

产业结构变迁对房价的时空动态效应研究^①

——基于人口老龄化背景的实证分析

周建军, 孙倩倩, 鞠方*

(湘潭大学商学院, 湘潭 411105)

摘要: 产业结构调整与房地产市场理性发展是我国当前面临的重要任务, 人口老龄化程度的加深会对二者产生影响. 本文利用2004年~2016年省际面板数据, 采用空间动态面板模型分析人口老龄化背景下产业结构变迁对房价波动的时空效应. 研究表明, 在基于地理、经济和人口三个维度构建的空间权重矩阵下, 我国房价均具有显著的空间相关特性, 但在不同市场中表现出异质性; 产业结构高级化能显著助推房价上涨, 产业结构合理化对房价具有正向影响且效应可持续五期; 进一步分析表明, 人口老龄化和产业结构变迁对房价的影响在不同市场、不同区域间均存在显著差异; 人口老龄化对房价的影响完全通过与产业结构高级化相互作用的间接途径实现.

关键词: 人口老龄化; 产业结构变迁; 房价; 时空动态效应

中图分类号: F121.3; F293.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2020)03-0041-24

0 引言

自1998年住房制度改革以来, 我国商品房价格一路高歌猛进且居高不下, 其中一二线城市尤其甚. 房地产自身具有明显的投资和消费双重属性, 因此房地产市场一经建立便担负起作为地方财政收入来源和主要投资渠道的重任. 之后的发展中, 在土地财政盛行和我国投资渠道狭窄的共同作用下, 房地产的投资属性日益显著. 因此, 在经历了两轮强有力的限购限贷政策后, 尽管房价增速有所放缓, 但价格水平整体仍处于高位, 2019年6月, 一线城市平均房价甚至达到41 486.25元/m²^②, 严重影响居民正常居住需求的满足. 这也引起了中央政府的高度重视, 2018年7月31日中共中央政治局会议明确指出, 要下决心解决好住房问题, 坚决遏制房价上涨. 这为房地产市场调控

明确了方向, 促进房地产市场回归理性发展是我国当前面临的重要任务.

房地产业是资金密集型行业, 对地区金融和经济发展具有较强的依赖性, 其市场的建立与发展需要旺盛的房地产需求和雄厚的资金实力作为支撑, 而这些都与区域产业结构不无关系. 2005年, 经国务院批准, 国家发改委颁布了首部《产业结构调整指导目录》, 正式将产业结构调整提上日程. 2015年, 习近平总书记进一步指出“产业结构优化升级是提高我国经济综合竞争力的关键举措”. 随着我国经济发展步入新常态阶段, 加之人口红利逐渐消失, 调整经济增长动力、实现“由主要依靠第二产业带动转向依靠三次产业共同带动”的重大结构性转变^③成为破解我国当前发展困局的关键. 因此, 在人口老龄化背景下, 厘清产业结构与房价波动之间的关系

① 收稿日期: 2018-12-25; 修订日期: 2019-08-25.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71873117).

通讯作者: 鞠方(1975—), 女, 湖南长沙人, 博士, 教授, 博士生导师. Email: xtdxzjj@126.com

② 数据来源: WIND数据库.

③ 摘自《2018年政府工作报告》.

与作用机理,不仅有助于全面认识房价上涨机制,促进房地产市场健康运行,对于优化产业结构、摆脱我国经济发展难题也具有重要的现实意义。

1 文献综述

房地产业与前后向产业关联密切,因而影响房价的因素众多,相关研究亦是屡见不鲜。除开衡量基本供求关系的建造成本和供给弹性^[1]、地价^[2]、人口结构与人口迁移^[3,4]及收入状况^[5]等因素,房地产市场投机行为^[6]、预期冲击^[7,8]、宏观调控政策^[9,10]、政企利益同盟^[11]等因素对房价的影响也不容小觑。近年来,面对越调越涨的房价,对于我国房地产市场泡沫的担忧甚嚣尘上。但高房价就真的意味着房地产泡沫严重吗?如果房价的上涨中包含着经济结构优化调整的因素,那么实际上就不必过度担忧房地产泡沫状况。同时,如果经济结构的优化能够通过推动房价上涨来增加地方政府收入,那么这一激励反而会成为倒逼地方政府优化经济结构的重要动力。这也是本文的逻辑所在。

随着经济社会的发展和研究的深入,产业结构变迁与房价两者间的联系也逐渐为专家学者所关注。就现有研究来看,刘嘉毅等^[12]认为产业结构的调整会对房价具有直接影响,无论是产业结构合理化还是产业结构高级化均能带动住宅价格上涨,是当前我国房价上涨的重要“引擎”,但这一作用存在显著的区域异质性特征。谷卿德等^[13]从三次产业的角度出发对产业结构与房价间的关系进行分析,结果表明制造业发展与房价间呈现“U”型关系,而服务业对房价具有显著的促进作用。邱晓东和吴福象^[14]通过对35个大中城市分析发现,区域房价水平与其产业结构密切相关,服务业占比较大的城市往往房价高于平均水平。范新英和张所地^[15]进一步将房价的空间效应纳入分析框架,利用空间杜宾模型对产业结构与房价间的关系进行研究,分析指出产业结构优化能推动房价上涨,并且由于区域间互联互通与城市间竞争力的加大,本地产业结构的优化还会对周边区域房价表现出抑制作用。

伴随着人口红利拐点的到来,学者开始关注

人口因素尤其是人口老龄化问题对住房市场的影响^[16]。关于人口老龄化对房价的影响存在四种观点。一是人口老龄化将使城镇住房需求大幅减少,进而对房价产生负面冲击效应^[17,18]。第二种观点相对乐观,认为虽然人口已步入老龄化阶段,但随着城镇化和家庭规模小型化的推进,未来一段时间内住房需求仍会增加,老龄化的负面作用需要经过一段时间才会显现出来^[19,20]。还有学者认为人口老龄化曾是助推房价上涨的动力,但该影响从长期来看可能发生逆转,且伴有区域差异特点^[21-23]。第四种观点则认为人口老龄化并不能成为房价的决定因素^[24]。

少数学者将注意力放在人口、产业结构与房价三者间关系的研究上。王盛等^[25]认为产业结构变迁会作为人口结构影响房价的中介机制存在,外来人口的流入会影响本地的年龄结构和教育结构,进而影响三次产业的布局和优化,又间接对当地房价水平产生影响。杨赞等^[26]认为人力资本与产业结构的优化会吸引大量劳动力流入,增加住房需求,刺激房价上涨。

研究方法上,现有关于产业结构与房价两者之间关系的研究大多采用普通面板数据,忽略了区域间经济发展的紧密联系,少数利用空间模型进行分析的研究又忽略了房价自身存在的惯性,以及滞后一期房价所包含的其他信息在未来房价变化中的作用。不但如此,部分学者认为房价亦会对产业结构调整产生影响^[27],因而房价与产业结构间会存在联立性问题,这是现有研究未曾关注的。就理论层面而言,现有研究仅将注意力集中于人口老龄化、产业结构变迁与房价三者中的两两关系上,缺乏对三者间联系的深入探讨。在我国老龄化程度逐年攀升的大背景下,产业结构变迁影响房价的方向及其特点,以及老龄化在其中扮演的角色都尚不明确。另外,产业结构优化调整能促进资源合理配置和经济效率提升,有助于经济的持续稳定发展,因此产业结构变迁对房价的影响可能在较长时期内持续存在,现有研究尚未对此进行分析。

本文在汲取前人智慧的基础上,力求在以下方面对现有研究进行补充,以期对未来产业结构调整与房地产市场调控提供参考和借鉴: 1) 研究方法上: 本文将空间动态面板模型引入对产业结

构变迁与房价间关系的研究中,不仅能关注到房价的空间分异与经济惯性,还能在一定程度上克服因联立性造成的估计结果偏差,弥补现有研究的不足。2) 研究内容上:一方面,本文将产业结构变迁影响房价的分析置于人口老龄化的大背景下,充分剖析人口老龄化进程和产业结构调整在房价波动中发挥的作用及其传导途径。另一方面,考虑到产业结构变迁对房价的影响可能长期存在,本文进一步对其时间效应进行探索,明确产业结构变迁影响房价的演变趋势。此外,本文还对估计结果进行相应的稳健性检验及进一步分析,以增强研究的可靠性。

2 理论分析

本文从三个层次分析人口老龄化、产业结构变迁与房价三者间的影响机制,进而根据理论分析提出假设并绘制潜在的传导机制图(如图1所示):首先,从产业结构高级化和产业结构合理化两个角度梳理产业结构调整影响房价的作用机理;其次,从房地产供求角度分析我国人口老龄化对房价的影响路径;最后,讨论人口老龄化与产业结构变迁对房价的交互作用。

2.1 产业结构变迁对房价的影响机制

1) 产业结构高级化对房价的影响。与配第一克拉克定律所揭示的产业变迁路径类似,通常将产业结构由第一产业向二三产业演进的过程称为产业结构高级化发展。产业结构高级化对房价的影响是由多种效应叠加而成的。一是出于办公需要,产业结构向二三产业发展会催生大量的商用房、厂房需求,而房地产市场供给弹性相对较小,导致房价上涨。二是工资增长和人口流动渠道,二三产业的发展需要大量的劳动力作为支撑,劳动力需求增加提升了工资水平,缓解了居民的信贷约束,促进住房刚性需求和改善性需求的释放,同时高工资还会吸引外来人口和农村人口来此就业、定居,加快城镇化进程,增加房地产需求,进一步推动房价上涨。三是人力资本提升渠道,随着产业结构的高级化发展,金融、法律、科研等生产性服务业会增加对知识型或技术型人才的需求,改善区域的人力资本状况,而这些高端人才都是潜

在的具有购买力的购房群体,因此房价会随人力资本的提升而升高^[28]。四是经济集聚渠道,相较于第一产业,二三产业具有明显的产业集聚特点,更易于发挥规模经济效应,促进生产率和经济总量的提高^[29,30],房价会随着经济状况的改善而上涨。五是公共服务溢价渠道,二三产业发达的地区往往需要完善的交通、医疗、教育等公共服务配套,完善的公共服务会提升城市价值,而这些价值会资本化到房价当中^[31],表现为房价上涨。基于以上分析,本文提出如下假设:

假设1 产业结构高级化发展会推动房价上涨。

2) 产业结构合理化对房价的影响。产业结构合理化发展是指通过资源整合优化等方式促进产业间协调发展,推动产业发展中要素投入与产出相匹配,从而达到提升经济效益的目的。因此,产业结构合理化对房价的影响主要通过提升经济效率与形成经济预期两种途径实现。一方面,产业结构的合理化发展不仅会推动资源的优化配置,提高资源利用效率,还能促进产业间的耦合发展,有助于实现经济效率的提升,从而推动房价上涨;另一方面,产业结构的合理化发展有助于形成良好的经济发展预期,进而促进形成房价上涨预期,加速房地产需求的释放,导致房价上涨,同时良好的经济预期又会进一步吸引更多人才和资本聚集,不仅增加了当地的房地产需求,也为产业结构的进一步优化打下了坚实的基础,实现产业结构优化的良性循环。产业结构合理化自身对房价具有正向影响,随着经济效率的不断提高,房价上涨预期也会不断被强化,因此产业结构合理化对房价的推升作用可能长期存在。基于上述分析,本文提出假设2:

假设2 产业结构合理化对房价具有正向影响,且效应可能在较长时期内持续存在。

2.2 人口老龄化对房价的影响机制

人口老龄化对房价的影响主要通过作用于住房市场的供求关系实现。通常而言,人口老龄化会对房价具有负面影响。从需求侧来看,一方面,随着人口步入老年阶段,收入水平大幅降低,消费结构向医疗保健支出和食品支出倾斜^[32],导致整体住房需求减少,遏制房价上涨。另一方面,丰富的人口红利为我国房地产市场的发展奠定了坚实的

基础,尤其是二十世纪八十年代的婴儿潮一代步入婚育年龄,大大增加了住房需求,是促成2004年以来房地产繁荣的重要因素^[33],但随着婴儿潮一代婚育基本完成,加之长期实行计划生育政策,生育率逐年下降,人口红利消失殆尽,房地产市场的发展失去了强有力的需求支撑.就供给端而言,根据资产消融假说,老年人口会削减其持有的住房资产,导致房地产市场供给增加,另外,随着老年人住房反向抵押养老保险的推广,市场供给进一步增加,房价水平降低.在供给与需求的双重作用下,房价上涨的势头会被遏制.

