

文章编号: 1002-1566(2018)01-0135-11
DOI: 10.13860/j.cnki.sltj.20170719-002

城市创新效率测度及其对房价分化影响的实证研究

范新英¹ 张所地²

(1. 山西财经大学统计学院, 山西 太原 030006; 2. 山西财经大学管理科学与工程学院, 山西 太原 030006)

摘要: 随着中国经济步入减速换挡、提质增效的新阶段, 房地产市场也开始呈现新常态, 城市房价分化特征愈加明显, 与此同时通过测算发现城市之间创新产出的不平衡程度比创新投入不平衡程度更强。基于此, 本文在探讨城市创新效率对房价影响的作用机理基础上, 借助 FP 指数测度中国 35 个大中城市历年创新效率, 将城市创新效率引入房价均衡模型, 并使用面板门限回归方法分析了城市创新效率对房价的非线性作用机理。结果表明城市创新效率对房价具有溢出效应, 并且是引起中国城市房价分化的重要原因。最后根据实证分析结论提出了创新环境构建、产业优化布局、房地产“因城施策”等方面的政策建议。

关键词: 房价; 创新效率; FP 指数

中图分类号: F293.3, O212

文献标识码: A

The Measurement of Urban Innovation Efficiency and Its Impact on the Differentiation of Housing Prices

FAN xin-ying¹ ZHANG suo-di²

(1. College of Statistics, Shanxi University of Finance and Economics, Shanxi Taiyuan 030006, China,

2. College of Management Science and Engineering, Shanxi University of Finance and Economics, Shanxi Taiyuan 030006, China)

Abstract: As China's economy goes into a new stage which is more slowing and efficient, the real estate market begins to present a new normal state that urban housing prices are becoming more and more different. At the same time we find that the degrees of innovation output are more imbalance than the innovation input. Using FP index it measures the innovation efficiency of past years of 35 large and medium cities in China, and it analyzes the nonlinear mechanism of the urban innovation efficiency on the housing prices by the panel threshold regression method. The results show that the spill-over effects exist and urban innovation efficiency is one of the important reasons leading to the differences of China's urban housing prices. According to the empirical conclusions it puts forward some suggestions about innovation elements concentration, industrial optimization layout, different real estate policy, and so no.

Key words: housing price, innovation efficiency, FP index

收稿日期: 2016年10月4日

收到修改稿日期: 2017年3月23日

基金项目: 教育部人文社科基金项目 (15YJC630817), 山西省软科学研究项目 (2016041026-1), 山西财经大学青年基金项目 (QN-2016002)。

0 引言

随着中国经济步入减速换挡、提质增效的新阶段，房地产市场也开始呈现出新常态，城市房价分化特征愈加明显。部分城市房价居高不下和另一部分城市去库存压力加大并存的矛盾已成为摆在政府和相关学者面前的新课题。不同城市发展阶段和发展特点不同，吸纳人才、资金、技术等要素集聚的能力以及效率不同，最终反映到房地产市场上，形成了城市之间楼市的“冰火两重天”。如图 1 所示，以北京、上海、广州、深圳为代表的一线城市房价与石家庄、长沙、贵阳、银川等一些二三线城市房价的分化呈现逐年增大的趋势。

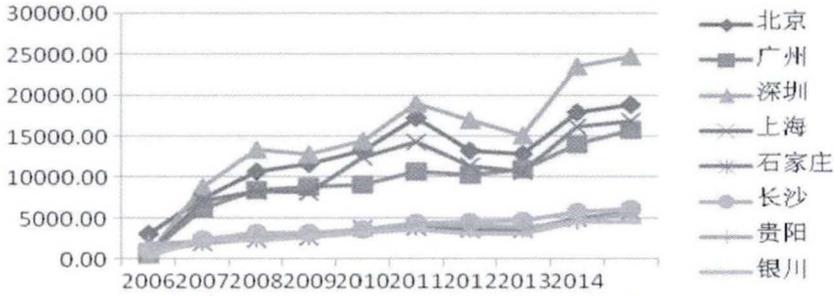


图 1 2006-2014 年部分城市房价波动趋势图

与此同时，当前中国经济面临的主要转变之一即是经济增长的动力由要素驱动、投资驱动向创新驱动转变。十八届五中全会提出五大发展理念，排在首位的就是“创新”。在此背景下创新的投入随之逐步加大，国家财政科技支出持续增加。根据《全国科技经费投入统计公报》的公布数据，2014 年全国的研究与试验发展经费投入达到 13015.6 亿元，与 2013 年相比增加 1169.0 亿元，增长了 9.9%；R&D 经费投入占国内生产总值比重达到了 2.05%，较 2013 年提高 0.04 个百分点。

与城市房价分化特征相似，不同城市的创新能力也呈现出明显分化的趋势。广东省社会科学院 2016 年 2 月 29 日发布的《中国城市创新指数报告》显示，全国城市创新排在前三位的深圳、北京和上海同其他城市差距正在逐渐拉大，创新活动越来越向少数城市集聚。根据《中国创新城市评价报告》对国内 20 个大中城市的统计分析，衡量创新水平的主要指标中，“高技术产品出口额占商品出口总额比重”苏州为哈尔滨的 12 倍，“百万人发明专利拥有量”深圳则为重庆的 22 倍。可见，相对于经济发展不均衡，城市间创新能力分化特征更为突出，且呈进一步增大趋势，特别是创新产出的分化比创新投入的分化更加明显^[1]。图 2 显示了代表创新投入的中国 35 个大中城市的 R&D 投入占 GDP 比重指标和代表创新产出的人均专利授权量指标的不均衡程度，利用泰尔熵指数计算的结果可以看出，创新产出的不均衡程度要远远大于创新投入不均衡程度。

