

中国高房价背后的几点思考——影响因素、传导效应及趋同效应

虞义华、韩奕、黄紫婷

内容摘要：日渐攀升的房价或将成为经济持续发展和社会和谐进步的隐患。如何控制高企的房价，实现“居者有其屋”是政府肩头上不可脱卸的责任与义务。自 2002 年以来，政府出台了一系列的措施试图降低房价。然而，部分城市房价依旧处于高位，房价调控措施收效甚微。为此，有必要对高房价背后的问题进行深入研究。本报告首先将计量分析影响房价的一系列因素，其中包括收入约束、供给成本、借贷成本、财政分权、公共服务水平（教育、医疗、交通、环保等），其中重点分析影响房价的空间效应及俱乐部趋同效应。我们主要发现：（1）房价水平存在空间上显著的正相关性，并且空间依赖性在一定程度上起到决定住房价格的作用。房价在空间传导上存在同向的“连锁效应”，甚至导致空间分布上的一些“聚集效应”；（2）人均可支配收入和房屋建造成本都与房价显著正相关；（3）环境、教育、医疗等城市公共服务对房价有着合乎理论预期和经济直观的显著影响；（4）房价与预算内财政分权确实存在着相关关系；（5）我国房价整体不趋同，但存在俱乐部趋同。即我国的房价呈现“总体发散、局部趋同”的发展趋势，即我国房价在整体上不会趋同于某一个相同的均衡水平或稳定状态，同时，结论表明有的城市房价将保持继续上涨趋势，而有的城市房价则会出现下跌的情况，并各自收敛于不同的房价水平。本报告的研究结论对政府房价政策的出台方式有一定的启示作用。

关键词：房价，影响因素，空间效应，趋同效应

一、引言

随着城市化进程的推进和住房市场化改革的深入，中国房地产投资规模持续扩大，住宅建设逐步成为国民经济新的增长点，房地产开发投资额占 GDP 的比重从 2000 年的 5.02% 一路上升到 2012 年的 13.83%（见图 1），而房价上涨也成为学者、政府官员和百姓共同关注的焦点话题。2000-2012 年间，中国的城镇房价年均增长超过 10%，即使在受到金融危机影响的 2009 年，房价仍高涨 23.18%。从绝对数量来看，2000 年，全国商品房平均销售价格为 2111 元，到 2012 年，平均价格已涨到 5791 元。住宅建设的目的不是简单的创造 GDP，它更关系到社会问题、民生问题，日渐攀升的房价或将成为经济持续发展和社会和谐进步的隐患。如何控制高企的房价，实现“居者有其屋”是政府肩头上不可脱卸的责任与义务。自 2002 年以来，政府出台了一系列的措施试图降低房价，这些政策包括 2003 年的《中国人民银行关于进一步加强房地产信贷业务管理的通知》、2005 年的《关于切实稳定住房价格的通知》，2006 年的《关于调整住房供应结构稳定住房价格的意见》，及 2010 年的《国务院办公厅关于促进房地产市场平稳健康发展的通知》（“国十一条”）等。然而，部分城市房价依旧处于高位，房价调控措施收效甚微。为此，对房地产价格形成机制的深入研究显得十分重要。

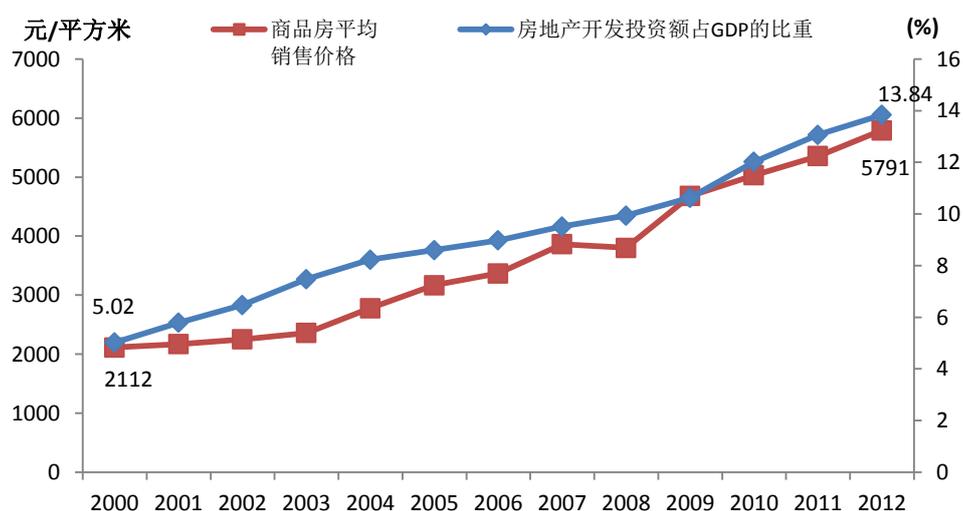


图 1. 2000 - 2012 年我国商品房平均价格与房地产开发投资额占 GDP 的比重
数据来源：《中国统计年鉴》2001 - 2013

目前国内外对房地产价格进行的大量研究多是应用标准房地产市场模型，从供求和经济基本面因素、预期、投机和金融因素等出发来分析房价影响因素（Krainer, 2005；梁云芳和高铁梅，2006，2007；董志勇等，2010；况伟大，2010a，2010b）。诚然，现有的研究已经部分地揭示了房价上涨的谜底，但房价疯狂上涨与调控的恶性循环促使我们继续追寻答案。房地产市场的一个根本特征是区域性，商品住宅价格具有空间分异性，但这并不意味着区域或城市之间不存在房价的空间联动。有三大理由可以认定，我国不同城市的房价的确相互影响。首先，随着区域间资本流动的日渐顺畅，跨区域房地产投资加剧及城市化进程不断加快，房地产市场的区域化特征逐渐弱化，城市间房地产价格的相互作用和影响也越来越大。而且经济主体本身是可以流动的，市场一体化程度越强，劳动力流动障碍越少，房地产市场的空间关联性越强。此外，随着社会的进步与科技的发展，人们获取信息的途径变得多元和丰富，关于本地以及邻

近城市的房价变化的信息交流更为频繁，资金持有者可以很便利地到处寻找套利机会，导致城市间的住房价格相互影响。很显然，中国不同城市的房价波动差异是很大的，在房价疯狂上涨的背后，不同地区间的相互依赖与空间溢出效应对房价上涨有着不可忽视的影响力。最近的一些研究已经注意到了房价的空间溢出性，周文兴和林新郎（2012）和王鹤（2012）基于省级地理单元的房价数据发现房价在空间上存在交互作用，但遗憾的是，相关文献还非常少，并且现有研究受到了非微观层面（市或县）数据的局限而不能准确测度省区内部房价的差异信息，因此无法揭示房价真实的空间相关性以及各解释变量的真实影响。本文试图弥补这方面的不足。

另外，高房价问题不是纯粹的经济问题，房价形成机制中的非经济因素不应该被忽略。近 20 年来，中国式的财政分权体制（纵向竞争）和地方竞争体制（横向竞争）成为我国地方政府重要的行为特征（吴群、李永乐，2010）。一般意义上的财政分权的优点在于其能够提供的公共服务能够更精确符合居民的不同偏好，但是中国当前的现实情况是不同地区提供的公共服务差异很大，教育差别、医疗差别、基础公共服务差别、基础设施差别、公共交通差别、保障差别明显地体现在生活的方方面面。根据 Tiebout（1956）模型，实行财政分权后，作为具有消费者和投票权双重角色的居民，会选择自己合意的支出水平和住房社会服务水平的组合，在预算约束下“用脚投票”搬迁到提供最理想服务水平的城市社区去居住生活。城市提供的公共服务越好，越能吸引更多的居民搬迁到此城市居住，城市住房需求的上升导致房价的上升；同时在预算约束的制约下高房价城市居民也可能选择搬迁到周边公共服务相对差一些的城市，引致周边城市住宅价格的上升。这是房价受到财政分权、公共服务影响和呈现一定空间相关性的直观逻辑。