但当前我国经济社会发展中也有不少机制会熨平老龄化对房价的负面冲击.一是家庭规模小型化与住房需求多元化发展,当子女进入婚育状态,一般会购买单独住所,亦或是老年群体出于便利等需要,增加享受型住宅和老年型住宅需求,需求的增加会推动房价的上涨.二是财富的代际转移,适婚群体是房地产市场的主要销售对象,但这一阶段的群体往往没有有效的购买力,父母为缓解子女的信贷约束会提供资金支持,间接带动房价上涨.三是来自婚姻市场匹配竞争的压力,拥有自有住房的群体幸福感更高,且这一效应在女性群体中更强^[34],我国性别比的失衡降低了男性在婚姻市场上的议价能力,加剧了婚姻市场的匹配竞争^[35],在信息不对称的婚姻市场上,住房承担起“信号”的作用,导致房地产需求增加.四是人力资本提升效应,随着教育的普及与教育质量的提升,我国人力资本水平提高,高知阶层是具有有效需求的购房者,从而推动房价的升高.由此,本文提出如下假设:

假设3 人口老龄化对房地产市场的负面影响会被其他经济社会效应抚平,导致人口老龄化对房价无影响或存在微弱的正向影响.

2.3 人口老龄化、产业结构变迁对房价的交互作用

人口因素在产业结构调整中发挥着重要作用.我国自2001年正式进入人口老龄化阶段,并在此后的年份中不断叠加深化,尽管2013年开始逐步放开计划生育政策,这一现状仍未发生转变.总体来看,人口老龄化对产业结构调整有正向和负向两种效应.人口老龄化的产业结构升级效应表现在三个方面:一是随着人口老龄化进程的推

进,社会整体的服务型消费增加,拉动产业结构高级化发展;二是人口老龄化趋势下,劳动力数量的减少会推动经济增长由人口红利驱动向人力资本积累驱动方向转型,不利的人口状况对劳动力市场的冲击可以部分地为教育所超越,进而推动产业结构优化^[36];三是伴随着劳动力数量的减少,企业用工成本将随之提高,倒逼企业增加研发投入,促进产业结构升级.人口老龄化的产业结构抑制效应表现在两个方面:一方面,服务业是劳动密集型产业,劳动力数量的减少将不利于劳动力资源在产业间的配置,难以为第三产业的发展提供支撑;另一方面,随着老年人口数量的增加,政府的社会保障支出将进一步加大,这可能会挤占政府的科技创新支出和教育投入,对产业结构升级产生负面影响.

人口老龄化和产业结构变迁对房价的交互作用主要表现为:一方面,产业结构优化带来的提高收入水平、促进人口跨区域流动、提升经济效率和优化人力资本结构等正向经济效应会对冲人口老龄化对房价的负面影响;另一方面,人口老龄化对产业结构变迁的正向效应会强化产业结构升级对房价的促进作用,而人口老龄化对产业结构调整负面冲击效应也会进一步恶化老龄化对房价的负向影响.基于上述分析,本文进一步提出假设4:

假设4 人口老龄化会通过产业结构变迁产生交互作用进而对房价产生影响.

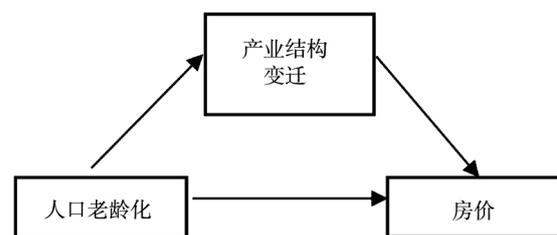


图1 潜在的传导机制

Fig. 1 Potential conduction mechanism

3 计量模型、变量选取与数据来源

3.1 计量模型的设定

现有关于产业结构变迁与房价两者间关系的研究大多采用普通面板数据,忽略了区域间经济发展的紧密联系,但现实中房价波动存在明显的

涟漪效应^[37]和空间溢出效应^[38],并且空间溢出效应亦是考察产业结构调整影响经济增长的重要因素^[39],忽略这些空间因素会造成估计结果有偏或不一致,因此本文选用空间计量方法对该问题进行深入分析。

相较于空间静态面板模型,空间动态面板模型不仅能体现出动态效应,还能在一定程度上克服因联立性而造成的内生性问题^[40]。因此,考虑到房价波动具有经济惯性^[41],且滞后一期房价还会包含其他经济信息,本文利用空间动态面板模型进行实证分析,设定模型如下

$$y_{it} = \alpha + \theta y_{i,t-1} + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + \beta X_{ij} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 α 为常数项, θ 反应房价变化的动态特征, ρ 表示 t 期其他区域房价对本地房价的影响程度, β 为解释变量对房价的回归系数, μ 为个体固定效应, ε 为随机误差向量。

3.2 空间权重矩阵的构建

通过综合考量影响房价的因素,本文从地理、经济和人口三个维度分别构建邻接矩阵、地理距离矩阵、经济距离矩阵和人口距离矩阵,以度量房价的空间效应。

1) 邻接矩阵。通常来说,位置临近的省份间房价会呈现出空间相关的特性。邻接空间矩阵是0-1矩阵,当省份相邻则为1,不相邻则为0,对角线上元素为0。考虑到海南省与广东省经济往来频繁,设定二者相邻。

2) 地理距离矩阵。地理位置越相近,彼此间贸易往来和人口流动可能越密切,房价越可能呈现空间相关的特点。本文构建反地理距离权重矩阵,表示区域房价间的空间相关关系随地理距离的增加而减弱,具体表示为

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (2)$$

其中 d 为利用省会城市经纬度计算的球面距离。

3) 经济距离矩阵。随着经济社会的发展,贸易范围逐渐扩大,经济发展水平相当的省份,其房价水平会表现出趋同特性,呈现跨区域的空间相关关系。本文构建反经济距离权重矩阵,表示区域间房价的空间相关性随经济发展差距的加大而减

弱,具体定义如下

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (3)$$

其中 $\bar{Y} = \frac{1}{T - T_0} \sum_{t=T_0}^T Y_t$, Y_t 表示 t 期的实际GDP。

4) 人口距离矩阵。区域人口状况反映了当地房地产市场的需求水平,因而人口规模相当的地区,房价水平也可能相近,从而表现出空间相关关系。本文构建反人口距离权重矩阵,表示地区间房价的空间相关性会随着人口数量差距的扩大而降低,具体计算方式如下

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|\bar{H}_i - \bar{H}_j|} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (4)$$

其中 $\bar{H} = \frac{1}{T - T_0} \sum_{t=T_0}^T H_t$, H_t 表示 t 期的常住人口数量。

3.3 变量的选取及数据来源

本文利用2004年~2016年30个省份的面板数据进行分析^④,数据均来源于WIND数据库和各省统计年鉴。价值型变量均以2003年为基期进行平减,具体指标构建方法如下:

1) 房价(hp)。房价是本文的被解释变量,采用样本期内各省份商品房平均销售价格来衡量。为减少异方差,对该变量进行对数化处理。

2) 产业结构变迁。参考干春晖等^[42]的研究,将产业结构指标进一步划分为产业结构高级化(SH)和产业结构合理化(SR)两个指标。

产业结构高级化通常是指产业层次由第一产业向二三产业变迁的过程,因此相关研究常以第三产业与第二产业产值之比作为度量指标。本文在此基础上进一步考虑了产业结构变迁中生产率的变化,将产值变动与生产率变动相结合,构建产业结构高级化指标如下

$$SH = \frac{(Y_{3t}/Y_t) \times TFP_{3t}}{(Y_{2t}/Y_t) \times TFP_{2t}} \quad (5)$$

其中 Y_{3t} 、 Y_{2t} 和 Y_t 分别表示 t 期第三产业实际产值、第二产业实际产值和实际总产值, TFP_{3t} 和

④ 因数据缺失,剔除港澳台及西藏。

TFP_{2t} 分别表示 t 期第三产业和第二产业的全要素生产率^⑤。

产业结构合理化是衡量产业间协调程度和要素投入与产出匹配程度的指标,本文设定产业结构合理化指标如下

$$SR = \sum_{i=1}^3 \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \left| \frac{Y_i/L_i}{Y/L} - 1 \right| \quad i=1, 2, 3 \quad (6)$$

其中 Y_i 和 Y 分别为第 i 产业的产值和总产值, L_i 和 L 分别为第 i 产业的就业人数和总就业人数。该指标反映产业结构的偏离程度,指标值越大,产业结构越不合理。

3) 人口老龄化 (*old*)。本文以老年人口抚养比作为人口老龄化的度量。

4) 控制变量:影响房价的因素众多,综合权衡之下,需求方面,考虑到收入对房地产需求起到重要的支撑作用^[44],本文以人均可支配收入 (*income*) 度量居民购买力水平,不仅如此,样本期内人均可支配收入与人均 GDP 间相关程度达 91%。因此,收入水平也可侧面反映出经济发展状况;我国正处于城镇

化高速推进阶段,因城市移民带来的房地产需求是推动房价上涨的重要因素^[4],故本文选取常住人口口径的城镇化率 (*urban*) 度量房地产需求状况。供给方面,建造成本和供给弹性是影响中国房价的典型因素^[1],本文选用房地产开发成本 (*cost*) 和房地产企业竣工面积 (*supply*) 作为房地产市场供给状况的度量,其中房地产开发成本以房地产开发企业竣工造价与地价之和计算。根据空间均衡理论^[6, 45],人口跨区域迁移面临住房成本、收入与城市便利间的权衡取舍,故本文选取城市公共交通客运量 (*transport*) 反映城市公共物品的供给状况,同时客运量水平也能较为有效的反映出城市规模。另外,本文以上一期房价增长率 (*expectation*) 作为预期冲击的代理变量^[7],以滞后一期房价水平捕捉经济惯性和投机行为在房价波动中的作用,以时间虚拟变量控制宏观政策变动对房地产市场的影响,以地区固定效应控制省份个体特征。为减轻异方差影响,对变量 *income*、*cost*、*supply* 和 *transport* 采取对数化处理。变量描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of the variables

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln hp$	390	8.111 2	0.508 6	7.320 4	9.562 9
<i>SH</i>	390	1.004 7	0.604 0	0.337 7	3.616 5
<i>SR</i>	390	0.763 5	0.402 4	0.190 0	2.090 7
<i>old</i>	390	13.159 8	2.836 8	8.640 0	20.740 0
$\ln income$	390	9.558 6	0.378 9	8.896 2	10.430 3
<i>urban</i>	390	51.645 8	14.146 9	28.910 0	88.700 0
$\ln cost$	390	7.939 0	0.482 0	7.111 5	9.135 3
$\ln supply$	390	8.397 8	0.852 8	6.126 1	9.849 5
<i>expectation</i>	390	10.629 9	8.536 9	-6.027 6	31.324 3
$\ln transport$	390	12.034 9	0.796 2	10.180 4	13.612 0

4 实证结果分析

4.1 Moran's I 空间自相关检验

本文通过计算 Moran's I 值来反映房价的空间相关性特征。如表 2 所示,在四种空间权重矩阵下,绝大多数的统计量可以通过 1% 的显著性水平,表明房价存在明显的空间溢出效应,这也反映

