



从全面小康迈向现代化——新征程与新使命

CCISSR
北大赛瑟(CCISR)论坛文集·2021

北京大学中国保险与
社会保障研究中心(CCISR) 编

书 名：从全面小康迈向现代化——新征程与新使命
——北大赛瑟（CCISSR）论坛文集 2021
编 著：北京大学中国保险与社会保障研究中心（CCISSR）
地 址：北京大学经济学院新楼 237A 室（100871）
网 址：<http://econ.pku.edu.cn/ccissr>
出版时间：2021 年 12 月第 1 版

未经许可，不得以任何方式复制或抄袭本书之部分或全部内容。
版权所有，翻印必究

致 谢

北京大学中国保险与社会保障研究中心 (CCISSR) 衷心感谢以下理事会员单位 (2020-2021 年度) 的大力支持!

中国人寿保险 (集团) 公司
中国人民保险集团股份有限公司
中国出口信用保险公司
中国太平保险集团有限责任公司
中国平安保险 (集团) 股份有限公司
太平人寿保险有限公司
泰康人寿保险股份有限公司
全国社会保障基金理事会
中国保险报业股份有限公司
国泰人寿保险股份有限公司
金融时报社
华泰保险集团股份有限公司
中国人民健康保险股份有限公司
慕尼黑再保险公司北京分公司
瑞士再保险股份有限公司北京分公司
北京华奥汽车服务有限公司
富邦人寿保险股份有限公司
劳合社保险 (中国) 有限公司
现代财产保险 (中国) 有限公司
上海商涌科技有限公司

编者简介

北京大学中国保险与社会保障研究中心（CCISSR）成立于 2003 年 9 月，是一家致力于保险与社会保障研究的非营利学术机构，其宗旨是充分发挥北京大学经济学院在风险管理与保险学教育和研究方面的优势，借助中外风险管理与保险以及社会保障领域的重要资源，加强学界、监管部门和业界的密切合作，促进保险与社会保障的理论研究、知识传播与实际应用。中心成立十八年来，在学术研究、国内合作与国际交流等方面积极开展工作，在国内外产生了较大的影响。

一年一度的“北大赛瑟（CCISSR）论坛”是中心的一项重要学术活动。“赛瑟”二字源自中心英文简称 CCISSR 的谐音，“赛”意指科学、竞争与交流，“瑟”取庄重、严谨、明洁之意，集中体现论坛汇集国内外学界专家、业界精英及政界高层人士、打造学术争鸣与信息共享的绝佳平台、提供思想碰撞和科学研讨之良机的目标。

内容简介

第十八届“北大赛瑟（CCISSR）论坛”于 2021 年 10 月 29 日-30 日在北京大学召开。本届论坛的主题是“从全面小康迈向现代化——新征程与新使命”。来自国内外的学界、政界和业界的专家、学者在论坛上发表了精彩的演讲，数十位论文入选作者和与会者分享了自己的研究成果。

本书收录了大会主题演讲人的发言及具有较高学术价值或创新理论的论坛入选论文，以飨读者。该书适合保险与社会保障领域的学界、业界和政府部门相关人士阅读，是读者了解中国保险与社会保障领域的理论前沿、政策动态和业界发展的理想参考读物。

目 录

1 从全面小康迈向现代化——新征程与新使命

- 提高企业年金覆盖率·····胡晓义
从全面小康到现代化——保险业的使命与担当·····孙祁祥

2 婚姻家庭与保险

- Do public pensions matter to marriage? Evidence from China
·····陈华、刘子宁、杨晓旭
社会医疗保险与家庭资产配置：基于城乡居民大病保险政策的研究
·····王瀚洋、彭玉磊
健康风险、医疗保险和家庭消费
——来自 CFPS 数据的经验与证据·····周新发、石安其琛

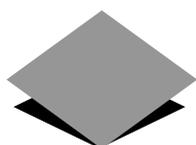
3 老龄化与保险

- 延迟退休对机关事业单位职工养老金财富的精算分析··刘嘉艳、陈元刚
人口年龄结构、养老保险对居民储蓄率影响的实证研究
——基于人口老龄化视角·····张国庆、张东玲

4 保险业务与政策

- 保险科技能否提升家庭的商业保险参与？
——基于中介效应模型的检验·····孙武军、刘洋
全球强制车险制度的比较研究与启示·····姜皓、姜海纳、顾全

后记



1

**从全面小康迈向现代化
——新征程与新使命**

提高企业年金覆盖率

胡晓义¹

胡晓义会长围绕着“从全面小康迈向现代化新征程”这一论坛主题深入探讨我国养老保险体系“多层次”与“多支柱”的关系，重点比较了企业年金和职业年金发展的不同路径，并建议加快企业年金发展。

（一）从“多层次”到“多层次、多支柱”。1991年，中国政府提出了包括基本养老保险、企业补充保险、个人储蓄性保险在内的“多层次”养老保险的设计。2020年，十九届五中全会建议“发展多层次、多支柱养老保险体系”，并写入“十四五”规划。

“多层次”和“多支柱”两个概念都想表达多元结构而非单一结构，且各结构间相互关联、总体均衡。“多层次”展现了一种“叠加”的形象，包含着主次有序的逻辑，体现了政府作用重要且明显的中国的治理理念。政府推出企业年金、职业年金以及第三支柱的时候都强调要以参与基本养老保险为前提，就反映了这一理念；“多支柱”展现了一种“并立”的形象，包含着平行的逻辑，较多体现了西方“政府与社会伙伴共治”的模式。我们从原来的“多层次”发展到提出“多层次、多支柱”，表达了我们对国际经验是包容和接纳的，同时也维护着我们自己的治理的传统理念。

（二）企业年金是第二层次（支柱）明显的短板。2020年，企业年金只覆盖了2700多万人，覆盖率为6.8%；而职业年金覆盖4000多万人，覆盖率高达68.5%。二者在覆盖率的巨大差距容易引起新的双轨制和不公平。即使在企业之间，提供企业年金的企业也大多属于优势行业。因此，企业年金的发展更加急迫，发展空间也更大。“十四五”规划特别强调要“提高企业年金覆盖率”。

（三）提高企业年金覆盖率的对策建议。第一，“自动加入”。利用“自

¹ 胡晓义，中国社会保险学会会长、人社部原副部长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

动加入”机制赋予企业年金“半强制性”：从“表达参与制度才纳入制度”改为“不表达否定意向就纳入制度”，主管部门已开始在海南布局试点。第二，“费率平移”。全国统筹正在积极推进，渐进延迟退休年龄的政策也在推动中。可以考虑利用重大利好政策争取一定降费率空间，平移到企业年金供款，解决财务资源问题。第三，统一政策。比如单位供款税优一律为工资的 8%；待遇领取规则、监管措施统一规范。第四，推荐 EEE 税优模式。为了全力应对老龄化挑战，实施“养老金友好”原则，可以考虑对定额供款的企业年金和职业年金实行 EEE 模式，使个人有更多的获得感。

从全面小康到现代化——保险业的使命与担当

孙祁祥¹

今年是“十四五”开局之年，中国在实现全面小康的基础上迈向现代化，在这一新征程中，商业保险应当明确自身使命及担当，为国民经济保驾护航。

从原理及历史的角度看保险业的使命与担当，其存在意义即保障经济和社会的和谐稳定发展。保险通过精巧的制度安排，化“不确定性”为相对“确定”，将“个体”的力量整合成“集体”的力量，在人类社会的风险管理方面发挥了革命性的作用。

在国民经济大系统中，一些产业、行业会随着科技的发展衰退甚至消亡，但保险业一定是一个必须持续发展的行业。随着风险类型的增多，能有效应对这些风险的保险产品的种类也应当越来越多，风险管理手段也应当越来越先进，从而适应整个经济社会发展的需要。保险业应是一个践行长期主义的行业，要更加关注其自身的可持续发展问题，从而有实力最终承担起保障整个社会可持续发展的责任与使命。保险业的可持续发展一定要把握合理定位、跟踪变化、不断创新三条主线，合理定位是保险业可持续发展的基石，跟踪变化是保险业可持续发展的源泉，不断创新是保险业可持续发展的动力。

保险是风险管理的一个重要的手段，要大力提升其风险管理话语权。保险业在做好核心功能、发挥核心竞争力的基础上，应当积极延展触角，在信用体系、投资体系、大数据平台体系、科技创新平台体系、巨灾风险防范体系、社会安全保障体系六大体系建设中发挥专业作用，服务国民经济发展。

按照总保费指标衡量，我国已是保险大国，但若以人均保费等指标衡量，我国距离保险强国的标准还有相当大差距，在行业的保障能力与水平，保险机构的治理结构、管理能力、技术水平、产品服务等方面仍有相当大改进空间。保证保险业可持续发展，在从全面小康迈向现代化的征程中为国民经济保驾护

¹ 孙祁祥，北京大学中国保险与社会保障研究中心主任。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

航，需要特别关注几个方面：高度重视保险保障功能的发挥，在发展中牢牢把握保险业的本质；高度重视与资本市场的良性互动，实现保险资产的保值与增值；高度重视保险公司的治理，从源头上堵住风险的累积和爆发；高度重视金融危机对保险业的影响，在开放中把握好发展与风险防范之间的关系；高度重视新技术可能产生的新风险，加强监管，保障行业在规范竞争中创新发展；高度重视声誉建设，以行业的独特重要功能和职业的崇高感赢得消费者信任。



2

婚姻家庭与保险

Do public pensions matter to marriage? Evidence from China

Hua Chen、 Zining Liu and Xiaoxu Yang¹

Abstract:

This study shows empirically how public pension program influence the marriage status of the middle-aged and elderly. Based on the China Health and Retirement Longitudinal Study, we employ the Propensity Score Matching-Difference in Differences (DID) method to estimate the impact of public pension enrollment on marriage. Our empirical evidence indicates that public pension enrollment has a significant positive effect on marriage status, and public pension program has a positive effect on marriage at intensive margin. Moreover, the heterogeneity of the effect exists since public pension program has a more significant effect on female and lower-income residents. The evidence also suggests that public pension program produces a positive effect on marriage through improving people's life satisfaction and reducing the probability of living with children. Besides, the relative public pension enrollment of husband and wife matters to marriage since the impact of public pension enrollment on marriage becomes negative when the wife participates in public pension program while the husband does not. This study reveals the importance of the public pension program for marriage.

Key words: Public Pension System, Marriage, DID, China

1 . Introduction

Public pension program is an important part of the social security system, which is of great significance to improve the quality of life of the elderly, maintain social stability, and ensure people's livelihood. Accordingly, the economics literature on public pension program has focused on that public pension program has an impact on labor supply, childbirth, poverty, and family support for the elderly (Chetty & Looney, 2006; Stephens & Unayama, 2011; Yang, 2015; Chen et al., 2018; Andersen et al., 2019; Gao & Feng, 2020) while paying limited attention to its effects on marriage. Simultaneously, marital status is closely related to individual welfare such as child

¹ Hua Chen, professor in School of Insurance, Central University of Finance and Economics. Xiaoxu Yang, post Graduate Student in School of Insurance, Central University of Finance and Economics. Corresponding author Zining Liu, lecturer in School of Insurance, Central University of Finance and Economics.

welfare (Björklund et al., 2007), labor supply (Chiappori et al., 2002; Ginther & Sundström, 2010; Chakraborty et al., 2015), and saving over the life cycle (Chiappori et al., 2018), which may further shape the labor market and financial market. Therefore, it is of great significance to investigate the influential factors of marriage. However, public pension program has been largely overlooked as the determinants of marriage in previous literature.

