

# 中国资源型城市房价时空变化与影响因素分析

湛东升<sup>1</sup>, 吴倩倩<sup>1</sup>, 余建辉<sup>2,3,4</sup>, 张文忠<sup>2,3,4</sup>, 张娟锋<sup>1</sup>

(1. 浙江工业大学管理学院, 杭州 310023; 2. 中国科学院地理科学与资源研究所, 北京 100101;

3. 中国科学院区域可持续发展分析与模拟重点实验室, 北京 100101;

4. 中国科学院大学资源与环境学院, 北京 100049)

**摘要:** 基于禧泰数据库的全国城市二手房房价监测数据, 利用描述统计和 GIS 空间分析方法详细分析了 2011—2018 年 126 个中国资源型城市房价时空变化特征, 并采用空间杜宾模型进一步揭示了其影响因素。研究结果表明: (1) 2011 年和 2018 年中国资源型城市平均房价分别为 4105 元/m<sup>2</sup> 和 5675 元/m<sup>2</sup>, 再生型城市、成熟型城市、成长型城市和衰退型城市的平均房价依次递减; (2) 2011—2018 年中国资源型城市平均房价呈现出波动上升的态势, 房价增长率为 38.2%, 远低于全国城市平均房价增长幅度 55.3%, 且不同类型资源型城市房价的增长幅度有所差异, 以成熟型和再生型城市的房价增幅相对较大; (3) 中国资源型城市房价和变化存在显著的空间集聚特征, 房价热点区主要集中在东部地区和中部地区城市, 房价冷点区主要以东北地区 and 西部地区城市为主; (4) 空间杜宾模型显示, 人均 GDP、人均住房开发投资、多样化指数、专业化指数和工业废水排放强度是影响中国资源型城市房价空间差异的主要因素。

**关键词:** 资源型城市; 房价; 时空变化; 影响因素; 空间杜宾模型; 中国

房价是中国政府和百姓特别关注的民生话题。伴随 2016 年以来全国大量城市房价的快速上涨, 中央高层开始高度重视住房的居住属性, 相继提出了“房住不炒”“稳房价、稳地价、稳预期”等调控理念和目标, 并成为地方政府实施“一城一策”房地产调控的重要执政方针。但也有一些特殊职能类型城市的房价却不升反降, 最引人瞩目的就是 2019 年春季国内社交媒体对鹤岗等典型资源型城市低房价的大量报道 (<http://news.cctv.com/2019/04/23/ARTIRXbhY1b6f9zOYAZbs1vb190423.shtml>), 这与中国一二线城市的高企房价形成巨大反差。资源型城市是指以矿产、森林等自然资源的开发和加工产生或发展起来, 并以资源供应为主要职能的城市, 曾为国家社会经济发展作出突出的贡献<sup>[1]</sup>。但受到资源枯竭、产业结构单一、人才技术创新不足和体制机制僵化等诸多因素交织影响, 不少资源枯竭城市的社会经济发展呈现出不可持续趋势<sup>[2]</sup>, 面临矿竭城衰的危险, 造成资源型城市房价上涨的内生动力不足。因此, 有必要加强对中国资源型城市房价时空演化和影响因素的研究, 这对深化中国特殊职能类型城市房价时空分布规律与影响因素的认识、合理制定各地房地产市场的“一城一策”调控方案具有重要的科学价值。

国内外学者曾在城市房价区域差异与影响因素方面有过丰富的研究成果。在空间尺

收稿日期: 2019-09-06; 修订日期: 2019-11-11

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目 (18JZD033); 国家自然科学基金项目 (41671166, 42001120)

作者简介: 湛东升 (1987-), 男, 安徽寿县人, 博士, 副教授, 硕士生导师, 主要从事宜居城市与区域发展研究。

E-mail: zhands@126.com

通讯作者: 余建辉 (1983-), 男, 甘肃张掖人, 博士, 副研究员, 硕士生导师, 主要从事区域与城市发展研究。

E-mail: yujh@igsnrr.ac.cn

度方面,学者们围绕城市内部、区域和全国等不同空间尺度的房价差异开展了广泛的实证分析<sup>[3-6]</sup>。但受到数据可获得性的影响,国内研究主要以城市内部房价分析为主<sup>[7,8]</sup>,关于全国城市房价尤其是大尺度城市房价的时空演化分析还不充分。在房价影响因素方面,研究表明不同研究区域房价差异的影响因素也不尽相同。土地供应价格、产业结构、供需因素、金融货币政策、城市空间结构、人居环境质量和环境污染等因素均被很多文献记载对房价区域差异产生显著的影响<sup>[9-14]</sup>。最近还有学者分析了旅游发展对旅游职能城市房价的促进作用<sup>[15,16]</sup>,但专门关注中国资源型城市房价影响因素的研究还较为欠缺。在研究方法方面,特征价格模型及其延伸的空间特征价格模型成为房价差异影响因素分析最为常用的方法<sup>[17,18]</sup>,这类方法主要适用于单一时间的截面数据,难以解决遗漏变量和变量内生性等缺陷,基于时空数据的空间面板模型方法应用改进还相对较少<sup>[19]</sup>。

鉴于此,本文基于全国资源型城市的二手房房价数据,利用描述统计和GIS空间统计分析方法,详细分析126个中国资源型城市房价的时空变化特征,采用空间杜宾模型进一步揭示中国资源型城市房价差异的影响因素,以期为识别中国资源型城市房价的时空变化特点与影响因素提供有益的决策启示。

## 1 研究方法与数据来源

### 1.1 数据来源

参考国务院颁发的《全国资源型城市可持续发展纲要(2013—2020年)》所认定的262个全国资源型城市(共包括126个地级行政区、62个县级市、58个县和16个市辖区),从中选取126个地级行政区作为本文的研究对象。根据资源保障能力和可持续发展能力差异,规划还将资源型城市划分为成长型、成熟型、衰退型和再生型四种类型,将其作为比较不同类型资源型城市房价变化的参考标准,表1归纳总结了不同类型资源型城市的资源开发保障和社会经济发展特征。在126个地级单元资源型城市中,成长型、成熟型、衰退型和再生型城市所占比例分别为15.9%、52.4%、19.0%和12.7%。