出利用空间模型进行分析的合理性。整体来看, Moran's I 值呈现先升后降的倒“U 型”发展趋势,表明区域间房价整体的联动性有所降低,这可能是由于随着房价的攀升,各地政府为遏制当地房价过度上涨采取了“限购”等一系列措施,但各地调控强度不一,导致整体空间相关性下降。

进一步地,图 2 给出了 2016 年我国房价在四

⑤ 本文的 TFP 均采用 DEA-mulmquist 参数方法进行计算,其中以各省经 GDP 平减指数平减的三次产业实际 GDP 为有效产出,以三次产业从业人数与从业人员平均受教育年限的乘积作为人力资本投入。资本投入方面,利用经固定资产投资价格平减指数平减的实际固定资产投资,根据永续盘存法计算资本存量,将折旧率设定为 10.96%,参考单豪杰^[43]的计算方法,以当年固定资产投资额除以近三年投资平均增速与折旧率之和作为初始年份资本存量。

种权重矩阵下的 Moran's I 散点图。四种权重矩阵下，房价分布主要集中于一三象限，即高房价被

高房价包围和低房价被低房价包围，表明房价分布在局域空间上存在均质性特征。

表 2 不同权重下的 Moran's I 值

Table 2 Moran's I value under different spatial weight matrixes

年份	邻接矩阵		地理距离矩阵		经济距离矩阵		人口距离矩阵	
	Moran's I	p-value						
2004	0.274	0.003	0.050	0.001	0.698	0.000	-0.022	0.034
2005	0.312	0.001	0.063	0.001	0.700	0.000	-0.014	0.000
2006	0.346	0.000	0.066	0.001	0.673	0.000	-0.010	0.006
2007	0.307	0.001	0.056	0.002	0.653	0.000	0.004	0.003
2008	0.308	0.001	0.053	0.002	0.594	0.000	0.012	0.001
2009	0.319	0.001	0.059	0.001	0.718	0.000	0.006	0.001
2010	0.300	0.001	0.049	0.001	0.680	0.000	0.020	0.005
2011	0.340	0.000	0.060	0.001	0.670	0.000	-0.003	0.334
2012	0.333	0.000	0.058	0.002	0.652	0.000	0.013	0.003
2013	0.318	0.001	0.054	0.002	0.677	0.000	0.010	0.106
2014	0.309	0.001	0.049	0.003	0.689	0.000	0.012	0.000
2015	0.261	0.003	0.038	0.008	0.744	0.001	0.010	0.002
2016	0.284	0.001	0.045	0.004	0.757	0.001	0.021	0.002

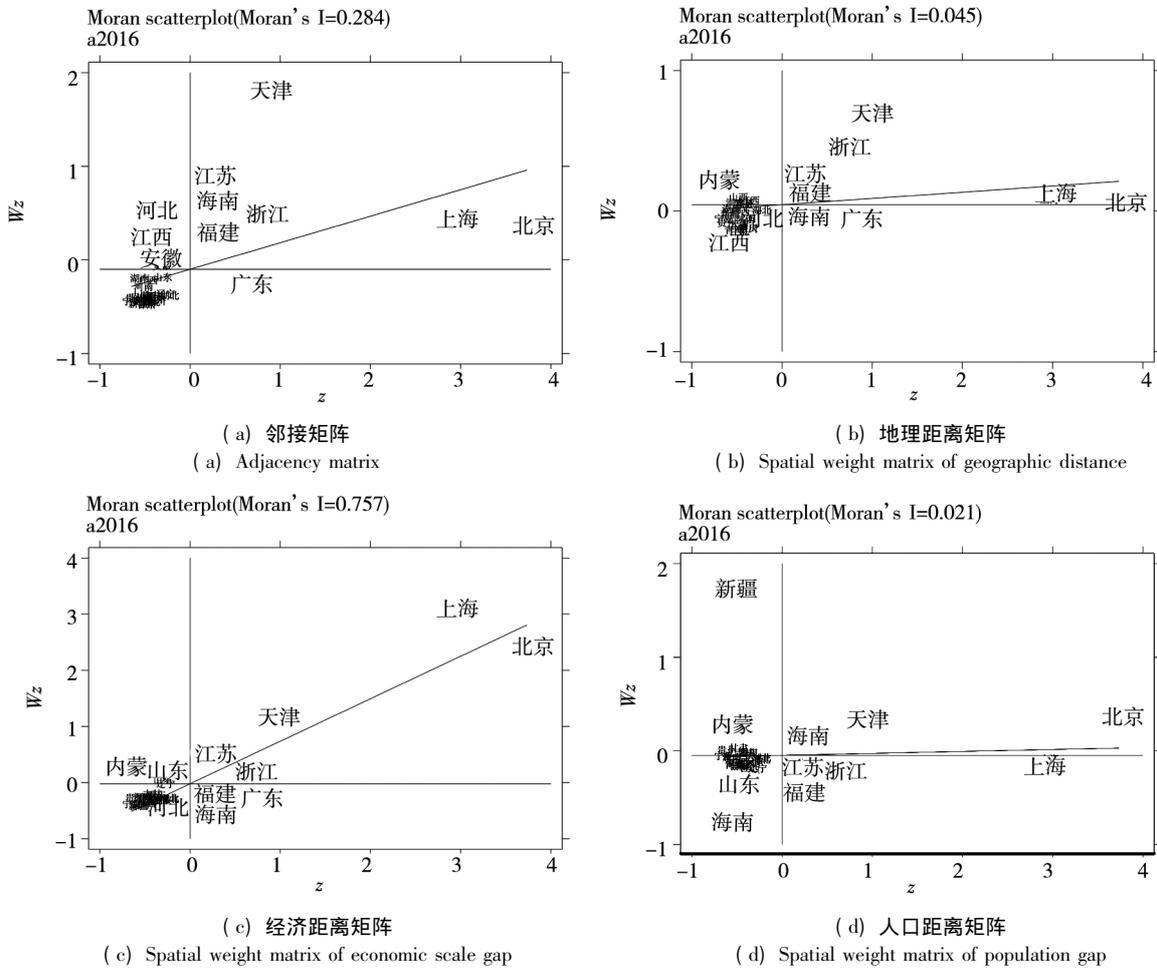


图 2 2016 年四种权重矩阵下的房价 Moran's I 散点图

Fig. 2 Moran's I scatter plot of housing prices under four different spatial weight matrixes in 2016

4.2 经典面板实证结果

在正式进行实证分析前,为避免伪回归,本文进行了如下检验:1)单位根检验和协整检验.检验结果如表3所示,水平值大多不平稳,一阶差分的单位根检验中,除个别不够显著,各变量均能在1%的显著性水平下通过检验,表明不存在单位根.利用 Pedroni 和 Westerlund 两种方法进行协

整检验,统计量均能够在1%的显著性水平下拒绝不存在协整关系的原假设,表明存在协整关系.2) VIF 检验.为避免回归中出现多重共线性问题,本文对各变量的方差膨胀因子进行分析,结果显示 VIF 最大值为7,表明不存在明显的多重共线性问题.上述检验均无异常,可进行回归分析.

表3 单位根检验和协整检验结果

Table 3 Unit root test and cointegration test results

单位根检验											
		ln hp	SH	SR	old	ln income	ln cost	urban	ln transport	ln supply	expectation
原 序 列	LLC	-6.191 2 (0.000 0)	-4.913 0 (0.000 0)	-6.165 0 (0.000 0)	-6.834 3 (0.000 1)	-11.857 2 (0.000 0)	-3.317 4 (0.000 5)	3.257 4 (0.999 4)	-9.072 0 (0.000 0)	-6.689 3 (0.001 0)	-11.287 7 (0.035 1)
	Breitung	7.637 3 (1.000 0)	-7.491 9 (0.000 0)	4.925 6 (1.000 0)	-6.982 2 (0.000 6)	13.279 6 (1.000 0)	6.207 3 (1.000 0)	12.051 6 (1.000 0)	5.387 4 (1.000 0)	3.418 3 (0.999 7)	-7.286 5 (0.000 0)
	IPS	-1.972 2 (0.028 7)	-4.155 8 (0.000 0)	-2.094 0 (0.540 5)	-3.211 1 (0.000 1)	-1.638 8 (0.050 6)	-1.175 5 (0.980 5)	-1.680 5 (1.000 0)	-2.706 5 (0.000 0)	-1.653 3 (0.476 1)	-3.269 3 (0.000 0)
阶 差 分	LLC	-4.382 9 (0.000 0)	-14.301 4 (0.000 0)	-2.589 6 (0.004 8)	-11.982 3 (0.000 0)	-4.400 3 (0.000 0)	-6.880 3 (0.000 0)	5.608 8 (1.000 0)	-4.878 1 (0.000 0)	-10.611 6 (0.002 1)	-21.669 3 (0.000 0)
	Breitung	-5.200 2 (0.000 0)	-8.895 7 (0.000 0)	-4.523 9 (0.000 0)	-12.658 1 (0.000 0)	-4.639 8 (0.000 0)	-8.453 4 (0.000 0)	-2.903 1 (0.001 8)	-4.039 1 (0.000 0)	-5.371 4 (0.000 0)	-9.788 1 (0.000 0)
	IPS	-3.340 9 (0.000 0)	-6.120 2 (0.000 0)	-3.656 9 (0.000 0)	-5.152 3 (0.000 0)	-2.391 5 (0.000 0)	-4.174 4 (0.000 0)	-6.722 7 (0.000 0)	-3.202 9 (0.000 0)	-3.098 2 (0.000 0)	-5.620 1 (0.000 0)
协整检验											
						统计量	p				
pedroni	Modified Phillips - Perron <i>t</i>					6.651 8	0.000 0				
	Phillips - Perron <i>t</i>					3.564 4	0.000 2				
	Augmented Dickey-Fuller <i>t</i>					2.973 3	0.001 5				
westerlund						11.126 7	0.000 0				

注: 括号内为 *p* 值.

首先利用普通面板模型分析人口老龄化、产业结构变迁与房价三者之间的关系.检验结果如表4所示,其中第(1)列为固定效应,第(2)列为随机效应.回归的拟合优度均在0.944 5以上,整体拟合状况良好,且各变量的符号均符合经验预期.因回归中包含了滞后一期的房价对

数,本文将利用 SYS-GMM 方法估计的结果作为对照检验,三种方法回归结果不存在大的差异,表明整体回归是较为可信的.由估计结果可以看到,产业结构高级化和产业结构合理化均能显著推动房价上涨,人口老龄化指标对房价的影响并不显著.控制变量中,滞后一期房价对当

期房价的变动影响最大,以第(3)列的估计结果进行分析,控制其他因素,前一期房价每上升1%,当期房价上涨0.8596%。其他反映基本供求关系的变量对房价的影响相对较小,甚至不够显著,表明我国房地产市场存在明显的非理性行为。

表4 普通面板估计结果

Table 4 Estimation results of general panel model

	(1)	(2)	(3)
L. ln hp	0.549 0*** (0.041 0)	0.837 2*** (0.026 6)	0.859 6*** (0.030 1)
SH	0.018 6** (0.009 3)	0.026 3*** (0.008 0)	0.022 2** (0.008 0)
SR	-0.032 0* (0.018 7)	-0.030 1*** (0.010 1)	-0.035 1*** (0.009 9)
old	0.002 7 (0.003 2)	0.000 7 (0.001 6)	0.000 1 (0.002 0)
ln income	0.032 9 (0.096 6)	0.071 9* (0.041 2)	0.058 4 (0.048 8)
urban	0.003 3 (0.002 3)	0.000 9* (0.000 5)	0.001 1* (0.000 6)
ln cost	0.070 5*** (0.026 9)	0.095 5*** (0.022 3)	0.066 6** (0.027 0)
ln supply	-0.017 7 (0.015 8)	-0.012 2 (0.008 4)	-0.018 4** (0.009 1)
expectation	0.001 0** (0.000 5)	0.000 5 (0.000 5)	0.000 5 (0.000 5)
ln transport	0.029 3* (0.017 5)	0.007 4 (0.009 1)	0.013 0 (0.010 4)
Constant	2.403 7*** (0.919 1)	-0.041 3 (0.250 6)	0.119 5 (0.299 0)
时间固定	是	是	是
地区固定	是	否	
R ²	0.953 9	0.944 5	