The large and insightful empirical literature has demonstrated the importance of economic factors in the decision to marry such as the relative wages of men and women, macroeconomic conditions, female labor force opportunities, and education (Gibson - Davis et al., 2005; Amato, 2010; Yu & Xie, 2015). Few previous studies have focused on the effect of public pension program and public pension benefits on marriage while their results are inconclusive. Evidence from the Danish Social Security Program shows that disability pension considerably lowers the risk of divorce and promotes the marriage stability of recipients (Baviskar et al., 2018). The removal of marriage penalties from the surviving spouse pensions of the Canadian public pension system has positive and persistent effects on the remarriage rates (Baker et al., 2004). On the contrary, empirical evidence from Japan after a change in the pension law suggests that the access to pension payments from ex-husbands provides opportunities for women to choose later-life divorce because they enable women a symbolic parallel retirement (Alexy, 2008). Theoretical evidence indicates the pay-as-you-go pension program has played a non-trivial role in contributing to the decrease in marriage rate in a dynamic overlapping-generations model (Ehrlich & Kim, 2007). Nevertheless, more evidence from developing countries are necessary to supplement the inconclusive results about the effect of public pension program on marriage and investigating the underlying mechanisms are important to explain the inconclusive results.

We use China as a case study to investigate how public pension program affect marriage since it is the largest developing country with a unique public pension system and also facing an aging population in recent years. We aim to address the following questions: First, does public pension program have a casual effect on the marriage status of the middle-aged and elderly in China? Second, how does the enrollment of public pension program affect marriage and what are the mediators for this casual effect? Third, does the relative public pension enrollment of husband and wife matter to marriage? The answers to these questions are of great significance to those residents who have participated in or plan to participate in public pension program, as well as to policymakers caring about family formation and social marriage status.

This study contributes to the literature about public pension program in three ways. First, most previous studies on the causal effect of public pension program on marriage focused on developed countries and found inconclusive results (e.g. Sakata & McKenzie, 2011; Dillender, 2016; Persson, 2019). However, developing countries are different in terms of having a relatively lower income, undeveloped public pension system, and unique marriage culture, which may provide new evidence about the effect of public pension program on marriage and contribute to explaining the inconclusive results. Moreover, Chinese culture, same as other East Asian cultures, attaches greater importance to intergenerational relationships and obligations in the family than other countries (Chan, 2005; Yasuda et al., 2011). Thus, compared with the U.S. and other western countries, the divorced single-parent family and

out-of-wedlock births remain uncommon in China and other east Asian countries (Ellwood & Jencks, 2004; Jean Yeung & Park, 2016). Experience and evidence from abroad may not apply to China. This paper provides new empirical evidence on the impact of the public pension program using China as a case study.

Second, previous studies rarely focus on the mediation mechanism about how public pension program affects marriage. Some studies found there is a significant effect of public pension program on life satisfaction (Böhnke, 2008; Altun & Yazici, 2015; Ng et al., 2017; Bando et al., 2020; Pak, 2020) and living arrangement (X. Chen, 2017). Life satisfaction and intergenerational living arrangement are supposed to affect marriage (Böhnke, 2008; Stanley et al., 2012; Liu et al., 2013; Mortelmans, 2020). However, the mechanism of how public pension program affects marriage through mediation factors such as life satisfaction or intergenerational living arrangement is less discussed in previous literature. By analyzing the impact of public pension program on marriage through mediators, we provide more comprehensive answers to the questions of whether and how public pension program affects marriage status.

Third, we innovatively consider the relative public pension enrollment of husband and wife when discussing the effect of public pension program on marriage. Previous literature focuses on how individual enrollment in public pension program affects marriage while ignoring the gender heterogeneity of this effect. It is shown in previous studies that shifts in the relative economic stature of men versus women affected marriage (Qian, 2017; Schneider et al., 2018; Autor et al., 2019; Bastami et al., 2021). In the study of health insurance, Sohn (2015) found that wives who are insured through their husbands have lower divorce rates than husbands who are insured through their wives. The same relationship applies to public pension program as well. Therefore, we expect the wife's enrollment and the husband's enrollment in the public pension program may have different effects on marriage.

To empirically examine the impacts of public pension program on marriage, we exploit the expansion and promotion of the Resident Basic Pension (RBP) program of China in recent years. With this exogenous policy shock, we employ the Propensity Score Matching-Difference in Differences method to estimate the impact of public pension program on marriage and the mediation mechanism about how public pension program affect marriage. Our target population are those middle aged and elderly in China, whose pension pattern has basically been finalized. Besides, people tend to pay more attention to their pension with the growth of age, thus participating in public pension program is expected to have a multifaceted impact on the marriage decision-making of the middle-aged and elderly. To the best of our knowledge, this study is one of the first to comprehensively investigate the impact of public pension program on marriage at both the individual level and couple level in China.

Our key findings are as follows. First, this study demonstrates that public pension program increases the probability of marriage among the middle-aged and elderly population. And this positive effect increases with the increase of pension benefits. Second, public pension program affects marriage status positively by improving people's life satisfaction and reducing the probability of living with children. Third, the impact of public pension program on marriage is more significant on female residents and low-income residents. Moreover, different patterns of the relative public pension enrollment of husband and wife come with different effects.

The rest of the paper is organized as follows. Section II reviews the background of

the pension system and the marriage market in China. Section III describes the datasets and empirical strategy. Section IV and V present the results of the empirical analyses and robustness test, respectively. Section VI concludes the paper.

II. Background

A. Background of pension system in China

According to the pension system models proposed by the World Bank¹, the Chinese pension system contains five basic pillars. The first four pillars are covered by several public and formal programs in China: Public pension program, employer-sponsored annuity program, and household saving-based annuity insurance (Fang & Feng, 2018). Although these formal pensions provided by the government and the market are inevitably taking on increasing pension responsibilities, the informal intergenerational support and family pension still play an essential part in Chinese pension system (Su et al., 2017). In this section, we first introduce the development of the public pension in China, and then briefly summarize its impact on informal family pension.

Since the 1950s, the public pension system in China went through several reforms and aims to achieve universal coverage. Until 2020, the system encompassed two major schemes that were intended to cover all formal employees and other residents, respectively. The first major scheme includes Urban Employee Basic Pension (UEBP) and Public Employee Pension (PEP), which are merged as Employee Basic Pension (EBP) in 2015. The second major scheme includes Urban Resident Basic Pension (URBP) and New Rural Resident Basic Pension (NRRBP), which are merged as Resident Basic Pension (RBP) in 2014. We focus on the second major scheme, i.e., RBP in our paper, since it experiences great expansion in recent years and provides major and formal retirement security for the elderly in China (Li et al., 2020). Moreover, residents participate in RBP voluntarily and can choose their contribution levels while EBP is a mandatory program for formal employees. This voluntariness of RBP generates variation in public pension benefits for different residents. Therefore, we can take advantage of this variation to investigate how public pension benefits affect marriage.

The number of residents insured has increased from 504.72 million in 2015 to 523.92 million in 2018. Among them, the number of residents receiving benefits has also increased from 130.8 million in 2011 to 158.98 million in 2018². The expanding of the coverage rate of RBP provides a natural policy shock, which enables us to

¹ World Bank qualifies a multi-pillar approach of pension reform in “Old-age income support in the 21st century: An international perspective on pension systems and reform”: (a) a noncontributory or ‘zero pillar’ (in the form of a ‘demogrant’ or social pension) that provides a minimal level of protection; (b) a ‘first-pillar’ contributory system that is linked to varying degrees of earnings and seeking to replace some portion of income; (c) a mandatory ‘second pillar’ that is essentially an individual savings account; (d) voluntary ‘third-pillar’ arrangements that can take many forms (individual, employer sponsored, defined benefit, defined contribution) but are essentially flexible and discretionary in nature; and (e) informal intrafamily or intergenerational sources of both financial and nonfinancial support to the elderly, including access to health care and housing.

² The Statistical Bulletin on China’s Human Resources and Social Security Development in 2015-2018

study the impact of public pension program on marriage. Figure 1 reports the number of participants and recipients of RBP in 2012-2018 and it indicates that both the number of participants and recipients are increasing by the year. Therefore, we can exploit public pension program enrollment shocks stemming from the expansion of RBP to test how public pension program affects marriage and how shifts in the relative economic stature of elder men versus elder women affect marriage.

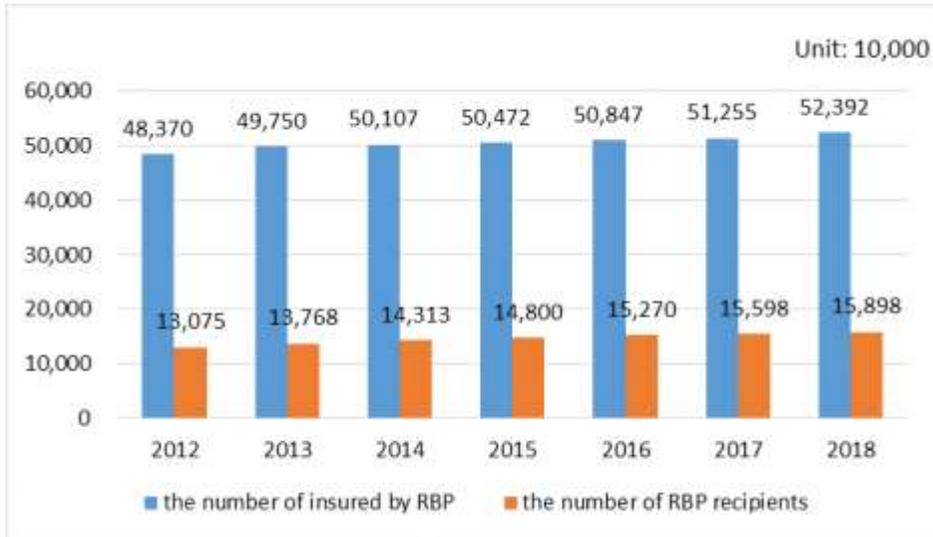


Figure 1 The Number of People Covered by RBP, 2012-2018

Data source: The Statistical Bulletin of China's Human Resources and Social Security Development

Notes: Since 2012, the Statistical Bulletin of China's Human Resources and Social Security Development has incorporated the data of URBP and NRRBP into RBP. The number of participants includes the number of recipients in the current year.

The RBP combines one pay-as-you-go system and one fully-funded system. In the pay-as-you-go system, the government contributes for each resident, and the participant can receive 88 Yuan per month¹ as the minimum basic pension. Local governments have the autonomy to raise basic pension benefits in line with local economic conditions, but they are responsible for outstanding financial obligations. In the fully-funded system, the participant can choose to contribute from 300 Yuan to 5,000 Yuan each year². The participant, who is not involved in EBP, with a contribution history of 15 or more years is eligible to receive the basic pension when reaching 60 years old and over. Therefore, there is an evident retirement security gap of RBP across different residents and communities because of disparate economic development (Wang et al., 2014; Zheng et al., 2019), which enables us to investigate the effect of public pension benefits on marriage.

Apart from the formal pension support, informal intrafamily or intergenerational

¹ The minimum basic pension was 55 Yuan when NRRBP and URBP were first established while increased to 70 Yuan in 2014 and further increased to 88 Yuan in 2018.