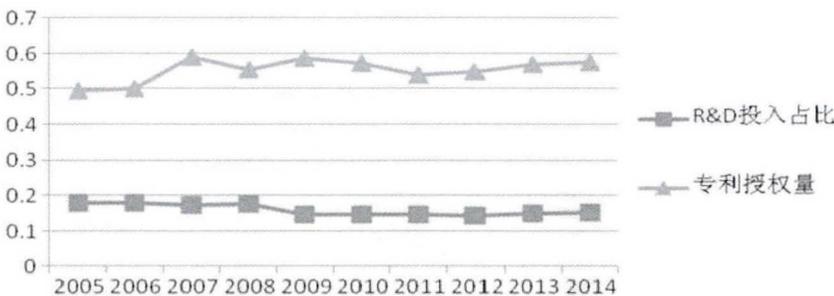


图 2 创新投入与创新产出的泰尔熵指数

一般而言, 投入产出之间衡量着某种效率。创新投入产出比的不均衡表明了城市之间创新效率存在差距, 并且这一特征可能造成要素资源逐步向创新效率更高的城市集中, 进而导致城市间房地产市场的分化。那么, 城市创新效率是否是引起房价分化的原因, 二者之间有无关联, 回答这一问题需要在对城市创新效率科学测度的基础上进行实证检验。因此, 本文在对中国 35 个大中城市创新效率进行测度的基础上, 分析它们的变动规律, 并将其引入到房地产均衡价格模型, 考察城市创新效率对房价分化的影响机理。本文具有的创新点如下: (1) 针对 Malmquist 指数测度效率的不足之处, 使用近几年最新提出的 FP 指数测度中国 35 个大中城市历年创新效率; (2) 将创新效率指标作为影响因素加入房地产均衡价格模型, 揭示城市房价分化的原因, 丰富了房地产市场理论; (3) 使用面板门限回归的计量模型考察创新效率对房价的非线性影响, 所得结论对实施差异化的“双创”政策以及房地产市场的“因城施策”具有一定参考价值。

1 文献综述

自 1998 年房地产市场改革以来, 中国房地产市场得到快速发展, 城市房价也在波动中一路上涨。城市房价波动影响因素及城市之间房价差异原因的探讨引起众多学者的关注, 并主要从四个方面展开了研究: (1) 经济基本面角度。Christophe 等 (2014)^[2] 以 16 个 OECD 国家作为研究对象从收入 - 房价比和租金 - 房价比的可持续角度探讨房价波动的稳定性。沈悦等 (2004)^[3] 对中国 14 个城市 1995-2002 年的数据进行实证研究, 得出了城市经济基本面信息可以一定程度上解释房价变动的结论。张所地等 (2015)^[4] 以中国 35 个大中城市为研究对象构建面板分位数回归模型研究收入、利率等经济指标对房价的影响机理。陈国进等 (2013)^[5]、姜喜龙等 (2016)^[6] 则分别从人口结构和经济结构角度探究了引起商品房价格上涨的原因。(2) 预期与投机因素。Zheng (2015)^[7] 在自适应预期框架下研究房价波动, 结果表明波动容易从较小户型向大户型传播, 并且未预期到的信息冲击对房价波动的影响更强一些。高波等 (2013)^[8] 构建租购选择模型, 并针对 2000-2010 年中国 35 个大中城市研究了适应性预期和理性预期下的房价租金比变动。(3) 城市特征因素。Wen 等 (2015)^[9] 基于特征价格模型研究了结构特征、邻里区位特征等对杭州房价的影响, 剖析各类特征如距离西湖、钱塘江景区远近等对房价的显著影响。赵华平等 (2014)^[10] 研究城市宜居特征对商品住宅价格的影响因素, 认为城市的经济、环境、自然区位等宜居性特征是形成城市间房价差异的主要因素。范新英等 (2015)^[11] 构建由宜居、宜业、宜商、宜学、宜游等指标构成的城市品质特征, 探讨了各城市品质特征对房价形成的非线性作用机理。(4) 政策因素。Eddie 等 (2014)^[12] 以北京和上海为样本进行研究, 结果表明房价失衡主要是源于供给和需求不匹配, 政府调控一定程度上调节了市场失灵的状况。邓柏峻等 (2014)^[13] 使用倾向得分匹配样本进行倍差法估计, 研究限购政策对房价的影响, 结果表明虽然存在一定时滞性, 但限购政策一定时期内起到了较好的调控效果。已有研究结论对认识中国城市房价波动特征和原因无疑具有很大帮助, 但随着经济形势的不断变化, 房价分化原因的探讨也需要结合实际情况拓宽思路, 从更多方面进行深入剖析。特别是随着中国工业化中后期的到来, 经济增长开始由投资驱动逐渐转向创新驱动, 因此从城市创新角度分析房地产市场分化原因可能得到更多有益结论。

城市创新的形成过程复杂, 是在特定城市内多种资源、多种要素共同作用下而产生的综合活动。城市创新这一概念较早由 Charles Landry 在其代表作《The Creative City》一书中首先提出, 随后 Florida 在 2002 年出版的《The Rise of the Creative Class》发表了关于城市创

新促进经济发展的观点,此后该书的出版引发众多学者展开了有关城市创新的广泛讨论。例如, Hagedoorn 和 Cloudt(2003)^[14]认为,城市创新在集聚过程中促进了各经济活动体的有效联结,从而不论在经济发展的数量还是质量方面都发挥了重要作用。随着我国创新转型的迫切需要,国内研究机构和相关学者对此也进行了多方面研究。邱国栋、李作奎(2013)^[15]利用区位熵指数衡量创新集聚,使用面板数据联立方程,研究创新集聚对经济增长的双向影响关系。程惠芳、陆嘉俊(2014)^[16]研究不同区域知识资本的创新效应,发现该效应在东中西三大区域之间存在明显差异。

