

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2023.07.015

赵超然,邵京京,葛京凤. 京津冀住宅用地市场健康度的时空特征及影响因素分析 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(7): 172-182.

京津冀住宅用地市场健康度的 时空特征及影响因素分析

赵超然^{1,2}, 邵京京³, 葛京凤⁴

1. 中国科学院地理科学与资源研究所 地表格局与模拟重点实验室, 北京 100101;
2. 中国科学院大学 资源与环境学院, 北京 100049; 3. 邯郸学院 经济管理学院, 河北 邯郸 056005;
4. 河北师范大学 地理科学学院, 石家庄 050024

摘要: 基于健康度视角, 利用 TOPSIS-灰色关联度模型测算 2013—2017 年京津冀住宅用地市场健康度, 采用差异指数、空间自相关、面板数据模型分析其时空特征及影响因素。结果表明: ① 研究期内京津冀住宅用地市场健康度波动上升, 位序变化较为稳定, 城市间发展差距呈缩小趋势。② 京津冀住宅用地市场健康度呈明显的空间正相关, 在空间上集聚分布, 表现为以京津为热点区、外围地市为冷点区的“中间热-南北冷”空间格局, 整体发展趋势由“冷”转“热”。③ 住宅用地市场健康度受经济、社会、对外开放和产业结构的影响, 影响因子的贡献力由大到小依次为非农产业产值占 GDP 的比例、人均 GDP、人口密度、城镇居民人均可支配收入、进出口总额占 GDP 的比例、城镇化率。

关键词: 住宅用地市场健康度; 影响因素; TOPSIS-灰色关联模型; 面板数据模型; 京津冀

中图分类号: F299.23

文献标志码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2023)07-0172-11

Spatio-Temporal Characteristics and Influencing Factors of Residential Land Market Health in Beijing-Tianjin-Hebei

ZHAO Chaoran^{1,2}, SHAO Jingjing³, GE Jingfeng⁴

1. Key Laboratory of Land Surface Pattern and Simulation, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, CAS, Beijing 100101, China;
2. College of Resources and Environment, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China;
3. College of Economics and Management, Handan University, Handan Hebei 056005, China;
4. College of Geographical Science, Hebei Normal University, Shijiazhuang 050024, China

收稿日期: 2022-06-27

基金项目: 国家自然科学基金项目(41671127); 河北省教育厅科学技术研究重点项目(ZD2019115); 河北师范大学在读研究生创新能力培养资助项目(CXZZSS2020068)。

作者简介: 赵超然, 博士研究生, 主要从事极端气候变化与资源可持续利用研究。

通信作者: 葛京凤, 教授, 博士研究生导师。

Abstract: Based on the perspective of health degree, the TOPSIS-Grey correlation degree model was used to estimate the health degree of residential land market in Beijing-Tianjin-Hebei region from 2013 to 2017. The spatio-temporal characteristics and influencing factors of residential land market health in Beijing-Tianjin-Hebei were analyzed by difference index, spatial auto-correlation and panel data model. The results show that: ① During the study period, the health of residential land market in the cities of Beijing-Tianjin-Hebei increased, the change of its rank was relatively stable, and the development gap between cities showed a trend of narrowing. ② The health of residential land market in Beijing-Tianjin-Hebei was positively correlated, and its contribution was concentrated in space, which showed a spatial pattern of “hot in the middle and cold in the north and south”, with Beijing and Tianjin as hot areas and the outer cities as cold spots. The overall development trend of residential land market in Beijing-Tianjin-Hebei was changing from “cold” to “hot”. ③ The health of the residential land market was affected by the economy, society, opening up and industrial structure. The contribution of influencing factors from large to small was the proportion of non-agricultural industrial output value in GDP, per capita GDP, population density, per capita disposable income of urban residents, proportion of total import and export in GDP, and urbanization rate.

Key words: health degree of residential land market; influence factors; TOPSIS-Grey relational model; panel data model; Beijing-Tianjin-Hebei

土地市场有效实现土地资源配置,在提高土地资源利用效率中发挥不可或缺的作用^[1-2]。随着我国社会主义市场经济的快速发展,以市场为主体的住房制度逐步建立,我国住宅用地市场持续增温。各地住宅用地市场繁荣的同时,土地利用效率低、地价飞涨、住房市场运行与区域社会经济发展不协调等土地资源管理问题也日益突出^[3]。住宅用地市场作为土地市场中最活跃的部分,其健康程度及发展状况不仅关系着土地资源的配置效率,更是与经济发展、社会稳定息息相关^[4]。自 2003 年国务院出台《国务院关于促进房地产市场持续健康发展的通知》后,“房地产市场健康”的概念被频繁提及,2017 年党的十九大报告中提出了“房住不炒”原则,明确提出要促进房地产市场持续健康发展,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》也强调了“房地产市场健康”。近两年受整体经济下行的影响,住宅用地市场健康状况引起了国内外社会与学术界的广泛关注。