² See the document released by Ministry of Human Resources and Social Security and Ministry of Finance in 2018 (http://www.gov.cn/xinwen/2018-03/30/content_5278520.htm).

sources of both financial and non-financial support to the elderly are also important source of care for the elderly in China. Most of the elderly live with their spouse and children, by which way they can enjoy better care and emotional support from family members. The heavy reliance on family support for old-age living is a unique character of the Chinese pension system compared with Western countries. But the fast and effective development of the public pension system are weakening the value and function of the family pension in China. Evidence from the NRRBP suggests that the intervention of formal pension reduces intergenerational co-residence and weakens both financial and non-financial transfers across three generations (X. Chen et al., 2018b). Meanwhile, other social policy such as Reform and Opening up and Family Planning Policy also give impetus to the changes in Chinese families, resulting in a shrinking in family size and the weakening of the traditional family pension function. The weakening of family structure may further results in lower marriage rate since people rely less on family pension which are provided by spouses and children, they are therefore less likely to enter marriage or have children. The formal public pension program play an negative effect on marriage and family from this perspective.

B. Background of the marriage market of China

The concept and mode of marriage in China have unique characteristics. On the one hand, the strict moral and social code from Confucius still dominate Chinese attitudes and behaviors toward love and sex up to the present day (Higgins et al., 2002). Compared with the U.S. case with a larger fraction of mothers who are unmarried and who are heads of single, non-cohabiting households, and a growth in the fraction of children raised in poverty (Autor et al., 2019), the China case presents a more stable marriage and child-centered family culture in the society. The desire for forming and continuing a family is still unwavering in the Chinese population, leading to universal marriage in China (Yi & Deqing, 2000; Yeung & Hu, 2016; Wang & Zhou, 2010). Along with the universal marriage, there remains a perspective that women are inferior in the marriage relationship. Chinese husbands do not want wives who are better educated or have higher career status than themselves (Bullough & Ruan, 1994; Korabik, 1993). As a result, gender gaps in employment and earnings are strongly related to marital status, married women and mothers in China face significant disadvantages in financial status compared with their husbands (Y. Zhang et al., 2008). Since pension incomes and pension prospects are important indicators of one's financial status, the enrollment of public pension program and the relative enrollment status of husband and wife may also affect marriage. Further research on the relationship between gender gap in pension prospects and marriage decision need to be completed.

On the other hand, with the development of modern society and increased Western influence, great changes have taken place in social norms and values related to sex and marriage (Xu & Xia, 2014). The desire for increased personal freedom and individualized property rights has weakened the marriage institution in China, leading to the increasing rates of divorce and low fertility (Retherford et al., 2005; Yeung & Hu, 2016). Figure 2 shows the marriage rate and divorce rate from 2011 to 2018, we can find that China's marriage rate is declining, from 9.7‰ in 2011 to 7.3‰ in 2018, while the divorce rate continues to rise. The decline in the marriage rate and fertility rate constitutes an unprecedented concern for the aging population in society.

Therefore, it is of great significance to explore the reasons for these changes and find effective measurements which can improve this situation.

The influence from traditional social code and modern concepts has jointly shaped the Chinese marriage market in today, and the second factor seems to dominate given the low fertility and marriage rates today. The government of China has introduced a series of measures, such as curbing house prices and ensuring employment and wages, turning from one-child policy to a two-child policy and to a three-child policy (Feng et al., 2016; Meng, 2012; Ni et al., 2011; Shi et al., 2016), to reduce some of the costs and fear of marriage and childbirth. As an important influencing factor of marriage, the impact of public pension program on marriage has not received much attention. Since the basic pension benefits of the RBP social pooling account in China have been increased by several times (e.g., the minimum basic pension was improved from 55 Yuan in 2009 to 88 Yuan in 2018), it may protect married couples from financial stress and encourage single persons to get married or remarried. In this perspective, the formal public pension program may also has a positive effect on marriage and family. Besides, the enrollment conditions of RBP are linked to household registration and age, and it provides economic support to men and women without a difference. As a result, it may affect the relative bargaining power of the husband and wife through breaking the gender difference of economic conditions in a marriage (Wei & Zhang, 2011). Therefore, exploring the effect of public pension program on marriage can not only help to explain the reasons for the recent changes in marriage but also have some enlightenment for policymakers of public pension program and policymakers who care about demographic characteristics such as marriage and fertility rates.



Figure 2 Registered Marriage Rate and Divorce Rate in China, 2011-2018
Data source: The Statistical Bulletin of Social Service Development of China

III. Datasets and Empirical strategy

A. Data and Variables

We use China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) to

investigate the impact of public pensions on marriage. CHARLS uses multi-stage stratified probabilities proportional to size (PPS) sampling to survey nationwide respondents aged 45 years or older. The survey follows detailed protocols for sampling, field survey, and data quality verification. The CHARLS national baseline survey was conducted first in 2011 and then again in 2013, 2015, and 2018. The second, third, and fourth-wave national surveys in 2013, 2015, and 2018 aimed to revisit the same respondents sampled in the first wave. Information in CHARLS includes individual demographic backgrounds, household characteristics, marriage status, retirement and pension, expenditures and assets, housing property, and community-level characteristics. Thus, this dataset is widely used in international pension economics research, gender economics research, and family welfare analysis, for example, Oliveira (2016), Lei et al. (2014), and (Chen & Tong, 2021), among others.

By the time the national follow-up is completed in 2018, the sample has covered 150 county-level units and 450 village-level units in 28 provinces and 19,000 respondents in about 12400 families. We select the sample for our analysis in the following four steps.

We first obtain 39,139 respondents who were continuously interviewed in 2011, 2013, 2015, and 2018 by ruling out 41,386 respondents with missing information in one or more of the four years. Secondly, we exclude 302 respondents who were older than 45 years old and 6,292 respondents who participated in other pension programs such as Employee Basic Pension or any annuity insurance. This is because these pension programs provide higher retirement security, which may lead to errors in our estimation results. We construct sample A, an unbalanced cross-section data with 32,545 observations from the first two steps to estimate the impact of RBP enrollment on marriage. Thirdly, we construct sample B with 11,413 observations which is the subsample of Sample A and only includes retired respondents, i.e., residents who are 60 years old and older and began to receive pension benefits from RBP. We use sample B to estimate the impact of public pension benefits on marriage at an intensive margin. Finally, we construct sample C based on sample A by excluding 1,978 respondents without an interviewed peer in the community. The 30,747 individual samples are constructed into 15,352 couple-level samples, with a husband (or ex-husband) and a wife (or ex-wife) in every household. Sample C contains 15,352 couple samples and is used to estimate the impact of RBP enrollment on marriage at the couple level considering the relative enrollment of husband and wife. The detailed definitions of variables are presented in Table 1 and the descriptive statistics are presented in Table 2.

The dependent variable is Marriage_{it} , which is a dummy variable. If the individual i is married or living with a partner in period t , Marriage_{it} is 1; otherwise, Marriage_{it} is 0. We construct three independent variables in this study to examine the impact of public pension program on marriage in different dimensions. The first independent variable is RBP_{it} and captures the enrollment status. If the individual i participates in RBP at time t , RBP_{it} is 1; otherwise, RBP_{it} is 0. We also consider both urban residents participated in URBP and rural residents participated in NRRBP as participants in RBP. The second independent variable is **RBP benefits** and we use it as the independent variable when estimating the impact

of public pension benefits on marriage at insentive margin. The third independent variable is **RBP enrollment of couple** and captures the pension enrollment status at the couple level. It is a categorical variable including four possible cases: case 1 where the husband participates in RBP but the wife does not; case 2 where the wife participates in RBP but the husband does not; case 3 where both husband and wife participate in RBP; case 4 where neither husband nor wife participated in RBP.

We are also interested in two factors that may mediate the effect of the public pension program on marriage: life satisfaction and intergenerational living arrangement. Life satisfaction is a subjective variable in the range of 1 to 5, where 1 is not satisfied with life at all and 5 is extremely satisfied with life. The intergenerational living arrangement is a binary variable which equals to 1 if this respondent and his/her adult children live in one house or an adjacent house.

The control variables in our analysis include both individual-level and household level variables. The individual-level variables include male (yes=1), age, nationality (hanzu=1), urban resident (yes =1), education, self-rated health level, degree of depression. The household-level variables include the number of children (including biological and step and adopted children), house ownership (holding one or more houses), household deposit, and household financial assets (exclude deposits).When investigating the impact of the relative RBP enrollment of husband and wife on marriage at the couple level, the household-level control variables remained unchanged. However, we take the household head nationality, household head urban resident status, and the household average of age, education, self-rated health level, and degree of depression as the control variables.

Table 1 Variable definitions

Variables	Definition	Variables in CHARLS questionnaires
Dependent variables		
Marriage	1 if the individual is married or cohabitated; 0 if the individual is separated, divorced, widowed or never married.	BE001
Independent variables		
RBP (Treatment×Time)	1 if the individual has engaged in Resident Basic Pension program; 0 if not	FN001, FN002, FN057, FN058
RBP benefits	The amount of Resident Basic Pension benefits received or expected to receive per month	FN013, FN014, FN068, FN077, FN079
RBP enrollment of couple	There are four dummy variables, which represent that husband and wife are not insured; Only the husband is insured; Only the wife is insured; Both husband and wife are insured	FN001, FN002, FN057, FN058, rgender, householdID
Mediators		

Life Satisfaction	Satisfaction level to the individual's whole life, distributed between 1 and 5, where 5 represents completely satisfied with his/her life	DC028
Intergenerational living arrangement	1 if living with children; 0 otherwise	A006
Covariates		
Male	1 if male; 0 if female	rgender
Age	Age of the respondent	BA002
Nationality	1 if Han nationality; 0 otherwise	BA007, BG001
Urban residents	1 if urban hukou; 0 if rural hukou	BC001
Education	1 if no formal education; 2 if can read and write; 3 if primary school; 4 if secondary school and above	BD001
Self-rated health level	1 if very poor; 2 if poor; 3 if fair; 4 if good; 5 if very good	DA002, DA079
Depression score	The degree of depression is distributed between 1 and 10, where 10 represents the severest depression	DC009-DC018
Number of children	Total number of living and dead children, including biological and step and adopted children	CB001, CB003, CB009, CB011, CB017, CB019, CB025, CB027, CB033, CB041, CB050, CB052.
House ownership ^a	1 if the individual or his/her household number owns at least one house, 0 if not	HA007, HA027
Family deposit	The total amount of deposits the family currently holding in financial institutions	HC005, HC006
Family financial assets ^b	Total family financial assets except deposit	HC001, HC008, HC013, HC018, HC022, HD001, HD003

Source: CHARLS

Note: ^a: If the individual or his/her household number owns only part of the property right of a house, we judged this family has the ownership of the house. ^b: Family financial assets are the sum of cash, bonds, stocks, mutual funds, and housing funds, minus loans.