随着有关创新集聚问题关注度的不断提高,一些研究开始转向对创新效率进行分析。一般认为,城市创新效率从投入产出角度理解,即为满足一定创新投入条件下所获得的创新产出,或者达到一定创新产出条件下所需要的创新投入。创新城市评价课题组(2009)^[17]使用高技术产业劳动生产率、知识密集型服务业劳动生产率、资本生产率、综合能耗产出率等指标衡量城市创新效率。杜娟等(2014)^[18]构建人才培养和科技创新两个阶段的 DEA 模型,对国内 52 个城市创新效率进行探讨。相关研究表明了创新水平对城市经济发展具有重要影响,那么城市之间创新效率的差异可能会加剧城市房地产市场发展的不均衡程度进而带来房价分化。

2 创新效率对城市房地产市场影响机理

一个城市创新效率的提高,会进一步吸引更多的人才、资金、技术等要素集聚到该城市,形成正反馈效应。进一步地,城市创新效率提高可能会通过以下三种途径影响房地产价格波动。

第一,集聚效应。随着信息技术和互联网技术的迅速提升以及分工精细化程度的加强,单个企业或个人实现创新的“英雄主义”已被逐渐弱化,创新更加依赖于日益频繁的交流和合作,这就需要创新要素的集聚。创新要素有效集聚并由此带来城市创新效率提高能够进一步加速信息的交流和传播,有利于促进城市内产业的技术进步和创新,吸引更多的人才和企业进入该城市,从而扩大房地产需求并促进房价上涨。同时,按照熊彼特所阐述的创新三部曲,即“发明-创新-扩散”这一过程来看,现有技术传播到其他企业和城市周边,或者创新制造的新知识在人群、公司之间以及城市内部的传播,成为全要素生产率提升和经济增长的重要途径。可见,创新要素集聚和创新效率的提升有助于形成良好的城市创新环境,并产生自我强化效应。创新效率高的城市能够吸引其他城市的企业或新建企业进入,从而进一步推动该城市的经济增长和房地产市场的持续繁荣。所以,城市创新效率通过创新要素集聚效应得到提高,增强了该城市相对于其他城市的竞争优势,进而促进城市经济发展和改善房地产市场环境。

第二,创新要素归并效应。从知识传播的角度看,知识可分为编码知识和默会知识两种类型。其中编码知识可以通过书本、网络等媒介工具自主学习,而默会知识则必须要求近距离地言传身教,面对面地“干中学”,也就是需要构建一个有利于相同或相近类型的人才、机构相互学习交流的氛围和环境。在此过程中,一些城市借助发达的交通通信体系、雄厚的资金实力和频繁的人口流动逐渐成为知识分享和传播的主要平台,吸引着越来越多优秀企业和科技人才,形成良好的创新环境。这些城市特别是一线城市逐渐成为了创新溢出中心,并优先享受着创新对经济发展所带来的好处,也带动了城市房地产市场的繁荣。即使选择这些城市面临着相对高昂的房价和房租,但许多年轻人和优秀企业仍旧“明知房价高,偏要择其居”,原因就在于创新效率较高的城市,创新溢价抵消了他们的学习成本和房租。反过来,大批具有创造精神的年轻人和一些富有活力的企业的不断集聚也支撑着此类城市房地产价格的持续升温。

第三, 鲶鱼效应。创新效率的提升, 或者是位于技术前沿的企业首次进入某个城市, 提高了全要素生产率。而新的进入者对于已存在的企业而言, 则会产生“鲶鱼效应”, 迫使后者不断提高组织效率或者增加产品创新的努力程度。同时, 创新并不仅仅是新企业的进入, 这一创造性毁灭过程往往伴随着旧的、低效率企业的退出, 从而在动态发展的过程中提升了城市创新效率。这是一个不间断地循环流通过程, 具有较高生产率的市场进入者对旧的较低生产率企业的替代, 通过投入要素的重新配置提高所在行业整体生产率水平。进而提高这个城市的创新效率和企业整体利润水平, 并可能刺激城市平均工资水平和房价租金上涨, 这都将影响到房价的波动。与此同时, 房价的上涨也会进一步促进企业的创新创业热情, 它们之间相互影响, 进一步带来城市创新效率的提高并相互溢出, 形成正循环积累效应。

可见, 与新经济地理理论相似, 城市创新效率提高会通过集聚效应、创新要素归并效应和鲶鱼效应三种作用机理, 影响到城市房地产市场运行并反映到房价波动中。在这三种效应的作用下, 创新效率高的城市吸引更多的人才以及投资投机资金的涌入, 推高了城市房价, 这一现象也可以视作创新效率的溢出效应。当然, 城市创新效率对房价的溢出效应是否在中国城市显著存在以及特点如何, 仍需要进一步实证研究。