表1 不同类型资源型城市的特征描述

Table 1 Descriptive characteristics of different types of resource-based cities

类型	资源开发阶段	资源保障能力	社会经济发展
成长型城市	上升阶段	潜力大	后劲足
成熟型城市	稳定阶段	强	水平较高
衰退型城市	趋于枯竭	弱	滞后
再生型城市	基本摆脱资源依赖	弱	步入良性发展轨道

中国资源型城市房价来自禧泰数据库监测的全国城市二手房平均房价数据。由于国内城市房价监测数据库建设比较滞后,2010年以前城市房价的缺失数据较多,因此本文选取的研究时间跨度为2011—2018年。但陇南、黔南、阿坝和阿勒泰等少数城市在2011年和2012年仍存在少量缺失数据,采用时间序列趋势法进行回归插补,最终构建了2011—2018年126个资源型城市房价的完整数据库。

中国资源型城市房价影响因素数据均来自《中国城市统计年鉴》。考虑到最新年份中国城市统计年鉴数据暂未公布和各盟州等空间单元数据缺乏,实际用于资源型城市房价

影响因素分析的地级单元为116个资源型城市,时间跨度为2011—2016年。

## 1.2 研究方法

### 1.2.1 空间自相关分析

全局空间自相关表示空间对象属性值在整个研究区域范围内与邻近空间单元属性值的空间关联特征,通常用Moran's  $I$ 指数表示。其计算公式为<sup>[20]</sup>:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

式中: $n$ 为城市数量(个); $x_i$ 和 $x_j$ 分别表示城市 $i$ 和 $j$ 的平均房价(元/m<sup>2</sup>); $\bar{x}$ 是各城市房价平均值(元/m<sup>2</sup>); $w_{ij}$ 为空间邻接矩阵。Moran's  $I$ 的取值范围为 $[-1, 1]$ 。Moran's  $I > 0$ 时,表示存在空间集聚趋势,即空间正相关特征;Moran's  $I < 0$ ,表示存在空间离散趋势,即空间负相关;Moran's  $I = 0$ 时,表示不存在空间相关性,即空间随机分布特征。

局域空间自相关是测度空间对象属性值与其临近空间单元属性值在局部空间的空间关联程度,能够捕捉各城市房价分布的空间异质性,采用Getis-Ord  $G_i^*$ 指数表示。公式为<sup>[19]</sup>:

$$G_i^*(d) = \sum_{j=1}^n W_{ij}(d) x_j / \sum_{j=1}^n x_j \quad (2)$$

式中: $G_i^*(d)$ 为局部空间自相关值,如果 $G_i^*(d)$ 大于0且具有显著意义,表明其为资源型城市房价分布的热点区,相反则为资源型城市房价分布的冷点区; $W_{ij}(d)$ 为空间邻接矩阵; $x_j$ 为 $j$ 城市的房价(元/m<sup>2</sup>)。

### 1.2.2 空间杜宾模型分析

常用的空间计量模型主要包括空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)、空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)和空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)等。空间杜宾模型是比空间滞后模型和空间误差模型更一般化的空间面板形式,同时考虑了内生效应和外生效应,并在空间计量研究中得到了更广泛的应用。计算公式为<sup>[21]</sup>:

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \beta X_{it} + \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} \gamma + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: $Y_{it}$ 为因变量,即 $i$ 资源型城市 $t$ 时间的房价(元/m<sup>2</sup>); $Y_{jt}$ 为邻近 $j$ 资源型城市 $t$ 时间的房价(元/m<sup>2</sup>); $\rho$ 为因变量的空间滞后系数,表示邻近资源型城市对本地房价的空间溢出方向和强度; $\beta$ 为解释变量的估计系数; $X_{it}$ 为 $i$ 资源型城市 $t$ 时间的解释变量; $X_{jt}$ 指邻近 $j$ 资源型城市 $t$ 时间的解释变量; $\gamma$ 为解释变量的空间效应系数; $W_{ij}$ 为空间权重矩阵; $\mu_i$ 为空间固定效应,表示控制了所有空间固定且不随时间变化的变量; $\lambda_t$ 为时间固定效应,表示控制了所有时间固定且不随空间变化的变量; $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。当 $\gamma = 0$ 时,空间杜宾模型可以转化为空间滞后模型(SLM);当 $\gamma + \rho\beta = 0$ 时,空间杜宾模型可以转化为空间误差模型(SEM)。

## 2 结果分析

### 2.1 中国资源型城市房价的时间变化

图1的描述统计结果显示,2011—2018年中国资源型城市房价呈现出波动上升的态

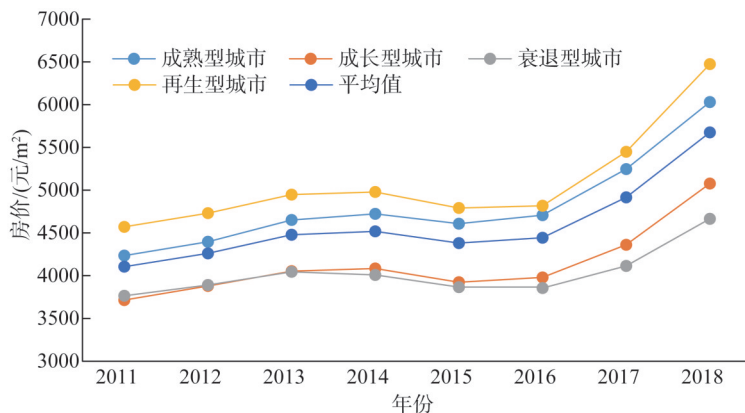


图1 2011—2018年中国资源型城市房价的时间变化

Fig. 1 Temporal change of resource-based cities' housing prices in China during 2011-2018