住宅用地市场是土地市场重要的组成部分,健康度是表示土地市场发育程度的综合变量,健康度的高低代表着土地市场发展程度。国内外的研究在描述土地市场综合运行状况时,并不常用“健康度”这一表述,而是用“市场发育”等较为粗略的定义。目前,关于住宅用地市场的研究,国外研究多涉及土地产权制度、市场机制以及政策调控下市场发育程度评价,聚焦于市场运行状况的单一指标评价,如 Himmelberg 等^[5]、Miceli 等^[6]、Radzimski^[7]分别从房价收入比、房屋空置率、供求关系等方面对住宅用地市场发展进行测度。国内研究从单一的市场化水平扩展至成熟度、障碍度等评价,指标选取、分析思路与方法趋于成熟,如宋伟轩等^[8]、余建辉等^[9]、汤庆园等^[10]以市场较发达的南京、北京、上海等大城市为研究对象,从住宅价格的时空分异及影响因素方面分析住宅市场的运行状况;韩娟等^[11]以县级行政区为研究单元,对中国住宅出让地价发育形态及影响因素进行分析;任晓瑜等^[12]、吴郁玲等^[13]分别以河北省、江苏省为例,选取截面数据探究影响市场水平的原因;胡香宇^[14]以中国地价监测城市为研究对象,构建住宅地价的健康度评价体系,探究中国城市住宅地价健康度的分布特征;徐心茹等^[15]利用 Ward 系统聚类法对中国县域住宅市场健康度进行综合分区;吴巍等^[16]则从房地产市场角度构建评价指标,探究长江中游城市群住宅市场健康度的时空演变特征。

综上，国内外对于住宅用地市场测度的研究日趋完善，但仍存在以下问题：一是研究范围方面，现有研究多以热点大城市、省域或全国尺度为主，缺乏对城市群的整体性研究；二是研究数据方面，相关研究多采用截面数据，难以准确反映住宅用地市场在时间上的连续性特征；三是研究视角方面，从健康度视角分析城市住宅用地市场的研究目前尚不多见。而京津冀地区是我国经济活力最强的区域之一，京津冀协同发展不断推进的同时，也存在住宅地价差异大、土地资源配置效率低、住宅用地市场发育不平衡等问题。因此，本研究以京津冀为研究区，选取 2013—2017 年 13 个地级市住宅用地出让数据，采用 TOPSIS-灰色关联度模型和面板数据模型，从城市群空间整体性和时间连续性方面，综合分析研究区住宅用地市场健康度时空演化特征及影响因素，以期优化京津冀地区住宅用地市场，为制定京津冀协同健康发展的土地政策提供科学依据。

1 住宅用地市场健康度指标体系构建

一般来说，健康的住宅用地市场状态通过市场作用机制调节，在达到高市场化水平的基础上，实现住宅用地资源有效配置，同时与社会、经济呈协调、可持续发展的态势。根据住宅用地市场发育程度的内涵要求，参考徐心茹等^[15-18]住宅用地市场评价指标体系，从国民经济发展、市场活跃程度、土地供应情况和人地协调关系 4 个方面定义 8 项指标测度住宅用地市场健康度。如图 1 所示，价格形成机制是土地市场作用的核心，当住宅价格与国民经济均衡协调发展时，住宅用地市场才能健康稳定，因而将地价与经济、可支配收入协调度作为衡量住宅用地市场健康的重要指标；市场活跃程度直接关系住宅用地市场的健康状况，其具体表现为地方财政收入对土地出让收入的依赖性大小、土地交易是否频繁、公开出让率高低，因此将土地财政贡献度、土地市场化交易率和土地市场交易活跃度确定为评价指标；土地供应情况可以及时反映市场供给程度，土地的稀缺性和不可再生性终会导致供不应求的情况，所以住宅用地的供应比例以及有效供地率可以检验市场健康程度；人地关系是当今社会发展必须直面和探讨的问题，因此将土地供应量与人口增长速度是否协调作为测度住宅用地市场可持续发展的指标，具体指标如表 1 所示。