目前为止，国内一些学者已经注意到公共服务和财政分权对房价的影响。梁若冰和汤韵（2008）的研究证明地方公共品变量对商品房价格存在显著的正向影响。陈硕（2010）支持了财政分权而不是集权将改善地方公共品供给水平的观点。而关于财政分权对房价的影响，周飞舟（2006，2010）、梁若冰（2010）认为当前中国的财政分权模式导致了地方政府过度依赖土地财政，证实了地方政府有动力为增收而促进城市房价上涨。最近的一些文献也证实这个观点，认为分税制改革引致的扩大化的财政分权和地方政府竞争是导致房价持续过快上涨的不可忽视的制度性因素（宫汝凯，2012；杨君茹、邱晨，2012；李勇刚、李祥，2012）。

总的来说，已有的研究在房价形成机制方面给出了许多有价值的结论，但是仍存在如下不足：一是目前的相关研究较多地考虑房价的空间差异性，而忽视空间相关性；二是，既有的研究较多地考虑“经济”因素，忽视“非经济”因素。而关于后者的研究或者分析到财政分权、分税制及土地财政是造成政府推高房价的主因，或者分析到城市公共服务对房价的影响，或者分析到财政分权与公共服务的关系，但缺乏将这几种关系和因素结合起来的分析。所以，我们认为，要研究我国城市住宅价格的上涨问题，首先要理解在不同城市的房价波动差异背后，不同地区间的相互依赖与空间溢出效应对房价上涨有着不可忽视的影响力。而财政分权和公共服务作为制度性因素，也必然对房价具有较强的空间溢出作用。从计量方法上说，忽略房价的空间相关性和公共服务的价值在计量分析上都会导致遗漏变量有偏估计问题，使得我们无法真正了解影响房价的因素。

本报告在控制了收入、成本、宏观背景等因素下，把财政分权、公共服务水平和空间自相关性纳入一个经济系统，通过一系列空间模型比较的似然比检验、模型潜在的内生性检验及稳健性检验对城市房价的决定因素进行实证研究，以克服以往研究的缺陷。在空间计量模型的建立中明确引入财政分权和公共服务指标，从而使得我们能

够估计“制度”在房价上涨中的影响大小。同时，正是由于财政分权和公共服务指标的引入，也使得我们能够将城市间的空间溢出效应与房价的空间相关性有效关联起来进行考察，进而为我国制定有效的区域政策组合对不断攀升的房价进行调控提供科学依据。

报告将按照以下逻辑进行：第二部分运用探索性空间数据分析方法研究了 2002 - 2010 年城市房价的分布格局及空间变动的特征，第三部分设定计量分析模型和交代数据来源，第四部分报告实证结果。最后一部分概括文章主要结论及政策建议。

二、房价的区域性及空间性

（一）特征性事实：我国房价的区域性差异

从房价分布来看，2010 年平均房屋销售价格超过 10000 元/平方米的城市有 6 个，分别是深圳、北京、上海、杭州、广州和宁波，不足 4500 元/平方米的城市有 10 个，包括西安、长沙、贵阳、重庆、兰州、呼和浩特、石家庄、银川、昆明、西宁。高房价城市和低房价城市既存在显著的空间分异，又呈现显著的空间聚集（见图 2）。我们将 70 个大中城市划分为六个分区，并将六个分区以相同的数量单位集合在一起，可得知，华北地区中北京、天津处于房价高位，且北京具有较大波动性和增长速率，其他城市房价低且平稳增长。其中北京房价位于全国首列，为 70 个大中城市里的商品房供给价格的至少 7 倍，并且以短期波动的形式继续增长，截至 2014 年 4 月，北京平均房价已高达 38386 元/平方米，遥居全国首位。

房价居于 20000~30000 元区间为华东地区的上海和温州，杭州、深圳也于 2012 年步入了 20000 元大关。此外，国内 10000~20000 元的平均房价多数集中在华东地区，其次是华南地区的广州、三亚，及华北地区的天津。在此区间的华东地区城市，不少在 2010 年出现极快的增长、2011 年到达房价峰值，随后在 2012 年又回落至 2010 年水平。深圳在 2008 年出现了回落。海南三亚在 2009 年末 2010 年初突然出现了剧烈的增长，并在此后房价一路高攀。东北地区的房价区间分割成三部分，大连房价一枝独秀，领跑东北地区，在 2013 年出现突破 10000 元大关平均房价的现象；沈阳、哈尔滨、长春为第二部分，比一般城市稍高水平的平稳增长。

除了这些房地产较为繁荣的城市外，其他城市的平均房价 2006 年至今大多位于 3000-8000 元的区间内，并且一直较为平稳增长。

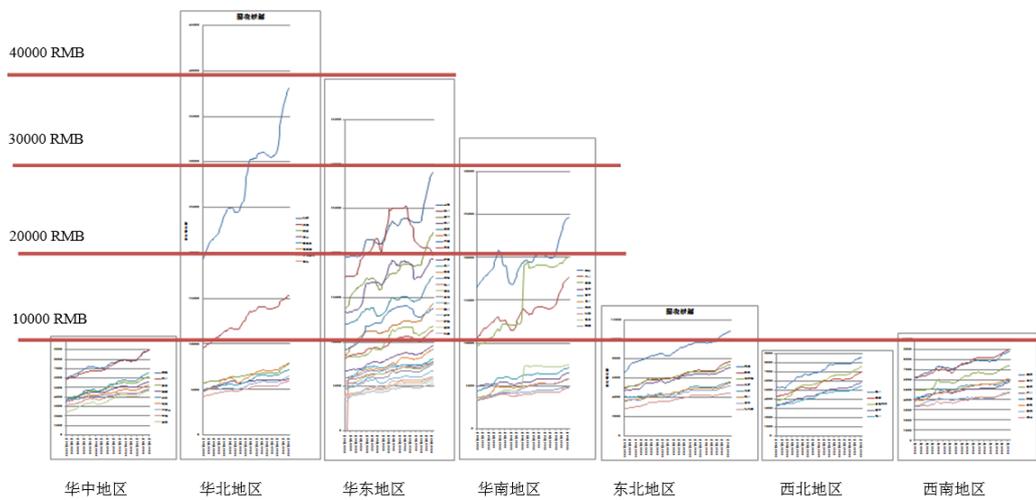


图 2. 70 个大中城市新建商品房供给价格变化图（2006 年 4 月 - 2014 年 4 月）
数据来源：禧泰数据-全国房地产市场数据中心

（二）城市房价的探索性空间数据分析

本节运用空间自相关 Moran 指数及其散点图和空间关联局域指标（LISA）来深入分析房价在空间上是否存在集群现象。Moran 散点图可表示空间每个单元对于空间自相关的贡献（Anselin, 1995），其拟合直线斜率即 Moran 指数。Moran 指数的取值范围是 $[-1, 1]$ ，接近 1 时，表示地区间呈现空间正相关，接近 -1 时，表示呈现空间负相关，接近 0 时表示地区之间不存在空间相关性。Moran 指数散点图可以将各城市的房价集群分为四个象限的空间关联模式：第一象限（HH）代表高房价城市被同是高房价的其他城市所包围；第二象限（LH）代表低房价城市被高房价的其他城市所围绕；第三象限（LL）代表低房价城市被同是低房价的其他城市所包围；第四象限（HL）则代表高房价城市被低房价城市所围绕。第一、三象限体现出正的空间自相关性，第二、四象限体现出负的空间自相关性。Moran 指标（散点图）与 LISA 指标配合使用能够对房价的局域相关性格局和特征给予较为清晰的刻画（见图 3）。

