

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20200328

· 资源利用 ·

中国土地经济密度动态变化及其影响因素 时空非平稳性分析^{*}

周 翼¹, 谢保鹏^{2*}, 赵鸿雁², 陈 英², 裴婷婷²

(1. 中国农业大学土地科学与技术学院, 北京 100193; 2. 甘肃农业大学资源与环境学院, 兰州 730070)

摘要 [目的] 掌握2005—2016年我国主要省份(不包括港澳台等地区)土地经济密度的动态变化及其影响因素的时空非平稳性。[方法] ESTDA-GTWR研究框架,包括空间马尔科夫、LISA时间路径、LISA时空迁跃、地理时空加权回归模型。[结果] (1) 我国主要省份土地经济密度整体稳定,逐级递增,空间非均衡性增强,且在高邻域水平下具有均质性,低邻域水平下具有异质性,在高区域水平下较为稳定,中低区域水平下更易变动,整体受邻域影响较小。(2) 土地经济密度局部空间结构动态性较弱,动态强度降低,高动态强度省域数量增加;局部空间依赖方向较为稳定并趋向更稳定,波动重心由北向南转移。(3) 土地经济密度局部空间凝聚力较高,存在路径依赖或锁定特征,只有青海省发生了时空迁跃。(4) 人均GDP、货运量、土地出让金、二、三产业产值比重以及地形起伏度对土地经济密度整体影响为正,城市化率、城市规模对土地经济密度整体影响为负;在研究时点中,所有影响因素的时空非平稳性都有所增强,在空间上表现出收缩、稳定、位移、集聚、扩散以及极化等特征,在强度上则存在增强、减弱、稳定的变趋势。[结论] 要实现土地经济密度局部空间格局的跃升存在难度,未来应制定具有弹性的土地管理政策,促进土地经济密度均衡增长。

关键词 土地经济密度 动态变化 时空非平稳性 探索性时空数据分析 地理时空加权回归模型

中图分类号:F301.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-9121[2020]03230-13

0 引言

土地经济密度是城市发展系统作用于城市地域空间规模和结构的主要表现形式^[1],能够有效反映一定时空范围内区域经济的发展程度和集中程度^[2]。截止2017年,中国的城市化率为58.52%,城市建成区面积达到5.433 147万km²,相较于1981年扩大了近6.3倍。然而在高速城镇化的过程中却存在以土地换增长的问题^[3],但新型城镇化不能单纯依靠建设用地的无序扩张来拉动经济^[3],更要实现城市的精明增长。因此掌握土地经济密度动态格局,探寻其影响因素的变化规律,有利于促进经济增长与城市扩张的协调发展。

目前直接涉及土地经济密度的研究并不多见,有待进一步地深入与拓展。在理论层面,国内学者对土地经济密度的概念并未形成统一认识,有学者认为土地经济密度是区域生产总值与区域土地面积的比值^[4],也有学者认为土地经济密度是城市发展在空间上的映射^[1],但都认为土地经济密度可以衡量土地经济产出效益^[5-7]。在实证层面,土地经济密度的时空差异^[8-9]、动态演进^[10]以及驱动机制^[11-13]构成了研究的主要内容;省级^[1]、地市级^[14]、县级^[15]、东中西部^[16]以及典型区域^[17-18]成为了研究的常用尺度;泰尔指数^[11]、变异系数^[3]、空间自相关^[9]、马尔科夫^[10]、回归分析^[1]、相关分析^[4]等方法则是研究

收稿日期: 2018-08-20

作者简介: 周翼(1993—),男,重庆垫江人,博士研究生。研究方向: 土地资源管理

*通讯作者: 谢保鹏(1988—),男,甘肃天水人,博士、副教授。研究方向: 土地制度与土地资产管理。Email: gsauedu@163.com

*资助项目: 国家自然科学基金项目“村民关联度与农地利用的关系研究——以甘肃河西走廊为例”(71263003);“农民土地价值观: 测度、变迁与影响”(71563001)

土地经济密度区域差异、空间格局以及影响因素的重要手段。然而利用传统数理统计与空间数据探索性分析(Exploratory Space Data Analysis, ESDA)等方法分析土地经济密度时空格局时,时间要素与空间要素是分离的^[19],测度的是变量的截面特征,无法反映土地经济密度的动态变化。Rey^[20]等提出的探索性时空数据分析(Exploratory Time-space Data Analysis, ESTDA)能有效地将时间维度整合到空间数据分析中^[21],有助于人们从时空交互的视角探讨土地经济密度的时空格局。另外,时空数据具有很强的时空非平稳性^[22],而全局回归模型假定随机误差项独立同分布,忽略了变量的时空特征,大大降低了模型的估计精度^[23];地理加权回归模型(Geographically Weighted Regression, GWR)虽然可以识别空间非平稳性,但没有考虑时间维度上的变化趋势^[24],也容易导致有偏估计。Huang^[25]等提出的地理时空加权模型(Geographically and Temporally Weighted Regression, GTWR)将时间因子加入到GWR模型中^[26],可探测到不同地区在不同时间点的变量关系,是研究影响因素时空非平稳性的有效方法。

基于此,文章采取ESTDA-GTWR的研究框架,从时空交互的角度对2005—2016年我国土地经济密度的动态变化及其影响因素时空非平稳性进行分析,以期为城市经济增长与城市扩张协调发展提供一定的理论参考。

1 研究思路、方法与数据

1.1 研究思路

该文采取“状态—变化—驱动机制”的研究路径对土地经济密度的时空变化与影响因素进行分析。利用探索性时空数据分析研究土地经济密度的状态与动态变化,其中空间马尔科夫用于分析土地经济密度的时空演化特征,LISA时间路径用于分析土地经济密度的局部空间结构动态变化,LISA时空迁跃用于分析土地经济密度局部空间类型转移特征,利用地理时空加权回归模型探析土地经济密度的影响因素及其时空非平稳性。

1.2 土地经济密度时空动态性分析方法

1.2.1 土地经济密度计算方法

该文将二、三产业增加值与城市建成区面积的比值视为土地经济密度^[1],其公式为:

$$P = \frac{A}{L} \quad (1)$$

式(1)中,P为土地经济密度,A为二、三产业增加值,L为城市建成区面积。

1.2.2 探索性时空数据分析(ESTDA)

①空间马尔科夫。Rey^[27]根据空间滞后算子将空间邻域状态划分k种类型,计算在不同空间邻域状态下的马尔科夫矩阵,通过比较不同滞后条件下的土地经济密度转移概率,判断邻域土地经济密度对目标区域土地经济密度的影响。

$$M_1 = \begin{bmatrix} m_{1,1+1} & \cdots & m_{1,1+k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{k,k+1} & \cdots & m_{k,k+k} \end{bmatrix} \cdots M_k = \begin{bmatrix} m_{1,1+1} & \cdots & m_{1,1+k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{k,k+1} & \cdots & m_{k,k+k} \end{bmatrix} \quad (2)$$