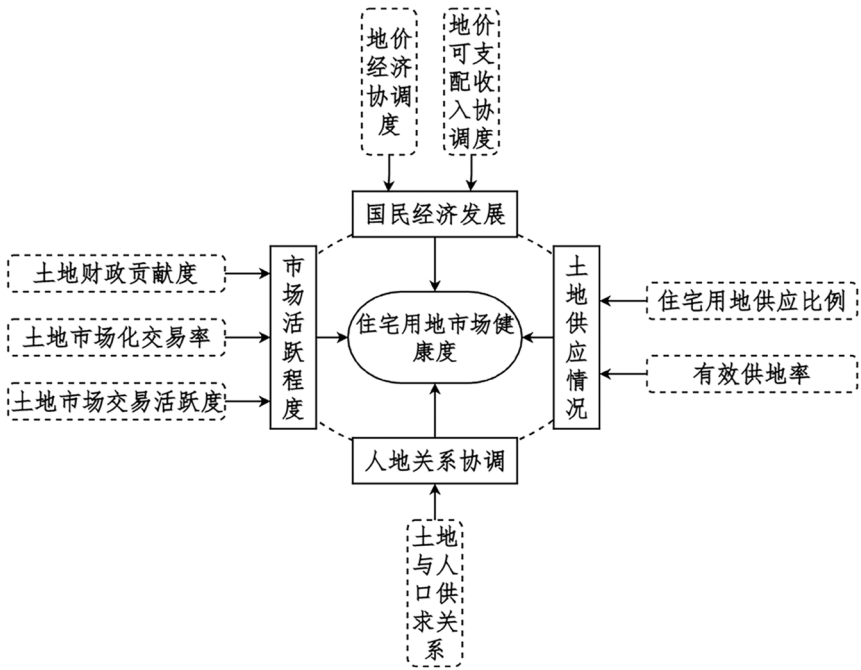


图 1 住宅用地市场健康度框架

表 1 京津冀住宅用地市场健康度评价指标及含义

指标	名称	公式	说明	标准化方法	权重	性质
X_1	地价-经济协调度	$\frac{P_i}{G_i}$	表示住宅地价变化幅度与经济协调发展的协调性。其中， P_i 表示研究单元 i 的住宅地价增长率， G_i 表示研究单元 i 的 GDP 增长率。	以 1 作为理想值进行标准化	0.126	+
X_2	地价-在岗职工工资水平协调度	$\frac{P_i}{M_i}$	表示住宅地价变化幅度与在岗职工工资水平的协调性。其中， P_i 表示研究单元 i 的住宅地价增长率， M_i 表示研究单元 i 的在岗职工工资水平增长率。	以 1 作为理想值进行标准化	0.071	+
X_3	土地财政贡献度	$\frac{r_i}{R_i+r_i}$	表示土地出让收入在地方财政中的贡献度，意味着地方财政的独立性。其中， r_i 表示研究单元 i 的住宅用地出让收入， R_i 表示研究单元 i 的地方财政一般预算收入。	利用线性函数 $Y = 1 - (X - X_{\min}) / (X_{\max} - X_{\min})$ 进行标准化处理	0.083	-
X_4	土地市场化交易率	$\frac{a_i}{A_i}$	表示住宅用地按市场化方式配置的比例。其中， a_i 表示研究单元 i 以招拍挂方式出让的住宅用地面积， A_i 表示研究单元 i 的住宅用地出让总面积。	利用线性函数 $Y = (X - X_{\min}) / (X_{\max} - X_{\min})$ 进行标准化处理	0.104	+
X_5	土地市场交易活跃度	$\frac{n_i}{N}$	表示住宅用地市场交易的活跃程度。其中， n_i 表示研究单元 i 的住宅用地交易宗数， N 表示京津冀住宅用地交易宗数。	利用线性函数 $Y = (X - X_{\min}) / (X_{\max} - X_{\min})$ 进行标准化处理	0.158	+
X_6	住宅用地供应比例	$\frac{b_i}{B_i}$	表示住宅用地供应量占建设用地供应总量的比例。其中， b_i 表示研究单元 i 的住宅用地供应量， B_i 表示研究单元 i 的建设用地供应总量。	利用线性函数 $Y = (X - X_{\min}) / (X_{\max} - X_{\min})$ 进行标准化处理	0.180	+
X_7	有效供地率	$\frac{b_i}{D_i}$	表示住宅用地供应量占住宅用地供应计划数量的比例。其中， b_i 表示研究单元 i 的住宅用地供应量， D_i 表示研究单元 i 的住宅用地供应计划的数量。	利用线性函数 $Y = (X - X_{\min}) / (X_{\max} - X_{\min})$ 进行标准化处理	0.199	+
X_8	土地与人口供求关系	$\frac{b_i}{F_i}$	表示住宅用地供应量与人口增长的协调关系。其中， b_i 表示研究单元 i 的住宅用地供应量， F_i 表示研究单元 i 的年常住人口。	以 1 作为理想值进行标准化	0.079	+

注：“+”表示正向指标，“-”表示负向指标。

2 研究数据与方法

2.1 研究区概况和数据来源

京津冀是中国的“首都经济圈”，包括北京、天津两个直辖市及河北省的石家庄、承德、张家口、秦皇岛、唐山、廊坊、保定、沧州、衡水、邢台、邯郸 11 个地级市，面积 21.6 万 km²。住宅地价数据来源于《河北省土地市场动态监测分析报告》和中国城市地价动态监测网([http://www. landvalu. com. cn/](http://www.landvalu.com.cn/))，住宅用地市场交易数据从各地级市自然资源和规划局网站获得，用于评价住宅市场健康度及其影响因素的指标数据来源于《北京统计年鉴》《天津统计年鉴》《河北经济年鉴》。

2.2 研究方法

2.2.1 TOPSIS-灰色关联模型

TOPSIS 模型和灰色关联模型都可以判断多属性指标的优劣，为使结果更加合理，更符合实际情况，将两种算法结合起来实现住宅用地市场健康度的评价^[19-20]。计算步骤如下：

1) 构建加权规范化决策矩阵.

$$Z_{ij} = |W_j \times Y_{ij}|_{mm} \quad i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, m \quad (1)$$

式中: Z 为决策矩阵; W_j 为熵权法^[21]所求权重; Y_{ij} 为标准化处理之后的指标数据; n 为城市个数; m 为指标个数.

2) 确定正负理想解 L_j^*, L_j .

正理想解:

$$L_j^* = \max(Z_{ij}) \quad j \in J^* \quad (2)$$

负理想解:

$$L_j = \min(Z_{ij}) \quad j \in J \quad (3)$$

式中: J^* 为正向指标; J 为负向指标.

3) 计算目标值与理想解间的欧式距离 d_i^+, d_i^- .

$$d_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^m (Z_{ij} - L_j^*)^2} \quad j=1, 2, \dots, m \quad (4)$$

$$d_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (Z_{ij} - L_j)^2} \quad j=1, 2, \dots, m \quad (5)$$

4) 计算 Z_{ij} 到初始正负理想解关于第 j 个指标的灰色关联度 p_i^+, p_i^- .

$$p_i^+ = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{\min_i \min_j |Z_{ij} - L_j^*| + \rho \max_i \max_j |Z_{ij} - L_j^*|}{|Z_{ij} - L_j^*| + \rho \max_i \max_j |Z_{ij} - L_j^*|} \quad (6)$$

$$p_i^- = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{\min_i \min_j |Z_{ij} - L_j| + \rho \max_i \max_j |Z_{ij} - L_j|}{|Z_{ij} - L_j| + \rho \max_i \max_j |Z_{ij} - L_j|} \quad (7)$$

式中: ρ 的取值范围为 $[0, 1]$, 通常取 $\rho=0.5$.

