学校代码 **10125** 专业代码 **027000**



**博 士 学 位 论 文**

题目**社会养老保险对中国城镇居民消费的影响研究**

姓 名 朱波

专 业 统计学 研究方向 计量经济模型及应用所属学院 统计学院 指导教师 杭斌

二〇一五年六月十日

**University Code 10125**  **Major Code 027000**

**Shanxi University of Finance & Economics**

**Dissertation for Doctoral Degree**

**Title** Research on the Efficiency of China’s

Social Endowment Insurance on Urban Resident’s Consumption

**Name**  Zhu Bo

**Major**  Statistics

**Research Orientation** Econometric Model and Its Application

**School**  Faculty of Statistics

**Supervisor**  Hang Bin

June 10，2015

# 学位论文原创性声明

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

学位论文作者签名： 日期：年 月 日

# 学位论文版权使用授权书

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

本学位论文属于保密□，不保密□。在 年解密后适用本授权书。

（请在以上方框内打“√”）

学位论文作者签名：指导教师签名：

日期：年 月 日 日期：年 月 日

摘 要

近年来，我国居民储蓄率居高不下，严重制约了经济的健康持续发展。扩大消费已成为国家调整经济结构、促进经济可持续发展的重要举措。有效扩大消费需求，关键在于对居民的消费行为和储蓄动机进行深入研究。养老是居民的主要储蓄动机，这一观点基本上得到了社会研究机构和学术界的一致认可。养老保险制度是关系居民收入、老年生活的一项基本保障制度，理论上与居民消费问题密切相关。然而自Feldstein（1974）研究该问题以来，学术界发表了数以百计相关的论文，养老保险对居民消费和资本积累的影响仍无定论。有的学者甚至认为现收现付制养老保险日益成为一个旁氏骗局。从我国情况来看，近些年国家GDP强劲增长，养老保障也日趋完善，然而居民储蓄率不降反升。因此，有必要深入研究养老保险对我国居民消费的影响问题。

论文结合我国实际，分别从数理经济学和计量经济学两个角度研究养老保险对我国居民消费的影响。理论分析部分，充分考虑现有消费理论的特点及养老保险影响居民消费的机制，分别在局部均衡和一般均衡理论框架下构建消费决定数理模型，包括消费动态路径和消费函数。其中，局部均衡模型中，综合考虑养老保险变量、人口特征变量、预防性储蓄动机、内部习惯形成和流动性约束等因素；一般均衡模型中，进一步考虑消费外部性和养老保险人力资本效应等。论文构建的数理模型，不仅更具有代表性，而且实现了个体消费决定模型和宏观经济增长模型的合理融合。

为了验证理论模型的合理性，论文采用1994-2013年我国省际面板数据和中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS)分别从宏观角度和微观角度对其进行验证分析。在宏观数据模型中，选择养老保险覆盖率、养老保险替代率和养老保险贡献率等指标，更全面反映我国养老保险制度的发展水平。在微观数据模型中，分别从居民养老依靠和工作单位类型两个层面构造虚拟变量，也充分体现我国养老保险多轨制运行的特点。实证分析过程中，围绕模型形式和数据特点，合理采用一些较为前沿的计量经济分析方法，如面板数据模型分析过程中采用面板数据冗余变量检验、内生性检验及广义矩估计等方法；微观数据模型分析过程中采用冗余变量检验、异方差检验、内生性检验及可行的广义最小二乘估计等方法。

不管是省际面板数据还是微观调查数据，实证结果都表明：养老保险对我国居民消费存在显著正影响。从宏观角度来看，养老保险覆盖率、替代率和贡献率与居民消费都呈现正相关关系。其中，覆盖率和替代率的反向发展使得养老保险对居民消费的拉动作用出现一定程度上的内部抵消。由于养老保险缴费比例是固定的，贡献率的差异就必然体现了财政补贴的差异。因此，提高养老保险替代率、增加政府财政补贴都将有助于增强养老保险对居民消费的拉动效应。从微观角度来看，在相同条件下，依靠养老金、退休金养老人群的家庭生活支出水平高于其他人群，企业、政府事业单位工作人员的家庭生活支出水平也高于其他人群。

此外，论文还得到一些重要结论有：①预防性储蓄、内外部习惯形成和流动性约束等消费理论的综合应用，有助于解释我国城镇居民消费的过度平滑和过度敏感现象；②人口老龄化对居民消费存在双向影响，一方面迫使家庭增加子女教育支出和老人医疗支出，增加了居民消费，另一方面增加了居民的养老负担和预防性储蓄动机，抑制了居民消费；③相同条件下，政府事业单位工作人员比企业工作人员有着更低的生活支出水平，反腐倡廉行动不仅不会抑制居民消费需求，还可能会促使畸形消费向健康消费逐渐转变，从而形成真实的消费拉动。

基于研究结论，论文认为扩大居民消费需求不仅要完善养老保险制度，还要健全收入增长机制，降低居民对收入不确定性的预期；调整人口发展政策，降低居民对支出不确定性的预期。

关键词：养老保险； 居民消费； 面板数据； 微观调查数据

Abstract

In recent years, household saving rate always stands on a high level, which severely gets in the way of a healthy and sustainable development of our economy. Expending consumption has become a vital measure for adjusting economic structure and conducting a sustainable development of our economy. The key factor of boosting demand of consumption lies in the in-depth research of consuming behavior as well as saving motivation. It is widely acknowledged by the scientific community that endowment is the most primary factor. Endowment insurance system, a basic security system for resident income and later life, closely interacts with a host of issues related to household consumption. However, since Feldstein turned to this field in 1974, there have been hundreds of related papers emerging from scientific community. However, the impact that endowment insurance casts on residents 'consumption and capital accumulation is still uncertain. Some scholars even take the pay-as-you-go insurance system as Ponzi scheme. Judging from China's situation, GDP shows a forceful growth trend and endowment system has been perfected. Nevertheless, household saving rate, surprisingly, ascends instead of descending.

The paper takes current national condition into consideration and conduct the research of how endowment insurance influences household consumption from two angles in terms of mathematical economics and econometrics. In the theoretical session, we take full account of the feature of current consuming theory as well as the mechanism of how endowment system affects residents' consumption. In the whole theoretical framework of partial equilibrium and general equilibrium, we separately established the consumption-depended mathematical model, including consuming dynamic route and consumption function. In the partial equilibrium model, we comprehensively consider the variable with respect to endowment insurance, demographic characteristics, precautionary saving, internal habit formation and liquidity constraints. Furthermore, in the general equilibrium model, the externality of consumption and human resources effect of endowment insurance are further considered. The model set up in this paper not only possesses representation, but also realize the reasonable fusion of individual-depended model and macroeconomic growth model.

In order to test the reasonability of the model, we conduct the empirical analysis from both the micro and macro perspective, adopting the provincial panel data from 1994 to 2013 and the data from CHARLS. In the macro-data model, selecting the coverage rate, replacement rate and contribution rate of endowment insurance and other indicators can far better reflect the stage of development of the endowment insurance system. In the micro-data model, we try to create dummy variables from two aspects in terms of the dependence of the aged and work type, which also reflects a multi-track characteristic. In the empirical analysis, advanced econometrics methods are adopted obeying the model form and the feature of data. For example, in the analysis of panel data model, we employ redundant variables test, endogenous variable test as well as GMM method. The analysis using micro-data model also adopts a host of method in the likes of redundant variable test, heteroscedasticity test, endogenous variable test and feasible generalized least squares method.

Not only panel data but also household survey data, the empirical results both indicate that endowment insurance has a significant positive influence on household consumption. From a macro-level, the coverage rate, replacement rate and contribution rate of endowment insurance and household consumption are positively correlated. Besides, the reverse development of coverage rate and replacement rate causes, to a certain extent, the internal counterbalance on endowment insurance's pulling effect on household consumption. As the payment ratio of endowment insurance is fixed, the differences in contribution rate inevitably embody the differences in fiscal subsidies. Therefore, raising the replacement rate of endowment insurance and increasing fiscal subsidies will both contribute to the pulling effect endowment insurance casts on household consumption. Still from the macro-level, under the same conditions, residents who make a living on pensions have higher living expenses, so does the residents who are occupied in enterprises or the government institutions.

Besides, other important conclusions we got from the paper are as follows. First, integrated use of consumption theory including precautionary savings, internal and external habit formation and liquidity constraints help explain the excessive consumption of urban residents' smooth and overly sensitive phenomenon. Second, aging population has a two-way impact on consumers. On the one hand, it forces households to increase spending on children's education and medical treatment for the elderly, thus increasing household consumption; on the other hand, it raises the concern over endowment and precautionary saving motive of residents, thus suppressing

Consumption. Finally, under the same circumstances, staff in government and institutions compared with that in enterprises has less than average propensity to consume. Our country's anti-corruption campaigns do not inhibit consumer demand, but also may gradually prompt a shift from abnormal consumption to healthy consumption, achieving the consumer-driven economy.

Based on the conclusion we got from the research, the paper holds that expending consumption demand not only requires perfected endowment insurance system, but also a wholesome income growth mechanism and at the same time, low down the residents' expectation on the uncertainty of spending. What's more, adjusting population development policy and descending expectation on uncertainty of income are of great need.

**Keywords**: Endowment Insurance; Consumption; Panel Data; Household Survey

Data

目 录

[学位论文原创性声明](#_Toc686881718) 3

[学位论文版权使用授权书](#_Toc686881719) 3

[摘 要](#_Toc686881720) 3

[Abstract](#_Toc686881721) 4

[第 1 章 导论](#_Toc686881722) 6

[1.1 选题背景与意义](#_Toc686881723) 6

[1.1.1 研究背景](#_Toc686881724) 6

[1.1.2 研究意义](#_Toc686881725) 8

[1.2 研究方法与基本思路](#_Toc686881726) 8

[1.2.1 研究方法](#_Toc686881727) 8

[1.2.2 基本思路](#_Toc686881728) 8

[1.3 主要内容和创新之处](#_Toc686881729) 9

[1.3.1 主要内容](#_Toc686881730) 9

[1.3.2 创新之处](#_Toc686881731) 9

[第 2 章 养老保险制度影响居民消费的理论与文献评述](#_Toc686881732) 9

[2.1 Th命周期假说、养老保险与居民消费](#_Toc686881733) 9

[2.1.1 Th命周期假说](#_Toc686881734) 10

[2.1.2 基于Th命周期假说研究养老保险的相关文献](#_Toc686881735) 12

[2.2 代际交叠、养老保险与居民消费](#_Toc686881736) 15

[2.2.1 代际交叠模型](#_Toc686881737) 15

[2.2.2 基于代际交叠模型研究养老保险的相关文献](#_Toc686881738) 16

[2.3 预防性储蓄、养老保险与居民消费](#_Toc686881739) 18

[2.3.1 预防性储蓄模型](#_Toc686881740) 18

[2.3.2 基于预防性储蓄理论研究养老保险的相关文献](#_Toc686881741) 20

[2.4 习惯形成、养老保险与居民消费](#_Toc686881742) 23

[2.4.1 习惯形成模型](#_Toc686881743) 23

[2.4.2 基于习惯形成理论研究养老保险的相关文献](#_Toc686881744) 25

[2.5 四种消费理论评价及其对本文研究的启示](#_Toc686881745) 25

[2.6 小结](#_Toc686881746) 25

[第 3 章 我国养老保险制度现状及对居民消费的作用机制](#_Toc686881747) 25

[3.1 我国基本养老保险制度实施现状](#_Toc686881748) 25

[3.1.1 制度模式](#_Toc686881749) 25

[3.1.2 覆盖范围](#_Toc686881750) 25

[3.1.3 基金筹集](#_Toc686881751) 26

[3.1.4 养老金待遇](#_Toc686881752) 27

[3.2.1 财富替代效应和引致退休效应](#_Toc686881753) 28

[3.2.2 风险规避效应](#_Toc686881754) 28

[3.2.3 代际转移效应](#_Toc686881755) 28

[3.2.4 人口效应和人力资本效应](#_Toc686881756) 28

**[3.3](#_Toc686881757)** [基于扩大消费视角对我国养老保险制度存在问题分析](#_Toc686881757) 28

[3.3.1 养老金支付压力加大居民对不确定性的预期](#_Toc686881758) 28

[第 4 章 养老保险影响我国居民消费的数理分析](#_Toc686881759) 41

[4.1 养老保险影响居民消费的局部均衡模型分析](#_Toc686881760) 41

**[4.1.1](#_Toc686881761)** [局部均衡理论](#_Toc686881761) 41

**[4.1.2](#_Toc686881762)** [基本假定和符号](#_Toc686881762) 41

[4.1.3 局部均衡理论下的消费决定模型](#_Toc686881763) 42

[4.1.4 养老保险影响居民消费的局部均衡理论分析](#_Toc686881764) 53

[4.2 养老保险影响居民消费的一般均衡模型分析](#_Toc686881765) 56

[4.2.1 一般均衡理论](#_Toc686881766) 56

[4.2.2 基本假定和符号](#_Toc686881767) 56

[4.2.3 一般均衡理论下的消费决定模型](#_Toc686881768) 57

[4.2.4 养老保险与居民消费关系的一般均衡理论分析](#_Toc686881769) 65

[4.3 小结](#_Toc686881770) 65

[第 5 章 养老保险影响我国城镇居民消费的宏观证据](#_Toc686881771) 65

[5.1 养老保险对居民消费影响局部均衡模型实证分析](#_Toc686881772) 65

[5.1.1 模型构建](#_Toc686881773) 65

[5.1.2 变量、数据及描述性统计](#_Toc686881774) 67

[5.1.3 模型估计和检验](#_Toc686881775) 73

[5.2 养老保险对居民消费影响的一般均衡模型实证分析](#_Toc686881776) 91

[5.2.1 模型构建](#_Toc686881777) 91

[5.2.2 变量及数据说明](#_Toc686881778) 92

[5.2.3 模型估计及检验](#_Toc686881779) 94

[5.2.4 估计结果的经济含义](#_Toc686881780) 103

[6.3 ，有理由认为外部性的存在（攀比性消费心理的存在）加剧了居民的预防性储蓄动机。](#_Toc686881781) 103

[5.3 小结](#_Toc686881782) 104

[第 6 章养老保险影响城镇居民消费的微观证据](#_Toc686881783) 104

[6.1 数据说明](#_Toc686881784) 104

[6.1.1 人口统计量](#_Toc686881785) 105

[6.1.2 养老保险](#_Toc686881786) 116

[6.1.3 家庭财富](#_Toc686881787) 120

[6.1.4 家庭收入](#_Toc686881788) 122

[6.1.5 家庭Th活支出](#_Toc686881789) 124

[6.2 模型构建及实证分析](#_Toc686881790) 127

[6.2.1 模型构建](#_Toc686881791) 127

[6.2.2 模型估计](#_Toc686881792) 130

[6.2.3 模型检验](#_Toc686881793) 146

[6.3 估计结果的经济含义](#_Toc686881794) 158

[6.3.1 解释变量偏效应计算](#_Toc686881795) 158

[6.3.2 估计结果的经济含义](#_Toc686881796) 161

[6.4 小结](#_Toc686881797) 161

[第 7 章 研究结论、政策建议和展望](#_Toc686881798) 161

[7.1 主要研究结论](#_Toc686881799) 161

[7.1.1 构建消费决定模型需综合考虑多方面因素](#_Toc686881800) 161

[7.1.2 收入增长是扩大居民消费的主要驱动力](#_Toc686881801) 161

[7.1.3 人口特征变量是影响居民消费的重要因素](#_Toc686881802) 161

[7.1.4 养老保险对居民消费的影响路径较为复杂](#_Toc686881803) 162

[7.2 政策建议](#_Toc686881804) 162

[7.2.1 健全收入增长机制](#_Toc686881805) 162

[7.3 展望](#_Toc686881806) 167

[参考文献](#_Toc686881807) 167

[攻读博/硕士学位期间发表的论文和其它科研情况](#_Toc686881808) 172

# 第 1 章 导论

## 1.1 选题背景与意义

### 1.1.1 研究背景

目前，我国的高储蓄现象已备受人们关注。我国居民最终消费支出占GDP的比例（简称“居民消费率”）从1990年的48.85%逐渐下降到2013年的36.17%①。根据世界银行提供的各国经济数据可知，2013年世界各国居民消费率的平均水平为65.39%，其中，人均GDP在3000美元以下国家的平均水平为78.33%；人均GDP在3000-5000美元之间国家的平均水平为71.61%；人均GDP在5000-10000美元之间国家的平均水平为63.73%；人均GDP在10000-20000美元之间国家的平均水平为60.06%；人均GDP在20000-40000美元之间国家的平均水平为52.86%；人均GDP在40000美元以上国家的平均水平为48.58%。可见，我国的确是一个高储蓄国家。

表 1.1 我国居民消费率及与世界平均水平比较

|  | 人均 GDP（现价美元） | 居民消费率（%） | 国家数 |
| --- | --- | --- | --- |
| 世界各国 | 3000 以下 | 78.33 | 43 |
| 3000-5000 | 71.61 | 21 |
| 5000-10000 | 63.73 | 24 |
| 10000-20000 | 60.06 | 19 |
| 20000-40000 | 52.86 | 14 |
| 40000 以上 | 48.58 | 22 |
| 均值 | 14388.15 | 65.39 |  |
| 中国 | 6807.40 | 36.17 |  |

资料来源：本表数据根据世界银行网站提供的各国经济数据整理而得，

[http: //www. worldbank. org. cn/](http://www.worldbank.org.cn/)。

过高的储蓄率导致经济发展过度依赖出口和投资，而这种失衡的经济体制目前已严重制约我国经济的健康持续发展。2010年10月，中央在《国民经济和社会发展第十二个五年规划》中提出要建立扩大消费需求的长效机制，把消费需求作为扩大内需的战略重点。2011年10月，商务部和财政部等部门联合发布《关于“十二五”时期做好扩大消费工作的意见》，明确指出扩大消费需求是“十二五”期间

① 数据根据历年《中国统计年鉴》数据整理而得。

商务工作的重要任务①。2012年11月，党的十八大报告指出，“要牢牢把握扩大内需这一战略基点，加快建立扩大消费需求长效机制，释放居民消费潜力，扩大国内市场规模”②。可见，扩大居民消费需求是我国调整经济结构、促进经济可持续发展的重要举措。

此外，人口老龄化也是我国面临的巨大社会、经济挑战。我国65岁及以上人口占总人口比例从1990年的5.6%逐渐上升到2013年的9.7%。根据联合国发布的

《世界人口展望：2012年修订版》，我国65岁及以上人口占总人口比例到2030 和

2050年将分别达16.18%与23.92%③。逐步加快的老龄化进程，使得我国劳动力人口优势面临消失的可能，这不仅将影响经济增长、全社会边际消费倾向、消费结构，还会影响居民的养老负担和对未来不确定性预期。因此，研究居民消费需求问题，必须考虑我国人口老龄化现状。

养老保险和居民消费、人口老龄化问题密切相关。AC尼尔森于2010年11月发布了“中国高储蓄率成因剖析”，指出医疗和退休后的预防性储蓄是中国高储蓄率的一个重要原因。杨继军、张二震（2013）认为市场经济改革以来居民面对的风险因素增多，养老、教育、防病、防失业等预防性动机推高了我国居民的储蓄率。可见，养老是居民主要储蓄动机这一观点基本上得到社会研究机构和学术界的一致认可。人口老龄化，不仅会影响居民储蓄率，还会使我国基本养老保险的财务可持续性问题日趋突出，而养老保险也会通过改变居民养老依靠模式而影响到人口出生率和人口老龄化程度。因此，研究我国高储蓄问题，就必须要研究养老保险对我国居民消费的影响问题。

按理说，养老保险解决了人们的后顾之忧，人们在年轻时会增加消费。然而自Feldstein（1974）研究该问题以来，学术界发表了数以百计相关的论文，养老保险对储蓄和资本积累的影响仍然是学术界争论不休的问题。就像周小川（2009）所说的那样，“社保体系不完善导致居民高储蓄的观点在逻辑上正确，但并没有太多实证支持”④。目前，伴随各国的老龄化，有些学者甚至认为现收现付（pay as you go，

PAYG)的养老保险制度日益成为一个旁氏骗局(Ponzi Scheme)(Aydede, 2007)。

①引自：商务部网站，[http: //scyxs. mofcom. gov. cn/](http://scyxs.mofcom.gov.cn/)。

② 引自：新华网，坚定不移沿着中国特色社会主义道路前进为全面建成小康社会而奋斗，

2012-11-19.

③ 数据由联合国经济和社会事务部网站提供的在线数据整理而得，[http: //esa. un. org/wpp/](http://esa.un.org/wpp/)。

④ 引自：中国新闻网，周小川：关于储蓄率问题的思考，2009-03-26。

自上世纪90年代中期我国实行“统账结合”的养老保险制度起，养老保险覆

盖范围逐年扩大。截至2013年底，参保的在职职工已达到24177万人，是2000

年参保人数的2.31倍，年均增长6.67%；参保的离退休人数已达到8041万人，是

2000年水平的2.54倍，年均增长7.42%；参保总人数占城镇人口的比重为44.07%，

较2000年水平增加14.4个百分点。与此同时，我国人均GDP从2000年的7857.68

元逐渐增长到2013年的41907.59元，年均增长9.34%。根据预期理论，一个国家

GDP强劲增长和社会保障日趋完善的同时，将经历储蓄率的下降，其原因是人们对于未来收入有更好的预期（尼尔森，2010）。然而，我国实际情况似乎与此理论不相符，我国城镇居民家庭储蓄率((家庭人均可支配收入-家庭人均生活消费支出) /家庭人均可支配收入\*100%)从2000年的20.41%逐渐上升到2013年的33.14%，始终保持在高位。因此，我国现行的养老保险制度能否降低居民储蓄率，还有待于深入研究①。

### 1.1.2 研究意义

扩大内需、人口老龄化是我国经济发展面临的两个重要问题，养老保险制度

zkq 20151125

与这两个问题都密切相关。因此，深入研究养老保险对我国居民消费的影响，有

着重要的理论和现实意义。

首先，有助于更全面理解我国居民的消费行为和储蓄动机。有效扩大消费需求，关键是对居民的消费行为和储蓄动机进行深入研究。目前，预防性储蓄、内外部习惯形成及流动性约束等前沿消费理论已广泛用于我国居民消费行为的研究。然而，每个消费理论都存在优缺点，也仅能解释部分消费现象。论文综合考虑预防性储蓄、内外部习惯形成和流动性约束等消费理论，分别在局部均衡和一般均衡研究框架下构建更具代表性的消费决定模型，研究成果将有助于完善现有的消费理论，也有助于更全面理解我国居民的消费行为。

其次，证实养老保险有助于扩大我国城镇居民消费需求。养老保险对居民消费的影响机制较为复杂、影响程度也尚无定论。论文在梳理养老保险影响消费机制的基础上将养老保险引入消费决定模型，并采用我国省际面板数据和中国健康与养老追踪调查数据对其进行实证分析，不仅验证了理论模型的合理性，还证实

① 养老保险和居民储蓄数据都由历年《中国统计年鉴》数据整理而得。

养老保险有助于扩大居民消费需求。因此，研究结论有助于支撑“通过完善养老保险制度来扩大居民消费需求”这一政策举措。

再次，实现了完善养老保险制度和扩大居民消费需求的有效对接。我国目前的养老保险制度还不完善，在扩大居民消费需求方面还存在许多不足。论文构建的消费决定模型包括人口特征变量、预防性储蓄、内外部习惯形成和流动性约束等。养老保险对居民消费的影响机制除了财富替代效应、引致退休效应外，还包括风险规避效应、人口效应和人力资本效应等。因此，论文实现了完善养老保险制度和扩大居民消费需求的有效对接，提出的政策建议更具有针对性和实践价值。

## 1.2 研究方法与基本思路

### 1.2.1 研究方法

论文采用理论分析和实证分析相结合的方法，研究养老保险对我国城镇居民消费的影响。具体研究方法包括：

⑴以数理经济模型分析为基础。预防性储蓄、内外部习惯形成及流动性约束等前沿消费理论为研究养老保险z影k响q居2民0消15费11问25题提供了丰富的理论基础。理论

分析部分，论文分别从局部均衡和一般均衡角度构建数理经济模型。其中，在局部均衡框架下，构建了包含人口特征变量、养老保险变量、预防性储蓄、内部习惯形成和流动性约束等影响因素的消费决定模型。在一般均衡框架下，充分考虑养老保险、居民消费与经济增长的相互影响机制，将外部习惯形成和教育支出等影响因素进一步加入到消费决定模型，分析过程循序渐进，构建的理论模型更具有代表性。

⑵以计量经济模型分析为主体。为了验证理论模型的合理性，论文采用我国省际面板数据和CHARLS微观调查数据分别从宏观和微观角度对其进行验证。实证过程中，围绕模型形式和数据特点，有选择的采用较为前沿的计量经济分析方法，如面板数据模型分析过程中采用面板数据模型设定检验、冗余变量检验、内生性检验及广义矩估计(GMM)等方法；微观数据模型分析过程中采用冗余变量检验、异方差检验、内生性检验及可行的广义最小二乘估计(FGLS)等方法。

### 1.2.2 基本思路

论文首先对养老保险影响居民消费问题的理论和相关文献进行系统的介绍，在分析各个消费理论优缺点的基础上提出理论模型构建的基本思路。其次，对我国养老保险制度实施现状进行描述性分析，分析其制度特征及对居民消费的影响机制。接着，设定数理经济模型，将人口特征变量、养老保险变量、预防性储蓄、消费习惯、流动性约束等影响因素加入到消费决定模型。同时，又将模型扩展到一般均衡分析框架，更全面分析养老保险对居民消费的影响机制。随后，选取我国1994-2013年省际面板数据和CHARLS关于浙江、甘肃两省微观调查数据，分别从宏观、微观两个角度对理论模型进行验证分析。最后，阐述论文的主要研究结论，并提出相关政策建议及今后的研究方向。

导论

z一kq般均2衡0框15架1：125

代际交叠模型

外部习惯形成经济增长理论

理论评述文献回顾

我国养老保险制度现状描述

梳理养老保险对居民消费的影响机制

局部均衡框架： 预防性储蓄理论习惯形成理论 流动性约束理论

理论模型构建





实证分析





宏观数据实证

结论 建议

微观数据实证

图 1.1 研究技术路线

## 1.3 主要内容和创新之处

### 1.3.1 主要内容

论文的研究内容如下：

第1章，引言。其中，第一节给出论文的选题背景和意义；第二节说明论文的研究方法和基本思路；第三节给出论文的主要内容和创新之处。

第2章，养老保险影响居民消费的理论和文献评述。学术界研究养老保险影响居民消费问题，理论基础主要包括生命周期假说、代际交叠模型、预防性储蓄及习惯形成等消费理论。本章对这些消费理论进行系统的介绍，并对每个理论背景下的相关文献进行评述。

第3章，我国养老保险制度现状及对居民消费的作用机制。本章首先对我国养老保险制度实施情况进行现状描述，对养老保险影响居民消费路径进行系统的梳理，并从扩大居民消费视角分析我国现行养老保险制度存在的问题。

第4章，养老保险影响我国居民消费的数理分析。本章分别在局部均衡和一般均衡研究框架下分析养老保险对居民消费的影响机制。在局部均衡研究框架下，将人口特征、养老保险、预防性储蓄和消费习惯等影响因素加入到消费决定模型。在一般均衡研究框架下，将外部习惯形成、家庭教育支出等影响因素加入到消费决定模型。

第5章，养老保险影响我国城镇居民消费的宏观证据。本章基于我国1994-2013

年省际面板数据对构建的消费决定模型从宏观角度进行实证研究。对于养老保险问题，主要选择养老保险覆盖率、贡献率和替代率三个变量。

zkq 20151125

第6章，养老保险影响我国城镇居民消费的微观证据。本章基于中国健康与

养老追踪调查数据对构建的消费决定模型从微观角度进行实证研究。对于养老保险问题，主要根据居民的养老依靠及工作单位类型构建虚拟变量。

第7章，结论、政策建议和展望。本章首先总结全文分析得出的主要观点，然后提出相应的政策建议及后期相关的研究方向。

### 1.3.2 创新之处

论文的创新之处主要体现在以下四个方面：

⒈论文在现有研究的基础上，尝试将习惯形成及流动性约束等影响因素纳入动态消费决策最优化分析框架，以期构建的消费动态路径和消费函数更贴近中国现实。

⒉为了验证所得结论的可靠性，论文采用我国省际面板数据和健康与养老追踪调查数据(CHARLS)分别从宏观角度和微观角度对理论模型进行实证分析。并在微观分析中区分了我国养老保险多轨制对机关事业单位人员及企业单位职工消费行为的不同影响。

⒊基于影响路径将养老保险加入到消费决定模型。养老保险对居民消费的影响机制主要通过人力财富和品味转换因子体现，反映到消费决定模型中，必然体现为养老保险变量及与其他变量的交互乘积影响着居民消费。

⒋在一般均衡分析框架中，充分考虑消费行为外部性、养老保险人力资本效应，构建了个体消费行为与社会资本决定模型的联立系统，将个体消费决定模型和宏观经济增长模型进行了合理融合，也进一步协调了宏观经济和微观经济的理论研究。

zkq 20151125

# 第 2 章 养老保险制度影响居民消费的理论与文献评述

自Feldstein（1974）研究养老保险制度影响居民消费问题以来，学术界对此进行了广泛且深入的研究，但基本上都是基于生命周期假说、代际交叠模型、预防性储蓄或习惯形成等消费理论。本章对各个消费理论及该理论下研究养老保险影响居民消费问题的相关文献进行系统的介绍。

## 2.1 Th命周期假说、养老保险与居民消费

### 2.1.1 Th命周期假说

生命周期假说(life-cycle hypothesis, LCH)，最早是由Modigliani和Brumberg在1954年发表的《效用分析与消费函数：对横截面数据的一个解释》一文中提出。随后，1963年Modigliani和Ando又发表了《储蓄的生命周期假说：总量含义和检验》一文，对生命周期假说做了进一步的补充和发展。生命周期假说假定：①消费者是理性的，并根据效用最大化原则将一生的总资源在生命周期各个阶段作最优分配；②消费品的价格在生命z周k期q内2不0发15生11变25化。消费者在*t*时刻的跨期选择问

题可表述为：

Max *U t**U* (*ct*, *ct*1,, *cL*, *cL*1 )

(2.1)

*N*

** *t*

*S*. *t*. *a* 

*y*

*aL*1*L* *c*

*t*(1*r*)**1*t*

(1*r*) *L*1*t*

(1*r*)**1*t*

(2.2)

其中，*yt*、*ct* 分别表示消费者在*t*期的收入和消费；*at*表示*t*期期初资产； *N*

** *t*

表示退休年龄；*L*表示寿命；*r*表示利率。根据式（2.1）和式（2.2）可构造拉格朗日函数，并根据极值条件可得：

*U*

*c*

*U*

**

(1*r*)**1*t*

**

***T*, *t*1,, *L*

(2.3)



*a*

*L*1



(1*r*)

*L*1*t*

其中，**代表拉格朗日乘数。

在推导消费模型具体形式时，Modigliani做了以下两个假定：①效用函数关于变量*c* 是齐次的；②没有遗产继承，即*a*1 *aL*1 0。则当利率为0时，目前及未

来计划的消费水平可以表示如下：

*c* *t* ( *y*(*N**t*) *ye**a* )

(2.4)

*t* t t

其中，*ye*  *y*

*N*

*N**t*，表示预期今后每年可获得可支配收入的均值，也

*t*

***t*1

可以理解为持久收入(the permanent income)；*t*取决于效用函数形式和利率水平。为了得到更具代表性的总的消费函数，Modigliani和Ando（1963）假定同一年龄

**

组消费者的消费行为是一致的，*t*时刻年龄为*T*的消费者的消费函数为：

*C*T  T *y*T  T (*N*  *T*) *y* eT  T *a*T (2.5)

*t* t t *t*

*T* t t1

*eT* 1 *N*

*eT*

*t**T*

*y*

*t*

其中，*yt*



*N**T**T*1

(1*R*)***T* ；

*t* 对于同一年龄组的人来说都是一致的，

主要取决于效用函数、利率及年龄。因此，对于同一年龄*T*的消费者来说，消费函数可以表示为：

*C* T T *Y* TT (*N**T*) *Y* eT

*T AT*

(2.6)

*T* t  *t* *t*

*t* t t1

对所有消费者来说，有总的消费函数：

*C****Y****Y* e** *A*

(2.7)

*T* 1 *t* 2 *t*

3 *t*1

可见，在生命周期假说下，消费者的支出水平不仅取决于当期收入，还取决于持久收入。

### 2.1.2 基于Th命周期假说研究养老保险的相关文献

较早基于生命周期假说对养老保险影响居民消费问题进行理论分析和实证研究的学者是Feldstein. Feldstein（1974）认为生命周期假说为分析养老保险影响居民消费问题提供了合适框架。Feldstein认为，养老金对储蓄的影响主要体现在两个方面：①财富替代效应(asset substitution effect)，养老金替代家庭资产进而降低储蓄；

②引致退休效应(induced retirement effect)，养老金制度可能诱使提前退休进而增加个人储蓄。这两种效应的相对重要性，主要取决于个人的消费函数。

Feldstein在Modigliani(1963)消费函数基础上，引入养老保险财富(social security wealth, SSW)变量，并把退休年龄看作内生变量，构建扩展的生命周期模型(extended life cycle model)如下：

*Ct*****1*Yt***2 *REt***1*Wt*1**2 *SSWt*

(2.8)

