学校代码 **10125** 专业代码 **020208**

山西财经大学

**博 士 学 位 论 文**

题目 **城市房地产空间预期评估研究**

姓 名 赵华平 专 业 统计学 研究方向 房地产空间统计分析指导教师 张所地 教授

2013 年 6 月 15 日

**University Code** **10125**  **Major Code 020208**

**Shanxi University of Finance & Economics**

**Thesis for Doctor’s Degree**

**Title Spatial and Expected Appraial on Urban Real Estate**

**Name**  **ZHAO Hua Ping**  **Major**  **Statistics** **Research Orientation** **Spatial Statistics Analysis of Real Estate Tutor**  **Professor ZHANG Suo Di**

**June 15，2013**

山西财经大学

**学位论文原创性声明**

本人郑重声明：所呈交的学位论文，是本人在导师的指导下，独立进行研究工作所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，本论文不包含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的作品成果。对本文的研究所做出重要贡献的个人和集体，均已在文中以明确方式标明。本人完全意识到本申明的法律结果由本人承担。

学位论文作者签名：

日期： 年 月 日

**山西财经大学**

**学位论文版权使用授权书**

本学位论文作者完全了解学校有关保管、使用学位论文的规定， 同意学校保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版， 允许论文被查阅和借阅。本人授权ft西财经大学可以将本学位论文的全部或部分内容编入有关数据库进行检索，可以采用影印、缩印或扫 描等复制手段保存和汇编本学位论文。

本学位论文属于保密□，不保密□。在 年解密后适用本授权

书。

（请在以上方框内打“√”）

学位论文作者签名： 指导教师签名：

日期： 年 月 日 日期： 年 月 日

摘 要

区位作为房地产的重要特征，是形成城市间房地产价格差异和城市内不同区域房地产价格差异的重要原因，但不是唯一原因。国内外学者已经证明人们的预期对房地产价格的变动有着不可忽视的作用，而人们对未来经济和社会发展、收入变动、房价变动的预期更多源于国民经济和社会发展规划、城市规划、生态环境建设规划等的制定和出台，因此，研究区位因素和规划预期因素对房地产价格的作用成为国内外理论界和实务界关注的焦点。

区位是空间位置关系的反映，规划是城市未来发展的蓝图，因此，在房地产评估中需要采用空间数据处理技术、空间统计分析方法来实现房地产价格的空间比较分析和规划预期的数字化模拟，以提高评估结果的客观合理性和科学动态性。本文集成应用了3S技术、面板数据模型、空间计量模型和Matlab、Eviews、Stata统计软件包，构建了城市商品住宅宜居性特征空间评价模型、矿业城市商品住宅价格空间评价模型、市场参与者异质预期对房价影响的双固定效应变截距模型、城市房地产预期评估模型、包含宏观调控虚拟变量的房价与租金变系数面板模型，提出了城市房地产空间预期评估方法，通过实证分析得到市场参与者的异质预期、规划预期、自然区位、政治区位、基础设施建设是影响房地产价格的主要因素，不同规划预期因素对商品住宅价格的影响在方向和提前期上存在显著差异，房价变动对宏观经济的影响、宏观调控下房价与租金的关系存在显著的城市差异等研究结论。主要贡献如下：

**1. 提出了城市宜居性特征评价体系和矿业城市商品住宅价格影响因素体系， 构建了城市商品住宅宜居性特征和矿业城市商品住宅价格的空间评价模型**

在国内外关于城市宜居性特征评价体系和商品住宅价格影响因素体系的基础上，通过增加自然、政治、交通和文化四个区位指标和矿业依存度、矿业从业率、资源开采度、矿产资源价格四个资源特征指标，形成了城市宜居性特征评价体系和矿业城市商品住宅价格影响因素体系。通过对2005-2010年中国35个大中城市

和2003-2010年中国21个矿业地级市与39个非矿业地级市的实证研究，构建了城市商品住宅宜居性特征空间评价模型和矿业城市商品住宅价格空间评估模型，得出自然区位、政治区位、基础设施投资、气候条件、经济水平是形成城市间商品住宅价格差异的主要原因；环境因素、资源特征、基础设施、自然区位和政治区位是影响矿业城市商品住宅价格的重要因素，而人口数量、交通区位和文化区位是影响非矿业城市商品住宅价格的重要因素。

本文是在国家自然科学基金项目“城市不动产动态与预期评估模型研究”（70973072）和“不动产价与回报混合评估系统研究”（70573066）资助下完成的。

**2. 分析了收入异质预期和规划预期对房地产价格的影响，构建了异质预期对 住宅价格影响的双固定效应变截距模型和房地产预期评估模型**

以Giovanni Favaray & Zheng Song提出的异质预期为基础，分析了异质预期条件下市场参与者的最优住宅使用数量和市场均衡价格，通过对1999-2011年中国

31个省、市、自治区的实证研究，构建了市场参与者异质预期对住宅价格影响的双固定效应变截距模型，得出市场参与者的异质预期程度与商品住宅价格呈正相关关系，且住宅市场存在类似于股市的短期动量和长期反转现象。从城市各种规划对房地产价格的影响出发，建立了城市房地产价格预期因素体系，以张所地构建的“城市不动产动态与预期评估模型”为基础，通过对模型的简化，以及对2000-2011年中国31个地区的实证研究，构建了包含先行因素、现实因素和预期因素的房地产预期评估模型，得出建材价格对商品住宅价格有滞后三期的正影响，老年人口抚养比对商品住宅价格有显著的负影响，而少年人口抚养比对商品住宅价格的影响不显著，不同预期因素对商品住宅价格的影响在方向和提前作用期上存在显著差异。

**3. 系统分析了住房价格变动对居民消费支出、人均GDP、居民人均可支配收入、居民消费水平和开发商住房投资的影响途径，实证研究了住房价格变动对宏 观经济影响的区域差异**

在国内外关于住房价格变动对GDP、居民消费支出的影响研究基础上，增加了人均可支配收入、房地产投资和居民消费水平对住房价格变动的响应过程，系统分析了住房价格变动对宏观经济的影响途径。以面板向量自回归模型为基础，通过对2000-2011年中国31个省、市、自治区的实证研究，得出城镇居民消费支出、人均GDP、城镇居民人均可支配收入、城镇居民消费水平对住房价格变动在东、中、西部表现出不同的响应过程，只有房地产开发商的住房投资对住房价格变动的响应不存在区域差异。

**4. 构建了包含宏观调控虚拟变量的房价与租金变系数面板模型，分析了宏观 调控影响下房价与租金关系的城市差异**

在国内外关于房价与租金关系模型研究的基础上，增加了房地产宏观调控虚拟变量，通过对1998-2010年中国35个大中城市的实证研究，构建了包含宏观调控虚拟变量的房价与租金变系数面板模型，得出城市的人口构成不同、房地产需求类型不同等导致了房价与租金的关系在不同城市有不同的表现；城市的经济状况、物价变动、人口构成、房地产供给结构、其他扶持性政策等导致了宏观调控对房地产销售市场和租赁市场有不同的影响。

【关键词】3S 技术； 城市房地产； 预期评估； 空间分析； 评价体系

**Abstract**

As an important character, location is a key factor that causes the difference of real estate price between different cities or between different locations in a city, but it isn't the only factor. Foreign and domestic scholars have proved that expectation can not be ignored in analyzing real estate price and the expectations for future economic and society development, income change and real estate price change of peoples are more originated from the planning for national economic and society development, urban planning, ecological environment construction planning. Therefore, it becomes the focus of attention from theorists and practice experts all over the world to study on the effect of location and expectation on real estate price.

Location reflects the relationship of spatial position, planning reflects the blueprint of city development in the future. So it is necessary that spatial comparative analysis is made and the expectations from planning are digitally simulated by spatial data process technologies and spatial statistical analysis methods, so as to make the appraisal results more reasonable, objective, scientific and dynamic. In this thesis, 3S technology, panel data model, spatial econometric model and some statistical software packages including Matlab, Eviews and Stata are used integrately, some models are constructed that including spatial appraisal model for urban commercial housing amenities, spatial appraisal model for commercial housing price of mining cities, double-fixed effects and variable intercept model for heterogeneous expectations on housing price, expected appraisal model for urban real estate, panel VAR model for housing price change on macro economy, variable coefficient panel model for housing price and housing rent with macro-control dummy variable, spatial and expected appraisal method is brought forward, The conclusions are drawn by empirical research that spatial correlation of housing price between different cities is obvious, main factors of housing price are heterogeneous expectations, planning expectations, natural location, political location and infrastructure level, the effect direction and advanced time of different planning expectation factors on commercial housing price are obvious different, there are obvious city difference in the effect of housing change on macro economy and the relationship between housing price and housing rents with macro-control. The main innovations are as follows.

First, the appraisal system of urban amenities and the appraisal system of commercial housing price of mining cities are advanced, the spatial appraisal models for amenities of commercial housing and commercial housing price of mining cities are constructed. In this sector, natural location, political location, traffic location and culture location are added to the current appraisal system of urban amenities brought forward by foreign and domestic scholars, which make the appraisal system of urban amenities more perfect. And four location indexes including natural location, political location, traffic location and culture location, and four resource indexes including mining dependence, mining employment rate, resource exploitation degree and mining resource price, are added to the current appraisal system of commercial housing price brought forward by foreign and domestic scholars, which composes the appraisal system of commercial housing price of mining cities. Further, the spatial appraisal model of urban amenities of commercial housing and the spatial appraisal model for commercial housing price of mining cities are constructed by empirical research on Chinese thirty-five large and medium scale cities and prefecture-level cities including twenty-one mining cities and thirty-nine non-mining cities respectively. Further, the conclusions are drawn that natural location, political location, investment for public infrastructure, climate and economy condition are key factors for the difference of real estate price between different cities, environment, resource, infrastructure, natural location and political location are main factors for commercial housing price of mining cities, while population, traffic location and culture location are main factors for commercial housing price of non-mining cities.

Second, the effects of income heterogeneous expectations and planning expectations on housing price are analyzed, the double-fixed effects and variable intercept model for heterogeneous expectations on housing price and the expected appraisal model of commercial housing price are constructed. In this sector, the optimal housing demand quantity and equilibrium price are analyzed on the condition of heterogeneous expectations from different market participants brought forward by Giovanni Favaray and Zheng Song, the double-fixed effects and variable intercept model for heterogeneous expectations on housing price is constructed by empirical research on thirty-one provinces and autonomous regions. The conclusions are drawn

That the degree of heterogeneous expectation has positive correlation with commercial housing price, and momentum trading in the short run and overreaction at long horizons in stock market are also happened in housing market. The expectation factor system of commercial housing price is brought forward, and the expected appraisal model of commercial housing price including lead factors, realistic factors and expectation factors is constructed by simplifying the dynamic and expected appraisal model for real estate brought forward by ZHANG Suo di and empirical research on thirty-one provinces and autonomous regions. The conclusions are drawn that there are three periods lagged positive effect on housing price for building material price, negative effect on housing price for aged-dependency ratio, the obvious difference in effect direction and advanced effect period on housing price for different expectation factors, but there is no correlation between child dependency ratio and housing price.

Third, the effect paths of housing price change on consumption expenditure, per GDP, per disposable income, consumption level and housing investment are analyzed systematically, the regional difference of the effect of housing price change on macro economy are discussed by empirical research. In this sector, the response processes of per disposable income, housing investment and resident consumption level on housing price change are added to the current researches on the effect of housing price change on consumption expenditure and GDP, the effect paths of housing price change on macro economy are analyzed systematically. The conclusions are drawn by empirical research on thirty-one provinces and autonomous regions based on panel VAR model that there are different response processes of consumption expenditure, per GDP, per disposable income, consumption level on housing price change, but there is no regional difference in the response process of housing investment on housing price change.

Four, the variable coefficient panel model for housing price and housing rent with macro-control dummy variables is constructed, and the city difference of the relationship between housing price and housing rent in the condition of macro-control is analyzed. In this sector, macro-control dummy variable is added to the current model of housing price and housing rent constructed by foreign and domestic scholars, the variable coefficient panel model for housing price and rent with macro-control

Dummy variables is constructed by empirical research on Chinese thirty-five large and medium scale cities. The conclusions are drawn that there are different relationships of housing price and housing rent between different cities due to different population composition and different housing demand type, there are different effect on housing sale market and housing leasing market of macro control due to different economic condition, consumer price change, population composition, housing supply structure and other supportive policies.

【Key Words】3S technology, urban real estate, expected appraisal, spatial analysis, appraisal system

目 录

[摘 要](#_Toc68618870) 3

**[Abstract](#_Toc68618871)** 3

[1 绪论](#_Toc68618872) 6

[1.1 选题背景和研究意义](#_Toc68618873) 6

[1.1.1 选题背景](#_Toc68618874) 6

[1.1.2 选题依据](#_Toc68618875) 6

[1.1.3 研究意义](#_Toc68618876) 7

[1.2 研究综述](#_Toc68618877) 7

[1.2.1 国内外关于房地产评估技术的研究](#_Toc68618878) 7

[1.2.2 国内外关于城市房地产价格影响因素的研究](#_Toc68618879) 7

[1.2.3 国内外关于房价变动对宏观经济影响的研究](#_Toc68618880) 8

[1.2.4 国内外关于房价与租金关系的研究](#_Toc68618881) 9

[1.3 研究思路和方法](#_Toc68618882) 9

[1.3.1 研究思路](#_Toc68618883) 9

[1.3.2 研究方法](#_Toc68618884) 9

[1.4 研究内容和创新之处](#_Toc68618885) 9

[1.4.1 研究内容](#_Toc68618886) 9

[1.4.2 创新之处](#_Toc68618887) 9

[2 房地产评估的相关理论和技术](#_Toc68618888) 10

[2.1 房地产评估相关理论](#_Toc68618889) 10

[2.1.1 地租理论](#_Toc68618890) 10

[2.1.2 地价理论](#_Toc68618891) 10

[2.1.3 区位理论](#_Toc68618892) 10

[2.1.4 四象限模型理论](#_Toc68618893) 11

[2.1.5 特征价格理论](#_Toc68618894) 12

[2.1.6 城市规划与地价关系理论[102]](#_Toc68618895) 12

[2.2 房地产评估技术⑤](#_Toc68618896) 13

[2.2.1 3S技术的构成与集成](#_Toc68618897) 13

[2.2.2 3S集成技术在城市房地产空间预期评估中的应用流程](#_Toc68618898) 13

[2.3 本章小结](#_Toc68618899) 14

[3 城市宜居性特征对商品住宅价格影响的空间评价](#_Toc68618900)[6](#_Toc68618900) 14

[3.1 城市宜居性特征体系的构建](#_Toc68618901) 23

[3.1.1 城市宜居性的定义](#_Toc68618902) 23

[3.1.2 城市宜居性特征体系的构成](#_Toc68618903) 23

[3.2 城市商品住宅宜居性特征空间评价理论模型](#_Toc68618904) 25

[3.2.1 城市商品住宅宜居性特征的空间滞后评价模型](#_Toc68618905) 25

[3.2.2 城市商品住宅宜居性特征的空间误差评价模型](#_Toc68618906) 26

[3.3 城市商品住宅宜居性特征空间评价实证分析](#_Toc68618907) 27

[3.3.1 商品住宅宜居性特征评价的样本数据和变量说明](#_Toc68618908) 27

[3.3.2 城市商品住宅宜居性特征空间评价模型](#_Toc68618909) 30

[3.3.3 城市宜居性特征对商品住宅价格的影响分析](#_Toc68618910) 37

[3.4 本章小结](#_Toc68618911) 37

[4 城市资源特征对商品住宅价格影响的空间评价](#_Toc68618912) 38

[4.1 矿业城市商品住宅价格的影响因素体系](#_Toc68618913) 38

[4.1.1 矿产资源对商品住宅价格的影响分析](#_Toc68618914) 38

[4.1.2 矿业城市商品住宅价格影响因素体系构建](#_Toc68618915) 38

[4.2 矿业与非矿业城市商品住宅价格影响因素的实证比较分析](#_Toc68618916) 38

[4.2.1 商品住宅资源特征评价的样本数据和变量说明](#_Toc68618917) 38

[4.2.2 矿业城市商品住宅价格空间评价模型的构建](#_Toc68618918) 47

[4.2.3 矿业城市与非矿业城市的比较分析](#_Toc68618919) 57

[4.3 本章小结](#_Toc68618920) 57

[5 市场参与者异质预期对商品住宅价格的影响研究](#_Toc68618921)[11](#_Toc68618921) 57

[5.1 异质预期对住宅价格影响的路径分析](#_Toc68618922) 58

[5.2 市场参与者异质预期作用下的住宅价格决定理论分析](#_Toc68618923) 59

[5.2.1 市场参与者的异质预期](#_Toc68618924) 59

[5.2.2 市场参与者的最优住宅使用数量](#_Toc68618925) 59

[5.2.3 住宅的市场均衡价格](#_Toc68618926) 67

[5.3 市场参与者异质预期对住宅价格影响的实证分析](#_Toc68618927) 76

[5.3.1 住宅价格与收入、异质预期的样本数据和变量说明](#_Toc68618928) 76

[5.3.2 市场参与者异质预期对房价影响的双固定效应变截距模型](#_Toc68618929) 77

[5.3.3 异质预期作用下住宅价格的变动规律](#_Toc68618930) 84

[5.3.4 正、负预期对住宅价格影响的比较分析](#_Toc68618931) 85

[5.4 本章小结](#_Toc68618932) 86

[6 规划预期对房地产价格的影响研究](#_Toc68618933)[16](#_Toc68618933) 86

[6.1 房地产价格预期因素的界定](#_Toc68618934) 86

[6.2 城市房地产价格预期因素体系的构建](#_Toc68618935) 86

[6.2.1 经济发展预期](#_Toc68618936) 91

[6.2.2 收入增长预期](#_Toc68618937) 91

[6.2.3 Th态环境改善预期](#_Toc68618938) 92

[6.2.4 城镇化发展预期](#_Toc68618939) 92

[6.2.5 人口发展预期](#_Toc68618940) 92

[6.2.6 基础设施建设预期](#_Toc68618941) 92

[6.2.7 社会公共服务发展预期](#_Toc68618942) 92

[6.3 规划预期对房地产价格影响的实证研究](#_Toc68618943) 92

[6.3.1 城市房地产预期评估模型的设定](#_Toc68618944) 93

[6.3.2 先行因素、现实因素和预期因素的选择和量化](#_Toc68618945) 94

[6.3.3 城市房地产预期评估模型的构建](#_Toc68618946) 94

[6.3.4 先行因素、现实因素和预期因素对房地产价格的影响分析](#_Toc68618947) 100

[6.4 本章小结](#_Toc68618948) 100

[7 住房价格变动对宏观经济影响的区域差异分析](#_Toc68618949)[20](#_Toc68618949) 100

[7.1 住房价格变动对宏观经济影响的途径分析](#_Toc68618950) 100

[7.2 住房价格变动对宏观经济影响的实证研究](#_Toc68618951) 101

[7.2.1 房价与宏观经济的样本数据和变量说明](#_Toc68618952) 101

[7.2.2 住房价格变动对宏观经济影响的面板向量自回归模型](#_Toc68618953) 101

[7.2.3 住房价格变动对宏观经济的动态影响分析](#_Toc68618954) 116

[7.2.4 住房价格变动对宏观经济波动的重要性分析](#_Toc68618955) 121

[7.3 本章小结](#_Toc68618956) 125

[8 宏观调控影响下的城市房价与租金关系研究](#_Toc68618957)[22](#_Toc68618957) 126

[8.1 宏观调控影响下的房价与租金变系数面板模型设定](#_Toc68618958) 126

[8.2 中国35个大中城市房价与租金关系的实证分析](#_Toc68618959) 129

[8.2.1 房价与租金样本数据的选取](#_Toc68618960) 129

[8.2.2 房价与租金的平稳性检验](#_Toc68618961) 130

*[it](#_Toc68618962)*[的检验结果对应的检验形式为包含截距项。](#_Toc68618962) 130

[9 结论与展望](#_Toc68618963) 148

[9.1 主要研究结论](#_Toc68618964) 148

[9.2 有待进一步研究的问题](#_Toc68618965) 149

[参考文献](#_Toc68618966) 149

[攻读博士学位期间的科研成果](#_Toc68618967) 154

# 1 绪论

城市的区位属性决定了不同城市拥有不同的经济发展水平、社会发展状况、自然地理条件、生态环境质量等，这些因素的差异使得不同城市间房价表现出明显的区域差异性。同时，随着便捷的城际交通体系的逐步发展和完善，城市间的经济活动、人才流动、产业调整变得更加频繁，使得城市间的房价又表现出明显的空间相关性。因此，必须借助于空间分析技术和方法，客观分析不同城市空间区位差异、城市人口结构差异、城市宜居性特征差异、城市资源禀赋差异、城市发展规划等对价格形成的不同影响，构建城市房地产空间预期评估模型，研究具有不同空间区位的城市其现实因素和预期因素对房地产价格的影响，以及房地产价格变动对宏观经济的影响，实现传统的房地产静态、定性、平面、现实评估向动态、定量、空间、预期评估的转变，才能为房地产市场参与者和管理者的决策提供科学、合理的参考。

3S技术具有实时的空间数据获取、一体化的空间数据管理、直观的空间图形操作、精准的空间距离测算、便捷的空间统计分析、快速的规划数字化模拟等功能和优势，能够很好的满足房地产空间预期评估的需求，所以，本文首先分析

3S技术在房地产空间预期评估中的应用。然后，构建基于该平台的城市房地产空间预期评估模型，并通过实证研究给出城市先行因素、现实因素和预期因素对房地产价格的影响效应、房价变动对宏观经济的影响效应、宏观调控下房价与租金的关系及房价与租金对宏观调控的反应，试图从技术和方法上为房地产空间统计分析提供理论支撑，从应用上为房地产管理者、开发商和消费者提供决策参考。

## 1.1 选题背景和研究意义

### 1.1.1 选题背景

（1）现实背景

①不同城市的房价差异显著，且呈现不同的变动过程、趋势和幅度1。

从中国35个大中城市2012年的房价数据来看，北京的平均房价最高，达

26156元/平方米，西宁的平均房价最低，为5145元/平方米，同一时期城市的最

高房价达到最低房价的5倍之多，价格差异相当显著。从2001年至2012年中国

35 个大中城市房价的变化过程来看，各个城市的房价变动过程、趋势和幅度也

1 2012年数据由中国指数研究院公布的2012年1月-12月的百城房价数据平均计算得到，2001年房价数据来源于《中国统计年鉴2002》。

不尽相同，简单从变动幅度来说，宁波的房价变动幅度最大，2012年房价为2001

年房价的7.58倍，而沈阳的房价变动幅度最小，2012年房价仅为2001年房价的

2.87倍。这种显著的城市间房价差异到底是什么原因造成的？究竟怎样才能逐步缩小这种差异？

②鄂尔多斯楼市崩盘，资源型城市房地产市场风险逐步显现。

鄂尔多斯作为中国资源型城市的典型代表，竟然在一夜之间从中国最富有的城市俨然变为了“鬼城”，成为国内各界人士关注的焦点。鄂尔多斯楼市的崩盘使得我们必须进一步关注资源型城市的房地产市场风险。而且，易居（中国）控股有限公司执行总裁、上海宜居房地产研究院副院长丁祖昱先生于2012年10月发布了《中国城市房地产市场风险排行榜》2，指出中国的城市房地产市场风险更多存在于四线城市和资源性城市。到底资源型城市与非资源型城市的房地产价格影响因素有哪些不同？城市的资源特征对房地产价格的作用过程是什么？影响程度有多大？

③城市规划逐渐成为房地产商的营销策略，影响着消费者的购房决策。

“这里紧邻规划中的地铁×号线出站口，交通便利，是您购房的首选”、“这里临近规划中的大学城，环境优雅”、“这里是未来最具潜力的黄金商业中心”等逐渐成为房地产开发商的新一轮营销策略，也成为影响消费者购房决策的关键。城市规划作为政府规范城市发展的重要宏观调控手段，通过使市场经济主体形成对房地产价格影响因素改善的预期而作用于其行为决策，进而传导到房地产价格形成机制上，成为影响房地产价格的重要因素。到底影响市场参与者决策行为的预期因素有哪些？这些规划预期因素对房地产价格的影响程度有多大？这些规划预期因素能够提前作用于房地产价格的周期是多长？

④房地产价格一路上扬，房价脱离租金水平日益明显。

从全国的房屋销售价格指数和房屋租赁价格指数可以看出，中国的房地产销售价格和租赁价格在1998-2011年间一直保持不断的上涨（除2008年受国际金融危机影响出现了下跌外），但租金的上涨却远远小于房价的上涨。面对房价的持续快速上涨，中央频繁的出台各种宏观调控政策，但房价脱离租金水平的现象日益明显。到底中央的宏观调控政策对各个城市的房屋买卖市场和租赁市场产生了怎样的影响？不同地区的房价与租金在宏观调控政策的影响下是否有着不同的变动过程？

2 丁祖昱.中国城市房地产市场风险排行榜，中国房产信息集团研究报告，2012.10

研究上述这些问题，不仅可以完善房地产评估理论和方法，而且可以为城市均衡发展和房地产业健康持续发展提供参考，为政府的宏观调控政策制定、房地产开发商和消费者的行为决策提供依据。

（2）理论背景

国内外学者关于房地产评估的研究已经取得了丰富的成果，但在以下六个方面还需进一步改进和完善：①关于GIS技术在房地产评估中的理论与应用研究、

3S技术在土地利用变更信息、城市环境质量、城市植被覆盖动态变化等方面的应用研究都已经有大量的成果，但对于3S技术在房地产评估中的应用研究还相对缺乏；②对于不同城市房价差异的原因没有一致的结论，对于资源型城市的房地产市场风险没有足够的认识和相应的分析，在研究中缺乏从交通区位、政治区位、文化区位、自然区位、资源特征等方面探讨城市间房价差异的原因；③关于异质预期对房价的影响机理、影响效应的研究成果颇多，但对于异质预期没有统一的概念界定，对于异质预期条件下的房价变动规律、不同方向异质预期对房价的不同影响的研究还较为鲜见；④城市轨道交通规划形成的交通改善预期对房价的影响已得到广泛关注，但缺乏从国民经济和社会发展规划、人口发展规划、城市规划等方面系统构建预期因素体系，进行这种规划预期因素对房价影响的理论分析和实证研究；⑤住房价格变动对居民消费支出、地区经济水平、住房开发投资的影响研究已有大量的文献和成果，但缺乏将地区经济水平、人均可支配收入、居民消费支出、居民消费水平、住房开发投资结合在一起，从相互作用上研究住房价格变动对宏观经济影响途径和影响效应的文献；⑥关于房价与租金关系的研究成果颇多，但对于宏观调控下房价与租金关系的区域差异、房价与租金对宏观调控的反应研究还相对缺乏。

### 1.1.2 选题依据

房地产评价是房地产宏观调控、投资、消费决策的重要依据。中国住房和城乡建设部政策研究中心主任陈淮指出，在过去10年，中国的房地产业是全世界

最活跃、规模最大、最有生命力的房地产市场，未来5-10年或者更长一段时间，中国的房地产业仍然是全世界最大的市场，仍然是全世界需求增长速度最快的市场，仍然是全世界需求方的购买力增长速度最高的市场3，因此，中国作为拥有全世界最大房地产市场的国家，研究基于信息技术的房地产空间预期评估方法，

3 陈淮，2010年蓝筹地产峰会报告，2010.11.

为房地产宏观调控、投资、消费提供决策参考，成为房地产评估领域的一个重要选题。同时，张所地教授主持的国家自然科学基金项目“城市不动产动态与预期评估模型研究”（70973072）为本文的选题提供了思路和方向。基于这两个方面，本文确定以“城市房地产空间预期评估研究”为题进行分析和讨论。

### 1.1.3 研究意义

从理论上来说，本文提出的城市宜居性特征体系、矿业城市商品住宅价格影响因素体系、房地产价格预期因素体系，构建的城市商品住宅宜居性特征空间评价模型、矿业城市商品住宅价格空间评价模型、市场参与者异质预期对房价影响的双固定效应变截距模型、城市房地产预期评估模型、包含宏观调控虚拟变量的房价与租金变系数面板模型，设计的3S技术在城市房地产空间预期评估中的应用流程，从体系、方法和技术上完善了现有的房地产评估理论和方法，为房地产空间统计分析和评估提供了相应的技术和方法支持。

从实践上来说，本文通过对中国不同城市、不同地区、不同产业结构类型城市房地产空间统计的比较分析，得出了城市宜居性特征、资源特征、市场参与者异质预期、规划预期因素等对不同区域住房价格的不同影响，研究结论不仅可以为政府促进城市协调发展、稳定住房市场、对不同产业主导地区分类实施调控政策等提供理论支撑，而且可以为房地产开发商进行城市间投资效益比较分析、住房消费者进行城市间居住选择效应比较分析提供参考依据；通过分析住房价格变动对宏观经济的影响，得出了不同地区宏观经济对住房价格变动的不同响应过程及其原因，便于政府把握房价变动对不同地区带来的经济效应，为制定区域差别化的调控政策和预测调控效果提供依据；通过分析宏观调控下不同区域房价与租金的不同关系以及房价与租金对宏观调控的不同反应，有助于政府预测和把握住房买卖和租赁两个市场的变动，促使中国住房市场的健康和完整发展。

## 1.2 研究综述

### 1.2.1 国内外关于房地产评估技术的研究

传统的房地产评估主要是一种手工的、经验的、静态的评估，随着计算机技术和信息技术的发展，人们逐渐开始研究基于3S和信息系统的房地产评估技术，包括利用3S技术获取土地利用变更信息、城市环境质量、城市植被覆盖动态变化等方面的研究。

Castle[1]分析了GIS在获取空间区位信息方面的优势，指出GIS可以为分析者提供更全面的数据信息，包括二维和三维图形的显示、空间区位变化的快速提取、可视化分析结果的输出，并且能够降低评估成本，为学者们研究房地产评估技术提供了新的思路。Wyatt[2]指出房地产价格是区位因素、自然因素、法律因素和经济因素的函数，而传统的房地产评估方法对于区位因素数据的获取主要是依靠估价人员的经验，主观性太强，应该基于GIS技术对区位因素进行空间测度，以提高评估结果的客观性。张所地[3-6]基于GIS技术和城市土地定级估价综合模型研制了城镇数字化地产评估系统4，指出GIS在空间数据的采集、测算、分析、输出以及空间数据和属性数据的一体化管理、双向检索方面具有强大的功能，分析了GIS在地产评估中的具体应用。张文燕，崔希民[7]提出区位价值是房地产资产的重要组成部分，而GIS技术在信息存储、管理运算、动态管理及跟踪、图形显示等方面的优势可以有效分析这种区位价值，使得GIS在房地产评估中应用具有可行性和必要性，可以实现对房地产价格多层次、多侧面的整体研究，并建立价值维、空间维、时间维的多维立体房价，使房地产价格评估摆脱传统的静态评估。李伟[8]指出房地产的空间特性决定了房地产评估实质上是在空间数据的基础上进行的空间数据挖掘、分析决策的过程，因此，房地产评估应该选择GIS与空间数据挖掘技术的集成来实现房地产评估所需空间数据的相关分析，才能提高评估结果的有效性，但鉴于空间数据挖掘技术在实际应用中的困难度较大、相关计算机软件相对欠缺，所以在实际评估中并没有得到真正使用。LIU Xiao-sheng, DENG Zhe & WANG Ting-li[9]指出传统的房地产评估方法使得评估结果具有无效性和不准确性，因此，提出应该基于GIS技术和BP神经网络方法构建房地产评估系统，以提高评估结果的有效性和准确性。

Sheeja et al. [10]、Nagarajan & Sampath[11]指出RS技术可以获取大范围的土地利用变更信息，GIS技术可以将RS获取的信息进行数字化处理和空间分析，因此在监测土地利用和覆盖的动态变化方面有着显著的优势；党安荣等[12]、付丽莉等[13]进一步将GPS与RS、GIS结合，用于土地利用动态变更信息的获取，指出

RS技术除了可以获取大范围的土地利用基础数据外，在图像数据处理、土地利用分类、栅格数据统计分析等方面也有着其他技术不可替代的作用；GPS 技术

4张所地，吉迎东，赵华平等，城镇数字化地产评估系统开发研究，ft西省教育厅2001年高校高科技开发项目，编号200143, 2003年底结题。2004年7月16日通过ft西省科技厅组织的专家鉴定，总体达国内领先水平，2006 年获ft西省教育厅科技进步一等奖。

可以用于土地利用类型特征数据、用地范围变化数据等的采集；GIS技术可以用于研究区域基础地理数据的引入、数字地面模型分析、地形坡度坡向分析、历史土地利用数据的处理、GPS数据转换应用、数据的矢量栅格转换、动态变化分析等。因此，基于3S技术进行土地利用动态变更信息的提取与监测成为土地管理领域未来的发展趋势。田贵全，曲凯[14]指出RS的遥感影像与GIS的空间分析功能可以有效监测地区的植被覆盖空间分布与动态变化情况，得出地区的环境绿化覆盖度。麻素挺，汤洁[15]、Rahman et al. [16]研究了GIS与RS在生态环境评价中的应用，指出GIS与RS可以相对容易且适时的获取信息丰富的环境评价数据，实现基于多源空间数据叠加和模型运算的定量化评价，而且每个栅格都保留了各个专题指标的属性空间特征，使得评估人员可以方便的了解和分析各个栅格的数量差异和空间分布规律。这样，不仅可以提高评估效率，降低传统评价方法的主观性，而且使评价结果可视化，具有较强的实用性。

综上所述，国内外关于利用3S技术获取房地产评估所需要的土地利用变更信息、生态环境质量、环境绿化水平等数据的研究成果为开展房地产空间预期评估技术研究提供了思路和方法支持。但是，对于房地产价格评估技术的研究还主要集中在GIS技术以及GIS与空间数据挖掘、神经网络的结合研究上，对于RS、

GPS与GIS的集成技术在房地产评估中的应用还较为鲜见。

### 1.2.2 国内外关于城市房地产价格影响因素的研究

城市房地产价格的形成与变化一直备受国内外学者们的关注，综观研究成果，主要集中在三个方面：一是从城市经济基本面来识别不同因素对于房地产价格的影响；二是从城市宜居性出发，分析宜居性特征对房地产价格的影响；三是从市场参与者预期角度分析预期对房地产价格的影响。

（1）经济基本面对房地产价格的影响

关于经济基本面对房地产价格的影响研究主要有两类不同的观点：

一类观点认为经济基本面对房价具有很好的解释能力。Poterba, Weil &

Shiller[17]基于美国1980-1990年39个城市的年度数据，利用时间序列截面回归分析方法，研究了建筑成本、人口因素和收入对城市住宅价格的影响，结果表明，真实收入和建筑成本的变化确实可以解释各城市住宅价格的上涨，但是人口并不是主要影响房地产价格的因素。Quigley[18]基于美国1956-1994年41个都市区域的年度数据，利用时间序列截面回归分析方法，研究了就业、收入、居住和出租

住宅的空置率、总人口数、家庭数、住宅开工量、住宅建设许可数对城市住宅价格的影响，结果表明，经济基本面的相关指标可以解释房地产价格的走势。Hwang & Quigley[19]利用美国大都市区14年的面板数据，通过三方程模型研究发现，大多数情况下，经济条件、收入水平、就业状况的变化对房价的影响在规模和重要性方面都是相当大的。Glindro et al. [20]利用9个亚太经济区1993-2006年的面板数据，通过动态回归模型分析，发现在灵活的商业环境和住房供给弹性相对缺乏的条件下，住房价格波动波动更为明显。从国家层面来说，目前的房价上涨主要是由于经济基本面的改善，而不是投机性房地产泡沫所致。McQuinn & O'Reilly[21]以GDP、人口数、建筑成本指数、土地供应指数、抵押贷款占GDP的比率、按揭利率、汇率、股票价格指数、商业自由指数、金融自由指数、腐败指数、产权指数作为经济基本面指标，分别通过对16个OECD国家和9个亚太经济区的实证研究发现，房价调整在长期主要反映经济基本面而不是泡沫预期。Bhattacharya & Kim[22]以就业、实际建筑成本、实际住房使用成本作为经济基本面指标，利用美国20个都市的统计数据研究发现，经济基本面对美国的房价具有重要影响。尽管房价与经济基本面之间没有长期均衡关系，但潜在的经济因素对房价具有较强的解释力。

另一类观点认为经济基本面对房价不具有解释能力。Ozanne & Thibodeau[23]基于美国1974-1976年54个大都市统计区的相关数据，利用似不相关回归方法考察了财产税率、维护成本、收入水平、人口数量、非居住商品价格、地理位置约束和城市增长控制政策对住宅价格的影响，研究结果表明，城市人口数和收入水平对住宅价格的影响均不显著，地理位置也没有对住宅价格产生显著影响。

Gallin[24]以人均收入、人口数、用户使用成本、股票价格、建筑工人工资、个人消费支出平减指数作为经济基本面指标，通过对美国95个大都市1975-2002年的面板数据的实证研究发现，房价与经济基本面不存在长期协整关系，即经济基本面对房价不具有显著的解释能力。

（2）城市宜居性对房地产价格的影响

关于城市宜居性对房地产价格的影响，其研究结论相对一致，认为不同城市的宜居性水平不同，人们倾向于选择宜居性高的城市居住，使得城市宜居性水平对房地产价格具有显著的正向影响。

Manning[25]基于美国1980年94个大都市区的横截面数据进行了实证研究，

结果表明，城市宜居性对房地产价格有着重要影响，当城市面积扩大后，由于会出现环境污染、犯罪率提高等影响城市宜居性的现象，所以，家庭愿意为具有较高宜居性的城市支付更高的房价。Schmidt & Courant[26]基于1995年人口现状调查数据库，利用距离测度方法计算了宜居特征价格，结果表明，工人愿意为居住在宜居的区位而接受降低的工资，也即都市外围的宜居特征确实可以作为工资差额的补偿。龙奋杰等[27]以自然条件、经济发展程度、环境质量、生活便利程度、公共安全和其他作为反应城市生活质量的宜居性指标，基于中国1999-2005年35个主要城市的年度数据，利用单变量和多变量两种模型研究了生活质量宜居性和收入水平对住宅价格的影响，结果表明，生活质量宜居性和收入水平可以解释

70%左右住房价格的城市间差异，且随着社会经济的发展，中国主要城市的生活质量对住房意愿支付价格增长的贡献有逐步增大的趋势。周京奎[28]将城市舒适性特征分为基础设施环境舒适性、公共卫生与生态环境舒适度、人文环境舒适性、社会服务环境舒适性、社会安全性及城市拥挤性五个方面，基于中国1999-2006

年233个城市的数据，采用面板数据模型，研究了城市舒适性与住宅价格的关系，结果表明，以科技服务、文化服务、商业服务为代表的人文环境舒适度对中国东部地区城市的住宅价格影响显著，而对中西部地区城市的住宅价格影响不显著，以燃气普及率和公共交通为代表的基础设施环境舒适度对东部地区住宅价格的影响远高于对中西部地区住宅价格的影响。公共卫生环境舒适度对住宅价格的影响要高于生态环境舒适度的影响，且对中西部地区城市住宅价格的影响比东部地区城市更显著。

（3）市场参与者预期对房地产价格的影响

关于市场参与者预期对房地产价格的影响研究，主要有两大类：

一类是通过宏观经济基本面与房价的关系研究，得出房价的波动不完全是由经济基本面所造成，一定程度上或很大程度上是由市场参与者的预期所决定。

Phillips[29]利用滞后3年的实际房价升值作为未来房价上涨的代理变量，通过对时间序列数据的研究发现，预期本身会在统计上显著的推高房价。Wong et al. [30]研究发现，市场参与者对于未来经济变动存在着异质预期，住房购买者和投资者对房地产市场的长期绩效存在过度自信，住房价格的形成更多取决于市场参与者对宏观经济基本面的预期，即预期对于住房价格形成具有提前作用。位志宇等[31]从羊群行为的角度研究了房价与经济基本面的关系，指出当房地产市场存在羊群

行为时，宏观经济基本面与房地产价格的关系发生较大扭曲，房价更多的由人们对于未来房地产价格的预期所决定。罗刚强，赵涛[32]基于中国东、中、西三大地区1999-2008年的房价与经济基本面数据，通过面板数据模型实证研究发现，房价与宏观经济基本面变量数据的实证研究发现，经济基本面对住房价格水平的解释力具有显著的区域差异性和阶段差异性，预期和投机因素加剧了房价的波动。

另一类是从经典的预期理论出发，分析不同预期方式对房地产价格的影响。更多的研究集中于适应性预期、理性预期、准理性预期、异质预期、规划改善预期对房地产价格的影响分析。

①适应性预期对房地产价格的影响研究

Muth[33]利用住房单元的空间租金数据进行住房价格变动预期，通过实证发现，适应性预期比理性预期能够更好的解释数据。沈悦，刘洪玉[34]基于中国1995-2002年14个城市的年度数据，利用混合样本回归分析方法，研究了居民消费价格指数、城市总人口、失业率、城镇居民家庭人均可支配收入对住宅价格的影响，结果表明，各城市经济基本面的当前或历史信息都可以部分解释住宅价格的水平或变化率，且这种解释能力存在着显著的城市差异，适应性预期对住宅价格变动具有显著影响。况伟大[35]在住房存量调整模型基础上，基于中国35个大

中城市1996-2007年面板数据的实证研究发现，中国城市房价波动主要有经济基本面而非预期决定，但这并不意味着个别城市房价变动不是由预期和投机决定的。通过理性预期模型和适应性预期模型的比较发现，预期及其投机对中国城市房价波动都具有较强解释力，且理性预期作用小于适应性预期作用。

②理性预期对房地产价格的影响研究

Clayton[36,37]构建了一个理性预期、完全市场和无风险溢价的联合零假设，对温哥华的共管公寓市场进行了实证研究，指出联合零假设明显不成立。平均来说，事后的住房价格变动方向与理性预期的方向相反。通过协整和随机系数方法发现，住房价格对于风险中性的理性预期的偏离是时变的、平稳的、与房地产价格周期所处阶段相关的。Wheaton[38]指出住房市场周期的出现只能被看作是统一的市场经济主体形成的系统误差，住房市场经济主体基于完全信息做出理性预期，住房市场是有效的。Dawit Sisay[39]指出市场经济主体能够充分利用信息进行正确预期，对房地产市场提前做出反应，造成短期内房价大幅波动，长期内房价回复到均衡价格，并证明了房地产市场经济主体理性预期的存在。

③准理性预期对房地产价格的影响研究

Bigman[40]指出行为主体获得信息是要花费一定成本的，并不是所有行为主体都有能力承担获取信息的费用，而且行为主体的背景各不相同，并不可能所有人都能有效利用其所能得到的信息，所以提出了行为主体准理性预期的概念。张金明[41]通过对我国房地产市场的特点和结构进行分析，指出我国投资者对房地产市场的预期是介于适应性预期与理性预期之间的准理性预期。高苛，刘长滨[42]针对我国住宅市场宏观调控前期效果不太理想的现状，建立了住房市场价格调控预期模型，给出了基于不同预期理论的住房价格数学表达式。指出房地产市场参与主体具有准理性预期的特性，分析了预期因素对住房市场宏观调控政策效果的影响规律。结果表明：市场主体的政策预期可导致调控政策的短期失效，住房供给调整系数越小短期价格波动越剧烈，而长期中调控政策目标可以实现，不受预期影响。王军武，赵玮[43]针对我国房地产市场的准理性预期特性，采用Eviews软件对武汉市商品住房市场进行了实证研究，指出住房价格具有很强的内生性，但是市场主体的非理性预期会在短期内对住房价格的变动产生巨大影响。

④异质预期对房地产价格的影响研究

Harrison & Kreps[44]指出理性预期要求经济主体的预期是完全相同的、一致的，但是在现实经济世界中，人们几乎不可能达到一致预期，现实中人们的异质预期是常态。经济主体对于未来经济变化中的某个（些）变量具有不同或者不完全相同的预期，即异质预期。Hanushek & Quigley[45]提出行为主体对经济因素变动的不同预期导致了房价的波动，即行为主体的异质预期是房价波动的重要原因。Giovanni Favaray & Zheng Song[46,47]指出居民收入变动对住宅价格的影响具有双重作用，即收入增加不仅会直接引起居民对住宅需求的增加，而且会形成居民对未来房价上涨的预期，这种预期作用又会间接引起居民对当期住宅需求的增加。在这双重作用下，住宅需求明显增加，在供给缺乏弹性的作用下，引起住宅价格上涨。Taltavull & McGreal[48]指出住房价格波动由人口、股票、收入、财富、利率、通胀等基本面成分和预期代表的非基本面成分解释，提出了在住房价格中分离出市场参与者异质预期和住房价格变动趋势的方法，利用享用价格模型对西班牙的180万套住房样本进行了实证研究，结果发现，预期可以解释住房价格特征因素以外的总误差的14-20%，解释住房价格的0.79-7.7%。徐佳娜[49]通过实证研究也指出香港住房市场存在后向异质有限理性预期。梁以德等[50]通过建立蛛网

模型，分析异质预期交互作用假设条件下，经济因素变动对房价波动的影响。研究表明，在房价波动动态演化系统中，各后向有限理性预期条件下预期价格波动遵循实际价格的变化，而调整预期条件下价格的波动幅度由于动态演化系统中有限理性预期的异质性和市场结构的变动而得到降低。沈悦等[51]从异质有限理性预期入手，以“开发商的预期价格根据地价和房屋造价进行调整，自住购房者和投资性购房者的预期需求根据按揭利率调整”为假设条件，给出了房地产开发商、自住购房者和投资性购房者各自的预期形成机制，并运用系统动力学讨论了预期与住房价格之间的动态反馈机制及其对住房价格的影响。研究表明，开发商的预期价格和投资性购房者预期价格变动趋势的参考值是根据近两年的历史信息而形成的，所以，开发商和投资性购房者的预期与住房价格存在正反馈效应；自住性购房者的预期与住房价格分别存在负反馈和正反馈效应。

⑤规划改善预期对房地产价格的影响研究

理论分析主要体现在Alonso[52]提出区位决策的三个因素为土地租金、交通成本以及地块面积。Mun & Sasaki [53]在Alonso（1964）的基础上用数学模型严格推导了城市交通改善前后的土地市场空间均衡与地价梯度变化，论述了城市交通改善项目的规划建设对土地价格的影响及其变化规律。其研究结论为：在理性预期假设前提下，在交通改善规划宣布之前没有预期出现，出售的土地价格不会变化，城市地价空间梯度也不会变化；在宣布之后竣工之前预期效应显现，出售的土地价格会上升，城市半径扩张，地价梯度下降，家庭总体效用增加；在竣工之后预期重新恢复稳定，地价保持不变。

实证研究主要体现在基于交通规划研究规划改善预期对房地产价格的影响效应。一是认为交通规划对周边住房价格具有提升作用，且这种作用于轨道投入运营之前就已经显现，即存在预期效应。McDonald & Osuji[54]、Chau & Ng [55]、Knaap, Ding & Hopkins[56]、叶霞飞[57]、陈有孝[58]、刘贵文，胡国桥[59]分别对芝加哥、香港、俄勒冈州华盛顿县、上海、北京、重庆的轨道交通规划形成的住房价格影响进行了实证研究，研究结果均表明规划中的轨道交通在实际投入运营之前就已经对周边的住房有增值作用。二是认为交通规划对不同空间的住房价格有不同影响。王霞等[60]基于北京轨道交通13号线对周边房地产价格的影响研究发现，轻轨站点在城市中心区对房价的影响较小，越远离城区对住房价格的影响程度和范围越大，即重影响区域为1公里范围内。Yiu & Wong[61]通过扩展价格梯

度方法对香港西区隧道建设对周边房地产价格的影响研究发现，隧道建设完成之前对房地产价格已经有显著的影响，证明了预期效应的存在。而且通过对6个区域房价变动的比较分析，证明隧道建设的预期效应存在空间差异。三是认为交通规划在不同时段对住房价格有不同影响。Henneberry[62]分三个时段研究了谢菲尔德轨道系统对邻近物业价格的影响，结论显示：轨道建设计划宣布但未施工之前，轨道交通具有邻近正效应；开始施工之后，具有负面效应；建成之后，所有效应都消失。四是交通规划对住房价格影响在时间和空间上都存在差异。顾杰，贾生华[63]研究了杭州轨道交通规划对住房价格影响的时空效应，结果表明：从空间上看，期望交通改善对基础设施较为薄弱的远郊区影响最为明显，而对于繁华市区的影响不显著。从时间上看，地铁开始传言和地铁规划批准两个阶段远郊和近郊住房价格都有较大的上涨，且地铁规划获批准后的增值效应更为明显。王琳[64]

