

引用格式:王洁,张继良.住房空置率对房价的影响:基于35个重点城市的面板数据[J].资源科学,2020,42(6):1135-1147.  
[Wang J, Zhang J L. The influence of vacancy rate on housing price: Based on panel data of 35 key cities[J]. Resources Science, 2020, 42(6): 1135-1147.] DOI: 10.18402/resci.2020.06.11

# 住房空置率对房价的影响 ——基于35个重点城市的面板数据

王洁,张继良

(南京财经大学经济学院,南京 210023)

**摘要:**住房价格一直是政府与百姓都密切关注的问题,同时高房价下的高空置率也一直普遍存在,引发众多关注,但是当前空置率是否抑制了房价的上涨有待研究。为此,本文以2007—2016年中国35个重点城市商品房销售均价为研究对象,通过构建固定影响变系数模型,分析住房空置率及控制变量对房价波动的影响。结果表明:空置率是引起中国城市房价波动的主要因素,空置率的上升一定程度上会抑制房价的上涨;同时房价还受到其他因素的影响,土地出让价格上涨是推动房价上涨的重要因素,人均收入对房价有一定影响,建成区人口密度对房价影响存在分化。不同规模城市的房价波动存在较大差异,主要受到空置率的影响,一线城市、二线发达城市、三线城市空置率对房价的负效应较大;三线城市土地出让价格对房价的作用不显著,一线城市人口过密对房价产生向上推力。总结而言,空置率是抑制房价上涨的主要因素,也是造成不同规模城市房价波动差异的主要原因。

**关键词:**住房空置率;房价;土地出让价格;面板数据模型;中国

DOI: 10.18402/resci.2020.06.11

## 1 引言

住房问题始终是关乎民生的大问题,同时,高房价下的空置率问题一直普遍存在,密集的楼盘与稀疏的灯光形成的鲜明对比,引来众多学者分析住房空置率与房价波动的相关关系。

对于房地产的供给情况很多学者做过研究,Wang等<sup>[1]</sup>就指出中国城镇住房总体上并不短缺,较高的空置率就是例证。房地产市场投机和高回报率与住房空置现象相伴而生,扭曲的供求关系推高了房价;樊纲治等<sup>[2]</sup>分析了中国1999—2010年的房地产市场,阐述了中国的住宅市场既存在过度供给又存在有效供给不足;刘修岩等<sup>[3]</sup>从影响住房供给弹性的角度研究2005—2013年中国的城市数据,发现中国住房供给缺乏弹性。可以认为,房价上涨,供给不是主因。

大多数学者认为住房空置率与房价之间存在

相关关系。台玉红<sup>[4]</sup>通过理论分析,得出住房空置率与真实均衡价格有一定程度的负相关关系;但鞠方等<sup>[5]</sup>研究了中国35个大中城市在2004—2010年的住房情况,得出住房空置率与房价之间存在正相关关系的结论;Zhang<sup>[6]</sup>通过建立多元线性回归模型,分析了昆明市房价与空置率、房价收入比等指标间的关系,认为空置率的变化会影响到房价,还指出空置率每增加1%,房价将上涨0.39%。;Wang等<sup>[7]</sup>通过相关检验,揭示出住房空置率与人口、GDP呈负相关,与房价呈正相关。由此可见,学者们对空置率与房价之间关系存在一定的争议,理清空置率的上升是否能够抑制房价上涨具有重要意义。

空置率波动也会影响开发商的投资决策,从拿地、建设到销售定价,处处反映出空置率的影响,这些因素反过来又会影响房价的波动<sup>[8]</sup>。因此本文还需加入一些控制变量,一方面可以补充解释房价

收稿日期:2019-08-23;修订日期:2020-03-01

基金项目:国家社会科学基金项目(15BJY030)。

作者简介:王洁,女,安徽石台人,硕士生,研究方向为国民经济统计分析。E-mail: 18196543957@163.com

通讯作者:张继良,男,江苏宝应人,博士,教授,研究方向为城乡一体化理论与实践。E-mail: zhangjlg@163.com

波动,另一方面可以使空置率与房价间的关系更加准确。不少学者探究了高房价的影响因素,相关研究主要集中在土地资源供给<sup>[9]</sup>、收入水平与人口流动<sup>[10]</sup>等方面,本文将从这些方面来确定控制变量。

当前,空置率对房价影响的定量研究较少,且研究区域多为省份,缺少相关的区域差异性分析。本文以空置率为切入点,旨在构建以增量空置率为核心解释变量,以土地出让价格、人均收入、建成区人口密度为控制变量的计量模型,分析各变量对于房价的影响,重点考量不同规模城市住房空置率对房价影响的差异性,并就此提出稳定房价的相关建议。

## 2 研究方法

### 2.1 分析框架构建

#### 2.1.1 住房空置率对房价的影响

住房空置率反映出住房供给与需求之间的关系,一般的商品市场理论告诉我们商品的供求不平衡会引起价格的波动,反过来这种波动进而又会影响供求关系<sup>[11]</sup>。空置率有两种,一种是存量房空置率,另一种是增量房空置率。前者缺乏数据支持,而后者有数据支撑。这两个空置率虽然统计范围不同,但它们具有较高的相关性。因此,认为分析增量空置率(以下简称空置率)对房价的影响,可以从很大程度上反映住房空置率与房价间的关系。

空置率通过房地产市场的实际销售状况来影响房价。按一般理论进行分析,在住房需求不变的情况下,空置率提高会对房价产生下退压力<sup>[12]</sup>。相反,当空置率下降时,商品房的供给相应减小,对房价就会产生上推力。本文期望通过构建房价与空置率的计量模型,来研究空置率对房价究竟产生了何种方向、多大幅度的影响,并对如何监管中国的房地产市场提出建议<sup>[13]</sup>。

#### 2.1.2 控制变量对房价的影响

房价与空置率是被解释与解释的关系,然而这一关系不是单纯对应,房价变动还要不可避免地受到空置率之外的一些因素影响,土地供给与楼面价格息息相关,收入水平影响支付能力,人口密度影响住房需求,这些因素必然会影响房价的波动。因此,只有选择较为全面的解释变量,才能构建出

符合实际的计量模型,这时基于模型得出的空置率对房价的影响才更加可靠。

#### (1) 土地出让楼面价格水平对房价的影响

土地出让金是开发商获得70年住宅土地使用权的一次性费用,是土地使用权的交易价格,单位楼面价格的变动实际上是土地市场供求关系的反映,也折射出住宅市场的发展状况,受空置率影响较大。当空置率较高时,土地出让拍卖冷清,楼面价格溢价现象难以出现,许多土地出让不但以底价出让,甚至出现流拍也不足为奇。反之,当商品房热销,短期内出清,空置率接近0时,则此时土地出让时拍卖轮次持续上升。在中国住宅建设用地一直管理较为严格,土地供给较为稀缺,土地出让形成的楼面价格,事实上等于土地出让70年使用费一次性回收,这对开发商来说,是一笔巨大支出。所以土地价格一直是房价最主要的成本组成部分,房地产开发商也必须将这一成本转移到房价上去<sup>[14]</sup>。