其中，养老保险财富SSW表示养老金在*t*时刻的现值。Feldstein（1974）采用美国1929-1971年（不包括1941-1946年）的时间序列数据对模型（2.8）进行实证分析，证实养老保险可降低30-50%的个人储蓄。Feldstein的研究成果为学术界研究养老保险和居民消费问题提供了重要参考，但也带来了众多争议。

Munnell（1974）认为养老保险对消费的影响除了要考虑养老保险财富变量，还需考虑引致退休影响。在扩展的生命周期模型基础上，Munnell加入了*YD**LF* 65变量（其中，YD为可支配收入；LF65为65岁及以上人口的劳动参与率），通过对美国1900-1971年相关数据的实证研究，认为养老保险对私人储蓄没有显著影响。

Barro（1978）在模型（2.8）中加入失业率、政府财政盈余及家庭耐用品存量，通过对1929-1974年美国相关数据的实证分析，同样认为养老保险对私人储蓄没有显著影响。同年，Darby在模型（2.8）中加入货币供给和耐用消费品相对价格两个变量，也得到类似的结论。

1979年，Markowski和Palmer、Boyle和Murrey、Pfaff和Hurler等学者分别对瑞典、加拿大和德国的时间序列数据进行实证分析，也没有得到一致的结论，见表2.1。

Leimer和Lesnoy (1982)对Feldstein的研究提出质疑，认为其存在三个问题：

①回归结果对时间序列数据较为敏感；②SSW的计算方法对回归系数产生较大影响；③养老金收益的预期方法还值得揣摩推敲。

Feldstein（1996）将样本更新为1930-1992年，并采用Hildreth–Lu方法修正模型自相关问题，再次证实养老保险对居民储蓄有挤出效应这一结论，每美元养老保险财富将减少2-3美分的私人储蓄。Meguire（1998）和Blake（2004）等对美国样本数据的研究，也同样支持Feldstein（1996）的观点。

Aydede（2007）将模型（2.8）应用于土耳其相关数据的研究，并在模型中加入信用约束、人口趋势、不确定性及家庭财富等变量，也证实养老保险对总消费有显著的正影响。

另外，应用截面数据研究扩展生命周期模型（2.8）的学者有King和Dicks-Mireaux（1984）及Lavado（2006）等，他们分别对加拿大和菲律宾的微观调查数据进行实证分析，都证实养老保险财富对家庭储蓄有显著的替代作用。

表 2.1 生命周期假说下养老保险影响消费问题的相关外文文献

| 作者 | 样本 | 被解释变量 | SSW 系数 |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 时间序列数据 |  |  |
| Feldstein (1974) | USA,1930-1971 | 消费 | S |
| Munnell (1974) | USA,1900-1971 | 个人储蓄 | NS |
| Barro (1978) | USA,1929-1974 | 消费 | NS |
| Darby (1978) | USA,1924-1974 | 消费 | NS |
| Markowski and Palmer (1979) | Sweden,1952-1975 | 储蓄收入比值 | S |
| Boyle and Murrey (1979) | Canada,1946-1975 | 人均储蓄 | NS |
| Pfaff, Hurler, Dennerlein (1979) | Germany,1965-1978 | 储蓄收入比值 | NS |
| Leimer and Lesnoy (1982) | USA,1930-1974 | 消费 | NS |
| Browning (1982) | UK,1966-1979 | 消费 | S |
| Lee and Chao (1988) | USA,1947-1977 | 人均储蓄 | NS |
| Magnussen (1994) | Norway,1966-1990 | 消费 | NS |
| Rossi andVisco (1995) | Italy,1954-1993 | 消费 | S |
| Feldstein (1996) | USA,1930-1992 | 消费 | S |
| Meguire (1998) | USA,1930-1992 | 消费 | S |
| Coates and Humphreys (1999) | USA,1930-1992 | 消费 | S |
| Blake (2004) | UK,1948-1994 | 消费 | S |
| Aydede(2007) | Turkey,1970-2003 | 消费 | S |
|  | 截面数据 |  |  |
| King and Dicks-Mireaux(1982) | Canada | 总财富与持久收入比 | S |
| Lavado(2006) | Philippine | 个人储蓄 | S |

注：S表示有显著影响；NS表示没有显著影响。

国内学者对相关问题的研究起步比较晚。张继海（2006）在扩展生命周期模型中加入户主年龄、负担系数等变量，通过对辽宁省2002和2003年城镇居民家计调查数据的实证分析，认为养老保险财富对消费支出有显著的正向影响。杨天宇和王小婷（2007）用社会保障支出衡量SSW，并对我国1980-2004年样本数据实施VAR模型分析，证实社会保障支出对居民消费有一定的挤出效应。石阳、王满仓（2010）采用我国2002-2007年的省际面板数据，对模型（2.8）进行差分处理，以减弱多重共线性问题，同样证实养老保险财富对居民消费存在显著的正向影响。

可见，对于养老保险对我国居民消费的影响问题，国内学者的研究结论也存在明显差异。

## 2.2 代际交叠、养老保险与居民消费

### 2.2.1 代际交叠模型

由于养老保险制度的一个重要特征是财富的代际转移，许多研究养老保险和居民消费问题的学者逐渐将研究方法转向代际交叠模型（overlapping generations

model，OLG）。代际交叠模型是由Diamond（1965）在Samuelson的早期研究成果上建立起来的，又称为Diamond模型。与生命周期假说不同，OLG模型考虑人口的新老交替。以Romer（1999）介绍的Diamond模型为例：①人存活两期，存在新老交

替，每个时期社会上有*Lt* 个年轻人和*Lt*1 个老人，若人口增长率为*n*，则

（1*n*）*Lt*1*Lt*；②*c*1*t*和*c*2*t*1分别表示*t*时刻年轻人和*t*1时刻老人的消费支出，效

用函数选择常相对风险厌恶效用函数(constant relative risk aversion, CRRA)。消费者的总效用取决于两期的消费水平：



*Ut* *u**c*1*t*

*c*1**

*U**c*2*t*1 

1** 

*c*1**

(2.9)

1

 1*t*   2 *t*

1** 1 ** 1** 

*S*. *t*. *c*1*t*

*C*2 *t*1

(1*rt*1 )

*wt*

(2.10)

其中，**为跨期的主观贴现率；**为消费的边际效用弹性；*wt*

为劳动收入。

对终身效用函数求一阶导数，得到欧拉方程(the Euler equation)：

1

1 **

**

2*t*1

*c*

1**

1*rt*1

*c*

1*t*

(2.11)

将欧拉方程代入约束条件（2.10），则有消费函数：



*C*  

1

(1)** *w*

(2.12)

1*t*1

1**  *t*

(1)** (1*rt*1)** 

可见，*t*时刻的消费水平主要取决于当期收入、边际效用弹性、利率和主观贴现率。其中，消费和利率的变化方向主要取决于边际效用弹性**，若**1，则消费随利率递增；若**1，则消费随利率递减。

### 2.2.2 基于代际交叠模型研究养老保险的相关文献

Auerbach和Kotllkoff（1981）认为社会保障构成一个代际转移，如果不同年龄组人群有不同的边际消费倾向，则这种转移将影响总消费和国民储蓄。Auerbach和Kotllkoff（1983）最早构造了一个大规模世代交叠模型(A-K model)，用来研究美国的养老保险体系。他们认为，如果老年人和年轻人的边际消费倾向存在差异，则在各代人之间的再分配政策将促进消费、降低储蓄。

Blanchard和Fischer（1989）基于Diamond代际交叠模型分析现收现付制和完全基金制条件下养老保险对居民储蓄和资本积累的影响。以现收现付制为例，两期的消费水平分别为：

*C*1*t* *wt* *st* *dt*

*C*2 *t*1(1*rt*1) *st*(1*n*) *dt*1

(2.13)

(2.14)

其中，*dt*表示*t*时刻年轻人对老人的养老金贡献；*s*为储蓄。则跨期约束条件

（2.10）可以表示为：

*w*  *c*

 *c*2*t*1

*d* 

*t*

1*N d*

(2.15)

欧拉方程为：

*t* 1*t*

1*rt*1

1*rt*1

*t*1

*U**w* *s*

*d*

1*U*1 *r*

*S* 1*n**d*

(2.16)

*t* t *t*

1 **

*t*1 *t*

*t*1

假定*dt* *dt*1，式(2.16)对*s*和*d*微分，则有：

*D s* *u***** 

1**11*N**u***** 

*t*  

*D d*

1

*u***** 

1**11 *r*

2

*u*****

 0

(2.17)

*T*1 *t*1 2 

可见，在现收现付制条件下，养老保险贡献（缴费）会使私人储蓄减少，减少的部分是大于1还是小于1，取决于利率和人口增长率的关系。Blanchard和Fischer

（1989）的代际交叠模型为学术界研究养老保险影响居民消费问题提供了一般均衡的分析框架。

Saint-Paul（1992）和Raut（1992）较早对Blanchard的研究框架进行深入研究。Saint-Paul（1992）将两期生命周期扩展到无限期，进一步证实现收现付制养老保险降低经济增长率。Raut（1992）将人口出生率设为内生变量，认为养老保险贡献率对储

蓄和人口出生率都有负影响。

Gertler(1997)将退休年龄设为内生变量，并采用常替代弹性(constant elasticity of substitution, CES)效用函数，认为养老保险影响资本密度。Pecchenino 和

Utendorf（1999）在代际交叠模型中加入家庭教育支出变量，认为养老保险对家庭教育支出有挤出效应。Börsch -Supan等（2006）设计了多国家代际交叠模型，并采用数据模拟方法证实养老保险有助于加强资本流动和人口变迁之间的相互关系。

Aydede（2011）采用代际交叠模型分析养老保险财富转移对居民储蓄的影响，并采用Pseudo-Panel方法对土耳其2003-2006年微观调查数据进行实证分析，证实退休人员的边际消费倾向要高于在职人员，这一差异将加强财富再分配对国民储蓄的影响。Bruce和Turnovsky（2013）认为早期代际交叠模型对人口结构的假定都是不切实际的，于是提出可计算的人口内生增长模型，同样证实现收现付制养老保险抑制经济增长。

国内学者对该问题的研究主要始于2000年。袁志刚、宋铮（2000）构建了一个体现我国养老保险基本特征的代际交叠模型，认为无论养老保险采取何种形式，未来劳动力数量的下降必将通过利率或代际转移总额来影响第一代人退休后的消费水平，进而影响他们的最优储蓄率。彭浩然、申曙光（2007）用代际交叠模型研究养老保险制度与人口出生率、人力资本投资及GDP增长之间的相互关系，并采用我国31个地区1999-2003年样本数据进行实证研究，证实现收现付制养老保险降低居民储蓄率和人力资本投资占居民收入的份额。杨再贵（2009）在代际交叠模型框架内，考察我国养老保险对人口生育率和GDP增长率的影响，证明企业缴费率与人口出生率负相关，与经济增长率正相关，而个人缴费率与人口出生率和经济增长率没有明显关系。张晓娣（2014）利用代际交叠模型探析存在养老保险时公共债务的长期动态演化路径，认为养老保险能够增加居民终生收入、提高人口出生率。

## 2.3 预防性储蓄、养老保险与居民消费

### 2.3.1 预防性储蓄模型

目前，学术界倾向采用预防性储蓄模型(precautionary saving model)研究养老保险和居民消费问题。较早对预防性储蓄理论进行系统研究的学者是Leland. Leland

（1968）提出预防性储蓄的概念，并基于消费的两期模型证实收入的不确定性将增强

预防性储蓄动机。Sibley（1975）与Miller（1976）将预防性储蓄理论模型扩展到多期，并一致认为凸的边际效用函数是预防性储蓄存在的必要条件。目前，学术界测算预防性储蓄主要采用两种方法：①基于欧拉方程的二阶泰勒展开式估计预防性储蓄动机；②根据缓冲存货理论直接设定方程估计预防性储蓄。

⒈欧拉方程二阶泰勒展开

Kimball(1990)基于Pratt(1964)、Arrow(1965)的风险规避理论提出绝对谨慎

（absolute prudence）指数*u*****(*c*) *u*****(*c*)可代表预防性储蓄动机强度。Dynan(1993)认为

消费变异能更好的衡量风险，并通过对消费欧拉方程的泰勒展开式最终得到了一

个包含可测度相对谨慎系数*u*****(*c*)*c u*****（*c*）的方程式，具体分析思路如下：

⑴考虑一个代表性消费者，其效用函数的三阶导数*u*****0，各期相互独立可加。消费者跨期选择问题可表述为：

max

*U* *E* ( 1

) *i u*(*c* )

*t* T

*i*0

1 **

*T**i* 



(2.18)

*S*. *t*. *At**i*1(1*rt**i*) *At**i**yt**i**ct**i*

(2.19)

其中，*E*为期望算子，**为贴现率，*c*为消费，*A*为资产，*y*为收入。

⑵存在流动性约束时，要求*Ai* 0，此时欧拉方程可表示为：

*U*(*c*)1 *r E u*(*c* )

(2.20)

*t* 1*t* t1

当假定***r*时，将式（2.20）中的*Et u*(*ct*1)围绕*ct* 进行二阶泰勒展开，得到下式：

*E* (*c**c*)1 *u*****(*ct*) *E* (*c*

*t*

*C*) 2 1 *aE* (*c**c*) 2

(2.21)

*t* t1 *t*

2 *u***** (*ct* )

*t*1 *t* 2 *t* t1 *t*

*E* (*ct*1 *ct*)1 *u*****(*ct*)*ct E* (*ct*1*ct*) 2 1 *pE* (*ct*1*ct*) 2

*t*

*t*

*t*

(2.22)

*ct* 2

*U*****(*ct*) *ct*

2 *ct*

其中，*a**u*****（*c*），表示绝对谨慎系数；*p**u*****(*c*)  *c*，表示相对谨慎系数。

*u*****(*c*) *u*****(*c*)

因此，式（2.22）为学术界研究预防性储蓄问题提供了一个较好思路，并已成为测算预防性储蓄动机的主流方法。

⒉缓冲存货理论

Carroll（1992）通过数值技术模拟出了在不确定情况下，消费者的财富收入比与消费率之间的关系以及财富收入比、消费率、个人储蓄率随时间变动的过程，并由此提出了储蓄的缓冲存货(buffer stock)理论。Carroll认为，消费者既是缺乏耐心又是谨慎的，消费者存在一个目标财富值，如果财富积累超过目标值，缺乏耐心将起支配地位，消费者将增加消费；如果财富低于目标值，谨慎将起支配地位，消费者将增加储蓄。根据缓冲存货理论，郭香俊和杭斌（2009）将预防性储蓄模型设定为：

*W*h*f* (*Y* p, *X*,**2) *e*

(2.23)

*p* *h* h h h *h*

*Y*

其中，*W*

*Y* p表示财富收入比，*Y* p是家庭持久收入，**2为收入不确定性， *X*

*h* h h h *h*

是家庭特征向量。

### 2.3.2 基于预防性储蓄理论研究养老保险的相关文献

Magnussen（1994）较早基于预防性储蓄模型分析养老保险影响居民消费问题，认为养老金收入及其不确定性同样影响居民的消费行为。Magnussen的研究方法是：

*T**t*

 



Max *E* (1)i *u c*

(2.24)

*t*

*i*0

*t**i*

*T**t*

*R**t*

*T**t*

*S*. *t*. *i ct**i* *At**i yt**i* 

*I pt**i*

(2.25)

*i*0

*i*0

*i**R**t*1

 *i*

1

其中，*T*表示寿命；*R*表示退休年龄；*i* 1*rt**j*

。则欧拉方程可以

表示为：

*u*(*c*)( *t*1) *E* (*u*(*c*

1 *r*

*j*1

))

(2.26)

*t* 1*t* t1

Magnussen选择指数效用函数(exponential utility function)，并假定消费路径遵循线性过程：

①退休前： *ct* *i*  *t* *i*1  *ct* *i*1  *wt* *i*

②退休后：*ct**i* *t**i*1*ct**i*1*vt**i*

0*I**R* *t*

*R**t*1*i**T* *t*

其中，*wt**i* 和*vt**i*分别表示劳动收入和养老金收入的冲击。则有：

*T**i*11/**ln*Et**i*1 (exp(*wt**i* ))ln(1*rt**i* )ln(1** )

*T**i*11/**ln*Et**i*1 (exp(*vt**i* ))ln(1*rt**i* )ln(1** )

(2.27)

(2.28)

假定扰动项的方差为：

1/**ln*E*

*t**i*1

(exp(*wt**i*

))(**/ 2)** 2

0*I**R* *t*

(2.29)

1/**ln*E*

*wt**i*

*t**i*1

(exp(*v*

*t**i*

))(**/ 2)** 2

*R**t*1*i**T* *t*

(2.30)

则消费函数可以表示为：

*vt* *i*

*T**t*

*R**t*

*T**t*

*T**t* i

*T**t*

*I ct* *At**i Et yt**i* *i Et pt**i**i**rt**j*1*i ik*

*i*0

*R**t*

*i*0

*i*

*i**R**t*1

*T**t*

*i*0

*i*

*j*1

*i*0

(2.31)

*E*(**/ 2)**2     *E*(**/ 2)**2 

*i*0

*I t*

*j*1

*Wt j* 1

*i*

*i**R**t*1

*t*

*j*1

*Vt j* 1

其中，*k*ln1**。

可见，消费支出主要依赖于利率水平、预期收入及收入不确定性。由于养老金收入一般比劳动收入更平滑，因此养老保险制度往往促进居民消费。然而，人口老龄化及收入增长包含确定性趋势等问题，可能使得养老金收入的方差比劳动收入的方差大，此时，养老保险可能会抑制居民消费。Magnussen通过对挪威1962-1991年样本数据的研究，认为人口老龄化导致养老保险费的上升是抑制居民消费的主要原因。

基于预防性储蓄理论研究养老保险影响居民消费问题的国内文献同样比较少。杨继军、张二震（2013）在Brooks（2003）模型基础上以收入波动和支出波动度量预防性储蓄，通过对我国1994-2010年省际面板数据的研究，认为养老保险覆盖率和养老保险贡献率均显著提高了居民储蓄率。

## 2.4 习惯形成、养老保险与居民消费

### 2.4.1 习惯形成模型

习惯形成模型(habit formation model)是消费理论中比较前沿的理论。由于需求刚性，研究养老保险对居民消费影响时，考虑习惯形成因素对消费行为的影响就显得非常有意义。习惯形成理论认为，偏好是跨期不可分的，效应函数不仅取决

于即期消费，还取决于之前各期的消费。将过去消费水平引入效用函数，主要有

两种方式：一是加法，*u**ct* *zt* ，如Muellbauer(1988)、Dynan(2000)、Seckin(2000)

及Rhee(2004)等；二是乘法，*u**c* *z*，如Fuhrer(2000)、Christoffel(2003) 及

*t*

*t*

Dennis（2008）等。对于存量*zt*，一般表示如下：

*Zt* *zt*1 (1**) *ct*1

其中，文献中最常见的做法是取**0，即*zt* *ct*1 。

(2.32)

以Seckin（2000）的研究方法为例，假定消费者的效用最大化问题可以表述为：

Max *E*0



*t*

* u**c*

*t*

*t*0

*Ct*1 

(2.33)

*S*. *t*. *At*11*r**At**yt**ct* 

(2.34)

则欧拉方程可以表述为：

*U**ct**ct*1*Etu**ct*1*ct* 

**1*r**E**u**c**c**Eu**c*

*c*

(2.35)

*t* t1 *t* *t*

*t*2

*t*1

对于效用函数，Seckin选择二次效用函数：

*u**c**c*

*v**v**c*

*c*

1 *v**c*

*c*2

(2.36)

*t* *t*1

0 1 *t*

*t*1

2 2 *t*

*t*1

则消费函数可表示为：

*ct*

1***Y p**c*

*t*1

(2.37)

*y p* 1***A* 

*t*



*i E y*



*T* *t*





*i*0

*T t**i* 



(2.38)

可见，消费者的支出水平不仅取决于持久收入，还受过去支出水平的影响。如果**0，则习惯存量将减少消费的效用，以前消费越多，为达到同等作用所需要的当期消费水平也越高；如果**0，则耐用物品存量将增加效用，随着存量增加，消费将下降。

### 2.4.2 基于习惯形成理论研究养老保险的相关文献

目前，基于习惯形成理论研究养老保险的文献还比较少，国内文献几乎没有。

Bovenberg（2011）发展了设置养老金体制的分析框架，认为习惯形成背景下，消费者的风险承受能力随着年龄的增长而降低，年轻人有更长期限适应冲击，即有更长时间来调整自己的生活习惯。Simonovits（2012）在生命周期模型中引入习惯形成、遗产继承及信用约束等因素，对老龄化背景下养老保险和居民储蓄问题进行了定性研究。Tenhunen（2013）在两期生命周期模型中引入习惯形成因素，认为退休人员的消费水平依赖退休前的生活标准，福利制度下的政府应通过提高退休阶段消费效用的折现率来纠正消费者的短视行为。通过数值模拟分析，Tenhunen认为最好的养老金计划应该是非线性的，有些通过补贴，有些通过保证金。

## 2.5 四种消费理论评价及其对本文研究的启示

生命周期假说，强调消费平滑和跨期效用最大化思想为消费理论的发展提供了很好思路，也在理论上解释了[消费函数之谜](http://wiki.mbalib.com/wiki/%E6%B6%88%E8%B4%B9%E5%87%BD%E6%95%B0%E4%B9%8B%E8%B0%9C)，有效解释了长期消费函数的稳定性及短期消费波动的原因。然而，生命周期假说忽视了儿童和不确定性问题，使得其并不能有效解释各国的消费和经济增长问题。代际交叠模型，考虑了财富的代际转移，能有效分析现收现付制养老保险对消费的影响机制，然而该理论对个体消费行为的假设依然是基于生命周期假说。

预防性储蓄理论充分考虑不确定性对居民消费的影响，有效解释了消费的过度敏感现象。Dynan（1993）提出的预防性储蓄模型易于理解和实证操作，但该方法没有考虑到高阶项与独立变量的相关性，也没有考虑流动性约束，因此在实证分析时容易产生遗漏变量偏差问题。缓冲存货储蓄理论充分考虑了流动性约束、消费者缺乏耐性及不确定性等因素，能有效解释过度敏感和过度平滑现象。然而，受模型条件限制，缓冲存货理论无法解释家庭投资现象（厉以宁等，2001）。

生命周期假说和预防性储蓄理论，都假定效用是跨时可加的，该假定还会造成一些假象，如任何两个时期之间的边际替代率独立于任何其他时期的消费水平，跨时替代弹性和相对避险系数之间存在反向联系等。习惯形成理论，有效解释了消费决策行为背后所暗含的内在逻辑，并将跨时可加情形下的消费演进分析扩展到跨时不可分情形，对于一些跨期可加效用函数无法解释的经济现象也能提供合理解释，如股权溢价(the equity premium)之谜(Abel, 1990; Constantinides, 1990; Campbell And Cpchrane, 1999)，高增长导致高储蓄问题(Carroll and Weil, 2000)，

消费过度平滑问题(Furher, 2000)。然而，很少有微观数据能够支持习惯形成理论

（Rhee, 2004）。

因此，每个消费理论都有一定的优缺点。研究养老保险对我国城镇居民消费的影响问题，不能轻易采用某一种消费理论。论文将在生命周期假说、预防性储蓄、内外部习惯形成和流动性约束等消费理论基础上，构建更具代表性、综合性的消费动态路径和消费函数，基于影响机制将养老保险制度引入到消费理论分析框架，并通过宏观面板数据和微观调查数据对理论模型进行实证研究。

## 2.6 小结

本章对养老保险影响居民消费问题的相关理论和文献进行系统的介绍。预防性储蓄和习惯形成理论是研究养老保险和居民消费问题较为前沿的理论，但都不足以解释各种消费现象。因此，研究养老保险影响我国居民消费问题，除了要联系我国实际，还需综合考虑生命周期假说、代际交叠模型、预防性储蓄和习惯形成等消费理论，构建更具代表性的消费决定模型。

# 第 3 章 我国养老保险制度现状及对居民消费的作用机制

为了使后续章节构建的理论模型更符合我国实际，本章对我国基本养老保险制度实施现状进行描述性分析，主要包括制度模式、覆盖范围、基金筹集及养老金待遇等。同时，基于消费经济理论和扩大内需的消费视角，分析我国现行养老保险制度对居民消费的影响机制及在扩大内需方面存在的问题。

## 3.1 我国基本养老保险制度实施现状

1997年7月，国务院发布《关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》（以下简称《建立决定》），标志着我国社会统筹与个人账户相结合的城镇职工基本养老保险制度正式建立①。2005年12月，国务院发布《关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》（以下简称《完善决定》），进一步明确了完善企业职工基本养老保险制度的指导思想、目标任务、政策措施和工作要求②。经过近10年的持续发展，我国基本养老保险制度覆盖范围日趋扩大、基金支撑能力不断提高、保障能力不断增强③。

### 3.1.1 制度模式

我国基本养老保险制度采用社会统筹和个人账户相结合（以下简称“统账结合”）的模式。其中，社会统筹部分采取现收现付制模式，资金主要由企业缴费形成；个人账户部分采取基金积累模式，资金全部由职工缴费形成。目前，基本养老保险制度基本实现了省级统筹（尹蔚民，2012）④，极大提高了基金调剂和抵御风险的能力。

### 3.1.2 覆盖范围

我国基本养老保险制度的覆盖人群，主要包括城镇各类企业职工、个体工商户和灵活就业人员。近年来，基本养老保险覆盖面不断扩大，参保在职职工和离

① 引自：中华人民共和国劳动和社会保障部网站，[http: //www. molss. gov. cn/](http://www.molss.gov.cn/)。

② 引自：中华人民共和国劳动和社会保障部网站，[http: //www. molss. gov. cn/](http://www.molss.gov.cn/)。

③2014年8月，国务院决定，将新农保和城居保两项制度合并实施，建立统一的城乡居民基本养老保险制度。由于实施时间短，论文忽略对城乡居民基本养老保险制度的研究。

④ 引自：中国网，养老保险省级统筹基本实现27个地方落实统筹制度，2012-03-07。



35000

70

30000

60

25000

50

**万** 20000

40

**人**

**%**

15000

30

10000

20

5000

10

0

0

1989 1991 1993 1995 1997 1999 2001 2003 2005 2007 2009 2011 2013

在职职工参加养老保险人数

参保在职职工占城镇就业人员的比重

离退人员参加养老保险人数

退休人员分别从2000年的10447.5万人和3169.9万人增加到2013年的24177万人和8041万人，年均增长率分别为6.67%和7.42%；参保的在职职工占城镇就业人员比重从2000年的45.13%提高到2013年的63.22%；参保总人数占城镇人口比重从2000年的29.66%提高到2013年的44.07%。

**(**

**)**

**(**

**)**

资料来源：本图根据历年《中国统计年鉴》数据由作者绘制

图 3.1 基本养老保险历年参保情况

### 3.1.3 基金筹集

我国基本养老保险基金主要由用人单位和个人缴费以及政府补贴等组成。其中，用人单位按照缴费基数的20%缴费，个人按照本人缴费基数的8%缴费。由于基本养老保险实行地方统筹，各地区的缴费基数略有差别，有的地方以本单位职工工资总额为缴费基数，如辽宁、陕西等地区，有的地方以全部被保险人月平均工资总额为基数，如北京等地区，见表3.1。基本养老保险制度覆盖面不断扩大的同时，基金征缴能力也不断加强，基金收入从2000年的2278.47亿元增加到2013

年的22680亿元，年均增长19.3%；参保在职职工人均缴纳的养老保险费从2000

年的2180.9元增加到2013年的9380.8元，年均增长11.88%。

表 3.1 部分省份基本养老保险缴费基数

| 省份 | 个人缴费基数 | 企业缴费基数 |
| --- | --- | --- |
| 辽宁 | 本人月工资 | 本单位职工工资总额 |
| 浙江 | 本人上年度月平均工资 | 全部职工缴费工资基数之和 |
| ft西 | 本人全部工资收入 | 职工工资总额 |
| 北京 | 本人上年度月平均工资 | 上一年全部被保险人月平均工资总额 |
| 云南 | 本人上年度月平均工资 | 上年度本单位工资总额 |
| 陕西 | 本人上年度月平均工资 | 本单位职工工资总额 |
| 湖南 | 本人上年度月平均工资 | 企业职工个人缴费工资基数之和 |
| 上海 | 本人上年度月平均工资 | 本单位上一月全部在职人员工资总额 |



25000

25000

20000

20000

15000

15000

**亿 元**

**元**

10000 10000

5000

5000

0

0

1989 1991 1993 1995 1997 1999 2001 2003 2005 2007 2009 2011 2013

养老保险基金收入

参保职工人均缴纳养老保险费

养老保险基金支出

参保离退休人员人均领取养老金

注：资料由各省《城镇企业职工养老保险规定》整理而得。

**(**

**)**

**(**

**)**

资料来源：本图根据历年《中国统计年鉴》数据由作者绘制

图 3.2 历年基本养老保险基金收支情况

### 3.1.4 养老金待遇

参加养老保险的职工领取养老金必须符合两个条件：一是达到国家法定退休年龄，即男60岁，女干部55岁，女工人50岁；二是缴费年限（含视同缴费年限）累

计达到15年。根据《完善决定》，基本养老金由基础养老金和个人账户养老金组成。其中，基础养老金月标准以当地上年度在岗职工月平均工资和本人指数化月平均缴费工资的平均值为基数，缴费每满1年发给1%。个人账户养老金月标准为个人账户储存额除以计发月数，计发月数根据职工退休时城镇人口平均预期寿命、

本人退休年龄及利息等因素确定。基本养老保险基金收入的持续快速增长，为养老金的按时足额发放提供了资金保障。基本养老金发放额从2000年的2115.48 亿

元增加到2013年的18470亿元，年均增长18.14%。参保离退休人员人均领取的养

老金从2000年的6673.66元增加到2013年的22969.78元，年均增长9.97%，见图

3.2. 基本养老金发放额逐年增加，离退休人员的基本生活得以可靠保障。

3.2养老保险制度影响居民消费的机制分析

养老保险制度的运行，直接影响居民收入在生命周期各个阶段及代际间的再分配，因此对居民消费必将产生重要影响。综合现有文献，可认为养老保险对居民消费的影响主要表现为财富替代、引致退休、风险规避、代际转移及人力资本等效应。

### 3.2.1 财富替代效应和引致退休效应

Feldstein(1974)基于生命周期假说认为养老保险对居民消费的影响主要体现在两个方面：财富替代效应(wealth replacement effect)和引致退休效应(induced retirement effect)。

⒈财富替代效应

对于参加养老保险的居民来说，工作期缴纳养老保险费，退休后领取养老保险金。养老保险制度实现了收入在代际间、生命周期各阶段的再分配，因而影响到居民一生的资源价值和持久收入。生命周期假说认为，消费支出水平不仅取决于当期收入，还取决于持久收入和期初资产。理性消费者，将合理预期持久收入水平，以判断参加养老保险是否有利可图。实际上，只要终身养老保险财富净值大于0，参加养老保险就可增加一生的资源财富，否则居民可以选择储蓄养老。因此，养老保险财富可以看成是储蓄的替代，养老保险的财富替代效应一般将有利于促进居民消费。

⒉引致退休效应

随着生活水平的提高，前瞻性、理性消费者日趋重视闲暇和工作时间的合理分配，即倾向选择合理的退休年龄。养老保险制度保障了人们退休后的基本生活，一定程度上激励参保者提前退休。由于养老金领取水平与参保者过去的总缴费和

缴费年限相关，计划提前退休的居民在习惯行为支配下，必然增加储蓄以维持退休前后生活水平的延续性。因此，养老保险的引致退休效应将促使居民增加储蓄、减少消费。

### 3.2.2 风险规避效应

预防性储蓄理论认为，居民的储蓄为未来各种不确定性环境提供保障。因此，很多学者（如易行健（2008）、杭斌（2009）等）认为预防性储蓄理论能有效解释我国居民的消费行为。养老保险制度下，收入在生命周期各阶段实现再分配，一定程度上平滑了居民持久收入。同时，养老金给付多是政府行为，即使存在支付风险，消费者也一般将其视为政府责任。因此，养老保险制度不仅平滑了消费者收入还降低了收入不确定性(Magnussen, 1994)，一定程度上减少了消费者的预防性储蓄。对于未参保的居民，考虑寿命的不确定性（多数居民对自身寿命存在侥幸心

理），必然会控制各期消费水平以满足更长预期寿命内的消费支出，因而对自身资产数量的减少极为敏感。对于参保居民来说，只要活着养老金就可以一直领下去，无需考虑预期寿命对资产储备的要求。因此，从寿命不确定性角度来看，养老保险制度也将减少居民的预防性储蓄。

### 3.2.3 代际转移效应

现收现付制养老保险的主要特点就是考虑养老金在代际间的转移。由于不同年龄人群具有不同的边际消费倾向(Auerbach and Kotllkoff, 1981)，养老保险的代际转移也必将对居民总储蓄产生重要影响。实际上，由于消费习惯的支配，消费者风险承受能力伴随着年龄的增长而降低，年轻人有更长期限适应冲击，即有更长时间来调整自己的生活习惯(Bovenberg, 2011)，这使得年轻人消费的边际效用要明显高于老年人(Borsch-Supan and Stahl, 1991)。因此，养老保险的代际转移效应，一定程度上增加了居民总储蓄。

### 3.2.4 人口效应和人力资本效应

养老保险制度对居民消费的影响，还体现在影响人口出生率和人力资本形成这一间接途径上。人口特征，如年龄、家庭人口数、家庭人口结构等，是影响居民消费的重要因素。养老保险制度保障了退休后的基本生活，降低了对子女赡养

的依赖。因此，养老保险制度在一定程度对出生率存在负影响(Boldrin and Jones, 2002; Manuelli and Seshadri, 2007)。人口出生率的变化，将直接影响全社会老龄化程度和家庭人口结构，而人口老龄化将直接加剧养老金的支付压力。Stahl（1991）认为，随着家庭人口增多，额外支出的边际效用将提高。可见，若人口出生率下降，养老保险制度一定程度上将增加居民总储蓄。

Pogue（1977）较早研究养老保险对人力资本的影响，认为养老保险财富与人力资本之间存在替代效应和补偿效应。其中，替代效应主要体现在养老金养老和子女养老的替代，居民可以选择缴纳养老保险费以获取退休后的养老金收入，否则将增加对子女的教育支出使其将来有足够的收入赡养自己；补偿效应主要体现在没有后顾之忧的居民将有更多资源以人力资本形式储蓄。人力资本是影响经济增长和居民收入的重要因素，因此，养老保险对人力资本的影响，将进一步影响到居民储蓄。

## **3.3** 基于扩大消费视角对我国养老保险制度存在问题分析

我国基本养老保险制度日趋完善，然而居民储蓄率日趋下降。因此，养老保险对居民消费的拉动作用很难通过二者的运行数据做出直观判断。不过，现行的养老保险制度依然存在不足之处，使得其抑制居民消费的路径显而易见。

### 3.3.1 养老金支付压力加大居民对不确定性的预期

计划生育政策，是我国人口出生率持续下降的主要原因。养老保险制度的实施，保障了居民的老年生活，一定程度上也降低了人口出生率（杨再贵，2009）。自

1997年基本养老保险制度正式实施以来，养老保险覆盖面日趋扩大，与此同时人口出生率呈显著下降趋势，从1997年的16.57‰逐渐下降到2013年的12.08‰①。从分省数据来看，2013年各地区基本养老保险覆盖率（参保职工占城镇就业人数的百分比）与地区人口出生率同样呈现负相关关系，见图3.3。如前所述，人口出生率下降，将直接导致人口老龄化问题。

① 数据由历年《中国统计年鉴》数据整理而得。



18

16

14

**人**

**口** 12

**出** 10

**生**

**率** 8

**（**

**‰** 6

**）**

4

2

0

0

20

40

60

80

100

120

**参保职工占城镇就业人数的百分比（%）**

资料来源：本图根据历年《中国统计年鉴》数据由作者绘制

图 3.3 养老保险覆盖率与人口出生率散点图

目前，老龄化是我国经济持续发展面临的最大社会、经济挑战。我国65岁及

以上人口占总人口比例从1990年的5.6%逐渐上升到2013年的9.7%①。预计到2030

和2050年，我国65岁及以上人口占总人口比例分别为16.18%与23.92%。到2060年，该指标更是可能高达28%，见图3.4②。根据联合国1956年发布的《人口老龄化及其社会经济后果》，一个国家65岁及以上人口占总人口比例达7%，即意味着这个国家进入老龄化社会③。可见，我国已进入老龄化社会，而且老龄化速度还在加快。

① 数据由历年《中国统计年鉴》数据整理而得。

② 数据由联合国经济和社会事务部网站提供的在线数据整理而得，[http: //esa. un. org/wpp/](http://esa.un.org/wpp/)。

③资料来源：United Nations, The Aging of Populations and Its Economic and Social Implications, Population Studies, 1956, No.26.