研究了上海市轨道交通8号线对沿线住宅价格的影响，结果表明：空间效应方面，随着到CBD距离的增加，轨道交通站点对周边住宅价格的影响半径逐渐扩大，靠近中心城区的站点对住宅价格影响的空间效应不明显，而远离中心地区的站点对住宅价格影响的空间效应非常显著，且越远离中心位置的站点对距离其同一范围内住宅价格的增值影响越大。时间效应方面，轨道交通开工建设的第一年与开通运营的第一年对住宅价格的增值幅度最大，建设中期增值幅度有所回落。杨鸿

[65]研究了杭州地铁规划对周边房地产价格在时间和空间上的差异，结果发现，在

空间上，感知距离比实际距离在邻近效应测度上更具有说服力，地铁规划对邻近

500米范围以内的房地产价格影响最大，对邻近1000米范围以内的房地产价格

影响稍小，对邻近1500米范围的房地产价格影响不显著；在时间上，规划传言期的轨道交通建设对周边住房价格没有实质性影响，规划宣布后住房价格出现明显的增值，开工建设后周边住房的增值效应进一步加大。Chernobai, Reibel &

Carney[66]研究了美国洛杉矶高速公路延伸工程对周边住房和土地价格的非线性时空影响，得出在高速公路延伸工程开工前两年和建设期的最后两年，高速公路对住房价格的影响统计上不显著；而在建设期的第1-3年和公路开通运营的第1-3年，高速公路对住房价格的影响表现出明显的空间非线性性，即在短距离内，随着与高速公路距离的逐渐增加，房价逐渐上涨；而在达到一个适中距离后，随着与高速公路距离的逐渐增加，房价逐渐下跌；且适中距离随着时间的推移有逐渐外移的倾向。高速公路对住房价格影响的时间非线性性表现在：随着时间的推移，

距高速公路较近或较远的区域其房价增值速度较慢，而距高速公路适中的区域其房价增值速度较快。

综上所述，国内外学者关于经济基本面、城市宜居性特征、市场参与者预期对房地产价格影响的研究成果颇多，对于分析城市间房价差异提供了研究思路和方法。其中，多数学者采用的经济基本面指标可以归结到城市宜居性特征中，但是，目前学者们构建的城市宜居性特征体系缺乏城市的自然区位、交通区位、文化区位、政治区位等区位宜居性的衡量。对于市场参与者预期对房地产价格的影响研究分别从适应性预期、理性预期、准理性预期、异质预期等不同的预期方式进行了分析，为本文开展城市房地产预期评估提供了思路来源和重要性证明，但这些预期主要是利用价格的历史和现状数据按照某种预测方式对未来的价格进行的预测，实质上是研究通过历史数据形成的价格预测对当前房地产价格的作用。本文认为市场参与者的预期并不总是基于历史数据形成的预期，而且包含有人们的一种向往和主观臆断，是勾画的一幅蓝图，而这种理想更多的是基于政府的国民经济和社会发展规划、人口发展规划、城市规划等形成的，所以，本文界定的预期主要是一种规划预期。国内外学者关于规划改善预期对房地产价格的影响分析可以为本研究提供方法支持，只是现有研究主要集中于轨道交通规划改善预期对房价形成的作用分析，缺乏从经济、社会、环境、基础设施建设、人口发展、城市化发展等方面系统性的构建规划预期因素体系，通过房地产预期评估模型研究不同预期因素对房地产价格的影响。

### 1.2.3 国内外关于房价变动对宏观经济影响的研究

国内外关于住房价格变动对宏观经济影响的研究主要集中在两个方面：一是住房价格变动对GDP的影响；二是住房价格变动对居民消费的影响。

（1）国内外关于房价变动对GDP的影响研究

梁云芳等[67]基于中国1998年1季度-2005年3季度的数据，构建了房地产投资实际完成额与GDP、五年期金融机构贷款利率、国内贷款的变参数模型，通过脉冲响应分析发现，房地产投资的冲击对经济增长具有长期影响，而且对相关行业的拉动作用也比较大。段忠东[68]通过实证研究发现，长期来说，房价与

GDP之间存在正反馈过程，一方面房价的上涨会刺激总需求进而对物价产生向上的压力，另一方面总需求的扩张与物价水平的高涨又会进一步刺激房价的上涨。丁珊[69]基于2000-2006年中国商品房价格与城镇居民人均可支配收入、国内

生产总值等宏观经济指标数据，构建了误差修正模型，利用协整分析方法发现，房价对GDP的影响较大，房价每增加1%, GDP增加1.769%。唐志军等[70]基于中国1995年1季度-2008年4季度的房地产投资完成额增长率和GDP增长率数据，构建了向量误差修正模型，通过协整和VAR分析发现，中国房地产投资的波动对GDP增长有显著的正面影响。Jie Zhang et al. [71]通过实证研究发现，房地产投资与GDP增长的关系在我国东、中、西部地区存在显著的差异，房地产投资对GDP增长存在潜在门限影响，尤其是人均GDP少于1000美元的地区，房地产投资对经济增长没有显著影响。Jian Zhou[72]运用美国10个城市的房地产价格数据和经济数据研究发现，仅有1个城市的房地产价格与经济基本面之间存在线性协整关系，6个城市二者之间呈现非线性协整关系，剩余3个城市二者之间没有证据能够表明其存在非线性协整关系。

（2）国内外关于房价变动对居民消费的影响研究

住房价格变动对居民消费的影响研究主要包括两大类：一是住房价格变动对居民消费的影响途径分析；二是住房价格变动对居民消费的影响效果研究。

房价变动对居民消费的影响途径主要体现在财富效应、替代效应和流动性约束效应。Milton Friedman[73]在持久收入假说中指出，持久收入与持久消费存在着固定的正相关比率，而房地产价格上涨一方面可以带来比股市收益更加稳定的收益，另一方面是上涨的趋势具有较强的确定性，所以，房地产价格上涨所带来的财富增加可以看作是持久的收入，因此，房地产价格上涨就会带来持久消费的增加，这种效应被称为“财富效应”。Modigliani[74, 75]在生命周期假说中指出，居民是在更长的时间范围内规划他们的消费以实现整个生命周期内的最小配置，因此，居民的消费与财富和收入之间呈正相关关系，而房地产是居民持有的主要财产，所以房价的变化会直接影响居民家庭财富的变化，从而影响居民的消费支出。

Muellbauer[76]指出，住房价格上涨时，消费者通过保持或减少住房消费而增加其他消费以达到较高的效用，而对于将要购房的消费者而言，消费者为了维持原计划的购房效用水平，只能减少其他消费支出从而减少总的消费。因此，住房价格的上涨会给消费带来负的效应，这种效应被称为“替代效应”。Ludwig & Sløk[77]指出，当住房价格上涨时，消费者本可以利用住房申请到更多的信贷，获得更大的流动性，但由于发展中国家的金融体系尚不完善，导致消费者面临更多的信贷约束，使得在房价上涨过程中，即便消费者预期房价会持续上涨，财富会持续增

加，但由于不能通过抵押房产来获得更多的流动性而影响了消费支出的增加，这种效应被称为流动约束效应。

关于房价变动对居民消费影响效果的研究主要集中在四个方面：一是认为房价变动对居民消费有促进作用。Calcagno[78]利用意大利住户收入和财富调查数据库研究了房价变动引起的居民财富变动对消费的影响。通过分析发现，老年人的消费基本上不受房屋租金上涨的影响，但是对房屋价格上涨非常敏感，相反，年轻人的消费对于房屋租金上涨非常敏感，却基本不受房屋价格上涨的影响。总体而言，房价的上涨不仅对于住房所有者具有促进消费的作用，而且对于房屋租赁者也就具有促进消费的作用。Contreras & Nichols[79]利用美国的家庭调查微观数据实证分析发现，即使房价的短期变动也会给居民消费支出产生正向的影响。丁攀[80]基于1998-2006年中国居民的消费支出、商品房销售额、流通股市值的季度数据，通过扩展的Lettau―Ludvigson模型研究发现，房价与居民消费之间存在着较高的正相关关系。况伟大[81]在两期消费模型基础上，分别对房东和租客建立了房价与消费关系模型，利用中国35个大中城市1996-2008年的家庭数据考察了房价变动对居民消费的影响，研究发现，房价上升将使住房消费面积减少、非住房消费增加。二是认为房价变动对居民消费有抑制作用。Muellbauer &

Murata[82]指出，英国和美国由于信用渠道的作用使得住房价格对居民消费具有正效应，而在那些消费者信用受限的国家住房价格对居民消费有明显的负效应。朱新玲，黎鹏[83]利用2000-2005年中国35个大中城市的季度数据研究了消费与收入、房价之间的关系，实证结果发现房价的上涨对消费有明显的挤出效应。三是认为不同类型房价波动对居民消费有着不同的影响。刘旦[84]基于2000-2006年中国房价与消费的季度数据，利用时间序列模型，研究了城镇居民住宅资产对城镇居民人均消费的影响。实证结果表明，不同类型的住宅价格波动对消费产生的影响不同。高档住宅价格波动对居民消费具有正向影响，而经济适用房和普通住房价格波动对居民消费具有负向影响。戴颖杰，周奎省[85]基于中国2000-2009 年

128个变量的季度数据，运用FAVAR模型通过对房价与居民消费行为之间的关系研究，研究结果也支持这种观点，即不同类型的房价对居民消费行为有着不同的影响，普通住房和经济适用房的价格波动对居民消费具有负向影响，而高档住宅价格波动对居民消费具有正向影响。四是认为房价变动对居民消费有着不同的

短期和长期影响效果。Goh & Downing[86]对新西兰的分析发现住房对消费只有短期作用，而没有长期作用。李玉ft，李晓嘉[87]基于中国1999-2003年住房资产价值、证券资产价值和居民消费额的年度数据，利用误差修正模型研究了中国居民证券资产和住房资产的财富效应，实证结果发现，短期内住房资产对消费具有负效应，长期来看住房资产对消费具有正效应。

综上所述，房价变动对于宏观经济的影响已经引起了学术界的高度重视，但是，关于住房价格变动对经济、消费和投资的区域差异性比较及其原因研究方面还非常有限。张红[88]研究发现房价变动对消费的作用程度存在区域差异性，但是并没有对区域差异性的原因作进一步的解释。孔宪丽[89]利用聚类分析方法将除西藏、新疆之外中国的29个省市划分为高、中、较低、低四个消费等级，研究了房价变动对不同区域的影响差异，但是只考虑了消费支出，并没有分析对消费水平的影响，实质上，房价的变动会引起物价的变动，在物价变动的条件下，消费支出与消费水平并不一定成正相关关系。因此，通过分析住房价格变动对居民消费支出、消费水平、人均可支配收入、开发商住房投资、人均GDP的影响途径和影响效应来研究住房价格变动对宏观经济的作用，并利用中国不同省份的相关数据开展东、中、西部影响差异比较研究的文献还相对缺乏。

### 1.2.4 国内外关于房价与租金关系的研究

国内外学者通过不同的视角、基于不同的数据、采用不同的方法，进行了房价与租金关系的相关理论和实证研究。

理论方面，迪帕斯奎尔，惠顿[90]对房租和房价的关系做了系统性分析，提出了迪帕斯奎尔——惠顿模型（D-W模型），说明了房地产租赁市场与房地产资产市场如何通过租金、房价、新建住房数量和住房存量等变量的变动和相互影响实现均衡，并构造了以租金的决定为源动力的四象限分析模型。曹振良[91]构建了租金和房价供求关系互动图，通过对租金房价比的分析研究了二者的关系。以上文献认为租金与房价存在着相互推动、相互制约的关系，当一个地区的租金回报率明显偏低时，就可以判断房地产市场存在非均衡，房价脱离其租金资本化后的基本价值存在泡沫。

实证方面，Ozanne & Thibodeau[23]以住房买卖市场和住房租赁市场为对象，基于美国1974-1976年住房调查（AHS）提供的54个大都市统计区的相关数据，通过住房市场供求均衡模型，采用普通最小二乘法对模型进行了参数估计，估计

结果验证了房价和租金之间的联动关系。Meese & Wallace [92]使用时间序列数据考察了美国两个城市房屋租金与房屋价格之间的关系，结果显示二者之间存在协整关系。Cheung, Tsang & Mak[93]通过香港四个行政区（香港本岛、九龙、新九龙及新界）在1982-1991年的季度数据，采用Granger因果关系，检验了房价与租金之间的关系，发现多数地区租金与房价之间互相独立，缺乏因果关系，没有产生一般房价的波及效果，亦即房价的上涨不会带动租金上涨，因此，认为可能由于负担能力、政策走向、传统的“有土斯有财”观念等的影响而产生了市场区隔，影响了出租与自有住宅市场的互动关系，导致两个市场替代性薄弱。然而，租金与房价有因果关系的部分地区，则发现房价领先租金，且两个市场间替代性较强。周永宏[94]通过上海市1995-2005年间的房价与租金关系研究，发现房价与租金并未同步而行，而是表现出相对独立的变化，并从房屋买卖市场与租赁市场区隔的角度进行了解释。曾建颖[95]通过分析台北地区租金与房价互相影响的程度，发现二者彼此影响的程度减弱，且房价变动对租金的影响明显高于租金变动对房价的影响，进一步通过分析房价与租金的时间关系，发现二者存在长期的均衡关系。方毅[96]基于35个大中城市房屋销售价格和租金的面板数据协整检验，发现在具有垄断性质的房屋销售市场背景下，中国各个大城市房屋销售价格和租金存在着长期协整关系，房屋销售价格没有完全偏离价值。但是，从局部看，有一些城市（如青岛、上海、宁波、南昌、兰州、武汉）的房价与租金之间偏离了这种长期均衡关系。Gallin[97]通过对美国1970-2005年的房价和租金建立误差修正模型发现，价格与租金之间存在协整关系，且二者可以相互修正，相互修正的时间期限为4年，但是租金不会修正到均衡状态，而价格可以修正到均衡状态。杜红艳[98]提出房价和租金的关系偏离了传统的理论基础，并通过对1998年第一季度到2006年第三季度的房屋销售价格指数和房屋租赁价格指数的单位根检验、协整关系检验以及

Granger因果关系检验，证明了在全国范围内，短期内房价和租金相互独立，长期房价会影响租金。王文莉[99]运用中国35个大中城市的面板数据，就中国房价租金比高企的原因进行了实证分析，结果发现：一个国家或地区的城市化进程中，房价租金比与城市化速度正相关，在其他条件不变的条件下，城市扩张速度越快，房价租金比将越高。

综上所述，现有文献从理论和实证两方面对房价和租金的关系进行了分析，结论不相一致，但缺乏从房地产宏观调控的角度进行分析。王文莉[99]指出不同地

区由于城市化进程导致了房价租金比不同，但没有考虑房地产宏观调控作用。Cheung, Tsang & Mak[93]指出了房价与租金的市场区隔可能是政策走向所致，但没有进行相应的实证研究。因此，探讨宏观调控影响下的房价与租金关系以及宏观调控对房价与租金的影响研究还较为鲜见。

## 1.3 研究思路和方法

### 1.3.1 研究思路

首先，回顾了房地产评估的理论，研究了房地产空间预期评估技术，为后续研究提供理论基础和技术平台；其次，从城市宜居性特征出发，探讨宜居性对房价的影响，解释城市间房价差异的原因。进一步，在城市宜居性特征的基础上，增加了城市的资源特征，研究资源特征对房价的影响，探讨矿业与非矿业城市房价影响因素的差异；再次，以预期理论为基础，从收入异质预期角度分析市场参与者预期对房价的影响。进一步，在异质预期中，选择城市各种规划所形成的市场参与者正向预期为对象，研究房地产预期评估方法，分析各种规划预期因素对房价的影响；然后，以房价变动的经济效应为出发点，从空间比较的角度分析房价变动对宏观经济影响的区域差异及其原因；最后，结合国家的宏观调控政策，研究在相同的房价影响因素作用下，交易市场所形成的房地产买卖价格与使用市场所形成的房地产租金价格表现出不同变动趋势的原因，从空间上探索不同城市的房价与租金关系以及两种价格对宏观调控的反应。

### 1.3.2 研究方法

（1）空间统计分析方法。利用3S技术对城市的房价与影响因素数据进行空间一体化管理和测算分析，在此基础上，研究城市住宅价格的空间相关性，构建城市商品住宅价格的空间评价模型，分析城市宜居性特征和资源特征对商品住宅价格的影响。

（2）比较研究方法。通过矿业城市与非矿业城市商品住宅价格空间数据模型估计结果的比较，研究资源特征对商品住宅价格的影响；通过分析住房价格变动对宏观经济的影响途径，比较分析了中国东、中、西部地区住房价格变动对经济、消费、投资、收入的不同影响；通过中国35个大中城市房地产宏观调控影响下的房价与租金关系比较分析，探讨不同经济区域城市房价与租金对于房地产宏观调控的不同反应。

（3）文献分析与逻辑推演法。通过传统与现代检索方法搜集相关研究文献，从城市商品住宅价格入手，梳理并推演出城市商品住宅价格差异原因，在此基础上，利用中国35个大中城市和部分地级矿业与非矿业城市的统计数据，通过空间计量分析方法，揭示出不同城市、不同类别城市商品住宅价格的主要影响因素；从市场参与者的预期入手，梳理出适应性预期、理性预期、准理性预期、异质预期、规划改善预期对房价的影响研究，提出以国民经济和社会发展规划、人口发展规划、生态环境建设规划、城市规划等形成的规划改善预期因素体系，通过建立城市房地产预期评估模型，揭示出不同预期因素对商品住宅价格的不同影响。

（4）面板计量分析方法。通过构建包含地区与时间双固定效应的面板数据变截距模型，研究了市场参与者异质预期对住宅价格的影响；以面板VAR模型为基础，分析了住房价格变动对居民消费支出、房地产开发商住房投资、人均

GDP、人均可支配收入、居民消费水平的影响；通过构建包含宏观调控虚拟变量的房价与租金变系数面板模型，研究不同地区宏观调控下房价与租金的不同关系，以及宏观调控对房价和租金的不同影响。

## 1.4 研究内容和创新之处

### 1.4.1 研究内容

从论文结构安排看，除了第一章绪论和第九章结论与展望外，全文可分为五大部分：第一部分包括第二章，主要是回顾房地产评估的相关理论，分析RS、

GPS、GIS在房地产空间预期评估中的应用流程，为房地产空间预期评估提供理论基础和技术支持；第二部分包括第三章和第四章，主要是基于空间评估技术，在国内外学者关于城市商品住宅价格差异分析的基础上，以城市宜居性特征和资源特征为视角，探讨城市商品住宅价格差异的原因和矿业与非矿业城市商品住宅价格的影响因素差异；第三部分包括第五章和第六章，主要是基于预期评估方法，在国内外学者关于预期对房地产价格影响分析的基础上，分析了异质预期条件下市场参与者的最优住宅使用数量和市场均衡价格，以城市各种规划为入手构建了城市房地产价格预期因素体系，探讨市场参与者异质预期、规划正向预期等因素对商品住宅价格的影响效应；第四部分包括第七章，主要是以住房价格变动对居民消费支出、开发商住房投资、人均国内生产总值、人均可支配收入、居民消费水平的影响途径为基础，研究空间区位上存在差异的中国东、中、西部地区房价变动对宏观经济产生的不同影响及其原因；第五部分包括第八章，主要是从国家

宏观调控出发，分析调控政策影响下不同城市所表现的房价与租金关系以及房价与租金对调控政策的反应。

### 1.4.2 创新之处

（1）研究了RS、GIS、GPS三种技术集成模式下，3S技术在城市房地产空间预期评估中的应用流程。

在国内外关于3S技术集成方式、3S技术在获取土地利用变更信息、城市环境质量、城市植被覆盖动态变化等研究的基础上，结合房地产空间预期评估的需要和集成难度，提出了以RS、GIS、GPS三种技术分开应用，但拥有一个共同界面，通过内部交换数据实现集成的模式，并给出该模式下3S技术在城市房地产空间预期评估中的应用流程。

（2）提出了城市宜居性特征评价体系和矿业城市商品住宅价格影响因素体系，构建了城市商品住宅宜居性特征空间评价模型和矿业城市商品住宅价格空间评估模型，分析了城市间商品住宅价格差异的原因和矿业城市商品住宅价格的主要影响因素。

在国内外关于城市宜居性特征评价体系和城市商品住宅价格影响因素体系的基础上，增加了自然、政治、交通和文化四个区位指标和矿业依存度、矿业从业率、资源开采度、矿产资源价格四个资源特征指标，提出了城市宜居性特征评价体系和矿业城市商品住宅价格影响因素体系。通过对2005-2010年中国35个大中城市的实证研究，构建了城市商品住宅宜居性特征空间评价模型，分析了城市间商品住宅价格差异的原因，指出城市间的商品住宅价格存在着显著的空间正相关性，且这种相关性呈现逐渐增强的态势；城市的居民收入、基础设施建设水平、政治区位、自然区位对商品住宅价格的影响较大；城市基础设施建设是形成城市间商品住宅价格差异的主要原因。通过对2003-2010年中国21个矿业地级

市与39个非矿业地级市的实证研究，构建了矿业城市商品住宅价格空间评价模型，分析了不同产业结构类型城市间商品住宅价格影响因素的差，指出环境因素、资源因素、基础设施建设、自然区位和政治区位是影响矿业城市商品住宅价格的重要因素，而人口数量、交通区位和文化区位是影响非矿业城市商品住宅价格的重要因素。

（3）分析了异质预期条件下市场参与者的最优住宅使用数量和市场均衡价格，并从城市各种规划形成的市场参与者正向预期出发，提出了城市房地产价格

预期因素体系，构建了异质预期对房价影响的双固定效应变截距模型和城市房地产预期评估模型，分析了各种预期因素对房价的影响效应。

以Giovanni Favaray & Zheng Song提出的异质预期为基础，分析了异质预期条件下市场参与者的最优住宅使用数量和市场均衡价格，通过对1999-2011年中

国31个省、市、自治区的实证研究，构建了市场参与者异质预期对住宅价格影响的双固定效应变截距模型，得出市场参与者的异质预期程度与商品住宅价格呈正相关关系，且住宅市场存在类似于股市的短期动量和长期反转现象。进一步，以异质预期中的正向预期为对象，从城市各种规划形成的市场参与者正向预期对房地产价格的影响出发，建立了城市房地产价格预期因素体系，以张所地构建的

“城市不动产动态与预期评估模型”为基础，通过对模型的简化，以及对2000-2011年中国31个地区的实证研究，构建了包含先行因素、现实因素和预期因素的房地产预期评估模型，得出建材价格对商品住宅价格有滞后三期的正影响，老年人口抚养比对商品住宅价格有显著的负影响，而少年人口抚养比对商品住宅价格的影响不显著，不同预期因素对商品住宅价格的影响在方向和提前作用期上存在显著差异。

（4）系统分析了住房价格变动对居民消费支出、人均GDP、居民人均可支配收入、居民消费水平和开发商住房投资的影响途径，实证研究了住房价格变动对宏观经济影响的区域差异。

在国内外关于住房价格变动对GDP、居民消费支出、房地产投资的影响研究基础上，增加了人均可支配收入和居民消费水平对住房价格变动的响应过程，系统分析了住房价格变动对宏观经济的影响途径。以面板向量自回归模型为基础，通过对2000-2011年中国31个省、市、自治区的实证研究，得出除了房地产开发商的住房投资对住房价格变动在东、中、西部都表现出一致的持续正向响应以外，城镇居民消费支出、人均GDP、城镇居民人均可支配收入、城镇居民消费水平对住房价格变动在东、中、西部都表现出不同的响应过程。

（5）构建了包含宏观调控虚拟变量的房价与租金变系数面板模型，分析了宏观调控影响下房价与租金关系的城市差异，以及宏观调控对房价与租金的不同影响及原因。

在国内外关于房价与租金关系模型研究的基础上，增加了房地产宏观调控虚拟变量，通过对1998-2010年中国35个大中城市的实证研究，构建了包含宏观

调控虚拟变量的房价与租金变系数面板模型，得出城市的人口构成不同、房地产需求构成不同等导致了房价与租金的关系在不同城市有不同的表现；城市的经济状况、物价变动、人口构成、房地产供给结构、其他扶持性政策等导致了宏观调控对房地产销售市场和租赁市场有不同的影响。

# 2 房地产评估的相关理论和技术

## 2.1 房地产评估相关理论

房地产评估是建立在国内外学者提出的地租理论、地价理论、区位理论、四象限模型理论、特征价格理论、城市规划与地价关系理论等基础之上。

### 2.1.1 地租理论

地租理论构成了房地产价格形成机制的分析基础。地租理论的发展主要包括古典经济学的地租理论、马克思主义的地租理论和新古典经济学的地租理论。

（1）威廉・配第（Willian Petty）的地租理论

威廉・配第是英国古典政治经济学的创始人，对地租理论做出了开拓性的贡献。他在1662年出版的《赋税论》中肯定了土地在生产中的重要作用，主要观点包括：一是认为地租是使用农地生产农作物的一种剩余或净报酬，是收获的产品扣除生产费用以后的剩余部分，即地租＝市场价格－生产成本，而地价是土地获得的地租的资本化；二是提出了级差地租的概念，认为由于土地肥沃程度、距市场的距离以及耕作技术水平的差异导致了地租的差异。

（2）弗朗斯瓦・魁奈（Francois Quesnay）的地租理论

弗朗斯瓦・魁奈是法国资产阶级古典政治经济学的奠基人之一，也是重农学派的创始人和重要代表。魁奈的地租观表现为“纯产品”学说，认为财富就是物质，就是使用价值，工业只能改变财富的形态，不能增加财富的数量，只有农业才能使财富增加。农业中生产的农产品除去种子（生产资料）和工资（生活资料）剩下的产品是纯产品。也就是说，农业部门创造的“纯产品”最终是以地租的形式归土地所有者所有。魁奈的“纯产品”理论的贡献就在于第一次提出了剩余价值不是在流通领域而是在生产领域被创造出来的。

（3）亚当・斯密（Adam Smith）的地租理论

亚当・斯密是古典经济学理论体系的建立者。他在1776年出版的《国民财富的性质和原因的研究》（简称《国富论》）中明确论述了地租的计算及其决定机制。主要观点包括：一是指出地租是作为使用土地的代价，是为使用土地而支付的价格，是土地使用权的单纯结果，是一种垄断价格；二是指出土地肥沃程度、土地位置优劣与地租、地价有密切关系，也即反映了级差地租的思想；三是认为地租既是一种剩余价值，又是一种地租收入。斯密给出的地租计算公式为：地租

＝市场价格－生产成本－普通利润。

（4）大卫・李嘉图（David Ricardo）的地租理论

大卫・李嘉图是英国资产阶级古典政治经济学的主要代表之一，也是英国资产阶级古典政治经济学的完成者。李嘉图在1817年出版的《政治经济学与赋税原理》中更明确地区分了租金与地租的含义。他指出地租是社会不断进步、人口不断增加的结果。农产品的市场价格是由最劣等地即最大劳动耗费所决定，所以由于土地肥沃程度及位置不同所形成的级差地租是地租的关键。地租由于形成条件不同而产生了三种级差地租，即丰度地租、位置地租、资本地租。李嘉图给出的地租计算公式为：地租＝市场价格－生产成本－平均利润。

（5）卡尔・马克思（Karl Marx）的地租理论

卡尔・马克思在劳动价值论、剩余价值论、利润理论和生产价格理论的基础上，根据地租产生的原因和条件，在《资本论》中把地租区分为级差地租、绝对地租和垄断地租。绝对地租是土地所有者凭借土地所有权垄断所取得的地租，绝对地租不是平均利润的一部分，而是农产品市场价格高于生产价格的余额。绝对地租形成的条件是低于工业资本有机构成的农业资本有机构成，形成的根本原因是土地所有权的垄断。级差地租是指租用较优土地所获得的归土地所有者所占有的超额利润。土地自然条件的差别是级差地租形成的自然条件或自然基础，而土地有限性所引起的土地经营上的垄断是级差地租产生的原因。级差地租按其形成的基础不同，可分为级差地租Ⅰ和级差地租Ⅱ。其中，级差地租Ⅰ是指农业工人因利用肥沃程度高和位置较好的土地所创造的超额利润而转化的地租；级差地租

Ⅱ是指对同一地块上的连续增加投资，使各次投资的生产率不同而产生的超额利润转化的地租。垄断地租是指由产品的垄断价格带来的超额利润而转化成的地租。垄断地租的形成，除了土地所有权垄断这个前提外，还因某些土地具有的特殊的自然条件。具有特殊自然条件的土地能够生产某些特别名贵而又非常稀缺的产品，这些商品的生产者凭借垄断经营形成垄断价格，便可获得垄断价格与生产价格之间的差额，即垄断利润。这部分利润经由租地资本家转交给土地所有者后形成垄断地租。垄断地租不是来自农业雇佣工人创造的剩余价值，而是来自社会其他部门工人创造的价值。马克思给出的地租的计算公式为：地租＝市场价格－生产成本－平均利润－资本利息。

（6）阿尔弗雷德・马歇尔（Alfred Marshall）的地租理论

阿尔弗雷德・马歇尔是英国著名的经济学家，他在1890年出版的《经济学

原理》中指出，生产要素有土地、劳动和资本三种，土地是一种特定形式的资本，凡是不依靠劳动而来的有用物质都可归入土地。地租由土地自然的“原始价值”、

“私有价值”（土地所有者个人为改良土地及建立地面建筑投入的资本、劳动及带来的收入）、“公有价值”（社会的一般发展进步）三部分组成。

另外，他还提出了稀有地租和准地租的概念。他指出，如不存在稀缺性，任何土地都不会有地租。因此，从某种意义上讲，所有的地租都是稀有地租，所有的地租也都是级差地租。准地租是指使用土地之外的其它资源（如厂房、设备等）时所支付的报酬。之所以称为准地租，是因为这种资源从短期考察，其数量固定不变，供给弹性为零，使占有较好厂房、设备的厂商生产成本更低，由此产生的收益与支付之间的差额在性质上类似地租，归厂商所有。同时，马歇尔还指出，土地供给受自然条件的限制，供给量是固定不变的，它没有生产费用，因而也没有供给价格。因此，地租只受土地需求的影响，土地需求价格则决定于土地的边际收益产量。

（7）威廉・阿隆索（William Alonso）的地租理论

威廉・阿隆索是美国经济学家，新古典地租理论的开创者。他在1964年出版的《区位和土地利用：土地租金的一般理论》中建立了厂商对城市土地的投标曲线，然后根据经济学中的一般均衡原理，在土地市场的均衡中创造包括农业、工商业和居住性用地在内的土地价值模式。阿隆索的主要贡献表现在：首先，利用数学模型揭示了各行业的地租成因。利用土地面积、产品价格、经营成本以及单位产品的运输成本为变量，建立了农业地租的投标曲线和地租成因，并在地租为零的假设条件下，分析了不同区位相应的经营作物；利用住户收入开支的三个方面，即租用土地的支出、通勤费用以及各种商品消费和服务支出，建立了住户的地租模型和相应的投标曲线，以追求最大利润为目标，利用经营成本、利润额、营业量以及土地成本为变量，建立了厂商地租模型和相应的投标曲线。其次，利用所谓的地租结构分析了不同作物的竞标。指出在农业投标模型中，不同的作物都有各自的产量、价格、成本和运费，与别的作物形成明显的差异，故它们的投标曲线也各不相同。将众多的作物投标曲线同时都显示在二维坐标系中，便可决定不同作物的分布和区位地租。再次，利用地租结构，揭示了城市土地市场出租价格的空间分布特点。把自城市中心向外，处于不同位置的土地市场中出租的价格，在二维空间坐标系中连接起来，就得到真实的土地价格曲线（出租价格）。

### 2.1.2 地价理论

地价理论和地租理论是相互补充、密不可分的。所不同的是地租理论对房地产评估的过程起着定性化的指导作用，而地价理论则是使房地产评估工作更接近模型化与定量化的基础。

首先，从马克思的地价理论来说，价格和价值属商品经济范畴，价值的实体是劳动，交换价值是价值的表现形态。土地价格的实质是地租的资本化。具体来说，土地虽然不是劳动产品，没有价值，但却有使用价值。土地能为人类永续提供产品和服务。在土地所有权垄断的条件下，地租的占有是土地所有权借以实现的经济形式。正是因为有地租，才会产生土地价格。但这里的土地价格不是土地的购买价格，而是土地所提供的地租的购买价格，即土地价格的实质不过是按一定利率还原的地租。用公式表示为：地价＝地租/利息率。

其次，西方经济学的地价理论主要采用边际分析、供求分析等数量分析方法，其理论基础是效用价值论、生产费用论和供求论。他们认为，地租是土地生产要素对产品及其价值所做的贡献的报酬或认为地租是一种“经济盈余”，是产品价格同工资、利息等生产费用之间的余额，而由于地租和地价一样，其存在的基础是土地的效用，即土地具有能满足人类的需要、进行各种生产和消费活动的能力，因此从需求角度讲，地租越来越被认为是地价的基础，而地价最终还取决于土地市场的供求状况。“影子价格”理论认为，地价是土地资源得到合理配置的“预期价格”。它是从土地有限性出发，在一定的资源约束条件下，求出每增加一个单位土地资源可得到的最大经济效益。这种方法主要是分析土地的机会成本，选择最大效益的机会成本来确定土地价格。它一方面反映土地的劳动消耗；另一方面反映土地的稀缺程度（供求关系）。

### 2.1.3 区位理论

区位不仅包括地球上某一事物与其他事物在空间方位和距离上的关系，还强调自然界的各种地理要素和人类社会经济活动之间的相互联系和相互作用在空间位置上的反映。区位就是自然地理位置、经济地理位置和交通地理位置在空间地域上有机结合的具体表现。自然地理位置是指地球上某一事物与其周围陆地、

ft脉、河湖、海洋等自然地理事物之间的空间关系。经济地理位置是指地球上某一事物在人类历史过程中经过人们的经济活动所创造的地理关系。自然地理位置发生作用往往通过经济地理位置得以实现。交通条件是城市与周围其他地区以及城市内部各功能区相互之间联系的桥梁和纽带，是城市赖以形成和发展的先决条

件。交通地理位置一般又是自然地理位置与经济地理位置最重要的综合反映和集中体现。三种地理位置有机联系、相辅相成，共同作用于地域空间，便形成了一定的土地区位。

（1）约翰・冯·杜能（Johann Heinrich von Thünen）的农业区位论

约翰・冯·杜能在1826年出版的《孤立国同农业和国民经济的关系》（简称

《孤立国》）中提出了农业产业区位分布理论和价格决定理论。他认为农业用地的类型和农业土地经营集约化程度，不仅取决于土地的自然属性，更取决于其经济状况——主要是到农产品消费市场的距离。也就是说，由土地位置不同，即距离城市市场远近的不同，导致农业成本在空间上的差异，从而对地租发生不同的影响。指出城市周围土地的利用类型以及农业集约化程度随着距离的变化呈带状变化，围绕城市形成一系列同心圆。事实上，农业区位论的本质是土地用地类型、农业地租和交通成本之间的关系。在同质性假设下，不同的交通成本决定了不同的农业用地类型，同样，不同的交通成本也决定了不同的土地级差地租。因此，不同区位决定了不同的土地级差地租。杜能指出，经营者在单位面积土地上获得的最大利润（P）[由农业生产成本](http://wiki.mbalib.com/wiki/%E5%86%9C%E4%B8%9A%E7%94%9F%E4%BA%A7%E6%88%90%E6%9C%AC)（E）、农产品市场价格（V）、把农产品从产地运到市场的费用（T）三个因素所决定，它们之间的变化关系可用公式表示为：*P**V*(*E**T*)。杜能还根据区位经济分析和区位地租理论，提出了六种耕作制度，每种耕作制度构成一个区域，而每个区域都以城市为中心，围绕城市呈同心圆状分布，这就是著名的“杜能圈”。杜能圈指出，以城市为中心，由里向外依次为自由式农业、林业、轮作式农业、谷草式农业、三圃式农业、畜牧业。

（2）阿尔弗雷德・韦伯（Alfred Weber）的工业区位论

阿尔弗雷德・韦伯在1909年出版的《工业区位理论：区位的纯粹理论》中提出了工业区位理论。韦伯从运输成本、工资成本和聚集效应等方面论述了工业区位选择的基本原则，探讨了工业区位变化的规律。韦伯分析的区位因素是指在特定地点进行一种经济活动比其他地区进行同种活动能获得更大利益的因素。通过模型分析，他认为起决定作用的只有运输费用、劳动力费用和积聚作用，并由此提出了工业选址的三个基本法则：①运输区位法则，工业区位应布局在运费最低的地方。②劳动区位法则，若迁移成本远小于劳动成本降低，则应迁移。③积聚或分散法则，若积聚或分散的获利远大于迁移成本，则应积聚或分散。

（3）瓦尔特・克里斯塔勒（Walter Christaller）的中心地理论

瓦尔特・克里斯塔勒在1933年出版的《地图的中心说》中从中心居民点、

城市供应、行政管理、交通等主要职能出发，论证了城市居民点及其地域体系，揭示了城市、中心居民点之间的区域基础及等级规模的空间关系，提出了中心地理论。克里斯塔勒指出，城市的基本功能是作为其腹地的服务中心，为其腹地提供中心性商品和服务，如零售、批发、金融、企业、管理、行政、专业服务、文教、娱乐等，这些中心地服务范围的形态均呈现为六边形，但因各级中心地的门槛人口和服务范围不同，六边形的大小也不相同。高级中心地服务范围大，彼此相距较远，六边形面积大，数目少；低级中心地服务范围小，彼此距离较近，六边形面积小，数目多。不管级别的高低，同一级别的六边形之间是相互排斥的。就整个地区而言，中心地及其服务范围如同一个金字塔，塔顶是最高级的中心地，个数最少，而构成塔基的是数量巨大的最低级中心地。

### 2.1.4 四象限模型理论

四象限模型是Denise DiPasquale和William C. Wheaton在1996年出版的著作《Urban Economics and Real Estate Markets》中提出的，用于分析房地产价格的形成和动态变化规律。可以说，四象限模型提供了分析房地产价格形成的基本框架。

鉴于房地产既可以被作为消费品，又可以被作为资本品，四象限模型将整个房地产市场分为比较独立又紧密联系的两个市场：资产市场（Asset Market）和使用市场（Property Market），如图2-1所示。在图2-1的四个象限里，第一、第四象限代表住宅使用市场，第二、第三象限代表住宅资产市场。

资产市场资产定价

*P* 



租金

*R* *R*

使用市场决定租金

*T*0 (1*i*) *t i*

*D* *f* (*R*, *Economy*) *S*

价格住宅存量

*S*  *C*

**

(*S**C****S* )

*P* *f* (*C*)

资产市场新建住宅

建设

图2-1 住宅市场均衡的四象限模型

使用市场存量调整

四象限模型有两个假设条件：一是在市场其他条件给定的情况下，住宅的资产价格是由住宅资产市场的供给和需求双方相互作用决定的。二是在市场其他条件给定的情况下，在住宅使用市场，使用权的供需关系决定使用权价格即租金。上面假设的是其他条件不变，资产市场和使用市场相对独立的情况。实际上，住宅资产市场和使用市场之间有密不可分的关系，共同起伏。两个市场之间有如下两个连接点：第一，租金。住宅的收益水平，是诱发住宅资产需求的一个极其重要的因素。住宅资产市场上对所有权房的需求，主要是由住宅使用市场的租金水平决定的，因为投资者购买房产时，是将其视作为当前或未来的现金流，租金的变化自然会影响到资产市场上对所有权的需求。第二，新开发建设量。两个市场均受住宅开发建设情况的影响，当开发量增加时，资产市场的供给量增加，价格下跌，使用市场的租金也会下跌。

第一象限演示的是住宅使用市场，描述了家庭住宅空间需求和供给如何决定短期租金。在短期内，住宅空间的供给是一定的，住宅空间需求的变化决定租金的大小。而住宅空间需求的变化取决于家庭数量、家庭收入水平以及住宅消费与其他消费的比较价格。一般地，家庭数量的增多，或者家庭收入的增加会使得住宅空间的需求上升，在住宅空间供给不变的情况下，租金就会上涨。反之亦然。住宅空间需求的变化在图2-1中表现为曲线整体的上下移动。当住宅空间供给和

需求相等时，就决定了市场均衡状态下的租金水平，即*D* *f* (*R*, *Economy*)*S* 。

其中，*D*为住宅空间需求；*S*为住宅空间供给；*R*为租金水平；*Economy*为国家基本经济状况，也可以理解为家庭收入。

第二象限演示的是住宅资产市场，反映了住宅价格是由租金水平和租金的资本化率决定的。根据李嘉图的租金理论，购买住宅相当于长期投资，其收益就是租金，因此，影响住宅价格的一个重要因素就是住宅的租金收入。租金的任何变化都会资本化到住宅价格里，从而表现为住宅价格的变动。在这里，资本化率是根据投资者的预期给定，一般要受到长期利率、租金的预期上涨率、出租经营的风险以及国家住宅政策的影响。由于长期来看，投资的总支出和总收益应该是相等的，因此，住宅价格就由第一象限的租金水平以及预期的资本化率共同决定，

*R* R

即*P*(1*i*) *t*  *i* 。

*t* 0

第三象限是住宅资产市场的另一部分，反映了住宅新建数量是如何确定的。斜线*f*（*c*）反映的是住宅的单位开发成本，图中假设开发成本*P*与开发量*C*成正比，所以是一条向左下方的斜线，斜线与横轴相交处的横坐标数额代表了启动开发所需的最少资金量。将资产市场确定的价格投影到成本曲线，得出相应的开发量，

此时，开发成本等于价格*P* 

*f*（*C*）。当开发量小于资产市场所需的开发量时，

开发商获得超额利润；反之，则无利可图。

第四象限是使用市场的另一部分，反映了新开发量*C*（住宅增量）如何转化为使用市场的存量*S*。在一定时间内，存量的变化*S*等于新建住宅数量减去由于房屋拆除（折旧）导致的存量损失。如果折旧率以*δ*表示，则*S**C****S*。由原点出发的斜线代表了存量与开发量的关系，斜线上任意一点对应的开发量和

存量有如下关系，开发量刚好抵消折旧量，以保证存量维持不变，即*S**C* 。

因此，房地产资产市场和使用市场紧密联系在一起：一是使用市场均衡状态下的租金水平决定了资产市场的房地产价格水平；二是房地产资产市场的新建房地产会增加使用市场的住宅空间供给。

### 2.1.5 特征价格理论

住房的异质性特征决定了人们对住房的需求不仅反映在住房服务量的单一维度上，而且还反映对各种住房特征的选择。在市场均衡状态下，人们要选择对其相对有利的住房属性，就必须支付更多的成本。因此，特征价格模型成为估计住房特征价格的重要工具。

Lancaster对新古典经济学的效用和偏好理论进行了扩展，提出商品是由一系列特征要素构成的集合，消费者对商品的需求不是源于商品本身，而是对商品所包含的各种特征的需求，对这些特征的消费最终转化为消费者的效用，效用总量的需求取决于商品包含的各种特征的数量以及每个特征所带给消费者的单位效用[100]。Rosen在Lancaster的偏好理论基础上提出了隐形市场理论。在市场完全竞争的假设下，以消费者效用最大化和生产者利润最大化为条件，建立了异质商品（住房）的长期均衡和短期均衡模型[101]。

假定消费者的总收入为*Y*，不考虑储蓄，消费由包含一系列特征的商品*Z*（住房）和其他商品的集合*X*（价格为1）所构成，即*Y**X**P**Z*1 , *Z*2 ,, *Zn*，其中*P**Z*1, *Z*2 ,, *Zn*是商品*Z* 的特征价格函数。每个特征对应的隐形价格为

*Pi**P* /*Zi* 。

消费者的效用函数为*U**U**Z*, *Y**P*，其中*P*为消费者对于住房*Z*的出价函数。在消费者收入的预算约束下，消费者对于住房的支出变化同时伴随着对其它

商品*X*消费的变化，即*P* /*Zi* *ui* / *uX*，其中*ui* *U* /*Z*，*uX*

*U* /*X* 。

消费者的目标是效用最大化，构建效用的拉格朗日函数Max*U**Z*, *X*，约束

条件为*Y**P**Z**X*，得到*ui* / *uX*

*Pi* 。

对于消费者而言，效用最大化时的选择为*P* /*Zi* *ui* / *uX* *Pi* ，即消费者对



于住房所包含的每个特征的边际需求价格与该特征的隐形价格相等时，消费者的效用实现最大化，此时，消费者出价曲线与住房的特征价格曲线相切，消费者做出最优选择；同理，开发商在利润最大化的条件下，其边际供给价格与特征的隐形价格相等，即开发商要价曲线与住房的特征价格曲线相切时，开发商做出最优选择，如图2-2所示。

住卖方要价曲线 房

价格

买方出价曲线

特征价格函数

*O*住房特征数量

图2-2 住房消费者和开发商均衡状态下的特征价格函数

因此，在住房市场处于均衡状态的前提下，如果消费者和开发商都以各自的效用（或利润）最大化为前提，则对于住房所包含的每一个特征，都应有消费者出价曲线、开发商要价曲线和住房特征价格曲线相切于一点。所以，可以通过计量经济学模型分析住房价格与住房特征之间的关系，得到各种特征的边际价格。

### 2.1.6 城市规划与地价关系理论[102]

城市未来地价的高低主要取决于城市土地配置的合理程度、用地功能布局及城市基础设施的发展水平，以及城市建设总体容量控制标准，这些主要是由城市规划决定的。因此，以土地利用规划为主体的城市规划往往在很大程度上影响着城市土地价值的高低。

（1）规划纲要对地价的影响

规划纲要是一种策略规划，它主要通过确定城市发展政策，影响供求关系，发挥对城市开发活动的整体引导作用，影响城市地价的整体水平。规划纲要阶段所确定的城市发展速度、土地需求量预测、新发展区的选择、土地供给的数量及分布、土地开发程序和分阶段土地投放量的安排、基础设施投资区位等，不仅会影响未来城市地价的整体水平，而且会对地价分区变化情况产生直接的影响。

（2）总体规划对地价的影响

总体规划是在宏观层次上影响城市的地价，体现在三个方面：①城市职能与规模规划对地价的影响。城市职能影响到城市土地使用的构成，而不同性质的土地使用经济效益是有很大差异的，所以，城市职能类型及主导职能的差异是决定城市地价水平的一个重要因素。同时，总体规划确定的城市发展规模控制对城市地价水平也有一定的影响。城市发展规模越大，一方面可以提高经济聚集效益，增强土地级差收益，另一方面城市规模越大，人均用地指标越低，意味着土地供给与需求的缺口愈大，土地资源短缺情况越严重，地价水平也会越高。②城市用地结构对地价的影响。城市土地使用结构是指城市各类用地在城市总用地中的比重，以及各大类用地内部各个组成部分用地的构成与比例。不同性质的用地价差是普遍存在且差别很大。一般来说，商业用地地价最高，住宅次之，工业用地最低，地价总体水平与商业用地的比重呈正相关，而与工业用地的比重呈负相关，因此，规划确定的城市用地构成与地价总体水平及地价总量密切相关。总体而言，城市规划通过优化城市用地结构，有利于提高城市地价的整体水平。③城市空间结构对地价的影响。城市空间结构的层次决定着土地价格的分级体系，商贸、居住、工业等功能用地的聚散程度决定了房地产价格总体水平和不同土地等级间价格差异幅度。城市空间结构通过其结节性、均质性和交通便捷性的空间分异影响到地价的空间结构。对大多数城市而言，用地聚集程度越高，尤其是商贸服务业、办公楼宇等聚集程度最高的城市各级中心地区，往往是地价峰值区；城市房地产价格上涨最快的地区一般都是交通便捷的区位，尤其是城市新发展区，规划新开通干道、高速公路出入口两侧土地，地价必然迅速上涨，表明交通条件的改善对城市土地价格的提高起着直接的促进作用；聚集程度较高、交通条件优越的地段不仅对本区域地价水平有影响，而且通过传递扩散，可以带动周边地域地价水平的提高，从而影响到城市地价的整体水平。