Table 2 Summary Statistics

Table 2 Summary Statistics												
	Mean	S.D	Min	Max	Mean	S.D	Min	Max	Mean	S.D	Min	Max
	Sample A				Sample B				Sample C			
	Total sample (N=32,545)				Treatment group (N=22,867)				Control group (N=9,678)			
Dependent variable												
Marriage	0.873	0.333	0	1	0.876	0.330	0	1	0.867	0.340	0	1
Mediators												
Life satisfaction	3.213	0.782	1	5	3.247	0.779	1	5	3.132	0.781	1	5
Intergenerational living	0.242	0.428	0	1	0.230	0.421	0	1	0.271	0.445	0	1
Covariates												
Male	0.450	0.497	0	1	0.453	0.498	0.000	1.000	0.441	0.497	0	1
Age	61.480	8.793	45	108	61.761	8.601	45	108	60.817	9.199	45	98
Nationality	0.915	0.279	0	1	0.921	0.270	0	1	0.902	0.297	0	1
Urban resident	0.064	0.244	0	1	0.043	0.204	0	1	0.112	0.315	0	1
Education level												
No formal education	0.302	0.459	0	1	0.302	0.459	0	1	0.303	0.459	0	1
Can read and write	0.221	0.415	0	1	0.219	0.413	0	1	0.225	0.418	0	1
Primary school	0.227	0.419	0	1	0.223	0.417	0	1	0.235	0.424	0	1
Secondary school and above	0.250	0.433	0	1	0.256	0.436	0	1	0.237	0.425	0	1
Self-rated health level												
Very poor	0.057	0.232	0	1	0.061	0.239	0	1	0.049	0.216	0	1
Poor	0.221	0.415	0	1	0.218	0.413	0	1	0.228	0.420	0	1
Fair	0.506	0.500	0	1	0.505	0.500	0	1	0.507	0.500	0	1
Good	0.124	0.329	0	1	0.118	0.323	0	1	0.137	0.344	0	1
Very good	0.092	0.290	0	1	0.098	0.298	0	1	0.078	0.269	0	1
Depression score	2.963	2.505	0	10	2.949	2.509	0	10	2.996	2.494	0	10
Number of children	3.260	1.649	1	16	3.235	1.630	1	16	3.319	1.693	1	16
House ownership	0.904	0.294	0	1	0.910	0.287	0	1	0.891	0.312	0	1
Family deposit	6,840.263	27,931.5	0	1,000,00	7,267.07	28,016.5	0	1,000,00	5,831.79	27,705.1	0	850,000
Family financial assets	-	23,004.6	-	1,000,00	-	22,951.2	-	405,500	-	23,104.9	-	1,000,00
					Sample B (N=11,413)							
RBP benefits	125.942	226.034	2	8,640	—	—	—	—	—	—	—	—
					Sample C (N=15,352)							
RBP enrollment of couple					—	—	—	—	—	—	—	—
Male ⁰ -Female ⁰	0.263	0.440	0	1	—	—	—	—	—	—	—	—
Male ¹ -Female ⁰	0.037	0.189	0	1	—	—	—	—	—	—	—	—
Male ⁰ -Female ¹	0.242	0.428	0	1	—	—	—	—	—	—	—	—
Male ¹ -Female ¹	0.458	0.498	0	1	—	—	—	—	—	—	—	—

B. Propensity Score Matching-Difference in Differences method

We employ the Propensity Score Matching-Difference in Differences (DID) method to examine the impact of public pension program enrollment on marriage. In the standard DID model, two dummy variables are constructed: $Treatment_i = \{0,1\}$ and $Time_{it} = \{0,1\}$. $Treatment_i = 1$ if the individual i participates in RBP during the sample period 2011-2018 (i.e., the treatment group); $Treatment_i = 0$ if not (i.e., the controlled group). $Time_{it} = 1$ if the individual i participates in RBP at time t ; $Time_{it} = 0$ if not. The essence of the method is to compare the change of marital status of treated respondents before and after the the policy shock (i.e., RBP participation) $E(Marriage_{1t+s}-Marriage_{0t}|Treatment=1)$ to a counterfactual change $E(Marriage_{0t+s}-Marriage_{0t}|Treatment=1)$, as if they were not affected by RBP participation. The counterfactual change, in turn, is an actual change for controlled respondents, i.e., $E(Marriage_{0t+s}-Marriage_{0t}|Treatment=0)$ if a parallel trend assumption

$E(Marriage_{0t+s}-Marriage_{0t}|P=1)=E(Marriage_{0t+s}-Marriage_{0t}|Treatment=0)$ is satisfied. Specifically, we estimate the following DID model:

(1-1)

$$Marriage_{it} = \beta_0 + \beta_1 Time_{it} \times Treatment_i + \beta_2 Treatment_i + \beta_3 Year_t + \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(1-2) \quad Marriage_{it} = \beta_0 + \beta_1 RBP_{it} + \beta_2 Treatment_i + \beta_3 Year_t + \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it}$$

The interaction term $Time_{it} \times Treatment_i$ in Equation (1-1) is equivalent to the dummy variable RBP_{it} in Equation (1-2). $Year_t$ is a series of year dummy variables with its coefficient β_3 representing the year fixed effect. X'_{it} is a vector of individual-level and household-level control variables. We include these covariates because literature suggests that factors shall be taken into consideration for matching as long as they are related to the probability of being treated or the outcome (Fu et al., 2017; Heckman et al., 1998; Rubin & Thomas, 1996). According to preceding studies, gender, education level, financial asserts, and living area are determinants of public pension program enrollment (Huberman et al., 2007; Fornero & Monticone, 2011) ε_{it} is the error term. The robust standard errors are clustered by city.¹

Three assumptions are needed to ensure that DID-matching recovers the ATT: the Stable Unit Treatment Value Assumption (SUTVA) which assumes that RBP has no effect on non-participants, the common support assumption which assumes that there has a large and roughly equal number of participant and nonparticipant observations so that a substantial region of common support can be found, and the assumption of conditional parallel trends which means that in the absence of the treatment, average outcomes of the treatment and control groups would have followed parallel trends over time. The coefficient β_1 reflects the average treatment effect of RBP enrollment if all three assumptions hold. The SUTVA is satisfied

¹ Clustering intends to address possible correlations in model errors that would violate i.i.d. assumptions (Cameron & Miller, 2015). In our study, clustering by city or by individual might be justified. Since we explore the possible treatment effect of the individual, we prefer clustering by city which gives more conservative results in this context.

because the marriage decisions of non-participants are hardly to be influenced by others' enrollment of RBP. The common support assumption is satisfied because 26,818 observations are preserved to estimate the ATT after excluding 5,727 observations that are beyond the common support. We assess the validity of parallel trends by comparing pretreatment trends for each outcome for the treatment and control groups. The parallel trend assumption requires that the coefficients γ_{-1} , γ_{-2} , γ_{-3} in Equation (2) during the pretreatment periods are not statistically different from zero.

$$(2) \quad \text{Marriage}_{it} = \beta_0 + \sum_{j=-3}^0 \gamma_j \text{Time}_{i,t+j} \times \text{Treatment}_i + \beta_2 \text{Treatment}_i + \beta_3 \text{Year}_t + \beta_4 \varphi_i + \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it}$$

The DID method requires that the treatment group and the controlled group are randomly selected. However, in our study, RBP enrollment may be biased since there may be potential endogeneity between RBP enrollment and marriage considering both marriage and RBP enrollment can be resulted from the observable demographic variables such as wealth and education (Lefgren & McIntyre, 2006; Song, 2020). Moreover, the RBP enrollment is not a random choice which leads to selection bias and the “differential deviation” of the DID method. Take the rural residents as an example, every residents in rural area aged 16 years and older could voluntarily participate in RBP. Therefore, to address endogeneity in this study, we employ a PSM-DID estimator based on the econometric method in program evaluation that limits the samples from all surveyed individuals to a subsample with common support. Then we compare the matched sample from the control group with the treatment group to estimate the treatment effect. This method is first defined and implemented by Heckman et al. (1998) to address the self-selection issue in program evaluation. PSM-DID can reduce the estimation bias because of the selection bias and confounding bias caused by the non-randomness of the selection of RBP enrollment (Rosenbaum & Rubin, 1983), and eliminate the unobservable individual heterogeneity that does not change over time (Bryson et al., 2002). This approach has become a widely-used method for evaluating the treatment effect (e.g. Wang et al., 2019; Huang & Wu, 2020)

The validity of PSM depends on the Conditional Independence Assumption (CIA). The CIA implies that treatment participation and treatment outcome is independent, conditional on a set of observable characteristics. As Sianesi (2001) pointed out, the credibility of the non-testable CIA depends on the richness of the available data. The detailed data set and rich covariates used in this study are very useful in this respect.

We first estimate the propensity score using logistic regression:

$$(3) \quad \text{Pr}(RBP_{it} = 1) = \text{logit}(\beta_0 + \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it})$$

Equation (3) predicts the probability of being treated and defines it as the propensity score. X_{it} is a set of covariates representing respondents' individual and household characteristics. After excluding samples outside the common support domain, we use One-to-four Nearest Neighbor Matching. Four matching partners in the control group are chosen for each treated individual. In addition, we also use Kernel Matching as a robustness test. We then check the mean and median

standardized differences across all covariates and make sure that the matched treatment and control group is randomly assigned. Then, we could trace the PSM-DID estimator for the Average Treatment Effect on the Treated (ATT):

$$(4) \quad \hat{\delta}_{DID-matching} = \sum_{i \in I^A} \omega_i [(Y_{it}^1 - Y_{it'}^0) - \sum_{j \in I^B} W_{ij} (Y_{jt}^0 - Y_{jt'}^0)]$$

Where $(\text{Marriage}_{it}^1 - \text{Marriage}_{it'}^0)$ represents the marital status changes of individual i in the treatment group before and after the experiment, $(\text{Marriage}_{jt}^0 - \text{Marriage}_{jt'}^0)$ represents the changes of individual j in the control group before and after the RBP participation. W_{ij} is a set of weights attached to each observation in the control group based on the matching estimator, ω_i is a weight to account for heteroscedasticity and scale.

C. Mediation Analysis

Baron & Kenny (1986) proposed a framework for mediation analysis based on Linear Structural Equation Model (LSEM), which has been used by many social science methodologists. We apply the DID model to the framework of mediation analysis and continue to use the matched data in Section 4.1. The framework of mediation analysis is as follows:

(5)

$$\text{Marriage}_{it} = \beta_{20} + c \times \text{RBP}_{it} + \beta_{22} \text{Treatment}_i + \beta_{23} \text{Year}_t + \beta_{24} \varphi_i + \varepsilon_{it2}$$

(6)

$$\text{Mediator}_{it} = \beta_{10} + a \times \text{RBP}_{it} + \beta_{12} \text{Treatment}_i + \beta_{13} \text{Year}_t + \beta_{14} \varphi_i + \varepsilon_{it1}$$

(7)

$$\text{Marriage}_{it} = \beta_{30} + c' \times \text{RBP}_{it} + b \times \text{Mediator}_{it} + \beta_{32} \text{Treatment}_i + \beta_{33} \text{Year}_t + \beta_{3X} X_{it} + \varepsilon_{it3}$$

Baron & Kenny (1986) suggested that the mediation effects can be tested by the following conditions: First, the variation in levels of RBP_{it} significantly accounts for variations in the Mediator_{it} in the first equation; second, the variation in levels of RBP_{it} significantly accounts for variations in Marriage_{it} in the second equation; and third, the variation in levels of Mediator_{it} significantly accounts for variations in the Marriage_{it} in the third equation. A variable functions as a mediator when all of these conditions hold in predicted direction, then the effect of RBP_{it} on Marriage_{it} must be less in the third equation than in the second.

Imai et al. (2010a, 2010b, 2011) pointed out that three assumptions need to be met to identify the causal mediation effect under the framework suggested by Baron & Kenny (1986): Sequential Ignorability Assumption, No-interaction Assumption, and Linearity Assumption. We use the linear model to investigate the treatment effect of public pension benefits on marriage, ensuring the Linearity Assumption satisfies here. Moreover, we test the Sequential Ignorability Assumption and No-interaction Assumption in the robustness test to enhance the reliability of the mediation analysis result in our research.