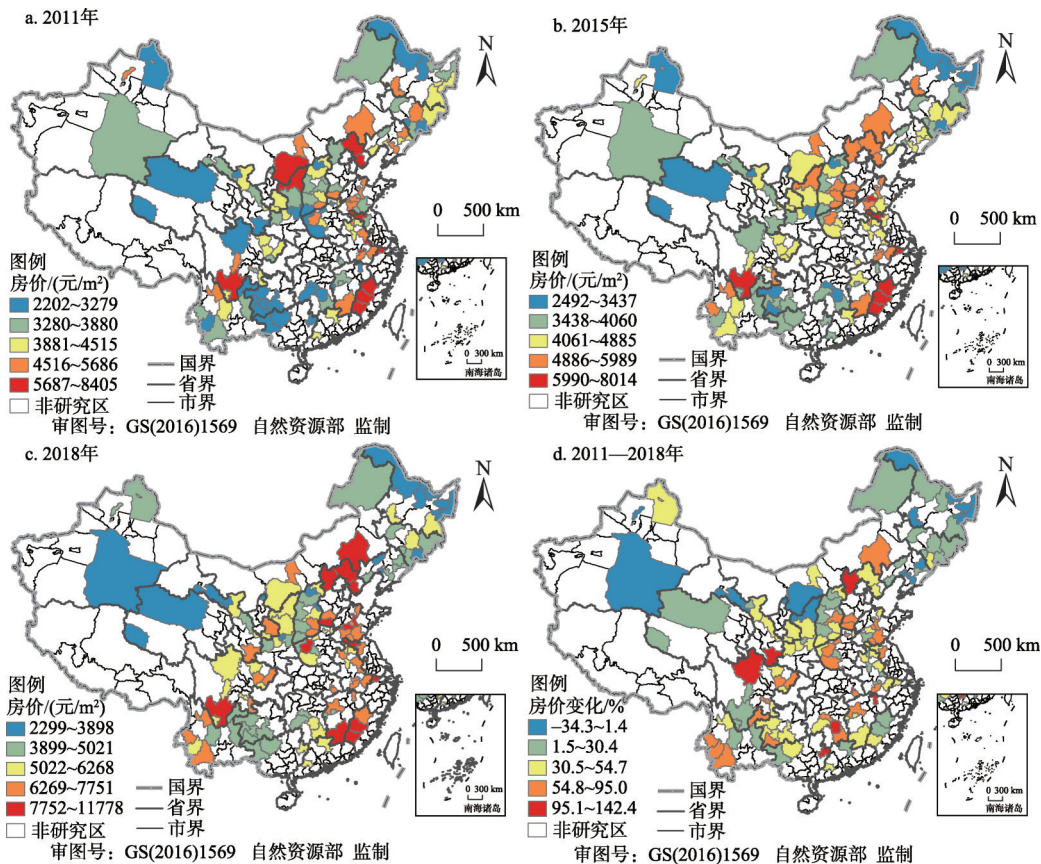
势，平均房价由2011年的4105元/m<sup>2</sup>增长至2018年的5675元/m<sup>2</sup>，增长幅度为38.2%，仅在2015年略有下降，明显低于同期全国所有城市平均房价增长率55.3%。分城市类型来看，不同类型资源型城市房价存在显著的差异性。除了2011年和2012年衰退型城市的平均房价要略高于成长型城市外，资源型城市平均房价总体上存在“再生型城市>成熟型城市>成长型城市>衰退型城市”的特点，所对应的2018年平均房价分别为6474元/m<sup>2</sup>、6030元/m<sup>2</sup>、5077元/m<sup>2</sup>和4665元/m<sup>2</sup>。另外，2011—2018年不同类型资源型城市房价的增幅比例也有所不同。其中，成熟型城市和再生型城市房价增幅较大，分别为42.4%和41.6%；成长型城市房价增幅居中，为36.7%；衰退型城市房价增幅最小，仅为23.9%。究其原因，与衰退型和成长型城市相比，再生型和成熟型城市拥有较强的可持续发展能力、成熟的工业技术体系以及较高的社会经济水平<sup>[22]</sup>，是其房价相对较高和增幅较快的重要支撑因素。

## 2.2 中国资源型城市房价的空间变化

为了描绘中国资源型城市房价空间格局和变化特点，分别选取2011年、2015年、2018年三个时间节点和2011—2018年变化值，利用ArcGIS 10.3软件的自然间断法，将126个资源型城市房价及其变化值分成五个等级。

图2的房价空间分布结果显示：（1）2011年中国资源型城市房价低值区主要分布在中部和西部地区，包括阿坝、黔西南、贺州、衡阳和娄底等城市；房价高值区以东部城市为主，如徐州、唐山、龙岩和湖州等城市，同时还包括凉山彝族自治州等为代表的少数西部地区成熟型城市。（2）2015年资源型城市房价低值区主要集聚在西部和东北地区，包括大兴安岭、黔西南、双鸭山、鹤岗和铜川等城市；房价高值区主要为东部地区和个别西部地区成熟型资源城市，如南平、凉山、三明、湖州和龙岩等。（3）2018年中国资源型城市房价存在明显的东高西低趋势，高值区向东部地区集聚趋势更加明显。房价低值区分布区域以东北和西部地区城市为主，代表性城市为鹤岗、大兴安岭、双鸭山、石嘴山和七台河。房价高值区以东部地区城市为主，包括张家口、徐州、唐山、龙岩和湖州等。（4）2011—2018年中国资源型房价降幅最大的城市主要集中在东北地区鹤岗、双鸭山、七台河、鸡西和大兴安岭；房价增幅最大的城市以西部地区为主，同时包





注: 本图基于自然资源部标准地图服务系统下载的标准地图制作, 底图无修改, 下同。

图2 2011—2018年中国资源型城市房价的空间格局

Fig. 2 Spatial patterns of resource-based cities housing prices in China during 2011-2018

括少数东部成熟型资源城市, 如景德镇、贺州、阿坝、张家口和陇南等。

### 2.3 中国资源型城市房价的空间统计分析

表2为房价的全局空间自相关分析结果。2011—2018年中国资源型城市房价的Moran's  $I$ 指数逐渐增大, 由2011年的0.085增加至2018年的0.273, 均通过0.05置信水平显著性检验, 说明中国资源型城市房价存在显著的空间正相关, 且空间集聚态势越来越强。2011—2018年中国资源型城市房价变化值也存在显著的空间集聚特征, 对应的Moran's  $I$ 指数为0.164, 说明中国资源型城市房价增长和下降地区也存在明显的空间依赖特征。