就中国区域性中心城市而言,产业集聚效应显著,对各类人才吸引力强,且对周边区域虹吸效应也较为显著,产业集聚和人口流入对土地资源的压力较大。在国家土地政策约束下,城市土地供给规模控制严格,特别是一线、二线综合实力较强城市住宅土地较为紧缺,在房屋空置率较低时间段,土地拍卖竞争甚至能达到近百轮也不为奇<sup>[15]</sup>。土地出让招拍挂形成机制决定了单位土地出让价格总体不会不断攀升,因此,预估单位土地出让价格上升会引起房价的上升。

#### (2) 人均收入水平对房价的影响

对于城市居民而言,随着居民收入的较快增长,人们对于改善居住条件的实际需求增长较快,也符合马斯洛需求理论。尽管对于部分低收入人群,收入的上升对于住房需求的刺激很小,但是对于城市的中等收入人群而言,收入水平的上升提高了人们买房的意愿和能力,提升了该地区对于商品房的需求程度进而推动房价的上涨。如王立平<sup>[16]</sup>通过实证研究指出,居民收入增长形成的刚性需求仍是影响中国房地产价格的“稳健性”因素之一。而对于高收入人群以及部分投资者而言,购买商品房是一项高回报率的投资,可以从中获取租金或高额的差价,从这个意义上而言,收入水平的提升会直

2020年6月

接推动购房需求的增加,带来房价上升,但过度的房地产投资易引起房地产泡沫。不过,高收入人群的购房行为受住房空置水平的影响较大,当空置率较高或上升时,投资者的投资行为会十分谨慎。总体来看,人均收入水平的提高会引起房价上涨,但对于不同收入水平的居民而言,这种影响存在一定的差异。

### (3) 建成区人口密度对房价的影响

人口红利以及城镇化是中国房地产行业近年来良好发展的“稳定器”,正因为如此,学者们研究人口密度对于房价的影响时,大多是结合城镇化进程进行分析的。例如,任啸辰等<sup>[17]</sup>就指出中国城镇化进程推动农村人口向城市转移,提高了城市人口密度,进而通过提高居民的住房需求推动了房价上涨。由于区域性中心城市建成区的市政设施完备,单位土地产出高,城市公共服务资源配置密集,就业需求大,实际产生两种结果:一是建成区内的核心区域人口密度较高,住房需求大;二是建成区新扩建区域,人口密度相对较低。因此人口密度的高低要结合具体城市具体分析。据原国土资源部提供的信息,2000—2016年,全国城市人口和建成区面积分别增加3.8%和145.7%,土地城市化明显快于人口城市化,这也是人口密度总体水平一直在下降的原因,尤其在二线综合实力较弱的城市人口密度整体处于下降趋势。

人口密度对房价产生的影响方向可能具有两面性:一方面而言,较高的人口密度彰显了中心城区对于人们的吸引力,城区是一个城市经济与发展的中心,凭借其优越的经济发展环境、城市化的设施建设吸引人们在这里工作、生活,因此较高的人口密度从一定程度上能体现人们对于购房的需求较大,那么房价将会有一定程度的涨幅;另一方面,与住宅区位理论一致,人口密度过高会一定程度降低人们在城区居住的舒适度,从而使得人们对于城市的购房需求转移,这样在一定程度上新建成区域或能减缓核心区域的住房压力,对房价起到一定遏制作用<sup>[18]</sup>。从这个角度上分析,城市的房价综合水平上涨幅度可能会有所减缓。

## 2.2 数据检验与模型建立

随着分析手段和方法的不断演进,对数据的要

求也越来越高,特别是对面板数据要求通过多方面的数据检验才能用于构建模型。就本文的面板数据而言,在数据检验之前还需先将各个变量取对数得到对数变量,一方面可以减弱数据间的异方差,另一方面可以用弹性的概念描述回归方程的经济意义。接着对面板数据进行单位根和协整检验,通过检验后,即可构建计量模型。具体如下。

### 2.2.1 单位根检验与协整检验

根据现代计量模型构建的基本要求,首先需要对面板数据进行平稳性和长期稳定关系的检验,只有通过检验,才能对数据建立相应的模型。

#### (1) 单位根检验

时间序列分析要求数据具有较好的平稳性,对于非平稳数据的回归分析可能会产生“虚假回归”现象<sup>[19]</sup>。分别对 $\ln ASP$ 、 $\ln HVR$ 、 $\ln LTF$ 、 $\ln PCDI$ 、 $\ln PD$ 序列( $ASP$ 、 $HVR$ 、 $LTF$ 、 $PCDI$ 、 $PD$ 分别表示房价、住房空置率、土地出让金、人均收入、人口密度)进行单位根检验,检验结果表明这5个时间序列非平稳,还需检验一阶差分后的各变量,即对 $\Delta \ln ASP$ 、 $\Delta \ln HVR$ 、 $\Delta \ln LTF$ 、 $\Delta \ln PCDI$ 、 $\Delta \ln PD$ 序列做单位根检验,在LLC、Breitung、IPS等多种检验方法下的 $P$ 值均接近于0,即各个对数变量的一阶差分是平稳的。

#### (2) 协整检验

对于多变量的回归分析,还需检验由 $\ln ASP$ 、 $\ln HVR$ 、 $\ln LTF$ 、 $\ln PCDI$ 、 $\ln PD$ 序列组成的回归方程是否平稳,即需要对各变量间的长期稳定关系进行检验,这就是协整检验。在Pedroni、Kao检验方法下,检验结果表明 $\ln ASP$ 、 $\ln HVR$ 、 $\ln LTF$ 、 $\ln PCDI$ 、 $\ln PD$ 之间是长期均衡的。

综上,对本文数据建立面板数据模型是合理的。

### 2.2.2 建立模型

由于所研究面板数据包含了城市、指标和时间3个方向上的信息,为了提高参数估计的有效性,确定模型的具体形式相当重要,若模型形式设定有误,估计结果将与所要模拟的经济现实偏离甚远。因此,建立面板数据模型的第一步便是检验被解释变量的参数。

模型参数的取值都有可能受不同个体的影响,对于不同的个体而言,它们的取值是否相同对于模

型是很重要的问题。根据参数取值情况,模型分为3种:变系数模型、变截距模型和不变参数模型<sup>[20]</sup>。确定面板数据的模型形式一般是通过构造 $F_1$ 、 $F_2$ 两个统计量进行协方差分析来实现的,首先应构建两个假设如下:

$H_1$ : 截面个体系数相同但截距不同。

$H_2$ : 截面个体的系数、截距都相同。

一般先对 $H_2$ 进行检验,若检验结果为接受 $H_2$ ,就选择不变参数模型进行建模;若拒绝 $H_2$ ,还需对 $H_1$ 进行检验,若检验结果为接受 $H_1$ ,应选择变截距模型,否则应选择变系数模型。相对应地,两个假设的检验统计量分别为:

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N-1)k]}{S_1 / (NT - N(k+1))} \sim F[(N-1)k, N(T-k-1)] \quad (1)$$

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N-1)(k+1)]}{S_1 / (NT - N(k+1))} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-k-1)] \quad (2)$$