注: 括号内为标准误, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, L表示滞后算子,下同。

4.3 空间效应检验

本文进一步利用空间动态面板模型,在邻接矩阵、地理距离矩阵、经济距离矩阵和人口距离矩阵四种空间权重矩阵下分析人口老龄化、产业结构变迁与房价三者之间的关系。在进行回归分析前,采用LM检验来识别空间模型的具体形式,综合考虑四种权重矩阵下的LM Error、R-LM Error、LM Lag和R-LM Lag统计量,各统计量的 p 值均

能在1%的显著性水平下通过检验,但LM Lag和R-LM Lag更为显著,故本文最终选定SAR模型进行估计。回归结果如表5所示。

由表5可知,四种权重矩阵下滞后一期房价对当期房价具有显著的推动作用,并且这一作用甚至超过了成本和居民收入对房价的影响,这是由于一方面经济发展自身具有很强的惯性,会按照原有的轨迹继续发展;另一方面,前一期的高房价容易造成房价继续上涨的预期,刺激刚性需求的提前释放和投资投机性需求的增加,推动房价进一步上涨。空间自回归系数均能在1%的显著性水平下通过检验,表明房价具有明显的空间溢出效应。四种权重下空间自回归系数分别为0.5686、0.7141、0.4314和0.5131,其中地理距离矩阵下的空间相关程度最高,邻接矩阵次之,经济距离矩阵最小,距离相近的省份交流更为密切,资本流动、人口迁移和贸易交往更为频繁,因而房价水平会呈现较程度的相关性,周边区域房价的上涨会带动本地房价水平的提高。相对而言,人口因素和经济因素更为复杂,即使省份间人口规模和经济规模相近,购买力状况仍可能存在差距,因而相关性较邻接矩阵、地理距离矩阵略差。

考虑空间因素后,产业结构变迁对房价的影响产生了些许变化,具体来看,产业结构高级化对房价具有显著的正向影响,与假设1相一致。这是由于一方面生产率的提高会增加居民收入,刺激刚性和改善性住房需求的释放,推动房价上涨;另一方面,由于第三产业具有很强的就业吸纳能力,会吸引外来人口来此就业、定居,提升住房需求和商用房需求,进一步推动房价上涨。此外,由产业结构优化形成的良好经济预期也会对房价造成上涨压力。产业结构合理化对房价的影响依旧为正但不再显著,可能是由于:一方面,产业结构合理化是通过促进产业间劳动力资源的合理配置实现的,但就当前现实情况来看,劳动力在产业间、区域间的自由流动还受劳动技能不匹配、“户籍制度”等诸多障碍的制约,资源利用效率低下,导致整体产业结构偏离程度较大,因此对房价的推动作用不明显;另一方面,因产业结构合理化导致的经济效率提升和良好经济预期形成并非一蹴而就

的,可能存在时滞,因而对当期房价的影响不明显.人口老龄化指标系数为正但不显著,可能原因在于:一方面,样本期内人口老龄化对房地产市场的负面影响为家庭小型化等效应所抵消,导致整体上老龄化对房价的影响不够显著;另一方面,我国房地产市场存在典型的异质性特征,老龄化在不同市场或不同区域间对房价的影响也不尽相同,使得老龄化对整体市场的效应不明显.居民可支配收入和开发成本增加对房价的影响显著为

正,表明经济基本面因素在房价上涨中仍发挥着重要作用.城镇化水平的提升亦能带动房价上涨,但效应很小,可能原因在于:一方面,自2014年起,政府广泛采用人口城镇化的方式消解三四线城市的房地产库存,但城镇化质量不高,未能形成有效的购买力,导致整体上城镇化对房价的推动作用不大;另一方面,一二线城市城镇化率已达到较高水平,城镇化进程对提升房价的边际作用降低.

表 5 四种权重矩阵下的空间动态面板估计结果

Table 5 Spatial dynamic panel estimation results under four different spatial weight matrices

	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	人口距离矩阵
$L \cdot \ln hp$	1.018 2*** (0.121 2)	1.466 0*** (0.147 2)	1.059 5*** (0.135 6)	1.322 1*** (0.140 1)
ρ	0.568 6*** (0.078 2)	0.714 1*** (0.102 0)	0.431 4*** (0.086 1)	0.513 1*** (0.093 1)
SH	0.016 1** (0.006 7)	0.017 3** (0.007 3)	0.022 8*** (0.006 9)	0.020 0*** (0.007 3)
SR	-0.044 1 (0.032 2)	0.008 4 (0.031 8)	-0.028 3 (0.033 9)	0.005 2 (0.033 5)
old	0.003 9 (0.003 5)	0.000 6 (0.003 6)	0.005 4 (0.003 6)	0.003 5 (0.003 6)
$\ln income$	0.268 1 (0.168 1)	0.211 9* (0.125 4)	0.369 9** (0.170 3)	0.402 6*** (0.132 8)
$urban$	0.008 4*** (0.002 7)	0.005 5** (0.002 7)	0.009 8*** (0.003 8)	0.008 8*** (0.002 7)
$\ln cost$	0.063 1** (0.025 5)	0.064 6** (0.028 2)	0.070 3*** (0.026 8)	0.081 9*** (0.027 7)
$\ln supply$	-0.028 0 (0.019 9)	-0.043 5** (0.021 8)	-0.033 2 (0.021 1)	-0.035 1 (0.021 9)
$expectation$	-0.000 4 (0.000 3)	-0.000 2 (0.000 4)	-0.000 4 (0.000 4)	-0.000 4 (0.000 4)
$\ln transport$	0.031 2** (0.016 0)	0.023 4 (0.016 9)	0.014 3 (0.016 5)	0.023 0 (0.017 0)
$Constant$	0.001 1 (0.015 0)	0.199 5 (0.457 4)	0.004 4 (0.080 6)	0.311 1 (0.377 4)
时间固定	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是
Adj R^2	0.959 3	0.928 7	0.952 9	0.032 7
Wald Test	8 279.390 1	8 716.374 6	7 722.599 8	7 942.980 6
F-Test	459.966 1	484.243 0	429.033 3	441.276 7
LLF	488.008 6	488.278 4	474.036 1	477.228 5

注: LLF 为 Log Likelihood Function,下同.

4.4 时间效应检验

由前文理论分析可知,产业结构调整对房价可能存在长期影响,因此本文对产业结构影响房价的时间效应进行探索.利用SYS-GMM方法估计的结果如表6所示.本文分别估计了当期至滞后六期产业结构变迁对房价的影响.其中,产业结构高级化指标对房价的影响仅在当期显著,产业结构向二三产业发展会迅速产生大量的商用房、办公楼需求,因而对房价的推升作用在当期就会实现,另外,二三产业的发展需要大量的劳动力作为支撑,劳动力需求增加提升了工资水平,缓解了居民的信贷约束,促进住房需求的释放,进一步推动房价上涨.但由于厂房、办公楼等属于固定资产,

且进一步调整规模需要时间,因此该影响不具有长期性.产业结构合理化指标对房价具有显著的正向影响,效应可持续五期且影响程度较为稳定,表明产业结构合理化对房价的影响更为深远.这与假设2是一致的,产业结构的合理化运行会推动资源的优化配置,促进产业间的协调运行,有助于实现经济的高质量发展,经济效率的提升还有助于形成良好的经济预期,吸引更多人才和资本集聚,推动产业结构的进一步优化,使得产业结构合理化对房价的推升作用长期存在.同时,这也为2010年~2013年限购时期房价仍居高不下提供了另一个解读视角:前期产业结构的优化调整对房价起到了支撑作用.

表6 时间效应检验估计结果

Table 6 Estimation results of time effect test

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
L. ln hp	0.982 7*** (0.009 8)	0.997 7*** (0.009 9)	0.987 3*** (0.010 1)	0.972 4*** (0.011 8)	0.970 1*** (0.013 7)	0.969 9*** (0.014 4)	0.987 8*** (0.014 9)
SH	0.020 2*** (0.009 2)						
SR	-0.032 4*** (0.009 3)						
L. SH		-0.000 9 (0.007 7)					
L. SR		-0.024 0*** (0.009 2)					
L2. SH			0.007 6 (0.008 3)				
L2. SR			-0.016 4* (0.009 5)				
L3. SH				-0.011 0 (0.008 8)			
L3. SR				-0.022 5** (0.010 4)			
L4. SH					0.006 5 (0.010 3)		
L4. SR					-0.020 7* (0.011 5)		
L5. SH						0.002 4 (0.010 2)	
L5. SR						-0.025 3** (0.011 7)	
L6. SH							-0.007 2 (0.010 4)
L6. SR							-0.009 8 (0.012 7)
Constant	0.281 1** (0.075 2)	0.104 7 (0.135 4)	0.176 1*** (0.287 4)	0.035 2*** (0.090 2)	0.297 2** (0.115 6)	0.422 3*** (0.112 1)	0.237 1** (0.119 3)
时间固定	是	是	是	是	是	是	是

5 稳健性检验及进一步分析

为使研究结论更为真实可信,本文从以下五个角度进行稳健性检验和进一步分析:第一,如前文所述,房价与产业结构间存在联立性问题,回归结果存在偏误,虽然利用动态空间面板能在一定程度上克服联立性偏差,但结果的可信性仍存在质疑。SYS-GMM方法能较好的解决内生性问题,故本文利用该方法对模型重新进行估计,增强研究结论的可靠性。第二,参考于春晖等^[42]的研究,重新构建产业结构变迁的指标,以第三产业与第二产业产值之比度量产业结构高级化(*SH1*),产业结构合理化(*SR1*)计算方式如下

$$SR1 = \sum_{i=1}^3 \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right) \quad (7)$$

第三,以住宅商品房和商用房为细分市场的代表,对人口老龄化、产业结构变迁和房价三者之间的关系进行进一步的分析。第四,鉴于我国房地产市场存在显著的区域差异化特点,本文对三者间影响的区域异质性进行探索。第五,对人口老龄化和产业结构变迁影响房价的机制进行检验,厘清其影响渠道。

5.1 基于SYS-GMM方法的稳健性检验

利用SYS-GMM方法估计的结果如表7所示。通过对比表5与表7可以发现,两次估计结果符号不存在差别,滞后一期房价系数明显减小,约为原有系数的1/3,但仍是房价上涨的主要推动力量。我国房地产市场存在严重的非理性行为已是不争的事实,严控投资投机行为势在必行。与表5相比,产业结构变迁指标系数明显增大,表明内生性问题的存在会使得产业结构调整对房价的影

