

学校代号 10532

学 号 B1025S0001

分 类 号

密 级



湖南大学
HUNAN UNIVERSITY

博士学位论文

房价波动对我国城镇居民消费的影响研究

学位申请人姓名 李春风

培 养 单 位 经济与贸易学院

导师姓名及职称 陈乐一 教授

学 科 专 业 理论经济学

研 究 方 向 资产价格与消费波动

论 文 提 交 日 期 2013 年 10 月 11 日

学校代号：10532

学 号：B1025S0001

密 级：

湖南大学博士学位论文

房价波动对我国城镇居民消费的影响研究

学位申请人姓名：李春风

导师姓名及职称：陈乐一 教授

培 养 单 位：经济与贸易学院

专 业 名 称：理论经济学

论文提交日期：2013年10月11日

论文答辩日期：2013年12月6日

答辩委员会主席：罗能生 教授

**The Research on Influences of House Price Fluctuation on the
Urban Residents Consumption in China**

By

LI Chunfeng

B.E.(Hunan University)2008

A dissertation submitted in partial satisfaction of the

Requirements for the degree of

Doctor of Economics

In

Theoretical Economics

In the

Graduate School

of

Hunan University

Supervisor

Professor CHEN Leyi

October, 2013

摘 要

居民消费需求不足，房价过高是目前我国宏观经济的核心问题，就如何扩大国内居民有效需求、抑制房价的快速上涨显然已成为我国政府宏观调控工作的重点。房地产市场的快速发展，使得房地产业与经济增长和宏观经济稳定之间关系越来越紧密，其中一个重要渠道就是房价对居民消费的影响。但是，我国很多城市房价收入比过高、波动幅度较大，这不仅可能会抑制住房消费，而且可能已经出现了房地产泡沫。房地产泡沫的产生，会加大我国经济平稳发展的隐患，风险隐患可能从房地产领域传导至金融领域，引发金融风险，使银行的房地产信贷违约率提高和信用风险加大。一直以来，我国货币政策当局与经济学家对房地产价格波动表现出极大地关注与兴趣，关于房价波动对消费的影响由此成为大家纷纷研究的热点。目前为止，大多数研究基本上都认可了房价波动对居民消费具有显著的财富效应，而且这种财富效应比股市等其余金融资产的财富效应要大。不过也有一些学者对此提出质疑，他们认为住房本身就具有特殊性，它具有消费和投资的双重属性，如果把住房的消费品属性考虑进来，财富效应是否能发挥就不确定了。因此，研究房价波动对我国城镇居民消费的影响机理，不仅对房地产市场的健康发展，而且对改善居民生活水平与协调经济健康发展都具有重要理论和现实意义。

根据以往房价波动对我国城镇居民消费的相关文献，我们可知房价对居民消费的影响因研究对象的不同，选取样本及其运用方法的差异，结果具有很明显的不确定性特征。对于产生不确定性的原因，本文归纳为以下三点：第一，房价对消费影响的正向财富效应和负面挤出效应是相互影响甚至是相互抵消的，最终房价对消费的净效应取决于这两种效应的力量比较；第二，房价波动能否及时变现为流动性资产取决于抵押借贷成本的高低和信贷市场的发达程度，对于发展较为完善的信贷市场国家而言，房价波动对消费的影响可能更倾向于财富效应，但对于发展不完善的信贷市场国家来说，影响更倾向于负效应；第三，财富效应渠道和抵押效应渠道并不真正是由房价波动导致的结果，而是由其他影响房价和消费的共同因素，如收入、利率和信贷约束条件等的作用，导致房价和消费朝同一方向变动，才使得房价和消费表现出一定程度的正相关性。

因此，本文要研究房价波动对我国城镇居民消费的影响，就必须将这些不确定性因素考虑进来，才能更为准确地估计出房价对消费的真实影响。我们采取以下措施：第一，在消费效用函数中加入住房消费的影响，考虑住房的消费品属性；第二，在消费者实现消费最优化过程中，加入住房的资金约束和抵押约束条件，

考虑住房的投资品属性；第三，将影响消费和房价的共同因素加入模型中，避免出现遗漏变量偏差问题。

基于此，与以往相关文献不同，本文不仅考虑了住房的投资品属性，还将住房的消费品属性考虑进来，在消费者跨期最优选择模型基础上，引入房价、住房面积以及消费习惯、借贷约束等相关变量，构建出在消费习惯、不确定性、流动性约束条件下，能够检验出房价波动对居民消费影响的动态面板模型，就房价波动对我国城镇居民消费的影响进行多层次分析。不仅探讨房价对我国城镇居民消费的整体影响效应，而且就房价波动对居民消费的影响效应是否存在非对称性也进行研究，同时还考察了房价波动对居民消费的中东西地区差异，以及是否存在门槛效应也展开了深入探讨。

兼顾考虑住房的投资品和消费品双重属性，对本文所构建的动态面板模型进行多层次的实证分析，研究发现：(1)我国城镇居民受到较强消费习惯与收入敏感性的影响。(2)考虑非对称效应时，房价波动对我国城镇居民消费的影响整体表现为财富效应，不过存在明显的非对称性，房价向上波动 10% 将使得居民消费支出增长 0.263%，而房价向下波动 10% 将引起其相应下降 0.208%。显然，城镇居民消费变化随房价上涨的幅度稍大于随其下降的幅度。(3)考虑地区性差异时，东西部地区房价波动对城镇居民消费表现为促进作用，房价每上涨 10%，其相应的消费支出分别增长 0.729%、0.054%；而中部地区与之相反，房价上涨对居民消费支出具有挤出效应，抑制其增长，房价每上涨 10%，消费支出下降 0.484%。显然，房价波动对我国城镇居民消费的影响表现出明显的地区差异性，影响差异不仅体现在强度上面，在影响方向上也有所反映，且差异会随着房价波动幅度的变化发生改变。(4)考虑门槛效应时，房价波动对我国城镇居民消费的影响存在门槛效应，即房价温和上涨推动财富升值，提振消费信心，而房价上涨过快将施与居民压力，引致当前消费减少。当房价涨幅小于门槛值 13.31% 时，对城镇居民消费的影响以财富效应为主导，且影响大小随房价涨幅呈先增大后减少的倒 U 形曲线特征，在临界值 6.55% 整体财富效应达到最大；若房价涨幅大于 13.31%，挤出效应占据主导地位，且随房价进一步攀升更加明显。

关键词：房价波动；财富效应；挤出效应；动态面板模型；系统广义矩阵方法

Abstract

The residents' insufficient consumption demand, high housing price are the core problems of our country's macroeconomic, on how to expand domestic effective demand, curb the rapid increasing of housing price have obviously become the focus of the government macroeconomic regulation and control in our country. The rapid development of the real estate market, making the relationship of real estate industry with economic growth and macroeconomic stability become more closed, one of the important channels is the influence of housing price to consumption. However, housing price rises so obviously that make the housing price to income ratio is high in many cities of our country, which not only inhibit the housing consumption, but also aggravate the bubble of real estate price. The existence of real estate bubble will be aggravate the hidden risk to steadily develop about the economic, the risk from the real estate sector may be spread to the financial sector, trigger financial risk, increase the bank real estate credit default rates and credit risk. For a long time, monetary authorities and economists has shown great interesting with price fluctuation of real estate, the relationship about them has become a research hotspot. So far, most studies generally found that the housing price to residents' consumption has a significant wealth effect, and the wealth effect is bigger than the rest of the financial assets such as stock market. But, there are also have other sounds, they think the housing itself has particular characteristics with the dual nature of consumption and investment, if taking the housing consumption goods attribute into account, the wealth effect is uncertain to play. Therefore, studying the impact mechanism of price fluctuation to urban residents' consumption, not only to the healthy development of the real estate market, but also to improve the residents' living standard and coordinating economic healthy development have important theoretical and practical significance.

Based on past related literature of price fluctuation on residents' consumption, we know the results have obvious characteristic of uncertainty due to the differences of the research object, select samples and the method. For causes of the uncertainty, this article summarized as the three following points: first, the wealth effect and the crowding-out effect about the impact of house price on consumption are influence each other and even cancel out, the final net effect depends on the power of these two effects; Second, house price fluctuation can timely liquidation of liquidity assets

depends on borrowing costs of the discretion mortgage and development of credit market, for the development of perfect credit market, house price fluctuation on consumption may be more inclined to the wealth effect, but for imperfect development of credit market, the effect are more prone to negative effect; Third, the wealth effect channel and the collateral channel are not really caused by price fluctuation, but by other common factors that affect the housing price and consumption in the same direction, such as income, interest rates and credit constraints, which make house price and consumption show certain degree of positive correlation.

Therefore, to study the effect of price fluctuation on China urban residents' consumption, it is necessary to take these uncertainties into account, so that we will be more accurately estimate the real impact. Thus we take the following measures: First, adding the effect of housing consumption into the consumption utility function, considering the housing consumption attribute; Second, in the process of optimization to consumer consumption, joining the conditions of housing funding constraints and mortgage constraints, considering the housing investment property; Third, adding the common factors influencing the consumption and housing price, avoiding the problem of omitted variable bias.

Based on this, unlike the previous literature, this paper not only considers the housing investment property, but also takes the housing consumption attribute into account. we induce housing price, housing area, consumption habits, borrowing constraints, and other related variables into the consumption inter-temporal optimal selection model, establish a dynamic panel model which can test the effect out of the house price fluctuation to residents' consumption, analyzing the multiple effect perspectives of house price impact on urban residents' consumption in China, discussing the effect of price to overall of urban residents' consumption, and studying the asymmetry impact of house price fluctuations on residents' consumption, what's more, we also inspecte the regional differences about the house price fluctuation to residents' consumption, as well as the threshold effect about them.

Both considering the dual attributes of housing investment and consumption goods, this paper constructe a dynamic panel model to empirical analysis for multi-level, the results shown that: (1)China's urban residents are affected by the strong consumption habits and income sensitivity. (2)considering the asymmetric effect of house price fluctuation impact on China urban residents' consumption, the overall performance is the wealth effect, but shown obvious asymmetry, house price

upward fluctuation by 10% will enable consumption spending increased by 0.263%, downward the same percentage will cause consumption corresponding fall by 0.208%. Obviously, the urban residents' consumption changes along with the price rising slightly greater than the decline. (3) considering the regional differences, the effect of house price fluctuation on urban residents' consumption is wealth effect in the eastern and western regional, house price rises per 10%, the corresponding consumption will be growth of 0.729%, 0.054% respectively; by contrast, the impact of house price on consumption shows crowding-out effect in the central region, house price rises per 10%, the consumption will be drop by 0.484%. Obviously, the effect of house price fluctuation on China urban residents' consumption shown clear regional differences, the differences not only reflected in the intension, but also in the influence direction, and the differences will be changed as the range of house price volatility. (4) considering the threshold effect, the paper puts forward house price influencing consumption exists threshold effect, house price rising modestly promotes wealth appreciation, boosts consumption confidence; Price rising excessively fast brings huge pressure, causes current consumption to reduce. if house price rises less than 13.31%, the impact of house price rising on consumption is dominated by the wealth effect, with the increasing of house price the effect size shown inverted u-shaped curve characteristic, the overall wealth effect reaches the maximum on the critical value 6.55%, if the margin of house price rising is greater than 13.31%, the overall effect appears crowding out effect with house price rising further more obvious effect.

Keywords : House Price Fluctuation; Wealth Effect; Crowding-out Effect; Dynamic Panel Model; System of Generalized Matrix Method

目 录

学位论文原创性声明和学位论文授权使用授权书	IV
摘 要	I
Abstract	III
插图索引	IX
附表索引	X
第 1 章 绪论	1
1.1 研究背景与意义	1
1.2 房价波动对居民消费影响的相关文献	3
1.2.1 国外相关文献	3
1.2.2 国内相关文献	6
1.2.3 文献简评	10
1.3 研究的基本思路、主要内容和方法	11
1.3.1 研究的基本思路	11
1.3.2 研究的主要内容	11
1.3.3 研究方法	12
1.4 研究的重点、难点和创新点	13
1.4.1 研究的重点难点	13
1.4.2 研究的创新点	13
1.5 本文的不足之处	14
1.6 本章小结	14
第 2 章 房价波动影响居民消费的机理分析	16
2.1 房价波动影响居民消费的相关理论	16
2.1.1 消费函数理论回顾	16
2.1.2 消费函数理论在我国居民消费行为上的应用	24
2.1.3 房价波动影响居民消费的理论模型	28
2.2 房价波动影响居民消费的传导机制分析	31
2.2.1 房价波动的财富效应	31
2.2.2 房价波动的挤出效应	32
2.3 本章小结	34
第 3 章 我国房价波动及城镇居民消费的现状分析	36
3.1 我国房价波动的现状分析	36

3.1.1 房价持续上涨	37
3.1.2 房价收入比过高	40
3.1.3 房地产投资比重过大	42
3.2 我国城镇居民消费的现状分析	44
3.2.1 城镇居民的边际消费倾向下滑	45
3.2.2 城镇居民的消费增长率落后于可支配收入的增长速度	48
3.2.3 居民最终消费支出对经济增长的贡献率偏低	50
3.3 我国房地产市场价格波动与城镇居民消费的相关性分析	52
3.3.1 相关程度分析	53
3.3.2 单位根检验	53
3.3.3 面板协整检验	54
3.3.4 格兰杰因果检验	54
3.4 本章小结	55
第 4 章 房价波动对我国城镇居民消费影响的非对称性研究	56
4.1 引言	56
4.2 实证分析	58
4.2.1 实证模型的构建	58
4.2.2 数据选取与变量说明	58
4.2.3 单位根检验与估计方法介绍	60
4.2.4 非对称研究的实证结果分析	61
4.3 本章小结	66
第 5 章 房价波动对我国城镇居民消费影响的地区性差异研究	67
5.1 引言	67
5.2 实证分析	70
5.2.1 实证模型的构建	70
5.2.2 地区性差异研究的实证结果分析	70
5.3 本章小结	76
第 6 章 房价波动对我国城镇居民消费影响的门槛效应研究	78
6.1 引言	78
6.2 门槛效应的理论分析	80
6.2.1 门槛效应的初步分析	80
6.2.2 基于住房所有权类型的门槛效应分析	80
6.2.3 基于双重效应图形走势的门槛效应分析	81
6.3 门槛效应的实证分析	83
6.3.1 动态面板门槛效应模型的构建	83

6.3.2 门槛效应研究的的实证结果分析	84
6.4 本章小结	88
第 7 章 我国房价波动影响因素的实证研究	90
7.1 引言	90
7.2 我国房价波动的影响因素分析	91
7.3 我国房价波动影响因素的实证分析	94
7.3.1 动态面板模型的建立	94
7.3.2 数据选取与变量说明	94
7.3.3 数据的单位根检验	96
7.3.4 房价波动影响因素的实证结果分析	96
7.4 本章小结	100
第 8 章 政策建议	101
8.1 完善住房市场	101
8.2 加强住房市场监管	102
8.3 合理引导居民的消费理念	104
8.4 合理调节住房的供需结构	104
8.5 缩小收入差距	105
8.6 重新反思财政分权模式	106
8.7 注重城镇化进程的可持续发展	107
结 论	101
参考文献	112
致 谢	123
附录 A 攻读博士学位期间研究成果目录	124

插图索引

图 1.1	我国平均房价与最终消费支出的变化趋势	2
图 3.1	我国房地产价格变动趋势图	39
图 3.2	我国及各地区房价收入比变动趋势图	42
图 3.3	相关实体经济行业及其房地产业占全社会固定资产投资比重的变化趋势图 .	44
图 3.4	我国及其中东西地区城镇居民平均边际消费倾向的变化趋势	46
图 3.5	我国按收入等级划分的七类城镇居民边际消费倾向的变化趋势	48
图 3.6	我国及其中东西地区城镇居民消费与可支配收入增长率比值变化趋势 .	49
图 6.1	财富效应与挤出效应的趋势性变化	82
图 6.2	房价波动影响消费增量的趋势变化	83

附表索引

表 3.1	我国及其各地区的平均房价	38
表 3.2	我国及东中西地区 1999-2011 年的房价收入比	41
表 3.3	相关实体经济行业及其房地产业占全社会固定投资的比重	43
表 3.4	我国及其中东西地区城镇居民的边际消费倾向	45
表 3.5	我国按收入等级划分的七类城镇居民的边际消费倾向	47
表 3.6	我国及其中东西地区城镇居民消费与可支配收入增长率比值	49
表 3.7	我国最终消费支出与资本形成对 GDP 的贡献率	50
表 3.8	房价波动与消费支出的相关性系数	50
表 3.9	平均房价与消费支出的平稳性检验	54
表 3.10	平均房价与消费支出的面板协整检验	54
表 3.11	平均房价与消费支出的面板格兰杰因果检验	55
表 4.1	消费动态面板方程中变量的平稳性检验	60
表 4.2	消费动态面板方程的非对称性实证分析结果	64
表 5.1	国内房价波动影响消费地区性差异的代表性文献概览	64
表 5.2	消费动态面板方程的地区性差异实证分析结果 1	71
表 5.3	消费动态面板方程的地区性差异实证分析结果 2	71
表 6.1	第二步门槛值的估计结果	85
表 6.2	动态门槛面板方程的实证分析结果	86
表 7.1	房价动态面板方程中变量的平稳性检验	96
表 7.2	房价动态面板方程的实证分析结果 1	98
表 7.3	房价动态面板方程的实证分析结果 2	99

第 1 章 绪论

1.1 研究背景与意义

房地产作为一种风险资产，兼具投资品与消费品的双重属性，决定了其对经济体系影响的重要性与复杂性。近 30 年来，日本、东南亚、香港等国家和地区的房地产市场均出现过一轮显著的波动过程，引发了学者与政府机构对房价波动与消费关系的广泛关注。始于 2006 年的美国次贷危机所引发的全球性金融危机，让我们进一步看到了房价波动对消费变化的重要影响。

众多国家的经验表明，对房地产双重属性的不同偏向决定了房地产市场在经济体系中的不同作用。那些注重房地产消费品属性的国家，如德国、新加坡，政府通过较为严格的宏观调控措施，使房价长期趋于稳定状态，住房成为居民消费支出的重要组成部分。而那些注重房地产投资品属性的国家，例如日本、美国，在经济发展过程中，均有过依赖于房地产来刺激经济增长的历程，其房价就相对趋于一种波动的状态。

自 1998 年我国住房体制改革以来，我国房地产市场进入了快速发展轨道。2003 年国务院的 18 号文件，明确了房地产市场在国民经济中的支柱产业地位，房地产市场的发展也就被赋予了促进经济增长、转化居民储蓄、扩大居民消费的一项重要经济战略。此后，房地产市场的投资品属性不断受到重视，1998-2012 年，我国固定资产投资和出口合计占到 GDP 总值的大约 80%^①，而房地产市场的投资额则以每年超过 20% 的速度在增长，占总投资中的比重达 20% 以上。我国房价也持续迈上新台阶。2001 年以来，住宅平均销售价格除了 2008 年、2011 年略有下降之外，其他年份均在上涨，至 2012 年平均每年涨幅高达 15.38%。2012 年，全国商品房销售面积 11.1 亿平方米，平均售价约 5791 元/平方米，均创历史新高。目前，我国房价这种快速上涨的势头也并没有出现缓解的迹象。

但遗憾地是，房地产市场的这种繁荣并没有伴随居民消费率的改观。自 1978-2011 年以来，我国最终消费率与居民消费率总体呈现出下滑态势，尤其在 2000 年之后，下滑态势更为明显，由 2000 年的 62.3% 和 46.4% 分别下降至 2010 年的 48.2% 和 34.9%，10 年中分别下降了 14.1 和 11.5 个百分点，年均分别下降 1.4 和 1.15 个百分点（见图 1.1）。而同期，我国居民储蓄率从 2000 年的 37.6% 上升至 2011 年的 51.8%。目前，国内消费这种低迷的局面已经成为制约经济发展的一大隐患，促使我们不得不对房价与居民消费之间错综复杂的关系进行反思。

^①数据根据历年《中国统计年鉴》数据整理计算所得，下同。

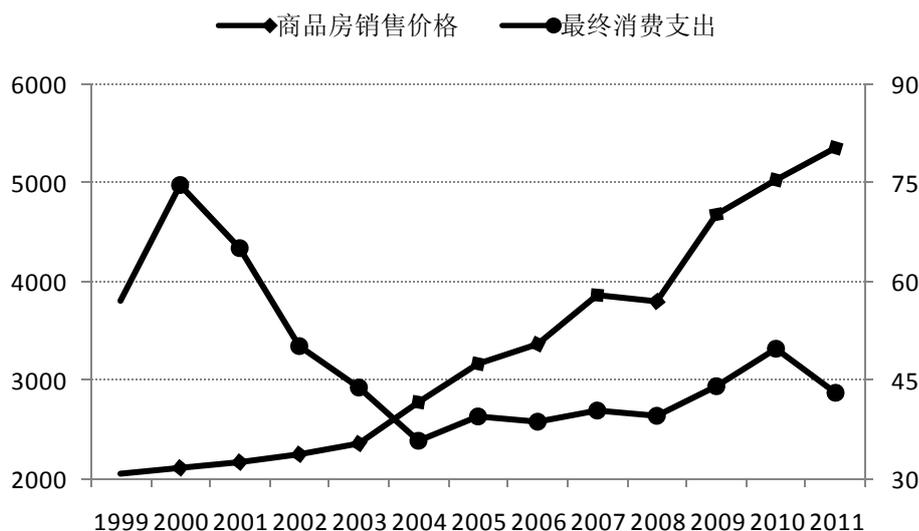


图 1.1 我国平均房价与最终消费支出的变化趋势 (单位: 元/平方米、%)

数据根据历年《中国统计年鉴》数据整理计算所得。

从国际经验来看，房地产市场对一国经济是起拉动还是阻碍作用，关键在于房价波动影响两种属性的程度。在那些注重房地产投资属性的国家，在房价上涨的初期及中期，温和的房价上涨对经济起到一个健康地促进作用，例如上世纪 70 年代至 80 年代初期的日本，上世纪 80 年代至 90 年代初期的泰国。21 世纪初期，美国纳斯达克市场泡沫破灭之后，股市财富效应急剧缩水，美联储及时启动房地产市场，寄希望用房地产市场的财富效应来抵消股市财富效应的下滑，也一度起到了抑制经济下滑的作用。但是，投资品的天生投机性，往往使房地产市场出现非理性繁荣，最后演化为日益严重的房地产泡沫，最终房地产市场出现超越国民经济良性运行体系的畸形发展期，泡沫破灭，并演化为经济危机。日本 20 世纪 80 年代房地产市场从泡沫到破灭，随后迎来“失去的十年”。泰国金融危机及美国金融危机，均反映了这样的现实。

从初步的理论分析来看，对于一般住宅来说，其投资品属性与消费品属性对价格变动的反映是不一样的。同时，对于任何国家而言，消费者均可分为拥有住房的消费者（区分为一套住房和多套住房）和没有住房的消费者（租房者），不同制度设计之下，作为必需品的住房消费对房价波动的反映能力也不一样。以房价上涨为例，房价的上涨，一般情况下将产生两种效应：一是为拥有住房的人带来财富的增值，刺激其消费信心，并改善其资产状况，可简单理解为房价上涨对消费的促进效应。对于那些投资性购房的消费者来说，房价上涨直接推动其财富的升值，即财富效应；二是给没有住房的人带来房租上涨的压力，或者因为房价上涨使其意向购买的住宅所需成本更高而抑制当前消费，整体上产生抑制消费的效应。若考虑到诸如美国这样存在普遍征收房产税的国家，房价上涨亦通过税收效应直接提升居民的住宅消费水平，因此房价上涨对于拥有自有住宅的消费者而言，

也将造成巨大的生活压力。对于我们国家而言，房产税还没有真正开征，但是因房价带来的土地出让收入的大幅度增长，及与住宅相关的税收的大幅度增长，实际上是间接地增加了未来消费者的住宅消费支出，与美国征收房产税的效果类似。因此，我们可以得出一个初步的判断：房价波动对居民消费的影响是错综复杂的。目前为止，大多数研究基本上都认可了房价波动对居民消费具有显著的财富效应，而且这种财富效应比股市等其余金融资产的财富效应要大。不过也有一些学者对此提出质疑，他们认为住房本身就具有特殊性，它具有消费和投资的双重属性，如果把住房的消费品属性考虑进来，财富效应是否能发挥就不确定了。

基于此，本文兼顾考虑住房的投资品属性和消费品属性，研究房价波动对我国城镇居民消费的双重影响机理，探讨房价波动对居民消费的影响，不仅探讨房价对我国城镇居民消费的整体影响效应，而且就房价波动对居民消费的影响效应是否存在不对称性也进行了研究，同时还考察了房价波动对居民消费的中东西地区差异，以及是否存在门槛效应也展开了深入探讨。这些问题的研究，不仅有益于找出在房地产市场繁荣的背景下我国居民消费需求持续低迷的原因，同时对房地产市场的健康发展和改善民生与协调宏观经济持续稳定发展具有重要意义。

1.2 房价波动对居民消费影响的相关文献

学者们长期重视以股市为代表的资产价格波动对消费影响的财富效应，至于房价波动对居民消费的影响在一定程度上有所忽视。住房兼顾消费品属性和投资品属性，而且居民家庭财富的大部分都来自于房地产资产，那么房地产价格的变动对消费的影响也应引起足够重视，因为股票市场对消费的财富效应不一定就大于房地产市场。从整体上来说，目前国外就房价波动对居民消费的影响文献大致可分为以下五大类型：

1.2.1 国外相关文献

1.2.1.1 理论上探讨房价波动是否影响居民消费及影响渠道

国外从理论角度解释房价对消费的影响通常依赖于消费函数理论。如 Sheiner(1995)^[1]研究发现：房价向上波动意味着年轻的租房者必须减少当前消费，增加储蓄去实现购房计划，即使拥有住房的家庭因房价上涨增加了消费，但是这增加的消费可能与租房者为了以后的购房计划增加的储蓄相抵消，从而导致最终社会总需求保持不变。Carroll et al.(2006)^[2]采用生命周期-持久收入假说分析了房价变动与消费之间的关系，得出房价波动对消费的影响具有财富效应的结论。值得注意的是，也有学者从资产选择、心理预期等因素来分析房价波动与消费的联系。如 Piazzesi et al.(2006)^[3]考虑以消费为基础的资产定价模型，兼顾住房的投资属性和消费属性，得出房地产份额可以用来预测股票的超额收益，资产风险组合

的存在暗示着风险利率更低，这进一步改进了消费资本资产定价模型。

1.2.1.2 实证检验得出房价波动对居民消费的影响为财富效应

关于房地产价格波动是否影响消费及其影响程度，国外学者运用微、宏观数据进行了不同的研究，观点不尽相同。大部分学者的实证研究表明，房地产财富效应确实存在。Yoshikawa and Ohtake(1989)^[4]通过研究表明，房价的向上波动在日本国家的环境下不仅促进了有房者的消费水平，也会对租房者的消费有正向推动作用。Engelhardt(1996)^[5]运用收入动态平行调查数据，探讨房价波动与消费之间的关系，得出房地产财富效应确实存在。Case(2000)^[6]认为房地产财富增加对消费有积极显著的作用，只是房价上涨的财富效应被股价下跌的财富效应所抵消，因而房价波动的财富效用只产生了较小的消费增长。Mehra(2001)^[7]研究收入、财富和消费之间的长期均衡关系，运用协整及其误差修正模型方法检验变量之间的关系，发现房地产对消费的确是存在财富效应，且结果还显示，在短期内，财富还在一定程度上对未来消费具有预测能力。Girouard and Blondal(2001)^[8]等实证结果显示：美国房价波动对居民消费的财富效应在 0.03-0.05 之间。Chen(2006)^[9]研究瑞典房价对消费的影响，整理出该国在 1980-2004 年期间的季度相关数据，使用误差修正协整方法得出房价的持续向上波动对居民消费的影响是正向财富效应。Iacoviello(2011)^[10]采用美国 1952-2008 年的季度时间序列数据，通过回归分析发现，长期来看，住房对消费存在财富效应。

一些学者的研究还发现，对相同国家的不同研究，或者是不同国家和地区房地产财富效应大小并不一样。如 Ludvigson and Steindel(1999)^[11]基于 LCH，采用 OLS 估计得出美国房地产财富效应的边际消费倾向(MPC)在 0.038-0.04 之间，而 Sousa(2008)^[12]运用 DOLS 技术，却估计美国该值为 0.062。Bostic et al.(2009)^[13]使用 1989 -2001 年间美国消费者金融调查和支出调查数据，研究发现房价波动引起的财富效应对消费影响弹性达到了 0.06。Raphael et al.(2009)^[14]基于微观调查数据，采用消费模型的对数形式对美国居民的财富效应边际消费倾向进行估计，结果显示财富效应的消费弹性为 0.06。Homson and Tang(2004)^[15]对澳大利亚在 1988-2003 年期间的数据进行实证分析，表明房地产财富效应的边际消费倾向也为 0.06。Boone(2002)^[16]研究 G7 国家的房地产财富效应的差异，发现各个国家的财富效应随着时间的推移不断增强，其中美国的财富效应范围在 0.03-0.075，英国的为 0.04-0.045，而加拿大的相对较大，为 0.045-0.08。Kim(2003)^[17]使用韩国在 1988-2003 年的数据实证结论显示，韩国居民的房地产财富效应的边际消费弹性达到了 0.229。Bover(2005)^[18]采用西班牙 2002 年的 EFF 数据，使用非参数估计和二阶段最小二乘法，结果显示住宅财富的消费弹性为 0.015。Case et al.(2005)^[19]用 14 个发达国家 25 年面板数据进行比较研究，估计英、美、加和日

本的房地产财富效应 MPC 都在 0.04-0.08 之间,而欧洲大陆国家在 0.01-0.04 之间,但该文未对差异做出解释。Takhtamanova(2007)^[20]运用微观数据实证分析,估计加拿大房地产财富效应的消费弹性为 0.12,法国为 0.1,芬兰为 0.13。Gan(2007)^[21]利用香港在 2000-2002 年间的季度个人交易微观数据发现,房价波动产生的财富效应对居民消费具有显著影响,住房财富的边际消费倾向为 0.17。Raymond et al.(2007)^[22]估计香港 1983-2005 年的房地产财富的边际消费弹性在 0.10-0.15 之间。此外,他们还发现,住房财富对经济增长也有显著影响,美国 2005 年住房财富每减少 10 个百分点,其 GDP 将减少一个百分点。

1.2.1.3 实证检验得出房价波动对居民消费影响的财富效应不明显,表现出挤出效应

一些学者认为房地产具有消费和投资双重属性,如果把房地产作为消费这一层面来讲,房价波动对消费支出具有挤出效应,财富效应并不明显。如 Elliott(1980)^[23]通过对消费支出、金融财富和非金融财富的一项早期研究表明,非金融财富对消费没有影响,因为家庭通常把房子、汽车、家具和电器等看作家庭生活的一部分而不是可以实现的购买力。Levin(1998)^[24]采用退休历史调查数据(RHS)进行了详细研究,实证结果也显示房地产对居民消费没有影响。Sock-Yong Phang(2003)^[25]运用新加坡的统计数据就房价波动对消费的影响进行了实证检验,认为不存在财富效应或抵押效应,新加坡不适用于住房财富变动对总消费有积极影响的结论。Haurin et al.(2006)^[26]利用两阶段最小二乘法研究美国房价波动、储蓄和居民消费之间的关系,认为房价波动对居民消费会产生挤出效应。Muellbauer(2007)^[27]指出在不完善消费信贷市场环境下,房价波动对居民消费的影响更倾向于挤出效应。Calomiris et al.(2009)^[28]采用 Case et al.(2005)^[19]的数据,通过控制住房财富与永久收入的内生性问题之后,得出了与 Case et al.(2005)^[19]不一样的结论,发现住房的财富效应非常小,且并不显著。André et al.(2013)^[29]在考虑消费者价格、住宅投资、实际房价和抵押约束的条件下构建 VAR 模型,得出房价波动对加拿大、法国、日本和英国居民的消费均存在明显的挤出效应。

1.2.1.4 比较不同类型消费者面对房价波动所表现出的消费差异

同时,一些学者也就不同类型消费者对房价波动所表现的差异展开了研究。就以房价上涨对消费的影响为例,如 Sheiner(1995)^[1]研究结果指出,对于已经拥有住房的居民来说,房价的上升意味着家庭拥有财富的增加,因此将通过财富效应来提高居民的当前消费;而对于只能依靠租房的居民而言,房价的上涨将引发住房租金的相应上涨,这将提高该类居民生活的成本,从而导致他们当期消费下降。Li and Yao(2007)^[30]基于生命周期-持久收入假说分析房价上升对青年和老年房东的影响,发现房价的上涨会增加老年房东的福利,但是对青年房东和租赁者

福利会造成不利影响。Campbell and Cocco(2007)^[31]研究住房资产变动对租房者和自有住房者消费的影响及差异，选用英国个别家庭的微观调查数据，实证结果显示：房价的变动对年轻的租房者消费不存在影响，而对拥有住房居民的消费有明显的财富效应。但是与之不同的是，Munnell and Soto(2008)^[32]与 Attanasio et al.(2009)^[33]运用美国的相关数据，却发现年长者的消费对房价的反应比年轻租房者要小很多。Calomiris et al.(2012)^[34]采用美国 1977-2010 年的面板数据发现房地产财富效应 MPC 约为 0.08，年轻人和老人所占比重及其贫困率会对住房财富效应起到抑制作用。

1.2.1.5 比较研究房地产市场与股票等金融资产的财富效应

理论研究上，由于股票市场与房地产市场的特性不同，二者对消费的影响也应有不同。具体研究中，因采用数据的不同、分析对象的差异，得出的结果不尽相同。目前大部分研究结果显示房价波动对消费的影响相比股票等金融市场的要更为显著。如 Greenspan(2001)^[35]从美联储的角度来对这一研究进行比较分析，发现股市财富的 MPC 要小于房地产财富的 MPC。Edison and Bayoumi(2002)^[37] 选用 1970-2000 年期间 16 个发达国家的相关数据进行实证分析，结论也得出：股票市场的价格变动引发的财富效应要小于房价变动所带来的财富效应，不过这两种财富效应大小随着时间的变化都会有所增加。Case et al.(2003)^[36]也赞同这种观点，指出股票市场的财富效应确实要低于房地产价格波动产生的财富效应，因为房地产市场相比股票市场而言，不仅稳定性更强，而且住房是居民财富的重要组成部分，更加具有缺乏供给弹性和替代弹性的特征。Dvornak and Kohler(2003)^[38]基于澳大利亚的相关数据显示：房地产对居民消费的边际消费倾向虽然比股票市场对应的要小，但是居民所拥有的住房资产至少比股票资产多三倍，那么房地产的财富效应至少与股票市场的大致相等。Benjamin et al.(2004)^[39]采用美国在 1952-2001 年间的季度总量数据，研究得出房地产等不动产的边际消费倾向为 0.08，而股票等金融资产的边际消费倾向只有 0.02。Bostic et al.(2009)^[13]运用 1989-2001 年美国消费者金融和支出调查的统计数据，实证分析了住房和金融资产变动对消费的影响，结论表明住房财富比金融财富更能影响消费，它们的弹性分别是 0.06 和 0.02。Sousa(2010)^[40]使用 1980-2007 年欧洲地区各季度统计数据，运用工具变量法实证发现，房地产财富效应不显著、金融资产的财富效应影响缓慢，短期和长期的财富效应均有所不同。

1.2.2 国内相关文献

国内关于房价波动对居民消费影响的研究文献，大部分都是进行实证分析，研究的着重点也大致是以上几类：

1.2.2.1 理论上探讨房价波动对居民消费的影响渠道

关于房价波动对居民消费的理论研究,在国内,大部分是以生命周期-持久收入假说为基础,并在国外的研究结论基础上就房价波动对消费的影响渠道进行归纳分析。唐建伟(2004)^[41]不仅分析了房价向上波动对消费的正向促进作用,如实现与未实现的财富效应、流动性约束效应等,还从预算约束效应和替代效应等角度介绍了挤出效应的各种渠道。刘建江等(2005)^[42]基于生命周期-持久收入假说,分析了消费函数中资产总量变化对消费的影响,以及房价波动对消费影响的财富效应传导机制。邬丽萍(2006)^[43]从宏观和微观双重视角整理出房价波动对消费影响的财富效应,并在此基础上分析了房价的变动对居民收入差距的影响,最后还提出了不少针对性的政策建议。李国学(2006)^[44]研究指出房价波动对消费影响的正向财富效应和负面挤出效应是相互影响甚至是相互抵消的,最终房价波动对消费的净效应取决于这两种效应的力量比较。邓健、张玉新(2011)^[45]在生命周期-持久收入假说的分析框架基础上纳入信贷传导机制,分析房价波动对消费的挤出效应渠道,发现信贷市场的发展可以放松居民所受到的流动性约束和促进居民消费的跨期替代,在一定程度上缓解了房价波动对消费的负面挤出效应。

1.2.2.2 实证检验肯定房价波动对居民消费的影响为财富效应

黄平(2006)^[46]采用我国在 2000-2005 年间的季度时间序列数据,研究结论显示我国房地产的财富效应虽然很微弱,但是影响显著。骆祚炎(2007)^[47]采取我国在 1985-2005 年间的年度数据,同样得出了我国房地产的财富效应较微弱的结论。骆祚炎(2008)^[48]利用 VAR 模型,选用在 1985-2006 年之间的年度数据,结果表明,房价向上波动能够给居民带来财富效应,会促进居民消费的增长。宋勃(2007)^[49]基于我国的宏观数据进行实证研究,证实了房价波动是我国居民消费支出变化的 Granger 原因。丁攀、胡宗义(2008)^[50]采用我国在 1998-2006 年间的季度数据,建立误差修正模型进行实证分析,结果也显示出我国房价向上波动对居民消费的影响存在显著的财富效应。黄静、屠梅曾(2009)^[51]首次利用家庭微观调查数据,对近 10 年我国居民房地产财富与消费之间的关系进行研究,发现房地产通过财富效应对居民消费有显著促进作用,且经济越发达地区房地产的财富效应越明显。崔光灿(2009)^[52]使用我国 31 个省市在 1995-2006 年间形成的面板数据进行估计发现,不管是短期还是长期,我国房价波动对社会总消费的影响均表现出明显的财富效应。王柏杰等(2011)^[53]构建出包含消费习惯的消费函数,将财富区分为非房地产财富和房地产财富,采用我国省级面板数据进行实证分析,得出无论是短期还是长期,房地产对消费的影响均存在明显的财富效应,其中短期消费效应为 0.11,长期消费效应达到了 0.29。

1.2.2.3 实证检验得出房价波动对居民消费的影响财富效应不显著，甚至表现为挤出效应

朱新玲、黎鹏(2006)^[54]通过使用我国在 2000-2005 年的季度数据进行协整检验发现，房地产价格与社会消费品零售总额之间存在长期的反向均衡关系，也就是说房价波动对消费的影响有显著的挤出效应。刘旦、姚玲珍(2008)^[55]考察我国城镇住宅对消费的影响，将 1979-2006 年的时间分成两段，发现在 1979-1999 年间，影响并不显著，而在 2000-2006 年间，房价波动反而对消费产生了抑制作用。李祥、李勇刚(2013)^[56]建立房价波动与居民消费相关的联立方程，采用我国 30 个省市在 1998-2009 年间形成的省际面板数据进行实证分析，发现我国房价波动对居民消费影响的财富效应并不显著。赖溟溟、白钦先(2008)^[57]运用误差修正模型就房地产的财富效应进行研究，得出短期内房价波动会抑制居民的消费。杜莉等(2010)^[58]使用我国 172 个地级市城市在 2002-2006 年形成的面板数据进行回归分析，研究显示：居民的平均消费倾向会随着商品房价格的上升而下降。李成武(2010)^[59]采用面板数据也得出了房价波动对居民消费有挤出效应的结论。唐志军等(2010)^[60]指出房价上涨过快产生的挤出效应大于因房价上涨带来的财富效应，从而抑制当前消费，再通过协整检验和 VAR 分析发现，房地产价格波动对社会消费品零售总额的波动有负面影响。况伟大(2011)^[61]基于房东和租客的视角建立房价与消费关系的实证模型，采用我国 1996-2008 年的 35 个大中城市形成的面板数据，运用广义矩阵方法进行实证分析，结果发现房价的向上波动对非住房消费的影响为挤出效应。陈彦斌、邱哲圣(2011)^[62]以房地产 Bewley 模型为基础，得出房价向上波动引发的购房负担是年青家庭减少消费，加强预防性储蓄动机的根源。陈健等(2012)^[63]在考虑了经济变量之间的互动关系条件下，基于信贷约束视角研究了房价波动对消费的影响机制，使用我国 31 个省市在 2001-2009 年期间构成的面板数据，建立门槛面板模型进行实证分析，得出我国房价波动总体上会抑制居民的消费，同时还发现这种负向抑制作用会随着信贷市场的完善而有所减弱。朱国钟(2013)^[64]提出了一个类似于挤出效应的“房奴效应”，基于生命周期的动态模型，数值模拟发现我国房价上涨具有不可持续性，家庭为了购房和偿还贷款压缩消费，造就了“房奴效应”的存在，国民消费因而明显受到抑制。陈斌开、杨汝岱(2013)^[65]研究表明，住房价格向上波动使得我国城镇居民不得不“为买房而储蓄”，从而提高居民储蓄率，把房价对储蓄的影响作为房价挤出消费的重要原因。

1.2.2.4 比较不同区域、城市或者是不同类型消费者面对房价波动所表现出的消费差异

鉴于我国区域经济发展的非平衡性，不少学者也就我国不同区域或者是不同城市之间房价波动对消费的影响差异进行了研究。如王培辉、袁薇(2010)^[66]构建

面板协整模型，选取 2000-2009 年我国房地产销售额、城镇居民消费和收入相关的季度数据进行了实证研究，结果显示：就全国、东部和中部地区而言，房价向上波动对消费的影响呈现出财富效应，而西部地区表现为挤出效应，但影响并不显著，且以省份为研究对象还发现，东部和中部省份之中也有不少出现房地产对消费的影响效应为抑制作用的结果。李成武(2010)^[59]实证分析了各区域中房地产价格对居民消费的影响，发现四个直辖市、东北和东部地区均存在明显的负财富效应，且经济越发达地区房价波动对居民消费的挤出效应愈为明显。陈健、高波(2012)^[67]使用了我国 31 个省市在 2000-2008 年间的面板数据进行联立方程实证分析，研究表明房价的向上波动会加重我国低收入人群的住房压力，导致他们减少消费来满足购房需求，在西部地区结果却显示出房价与收入差距的相互作用反而促进了西部地区居民的消费，这种结果差异在一定程度上体现出我国区域经济发展的不均衡性。

张红(2005)^[68]运用我国 35 个大中城市的年度面板数据，实证检验各大城市住宅价格对消费的影响是否存在财富效应，结果发现研究中的 35 个大中城市的住宅价格对消费的影响具有明显财富效应。同时，她还基于我国在 1992-2003 年的季度数据得出了与之相反的结果，即住宅价格的变动与消费呈负相关性，由此暗示住宅价格对消费的影响存在地区性差异。韩丽鹏等(2010)^[69]以我国 2000-2008 年 35 个大中城市为研究对象，构建相关的面板模型得出：在研究的 35 个大中城市中，只有一小部分城市的实证结果显示出财富效应或者是挤出效应，而大部分城市的房地产财富效应并不存在。

值得注意的是，已有学者开始关注到不同家庭类型对房价波动的反映差异，例如黄静、屠梅曾(2009)^[51]的研究表明，房地产财富效应在自有住房的家庭和租房的家庭之间没有差异，但是户主越年轻，收入越高与经济越发达的地区对应的家庭房地产财富效应越大。许家军、葛扬(2011)^[70]利用 1999 年以来北、上、广、深等一线城市不同收入等级居民生活水平的面板数据，运用协整分析法检验收入差距对房地产财富效应的影响，结果表明，高收入家庭存在财富效应，中、低收入家庭表现为挤出效应，并指出这种非对称的财富效应可能是导致收入差距扩大的原因。谢洁玉等(2012)^[71]选用我国城镇住户调查数据，探讨房价波动对我国城镇居民消费的影响，研究结论显示：整体而言，房价波动会抑制居民的消费增长，而且这种抑制作用在不同群体中表现出明显差异，对于有未婚男性的家庭、或者是已经有房的家庭，尤其是现有住房价值较低的家庭来说，房价波动对消费的抑制作用会更明显。