式中: $S_1$ 、 $S_2$ 、 $S_3$ 分别是变系数、变截距、不变参数模型的残差平方和; $N$ 、 $T$ 、 $k$ 分别表示截面成员个数、观测时期个数、解释变量个数。利用Eviews软件分别建立变系数、变截距、不变参数模型,模型给出的回归统计量Sum Squared Resid即为残差平方和,分别得到 $S_1=1.354$ 、 $S_2=3.768$ 、 $S_3=19.259$ ,而 $N=35$ 、 $T=10$ 、 $k=4$ ,所以得到 $F_1=1.783$ 、 $F_2=13.613$ 。且在5%显著性水平下,两个检验统计量相对应的临界值分别为1.302、1.285。因 $F_2 > 1.285$ 且 $F_1 > 1.302$ ,根据上述的检验方法,即表明本文的数据适用于变系数模型。

综上,本文应建立固定影响变系数模型,因本文的数据特性(35个重点城市10年的指标数据),截面成员数目大于观测时期数目,易产生异方差问题,这时普通最小二乘估计方法得到的估计有误,需要选用截面加权估计方法,即利用时序上的样本数据进行有线性约束的时间序列回归,各个截面的时间序列回归系数的加权平均值即为截面加权回归系数<sup>[21]</sup>。截面加权估计方法通过赋予较小的残差平方较大的权数,对较大的残差平方较小的权数来消除异方差,得到可靠的估计结果。即模型设为:

$$\ln ASP_i = \alpha_i + \beta_{1i} \ln HVR_i + \beta_{2i} \ln LTF_i + \beta_{3i} \ln PCDI_i + \beta_{4i} \ln PD_i \quad (3)$$

式中: $\alpha_i$ 表示常数项的取值; $\beta_{1i}$ 、 $\beta_{2i}$ 、 $\beta_{3i}$ 、 $\beta_{4i}$ 分别为对数HVR、对数LTF、对数PCDI、对数PD的回归系数; $i$ 的取值从1到35,存在与35个城市一一对应的35组回归系数。

### 2.3 变量对房价波动的贡献率大小

在运用面板数据构建模型时,无法具体区分核心解释变量及各控制变量对于房价波动的贡献率。因此尝试通过在模型中逐个增加变量的方式,通过计算拟合优度来表示贡献率,以此量化各变量的解释作用。即分别构建4个面板数据模型,如下:

$$\text{模型1: } \ln ASP = \alpha + \beta_1 \ln HVR \quad (4)$$

$$\text{模型2: } \ln ASP = \alpha + \beta_1 \ln HVR + \beta_2 \ln LTF \quad (5)$$

$$\text{模型3: } \ln ASP = \alpha + \beta_1 \ln HVR + \beta_2 \ln LTF + \beta_3 \ln PCDI \quad (6)$$

$$\text{模型4: } \ln ASP = \alpha + \beta_1 \ln HVR + \beta_2 \ln LTF + \beta_3 \ln PCDI + \beta_4 \ln PD \quad (7)$$

将数据分别带入上述模型,经计算得4个模型的拟合优度分别为 $R_1$ 、 $R_2$ 、 $R_3$ 、 $R_4$ ,那么就用 $R_1$ 、 $R_2-R_1$ 、 $R_3-R_2$ 、 $R_4-R_3$ 分别表示HVR、LTF、PCDI、PD对于解释房价波动的贡献率。

## 3 城市类别、变量选取与数据来源

### 3.1 城市类别划分

Liu等<sup>[22]</sup>指出中国房价水平因城市规模、人口年龄结构、行政层级、收入水平的不同而不同。中国城市间的房价存在较大差异,即使是同一省份下不同城市之间的差异也是较为显著的,所以研究对象定为城市而不是省份更加符合现实。为了保证数据能反映城市总体走势,本文采用国家统计局界定的全国重点城市的范围,包括4个直辖市、26个省会城市(不含拉萨及港澳台)以及行政级别较高、经济较为发达的5个计划单列市:大连、宁波、厦门、青岛、深圳,共由35个城市构成。这些城市从综合实力看,有一线、二线、三线城市;从区域看,大体上涵盖了全国的区域性中心城市,基本可以反映出全国城市的总体趋势,与非全面调查的重点调查近似。

根据徐海东<sup>[23]</sup>提出的各层级房价不仅存在差异,且这种差异的波动性也不一样。本文为了体现城市差异,使研究结果具有代表性,结合方大春等<sup>[24]</sup>的研究结论,将35个城市先划分为:一线城市、二线城市、三线城市。一线城市特指北京、上海、广州、

2020年6月

深圳,是在全国政治、经济等活动中具有重要作用的大都市,是吸引人口迁移、投资炒房的主要目的地。二线城市大多是中、东部地区的省会城市、以及4个计划单列市(不含深圳)。二线城市较多,根据城市发展水平又可分为二线发达城市、二线中等发达城市、二线发展较弱城市。余下的为发展相对滞后的三线城市。具体划分如表1所示。

### 3.2 变量选取

为了研究中国住房空置率对于房价的影响,选取中国35个重点城市作为研究对象,时间跨度为2007—2016年,获得城市层面上关于房地产市场的各项指标,因变量是房价,自变量是住房空置率,同时期望控制变量的选取能够满足以下要求:在一定程度上能较全面、准确地反映房价的波动状况;指标便于获取、计算;且在全国范围内具有可比性。基于前面的讨论,土地出让金、人均收入、人口密度可在空置率的基础上补充解释房价的波动,且各城市的数据在各种统计年鉴中都便于获取,即确定为控制变量。

商品房平均销售价格(*ASP*): 平均销售价格(元/ $m^2$ ) = 销售额(元)/销售面积( $m^2$ ),以每平方米商品房的售价作为因变量,该指标是房价的直接反映。

空置率(*HVR*): 空置率(%) = 住房待售面积( $m^2$ )/近3年累计竣工房屋面积( $m^2$ ),该指标能够衡量同一时间点下,新建房屋总面积中新建房屋空置面积所占的比重<sup>[25]</sup>。增量市场的空置房实际上处于待售状态,这种未售出的新房屋空置率是衡量房

地产市场供给压力的重要指标。

控制变量:

(1)单位土地出让金(*LTF*)

土地出让金(元/ $m^2$ ) = 成交价款(元)/出让面积( $m^2$ ),通过该指标能够衡量每平方米土地的价格,土地出让金的高低在一定程度上直接影响了房价的高低。

(2)人均可支配收入(*PCDI*)

其是反映居民收入中能够自由分配利用的那部分收入,对最终的消费支出水平而言,是最重要的影响指标,往往用来间接反映一个区域的生活水平高低。

(3)建成区人口密度(*PD*)

建成区人口密度(人/ $km^2$ ) = 城区常住人口(人)/建成区面积( $km^2$ ),本文中出现的密度均指建成区人口密度。建成区是专门用来衡量中国城市的城市化区域大小的指标,城区常住人口可以衡量城区内具有住房需求的人数,这一指标由“城区户籍人口”与“城区暂住人口”相加而来,根据以上理论,将城区常住人口与建成区面积的比值记为建成区人口密度,利用建成区人口密度这一指标可以从某种层面解释居民对于房屋的潜在需求大小。

### 3.3 数据来源

为进行实证研究,需收集整理中国35个重点城市2007—2016年房地产市场的面板数据。其中商品房销售价格这一指标直接来源于《中国房地产统计年鉴》(2008—2017年)<sup>[26]</sup>,住房空置率是利用2006—2017年《中国房地产统计年鉴》中的商品房