5) 对 d_i^+, d_i^- 和 p_i^+, p_i^- 进行规范化处理, 分别得出 $D_i^+, D_i^-, P_i^+, P_i^-$.

$$D_i^+ = d_i^+ / \max d_i^+, D_i^- = d_i^- / \min d_i^- \quad (8)$$

$$P_i^+ = p_i^+ / \max p_i^+, P_i^- = p_i^- / \min p_i^- \quad (9)$$

6) 计算理想解的贴近度.

$$C_i = \alpha P_i^+ + \beta D_i^- / (\alpha P_i^+ + \beta D_i^-) + (\alpha P_i^- + \beta D_i^+) \quad (10)$$

式中: C_i 为贴近度, C_i 越大, 评价对象越理想; α 和 β 为权重, 取值范围均为 $[0, 1]$, 且 $\alpha + \beta = 1$, 通常情况下, $\alpha = \beta = 0.5$.

2.2.2 空间自相关

ESDA 以可视化的表示方法对数据的空间分布特征进行描述, 有效识别空间数据的结构和异常值, 可以直观地揭示某一地理现象的空间集聚效应及其空间相互作用机制^[22]. 为阐明京津冀住宅用地市场健康度的空间相关性和局部空间分布格局, 采用 ESDA 中的 Getis-Ord Genral G 指数和局部 Getis-Ord Gi*^[23] 对其进行检验.

2.2.3 面板数据模型

本研究采用面板数据模型分析影响京津冀住宅用地市场健康度的社会经济因素. 相较于截面数据模型和时间序列模型, 面板数据模型能够有效控制不可观测经济变量带来的估计偏差, 设定更合理, 模型参数的样本估计量更准确. 同时能够通过扩大样本信息, 减少变量间的共线性, 提高估计量的自由度和有效性^[24-25].

考虑到各指标数据差距较大, 因此对所有数据取对数, 具体公式如下:

$$\ln I_{it} = a_0 + a_1 \ln JG_{it} + a_2 \ln JS_{it} + a_3 \ln RM_{it} + a_4 \ln CZ_{it} + a_5 \ln JC_{it} + a_6 \ln FN_{it} + u_i + v_{it} \quad (11)$$

式中: i 为京津冀地区各城市; t 为年份; JG_{it} 为 i 城市 t 年的人均 GDP; JS_{it} 为 i 城市 t 年城镇居民人均可支配收入; RM_{it} 为 i 城市 t 年的城市人口密度; CZ_{it} 为 i 城市 t 年的城镇化率; JC_{it} 为 i 城市 t 年进出口总额占 GDP 的比例; FN_{it} 为 i 城市 t 年非农产业产值占 GDP 的比例; u_i 为不可观测的地区效应; v_{it} 为随机误差项; a_0 为研究单元共同的截距项; $a_1 - a_6$ 分别为相对应指标的回归系数.

3 结果与分析

3.1 住宅用地市场健康度时空特征

3.1.1 住宅用地市场健康度的时间演化

利用 TOPSIS-灰色关联度模型计算得到 2013—2017 年京津冀住宅用地市场健康度的最终得分及排名，结果如表 2 所示。从数值上看，2013 年健康度最高得分为 0.655(北京市)，最低为 0.446(承德市)，相差 0.209；2017 年健康度最高得分为 0.663(北京市)，最低为 0.453(承德市)，相差 0.210。京津冀地区住宅用地市场健康度处于中等水平，呈波动上升趋势，城市间差异缩小。从排名上看，北京市和天津市的位序稳定且健康程度高，分列前两名。京津两地的区位条件优越，经济发展迅速，土地市场交易率和活跃度相对较高。石家庄、保定和廊坊 3 市健康水平次之，排名在 3 至 6 名间轻微波动。石家庄市作为河北省省会，发展环境和区位条件优越，保定和廊坊在京津的辐射带动下，住宅用地市场发育良好，因此健康度虽有波动，但整体较为稳定。承德市和张家口市健康度位序最低，排名也较稳定。由于该地区地处偏远，经济发展水平低，土地财政贡献高，土地市场化交易、有效供地占比不理想，排名较低。在 13 个城市中，除秦皇岛市和邢台市的排名波动上升，唐山市和沧州市持续下降以外，大部分城市的健康度位序虽发生变化，但波动不大。

表 2 京津冀住宅用地市场健康度得分及排名情况

地市	2013 年		2014 年		2015 年		2016 年		2017 年	
	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名
北京市	0.655	1	0.671	1	0.650	1	0.662	1	0.663	1
天津市	0.573	2	0.609	2	0.567	2	0.586	2	0.593	2
石家庄市	0.571	3	0.576	5	0.558	5	0.577	4	0.588	3
承德市	0.446	13	0.460	13	0.480	12	0.422	13	0.453	13
张家口市	0.480	12	0.506	12	0.471	13	0.459	11	0.486	11
秦皇岛市	0.516	10	0.515	11	0.486	10	0.459	12	0.569	6
唐山市	0.568	5	0.550	6	0.537	6	0.536	6	0.511	9
廊坊市	0.568	4	0.594	3	0.564	3	0.571	5	0.587	4
保定市	0.555	6	0.589	4	0.563	4	0.578	3	0.579	5
沧州市	0.539	8	0.548	7	0.521	7	0.526	7	0.485	12
衡水市	0.539	7	0.546	8	0.481	11	0.512	9	0.516	8
邢台市	0.506	11	0.534	10	0.501	8	0.518	8	0.524	7
邯郸市	0.529	9	0.538	9	0.499	9	0.472	10	0.509	10

为进一步探索京津冀地区住宅用地市场健康度的时序特征，采用差异指数来反映健康度的相对差异和绝对差异(图 2)。从数值上看，健康度的变异系数和标准差的变化一致，在 2013—2016 年变异系数和标准差呈上升态势，城市间住宅用地市场的健康度分化；2016—2017 年略有下降，市场分化趋势减弱。随着京津冀协同发展不断深化，城市间住宅用地市场逐渐向一体化方向发展，尤其在 2016 年后，各城市根据实际情况，差别化调控，因城施策，一定程度上缩减了市场差异，住宅用地市场健康度的发展差距逐渐缩小。