3 城市创新效率测度的 FP (Fare-Primont) 指数法

探究创新效率对城市房价的影响, 首先需要对城市创新效率进行科学有效地测度。目前关于创新效率的测度方法主要分为参数方法和非参数方法两大类, 参数法如随机前沿技术、统计分布法等, 这类方法的优点在于能将随机误差与非效率值进行有效区分, 但不足之处是确定函数的正确形式和误差的准确分布并非易事; 非参数方法如 DEA 和无界分析等, 其优点在于无需设定函数形式和误差分布, 但随机误差项的有效分离则存在诸多困难。通过将 DEA 模型与 Malmquist 指数相结合的方式的生产率测度, 由于避开了确定函数形式和随机误差分布等困难, 成为一段时间内人们测算 TFP 的主要方法之一。虽然基于 DEA 方法的 Malmquist 指数测算效率有诸多优点, 但其也不可避免存在一些缺陷。首先, 该指数的技术要求设定较为严格, 并且还需满足规模报酬不变的前提条件, 否则测度结果会出现系统偏误^[19]。同时 Malmquist 生产率指数在分解时不够充分, 忽略了规模混合效率^[20]。其次, 基于 DEA 方法估计出的 Malmquist 生产率指数由于在一些矢量测算方面无法进行有效界定, 导致在测算时会发生不可行的情况^[21]。最后, 该指数不满足跨期比较时尤为重要的传递性特征^[22], 即若 t 到 $t+1$ 期及 $t+1$ 到 $t+2$ 期的 Malmquist 指数分别为 $MTFP(t, t+1)$ 及 $MTFP(t+1, t+2)$, 则 $MTFP(t+1, t+2)$ 与 $MTFP(t, t+1) \times MTFP(t+1, t+2)$ 不相等, 因而不相邻两期的生产率之间不具有可比性。这一点对本文尤为重要, 因为本文一个主要目的是在测度城市创新效率的基础上, 探究其对房价分化的影响, 因此需要得到一个横向和纵向可比的面板数据, 而 Donnell (2014)^[23] 提出的 FP 指数恰好满足这一条件。鉴于此, 本文使用基于数据包络分析 (DEA) 的 FP 指数测度城市创新效率。

DEA 模型是由 Charnes 和 Cooper 等人提出的, 借助线性规划思想测算决策单元相对效率的一种方法。该方法由于不需要构造函数, 从而避免了由于函数形式设定不当而引起的错误或偏差。其基本思想可简述为: 假设有 n 个待评价个体, 每个个体包含 m 种投入及 s 种产出, 它们相对应的权重分别为 $V = (v_1, v_2, \dots, v_m)^T$, $U = (u_1, u_2, \dots, u_s)^T$, x_{ij} 表示第 j 个被评价单元第 i 种的投入, y_{rj} 表示第 j 个被评价单元中第 r 种的产出, 且有 $x_{ij}, y_{rj} > 0$ 。 v_i 表示第 i 种投入的权重, u_r 表示第 r 种产出的权重, 且 $v_i, u_r > 0$ 。这样, 对选定的被评价单元

DMU_{j_0} , 其效率测度模型可以表示为一个满足一定约束条件下的极值求解问题。

$$\begin{aligned} \min \quad & \theta - \varepsilon(\hat{e}^T S^- + e^T S^+) \\ \text{s.t.} \quad & \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} + S^- = \theta x, \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} - S^+ = \theta y, \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j^* = 1, \\ & S^- \geq 0, \quad S^+ \geq 0, \quad \lambda_j \geq 0, \quad \theta \geq 0, \quad j = 1, 2, 3, \dots, n, \end{aligned}$$

其中, S^+ 表示与最优值相比可增加的投入, S^- 表示与最优值相比可减少的投入, θ 为被评价个体单元 DMU_{j_0} 的有效值, 其值为 1 时说明被评价个体单元 DEA 有效, 小于 1 时视为该单元 DEA 无效, 或者说明该决策单元尚存在一定改进空间, 在技术效率和规模效率方面皆可进一步提升。

当决策单元可以视为用一种投入要素生产一种产品时, 可以将产出投入之比作为生产效率。而当 DMU 的投入要素和产出要素都为多种时, 则考虑用产出加总之和与投入加总之和的比值来测量生产效率。假定 q_{nt} 和 x_{nt} 为观测到的 t 年 n 城市产出和投入向量, 则 t 年 n 城市的 TFP 定义为:

$$TFP_{nt} = \frac{Q_{nt}}{X_{nt}},$$

式中 $Q_{nt} = Q(q_{nt})$ 为总产出, $X_{nt} = X(x_{nt})$ 为总投入, $Q(\cdot)$ 和 $X(\cdot)$ 是单调不减线性齐次函数。

t 年 n 城市的 TFP 与 s 年 m 城市的 TFP 相比的 TFP 指数为:

$$TFP_{ms,nt} = \frac{TFP_{nt}}{TFP_{ms}} = \frac{Q_{nt}/X_{nt}}{Q_{ms}/X_{ms}} = \frac{Q_{ms,nt}}{X_{ms,nt}},$$

式中 $Q_{ms,nt} = Q_{nt}/Q_{ms}$ 是产出数量指数, $X_{ms,nt} = X_{nt}/X_{ms}$ 是投入数量指数。该式将 TFP 变动表示为了产出数量指数和投入数量指数之比, 这样可以使得该指数能够完全分解, 从而充分反映技术进步、技术效率等各方面的具体变动规律。

实际 TFP 与可行技术条件下的最大 TFP 比率称为 TFP 效率, 则 t 年 n 城市的 TFP 效率表示为:

$$TFPE_{nt} = \frac{TFP_{nt}}{TFP_t^*} = \frac{Q_{nt}/X_{nt}}{Q_t^*/X_t^*}.$$

上式中 TFP_t^* 表示第 t 年所具备的技术水平下能达到的最大 TFP, Q_t^* 和 X_t^* 分别代表 TFP 达到最大时的总产出和总投入。

t 期产出加总函数:

$$Q(q_t) = D_0^{t_0}(x_0, q_t) = \min_{\lambda, \theta}(\lambda^{-1} : \lambda q_t \leq \lambda q_t Q \theta; X \theta \leq x_0; \theta' \eta = 1; \theta \geq 0).$$

s 期产出加总函数:

$$Q(q_s) = D_0^{t_0}(x_0, q_s) = \min_{\lambda, \theta}(\lambda^{-1} : \lambda q_s \leq \lambda q_s Q \theta; X \theta \leq x_0; \theta' \eta = 1; \theta \geq 0).$$

t 期投入加总函数:

$$X(x_t) = D_1^{t_0}(x_t, q_0) = \min_{\rho, \theta}(\rho : q_0 \leq Q \theta; X \theta \leq \rho x_t; \theta' \eta = 1; \theta \geq 0).$$

s 期投入加总函数:

$$X(x_s) = D_1^{t_0}(x_s, q_0) = \min_{\rho, \theta}(\rho : q_0 \leq Q\theta; X\theta \leq \rho x_s; \theta' \eta = 1; \theta \geq 0).$$

t_0 是固定的参考期, x_0 和 q_0 为 t_0 期 DMU_i 的投入产出非零向量; X 和 Q 分别为投入和产出矩阵;

