

中国城市建设用地结构时空演变特征及机理研究

卢新海^{1,2}, 葛 堃¹, 柯善淦¹

(1. 华中科技大学公共管理学院, 武汉 430074; 2. 华中师范大学公共管理学院, 武汉 430079)

摘 要: 研究目的: 研究中国城市建设用地结构的时间和空间演变特征, 分析其演变机理。研究方法: 基于基尼系数、偏离-份额分析法以及地理加权回归, 采用2012-2016年中国各省城市建设用地数据进行分析。研究结果: 考察期内中国各省份城市建设用地基尼系数保持中等偏高水平, 呈现出小幅下降趋势; 居住用地、公共管理与公共服务设施用地、工业用地、公用设施用地面积增速低于平均水平, 商业服务业设施用地、物流仓储用地、道路交通设施用地、绿地与广场用地面积增速高于平均水平; 地方政府财政支出、年末实有道路铺装面积、人口自然增长率与新增建设用地总量正相关, 地方政府财政收入与新增建设用地总量负相关。研究结论: 目前我国城市各类建设用地结构呈现较严重失衡状态, 省际用地结构呈现出很强的集聚性, 差异明显; 税收政策、城市规划、交通规划等政策因素在城市用地结构和规模中起主导性作用; 工业仍然是中国大部分省份的支柱产业, 但增长缓慢, 而以电子商务为代表的互联网经济迅猛发展, 产业结构正处于升级阶段; 居住环境、配套设施大为改善, 中国城市化正迅速推进。

关键词: 城市建设用地结构; 基尼系数; 偏离-份额分析法; 地理加权回归

一、引言

土地是城市经济活动的载体和重要参与者, 城市土地利用结构是指城市内部各种功能用地的比例和空间结构及相互影响、作用的关系^[1]。土地利用结构的形成是人类活动与自然条件综合作用的结果, 各种经济活动在城市空间上的投影形成一定的城市空间结构, 是城市经济发展程度、阶段、内容的空间反映^[2]。

城市土地利用规模、结构特征及其演变机理是研究城市建设用地问题的两个方面, 学者已经从多维度、多层次进行了较为深入的研究, 相关研究方法比较成熟。洛伦茨曲线和基尼系数组合是衡量城市建设用地规模和结构变化的一种行之有效的方法, 对城市用地结构空间差异的研究也是如此^[3,4]。利用洛伦茨曲线和基尼系数方法, 在城镇土地利用现状的聚集特征进行研究的基础上, 可以结合相关标准对城市用地

结构合理性进行评价^[5]。地理位置、社会经济发展水平、人民生活水平、区域政策、人口城市化等因素是建设用地结构和规模变化的主要驱动因子^[6-11], 但驱动因子在不同区域作用机制和作用效力存在明显差异^[8]。

《土地利用现状分类》(GB/T 21010-2017)于2017年11月1日起正式实施, 该版本与2012年1月1日正式实施的《城市用地分类与规划建设用地标准》(GB 50137-2011)对原12个一级用地的设定并没有区别, 不同之处仅仅是新版土地分类对部分二级用地进行了细化与调整。为了研究成果的可靠性以及基于数据的可获得性, 文中将考察期定为2012-2016年。通过计算中国31个省、市、自治区(以下简称“省”)城市建设用地不同维度的基尼系数, 并结合偏离-份额分析法进行特征分析, 在此基础上建立地理加权回归模型, 对城市建设用地规模和结构的

作者简介: 卢新海(1965-), 男, 湖北洪湖人, 华中科技大学公共管理学院二级教授, 华中师范大学公共管理学院院长, 研究方向: 土地管理、城市管理、房地产管理; 葛堃(1986-), 男, 江西宜春人, 华中科技大学公共管理学院博士生, 研究方向: 土地管理、城市管理、房地产管理; 柯善淦(1992-), 男, 湖北黄石人, 华中科技大学公共管理学院博士生, 研究方向: 土地管理、城市管理、房地产管理。

演变机理进行分析,形成规律性认识,为中国进一步推进城市化提供决策参考。

二、研究方法和数据来源

(一) 基尼系数

基尼系数原用于分析收入分配均衡程度。将基尼系数和城市建设用地结构结合,能精准观测研究区域内用地结构变化的均衡程度。根据基尼系数的定义,采取臧日宏基尼系数计算公式计算各类城市建设用地支出的基尼系数^[12]:

$$G = 1 + \sum Y_i P_i - 2 \sum (\sum P_i)' Y_i \quad (i = 1, 2, 3, \dots, m) \quad (\text{式 } 1)$$