**我国65岁及以上人口占总人口百分比**

30

26.85

28.09

25

23.92

22.06

22.77

20

19.46

16.18

15

13.50

11.70

10

8.35

9.45

6.87

7.67

5

0

2000 2005 2010 2015 2020 2025 2030 2035 2040 2045 2050 2055 2060

资料来源：本图根据《世界人口展望：2012年修订版》数据由作者绘制

图 3.4 我国老龄化发展趋势

现收现付制养老保险，最主要的特点就是当代在职人员赡养当代退休人员。老龄化的冲击，将使得现收现付制养老保险将面临支付危机。我国实行社会统筹与个人账户相结合的基本养老保险制度，但由于养老金“空账”问题，使得其本质上仍然是现收现付制度（赵耀辉，2014）①。根据中国社科院发布的《中国养老金发展报告2014》，2013年我国城镇职工养老金个人账户“空账”规模高达3.1万亿，比2005年的8000亿规模高出2.3万亿，年均增速18.45%，见表3.2。高培勇、汪德华（2011）认为，2050年当年养老金缺口占GDP的比重在6.8%-8.24%之间，累积资金缺口占GDP的比重在95%-122%之间。

养老金收支缺口越来越大，养老保险财务可持续性问题也将日趋突出。对此，有效解决办法是增加养老保险贡献率、降低养老金替代率或延迟退休年龄。由于社会福利具有刚性特征，各国政府更加偏好采用延迟退休年龄办法。延迟退休年龄，工作时期增加，退休时期减少，将直接降低居民的养老金财富净值。因此，老龄化冲击，降低居民对养老金收入的预期，一定程度上将制约养老保险对居民消费的促进作用。

① 引自：一财网，赵耀辉：延迟退休可降低年轻一代养老负担，2014-04-28。

表 3.2 我国主要年份的养老金“空账”规模

| 年份 | "空账”规模  （亿元） | 资料来源 |
| --- | --- | --- |
| 1998 | 450 | 姜和毅：《基本养老保险个人账户“空账”做实的一些思考》 |
| 1999 | 1000 | 同上 |
| 2000 | 2000 | 同上 |
| 2004 | 7400 | 郑秉文 2010 年 7 月 14 日在中国和拉美养老金制度国际研讨会上讲话① |
| 2005 | 8000 | 全国老龄委：《中国人口老龄化发展趋势预测研究报告》② |
| 2006 | 9000 | 陈良在 2007 年 8 月 28 日瑞士人寿亚太区年会上讲话③ |
| 2007 | 11000 | 楼继伟在 2014 年 12 月 28 日中国社会科学院社会保障国际论坛上讲话④ |
| 2009 | 13000 | 郑秉文 2010 年 7 月 14 日在中国和拉美养老金制度国际研讨会上讲话 |
| 2010 | 17600 | 郑秉文：《中国养老金发展报告 2012》 |
| 2011 | 22200 | 同上 |
| 2012 | 26000 | 郑秉文：《中国养老金发展报告 2013》 |
| 2013 | 31000 | 郑秉文：《中国养老金发展报告 2014》 |

注：养老金“空账”主要针对个人账户而言。

3.3.2养老保险降低家户人口规模和平均消费倾向

人口出生率下降，带来的另一问题就是家户人口规模减少。根据国家统计局网站公布的历年人口抽样调查数据可知，我国家户平均人口数从2000年的3.44 人

逐渐下降到2013年的2.98人，见图3.5。养老保险制度降低了人口出生率，因此

也降低了家户规模。根据2010年人口普查数据可以发现，养老保险参保人数占地区城镇人口的百分比与城镇家户平均人口数呈负相关关系，见图3.6。

①引自：新京报，我国养老金空账约为1.3万亿较04年增5600亿，2010-07-14。

②引自：东方网，中国养老金空账已达8000亿养老服务成最大挑战，2006-12-13。

③ 引自：人民网，养老金空账逾9000亿元政府将选择专业机构管理，2008-08-12。

④ 引自：观察者网，3.1万亿养老金空账怎么补财政部长楼继伟力挺名义账户制，2014-12-29。

3.5

3.44

3.4

3.39

3.38

3.36

3.3

3.2

3.17 3.17 3.16

3.15

3.10

3.1

3.02 3.02

3

2.98

2.9

2.8

2.7

2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013

资料来源：本图根据历年《中国统计年鉴》数据由作者绘制

图 3.5 我国历年家户人口规模（人/户）



4

3.5

**城**

**镇** 3

**家**

**户** 2.5

**规**

**模**

**（**

2

**人** 1.5

**/**

**户**

**）**

1

0.5

0

0

10

20

30

40

50

60

70

**参保人数占城镇人口的百分比**

资料来源：本图根据第六次全国人口普查数据由作者绘制

图 3.6 养老保险覆盖情况与家户规模散点图

Deaton（1992）认为，家户人口规模下降，额外支出的边际效用将下降。由图3.7可知，2000年以来城镇家户人口规模与城镇居民家庭平均消费倾向（城镇居民家庭平均每人生活消费支出与家庭平均每人可支配收入的比值）呈现显著的正相关性。可见，家户规模减小，一定程度上抑制了居民消费支出。



0.82

0.8

**城** 0.78

**镇**

**居** 0.76

**民**

**平** 0.74

**均**

**消** 0.72

**费**

**倾**

**向**

0.7

0.68

0.66

2.9

3

3.1

3.2

3.3

3.4

3.5

**城镇家户人口规模（人/户）**

资料来源：本图根据历年《中国统计年鉴》数据由作者绘制

图 3.7 家户规模与城镇居民平均消费倾向散点图

3.3.3养老保险多轨制运行进一步扩大了居民收入差距

多年来，我国机关、事业单位和企业职工一直实行不同的退休养老政策，即养老保险制度存在多轨制运行的特点。机关、事业单位人员不用缴纳养老保险费，但退休金可分别领取退休前基本工资的60%-90%和70%-90%，见表3.3；企业职工需缴纳养老保险费，然而其领取的养老金远远低于机关事业单位的退休金。褚福灵（2012）指出，2011年中国企业养老金替代率为42.9%，低于国际警戒线(50%)①。企业职工养老金替代率低，要维持退休前生活水平，就必须在工作时期增加储蓄。

表 3.3 机关和事业单位离退休费计发办法

| 机关工作人员  （按职务工资和级别工资） | | 事业单位工作人员  （按基础工资和岗位工资） | |
| --- | --- | --- | --- |
| 工龄 | 待遇比例 | 工龄 | 待遇比例 |
| 不满 10 年 | 40% | 不满 10 年 | 50% |
| 10-20 年 | 60% | 10-20 年 | 70% |
| 20-30 年 | 75% | 20-30 年 | 80% |
| 30-35 年 | 82% | 30-35 年 | 85% |
| 35 年以上 | 90% | 35 年以上 | 90% |

资料来源：《关于机关事业单位离退休人员计发离退休费等问题的实施办法》，国人部发

（2006）60号。

① 引自：新京报，我国企业职工养老金替代率下降低于国际警戒水平，2012-09-14。

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 在岗职工平均工资（元） | | | |
| 年份 | 平均工资 | 企业 | 事业 | 机关 |
| 1997 | 6470 | 6322 | 6867 | 6990 |
| 1998 | 7479 | 7405 | 7620 | 7740 |
| 1999 | 8346 | 8168 | 8665 | 8925 |
| 2000 | 9371 | 9189 | 9634 | 10020 |
| 2001 | 10870 | 10453 | 11491 | 12125 |
| 2002 | 12422 | 11873 | 13246 | 14005 |
| 2003 | 14040 | 13578 | 14564 | 15736 |
| 2004 | 16024 | 15559 | 16489 | 17869 |
| 2005 | 18364 | 17853 | 18720 | 20828 |
| 2006 | 21001 | 20555 | 21259 | 23360 |
| 2007 | 24932 | 24046 | 25805 | 28763 |
| 2008 | 29229 | 28359 | 29758 | 33869 |
| 2009 | 32736 | 31622 | 34053 | 37397 |
| 2010 | 37147 | 36256 | 38411 | 40512 |
| 2011 | 42452 | 42020 | 43254 | 44303 |
| 2012 | 47593 | 47284 | 48426 | 48513 |
| 2013 | 52388 | 52270 | 53291 | 51894 |

表 3.4 历年在岗职工平均工资情况

资料来源：《中国人力资源与社会保障统计年鉴（2014）》，中国劳动社会保障出版社，中国人事出版社，2014。

由于机关、事业单位在岗职工的养老金替代率非常高，工资水平又明显高于企业职工（见表3.4），使得机关事业单位和企业职工的退休金差距日趋扩大。郑秉文（2012）认为，目前机关、事业单位的退休金约为企业退休职工的2-3倍。由于高收入群体有着较低的平均消费倾向，收入差距扩大将降低全社会的平均消费倾向。同时，高收入群体对地位性商品（如住房、汽车及珠宝等）的消费或投资，在促进这些商品价格和品质不断提升的同时，也不断刺激其他收入群体的攀比性消费心理。中/低收入群体为了购买地位性商品，更多依靠减少非地位性商品的消费支出。因此，养老保险多轨制运行是扩大居民收入差距的重要原因，收入差距扩大将增加居民总储蓄。

2015年1月3日，国务院发布了《关于机关事业单位工作人员[养老保险](http://www.fangxinbao.com/baoxian/yanglaoxian/)制度改革的决定》，机关事业单位和企业职工养老金正式并轨。该《决定》还提出，机关事业单位在参加基本养老保险基础上，还应当为其职工建立职业年金。政府事业单位的工资收入主要来自于纳税人。因此，养老金并轨能否有效缩小收入差距，会不会增加纳税人负担，目前下结论尚早。

3.3.4过高缴费比例影响了职工工资的增长

我国的养老保险基金主要由单位缴费和个人缴费组成，用人单位按照工资总额的20％缴纳，个人按照本人工资的8％缴纳。国际劳工组织规定企业养老保险缴费占员工工资总额的比重（养老金贡献率）不能超过25%。世界上多数国家养老金贡献率也都在25%以下，如2012年OECD国家的养老金贡献率平均水平为19.6%，其中个人贡献率平均值为8.4%，企业贡献率平均值为11.2%，见表3.5。可见，我国养老保险缴费水平明显高于世界上绝大多数国家或地区。

表 3.5 2012年OECD国家公共养老金贡献率和替代率

| OECD 国家 | 养老金贡献率 | | | 养老金替代率 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 员工 | 雇主 | 合计 |
| 澳大利亚 | - | - |  | 17.5 |
| 奥地利 | 10.3 | 12.6 | 22.9 | 90.2 |
| 比利时 | 7.5 | 8.9 | 16.4 | 50.1 |
| 加拿大 | 5 | 5 | 10 | 50.6 |
| 智利 | 28.8 | 1 | 29.8 | 5.9 |
| 捷克 | 6.5 | 21.5 | 28 | 50.7 |
| 丹麦 | - | - |  | 30.1 |
| 爱沙尼亚 | 2 | 20 | 22 | 32.7 |
| 芬兰 | 5.2 | 17.7 | 22.9 | 62.8 |
| 法国 | 6.8 | 9.9 | 16.7 | 71.4 |
| 德国 | 9.8 | 9.8 | 19.6 | 55.3 |
| 希腊 | 6.7 | 13.3 | 20 | 70.5 |
| 匈牙利 | 10 | 24 | 34 | 95.2 |
| 冰岛 | / | / |  | 6.8 |
| 爱尔兰 | / | / |  | 37.3 |
| 以色列 | 3.9 | 3.1 | 7 | 25.2 |
| 意大利 | 9.2 | 23.8 | 33 | 78.2 |
| 日本 | 8.4 | 8.4 | 16.8 | 40.8 |
| 韩国 | 4.5 | 4.5 | 9 | 45.2 |
| 卢森堡 | 8 | 8 | 16 | 69.4 |
| 墨西哥 | - | - |  | 4.2 |
| 荷兰 | 17.9 | 0 | 17.9 | 33 |
| 新西兰 | \ | \ |  | 43.5 |
| 挪威 | / | / |  | 52 |
| 波兰 | 9.8 | 9.8 | 19.6 | 29.9 |
| 葡萄牙 | / | / |  | 67.8 |
| 斯洛伐克 | 4 | 14 | 18 | 48.7 |
| 斯洛文尼亚 | 15.5 | 8.9 | 24.4 | 59 |
| 西班牙 | 4.7 | 23.6 | 28.3 | 80.1 |
| 瑞典 | 7 | 11.4 | 18.4 | 33.7 |

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 瑞士 | 4.9 | 4.9 | 9.8 | 43.4 |
| 土耳其 | 9 | 11 | 20 | 93.6 |
| 英国 | / | / |  | 38 |
| 美国 | 4.2 | 6.2 | 10.4 | 44.8 |
| 均值 | 8.4 | 11.2 | 19.6 | 48.7 |
| **中国** | **8** | **20** | **28** | **84.7** |

注：-符号表示该国家仅有私人养老金贡献体制；/符号表示该国没有单独的养老金贡献率；\符号表示该国无需缴纳养老保险费；养老金替代率为平均收入水平者的养老金替代率。



100000

北京

**城**

**镇单位在岗职工平均工资**

**元**

90000

80000

70000

60000

浙江

50000

40000

30000

20000

10000

0

广东

吉林 黑龙江

0 10 20 30 40 50 60 70

**基本养老保险制度赡养率(%)**

资料来源：OECD(2013), Pensions at a Glance 2013: OECD and G20 Indicators, OECD Publishing.

资料来源：本图根据历年《中国统计年鉴》数据由作者绘制

**(**

**)**

图 3.8 2013年我国各地区养老保险赡养率与职工工资水平

过高的缴费基数和缴费比例，不仅增加了企业的负担，也影响了职工工资增长。如图3.8所示，2013年我国大陆地区31个省/直辖市城镇单位在岗职工平均工资与基本养老保险制度赡养率（养老保险参保离退休人数与参保职工人数的比值）呈现明显的负相关关系，养老负担最大的吉林和黑龙江等老工业基地的工资水平也比较低。收入水平是影响消费支出的最主要因素，较低的工资水平也必然制约居民消费需求的扩大和消费层次的提升。

3.3.5统筹层次低使得地区经济差距进一步扩大

由于各地区经济发展不平衡，我国基本养老保险在各区域的发展差距也很明显，主要体现在养老保险覆盖率和养老金财务状况两个方面。由表3.6可知，2013年广东、浙江、上海和北京等地区的养老保险覆盖率（参保职工占城镇就业人数的比例）都在90%以上，其中广东的参保比例更是超过了100%（主要是由于大量非城镇就业人员参加了城镇职工基本养老保险），而甘肃、云南和西藏等地区的养老保险覆盖率都在50%以下。养老保险基金收支方面，广东和北京地区2013年的基金收支比都在1.5以上，而黑龙江地区基金收支比仅为0.954，即出现了养老保险基金当年收不抵支。

表 3.6 2013年各地区养老保险覆盖率和养老基金收支比

| 地区 | 养老保险覆  盖率（%） | 养老保险基金收支比 | 地区 | 养老保险覆  盖率（%） | 养老保险基金收支比 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 广东 | 103.426 | 1.755 | 江苏 | 62.475 | 1.270 |
| 浙江 | 95.022 | 1.353 | 湖北 | 62.405 | 1.078 |
| 上海 | 94.958 | 1.195 | 陕西 | 61.156 | 1.153 |
| 北京 | 93.852 | 1.608 | 湖南 | 60.786 | 1.179 |
| 辽宁 | 90.007 | 1.137 | 福建 | 60.156 | 1.217 |
| ft东 | 87.714 | 1.172 | 吉林 | 58.157 | 1.033 |
| 四川 | 82.637 | 1.258 | 安徽 | 56.748 | 1.348 |
| 天津 | 81.019 | 1.093 | 青海 | 54.990 | 1.042 |
| 海南 | 80.070 | 1.061 | 重庆 | 54.834 | 1.195 |
| 河北 | 79.330 | 1.070 | 贵州 | 54.556 | 1.346 |
| 宁夏 | 79.019 | 1.078 | 广西 | 52.203 | 1.010 |
| 黑龙江 | 74.393 | 0.954 | 内蒙古 | 50.176 | 1.122 |
| ft西 | 70.663 | 1.337 | 甘肃 | 44.559 | 1.148 |
| 新疆 | 68.458 | 1.267 | 云南 | 32.365 | 1.315 |
| 江西 | 67.268 | 1.150 | 西藏 | 13.875 | 1.553 |
| 河南 | 66.727 | 1.172 | 全国 | 74.353 | 1.228 |

资料来源：本表数据根据历年《中国统计年鉴》数据整理而得。

由于养老保险实行省级统筹，使得养老保险基金无法在各区域内调剂，养老保险区域发展失衡问题在短期内很难有效解决。养老保险的失衡发展，对经济社会发展产生了重要影响：

一方面，推动劳动力向社会保障制度更完善、经济发展水平更高的区域流动。郑秉文（2012）认为劳动力大规模跨区域流动对各地区基本养老保险制度财务可持续性问题将产生较大影响，对经济较发达的人口输入省份来说，外来工作人员不

仅增加了当地的劳动力供给，还增加了制度的缴费收入，提高了人口输入省份养老保险制度的财务支付能力。因此，劳动力区域流动又加剧了地区养老保险发展水平的失衡。



18

**城**

**镇** 16

**化 民** 14

**居**

北京

上海

**娱 人** 12

**乐 均**

**支 消** 10

**出 费**

**占 性** 8

**" 支**

**（**

6

**）**

**% 中**

**出**

**教育文**

4

2

0

0

10

20

30

40

50

60

70

80

**参保职工占城镇就业人数的百分比（%）**

另一方面，养老保险的人力资本效应使得各地区家庭教育支出水平的差异化明显。由图3.9可知，2013年各地区养老保险覆盖率与城镇居民人均消费性支出中教育文化娱乐支出比例呈现显著的正相关关系。教育是人力资本形成的主要渠道，而人力资本是现代经济增长的重要因素。可见，养老保险的区域失衡，拉大了人力资本的区域差距，这将使地区间经济发展差距进一步拉大。

资料来源：本图根据历年《中国统计年鉴》数据由作者绘制

图 3.9 各地区养老保险覆盖率与家庭教育支出散点图

因此，若不提升养老保险的统筹层次，养老保险和区域经济水平的失衡发展将相互推进、恶性循环（郑秉文，2012）。地区经济发展失衡，直接体现是区域收入差距拉大。收入差距对低收入或年轻家庭的消费抑制更加明显，但能刺激教育投资的上升（金烨、李宏彬等，2011）。因此，养老保险地区非均衡发展，一定程度上限制了居民的消费支出。

3.4小结

本章对我国基本养老保险制度的实施现状进行了描述性分析，并重点分析现行养老保险制度对我国居民消费支出的影响机制，分析结论为后续章节研究养老

保险影响居民消费问题的理论模型构建提供了现实依据。本章认为，养老保险对居民消费的影响是复杂的，单一角度分析很难度量其影响效果。

# 第 4 章 养老保险影响我国居民消费的数理分析

本章分别从局部均衡和一般均衡角度构建数理经济模型，分析养老保险对居民消费的影响机制。其中，在局部均衡研究框架下，综合考虑人口特征变量、预防性储蓄、习惯形成和流动性约束等因素对居民消费的影响。一般均衡研究框架下，进一步考虑消费外部性、收入增长、家庭教育投资及养老保险之间的相互关联性。

## 4.1 养老保险影响居民消费的局部均衡模型分析

### **4.1.1** 局部均衡理论

局部均衡理论(partial equilibrium theroy)最早由Marshall于1920年创立。早期的局部均衡理论，主要研究单个市场的需求与供给关系。如今，局部均衡理论已有更丰富的内涵，可定义为保持其他情况不变时研究某个变量对有关[经济变量](http://wiki.mbalib.com/wiki/%E7%BB%8F%E6%B5%8E%E5%8F%98%E9%87%8F)影响的分析方法。自Keynes（1936）提出绝对收入假说（the absolute income hypothesis，

AIH）以来，消费理论一直是学术界研究的热点和难点。基于各国消费数据和个人消费特征，学术界先后提出了生命周期假说、持久收入假说、随机游走假说、预防性储蓄、习惯形成及流动性约束等消费理论。这些消费理论往往假定收入为外生变量，研究当前收入、预期收入及收入不确定性等因素对居民消费的影响。因此，这些消费理论都可视为局部均衡理论框架下的研究体系（Chetty and Szeidl，

2014）. 其中，预防性储蓄、习惯形成及流动性约束等前沿消费理论，为本文研究养老保险影响居民消费问题提供了重要的理论基础。

### **4.1.2** 基本假定和符号

1.基本假定

⑴代表性消费者

代表性消费者的起始工作年龄为**；退休年龄为*R*；寿命为*T*，生命结束时消费掉所有资源（不考虑遗产问题）。其中，退休年龄和寿命都为确定值，不考虑提前退休和寿命不确定性问题。

⑵偏好

代表性消费者在可支配资源约束条件下，最大化自己的消费效用。存在不确定性时，最大化将基于收入、利率等相关变量的预期值，即最大化预期效用。

消费者是谨慎的，且偏好是跨时不可分的。因此，消费者在做消费决策时，不仅要考虑未来的不确定性，还要参考过去的消费水平。

⑶养老保险

养老保险主体为政府财政兜底的现收现付制度。参加养老保险的代表性消费者在工作期缴纳养老保险费*b*；在退休期领取养老保险金*p*。其中，养老保险费为工资水平的固定比例（不分单位和个人缴纳），养老金水平取决于社会平均工资水平、个人账户储存额和养老保险制度赡养率。

2.主要符号

: 习惯形成强度(the degree of habit formation)

: 时间偏好率(the rate of time preference)

: 时间贴现因子(the time fiscount factor)

: 起始工作年龄( the age started to work)

*u*: 效用函数(utility function)

: 相对风险规避系数(the degree of relative risk aversion)

: 拉格朗日乘子(the Lagrange multiplier)

*b*: 养老保险费(endowment insurance)

*p*: 养老金(pension)

*y*: 可支配收入(disposable income)

*w*: 工资收入(wage)

*r*: 利率(rate)

*A*: 资产(asset)

*R*: 退休年龄(retirement age)

*T*: 寿命(life-span)

*L*: 滞后算子(lag operator)

*F*: 领先算子( forward operator)

: 差分算子(difference operator)

: 品味变换因子(Taste-Shifter)

HW: 人力财富(human wealth) DIW: 可支配收入财富(disposable income wealth)

SSW: 养老保险财富(social security wealth)

### 4.1.3 局部均衡理论下的消费决定模型

对于我国居民消费行为，学术界已进行了广泛且深入的研究。杭斌（2001）认为我国信贷市场不完善，消费者无法实现消费在各个时期的最优分配，流动性约束是影响居民消费的重要因素。易行健（2008）、杭斌（2009）、李伊（2013）、袁冬梅（2014）等认为预防性储蓄动机增强是导致我国居民消费需求不足的重要原因。杭斌（2008, 2009）、闫新华和杭斌（2010）、贾男和张亮亮（2011）等认为过去的消费水平对我国居民当前消费有着显著影响，即习惯支配着居民的消费行为。我国正处于经济转型阶段，经济发展面临诸多不确定性，且金融市场不完善，消费者不仅很难通过信贷平滑生命周期消费，也很难对遥远未来情况作出可靠预期。因此，研究我国居民消费行为，需综合考虑预防性储蓄、习惯形成及流动性约束等消费理论。

本文借鉴Muellbauer(1988)、Dynan（1993, 2000）和Rhee（2004）的分析框架，假定：①边际消费的效用函数是递增且凸的，即*u*0，*u*****0, *u*****0；②人口特征变量影响消费效用。*t*时刻年龄为*t*的代表性消费者的跨期消费选择问题可以表示为：

max

*E**i u**c*~;

(4.1)

*t*

*T* *t*

*s*. *t*.

*i*0

~

*c*

*t*

*ct*

*t**i*

*c*

*t**i*

*t*1

(4.2)

*At*1(1*rt* ) *At**ct**yt*

(4.3)

*At**j*  0

*wt* *bt*



*J*0,, *T*  *t*

*t**R*, *insured*

(4.4)

*wt*



*yt*

*pt*

0

*T**R*, *not insured t**R*, *insured*

*T* *R*, *not insured*

(4.5)

其中，*t*为品味变换因子(Taste-Shifter)，指影响消费效用的其他人口统计量，如年龄、家庭人口数、家庭人口结构等；**为时间贴现因子；*ct*、*wt*和*yt*分别表

示消费支出、工资收入和可支配收入（假定消费和收入行为都发生在*t*期期末）；*At*表示期初资产；*r*表示利率；*b*和*p*分别表示养老保险费支出和养老金收入；*R*为退休年龄；*T*为寿命；insured表示代表性消费者参加了养老保险，not insured 表

示代表性消费者没有参加养老保险；*c*~

*t*  *j*

*Ct* *j*

*c*

*t**j*1

，表示净消费水平（net

consumption）；**0,1，反映习惯的强度(the strength of habits), **越大，消费者从当前消费支出中获得的效用越低。

根据Bellman（1957）的动态规划理论，定义价值函数*V**At*为最优路径消费的

期望效用总现值：

*V**A*max *E**iu**c*~; 

*T* *t*

(4.6)

*t* *t*

*i*0

*t**i*

*t**i*

则可构建贝尔曼方程(Bellman functional equation)：

V*At*, *ct*1max*u**c*~*EtV**At*1, *ct**t*(1*rt* ) *At**ct**yt*

*t*

(4.7)

其中，控制变量为*ct*；状态变量为*At*和*ct*1；**为流动性约束相关的拉格朗日乘子(Lagrange multiplier). **[体现了收入的边际效用](http://zh.wikipedia.org/wiki/%E8%BE%B9%E9%99%85%E6%95%88%E7%94%A8)，即在最优解处增加一个单位收入带来的效用增加。因此，拉格朗日乘子**可理解为资源的影子价格（shadow

price)。

根据包络定理(envelope theorem)，贝尔曼方程(4.7)对状态变量*At*和*ct*1求导，

可得：

V1*At*, *ct*1*Et*1*rt**V*1*At*1, *ct*(1*rt* )*t* V2*At*, *ct*1*u**c*~ 

*t*

(4.8)

(4.9)

根据一阶条件(the first-order necessary condition, FOC)，贝尔曼方程(4.7)对控制

变量*ct*求导，可得：

*U**c*~*EV**A*, *c**EV**A*

，*c*** 0

(4.10)

*t* t 1 *t*1 *t*

*t* 2 *t*1 *t* t

将式（4.8）和（4.9）代入到式（4.10），则有：

V1*At*, *ct*11*rt**u**c*~*Etu**c*~1

*t*

*t*

(4.11)

将式(4.11)代入到式(4.8)，则有欧拉方程(the Euler equation)：

*U**c*~*Eu**c*~ 

*t* t *t*1

(4.12)

**1*rt*1*Et**u**c*~1*Etu**c*~2*t*

*t*

*t*

定义*F*为领先算子( *FX t* *X t*1 )，根据Seckin(2000)，则欧拉方程可写为：

*U**c*~**1*r**E u*~*c*1*F*1 **

*t* t1 *t* t1 *t*

**1*R**E u*~*c*

 **

*E* 

***J *

(4.13)

*t*1 *t*

*t*1

*t t*

*j*1



*T* *j*

欧拉方程是理解动态消费行为的重要工具：当前净消费水平的边际效用等于下一期净消费水平边际效用的现值、流动性约束的当前影子价格和所有预期影子价格的加权求和。**越大，习惯性越强，预期影子价格越不重要，即习惯产生了额外的储蓄(Seckin, 2000)。

根据Dynan(1993)、Zelds(1989)、Lee和Sawada（2007）的研究成果，本文假定效用函数为常相对风险厌恶效用函数：

**

*c*1

*U**c*;exp *t*

(4.14)

*T* t t 1 **

其中，***u******c*; *c*，表示相对风险规避系数，若**0，表示消费者风险

 

*U**c*; 

规避(risk aversion)；若**0，表示消费者风险中立(risk neutrality)；若**0，表示消费者风险偏好(risk preferring)。本文假定我国居民是风险规避的，**值越大，消费者对风险的厌恶程度越高。将效用函数（4.14）代入欧拉方程（4.12），则有：

Exp *c*~

****

**1 *r*

*E* 

*t*1

 *t* 1 

*T* 1

(4.15)

*t*1

*T*exp*c*~ *u*~*c*1*F* 

*t**t* *t*

*E* exp*r*

**

**Ln *c*~

1~ *t*

(4.16)

*t* t1

*t*1

*t*1

*U**ct*1*F* 

其中，**为时间偏好率，1**1 **，ln**1*rt*1*rt*1 ** 。

根据对数正态分布性质“如果*x* ~ *N* (*E*(*x*),**2 )，则有*E*(*e x* )*e E* ( *x*)**2 2"，若利

率*r*和人口统计量为外生变量，且假定ln *c*~

*t* 1

服从方差为**~ 2

的正态分布，式

（4.16）可以写为：

*t* 1

exp*r*



**

*E*ln *c*~

** 2

**~ 2

 1~*t*

(4.17)

*t*1



*t*1 *t*

*t*1

*t*1





*U**ct* 1  *F* 

** 2 2 **

2

*r***

*E*ln *c*~

**~ 

*t*

~ ** 

(4.18)

*t*1

*t*1 *t*

*t*1

2 *t*1

*U ct* 1*F*

根据Muellbauer（1988）和Byun（2013），净消费水平*c*~的增长率①可近似表示为：

Ln*ct*1*ct*ln*ct*1**ln*ct* 

(4.19)

则流动性约束理论下的消费动态路径为：

ln *c*1*r***1



**Ln *c***~2 ** **

(4.20)

*t*1**

*t*1

*t* 2 *t*1 *t*

*t*1

其中，**为随机扰动项；** 2

度量了不确定性；**~*t*

*t*

，表示调

*t*1

*U**ct* 1 *F* 

整后的流动性约束。Carroll（1991）认为任何有助于预测未来消费变化的变量，比如收入、当前资产等，同时也可以用来预测未来消费增长率的变化。由于不确定性的存在，消费者更期望延迟消费，以获得额外追加的消费增长。因此，式（4.20）可以被看作是包含预防性储蓄的消费模型。

由式（4.20）可知，消费水平的动态变化，主要受五个因素影响：跨期替代、消费的生命周期模式、习惯形成、预防性储蓄和流动性约束，分别对应式（4.20）等号右侧的前五项。因此，式（4.20）可以代表动态消费路径的一般形式，若仅考虑部分影响因素，则式（4.20）可以简化为多种常见消费理论模型，见表4.1。

表 4.1 式(4.20)的各种简化形式

|  | 消费动态路径 | 经济含义 |
| --- | --- | --- |
| Hall(1978)：  考虑二次效用函数 | Ct 1  ct   t 1 | 消 费 遵 循 鞅  （Martingale）过程，消费变化是不可预测的。 |
| Deaton(1992)：  考虑 CRRA 效用函数和不确定性 | Ln c  1 r     ~2    t1  2 t1 t1 | 任何有助于预测未来消费变化的变量，同时也可以用来预测消费增长率的变化。 |
| Dynan(2000)：  考虑 CRRA 效用函数和消费习惯 | Ln c  1 r    1  ln c    t1   t t t1 | 消费增长率是自回归的，   0 时，习惯类似谨慎行为，消费者倾 |

ln *xt* ln1*xt*

①

*xt*1*xt*

*Xt* 1 。

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | 向推迟消费，以追求消费不断上升，进而抵消习惯存量的不断加大所产生的负作用。 |
| Zeldes(1989)：  考虑 CRRA 效用函数和流动性约束 |  ln *c*  1 *r*  **  1   **  **  *t*1 ** ** *t*1 *t* t1 | 流动性约束影响居民消费，流动性约束与收入相关，因此，收入的预期增长影响消费的  预期增长。 |

CRRA效用函数的缺点是无法获得消费、财富和储蓄作为不确定性函数的闭合解(the closed form results) (Carroll,1996)。但基于消费动态路径和跨期约束条件，可以推导出近似的、反映各因素影响居民消费机制的函数形式。假定*r***，则消费动态路径可以简化为：

*E*ln *c*~1

**~2  **

(4.21)

*t* t1**

*t*1

2 *t*1 *t*

根据对数正态分布性质，*c*~ 的期望值可以表示为：

*t* *i*

*E c*~

*C*~ exp1

** 1**~2** 

(4.22)

*t t*1 *t*

**



 1

*t*1 2 *t*

**1 *i* ~2

*T* 



V 

*Et ct**i* *ct*exp***i**t**i* 

2*t**j**t**j*

(4.23)

*j*1 *j*1

其中，  *j*  1  *L* ， *L* 为滞后算子: *LX*

*T* *X t*1 .