IV. Empirical Results

This section first presents the impact of RBP enrollment on marriage and then shows the mediation effect of life satisfaction and intergenerational living arrangement. Next, this section assesses the heterogeneous impact of RBP enrollment on marriage. Then, we use instrument variable method to investigate the impact of pension benefits on marriage at intensive margin and instrumental variables refer to the community average benefits of RBP, the community participation rate of RBP, and the number of community social insurance programs (including six projects in total: Subsidies for unemployment persons, Subsidies for person in poverty, Subsidies for being parents of single child, Subsidies for persons older than 65, Subsidies for persons older than 80, and Minimum living allowance). Finally, we investigate the relative RBP enrollment of husband and wife on marriage considering different enrollment cases of husband and wife in a household.

Table 3 Covariates Balancing Test: Mean and Mean Standardized Differences Before and After Matching

Variable		Mean		% bias	% reduction bias	t-test	
		Treated	Control			t	p> t
Male	U	0.45323	0.44079	2.5	79.1	2.06	0.039
	M	0.4532	0.4558	-0.5		-0.56	0.576
Age	U	61.761	60.817	10.6	75.8	8.87	0
	M	61.761	61.989	-2.6		-2.72	0.007
Nationality	U	0.92067	0.90246	6.4	98.3	5.39	0
	M	0.92066	0.92098	-0.1		-0.13	0.9
Urban resident	U	0.04334	0.1119	-25.8	96.6	-23.34	0
	M	0.04334	0.04567	-0.9		-1.21	0.227
Education level No formal education	U	0.3017	0.30275	-0.2	-328	-0.19	0.851
	M	0.3017	0.30618	-1		-1.04	0.297
Can read and write	U	0.21887	0.22536	-1.6	96	-1.29	0.198
	M	0.21886	0.21912	-0.1		-0.07	0.946
Primary school	U	0.22347	0.23528	-2.8	94.4	-2.33	0.02
	M	0.2235	0.22416	-0.2		-0.17	0.864
Secondary school and above	U	0.25596	0.23662	4.5	72	3.68	0
	M	0.25595	0.25054	1.3		1.33	0.183
Self-rated health level Very poor	U	0.06057	0.04929	5	82.6	4.01	0
	M	0.06058	0.05862	0.9		0.88	0.377
Poor	U	0.21787	0.22846	-2.5	93.1	-2.1	0.035
	M	0.2179	0.21863	-0.2		-0.19	0.85
Fair	U	0.50479	0.50723	-0.5	-188.1	-0.4	0.687
	M	0.50477	0.51181	-1.4		-1.51	0.132
Good	U	0.11847	0.13681	-5.5	68.2	-4.59	0
	M	0.11848	0.11264	1.8		1.95	0.051

Very good	U	0.09831	0.07822	7.1	99.9	5.72	0
	M	0.09828	0.0983	0		-0.01	0.994
Depression score	U	2.9486	2.9957	-1.9	55.8	-1.55	0.121
	M	2.9483	2.9691	-0.8		-0.89	0.375
Number of children	U	3.2355	3.3193	-5	80	-4.19	0
	M	3.2357	3.2524	-1		-1.1	0.271
House ownership	U	0.9097	0.89099	6.2	85.7	5.24	0
	M	0.90968	0.91236	-0.9		-1.01	0.314
Family deposit	U	7267.1	5831.8	5.2	51.6	4.24	0
	M	7176.2	6481.9	2.5		2.72	0.007
Family financial assets	U	-5385	-4068.2	-5.7	95.3	-4.72	0
	M	-5329.1	-5266.8	-0.3		-0.3	0.764

Note: "%bias" = Mean standardized difference in percentage.

To verify the credibility of PSMDID results in our analysis, we firstly test the extent to which the post-PSM subsamples are quasi-experimentally randomized. Table 3 shows the covariate balancing test in the post-matching subsamples by using the absolute standardized bias of the covariate means and t-tests. According to Austin (2011), maximum SD at 10% is taken to signify negligible differences in previous studies. We find that in the post-matching subsample as shown in Table 3, all the covariates in the post-matching subsample pass the balancing test since the absolute standardized bias of the covariates is less than 10%.

Secondly, we need to test the assumption in PSMDID that the marriage difference between treated and control groups in the periods before RBP enrollment is close to zero in magnitude and statistically insignificant, which presents statistical evidence that the treated and control group follow similar trends before participating in RBP. Figure 3 plots the estimated coefficient for the interaction term of RBP and each year dummy variable before RBP enrollment and Figure 3 also shows 95% confidence interval for each estimated coefficient. The results in Figure 3 indicates that the marriage trends for individuals in the treated group and for those in the matched control group are parallel before RBP enrollment.

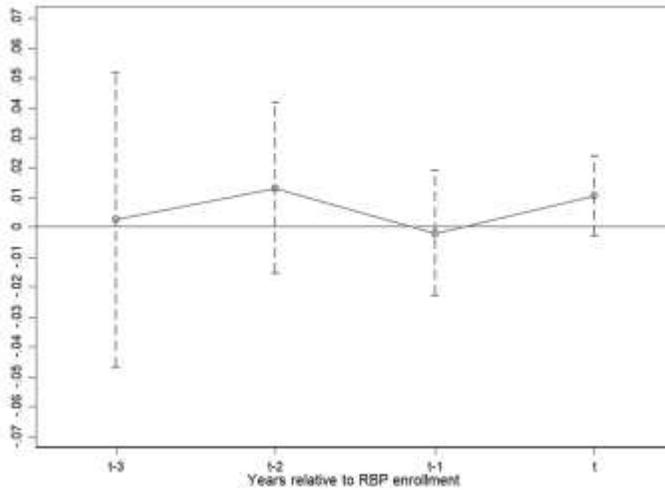


Figure 3 Tests for Parallel Trends

A. The positive effect of Resident Basic Pension enrollment on marriage

Table 4 focuses on the impact of participating in the public pension program on marriage. Column (1) and Column (2) present the impact of RBP without and with covariates, respectively. The estimators in Column (3) and Column (4) are analogous to the standard linear DID regression estimator in Column (1) and Column (2) but reweights the observations based on the matching estimators (Todd, 2007). The results indicate that the public pension program have a positive and significant effect on the marriage. Specifically, the probability of being married increases 2.5% for RBP participants in Column (3) and this positive effect of RBP on marriage is still significant with control variables in Column (4). We also estimate the marginal effect of RBP using the nonlinear PSMDID model¹ in Column (5) and Column (6), the results from the nonlinear regression are consistent with the linear regression.

There are mainly two possible explanations for the increasing probability of being married after participating in the public pension program. First, the divorce rate of married couples decreases with RBP enrollment. Second, the probability of being married for the unmarried group increases with RBP enrollment. No matter which factor is dominant, it is encouraging to find that both married and unmarried group are more likely to stay in a marriage if participating in the public pension program. Our results are consistent with the findings in extant studies that social insurance programs do effectively increase the probability of being married because of these programs can provide marriage-dependent health care utilization and retirement security for couples (Baviskar et al., 2018; Persson, 2019). In the case of China, the individual can also enjoy the retirement income provided by RBP in a household even he/she is not the participant while his/her spouse is the participant. And the retirement

¹ Considering the dependent variable here is marriage, which is a dummy variable, so the nonlinear probability regression seems to be more appropriate. We use liner probability regression in the following analysis because its regression coefficients are easier to explain and estimate a similar marginal effect from probit specification. This strategy has been used in previous research (see Hsu et al., 2018).

income provided by RBP can be considered as adequate income sources that can protect married couples from financial stress and fewer fluctuations in marital satisfaction (Institute & Sawhill, 1975; Jackson et al., 2017).

Table 4 The effects of RBP Enrollment on marriage by DID and PSMDID Estimation

	DID		PSM-DID		PSM-DID	
	Marri	Marri	Marri	Marri	Marri	Marri
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RBP	.021*	.01*	.025*	.012*	.025*	.009*
	(.006)	(.005)	(.006)	(.005)	(.006)	(.005)
Treatment	-.008	.034*	-.009	.034*	-.009	.025*
	(.014)	(.014)	(.014)	(.013)	(.014)	(.013)
Male		.072*		.07**		.064*
		(.008)		(.008)		(.008)
Age		-.012		-.012		-.010
		(0)		(0)		(0)
Nationality		.044*		.043*		.041*
		(.02)		(.019)		(.017)
Urban resident		-.033		-.031		-.029
		(.012)		(.013)		(.011)
Education level:						
Can read and		.019*		.021*		.008
		(.009)		(.009)		(.008)
Primary school		.027*		.026*		.017*
		(.01)		(.01)		(.009)
Secondary		.006		.006		.013
		(.009)		(.009)		(.01)
Self-rated						
Poor		.009		.004		.002
		(.01)		(.01)		(.008)
Fair		-.001		-.004		-.002
		(.011)		(.012)		(.01)
Good		-.019		-.022		-.018
		(.013)		(.013)		(.012)
Very good		-.015		-.02		-.017
		(.012)		(.013)		(.012)
Depression score		-.01*		-.01*		-.01*
		(.001)		(.001)		(.001)
Number of		-.003		-.003		.001
		(.003)		(.003)		(.002)
House		.012		.011		.008
		(.01)		(.01)		(.008)
Family deposit		.024*		.023*		.085*
		(.004)		(.004)		(.023)

Family financial		-0.006		-0.015		-0.038
		(.007)		(.007)		(.015)
Constant	.884*	1.509	.885*	1.502	1.202	
	(.014)	(.036)	(.014)	(.036)	(.067)	
Observations	3254	3254	2681	2681	2681	2681
R-squared	.004	.13	.004	.128	.005	.166
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively. Family deposit and Family financial assets are scaled by 1/100000.

B. The Causal Mediation Mechanism

In causal mediation analysis, we examine the indirect effects of the public pension program on marriage through mediators (Robins & Greenland, 1992). The mediators we are interested in here are life satisfaction and intergenerational living arrangement. Firstly, public pension program may improve personal life satisfaction, and thus promote harmonious relationships in the marriage. Second, public pension program may promote independent living of the elderly and promote mutual affinity for the couple.

Column (1) of Table 5 shows the impact of public pension program on life satisfaction. The estimated coefficient of RBP is 0.046, which indicates that the residents' life satisfaction has been significantly improved if participating in RBP. Column (2) shows the total effect of public pension program on marriage. As we have explained above, the probability of being married increases by 1.2% if participating in RBP. The improvement of life satisfaction may further improve their satisfaction in the marriage. The last step of mediation analysis is to test the impact of RBP on marriage controlling life satisfaction as a covariate. The results in Column (3) show that after controlling the impact of life satisfaction, the impact of RBP on marriage is significant, while reduced compared with the results in Column (2). Thus, we confirmed that RBP has a significant positive impact on life satisfaction, and life satisfaction has a significant impact on marriage. The mediating effect of life satisfaction exists because the enrollment of the public pension program has a positive effect on marriage status by improving life satisfaction. These results reflect those of Zhang & Liu (2007), Liu et al. (2015) and Han et al. (2020) who also found that receiving pension benefits is positively correlated with the happiness level and life quality of elderly people in China. The results are also consistent with the view that higher life satisfaction is accompanied by a happier marriage (Stanley et al., 2012).

Table 5 Life Satisfaction as a mediator of the positive effects of RBP on Marriage

	Marriage (1)	Life (2)	Marriage (3)
RBP (Treatment×Time)	.0121** (.005)	.046*** (.014)	.0118*** (.005)

Treatment	.034** (.013)	.029 (.026)	.034*** (.009)
Life satisfaction			.005* (.003)
Observations	26818	26818	26818
R-squared	.128	.173	.128
Covariates	YES	YES	YES
Year fixed effect	YES	YES	YES

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

Next, we examine whether the enrollment of public pension program has a positive effect on marriage status by decreasing the probability of living with children. The results Columns (1) of Table 7 indicate that the probability of parents living with their children decreased by 2.7% after participating in public pension program, which corroborates these earlier findings that there is a significant positive effect of public pension program on the independent living of the elderly (Cheng et al., 2018; Shen et al., 2020). The results in Column (3) show that after controlling the impact of intergenerational living arrangement, the impact of RBP on marriage is significant, while reduced compared with the results in Column (2). Therefore, the mediating effect of the intergenerational living arrangement exists. The enrollment of public pension program affects marriage status positively by decreasing the probability of living with children.