式(2)中,M为不同级别邻域水平下的区域土地经济密度马尔科夫转移矩阵,m表示不同级别间区域土地经济密度转移的概率,1、k表示不同的类型或级别。

②LISA时间路径。LISA时间路径根据LISA坐标在Moran散点图中的时间迁移特性来刻画土地经济密度在局部区域范围内的时空协同变化与局部空间差异的时空动态性^[20],从而实现省域单元土地经济密度值及其滞后随时间的成对移动,使静态的局部空间依赖转化为动态的连续表达^[28]。LISA时间路径的几何特征通常用相对长度 ω 与弯曲度 σ 表示,两者表达式为:

$$\omega_i = \frac{n \times \sum_{t=1}^{T-1} d(L_{i,t}, L_{i,t+1})}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T-1} d(L_{i,t}, L_{i,t+1})} \quad (3)$$

$$\sigma_i = \frac{\sum_{t=1}^{T-1} d(L_{i,t}, L_{i,t+1})}{d(L_{i,t}, L_{i,t+1})} \quad (4)$$

式(3)至(4)中, T 为年度间隔; $L_{i,t}$ 为 i 省在时间 t 的 LISA 坐标; $d(L_{i,t}, L_{i,t+1})$ 为 i 省从时间 t 到 $t+1$ 的移动距离; 其他变量含义同前文。 ω_i 大于 1, 表示 i 省具有更加动态的局部空间依赖关系和局部空间结构(或相对长度大于平均长度), 反之亦然。 σ_i 越大, 表明 LISA 时间路径越弯曲, 即 i 省在受局部结构的时空依赖效应影响就越大; 否则受到的影响越小, 土地经济密度稳定性越强。

③LISA 时空跃迁。Rey^[27]根据不同时段各研究单元间局部空间关联类型的转移情况, 提出了时空跃迁。根据 LISA 坐标在不同象限的含义, 将 LISA 坐标的时空跃迁划分为 4 种类型: I 型表示省域自身的相对跃迁, 包括 HH - LH、HL - LL、LH - HH、LL - HL; II 型表示省域单元空间临近省域的跃迁, 而自身保持不变, 包括 HH - HL、HL - HH、LH - LL、LL - LH; III 型表示省域自身与临近省域都变化, 包括 HH - LL、LL - HH、HL - LH、LH - HL; IV 型表示省域自身与临近省域都不变, 包括 HH - HH、LL - LL、HL - HL、LH - LH, 则 Moran 散点图的稳定性则可表示为:

$$S_t = \frac{F_{0,t}}{n} \quad (5)$$

式(5)中, $F_{0,t}$ 表示 IV 类型在 t 时间段内跃迁的省域数量, n 为所有可能发生跃迁的省域, S_t 为土地经济密度局部空间凝聚力, S_t 越大表明越具有稳定性。

1.3 土地经济密度影响因素分析方法

1.3.1 变量选取

(1) 人均 GDP。经济发展必然会带动建设用地的扩张^[29], 同时社会经济结构的变化也会改变城市建设用地系统内部要素结构的变化幅度和频率, 影响到建设用地结构组成及利用效率, 使得土地产出效率在不同社会经济发展阶段表现出不同的演变轨迹^[30]。因此经济发展是土地经济密度变化的重要因素, 该文以人均 GDP 表征经济发展程度。

(2) 城市化率。一般情况下, 城市人口的增加可以为城市发展提供人力资源, 促进二、三产业发展, 提高土地经济密度。但现实中存在“驱赶型”城市化的现象, 即以城市面积迅速扩张为主的土地城市化“驱赶”农业人口向城市聚集, 这将导致一系列城市问题, 从而影响城市建设用地的产出效率^[31], 该文以城市化率(城市常住人口/总人口)表征城市人口规模。

(3) 城市建设用地面积。城市建设用地扩张可以为城市发展提供必要的空间, 促进城市发展, 但也有可能导致盲目扩张, 土地集约利用水平不高的问题。

(4) 货运量。生产要素的自由流通是经济活动的重要基础, 交通费用与贸易屏障之间的均衡关系是决定产业收益递增机制产生的重要因素^[1], 因此一般情况下交通区位的改善会提高二、三产业产值, 直接影响土地经济密度^[8]。该文以货运量表征交通便利程度。

(5) 土地出让金。土地市场规模可反映土地要素流通的程度。政府通过出让国有建设用地, 加速土地要素流通, 调整土地收益分配结构等手段, 为城市建设与发展提供保障^[31], 但也有可能为追求财政收入而盲目扩大建设用地出让规模, 影响建设用地的利用效率。该文以土地出让金表征土地市场规模。

(6) 二、三产业产值比重。产业结构优化和由此引起的人口由农业类型向工业类型的转化, 是城市土地经济密度变化、用地结构演变、城市土地资源合理配置的驱动力^[8]。因此, 产业结构的也是土地经济密度变化的重要因素, 该文以二、三产业产值比重表征产业结构。

(7) 地形起伏度。地形是影响建设成本的重要因素, 一般情况下, 复杂的地形条件, 建设成本较高, 不利于城市发展。但在客观上有可能起到抑制城市盲目扩张的作用, 从而影响到建设用地的利用效率。该文以地形起伏度表征地形条件。

1.3.2 地理时空加权回归(GTWR)

地理时空加权回归模型充分考虑到时间因素与空间因素对变量的影响, 将时间因子引入到地理加权回

归模型中,以观测点的时空距离代替空间距离,可用于分析变量的时空非平稳性特征,其具体形式为:

$$Y_i = \beta_0 (X_i^t, Y_i^t, T_i) + \sum_k \beta_k (X_i^t, Y_i^t, T_i) X_{ik} + \varepsilon_i \quad (6)$$

式(5)中, Y_i 为观测值, (X_i^t, Y_i^t, T_i) 是第*i*个样本点的时空坐标, β_0 (为*i*点在地理时空回归加权模型中的常数项, β_k)为*i*点的第*k*个回归参数,即模型函数在时空坐标(X_i^t, Y_i^t, T_i)处的权重, X_{ik} 为独立变量 X_k 在*i*点的值,即时空地理加权回归模型指标体系中各个量化指标的值; ε_i 是模型函数的残差。

1.4 数据来源

2005—2016年的城市建成区面积与二、三产业增加值以及2005—2015年的人均GDP、城市建设用地面积、城市常住人口、总人口、货运量、二、三产业产值等指标来自于国家统计局官网(<http://www.stats.gov.cn/>),各省建设用地出让成交价款来源于2006—2016年中国国土资源统计年鉴,限于资料的可获得性,文中土地经济密度影响因素的研究时点为2005—2015年,DEM数据来源于中国科学院资源环境数据中心(<http://www.resdc.cn/>),分辨率为250m。

2 结果与分析

2.1 土地经济密度时空动态性分析

2.1.1 土地经济密度时空演化分析

通过式(1)计算土地经济密度的空间马尔科夫转移概率,根据自然断点法将2005年的邻域与区域土地经济密度水平划分为高、较高、中等、较低与低5个等级,其余年份以2005年为准采取手动方式进行分类(下同),发现如下规律。

(1) 土地经济密度增长明显,呈现出“逐级递增”的特点。表1中对角线概率值多大于非对角线概率值,且非对角线概率值基本位于对角线左侧,而与对角线不邻接的概率值则基本为0,说明我国土地经济密度整体较为稳定,主要向上变动,增长明显,但并未出现跨越式增长,而是表现出“逐级递增”的特点。且高水平区域的对角线概率值最低为0.90,最高为1.00,而高水平区域以下的对角线概率值最低为0.00,向上转移的概率最高可达1.00,说明高水平区域土地经济密度极其稳定,而中低水平区域的土地经济密度更易变动。