式中, G 表示基尼系数, Y_i 表示 i 地某类用地占该地城市建设用地总量的百分比, P_i 表示 i 地城市建设用地总量占研究区域城市建设用地总量的百分比, $(\sum P_i)'$ 表示累计到 i 地的各项城市建设用地总额占区域城市建设用地总额的百分比。

(二) 偏离-份额分析法

偏离-份额分析法最初由美国经济学家丹尼和克瑞姆相继提出,后经众多学者总结并逐步完善,20世纪80年代初由杜恩(Dunn)集各家之所长,总结成现在普遍采用的形式^[11]。偏离-份额分析法关系式表示为:区域经济增长(G) = 地区增长份额(RS) + 产业结构偏离份额(PS) + 区位份额(DS),同理应用到土地利用结构中:

$$RS = \sum Y_i^0 R_i \quad (\text{式 } 2)$$

$$PS = \sum Y_i^0 R_i - \sum Y_i^0 R = \sum Y_i^0 (R_i - R) \quad (\text{式 } 3)$$

$$DS = \sum Y_i^0 r_i - \sum Y_i^0 R_i = \sum Y_i^0 (r_i - R_i) \quad (\text{式 } 4)$$

式中: Y_i^0 为各地市第 i 类城市建设用地支出的实

际值; R 为研究区域整体城市建设用地增长率; R_i 为研究区域第 i 类城市建设用地增长率; r_i 为各地市第 i 类城市建设用地的实际增长率。

(三) 数据来源与说明

《土地利用现状分类》将城市建设用地分为居住用地、公共管理与公共服务设施用地、商业服务业设施用地、工业用地、物流仓储用地、道路交通设施、公用设施用地、和绿地与广场用地等八大类。文中城市建设用地数据根据《中国城市建设统计年鉴》进行整理;城市经济数据来自于《中国统计年鉴》和《中国经济与社会发展统计数据库》。

三、中国土地利用结构特征分析

(一) 总体变化特征

2012-2016年,中国31个省城市建成区规模由45750.70km²增至52761.30km²,增长幅度7010.60km²,总体增长率15.32%(表1)。居住用地和道路交通设施用地增幅最大,分别新增用地面积2090.48km²和2322.94km²,其中道路交通设施用地增长率超过42%;工业用地和商业服务业设施用地增长率均超过20%,分别增加1812.8km²和691.14km²;公共管理与公共服务设施用地增长幅度较小;物流仓储用地和绿地与广场用地却有长足增长,分别新增用地面积238.86km²和937.98km²,增长率分别达到17.33%和19.66%。

考察期内,中国处于快速城市化阶段,城市用地规模增长迅猛,吸纳大量外来人口,居住用地增长迅猛;城市内部交通基础设施极大改善,绿地广场面积迅速增加,城市宜居性大为提高。数据表明,2012-2016年工业仍然是中国的支柱产业,但以电子商业为代表的新兴互联网经济得到迅猛发展。

表1 2012-2016年中国城市建设用地变化情况(km²)

小计	居住用地	公共管理与公共服务设施用地	商业服务业设施用地	工业用地	物流仓储用地	道路交通设施用地	公用设施用地	绿地与广场用地
2012	14283.43	4481.77	3084.76	8712.44	1378.45	5462.72	2130.24	4771.19
2016	16373.91	4975.48	3775.9	10525.24	1617.31	7785.66	1998.63	5709.17

联合国开发计划署等组织通常把0.4作为均衡程度的“警戒线”,超过“警戒线”时,说明该地类在空间上具有很强的集聚性,省际差异极大。2012-2016年各类用地基尼系数集中于(0.3,0.5),指数等级为“中”和“高”,商业服务业设施用地、绿地

与广场用地、工业用地基尼系数偏高,说明此类用地省际差异较大。各类用地基尼系数小幅下降,说明城市建设用地趋向均衡发展;物流仓储用地基尼系数略有上升,各省仓储用地差异扩大化(表2)。

表 2 2012 – 2016 年中国城市建设用地基尼系数

小 计	居住用地	公共管理 与公共服 务设施用地	商业服务 业设施用 地	工业用地	物流仓储 用地	道路交通 设施用地	公用设施 用地	绿地与广 场用地
2012	0.3923	0.3943	0.4454	0.4404	0.3806	0.4025	0.4028	0.4316
2016	0.3715	0.3590	0.3430	0.3939	0.4551	0.3824	0.3648	0.3603