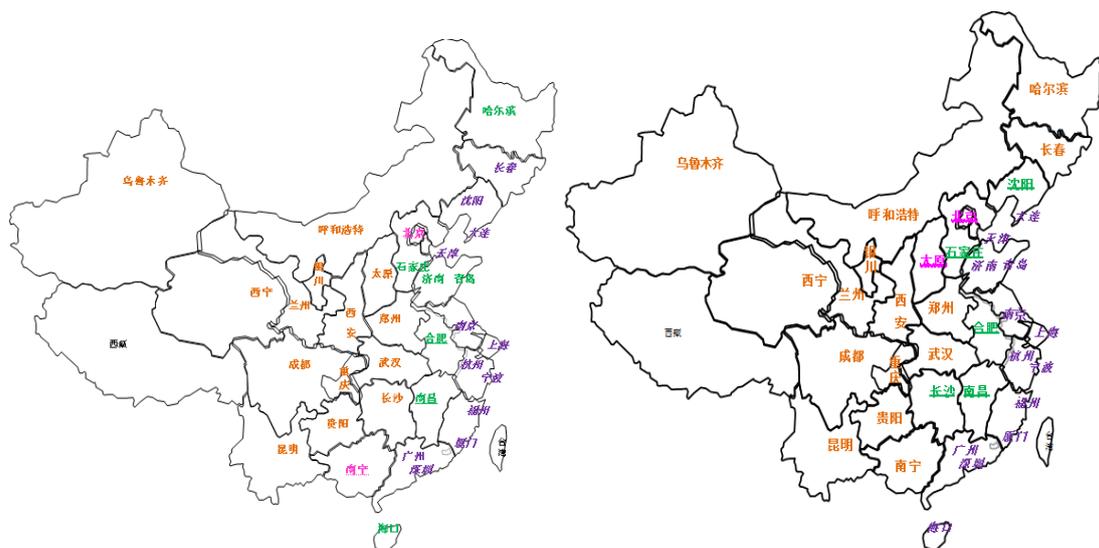


图 3. 2002 年（左）及 2010 年（右）中国 35 个大中城市房价的 LISA 集群示意图

注：图中斜体、下划线、粗体、下波浪线标注出的城市分别代表 HH 高高型集聚（第一象限），LH 低高集聚（第二象限），LL 低低集聚（第三象限），HL 高低集聚（第四象限）。

总的来说，一方面，存在着全域范围内的正的空间相关性，并且这种相关性随着时间的推移在增大；另一方面，局域相关也显示出房价在空间分布上并不是随机散布的，中国局域性的空间集聚特征越来越明显。城市房价在空间分布上表现出明显的高-高集聚和低-低集聚特征，并且高低集聚区域分化明显。东、中、西部区域之间房价存在显著差异，但区域内部城市之间房价联系紧密。具体来说，住房价格相对较高的城市相对地趋于和较高住房价格的城市相邻近，以北京、上海为中心，与周边东部城市天津、大连、南京、杭州、宁波、福州、厦门、广州、深圳、海口共同组成了高房价集聚区，作为房价的辐射中心，位于此区域的城市带动了周边城市房价的上涨。住房价格相对较低的城市相对地趋于和较低房价的城市相邻近，呼和浩特、郑州、武汉、南宁、重庆、成都、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、银川、乌鲁木齐等中西部城市组成了低房价集聚区。具有非典型观测值的城市即房价与周围城市房价存在着负相关的城市在 2002 年有 7 个，在 2010 年降到了 5 个，并且发生变动的三个城市济南、青岛、海口全部移动到第一象限。这种变化趋势表明，城市房价的空间集聚特征越来越明显，具有较高房价的城市被更多的同样高房价的城市所包围；同时，较低房价的城市被更多较低房价的城市所围绕，而相异房价的城市，即高房价与低房价相邻的城市减少了。

Moran 散点图和 LISA 集群示意图揭示不同城市房价间全域性的空间相关性与局域性的空间相关紧密相连，空间效应对房价一定起着不可忽视的作用，而且这种地区之间的空间溢出更大程度上是局域性的空间溢出。为了进一步揭示空间相关性的诱发机制，识别是由被解释变量（房价）抑或是由随机干扰项引发的空间效应，接下来我们利用空间面板模型分析分析城市房价的决定因素及检验城市房价的空间交互效应。

三、计量模型

（一）模型设定

我们设定了一种无约束的空间德宾模型（Spatial Durbin Model, SDM），这个模型既包括了因变量也包括了所有自变量的空间滞后项，模型如下：

$$Y_{nt} = \rho W_n Y_{nt} + X_{nt} \beta + \theta W_n X_{nt} + \alpha + \mu_n + v_t + \varepsilon_{nt}, n = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

其中， Y_{nt} 是 $nt \times 1$ 维被解释变量， X_{nt} 是 $nt \times k$ 维解释变量， ε_{nt} 为服从均值为 0、方差

σ^2 的独立同分布随机误差向量。 μ_n 为 $n \times 1$ 维城市固定效应列向量； v_t 为 $t \times 1$ 维时间固定效应列向量。 α 、 β 和 θ 是我们需要估计的参数。 ρ 是我们最关心的空间滞后参数，它的系数符号及显著与否将直接反映本文所研究的不同城市房价是否存在空间相互影响。若 ρ 为正，表明房价分布存在正向的相互作用；否则，为反向的相互作用。 W 是预定的 $nt \times nt$ 维空间权重矩阵，矩阵中的元素用以反映经济体（如城市）之间的空间相关度，其中， \hat{W}_{2002} 到 \hat{W}_{2010} 是 9 个 35×35 的分块矩阵空间权重矩阵。由于 35 个大中城市在地理空间上的相对位置保持不变，因此各分块 $\hat{W}_{2002} = \dots = \hat{W}_{2010}$ 。 W 是空间计量模型的关键。由于不同空间权重矩阵的设置可能对模型估计的结果有较大的影响，本文研究分别采用不同的权重矩阵以检验计量结果的稳健性。分析方法采用

极大似然估计 (Anselin, 1988), 同时通过似然比检验来判断城市或时间固定效应, 且通过适用于空间面板数据的 Hausman 检验方法 (Lee and Yu, 2010) 来检验固定效应或随机效应模型。具体操作使用 Paul Elhorst 提供的用于空间面板分析的 Matlab 模块 (可下载于 <http://www.regroningen.nl/elhorst>)。

