文章编号：0253-374X(2025)09-1471-10
DOI：10.11908/j.issn.0253-374x.24081

基于产权–价位复合细分市场的购房者偏好异质性

毛义华[1,2,3]，张　钊[1,2,3]，周从越[1]，王思彤[4]
（1. 浙江大学 建筑工程学院，杭州 310058；2. 浙江大学 平衡建筑研究中心，杭州 310014；3. 浙江大学 滨海产业技术研究院，天津 300301；
4. 东北林业大学 马克思主义学院，哈尔滨 150040）

摘要：基于北京市2020年住宅交易数据，利用logit模型分析3类住宅的差异，并构建时空滞后模型与两阶段时空分位数回归模型，探究产权细分市场以及产权–价位复合细分市场中购房者偏好的异质性。结果显示，3类住宅在建筑特征、邻里特征、区位特征3个维度均存在差异；相比于公产房细分市场，商品房细分市场中的购房者更关注住宅的建筑特征和区位特征，而经济适用房细分市场中的购房者则对住宅的邻里特征表现出更强烈的支付意愿，且支付意愿的差异随住宅价位的提升发生复杂变化。该研究结果揭示了不同产权住宅购买者在住房偏好上的差异，为公产房、经济适用房项目的开发选址与相关政策制定提供了重要参考。

关键词：产权；价位；细分市场；住宅价格；购房偏好
中图分类号：F293.3　　**文献标志码**：A

Heterogeneity in Homebuyer Preferences Based on Property Rights-Price Level Composite Sub-markets

MAO Yihua[1,2,3], *ZHANG Zhao*[1,2,3], *ZHOU Congyue*[1], *WANG Sitong*[4]
(1. College of Civil Engineering and Architecture, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China; 2. Center for Balance Architecture, Zhejiang University, Hangzhou 310014, China; 3. Binhai Industrial Technology Research Institute, Zhejiang University, Tianjin 300301, China; 4. School of Marxism, Northeast Forestry University, Harbin 150040, China)

Abstract: Based on the housing transaction data of Beijing in 2020, the differences among three types of housings using logit model are analyzed, and the STAR model and 2STQR model are constructed to explore the social differentiation of housing prices in the property rights sub-markets and property rights-price level composite sub-markets. It is found that there are differences in structure features, neighborhood features, and location features among the three types of housings; compared with public housing buyers, commercial housing buyers pay more attention to structure and location features, while affordable housing buyers show stronger willingness to pay for neighborhood features; and the differences in willingness to pay change in a complex way with the increase in the price of the housings. The findings of the study reveal the differences in housing preferences among buyers from sub-markets with different property rights, and provide an important reference for the development and location of public housing and affordable housing projects.

Keywords: property rights; price level; sub-market; housing price; purchase preference

住宅产权制度的变迁一直以来都是政府与社会关注的热点问题。自1998年7月我国正式废除以计划经济为主的单位分房制度，实行住房货币化政策以来，我国住房交易逐步走向市场化，城市居民只能通过住房市场解决住房问题，商品房成为了住房市场的主要供给来源[1]。与此同时，为了有效调控房价，实现民有所居、民有良居的目标，政府还制定了补充性公共住房计划，推广公产房与经济适用房，以帮助经济实力较弱的城市居民拥有自己的房产。自此，我国住房市场形成了多种供给方式并存的局势[2]。

作为3种主流产权类型，商品房、公产房与经济适用房具有各自的特点和优势，可以分别满足不同群体的居住需求。商品房作为市场供给的主体，具有产权灵活和价格受市场调节等特点，在满足中低

收稿日期：2024-03-12
基金项目：国家自然科学基金(72174178)；国家重点研发计划(2022YFC3601604)；浙江大学平衡建筑研究中心项目(K横20203512-28C)
第一作者：毛义华，教授，博士生导师，管理学博士，主要研究方向为城市开发与城市更新。E-mail：maoyihua@zju.edu.cn
通信作者：张　钊，博士生，主要研究方向为城市开发与城市更新。E-mail：13206746813@163.com

论文拓展介绍

收入群体购房需求的同时也能满足高收入群体的高品质住宅需求[3]。公产房主要包括央产房与事业单位分房,体现了国家对体制内人员的住房保障责任,符合“人民城市为人民”的社会主义城市建设目标[4]。经济适用房制度则是为解决城市新市民、低收入家庭和退休人员等特殊群体的住房安置问题而设立的,通过政策补贴等方式降低购房成本,实现低收入家庭的居住安排[5]。关注购房者对不同产权类型住宅的需求和偏好,对于全面了解中国住房市场的社会分异极为重要。因此,本研究将城市住房市场按照商品房、公产房、经济适用房划分,深入探讨不同细分市场住房价格的决定因素,以揭示购房者在不同细分市场中的差异性偏好与支付意愿。

1 相关研究评述

特征价格模型将购房行为定义为购房者从建筑特征、邻里特征和区位特征3类特征中对住房属性及其周边环境做出的组合性选择,是国内外学者了解购房者偏好与支付意愿的主要方法[6]。传统的特征价格模型常利用最小二乘法(OLS)对整个住宅市场进行分析,得到不同住宅特征的隐性价格。然而,随着房地产经济学领域的发展,越来越多的学者开始关注细分市场分析的重要性。房地产市场的细分问题最早由Straszheim[7]在其关于洛杉矶住房市场的研究中提出,此后大量研究表明,住房市场并不是单一的整体市场,而是从不同维度展开的一系列细分市场[8]。目前,国内研究对市场细分理论的关注度较低,大量国外研究已基于地理位置[9]、种族差异[10]、购房目的[11]、社会关注[12]划分细分市场。这些研究表明,不同类型的购房者由于生活习惯、家庭背景和文化素养的差异,往往会被不同的住宅特征所吸引,并由此产生了差异性的细分市场。了解细分市场,准确把握不同购房群体的购房偏好,并根据差异性的需求合理开发房地产、有效配置城市公共品,对于实现城市居民的供需匹配,建设以人为本的现代化城市至关重要。