2012 年绝大部分省份城市建设用地基尼系数超过 0.4 警戒线水平,上海、贵州超过 0.55;仅广西、广东、海南等少数省份处于 (0.3, 0.4) 之间。与 2012 年相比,2016 年各省基尼系数整体下降,天津、海南、广东 3 省略有上升;东北的吉林、辽宁,东南的广东、海南以及西南的重庆、青海基尼指数仍高于 0.4 警戒线 (图 1)。基尼系数的变化可能与社会经济发展水平、资源禀赋等密切相关^[13],并且有可能与空间地理位置有关。

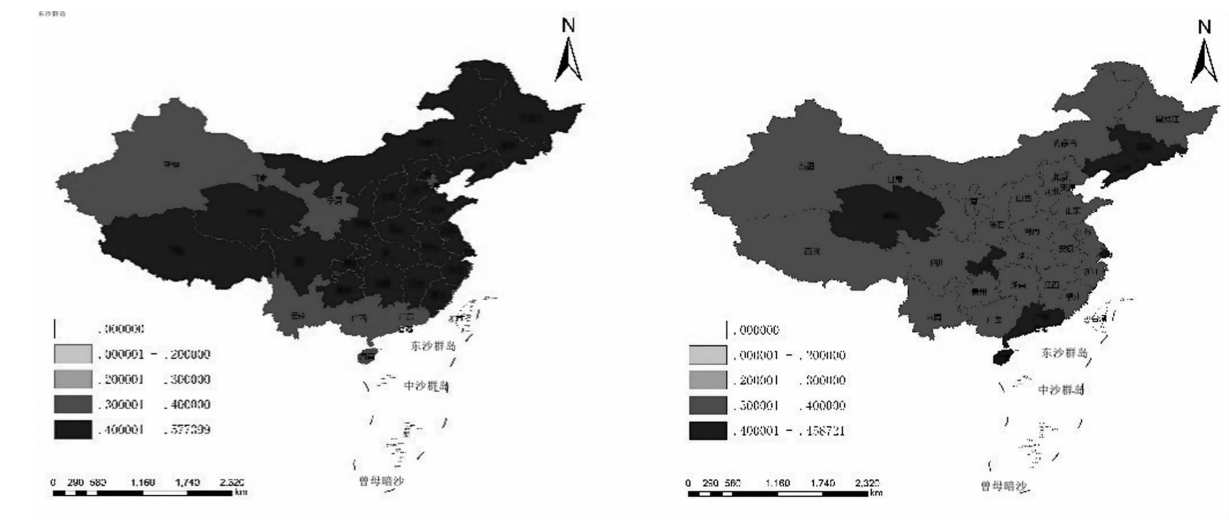


图 1 中国 2012 和 2016 年城市建设用地基尼系数分布图

(二) 建设用地演变规律

根据偏离 - 份额分析法,各省份城市用地增量可分解为地区增长份额、结构份额、竞争力份额,依次进行分析。地区增长份额 (RS) 反映了 2012 年 31 个省份城市建设用地结构特点,运用 SPSS21 对 RS 设定 5 类进行 K 均值聚类分析,ANOVA 结果中 F 值较大,且 P 值在 99% 置信度下通过检验 (表 3)。

第 I 类:江苏、山东、广东,其特点为:城市建成区面积广,经济发达,城市化率高,吸纳大量外来人口,居住用地和工业用地份额高于其他省份;近年来,这三个省份对外贸易、电子商务迅猛发展,物流仓储用地增长迅速。

第 II 类:天津、海南、贵州、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏,其特点为:该类省份城市建成区面积较为狭小,城市用地以居住用地为主,除天津外,大部分省份偏远,经济较为落后,城市化率较低。

第 III 类:北京、山西、内蒙古、吉林、福建、江西、湖南、广西、重庆、云南、新疆,其特点为:城

市用地以居住用地为主,工业用地次之,道路交通设施、公共管理与公共服务设施用地份额较大,公用设施用地、物流仓储用地偏少。该类中大部分省份位于边境地区,是对外交流的经济枢纽和交通枢纽,这可能是造成此类用地结构特征的重要原因。

第 IV 类:上海。上海市经济发达、城市化水平高、人口稠密、腹地广阔,城市建设用地特征为:居住用地为主,工业用地其次,道路交通设施用地、绿地与广场用地份额较高,而物流仓储用地、公用设施用地较少。此用地特点与上海市长江三角洲地区经济中心和交通枢纽地位密不可分。

第 V 类:河北、辽宁、黑龙江、浙江、安徽、河南、湖北、四川,其用地特点为:居住用地为主,工业、绿地与广场用地份额较大;物流仓储用地规模较大,高于大部分省份。大部分省份位于中部,经济处于发展中阶段,是连接东部、中部、西部的重要节点。