*j*

Zelds（1989）采用年龄*t*的二次函数来度量*t*，认为其随着年龄增大，呈现先增加后降低的变化模式。Stahl（1991）认为家庭人口数随着代表性消费者年龄的增加而先增多后减少，家庭额外支出的边际效用也呈现先提高后降低的变化模式。考虑我国居民家庭观念较强，隔代亲现象较为明显，并且为了简化问题分析，本文假

定品味变换因子随年龄增加而呈单方向的递增或递减趋势，即假定*t*1*t***，其中**为人口特征变量年均增加幅度。

假定**~ 2 **~ 2、****时，式(4.23)可以简化为：

*t**j* t *t**i* t

*E c**c*exp*i**i*** 1**~2*i* 

(4.24)

*t t**i* t

**



*T* t

2

根据式（4.21），** ** 1**~2 ** 可近似表示为净消费水平的预期增长率。

*T* t



**

2

近几年，我国居民消费增长率基本围绕7%附近波动，根据泰勒级数展开式，则有：

*i*

*i***1

**

**1*i*

exp

**~2*i*1



**~2** 

(4.25)

 ** 2 *t*

*T*   **

2 *t* T

根据式*c*~*c* *ac*

，则有：

*t* t *t*1

*ct**c*~*ac*

*t*

*t*1

(4.26)

*c**c*~

*ac*

*c*~*ac*~*a*2*c*

(4.27)

*t*1 *t*1

*t* t1 *t*

*t*1

*c**c*~

*t**i*

*t**i*

*Ai c*~*ai*1*c*

(4.28)

定义*Wt*表示未来的消费预期在*t*期期初的总现值（总财富）：

*t*

*t*1

1 *T**t* 

1*i*

*Wt* 1*r*1*r**Et ct**i*

*i*0

1~ 1 ~



 1 *T**t* ~**

*Ct* 

*Et ct*1*Et cT*  

*ct*1

(4.29)

1*r*** 



1 *r*

1*R* 

1*R* **

1*r* ~**

1*R**W*t 1*r**c*t1

其中，~表示未来净消费水平

*Wt*

*c*~ 在*t*期期初的总现值。将式（4.24）代入式（4.29），

*t* *i*

则有：

*C* *ac*

*T**t*

**

**1

*i* 

*T* t11*r**i*1

**~ 2 ** 

(4.30)

1*r*







*i*0

**2 *t* t

1 *r* *W*  * c*

1*R* t 1 *r*

*t*1

根据约束条件（4.3），可得跨期约束条件：

*W*1*r*11*r**i E c*

*T* *t*

*t*

*i*0

*T**t*

*T t**i*

(4.31)

*At*

1*R*11*r**i E y*

*i*0

*t*

*t**i*

*At*

*HWt*

其中，HW为人力财富(human wealth)，即预期未来收入的总现值，包含工作期的可支配收入财富(disposable income wealth, DIW)和退休期的养老保险财富

(Social security wealth, SSW)：

1

*R**t*1 

1*i*

*DIWt*



1*r* 1 *r*

*Et yt**i*

(4.32)

*i*0

1 Tt  1i

*SSWt* 1 *r*

1*R**Et pt**i*

(4.33)

*i**R**t*  

将跨期约束条件代入（4.30），即综合考虑预防性储蓄、习惯形成及流动性约束等影响因素时，消费函数可表示为：

*c*1*r***1*A*

*HW**a*11*c*

(4.34)

*t*

*T**t*

*t* t t

****1



*t* t1

*i*

其中， 

1

**~2 **  1*r* 。

*i*0**



*t*

2 *t* t

可见，代表性消费者的消费支出主要取决于人口特征变量、财富存量、预期收入、预防性储蓄、消费习惯、流动性约束及各影响因素之间的交互作用。交互作用对居民消费有显著影响，Kelly和Schmidt（1996）、杨继军和张二震（2013）也有类似的观点。因此，式（4.20）和（4.34）构成了局部均衡理论框架下研究居民消费问题的一般形式。

### 4.1.4 养老保险影响居民消费的局部均衡理论分析

根据国务院发布的《关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》，可假定养老金发放标准为上期工资水平一定比例与养老金账户余额一定比例之和（不考虑过渡性养老金）：

*Pt* *k*1*wt*-1 *k*2 *ABt*

*T* *R*

(4.35)

*AB*R1**1*r*t1**i *b*tR1*r*tRj *p*

*T* 

***i*

*R**j* *t* R

(4.36)

*i*0*j*0

其中，*k*1为上期工资水平的比例系数，取决于缴费年限；*k*2为养老金账户余额的比例系数，取决于预期寿命、利息及养老保险制度赡养率等；*AB*为养老金账户余额。

假定工资和可支配收入预期增长率都为*g*，养老保险费为工资水平的固定比例，则有：

1 *R**t*1

1 i

*y* *R**t*11*g*i

*HWW* 

*E y*1*g**i*   *t* 



(4.37)

*T* 1 *r*

*i*0

1*R**t t*

1 *r*

*i*0

1*R* 

1 *T**t* 

1i

*SSWt*



1 *r*

1*R* 

*Et**k*1*wt**i*-1*k*2 *ABt**i* 

(4.38)

*i**R**t*

可见，HW主要受年龄*t*、工资水平及预期增长率、预期寿命和养老保险赡养率等因素的影响。自Feldstein（1974）研究养老保险影响居民消费问题以来，学术界对于相关问题的讨论有很大篇幅集中在SSW的计算和数据类型的选择上。由公式

（4.37）和（4.38）可知，SSW 和收入*y*可能会产生严重的多重共线性问题。对此，

Feldstein（1978）也认为多重共线性问题可能会影响SSW系数的估计结果。因此，本文不再采用Feldstein（1974）的研究思路，而是基于影响路径、影响机制分析养老保险相关参数和发展水平对居民消费的影响情况。

养老保险对居民消费的影响路径主要包括人力财富HW和品味变换因子。因此，反映到消费决定模型中，必然体现为养老保险变量与人口特征变量、财富存量、预期收入、预防性储蓄、消费习惯、流动性约束等因素的交互乘积影响着居民消费。

为了更直观显示养老保险对居民消费的影响，假定代表性消费者的起始工作年龄为30岁、退休年龄为60岁、寿命为75岁，第一年工资收入为1，消费者的习惯强度为0.3，收入波动及其他相关参数设定见表4.2。根据设定参数可模拟代表性消费者的消费路径，见图4.1。可见，预防性储蓄、习惯形成及养老保险的共同作用，使得消费者的支出水平更加平滑。

表 4.2 相关参数设定

| 参数 | 情形 1 | 情形 2 |
| --- | --- | --- |
| 利率 | 0.03 | 0.03 |
| 时间偏好率 | 0.03 | 0.03 |
| 养老保险贡献率(%) | 0.00 | 28.00 |
| 养老保险替代率(%) | 0.00 | 60.00 |
| 人口特征变量年均增量 | 0.00 | -0.03 |
| 习惯形成强度 | 0.30 | 0.30 |
| 风险规避系数 | 2.00 | 2.00 |
| 收入波动方差 | 0.05 | 0.05 |
| 收入路径 | E y  y exp i 2 2 y  1  T t i t 1 | |



7

6

5

4

3

2

1

0

30 32 34 36 38 40 42 44 46 48 50 52 54 56 58 60 62 64 66 68 70 72 74

情形1：收入

情形1：消费

情形2：收入

情形2：消费

图 4.1 代表性消费者的消费路径

## 4.2 养老保险影响居民消费的一般均衡模型分析

### 4.2.1 一般均衡理论

一般均衡理论(general equilibrium theory, CGE)[，最早由法国经济](http://baike.baidu.com/view/64741.htm)学家Walras于1874年在《纯粹经济学要义》中提出。一般均衡理论，将经济系统看成一个整体，研究资本、劳动、知识等要素与产出之间的相互依赖关系。一般均衡理论的基本思想是：生产者、消费者分别根据利润最大化和效用最大化原则在预算约束下进行最优决策，最终使得资源得到合理使用，经济达到均衡状态。

根据第3章的论述，养老保险影响人口出生率、人力资本形成、居民收入和消费支出水平；消费决定了储蓄、资本形成和经济增长；人口统计量、财富存量、收入水平及不确定性影响居民消费。因此，研究养老保险对居民消费的影响，更合理的思路是构建一般均衡理论模型。

### 4.2.2 基本假定和符号

1.基本假定

⑴代表性消费者

假定消费者除了受不确定性、预防性储蓄、流动性约束和过去消费水平的影

响，还受社会平均消费水平的影响，即消费存在外部性(consumption externalities)。代表性消费者对子女的教育，看作是对其人力资本投资，但不图回报。

⑵厂商

提供养老保险

企业 I

收入水平较高

人员招聘设有教育门槛

人力资本、资本回报率相同

不提供养老保险

企业 N

收入水平一般

人员招聘无教育门槛

考虑我国养老保险尚没实现全覆盖，且行业收入差距明显。假定厂商分为两类，一类厂商（I）提供养老保险，对人员招聘设有教育门槛，职工平均工资水平较高；另一类厂商（N）没有提供养老保险，对人员招聘不设教育门槛，职工平均工资水平相对低些。厂商在竞争性要素市场上雇佣劳动者和租用资本，并在竞争性产品市场上销售产品。

图 4.2 假定的两类企业

本文参照Nakata（2007）的研究框架，假定生产函数对实物资本和人力资本是规模报酬不变的，具体形式为：

*F**K*, *H**AK**H* 1

(4.39)

*t* t t t

其中，F为总产出；K为实物资本投入；H为人力资本存量；**是资本产出的[弹性系数](http://baike.baidu.com/view/1321667.htm)。则每单位人力资本的平均产出可以表示为实物资本和人力资本比值（实物资本密度，*k*）的函数：

1*K*

*K*

*Ft* 

*F**Kt*, *Ht**A*  *t* 

*F*  *t* ,1*f**kt* 

(4.40)

*Ht*

⑶政府

*Ht* 

 *Ht* 

政府的作用是制定政策，主要涉及利率及养老保险参数，如养老保险贡献率

和养老金替代率等，以维持养老金财务可持续性，主要体现在当年养老基金收入不小于当年养老基金支出：

*N IE b*

*N IR p*

*t*, *i*

*i*

*t*, *i*

*t*, *k*

*k*

*T*, *k* ，

*I**R* *k*

(4.41)

其中，*N* IE为*t*时刻年龄为*i*的参加养老保险的职工人数；*N* IR为*t*时刻年龄为 *j*

*T* , *i* t, *j*

的参加养老保险的离退休人数。

⑷人口

假定人口增长率为内生变量，取决于当前人均可支配收入水平(Solow, 1956; Fanti and Manfredi, 2003)和养老保险发展水平(Wigger, 1999;杨再贵, 2009)。人力资本由在职职工的能力、技能和知识构成。代表性消费者退休后不再跨入劳动力市场，即不再提供产出需要的人力资本要素。

⑸养老

养老保险主体为现收现付制度，但并没有实现完全覆盖、应保尽保。养老保险贡献率和替代率是政府调控养老金财务可持续性的主要政策参数，但主要以调整养老保险替代率为主。

除了养老保险外，储蓄养老也是代表性消费者选择的重要方式。假定父母对子女的付出都是单向的，即只考虑付出，不图回报。因此，不参加养老保险的消费者只能选择储蓄养老，不考虑子女养老问题。

⑹市场

市场包括产品市场、要素市场和资本市场。其中，产品市场的总供给等于总需求。劳动力市场的总供给等于总需求，劳动力可以在同类厂商间自由流动。N类厂商劳动者想要获得I类厂商的工作机会，必须加大对自身的教育投入，提升有效劳动能力。消费者都是理性的，I类厂商劳动者不会选择N类厂商的工作机会。资本市场上，总投资等于总储蓄。

2.主要符号

** [：资本产出的弹性系数](http://baike.baidu.com/view/1321667.htm)(the elasticity of output with respect to capital)

** ：单位人力资本工资水平(wage per effective unit of labour)

** ：养老保险覆盖率(endowment insurance coverage rate)

** ：养老保险贡献率(endowment insurance contribution rate)

** ：养老保险替代率(endowment insurance replacement rate)

** ：老年人口占总人口比重(the proportion of the olderly population)

*n* ：人口增长率(population growth rate)

*f* ：单位人力资本的平均产出(output per effective unit of labour)

*k* ：实物资本和人力资本比值(physical-human capital ratio)

*e* ：个人教育支出(personal education expenditure)

*s* ：个人储蓄(personal saving)

*h* ：个人人力资本存量(personal human capital)

*c* ：人均消费水平(per capita consumption)

*e* ：人均教育支出(per capita education expenditure)

*h* ：人均人力资本存量(per capita human capital stock) N：总人口(total population)

C：总的消费支出(total consumption)

E：总的教育支出(total education expenditure) K：总的实物资本(total physical capital) H：总的人力资本存量(total human capital)

IE：参保的在职人群(staff who participate in the endowment insurance) IR：参保的离退休人群(retirees who participate in the endowment insurance)

NE：没参保的在职人群(staff who participate in the endowment insurance)

NR：没参保的离退休人群(retirees who did not participate in the endowment insurance)

### 4.2.3 一般均衡理论下的消费决定模型

1.模型组成

⑴代表性消费者

根据假定，*t*时刻年龄为*i*的代表性消费者的效用最大化问题可以表述为：

max

*E**iu**c*~;

(4.42)

*t*

*T* *i*

*j*0

*T**j*, *i* *j*

*T**j*, *i* *j*

*s*. *t*. ~

*c*

*t* ,*i*

*Ct* , *i*

*c*

*t*1, *i*1

*ct*

*c*

*t*1

(4.43)

*At*1, *i*1(1*rt* ) *At* , *i**ct* , *i**et* , *i**yt* , *i*

(4.44)

其中，下标*t*，*i*表示*t*时刻代表性消费者的年龄为*i*；消费支出*c*中不包含教育支出部分①；*c*表示社会平均消费水平；**1,1, **1,1，反映了个体消费效用受社会平均消费水平的影响，其中**对应“keeping up with the Joneses”，**对应

“catching up with the Joneses "(Alonso-Carrera, 2003)；*e*为教育支出。

⑵人力资本

假定人力资本主要取决于父母对代表性消费者的教育投资，以及代表性消费

者自己的教育支出，其中父母的教育投资体现在代表性消费者的起始工作年龄**上。根据Nakata（2007），假定代表性消费者的人力资本存量函数为：

*Ht* , *i*

*h***

*T* , *i*

，*et*1, *i*1

，*ht*1, *i*1 

*ht*1, *i*1

*Be*

*t*1, *i*1

(4.45)

全社会人力资本存量及平均水平分别为：

*H**h*E *N* E

*HIE N IE*

*HNE N NE*

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

*i*

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

*i*

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

*i*

(4.46)

*h*1***E h I*1*E**h N* 

(4.47)

*t* t t t t t

其中，*h I* 和*h N*分别表示参保职工（I类厂商职工）和非参保职工（N类厂商职工）

*t* *t*

的人均人力资本存量；** 为老年人口占总人口比重，反映了社会的老龄化程度；** E

*t* *t*

为在职职工的养老保险覆盖率。养老保险覆盖率**主要取决于全社会的教育支出和经济发展水平：

*t* *t**et*1 , *ct*1 ,*t*1 , *ft* 

(4.48)

⑶企业

由于完全竞争和市场出清，企业雇佣劳动直到劳动的边际产量等于工资，租用资本直到资本的边际产量等于租用价格。因此，每单位人力资本工资水平和利率分别为：

**1***AKH****f**k**k f**k*1***Ak *

(4.49)

*t* t t t t t t

*R**AK*1*H* 1**

*f**k**Ak*1

(4.50)

*t* t t t t

① 论文在一般均衡研究框架下提及的消费支出不包含教育支出成分。

则代表性消费者的工资水平为：

*W* * h*

1***Ah*

*K**y* *b*

(4.51)

*i*, *t*

*T t* , *i*

*T* , *i t*

*T* , *i*

*T* , *i*

可见，不同企业职工的收入差距主要取决于有效劳动供给的差异。由于攀比性、“人往高处走”和“望子成龙”等心理影响，代表性消费者为了提高自身或其子女的工作档次、工资水平，增加教育支出是唯一办法。

⑷商品市场

由于商品市场和资本市场都是市场出清的，假定每期的折旧率为100%，则有收入恒等式：

*Ct**Et**Kt*1*F**Kt* , *H t* 

(4.52)

其中，*C*和*E*分别表示消费总支出和教育总支出。式（4.52）两边同时除以总人口*Nt*，则有：

*c**e*1 *n*

*H k*

*Ah k *

(4.53)

*t* T t1

*t*1

*T* 1 *t t*

其中，*c*和*e*分别表示人均消费水平和人均教育支出；*n*为人口增长率。由于人口增长率假定为内生变量，取决于当前人均可支配收入水平和养老保险发展水平。根据Fanti和Manfredi（2003），可定义人口增长率函数如下：

*N* *n*

*Ak*,**,**,** 

(4.54)

*t*1

*t*1

*t* t t t

其中，**和**分别表示养老保险贡献率和养老金替代率。

⑸养老保险

由于养老保险参数是政府可以调控的政策变量，当年养老基金收入不小于当年养老基金支出，则根据式（4.46）（两边同时除以总人口）可得养老保险可持续发展的约束条件：

1 **

*E* *R*

(4.55)

*T* t t t  *t* t

其中，*R*为离退休人员的养老保险覆盖率。

*t*

⒉一般均衡理论下的消费决定模型

⑴个体消费决定模型

根据式(4.42) -(4.44)和式(4.51)，可构造拉格朗日函数(Lagrange function)：

*L**c*

，*e* , **

*J E u**c*

*c*

*c*

*c*

*t* , *i*

**

*T* , *i* *t* , *i*

*A*

*t*

*j*0

*T* *i*

1 *r*

*T**j*, *i* *j*

*A*

*t**j*1, *i**j*1 *t* t1

*c**e*1***Ah*

*K* *b*

*T**j*, *i* *j*

*t**j*1, *i**j*1

*T* *j*

*T**j*, *i* *j*

*T**j*, *i**j* *t**j*, *i* *j*

*T**j*, *i* *j*

*T**j* *t**j*, *i* *j*

(4.56)

假定个人消费水平*ct* , *i*的单位变化不会影响当期社会平均消费水平*ct*的变化

（Alonso-Carrera and Caballe, 2003）。拉格朗日函数(4.56)分别对控制变量*ct*,*i*、*et*,*i*和影子价格*t*,*i* 求导，则有：

*L**u**c*~

*E u**c*~

** 0

(4.57)

*ct*, *i*

*t*, *i*

*t* *t*1, *i*1

*t*, *i*

*L*  **

*AB*1***h* *k*  0

(4.58)

*T*, *i*

*Et*, *i*

*t*1, *i*1

*t*1, *i*1

*t*1

*L*  *A*

1*R**A* *c*

*e*1***Ah*

*K* *b*

 0

(4.59)

*T*, *i*

*t*1, *i*1

*T* t, *i*

*T*, *i*

*T*, *i*

*T*, *i t*

*T*, *i*

则外部习惯形成(external habit formation)理论下的消费动态路径和消费函数分别为：

Ln *c*

*B*1

**~2

**Ln *c*

**Ln *c*

**Ln *c*

*t*1, *i*1

* ln*h*

*t*1, *i*1

**

*t*1

 *Ak*

**

 **

*t*1 2

*t*1, *i*1

*t*1, *i*1

*T*, *i* *t*

*t*1

(4.60)

*c*11*r****A*

*HW*

11*c*

*c*

*c*

(4.61)

*T*, *i*

*t*

*T**i* 

*T*, *i*



*T*, *i*

*J* 

*t*

*J*** 1~2

*t*1, *i*1 *t*

*j*

*t*1

***j* 

其中，*t* exp*jB* **

2*t*

ln*ht**k*. *i**k**Akt**k*****

1*r*

 ,

*B*ln *B*1**。

*j*0

*k*0

可见，考虑了消费外部性问题，个体消费支出水平不仅受人口特征变量、预防性储蓄及消费习惯等因素的影响，还受社会平均消费水平和收入水平的影响。

⑵社会资本决定模型

将式（4.53）代入式（4.59），则有社会资本决定模型：

*k**h*t*A*

1*R**A* *c*

*E*  *b*

1***Ht*, *i**c*

*e*

*t*1

**1*n*

1*H h*

*t*1, *i*1

*T* t, *i*

*T*, *i*

*T*, *i*

*T*, *i*

*H* *t* t 

*t*1

*t*1

*T*, *i* 

*t*

(4.62)

可见，式（4.48）、（4.54）、（4.61）和式（4.62）构成了关于养老保险覆盖率、人口增长率、居民消费和资本密度的非线性联立方程组。目前，学术界对于消费行为的研究，主要分为两大类：一类是考虑个体差异性，采用微观数据研究个体的消费行为；另一类是忽略个体差异，采用宏观数据研究总量消费行为。数据的差异性，使得同一消费理论模型在微观和宏观领域的应用结论往往差异明显，如家庭数据基本上支持持久收入假说，而宏观总量数据往往拒绝这个理论；家庭数据往往拒绝习惯形成理论，而宏观总量数据往往接受这个理论。因此，如何准确地协调宏观经济和微观经济的实证研究依然是学术界关注的热点(Deaton, 1992)。“外部性”的存在，使得微观个体消费行为和宏观经济模型能够合理融合。

### 4.2.4 养老保险与居民消费关系的一般均衡理论分析

在一般均衡理论框架下，养老保险对居民消费的影响更为复杂。首先，两类企业人力资本产出效率和保障水平的差异，形成了行业的收入差距，也刺激消费者增加教育投资。而教育投资增加后，必将增加I类企业的就业数量，即扩大了养老保险覆盖率（见式（4.48））。其次，养老保障解决了人们对老年生活的后顾之忧，一定程度上降低了人口出生率（见式（4.54）），进而直接影响社会养老负担、劳动力供给和经济增长（见式（4.62）），并进一步影响居民消费结构和不确定性预期。再次，养老保险影响人口特征变量和预期财富，因而养老保险与人口特征变量、预防性储蓄及内外部习惯形成等的交互乘积也影响居民消费（见式（4.61））。

可见，居民消费、预期收入和养老保险相互影响（见图4.3），这也可能是养老保险影响居民消费程度难以定论的主要原因。充分考虑变量之间的关联性，不仅让理论模型的构建更符合社会现实，还可以为局部均衡理论模型的内生性检验问题提供可靠的理论证据。



不确定性

流动性约束

消费

储蓄

习惯

财富、收入/ 差距

产出

收入/差距

利率（预期）

教育支出 人力资本

养老保险

人口出生

图 4.3 养老保险、居民消费和经济增长

## 4.3 小结

本章分别从局部均衡和一般均衡角度研究养老保险影响居民消费问题。局部均衡框架下，构建了包含人口特征、预防性储蓄、内部习惯形成和流动性约束等影响因素的消费决定模型。一般均衡框架下，充分考虑消费外部性，将个体消费决定模型和宏观经济模型进行合理融合。本章认为，养老保险对居民消费的影响途径较为复杂，不仅存在直接影响，还存在间接影响。理论模型是否合理，还需采用计量经济模型对实际数据进行验证分析。

# 第 5 章 养老保险影响我国城镇居民消费的宏观证据

为了验证理论模型的合理性，本章基于宏观数据对理论模型进行实证分析。对于构造的消费决定模型，本章首先将其转化为便于实证分析的面板数据计量经济模型，将人口特征、养老保险等重点关注变量加入到回归模型，并采用面板数据模型设定检验、冗余变量检验和内生性检验等方法验证模型的合理性。

## 5.1 养老保险对居民消费影响局部均衡模型实证分析

### 5.1.1 模型构建

有效的将式（4.20）和（4.34）转化为可实证的计量经济学模型，需对以下几个影响层面进行重新界定：

⒈品味变换因子

品味变换因子包含了代表性消费者的年龄、家庭人口数和家庭人口结构等因素，则可定义：

*T* *t*, *f* \_ *num*, *f* \_ *str*,

(5.1)

其中，*f* \_ *num*表示家庭人口数，根据泰勒级数展开式：

*f* \_ *str*表示家庭人口年龄结构。

*t*

*K*1*f* \_ *numt* *K* 2*f* \_ *strt*  

(5.2)

其中，*K*1 

则有：

*F* \_ *numt*1 ,

*f* \_ *strt*1



*f* \_ *num*

*K* 2 

*F* \_ *numt*1 .

*f* \_ *strt*1



*f* \_ *str*

***K**f* \_ *num**K**f* \_ *str*

(5.3)

1 *f* \_ *num* 2

可见，**可近似用人口增长率、人口出生率和老年人口占比等人口特征变量的多项式表示。

⒉养老保险变量

反映我国养老保险发展水平的变量有养老保险覆盖率、养老保险贡献率和养老保险替代率。其中，养老保险覆盖率为养老保险参保人数与符合参保条件人数

的比值；养老保险贡献率为养老保险缴费与工资水平的比值；养老保险替代率为养老金领取与工资水平的比值。

⒊预防性储蓄

对于式(4.20)中的预防性储蓄项**2 ~ ，本文采用ln *c* 2 替代，这也与

 ln *ct*

*it*

Dynan（1993）提出的测算预防性储蓄动机的二阶泰勒展开式对应。

⒋流动性约束

Zeldes（1989）认为，在其他条件不变情况下收入增长将使得流动性放松。Lee

和Sawada（2007）认为流动性约束为收入的线性函数，*t* *yt*。对于我国消费者来

说，借贷约束更多取决于消费者的收入增长趋势。因此，本文假定流动性约束为收入预期增长率的函数，即*t* ***yt* / *yt*1**ln *yt* 。

因此，式（4.20）和（4.34）对应的计量经济模型可写为：

Ln *c* ******ln *c*

* p*

** **ln *c*

2 **ln *y*

*it* i t 1

*it*-1

*2 it*

3 *it* 4

*it* 5 *it*

(5.4)

**6

*pit*

*X it*

**7*it*

*X it*

**8

Ln *cit*

2

*it*

 *X*

*it*

Ln *cit*

*i*

* t*

**1

Ln *cit*1

**2

Ln *yit*

**3

*pit*

**4*it*

**5

Ln *cit* 

(5.5)

**6

Ln *yit*

**7*it*

*X it*

**8

*pit*

*X it*

**9

Ln *cit*

2

*it*

 *X*

*it*

其中，*i*代表地区；*t*代表年份；**代表个体效应；**代表时点效用；*p*表示养

老保险相关变量；**表示人口特征相关变量；*pX*和*X*

分别表示养老保险变量、

2

人口特征变量与其他解释变量的交互乘积项；**为随机扰动项，反映随机因素、遗漏变量及设定误差等对模型的影响。

### 5.1.2 变量、数据及描述性统计

面板数据(panel data)综合了时间序列数据和截面数据两方面的信息。使用面板数据建立模型至少有三个突出优点：①增加了自由度，可以减弱多重共线性，提高了估计量的有效性；②固定效应回归模型能够得到参数的一致估计量；③可识别和度量时间序列数据和截面数据无法观测的效应。我国现行的基本养老保险制度实施时间较短，时间序列数据不足。为了更精确研究养老保险制度和居民消费之间的关系，本文采用1994-2013年我国大陆地区29个省/直辖市（不含重庆和西藏）城镇居民的样本数据，变量涉及养老保险、居民生活、城镇就业和人口信息等

多个层面，具体指标见表5.1。其中，城镇居民人均可支配收入和人均现金消费支出（以下简称“人均消费支出”）等数据都根据各地区城市居民消费价格指数调整成以1994年价格核算的实际数据。由于无法获得城镇人口出生率、人口结构等重要的人口特征变量，且考虑我国人口流动性及城镇化的快速发展，人口特征指标选用各地区的城乡数据，而非城镇人口数据。所有数据都由历年《中国统计年鉴》整理而得，主要变量的描述性统计结果见表5.2。

表 5.1 指标体系

|  | 指标 | 单位 | 符号 | 备注 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 6.1.2 养老保险 | 年末参加城镇职工基本养老保险人数 | 万人 | ins |  |
| 年末参加城镇职工基本养老保险职工人数 | 万人 | ins\_w |  |
| 年末参加城镇职工基本养老保险离退休人数 | 万人 | ins\_r |  |
| 城镇职工基本养老保险基金收入 | 亿元 | pen\_r |  |
| 城镇职工基本养老保险基金支出 | 亿元 | pen\_e |  |
| 城镇职工基本养老保险基金累计结余 | 亿元 | pen\_b |  |
| 养老保险覆盖率 | % | pen\_c | ins\_w/emp\*100 |
| 人均养老保险费支出 | 元 | pen\_c | pen\_r/ins\_w\*10000 |
| 养老保险贡献率 | % | pen\_cr | pen\_c/wag\_w\*100 |
| 人均养老保险金收入 | 元 | pen\_s | pen\_e/ins\_r\*10000 |
| 养老保险替代率 | % | pen\_sr | pen\_s/wag\_w\*100 |
| 期末人均养老保险基金结余 | 万元 | pc\_pb | pen\_b/ins |
| 城镇就业 | 城镇就业人员数 | 万人 | emp |  |
| 城镇登记失业人员数 | 万人 | une |
| 城镇登记失业率 | % | une\_r |
| 城镇单位在岗职工平均工资 | 元 | wag\_w |
| 人民生活 | 城镇居民人均可支配收入 | 元 | pc\_i |  |
| 城镇居民人均现金消费支出 | 元 | pc\_c |  |
| 城镇居民人均文教娱乐现金消费支出 | 元 | pc\_e |  |
| 城镇居民人均实际可支配收入 | 元 | pc\_ri | pc\_i/cpi\*100 |
| 城镇居民人均实际现金消费支出 | 元 | pc\_rc | pc\_c/cpi\*100 |
| 城镇居民人均实际现金消费支出（不含文教娱乐） | 元 | pc\_rce | Pc\_rc- pc\_re |
| 城镇居民人均实际文教娱乐现金消费支出 | 元 | pc\_re | pc\_e/ecpi\*100 |
| 价格指数 | 城市居民消费价格指数（1994=100） |  | cpi |  |
| 娱乐教育文化消费价格指数（1994=100） | ecpi |
| 人口 | 城镇人口（年末） | 万人 | t\_up |  |
| 人口出生率 | ‰ | b\_r |
| 人口自然增长率 | ‰ | pop\_g |
| 0-14 岁人口占比 | % | pop\_0 |
| 15-64 岁人口占比 | % | pop\_15 |
| 65 岁及以上人口占比 | % | pop\_65 |
| 城镇人口增长率 | ‰ | up\_g |