1.2.2.5 比较研究房地产市场与股票等金融资产的财富效应

刘建江、杨玉娟(2005)^[72]就经济增长、房地产和股票资产与消费函数之间的

关系进行了细致地探讨,其研究结论发现股票对居民消费行为影响的财富效应不如房地产的财富效应,且房地产的财富效应会随着房地产金融市场的不断完善变得更加明显,同时此文较早地提出要关注于房地产对消费影响的正负两方面,以预防房地产泡沫的加重和破裂。马辉(2006)^[73]利用我国1991-2005年的季度数据进行协整和误差修正比较分析,基于更为详细的角度比较了房地产价格与股票市场中股票价格的波动对我国居民总消费的影响,实证结果表明:我国房地产价格波动对消费影响的财富效应不仅显著,且影响相对较大;而股票市场中股价的变动对消费的影响较弱,且随着时间的延长,两者对消费的财富效应都会有所增强。李玉山、李晓嘉(2006)^[74]比较了证券资产与房地产对消费的财富效应,构建误差修正模型检验得出:证券资产对消费的影响不显著,而房价波动对消费的影响从短期来看为挤出效应,但是从长期来看,对消费的影响表现为财富效应,促进消费增长。张漾滨(2012)^[75]运用LCH消费函数模型,就股价和房价对居民消费的影响进行实证研究,发现从短期来看,房地产市场具有显著的财富效应,股票市场则不具有;而从长期来看,股票市场对消费支出的财富效应略大于房地产市场,但影响效应并不明显。

1.2.3 文献简评

显然,房价对消费的影响结果并不统一,具有不确定性特征。对于为什么会产生这些差异,目前可以归纳为以下几个原因:一部分研究指出这种正向财富效应和负面挤出效应是相互影响甚至是相互抵消的,最终房价波动对消费的净效应取决于这两种效应的力量比较(李国学,2006^[44]);也存在部分研究认为房价的波动能否及时变现为流动性资产取决于抵押借贷成本的高低和信贷市场的发达程度,对于发展较为完善的信贷市场国家而言,房价波动对消费的影响可能更倾向于财富效应,但对于发展不完善的信贷市场国家来说,影响更倾向于负效应(Muellbauer,2007^[27]);还有一些部分研究甚至还认为财富效应渠道和抵押效应渠道并不真正是由房价波动导致的结果,而是由其他影响房价和消费的共同因素,如收入、利率和信贷约束条件等的作用,导致房价和消费朝同一方向变动,才使得房价和消费表现出一定程度的正相关性。那么,忽视这些共同因素的作用,估计出的财富效应对消费影响将会被高估,甚至可能存在挤出效应(Attanasio and Weber,1995^[76]; Attanasio et al.,2005^[77]; Calomiris et al.,2009^[28];刘宗明,2012^[78]; André et al.,2013^[29])。

以往研究我国房价波动对居民消费行为的文献,存在以下不足:一是较为忽视房地产的双重影响效应,即一般情形下从房地产的投资品属性角度来分析房价波动对消费的单重影响关系,兼顾考虑其消费品属性的研究较少;二是国内关于房价波动对居民消费影响的研究文献,大都是进行实证分析,缺少严密的理论推

导，且如果没有兼顾考虑到例如收入、利率、不确定性、流动性约束、消费习惯等因素对消费行为的共同影响，估算出的关于房价波动对消费的影响会出现遗漏变量偏差问题；三是房价上下波动对这两类消费支出是否存在不对称性效应的研究没有得到学者们的重视；四是房价波动对居民消费的影响是否为动态变化，是否存在门槛效应，两者之间的关系是否呈现倒 U 形曲线等相关问题鲜有研究；基于此，本文的创新主要就在于以上几个方面，且就中东西不同地区房价波动对居民消费的影响差异也进行了动态比较分析。

1.3 研究的基本思路、主要内容和方法

1.3.1 研究的基本思路

本文从理论上从住房的投资品和消费品双重属性出发，在消费最优选择模型基础上，引入房价、消费习惯、借贷约束等相关变量，构建出在消费习惯、不确定性、流动性约束条件下，能够检验出房价波动对居民消费影响的动态面板门槛模型，选用我国 1999-2011 年的省际面板数据，多重角度进行实证检验来探讨房价波动对我国城镇居民消费的影响效应。

首先，通过统计分析初步考量我国城镇居民消费与房价波动的相关性，为后文的理论分析与实证分析奠定现实基础；

其次，通过介绍以往相关消费函数理论，并在分析以往房价波动影响消费的相关文献基础上，兼顾考虑住房的投资品属性和消费品属性，从消费最优选择模型出发，理论上构建转型时期房价波动对我国城镇居民消费影响的理论基础模型，为后面的实证分析提供理论基础；

再次，根据上述现实统计分析和理论基础模型，我们就房价波动对我国城镇居民消费的影响进行了全面实证分析，不仅探讨房价对我国城镇居民消费的整体影响效应，而且就房价波动对居民消费的影响效应是否存在不对称性也进行研究，同时还考察了房价波动对居民消费的中东西地区影响差异，以及是否存在门槛效应也展开了深入探讨；

同时，为了发挥房地产对我国城镇居民消费的最大正向财富效应，需找出我国房价波动的原因，因此我们还就房价波动的影响因素也进行了实证探讨，力求为政府部门对房地产价格的调控提供实证依据；

最后，根据本文的研究结论，就房价合理上涨以维持其对消费的财富效应提出相应政策建议。

1.3.2 研究的主要内容

依据上述研究基本思路，本文共分为八章，主要内容如下：

第 1 章：绪论。首先介绍本文的选题背景与意义，然后对以往分析房价波动

对居民消费问题的研究分类做出叙述，并在此基础上简单评述目前的研究现状，指出国内相关研究文献的不足，最后还介绍了研究方法、研究思路、研究内容及其研究的重点、难点、创新点与不足。

第2章：房价波动影响居民消费的机理分析。首先介绍了房价波动影响居民消费的相关理论，然后基于房价波动财富效应与挤出效应的传导渠道详细分析了房价波动对居民消费影响的传导机制。

第3章：我国房价波动及城镇居民消费的现状分析。在对我国房价波动及其城镇居民的消费现状进行分析基础上，选用我国31个省市的城镇居民消费支出和平均房价形成的面板数据进行相关性分析，得出以下结论：房价波动对我国城镇居民消费存在显著影响。

第4章：房价波动对我国城镇居民消费影响的非对称性研究。在第二章房价波动影响居民消费的理论模型基础上，构建出能够检验出房价波动对居民消费是否存在非对称性影响的动态面板模型，利用系统广义矩阵方法，分析房价上下波动对消费的影响是否存在不对称性。

第5章：房价波动对我国城镇居民消费影响的地区性差异研究。在第二章房价波动影响居民消费的理论模型中加入地区性虚拟变量，构建出能够反映出房价波动对居民消费地区性影响差异的实证模型，并进行实证比较分析，然后以此为基础进一步构建出能够体现这种地区性动态影响差异的动态面板模型，对地区差异再进行动态比较分析。

第6章：房价波动对我国城镇居民消费影响的门槛效应研究。在第二章的基础上构建出能体现房价波动对居民消费影响的动态面板门槛模型，采用Caner and Hansen(2004)提出的含有内生变量的动态面板门槛效应模型估计方法，就房价波动对居民消费的影响是否存在门槛效应以及动态影响过程进行了深入探讨。

第7章：我国房价波动影响因素的实证研究。就目前我国关于房价波动的原因文献大都是进行定性分析，很少有实证研究证据基础上，尝试着从实证的角度来探讨其原因，这些影响因素中兼顾考虑了住房供给因素、需求因素及其制度性因素等各方面，来寻找出我国房价波动的实证依据。

第8章：政策建议。根据本文各章的研究结论，提出合理控制房价与发挥房价对消费影响为财富效应的政策建议。

最后：结论。归纳总结本文的主要内容，并指出后续的研究与展望。

1.3.3 研究方法

本文选用理论与实证相结合的方法就房价波动对我国城镇居民消费的影响进行了不同层次地探讨。

理论推导方面：(1)从理论上分析了房价波动对居民消费的不同影响渠道；(2)

在构建基础理论模型时，综合考虑了我国城镇居民消费的各个影响因素，同时再结合住房的投资品属性和消费品属性，建立了能够准确体现房价波动影响居民消费的理论基础模型。

实证分析方法方面：(1)采用面板单位根检验、面板协整以及面板格兰杰因果检验等相应的统计分析方法，对房价波动与我国城镇居民消费之间的关系进行相关性分析；(2)在未考虑门槛效应的实证模型与房价波动影响因素模型时，基于构建模型的具体特点，如非对称性与地区差异性研究，我们选用了系统广义矩方法(System-GMM)来解决模型中可能出现的内生性及其遗漏变量偏差等计量问题；(3)在进行门槛效应实证分析时，考虑到动态门槛效应模型与一般模型不同的特性，我们利用 Caner and Hansen(2004)^[79]提出的含有内生变量的动态面板门槛效应模型估计方法，就房价波动对居民消费影响的门槛效应及其动态影响过程进行了实证检验。

1.4 研究的重点、难点和创新点

1.4.1 研究的重难点

第一，结合我国的实际情形，探讨我国城镇居民消费的主要影响因素，进而为研究房价波动对我国城镇居民消费影响时能尽量避免出现遗漏变量偏差问题，在综合各条件下准确地分析出房价波动对我国城镇居民消费的影响效应。

第二，兼顾考虑住房的投资品属性和消费品属性，将住房纳入到最优消费函数中，利用贝尔曼方程求解出房价波动对我国城镇居民消费影响的理论基础模型。

第三，基于不同的研究视角，对已建立的理论基础模型进行扩展，再结合扩展的实证模型，选用合适的实证分析方法研究不同视角下房价波动对我国城镇居民消费的影响效应。

第四，在目前我国关于房价波动的原因文献大都是进行定性分析的前提下，兼顾考虑住房供给因素、需求因素及其制度性因素等各方面，来寻找出我国房价波动的实证依据。

1.4.2 研究的创新点

自 1998 年我国实施住房制度改革以来，我国房价不断攀升，房价收入比也已远远超过于居民可承受的合理范围。反之，我国国内消费需求却持续疲软，居民消费率和最终消费率呈现出不断下滑的态势，这两者之间是否存在某种联系，这是本文研究的主要目的。通过比较分析以往研究房价波动对居民消费影响的相关文献，发现本文的创新之处可能存在以下几个方面：

第一，国内关于房价波动对居民消费影响的研究文献，大都是进行实证分析，缺少严密的理论推导，且如果没有兼顾考虑到例如收入、利率、不确定性、流动

性约束、消费习惯等因素对消费行为的共同影响，估算出的关于房价波动对消费的影响会出现遗漏变量偏差问题。本文在这几方面做了较大改进，在消费者跨期最优选择模型基础上，引入房价、住房面积以及消费习惯、借贷约束等相关变量，构建出在消费习惯、不确定性、流动性约束条件下，能够检验出房价波动对居民消费影响的动态面板模型。

第二，以往研究我国房价波动对居民消费影响的文献，较为忽视房地产的双重影响效应，即一般情形下从房地产的投资品属性角度来分析房价波动对消费的单重影响关系，兼顾考虑其消费品属性的研究较少。本文在消费最优选择模型基础上，兼顾考虑住房的投资品属性和消费品属性，建立基础理论模型，在此基础上探讨房价波动对我国城镇居民消费的影响。

第三，房价上下波动对我国城镇居民消费是否存在非对称性的研究目前学者们重视不够。本文基于建立的理论基础模型，构建出能够检验房价上下波动对居民消费影响是否存在非对称性的实证模型，且就中东西不同地区房价波动对居民消费的影响差异做了实证比较分析，且地区间的这种影响差异是否会随着房价波动幅度的变化发生改变也进行了深入探讨。

第四，房价波动对居民消费的影响是否为动态变化，即房价的温和上涨到大涨，是否会呈现出一个从促进居民消费到效应相应减弱甚至出现抑制作用的变化过程，即影响是否存在门槛效应，两者之间的关系是否呈现倒 U 形曲线等相关问题鲜有研究；基于此，本文从双重效应变动趋势分析房价波动对居民消费影响的动态过程，建立能够检验房价波动对我国城镇居民消费影响是否会存在门槛效应，以及影响过程是否会呈现倒 U 曲线假说的实证模型，来对房价波动对消费的影响进行了更深层次地探讨。

1.5 本文的不足之处

本文最大不足之处在于面板时间长度较短且缺少更详细的微观调查分析数据，因而不能深入研究房价波动对不同类型家庭消费的影响，以及对不同年龄层次居民消费的影响差异，导致本文的研究视角不够全面。同时，在考虑门槛效应研究时提到过，房价波动幅度的门槛值可能受不同类型家庭所占比例、收入水平和边际消费倾向的变动而发生改变，在长期中房价波动对消费的动态影响也可能会发生左右改变，而且也尚未对房价的合理波动范围做一界定。这些在本文中均没有得到充分体现，均需要我们更进一步深入研究。

1.6 本章小结

本文着力于研究房价波动对我国城镇居民消费的影响，对我国房地产市场及其经济社会、居民生活环境的完善具有重要的理论与现实意义。本章首先介绍了

在我国房价上涨迅猛，不断攀高，而国内消费需求不足，长期低迷的背景下研究本文的意义，其次还从理论与实证的角度分别就房价波动对居民消费影响的相关文献进行了详细阐述，其中理论部分通常依赖于消费函数理论来分析房价波动对消费的影响，研究相对较少，实证部分相关研究相比更为丰富，研究的视角更多，具体可分为五类，即房价波动对消费的影响存在财富效应，且财富效应在不同国家表现出一定的大小差异，房价波动对居民消费的影响存在挤出效应，还有不同类型的消费者、或者是不同区域或者是城市之间的消费者在房价波动时呈现出消费差异，以及住房与股票等金融资产对消费的影响大小比较等等。最后，根据上述我国现实背景及其对现有文献的简单述评，本章还提出了本文的研究思路、主要内容、研究方法，并在研究主要内容、方法的基础上指出本文的研究重点难点及其创新点，以及有可能存在的研究不足之处。

第2章 房价波动影响居民消费的机理分析

从第一章介绍的研究文献可知，房价波动主要是通过影响居民所拥有的财富来达到改变居民消费行为的目的。显然，理解消费者的消费行为是致力于研究房价影响居民消费的基础，那么自然而然房价波动对消费影响的理论基础就是消费函数理论。消费函数理论是在消费者消费行为的基础上不断发展建立起来的关于居民消费与收入之间关系的一系列理论假说，用于解释理性消费者是怎样在各种约束条件下，合理地安排各期的消费来实现一生消费效用最大化。因此，消费函数理论和房价波动影响居民消费的传导机制是本文主要的理论支撑依据。由此，我们将在这章首先来回顾经典的消费函数理论，简要分析消费函数理论在我国城镇居民消费行为上的应用，并在此基础上构建出房价波动影响居民消费的理论模型，最后还进一步分析了房价波动对消费的传导机制。

2.1 房价波动影响居民消费的相关理论

2.1.1 消费函数理论回顾

消费函数理论发展由来已久，是经济学理论中必不可少的一部分。至今，消费函数理论的发展大致划分为以下三个阶段。第一阶段是基本的消费理论，着重于分析在确定性条件下，当期收入与当期消费之间的关系，以绝对收入假说和相对收入假说为典型代表。第二阶段也是基于确定性条件下，考虑持久性收入、预期收入和短暂性收入对消费的影响和差异，以生命周期假说和持久收入假说为代表。第三阶段认为影响消费行为的因素不仅仅是预期收入和持久收入，未来收入的各种不确定性也会在很大程度上对当期消费产生重要影响，如预防性储蓄假说、流动性约束假说等等均是这一阶段的代表。为了更为详细地了解消费函数理论的发展过程，我们接下来从基本消费理论、生命周期-持久收入假说、最新的消费理论进展三个阶段来进行分析，并简单介绍消费函数理论在我国城镇居民消费行为上的应用，以为房价波动影响居民消费理论模型的构建做好准备。

2.1.1.1 基本消费理论

1. 绝对收入假说

1936年，Keynes^[80]在《就业、利息与货币通论》中提出了绝对收入假说，该假说为以后的消费函数理论发展奠定了很好的理论基础。该假说的主要观点为：当期消费主要取决于当期的收入水平，即消费与收入是密切相关的，居民消费水平的高低取决于其相应收入水平的多少，并以边际消费倾向(MPC)和平均消费倾

向(APC)来表述消费与收入之间的关系。

该假说用公式表述为：

$$C_t = C_0 + \beta Y_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

其中 C_t 为当前消费水平， C_0 为自主消费水平， Y_t 为当期收入水平， β 表示居民的边际消费倾向大小，一般情形下 $0 < \beta < 1$ 。显然，当期消费完全依赖于当期收入，即为该假说的核心。利用式(2.1)求出平均消费倾向为：

$$APC = \frac{C_t}{Y_t} = \frac{C_0}{Y_t} + \beta + \xi_t \quad (2.2)$$

由于 C_0 、 β 为固定的常数， $\xi_t = \varepsilon_t / Y_t$ ，从上式可知，随着居民收入的提高，平均消费倾向反而会相应减少，即平均消费倾向呈现递减规律。这说明随着收入的提高，消费占收入的比重会下降，相应储蓄所占比重会相应增加。那么根据这一结论，富人的平均消费倾向就会普遍低于穷人的平均消费倾向，因为穷人的收入一般都是大部分或者是全部用于满足生活中最基本的生活消费，而富人就不一样，他们的生活消费已得到了很大满足，他们的收入在消费上面得不到很好体现，更多可能用于投资等商业用途。

同时根据边际消费倾向递减规律，我们可以得知：边际消费倾向也会随着收入的增加出现下降。再结合上文分析可以推断出，若收入分配两极化越明显，大部分财富集中于少数高收入人群，会导致整个国家的平均消费倾向出现较低情形，抑制国内居民的消费，出现消费需求低迷的现象，不利于经济的可持续健康发展。

Keynes(1936)^[80]的绝对收入假说在消费函数理论中占据了重要地位，为消费函数理论发展奠定了基础。虽然如此，经过消费函数理论的后续发展，不少经济学者指出该假说存在较严重的理论缺陷。第一，虽然肯定了收入在消费变化中的重要地位，但是只分析了当期收入对消费的影响，没有考虑过去及其将来收入的变动可能也会对消费造成影响。第二，只把消费看成是完全取决于收入的孤立行为，完全忽视了其他影响消费的重要因素，如未来各方面的不确定性因素等等。第三，消费函数缺乏相应的微观经济基础，没有考虑到消费效用最大化原理来分析现实中出现的问题。

2. 相对收入假说

与绝对收入假说对应的是相对收入假说，1949年由 Duesenberry^[81]提出，该假说强调消费者行为之间的相互作用，指出消费行为是一种社会行为，不仅具有“示范性”特征，还具有“棘轮效应”，即认为不仅当期收入水平会影响消费，过去的消费以及周围其他人的消费行为也会影响到消费决定。其中“示范效应”强调的是身边其他人的消费行为也会对自身的消费产生影响，具有模仿和攀比的性质，而“棘轮效应”指的是过去的消费习惯也会影响当期的消费决策，消费具有

不可逆性。用公式可以表示为：

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

其中 C_{t-1} 为前一期消费支出， β_2 表示的是当期消费支出在多大程度上受到前一期消费水平的影响。与绝对收入假说一样，相对收入假说同样缺乏微观经济基础，但却解释了消费的稳定性，并指出了消费对经济的主要稳定作用，也具有一定意义。不少研究通过实证分析发现，居民的消费行为在很大程度上受到过去消费习惯的影响，是影响消费的重要因素之一，为此类的研究提供了实证支持(李春风等, 2012^[82]、2013^[83])。

2.1.1.2 生命周期假说与持久收入假说

1. 生命周期假说

生命周期假说由 Modigliani and Buhlenber^[84] 在 1954 年共同提出，该假说还可称之为消费与储蓄的生命周期假说。该假说成立的前提条件为：(1)消费者行为是理性的，能合理支配自己的收入来进行消费。(2)消费者进行消费决策时遵循的目标是实现自己一生的消费效用最大化。显然，与绝对收入假说和相对收入假说不同，该假说依据于微观经济学中消费者行为理论，基于个人的消费行为为出发点，认为消费并不完全取决于当期收入水平，而是由其一生总收入水平决定。即消费者是根据各个生命周期阶段的长短来合理均衡地调节各个阶段的消费，因为消费者一生中，分为工作时期和退休期，那么为了达到一生消费效用的最大化与各期消费水平的均衡，他们的规律一般是在工作时期的消费水平要小于收入水平，消费之后剩余的收入用于储蓄以备退休时期的消费提供资金，因为退休之后的收入会相比之前有较大程度减少，要维持之前的消费水平，就必须动用工作时期所积累的储蓄，这样消费者相应的将一生全部收入合理地分配于各个生命周期，所以消费水平取决于一生的财富，而不仅仅是当期收入水平的高低。

该假说的含义用具体公式可表示为：

$$C_t^T = \Omega_t^T v_t^T \quad (2.4)$$

其中 T 表示第 t 年消费者的年龄， v_t^T 为该时期所持有的资源，包括当期收入、预期的未来收入及其余财富。接下来我们将式(2.4)转化为以下形式：

$$c_t^T = \Omega_t^T y_t^T + \Omega_t^T (N - T) y_t^{eT} + \Omega_t^T a_{t-1}^T \quad (2.5)$$

其中 y_t^T 表示第 t 年时的当期可支配收入， N 为预期的寿命， y_t^{eT} 为预期该时期的未来平均收入， a_{t-1}^T 为前期遗留的净资产。

我们再对代表人的消费支出水平进行加总，得到最优消费总量为：

$$C_t^T = \Omega_t^T Y_t^T + \Omega_t^T (N - T) Y_t^{eT} + \Omega_t^T A_{t-1}^T \quad (2.6)$$

其中 C_t^T 、 Y_t^T 、 Y_t^{eT} 、 A_{t-1}^T 分别对应式(2.5)中 c_t^T 、 y_t^T 、 y_t^{eT} 、 a_{t-1}^T 加总后的水平值。

紧接着，我们得到了最优消费函数的最终代表性模型为：

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 Y^e + \beta_3 A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

与前面说明类似，其中 C_t 、 Y_t 、 Y^e 、 A_{t-1} 分别对应的是当期消费支出、当期收入水平、预期的总收入水平、上一期遗留下来的总财富。从式(2.7)可知，生命周期理论假说将消费与消费者的当期收入、预期的未来收入以及其余财富联系起来，在一定程度上解释了消费函数在长期内为何较为稳定，而在短期内波动较大的原因。同时，该假说给我们的引申含义为：社会保障如养老保险制度可以为消费者退休时期提供一定的生活收入来源，他们在工作时期不需要为退休时期的生活消费开支去储蓄更多，就会减少消费者工作时期的储蓄，增加其消费水平，随之将扩大国内居民的消费需求。即该理论在我国以市场经济体制背景下，为养老保险制度的实施和完善提供了理论支持。

2. 持久收入假说

持久收入假说是 1957 年由 Friedman^[85] 提出的，该假说与生命周期假说本质上来说是一样的，结论也保持高度一致，均是从微观视角来分析消费者行为，认为当期收入只是决定消费的影响因素之一，并不起着唯一作用，因为消费的目的是提高消费效用，追求的是一生效用最大化，那么决定消费的因素还需考虑预期和财富的变化，即持久收入水平。由此提出了持久收入和暂时收入的概念，其中持久收入指的是消费者可以预测的长期有规律地稳定性收入，一般至少得持续 3 年以上时间，是消费行为长期以来可以依赖的收入。与之相对的就是暂时收入，指的就是消费者本身预测不到，即使预测到了，也是具有偶然、非持续、短暂性的收入，如一次性的奖励、意外之财等等。一般来说，理性消费者都希望消费具有长期稳定特征，因此他们并不会依据短暂收入来计划消费，而是依赖于持久收入来消费支出，根据这一假说，消费者一生中追求的目标函数为：

$$U = \sum_{t=1}^T u(C_t) \quad (2.8)$$

满足的约束条件为：

$$\sum_{t=1}^T C_t \leq A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t$$

其中 $u(C_t)$ 为消费效应函数，满足 $u'(C_t) > 0$ ， $u''(C_t) < 0$ 的条件。根据 Lagrange 函数求解得到 $u'(C_t) = \lambda$ ，这说明消费函数的边际效用在各期相等，即有：

$$C_1 = C_2 = \dots = C_T \quad (2.9)$$

那么我们得到的最终消费函数形式为：

$$C_t = \frac{1}{T}(A_0 + \sum_{i=1}^T Y_i) \quad (2.10)$$

基于此，我们可知消费者在对应时期的储蓄为如下形式：

$$S_t = Y_t - C_t = Y_t - \frac{1}{T}(A_0 + \sum_{i=1}^T Y_i) = (Y_t - \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T Y_i) - \frac{1}{T} A_0 \quad (2.11)$$

根据上式可知，消费者在任何一时期得到的短暂性收入对消费的影响非常小，大部分转化成储蓄，对储蓄的影响相对较大。这就是持久收入假说的核心内容，即：(1)将收入分为持久收入和暂时收入，两者具有不同的特性，暂时收入对消费的影响几乎不存在，即使存在也是通过影响持久收入来实现的。(2)消费支出并不是完全取决于当前收入，而是由持久收入水平决定。(3)持久收入具有稳定的特性，所以相应的消费支出也很稳定。

该假说给我们的启示为：若政府为了扩大内需，增加居民消费水平，采取相应的减税政策，如果该政策是短暂的，那么依据持久收入假说，理想的消费者预期到减税政策引起的收入增加只是提高了暂时收入的水平，持久收入水平并没有发生根本变化，其相应的消费计划并不会在原有基础上做出改变，暂时收入的增加只会大部分转化为储蓄，政府扩大内需的目的将不能达到预期效果。反之，在通货膨胀时期，相应实施的增税政策也很难达到理想效果。要想实现很明显的政策预期效果，政府需采取相应的措施直接提高居民的持久收入水平。

2.1.1.3 最新的消费理论进展

1. 随机游走假说

由于上述的生命周期-持久收入假说无法解释不确定性因素对消费储蓄行为的影响，为此 Hall(1978)^[86]根据 Lucas 的思想，利用消费函数的二次形式，通过理论推导提出随机游走假说。该假说是对生命周期-持久收入假说的一个扩展，具体指的是：消费者在理性预期下，消费者追求一生效用最大化过程中的消费轨迹是一个随机游走过程，除了当期消费以外，任何因素都无法对下一期的消费水平提供合理预期。该假说假定消费效用函数是二次消费形式，即消费者追求的消费目标函数为：

$$\max E(U) = E \left[\sum_{i=1}^T u(C_i - \frac{a}{2} C_i^2) \right], a > 0 \quad (2.12)$$

约束条件仍然是：

$$\sum_{i=1}^T C_i \leq A_0 + \sum_{i=1}^T Y_i$$

消费函数对消费求导得出消费函数的边际效用 $MC = 1 - aC_1$ ，那么则有：

$$1 - aC_1 = E_1[1 - aC_t], t = 2, 3 \dots T \quad (2.13)$$

上式可以转化为如下形式：

$$E_1[1-aC_t]=1-aE_1[C_t]$$

这表明：

$$C_t = E_1[C_t], t = 2, 3 \dots T$$

代入约束条件可知：

$$\sum_{t=1}^T E_1[C_t] = A_0 + \sum_{t=1}^T E_1[Y_t]$$

那么：

$$C_t = \frac{1}{T} (A_0 + \sum_{t=1}^T E_1[Y_t])$$

即消费者每期的消费相等，均是一生总财富的 $\frac{1}{T}$ ，但是对于消费本身而言，每一期的预期消费都是与消费者当期消费水平相等，而消费的变化是无法预测的，那么就有

$$E_{t-1}[C_t] = C_{t-1}$$

即：

$$C_t = C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

其中式(2.14)中 C_t 、 C_{t-1} 分别指的是当期消费和上一期消费水平，而 ε_t 为不能预测的误差。很显然，收入在预期消费变化中起不到作用，与之前提到的生命周期-持久收入假说相矛盾。经过不少经济学者的后续研究，发现该假说与实际情形并不完全相符，出现了大量不支持随机游走假说的证据，最明显的莫过于大量的实证研究得出：消费支出对收入的变化存在过度敏感性，对无法预期的收入变化并不敏感。为了解释该假说与实证研究结论的差异，之后不少研究者对该假说做出修正，推动消费理论得到了进一步发展。

2. 流动性约束假说

流动性约束又可称之为“信贷约束”，最早是由 Flavin(1973)^[87] 和 Tobin(1971)^[88] 提出，指的是消费者不能够自由地从金融机构或者是非金融机构中获得想要的贷款来满足理想的消费水平，即该假说认为生命周期-持久收入假说所假定的消费者可以在相同的利率水平上自由进行借贷和储蓄的条件与现实情形并不相符。因为在现实生活中，流动性约束随时都可能存在，在一定程度上会对消费起到抑制作用。如果居民在时期 t 面临流动性约束，那么居民在跨期做决策时并不能平滑消费来实现一生效用最大化。给定下一时期的消费， t 时期的消费要小于完美市场预期。同样，即使流动性约束不在当期发生，如果消费者预测流动性约束在将来会发生，他们也将抑制当前一部分消费。因此，流动性约束的存在会导致消费者的消费水平有所下降，相应的增加储蓄来预防未来不确定因素对消

费的影响。

该假说把消费者分为三期，年轻期、中年期和老年期，考虑消费者第二期的消费行为，那么第三期消费为

$$C_3 = A_2 + Y_3 = A_1 + Y_2 - C_2$$

我们将后两期的消费效用加总得到：

$$U = (C_2 - \frac{1}{2}aC_2^2) + E_2 \left[(A_1 + Y_2 + Y_3 - C_2) - \frac{1}{2}a(A_1 + Y_2 + Y_3 - C_2)^2 \right] \quad (2.15)$$

在式(2.15)两边对 C_2 求导得出第二期的消费函数如下：

$$C_2 = \min \left\{ \frac{A_1 + Y_2 + E_2[Y_3]}{2}, A_1 + Y_2 \right\} \quad (2.16)$$

类似地考虑第一期的消费支出函数，那么得出第一期的消费函数为：

$$C_1 = \min \left\{ \frac{A_0 + Y_1 + E_1[Y_2] + E_1[Y_3]}{3}, A_0 + Y_1 \right\} \quad (2.17)$$

从上式可知，当消费者面临流动性约束时，消费水平将相比没有流动性约束时要低。之后，相继出现了大量这方面的研究，主要代表人物有 Zeldes(1989)^[89]和 Deaton(1991)^[90]等，他们运用不同的研究方法进一步深入分析了流动性约束的存在，以及流动性约束是如何影响消费及其储蓄。

根据流动性约束假说，我们知道，不同国家的消费者在不同程度上受到流动性约束，即便是发达国家，由于信贷市场上存在信息不对称等原因，流动性约束都将对居民消费行为造成影响，就更不用说发展中国家（制度性因素将使得居民普遍感受到的流动性约束更强）。通过大量的研究与国际比较分析发现，通常而言，流动性约束的存在会导致当期消费对收入的敏感性有所减弱，消费者的消费水平要低于没有流动性约束时的消费水平，减少当期消费，相应增加储蓄，流动性约束的存在确实是各个国家居民储蓄居高不下的重要因素之一。

3. 预防性储蓄理论

预防性储蓄的定义最早出现于 Leland(1968)^[91]，他首次从理论上证明了收入不确定性对消费存在影响，并指出未来收入不确定时，消费者将减少当前消费，多出一部分储蓄，这部分储蓄就是为了防范未来不确定性收入所带来的冲击而进行的预防性储蓄。这一发现为预防性储蓄理论的发展奠定了基础。预防性储蓄理论在此基础上对生命周期-持久收入假说进行扩展和补充，从更为实际的角度出发，把不确定因素引入到分析模型中，认为消费者不仅是将收入均等分配于整个生命周期，而且还是在防范未来不确定事件的发生。即消费者在做出消费决策时不仅要考虑持久收入的影响，而且还得将持久收入的不确定性因素考虑进去。如果持久收入水平不存在任何风险，消费者遵循生命周期-持久收入假说进行消费，但是若持久收入存在风险，理论消费者具有规避风险的偏好，将为未来的风险未雨绸

缪，以确保能够应付未来的各方不确定性对消费造成的负面影响。

该假说的最优化问题可以表述为：消费者不仅是将收入均等分配于整个生命周期，而且还是在防范未来不确定事件的发生来达到一生效用最大化。假定消费者 i 以追求终身效用最大化为目标，即在时间 t 的目标函数为：

$$\text{Max}_{C_{i,t+j}} E_t \left[\sum_{j=0}^{T-t} (1+\delta)^{-j} U(C_{i,t+j}) \right] \quad (2.18)$$

约束条件为：

$$A_{i,t+j+1} = (1+r_t)A_{i,t+j} + Y_{i,t+j} - C_{i,t+j} \quad (2.19)$$

其中 E_t 为基于时间 t 可得信息的期望， δ 为时间偏好率， $U(C)$ 是效用函数，在时间上效用可加且相互独立，满足 $U' > 0$ ， $U'' < 0$ ， $U''' > 0$ 的条件； $C_{i,t}$ 是消费水平， $A_{i,t}$ 为财富，且 $A_{i,T+1} = 0$ ， T 为生命周期， r_t 为实际利率， $Y_{i,t}$ 为劳动收入。

Leland(1968)^[91]指出如果消费效用函数的三阶导数大于 0，且如果未来收入具有不确定性特征时，消费为了应对未来的不确定性，会减少当期消费增加储蓄。

采用动态最优化的贝尔曼方程求解该消费模型，得到 $j=1$ 时的欧拉方程，

$$\left(\frac{1+r_t}{1+\delta} \right) E_t [U'(C_{i,t+1})] = U'(C_{i,t}) \quad (2.20)$$

预防性储蓄理论基于不确定性的视角考虑消费者的消费行为，将未来收入不确定性也作为是影响居民消费储蓄的重要原因，是对生命周期-持久收入假说的一个很好扩展。目前，关于预防性储蓄的相关模型，比较有代表性的包括 Leland(1968)^[91] 中的储蓄模型、Lusardi(1998)^[92] 提出的最佳财富收入比模型、Dynan(1993)^[93] 的预防性储蓄模型以及 Carroll and Summers(1991)^[94]、Carroll(1992)^[95] 和 Deaton(1992)^[96] 的缓冲存储模型等(龙志和、周浩明,2000^[97])。

尽管出现了很多关于预防性储蓄的研究，但因经济学者对不确定性来源理解不同，加上研究采取的方法也各有差异，使得最终所得出的结论差异较大，甚至也有完全相反的结论。预防性储蓄的研究仍然是目前尚待解决的研究话题。虽然如此，这些研究主要集中分析的问题还是保持基本一致，即：(1)预防性储蓄存在的根本原因，是否与收入的不确定性存在直接因果关系。(2)若预防性储蓄存在，那么预防性储蓄动机强度又有多大。

4. 损失厌恶假说

Shea(1995)^[98]提出了一种新的消费理论——“损失厌恶假说”，他通过预期收入的未来走势来分析其对消费的影响，发现了与流动性约束假说不一样的结论，即预期收入下降时消费行为更易违反生命周期-持久收入假说。他认为出现这种结果的原因是消费者的消费效用函数在不同条件下是不一样的，存在一个临界值，当消费水平高于这个临界值时，消费效用是凹的，而当消费水平低于该临界值时，消费效用转变为凸的，也意味着当消费水平较高时，消费者是风险厌恶的，反之

当消费水平相对较低时，消费者是风险喜好的，即并不是所有消费者都具有风险偏好的喜好，也存在一部分消费者是损失厌恶型。当然，该假说目前还并不是很完善，仍处于发展之中。

5. λ 假说

Campbell and Mankiw(1989)^[99]在生命周期-持久收入假说和绝对收入假说的基础上，提出了 λ 假说，认为一个真实可信的消费函数不仅要有一定的理论基础，同时还必须与现实相吻合。即消费函数应不仅具有生命周期-持久收入假说的基本逻辑思路，同时还需得到现实数据的实证支持。

根据生命周期-持久收入假说，消费必须与持久收入有密切联系，而大量的实证研究发现，现实情形中消费与当期收入之间存在过度敏感性，结合两者，他们提出以下消费函数：

$$C_t = \lambda Y_t + (1-\lambda)Y_{pt} \quad (2.21)$$

其中 C_t 、 Y_t 、 Y_{pt} 分别指的是当期消费、当期收入和持久收入水平。这就是所谓的 λ 假说。根据此公式，我们可以理解为有一部分人遵循生命周期-持久收入假说来决定消费，而还剩下的一部分人他们完全按照当期消费水平来对消费进行决策。再根据 $C_t = \lambda C_{t-1} + \varepsilon_t$ ，可将式(2.21)改为如下形式：

$$C_{t+1} = C_t + \lambda Z_{t+1} + V_{t+1} \quad (2.22)$$

其中 $Z_{t+1} = Y_{t+1} - Y_t$ ， $V_{t+1} = (1-\lambda)\varepsilon_{t+1}$ ， V_{t+1} 表示误差干扰项。

目前，大部分研究者将 λ 假说与流动性约束假说联系起来，认为在社会中有一部分消费者处于收入等级的低层水平，受到流动性约束的束缚，他们基本上是按照当期收入水平来决定当期消费，而另外收入等级较高的消费者，他们不受到流动性约束或者是程度较弱，可以自由借贷来实现一生消费效用的最大化，将根据一生收入来平滑自己的各期消费，他们以生命周期-持久收入假说的方式来安排各期消费，消费由持久收入水平决定。 λ 假说在现有的消费文献中应用较多，为此类研究的实证模型构建提供了很好的理论依据。

2.1.2 消费函数理论在我国城镇居民消费行为上的应用

我们在这一部分首先介绍一下生命周期-持久收入假说用于解释我国城镇居民消费行为的情况，然后再基于生命周期-持久收入假说的基础上，结合预防性储蓄理论和流动性约束假说来进一步阐述，来比较分析消费函数理论在我国的实用性。

Modigliani、Brumberg(1954)^[84]和Friedman(1957)^[85]提出LC/PIH假说，认为居民的消费取决于持久收入而非当期收入，居民会通过分配一生的收入来平滑一生的消费以达到一生效用最大化，其中持久收入是跨期一生收入的平均值。该假

说可用下面的式(2.23)来表示:

$$C_t = \left(\frac{r}{1+r}\right) \left[A_t + \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t Y_{t+i}\right] \quad (2.23)$$

$$A_t = (1+r)(A_{t-1} + Y_{t-1} - C_{t-1}) \quad (2.24)$$

其中 C_t 为消费水平, r 为实际利率, A_t 为财富 (非人力资本), E_t 为基于时间 t 可得信息的期望算子 (条件期望), Y_t 为劳动收入。式(2.23)表明了居民的消费支出由其一生中可以获得收入的平均值也就是持久收入水平决定, 式(2.24)是财富 A_t 随着时间的变化过程。

由式(2.23)和式(2.24)我们得到以下方程:

$$\Delta C_{t+1} = r \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} (E_{t+1} - E_t) Y_{t+i} \quad (2.25)$$

由式(2.25)我们得知: 如果居民的消费行为遵循LC/PIH假说, 那么居民消费支出变化由由劳动收入的变化来决定。如果我们假设居民的劳动收入 Y_t 服从形如 $\Delta Y_t = \alpha + \varphi \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 的自回归过程, 其中 ε_t 是劳动收入的误差项, 将其代入式(2.25)我们得到以下形式:

$$\Delta C_{t+1} = \frac{1+r}{1+r-\varphi} \cdot \varepsilon_t \quad (2.26)$$

因此我们得到消费变化的方差与收入冲击方差之间的关系为:

$$\sigma_{\Delta C_{t+1}} = \left(\frac{1+r}{1+r-\varphi}\right)^2 \cdot \sigma_{\varepsilon} \quad (2.27)$$

接下来我们使用 1995-2011 年间的城镇居民人均可支配收入和人均消费性支出对我国城镇居民收入与消费之间的变化关系进行分析, 其中消费性支出中扣除了耐用品消费支出额, 且人均可支配收入和人均消费性支出均通过城镇居民消费价格指数消除了每年价格因素的影响。首先对人均可支配收入进行回归分析得到:

$$\Delta Y_t = 1.14 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \sigma_{\varepsilon} = 9.834 \quad (\sigma_{\varepsilon} \text{ 为误差项 } \varepsilon_t \text{ 的方差})$$

把上式代入式(2.27)得到:

$$\Delta C_{t+1} = \frac{1+r}{r-0.14} \cdot \varepsilon_t$$

即按照 LC/PIH 假说我国城镇居民消费变化的方差与收入冲击方差之间满足以下关系:

$$\sigma_{\Delta C_{t+1}} = \left(\frac{1+r}{r-0.14}\right)^2 \cdot \sigma_{\varepsilon} \quad (2.28)$$

其中 $\left(\frac{1+r}{r-0.14}\right)^2$ 是关于 r 的递减函数, 该式的最小值为 5.395。将误差项 ε_t 的方

差代入，得出消费支出变化的方差最小值为 53.06。也就是说如果按照 LC/PIH 假说，我国城镇居民的消费支出变化的方差应不小于 53.06。而根据 1995-2011 年间我国城镇居民实际人均消费水平数据计算得到的消费支出变化的方差仅有 16.65，远远小于按照 LC/PIH 假说得到的最小值。因此，相对 LC/PIH 假说中的消费函数而言，我国城镇居民的实际消费表现出过度平滑特征。这说明居民的消费支出的增加并不像 LC/PIH 假说所描述的那样由收入的增加来决定，也就是说消费支出的增加并不仅仅取决于收入的增加。

根据上述分析我们得出结论：仅用 LC/PIH 假说来解释我国城镇居民消费数据的变化规律具有一定的局限性，我国城镇居民的消费相对于收入变化表现出过度平滑特征，消费支出的增加并不仅仅取决于收入的增加。这也从另一个层面说明了我国政府虽然采取了各种措施来提高城镇居民的可支配收入，但是城镇居民消费需求仍然没有完全启动，消费水平仍然不尽如意的现实。因此，我们有必要从其它的视角来重新审视我国城镇居民的消费行为。

接下来我们再结合预防性储蓄和流动性约束假说，将不确定性和流动性约束纳入进生命周期-持久收入假说，来对我国城镇居民的消费行为进行更深入地探讨。

此时消费者追求的跨期最优行为为：

$$\max E_t \left[\sum_{\tau=t}^{\infty} (1+\rho)^{t-\tau} U(C_{\tau}) \right] \quad (2.29)$$

要满足的预算约束条件为：

$$\sum_{\tau=t}^{\infty} (1+r)^{t-\tau} C_{\tau} \leq A_t + \sum_{\tau=t}^{\infty} (1+r)^{t-\tau} E_t Y_{\tau} \quad (2.30)$$

$$\begin{aligned} A_t &= (1+r)(A_{t-1} + Y_{t-1} - C_{t-1}) \\ A_t + Y_t - C_t + Z_t &\geq 0 \end{aligned} \quad (2.31)$$

其中 $U(C)$ 是效用函数，在时间上效用可加且相互独立，满足 $U' > 0$ ， $U'' < 0$ ， $U''' > 0$ 的条件。假定城镇居民的生命周期是无限期的， $Z_{i,t}$ 为最大限度的借贷资本， ρ 为时间偏好率（在本章中假定为常量）， r 为实际利率。式(2.31)代表城镇居民所受到的流动性约束条件。

首先我们将目标函数的最大值转化为标准化问题（即最小值问题）：

$$\max E_t \left[\sum_{\tau=t}^{\infty} (1+\rho)^{t-\tau} U(C_{\tau}) \right] = -\min E_t \left[-\sum_{\tau=t}^{\infty} (1+\rho)^{t-\tau} U(C_{\tau}) \right] \quad (2.32)$$

则式(2.32)在预算约束条件下的 Lagrange 函数为：

$$\begin{aligned} L(C, \lambda, \mu, \omega) &= E_t \left[-\sum_{\tau=t}^{\infty} (1+\rho)^{t-\tau} U(C_{\tau}) \right] - \lambda \left[A_t + \sum_{\tau=t}^{\infty} (1+r)^{t-\tau} E_t Y_{\tau} - \sum_{\tau=t}^{\infty} (1+r)^{t-\tau} C_{\tau} \right] \\ &\quad - \mu \left[(1+r)(A_{t-1} + Y_{t-1} - C_{t-1}) - A_t \right] - \omega (A_t + Y_t - C_t + Z_t) \end{aligned}$$

其中 λ 、 μ 、 ω 分别是式(2.30)、(2.24)、(2.31)的 Lagrange 乘数。根据 Karush-Kuhn-Kucker 条件，我们得知 λ 、 μ 、 ω 均大于 0。

$$\text{令 } \frac{\partial L}{\partial C_{t+1}} = 0, \text{ 则}$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_{t+1}} = -\frac{1}{1+\rho} E_t[U'(C_{t+1})] + \lambda \times \frac{1}{1+r} = 0$$