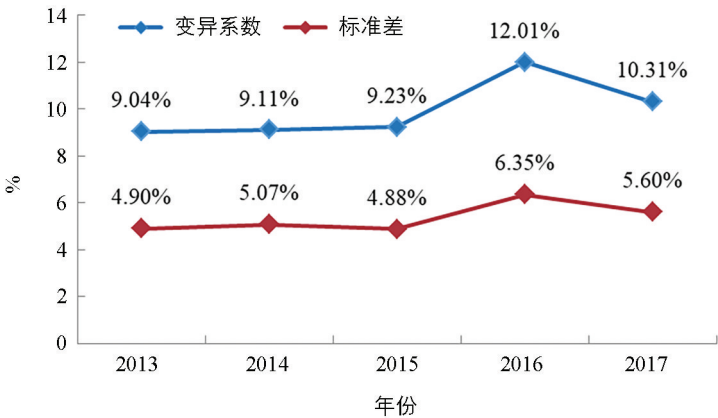


图 2 住宅用地市场健康度变异系数及标准差

3.1.2 住宅用地市场健康度的空间特征

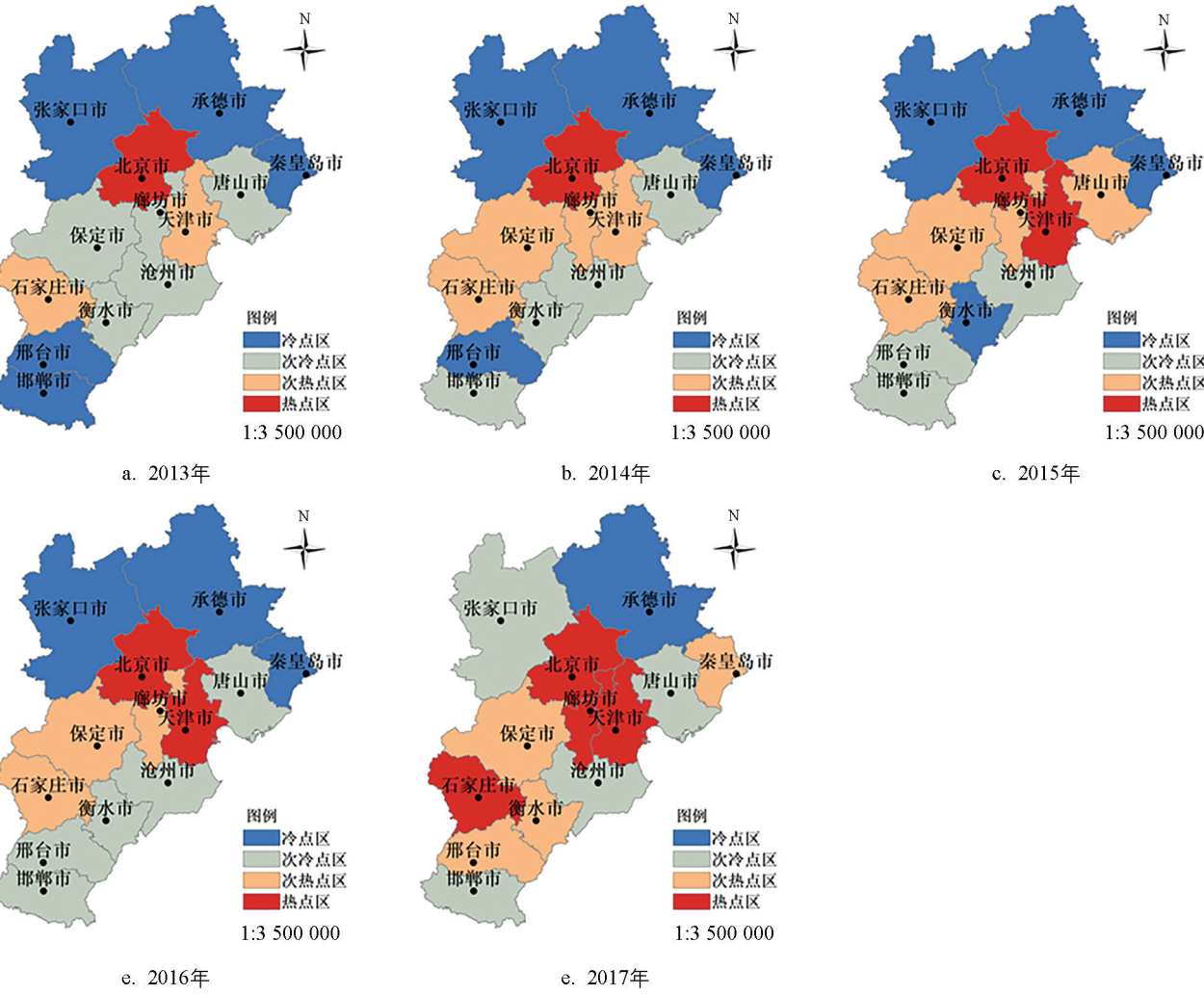
运用 ArcGIS 10.2 软件对京津冀地区 2013—2017 年住宅用地市场健康度进行全局空间自相关分析(表 3),各年份空间关联系数 $G(d)$ 值和 $E(G)$ 为正, Z 值均大于 1.96,说明研究区住宅用地市场健康度呈显著的空间正相关,健康度较高的地域邻接地区的健康水平也较高.从空间集聚动态演变来看,2013—2017 年的 $G(d)$ 值分别为 0.086 563, 0.086 765, 0.086 581, 0.087 888 和 0.086 661,变化较平稳,表明京津冀各市健康水平总体空间格局在研究期间未发生剧烈的变动.研究期内京津冀各城市健康度的全局空间关联系数 $G(d)$ 值始终小于 0.1,说明城市间的空间集聚性较弱.因此,在京津冀协同发展背景下,各城市之间应加强合作与联系,发挥辐射带动作用,以实现京津冀住宅用地市场健康度的整体提升.