利用ArcGIS 10.3软件的自然间断法, 再把中国资源型城市房价和空间变化值的热点分析结果划分成四类, 根据热点分析得分由高到低依次命名为热点区、次热区、次冷区和冷点区。从图3的中国资源型城市房价冷热点分析得到: (1) 2011年、2015年和2018年中国资源型城市房价热点区数量的占比分别为19.0%、19.8%和24.6%, 说明中国资源型城市房价热点区数量呈现出持续增加的态势。比较稳定的房价热点区主要集中在东部地区和中部地区内部的经济相对发达城市, 包括湖州、淄博、景德镇和马鞍山等城市。(2) 2011年、2015年和2018年中国资源型城市房价冷点区数量的占比分别为19.0%、23.8%和13.5%, 说明中国资源型城市房价冷点区的数量变化幅度较大。但比较

表2 中国资源型城市房价及其变化的全局空间自相关结果

Table 2 Globe Moran's  $I$  of resource-based cities' housing prices and its change in China

变量	Moran's $I$	Z值	P值
2011年	0.085	3.2305	0.001
2012年	0.114	4.2119	0.000
2013年	0.119	4.3074	0.000
2014年	0.133	4.7191	0.000
2015年	0.165	5.8498	0.000
2016年	0.206	7.3935	0.000
2017年	0.246	9.1191	0.000
2018年	0.273	10.0863	0.000
2011—2018年变化值	0.163852	5.9950	0.000

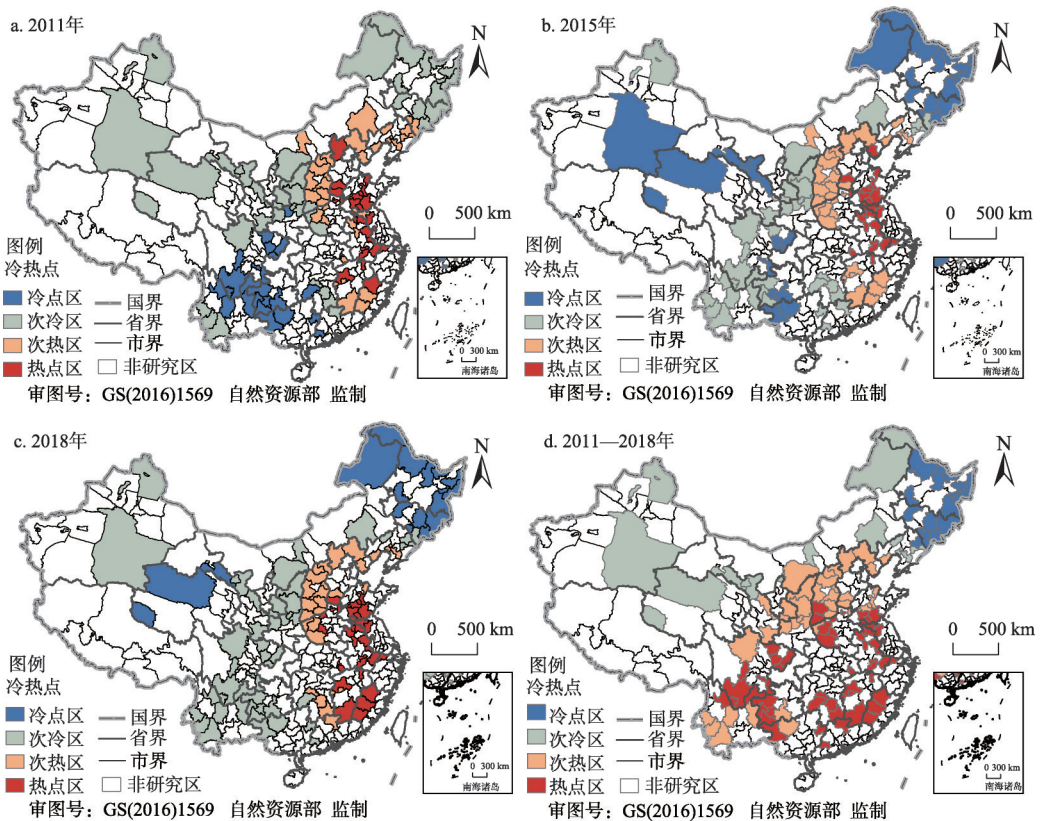


图3 2011—2018年中国资源型城市房价和变化的冷热点空间格局

Fig. 3 Hot and cold spots spatial patterns of resource-based cities' housing prices in China during 2011-2018

稳定的房价冷点区主要分布在西部地区 and 东北地区，包括百色、达州、鹤岗和黑河等城市。(3) 2011—2018年中国资源型房价变化热点区和冷点区数量的占比分别为43.7%和11.9%。房价变化的热点区指示中国资源型城市房价增幅较大的城市，其空间分布主要以中部地区、西南地区以及福建、广东等南部省份境内的城市为主；房价变化的冷点区指示中国资源型城市房价降幅较大的城市，主要集中于东北地区境内。