表 5.2 主要变量样本描述

| 变量 | 符号 | 均值 | 最大值 | 最小值 | 标准差 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 城镇居民人均实际可支配收入 | pc\_ri | 7485.669 | 24184.320 | 2444.944 | 4142.474 |
| 城镇居民人均实际现金消费支出 | pc\_rc | 5508.873 | 15527.660 | 2043.340 | 2709.640 |
| 城镇居民人均实际现金消费支出（不含文教娱乐） | pc\_rce | 4639.401 | 12267.800 | 1843.200 | 2095.004 |
| 城镇居民人均实际文教娱乐消费支出 | pc\_re | 869.472 | 5160.713 | 149.310 | 678.262 |
| 养老保险贡献率 | pen\_cr | 22.339 | 38.374 | 9.047 | 5.418 |
| 养老保险替代率 | pen\_sr | 58.104 | 740.348 | 29.886 | 31.780 |
| 期末人均养老保险基金结余 | pc\_rpb | 1899.245 | 9197.020 | 15.160 | 1760.956 |
| 人口出生率 | b\_r | 12.489 | 22.920 | 4.850 | 3.728 |
| 人口自然增长率 | pop\_g | 6.375 | 15.240 | -1.900 | 3.563 |
| 65 岁及以上人口占比 | pop\_65 | 8.045 | 16.380 | 3.580 | 1.985 |
| 城镇登记失业率 | une\_r | 3.492 | 7.400 | 0.400 | 0.940 |

### 5.1.3 模型估计和检验

1.模型设定检验

面板数据模型主要包括混合模型、固定效应模型和随机效应模型。其中，对于固定效应模型，认为个体或时点影响与解释变量可以任意相关；对于随机效应模型，认为个体或时点影响与解释变量不相关。因此，不同的模型形式，适合选用不同的估计方法。模型设定正确与否，将直接决定模型估计结果与现实经济之间的偏离程度。判断模型应设定为混合回归模型还是固定效应回归模型，一般采用无约束模型和有约束模型回归残差平方和构造*F*统计量加以推断。以检验个体固定效应回归模型为例，*F*检验的零假设和被择假设分别为：

*H* 0: *i* **，真实模型为混合模型。

*H*1: *i*存在差异，真实模型为个体固定效应模型。

*F*统计量定义为：

*F*(*RSS r**RSSu*) /( *N*1)

*RSSu* /( *NT*  *N*  *k*)

(5.6)

其中，*RSS r*表示混合回归模型的残差平方和；*RSS u*表示个体固定效应回归模型的残差平方和；k表示解释变量个数，N和T分别表示个体数和时间跨度。

检验时，若F值大于给定置信水平下的临界值，则拒绝零假设，认为模型应设定为个体固定效应模型。

判断模型应该设定成随机效应模型还是固定效应模型，一般采用Hausman** 2

检验方法。Hausman检验的零假设和被择假设分别为：

*H* 0: *p* lim(**β**ˆ*FE*

*H*1: *p* lim(**β**ˆ*FE*

**β**ˆ*RE*) 0

**β**ˆ*RE*) 0

Hausman检验的统计量为：

*d* 2

**β**ˆ*FE*

1

 **β**ˆ *RE*  *V*ˆ*ar***β**ˆ *V*ˆ*ar***β**ˆ **** **β**ˆ

*FE* RE *FE*

**β**ˆ*RE****k*

(5.7)

检验时，若**2值大于给定置信水平下的临界值，则拒绝零假设，同样认为模型应设定为个体固定效应模型。

以模型（5.5）的简化形式( ln *cit**i**t* **ln *yit* *it*)为例，检验结果见表5.3。综合考虑F检验和Hausman检验的检验结果，认为模型应设定为个体时点随机效应模型，估计结果见式（5.8）。由式（5.8）可知，虽然模型t检验和F检验非常显著，

但是DW值仅为0.526，则认为模型可能存在虚假回归问题，或遗漏了重要解释变量①。

表 5.3 随机游走消费模型设定检验

| 统计量 | 检验形式 | 检验统计量 | 结论 | 模型设定 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| F 统计量 | 个体效应 | 22.603\*\*\*  [0.000] | 个体固定 | 个体时点随机效应 |
| 时期效应 | 1.644\*\*  [0.042] | 时点固定 |
| 个体时期效应 | 17.517\*\*\*  [0.000] | 个体时点固定 |
|  2 统计量 | 个体效应 | 51.379  [0.000] | 个体固定 |
| 时期效应 | 8.585\*\*\*  [0.003] | 时点固定 |
| 个体时期效应 | 1.793  [0.181] | 个体时点随机 |

注：[]中值为P值；\*表示在10%水平下显著；\*\*表示在5%水平下显著；\*\*\*表示在1%水平下显著（以下同）。

①由于可获得样本数据时间维度比较短，故论文实证部分不考虑对变量长期均衡关系（协整关系）的检验。

*L*ˆ*pc* \_ *rc*0.8570.871*lpc* \_ *ri*

(5.8)

(0.035) (0.004)

T= 24.639\*\*\* 224.459\*\*\*

加权统计量：R2=0.989 F=50381.900 DW=0.526

2.模型估计和检验

对于模型（5.4）和（5.5），解释变量里包含了被解释变量的滞后期，属于动态面板数据模型。Nickell（1981）认为在“小*T*大*N*”条件下，由于组内变换，滞后因变量和误差项相关，即可能产生组内估计量不一致问题。对于该问题，较好处理办法是采用GMM估计方法，对原始模型取一阶差分，然后直接使用IV估计方法。由于样本数据在时间维度跨度20年，则认为动态面板偏差较小。同时，模型中包含多个解释变量，且有交互乘积项，差分处理会使得很多解释变量系数失去经济意义。因此，本文在局部均衡研究框架下不考虑动态面板偏差问题。

经过模型设定检验后，模型（5.4）和（5.5）全部选择个体固定效应模型①。估计结果见表5.4和5.5。回归结果显示，对于模型（5.4），调整后*R*2为0.874，*F*统计量为83.076；对于模型（5.5），调整后*R*2为0.999，*F*统计量为19823.44。可见，模型整体上都是显著的。回归系数的*t*检验显示，在5%显著性水平下，选择的人口特征变量、养老保险变量、预防性储蓄、习惯形成、流动性约束及交互乘积项对我国城镇居民人均消费支出都有显著影响。

①由于社会统筹与个人账户相结合的基本养老保险制度早在1991年就在部分省市开始试点，因此，模型（5.4）和模型（5.5）在实证时不考虑养老保险对居民消费的影响在全面实施（1997年）前后是否存在差异性。

表5.4 局部均衡理论下动态消费路径估计结果

|  | 解释变量 | OLS (1) | OLS (2) | OLS (3) | OLS (4) |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | cons | 0.014\*\*\*  （7.330） | 0.077\*\*\*  (5.767) | -0.011  (-1.630) | 0.025  (1.572) |
| D(lpc\_rc(-1)) | 0.009  （0.523） | -0.015  (-0.870) | -0.024  (-1.386) | -0.031\*  (-1.791) |
| D2(lpc\_rc) | 4.905\*\*\*  （33.203） | 2.722\*\*  (2.306) | 9.078\*\*\*  (11.081) | 7.607\*\*\*  (4.909) |
| D(lpc\_ri) | 0.293\*\*\*  （10.749） | 0.240\*\*\*  (8.559) | 0.212\*\*\*  (7.702) | 0.200\*\*\*  (7.107) |
| 6.1.1 人口统计量   | b\_r |  | -0.007\*\*\*  (-3.476) |  | -0.004\*\*  (-1.997) |
| pop\_g | 0.005\*\* (2.556) | 0.004\* (1.768) |
| tpop\_65 | 0.003\*\*  (2.348) | 0.0035\*\*\*  (3.001) |
| 养老保险p | pen\_c |  |  | 0.0004\*\*\*  (5.923) | 0.0003\*\*\*  (4.432) |
| pen\_cr | 0.0007\*\*\* (3.271) | 0.0005\*\* (1.904) |
| tpen\_sr | 0.0003\*\*\* (2.950) | 0.0004\*\*\* (3.112) |
| 交互项 | b\_r\*(D(lpc\_rc))^2 |  | 0.446\*\*  (2.389) |  | 0.196  (1.030) |
| pop\_g\*(D(lpc\_rc))^2 | -0.481\*\*\* (-2.631) |  | -0.232  (-1.264) |
| tpop\_65\*(D(lpc\_rc))^2 | -0.595\*\*\*  (-3.587) |  | -0.587\*\*\*  (-3.580) |
| pen\_c\*(D(lpc\_rc))^2 |  | -0.028\*\*\* (-3.988) | -0.023\*\*\* (-2.976) |
| pen\_cr\*(D(lpc\_rc))^2 |  | -0.089\*\*\*  (-3.657) | -0.072\*\*\*  (-2.803) |
| tpen\_sr\*(D(lpc\_rc))^2 |  | -0.034\*\*\* (-2.898) | -0.039\*\*\* (-3.103) |
| 控制  变量 | une\_r |  | -0.002\*\*  (-2.308) | -0.002\*\*  (-2.008) | -0.003\*\*  (-2.391) |
|  | R 2 | 0.851 | 0.863 | 0.871 | 0.874 |
|  | F | 97.141\*\*\* | 87.188\*\*\* | 93.370\*\*\* | 83.076\*\*\* |
|  | DW | 2.233 | 2.219 | 2.263 | 2.269 |
|  | 模型设定 | 个体  固定效应 | 个体  固定效应 | 个体  固定效应 | 个体  固定效应 |

注：lx表示变量x的对数序列；D（x）表示变量x的差分序列；tx表示变量x去势后的序列。x（-1）表示变量x的滞后一期。

表5.5 局部均衡理论下消费函数估计结果

|  | 解释变量 | OLS (1) | OLS (2) | OLS (3) | OLS (4) |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | cons | 0.033\*  (1.652) | -0.129  (-1.217) | 0.117\*\*\*  (3.577) | -0.198\*  (-1.806) |
| lpc\_ri | 0.076\*\*\*  (4.206) | -0.166\*  (-1.870) | 0.326\*\*\*  (4.433) | -0.177\*\*  (-2.007) |
| D2(lpc\_rc) | 4.851\*\*\*  (13.518) | -7.156\*\*\*  (-3.406) | -6.640\*\*\*  (-3.064) | -7.650\*\*\*  (-3.642) |
| lpc\_rc(-1) | 0.919\*\*\*  (44.190) | 1.191\*\*\*  (11.950) | 0.651\*\*\*  (8.504) | 1.210\*\*\*  (12.163) |
| D(lpc\_ri) | 0.196\*\*\*  (6.102) | 0.106\*\*\*  (4.224) | 0.100\*\*\*  (3.713) | 0.102\*\*\*  (4.093) |
| 人口统计量 | b\_r |  | 0.039\*\*  (2.135) |  | 0.048\*\*  (2.572) |
| pop\_g | -0.036\*  (-1.833) | -0.042\*\*  (-2.146) |
| 养老保险 p | pen\_cr |  |  | 0.0003\*\* (2.161) | 0.0004\*\* (2.453) |
| 交互项 | b\_r\*lpc\_ri |  | 0.041\*\*\*  (2.917) |  | 0.045\*\*\*  (3.170) |
| pop\_g\*lpc\_ri | -0.030\*\*  (-2.023) |  | -0.034\*\*  (-2.315) |
| b\_r\*lpc\_rc(-1) | -0.048\*\*\*  (-2.951) |  | -0.052\*\*\*  (-3.239) |
| pop\_g\*lpc\_rc(-1) | 0.035\*\*  (2.094) |  | 0.041\*\*  (2.403) |
| ((D(lpc\_rc))^2)\*lpc\_ri | -17.737\*\*\*  (-12.555) | -17.733\*\*\*  (-12.227) | -17.679\*\*\*  (-12.573) |
| ((D(lpc\_rc))^2)\*lpc\_rc(-1) | 20.034\*\*\*  (13.299) | 19.953\*\*\*  (12.986) | 20.026\*\*\*  (13.359) |
| lpc\_rpb\*lpc\_ri |  | -0.021\*\*  (-2.282) |  |
| lpc\_rpb\*lpc\_rc(-1) |  | 0.022\*\*  (2.282) |  |
|  | une\_r |  | -0.001  (-1.548) | -0.003\*\*\*  (-3.659) | -0.002\*  (-1.869) |
|  | R 2 | 0.999 | 0.999 | 0.999 | 0.999 |
|  | F | 17916.710\*\*\* | 20108.650\*\*\* | 20108.650\*\*\* | 21214.470\*\*\* |
|  | DW | 2.250 | 2.247 | 2.247 | 2.370 |
|  | 模型设定 | 个体  固定效应 | 个体  固定效应 | 个体  固定效应 | 个体  固定效应 |

为了验证选择的人口特征变量、养老保险变量及交互乘积项是否显著改进了模型，本文采用面板数据冗余变量检验方法。通过面板数据冗余变量检验，人均

消费支出增长率平方序列、收入增长率和交互乘积项对应的*F*统计量和**2统计量在5%显著性水平下都是显著的，人均消费支出增长率滞后一期对应的*F*统计量和

**2统计量在10%显著性水平下是显著的，即这些变量都应该包含在相应的模型中，

检验结果见表5.6。因此，模型（5.4）和模型（5.5）代表了局部均衡理论下研究我国城镇居民消费问题的一般形式。

表5.6 冗余变量检验

|  | 检验变量 | F 检验 | | LR 检验 | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| F 统计量 | Prob. |  2 统计量 | Prob. |
| 模型  (5.4) | D(lpc\_rc(-1)) | 3.208\* | 0.073 | 3.499\* | 0.061 |
| (D(lpc\_rc))^2 | 24.094\*\*\* | 0.000 | 25.723\*\*\* | 0.000 |
| D(lpc\_ri) | 50.512\*\*\* | 0.000 | 52.542\*\*\* | 0.000 |
| 交互项 | 8.496\*\*\* | 0.000 | 53.002\*\*\* | 0.000 |
| 模型  (5.5) | lpc\_rc(-1) | 147.950\*\*\* | 0.000 | 140.837\*\*\* | 0.000 |
| D(lpc\_ri) | 16.750\*\*\* | 0.000 | 17.875\*\*\* | 0.000 |
| (D(lpc\_rc))^2 | 13.264\*\*\* | 0.000 | 14.202\*\*\* | 0.000 |
| 交互项 | 35.929\*\*\* | 0.000 | 194.902\*\*\* | 0.000 |

3.估计结果的经济含义

由于模型中包含了交互项，这使得对系数经济含义的阐释变得更为复杂。

Wooldridge（2010）指出对于包含交互项的模型：

*Y***0**1 *x*1 **2 *x*2**3 *x*1 *x*2 *u*

解释变量*x*2对*y*的偏效应（保持所有其他变量不变）为：*y*此时可将*x*1的均值或中位数代入计算。

(5.9)

*X*2 **2**3 *x*1 ,

由于模型（5.5）解释变量中包含了被解释变量的滞后一期，则对系数的理解需考

虑长期影响乘数，以自回归模型为例：

*Yt* **0 **1 *yt*1 **2 *xt* *ut*

此时，*x*对*y*的即期影响乘数和长期影响乘数分别为**2和**2

(5.10)

1**1。

根据模型（5.4）和（5.5）的回归结果，可计算局部均衡理论下各个解释变量对城镇

居民人均消费支出的即期影响乘数和长期影响乘数，见表5.7。可得结论如下①：

⑴收入增长是我国城镇居民消费扩张的主要驱动力。收入水平的稳定增长，不仅为消费支出提供了资金来源、可靠保障，还可以降低居民对支出不确定性的预期。由模型（5.5）可知，在其他变量不变情况下，可支配收入每增长1%，长期来看平均会使我国城镇居民消费支出增长0.91%。

⑵消费习惯支配着我国城镇居民的消费行为。由模型（5.4）可知，消费增长率滞后一期的系数符号为负，这一方面说明我国城镇居民消费存在一定的持久性特征，另一方面也说明我国城镇居民消费增长路径存在过度平滑现象，如上期有较高的消费增长率，则本期将倾向降低消费支出水平，最终使得消费支出比可支配收入更加平滑。

⑶我国城镇居民消费存在过度敏感现象。模型（5.4）中收入增长率对消费增长率的偏效应为0.2，这说明我国城镇居民消费受流动性约束的影响，也可理解为存在短视行为。短视行为和习惯行为的共同作用，使得我国城镇居民消费紧跟收入，但步调又不完全一致，见图5.1。



30000

20

25000

15

20000

10

15000

5

10000

0

5000

-5

0

-10

家庭平均每人可支配收入(元)

可支配收入增长率（%）

家庭平均每人生活消费支出(元)

生活消费支出增长率（%）

资料来源：本图根据历年《中国统计年鉴》数据由作者绘制

图 5.1 我国城镇居民历年收入、支出情况

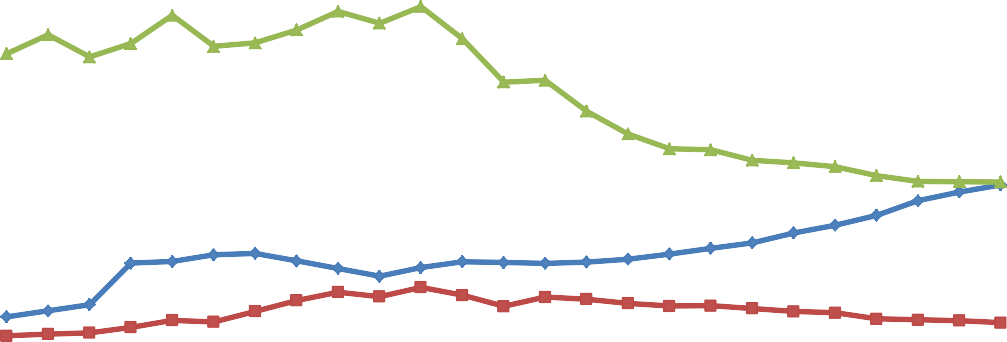
①对于系数经济含义，论文主要涉及以下三种情况：①*y****x**u*，**表示保持其他变量不变时，*x*增加一个单位将使*y*的期望值增加**个单位；②log*y*****log*x**u*，**表示保持其他变量不变时，*x*提高1%平均会使*y*提高**%；③log*y****x**u*，**表示保持其他变量不变时，*x*增加一个单位平均会使*y*提高100**% 。

⑷预防不确定性发生是我国城镇居民高储蓄的主要原因。我国城镇居民的相对风险规避系数为2\*5.4，即为10.8。Dynan（1993）认为相对风险规避系数的值一般介于3-5之间。可见，我国城镇居民存在较强的预防性储蓄动机。近年来，我国经济持续快速发展。然而，教育和医疗等关系国计民生行业的市场化运作，也一定程度上增强了居民的储蓄动机。以医疗为例，2013年，综合医院门诊病人人均医药费为206.4元，出院病人人均医药费7442.3元，分别为1990年水平的18.94倍和

15.72倍。因此，我国城镇居民较强的预防性储蓄动机，更多来自支出的不确定性。面对教育、医疗、养老及通胀等风险因素的影响，居民必然会增加储蓄以防范未来不确定性的发生。

⑸人口特征变量影响居民消费。由模型（5.4）可知，人口出生率与消费增长率负相关，人口增长率和65岁及以上人口占比与消费增长率正相关。由模型（5.5）可知，在其他变量不变情况下，人口出生率每下降1个千分点，长期来看平均会使消费增长0.6%；人口增长率每增加1个千分点，长期来看平均会使消费增长1.5%。可见，人口特征变量对居民消费的影响是复杂的，一方面人口出生率下降、老龄化程度上升，迫使家庭增加对子女的教育支出和对老人的医疗支出（该结论与杨继军和张二震（2013）的研究结论较为类似）；另一方面，人口增长率的持续下降，增加了居民的养老担忧和预防性储蓄动机，为了维持消费水平在各年龄阶段的持续性，必然会减少当前消费、增加储蓄。

⑹养老保险制度有助于拉动我国城镇居民的消费需求。由模型（5.4）可知，养老保险贡献率、覆盖率和替代率与消费增长率都呈正相关关系。由模型（5.5）可知，在其他变量不变的情况下，养老保险贡献率每提高1个百分点，城镇居民人均消费支出平均会提高0.6%。可见，养老保险制度有助于拉动我国城镇居民的消费需求。由图5.2可知，1999年以来，我国基本养老保险的覆盖率不断上升，而替代率持续下降，二者的反向发展使得养老保险对城镇居民消费的影响出现一定程度上的内部抵消，这也可能是模型（5.5）中排除了养老保险覆盖率和替代率的合理原因。由于缴费比例是固定的，则各地区养老保险贡献率的差异，就必然体现了各地区养老保险财政补贴和个体、私营经济发展的差异。增加政府对养老基金的财政补贴，提高养老保险替代率，都有助于提升居民消费支出水平。



90

80

70

60

50

40

30

20

10

0

覆盖率

贡献率

替代率

资料来源：本图根据历年《中国统计年鉴》数据由作者绘制

1989

1990

1991

1992

1993

1994

1995

1996

1997

1998

1999

2000

2001

2002

2003

2004

2005

2006

2007

2008

2009

2010

2011

2012

2013

图 5.2 我国基本养老保险发展变化情况

⑺就业压力明显抑制了城镇居民消费水平的提升。由模型（5.4）可知，城镇登记失业率的偏效应为-0.003，表明就业压力越大，城镇居民越倾向减少消费支出。由模型（5.5）可知，在其他变量不变情况下，城镇登记失业率每下降1个百分点，长期来看平均会使城镇居民人均消费支出增长3%。因此，防失业也是增加居民预防性储蓄的主要动机。

表5.7 模型(5.4)和(5.5)中主要解释变量的偏效应

|  | 变量 | 系数 | 均值 | 即期效应 | 长期效应 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 模型  (5.4) | D(lpc\_rc(-1)) | -0.031 | 0.066 | -0.031 |  |
| (D(lpc\_rc))^2 | 7.607 | 0.006 | 5.399 |
| D(lpc\_ri) | 0.200 | 0.077 | 0.200 |
| b\_r | -0.004 | 12.105 | -0.003 |
| pop\_g | 0.004 | 6.037 | 0.002 |
| tpop\_65 | 0.003 | 0.027 | 0.0001 |
| pen\_c | 0.0003 | 66.249 | 0.0002 |
| pen\_cr | 0.0005 | 22.550 | 0.0001 |
| tpen\_sr | 0.0004 | 0.456 | 0.0001 |
| une\_r | -0.003 | 3.518 | -0.003 |
| 模型  (5.5) | lpc\_ri | -0.177 | 8.816 | 0.061 | 0.910 |
| (D(lpc\_rc))^2 | -7.650 | 0.006 | 6.088 | 90.866 |
| lpc\_rc(-1) | 1.210 | 8.468 | 0.933 |  |
| D(lpc\_ri) | 0.102 | 0.075 | 0.102 | 1.522 |
| b\_r | 0.048 | 12.286 | -0.0004 | -0.006 |

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | pop\_g | -0.042 | 6.198 | 0.001 | 0.015 |
| pen\_cr | 0.0004 | 22.339 | 0.0004 | 0.006 |
| une\_r | -0.002 | 3.518 | -0.002 | -0.030 |

## 5.2 养老保险对居民消费影响的一般均衡模型实证分析

### 5.2.1 模型构建

由模型①（4.48）可知，养老保险覆盖率取决于全社会的教育支出和收入差距。由模型（4.54）可知，人口增长率主要取决于人口出生率、养老保险覆盖率、养老保险贡献率和居民收入水平等。由模型（4.61）可知，代表性消费者的收入水平及预期是影响其消费支出的主要因素，而个体的收入水平主要取决于全社会平均收入水平和自身的人力资本存量。由模型（4.62）可知，消费外部性使得个体消费支出影响到下一期社会平均消费水平、资本形成和产出水平。可见，全社会实物资本和人力

资本比值*kt*1、个体消费支出*ct*, *i*和养老保险覆盖率*t*1相互影响。由模型（4.62）可知，*kt*1受当前全社会产出水平和消费、教育支出的影响。因此，可构建反映养老保险覆盖率、人口出生率、收入水平和消费支出的面板数据模型如下：

*It**i**t***1 ln *eit*1**2 ln *cit*1**3ln *yit*

Ln *yit* *uit*

(5.11)

*Nit**i**t***1*nit*1**2*brit***3*it***4*it***5 ln *yit**vit*

ln *yit* *i* *t***1 ln *cit* **2 ln *eit* **3 ln *cit*

(5.12)

**4

Ln *eit*

**5*it*

**6

*pit*

*T*, *i*

(5.13)

Ln *c****** *

* p* ** ln *c*

**Ln *y* **ln *c*

2 **

Ln *c*

*it* i

** ln *c*

*t* 1

** ln *e*

*It* 2 *it* 3

ln *y*  *  X*

*It* 1 4 *it* 5

* p X*  **  ln *c*

*it* 6

2 *X*  *u*

*it*

(5.14)

7 *it*1

8 *it*

*It* 9 *it* *it*

10 *it* it 11

*it* *it*

*T*, *i*

其中，带横杠的变量表示全社会平均水平，为了将其调整成面板数据格式，下标同样用*it*表示，如*yit*表示*t*时刻地区*i*的人均可支配收入，而*yit**yt*，表示*t*时刻全社会的人均可支配收入；*c*表示不含教育支出的消费水平；*h*表示人力资本存量，取决于当前及过去的教育支出。模型（5.14）中的ln *cit*1和ln *cit*分别表示过去消费

①养老保险替代率和贡献率更多表现为政府决策行为，因此关于养老保险问题，论文仅考虑覆盖率为内生变量。

水平和外部消费水平，可分别用来度量内部习惯形成和外部习惯形成，其中外部习惯形成也表现为居民攀比性消费心理。由于覆盖率**影响养老保险变量*p*，模型（5.11） –模型（5.14）构成联立系统，可以看作是模型（5.5）在一般均衡框架下的扩展。

### 5.2.2 变量及数据说明

为了有效验证内部习惯形成和外部习惯形成是否同时存在，即模型（5.11）–模型

（5.14）的合理性，本文将选择的29个省/直辖市看作是消费个体，社会平均指标选择全国城镇居民人均可支配收入、人均生活消费支出（不含文教娱乐支出）、人均文教娱乐支出、养老保险覆盖率、养老保险贡献率、养老保险替代率、人口出生率及人口自然增长率等指标。各指标全国数据的描述性统计结果见表5.8。

表5.8 主要变量样本描述

| 指标 | 符号 | 均值 | 最大值 | 最小值 | 标准差 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 全国城镇居民人均可支配收入 | wpc\_ri | 7793.255 | 15504.250 | 3496.200 | 3784.199 |
| 全国城镇居民人均现金消费支出 | wpc\_rce | 4815.794 | 8483.808 | 2330.500 | 1957.822 |
| 全国城镇居民人均文教娱乐支出 | wpc\_re | 889.256 | 1882.577 | 250.800 | 470.832 |
| 全国养老保险覆盖率 | wpen\_c | 48.559 | 63.224 | 39.211 | 6.728 |
| 全国养老保险贡献率 | wpen\_cr | 21.181 | 24.860 | 18.224 | 1.929 |
| 全国养老保险替代率 | wpen\_sr | 58.923 | 77.553 | 44.624 | 11.973 |
| 全国人口出生率 | wb\_r | 13.616 | 17.700 | 11.900 | 1.997 |
| 全国人口自然增长率 | wpop\_g | 6.908 | 11.210 | 4.790 | 2.172 |

### 5.2.3 模型估计及检验

对模型（5.11）–模型（5.14）分别应用OLS估计，估计结果见表5.9–表5.12。由表5.9可知，教育支出与养老保险覆盖率正相关；相对全社会平均收入，收入水平越高，养老保险参保意愿越低。由表5.10可知，养老保险覆盖率、贡献率都与人口增长率负相关，系数符号与理论分析基本相符。

表5.9 模型(5.11) OLS估计结果

| 变量 | 系数 | 稳健标准误 | t统计量 | Prob. |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| cons | 117.960\*\*\* | 41.895 | 2.816 | 0.005 |
| lpc\_re(-1) | 7.376\*\*\* | 1.444 | 5.107 | 0.000 |
| lpc\_rce(-1) | -9.548\*\*\* | 1.730 | -5.519 | 0.000 |
| pen\_c(-1) | 0.799\*\*\* | 0.039 | 20.370 | 0.000 |
| lpc\_ri/lwpc\_ri | -72.715\* | 39.379 | -1.847 | 0.065 |
| R 2  DW | 0.895 | F值 | | 147.340\*\*\* |
| 1.784 |

表5.10 模型(5.12) OLS估计结果

| 变量 | 系数 | 稳健标准误 | t统计量 | Prob. |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| cons | -0.247 | 0.868 | -0.285 | 0.776 |
| pop\_g(-1) | 0.851\*\*\* | 0.025 | 34.057 | 0.000 |
| pen\_c | -0.005\* | 0.003 | -1.950 | 0.052 |
| pen\_cr | -0.032\*\*\* | 0.007 | -4.356 | 0.000 |
| lpc\_ri | 0.229\*\*\* | 0.084 | 2.732 | 0.007 |
| R 2  DW | 0.975 | F值 | | 664.983\*\*\* |
| 2.071 |

表5.11 模型(5.13) OLS估计结果

| 变量 | 系数 | 标准误 | t统计量 | Prob. |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| cons | -0.787\*\*\* | 0.063 | -12.580 | 0.000 |
| log(pc\_rce) | -0.044\*\*\* | 0.011 | -4.086 | 0.000 |
| log(pc\_rce(-1)) | 0.054\*\*\* | 0.011 | 5.099 | 0.000 |
| log(wpc\_rce) | 0.970\*\*\* | 0.017 | 55.741 | 0.000 |
| log(wpc\_re) | 0.186\*\*\* | 0.009 | 19.659 | 0.000 |
| wpop\_g | -0.019\*\*\* | 0.005 | -3.691 | 0.000 |
| wb\_r | 0.021\*\*\* | 0.005 | 3.875 | 0.000 |
| wpen\_cr | -0.003\*\*\* | 0.001 | -5.504 | 0.000 |
| wpen\_sr | 0.001\*\*\* | 0.000 | 5.405 | 0.000 |
| R 2  DW | 0.9997 | F值 | | 49047.380\*\*\* |
| 2.584 |

由于模型（5.11）–模型（5.14）构成了联立系统，则解释变量里都出现了内生变量。若模型构建是合理的，则都将产生联立方程偏倚性(simultaneous equation bias)问题，即存在内生解释变量和扰动项相关，而使得OLS估计量是有偏且不一致的。因此，更合适的办法是采用二阶段最小二乘估计方法（two-stage least square estimation,

TSLS)或广义矩估计(generalized method of moments estimation, GMM)方法。

由于论文重点研究养老保险对居民消费的影响情况，即更多关注模型（5.14）的估计结果。为此，本文选择模型（5.11）-（5.14）中全部前定变量作为ln *yit*的工具变量。

如果工具变量不是有效的，则可能导致估计不一致，或估计方差过大。因此，有必要进行一系列的检验。

1.过度识别检验(over-identification test)

有效工具变量，必须体现两个特点：①和内生解释变量高度相关；②和扰动项不相关。在过度识别情况下，可进行过度识别检验，零假设和被择假设分别为：

*H* 0：工具变量外生

*H*1：至少某个变量不是外生的

此时，将工具变量法的残差对所有外生变量进行辅助回归，提取可决定系数*R* 2，则可构建检验统计量——Sargan统计量：

*NR* 2 ~**2*p**k* 

(5.15)

其中，p为工具变量的秩；k为解释变量个数。检验时，若*nR*2大于给定显著性水平下的临界值，则拒绝原假设，认为工具变量是无效的

将全部前定变量作为ln *yit*的工具变量，并对模型（5.14）进行GMM估计，结果

见表5.12。可见，*J*统计量为14.507，工具变量秩为53，则可计算Sargan统计量对应的P值为0.999。因此，有理由认为所有的工具变量都是外生的。

2.内生性检验

如果原模型中不存在内生变量，则OLS估计量比IV估计量更有效。因此，还需对解释变量进行内生性检验。检验变量的内生性，更稳健的方法是杜宾-吴-豪斯曼检验(Durbin-Wu-Hausman test)。该方法主要包含两个步骤：

①将内生变量对所有工具变量（包含外生解释变量）回归，并提取残差；

②将残差序列作为一个自变量加入到原回归方程中，再次进行回归。如果残差序列的系数是显著不为零的，则说明原方程存在内生性。

为了检验ln *yit*是否为内生变量，将ln *yit*对所有工具变量的回归残差resid加入

到回归模型（5.14）中，考虑到模型可能存在异方差，t检验时使用稳健标准误(robust standard errors)。由表5.12可知，resid的回归系数在1%显著性水平是显著的，则

认为ln *yit*为内生变量。

由此可见，对于模型（5.14），更适合采用GMM估计（存在异方差时，GMM估计比TSLS估计更有效），估计结果见表5.12。GMM估计结果显示，调整后*R*2为0.999，模型的拟合效果非常好。*t*统计量显示，在5%显著性水平下，选择的人口统计量、养老保险变量、预防性储蓄、内部习惯、外部习惯、流动性约束及交互乘积项对城镇居民人均消费支出都有显著影响。