(2) 区域土地经济密度变化受邻域水平影响较小,高邻域水平土地经济密具有均质性,低邻域水平土地经济密具有异质性。无论在何种邻域水平下,土地经济密度的演化规律都具有相似性,即区域土地经济密度越高,稳定性越强,区域土地经济密度越低,稳定性越弱,而与邻域土地经济密度水平的关联较弱,说明邻域土地经济密度对区域土地经济密度的影响较小。这主要是因为中国经济的高速发展使得土地经济密度得以普遍提高,处于高土地经济密度水平下的省份已经处于高位,趋于稳定,而中低水平下的土地经济密度具有后发优势,上升空间大,更易实现经济密度的跃升。另外,高邻域水平下基本不存在较低水平与低水平区域的土地经济密度,但是在低邻域水平下却存在高水平区域的土地经济密度,说明在高邻域水平的土地经济密度较为均一,而在低邻域水平的土地经济密度则存在极化的可能,异质性较强。

(3) 土地经济密度整体趋于稳定,但空间非均衡性增强。在2005—2010年,区域土地经济密度持续上升的省域达到29个,而邻域土地经济密度水平保持稳定的省域为23个(图1a),说明我国大部分省域土地经济密度的变化趋势较为均衡,整体呈现区域上升、邻域稳定的特点。而在2010—2016年,区域土地经济密度持续上升的省域下降到9个,保持稳定的省域达到22个,同时邻域降低的省域由1个增加到4个,邻域上升的省域由7个降低到4个,邻域稳定的省域仍为23个,说明土地经济密度变化在空间上的非均衡性有所增强,呈现区域与邻域同时稳定的特点。其中东中部省域的区域土地经济密度与邻域土地经济密度变化较大,而西部省域的变化相对较小,这是我国东中西部区域经济发展不均衡造成的,经济越发达的地区土地经济密度的邻域水平与区域水平越易发生变化。

表 1 2005—2016 年中国土地经济密度空间马尔科夫转移概率

$t/t+1$		2005—2010					2010—2016				
		高水平	较高水平	中等水平	较低水平	低水平	高水平	较高水平	中等水平	较低水平	低水平
高水平	高水平	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	较高水平	0.44	0.56	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	中等水平	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	较低水平	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	低水平	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
较高水平	高水平	0.90	0.10	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	较高水平	0.50	0.50	0.00	0.00	0.00	0.50	0.50	0.00	0.00	0.00
	中等水平	0.00	0.50	0.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	较低水平	0.00	0.00	0.67	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	低水平	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
中等水平	高水平	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.94	0.06	0.00	0.00	0.00
	较高水平	0.11	0.78	0.11	0.00	0.00	0.67	0.33	0.00	0.00	0.00
	中等水平	0.00	0.38	0.62	0.00	0.00	0.00	0.20	0.80	0.00	0.00
	较低水平	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00
	低水平	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
较低水平	高水平	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	较高水平	0.24	0.76	0.00	0.00	0.00	0.13	0.87	0.00	0.00	0.00
	中等水平	0.00	0.50	0.50	0.00	0.00	0.00	0.57	0.43	0.00	0.00
	较低水平	0.00	0.00	0.56	0.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	低水平	0.00	0.00	0.00	0.43	0.57	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
低水平	高水平	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	较高水平	0.50	0.50	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
	中等水平	0.00	0.14	0.71	0.14	0.00	0.00	0.50	0.50	0.00	0.00
	较低水平	0.00	0.00	0.57	0.43	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	低水平	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

2.1.2 土地经济密度时间路径分析

根据式(2)至(3)计算土地经济密度时间路径的相对长度与弯曲度(图2),发现如下规律。

(1) 土地经济密度局部空间格局整体稳定,动态强度降低,高动态强度省域数量增加。如图2所示,在两个阶段内低于平均相对长度的省域数量分别为20、18个,说明土地经济密度的局部空间结构整体较为稳定。2005—2010年宁夏与辽宁两省的相对长度最长,说明宁夏与辽宁的土地经济密度局部空间格局具有强烈的动态性(图2a);而山东、江苏、山西、河南、四川、重庆、贵州等地的相对长度较短,具有十分稳定的局部空间格局,其余地区则为较低与中等相对长度,具有较为稳定的局部空间格局。2010—2016年最低相对长度由0.003 516减少到0.001 975,最高相对长度由0.105 054减少到0.095 876,且较高与高相对长度的省域都有所增加(图2b),说明土地经济密度局部空间格局的动态强度有所减弱,但高动态强度的范围有所增加。同时除云南外,东部的吉林、北京、河北、上海、浙江、广东局部的空间动态性更加趋于稳定,而中西部的陕西、甘肃、新疆、湖南等地的动态性进一步增强,说明经济发展程度越高,土地经济密度的局部空间结构越稳定,这是因为经济发达的省域通过空间溢出效应使临近省域的土地经济密度实现了协同增长,保证了土地经济密度局部空间结构的相对稳定。

(2) 土地经济密度的增长过程波动性较弱,空间依赖方向较为稳定,且波动重心由北方转移到南方。在两个阶段内低于平均弯曲度的省域数量分别为24、22个,说明土地经济密度的空间依赖方向与增长过程较为稳定。2005—2010年(图2c),山西为高弯曲度城市,说明山西及其临近省域具有非常动态的土