住宅同时具有使用与投资两方面价值[13],出于投资目的的购房者与出于居住目的的购房者对住宅的偏好存在差异。出于投资目的的购房者往往对城市景观等生活改善型设施表达出更高的支付意愿,而出于居住目的的购房者则对建筑面积等满足生活基本需求的住宅特征更为敏感[11]。相比于商品房,公产房与经济适用房在交易市场中的投资价值受限[14],因而3类住房的购买者对于相同住宅特征的需求很有可能存在差异。从供给角度来看,3类住宅由于发展历程与建设目的的差异,在住宅特征上同样表现出异质性,如:相比于商品房,公产房多为建成时间较早、建设面积较小、位置靠近市中心的“老破小”住宅[15],而由于发展时间相对较晚,经济适用房则多为建设在远离市中心的新住宅[16]。异质性需求与供给之间的相互作用将导致购房者在不同的产权细分市场中对相同的住宅特征表现出差异性的偏好与支付意愿,从而导致住宅价格的社会分异。

除了产权细分市场外,本研究还重点关注由于房地产市场分化而形成的价位细分市场,以及产权差异和购房者支付能力差异共同作用下形成的产权-价位复合细分市场。大量研究表明,消费者的购房偏好会受到消费者本身经济实力的影响[8]。一般来说,购房者的经济实力与所购买住宅的档次是对应的,即经济实力强的购房者更偏向于购买价位较高的住宅。当前的大多数研究使用最小二乘法来评估住宅特征的平均隐含价格,但不同价位住宅的买家可能由于经济实力的差异对相同的住宅特征产生不同的偏好,这可能导致住宅特征的支付意愿随住宅价位的改变而发生变化,并由此形成高、中、低价位的细分市场[17]。为了解购房者在价位细分市场中支付意愿的差异,部分学者将分位数回归模型引入房地产经济学领域。例如,黄醇醇等[18]运用分位数回归模型研究了地铁对住房价格的影响,相比于低价位住宅的购买者,高价位住宅的购买者对地铁表现出了更强的偏好。Xiao等[19]评估了幼儿园、小学、初中、高中、大学在内的5类教育设施对住宅价格的社会异质性影响,证明了不同经济实力的购房者对教育设施有不同的支付意愿。分位数回归模型对不同价位住宅价格的异质性影响进行了更全面的描述,可以有效区分不同价位住宅消费者的购房偏好。在本研究中,使用分位数回归模型构建价位细分市场来补充产权细分市场的不足,以得到更为全面的实证结论。

由于地理位置邻近的住宅往往具有相同的邻里和区位特征,因此住宅价格数据具有典型的地理属性(空间自相关性与空间依赖性),而基于传统最小二乘法的特征价格模型则认为住宅价格仅由住宅本身的特征决定,忽略了空间依赖性的影响,往往会高估住宅特征的隐性价格[20]。为此,部分学者将空间计量模型引入房地产经济学领域的研究,通过构建空间权重矩阵、在模型中加入空间滞后项来控制由

住宅价格的空间依赖性带来的模型估计偏差[21]。然而,对于住宅交易数据,仅考虑空间依赖性是远远不够的,作为典型的混合截面数据,鉴于住宅通常难以短时间内重复交易的特性,住宅价格还具有时间依赖性,即:仅受到在交易发生前住宅价格的影响,且时间越临近影响程度越高[22]。为控制时空依赖性对模型估计的影响,参考黄拓夫等[23]的研究,引入时空权重矩阵,利用时空计量模型估计住宅特征的隐含价值,以得到更为准确的实证结论。

综上,基于北京市2020年住宅交易数据,利用分位数回归模型与时空计量模型分析在产权细分市场与产权-价位复合细分市场中建筑特征、邻里特征、区位特征对住宅价格的影响,以全面了解不同产权住宅购买者的购房偏好差异。研究结论为政府合理规划不同产权类型住宅的选址以及开发策略提供重要参考。

2　研究区域与研究方法

2.1　研究区概况

作为首都,北京是各政策试行、推广的首批试点城市,也是中国11个超大型城市之一。持续涌入的外来人口推动了北京的城市建设,而居民的异质性购房需求也促进了北京市房地产细分市场的发展。近年来,北京市大力发展经济适用房以保障特殊人群的居住需要,连续出台的多项住房产权认定与交易限制政策也有效规范了公产房交易市场,北京市各类房地产市场逐渐走向成熟。本研究选择北京作为案例城市具有一定的代表性和参考价值,可以为其他超大、特大型城市制定合理的房地产开发方案和交易政策提供借鉴。

2.2　研究数据

研究数据来源于链家二手房交易网站。作为北京市二手房市场份额超过50%的中介机构,链家的二手房成交记录具有全面性与代表性。交易时间限定在2020年1—12月。数据库中包含了住宅价格、建筑面积、房龄、装修情况等信息,住宅产权信息由北京市城市住房与城乡建设委员会提供。随后,利用兴趣点(point of interest,POI)地理信息数据对住宅邻里特征进行挖掘,确定了住宅周边小学、初中、地铁、三甲医院、购物中心在内的城市公共品的配置情况。在区位特征方面,参考Qin等[24]的研究,将住宅与北京市的政治中心天安门、科技中心中关村、文化中心奥林匹克中心的直线距离引入特征价格模型。最后,根据研究目的对数据进行筛选,去除信息残缺或不可靠样本以及别墅、跃层、平房等特殊住宅,最终获得有效样本73 902个,其中商品房样本数54 820、公产房样本数14 524,经济适用房样本数4 558。表1显示了所有变量的详细定义以及描述性统计结果。