## 2.4 中国资源型城市房价的影响因素

### 2.4.1 解释变量选取

供给需求理论和住宅特征价格理论是解释不同城市间房价区域差异的主要理论<sup>[22]</sup>。基于上述理论视角分析,从供给需求、经济发展、产业集聚、人居环境和环境污染等维度选取了中国资源型城市房价(因变量,简称 $HP$ )区域差异的影响因素(表3)。(1)供给需求因素。住房供给需求状况是影响不同城市房价差异的首要因素,住房供不应求则容易提高城市房价<sup>[23,24]</sup>,选择“人口密度( $PD$ )、人均住房开发投资( $PHI$ )”来反映资源型城市的住房供需状况。(2)经济发展因素。城市经济发展水平与其住宅土地出让价格和居民家庭收入水平均具有较强相关性,通常会对城市房价产生正向影响,选取“人均GDP( $PGDP$ )”表示;城市产业结构高级化程度是其经济发展质量的重要表征,产业结构高级化程度越高,其房价也可能越高,选取“第三产业比例( $TIR$ )”表示。(3)产业集聚因素。研究表明,城市房价与其产业构成特征存在密切关系<sup>[25,26]</sup>。资源型城市职能的特殊性决定了其房价不可避免地也会受到当地产业发展特征的影响,选择“专业化指数( $SI$ )和多样化指数( $DI$ )”两个评价指标,分别测度资源型城市的地方化经济和城市化经济对当地城市房价的影响,用以验证产业集聚因素与资源型城市房价的关系。专业化指数测度采用矿业从业人员区位商表示,专业化指数越高,表明城市资源依赖程度越严重,可能降低经济发展水平和城市房价;多样化指数测度方法同徐辉等<sup>[27]</sup>的研究,多样化指数越高,资源型城市产业转型效果可能越好,并对房价产生正向影响。(4)人居环境因素。城市人居环境质量越高,其人口吸引力也越强,容易导致住房市场需求增加和房价提升<sup>[28,29]</sup>,选择“万人普通小学数( $PRI$ )、万人医院数( $HOS$ )、万人公共汽车数( $BUS$ )、人均公园绿地面积( $PA$ )、建成区绿化率( $GR$ )”表示资源型城市的公共服务设施质量和环境舒适性。(5)环境污染因素。近年来,环境污染程度对中国城市房价的负面影响也逐渐引起研究重视<sup>[30]</sup>,资源型城市由于资源开采和加工所承受的环境污染和生态环境破坏更为严峻。选择“单位GDP的工业废水排放量( $IW$ )、单位GDP的工业二氧化硫排放量( $SO_2$ )、单位GDP的工业烟尘排放量( $IS$ )”等指标表示环境污染强度。为消除通货膨胀因素和数据异方差的影响,以2011年为基期对资源型城市房价、人均GDP和人均住房开发投资等社会经济变量进行平减处理,再做自然对数处理。

### 2.4.2 模型结果分析

通过LM、LR和Wald等参数比较,SDM模型比SEM模型和SLM模型具有更好的拟合优度,因此本文选取SDM模型进行分析。Hausman检验结果显示,固定效应模型比随机效应模型更为合适。对个体固定效应模型、时点固定效应模型和双固定效应模型进行比较,发现双固定效应SDM模型的对数似然值较其他两个模型的对数似然值更大,且AIC和BIC值相对更小,故将其作为最终模型进行分析。

表4为SDM模型的参数估计结果。中国资源型城市房价的空间自相关系数为0.498,并通过0.05置信水平的显著性检验,再次验证了中国资源型城市房价存在显著的空间溢出效应。在控制其他变量不变的前提下,本地资源型城市的房价每增长1%,邻近资源型城市的房价平均将增长0.498%。各个变量的影响系数表明:在主效应方面,专业化指数、多样化指数和工业废水污染强度均对中国资源型城市房价具有显著的负向影响,而人均GDP和人均住房开发投资具有显著的提升作用;在溢出效应方面,采矿业专业化、



表3 中国资源型城市房价解释变量选择及其预期影响

Table 3 Explanatory variables and their expected direction of resource-based cities' housing prices in China

维度	解释变量	变量代码	预期影响
供给需求	人口密度/(人/km <sup>2</sup> )	<i>PD</i>	+
	人均住房开发投资/元	<i>PHI</i>	-
经济发展	人均GDP/元	<i>PGDP</i>	+
	第三产业比例/%	<i>TIR</i>	+
产业集聚	采矿业专业化	<i>SI</i>	-
	多样化	<i>DI</i>	+
人居环境	每万人普通小学/个	<i>PRI</i>	+
	每万人医院数/个	<i>HOS</i>	+
	每万人拥有公共汽车/辆	<i>BUS</i>	+
	人均公园绿地面积/km <sup>2</sup>	<i>GA</i>	+
	建成区绿化率/%	<i>GR</i>	+
环境污染	单位GDP工业废水排放量/(t/万元)	<i>IW</i>	-
	单位GDP工业二氧化硫排放量/(t/亿元)	<i>SO<sub>2</sub></i>	-
	单位GDP工业烟(粉)尘排放量/(t/亿元)	<i>IS</i>	-

注：“+”和“-”分别表示解释变量的预期影响方向为正向影响和负向影响。

表4 空间杜宾模型的参数估计结果

Table 4 Parameter estimate result of Spatial Durbin Model

解释变量	Main	<i>t</i>	WX	<i>t</i>
<i>PD</i>	-0.0587	-1.26	-0.2430	-1.13
<i>PHI</i>	0.0380**	2.25	0.0882*	1.92
<i>PGDP</i>	0.0570**	2.26	0.0660	0.43
<i>TIR</i>	0.0004	0.26	-0.0071	-0.79
<i>SI</i>	-0.0081**	-2.40	0.0613**	2.05
<i>DI</i>	-0.0239*	-1.80	-0.1420*	-1.67
<i>PRI</i>	0.0059	1.38	0.0278	1.50
<i>HOS</i>	0.0026	1.26	-0.0219	-1.01
<i>BUS</i>	0.0006	0.60	-0.0234**	-2.13
<i>GA</i>	0.0019	0.34	-0.0028	-0.15
<i>GR</i>	0.0001	-0.20	0.0067**	2.36
<i>IW</i>	-0.0018**	-2.03	0.0007	0.07
<i>SO<sub>2</sub></i>	0.0000	-0.17	0.0008	1.57
<i>IS</i>	0.0000	0.81	0.0000	-0.22
$\rho$ (W×HP)	0.498***		Likelihood L	1080.9237

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示0.1、0.05和0.01置信水平下显著，下同；Main为主效应，WX为空间溢出效应。

人均住房开发投资和建成区绿化率等解释变量对邻近资源型城市房价具有显著的促进作用，而多样化指数和万人公共汽车数对邻近资源型城市房价产生显著的抑制作用。

由于SDM模型包含了被解释变量和解释变量滞后项的反馈效应（本地城市房价通过影响邻近城市房价又反过来影响本地城市房价），模型参数并不能直接准确地反映各个解



释变量的边际效应。可采用偏微分方法将总效应进一步分解为直接效应和间接效应<sup>[31]</sup>。其中,直接效应表示本地解释变量对本地资源型城市房价的直接影响,间接效应表示本地解释变量对邻近资源型城市房价的影响,即溢出效应。表5为解释变量的效应分解结果。