令 $\frac{\partial L}{\partial C_t} = 0$ ，则

$$\frac{\partial L}{\partial C_t} = -U'(C_t) + \lambda + \omega = 0$$

由以上两式我们得到以下形式：

$$\left(\frac{1+r}{1+\rho}\right) E_t[U'(C_{t+1})] = U'(C_t) - \omega, \quad (\omega \geq 0) \quad (2.33)$$

在此假设城镇居民的效用函数满足 CRRA 形式，即 $U(C) = (1-\gamma)^{-1} C^{1-\gamma}$ ， $\gamma > 0$ ，那么 $U'(C) = C^{-\gamma}$ ，则式(2.33)变为如下形式：

$$\left(\frac{1+r}{1+\rho}\right) E_t[C_{t+1}^{-\gamma}] = C_t^{-\gamma} - \omega$$

用指数形式表示为：

$$C_t^{-\gamma} - \omega = \left(\frac{1+r}{1+\rho}\right) E_t[e^{-\gamma \ln C_{t+1}}]$$

由于消费的对数分布一般是属于正态分布，结合上式则有

$$C_t^{-\gamma} - \omega = \left(\frac{1+r}{1+\rho}\right) E_t[e^{-\gamma \ln C_{t+1}}] = \left(\frac{1+r}{1+\rho}\right) (e^{-\gamma E(\ln C_{t+1})} e^{\gamma^2 \sigma^2 / 2})$$

再在两边取对数并化简得到：

$$\gamma E(\ln C_{t+1}) + \ln(C_t^{-\gamma} - \omega) = \ln(1+r) - \ln(1+\rho) + \gamma^2 \sigma^2 / 2 \quad (2.34)$$

其中 $E(\ln C_{t+1})$ 表示 $\ln C_{t+1}$ 的均值， σ 表示 $\ln C_{t+1}$ 的方差，可以用来反映不确定性。我们接下来以式(2.34)为基础来分析不确定性、流动性约束因素对城镇居民消费行为的影响。首先我们用 $\ln C_{t+1}$ 来代替 $E(\ln C_{t+1})$ ，并假定

$$D = \frac{1}{\gamma} \ln(1+r) - \frac{1}{\gamma} \ln(1+\rho) + \gamma \sigma^2 / 2 = E(\ln C_{t+1}) + \frac{1}{\gamma} \ln(C_t^{-\gamma} - \omega) \leq \ln C_{t+1} - \ln C_t \quad (2.35)$$

很显然 D 是关于 ω 、 σ 的函数。接着我们对 $\ln C_{t+1}$ 进行以 $C_{i,t}$ 为中心的 Taylor 展开再代入式(2.35)并化简得： $\frac{C_{t+1} - C_t}{C_{t+1}} \geq D$ ，则 $C_{t+1} \geq \frac{C_t}{(1-D)}$ 。一般情形下， $C_{t+1} \geq C_t \geq 0$ ，那么 $D \in [0,1)$ 。为了分析简便，接下来我们假定 D 是一个位于 $[0,1)$ 之间的一个常数。

根据前面的分析我们得到：

$$\begin{aligned} \sum_{\tau=t}^{\infty} (1+r)^{t-\tau} C_{\tau} &= C_t + \frac{1}{1+r} \cdot C_{t+1} + \frac{1}{(1+r)^2} \cdot C_{t+2} + \dots + \frac{1}{(1+r)^n} \cdot C_{t+n} + \dots \\ &\geq C_t + \frac{1}{(1+r)(1-D)} \cdot C_t + \frac{1}{(1+r)^2(1-D)^2} \cdot C_t + \dots \\ &\quad + \frac{1}{(1+r)^n(1-D)^n} \cdot C_t + \dots \\ &= \frac{(1+r)(1-D)}{(1+r)(1-D)-1} \cdot C_t \end{aligned}$$

再结合式(2.30)我们有：

$$\frac{(1+r)(1-D)}{(1+r)(1-D)-1} \cdot C_t \leq \sum_{\tau=t}^{\infty} (1+r)^{t-\tau} C_{\tau} \leq A_t + \sum_{\tau=t}^{\infty} (1+r)^{t-\tau} E_t Y_{\tau} \quad (2.36)$$

同样假设城镇居民的劳动收入 Y_t 服从形如 $\Delta Y_t = \alpha + \phi \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 的自回归过程，那么将其与式(2.36)结合我们得到以下形式：

$$\sigma_{\Delta C_{t+1}} \leq \left[\frac{(1+r)(1-D)-1}{r(1-D)} \cdot \frac{1+r}{1+r-\phi} \right]^2 \sigma_{\varepsilon} \leq \left(\frac{1+r}{1+r-\phi} \right)^2 \sigma_{\varepsilon} \quad (2.37)$$

当 $D=0$ 时，有 $\sigma_{\Delta C_{t+1}} = \left(\frac{1+r}{1+r-\phi} \right)^2 \sigma_{\varepsilon}$ ，这就是 LC/PIH 假说预期的关于收入波动引起消费变化的方差形式；当 $D \neq 0$ 时，上式右边符号取小于号，那么相对于 LC/PIH 假说的预期，基于流动性约束、不确定性条件下的消费变化的方差要小于 LC/PIH 假说的预期。观察 D 的表达式，可知 D 是关于 ω 、 σ 的函数，且随着 ω 、 σ 的增加而增加，而 $\frac{(1+r)(1-D)-1}{r(1-D)}$ 是关于 D 的减函数。即随着流动性约束越大，不确定性越强， D 的取值会越大， $\frac{(1+r)(1-D)-1}{r(1-D)}$ 的值反而变小，那么消费行为的平滑特征就会表现得更为明显。

从上面的分析结果可知，将不确定性、流动性约束因素纳入 LC/PIH 假说能够更好地解释我国城镇居民真实消费支出的变化规律。这也在一定程度上说明城镇居民所面临的不确定性的与流动性约束的强弱会对居民的消费决策产生影响。这也说明了我国城镇居民的消费行为并不能完全用某一种消费函数理论来解释，而必须结合我国的实际情形来选择合适的消费函数理论来寻求理论依据，为接下来我们构建房价波动对我国城镇居民消费的理论模型提供了很好的研究思路。

2.1.3 房价波动影响居民消费的理论模型

根据第一章文献的分类分析，我们得知房价波动对居民消费影响结果并不统一，具有不确定特征，对于产生结果差异的原因，有以下 3 个方面：

第一，住房具有消费品和投资品的双重属性，财富效应和挤出效应是同时存在的，房价波动对消费的最终影响取决于这两种力量的相互比较；

第二，房价波动对消费的影响取决于抵押贷款的高低和信贷市场的发达程度，对于信贷较为完善的国家，影响更倾向于财富效应，反之，对于信贷市场不完善的国家而言，呈现出挤出效应；

第三，财富效应并不是由房价波动引起的，而是由其他影响房价和消费的共同因素，如收入、利率和信贷约束条件等作用，导致房价和消费朝着同一方向变动，才使得房价和消费表现出一定的正相关性。因此，如果忽视这些共同因素的作用，估计出的财富效应对消费的影响将会被高估，甚至有可能存在挤出效应。

基于此，本文要研究房价波动对我国城镇居民消费的影响，就必须将这些不确定性因素考虑进来，才能更为准确地估计出房价对消费的真实影响。为了实现

这个目标，我们采取如下措施，在消费效用函数中必须考虑到住房消费的影响，将住房的消费品属性考虑进来，也就是说住房消费会影响居民消费的有效效用；其次，在消费者实现消费最优化过程中，考虑住房的资金约束和抵押约束条件，将住房的投资品属性考虑进来；同时也要将影响消费和房价的共同因素加入模型中避免出现遗漏变量偏差问题。

再结合消费函数理论对我国城镇居民消费行为上的应用分析，我们接下来不仅将生命周期-持久收入假说与流动性约束假说、预防性储蓄假说结合起来，而且考虑相对收入假说的消费习惯因素对消费的影响，还按照 λ 假说将消费者分为受到流行性约束和未受到流动性约束两种类型，构建出在消费习惯、不确定性、流动性约束条件下，能够多方面系统地检验出房价波动对居民消费影响的动态面板模型。模型构建如下：

考虑一个代表性理性消费者，假定该消费者以追求终身效用最大化为目标，即在时间 t 的目标函数为：

$$\text{Max} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s U(\bar{C}_{s+t}; H_{t+s}) \quad (2.38)$$

其中 E_t 为基于时间 t 可得信息的期望算子， β 为折旧因子， \bar{C}_t 为 t 时期的有效消费，形式为 $\bar{C}_t = C_t - \alpha C_{t-1}$ ($0 \leq \alpha \leq 1$)，即有效消费为当期消费 C_t 与滞后一期消费 C_{t-1} 的调整值， α 为习惯强度，也就是滞后一期消费对当期消费的影响程度， H_t 指的是房地产市场相关变量（住房的消费品属性），在一定程度上影响居民消费的有效效用。

上述目标函数满足以下约束条件（住房的投资品属性）：

资金约束条件：

$$C_t + Q_t(h_t - h_{t-1}) + R_{t-1}B_{t-1} = Y_t + B_t \quad (2.39)$$

抵押约束条件：

$$B_t \leq (1 - \theta)Q_t h_t \quad (2.40)$$

其中 Q_t 为 t 时期的房价， h_t 为投资住房面积， R_t 为实际利率， B_t 为最大能力的借贷资金， Y_t 为居民的可支配收入。(2.40) 式为居民每一期抵押或借贷资金所受到的限制，且 $0 < \theta < 1$ 。

居民在 t 时期的手持现金为：

$$X_t = Y_t + Q_t h_{t-1} - R_{t-1} B_{t-1} \quad (2.41)$$

那么，根据(2.39)-(2.41)式我们得到：

$$C_t + \theta Q_t h_t \leq X_t \quad (2.42)$$

再将(2.39)式与(2.41)式结合有：

$$X_{t+1} = R_t(X_t - C_t) + (Q_{t+1} - R_t Q_t)h_t + Y_{t+1} \quad (2.43)$$

所以，上述最优化问题就转为目标函数(2.38)式在约束条件(2.42)-(2.43)式的求解问题。

求解该问题，我们得到该最优化问题所对应的欧拉方程为：

$$U_t^{\bar{c}} = (\alpha + R_t)\beta E_t(U_{t+1}^{\bar{c}}) + \mu_t \quad (2.44)$$

其中 μ_t 为约束条件(2.42)式所对应的拉格朗日乘子。(2.44)式给我们的经济含义就是，如果居民在时期 t 面临借贷约束，那么其借贷能力就会相应的受到限制，产生流动性约束，从而使得居民在跨期做决策时并不能平滑自己一生的消费来达到一生效用的最大化。因此，给定下一时期的消费， t 时期的消费要小于完美市场预期，也就是说 $\mu_t > 0$ 。

我们令 $\omega_t = \mu_t / [(\alpha + R_t)\beta E_t(U_{t+1}^{\bar{c}})]$ ，则 $\omega_t > 0$ 成立。那么，(2.44)式变为如下形式：

$$U_t^{\bar{c}} = (\alpha + R_t)\beta E_t(U_{t+1}^{\bar{c}})(1 + \omega_t) \Rightarrow (\alpha + R_t)(1 + \omega_t)\beta \frac{U_t^{\bar{c}}}{U_{t-1}^{\bar{c}}} = 1 + e_t \quad (2.45)$$

其中 e_t 为预期误差。

我们假定效用函数为常相对风险厌恶形式，即 $U(\bar{C}_t; H_t) = \exp(H_t) \times \frac{\bar{C}_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ ，其中 γ 代表相对风险厌恶程度。接下来将效用函数代入(2.45)式中得到：

$$(\alpha + R_t)(1 + \omega_t)\beta \exp(\Delta H_t) \left(\frac{\bar{C}_t}{\bar{C}_{t-1}}\right)^{-\gamma} = 1 + e_t$$

其中 Δ 为一阶差分符号。再对两边取自然对数并化简得：

$$\Delta \ln(C_t - \alpha C_{t-1}) = \frac{1}{\gamma} (\ln(\alpha + R_t) + \ln(1 + \omega_t) + \ln \beta + \Delta H_t - \ln(1 + e_t)) \quad (2.46)$$

参照 Muellbauer(1988)^[100]、Dynan(2000)^[101] 的研究，本章在此假定 $\Delta \ln(C_t - \alpha C_{t-1}) \approx \Delta \ln C_t - \alpha \Delta C_{t-1}$ ，并对(2.46)式右边最后一项用 Taylor 展开的二阶近似代替，且 $\ln(1 + \omega_t) \approx \omega_t$ ，于是(2.46)式变为

$$\Delta \ln C_t = \frac{1}{\gamma} (\ln(\alpha + R_t) + \ln \beta) + \alpha \Delta C_{t-1} + \frac{1}{\gamma} \omega_t + \frac{1}{\gamma} \Delta H_t + \frac{\delta_t^2}{2\gamma} + u_t \quad (2.47)$$

其中 $u_t = -\frac{1}{\gamma} \ln(1 + e_t) + \frac{e_t^2 - \sigma_t^2}{2\gamma}$ ，且满足均值为 0 的条件。

根据上述分析，显然我们清楚，如果消费者不受到资金约束和抵押约束的束缚，那么其对应的消费计量模型为：

$$\Delta \ln C_t = \frac{1}{\gamma} (\ln(\alpha + R_t) + \ln \beta) + \alpha \Delta C_{t-1} + \frac{1}{\gamma} \Delta H_t + \frac{\delta_t^2}{2\gamma} + u_t \quad (2.48)$$

可是 Campbell and Mankiw(1990)^[102] 的研究告诉我们，消费群体中有两类不同的消费者，其中一类消费者由于受到流动性约束的限制，消费支出基本上由其当期可支配收入水平决定，而另一类消费者可以跨期做决策来达到最大化自己一生的消费，那么其消费形式由(2.48)式决定。我们假定这两类消费者的比例分别为 λ 、 $1-\lambda$ ，那么决定总消费支出的模型为：

$$\Delta \ln c_t = \psi_0 + \psi_1 \Delta c_{t-1} + \psi_2 \Delta H_t + \lambda \Delta y_t + \psi_3 \delta_t^2 + u_t$$

其中 $c_t = \ln C_t$, $y_t = \ln Y_t$, $\psi_0 = \frac{1}{\gamma} (\ln(\alpha + R_t) + \ln \beta) \times (1 - \lambda)$, $\psi_1 = \alpha(1 - \lambda)$, $\psi_2 = \frac{1 - \lambda}{\gamma}$, $\psi_3 = \frac{1 - \lambda}{2\gamma}$ 。接下来我们将房地产相关变量 H_t 用房价 $p_t = \ln P_t$ 以及人均住宅建筑面积 rh_t 代替, 并将 ψ_0 中实际利率和常数项分离出来, 同时在模型中引入控制变量居民每年的抚养系数 dr_t ^①, 以尽可能地减少模型中会产生的遗漏变量, 那么最后得到的动态面板数据模型为:

$$\Delta c_{it} = \eta_i + \psi_1 \Delta c_{it-1} + \psi_{21} \Delta p_{it} + \psi_{22} \Delta rh_{it} + \lambda \Delta y_{it} + \psi_3 \delta_{it}^2 + \psi_4 R_{it} + \psi_5 dr_{it} + u_{it} \quad (2.49)$$

因此, 基于住房的投资品属性和消费品属性, 我们在消费者跨期最优选择模型基础上, 引入房价、住房面积以及消费习惯、借贷约束等相关变量, 构建出在消费习惯、不确定性、流动性约束条件下, 能够检验出房价波动对居民消费影响的动态面板模型, 这为后面的实证研究提供了基础模型。

2.2 房价波动影响居民消费的传导机制分析

关于房价波动对居民消费的影响分析, 国内外学者研究较多。目前, 可以将房价波动对消费的影响直观地归纳为房价波动的财富效应与挤出效应。其中财富效应指的是房价的上涨(下跌)会相应的引起社会整体消费的增加(减少), 反之若房价的上涨(下跌)导致最终消费整体有所减少(增加), 那么房价波动对消费的影响呈现的就是挤出效应。就房价波动对消费影响的机制分析最具有典型代表的为 Luding and Slok(2002)^[105], 他们指出房价波动对消费的影响是复杂的, 以房价上涨为例, 一方面房价的上升通过实现与未实现的财富效应及其流动性约束效应等渠道来提高居民的财富, 从而促进其消费的增长, 同时另一方面房价的上涨也能经过预算约束效应、财富重新分配效应及其替代效应等影响效应途径挤出居民的消费。那么在正向效应与负向效应同时存在的现实情形下, 最终房价上涨对消费的影响取决于正负向效应的力量比较。接下来我们对财富效应和挤出效应的传导渠道简单整理出以下部分(以房价上涨为例, 房价下降的情况与之刚好相反):

2.2.1 房价波动的财富效应

2.2.1.1 实现的财富效应 (realized wealth effect)

当房价上涨时, 具有投资品属性的住房可以从以下两个方面增加投资者所拥有的财富, 第一, 房价的上涨意味着住房拥有者的财富有所提升, 直接促进其消费的增长。第二, 投资者可以利用升值的住房通过抵押贷款到更多的流动性资金,

^①不少研究如李文星等(2008)^[103]、王学义、张冲(2013)^[104]等就专门从人口年龄结构的变动来寻求我国居民消费需求不足的原因。因此, 我们在模型中加入抚养系数尽量减少遗漏变量偏差问题。

增加其收入，也会扩大其消费水平。

2.2.1.2 未实现的财富效应 (unrealized wealth effect)

由于住房流动性较差，在房价上涨推动住房升值后，住房财富的增加很难在短期内套现，因此并不能完全地转化为可以实现的财富，其中很大一部分是不能实现的。尽管如此，由于住房是家庭资产的重要组成部分，房价的上涨意味着拥有住房的家庭就相对而言具有更多财富，预期未来自己更加的富有，会进一步提升住房家庭成员的消费信心，促进其消费更多，那么房价上涨也会通过这种未实现的财富效应来达到促进消费的目的。

2.2.1.3 流动约束效应 (liquidity constraints effect)

房价的上涨会使得住房拥有者感知总资产价值有所增值，那么在金融体系支持的条件下，他们可以将住房增值的那部分在金融机构获得更多贷款，这样将相应地缓解住房拥有者所面临的流动性约束，进而降低其面临财务危机的可能性，因而消费更多，促进总社会需求的扩大。当然，房价上涨通过流动性约束效应来增加消费的影响受到金融体系是否完善及其是否支持相应贷款有着密切关系，倘若金融系统不完善或者是不支持相应的贷款，那么房价上涨通过流动性约束效应来促进消费的影响是非常有限的。

2.2.1.4 信心效应 (confidence effect)

如果房价上涨具有长期影响趋势，房价上涨推动住房拥有者财富的升值就会是长期而稳定的，那么这种增值的财富就会由短暂收入的增加转化为持久收入的提升，根据持久收入假说，持久收入的增加会直接促进消费，进而扩大社会总消费需求。再加之，由相对收入假说中所提到的，不同人群的消费行为存在示范效应，那么住房拥有者消费的增加也会通过示范效应带动身边其他家庭的消费，又再一次促进了社会总需求。另外，我们知道，房价上涨时住房拥有者只有通过抵押贷款或者是出售已有住房才能真正拥有住房所能给我们带来的财富增值，否则只能说是名义财富的增加，这种财富与实际带来的财富之间可能并不相等，甚至存在较大的差距，这种差距我们称之为“财富幻觉”(刘红, 2010^[106])。财富幻觉对消费者的信心影响不容忽视，因为一般来说资产价格的变动能够体现出未来财富的预期，若消费者感知名义财富大于实际财富，这将更增强消费者信心，促进消费水平的提高。

2.2.2 房价波动的挤出效应

2.2.2.1 预防性储蓄效应 (preventive saving effect)

房价的上涨会进一步使得本来已经很高的房价收入比更高，而房价收入比是

体现房价上涨是否合理及其居民购房能力的重要指标，过高的房价收入比严重削弱了居民的购房支付能力，使得居民收入水平不能有效地成为将居民的住房潜在需求转化为有效需求的主要保证，居民为了更早的实现购房计划，势必减少当期消费，增强储蓄，进而加强了预防性储蓄动机。同时，虽然我国政府针对我国房价的不断攀高采取了诸多措施，但实施的结果却是房价被“越调越高”，这将从另一个侧面加大了居民的未来住房消费不确定性，引起相关的其余不确定性因素也增多，加强居民的储蓄动机，减少消费。再加之，我国城镇化推进引起的住房刚性需求，以及在经济快速增长的推动作用下，导致我国房价的上涨趋势在短期内基本上不会有所改变，为了尽早地摆脱房价进一步上涨引起的各方面巨大支出，居民不得不把购房计划提前，那么自然而然增加储蓄，抑制当前消费。

2.2.2.2 替代效应 (substitution effect)

替代效应是房价上涨挤出效应传导渠道的重要途径之一。因为房价的上涨一方面意味着潜在的购房家庭要实行购房计划必须比以往支付更高水平的住房贷款，为了尽可能的如期拥有自己的住房，势必减少其他各方面的消费支出，因而住房消费替代了其他非住房消费支出。另一方面，对那些目前还没有购房能力，只能依赖于租房的租房者而言，房价的上涨也会带动房租的进一步上涨，加重其相应的租房压力，那么也将对这类居民的消费起到抑制作用。不仅如此，对那些已经拥有住房的投资性住房者而言，房价的不断上涨会让他们觉得投资于住房的效应高，见效快，且比即期消费而言能给他们带来更大满足，那么他们也将增加储蓄或者是继续投资于住房以为将来获得更多的财富，那么从这个角度上来讲也对当期消费产生了替代作用。

以我国为例，为控制房价的上涨趋势，政府不断出台措施，银行针对购房者的第二套住房规定有所提高，这对那些改善性住房者无疑是种压力。在收入增长速度赶不上房价增长幅度的背景下，势必更加地抑制其他非住房消费。

2.2.2.3 财富再分配效应 (wealth redistribution effect)

我国房价的持续上涨通过财富重新分配效应改变了财富的原有分配格局，导致财富逐渐向高收入人群聚集，引发其财富升值，而相应的普通消费者的财富将被减少，甚至沦为通常所说的“房奴”，导致居民收入差距进一步拉大。那么，一方面，高收入人群的消费水平基本已得到满足，根据边际消费倾向递减规律，其财富的升值在消费上面体现不明显；另一方面，普通消费者面对高房价及其引起的未来消费支出不确定性，为了实现购房需求，不得不减少当期消费来满足未来的住房需求。根据以往经验，一个国家的消费需求大部分来源于中低收入层的消费，那么房价上涨引起收入差距的进一步扩大显然不利于我国消费需求的提高。

2.2.2.4 预算约束效应 (budget restriction effect)

房价的上涨如果引起租房价格也出现上涨,将加重租房者的压力,那么租赁家庭的预算约束将变得更紧,在房价上涨速度远远大于收入增长速度的条件下,他们不得不减少其他各方面的非住房消费预算,从而抑制其他非住房消费支出。对于潜在的购房需求者而言,由于受到较强的流动性约束,不能够自由的从金融机构或者是非金融机构借贷资金,那么为了实施购房计划,他们面对房价的上涨也将减少非住房消费支出的预算,抑制消费需求。

2.2.2.5 消费者信心效应 (consumption confidence effect)

我国房地产市场发展还并不完善,其房价并不能全面地体现出房地产市场的未来发展前景,也就是意味着我国房价的不断上涨并不能有效地实现房地产的财富效应,反而会给居民带来巨大的购房压力,打击消费者的消费信心,从而抑制消费支出。

2.2.2.6 消费文化效应 (consumption culture effect)

不同的国家,甚至是相同国家不同地区之间消费文化也可能不一样,或多或少的存在这样那样的差异。消费文化不仅受到传统风俗习惯、价值观念的影响,而且也会随着经济社会的发展不断演变,其对消费的影响也很重要。如我国家庭通常把住房当作是家庭必不可少的一部分,而不是可以实现的购买力,再加之我国居民传统观念很强,存在遗产动机,导致他们往往将住房作为遗产留给下一代,还不习惯于将住房作为抵押来获得信贷以提高消费 (Elliott,1980^[23]; Skinner,1989^[107];陈彦斌、邱哲圣,2011^[62];陈斌开、杨汝岱,2013^[65])。因此,房价上涨对居民总体消费影响财富效应不明显,反而在一定程度上会抑制居民的消费需求。

2.3 本章小结

本章从基本消费理论、生命周期-持久收入假说、最新的消费理论进展三个阶段来介绍消费函数理论,并分析了消费函数理论用于解释我国城镇居民消费行为的适用性,发现仅用生命周期-持久收入假说用于解释我国城镇居民消费的行为具有一定的局限性,并在此基础上结合预防性储蓄理论和流动性约束假说能够更好地解释我国城镇居民真实消费支出的变化规律。在此基础上再结合房价波动对居民消费的研究文献,基于住房的投资品属性和消费品属性,我们在消费者跨期最优选择模型基础上,引入房价、住房面积以及消费习惯、借贷约束等相关变量,构建出在消费习惯、不确定性、流动性约束条件下,能够检验出房价波动对居民消费影响的动态面板模型,后面的实证研究提供了基础模型。最后我们还归纳总

结出房价波动对居民消费的财富效应和挤出效应渠道，其中财富效应渠道具体包括有实现的财富效应、未实现的财富效应、流动约束效应、信心效应等传导渠道，挤出效应包括了预防性储蓄效应、替代效应、财富再分配效应、预算约束效应、消费者信心效应、消费文化效应，那么在正向效应与负向效应同时存在的现实情形下，最终房价波动对消费的影响取决于正负效应的力量比较。

第3章 我国房价波动及城镇居民消费的现状分析

房价波动与居民消费之间的关系一直以来就是经济学者重点探讨的话题。近年来房地产市场快速发展，反观我国国内消费需求处于长期低迷的状态却一直未得到改善。房价波动如何影响居民消费，影响程度如何，是否存在明显的区域差异，影响过程会不会发生动态变化等问题值得我们深入探讨。本章主要对房价波动与城镇居民消费状况进行现状分析，具体包括以下三个部分：第一，从房地产价格的变化趋势、房价收入比、房地产投资等角度描述我国房价波动的现状；第二，从平均消费倾向的区域差异、不同收入等级城镇居民的边际消费倾向变动等角度描述我国城镇居民消费的现实；第三，运用面板协整检验、面板格兰杰因果检验等方法初步分析我国房价波动与城镇居民消费之间的相关性，为后文的实证分析提供现实依据。

3.1 我国房价波动的现状分析

自1998年施行住房制度改革以来，我国房地产市场逐渐步入快速发展时期，其投资品属性不断受到重视，房地产投资总额投资总量从1998年的2513.3亿元，逐年增加，到2012年达到71804亿元，增长了19.86倍，年均增长了23.94%^①。同时，房地产的这种繁荣景象导致我国房价不断向上攀升，如就全国为例，住宅平均销售价由2003年的2197元/平方米上涨至2012年的5430元/平方米，增涨了将近1.5倍。2012年商品房销售面积达到了11.1亿平方米，平均售价也升至5791元/平方米，也均创下历史新高。特别是各大一线城市的房价上涨势头更加迅猛，且有不断向沿海二线城市乃至全国其余城市蔓延之势。在2004-2012期间，如北京、上海、广州年均涨幅在20%以上，福州、宁波、厦门也超过了17%。我们知道，房地产是我国居民消费和投资的重要组成部分，如果在房价快速增长预期下，购房行为不是出于消费需求而是投资需求，将导致大量流动性资金进入房地产市场，可能会引发房地产市场产生泡沫，那么房地产市场面临崩溃的风险加大，并将负面影响传导至实体经济的各领域。因此，针对我国房价的快速上涨，政府一直都在出台相应措施来进行遏制。

目前，房地产市场已成为我国国民经济的重要支柱，与经济和社会生活、人民生活环境的改善等各个方面密切相关，占据着举足轻重的作用。我国房地产发展如此之快，离不开住房制度改革和土地制度改革及其金融市场的大力支持，他们在很大程度上缓解了计划经济对房地产市场发展的束缚，为其创造了非常有利

^①根据历年《中国统计年鉴》数据整理得出，下同。

的发展环境。

首先要说的就是 1998 年住房制度改革，将住房向市场化推进，住房分配制度被取消，潜在的巨大住房需求被释放出来，推动房价上升，使得房地产的投资品属性不断被强化，在投资乘数和加速原理作用下，房地产投资以超过 GDP 增长的速度加速增加，推动了房地产市场的发展。其次，20 世纪 90 年代出台的土地改革制度，将国有土地的使用权也开始市场化，且就经营性土地使用权推行了招投标，再加上 1994 年分税制改革的实施，导致地方政府出现财权与事权的不匹配，加重了财政支出方面的负担，也使得地方政府更加地依赖于土地财政，那么地方政府就会在土地上期望实现更高的价值，这种价值在房地产市场化后能够得以实现，因而将直接带动房价快速上涨。最后要说的金融行业对房地产行业的大力支持，在 1998 年国务院颁布 23 号文件《关于进一步深化住房制度改革，加快住房建设的通知》前后，我国的个人贷款余额在之前的不到 200 万元，至之后 2002 年就迅速增至 8000 多亿元，到 2012 年年末，我国主要金融机构就个人购房贷款就达到了 8.1 万亿元，显然房地产行业的发展离不开金融行业的大力支持。

3.1.1 我国房价持续上涨

近年来，在房价供给需求因素影响下，我国的房地产市场飞速发展，房价也出现持续上涨的态势，表 3.1 和图 3.1 描述了 1999-2011 年我国及其东中西不同地区的平均住宅商品房销售价格变化情况。

从图 3.1 可以看出，以全国房价水平为参照对象，从整体上来看，东部地区平均房价水平高于全国总体平均水平，且随着时间的推移，这两者的差距愈加明显，差距由 1999 年的 351 元/平方米增加至 2011 年的 3219.5 元/平方米，差距幅度增加了将近 8.17 倍；中部地区与西部地区平均房价水平具有明显同步趋势，差距很小，差距最大的时间出现在 2000 年，不过也只相差了 198.73 元/平方米，这两个地区的平均房价均一直低于全国总体平均水平。再根据各个地区房价变化趋势图，可以看出在 1999-2011 年期间，各个地区房价基本上走势相同，呈现出逐年增加态势，不过上涨幅度之间存在一定差距，如东部地区的平均房价上涨幅度在 1999-2011 年期间最为明显，增涨了将近 2.57 倍，其次是中部地区，增幅达到了 2.42 倍，西部地区相比最不明显，涨幅为 1.60 倍，这导致区域之间的房价水平存在明显地区性差异，如最为明显的东部地区房价水平由 1999 年的 2404.61 元/平方米增加至 2011 年的 8185.45 元/平方米，已经远超于居民可接受地合理承载水平。

其实还需指出的是，房地产市场发展不仅受到房地产本身的特殊性影响，同时还将受到外部环境的干扰。根据上述分析及图 3.1 房价变化趋势图，再结合我国宏观经济情形，本章可以将 1999-2011 年期间的我国房地产市场划分为以下几

个阶段：

第一阶段为 1999-2003 年：从图 3.1 可知，在这一阶段全国房价乃至中东西各地区的房地产价格上涨幅度均很小，维持在 3% 左右的水平增长，处于温和上涨阶段。虽然如此，但是不同地区的平均房价水平存在一定差异，其中东部地区的平均房价水平处于中西部地区的 1.8 倍左右。同时，住房制度改革的实施释放出大量的住房需求，在房价上涨幅度较小情形下，我国房地产市场在此期间的住房成交量以年均 20% 以上的速度在增加。

第二阶段为 2004-2007 年：从 2004 年开始，由于经济景气明朗等外部因素的影响，相比第一阶段，我国各个地区的平均房价进入了快速发展轨道，上涨速度开始加快，东中西不同地区平均房价水平在 2007 年上涨速度分别达到了 21%、15.4%、18.7% 的高水平。再比较不同曲线在不同时期之间的垂直距离，发现东部地区的平均房价与中西部地区的平均房价之间的绝对值在不断扩大，差距越来越明显。由房价差距的水平值来看，东部地区与中西部房价差距由 1999 年的 1000 元/平方米逐步扩大至 2011 年的 4500 元/平方米，从房价上涨水平的倍数关系上看，东部地区的平均房价扩大至中西部地区的 2 倍之多，如 2007 年东部地区的房价水平分别是中部地区、西部地区的 2.23、2.20 倍。

表 3.1 我国及其各地区的平均房价（单位：元/平方米）

时间	东部地区 平均房价	中部地区 平均房价	西部地区 平均房价	全国平均房价
1999	2404.64	1188	1351.17	2053
2000	2453.81	1200	1398.73	2112
2001	2493.64	1333.38	1485	2170
2002	2556.91	1427.13	1550.92	2250
2003	2759.64	1501.75	1589.75	2359
2004	3117.40	1685.56	1788.75	2778
2005	3903.39	1962.64	1923.35	3167.65
2006	4452.29	2089.89	2063.85	3366.79
2007	5388.73	2412.42	2451.36	3863.90
2008	5656.91	2552.63	2626.42	3800
2009	6848.82	2975.75	2946.42	4681
2010	8185.45	3516.63	3425.83	5032
2011	8576.60	4058.03	3916.86	5357.1

注：数据来源于历年的《中国统计年鉴》数据计算所得。

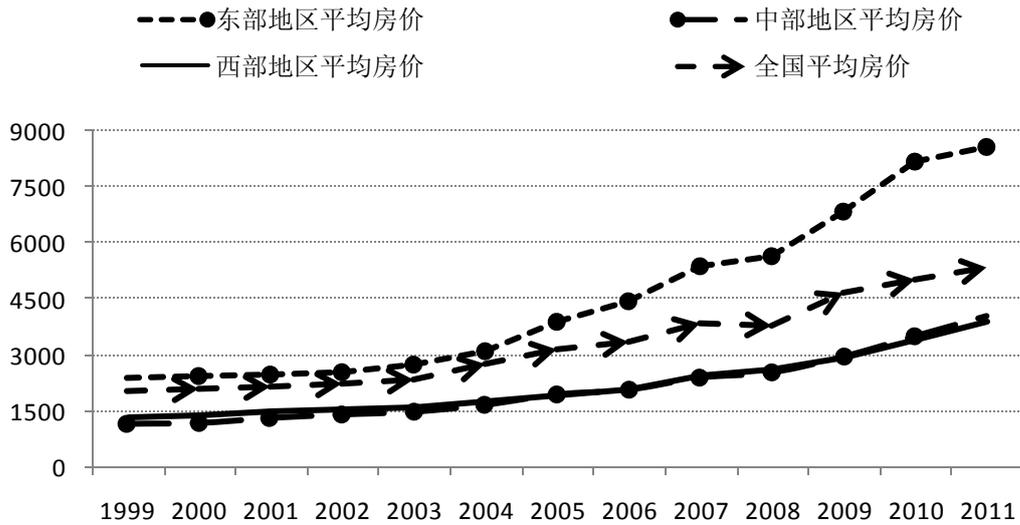


图 3.1 我国房地产价格变动趋势图 (单位: 元/平方米)

注: 各个省的商品房价格=各个省的房地产销售额/各个省的房地产销售面积, 东、中、西地区的平均房价= $\sum((\text{区域内各省房地产销售额})/(\text{区域内各省房地产销面积}))/(\text{区域内含有的省份个数})$, 数据来源于历年《中国统计年鉴》、ccerdata 数据整理得出。

第三阶段为 2008 年: 由于全球金融危机的冲击与我国宏观调控对房价上涨的抑制, 房地产市场上的成交量急剧萎缩, 出现了房改之后的首年下降, 为了套现以保持流动性, 地产商不得不控制房价的上涨速度, 从而使得东部地区房价快速下滑, 而中西部地区的房价却基本维持在稳定水平, 消费者持观望情绪较为严重。不过这一阶段仅持续不到 1 年的时间, 因而这一阶段的房地产阶段是不完全且不充分的。

第四阶段为 2009 年-至今: 受我国货币政策等刺激经济政策的影响, 房地产提前结束了 2008 年的走势, 在流动性推动下, 房价出现反弹, 上涨幅度加大, 再度猛升, 不过各个地区房价上涨的幅度仍然有差异, 其中东部地区房价上涨幅度明显最为明显, 在此阶段, 东部地区的房价平均水平维持在中西部地区的 2 倍以上, 相差的绝对值仍然在不断扩大。

对于当前的房价上涨水平, 居民普遍觉得太高且无法承受。虽然如此, 众多证据表明目前房价上涨的趋势仍然难以放缓, 上涨势头与前段时间相比持平甚至更加强劲。

首先, 从代表房地产市场形势的综合景气指数来看, 综合景气指数上升, 如 2012 年第 4 季度依次各个月的景气指数分别为 94.56 点、95.71 点、95.59 点。

其次, 从需求角度来看, 受城镇化进程的加剧和人口因素的支撑, 我国住房刚性需求长期存在, 例如我国人口当中, 依然保持着每年以超千万的人口迁至城镇, 且直至 2015 年 20-35 岁之间的适龄人口在全国当中所占的比例基本稳定在 23% 左右。这种刚性需求使得我国房地产市场持续回暖, 楼市成交量远超前预期, 其中房地产销售面积在 2012 年 10 与 11 月同比增长达到了 23.2% 与 30.4%, 对应

同期销售额同比增长高达 31.7% 和 38.4%。

再次，从供给角度来看，由于房地产市场资金回笼情况较好，宽松的货币政策也为金融市场对房地产市场的支持提供了保障，因此尽管我国其他经济领域的投资出现了放缓，投资商在房地产市场上的投资力度仍然没有减弱，一直保持在高水平。2011 年我国房地产开发投资累计达到了 7.18 万亿元，同比增长了 16.2%，其中 2012 年第 4 季度投资增长高达 28.5%。

最后从房地产价格来看，在 2012 年 11 月和 12 月，70 个大中城市当中有 50 个的新建商品住宅价格出现了上涨。2013 年 1 月-4 月，大中城市的房价水平仍然在上涨，其中一线城市如北京地区房地产销售依然火爆，其中 4 月份，我国就有 68 个大中城市的房价出现了同比上涨，出现环比上涨的也有 67 个。

虽然至今乃至未来几年，房地产市场对经济快速发展的地位仍然不会动摇，但是在房地产市场快速发展的同时，也相伴发生了许多其他问题，这些问题对经济的持续健康发展甚至是房地产市场本身都存在负面影响，因此我们接下来从以下几个角度进行阐述：

3.1.2 我国房价收入比过高

在我国城镇居民收入增长较稳定，而房价增长水平持续攀高情形下，直接导致的后果就是房价收入比奇高。房价收入比是体现房价上涨是否合理及其居民购房能力的重要指标，主要衡量的是居民购房支付能力与住房销售价格之间是否对称，同时也能检验房地产市场是否存在泡沫的危险。因为住房兼具投资品和消费品的双重属性，那么一般来说，如果房地产中投机需求或者是投资成分较高，房价收入比呈现地就越高，也意味着房地产市场存在泡沫的风险就越大。房价收入比一般指的是住房价格与城市居民家庭年收入之比，不过根据现有的研究文献可知：由于研究对象或者是研究数据选择的不同，房价收入比的概念也会相应稍有差异。本章将房价收入比界定为商品住宅的平均总价与城镇居民家庭平均每年的可支配收入之比。即：

房价收入比 = (商品住宅平均每平米的价格 × 住宅平均面积) / (城镇居民人均可支配收入 × 每户家庭平均人数)。

根据朱仁友、丁如曦(2012)^[108]的研究^①，在这将住宅的平均面积统一取值为 90 平方米，城镇居民每户家庭的平均人口数统一为 3。基于此，房价收入比公式变为：

房价收入比 = (商品住宅平均每平米的价格 × 90) / (城镇居民人均可支配收入 × 3)。

根据以上公式，我们计算出全国及其 31 个省市城镇居民的房价收入比，并按

^①根据中华人民共和国住房和城乡建设部规定 90 平方米作为中小户型上线的标准。

照东中西地区的划分算出各个地区的平均房价收入比，见表 3.2 和图 3.2 所示。

目前，国际上通常的标准认为房价收入比的合理区间为 4-6 倍。考虑到我国是发展中国家，居民可支配收入与发展国家的之间存在一定差距，因此按照已有的研究（李成武，2010^[59]；朱仁友、丁如曦，2012^[108]），本章将房价收入比的合理区间的上限值调高至 7，即认为当房价收入比位于[3,7)时是合理的范围，不存在房地产市场泡沫，而若房价收入比在 7 以上，那么就对应为存在不同程度上的房地产泡沫，其中在[7,10)之间时存在轻微的泡沫，在 10 以上房地产就属于存在严重泡沫情形。

从表 3.2 和图 3.2 所示，首先从整体上来看，东部地区和全国的平均房价收入比波动较大，中西部地区的较为平缓，其中中西部的平均房价收入比皆低于同期全国的平均房价收入比，在 1999-2007 年期间走势基本相同，但是在 2008 年开始，走势就出现相反，全国的平均房价收入比逐年下降，不断向合理区间的上限值 7 靠近，中西部地区的平均房价收入比反而出现了微幅上升的趋势，在 2007-2011 年之间表现出平缓的“V”形特征，不断向 7 逼近；东部地区的平均房价收入比与全国的相比，两者变动趋势相对一致，在 1999-2011 年间东部地区的房价收入比

表 3.2 我国及东中西地区 1999-2011 年的房价收入比

时间	东部地区平均 房价收入比	中部地区平均 房价收入比	西部地区平均 房价收入比	全国平均 房价收入比
1999	9.68	7.43	7.76	9.18
2000	8.84	7.16	7.52	8.61
2001	8.58	7.14	7.24	8.41
2002	8.05	6.75	6.98	7.46
2003	7.84	6.42	6.60	7.09
2004	7.98	6.48	6.69	7.49
2005	8.89	6.76	6.67	8.76
2006	9.05	6.41	6.50	8.35
2007	9.50	6.36	6.57	8.85
2008	8.83	5.94	6.19	8.06
2009	9.69	6.37	6.36	8.59
2010	10.44	6.79	6.69	8.41
2011	9.66	6.82	6.70	7.22

注：数据来源于历年《中国统计年鉴》、ccerdata 数据整理得出。

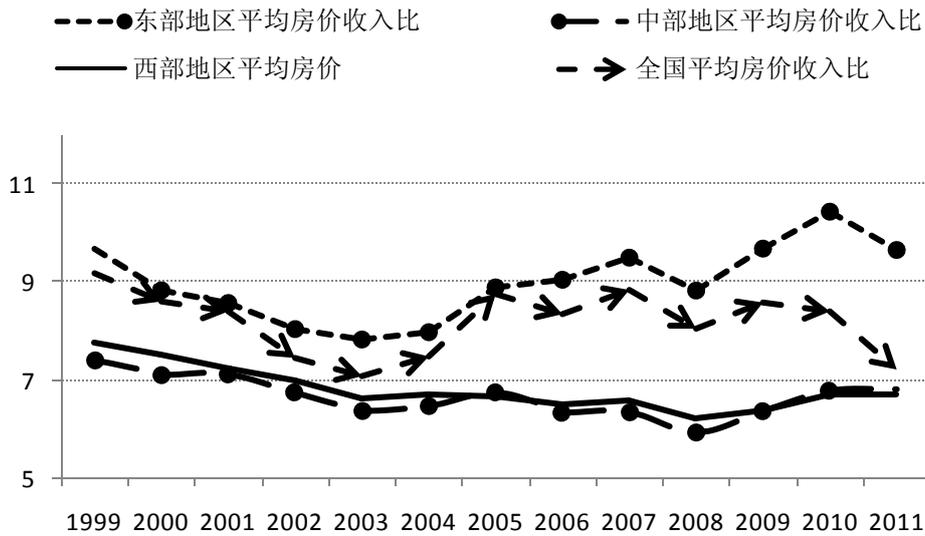


图 3.2 我国及各地区房价收入比变动趋势图 (单位: 元/平方米)

注: 东、中、西地区的房价收入比 = $\sum(\text{区域内各省的房价收入比}) / (\text{区域内含有的省份个数})$, 数据来源于历年《中国统计年鉴》、ccerdata 数据整理得出。

一直高于全国的平均房价收入比, 在 2005-2008 年期间两者波动幅度都很小, 在之后 2009-2010 年间, 两者的波动幅度变大, 其中东部地区房价的大幅上涨, 引致该地区的平均房价收入比也不断向上提高, 甚至出现了较为严重的泡沫现象。