表 1　变量定义与描述性统计

Tab.1　Variable definition and statistic description

类别		变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
因变量		住宅售价/元	住宅总价	5 023 251	2 880 688	280 000	53 000 000
自变量	建筑特征	建筑面积/m^2	住宅建筑面积	84.71	36.30	21.15	511.05
		房龄/年	2020减房屋建成年份	19.84	9.35	2.00	70.00
		装修	毛坯、简装、精装分别赋值为1、2、3	2.56	0.52	1	3
		朝向	住宅是否坐北朝南,是为1,否为0	0.81	0.40	0	1
		电梯	住宅是否配备电梯,是为1,否为0	0.59	0.49	0	1
		总楼层	住宅所在建筑物总楼层	13.19	7.79	3	37
		低楼层	住宅是否位于低楼层,是为1,否为0	0.29	0.45	0	1
		中楼层	住宅是否位于中楼层,是为1,否为0	0.39	0.49	0	1
		高楼层	住宅是否位于高楼层,是为1,否为0	0.22	0.41	0	1
		卧室数	住宅内卧室的个数	2.08	0.75	1	5
		客厅数	住宅内客厅的个数	1.13	0.43	0	3
	邻里特征	小学	住宅周边1 km范围内是否有小学,有为1,无为0	0.78	0.41	0	1
		初中	住宅周边1 km范围内是否有初中,有为1,无为0	0.63	0.48	0	1
		地铁	住宅周边1 km范围内是否有地铁,有为1,无为0	0.70	0.46	0	1
		购物中心	住宅周边1 km范围内是否有购物中心,有为1,无为0	0.58	0.49	0	1
		三甲医院	住宅周边1 km范围内是否有三甲医院,有为1,无为0	0.80	0.40	0	1
	区位特征	与天安门距离/m	住宅到天安门的直线距离	13 966.12	7 844.47	925.54	44 211.27
		与中关村距离/m	住宅到中关村的直线距离	16 533.82	8 439.30	231.04	43 398.68
		与奥林匹克中心距离/m	住宅到奥林匹克中心的直线距离	15 134.60	8 338.16	459.71	45 057.33

2.3 研究方法

2.3.1 logit模型

利用logit模型分析商品房、公产房和经济适用房3个细分市场中住宅建筑特征、邻里特征和区位特征的差异,从供给视角初步分析产权细分市场形成的原因。构建的模型为

$$F=\alpha_0+\sum\beta_i S_i+\sum\gamma_j N_j+\sum\delta_k L_k+\varepsilon \quad (1)$$

式中:F为住宅的产权差异变量,在分析公产房与商品房差异以及经济适用房与商品房差异的2个模型中,商品房的F均赋0,公产房与经济适用房的F均赋1;S_i为住宅的11个建筑特征;N_j为住宅的5个邻里特征;L_k为住宅的3个区位特征;α_0、β_i、γ_j和δ_k为待估测的特征变量系数;ε为误差项。

2.3.2 时空特征价格模型

构建传统的特征价格模型。经过一系列测试,发现对数模型具有最好的拟合优度,因而将住宅的价格、面积、房龄以及与天安门距离等连续变量进行自然对数处理。传统的特征价格模型为

$$\ln P=\alpha_0+\sum\beta_i S_i+\sum\gamma_j N_j+\sum\delta_k L_k+\sigma_m+\varepsilon \quad (2)$$

式中:σ_m为月份固定效应;P为住宅价格。随后,考虑到住宅价格的时空依赖性,在模型式(2)中加入因变量的时空滞后项,构建的时空滞后模型(STAR)为

$$\ln P=\alpha_0+\rho\boldsymbol{W}\ln P+\sum\beta_i S_i+\sum\gamma_j N_j+\sum\delta_k L_k+\sigma_m+\varepsilon \quad (3)$$

式中:$\boldsymbol{W}$为时空权重矩阵,由传统的空间权重矩阵与时间权重矩阵相乘得到,为了精确捕捉不同类型住宅价格之间的相互作用,全样本与细分市场样本中的时空权重矩阵均利用全样本构建;ρ为表示依赖程度的系数,系数的绝对值越大表示住宅样本之间的时空依赖程度越强。

2.3.3 分位数回归模型

采用分位数回归模型分析价位细分市场中购房者支付意愿的变化,传统分位数回归模型为

$$\ln P=\alpha_0(\tau)+\sum\beta_i(\tau)S_i+\sum\gamma_j(\tau)N_j+\sum\delta_k(\tau)L_k+\sigma_m+\varepsilon \quad (4)$$

式中:τ为住宅价格的分位点;$\alpha_0(\tau)$、$\beta_i(\tau)$、$\gamma_j(\tau)$和$\delta_k(\tau)$分别为在对应的住宅价格分位点τ处住宅特征的待估测系数。为了控制样本时空依赖性对分位数回归结果的影响,参考Wen等[25]的研究,基于工具变量法构建的两阶段时空分位数回归模型(2STQR)为

$$\ln P=\alpha_0(\tau)+\rho(\tau)\boldsymbol{W}\ln P_{hat}+\sum\beta_i(\tau)S_i+\sum\gamma_j(\tau)N_j+\sum\delta_k(\tau)L_k+\sigma_m+\varepsilon \quad (5)$$

式中:$\rho(\tau)$为住宅价格分位点τ处的时空依赖性系数;$\boldsymbol{W}\ln P_{hat}$为第1阶段生成的空间滞后项。

2.4 研究设计

首先,基于特征价格模型,搜集住宅的建筑特征、邻里特征和区位特征相关数据,利用logit模型分析商品房、公产房与经济适用房在3类住宅特征中的供给差异;其次,基于产权细分市场,借助最小二乘法和时空滞后模型,分析忽略和考虑时空滞后性的情况下,3个产权细分市场中购房者偏好的差异;然后,选择两阶段时空分位数回归模型划分价位细分市场,基于各分位点上住宅特征系数的差异,分析高、中、低价位细分市场中购房者偏好的异质性;最后,综合考虑2类细分市场,利用两阶段时空分位数回归模型进一步分析产权-价位细分市场中北京市住宅价格的社会分异。具体研究框架见图1。

3 结果分析

3.1 产权细分市场供给差异

基于logit模型报告了商品房、公产房、经济适用房3个细分市场在建筑特征、邻里特征和区位特征上的供给差异,如表2所示。模型1为公产房与商品房的差异回归模型。回归结果显示,2类住房在除电梯配置、客厅数和购物中心配置外的其他特征上均存在显著差异。具体来说,相比于商品房,公产房往往建筑面积更小,房龄更大,装修水平更低,学校、地铁、三甲医院等城市公共品的配置更为完善,也更靠近城市的政治、科技、文化中心。这是由于公产房多为20世纪开发建造的老房子,公产房在邻里特征与区位特征上占据独特的优势。模型2则分析了经济适用房与商品房的差异。结果表明,2类住房在除三甲医院配置和卧室数外的其他住宅特征上都存在差异。与公产房相似,经济适用房建筑面积一般也小于商品房,然而其在邻里与区位特征上却呈现明显的劣势。与商品房相比,经济适用房周边学校、地铁、购物中心等公共设施的配置情况较差,且远离3个城市中心。这样的空间分布情况与经济适用房出于公益的建设目的密切相关。由于建设利润较低,因此政府和开发商出于开发成本的考量,只能将经济适用房安排在较为偏远的位置。