Table 6 Living Arrangement as a mediator of the positive effects of RBP on Marriage

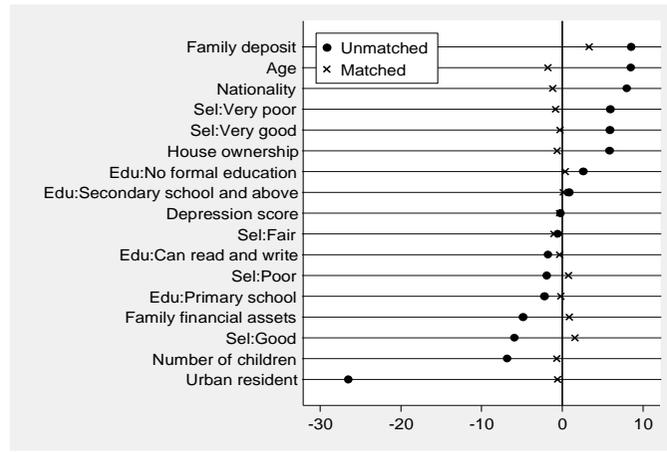
	Marriage (1)	Intergenerational living arrangement (2)	Marriage (3)
RBP (Treatment×Time)	.012** (.005)	-.027*** (.01)	.011** (.005)
Treatment	.034** (.013)	.006 (.024)	.034*** (.009)
Intergenerational living arrangement			-.024*** (.004)
Observations	26818	26818	26818
R-squared	.128	.024	.129
Covariates	YES	YES	YES
Year fixed effect	YES	YES	YES

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

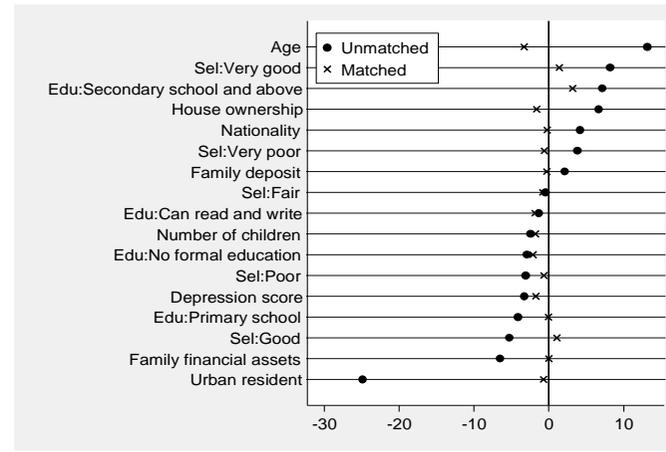
C. Heterogeneous effects of Resident Basic Pension on marriage

This section examines the heterogeneous effects of public pension program on

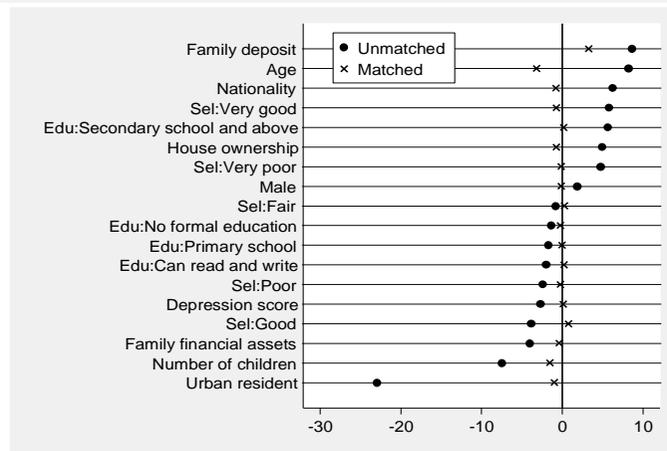
marriage for different groups by gender and by income. We conduct the propensity score matching for two subgroups by gender (i.e., female and male) and two subgroups by income (i.e., low-income group whose individual income is below per capita income and high-income group whose individual income is above the per capita income). As shown in Figure 4, all the covariates are balanced in post-matching subsamples (i.e., mean SD < 10%). Then, the matched samples were used to estimate the treatment effect by groups under the PSM-DID model. Finally, we use Fisher's Permutation test to check the coefficient difference between groups. We expect that the impact of public pension program marriage varies by different characteristics.



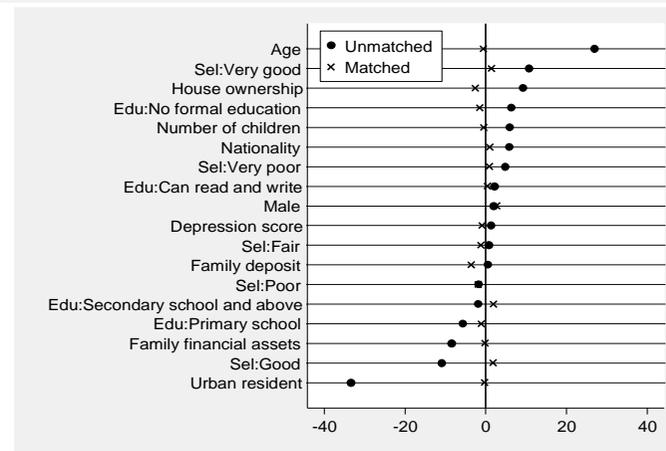
(a) Female



(b) Male



(c) Low income



(d) High income

Figure 4 The Standardized Bias of the Covariates

Notes: Edu represents Education level, Sel represents Self-rated health level

The results in Columns (1) and (2) of Table 7 show that the impact of public pension program on marriage for women is significantly greater than that for men. The probability of being married increases significantly by 1.5% for women if participating in RBP. However, the probability of being married for men only increases by 0.4% and this effect is nonsignificant. The Fisher's Permutation test rejected the null hypothesis there is no difference of treatment effect between men and women at the significance level of 10%. It indicates that there is a significant difference in the effect of RBP on marriage between women and men. It is encouraging to compare this results with previous findings that women have lower pension incomes and pension prospects (Ginn & Arber, 1993; McDonald & Robb, 2004). Women, as a group that continue to bear greater risks associated with benefit loss and low pension balances (JOSHI & DAVIES, 1992; Shuey & O'Rand, 2006; O'Rand & Shuey, 2007), is more easily to get influence from public pension program to maintain marriage.

The results in Columns (3) and (4) of Table 7 show that the probability of being married increases significantly by 1.4% for low-income group if participating in RBP. However, the effect of RBP enrollment on marriage for high-income group is nonsignificant. Therefore, low-income group responds to public pension program more distinctly. The larger positive effects of public pensions on marriage for low-income group may be due to the fact that lower-income group usually has lower disposable income and faces more challenges in retirement. Thus, their marriage could be more sensitive to the accessibility of public pension program.

Table 7 Heterogeneous effects of RBP on marriage

	Gender		Income level	
	Female	Male	Low income	High income
	(1)	(2)	(3)	(4)
RBP (Treatment×Time)	.015** (.007)	.004 (.005)	.014** (.006)	.001 (.009)
Treatment	.038* (.019)	.033* (.017)	.04** (.018)	.041** (.017)
Observations	29850	11913	40390	6719
R-squared	.16	.065	.129	.109
Covariates	YES	YES	YES	YES
Year fixed effect	YES	YES	YES	YES
Fisher's	H ₀ : diff=0		H ₀ : diff=0	
Permutation test	P-value: 0.095		P-value: 0.080	

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively. Income includes the individual's agriculture income, employment income, self-employment income and other income in the reported year. Individual with lower income are those whose income is lower than that of per capita in that year (i.e., 5,653 Yuan for 2011, 6,468 Yuan for 2013, 6,165 Yuan for 2015, 7,143 Yuan

for 2018), and individual with higher income are those who whose income is higher than of per capita in that year.

D. The positive effect of Resident Basic Pension benefits on marriage

In this section, we use Sample B and estimate the impact of increasing public pension benefits on marriage. Concerns in this analysis are that the control variables may not completely account for the potential correlation between marriage and public pension benefits. The reverse causation could lead to estimation bias since those with higher income and more stable marriages may have a higher individual contribution to the RBP and then have higher public pension benefits. Because the basic pension benefits of RBP is determined by the local government, which are not determined by the individual himself/herself. We use the community average benefits of RBP, the community participation rate of RBP, and the number of community social insurance programs as the instrumental variable to reduce the estimation biases. These three instrumental variables represent the operation status of the public pension program and social insurance system in a community. Thus, they have a direct impact on whether individuals participate in RBP and their contribution level, but have no direct impact on individual marriage decision-making.

Table 8 The effects of RBP Benefits on marriage by IV Estimation

	Marriage (1)	Marriage (2)
RBP benefits	-.001 (.003)	.005* (.003)
Observations	17,835	17,835
R-squared	.001	.125
Covariates	NO	YES
Year fixed effect	YES	YES
Underidentification test : Kleibergen-Paap rk LM statistic	H ₀ : Matrix of reduced form coefficients has rank=K1-1 P-value: 0.0000	
	Cragg-Donald Wald F statistic : 2,472.422	
Overidentification test : Hansen J statistic	H ₀ : All Instrumental variables are exogenous P-value: 0.2136	

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively. RBP benefits are scaled by 1/100

The estimation results of the Two-stage Least Squares method with the instrumental variables are shown in Table 8. The P-value of the Underidentification test is zero and the Cragg-Donald Wald F statistic is more than 10, which indicates the strength of our instrumental variables (Staiger et al., 1997). Besides, the result

of the Overidentification test accepted the null hypothesis, which indicates that all instrumental variables are exogenous. The validity of instrumental variables is satisfied. The results, as shown in Column (2) of Table 8, indicate that there is a significant positive correlation between pension benefits and marriage. The coefficient of RBP is significantly positive, an increase in pension benefits by 100 yuan will increase the marriage probability by 5%.

E. The effect of Resident Basic Pension enrollment of couple on marriage

The effects of the four patterns of public pension coverage on marriage are presented in Table 9. The coefficients of Male1-Female0 and Male1-Female1 in Columns (1) and (2) are significantly positive before and after adding control variables. While the coefficients of Male0-Female1 are significantly negative. This means the husband's pension resources play a significant positive role in marriage. Specifically, compared with a household in which no one participated in RBP, the probability of marriage will increase 22.3% after the husband participates in RBP. And this probability can increase to 22.8% if the wife also participates. While for the household in which only the wife participates in RBP, the probability of marriage will decrease by 22.1%. This result is consistent with the role of “Gender Identity Norms” in marriage. That is, the marriage market posited that women are valued more for their ability to bear children, and men are valued more for their ability to make money (Jackson et al., 2017). Marriage is more stable when the husband's earning is higher than the earning of the wife (Wu, 2021). While higher levels of divorce rate and marital problems are often found in couples where the wife earns more than the husband (Bertrand et al., 2013). This study confirms that the well-known relationship between income and marriage applies to pension prospects and marriage too.