再比较全国及其各地区房价收入比与临界值得出, 东部地区与全国的平均房价收入比在 1999-2011 年间均在合理区间的上限值 7 之上, 中部和西部地区的平均房价收入比在 2004 年之后都处于合理的区间, 说明东部地区乃至全国的房地产存在不同程度上的市场泡沫, 中西部地区房地产泡沫不明显; 在 1999-2004 年间全国平均房价收入比不断下降, 暗示着房地产泡沫程度越来越轻, 在 2005 年之后在波动中不断下降; 东部地区的平均房价收入比在 2004-2011 年间在波动中呈现不断上升态势, 在 2010 年达到了局部最高点 10.44; 从区域比较看出, 东部地区的房地产泡沫要比中西部地区的严重很多, 在很多年限中位于接近严重泡沫的水平, 这将对东部地区房地产市场的长期发展不利, 也给相应城镇居民的购房支出带来巨大压力。

3.1.3 我国房地产投资比重过大

目前, 我国房地产价格持续高涨与房地产销售形势大好, 在购房刚性需求长期存在的情形下, 房地产行业上的资金回笼好于预期及其他行业, 使得房地产利润非常可观, 在房地产市场上的投资意愿较强, 银行或者是其他的金融机构都非常热衷于将贷款用于房地产行业, 那么势必导致流向实体经济的资金相对不足, 使得实体经济企业贷款紧缩, 这种倾向于投资房地产而引致减弱甚至有可能出现挤压实体经济资本需求的资金流向现象, 在一定程度上会束缚我国经济走向持续健康发展道路, 因为实体经济才是一个国家经济发展根本, 因而房地产价格的持

续飙升不仅会加重我国房地产市场泡沫的危险,加大房地产行业本身的潜在压力,而且过分热衷于投资房地产行业吸附了实际经济的资金,挤压我国实际经济,给实体经济发展带来隐患。为了更直观的显示出这种挤压情形,本章列举出2004-2011年实体经济中如电力、燃气及水的生产和供应业、建筑业、交通运输、仓储和邮政业、信息传输、计算机服务和软件业、教育占全社会固定资产投资的比例及其房地产业在此期间占全社会固定投资的比重,见表3.3与图3.3所示。

从图3.3可以很清晰地看出:除房地产行业之外,本章中列举的实际经济中的各行业在2004-2011年期间占同期全社会固定资产投资的比重都是呈现出整体下降趋势,其中电力、燃气及水的生产和供应所占比重下降最为明显,除2005年有略微向上涨幅外,其余年份都是表现出逐年下降走势,由2005年的8.51%下降至4.71%;建筑业、教育、信息传输、计算机服务和软件业的下降趋势基本一致,具有同步效应,由本来很小的所占比仍然继续下滑,所占比在2011年均降至到1%左右;交通运输、仓储和邮政业下降幅度并不明显,但是整体仍然是表现出下降趋势,只不过是处于波动中不断下降。与这些实体经济行业所占比不一样的是,房地产行业的投资比重在波动中不断上升,整体呈现出上升态势,由本来很高的比重继续不断增加,在2011年所占比达到了26.22%。目前,在我国经济出现增速放缓的背景下,我国房地产行业的投资意愿依然强劲,如2012年我国房地产开发投资额达到了7.18亿元,增速在2011年基础上还提高了0.8%,2013年第1季度,房地产开发投资完成额累计至1.31万亿元,投资速度同比增长20.2%,

表 3.3 相关实体经济行业及其房地产业占全社会固定投资的比重

时间	电力、燃气及水的生产和供应业	建筑业	交通运输、仓储和邮政业	信息传输、计算机服务和软件业	教育	房地产业
2004	0.0822	0.0137	0.1085	0.0235	0.0287	0.2367
2005	0.0851	0.0126	0.1083	0.0178	0.0249	0.2197
2006	0.0781	0.0102	0.1103	0.0171	0.0206	0.2223
2007	0.0689	0.0095	0.1031	0.0135	0.0173	0.2362
2008	0.0636	0.0090	0.0985	0.0125	0.0146	0.2339
2009	0.0643	0.0088	0.1112	0.0115	0.0158	0.2197
2010	0.0564	0.0101	0.1081	0.0088	0.0145	0.2332
2011	0.0471	0.0108	0.0908	0.0070	0.0125	0.2622

注:数据来源于历年的《中国统计年鉴》数据计算所得。

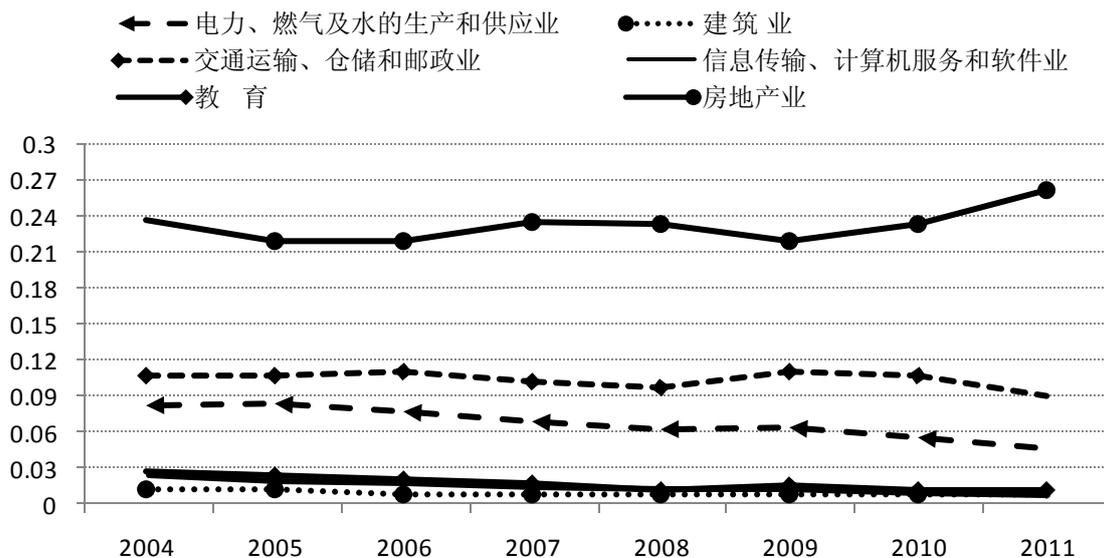


图 3.3 相关实体经济行业及其房地产业占全社会固定资产投资比重的变化趋势图

注：数据来源于历年的《中国统计年鉴》数据计算所得。

在 2012 年高增长速度的基础上继续提升了 4%。

综合上述分析，自 1998 年我国施行住房制度改革以来，我国房地产行业得到了迅速发展，房地产价格也不断向上攀升，在这种房价上涨过快的同时也伴随着出现了一些不利于经济可持续发展的因素，这些因素不仅会制约房地产市场本身的健康发展，而且也会导致出现其他经济社会问题，不利于一个国家的持续健康发展。一方面，房价的持续上涨速度远超于可支配收入的增长速度，导致我国对应的房价收入比过高，居民的购房压力过大，加重房地产市场泡沫的风险，而且就目前而言，我国的房地产市场存在较为严重的泡沫，自 2008 年以来房地产泡沫虽然有所减小，但是仍然超过于合理的界定水平。不仅如此，我国房地产泡沫存在地区性差异，东部地区房地产市场泡沫很严重，目前这种泡沫形势仍未得到有效减缓。另一方面，房价水平过高，导致房地产行业的利润相对于其他行业而言更为可观，引致银行或者是金融机构甚至是非金融机构将更多的资金投资于房地产行业，吸附了本来应该分配于其他实体经济行业的投资资金，在一定程度上制约了这些实体经济的发展，那么这种形势的延续不仅会加重本来就存在泡沫风险的房地产行业，而且还不利于我国经济走上可持续健康的发展道路。

3.2 我国城镇居民消费的现状分析

根据经济理论与各国现实情形来看，消费一直对各国经济增长的速度和运行态势起着重要的决定性主导地位，是经济增长“三驾马车”的推动因素之一。近年来，伴随着我国经济快速增长的同时，我国城镇居民的可支配收入水平也不断提高，使得我国城镇居民的消费也在相应的增加，但是消费增长的速度明显赶不

上可支配收入的增长速度，我国城镇居民消费倾向不断下降，居民消费率也相应减少，消费对我国国内生产总值的贡献率在波动中不断下降。这种消费需求不足、持续低迷的现状已经成为我国经济走向可持续健康发展道路上主要面临的宏观核心问题之一，因为我国持续的消费需求不足在一定程度上阻碍了经济健康发展的可持续性，由此政府部门和经济学者一直以来都对我国居民消费需求不足的现象十分关注，对其原因也从不同视角进行了深入探讨。本章接下来从我国城镇居民的边际消费倾向、消费与可支配收入增长率速度之比以及居民最终消费支出对经济增长贡献率的角度，就近年来我国城镇居民的消费进行现状分析。

3.2.1 我国城镇居民的边际消费倾向下滑

3.2.1.1 我国及中东西不同地区城镇居民的平均边际消费倾向变化趋势

边际消费倾向指的是增加的消费支出与增加的收入之间的比值，能够直接地反映居民消费支出变化相对于可支配收入的变化情况。为了考察我国城镇居民的边际消费倾向变化，本章首先列出了我国及其中东西地区城镇居民的平均边际消费倾向的图表，如表 3.4 和图 3.4 所示。

表 3.4 我国及其中东西地区城镇居民的平均边际消费倾向

时间	全国	东部地区的平均边际消费倾向	中部地区的平均边际消费倾向	西部地区的平均边际消费倾向
2002	0.8549	0.9008	0.6004	1.2631
2003	0.6252	0.6129	0.6604	0.6237
2004	0.7069	0.6701	0.7137	0.7629
2005	0.7101	0.6746	0.6908	0.7288
2006	0.5951	0.6104	0.6284	0.8882
2007	0.6419	0.6494	0.6845	0.6178
2008	0.6243	0.5896	0.6317	0.5641
2009	0.7329	0.6742	0.7942	0.7474
2010	0.6238	0.5748	0.6195	0.7035
2011	0.6256	0.6009	0.6455	0.6789

注：数据来源于历年的《中国统计年鉴》数据计算所得。

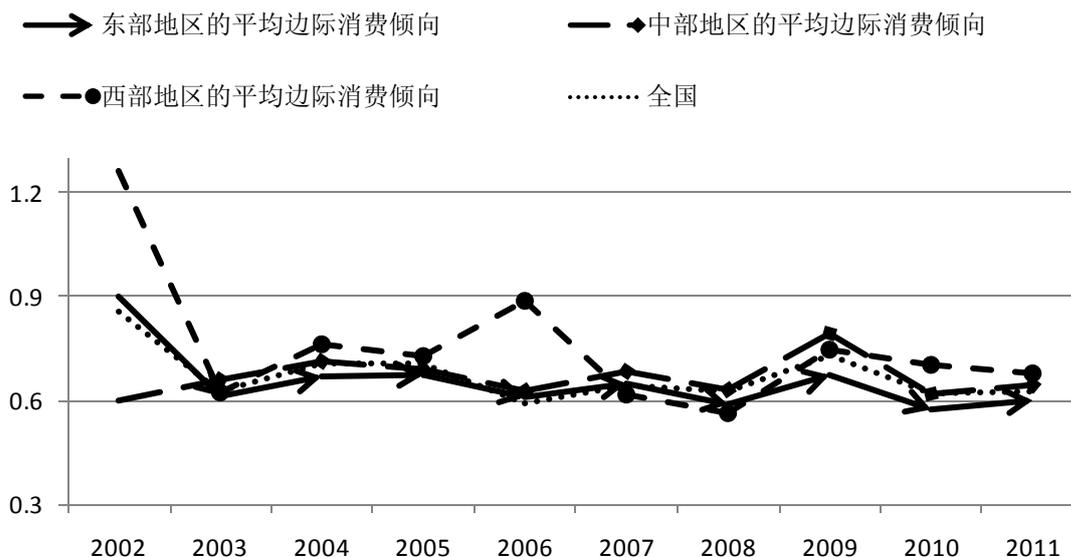


图 3.4 我国及其中东西地区城镇居民平均边际消费倾向的变化趋势

注：数据来源于历年的《中国统计年鉴》数据计算所得。

从表 3.4 和图 3.4 可以看出：从整体上来看，除 2006 年西部地区城镇居民的平均边际消费倾向，以及 2003 年中部地区城镇居民的平均边际消费倾向之外，其余年份全国及其中东西各不同地区城镇居民的平均边际消费倾向变化走势基本一致，在波动中呈现出不断下降走势。以全国整体城镇居民的平均边际消费倾向为参照对象，不难发现东部地区城镇居民的边际消费倾向与全国整体平均边际消费倾向走势较为吻合，在 2002-2011 年期间升降步调一致，同步性较为明显，其次是中部地区的城镇居民，步调最不一致的为西部地区城镇居民的平均消费倾向。再比较中东西不同地区的平均边际消费倾向大小得知：西部地区的在 2002-2011 年间有 6 年平均消费倾向最大，中部地区有 4 年，东部地区只有在 2002 年的值最大，在 7 年中位于最小值。根据我国各地区经济发展水平的不平衡，区域金融发展也存在差异(崔光庆、王景武,2006^[109]；龙海明等,2011^[110])，再加上地理环境优劣等因素的影响，导致我国城镇居民的可支配收入增长水平存在很明显地区性差异，可支配收入水平呈现出按东、中、西地区顺序依次递减，因此依据边际消费倾向递减规律，随之收入的增加，对应的消费支出并不会按照相同的比例增加，收入增加愈为明显，消费支出占收入的比重反而会越低，储蓄所占比重会越来越高，这也是图 3.4 中显示出不同地区的边际消费倾向出现差异的原因。

3.2.1.2 我国按收入等级划分的七类城镇居民的边际消费倾向变化趋势

为了更为详细地阐述我国城镇居民的边际消费倾向情形，我们依据《中国统计年鉴》，将我国城镇居民按收入等级划分为七类，具体包括最低收入用户、低收入户、中等偏下户、中等收入户、中等偏上户、高收入户和最高收入户，来进一步考虑我国按收入等级划分的七类城镇居民的边际消费情形，见表 3.5 和图 3.5

所示。

从中可知：从整体上来看，在 1996-2011 年期间我国按收入等级划分的七类城镇居民的边际消费倾向并不是处于逐年下降的走势，而是在波动中呈现不断下降趋势，不过最低收入用户的边际消费倾向变化趋势相对最不明显。再比较同年之间这七类城镇居民边际消费倾向的大小，发现城镇居民对应的收入等级越高，其对应的边际消费倾向反而越小，这与边际消费倾向递减规律相一致，也说明了我国城镇居民的边际消费倾向受到收入差距因素的影响，也与我国现实情形相一致，因为在现实中，最低收入用户、低收入用户可支配收入低于城镇居民的平均水平，他们的可支配收入主要用于最基本的生活消费性支出。因此，他们将可支配收入增加的大部分份额来提高自己的生活水平以改善目前的生活现状，所以边际消费倾向属于最大的，正如图 3.5 中所示。中等偏下户、中等收入户以及中等偏上户能满足最基本的生活消费性支出，处于城镇居民总体的平均水平。随着改革不断深入，各项制度改革处于不断完善当中，使得此三类居民对未来收入增长的预期并不抱乐观态度，反而加剧了未来支出的不确定性，再加上流动性约束的束缚导致此三类居民在面临收入有所增长时，更倾向于选择储蓄，而不是全部用

表 3.5 我国按收入等级划分的七类城镇居民的边际消费倾向

时间	最低收入户	低收入户	中等偏下户	中等收入户	中等偏上户	高收入户	最高收入户
1996	1.1465	0.873498	0.9299	0.8268	0.7749	0.7842	0.5058
1997	1.0208	0.876341	0.7846	0.5162	0.5072	0.3976	0.4560
1998	1.3889	1.0511	0.8374	0.7130	0.6879	0.7043	0.6925
1999	0.8898	0.8359	0.7454	0.6431	0.6853	0.5835	0.5959
2000	0.9835	0.9742	0.9757	0.9385	0.9406	0.8214	0.8052
2001	1.0069	0.7953	0.7728	0.7196	0.5120	0.4175	0.3235
2002	0.7688	0.7529	0.7738	0.6061	0.4903	0.4928	0.3262
2003	0.9608	0.9028	0.7902	0.6352	0.6795	0.5241	0.5191
2004	1.0756	0.8561	0.8322	0.7325	0.6201	0.6071	0.6571
2005	0.9407	0.7739	0.6966	0.7911	0.6860	0.6062	0.6808
2006	0.7180	0.7174	0.6330	0.5533	0.5585	0.5719	0.5973
2007	0.9564	0.9011	0.7542	0.6724	0.5787	0.6724	0.4724
2008	0.9136	0.6535	0.6718	0.6423	0.6088	0.6449	0.5337
2009	0.7359	0.6858	0.7109	0.6817	0.6342	0.6439	0.6295
2010	0.8222	0.5494	0.6242	0.7125	0.5417	0.6534	0.5987
2011	1.0345	0.8287	0.6812	0.6113	0.6253	0.6407	0.4618

注：数据来源于历年的《中国统计年鉴》数据计算所得。

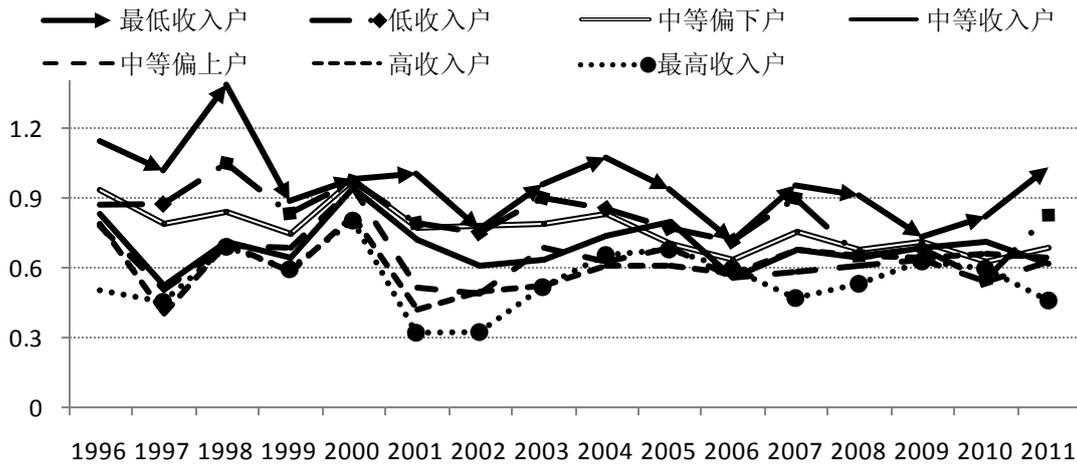


图 3.5 我国按收入等级划分的七类城镇居民边际消费倾向的变化趋势

注：数据来源于历年的《中国统计年鉴》数据计算所得。

于消费支出，以应对未来消费支出以及其它一些风险，从而使得他们的边际消费倾向相比最低收入户和低收入户的要小。高收入用户、最高收入用户的可支配收入远远超过城镇居民的平均水平，可支配收入除用于最基本的生活消费性支出外，还有大量的流动资本剩余来应对不确定性所带来的冲击，所以即使面临可支配收入有所增加，这在消费支出上也得不到更多地体现，其边际消费倾向属于当中最小的(李春风等，2012^[111])。

3.2.2 我国城镇居民的消费增长率落后于可支配收入的增长速度

随着我国改革地不断深入，各项体制改革处于不断变化中，教育、养老、医疗、住房等关系百姓切身利益的重大改革措施的实施，使得居民的消费支出预期不断增加，对居民的消费意愿和信心产生了巨大负面影响，为了保证教育、养老、医疗、住房等消费支出，居民逐渐改变了旧体制下的消费模式，从而会更加理性地制定长期消费计划。因此，消费者在进行跨期消费选择时，势必更加谨慎，导致消费支出对收入变化的敏感性减弱，决策心理和行为因素更加依赖于其他更为稳定的因素，进而导致居民消费的支出增长率赶不上可支配收入的增长速度(李春风等, 2012^[82])。自我国改革开放以来，我国经济得到了迅速发展，与快速的 GDP 增速相比，我国城镇居民的可支配收入增长速度明显偏低。在这种情况下的明显事实就是，我国城镇居民消费增长率赶不上经济增长速度，因而面对如此快速的经济增长水平，我国的内需存在不足甚至出现疲软的现状。本章列出了 2002-2011 年期间我国及其中东西地区城镇居民的消费增长速度与可支配收入增长速度之比（简称为消费与可支配收入的增长率之比），如表 3.6 和图 3.6 中所示。

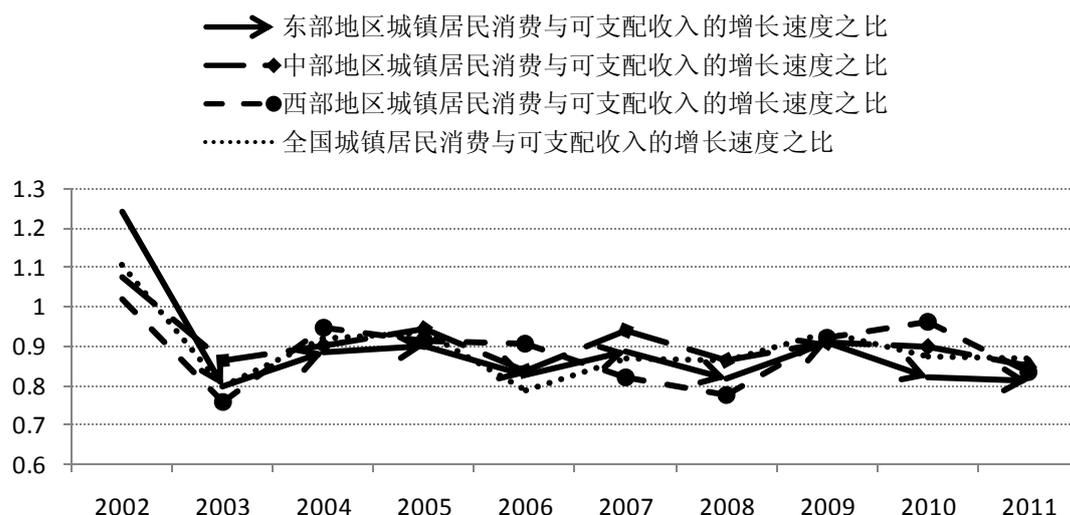


图 3.6 我国及其中东西地区城镇居民消费与可支配收入增长率比值变化趋势

注：数据来源于历年的《中国统计年鉴》数据计算所得。

从图 3.6 所示，从整体走势来看，我国及其东中西不同地区的消费支出与可支配收入的增长速度之比具有同步性，具有相同的走势，在波动中不断下降。从消费支出与可支配收入增长率的比值来看，发现在 2002 年大于 1 之外，其余年份的比值都小于 1，这说明我国及其中东西不同地区的消费支出增长速度明显低于对应的可支配收入的增长速度，这也是我国国内消费需求不足的现状表现之一。

表 3.6 我国及其中东西地区城镇居民消费与可支配收入增长率比值

时间	东部地区城镇居民消费与可支配收入的增长速度之比	中部地区城镇居民消费与可支配收入的增长速度之比	西部地区城镇居民消费与可支配收入的增长速度之比	全国城镇居民消费与可支配收入的增长速度之比
2002	1.2399	1.0739	1.0181	1.1046
2003	0.7973	0.8624	0.7573	0.7987
2004	0.8835	0.9003	0.9458	0.9199
2005	0.8992	0.9429	0.9123	0.9315
2006	0.8258	0.8359	0.9052	0.7862
2007	0.8854	0.9384	0.8197	0.8681
2008	0.8167	0.8631	0.7751	0.8608
2009	0.9058	0.9085	0.9202	0.9328
2010	0.8202	0.8974	0.9608	0.8735
2011	0.8112	0.8491	0.8332	0.8675

注：数据来源于历年的《中国统计年鉴》数据计算所得。

再比较东中西不同地区的比值大小得知：这三部地区的消费支出与可支配收入的增长比值在 2002-2011 年的平均值分别为：0.8887、0.9072、0.8847，也就是说中部地区比值最大，其次是东部、最后是西部地区。出现这种结果的原因我们认为，由于受各项国家优惠政策的影响，地方便利的交通设施及其地理环境资源禀赋条件等因素的差异，导致我国不同地区的经济发展不平衡现象日益明显。就目前我国而言，东部地区经济发展最为发达，中部地区其次，西部发展相对较为落后。根据经济理论知识我们清楚，中等收入的城镇居民是消费能力和消费潜力最大的消费群体，对经济增长的拉动作用最大。我国的中等收入阶层城镇居民大多数分布在中部地区，具有相比小于东部地区城镇居民所承受的各方压力，同时可支配收入增长速度相比西部地区要增长更快，所以导致其城镇居民的消费支出与可支配收入增长率之间的比值最大。

3.2.3 我国居民最终消费支出对经济增长的贡献率偏低

我国内需不足最为明显的特征就是我国居民最终消费支出对经济增长的贡献度偏低，因此本章还列出了在 1980-2011 年间我国最终消费支出与资本形成对 GDP 的贡献率大小及其趋势比较，见表 3.7 和图 3.7 所示。

表 3.7 我国最终消费支出与资本形成对 GDP 的贡献率

时间	最终消费支出贡献率	时间	最终消费支出贡献率	时间	资本形成总额贡献率	时间	资本形成总额贡献率
1980	71.8	1996	60.1	1980	26.4	1996	34.3
1981	93.4	1997	37	1981	-4.3	1997	18.6
1982	64.7	1998	57.1	1982	23.8	1998	26.4
1983	74.1	1999	74.7	1983	40.4	1999	23.7
1984	69.3	2000	65.1	1984	40.5	2000	22.4
1985	85.5	2001	50.2	1985	80.9	2001	49.9
1986	45	2002	43.9	1986	23.2	2002	48.5
1987	50.3	2003	35.8	1987	23.5	2003	63.2
1988	49.6	2004	39.5	1988	39.4	2004	54.5
1989	39.6	2005	38.4	1989	16.4	2005	38.5
1990	47.8	2006	40.4	1990	1.8	2006	43.6
1991	65.1	2007	39.6	1991	24.3	2007	42.5
1992	72.5	2008	44.1	1992	34.2	2008	46.9
1993	59.5	2009	49.8	1993	78.6	2009	87.6
1994	30.2	2010	43.1	1994	43.8	2010	52.9
1995	44.7	2011	55.5	1995	55	2011	48.8

注：数据来源于历年的《中国统计年鉴》数据计算所得。

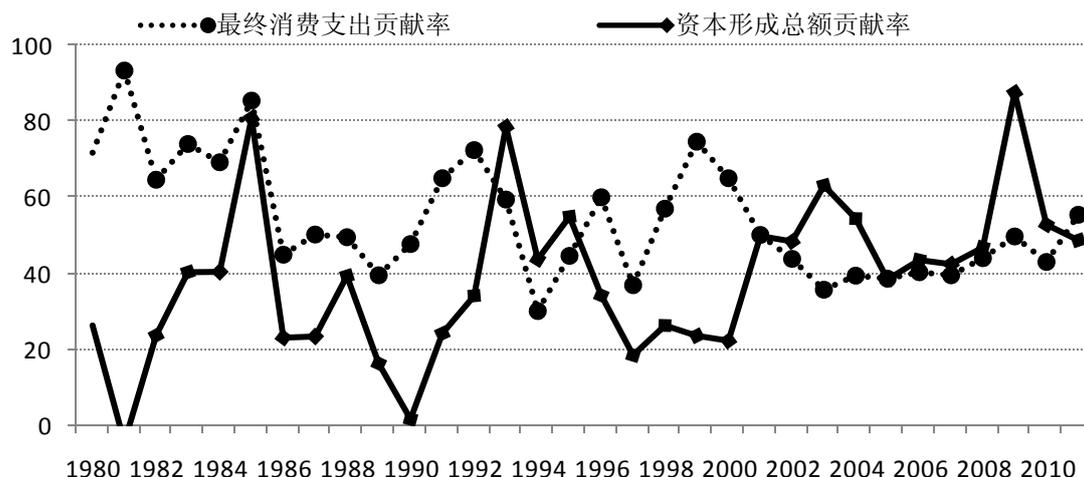


图 3.7 我国最终消费支出与资本形成对 GDP 贡献率的变化趋势

注：数据来源于历年的《中国统计年鉴》数据计算所得。

从图 3.7 中本文得出：我国最终消费支出对 GDP 的贡献率在波动中处于不断下降走势，而资本形成对 GDP 的贡献率与之相反，在波动中呈现出不断上升趋势，都具有明显周期性阶段特征，显然这与我国经济周期的波动特征密切相关。根据陈乐一(2007)^[112]与陈乐一、粟壬波(2013)^[113]的研究结果，本文将我国在 1980-2011 年的经济增长划分为以下几个阶段来说明最终消费支出与资本形成对 GDP 贡献率的变化走势。

第一阶段是 1980-1981 年，我国的政策施行调整，导致各行业出现了升降不一的现象，使得我国经济周期进入收缩阶段，此时经济增长主要依靠消费需求来拉动，而资本形成对 GDP 的贡献率逐渐下降。

第二阶段为 1982-1986 年，此阶段是我国首次出现较平稳且处于高速增长时期，可以说是我国至今经济增长处于较好质量的一轮周期之一。此轮经济周期的扩张时间段为 1982-1985 年，在 1985 年 2 月由于我国政府开始实施紧缩政策，同时第二年 1986 年 2 月我国出现的“工业滑坡”现象导致该阶段在 1986 年迅速抵达波谷。在 1982-1985 年间我国最终消费支出和资本形成对 GDP 的贡献率都很高，在 1986 年两者对 GDP 的贡献率值都下降明显，不过在此阶段最终消费率的贡献率始终大于资本形成的贡献率。

第三阶段为 1987-1990 年，此阶段经济增长速度虽然位于较高水平增长，但是相比前一阶段而言，并未出现快速而平稳的增长状态。在 1987-1988 年经济增长均在 11% 以上，处于扩张阶段，但是 1988 年第 4 季度开始的治理整顿，促进我国经济增长在 1989-1990 年迅速下降，1990 年增长水平只有 3.8%，经济快速进入陷入深深的波谷当中。与前段周期此类似的是，最终消费率的贡献率始终大于资本形成的贡献率，不过不同的是，在此期间的我国最终消费支出和资本形成对 GDP 的贡献率波动较为明显，在 1987-1988 年两者的贡献率相比 1989-1990 年的

都要大，尤其是对于资本形成的贡献率值来说。

第四阶段 1991-1999 年，在此阶段扩张时间只有前 2 年，在 1992 年经济增长水平达到了该阶段的最大值，为 14.2%，之后在 1993 年开始我国经济出现连续下滑，时间长达 7 年之久，在 1999 年达到了波谷。从图 3.7 和表 3.7 可知，在 1991-1992 年我国经济增长水平主要来源于最终消费支出水平的拉动，在之后 1993 年，资本形成对 GDP 的贡献率首次超过最终消费支出的，不过时间只持续了 3 年时间。政府出台的多项遏制投资过热的政策导致我国投资率在之后几年大幅度减少，资本形成对 GDP 的贡献率不断减弱，在 2000 年只有 22.4%，所以最终消费率的贡献率又相比较较高。

第五阶段 2000-2007 年，在开始 2 年(2000-2001 年)我国经济复苏并不稳固，处于经济增长的回落阶段，不过从 2002 年开始进入扩张阶段，开始走上经济稳步增长与回升的道路，不过此时的经济扩张阶段主要依赖于资本形成的推动力，因为新一轮为了刺激经济增长实施鼓励投资政策，导致我国的投资率不断向上攀升，资本形成的贡献率又再次高于最终消费支出的贡献率水平。

第六阶段 2008-2009 年，受国际金融危机的影响，我国经济增长发生了较大改变，处于短暂衰退阶段。此时投资率仍然保持在 40%左右，居民消费率仍然处于下滑阶段，所以此阶段的资本形成贡献率仍然高于最终消费支出的贡献率水平。

第七阶段 2010 年-至今，2010 年开始我国经济增长开始反弹，但是经济步入复苏阶段的基础并不稳定，在 2011 年经济反而又出现下滑趋势，在 2012 年底这种趋势更为明显，下滑至 7.6%，但是延续了 2000 年之后我国内需持续疲软的状态，导致在 2010 年资本形成对 GDP 的贡献率仍然高于最终消费支出的贡献率，不过在 2011 年，在我国用于房地产行业的投资比例束缚了实体经济对 GDP 的贡献率，再加上我国扩大内需政策的不断实施，使得我国自 2002 年后最终消费需求对 GDP 的贡献率首次高于资本形成的贡献率。

因此，从上述分析得知：随着我国经济的不断发展，最终消费对 GDP 的贡献率在波动中不断下降，基本上与我国经济增长的趋势呈现相反走势，这也说明了我国经济增长越来越依赖于投资来驱动，所以导致改革开放以来，我国资本形成总额对经济增长的贡献率在波动中处于不断上升趋势，这也反应出我国内需相比表现出不足的走势。

3.3 我国房地产市场价格波动与城镇居民消费的相关性分析

基于上述我国房地产市场价格波动与城镇居民消费的现状，接下来，这一部分将从房地产价格波动的角度来分析其与我国城镇居民消费的关系，来寻找我国内需不足的原因。我们首先分析这两者之间的相关性，然后再检验两者之间的格兰杰因果关系，为后面的实证分析提供现实依据。

3.3.1 相关程度分析

为考察这两者之间的相关性，本章选取 1999-2011 年我国 31 个省市平均房价与城镇居民消费性支出形成的面板数据进行检验^①。根据前面房价波动的现状分析中房地产市场阶段的划分，接下来的相关程度分析我们不仅检验了 1999-2011 年期间的相关性系数，同时还将整个时期划分为 1999-2003、2004-2007、2009-2011 年三个阶段(2008 年这一年就不考虑)来分析房价上涨幅度的不同会不会导致这两者之间的相关性系数发生根本性变化，结果见表 3.8。

表 3.8 房价波动与消费支出的相关性系数

时间段	相关系数
1999-2003	0.4603
2004-2007	0.2453
2009-2011	-0.1069
1999-2011	0.3483

从表 3.8 可知，我国房价波动与城镇居民消费之间存在相关性，在 1999-2011 年整个期间，这两者之间呈现正相关关系，在房价处于温和上涨的 1999-2003 年期间，正相关性最为明显，系数有 0.4603，在上涨较为明显的 2003-2007 年阶段，正相关系数相比之前有所减少，降至 0.2453，在房价大幅上涨的 2009-2011 年期间，这两者之间由正相关转化至负相关，系数为-0.1069。从相关系数我们可知，我国房价波动和居民消费之间虽然存在相关性，但是不同的房价上涨阶段，相关性系数发生了很大改变，说明这两者之间的关系较为复杂，并不确定。

3.3.2 单位根检验

根据上述相关性分析，我们知道房价波动与消费支出变化之间存在相关性，为了进一步考察这种相关性到底是“谁引起谁发生改变”，接下来考察这两者之间的格兰杰因果关系。在进行格兰杰因果检验之前，需做单位根检验。一般来说，面板单位根检验包括同质和异质检验两类，其中同质单位根检验主要采用 LLC 检验，异质主要采用 IPS 检验。本章同时采用这两种方法，结果见表 3.9。从表 3.9 可知：LLC 检验结果与 IPS 检验结果均显示，这两个变量的水平值和一阶差分在 10% 的统计水平上均不平稳，但是二阶差分均在 1% 的显著水平上平稳，这说明这两个变量均为 I(2)，即为二阶平稳序列。

^①注：数据来源于历年的《中国统计年鉴》和 31 个省市的统计年鉴数据计算所得。

表 3.9 平均房价与消费支出的平稳性检验

LLC		IPS	
平均房价	消费性支出	平均房价	消费性支出
0 阶 (4.4667)	0 阶 (3.240)	0 阶 (4.2340)	0 阶 (5.1417)
一阶 (0.8130)	一阶 (0.8715)	一阶 (-0.4193)	一阶 (-0.9794)
二阶 (-5.6157)***	二阶 (-5.1391)***	二阶 (-12.8758)***	二阶 (-8.5764)***

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上拒绝有单位根的检验，其中 LLC 检验括号内是调整后的 t 值，检验的为是否存在相同单位根；IPS 检验括号内是 $Z-t\text{-tilde-bar}$ 值，检验的是否存在不同单位根，检验的估计方程不含截距项、滞后项和时间趋势项。

3.3.3 面板协整检验

本章采用 Westerlund(2007)^[114]提出的面板协整检验方法，检验房价与城镇居民消费性支出之间的协整关系，Westerlund(2007)^[114]基于误差修正模型提出了 4 个新的检验统计量，即为 Gt、Ga、Pt 和 Pa。其中，前两个检验的零假设为从整体上变量之间不存在协整，而后面两个检验的零假设为至少存在某个变量与被解释变量不存在协整，结果见 3.10。从表 3.10 可知：城镇居民消费支出和平均房价存在长期协整关系。

表 3.10 平均房价与消费支出的面板协整检验

统计量	统计值	Z 值	P 值
Gt	-8.982	-45.935	0.000
Ga	-19.578	-6.428	0.000
Pt	-14.169	-2.802	0.003
Pa	-31.653	-21.159	0.000

注：原假设为“无协整关系”；估计方程含截距项、滞后项和时间趋势项。

3.3.4 格兰杰因果检验

通过上面的分析可知：我国城镇居民消费支出与平均房价之间均存在协整关系，因此接下来有必要来检验这两变量之间到底是“谁引起谁变化”，即就消费支出与平均房价之间进行格兰杰因果检验，检验结果见表 3.11。根据表 3.11 得知，在 1%的统计水平上，滞后一阶时，平均房价是居民消费支出的格兰杰原因；在 10%的显著水平上，滞后二阶、三阶时，平均房价仍然是消费支出的格兰杰原因。反之，不管是滞后几阶，消费支出均不是引起房价变化的原因，因而我们可以得出平均房价是引起消费支出变化的一个重要原因，值得我们深入去探讨。

表 3.11 平均房价与消费支出的面板格兰杰因果检验

滞后阶数	原假设	F 统计值	P 值
1	消费不是房价的格兰杰原因	0.00014	0.991
	房价不是消费的格兰杰原因	5.981	0.0061
2	消费不是房价的格兰杰原因	0.253	0.7825
	房价不是消费的格兰杰原因	2.925	0.0643
3	消费不是房价的格兰杰原因	1.6687	0.2874
	房价不是消费的格兰杰原因	1.6358	0.0974

3.4 本章小结

本章从多个角度对全国以及区域层面的房价波动和城镇居民消费状况进行了现状分析，并选取我国31省市的面板数据，对房价波动与城镇居民消费之间的因果关系以及长期内两者是否存在均衡关系等问题进行初步的实证检验。得出如下基本结论：

第一，结合住房改革实施以来我国房价波动的水平走势和当前住房需求、住房供给、制度层面等因素来看，当前我国房价上涨的势头并没有停止，仍在继续。房地产市场快速发展的同时，引发了一系列问题。一方面加剧居民购房压力，影响居民生活质量的提高，同时加重了房地产市场的泡沫。不同地区的泡沫程度并不一样，差异很明显，从全国整体或者是东部地区来看，房地产泡沫较为严重，而中西部地区产泡沫不明显。另一方面受房地产行业高利润的驱使，资金大量流入房地产行业，在一定程度上挤压了实体经济的发展。

第二，国内消费需求不足问题已成为我国经济实现持续健康发展的一大隐患。主要表现在：不管是全国层面还是区域层面来看，城镇居民平均消费倾向呈现波动中不断下降的趋势，我国按收入等级划分的七类城镇居民的边际消费倾向变动趋势也呈现出同样的态势。此外，我国城镇居民的消费支出增长率赶不上可支配收入的增长步伐，我国居民最终消费支出对经济增长的贡献率偏低，与我国经济增长的趋势呈现相反的走势。

第三，通过相关性检验发现：①房价上涨幅度的不同会导致消费支出与平均房价之间的相关性系数发生较大改变；②平均房价与消费之间存在长期稳定的均衡关系，且平均房价的变动是城镇居民消费支出变动的格兰杰因果关系，这说明房价波动也是影响我国城镇居民消费支出变化的原因，为接下来本文的核心部分提供了现实依据。

第4章 房价波动对我国城镇居民消费影响的非对称性研究^①

4.1 引言

居民消费需求不足、房价过高是目前我国宏观经济的核心问题，就如何扩大国内居民有效需求、抑制房价的快速上涨显然已成为我国政府宏观调控工作的重点。关于这两个问题的内在联系，也一直以来是学术界和经济学工作者关注的焦点。不过直觉告诉我们，不管是房价的上涨还是下跌应该都会对我国居民消费需求产生影响。因为大量研究结果表明居民消费与收入密切相关，而2008年35个大中城市房价收入比高达7.43，远大于根据世界银行(1992)房价收入比4-6倍的经验数据(况伟大，2011^[61])。国务院总理温家宝也曾指出，相比收入增长，房价远远没有回归到合理水平。房价上涨与收入增长的不相匹配，将给居民住房消费带来很大影响。虽然我国政府采取了许多措施来调控房价，但是我国房价仍然在波动中不断攀升。房价的持续走高，将提升居民对住房需求的消费预期，居民会想办法尽快解决住房问题，从而会对居民的消费支出产生影响。数据显示，2009年全国社会消费品零售总额达到了12万亿元，其中房地产销售额总额就占据将近6万亿元，也就是说居民近一半的消费用于住房支出。那么，现实情形中房价与居民消费的关系到底怎样？房价波动对居民消费的影响如何，房价上涨和下跌时对我国城镇居民消费的影响程度有多大，上涨与下跌分别对居民消费的影响程度是否相同，这些问题的解答都有待于本章进一步深入分析房价波动对我国城镇居民消费的影响效应。

本章集中梳理了房价波动影响消费的相关文献，发现主要集中在两类：一类是从住房的投资品属性来看，房价波动可以通过财富效应渠道增加居民的财富或者提高房地产的抵押价值而借贷更多的资金，从而增加其收入，促进消费水平的提高(Carroll et al., 2006^[2]; Benito and Mumtaz, 2006^[115]; Iacoviello and Minetti, 2008^[116]; Bostic et al., 2009^[13]; 黄静、屠梅曾, 2009^[51]; Iacoviello, 2012^[117])；但是我们清楚，住房本身不仅是投资品，也兼具消费品的属性，因而在分析房价波动对消费的影响时不能仅把住房当作投资品来对待，不能忽视从其相应的消费品特性来分析与居民消费之间的关系。尤其是我国住房改革制度的实施使得我国居民的住房意愿急剧上升，带动住房消费需求强烈，住房需求成为了居民在解决生活

^①本章是在《统计研究》文章《房价波动对我国城镇居民消费的影响研究》基础上完成的。

最基本需求之后首先要考虑的问题，将传统的居民消费结构打破。再加之，美国 2006 年底的次贷危机，以及到 2008 年演变为全球性金融危机的事件。学者们担心房价波动会引起消费支出的减少，进而对经济增长产生不利影响，促使他们关注房价波动对居民消费的挤出效应，因而出现了与第一类观点相反的结论，即认为从住房的消费品属性来看，房价波动意味着居民必须为明天的购房调整消费支出结构，减少当前消费来提高未来的购买力，在一定程度上表现为挤出效应 (Sheiner, 1995^[1]; Aoki, 2002^[118]; Haurin et al., 2006^[26]; 唐志军, 2010^[60]; 陈彦斌、邱哲圣, 2011^[62]; 朱国钟, 2013^[64]; 陈斌开、杨汝岱, 2013^[65])。

除此之外，还有一些研究的分析结果与上述结论不尽相同。Sheiner(1995)^[1]研究结果指出，对于已经拥有住房的居民来说，房价的向上波动意味着家庭拥有财富的增加，因此将通过财富效应来提高居民的当前消费；而对于只能依靠租房的居民而言，房价的向上波动将引发住房租金的相应上涨，这将提高该类居民生活的成本，从而导致他们当期消费的下降。Case(2003)^[119]研究结果表明，房价的上下波动对居民消费的影响存在不对称性，其中房价上涨对消费有显著的促进作用，但是房价下跌对消费几乎是不存在任何影响。段忠东等(2011)^[120]的实证研究发现，短期内厦门房价波动对消费增长的抑制作用更为显著，而长期内房价对居民消费增长起到一定促进作用，但是房价波动对消费增长的总体影响还是表现为挤出效应。

目前，关于房价波动对居民消费影响的非对称性分析国外研究成果已有一些，不过也并不多，比较有代表性的为 Case(2003)^[119]。在国内，这方面的对应研究并没有受到足够的注视。相反，关于股票市场上价格的变动对消费影响的非对称性效应已有不少研究。如美国经济学者选用 1929 年和 1987 年美国股票市场股票的涨跌情况分析其对居民消费支出的非对称性，得出股票价格的下跌对居民消费的负面影响更为明显，因为研究结论显示，股价下跌 1 美元将导致消费支出减少 0.7 美元，而股票价格上涨 1 美元，消费支出的增加额只有 0.4 美元。曾砥柱(2009)^[121]采用我国在 1998 年 1 月-2008 年 12 月的季度数据对我国股票市场财富效应对居民消费影响的非对称性进行实证分析，也证实了股票市场价格波动对居民消费影响非对称性效应的存在。那么，本章认为与股票市场上价格波动对消费的影响效应类似，房价波动对我国城镇居民消费的影响也有可能存在非对称性，即房价上涨对居民消费的影响与房价下降时对居民消费的影响不仅在变化方向上存在不同，也有可能在大小上面存在显著差异，这值得我们去深入探讨。