表7 基于SYS-GMM方法的稳健性检验估计结果

Table 7 Robustness test estimation results based on SYS-GMM method

	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	人口距离矩阵
<i>L. ln hp</i>	0.301 9*** (0.017 9)	0.310 2*** (0.043 7)	0.278 7*** (0.015 1)	0.314 3*** (0.045 5)
ρ	0.587 1*** (0.060 0)	0.627 8*** (0.081 1)	0.337 0*** (0.077 7)	0.432 3*** (0.073 7)
<i>SH</i>	0.019 7** (0.008 5)	0.035 9*** (0.008 4)	0.041 9*** (0.008 7)	0.042 9*** (0.008 6)
<i>SR</i>	-0.092 2*** (0.025 9)	-0.035 7 (0.025 9)	-0.017 0 (0.026 7)	-0.019 1 (0.026 7)
<i>old</i>	0.003 3 (0.003 5)	0.010 7*** (0.003 5)	0.010 4*** (0.003 7)	0.011 5*** (0.003 8)
<i>ln income</i>	0.121 2 (0.075 3)	0.235 4** (0.096 7)	0.087 0 (0.086 6)	0.096 5 (0.097 4)
<i>urban</i>	0.008 3*** (0.001 6)	0.016 1*** (0.001 8)	0.008 7*** (0.001 7)	0.015 8*** (0.001 9)
<i>ln cost</i>	0.109 6*** (0.028 9)	0.109 6*** (0.028 9)	0.118 2*** (0.030 5)	0.130 4*** (0.029 8)
<i>ln supply</i>	-0.063 9*** (0.016 3)	-0.063 9*** (0.016 3)	-0.053 8*** (0.017 2)	-0.059 9*** (0.017 0)
<i>expectation</i>	0.000 7** (0.003 6)	0.000 7** (0.000 4)	0.000 8** (0.000 4)	0.000 6 (0.000 4)
<i>ln transport</i>	0.032 6* (0.017 3)	0.032 6* (0.017 3)	0.012 4 (0.017 9)	0.034 6* (0.018 3)
<i>Constant</i>	1.069 6*** (0.328 8)	1.069 6*** (0.328 8)	1.052 3*** (0.348 2)	1.083 4*** (0.344 0)
时间固定	是	是	是	是
Adj R^2	0.912 3	0.909 3	0.915 3	0.901 7
Wald Test	9 695.059 7	9 148.964 1	8 326.758 8	8 431.668 7
F-Test	538.614 4	508.275 8	462.597 7	468.426 0
LLF	484.914 7	482.337 9	483.405 9	474.662 3

响被低估。除邻接矩阵外,人口老龄化指标均能在1%的显著性水平下显著,即人口老龄化进程的推进会助推房价上涨,这与表5并不一致,有待进一步验证。控制变量方面,除人均可支配收入指标,其他变量的估计系数明显增大且更加显著,表明前文的估计结果是可靠的。其中,值得一提的是房地产开发成本指标,在对该指标分解后发现,整体上地价在总开发成本中占50%以上,2016年北京、上海等地的这一占比甚至达到80%以上,这与建设用地政府垄断以及地方政府的短视行为不无关系,地方政府利用行政权力对建设用地实行“招拍挂”制度,以从土地出让中获取的暴利偿还地方政府债务,维持高投资拉动经济增长的经济发展模式,

导致地价与房价齐升。因此在房价的治理中,严控地价也是重要的突破口。

5.2 更换变量的稳健性检验

更换产业结构指标后的稳健性检验结果如表8所示。表5和表8中估计结果的系数方向不存在差别,但可以注意到,更换指标后产业结构变量系数明显增大,表明若单纯以产业产值之比衡量产业结构,忽略产业结构变迁中全要素生产率的变动,会严重高估产业结构高级化对房价的影响,即我国产业结构在三次产业经济规模上的调整对房价造成的冲击更为明显,但资源利用的低效率对这种冲击产生阻碍作用,侧面反映出当前我国产业结构调整中“质”与“量”不匹配的弊端,在今后的发展中应更注重提质增效。

表8 更换变量的稳健性检验估计结果

Table 8 Robustness test estimation results of replacing variables

	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	人口距离矩阵
$L \cdot \ln hp$	0.984 2*** (0.109 8)	1.327 9*** (0.109 4)	1.027 2*** (0.122 9)	2.775 7*** (0.148 4)
ρ	0.562 3*** (0.079 1)	0.763 6*** (0.101 4)	0.407 5*** (0.087 8)	0.437 0*** (0.096 2)
$SH1$	0.118 3** (0.052 3)	0.083 6 (0.052 7)	0.152 6*** (0.054 6)	0.165 4*** (0.049 3)
$SR1$	-0.048 9 (0.066 2)	-0.026 3 (0.066 0)	-0.056 0 (0.068 9)	0.018 5 (0.064 7)
old	0.003 7 (0.003 5)	0.003 9 (0.003 5)	0.005 3 (0.003 6)	0.001 7 (0.003 8)
$\ln income$	0.293 0* (0.169 2)	0.369 1** (0.165 8)	0.418 9** (0.173 5)	0.420 9*** (0.112 3)
$urban$	0.008 1*** (0.002 7)	0.007 1*** (0.002 7)	0.009 0*** (0.002 8)	0.007 5*** (0.002 6)
$\ln cost$	0.055 7** (0.025 6)	0.049 0* (0.025 4)	0.061 8** (0.026 9)	0.091 0*** (0.029 9)
$\ln supply$	-0.026 6 (0.019 9)	-0.036 7* (0.019 9)	-0.030 6 (0.021 1)	-0.029 6 (0.023 2)
$expectation$	-0.000 5 (0.000 3)	-0.000 3 (0.000 3)	-0.000 6 (0.000 4)	-0.000 4 (0.000 4)
$\ln transport$	0.029 6* (0.015 6)	0.033 7** (0.015 5)	0.025 7 (0.016 3)	0.023 4 (0.017 8)
$Constant$	-0.008 5 (0.014 5)	-0.082 2 (0.052 9)	0.008 5 (0.029 8)	0.530 4 (0.645 5)
时间固定	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是
Adj R^2	0.964 3	0.939 6	0.955 8	0.941 1
Wald Test	7 849.189 6	8 319.095 8	7 331.297 6	7 566.226 8
F-Test	436.066 1	462.172 0	407.294 3	420.345 9
LLF	488.377 9	485.534 3	468.614 8	473.021 8

5.3 细分市场检验

以住宅商品房和商用房为代表的房地产细分市场分析结果如表9所示。住宅商品房估计结果与整体商品房市场基本一致,但商用房市场与前两者相比存在较为明显的区别,主要表现在以下几个方面。一是模型的解释力度在子市场间存在差异,整体来看,模型对商用房市场的拟合程度显著弱于整体商品房市场和住宅市场,Wald统计量和Log Likelihood Function值也明显变小。二是房价的空间相关关系不同,住宅价格表现为强烈的空间正自相关,而商用房价格空间自回归系数较小且表现为负相关,表明商用房价格的空间联动性相对较弱,同时伴随着“虹吸效应”现象,商业发达的地区吸纳了对周边商用房的需求,导致周边商用房价格下降,进而呈现出空间负相关的分布状态。三是产业结构高级化对房价的影响程度不

同,产业结构高级化对商用房价格的影响系数较整体商品房市场和住宅市场更大,表明产业结构高级化主要作用于商用房,通过催生商用房需求推高房价。四是人口老龄化对房价的影响在不同市场上存在差异,人口老龄化对住宅价格具有正向影响,但对商用房价格的影响为负且不显著,这与前文中人口老龄化主要通过影响住房市场供求进而对房价产生影响的理论分析相一致,同时这也为表5中老年化指标不显著提供了解释。五是控制变量在不同市场上表现不同,住宅市场中滞后一期房价对当期房价的影响远超过经济基本面因素,而商用房市场中滞后一期房价的系数明显更小,收入水平、成本因素、供给状况和城镇化水平对商用房价格起到了重要的支撑作用,表明商用房市场的发展整体上仍由基本供求关系主导,发展状况较为合理,而住宅市场中的非理性行为更为严重。

表9 细分市场估计结果

Table 9 Estimation results of segmented markets

	邻接矩阵		地理距离矩阵		经济距离矩阵		人口距离矩阵	
	住宅	商用房	住宅	商用房	住宅	商用房	住宅	商用房
L. ln h_p	1.186 7*** (0.124 0)	0.300 7*** (0.072 4)	1.173 7*** (0.105 7)	0.329 2*** (0.075 0)	1.111 9*** (0.126 4)	0.310 4*** (0.070 7)	1.180 8*** (0.105 6)	0.317 8*** (0.072 5)
ρ	0.596 0*** (0.076 8)	-0.187 6* (0.113 9)	0.745 9*** (0.094 5)	-0.583 2** (0.292 6)	0.541 1*** (0.080 6)	-0.120 8 (0.152 6)	0.588 1*** (0.090 9)	-0.264 2* (0.158 5)
SH	0.019 6*** (0.007 0)	0.053 8** (0.025 9)	0.020 0*** (0.007 0)	0.057 5* (0.025 6)	0.023 6*** (0.007 0)	0.053 4*** (0.025 9)	0.022 7*** (0.007 1)	0.053 1** (0.025 7)
SR	-0.037 0 (0.032 8)	-0.067 7 (0.077 5)	-0.018 5 (0.033 0)	-0.076 3 (0.079 2)	-0.026 4 (0.033 8)	-0.069 0 (0.078 5)	-0.013 4 (0.034 1)	-0.065 1 (0.078 4)
old	0.006 7* (0.003 5)	-0.002 7 (0.011 5)	0.006 1* (0.003 5)	-0.003 0 (0.011 5)	0.007 1** (0.003 6)	-0.002 5 (0.011 7)	0.008 1** (0.003 6)	-0.002 9 (0.011 6)
ln income	0.228 2 (0.153 3)	0.626 1*** (0.214 5)	0.215 5 (0.154 5)	0.835 3*** (0.254 5)	0.309 3* (0.163 2)	0.602 2*** (0.221 9)	0.362 0** (0.154 3)	0.706 2*** (0.230 8)
urban	0.006 5** (0.002 7)	0.017 6* (0.009 1)	0.006 1** (0.002 7)	0.017 1* (0.009 1)	0.008 2*** (0.002 7)	0.016 8* (0.009 1)	0.008 8*** (0.002 7)	0.015 0 (0.009 1)
ln cost	0.045 7* (0.026 9)	0.192 7*** (0.085 2)	0.042 8 (0.026 8)	0.217 4** (0.087 7)	0.050 8* (0.027 0)	0.186 4** (0.086 1)	0.062 1** (0.027 3)	0.202 6** (0.086 5)
ln supply	-0.036 5* (0.021 0)	-0.186 9*** (0.058 2)	-0.042 9** (0.020 9)	-0.187 5*** (0.058 7)	-0.041 5* (0.021 2)	-0.183 8*** (0.059 2)	-0.035 6* (0.021 5)	-0.189 6*** (0.058 5)
expectation	-0.000 2 (0.000 4)	0.002 7** (0.001 3)	-0.000 1 (0.000 4)	0.002 3* (0.001 3)	-0.000 2 (0.000 4)	0.002 5* (0.001 3)	-0.000 2 (0.000 4)	0.002 5* (0.001 3)
ln transport	0.036 0** (0.016 4)	0.015 1 (0.056 5)	0.038 2*** (0.016 4)	0.014 9 (0.056 2)	0.033 0** (0.016 6)	0.022 7 (0.056 5)	0.038 2** (0.016 8)	0.018 3 (0.056 3)
Constant	-0.026 2 (0.236 3)	2.165 3* (1.171 2)	0.139 3 (0.223 5)	2.901 4** (1.294 7)	0.030 1 (0.154 6)	1.888 0 (1.168 3)	0.230 5 (0.230 5)	2.062 6* (1.157 6)
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是	是	是
Adj R^2	0.965 2	0.744 4	0.931 8	0.753 5	0.951 1	0.756 5	0.932 4	0.744 3
Wald Test	8 123.400 9	774.384 9	8 675.999 4	814.620 0	8 121.015 5	785.745 9	7 957.742 3	781.127 3
F-Test	451.300 0	43.021 4	482.000 0	45.256 7	451.167 5	43.652 5	442.096 8	43.396 0
LLF	480.246 5	105.217 9	481.906 8	99.823 1	462.746 4	101.889 8	466.813 5	104.672 1