(二) 数据介绍

本文利用我国 35 个大中城市 2002 - 2010 年样本观测个数为 315 的面板数据。被解释变量 (HOUSING) 为 35 个大中城市历年的房屋销售价格的对数。房价数据来源于 2003 - 2011 年《中国统计年鉴》。解释变量分为本文重点关注的财政分权、公共服务变量和其他控制变量两组。除非特别说明, 所有解释变量数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。*财政分权变量 (DECENTRAL)*: 财政分权是中央赋予地方政府一定的税收和支出权限, 表示地方政府财政自主程度。实证分析对财政分权存在多种定义, 张晏、龚六堂 (2006) 认为各省预算内本级财政支出与中央预算内本级财政支出的比值可以作为对事实分权的一种衡量。结合研究目的和城市层面数据可得性, 本文以市本级支出除以市小计来衡量城市财政分权程度。比例越高的地方, 分权程度越高。这两个数据来自历年的《中国地市县财政统计资料》。城市公共服务方面的解释变量为:

(1) *教育 (COLLEGE)*: 表示高等院校和普通中学的师生比率, 反映当地的教育资源丰富程度。教育是居民购房的重要考虑因素之一, 更丰富的教育资源对本身和子女的长远发展都有帮助, 附带更优质教育享有权的房屋需求也更高。因此预测 COLLEGE 回归系数为正。(2) *医疗 (BED)*: 人均医院卫生院床位数的对数值, 反映当地医疗条件。更好的医疗条件提升居民的健康保障、生活质量, 使当地房产实际价值更高。回归系数预测为正。(3) *交通 (TRANSPORT)*: 年度客运总量的对数值, 衡量该城市交通运输方面的发达便利程度。居民在具有更发达的交通系统的城市居住出行、工作、活动更方便, 因此这样的城市住房需求大, 预测其回归系数为正。(4) *环保 (ENVIRONMENT)*: 城市生活污水处理率。选取该指标来反映当地环境保护绩效和污染治理重视程度。在更好的环境居住增加愉悦感和健康度, 故本文预测其回归系数为正。(5) *现代化条件 (URBAN)*: 城镇化率, 非农人口占年末总人口比例。严格意义上城镇化率的计算公式为城镇人口占总人口比例, 其中的总人口不仅仅指户籍人口, 而是指常住人口, 城镇人口也不完全等同于非农人口。但是由于我国城镇人口统计项目随城市和年份有所不同, 笔者选用非农人口占比来近似替代。URBAN 更高的城市体现更高的现代化水平, 而更符合多数居民的偏好, 故预测回归系数为正。其他控制变量有代表需求方收入约束、供给方成本、融资成本、经济结构与产业比重等影响房价的因素。具体为: (1) *收入约束 (INCOME)*: 居民实际人均可支配收入的对数值, 用以衡量各城市购房需求居民面临的收入约束, 同时由于通常更发达的地区居民通常收入水平更高, 该变量也可以反映当地经济发达程度。INCOME 值越高表示更高的购房支付能力和更发达的经济条件。本文预测其回归系数为正。(2) *供给成本 (COST)*: 房屋建造成本的对数值, 衡量房屋供给者的供给成本。利用 2003- 2011 年《中国房地产年鉴》上 35 个大中城市每年房地产开发投资总额除以施工房屋总面积计算得出。由于单位土地购置价格数据获取上的局限性, 这里的房屋成本没有包含土地价格, 建造成本也是一个近似处理。更高的供给成本由于压缩利润空间最终往往通过更高售价的形式转嫁给消费者, 因此本文预测其回归系数为负。(3) *借贷成本 (RATE)*: 实际利率水平, 选取央行 5 年以上房屋抵押贷款基准利率做名义值, 数据来源于中国人民银行网站, 经 CPI 调整成实际值。其中名义利率一年中有变动的情况下, 采取一年中的平均加权值作为当年名义利率。RATE 衡量房地产市场的借贷成本, 更高意味着紧缩的

市场环境，融资约束抑制购房和投资需求，本文预测其回归系数为负。(4) *工业结构* (*INDUSTRY3*)：第三产业产值占当地 GDP 的比重，反映了当地的经济结构。并且因为第三产业中绝大部分为服务业，该变量还可反映城市民间服务水平。经济结构上通常第三产业发达的地区更容易提供就业和利于信息的传播，会吸引更多的居民来到这个城市居住；同时更高水平的民间服务给居住附加效用。因此需求和房价随之上涨，预测其回归系数为正（为节省篇幅，描述性统计表略去）。

四、计量结果

(一) 城市房价空间相关性检验

表 1 第 1 列给出了基于距离倒数构建的空间矩阵 (W_1) 的空间模型主要结果。空间德宾模型与空间滞后模型（零假设 $\theta = 0$ 下 $p > 0.10$ ）、空间滞后模型与空间误差模型 ($p < 0.01$) 的似然比检验结果表明我们应该选用空间滞后模型。进而 Hausman 检验结果及固定效应的似然比检验结果显示加入双向固定效应的空间滞后模型为最终的理想模型。

空间滞后模型的回归结果表明房价之间存在空间上正的相关性，空间滞后参数 ρ 为正且在 1% 的显著水平下显著。说明一个地区房价变化与周边地区房价变化的总影响方向一致。房价容易受到周边地区房价上涨的影响而随之上涨。具体地，我们可以发现周边城市房价水平提高 1%，本市房价将提高约 0.457%。这种空间上的关联性使得我国城市房价上涨过程中出现的“连锁效应”和“聚集效应”得到了解释，因此在研究房价影响因素中把空间相关性考虑进来可以减少结果的偏差。这种正的相关性主要来自于各城市居民、地方政府等参与者的策略行为，比如房价上涨导致居民的迁移行为，地方政府为吸引人才和资本的城市优化行为以及投资者的投机行为。

表 1 计量回归结果（因变量：住宅价格的对数值）

	空间滞后面板模型 (空间权重矩阵 W_1 基于距离倒数)	空间滞后面板模型 (空间权重矩阵 W_2 基于距离平方的倒数)
ρ (空间滞后参数)	0.457*** (3.76)	0.250*** (4.26)
DECENTRAL (财政分权)	0.326* (1.84)	0.178* (1.71)
<i>城市公共服务</i>		
COLLEGE (教育)	3.962*** (4.35)	3.845*** (4.27)
BED (医疗)	0.176*** (3.81)	0.178*** (3.89)
TRANSPORT (交通)	0.047*** (3.31)	0.046*** (3.26)
ENVIRONMENT (环境)	0.140** (2.37)	0.139** (2.38)
URBAN (城市化)	0.363*** (3.83)	0.343*** (3.65)
<i>其他控制变量</i>		
INCOME (需求收入)	0.772*** (12.80)	0.728*** (11.46)
COST (供给成本)	0.143*** (3.70)	0.142*** (3.72)
RATE (融资成本)	-11.146** (2.29)	-12.293** (2.55)
INDUSTRY3 (经济结构)	0.023 (0.15)	-0.006 (0.04)
常数项	-4.866*** (5.00)	-2.730*** (4.28)
观测值	315	315

LR 检验 (SDM 对 SAR)	[0.2301]	[0.2181]
LR 检验 (SAR 对 SEM)	[0.0009]	[0.0045]
Hausman 检验 (固定对随机效应)	[0.0342]	[0.0022]
LR 检验 (城市固定效应)	[0.0000]	[0.0000]
LR 检验 (时间固定效应)	[0.0951]	[0.0984]

注: ***, **, * 表示 1%、5%、10% 的显著性; 圆括号内值为 t 绝对值; 方括号内值为 p 值。模型均控制城市及时间双向固定效应, $N = 35, T = 9$ 。