上述研究我国房价波动对居民消费行为的文献存在以下不足：一是只考察房价对家庭消费或总体消费的影响，对于房价上下波动对城镇居民消费支出是否存在不对称性效应的研究尚没有出现，且人均住房面积的不断增加对居民消费影响的研究也很少人关注。二是国内关于房价波动对居民消费行为影响的研究文献，大都是进行实证分析，缺少严密的理论推导，且如果没有兼顾考虑到例如收入、

利率、不确定性、流动性约束、消费习惯等因素对消费行为的共同影响，估算出的关于房价波动对消费支出的影响会出现遗漏变量偏差问题。基于此，本章的创新主要就在于这两方面。

本章结构安排如下：第二部分首先根据第二章房价波动影响居民消费的理论模型，构建出在综合考虑了消费习惯、收入、房价、不确定性、利率、抚养系数影响条件下，能够反映出房价波动对居民消费影响的计量经济模型，然后描述文中所采用的面板数据及估测方法，用建立的计量模型首先考察房价波动对我国城镇居民消费的整体影响，然后在此基础上构建能够体现房价上下波动对居民消费影响是否存在非对称性效应影响的动态面板模型，并再进行实证分析。最后是本章的研究结论。

4.2 实证分析

4.2.1 实证模型的构建

根据第二章房价波动影响居民消费的理论模型，我们得到了研究房价波动对我国城镇居民消费影响的理论基础模型，该模型综合考虑了消费习惯、收入、房价、人均住房建筑面积、不确定性、利率、抚养系数对消费行为的影响，其方程具体形式如下：

$$\Delta c_{it} = \eta_i + \psi_1 \Delta c_{it-1} + \psi_{21} \Delta p_{it} + \psi_{22} \Delta rh_{it} + \lambda \Delta y_{it} + \psi_3 \delta_{it}^2 + \psi_4 R_{it} + \psi_5 dr_{it} + u_{it} \quad (4.1)$$

其中 ψ_1 指的是消费习惯强度，滞后一期消费增长对当期消费增长的影响程度； ψ_{21} 是表明消费增长对房价波动的弹性大小，如果 $\psi_{21} > 0$ ，以房价上涨为例，说明房价的上涨有利于促进消费的增长，那么房价上涨的财富效应相比挤出效应更明显，反之亦然。 $100\psi_{22}$ 为消费增长对人均住房建筑面积的半弹性，也可是说是人均住房建筑面积变化一个单位将引起消费增长变化 $100\psi_{22}$ 个百分点； λ 为消费增长对收入增长的弹性，也就是大家所熟悉的消费对收入的敏感系数，在这里 λ 的大小同时还可以表明消费者所受到流动性约束大小的强度， λ 越大，那么流动性约束居民所占比例就越多，反之亦然； $100\psi_3$ 、 $100\psi_5$ 分别代表消费增长对不确定性、抚养系数的半弹性； ψ_4 实际利率对消费的影响，其影响主要表现为替代效应、收入效应，若 $\psi_4 < 0$ ，那么实际利率对消费增长的替代效应大于收入效应，反之收入效应大于替代效应。

4.2.2 数据选取与变量说明

4.2.2.1 数据选取

我们使用的数据是我国城镇居民 1999-2011 年省际面板数据，由于西藏、新疆的数据缺失较多，故将之剔除。实证所需数据涉及到其余 29 个省市城镇居民平

均每年的可支配收入、消费性支出、居住支出、家庭设备用品及服务支出、平均失业率、抚养系数，各省市每年的住房销售面积、住房销售额，各省市城镇居民的人均住宅建筑面积、人均住宅使用面积，各省市城镇居民的平均消费价格指数以及人民银行公布的每年存款名义利率^①。这些数据根据历年的《中国统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国物价及城镇居民家庭收支调查统计年鉴》、《中国金融年鉴》、CCER 中国经济金融数据库以及 29 个省市 2011 年的地区统计年鉴的相关数据整理得到。本章所用的数据均已用 1999 年各省市城镇居民消费价格指数为基期，消除了每年价格因素的影响。

4.2.2.2 变量说明

1. 居民消费性支出。各省市城镇居民的消费性支出数据通过各数据来源直接得到。

2. 房价与城镇居民人均住宅建筑面积。一般情形下，选择住房平均价格、住房销售价格指数作为房价的代理变量较合适。由于 29 个省市城镇的住房销售价格指数数据无法取得，因此我们选择住房平均价格作为其代理变量。李成武(2010)^[59]、况伟大(2011)^[61]均是采用该指标。需要指出的是，平均房价与真实房价不同，前者是真实房价的均值，但真实房价数据获取不到，本章以平均房价近似替代。即本文用各省市每年的住房销售额/住房销售面积作为房价的代理变量。人均住宅建筑面积数据较难搜集，因为很多省市在 2002 年之前只提供人均住房使用面积，如上海、甘肃等，所以造成人均住宅建筑面积增长值数据缺失较多。基于此，考虑到人均住宅使用面积与人均住宅建筑面积的比例相对固定，在 80%-85%之间，所以本文使用人均住宅使用面积除以 82.5%后的数据作为人均住宅建筑面积的代理变量。若还出现个别年份数据的缺失，再用前后相应年份数据的加权平均方法来进行填补。

3. 不确定性。至今，理论界关于不确定性变量的衡量指标尚未形成一致看法。Caballero(1990)^[122]、Carroll(1994)^[123]用劳动收入的波动来衡量消费的不确定性，Deaton(1992)^[96]主张用利率和预期消费增长率的随机波动作为其代理变量，Dynan(1993)^[93]用消费支出的变动度量；Carroll et al.(2004)^[124]使用失业率来表示。基于此，我们选择消费支出波动的标准差，考虑到模型中已含有消费支出变量，为了保证实证结果的一致性，在接下来的实证检验中均设定其为内生变量，用其相应的滞后项和可支配收入波动的标准差作为工具变量。

4. 实际利率。由于某些年份银行对名义利率进行了多次调整，我们以不同利率水平在年内执行的月数作为权数计算出各年的平均名义利率，再减去各省市对应年份的城镇居民消费价格指数最终得到各省市每年的实际利率水平。

5. 抚养系数。抚养系数是指在人口当中，非劳动年龄人口对劳动年龄人口数

^①1998 年的住房制度改革，使得 1998 年之后房地产才开始市场化。黄静、屠梅曾(2009)^[51]就特别强调要使用房改以后的数据。韩丽鹏等(2010)^[69]、高波、王辉龙(2011)^[125]均是采取房改之后的数据。

之比，包括少儿抚养比和老年抚养比。数据来源于《中国统计年鉴》中历年全国人口变动情况抽样调查样本，其中1999年、2002-2009年的各省市居民的抚养系数数据可直接获得，2000年、2010年的数据我们是通过(0-14岁年龄人口+65岁以上年龄人口)/15-64岁年龄人口数据计算得到，而2001年所缺数据我们就用2000年和2002年数据的平均值来填补。

4.2.3 单位根检验与估计方法介绍

4.2.3.1 数据的平稳性检验

为了避免伪回归，我们对模型中的各变量进行单位根检验。本章同样采取同质LLC检验和异质IPS检验两种方法，结果见表4.1。从表4.1可知：在LLC检验结果中，各个变量的水平值和一阶差分值均在不同统计水平上显著，符合模型估计的要求。在IPS检验结果中，居住消费支出 \bar{c}_{it} 、可支配收入 y_{it} 、房价 p_{it} 水平值不显著，但是其相应的一阶差分值均在1%的统计水平上显著，其余变量除抚养系数变量之外，也均在1%的统计水平上显著，基本也符合模型估计的要求。因此，我们接下来进行实证估计分析。

表 4.1 消费动态面板方程中变量的平稳性检验

LLC				IPS			
c_{it}	(-8.71)***	Δc_{it}	(-7.07)***	c_{it}	(-2.98)***	Δc_{it}	(-4.62)***
\bar{c}_{it}	(-8.67)***	$\Delta \bar{c}_{it}$	(-11.09)***	\bar{c}_{it}	(-2.15)	$\Delta \bar{c}_{it}$	(-4.21)***
y_{it}	(-7.09)***	Δy_{it}	(-13.55)***	y_{it}	(-1.99)	Δy_{it}	(-3.21)***
p_{it}	(-8.22)***	Δp_{it}	(-7.73)***	p_{it}	(2.20)***	Δp_{it}	(-3.77)***
Δrh_{it}	(-7.85)***	R_{it}	(-24.72)***	Δrh_{it}	(-3.33)***	R_{it}	(-3.41)***
dr_{it}	(-7.45)***	δ_{it}^2	(-13.45)***	dr_{it}	(-2.25)	δ_{it}^2	(-2.77)***

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%统计水平上拒绝有单位根检验，其中LLC检验括号内是调整后的t值，检验的为是否存在相同单位根；IPS检验括号内是W[t-bar值]，检验的为是否存在不同单位根，估计方程含截距项、滞后项和时间趋势项。

4.2.3.2 实证估计方法

因为式(2.49)中考虑了消费习惯因素的影响，即解释变量中含有被解释变量的一阶滞后项，从计量分析的角度来看，此模型为动态面板数据模型。那么即使不考虑随机扰动项是否存在序列相关，消费支出滞后一项与非观测的固定效应存在相关性的可能性也较大。且解释变量之间可能存在相互决定彼此的双向因果关系，如消费和收入、不确定性、利率、抚养系数等变量之间，由此产生的联立内生性问题，我们必须要考虑。此外，误差项中含有与被解释变量相关的其余不可观测

变量，这些不可观测变量也有可能解释变量之间存在内生性问题。又因为动态面板模型一般可以选择工具变量法(2SLS)和广义矩(GMM)方法进行估计，在扰动项存在异方差或者是自相关的情形下，GMM估计结果更有效。另外，广义矩阵方法有差分广义矩估计和系统广义矩估计两种，由于差分广义矩估计对有限样本的特性较差，且能成立的前提是扰动项不存在自相关，因此为了使得实证结果估计系数具有无偏和一致，本章选择采用 Arellano and Bover(1995)^[126]与 Blundell and Bond(1998)^[127]提出的系统广义矩阵(System-GMM)方法以控制动态面板方程(2.49)产生的内生性问题。

4.2.4 非对称研究的实证结果分析

在这一部分，我们首先用式(4.1)估计消费习惯、收入、房价、人均居住面积、不确定性、利率、抚养系数对城镇居民消费的影响及其差异。

我们用(4.1)估计方程中各个解释变量对我国城镇居民消费支出变化的影响，发现个体效应不显著，所以接下来不考察个体效应，实证结果分别见表 4.2 第 2-3 列。第 2 列所显示，实际利率对我国城镇居民消费影响系数虽为正，但并不显著，这说明实际利率对居民消费的替代效应与收入效应大致相互抵消。其余解释变量的影响均在 1%的统计水平上显著。因此，我们把实际利率从中剔除，见第 3 列，发现各个解释变量对消费的影响仍然显著，且影响效应大小变化不明显。

我们从表 4.2 第 3 列的实证结果首先来分析实际利率、人均住房建筑面积、抚养系数对居民消费的影响。结果显示：人均住房建筑面积对居民消费的影响有促进作用；抚养系数对消费虽然也存在显著影响，但是影响系数也很小。这说明这两个解释变量对消费的影响在很大程度上由其他解释变量的影响所支配，所以我们接下来重点转移到其余解释变量，分析它们对居民消费的影响效应。

(1)房价。从实证结果来看，房价变动对城镇居民消费的影响显著为正。房价每上涨 10%，将导致城镇居民消费增长 0.069%。显然，房价波动对城镇居民消费表现为财富效应，但却没有传统上认为的那么强的财富效应。

这是因为房地产是我国城镇居民的主要资产，居民具有一定变现房地产资金的能力，以房价上涨为例，因此房价的上涨能通过财富效应来促进居民消费水平的提高。但是，房价的持续攀高也使得我国居民财富潜在的发生转移，财富逐渐向中高收入人群聚集，导致我国居民之间的收入差距进一步扩大，收入两极化格局更加明显。同时，房价的持续上涨和上涨预期的交互推动会显著提高处于低收入人群购房者或租房者的居住成本，同时收入差距的逐渐拉大直接导致其生活成本的上升。面对房价的长期上涨趋势，他们宁愿实施提前购房而不是继续租房的计划。因此，房价的上涨会加快其购房预期，抑制其租房等相关的其余相关支出。对于那些中高收入人群来说，他们的住房需求已得到满足，且已将其大部分资产

用于投资房地产。因为我国大部分地区房价收入比已经远远大于世界银行公布的数据，2009年城镇居民房价与收入之比达到8.3倍，大大高于合理的承受范围，这说明我国的房地产市场可能已经出现发展过热的势头，而且还可能已经局部产生了房价泡沫。房价泡沫的产生会使得房地产供需严重失衡，出现需求量远远大于供给量的假象，这种现象会引导中高收入群将资金大量投入房地产市场。这将进一步抬高房价，增加购房者本来就重的购房压力。因此，本章的实证结果出现房价波动对城镇居民消费虽然表现为财富效应，但是影响效应大小并不强。

(2)消费敏感性、流动性约束。居民消费对收入的敏感性是0.7423，显著异于零，且相比其他解释变量的影响系数而言，取值均较大，这表明对居民消费来说，收入仍然起着至关重要的作用，同时也说明随机游走假说用于解释我国城镇居民的消费行为不成立，我国城镇居民的消费存在过度敏感性。这是因为我国居民消费中的生活必需品消费具有周期短、受当期收入影响大的特点，从而导致较高的过度敏感性。

紧接着，我们还尝试着分析房价上下波动是否会引起消费对收入的敏感性存在不对称性，在式(4.1)中引入房价向上和向下波动的虚拟变量。实证结果发现，含有虚拟变量的收入对居民消费影响均不显著，结果未列出。这说明房价上下波动时，消费对收入的敏感性不存在不对称影响，符合“短视消费行为”假说，也就是说房价上下波动时消费敏感系数基本相等。从居民的消费过度敏感性来看，我们还可以知道，尽管我国金融信贷市场处于不断完善之中，但是城镇居民当中能够通过借贷市场来摆脱流动性约束的比例并不高，我国城镇居民整体仍然面临较强的流动性约束。

(3)消费习惯、不确定性。我国城镇居民消费受到较强消费习惯的影响，强度为0.1344；不确定性变量对居民消费增长的影响为-0.0198。这归因于上世纪90年代以来住房、教育、养老、医疗等关系百姓切身利益的重大改革措施的实施，加大了居民各方面的压力，为了保证能支付未来不确定性增加引起的消费性支出，居民不得不额外储蓄，减少当前消费，因而不确定性变量对消费增长的影响为负。同时，加大的不确定性因素还会对居民的消费意愿和信心产生负面影响，导致居民改变旧体制下的消费模式，更加依赖于稳定性因素的影响，而居民的消费习惯相对来说具有一定的内在稳定性。因此，消费者的决策心理和行为因素更加依赖于消费习惯。

(4)其余解释变量。其余解释变量对居民消费增长的影响虽表现显著，但是系数均非常小。其中实际利率对我国城镇居民消费的收入效应与替代效应相互抵消，影响系数为并不显著，这意味着我国采用连续降低名义利率来促进消费的政策效果几乎不存在。抚养系数的影响系数为正，为0.0026^①。抚养系数具体包括

^①抚养系数的影响系数小说明我国人口年龄结构变化并不是目前居民消费过低的原因。(李文星等，2008^[103])

少年抚养系数和老年抚养系数，在实行计划生育政策后虽然我国平均每个家庭的少年抚养比急剧减少，但是父母对子女的人力资本投资不仅没有减少，反而有所增加，而老年抚养系数的增加会增加居民的预防性储蓄，相应的减少消费支出。如果家庭对子女资本的增加数量超过了因老龄化进程不确定性而增加的储蓄，那么居民消费会随着抚养系数的增加出现不降反而上升的结果。人均住宅建筑面积对居民消费增长的影响犹如房价上涨的财富效应一样，对消费增长有促进作用。

然后，本章在此基础上着重就房价上下波动分别对居民消费的影响效应是否存在非对称性效应进行研究。

根据前面第二章中介绍的房价波动对我国城镇居民消费的影响机制分析，我们得知，作为具有投资品和消费品属性的住房资产而言，其价格的变动相比股票市场的价格波动来说更为复杂。如以房价上涨为例，将同时产生两种效应，即财富效应和挤出效应，房价上涨对居民消费的影响最终取决于这两种效应力量的比较。一方面，房价的上涨通过住房资产的增值、住房抵押贷款放松流动性约束条件等财富效应渠道增加居民拥有的财富，使居民感觉更加富有，从而对居民消费起到促进作用。与此同时，另一方面房价的上涨，投资者会认为把资金投资于住房比银行储蓄或是用于即期消费相比能给他们得到更大的满足，效用更大，在这种高额回报的驱使下，将使得房地产行业吸附了本来投资于其他行业的投资资本，这时房价的上涨对居民消费反而会产生挤出效应，使消费支出出现不升反而下降的现象。同时，住房作为消费品而言，其价格的上涨会导致居民在住房消费支出上面临更大压力，在收入水平相对固定或者是收入水平赶不上房价上涨速度的时候，为了满足基本的住房消费需求，会在一定程度上对其他消费支出也产生挤出效应。房价下跌时情形以此类推。

正是因为房地产价格波动对居民消费需求影响的复杂性与特殊性，导致房价波动对居民消费影响所表现出的财富效应和挤出效应在房价上涨与下跌时大小各有不同的变化倾向，从而在房价上涨和下跌时这两种效应最后的力量比较不仅出现方向的不同，也会导致出现大小不一致的情形。不仅如此，导致呈现这种非对称效应的结果还取决于房地产市场的成熟程度、房地产价格上涨或者是下跌持续的时间，以及投资者预期房地产价格的变化或者其他行业的投资发展情形等各种因素的影响。比如说若房地产行业市场发展并不完善，规模较小，投资于房地产行业的投资者不多，信息存在明显的不对称性，那么将使得投资者投资于房地产行业的积极性不高，那么房价上涨对居民消费影响的财富效应就会非常有限，反而房价下跌时挤出效应将体现地更为明显。反之，若房地产市场发展较为完善，且长期处于繁荣时期，在房地产利润的驱使下，将增加投资者继续投资于房地产的信心，房价的上涨不仅可以将短暂财富效应的增加转化成持久性收入的提升，增强居民消费的信心，而且即使出现了房价下跌的情形时，他们也会认为这是一

种短暂现象，房价终究还是要反弹，继续上涨的趋势。此时房价上涨就相比前一种情形而言，财富效应就更为明显，房价下跌时挤出效应反而变得更为不显著。

表 4.2 消费动态面板方程的非对称性实证分析结果

变量	城镇居民消费支出 Δc_{it}		
常数项	0.4892 (3.78)***	0.5152 (4.24)***	0.6144 (4.75)***
Δc_{it-1}	0.158 (4.66)***	0.1371 (4.72)***	0.1344 (2.16)**
Δy_{it}	0.7275 (19.98)***	0.7423 (21.42)***	0.7848 (25.84)***
Δp_{it}	0.0042 (3.31)***	0.0069 (1.81)*	-0.0208 (-1.75)*
$D_{it} * \Delta p_{it}$			0.0471 (2.26)**
$\Delta r h_{it}$	0.0021 (3.97)***	0.0021 (3.71)***	0.0012 (1.81)*
R_{it}	0.0011 (1.31)		
δ_{it}^2	-0.0174 (3.57)***	-0.0174 (3.24)***	-0.0198 (3.66)***
dr_{it}	0.0024 (2.93)***	0.0021 (2.45)**	0.0026 (3.66)***
Sargan 检验 P 值	1.00	1.00	1.00
AR(1)检验 P 值	0.00	0.00	0.00
AR(2)检验 P 值	0.068	0.11	0.12

注：1、采用的方法是两步系统广义矩阵（twostep GMM-system）方法；2、括号内的是参数的 t 值，***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著；3、使用的软件包是 STATA11，用于差分方程的工具变量是滞后二期消费增长，滞后一期和二期可支配收入增长、房价增长以及滞后一期的实际利率、人均住房建筑面积增长率、失业率、抚养系数。

为了分析房价上下波动对我国城镇居民消费的非对称性影响效应，基于 Apergis and Miller(2006)^[128]与胡永刚、郭长林(2012)^[129]的做法， Δp_{it} 为房价增长形成的序列，假设 Δp_{it}^+ 是序列中上涨的部分， Δp_{it}^- 为下降的部分，很显然 $\Delta p_{it} = \Delta p_{it}^+ + \Delta p_{it}^-$ 。研究房价波动对消费的影响，就是分析 Δp_{it}^+ 、 Δp_{it}^- 对消费的影响有何不一样。但是 Δp_{it}^- 是负数，所以本章在进行比较分析之前，必须在 Δp_{it}^- 系数前面乘上一个负号，这样比较得到的结果才具有可比性。因此，在式(4.1)中引入虚拟变量 D_{it} ，对于房价增长的向上波动 $D_{it}=1$ ，否则为 0，那么本章接下来所使

用的估计模型为：

$$\Delta c_{it} = \eta + \psi_1 \Delta c_{it-1} + (\psi_{21} + \phi D_{it}) \Delta p_{it} + \psi_{22} \Delta r h_{it} + \lambda \Delta y_{it} + \psi_3 \delta_{it}^2 + \psi_4 R_{it} + \psi_5 dr_{it} + u_{it} \quad (4.2)$$

实证结果见表 4.2 中的第 4 列，从中可知：除房价增长变量之外，其余解释变量对居民消费的影响均通过了显著性检验，且不仅正负影响系数不变，取值变化也很小，所以我们在此就不多做分析。接下来重点就直接分析房价上下波动居民消费的不对称性影响效应。

从实证结果得知，房价上下波动对居民消费的影响均很显著。若房价向上波动 10% 将使得居民消费支出增长 $(-0.208+0.471)\%=0.263\%$ ，而房价向下波动 10% 将引起其相应下降 0.208%。显然，城镇居民消费变化随房价上涨的幅度稍大于随其下降的幅度，我国房价上下波动对居民消费的影响存在非对称性。

这种非对称性效应可能源自于我国房价的长期快速增长及其快速增长背后的各种因素。自 1998 年实施住房制度改革以来，我国房地产市场开始进入快速发展通道，房地产的投资属性不断受到重视，房地产市场在不断地成熟和完善，规模也越来越大，覆盖了全国各个地区，相比而言，住房的消费品属性就有所疏忽。再加之，我国城镇化的不断推进及其人口年龄结构的变化导致的住房刚性需求长期存在，推动我国房价不断向上攀升，使得房地产行业的利润近年来居高不下，投资于房地产行业的人口分布越来越广，那么从住房的投资品属性来看，房价的上涨可以通过住房资产的增值、住房抵押贷款放松流动性约束条件等财富效应渠道增加居民拥有的财富，或者是增强我国投资于住房城镇居民的消费信心，对我国城镇居民的消费起到促进作用。所以，导致我国城镇居民的消费在房价上涨时出现了增长的结论。而之所以房价下跌时挤出效应大小相比更小是因为：一方面我国城镇房价收入比已经远超出国际公认的合理范围。高房价状况的持续将导致城镇居民购房负担过重，严重扭曲居民在购房上的自信心，甚至已经产生了恐惧，因此即使房价上涨率出现了下降，居民普遍还是认为这是一种短暂现象，房价依然会反弹，返回上涨趋势。所以，房价上涨对居民消费的变化幅度大于其下降幅度，出现了明显的非对称性效应。

同时，也正是因为我国对住房投资品属性的重视，导致我国的房地产市场甚至可能已经产生了局部泡沫现象，泡沫的存在，会使得房价的走势将不受房地产市场的供给和需求因素决定，出现需求量远远大于供给量的假象，这种现象将吸引更多的资金进入房地产市场，在一定程度上会对其他实体经济的产生挤压，同时从住房的消费品属性来看，房价的快速上涨速度远超于可支配收入的增长速度，那么将给居民的非住房消费产生挤出效应，所以实证结果显示出房价上涨对城镇居民消费的财富效应也并不强的结论。

4.3 本章小结

本章根据第二章房价波动影响居民消费的理论模型，构建出在综合考虑了消费习惯、收入、房价、不确定性、利率、抚养系数影响条件下，能够反映出房价波动对居民消费影响的计量经济模型，首先考察房价对我国城镇居民消费的整体影响，然后在此基础上构建能够体现房价上下波动对居民消费影响是否存在非对称性效应影响的动态面板模型，并再进行实证分析。研究结果显示：

我国城镇居民的消费存在过度敏感性，收入仍然起着至关重要的作用，同时也说明随机游走假说用于解释我国城镇居民的消费行为不成立；随着改革开放和市场化程度的逐步提高，消费者的决策心理和行为因素更加依赖于消费习惯，居民消费支出受到较强消费习惯强度的影响；人均住房建筑面积对城镇居民消费的影响显著为正，犹如财富效应促使城镇居民消费的提高。抚养系数与失业率对居民消费的影响效应非常小，对消费支出的影响更多地转化为消费习惯和收入对消费的影响。

房价波动对居民消费的结论为：①在未考虑房价上涨与下跌对消费影响的非对称性效应时，房价波动对我国城镇居民消费的整体效应显著为正，表现为财富效应，但却没有传统上认为的那么强的财富效应；②在分析我国房价上下波动对城镇居民消费的非对称性效应时发现存在明显的非对称性，其中城镇居民消费变化随房价上涨的幅度大于随其下降的幅度，房价上涨带来的财富效应比房价下跌的挤出效应要大，是因为在我国住房的投资品属性相比消费品属性来说更受到重视，在我国房地产行业相比其他行业要高的利润驱使下，我国房价不断向上攀升，让拥有住房的居民感觉自己更加富有，增强其消费信心，因而拉动整个城镇居民的消费向上提高，另一方面房价的持续上涨导致房地产市场上存在严重泡沫，泡沫的假象让人感觉住房的需求远远大于供给，房价会继续上涨，所以即使房价出现了下跌，由于信息的不对称，投资者也会觉得这是暂时的现象，因而挤出效应不如财富效应那么明显。不仅如此，房价的持续攀高除了会促进居民消费增长的同时，也会通过其他途径对居民的消费产生影响，如从住房的消费品属性来看，过高的房价会通过预防性储蓄效应、财富重新分配效应等挤出效应使得最后整体的财富效应并没有想象中强，而我国目前的现象正是如此。

第 5 章 房价波动对我国城镇居民消费影响的地区性

差异研究^①

5.1 引言

近年来,我国房价一路攀升,同时各地区的房价变化也极不均衡,呈现出明显的地区性差异。房价收入比是体现房价上涨是否合理及其居民购房能力的重要指标。由于我国区域经济发展水平不平衡,区域金融发展也存在差异(崔光庆、王景武,2006^[109];龙海明等,2011^[110]),同时受居民收入水平和地理环境的优劣等因素的影响,导致不同地区的房价收入比存在较大差异,呈现出按东、中、西地区依次递减的顺序,就全国而言,2006-2009年平均房价收入比也高达7.852,远大于位于4-6合理区间的水平,严重削弱了居民的购房支付能力,使得居民收入水平不能有效地成为将居民的住房潜在需求转化为有效需求的主要保证。面对不同地区房价收入比的不同,对不同地区居民的购房支付能力施与的压力也肯定不相同,那么对消费结构调整的幅度也将有差异,因而导致房价波动对消费的影响可能存在地区性差异。据此,我们认为房价波动对居民消费的影响效应存在地区差异。因此,接下来本章还将继续分析房价波动对我国中东西不同地区城镇居民消费的影响差异,以及这种地区性影响差异的动态变化。

目前我国经济学者就房价波动对消费的影响研究虽然越来越多,但研究的视点大多集中于探讨于全国或者是某一地区或者是具体某个省。如刘旦、姚玲珍(2008)^[55]以我国城镇居民在1978-2006的宏观数据分析住宅资产对城镇居民消费的影响,发现房地产财富效应不存在。李亚明、佟仁城(2007)^[130]对我国深圳、北京、上海、天津、重庆五大地区的房地产财富效应进行比较分析,实证结果显示:房价每波动1%,这五个地区的财富效应大小分别为1.01%、0.71%、0.53%、0.51%、0.41%,不同城市间的财富效应大小差异较大。姚玲珍、丁彦皓(2013)^[131]基于上海市的经验数据,研究房价变动对不同收入阶层消费的挤出效应,结果显示:在1985-2012年期间,房价变动对高收入、低收入阶层居民的消费不存在影响;在1985-2000年间,房价变动对中高收入阶层的居民消费具有微弱的财富效应,其他阶层没有影响,而在2000-2012年与1985-2012年期间,房价变动对中等收入阶层的居民消费有较小的财富效应。杜莉等(2013)^[132]以上海城镇居民调查数据进行实证研究,发现上海近年来房价的上升总体上提高了居民的平均消费倾向。相

^①本章是在《统计研究》文章《房价波动对我国城镇居民消费的影响研究》基础上完成的。

比而言，对这种影响效应之间的地区性差异分析较少，更不用说地区性差异的动态比较分析。房地产市场作为一个特殊的市场，综合各因素的影响，其地域性差异非常明显，房价波动对消费影响的财富效应和挤出效应在不同的地区、不同的收入水平等因素影响下将呈现出明显差异。

本章集中梳理了房价波动影响消费的地区性差异相关文献，从中可知，因所采取的样本，选择的方法、模型构建的不同，所得结果之间差异很明显。表 5.1 中我们列举出这方面的相关文献，如陈健、高波(2012)^[67]基于我国在 2000-2008 年 31 个省市的面板数据，构建联立方程控制房价变量的内生性，实证结果显示：在东中部地区，房价波动对我国城镇居民消费的影响表现为挤出效应，而在西部地区，房价波动对消费的影响能发挥财富效应。李祥、李勇刚(2013)^[56]选取我国 1998-2009 年的省级面板数据，构建面板联立方程，利用三阶段最小二乘法(3SLS)进行实证估计，得出了与陈健、高波(2012)^[67]相同的结论。黄静和屠梅曾(2009)^[51]首次利用家庭微观调查数据，构建出房地产财富效应的计量实证模型，发现不同地区房地产财富效应均存在，经济越发达的地方，房地产财富效应会越高，即东中部地区的房地产财富效应大于西部地区。姚树洁、戴颖杰(2012)^[133]选用 1997-2010 年我国 31 个省市的面板样本数据，构建出动态面板模型，选用 GMM 方法进行实证估计，发现中东西各地区的房价波动对消费的影响均为财富效应，且东中部地区的财富效应要比西部地区大，与黄静和屠梅曾(2009)^[51]结论相同。李成武(2010)^[59]综合考虑我国行政区划和经济的发展情况，将我国 30 个省市(西藏除外)划分为 5 个地区，建立混合效应模型进行实证分析得出：我国中西部地区的房地产财富效应不存在，而东北、东部地区和直辖市房地产更多地体现为挤出效应。王柏杰等(2011)^[53]利用我国 2003-2010 年的省级面板数据，采用工具变量法实证研究，结论表明：各地区的房价波动对消费的影响效应差异很大，但是这种结果的差异并不能说明房价越高的地区，财富效应就越大，与黄静和屠梅曾(2009)所得结论有所不同。王培辉、袁薇(2010)^[66]基于我国 2000-2009 年第二季度的面板数据，建立协整模型，运用 Pedroni 提出的完全修正普通最小二乘(Group Mean Panel Fmols)方法进行面板协整估计，结论显示：东中部地区的财富效应显著，不过中部地区的相对较大，而西部地区呈现的为挤出效应。

根据第一章房价波动影响居民消费文献的简单述评，我们可知房价变量是内生性变量，将其设置为外生变量估计的房地产价格波动对消费的影响结果存在偏差。上述将房价变量设置为内生变量的文献中，王柏杰等(2011)^[53]、陈健和高波(2012)^[67]、李祥和李勇刚(2013)^[56]用少年抚养比、老年抚养比、收入差距等因素来控制房价的内生性，显然遗漏了对消费有影响的其余重要解释变量，如果遗漏的解释变量中含有与房价相关的变量(如利率、不确定性变量等)，那么估计的房价对消费的影响结果也会出现一定程度偏误，不可信。因此，我们接下来在以往

文献分析的基础上，综合收入、利率、不确定性、流动性约束、消费习惯等因素对消费行为的共同影响，尽量避免出现遗漏变量偏差问题，来探讨房价波动对我国城镇居民消费影响的地区性差异，并在此基础上进一步深入分析这种地区性影响差异的动态变化过程。

表 5.1 国内房价波动影响消费地区性差异的代表性文献概览

作者	数据	模型	有无控制房价变量的内生性	估计方法	估计结果
陈健、高波 (2012)	2000-2008 年 31 个省市宏 观面板数据	对数线性 消费联立 模型	有	3SLS	东部挤出 中部挤出 西部财富
	1997-2010 年 31 个省市宏 观面板数据	对数线性 动态面板 模型	无	GMM	东部财富 中部财富 西部财富
李成武(2010)	2004-2009 年 30 个省市宏 观面板数据	线性消费 动态模型	无	OLS	东部挤出 中部不显著 西部不显著
黄静、屠梅曾 (2009)	中国健康与 营养调查微 观数据	对数线性 消费模型	无	OLS / 2SLS	东部财富 中部财富 西部财富
王柏杰等 (2011)	2003-2010 年 省市面板宏 观数据	对数线性 动态消费 模型	有	IV	地区性差异 存在，财富 效应与高房 价无关系
李祥、李勇刚 (2013)	1998-2009 年 的省市宏观 数据	对数线性 消费联立 模型	有	3SLS	东部挤出 中部挤出 西部财富
王培辉、袁薇 (2010)	2000-2009 年 31 个省市季 度面板数据	线性面板 协整方程	无	GFPL	东部财富 中部财富 西部挤出

注：部分研究的分析框架包括了多个模型，此表只列举了与房价影响消费直接相关模型的相关信息。

本章结构安排如下：第二部分首先在第二章房价波动影响居民消费的理论模型中加入地区性虚拟变量，构建出在综合考虑了消费习惯、收入、房价、不确定性、利率、抚养系数影响条件下，能够反映出房价波动对居民消费地区性影响差异的实证模型，并进行实证比较分析，然后以此为基础进一步构建出能够体现这

种地区性动态影响差异的动态面板模型，对地区差异再进行动态比较分析。最后是本章的研究结论。

5.2 实证分析

基于此，本部分将在第二章房价波动对居民消费影响的理论模型基础上，首先加入地区性虚拟变量，在综合各因素条件下，房价波动对我国城镇居民消费的地区性差异，然后再对模型进一步扩展，深入分析地区性差异的动态变化过程以使研究得到进一步的深入。

5.2.1 实证模型的构建

为了考察房价波动对居民消费影响是否存在中东西地区差异，我们在式(2.49)中加入一组虚拟变量 $D_{it}^j, j=1,2,3$ ，对于位于东部地区的样本， $D_{it}^1=1$ ，否则为 0；对于中部地区的样本， $D_{it}^2=1$ ，否则为 0；对于处于西部地区的样本， $D_{it}^3=1$ ，否则为 0，那么我们所需的计量模型变为：

$$\begin{aligned} \Delta c_{it} = & \eta + \psi_1 \Delta c_{it-1} + \psi_{21}^1 D_{it}^1 \Delta p_{it} + \psi_{21}^2 D_{it}^2 \Delta p_{it} + \psi_{21}^3 D_{it}^3 \Delta p_{it} \\ & + \psi_{22} \Delta r h_{it} + \lambda \Delta y_{it} + \psi_3 \delta_{it}^2 + \psi_4 R_{it} + \psi_5 dr_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (5.1)$$

其中 ψ_{21}^1 、 ψ_{21}^2 、 ψ_{21}^3 分别表示东中西不同地区房价波动对消费的影响系数，若 $\psi_{21}^i (i=1, 2, 3) > 0$ ，说明房价的波动会促进消费的增长，整体表现为财富效应，反之若 $\psi_{21}^i (i=1, 2, 3) < 0$ ，则挤出效应更明显；其余变量的影响系数说明在第四章已经阐述，就不再过多赘述。

5.2.2 地区性差异研究的实证结果分析

与前面实证方法介绍的一样，为了避免出现内生性以及遗漏变量偏差等问题，我们采用系统广义矩阵方法对模型(5.1)进行估计，实证结果见表 5.2，由表 5.2 我们得知：除房价因素外，与前面两个实证结果相比，其余变量对我国城镇居民消费的影响只发生了很小变化，整体上基本保持不变。这表明本章模型中采用的解释变量对消费支出的影响具有很强的稳定性。再仔细观察我们引入地区虚拟变量后，中东西不同地区房价对城镇居民消费的影响，发现东西部地区房价波动对城镇居民消费表现为促进作用，以房价上涨为例，房价每上涨 10%，其相应的消费支出分别增长 0.729%、0.054%；而中部地区与之相反，房价上涨对居民消费支出具有挤出效应，抑制其增长，房价每上涨 10%，消费支出下降 0.484%。显然，房价波动对我国城镇居民消费的影响表现出明显的地区差异性，对城镇居民消费的影响差异不仅体现在强度上面，在影响方向上也有所反映。

房价波动对我国城镇居民消费的影响存在地区性差异的原因在于：我国不同区域房价水平存在一定的差异，不同地区房价的差异则折射出我国的区域经济发

展程度的不平衡性，而这种不平衡则进一步导致了房价对消费影响的不同效果。

表 5.2 消费动态面板方程的地区性差异实证分析结果 1

变量	消费支出 Δc_{it}	
常数项	0.6885 (5.57)***	0.6845 (6.29)***
Δc_{it-1}	0.0935 (2.43)**	0.0833 (2.61)**
Δy_{it}	0.7656 (20.93)***	0.7761 (19.62)***
Δp_{it} (东)	0.0716 (3.17)***	0.0729 (3.28)***
Δp_{it} (中)	-0.058 (-0.19)	-0.0484 (-1.71)*
Δp_{it} (西)	0.0041 (2.07)**	0.0054 (2.64)***
Δrh_{it}	0.0014 (1.68)*	0.0013 (1.65)**
R_{it}	0.0004 (-0.66)	
ur_{it}	0.0204 (5.22)***	0.0193 (4.76)***
dr_{it}	0.0032 (4.92)***	0.0031 (4.84)***
Sargan 检验 P 值	1.00	1.00
AR(1)检验 P 值	0.00	0.00
AR(2)检验 P 值	0.10	0.11

注：1、采用的方法是二步系统广义矩阵（twostep GMM-system）方法。2、括号内的是参数的 t 值，***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著。3、使用的软件包是 STATA11，用于差分方程的工具变量是滞后二期消费增长，滞后一期和二期可支配收入增长、房价增长以及滞后一期的实际利率、人均住房建筑面积增长率、失业率、抚养系数。

因为东部地区经济较为发达，资产流动性较高，房价波动较容易通过财富效应变现为流动性资产，因而房价波动对东部地区的城镇居民消费财富效应最为强。西部地区，房价波动较适中，该地区的城镇居民的购房压力相对轻一些，所以房价波动能起到正向的财富效应，促进消费增长。但是相比东部地区，西部地区经济发展相对落后，房价波动引发的财富效应变现为流动性资产相对较难，所以其财富效应系数比东部地区小一些。中部地区，经济相对发达，城镇居民人口密集

度也比较高。居民面对房价的波动，以房价上涨为例，一方面加重了居民的购房压力，另一方面房价上涨引起的财富效应并不能像东部地区一样快速的变现为流动性资产。那么，房价的持续上涨势必使原本就很重的购房压力更加明显，因此居民在这种形势压迫下，他们的购房计划不得不提前以使自己尽快摆脱房价上涨所带来的压力，从而不得不缩减其非住房消费支出，所以房价波动对中部地区城镇居民消费有抑制作用，表现为挤出效应。这说明由于地区经济发展不平衡，我国房价波动对城镇居民消费的影响存在较明显的地区差异性，这种地区差异性不仅体现在影响强度上，更多的还反映在影响方向上。

接下来为了更细致地研究房价波动对我国城镇居民消费影响的地区性差异，我们在模型(2.49)基础上，再加入房价波动的平方项 $(\Delta p_{it})^2$ 来探讨地区性差异的动态变化，最后本章得到的动态面板模型为：

$$\begin{aligned} \Delta c_{it} = & \eta_i + \psi_1 \Delta c_{it-1} + \psi_{21} \Delta p_{it} + \psi_{22} (\Delta p_{it})^2 + \psi_{23} \Delta r h_{it} + \lambda \Delta y_{it} \\ & + \psi_3 \delta_{it}^2 + \psi_4 R_{it} + \psi_5 dr_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (5.2)$$

其中 ψ_{21} 、 ψ_{22} 共同决定消费增长对房价波动的弹性大小，房价波动对消费影响的最终大小取决于 $\frac{\partial \Delta c_{it}}{\partial \Delta p_{it}} = \psi_{21} + 2\psi_{22} \Delta p_{it}$ ，如果 $(\psi_{21} + 2\psi_{22} \Delta p_{it}) > 0$ ，说明房价的波动会促进消费的增长，财富效应比挤出效应更明显，反之若 $(\psi_{21} + 2\psi_{22} \Delta p_{it}) < 0$ ，则挤出效应更明显； ψ_{22} 的正负决定了房价波动对消费影响的变化方向，如果 $\psi_{22} > 0$ ，则随着房价波动幅度的扩大，财富效应会更加显现，反之若 $\psi_{22} < 0$ ，挤出效应会更加明显。

在这一部分，我们首先采用我国 29 个省市的面板数据，在综合消费习惯、收入、房价、不确定性、抚养系数等变量影响条件下，用第四章介绍的 System-GMM 方法估计房价波动对我国城镇居民消费影响的动态变化过程，发现除了房价变量变化之外，其余变量变化并不明显，所以就不再阐述，接下来分析房价波动与房价波动平方变量对我国城镇居民消费的影响结果，结果见表 5.3。

从实证结果来看，房价相关变量估计系数在 1% 的水平上统计显著，平方项为负值表示我国城镇居民消费变动与房价上涨之间呈现倒 U 形曲线关系。再用 Δc_{it} 对 Δp_{it} 求一阶导数，得出 $\Delta c_{it} / \Delta p_{it} = 0.0305 - 0.121 \Delta p_{it}$ ，这说明房价波动对消费的影响不是固定常数，而与房价波动幅度密切相关。其表现出的特点是，房价波动对消费的影响从整体上主要为财富效应，影响系数为 0.0305。但是财富效应大小随房价波动幅度的扩大逐渐减弱，即房价每涨幅 10%，系数减小 0.0121。

住房是我国城镇居民财富的主要组成，以房价上涨为例，房价的上涨意味着自有住宅家庭的财富有所升值，从而间接增加其收入水平，促进消费的增长；我国多数城镇居民仍然受到流动性约束的束缚，房价上涨暗示着房地产的抵押价值

更高，其面临的流动性约束也有所放松，进而带动其消费。因此，房价的适度上涨引发的财富效应占据主导地位。但是，自我国实施住房体制改革以来，我国房价持续迈上新台阶，房价收入比已远超过合理的居民可承受范围^①，大幅度增加租赁家庭的租房支出，并在很大程度上加大其未来消费支出的不确定性。且随着房价波动幅度的不断上涨，租赁家庭占比更高，大多数家庭的消费就会更加谨慎或是减少，此时挤出效应将逐渐加强。不仅如此，从住房的消费品属性来看，由于住房是特殊的大额耐用必需消费品，其价格需求弹性通常不大，短期内不会因房价波动幅度的不断上涨就大幅度减少住宅消费。那么在住宅需求刚性约束下，房价波动对消费影响的挤出效应愈加明显。所以，实证结果显示，我国房价波动与消费增长之间的关系为倒U形曲线，房价波动对消费的影响整体上虽表现为财富效应，但效应大小却随房价波动幅度的上涨逐渐减弱，甚至有可能转化为挤出效应。

在此基础上我们进一步深入分析这种地区性影响差异的动态变化过程，利用模型(5.2)，分别采用东中西不同地区样本进行实证分析，结果见表5.3。从实证结果我们可以看出：

东中西地区的样本结果可以看出：收入变动、消费习惯和房价虽然都是影响我国城镇居民消费的主要因素，对消费的影响效应均很显著。但是，对于不同地区的样本，这三个因素对消费的影响呈现出一定差异，尤其是房价相关变量对应系数显示出不同的动态变化过程。