（3）控规性详细规划对地价的影响

控规是在微观层次上对城市土地资源合理配置，并对城市开发活动起着直接的控制作用，它在微观层次上影响着具体地块的土地价格，尤其表现为土地开发强度控制对地价的影响。土地开发强度控制包括容积率、建筑密度、建筑层数、绿地率等主要指标。一般情况下，土地开发强度越高，土地利用经济效益就越高，地价也相应提高；反之，如果土地开发强度不足，亦即土地利用不充分，或因土地用途确定不当而导致开发强度不足，都会减弱土地的使用价值，降低地价水平。

## 2.2 房地产评估技术⑤

房地产价格是在众多影响因素的综合作用下形成的，而且这些因素都处在适时动态变化过程中，所以，房地产评估需要适时获取这些影响因素的详细信息。从信息源角度来看，这些影响因素涉及到建筑、土地、统计、经济、规划等部门；从信息媒介角度来看，这些影响因素包含有图形、图像、文字等；从信息类型角度来看，这些影响因素包括经济、社会、人口、区位、环境、规划等，这些数据都与地理位置密切相关，在分析中不仅需要相关的属性数据，而且要求包含有空间地图数据。因此，房地产评估决定了在分析中必须涉及到种类多、数量大、来源广、格式不统一的信息，而要想获取这些信息的空间地理位置，并对这些信息进行相应的处理、分析和管理，需要利用GPS进行空间定位，利用GIS提取空间坐标、测算空间距离、管理空间数据；要想适时获取和动态更新这些信息，需要利用RS技术获取大范围面积的更新数据，利用GIS技术进行变化信息的提取。同时，城市规划对房地产市场参与者的决策影响和对房地产价格的作用要求在评估中必须分析城市规划的作用，这就需要利用GIS技术把城市规划进行数字化模拟，与房地产的现实因素进行叠加，才能实现评估结果的客观合理性和科学动态性。因此，3S技术可以很好的实现房地产评估从偏重于经验的、静态的、平面的、现实的方法向偏重于科学的、动态的、空间的、预期的方法的转变。

### 2.2.1 3S技术的构成与集成

3S技术是指地理信息系统（GIS, Geographic Information System）、遥感（RS, Remote Sensing）和全球卫星定位系统（GPS, Global Position System）3项技术，这3项技术形成了对空间数据的定位、观测、采集、测算、分析、管理和输出的完整技术体系，对于需要大量空间信息的土地监测、房地产评估等业务非常适用。

⑤ 本节内容是在文献[6]、[103]的基础上改进形成的。

（1）3S技术的构成

3S技术主要凭借遥感技术的多光谱和高分辨率获取房地产价格影响因素的大范围变化，即房地产评估所需要的任意影响因素的面状信息，凭借全球卫星定位系统的实时性和精准性动态获取房地产评估所需要的任意影响因素的点、线信息，凭借地理信息系统在存储管理和分析处理空间点、线、面信息方面的特有功能，将房地产评估所需要的各种信息按照评估人员的需求，提供高分辨率、高精度、及时准确的空间信息，具有可视化、实时化、动态化和数字化的特点。因此，

3S技术可以通过二维、三维和四维空间，将自然、社会和经济要素的地理空间关系转化为评估人员直观易操作的形式，实现了属性数据与空间实体的一体化管理，以分层控制的方式和图形的加减乘除运算简化了具有复杂属性的空间数据的处理方法，为房地产的空间预期评估提供了数据库管理功能和技术支撑。

2.2.1.1遥感

遥感（RS）是通过某种传感器装置，在不与被研究对象直接接触的情况下，通过电磁波的反射辐射和发射辐射获取被研究对象的特征信息，并对这些信息进行提取、加工、表达和应用的技术。遥感系统包括空间信息采集系统、地面接收和预处理系统、地面实况调查系统和信息分析系统[104]。由于遥感的探测波段、成像方式、成像时间、数据记录等均可按照使用者的要求进行设计，使得不同时间获取的数据能够具有同一性或相似性，所以，遥感技术最大的特点就在于不同时间获取的数据具有可比性，便于适时动态的更新数据。

2.2.1.2全球卫星定位系统

全球卫星定位系统（GPS）是以卫星为基础的无线电导航系统，主要包括三大部分：广播信号卫星组成的空间部分——GPS卫星星座、控制整个系统运行的地面控制部分——地面监控系统、各种类型接收机组成的用户部分——GPS信号接收机[104]。其中，GPS卫星星座是由21颗工作卫星和3颗在轨备用卫星组成，使得在全球的任何地方、任何时间都能够实现三维定位功能；地面监控系统是由四个监控站、一个上行注入站和一个主控站组成，监控站主要是取得卫星观测数据并将这些数据传送至主控站，主控站在收集到各监控站对GPS卫星的全部观测数据后，利用这些数据计算每颗GPS卫星的轨道和卫星钟改正值，上行注入站主要是在每颗卫星运行至上空时把这类导航数据及主控站的指令注入到卫星。

2.2.1.3地理信息系统

地理信息系统（GIS）是以地理空间数据库为基础，在计算机软、硬件环境的支持下，对空间数据进行采集、显示、操作、分析、管理和模拟，并采用空间地理分析方法，提供多种空间和动态的地理信息，为涉及到空间位置的综合评价和定量决策提供服务的计算机应用系统[104]。由于它拥有对空间地理信息的输入、存储、查询、运算、分析、表达等功能，所以，地理信息系统是以计算机为工具、以地理图形的空间操作、运算和管理为主要功能的空间数据管理系统。

（2）3S技术的集成

3S技术中，RS相当于传感器，GPS相当于定位器，GIS相当于中枢神经，这三种技术的集成可以实现功能的取长补短，形成“一个大脑，两只眼睛”的框架[105]，即RS和GPS向GIS提供或更新区域信息以及空间定位，GIS进行相应的空间分析并从RS和GPS提供的数据中提取有用信息，三者之间的具体相互作用如图2-3所示。所以，在3S技术中，RS主要是提供最新的图像信息，GPS主要是提供图像的空间位置信息，GIS主要是为图像处理、分析应用提供技术手段。因此，3S技术的结合使用可以为用户提供适时、动态的基础数据信息。

几何校正、监督区选择及分类验证



GIS

提供定位遥感、信息查询

GPS RS

图2-3 3S相互作用示意图

3S技术的集成有多种方式，常见的有GIS与RS的集成、RS与GPS的集成、

GPS与GIS的集成、RS、GPS和GIS的整体集成。由于RS、GIS和GPS在功能上的互补性，各种集成方案通过不同的组合使得它们不仅能够充分发挥各自的优势，而且能够产生许多新的功能。因此，3S技术的整体集成是一种最优的集成方案，其优势体现在动态性、灵活性和自动化三个方面。其中，动态性是指数据源与现实世界具有同步性、不同数据源之间具有同步性以及数据获取与数据处理具有同步性；灵活性是指用户可以根据不同的应用目的来决定相应的数据采集方法和处理方法，通过建立二者之间的联系，灵活的完成任务；自动化是指集成系统能够自动完成从数据采集到数据处理的各个环节，不需要人工干预。



尽管3S的整体集成方案具有更多的优势[106]，但由于整体集成的难度较大，所以，只需要在房地产空间预期评估的要求下选择一种相对容易的方式即可。根据要求，本文认为最简单的方法就是三种技术分开应用，但是提供一个共同的界面，数据传输在内部通过特征码相结合，由用户综合使用，做到表面上的无缝集成，这样，既能够让三种技术发挥各自的优势，又能通过内部数据传输实现部分集成功能，还能为用户提供一个简单的操作界面。

### 2.2.2 3S集成技术在城市房地产空间预期评估中的应用流程

在RS、GIS、GPS三种技术分开应用，但拥有一个共同界面的集成模式下，

3S技术在城市房地产空间预期评估中的具体流程[107]如图2-4所示。



是

数字化图件？

否

扫描、纠正 利用数字化仪

进行矢量化

目视判读和数

字分析，提取变更信息

利用RS获得第二时相影像

（分析时点的TM影像）

GPS外业实

测，获取变更数据

数字化图件？

是

内业对逐个图

斑更新绘制

否

利用数字化仪

进行矢量化

图像增强

影像纠正配准

图形配准

房地产空间分析图形图像数据库

城市土地利用现状图城市道路交通现状图城市地籍图

城市地形图

城市遥感影像

城市总体规划图

城市土地利用、道路交通、地籍、地形矢量图

分幅叠加配准

形成空间叠加图层

图形配准

扫描、纠正







图2-4 3S集成技术在房地产空间预期评估中的应用流程

城市总体规划矢量图

得到分析时点的现状矢量图



实现空间数据与属性数据的一体化管理

在对应空间位置输入属性数据

提取房地产价格各种影响因素并分层存储

利用GIS的空间距离测算、缓冲区分析、数据检索、专题图制作等功能分析目标房地产价格与影响因素的关系

提取房地产价格影响因素的空间数据

存储到GIS 系统

房地产空间预期评估

首先，对城市的土地利用现状图、道路交通现状图、地籍图、地形图等的动态变化做出准确的测量，得到分析时点的对应图形，并矢量化形成数字化图形。在这个过程中，主要是利用遥感技术获取分析时点的陆地卫星TM影像，通过图像增强使图像在亮度、反差、层次等方面适应于人眼视觉的生理，方便于目视判读。然后将其与数据库中原有的TM影像（第一时相影像）进行纠正配准、分幅叠加配准，并与数据库中的矢量图（也可以是经扫描配准或手动跟踪数字化仪得到的矢量图）形成空间叠加图层，利用计算机自动提取或者通过人机交互方式提取城市的道路、地形、地籍等的变化信息。

其次，为了确保收集到的信息全面、准确，对提取到的变化区域利用手持

GPS进行外业实测，对其准确定位，并确定变化图斑的类型、面积、范围、线状地物宽度和权属界限，完成对变化区域（包括遗漏的小图斑）的量测。

再次，在外业调查的基础上，将分析时点的数字化图形（包括土地利用图、道路交通图、地籍图、地形图）和变化图斑叠置在遥感影像上，利用GIS技术对变化图斑逐个进行更新和编绘，并修改矢量图存在的错误，完成基础图件的数字化更新。然后，在GIS系统中基于更新后的数字化地图进行属性数据的输入，完成空间数据和属性数据的一体化管理。在此基础上，根据分析和构建的房地产价格影响因素体系，提取各种影响因素的实体并分层存储，实现房地产价格影响因素的分层管理。

最后，利用GIS的空间距离测算、缓冲区分析、空间数据与属性数据的双向检索、专题地图的制作等功能分析目标房地产的价格与其影响因素之间的关系，完成目标房地产的空间预期分析和评估。

## 2.3 本章小结

本章主要从理论层面回顾和分析了房地产价格的形成机制和决定理论，从技术层面分析了3S技术在房地产空间预期评估中的应用。

在房地产评估理论分析中，首先，从房地产价格形成机制方面追溯了地租理论、地价理论、区位理论和四象限模型理论；其次，从房地产价格的决定方面追溯了特征价格理论；再次，从预期对房价的影响方面分析了城市规划与地价的关系理论。这些为房地产空间预期评估提供了理论基础。

在房地产评估技术分析中，本文从3S技术的优势和房地产空间预期评估的要求出发，得出了3S集成技术在城市房地产空间预期评估中的应用流程，指出

这种评估技术不仅实现了城市房地产价格影响因素数据的动态更新和房地产的空间预期评估，而且提高了评估过程的直观性和可操作性，成为城市房地产空间分析、预期评估和动态监测的发展方向。

# 3 城市宜居性特征对商品住宅价格影响的空间评价6

自1998年7月国务院发布了《关于进一步深化城镇住房制度改革加快住房

建设的通知》以后，中国35个大中城市的商品住宅市场发展迅速，商品住宅价格不断上涨，不同城市间住宅价格差异显著，且价格差异随着时间的推移逐步增大。图3-1显示了中国35个大中城市1999-2010年商品住宅销售价格的变动过

程7，从图中可以看出，1999年，深圳、北京、西宁的商品住宅价格分别为5004元/m2、4787元/m2和1262元/m2, 2010年，三个城市的商品住宅价格分别上涨到18954元/m2、17151元/m2和3196元/m2。因此，对于城市间住宅价格差异原因分析一直以来都受到了国内外学者的广泛关注。

20000



18000

北京

天津石家庄太原

呼和浩特沈阳

大连长春哈尔滨上海南京杭州宁波合肥福州厦门南昌济南

青岛

郑州武汉长沙广州深圳南宁海口重庆成都贵阳昆明西安兰州西宁银川

乌鲁木齐

16000

14000

12000

房

价10000

8000

6000

4000

2000

0

2010

2009

2008

2007

2006

2005

2004

年份2003

2002

2001

2000

1999

城市

1998

图3-1 中国35个大中城市1999-2010年的商品住宅价格变动

国内外学者关于不同城市商品住宅价格差异原因的主要研究[26,27,34,110-115]见表3-1。由于所选择的指标不同、样本时间范围不同、样本个数不同、分析方法不同，对于不同城市住宅价格差异的原因得出了不同的结论。归结起来可以看出，城市的经济发展水平、居民收入水平、社会公共服务水平、自然环境和人文环境



6 本章是在文献[108]、[109]的基础上改进形成的。

7 商品住宅销售价格数据来源于《中国统计年鉴》。

表3-1 关于不同城市商品住宅价格差异原因的主要研究

| 作者 | 影响因素 | 具体指标 | 实证数据 | 方法 | 研究结论 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Reback | 学校质量 | 转入学生数、转出学生数 | 1989-1990 和 1997-1998  年美国明尼苏达州的数据 | 回归分析方法 | 公立学校的教育质量对城市住宅价格有显著的影响 |
| 居住人群素质 | 居住人群的学历构成、年龄构成 |
| 住宅利用率 | 住宅的空置率和出租率 |
| Brasington & Haurin | 学校的教育质量 | 学生人均支出、水平测试、学校增加值 | 2000 年美国俄亥俄州的学校教育质量与住宅  交易价格数据 | 空间特征价格模型 | 学校的教育质量对于城市间住宅价格差异具有一定的解释力 |
| Schmidt & Courant | 环境舒适性 | 空气质量、最大地形指数、平均气候指数、水体  景区、国家娱乐区、贫困线以下的人口、保健指数、通勤时间、距离好位置的最短驱车距离 | 美国 1995 年的人口调查 CPS 数据库 | 截面回归分析方法 | 环境舒适性是影响居民住房支付意愿的主要因素。 |
| 沈 悦 刘洪玉 | 经济基本面 | 城镇居民人均可支配收入、城市总人口数、失业率、空置率 | 1995-2002 年中国 14 个  城市的住宅价格与经济基本面 | 混合样本回归分析 | 城市经济基本面的当前和历史信息可以部分解释城市住宅价  格水平或者变化率 |
| 梁云芳高铁梅 | 居民收入 | 人均 GDP | 1999-2006 年中国 28 个  省、市、自治区的面板数据 | 误差修正模型和面板数据模型 | 我国东、西部地区房价波动差异是由于信贷政策不同造成， 中部地区房价波动差异是由于人均 GDP 不同造成 |
| 市场交易量 | 商品房销售面积 |
| 信贷规模 | 房地产资金来源中除自筹资金以外的其他资金 |
| 利率政策 | 3 年期金融机构中长期贷款利率 |
| 周京奎吴晓燕 | 城市教育投资 | 高等院校数、高校专任教师数、小学学校数、小  学专任教师数、中学学校数、中学专任教师数 | 1999-2006 年除西藏自  治区外的中国大陆 30  个省市的面板数据 | 广义最小二乘法 | 生态环境投资对住宅价格的影响最大，公共交通投资对住宅价格的影响次之，高等教育投资对住宅价格的影响较高，城市基础设施投资对住宅价格也有显著影响 |
| 卫生事业投资 | 卫生机构数 |
| 基础设施投资 | 年末实有铺装道路长度、年末实有铺装道路面积、燃气普及率、污水日处理能力 |
| 交通环境投资 | 每万人拥有公共交通车辆数 |
| 公共卫生投资 | 城市环卫机械总数、城市道路清扫面积 |
| 生态环境投资 | 城市人均公共绿地面积 |

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 龙奋杰郭 明 郑思齐曹洋 | 居民收入水平 | 城市在岗职工的工资水平 | 1999-2005 年中国 34 个  主要城市（不包括郑州） 的面板数据 | 单变量模型、多变量模型、截面分析 | 城市居民收入水平和以自然条件、经济发展、环境质量、生活便利程度、公共安全为代表的城市宜居性可以解释城市住房价格差异的 70%左右 |
| 自然条件 | 自然景观状况、年日照小时数、夏季平均气温、  冬季平均气温 |
| 经济发展程度 | 人均 GDP、外商直接投资、恩格尔系数 |
| 环境质量 | 工业废水排放达标率、人均绿地面积、绿化覆盖  率、每平方公里 SO2 排放量 |
| 生活便利程度 | 每百人公共图书馆藏书、每百人的医院数量、人  均教育事业费支出统计、大学数量、每万人剧场、影剧院数、人均道路面积、大学入学率 |
| 公共安全 | 刑事案件发案率 |
| 其他 | 是否是省会城市、市区人口密度、市辖区人口、  失业人口比例 |
| 何 鸣 柯善咨文嫣 | 气候条件 | 年采暖度日数、年制冷度日数、年降水量、海拔高度 | 2006 年中国 254 个地级城市的截面数据 | 中国城市消费者和厂商环境特征品质价值计量方法 | 以气候条件、环境质量、公共服务水平为代表的消费者环境特征品质和以城市间运输能力、海滨、生产服务能力为代表的生产环境特征品质对于中国城市间的房价差异具有 60% 的解释力 |
| 环境质量 | 建成区绿化覆盖率、二氧化硫排放密度 |
| 公共服务水平 | 小学师生比、人均医院床位数、市辖区人均公共  汽车数、城市人口密度 |
| 生产环境特征 | 行政区域内等级公路密度、港口海滨城市、生产  服务业就业比例、人均在校大学生数、制造业就业比例 |
| 张娟锋刘洪玉 | 建筑成本 | 土地价格、建筑材料价格 | 2004-2006 年中国 35 个  大中城市的面板数据 | 普通最小二乘法和两阶段最小二乘法 | 人口数量、财富水平、建筑成本、住宅预期收益是造成中国不同城市住宅价格差异的决定因素，而城市收入水平与城市宜人性对住宅价格的影响不显著 |
| 收入水平 | 工资水平、财富水平 |
| 人口因素 | 人口数量 |
| 城市宜人性 | 空气质量、绿化率、犯罪率、高等教育水平 |
| 失业状况 | 失业率 |
| 预期收益 | 住宅预期收益 |
| 其他因素 | 非居住商品价格变动 |

质量是形成城市间住宅价格差异的主要原因。但这些研究一方面忽略了城市区位条件对住宅价格的影响，另一方面多数研究忽略了城市间房价的空间相关性，采用了非空间计量模型进行分析。而方晓萍，丁四保[116]、陈浪南，王鹤[117]指出中国城市的住房价格存在地理性的扩散，即空间相关性，所以，这种忽略空间效应的模型往往会使得估计结果不够完整、科学，缺乏应有的解释力[118]。基于此，本章在国内外学者前期构建的城市宜居性评价体系基础上，将城市的自然区位、交通区位、文化区位和政治区位引入城市宜居性特征体系，以中国35个大中城

市2005-2010年的数据为样本，运用空间计量分析技术，构建了商品住宅价格的宜居性特征评价模型，分析城市间商品住宅价格差异的原因，为推动我国的城市均衡发展提供参考依据。

## 3.1 城市宜居性特征体系的构建

### 3.1.1 城市宜居性的定义

关于城市宜居性的内涵，国内外学者从不同的角度给出了定义。

世界卫生组织[119]提出了居住环境的理念，认为宜居的居住环境至少包含四个基本条件：安全性、健康性、便利性、舒适性。Basiago[120]提出城市的宜居性与城市的社会环境是否公平、城市生态环境的治理是否到位有着最直接的关系。增加城市的宜居性就要在各种财富分配、就业、教育等方面体现出公平性，在城市的生态环境治理和保护方面体现出优越性。王坤鹏[121]指出城市的宜居性应包含城市自然环境的宜居、经济环境的宜居、人文社会环境的宜居和人居环境的协调性。叶青等[122]提出城市的宜居性要从软、硬两方面进行全过程的考核，既要反映城市生态、宜居的建设状况，又要反映城市生态建设所经过的阶段和建设的状况是否正确。因此，在城市宜居性测评体系中既要包括结果类指数，又要包括过程类指数，要全面反映城市生态系统的能源、水资源、大气、垃圾废物、城市绿地、交通、城市安全、政府运营管理、绿色建筑、生态规划等10个方面。郑思齐[123]指出城市的宜居性不仅包括就业可达性，还包括教育设施（如学校）、环境资源（如海景、ft景、公园、绿地和洁净空气）、公共交通设施（如地铁）以及人文环境（如高质量人力资本聚集区域、低犯罪率区域）等的便利和舒适性。

借鉴国内外学者关于城市宜居性的内涵解释，本文认为城市的宜居性不仅应该包含城市的经济环境宜居、社会环境宜居、生态环境宜居，而且还应该包含城市的区位环境宜居，也就是说，应该从经济环境、社会环境、生态环境、区位环境四个方面定义城市的宜居性特征。

（1）经济环境宜居。经济环境宜居是城市宜居的核心。城市的经济环境体现了城市创造财富、集聚和整合各种资源进行生产的能力，以及城市居民参与财富分配的能力，决定着城市的竞争力。经济环境相对较好的城市，对劳动力具有较大的吸引力，其中也蕴含了劳动力对于城市生活质量的较高预期。

（2）社会环境宜居。社会环境宜居是城市宜居的灵魂。城市的社会环境体现了城市在住房保障、医疗保健、教育文化、交通服务、设施供应等方面的能力，决定着城市的舒适特征，是满足城市居民高层次需求的关键。社会环境相对较好的城市，可以为居民提供更优质、更完善的公共服务，居民也愿意为此支付更高的住房溢价。

（3）生态环境宜居。生态环境宜居是城市宜居的基础。城市的生态环境体现了城市的环境资源优势和环境质量水平，是提高城市居民生活质量和健康水平的核心，也是增强居民幸福指数的重要内容。生态环境相对较好的城市，具有良好的自然环境、丰富的园林绿化、高效的环境污染治理，不仅可以美化城市形象，而且可以提高城市居民的生活质量，增强居民居住的幸福感和舒适感。

（4）区位环境宜居。区位环境宜居是城市宜居的扩展。城市的区位环境体现了城市在自然区位、经济区位、政治区位、交通区位和文化区位五个方面的优势，而经济区位作为反映城市经济增长优势的指标，依赖于城市的自然、政治、交通和文化四种区位，因此，自然、政治、交通和文化四个方面即可全面反映城市的区位条件。其中，自然区位指城市距离河湖的远近，反映了城市在自然水景方面的优势；政治区位指城市的行政级别，反映了城市在公共服务资源方面的优势；交通区位指城市的对外交通条件，反映了城市在对外交通便利性方面的优势；文化区位指城市的历史文明，反映了城市在历史文化传承和熏陶方面的优势。因此，区位环境相对较好的城市，可以提高居民的生活质量，提高居民在城市居住的支付意愿。

### 3.1.2 城市宜居性特征体系的构成

根据上面从经济环境宜居、社会环境宜居、生态环境宜居和区位环境宜居四个方面定义的城市宜居性特征，并参考国内外学者关于宜居性特征评价的指标体系，本文提出了包含4个因素、18个因子、34个具体指标的城市宜居性特征指标体系，其具体构成见表3-2。

表3-2 城市宜居性特征体系的构成

| 因素 | 因子 | 具体指标 |
| --- | --- | --- |
| 经济环境 | 经济水平 | 人均国内生产总值 |
| 收入水平 | 城镇居民人均可支配收入 |
| 产业结构 | 第三产业增加值占 GDP 的比重 |
| 社会环境 | 居住条件 | 城镇居民人均住房建筑面积 |
| 交通条件 | 每万人拥有公共汽车数、人均城市道路面积 |
| 教育设施 | 每万人中小学数、中小学师生比、每百万人普通高等学校数、普通高校师生比 |
| 医疗设施 | 每万人医院床位数、每万人医生数 |
| 文化设施 | 每百人公共图书数、每百万人影剧院数 |
| 生活设施 | 用水普及率、燃气普及率 |
| 通讯设施 | 互联网用户普及率、固定电话用户普及率、移动电话用户普及率 |
| 生态环境 | 自然环境 | ft水环境优美度、气候环境舒适度、空气质量优良率 |
| 环境绿化 | 建成区绿化覆盖率、人均公园绿地面积 |
| 环境治理 | 工业固体废物综合利用率、工业废水排放达标率、工业烟尘去除率、工业二氧化硫去除率、生活污水集中处理率、生活垃圾无害化处理率 |
| 区位环境 | 自然区位 | 自然区位相对优势度 |
| 交通区位 | 交通区位相对优势度 |
| 政治区位 | 政治区位相对优势度 |
| 文化区位 | 文化区位相对优势度 |

## 3.2 城市商品住宅宜居性特征空间评价理论模型

Rosen[101]把回归分析方法引入城市经济的研究中，建立了异质的不动产价值与其影响因素之间的关系式Hedonic函数。张所地[4]以Hedonic理论为基础构建了城市土地定级估价综合模型，并给出了模型的参数估计方法。城市土地定级估价综合模型将土地因素作用分值数据和用地效益数据有机结合在一个统一的模型中，不仅能综合平衡、有效利用这两类数据进行土地定级、基准地价评估及宗地地价评估，而且能使用这两类数据对评估过程和评估结果相互检验，还能够测算土地的特征价格，但是该模型没有考虑地价的空间相关性。基于此，本文构建城市商品住宅宜居性特征的空间评价模型。

Anselin[124]根据空间滞后变量的类型和空间相关性的作用范围两个维度，将空间面板模型分为空间滞后模型和空间误差模型两类。其中，空间滞后模型反映一个地区经济增长的所有解释变量，都会通过空间传导机制作用于其他地区，而空间误差模型则反映区域外溢是随机冲击的作用结果。因此，商品住宅宜居性特征空间评价模型的构建也有两种方式：其一是商品住宅宜居性特征的空间滞后评价模型，其二是商品住宅宜居性特征的空间误差评价模型。

### 3.2.1 城市商品住宅宜居性特征的空间滞后评价模型

设*y*为城市商品住宅价格，*X*为城市宜居性特征，*W*为*N*个城市的空间权重矩阵，**为空间自回归系数，**为待估参数，**为随机误差项，则有：

*Y**Wy**X* **

式（3.1）即为城市商品住宅宜居性特征的空间滞后评价模型。通过对式（3.1）变形，可以简化为：

*Y**I**W*1 *X**I**W*1 **

(3.1)

(3.2)

对于上述模型（3.2），由于每一个逆矩阵都可以扩展为一个包含解释变量和误差项的无限项序列，因此，空间滞后项*Wy*可以被看作是一个内生变量，在联立性偏差的作用下，普通最小二乘法（OLS）得到的结果会是一个有偏的、不一致的估计。因此，城市商品住宅宜居性特征的空间滞后评价模型可以选择极大似然估计法进行参数估计[125]。

假定**~ *N*0, **2 *I*，则对数似然函数可表示为：

ln *L**N* ln(2**)*N* ln**2 ln *I**W*

2

1

2** 2

2

*Y**Wy**X**y**Wy**X* 

(3.3)

对式（3.3）中的**求一阶条件，可得到**的广义最小二乘估计量为：

**ˆ( *X**X*)1 *X*( *y**Wy*)

*ML*

(3.4)

令**ˆ

0

( *X**X*)1 *X**y* , *e*

*y**X*ˆ

，**ˆ

( *X**X*)1 *X**Wy* , *e*

*Y**X*ˆ ,

则式（3.4）可改写为：

0

0

*L*

*L*

*L*

**ˆ**ˆ **ˆ

*ML* 0 *L*

(3.5)

同样，可得**2的极大似然估计量为：

*ML* (*e*0

**ˆ

2

*e*

)(*e*

*e*

) / *N*

(3.6)

### 3.2.2 城市商品住宅宜居性特征的空间误差评价模型

0

*L*

*L*

设*y*为城市商品住宅价格，*X*为城市宜居性特征，*W*为*N*个城市的空间权重矩阵，**为误差空间自相关系数，**为待估参数，*u*为随机误差项，则有：

*Y**X* **

 *W* *u*

**



(3.7)

式（3.7）即为城市商品住宅宜居性特征的空间误差评价模型。由于***I**W*1 *u*，于是，式（3.7）可以简化为：

*Y**X**I**W*1 *u*

式（3.8）等价于：

*Y**Wy**X**WX* **

(3.8)

(3.9)

对于上述模型（3.9），由于误差项**的协方差矩阵的非对角元素表示了空间相关的结构，所以，普通最小二乘法（OLS）得到的结果是一个无偏估计，但不是有效估计量。因此，城市商品住宅宜居性特征的空间误差评价模型可以选择极大似然估计法进行参数估计[125]。

假定**的协方差矩阵为**2 [(*I**W*)(*I**W*)]1，则对数似然函数可表示为：

ln *L**N* ln(2**)*N* ln**2 ln *I**W*

2

1

2** 2

2

*Y**X*(*I**W*)(*I**W* )( *y**X* )

(3.10)

对式（3.10）中的**求一阶条件，可得到**的广义最小二乘估计量为：

**ˆ[(*X**WX*)( *X**WX*)]1 (*X**WX*)( *y**Wy*)

*ML*

令*e**y**X*ˆ，同样可得**2的极大似然估计量为：

*ML*

(3.11)

2(*e**We*)(*e**We*) / *N*

**ˆ

*ML*

(3.12)

## 3.3 城市商品住宅宜居性特征空间评价实证分析

### 3.3.1 商品住宅宜居性特征评价的样本数据和变量说明

由于中国35个大中城市涵盖了我国房地产市场化程度较强的所有城市，而

且兼顾了全国的各个省市，代表性强，所以，本文选择中国35个大中城市为样本分析城市商品住宅的宜居性特征。

在变量选择中，根据研究的问题，选择城市的商品住宅销售价格（HP）作为被解释变量。考虑到35个大中城市的产业结构相似、生活设施和通讯设施都基本上全面覆盖、工业比例相对较小，差异性不大，所以在解释变量选择中剔除了相应的指标。同时，根据所搜集到的2005-2010年的统计数据发现，一些属于同一因子的不同指标之间存在着显著的相关性，为了避免模型的多重共线性问题，将相关度高的变量只选择其中之一进入模型。于是，本文最终选择了17个指标作为解释变量，分别为：城镇居民人均可支配收入（PDI）、城镇居民人均住房建筑面积（PHA）、每万人拥有公共汽车数（PNB）、每万人中小学校数（PNPSS）、每百万人普通高等学校数（PNHS）、每万人口医院床位数（PNHB）、每百人公共图书数（PNPL）、每百万人影剧院数（PNT）、气候环境舒适度（CDCE）、空气质量优良率（FRAQ）、人均公园绿地面积（PGA）、生活污水集中处理率

（TRWW）、生活垃圾无害化处理率（TRSW）、自然区位相对优势度（RSNL）、文化区位相对优势度（RSCL）、交通区位相对优势度（RSTL）、政治区位相对优势度（RSPL）。

最终确定的实证研究指标的数据来源分别为：HP、FRAQ来源于《中国统计年鉴》（计划单列市的FRAQ 来源于城市的国民经济和社会发展统计公报），CDCE、RSNL、RSCL、RSTL、RSPL来源于《中国城市竞争力年鉴》，PGA来源于《中国城市建设统计年鉴》，TRWW来源于《中国城市年鉴》，PHA来源于

《中国城市年鉴》、各省市统计年鉴、各省市国民经济和社会发展统计公报，而且，由于我国不同城市对于城镇居民人均住房面积有不同的统计标准，有些城市采用的是人均住房建筑面积，有些城市采用的是人均住房使用面积，为了使不同城市间具有可比性，本文通过一些计算发现，多数情况下存在“城镇居民人均住房使用面积÷城镇居民人均住房建筑面积=0.75”的关系，因此，利用该公式进行了一致化处理；其余指标的数据均来源于中国城市统计年鉴。这些变量的描述性统计见表3-3。

表3-3 变量的描述性统计量

| 统计量 | HP | PDI | PHA | PNB | PNPSS | PNHS | PNHB | PNPL | PNT |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 均值 | 4853.70 | 17037.33 | 27.21 | 12.78 | 2.26 | 5.88 | 48.27 | 125.93 | 4.82 |
| 中位数 | 3828.27 | 16006.20 | 27.33 | 12.16 | 2.28 | 5.64 | 45.13 | 98.55 | 3.10 |
| 最大值 | 18954.00 | 33592.78 | 36.58 | 103.11 | 4.12 | 11.74 | 126.94 | 883.40 | 40.06 |
| 最小值 | 1540.78 | 8397.36 | 16.38 | 4.16 | 0.86 | 0.19 | 20.29 | 12.52 | 0.56 |
| 标准差 | 2972.16 | 5727.16 | 3.07 | 7.22 | 0.80 | 2.27 | 15.45 | 118.66 | 5.24 |
| 统计量 | CDCE | FRAQ | PGA | TRWW | TRSW | RSNL | RSCL | RSTL | RSPL |
| 均值 | 0.62 | 87.01 | 9.74 | 70.80 | 87.84 | 0.55 | 0.35 | 0.65 | 0.59 |
| 中位数 | 0.61 | 88.08 | 9.28 | 73.31 | 93.30 | 0.50 | 0.30 | 0.70 | 0.60 |
| 最大值 | 1.00 | 100.27 | 16.40 | 99.16 | 100.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| 最小值 | 0.12 | 56.16 | 4.17 | 19.26 | 33.38 | 0.11 | 0.11 | 0.22 | 0.33 |
| 标准差 | 0.22 | 9.08 | 2.63 | 16.89 | 13.76 | 0.26 | 0.20 | 0.18 | 0.12 |

### 3.3.2 城市商品住宅宜居性特征空间评价模型

（1）商品住宅价格的空间相关性检验

Moran I指数是常用的全域空间相关性指标，其定义为：

M oranI 

*n*

*i*1

*n*

*j*1

*ij**Y**Y**Y*

*n* n

*i*

*j*

*Y* 

(3.11)

*S* 2 **

*ij*

*i*1 *j* 1

*n*

1

式中， *S*

2  1

*N* *Y* 2

，*Y* 

*Yi* ,

*ij*

1/ *d* 2





*I* *j*

。

*n i*1

*i Y*

*N i*1

0 *i* *j*

*Yi*表示第*i*个空间单元的观测值，这里主要指第*i*个大中城市的商品住宅价

格；*n*为空间单元数，即城市总数；*ij*为空间权重矩阵元素，选择城市之间距离

*d*的倒数的平方作为空间权重矩阵中的元素取值，其中，距离*d*是在国家基础地理信息中心网站提供的1: 400万电子地图基础上，经地理信息系统软件计算得到。

利用中国城市的商品住宅价格数据，按照下列公式（3.12）可以计算服从正态分布的商品住宅价格Moran I指数及其对应的统计量*Z*值，结果见表3-4。

E *n**I* 

1

*n*1

2 2

   *n *  *n*  3** 

1 2 0

2 

*VARn I*

**2*n*21

*En I*

(3.12)

*Z**d**Moran I*  *E**I* 

*VAR**I* 

0

式中，**

**

，** 1 

** ** 2 , **

** ** 2 , ** 和

0 *ij*

*n*

*n*

*n*

2

*I*1 *j*1

1

*i*1

*n*

*ij* ji

*j*1

2 *i* *j* *i*

*i*1

*n*

***j*分别为空间权重矩阵中*i*行和*j*列之和。

表3-4 中国城市商品住宅价格的Moran I指数检验

| 年份 | Moran I | 正态性统计量Z值 | 小概率p值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 2005 | 0.0737 | 0.5585 | 0.28825 |
| 2006 | 0.1063 | 0.7349 | 0.23120 |
| 2007 | 0.2189 | 1.3444 | 0.08941 |
| 2008 | 0.2048 | 1.2679 | 0.10242 |
| 2009 | 0.3133 | 1.8553 | 0.03178 |
| 2010 | 0.4981 | 2.8560 | 0.00215 |
| 2005-2010 | 0.1294 | 3.7373 | 0.00019 |

由表3-4可以看出，2005-2010年商品住宅价格Moran I指数均大于零，并呈现上升的态势。而且，通过商品住宅价格面板数据的Moran I检验，也表明中国城市间的商品住宅价格空间分布并非完全独立，因此，本文选择空间计量模型进行实证研究。

（2）商品住宅宜居性特征空间评价模型的构建

对于城市商品住宅宜居性特征的空间滞后评价模型和空间误差评价模型的选择，本文采用拉格朗日乘数方法[125]进行检验，空间滞后评价模型和空间误差评价模型的拉格朗日乘数分别为式（3.13）和式（3.14），计算结果见表3-5。由于LML>> LME，所以应该选择城市商品住宅宜居性特征的空间滞后评价模型。

*LM L* 

*e**IT*



*WN*

*Y* /*e**e* / *NT*2

(3.13)

[*Wy*ˆ*M**Wy*ˆ/**ˆ2]*Ttr**W* 2*W**W* 

*LM*

*N* N N

*E**IT* *WN**e* /*e**e* / *NT*

2

(3.14)

*E* *Ttr*(*W* 2 *W**W* )

*N* N N

式中，*Wy*ˆ*IT**WN**X*ˆ, *M**I NT**X**X**X*1 *X*, *e**y**X*ˆ, *tr*为矩阵迹的运算，有*TtrWN**WN* *tr**IT* *WN**WN*, *tr**IT* *WN*0 .

表3-5 模型的LM检验统计量结果

| 检验方法 | 统计值 | 小概率 p 值 |
| --- | --- | --- |
| LME | 10.4396 | 0.0012 |
| R-LME | 8.3741 | 0.0038 |
| LML | 41.1881 | 0.0000 |
| R-LML | 39.1225 | 0.0000 |

对于城市商品住宅宜居性特征空间滞后评价模型的具体形式，还需要确定是固定效应还是随机效应。从理论上来说，当样本是随机取自总体时选择随机效应，而当样本只是限定于一些特定个体时选择固定效应[126]。本文选择了中国35个大中城市进行研究，样本覆盖了中国的各个地区，代表了城市总体，所以，理论上认为固定效应模型更为合适。从统计上来说，需要通过空间Hausman检验方法加以判定。本文计算得出了空间Hausman检验统计量的值为155.9812，对应的

**2（18）的P值为0.0000，所以，统计上也表明选择固定效应模型更为合适。于是，城市商品住宅宜居性特征空间评价模型的具体形式如下：

*HPit**Cit**WHPit* **1*P*DI*it***2 *PHAit* **3 *PNBit***4 *PNPSS it*

**5 *PNHSit***6 *PNHBit***7 *PNPLit***8 *PNTit***9*CDCEit*

**10 *FRAQit***11*PGAit***12*TRWWit***13*TRSWit***14 *RSNLit*

**15 *RSCLit***16 *RSTLit***17 *RSPLit**it*

(3.15)

式中，*i*表示第*i*个大中城市；*t*表示第*t*年；

**1 , **2 ,, **17为模型的响应参

数；**为空间自回归系数；*W*为35×35非负空间权重矩阵，其对角线元素为0；

*WHPit* 为空间滞后因变量；*it*为随机误差项向量。

表3-6给出了利用matlab2009软件对包含有固定效应的空间滞后面板数据模型进行估计的结果。根据表3-6中调整后的R2、Sigma2、LogL等统计量来看，在空间滞后面板数据模型的四种固定效应情况下，无固定效应模型优于其他三种情况，这与理论相吻合。空间固定效应模型假定城市之间存在商品住宅价格的基准水平差异，而本文正是研究城市间商品住宅价格差异的原因，即所构建的影响因素体系，所以，在剔除解释变量对房价的影响之后，不同城市的房价基准水平应该不存在差异，即不需要设立空间固定效应。时间固定效应模型假定城市的商品住宅价格在时间上存在较大的变动，而本文选择的面板数据模型一定程度上反映了城市宜居性特征的变动，也就是考虑了商品住宅价格的时间因素，所以不需要设立时间固定效应。因此，选择无固定效应模型最为合适。

在无固定效应的空间滞后面板数据模型中，有9个解释变量对商品住宅价格的影响在统计上显著，但这些解释变量具有不同的量纲，为了能够比较不同解释变量对商品住宅价格的影响程度，将这9个统计上显著的解释变量以公式

*X* 

*Xit*min*xit* 

进行标准化处理，并且以无固定效应的空间滞后面板模型

*It* max*x*min*x* 

*it*

*it*

重新进行了回归。最终，构建的城市商品住宅价格宜居性特征空间评价模型如下：

*HPit* 0.183*WHPit* 1489.746794.16*P*DI*it* 4536.70*PNBit* 1065.84*PNPSS it*

(3.0698)

(-2.9843)

(10.1153)

(4.0029)

(2.8456)

1365.45*PNHBit* 4422.11*PNPLit* 1238.77*CDCEit* -1353.56*FRAQit*

(3.16)

(2.1059)

(4.6146)

(3.0202)

(-2.9094)

1711.37*RSNLit* 1753.36*RSPLit*

(4.2475)

(3.7827)

表3-6 空间滞后面板数据模型的估计结果

| 变量 | 无固定效应 | 空间固定效应 | 时间固定效应 | 空间时间双固定效应 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Intercept | -3599.2067\*\*\* | -8727.0272 | -900.0373 | -3959.6547 |
| PDI | 0.2674\*\*\* | 0.2346\*\*\* | 0.2146\*\*\* | 0.1674\*\*\* |
| PHA | -11.4264 | -83.4810\*\* | -32.8088 | -100.5766\*\*\* |
| PNB | 44.0323\*\*\* | 9.9991 | 36.5137\*\*\* | 11.0450 |
| PNPSS | 338.5009\*\* | -13.8365 | 364.4611\*\* | 319.3152 |
| PNHS | -51.9574 | -123.8170\* | -32.7876 | -145.4000\*\* |
| PNHB | 13.6597\*\* | -0.3813 | 7.1536 | -12.6426 |
| PNPL | 5.2126\*\*\* | 13.7586\*\*\* | 6.9127\*\*\* | 12.7139\*\*\* |
| PNT | 11.2435 | -16.0080 | 18.5014 | -7.2884 |
| CDCE | 1113.3245\*\* | 1011.4246 | 1274.4863\*\*\* | 1424.7514 |
| FRAQ | -28.3835\*\* | 6.0143 | -33.6699\*\* | 8.7827 |
| PGA | -20.9560 | -72.9660\*\* | -32.3503 | -90.7634\*\* |
| TRWW | 1.2318 | -15.0072\*\*\* | -6.7658 | -18.3110\*\*\* |
| TRSW | 5.9754 | 10.0667\* | 7.4302 | 9.5523\* |
| RSNL | 1787.9814\*\*\* | 3349.1964 | 2844.0240\*\*\* | 2885.7236 |
| RSCL | 643.2549 | -7763.2807 | 1080.4327\* | -9113.9313 |
| RSTL | -137.1680 | 10048.4833\* | -274.8054 | 10803.0461\* |
| RSPL | 1754.8636\* | 4587.0204 | 964.7760 | 490.3648 |
| W\*dep.var. | 0.1990\*\*\* | 0.4410\*\*\* | 0.1030\* | 0.3430\*\*\* |
| adj-R2 | 0.8783 | 0.8320 | 0.8654 | 0.5549 |
| Sigma2 | 1038549.2374 | 371751.5619 | 962054.7576 | 360499.0625 |
| LogL | -1753.2853 | -1648.4925 | -1744.8923 | -1644.1945 |

注：\*\*\* 、\*\* 和\* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上通过了检验。

### 3.3.3 城市宜居性特征对商品住宅价格的影响分析

（1）商品住宅价格存在着显著的空间正相关关系

对于空间滞后面板数据模型，在无固定效应、空间固定效应、时间固定效应和空间时间双固定效应四种情况下，标志商品住宅价格空间相关的空间自回归系

数ρ，即W\*dep. var的系数估计值均为正数，且都通过了10%的显著性概率检验，说明了中国商品住宅价格在各个城市之间存在正向空间相关效应，进一步验证了商品住宅价格的空间相关性。

（2）居民收入、公交建设、公共图书建设、政治区位、自然区位、医疗设施、气候环境舒适度、中小学教育设施对商品住宅价格的正向影响依次递减

居民收入、公交建设、公共图书建设、政治区位、自然区位、医疗卫生设施、气候环境舒适度、中小学教育设施对商品住宅价格的正向影响依次递减，说明人们在选择城市居住时，较关注于城市的经济水平、基础设施建设、自然环境和行政级别，其中对于教育和文化设施而言，注重义务教育和图书资料的建设，这与我国的实际情况相吻合。我国各个城市多年来一直实施义务教育的分区划片、就近入学原则，使得家庭为了成就子女的梦想，尽可能选择在义务教育质量高的城市选址购房，而对高等学校的质量关注较少。同时，在文化教育方面，我国的考试方式决定了各个城市多数采用的是应试教育，使得阅读图书成为提高文化教育的途径，图书的藏书数量成为家庭关注的重点，而对城市影剧院的数量并不在乎。

（3）城市空气质量优良率对商品住宅价格具有负向影响

空气质量优良率对城市商品住宅价格的负面影响在于大多数居民的价值判断，即中国作为发展中国家，经济的发展主要依靠第二产业，城市空气质量好，意味着城市第二产业不发达，城市经济相对落后。而本文已经证明，以城镇居民人均可支配收入为代表的城市经济水平对商品住宅价格的正向影响最大，也就是说，人们在城市间选择时倾向于选择落户于经济发达的城市，而在城市内部选择时倾向于选择环境质量较好的区位。因此，空气质量好的城市对人们安家置业的吸引力较小，导致城市商品住宅的需求较少，商品住宅价格较低。

## 3.4 本章小结

本章运用2005-2010年中国35个大中城市的数据，通过空间面板数据模型，考察了城市宜居性特征对商品住宅价格的影响。通过分析得到如下结论：

第一，城市间的商品住宅价格存在着显著的空间正相关性，且这种相关性呈现逐渐增强的态势。因此，在房地产评估中必须基于空间分析技术和空间统计方法才能得出合理的评估结论。

第二，城市的自然区位、政治区位、基础设施投资、气候条件、经济水平对

商品住宅价格的影响较大，形成了城市间商品住宅价格差异显著的原因。

公用设施建设固定资产投资（亿元）

4000

3500

3000

2500

2000

1500

1000

500

0

第三，由于城市的自然区位、政治区位和气候条件相对固定，城市间的相对经济水平短时间变动较小，因此，基础设施建设投资成为城市间商品住宅价格差异逐步扩大的关键因素。

北京

天津石家庄太原

呼和浩特

沈阳大连长春哈尔滨上海南京杭州宁波合肥福州厦门南昌济南青岛郑州武汉长沙广州深圳南宁海口重庆成都贵阳昆明西安兰州西宁银川

乌鲁木齐

图3-2 2005-2010年我国35个大中城市的市政公用设施建设固定资产投资

图3-2给出的2005-2010年我国35个大中城市的市政公用设施建设固定资产投资总额8，可以看出，市政公用设施建设固定资产投资存在着显著的城市不平衡性，北京、上海、重庆、广州、南宁的市政公用设施建设固定资产投资额位居前5名，而西宁、银川、海口、呼和浩特、乌鲁木齐位居后5名。这样，一方面，基础设施建设投资高的城市本身由于为居民提供了相对便利、完善和优质的公共服务，使得居民拥有了高水平的生活质量，自然对城市住房的支付意愿也较高，商品住宅价格提高；另一方面，由于基础设施建设投资高的城市可以享受更高质量的公共服务，会吸引更多的人产生对城市商品住宅的需求，在供给缺乏弹性的条件下，引起商品住宅价格的上涨。其结果使得只有高收入阶层的人群才能有能力和条件选择这些有着优质公共服务的城市居住，进一步加剧了社会的不公平问题9。因此，这里提出要通过增加低经济水平城市的市政公共设施建设投资来作为主要的保障性转移支付方式，让低收入人群有机会享受更多的社会公共服务，以逐步缩小社会保障的城市差异，实现城市的均衡发展。

8 数据来源于2006-2011年的《中国城市建设统计年鉴》。

9陈彦斌，邱哲圣（2011）在文献[127]中得出的研究结论为：高房价不仅扭曲了居民的储蓄和住房投资行为，而且可能会波及宏观经济失衡、经济增长泡沫化和贫富差距高企等问题。