FP 指数用 t_0 期投入或产出向量不变的距离函数定义为:

$$Q(q_{nt}) = D_0(x_0, q_{nt}, t_0), \quad X(x_{nt}) = D_1(x_{nt}, q_0, t_0).$$

产出、投入和全要素生产率指数分别定义为:

$$Q_{ms,nt} = \frac{D_0(x_0, q_{nt}, t_0)}{D_0(x_0, q_{ms}, t_0)}, \quad X_{ms,nt} = \frac{D_1(x_{nt}, q_0, t_0)}{D_1(x_{ms}, q_0, t_0)},$$

$$TFP_{ms,nt} = \frac{Q_{ms,nt}}{X_{ms,nt}} = \frac{D_0(x_0, q_{nt}, t_0)D_1(x_{ms}, q_0, t_0)}{D_0(x_0, q_{ms}, t_0)D_1(x_{nt}, q_0, t_0)}.$$

该指数不仅具有完备分解的性质, 同时满足了所有指数公理和相关检验, 这意味着可利用该指数进行不同时期不同个体之间的纵向和横向比较。因此, FP 指数不仅吸取了 DEA 模型测度生产率的优点, 也容纳着指数自身的一些优良性质, 特别是适合于本文研究城市创新效率对房价分化影响的需要。

4 基于面板门限模型的实证研究

为了揭示创新效率对房价的溢出效应, 探讨城市创新效率对房价分化的影响, 在前文分析基础上构建如下计量回归模型:

$$\ln p_{it} = \beta_0 + \beta_1 effch_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

式中 p_{it} 表示第 i 城市 t 年的商品房销售价格, $effch_{it}$ 表示第 i 城市 t 年的创新效率, X_{it} 为控制变量, 表示用来影响城市房地产价格的其他因素, ε_{it} 为随机扰动项。

城市创新效率基于投入产出角度进行测度, 需要从创新投入和创新产出两方面选取代表性指标。创新投入主要受到城市政府对科技的重视程度、城市科研人员的集聚情况以及资金占有等方面影响, 因此这里投入指标选取城市市辖区科技支出占比、科研技术服务人员数和人均利用外资情况; 创新产出指标大多数文献都使用专利授权量和技术合同成交额来衡量, 为了体现城市对人才和资金等创新要素的集聚能力, 本文同时将企业利润也作为创新产出的指标之一。因此这里创新产出指标选择专利授权量、技术合同成交总额和企业利润总额三个指标衡量。本文实证数据主要来源于历年《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》, 部分数据参考了各省市统计年鉴及相关年份城市统计公报。所选代表性指标基本描述统计如表 1 所示。

表 1 城市创新效率评价指标体系

| 指标选取 | 评价指标 | 单位 | 均值 | 标准差 |
|--------------|-----------------|----|---------|---------|
| 投入指标 (X) | 科研技术服务人员数 X_1 | 万人 | 5.316 | 8.080 |
| | 科技支出占比 X_2 | % | 0.333 | 0.299 |
| | 人均利用外资情况 X_3 | 万元 | 395.135 | 430.260 |
| 产出指标 (Y) | 万人专利授权量 Y_1 | 个 | 13.519 | 23.067 |
| | 技术合同成交总额 Y_2 | 万元 | 141.319 | 392.316 |
| | 企业利润总额 Y_3 | 亿元 | 373.875 | 497.929 |

为得到城市创新效率的有效测度,使用 DEA-FP 指数测算创新效率变动情况。该指数从效率角度,综合利用了投入产出两方面信息,也可进行不同城市之间的横向比较和不同年份的纵向比较。借助 DPIN3.0 软件测算 DEA-FP 生产率指数,结果如表 2 所示。