(1)房价。分地区考虑，发现东部地区房价波动对消费的影响系数为 $\Delta c_{it} / \Delta p_{it} = 0.038 - 0.142 \Delta p_{it}$ ，与全国层面呈现出同样的特点，整体为财富效应，且随着房价波动幅度的扩大影响效应相应减少。中部地区这种影响关系为 $\Delta c_{it} / \Delta p_{it} = -0.0136 + 0.008 \Delta p_{it}$ ，房价波动平方项的影响系数虽为正，但在10%的统计水平上并不显著，这说明中部地区房价波动对消费的影响为挤出效应，在三个地区中，挤出效应最大，随着房价波动幅度的扩大影响效应基本保持不变。西部地区房价波动对消费的影响关系为 $\Delta c_{it} / \Delta p_{it} = 0.018 + 0.052 \Delta p_{it}$ ，房价波动平方项的影响系数在1%的统计水平上显著，整体为财富效应，且随着房价波动幅度的进一步扩大财富效应变得更加明显。显然，中东西不同地区房价波动对消费的影响存在明显的地区性差异，且随着波动幅度的变化，这种地区性差异呈现出动态变化。

这种地区性差异结果的呈现与各地区固有的特点是密不可分的。首先，东部地区整体财富效应最大主要原因在于各地区区域经济发展程度不同，区域金融发展也存在较大差异(崔光庆、王景武,2006^[109];龙海明等,2011^[110])，再加上资源禀

^①况伟大(2011)^[61]计算得出2008年我国35个大中城市房价收入比高达7.43,大于根据世界银行(1992)房价收入比4-6倍的经验数据,认为高房价收入比抑制了我国住房消费,而且产生了房价泡沫,并指出中等收入者难以承受如此之高的房价水平。一些学者甚至指出,北京、上海等一线城市的房价收入比超过20以上(白彦锋,2012)^[134]。

赋等客观条件的影响，导致不同地区的房地产市场发展程度各异。相对于中西部地区，东部地区的房地产市场发展更为活跃，通过东部地区更完善的金融市场系统，房价波动得以发挥最大的财富，从而促进消费水平的提高。而东部地区房价波动幅度的进一步扩大引发财富效应出现减弱我们可以解释为：东部地区的房价上涨势头最猛，而且这种上涨势头仍在继续，在房价上涨持续带动房地产市场高额利润趋势下，导致投资者选择投资途径时首选房地产市场，这将加重房地产市场的投机成分，加大市场泡沫风险，同时扩大了住房需求，推动房价进一步向上波动，使得购房者的购房压力更重，抑制他们的消费支出。如根据第三部分东中西地区的房价收入比数据可知，我国东部地区的房价收入比最高，对应的房地产市场存在最为严重的泡沫风险，这意味着东部地区的房地产市场投机性成分相比最高，面对如此高的房价收入比，很大程度上加大了居民的未来消费支出不确定性，增加其生活压力，那么在房价增长速度超过可支配收入的趋势影响下，会大大抑制房价波动对居民消费带来的积极财富效应，从而出现了东部地区这样的实证结果，整体上表现出财富效应，但是随着房价波动的加大，这种正向财富效应会相应减弱。

中部地区在前面分析中已经提过，一方面房价波动并不像东部地区那样快速的转化为流动性资产，另一方面房价相比西部地区要高，同时还面临着东部地区房价水平向中部地区扩展、蔓延之势。居民普遍预期中部地区的房价会进一步向上波动，加速中部地区房地产升值预期，那么将使得国内外投机资金大量投入中部地区，扩大中部地区的住房需求，推动房价快速向上波动，向东部地区房价靠拢，这将在很大程度上加重中部地区大多数普通居民的购房压力，为了尽早释放出这种无法预见的压力，他们将更加明显地增加储蓄，减少消费支出将购房计划尽可能的提前，所以出现了中部地区房价波动对消费出现挤出效应的结果，且这种挤出效应并不会随着房价波动的改变而发生变化。

西部地区，相比东中部地区，经济发展起步相对落后，处于起步阶段。根据前面第三章的西部地区的房价收入比数据可知，房价收入比处于合理的波动范围区间内，房地产投机性需求相对较少，加之西部地区人口相对较小，且土地资源相对丰富。那么，面对该地区房价的合理波动，居民的购房压力相对较轻，因而房价波动能够发挥出财富效应，促进居民消费的增加，且随着房价波动幅度的相应扩大，财富效应会相应增强。当然，随着西部地区经济的不断发展，土地资源供给会相应减少，如果房价的波动幅度超过合理的区间，我们也不能排除房价波动对消费的影响发生逆转，如类似于东部地区的情形，波动幅度过大会减弱房价对居民消费财富效应的发挥。

表 5.3 消费动态面板方程的地区性差异实证分析结果 2

变量	全国样本	东部地区样本	中部地区样本	西部地区样本
常数项	0.7707 (6.86)***	0.8335 (16.59)***	0.4396 (6.31)***	0.5248 (8.51)***
Δc_{i-1}	0.1665 (3.38)***	0.3297 (8.50)***	0.3850 (16.47)***	0.3148 (8.30)***
Δy_i	0.6959 (18.58)***	0.5586 (15.63)***	0.5362 (20.60)***	0.5955 (17.47)***
Δp_{it}	0.0305 (2.23)**	0.038 (-2.09)**	-0.0136 (-5.58)***	0.018 (4.48)
$(\Delta p_{it})^2$	-0.061 (-1.15)	-0.071 (-2.90)**	-0.004 (-0.12)	0.026 (8.91)***
Δr_{it}	0.0010 (2.25)**	0.0024 (3.55)**	0.0015 (3.22)**	0.0017 (3.22)**
R_{it}	0.0027 (8.22)***	0.0016 (8.36)***	0.0018 (9.61)***	0.0017 (10.81)***
dr_{it}	0.0029 (5.95)***	0.0032 (9.05)***	0.0027 (2.59)**	0.0032 (9.05)***
δ_{it}^2	-0.0176 (-3.85)***	-0.021 (-0.77)	-0.011 (-6.94)***	-0.0086 (-5.30)***
Sargan 检验 P 值	1.00	1.00	1.00	1.00
AR(1)检验 P 值	0.00	0.00	0.00	0.00
AR(2)检验 P 值	0.13	0.12	0.14	0.11

注：(1)采用的方法是两步系统广义矩阵 (twostep GMM-system) 方法；(2)括号内的是参数的 z 值，***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著；(3)使用的软件包是 STATA11，消费增长滞后一期的工具变量为消费增长滞后二期和滞后一期、二期可支配收入增长、房价增长率、人均住房建筑面积增长率、抚养系数，并假定内生变量有 δ_{it}^2 、 Δp_{it} 、 $(\Delta p_{it})^2$ ，这两个内生变量的工具变量是变量本身相应的滞后一期和二期和模型中其余解释变量。

(2)其余解释变量。东中西不同的样本，其对应城镇居民的收入敏感性分别为 0.5586、0.5362、0.5955，这说明这三个地区城镇居民的消费均存在过度敏感性，收入是决定其消费的重要影响因素，在不同的地区样本内，收入敏感系数差异并不明显，其中西部地区城镇居民生活水平相对其它地区的要低，收入来源渠道相对较窄，消费支出大部分只能依赖可支配收入，所以收入敏感性相对要高一些，中部地区的城镇居民处于全国城镇居民的平均水平，他们的收入来源渠道相比西部更广，同时感受到的流动性约束和不确定性相对更加强烈，他们为了应对未来消费支出以及其它一些风险，会减弱消费支出对收入变化的敏感性，更多的将收

入用于储蓄以备不时之需，所以中部地区的收入敏感系数最小，东部地区城镇居民的可支配收入远远超过城镇居民的平均水平，可支配收入除用于最基本的生活消费性支出外，还有一定的剩余来应对不确定性所带来的冲击，所以当可支配收入有所增加时，他们会更加追求精神上的其他消费享受，从而导致东部地区的收入敏感系数比中部地区的大。

与之前实证分析结果类似，我国东中西不同地区城镇居民的消费仍然呈现出相对收入假说所说的“棘轮效应”，这主要是因为我国历史和环境等因素影响居民消费行为导致的，再加上我国实施的各项制度改革，很大程度上加大了居民未来面临的不确定性，打破了居民以往的消费模式，促使消费者行为更加依赖于这种稳定性因素，所以东中西不同地区居民的消费习惯均很强，分别是 0.3297、0.3850、0.3148，相互之间的差异并不明显，同时不确定性变量对各地区消费的影响相应较弱，为分别是 -0.021、-0.011、-0.0086。其余解释变量对消费影响的地区性差异也不是很明显，我们就不详细阐述。

5.3 本章小结

本章在第二章房价波动影响居民消费的理论模型中加入地区性虚拟变量，构建出在综合考虑了消费习惯、收入、房价、不确定性、利率、抚养系数影响条件下，能够反映出房价波动对居民消费地区性影响差异的实证模型，并进行实证比较分析，然后以此为基础进一步构建出能够体现这种地区性动态影响差异的动态面板模型，对地区差异再进行动态实证比较分析。研究结果显示：

我国东中西不同地区城镇居民的消费均存在过度敏感性，收入是决定各地区消费的重要影响因素，同时东中西不同地区消费者的决策心理和行为因素也依赖于消费习惯，受到较强消费习惯强度的影响，这些影响消费因素之间的地区性差异并不是很明显。房价波动对城镇居民消费地区性差异结果为：

第一，未考虑地区性差异的动态变化时，由于地区经济发展的不平衡性，我国房价波动对城镇居民消费的影响存在较明显的地区差异性，其中东西地区的房价波动对居民消费支出具有促进作用，表现出明显的财富效应，因为东部地区经济较为发达，资产流动性就较高，那么房价波动较容易通过财富效应变现为流动性资产，因而房价波动对东部地区的城镇居民消费财富效应大于西部地区，而中部地区则相反，房价波动具有挤出效应，抑制居民消费支出，显然可以说明房价波动的这种地区差异性不仅体现在影响强度上，更多的还反映在影响方向上面。

第二，考虑了地区性的动态变化差异，我们发现东部地区房价波动对消费的影响系数为 $\Delta c_{it} / \Delta p_{it} = 0.038 - 0.142 \Delta p_{it}$ ，整体为财富效应，且随着房价波动幅度的扩大影响效应会相应减少。中部地区房价波动对消费的影响为挤出效应，随着房价波动幅度的扩大影响效应基本保持不变，影响系数维持在 0.0136 左右。西部地区

房价波动对消费的影响关系为 $\Delta c_{it} / \Delta p_{it} = 0.018 + 0.052 \Delta p_{it}$ ，整体为财富效应，且随着房价波动幅度的进一步扩大财富效应变得更加明显。显然，中东西不同地区房价波动对消费的影响不仅存在明显地区性差异，且随着房价波动幅度的不同，这种地区性影响差异还会发生动态变化。

第 6 章 房价波动对我国城镇居民消费影响的门槛

效应研究

6.1 引言

自 1998 年实施住房制度改革以来,我国房地产市场开始进入高速发展的时期,房地产的投资品属性不断被强化,在投资乘数和加速原理作用下,房地产投资以超过 GDP 增长的速度加速变动,投资总量从 1998 年的 2513.3 亿元,逐年增加,到 2012 年达到 71804 亿元,增长了 19.86 倍,年均增长了 23.94%^①。房地产的这种繁荣景象引致我国房价一路飙升,特别是各大一线城市的房价上涨势头迅猛,且有不断向沿海二线城市蔓延之势。在 2004-2012 期间,如北京、上海、广州年均涨幅在 20%以上,福州、宁波、厦门也超过了 17%。就全国为例,2012 年商品房销售面积达到了 11.1 亿平方米,平均售价也升至 5791 元/平方米,均创历史新高。我们知道,房地产是我国居民消费和投资的重要组成部分,如果在房价快速增长预期下,购房行为不是出于消费需求而是投资需求,将导致大量流动性资金进入房地产市场,可能会引发房地产市场产生泡沫,那么房地产市场面临崩溃的风险加大,并将负面影响传导至实体经济的各领域。因此,针对我国房价的快速上涨,政府一直都在出台相应措施来进行遏制。

与此同时,在推动我国经济增长的“三驾马车”消费、投资和出口当中,国内消费需求长期疲软已制约了我国经济的可持续健康发展,是政府宏观调控的另一个亟待解决的经济问题。例如在 2000 年之后,我国最终消费率与居民消费率由本已经较低的水平继续下滑,两个指标由 2000 年的 62.3%和 46.4%分别下降至 2011 年的 49.1%和 35.4%,降幅突出,降速态势也愈加明显。这种现象也引起了政府部门和经济学者的广泛关注。房价上涨过快与国内消费需求长期低迷这两个相伴而生的经济现象之间是否存在某种因果关系呢?因为对于兼具投资品与消费品双重属性的房地产来说,其价格的变动不仅会直接影响到房地产自身的消费和投资水平,另一方面还与居民生活息息相关,将通过预防性储蓄效应、替代效应、预算约束效应、财富效应等渠道影响到其它消费支出。

目前,国内外经济学者就房价波动对居民消费的影响研究已经做了大量的工作,至今也没有达成一致的观点。多数研究基本上认可房价波动对居民消费具有财富效应,而且这种财富效应比股市等其余金融资产的要大。不过也有一些学者

^①根据历年《中国统计年鉴》数据整理得出,下同。

对此提出异议，他们认为住房资产与其他金融资产相比，兼具消费和投资的双重属性，若把住房的消费品属性考虑进来，财富效应是否能发挥就不确定了，因而出现了不一样的结论，指出房价波动对居民消费的影响呈现出挤出效应甚至或者是不存在影响。这些研究基本上都是分析房价波动对居民整体消费的单一不变的影响，不管结果是财富效应还是挤出效应得出的结论都是影响效应不会随着房价的波动而发生改变。然而，本章提出任何事物或者是现象的发展都有一个度，超过了就有可能会出现过犹不及的反面影响，近年来我国房价的快速上涨对城镇消费的影响也不例外，有可能会体现出这种过犹不及的反映，即随着房价波动幅度的不同，其对我国城镇居民消费影响的财富效应或者是挤出效应有可能会发生根本性的变化。基于此，研究房价波动对我国城镇居民消费的双重影响机理，探讨房价波动对居民消费的动态影响，考察房价波动对居民消费的影响是否呈倒 U 形曲线，即房价的温和上涨到持续攀升，是否会呈现出一个从促进居民消费到效应相应减弱甚至出现抑制作用的影响趋势，还是一成不变的单一影响。这些问题的回答，不仅有益于房地产市场的健康发展，而且对改善民生与协调宏观经济持续健康发展也具有重要意义。

综上所述以往国内的相关文献，存在以下不足：一是较为忽视房地产的双重影响效应，即一般情形下从房地产的投资品属性角度来分析房价波动对消费的单向影响关系，兼顾考虑其消费品属性的研究较少；二是房价波动对居民消费的影响是否为动态变化，是否存在门槛效应，两者之间的关系是否呈现倒 U 形曲线等相关问题鲜有涉及；三是国内关于房价波动对居民消费影响的研究文献，大多只是通过一系列变量的相互作用关系来进行实证分析，且没有兼顾考虑到例如收入、利率、流动性约束、消费习惯等因素对消费的共同影响，估算出的关于房价波动对消费的影响会出现遗漏变量偏差问题。

本章的创新如下：①从理论上以住房的双重属性为基础，基于住房所有权类型和双重效应图形走势分析房价波动对居民消费影响的门槛效应，及其影响过程的倒 U 形曲线特征。②将影响房价和消费的共同因素考虑进来，尽量减少遗漏变量出现的偏差问题，构建出综合考虑消费习惯、收入、不确定性、利率、抚养系数等因素的前提下，能够检验房价与消费之间是否存在门槛效应，及影响过程是否呈现倒 U 形曲线的动态面板门槛模型。③在实证检验中将不确定性变量与房价相关变量设置为内生变量，避免共同因素导致估计结果出现偏差，运用 Caner and Hansen(2004)^[79]提出的含有内生变量的动态面板门槛模型工具变量法就我国房价波动对居民消费的影响进行门槛效应分析。

本章结构安排如下：第二部分，基于房价波动影响消费的双重效应机制，从初步分析、住房所有权类型和双重效应图形变动趋势分析房价波动对居民消费影响的动态变化过程；第三部分，从消费者最优选择模型入手，在第五章基础模型

上构建出能够反映房价波动与居民消费影响关系是否为倒U形曲线的动态面板门槛模型,用Caner and Hansen(2004)^[79]提出的含有内生变量的动态面板门槛模型的工具变量法进行门槛效应分析,并就房价波动影响我国城镇居民消费的动态变化做出描述;第四部分是结论与扩展研究。

6.2 门槛效应的理论分析

6.2.1 门槛效应的初步分析

对于任何国家而言,消费者均可分为拥有住房的消费者(区分为一套住房和多套住房)和没有住房的消费者(租房者),不同制度设计之下,对于作为必需品的住房消费对房价波动的反映能力也不一样。房地产作为一种风险资产,兼具耐用消费品和投资品的双重特性,居民消费受到房价波动的影响也将呈现出有差异性的特性。基于房地产双重特性下,房价波动对居民消费的影响相应的体现出双重效应。以房价上涨为例,一是为拥有住房的人带来财富的增值,刺激其消费信心,并改善其资产状况,可简单理解为房价上涨对消费的促进效应。对于那些投资性购房的消费者来说,房价上涨直接推动其财富的升值,即财富效应;二是给没有住房的人带来房租上涨的压力,或者因为房价上涨使其意向购买的住宅所需成本更高而抑制当前消费,整体上产生抑制消费的效应,为挤出效应。若考虑到诸如美国这样存在普遍征收房产税的国家,房价上涨亦通过税收效应直接提升居民的住宅消费水平,对于拥有自有住宅的消费者而言,房价上涨将造成巨大的生活压力。对于我们国家而言,房产税还没有真正开征,但是因房价带来的土地出让收入的大幅度增长,及与住宅相关的税收的大幅度增长,实际上是间接地增加了未来期的消费者的住宅消费支出,与美国征收房产税的效果类似。因此,在房价波动对消费具有双重性影响下,房价波动是促进消费还是抑制消费主要由财富效应与挤出效应的力量对比来决定(刘建江、周湘辉,2010^[135])。那么,随着房价波动幅度的变化,财富效应可能不会一直都占主导地位,甚至可能在当中也会出现挤出效应。

6.2.2 基于住房所有权类型的门槛效应分析

住房为家庭财富的主要持有方式之一,当自有住宅家庭所占比(住宅自有化率)较高时,以房价上涨为例,房价上涨的财富效应占据主导地位,将增加家庭的财富所有值,促进消费支出的增加。但是若房价水平过高,住房问题就进一步演变为社会难题,导致租赁家庭的消费支出额大幅度增加,将造成该类家庭承担起巨大的心理压力与实际支出压力。不仅如此,对于那些依靠贷款来买房的家庭而言,他们相当于在完全还清贷款前向银行租赁房产,因而这类家庭亦可视为租赁家庭。若从房贷利率的变动角度来看,住房抵押贷款的还款金额也是变动的,与房租的

波动类似。从这个层面来考虑，租赁家庭所占比重将大幅度提升，使得租赁家庭的比重较高，此时多数家庭为了应对房价过高所带来的冲击其消费行为将更加谨慎，进而减少消费支出，那么挤出效应将掩盖财富效应，占据主导地位^①。

考虑一个有限生命周期模型，模型中住房更多地体现消费特性。我们将家庭分为两类，自有住宅家庭 i_1 和租赁家庭 i_2 。其中 i_1 拥有自己的住房，无需交付住房消费支出(忽略物业和住房服务支出)； i_2 指代的是还需支付房贷或还没买房的家庭，此类家庭在每期必须支付变动的房租或归还一定的房贷额 B_t 。两类家庭追求的目标是将其生命周期消费效用函数最大化：

$$\max_{\{C_t\}} = E\left(\sum_{t=1}^T (1+\theta)^{-t} U(C_t)/I_t\right) \quad (6.1)$$

分别满足的约束条件为：

$$A_{t+1}^1 = (Y_t^1 + A_t^1 - C_t^1)(1+r_t) \quad (6.2)$$

$$A_{t+2}^2 = (Y_t^2 + A_t^2 - C_t^2 - B_t^2)(1+r_t) \quad (6.3)$$

其中式(6.1)为 t 期所得信息的条件期望， $t=1,2,\dots,T$ ，式(6.2)和(6.3)分别是自有住宅家庭 i_1 和租赁家庭 i_2 所对应的约束条件； Y_t 表示家庭 t 期的劳动收入，不包括资产收益，为外生变量； C_t 为 t 期的消费支出； A_t 是家庭在 t 期在支付必要支出后的投资资产总值； B_t 表示租赁家庭 t 期支付的房贷数额或租房租金； θ 为消费者的时间偏好率， r_t 为投资的综合收益率。

对于租赁家庭来说，从式(6.3)可知 B_t 不仅直接挤出了当期的消费支出，还影响了下一期的投资收益，从而对未来消费产生了间接影响。正如上文分析一样，当租赁家庭所占比例较高时，高房价对消费的影响可能更倾向于挤出效应。住宅所有权类型分析还说明，不管房价处于何种水平，对租赁家庭的影响挤出效应的可能性更大，而自有住宅家庭则是财富效应。

6.2.3 基于双重效应图形走势的门槛效应分析

通过房价波动对消费影响的双重效应分析，我们首先通过财富效应和挤出效应的变化图来探讨房价波动对消费增长的影响，如图 6.1 所示。

由于房价波动范围的不同，其对消费影响的财富效应和挤出效应均会产生不同程度的动态变化，随着房价波动幅度的增加，房价波动的财富效应边际倾向呈现递减规律，而其挤出效应的边际倾向反而出现递增趋势，如图 6.1 所示，财富效应图形向上凸，挤出效应图形却是向下凸的走势。通过这两种效应的力量比较，社会的消费水平表现出不同的变化趋势。我们假定点 Δp^* 为房价波动的门槛值，其特点是财富效应与挤出效应彼此抵消，房价对消费的影响处于静态均衡，消费

^①显然，不同类型家庭就房价波动的影响是存在差异的。这里还涉及到家庭可能会经历从租赁者到抵押贷款购房者再到完全的自有住宅者过程，那么这两类家庭的比例处于动态变动中，我们暂且将之忽略。

水平保持不变 (Δp^* 点财富效益提高的消费为 C_G ，与挤出效应抑制的消费恰好相等，因而整体消费水平不变)。在该门槛值前后，财富效应和挤出效应各占据主导地位。房价波动处于温和上涨时，在多数居民可承受的范围之内，租赁家庭预期可以支付首付款，且还款压力较低，此时通常市场利率保持在较低水平，挤出效应被乐观预期所淡化，财富效应在整个经济中占据了主导地位，市场处于 G 的左边区域，例如 Δp_1 点财富效应所刺激的消费 C_B 大于挤出效应所挤掉的消费 C_A ，因此总消费表现出上涨趋势。不仅如此，我们还发现在 G 的左边区域财富效应所刺激的消费与挤出效应抑制的消费之间的差值首先是不断加大，然后是不不断减小，直至 G 点差值变为 0。其中差值最大的点我们称之为房价波动对消费增长正向影响达到最大的点，也即是在抵消挤出效应影响下，财富效应达到最大的临界点（在图 5.1 中这点就是 Δp_1 ，财富效应与挤出效应图的垂直距离在该点最远）。当房价波动幅度超过门槛值 Δp^* 后，房价的波动逐步背离居民可承受的合理区间，逐步将租赁家庭的购房承受能力加大，导致这类家庭的挤出效应加强，从而抑制财富效应的有效发挥，使得财富效应逐渐被挤出效应掩盖，挤出效应开始占据主导地位，如图 6.1 所示，随着房价波动幅度的加大，市场开始处于交点 G 的右部区域，比如在 Δp_2 点时，财富效应促进的消费 C_E 比挤出效应抑制的消费 C_D 要小，房价对消费的影响最终体现出挤出效应，那么这就意味着大多数家庭将为当前的高房价来缩减消费支出。

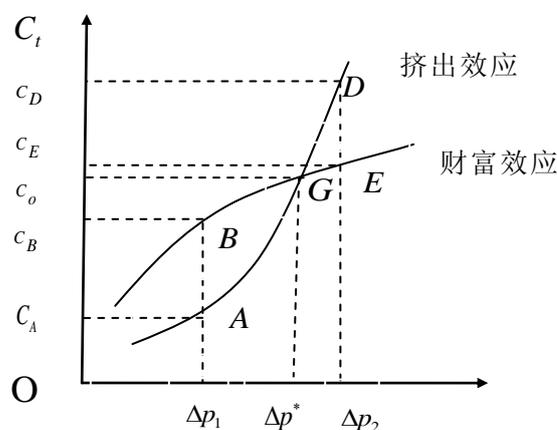


图 6.1 财富效应与挤出效应的趋势性变化

据此，我们进一步在双重效应下推导出房价波动影响居民消费增量的变化曲线来更直观的反映出房价波动影响消费增量的变化过程，如图 6.2 所示。

图 6.2 反映的是消费增量和消费流量图的区别，在房价波动临界点 Δp^* 点的左边，房价波动在居民可承受的合理范围内正常上升，房价波动对消费的促进作用大于抑制作用，此期间财富效应大于挤出效应，我们称 KG 段为财富效应主导曲线，消费增量随房价的上涨一直增加。但是，该财富效应主导曲线在 Δp_1 前后表现出的特点并不一样，在前半段 KE 曲线上消费增量随着房价波动幅度的上升也

跟着增加，在 Δp_1 点上消费增量达到最大值 ΔC_1 ，而后半段 EG 随着房价波动靠近门槛值 Δp^* ，挤出效应对消费的抑制作用逐渐变大，该财富效应主导曲线的消费增量越来越小，在 Δp^* 上财富效应与挤出效应大小刚好相抵消，消费增量为 0，达到了均衡状态。在 Δp^* 的右边，房价波动超过门槛值，房价的波动对消费影响的挤出效应大于财富效应，我们称 GH 段为挤出效应主导曲线(如 Δp_2 所对应的消费增量为负值)，因此房价的波动对消费增量的影响为负，且随着波动幅度的增加消费减少愈加明显。房价波动临界点值 Δp^* 也可能会发生改变。它受不同类型家庭各占比例、还有他们的收入变动及其边际消费倾向的影响，在长期中 G 可能发生左移或右移，如移至图 6.2 中的 L 点或是 J 点位置，从而形成新的变动曲线，如图 6.2 所示。

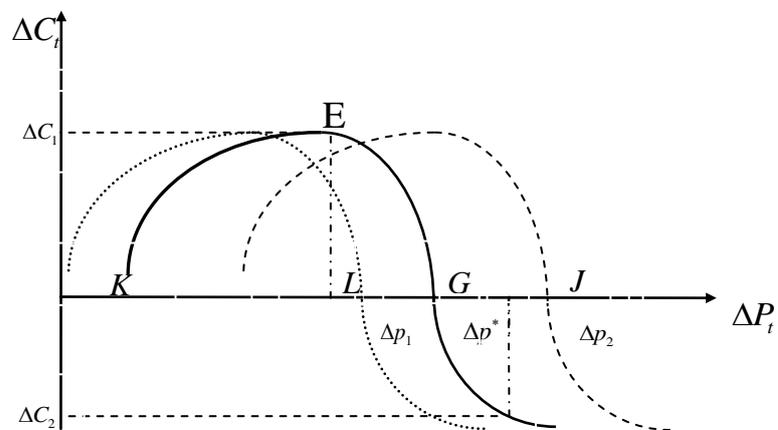


图 6.2 房价波动影响消费增量的趋势变化

因此，我们得出基本的推论：当房价波动幅度处于合理水平时^①，财富效应 > 挤出效应，整体上会促进消费增长，同时也存在财富效应与挤出效应差值达到最大的点(整体财富效应最大临界点)，此时房价波动引起消费增长幅度达到最大；而且在合理波动范围内，随着房价波动幅度的上升，整体财富效应呈现倒 U 曲线特征；而当房价波动幅度超过某一门槛值时(整体从财富效应转为挤出效应的临界点)，财富效应 < 挤出效应，房价波动幅度的进一步上涨反而会出现抑制消费增长的结果。

6.3 门槛效应的实证分析

6.3.1 动态面板门槛效应模型的构建

基于上述分析，为了探讨房价波动对我国城镇居民消费的门槛效应，我们采用第五章构建的模型(5.2)，仍然用房价 $\Delta p_t (p_t = \ln P_t)$ 、 $(\Delta p_t)^2$ 以及人均住宅建筑面

^①房价波动幅度是难以确定的，理性、合理的房价波动，受收入增长、城市化需求、人口数量与结构等因素的共同制约。本章在此不对这一程度做过多描述，而是通过房价与居民消费的关系来反映。

积 Δrh_t 代替 ΔH_t ，并在 ψ_0 中分离实际利率项，并引入控制变量抚养系数 dr_t ，尽可能地避免出现遗漏变量偏差问题，那么我们所需的动态面板门槛模型为：

$$\begin{aligned} \Delta c_{it} = & \eta_i + \psi_1 \Delta c_{it-1} + \psi_{21} \Delta p_{it} + \psi_{22} (\Delta p_{it})^2 + \psi_{23} \Delta rh_{it} + \lambda \Delta y_{it} \\ & + \psi_3 \delta_{it}^2 + \psi_4 R_{it} + \psi_5 dr_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (6.4)$$

因此，从双重效应视角下我们构建了一个综合各个因素的动态面板模型。其中 ψ_{21} 、 ψ_{22} 共同决定消费增长对房价波动的弹性大小。根据上述理论推导，我们假设存在房价波动的门槛值 Δp^* ，当房价波动幅度 $\Delta p < \Delta p^*$ 时， $(\psi_{21} + 2\psi_{22} \Delta p_{it}) > 0$ ，此时房价的波动会促进消费的增长，财富效应比挤出效应更明显，同时也存在某个门槛值 $\Delta \bar{p} < \Delta p^*$ ，当房价波动幅度 $\Delta p = \Delta \bar{p}$ ，整体财富效应达到最大值，反之若 $\Delta p \geq \Delta p^*$ 时， $(\psi_{21} + 2\psi_{22} \Delta p_{it}) < 0$ ，则挤出效应更明显；其余变量的影响系数说明在第四章已经阐述，就不再过多叙述。

6.3.2 门槛效应研究的的实证结果分析

6.3.2.1 动态门槛实证估计方法

随着经济社会的不断发展和金融系统的不断完善，不少学者认为不同变量之间的影响关系并非简单的线性关系，由此门槛分析方法在经济学中得到了广泛应用。在经过 Hansen(1996^[136]，1999^[137]，2000^[138])的一系列研究之后，Hansen 将具有外生性的门槛分析技术扩展到由经济内在机制决定的内生门槛回归技术，推动门槛分析方法进一步成熟和完善。但是，Hansen(1996^[136]，1999^[137]，2000^[138])提出的内生性门槛估计方法仅限于简单的回归方法，也就是意味着门槛模型中的解释变量必须全部是外生变量，否则该方法的估计结果将是有偏的，这就限制了内生性门槛分析方法的应用范畴。显然，本章考察的动态面板模型中含有被解释变量的滞后一项，该滞后项是内生变量，且我们还假定 δ_{it}^2 、 $(\Delta p_{it})^2$ 是内生变量，那么文中的动态门槛面板模型并不适宜用内生性门槛估计方法来估计。基于此，采用 Caner and Hansen(2004)^[79]提出的门槛模型的工具变量方法来估计。该方法有别于以往门槛回归技术方法，是专门针对模型中解释变量出现内生变量的情形下提出的，得出的估计结果具有一致性，有效地避免了内生性门槛方法估计结果有偏的问题。此方法具体估计步骤依次有以下三步：

第一步：内生变量的拟合值估计。选定各个内生变量的工具变量，用各个内生变量对其相应的工具变量和其余外生变量作回归分析，得出各个内生变量的拟合值；

第二步：门槛值的估计。根据第一步得到的各个内生变量的拟合值和其余外生解释变量对被解释变量做门槛方程估计，估计出对应的门槛值；

第三步：GMM 方法的门槛效应估计。以第二部的门槛值为依据，将整个样本划分为不同的子样本，再选用 GMM 方法对每个子样本分别进行估计，并作比

较分析。

6.3.2.2 动态门槛实证结果分析

动态门槛效应模型(6.4)中含有 3 个内生变量, 即 Δc_{it-1} 、 δ_{it}^2 、 $(\Delta p_{it})^2$, 我们分别选用 Δc_{it-2} 、 Δy_{it-1} 、 δ_{it-1}^2 、 $(\Delta p_{it-1})^2$ 、 $(\Delta p_{it-2})^2$ 作为其相应的工具变量, 然后就内生变量对其工具变量及其余外生变量如 Δy_{it} 、 Δrh_{it} 、 ΔR_{it} 、 Δdr_{it} 做回归分析, 得出各个内生变量的拟合值。再用这些拟合值代替原本的内生变量, 结合其余解释变量, 采用软件 Stata11 对模型(6.4)进行门槛值估计, 结果见表 6.1。从表 6.1 可知, Δp_{it} 存在单一门槛值。根据门槛值的大小, 我们将整个样本划分为 $\Delta p_{it} < 0.0655$ 与 $\Delta p_{it} \geq 0.0655$ 两个子样本, 样本数目分别为 172 与 176。最后, 我们分别再对两个子样本进行 GMM 实证估计, 结果见表 6.2。

表 6.1 第二步门槛值的估计结果

假设检验		LR (Bootstrap 仿真得 10%, 5%, 1% 临界值)	
H_0 : 没有门槛值, H_A 有 1 个门槛值		$LR^{***} = 14.33 (2.68, 4.18, 7.59)$	
H_0 : 有 1 个门槛值, H_A 有 2 个门槛值		$LR = 2.546 (2.80, 3.71, 6.45)$	
门槛变量	门槛估计值	标准误差	95% 置信区间
Δp_{it}	0.0655	0.027	[-0.0638 0.227]
Δp_{it} 变量的取值范围		$\Delta p_{it} < 0.0655$	$\Delta p_{it} \geq 0.0655$
不同范围下的样本数目		172	176

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

从实证结果来看, 不管是哪一个样本内, 收入变动、消费习惯和房价都是影响我国城镇居民消费的主要因素, 这三个因素的影响均很显著, 且效应较大。但是, 在不同的样本范围内, 这三个因素对消费增长的影响系数大小还是表现出一定的差异, 显示出不同的动态变化过程。

(1) 房价。在 $\Delta p_{it} < 0.0655$ 样本内, 平方项为正值表示我国城镇居民消费的变动与房价波动之间呈现 U 形曲线关系。同时, 我们得出 $\Delta c_{it} / \Delta p_{it} = 0.0416 + 0.0134\Delta p_{it}$, 也就是房价波动对消费增长的影响函数。从中可知, 房价波动对消费的影响表现财富效应, 且呈现与房价波动幅度密切相关的非固定关系, 影响大小随着房价波动幅度的进一步扩大而相应增大。在 $\Delta p_{it} \geq 0.0655$ 样本内, 平方项为负值, 在这个范围内两者之间是倒 U 形曲线关系, 且 $\Delta c_{it} / \Delta p_{it} = 0.0149 - 0.112\Delta p_{it}$, 这与 $\Delta p_{it} < 0.0655$ 时呈现的特点不一样, 总体对消费的财富效应大小不仅有所减小, 降至 0.0149, 而且随着房价波动幅度的扩大对消费增长的影响不是呈现递增的规律, 反而表现出逐步递减的关系。

表 6.2 动态门槛面板方程的实证分析结果

变量	$\Delta p_{it} < 0.0655$	$\Delta p_{it} \geq 0.0655$
常数项	0.5211 (6.40)***	0.5822 (3.48)***
Δc_{i-1}	0.2473 (4.58)***	0.4573 (11.78)***
Δy_i	0.4368 (11.70)***	0.6523 (13.63)***
Δp_{it}	0.0416 (3.83)***	0.0149 (4.56)***
$(\Delta p_{it})^2$	0.0067 (4.76)***	-0.056 (-3.75)**
$\Delta r h_{it}$	0.0024 (3.55)**	-0.0015 (-3.22)**
R_{it}	0.0038 (7.45)***	0.0018 (6.25)***
dr_{it}	0.0032 (9.05)***	0.0027 (2.59)**
δ_{it}^2	-0.0266 (-2.39)**	-0.0164 (-2.50)**
Sargan 检验 P 值	1.00	1.00
AR(1)检验 P 值	0.00	0.00
AR(2)检验 P 值	0.12	0.14

注：(1)采用的方法是三步系统广义矩阵 (twostep GMM-system) 方法；(2)括号内的是参数的 z 值，***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著；(3)使用的软件包是 STATA11，消费增长滞后一期的工具变量为消费增长滞后二期和滞后一期、二期可支配收入增长、房价增长率、人均住房建筑面积增长率、抚养系数，并假定内生变量有 δ_{it}^2 、 $(\Delta p_{it})^2$ ，这两个内生变量的工具变量是变量本身相应的滞后一期和二期和模型中其余解释变量。

出现这些差异的原因我们主要归结于我国城镇居民面临的高房价收入比与收入差距的不断拉大。自从我国实行房地产市场改革以来，我国房地产市场得到了快速发展，房价在波动中不断攀升。一方面，房价的上涨幅度相比收入增长而言，远远超出合理的水平，导致近年来我国房价收入比远大于根据世界银行(1992)房价收入比 4-6 的经验数据。高房价收入比的持续将导致城镇居民购房负担过重，严重打击居民在购房上的自信，甚至对房价的上涨势头产生恐惧。另一方面，房价的持续攀高也会导致我国城镇居民的潜在财富发生转移，在这种情形下的财富转移显然有利于高收入人群财富的聚集，而不利于低收入人群财富的增长，那么

我国城镇居民内部之间的收入差距将进一步拉大，收入两极化格局更加明显，反过来收入差距的拉大会反作用于房价，引起房价继续保持上涨态势。因此，在这种高房价收入比和收入差距的相互推动下，低收入居民会想办法尽快解决住房本身的刚性需求，且房价向上波动程度越明显，这种想法提前的欲望更强烈，从而与房价增长在合理范围内相比，这类居民在高房价增长的压迫下，会增加预防性储蓄，减少消费支出为以后的购房需求和预防由房价向上波动引发的其余不确定风险做好准备，而高收入人群的消费需求基本上已经得到满足，他们财富的增加并不会在其消费上得到体现，所以出现了表 6.2 中的结果。在合理的房价波动幅度范围内，房价波动对城镇居民消费的正向影响效应较大，且随着房价向上波动幅度的增大，其影响效应也相应有所增加，而房价波动幅度超出了 0.0655 后，其影响效应有所减小，且随着房价的上涨，影响效应变得更小，即在不同的房价波动幅度范围内，房价波动与消费之间呈现出不同的关系，影响的动态过程也存在较大差异。

(2)收入敏感性、消费习惯和不确定性变量。在 $\Delta p_{it} < 0.0655$ 样本内，收入敏感性和消费习惯大小分别为 0.4368 和 0.2473；在 $\Delta p_{it} \geq 0.0655$ 样本内，这两者均有相应的增强，变为 0.6523 和 0.4573。不确定性变量的变化与之相反，其影响系数由 -0.0266 减弱为 -0.0164。出现这种变化的原因我们理解为，随着房价的上涨幅度超出 0.0655，甚至维持在更高的水平，会加大我国房地产泡沫的危险，从而对我国经济平稳发展产生隐患，风险隐患就会从房地产领域传导至其他领域，如金融领域，使银行的房地产信贷违约率提高的和信贷危机感增强。不仅如此，房价波动幅度上涨到一定程度会对租房价格的上涨起到推波助澜的作用，增加居民的生活成本。因此，相比房价增长幅度 $\Delta p_{it} < 0.0655$ 时，在 $\Delta p_{it} \geq 0.0655$ 的期间内，我国城镇居民面临的不确定性和流动性约束更强，所以在这种情形下，消费势必更加依赖于相比其余资产而言更加稳定的收入水平和具有一定稳定特性的消费习惯，同时不确定性变量对消费增长的影响也就会相应的减弱。

(3)其余解释变量。从表 6.2 我们发现，实际利率与抚养系数的影响在两个不同的样本里影响差异不大，影响均较小。人均住宅建筑面积增长率 Δrh_{it} 对居民消费增长的影响由 $\Delta p_{it} < 0.0655$ 样本中的正向促进作用变为 $\Delta p_{it} \geq 0.0655$ 样本中的抑制作用，影响均很显著，且效应均很小。因为按常理来说，当 $\Delta p_{it} < 0.0655$ 时，在我国经济增长处于较高水平增长的环境下，居民对位于该范围内的房价波动水平还是可以接受的，所以 Δrh_{it} 的提高能发挥犹如房价波动的财富效应来增加居民的财富，对消费增长产生促进作用。而当 $\Delta p_{it} \geq 0.0655$ ，在这个范围内的房价增长幅度会一定程度上进一步加强居民所面临的不确定性和流动性约束，从而对消费产生抑制作用。

6.3.2.3 房价波动对我国城镇居民消费影响的变化过程

在上一部分，在我们将门槛效应因素考虑进来之后，得知房价波动对我国城镇居民消费的影响表现出不同的动态影响过程，呈现出较大差异。具体影响函数为分段函数，即为如下形式：

$$\begin{cases} \Delta c_{it} / \Delta p_{it} = 0.0416 + 0.0134 \Delta p_{it} & \text{若 } \Delta p_{it} < 0.0655 \\ \Delta c_{it} / \Delta p_{it} = 0.0149 - 0.112 \Delta p_{it} & \text{若 } \Delta p_{it} \geq 0.0655 \end{cases}$$

根据上述分段函数，我们知道 0.0655 显然就是第三部分机制分析中的一个临界点，即整体财富效应达到最大值的临界点，其特点是在当 $\Delta p_{it} < 0.0655$ 时，房价对消费的财富效应占据主导曲线，消费增量随房价的上涨幅度的扩大进一步提高，边际财富效应大小以 0.0134 的速度增加。但是，该财富效应主导曲线在 0.0655 后表现出的特点就不一样，消费增量随着房价波动幅度的上升虽然开始也为正数，但是以 0.112 的速度呈现递减，挤出效应对消费的影响越来越大，在房价波动幅度为门槛值 0.1331 (0.0149/0.112) 时财富效应和挤出效应刚好抵消，消费水平处于静态平衡中，即在小于门槛值 0.1331 时，房价对我国城镇居民消费的影响以财富效应为主导，且财富效应大小随房价波动幅度的提升具有先增大后减少的倒 U 形曲线的特征。之后若房价波动幅度大于门槛值 0.1331，挤出效应占据主导地位，且随着房价波动幅度的进一步扩大，挤出效应更加明显^①。显然，房价波动对我国城镇居民消费影响的实证结果所呈现的特征基本上与本章第二部分的门槛效应理论分析结论相吻合。

6.4 本章小结

房价波动对消费的影响是复杂的、多元的，方向也不是单一的。本章首先从理论上以住房的双重属性为基础，基于住房所有权类型和双重效应图形走势分析房价波动对居民消费影响的门槛效应，及其影响过程的倒 U 形曲线特征。然后构建出能够检验房价波动对居民消费影响的动态面板门槛模型，选用 Caner and Hansen(2004)^[79]提出的门槛模型的三步工具变量方法，对我国 1999-2011 年的省级面板数据进行实证检验来探讨房价波动对消费影响的多层动态变化过程。门槛效应的实证结果显示：(1)收入和消费习惯均是影响我国城镇居民消费支出变化的重要解释变量；(2)房价波动对我国城镇居民消费的影响函数为分段函数，不同的房价波动幅度区间对消费的影响表现出很大的差异。其中在门槛值 0.1331 时消费水平处于静态平衡中，若小于该门槛值，房价波动对我国城镇居民消费的影响以财富效应为主导，且财富效应大小随房价波动幅度的上升具有先增大后减少的倒 U 形曲线的特征，在房价波动幅度为门槛值 0.0655 时整体财富效应达到最大值。

^①这个门槛值是根据本文所选的样本区间数据实证检验所得，随着样本对象、时间跨度、边际消费倾向、不同类型家庭各占比例及其相应收入等因素的变动这一门槛值可能会出现细微变化。

之后房价波动幅度大于 0.1331，挤出效应占据主导地位，且随着房价波动幅度的进一步扩大，挤出效应更加明显。显然，实证结果与理论分析结论相吻合。

本章以住房的双重属性为出发点来分析房价波动的双重效应，并由此就房价波动对我国城镇居民消费的影响进行了很好解释，指出当前我们房价波动所产生的挤出效应已超过财富效应，房价波动对消费已产生了抑制效应。我们的结论也表明，房价在一定区间内波动时与消费正相关，而超过某一水平时，房价与消费转为负相关。当然，由于受到样本数据等因素的限制，本章中的回归方程仅用 14 年的数据拟合得到，存在一定的局限性。我国地域广阔，各省的经济发展水平和房价波动差异很大，采用我国住宅销售平均价格来进行回归分析可能会掩盖消费对房价波动的真实反映。