表 3 地区增长份额聚类 ANOVA 结果

	聚类		误差		F	Sig.
	均方	df	均方	df		
居住用地	9095.93	4	54.357	26	167.336	0.000***
公共管理与公共服务设施用地	791.23	4	18.883	26	41.902	0.000***
商业服务业设施用地	487.02	4	7.746	26	62.875	0.000***
工业用地	5210.24	4	72.048	26	72.316	0.000***
物流仓储用地	61.16	4	1.804	26	33.905	0.000***
道路交通设施用地	1326.99	4	25.474	26	52.092	0.000***
公用设施用地	145.83	4	5.804	26	25.127	0.000***
绿地与广场用地	986.20	4	11.035	26	89.370	0.000***

注：*，**，***分别表示变量在 90%，95%，99%置信度下显著。

结构份额（PS）反映的是全国 31 个省份各类用地平均增长水平与 31 个省份城市用地平均增长水平的差值，该值为正，说明该类用地增长率高于平均增长水平；反之，则低于平均增长水平。从取值来看，居住用地、公共管理与公共服务设施用地、工业用地、公用设施用地结构份额（PS）为负，说明此类用地增速低于平均水平；而商业服务业设施用地、物流仓储用地、道路交通设施用地、绿地与广场用地为正，增速高于平均水平。工业用地和商业服务业设施用地增速“一低一高”，说明考察期内中国 31 个省

份工业发展减缓，服务业发展迅速，经济结构转型升级；物流仓储用地和道路交通设施用地“双高”，印证了近年来中国交通基础设施极大改善，电子商务、仓储产业迅猛发展的现实；居住用地、公共管理与公共服务设施用地、公用设施用地增速较慢可能与政府转型、城市市政设施的发展阶段等因素相关（表 4）。