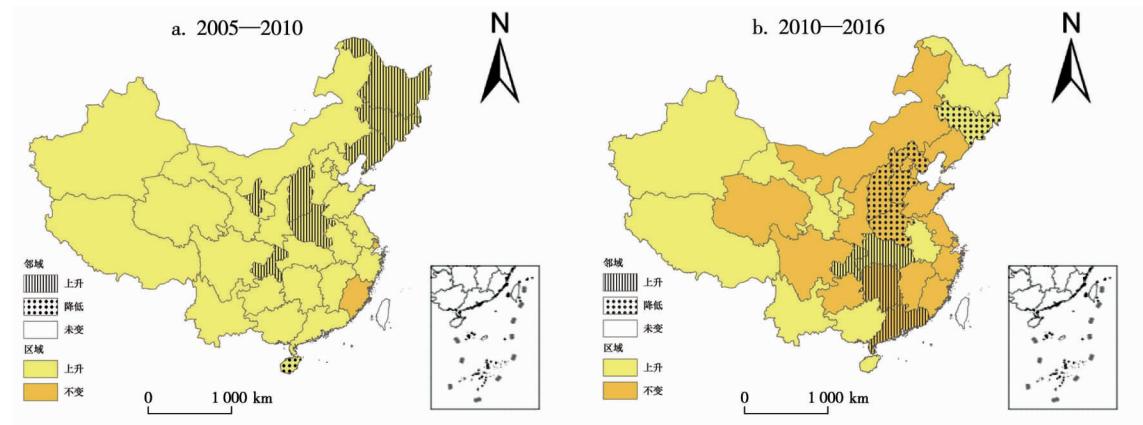


图1 2005—2016年中国土地经济密度转变及邻域转变空间分布格局

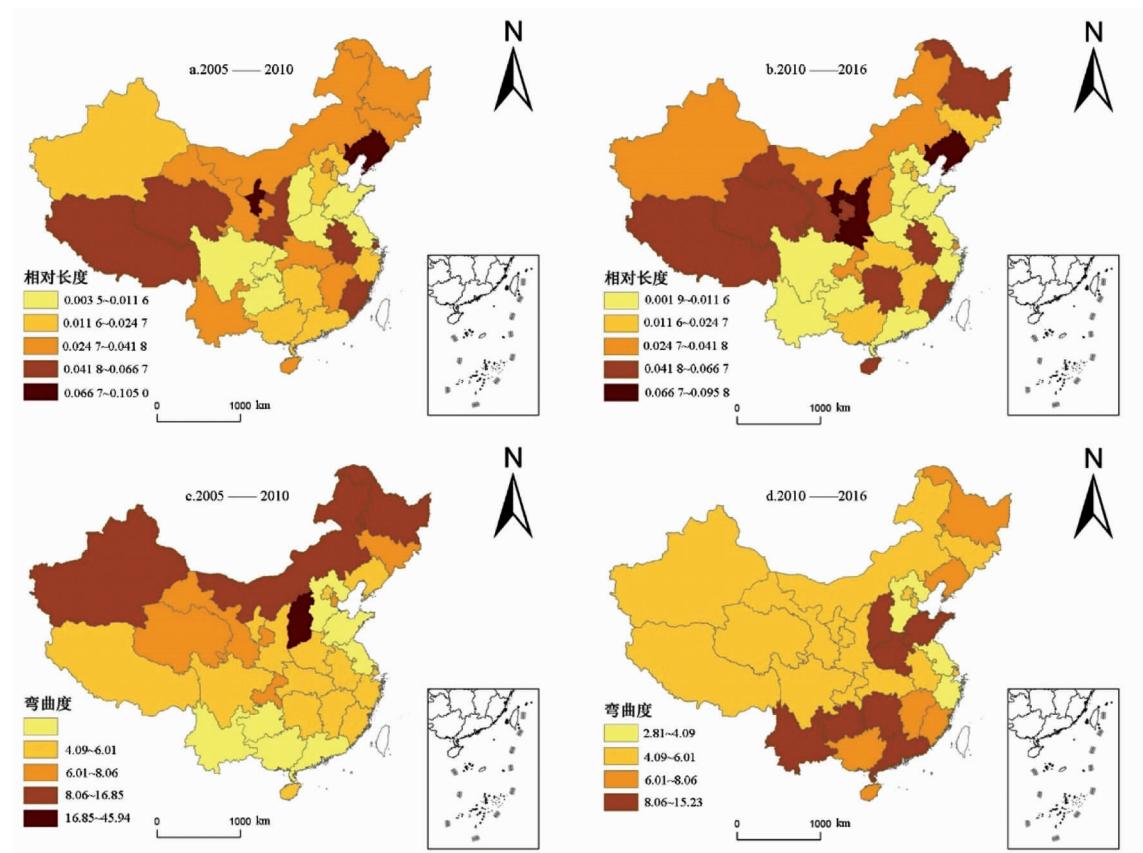


图2 2005—2016年中国土地经济密度LISA时间路径几何特征

地经济密度增长过程，在空间依赖的方向上也十分波动。而东、西部的河北、山东、江苏、广东、广西、云南以及贵州等地的弯曲度最低，其土地经济密度在增长过程与空间依赖的方向上较为稳定。剩余省域的弯曲度处于两者之间，土地经济密度的增长过程与空间依赖的方向上也处于较为波动的状态。2010—2016年（图2d），不存在高弯曲度省域，且最低弯曲度值由2.95降低到2.81，最高弯曲度值由45.94降低到15.23，说明土地经济密度的空间依赖方向与增长过程整体更趋于稳定。同时，与上一阶段相比南方省域的弯曲度明显高于北方，说明空间依赖方向波动的重心此时正处于我国南方，这与南方省域经济发展较为

活跃有关。

2.1.3 土地经济密度时空迁跃分析

土地经济密度局部空间凝聚力较强，存在一定的路径依赖或锁定特征。根据式（4）计算出 31 个省域在两个阶段内的局部空间凝聚力分别为 0.95 与 0.96，说明中国土地经济密度的局部空间格局没有发生显著的时空跃迁，只有 I 型的迁跃发生了两次（表 2），分别是 2007—2008 年以及 2014—2015 年的青海省由 LL 型转变为 HL 型，又由 HL 型转变为 LL 型，而其余类型的时空迁跃并没有发生，反映了中国土地经济密度空间相关性和集聚特征存在的高度稳定性，具有一定的路径依赖或锁定特征。这是因为土地经济密度是城市发展系统与城市地域空间规模共同作用的结果，两者存在相互促进与相互制约的关系，尽管会出现此消彼长的现象，但土地经济密度在不同地域间的结构与比例却保持相对稳定。

2.2 土地经济密度影响因素时空非平稳性分析

该文利用地理时空加权回归模型估算了不同影响因素对土地经济密度的影响程度，其中带宽与时空距离参数采用自动优化设置。结果如表 3 所示，调整后的 R^2 为 0.9042 说明模型设计较为合理。限于篇幅，该文着重分析 2005 年与 2015 年两个时间点内影响因素的变化情况（结果保留两位小数）。

2.2.1 土地经济密度时空非平稳性分析

(1) 人均 GDP 的时空非平稳性增强，正向影响强度减弱，空间变化具有收缩的特征。人均 GDP 的回归参数平均值为 2.66（表 3，下同），除个别省份外，人均 GDP 的回归系数基本不存在负值，反映了经济发展程度对土地经济密度存在显著的正向影响。2005—2015 年（图 3），人均 GDP 对土地经济密度的平均影响程度由 2.93 降低到 2.51，变化幅度由 6.29 增长到 9.03，说明经济发展程度对各省土地经济密度影响的差异性正在增强，但影响程度有所降低，整体趋向极化。在空间上人均 GDP 对土地经济密度的高强度影响早期在宁夏、甘肃、青海等省域存在一定程度的聚集，形成中高周低的格局，而在 2015 年时正向高强度与较高强度影响的省份数量减少，表现出明显的收缩特征。

(2) 城市化率的时空非平稳性增强，影响强度略有减弱，空间结构具有一定的稳定性（图 4）。城市化率的回归参数平均值为 -1.51，反映了城市化水平对土地经济密度的整体影响为负。2005—2015 年城市化率对土地经济密度的平均影响程度由 -1.73 降低到 -1.65，变化幅度由 7.77 上升到 11.67（图 4），说明城市化水平对各省土地经济密度影响的差异性有所增强，但影响强度略有降低。空间上在早期形成了西高东低（从影响系数的绝对值来看）的格局，2015 年这一格局并未有显著变化，相反不同地区之间的影响程度差异进一步扩大，呈现出极化特征。同时 2015 年有 28 个省域的回归参数都为负，反映了我国大部分省域的城市化存在一定的“驱赶型”城市化特点，在人口城市化快速推进的同时面临着建设用地低效利用，经济发展滞后的问题。

表 2 2005—2016 年中国土地经济密度时空迁跃矩阵

时段	HH	HL	LH	LL
2005—2010	HH	1.00	0.00	0.00
	HL	0.00	1.00	0.00
	LH	0.00	0.00	0.00
	LL	0.00	0.17	0.00
2010—2016	HH	1.00	0.00	0.00
	HL	0.00	0.86	0.00
	LH	0.00	0.00	0.00
	LL	0.00	0.00	1.00