表5 解释变量的直接效应与间接效应估计

Table 5 Direct and indirect effect estimates of explanatory variables

解释变量	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	P值	系数	P值	系数	P值
<i>PD</i>	-0.0595	0.175	-0.5440	0.276	-0.6035	0.225
<i>PHI</i>	0.0413**	0.014	0.2270*	0.091	0.2683**	0.042
<i>PGDP</i>	0.0583**	0.016	0.1830	0.596	0.2413	0.487
<i>TIR</i>	0.0003	0.87	-0.0152	0.469	-0.0149	0.481
<i>SI</i>	-0.0068**	0.050	0.1160	0.134	0.1092	0.161
<i>DI</i>	-0.0276**	0.031	-0.3170	0.115	-0.3446*	0.089
<i>PRI</i>	0.0066	0.141	0.0640	0.167	0.0706	0.135
<i>HOS</i>	0.0022	0.321	-0.0410	0.419	-0.0388	0.451
<i>BUS</i>	0.0002	0.853	-0.0490*	0.064	-0.0488*	0.071
<i>GA</i>	0.0022	0.693	-0.0071	0.848	-0.0049	0.893
<i>GR</i>	0.0001	0.925	0.0139**	0.031	0.0140**	0.036
<i>IW</i>	-0.0018*	0.081	0.0003	0.99	-0.0015	0.925
<i>SO<sub>2</sub></i>	0.0000	0.932	0.0016	0.14	0.0016	0.148
<i>IS</i>	0.0000	0.458	0.0000	0.859	0.0000	0.889

在直接效应方面,人均GDP对资源型城市房价具有显著的正向影响,弹性系数为0.0583且最大,说明资源型城市经济发展水平仍是其房价差异的主要决定因素。人均住房开发投资对中国资源型城市房价具有显著的正向影响,弹性系数为0.0413,同样具有相对较大的影响效应。这与预期影响方向不符,但与部分学者的研究发现一致<sup>[32]</sup>,可能因为人均住房开发投资量越大的资源型城市,其房地产市场成熟度和潜在开发价值越好,房地产行业发展相对较热,导致房价也可能越高。多样化指数和专业化指数等产业集聚因素对资源型城市房价存在显著的负向作用,弹性系数分别为-0.0276和-0.0068,说明资源型城市的产业多样化程度或采矿业依赖程度越高,其房价会越低。多样化指数的负向影响与预期不符<sup>[22]</sup>,可能由于目前中国资源型城市产业结构整体上还处于低水平的均衡发展阶段,过度均衡化的产业结构反而不利于资源型城市转型发展,从而可能降低社会经济发展效率和抑制房价。专业化指数的负向影响主要因为资源型城市对采矿业发展的依赖程度越大,城市产业转型发展面临的障碍和困难可能越突出,容易降低城市可持续发展水平,进而对房价产生抑制作用。工业废水污染强度也对资源型城市房价具有显著且微弱的抑制作用,弹性系数为-0.0018,说明减少环境污染强度和改善城市环境同样有助于提升资源型城市房价。尽管人口因素已被大量研究证明是影响全国城市房价的重要因素<sup>[26]</sup>,但就资源型城市之间的房价差异比较而言,人口因素的作用并不显著。与其他研究结果不同<sup>[5]</sup>,人居环境维度对资源型城市房价并没有产生显著的影响,这可能与资源型城市人居环境质量水平总体不高有关<sup>[33]</sup>。

在间接效应方面,人均住房开发投资和建成区绿地率均对邻近资源型城市房价产生

显著的正向溢出效应，弹性系数分别为0.2270和0.0139，说明本地资源型城市的人均住房开发投资越大和建成区绿地率越高，会对邻近资源型城市房价产生具有显著的正向空间溢出作用。而多样化指数和万人公共汽车数对邻近资源型城市房价具有显著的负向空间溢出效应，弹性系数分别为-0.3170和-0.0490，意味着本地资源型城市的产业多样化发展或公共交通水平提高，将对邻近资源型城市房价产生明显的抑制作用。

### 3 结论与讨论

(1) 2011—2018年中国资源型城市平均房价波动上涨，由2011年的4105元/m<sup>2</sup>增加至2018年的5675元/m<sup>2</sup>，仅在2015年个别年份略有波动和下降，低于同期全国城市平均房价增长率55.3%。分城市类型来看，受到各类资源型城市的社会经济发展阶段影响，再生型城市、成熟型城市、成长型城市和衰退型城市的平均房价依次递减。

(2) 2011—2018年中国资源型城市房价平均增长率为38.2%，但不同类型资源型城市房价的平均增幅却有所差异。成熟型和再生型城市房价增幅相对较大，分别为42.4%和41.6%；成长型城市房价增幅略低于平均水平，为36.7%；衰退型城市房价增幅最小，仅为23.9%。

(3) 2011—2018年中国资源型城市房价和变化值存在显著的空间溢出效应，房价的稳定热点区主要集中在东部地区和中部地区，房价的稳定冷点区主要以东北地区 and 西部地区城市为主。房价变化的热点区分布以中部地区、西南地区以及福建、广东等南部省份境内城市为主，而房价变化的冷点区主要集中于东北地区境内。

(4) 空间杜宾模型分析发现，人均GDP、人均住房开发投资、多样化指数、专业化指数和工业废水污染强度等变量是影响中国资源型城市房价空间差异的关键因素，而建成区绿地率和万人公共汽车数等人居环境因素对中国资源型城市房价具有间接的空间溢出效应。研究表明，采取减少资源型城市的采矿业依赖程度、避免低水平的产业多样化和寻找适当的接替产业、提高当地经济发展水平、加大人均住房开发投资以及减少工业废水污染强度等政策措施，对振兴中国资源型城市的房地产市场和提高其城市房价具有重要作用，同时从提高建成区绿地率以及万人公共汽车数等方面改善资源型城市人居环境，也将对周边资源型城市房价具有不同方向的空间溢出效应。