表1 城市类别划分

Table 1 City classification

一线城市	二线发达城市	二线中等发达城市	二线发展较弱城市	三线城市
北京	天津	济南	合肥	乌鲁木齐
上海	杭州	大连	南昌	贵阳
广州	南京	哈尔滨	南宁	海口
深圳	重庆	沈阳	昆明	兰州
	青岛	西安	石家庄	银川
	宁波	长春	太原	西宁
	厦门	长沙		呼和浩特
	成都	福州		
	武汉	郑州		

待售面积、房屋竣工面积指标共同计算出的,土地出让金则是根据《中国国土资源统计年鉴》<sup>[27]</sup>中的国有建设用地出让面积、成交价款指标计算得到的,人均可支配收入来自于《中国统计年鉴》<sup>[28]</sup>,而建成区人口密度是由《中国城市建设统计年鉴》<sup>[29]</sup>中的城区户籍人口与城区暂住人口之和、建成区面积共同算得。

## 4 结果与分析

### 4.1 房价和各解释变量的描述性统计

图1分别展现了2007—2016年住房空置率、土地出让金、人均可支配收入、商品房平均销售价格的城市均值水平变化。

从图1可以直观地看出,平均住房空置率2007—2010年处于一个较低水平,从2011年开始出现增长的趋势;土地出让金在前6年处于较慢的增长态势,从2013年开始快速增长,观察原始数据发

现2013年北京、上海、深圳等城市的土地出让金相较于2012年有大幅增长,深圳2013年的土地出让金甚至超过2012年的5倍,住房市场的优异表现或增加了一线城市的土地吸引力,另外相关数据表明或与前两年住宅供地量较少有关;2007—2016年,中国35个重点城市的人均可支配收入的平均水平基本保持一个稳定的增长;然而平均房价在2011年的波动幅度较小,这表明空置率与房价间存在关联性。

建成区人口密度的变化情况与上述变量都不一样,随着时间的变化,建成区人口密度基本处于下降趋势(图2)。观察原始数据,仅北京、上海等人口快速流入的一线城市以及西宁等经济发展缓慢的小城市的人口密度有所上升,大多数城市人口密度呈明显下降趋势,杜春萌等<sup>[30]</sup>指出人口密度的下降是由于土地扩张速度快于人口增长速度。

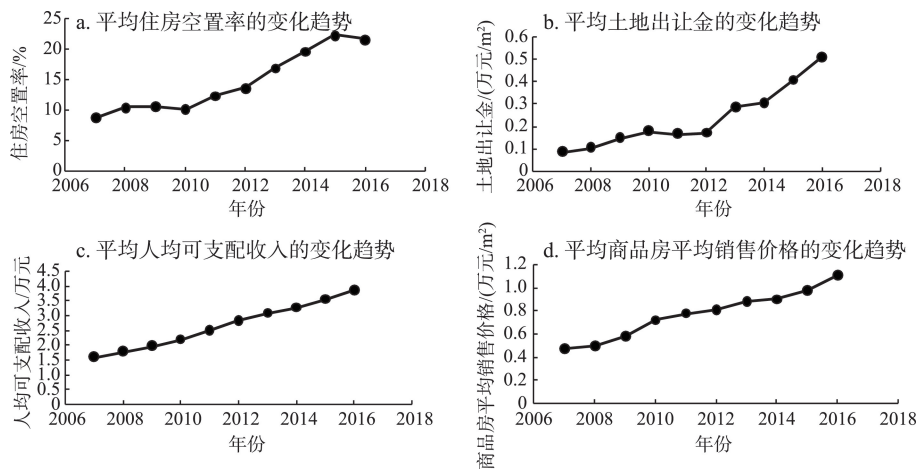


图1 2007—2016年各个指标平均值的变化趋势

Figure 1 Trends of average value of the indices, 2007-2016

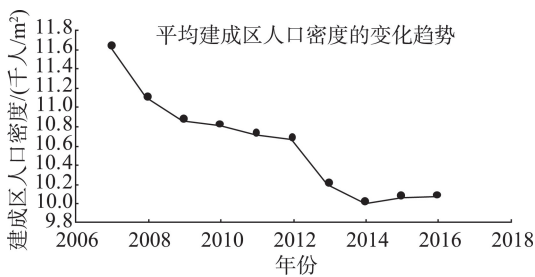


图2 2007—2016年建成区人口密度平均值的变化趋势

Figure 2 Trend of average population density in built-up areas, 2007-2016

### 4.2 建模结果分析

根据前述检验,该面板数据适合构建固定影响变系数模型,这一模型方程估计结果随着样本城市而变化,无法写出固定表达式,这也是该模型的特点。根据前述模型基本表达式,将面板数据输入后,得到与35个城市一一对应的参数估计值,并列于表2。如北京市估计结果是:

$$\ln ASP_1 = -6.7512 - 0.3864 \ln HVR_1 + 0.0164 \ln LTF_1 + 0.9141 \ln PCDI_1 + 0.8733 \ln PD_1 \quad (8)$$

2020年6月

天津市为:

$$\ln ASP_2 = -0.5121 - 0.1159 \ln HVR_2 + 0.1849 \ln LTF_2 + 0.8118 \ln PCDI_2 + 0.0135 \ln PD_2 \quad (9)$$

模型的拟合优度为 $R^2=0.9491$ ,拟合效果很好,这表明住房空置率、土地出让价格、人均收入和建成区人口密度可以很好地解释中国住房房价的波动。

#### 4.2.1 住房空置率对房价的影响

从表2可以看出,共有32个城市的系数结果表明住房空置率会对房价产生负的影响,其中8个城市的回归系数小于-0.3,表明这8个城市住房空置率对房价的负效应较大。住房空置率对房价产生正影响的城市只有长沙、昆明和西安,且回归系数均小于0.3。总体来看,中国35个重点城市住房空置率对房价产生的影响主要是负方向,即住房空置