表 3 2005 年和 2015 年中国土地经济密度 GTWR 模型自变量回归系数

变量	参数
人均 GDP	-0.78 ~ 8.89 (2.66)
城市化率	-9.03 ~ 4.61 (-1.51)
城市建设用地面积	-6.59 ~ 2.27 (-0.79)
货运量	-1.53 ~ 9.22 (0.69)
土地出让金	-2.03 ~ 3.73 (0.11)
二三产业产值比重	-2.09 ~ 3.65 (0.60)
地形起伏度	-0.60 ~ 12.81 (0.42)
带宽	5.56
残差平方和	1.83
残差标准差	0.07
赤池信息量	-812.28
拟合优度	0.91
调整后拟合优度	0.90
时空距离比	1.58

注：括号中的数字表示回归系数的均值

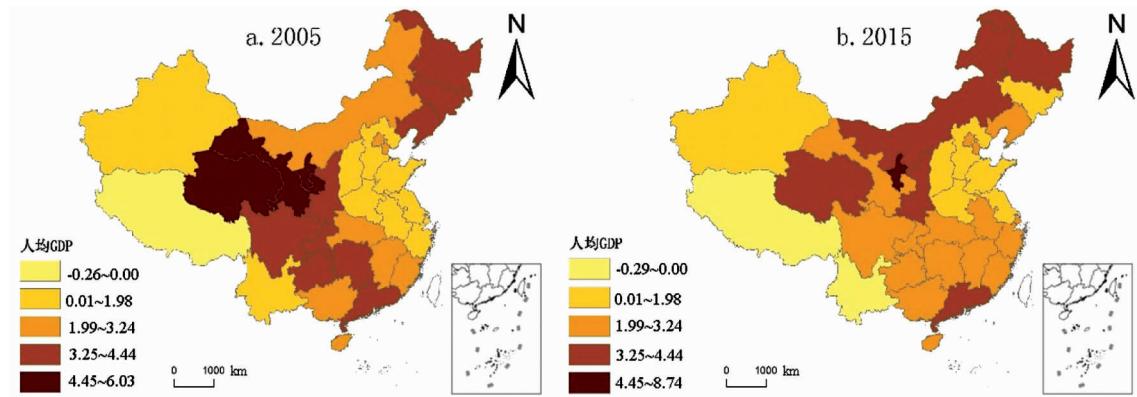


图3 2005年和2015年中国人均GDP时空非平稳性特征

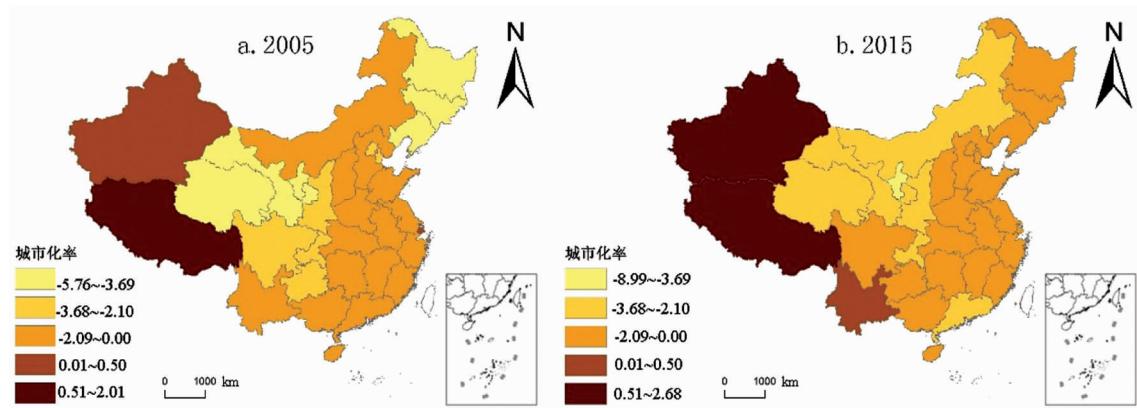


图4 2005年和2015年中国城市化时空非平稳性

(3) 城市建设用地面积的时空非平稳性增强,负向影响强度略有减弱,空间变化具有位移的特征(图5)。建设用地面积的回归参数平均值为-0.79,反映了建设用地扩张对土地经济密度的整体影响为负。2005—2015年建设用地面积对土地经济密度的平均影响程度由-0.76上升到-0.72(图5),变化幅度由4.13增长到6.78,说明城市建设用地面积对各省土地经济密度影响的差异性正在增强,但负向影响强度略有减弱。在早期回归系数为正的省份主要集中在西部,而在2015年时则主要集中在中东部,且只有7个省份影响为正,反映了城市建设用地面积对土地经济密度的正向高强度的影响范围发生了明显的空间转移,也反映了我国建设用地扩张效率整体变低的现实。

(4) 货运量的时空非平稳性有所增强,正向影响强度有所降低,空间变化具有一定的集聚与极化特征(图6)。货运量的回归参数平均值为0.69,反映了货运量对土地经济密度的整体影响为正。2005—2015年货运量对土地经济密度的平均影响程度由0.92降低到0.66(图6),变化幅度由3.33上升到10.29,说明货运量对各省土地经济密度影响的差异性有所增强,正向影响程度逐渐减弱,同时出现极化现象。早期只有新疆、四川、广东等省的货运量对土地经济密度起到正向高强度影响,而到后期正向高强度影响的省份扩展到甘肃、山西两省,形成了较为集聚的正向高影响地带,且始终货运量对大部分中西部地区都起到正向带动作用,说明交通区位的改善有助于提高大部分中西部地区的土地经济密度,但对经济发达地区作用不明显,甚至存在负作用。这与近年来中西部交通条件不断改善,运力不断提升,而东部发达地区运力提升幅度相对较小有关,也有可能是模型调节的结果。

(5) 土地出让金对土地经济密度的时空非平稳性与正向影响强度增强,空间变化具有明显的集聚特征。土地出让金的回归参数均值为0.11,反映了整体上土地市场对土地经济密度的影响为正,土地要素