表 3 京津冀住宅用地市场健康度的 Getis-Ord General G 指数

年份	$G(d)$	$E(G)$	Z
2013	0.086 563	0.083 333	2.361 012
2014	0.086 765	0.083 333	2.488 773
2015	0.086 581	0.083 333	2.337 190
2016	0.087 888	0.083 333	2.490 890
2017	0.086 661	0.083 333	2.128 953 **

注: ** 表示在 0.05 水平差异有统计学意义.

为进一步探索京津冀住宅用地市场健康度的空间格局和集聚特征,利用局部空间自相关方法测度京津冀各市住宅用地市场健康度的 Getis-Ord G_i^* 指数值,并将其分为 4 级,生成京津冀住宅用地市场健康度热点区空间格局演变图(图 3).



底图来源于国家测绘地理信息局标准地图服务网站,审图号:GS(2016)1601号.

图 3 京津冀住宅用地市场健康度热点区空间格局演变

京津冀住宅用地市场健康度存在明显的冷热点聚集区，整体分布呈现出“中间热-南北冷”的趋势。2013 年住宅用地市场健康度热点区仅分布在北京市，次热点区分布在天津市、石家庄市，冷点区(含次冷点区)范围大于热点区(含次热点区)；2014 年廊坊市及保定市由次冷点区上升为次热点区，邯郸市由冷点区上升为次冷点区，健康度在空间上开始由“冷”转“热”；2015 年住宅用地市场健康度热点区增至为京津两市，唐山市由次冷点区转为次热点区，而衡水市降为冷点区；2016 年热点区不变，唐山市由次热点区降为次冷点区，衡水市再次进入次冷点区；2017 年石家庄市、廊坊市上升为热点区，邢台市、衡水市、秦皇岛市上升为次热点区，张家口市进入次冷点区，热点区(含次热点区)范围大于冷点区(含次冷点区)。北京市、天津市及石家庄市经济、社会条件优越，土地市场活跃，住宅用地市场健康度较高，在空间上形成高值集聚；在京津辐射带动作用下，廊坊市、保定市利用特殊的地理位置优势，发展住宅用地市场，分别成为热点区和次热点区；省会城市石家庄对周边衡水市、邢台市的发展有带动作用，使之升为次热点区；承德市、张家口市经济基础薄弱，土地市场发展缓慢，住宅用地市场健康度相对较低，呈低值集聚态势；秦皇岛市“异军突起”，充分利用环渤海地区的土地优惠政策，优化住宅用地市场竞争环境，由冷点区上升为次热点区。综上，研究期间京津冀住宅用地市场健康度热点区(含次热点区)范围扩大，冷点区(含次冷点区)范围缩小，呈由“冷”转“热”的趋势。随着京津冀协同发展战略的推进，京津冀住宅用地市场健康度整体提升，住宅用地市场中互利共赢协同发展的新格局初步显现。

3.2 京津冀住宅用地市场健康度影响因素分析

3.2.1 影响因素的选取

住宅用地市场的健康程度是多种因素综合作用的结果，参考国内外相关研究^[17, 26-28]，选取人均 GDP (JG)、城镇居民人均可支配收入(JS)、人口密度(RM)、城镇化率(CZ)、进出口总额占 GDP 的比例(JC)和非农产业产值占 GDP 的比例(FN)6 个指标作为住宅用地市场健康度的影响因子(表 4)。

表 4 京津冀住宅用地市场健康度影响因子表

影响因素	影响因子	单位
经济发展	人均 GDP	元
	城镇居民人均可支配收入	元
社会状况	人口密度	人/km ²
	城镇化率	%
对外开放	进出口总额占 GDP 的比例	%
产业结构	非农产业产值占 GDP 的比例	%

地价与经济的协调状况是评价住宅用地市场健康度的重要指标，经济繁荣会提高人们对物质和精神生活的追求，居民对高品质住房的需求也随之增加，进而吸引地产投入，各地经济水平的发展会带动住宅用地市场的发展，可用人均 GDP 和城镇居民人均可支配收入表示各市的经济发展水平；人口密度和城镇化率与城市住宅用地需求相关，反映研究区潜在的住宅用地市场消费容量，人口密度高，城镇化速度快，人口向城区不断转移，住宅用地的需求量增加，城市须提高住宅用地市场的配置效率，从而对住宅用地市场产生积极影响。考虑到土地与人口供求关系的协调发展，选取人口密度和城镇化率作为反映社会状况的因子；对外开放水平的影响表现在通过对外来投资的利用改变固有的住宅用地交易方式，行政划拨的方式不断减少，市场化的招拍挂出让方式增多，随着对外开放基本国策的深化以及对外商投资的引导，无疑给住宅用地市场的发展带来积极影响，因而使用进出口总额占 GDP 的比例表征对外开放水平；产业发展导致对土地的需求愈发迫切，产业结构的变动会影响住宅用地市场的供求，二、三产业的发展变化往往伴随着土地利用结构的调整，住宅用地市场规模也会发生变化，进而选取非农产业产值占 GDP 的比例作为影响因子。

3.2.2 模型选择

静态的面板数据模型通常分为混合回归模型、固定效应模型以及随机效应模型 3 种. 为确定所需模型, 需在 Eviews 中依次对所有数据进行 F 检验以及 Hausman 检验, 得到的结果如表 5 所示. F 检验和 Hausman 检验统计值分别为 7.731 1 和 12.701 5, 其 P 值均小于 0.01, 均拒绝原假设, 因此确定建立固定效应模型.