表 2 2005-2014 年 FP 指数测算的城市创新效率

| 排 序 | 2006 年 | | 2008 年 | | 2010 年 | | 2012 年 | | 2014 年 | |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 城市 | FP 指数 |
| 1 | 北京 | 1.0639 | 北京 | 1.2483 | 上海 | 1.9561 | 深圳 | 2.0044 | 杭州 | 1.8958 |
| 2 | 天津 | 0.9779 | 深圳 | 1.0699 | 宁波 | 1.7680 | 杭州 | 1.9700 | 广州 | 1.6627 |
| 3 | 宁波 | 0.9176 | 上海 | 1.0543 | 杭州 | 1.7037 | 北京 | 1.7856 | 北京 | 1.5540 |
| 4 | 济南 | 0.8801 | 郑州 | 1.0278 | 深圳 | 1.4893 | 上海 | 1.6375 | 深圳 | 1.4880 |
| 5 | 深圳 | 0.8100 | 杭州 | 1.0242 | 济南 | 1.4097 | 长春 | 1.4869 | 天津 | 1.4629 |
| 6 | 广州 | 0.7989 | 济南 | 0.9791 | 北京 | 1.3975 | 天津 | 1.4814 | 宁波 | 1.3723 |
| 7 | 南京 | 0.7830 | 天津 | 0.9202 | 天津 | 1.3308 | 郑州 | 1.4707 | 石家庄 | 1.3574 |
| 8 | 上海 | 0.7496 | 广州 | 0.8419 | 郑州 | 1.2763 | 广州 | 1.4200 | 济南 | 1.3378 |
| 9 | 郑州 | 0.7285 | 西安 | 0.8418 | 青岛 | 1.2612 | 济南 | 1.3802 | 西安 | 1.1581 |
| 10 | 西安 | 0.6864 | 石家庄 | 0.7682 | 广州 | 1.1915 | 青岛 | 1.3229 | 南京 | 1.1539 |
| 11 | 厦门 | 0.6237 | 武汉 | 0.7672 | 石家庄 | 1.0959 | 宁波 | 1.1386 | 上海 | 1.1241 |
| 12 | 贵阳 | 0.6084 | 长春 | 0.7572 | 南京 | 1.0487 | 南京 | 1.0627 | 武汉 | 1.0900 |
| 13 | 武汉 | 0.5949 | 重庆 | 0.7389 | 西安 | 1.0008 | 武汉 | 1.0167 | 重庆 | 0.9567 |
| 14 | 重庆 | 0.5878 | 南京 | 0.7146 | 重庆 | 0.9919 | 西安 | 1.0099 | 沈阳 | 0.8769 |
| 15 | 石家庄 | 0.5705 | 贵阳 | 0.6971 | 长春 | 0.9679 | 贵阳 | 0.9381 | 合肥 | 0.8630 |
| 16 | 青岛 | 0.5331 | 宁波 | 0.6963 | 武汉 | 0.9351 | 厦门 | 0.8683 | 青岛 | 0.8538 |
| 17 | 杭州 | 0.5124 | 青岛 | 0.6913 | 沈阳 | 0.8875 | 沈阳 | 0.8304 | 贵阳 | 0.7815 |
| 18 | 沈阳 | 0.4372 | 成都 | 0.5142 | 合肥 | 0.7568 | 重庆 | 0.7794 | 长春 | 0.7462 |
| 19 | 合肥 | 0.4242 | 沈阳 | 0.4886 | 厦门 | 0.7440 | 长沙 | 0.7651 | 郑州 | 0.7293 |
| 20 | 西宁 | 0.4080 | 大连 | 0.4576 | 成都 | 0.6557 | 合肥 | 0.7611 | 厦门 | 0.6899 |
| 21 | 大连 | 0.3752 | 长沙 | 0.4244 | 长沙 | 0.6530 | 成都 | 0.6764 | 成都 | 0.5499 |
| 22 | 长沙 | 0.3474 | 合肥 | 0.4033 | 贵阳 | 0.6393 | 石家庄 | 0.6442 | 西宁 | 0.4642 |
| 23 | 成都 | 0.3457 | 兰州 | 0.3691 | 乌鲁木齐 | 0.5677 | 南昌 | 0.5697 | 南昌 | 0.4615 |
| 24 | 兰州 | 0.2959 | 西宁 | 0.3637 | 福州 | 0.5306 | 福州 | 0.5526 | 大连 | 0.4566 |
| 25 | 乌鲁木齐 | 0.2953 | 福州 | 0.3635 | 大连 | 0.5285 | 银川 | 0.5180 | 长沙 | 0.4246 |
| 26 | 福州 | 0.2813 | 厦门 | 0.3117 | 银川 | 0.4961 | 乌鲁木齐 | 0.4641 | 银川 | 0.3929 |
| 27 | 南昌 | 0.2733 | 南昌 | 0.2885 | 西宁 | 0.4783 | 兰州 | 0.4469 | 兰州 | 0.3649 |
| 28 | 太原 | 0.2365 | 乌鲁木齐 | 0.2807 | 南昌 | 0.4426 | 西宁 | 0.4085 | 乌鲁木齐 | 0.3297 |
| 29 | 昆明 | 0.2225 | 太原 | 0.2086 | 兰州 | 0.4236 | 大连 | 0.4018 | 哈尔滨 | 0.2723 |
| 30 | 银川 | 0.2030 | 银川 | 0.1791 | 呼和浩特 | 0.4096 | 太原 | 0.3363 | 南宁 | 0.2498 |
| 31 | 长春 | 0.1997 | 昆明 | 0.1667 | 太原 | 0.2556 | 南宁 | 0.3203 | 昆明 | 0.2380 |
| 32 | 呼和浩特 | 0.1497 | 哈尔滨 | 0.1160 | 南宁 | 0.2349 | 呼和浩特 | 0.3142 | 海口 | 0.2128 |
| 33 | 海口 | 0.1138 | 呼和浩特 | 0.0971 | 昆明 | 0.1913 | 昆明 | 0.2888 | 福州 | 0.2121 |
| 34 | 哈尔滨 | 0.0811 | 海口 | 0.0839 | 哈尔滨 | 0.1753 | 海口 | 0.2230 | 太原 | 0.1884 |
| 35 | 南宁 | 0.0593 | 南宁 | 0.0820 | 海口 | 0.1426 | 哈尔滨 | 0.2011 | 呼和浩特 | 0.1343 |
| 平均 | — | 0.4907 | — | 0.5725 | — | 0.8582 | — | 0.8998 | — | 0.8031 |

注: (1) 限于篇幅,只列出了偶数年份的创新效率指数; (2) 各城市 FP 指数都是以 2005 年北京为 1 进行对比而得。

从表 2 可以看出,以 FP 指数衡量的 2005-2014 年中国 35 个大中城市创新效率整体呈现逐年向好的趋势。从历年平均水平来看,创新效率的 FP 指数从 2005 年不到 0.5 上升到了 2012