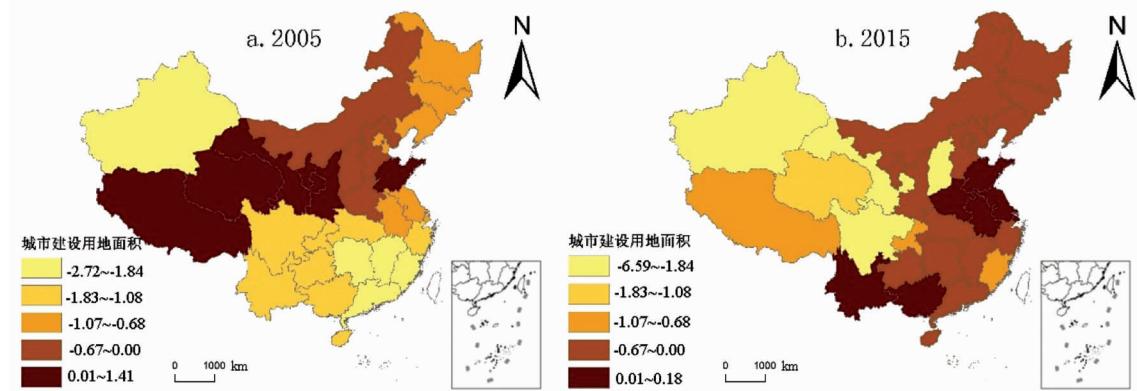


图 5 2005 年和 2015 年中国城市建设用地面积的时空非平稳性

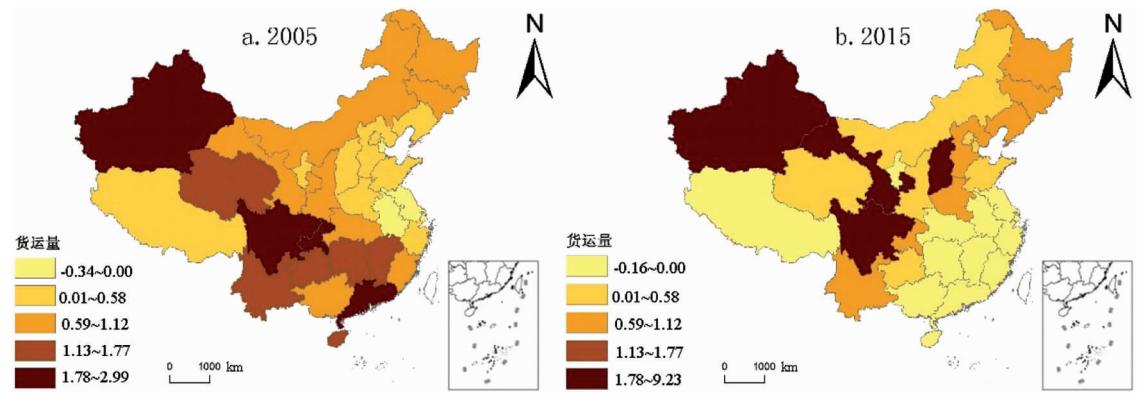


图 6 2005 年和 2015 年中国货运量时空非平稳性

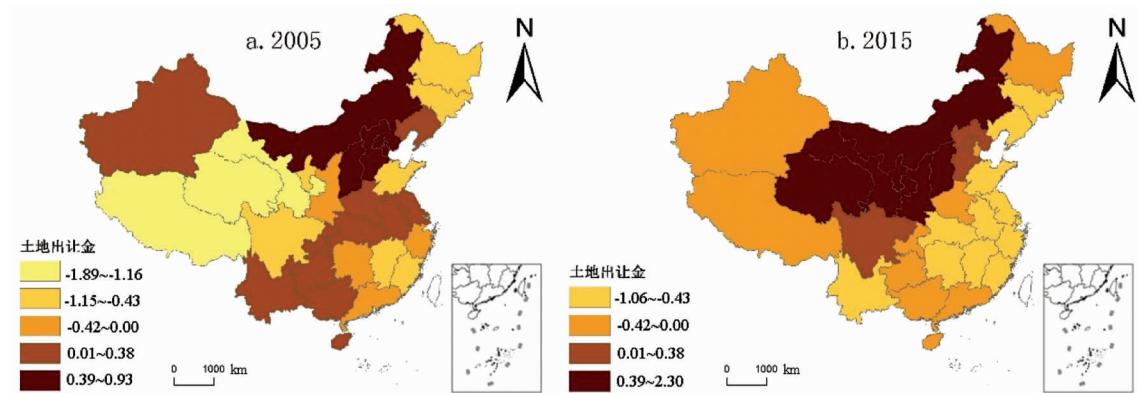


图 7 2005 年和 2015 年中国土地出让金的时空非平稳性

流通在一定程度上促进了城市土地经济密度的提高。2005—2015 年土地出让金对土地经济密度的平均影响程度由 0.08 上升到 0.11（图 7），变化幅度由 2.82 上升到 3.37，说明土地出让金对各省土地经济密度影响的差异性与正向影响程度逐渐增强。早期土地出让金对土地经济密度的正向高强度影响范围只在我国东北部形成了一定规模的集聚，涉及省份不多，但 2015 年正向高强度影响范围进一步向西扩张涵盖了较多省份，空间集聚特征较为明显。而在东中部，大部分省份的土地出让金对土地经济密度存在负向影响，这是因为东中部地区的经济已经达到一定水平，其二、三产业增加值增长速度不及西部，但东中部地区的土地出让价格却高于西部，因此土地出让金对东中部地区的土地经济密度存在负向影响。

(6) 二、三产业产值比重对土地经济密度的时空非平稳性与正向影响强度增强,空间变化具有明显的扩散、极化特征。二、三产业产值的回归参数均值为0.60,反映了二、三产业产值比重的增加对土地经济密度提高具有一定的促进作用。2005—2015年二、三产业产值比重对土地经济密度的平均影响程度由0.58上升到0.82(图8),变化幅度由2.56上升到4.59,说明二、三产业产值比重对各省土地经济密度影响的差异性与正向影响程度增强,呈现出极化特征。早期只有东三省以及内蒙古等12个省份的二、三产业产值比重对土地经济密度具有高或较高强度的正向影响,而2015年具有正向高强度(或较高强度)影响的省份达到23个,范围扩展至东中西部绝大部分城市,显示出明显的空间聚集特征,揭示了目前我国大部分地区产业结构调整对土地经济密度提高的具有一定的促进作用的事实。

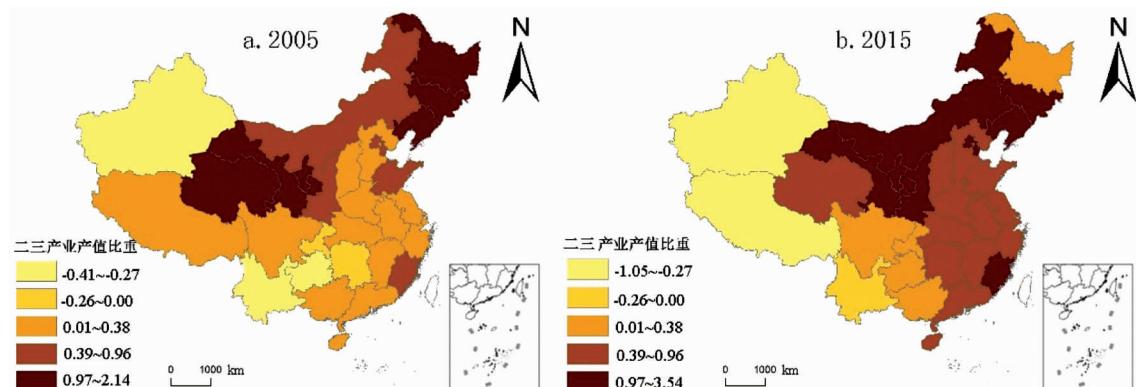


图8 2005年和2015年中国二、三产业产值比重的时空非平稳性

(7) 地形起伏度对土地经济密度的时空非平稳性与正向影响强度增强,空间结构较为稳定。土地出让金的回归参数均值为0.42,反映了复杂地形条件下,土地建设成本较高,在一定程度上抑制了建设用地盲目扩张的行为。2005—2015年地形起伏度对土地经济密度的平均影响程度由0.34上升到0.46(图9),变化幅度由5.04上升到8.51,说明地形起伏度对各省土地经济密度影响的差异性与正向影响程度增强。在空间上,地形起伏度对土地经济密度影响的格局则基本稳定,越是地形复杂的地区,地形起伏度对土地经济密度越具有正向影响作用,说明地形也是影响土地经济密度变化的重要因素之一。