竞争力份额（DS）反映 31 个省份各类用地增长水平与全国 31 个省份各类用地平均增长水平的差值，直接体现研究对象各类用地差异。

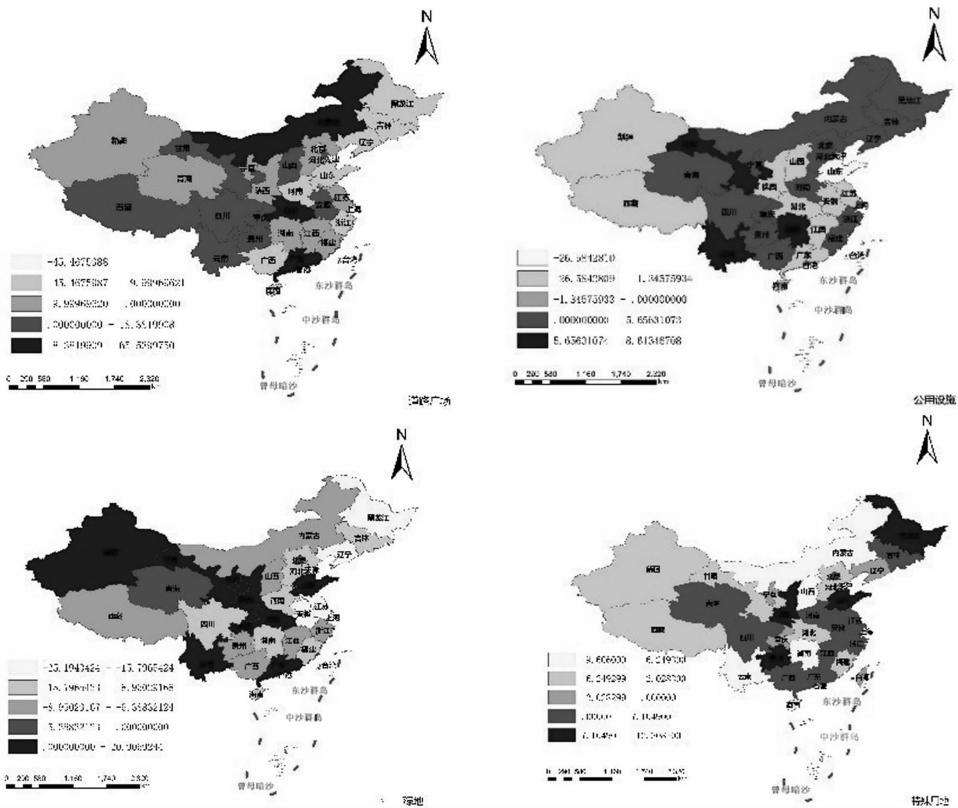


图 2 2012 - 2016 年中国城市建设用地竞争力份额图

山东、广东、云南、重庆、四川、湖北、甘肃、北京、贵州、宁夏和广西 11 个省份 DS 值为正值，居住用地增长率超过全国平均水平，此类省份主要为人口净流入省份^[14]，分为两类：第一类为广东、北京、山东等经济发达地区，就业机会充足，人才吸纳能力强；第二类为部分中西部省份，经济发展推动城市化快速发展，居住用地需求旺盛。山东、西藏、江苏、天津公共设施用地增长份额最大，广东、内蒙古、贵州增长份额最小，远低于全国平均水平。广东和山东工业用地增长最为迅猛，上海、内蒙古工业用地增长最慢，这与当地经济增长水平与产业结构调整密不可分。珠三角、长三角、环渤海地区发展已成为中国电子商务消费的核心区域，山东和广东的物流仓储用地规模也得到长足发展。云南、内蒙古、山西道路设施用地增长速度领跑其他省份；江苏、浙江、上海等传统经济中心道路设施用地增长低于全国平均水平。据此认为，建设用地竞争力份额可能受到人口、经济发展水平、产业结构、道路交通、政策制度等多因素的影响。

四、中国土地利用结构演变机理研究

城市建设用地规模和结构是城市内部社会经济系统与宏观社会经济系统持续进行物质和能量交换的结果，主要受到自然地理因素、经济因素、城市发展因素、政策与制度因素的因素影响^[15-19]。根据可观察、可测量、可操作准则，结合城市用地研究成果，选定 2012-2016 年城市人均可支配收入、社会消费品零售总额、年末实有铺装道路面积、GDP、地方财政一般预算收入、地方财政一般预算支出、城市全社会固定资产投资、人口自然增长率、第二三产业产值比重、社会固定资产投资总额为解释变量；设定土地政策为虚拟变量，2012 年起实施的《城市用地分类与规划建设用地标准》、《建设用地容积率管理办法》等土地政策日益完善，据此将 2012 年和 2016 年土地

政策变量取值分别为 1 和 2。

(一) 一般线性回归模型

以新增建设用地总量和城市建设用地基尼系数为被解释变量，设定模型为：

$$CA = f(X'_i) = \sum_{i=1,2..n} \beta_i X'_i + \varepsilon \quad (\text{式 } 5)$$

$$GN = f(X_i) = \sum_{i=1,2..n} \beta_i X_i + \varepsilon \quad (\text{式 } 6)$$

式中：CA 表示新增建设用地总量，GN 城市建设用地基尼系数； X_i 表示 DI，RS，RPA，GDP，LGFI，LGFS，FAI，FI，RST，TNPG，LP，分别代表城市人均可支配收入、社会消费品零售总额、年末实有道路铺装面积、国内生产总值、地方政府一般财政收入、地方政府一般财政支出、固定资产投资总额、外商投资总额、非农产业生产总值比重、人口自然增长率、土地政策， X'_i 表示变量相较于基期的增加值， β_i 表示变量系数， ε 表示随机扰动项。

Eviews8.0 相关性检测结果显示：2012-2016 年 CA、RPA、LGFS、LGFI（地方政府财政收入）、FAI 的相关性系数均在 0.75 以上，共线性显著，其他变量之间也存在共线性关系。经逐步回归，确定 LGFI、LGFS、RPA、TNPG 四个变量进入模型，其他变量被剔除。最终新增建设用地解释模型调整后的可决系数（ R^2 ）为 0.8878，解释力强；Durbin-Watson 统计值为 2.0875，处于（1.6.2.5）的可接受范围，不存在共线性（表 5），模型拟合度高，解释力强。模型中，LGFS、RPA、TNPG 系数为正，与新增建设用地总量正相关；LGFI 系数为负，与新增建设用地总量负相关。新增地方政府财政支出与新增建设用地弹性系数最大，为 0.5766；地方政府财政支出与新增建设用地弹性系数最小，为 -0.1579。这说明当前，我国城市建设用地仍然由政府主导，受到政府城市规划、交通规划、人口增长、税收政策、经济发展水平等因素影响。

表 4 2012-2016 年中国新增建设用地影响因素回归结果

参数	LGFS	RPA	TNPG	LGFI	Ad. R^2	D-W stat
Coefficient	0.5766	0.4553	0.3397	-0.1579	0.8878	2.0875
t-Statistic	4.6978	3.3872	2.7530	-2.3129		
P-Value.	0.0001***	0.0022**	0.0104*	0.0286*		