本文利用全国二手房监测数据，对中国资源型城市房价时空演化和影响因素进行了详细地实证分析，进一步丰富了全国尺度的城市房价区域差异与成因研究，也为解读特殊职能类型城市房价的时空演变与影响因素提供了很好的经验证据。但研究还存在一些不足：首先受到全国资源型房价及其影响因素数据获取的限制，本文的中国资源型城市房价时间序列分析还相对较短，且资源型城市房价影响因素分析的样本略有减少；其次，遴选的房价影响因素不够全面，没有考虑地价、交通区位条件和政策调控等因素，使用户籍人口密度代替常住人口密度也可能引起部分偏差；最后，研究还缺乏对不同类型资源型城市房价影响因素的比较分析。这些不足还需要进一步完善和改进。

#### 参考文献(References):

- [1] 余建辉, 张文忠, 王岱. 中国资源枯竭城市的转型效果评价. 自然资源学报, 2011, 26(1): 11-21. [YU J H, ZHANG W Z, WANG D. Evaluation of the China's resource-exhausted cities' transformation effect. Journal of Natural Resources,

- 2011, 26(1): 1-11.]
- [2] 余建辉, 张文忠, 王岱, 等. 资源枯竭城市转型成效测度研究. 资源科学, 2013, 35(9): 1812-1820. [YU J H, ZHANG W Z, WANG D, et al. The effect of resource-exhausted city transformation. *Resources Science*, 2013, 35(9): 1812-1820.]
- [3] 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素研究. 经济地理, 2012, 32(2): 52-58. [TANG Q Y, XU W, AI F L. A GWR-based study on spatial pattern and structural determinants of Shanghai's housing price. *Economic Geography*, 2012, 32(2): 52-58.]
- [4] 宋伟轩, 陈艳如, 孙洁, 等. 长三角一体化区域城市房价空间分异的模式与效应. 地理学报, 2020, 75(10): 2109-2125. [SONG W X, CHEN Y R, SUN J, et al. Spatial differentiation of urban housing prices in integrated region of Yangtze River Delta. *Acta Geographica Sinica*, 2020, 75(10): 2109-2125.]
- [5] KONG F, YIN H, NAKAGOSHI N. Using GIS and landscape metrics in the hedonic price modeling of the amenity value of urban green space: A case study in Jinan city, China. *Landscape & Urban Planning*, 2007, 79(3): 240-252.
- [6] WANG Y, WANG S, LI G, et al. Identifying the determinants of housing prices in China using spatial regression and the geographical detector technique. *Applied Geography*, 2017, 79: 26-36.
- [7] YUAN F, WU J, WEI Y D, et al. Policy change, amenity, and spatiotemporal dynamics of housing prices in Nanjing, China. *Land Use Policy*, 2018, 75: 225-236.
- [8] ANSELIN L, GALLO J L. Interpolation of air quality measures in hedonic house price models: Spatial aspects. *Spatial Economic Analysis*, 2006, 1(1): 31-52.
- [9] 王良健, 颜蕾, 李中华, 等. 土地供应计划对房价的传导机制研究. 自然资源学报, 2015, 30(11): 1823-1833. [WANG L J, YAN L, LI Z H, et al. The transmission mechanism of land supply planning on housing prices. *Journal of Natural Resources*, 2015, 30(11): 1823-1833.]
- [10] 李峰清, 赵民. 关于多中心大城市住房发展的空间绩效: 对重庆市的研究与延伸讨论. 城市规划学刊, 2011, (3): 8-19. [LI F Q, ZHAO M. A discussion on housing development in multi-center cities: Phenomenon & planning implication of Chongqing. *Urban Planning Forum*, 2011, (3): 8-19.]
- [11] TIAN G, WEI Y D, LI H. Effects of accessibility and environmental health risk on housing prices: A case of Salt Lake county, Utah. *Applied Geography*, 2017, 89: 12-21.
- [12] BAFFOE-BONNIE J. The dynamic impact of macroeconomic aggregates on housing prices and stock of houses: A national and regional analysis. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1998, 17(2): 179-197.
- [13] WEN H, TAO Y. Polycentric urban structure and housing price in the transitional China: Evidence from Hangzhou. *Habitat International*, 2015, 46: 138-146.
- [14] SALVATI L, CIOMMI T M, SERRA P. Exploring the spatial structure of housing prices under economic expansion and stagnation: The role of socio-demographic factors in metropolitan Rome, Italy. *Land Use Policy*, 2019, 81: 143-152.
- [15] TSUI K, TAN D, CHOW C, et al. Does tourism drive house prices in the OECD economies? Evidence from augmented mean group estimator. *Tourism Management*, 2019, 74(10): 392-395..
- [16] GARZAA N, OVALLEB M. Tourism and housing prices in Santa Marta, Colombia: Spatial determinants and interactions. *Habitat International*, 2019, 87(5): 36-43.
- [17] HUANG Z, CHEN R, XU D, et al. Spatial and hedonic analysis of housing prices in Shanghai. *Habitat International*, 2017, 67(9): 69-78.
- [18] CORDARA R, CHIARAZZO V, OTTOMANELLI M, et al. The impact of undesirable externalities on residential property values: Spatial regressive models and an empirical study. *Transport Policy*, 2019, 80: 177-187.
- [19] MUSSA A, NWAOGU U G, POZO S. Immigration and housing: A spatial econometric analysis. *Journal of Housing Economics*, 2017, 35: 13-25.
- [20] 王劲峰, 廖一兰, 刘鑫. 空间数据分析教程. 北京: 科学出版社, 2010. [WANG J F, LIAO Y L, LIU X. *Spatial Data Analysis Tutorial*. Beijing: Science Press, 2010.]
- [21] 赵雪雁, 陈欢欢, 马艳艳, 等. 2000—2015年中国农村能源贫困的时空变化与影响因素. 地理研究, 2018, 37(6): 1115-1126. [ZHAO X Y, CHEN H H, MA Y Y, et al. Spatio-temporal variation and its influencing factors of rural energy poverty in China from 2000 to 2015. *Geographical Research*, 2018, 37(6): 1115-1126.]