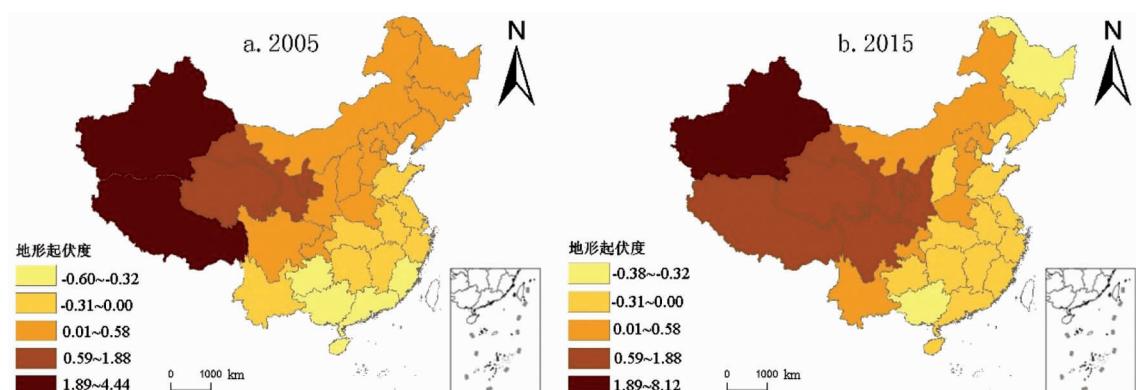


图9 2005年和2015年地形起伏度的时空非平稳性

3 结论

该文采取ESTDA-GTWR的研究框架,对我国土地经济密度的动态变化及其影响因素的时空非平稳性进行分析,主要结论如下。

(1) 2005—2016 年中国主要省域的土地经济密度增长明显, 表现出“逐级递增”的特点, 高邻域水平土地经济密度往往具有均质性, 低邻域水平土地经济密度则往往具有异质性, 高区域水平的土地经济密度较为稳定, 中低区域水平的土地经济密度更易变化, 且受邻域土地经济密度的水平影响较小。与上一阶段相比, 土地经济密度整体趋于稳定, 但空间非均衡性有所增强。

(2) 土地经济密度的局部空间格局与空间依赖方向较为稳定, 但局部空间结构的动态强度降低, 高强度动态省域数量增加; 局部依赖方向的重心由北方转移到南方, 整体稳定性增强。土地经济密度的局部空间凝聚力较高, 只有青海省实现了时空迁跃, 说明土地经济密的空间相关性和集聚特征存在着高度的稳定性, 具有一定的路径依赖或锁定特征。

(3) 土地经济密度的影响因素具有强烈的时空非平稳性。从整体方向来看, 人均 GDP、货运量、土地出让金、二、三产业产值比重、地形起伏度等因素对土地出让金产生正向影响, 城市化水平、城市规模等因素对土地出让金产生负向影响; 从时空非平稳性来看, 所有影响因素的时空非平稳性都有所增强; 从影响强度来看, 人均 GDP、城市化率、城市建设用地面积以及货运量对土地经济密度的影响强度有所降低, 其余因素对土地经济密度的影响强度有所增强; 从空间格局来看, 不同因素在空间上表现出收缩、稳定、位移、集聚、扩散以及极化等特征。

4 讨论

该文通过空间马尔科夫、LISA 时间路径、LISA 时空迁跃以及地理时空加权回归等方法分析了中国土地经济密度时空动态格局与影响因素的时空非平稳性, 有利于掌握土地经济密度的状态及其影响因素的动态变化。从时空格局来看, 土地经济密度虽然实现了较大程度的提升, 但其局部空间结构变化却较为稳定, 存在一定的路径依赖, 要实现局部空间格局的跃升较为困难。同时, 低邻域土地经济水平下存在极化的现象, 因此需防止不同省域间产生虹吸现象, 促进土地经济密度均衡增长; 从影响因素来看, 所有因素都存在时空非平稳性, 因此土地管理政策应具有弹性, 要充分考虑到时间与空间的特殊性。与现有研究相比, 张吉献^[11]等认为中原经济区的城市化水平对土地经济密度具有促进作用, 在该文中两者却存在负向影响的关系, 究其原因, 有可能是研究尺度、研究模型以及影响因素选取不同造成的。同时, 从人均 GDP、城市建成区面积、货运量等因素对土地经济密度(或建设用地利用效率)的整体影响而言, 该文的结论与吴一洲^[1]、卢新海^[31]、冯科^[8]等的结论也基本相似, 证明了 GTWR 模型的可靠性, 并且具有探测影响因素动态变化的优势。但该文仍存在一定的不足: 土地经济密度的影响因素具有多样性, 而该文只考虑到部分因素对土地经济密度的影响, 因此影响因素指标的选取有待改进; 最后在 GTWR 模型中时间维度和空间维度的参数比值设定、模型带宽优化以及时间步长单位的选择也有待进一步研究。

参考文献

- [1] 吴一洲, 吴次芳, 罗文斌. 经济地理学视角的城市土地经济密度影响因素及其效应. 中国土地科学, 2013, (1): 26–33.
- [2] 姚飞, 陈龙乾, 王秉义, 等. 合肥市产业结构与土地经济密度的关联协调研究. 中国土地科学, 2016, 30 (5): 53–61.
- [3] 王宏亮, 郝晋珉, 管青春, 等. 内蒙古自治区城镇土地经济密度的区域差异及其收敛性分析. 中国农业大学学报, 2018, 23 (2): 139–146.
- [4] 高佳, 李世平, 李文婷. 辽宁省土地经济密度时空特征及驱动力分析. 中国农业资源与区划, 2014, 35 (5): 30–37.
- [5] 罗文斌, 夏赞才, 郑群明, 等. 风景名胜区土地经济密度差异特征研究——以中国国家级风景名胜区为例. 旅游科学, 2013, 27 (4): 80–88.
- [6] 郭施宏, 高明. 城市土地经济密度与碳排放的 EKC 假说与验证——基于省际静态与动态面板数据的对比分析. 南京农业大学学报(社会科学版), 2017, 17 (1): 80–90.
- [7] 罗刚, 廖和平, 房傲雪, 等. 成渝经济区土地经济密度时空特征及动态演变. 西南大学学报(自然科学版), 2017, 39 (12): 134–142.
- [8] 冯科, 吴次芳, 陆张维, 等. 中国土地经济密度分布的时空特征及规律——来自省际面板数据的分析. 经济地理, 2008 (5): 817–820.