3.2 产权细分市场视角下购房者偏好异质性

表3的第1列和第2列分别给出了在忽略和考虑时空依赖性的条件下整体市场的回归结果。2种结果

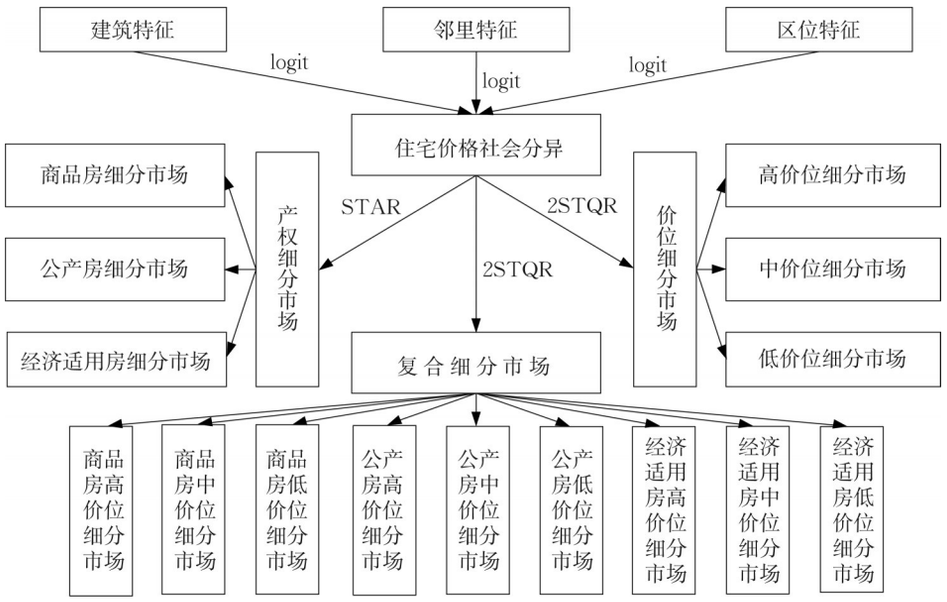

图1　研究框架

Fig.1　Research frame

表2　logit模型回归结果

Tab.2　Regression results of logit model

变量名称	公产房与商品房差异(模型1)		经济适用房与商品房差异(模型2)	
	回归系数	显著性	回归系数	显著性
建筑面积	−0.864***	0.000	−3.684***	0.000
房龄	2.933***	0.000	−2.124***	0.000
装修	−0.798***	0.000	−0.533***	0.000
朝向	0.075**	0.020	0.395***	0.000
电梯	0.063	0.182	−1.312***	0.000
总楼层	−0.021***	0.000	0.045***	0.000
低楼层	0.113***	0.004	0.356***	0.000
中楼层	0.089**	0.016	0.428***	0.000
高楼层	0.143***	0.000	0.358***	0.000
卧室数	0.454***	0.000	−0.006	0.924
客厅数	−0.064	0.118	−0.155***	0.000
小学	0.321***	0.000	−0.074*	0.059
初中	0.151***	0.000	−0.275***	0.000
地铁	0.051*	0.062	−0.157***	0.000
购物中心	−0.001	0.983	−0.311***	0.000
三甲医院	0.052**	0.035	0.049	0.316
与天安门距离	−0.372***	0.000	2.276***	0.000
与中关村距离	−0.195***	0.000	1.303***	0.000
与奥林匹克中心距离	−0.093***	0.000	0.154***	0.000
样本量	69 344		59 379	
伪R^2	0.327		0.158	

注:***、**和*分别表示结果在1%、5%和10%水平上显著。

均显示全部住宅特征变量的回归系数在1%水平显著,且绝大多数的系数符合预期。时空滞后模型的调整后R^2为0.878,略高于最小二乘法,说明时空滞后模型对住宅价格的解释能力更强,考虑时空依赖性是十分必要的,后文主要对时空滞后模型的回归结果进行解读。此外,时空滞后项在1%显著性水平上显著,且符号为正,进一步证明了住宅价格之间的正自相关性。随后,根据住宅产权对整体市场进行划分,表3的第4、6、8列给出了3个产权细分市场样本的时空滞后回归结果。通过不同细分市场中系数差异比较可发现,在商品房购买者、公产房购买者和经济适用房购买者之间存在显著的异质性住宅特征偏好。

(1)建筑特征。在公产房与经济适用房样本的回归结果中,建筑面积和装修的系数较低,而朝向的

系数较高。这说明与商品房细分市场相比,公产房与经济适用房细分市场中的消费者更偏向于购买坐北朝南、中等装修的中小型住宅。这是因为公产房与经济适用房社区的容积率往往更高,在紧密的楼宇间,坐北朝南的朝向可保证住宅的通风和采光[26]。此外,由于公产房多位于"老破小"社区,在公产房细分市场中购买者对住宅的房龄更为敏感;而出于老年人群体日常出行需求,在经济适用房细分市场中购买者则对电梯的配置表达出更高的支付意愿。

(2)邻里特征。在商品房细分市场中,5种邻里特征对住宅价格的影响均在1%水平显著,其中小学、初中、地铁、购物中心对住宅价格有积极影响,且影响程度依次减弱,而三甲医院对住宅价格有显著的负面影响。与商品房差异很大,由于公产房周边的公共设施较为丰富,消费者在购房时对邻里特征的关注度较低,公产房价格并不会受小学、地铁和购物中心的影响,邻里特征中仅初中与三甲医院对住宅价格的影响显著。对位置较为偏远、周边公共设施配备不足的经济适用房而言,除小学外的其他邻里特征均对住宅价格产生了积极显著的影响。经济适用房购买者对周边小学关注较低的原因可能是其周边的小学多为师资水平较低的"菜市场小学",无法满足购房者对高质量教育资源的渴求[27]。