(二) 财政分权程度与城市房价

财政分权对房价的影响在 10% 的统计水平上显著为正, 表明在财政分权程度的提高能够引起房价上涨。在第二种模型设置中, 财政分权对房价的影响下降, 但是仍然对房价产生正向影响。自 1994 年分税制改革以来, 地方政府发展经济的积极性被充分地调动起来, 使得地方政府之间的经济实力和财政实力大大增强, 改善了经济资源的配置效率, 促进了中国经济的快速增长, 地方政府之间形成了“为增长而竞争”的局面。但分税制改革对地方政府的激励作用产生了一定程度的扭曲, 通过影响地方政府竞争行为, 对全国层面的房价产生了正向的显著影响。

(三) 城市公共服务与城市房价

平均总效应的计算结果表明, 一个城市的房价水平与公共服务显著相关, 并且各条件变量都普遍与之呈正相关。代表城市教育 (*COLLEGE*)、医疗 (*BED*)、交通 (*TRANSPORT*)、环境治理 (*ENVIRONMENT*)、现代化 (*URBAN*) 以及年均气温 (*TEMPERATURE*) 的变量都在 5% 水平下显著且系数为正。相对来讲更高质量的城市条件可以为居民带来更高的城市生活质量, 所以房价也相应更高。在社会服务方面, 一个城市如果能提供更好的教育资源、医疗条件、交通便利、环境治理等社会服务, 能够显著提高居民购买房屋后的实际消费效用, 因为这些社会服务都是与日常生活息息相关, 所以该城市房屋所具有的内在价值也更高, 最终这种高效用价值就会包含在房价中被反映出来, 这也是市场经济的正常竞争结果。这样的结果说明城市社会服务水平的提高更可能支撑房价上涨或维持高水平: 其中一个作用机制就是宜居环境条件更好的城市会吸引更多的居民来到这座城市学习、工作、生活、定居, 城市房屋的需求显著上升, 而我国住房需求拉动作用较强, 同时伴随着这部分实际的刚性需求上升的还有投资者理性预期下的投机性需求的上浮, 房价上涨。城市的现代化水平对房价的作用也是显著为正, 说明现代文明更发达的地区更符合现代多数人的选择偏好, 因为在城市化水平更高的地区居民可能获得工作、学习、生活、发展等更多的机会和便利, 所以房价可能更高。总之, 城市公共服务与房价显著正相关。

(四) 其他控制变量与城市房价

居民人均可支配收入 (*INCOME*) 与房价呈正相关, 这与本文的预测相符, 并且都通过了 1% 的显著性水平检验, 说明我国房价水平与居民收入水平相关性较大。人均可支配收入上升后, 由于房屋对绝大部分人来说都是正常品, 因此收入上升导致房屋的需求提高, 而由于受到土地的限制房屋的供给弹性一般小于需求的需求弹性, 所引致的供给增加赶不上需求本身增加速度, 这样就直接导致了房价的上升。房屋建造成本 (*COST*) 也都是在 1% 的显著性水平下显著且回归系数为正, 建造成本的上升会压缩房地产开发商的利润空间, 因此他们会通过提高商品房销售价格的方式转嫁成本的上升。因此人均可支配收入的变动对房价的影响更大, 我国房价上升是需求拉动作用为主, 超过成本推动的作用。利率 (*RATE*) 对房价有负的影响, 且系数在 5% 水平

下显著。利率对住房需求和房产投资都起到了抑制作用，对房地产市场是紧缩的信号，因此使得房价趋于下降。第三产业占比（INDUSTRY3）在模型中系数不显著，所以可认为房价和经济结构以及民间服务水平相关性不大，比起民间服务水平房价更显著依赖的是社会服务水平等。

为考察上述结果的稳健性，我们对模型做了两个额外的练习：（1）鉴于权重矩阵不需要估计，其设置具有一定的随意性。为此，我们设置一种新的权重矩阵（ W_2 ），矩阵中的元素为两两城市间距离的平方的倒数。基于 W_2 的空间计量分析见表 1 第 2 列。总的来讲，可以发现：（i）似然比检验表明理想的模型仍然是空间滞后模型；（ii）城市房价呈现出显著的空间关联性（空间自相关系数统计显著且为正）；（iii）基于新的空间权重矩阵，我们同样发现城市宜居条件显著影响城市房价。这说明基于新矩阵得到的空间分析结果与第 1 列一致，显示之前结果的稳健性。（2）由于模型可能存在一些潜在的内生问题。例如，一方面，更好的城市宜居条件可能导致更高的房价；另外一方面，更高的房价也可能给地方政府提供了更多的收入，可以通过提高社会服务水平等方式改善城市宜居条件；又比如，一方面，建造成本的上升可能抑制房价的上升；但同时，也可能是房价的上升导致下游产业提供商的提价进而抬高了建造成本。如果上述的假定成立的话，上述计量估计将存在有偏性和非一致性，我们尝试参考 Kelejian and Prucha（1998, 2010）和 Arraiz et al.（2010）的分析思路使用工具变量的分析方法，但由于选取的工具变量（ WX, W^2X, \dots ）无法通过模型过度识别检验，模型无法识别，工具变量无效，这部分的工具变量分析结果不具有参考意义，结果略去。

五、房价的俱乐部效应分析

经济趋同是宏观实证中最重要的问题之一，同样，研究中国房价是否趋同同样具有重大的理论和现实意义。特别的，我国房价是否会出现“短暂发散、最终趋同”的趋势？是否会出现所谓的俱乐部趋同（club convergence）效应？这部分的分析将回答这些问题。

（一）俱乐部趋同识别策略

1 log-t 检验

为研究房价的俱乐部趋同行为，我们借鉴 Phillips and Sul（2007）提出的 log-t 检验方法。首先我们考虑一个简单的单因子模型：

$$X_{it} = g_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， g_{it} 为系统部分，包括引发截面相关的共同因子， ε_{it} 为扰动项。我们不对 g_{it} 和 ε_{it} 做函数形式假定，因此它们可以是线性的，非线性的，平稳的或非平稳的。（2）示同样允许 g_{it} 和 ε_{it} 包含系统部分和扰动项两部分。为了分离系统因子和扰动项这两部分，

（2）示可改写成：

$$X_{it} = [(g_{it} + \varepsilon_{it})/\mu_t]\mu_t = \delta_{it}\mu_t \quad (3)$$

其中， μ_t 假定为具有趋势或随机趋势特征的共同因子， δ_{it} 为时变特异部分，用来反映个体 i 在时间 t 时对 μ_t 相对比例。通过变化数据以去除共同因子 μ_t 得到相对转型系数 h_{it} ：

$$h_{it} = X_{it}/[1/(N\Sigma X_{it})] = \delta_{it}/[1/(N\Sigma \delta_{it})] \quad (4)$$

显然,存在长期趋同的情形下,相对转型系数 $h_{it} \rightarrow 1$ 。此时, h_{it} 的横截面方差趋于零,即 $t \rightarrow \infty$ 时有 $H_t = 1/[\sum_i (h_{it} - 1)^2] \rightarrow 0$ 。基于这个简单统计性质我们可以作趋同性检验,且将不同的经济体归并到不同的俱乐部中去。

为设计这种趋同检验,Phillips and Sul (2007) 假定 δ_{it} 具有如下转型形式:

$$\delta_{it} = \delta_i + \sigma_i \xi_{it} L(t)^{-1} t^{-\alpha}, \quad (5)$$

其中 δ_i 固定, $\sigma_i > 0$ 为特异性尺度参数, ξ_{it} 在截面上是独立同分布 $(0, 1)$ 的, $L(t)$ 为一个缓慢变化函数 (slowly varying function), α 为衰减率,当 $t \rightarrow \infty$ 时, $L(t) \rightarrow \infty$ 。这个表达式保证了只要 $\alpha \geq 0$, $\delta_{i,t+k} = \delta_i$, 否则如果 $\delta_{i,t+k} \neq \delta_i$, 经济体发散。