表2 各城市各解释变量系数的估计结果

Table 2 Estimation results of coefficient of explanatory variables in each city

城市	$\ln HVR$ 的 系数(P值)	$\ln LTF$ 的 系数(P值)	$\ln PCDI$ 的 系数(P值)	$\ln PD$ 的 系数(P值)
北京市	-0.3864(0.1897)	0.0164(0.8647)	0.9141(0.0009)	0.8733(0.0739)
天津市	-0.1159(0.0031)	0.1849(0.0003)	0.8118(0.0000)	0.0135(0.9560)
石家庄市	-0.2135(0.1525)	0.2509(0.3419)	1.7443(0.0008)	-1.2583(0.2397)
太原市	-0.0071(0.9716)	0.2839(0.2202)	1.7505(0.0470)	1.7536(0.4432)
呼和浩特市	-0.1539(0.3088)	0.0456(0.7013)	1.0118(0.0000)	0.3786(0.3338)
沈阳市	-0.3135(0.0000)	0.1080(0.0398)	0.9821(0.0000)	0.0374(0.8425)
大连市	-0.0015(0.9774)	-0.0051(0.9269)	0.5029(0.0005)	-0.2624(0.1381)
长春市	-0.1818(0.0156)	0.1469(0.1111)	0.6445(0.0000)	-0.0535(0.8894)
哈尔滨市	-0.0954(0.7215)	0.3370(0.0100)	0.2206(0.3100)	-1.1876(0.1075)
上海市	-0.1628(0.6177)	0.4383(0.0170)	-0.5668(0.4412)	4.4425(0.1476)
南京市	-0.3762(0.0165)	0.3046(0.0089)	1.1192(0.0270)	5.9428(0.0095)
杭州市	-0.4349(0.0433)	0.0324(0.8158)	2.0592(0.0040)	-1.1670(0.0043)
宁波市	-0.322(0.0000)	0.1343(0.0038)	1.0449(0.0000)	-0.5854(0.0000)
合肥市	-0.048(0.9272)	0.0819(0.6602)	0.8419(0.0811)	-0.8534(0.2803)
福州市	-0.0268(0.8640)	0.0641(0.5489)	0.5811(0.0548)	-1.1301(0.0565)
厦门市	-0.2167(0.6229)	0.1804(0.1011)	1.6614(0.1510)	0.2725(0.8523)
南昌市	-0.0720(0.6462)	0.0251(0.8736)	1.2362(0.0491)	0.4931(0.7261)
济南市	-0.2925(0.0418)	0.0034(0.9844)	0.7805(0.0061)	-0.4884(0.2737)
青岛市	-0.2688(0.0088)	0.0129(0.8729)	0.995(0.0000)	-0.1096(0.5886)
郑州市	-0.0799(0.4976)	0.0372(0.4513)	1.0665(0.0000)	0.0606(0.5927)
武汉市	-0.0667(0.5236)	0.0364(0.7771)	0.8149(0.0098)	0.0569(0.7172)
长沙市	0.2616(0.4283)	0.1630(0.3495)	0.0170(0.9781)	0.3642(0.5147)
广州市	-0.0830(0.6867)	0.0874(0.2039)	1.1682(0.0000)	0.0881(0.7614)
深圳市	-0.1729(0.1282)	0.1661(0.0047)	0.7648(0.0822)	3.1268(0.0093)
南宁市	-0.1021(0.0028)	0.0288(0.2145)	0.9388(0.0000)	-0.7519(0.0000)
海口市	-0.0403(0.7836)	0.1382(0.2661)	0.7169(0.1688)	0.7477(0.2273)
重庆市	-0.0242(0.9105)	0.3832(0.0542)	0.3603(0.4163)	-0.3382(0.5387)
成都市	-0.3718(0.0000)	0.2990(0.0001)	1.4348(0.0000)	0.0114(0.9770)
贵阳市	-0.0930(0.5891)	0.0146(0.9263)	0.9267(0.0006)	-0.0006(0.9986)
昆明市	0.1253(0.1600)	0.0202(0.7152)	0.5847(0.0395)	0.1880(0.5646)
西安市	0.0150(0.8985)	0.0510(0.8388)	0.6167(0.1307)	-0.3067(0.7809)
兰州市	-0.1730(0.1414)	0.0518(0.3612)	0.9475(0.0000)	-0.2173(0.6663)
西宁市	-0.0557(0.6712)	0.0220(0.7013)	1.0324(0.0000)	0.0832(0.8841)
银川市	-0.3215(0.0175)	0.0650(0.4731)	0.8558(0.0000)	0.6748(0.2695)
乌鲁木齐市	-0.6973(0.0000)	0.2689(0.0011)	0.5608(0.0051)	-0.5309(0.5567)

率上升,房价会呈现出徘徊或一定降幅。在不考虑信贷、行政监管条件下,当某区域板块内空置率较高时,购买者的决策十分慎重,除非性价比较高。如南京某区域,因为空置率相对高,买方市场不活跃,导致开发商售价徘徊甚至略降。当出现此种情况时,开发商在拿地时也会表现比较慎重。负影响最大的两个城市是:乌鲁木齐市(-0.6973)、杭州市(-0.4349)。以乌鲁木齐市为例, $\ln HVR$ 的回归系数达到了-0.6973,表明住房空置率每上升1%,每平方米房价将平均下降0.6973%。从原始数据进行探究,在2009—2013年住房空置率逐年下降,房价相应地逐年上升,而在住房空置率涨幅较大的2016年,房价出现了一定幅度的下降。乌鲁木齐城市的经济发展水平较为落后,较高的空置率一定程度上弱化了住房的投资属性、降低了人们对于房价上涨的预期,进而某种程度上使得房价回落。再来分析杭州市, $\ln HVR$ 前的回归系数达到了-0.4349,观察杭州市近10年的数据发现,仅在空置率上升幅度较大的2011、2014年而言,房价出现了一定降幅,当2015、2016年杭州市住房空置率出现一定幅度的下降时,房价开始回暖。这或与杭州市这两年来的人口流入有关,杭州市近两年在经济发展方面取得了很好的成绩,尤其在新兴经济、高技术经济等方面,良好的经济发展吸引了众多人才,使得住房需求增多、空置房减少、房价上涨。

#### 4.2.2 控制变量对房价的影响

##### (1) $LTF$ 推动房价上涨

从表2中可以看出,有34个城市的回归结果表明土地出让金会对房价产生正效应。仅有大连市呈现了很小的负效应,结合相关数据来看,可能与大连市的土地出让价格持续下降的走势有关。但总体而言,单位土地出让金与房价之间是正相关关系。中国土地供给的严控以及土地的招拍挂机制,导致土地供给长期紧俏,反映出在住房成本中楼面价格占比始终居高不下。特别是在一、二线城市中,住房土地拍卖出现百轮竞拍十分正常,最终楼面溢价一般会超过挂牌价的50%以上,直接推动了房价的上涨。

##### (2) $PCDI$ 与房价同向增长

34个城市的估计结果均表明人均可支配收入

会对房价产生正影响,且有31个城市的回归系数大于0.5,总体上可以认为收入对于房价的推动作用较大(表2)。生产力水平与人们生活质量的提高,一个重要体现是人均可支配收入的提高,使得人们对于住房需求的意愿与能力增加,住房需求增加自然会对房价上升产生助推力,其对房价的影响是同向的,而且系数也都通过了显著性检验,证明人均收入的提高在某种程度上将推动房价上涨。

##### (3) $PD$ 对房价影响分化显著

建成区人口密度的变化对于房价所产生的影响较为复杂,有19个城市的人口密度对房价产生正效应。相反地,其余16个城市两者之间存在负相关关系,之所以出现这种现象,主要与建成区的住宅区位有关,因为这些城市主城核心区可供住宅建设用地很少,加之建成区以摊大饼方式向周边扩展,这些城市把新建住宅集中在核心区外围,新建住宅区缓解了主城区的住宅压力,因此,使得整体房价与建成区人口密度的变化存异。正影响系数较大的有北京、上海、深圳、南京,这4个城市的人口密度在10年里各有不同幅度的上升,尤其是北京、上海、深圳3个城市的人口密度一直居高不下,从某种程度而言城市的经济活力与发展价值越高自然吸引人才与资金的流入,较高的人口密度表明住房的潜在需求越来越大,而这就在一定程度上推升了房价的上升。负影响系数较大的有杭州、宁波、石家庄,主要是由于城市建成区面积大,如杭州与南京经济总量相当,但是辖区面积杭州是南京的3倍,建成区内人口密度并不高。虽然人口密度对于房价的影响分化显著,但是人口这一因素对于房价波动的影响不可忽视,这种特殊性也警示在今后的研究中可对于城市进行相应的分类,以得到更加可靠的结论。