(3)区位特征。3类住宅的购买者对区位特征的关注度由高到低依次是商品房、经济适用房、公产房。区位特征是影响住宅投资价值最重要的因素,因而3个细分市场中最关注住宅未来升值潜能的商品房购买者对其表达出了最为强烈的支付意愿。由于公产房住宅多位于靠近市中心的社区,经济适用房住宅的位置大多偏远,因此经济适用房购买者出于日常出行的考量对区位特征往往关注度更高。此外,与奥林匹克中心距离对经济适用房住宅价格的影响并不显著,这与经济适用房购买者往往文化水平有限、对于城市文化设施的需求较低有密切的关系。

表3 产权细分市场回归结果

Tab.3 Regression results of property rights sub-markets

变量名称	回归系数							
	总体样本		商品房样本		公产房样本		经济适用房样本	
	OLS	STAR	OLS	STAR	OLS	STAR	OLS	STAR
建筑面积	0.692***	0.600***	0.735***	0.675***	0.477***	0.391***	0.593***	0.427***
房龄	−0.149***	−0.092***	−0.159***	−0.118***	−0.193***	−0.190***	−0.007	−0.050***
装修	0.053***	0.033***	0.053***	0.041***	0.027***	0.025***	0.029***	0.026***
朝向	0.051***	0.057***	0.054***	0.055***	0.051***	0.059***	0.064***	0.068***
电梯	0.076***	0.057***	0.071***	0.053***	0.032***	0.034***	0.069***	0.058***
总楼层	−0.003***	−0.002***	−0.003***	−0.002***	−0.001**	−0.000	−0.004***	−0.003***
低楼层	0.049***	0.048***	0.044***	0.043***	0.066***	0.061***	0.027***	0.023***
中楼层	0.054***	0.053***	0.049***	0.049***	0.073***	0.067***	0.040***	0.035***
高楼层	0.038***	0.041***	0.035***	0.038***	0.050***	0.053***	0.024***	0.022***
卧室数	0.043***	0.077***	0.043***	0.054***	0.122***	0.135***	0.044***	0.081***
客厅数	0.047***	0.050***	0.050***	0.042***	0.091***	0.063***	0.006	0.014**
小学	0.041***	0.043***	0.041***	0.046***	0.054***	0.002	0.009	0.005
初中	0.012***	0.023***	0.011***	0.021***	−0.010**	0.012***	0.056***	0.035***
地铁	0.052***	0.019***	0.055***	0.021***	0.024***	0.001	0.035***	0.016***
购物中心	0.016***	0.012***	0.009***	0.008***	0.015***	0.003	0.030***	0.022***
三甲医院	−0.028***	−0.035***	−0.002	−0.030***	−0.094***	−0.020***	0.005	0.014**
与天安门距离	−0.314***	−0.196***	−0.320***	−0.208***	−0.319***	−0.067***	−0.314***	−0.174***
与中关村距离	−0.223***	−0.117***	−0.215***	−0.122***	−0.255***	−0.018***	−0.264***	−0.087***
与奥林匹克中心距离	−0.086***	−0.029***	−0.091***	−0.028***	−0.066***	−0.004**	−0.108***	−0.004
滞后项		0.518***		0.495***		0.887***		0.636***
常数项	18.121***	7.820***	17.999***	8.107***	19.271***	1.029***	18.816***	5.889***
月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	73 902		54 820		14 524		4 558	
调整后R^2	0.833	0.878	0.852	0.888	0.807	0.905	0.822	0.878

注:***、**和*分别表示结果在1%、5%和10%水平上显著。

3.3 复合细分市场视角下购房者偏好异质性

表4所示为复合细分市场的回归结果,描述了$Q_{0.1}$、$Q_{0.5}$、$Q_{0.93}$住宅价格分位点下商品房、公产房、经济适用房购买者对住宅特征的异质性偏好。为更直

观地体现回归系数的变化,绘制了3类住宅各特征回归系数与住宅价位的关系,如图2所示。表4与图2的回归结果显示:

(1)建筑特征。商品房与公产房价格对建筑面积和房龄的敏感性较高且在整个价位分布中的变化趋势并不明显。相比之下,建筑面积与房龄对不同价位经济适用房价格的影响差异较大,高价位经济适用房购买者对建筑面积与房龄的支付意愿更低,这说明面积与房龄并不是他们购房决策中重点考虑的因素。电梯对经济适用房价格的影响呈现了先上升后下降的趋势,说明出于经济实力与投资价值的综合考量,中等价位经济适用房的购买者对电梯的支付意愿最为强烈。此外,在3个产权细分市场中,朝向与装修水平对住宅价格的影响均呈现下降趋势,且朝向在商品房与公产房价位细分市场中的变化更加明显,而不同价位商品房的购买者对装修水平的支付意愿差异较大。这可能是由于高价位商品房本身建筑质量较高,普遍拥有较低的容积率和较高的装修水平,因而这2种因素对高价位商品房价格的影响程度较低。

