-692.
- [11] 白洁,王磊.基于生产要素视角的中国大都市空间扩展——以武汉市为例[J].经济地理,2016,36(12):75-81.
- [12] 丁寿颐,吴唯佳,刘冠男.首都地区城乡建设用地空间格局与增长趋势——基于 2000-2010 年数据[J].城市规划,2017,41(06):50-58.

- [13] Gong J, Hu Z, Chen W, et al. Urban expansion dynamics and modes in metropolitan Guangzhou, China[J]. Land Use Policy, 2018, 72: 100-109.
- [14] Sahana M, Hong H, Sajjad H. Analyzing urban spatial patterns and trend of urban growth using urban matrix: A study on Kolkata urban agglomeration, India[J]. Science of Total Environment, 2018, 628: 1557-1566.
- [15] 张坤.城市蔓延度量方法综述[J].国际城市规划,2007(02):67-71.
- [16] 王海军,夏畅,张安琪,刘耀林,贺三维.基于空间句法的扩张强度指数及其在城镇扩展分析中的应用[J].地理学报,2016,71(08):1302-1314.
- [17] 于溪,张冰琦,李强,陈晋.基于 30m 地表覆盖数据的城市扩张测度方法[J].中国科学:地球科学,2016,46(09):1180-1187.
- [18] 刘红萍,张安录.国外城市用地扩张控制研究进展[J].中国土地科学,2008(05):72-76.
- [19] 刘小平,黎夏,陈逸敏,秦雁,李少英,陈明辉.景观扩张指数及其在城市扩展分析中的应用[J].地理学报,2009,64(12):1430-1438.
- [20] Vanderhaegen S, Canters F. Mapping urban form and function at city block level using spatial metrics[J]. Landscape and Urban Planning, 2017, 167: 399-409.
- [21] 卢新海,匡兵,周敏.城市建设用地利用效率的空间非均衡及影响因素[J].中国人口·资源与环境,2016,26(11):45-52.
- [22] 马燕坤.城市群功能空间分工形成的演化模型与实证分析[J].经济管理,2016,38(12):31-46.
- [23] Abhishek N , Jenamani M , Mahanty B . Urban growth in Indian cities: Are the driving forces really changing?[J]. Habitat International, 2017, 69:48-57.
- [24] 李继红, QIU Rong Xu, 熊乐, 徐佳栋.城市扩张度量中的重力-空间熵模型[J].中国科学:地球科学,2016,46(02):229-236.
- [25] 林雄斌,杨家文,张衍春,晁恒.我国城市收缩测度与影响因素分析——基于人口与经济变化的视角[J].人文地理,2017,32(01):82-89.
- [26] 赵燕菁.土地财政:历史、逻辑与抉择[J].城市发展研究,2014,21(01):1-13.
- [27] 邹兵.增量规划向存量规划转型:理论解析与实践应对[J].城市规划学刊,2015(05):12-19.
- [28] Gao B, Huang Q X, He C Y, et al. How does sprawl differ across cities in China? A multi-scale investigation using nighttime light and census data[J]. Landscape and Urban Planning, 2016, 48: 89-98.
- [29] 栾峰.城市经济学[M].北京:中国建筑工业出版社,2011.9.
- [30] 叶仁荪,王光栋,王雷.技术进步的就业效应与技术进步路线的选择——基于 1990~2005 年中国省际面板数据的分析[J].数量经济技术经济研究, 2008(03):137-147.
- [31] 李九一,李丽娟.中国水资源对区域经济社会发展的支撑能力[J].地理学报, 2012,67(03):410-419.
- [32] 毛德凤,彭飞,刘华.城市扩张、财政分权与环境污染——基于 263 个地级市面板数据的实证分析[J].中南财经政法大学学报,2016(05):42-53.
- [33] 杨本建,黄海珊.城区人口密度、厚劳动力市场与开发区企业生产率[J].中国工业经济,2018(08):78-96.
- [34] 吴文钰,高向东.中国城市人口密度分布模型研究进展及展望[J].地理科学进展,2010,29(08):968-974.

- [35] 冯健.杭州市人口密度空间分布及其演化的模型研究[J].地理研究,2002(05):635-646.
- [36] 王家庭,王璇.我国城市化与环境污染的关系研究——基于 28 个省市面板数据的实证分析[J].城市问题,2010(11):9-15.
- [37] 祝昊冉,冯健.经济欠发达地区中心城市空间拓展分析——以南充市为例[J].地理研究,2010,29(01):43-56.
- [38] 韩立达,史敦友.城市面积与城市经济关系研究[J].区域经济评论,2018(01):88-96.
- [39] 张楠楠.城市建成区空间形态及扩张分析方法研究[J].测绘与空间地理信息,2019,42(08):104-107+113.
- [40] 张利,雷军,李雪梅,高超,曾玮瑶.1997-2007 年中国城市用地扩张特征及其影响因素分析[J].地理科学进展,2011,30(05):607-614.
- [41] 蒋德权,姜国华,陈冬华.地方官员晋升与经济效率:基于政绩考核观和官员异质性视角的实证考察[J].中国工业经济,2015(10):21-36.
- [42] 陈肖飞,郜瑞瑞,韩腾腾,张胜男.人口视角下黄河流域城市收缩的空间格局与影响因素[J].经济地理,2020,40(06):37-46.
- [43] 王红梅,孟影.资源型重工业城市经济增长与环境质量相关性研究[J].经济问题,2011(06):9-13.
- [44] 单刚,王晓原,王凤群.城市交通与城市空间结构演变[J].城市问题,2007(09):37-42.
- [45] 蔡昉.以农民工市民化推进城镇化[J].经济研究,2013,48(03):6-8.

## Study on the comprehensive urban expansion and its influencing factors in China: Based on population, space and economics perspectives

Liu Yan; Wang Liangjian

(School of Economics and trade,Hunan University, Changsha / Hunan, 410079)

**Abstract:** City is an important part of regional development. The study of urban comprehensive expansion is helpful to optimize urban industrial layout and improve urban service level. This article first to the city's comprehensive expansion of population increase, the space expansion and growth mechanism of action of three dimensions of the mechanisms of urban comprehensive expansion and combing and analysis, combining with the existing research selected the appropriate measure, by adopting the combination of subjective and objective analytic hierarchy process (ahp) to determine index weight, in 285 China reveals above the city's comprehensive expansion index measure, This paper makes a multi-dimensional statistical analysis of the comprehensive expansion of cities at prefecture level and above, and analyzes the spatio-temporal differentiation characteristics. Finally, the panel data model is used to empirically test the influencing factors of the comprehensive expansion of cities. It is found that from 2009 to 2018, the comprehensive expansion of prefecture-level and above cities in China presents a fluctuating downward trend, and there are differences in the situation of urban expansion in different regions. The comprehensive expansion gap between cities changes with the change of urban expansion trend. The factors such as industrial structure, resource supply and public financial expenditure have significant positive influence on urban economic growth. Urban industrial structure has a negative effect on urban population density. The influence of urban location on urban comprehensive expansion is also different. Compared with the eastern and central regions, the western

region has a significant negative impact on urban economy, while the eastern and western regions have a significant positive impact on urban population density compared with the central region.

**Keywords:** urban comprehensive expansion; Analytic hierarchy process; Exponential measure; Influencing factors; Urban economy