表 5 模型设定检验结果

检验方法	原假设	统计量	检验结论
F 检验	混合模型	7.731 1***	固定效应模型
Hausman 检验	随机效应模型	12.701 5***	固定效应模型

注: *** 表示在 0.01 水平差异有统计学意义.

3.2.3 影响因素分析

运用 Eviews 8.0 软件分别测得固定效应模型的整体估计量和系数估计结果(表 6、表 7). 从模型整体的显著性来看, F 统计量值为 23.123 0, 相应的 P 值 <0.01 , 说明模型的整体拟合情况较好. 从模型的拟合优度来看, R^2 为 0.890 5, 调整 R^2 为 0.861 5, 拟合效果较好. 从模型的回归系数显著性来看, 除了城镇化率($P=0.094\ 0$)以外, 其余解释变量均通过了 5%的显著性检验, 说明所选指标对京津冀住宅用地市场健康度有较强的解释力.

由表 7 可知, 城市住宅用地健康度与各影响因子均呈正向相关性. 非农产业产值占 GDP 的比例影响最大, 回归系数为 0.708 1. 住宅用地市场健康度的提高主要依托于非农产业发展, 研究期间京津冀正处于产业结构转型期, 北京对津冀地区溢出效应明显, 良好的区域分工格局初步形成, 产业结构调整使居民住宅用地需求量增大, 住宅用地市场规模迅速扩大, 市场交易频繁, 因而其对住宅用地市场健康度的影响最大; 人均 GDP 影响次之, 回归系数为 0.466 1. 京津冀人均 GDP 增速较快, 年均增长 33 144 元, 经济及物质水平大大提高, 政府用于住宅用地市场管理的资金充足, 使得人均 GDP 对住宅用地市场健康度的影响力也较大; 人口密度及城镇居民人均可支配收入的回归系数分别为 0.297 3, 0.271 0. 人口密度和城镇居民人均可支配收入的增加, 可以在一定程度上刺激住宅用地的需求, 促进住宅用地市场健康发展; 进出口总额占 GDP 的比例和城镇化率的影响力相对较小, 回归系数不足 0.1. 研究期间绝大部分城市进出口总额占 GDP 的比例下降, 城镇化率相对稳定, 尤其是京津地区, 城镇化率增幅极小, 二者对住宅用地市场健康度的影响相对较小.

表 6 固定效应模型的整体估计量

F 统计量	P 值	R^2	调整 R^2
23.123 0	0.000 0	0.890 5	0.861 5

表 7 固定效应模型估计结果

变量	回归系数	标准误差	T 统计量	P 值
截距 C	-2.807 3	2.978 1	-0.942 6	0.035 1
$\ln JG$	0.466 1	0.234 0	1.991 5	0.005 2
$\ln JS$	0.271 0	0.160 5	1.688 9	0.009 8
$\ln RM$	0.297 3	0.154 9	1.918 7	0.006 1
$\ln CZ$	0.019 3	0.255 8	0.075 4	0.094 0
$\ln JC$	0.047 6	0.028 8	1.660 7	0.010 4
$\ln FN$	0.708 1	0.584 4	1.211 6	0.023 1

4 结论与讨论

4.1 结论

本研究基于 TOPSIS-灰色关联模型测算京津冀住宅用地市场健康度,运用差异指数、空间自相关和面板数据模型探究了住宅用地市场健康度的时空特征以及影响因素,主要结论如下:

1) 研究期内京津冀住宅用地市场健康度呈波动上升的趋势,北京市、天津市健康度较高,承德市、张家口市健康度较低,大部分城市的健康度排名虽发生变化,但波动不大. 2016 年后住宅用地市场健康度绝对差异和相对差异减小,城市间的差距缩小.

2) 京津冀住宅用地市场健康度在空间分布上具有正向相关关系,总体空间格局变化平稳,城市间的空间集聚性较弱. 京津冀住宅用地市场健康度存在“中间热-南北冷”的空间格局,呈由“冷”转“热”的趋势. 自 2014 年京津冀协同发展战略提出以后,京津两地对河北省的辐射带动作用明显增强,住宅用地市场中互利共赢协同发展的新格局初步显现.

3) 住宅用地市场健康度与经济发展、社会状况、对外开放和产业结构等影响因素均成正比,其中非农产业产值占 GDP 的比例和人均 GDP 的影响较大,回归系数分别为 0.708 1 和 0.466 1; 进出口总额占 GDP 的比例及城镇化率的影响较小,回归系数不足 0.05.

4.2 讨论

从市场健康度视角出发,利用面板数据探讨 2013—2017 年京津冀住宅用地市场的时空演化特征,在一定程度上保证了区域整体性和时空连续性,客观地揭示了京津冀住宅用地市场的时空差异,对促进住宅用地市场协调健康发展具有重要意义. 随着京津冀协同发展战略的深入,住宅用地市场也初步显现协同发展格局,京津应充分利用自身优势,发挥辐射带动作用,提高河北省住宅用地市场的健康水平,不断加强城市之间的联系,实现互利共赢. 从市场健康度的影响因素角度研究发现,非农产业产值占 GDP 的比例对住宅用地市场健康度的影响最大,面对当前不平衡的市场健康状况,京津冀应明晰产业定位与产业分工,疏解非首都的核心功能,不断优化产业结构,完成产业转型升级与转移对接,逐步提高地区之间产业融合水平.