其理论意义在于：一是考虑了房价波动影响居民消费的双重效应，并提出了房价波动从促进居民消费到抵制居民消费的动态转化过程，这既是对传统消费理论的扩展和补充，也对研究其他金融资产价格波动影响居民消费的复杂关系具有很好的借鉴作用，避免了以往分析资产价格波动对居民消费的单向性影响；二是结合我国房价波动的特性，在消费者最优选择模型基础上，将门槛效应和倒 U 形曲线综合考虑进来，就房价波动对我国城镇居民消费的动态变化影响进行了一个初步尝试，为研究以房价为代表的资产价格对居民消费的影响提供了一篇很好的文献，也为研究当前我国消费低迷与高企储蓄率提供了一个合理的理论解释。其重要现实意义在于：一是要发挥房价对我国居民消费甚至经济增长的正向推动作用，需要一个合理的房价水平，因而政府的宏观调控很有必要；二是经济体系过于重视房地产的资本品属性，不利于发挥房地产市场对居民消费的促进作用，今后我国政府应逐步淡化房地产的资本品属性，强化其消费品属性。

第7章 我国房价波动影响因素的实证研究

7.1 引言

本文第四、五、六章在控制了房价变量内生性的基础上，着重分析房价波动对我国城镇居民消费的影响，发现虽然从整体上来看，房价对城镇居民消费的影响表现出财富效应，但是效应很小，且随着房价波动幅度的扩大，这种财富效应会变得更小，甚至会向挤出效应发生转变，抑制居民消费支出的增长。近年来我国大部分一二线城市的房价不断攀升，其上涨幅度已经远超过了在第五章的门槛估计值，已经导致我国城镇居民的消费出现了挤出效应后果，这显然不利于我国要实现扩大内需的目的，那么要发挥房价波动对我国居民消费甚至经济增长的正向推动作用，就需要一个合理的房价水平。而且，众多证据表明，我国房价波动幅度过大导致城镇居民的房价收入比过高，加重了居民各方面的生活压力。不仅如此，这种房价趋势的延续，加重了我国房地产市场的泡沫，泡沫的存在会直接危害到金融秩序的安全，会给经济发展带来巨大的隐患，阻碍我国经济走上持续健康的发展之路。目前，房地产业已成为我国国民经济的基础性行业，房地产价格对宏观经济中的方方面面都会产生影响。因此，本章将重点分析我国房价波动的原因，为宏观调控部门合理控制房价，发挥其对消费的正向促进作用的政策建议提供参考。

西方国家的房地产市场形成比我国要早，关于房地产价格波动的原因分析也相对较为深刻。最早的研究出现于 William pretty(1662)^[139]，他首次在学术界提出了“级别地租”的概念并对其做了初步地阐述。之后，Gocrffrey and Andrew(1998)^[140]开始就住宅价格的原因进行了文献分析，发现住宅价格变化的原因有很多，主要包括利率、税收结构、收入、社会诚信度、住房供给、人口年龄结构等因素。通过此后的不断研究，也有学者就住宅价格变动的不同解释，如 Geoff Kenny(1990)^[139]认为住宅的价格与其余商品或者是服务价格的变动一样，是由其需求和供给因素共同决定的。而 Potepan(1996)^[139]的研究却认为住宅的建筑成本和家庭的收入是影响住宅变动的决定性因素。著名经济学家西蒙-库兹涅茨在对各国经济增长进行统计分析时指出：房价产业的发展与各国经济增长率水平有着密切的关系。Peter(2005)^[139]通过实证研究发现可支配收入和居民消费价格指数与房价之间均存在正向相关性。

国内关于房地产价格波动的探讨相对较晚，因为我国房地产市场的发展到迄今为止不过只有二十余年，但是我国近年来房价的变动吸引了不少经济学者的关注，这方面的研究也出现了不少。如徐忠平、卫鹏鹏(2005)^[141]认为我国房价不断

波动的原因不仅有住房需求和供给因素，还与消费者对未来房价的预期等心理作用以及政府因素有关。曲世军、张友祥(2007)^[142]通过分析指出：地方政府、商品房开发建筑成本、房地产的炒作和投机、虚拟的房屋需求信号、商业银行的信贷支持都是我国房价波动的重要原因。王菁娜、陈朔(2009)^[143]基于商品房空置率、房屋租售率、房价收入比等各方面分析了我国房价波动的现象，得出信贷扩张、热钱投入、地方政府的逐利行为以及国内实体经济资金的资助是国际金融危机背景下我国房价波动的特殊原因。吴锦华(2010)^[144]认为我国城市房价波动幅度扩大的原因归因于房地产市场流动性过多、地方政府的“土地财政”需求、政府政策的不配套等因素。沈艳(2011)^[145]就我国政府出台一系列严厉措施后房价仍然处于向上波动的趋势现象进行分析，发现货币供应量、通胀及其住房刚性需求的长期存在是推高我国房价不断向上波动的原因。冉令杰(2012)^[146]就我国房价向上波动的原因进行分析，认为住房价格与其他商品价格的决定因素一样，主要受到住房成本、住房需求和住房供给因素的影响。

通过梳理以往国内相关文献，不难发现我国房价波动的原因探讨大都只局限于定性分析，很少有实证研究的证据。这大概是由于我国就目前来说用于实证研究的条件还并不成熟，因为很多实证所需的数据在统计年鉴中找不到记录，比如社会诚信度、住房支出等。基于此，本章接下来尝试着基于宏观数据，从实证的角度来探讨我国房价波动的原因，主要是从住宅总投资、实际利率、房产税、财政分权、收入差距、城镇化、少年抚养系数、老年抚养系数、男女性别比例等视角来分析，这些影响因素中不仅包括房价波动的供给因素(如住宅总投资、房地产开发面积等)、房价波动的需求因素(少年抚养系数、城镇化率)，还包括制度性因素(如财政分权等)等各方面。

本章结构安排如下：第二部分，基于我国目前房价波动的现状，从住房供给、住房需求以及制度性因素等多角度来分析我国房价波动的原因；第三部分，构建我国房价波动原因的动态面板模型，检验模型中各个变量的平稳性，并根据动态面板模型的特点，选取系统广义矩阵方法进行实证估计并对实证结果进行分析；第四部分，基于上述分析，得出本章最后的结论。

7.2 我国房价波动的影响因素分析

根据以往的经验研究和我国的实际境况，本章认为房地产价格波动的决定因素与普通商品的价格稍有区别，不仅仅是由住房需求和供给因素决定，影响住房的制度性因素等其他相关因素也是导致我国房价不断波动的原因。

从住房需求方面来看，我国住房的刚性需求长期存在，因为一方面是我国城镇化水平的提高扩大了房地产市场的住房需求，自我国改革开放以来，我国的城镇化水平不断提高。据中国社会科学院发布的《社会蓝皮书：2012年中国社会形

势分析与预测》中数据显示，2010年我国的城镇人口所占比已经高达49.68%，在2011年我国的城镇化水平首次超过了50%，这对于我国城镇化水平是具有里程碑的一年，之后在2012年城镇化水平仍然出现上升趋势，为52.57%，显然城镇化的推进取得了很大成就，已成为当前乃至以后我国经济增长的重要推动力，在未来较长时间内我国城镇化的进程仍将持续，这将直接扩大我国商品房的住房需求，对房地产市场的发展起推动作用，有利于房价产生向上波动。另一方面，在房价波动的需求因素中人口结构也经常被提及，如哈继铭(2007)^[147]、刘学良(2012)^[148]等相关研究均指出房价变动的一个重要因素是我国人口年龄结构的变动。因为不同年龄段的人群对住房的需求是不一样的，所以年龄结构的变化自然而然就会影响我国的住房需求，进而引起房价的波动。如谢琛、袁建华(2010)^[149]研究指出：20-23、36-40岁年龄段人口相比其它年龄段人口而言，对住房需求相对较大。那么据此可知：在20世纪80年代的“婴儿潮”中出生的人口集中进入适龄阶段，带来了住房需求的增加，将直接推动我国房价进一步向上波动。不仅如此，随着适龄人口的增加，我国的劳动人口比重将越来越高，抚养比例将下降，我国整个社会的储蓄率水平也将提高，这也会推动住房等资产价格的上升。此外，我国男女比例长期失调，比例不断增加。随着男女比例的提高，婚姻市场上的平衡竞争力将会被打破，对于那些养育男孩的家庭而言，他们倾向于在男孩的身上进行更多投资，比如让孩子接受更好的教育，同时想办法提高其经济地位，如购房来增强其在未来婚姻市场上的竞争力，那么男女性别比例的增加也可能会扩大住房需求，推动房价波动幅度扩大(竞争性储蓄(Wei and Zhang, 2011^[150]))。

从住房供给方面来说，土地属于稀缺资源，再加上我国地方政府这几年不断对土地批租设定限制，使得土地的供应量越来越少。那么，随着我国城镇化的推进和经济建设的发展，这将直接导致土地出让价格出现上涨。土地的供给是影响住房供给的决定性因素，是建设住房成本的重要组成部分。土地出让价格的上升直接抬高了住房的建设成本，加剧我国房价的波动，再加上住房刚性需求与土地供应不足的存在，在大多数年限中我国的商品房销售面积都大于竣工面积，如在2011年，我国房地产开发企业住宅竣工套数为7219163，而相应的住宅销售套数达到了9139672，使得我国房地产市场长期出现供小于求的现象，也引起房价出现更大波动。另外，如果房地产开发商对土地实行囤积或者是倒卖的行为，那么将使得供给量本来就很少的土地变得更加少，或者说，如果开发商为了寻求更高的利润，当房价处于长期上涨趋势时，出于住房投机行为，他们会将已经建好的房屋空置一段时间，也会进一步促使本来就已经很高的房价再向上波动。

从制度性因素来说，首先要说的就是1998年住房制度改革，将住房向市场化推进，住房分配制度被取消，潜在的巨大住房需求被释放出来，推动房价不断波动，使得房地产的投资品属性不断被强化，在投资乘数和加速原理作用下，房地

产投资以超过 GDP 增长的速度加速增涨，加速了房地产市场的发展。其次，20 世纪 90 年代出台的土地改革政策，将国有土地的使用权也开始市场化，且对经营性土地使用权推行了招投标，再加上 1994 年分税制改革的实施，导致地方政府出现财权与事权的不匹配，加重了财政支出方面的负担，也使得地方政府更加地依赖于土地财政，那么地方政府就会在土地上面期望得到更高价值，这种价值在房地产的市场化后能够得以实现，因而将直接加剧房价的波动。最后要说的是金融行业对房地产行业的大力支持，在 1998 年国务院颁布 23 号文件《关于进一步深化住房制度改革，加快住房建设的通知》前后，我国的个人贷款余额在之前的不到 200 万元，至之后 2002 年就迅速增至 8000 多亿元，至 2012 年年末，我国主要金融机构就个人购房贷款就达到了 8.1 万亿元，显然房地产行业的发展离不开金融行业的大力支持。

从其他因素方面来看，很多研究如 Gyourko and Linne man(1993)^[151]就曾经指出，收入差距是影响房价波动的非常重要的因素之一。Mark Duda、郑思齐(2006)^[152]通过回顾以往美国住房支付能力的发展情况以及其相关的影响因素，发现收入差距的扩大会导致房价产生变动，从而使得住房的支付能力有所降低。茅于軾(2010)^[153]与陈健、高波(2012)^[67]指出收入差距的扩大会将我国的大部分财富集中于少数人手中，在房价维持向上波动的趋势中，投资于住房会带来相比投资于其他行业更高的利润，结果导致投资性住房需求增加，进而加剧房价波动。另外，房产税对房价的影响也值得关注，这方面的研究也出现较早，得出了大致三种观点，即“传统观点”、“受益观点”、“新观点”。其中“传统观点”来源于 Simon(1943)^[154]、Netzer(1966)^[155]的研究结论，他们认为房产税将完全转移至消费者并由其来承担，从而会产生高房价。“受益观点”由 Hamilton(1975^[156]、1976^[157])和 Fischel(1992^[158]、2001^[159])研究发展而来，他们通过研究发现房产税仅为一种收益税，不会对住房价格产生影响，影响的只是地方公共支出。Mieszkowski(1972)^[160]、Mieszkowski and Zodrow(1986)^[161]研究提出，不仅传统观点的局部均衡分析存在高度误导性，而且房产税对住房与非住房资源配置都存在影响，由此提出了“新观点”，即房产税使得资本所有者需承担一部分税收，从而其资本总体收益降低，房产税也会使得住房价格发生一定的变化，那么住房拥有者也要承担一部分税负。不过上述理论研究观点并没有得到实证研究的支持，如国内学者况伟大(2012)^[162]通过理论与实证研究得出了与上述观点不一样的结论，结果显示我国房产税的提高在一定程度上降低了房价，对抑制房价的向上波动具有一定的成效。

当然，影响房价的因素还有很多，上述分析已经详细介绍了本章接下来实证部分要着重分析的房价波动影响因素，其余的就不在此一一阐述。基于上述分析，接下来本章尽可能的综合各方面影响房价波动的因素，建立能够体现出我国房价

波动原因的动态面板模型，考察房价波动背后的需求因素、供给因素以及制度因素等原因，为合理控制我国房价的波动幅度，发挥其对消费的正向推动作用提供实证依据，以便为政府部门提供参考。

7.3 我国房价波动影响因素的实证分析

7.3.1 动态面板模型的建立

本章接下来基于住房供给、住房需求以及制度因素等角度构建出房价波动原因的动态面板模型，形式如下：

$$\begin{aligned} \ln P_{it} = & c_0 + \alpha \ln P_{it-1} + \lambda_1 \ln Y_{it} + \lambda_2 \ln cyb_{it} + \lambda_3 fcs_{it} + \psi \ln zzt_{it} \\ & + \eta_1 sr_{it} + \eta_2 czq_{it} + \varphi_1 czh_{it} + \varphi_2 ydr_{it} + \varphi_3 odr_{it} + \varphi_4 sex_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7.1)$$

其中 P_{it} 为房价， Y_{it} 为可支配收入， cyb_{it} 为收入差距， fcs_{it} 为房产税增长率， zzt_{it} 为住宅总投资， sr_{it} 为实际利率， czq_{it} 为财政分权， czh_{it} 为城镇化率、 ydr_{it} 少年抚养系数、 odr_{it} 老年抚养系数、 sex_{it} 男女性别比例，这些因素中不仅包括影响房价波动的供给因素(如住宅总投资等)和需求因素(少年抚养系数、男女性别比例、城镇化率、房产税)，以及制度性因素(如财政分权^①等)，以此来寻求我国房价波动的实证依据。 α 主要考察的上一期房价对当期房价水平的影响效应大小， $\lambda_i(i=1,2,3)$ 指的收入、收入差距、房产税对房价的影响系数， ψ 为住宅总投资对房价的影响系数， $\eta_i(i=1,2)$ 为实际利率、财政分权对房价的影响系数， $\varphi_i(i=1,2,3,4)$ 为城镇化、少年抚养系数、老年抚养系数、男女性别比例对房价的影响系数， ε_{it} 为误差项。

7.3.2 数据选取与变量说明

7.3.2.1 数据选取

本章采用的数据是我国 31 个省市(港澳台除外)在 1999-2011 年期间的省际面板数据。实证所需数据涉及到各省市城镇居民平均每年的可支配收入、消费性支出、少年抚养系数和老年抚养系数、男女性别比例，各省市农村居民平均每年的纯收入水平，各省市每年的地区生产总值、预算内财政支出、住房销售面积、住房销售额、住宅总投资、城镇人口数、年末总人口数，中央和全国每年的预算内财政支出、年末总人口数，各省市城镇居民的平均消费价格指数以及人民银行公布的每年存款名义利率。这些数据来源于历年的《中国财政统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、CCER 中国经济金融数据库以及 31 个省市 2012 年的地区统计年鉴的相关数据整理得到。本章对所用的数据都已用 1999 年各省市城镇居民消费价格指数为基期消除了每年价格因素的影响。

^①刘宗明(2012)^[78]认为财政分权增加了地方政府对土地财政的依赖，地方政府在单位土地上期望更高的价格，而地价的提高导致房地产开发成本增加，进而推动房价上涨。

7.3.2.2 变量说明

(1)房价 P_{it} 、房价滞后一项 $\ln P_{it-1}$ 。本章依据第四、五章房价变量的选取，用各省市每年的住房销售额/住房销售面积作为房价的代理变量，由于被解释变量为房价变量，因此在实证中设定 $\ln P_{it-1}$ 为内生变量，用房价变量滞后二项作为其工具变量；

(2)可支配收入 $\ln Y_{it}$ 、收入差距 $\ln cyb_{it}$ 、房产税增长率 fcs_{it} 。可支配收入根据各数据来源直接得到；收入差距的衡量指标在不同的研究中因研究目的不同，选取的代表性指标不一样，按照林毅夫等(1998)^[163]，Bouguignon and Morrisson(1998)^[164]，陆铭等(2005)^[165]，陈健、高波(2012)^[67]的选取方法，本章选用各省市的城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值作为收入差距的代理变量^①；各省市每年的房产税收入数据可通过每年的《中国统计年鉴》直接得到；城镇化率按照定义，选用各省市的城镇居民人口数/各省市的总人口数来衡量。若出现某些省市数据的缺失，本章采用前后相应年份的加权平均数来估算。

(3)住宅总投资 $\ln zzt_{it}$ 。住宅总投资数据根据各数据来源直接得到，若出现某些省市数据的缺失，也采用前后相应年份的加权平均数来估算。

(4)实际利率 sr_{it} 和财政分权 czq_{it} 。各省市实际利率水平是根据平均每年的名义利率与各省市城镇居民消费价格指数相减所得，其中每年的平均名义利率是以不同利率水平在各年内执行的月数作为权数计算而来。至今，理论界关于财政分权变量的衡量指标尚未形成一致看法，陈硕、高琳(2012)^[166]在此基础上对财政分权指标进行了很好地阐述，为了很好地体现政府财权和事权的匹配性，基于刘宗明(2012)^[78]与陈硕、高琳(2012)^[166]的研究，本章选用“支出指标”，即选择用省人均本级预算内财政支出/(省人均本级预算内财政支出+人均中央本级财政预算内支出)作为财政分权的代理变量。

(5)城镇化率 czh_{it} 、少年抚养比 ydr_{it} 、老年抚养比 odr_{it} 、男女性别比例 sex_{it} 。本章按照城镇化率的定义(陈健、高波, 2012^[67])，选用各省市的城镇居民人口数/各省市总人口数来衡量；少年抚养比(老年抚养比)是指在人口当中少年儿童人口数(老年人口数)与劳动年龄人口数之比，其变化也直接反映了我国计划生育政策的影响。数据来源于《中国统计年鉴》中历年全国人口变动情况抽样调查样本，其中1999年、2002-2009年、2011年的各省市居民的抚养系数数据可直接获得，2000年、2010年的数据我们是通过0-14岁年龄人口(65岁以上年龄人口)/15-64岁年龄人口数据计算得到，而2001年所缺数据我们就用2000年和2002年数据的平均值来填补。男女性别数据根据各数据来源直接得到，由于某些省市出现了个别数据的缺失，再采用前后相应年份的加权平均数及出生率来估算。

^①大量研究表明，我国收入差距扩大最重要的原因是城乡收入差距的不断扩大。

7.3.3 数据的单位根检验

为了避免伪回归,我们采用同质 LLC 检验和异质 IPS 检验对模型中的各变量进行单位根检验,结果见表 7-1。从表 7-1 可知:在 LLC 和 IPS 检验结果中,除少年抚养系数的 IPS 检验在 5%的统计水平上显著外,其余被检验变量均在 1%的统计水平上显著。因此,我们从上述分析可知,上述变量符合实证模型估计的要求。

表 7.1 房价动态面板方程中变量的平稳性检验

LLC		IPS					
$\ln P_{it}$	(-7.732)***	$L.\ln P_{it}$	(-10.966)***	$\ln P_{it}$	(-3.774)***	$L.\ln P_{it}$	(-8.552)***
$\ln Y_{it}$	(-13.55)***	$\ln cyb_{it}$	(-4.856)***	$\ln Y_{it}$	(-3.212)***	$\ln cyb_{it}$	(-4.157)***
fc_{it}	(-14.873)***	$\ln zzt_{it}$	(-5.033)***	fc_{it}	(-7.815)***	$\ln zzt_{it}$	(-3.207)***
sr_{it}	(-24.724)***	czq_{it}	(-3.029)***	sr_{it}	(-3.412)***	czq_{it}	(-3.072)***
czh_{it}	(-7.336)***	ydr_{it}	(-8.9404)***	czh_{it}	(-8.252)***	ydr_{it}	(-1.8703)**
odr_{it}	(-7.2355)***	sex_{it}	(-3.539)***	odr_{it}	(-2.6428)***	sex_{it}	(-3.295)***

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上拒绝有单位根的检验,其中 LLC 检验括号内是调整后的 t 值,检验的为是否存在相同单位根;IPS 检验括号内是 $W[t\text{-bar 值}]$,检验的为是否存在不同单位根,检验的估计方程含截距项、滞后项和时间趋势项。

7.3.4 房价波动影响因素的实证结果分析

式(7.1)为动态面板数据模型,因为控制变量加入了房价变量的滞后一项。因此,根据第四章实证估计方法的介绍,为了使得实证结果估计系数具有无偏和一致,仍然采用 Arellano and Bover(1995)^[126]与 Blundell and Bond(1998)^[127]提出的系统广义矩阵(System-GMM)方法以控制动态面板方程(6-1)产生的内生性问题。根据 Quigley and Raphael(2004)^[167]、陈钊等(2008)^[168]、尹中立(2010)^[169]的研究结果可知,房价与收入差距之间存在相互影响关系,因而本章中除了设定房价滞后一项设为内生变量之外,收入差距也将作为内生变量来考察。

本章接下来基于全国 31 个省市的样本作为研究对象,用 System-GMM 估计方程(7.1),发现房产税增长率和实际利率对我国房价的影响不显著,故将其删除掉,结果见表 7.2。结果显示不仅 Wald 检验在 1%的统计水平上拒绝了所有解释变量系数为 0 的零假设条件, Sargan 结果也显示出不能拒绝工具变量的有效性,而且 AR(1)统计量也表明对应实证估计方程的残差存在显著的一阶负相关,AR(2)的伴随概率在 10%以上,因此实证估计结果可信^①。

由表 7.2 所示,对房价波动影响显著的变量对应系数的符号基本与预期较为一致。与消费者消费习惯一样,当期的房价也会受到前一期房价的影响,影响系数弹性达到了 0.3341。房价对收入具有很强的敏感性,敏感系数弹性高达 0.8965,

^①我们进一步采用豪斯曼检验也得出收入差距变量为内生变量的结果。

得出这种结果也很容易理解，因为我们知道房价收入比是体现房价波动是否合理及其居民购房能力高低的重要指标，那么合理的房价增长速度一般来说应处于收入增长速度的左右，才能够维持一个居民能够承受的合理房价水平，因而收入是影响房价的重要解释变量^①。

需求因素中城镇化、少年抚养系数、老年抚养系数与男女性别比例对房价的影响系数都很显著，其中城镇化、老年抚养系数与男女性别比例的影响为正，即随着我国城镇化的推进、老年抚养系数与男女性别比例的提高，会推动房价的上涨。这是因为我国城镇化和男女性别比例的提高会扩大房地产市场的住房需求，在住房供给相对不变的情况下，会推动房价向上波动。老年抚养系数的提高也可归因为扩大住房的需求来实现促进房价向上波动的后果，因为在我国老年人相对而言属于高收入人群，在我国近年来房地产高利润趋势下，他们更愿意将资金投资于房地产行业，这样也会加大住房的需求，从而抬高房价。城镇化、老年抚养比、男女性别比例每提高 10 个百分点，房价将分别对应向上波动 5.32%、0.564%、0.039%，显然城镇化对房价的影响系数较大，男女性别比例影响最小。少年抚养系数的影响系数为负，每提高 10 个百分点，房价将下降 0.192%。总的来说，相比去他影响房价的系数而言，人口年龄结构的变化对房价的非常小，并不是造成我国房价出现过快增长的决定性因素。

住宅总投资对房价的影响显著为负，因为住宅总投资将增加住房的供给量，如果在住房需求不变的情形下，显然将抑制住房。财政分权和收入差距也均是影响我国房价波动的重要因素，影响系数均较大。刘宗明(2012)^[78]研究就曾经指出，我国房价波动的制度性原因归因于财政分权。这是因为地方政府事权和财权的不匹配导致地方政府的财政支出负担不断加大，引起了地方土地财政的问题，因为地方政府为了缓解地方财政支出负担，将期望单位土地上得到更高的价格，进而抬高地价，提高住房构建成本，从而推动房价迅猛上涨。另外，我国房价的向上波动通过财富重新分配效应改变了财富的原有分配格局，导致财富逐渐向高收入人群聚集（开发商、地方政府、银行和投资购房者手），引发其财富升值，而相应的普通消费者的财富将被减少，甚至沦为通常所说的“房奴”，推动居民收入差距的进一步拉大。在我国投资渠道相对较少以及房地产市场利润居高不下的情形下，高收入人群为了获得更高的报酬，会将自己的大量资金注入房地产市场，扩大房地产市场的住房需求，也会促使房价不断向上波动(陈健、高波,2012^[67])。

^①我国目前的房价上涨水平已经远远超过于合理的收入增长水平，加大了居民的购房压力，新国五条的提出目的也是要把房价上涨的速度限制在收入增长的水平以内。

7.2 房价动态面板方程的实证分析结果 1

全国总样本		
变量	系数	z 值
$L.\ln P_{it}$	0.3341	(11.79)***
$\ln Y_{it}$	0.8965	(2.28)*
$\ln cyb_{it}$	0.2539	(3.31)***
fcs_{it}		
$\ln zzt_{it}$	-0.1083	(-9.83)***
sr_{it}		
czq_{it}	0.1875	(7.88)***
czh_{it}	0.5132	(1.74)*
ydr_{it}	-0.0192	(-6.27)***
odr_{it}	0.0564	(12.61)***
sex_{it}	0.0039	(2.52)**
常数项	0.7463	(1.89)*
统计检验	统计量	伴随概率
Wald 检验	13174	0.000
Sargan 检验	12.75	1.00
AR(1)检验	-3.81	0.000
AR(2)检验	0.79	0.139
内生变量	$\ln cyb_{it}$ 、 $L.\ln P_{it}$	

注:使用的软件包是 STATA11, 采用的方法是两步系统广义矩阵 (twostep GMM-system) 方法, ***, **、*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

考虑到我国区域经济发展水平的不平衡, 区域金融发展也存在差异, 导致不同地区房地产市场发展程度不同, 因而不同地区房价波动程度也各有差异, 那么不同地区上述考虑的影响因素对房价的影响程度也应存在地区性差异。为了证实这一点, 接下来分别选用东、中、西样本对模型(7.1)进行 System-GMM 实证估计, 结果仍然见表 7.3。

实证结果显示: 各个影响因素对房价变量的影响系数大小基本上都表现出明显的地区性差异, 本章考虑的房价波动影响变量在某些地区对房价的影响显著, 但却在其他地区显著性不明显, 如房产税增长率、少年抚养系数、老年抚养系数对东中部地区的房价影响显著, 而对西部地区房价的影响并不显著; 住宅投资和男女性别比例表现的却与之并不一样, 这些因素只对西部地区的房价影响显著, 东中部地区不显著。虽然如此, 相比滞后一期房价变量、可支配收入、收入差距、财政分权、城镇化率的对房价的影响而言, 这些因素对房价的影响均很小, 均不

是造成我国房价出现剧烈波动的决定性因素。

表 7.3 房价动态面板方程的实证分析结果 2

样本	东部地区样本		中部地区样本		西部地区样本	
变量	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
$L \ln P_{it}$	0.4644	(1.74)*	0.3368	(2.28)**	0.1643	(7.01)***
$\ln Y_{it}$	1.0814	(5.62)***	0.8895	(4.85)***	1.3653	(5.34)***
$\ln cyb_{it}$	0.2834	(-2.85)***	0.2303	(2.23)**	0.2579	(2.55)***
$fc s_{it}$	-0.0731	(-3.55)***	-0.1455	(-7.85)***		
$\ln zzt_{it}$					-0.1769	(-2.25)**
sr_{it}	0.0320	(2.72)***			0.0392	(3.59)***
czq_{it}	0.6609	(3.00)***	0.1639	(4.38)***	0.1528	(4.06)***
czh_{it}	1.3044	(2.13)**	1.2065	(1.85)*	0.5178	(3.98)***
ydr_{it}	-0.0237	(3.69)**	-0.0243	(7.90)***		
odr_{it}	0.0199	(-2.13)**	0.0122	(-2.07)*		
sex_{it}					0.0045	(5.61)***
常数项	-6.8093	(-4.14)***	-4.6964	(-7.76)***	-0.6874	(1.87)*
统计检验	统计量	伴随概率	统计量	伴随概率	统计量	伴随概率
Wald 检验	8568.7	0.000	9604.8	0.000	5369.2	0.000
Sargan 检验	12.96	1.00	11.48	1.00	11.05	1.00
AR(1)检验	-3.64	0.000	-3.66	0.000	-3.61	0.000
AR(2)检验	1.39	0.164	0.89	0.145	0.74	0.125
内生变量	$\ln cyb_{it}、L \ln P_{it}$		$\ln cyb_{it}、L \ln P_{it}$		$\ln cyb_{it}、L \ln P_{it}$	

注:使用的软件包是 STATA11, 采用的方法是三步系统广义矩阵 (twostep GMM-system) 方法, **、**、*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

与上述房价波动的非决定性因素不一样的是, 滞后一期房价变量、可支配收入、收入差距、财政分权、城镇化率均是影响东中西不同地区房价波动的重要变量, 影响系数大小均很大, 不过在不同地区大小上存在一些差异。首先, 同一影响变量在不同地区的影响大小比较, 我们大致发现一个规律, 这些变量对东部地区的房价影响系数是最大的, 其次是中部, 最小的为西部地区。这说明在相同的政策实施下, 如东中西地区对应的滞后一期房价变量、可支配收入、收入差距、财政分权、城镇化率波动相同的幅度, 结果会出现东部地区的房价变化最为明显, 其次是中部, 最不明显的为西部地区, 因而出现不同地区房价波动程度各有差异。那么, 从这个角度也能反映出我国房价波动程度出现地区性差异的原因。再比较同一地区这些重要影响系数之间的大小关系发现, 东部地区结果显示, 城镇化、收入差距对房价的影响最大, 其次是财政分权, 最小的为收入差距, 中西部地区

表现出与东部地区不一样的是，财政分权的影响系数相比是最小的。可见，虽然实证结果显示滞后一期房价变量、可支配收入、收入差距、财政分权、城镇化率对房价的影响都很重要，但重要性权重存在明显地区性差异。因而，为了有效控制房价及其房价波动，对不同地区的具体实施方案，应具有针对性。

7.4 本章小结

根据第四、五、六章的研究结论可知：我国房价波动对城镇居民消费的影响虽然整体上表现出财富效应，但是效应大小很小，且随着房价向上波动幅度的扩大，这种财富效应会变得更小，甚至会向挤出效应转变，抑制居民消费支出的增长。这显然不利于我国要实现扩大内需的目的，那么要促使房价波动对我国城镇居民消费产生财富效应，就必须将房价波动控制在合理的范围之内，因而我们必须探索我国房价波动的原因，这也是本章的主要研究目的。

本章就目前我国房价波动原因的相关文献大都是进行定性分析，很少有实证研究证据基础上，尝试着从实证的角度来探讨其原因，这些影响因素中兼顾考虑房价供给因素、需求因素及其制度性因素等各方面，主要包括住宅总投资、实际利率、房产税、财政分权、收入差距、城镇化、少年抚养系数、老年抚养系数、男女性别比例等。通过构建房价波动原因的动态面板模型，选用我国全国 31 各省市的城镇面板数据，运用系统广义矩阵方法就全国整体、东部地区、中部地区、西部地区样本分别进行实证估计，研究表明：①不管是基于上述哪个样本的实证结果均显示：人口结构变动、房产税增长率、实际利率并不是决定房价波动的决定性影响因素，滞后一期房价变量、可支配收入、收入差距、财政分权、城镇化率对房价的影响更为明显，是影响我国房价产生波动的重要因素；②同一影响变量在不同地区的影响大小比较发现，这些重要影响变量对东部地区的房价影响系数最大，其次是中部，最小的为西部地区。这表明在相同的政策实施下，会导致东部地区的房价变化最为明显，其次是中部，最不明显的为西部地区，因而导致不同地区房价波动幅度各有差异。③再比较同一地区这些重要影响系数之间的大小关系得出，东部地区结果显示，城镇化、收入差距对房价的影响最大，其次是财政分权，最小的为收入差距，中西部地区表现出与东部地区不一样的是，财政分权的影响系数相比是最小的，可见这些因素影响权重存在明显地区性差异。

第 8 章 政策建议

根据房价波动对居民消费影响的机理与实证分析,我们认为房价波动对消费影响的财富效应和挤出效应都需要受到足够重视。目前,我国房价对消费的影响虽然整体表现为财富效应,但是财富效应强度并不大,当面临房价向上波动幅度过大时,挤出效应反而占据主导地位,这将严重阻碍居民生活水平的提高与经济社会的可持续发展。那么,在我国房价上涨迅猛、持续攀高,而消费需求疲软、长期低迷的现实背景下,要发挥出房价波动对消费的促进作用,不但要注意为房价财富效应的发挥创造条件,而且还需谨防房价出现过高,减弱财富效应,甚至向挤出效应转化,进而抑制消费现象的发生。再结合第七章房价波动影响因素的实证研究,我们得知可支配收入、收入差距、财政分权、城镇化是导致我国房价上涨过快的决定性因素。接下来我们从我国房地产市场现状并结合这些因素出发,提出合理控制房价上涨幅度,以发挥房地产市场财富效应的政策建议。

8.1 完善住房市场

8.1.1 完善住房二级市场

房地产财富效应发挥的重要条件就是完善的住房二级市场,不规范的二级市场严重阻碍了住房的流动性,不利于住房财富效应的及时实现。目前,我国各个地区的住房二级市场发展极不平衡,大部分地区的住房服务体系都需进一步完善,现阶段可以从以下几个方面来完善我国住房的二级市场。

首先,建设信息公开的二级市场平台。在买卖住房的交易过程中,中介机构或者是卖方往往比买方信息掌握更全面,如住房产权、住房的完整性等等,住房二级市场信息不对称,这显然不利于住房交易的及时进行,阻碍住房资产快速转化为流动性资金的步伐。为此,住房监管部门需建设信息公开的二级市场平台,与住房销售方沟通,将住房的主要信息录入信息查询系统,这有利于买房者对住房的产权信息、使用寿命、维护及维修等信息及时了解,维护双方的共同利益。其次,降低住房二级市场的交易成本。目前二手房交易中介费过高,标准也不统一,不同的地区甚至相同地区不同的房管局就二手房的交易程序存在不同规定,这导致交易双方在交易之前必须详细了解交易中的合同条款,增加双方的交易成本,不仅要考虑本身的权益,还要对房管局的要求进行关注。为了减少交易时间和降低交易成本,可以考虑以省为单位,制定统一的规定,推出相同的合同范本,为住房二级市场交易松绑,降低收费标准。最后,加强二级市场的信用体系建设。

二级市场住房中介公司的档案建设目前形同虚设，普通大众对其不良记录无法获取。为此，政府相关部门可以要求中介公司根据业绩上缴部分营业额，为其赔付基金筹建，同时设置对应的服务平台方便已经交易过的顾客进行在线评估，为顾客反映中介公司的服务水平、信用高低情况进行核实和监督，设置标准对中介公司进行表彰或者是惩罚，建设一个信息通畅、交易活跃的住房二级市场。

8.1.2 完善住房金融市场

住房金融市场的完善，可将住房转化为流动性资产的速度加快，这样房价上涨引起住房财富增值的变现能力更快，消费者可以更加合理地支配自己一生的财富来实现一生效用最大化。显然，财富效应能够发挥作用的一个重要前提就是完善的住房金融市场，我们可以从以下几个角度来加以完善。

首先，发展多元化的房地产金融工具。目前我国房地产金融工具的发展还处于起步阶段，结构也亟待完善，大部分集中于银行，相对贫乏，创新也不够，可适当将房地产金融工具向多元化发展，对其施行创新，例如施行住房资产证券化等手段将其流动性增强，提高其变现能力，而且在推行新金融工具时应配套进行相关的法律措施来规范其制度，不断构筑完善的住房金融体系。其次，增加住房信贷规模。与欧美国家相比，我国的信贷规模相对不足，拥有住房的家庭获得住房抵押贷款的门槛相对较高，可适当降低难度，这样有利于加强其流动性，对房地产财富效应的发挥创造条件。最后，对不同类型的住宅建设实行差别化的信贷政策，不同收入阶层的家庭采取不同的贷款首付比。一方面对不同类型的住宅建设实行差别化的信贷政策，如银行等金融机构的住房贷款应倾斜于保障性住房的建设，有效推进保障性住房项目的实行，将高档商品房的贷款门槛提高，限制和收紧其贷款，优先保障中低收入阶层的住房权益。另一方面收入阶层较低的家庭购买第一套房尤其是保障性住房可适当降低其首付比例，增强此类消费的购买力，而对于购买第二套房特别是多套房以上的家庭应提高其贷款门槛甚至是停止给予贷款，并提高其首付比例，防止投机性住房的增加，这样有利于控制房价上涨幅度，促进居民的消费需求。

8.2 加强住房市场监管

8.2.1 严厉打击房地产投机行为

近年来我国房价不断上涨，很大部分原因是房地产投机行为导致的结果，中央对房地产市场的调控主要也是对住房投机行为进行打压，控制住房投机性需求。随着房价的上涨，我国这种住房投机性需求并没有很有效地促进消费的增长，反而抑制了即将购房者的消费，严重阻碍了房地产市场财富效应的发挥。因此，严厉打击房地产的投机行为，将有助于增强房地产的财富效应。

首先，加快征收房产税，加强政府对房产说的征管能力。我国房产税目前在覆盖率与税率较低的缺陷，这将妨碍房产税的有效实行和发挥，必须为全面开征房产税提供更有利条件。一方面实行有区别的房产税政策，对各地拥有二套或者是多套住房的家庭征收房产税，并按住房资产价值由低到高将税率提高，就拥有一套且人均住房面积低于平均水平的家庭住房采取房产税减免政策，增加投机炒房的成本，抑制投机性住房需求。另一方面对我国各地的住房进行清查，建立详细准确的房地产登记资料数据库，建立税基，以科学且成本较低的方法对房地产资产进行有效评估，并明确中央和地方政府在房产税上面的关系，强化房产税的功能，加强政府对房产税的监管能力，为房产税的全面征收创造基础条件。其次，通过利率调控政策来提高投机性住房成本。由于利率的经济杠杆作用会将住房的实际需求放大，可以适当地调整利率来缓解住房需求，调节目前供不应求的住房市场。基于此，可以就住房使用性需求和投机性需求实行差别利率政策，抑制投机性需求，提高其投机成本，尽量不对合理地使用性住房需求产生负面影响。不过利率的作用较为敏感，在使用时应注意其频率和幅度的灵活性，需考虑到利率各方面的影响，注意预防利率短期和长期中意想不到的副作用。

8.2.2 转变地方政府职能

就我国房价的上涨现象，中央政府出台了多项房地产调控政策来加以遏制，但是这些政策的实施并没有取得理想效果，房价仍然保持强劲上涨势头。调控实施不力的原因与地方政府职责密切相关，因为地方政府也是房价上涨的受益者，自然不想将房价打压下去，这就大大减弱了房地产调控政策的执行力度。因此，需要重新定位地方政府的职能，增强其服务功能，从房价上涨的助推者转变为调控房价的执行者。

首先，中央所有土地转让收益。自1994年实施分税制改革以来，土地出让金成为地方政府财政收入的主要来源，而且土地出让金是预算外收入，地方政府对其有很大的操作空间，越来越依赖于土地财政。那么要将地方政府调控房价的积极性调动起来，就应该中央政府所有土地出让金收益，根据预算来统一管理，将地方政府职能重新定位，减弱对土地出让金的依赖，增强其社会服务功能。其次，减少行政成本。在房地产市场上地方政府的行政成本较高，那么要将地方政府的公共服务和社会管理职能有效发挥出来，就应将行政成本降低，这样房地产开发商就可以大大减少住房的隐性成本，住房上涨的非理性因素就会减少，这样就可以从源头上为住房财富效应的发挥创造条件。

8.3 合理引导居民的消费理念

8.3.1 转变居民住房的消费理念

房地产财富效应发挥的一个关键因素是居民消费理念，我国居民受传统消费观念的影响，大部分家庭并不推崇信贷消费，有房者家庭也很少以住房抵押贷款的方式来获得流动性资金，这都将大大抑制房价波动对消费财富效应的发挥。因此，可以从以下几方面来对转变居民住房的消费理念。

首先，鼓励无房者通过信贷消费来计划购房，或者是继续租房来代替购房，将居民的消费潜力释放出来，促进消费水平的提高。其次，降低住房抵押贷款的门槛，鼓励有房者通过抵押贷款的方式获取流动性资金，为房价向上波动对居民发挥财富作用创造有利条件。最后，调整住房政策，鼓励小户型消费，限制大户型住房需求和消费，目前我国的住房消费，需求较集中、趋同，导致住房供不应求，投机性住房需求很高，促使房价不断上涨，引致大量资金投资于房地产市场，抑制财富效应的发挥。政府应针对不同的情形，如根据城市之间发展差异、购房者家庭收入和规模等等，制定差别化政策，鼓励梯级消费，逐步淡化房地产的资本品属性，强化其消费品属性，合理引导住房消费理念，对不同类型的家庭购房需求有区别对待，有保有压，真正做到权为民所用、利为民所谋。

8.3.2 改变居民传统的养老理念

我国已经步入了老年化阶段，正面临着家庭养老压力加大、而养老体系不健全的双重困境。由于住房是我国居民财产的重要组成部分，可以采取金融创新等手段，将住房的固有化财富释放出来，减轻子女后代和政府养老基金的压力

针对这一情况，首先可以试行金融创新手段如经济发达国家在 20 世纪 90 年代采取的模式-住房反向抵押贷款模式，对我国传统的养老模型进行有益补充，改变居民传统的养老消费理念，将固有化的住房财富转变为流动性的现金流，将住房固有化的资产释放出来。其次，可以尽早成立官方的国家住房反向抵押贷款中心等非营利机构，大力支持并鼓励保险公司或者是社会团体、金融机构参与到住房反向抵押贷款计划中来，不断加强住房反向抵押贷款的宣传和教育，将老年居民的消费培育起来，将住房的财富效应释放出来，提高国内消费需求。

8.4 合理调节住房的供需结构

8.4.1 增加住房有效供给

房价变化的决定性因素之一是住房的供给，如果住房出现供不应求现状，将促使房价上涨，那么要将房价涨幅合理地加以控制，就要从住房供给角度来寻找原因，将住房的有效供给增加，缓解供不应求的住房现状，使房价控制在合理涨

幅内，以延缓住房挤出效应的产生。

首先，应增加居住房的用地面积。对于房价上涨过快的地区或者是城市，一方面应增加居民用地的供应量，加快清理和利用闲置土地，且优先将闲置的土地用于普通住房的建设，对土地供应加大调控力度并进行结构优化，抑制土地出让价格的非理性上涨，预防将成本转嫁于住房价格，同时严惩开发商囤积土地的行为，将存量土地的消化力度加大。其次，调整住房供给结构。就开发商对经济适用房或者是商品房建设的项目合理引导和鼓励，加大这类住房建设的供给力度，对其增加相应的用地投放量，反之对别墅或者是高档住宅建设项目加以控制，调整住房供应结构，并将经济适用房、廉租房等使用性住房的供给政策进一步健全和完善，不断强化政府的住房保障功能，使中低收入阶层的住房需求得到保障，缓解住房供求关系。

8.4.2 抑制不合理的住房需求

房价变化的决定性因素还有住房需求，近年来我国的住房需求长期大于住房供给，导致我国房价上涨迅猛，但是目前住房需求中投机性不合理住房需求成分较高，那么如果要从住房需求角度来寻求控制房价上涨幅度的原因，就必须对不合理的住房需求进行抑制，将住房供给需求关系缓解，避免出现房价上涨幅度过大。