表 5.12 模型(5.14)估计结果

|  | 解释变量 | OLS | OLS-robust | GMM-robust |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | cons | -0.263\*  (-1.826) | -0.218  (-1.465) | -0.248\*  (-1.706) |
| 内部习惯 | lpc\_rce(-1) | 1.012\*\*\*  (44.727) | 1.009\*\*\*  (43.299) | 1.010\*\*\*  (44.948) |
| 外部习惯 | log(wpc\_rce) | 0.116\*\*\*  (5.092) | 0.115\*\*\*  (5.593) | 0.116\*\*\*  (5.247) |
| log(wpc\_rce(-1)) | -0.093\*\*\*  (-4.595) | -0.096\*\*\*  (-4.922) | -0.093\*\*\*  (-4.710) |
|  | lpc\_re(-1) | 0.021\*\*\*  (3.276) | 0.021\*\*  (2.301) | 0.020\*\*  (2.093) |
| Lpc\_re\* log(wpc\_ri) | -0.003\*\*\*  (-3.480) | -0.003\*\*  (-2.307) | -0.003\*\*  (-2.282) |
| 预防性储蓄 | (D(lpc\_rce))^2 | -10.526\*\*\*  (-3.741) | -10.635\*\*  (-2.354) | -10.632\*\*\*  (-2.640) |
| 流动性约束 | D(lpc\_ri) | 0.131\*\*\*  (4.340) | 0.131\*\*\*  (2.871) | 0.131\*\*\*  (2.758) |
| 人口特征 | b\_r | 0.032  (1.549) | 0.027\*\*  (2.140) | 0.031\*\*\*  (2.523) |
| pop\_g | -0.027  (-1.205) | -0.023\*  (-1.896) | -0.026\*\*  (-2.181) |
| 养老保险 | pen\_cr | 0.001\*\*  (2.540) | 0.0004\*\*  (2.121) | 0.001\*\*  (2.368) |
| 交互项 | b\_r\*lpc\_ri | 0.020\*\*\*  (4.414) | 0.020\*\*\*  (3.392) | 0.020\*\*\*  (3.496) |
| pop\_g\*lpc\_ri | -0.017\*\*  (-2.489) | -0.016\*\*  (-2.306) | -0.016\*\*  (-2.333) |
| b\_r\*lpc\_rce(-1) | -0.025\*\*\*  (-3.949) | -0.024\*\*\*  (-3.498) | -0.025\*\*\*  (-3.750) |
| pop\_g\*lpc\_rce(-1) | 0.021\*\*  (2.398) | 0.020\*\*  (2.441) | 0.021\*\*  (2.543) |
| ((D(lpc\_rce))^2)\*lpc\_ri | -14.625\*\*\*  (-8.713) | -14.232\*\*\*  (-4.825) | -14.629\*\*\*  (-5.129) |
| ((D(lpc\_rce))^2)\*lpc\_rce(-1) | 17.532\*\*\* (9.371) | 17.126\*\*\* (5.040) | 17.549\*\*\* (5.394) |
| 控制变量 | une\_r | -0.004\*\*\*  (-3.557) | -0.004\*\*\*  (-2.760) | -0.004\*\*\*  (-2.790) |
|  | resid |  | 3.07E+08\*\*\*  (4.447) |  |
|  | R 2 | 0.999 | 0.999 | 0.999 |
|  | F | 11443.6\*\*\* | 11316.100\*\*\* | 11409.520\*\*\* |
|  | DW | 2.232 | 2.253 | 2.232 |
|  | J 统计量 |  |  | 14.507 |
|  | Instrument rank |  |  | 53.000 |

### 5.2.4 估计结果的经济含义

根据模型（5.14）的GMM回归结果，可计算一般均衡研究框架下各个解释变量对城镇居民人均消费支出的即期影响乘数和长期影响乘数，见表5.13。可见，我国城镇居民人均消费支出存在明显的内部、外部习惯形成现象，其中，人均消费支出增长率滞后一期、全国人均消费支出增长率及其滞后一期对人均消费支出增长率的即期偏效应分别为0.923、0.116和-0.093，系数符号与Alonso-Carrea和Caballe（2003）的假定基本相符。考虑内外部习惯形成后，预防性储蓄、流动性约束、人口特征变量、养老保险及城镇登记失业率等对城镇居民人均消费支出的影响方向和显著性水平没有发生变化，但影响程度略有调整，主要表现在以下几个方面：

⑴城镇居民人均消费支出增长率平方序列对消费支出对数序列的影响系数为

## 6.3 ，有理由认为外部性的存在（攀比性消费心理的存在）加剧了居民的预防性储蓄动机。

⑵在其他变量不变情况下，人均可支配收入增长率每增加1个百分点，长期来看平均会使城镇居民人均消费支出增长1.71%。

⑶在其他变量不变情况下，人口出生率每下降1个千分点，长期来看平均会使城镇居民人均消费支出增长0.7%；人口增长率每增加1个千分点，长期来看平均会使城镇居民人均消费支出增长9.8%。

⑷在其他变量不变的情况下，养老保险贡献率每提高1个百分点，长期来看平均会使城镇居民人均消费支出提高1.3%。

⑸在其他变量不变情况下，城镇登记失业率每下降1个百分点，长期来看平均会使城镇居民人均消费支出增长5.2%。

如果模型存在测量误差，则参数真实值往往被低估。模型（5.14）中预防性储蓄、流动性约束、人口特征变量、养老保险变量及城镇登记失业率对城镇居民人均消费支出的影响效应全部大于模型（5.5）的估计结果，这也进一步证明一般均衡研究框架的合理性。

表5.13 模型(5.14)中主要解释变量的偏效应

| 解释变量 | 系数 | 均值 | 即期效应 | 长期效应 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| lpc\_rce(-1) | 1.01 | 8.314 | 0.923 |  |
| log(wpc\_rce) | 0.116 | 8.431 | 0.116 | 1.515 |
| log(wpc\_rce(-1)) | -0.093 | 8.363 | -0.093 | -1.215 |

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| lpc\_re(-1) | 0.02 | 6.483 | 0.020 | 0.261 |
| (D(lpc\_rce))^2 | -10.632 | 0.005 | 6.299 | 82.287 |
| D(lpc\_ri) | 0.131 | 0.075 | 0.131 | 1.711 |
| b\_r | 0.031 | 12.286 | -0.001 | -0.007 |
| pop\_g | -0.026 | 6.198 | 0.008 | 0.098 |
| pen\_cr | 0.001 | 22.339 | 0.001 | 0.013 |
| une\_r | -0.004 | 3.518 | -0.004 | -0.052 |

## 5.3 小结

本章基于1994-2013年我国省际面板数据对构建的消费理论模型从宏观角度进行实证研究，经过模型设定检验、冗余变量检验及内生性检验等，最终证实预防性储蓄、内外部习惯形成、借贷约束、人口特征、养老保险及就业压力都是影响我国城镇居民消费的重要因素。对于养老保险影响居民消费问题，由于覆盖面与替代率的运行矛盾，使得养老保险对城镇居民消费的影响效应最终只能由贡献率来反映，而养老保险缴费比例是固定的，则该效应只能通过政府对养老基金的财政补贴来体现。

# 第 6 章养老保险影响城镇居民消费的微观证据

为了进一步证明理论模型的合理性，本章基于中国健康与养老追踪调查数据对理论模型进行实证分析。回归模型中，引入受访者养老依靠、工作单位类型等反映养老保险问题的虚拟变量，及年龄、户籍、学历、婚姻、性别及家庭人口规模等人口特征变量，并采用冗余变量检验、异方差检验及内生性检验等方法验证模型的合理性。

## 6.1 数据说明

中国健康与养老追踪调查（简称CHARLS），是由北京大学中国社会科学调查中心主持的项目，旨在收集一套代表中国45岁及以上中老年人家庭和个人的高质

量微观追踪调查数据。该项目最早于2008年在甘肃和浙江两省进行了预调查，共得到1570个家庭中的2685份个体样本，样本分布情况见表6.1.2011年，CHARLS将调查范围扩大到全国，最终调查有效样本17587人。2012年，CHARLS对浙江和甘肃两省45岁及以上的中老年人进行了追踪调查，得到1554个家庭中的2385份个体样本，追踪应答率达到了94%以上。由于习惯形成是影响居民消费的重要因素，则CHARLS关于浙江和甘肃两地的追踪调查数据，为本文开展理论模型实证分析提供了微观数据基础①。

表 6.1 CHARLS（2008）浙江、甘肃两省样本分布

| 区域 | 主城区 | 城乡结合处 | 镇中心区 | 镇乡结合区 | 特殊区域 | 乡中心区 | 村庄 | 合计 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 甘肃 | 146 | 0 | 178 | 55 | 39 | 0 | 842 | 1260 |
| 浙江 | 79 | 123 | 262 | 302 | 0 | 39 | 620 | 1425 |
| 合计 | 225 | 123 | 440 | 357 | 39 | 39 | 1462 | 2685 |

### 6.1.1 人口统计量

人口特征变量是养老保险影响居民消费理论模型中的关键变量，微观调查数据提供了更为丰富的个人、家庭人口信息。

1.户籍

①由于城镇户籍样本仅占20%，故选择城乡居民全部样本数据。由于参加政府事业单位养老保险、企业职工基本养老保险的样本基本上都是城镇居民，论文围绕养老保险相关问题构建虚拟变量，可进一步反映城乡居民消费的差异性，因此样本选择和论文主题不矛盾。

从样本的户籍分布来看，2008 年，拥有非农业户籍的样本占总样本比例为

19.66%；2012年，拥有非农业户籍的样本占总样本比例为20.83%，统一居民户口样本占总样本比例为1.47%。

表 6.2 样本户籍分布

| 户籍 | 2008 年 | | 2012 年 | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 |
| 农业 | 2154 | 80.340 | 1846 | 77.690 |
| 非农业 | 527 | 19.660 | 495 | 20.830 |
| 统一居民户口 | - | - | 35 | 1.470 |
| 合计 | 2681 | 100.000 | 2376 | 100.000 |

2.性别、年龄

从样本的性别分布来看，2008年和2012年，样本中男性比例分别为48.49%和48.02%，见表6.3。从年龄分布来看，2008年，样本平均年龄为59.04岁，最大年龄为93岁，最小年龄为34岁，标准差为10.59; 2012年，样本平均年龄为62.3岁，最大年龄为102岁，最小年龄为26岁，标准差为10.07，见表6.4。

表 6.3 样本性别分布

| 性别 | 2008 年 | | 2012 年 | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 |
| 男 | 1302 | 48.490 | 1142 | 48.020 |
| 女 | 1383 | 51.510 | 1236 | 51.980 |
| 合计 | 2685 | 100.000 | 2378 | 100.000 |

表 6.4 样本年龄、教育程度描述性统计

|  | 2008 年 | | | | 2012 年 | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| 年龄 | 59.036 | 10.590 | 34.000 | 93.000 | 62.304 | 10.067 | 26.000 | 102.000 |
| 教育 | 3.833 | 4.180 | 0.000 | 16.000 | 3.732 | 4.100 | 0.000 | 16.000 |

3.教育程度

从教育背景来看，2008年，未受过教育的样本占42.9%，受过小学、私塾教育的样本占35.55%，受过初中、高中及中专教育的样本占20.2%，受过大专及以上学历教育的样本占1.35%；2012年，未受过教育的样本占42.88%，受过小学、私塾教育的样本占36.77%，受过初中、高中及中专教育的样本占19.12%，受过大

专及以上学历教育的样本占1.22%。对各学历按常规教育年限赋值的话（未读完小学和私塾，按平均水平3年赋值），可知2008年和2012年样本的平均教育年限分

别为3.83年和3.73年，见表6.4.

表 6.5 样本受教育程度分布

| 教育程度 | 2008 年 | | 2012 年 | | 赋值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 |
| 未受过教育 | 1149 | 42.905 | 1018 | 42.881 | 0 |
| 未读完小学 | 486 | 18.148 | 466 | 19.629 | 3 |
| 私塾 | 9 | 0.336 | 8 | 0.337 | 3 |
| 小学毕业 | 457 | 17.065 | 399 | 16.807 | 6 |
| 初中毕业 | 334 | 12.472 | 282 | 11.879 | 9 |
| 高中毕业 | 166 | 6.199 | 141 | 5.939 | 12 |
| 中专毕业 | 41 | 1.531 | 31 | 1.306 | 12 |
| 大专毕业 | 28 | 1.046 | 23 | 0.969 | 15 |
| 本科毕业 | 8 | 0.299 | 6 | 0.253 | 16 |
| 合计 | 2678 | 100.000 | 2374 | 100.000 |  |

4.婚姻

从婚姻状况来看，2008年，已婚并与配偶一同居住的样本比例为81.94%，丧偶的样本比例为13.74%，未婚、分居及离异等样本比例为4.32%；2012年，已婚并与配偶一同居住的样本比例为79.26%，丧偶的样本比例为15.15%，未婚、分居及离异等样本比例为5.6%，见表6.6。

表 6.6 主要受访者婚姻状况分布

| 婚姻状况 | 2008 | | 2012 | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 |
| 已婚并与配偶一同居住或未婚同居 | 2200 | 81.937 | 1884 | 79.260 |
| 已婚，但没和配偶一起生活 | 48 | 1.788 | 79 | 3.324 |
| 分居（不再作为配偶公共生活） | 18 | 0.670 | 7 | 0.294 |
| 离异 | 19 | 0.708 | 22 | 0.926 |
| 丧偶 | 369 | 13.743 | 360 | 15.145 |
| 未婚 | 31 | 1.155 | 25 | 1.052 |
| 合计 | 2685 | 100.000 | 2377 | 100.000 |

5.家庭规模

样本显示，2008年，家庭平均人口数为3.18人，最大家庭人口数为11人，标准差为1.635; 2012年，家庭平均人口数为3.19人，最大家庭人口数为15人，

标准差为1.682①。家庭子女数的样本分布情况见表6.7和表6.8，其中，2008年家庭样本平均拥有2.8个子女，标准差为1.577; 2012年家庭样本平均拥有1.53个子女，标准差为0.708。

表 6.7 家庭人口、子女数描述性统计

| 家户规模 | 2008 年 | | | | 2012 年 | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| 家庭人口数 | 3.180 | 1.635 | 1 | 11 | 3.192 | 1.682 | 1 | 15 |
| 家庭子女数 | 2.812 | 1.557 | 0 | 10 | 1.529 | 0.708 | 0 | 5 |

表 6.8 家庭子女数分布

| 家庭子女数 | 2008 | | 2012 | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 |
| 无子女 | 39 | 2.494 | 5 | 0.354 |
| 1 人 | 226 | 14.450 | 743 | 52.546 |
| 2 人 | 524 | 33.504 | 512 | 36.209 |
| 3 人 | 355 | 22.698 | 131 | 9.264 |
| 4 人 | 203 | 12.980 | 21 | 1.485 |
| 5 人 | 119 | 7.609 | 2 | 0.141 |
| 6 人 | 55 | 3.517 |  |  |
| 7 人及以上 | 43 | 2.749 |  |  |
| 合计 | 1564 | 100.000 | 1414 | 100.000 |

6.子女上学

2008年，有孩子（属于家庭成员）还在上学的家庭样本占比为27.66%，有孩子（不属于家庭成员）还在上学的家庭样本占比为14.97%。2012年，有孩子（属于家庭成员）还在上学的家庭样本占比为25.87%，有孩子（不属于家庭成员）还在上学的家庭样本占比为5.05%。

表 6.9 家庭样本孩子上学情况

| 上学情况 | 孩子属于家庭成员 | | | | 孩子不属于家庭成员 | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 2008 年 | | 2012 年 | | 2008 年 | | 2012 年 | |
| 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 |
| 无还在上学孩子 | 1109 | 72.342 | 1043 | 74.129 | 1295 | 85.030 | 1336 | 94.954 |
| 有还在上学孩子 | 424 | 27.658 | 364 | 25.871 | 228 | 14.970 | 71 | 5.046 |
| 合计 | 1533 | 100.000 | 1407 | 100.000 | 1523 | 100.000 | 1407 | 100.000 |

①CHARLS问卷中，将家庭成员定义为：⑴现在没在家常住，但过去一年在家住了6个月以上，并且未来一年会回来常住的；⑵现在在家里常住，并且过去一年在家住了6个月以上的；

⑶平时上学/工作，但通常每周回家，并且过去一年在家住了6个月以上的。

7.身体状况

样本显示，2008年，认为自己身体非常好的样本占2.79%，认为自己身体很好的样本占11.32%；认为自己身体好的样本占20.44%，认为自己身体一般的样本占37.67%，认为自己身体不好的样本占27.79%；2012年，认为自己身体非常好的样本占7.24%，认为自己身体很好的样本占18.55%；认为自己身体好的样本占

47.17%，认为自己身体一般的样本占21.22%，认为自己身体不好的样本占5.82%。表6.10样本健康状况分布

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 健康状况 | 2008 年 | | 2012 年 | |
| 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 |
| 非常好 | 33 | 2.787 | 87 | 7.238 |
| 很好 | 134 | 11.318 | 223 | 18.552 |
| 好 | 242 | 20.439 | 567 | 47.171 |
| 一般 | 446 | 37.669 | 255 | 21.215 |
| 不好 | 329 | 27.787 | 70 | 5.824 |
| 合计 | 1184 | 100.000 | 1202 | 100.000 |

8.父母情况

样本显示，2008年，主要受访者父母（含配偶父母，以下同）平均健在0.82

人，平均教育年限1.02年；2012年，主要受访者父母平均健在0.63人，平均教育

年限0.94年。

表 6.11 主要受访者父母相关情况描述性统计

| 父母情况 | 2008 年 | | | | 2012 年 | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 均值 | 标准差 | 最小 | 最大 | 均值 | 标准差 | 最小 | 最大 |
| 健在人数 | 0.824 | 1.045 | 0 | 4 | 0.631 | 0.924 | 0 | 4 |
| 教育年限 | 1.023 | 1.689 | 0 | 12 | 0.935 | 1.764 | 0 | 14 |

### 6.1.2 养老保险

CHARLS问卷中，和养老保险问题密切相关的内容包括：工作单位类型（含退休前）、养老保险参与情况及未来的养老依靠等。样本显示，2008年和2012年已办理退休手续的样本分别占10.49%和11.66%。工作单位类型方面，2008年，在

（或退休前在）政府事业单位和企业工作的样本分别有108人和319人，分别占样本总数的4.02%和11.88%；2012年，在（或退休前在）政府事业单位和企业工作的样本分别有115人和189人，分别占样本总数的4.82%和7.92%。

表 6.12 样本退休情况

| 退休情况 | 2008 年 | | 2012 年 | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 |
| 办理退休手续 | 253 | 10.494 | 271 | 11.656 |
| 没有办理退休手续 | 2158 | 89.506 | 2054 | 88.344 |
| 合计 | 2411 | 100.000 | 2325 | 100.000 |

表 6.13 主要受访者（或退休前）工作单位类型

| 工作单位类型 | 2008 年 | | 2012 年 | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 |
| 政府部门 | 45 | 7.463 | 60 | 16.620 |
| 事业单位 | 63 | 10.448 | 55 | 15.235 |
| 企业 | 319 | 52.902 | 189 | 52.355 |
| 其他 | 176 | 29.187 | 57 | 15.789 |
| 合计 | 603 | 100.000 | 361 | 100.000 |

从养老保险参与情况来看，2008年，参与政府事业单位养老保险的样本占4.04%，参与企业基本养老保险的样本占10.37%；2012年，参与政府事业单位养老保险的样本占3.67%，参与企业基本养老保险的样本占2%①。

表 6.14 主要受访者养老保险参与情况

| 类型 | 2008 年 | | 2012 年 | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 |
| 政府和事业单位养老保险 | 101 | 4.043 | 75 | 3.667 |
| 企业基本养老保险 | 259 | 10.368 | 41 | 2.005 |
| 企业补充养老保险 | 2 | 0.080 | 45 | 2.200 |
| 商业养老保险 | 29 | 1.161 | 36 | 1.760 |
| 农村养老保险 | 78 | 3.122 | 498 | 24.352 |
| 城乡居民社会养老保险 |  |  | 180 | 8.802 |
| 城镇居民养老保险 |  |  | 76 | 3.716 |
| 其他保险 | 30 | 1.201 | 275 | 13.447 |
| 没有保险 | 1999 | 80.024 | 819 | 40.049 |
| 合计 | 2498 | 100.000 | 2045 | 100.000 |

CHARLS问卷中，还对受访者咨询了将来老了、干不动工作时的养老依靠问题。样本显示，2008年，75.1%的样本选择依靠子女，5.39%的样本选择依靠储蓄，

15.15%的样本选择依靠养老金或退休金，4.36%的样本选择依靠商业保险或其他；

①2012年问卷中对退休人员养老保险参与情况的调查，不含政府事业单位养老保险和企业基本养老保险。因此，2008年和2012年养老保险参与情况数据没有可比性。

2012年，67.57%的样本选择依靠子女，3.91%的样本选择依靠储蓄，24.79%的样本选择依靠养老金或退休金，3.73%的样本选择依靠商业保险或其他。

表 6.15 主要受访者养老依靠调查

| 养老依赖 | 2008 | | 2012 | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 频数 | 百分比 | 频数 | 百分比 |
| 子女 | 1978 | 75.095 | 1540 | 67.573 |
| 储蓄 | 142 | 5.391 | 89 | 3.905 |
| 养老金或退休金 | 399 | 15.148 | 565 | 24.792 |
| 商业保险 | 8 | 0.304 | 11 | 0.483 |
| 其他 | 107 | 4.062 | 74 | 3.247 |
| 合计 | 2634 | 100.000 | 2279 | 100.000 |

### 6.1.3 家庭财富

CHARLS问卷中调查的家庭财富主要包括住房资产、固定资产和金融资产三方面内容，具体内容见表6.16。家庭财富包含了贷款、借款等，使得部分样本的家庭人均资产出现了负值。由表6.17和表6.18可知，2008年，家庭人均资产为

7.67万元，标准差为39.09; 2012年，家庭人均资产为49.75万元，标准差为557.51。表6.16家庭财富涉及内容

|  |  |
| --- | --- |
| 指标名称 | 说明 |
| 家庭住房资产 | 房屋当前价值减去尚未还清的住房贷款 |
| 非生产性固定资产 | 含汽车、电动车、摩托车、冰箱、洗衣机等 |
| 生产性固定资产 | 含拖拉机、抽水机、加工机械及用于家庭生产、个体经营或开办私营  企业的其他固定资产等 |
| 金融资产 | 金融机构存款/欠款、手头现金、公积金、股票、基金等 |

表 6.17 2008年家庭资产描述性统计(单位：万元)

| 家庭资产 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 住房资产 | 16.437 | 43.014 | -5.000 | 800.000 |
| 固定资产 | 7.107 | 145.589 | 0.000 | 5210.000 |
| 金融资产 | -0.483 | 18.888 | -359.900 | 300.070 |
| 家庭人均资产 | 7.674 | 39.094 | -76.467 | 1205.700 |

注：家庭资产、收入和生活支出每个层面都包含很多调查内容，无法对每个缺失值实施有效插补，忽略缺失值将使得样本量大大减少，故缺失值都按0处理。

表 6.18 2012年家庭资产描述性统计(单位：万元)

| 家庭资产 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 住房资产 | 150.522 | 1874.349 | -8.000 | 500.000 |
| 固定资产 | 3.321 | 14.258 | 0.000 | 231.150 |
| 金融资产 | 1.686 | 28.541 | -620.000 | 550.350 |
| 家庭人均资产 | 49.748 | 557.509 | -189.182 | 1250.010 |

### 6.1.4 家庭收入

CHARLS问卷中调查的家庭收入主要包括工资收入、自我雇佣收入、农业收入、养老金收入、转移收入及资产净收益等内容。由表6.19和表6.20可知，2008年，家庭人均收入水平为9023.9元，标准差为58324; 2012年，家庭人均收入水平为14410.58元，标准差为77786.16。

表 6.19 2008年家庭收入描述性统计(单位：元)

| 收入类型 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 工资收入 | 10327.620 | 21569.730 | -2000.000 | 271000 |
| 自我雇佣收入 | 16173.460 | 276252.900 | -10000.000 | 10000000 |
| 农业收入 | 1814.274 | 7666.171 | -130000.000 | 150000 |
| 养老金收入 | 2745.113 | 11140.150 | 0.000 | 288000 |
| 转移收入 | 668.665 | 4992.304 | 0.000 | 140000 |
| 金融资产净收益 | -689.478 | 16250.640 | -500000.000 | 80000 |
| 非金融资产净收益 | -211.060 | 14473.480 | -480000.000 | 120000 |
| 家户人均收入 | 9023.911 | 58342.000 | -240000.000 | 2022000 |

表 6.20 2012年家庭收入描述性统计(单位：元)

| 收入类型 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 工资收入 | 22231.670 | 150362.000 | 0.000 | 5000000 |
| 自我雇佣收入 | 5636.664 | 30902.870 | 0.000 | 600000 |
| 农业收入 | 1845.947 | 13358.110 | -339000.000 | 150000 |
| 养老金收入 | 6951.602 | 16130.690 | 0.000 | 159600 |
| 转移收入 | 1883.461 | 12314.730 | 0.000 | 300000 |
| 金融资产净收益 | -259.714 | 20500.650 | -500000.000 | 203000 |
| 非金融资产净收益 | 1832.260 | 29652.860 | -42000.000 | 960000 |
| 家户人均收入 | 14410.580 | 77786.160 | -337770.000 | 2524000 |

### 6.1.5 家庭Th活支出

CHARLS问卷中调查的家庭生活支出主要包括食品、费用、耐用品、教育与娱乐、衣着、医疗保健和交通等内容，具体内容见表6.21。由表6.22和表6.23可知，2008年，家庭人均生活支出为7925.86元，标准差为16523.4; 2012年，家庭人均生活支出为11354.76元，标准差为17150.51。

表 6.21 家庭生活支出涉及内容

| 指标名称 | 说明 |
| --- | --- |
| 食品 | 食品支出、自家生产农产品的消费 |
| 费用 | 水电费、燃料费、（保姆、佣人等）雇佣费、取暖费、 邮电通讯费等 |
| 耐用品 | 家庭设备的支出 |
| 教育与娱乐 | 教育和培训支出、文化娱乐支出 |
| 衣着 | 衣着消费、日用品支出 |
| 医疗保健 | 健康保健费用、医疗支出 |
| 交通 | 在当地的交通费、家庭旅游支出 |
| 税费、杂费 | 上交给政府相关部门的税费和杂费（不包括所得税） |

表 6.22 2008年家庭生活支出情况(单位：元)

| 消费类型 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 食品 | 11296.870 | 18108.260 | 0.000 | 325000 |
| 费用 | 3096.454 | 5521.274 | 0.000 | 100480 |
| 耐用品 | 870.280 | 6849.402 | 0.000 | 200000 |
| 教育与娱乐 | 1949.422 | 10496.780 | 0.000 | 350000 |
| 衣着 | 1407.110 | 2114.645 | 0.000 | 34800 |
| 医疗与保健 | 2437.811 | 5783.429 | 0.000 | 100000 |
| 交通 | 1014.636 | 4254.227 | 0.000 | 80200 |
| 其他支出 | 1868.756 | 55056.330 | 0.000 | 2000000 |
| 家庭人均生活支出 | 7925.859 | 16523.400 | 0.000 | 510240 |

表 6.23 2012年家庭生活支出情况(单位：元)

| 消费类型 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 食品 | 13349.260 | 21692.180 | 0.000 | 501800 |
| 费用 | 3703.031 | 4898.108 | 0.000 | 75600 |
| 耐用品 | 4232.804 | 23068.220 | 0.000 | 450000 |
| 教育与娱乐 | 1565.322 | 4592.455 | 0.000 | 50000 |
| 衣着 | 2113.594 | 4253.049 | 0.000 | 63000 |
| 医疗与保健 | 3849.283 | 9798.987 | 0.000 | 100000 |
| 交通 | 1752.972 | 4625.500 | 0.000 | 60000 |
| 其他支出 | 411.327 | 8134.304 | 0.000 | 300000 |
| 家庭人均生活支出 | 11354.760 | 17150.510 | 0.000 | 234000 |

## 6.2 模型构建及实证分析

### 6.2.1 模型构建

根据前文的理论分析，影响居民消费的主要因素包括家庭财富、可支配收入、养老保险、预防性储蓄、流动性约束、人口特征变量及相关变量的交互乘积项等，因此可构建模型如下：

2

*Pc* \_ *cit*

*i*

**1

*Pc* \_ *c*

*it*1

**2

*Pc* \_ *iit*

**3

*Pit*

**4

*it*

**5

Ln *pc* \_ *cit* 

(6.1)

**6*Pc* \_ *iit***7 *Pit X it***8*it X it**it*

其中，由于家庭资产、收入数据包含了负数，且2012年问卷中不含受访者居住地类型，则模型（6.1）中家庭人均生活支出*pc* \_ *c*、人均可支配收入*pc* \_ *i*和人均财富存量*pc* \_ *w*都选用当年价格核算的名义数据，且不采用对数形式；和*P*分别表示人口特征变量和养老保险相关变量，具体指标见表6.24；ln *pc* \_ *cit* 和

2

*pc* \_ *iit*分别反映预防性储蓄和流动性约束的影响；*PX*和*X*分别表示养老保险变量、人口特征变量和其他解释变量的交互乘积项。

由于家庭人均生活支出中包含了耐用品的支出，则**1的符号可能出现各种情

况，若**10，表示习惯形成占支配地位；若**10表示消费持久（耐用品消费）占支配地位(Rhee, 2004)。

表 6.24 模型变量、符号及说明

|  | 变量 | 符号 | 备注 |
| --- | --- | --- | --- |
| 收入、财富和支出 | 家庭人均财富 | pc\_w |  |
| 家庭人均收入 | pc\_i |
| 家庭人均生活支出 | pc\_c |
| 养老保险  P | 养老依赖 | oldrely\_p | 依赖养老金或退休金为 1  其他为 0 |
| 政府事业单位工作 | work\_gov | 政府事业单位为 1，其他为 0 |
| 企业工作 | work\_company | 企业为 1，其他为 0 |
| 人口统计量 | 年龄 | age | 调查年份减去出生年份 |
| 户口 | hukou | 非农业户口为 1，其他为 0 |
| 教育程度 | edu | 根据教育年限赋值 |
| 婚姻 | marital | 已婚并与配偶同居住或未婚同  居为 1，其他为 0 |
| 性别 | sex | 男性为 1，其他为 0 |
| 家庭规模 | hhsize |  |

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 子女上学 | child\_h\_sch | 有孩子上学为 1，其他为 0 |
| 健康状况 | health |  |
| 子女个数 | children |  |
| 父母教育程度 | Parents\_edu | 根据教育年限赋值 |
| 父母健在人数 | Parents | 含配偶父母 |
| 控制变量 | 城镇 | urban | 城镇为 1，其他为 0 |
| 省份 | province | 浙江省为 1，甘肃省为 0 |

### 6.2.2 模型估计

1.基于截面数据的模型估计

为了减少异常值的影响，实证分析中删除家庭人均财富、人均收入和人均生活支出三个变量位于样本两端1%的观测值。基于2008年和2012年样本数据，分别估计关于家庭人均生活支出对养老保险变量、人口特征变量的简单线性回归模型，估计结果见表6.25和表6.26。考虑微观调查数据更容易产生异方差问题，利

用稳健标准误对回归系数进行*t*检验。可见，在5%的显著性水平下，选择的养老保险变量对家庭人均生活支出都有显著影响。由表6.25和表6.26中回归系数可知：

⑴依靠养老金或退休金养老的居民的生活支出水平明显高于其他群体的支出

水平，在其他条件不变情况下，2008 年平均高出2249.41 元，2012 年平均高出

1627.38元。

⑵政府事业单位工作人员的生活支出水平明显高于其他从业者，在其他条件不变情况下，2008年平均高出2724.47元，2012年平均高出2476.73元。企业工作工作人员的生活支出水平也明显高于其他从业者，其中2008年平均高出1654.49元，2012年平均高出2424.77元。

⑶部分人口特征变量对居民家庭生活支出的影响也是显著的。其中，2008年，教育水平、婚姻状况及子女上学等变量的回归系数在5%显著性水平下都是显著的；

2012年，年龄、教育水平及家庭人口数等变量的回归系数在5%显著性水平下都是显著的。其他人口特征变量的系数不显著，可能是受多重共线性问题的影响。

此外，基于截面数据的简单线性回归模型估计结果，可能因遗漏消费习惯、预防性储蓄等重要解释变量而产生内生性问题，即估计结果可能是有偏且不一致的。

表 6.25 模型(6.1)基于2008年样本数据估计结果

| 解释变量 | OLS-robust (1) | OLS-robust (2) | OLS-robust (3) | OLS-robust (4) |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| cons | 4674.559\*\*\* | 4531.748\*\*\* | 4518.162\*\*\* | 3711.321\*\* |
| (33.526) | (32.630) | (32.877) | (2.323) |
| pc\_w | 129.251\*\*\* | 119.450\*\*\* | 119.425\*\*\* | 81.024\*\* |
| (8.439) | (8.068) | (7.862) | (2.333) |
| pc\_i | 0.213\*\*\* | 0.193\*\*\* | 0.198\*\*\* | 0.148\*\*\* |
| (10.890) | (9.684) | (10.016) | (4.164) |
| oldrely\_p |  | 2249.410\*\*\* |  |  |
|  | (5.809) |  |  |
| work\_gov |  |  | 2724.471\*\*\* |  |
|  |  | (3.466) |  |
| work\_company |  |  | 1654.493\*\*\* |  |
|  |  | (4.023) |  |
| age |  |  |  | 7.475 |
|  |  |  | (0.364) |
| hukou |  |  |  | 35.982 |
|  |  |  | (0.068) |
| edu |  |  |  | 191.748\*\*\* |
|  |  |  | (4.427) |
| marital |  |  |  | -1103.366\*\* |
|  |  |  | (-2.241) |
| sex |  |  |  | -581.800\* |
|  |  |  | (-1.815) |
| child\_h\_sch |  |  |  | 1290.172\*\*\* |
|  |  |  | (2.811) |
| health |  |  |  | 33.364 |
|  |  |  | (0.228) |
| hhsize |  |  |  | -139.755 |
|  |  |  | (-1.285) |
| parents\_edu |  |  |  | 235.289\* |
|  |  |  | (1.813) |
| parents |  |  |  | 83.011 |
|  |  |  | (0.496) |
| urban |  |  |  | 893.459\*\*\* |
|  |  |  | (2.680) |
| province |  |  |  | 1039.610\*\*\* |
|  |  |  | (2.789) |
| R 2 | 0.216 | 0.230 | 0.227 | 0.281 |
| F值 | 348.557 | 252.579 | 186.187 | 30.128 |
| 样本数 | 2523.000 | 2523.000 | 2520.000 | 1042.000 |