这样,对趋同的检验就转化为对以下假设的检验:

$$H_0: \delta_i = \delta \text{ 以及 } \alpha \geq 0 \quad (6)$$

其备择假设为 H_A : 至少存在一个 i , $\delta_{i,t+k} \neq \delta$ 或者 $\alpha < 0$ 。Phillips and Sul (2007) 证明如果在原假设成立的情况下 (即存在趋同), 则截面方差 h_{it} 具有如下性质,

$$H_t \sim A/L(t)^2 t^{2\alpha} \rightarrow \infty \quad (t \rightarrow \infty, A > 0). \quad (7)$$

基于示 (7) 可以构建一个基于回归形式的趋同检验

$$\log(H_t/H_1) - 2\log L(t) = a + b \log t + \mu_t, \text{ 其中 } t = [rT], [rT]+1, \dots, T \quad (8)$$

这里要求 $r > 0$, Phillips and Sul 推荐选取 $r = 0.3$ 。通常设定缓慢变化函数 $L(t)$ 的形式为 $L(t) = \log(t)$ 。在该回归中, 计算 \hat{b} 的 HAC (heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance) t 统计量 $t_{\hat{b}}$ 。令 $\hat{a} = 0.5\hat{b}$, 运用自相关和异方差稳健的单侧 t 检验来检验 $a \geq 0$ 。若 $t_{\hat{b}} < -1.65$, 则在 5% 的显著水平下拒绝趋同的零假设。

2 聚类算法

如果整体不趋同, 为了寻找趋同俱乐部, Phillips and Sul (2007) 提供了一种直观的基于非线性可变因子模型的聚类方法, 可以内生的决定趋同俱乐部的存在性和数目。该方法遵循以下三个步骤: 第一步, 将最后一段观测值的均值大小排序, 该均值的计算公式为: $\text{Log}(X_{it}) = (T - [Ta])^{-1} \sum_{t=[Ta]+1}^T X_{it}$, 一般推荐选取 $a = 1/2$ 或 $2/3$ 。第二步, 从排序最高的观测值开始, 每次依次加入一个, 进行 $\log-t$ 检验, 直到计算出来的 t 统计量首次小于临界值 -1.65 为止。然后在这 k 个观测值中计算出核心组的成员。核心组成员的数目 k^* 应满足下列准则: $k^* = \text{argmax}_k \{t_b\} \text{ s.t. } \min\{t_b\} > -1.65$ 。若对于 $k = 2$, $\min\{t_b\} > -1.65$ 都不能得到满足, 则去掉第一个个体, 从第二个个体开始重复上述步骤。若第二个也对于 $k = 2$ 不能满足 $\min\{t_b\} > -1.65$, 继续去掉这个个体, 从第三个开始。如此反复, 若直到最后都不能满足, 则称经济中不存在趋同俱乐部。第三步, 在找出核心组之后, 在核心组成员的基础上每次加入一个未形成趋同俱乐部的成员, 进行 $\log-t$ 检验, 以一定的显著性水平来确定趋同俱乐部的成员, 根据 Phillips and Sul (2007) 的建议, 选取临界值等于 0。在确定第一个趋同俱乐部的成员后, 对剩余的成员进行检验, 若统计量大于 -1.65 则停止, 否则重复前面的步骤, 寻找下一个趋同俱乐部。直到无法找出趋同俱乐部为止, 称剩余的个体是不趋同的。

(二) 数据介绍

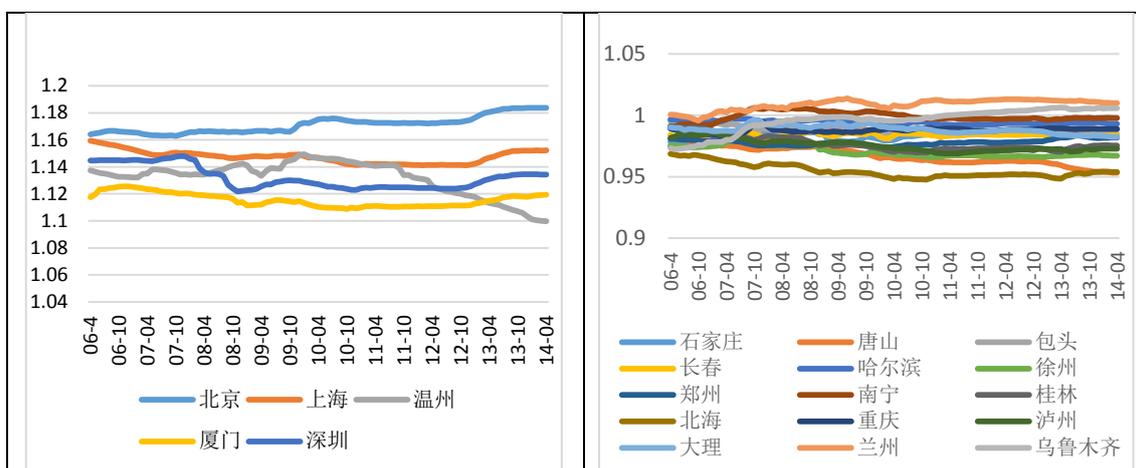
此部分的分析采用的是 70 个大中城市 2006 年 4 月至 2014 年 4 月 每个月新建商品房需求价格。通过国家统计局官网公布的每个月的 70 个大中城市新建商品房价格指数及“禧泰数据-全国房地产市场数据中心” (<http://dl.cityhouse.cn/market>) 提供的 2014 年 2 月份的 70 个大中城市新建商品房价格信息可以计算出每个月的房价。

（三）俱乐部趋同实证检验结果

表 2 结果显示，用 Phillips and Sul（2007）提出的聚类方法，得出：我国房价整体不趋同，但存在俱乐部趋同，其找出了 7 个趋同俱乐部，每个俱乐部包含不同个数的城市，最小的 2 个，最大的俱乐部包括 18 个城市。俱乐部 1 包括北京、上海、温州、厦门、深圳共 5 个城市，平均房价最高，为 19648 元。俱乐部 2 包括南京和杭州两个城市，平均房价次之，为 12197 元。此外，南昌、西安、贵阳、西宁、遵义和银川均未进入任何一个趋同俱乐部（见图 4）。表 2 的结果表明，我国房价在整体上不会趋同于同一个均衡水平或稳定状态，即不同地区之间的房价可能出现“短暂发散、长期趋同于不同均衡水平的发展趋势”。图 4 给出了各俱乐部内城市趋同的转型路径。总体而言，各俱乐部城市房价收敛速度比较平缓，收敛趋势有所差异。南京和杭州这 2 个城市房价朝着下跌的趋势收敛，而宜昌、襄阳和岳阳三大城市房价有上升的趋势。

表 2 城市房价俱乐部趋同分组

	城市数目	\hat{b}	t 统计量	房价均值（元）
俱乐部 1	7	-0.558	-41.804	19468
俱乐部 2	2	-0.537	-44.182	12197
俱乐部 3	15	-0.558	-237.161	8606
俱乐部 4	6	-0.512	-26.358	5627
俱乐部 5	15	-0.305	-7.993	4975
俱乐部 6	18	-0.073	-1.054	4016
俱乐部 7	3	0.318	3.194	2979
不属于任何一个俱乐部	6			4749