Table 9 The effect of the different patterns of public pension coverage between husband and wife

	Marriage (1)	Marriage (2)	Life Satisfaction (3)	Marriage (4)	Intergenerational living arrangement (5)	Marriage (6)
Male ¹ -Female ⁰	.223*** (.011)	.17*** (.01)	.051 (.031)	.17*** (.01)	-.015 (.027)	.17*** (.01)
Male ⁰ -Female ¹	-.221*** (.014)	-.191*** (.013)	.076*** (.02)	-.191*** (.013)	-.002 (.014)	-.191*** (.013)
Male ¹ -Female ¹	.228*** (.011)	.189*** (.009)	.06*** (.018)	.189*** (.009)	-.041*** (.012)	.189*** (.009)
Life Satisfaction				.003 (.006)		
Intergenerational living arrangement						-.016** (.008)
Observations	15352	15352	15352	15352	15352	15352
R-squared	.246	.343	.208	.343	.026	.343
Covariates	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
-------------------	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

V. Robustness Test

We conduct several robustness tests to bolster the main findings of this study. First, we exclude the extreme values of variables that may lead to biased in our regression results. Second, we test the robustness of our empirical specifications by adopting different matching methods. We also address the concerns that some cities may introduce certain forms of Housing Purchase Restriction policy during the treatment period by excluding them from the sample. Finally, we test the key identification assumptions of mediation analysis.

A. Excluding the influence from extreme values

To exclude the extreme values of variables that may affect our estimation, we take the non-missing values of the variable and generates new variables identical except that the 2% highest and 2% lowest values are replaced by the next value counting inwards from the extremes.

The results are shown in Table 10. The results in Column (1) show that RBP affects marriage positively. The probability of stable marriage increases significantly by 1.2%, which is consistent with the main regression in Table 4.

Columns (2) to (5) test the mediation effect of life satisfaction and intergenerational living arrangement, respectively. The coefficient of RBP in columns (2) and (4) show that the enrollment of public pension has a significant impact on life satisfaction and intergenerational living arrangement. The results in column (3) show that the impact of life satisfaction on marriage is not significant after controlling the impact of RBP. While the impact of intergenerational living arrangements on marriage is negatively significant after controlling the impact of RBP. Thus, only the mediating effect of intergenerational living arrangements remains stable.

Table 10 The Influence from Extreme Values

	Mechanism: Life satisfaction			Mechanism: Intergenerational living arrangement	
	Marriage	Life satisfaction	Marriage	Intergenerational living arrangement	Marriage
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
RBP (Treatment×Time)	.012** (.005)	.046*** (.014)	.012** (.005)	-.028*** (.01)	.011** (.005)
Treatment	.034** (.014)	.029 (.026)	.034** (.014)	.006 (.024)	.034** (.014)
Life satisfaction			.005 (.003)		
Intergenerational					-.024***

living arrangement					
					(.006)
Observations	26818	26818	26818	26818	26818
R-squared	.128	.174	.128	.024	.129
Covariates	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

B. Considerations of matching method

Different matching methods of the PSM-DID estimators assign different weights to observations in the control group, which can produce differences in estimation results. We conduct a robustness check by performing Kernel Matching. The results obtained from the Kernel Matching are consistent with the results from one-to-four nearest neighbor matching. It is apparent from Table 11 that the public pension program have a positive and significant effect on marriage. And the mediating effect of life satisfaction and intergenerational living arrangement remains robust.

Table 11 The Robustness Test of Matching Method

	Mechanism: Life satisfaction			Mechanism: Intergenerational living arrangement	
	Marriage	Life satisfaction	Marriage	Intergenerational living arrangement	Marriage
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
RBP (Treatment×Time)	.01*	.053***	.01*	-.027***	.009*
	(.005)	(.014)	(.005)	(.009)	(.005)
Treatment	.034**	.028	.034**	.007	.035**
	(.014)	(.026)	(.014)	(.024)	(.014)
Life satisfaction			.006*		
			(.003)		
Living arrangement					-.025***
					(.006)
Observations	32541	32541	32541	32541	32541
R-squared	.13	.174	.13	.024	.131
Covariates	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

Moreover, in the analysis of multi-period PSM-DID, there are two matching

methods for panel data and mixed section data: The first method treats the panel data as cross-sectional data. Each individual of the treatment group is matched with an individual of the control group. However, the concern in this method is that the individual of the treatment group in a certain period could be matched with an individual of the control group in different periods. As a result, we can not control the time-fixed effect effectively. The DID estimation from this matching method can be biased.

The second method treats each phase of panel data separately and matches individuals from every phase separately. This matching method can solve the problem of "time mismatch" from the first method partially, but it can not screen a stable control group for the individual of the treatment group. The matching objects of individual i of the treatment group may be different in each phase. If matching objects of the control group change greatly before and after the treatment time, the estimation from DID will be biased. We use the first matching method in previous analyses, and conduct a robustness check by performing the second matching method. The results obtained from the second matching method are shown in Table 12. The results are consistent with previous results.

Table 12 The Robustness Test of Matching Method

	Mechanism: Life satisfaction			Mechanism: Intergenerational living arrangement	
	Marriage	Life satisfaction	Marriage	Intergenerational living arrangement	Marriage
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
RBP (Treatment×Time)	.01*	.055***	.01*	-.021**	.01*
	(.006)	(.015)	(.006)	(.01)	(.006)
Treatment	.035**	.028	.035**	.004	.035**
	(.014)	(.027)	(.014)	(.024)	(.014)
Life satisfaction			.008**		
			(.004)		
Living arrangement					-.024***
					(.007)
Observations	23502	23502	23502	23502	23502
R-squared	.13	.175	.131	.024	.131
Covariates	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

C. Effects of the Housing Purchase Restriction policy

This robustness check addresses the concerns that a few cities had introduced

certain forms of Housing Purchase Restriction policy during the treatment period. Many studies have proved that there is a correlation between house price, house purchase policy, and marriage (Fang & Tian, 2018; Q. Li & Chand, 2013; Wei & Zhang, 2011; Wrenn et al., 2019). The implementation of the Housing Purchase Restriction policy limits the number of houses that can be purchased and reduce housing loans if the household purchases two or more houses. Thus, many married couples choose “false divorce” in order to purchase more houses and/or purchase with more favorable financial conditions (Alm et al., 2021). And this practice has become widespread across the country.

We exclud 1,498 observations in the cities¹ that have adopted Housing Purchase Restriction policy during the treatment period and report the results in Table 13. After dropping the adoption of the Housing Purchase Restriction policy, the estimates from this robustness test are still consistent with the initial estimates.

Table 13 The effects of RBP addressing the Housing Purchase Restriction policy

	Mechanism: Life satisfaction			Mechanism: Intergenerational living arrangement	
	Marriage	Life satisfaction	Marriage	Intergenerational living arrangement	Marriage
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
RBP (Treatment×Time)	.011** (.005)	.05*** (.015)	.011** (.005)	-.031*** (.01)	.01* (.005)
Treatment	.033** (.015)	.027 (.029)	.033** (.015)	.022 (.022)	.034** (.015)
Life satisfaction			.008** (.004)		
Living arrangement					-.027*** (.006)
Observations	25639	25639	25639	25639	25639
R-squared	.128	.173	.128	.025	.129
Covariates	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

D. Test of the identification assumptions of mediation analysis

¹ Beijing, Shenzhen, Guangzhou are excluded in 2011, 2013, 2015 and 2018; Chengdu, Suzhou, Lanzhou, Fushan, Shanghai, Tianjing are excluded in 2013, 2015, and 2018; Nanchang is excluded in 2015 and 2018; Fuzhou, Ganzhou, Ningbo, Hangzhou, Jiaying, Qingdao, Jinan, Changsha are excluded in 2018.

The credibility of the causal mediating analysis depends on three key assumptions: Linearity Assumption, Sequential Ignorability Assumption, and No-interaction Assumption. Since we used a linear model in the previous analysis, we only test the Sequential Ignorability Assumption and No-interaction Assumption in this section.

The Sequential Ignorability Assumption (SIA) can be expressed as:

$$(8) \quad \{Y_{it}(r', m), M_{it}(r)\} \perp RBP_{it} \mid X_{it} = x$$

$$(9) \quad Y_{it}(r', m) \perp M_{it}(r) \mid RBP_{it} = r, X_{it} = x$$

The first part of SIA confirms that, given the observed pretreatment confounders X_{it} , the treatment status RBP_{it} is assumed to be ignorable, that is, statistically independent of potential outcomes Y_{it} and potential mediators M_{it} . The first part of SIA could be met after we conduct a propensity score matching and obtain two groups of individuals with similar characteristics except for their probability of being treated (Pan & Bai, 2015).

The second part of SIA states that the mediator M_{it} is ignorable given the observed treatment status RBP_{it} and pretreatment confounders X_{it} , that is, among those individuals who share the same treatment status and the same pretreatment characteristics, the mediator can be regarded as if it were randomized. However, the ignorability of the mediator can be referred to as nonrefutable because it cannot be directly tested from the observed data (Manski, 2009).

Therefore, we test the main causes that may lead to the endogeneity of mediators. Firstly, we use the lag of RBP as the dependent variable. The results in Columns (2) and (4) of Table 14 show that the coefficients of mediators are not significant. There is no two-way causal relationship between mediators and RBP. The other two causes of endogeneity are measurement errors and explanatory variables omitted. To eliminate the measurement errors, we check the measurement of the independent variable RBP strictly. The CHARL questionnaire not only asked respondents whether they participated in RBP or not but also asked about the details of the pension program they joined. Including the reason for not enrolling, the time of enrollment, the payment level, and whether they have already received pension benefits or not. We use these detailed questions for RBP to check the insured status of RBP. If any answers conflict with the insured status, we delete this individual from our sample. When dealing with other explanatory variables, we also use the method of mutual inspection to ensure the accuracy of variable measurement. Besides, the endogenous issue caused by the missing variable is less critical since we still follow the DID model in the analysis of the mediation effect.

Table 14 Reverse Causality Test Between Mediators and Treatment State

	L.RBP (1)	L.RBP (2)	L.RBP (3)	L.RBP (4)
Marriage	.014 (.011)	.001 (.012)	.014 (.011)	.001 (.012)
Life satisfaction	.011** (.005)	.007 (.005)		

Intergenerational living arrangement			-0.017	-0.016
			(.011)	(.011)
Observations	17176	17176	17176	17176
R-squared	.194	.201	.194	.201
Covariates	NO	YES	NO	YES
Individual fixed effect	YES	YES	YES	YES
Year fixed effect	YES	YES	YES	YES

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

The No-interaction Assumption can be expressed as:

$$(10) \quad \bar{\delta}(1) = \bar{\delta}(0)$$

Where $\bar{\delta}(r) \equiv E(\delta_{it}(r)) = E\{Y_{it}(r, M_i(1)) - Y_{it}(r, M_i(0))\}$, $\bar{\delta}(r)$ represents the Average Causal Mediation Effect (ACME). $\bar{\delta}(0)$ represents the ACME of the control group, $\bar{\delta}(1)$ represents the ACME of the treatment group. This hypothesis points out that the ACME of the control group and the treatment group are equal, that is, the treatment variable and the mediator have no interaction effect. If the SIA and No-interaction Assumption are satisfied, we have: $\bar{\delta}(1) = \bar{\delta}(0) = ab$.