住宅用地市场健康状况是一个复杂的、受多种因素影响的系统,其中土地政策对住宅用地市场的影响最为直接,未来可深入探究政策性较强、由政府统筹规划的保障性住房、经济适用房、廉租房等政策性住房的相关影响,力求全面反映住宅市场健康状况,为制定合理的土地政策提供科学依据,进而促进京津冀协同健康发展.

参考文献:

- [1] 阙博颖,濮励杰,徐彩瑶,等. 基于 GWR 模型的南京主城区住宅地价空间异质性驱动因素研究 [J]. 经济地理, 2019, 39(3): 100-107.
- [2] 王良健,黄露贇,弓文. 中国土地市场化程度及其影响因素分析 [J]. 中国土地科学, 2011, 25(8): 35-41.
- [3] 崔娜娜,冯长春,宋煜. 北京市居住用地出让价格的空间格局及影响因素 [J]. 地理学报, 2017, 72(6): 1049-1062.
- [4] 王青,陈志刚,叶依广,等. 中国土地市场化进程的时空特征分析 [J]. 资源科学, 2007, 29(1): 43-47.
- [5] HIMMELBERG C, MAYER C, SINAI T. Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions [J]. Journal of Economic Perspectives, 2005, 19(4): 67-92.
- [6] MICELI T J, SIRMANS C F. Efficiency Rents: A New Theory of the Natural Vacancy Rate for Rental Housing [J]. Journal of Housing Economics, 2013, 22(1): 20-24.
- [7] RADZIMSKI A. Changing Policy Responses to Shrinkage: The Case of Dealing with Housing Vacancies in Eastern Germany [J]. Cities, 2016, 50: 197-205.
- [8] 宋伟轩,陈培阳,陈浩,等. 南京城市住宅“售租比”时空格局与分异机理 [J]. 地理科学, 2018, 38(12): 2084-2092.

- [9] 余建辉, 张文忠, 董冠鹏. 北京市居住用地特征价格的空间分异特征 [J]. 地理研究, 2013, 32(6): 1113-1120.
- [10] 汤庆园, 徐伟, 艾福利. 基于地理加权回归的上海市房价空间分异及其影响因子研究 [J]. 经济地理, 2012, 32(2): 52-58.
- [11] 韩娟, 金晓斌, 张志宏, 等. 中国住宅出让地价发育特征及其影响因素分析 [J]. 地理科学, 2017, 37(4): 573-584.
- [12] 任晓瑜, 冯忠江, 王琪, 等. 河北省土地市场化水平时空格局演变及影响因素分析 [J]. 干旱区资源与环境, 2020, 34(3): 56-63.
- [13] 吴郁玲, 曲福田, 金晶. 中国开发区土地市场化发育程度研究——以江苏省为例 [J]. 中国土地科学, 2008, 22(1): 48-54.
- [14] 胡香宇. 中国城市住宅地价健康度研究——以地价监测城市为例 [D]. 石家庄: 河北师范大学, 2018.
- [15] 徐心茹, 金晓斌, 张志宏, 等. 基于县域尺度的中国住宅用地市场健康度研究 [J]. 地理研究, 2017, 36(1): 85-96.
- [16] 吴巍, 陈敏, 陈定, 等. 长江中游城市群住宅市场健康度时空演变研究 [J]. 管理评论, 2021, 33(9): 38-47.
- [17] 倪鹏飞, 晋海博, 吴伯磊. 中国城市房地产市场健康标准及实证研究 [J]. 城市发展研究, 2008, 15(2): 46-53, 67.
- [18] 李宁. 山西省地级市住房市场与土地市场耦合协调发展研究 [D]. 太原: 山西财经大学, 2018.
- [19] 刘慧, 李景保, 李艺璇, 等. 湖南长江经济带产业结构与水资源利用耦合协调机制研究 [J]. 湖南师范大学自然科学学报, 2020, 43(2): 1-8.
- [20] 史宝娟, 杨楠. 基于 TOPSIS-灰色关联方法的生态产业链关键产业选择 [J]. 生态经济, 2019, 35(1): 37-42.
- [21] 李航, 李雪铭, 田深圳, 等. 城市人居环境的时空分异特征及其机制研究——以辽宁省为例 [J]. 地理研究, 2017, 36(7): 1323-1338.
- [22] 孙宏日, 刘艳军, 周国磊. 东北地区交通优势度演变格局及影响机制 [J]. 地理学报, 2021, 76(2): 444-458.
- [23] 张宇丹, 李偲, 关苏杭, 等. 新疆红色旅游资源空间分布及影响因素分析 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2022, 44(2): 128-136.
- [24] 董凌波. 教育水平对我国城镇化进程的影响——基于 29 个省份面板数据的分析 [J]. 地域研究与开发, 2021, 40(1): 23-28.
- [25] 王淑英, 卫朝蓉. 环境规制与工业碳生产率的空间溢出效应——基于中国省级面板数据的实证研究 [J]. 地理与地理信息科学, 2020, 36(3): 83-89.
- [26] DRAPIKOVSKIY O, IVANOVA I, RENIGIER-BILOZOR M, et al. How to Assess the Impact of Hope on a Change in the Use of Land on Market Value? [J]. Land Use Policy, 2020, 97: 104746.
- [27] 谭丹, 黄贤金, 陈志刚, 等. 中国土地市场化程度及其影响因素分析 [J]. 城市问题, 2008(1): 14-18.
- [28] 黄露赟. 长株潭城市群土地市场化水平及其主要影响因素分析 [D]. 长沙: 湖南大学, 2010.

责任编辑 包颖