# 4 城市资源特征对商品住宅价格影响的空间评价

城市的资源禀赋决定着城市的产业结构。资源型城市依赖资源禀赋优势促进了城市的经济增长，但也造成了环境的污染，影响着城市房地产市场的发展。矿业城市作为典型的资源型城市，其房地产市场受资源特征的影响明显，因此，本章以矿业城市与非矿业城市的比较来分析城市资源特征对商品住宅价格的影响。

矿业城市是以矿业资源为开发对象的资源产业及其配套的社会劳动集中到一定规模后所形成的城市。矿业城市的兴起大多是依靠当地丰富的矿产资源，城市的经济发展也主要依赖于矿业。但是，矿业在为经济增长做贡献的同时，也造成了城市生态环境、地质环境的破坏，以及城市经济过度依赖矿业的局面。而城市的经济水平、生态环境、地质环境都是影响城市房地产价格的重要因素。因此，矿业城市的房地产价格不仅受当地的经济环境、社会环境、生态环境的影响，而且还会受到城市的矿业依存度、矿业发展阶段、矿产资源价格、矿业从业人员比例等特殊因素的影响。易居（中国）控股有限公司执行总裁、上海宜居房地产研究院副院长丁祖昱先生通过构建包括市场需求、市场供给、供求关系、外部环境四个一级指标、五个二级指标、十一个三级指标的城市房地产市场风险指标体系，对中国287个地级市的房地产市场风险进行了评价，并于2012年10月发布了《中国城市房地产市场风险排行榜》10，指出中国的城市房地产市场风险更多存在于四线城市和资源型城市，其研究结论也说明资源型城市的资源特征对房地产价格有重要影响。而目前国内的研究基本上是将所有的城市视为同质条件下的分析，对于将矿业城市与非矿业城市视为异质城市进行对比分析的研究成果还较为鲜见。基于此，本章以矿业城市与非矿业城市的比较分析来展开商品住宅价格评价研究，试图得出资源特征对商品住宅价格的影响效应。

## 4.1 矿业城市商品住宅价格的影响因素体系

借鉴国内外学者关于房地产价格影响因素的研究成果，结合矿业城市的特点，本文认为矿业城市商品住宅价格的影响因素主要包括经济水平、人口数量、社会公共服务水平、生态环境、区位条件和矿产资源。其中，经济水平、人口数量、社会公共服务水平、生态环境对矿业城市和非矿业城市商品住宅价格的影响过程相同，研究文献较多；区位条件对商品住宅价格的影响在第3章中有相应分

10 丁祖昱.中国城市房地产市场风险排行榜，中国房产信息集团研究报告，2012.10

析，所以，关于这些因素对商品住宅价格的影响分析这里不再赘述。而矿产资源是矿业城市的特有禀赋，对矿业城市的商品住宅价格可能有独特的影响。因此，下面仅就矿产资源对商品住宅价格的影响进行分析。

### 4.1.1 矿产资源对商品住宅价格的影响分析

矿业城市的资源禀赋推动了城市的经济发展，解决了城市的社会就业，但也影响了城市的生态环境和地质环境，而生态环境和地质环境是商品住宅消费者关注的重要特征。因此，矿业城市的商品住宅价格形成应该考虑资源开发利用的影响。本文认为，从矿产资源角度来说，矿业依存度、矿业从业率、资源开采度和矿产资源价格是影响矿业城市房地产价格的主要因素，而其中的矿产资源价格主要是通过与矿业依存度的交互效应作用于城市的商品住宅价格。

（1）矿业依存度

矿业依存度反映了矿业对城市的经济贡献率，即矿业产值占城市国内生产总值的比例。城市的矿业依存度高，说明矿业在城市的经济发展中有着支柱性的作用和贡献，那么，城市的经济景气程度就更加依赖于城市的矿业发展状况。这样，一方面，城市的矿业依存度决定了城市的经济发展水平，影响着城市的竞争力，对商品住宅价格有正向作用；另一方面，由于矿业的发展不可避免的会造成城市生态环境和地质环境的恶化，影响城市居民居住的安全性、可靠性和舒适性，对商品住宅价格有负向作用。所以，矿业依存度较高的城市，经济能够带动商品住宅价格的上涨，但鉴于这些住宅很多是建立在矿产资源采空区上方或附近的，地基稳定性较差，再加上城市空气质量较差，商品住宅价格又会有所下跌。

（2）矿业从业率

矿业从业率反映了矿业对城市的社会贡献率，即为解决城市社会就业所产生的贡献。城市的矿业从业率越高，说明矿业从业人员数占城市的总从业人员数的比例越大。而矿业作为劳动密集型产业，其从业人员的地域性集中明显，对劳动力的文化素质要求不高，尤其是处于幼年期的矿业，从业人员中除了部分矿业技术工人、转业军人外，更多的是“亦工亦农”的半城市化人口。因此，矿业从业率高的城市对于农村劳动力具有更大的吸引力，由此会产生对城市商品住宅更多的需求，但这种需求往往集中在低档次、小户型的商品住宅上，城市的商品住宅总体价格不一定上涨。

（3）资源开采度

矿业城市的资源开采度不同决定了城市的产业结构发展方向不同。处于幼年期的城市，其产业结构仍然会以矿业为重点，发展方向在于提高开采技术，提升产业结构，短期内城市的经济增长速度不会因为结构的转型而减慢；处于中年期的矿业城市，其产业结构会以矿业为主导，以相关产业和其他产业为辅助，逐步向配套产业、替代产业转移，短期内城市的经济增长速度会因为结构的逐步调整而放缓；处于老年期的矿业城市，会马上选择产业结构的转型，城市经济短期内会受到影响，不但会减缓增长速度，而且可能会出现经济的负增长。因此，处于不同发展阶段的矿业城市会因经济的发展水平不同而使商品住宅价格有所不同。

（4）矿产资源价格

矿产资源价格的变动直接影响着矿业城市的经济发展水平和居民收入状况，尤其对矿业依存度较高的城市影响更为显著。当矿产资源价格发生变动时，矿业依存度相对高的城市其经济状况和居民收入更容易由此而产生波动，也就是说城市的经济脆弱性较强，城市的商品住宅价格也会由此而产生较大的变动；相反，矿业依存度相对低的城市，其经济和居民收入对资源价格敏感度差，商品住宅价格相对稳定。因此，矿产资源价格变动对城市商品住宅价格的影响主要是通过与矿业依存度的交互作用形成的。

### 4.1.2 矿业城市商品住宅价格影响因素体系构建

根据上述分析，本文认为可以从经济因素、人口因素、公共服务因素、生态环境因素、区位因素和矿产资源因素六个方面构建矿业城市商品住宅价格影响因素体系，详见表4-1。

## 4.2 矿业与非矿业城市商品住宅价格影响因素的实证比较分析

### 4.2.1 商品住宅资源特征评价的样本数据和变量说明

由于受矿业产值和矿业从业人员数统计数据的限制，本文选择黑龙江、安徽、河南、四川4个省60个地级市2003-2010年的数据作为样本。按照中国矿业联

合会确定的矿业城市名单，这60个样本城市中包含有21个矿业城市，其中，黑

龙江有5个，分别为鹤岗、七台河、双鸭ft、鸡西、大庆；安徽有6个，分别为

铜陵、马鞍ft、淮南、淮北、滁州、宿州；河南有7个，分别为郑州、平顶ft、

焦作、鹤壁、濮阳、三门峡、南阳；四川有3个，分别为德阳、自贡、攀枝花。

具体分布如图4-1所示。

城市房地产空间预期评估研究

图4-1 样本城市地理分布图

57

表4-1 矿业城市商品住宅价格影响因素体系

| 因素 | 因子 | 具体指标 | 符号 |
| --- | --- | --- | --- |
| 经济因素 | 收入水平 | 城镇居民人均可支配收入 | PDI |
| 人口因素 | 人口数量 | 城市总人口数 | POP |
| 公共服务因素 | 交通条件 | 每万人拥有公共汽车数 | PNB |
| 人均城市道路面积 | PURA |
| 教育设施 | 每万人中小学数 | PNPSS |
| 中小学师生比 | PTSPSS |
| 每百万人普通高等学校数 | PNHS |
| 普通高等学校师生比 | PTSHS |
| 医疗设施 | 每万人医院床位数 | PNHB |
| 每万人医生数 | PND |
| 文化设施 | 每百人公共图书数 | PNPL |
| 每百万人影剧院数 | PNT |
| 生活设施 | 用水普及率 | WP |
| 燃气普及率 | GP |
| 互联网用户普及率 | IUP |
| 环境因素 | 环境质量 | 气候环境舒适度 | CDCE |
| 空气质量优良率 | FRAQ |
| 环境绿化 | 人均公共绿地面积 | PGA |
| 环境治理 | 工业固体废物综合利用率 | RISWU |
| 工业废水排放达标率 | RIWWD |
| 工业烟尘去除率 | RIDR |
| 资源因素 | 矿业依存度 | 矿业产值占 GDP 的比重 | MI |
| 矿业从业率 | 矿业从业人员数占全部从业人员数的比例 | MER |
| 资源开采度 | 矿业发展阶段 | MDS |
| 资源价格 | 矿产资源出厂价格指数 | MRPPI |
| 区位因素 | 交通区位 | 交通区位相对优势度 | RSTL |
| 自然区位 | 自然区位相对优势度 | RSNL |
| 政治区位 | 政治区位相对优势度 | RSPL |
| 文化区位 | 文化区位相对优势度 | RSCL |

考虑到本文要进行矿业城市与非矿业城市的比较分析，而矿产资源价格与矿业发展阶段只有针对矿业城市的数据，所以，在实证分析中将这两个指标进行了剔除。同时，由于样本城市的空气质量优良率数据不全，在实证中也没有将其纳

入解释变量。因此，最终确定的被解释变量为城市的商品住宅销售价格，解释变量为表4-1中除了矿产资源出厂价格指数、矿业发展阶段、空气质量优良率之外的26个具体指标。这些指标的统计性描述见表4-2。

表4-2 样本城市被解释变量和解释变量的统计性描述

| 统计量 | HP | PDI | POP | PNB | PURA | PNPSS | PTSPSS | PNHS | PTSHS |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 单位 | 元/平方米 | 元 | 万人 | 辆 | 平方米 | 所 | － | 所 | － |
| 均值 | 1790.49 | 10290.84 | 432.82 | 5.25 | 7.19 | 3.01 | 0.06 | 1.19 | 0.06 |
| 中位数 | 1599.49 | 9734.95 | 387.69 | 4.96 | 6.17 | 3.13 | 0.05 | 0.63 | 0.06 |
| 最大值 | 5827.19 | 23158.71 | 1186.69 | 19.60 | 25.46 | 6.99 | 0.12 | 8.89 | 0.58 |
| 最小值 | 523.81 | 3869.00 | 70.91 | 0.32 | 0.74 | 0.86 | 0.03 | 0.00 | 0.00 |
| 标准差 | 873.93 | 3399.06 | 255.75 | 3.60 | 4.07 | 1.17 | 0.01 | 1.48 | 0.04 |
| 统计量 | PNHB | PND | PNPL | PNT | WP | GP | IUP | CDCE | PGA |
| 单位 | 张 | 人 | 册、件 | 个 | % | % | % | － | 平方米/人 |
| 均值 | 27.21 | 14.37 | 21.88 | 2.56 | 89.67 | 75.00 | 4.43 | 0.497 | 8.62 |
| 中位数 | 26.00 | 13.05 | 16.24 | 1.71 | 93.72 | 79.04 | 3.45 | 0.514 | 8.21 |
| 最大值 | 60.55 | 66.71 | 108.40 | 19.01 | 100.00 | 100.00 | 27.57 | 1.000 | 20.17 |
| 最小值 | 9.18 | 3.76 | 2.47 | 0.00 | 46.94 | 17.52 | 0.12 | 0.116 | 1.68 |
| 标准差 | 10.80 | 6.56 | 18.66 | 2.70 | 10.54 | 19.04 | 3.59 | 0.152 | 3.45 |
| 统计量 | RISWU | RIWWD | RIDR | MI | MER | RSNL | RSTL | RSPL | RSCL |
| 单位 | % | % | % | % | % | － | － | － | － |
| 均值 | 80.39 | 91.06 | 88.67 | 6.88 | 11.81 | 0.31 | 0.33 | 0.29 | 0.20 |
| 中位数 | 85.09 | 95.25 | 95.09 | 3.07 | 9.26 | 0.33 | 0.33 | 0.17 | 0.17 |
| 最大值 | 100.00 | 100.00 | 99.74 | 76.40 | 53.80 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| 最小值 | 16.89 | 13.46 | 11.58 | 0.02 | 0.56 | 0.17 | 0.11 | 0.17 | 0.17 |
| 标准差 | 18.56 | 10.84 | 15.48 | 10.10 | 9.88 | 0.16 | 0.15 | 0.21 | 0.13 |

关于变量统计数据的来源，不同的指标有不同的来源。城市商品住宅销售价格的数据来源于各省统计年鉴；城镇居民人均可支配收入的数据来源于各省统计年鉴和一些地市的国民经济和社会发展统计公报；城市的矿业产值、矿业从业人员数的数据来源于《中国矿业年鉴》；用水普及率、燃气普及率、人均公共绿地面积的数据来源于《中国城市建设统计年鉴》；交通区位、自然区位、政治区位和文化区位的相对优势度数据来源于《中国城市竞争力年鉴》；其余指标的数据均来源于《中国城市统计年鉴》。

关于变量统计数据的范围，考虑到城市的矿产资源分布很多都集中在城市的市辖县，所以，本文对于上述指标数据的统计尽可能采用全市范围的数据，但是，

每万人拥有公共汽车数、人均城市道路面积、人均公共绿地面积三个指标只有针对市辖区范围统计的数据，因此，本文对此利用市辖区的数据对全市的数据进行了简单的替代。

### 4.2.2 矿业城市商品住宅价格空间评价模型的构建

这里，首先利用60个城市组成的全样本的相关数据确定商品住宅价格空间

评价计量模型的具体形式，然后利用确定的评价模型对由21个矿业城市组成的

子样本一和由39个非矿业城市组成的子样本二分别进行回归分析，建立矿业城市的商品住宅价格评价模型。

根据第3章的分析可知，中国不同城市的商品住宅价格存在显著的空间相关关系，要求在构建模型时考虑采用空间计量分析方法。这里选择城市之间距离倒数的平方作为空间权重矩阵中元素的取值，在国家基础地理信息中心网站提供的

1: 400万电子地图基础上计算出空间权重矩阵W，检验样本城市商品住宅价格的空间相关性。利用样本城市的商品住宅销售价格数据计算MoranI指数，计算结果见表4-3。可以看出，除2003年和2005年以外，60个样本城市商品住宅价格的空间相关性都通过了10%的显著性检验，由此可以认为样本城市商品住宅价格之间存在着空间相关关系，需要建立空间面板模型。

表4-3 样本城市商品住宅价格的Moran I指数检验

| 年份 | Moran I | 正态性统计量值 | 小概率p值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 2003 | 0.1155 | 1.1455 | 0.1260 |
| 2004 | 0.1492 | 1.4369 | 0.0754 |
| 2005 | 0.1138 | 1.1303 | 0.1292 |
| 2006 | 0.2166 | 2.0196 | 0.0217 |
| 2007 | 0.2077 | 1.9426 | 0.0260 |
| 2008 | 0.2176 | 2.0283 | 0.0213 |
| 2009 | 0.2260 | 2.1003 | 0.0179 |
| 2010 | 0.2578 | 2.3758 | 0.0088 |
| 2003-2010 | 0.1438 | 6.0739 | 0.0000 |

按照Anselin[124]的思想，空间评估模型包括空间滞后模型和空间误差模型两类，分别为：

*HPit* *WHPit**X it**it*

*HPit* *X it**I**W*1*it*

(4.1)

(4.2)

其中，*HPit*表示第*i*个城市在*t*期的商品住宅价格；*X it*表示第*i*个城市在*t*期的商品住宅价格影响因素向量，向量的构成包括表4-1中的所有具体指标，其中矿产资源出厂价格指数由于要通过与矿业依存度的交换作用对商品住宅价格产生影响，所以需要采用*MI**MRPPI* 替代；*W*表示城市的空间权重矩阵；** 和

**表示空间相关系数；*it*表示第*i*个城市在*t*期商品住宅价格的随机误差项。对于上面建立的空间面板计量模型（4.1）和（4.2）的选择，需要通过极大

似然估计法进行检验，其结果见表4-4。由于LML>> LME，所以选择空间滞后面板模型进行实证。进一步，本文通过空间Hasuman检验计算得出：空间Hausman检验统计量的值为85.3793，对应的**2 (27)的P值为0.0000，所以，本文确定采用固定效应模型更为合适。

表4-4 模型的LM检验统计量结果

| 检验方法 | 统计值 | 小概率 p 值 |
| --- | --- | --- |
| LML | 117.6575 | 0.0000 |
| R-LML | 97.6544 | 0.0000 |
| LME | 31.1440 | 0.0000 |
| R-LME | 11.1408 | 0.0008 |

为了能够确定包含有固定效应的商品住宅价格评价模型的具体形式，利用matlab 2009软件对模型进行估计，其结果见表4-5。由表4-5可以看出，在无固定效应、空间固定效应、时间固定效应和空间时间双固定效应四种模型中，标志商品住宅价格空间相关的空间自回归系数ρ，即W\*dep. var的系数估计值均为正数，且通过了1%的显著性概率检验，充分说明中国地级城市的商品住宅价格存在着正向空间相关性。通过调整后的R2、Sigma2、LogL等统计量来看，无固定效应模型的估计结果优于其他三种模型，这与理论相吻合。因此，商品住宅价格的空间评价模型具体形式为：

*HPit*  *C*  *WHPit*  **1*PDIit*  **2 *POPit*  **3 *PNBit*  ** 4 *PURAit*  **5 *PNPSS it*

 **6 *PTSPSSit*  **7 *PNHSit*  **8 *PTSHSit*  **9 *PNHBit*  **10*PNDit*

**11*PNPLit* **12*PNTit* **13*WPit* **14*GPit* **15*IUPit* **16*CDCEit*

**17 *PGAit* **18*RISWU it* **19*RIWWDit* **20*RIDRit* **21*MIit*

**22*MERit***23*RSNLit***24*RSTLit***25*RSPLit***26 *RSCLit**it*

(4.3)

式中，变量的具体含义见表4-1；*i*表示第*i*个城市；*t*表示第*t*年；**1, **2 ,, **26

为影响因素对商品住宅价格的响应系数；**为空间自回归系数；*W*为60×60阶的

非负空间权重矩阵，其对角线元素为0；*WHPit* 为商品住宅价格的空间滞后项；*it*

为随机误差项向量。

表4-5 商品住宅价格空间评估模型的估计结果

| 变量 | 无固定效应 | 空间固定效应 | 时间固定效应 | 空间时间双固定效应 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| intercept | -1428.8000\*\*\* | -2807.3255 | -1245.1492 | -38.8579 |
| PDI | 0.1206\*\*\* | 0.1043\*\*\* | 0.1207\*\*\* | 0.0993\*\*\* |
| POP | 0.1610\* | -0.0899 | 0.0919 | -0.4653 |
| PNB | 18.1164\*\*\* | -1.7375 | 20.9196\*\*\* | 5.5325 |
| PURA | -5.9182 | -6.4210 | -7.5261 | -9.7708\*\* |
| PNPSS | -17.6256 | 25.7612 | -13.3748 | 25.4596 |
| PTSPSS | 3634.3967\*\* | 5693.3179\*\*\* | 3714.7120\*\* | 5652.9519\*\*\* |
| PNHS | 103.7451\*\*\* | 145.0305\*\*\* | 116.3013\*\*\* | 171.5802\*\*\* |
| PTSHS | 576.2816 | 274.5834 | 470.5488 | 193.9508 |
| PNHB | 3.5011 | 7.7236\* | 1.8750 | 2.8919 |
| PND | 0.4966 | 1.7272 | -0.2370 | 0.4627 |
| PNPL | 0.3928 | 2.6963 | 0.6025 | 1.4838 |
| PNT | 4.3873 | -3.9268 | 4.8793 | -4.1232 |
| WP | 4.1837\*\*\* | 6.0288\*\*\* | 4.0177\*\*\* | 5.6569\*\*\* |
| GP | -1.8056\* | -2.3238\* | -1.5986\* | -2.5643\*\* |
| IUP | -3.0827 | -2.7297 | -8.1141 | -8.4015 |
| CDCE | 149.0381 | 642.8428\* | 19.7757 | 16.9561 |
| PGA | -8.9928\*\* | -5.3528 | -10.3455\*\* | -6.2138 |
| RISWU | 3.4739\*\*\* | 2.9700\*\*\* | 3.5431\*\*\* | 2.9923\*\*\* |
| RIWWD | -0.0943 | 0.1011 | 0.0139 | -0.4671 |
| RIDR | -0.3387 | -1.4737 | -0.1236 | -0.9816 |
| MI | 1.0116 | 3.6166 | 1.0213 | 3.5958 |
| MER | -0.8914 | -4.0790 | -1.1209 | -3.8798 |
| RSNL | -467.2009\*\* | 2722.4854\*\*\* | -531.4136\*\* | 2875.4235\*\*\* |
| RSTL | 490.5992\*\*\* | -930.6711 | 555.8853\*\*\* | -8664.6483 |
| RSPL | 426.7002\* | 4448.3405 | 373.7052 | 2272.7418 |
| RSCL | 702.6659\*\* | -2829.7866 | 879.6526\*\*\* | 3623.5926 |
| W\*dep.var. | 0.3750\*\*\* | 0.4360\*\*\* | 0.3250\*\*\* | 0.3330\*\*\* |
| adj-R2 | 0.8963 | 0.9089 | 0.7971 | 0.3683 |
| Sigma2 | 70852.1918 | 37703.9892 | 69106.5498 | 36768.3470 |
| LogL | -3367.3439 | -3218.2424 | -3360.3854 | -3208.9197 |

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在90%、95%和99%的置信度水平下显著。

利用模型（4.3）分别对由21个矿业城市构成的子样本一和由39个非矿业城市构成的子样本二进行回归，回归结果见表4-6。

表4-6 矿业城市和非矿业城市商品住宅价格空间评估模型估计结果的比较

| 变量 | 子样本一（矿业城市） | | 子样本二（非矿业城市） | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 系数估计值 | t 统计量 | 系数估计值 | t 统计量 |
| Intercept | -1880.4751\*\*\* | -4.344088 | -1852.9167\*\*\* | -5.179422 |
| PDI | 0.1113\*\*\* | 8.493485 | 0.1168\*\*\* | 8.621660 |
| POP | 0.0441 | 0.304194 | 0.4023\*\*\* | 3.281599 |
| PNB | 29.0043\*\*\* | 2.822682 | 6.1406 | 0.690154 |
| PURA | -29.5026\*\*\* | -3.855547 | -2.6859 | -0.478785 |
| PNPSS | -27.8614 | -1.025792 | -24.8828 | -1.413694 |
| PTSPSS | 8949.3830\*\*\* | 3.232563 | 1988.2674 | 0.832483 |
| PNHS | 81.4824\*\* | 2.464204 | 110.7492\*\*\* | 4.091743 |
| PTSHS | 1240.9734\*\* | 2.454995 | 398.1230 | 0.867430 |
| PNHB | -8.1158\*\* | -2.444497 | 17.7478\*\*\* | 4.023238 |
| PND | -1.5294 | -0.379671 | 5.4046 | 1.125477 |
| PNPL | 4.1808\*\* | 1.971007 | -7.4429\*\*\* | -2.682301 |
| PNT | 3.1813 | 0.509482 | 6.9497 | 0.621990 |
| WP | 6.7092\*\*\* | 2.752700 | 4.9877\*\* | 2.480790 |
| GP | 0.4369 | 0.323395 | -1.3904 | -1.025247 |
| IUP | 38.0770\*\*\* | 3.217676 | -14.4265 | -1.613628 |
| CDCE | 798.4635\*\*\* | -0.001061 | 202.4904 | -0.428045 |
| PGA | -0.0067 | 5.058763 | -2.8460 | 1.233275 |
| RISWU | 7.6613\*\*\* | -0.296384 | 1.4219 | 0.204594 |
| RIWWD | -0.4258 | -0.354182 | 0.3915 | -0.102326 |
| RIDR | -0.9668 | 2.870491 | -0.1120 | -0.597388 |
| MI | 4.7574\*\*\* | -2.425946 | -4.8154 | 1.597611 |
| MER | -5.0456\*\* | -3.992316 | 6.2865 | 0.666012 |
| RSNL | -1907.3843\*\*\* | 0.283299 | 213.6794 | 3.166592 |
| RSTL | 115.6744 | 4.218578 | 689.0736\*\*\* | 0.619507 |
| RSPL | 2154.0426\*\*\* | -0.113689 | 197.5607 | 2.165546 |
| RSCL | -150.2892 | 3.379930 | 815.1343\*\* | 0.866256 |
| W\*dep.var. | 0.2410\*\*\* | 4.179681 | 0.3580\*\*\* | 6.775641 |

注：\*\*\* 、\*\* 和\* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上通过了检验。

于是，可以建立如下的矿业城市商品住宅价格空间评价模型：

*HPit*  0.241*HPit*  1880.475  0.113*PDIit*  29.004*PNBit*  8949.383*PTSPSSit*

 29.503*PURAit*  81.482*PNHSit*  1240.973*PTSHSit*  8.116*PNHBit*

 4.181*PNPLit*  798.464*CDCEit*  7.661*RISWU it*  4.757*MIit*  5.046*MERit*

 6.709*WPit*  38.077*IUPit*  1907.384*RSNLit*  2154.043*RSPLit*

(4.4)

### 4.2.3 矿业城市与非矿业城市的比较分析

（1）环境因素和资源因素对矿业城市住宅价格影响显著，而对非矿业城市住宅价格影响不显著。

在环境因素中，气候环境舒适度、工业固体废物利用率对矿业城市的商品住宅价格有显著的正向影响，说明矿业城市由于工业生产造成了大量的环境污染，一定程度上影响着城市居民的生活质量，所以，居民在选择城市居住时较关注于城市自身的环境质量以及环境治理能力，尤其是城市对于矿业生产中产生的大量矿产固体废物的处理能力。而对于非矿业城市而言，居民在不同的地级城市中选择时，城市的生态环境质量不是主要的影响因素。

在资源因素中，矿业产值占GDP的比重对矿业城市的商品住宅价格有正向影响，而矿业从业人员数占全部从业人员数的比例对矿业城市的商品住宅价格有负向影响，这主要是由于矿业产值决定着城市的经济发展水平，矿业依存度高的矿业城市其经济发展水平也相对较高，而城市经济是吸引人们集聚的最大动力，所以，人们对城市的住宅需求会增加，商品住宅价格较高。在矿业产值一定的条件下，矿业从业人员比例高的矿业城市，说明矿业科技生产水平较低，劳动技术含量较低，这样，一方面使得矿业从业人员的工作安全性得不到足够的保障，另一方面使得矿业企业生产效率低下，结果只能是生产处于恶性循环，即城市有越来越多的低素质、低技能劳动力涌入，而高素质人才越来越缺乏。在这种劳动力聚集的城市，人们对城市住宅的需求更多表现为低档次、小面积的户型，所以，城市的商品住宅价格总体水平不会有大的上升。而对于非矿业城市而言，由于矿产资源相对缺乏，资源主导的产业不是城市产业发展的重点，所以居民对城市的矿产资源特征并不关注。

（2）自然区位、政治区位对矿业城市住宅价格有影响，而交通区位、文化区位对非矿业城市住宅价格有影响。

在区位因素中，政治区位对矿业城市商品住宅价格有正向影响，这主要是由于城市的行政级别决定了城市的产业结构。通常，行政级别越高的城市，其产业多元化表现的愈为明显，所以，一旦矿产资源价格发生急剧下降，严重影响城市的矿业产值时，生活在行政级别较高的矿业城市的居民就可以有更多的机会转向其他行业从事工作，维持生活，而行政级别较低的矿业城市的居民可能面临着失业和离开城市生活的选择，生活稳定性受到影响。因此，人们更愿意为生活在行

政级别高的矿业城市而支付更高的房价。而自然区位对矿业城市商品住宅价格却有负向影响，这主要是由于中国的矿产资源在地理位置分布上多数位于ft区，接近河湖的矿业城市其矿产资源的蕴藏度可能相对较低，影响了城市的矿业产值和经济发展水平，使得城市的商品住宅价格也较低。而对于非矿业城市而言，居民对于城市的区位则较关注于对外交通的便利度和城市的历史文化底蕴，因为便利的交通有助于城市经济的活跃，悠久的历史有助于文化产业的发展，带动城市竞争力的提升，因此，交通区位和文化区位对非矿业城市商品住宅价格有正向影响。

（3）城市公共交通条件、中小学师生比、普通高校师生比、互联网普及率对矿业城市住宅价格影响显著，而对非矿业城市住宅价格影响不显著。

在社会公共服务因素中，公共交通条件对矿业城市住宅价格影响显著说明居民较关注于城市的公交便利度，这主要是由于矿业属于劳动密集型产业，矿业城市往往有更多的居住人口，其中包含有部分的外来打工人口，这些劳动力无法享受企业提供的福利住房，居住相对零散，主要依赖于公共交通方式解决通勤问题。中小学师生比和普通高校师生比对矿业城市住宅价格影响显著是由于矿业城市环境较差，优秀教师和科研工作者能够被吸引的难度较大，所以中小学师生比被视为衡量城市教育资源和质量的关键，而普通高校师生比被视为城市研发能力的核心。互联网普及率对矿业城市住宅价格影响显著是由于外来劳动力没有更多的业余生活，通常会选择互联网这种相对方便且便宜的信息手段实现与家人的沟通和工作后的放松。因此，公交便利度、学校师生比和互联网普及率对矿业城市的商品住宅价格有显著的正向影响。

（4）每万人医院床位数、每百人公共图书数对于矿业和非矿业城市住宅价格有着不同方向的影响。

对于矿业城市而言，每百人公共图书数对于商品住宅价格有正向影响，每万人医院床位数对于商品住宅价格有负向影响。而对于非矿业城市而言，正好相反，每百人公共图书数对于商品住宅价格有负向影响，每万人医院床位数对于商品住宅价格有正向影响。

每万人医院床位数反映了城市居民对医疗救治的需求量。对于非矿业城市而言，人均医院床位数通常被看作城市医疗设施配套的完善性指标，所以，每万人医院床位数越多，城市医疗服务越完善，居民健康越可以得到保障；而对于矿业城市而言，每万人医院床位数越多，说明矿业生产造成的人员伤亡较多，对医疗

救治的需求量较大。这样，人均医院床位数多，不但没有提升了人们对于城市医疗服务水平的印象，反而增加了人们在城市从事矿业生产工作的不安全感，导致部分人们不愿意在城市生活，降低了对商品住宅的需求。所以，每万人医院床位数表现出了对矿业城市商品住宅价格的负向影响和对非矿业城市商品住宅价格的正向影响。

每百人公共图书数反映了城市的公共文化建设程度。对于矿业城市而言，由于居住着很多的“亦工亦农”的半城市化人口，他们自身接受的文化教育较少，对于子女的学习没有能力辅导，经济条件又不允许经常性的聘请家教，所以，更多的是依靠孩子的自学能力。而自学能力的培养需要阅读大量的学习书籍，因此，城市的公共图书成为这些孩子们免费阅读的重点，自然，城市的公共图书藏书量也就成为矿业城市居民关注的重点，对商品住宅价格产生正向的影响。而对于非矿业城市而言，人均公共图书数量多，说明城市公共文化设施建设完善，这就需要更高水平的从事图书情报工作的人员来提供相应的服务，而地级城市对于这些人员通常没有足够的吸引力，其结果只能是藏书量大，利用率低，表现出重硬轻软的现象，反而影响了城市的文化形象，对商品住宅价格呈现负向作用。

## 4.3 本章小结

本章通过对矿业城市与非矿业城市商品住宅价格影响因素的比较分析，得到如下结论：

第一，矿业依存度、矿业从业率、政治区位、自然区位、环境质量和治理状况、公共交通建设、学校师生比、互联网普及率对矿业城市的商品住宅价格影响显著，对非矿业城市的商品住宅价格影响不显著；而人口数量、交通区位和文化区位对非矿业城市的商品住宅价格影响显著，对矿业城市的商品住宅价格影响不显著。说明不同产业结构类型城市的住宅市场其影响因素存在差异，决定了宏观调控方法要因地制宜才能达到预期的调控效果。

第二，医疗卫生设施和公共文化设施对于矿业城市和非矿业城市的商品住宅价格有着不同方向的影响，反映了不同劳动力结构的城市居民对于社会公共服务的需求不同，决定其商品住宅支付意愿的影响因素也不同。

第三，矿业城市的资源特征对房地产价格影响显著，形成了房地产市场风险积聚的潜在要素，必须调整产业结构，实现经济转型，才能保证房地产业的持续健康发展。

# 5 市场参与者异质预期对商品住宅价格的影响研究11

商品住宅价格的过度上涨已经成为国内学者及政府重点关注的问题之一，图5-1显示了1999-2011年中国东、中、西部地区6个省份的商品住宅价格波动过程12，可以看出，不同地区表现出不同的房价变动趋势，而且显示出不同的短期动态过程，但是，绝大多数都处于价格指数为100以上的变动，说明这些地区的商品住宅价格处于不断的上涨过程中。而过高的住宅价格不仅会严重影响居民的正常生活，还会引起社会财富的重新分配，加剧社会的贫富悬殊，影响社会的持续稳定发展。所以，中央频繁出台各种宏观调控政策，以引导住房市场的健康发展，但效果不尽如人意。

由于住宅均衡价格是在供求关系作用机制下形成的，而房地产建设周期长的特点决定了住宅供给在短期内很难增加，即住宅供给在短期内是缺乏弹性的。在供给缺乏弹性的条件下，住宅价格主要受居民对住宅的需求影响，而居民收入是影响居民住宅需求的决定因素[34, 129, 130]。因此，国内外学者就居民收入和收入预期对房价的影响效应展开了详细的研究。沈悦，刘洪玉[34]基于1995-2002年中国的中房住宅价格指数与宏观经济基本面相关变量的数据，通过混合样本回归发现，城镇居民家庭人均可支配收入增长10%，会引起住宅价格上升9%-11%。吴公樑，龙奋杰[129]基于1991-2002年中国的住宅销售价格与人均实际收入的年度数据，通过分布自回归滞后模型和误差修正模型分析发现，住宅价格与收入之间存在长期均衡增长关系，只是收入对住宅价格的影响有两年的滞后关系，且短时期内对住宅价格没有显著影响。黄瑜[131]基于2004-2009年中国土地价格、居民收入和商品住宅价格的季度数据，通过状态空间模型动态分析了居民收入对房价的影响，结果表明，2004-2006年居民收入变化对商品住宅价格的影响在波动中减小，但属于富有弹性；而2007-2009年居民收入变化对商品住宅价格的影响却显得比较稳定，属于缺乏弹性，且相比土地价格的变化，居民收入的变化对商品住宅价格的影响更大。张亚丽等[132]基于中国35个大中城市1999-2008年的年度数据，通过动态面板模型发现，高房价城市的居民收入预期对房价变动的影响最大，而低房价城市的居民收入预期对房价没有显著的影响。这些研究为本章的分析提供了一定的理论和方法支持，但是，关于市场参与者所形成的收入异质预期

11 本章是在文献[128]的基础上改进形成的。

12 数据来源于2000-2012年的《中国统计年鉴》。

对住宅价格影响的区域差异比较、异质预期作用下住宅价格的变动规律、不同方向的异质预期对住宅价格作用效应的比较等方面的研究还较为鲜见。

因此，本章以市场参与者的收入异质预期为切入点，探讨市场参与者异质预期作用下住宅均衡价格的确定、异质预期对住宅价格的影响等内容，试图为探寻过高的商品住宅价格原因、不同地区表现出的不同房价趋势和短期波动原因提供理论分析和政策建议。

北 京

150

140

130

120

110

100

90

1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011

海 南

140

130

120

110

100

90

1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011

西 藏

170

150

130

110

90

70

50

1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011

新 疆

120

115

110

105

100

95

90

85

1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011

江 西

130

125

120

115

110

105

100

1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011

安 徽

135

130

125

120

115

110

105

100

95

1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011

图5-1 1999-2011年中国东、中、西部地区6个省份商品住宅价格的变动过程

## 5.1 异质预期对住宅价格影响的路径分析

对于市场参与者异质预期的界定，目前没有统一的标准。按照现有的研究成果，主要有三种类型：一是以市场参与者对未来经济或者价格的预期变动方向不同作为异质预期的界定[46, 47]；二是将异质预期定义为不同市场参与者具有不同的预期方式[50]；三是以不同市场参与者（供给者、自住需求者、投机需求者）由于动机和目的不同而基于各自关注的因素形成的不同预期作为异质预期的界定[51]。下面以第一种类型界定的异质预期概念为对象，研究异质预期对商品住宅价格的影响途径和影响效应。

假设1：市场参与者的收入越高，越有能力负担更高的房价，而且，收入的增加可以使市场参与者越有可能得到银行信贷的支持，因此，收入是决定住宅需求的主要因素。

假设2：由于住宅建设周期长，住宅供给相对缺乏弹性，只能根据市场需求缓慢的进行调整，所以，短期内住宅的价格主要由需求决定。

假设3：所有的市场参与者都只能通过购买住宅或者租赁住宅的方式满足自身的居住需求。

假设4：市场参与者购买住宅的意愿源于他们对未来房价上涨的预期，且这种预期更多是建立在对地区经济的预期基础之上，而市场参与者对地区经济的预期是基于过去和现在的经济状况而形成的。

假设5：市场参与者对收入拥有不完全的信息，也就是说，市场参与者无法观测到社会的平均工资，只拥有自己的工资信息。当地区的工资受到外界冲击发生变动时，信息在市场参与者之间逐步扩散，不同的市场参与者就会形成对收入变动和住宅价格变动的不同方向预期，即异质预期。

在上述五条假设下，可以得出市场参与者收入变动对住宅价格影响的路径如图5-2所示。由图可以看出，收入的增加不仅会影响市场参与者对住宅需求的变动，而且会改变他们对未来房价变动的预期。因此，在住宅供给相对缺乏弹性的条件下，如果收入受到冲击，则会通过市场参与者的异质预期使得住宅价格产生一个自我强化的过程，而且，这种收入变动的信息扩散越大，市场参与者的异质预期程度也越大，房价也越容易产生波动。

收入增加

收入决定预期

购信

预期房价上涨

房贷

能机

力会

提增理性决策投机

高加

住宅需求增加

赢得更多投资利润

信息逐步扩散

避免未来资本损失

异质预期形成

住宅供给缺乏弹性

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 乐观主义者：进  入住宅销售市场，增加需求 | | 悲观主义者：推  出住宅销售市场，选择租赁 | |
|  |  | |  |

住宅价格由乐观主义者决定

住宅价格上涨

图5-2 市场参与者收入变动对住宅价格影响的路径

## 5.2 市场参与者异质预期作用下的住宅价格决定理论分析

### 5.2.1 市场参与者的异质预期

假设6：市场参与者的收入主要来源于工资，不考虑其他收入。

设*Wt j*为第*j*类市场参与者在第*t*期的收入，*t*为第*t*期社会的平均收入水平，

*j*为随机误差项，且**j ~ *N* (0,**2). 于是，

*t* *t*

*W* j****j , *j* ~ *N* (0,**2 )

(5.1)

*t* t t *t*

设社会平均收入*t*为AR（1）序列，则有：

*T**t*1*t* , **(0,1] , *t* ~ *N*0,**2 

**

(5.2)

由于市场参与者无法观测到社会平均收入*t*的实际值，*t*就成为市场参与者收入异质预期的唯一来源，又由于市场参与者对于房价的预期是建立在对地区

*j*

经济的预期基础之上，所以，*t*也成为市场参与者对房价异质预期的唯一来源。假定市场参与者在接收到同一扩散信息的条件下表现出不同的预期，分别为乐观

*j*

预期和悲观预期，且人数各占50%，所以，市场参与者可分为乐观主义者（*j*1）和悲观主义者（*j*0）两大类。

### 5.2.2 市场参与者的最优住宅使用数量

假设7：市场参与者对住宅使用的偏好不随时间的变化而变化，但不同的市场参与者对住宅使用的偏好不同。

假设8：银行一年定期存款利率保持不变。

令U *j*为第*j*类市场参与者在第*t*期所获得的效用，*H j*为第*j*类市场参与者

*t* t

在第*t*期购买的住宅数量，*Vt j*为第*j*类市场参与者在第*t*期自身使用的住宅数量，

*Ctj*

为第*j*类市场参与者在第*t*期末所拥有的财富，*E j* log *C j*

为第*j*类市场参与

1 *t* t1

者在第*t*期基于自身所获取的信息产生的对第*t*期末所拥有财富的预期，*A j*为第

*j*类市场参与者对住宅使用的偏好，*Pt*为第*t*期的房屋销售价格，*Qt*为第*t*期的房屋租赁价格，*r*为银行一年定期存款利率，为了模型的简单化，设市场参与者的效用函数采用对数形式表示，具体为：

U j *A* j log*V* j *E* j log *C* j

(5.3)

*t* t t

*t*1

式（5.3）的预算约束为：

*C* j 1*r**W* j*P H* j*Q**H* j*V* j*P H* j

 *t*1

*t* t t

*t* t t

*t*1 *t*

(5.4)

*H j*  0

*t*

为了得到市场参与者的最优住宅使用数量，将式（5.3）对*Vt j*求偏导：

*U j* *A j*

1*R**Q* 

*A j*1*r**Q* 

t 

*E j**t* 0 

*j*

*E j**t* 

(5.5)

*V j* j

*t*

*V*

*C*

*t*

*t*

*t*1

*j* *t* *j*

*t* t1

理论上，如果住宅市场存在有销售和租赁两个市场，则应有市场参与者对住宅自身使用的成本不低于住宅的租赁成本（即租赁价格），否则理性的市场参与者都会进入到销售市场购买住宅，而不会在租赁市场上通过租赁来满足居住需求。设*Ft*为市场参与者自身使用住宅的单位成本，则有*Ft**Qt*。实际上，市场参与者自身使用住宅的成本更多体现为住宅自身的价值减损，即

*V*

*C*





*Ft* *Pt* 

*Pt*1 (5.6)

1 *r*

于是，住宅市场上必定存在如下关系：

*Pt* 

*Pt*1

1 *r*

*Qt*  0

(5.7)

（1）拥有同质预期的市场参与者的最优住宅使用数量

如果市场参与者拥有不完全的信息，但这些信息是同时传递给所有的市场参与者，则信息在市场参与者之间不进行扩散，市场参与者拥有同质预期，此时，所有的市场参与者对住宅拥有同样的偏好，可简化为*A j* *A*1。

假定住宅供给缺乏弹性，供给数量为*S*，则当住宅市场达到均衡状态时，有*S**H**V*，*Pt**Pt*1*P*，*F**Q*，而且，由于市场参与者之间不存在信息的不对称性，所以，市场将一直保持均衡状态。于是，最优的住宅使用数量为：

*V**C*

(1  *r*) *Q*

 (1  *r*)(*W*  *PH*  *QH*  *QV*)  *PH*

(1*r*) *Q*

*W**PH*

*Q*

*H**V* 

*PH*

(1*r*) *Q*

*V**W* *H* (1*r*

*P*)*W* *H* (1*r*

*P*) *W*

(5.8)

2*Q* 2

1*R Q* 2*Q* 2

1 *r F* 2*Q*

因此，**当市场参与者拥有同质预期时，市场参与者的最优住宅使用数量为**

*V*  *W* 。

2*Q*

此时，可以将式（5.4）中的第1个等式改写为：

*C*(1*r*)(*W**PH**QH**QV*)*PH*

(1*R*)(*W* 

*r*

1 *r*

*PH* *QH**W* )

2

(5.9)

(1*r*)(*W* 

2

*r*

1 *r*

*PH* 

*r*

1 *r*

*PH*)(1*r*) *W*

2

（2）拥有异质预期的市场参与者的最优住宅使用数量

如果市场参与者拥有不完全的信息，且这些信息达到不同的市场参与者是非同步的，即信息在不同市场参与者之间是逐步扩散的，则市场参与者会形成异质预期，住宅市场将会偏离情况1中所谓的均衡状态。

假定用上述模型中变量的小写字母表示异质预期条件下对应变量与同质预

期条件下该变量在均衡状态取值的百分比，即有*P**P**p*，*Q* *Q**q*，*C* j *C**c* j ，

*t* t t t t t

*F**F**f* , *A j*

*t*

*t*

*A**a j*

*a j*。此时，式（5.6）和式（5.7）分别可以改写为：

*f*  *P p**P*

*P*1*r* *p*

1 *p*

(5.10)

*t* *F* *t*

1*r**F*

*t*1

 *t*



*r* *t* 1

*Pt* 

*r* *q*

1*r t*

1 1 *r*

*Etj p*

*t*1

(5.11)

*r*

将式（5.10）代入式（5.11）可得：

*Pt* 

*r* *q*

1*r t*

*pt*

*r*

1 *r*

*E j f*

*qt*

*t*

*E j f*

*t*

*t*

0*E j f*  *q*

*t*

*t*

(5.12)

由于乐观主义者对价格的预期高于悲观主义者对价格的预期，而乐观主义者对住宅使用成本的预期低于悲观主义者对住宅使用成本的预期，于是，有

*t*

*t*

*t*

*t*

*t*

*t*

*E*1 *p*

*t*

*t*1

*E* 0 *p*

*t*1

，*E* 0 *f*

*E*1 *f* 。

因此，在住宅市场均衡状态下，式（5.12）可以改写为：

*E*1 *f* *q* , *h*1 0

*T t* t t

(5.13)

*E* 0 *f* *q* , *h*0  0

*t* t t t

假定住宅供给缺乏弹性，供给数量为*S*，则当住宅市场达到均衡状态时，乐观主义者购买的住宅数量应该等于住宅市场的供给量，乐观主义者用于出租的住宅数量也应该等于悲观主义者使用的住宅数量，所以，有：

*S*  *H*  *V*

*H*  *H* 1  *H* 0  *H*  *h*1  *H*  *h*0

 *t* t t t

 *V* 1*V* 0*V**v*1*V**v*0

(5.14)

*V* *t* t t t

*H*1  1

 *t*

*H*0  0

 *t*

结合式（5.6）、（5.8）、（5.9）、（5.13）、（5.14），可将式（5.4）中的第1个等式改写为：

*E*1*c*1

1 *r**W w*11 *r**PH**p h*11 *r**QH**q h*11 *r**QV**q v*1*PH**h*1 *E*1 *p*

*T t* 1 *C* *t* *C*

*T t* *C* *t t*

*C* *t t*

*C* *t t*

*t*1

1  *r**W w*11  *r**PH* *p*

1  *r**QH q*1  *r**QV**q v*1*PH**E*1 *p*

*C* t *C*

*t* *C* *t* *C*

*T t* *C*

*T t* 1

2*W*1 1*r**PV* *p*

1*R**QV**q*1*r**QV**q v*1*PV**E*1 *p*

*t* *C* *t*

*C* *t* *C* *t t* *C*

*T t*1

2*W*11*r*1 *p*

1*R* 1

*Q* 1*r* 1

*Q v*11*E*1 *p*

*t* *r* *t*

1*r* t

1*R* t t *r*

*T t*1

2*W*11*r**p**q**q v*11*E*1 *p*

*T* *r* *t* t t  *t* *r* *t t*1

2*W*1 *q*

*Q v*1 

1*R* *p*

1*E*1 *p* )

*T* t t  *t* ( *r*

*t* *r* *t*

*t*1

2*W*1*q**q v*1*E*1 *f*

*T* t t  *t* t  *t*

 2*w*1  *q*  *q v*1  *q*

*T* t t  *t* t

2*W*1 *q v*1

(5.15)

*T* t  *t*

*E* 0 *c*0

1 *r**W w*01 *r**PH**p h*01 *r**QH**q h*01 *r**QV**q v*0*PH**h*0 *E* 0 *p*

*T t* 1 *C* *t* *C* *t t*

*C* *t t*

*C* *t t*

*C* *t* *t*

*t*1

1  *r**W w*01  *r**QV**q v*0

*C* *t* *C* *t t*

2*W*0 *q v*0

(5.16)

*T* t  *t*

综合上面式（5.15）和式（5.16），可以得出：

*E j c j*

2*W j**q v j*

(5.17)

*T t*1

*T* t  *t*

同时，式（5.5）可以改写为：



 1  *r* 



*a j* 1  *r**Q*  *q*



*A j E j c j* *C*

*j*

*A j E j c j*

*A j E j c j*

*J* j  *j*

 *vt*  

*T t*1



*t*

*T t*1 *t t* 1

(5.18)

*V**vt*

于是，

*C**Et ct*1

1*R qt* *VQ*

1*R qt* *qt*

*W* aj

*A jW*

*A j w j*

*A j v j* *W*

2*A j w j*

*V**v j* 

*q*

*t*

 *E j c j* 

(2*W j**q v j*)( *t* *t* ) 

*V*( *t* *a j v j* )

*t* 2*Q q*

*t*

*T t*1

2*Qqt*

*T* t  *t*

*qt* 2 *Q* *t*

(1*a j*) *v j*

*t*

2*A j w j*

*q*

*t*

*v j*

*t*

*t*

2*a j w j*

*t*

*q* (1*a j* )

*t*

(5.19)

因此，**当市场参与者拥有异质预期时，市场参与者的最优住宅使用数量为**

*W* 2*a* j *w* j *a* j *Ww* j

*V* j  *V*  *v* j 

*T* *t* .