表 6.26 模型(6.1)基于2012年样本数据估计结果

| 解释变量 | OLS-robust (1) | OLS-robust (2) | OLS-robust (3) | OLS-robust (4) |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| cons | 6832.223\*\*\* | 6652.438\*\*\* | 6760.972\*\*\* | 12367.090\*\*\* |
| (29.546) | (27.910) | (29.075) | (6.650) |
| pc\_w | 77.560\*\*\* | 75.724\*\*\* | 73.668\*\*\* | 56.082\*\*\* |
| (5.323) | (5.303) | (5.128) | (3.690) |
| pc\_i | 0.234\*\*\* | 0.217\*\*\* | 0.218\*\*\* | 0.142\*\*\* |
| (12.556) | (11.863) | (11.806) | (6.788) |
| oldrely\_p |  | 1627.380\*\*\* |  |  |
|  | (3.186) |  |  |
| work\_gov |  |  | 2476.726\*\* |  |
|  |  | (2.180) |  |
| work\_company |  |  | 2424.770\*\*\* |  |
|  |  | (2.735) |  |
| age |  |  |  | -70.603\*\*\* |
|  |  |  | (-3.123) |
| hukou |  |  |  | -140.039 |
|  |  |  | (-0.223) |
| edu |  |  |  | 138.164\*\* |
|  |  |  | (2.121) |
| marital |  |  |  | 430.470 |
|  |  |  | (0.843) |
| sex |  |  |  | 10.272 |
|  |  |  | (0.024) |
| child\_h\_sch |  |  |  | 394.524 |
|  |  |  | (1.419) |
| health |  |  |  | -214.309 |
|  |  |  | (-0.932) |
| hhsize |  |  |  | -708.726\*\*\* |
|  |  |  | (-5.185) |
| parents\_edu |  |  |  | 170.393 |
|  |  |  | (0.986) |
| parents |  |  |  | 107.052 |
|  |  |  | (0.313) |
| urban |  |  |  | 3832.970\*\*\* |
|  |  |  | (4.998) |
| province |  |  |  | 2194.626\*\*\* |
|  |  |  | (4.939) |
| R 2 | 0.168 | 0.172 | 0.174 | 0.218 |
| F值 | 223.981 | 153.879 | 117.090 | 39.587 |
| 样本数 | 2211.000 | 2209.000 | 2209.000 | 1941.000 |

2.基于追踪调查数据的模型估计

由于模型（6.1）中包含了消费习惯、预防性储蓄及流动性约束等内容，CHARLS关于浙江、甘肃两省的追踪调查恰好满足模型实证分析的微观数据需求。经过逐步回归分析后，模型最终保留家庭人均收入、人均财富、消费习惯、预防性储蓄、流动性约束、养老保险相关变量及年龄、教育程度、家庭规模等人口特征变量，

OLS估计结果见表6.27。

回归结果显示，对于包含养老依靠的模型（6.1），调整后*R*2为0.34，F统计量为

71.92；对于包含工作单位类型的模型（6.1），调整后*R*2为0.37，F统计量为83.58。可见，模型整体上都是显著的。*t*统计量显示，在5%显著性水平下，选择的人口特征变量、养老保险变量、消费波动及交互乘积项对家庭人均生活支出的影响多数是显著的。

表 6.27 模型(6.1)基于追踪调查数据的估计结果

| 解释变量 | OLS | GMM | OLS | GMM |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| cons | 8077.616\*\*\* | 8718.011\*\*\* | 5164.696\*\*\* | -1355.536 |
| (5.868) | (3.703) | (3.357) | (-0.422) |
| pc\_i | 0.168\*\*\* | 0.000 | 0.184\*\*\* | 0.246 |
| (6.706) | (-0.001) | (7.579) | (1.430) |
| pc\_w | 37.850\*\*\* | 142.776 | 44.066\*\*\* | 55.017 |
| (3.767) | (1.488) | (4.305) | (0.616) |
| pc\_c(-1) | 0.299\*\*\* | 0.302\*\*\* | 0.273\*\*\* | 0.265\*\*\* |
| (8.677) | (4.641) | (8.191) | (3.923) |
| (D(log(pc\_c)))^2 | -68.742\*\*\* | -61.511\*\*\* | 4212.856\*\*\* | 9329.265\*\*\* |
| (-3.793) | (-3.027) | (5.966) | (6.320) |
| D(pc\_i) | -0.052\*\* | 0.044 | -0.064\*\*\* | -0.112 |
| (-2.189) | (0.275) | (-2.804) | (-1.002) |
| oldrely\_p | 4194.378\*\*\* | 5250.937\*\*\* |  |  |
| (3.824) | (2.909) | 1991.054\* |  |
| work\_gov |  |  | 599.347 |
|  |  | (1.808) | (0.030) |
| work\_company |  |  | 1236.007\* | 444.877 |
|  |  | (1.704) | (0.042) |
| age | -58.259\*\*\* | -68.239 | -32.495\*\*\* | 68.113 |
| (-3.007) | (-1.860) | (-1.454) | (1.423) |
| edu | 89.568\* | 116.711 | 113.776\*\* | 122.125 |
| (1.806) | (1.716) | (2.372) | (1.151) |
| hhsize | -357.291\*\*\* | -258.406 | -473.669\*\*\* | -440.817\*\*\* |
| (-2.970) | (-1.586) | (-4.472) | (-3.584) |
| province | 2261.262\*\*\* | 2376.974\*\* | 1788.134\*\*\* | 1384.609 |
| (5.006) | (2.336) | (4.495) | (1.540) |
| urban | 2439.387\*\*\* | 1702.208\*\* | 2715.856\*\*\* | 2427.631\*\* |
| (4.462) | (2.086) | (4.978) | (2.045) |
| work\_gov\*pc\_w |  |  | -46.116\* | -42.751 |
|  |  | (-1.699) | (-0.127) |
| age\*(D(log(pc\_c)))^2 |  |  | -29.572\*\*\* | -109.243\*\*\* |
|  |  | (-2.601) | (-4.607) |
| oldrely\_p\*hhsize | -823.788\*\*\* | -908.940\*\*\* |  |  |
| (-2.910) | (-2.754) |  |  |
| oldrely\_p\*province | -2091.664\*\* | -2486.250\*\* |  |  |
| (-2.409) | (-2.235) |  |  |
| age\*(D(log(pc\_c)))^2 | 1.867\*\*\* | 1.716\*\*\* |  |  |
| (5.351) | (4.360) |  |  |
| R 2 | 0.339 | 0.285 | 0.374 | 0.355 |
| F值 | 71.916\*\*\* |  | 83.577\*\*\* |  |
| J统计量 |  | 0.697 |  | 4.603 |
| 工具变量秩 |  | 19.000 |  | 19.000 |

### 6.2.3 模型检验

1.内生性检验

对于微观调查数据（特别是家庭收入、财富等数据），更容易存在测量误差，该问题对模型估计有着重要影响。以一元线性回归为例：

*Yi* **1

** 2

*X*\*  *u*

(6.2)

其中，*x*\*是真实值。假如观测到的不是*x*\*，而是*x* ：

*i*

*i*

*i*

则模型（6.2）为：

*i* *i*

*x* *x*\*  *v*

*i*

*i*

*i*

(6.3)

*Yi* **1 **2 *xi* *ui* *vi*

**1 **2 *xi* *wi*

(6.4)

对模型（6.4）实施OLS估计，则估计量为：

**ˆ *xi**x**yi**y*

2*x**x*2

*x*\**x* \**v*

*i*

*i*



*i*

*v***

*X*\*  *x* \*  *u*

 *u* 

(6.5)

*x*\**x* \**v*

*i*

*i*

2

*i*

*i*

*v*2

若*E**u**E**v*0，且cov*u*, *v*0，则有：

*p* lim**ˆ**11** 2

*v*

**2

(6.6)

其中，**2和**2 分别表示*v*和*x*\*的方差，*p* lim**ˆ为**的概率极限。

*x*\*

*v* *x*\* *i*

可见，解释变量存在测量误差时，OLS估计量将是有偏的，而且往往会低估真实值**。因此，有必要检验模型（6.1）是否存在测量误差问题。关于测量误差的

存在与否，仍然采用Hausman检验方法。对于可能存在测量误差的家庭人均收入和人均财富两个变量，选择家庭住房面积、户口类型、婚姻状况、父母教育程度及父母健在人数等作为工具变量。将家庭人均收入和人均财富两个变量对选择的工具变量及模型（6.1）的外生变量进行回归，并获得残差pc\_ir和pc\_wr。将残差pc\_ir和pc\_wr分别加入到模型（6.1），进行OLS估计，结果见表6.28。可见，残差pc\_ir和pc\_wr系数的*t*值，明显小于5%显著性水平下的临界值，则无法拒绝模型（6.1）不存在测量误差的假定。

表 6.28 模型(6.1)测量误差Hausman检验

| 解释变量 | 模型中包含养老依靠 | 模型中包含工作类型 |
| --- | --- | --- |
| pc\_ir | 0.168 | -0.040 |
| (0.667) | (-0.301) |
| pc\_wr | -109.713 | -23.978 |
| (-1.193) | (-0.360) |
| R 2  F值 | 0.332 | 0.375 |
| 56.130\*\*\* | 67.384\*\*\* |

注：限于篇幅，表中省略了模型（6.1）中其他解释变量估计结果。

测量误差本质上还是解释变量内生性问题。由表6.27可知，对包含养老依靠和工作单位类型的两个模型分别实施GMM估计，*J*统计量分别为0.697和4.603，工具变量秩都为19，则可计算Sargan统计量对应的*P*值分别为0.952和0.331。因此，有理由认为所选的工具变量都是外生的。然而Hausman检验无法拒绝模型（6.1）不存在测量误差的假定，则认为OLS估计结果要优于GMM估计结果。

2.变量冗余检验

为了验证选择的人口特征变量、养老保险变量及交互乘积项是否显著改进了模型，本文采用冗余变量检验方法。由表6.29可知，人口特征量、养老保险变量、习惯形成、预防性储蓄、流动性约束及交互乘积项对应的F统计量和**2统计量都显

著大于5%置信水平下的临界值。因此，这些变量都不是冗余变量，显著提高了模型的拟合效果。

表 6.29 模型(6.1)冗余变量检验

|  | 检验变量 | F 检验 | | LR 检验 | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| F 统计量 | Prob. |  2 统计量 | Prob. |
| 模型中含养老依靠 | pc\_c(-1) | 75.288\*\*\* | 0.000 | 74.426\*\*\* | 0.000 |
| (D(log(pc\_c)))^2 | 14.389\*\*\* | 0.000 | 14.447\*\*\* | 0.000 |
| D(pc\_i) | 82.051\*\*\* | 0.000 | 527.680\*\*\* | 0.000 |
| 养老保险 | 14.624\*\*\* | 0.000 | 14.682\*\*\* | 0.000 |
| 人口特征变量 | 9.043\*\*\* | 0.000 | 9.092\*\*\* | 0.000 |
| 交互项 | 15.111\*\*\* | 0.000 | 45.157\*\*\* | 0.000 |
| 模型中含工作类型 | pc\_c(-1) | 67.092\*\*\* | 0.000 | 66.461\*\*\* | 0.000 |
| (D(log(pc\_c)))^2 | 35.587\*\*\* | 0.000 | 35.537\*\*\* | 0.000 |
| D(pc\_i) | 39.189\*\*\* | 0.000 | 514.760\*\*\* | 0.000 |
| 养老保险 | 2.745\* | 0.064 | 5.534\* | 0.063 |
| 人口特征变量 | 19.996\*\*\* | 0.000 | 20.048\*\*\* | 0.000 |
| 交互项 | 4.859\*\*\* | 0.008 | 9.769\*\*\* | 0.008 |

3.异方差检验

Wooldridge（2010）认为：①在大样本情况下，无论模型异方差类型如何，稳健推断都是有效的；②若模型不存在异方差，则无论样本量大小如何，基于OLS通常标准误计算的*t*统计量都服从精确的*t*分布，而稳健*t*统计量在小样本时容易导致错误推断；③明确异方差形式时，加权最小二乘法(weighted least squares, WLS)比

OLS更有效，但若异方差形式被错误设定，则不能保证WLS比OLS更有效。因此，Wooldridge建议对异方差的处理是采用稳健的WLS标准误。

检验模型异方差问题，较常用的方法是White检验。White（1980）认为若模型同方差的法，残差平方序列与解释变量、解释变量平方项及解释变量交互乘积项都不相关。因此，White检验的一般实施方法是，将模型OLS估计残差平方序列对解释变量、解释变量平方项及解释变量交互乘积项进行回归分析，并检验模型的整体显著性。当模型中存在较多解释变量时，该方法将用掉很多自由度。此时更节省自由度的方法是将OLS估计残差平方序列对拟合值、拟合值平方序列进行回归，并检验模型的整体显著性(Wooldridge, 2010)。由表6.30可知，模型（6.1）OLS估计残差平方序列对家庭人均生活支出拟合值及平方项的回归模型整体上是显著的，F值分别为87.19和205.5，明显大于5%显著性水平下的临界值。因此，有理由认为模型（6.1）存在异方差问题。

表 6.30 模型(6.1)异方差检验

|  | 养老依赖模型 | 工作类型模型 |
| --- | --- | --- |
| cons | -45344134.000\*\*\* | -23405889\*\* |
| (-3.577) | (-2.126) |
| 拟合值 | 10357.480\*\*\* | 3880.002\*\* |
| (6.572) | (2.223) |
| 拟合值平方 | 0.019 | 0.311666\*\*\* |
| (0.483) | (5.219) |
| R 2  F 值 | 0.082 | 0.175 |
| 87.185\*\*\* | 205.496\*\*\* |

对于异方差模型的修正，一般采用WLS法。由于模型（6.1）中包含了太多的解释变量，使得异方差的确切形式并不明显。因此，更合适的方法是采用可行的广义最小二乘估计方法(feasible generalized least squares, FGLS). FGLS的操作步骤一般如下：①将被解释变量对解释变量做回归并得到残差*u*ˆ ；②计算残差平方的自然

对数log*u*ˆ2；③将log*u*ˆ2对解释变量做回归并得到拟合值*g*ˆ；④计算拟合值*g*ˆ的指数，*h*ˆexp*g*ˆ；⑤以1 *h*ˆ为权重，对原模型使用WLS 估计（Wooldridge, 2010）。对模型（6.1）采用FGLS估计，并采用稳健*t*统计量，结果见表6.31。

FGLS估计结果显示，对于包含养老依靠的模型（6.1），调整后*R*2为0.444，F统计量为100.14；对于包含工作单位类型的模型（6.1），调整后*R*2为0.53，F统计量为

171.7，模型整体上都是显著的。利用异方差稳健标准误对回归系数进行*t*检验，对于包含养老依靠的模型（6.1），在5%的显著性水平下，选择的人口特征变量、养老保险变量及交互乘积项对城镇居民人均消费支出都有显著影响；对于包含工作单位类型的模型（6.1），在5%的显著性水平下，除政府事业单位虚拟变量外，其他变量对家庭人均生活支出都有显著影响。

表 6.31 模型(6.1)的OLS和FGLS稳健估计结果

|  | 解释变量 | OLS-robust | FGLS-robust | OLS-robust | FGLS-robust |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | cons | 8077.616\*\*\* | 7707.817\*\*\* | 5164.696\*\*\* | 1038.442\*\* |
| (5.700) | (9.695) | (3.081) | (2.008) |
| pc\_i | 0.168\*\*\* | 0.152\*\*\* | 0.184\*\*\* | 0.092\*\*\* |
| (5.597) | (6.248) | (5.862) | (6.379) |
| pc\_w | 37.850\*\*\* | 38.508\*\*\* | 44.066\*\*\* | 18.017\*\* |
| (2.751) | (3.361) | (3.182) | (2.560) |
| pc\_c(-1) | 0.299\*\*\* | 0.543\*\*\* | 0.273\*\*\* | 0.817\*\*\* |
| (6.265) | (12.549) | (4.692) | (22.294) |
| (D(log(pc\_c)))^2 | -68.742 | -413.209\*\*\* | 4212.856\*\* | 5241.230\*\*\* |
| (-1.151) | (-10.208) | (2.578) | (6.212) |
| D(pc\_i) | -0.052\* | -0.066\*\*\* | -0.064\*\* | -0.054\*\*\* |
| (-1.851) | (-2.976) | (-2.252) | (-4.020) |
| 养老保险 | oldrely\_p | 4194.378\*\*\* | 2114.564\*\* |  |  |
| (3.922) | (3.391) |  |  |
| work\_gov |  |  | 1991.054 | 486.616 |
|  |  | (1.402) | (1.016) |
| work\_company |  |  | 1236.007 | 1050.973\*\*\* |
|  |  | (1.361) | (2.790) |
| 人口特征 | age | -58.259\*\*\* | -78.069\*\*\* | -32.495 | -2.925 |
| (-2.908) | (-6.975) | (-1.352) | (-0.425) |
| edu | 89.568 | 58.314\* | 113.776\*\* | 27.692 |
| (1.608) | (1.746) | (2.226) | (1.542) |
| hhsize | -357.291\*\*\* | -218.791\*\*\* | -473.669\*\*\* | -198.202\*\*\* |
| (-3.895) | (-4.528) | (-5.624) | (-4.641) |
| 交互项 | work\_gov\*pc\_w |  |  | -46.116 | -13.475 |
|  |  | (-1.131) | (-0.544) |
| age\*(D(log(pc\_c)))^2 |  |  | -29.572 | -41.122\*\*\* |
|  |  | (-1.164) | (-3.277) |
| oldrely\_p\*hhsize | -823.788\*\*\* | -489.674\*\*\* |  |  |
| (-3.357) | (-4.313) |  |  |
| oldrely\_p\*province | -2091.664\*\* | -999.771 |  |  |
| (-2.121) | (-1.970) |  |  |
| age\*(D(log(pc\_c)))^2 | 1.867\*\*\* | 8.953\*\*\* |  |  |
| (1.527) | (10.826) |  |  |
| 控制变量 | province | 2261.262\*\*\* | 1568.997\*\*\* | 1788.134\*\*\* | 886.466\*\*\* |
| (5.578) | (5.453) | (4.721) | (5.660) |
| urban | 2439.387\*\*\* | 1754.602\*\*\* | 2715.856\*\*\* | 921.285\*\*\* |
| (3.765) | (3.867) | (4.978) | (3.222) |
|  | R 2 | 0.339 | 0.444 | 0.374 | 0.530 |
|  | F值 | 71.916\*\*\* | 100.140\*\*\* | 83.577\*\*\* | 171.700\*\*\* |
|  | 样本数 | 1935.000 | 1935.000 | 1935 | 1935.000 |

## 6.3 估计结果的经济含义

### 6.3.1 解释变量偏效应计算

由于模型（6.1）中包含了交互乘积项，使得参数估计值并不能有效反映各个解释变量对家庭人均消费支出的影响，同样有必要计算各个解释变量的偏效应。根据

FGLS估计结果，可计算模型（6.1）中各个解释变量对家庭人均生活支出的偏效应，见表6.32和表6.33。

表6.32 模型(6.1)包含养老依靠时主要解释变量偏效应

| 解释变量 | 系数 | 均值 | 偏效应 |
| --- | --- | --- | --- |
| pc\_i | 0.152 | 11120.330 | 0.152 |
| pc\_w | 38.508 | 10.181 | 38.508 |
| pc\_c(-1) | 0.543 | 6849.151 | 0.543 |
| (D(log(pc\_c)))^2 | -413.209 | 0.959 | 144.297 |
| D(pc\_i) | -0.066 | 4213.979 | -0.066 |
| oldrely\_p | 2114.564 | 0.239 | 509.648 |
| age | -78.069 | 62.270 | -69.482 |
| edu | 58.314 | 3.715 | 58.314 |
| hhsize | -218.791 | 3.278 | -335.706 |
| province | 1568.997 | 0.550 | 1568.997 |
| urban | 1754.602 | 0.191 | 1754.602 |

表6.33 模型(6.1)包含工作类型时主要解释变量偏效应

| 解释变量 | 系数 | 均值 | 偏效应 |
| --- | --- | --- | --- |
| pc\_i | 0.092 | 11120.330 | 0.092 |
| pc\_w | 18.017 | 10.181 | 17.355 |
| pc\_c(-1) | 0.817 | 6849.151 | 0.817 |
| (D(log(pc\_c)))^2 | 5241.23 | 0.959 | 2680.552 |
| D(pc\_i) | -0.054 | 4213.979 | -0.054 |
| work\_gov | 486.616 | 0.049 | 349.425 |
| work\_company | 1050.973 | 0.075 | 1050.973 |
| age | -2.925 | 62.270 | -42.364 |
| edu | 27.692 | 3.715 | 27.692 |
| hhsize | -198.202 | 3.278 | -198.202 |
| province | 886.466 | 0.550 | 886.466 |
| urban | 921.285 | 0.191 | 921.285 |

### 6.3.2 估计结果的经济含义

根据表6.32和表6.33中回归系数的偏效应，可得到结论如下：

⑴家庭收入、家庭财富与家庭生活支出正相关。如果模型中包含养老依靠，则家庭人均收入、家庭人均财富对家庭人均生活支出的偏效应分别为0.152 和

38.058. 如果模型中包含工作单位类型，则家庭人均收入、家庭人均财富对家庭人均生活支出的偏效应分别为0.092和17.355。可见，收入增长比财富增长更有利于增加家庭生活支出。若考虑长期效应的话，对于包含养老依靠和工作单位类型的两个模型，可计算家庭人均收入对家庭生活支出的长期影响乘数分别为0.333 和

0.503.

⑵微观调查数据依然支持习惯形成和预防性储蓄理论。家庭人均生活支出滞后一期的回归系数在包含养老依靠和工作单位类型两种情况下的估计值分别为

0.543和0.817，都显著异于0。家庭人均生活支出增长率平方序列与家庭生活支出正相关，则有理由认为家庭人均生活支出存在预防性储蓄动机的影响。

⑶家庭人均收入差分序列与家庭生活支出负相关。Zeldes（1989）认为可支配收入的增加将使得流动性放松，即流动性约束为收入的负函数。因此，家庭人均收入差分序列与家庭生活支出负相关，也可以理解为流动性约束影响家庭生活支出。

⑷养老保险对家庭生活支出有显著影响。其中，在其他条件相同情况下，依靠养老金、退休金养老的居民的家庭生活支出平均要比其他人群高出509.65元；

企业、政府事业单位工作人员的家庭生活支出平均要比其他人群分别高出1050.97

元和349.43元。值的注意的是，公务员福利好、养老医疗都有保障，然而其生活支出水平还要低于企业工作人员，这与政府事业单位部分工作人员存在隐形福利、灰色收入、公款吃喝、公车私用等腐败现象不无关系。因此，实证结果有理由拒绝“国家反腐倡廉行动将抑制居民消费需求”这一谬论。

⑸年龄、教育程度及家庭人口规模等人口特征变量对家庭生活支出有显著影响。在其他条件相同情况下，年龄越大，家庭人均生活支出水平越低；教育程度越高，家庭人均生活支出水平越高；家庭人口数越多，家庭人均生活支出水平越低①。其中，年龄对家庭人均生活支出的影响与Zelds（1989）研究结论基本相符，可认为老龄化问题一定程度上抑制了居民消费支出。

①该结论与前文“家户人口规模增多，额外支出的边际效用将提高”观点并不矛盾，此处控制了家庭人均收入变量、人均财富等变量(Burney and Khan,1992)。

## 6.4 小结

本章基于中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS)对构建的消费理论模型从微观角度进行实证研究，经过冗余变量检验、异方差检验及内生性检验等，最终证实预防性储蓄、习惯形成、流动性约束、人口特征和养老保险等因素都影响家庭生活支出。对于养老保险影响居民消费问题，本章构建养老依靠、工作单位类型等虚拟变量，证实依靠养老金、退休金养老的居民的家庭生活支出水平高于其他人群；企业、政府事业单位工作人员的家庭生活支出水平也高于其他人群。因此，微观数据同样支持消费决定模型的合理性及养老保险显著影响居民消费这一重要结论。

# 第 7 章 研究结论、政策建议和展望

论文最终目的在于深层次研究我国居民的消费行为和储蓄动机，寻求扩大居民消费需求行之有效的办法。本章对前文的主要研究结论进行概括性总结，并基于研究结论提出有利于扩大居民消费需求的针对性措施。

## 7.1 主要研究结论

### 7.1.1 构建消费决定模型需综合考虑多方面因素

不管是宏观面板数据还是微观追踪调查数据，都在一定程度上验证了消费决定模型的合理性。研究我国居民消费支出，需综合考虑预防性储蓄、内外部习惯形成及流动性约束等较为前沿的消费理论。其中，消费习惯和预防性储蓄动机使得居民消费水平比可支配收入更加平滑，而流动性约束和短视行为使得居民消费又呈现一定的易变性。过度平滑和过度敏感的共同作用，使得我国居民消费紧跟可支配收入，但步调又不完全一致。

### 7.1.2 收入增长是扩大居民消费的主要驱动力

收入增长是我国城镇居民消费扩张的主要驱动力。由省际面板数据回归结果可知，在其他变量不变情况下，可支配收入每增长1%，长期来看平均会使我国城镇居民消费支出增长0.91%。由微观调查数据回归结果可知，在其他变量不变情况下，收入水平每增加1元，长期来看平均会使居民生活支出增加0.3-0.5元。收入增长为居民消费提供资金来源，如果收入增长无保证，扩大消费也将无保障可言。

### 7.1.3 人口特征变量是影响居民消费的重要因素

人口出生率、增长率及人口年龄结构等人口特征变量不仅影响居民的边际消费效用，还影响经济增长及居民对未来的不确定性预期。由省际面板数据回归结果可知，人口出生率下降和老龄化程度上升，迫使家庭增加对子女的教育支出和对老人的医疗支出，因而一定程度上拉动了居民消费；人口增长率的持续下降，增加了居民的养老担忧和预防性储蓄动机，一定程度上又抑制了居民消费。由微观调查数据回归结果可知，年龄越大，家庭人均生活支出水平越低；教育程度越

高，家庭人均生活支出水平越高；家庭人口数越多，家庭人均生活支出水平越低。

### 7.1.4 养老保险对居民消费的影响路径较为复杂

养老保险制度对我国城镇居民消费的影响较为复杂。由省际面板数据回归结果可知，基本养老保险制度实施以来，覆盖率不断上升，而替代率持续下降，二者的反向发展使得养老保险对消费的拉动作用出现一定程度上的内部抵消。这使得养老保险对我国城镇居民消费的影响效应，最终由养老保险贡献率来体现。而养老保险缴费比例是固定的，贡献率的差异就必然体现了各地区财政补贴的差异。因此，增加政府财政补贴有助于加强养老保险对居民消费的拉动效应。微观调查数据的回归结果同样认为养老保险有助于扩大居民消费：依靠养老金、退休金养老人群的家庭生活支出水平高于其他人群，企业、政府事业单位工作人员的家庭生活支出水平也高于其他人群。

## 7.2 政策建议

### 7.2.1 健全收入增长机制

提高居民收入水平，不仅有利于从源头上解决需求不足问题，还有利于缓解流动性约束的影响，减少居民对不确定性的预期。

⒈发挥市场作用，减少政府对市场的干预

提高居民收入水平，当务之急是完善市场机制。要发挥市场在资源配置中的作用，让市场在所有领域都充分发挥作用；让个人和企业有更多活力和更大空间去发展经济、创造财富。要形成要素价格市场机制，使得劳动力价格得到合理体现。最终实现劳动报酬增长与劳动生产率提高同步，城乡居民人均可支配收入增长与经济发展同步。

⒉发挥政府调控职能，深化收入分配改革

中低收入者比高收入者有着更高的边际消费倾向。因此，扩大居民消费需求关键在于提高居民收入水平，特别是中等收入和低收入者的收入水平。因此，国家在增收过程中，需进一步发挥政府调控职能，主要体现在以下几个方面：

⑴加强对工资分配的调节和管理。首先，建立工资支付保障制度，健全工资支付保障金、欠薪应急周转金等制度，保障劳动者的合法权益。其次，加强对物

价变动的监测和管理，适时提高最低工资标准。还有，积极稳妥推行工资集体协商和行业性、区域性工资集体协商制度。

⑵进一步发挥税收调节功能。进一步完善财产税，创造条件让更多人拥有财产性收入；进一步减轻中等收入者、低收入者和中小企业的税费负担，形成有利于缩小收入差距的税收制度。

⑶健全覆盖城乡的社会保障体系。加大对社会保障的财政扶持，不断完善社会保险、社会救助和社会福利制度，使得全社会保障水平逐步提高，进而降低人民对消费支出不确定性的预期。

⒊实施积极就业政策，拓宽就业渠道

坚持实施更加积极的就业政策，拓宽就业和创业渠道，创造更多的就业岗位和就业机会。一方面，大力发展第三产业和劳动密集型企业，创造更多的就业岗位。另一方面，加大对中小企业的扶持和金融支持，通过财政贴息和政府担保等措施促进中小企业自主创新和快速发展。同时，健全面向全体劳动者的职业培训制度，提升劳动者的劳动技能和增收能力。

7.2.2完善养老保险制度

养老保险对居民消费的影响是复杂的，制定科学、公平的养老保险制度，测算合理的养老保险制度参数，保证充沛的资金运营，都将有利于扩大居民消费。

1.合理计算养老保险制度参数

设置合理的养老保险制度，应该表现以下六个特点：①覆盖更多人群，实现应保尽保；②职工和企业都支付得起养老保险费；③有利于促进经济可持续发展；

④能够抵挡住宏观经济波动和人口结构变迁的冲击；⑤对退休人员支付合理的养老金；⑥能够体现社会公平。我国养老保险缴费率低，替代率高，特别是老龄化问题使得财务可持续性问题日趋突出。

因此，完善养老保险制度，而应在充分可持续养老保险制度特征基础上合理计算替代率和贡献率等参数。对于养老保险贡献率，适当降低企业贡献率，或者增加政府对养老基金的财政补贴。对于养老保险替代率，多数国家都重视养老保险的保障功能，设置较高的中低收入者的养老金替代率（见表7.1）。因此，我国应推行差异化养老金发放政策，适当提高中低收入群体的养老金替代率，适当降低高收入群体的替代率。

表 7.1 2012年OECD国家不同收入群体养老金替代率

|  | 中等  收入者 | 0.5 倍  平均收入者 | 平均  收入者 | 1.5 倍  平均收入者 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 澳大利亚 | 60.2 | 91.1 | 52.3 | 39.4 |
| 奥地利 | 76.6 | 76.6 | 76.6 | 74.0 |
| 比利时 | 41.4 | 58.2 | 41.0 | 30.2 |
| 加拿大 | 51.0 | 80.1 | 45.4 | 30.2 |
| 智利 | 45.5 | 57.3 | 41.9 | 37.3 |
| 捷克 | 59.9 | 85.2 | 52.2 | 41.2 |
| 丹麦 | 83.7 | 120.7 | 78.5 | 64.4 |
| 爱沙尼亚 | 55.3 | 65.2 | 52.2 | 47.9 |
| 芬兰 | 54.8 | 64.1 | 54.8 | 54.8 |
| 法国 | 59.1 | 64.8 | 58.8 | 47.5 |
| 德国 | 42.0 | 42.0 | 42.0 | 42.0 |
| 希腊 | 64.0 | 75.4 | 53.9 | 46.7 |
| 匈牙利 | 73.6 | 73.6 | 73.6 | 73.6 |
| 冰岛 | 73.8 | 91.7 | 72.3 | 70.1 |
| 爱尔兰 | 44.2 | 73.4 | 36.7 | 24.5 |
| 以色列 | 86.7 | 103.7 | 73.4 | 48.9 |
| 意大利 | 71.2 | 71.2 | 71.2 | 71.2 |
| 日本 | 37.5 | 49.8 | 35.6 | 30.8 |
| 韩国 | 43.9 | 59.2 | 39.6 | 29.2 |
| 卢森堡 | 59.3 | 77.7 | 56.4 | 53.0 |
| 墨西哥 | 44.7 | 55.5 | 28.5 | 27.2 |
| 荷兰 | 91.4 | 94.4 | 90.7 | 89.4 |
| 新西兰 | 50.1 | 81.1 | 40.6 | 27.0 |
| 挪威 | 52.3 | 63.4 | 52.5 | 41.6 |
| 波兰 | 48.8 | 49.3 | 48.8 | 48.8 |
| 葡萄牙 | 55.0 | 67.5 | 54.7 | 54.1 |
| 斯洛伐克 | 67.9 | 74.2 | 65.9 | 63.4 |
| 斯洛文尼亚 | 40.6 | 62.0 | 39.2 | 36.7 |
| 西班牙 | 73.9 | 73.9 | 73.9 | 73.9 |
| 瑞典 | 55.6 | 70.2 | 55.6 | 67.9 |
| 瑞士 | 58.4 | 64.3 | 55.2 | 36.8 |
| 土耳其 | 66.8 | 73.5 | 64.5 | 64.5 |
| 英国 | 37.9 | 55.8 | 32.6 | 22.5 |
| 美国 | 41 | 49.5 | 38.3 | 33.4 |
| 均值 | 57.9 | 71.0 | 54.4 | 48.4 |

资料来源：OECD(2013), Pensions at a Glance 2013: OECD and G20 Indicators, OECD Publishing.