年接近 0.9 的水平。不过, 在所有城市整体创新效率水平不断提高的过程中, 与前文分析一致, 城市间的分化特征也很明显。北京、深圳、杭州等城市创新效率提高较快, 如 2012 年的深圳、杭州创新效率已比 2005 年时的北京上涨了近一倍, 说明这些城市依托于金融、文化创意、物流、软件互联网信息服务等高端产业链稳步发展, 创新能力和结构不断优化。同时, 一些地区特别是西部和东北地区部分城市虽然创新效率也在逐年递增, 但进步幅度很慢, 截至 2014 年尚不及北京 2005 年的创新效率水平。

为了更深入探究城市创新效率变动对城市间房价分化的作用机理, 使用面板门限模型进一步进行探究。根据 Hansen 提出的模型构建原理, 将式 (1) 修改为

$$\ln p_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{effch}_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 I(\text{effch}_{it} \leq \gamma) + \beta_4 I(\text{effch}_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

依据房地产供需理论, 控制变量 X 选取城市人均可支配收入 (income)、建造成本 (cost)、3-5 年期贷款利率 (rate) 和城市人口密度 (density)。为减少可能存在的异方差性, 进行实证分析时对房价、可支配收入、建造成本和人口密度四个指标进行了取对数处理。

对回归模型门限值进行检验时, 以创新效率指数为门限变量, 使用 2000 次的 bootstrap 方法进行。检验结果表明, 当门限值为 $\gamma_1 = 0.2845$ 时, 模型所对应的残差平方和取最小值, 说明 γ_1 是一个可能存在的门限值, LM 检验统计量此时为 8.4901, 在 1% 显著性水平下拒绝不存在门限值的原假设。接着将 γ_1 作为一个已知的门限值, 继续搜寻其他门限值, 发现在 $\gamma_2 = 1.3086$ 时残差平方和最小, 此时的 LM 检验统计量为 4.3381, 在 5% 显著性水平下拒绝只有一个门限值的假设。再进行第三个门限值搜寻时发现第一个门限值会发生变化, 且 LM 统计检验也不再支持含有三个门限值的假设, 因此该模型最终确定含有 0.2845 和 1.3086 两个门限值。

表 3 创新效率的门限效应检验

| 门限变量 | H_0 | H_1 | LM 统计量 | P 值 | 结论 |
|-------|-------|-------|--------|--------|-------|
| effch | 无门限值 | 一个门限 | 8.4901 | 0.0050 | 拒绝原假设 |
| | 一个门限 | 两个门限 | 4.3381 | 0.0340 | 拒绝原假设 |

面板门限回归模型的参数估计结果如表 4 所示。可以看出, 城市创新效率对房价具有显著影响, 且随着城市创新效率的提高, 其对房价的影响越来越大, 因此城市创新效率差异是引起房价分化的主要原因。在创新效率小于 0.2845 时, 其对房价的影响系数为 0.201; 随着创新效率的提高, 对房价的影响作用也逐步加强, 在 FP 指数超过 1.3086 的城市, 对房价的影响指数迅速增长到 1.434, 这也从一定程度上解释了一线城市房价具有持续上涨动力的原因。此外, 从控制变量来看, 城镇居民可支配收入仍是影响房价的主要因素, 其影响系数达到了 1.516。成本对房价的影响不显著, 说明近几年我国城市房价的快速上涨很大程度上主要由收入拉动, 而不是成本推动。利率对房价呈现负影响, 其影响系数为 -0.261, 表明房地产市场与资本市场息息相关, 特定时期内所采取的利率政策对房价波动起到了一定的调控效果。

表 4 面板门限回归模型的参数估计结果

| Variable | $\ln(\text{income})$ | $\ln(\text{cost})$ | rate | $\ln(\text{density})$ | effch ₁ | effch ₂ | effch ₃ |
|----------|----------------------|--------------------|----------|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 参数估计值 | 1.516*** | 0.026 | -0.261** | 0.705 | 0.201* | 0.495*** | 1.434*** |
| T 统计量 | 6.714 | 1.157 | -2.350 | 1.259 | 1.709 | 3.189 | 2.614 |

注: (1) effch₁, effch₂, effch₃ 分别表示创新效率三个阶段的估计值; (2) *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 临界值下显著。

城市作为生产要素集聚、生产生活活动高度集中的地理空间单元,其创新集聚水平和创新效率影响并制约着城市价值,进而影响着城市房地产市场。实证结果表明,城市创新效率对房价具有重要影响,也是当前形成房地产市场分化的重要原因。创新效率高的城市能够高效吸引发展所需的人才、资金、技术等创新要素,促进城市房地产发展,带动房价上涨,从而加剧了城市之间的房价分化现象。

5 结论与政策启示

本文通过对历年中国 35 个大中城市创新效率的测度,发现城市之间创新效率存在明显差异。创新效率高的城市具有一定程度的创新价值溢出,提升了城市房地产价值,因此城市创新效率差异是房价分化的重要驱动因素。本文结论暗含以下政策启示:

第一,随着主要依靠投资拉动和人口红利的优势逐渐消退,新常态下经济增长的可持续性离不开创新驱动,创新已成为衡量一个城市是否具有持续发展动力的重要指标。由于创新产品附加值高、不会轻易被模仿,因此创新效率高的城市竞争力强且更具活力。创新的集聚效应和规模经济特征,使得我国一线城市享受了创新资源集聚红利,具备了一定竞争优势。当然,要建设具有国际影响力和竞争力的城市,仍需注重创新效率的不断提高。在创新资源相对有限的条件下,利用较少的投入实现尽可能多的产出,提高城市创新效率,对城市可持续发展非常重要。因此,应创造良好的城市创新环境,努力提高竞争优势,并且在创新效率高的城市精心培育一批能与国际跨国公司相抗衡的大企业,提高城市竞争力并带动城市群不断发展。