*t* t 2*Q*

*Q* (1*a j*) (1*a j*) *Qq*

*t*

*t*

### 5.2.3 住宅的市场均衡价格

*Et t* 1

令*Et*

*pt*1

代表市场参与者对未来住宅价格的平均预期，~ *p*

代表市场参与

者对未来住宅价格的异质预期，则可将 *Et*

*pt* 1

~

*Et pt*1

和

分别定义如下：

*E*1 *p**E* 0 *p*

*Et p*

*t*1

 *t t* 1 *t* *t* 1

2

(5.20)

~ *E*1 *p**E* 0 *p*

*Et p*

*t*1

 *t t* 1 *t* *t* 1

2

(5.21)

由式（5.10）、（5.13）、（5.20）、（5.21）可得：

*p**r*

*q*1

*E*1 *p*

*R* *q* 

1 *E p*

1 ~

(5.22)

*T* 1*r t*

1 *r*

*t* t1

1*R t*

1 *r*

*T t*1

1*R Et pt*1

式（5.22）可以看出，住宅的市场均衡价格由住宅市场的租赁价格*qt*、市场

参与者对未来价格的平均预期*E p*

和市场参与者对未来价格的异质预期 ~

三部分共同决定。

*T t*1

*Et pt*1

（1）当市场参与者拥有同质预期时住宅的均衡价格

如果市场参与者拥有同质预期，则*Etj p*

*t*1

*Et*

*pt*1

~

*Et pt*1

，

0 .

由于在市场均衡状态下，有*v*1 *v*0 1，将式（5.19）代入可得：

2*a*1*w*1

2*A*0 *w*0

*t* t

2*a*1*w*1

2*A*0 *w*0

t*t*1 *q*

*T* *t*

(5.23)

*q* (1*a*1) *q* (1*a*0 )

*t*

*t*

*t* 1*a*1 1*a*0

当市场参与者拥有同质预期时，有*A* j*A*1，由此可推导出：*a*1*a*0*a*，式（5.23）可改写为：

2*Aw*1 2*aw*0 2*a*(*w*1 *w*0) 4*a*

*Q**t* *t* *t* t  **

(5.24)

*T* 1 *a*

1 *a*

1 *a*

1*a* *t*

将式（5.22）向前推进一期，并将式（5.24）代入，可得：

*pt*1

*r*

1 *r*

*qt*1

1 1 *r*

*Et*1

*pt* 2

*r*

1 *r*

 4*a* 1 *a*

*t*

1 1 *r*

*Et*1

*pt* 2

(5.25)

由*t*

*t*1*t***(0,1]可得：

(*i*1)

*Ett* *i*  ** **

*t*1

(5.26)

对式（5.25）左右两边取期望值，结合式（5.26），并采用迭代的方法，可得：

*E p* *r*

*T t*1 1

4*a*

**  **

**

*T*1 

*R* 4*a*

** 

1*r*

4*ar*

(5.27)

*r* 1 *a*

**01*r* 



1 *r*

1 *a*

1*R* **

(1*r***)(1*a*)

将式（5.24）和式（5.27）代入式（5.22）可得：

*p*\* 

*t*

*r* *q*

1*r t*

1 1 *r*

*Et p*

*t*1

*r*

1 *r*

4*A* 1 *a*

*t*

1 1 *r*

4*ar*

(1*r***)(1*a*)

(5.28)

 *r*

1  *r*

 4*a* 1  *a*

[*t*

 ] 1*r* **

因此，**当市场参与者拥有同质预期时，住宅市场的均衡价格为：**

*P*\* *P**p* 

*r*4*a*

[** 

]1*r**Q*4*aQ*[** 



] 。

*T* t 1 *r*

1 *a*

*t* 1*r**r*

1 *a*

*T* 1*r* **

（2）当市场参与者拥有异质预期时住宅的均衡价格

如果市场参与者存在异质预期，则*Etj p*

*t*1

*Et*

*pt*1

~

*Et pt*1

，

0 .

市场参与者无法观测到*t*的实际值，对于*t*的预期依赖于*t*1和*wt*两类信息，而且对于两类信息的参考权重取决于每类信息相对于实际信息的相对准确程

*j*

** 2

度，定义** 

**

**2 ** 2

可用来表示信息的相对准确程度，则由式（5.2）可得：

*E j*

*t*

*t*1

**

*E j*

*t*

*t*

**

**[(1)*t*1

*w j* ]

*t*

(5.29)

*Et*

*t*1

**[(1)*t*1

**(*W*0 *w*1 )

*t* T ] [(1 ) 2

  **  * *

*t*1

*T* ]

(5.30)

当市场参与者拥有异质预期时，由于*A*1*A*0，所以，*a*1*a*0。将式（5.22）向前推进一期，并将式（5.23）代入，可得：

*r* 2*a*1*w*1 2*a*0 *w*0 1 1 ~

*P*( *t* 1*t* 1) 

*E* p*E* *p*

(5.31)

*t*1

1 *r*

1*a*1

1*a*0

1 *r*

*t*1

*t*2

1 *r*

*t*1

*t*2

由分析可知，*j*是市场参与者的信息异质来源，因此，令*i* **1**0 ，

*t* t t t



*I*0 *xd**x*, 是*it*的密度函数，则*I* 可以看作为市场参与者拥有信息的异质

程度。由于*t* 也是市场参与者对房价异质预期的唯一来源，假设市场参与者的

*j*

异质预期与他们拥有的信息异质程度成正比，则有~ *p*

*Et t* 1

*It* 。

对式（5.31）左右两边取期望值，结合式（5.29）和式（5.30），可得：

 *j* 2*r* *a*1 *a* 0 *j* 1 *j* * I*

*Et pt*11*r* ( 1  0 )[(1)*t*1*wt* ] *Et Et*1 *pt*2 



1  *a* 1  *a* 1  *r* 1  *r*

1

*E p*

 2*r*( *a*

*A* 0

)[(1)**

**]1 *E E* *p*

* I*

(5.32)

 *t*

*t*1

1*R* 1*a*1

1*A* 0

*t*1

*T* 1 *r*

*T t*1

*t*2

1 *r*

利用迭代的方法，将式（5.32）化简可得：

2*ra*1 *a*0

  1 **

  ** **

*Et pt*11*r* ( 1 0 )[(1)** *t*1** *t*1 ]

1  *a* 1  *a* 1  *r* 1  *r*

**  1**



**0

**0

 *I*

1*R* 1 *r*

**0

 2*r* *a*1 *a* 0 **(1**)(1*r*)

**(1*R*)* I*

(5.33)

1*r* (1*a*11*a*0 )[ *r*

 ]**

1*r**t*1 *r*

*a*1

*A*0 2**[**(1  **)(1  *r*  )  *r*] * I*

(  ) 

1  *a*1 1  *a*0

1  *r*  **

*T* 1  *r*

将式（5.23）、（5.33）和~ *p*

*Et t* 1

*it*代入式（5.22）可得：

2*R* *a*1 *w*1

*A* 0 *w*0

2**[**(1**)(1*r*)*r*] *a*1 *a* 0

*P*( *t* *t* )()**

 

*T* 1*r* 1*a*1

1*A* 0

(1*r*)(1*r***)

1*a*1

1  *a* 0

*t* 1

*I r*(1*r*)

* i*

1*r t*

(5.34)

因此，**当市场参与者拥有异质预期时，住宅市场的均衡价格为**：

2*R* *a*1 *w*1

*A* 0 *w*0

2**[**(1  **)(1  *r*  **)  *r*] *a*1 *a* 0

*P* *P*\**p*  {

( *t* *t* ) 

()**



*t* T t 1 *r*

1*A*1 1*a* 0

(1*r*)(1*r***)

1*A*1 1*a* 0

*t*1

 *I*  * i* } *P*\*

*R*(1*r*) 1*r* t t

由式（5.34）可以看出，*I*和*it*的值越大，表明信息的异质程度越大，由此形成的市场参与者对住宅价格的异质预期程度也越大，导致异质预期条件下的住

宅市场均衡价格相对于同质预期条件下的住宅市场均衡价格其偏离度越大。

## 5.3 市场参与者异质预期对住宅价格影响的实证分析

### 5.3.1 住宅价格与收入、异质预期的样本数据和变量说明

设*W j*为第*t*期*i*地区第*j*行业的职工平均工资，可视为不同行业职工所拥有的个人信息；*i*，*t*为第*t*期*i*地区的职工社会平均工资，可视为职工所拥有的共同信息；*j* 为第*t*期*i*地区第*j*行业的职工平均工资受到的冲击，可视为在信息扩

*i*,*t*

*i*,*t*

散前不同行业职工所拥有的个人信息之间的差异，是形成市场参与者对未来收入异质预期的唯一信息来源。

令*Ii*,*t*为第*t*期*i*地区市场参与者的异质预期，可用收入信息异质程度来表示：

*n*

 **

*Ii*, *t*

**

*J i*, *t*

*j*1

*J i*, *t*

(5.35)

其中，*n*为该地区的行业数量，权重*j*通过第*t*期*i*地区第*j*行业的职工人数与所有行业职工总人数的比重来进行计算。*Ii*，*t*为第*t*期*i*地区不同行业职工对收入的个人信息与共同信息之间的差异。*Ii*, *t*越大，说明市场参与者对未来收入变动的信息异质程度越大，异质预期也越大。

*i*,*t*

按照前面的理论分析，市场参与者的收入和异质预期都会作用于住房市场，形成不同地区住宅价格的差异，所以，这里以1999-2011年全国31个省、市、

自治区作为研究对象，选择各地消除物价因素后的商品住宅平均销售价格*HPi*,*t*作为被解释变量，各地消除物价因素后的实际社会平均工资*Incomei*, *t* 和以公式

（5.35）计算的市场参与者异质预期*Ii*, *t*作为解释变量，分析收入和异质预期对住宅价格的影响。研究数据来源于2000-2012年《中国统计年鉴》，考察的样本点

共403个。由于我国在2003年对国民经济行业分类进行了第二次修订，所以本文在计算收入异质预期时，2003年之前以16个行业统计数据为基准进行计算，2003-2009年以19个行业统计数据为基准进行计算，变量的描述性统计见表5-1。

表5-1 变量的描述性统计

| 统计量 | 均值 | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| HP | 2507.651 | 1925.268 | 14483.120 | 739.351 | 1835.540 |
| Income | 18691.230 | 16683.290 | 60339.890 | 6089.357 | 9490.042 |
| I | 4391.249 | 3436.391 | 20925.570 | 674.181 | 3379.571 |

### 5.3.2 市场参与者异质预期对房价影响的双固定效应变截距模型

首先，为避免伪回归，需对模型中的变量进行平稳性检验，这里采用面板单位根进行平稳性检验。通常，面板单位根检验包括同质面板的单位根检验和异质面板的单位根检验两类。同质面板的单位根检验主要有LLC检验[133]和Breitung检验[134, 135]；异质面板的单位根检验主要有IPS检验[136]、ADF-Fisher检验[137]和PP-Fisher检验[137]。为避免单一检验方法可能带来的缺陷，本文使用以上所有方法对变量进行单位根检验。单位根检验的结果见表5-2。由表5-2可以看出，当对三个变量HP、Income、I的水平值进行检验时，只有LLC检验认为三个序列均为平稳序列，其余四种检验均表明不能拒绝“存在单位根”的原假设，因此，可以认为HP、Income、I三个序列均为非平稳序列。于是，对三个变量的一阶差分值进行检验，五种检验结果均拒绝了“存在单位根”的原假设，说明三个变量都是一阶单整序列。

表5-2 面板单位根检验

| 变量 | LLC 检验 | Breitung 检验 | IPS 检验 | ADF-Fisher 检验 | PP-Fisher 检验 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| HP | -3.9658\*\*\* | 5.89047 | 2.56953 | 42.7815 | 57.8703 |
| Income | -2.37126\*\*\* | 8.77916 | 5.20742 | 23.5807 | 37.4760 |
| I | -2.85978\*\*\* | 5.00352 | 2.07162 | 41.6943 | 40.2926 |
| HP | -13.6919\*\*\* | -3.48211\*\*\* | -8.25366\*\*\* | 170.432\*\*\* | 268.552\*\*\* |
| Income | -9.14581\*\*\* | -2.02623\*\* | -3.28687\*\*\* | 100.698\*\*\* | 117.954\*\*\* |
| I | -12.5702\*\*\* | -3.74621\*\*\* | -5.40153\*\*\* | 129.460\*\*\* | 169.200\*\*\* |

注：（1）\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上通过了检验；（2）所有检验方法的原假设均为H0：存在单位根；（3）所有检验方程均包含截距项和时间趋势项；（4）表示对变量求一阶差分。。

其次，对面板数据进行协整检验。这里选择建立在Engle and Granger两步法检验基础上的Pedroni检验[138]和Kao检验[139]，以检验住宅价格与市场参与者收入和异质预期之间的关系。Pedroni检验和Kao检验的结果见表5-3，可以看出，

Pedroni检验的Panel PP、Panel ADF、Group PP和Group ADF四个统计量通过了

1%的显著性检验，而Pedroni的Monte Carlo模拟实验结果表明，在小样本条件下，Panel ADF和Group ADF统计量较其他统计量有着更好的性质，Panel PP和Group PP统计量次之，其他则最差[140]，所以，Panel v、Panel rho、Group rho统计量没有通过显著性检验不影响HP与Income、I之间的面板协整关系。Kao检验的ADF统计量也通过了5%的显著性检验，进一步证明了他们之间的面板协整关系。

表5-3 面板协整检验结果

| 检验方法 | 统计量 | | P 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| Pedroni 检验 | Panel v | 0.171782 | 0.4318 |
| Panel rho | 0.503566 | 0.6927 |
| Panel PP | -7.268950\*\*\* | 0.0000 |
| Panel ADF | -5.592765\*\*\* | 0.0000 |
| Group rho | 3.136337 | 0.9991 |
| Group PP | -4.728180\*\*\* | 0.0000 |
| Group ADF | -2.934758\*\*\* | 0.0017 |
| Kao 检验 | ADF | -1.951673\*\* | 0.0255 |

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上通过了检验。

再次，根据面板数据模型中截距项向量和系数向量中各分量的不同限制要求，面板数据模型可分为三种类型：无个体影响的不变系数模型、变截距模型、含有个体影响的变系数模型[141]。于是，可形成如下三种模型：

（1）无个体影响的不变系数模型

*HPi*, *t*

****1 *Incomei*, *t***2 *Ii*, *t* *i*, *t*

*I*1, 2,, *n*;

*T*1, 2,, *T*

(5.36)

模型假设各地区在各时期住宅平均价格水平没有显著差异，模型中各方程截距项**和系数β1、β2均相同。

（2）变截距模型

*HPi*,*t* *i***1 *Incomei*,*t* **2 *Ii*,*t* *i*, *t*

*I*1, 2,, *n*;

*T*1, 2,, *T*

(5.37)

模型假设各地区之间或各时期住宅平均价格水平存在个体效应但没有结构效应，个体效应可用截距*i*，*t*的差异来说明，即模型中各方程截距项*i*，*t*不同，而系数β1、β2均相同。

（3）含有个体影响的变系数模型

*HPi*,*t**i**i*1 *Incomei*,*t* *i* 2 *Ii*,*t**i*, *t*

*I*1, 2,, *n*;

*T*1, 2,, *T*

(5.38)

模型假设各地区在各时期既存在个体效应也存在结构效应，用不同的截距项

α*i*解释各地区住宅价格的个体效应，用不同的系数向量β1*i*、β2*i*说明各地区收入和市场参与者收入异质预期对住宅价格的结构效应，即模型中各方程截距项和系数向量均不同。

对于上述三种模型，本文认为收入和市场参与者的异质预期对住宅价格的影响在不同地区不存在结构效应，所以，不适合采用含有个体影响的变系数模型。于是，下面检验不变系数模型与变截距模型哪种更合适。

不变系数模型可以利用OLS法直接求出参数**、**1、**2的一致有效估计。对于变截距模型，根据个体效应的处理方式不同，可以分为固定效应和随机效应两种模式。固定效应模型是将个体差异表现为每个个体都有一个特定的截距项，随机效应模型是将个体差异主要反映在随机干扰项的设定上。一般来说，当数据中所包含的个体成员是研究总体的全部单位，即个体单位之间的差异可以被当作

回归系数的参数变动时，固定效应模型比较合适。当个体单位是随机抽取的样本，并用于推断总体时，则随机效应模式比较合适，即把反映个体差异的特定常数项看作是跨个体成员的随机分布[141]。由于本文所用面板数据范围包括全部31个省、市、自治区的数据，从理论上来说使用固定效应模型比较合适，而且通过Hausman检验也证明应该选择固定效应变截距模型。

固定效应变截距模型的参数估计方法如下：

*HPi*1 

1

*Incomei*1

*Ii*1 

*I*1 

 

令*HP**HPi*2 

，*e*1

，*X* *Incomei*2

*Ii*2 

，***i* 2，

*i* 

 

*i* 

 *I*  

 *HP*

1

*Income*

*I*

** 

**1 

*iT**T*1

*T*1

*iT*

*IT* *T*2

 *iT* *T*1

** 

**



 ，则式（5.37）可以简化为：

2 

*HPi**ei**X i**i*

(5.39)

进一步，令*Q**IT*

1 *ee*，由于*I T* *T*

*e*1 *ee**e*，所以，*Qe*0 .

*T*

式（5.39）可以改写为：

*QHPi*

*Qei**QXi**Qi*

*QXi**Qi*

于是，*X i**QHPi* *X i**QXi**X i**Qi*

即*X i**QHPi* *X i**QXi**X i**Qi*

(5.40)

*i* i i

*n*1*n*

则式（5.40）中参数**的最小二乘估计为：**ˆ *X i**QXi* *X i**QHPi*  。

*i*1  *i*1 

固定效应变截距模型又可以分为地区效应的变截距模型、时间效应的变截距模型和地区时间双效应的变截距模型，其形式分别可以表示为：

地区效应的变截距模型：

*HPi*, *t*

***I***1*Incomei*, *t* **2 *Ii*, *t**i*, *t*

*I*1, 2,, *n*; *t*1, 2,, *T*

时间效应的变截距模型：

*HPi*, *t*

***T***1*Incomei*, *t***2 *Ii*, *t**i*, *t*

*I*1, 2,, *n*; *t*1, 2,, *T*

*HPi*, *t*

地区时间双效应的变截距模型：

***I**t* **1 *Incomei*, *t* **2 *Ii*, *t**i*, *t*

*I*1, 2,, *n*; *t*1, 2,, *T*

利用1999-2011年全国31个省、市、自治区的面板数据，采用Eviews 6.0软件对无个体影响的不变系数模型、地区固定效应变截距模型、时间固定效应变截距模型、地区时间双固定效应变截距模型分别进行估计，其拟合优度依次为0.7202，

0.9074，0.7809, 0.9224。可见，地区时间双固定效应变截距模型的拟合优度最高，因此，构建市场参与者异质预期对房价影响的双固定效应变截距模型：

*HPi*, *t*

903.8955*i**t*0.1333*Incomei*, *t*0.2093*Ii*, *t*

(5.41)

其中，*i*反映了各地区由于区位条件、基础设施建设、生态环境等因素不同所形成的住宅价格相对于全国平均住宅价格基础水平的偏离，其估计结果见表5-4，空间分布如图5-3所示。*t*反映了由于不同时间所实施政策不同所产生的对住宅价格的影响，其估计结果见表5-5。



图5-3 区域住宅价格对全国平均住宅价格偏离的空间分布

表5-4 地区时间双效应变截距模型中地区固定效应α*i*的估计结果

| 地区 | αi 估计值 | 地区 | αi 估计值 | 地区 | αi 估计值 | 地区 | αi 估计值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 北京 | 1610.71 | 上海 | 967.00 | 湖北 | 417.16 | 云南 | 170.94 |
| 天津 | 103.85 | 江苏 | -179.53 | 湖南 | -136.18 | 西藏 | -2442.86 |
| 河北 | 71.03 | 浙江 | -108.13 | 广东 | 565.22 | 陕西 | 26.90 |
| ft西 | -462.47 | 安徽 | 7.61 | 广西 | 156.58 | 甘肃 | -71.39 |
| 内蒙古 | -640.19 | 福建 | 818.18 | 海南 | 1274.10 | 青海 | -937.70 |
| 辽宁 | 365.02 | 江西 | -33.44 | 重庆 | -131.20 | 宁夏 | -864.12 |
| 吉林 | 221.29 | ft东 | -123.46 | 四川 | -3.83 | 新疆 | -568.95 |
| 黑龙江 | 55.71 | 河南 | -57.13 | 贵州 | -70.73 |  |  |

表5-5 地区时间双效应变截距模型中时间固定效应γt的估计结果

| 时间 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| γt 估计值 | 992.05 | 872.12 | 636.52 | 400.56 | 240.98 | 134.39 | 81.64 |
| 时间 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 |  |
| γt 估计值 | -91.85 | -326.91 | -805.50 | -580.43 | -594.38 | -959.18 |  |

在模型（5.41）中，β1 =0.1333表示收入每增加一个百分点，住宅价格约增长0.1333%；β2 =0.2093表示市场参与者的异质预期每增加一个百分点，住宅价格约增长0.2093%。β1> 0反映了收入对住宅价格的正向作用，β2> 0反映了市场参与者的异质预期程度对住宅价格的正向作用，即市场参与者对未来收入预期差异越大，住宅价格越高。

由表5-4和图5-3可以看出，由于自然区位、政治区位、文化区位、交通区位、基础设施建设、生态环境建设等因素造成的不同地区住宅价格比全国住宅平均价格水平明显偏高的是北京、海南、上海、福建、广东等东部地区，而由此形成的不同地区住宅价格比全国住宅平均价格水平明显偏低的是西藏、青海、宁夏、新疆、内蒙古、ft西等中西部地区，反映了中国在经济社会发展和基础设施建设过程中存在的区域不平衡现象13。

由表5-5中时间效应的估计结果可以看出，国家宏观调控政策对住宅价格的影响在1999-2005年为正，2006-2011年为负，一定程度上反映了宏观调控政策实施效果的滞后性。这主要体现在：1997 年中国受亚洲金融危机的影响，经济

13 沈悦，张学峰，周奎省（2011）在文献[142]中得出结论为：样本区间内第1组城市（目前被公认的高房价城市）和第2组城市（目前被公认的住宅价格处于中上游的城市）的住宅价格上涨可能是由于这些城市的医疗保健、教育娱乐和交通通信等软硬件设施较发达，吸引了更多的人进入城市，促使住宅需求增加所致。

出现了疲软，国家为了启动投资需求，采取了一系列的扩张性调控措施，并持续到2002年上半年。由于房地产投资的快速增加积累了大量的金融风险和市场风险，为了促进房地产市场的持续健康发展，2002年下半年，国家开始相继出台紧缩性的房地产宏观调控政策，并持续到2008年上半年。随着美国次贷危机的蔓延和加深，中国的经济在一定程度上也受到了影响，2008年下半年，政府开始实施宏观调控政策的“有保有压”，逐步放松对房地产行业的调控，在政策的影响下，全国楼市呈现“普涨”的格局，部分城市出现了房价飙涨的现象，并持续到2009年上半年。对此，国家统计局发文明确表示，高房价的挤出效应已经

成为制约消费启动的最大阻力，于是在2009年下半年，国家政府又开始接连不

断的出台遏制房价过快上涨的政策措施，直至2011年底。因此，从国家设施的宏观政策来看，1997年-2002年上半年为扩张性政策阶段，2002年下半年-2008年上半年为紧缩性政策阶段，2008年下半年-2009年上半年为促进发展阶段，2009年下半年-2011年底为重回遏制阶段。时间效应的估计结果表明，2006年开始，政策对房价才具有负向影响，2009年政策对房价的负向影响相对减小，一定程度上体现了政策实施效果的滞后性。

### 5.3.3 异质预期作用下住宅价格的变动规律

Hong & Stein[143]假定股票市场中有信息观察者和动量交易者两类主要的投资者，通过对股票市场中信息扩散形成的投资者异质预期的研究发现，由于信息观察者依赖于自己所获得的利好或利空信息进行投资决策，而动量交易者则依赖于观察到的价格变动进行投资决策，所以导致股票市场在两类投资者的作用下表现出短期内反应不足，而长期会出现反应过度的现象，即所谓的短期动量和长期反转现象。为了检验在市场参与者存在异质预期条件下住宅市场是否会出现类似于股市的这种现象，所以，在上述包含有地区时间双效应的变截距模型基础上，右端项引入了住宅价格的滞后项，通过估计得出：

*HPi*, *t*

270.0930*i**t*0.5591*HPi*, *t*10.1816*HPi*, *t*20.4229*HPi*, *t*3

0.84 7.19 1.78 3.58

0.3739*HPi*, *t*40.0450*Incomei*, *t*0.0176*Ii*, *t*

3.38 2.25 0.57

(5.42)

*R* 2 0.9711

*F*178.7297

*P*0.0000

从回归结果可以看出，*HPi*, *t*1、*HPi*, *t*2、*HPi*, *t*3的系数均为正值，而*HPi*, *t*4 的

系数为负值，说明在存在市场参与者异质预期的条件下，住宅价格在4年内存在

短期动量现象，而在4年以上会出现长期反转现象。

### 5.3.4 正、负预期对住宅价格影响的比较分析

Giovanni Favaray & Zheng Song[46,47]假定市场参与者只能通过购买住宅或租赁住宅来满足基本的住房需求，并且他们可利用未来房价的变化进行投机，则市场上的乐观主义者会通过购买住宅来满足自住需求，并且会将多余的住宅用于出租，待房价上涨到一定程度时选择时机售出，从而获取资本收益；而市场上的悲观主义者会选择在租赁市场承租住宅来满足居住的生活需求，以避免未来市场波动产生的资本损失。这样，悲观主义者由于选择租赁住宅而退出了交易市场，他们的预期对住宅价格不会产生影响。为了检验住宅市场价格的波动是否主要由正向预期所决定，所以，对前面建立的不包含住宅价格滞后项的地区时间双效应变截距模型中市场参与者的异质预期*Ii*, *t*变量进行分解，分为正向预期*Posi*, *t*和负向预期*Negi*, *t*，分别用公式（5.43）和（5.44）表示。

*Pos*

*J  j*

*J*  0

(5.43)

*i*, *t*

*n*

*I*, *t i*, *t*

*j*1

*i*, *t*

*Neg*

*J  j*

*J*  0

(5.44)

*i*, *t*

*n*

*I*, *t i*, *t*

*j*1

*i*, *t*

这样，地区时间双效应变截距模型转换为：

*HPi*, *t*

***I**t***1 *Incomei*,*t***2 *Posi*,*t***3 *Negi*,*t**i*, *t*

(5.45)

利用我国31个省、市、自治区1999-2011年的数据对模型（5.45）进行回归分析得出：

*HPi*,*t*1066.483*i**t*0.1398 *Incomei*,*t*2.2276*Posi*,*t*2.7046*Neg i*, *t*

4.2826 7.6657 4.6852 5.5559

*R* 20.9277

*F*101.7923

*P*0.0000

从回归结果可以看出，市场参与者的正向预期与负向预期对商品住宅价格都有显著的负向影响，即正向预期会促使商品住宅价格下跌，负向预期会促使商品住宅价格上涨14。市场参与者的正向预期会促使住宅价格下跌，这可能是由于我国的政策实施不具有连贯性，使得市场参与者在得到收入增加信号时，往往预期这种增加只是暂时现象，而不具有持久性，因此增加的收入也只能用于提高日常

14 Giovanni Favaray & Zheng Song（2007）在文献[46]中利用美国350个都市1980-2000年的样本数据进行实证研究，得出的结论为：住宅市场价格的波动仅受正向预期的影响，负向预期不产生作用。

消费支出，却不敢用于增加大额的住房消费。但住宅供给商在获得这种信息后可能会增加住宅投资和开发，使得潜在供给增加，市场参与者会预期房价将出现下跌，减少需求，致使住宅价格出现了下跌；而市场参与者的负向预期会促使住宅价格上涨，这可能是由于市场参与者对收入的负向预期往往源于物价的上涨，在名义收入不变的条件下，其实际收入下跌，此时市场参与者认为物价的上涨必然会带来住宅价格的随之上涨，因此部分市场参与者决定提前购买以应对通胀或者利用机会进行投资投机行为，增加了当期住宅的需求，在供给缺乏弹性的条件下，使得住宅价格出现了上涨。

## 5.4 本章小结

本章通过市场参与者异质预期对商品住宅价格的影响分析，得到以下结论：第一，区位条件、生态环境、基础设施建设的差异造成了地区间商品住宅价

格基础水平存在明显的差异。在区位条件保持不变、生态环境短期内相对稳定的条件下，要想实现区域的均衡协调发展，必须增加对经济落后地区的基础设施建设投资，改善不同收入阶层对社会公共服务享受的不均等现象。

第二，市场参与者的异质预期对商品住宅价格有明显的正向影响，即市场参与者的异质预期程度越大，商品住宅价格越高。因此，要想稳定商品住宅价格，保持房地产市场的健康持续发展，国家必须尽可能的公开各种收入和价格信息，以降低市场参与者异质预期的程度15。

第三，住宅市场存在类似于股市的短期动量和长期反转现象，因此，国家宏观调控政策的出台在短期内会通过市场参与者的预期产生对房地产市场的影响，显示出宏观调控的短期作用。但是，长期反转现象又说明稳定房价不能简单依靠国家的宏观调控手段，从长期来说，还必须通过信息公开机制加以保证。

第四，由于中国政策实施的不连贯性，导致市场参与者对未来收入增加的预期不但没有促使房价上涨，反而减少了对商品住宅的需求，引起房价的下跌；而物价上涨形成的市场参与者实际收入下跌预期会促使他们提前购买，增加需求，引起房价的上涨。

15 张凌，温海珍，贾生华（2011）在文献[144]中得出的结论为：沿海城市的房价变化主要是由于居民收入高、人口密度大、建设成本增长快所致，房价波动有更强的自相关性，而内陆城市房价的变化主要是由建设成本变化所致，具有更强的均值回复性。所以，要想稳定沿海城市的房地产市场，防止房价大起大落，应该控制投资和投机需求，加大市场信息透明度，正确引导社会舆论。

# 6 规划预期对房地产价格的影响研究16

为了能够推动国家和地区的国民经济和社会健康稳定发展，中国从1953年开始实施中短期规划，即“五年计划”。到目前为止，中国已经实施到第十二个五年计划。在“五年计划”中，中央政府和地方政府分别对国家和地区的经济发展目标、生产力发展布局、民生工程建设目标等国民经济和社会发展的思路、目标进行了具体规划。作为政府性行为，这种规划不仅勾画出国家和地区未来发展的蓝图，而且成为影响市场参与者预期形成的关键，成为影响市场经济主体决策行为的重要因素。对于房地产市场来说，由于这种规划形成的预期影响着房地产供给者和需求者的供给行为和购买行为，自然会成为影响房地产价格的重要因素。所以，本文提出城市房地产价格的变动不仅受现实因素和先行因素的影响，而且受规划预期因素的影响。因此，研究市场参与者的预期形成来源，构建房地产价格的预期因素体系，建立房地产预期评估模型，分析规划预期因素对房地产价格的影响，不仅可以从理论上完善现有的房地产评估理论和方法，而且可以通过对房地产在现实因素与预期因素之间的分离研究，从实践中为房地产开发商分析预期形成的不同地区之间的价格自然增值区别提供参考，便于项目选址决策；为房地产消费者分析由预期形成的不同时间效应带来的房地产价格变动情况提供参考，便于购买时机选择；为房地产管理者掌握不同区位商品住宅价格的变动幅度提供参考，便于制定房地产的地方政策；为政府宏观调控者分析由预期形成的商品住宅价格自然升值对宏观调控的挤兑作用提供参考，便于准确把握宏观调控效果。

## 6.1 房地产价格预期因素的界定

Edwards[147]指出，预期是指经济活动者为追求个人利益最大化，对与当期决策有关的经济变量（如价格、收入、利率、利润等）在未来的变动方向和变动幅度进行的预测，这是目前国内外所采用的最经典的预期概念。从概念中可以看出，预期实质上是一种预测。于是，根据预测方式的不同，形成了静态预期、外推预期、适应性预期、理性预期、有限理性预期、准理性预期等概念。本文认为，预期不完全等同于预测，有些预期可能是人们根据历史数据和现状进行的一种预测，但有些预期可能是人们基于一种理想而确定的蓝图，比如，“共产主义社会”

16 本章是在文献[145]、[146]的基础上改进形成的。

可以称作为人们的预期，但不是基于历史数据做出的预测。因此，预期可以定义为市场经济主体依据城市发展战略和规划对城市未来的经济发展、收入水平、人口数量、年龄结构、家庭规模、基础设施建设、生活环境质量、城市化水平等各方面做出的主观判断。区别于理性预期、适应性预期、准理性预期等的特点在于，本文界定的预期能够通过调查、文件数据提取等方式获得可观测数据，而不是利用历史数据进行预测。

房地产价格预期因素是指那些处于规划中尚未落实的、但又对房地产市场经济主体行为决策有影响的特征或因素。例如，党的“十八大”报告提出了确保到

2020年实现全面建成小康社会的宏伟目标，这个目标的确定将“十七大”提出的“全面建设小康社会”提升到了“全面建成小康社会”，会使得人们对于未来八年国家的经济和社会发展速度和目标有了更明确的预期，由此，可以形成市场经济主体的经济发展预期、收入变动预期、基础设施建设预期、生态环境建设预期等，这些预期就是典型的处于规划中尚未落实的房地产价格预期因素。

## 6.2 城市房地产价格预期因素体系的构建

根据房地产价格预期因素的界定，以各省（市、自治区）的国民经济和社会发展五年计划、城市规划、生态环境规划、林业发展规划、人口发展规划等内容为参考依据，构建的房地产价格预期因素体系见表6-1。

表6-1 房地产价格预期因素体系

| 因素 | 因子 | 具体指标 |
| --- | --- | --- |
| 经济发展预期 | 经济总量预期 | 国内生产总值预期 |
| 人均国内生产总值预期 |
| 经济发展速度预期 | GDP 增速预期 |
| 产业结构调整预期 | 三次产业结构比例预期 |
| 收入增长预期 | 收入总量预期 | 人均可支配收入预期 |
| 收入增长速度预期 | 人均可支配收入增速预期 |
| 6.2.3 生态环境改善预期 | 空气质量改善预期 | 空气质量达到二级及以上天数 |
| 环境绿化改善预期 | 森林覆盖率预期 |
| 人均公共绿地面积预期 |
| 污染处理能力改善预期 | 生活垃圾无害化处理率预期 |
| 工业三废综合利用率预期 |
| 节能建筑发展预期 | 节能建筑比例预期 |
| 城镇化发展预期 | 城镇化水平预期 | 城镇化率预期 |

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 人口发展预期 | 人口总量预期 | 人口数预期 |
| 人口增速预期 | 人口自然增长率预期 |
| 人口年龄结构预期 | 少年抚养比预期 |
| 老年抚养比预期 |
| 家庭结构预期 | 家庭规模预期 |
| 基础设施建设预期 | 市内公共交通建设预期 | 公交车辆数预期 |
| 公交道路线路数预期 |
| 公交运营线路里程预期 |
| 对外交通建设预期 | 快速铁路线路数预期 |
| 长途汽车站数量预期 |
| 飞机场（港口）数预期 |
| 供水设施建设预期 | 自来水普及率预期 |
| 供热设施建设预期 | 集中供热管道覆盖率预期 |
| 供气设施建设预期 | 燃气普及率预期 |
| 排水设施建设预期 | 污水管道覆盖率预期 |
| 污水处理率预期 |
| 网络通信设施建设预期 | 互联网普及率预期 |
| 社会公共服务发展预期 | 学前教育发展预期 | 幼儿园数预期 |
| 义务教育发展预期 | 中小学校数预期 |
| 中小学师生比预期 |
| 普通高中教育发展预期 | 普通高中学校数预期 |
| 普通高中师生比预期 |
| 高等教育发展预期 | 普通高等学校数预期 |
| 职业教育发展预期 | 职业学校数预期 |
| 医疗卫生发展预期 | 人均期望寿命预期 |
| 医疗机构床位数预期 |
| 千人拥有医生数预期 |
| 社会就业发展预期 | 城镇登记失业率预期 |
| 新增就业人员数预期 |
| 公共文体发展预期 | 博物馆和影剧院数预期 |
| 体育中心数预期 |
| 社会保障发展预期 | 养老机构床位数预期 |
| 医保定点医疗机构数预期 |
| 城镇职工五项保险参保率预期 |
| 居住条件改善预期 | 人均住房建筑面积预期 |

### 6.2.1 经济发展预期

地区的发展离不开经济的支撑，地区的经济水平不仅影响着地区的核心竞争力，而且影响着地区的房价水平。同样，市场参与者对地区经济发展的预期也会影响他们对于未来地区竞争力和生活质量的判断。一方面，地区经济快速增长的预期会使市场参与者形成地区未来具有更强的竞争实力和更加完善的社会公共服务的判断，对地区未来生活水平提升有更大的信心。另一方面，如果地区的当前经济发展是建立在对资源的过度开采或者是对重工业的过度依赖基础之上的，则市场参与者会形成地区未来生活环境恶化、经济不可持续发展的预期，一定程度上又会影响居民对地区住宅的选择决策，降低商品住宅的支付意愿。因此，经济发展预期对商品住宅价格的影响取决于不同地区当前的经济发展方式和产业结构类型。

2011年，中国国内生产总值达到47.2万亿元，人均国内生产总值达到35083元，经济总量成为仅次于美国的世界第二大经济体，意味着中国城镇居民的生活质量和水平得到了大幅提升，自然也带动了居民对于商品住宅需求的不断膨胀。同时，党的十八大报告指出，到2020年，中国要实现国内生产总值和人均国内

生产总值比2010年翻一番，即国内生产总值达到约90万亿元人民币，人均国内

生产总值达到约6万元人民币。这个目标的确定意味着中国在未来的8年国民经济将以每年不低于7.2%的速度增长，在其他条件不变的情况下，这种快速的发展也会促使中国的商品住宅价格整体水平呈现不断上涨的趋势。图6-1反映了中

国1998-2011年国内生产总值增长率与商品住宅销售价格指数的变动过程，从图

中可以看出，国内生产总值增长率都在5%以上，商品住宅销售价格指数除了2008

年以外全部在100以上，说明1998-2011年国民经济保持了持续的增长，商品住

宅价格除了2008年受国际金融危机影响外也一直处于上升趋势。根据二者的变

化过程，商品住宅销售价格指数与国内生产总值增长率在1998-2007年基本上呈

同期同方向变动，而在2008年以后，二者的变动表现出了一定的不同步性，商

品住宅销售价格的变动要领先于国内生产总值的变动大约1年左右，说明了人们

对未来经济的预期会提前1年作用于商品住宅价格。

商品住宅销售

价格指数

125

国内生产总值增

长率（%）

25

120

20

115

110

15

105

10

100

95 5

1998 1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 年 份

国内生产总值增长率

商品住宅销售价格指数

图6-1 1998-2011年中国GDP增长率与商品住宅价格指数的变动

### 6.2.2 收入增长预期

市场参与者的实际收入是影响他们对商品住宅有效需求的关键因素，而市场参与者对于未来收入增长的预期会增强他们的商品住宅支付能力和偿还能力预期，从而更有意愿和信心增加对当前商品住宅的购买行为，实现住房服务的提前消费，改善居住条件，提高生活质量，达到预算约束条件下的效用最大化。因此，市场参与者对未来收入的增长预期在一定程度上增加了他们对当前商品住宅的需求，促使商品住宅价格上涨。

党的十八大报告指出，到2020年，我国实现城乡居民人均收入比2010年翻一番，即城镇居民人均可支配收入达到约4万元人民币，农村居民纯收入达到约

1.2万元人民币。这种倍增计划会使得市场参与者加大对当前商品住宅的需求，带动商品住宅价格不断上涨。图6-2给出了中国1998-2011年城镇居民人均可支配收入增长率与商品住宅销售价格指数的变动过程。从图中可以看出，1998-2011年城镇居民人均可支配收入增长率都在5%以上，反映了居民收入的不断增长过程。从城镇居民人均可支配收入和商品住宅价格的变动过程来看，二者一直呈现非同步的变动，根据上面的分析，城镇居民对于收入增长的预期会提前作用于商品住宅的购买决策行为中，结合图中的曲线，可以认为商品住宅销售价格的变动大约领先于城镇居民人均可支配收入变动2-3年左右，说明了人们对未来收入增长的预期会提前2-3年作用于商品住宅价格。

城镇居民人均可支配收入增长率 商品住宅销售价格指数

商品住宅销售

价格指数

125

人均可支配收入

增长率（%）

19

120

17

15

115

13

110

11

105

9

100

7

95 5

1998 1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 年 份

图6-2 1998-2011年中国城镇居民人均PDI增长率与商品住宅价格指数的变动

### 6.2.3 Th态环境改善预期

随着生活水平的不断提升，居民对于健康的认识越来越强烈，对生活环境质量的要求也越来越高，健康舒适成为他们选择住宅的一个重要标准，所以，生态环境质量也就成为影响商品住宅价格的重要因素之一。通常，居民在选择住宅时所关注的生态环境主要包括所在区域的绿化水平、空气质量、三废的综合治理状况以及所居住房屋建材的环保性能等。于是，低碳绿色建筑、节能建筑成为当前很多居民的追求和选择，资源节约型社会也成为国家规划的重点内容。这种城市绿化建设扩展、空气质量优化、环境治理提升的规划会使得居民形成对未来居住环境改善的预期，增强对商品住宅的需求，促使商品住宅价格的上涨。而未来低碳绿色住宅建设的预期又会使得居民对当前的非绿色建筑有较低的支付意愿，一定程度上抑制了传统非绿色住宅的价格上涨。

### 6.2.4 城镇化发展预期

城镇化水平的提高是房地产价格上升的原因，二者之间存在着一种长期稳定的正向变动关系[148]。城镇化意味着在城镇人口不断膨胀、用地规模不断扩大的同时，基础设施建设和公共服务设施建设水平也在不断提高、居民生活水平和居住水平也会大幅提升[149]，所以，城镇化过程中，人口的增加会导致对住宅需求的增加，用地规模的扩大会导致土地价格的上涨，基础设施建设和公共服务设施建设水平的提高会改善居民的生活质量，增强居民对城市住宅的支付意愿，居民

生活水平的提升会增强居民对住宅的支付能力，即城镇化发展能够通过住宅成本、需求、购买能力、支付意愿等方面的路径产生对住宅价格的正向影响。但是，随着城镇化进程的加速推进，如果仍然按照过去三十年的城镇化发展道路和模式推进，则城镇化率的提升必然会带来城市资源的不可持续发展和生态环境的恶化，影响城市居民的生活质量，对商品住宅价格产生负面影响。因此，城镇化发展预期对商品住宅价格的影响方向关键取决于人们对城镇化发展模式的判断。

2011年中国的城镇化率达到51.3%，体现了中国已经进入城镇化发展的加速时期。按照目前的发展速度，2020年中国的城镇化率将达到约65%。这种快速的城镇化发展自然会形成对商品住宅更大的需求空间，带动商品住宅价格的上涨。但是，人们对未来城镇化发展模式的不确定性，一定程度上可能会影响市场参与者对未来城市生活质量的判断，影响他们对商品住宅的需求。

### 6.2.5 人口发展预期

（1）人口数量变动预期

住宅作为人们生产生活所必需的一种物质资料，人们对住宅的需求更多的表现为刚性需求，这种刚性需求自然会使得人口数量成为决定商品住宅市场规模和市场潜量的一个基本要素。所以，人口数量的变动会直接影响商品住宅的市场需求量变动，同时，对人口数量变动的预期也会影响人们对未来商品住宅价格市场需求变动的预期，在预期的作用下会形成对当前商品住宅需求和价格的影响。通常，如果预期未来的人口数量将不断增加，则人们会增加对当前商品住宅的需求，以避免未来房价上涨所产生的损失，导致当前的商品住宅价格表现为上涨。

国家人口发展第十二个五年规划指出，在“十一五”期间，中国的人口年均自然增长率大约为6‰，2010年末总人口达到13.41亿人，“十二五”期间人口年均自然增长率要控制在7.2‰以内，总人口控制在13.9亿人以内。这种人口年均自然增长率上调的规划会使得市场参与者形成未来人口压力不断增强，对商品住宅的需求不断扩大的预期，促使当前的商品住宅价格表现为不断的上涨。

（2）人口年龄结构变动预期

不同年龄阶段的人群对住房的需求不同，对房屋面积的需求也不同[150]，所以，人口年龄结构也是影响商品住宅价格的主要因素之一。通常，在具有不同年龄结构的人口中，拥有劳动年龄的中青年人口应该既是家庭收入的主要创造者，

又是住房需求的主力军；人口抚养对象中的老年群体由于多数都已经拥有了自己的住房，手中的积蓄更多的要用于养老和医疗支出，对住房的需求较少，同时由于养老的需要，老年人会选择住进养老院或者与子女共同居住，这样在一定程度上增加了可供出租的住宅数量，在租赁市场和销售市场的互相作用下会引起商品住宅价格表现出一定程度的下跌；人口抚养对象中的少年群体在中国基本上都是和父母共同居住和生活，对住房没有需求。所以，中青年人口比重与房地产价格呈正相关关系，老年人口抚养比与房地产价格呈负相关关系，少年人口抚养比对房地产价格基本没有影响。因此，人口抚养比例作为人口年龄结构的衡量指标，需要针对老年抚养比例和少年抚养比例对住房价格的影响分别加以分析。老年抚养比例指64 岁以上人群占15-64岁人群（工作人口）的比重；少年抚养比例指

15 岁以下人群占15-64岁人群（工作人口）的比重。

中国随着计划生育政策的实施、医疗保障体系的健全、家庭生活观念的转变，人口年龄结构、家庭结构发生着重要的变化，而且这种变化在未来时期内将会凸显的更加明显。根据国家统计局发布的人口统计数据，2011年，中国64岁以上老人、15-64岁中青年、0-14岁少年占人口的比重分别为9.1%、74.4%、16.5%，由此可以计算出，2011年，中国的少年抚养比例为22.2%，老年抚养比例为12.3%，总抚养比例达34.4%。图6-3给出了中国1998-2011年商品住宅销售价格、人口抚养比例、劳动年龄人口比重的变动过程，从图中可以看出，中国的老年抚养比例呈逐年上升的趋势，少年抚养比例呈逐年下降的趋势，劳动年龄人口的比重呈现为逐年上升，商品住宅价格表现为逐年上升（2008年除外）。这表明人口年龄结构的变动最终使得商品住宅的需求不断增加，商品住宅价格面临巨大的压力。同时，根据United Nations在2009年做出的预测，中国的少年人口抚养比例将在未来20年内基本保持不变，只会略微有所下降，但是老年人口抚养比例在2020年将会上升至17%，在2050年会高达38%17。所以，总的人口抚养比重会逐渐上升至63%。这种人口年龄结构的变化预期使得中青年人会通过提前买房的方式来解决赡养老人的居住问题和自己的养老问题，其结果表现为中青年人对当前住房需求的不断增加、房地产宏观调控的失效和房价的一路上扬。

17 数据来源于《世界人口展望2010年修订版》。

商品住宅销售价格 老年抚养比 少年抚养比 劳动年龄人口比重

商品住宅价格

（元）

5500

抚养比/人口比重

(%)