- [9] 贝涵璐, 吴次芳, 冯科, 等. 土地经济密度的区域差异特征及动态演变格局——基于长江三角洲地区的实证分析. 自然资源学报, 2009, 24 (11): 1952–1962.
- [10] 匡兵, 卢新海, 周敏. 中国城市土地经济密度的分布动态演进. 中国土地科学, 2016, 30 (10): 47–54.
- [11] 张吉献, 丁志伟, 张改素. 中原经济区土地经济密度的时空差异及影响因素分析. 阳泉师范学院学报, 2013 (2): 66–72.
- [12] 方明, 吴次芳, 吕添贵, 等. 中原经济区土地经济密度区域差异及影响机理. 中国国土资源经济, 2015 (6): 35–40.
- [13] 贺孟萌. 城市土地经济密度的时空特征及影响因素研究——以山东省为例, [硕士论文]. 济南: 山东师范大学, 2012.
- [14] 匡兵, 卢新海, 周敏, 等. 中国地级以上城市土地经济密度差异的时空演化分析. 地理科学, 2017, 37 (12): 1850–1858.
- [15] 林坚, 祖基翔, 苗春蕾, 等. 中国区县单元城乡建设用地经济密度的空间分异研究. 中国土地科学, 2008, 22 (3): 46–53.
- [16] 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. 中国人口·资源与环境, 2010, 20 (2): 12–18.
- [17] 吕晓, 史洋洋. 江苏省城乡建设用地经济密度的时空格局演变. 中国土地科学, 2018, 32 (2): 27–33.
- [18] 谢保鹏, 陈英, 张文斌, 等. 甘肃省县区单元城镇工矿用地经济密度区域差异及动态演变特征分析. 干旱区资源与环境, 2012, 26 (11): 12–19.
- [19] 张子昂, 黄震方, 曹芳东, 等. 浙江省县域入境旅游时空跃迁特征及驱动机制. 地理研究, 2016, 35 (6): 1177–1192.
- [20] Rey S J, Janikas M V. STARS: Space-time analysis of regional systems. Geographical Analysis, 2006, 38 (1): 67–86.
- [21] 高长春, 刘贤起, 李朝奎, 等. 近20年来中国能源消费碳排放时空格局动态. 地理科学进展, 2016, 35 (6): 747–757.
- [22] 杨毅. 顾及时空非平稳性的地理加权回归方法研究, [博士论文]. 武汉: 武汉大学, 2016.
- [23] 韩兆洲, 林仲源. 我国最低工资增长机制时空非平稳性测度研究. 统计研究, 2017, 34 (6): 38–51.
- [24] 玄海燕, 张安琪, 蔺全录, 等. 中国省域经济发展影响因素及其时空规律研究——基于GTWR模型. 工业技术经济, 2016, 35 (2): 154–160.
- [25] Bo Huang, Bo Wu, Michael Barry. Geographically and temporally weighted regression for modeling spatio-temporal variation in house prices. International Journal of Geographical Information Science, 2010, 24 (3): 383–401.
- [26] 王海军, 张彬, 刘耀林, 等. 基于重心-GTWR模型的京津冀城市群城镇扩展格局与驱动力多维解析. 地理学报, 2018, 73 (6): 1076–1092.
- [27] Rey S J. Spatial empirics for economic Growth and Convergence. Geographical Analysis, 2001, 33 (3): 195–214.
- [28] Ye X, Rey S. A framework for exploratory space-time analysis of economic data. Annals of Regional Science, 2013, 50 (1): 315–339.
- [29] 李鹏, 濮励杰. 发达地区建设用地扩张与经济发展相关关系的探究——基于与全国平均水平的比较. 自然资源学报, 2012, 27 (11): 1823–1832.
- [30] 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. 中国人口资源与环境, 2016, 26 (11): 45–52.
- [31] 杨艳昭, 封志明, 赵延德, 等. 中国城市土地扩张与人口增长协调性研究. 地理研究, 2013, 32 (9): 1668–1678.

THE DYNAMIC CHANGES OF LAND ECONOMIC DENSITY AND SPATIAL-TEMPORAL NON-STATIONARY OF ITS INFLUENCING FACTORS IN CHINA^{*}

Zhou Yi¹, Xie Baopeng²*, Zhao Hongyan², Chen Ying², Pei Tingting²

(1. College of Land Science and Technology, China Agriculture University, Beijing 100193, China;

2. College of Resources and Environment, Gansu Agriculture University, Lanzhou, Gansu 730030, China)

Abstract The research aims to analyze the dynamic changes of land economic density and spatial-temporal non-stationary of its influencing factors by using the framework of ESTDA-GTWR in China from 2005 to 2016. The results showed that: (1) The land economic density was growing steadily and tended to be stable, however it also tended to be unbalanced in space. The land economic density was very stable in high regional level, but more variable in middle or low regional level, at the same time, the land economic density was homogenous at the high neighborhood level and polarized at the low or middle neighborhood level. And the land economic density of neighborhood had little impact on it. (2) The land economic density's local spatial structure was stable, and the dynamic intensity decreased, but the number with high dynamic intensity province increased; and the local spatial dependence direction of land economic density was relatively stable and tended to be more stable, and the center

shifted from north to south. (3) The land economic density's local spatial cohesion was very high, existing path dependence or locking features, and only Qinghai province had occurred temporal transitive leap. (4) The overall impact of per capita GDP, freight volume, land transfer fee, the proportion of secondary and tertiary industries, amplitude of landforms on land economic density was positive. But the urbanization rate and urban scale had a negative impact on it; At the time of the study, the spatial and temporal non-stationarity of all influencing factors had been enhanced, and presented the characteristics of shrinkage, stability, displacement, agglomeration, diffusion, and polarization in space and the enhancement, weakening and stability in strength. So it is difficult to achieve a leap in the local spatial pattern of land economy. So the flexible land management policies should be formulated to promote balanced growth of land economic density.

Keywords land economic density; dynamic change; spatial-temporal non-stationary; exploratory time-space data analysis; geographically and temporally weighted regression

· 书评 ·

乡村旅游对乡村振兴的作用分析 ——评《新乡建与乡村旅游——乡村振兴战略下乡村旅游发展的理念和路径创新研究》



伴随人们经济水平的提高，前往世界各地旅游成为人们假期出行的时尚选择。乡村旅游作为一种方式，在我国古已有之。严格来说，我国的乡村旅游始于上世纪八九十年代，盛行于二十一世纪，形成了农家乐、田园农业旅游、乡村生态旅游、洋家乐等主要发展模式。国家支持乡村旅游，乡村旅游的发展有利于乡村振兴。乡村振兴战略作为党的十九大报告的重要内容之一，是继社会主义新农村与美丽乡村建设之后党和国家的又一重要举措，为全国乡村发展提供了新的机遇。乡村旅游是乡村发展的内容，对乡村振兴具有重要作用。为

此，张金岭、宋军令、王海等共同撰写的专著《新乡建与乡村旅游——乡村振兴战略下乡村旅游发展的理念和路径创新研究》由中国旅游出版社在2019年出版。作者将乡村旅游放在乡村振兴战略的背景下，分6个章节论述新乡建与乡村旅游，其中，第一、二章阐述“新乡建”与乡村振兴以及我国传统乡村旅游发展概况；第三、四、五章从发展模式、开发策略以及可持续发展等方面介绍“新乡建”下的乡村旅游；第六章列举并评赏乡村旅游创新发展的10个优秀案例。总体上看，该书回顾总结了我国百年乡建史、指国外乡村旅游经验，理论联系实际的论述了乡村振兴战略下的乡村旅游发展，提供了河南、四川、浙江、贵州、江苏、山西等十个乡村旅游创新发展案例，为相关部门与研究者提供了有益的现实参考，为关注少数民族地区乡村振兴的研究者提供了新的研究成果。

近百年来，我国的乡村建设纷繁复杂，诸多乡建人物与乡建事件构成了中国近现代乡建史。如今，国家在全国展开新时代的乡村振兴战略工作，也就是“新乡建”，这是我国近现代历史上乡村建设的继承与发展。回顾以往，张謇、梁漱溟、晏阳初、卢作孚、陶行知等乡建派人物，重点从教育、实业或文化等角度入手，自发的为农村复兴做出了有益的摸索。

(下转第298页)