#### 4.3 空置率及控制变量对房价波动的贡献率

以空置率为核心,逐步增加控制变量,建立相应的模型,利用计算模型拟合优度的方法来量化空置率和控制变量对房价波动的影响大小。从表3可以看出,空置率这一个指标可以解释房价变化的73.29%,说明选用空置率作为核心解释变量是符合实际的,具有较高解释力;排在第二的是土地出让金,贡献率为11.99%;人均收入只能解释房价波动



表3 空置率及控制变量对房价波动的贡献率

Table 3 Contribution of vacancy rate and control variables to housing price fluctuation

	lnHVR系数	lnLTF系数	lnPCDI系数	lnPD系数	模型拟合优度
模型1	0.3336				0.7329
模型2	0.1574	0.2971			0.8528
模型3	-0.0709	0.0783	0.7951		0.9125
模型4	-0.0699	0.0769	0.8015	0.0269	0.9180

的5.97%,土地价格和人均收入的上升在某种程度上推动了房价的上涨;而加上建成区人口密度后,对于房价波动的解释力几乎没有提升,说明建成区人口密度对房价影响最小,该指标对房价的影响在不同城市分化显著也反映了这一点。

#### 4.4 不同规模城市下解释变量对房价的影响分析

通过把35个重点城市按表1进行划分,并分别计算空置率及控制变量的回归系数均值(表4),对城市类别的差异性进行归纳<sup>[31]</sup>。

首先,从住房空置率对房价的影响程度来看,一线城市、二线发达城市、三线城市的负效应较大,二线中等发达城市、二线发展较弱城市的负效应很小。空置率变化无疑会给购房者、销售者发出一种是否适销的信号。当空置率上升时,房产商可能会采取一定程度的促销活动,短期内价格难有明显回落,当滞销较长时,会有部分开发商无法承受资金回笼压力,采取更大幅度的降价措施。当空置率高时,购房者则会持审慎态度,审视自己的购房选择。经常出现的现场弃购现象,就属于此种类型。住房空置率上升对遏制房价的上升势头有作用,观察模型结果发现二线发达城市空置率的影响力很大;还可看到二线中等发达、二线发展较弱城市的影响力较小,可能存在某种程度的房地产泡沫,但其深层次原因还有待讨论,这也警示我们需重点监测这两类城市的房地产市场,严格购房要求<sup>[32]</sup>。

其次,土地出让价格水平在一线、二线发达城

市影响较显著。由于这两类城市经济发达,产业聚集,对劳动力吸引力大,使得住房需求一直比较旺盛。尽管房价高企,但是空置率并不突出,开发商销售压力相对较小,自然对土地需求较大,从而随着单位楼面价格上涨,开发商拿地成本会增加,但拿地热情不减,只要销售顺利,仍然敢拿地。2007—2010年,开发商不顾楼面价格高企的影响,除了受到非理性因素干扰外,土地拍卖中存在过度竞争行为,与空置率并不高有直接关系。而三线城市土地供给充裕,自然出让价格上升幅度较小,对房价的影响程度较小<sup>[33]</sup>。从原始数据来看,三线城市的土地出让金水平一直较低,也反映确实不是土地成本升高导致的房价上涨。

再次,除了一线城市人均收入的提高对房价上涨的影响较小,其余4类城市的房价上涨均受到人均收入的较大影响。基于前文的理论分析,这或与一线城市的高收入人群、房产投资者较多有关,2007—2016年一线城市的住房空置率在持续上升且保持在一个较高水平,某板块销售不畅的信息直接影响着高收入人群的投资行为,房地产市场的投资者在购房时就相对谨慎,收入的上升对于购房需求的刺激较小,这也与一线城市住房空置率对房价表现出较大的负效应相一致。

最后,不同规模城市建成区人口密度的影响分化显著。一线、二线发达属于综合实力强的全国中心城市和大区域性中心城市,主城人口密度高,产

表4 城市划分下各解释变量回归系数的平均值

Table 4 Mean value of regression coefficients of each explanatory variable by city class

城市划分	一线城市	二线发达城市	二线中等发达城市	二线发展较弱城市	三线城市
lnHVR系数均值	-0.2013	-0.2441	-0.0794	-0.0529	-0.2192
lnLTF系数均值	0.1771	0.1742	0.1006	0.1151	0.0866
lnPCDI系数均值	0.5701	1.1446	0.6013	1.1827	0.8645
lnPD系数均值	2.1326	0.4552	-0.3296	-0.0715	0.1622

业集中,收入较高,各种医疗、教育资源等对于人们有巨大的吸引力,人口密度对房价的影响较大,人口密度与房价的正相关性较强,对住房需求大,空置率有限;三线城市城市化速度推进相对较慢,主要以中西部地区省会城市为主,对周边区域具有明显虹吸效应,受财力限制,城市建成区规模较小,房产开发规模较小,空置率变化较慢,因此人口密度对于房价的正影响较小。而对二线综合实力较弱城市而言,人口密度与房价之间是负相关的关系,近年来这些城市土地城镇化快于人口城镇化,人口的增长速度落后于城区的扩建速度,因此人口密度不升反降,房地产开发规模较大,但需求有限,导致空置率上升,房价波动也大。

## 5 结论与建议

### 5.1 结论

房价高低一直是国家与百姓都密切关心的重要问题,同时高房价下的高空置率问题也受到了普遍的关注。促进房地产市场健康发展的关键就是解决房地产库存问题,判断住房空置对于住房价格的影响程度是制定合理的去库存政策的基础,有助于建立房地产市场发展的长效机制。为此,利用中国2007—2016年35个重点城市的房地产相关数据,探究了住房空置率以及土地供给成本、人均收入水平、建成区人口密度对房价的影响,重点分析了对不同规模城市房价影响的差异性,并得出以下结论:

(1)房价变化受到以空置率为核心的多个因素的共同影响。具体而言,住房空置率会对房价产生负效应,且这种影响较大。空置率的走势会对投资者的投资意愿、投资行为起到直接的影响,空置率的上升使得投资者在购房时比较谨慎。土地出让金与房价虽是正相关关系,但背后离不开空置率的大环境。一般意义上,人均收入越高,居民的住房购买力。城市人口密度对房价的影响分化显著。

(2)不同规模城市房价上涨的推动因素存在显著差异性。不同规模城市划分下,空置率等对房价的影响大小存在差异,其中一线、二线发达、三线城市的负效应较大。土地出让金上涨对一线、二线发达城市的房价上升影响较大。除了一线城市,其余4类城市的房价上涨均受到人均收入的较大影响。

在城市划分下,建成区人口密度对房价的影响在方向与大小上均存在差异。

房地产业是带动中国经济发展的主要动力之一,其价格波动受到多方面因素的共同影响。本文从供求关系的角度出发,重点分析了住房空置率对房价的影响。鞠方等<sup>[5]</sup>认为商品房空置率的增加会推动房价上涨,但商品房空置率并非影响房价波动的主要因素,这是因为鞠方等的研究并没有考虑人口对于房价的影响,得到的估计结果存在偏误;姚争等<sup>[20]</sup>基于面板数据的实证研究得到住房空置率每增加1%,房价将下降0.031%,认为空置率对房价波动的影响较弱,主要是因为姚争等选取了过多的解释变量进行回归分析,且只用一个系数来衡量31个城市的平均水平忽视了城市间的差异性;张红等<sup>[34]</sup>运用2012—2017年中国35个大中城市住宅相关面板数据进行实证,认为住宅空置率和土地成本对房价的影响较大且在1%的显著性水平上显著,空置率与房价是负相关的,与本文的研究结果相近,因为张红等选取的解释变量与本文大致相同。此外,Zhang<sup>[6]</sup>在研究昆明市的房价波动时,通过直接构建房价与空置率、房价收入比的二元回归模型,也认为空置率对房价的影响很大。