注：表中*，**，***分别表示变量在 90%，95%，99%置信度下显著。

城市建设用地基尼系数解释模型（表 6）回归结果显示：2012-2016 年中国城市建设用地基尼系数的影响因素为 LP、LGFI、FAI，其中城市建设用地基

尼系数与土地政策与固定资产投资负相关，与地方政府财政收入正相关，调整后的可决系数为 0.8979，变量均在 99%置信度下与基尼系数关系显著，Durbin

- Watson 值为 2.4561 处于 (1.6, 2.5) 可接受范围, 不存在共线性, 模型拟合度高, 解释力强。从系数来看, 基尼系数与地方政府财政收入正相关, 与土地政策完备程度、固定资产投资负相关。企业税收是我国地方政府的最主要收入来源^[20], 房地产投资是

我国社会固定资产投资的主要部分^[21]。据此认为: 地方政府税收政策和房地产投资是影响我国城市建设用地结构的最主要因素。高税率、广税基会造成建设用地结构的不均衡; 房地产投资及配套设施的建造有利于城市建设用地结构均衡。

表 5 2012 - 2016 年中国城市建设用地基尼系数影响因素回归结果

参数	C	LP	LGFI	FAI
Coefficient	0.4602	-0.3392	0.4629	-0.3994
P - Value	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0003 ***	0.0009 ***
T - Statistic	12.263	-9.1771	3.8877	-3.5136
Adj. R ²	0.8979			
F - Statistic	31.2393			
D - W stat	2.4561			

注: 表中*, **, *** 分别表示变量在 90%, 95%, 99% 置信度下显著。

(二) 地理加权回归模型

为验证 CA、GN 的变化是否与空间地理位置相关, 引入地理加权回归模型 (GWR)。GWR 模型是将数据的地理位置引入到回归参数中, 利用邻近观测值的子样本数据信息进行局域回归估计, 其参数是随着空间上局域地理位置变化而变化的, 扩展了利用全域信息估计的常数的一般线性回归 (OLS) 模型。

首先利用 Arcgis10.1 空间自回归模型对新增建设用地以及城市建设用地基尼系数的空间相关性进行验证, 计算莫兰指数 (Moran's I), 结果显示: 新增建设用地全局 Moran's I 为 -0.0376, Z 值为 -0.0969,

P 值为 0.9228, 说明 2012 - 2016 年新增建设用地总量在空间分布上具有随机性。基尼系数自相关计算结果显示: 2012、2016 年中国城市建设用地 Moran's I 分别为 0.1924 和 0.1949, Z 值分别为 3.1654 和 3.2097, P 值分别为 0.001549 和 0.001329, 在 99% 置信区间内显著 (图 3)。因此认为: 2012 - 2016 年城市建设用地基尼系数与空间位置显著关系, 需要用 GWR 模型进一步研究。设定基尼系数 GN 和地方政府财政收入 LGFI、固定资产投资 (FAI) 的 GWR 模型为:

$$GN = \beta_0(u_i, v_i) + \beta_1 LGFI + \beta_2 FAI + \varepsilon \quad (\text{式 } 7)$$

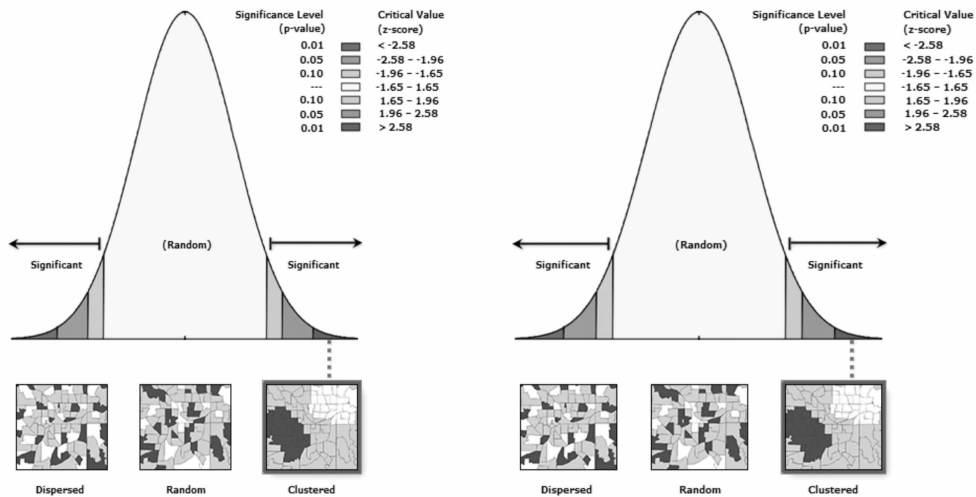


图 3 2012 和 2016 年中国城市用地基尼系数空间自相关计算结果

在 GWR4 软件中进行 Gaussian Model、Fixed Gaussian (distance)、AIC 设定, 对方程 (7) 进行拟合, 并利用蒙特卡罗方法对各影响因素在空间变异进行显著性检验, 估计回归系数的 P 值 (表 6)。GWR4 黄金比例搜索算法计算出 2002、2011 年最佳带宽分别为 585.23 和 576.65km; 调整后 R² 分别为 0.9034 和 0.9487, 均大于原方程, GWR 的 AIC (-35.1826, -55.2165) 比 OLS 方程 AIC (-5.5738, -6.7856) 小得多说明