5.4 区域异质性检验

我国房地产市场存在明显的区际差异化特点,因此分析人口老龄化、产业结构变迁对房价影响的区域异质性特征不可或缺。本文通过分别加入产业结构高级化、产业结构合理化、人口老龄化三者与东部(*east*)、中部(*mid*)虚拟变量的交互项进行检验,估计结果如表10所示。整体而言,产业结构对房价的影响差异主要存在于东部与中西部之间,而老龄化对房价的影响差异存在于中东部与西部之间。具体来看,西部地区产业结构高级化对房价具有正向影响,东部地区这一影响更为强烈,而中西部之间无显著差异,这也与当前经济发展的现实相一致:相较于中西部而言,东部地区第三产业规模更大、效率更高,因而其产业结构高级化对房价的推动作用更强。产业结构合理化表现出的特点则截然相反,西部地区产业结构合理化指标对房价的影响并不显著且中西部间无显著差异,但东部地区产业结构合理化进程对房价的推动作用显著弱于中西部地区,这一现象也可由现实情况解释:整体上我国劳动力资源难以实现自由流动,导致产业与劳动力耦合程度较差,因而该指标对房价的影响不够显著;同时,样本期内东部省份产业结构合理化指标均值由0.47一路攀升至0.58,最大值更是由0.82攀升至2.09,恶化趋势明显,而中西部省份产业结构合理化进程虽迟缓但表现出好转的态势。西部地区人口老龄化对房价的影响不显著,东部和中部地区这一效应显著强于西部且东部与中部间相差无几,这与人口分布的“胡焕庸线”相类似,造成这一现状的原因可能有二:一是相对于西部而言,东部和中部房价水平更高,购房压力更大,老人替子女购房的现象更为普遍,从而导致这一影响的区域差异;二是如理论机制部分所述,人口老龄化可通过与产业结构形成交互作用进而对房价产生间接影响。相较于西部,中部和东部地区产业结构相似度更高,因而人口老龄化对

房价的影响呈现出显著的区域异质性特点。

5.5 人口老龄化与产业结构变迁影响房价的传导机制检验

如前文理论机制所述,人口老龄化不仅可能通过影响供求关系对房价产生直接影响,还可能通过与产业结构变量交互进而影响房价。本文现就三者间的传导路径进行分析。交互项是检验传导机制的常用方法,因此本文在基准模型中加入产业结构变量与人口老龄化变量的交乘项,检验结果如表11所示。由表11可以看到,除地理距离矩阵外,其他矩阵下产业结构高级化指标及其与老龄化指标的交互项显著为正,产业结构合理化指标、老龄化指标以及合理化与老龄化的交乘项均不显著,这一结果的形成可能存在两个原因:一是人口老龄化对房价的推动作用完全通过与产业结构高级化交互实现,其自身对房价无直接影响,二是本文所用样本的观测量太小导致结果不显著。

上述机制的检验结果并不明确,为排除样本量大小的干扰,本文进一步对产业结构高级化和产业结构合理化与人口老龄化的交乘项分别进行检验,检验结果如表12所示。表12中(2)~表12中(4)检验的是人口老龄化与产业结构高级化之间的传导机制,表12中(5)~表12中(7)检验的是人口老龄化与产业结构合理化之间的传导路径。产业结构高级化对房价具有显著的正向影响,而产业结构合理化和人口老龄化指标系数均不显著,表12中(3)和表12中(4)中,产业结构高级化与老龄化交乘项均显著为正,表明人口老龄化进程会强化产业结构高级化对房价的推升作用。表12中(6)和表12中(7)中,产业结构合理化与老龄化交乘项均不显著,表明老龄化并不会通过影响产业结构的合理化布局对房价产生影响。结合全文分析来看,人口老龄化仅对住宅价格具有正向影响,并且这一影响完全通过与产业结构高级化相互作用的间接渠道实现,假设3和假设4得以验证。

表 10 摇摆区域异质性估计结果

Table 10 Estimation results of regional heterogeneity

	产业结构高级化				产业结构合理化				人口老龄化			
	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	人口距离矩阵	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	人口距离矩阵	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	人口距离矩阵
<i>L. ln hp</i>	0.984 7*** (0.105 1)	1.370 2*** (0.107 3)	1.031 3*** (0.121 2)	0.469 4*** (0.133 9)	1.004 6*** (0.113 9)	1.830 8*** (0.179 4)	1.040 5*** (0.123 8)	1.378 6*** (0.145 4)	1.012 6*** (0.121 0)	1.380 0*** (0.143 3)	1.053 7*** (0.136 5)	1.283 4*** (0.138 9)
ρ	0.554 0*** (0.078 3)	0.747 8*** (0.097 9)	0.428 3*** (0.085 1)	0.266 9*** (0.097 4)	0.611 9*** (0.077 8)	0.692 7*** (0.104 6)	0.465 3*** (0.087 5)	0.518 5*** (0.093 3)	0.568 4*** (0.078 3)	0.726 7*** (0.101 8)	0.432 5*** (0.086 3)	0.524 7*** (0.093 6)
<i>SH</i>	0.014 8** (0.006 8)	0.014 8** (0.006 7)	0.020 5*** (0.006 9)	0.024 5** (0.011 5)					0.016 3** (0.006 8)	0.016 7** (0.007 3)	0.022 9*** (0.007 0)	0.019 7*** (0.007 3)
<i>SH_{east}</i>	0.013 7* (0.007 3)	0.013 1* (0.007 3)	0.017 6** (0.007 7)	0.012 5** (0.005 2)								
<i>SH_{mid}</i>	0.008 1 (0.086 7)	0.003 4 (0.087 1)	0.007 9 (0.009 4)	-0.000 6 (0.006 5)								
<i>SR</i>					-0.045 0 (0.055 2)	-0.061 2 (0.046 7)	-0.058 1 (0.058 0)	-0.058 0 (0.053 9)	-0.043 7 (0.032 3)	0.006 8 (0.032 2)	-0.027 6 (0.034 0)	0.005 4 (0.033 8)
<i>SR_{east}</i>					0.412 7* (0.244 5)	0.451 8*** (0.138 9)	0.482 8** (0.242 1)	0.480 7*** (0.167 4)				
<i>SR_{mid}</i>					-0.037 7 (0.204 2)	0.114 7 (0.176 2)	0.078 6 (0.214 2)	0.149 8 (0.200 6)				
<i>old</i>	0.003 4 (0.003 5)	0.003 6 (0.003 4)	0.004 9 (0.003 6)	-0.006 8 (0.004 3)	0.003 8 (0.003 5)	-0.000 5 (0.003 7)	0.005 4 (0.003 6)	0.003 5 (0.003 6)	0.002 4 (0.004 4)	-0.001 6 (0.004 5)	0.003 7 (0.004 5)	0.001 3 (0.004 5)
<i>old_{east}</i>									0.002 7** (0.003 6)	0.003 2*** (0.003 9)	0.002 8** (0.003 8)	0.003 4** (0.003 9)
<i>old_{mid}</i>									0.001 4** (0.003 5)	0.003 2** (0.003 8)	0.001 7** (0.003 7)	0.003 0** (0.003 8)

表 10 (续)
Table 10 (Continue)

	产业结构高级化				产业结构合理化				人口老龄化			
	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	人口距离矩阵	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	人口距离矩阵	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	人口距离矩阵
<i>ln income</i>	0.293 4* (0.169 4)	0.363 0** (0.165 7)	0.395 8** (0.172 4)	0.465 1*** (0.101 8)	0.249 5 (0.171 8)	0.186 3 (0.114 7)	0.361 9** (0.176 3)	0.380 2*** (0.128 6)	0.262 2 (0.169 0)	0.212 8 (0.130 6)	0.363 2** (0.171 6)	0.401 3*** (0.137 0)
<i>urban</i>	0.009 3*** (0.002 7)	0.008 3*** (0.002 7)	0.010 4*** (0.002 8)	0.005 0* (0.002 6)	0.007 0*** (0.002 6)	0.004 4* (0.002 6)	0.007 9*** (0.002 7)	0.007 8*** (0.002 6)	0.008 6*** (0.002 7)	0.005 8** (0.002 7)	0.009 9*** (0.002 8)	0.009 0*** (0.002 7)
<i>ln cost</i>	0.060 1** (0.025 4)	0.053 3** (0.025 3)	0.066 1** (0.026 6)	0.169 5*** (0.036 8)	0.057 4** (0.025 6)	0.068 3** (0.030 0)	0.063 8** (0.027 1)	0.076 8*** (0.028 1)	0.062 6** (0.026 2)	0.058 4** (0.028 4)	0.069 1** (0.027 5)	0.077 7*** (0.028 2)
<i>ln supply</i>	-0.024 5 (0.019 9)	-0.034 1* (0.019 8)	-0.028 7 (0.020 9)	-0.002 9 (0.024 3)	-0.031 7 (0.020 0)	-0.033 9 (0.022 7)	-0.037 9* (0.021 2)	-0.033 2 (0.022 2)	-0.028 5 (0.020 1)	-0.043 2** (0.021 6)	-0.033 5 (0.021 2)	-0.034 8 (0.021 8)
<i>expectation</i>	-0.000 4 (0.000 3)	-0.000 2 (0.000 3)	-0.000 4 (0.000 4)	0.001 3** (0.000 5)	-0.000 5 (0.000 3)	-0.000 1 (0.000 4)	-0.000 5 (0.000 4)	-0.000 6 (0.000 4)	-0.000 4 (0.000 3)	-0.000 2 (0.000 4)	-0.000 4 (0.000 4)	-0.000 4 (0.000 4)
<i>ln transport</i>	0.030 9** (0.015 6)	0.037 0** (0.015 5)	0.028 6* (0.016 2)	0.026 2 (0.022 5)	0.032 9** (0.016 4)	0.025 9 (0.018 2)	0.023 7 (0.017 1)	0.024 2 (0.017 5)	0.030 5 (0.016 1)	0.023 5 (0.016 7)	0.023 6 (0.016 7)	0.022 6 (0.017 0)
<i>Constant</i>	-0.010 3 (0.041 0)	-0.037 6 (0.023 3)	0.010 4 (0.036 3)	3.020 7 (3.608 4)	-0.001 9 (0.010 3)	0.062 7 (0.675 3)	0.002 6 (0.052 2)	0.275 9 (0.422 4)	0.000 1 (0.007 9)	0.189 7 (0.401 3)	0.000 9 (0.072 0)	0.287 5 (0.346 1)
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Adj <i>R</i> ²	0.965 4	0.951 4	0.957 1	0.949 9	0.961 6	0.941 0	0.949 9	0.940 0	0.957 8	0.928 9	0.952 5	0.933 6
Wald Test	8 011.192 0	8 364.033 3	7 492.523 1	7 691.062 4	8 053.442 1	8 529.303 2	7 384.055 4	7 623.581 1	8 121.346 5	8 543.563 1	7 587.394 1	7 787.994 8
<i>F</i> -Test	421.641 7	440.212 3	394.343 3	404.792 8	423.865 4	448.910 7	388.634 5	401.241 1	406.067 3	427.178 2	379.369 7	389.399 7
<i>LLF</i>	486.176 5	491.675 4	476.504 9	482.043 0	475.572 6	483.837 1	469.115 3	471.205 3	489.059 9	492.925 3	479.734 2	481.913 1