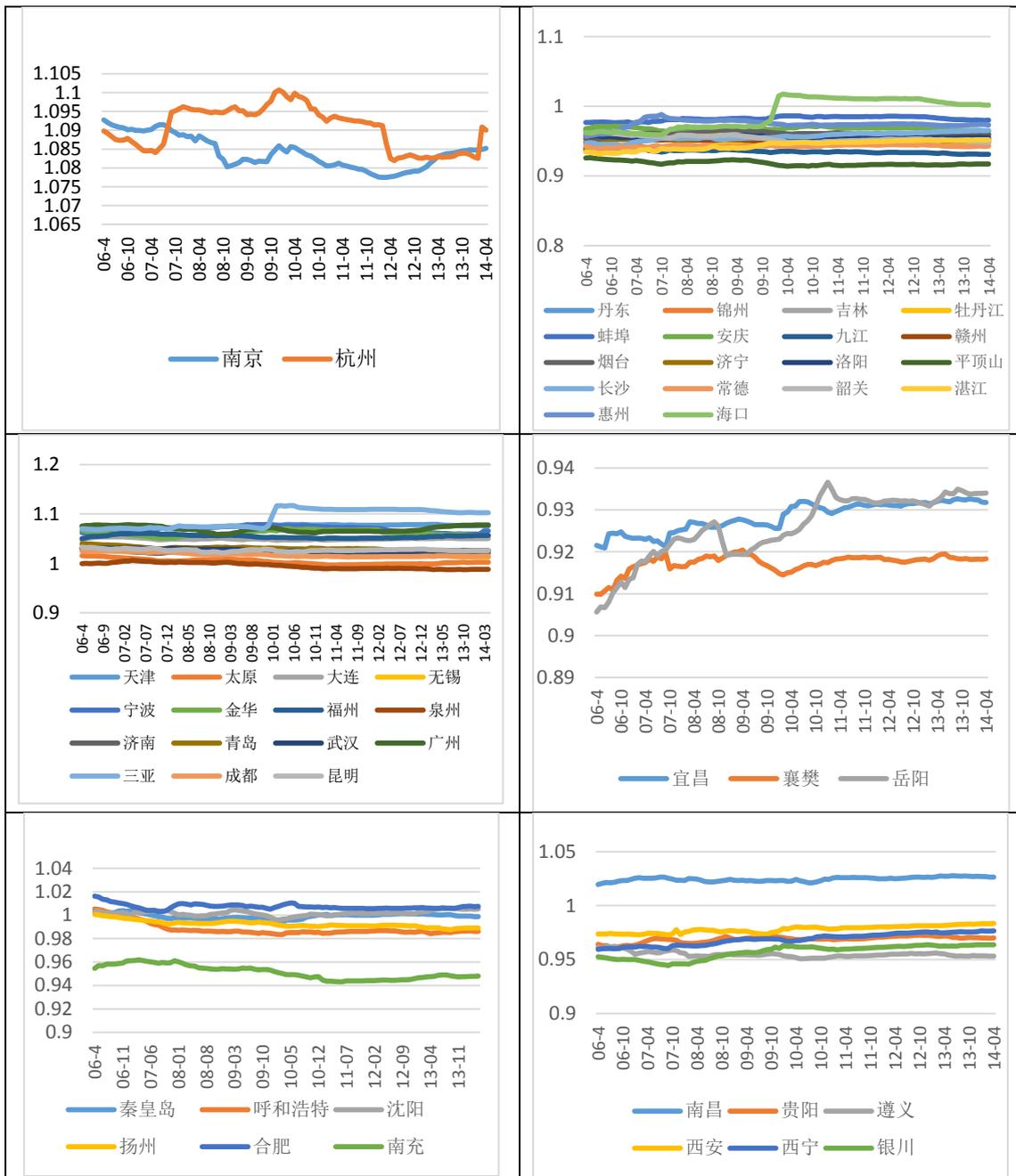


图 4. 各俱乐部城市房价转型路径

注：从上至下，从左至右分别对应俱乐部 1-7。最后一组为非收敛城市

六、结论及政策启示

总结本报告的研究结果如下：

第一，房价水平存在空间上显著的正相关性，并且空间依赖性在一定程度上起到决定住房价格的作用。房价在空间传导上存在同向的“连锁效应”，甚至导致空间分布上的一些“聚集效应”。在全国范围来说，由于各地区城市发展的不平衡，城市条件有明显的地域差别，比如中西部城市条件普遍落后于远东部沿海发达城市，因此房价的高低聚集区区分明显且差距悬殊。这对政府调节我国房价过高，尤其是房价局部区域过热问题有着深刻政策涵义。应将城市间的空间相关性纳入到房价政策制定过程中，

采取更为有效的区域政策组合针对最具辐射影响力的一线重点城市进行房地产市场价格调控，这样既可有效地平抑整个区域房地产价格的上涨，同时有助于控制全国房地产市场的波动，进而使房价维持在一个相对合理的区间范围之内。在必要的条件下，也可以给予地方相关管理部门更多的房地产调控政策自主权，充分考虑其区域效应，允许不同城市的政策方案存在较大的差别。

第二，从需求和供给层面来说，人均可支配收入和房屋建造成本都与房价显著正相关，一方面，随着居民支付能力的提高，居民对住房数量和质量的需求都有所提高，这直接推动了房价的上涨。房价的收入弹性相对更大，这反映我国住房市场的实际情况：由于人口数量大，城市化进程加快，因此住房需求尤其是城市住房需求往往是刚性的；同时购买力提高下居民投资意愿加强，住房投机性需求也上升，尤其是在其他投资渠道缺乏的情况下，结果是人均可支配收入增加支撑了房价的上涨。在各地房价水平不一致的背后，各地居民的人均可支配收入也差异较大，因此不能单纯比较各地的房价水平。另一方面，供给成本的上升也会使得房价上升，但是上升幅度不如需求影响大，整体上需求拉动对成本推动对我国房价的作用更大。因此，我国要治理高房价问题，更多应从需求角度入手，减少住房投机性需求。具体来说，在居民收入水平上升的背景下，引导居民理性投资，出台实业投资优惠政策，引导民间资本进入实体经济，帮助我国实体经济稳定发展；完善我国的金融体系和资本市场，拓宽居民的有效投资渠道。地区实际信贷融资成本对房价显著的负向影响。实际借贷利率高，抑制了房地产市场的消费和投资，从而遏制了房价的上涨，这表示政府利用货币政策来进行房价的调节有一定的可行性。利率市场化是改善我国整个货币政策调控房价效应的中心环节，要继续推进利率市场化，充分发挥利率渠道调控作用。

第三，当我们控制了基本面的影响后，我们发现环境、教育、医疗等城市公共服务对房价有着合乎理论预期和经济直观的显著影响。一般认为，地区的公共服务特征品质是一种正常商品或奢侈品，亦即对它们的需求会随着收入水平的提高而增加。相对于发达国家，我国城市居民的平均工资水平较低，因此，消费者环境特征品质对城市工资和房价的影响可能不如国外强烈。但本文发现，城市公共服务已经成为影响房价的重要因素。更好的教育、医疗、交通和环境保障，更成熟的现代文明，更好的自然禀赋都增加了住房的实际价值，提高了城市的吸引力。表明房地产市场发展进程之中的区域性背离，其中一个重要原因在于各地区公共服务水平的失衡。因此，一个直接的政策启示是，调控不同区域房价的基础是建立更加公正、合理的社会保障机制。通过财政倾斜、政策扶持等方式提高欠发达地区的社会服务水平，加强公共服务投入，重新引导住房需求在地区间的合理均匀分配，通过疏导过热需求来平抑高房价，避免出现由公共服务差异造成“用脚投票”，进而推高局部地区房价的现象。