2.推进基本养老保险全国统筹

目前，我国养老金基本实现了省级统筹，统筹单位内各自为政。地区经济发展不平衡带来的养老金盈余差异无法在地区间横向调剂，调节能力差。推行养老保险全国统筹，增强各地区基金统筹的平衡性，应首先解决以下三个问题：

⑴养老金“空账”问题。养老金“空账”，更多是制度变迁和各级政府长期挪用的结果。因此，各级政府应明确投入比例，用财政资金做实个人账户资金缺口。

⑵统筹内涵界定问题。地区发展差异，使得相同缴费比率和养老金替代率并不能体现制度公平，反而加剧了制度的分均衡发展。因此，养老保险统筹的内涵应注重制度管理而非参数设定。

⑶防范道德风险问题。中国社会科学院的郑秉文（2008）认为，在经济发展不平衡的二元经济条件下，统筹层次越高，道德风险也越大①。因此，政府应出台相关的法律法规，明确各级政府责任，加强对养老金收缴和支付的管理和监控。

3.扩大养老保险资金来源渠道

扩大养老保险资金来源渠道是防范养老金支付危机、提高抵御风险能力的有效有段。政府应加大对养老保障的资金投入。各国的养老金都由国家、企业和个人三方面合理负担，我国企业和个人的缴费率都很明确，而国家的责任却不明确了。各级政府应加大对养老保障的资金投入，明确投入比例，保证制度运行的可持续性，而不能因“拆东墙补西墙”形成“旁氏骗局”。

7.2.3调整人口发展政策

人口特征变量是影响居民消费的主要因素。老龄化进程的逐步加快，不仅将增加经济增长率的下行压力，还会降低全社会边际消费倾向、增加不确定性预期，进而抑制居民消费。

⒈全面放开二胎政策

面对人口出生率下降、老龄化程度上升的人口变化趋势，全国人民代表大会常务委员会第六次会议（2013年12月28日）审议通过了独生子女夫妇可生育两个孩子的政策。实际上，目前年轻夫妇的生育意愿已不完全受计划生育政策限制，养老保险、经济水平及生活模式对其都有一定影响。此外，“单独”父母的成长经

① 引自：新京报，养老保险关系拟随本人转移，2008-12-23.

历往往降低其生育二胎的意愿。因此，只放开“单独两孩”政策力度还不够，政策效果还十分有限，应该进一步全面放开二胎政策。

⒉积极提升人口素质

⑴优先发展教育事业。一方面，加大教育投入，提升全社会教育水平的同时，也降低家庭的教育负担。另一方面，扩大义务教育范围，大力发展职业教育、老年教育，为国民提供更多的受教育机会。

⑵全面推进全民健康工程。一方面，加大医疗卫生投入，逐步将社会关注、群众关心的公共卫生任务纳入实施范围，提高基本公共卫生服务均等化水平和城乡居民公共卫生服务共享水平。另一方面，加快发展健康服务产业，完善健康服务产业行业标准和执业规范，大力发展与健康相关的服务产业，构建健康服务产业链和产业体系。鼓励社会资本大力发展健康服务产业，加强健康管理、养生保健、健康文化、老年护理、康复医疗、心理咨询等特色服务产业，满足群众多层次服务需求。

## 7.3 展望

养老保险影响居民消费问题是一个即复杂又具有重大研究价值的课题。论文在理论分析和实证方法上有所创新，但仍然存不足之处：

⒈一般均衡模型设计还比较简单。居民消费、养老保险、人口特征变量和经济增长理论上存在两两相互影响的复杂关系。论文构建的联立系统仅考虑消费决定模型和社会资本决定模型，简化分析问题，也易于实证处理，但还不足以反映经济变量之间的复杂关系。

⒉微观数据处理存在问题。对于CHARLS追踪调查数据，家庭财富、家庭收入和生活支出中的缺失值都按0处理。该处理技术虽然避免了样本资源的大量浪费，但也带来了数据失真问题。

此外，通过论文研究，还发现一些问题值得深入研究，如合理退休年龄问题、养老保险财务可持续性问题及养老保险合理参数设置问题等。对于论文的不足之处和衍生问题，都将成为后期进一步研究的课题。因此，论文是学业生涯的结束，也是学术生涯的开始。

参考文献

[1] 陈强, 高级计量经济学及Stata应用[M], 第二版, 北京: 高等教育出版社, 2013.

[2] 厉以宁、吴易风、丁冰, 经济全球化与西部大开发: 兼论西方经济学的新发展[M], 北京: 北京大学出版社, 2001.

[3] 郑秉文, 中国养老金发展报告2012[M], 北京: 经济管理出版社, 2012.

[4] 郑秉文, 中国养老金发展报告2013[M]: 社保经办服务体系改革[M], 北京: 经济管理出版社, 2013.

[5] 郑秉文, 中国养老金发展报告2014[M]: 向名义账户制转型[M], 北京: 经济管理出版社, 2014.

[6] 阿维纳什·K·迪克西特, 经济理论中的最优化方法[M], 冯曲、吴桂英译, 上海: 格致出版社.

[7] 安格斯·迪顿, 理解消费[M], 胡景北、鲁昌译, 上海: 上海财经大学出版社, 2003.

[8] 奥利维尔·琼·布兰查德、斯坦利·费希尔, 宏观经济学: 高级教程[M], 刘树成等译, 第三版, 北京: 经济科学出版社, 1997.

[9] 戴维·罗默, 高级宏观经济学[M], 苏剑、罗涛译, 北京: 商务印刷馆, 1999.

[10] 杰弗里·M·伍德里奇, 计量经济学导论[M], 费剑平译, 第四版, 北京: 中国人民大学出版社, 2010.

[11] 白重恩、吴斌珍、金烨, 中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响[J], 中国社会科学, 2012, (8): 48-71.

[12] 高培勇、汪德华, 中国养老保障体系资金缺口分析与对策建议[J], 比较, 2011(2).

[13] 郭香俊、杭斌, 预防性储蓄重要性的测算方法及其比较[J], 统计研究, 2009, 26(11): 61-68.

[14] 杭斌, 流动性约束、不确定性与消费过度敏感[J], 数量经济技术经济研究, 2001, (12): 57-59.

[15] 杭斌、申春兰, 潜在流动性约束与预防性储蓄[J], 管理世界, 2005, (9): 28-35.

[16] 杭斌、申春兰, 习惯形成下的缓冲储备行为[J], 数量经济技术经济研究, 2008,

(10): 142-152.

[17] 杭斌、郭香俊, 基于习惯形成的预防性储蓄——中国城镇居民消费行为的实证分析[J], 统计研究, 2009, (3): 38-43.

[18] 何立新、封进、佐藤宏, 养老保险改革对家庭储蓄率的影响: 中国的经验证据[J], 经济研究, 2008, (10): 117-130.

[19] 贾男、张亮亮, 城镇居民消费的习惯形成效应[J], 统计研究, 2011, 28(8): 43-48.

[20] 金烨、李宏彬、吴斌珍, 收入差距与社会地位寻求: 一个高储蓄率的原因[J], 经济学季刊, 2011, 10(3): 887-912.

[21] 蒋云赟, 我国养老保险度对国民储蓄挤出效应实证研究[J], 财经研究, 2010, 36(3): 14-24.

[22] 李伊、郭志广, 经济转型期中国农村居民消费行为分析——基于微观面板数据[J], 宏观经济研究, 2013, (4): 79-87.

[23] 李勇辉、温娇秀, 我国城镇居民预防性储蓄行为与支出的不确定性关系[J], 管理世界, 2005(5): 14-18.

[24] 刘金全, 预防性储蓄动机的实证检验[J], 数量经济技术经济研究, 2003, (1): 108-111.

[25] 刘子兰、陈梦真, 养老保险与居民消费关系研究进展[J], 经济学动态, 2010, 102-105.

[26] 彭浩然、申曙光, 现收现付制养老保险与经济增长: 理论模型与中国经验[J], 世界经济, 2007, (10): 67-72.

[27] 石阳、王满仓, 现收现付制养老保险对储蓄的影响[J], 数量经济技术经济研究, 2010, (3): 96-106.

[28] 杨继军、张二震, 人口年龄结构、养老保险制度转轨对居民储蓄率的影响[J]. 中国社会科学, 2013, (8): 47-66.

[29] 杨天宇、王小婷, 我国社会保障支出对居民消费行为的影响研究[J], 探索, 2007, (5): 63-66.

[30] 杨再贵, 城镇社会养老保险、人口出生率与内生增长[J], 统计研究, 2009, 26(5): 77-81.

[31] 闫新华、杭斌, 内外部习惯形成及居民消费结构[J], 统计研究, 2010, 27(5): 32-40.

[32] 易行健、王俊海和易君健, 预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异——基于中国农村居民的实证研究[J], 经济研究, 2008, (2): 119-131.

[33] 袁冬梅、李春风、刘建江, 城镇居民预防性储蓄动机的异质性及强度研究[J], 管理科学学报, 2014, (7): 50-62.

[34] 袁志刚、宋铮, 人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率[J], 经济研究, 2000, (11): 24-79.

[35] 张晓娣、石磊, OLG框架下的中国养老保险与公共债务可持续性研究[J], 南开经济研究, 2014, (2): 136-152.

[36] 郑秉文、孙永勇, 对中国城镇职工基本养老保险现状的反思[J], 上海大学学报（社会科学版）, 2012, 29(3): 1-16.

[37] 洪轶男, 中国社会保障制度对城镇居民储蓄影响研究[D], 辽宁大学博士学位论文, 2009.

[38] 纪江明, 转型期我国社会保障与居民消费的地区差异研究[D], 复旦大学博士学位论文, 2011.

[39] 李洪心, 人口老龄化与养老保险制度改革——一个带有OLG结构的CGE模型分析[D], 东北财经大学博士学位论文, 2006.

[40] 闫新华, 基于习惯形成的中国居民消费行为研究[D], ft西财经大学博士学位论文, 2010.

[41] 尹华北, 社会保障对中国农村居民消费影响研究[D], 西南财经大学博士学问论文, 2011.

[42] 张继海, 社会保障对中国城镇居民消费和储蓄行为影响研究[D], ft东大学博士学位论文, 2006.

[43] 周小川. 关于储蓄率的思考[N]. 第一财经日报, 2009-03-25(A13).

[44] 韩宇明. 我国企业职工养老金替代率下降低于国际警戒水平[N]. 新京报, 2012-09-14.

[45] 杨华云. 我国养老金空账约为1.3万亿较04年增5600亿[N]. 新京报, 2010-07-14.

[46] 朱成碧. 养老金空账逾9000亿元政府将选择专业机构管理[N]. 人民网－《证券时报》, 2008-08-12.

[47] 姜和毅, 基本养老保险个人账户“空账”做实的一些思考[EB/OL], 2006, http://www.hzsj.gov.cn/art/2006/2/17/art\_562\_5234.html.

[48] Arrow K., Aspects of the Theory of Risk-Bearing[M]. Helsink: [Yrjö](http://en.wikipedia.org/wiki/Yrjo_Jahnsson_Foundation)Jahnsson Foundation, 1965.

[49] Markowski, A. and Palmer, E., Social Insurance and Saving in Sweden. In von Furstenberg: Social Security versus Private Saving[M], Cambridge, Massachusets: Ballinger Publishing Company, 1979.

[50] Pfaff, M., Hurler, P. and Dennerlein, R., Old-Age Security and Saving in the Federal Republic of Germany[M]. In von Furstenberg (ed.). Social Security versus Private Saving, Cambridge, Massachusetts. Ballinger Publishing Company, 1979.

[51] Poterba, J. M., Personal Saving Behavior and Retirement Income Modelling: A Research Assessment[M], In Eric Hanushek and Nancy Maritato, eds., Assessing Knowledge of Retirement Behavior, National Academy Press, 1996.

[52] Abel, A., Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses[J], American Economic Review (Papers and Proceedings), 1990, 80(2): 38-42.

[53] Abuaf, N., and Phillipe J., Purchasing Power Parity in the Long Run[J], Journal of Finance, 1990, 45, 157-74.

[54] Ando, A. and Modigliani, F., The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests[J], The American Economic Review, 1963, Vol.53.

[55] Barro, R., The Impact of Social Security on Private Saving: Evidence from New the US Time Series[J], American Enterprise Institute, AIE Studies 199, 1978.

[56] Blake, D., The Impact of Wealth on Consumption and Retirement Behaviour in the UK[J]. Applied Financial Economics. 2004, Vol.14.

[57] Blum C. H., Gaudry J. I., The Impact of Social Security Contributions on Savings. An Analysis of German Households by Category[J], Jahrbuch für Sozialwissenschaft, 1990, 41(2): 217-242.

[58] Bhargava, A., Franzini L., and Narendranathan W., Serial Correlation and the Fixed Effects Model [J], Review of Economic Studies, 1982, 49 (4): 533-549.

[59] Boldrin, Michele B. M. and Larry E. Jones, Mortality, Fertility and Saving in Malthusian Economy[J], Review of Economic Dynamics, 2002, 5(4): 75-814.

[60] Bovenberg L., Ewijk, C. V., Designing the pension system: Conceptual framework[C], NETSPAR discussion papers, 2011-080.

[61] Boyle, P. and Murray, J., Social Security and Private Saving in Canada[J]. Canadian Journal of Economics, 1979, Vol.10.

[62] Borsch-Supan Axel, and Konrad Stahl, Life Cycle Savings and Consumption Constraints. Theory, Empirical Evidence, and Fiscal Implications[J], Journal of Population Economics, 1991, 4, 233-55.

[63] Briden G., and Zedella, J., Social Security and Household Savings: Comment[J], The American Economic Review, 1986, 76(1): 286-288.

[64] Bruce N., and Turnovsky, S. J., Social Security, Growth, and Welfare in Overlapping Generations Economies With or Without Annuities[J], [Journal of Public Economics](http://www.sciencedirect.com/science/journal/00472727), 2013, 101: 12–24.

[65] Breitung, J. and Mayer, W., Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated[J], AppliedEconomics, 1994, 26: 353-361.

[66] Browning, M. J., Saving and Pensions: Some UK Evidence[J], Economic Journal. 1982, 92.

[67] Byun, C. C., Habit Formation and U. S. Household Consumption: A Semi-parametric Panel Data Analysis[J], Advances in Economics and Business, 2013, 1(2): 222-232.

[68] Campbell, John, and John Cochrane., By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior[J], Journal of Political Economy, 1999, 107(2): 205-51.

[69] Carroll, C. D., The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence[J], Brookings Papers on Economic Activity, 1992, 2: 61-135.

[70] Carroll, C. D. and Kimball, M. S., On the Concavitity of the Consumption Function. Econometrica[J], 1996, 64(4).

[71] Carroll, C. D., Jody O., and David W., Saving and Growth with Habit Formation[J],

American Economic Review, 2000, 90(3):341-54.

[72] Christoffel, K., Habit Formation in Consumption: Estimation Result for the US and the Europe Area[J], University of Frankfurt, 2003.

[73] Cigno A., Casolaro L., and Rosati F. C., The Impact of Social Security on Saving and Fertility in Germany[J]. FinanzArchiv / Public Finance Analysis, 2003, 59(2): 189-211.

[74] Coates, D. and Humphreys, B. R., Social Security and Saving: A Comment[J]. National Tax Journal. 1999, 52(2).

[75] Constantinides, G., Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle[J], Journal of Political Economy, 1990, 98(3): 519-43.

[76] Curme M. A., Even W. E., Pension Coverage and Borrowing Constraints[J]. The Journal of Human Resources, 1995, 30(4): 701-712.

[77] Darby, M. R., The Effects of Social Security on Income and the Capital Stock[J], The American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington, D. C. 1979.

[78] Dynan, K. E., Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data[J], American Economic Review, 2000, 90: 391-406.

[79] Diamond, P. A., National debt in a neoclassical growth model, American Economic Review[J], 1965, 55: 1126-50.

[80] Dynan, K. E., How Prudent Are Consumers[J], TheJournalofPoliticalEconomy, 1993, 101(6).

[81] Engen, E., and Gale, W., Effects of Social Security Reform on Private and National Saving[J]. Social Security Reform: Links to Saving, Investment and Growth, Federal Reserve Bank of Boston. 1997, June.

[82] Ehrlich I, Zhong J. G., Social security and the real Economy: An Inquiry into Some Neglected Issues[J]. American Economic Review, 1998, 88: 151-157.

[83] Esposito L., Effect of Social Security On Saving: Review Of Studies Using U. S. Time-Series Data[J]. Social Security Bulletin, 1974, 9-17.

[84] Evans O., Social Security and Household Saving in the United States: A Re-Examination[J]. Staff Papers - International Monetary Fund, 1983,

30(3):601-618.

[85] Evans P., Consumer Behavior in the United States: Plications for Social security Reform[J], Economic Inquiry, 2001, 39(4): 568-82.

[86] Fanti L., and Manfredi P., The Solow'S Model With Endogenous Population: A Neoclassical Growth Cycle Model[J], Journal Of Economic Development, 2003, 28(2).

[87] Feldstein, M., Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation[J]. Journal of Political Economy. 1974, 82(5).

[88] Feldstein, M., Social Security and Saving: The Extended Life Cycle Theory[J], Modern public Finance National Tax Journal. 1976, 66(2).

[89] Feldstein, M., Social Security and Saving: New Time-Series Evidence[J], National Tax Journal. 1996, 49(2).

[90] Fernandez-Villaverde, J., and Krueger, D., Consumption Over The Life Cycle: Facts From Consumer Expenditure Survey Data[J], The Review of Economics and Statistics, 2007, 89(3): 552–565.

[91] Fuhrer, J., Habit Formation in Consumption and its Implications for Monetary-Policy Models[J], American Economic Review, 2000, 90(3): 367-90.

[92] Gertler, M., Government Debt and Social Security in A Life-Cycle Economy[J], Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1999, (50): 61-110.

[93] Gullason, E. T., Kolluri B. R., and Pani M. J., Social Security and Household Wealth Accumulation: Refined Microeconometric Evidence[J], The Review of Economics and Statistics, 1993, 75(3): 548-551.

[94] Hall, R. E., Stochastic Implications of The Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence[J], Journal of Political Economy, 1978, 86: 971-987.

[95] Hansen, L. P., and Singleton, K. J., Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behaviour of Asset Returns[J], Journal of Political Economy, 1983, 91: 249-265.

[96] Homburg, S., Coping with Rational Prodigals: A Theory of Social Security and Savings Subsidies[J], Economica, New Series, 2006, 73(289): 47-58.

[97] Hubbard, R. G., Skinner, J., and Zeldes, S. P, Precautionary Saving and Social Insurance[J], Journal of Political Economy, University of Chicago Press, 1995, 103(2): 360-99.

[98] Hubbard, R. G., and Kenneth L. J., Social Security and Individual Welfare: Precautionary Saving, LiquidityConstraints, and the Payroll Tax[J], The American Economic Review, 1987, 77(4): 630-646.

[99] Hylleberg, S., and Mizon, G. E., Cointegration and Error Correction Mechanisms[J], The Economic Journal, 1989, 99(395): 113-125.

[100] Im, K. S., Pesaran, M. H. and Shin, Y., Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels[J], Mimeo, Department of Applied Economics, University of Cambridge, 1997.

[101] İmrohoroǧlu A., İmrohoroǧlu S., and Joines D. H., A Life Cycle Analysis of Social Security[J], Economic Theory, 1995, 6(1): 83-114.

[102] Kao, C., Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data[J], Journal of Econometrics, 1999, 90: 1-44.

[103] Kimball, M. S., Precautionary Saving in the Small and in the Large[J], Econometrica, 1990, 58(1).

[104] Kelley, A. C., and Schmidt, R. M., Saving, Dependency and Development[J], Journal of Population Economics, 1996, 9(4): 365-386．

[105] Kong, M. K., Lee, J. Y. and Lee. H. K., Precautionary Motive for Saving and Medical Expenses under Health Uncertainty: Evidence from Korea[J]. Economics Letters, 2008, 100(1).

[106] Koskela, E., Viren M., Social Security and Household Saving in an International Cross Section[J], the American Economic Review, 1983, 73(1): 212-217.

[107] Kotllkoff L., Social security and equilibrium capital intensity[J]. Quarterly journal of economics, 1979, 93: 233-254.

[108] Kotllkoff L., Testing the theory of Social Security and Life Cycle Accumulation[J], American Economic Review, 1979, 69: 396-410.

[109] Lavado, R. F., Effects of Pension Payments on Saving in The Philippine[C], The

5Th East-West Center International Graduate Student Conference, February 16-18, 2006 In Honolulu, Hawaii USA.

[110] Lee, M. L. and Chao S. W., Effects of Social Security on Personal Saving[J]. Economic Letters. 1988, Vol.28.

[111] Lee, J. J. and Sawada, Y., The degree of precautionary saving: a reexamination[J], Economics Letters, 2007, 96(2).

[112] Lee, J. J. and Sawada, Y., Precautionary saving under liquidity constraints: evidence from rural Pakistan[J]. Journal of Development Economics, 2010, 91(1).

[113] Leland, H. E., Saving And Uncertainty: The Precautionary Demand For Saving[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1968, 82(3).

[114] Leimer, D. R. and Lesnoy, S. D., Social Security and Private Saving: New Time-Series Evidence[J]. Journal of Political Economy. 1982, 90(3).

[115] Lesnoy, S. D. and Leimer, D. R., Social Security and Private Saving: theory and historical evidence[J]. Social Security Bulletin, 1985, 48(1): 14-30.

[116] Levin, A., Lin, C. F. and Chu, C., Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties[J]. Journal of Econometrics, 2002, 108(1), 1-24.

[117] Louis Dicks-Mireaux, and Mervyn, A. K., Pension Wealth and Household Saving: Tests of Robustness[J], Journal of Public Economics, 1984, 23: 115–139.

[118] Maddala, G. S. and Wu, S., Cross-country Growth Regressions: Problems of Heterogeneity[J], Stability and Interpretation, forthcoming in Applied Economics, 1999.

[119] Magnussen, K. A., Old-Age Pensions, Retirement Behavior and Personal Saving: A Discussion of the Literature[J]. Statistics Norway, Social and Economic Studies, 1994.

[120] Meguire, P., Comment: SocialSecurity and Private Savings[J], National Tax Journal. 1998, No.2.

[121] Merrigan, P. and Normandin, M., Precautionary Saving Motives: An Assessment from UK Time Series of Cross-Sections[J]. Economic Journal, Royal Economic Society, 1996, 106.

[122] Miller, B. L., The Effect on Optimal Consumption of Increased Uncertainty in

Labor Income in the Multi-period Case[J], Journal of Economic Theory, 1976, 13(1).

[123] Modigliani, Franco, and Albert Ando, Tests of the Life Cycle Hypothesis of Savings[J], Bulletin of the Oxford University Institute of Statistics, 1957, 19: 99-124.

[124] Muellbauer, J., Habits, Rationality and Myopia in the Life-Cycle Consumption Function[J], Annales d'Economie et de Statistique, 1988, 9: 47-70.

[125] Munnell, A., The Impact of Social security on Personal Savings[J]. National Tax Journal. 1974, 27.

[126] Munnell, A., Private Pensions and Savings: New Evidence[J]. Journal of Political Economy, 1976, 84(5): 1013-1032.

[127] Nakata T., Habit Formation, Parents' Education Spending, and Growth[J], Economics Bulletin, 2007, 5(2): 1-9.

[128] Nickell, S., Biases in Dynamic Models with Fixed Effects[J], Econometrica, 1981, 49(6).

[129] Pecchenino R. A., Utendorf K. R., Social Security, Social Welfare and the Aging Population[J], Journal of Population Economics. 1999, 12(4): 607-23.

[130] Pogue, T. F. and Sgontz, L. G., Social Security and Investment in Human Capital[J], National Tax Journal, 1977, 30, 157-169.

[131] Poterba, J. M., Steven F. V., and David Wise. Targeted Retirement Saving and the Net Worth of Elderly Americans[J]. The American Economic Review, 1994, 84: 180–85.

[132] Pratt J. W., Risk Aversion in the Small and in the Large[J], Econometrica, 1964, 32(1/2).

[133] Raut L. K., Effect of Social Security on Fertility and Savings: An Overlapping Generations Model[J]. Indian Economic Review, New Series, 1992, 27(1): 25-43.

[134] Rhee W., Habit Formation And Precautionary Saving: Evidence From The Korean Household Panel Studies[J], Journal of Economic Development, 2004, 29(2).

[135] Rossi, N. and Visco, I., National Savings and Social Security in Italy[J].

Ricerche Economiche. 1995, 49.

[136] Sandmo, A., The effect of uncertainty on savings decisions[J], Review of Economic Studies, 1970, 37(3).

[137] Saint-Paul, G., Fiscal policy in an endogenous growth model[J], Quarterly Journal of Economics, 1992, 107: 1243-59.

[138] Simonovits A., Pension Reforms in an Aging Society: A Fully Displayed Cohort Model[J], DANUBE| Law and Economics Review, 2012, 4.

[139] Sibley, D. S., Permanent and Transitory Effects of Optimal Consumption with Wage Income Uncertainty[J], Journal of Economic Theory, 1975, 11(1).

[140] Solow, R. M., A contribution to the economic growth[J], quarterly journal of economics, 1956, 70: 65-94. Reprinted in Stiglitz and Uzawa(1969).

[141] Tenhunen S., Tuomala M., On the design of an optimal non-linear pension system with habit formation[J], [International Tax and Public Finance](http://link.springer.com/journal/10797), 2013, 20(3): 485-512

[142] Wigger, BU., Pay-As -You -Go Public Pension s in a Model of Endogenous Growth and Fertility[J]. Journal of Population Economics, 1999, 12: 625- 640.

[143] Zeldes, S. P., Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(2).

[144] Zeldes, S. P., Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence. The Quarterly Journal of Economics, 1989, 104(2).

[145] Aydede, Y., Parametric Social Security Reforms and Saving: Evidence from Turkey, Topics in Middle Eastern and African Economies [C], 2011, Vol. 13.

[146] Auerbach, A., Kotlikoff, L., An Examination of Empirical Tests of Social Security and Savings[R]. NBER Working Paper, 1983, No. w0730.

[147] Aydede, Y., Expected Social Security Wealth Simulations and Generational Fairness of the Turkish PAYG System[R], Networks Financial Institute Working Paper No. 2007-WP-21. [http: //ssrn. com/abstract=1060461](http://ssrn.com/abstract%3D1060461).

[148] Carroll, C. D. and Kimball, M. S., Liquidity Constraints and Precautionary Saving[R], NBER Working Paper, 1991, 59(5).

[149] Carroll, C. D. and Kimball, M. S., Liquidity Constraints and Precautionary

Saving. NBER Working Paper[R], No. w8496, 2001.

[150] Cigno A., Casolaro L., and Rosati F. C., The Role of Social Security in Household Decisions: VAR Estimates of Saving and Fertility Behaviour in Germany[R]. CESifo Working Paper Series, 2000, No 394.

[151] Dennis R., Consumption-Habits in a New Keynesian Business Cycle Model, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series[R], Working Paper 2008-[35, http: //www. frbsf. org/publications/economics/papers/2008/wp08-35bk. pdf](http://www.frbsf.org/publications/economics/papers/2008/wp08-35bk.pdf)

[152] Ehrlich I, Kim J., Social security, Demographic trends, and Economic Growth: Theory and Evidence from the International Experience[R]. Unpubl. Manuscript, 2003.

[153] Katona, George, Private Pensions and Individual Saving[R], Survey Research Center, Institute for Social Research, University of Michigan, 1965.

[154] Kopits, G., and Padma G., The Influence of Social Security on Household Saving: A Cross-Country Investigation[R], International Monetary Fund Staff Papers, 1980, 161-190.

[155] Kurz, Mordecai., The Life-Cycle Hypothesis and the Effects of Social Security and Private Pen- sions on Family Saving[R], Technical Paper No. 335, Institute for Mathematical Studies in the Social Sciences, Stanford University, 1981.

[156] Larsson, R., and Lyhagen J., Likelihood-Based Inference in Multivariate Panel Cointegration Models[R]. Working Paper series in Economics and Finance, No. 331, Stockholm School of Economics, 1999.

[157] Leimer, D. R. and Lesnoy, S. D., Social Security and Private Saving: A Reexamination of the Time-Series Evidence Using Alternative Social Security Wealth Variables[R]. Social Security Administration, working paper, 1980, No.19.

[158] Levin, A. and Lin, C. F., Unit Root Test in Panel Data: New Results[R], University of California at San Diego, Discussion Paper, 1993, No. 93-56.

[159] Manuelli, R. and A. Seshadri, Human Capital and the Wealth of Nations[R], working paper, 2006.

[160] Manuelli, R. and A. Seshadri, Explaining International Fertility Differences[R], working paper, 2007.

[161] Seckin A., Consumption with liquidity constraints and Habit Formation[R], CIRANO Scientific series, 2000, No.41.

[162] Alonso-Carrera, J., Caballe J., and Raurich X., Consumption Externalities, Habit Formation, and Equilibrium Efficiency [EB/OL], [http: //pareto. uab. es/wp/2001/49901. pdf](http://pareto.uab.es/wp/2001/49901.pdf)

[163] Aydede, Y., Saving and Social Security Wealth: A Case of Turkey [EB/OL] [http: //ssrn. com/abstract=985656](http://ssrn.com/abstract%3D985656).

[164] Bosworth, B., and Burtless G., The Effects of Social Security Reform on Saving, Investment, and the Level and Distribution of Worker Well-Being [EB/OL], [http: //www. brookings. edu/Views/Papers/Bosworth/crr2000. pdf](http://www.brookings.edu/Views/Papers/Bosworth/crr2000.pdf)

[165] Börsch -Supan A., Demographic Change, Saving and Asset Prices: Theory and Evidence [EB/OL], http: //EconPapers. repec. org/RePEc: rba: rbaacv: acv2006-08.

[166] CBO memorandum, Social Security and Private Saving: A Review of the Empirical Evidence[EB/OL]. Congressional Budget Office. Retrieved June 1, 2010, [http: //www. cbo. gov/doc. cfm? index=731](http://www.cbo.gov/doc.cfm?index=731).

致 谢

在这篇博士论文完成之际，我首先要衷心感谢我的导师杭斌教授。自2004年攻读硕士学位以来，有幸一直跟随杭老师学习计量经济学和消费经济理论。光阴似箭，转眼间10余年已过去。十年间，杭老师的无私帮助和真诚关怀，让我从一个懵懂冲动的本科生逐渐成长为一名博士生、高校教师。杭老师知识渊博，人品高尚，治学严谨，独特的人格魅力深深影响着我，他的教诲与鞭策将激励我在学术道路上励精图治、开拓创新。在博士论文的写作过程中，杭老师在选题、框架构建、分析逻辑和方法选择等方面都给予我耐心指导和莫大支持，倾注了大量的时间和精力。我对杭老师的感激之情无以言表。

我要以最诚挚的心意感谢李宝瑜教授。李老师是我从事教育事业的引路人和指导者。论文写作过程中，李老师同样给予我大力支持和帮助，提出的许多建议对于论文的改进至关重要。

我要感谢ft西财经大学统计学院的领导同事们。学院院长米子川、书记张继平、副院长孟勇和陈治等领导一直关心我的工作和论文进展情况，为我的工作做出了合适的安排。我的同事闫新华、李毅、赵佳丽等老师也在论文写作过程中提供了无私帮助。

感谢陈晋玲、杨毅、孙晶、范新英、王涛及朱美峰等一起学习、奋战的同学，与他们交流学术、探讨生活，使紧张的博士生活增添一份轻松与愉悦。

最后，我要感谢我的家人。感谢父母的养育之恩，他们虽然年事已高，但仍然时刻关心我的家庭、生活、学业和工作。感谢我的爱人雷霖，没有她的帮助、体谅、包容和支持，我将无法安心学习和研究，博士论文也很难顺利完成。感谢我的儿子朱含章，给我紧张繁忙的工作、学习生活带来的诸多童趣和欢乐。

朱波

2015年6月10 日

## 攻读博/硕士学位期间发表的论文和其它科研情况

一、发表的学术论文

[1]朱波，合理退休年龄影响因素的理论分析及实证研究[J]，人口与经济，2015，

35(1): 11-21.

[2]朱波、杭斌，养老保险对居民消费影响的实证分析[J]，统计与决策，2014，（24）：

160-163.

[3]朱波，完善养老保障体系扩大居民消费水平[J]，宏观经济管理，2014，（2）：

60-61.

二、主持和参与的课题

[1]杭斌，ft西省留学人员管理委员会办公室（晋留管办发[2009] 9）：重化工产业结构与ft西居民储蓄——ft西扩大内需的政策研究，2010.01-2012.12，参与人。