第二,城市之间创新效率的巨大差异形成了房地产市场分化格局,导致了部分城市房价的居高不下和另外一些城市房地产库存高企并存。因此,房地产市场应因城施策,分类调控,通过发挥市场机制作用探索房地产业发展的方向,建立房地产调控的长效机制。我国处于工业化进程的中后期,不同城市的资源禀赋、区位条件、交通设施、优惠政策等状况不同,所形成的城市主导产业也不同,造成人口的导入水平、房地产市场需求潜力、房价提升空间等都具有差异。对于创新效率较高,房价不断高企的一线城市,应统筹规划,适当扩大用地供给,缓解房价上涨过快压力。而对于一些创新效率进步较慢的城市则应注重承接产业转移,提升创新效率,提高自身竞争力达到房地产去库存目的。特别是在承受当地房地产高库存压力的部分城市,必须依靠创新要素集聚来吸引投资和人才进入,以此降低房地产库存,提振经济,保持活力。

第三,创新资源在少数大城市集聚的过程中,伴随适当的房价上涨符合一定的市场规律。长远来看,政府应逐步减少对房地产市场的过度干预,将重点放在加强确立法制、保护产权、保障契约和信用,创造良好创新环境方面。通过发挥政府职能作用,加强政策调控引导来优化创新环境,提升城市创新效率,引导资金进入实体企业。同时应完善创新人才培养体系,放宽市场准入、加强信用体系建设等,充分弘扬企业家精神和工匠精神,激发社会的创新创业热忱,构建一个良好的“双创”环境,实现国家创新驱动发展的良性循环。最后还应注重以产学研机构为主导,构建产学研用中培养人才的理念,大力实施科教兴国和人才强国战略,发挥高等院校在智力资源开发和人才智库建设中的重要作用。

[参考文献]

- [1] 魏守华, 吴贵生, 吕新雷. 区域创新能力的影响因素 — 兼评我国创新能力的地区差距 [J]. 中国软科学, 2010, (9): 76-85.

- [2] Christophe Andre, Luis A Gil-Alana, Rangan Gupta. Testing for persistence in housing price-to-income and price-to-rent ratios in 16 OECD countries [J]. *Applied Economics*, 2014, 46(18): 2127–2138.
- [3] 沈悦, 刘洪玉. 住宅价格与经济基本面: 1995–2002 年中国 14 城市的实证研究 [J]. *经济研究*, 2004, (6): 78–86.
- [4] 张所地, 范新英. 基于面板分位数回归模型的收入、利率对房价的影响关系研究 [J]. *数理统计与管理*, 2015, 34(6): 1057–1065.
- [5] 陈国进, 李威, 周洁. 人口结构与房价关系研究 — 基于代际交叠模型和我国省际面板的分析 [J]. *经济学家*, 2013, (10): 40–47.
- [6] 姜喜龙, 赵伟. 经济结构变化对商品房价格的影响: 来自 1999–2011 年省际面板数据的实证分析 [J]. *数理统计与管理*, 2016, 35(2): 276–285.
- [7] Zheng xian. Expectation, volatility and liquidity in the housing market [J]. *Applied Economics*, 2015, 47(37): 1–16.
- [8] 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, (6): 100–112.
- [9] Haizhen, Wen, Yan Zhang, Ling Zhang. Assessing amenity effects of urban landscapes on housing price in Hangzhou [J]. *Urban Forestry & Urban Greening*, 2015, 14(4): 1017–1026.
- [10] 赵华平, 张所地. 城市宜居性特征对商品住宅价格的影响分析 — 基于中国 35 个大中城市静态和动态空间面板模型的实证研究 [J]. *数理统计与管理*, 2013, 32(4): 706–717.
- [11] 范新英, 张所地. 城市品质特征对房价影响的实证研究 [J]. *管理现代化*, 2015, (2): 61–63.
- [12] Eddie C M, Ziyong Wang. Price anomalies and effectiveness of macro control policies: Evidence from Chinese housing markets [J]. *Land Use Policy*, 2014, 39(7): 96–109.
- [13] 邓柏峻, 李仲飞, 张浩. 限购政策对房价的调控有效吗? [J]. *统计研究*, 2014, 31(11): 50–57.
- [14] Hagedoorn J, Cloudt M. Measuring innovative performance: Is there an advantage in using multiple indicators [J]. *Research Policy*, 2003, 32(8): 1365–1379.
- [15] 邱国栋, 李作奎. 创新集聚效率实证研究 [J]. *财经问题研究*, 2013, (2): 102–108.
- [16] 程惠芳, 陆嘉俊. 知识资本对工业企业全要素生产率影响的实证分析 [J]. *经济研究*, 2014, (5): 174–187.
- [17] 创新城市评价课题组. 中国创新城市评价报告 [J]. *统计研究*, 2009, 26(8): 3–9.
- [18] 杜娟, 霍佳震. 基于数据包络分析的中国城市创新能力评价 [J]. *中国管理科学*, 2014, 22(6): 85–93.
- [19] Fare R, Grosskopf S, Norris M, et al. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries [J]. *American Economic Review*, 1994, 84(1): 66–83).
- [20] Bjurek H. The Malmquist total factor productivity [J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 1996, 98(2): 303–313.
- [21] Kerstens K, Hachem B, Woestyne I V. Malmquist and Hicks-Moorsteen productivity indices: An empirical comparison focusing on infeasibilities [J]. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 2010, 15(2): 136–152.
- [22] Collio T J, Rao D S P, O'Donnell C J, et al. An Introduction to Efficiency and Productivity and Analysis [M]. New York: Springer, 2005: 73–74.
- [23] O'Donnell J. Econometric estimation of distance functions and associated measures of productivity and efficiency change [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2014, 41(2): 187–200.