值得注意的是,本文的讨论是基于增量空置率的基础上进行的,鉴于数据的缺乏,并没有将存量空置房考虑进来,还不能完全准确反映中国住房空置现状,可以考虑今后借助灯光指数等手段进行更细致的研究。

### 5.2 建议

房地产行业的发展对于国民经济的发展与改善居民的生活条件具有深远影响,目前房地产市场城市间差距较大、个别城市住房市场供需失衡,这些问题都需要政府从宏观的层面上加以把控与引导。根据本文的研究结论,从以下3个方面给出建议。

(1)加强对个别城市房地产市场的监管。就中国35个重点城市中大多数而言,住房空置率与房价之间总体满足一般意义上的供求关系,即当空置率增加时房价会下降一定幅度或在某一值徘徊。但二线中等发达城市、二线发展较弱城市空置率对房价的负效应很小,对于长沙、昆明、西安而言,空置

2020年6月

率的上升甚至会引起房价的上涨,应加强对这些城市的监管力度。政府应引导房地产商理性投资,缩减新房建设或将新建住房市场转移到廉租房市场;并加大租房市场的规模,不仅能减少空置房,还能满足低收入人群的需求提高住房有效供给<sup>[35]</sup>。

(2)提高一线、二线发达城市的现有土地使用密度,使住房占地减少,这种“增加”的土地供应有助于实现建设经济适用房的目标。一线、二线发达城市的单位土地出让金上涨过快,显著地推动房价的过快上涨,尤其是二线发达城市受土地出让金制约较大。其中一个重要原因是土地供给不足,土地拍卖存在着明显的多轮加价竞拍现象<sup>[36]</sup>。在2017—2019年这一段时间内,二线城市房价快速上涨也印证这一现象。

(3)持续提升城市群的交通便利性。把一线以及个别二线城市列为重点,进一步加快城市间快速交通的发展,适当疏散中心城市的住房需求。如长三角城市群中,南京与周边镇江、马鞍山、滁州,城市中心之间距离只有50~70 km,房价只及南京的1/3到1/4。如果开通类似上海到昆山花桥、广州到佛山的城际轻轨,就可大大缓解中心城市的房价压力,没有必要都采取摊大饼的扩张方式,要充分发挥城市群的联动效应,降低大城市的生产生活成本压力,也有利于中心城市的产业升级。

### 参考文献(References):

- [1] Wang H S, Shu C X, Li S L. Reducing vacant houses is more important than the implementation of Green Buildings[J]. *Advanced Materials Research*, 2011, 280: 250-254.
- [2] 樊纲治,涂奕. 中国住宅市场供给“追随”效应的研究[J]. *投资研究*, 2015, 34(2): 68-89. [Fan G Z, Tu Y. The research on house supply in China under the effect of following behavior[J]. *Review of Investment Studies*, 2015, 34(2): 68-89.]
- [3] 刘修岩,杜聪,李松林. 自然地理约束、土地利用规制与中国住房供给弹性[J]. *经济研究*, 2019, 54(4): 99-115. [Liu X Y, Du C, Li S L. Natural geographical constraints, land use regulations and China's housing supply elasticity[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(4): 99-115.]
- [4] 台玉红. 住房空置率对住宅价格的影响分析[J]. *经济问题*, 2009, (8): 42-43. [Tai Y H. Analysis of the influence of the housing vacancy rate on the real estate price[J]. *On Economic Problems*, 2009, (8): 42-43.]
- [5] 鞠方,于静静,周建军. 我国商品房空置率对房价波动影响的实证研究[J]. *湖南科技大学学报(社会科学版)*, 2013, 16(5): 69-74. [Ju F, Yu J J, Zhou J J. Research on the financial accelerator effect of real estate market in China[J]. *Journal of Hunan University of Science & Technology (Social Science Edition)*, 2013, 16(5): 69-74.]
- [6] Zhang S Y. Research on Kunming house price model based on bubble measurement[J]. *International Journal of Social Science and Education Research*, 2019, 2(7): 150-158.
- [7] Wang L Y, Fan H, Wang Y K. An estimation of housing vacancy rate using NPP-VIIRS night-time light data and Open Street Map data[J]. *International Journal of Remote Sensing*, 2019, 40(22): 8566-8588.
- [8] Kirk M C. The allocation of rental assistance resources: The paradox of high housing costs and high vacancy rates[J]. *International Journal of Housing Policy*, 2019, 19(1): 69-94.
- [9] 王瑞功,何佳琛. 城市土地资源配置与房价动态变化关系研究:基于供需双侧视角构建影响房价的模型分析[J]. *价格理论与实践*, 2019, (8): 60-63. [Wang R G, He J C. Study on the endogenous mechanism of urban land resources allocation and house price dynamic change: Building data models affecting housing prices from the perspective of supply and demand[J]. *Price: Theory & Practice*, 2019, (8): 60-63.]
- [10] 王林,陈炜林. 基于PVAR的住宅房价与区域间人口流动相互影响分析[J]. *现代城市研究*, 2018, (6): 9-15. [Wang L, Chen W L. A PVAR study on the relationship between housing price and population mobility[J]. *Modern Urban Research*, 2018, (6): 9-15.]
- [11] Ramli F, Zainal R, Ali M. Prediction supply modelling for high-cost housing in Malaysia[J]. *International Journal of Supply Chain Management*, 2019, 8(3): 657-664.
- [12] Paavo M. Empty houses across North America: Housing finance and Mexico's vacancy crisis[J]. *SAGE Publications*, 2019, 56(10): 2075-2091.
- [13] Wang Y S, Hao Z B, Zhang Y, et al. A Study on Vacancy Rate of Commercial Houses in Guangzhou[C]. *Guangzhou: Proceedings of 2011 International Conference on Construction & Real Estate Management*, 2011.
- [14] 高善文. 房地产库存去化的进程:重点城市房价上涨之谜[J]. *清华金融评论*, 2017, (3): 54-56. [Gao S W. The process of real estate inventory deregulation: The mystery of rising house prices in key cities[J]. *Tsinghua Financial Review*, 2017, (3): 54-56.]
- [15] Wang Y L, Yu Y Z, Su Y Q. Does the tender, auction and listing system in land promote higher housing prices in China?[J]. *Housing Studies*, 2018, 33(4): 613-634.
- [16] 王立平. 我国房地产价格“稳健性”影响因素实证研究[J]. *管理世界*, 2013, (10): 184-185. [Wang L P. An empirical study on the influencing factors of 'conservatism' of real estate prices in China [J]. *Management World*, 2013, (10): 184-185.]