75

5011

5000

4725

65

4500

4459

55

4000

3645 3576

45

3500

3119

35

3000

2937

2549

25

2500

2000

1948 2017 2092

2197

1854

1857

15

1500 5

1998 1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 年 份

图6-3 1998-2011年中国人口年龄结构与商品住宅价格的变动

（3）家庭结构变动预期

房屋居住需求往往是以家庭为单位的，家庭规模划分越小，对房价的助推作用越大[151]。中国计划生育政策的实施使得中国人口增长速度有所放缓，但是总人口数仍然保持着不断的增加，在总人口数不断增加和家庭规模逐步缩小的双重作用下，意味着中国的家庭数量呈现不断增加的趋势，因此对商品住宅的需求也呈现出了不断膨胀的趋势，推动了房价的上涨。图6-4显示了中国1998-2011年的家庭规模和商品住宅价格的变化过程，可以看出家庭规模与商品住宅价格的负相关关系。同时，在中国这种独特的“四二一”家庭结构下，老年人口抚养比例逐年上升的趋势会使具有劳动年龄的中青年人口形成未来的工作压力、生活压力更加严峻的预期，导致越来越多的青年人加入了“丁克家族”的行列，同时选择了网络技术来实现家庭办公和家庭购物等。这样，家庭规模的逐步降低、丁克家族规模的不断扩大都会导致居民产生未来住房市场需求会不断增加的预期，也即未来的房价会持续上涨，一定程度上导致了当前住宅价格的上涨。而且，通过网络方式进行家庭办公和购物的要求也会使得人们对能够集办公、休息、娱乐为一体的结构布局的住宅有着更大的需求空间，也就是说，对于在住宅面积、结构、设施等方面的改善性需求会逐步提高。因此，家庭规模逐步缩小的预期一定程度上也会导致商品住宅价格的上涨。

商品住宅价格

（元）

5500

家庭规模

（人/户）

3.7

5000

3.6

4500

3.5

4000

3.4

3500

3.3

3000

2500

3.2

2000

3.1

1500 3.0

1998 1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 年份

家庭规模 商品住宅销售价格

图6-4 1998-2011年中国家庭规模与商品住宅价格的变动

### 6.2.6 基础设施建设预期

作为居民生活必不可少的要素，基础设施的建设水平直接影响着居民的生活成本和生活质量，自然也就决定着居民的住房支付意愿。基础设施建设主要指地区的交通系统建设和供水、供电、供热、供气、排水、网络通信系统等生活设施的建设。通常，政府对于地区基础设施建设的投资力度越大，越能为居民的生活提供完善的服务，商品住宅价格也就会越高[152]。

基础设施建设规划是城市规划的一项重要内容，这种规划会形成居民对未来地区生活配套完善度和便利度的预期。另外，中国城镇化进程的不断推进也会使居民产生地区基础设施水平不断提升的预期。国务院发展研究中心研究表明，不考虑城市人口对扩容提质的要求，每增加1个城市人口，城市基础设施新增投资

最保守估计需要9万元[153]。2011年中国的城市人口约为6.9079亿，按照联合国

《世界人口展望：2010年修订版》对中国人口2012-2020年的预测和中国的城市化发展速度，可以计算出2012-2020年中国城市基础设施建设投资的总量在不考

虑扩容提质的条件下大约为19.0042万亿元，平均每年大约21116亿元。这种预期会使市场参与者对未来的生活便利度和生活配套完善度有更好的设想，一定程度上会提高居民对现有住房的支付意愿。

### 6.2.7 社会公共服务发展预期

社会公共服务作为人类发展的重要条件，直接关系着居民的福祉，其供给规模和服务水平是衡量社会进步程度、人民生活质量和地区综合实力的重要标志，

与房价水平呈正相关关系[154]。教育事业发展规划会使居民形成子女就学便利度提高、子女成长和成才机会增加的预期；医疗卫生事业发展规划会使居民形成未来有更多的机会享受基本医疗服务、健康生活的预期；社会就业发展规划会使居民产生更强的就业信心，形成未来生活质量逐步改善的预期；公共文体事业发展规划会使居民形成未来有更多机会和更低成本接受文化教育和感染、体育健身锻炼的预期；社会保障发展规划会使居民形成未来生活有更强安全感的预期；居住条件改善规划会使居民形成未来居住品质提高的预期。因此，社会公共服务发展规划会提高居民对未来生活环境和生活质量的预期，增强居民对当前商品住宅的购买欲望，扩大商品住宅需求，促使商品住宅价格上涨。

## 6.3 规划预期对房地产价格影响的实证研究

### 6.3.1 城市房地产预期评估模型的设定

张所地（2009）在国家自然科学基金项目（70973072）中提出了城市不动产动态与预期评估模型为：

*p**a* *x*

*b* *y*

*e*

 *ze*  **

*K*1,2,, *m*

(6.1)

*K*, *t* k, *i*, *t*

*i**C*

*K*, *i*, *t*

*K*, *j*, *t*

*j**L*

*K*, *j*, *t*

*τ h**E*

*k*, *h*, *t τ k*, *h*, t τ

*K*, *t*

其中，*pk*, *t*为*t*时*k*类不动产的价；*xk*, *i*, *t*为*t*时*k*类不动产的*i*建筑特征；*yk*, *j*, *t*

为*t*时*k*类不动产的*j*区位特征、人文特征、环境特征、自然特征、政策特征、

*e*

经济特征等； *z*

*k*, *h*, *t*τ

为*t*时人们对*k*类不动产的*h*预期特征在时刻*t*+1, *t*+2等心

理预期观察值或模拟值；*k*, *t*为*t*时*k*类不动产的随机波动或误差项，设i. i. d.服从*N*0，*σ*2分布；*a*，*b*，*e*，*σ*2为待估参数。

*k* , *i*, *t k* , *j* , *t k* , *h*, *t* **

本文根据研究内容，将上述模型进行简化。考虑到土地价格和建材价格是构成商品住宅成本的主要部分，其变动对商品住宅价格有滞后的影响，所以，选择土地价格和建材价格作为商品住宅价格的先行因素，选择经济基本面作为商品住宅价格的现实因素，规划预期作为商品住宅价格的预期因素，可以将城市房地产预期评估模型表示为：

*Pk*, *t*

*k*

*I X*

*i*

*K*, *t**i*

*Yk*, *t*

*Z e*** **

**

*k* ,*t*

*t*

*K*1, 2,, *m*

*T*1, 2,, *T*

(6.2)

其中，*P* 为*t*时期*k*地区的商品住宅平均价格；*X**x*, *x*,, *x*

*T*为商品住宅

*K*, *t* 1 2 *L*

价格的先行因素；*Y**y*, *y*,, *y* T为商品住宅价格的现实因素；*Z* e *z*e, *z*e,, *z*e T 为

1 2 *M* 1 2 *N*

商品住宅价格的预期因素；*t*为*t*时期商品住宅价格的随机误差项，*t* ~ *N*0,** 。

2

**11, **12,, **1*L* **11,**12,,**1*N* 



*i*  , ** , ****1, **2,, *M* 为待估参数。

**, ,, ** **1,**2,,*N* 

*i*1 *i* 2 *iL*



### 6.3.2 先行因素、现实因素和预期因素的选择和量化

本文选择中国31个地区的商品住宅价格、先行因素、现实因素和预期因素的数据作为样本，研究预期因素对商品住宅价格的影响。根据上面的分析以及数据的可获得性，在实证分析中选择地区的商品住宅平均销售价格（HP）作为被解释变量，选择建材工业品出厂价格指数（BMPI）作为先行因素；国内生产总值（GDP）、人均可支配收入（PDI）、地区人口数（POP）、少年抚养比（CDR）、老年抚养比（ODR）、城镇化率（UBN）6 个变量作为现实因素，国内生产总值预期（EGDP）、人均可支配收入预期（EPDI）、地区人口数预期（EPOP）、城镇化率预期（EUBN）、森林覆盖率预期（EFCR）5 个变量作为预期因素。其中，

HP、GDP、PDI、POP的数据来自《中国统计年鉴》和各省（市、自治区）的统计年鉴；CDR、ODR的数据来自《中国人口统计年鉴》（2007年及以后为《中国人口和就业统计年鉴》）；UBN、BMPI的数据来自国研网、各省（市、自治区）的统计年鉴和统计公报；EGDP、EPDI、EPOP、EUBN、EFCR的数据由各省（市、自治区）的国民经济和社会发展五年规划（“十五”、“十一五”、“十二五”）、林业发展规划、生态环境建设规划、人口与计划生育事业发展规划的数据计算获得。而且，为了消除通货膨胀对变量的影响，本文利用以1999年为基期的居民消费价格指数（CPI）对GDP和PDI进行了平减。

先行因素BMPI主要以各省（市、自治区）的建筑材料工业品出厂价格指数为主，但由于北京、天津、河北、内蒙古、湖北、云南、青海、海南、重庆9个地区（1997-2004年）、上海、ft西2个地区（1997-1999年）、广东（2001-2003年）、贵州（2001-2004年）、西藏（1997-2005年）缺少相应的统计数据，本文选择生产资料中的原料工业品出厂价格指数、建筑材料居民消费价格指数等相关数据进行了替代18。同时，将环比数据转化为以1996年为基期的定基价格指数。

18北京、天津、河北、内蒙古、湖北、云南、青海、贵州、广东、重庆10个地区2004年及以前的建筑材料工业品出厂价格指数选择了生产资料中的原料工业品出厂价格指数进行替代；西藏、海南2个地区分别在2005年和2004年及以前的建筑材料工业品出厂价格指数选择了建房及装修材料的居民消费价格指数进行替代；重庆在2001 年及以前的建筑材料工业品出厂价格指数选择了居民居住消费价格指数进行替代。

预期因素EGDP、EPDI、EPOP、EUBN、EFCR的年度数据量化方法主要是以2000年、2005年、2010年的GDP、PDI、POP、UBN、FCR的实际值为基准，以“十五”、“十一五”、“十二五”三个五年规划对应变量给出的预期目标值分别作为2005年、2010年、2015年的预期变量值，计算出相应五年计划的发展速度，或者直接通过三个五年规划对应变量给出的预期发展速度计算得到。同时，由于

EGDP和EPDI在“十五”、“十一五”、“十二五”三个五年规划中给出的规划目标值或者规划发展速度分别是以2000年、2005年、2010年的价格为基准确定的，为了使数据间具有可比性，本文采用了居民消费价格指数（CPI）将EGDP和EPDI的年度数据全部转换为以2000年价格为基准的数据。

### 6.3.3 城市房地产预期评估模型的构建

首先，采用LLC[133]、IPS[136]、ADF-Fisher[137]和PP-Fisher[137]四种检验方法对商品住宅销售价格及其先行因素、现实因素、预期因素进行面板单位根检验，以确定变量的平稳性。单位根检验的结果见表6-2。

其次，确定先行因素的最优滞后期和预期因素的最优提前期。考虑到预期因素所在时间点距当前越远，其规划预期能够落实的不确定性越大，对居民决策行为的影响程度越小。所以，按照五年计划的实施，本文假定规划预期因素的最大影响时间范围为5年，5年以外的规划预期因素作用可忽略不计。因此，针对模型（6.2），下面将选择**1, 2,,5进行实证分析。

根据AIC和SC信息定阶准则，最终确定先行因素BMPI的最优滞后期为3，预期因素EGDP、EPDI、EPOP、EUBN、EFCR的最优提前期分别为1、1、4、

5、5。于是，上述模型（6.2）可改写为：

*HPk*, *t* *k***1, *j BMPI k*, *t**j***1 *GDPk*, *t***2 *PDIk*, *t***3 *POPk*, *t***4*CDRk*, *t j*1

3

**5 *ODRk*, *t***6 *UBNk*, *t***1 *EGDPk*, *t*1**2 *EPDI k*, *t*1

(6.3)

4 5 5

**3,*EPOP k*,*t*****4,*EUBN k*,*t*****5,*EFCR k*,*t**** t*

**1

*K*1, 2,,31

**1

*T*2000, 2001,, 2011

**1

最后，构建城市房地产预期评估模型。对于模型（6.3）的具体形式，本文选择了冗余固定效应检验和Hausman检验，结果表明应该选择个体固定效应模型，而且，从理论上分析，由于实证选择了中国31个地区作为样本，可以代表

中国的总体，因此，选择个体固定效应模型进行分析。通过Eviews软件对模型进行回归，其回归结果见表6-3。

于是，构建如下的城市房地产预期评估模型：

*HPk*,*t* 4751.1033.747 *BMPI k*,*t*30.133 *GDPk*,*t* 0.471 *PDI k*,*t* 29.074*UBN k*, *t*

118.200 *ODRk*,*t* 0.0831 *EPDI k*,*t*10.311 *EPOPk*, *j*3

0.493 *EPOPk*, *j*449.033 *EUBN k*, *t*528.925 *EFCR k*, *t*5

表6-2 面板数据的单位根检验

(6.4)

| 变量 | LLC 检验 | IPS 检验 | ADF-Fisher 检验 | PP-Fisher 检验 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| HP | -1.51271\* | 5.78171 | 26.3617 | 48.0119 |
| GDP | 4.83323 | 12.4786 | 16.3169 | 54.1033 |
| PDI | -4.74881\*\*\* | 4.13758 | 35.1029 | 59.2035 |
| POP | -7.53642\*\*\* | -0.27868 | 87.8551\*\* | 82.2214\*\* |
| CDR | -7.06108\*\*\* | -0.96295 | 81.0494\* | 90.6362\*\* |
| ODR | -10.0759\*\*\* | 2.69885\*\* | 86.2800\*\* | 92.6670\*\*\* |
| UBN | -5.69907\*\*\* | -0.37862 | 77.5338\* | 97.8175\*\*\* |
| BMPI | -6.1125\*\*\* | -0.02971 | 60.0762 | 74.5038 |
| EGDP | -1.54771\* | 7.16217 | 11.8875 | 22.0185 |
| EPDI | 0.71935 | 8.00151 | 17.2677 | 26.3237 |
| EPOP | -3.52898\*\*\* | 2.17043 | 42.2082 | 61.9214 |
| EUBN | -3.67962\*\*\* | 0.25911 | 56.6058 | 79.6805\* |
| EFCR | 0.36541 | 3.82995 | 40.7100 | 51.6525 |
| HP | -5.46833\*\*\* | -1.93701\*\* | 89.1659\*\* | 112.572\*\*\* |
| GDP | -9.42298\*\*\* | -2.89093\*\*\* | 109.612\*\*\* | 122.850\*\*\* |
| PDI | -6.63582\*\*\* | -2.79353\*\*\* | 94.3365\*\*\* | 99.0771\*\*\* |
| POP | -8.9139\*\*\* | -5.86805\*\*\* | 151.452\*\*\* | 164.912\*\*\* |
| CDR | -18.8007\*\*\* | -12.5219\*\*\* | 242.691\*\*\* | 292.072\*\*\* |
| ODR | -18.8530\*\*\* | -12.0763\*\*\* | 238.861\*\*\* | 282.343\*\*\* |
| UBN | -13.4381\*\*\* | -7.9235\*\*\* | 180.092\*\*\* | 194.528\*\*\* |
| BMPI | -10.0597\*\*\* | -6.76099\*\*\* | 154.748\*\*\* | 163.382\*\*\* |
| EGDP | -11.8609\*\*\* | -4.32173\*\*\* | 110.970\*\*\* | 112.719\*\*\* |
| EPDI | -9.72689\*\*\* | -2.29890\*\* | 97.8175\*\*\* | 100.967\*\*\* |
| EPOP | -16.4127\*\*\* | -8.50441\*\*\* | 182.286\*\*\* | 222.105\*\*\* |
| EUBN | -13.7603\*\*\* | -8.61452\*\*\* | 182.186\*\*\* | 211.417\*\*\* |
| EFCR | -9.81858\*\*\* | -4.95063\*\*\* | 131.013\*\*\* | 153.185\*\*\* |

注：\*\*\* 、\*\* 和\* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上通过了检验。

表6-3 城市房地产预期评估模型的回归结果

| 变量 | 系数估计值  （t 统计量） | 变量 | 系数估计值  （t 统计量） | 变量 | 系数估计值  （t 统计量） |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| αk | -4751.103\*\*\* (-3.843552) | BMPI k,t-3 | 3.747194\* (1.819454) | EUBN k,t+3 | -20.76002  (-1.139803) |
| GDP k,t | -0.133099\*\*\* (-3.938648) | EGDP k,t+1 | 0.026327  (0.863992) | EUBN k,t+4 | -28.07670  (-1.511803) |
| PDI k,t | 0.471054\*\*\* (10.50595) | EPDI k,t+1 | 0.083109\*\* (2.338062) | EUBN k,t+5 | -49.03334\*\*\* (-3.225095) |
| POP k,t | 0.211427  (1.280469) | EPOP k,t+1 | 0.135643  (0.777601) | EFCR k,t+1 | 3.022832  (0.210843) |
| UBN k,t | 29.07441\* (1.718952) | EPOP k,t+2 | 0.137387  (0.781622) | EFCR k,t+2 | -6.762510  (-0.363115) |
| CDR k,t | 11.68187  (1.581842) | EPOP k,t+3 | 0.310637\* (1.793309) | EFCR k,t+3 | 20.32298  (1.099646) |
| ODR k,t | -118.1998\*\*\* (-7.264236) | EPOP k,t+4 | 0.492527\*\*\* (3.202709) | EFCR k,t+4 | 13.11021  (0.710405) |
| BMPI k,t-1 | -0.724842  (-0.324168) | EUBN k,t+1 | -21.94910  (-1.384866) | EFCR k,t+5 | 28.92481\*\* (1.975439) |
| BMPI k,t-2 | -2.821891  (-0.904750) | EUBN k,t+2 | 16.14279  (0.882798) |  |  |

注：\*\*\* 、\*\* 和\* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上通过了检验。

### 6.3.4 先行因素、现实因素和预期因素对房地产价格的影响分析

（1）先行因素建筑材料价格对商品住宅价格有滞后三期的正向影响，表现为建材工业品出厂价格指数每增加1 个百分点，滞后三期的商品住宅价格上涨

3.7472个百分点。这主要是由于房地产的开发周期通常为2-3年，所以，建材价格上涨对商品住宅价格的影响不会即刻显现，而是通过房地产开发周期结束后销售的商品住宅将成本对房价的影响逐步显现。

（2）现实因素对商品住宅价格的影响表现为：居民收入和城镇化率对商品住宅价格具有正影响，而老年人口抚养比和地区经济水平对商品住宅价格具有负影响。其原因在于：①居民实际收入的提升一方面会使居民产生提高生活质量的要求，即增加日常消费支出、增加休闲健身活动、扩大住房居住面积等。另一方面也提升了居民对住房的支付能力和还贷能力，所以，收入的增加会带动居民对商品住宅的需求，对商品住宅价格产生正影响；②城镇化在不断推进过程中使得城镇人口密度不断攀升成为最明显的表现，而人口密度的增加必定会引起人们对商品住宅需求的增加，因此，城镇化率对商品住宅价格具有正向影响；③从中国

整体上来说，经济发展对商品住宅价格有正向影响，但是所采用的面板数据中，一些地区经济水平的提升主要依赖于资源的过度开发和重工业的快速发展，导致这些地区的资源不可持续发展、生态环境被严重破坏，从而降低了居民对地区商品住宅的支付意愿，对商品住宅价格产生负影响；④老年人口抚养比对商品住宅价格有显著的负影响，而少年人口抚养比对商品住宅价格的影响不显著19。这主要是由于中国现有的家庭通常是父母双方与未婚子女共同居住，也即14岁及以下少儿通常都是与父母共同居住，所以少年人口抚养比的变动对商品住宅需求不会产生影响，导致对商品住宅价格的影响不显著。而老年人口基本上都已经拥有了属于自己的住宅，老年人口抚养比的增加不但不会增加对商品住宅的需求，反而由于养老的需要而选择了进养老院或者与子女共同居住，一定程度上使得可供出租的住宅增加，住宅租赁市场进一步发展，租赁价格有所下降，在交易市场和租赁市场的相互作用下，商品住宅价格也会有所下降。

（3）不同预期因素对商品住宅价格的影响方向不同，影响提前期也不同。具体表现为：①国内生产总值预期对商品住宅价格的影响不显著，这主要是由于人们对于住宅的购买决策更多依赖于他们对未来收入的预期和生活环境的预期，地区的经济发展到底是依赖于工业还是第三产业并不确定，对地区生活环境会产生正面还是负面的影响也不确定，所以，地区经济发展预期不会影响人们的购房决策，也就不会对商品住宅价格产生影响；②人均可支配收入预期、人口数预期、森林覆盖率预期对商品住宅价格都有显著的正影响，只是提前期的大小不同，主要表现为人们对下一年的收入预期影响商品住宅价格的波动，而对未来三年后的人口数变动预期和未来五年后的森林覆盖率变动预期影响商品住宅价格的波动，这主要是由于人口数和森林覆盖率的变动是一个较缓慢的过程，且这种变动相对稳定，会使人们形成人口数和森林覆盖率不会在短期内发生快速增加的思想和意识，也即人口数和森林覆盖率只有在积累到一定时期之后才会体现出较大的变化，才会影响商品住宅价格的变动，而且这种规划因素预期实现的不确定性较小，所以，人口数预期和森林覆盖率预期对商品住宅价格影响的提前期较长。但是，收入的增加可以在短期内实现，而且长期的变动是一个不确定性相对较大的过程，所以，人们更关注于短期内收入的变动情况，导致收入预期对商品住宅价格

19 徐建炜，徐奇渊，何帆（2012）在文献[146]中发现，少年人口抚养比例的下降显著的提高了房价，但是老年人口抚养比例的上升却会使房价上升。而且，老年人口抚养比例变动对房屋价格的影响要大于少年人口抚养比例的相应变动。

影响的提前期较短；③城镇化率预期对商品住宅价格有显著的负影响，且表现为对未来5年后的城镇化率预期才对商品住宅价格产生影响。这主要是由于中国的城镇化进程即将进入加速发展期，在初期的推进过程中带动了城镇商品住宅市场的发展，但随着进程的加快，如果仍然按照过去三十年的城镇化发展道路和模式推进，则城镇化率的提升必然在会带来城市资源的不可持续发展和生态环境的恶化，影响城市居民的生活质量，而这种提升需要一个过程。所以，人们对中国未来城镇化发展模式的不确定性导致了城镇化率增长的预期对商品住宅价格表现为提前5年的负向影响。

## 6.4 本章小结

本章通过构建包含先行因素、现实因素和预期因素的城市房地产预期评估模型，分析了规划预期对商品住宅价格的影响，得到如下结论：

第一，先行因素由于是通过开发成本而产生对房地产价格的影响，因此，先行因素对房地产价格通常具有大约一个房地产开发周期的滞后正影响。

第二，居民收入的提升意味着居民对住房的支付能力和还贷能力提升，对生活质量改善需求增强，导致对当期的商品住宅价格具有正影响；城镇化率的提高意味着城镇人口密度攀升，房地产需求主体数量增加，导致对当期的商品住宅价格具有正影响；地区经济水平的提升理论上可以带动房价的上涨，但由于中国一些地区的经济发展主要依赖于资源的过度开发和重工业的快速发展，使得这些地区的资源不可持续、生态环境严重破坏，从而降低了居民对地区商品住宅的支付意愿，对商品住宅价格产生负影响；老年人口抚养比和地区经济水平对当期的商品住宅价格具有负影响，而少年人口抚养比对当期的商品住宅价格影响不显著，这主要是由于中国的少年通常都是与父母共同居住，所以少年人口抚养比对商品住宅价格影响不显著，而老年人口基本上都已经拥有了属于自己的住宅，但由于养老的需要而选择了进养老院或者与子女共同居住，一定程度上使得可供出租的住宅增加，住宅租赁市场进一步发展，租赁价格有所下降，在交易市场和租赁市场的相互作用下，对商品住宅价格产生负影响。

第三，地区的经济发展规划、社会发展规划、环境发展规划、人口发展规划等形成的市场参与者对地区未来的经济发展预期、收入增长预期、人口变动预期、城镇化发展预期、基础设施建设预期、生态环境改善预期、社会公共服务发展预期等都会对当期的商品住宅价格产生影响。其中，收入增长预期、人口数增长预

期、森林覆盖率增长预期对商品住宅价格都有显著的正影响，但由于不同因素发生实质性变动的时间长短不同，导致不同预期因素对商品住宅价格产生影响的提前期不同；国内生产总值预期对商品住宅价格的影响不显著，城镇化率预期对商品住宅价格有显著的负影响，这主要是由于人们对未来经济发展的产业结构调整、城镇化加快推进的模式存在不可预知性所致。



# 7 住房价格变动对宏观经济影响的区域差异分析20

自上世纪90年代以来，全球住房市场激烈变动，住房价格变动对实体经济产生了巨大的影响（如日本泡沫经济、亚洲金融危机和美国次贷危机等），因此，住房市场波动对宏观经济的影响效应研究成为全球各国政府和学术界关注的焦点。房价波动是否能有效促进居民消费规模的扩大和结构升级？是否能带动住房投资的不断增加和扩充？是否能通过消费和投资两条途径带动国民经济的发展和提升？房价波动对经济、消费和住房投资的影响效应是否存在区域差异？本章正是针对这些问题展开研究，试图为政府制定宏观调控政策提供参考依据。

## 7.1 住房价格变动对宏观经济影响的途径分析

住房价格变动对人均GDP、居民消费支出、消费水平、人均可支配收入、住房投资5个宏观经济变量的影响途径如图7-1所示。



住房价格变动

房地

产税率不变动

物价水平变动

房地产税负变动

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 开发 | | 消费者形成房 | | |
| 商形 | | 价变动的预期 | | |
| 成房 | |  | | |
| 价变 | |  | | |
|  | 住房需求变动 | |
| 动的 | |
| 预期 | |  | |  |
|  |  | | |

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 财富效应 | |  | 替代效应 | |  | 流动约束效应 | |
|  |  | | |  | | |  |
|  | | | |  | | | |



住房投资变动

消费支出变动

消费水平变动

人均GDP变动

人均可支配收入变动

住房供给变动

图7-1 住房价格变动对宏观经济的影响途径

由图7-1可以看出：①住房价格变动会通过“财富效应”、“替代效应”、“流动约束效应”作用于居民的消费，产生对消费支出的影响。②住房价格变动会影响房地产开发商和消费者对未来房价变动的预期，消费者在预期作用下会改变对

20 本章是在文献[155]的基础上改进形成的。

住房的需求，房地产开发商在价格预期和住房市场需求改变的双重作用下会通过调整住房供给来实现利润的最大化，从而影响房地产开发商对住房的投资。③消费和投资作为拉动国民经济的两驾马车，对经济发展有着重要的作用。住房价格变动导致的居民消费支出和房地产开发商住房投资的变动会反映到国民经济的变动中，表现出住房价格变动对人均GDP的影响。④住房价格变动会影响房地产税负发生变动，在人均GDP和房地产税负的作用下会产生对居民可支配收入的影响。⑤住房价格变动会引起商品物价发生变动，在物价和居民消费支出发生改变的条件下，住房价格变动会形成对居民消费水平的影响。

## 7.2 住房价格变动对宏观经济影响的实证研究

### 7.2.1 房价与宏观经济的样本数据和变量说明

本文认为，不同的区域由于地理位置不同、房价水平不同、经济水平不同、住宅需求类型不同，住房价格变动对地区宏观经济的影响也应该存在差异。为了验证这种观点，本文从住房价格变动对经济、消费和投资三方面进行分析，选择中国31个省、市、自治区2000-2011年的数据作为样本，对东、中、西部地区

进行比较研究，其中，东部地区样本包括12个省、市、自治区，中部地区样本

包括9个省、市、自治区，西部地区样本包括10个省、市、自治区。

由于商品住宅价格更能体现市场机制作用下住房价格的真实水平，所以，住房价格指标选择商品住宅销售价格（CHP）。考虑到中国的商品住宅市场集中在城市（镇），为了能够保证指标之间的对应关系，所以，本文在指标选择时尽可能以城镇居民的对应值作为样本。按照上面的理论分析，经济方面选择城镇居民人均可支配收入（PDI）、城镇居民消费水平（HCL）、城镇居民家庭平均每人全年消费性支出（HCE）、房地产开发企业的住宅投资完成额（RI）、人均地区生产总值（PGDP）进行实证。这些指标的统计数据均来源于2001-2012年的《中国统计年鉴》。由于《中国统计年鉴》中未给出各个省、市、自治区的人均地区生产总值，所以本文通过地区生产总值（GDP）和地区年末人口数（POP）计算得

到，其计算公式为*PGDP* 

*it*

*GDPit*

。同时，为了消除通货膨胀的影响，

*POPit*1

*POPit*

利用相应省、市、自治区的1999年为基期的CPI定基指数对PGDP、PDI、HCL、

HCE、RI指标序列进行了平减。

### 7.2.2 住房价格变动对宏观经济影响的面板向量自回归模型

首先，针对东、中、西三个样本分别对商品住宅销售价格与代表经济、消费、住宅投资的五个变量进行面板单位根检验，以确定变量的平稳性；然后，分析变量之间的协整关系，在同阶单整的条件下构建面板VAR模型。

（1）面板单位根检验

为了避免因检验方法本身的局限而对检验结果带来的负面影响，本文将同时采用LLC[133]、Breitung[134, 135]、IPS[136]、ADF-Fisher[137]和PP-Fisher[137]这五种方法 进行单位根检验。单位根检验的结果见表7-1。

由表7-1可知，当对东部、中部和西部地区的CHP、PDI、HCL、HCE、RI、

PGDP的水平值进行检验时，检验结果表明：除了中部地区的HCE以外的变量都不能完全拒绝“存在单位根”的原假设，变量是非平稳的，而当对这六个变量的一阶差分值进行检验时，基本上可以认为显著的拒绝了“存在单位根”的原假设。所以，我们可以认为东部、中部和西部的CHP、PDI、HCL、HCE、RI、PGDP都是一阶单整序列。

（2）面板协整检验

在面板单位根检验的基础上进行面板协整检验，以检验住房价格与城镇居民人均可支配收入、城镇居民消费水平、城镇居民消费支出、住宅投资完成额、人均地区生产总值五个变量之间是否存在长期均衡关系。这里选择建立在Engle and

Granger两步法基础上的Pedroni检验[138]和Kao检验[139]，检验结果见表7-2.

由表7-2可以看出，各个地区不同变量组合的协整关系检验结果可以总结为：

①东部地区：PDI-CHP、HCL-CHP、HCE-CHP、RI-CHP没有通过Panel rho、Group rho两个统计量的显著性检验；PGDP-CHP没有通过Panel v、Panel rho、Group rho三个统计量的显著性检验。

②中部地区：PDI-CHP只通过Panel ADF、Group ADF两个统计量的显著性检验，HCL-CHP、HCE-CHP、RI-CHP都通过了包含Panel ADF和Group ADF的四个统计量的显著性检验，且四个关系均通过了Kao检验；PGDP-CHP只通过Panel v、Panel ADF两个统计量的显著性检验，且Kao检验接受了“不存在协整关系”的原假设。

表7-1 面板单位根检验

| 东部地区 | | | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | LLC 检验 | IPS 检验 | Breitung 检验 | ADF-Fisher 检验 | PP-Fisher 检验 |
| CHP | -1.57029\* | 2.47810 | 6.38678 | 10.9906 | 23.0873 |
| PDI | -4.45858\*\*\* | 1.35069 | 4.90635 | 21.6991 | 38.5188\*\* |
| HCL | -0.66028 | 3.30754 | 3.56482 | 10.9724 | 21.1845 |
| HCE | -4.66232\*\*\* | 0.24997 | 1.25302 | 23.3316 | 43.5096\*\*\* |
| RI | 4.60857 | 5.21561 | 7.96284 | 13.5444 | 8.12828 |
| PGDP | -1.17289 | 3.40921 | 8.26757 | 19.8759 | 36.5807\*\* |
| CHP | -8.60602\*\*\* | -4.00045\*\*\* | -1.80066\*\* | 65.5816\*\*\* | 86.2788\*\*\* |
| PDI | -6.94475\*\*\* | -1.99687\*\* | -3.16632\*\*\* | 42.8280\*\* | 52.6105\*\*\* |
| HCL | -14.4158\*\*\* | -5.01488\*\*\* | -3.58076\*\*\* | 72.7974\*\*\* | 88.1429\*\*\* |
| HCE | -8.22694\*\*\* | -3.12403\*\*\* | -2.883\*\*\* | 56.0830\*\*\* | 125.091\*\*\* |
| RI | -4.22996\*\*\* | -0.96387 | 2.01160 | 37.8750\*\* | 36.7839\*\* |
| PGDP | -6.77124\*\*\* | -1.82335\*\* | -0.11431 | 43.7091\*\*\* | 70.3612\*\*\* |
| 中部地区 | | | | | |
| CHP | -0.41420 | 4.18747 | 6.25761 | 4.22680 | 3.96764 |
| PDI | -3.05011\*\*\* | 2.54058 | 3.70813 | 6.43979 | 15.3151 |
| HCL | -2.63977\*\*\* | 0.47829 | 1.33214 | 16.5862 | 12.6565 |
| HCE | -5.42650\*\*\* | -2.45102\*\*\* | 2.49554 | 37.3444\*\*\* | 43.2671\*\*\* |
| RI | 1.76442 | 5.30227 | 5.96761 | 6.43618 | 8.98627 |
| PGDP | 2.88611 | 7.23900 | 8.95801 | 2.96440 | 14.2981 |
| CHP | -7.29018\*\*\* | -2.78424\*\*\* | -2.09215\*\* | 40.3196\*\*\* | 72.7471\*\*\* |
| PDI | -9.23288\*\*\* | -3.31491\*\*\* | -2.89757\*\*\* | 50.4295\*\*\* | 58.6894\*\*\* |
| HCL | -9.59410\*\*\* | -2.93204\*\*\* | -4.42205\*\*\* | 45.5721\*\*\* | 57.0050\*\*\* |
| HCE | -14.7993\*\*\* | -5.97994\*\*\* | -4.85889\*\*\* | 71.2789\*\*\* | 96.6055\*\*\* |
| RI | -7.98381\*\*\* | -3.69085\*\*\* | -1.31927\* | 44.9805\*\*\* | 48.4802\*\*\* |
| PGDP | -6.28278\*\*\* | -1.74923\*\* | -0.00739 | 32.2830\*\* | 31.3700\*\* |
| 西部地区 | | | | | |
| CHP | -0.6942 | 3.48588 | 5.95981 | 11.1443 | 20.9569 |
| PDI | 0.11664 | 3.37628 | 4.84974 | 6.90941 | 5.34701 |
| HCL | -1.4822\* | 0.44125 | 2.23877 | 18.6305 | 19.5114 |
| HCE | -1.0385 | 1.54083 | 4.14032 | 13.8976 | 23.6628 |
| RI | 2.96209 | 7.31322 | 7.56160 | 1.50781 | 0.73067 |
| PGDP | 4.54402 | 8.26464 | 10.6161 | 0.61762 | 0.09041 |
| CHP | -7.94053\*\*\* | -3.13213\*\*\* | -0.8408 | 49.9136\*\*\* | 84.3707\*\*\* |
| PDI | -7.5726\*\*\* | -2.72619\*\*\* | -3.92635\*\*\* | 44.0591\*\*\* | 61.9968\*\*\* |
| HCL | -7.8846\*\*\* | -3.33231\*\*\* | -5.35669\*\*\* | 45.0743\*\*\* | 74.6427\*\*\* |
| HCE | -7.94974\*\*\* | -3.03672\*\*\* | -5.57461\*\*\* | 47.5592\*\*\* | 90.8695\*\*\* |
| RI | -5.85878\*\*\* | -2.26391\*\* | 2.07901 | 48.7477\*\*\* | 46.0957\*\*\* |
| PGDP | -2.16161\*\* | -0.96614 | 3.32528 | 29.3542\* | 42.0648\*\*\* |

注：（1）\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上通过了检验；（2）所有检验方法的原假设均为H0：存在单位根；（3）所有检验方程均包含截距项和时间趋势项；（4）表示对变量求一阶差分。

表7-2 Pedroni检验和Kao检验结果

| 因变量—自变量 | 检验方法 | 统计量（P值） | 东部地区 | 中部地区 | 西部地区 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| PDI—CHP | Pedroni检验 | Panel v | 2.462347\*\*\* (0.0069) | 1.035677  (0.1502) | 0.595322  (0.2758) |
| Panel rho | -0.703776  (0.2408) | 0.232718  (0.5920) | -0.541211  (0.2942) |
| Panel PP | -3.358118\*\*\* (0.0004) | -1.016613  (0.1547) | -1.742555\*\* (0.0407) |
| Panel ADF | -3.746751\*\*\* (0.0001) | -2.172824\*\* (0.0149) | -1.227616  (0.1098) |
| Group rho | 0.966931  (0.8332) | 1.426731  (0.9232) | 1.222728  (0.8893) |
| Group PP | -3.126348\*\*\* (0.0009) | -0.574528  (0.2828) | -1.236998  (0.1080) |
| Group ADF | -3.824321\*\*\* (0.0001) | -1.912520\*\* (0.0279) | -1.922303\*\* (0.0273) |
| Kao检验 | ADF | -1.403094\* (0.0803) | -3.305621\*\*\* (0.0005) | -3.458804\*\*\* (0.0003) |
| HCL—CHP | Pedroni检验 | Panel v | 1.854607\*\* (0.0318) | 0.175500  (0.4303) | 1.557566\* (0.0597) |
| Panel rho | -0.389685  (0.3484) | -0.442078  (0.3292) | -1.279005  (0.1004) |
| Panel PP | -3.028298\*\*\* (0.0012) | -2.528586\*\*\* (0.0057) | -3.539913\*\*\* (0.0002) |
| Panel ADF | -3.106642\*\*\* (0.0009) | -4.690221\*\*\* (0.0000) | -4.051659\*\*\* (0.0000) |
| Group rho | 0.808361  (0.7906) | 1.168851  (0.8788) | 0.998003  (0.8409) |
| Group PP | -3.847744\*\*\* (0.0001) | -1.693719\*\* (0.0452) | -2.79956\*\*\* (0.0026) |
| Group ADF | -3.150255\*\*\* (0.0008) | -3.947190\*\*\* (0.0000) | -2.997088\*\*\* (0.0014) |
| Kao检验 | ADF | -1.418756\* (0.0780) | -2.457728\*\*\* (0.0070) | -3.120380\*\*\* (0.0009) |
| HCE—CHP | Pedroni检验 | Panel v | 1.490242\* (0.0681) | -0.651316  (0.7426) | 1.105686  (0.1344) |
| Panel rho | -0.244387  (0.4035) | -1.614669\* (0.0532) | -0.589415  (0.2778) |
| Panel PP | -2.710829\*\*\* (0.0034) | -2.904757\*\*\* (0.0018) | -2.095352\*\* (0.0181) |
| Panel ADF | -3.424133\*\*\* (0.0003) | -3.425646\*\*\* (0.0003) | -2.477643\*\*\* (0.0066) |
| Group rho | 1.241901  (0.8929) | 0.662577  (0.7462) | 1.328123  (0.9079) |
| Group PP | -2.481804\*\*\* (0.0065) | -1.248379  (0.1059) | -1.093389  (0.1371) |
| Group ADF | -4.799682\*\*\* (0.0000) | -1.958224\*\* (0.0251) | -3.256752\*\*\* (0.0006) |
| Kao检验 | ADF | -2.176584\*\* (0.0148) | -4.810820\*\*\* (0.0000) | -3.809613\*\*\* (0.0001) |

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| RI—CHP | Pedroni检验 | Panel v | 4.107885\*\*\* (0.0000) | 2.361516\*\*\* (0.0091) | 4.117289\*\*\* (0.0000) |
| Panel rho | -0.626685  (0.2654) | -0.552856  (0.2902) | -1.10487  (0.1346) |
| Panel PP | -1.564745\* (0.0588) | -1.152569  (0.1245) | -2.032683\*\* (0.0210) |
| Panel ADF | -3.351225\*\*\* (0.0004) | -2.456315\*\*\* (0.0070) | -5.272118\*\*\* (0.0000) |
| Group rho | 1.295742  (0.9025) | 0.254176  (0.6003) | 0.081359  (0.5324) |
| Group PP | -2.553185\*\*\* (0.0053) | -2.383694\*\*\* (0.0086) | -4.559927\*\*\* (0.0000) |
| Group ADF | -4.602291\*\*\* (0.0000) | -3.539439\*\*\* (0.0002) | -5.326617\*\*\* (0.0000) |
| Kao检验 | ADF | 1.427418\* (0.0767) | -1.318381\* (0.0937) | 0.224393  (0.4112) |
| PGDP—CHP | Pedroni检验 | Panel v | 1.059362  (0.1447) | 1.396442\* (0.0813) | 1.482109\* (0.0692) |
| Panel rho | 0.117099  (0.5466) | -0.201012  (0.4203) | -1.101054  (0.1354) |
| Panel PP | -1.733765\*\* (0.0415) | -1.063529  (0.1438) | -2.636138\*\*\* (0.0042) |
| Panel ADF | -1.823086\*\* (0.0341) | -1.500081\* (0.0668) | -2.646737\*\*\* (0.0041) |
| Group rho | 1.142103  (0.8733) | 0.779808  (0.7822) | -0.152279  (0.4395) |
| Group PP | -2.140584\*\* (0.0162) | -0.794156  (0.2136) | -5.12794\*\*\* (0.0000) |
| Group ADF | -2.441341\*\*\* (0.0073) | -0.429922  (0.3336) | -3.397082\*\*\* (0.0003) |
| Kao检验 | ADF | -1.389690\* (0.0823) | -0.828394  (0.2037) | -2.737082\*\*\* (0.0031) |

注：（1）\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上通过了检验；（2）表中Pedroni的7个检验和Kao检验的原假设均为H0：不存在协整关系。

③西部地区：PDI-CHP只通过Panel pp、Group ADF两个统计量的显著性检验；HCE-CHP只通过Panel ADF、Group ADF、Panel pp三个统计量的显著性检验；HCL-CHP、RI-CHP、PGDP-CHP没有通过Panel rho、Group rho两个统计量的显著性检验，且RI-CHP没有通过Kao检验。

但是，Pedroni的Monte Carlo模拟实验结果表明，在小样本条件下，Panel ADF和Group ADF统计量较其他统计量有着更好的性质，Panel PP和Group PP统计量次之，其他则最差[140]，所以，Panel v、Panel rho、Group rho统计量没有通过显著性检验对变量之间存在面板协整关系的结论没有影响，由此，我们可以认为除中部地区的PGDP-CHP变量组合之外的所有变量组合都存在面板协整关系。而中

部地区的PGDP-CHP由于通过了Panel v、Panel ADF两个统计量的显著性检验，也可以认为基本上存在面板协整关系。因此，我们认为，东部、中部和西部的五个变量组合都存在着长期协整关系。

（3）面板VAR模型的估计与结果分析

为了研究人均可支配收入、居民消费支出、住宅投资、人均GDP、居民消费水平与商品住宅价格之间的长期动态作用机制，我们借助于Holtz-Eakin, Newey & Rosen[156]提出的面板向量自回归模型进行分析。由于本文所选择的样本为大N小T的面板，所以，可以采用Binder, Hsiao & Pesaran[157]提出的GMM方法进行估计，该方法采用“前向均值差分”方法，即Helmert过程，通过消去与自变量相关的个体效应，保证了滞后变量与转换后的变量正交，因而与误差项无关，其估计结果具有渐近正态分布的一致性。

由单位根检验结果可知，东部、中部和西部的CHP、PDI、HCL、HCE、RI、

PGDP均为一阶单整序列。根据恩德斯[158]的建议用T1/3作为最大滞后期，同时根据相关经验和脉冲响应函数的收敛情况，本文确定HCE-CHP、RI-CHP、PGDP-CHP、PDI-CHP、HCL-CHP五个变量组合对应的PVAR模型的最优滞后阶数分别为1、1、2、2、1，利用GMM方法对PVAR模型进行了估计，估计结果见表7-3。由表7-3可以看出如下结果：

①商品住宅价格对城镇居民消费支出的影响在中、西部地区均不显著，在东部地区表现为滞后一期的商品住宅价格对居民消费支出有显著的负影响。

②商品住宅价格对开发商的住宅投资完成额的影响在东部地区不显著，而滞后一期的商品住宅价格对中、西部地区的住宅投资完成额有显著的正影响。

③商品住宅价格对人均GDP的影响在东、中、西部各不相同。东部地区表现为滞后两期的商品住宅价格对人均GDP的影响显著为负；中部地区表现为滞后一期的商品住宅价格对人均GDP的影响为正，滞后两期的商品住宅价格对人均GDP的影响为负；而西部地区商品住宅价格对人均GDP的影响不显著。

④商品住宅价格对东部和中部地区人均可支配收入有显著的负影响，而对西部地区人均可支配收入的影响不显著。同时，对东部地区的影响表现为滞后一期商品住宅价格产生的负效应，而对中部地区的影响表现为滞后两期商品住宅价格产生的负效应。

⑤商品住宅价格对城镇居民消费水平的影响在东、中、西部地区有明显不同。

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 被解释变量 | 解释变量 | 地区 | | |
| 东部 | 中部 | 西部 |
| HCE(t) | HCE(t-1) | 1.0046\*\*\* (20.2620) | -1.1984  (-0.4097) | 1.5161  (0.7501) |
| CHP(t-1) | -0.1953\*\*\* (-3.1886) | 4.0957  (0.7079) | -0.8444  (-0.2740) |
| RI(t) | RI(t-1) | 0.7272\*\*\* (12.9905) | -0.0115  (-0.0519) | 0.2710\*\*\* (3.1708) |
| CHP(t-1) | 0.0192  (1.4961) | 0.2829\*\*\* (3.7100) | 0.1202\*\*\* (5.1755) |
| PGDP(t) | PGDP(t-1) | 0.7389  (1.4647) | -0.1132  (-0.1334) | -13.3312  (-0.1102) |
| CHP(t-1) | 0.7647  (0.9706) | 6.0715\*\*\* (3.1156) | 113.0975  (0.1148) |
| PGDP(t-2) | 0.0641  (0.1711) | 0.5310  (0.8143) | -19.4717  (-0.1130) |
| CHP(t-2) | -0.7068\*\* (-1.9915) | -3.2517\*\*\* (-2.8738) | 77.2756  (0.1155) |
| PDI(t) | PDI(t-1) | 0.7414\* (1.7205) | 2.5813\*\*\* (3.1861) | -0.1017  (-0.0773) |
| CHP(t-1) | -0.3537  (-1.1960) | -2.1031\* (-1.6639) | 0.4099  (0.2239) |
| PDI(t-2) | 0.4073  (0.9334) | -0.8486  (-1.5690) | .8589  (1.5752) |
| CHP(t-2) | -0.2966\*\* (-2.1821) | -0.1571  (-0.3145) | 0.1076  (0.0421) |
| HCL(t) | HCL(t-1) | 1.5289\*\*\* (5.5232) | -9.2225  (-0.3317) | 0.3917  (1.3824) |
| CHP(t-1) | -1.0628\*\* (-2.4126) | 23.2771  (0.3604) | 1.1721\* (1.9238) |

滞后一期的商品住宅价格对东部地区的居民消费水平有显著的负影响，对西部地区的居民消费水平有显著的正影响，而对中部地区的居民消费水平影响不显著。表7-3 PVAR模型的GMM估计结果

注：（1）括号内数字表示GMM系数的t检验值；（2）\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上通过了检验。

### 7.2.3 住房价格变动对宏观经济的动态影响分析

PVAR模型估计系数只能反映变量之间的局部关系，为了分析内生变量在接受到某种冲击后对其他变量的动态影响路径，需要进一步研究脉冲响应函数

（IRF）。脉冲响应函数是用来衡量随机扰动项的一个标准差的冲击对其他变量当前和未来取值的影响轨迹，能比较直观的刻画出变量之间的动态交互作用和效应，并从动态反应中判断变量间的时滞关系。本文通过给予变量CHP一个标准差

的冲击，使用Monte Carlo模拟了500次得到了东、中、西部地区的五个PVAR模型对应的脉冲响应函数图，分别如图7-2、7-3、7-4、7-5、7-6，其中每个图的中间线条为IRF点估计值序列，上下两条线分别表示95%的置信区间的上下界。