表4　复合细分市场回归结果

Tab.4　Regression results of composite sub-markets

变量名称	商品房样本			公产房样本			经济适用房样本		
	$Q_{0.1}$	$Q_{0.5}$	$Q_{0.9}$	$Q_{0.1}$	$Q_{0.5}$	$Q_{0.9}$	$Q_{0.1}$	$Q_{0.5}$	$Q_{0.9}$
建筑面积	0.631***	0.690***	0.673***	0.631***	0.686***	0.717***	0.504***	0.394***	0.355***
房龄	−0.103***	−0.110***	−0.114***	−0.068***	−0.091***	−0.058***	−0.076***	−0.050***	−0.026**
装修	0.045***	0.039***	0.038***	0.025***	0.022***	0.022***	0.032***	0.025***	0.020***
朝向	0.063***	0.053***	0.040***	0.067***	0.054***	0.040***	0.071***	0.065***	0.069***
电梯	0.055***	0.049***	0.048***	0.018**	0.011**	0.022**	0.039***	0.072***	0.028***
总楼层	−0.002***	−0.002***	−0.001***	0.001	−0.001	−0.002**	−0.004***	−0.004***	−0.002***
低楼层	0.052***	0.044***	0.039***	0.060**	0.070***	0.060***	0.045***	0.026***	−0.001
中楼层	0.058***	0.051***	0.042***	0.061***	0.069***	0.063***	0.060***	0.035***	0.014
高楼层	0.046***	0.041***	0.031***	0.049***	0.056***	0.049***	0.028**	0.024***	0.018
卧室数	0.050***	0.049***	0.074***	0.066***	0.055***	0.048***	0.056***	0.090***	0.109***
客厅数	0.038***	0.040***	0.042***	0.005	0.008***	0.002*	−0.004	0.013**	0.041***
小学	0.037***	0.044***	0.054***	−0.007	−0.008	0.008	0.010	0.001	0.011
初中	0.023***	0.017***	0.024***	0.009*	0.007**	0.005*	0.034***	0.032***	0.048***
地铁	0.033***	0.024***	0.008**	0.014***	0.006**	0.009*	0.006	0.022***	0.023***
购物中心	0.020***	0.003*	0.003	0.004	0.003	0.011***	0.004	0.028***	0.030***
三甲医院	−0.013***	−0.030***	−0.060***	−0.014**	−0.019***	−0.037***	0.040***	0.013**	−0.014*
与天安门距离	−0.187***	−0.195***	−0.204***	−0.091***	−0.079***	−0.071***	−0.162***	−0.169***	−0.160***
与中关村距离	−0.132***	−0.125***	−0.110***	−0.069***	−0.027***	−0.013	−0.069***	−0.083***	−0.080***
与奥林匹克中心距离	−0.027***	−0.020***	−0.042***	0.008	−0.006**	−0.023***	−0.012	0.008	−0.023**
滞后项	0.427***	0.507***	0.548***	0.732***	0.858***	0.905***	0.747***	0.665***	0.578***
常数项	8.943***	7.672***	7.458***	2.603***	0.365***	−0.457***	0.747***	0.665***	0.578***
月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
伪R^2	0.636	0.672	0.695	0.706	0.739	0.728	0.679	0.653	0.654

注:***、**和*分别表示结果在1%、5%和10%水平上显著。

(2)邻里特征。地铁与购物中心的影响在3个产权细分市场中呈现出相反的趋势。在商品房市场中,低价位住宅受地铁与购物中心的影响较大;在经济适用房市场中,高价位住宅受2种邻里特征的影响较大;在公产房细分市场中,2种邻里特征对住宅价格影响的变化趋势相对稳定。这可能是由于在当下嘈杂拥挤的城市环境中,高价位商品房购买者更追求宁静私密的居住空间,因而对地铁、购物中心等人流量较大的公共设施并无强烈的支付意愿[28]。经济适用房周边地铁与购物中心较少,购房者对珍贵的公共设施表达出强烈的偏好,因而随着经济实力的增强,高价位购房者对地铁和购物中心的支付意愿逐渐增强。与之前最小二乘法回归的结果相同,小学对不同价位的公产房与经济适用房的价格影响均不显著,而出于追求高质量教育资源的目的,小学和初中对商品房价格的影响在价位分布中都呈现出上升趋势。此外,受疫情的影响,在3个产权细分市场中,随着住宅价位的提升购房者对三甲医院的邻避畏惧逐渐增强,经济实力较强的购房者对远离三甲医院表达出更强的支付意愿。