GWR 比 OLS 拟合度更好。

表 6 2012 - 2016 年中国城市建设用地基尼系数 GWR 回归结果

参数	2012			2016		
	Intercept	LGFI	FAI	Intercept	LGFI	FAI
最小值	0.0389	-0.1674	-0.4181	0.0000	-0.1964	-0.4527
上四分位值	0.3562	0.1416	-0.0252	0.3745	0.1565	0.0462
中位数	0.3454	0.1251	-0.0486	0.3456	0.1019	-0.0274
下四分位值	0.3192	0.1173	-0.0580	0.3151	0.0659	-0.0714
最大值	0.3719	0.4792	0.8917	0.4012	0.7095	1.5517
平均值	0.3234	0.4138	-0.3085	0.3200	0.0084	0. -3048
P - Value	0.0014 **	0.0007 ***	0.0001 **	0.0003 **	0.0002 **	0.0000 **

注：表中*，**，***分别表示变量在90%，95%，99%置信度下显著。

GWR 是对每一个空间单元都进行局部回归，因此与一般 OLS 回归不同，每一个参数都有一个最大值、最小值、上四分位值、下四分位置、平均数、中位数（表 7）。对 P 值进行分析认为，2012 - 2016 年基尼系数与固定资产投资总额、当地政府财政收入、土地政策具有显著性关系，表现出显著的空间不稳定性，即其回归系数随着空间变化发生显著差异，且 P 值在 99% 置信度下通过显著性检验。

从系数变化范围分析，2002 年 LGFI 系数在 [-0.1674, 0.4792] 范围内浮动，平均数为 0.4138，中位数为 0.1251；2011 年地方政府财政收入在 [-0.1964, 0.7095] 范围内浮动，平均数为 0.0084，中位数 0.1019。2002 年 FAI 系数在 [-0.4181, 0.8917] 范围内变动，平均数为 -0.3085，中位数为 -0.0486；2011 年 FAI 系数在 [-0.4527, 1.5517] 浮动，平均数为 0. -3048，中位数 -0.0274。对比一般 OLS 模型：OLS 模型变量 FAI，LGFI 系数位于 GWR 模型变量系数变动范围内，GWR 变量平均数的符号与一般 OLS 模型变量符号一致，且系数绝对值 LGFI > FAI。据此认为，土地政策、固定资产投资、地方政府财政收入与城市建设用地基尼系数的相关性是稳定的，其影响力大小排序为：LGFI > LP > FAI。

五、结果与讨论

（一）研究结果

第一，从建设用地基尼系数分布来看，考察期内中国各省份城市建设用地基尼系数保持中等偏高水平，大体呈现出由东部向西部递减的趋势；各地类基尼系数呈现出小幅下降趋势，物流仓储、公共管理与公共服务设施、绿地与广场三个地类基尼系数略有上升。

第二，从偏离 - 份额分析来看，居住用地、公共管理与公共服务设施用地、工业用地、公用设施用地增速低于平均水平；而商业服务业设施用地、物流仓储用地、道路交通设施用地、绿地与广场用地增速高于平均水平。工业用地和商业服务业设施用地增速“一低一高”。说明考察期内，中国 31 个省份工业发展减缓，服务业发展迅速，经济结构转型升级；物流仓储用地和道路交通设施用地“双高”，印证了近年来中国交通基础设施极大改善，电子商务、仓储产业迅猛发展的现实；居住用地、公共管理与公共服务设施用地、公用设施用地增速较慢可能与政府转型、城市市政设施的发展阶段等因素相关。

第三，从新增建设用地规模变化机理分析，地方政府财政支出、年末实有道路铺装面积、人口自然增长率与新增建设用地总量正相关；地方政府财政收入与新增建设用地总量负相关。新增地方政府财政支出与新增建设用地弹性系数最大，地方政府财政支出与新增建设用地弹性系数最小。说明考察期内我国城市建设用地扩张主要受到政府城市规划、道路规划、人口增长等因素的刺激，且受到地方政府税收政策、经济发展水平的抑制。