（1）住房价格变动对居民消费支出的动态影响

0.0000

(P 5) chp chp (p 5) chp chp

(p 95) chp (p 95) chp

6.1e+03

4.4e+05

(P 5) chp chp

(p 95) chp

-4.7e+02

0 6

s

Response of hce to chp shock

-1.1e+04

0 6

s

Response of hce to chp shock

-1.8e+08

0 6

s

Response of hce to chp shock

东部中部西部图7-2 城镇居民消费支出对商品住宅价格的脉冲响应函数图

由图7-2可以看出，给CHP一个标准差的冲击，东、中、西部地区的城镇居民消费支出表现出完全不同的响应过程。西部地区的城镇居民消费支出基本保持不变；东部地区的城镇居民消费支出在当期就表现出下降，且这种负向影响一直持续；而中部地区的城镇居民消费支出在当期就表现出正向影响，且这种影响在4-6期逐步下降。这种不同的响应过程其原因在于：①东部地区由于经济相对发达，居民消费处于全国的较高水平，在商品住宅价格接受到一个正的冲击后，财富效应表现的并不明显21，而替代效应和流动约束效应在一定程度上对消费起到了抑制的作用，所以，东部地区表现出了居民消费支出的下降；②中西部地区居民的消费水平相对偏低，在商品住宅价格接受到一个正的冲击后，住房价格对居民消费影响的财富效应显著，即对消费有促进作用，所以，中部地区表现出了居民消费支出的小幅增加；西部地区由于房价基础水平较低，尽管财富效应显著，但是增加的财富值较小，再加上习惯性消费（低消费支出）的影响，使得居民表现出了稳定的消费支出，即西部地区在商品住宅价格接受到一个正的冲击后，消费支出基本不受影响。

21 孔宪丽（2011）在文献[89]中研究发现，住房价格变动对居民消费的财富效应在全国、中等消费水平和低消费水平地区的影响明显，即房价上涨对消费有促进作用，但财富效应在高等消费水平地区的影响却不显著。

（2）住房价格变动对住房投资完成额的动态影响

55.1993

(p 5) chp chp  (p 5) chp  chp

(p 95) chp (p 95) chp

142.0154

61.2430

(P 5) chp chp

(p 95) chp

-1.3122

0 6

s

Response of ri to chp shock

0.0000

0 6

s

Response of ri to chp shock

0.0000

0 6

s

Response of ri to chp shock

东部中部西部

图7-3 住宅投资完成额对商品住宅价格的脉冲响应函数图

由图7-3可以看出，给CHP一个标准差的冲击，东、中、西部地区的住宅投资完成额表现出基本相同的响应过程，即住宅投资完成额在受到一个正的商品住宅价格冲击后在当期就表现出大幅度的正向影响，且这种正向影响具有持续效应，只是东部和中部地区的住宅投资完成额在第4期末响应值达到最大，而西部地区的住宅投资完成额在第2期末响应值达到最大。这种响应过程的原因在于：商品住宅价格在接受到一个正的冲击后表现出了快速的上涨，房地产开发商为了能够获取更多的利润，会加大力度进行住宅的开发，促使住宅投资完成额不断增加，表现出对商品住宅价格波动的正向响应。至于西部地区住宅投资完成额最大响应值的发生时间早于东中部地区最大响应值的发生时间，主要是由于西部地区的住宅需求更多为刚性需求，所以，房地产开发商只能短期内增加投资来实现利润的最大化，如果长期一味的增加投资和供给，会形成住宅市场供过于求的局面，导致住宅价格的向下波动，从而降低开发利润。相对于西部地区而言，东部和中部地区的经济较发达，对居民生活、就业的吸引力较大，自然会增加居民对地区住宅的需求，一定程度上就会导致投资和投机需求的增加，使得房地产开发商投资最大响应值的发生时间晚于西部地区。

（3）住房价格变动对人均GDP的动态影响

2.9e+03

-1.4e+03

(p 5) chp chp

(p 95) chp

0 6

s

2.1e+03

-1.5e+03

(P 5) chp chp

(p 95) chp

0 6

s

6.3e+15

-5.2e+18

(p 5) chp  chp

(p 95) chp

0 6

s

Response of pgdp to chp shock

Response of pgdp to chp shock

Response of pgdp to chp shock

东部中部西部图7-4 人均GDP对商品住宅价格的脉冲响应函数图

由图7-4可以看出，给CHP一个标准差的冲击，东、中、西部地区的人均GDP会产生不同的响应。东部地区的人均GDP最初会产生较剧烈的正向响应，并在第

1期末响应值达到最大，随后的2-3期影响程度大幅度减少，在4-6期处于基本平稳状态且响应值接近于0，说明商品住宅价格变动对东部地区的经济总体上有着正向促进作用，但影响不具有持续效应；中部地区的人均GDP与东部地区有类似的响应过程，只是在4-6期基本平稳的过程中仍表现为较大的正响应值，说明商品住宅价格变动对中部地区的经济发展有着长期的促进作用；西部地区的人均

GDP在1-6期没有受到影响，说明商品住宅价格变动对西部地区的经济没有影响。其原因在于：①东部地区的房价上涨一定程度上抑制了居民的消费支出，但是由于投资和投机性需求使得房地产开发商加大了住房的投资力度，在消费与投资的双重作用下，经济表现出了正向响应。但是，尽管房地产投资带动了经济的发展， 但由于东部地区房价本身处于较高水平，所以房价的上涨可能会使房价脱离真实价值，出现泡沫**[**112**]**，这样，经济只能在短期内呈现正向响应，泡沫的发生会使经济再度下滑，回复到原来的均衡状态，所以，商品住宅价格变动对东部地区的经济只有短期的正向促进作用；②中部地区房价上涨对居民消费和住房投资都有正向促进作用，所以，在消费和投资的双重作用下，经济表现出了对房价上涨的正向响应。同时，由于中部地区的房价比东部地区相对偏低，房价的上涨不会积聚到房地产泡沫的产生，所以，房价的上涨对中部地区的经济发展有着长期的促进作用；③西部地区的房价上涨对居民的消费基本没有影响，对房地产开发商的住房投资有一定的短期促进作用，在消费和投资的双重作用下，应该对经济有短期的促进作用，但由于西部地区的经济落后，对外部资金的吸引力不够，所以， 住房投资的增加可能是以牺牲其他投资为代价的，也就是说，尽管住房投资短期内有所增加，但其他投资可能有所减少，就总投资而言可能保持不变。这样，消费和投资作用下的国民经济也不会受到影响。因此，西部地区表现出了在商品住宅价格接受到一个正的冲击后经济不受影响的现象。

（4）住房价格变动对人均可支配收入的动态影响

由图7-5可以看出，给CHP一个标准差的冲击，东部和中部地区的人均可支配收入都会产生较小的负影响，只是东部地区的这种负影响在当期立刻表现出来，而中部地区在第3期才开始逐渐显现，而西部地区的人均可支配收入基本不受影响。

(p 5) chp chp

(p 95) chp

95.2659

0.0000

(P 5) chp chp  (p 5) chp chp

(p 95) chp (p 95) chp

1.6e+08

-4.7e+03

-2.0e+04

0 6 0

s s

-5.3e+06

6 0 6

s

Response of pdi to chp shock

Response of pdi to chp shock

Response of pdi to chp shock

东部中部西部

图7-5 人均可支配收入对商品住宅价格的脉冲响应函数图

这种不同的响应过程其原因在于：①东部地区的经济尽管在受到一个正的商品住宅价格冲击后表现出短期的促进作用，人均GDP有所上升，但是高额的房价会导致房地产税负的上涨高于人均GDP的上涨，其结果是人均可支配收入在当期表现出负向影响，而且由于人均GDP的正向影响在第1期末达到最大，之后开始逐渐减弱，4-6期保持平稳，所以，人均可支配收入的负向影响在1-3期逐渐增强，在4-6期保持基本平稳状态；②中部地区的房价比东部地区的房价相对偏低，当人均GDP在受到一个正的商品住宅价格冲击后表现出较剧烈的正向影响时，人均GDP的增长基本上能够抵消房价上涨所形成的房地产税负的上涨，所以，中部地区的人均可支配收入在1-2期没有受到影响。但是，当人均GDP的正向影响在逐步减弱的过程中达到第3期的程度时，房地产税负的上涨高于人均GDP的上涨，因此，人均可支配收入的负向响应开始逐步显现。只是由于房地产税毕竟只占收入的很小一部分，所以，东部和中部地区的人均可支配收入的负向影响程度较小；③西部地区由于房价较低，当商品住宅价格受到一个正的冲击后，房地产税负的增长幅度较小，而人均GDP不受影响，所以，人均可支配收入也基本不受影响。

（5）住房价格变动对居民消费水平的动态影响

(P 5) chp chp

(P 5) chp chp

(p 5) chp chp (p 95) chp

(p 95) chp

0.0000

(p 95) chp

8.2e+07

850.1249

-1.0e+04

0 6

s

Response of hcl to chp shock

-1.0e+09

0 6

s

Response of hcl to chp shock

0.0000

0 6

s

Response of hcl to chp shock

东部中部西部

图7-6 城镇居民消费水平对商品住宅价格的脉冲响应函数图

由图7-6可以看出，给CHP一个标准差的冲击，东、中、西部地区的城镇居民消费水平表现出完全不同的响应过程。中部地区的城镇居民消费水平基本不受影响；东部地区的城镇居民消费水平在当期就表现出负向影响，尽管这种负向影响程度较小，但具有持续效应；而西部地区的城镇居民消费水平在当期就产生了正向影响，且在第1期末响应值达到最大，在随后的2-6期影响程度逐渐减少，但总体上仍然是有程度较小的正向影响。

这种不同的响应过程其原因在于：①东部地区由于房价上涨的财富效应不显著，而替代效应和流动约束效应一定程度上对居民消费支出产生了影响，导致居民实际消费支出减少，也就是说，平减了物价水平的居民消费支出减少，自然居民的实际消费水平会有所下降。所以，东部地区房价上涨对居民的消费水平具有负效应；②中部地区由于房价上涨的财富效应显著，使得居民的实际消费支出有所增加，但是，中等消费水平的习惯形成会促使居民在存在物价上涨预期的作用下，预防性储蓄动机增强，消费水平只保持原来的水平，而不是立刻提升。所以，因此，中部地区的房价上涨对居民消费水平没有产生影响；③西部地区的居民消费支出在受到一个正的商品住宅价格冲击后没有响应，但是，由于消费水平处于低水平状态，说明更多的消费支出用于了日常的必需品，在物价有进一步上涨预期的作用下，居民会选择提前购买必需品来避免日后物价上涨带来的损失，因此，居民的消费水平表现出了短期的提升，但是随着时间的推移，这部分消费已经不会再继续，所以，2-6期的居民消费水平影响程度逐渐减少，但总体上仍然有正向影响。

### 7.2.4 住房价格变动对宏观经济波动的重要性分析

脉冲响应函数能够捕捉到一个变量的冲击因素对另一变量的动态影响路径，而方差分解可以将PVAR系统内一个变量的预测方差分解到各个扰动项上，从而获得不同扰动因素对某个变量波动的动态解释程度[159]。因此，运用方差分解方法可以获知商品住宅价格冲击对人均可支配收入、居民消费水平、居民消费支出、住房投资完成额、人均GDP五个变量波动的贡献度。

表7-4给出了五个模型在第10个预测期、第20个预测期、第30个预测期的方差分解结果。

表7-4 面板VAR模型方差分解结果

| 被解释变量 | 时期 | 东部 | | 中部 | | 西部 | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| HCE | CHP | HCE | CHP | HCE | CHP |
| HCE | 10 | 0.59897 | 0.40103 | 0.47430 | 0.52570 | 0.84879 | 0.15121 |
| HCE | 20 | 0.55288 | 0.44712 | 0.45742 | 0.54258 | 0.84858 | 0.15142 |
| HCE | 30 | 0.55196 | 0.44804 | 0.45660 | 0.54340 | 0.84858 | 0.15142 |
|  |  | RI | CHP | RI | CHP | RI | CHP |
| RI | 10 | 0.91154 | 0.08846 | 0.47078 | 0.52922 | 0.58444 | 0.41556 |
| RI | 20 | 0.89693 | 0.10307 | 0.43173 | 0.56827 | 0.51933 | 0.48067 |
| RI | 30 | 0.89646 | 0.10354 | 0.43053 | 0.56947 | 0.50569 | 0.49431 |
|  |  | PGDP | CHP | PGDP | CHP | PGDP | CHP |
| PGDP | 10 | 0.94023 | 0.05977 | 0.69958 | 0.30042 | 0.99772 | 0.00228 |
| PGDP | 20 | 0.94043 | 0.05957 | 0.66975 | 0.33025 | 0.99772 | 0.00228 |
| PGDP | 30 | 0.94042 | 0.05958 | 0.66679 | 0.33321 | 0.99772 | 0.00228 |
|  |  | PDI | CHP | PDI | CHP | PDI | CHP |
| PDI | 10 | 0.30713 | 0.69287 | 0.64008 | 0.35992 | 0.04665 | 0.95335 |
| PDI | 20 | 0.25276 | 0.74724 | 0.52189 | 0.47811 | 0.04662 | 0.95338 |
| PDI | 30 | 0.25193 | 0.74807 | 0.43682 | 0.56318 | 0.04662 | 0.95338 |
|  |  | HCL | CHP | HCL | CHP | HCL | CHP |
| HCL | 10 | 0.29138 | 0.70862 | 0.71208 | 0.28792 | 0.86709 | 0.13291 |
| HCL | 20 | 0.25990 | 0.74010 | 0.67934 | 0.32066 | 0.86035 | 0.13965 |
| HCL | 30 | 0.25990 | 0.74010 | 0.67140 | 0.32860 | 0.85880 | 0.14120 |

由表7-4的方差分解结果可以发现：①20个预测期与30个预测期对方程分析的结果影响不大，说明经过20个预测期以后，系统已基本稳定；②中部、东部、西部的商品住宅价格波动对居民消费支出影响的重要程度依次递减，其贡献率分别为54.3%、44.7%、15.1%，且东部和中部地区商品住宅价格波动对消费支出的贡献率随着时间的推移逐步增强，而西部地区保持稳定不变，反映了西部地区由于房价基础水平低，导致居民所拥有的房地产财富不足以提高居民的消费信心；

③中部、西部、东部的商品住宅价格波动对房地产开发商住宅投资影响的重要程度依次递减，其贡献率分别为56.8%、48.1%、10.3%，且这种影响的贡献率在东部、中部和西部都随着时间的推移在逐步增强，反映了东部地区由于经济发达，房价偏高，使得投资投机性房地产较多，在房价上涨时，这些投资投机性房地产增加了住房供给，使得房地产开发商的住宅投资不会有大幅的增长，而在中部和西部地区，投资投机性房地产较少，所以带动了房地产开发商的住宅投资；④东

部和西部的商品住宅价格波动对人均GDP的影响可忽略不计，经济的增长主要受自身的影响，而中部地区的商品住宅价格波动对人均GDP的贡献率达33%，反映了中部地区房地产市场对经济的重要作用；⑤西部、东部、中部的商品住宅价格波动对人均可支配收入影响的重要程度依次递减，其贡献率分别为95.3%、

74.7%、47.8%，且这种影响的贡献率随着时间的推移在逐步增强，反映了西部地区低房价对人均可支配收入的重要作用；⑥东部、中部、西部的商品住宅价格波动对居民消费水平影响的重要程度依次递减，其贡献率分别为72%、34%、14%，反映了房价变动所引起的物价变动预期对东部地区居民消费水平的重要作用，而西部地区由于经济水平低，消费商品多数为必需品，物价变动预期对居民消费水平影响相对较弱。

## 7.3 本章小结

本章通过住房价格变动对宏观经济的影响分析，得到以下结论：

第一，不同地区居民消费水平差异使得房价变动形成的财富效应大小不同，导致不同地区的城镇居民消费支出对住房价格变动表现出完全不同的响应过程。西部地区的城镇居民消费支出基本保持不变；东部地区的城镇居民消费支出在当期就表现出下降，且这种负向影响一直持续；而中部地区的城镇居民消费支出在当期就表现出正向影响，且这种影响在4-6期逐步下降。

第二，房价作为影响房地产开发商住宅供给的重要因素，使得住房价格变动对房地产开发商的住宅投资在东、中、西部地区具有相同的响应过程，即都具有快速的正向响应和持续效应。

第三，不同地区居民消费支出和开发商住房投资对住房价格变动的不同响应过程，导致住房价格变动对不同地区的人均GDP有不同的影响。东部地区的人均GDP最初会产生较剧烈的正向响应，并在第1期末响应值达到最大，随后的2-3期影响程度大幅度减少，在4-6期处于基本平稳状态且响应值接近于0；中部地区的人均GDP与东部地区有类似的响应过程，只是在4-6期基本平稳的过程中仍表现为较大的正响应值；西部地区的人均GDP在1-6期没有受到影响。第四，不同地区的房价基础水平不同使得房价变动所形成的房地产税负变动

不同，引起不同地区的人均可支配收入对住房价格变动具有不同的响应过程。东部和中部地区的人均可支配收入都会产生较小的负影响，只是东部地区的这种负影响在当期立刻表现出来，而中部地区在第3期才开始逐渐显现，而西部地区的

人均可支配收入基本不受影响。

第五，不同地区的经济发展水平不同，使得居民在房价上涨形成物价进一步上涨预期的条件下，不同地区居民的城镇居民消费水平对住房价格变动表现出完全不同的响应过程。中部地区的城镇居民消费水平基本不受影响；东部地区的城镇居民消费水平在当期就表现出负向影响，尽管这种负向影响程度较小，但具有持续效应；而西部地区的城镇居民消费水平在当期就产生了正向影响，且在第 1

期末响应值达到最大，在随后的2-6期影响程度逐渐减少，但总体上仍然是有程度较小的正向影响。

第六，由于不同地区的经济水平、房价水平、住房投资需要等因素不同，导致住房价格变动对居民消费支出、开发商住房投资完成额、人均GDP、人均可支配收入、居民消费水平的波动在不同地区有不同的贡献率。商品住宅价格波动对居民消费支出影响的重要程度表现为中部地区最高，东部地区次之，西部地区最低；对房地产开发商住宅投资完成额影响的重要程度表现为中部地区最高，西部地区次之，东部地区最低；对人均GDP影响的重要程度表现为中部地区较大，东部和西部地区基本不受影响；对人均可支配收入影响的重要程度表现为西部地区最高，东部地区次之，中部地区最低；对居民消费水平影响的重要程度表现为东部地区最高，中部地区次之，西部地区最低。

因此，地方政府要结合地区实际分析房价变动对宏观经济的影响，以便有效发挥房地产业在国民经济中的作用。

# 8 宏观调控影响下的城市房价与租金关系研究22

根据马克思的地租理论和李嘉图的租金理论，房价和房租都是房屋价值的货币表现形式，都应该反映房屋的价值，房价是房租的资本化。因此，理论上认为，房租与房价必然存在着一定的比例关系，二者应该表现出同步的变动规律。但在一些发达国家和发展中国家，都出现过与理论不相吻合的现实情况。例如，张所地[3, 161]指出，美国圣地亚哥郊区的住宅在1973年到1980年期间，住宅的标准租金仅涨了60，而住宅售价的涨幅却达到275. Gallin[97]指出，1994-2005年期间，美国的名义住房价格翻了一倍，但租金的增长却不到50%. Sommer & Sullivan[162]指出，美国1995-2005年实际房价上涨46%，而实际租金却保持不变。本文通过

1997年为基期的全国房屋销售价格指数和房屋租赁价格指数发现，我国的房价指数在1998-2001年平均每年的涨幅达到1%左右，2002-2010年平均每年的涨幅达到

5%左右，而房屋租赁价格指数自1998年至2010年基本保持平稳状态，如图8-1所示。可以看出，我国的房价和租金的关系与传统理论不符。那么在中国房价和租金到底是什么关系？租金是否对房价有影响？房价是否对租金有影响？二者的非同步变化是否受到房地产宏观调控政策的影响？为了解决这些问题，本文基于以1997年为基期的中国35个大中城市1998年至2010年的房屋销售价格指数和房屋租赁价格指数23，采用计量经济学方法研究了房地产宏观调控影响下不同城市的房价与租金关系、房地产宏观调控对不同城市房价和租金的影响。研究结果可以为政府制定房地产宏观调控政策、预测调控效果提供理论支持，也可以为房地产投资者和消费者预测房价和租金的走势以便进行合理决策提供参考依据。

200

180

160

140

120

100

80

60

40

20

0

价格指数



房屋销售价格指数

房屋租赁价格指数

年份

1998 1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010

图8-1 中国房屋销售价格指数与租赁价格指数趋势图

22 本章参见文献[160]。

23 2011年中国没有公布房屋销售价格指数和房屋租赁价格指数。

## 8.1 宏观调控影响下的房价与租金变系数面板模型设定

为了反映宏观调控对房价与租金关系的影响，本文将1998年至2010年的宏观调控政策进行了梳理，根据政策对经济运行的不同影响，大致可分为四个阶段。

（1）扩张性政策阶段（1998-2002年）

1997年受亚洲金融危机的影响，中国经济出现了通货紧缩，总需求持续疲软，国家为了启动投资需求，首先从房地产业入手，采取了一系列的调控措施，包括：

1998年下半年推出的住房分配货币化；1998年4月至1999年7月中国人民银行相继发出的《关于加大住房信贷投入支持住房建设与消费的通知》、《个人住房贷款管理办法》、《关于鼓励消费贷款的若干意见》等通知和文件；1999年9月，中国人民银行将个人住房贷款最长期限从20年延长到30年，将按法定利率减档执行的个人住房贷款利率进一步下调10%，同时，对公积金贷款期限也作了相应调整；2002年2月中国人民银行降低个人住房公积金贷款利率水平，5年以下（含5年）由4.14%下调为3.6%，5年以上由4.59%下调为4.05%。这些政策对房地产业的恢复、升温、繁荣起到了巨大的促进作用，使得房地产投资持续保持较快的增长速度。

（2）紧缩性政策阶段（2003-2008年）

随着房地产投资的快速增加，自2002年下半年开始，部分地区已经出现了房地产过热的倾向，积累了大量的金融风险和市场风险。为了促进房地产市场的持续健康发展，国土资源部、中国人民银行等六大部委联合发布了《关于加强房地产市场宏观调控促进房地产市场健康发展的若干意见》，随后，中央银行发布了

《关于进一步加强房地产信贷业务管理的通知》（121号文件）来提高房贷的门槛，国务院又出台了“18号”文件，进一步强调房地产业的发展。2004年，为了遏制房地产开发投资增长过快的势头、平衡房地产的投资结构，政府出台了以“管严土地、看紧信贷”为主的两项宏观调控政策。2005年，中央政府先后出台了“国八条”和“七部委文件”，将控制房价提到政治高度，建立政府负责制，一些地方也采取了相应的房价控制措施。2006年，国务院又出台了“国六条”，随后，作为“国六条”的实施细则，涉及税收、信贷、土地政策等15项措施开始正式实施，有关部门也相继出台了更为详细的调控举措。2007年，我国政府继续从土地、金融、限制外资进入等三方面入手对房地产行业进行调控，先后下发了《关于房地产开发企业土地增值税清算管理有关问题的通知》、《招标拍卖挂牌出让国有建设用地使用权规定》、《关于加大闲置土地处置力度的通知》、《关于加强商业性房

地产信贷管理的通知》、《关于进一步加强、规范外商直接投资房地产业审批和监管的通知》等一系列政策。2007年底召开的中央经济工作会议确定了2008年“两防”的宏观调控任务，即防止经济增长由偏快转为过热、防止价格由结构性上涨演变为明显通货膨胀，2008年全国房地产开发企业资金来源全面趋紧、购房者观望气氛浓厚，商品房成交量迅速萎缩、全国房价涨幅高位回落。

（3）促进发展阶段（2009年）

2009年，受美国次贷危机的影响，我国政府及时调整宏观政策，把宏观调控的首要任务从年初的“两防”调整为年中的“一保一控”，宏观调控政策“有保有压”，对房地产行业的调控有所放松。2008年12月8日-10日在北京召开的中央经济工作会议指出，“要把满足居民合理改善居住条件愿望和发挥房地产支柱产业作用结合起来”，并强调“要保持房地产市场稳定健康发展，增加保障性住房供给，减轻居民合理购买自住普通商品住房负担，发挥房地产在扩大内需中的积极作用”。2009年上半年，房地产行业政策延续了这一政策基调，政府主要从下调房地产项目资本金比例、加大保障性“安居工程建设”以及支持房地产企业融资等方面对房地产行业进行调控。

（4）重回遏制阶段（2010年）

在实体经济没有全面复苏的前提下，房价过快上涨可能会积累金融风险。因此，在房价再创新高之时，“二套房贷”政策开始收紧。2010年我国政府连续下发了“新国四条”、“新国十条”等一系列政策措施遏制房价过快上涨。尤其是被业界称为“新国十条”的楼市新政从政府监管、金融政策、交易税费、土地交易、房源供应等多方面作了严格规定，被称为“有史以来力度最大的一次楼市调控”。2010年4月，住房和城乡建设部发布了《关于进一步加强房地产市场监管完善商品住房预售制度有关问题的通知》，9月，国土资源部、住房和城乡建设部发布了《关于进一步加强房地产用地和建设管理调控的通知》，同日，中国人民银行、中国银行业监督管理委员会下发了《关于完善差别化住房信贷政策有关问题的通知》。

为了反映宏观调控的影响，根据政策的方向性转折，设置三个虚拟变量*T*1，

*T*2，*T*3，其中，

1

*T*1 

0

2002年以后

2002年及以前

1

，*T* 2 

0

2008年以后

2008年及以前

1

，*T* 3 

0

2009年以后

2009年及以前

于是，建立如下计量经济模型：

*it*

*pit*

*ci*

*a*1*i*

*rit*

*a*2*i*

*T*1*a*3*i*

*T* 2*a*4*i*

*T* 3 **

*i*1,2,,35

*t*1998,,2010

3*i*

4*i*

*it*

(8.1)

*rit*

*i*

**1*i*

*pit*

**2*i*

*T*1 **

*T* 2 **

*T* 3 **

*i*1,2,,35

*t*1998,,2010

(8.2)

其中，*pit*为房屋销售价格指数；*rit*为房屋租赁价格指数；*T*1，*T*2，*T*3为三个时间虚拟变量。

由于面板数据模型通常有混合模型、变截距模型和变系数模型三种。其中，混合模型是指在横截面上无个体影响、无结构变化；变截距模型是指在横截面上个体影响不同，可分为固定影响和随机影响两种情况；变系数模型是指除了存在个体影响外，在横截面上还存在变化的经济结构，即结构参数在不同横截面上是不同的。在对面板数据模型进行估计时，由于使用的样本数据包含了个体、指标、时间3个方向上的信息，如果模型形式设定不正确，估计结果将与所要模拟的经济现实偏离甚远[141]。所以，建立面板数据模型的第一步便是检验样本数据究竟符合哪种面板数据模型形式，从而避免模型设定的偏差，改进参数估计的有效性。因此，对于模型（8.1）和（8.2）的具体形式还需要通过协方差分析检验加以确定，即通过计算*F*统计量确定，*F*统计量的计算方法如下：

*F* (*S*3*S*1 ) /[( *N*1)(*k*1)] ~ *F*[(*N*1)(*k*1), *N* (*T**k*1) ]

2

*S*1 /[ *NT**N* (*k*1)]

*F* (*S*2 *S*1 ) /[( *N*1) *k*] ~ *F*[(*N*1) *k*, *N* (*T**k*1) ]

1

*S*1 /[ *NT**N* (*k*1)]

其中，*S*1为变系数模型的残差平方和，*S*2为变截距模型的残差平方和，*S*3为不变系数模型的残差平方和，*N*为样本截面数，*T*为样本时间长度，*k*为模型中解释变量的个数。

协方差检验的主要步骤为：①比较统计量*F*2的值与给定置信度下的相应临界值的大小关系，如果*F*2不小于临界值，则进入下一步检验，反之，则认为样本数据符合不变系数模型。②比较统计量*F*1的值与给定置信度下的相应临界值的大小关系，如果*F*1不小于临界值，则认为样本数据符合变系数模型，反之，则认为样本数据符合变截距模型。

上述模型（8.1）、（8.2）的协方差检验结果见表8-1所示。由表8-1可以看

出，模型（8.1）、（8.2）均应该选择变系数模型。而且，在实际中，由于35个大中城市的经济发展水平不同、城市人口数量不同、城市化进程不同、人们消费观念不同、房地产供给结构不同等，会形成不同的房价与租金关系，以及在房地产宏观调控影响下会产生不同的调控效果。因此，从理论分析和统计检验结果来看，采用变系数模型更为合理。

表8-1 模型的协方差检验结果

| 模型 | F2 统计量 | F1 统计量 |
| --- | --- | --- |
| 模型（8.1） | 4.3394  （1.2499） | 1.6208  （1.2686） |
| 模型（8.2） | 14.5027  （1.2499） | 1.6678  （1.2686） |

注：括号内为5%显著性水平下的*F*统计量临界值。

进一步，考虑到本文要分析不同宏观调控下的房价与租金关系，所以选择不包含常数项的变系数面板模型进行分析更为合理。此时，虚拟变量需要按照以下方法重新设置，于是，根据政策的方向性转折，设置四个虚拟变量*D*1，*D*2，*D*3，*D*4，其中，

*D*11



19982002年1

，*D*2 

2003 - 2008年

0

*D*31



0

其他

2009年

，

其他

0

*D*41



0

其他

2010年

其他

因此，上述模型（8.1）和（8.2）分别调整为模型（8.3）和（8.4）。

*P**a r**b D*1*c D*2*d D*3*e D*4 **

*i*1,2,,35

*It* i  *it* i i

*i* i it

*t*1998,,2010

(8.3)

*R**p**D*1*D*2*D*3*D*4 **

*i*1,2,,35

*It* i  *it* i i i i

*it*

*t*1998,,2010

(8.4)

其中，*pit*为房屋销售价格指数；*rit* 为房屋租赁价格指数；*D*1，*D*2，*D*3，

*D*4为四个时间虚拟变量；*ai*

，*bi*

，*ci*

，*di*

，*ei*

，*i*

，*i*

，*i*,**

,**均为待估参数；

*it*, *it* 均为服从正态分布的随机误差项。

*i*

*i*

## 8.2 中国35个大中城市房价与租金关系的实证分析

### 8.2.1 房价与租金样本数据的选取

理论上应该选取同一宗房地产在不同时点上的销售数据和租赁数据，以准确

的反映房价和租金的变化趋势，但目前国内并不存在这样完全配对的数据，房地产价格指数作为反映不同时期房地产价格水平的变化趋势和程度的相对数量指标，在一定程度上可以作为房价和租金的对应数据[98]。所以，本文采用全国35个大中城市房屋销售价格指数和房屋租赁价格指数的年度数据表示房价与租金，时间跨度为1998-2010年。为了反映房价和租金在长时期内的发展变化情况，将整理得到的房屋销售和房屋租赁环比价格指数转换成了以1997年为基期的定基价格指数，同时，为了消除通货膨胀的影响，利用1997年为基期的35个大中城市的CPI将对应城市的房屋销售价格指数和房屋租赁价格指数转化为了实际值24。

### 8.2.2 房价与租金的平稳性检验

为避免伪回归，需对模型中的变量进行平稳性检验，这里采用面板单位根进行平稳性检验。同时，为避免单一检验方法可能带来的缺陷，本文同时使用

LLC[133]、IPS[136]、ADF-Fisher[137]和PP-Fisher[137]四种方法对*pit*和*rit*进行了检验。表8-2给出了采用以上方法对*pit*和*rit*序列进行单位根检验的结果。从表中可以看出，对于*pit*序列而言，LLC检验、IPS检验和ADF-Fisher检验显示存在单位根的概率小于10%；对于*rit*序列而言，LLC检验、IPS检验、ADF-Fisher检验和PP-Fisher检验显示存在单位根的概率小于1%。因此，可以认为，在10%的显著性水平下，

*pit*和*rit*都不存在单位根，是平稳的时间序列。

表8-2 变量的单位根检验

| 变量 | Levin-Lin | IPS | ADF-Fisher | PP-Fisher |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| pit | -6.70415\*\*\*  （0.0000） | -1.33257\*  （0.0913） | 94.8222\*\*  （0.0258） | 49.7400  （0.9682） |
| rit | -8.83707\*\*\*  （0.0000） | -4.06573\*\*\*  （0.0000） | 129.482\*\*\*  （0.0000） | 120.376\*\*\*  （0.0002） |

注：（1） 括号内为p值；（2） \*\*\* 、\*\* 和 \* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上通过了检验；（3）pit的检验结果对应的检验形式为包含截距项和时间趋势项，r

### *it*的检验结果对应的检验形式为包含截距项。

8.2.3房价与租金变系数面板模型的估计

为了检验房地产宏观调控下房价与租金的关系，本文利用全国35个大中城市的样本数据对模型（8.3）和（8.4）进行了估计。估计结果如表8-3、表8-4所示。

24 1998-2008年的房屋销售价格指数和1998-2009年的年度房屋租赁价格指数（环比）来源于国研网统计数据库；2009年的年度房屋销售价格指数（环比）和2010年的年度房屋租赁价格指数（环比）分别由《中国经济景气月报》给出的季度房屋销售价格指数（同比）和季度房屋租赁价格指数（同比）平均计算得到；

2010年的年度房屋销售价格指数（环比）由《中国经济景气月报》给出的月度房屋销售价格指数（同比）平均计算得到。

表8-3 中国35个大中城市1998-2010年房价对租金的回归模型估计结果

| 城市 | R | D1 | D2 | D3 | D4 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 北京 | -0.029756  （0.7603） | 100.0040\*\*\*  （0.0000） | 114.9914\*\*\*  （0.0000） | 135.3019\*\*\*  （0.0000） | 140.8957\*\*\*  （0.0000） |
| 天津 | -0.469792  （0.2635） | 153.5885\*\*\*  （0.0009） | 179.8426\*\*\*  （0.0002） | 193.0026\*\*\*  （0.0001） | 196.4880\*\*\*  （0.0000） |
| 石家庄 | -0.008941  （0.9766） | 107.2543\*\*\*  （0.0017） | 117.2634\*\*\*  （0.0005） | 117.3044\*\*\*  （0.0005） | 123.7368\*\*\*  （0.0002） |
| 太原 | 0.197943\*  （0.0715） | 80.23667\*\*\*  （0.0000） | 87.10247\*\*\*  （0.0000） | 89.09256\*\*\*  （0.0000） | 88.91608\*\*\*  （0.0000） |
| 呼和浩特 | 1.677230\*\*\*  （0.0009） | -59.26494  （0.2145） | -45.88769  （0.3381） | -49.70203  （0.3282） | -46.66432  （0.3654） |
| 沈阳 | -1.028057  （0.3715） | 224.9225\*  （0.0815） | 258.1749\*\*  （0.0423） | 266.6227\*\*  （0.0288） | 277.1530\*\*  （0.0260） |
| 大连 | -1.351890\*\*\*  （0.0009） | 242.1611\*\*\*  （0.0000） | 250.0327\*\*\*  （0.0000） | 256.0176\*\*\*  （0.0000） | 267.0671\*\*\*  （0.0000） |
| 长春 | 0.284352\*\*  （0.0248） | 74.12252\*\*\*  （0.0000） | 70.08758\*\*\*  （0.0001） | 77.18583\*\*\*  （0.0000） | 78.74708\*\*\*  （0.0000） |
| 哈尔滨 | -0.156416  （0.8455） | 118.6228  （0.1448） | 128.3542  （0.1086） | 137.9815\*  （0.0859） | 140.7927\*  （0.0838） |
| 上海 | 0.932666\*  （0.0562） | 16.08543  （0.6873） | 55.76475  （0.1829） | 59.16016  （0.1789） | 56.84759  （0.2020） |
| 南京 | -0.228297  （0.7641） | 134.0822\*  （0.0930） | 172.4244\*\*  （0.0444） | 178.1944\*\*  （0.0301） | 173.4479\*\*  （0.0324） |
| 杭州 | 2.200529\*  （0.0506） | -99.64642  （0.3519） | -93.13629  （0.4591） | -74.84432  （0.5596） | -79.39402  （0.5341） |
| 宁波 | 0.264018  （0.8483） | 87.20514  （0.4792） | 152.0512  （0.2496） | 175.9235  （0.2056） | 170.4451  （0.2171） |
| 合肥 | -0.062162  （0.8292） | 111.8772\*\*\*  （0.0008） | 125.9401\*\*\*  （0.0002） | 128.4280\*\*\*  （0.0001） | 135.9720\*\*\*  （0.0000） |
| 福州 | -0.875777  （0.1211） | 196.3552\*\*\*  （0.0016） | 200.3068\*\*\*  （0.0007） | 206.6997\*\*\*  （0.0004） | 207.8392\*\*\*  （0.0005） |
| 厦门 | 0.264756  （0.5905） | 75.39197  （0.1064） | 95.49399\*\*  （0.0294） | 104.2121\*\*  （0.0244） | 101.7279\*\*  （0.0319） |
| 南昌 | 0.209673  （0.5340） | 80.68785\*\*  （0.0413） | 108.7616\*\*  （0.0128） | 119.7437\*\*\*  （0.0045） | 123.9223\*\*\*  （0.0032） |
| 济南 | -0.218480  （0.7943） | 127.9187  （0.1410） | 153.6383\*  （0.0906） | 163.4810\*  （0.0595） | 166.6799\*  （0.0506） |
| 青岛 | 1.649710\*\*  （0.0279） | -49.81709  （0.4798） | 4.111358  （0.9531） | 0.718662  （0.9927） | 4.678444  （0.9528） |
| 郑州 | -0.138202  （0.4100） | 126.1896\*\*\*  （0.0000） | 131.8323\*\*\*  （0.0000） | 134.9555\*\*\*  （0.0000） | 141.5502\*\*\*  （0.0000） |
| 武汉 | -1.213491\*\*\*  （0.0004） | 231.5184\*\*\*  （0.0000） | 237.5883\*\*\*  （0.0000） | 232.2677\*\*\*  （0.0000） | 234.5850\*\*\*  （0.0000） |
| 长沙 | -0.182659  （0.7076） | 118.8661\*\*  （0.0135） | 125.6307\*\*  （0.0101） | 133.1328\*\*\*  （0.0049） | 138.2274\*\*\*  （0.0032） |

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 广州 | 0.708532\*  （0.0777） | 26.27197  （0.5008） | 29.18555  （0.4581） | 36.17458  （0.3296） | 33.48835  （0.3663） |
| 深圳 | 0.026835  （0.9756） | 95.79958  （0.2051） | 111.7615  （0.1138） | 123.2350  （0.0797） | 120.7062  （0.0844） |
| 南宁 | -0.644627\*\*  （0.0150） | 176.5582\*\*\*  （0.0000） | 184.5980\*\*\*  （0.0000） | 189.6514\*\*\*  （0.0000） | 189.9808\*\*\*  （0.0000） |
| 海口 | -0.096198  （0.6682） | 109.6338\*\*\*  （0.0000） | 117.9289\*\*\*  （0.0000） | 127.9033\*\*\*  （0.0000） | 164.7681\*\*\*  （0.0000） |
| 重庆 | 0.584755  （0.4598） | 52.12648  （0.5591） | 84.00017  （0.3380） | 95.54763  （0.2879） | 100.5465  （0.2692） |
| 成都 | -2.169870\*\*\*  （0.0002） | 324.6221\*\*\*  （0.0000） | 328.4292\*\*\*  （0.0000） | 331.2570\*\*\*  （0.0000） | 333.1361\*\*\*  （0.0000） |
| 贵阳 | -0.137452  （0.7799） | 130.5981\*\*  （0.0141） | 140.4679\*\*\*  （0.0064） | 151.8328\*\*\*  （0.0026） | 155.0138\*\*\*  （0.0019） |
| 昆明 | 0.414070\*\*\*  （0.0000） | 57.11801\*\*\*  （0.0000） | 54.31881\*\*\*  （0.0000） | 53.43733\*\*\*  （0.0000） | 54.15038\*\*\*  （0.0000） |
| 西安 | 1.760442\*\*\*  （0.0002） | -84.51584\*  （0.0973） | -76.47024  （0.1446） | -73.70568  （0.1705） | -72.84533  （0.1861） |
| 兰州 | -1.216362\*\*\*  （0.0026） | 228.0699\*\*\*  （0.0000） | 238.1271\*\*\*  （0.0000） | 245.4046\*\*\*  （0.0000） | 258.8374\*\*\*  （0.0000） |
| 西宁 | -0.012354  （0.8169） | 103.3823\*\*\*  （0.0000） | 106.5969\*\*\*  （0.0000） | 108.3257\*\*\*  （0.0000） | 109.9920\*\*\*  （0.0000） |
| 银川 | 0.248016\*\*\*  （0.0000） | 84.99941\*\*\*  （0.0000） | 90.85115\*\*\*  （0.0000） | 105.7918\*\*\*  （0.0000） | 105.5520\*\*\*  （0.0000） |
| 乌鲁木齐 | -0.813528\*  （0.0674） | 186.6236\*\*\*  （0.0000） | 188.2550\*\*\*  （0.0000） | 200.9281\*\*\*  （0.0000） | 207.0895\*\*\*  （0.0000） |

注：（1） 括号内为p值；（2）\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表8-4 中国35个大中城市1998-2010年租金对房价的回归模型估计结果

| 城市 | P | D1 | D2 | D3 | D4 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 北京 | -0.387214  （0.7603） | 184.6916  （0.1320） | 270.7445\*  （0.0507） | 277.6848\*  （0.0971） | 303.2283\*  （0.0805） |
| 天津 | -0.288758  （0.2635） | 138.0430\*\*\*  （0.0000） | 151.5019\*\*\*  （0.0000） | 151.2237\*\*\*  （0.0001） | 153.3624\*\*\*  （0.0001） |
| 石家庄 | -0.012080  （0.9766） | 112.2696\*\*  （0.0108） | 110.2814\*\*  （0.0219） | 110.3852\*\*  （0.0226） | 109.6130\*\*  （0.0317） |
| 太原 | 1.466562\*  （0.0715） | -35.74099  （0.6696） | -28.67360  （0.7583） | -28.34174  （0.7676） | -30.31849  （0.7503） |
| 呼和浩特 | 0.349894\*\*\*  （0.0009） | 60.25150\*\*\*  （0.0000） | 55.73035\*\*\*  （0.0000） | 59.32075\*\*\*  （0.0000） | 58.86933\*\*\*  （0.0000） |
| 沈阳 | -0.088537  （0.3715） | 121.6577\*\*\*  （0.0000） | 122.9638\*\*\*  （0.0000） | 119.2669\*\*\*  （0.0000） | 122.1535\*\*\*  （0.0000） |
| 大连 | -0.433693\*\*\*  （0.0009） | 147.9122\*\*\*  （0.0000） | 149.1216\*\*\*  （0.0000） | 149.6970\*\*\*  （0.0000） | 156.5575\*\*\*  （0.0000） |

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 长春 | 1.367675\*\*  （0.0248） | -25.92185  （0.6962） | -12.15169  （0.8544） | -26.06110  （0.7088） | -30.84243  （0.6594） |
| 哈尔滨 | -0.030272  （0.8455） | 104.2580\*\*\*  （0.0000） | 102.8563\*\*\*  （0.0000） | 103.3850\*\*\*  （0.0000） | 104.8137\*\*\*  （0.0000） |
| 上海 | 0.337647\*  （0.0562） | 50.62407\*\*\*  （0.0022） | 39.85810\*  （0.0972） | 41.07292  （0.1070） | 42.64160\*  （0.0915） |
| 南京 | -0.048848  （0.7641） | 109.8981\*\*\*  （0.0000） | 119.4125\*\*\*  （0.0000） | 114.3233\*\*\*  （0.0000） | 112.6773\*\*\*  （0.0000） |
| 杭州 | 0.147786\*  （0.0506） | 79.01385\*\*\*  （0.0000） | 89.35903\*\*\*  （0.0000） | 87.96708\*\*\*  （0.0000） | 88.26833\*\*\*  （0.0000） |
| 宁波 | 0.017277  （0.8483） | 87.21287\*\*\*  （0.0000） | 92.41259\*\*\*  （0.0000） | 96.48461\*\*\*  （0.0000） | 95.93222\*\*\*  （0.0000） |
| 合肥 | -0.093202  （0.8292） | 124.6734\*\*\*  （0.0063） | 125.5082\*\*  （0.0151） | 119.0955\*\*  （0.0247） | 119.0629\*\*  （0.0344） |
| 福州 | -0.264991  （0.1211） | 135.7764\*\*\*  （0.0000） | 132.7622\*\*\*  （0.0000） | 133.5936\*\*\*  （0.0000） | 135.8768\*\*\*  （0.0000） |
| 厦门 | 0.132229  （0.5905） | 81.19565\*\*\*  （0.0012） | 72.83576\*\*  （0.0134） | 75.51077\*\*  （0.0190） | 78.07804\*\*  （0.0140） |
| 南昌 | 0.220456  （0.5340） | 93.16846\*\*  （0.0134） | 98.51630\*\*  （0.0418） | 89.58094\*  （0.0872） | 88.21148  （0.1010） |
| 济南 | -0.038635  （0.7943） | 107.4872\*\*\*  （0.0000） | 113.0357\*\*\*  （0.0000） | 108.2087\*\*\*  （0.0000） | 106.5574\*\*\*  （0.0000） |
| 青岛 | 0.229831\*\*  （0.0279） | 69.86863\*\*\*  （0.0000） | 57.03487\*\*\*  （0.0006） | 64.34695\*\*\*  （0.0005） | 64.03909\*\*\*  （0.0008） |
| 郑州 | -0.567551  （0.4100） | 176.5077\*\*  （0.0210） | 175.5055\*\*  （0.0298） | 169.1191\*\*  （0.0440） | 171.3598\*  （0.0532） |
| 武汉 | -0.511246\*\*\*  （0.0004） | 155.7854\*\*\*  （0.0000） | 154.5477\*\*\*  （0.0000） | 149.1829\*\*\*  （0.0000） | 149.6160\*\*\*  （0.0000） |
| 长沙 | -0.094827  （0.7076） | 107.8081\*\*\*  （0.0000） | 109.8126\*\*\*  （0.0001） | 107.2173\*\*\*  （0.0003） | 106.7570\*\*\*  （0.0006） |
| 广州 | 0.397362\*  （0.0777） | 59.48642\*\*\*  （0.0058） | 58.87733\*\*\*  （0.0084） | 51.84570\*\*  （0.0244） | 52.84845\*\*  （0.0185） |
| 深圳 | 0.004379  （0.9756） | 85.59435\*\*\*  （0.0000） | 79.87445\*\*\*  （0.0000） | 78.64101\*\*\*  （0.0000） | 78.23213\*\*\*  （0.0000） |
| 南宁 | -0.664183\*\*  （0.0150） | 182.1799\*\*\*  （0.0000） | 186.3862\*\*\*  （0.0000） | 187.5916\*\*\*  （0.0000） | 188.5194\*\*\*  （0.0000） |
| 海口 | -0.233842  （0.6682） | 106.9869\*  （0.0547） | 91.27750  （0.1351） | 90.50473  （0.1761） | 101.5104  （0.2423） |
| 重庆 | 0.109606  （0.4598） | 99.75964\*\*\*  （0.0000） | 94.38866\*\*\*  （0.0000） | 95.34109\*\*\*  （0.0001） | 96.07538\*\*\*  （0.0002） |
| 成都 | -0.298019\*\*\*  （0.0002） | 131.7550\*\*\*  （0.0000） | 130.5783\*\*\*  （0.0000） | 130.5601\*\*\*  （0.0000） | 131.5759\*\*\*  （0.0000） |
| 贵阳 | -0.070461  （0.7799） | 115.6035\*\*\*  （0.0001） | 112.8754\*\*\*  （0.0005） | 110.9379\*\*\*  （0.0017） | 109.9440\*\*\*  （0.0023） |
| 昆明 | 2.057645\*\*\*  （0.0000） | -101.1158\*\*\*  （0.0014） | -96.03835\*\*\*  （0.0014） | -95.24324\*\*\*  （0.0011） | -96.86880\*\*\*  （0.0009） |