首先，应对不同类型的住房需求进行差别化管理，对各种炒房和投机性住房严格打击，对非理性住房加以抑制，加强这类住房的需求管理，对小户型住房和租赁住房的建设给予鼓励，合理引导和提倡家庭根据自己的收入水平制定适度住房消费，逐步过渡，培育住房梯度消费。其次，拓宽民间资本的投资渠道，分流炒房资金。近年来在房地产高额利润的驱使下，我国的房地产市场住房投机性需求成分很高，推动房价不断向上攀升，不但施与消费者巨大购房压力，同时也加重了房地产市场泡沫风险，这归因于我国资产投资渠道狭窄，那么分流炒房资金的最好方式就是为居民寻找出新的投资空间，将民间资本的投资渠道拓宽，如以创新金融理财产品等方式来拓宽投资渠道，同时普及投资知识，预防盲目跟踪的住房投资行为，将住房投机资金快速分流出来，这样将房价控制在合理范围内也指日可待。

8.5 缩小收入差距

8.5.1 改革我国收入分配制度

收入差距是我国房价对消费影响出现挤出效应的重要影因素，因为收入差距的扩大将租房家庭的边际消费倾向加大而导致拥有住房家庭的边际消费倾向有所减少。因此，缩小收入差距也能够有效延缓房价波动的挤出效应。我国居民收入

差距不断扩大的原因之一是分配制度的不合理，因此要缩小收入差距，要改革我国收入分配制度。

首先，注重国民收入初次分配公平。国民收入初次分配的公平，关键是指将居民收入在国民收入中的比重提高，这一比例若得到提高，居民对住房的购买力和对房价上涨的承受力都会有所增强，可将挤出效应有效得到延缓。其次，注重国民收入再次分配的公平。再分配的重要职责就是促使社会公平，就拉大的收入差距要及时扭转，将再分配的作用充分发挥，加快社会保障和公共服务体系的完善，使低收入者消费有所保障，减弱低收入者面临房价上涨时对消费的挤出效应。最后，加强财税的调节。利用财政政策为低收入人群提供更多的财政收入，提升其收入水平，将其购买力提高，同时利用税收杠杆，对收入进行调节，将收入差距进一步缩小。

8.5.2 完善社会保障制度

对收入差距进行调节的重要手段之一是完善社会保障制度，增强社会保障制度的公平性和普惠性。自从20世纪90年代以来，我国社会保障体系虽然取得了较大成绩，但仍然有些地方还需进一步完善。

首先，增加社会保障体系的普惠性。目前，我国居民社会保障水平较低，覆盖面没有全面展开。应逐步扩大社会保障的覆盖面，建立一体化、覆盖广、层次分明的社会保障体系，增加社会保障体系的普惠性，将社会保障制度的调节收入分配手段发挥出来。其次，适时将社会保障标准向上提高。我国经济在快速发展的同时，社会保障的最低工资标准并没有相对应的提高，这使得低收入人群的基本生活得不到基本保障。应根据我国经济发展速度和水平建立与之相匹配的社会保障体系，对社会保障体系适时进行调整。最后，加强社会保障体系的制度建设。依据社会保障体系情况配套出台相关法律制度，为社会保障制度的及时实施提供法律武器，对依靠权力以寻租方式来获得的非法收入严厉打击，将社会保障分配秩序合理规范化，并对社会保障资金的管理机构加强管理和监督，协调好社会保障资金的合理分配，将社会保障资金的使用效率提高。

8.6 重新反思财政分权模式

8.6.1 降低地方政府的财政支出负担

通过第七章的实证研究，我们得知我国房价对居民消费产生挤出效应的重要制度因素是财政分权水平的提高，因为财政分权的提高将土地财政问题引出。自1994年分税制实施以来，地方地府财政收入锐减，而承担的财政支出项目非但没有减少，反而继续增加，地方政府出现财权小于事权的现象，为了实现财权和事权的相匹配，地方政府依赖于土地财政，在单位土地上期望更高的价格，这就大

大提高了房地产开发的成本，推动房价不断上涨，进而抑制消费水平的提高。针对房价上涨的这一制度性原因，政府应从以下角度重新反思财政分权模式。基于此，为了减少地方政府对土地财政的依赖，可以降低地方政府的财政支出负担。

首先，完善目前的分税制度。如将分税制朝有利于地方政府的方向适度地倾斜和调整，增加地方政府的财政收入，并将转移支付制度进一步完善，实现财权和事权的统一，这样地方政府履行职责才能得到有效保证。其次，赋予地方政府一定的税法征收权。充分考虑地方政府采用税收调控经济的能力和地方经济发展的需求，将地方政府的税收征收权逐步下放，允许地方政府拥有一定税收开征权，适当开征新税种来增加地方政府财政收入，填补地方政府的财政亏空，缓解财政收支的不平衡。同时，鼓励地方政府以融资的方式发行债券，或者是中央政府为地方政府融资发行长期债券。这都有利于减弱地方政府对土地财政的依赖，延缓房价上涨对消费的基础效应。

8.6.2 改革土地出让金管理制度

自 2006 年国务院办公厅下发关于土地出让金管理的最高文件以来，现有的关于土地出让金的管理办法制度较少，导致地方政府对土地出让金有很大的操作空间，为了避免地方政府通过土地财政的方式来助推房价上涨，应改革土地出让金的管理制度。

首先，将土地出让金由预算外收入纳入预算内来管理。由于就如何合理使用土地出让金不具有前瞻性，导致土地出让金的使用缺乏合理性，土地出让金收支出现不规范，应充分发挥中央政府的监督、约束和支配，这样有利于将用地规模速度加以控制，消除地方政府为利益而助推房价上涨。其次，将土地出让金收支管理的长效机制建立起来。必须在严格的审查与监督制度下，建立土地出让金的长效机制，定期对各地政府的出让金收支情形进行严密审查，及时指出检查中出现的问题，并对问题整改情形及时公开，接受公众的监督。同时对地方政府激励机制加以调节，对地方政府行为加以规范。对目前不合理的官员考核制度逐步进行改进，将科学的政绩观引入考核制度，对地方政府的行为加大监管力度，监督和制约地方政府的卖地行为，增加政策信息的透明度。

8.7 注重城镇化进程的可持续发展

8.7.1 保持合理的城镇化发展速度和战略

城镇化进程的推进一直以来都扮演着房地产业发展的基础性角色，为房地产业的发展起到了重要的推动作用。但是我们也清楚，房地产的发展也会影响到城镇化的进程。因此，要更为有效地调控房地产市场，要注重城镇化进程的可持续发展。

由于我国地区资源禀赋条件差异以及经济发展不平衡的存在，那么不同地区应依据各自的实际情形制定合适的城镇化发展速度和战略，合理地引导住房走上持续健康发展道路。一方面应保持合理的城镇化发展速度，避免房地产业发展与城镇化进程速度出现不匹配。比如说若城镇化发展速度快于房地产发展速度，那么将出现住房需求数量和质量达不到城镇化水平的要求，影响城镇居民的住房需求和城市经济的发展。另一方面制定科学合理的城镇化发展战略，准确定位和合理规划城市、选准发展模式，为房地产业的发展打好基础。

8.7.2 提升城镇化发展质量

城镇化率是一个国家经济是否繁荣的标志，目前我国城镇化已经逐步进入新的发展阶段，在该过程中，城镇化面临的老问题和新问题不断突出，对此，在推进城镇化加速发展的过程中，也应注重将城镇化的发展质量提升上去。

首先，调控房地产业的发展，推进城镇化进程，目前我国的城镇还需继续依靠房地产业的发展来促进和推进，但是要发挥房地产业对城镇化的正面影响，还需将房地产进行调控，使之保持有序、合理且健康的发展。那么一方面应加大建设经济适用房、廉租房等小户型住房，满足新增城镇人口的居住需求，推进城镇化建设。另一方面，保持与城镇化进程相适应的房价，稳定房价。房价上涨过高将抑制真正的住房使用性需求，使得新增城镇居民望房兴叹，无力购买，只有将房价上涨速度维持于工资收入水平相适应的速度，普通居民的住房需求才能得以实现，才能更有效地推进城镇化的进程。其次，依据以人为本原则来推进城镇化进程的建设。注重加强城镇化基础设施的建设，将城镇化的服务功能全面发挥出来，提升城镇化居民的生活质量，让农村转移人口能够平等地享受到所有城镇人口的社会保障、公共服务以及政治权利，不仅如此，还要不只注重城镇化对当代人的影响，也要将城镇化对后代人、世代人的发展，注重城镇化进程推进的持续性。。

结 论

1. 本文的主要结论

房价对居民消费的影响一直都是一些经济学家和政策制定者关注的焦点问题之一。然而，关于房价波动对居民消费的作用效果，经济学家们并没有达成一致的观点，学术界一直存在争论。目前，多数研究虽然基本上认可房价上涨对居民消费具有财富效应，而且这种财富效应比股市等其余金融资产的要大。但遗憾的是，就我国的实际情形来看，房地产市场的繁荣景象并没有伴随居民消费的改观。一个明显的事实就是，我国最终消费率与居民消费率总体呈现下滑态势，尤其在2000年之后，下行态势更为明显，这促使我们不得不去反思房价波动对居民消费财富效应的存在性。基于此，本文从非对称性、地区性差异、门槛效应等角度来探讨房价波动对我国城镇居民消费的影响效应，这些问题的研究，不仅有益于找出在房地产市场繁荣的背景下我国居民消费需求持续低迷的原因，同时对房地产市场的健康发展和改善民生与协调宏观经济持续健康发展具有重要意义。

通过与以往相关文献进行比较发现，本文具有以下创新之处：（1）在消费者跨期最优选择模型基础上，引入房价、住房面积以及消费习惯、借贷约束等相关变量，构建出在消费习惯、不确定性、流动性约束条件下，能够检验出房价波动对居民消费影响的动态面板模型；（2）在消费最优选择模型基础上，兼顾考虑住房的投资品属性和消费品属性，建立基础理论模型，在此基础上探讨房价波动对我国城镇居民消费的影响；（3）本文基于建立的理论基础模型，构建出能够检验房价上下波动对居民消费影响是否存在非对称性的实证模型，且就中东西不同地区房价波动对居民消费的影响差异做了实证比较分析，且地区间的这种影响差异是否会随着房价波动幅度的变化发生改变也进行了深入探讨。（4）本文从双重效应变动趋势分析房价波动对居民消费影响的动态过程，建立能够检验房价波动对我国城镇居民消费影响是否会存在门槛效应，以及影响过程是否会呈现倒U曲线假说的实证模型，来对房价波动对消费的影响进行了更深层次地探讨。

基于此，本文因研究效应的不同，对兼顾考虑住房投资品和消费品双重属性的理论基础模型进行不同的扩展，选用合适的计量实证方法，就房价波动对我国城镇居民消费的影响进行多层次分析。得出结论如下：

不管是基于哪种角度来分析房价波动对我国城镇居民消费的影响，在控制变量中，收入仍然对消费起着至关重要的作用，同时也说明随机游走假说用于解释我国城镇居民的消费行为不成立，我国城镇居民的消费存在过度敏感性，而且其消费决策心理和行为因素依赖于消费习惯，也受到消费习惯的较强影响。关于房价波动对我国城镇居民消费的影响，结果如下：

本文对基础理论模型进行不同层次的扩展均发现：房价波动对我国城镇居民消费的整体影响虽然显著为正，但与以往文献相比，财富效应大小并没有传统上认为的那么强。对于产生这一结果的原因我们认为是，在我国，住房是我国城镇居民的主要资产，随着金融市场的不断完善，居民具有一定变现住房资金的能力，因此房价能通过财富效应来促进居民的消费水平。但是又由于我国房价上涨迅猛，持续攀高，加重了房地产市场泡沫的风险，引发房价收入比过高，使购房者的购房压力逐步扩大，在一定程度上抑制非住房支出，所以实证结果显示出财富效应并不强的结论。

从不同角度就房价波动对我国城镇居民消费的影响结果表明：（1）房价上下波动对我国城镇居民消费的影响均非常显著，呈现出明显地非对称性，不过消费变化随房价上涨的幅度稍大于随其下降的幅度，即房价向上波动 10% 将使得居民消费支出增长 0.263%，而房价向下波动 10% 将引起其相应下降 0.208%。这种非对称性效应源自于我国房价的长期快速增长及其快速增长背后的各种因素。（2）房价波动对我国城镇居民消费的影响存在明显的地区性差异。东西地区的房价波动对居民消费支出具有促进作用，表现出明显的财富效应，而中部地区则相反，房价对消费的影响为挤出效应，抑制居民消费支出，而且随着房价波动幅度的不同，这种地区性影响差异还会发生动态变化。显然，这种地区差异性不仅体现在影响强度上，更多的还反映在影响方向上。（3）房价影响城镇居民消费存在门槛效应，即房价温和上涨推动财富升值，提振消费信心，而房价波动幅度上涨过快将施与居民压力，引致当前消费减少。即房价波动涨幅小于门槛值 13.31% 时，对城镇居民消费的影响以财富效应为主导，且影响大小随房价涨幅呈先增大后减少的倒 U 形曲线特征，在临界值 6.55% 整体财富效应达到最大；若房价涨幅大于 13.31%，挤出效应占据主导地位，且随房价进一步攀升更加明显，具体表现为房价波动对我国城镇居民消费的影响函数为分段函数，不同的房价波动幅度区间对消费的影响表现出很大的差异。

我们以住房的双重属性为出发点来分析房价波动对我国城镇居民消费的影响，并由此就房价波动对我国城镇居民消费的影响进行了很好解释。其理论意义在于：一是兼顾考虑住房的投资品和消费品属性，构建出房价波动对居民消费影响的理论基础模型，从多层角度探讨了房价波动是促进居民消费还是抵制居民消费的动态非线性过程，这既是对传统消费理论的扩展和补充，也对研究其他金融资产价格波动影响居民消费的复杂关系具有很好的借鉴作用；二是结合我国住房的特性，基于消费者最优选择模型基础上，将消费函数理论的各种经典理论融合一起，并将非对称性、地区性差异、门槛效应和倒 U 形曲线考虑进来对房价波动对我国城镇居民消费的动态变化影响进行一个初步尝试，为研究当前我国消费低迷与储蓄率高企也提供了一个合理的理论解释。其重要现实意义在于：一是要发挥房价

上涨对我国居民消费甚至经济增长的正向推动作用，需要一个合理的房价水平，因而政府的宏观调控很有必要；二是经济体系过于重视房地产的资本品属性，不利于发挥房地产市场对居民消费的促进作用，今后我国政府应逐步淡化房地产的资本品属性，强化其消费品属性。

2. 后续研究与展望

本文兼顾考虑住房的投资品属性和消费品属性，选用我国 29 个省市的面板数据，运用 System-GMM 方法和动态门槛的工具变量方法，从不同视角探讨了房价波动对我国城镇居民消费的影响，在研究中发现还有许多工作亟待完善。首先，本文最大不足之处在于面板时间长度较短且缺少更详细的微观调查分析数据，因而不能深入研究房价波动对不同类型家庭消费的影响，和对不同年龄层次居民消费的影响差异，导致本文的研究视角不够全面。其次，在考虑房价波动对我国城镇居民消费的门槛效应时，得到的门槛值是一个固定值。其实在现实生活中随着房价的变动，门槛值也应是随时变动的，可能受不同类型家庭各占比例、其收入和边际消费倾向的变动而发生改变，而且我们知道不同地区不同城市之间的房价水平不一样，对居民消费的影响程度也存在很大的差异，这显然会导致不同地区或者是不同城市之间的门槛值会有很大的不同。另外，本文也尚未对房价的合理波动范围做出界定。这些在本文中都没有得到充分体现，均需要我们更进一步深入研究。那么收集更为详细的微观数据，探讨不同年龄层次，不同类型家庭在房价波动时消费行为差异，以及不同地区或者是不同城市这个门槛效应之间的差别，并探讨房价的合理波动幅度将是我们未来的一个研究方向。

参考文献

- [1] Sheiner L. Housing Prices and the Savings of Renters, *Journal of Urban Economics*, 1995, 38(1):94-125
- [2] Carroll C D, Otsuka M, Slacalek J. How large is the Housing Wealth Effect? A New Approach. NBER Working Paper 12746, 2006, Cambridge, MA 02138, 1-18
- [3] Piazzesi M, Schneider M, Tuzel S. Housing, Consumption, and asset pricing. National bureau of economic research, 2006, Cambridge, MA02138, 531-569
- [4] Yoshikawa H, Ohtake F. Female labor supply, housing demand, and the saving Rate in Janpan *European Econoemic Review*, 1989, 33:997-1030
- [5] Engelhardt G V. House Price and Home Owner Saving Behavior. *Regional Science and Urban Economics*, 1996, (36):209-237
- [6] Case K E. Real Estate and the Macroeconomy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2000, (2):119-162
- [7] Mehra Y P. The Wealth Effect in Empirical Life-Cycle Aggregate Consumption Equations. *Economic Quarterly Federal Reserve Bank of Richmond*, 2001, 87(2):45-68
- [8] Girouard N, Blondal S. House Prices and Economic Activity, *Organization for Economic Cooperation and Development Economics. Department Working Paper No 279*, <http://cdi.mecon.gov.ar/biblio/docelec/oeed/edwp279.pdf>, 2001
- [9] Chen J. Reevaluating the Association between Housing Wealth and Aggregate Consumption: New Evidence from Sweden. *Journal of Housing Economics*, 2006, (4):321-348
- [10] Iacoviello M. Housing wealth and consumption. *Federal Reserve Board International Finance Discussion*, <http://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2011/1027/default.htm>, 2011
- [11] Ludvigson S, Steindel C. How important is the Stock Market Effect on Consumption. *Economic Policy Review*, 1999, 5(2):29-51
- [12] Sousa R M. Financial Wealth, Housing Wealth and Consumption. *International Research Journal of Finance and Economics*, 2008, (19):167-191
- [13] Bostic R S, Gabriel S, Painter G. Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data. *Regional Science and Urban*

- Economics, 2009, 39(1):79-89
- [14] Raphael B, Stuart G, Gary P. Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence from micro data. *Regional Science and Urban Economics*, 2009, (39):79-89
- [15] Thomson M, Tang K K. An Empirical Assessment of House Price Adjustments on Aggregate Consumption. Paper Prepared for The Australasian Macroeconomics Workshop Australian National University, Canberra 15-16April, <http://espace.library.uq.edu.au/eserv.php?pid=UQ:10509&dsID=MacroWorkshop.pdf>,2004
- [16] Boone. Financial Market Liberalization. OECD Working Paper, www.ru.nl/.../semmler_young_financialmarketliberalization.pdf,2002
- [17] Kim K H. Housing and the Korean Economy. *Journal of Housing Economics*, 2003, 13:321-341
- [18] Bover O. Wealth Effects on Consumption: Microeconometric Estimates from The Spanish Surgery of Household Finances. Working Paper, No.0522, <http://www.bde.es>, 2005
- [19] Case K E, Quigley J M, Shiller R. Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market. *Advances in Macroeconomics*, 2005, 5(1): 1235-1255
- [20] Takhtamanova Y, Sierminska E. Wealth Effects out of Financial and Housing Wealth: Cross Country and Age Group Comparisons. Working Paper, <http://www.frbsf.org/economic-research/files/wp07-01bk.pdf>,2007
- [21] Gan J. Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households. SSRN Working Paper Series, http://www.ckgsb.edu.cn/userfiles/doc/ck_frsc_2008_4234_07.pdf,2007
- [22] Raymond Y C, Man K F, Choy L. The impact of Housing and Financial Wealth on Household Consumption: Evidence from Hong Kong. *Journal of Real Estate Literature*,2007, (3):429-440
- [23] Elliott J. Walter Wealth and Wealth Proxies in a Permanent Income Model. *Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 1980, (5):509-535
- [24] Levin L. Are assets fungible? Testing the behavioral theory of life-cycle savings. *Econ. Organ. Behavior*, 1998, 59-83
- [25] Phang S Y. Strategic Development of Airport and Rail Infrastructure Case of Singapore. *Transport Policy*, 2003, 10(1):27-33
- [26] Haurin D R, Rosenthal S S. House price appreciation, savings and consumer expenditures. Ohio State University Working Paper, <http://www.econ>.

- ohio-state.edu/haurin/wp/House%20Price%20Appreciation,%20Savings,%20and%20Consumer%20Expenditures.pdf,2006
- [27] Muellbauer J. Housing, Credit and Consumer Expenditure. Symposium Paper, <http://www.kc.frb.org/publicat/sympos/2007/pdf/2007.09.17.muellbauer.pdf>, 2007
- [28] Calomiris C, Longhofer S D, Miles M. The (Mythical?) Housing Wealth Effect. NBER Working Paper, No. 15075, www.nber.org/papers/w15075.pdf,2009
- [29] André C, Gupta R, Kanda P T. Do House Prices Impact Consumption and Interest Rate? OECD Economics Department Working Papers, No. 947, <http://ideas.repec.org/p/oec/ecoaaa/947-en.html>,2013
- [30] Li W, Yao R. The life-cycle effects of house price changes. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2007, 39(6):1375-1409
- [31] Campbell J, Cocco J. How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data. *Journal of Monetary Economic*, 2007, 54(3):591-621
- [32] Munnell A H, Soto M. The Housing Bubble and Retirement Security. CRR Working Paper, crr.bc.edu/wp-content/uploads/2008/08/ib_8-12.pdf,2008.
- [33] Attanasio O P, Robert L, Andrew B, Busts. Consumption, House Prices and Expectations. *Economica*, 2009, (301):20-50
- [34] Calomiris C W, Longhofer S D, Miles W. The Housing Wealth Effect: The Crucial Roles of Demographics, Wealth Distribution and Wealth Shares. NBER Working Papers 17740, National Bureau of Economic Research, 2012,2:49-99
- [35] Greenspan A. Opening Remarks. Presentation at Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium. <http://www.kc.frb.org/publicat/InLateAugust/InLateAugust.pdf>,2001
- [36] Case K E, Quigley J M, Shiller R J. Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market. University of California, Berkeley, 2003, (9):1-15
- [37] Edison H, Bayoumi T. Wealth Effects and the New Economy. *International Monetary Fund*, <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1468-2362.00085/pdf>,2002
- [38] Dvornak N, Kohler M. Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: A Panel Level Analysis for Australia. *The Economic Record*, 2003, 83(261): 117-130
- [39] Benjamin J D, Chinloy P, Jud D. Real Estate versus Financial Wealth in Consumption. *The Journal of Real Estate Finance and Economic*, 2004, 29:341-354

- [40] Sousa R M. Consumption, (Dis)aggregate Wealth, and Asset Returns. *Journal of Empirical Finance*, 2010, 17(4):606-622
- [41] 唐建伟. 股票与房地产价格变化对消费的影响. *上海金融学院学报*, 2004, (1):48-51
- [42] 刘建江, 杨玉娟, 袁冬梅. 从消费函数理论看房地产财富效应的作用机制. *消费经济*, 2005, 21(2):93-96
- [43] 邬丽萍. 房地产价格上涨的财富效应分析. *求索*, 2006, (1):27-29
- [44] 李国学. 美国房地产价格变动趋势及其经济效应分析. *国际经济评论*, 2006, (11-12):39-43
- [45] 邓健, 张玉新. 房价波动对居民消费的影响机制. *管理世界*, 2011, (4):171-172
- [46] 黄平. 我国房地产财富效应与货币政策关系的实证检验. *上海金融*, 2006, (6):32-35
- [47] 骆祚炎. 基于流动性的城镇居民住房资产财富效应分析—兼论房地产市场的平稳发展. *当代经济科学*, 2007, 29(4):51-56
- [48] 骆祚炎. 居民金融资产结构性财富效应分析: 一种模型的改进. *数量经济技术经济研究*, 2008, (12):97-110
- [49] 宋勃. 房地产市场财富效应的理论分析和中国经验的实证检验: 1998-2006. *经济科学*, 2007, (5):41-53
- [50] 丁攀, 胡宗义. 股价与房价波动对居民消费影响的动态研究. *统计与决策*, 2008, (15):106-108
- [51] 黄静, 屠梅曾. 房地产财富与消费: 来自于家庭微观调查数据的证据. *管理世界*, 2009, (7):35-45
- [52] 崔光灿. 房地产价格与宏观经济互动关系实证研究—基于我国 31 个省份面板数据分析. *经济理论与经济管理*, 2009, (1):57-62
- [53] 王柏杰, 何炼成, 郭立宏. 房地产价格、财富与居民消费效应—来自中国省际面板数据的证据. *经济学家*, 2011, (5):57-65
- [54] 朱新玲, 黎鹏. 我国房地产市场财富效应的实证分析. *武汉科技大学学报(社会科学版)*, 2006, (2):16-18
- [55] 刘旦, 姚玲珍. 中国城镇住宅财富效应的微观检验. *北京科技大学学报(社会科学版)*, 2008, 24(1):33-39
- [56] 李祥, 李勇刚. 人口抚养比、房价波动与居民消费—基于面板数据联立方程模型. *经济管理研究*, 2013, (3):35-41
- [57] 赖溟溟, 白钦先. 我国居民消费财富效应的实证研究. *上海金融*, 2008, (8):15-18
- [58] 杜莉, 潘春阳, 张苏予, 蔡江南. 房价上升促进还是抑制了居民消费—基于我国 1172 个地级市城市面板数据的实证研究. *2010, 浙江社会科学*, (8):24-30

- [59] 李成武.中国房地产财富效应地区差异分析.财经问题研究,2010,(2):124-129
- [60] 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.统计研究,2010,27(2):15-22
- [61] 况伟大.房价变动与中国城市居民消费.世界经济,2011,(10):21-34
- [62] 陈彦斌,邱哲圣.高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等.经济研究,2011,(10):25-38
- [63] 陈健,陈杰,高波.信贷约束、房价与居民消费率.金融研究,2012,(4):45-57
- [64] 朱国钟.“房奴效应”还是“财富效应”?—房价上涨对国民消费影响的一个理论分析.管理世界,2013,(3):34-47
- [65] 陈斌开,杨汝岱.土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄.经济研究,2013,(1):110-122
- [66] 王培辉,袁薇.中国房地产市场财富效应研究—基于省际面板数据的实证分析.当代财经,2010,(6):92-98
- [67] 陈健,高波.收入差距、房价与消费变动-基于面板数据联立方程模型的分析.2012,(2):53-62
- [68] 张红.房地产经济学.北京,清华大学出版社,2005
- [69] 韩丽鹏,谢秀娥,郭晓杰.我国房地产价格的财富效应研究—基于35个大中城市面板数据的分析.价格理论与实践,2010,(1):64-65
- [70] 许家军,葛扬.收入差距对我国房地产财富效应的影响.现代经济探讨,2011,(3):84-87
- [71] 谢洁玉,吴斌珍,李宏彬,郑思齐.中国城市房价与居民消费.金融研究,2012,(6):13-27
- [72] 刘建江,杨玉娟.浅议房地产市场财富效应及其传导机制.中国房地产金融,2005,(7):7-10
- [73] 马辉.股票市场、房地产市场对消费行为的影响.吉林大学硕士学位论文,吉林大学,2006
- [74] 李玉山,李晓嘉.对我国居民消费的财富效应计量分析.山西财经大学学报,2006,(2):71-74
- [75] 张漾滨.中国股价与房价波动对居民消费的影响研究.管理世界,2012,(1):178-179
- [76] Attanasio O P, Weber G. Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey. Journal of Political Economy, 1995, 103(6):1121-1157
- [77] Attanasio O, Blow L, Hamilton R, et al. Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations. Working Paper, Institute for Fiscal Studies,

- London, <http://www.ifs.org.uk/wps/wp0524.pdf>, 2005
- [78] 刘宗明. 财政分权、房价上涨与消费抑制. *财经科学*, 2012, (2):54-62
- [79] Caner M, Hansen B E. Instrumental Variable Estimation of A Threshold Model. *Econometric Theory*, 2004, 20(5):813-843
- [80] Keynes J M. *The General Theory of Employment Interest and Money*. New York, Published by Classic Books America, 1936
- [81] Duesenberry J S. *Income, saving, and the theory of consumer behavior*. Cambridge, Harvard University Press, 1949
- [82] 李春风, 陈乐一, 李玉双. 消费习惯下我国城镇居民持久收入的边际消费倾向-基于缓冲储备模型的理论及实证分析. 2012, (11):61-70
- [83] 李春风, 陈乐一, 刘建江. 房价波动对我国城镇居民消费的影响研究. *统计研究*, 2013, (2):14-22
- [84] Modigliani F, Brumberg R. *Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data*. Post Keynesian Economics Rutgers University Press, 1954, 388-436
- [85] Friedman M. *A Theory of the Consumption Function*. Princeton, Princeton University, 1957
- [86] Hall R. Stochastic Implication of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 1978, (86):971-987
- [87] 孙从海. *消费信用理论研究及经验考察*. 西南财经大学出版社, 2003
- [88] 许永兵. *消费行为与经济增长: 以中国城镇居民为例的实证研究*. 北京: 中国社会科学出版社, 2007
- [89] Zeldes S. Consumption and liquidity constraints: an empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 1989, (2):305-346
- [90] Deaton A. Saving and Liquidity Constraint. *Econometrica*. 1991, 59(5):1221-1248
- [91] Leland H E. Savings and uncertainty: the precautionary demand for saving. *Quarterly Journal of Economics*, 1968, 82(3):465-473
- [92] Lusadi A. On the importance of the Precautionary Saving Motive. *American Economic Review*, 1998, 88(2):449-453
- [93] Dynan K E. How Prudent are Consumers? *Journal of Political Economy*. 1993, 101(6):1104-1113
- [94] Carroll C D, Summers L H. Consumption growth parallels income growth: Some new evidence. In: Bernheim, B., Shoven, J.B. (Eds.), *National Savings and Economic Performance*. Chicago University Press, <http://www.nber>.

- org/chapters/c5995.pdf,1991
- [95] Carroll C D. The buffer stock theory of saving: Some macroeconomic evidence. Brookings Pap. Econ. Act, 1992,(2): 61-135
- [96] Deaton A. Understanding Consumption. Oxford: Oxford University Press, 1992
- [97] 龙志和,周浩明.我国城镇居民预防性储蓄实证研究.经济研究,2000,(11): 33-38
- [98] Shea J. Myopia, Liquidity Constraints, and Aggregate Consumption: A Simple Test. Journal of Money, Credit and Banking, 1995, 27(3):798-805
- [99] Campbell J Y, Mankiw N G. Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. NBER Macroeconomics Annual, 1989,4:185-216
- [100] Muellbauer J. Habits, Rationality and Myopia in the Life Cycle Consumption Function. Annales d' Economie et de Statistique, 1988, (9):47-70
- [101] Dynan K E. Habit Formation in Consumer Preference, Evidence from Panel Data. The American Economic Review, 2000, 90(3):391-406
- [102] Campbell J, Mankiw G. Permanent Income Current Income, and Consumption. Journal of Business Economics and Statistics, 1990, 8(3):265-279
- [103] 李文星,徐长生,艾春荣.中国人口年龄结构和居民消费:1989-2004.经济研究,2008,(7):118-129
- [104] 王学义,张冲.中国人口年龄结构与居民医疗保健消费.统计研究,2013,(3): 59-63
- [105] Ludwig, A, Sloock T. The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries. IMF Working Paper, <http://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.cfm?sk=15554.0>,2002
- [106] 刘红.房地产周期与经济周期的互动机理研究.北京,新华出版社,2010
- [107] Skinner J S. Housing Wealth and aggregate Saving.1989
- [108] 朱仁友,丁如曦.2002年~2010年中国西部地区房价收入比分析.价格月刊,2012,(7):16-20
- [109] 崔光庆,王景武.中国区域金融差异与政府行为理论与经验解释.金融研究,2006,(6):79-89
- [110] 龙海明,唐怡,凤伟俊.我国信贷资金区域配置失衡研究.金融研究,2011,(9):54-64
- [111] 李春风,陈乐一,李玉双.我国收入等级不同城镇居民的消费敏感性.湖南大学学报(社会科学版),2012,(6):73-78
- [112] 陈乐一.建国以来我国历次经济波动回眸.管理世界,2007,(12):148-149

- [113] 陈乐一,粟壬波.当前中国经济周期阶段研究.学习与探索,2013,(5):98-103
- [114] Westerlund J. Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*,2007, 69:709-748
- [115] Benito A, Mumtaz H. Consumption Excess Sensitivity, Liquidity Constraints and The Collateral Role of Housing. Working Paper No. 306, Bank of England, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=933296,2006-08
- [116] Iacoviello M, Minetti R. The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market. *Journal of Macroeconomics*, 2008, 30(1):69-96
- [117] Iacoviello M. Housing Wealth and Consumption. *International Encyclopedia of Housing and Home*, 2012, 673-678
- [118] Aoki K. Houses as Collateral: has the link between House Prices and Consumption in the UK changed? *Economic policy review*, 2002, 8(1):163-177
- [119] Case K E, Quigley J M, Shiller R. Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market. University of California, Berkeley,2003, September:1-15
- [120] 段忠东,朱孟楠.扩大内需政策下的房价冲击与居民消费增长-厦门的实证研究.中央财经大学学报,2011,(5):86-91
- [121] 曾砥柱.我国股票市场财富效应及非对称性研究:[湖南大学硕士学位论文].长沙:湖南大学,2009
- [122] Caballero R J. Consumption Puzzles and Precautionary Savings. *Journal of Monetary Economics*,1990,(25):113-136
- [123] Carroll C D. How Does Future Income Affect Current Consumption? *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(1):111-148
- [124] Carroll C D. Theoretical Foundations of Buffer Stock Saving. NBER Working Paper, <http://www.econstor.eu/bitstream/10419/57365/1/665471742.pdf>,2004
- [125] 高波,王辉龙.长三角房地产价格波动与居民消费的实证分析.产业经济研究, 2011,(1):1-10
- [126] Arellano M, Bover O. Another Look at Instrumental Variable Estimation of Error Components Models. *Journal of Econometrics*, 1995, 68:29-51
- [127] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 1998, 87:115-143
- [128] Apergis N, Miller S. Consumption asymmetry and the Stock Market: Empirical Evidence. *Economics Letters*, 2006, 93:337-342
- [129] 胡永刚,郭长林.股票财富、信号传递与中国城镇居民消费.经济研究,2012,(3):115-126

- [130] 李亚明,佟仁城.中国房地产财富效应的协整分析和误差修正模型.系统工程理论与实践,2007,(11):1-7
- [131] 姚玲珍,丁彦皓.房价变动对不同收入阶层消费的挤出效应-基于上海市的经验论证.现代财经,2013,(5):3-15
- [132] 杜莉,沈建光,潘春阳.房价上升对城镇居民平均消费倾向的影响-基于上海入户调查数据的实证研究.金融研究,2013,(3):44-57
- [133] 姚树洁,戴颖杰.房地产资产财富效应的区域效应与时序差异:基于动态面板模型的估计.当代经济科学.2012,34(6):88-97
- [134] 白彦锋.房产税未来能成为我国地方财政收入的可靠来源吗.经济理论与经济管理,2012,(5):57-64
- [135] 刘建江,周湘辉.双重效应下房价上涨对我国居民消费影响的实证研究.学海.2010,(3):151-156
- [136] Hansen B E. Inference When a Nuisance Parameters is not identified under the Null Hypothesis. *Econometrica*, 1996, 64(2):413-430
- [137] Hansen B E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*, 1999, 93:345-368
- [138] Hansen B E. Sample Splitting and Threshold Estimation. *Economet Rica*, 2000, 68:575-603
- [139] 牟峰.近年来我国房价上涨原因分析:[华南理工大学硕士学位论文].广州:华南理工大学,2010
- [140] Gocrfrey, Andrew M. Modeling Regional House price:A Review of the Literature. The Center for Spatial and Real Estate Department of Economies, 1998, The University of Reading
- [141] 徐忠平,卫鹏鹏.房价上涨的原因及平抑措施.中国物价,2005,(5):62-64
- [142] 曲世军,张友祥.我国房价上涨的原因及对策分析.经济纵横,2007,(9):33-35
- [143] 王菁娜,陈朔.我国房价上涨的特殊原因及对策建议.经济纵横,2009,(12):122-125
- [144] 吴锦华.我国城市房价上涨的深层次原因与对策.经济管理,2010,32(4):167-172
- [145] 沈艳.货币供应量、通胀、刚性需求推高房价-再议房价上涨原因及对策建议.价格理论与实践,2011,(2):31-32
- [146] 冉令杰.房价上涨的原因分析.经济研究导刊,2012,(4):158
- [147] 哈继铭.人口结构与城市化推动房地产发展.中国房地信息,2007,(7):28-29
- [148] 刘学良.婴儿潮是房价的主要“推手”.新产经,2012,(11):37-38
- [149] 谢琛,袁建华.基于灰色理论的人口年龄结构对房地产需求影响分析.数学的实践与认识,2010,40(10):201-209

- [150] Wei S J, Zhang X B. The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Saving Rates in China. *Journal of Political Economy*, 2011, 119: 511-564
- [151] Gyourko J, Linneman P. The Affordability of the American Dream: An Examination of the Last 30 Years. *Journal of Housing Research*, 1993, (4): 39-72
- [152] Mark Duda, 郑思齐. 利率和收入差距如何左右住房支付能力. *城市开发*, 2006, (10): 53-55
- [153] 茅于軾. 过大的收入差距是房地产泡沫的一个主要原因[EB/OL]. http://blog.Eastmoney.com/maoyushi888/blog_140308187.html, 2010
- [154] Simon H A. The Incidence of a Tax on Urban Real Property. *The Quarterly Journal of Economics*, 1943, 57(3): 398-420
- [155] Netzer D. *Economics of the Property Tax*. Washington, Brookings Institute, 1966
- [156] Hamilton B W. Zoning and Property Taxation in a System of Local Governments. *Urban Studies*, 1975, (12): 205-211
- [157] Hamilton B W. Capitalization of Intra-jurisdictional Differences in Local Tax Prices. *The American Economic Review*, 1976, 66(5): 743-753
- [158] Fischel W A. Property Taxation and the Tiebout Model: Evidence for the Benefit View from Zoning and Voting. *Journal of Economic Literature*, 1992, 30(1): 171-177
- [159] Fischel W A. Homevoters, Municipal Corporate Governance, and the Benefit View of the Property Tax. *National Tax Journal*, 2001, 54(1): 157-173
- [160] Mieszkowski P. The Property Tax: An Excise Tax or a Profits Tax. *Journal of Public Economics*, 1972, 1(1): 73-96
- [161] Mieszkowski P M, Zodrow G B. The New View of the Property Tax: A Reformulation. *Regional Science and Urban Economics*, 1986, 16(3): 309-327
- [162] 况伟大. 房产税、地价与房价. *中国软科学*, 2012, (4): 25-37
- [163] 林毅夫, 蔡昉, 李周. 中国经济转型时期的地区差距分析. *经济研究*, 1998, (6): 1-3
- [164] Bouguignon F, Morrisson C. Inequality and Development: the Role of Dualism. *Journal of Development Economics*, 1998, 57: 233-257
- [165] 陆铭, 陈钊, 万广华. 因患寡, 而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响. *经济研究*, 2005, (12): 4-14
- [166] 陈硕, 高琳. 央地关系: 财政分权度量及作用机制再评估. *管理世界*, 2012, (6):

43-59

- [167] Quigley J M, Raphael S. Is Housing Unaffordable? Why Isn't It More Affordable? *Journal of Economic Perspectives*,2004,(18):191-214
- [168] 陈钊,陈杰,刘晓峰.安得广厦千万间:中国城镇住房改革的回顾与展望. *世界经济文汇*,2008,(1):43-54
- [169] 尹中立.房价上涨拉大收入差距. *中国证券报*,2010-06-30

致 谢

随着博士论文的完稿之际，三年半紧张的博士学习生涯也即将结束，顿时感知时光荏苒，感慨万千。曾经无数次期待着写博士论文结束语的那一刻，而此时正当要面对这“致谢”二字时，心中的欣喜和解脱反而没有想象中那么强烈，而更多的是反思自己这一路以来的历程，以为将来人生面临的另一个转折点未雨绸缪，同时心中还多了一份沉甸甸的收获和感恩。

首先感谢的是我敬爱的导师陈乐一教授，是您引领我进入新的学科领域，您丰富的专业知识和治学严谨的学术态度，让我受益匪浅，您的传道授业解惑让我具备了基本的经济学知识，真正懂得了学术追求的分量。在这博士学习期间，经历过多次论文写作的艰辛，文章投稿之后等待结果的那种煎熬背后是您一直在鼓励着我，让我重拾信心，勇敢向前，懂得了人生要看淡坎坷，不可患得患失。博士论文的写作过程中，陈老师从论文的选题、开题报告的确定、中期检查的审查直到论文的最终定稿每个环节都给予了很多宝贵性建议和指教，让我受益良多。一日为师，终生为父，为此向陈老师致以我深深的谢意和最崇高的敬意。

其次，感谢湖南大学经济与贸易学院提供良好的学习环境和融洽的学习氛围。感谢张亚斌教授、罗能生教授、李松龄教授、许和连教授在综合水平测试、论文开题、中期检查以及论文写作过程中给予的宝贵意见，让我逐渐理清文章的框架和存在的细小问题，也拓展了我论文的写作思路。感谢湖南大学数量与计量经济学院袁朝辉教授和刘岚喆教授在研究生学习生涯中给予的莫大帮助，让我在博士论文写作过程中对理论模型的推导具备了扎实的数学基础，学习计量知识和软件也得心应手。感谢张文静老师、陶娟老师无私的帮助，使得很多事情进展很顺利。

同时，我要感谢我的同学和朋友。纯真的友谊是我人生中另一笔巨大的财富，有你们在身边默默地支持着我，我的博士生涯不再枯燥无味，变得非常精彩，不论是生活中还是学习上你们都给了我莫大的鼓励和帮助。感谢师兄李玉双、师弟杨云和栗壬波的意见，让论文更加完善！我还要感谢我的男朋友陈先意，谢谢你一直以来的宽容、理解、照顾和支持，让我有了前进的精神食粮。我还要感谢我的父母，是您们无私的付出，支持着我不断追求梦想，在背后不断鼓励着我，在我取得小小成绩时也是您们教会我切勿骄傲自满，要学会继续向前。

最后，感谢各位专家和教授能在百忙之中抽出时间来对本论文进行评阅和审议！

李春风

2013年12月

附录 A 攻读博士学位期间研究成果目录

参与的课题：

- [1] 参与国家社科基金项目：《近期我国物价波动趋势的分析与预测》(批准号：09BJY085)，已结题。课题成果在全国哲学社会科学规划办公室《成果要报》编发，并获有关领导批示，同时受到全国哲学社会科学规划办公室通报表扬。
- [2] 参与国家社科基金项目：《我国商品市场周期波动转折点的分析与预测》(批准号：06BJY096)，已结题，鉴定等级为优。
- [3] 参与湖南省社会科学基金“百人工程”课题：《湖南经济周期波动转折点的分析与预测》(编号：06YB19)，已结题。
- [4] 参与湖南省教育科学“十一五”规划 2008 年度省级重点资助课题：《湖南高校教师薪酬的现状、前景与对策分析》(XJK08AJG002)，已结题。
- [5] 参与国家社科基金项目：《我国商品市场周期阶段与影响因素分析》(批准号：11BJY120)，处于结题中。
- [6] 参与全国教育科学“十一五”规划2009年度立项课题：《我国高校教师薪酬的现状、前景与对策分析》，进行中。
- [7] 参与湖南省软科学项目：《当前湖南经济周期阶段与持续繁荣的对策选择》(项目编号：2010ZK3081)，进行中。

已发表的论文：

- [1] 李春风,陈乐一,刘建江.房价波动对我国城镇居民消费的影响研究.统计研究(校定重点),2013,(1):14-22;
- [2] 李春风,陈乐一,李玉双.我国收入等级不同城镇居民的消费敏感性.湖南大学学报(社会科学版)(CSSCI),2012,(6):73-78;
- [3] 李春风,陈乐一,李玉双.消费习惯下我国城镇居民持久收入的边际消费倾向——基于缓冲储备模型的理论及实证分析.现代财经(CSSCI),2012,(11):61-70;
- [4] 李春风,陈乐一.我国商品市场周期阶段判别的实证分析——基于非线性 STAR模型的研究.求是学刊(CSSCI),2013,(6);
- [5] 陈乐一,李春风,李玉双.我国物价景气的测定及展望——基于构建物价景气扩散指数的分析.价格理论与实践(CSSCI),2010,(5):53-54;
- [6] 陈乐一,李春风,李玉双.中国收入等级不同的城镇居民预防性储蓄动机研究.

财经理论与实践(CSSCI),2013,(4):2-6;

- [7] 彭冲,李春风,李玉双.产业结构变迁对经济波动的动态影响研究.产业经济研究,2013,(3):91-100.

获奖情况:

- [1] 2010-2011 学年被湖南大学评为优秀三好学生
[2] 2012-2013 学年在湖南大学获得国家奖学金