第四，从建设用地基尼系数变化机理分析，地方政府税收政策和房地产投资是影响我国城市建设用地结构的最主要因素，高税率、广税基会造成建设用地结构的不均衡；房地产投资及配套设施的建造有利于城市建设用地结构均衡。同时，基尼系数具有显著的空间差异，土地政策、固定资产投资、地方政府财政收入与城市建设用地基尼系数的相关性是稳定的，其影响力大小排序为：地方政府财政收入 > 土地政策 > 固定资产投资。

(二) 研究讨论

第一,研究总结。目前我国城市各类建设用地结构呈现较严重失衡状态,省际用地结构呈现出很强的集聚性,差异明显;税收政策、城市规划、交通规划等政策因素在城市用地结构和规模中起主导性作用,说明我国政府是推进城市化的最主要推手,市场因素略显不足;城市建设用地特征反映出目前工业仍然是中国大部分省份的支柱产业,但增长缓慢,而以电子商务为代表的互联网经济迅猛发展,产业结构正处于升级阶段;居住面积、居住环境、配套设施大为改善,中国城市化正迅速推进。

第二,不足之处。考察时期较短,可能会对结论的适用性产生影响。2002版《城市用地分类与规划建设用地标准》与2012版《城市用地分类与规划建设用地标准》和最新《土地利用现状分类》的土地分类标准存在统计口径、统计分类上的差异,因此选取2012-2016年的统计数据,研究结论拓展性受到限制。

参考文献:

[1]崔功豪,王本琳,查彦玉.城市地理学[M].南京:江苏教育出版社,1992:76.

[2]袁丽丽.城市化进程中城市用地结构演变及其驱动机制分析[J].地理与地理信息科学,2005,(3):51-55.

[3]郑新奇,孙元军,付梅臣,等.中国城镇建设用地结构合理性分析方法研究[J].中国土地科学,2008,(5):4-10.

[4]叶长盛.基于洛伦茨曲线和基尼系数的江西省城市建设用地空间结构分析[J].资源与产业,2011,(4):37-42.

[5]扈传荣,姜栋,唐旭,等.基于洛伦兹曲线的全国城市土地利用现状抽样分析[J].中国土地科学,2009,(12):44-50.

[6]张雪茹,尹志强,姚亦锋,等.安徽省城市建设用地变化及驱动力分析[J].长江流域资源与环境,2016,(4):544-551.

[7]徐梦冉,张燕.江苏省城市建设用地结构时空演变及驱动力分析[J].资源开发与市场,2015,(10):1159-1164.

[8]赵可,张安录,徐卫涛.中国城市建设用地扩张驱动力的时空差异分析[J].资源科学,2011,(5):

935-941.

[9]焦利民,张欣.基于圈层建设用地密度分析的中国主要城市扩张的时空特征[J].长江流域资源与环境,2015,(10):1721-1728.

[10]曹广忠,白晓.中国城镇建设用地经济密度的区位差异及影响因素——基于273个地级及以上城市的分析[J].中国人口·资源与环境,2010,(2):12-18.

[11]王成新,王波涛,王翔宇.基于结构视角的中国人口城市化与土地城市化异速增长研究[J].中国人口·资源与环境,2016(08):135-141.

[12]臧日宏.经济学[M].北京:中国农业大学出版社,2002:330.

[13]郭杰,包倩,欧名豪.基于资源禀赋和经济发展区域分异的中国新增建设用地指标分配研究[J].中国土地科学,2016,(6):71-80.

[14]Phpcms.中国各地人口净流入流出示意图[EB/OL].<http://www.phb123.com/city/renkou/8209.html>, 2016-12-24.

[15]石忆邵,彭志宏,陈华杰,等.国际大都市建设用地变化特征、影响因素及对上海的启示[J].城市规划学刊,2008,(6):32-39.

[16]黄大全,金浩然,赵星烁.四类城市建设用地扩张影响因素研究——以北京市昌平区为例[J].资源科学,2014,(3):454-462.

[17]谢汀,刘爱宁,高雪松,等.基于信息熵和灰色关联的成都市建设用地结构时空变化及驱动力分析[J].农业现代化研究,2015,(1):118-125.

[18]黄季焜,朱莉芬,邓祥征.中国建设用地扩张的区域差异及其影响因素[J].中国科学(D辑:地球科学),2007,(9):1235-1241.

[19]鲁春阳,文枫,杨庆媛.城市土地利用结构影响因素的通路分析——以重庆市为例[J].地理科学,2012,(8):936-943.

[20]刘志广.我国地方政府财政收入来源及其规模[J].地方财政研究,2010,(4):14-19.

[21]宁琰,许鹏.房地产投资、固定资产投资和GDP关系研究[J].武汉理工大学学报,2008,(12):173-176.

(编辑校对:孙敏 吴洪敏)