表 11 加入交互项的估计结果

Table 11 Estimation results of adding interaction items

	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	人口距离矩阵
$L \ln hp$	0.992 6 *** (0.120 0)	0.992 1 *** (0.119 8)	1.030 5 ** (0.132 1)	1.635 3 *** (0.142 6)
ρ	0.546 6 *** (0.079 2)	0.736 9 *** (0.100 4)	0.402 3 *** (0.087 0)	0.480 2 *** (0.093 4)
SH	0.013 0 * (0.006 9)	0.015 9 ** (0.007 2)	0.019 1 *** (0.007 1)	0.014 6 * (0.007 6)
SR	-0.046 1 (0.038 7)	-0.048 8 (0.036 2)	-0.018 2 (0.040 6)	0.011 8 (0.041 4)
old	-0.001 3 (0.004 6)	-0.001 1 (0.004 6)	0.000 4 (0.004 8)	-0.004 5 (0.004 8)
$SH \times old$	0.004 9 * (0.002 8)	0.003 0 (0.002 4)	0.005 9 ** (0.002 9)	0.008 0 *** (0.003 0)
$SR \times old$	0.000 6 (0.005 6)	0.000 7 (0.005 6)	-0.002 8 (0.005 8)	-0.000 7 (0.006 0)
$\ln income$	0.308 4 * (0.170 0)	0.136 7 (0.100 8)	0.414 3 ** (0.174 1)	0.440 2 *** (0.127 9)
$urban$	0.008 6 *** (0.002 7)	0.007 0 ** (0.002 9)	0.009 9 *** (0.002 8)	0.008 2 *** (0.002 7)
$\ln cost$	0.062 1 ** (0.025 4)	0.057 7 ** (0.025 6)	0.068 3 ** (0.026 7)	0.081 7 *** (0.027 9)
$\ln supply$	-0.024 5 (0.019 9)	-0.029 4 (0.018 7)	-0.028 4 (0.021 0)	-0.031 2 (0.022 0)
$expectation$	-0.000 3 (0.000 3)	0.000 1 (0.000 4)	-0.000 4 (0.000 4)	-0.000 4 (0.000 4)
$\ln transport$	0.034 7 ** (0.016 1)	0.036 4 ** (0.016 4)	0.027 6 * (0.016 7)	0.026 7 (0.017 2)
$Constant$	-0.006 8 (0.028 3)	-0.077 6 (0.336 0)	0.008 2 (0.035 1)	0.420 8 (0.423 0)
时间固定	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是
Adj R^2	0.963 3	0.942 1	0.954 8	0.937 1
Wald Test	8 104.715 0	8 551.333 8	7 648.063 1	7 849.243 8
F-Test	405.235 7	427.566 7	382.403 2	392.462 2
LLF	492.715 1	488.141 1	474.015 2	476.446 2

表12 分别检验结果^⑦

Table 12 Estimation results of separate tests

	产业结构高级化				产业结构合理化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
L. ln <i>hp</i>	1.002 5*** (0.139 6)	1.515 3*** (0.152 0)	1.744 8*** (0.142 4)	1.931 5*** (0.133 8)	1.165 5*** (0.148 4)	1.889 3*** (0.155 7)	0.943 1*** (0.119 3)
ρ	0.694 8*** (0.107 7)	0.707 7*** (0.101 0)	0.680 0*** (0.100 9)	0.708 6*** (0.099 1)	0.706 6*** (0.106 9)	0.742 3*** (0.101 6)	0.708 5*** (0.107 7)
<i>SH</i>		0.017 2** (0.007 4)	0.014 0* (0.007 4)				
<i>SR</i>					0.011 1 (0.030 1)	-0.019 5 (0.037 8)	
<i>old</i>	-0.002 9 (0.003 8)			-0.006 8 (0.004 4)			-0.004 7 (0.003 9)
<i>SH</i> × <i>old</i>			0.004 9** (0.002 3)	0.008 3*** (0.002 8)			
<i>SR</i> × <i>old</i>						0.006 2 (0.005 2)	0.007 1 (0.004 6)
ln <i>income</i>	0.213 4* (0.112 1)	0.213 2* (0.122 2)	0.242 4* (0.124 5)	0.288 2** (0.132 2)	0.203 3* (0.114 1)	0.212 0* (0.124 4)	0.198 2* (0.112 4)
<i>urban</i>	0.002 8 (0.002 6)	0.005 3** (0.002 7)	0.005 7** (0.002 6)	0.004 7* (0.002 6)	0.003 2 (0.002 6)	0.004 1 (0.002 6)	0.003 0 (0.002 6)
ln <i>cost</i>	0.083 5*** (0.031 6)	0.066 8** (0.028 3)	0.062 9** (0.027 9)	0.057 4** (0.027 2)	0.076 9** (0.031 0)	0.061 8** (0.028 4)	0.081 3** (0.031 5)
ln <i>supply</i>	-0.044 0* (0.023 1)	-0.043 3** (0.217 6)	-0.042 1* (0.021 5)	-0.039 7* (0.021 3)	-0.017 0** (0.022 7)	-0.047 8** (0.021 9)	-0.043 1* (0.023 1)
<i>expectation</i>	0.000 1 (0.000 4)	-0.000 1 (0.000 4)	-0.000 2 (0.000 4)	-0.000 3 (0.000 4)	-0.000 1 (0.000 4)	-0.000 3 (0.000 4)	0.000 1 (0.000 4)
ln <i>transport</i>	0.018 4 (0.018 4)	0.024 2 (0.016 5)	0.027 1* (0.016 3)	0.029 1* (0.016 0)	0.017 3 (0.018 4)	0.023 0 (0.017 1)	0.017 9 (0.018 3)
<i>Constant</i>	0.225 0 (0.854 3)	0.203 9 (0.484 8)	0.243 8 (0.449 2)	0.364 0 (0.374 2)	0.165 3 (0.764 0)	0.248 2 (0.479 6)	0.177 0 (0.847 1)
时间固定	是	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是	是
Adj <i>R</i> ²	0.920 7	0.929 9	0.935 4	0.932 2	0.922 1	0.926 4	0.926 7
<i>Wald</i> Test	8 549.875 8	8 700.485 4	8 692.029 5	8 499.732 2	8 575.697 8	8 594.086 9	8 498.561 3
<i>F</i> -Test	534.367 2	543.780 3	511.295 9	499.984 2	535.981 1	505.534 5	499.915 4
<i>LLF</i>	477.755 5	483.188 4	483.525 4	483.369 0	486.214 4	485.317 4	481.783 6

⑦ 本文仅汇报了以地理距离矩阵为代表的检验结果,其他矩阵下结果类似。另外,本文还采用 SYS-GMM 方法估计和对住宅市场进一步分析两种方法加以验证,结果除系数大小外无本质差别。

6 结束语

本文利用2004年~2016年省际面板数据,采用空间动态面板模型分析了基于地理、经济和人口三个维度构建的四种权重矩阵下人口老龄化、产业结构变迁与房价波动间的时空效应。本文研究结论如下:

第一,我国房价具有明显的空间溢出效应。Moran's I检验表明,我国房价存在明显的空间相关性。样本期内,Moran's I值呈现先升后降的倒“U型”发展趋势,表明当前区域间房价的联动性有所降低。四种权重矩阵下房价均表现出明显的空间溢出效应,其中,基于地理维度构建的空间矩阵下相关性更强。第二,产业结构的优化升级会成为助推房价上涨的动力,并且这一动力会在较长时期内持续存在。产业结构高级化能显著助推房价上涨,产业结构合理化对房价具有正向影响且效应可持续五期。这一结论为房价的增长,特别是即使处于限购阶段房价仍居高不下提供了新的解读视角。第三,住宅市场与商用房地产市场存在显著差异。住宅价格的空间溢出效应强于商用房价格,商用房地产市场在空间上存在虹吸效应;相较于住宅市场,产业结构高级化对商用房价格的推动作用更强,市场中的非理性行为也更少。第四,人口老龄化和产业结构变迁对房价的影响存在显著的区域异质性特征。东部地区产业结构高级化对房价的推动作用显著强于中西部地区,而产业结构合理化对房价的影响却弱于中西部地区;东部和中部人口老龄化对房价的推动作用显著强于西部地区。第五,人口老龄化仅对住宅价格具有显著影响,并且这一影响完全通过与产业结构高级化形成交互作用进而影响房价的间接途径实现,其自身对房价的影响在统计上不显著。

本文的研究结论对促进我国房地产市场健康发展和产业结构优化调整具有一定的参考价值。第一,产业结构优化是推动房价上涨的重要因素之一,因此在房价的治理中应注意剔除产业结构优化对房价的推升作用,理性认识房价上涨。房价

调控应注意因城施策,对于产业结构良好的地区,应将重点放在抑制过度投资投机和中低收入阶层的住房保障上,对于产业结构不甚理想的区域,应着力优化当地产业结构,同时重点防范因房价虚高引发的房地产金融风险。第二,我国房价具有显著的空间溢出效应和经济惯性,因此在房价治理中应从宏观调控层面入手,打破区域壁垒,加强区域合作,同时注意合理引导市场参与者预期,促进房地产市场回归理性发展。此外,房地产市场的调控应循序渐进,避免出现因某一地区房价剧烈波动造成全面性的房地产市场震荡。第三,我国产业结构的调整应注意提质增效,一方面,面对人口老龄化的大趋势,应逐渐将经济发展的动力由人口红利驱动转向人力资本驱动和创新驱动,合理增加区域的教育投入和创新研发投入,加快完善科技成果转化,同时谨防投入过大造成的边际报酬递减现象;另一方面,积极破除干扰资源在区域间自由流动的机制体制障碍,促进资源的跨区域优化配置,提升资源的利用效率。第四,我国房地产市场存在显著的异质性特点,因此现实中应注重差异化调控。住宅价格受经济基本面因素影响较小,投资投机等非理性行为更为严重,因此应将重点放在管控房地产投资投机行为上,稳步推进房产税、遗产税的立法和实施,从根本上取缔非理性行为。商用房价格仍由基本供求关系主导,但潜在的“虹吸效应”问题会加剧区域间的发展差距,因此在经济布局中应注重实现经济带间的协调发展,做好交通、教育、医疗等公共服务的整体规划,合理引导经济发展趋势。第五,针对地价在房地产开发成本中占比过高的现象,除遏制房地产投资投机需求外,还应从以下方面进行补充:一是改革以往建设用地政府垄断的局面,逐步放开土地管制,避免土地财政进一步泛滥;二是重新构建地方官员的考核标准,避免“唯GDP”优先,应将地方债务、资源利用效率及居民的获得感共同纳入考核范围,促进地方官员切切实实做出成绩;三是推动实现以“渔”代“鱼”,合理引导地方政府发展特色产业、优势产业,拓宽地方收入获取渠道。

参考文献:

- [1] Glaeser E, Huang W, Ma Y, et al. A real estate boom with Chinese characteristics [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(1): 93–116.
- [2] Knoll K, Schularick M, Steger T. No price like home: Global house prices, 1870–2012 [J]. *American Economic Review*, 2017, 107(2): 331–353.
- [3] Piergallini A. Demographic change and real house prices: A general equilibrium perspective [EB/OL]. *Journal of Economics*, <https://link.springer.com/article/10.1007/s00712-019-00670-y>, 2019: 1–18.
- [4] 陆铭, 欧海军, 陈斌开. 理性还是泡沫: 对城市化、移民和房价的经验研究 [J]. *世界经济*, 2014, 37(1): 30–54.
Lu Ming, Ou Haijun, Chen Binkai. Rationality or bubble: An empirical study of urbanization, immigration and housing prices [J]. *The Journal of World Economy*, 2014, 37(1): 30–54. (in Chinese)
- [5] Van Nieuwerburgh S, Weill P O. Why has house price dispersion gone up? [J]. *The Review of Economic Studies*, 2010, 77(4): 1567–1606.
- [6] Yang X, Wu Y, Shen Q, et al. Measuring the degree of speculation in the residential housing market: A spatial econometric model and its application in China [J]. *Habitat International*, 2017, 67: 96–104.
- [7] 高波, 王文莉, 李祥. 预期、收入差距与中国城市房价租金“剪刀差”之谜 [J]. *经济研究*, 2013, 48(6): 100–112, 126.
Gao Bo, Wang Wenli, Li Xiang. Expectation, income inequality and the puzzle of city's housing price to rent scissors in China [J]. *Economic Research Journal*, 2013, 48(6): 100–112, 126. (in Chinese)
- [8] Glaeser E L, Nathanson C G. An extrapolative model of house price dynamics [J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 126(1): 147–170.
- [9] Del Negro M, Otrok C. 99 Luftballons: Monetary policy and the house price boom across US states [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(7): 1962–1985.
- [10] 张顺明, 王彦一, 王晖. 房产税政策模拟分析——基于CGE视角 [J]. *管理科学学报*, 2018, 21(8): 1–20.
Zhang Shunming, Wang Yanyi, Wang Hui. Analysis of property tax reform: A computable general equilibrium approach [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(8): 1–20. (in Chinese)
- [11] 张浩, 李仲飞, 邓柏峻. 利益同盟、反腐败与房价——来自中国的经验证据 [J]. *管理科学学报*, 2018, 21(8): 21–33.
Zhang Hao, Li Zhongfei, Deng Baijun. Community of interests, anti-corruption and housing prices: Evidence from China [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(8): 21–33. (in Chinese)
- [12] 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 [J]. *财经研究*, 2014, 40(3): 73–84.
Liu Jiayi, Tao Tingfang, Xia Xin. Empirical study of the relationship between industrial structure change and housing prices: Evidence from the Chinese mainland [J]. *Journal of Finance and Economics*, 2014, 40(3): 73–84. (in Chinese)
- [13] 谷卿德, 石薇, 王洪卫. 产业结构对房地产价格影响的实证研究 [J]. *商业研究*, 2015, (2): 44–52.
Gu Qingde, Shi Wei, Wang Hongwei. An empirical study on the industrial structure affecting housing price [J]. *Commercial Research*, 2015, (2): 44–52. (in Chinese)
- [14] 邱晓东, 吴福象. 外来人口、产业结构与房地产市场调控 [J]. *经济与管理研究*, 2017, 38(2): 24–33.
Qiu Xiaodong, Wu Fuxiang. Immigrant population, industrial structure and real estate market regulation [J]. *Research on*

- Economics and Management, 2017, 38(2): 24–33. (in Chinese)
- [15] 范新英, 张所地. 产业结构对城市房价影响的空间溢出效应研究[J]. 软科学, 2018, 32(4): 44–48.
Fan Xinying, Zhang Suodi. The spillover effects research on the impact of industrial structure on cities, real estate prices [J]. Soft Science, 2018, 32(4): 44–48. (in Chinese)
- [16] Davis M A. Housing and the business cycle [J]. International Economic Review, 2010, 46(3): 751–784.
- [17] Hiller N, Lerbs O W. Aging and urban house prices [J]. Regional Science and Urban Economics, 2016, 60: 276–291.
- [18] 陈斌开, 徐帆, 谭力. 人口结构转变与中国住房需求: 1999~2025——基于人口普查数据的微观实证研究 [J]. 金融研究, 2012, (1): 129–140.
Chen Binkai, Xu Fan, Tan Li. Population structure transition and China's housing demand: 1999–2025: A microeconomic empirical study based on census data [J]. Journal of Financial Research, 2012, (1): 129–140. (in Chinese)
- [19] 陈彦斌, 陈小亮. 人口老龄化对中国城镇住房需求的影响 [J]. 经济理论与经济管理, 2013, (5): 45–58.
Chen Yanbin, Chen Xiaoliang. The influence of population aging on China's urban housing demand [J]. Economic Theory and Business Management, 2013, (5): 45–58. (in Chinese)
- [20] 丁洋, 郑江淮. 中国人口老龄化会减少住房需求吗? [J]. 中国软科学, 2018, (2): 68–77.
Ding Yang, Zheng Jianghuai. Will aging of population reduce housing demand? [J]. China Soft Science, 2018, (2): 68–77. (in Chinese)
- [21] 邹瑾. 人口老龄化与房价波动——来自中国的经验证据 [J]. 财经科学, 2014, (6): 115–124.
Zou Jin. Demographic trends and house price fluctuation: Evidence from China [J]. Finance & Economics, 2014, (6): 115–124. (in Chinese)
- [22] 邹瑾, 于焘华, 王大波. 人口老龄化与房价的区域差异研究——基于面板协整模型的实证分析 [J]. 金融研究, 2015, (11): 64–79.
Zou Jin, Yu Taohua, Wang Dabo. Regional differences of demographic trends and house prices: Empirical study based an panel cointegration model [J]. Journal of Financial Research, 2015, (11): 64–79. (in Chinese)
- [23] Takáts E. Aging and house prices [J]. Journal of Housing Economics, 2012, 21(2): 131–141.
- [24] Chen Y, Gibb K, Leishman C, et al. The impact of population ageing on house prices: A micro-simulation approach [J]. Scottish Journal of Political Economy, 2012, 59(5): 523–542.
- [25] 王盛, 黄芝兰, 白雨晨. 产业结构、外来人口结构与房地产价格的关系 [J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2017, 49(1): 139–145, 176.
Wang Sheng, Huang Zhilan, Bai Yuchen. The relationship among industrial structure, immigrant structure and housing price [J]. Journal of East China Normal University(Humanities and Social Sciences), 2017, 49(1): 139–145, 176. (in Chinese)
- [26] 杨赞, 杨鸿杰, 樊颖. 产业结构和人力资本对城市的影响——基于住房供给视角 [J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2017, 49(4): 130–136, 164–165.
Yang Zan, Yang Hongjie, Fan Ying. Influence of industrial structure and human resource on cities: From a perspective of housing supply elasticity [J]. Journal of East China Normal University(Humanities and Social Sciences), 2017, 49(4): 130–136, 164–165. (in Chinese)
- [27] 高波, 陈健, 邹琳华. 区域房价差异、劳动力流动与产业升级 [J]. 经济研究, 2012, 47(1): 66–79.
Gao Bo, Chen Jian, Zou Linhua. Housing prices' regional differences, labor mobility and industrial upgrading [J]. Economic Research Journal, 2012, 47(1): 66–79. (in Chinese)
- [28] 杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于我国269个城市的实证研究 [J]. 管理世界, 2013, (8): 41–52.
Yang Renfa. Industrial agglomeration and regional wage gap: An empirical study based on 269 cities in China [J]. Management World, 2013, (8): 41–52. (in Chinese)
- [29] Au C C, Henderson J V. Are Chinese cities too small? [J]. The Review of Economic Studies, 2006, 73(3): 549–576.

- [30]柯善咨,赵 曜. 产业结构、城市规模与中国城市生产率[J]. 经济研究,2014,49(4):76-88,115.
Ke Shanzi,Zhao Yao. Industrial structure,city size and urban productivity in China[J]. Economic Research Journal,2014,49(4):76-88,115. (in Chinese)
- [31]郑思齐,曹 洋,刘洪玉. 城市价值在住房价格中的显性化及其政策含义——对中国35个城市住宅价格的实证研究[J]. 城市发展研究,2008,(1):133-136.
Zheng Siqi,Cao Yang,Liu Hongyu. The value of a city and its house price: An empirical study across 35 Chinese cities[J]. Urban Studies,2008,(1):133-136. (in Chinese)
- [32]朱 勤,魏涛远. 中国人口老龄化与城镇化对未来居民消费的影响分析[J]. 人口研究,2016,40(6):62-75.
Zhu Qin,Wei Taoyuan. Future impacts of population aging and urbanization on household consumption in China[J]. Population Research,2016,40(6):62-75. (in Chinese)
- [33]刘学良,吴 璟,邓永恒. 人口冲击、婚姻和住房市场[J]. 南开经济研究,2016,(1):58-76.
Liu Xueliang,Wu Jing,Deng Yongheng. Demographic shock,marriage and the housing market[J]. Nankai Economic Studies,2016,(1):58-76. (in Chinese)
- [34]张 翔,李伦一,柴程森,等. 住房增加幸福:是投资属性还是居住属性?[J]. 金融研究,2015,(10):17-31.
Zhang Xiang,Li Lunyi,Chai Chengsen,et al. Housing increases happiness: Investment attribute or residential attribute?[J]. Journal of Financial Research,2015,(10):17-31. (in Chinese)
- [35]Wei S J,Zhang X. The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and savings rates in China[J]. Journal of Political Economy,2011,119(3):511-564.
- [36]赵春燕. 人口老龄化对区域产业结构升级的影响——基于面板门槛回归模型的研究[J]. 人口研究,2018,42(5):78-89.
Zhao Chunyan. The impact of population ageing on the upgrading of regional industrial structure: A study based on the threshold regression model[J]. Population Research,2018,42(5):78-89. (in Chinese)
- [37]李永友. 房价上涨的需求驱动和涟漪效应——兼论我国房价问题的应对策略[J]. 经济学(季刊),2014,13(2):443-464.
Li Yongyou. Demand driving and ripple effects of housing prices rising: On strategies to deal with the problems of housing price[J]. China Economic Quarterly,2014,13(2):443-464. (in Chinese)
- [38]DeFusco A,Ding W,Ferreira F,et al. The role of price spillovers in the American housing boom[J]. Journal of Urban Economics,2018,108:72-84.
- [39]于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济,2015,(12):83-98.
Yu Binbin. Economic growth effects of industrial restructuring and productivity improvement: Analysis of dynamic spatial panel model with Chinese city data[J]. China Industrial Economics,2015,(12):83-98. (in Chinese)
- [40]Elhorst J P. Dynamic panels with endogenous interaction effects when T is small[J]. Regional Science and Urban Economics,2010,40(5):272-282.
- [41]Guren A M. House price momentum and strategic complementarity[J]. Journal of Political Economy,2018,126(3):1172-1218.
- [42]干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究,2011,46(5):4-16,31.
Gan Chunhui,Zheng Ruogu,Yu Dianfan. An empirical study on the effects of industrial structure on economic growth and fluctuations in China[J]. Economic Research Journal,2011,46(5):4-16,31. (in Chinese)
- [43]单豪杰. 中国资本存量K的再估算:1952年~2006年[J]. 数量经济技术经济研究,2008,25(10):17-31.
Shan Haojie. Reestimating the capital stock of China: 1952~2006[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics,2008,25(10):17-31. (in Chinese)
- [44]鞠 方,雷雨亮,周建军. 房价波动、收入水平对住房消费的影响——基于SYS-GMM估计方法的区域差异分析

[J]. 管理科学学报, 2017, 20(2): 32 - 42.

Ju Fang, Lei Yuliang, Zhou Jianjun. Impact of housing price fluctuation and income growth on housing consumption: Analysis of regional heterogeneity using SYS-GMM model[J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20(2): 32 - 42. (in Chinese)

[45]Roback J. Wages, rents, and the quality of life[J]. Journal of Political Economy, 1982, 90(6): 1257 - 1278.

Spatial and temporal dynamic effects of industrial structure changes on housing price in the context of population aging

ZHOU Jian-jun, SUN Qian-qian, JU Fang*

Business School, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China

Abstract: The adjustment of industrial structure and rational development of the real estate market are important tasks in China at present. The deepening of population aging will affect both. Using the inter-provincial panel data from 2004 to 2016, this paper analyzes the spatial and temporal effects of industrial structure changes on housing price fluctuations in the context of population aging with a spatial dynamic panel model. The results show that China's housing prices have significant spatial correlations, though heterogeneous in different markets, no matter geographical, economic or demographic spatial weight matrices are used. The optimization of industrial structure can significantly promote housing prices, while the rationalization of industrial structure has a positive impact on housing prices and the effect is sustainable for five years. Further analyses show that the effects of population aging and industrial structure changes on housing prices are significantly different in different markets and different regions. The impact of population aging on housing prices is completely realized through the indirect interaction with the optimization of industrial structure.

Key words: population aging; industrial structure changes; housing price; spatial and temporal dynamic effects