- [17] 任啸辰, 傅程远. 人口因素与房地产价格关系的研究: 基于2006–2017大中城市面板数据的分析[J]. 中国国土资源经济, 2019, 32(12): 73–80. [Ren X C, Fu C Y. Research on the relationship between population factors and real estate prices: Based on the panel data of large and medium-sized cities in 2006–2017[J]. Natural Resource Economics of China, 2019, 32(12): 73–80.]
- [18] 李成, 李一帆, 于海东, 等. 城市人口、货币政策与房地产价格: 内在机理与实证检验[J]. 当代经济科学, 2020, 42(1): 108–119. [Li C, Li Y F, Yu H D, et al. The impact of urban population and monetary policy on real estate price: Internal mechanism and empirical test[J]. Modern Economic Science, 2020, 42(1): 108–119.]
- [19] 李继玲. 房价波动影响因素研究: 基于2005–2015年数据的实证分析[J]. 经济问题探索, 2017, (9): 30–37. [Li J L. Study on the influencing factors of house price fluctuation: Empirical analysis based on the data from 2005 to 2015[J]. Inquiry into Economic Issues, 2017, (9): 30–37.]
- [20] 姚争, 孙华平, 冯长春. 中国城市住房价格变化的影响因素分析: 基于31个城市面板数据的实证研究[J]. 建筑经济, 2011, (7): 74–77. [Yao Z, Sun H P, Feng C C. Analysis on the impact factor of urban housing price change: Empirical research based on 30 cities' panel data[J]. Construction Economy, 2011, (7): 74–77.]
- [21] 刘学良, 陈琳. 横截面与时间序列的相关异质: 再论面板数据模型及其固定效应估计[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 28(12): 96–114. [Liu X L, Chen L. The heterogeneity of correlation between cross-section and time series: A further discussion on panel data model and its fixed effect estimation[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2011, 28(12): 96–114.]
- [22] Liu T Y, Chang H L, Su C W, et al. China's housing bubble burst? [J]. Economics of Transition, 2016, 24(2): 361–389.
- [23] 徐海东. 我国各层级城市房价差异及差异传导机制[J]. 价格月刊, 2019, (7): 1–8. [Xu H D. Difference and difference transmission mechanism of housing prices of different-tier cities in China [J]. Prices Monthly, 2019, (7): 1–8.]
- [24] 方大春, 裴梦迪. 房价空间关联网络结构实证分析[J]. 上海经济研究, 2018, (1): 63–73. [Fang D C, Pei M D. The empirical analysis of the spatial correlation network structure of housing price[J]. Shanghai Journal of Economics, 2018, (1): 63–73.]
- [25] 唐如建, 付光辉. 南京市新建商品住宅空置率空间差异分析[J]. 城市问题, 2017, (2): 77–82. [Tang R J, Fu G H. Analysis on spatial difference of vacancy rate of newly-built commercial housing in Nanjing[J]. Urban Problems, 2017, (2): 77–82.]
- [26] 中华人民共和国国家统计局. 中国房地产统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2006–2017. [National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. China Real Estate Statistical Yearbook[M]. Beijing: China Statistics Press, 2006–2017.]
- [27] 中华人民共和国国土资源部. 中国国土资源统计年鉴[M]. 北京: 地质出版社, 2008–2017. [Ministry of Land and Resources of the People's Republic of China. China Land and Resources Statistical Yearbook[M]. Beijing: Geological Publishing House, 2008–2017.]
- [28] 中华人民共和国国家统计局. 中国统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2008–2017. [National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. China Statistical Yearbook[M]. Beijing: China Statistics Press, 2008–2017.]
- [29] 中华人民共和国国家统计局. 中国城市建设统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2008–2017. [National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. China Urban Construction Statistical Yearbook[M]. Beijing: China Statistics Press, 2008–2017.]
- [30] 杜春萌, 焦利民, 许刚. 中国地级以上城市建成区2006–2016年人口密度变化的时空格局及驱动因素[J]. 热带地理, 2018, 38(6): 791–798. [Du C M, Jiao L M, Xu G. Spatio-temporal patterns and driving factors of urban population density change of prefecture-level cities in China during 2006–2016[J]. Tropical Geography, 2018, 38(6): 791–798.]
- [31] 许光建, 魏义方, 戴李元, 等. 中国城市住房价格变动影响因素分析[J]. 经济理论与经济管理, 2010, (8): 5–14. [Xu G J, Wei Y F, Dai L Y, et al. An analysis on the influential factors in the changes of Chinese housing price[J]. Economic Theory and Business Management, 2010, (8): 5–14.]
- [32] Wang X F, Liu Y, Fu B N. Analysis and Innovation of Real Estate Financial Risk in China's Commercial Banks[C]. Bristol: Proceedings of 2007 International Conference on Construction & Real Estate Management, 2007.
- [33] 沈晓艳, 黄贤金. 基于土地供应侧的中国商品住宅空置效应分析: 以35个大中城市为例[J]. 现代城市研究, 2017, (10): 12–17. [Shen X Y, Huang X J. Exploring the impact of land supply policy on the vacancy of commercial housing: Evidence from 35 large and medium cities[J]. Modern Urban Research, 2017, (10): 12–17.]
- [34] 张红, 刘佳慧, 李维娜. 住宅价格波动及其影响因素的实证研究: 基于误差修正模型[J]. 中国房地产, 2019(33): 8–13. [Zhang H, Liu J H, Li W N. Empirical study on housing price fluctuation and its influencing factors: Based on error correction model[J]. China Real Estate, 2019(33): 8–13.]
- [35] Chang C O, Chen S M. Dilemma of housing demand in Taiwan[J]. International Real Estate Review, 2018, 21(3): 397–418.
- [36] 陈会广, 刘忠原, 张耀宇. 房地产市场及其细分的调控重点区域划分理论与实证: 以中国35个大中城市为例[J]. 资源科学, 2012, 34(10): 1871–1880. [Chen H G, Liu Z Y, Zhang Y Y. A theoretical zoning and empirical study on control of the real estate market and its segmentation in 35 major cities, China[J]. Resources Science, 2012, 34(10): 1871–1880.]

## The influence of vacancy rate on housing price : Based on panel data of 35 key cities

WANG Jie, ZHANG Jiliang

(School of Economics, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

**Abstract:** Housing price has been a closely concerned issue of the government and the people. High vacancy rate under the high housing price is a common phenomenon, causing many concerns. However, whether the high vacancy rate can restrain the rise of housing price remains to be studied. For this reason, the authors took the average selling price of commercial housing in 35 key cities of China from 2007 to 2016 as the research object. By constructing a variable coefficient model with fixed influence, we analyzed the influence of housing vacancy rate and control variables on the fluctuation of housing price. The results are as follows. Vacancy rate is the main factor that caused the fluctuation of housing price in China, and the rise of vacancy rate restrained the rise of housing price to a certain extent. At the same time, housing price was also affected by other factors. The increase of land selling price was an important factor that induced the rise of housing price. Per capita income had a certain impact on housing price. The impact of population density on housing price in built-up areas was different. The fluctuation of housing price in different classes of cities was very different, which was mainly affected by vacancy rate. The vacancy rate of the first tier cities, second tier developed cities, and third tier cities had a greater negative effect on housing price. The land transfer price in the third tier cities had no significant effect on housing price. The population density of the first tier cities caused an upward thrust on the housing price. In conclusion, high vacancy rate was the main factor to restrain the rise of house price, and it was also the main reason for the difference of housing price fluctuation in different class of cities.

**Key words:** housing vacancy rate; housing price; land transfer price; panel data model; China