(3)区位特征。在3个产权细分市场中,与天安门距离对住宅价格的影响系数均较为稳定,并不随

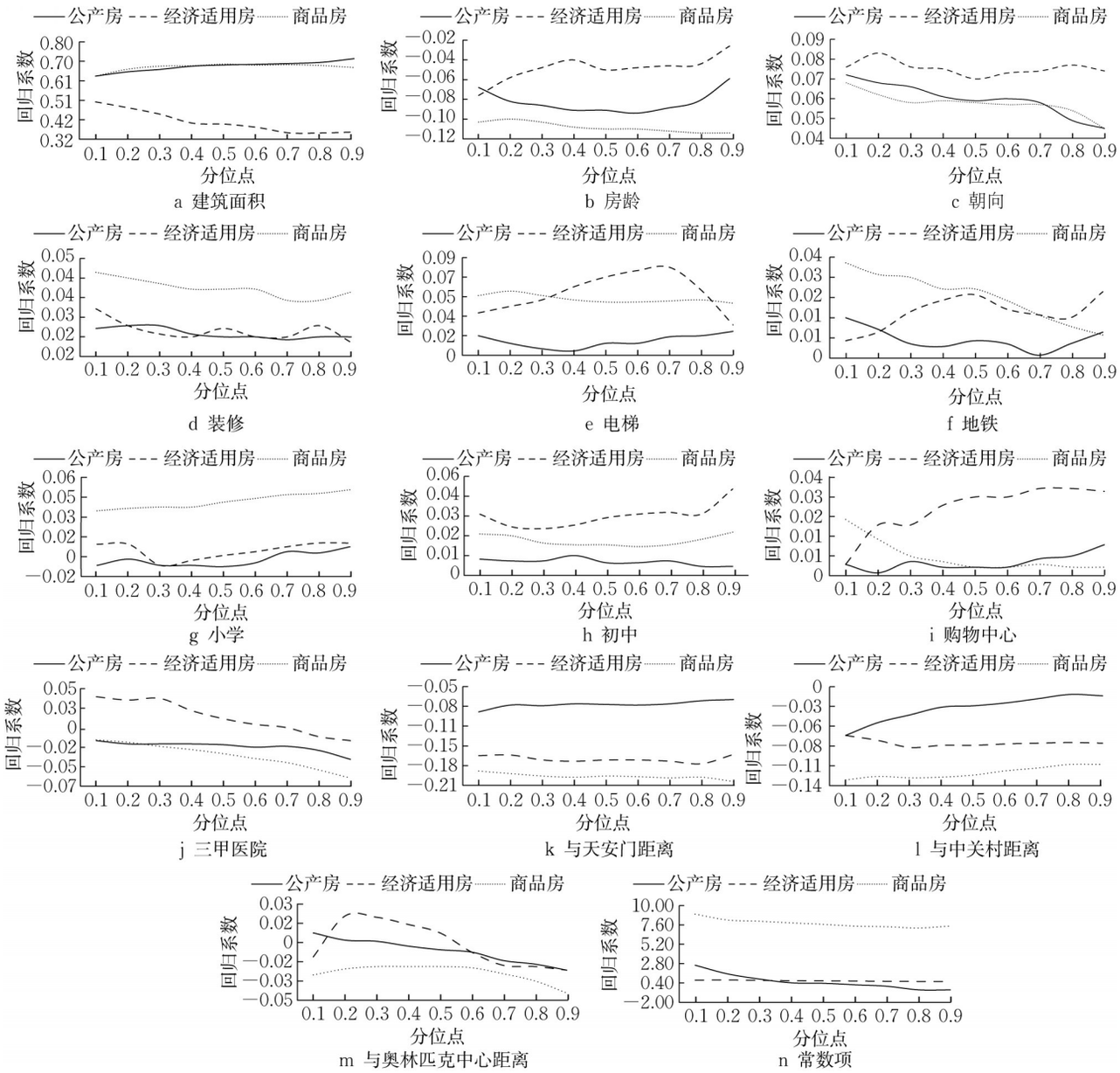

图2 两阶段时空分位数回归系数

Fig.2 Coefficients estimated by 2STQR

价位的提升发生明显变化,说明在全部细分市场中,与天安门距离都是购房者考虑的重要因素。与中关村距离以及与奥林匹克中心距离对住宅价格的影响则随着价位的提升分别呈下降与上升趋势,中低价位住宅购买者出于日常通勤的需要对科技与就业中心中关村的临近有更强的偏好,而对文化中心奥林匹克中心的关注度有限,高价位住宅购买者相比通勤需要则更关注生活品质的提升,因而对与中关村距离的敏感性较低,对与奥林匹克中心距离的敏感性较高。此外,由于经济适用房位置较为偏远,购房者对就业中心中关村的偏好在整个价位分布中稳定偏高,并未发生明显变化。

4 结论与建议

4.1 研究结论

(1)从市场供给视角来看,商品房、公产房与经济适用房细分市场中的住宅特征存在显著差异。与商品房相比,公产房多为装修水平较低、靠近市中心、周边公共设施配置较为完善的中小型老住宅,而经济适用房多为装修水平较低、远离市中心、周边公共设施配置较缺乏的中小型新住宅。

(2)从产权细分市场角度来看,不同类型的购房者对住宅特征的偏好大相径庭。相比于公产房购房者,商品房购房者更关注住宅的建筑特征和区位特

征,而经济适用房购房者则对住宅的邻里特征表现出更强烈的支付意愿。显然,仅对整体样本进行分析难以描述不同产权住宅购买者对住宅特征的偏好差异,产权市场细分能够更全面、准确地描述住宅特征的资本化效应。

(3)从产权价位复合细分市场角度来看,住宅特征对价格的影响在不同的分位点处存在巨大差异。在经济适用房细分市场中,与购买低价房的购房者相比,购买高价房的购房者更愿意为地铁、购物中心、初中和靠近奥林匹克中心买单;在商品房细分市场中,高价房购买者则对小学、建筑面积、房龄和与奥林匹克中心距离更为关注。分位数回归模型得到了更详细的结果,清楚地描述了高端和低端住宅购买者的偏好差异。

4.2　政策建议

(1)当前北京市经济适用房还多位于较为偏远的地区,周边公共设施的配置也较为不足,后续经济适用房的开发与选址应充分考虑到居民日常生活的需要,做好公共设施的配套。当前我国已从建筑增量时代走向存量时代,城市更新是当前城市发展的主要模式,带来了对相关土地重新规划的契机。在改造城中村,提升地块容积率的同时,可以实现商品房和经济适用房的共建,地方政府可以要求开发商在城市更新的过程中留出一定比例的住房作为经济适用房,提升经济适用房的周边配套,以最小的成本撬动最大的居民福祉。

(2)建议当地政府在严格审查经济适用房购房者购房资格的同时,适当放宽经济适用房的二次交易限制,保证经济适用房的市场流通性,以提升其投资价值。这样可以充分满足购房者的改善型换房需求,完善购房者的阶段性供需匹配,实现经济适用房的阶段性过渡功能。

(3)在公共政策的设计和评估中,应充分考虑当地公共设施与住房市场的关系。在规划地铁、学校、购物中心等生活公共设施时,布局应统一、合理,使不同阶层的居民都尽可能公平地享受到生活设施,避免因高收入群体过渡抢占社会资源而引发的社会问题。

作者贡献声明:

毛义华:基金支持,研究选题,论文审定与修改意见回复。

张　钊:提供研究思路和技术支持,撰写论文初稿,修改并审定论文。

周从越:问题探讨,研究工作补充完善,论文修改与审定。

王思彤:数据获取与处理。

参考文献:

[1] LAI Y, ZHENG X, CHOY L H T, *et al*. Property rights and housing prices: an empirical study of small property rights housing in Shenzhen, China [J]. Land Use Policy, 2017, 68: 429.

[2] 易成栋, 赵鹏泽, 陈敬安. 共同富裕视域下共有产权住房的定价政策[J]. 学习与实践, 2023(3): 72.
YI Chengdong, ZHAO Pengze, CHEN Jing'an. Pricing policy of shared ownership housing from the perspective of common prosperity[J]. Study and Practice, 2023(3): 72.

[3] 董彪. 从商品房预售制到现房销售制的转变:实践转型、比较分析与对策研究[J]. 南方金融, 2023(5): 3.
DONG Biao. Transformation from commercial property pre-sale system to existing property sales system: practical transformation, comparative analysis and countermeasures research[J]. South China Finance, 2023(5): 3.

[4] 吕萍, 邱骏, 丁富军, 等. 住房属性困境、产权残缺与住房制度改革:基于中国住房政策演变和调整讨论[J]. 公共管理与政策评论, 2021, 10(5): 115.
LÜ Ping, QIU Jun, DING Fujun, *et al*. Housing attribute dilemma, property right deficiency and housing system reform: discussion based on the evolution and adjustment of China's housing policy [J]. Public Administration and Policy Review, 2021, 10(5): 115.