- [22] 余建辉, 李佳滔, 张文忠. 中国资源型城市识别与综合类型划分. 地理学报, 2018, 73(4): 677-687. [YU J H, LI J M, ZHANG W Z. Identification and classification of resource-based cities in China. *Acta Geographica Sinica*, 2018, 73(4): 677-687.]
- [23] 王洋, 王德利, 王少剑. 中国城市住宅价格的空间分异格局及影响因素. 地理科学, 2013, 33(10): 1157-1165. [WANG Y, WANG D L, WANG S J. Spatial differentiation patterns and impact factors of housing prices of China's cities. *Scientia Geographica Sinica*, 2013, 33(10): 1157-1165.]
- [24] 王少剑, 王洋, 蒿雪芹, 等. 中国县域住宅价格的空间差异特征与影响机制. 地理学报, 2016, 71(8): 1329-1342. [WANG S J, WANG Y, LIN X Q, et al. Spatial differentiation patterns and influencing mechanism of housing prices in China: Based on data of 2872 counties. *Acta Geographica Sinica*, 2016, 71(8): 1329-1342.]
- [25] 刘嘉毅, 陶婷芳, 夏鑫. 产业结构变迁与住宅价格关系实证研究: 来自中国内地的经验分析. 财经研究, 2014, 40(3): 73-84. [LIU J Y, TAO T F, XIA X. Empirical study of the relationship between industrial structure change and housing prices: Evidence from the Chinese mainland. *Journal of Finance and Economics*, 2014, 40(3): 73-84.]
- [26] 夏凯丽, 田曦, 应瑞瑶. 产业集聚对房价上涨影响机制的经验分析. 统计与决策, 2017, (11): 128-132. [XIA K L, TIAN X, YING R Y. An empirical analysis of the influence mechanism of industrial agglomeration on the rise of house prices. *Statistics & Decision*, 2017, (11): 128-132.]
- [27] 徐辉, 杨焯. 人口和产业集聚对环境污染的影响: 以中国的100个城市为例. 城市问题, 2017, (1): 53-60. [XU H, YANG Y. The impact of population and industrial agglomeration on environmental pollution: A case study of 100 cities in China. *Urban Problems*, 2017, (1): 53-60.]
- [28] 韩艳红, 尹上岗, 李在军. 长三角县域房价空间分异格局及其影响因素分析. 人文地理, 2018, 33(6): 87-95. [HAN Y H, YIN S G, LI Z J. Spatial differentiation and influence factors analysis of county region housing prices in the Yangtze River Delta. *Human Geography*, 2018, 33(6): 87-95.]
- [29] 戴其文, 姚意旗, 张晓奇, 等. 环境对城市房价影响研究述评与展望. 资源科学, 2019, 41(4): 627-642. [DAI Q W, YAO Y Q, ZHANG X Q, et al. Review and prospect of research on the influence of the environment on spatial disparity of urban housing prices. *Resources Science*, 2019, 41(4): 627-642.]
- [30] CHEN S Y, JIN H. Pricing for the clean air: Evidence from Chinese housing market. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 26(1): 297-306.
- [31] LESAGE J P, PACE R K. Spatial econometric modeling of origin-destination flows. *Journal of Regional Science*, 2008, 48(5): 941-967.
- [32] 董纪昌, 张欣, 周克成, 等. 基于空间计量的我国房地产价格集聚与差异研究. 系统工程理论与实践, 2016, 36(4): 875-883. [DONG J C, ZHANG X, ZHOU K C, et al. The research on real estate price agglomeration and heterogeneity in China based on spatial econometrics. *System Engineering-Theory & Practice*, 2016, 36(4): 875-883.]
- [33] 赵林, 韩增林, 马慧强. 东北地区城市人居环境质量时空变化分析. 地域研究与开发, 2013, 32(2): 73-78. [ZHAO L, HAN Z L, MA H Q. Analysis on the temporal and spatial variation about living environment of the cities on the North-east region. *Areal Research and Development*, 2013, 32(2): 73-78.]



## Spatiotemporal change and influencing factors of resource-based cities' housing prices in China

ZHAN Dong-sheng<sup>1</sup>, WU Qian-qian<sup>1</sup>, YU Jian-hui<sup>2,3,4</sup>,  
ZHANG Wen-zhong<sup>2,3,4</sup>, ZHANG Juan-feng<sup>1</sup>

(1. School of Management, Zhejiang University of Technology, Hangzhou 310023, China; 2. Institute of Geographic Science and Natural Resources Research, CAS, Beijing 100101, China; 3. Key Laboratory of Regional Sustainable Development Modeling, CAS, Beijing 100101, China; 4. College of Resources and Environment, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China)

**Abstract:** Based on national second-hand housing price monitoring data from CityRE database, spatiotemporal change characteristics of 126 resource-based cities' housing prices in China during 2011 to 2018 are analyzed in detail using descriptive statistics and GIS spatial analysis method, and its influencing factors are further revealed by Spatial Durbin Model. The results show that: (1) The average housing prices of resource-based cities in 2011 and 2018 are 4105 and 5675 yuan per square metre respectively, and average housing prices of regenerative cities, mature cities, growing cities and declining cities decrease in turn. (2) Average housing prices of resource-based cities in China fluctuated upward from 2011 to 2018 with a growth rate of 38.2%, which is lower than that of the national average housing prices. In addition, the growth rate of housing price varies across different types of resource-based cities, while mature and regenerative cities have relatively large values. (3) There are significant spatial agglomeration characteristics of housing prices and the price change in resource-based cities. Hot spots of housing prices are mainly concentrated in the eastern and central regions, while cold spots of housing prices are mainly distributed in the northeastern and western regions. (4) Spatial Durbin Model suggests that per capita GDP, per capita investment in housing development, diversity index, specialization index and industrial wastewater discharge intensity are the main factors affecting housing prices' spatial differentiation of resource-based cities in China.

**Keywords:** resource-based cities; housing prices; spatiotemporal change; influencing factor; Spatial Durbin Model; China