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 西安 | 0.364705\*\*\*  （0.0002） | 69.93388\*\*\*  （0.0000） | 68.13613\*\*\*  （0.0000） | 68.12837\*\*\*  （0.0000） | 68.83120\*\*\*  （0.0000） |
| 兰州 | -0.440193\*\*\*  （0.0026） | 147.5250\*\*\*  （0.0000） | 147.9166\*\*\*  （0.0000） | 148.3590\*\*\*  （0.0000） | 155.5449\*\*\*  （0.0000） |
| 西宁 | -0.539680  （0.8169） | 189.4442  （0.4247） | 208.1721  （0.3942） | 198.8191  （0.4244） | 202.6387  （0.4226） |
| 银川 | 2.812763\*\*\*  （0.0000） | -195.4338\*\*  （0.0142） | -204.1228\*\*  （0.0199） | -248.5196\*\*  （0.0102） | -245.1508\*\*  （0.0124） |
| 乌鲁木齐 | -0.364412\*  （0.0674） | 136.6158\*\*\*  （0.0000） | 135.6592\*\*\*  （0.0000） | 139.0650\*\*\*  （0.0000） | 140.5505\*\*\*  （0.0000） |

注：（1） 括号内为p值；（2）\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

8.2.4宏观调控影响下的房价与租金关系分析

表8-3和表8-4显示，在1999-2010年的宏观调控政策影响下，大多数城市的房价和租金都表现出不断的上涨，只有个别城市的房价和租金得到控制，一定程度上体现了宏观调控政策的失效和失灵。

回归结果表明：只有16个城市的房价与租金之间存在相关关系。其中，银川、昆明、太原、长春、广州、西安、呼和浩特、上海、杭州和青岛10个城市的房价与租金之间呈正相关关系，南宁、武汉、兰州、大连、成都和乌鲁木齐6个城市的房价与租金之间呈负相关关系。

10个城市房价与租金的正相关关系具体表现为：相比较而言，杭州、上海、广州、青岛等东部经济区沿海城市的租金变动对房价影响较大，房价变动对租金的影响较小，而银川、昆明、太原、西安、呼和浩特等中西部经济区城市却表现出租金变动对房价的影响较小，房价变动对租金的影响较大，说明东部经济区沿海城市的房地产市场中投资性需求较多，而中西部经济区的房地产市场中居民住房的刚性需求较多。这样，在投资性需求占有主导地位的房地产市场，租金的上涨会使更多的投资者预期未来房地产收益增加，影响现有房地产的投资价值，带动房地产需求增加，引起房价上涨，而房价上涨只会影响部分投资者的行为决策，对于真正有住房需求的少数消费者而言，仍然只能选择租赁住房来满足住房服务需求，此时，房价的上涨可能会使出租人对租赁价格有所提升，但鉴于租赁市场需求者较少，租赁价格也不会有大的变动，因此，房价上涨对租赁价格影响相对较小；但是，在刚性需求占有主导地位的房地产市场，租金的上涨只会影响极少数投资者的投资需求增加，引起房价有小幅度的上涨，对于大多数真正有住房需求的消费者而言，仍然无力购买住房，不会形成对销售市场住房的需求增加，因此，租金的上涨对房价的影响不大；而房价的上涨会使很多有改善性需求的消费

者放弃购买改善性住房的愿望，只能选择在租赁市场上寻找合适的改善性住房来满足住房服务，引起租赁市场房地产的需求增加，促使房屋租金上涨，因此，房价上涨对租赁价格影响相对较大。

南宁、武汉、兰州、大连、成都和乌鲁木齐6个城市房价与租金之间呈负相关关系，这主要是因为这些城市的外来人口相对较少，房地产销售市场和租赁市场所面对的顾客群体是相同的，两个市场之间具有相互替代性。当国家推出各种调控政策，尤其是紧缩性政策时，政策的失灵和失效使得房价仍保持不断的上涨，而这种政策（如税收政策）却会使房地产销售市场中用于转让的房地产被突然提高的门槛拒之门外，被动的转化为用于出租的产品。这样，租赁市场上的供给迅速增加，但房地产需求却基本不变，供求关系作用下租金的下跌成为必然。

8.2.5宏观调控对房价与租金的影响分析

（1）1998-2002年宏观政策对房价与租金的影响分析

*D*1对房价和租金的回归结果显示，1998-2002年国家针对国际金融危机实施的扩张性宏观调控政策对于我国中西部经济区的南宁、乌鲁木齐、郑州、贵阳、合肥、长沙等城市影响显著，不仅活跃了房地产投资和销售，而且使房地产租赁市场得到迅速发展，很好的发挥了房地产业对国民经济发展的带动作用，达到了预期的调控效果。但是，也有一些特殊现象被揭示出来，主要体现在：

①东部经济区的上海、广州、深圳、福州、厦门、杭州、宁波、济南、青岛和东北经济区的大连、沈阳、哈尔滨在扩张性政策影响下房价没有受到影响，而租金表现出上涨。这主要是因为这些城市的经济相对发达，在遭受了国际金融危机形成的经济萧条情况下，扩张性的政策更多用于了经济的恢复和发展，而不是房地产业。而且，城市经济的复苏吸引了更多的外来人口涌入城市实现就业，而这些外来人口对于住房的需求绝大多数是在租赁市场上实现的，因此，房地产销售市场基本不受影响，而租赁市场由于需求的增加导致了租金的上涨。

②西安的房价在扩张性政策的影响下表现出了下跌，而租金却表现出上涨，其原因主要在于我国实施的西部大开发战略。1999年9月，中共十五届四中全会通过了《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》，明确提出要实施西部大开发战略。作为西北地区政治、经济、文化和交通中心，作为西部地区的东边界城市，西安成为西部大开发的最热点地区之一。在这个阶段，尽管东部经济区和东北经济区的多数城市由于国家的扩张性宏观调控政策出现了房价

上涨，但西安由于受政府的支持力度较大，房价不但没涨反而下跌。同时，由于西安仍属于经济快速发展的起步阶段，大规模的建设使得外来人口增多，房屋租赁需求加大，因此，租金表现出上涨。

③北京、西宁、太原、长春四个城市在扩张性政策影响下房价表现出上涨，而租金却不受影响，说明这四个城市的房地产市场以自住性和改善性需求为主。这样，在扩张性政策支持下，房地产购买需求增加，引起房地产销售价格上涨，而由于投资性需求较少，所以对租赁市场影响不大。

（2）2003-2010年宏观政策对房价与租金的影响分析

*D*2、*D*3和*D*4对房价和租金的回归结果显示，2003-2010年国家相继实施的针对房地产市场投资增长过快的紧缩性政策、针对美国次贷危机实施的“有保有控”政策和为了防止金融风险实施的收紧政策，对于我国中西部经济区的成都、兰州、武汉、乌鲁木齐、南宁、贵阳、郑州、合肥、长沙、石家庄、南昌、银川、昆明

13个城市，东北经济区的大连、沈阳、哈尔滨3个城市，东部经济区的北京、天津、福州、南京4个城市的房价和租金的影响显著，而对于东部经济区的深圳、厦门2个城市的房价和租金影响相对较小。但是，政策影响下的房价和租金的变化与预期调控效果并不完全一致，表现出了一些特殊现象：

①除了银川和昆明在政策的影响下出现了房价的持续上涨和租金的不断下跌外，其余受影响的20个城市的房价和租金都保持着持续的共同上涨，反映了调控政策的失效和失灵。其原因在于这22个城市在2003-2008年以及2010年实施紧缩性政策的阶段，按照国家给出的这35个大中城市的居民消费价格指数可知，物价一直处于不断上涨过程中。这种持续不断的物价上涨会使人们产生通胀的预期，进一步引起人们产生房价上涨的预期，通货膨胀和房价上涨预期的双重作用下，使得紧缩性的宏观调控政策并不能对房地产市场起到很好的调控效果。另外，这些城市房价的上涨还在于房地产供给结构的不合理，即大量高品质住房的供给与大多数居民收入水平较低的矛盾，致使房价不断上升，再加上人们对房地产品质要求的不断提高，推动了高品质房地产的发展，也进一步提高了房价。正如梁云芳通过研究得出的结论，即我国住宅价格的剧烈波动一方面是由于市场潜在的旺盛需求引起，另一方面是由于住宅市场上产品供给结构的不合理引起[163]。对于银川和昆明房屋租金的下跌，本文认为主要是由于这2个城市经济相对落后，房地产市场需求基本上是由自住性需求和改善性需求构成，在紧缩性政策、“有

保有控“政策和逐步收紧政策作用下，有自住需求和改善性需求的人们将继续选择租赁住房，租赁需求不减，但是在相对紧缩性政策的作用下，拥有住房的机会成本上升，所有者会通过提高租金来弥补损失，结果导致房屋租金的上涨。

②东部经济区的上海、杭州、宁波、青岛、广州5个城市和西部经济区的重庆、西安2个城市的房价不受2003-2010年宏观调控政策的影响，但是这7个城市的房屋租金却表现出了小幅的上涨。本文认为其原因在于这些城市经济的快速发展使得房地产的投资性需求占据了房地产市场的主导地位，这样，在紧缩性政策和逐步收紧政策下，房地产投资减少，在“有保有控”的政策下房地产投资也没有得到更多有利条件快速发展，致使租赁供给有限的条件下，经济发展吸引的外来人口形成的租赁需求超出了租赁供给，引起租赁价格的上涨。而在房地产销售市场上，由于不断上涨的物价致使人们不敢消费住房，供求变动不大，因此，房价基本不受影响。

③2003-2010年国家不断调整的宏观调控政策使得海口的房价保持了持续的快速上涨，西宁、太原和长春的房价表现出小幅上涨，但是，对这4个城市的房屋租金都没有产生影响。本文认为，房价上涨的原因还是在于上面分析到的物价上涨、房地产供给结构不合理，只是海口房价的快速上涨还与海南国际旅游岛的建设密切相关。建立海南国际旅游岛的可行性研究报告是由中国改革发展研究院于2002年6月撰写的，这种规划预期导致了海口房价在2003年开始小幅上涨，直至2008年4月25日，海南省政府首次发布《海南国际旅游岛建设行动计划》正式启动，海南成为多数人心目中的“度假天堂”，在通货膨胀的压力下，国内部分所谓的“有钱人”（不需要信贷政策的支持）和国外投资者开始增加对海南房地产的投资，引起了海南房地产的供给严重不足，促使房价表现出突如其来的飙涨。而对房地产租赁市场来说，由于海南的房屋租赁需求集中在秋冬季节，而春夏季节空置率较高，因此年均来说房屋租金不受影响。

8.3本章小结

本章通过基于35个大中城市1998-2010年房屋销售价格指数和房屋租赁价格指数的面板变系数模型分析，得到如下结论：

第一，在房地产宏观调控影响下的房屋销售价格和租赁价格之间的关系因城市而异。在外来人口相对较少的城市，由于房地产销售市场和租赁市场所面对的顾客群体是相同的，两个市场之间具有竞争性和替代性，导致房价与租金呈现负

相关关系。在外来人口相对较多，且投资性需求占房地产市场主导地位的城市，房价与租金呈现正相关关系，表现为租金变动对房价的影响较大，房价变动对租金的影响较小；在外来人口相对较多，但自住性需求和改善性需求占房地产市场主导地位的城市，房价与租金也呈现正相关关系，表现为租金变动对房价的影响较小，房价变动对租金的影响较大。因此，国家的宏观调控需要针对不同的城市实施差异性政策才能达到调控目标。

第二，宏观调控是否能达到预期的效果与调控期间的城市经济发展状况、物价变动情况、城市流动人口构成、房地产供给结构、国家扶持性政策（如西部大开发政策、海南国际旅游岛建设发展政策）等密切相关。因此，要保持房地产业的持续健康稳定发展，不能单靠宏观调控来实现，需要与国家其他方面的政策配套实施。

# 9 结论与展望

## 9.1 主要研究结论

本文通过对城市房地产空间预期评估体系、方法、技术的研究和实证分析，主要得到如下研究结论：

（1）利用遥感（RS）获取遥感影像，通过对遥感影像的纠正、配准、增强、判读，自动提取房地产价格影响因素变更信息，并形成评估工作底图；利用全球卫星定位系统（GPS）对遥感提取到的变更信息进行外业调查，对遥感信息加以修正；利用地理信息系统（GIS）将工作底图数字化，实现空间数据与属性数据的一体化管理，并进行空间数据的测算与分析，输出评估成果图形。基于3S技术的城市房地产评估不仅可以节约评估的时间和成本，提高评估的效率和准确性，而且还可以提高评估的直观性和可操作性，实现房地产价格的空间评估和预期评估，为开展房地产价格的空间统计分析提供技术和平台支持。

（2）将自然、政治、交通和文化四个区位指标引入城市宜居性特征评价体系，不仅扩展和完善了城市宜居性特征评价体系，而且提高了商品住宅价格评估的客观合理性。通过对2005-2010年中国35个大中城市商品住宅宜居性特征的实证分析，构建了城市商品住宅宜居性特征空间评价模型，分析了城市间商品住宅价格差异的原因。指出城市间的商品住宅价格存在着显著的空间正相关性，且这种相关性呈现逐渐增强的态势；城市的居民收入、基础设施建设水平、政治区位、自然区位对商品住宅价格的影响较大；城市基础设施建设是形成城市间商品住宅价格差异的主要原因。建议通过增加低经济水平城市的市政公共设施建设投资来作为主要的保障性转移支付方式，逐步缩小社会保障的城市间差异，以实现城市的均衡发展。

（3）构建了包含自然区位、政治区位、交通区位、文化区位、矿业依存度、矿业从业率、资源开采度、矿产资源价格等指标的矿业城市商品住宅价格影响因素体系，通过对2003-2010年中国21个矿业地级市与39个非矿业地级市的实证研究，构建了矿业城市商品住宅价格空间评价模型，分析了不同产业结构类型城市间商品住宅价格影响因素的差异。指出环境因素、资源因素、基础设施建设水平、自然区位和政治区位是影响矿业城市商品住宅价格的重要因素，而对非矿业城市的商品住宅价格影响不显著。建议对不同产业结构类型城市的住宅市场采用不同的方法进行调控，以更有效的实现调控效果。

（4）分析了异质预期对住宅价格的影响途径，给出了市场均衡条件下拥有同质预期与拥有异质预期两种不同情况下市场参与者的最优住宅使用数量和市场均衡价格。通过对1999-2011年中国31个省、市、自治区的实证研究，构建了市场参与者异质预期对房价影响的双固定效应变截距模型，研究了异质预期对住宅价格的影响效应。指出区位条件、生态环境、基础设施建设的差异造成了地区间商品住宅价格的基础水平存在明显差异；市场参与者的异质预期程度对商品住宅价格有显著的正影响；住宅市场存在类似于股市的短期动量和长期反转现象；市场参与者的正向预期会促使住宅价格下跌，而负向预期会促使住宅价格上涨。建议政府要尽可能的公开各种收入和价格信息，降低市场参与者异质预期的程度，以促进房地产市场的健康稳定发展。

（5）从城市的国民经济和社会发展规划、人口发展规划、生态环境建设规划、城市规划等对房地产市场参与主体决策行为的影响出发，建立了城市房地产价格预期因素体系。以张所地提出的“城市不动产动态与预期评估模型”为基础，通过对模型的简化和对2000-2011年中国31个地区的实证研究，构建了包含先行因素、现实因素和预期因素的城市房地产预期评估模型，分析了先行因素、现实因素和预期因素对商品住宅价格的影响。指出建材价格对商品住宅价格有滞后三期的正影响；老年人口抚养比对商品住宅价格有显著的负影响，而少年人口抚养比对商品住宅价格的影响不显著；不同预期因素对商品住宅价格的影响在方向和提前作用期上存在显著差异。建议政府、房地产开发商和消费者在决策时要充分考虑规划预期对房地产价格的作用。

（6）分析了住房价格变动对居民消费支出、开发商住房投资、人均GDP、人均可支配收入和居民消费水平的影响途径，以面板向量自回归模型为基础，通过对2000-2011年中国31个省、市、自治区的实证研究，分析了住房价格变动对宏观经济的影响。指出除了房地产开发商的住房投资对住房价格变动在东、中、西部都表现出一致的持续正向响应以外，城镇居民消费支出、人均GDP、城镇居民人均可支配收入、城镇居民消费水平对住房价格变动在东、中、西部都表现出不同的响应过程。建议地方政府只有结合地区实际分析房价变动对宏观经济的影响，才能效发挥房地产业在国民经济中的作用。

（7）在现有的房价与租金关系模型基础上，增加了房地产宏观调控虚拟变量，通过对1998-2010年中国35个大中城市的实证研究，构建了包含宏观调控

虚拟变量的房价与租金变系数面板模型，分析了宏观调控下房价与租金的关系。指出房价与租金的关系在不同城市有不同的表现，国家的宏观调控实施效果一定程度上受到调控期间的城市经济发展状况、物价变动、城市人口构成、房地产供给结构、国家扶持性政策等影响。建议不要单靠宏观调控来实现房地产业的可持续发展，要与其他方面的政策配套实施，并且要针对不同城市实施差别化的政策。

## 9.2 有待进一步研究的问题

本文在城市房地产空间预期评估方面做了一些探索性的研究，但由于统计数据和研究时间的限制，在未来的研究中仍有一些问题需要进一步深入和完善。

（1）城市间的房地产价格存在着显著的空间相关性，但这种相互影响的过程究竟是梯度扩散效应还是马太效应，需要进一步探索和验证。

（2）资源型城市的房地产受资源特征的影响显著，部分资源型城市的房地产市场风险逐步显现甚至出现了泡沫破裂。那么，对于资源型城市的房地产市场风险叠加机理、风险评价方法和预警系统有待进一步深入研究。

（3）规划预期对房地产市场经济主体的决策行为有着重要的影响，对于城市规划所形成的城市内不同区域的区位改善预期在不同时间的作用强度、作用范围的测度有待进一步完善。

参考文献

[1] Gil Castle. Geographic Information Systems (GIS): The Location, Location, Location Technology[J]. Real Estate Issues, 1995,20(2):52.

[2] Peter J. Wyatt. The Development of a GIS-based Property Information System for Real Estate Valuation[J]. International Journal of Geographical Information Science, 1997,11(5): 435-450.

[3]张所地.不动产动态评估研究[D].西安交通大学博士学位论文, 1998.

[4]张所地, 李怀祖.城市土地定级估价综合模型研究[J].中国土地科学, 1998,12(5): 21-24.

[5]张所地, 吉迎东.城镇数字化地产评估系统及应用[J]. ft西财经大学学报,

2003,25(3):104-106.

[6]赵华平，张所地，吉迎东.动态地理信息系统的构建及其在地产评估中的应用[J].太原科技大学学报，2006,27(3)：181-184.

[7]张文燕，崔希民. GIS技术在房地产估价中的应用[A].中国测绘学会2010年学术年会论文集[C]. 南京：中国测绘学会2010年学术年会，2010.11: 633-638.

[8]李伟.基于空间数据挖掘技术的房地产估价系统设计与研究[J].现代测绘，

2009, 32(6):28-29.

[9] LIU Xiao-sheng, DENG Zhe, WANG Ting-li. Real Estate Appraisal System Based on GIS and BP Neural Network[J]. Transactions of Nonferrous Metals Society of China, 2011,21(3):626-630.

[10] Sheeja RV, Sabu Joseph, Jaya DS, Baiju RS. Land Use and Land Cover Changes Over a Century (1914–2007) in The Neyyar River Basin, Kerala: A Remote Sensing and GIS Approach[J]. International Journal of Digital Earth, 2011,4(3):258-270.

[11] Nagendran Nagarajan, Poongothai Sampath. Trend in Land Use/Land Cover Change Detection by RS and GIS Application[J]. International Journal of Engineering and Technology, 2011,3(4):263-269.

[12]党安荣，史慧珍，何新东.基于3S技术的土地利用动态变化研究[J].清华

大学学报（自然科学版），2003,43(10):1408-1411.

[13]付丽莉，李钢，马瑞尧，周玉宏，卢刚.土地利用变更调查中的“3S”及

其集成技术[J].测绘工程，2008,17(1):55-59.

[14]田贵全，曲凯.遥感和GIS支持下的ft东省植被覆盖动态变化分析[J].水土保持研究，2008, 15(1)：75-78.

[15]麻素挺，汤洁，林年丰.基于GIS与RS多源空间信息的吉林西部生态环境综合评价[J].资源科学，2004,26(4)：140-145.

[16] Atiqur Rahman, Yogesh Kumar, Shahab Fazal, Sunil Bhaskaran. Urbanization and Quality of Urban Environment Using Remote Sensing and GIS Techniques in East Delhi-India[J]. Journal of Geographic Information System, 2011,3(1): 62-84.

[17] James M. Poterba, David N. Weil, Robert J. Shiller. Housing Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography: Comments and Discussion[R]. Bookings Papers on Economic Activity, Washington, 1991.2:143-148.

[18] John M. Quigley, Real Estate Prices and Economic Cycles[J]. International Real Estate Review, 1999,2(1):1-20.

[19] Min Hwang, John M. Quigley. Economic Fundamentals in Local Housing Market: Evidence from U. S. Metropolitan Regions[J]. Journal of Regional Science, 2006,46(3):425-453.

[20] Eloisa T. Glindro, Tientip Subhanij, Jessica Szeto, Haibin Zhu. Determinants of House Prices in Nine Asia-Pacific Economies[R]. Bank for International Settlements (BIS) Working Paper, No. 263, 2008.

[21] Kieran McQuinn, Gerard O'Reilly. Assessing the Role of Income and Interest Rates in Determining House Prices[J]. Economic Modelling, 2008,25(3): 377-390.

[22] Radha Bhattacharya, Sei-Wan Kim. Economic Fundamentals, Subprime Lending and Housing Prices: Evidence from MSA-level Panel Data[J]. Housing Studies, 2011,26(6):897-910.

[23] Larry J. Ozanne, Thomas G. Thibodeau. Explaining Metropolitan Housing Price Differences[J]. Journal of Urban Economics, 1983,13(1):51-66.

[24] Joshua Gallin. The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets[J]. Real Estate Economics, 2006,34(3): 417-438.

[25] Christopher A. Manning. The Determinants of Intercity Home Building Site Price Differences[J]. Land Economics, 1988,64(1):1-14.

[26] Lucie G. Schmidt, Paul N. Courant. Sometimes Close is Good Enough: The Value of Nearby Environmental Amenities[J]. Journal of Regional Science, 2006,46(5):931-951.

[27]龙奋杰，郭明，郑思齐，曹洋.城市发展与住房意愿支付价格[J].城市问题，

2008, (9):50-55.

[28]周京奎.城市舒适性与住宅价格、工资波动的区域性差异——对1999-2006

中国城市面板数据的实证分析[J].财经研究，2009, 35(9)：80-91.

[29] Robyn S. Phillips, Residential Capitalization Rates: Explaining Inter- metropolitan Variation, 1974-1979[J]. Journal of Urban Economics, 1988,23(3): 278-290.

[30] Joe Tak-Yun Wong, Eddie Hui, William Seabrooke, John Raftery. A Study of the Hong Kong Property Market: Housing Price Expectations[J]. Construction Management and Economics, 2005,23(7):757-765.

[31]位志宇，杨忠直，王爱民.房地产价格与宏观经济基本面研究的新视角[J].

系统管理学报，2007,16(5):572-575.

[32]罗刚强，赵涛.区域经济基本面与住房价格波动——1999-2008年东、中、西部地区房价动力因素的经验研究[J].西安电子科技大学学报（社会科学版），2010, 20(4)：73-80.

[33] Richard F. Muth. Expectations of House Price Changes[J]. Regional Science Association, 1986,59(1):45-55.

[34]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，2004,39(6):78-86.

[35]况伟大.预期、投机与中国城市房价波动[J].经济研究，2010, 45(9)：67-78.

[36] Jim Clayton. Rational Expectations, Market Fundamentals and Housing Price Volatility[J]. Real Estate Economics, 1996,24(4):441-470.

[37] Jim Clayton. Are Housing Price Cycles Driven by Irrational Expectations[J]. Journal of Real Estate Finance and Economics, 1997,14(3):341-363.

[38] William C. Wheaton, Real Estate" Cycles": Some Fundamentals[J]. Real Estate Economics, 1999,27(2):209-230.

[39] Dawit Sisay. Rational Expectation in the Housing Model[R]. Danmarks Statistik Modelgruppepapirer, 2011.

[40] David Bigman. Semi-rational Expectations and Exchange-rate Dynamics[J].

Journal of International Money and Finance, 1984,3(1):51-66.

[41]张金明.论我国房地产市场的预期性质[J].现代财经，2000, 20(3)：57-59.

[42]高苛，刘长滨.基于预期理论的住宅市场价格调控模型及其仿真分析[J].土木工程学报，2008, 41(4)：95-99.

[43]王军武，赵玮.基于预期理论的商品住宅价格模型的应用研究[J].土木工程与管理学报，2011, 28(1)：12-15.

[44] Michael J. Harrison, David M. Kreps. Speculative Investor Behavior in a Stock Market with Heterogeneous Expectations[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1978,92(2):323-336.

[45] Erik A. Hanushek, John M. Quigley. The Dynamics of the Housing Market: A Stock Adjustment Model of Housing Consumption[J]. Journal of Urban Economics. 1979,6(2): 90-111.

[46] Giovanni Favaray, Zheng Song. House Price Dynamics with Dispersed Information[R]. Macro-International Seminar, 2007.

[47] Giovanni Favaray, Zheng Song. House Price Dynamics with Heterogeneous Expectations[R]. 1st Nordic Summer Symposium in Macroeconomics, 2008.

[48] Paloma Taltavull, Stanley McGreal. Measuring Price Expectations: Evidence from the Spanish Housing Market[J]. Journal of European Real Estate Research, 2009,21(2):186-209.

[49]徐佳娜.香港房产市场效率及有限理性预期条件下房价波动模型研究[D].

香港城市大学博士学位论文，2008.

[50]梁以德，徐佳娜，崔詠芯.住宅市场价格波动的异质有限预期模型[J].应用数学和力学，2009,30(10)：1223-1233.

[51]沈悦，周奎省，张金梅.异质有限理性预期与住宅价格动态反馈机制系统仿真[J].经济理论与经济管理，2010，(9)：20-28.

[52] William Alonso. Location and Land Use[M]. Harvard University Press, 1964.

[53] Se-il Mun, Komei Sasaki. Effects of Urban Transportation System Change on Land Prices in The Setting of Owner-Occupied Residence[J]. Journal of Urban Economics, 1992,32(2):351-366.

[54] John F. McDonald, Clifford I. Osuji. The Effect of Anticipated Transportation Improvement on Residential Land Values[J]. Regional Science and Urban Economies, 1995, 25(3):261-278.

[55] Kwok-Wing Chau, Fung-Fai Ng. The Effects of Improvement in Public Transportation Capacity on Residential Price Gradient in Hong Kong**[**J**]**. Journal of Property Valuation and Investment, 1998,16(4): 397-410.

[56] Gerrit J. Knaap, Chengr Ding, Lewis D. Hopkins. Do Plans Matter: TheEffectsofLightRailPlansonLandValuesinStationAreas[J]. JournalofPlanningEducationandResearch, 2001,21(1): 32-39.

[57]叶霞飞，蔡蔚.城市轨道交通开发利益的计算方法[J].同济大学学报（自然

科学版），2002,30(4): 431-436.

[58]陈有孝，林晓言等.城市轨道交通建设对地价影响的评估模型及实证——以北京市轨道交通为例[J].北京交通大学学报，2005, 4(9)：7-13.

[59]刘贵文，胡国桥.轨道交通对房价影响的范围及实践性研究——基于重庆轨道交通二号线的实证分析[J].城市发展研究，2007, 14(2)：84-87.

[60]王霞，朱道林，张鸣明.城市轨道交通对房地产价格的影响一一以北京市轻轨13号线为例[J].城市问题，2004,122(6)：39-42.

[61] Ching-Yi Yiu, Kevin Siu Kei Wong, The Effects of Expected Transport Improvements on Housing Prices[J]. Urban Studies, 2005,42(1):113-125.

[62] John F. Henneberry. Transport Investment and House Prices[J]. Journal of Property Valuation and Investment, 1998,16(2):144-158.

[63]顾杰，贾生华.公共交通改善期望对住房价格及其价格空间结构的影响——

基于杭州地铁规划的实证研究[J].经济地理，2008,28(6):1020-1024,1034.

[64]王琳.城市轨道交通对住宅价格的影响研究——基于特征价格模型的定量分析[J].地域研究与开发，2009,28(2)：57-61,70.

[65]杨鸿.城市轨道交通对住房价格影响的理论与实证研究[D].浙江大学，2010。

[66] Ekaterina Chernobai, Michael Reibel, Michael Carney. Nonlinear Spatial and Temporal Effects of Highway Construction on House Prices[J]. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 2011,42(3): 348-370.

[67]梁云芳，高铁梅，贺书平.房地产市场与国民经济协调发展的实证分析[J].

中国社会科学，2006, (3):74-84.

[68]段忠东.房地产价格与通货膨胀、产出的关系——理论分析与基于中国数据的实证检验[J].数量经济技术经济研究，2007,24(12)：127-139.

[69]丁珊.房地产价格波动与宏观经济指标关系的实证研究[J].中国物价，2007，(7)：48-51.

[70]唐志军，徐会军，巴曙松.中国房地产市场波动对宏观经济波动的影响研究

[J].统计研究，2010,27(2):15-22.

[71] Jie Zhang, Jianhua Wang, Aiyong Zhu. The relationship between real estate investment and economic growth in China: a threshold effect[C]. The Annals of Regional Science, DOI: 10.1007/s00168-010-0388-2, 2010.

[72] Jian Zhou. Testing for Cointegration between House Prices and Economic Fundamentals[J]. Real Estate Economics, 2010,38(4):599-632.

[73] Milton Friedman. A Theory of the Consumption Function[M]. Princeton: Princeton University Press, 1957.

[74] Franco Modigliani, Richard Brumberg. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-section Data[A]. Kenneth Kurihara. Post-Keynesian Economics[C], New Brunswick: Rutgers University Press. 1954.

[75] Albert Ando, Franco Modigliani. The" Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests[J]. The American Economic Review, 1963, 53(1):55-84.

[76] John N. Muellbauer. Housing, Credit and Consumer Expenditure[A], Jackson Hole Wyoming. Housing, Housing Finance and Monetary Policy[C], Federal Reserve Bank of Kansas City: 31st Economic Policy Symposium, 2007.

[77] Alexander Ludwig, Torsten Sløk. The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OCED Countries[R]. International Monetary Fund Working Paper Series, 2002.

[78] Riccardo Calcagno, Elsa Fornero, Mariacristina Rossi. The Effect of House Prices on Household Consumption in Italy[J]. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 2009,39(3):284-300.

[79] Juan Contreras, Joseph Nichols. Consumption Responses to Permanent and Transitory Shocks to House Appreciation[R]. FEDS Working Paper, 2010.

[80]丁攀，胡宗义.股价与房价波动对居民消费影响的动态研究[J].统计与决

策，2008, (15):106-108.

[81]况伟大.房价变动与中国城市居民消费[J].世界经济，2011，(10)：21-34.

[82] John Muellbauer, Keiko Murata, Consumption, Land Prices and The Monetary

Transmission Mechanism in Japan[R]. CEPR Discussion Papers, 2009.

[83]朱新玲，黎鹏.我国房地产市场财富效应的实证分析[J].武汉科技大学学报

（社会科学版）.2006,8(2):16-18.

[84]刘旦.中国城镇住宅市场财富效应分析——基于生命周期假说的宏观消费函数[J].首都经济贸易大学学报，2007，(4)：108-116.

[85]戴颖杰，周奎省.房价变动对居民消费行为影响的实证分析[J].宏观经济研究，2012，(3)：73-79.

[86] Khoon Lek Goh, Richard Downing. Modelling New Zealand Consumption Expenditure over the 1990s[R]. New Zealand Treasury Working Paper, 2002.

[87]李玉ft，李晓嘉.对我国居民消费的财富效应计量分析[J]. ft西财经大学

报，2006,28(2): 39-43.

[88]张红.房地产经济学[M].清华大学出版社，2005.

[89]孔宪丽.房价波动对城镇居民消费影响效应的区域差异性分析[J].统计与决策，2011, (24)：108-110.

[90]丹尼尔・迪帕斯奎尔，威廉・C·惠顿.城市经济学与房地产市场[M].北京：经济科学出版社，2002: 40-55.

[91]曹振良.房地产经济学通论[M].北京：北京大学出版社，2004: 364-369.

[92] Richard A. Meese, Nancy E. Wallace. Testing the present value relation for housing prices: Should I leave my house in San Francisco[J]. Journal of Urban Economics, 1994, 35(3):245-266.

[93] Yan-leung Cheung, Shu-ki Tsang, Sui-choi Mak. The Causal Relationships between Residential Property Prices and Rentals in Hong Kong: 1982-1992[J]. Journal of Real Estate Finance and Economics, 1995,10(1): 23-35.

[94]周永宏.当前我国房价与租金关系的经济学分析——一个市场区隔理论的

解释[J].当代财经，2005, (10):13-16.

[95]曾建颖，张金鹗，花敬群.不同空间、时间住宅租金与其房价关联性之研究

——台北地区之实证现象分析[J].住宅学报，2005, 14(2)：27-49.

[96]方毅，赵石磊.房屋销售价格和租赁价格的关系研究[J].数理统计与管理，

2007,26(6):951-957.

[97] Joshua Gallin. The Long-Run Relationship Between House Prices and Rents[J]. Real Estate Economics, 2008,36(4):635-658.

[98]杜红艳，马永开.我国房价与租金Granger因果关系的实证研究[J].管理评论，2009, 21(1)：94-99.

[99]王文莉，赵奉军.城市化进程与房价租金比高企问题研究——基于中国35

个大中城市面板数据实证分析[J].财贸研究，2011,22(5)：28-33,70.

[100] Kelvin J. Lancaster. A New Approach to Consumer Theory[J]. Journal of Political Economy, 1966, 74(2):132-157.

[101] Sherwin Rosen. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition[J]. Journal of Political Economy, 1974,82(1):35-55.

[102]黄亚平，丁烈云. 城市规划对地价的作用机制研究[J]. 城市发展研究，

1998,5(4):25-28,63.

[103]赵华平.基于信息技术的房地产评价方法与应用研究[M].北京：经济管理出版社，2012.

[104]罗云启.数字化地理信息系统建设与MapInfo高级应用[M]. 北京：清华大学出版社，2003.

[105]赵文武.3S技术集成及其应用研究进展[J]. ft东农业大学学报（自然科学版），2001, 32(2)：236.

[106] Jay Gao. Integration of GPS with Remote Sensing and GIS: Reality and Prospect[J]. Photogrammetric engineering & Remote Sensing, 2002,68(5): 447-453.

[107]张继贤，程烨.3S 技术支持的土地利用现状图更新[J].中国土地科学，

2002,16(1):20-25.

[108]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，已录用，稿件编号：12-0572.

[109]赵华平，张所地.商品住宅的城市宜居性特征空间评价研究[J].软科学，已录用，稿件编号：2013.03.16.0011.

[110] Randall Reback. House Prices and the Provision of Local Public Services: Capitalization under School Choice Programs[J]. Journal of Urban Economics, 2005,57(2):275-301.

[111] David Brasington, Donald R. Haurin. Educational Outcomes and House Values: A Test of the value added Approach[J]. Journal of Regional Science, 2006,

46(2):245-268.

[112]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，

2007,42(8):133-142.

[113]周京奎，吴晓燕.公共投资规模、居民支付意愿与住宅价格走势——基于中国30省市截面数据的实证检验[J].财贸研究，2008, 19(6)：53-61.

[114]何鸣，柯善咨，文嫣.城市环境特征品质与中国房地产价格的区域差异[J]. 财经理论与实践，2009,30(2)：97-103.

[115]张娟锋，刘洪玉.住宅价格与土地价格的城市差异及其决定因素[J].统计研究，2010, 27(3)：37-44.

[116]方晓萍，丁四保.中国城市住房价格的地理扩散及其区域外部性问题[J].地理科学，2012,32(2)：143-148.

[117]陈浪南，王鹤.我国房地产价格区域互动的实证研究[J].统计研究，2012, 29(7)：37-43.

[118]吴玉鸣.空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究[J].数量经济

技术经济研究，2006,23(5):74-85,130.

[119] Tadashi Higasa. Urban Planning[M]. Tokyo: Kioritz Corporation Press, 1977.

[120] Andrew D. Basiago. Economic, Social and Environmental Sustainability in Development Theory and Urban Planning Practice[J]. The Environmentalist, 1998,19(2):145-161.

[121]王坤鹏.城市人居环境宜居度评价——来自我国四大直辖市的对比与分析

[J].经济地理，2010,30(12):1992-1997.

[122]叶青，鄢涛，李芬，余涵.城市生态宜居发展二维向量结构指标体系构建与测评[J].城市发展研究，2011, 18（11）：中彩页16-20.

[123]郑思齐.城市经济的空间结构：居住、就业及其衍生问题[M].北京：清华大学出版社，2012.

[124] Luc Anselin. Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics[J]. International Regional Science Review, 2003,26(2):153-166.

[125] Luc Anselin, Julie Le Gallo, Hubert Jayet. Spatial Panel Econometrics[A], LászlóMátyás, Patrick Sevestre. The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice[C]. Germany: Springer Berlin Heidelberg, 2008:625-660.

[126] Badi H. Baltagi. Econometric Analysis of Panel Data(4th Edition)[M]. New York: Wiley, 2008.

[127]陈彦斌，邱哲圣.高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等[J].经济研究，

2011,46(10):25-38.

[128]赵华平，张所地.居民收入异质预期对住房价格影响的实证研究[J].统计与决策，2012，(9)：125-127.

[129]吴公樑，龙奋杰.中国城市住宅价格与居民收入关系的定量研究[J].土木工程学报，2005,38(6)：132-136.

[130]刘丹，霍德明.基于时空模型的中国房价收入关系研[J].中国经济问题，2010，(6)：3-10.

[131]黄瑜.土地价格、居民收入对商品住宅价格影响的动态分析——基于状态空

间模型的实证[J].经济与管理研究，2010，（10）：24-28.

[132]张亚丽，梁云芳，高铁梅.预期收入、收益率和房价波动——基于35个城市动态面板模型的研究[J].财贸研究，2011,22(1)：122-129.

[133] Andrew Theo Levin, Chien-Fu Lin, Chia-Shang James Chu. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties[J]. Journal of Econometrics, 2002,108(1):1-24.

[134] Jőrg Breitung. The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data[A]. Badi H. Baltagi. Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels[C]. United Kingdom: Emerald Group Publishing Limited, 2000:161-178.

[135] Jörg Breitung, Samarjit Das. Panel Unit Root Tests under Cross-sectional Dependance[J]. Statistica Neerlandica, 2005,59(4):414-433.

[136] Kyung So IM, M Hashem Pesaran, Yongcheol Shin. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels[J]. Journal of Econometrics, 2003,115(1):53-74.

[137] Gangadharrao Soundalyarao Maddala, Shaowen Wu. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test[J]. Oxford Bullertin of Economics and Statistics, Special Issue, 1999,61(S1):631-652.

[138] Peter Pedroni. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, 61(S1):653-670.

[139] Chihwa Kao. Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration

In Panel Data[J]. Journal of Econometrics, 1999, 90(1):1-44.

[140]潘丹，应瑞瑶. 中国水资源与农业经济增长关系研究——基于面板VAR模型[J].中国人口・资源与环境，2012,22(1)：161-166.

[141]高铁梅.计量经济分析方法与建模：Eviews应用及实例（第二版）[M].北京：清华大学出版社，2009.

[142]沈悦，张学峰，周奎省.住宅价格与居民收入均衡关系及住房支付能力稳定性[J].财经研究，2011, 37(3)：81-92.

[143] Harrison Hong, Jeremy C. Stein. A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets[J]. Journal of Finance, 1999,54(6):2143-2184.

[144]张凌，温海珍，贾生华.中国沿海和内陆城市住房价格波动差异与动力因素

[J].中国土地科学，2011,25(3):77-84.

[145]赵华平，张所地.城市房地产预期评估研究[J].城市问题，已录用.

[146]赵华平，张所地.房地产价格预期评估模型研究[J].中国房地产（学术版），

2011, (5):33-36.

[147] Kimberley D. Edwards. Prospect theory: a literature review[J]. International Review of Financial Analysis, 1996,5(1):19-38.

[148]陈石清，朱玉林.中国城市化水平与房地产价格的实证分析[J].经济问题，

2008, (1):47-49.

[149]吴淑莲.城市化与房地产业互动发展研究[D].华中农业大学博士学位论文，

2006.

[150]徐建炜，徐奇渊，何帆.房价上涨背后的人口结构因素：国际经验与中国证据**[**J**]**.世界经济，2012，(1)：24-42.

[151] Charles Yuji Horioka. Tenure Choice and Housing Demand in Japan[J]. Journal of Urban Economics, 1988,24(3):289-303.

[152] Barton A. Smith, Robert Ohsfeldt. Housing Price Inflation in Houston: 1970 To 1976[J]. Policy Studies Journal, 1982,8(2):257-276.

[153]毛腾飞.中国城市基础设施建设投融资模式创新研究[D].中南大学博士学

位论文，2006.

[154]李祥，高波，李勇刚.房地产税收、公共服务供给与房价——基于省际面板数据的实证分析[J].财贸研究，2012, 23(3)：67-75.

[155]赵华平，张所地.住房价格变动对居民消费的影响效应研究——基于ft西省的实证分析[J].未来与发展，2010，(10)：56-61.

[156] Douglas Holtz-Eakin, Whitney Newey, Harvey S. Rosen. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data[J]. Econometrica, 1988,56(6):1371-1395.

[157] Michael Binder, Cheng Hsiao, M. Hashem Pesaran. Estimation and Inference in Short Panel Vector Autoregressions with Unit Roots and Cointegration[R]. Cambridge Working Papers in Economics, 2003.

[158]恩德斯.应用计量经济学：时间序列分析（第2版）[M].高等教育出版社，

2006.

[159]苏梽芳，王祥，陈昌楠.中国粮食价格低频波动影响因素研究：基于面板

VAR模型[J].农业技术经济，2012, (10): 22-30.

[160]赵华平，张所地，李斌.房地产宏观调控影响下的房价与租金关系研究——基于中国35个大中城市面板数据的实证分析[J].数理统计与管理，已录用，稿件编号：12-0241.

[161]张所地.不动产静态与动态评估方法[M].北京：中国科学技术出版社，2005.

[162] Kamila Sommer, Paul Sullivan, Randal Verbrugge. The Equilibrium Effect of Fundamentals on House Prices and Rents[R]. Working paper, 2012.

[163]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.

致 谢

回忆着被统计学博士专业录取那一刻自己和家人的欣喜若狂，感受着博士学习阶段生活的艰辛和痛苦，期待着博士学位授予那一刻和亲人们共享的激动和喜悦，面对着即将完成的博士学位论文，感慨万分。

感谢我的恩师张所地教授。从2001年考取ft西财经大学管理科学与工程专业的硕士研究生以来，一直追随张老师至今，接受着张老师在做人、做事、做学问方面的教诲和启迪。导师对专业的热爱、对科研的执着、对工作的兢业、对学生的关爱，让我对如何进行科研、如何当好一名教师有了更深的理解；导师严谨的治学态度、高尚的敬业精神、渊博的专业知识、活跃的思维方式、求真务实的工作作风和正直无私的处世原则，让我对如何做人、做事、做学问有了更深刻的体会。在张老师的指导和引领下，我不断深入到了房地产领域的研究和探索中，完成了博士学位论文和硕士学位论文的写作。在学位论文写作中，从选题、架构、思路、方法，到修改与定稿，无不凝聚了导师的心血。寒冬腊月里，每周三的晚上张老师都坚持在一天的辛苦工作之后，来到实验室与我们共同讨论我和李斌师妹的博士学位论文，直到深夜11点多才离开实验室，讨论中创新的思维、激烈的言语、严厉的要求催我奋进，记忆犹新！值此论文完成之际，对张老师表示衷心的感谢和崇高的敬意！

感谢在博士学习阶段为我授业解惑的赵国浩教授、李宝瑜教授、杭斌教授，正是他们在管理科学、宏观经济统计分析、计量经济方法等方面传授的系统知识让我有充实的理论基础和先进的科研方法进行学术研究，为博士论文的写作奠定了基础。真诚的感谢各位老师在学业中、工作中给予的指导和帮助！

感谢同门师兄妹吉迎东、赵文、陈治、李斌、范新英、兰旺森在论文写作过程中提出的宝贵意见。感谢郝志鹏、胡琳娜、谭立元、范容慧、高文静、李佳、张云霞、高峰、王变、刘阳、李颖超、刘宁宁等师弟师妹们给予的关心和帮助。

感谢同学米子川、张华明、崔海燕。在共同学习的日子里，与他们的学术沟通、生活交流、心得共享为我的博士学习生活增添了一份欢乐和欣慰。

感谢管理科学与工程学院的领导和同事们给予的关系和支持！

感谢我的家人！他们给予了我极大的理解和支持，为我创造了良好的环境，让我有更多的时间投入学习和工作。

# 攻读博士学位期间的科研成果

**发表的论著：**

[1] 赵华平. 基于信息技术的房地产评价方法与应用研究, 经济管理出版社, 2012.3. **获2012年度ft西省“百部（篇）工程”优秀成果一等奖**.

[2] 赵华平, 张所地, 李斌. 房地产宏观调控影响下的房价与租金关系研究——基于中国35个大中城市面板数据的实证分析, 数理统计与管理, 已录用, 稿件编号: 12-0241. (CSSCI来源期刊）

[3] 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, 数理统计与管理, 已录用, 稿件编号: 12-0572. (CSSCI来源期刊）

[4] 赵华平, 张所地. 城市房地产预期评估研究, 城市问题, 已录用. (CSSCI来源期刊）

[5] 赵华平, 张所地. 居民收入异质预期对住房价格影响的实证研究, 统计与决策,

2012, (9):125-127. (CSSCI来源期刊）

[6] 赵华平, 张所地. 商品住宅的城市宜居性特征空间评价研究, 软科学, 已录用, 稿件编号: 2013.03.16.0011. (CSSCI来源期刊）

[7] 赵华平, 张所地. 高速公路工程不动产价值的动态收益还原法研究, 工业技术经济, 2011, (9): 10-13. **获《工业技术经济》2011年度优秀论文**. (CSSCI扩展版来源期刊）

[8] 赵华平, 张所地. 房地产业信息化评价指标体系的构建, 科技管理研究, 2011, 31(2): 209-211. （中文核心期刊）

[9] 赵华平, 张所地. 住房价格变动对居民消费的影响效应研究——基于ft西省的实证分析, 未来与发展, 2010, (10): 56-61. **获2010年度ft西省“百部（篇）工程”优秀成果三等奖**.

[10] 赵华平, 张所地. ft西省房地产业可持续发展动态评价模型研究——基于动态灰色评价模型, 技术经济, 2009, 28(7): 57-61, 86.

[11] 赵华平, 张所地. 房地产价格预期评估模型研究, 中国房地产（学术版）, 2011, (5): 33-36.

[12] 赵华平, 张所地. ft西房地产业信息化发展的SWOT分析, 未来与发展, 2011, (4): 107-109.

[13] ZHAO Huaping, YUAN Baorong. Analysis on Effect of Financial Environment on Real Estate Price Based on ECM, Proceedings of The International Conference on Management of Technology, 2010, (1): 512-519. ISSHP/ISTP检索（检索号: BVE86). **主持和参与的科研项目:**

[1] 第二参与: 城市不动产动态与预期评估模型研究, 国家自然科学基金项目, 编号:

70973072, 2010.01-2012.12.

[2] 第三参与: 不动产价与回报混合评估系统研究, 国家自然科学基金项目, 编号:

70573066, 2006.01-2008.12.

[3] 第三参与: 后人口红利时代劳动力流动问题研究, 国家社科青年基金项目, 编号:

11CJL002, 2012.01-2014.12.

[4] 第二参与: 不动产价与回报的非线性二维双层嵌套随机系统建模研究, ft西省自然科学基金课题, 编号: 2008011035, 2008.01-2010.12.

[5] 第三参与: 矿产城市不动产动态分析与评价系统研究, ft西省高等学校重点学科建设项目, 编号: 20101017, 2010.01-2012.12.

[6] 主持: ft西房地产业信息化发展的现状分析与对策研究, ft西省软科学课题, 编号: 2009041011-03, 2009.05-2011.09.

[7] 主持: 太原地铁规划对房价的非线性时空影响研究, ft西省高等学校哲学社会科学研究项目, 编号: 2012233, 2012.10-2014.12.

[8] 主持: ft西房地产业可持续发展动态评价体系研究, 2009年ft西省研究生立项优秀创新项目, 编号: 20093094, 2010.01-2012.12.

[9] 指导: 基于GIS的太原市住宅价格时空演变规律探索, 2012年度ft西省高等学校大学生创新创业训练项目, 编号: 2012172, 2012.06-2013.06.