第四，分税制改革后我国公共服务的差异可能是房价呈现跨时差异和地区差异的重要原因之一。财政分权指标系数在两种模型中均为正，且通过了 10% 的显著性检验，这进一步证明财政分权下的地方竞争对地方政府推高房价具有显著的正向影响。地方政府在分税制改革后有更加强烈的激励来扩大具有软约束性质的预算外收入，从而引致房价过快增长与高位行走。其政策启示是：改革财税体制，调整中央与地方间财政关系，努力使地方政府的财权、税权、事权三者相互匹配，有足够的预算内收入对其支出负责；同时，改革对地方官员的评价制度，不再以经济增长为中心，而将重点放在改善当地民生上，规避地方官员的短视性机会主义行为，降低地方政府的一次性投资冲动。

第四，本报告所关注的另一个重要问题是财政分权对房价的影响，我们控制了相关因素后进行的计量分析表明，房价与预算内财政分权确实存在着相关关系，分税制

改革后我国公共服务的差异可能是房价呈现出跨时差异和地区差异的重要原因之一。财政分权指标系数在两种模型中均为正，且通过了 10% 的显著性检验，这进一步证明财政分权制度设计下的地方竞争对地方政府推高房价具有显著的正向影响。地方政府在分税制改革后拥有更加强烈的激励扩大具有软约束性质的预算外收入，从而引致房价的过快增长与高位行走。对我们的政策启示是改革财税体制，调整中央与地方间财政关系，努力使地方政府的财权、税权、事权三者相互匹配，使地方政府有足够的预算内收入对其支出负责；改革对地方官员的评价制度，不再以经济增长为中心，而将重点放在改善当地民生上，规避地方官员短视性的机会主义行为，降低地方政府的一次性投资冲动。

第五，报告利用 Phillips and Sul (2007) 提出的聚类方法找出了我国房价的七个趋同俱乐部。这个结果意味着我国的房价呈现“总体发散、局部趋同”的发展趋势，即我国房价在整体上不会趋同于某一个相同的均衡水平或稳定状态，同时，结论表明有的城市房价将保持继续上涨趋势，而有的城市房价则会出现下跌的情况，并各自收敛于不同的房价水平。这个结论的直接政策建议是：因为不同地区形成不同的俱乐部或各个俱乐部具有不同的时间路径或房价走势，任何一条针对全国所有地区相同的抑制房价上扬政策讲是失败的。从经济政策的角度上讲，有必要设计适用于每个俱乐部的以专门抑制房价上涨的政策，这跟我们的上述观点是相吻合的，即政府应该出台也可以给予地方相关管理部门更多的房地产调控政策自主权，充分考虑其区域效应，允许不同城市的政策方案存在较大的差别。

参考文献：

- [1] 陈硕：分税制改革、地方财政自主权与公共品供给[J].经济学季刊，2010，(4)，1427-1446.
- [2] 董志勇，官皓，明艳：房地产价格影响因素分析：基于中国各省市的面板数据的实证研究[J].中国地质大学学报（社会科学版），2010，(2)，98-103.
- [3] 宫汝凯：分税制改革、土地财政和房价水平[J].世界经济文汇，2012，(4)，90-104.
- [4] 洪涛、西宝、高波：房地产价格区域间联动与泡沫的空间扩散[J]，统计研究，2007，(8)，64-67.
- [5] 况伟大：预期、投机与中国城市房价波动，2010，(9)，67-78.
- [6] 况伟大：利率对房价的影响，2010，(4)，134-145.
- [5] 梁若冰、汤韵：地方公共品供给中的 Tiebout 模型：基于中国城市房价的经验研究[J]，世界经济，2008，(10)，71-83.
- [6] 梁云芳、高铁梅：我国商品住宅销售价格波动成因的实证分析[J]，管理世界，2006，(8)，76-82.
- [7] 梁云芳、高铁梅：中国房地产价格波动区域差异的实证分析[J]，经济研究，2007，(8)，133-142.
- [8] 梁若冰：财政分权下的晋升激励、部门利益与土地违法[J]，经济学（季刊），2010，(1)，283-305.
- [9] 李勇刚、李祥：财政分权、地方政府竞争与房价波动：中国 35 个大中城市的实证研究[J]，软科学，2012，(1)，42-50.
- [10] 王鹤：基于空间计量的房地产价格影响因素分析[J]，经济评论，2012，(1)，

- 48-56.
- [11] 吴群, 李永乐. 财政分权、地方政府竞争与土地财政[J], 财贸经济, 2010, (7), 51-59.
- [12] 杨君茹、邱晨: 财政分权、政府投资与房产价格——兼议中国式分权的代价[J], 宏观经济研究, 2012, (9), 70-75.
- [13] 张晏、龚六堂: 分税制改革、财政分权与中国经济增长[J], 经济学(季刊), 2005, (1), 75-108.
- [14] 周飞舟: 分税制十年: 制度及其影响[J], 中国社会科学, 2006, (6), 100-115.
- [15] 周飞舟: 大兴土木: 土地财政与地方政府行为[J], 经济社会体制比较, 2010, (4), 77-89.
- [16] Anselin L: *Spatial econometrics: methods and models*[M], 1988, MA: Kluwer Academic Publishers.
- [17] Case A, Hines J, Rosen H: Budget spillovers and fiscal policy interdependence[J], *Journal of Public Economics*, 1993, 52 (3) : 285-307.
- [18] Elhorst J, Fréret S: Evidence of political yardstick competition in France using a two-regime spatial Durbin model with fixed effects[J], *Journal of Regional Science*, 2009, 49: 931-951.
- [19] Kelejian H, Prucha I: A generalized spatial two-stage least squares procedure estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances[J], *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1998, 17 (1) : 99-121.
- [20] Kelejian H., Prucha I: Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances[J], *Journal of Econometrics*, 2010, 157 (1) : 53-67.
- [21] Krainer J, Wei C: House prices and fundamental values[J], FRBSF Economic Letter, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2004, 27 (October) : 1-4.
- [22] Ladd H: Mimicking of local tax burdens among neighboring counties[J], *Public Finance Quarterly*, 1992, 20 (4) : 450-467.
- [23] Lee L, Yu J: Some recent developments in spatial panel data models[J], *Regional Science and Urban Economics*, 2010, 40 (5) : 255-271.
- [24] LeSage J, Pace R: *Introduction to spatial econometrics*[M], CRC Press/Taylor & Francis Group: London, 2009.
- [25] Moran P: Notes on continuous stochastic phenomena[J], *Biometrika*, 1950, 37 (1-2) : 17-33.
- [26] Phillips P, Sul D: Transition modelling and econometric convergence tests[J], *Econometrica*, 2007, 75 (6) : 1771-1855.
- [27] Rey S: Spatial empirics for economic growth and convergence[J], *Geographical Analysis*, 2001, 33 (3) : 195-214.
- [28] Tiebout C: A pure theory of local government expenditures[J], *Journal of Political Economy*, 1956, 64 (5) : 416-424.