[5] 唐艺凡, 张雪, 刘群, 等. 廉租住房居民的时空间行为特征:以福州市橘园洲社区为例[J]. 热带地理, 2022, 42(6): 902.
TANG Yifan, ZHANG Xue, LIU Qun, *et al*. Temporal and spatial behavior characteristics of low-rent housing residents: a case study of the Juyuanzhou Community in Fuzhou [J]. Tropical Geography, 2022, 42(6): 902.

[6] ZHANG L, SHI D, ZHU L, *et al*. Influence of POI accessibility on temporal-spatial differentiation of housing prices: a case study of Hangzhou, China[J]. Journal of Urban Planning and Development, 2022, 148(4): 04022037.

[7] STRASZHEIM M. Hedonic estimation of housing market prices: a further comment [J]. The Review of Economics and Statistics, 1974, 56(3): 404.

[8] WEN H, LI S, HUI E C M, *et al*. What accounts for the migrant-native housing price distribution gap? Unconditional quantile decomposition analysis in Guangzhou, China [J]. Habitat International, 2022, 128: 102666.

[9] WEN H, GUI Z, TIAN C, *et al*. Expressway proximity effects on property prices in Hangzhou, China: multidimensional housing submarket approach [J]. Journal of Urban Planning and Development, 2022, 148(1): 04021070.

[10] BAYER P, CASEY M, FERREIRA F, *et al*. Racial and ethnic price differentials in the housing market [J]. Journal of Urban Economics, 2017, 102: 91.

[11] WEN H, LI S, HUI E C M, *et al*. Purchase motivation, landscape preference, and housing prices: quantile hedonic analysis in Guangzhou, China [J]. Journal of Urban Planning

and Development, 2021, 147(3): 04021033.

[12] LI S, HUI E C M, WEN H, *et al*. Does public concern matter to the welfare cost of air pollution? Evidence from Chinese cities[J]. Cities, 2022, 131: 103992.

[13] 杨赞, 张欢, 赵丽清. 中国住房的双重属性:消费和投资的视角[J]. 经济研究, 2014, 49(S1): 55.
YANG Zan, ZHANG Huan, ZHAO Liqing. Dual role of housing consumption and investment: reexamine correlation of housing and consumption in urban China [J]. Economic Research Journal, 2014, 49(S1): 55.

[14] 秦波, 郝美竹, 杨莹. 产权残缺的折价效应及影响机制:基于秦皇岛市"小产权房"交易价格的研究[J]. 中国土地科学, 2022, 36(8): 66.
QIN Bo, HAO Meizhu, YANG Ying. Devaluation effect of truncation of property rights: a study of the transaction prices of "Small Property Rights Housing" in Qinhuangdao City [J]. China Land Science, 2022, 36(8): 66.

[15] 张雪, 柴彦威. 北京不同住房来源居民活动:移动模式的社会分异[J]. 城市发展研究, 2019, 26(12): 17.
ZHANG Xue, CHAI Yanwei. Activity-travel-pattern-based social segregation research of residents of different types of housing: a case study in Beijing[J]. Urban Studies, 2019, 26(12): 17.

[16] 魏宗财, 甄峰, 秦萧. 广州市保障房住区居住环境品质及其制度影响因素研究[J]. 地理科学, 2020, 40(1): 89.
WEI Zongcai, ZHEN Feng, QIN Xiao. Quality of residential environment of affordable housing estates in Guangzhou and its institutional explanations[J]. *Scientia Geograph Sinica*, 2020, 40(1): 89.

[17] LAN F, LV J, CHEN J, *et al*. Willingness to pay for staying away from haze: evidence from a quasi-natural experiment in Xi'an[J]. Journal of Environmental Management, 2020, 262: 110301.

[18] 黄醇醇, 王晓文, 李琳娜. 城市轨道交通对沿线住宅价格的时空效应:以福州地铁1号线为例[J]. 地理研究, 2021, 40(10): 2808.
HUANG Chunchun, WANG Xiaowen, LI Linna. Space-temporal effect of urban rail transit on housing prices along the line: take Fuzhou Metro Line 1 as an example[J]. Geographic Research, 2021, 40(10): 2808.

[19] XIAO Y, WEN H, HUI E C M, *et al*. Dynamic capitalization effects of educational facilities during different market stages: an empirical study in Hangzhou, China[J]. Land Use Policy, 2022, 122: 106342.

[20] WEN H, XIAO Y, HUI E C M, *et al*. Education quality, accessibility, and housing price: does spatial heterogeneity exist in education capitalization? [J]. Habitat International, 2018, 78: 68.

[21] WEN H, GUI Z, ZHANG L, *et al*. An empirical study of the impact of vehicular traffic and floor level on property price[J]. Habitat International, 2020, 97: 102132.

[22] SMITH T E, WU P. A spatio-temporal model of housing prices based on individual sales transactions over time [J]. Journal of Geographical Systems, 2009, 11(4): 333.

[23] 黄拓夫, 何甜, 朱翔. 基于户籍比较的特大城市住宅价格时空分异研究:以长沙市为例[J]. 地理科学进展, 2023, 42(1): 27.
HUANG Tuofu, HE Tian, ZHU Xiang. Spatiotemporal variation of housing price in megacities based on household registration: taking Changsha City as an example[J]. Progress in Geography, 2023, 42(1): 27.

[24] QIN B, HAN S S. Emerging polycentricity in Beijing: evidence from housing price variations, 2001-05 [J]. Urban Studies, 2013, 50(10): 2006.

[25] WEN H, XIAO Y, HUI E C M. Quantile effect of educational facilities on housing price: do homebuyers of higher-priced housing pay more for educational resources?[J]. Cities, 2019, 90: 100.

[26] FLEMING D, GRIMES A, LEBRETON L, *et al*. Valuing sunshine[J]. Regional Science and Urban Economics, 2018, 68: 268.

[27] 马宇, 李德平, 周亮, 等. 长沙市基础教育资源空间可达性和供需匹配度评价[J]. 热带地理, 2021, 41(5): 1060.
MA Yu, LI Deping, ZHOU Liang, *et al*. The spatial accessibility and matching degree between the supply and demand of basic educational resources in Changsha City [J]. Tropical Geography, 2021, 41(5): 1060.

[28] LIAO W C, WANG X. Hedonic house prices and spatial quantile regression[J]. Journal of Housing Economics, 2012, 21(1): 16.