To test the No-interaction assumption, we add the interaction term between the treatment and mediator to the outcome regression while maintaining the linearity in parameters (Judd and Kenny, 1981; Kraemer et al., 2002, 2008).

$$(11)$$

$$\begin{aligned} \text{Marriage}_{it} = & \beta_{30} + c' \times RBP_{it} + b \times \text{Mediator}_{it} + d \times RBP_{it} \times \\ & \text{Mediator}_{it} + \beta_{32} \text{Treatment}_i + \beta_{33} \text{Year}_t + \beta_{34} \varphi_i + \\ & \beta_{3X} X_{it} + \varepsilon_{it3} \end{aligned}$$

Under SIA and the model defined by equations (3) and (8), we can identify the ACME as $\bar{\delta}(r) = a(b + rd)$ for $r = 0, 1$. We test the No-interaction assumption by testing the significance of d . If $H_0: d = 0$ is not rejected, then we have $\bar{\delta}(1) = \bar{\delta}(0)$, the No-interaction assumption is satisfied.

Table 15 Test of No-interaction Assumption

	Marriage (1)	Marriage (2)	Marriage (3)	Marriage (4)
RBP (Treatment×Time)	.024 (.018)	.002 (.017)	.023*** (.005)	.012** (.005)
Treatment	-.009 (.009)	.034*** (.009)	-.009 (.009)	.034*** (.009)
Life satisfaction	.005	.003		

	(.004)	(.004)		
Life satisfaction × RBP	0	.003		
	(.005)	(.005)		
Intergenerational living arrangement			0	-.023***
			(.008)	(.007)
Intergenerational living arrangement × RBP			.009	-.001
			(.01)	(.009)
Observations	26818	26818	26818	26818
R-squared	.004	.128	.004	.129
Covariates	NO	YES	NO	YES
Individual fixed effect	YES	YES	YES	YES
Year fixed effect	YES	YES	YES	YES

Notes: Standard errors in the parentheses are robust and clustered at the city level. ***, **, and * denote the significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

As shown in Table 15, the coefficients of the interaction terms between RBP and the mediators are not significant. We can not reject the null hypothesis $H_0: d = 0$. Then we have $\bar{\delta}(1) = \bar{\delta}(0)$, the No-interaction assumption is satisfied.

VI. Conclusions

This study uses CHARLS (2011, 2013, 2015, 2018) national survey data to examine the impact of public pensions on marriage. We find that both the enrollment of the public pension program and the receiving of pension benefits have a significant positive effect on marriage. And life satisfaction and intergenerational living arrangement are important mediation channels for public pensions to influence marriage. The results of our research also confirm that the impact of public pension is more significant on female residents and low-income residents. Besides, the pension enrollment of the husband is vitally important to maintain the couple's marriage.

Our findings contribute in several ways to the understanding of public pension's effect. Before this study, evidence of pension's positive effect on marriage in China was in lack of empirical evidence. This study has been one of the first attempts to thoroughly examine the impact of public pension on marriage. Our findings suggest a role for public pensions in promoting marriage and provide a deeper insight into its mediation mechanism. Besides, one of the most significant findings to emerge from our study is that the impact of public pensions differs between different patterns of public pension coverage in the wife and husband. For a couple's marriage, the participation of the husband in the pension program always plays a positive role, while the wife's participation could be negative to their marriage. Although this study focuses on public pensions, these findings may well

have a bearing on gender identity and traditional family division.

Overall, this study strengthens the idea that the public pension program is good for the harmony and stability of the family and society. The government should improve the standards and treatment level of the public pension system, and motivate residents to participate in public pensions through increasing the public's awareness and ability to access the program as well as increasing the transparency of individual accounts and social pooling account. At the same time, the government should pay attention to the fact that the improvement of public pension benefits is accompanied by the gradual weakening of the traditional family pension concept and the low intergenerational cohabitation rate. Both public pensions and marriage rates are crucial to the development of a region. How to balance the arrangement among various social policies is worthy of further discussion.

References

- [1] Alexy, A. (2008). Deferred Benefits, Romance, and the Specter of Later-Life Divorce. *Japanstudien*, 19(1), 169–188. <https://doi.org/10.1080/09386491.2008.11826955>
- [2] Alm, J., Lai, W., & Li, X. (2021). Housing market regulations and strategic divorce propensity in China. *Journal of Population Economics*. <https://doi.org/10.1007/s00148-021-00853-2>
- [3] Altun, F., & Yazici, H. (2015). The Relationships Between Life Satisfaction, Gender, Social Security, and Depressive Symptoms Among Elderly in Turkey. *Educational Gerontology*, 41(4), 305–314. <https://doi.org/10.1080/03601277.2013.852923>
- [4] Amato, P. R. (2010). Research on Divorce: Continuing Trends and New Developments. *Journal of Marriage and Family*, 72(3), 650–666. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2010.00723.x>
- [5] Andersen, A. G., Markussen, S., & Røed, K. (2019). Local labor demand and participation in social insurance programs. *Labour Economics*, 61, 101767. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2019.101767>
- [6] Austin, P. C. (2011). An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies. *Multivariate Behavioral Research*, 46(3), 399–424. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.568786>
- [7] Autor, D., Dorn, D., & Hanson, G. (2019). When Work Disappears: Manufacturing Decline and the Falling Marriage Market Value of Young Men. *American Economic Review: Insights*, 1(2), 161–178. <https://doi.org/10.1257/aeri.20180010>
- [8] Baker, M., Kantarevic, J., & Hanna, E. (2004). The Married Widow: Marriage Penalties Matter! *Journal of the European Economic Association*, 2(4), 634–664.
- [9] Bando, R., Galiani, S., & Gertler, P. (2020). The Effects of Noncontributory Pensions on Material and Subjective Well-Being. *Economic Development and Cultural Change*. <https://doi.org/10.1086/702859>
- [10] Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173–1182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>

- [11] Bastami, F., Mirhosseini, F., Nasirian, F., & Zamani-Alavijeh, F. (2021). The Predictors of Marital Satisfaction among Married Women and Men. *Journal of Education and Community Health*. <http://eprints.lums.ac.ir/2669/>
- [12] Baviskar, S., Bengtsson, K., & Bengtsson, S. (2018). Do disability pension awards have a causal impact on recipients' marital stability? Evidence from the Danish Social Security Programme. *Alter*, 12(4), 208–224. <https://doi.org/10.1016/j.alter.2018.06.003>
- [13] Bergstrom, T., & Schoeni, R. F. (1996). Income prospects and age-at-marriage. *Journal of Population Economics*, 9(2), 115–130. <https://doi.org/10.1007/PL00003834>
- [14] Bertrand, M., Kamenica, E., & Pan, J. (2013). Gender Identity and Relative Income within Households. 44.
- [15] Björklund, A., Ginther, D. K., & Sundström, M. (2007). Does marriage matter for children? Assessing the causal impact of legal marriage (Working Paper No. 3189). IZA Discussion Papers. <https://www.econstor.eu/handle/10419/34676>
- [16] Böhnke, P. (2008). Does Society Matter? Life Satisfaction in the Enlarged Europe. *Social Indicators Research*, 87(2), 189–210. <https://doi.org/10.1007/s11205-007-9169-4>
- [17] Bryson, A., Dorsett, R., Purdon, S., Great Britain, & Department for Work and Pensions. (2002). The use of propensity score matching in the evaluation of active labour market policies. Dept. of Work and Pensions.
- [18] Cameron, A. C., & Miller, D. L. (2015). A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317–372. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.317>
- [19] Chakraborty, I., Holter, H. A., & Stepanchuk, S. (2015). Marriage stability, taxation and aggregate labor supply in the U.S. vs. Europe. *Journal of Monetary Economics*, 72, 1–20. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2015.01.001>
- [20] Chan, A. (2005). Aging in Southeast and East Asia: Issues and Policy Directions. *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 20(4), 269–284. <https://doi.org/10.1007/s10823-006-9006-2>
- [21] Chen, D., & Tong, Y. (2021). Marriage for the Sake of Parents? Adult Children's Marriage Formation and Parental Psychological Distress in China. *Journal of Marriage and Family*, 83(4), 1194–1211. <https://doi.org/10.1111/jomf.12749>
- [22] Chen, X. (2017). Old age pension and intergenerational living arrangements: A regression discontinuity design. *Review of Economics of the Household*, 15(2), 455–476. <https://doi.org/10.1007/s11150-015-9304-y>
- [23] Chen, X., Eggleston, K., & Sun, A. (2018a). The impact of social pensions on intergenerational relationships: Comparative evidence from China. *The Journal of the Economics of Ageing*, 12, 225–235. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2017.04.001>
- [24] Chen, X., Eggleston, K., & Sun, A. (2018b). The impact of social pensions on intergenerational relationships: Comparative evidence from China. *The Journal of the Economics of Ageing*, 12, 225–235. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2017.04.001>
- [25] Cheng, L., Liu, H., Zhang, Y., & Zhao, Z. (2018). The heterogeneous impact of pension income on elderly living arrangements: Evidence from China's new rural pension scheme. *Journal of Population Economics*, 31(1), 155–192. <https://doi.org/10.1007/s00148-017-0655-y>

- [26] Chetty, R., & Looney, A. (2006). Consumption smoothing and the welfare consequences of social insurance in developing economies. *Journal of Public Economics*, 90(12), 2351–2356. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2006.07.002>
- [27] Chiappori, P., Fortin, B., & Lacroix, G. (2002). Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply. *Journal of Political Economy*, 110(1), 37–72. <https://doi.org/10.1086/324385>
- [28] Chiappori, P.-A., Dias, M. C., & Meghir, C. (2018). The Marriage Market, Labor Supply, and Education Choice. *Journal of Political Economy*, 126(S1), S26–S72. <https://doi.org/10.1086/698748>
- [29] Dillender, M. (2016). Social Security and Divorce. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 16(2), 931–971. <https://doi.org/10.1515/bejeap-2015-0168>
- [30] Ellwood, D. T., & Jencks, C. (2004). The Spread of Single-Parent Families in the United States Since 1960 (SSRN Scholarly Paper ID 517662). Social Science Research Network. <https://doi.org/10.2139/ssrn.517662>
- [31] Fang, H., & Feng, J. (2018). Chinese_Pension_System_09-18-2018. 41.
- [32] Fang, L., & Tian, C. (2018). Housing and marital matching: A signaling perspective. *China Economic Review*, 47, 27–46. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2017.11.008>
- [33] Feng, W., Gu, B., & Cai, Y. (2016). The End of China's One-Child Policy. *Studies in Family Planning*, 47(1), 83–86. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4465.2016.00052.x>
- [34] Fornero, E., & Monticone, C. (2011). Financial literacy and pension plan participation in Italy*. *Journal of Pension Economics & Finance*, 10(4), 547–564. <https://doi.org/10.1017/S1474747211000473>
- [35] Fu, R., Noguchi, H., Kawamura, A., Takahashi, H., & Tamiya, N. (2017). Spillover effect of Japanese long-term care insurance as an employment promotion policy for family caregivers. *Journal of Health Economics*, 56, 103–112. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.09.011>
- [36] Gao, X., & Feng, T. (2020). Public Pension, Labor Force Participation, and Depressive Symptoms across Gender among Older Adults in Rural China: A Moderated Mediation Analysis. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(9), 3193. <https://doi.org/10.3390/ijerph17093193>
- [37] Gibson - Davis, C. M., Edin, K., & McLanahan, S. (2005). High Hopes but Even Higher Expectations: The Retreat From Marriage Among Low-Income Couples. *Journal of Marriage and Family*, 67(5), 1301–1312. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2005.00218.x>
- [38] Ginn, J., & Arber, S. (1993). Pension Penalties: The Gendered Division of Occupational Welfare. *Work, Employment and Society*, 7(1), 47–70. <https://doi.org/10.1177/095001709371003>
- [39] Ginther, D., & Sundström, M. (2010). Does Marriage Lead to Specialization? An Evaluation of Swedish Trends in Adult Earnings Before and After Marriage. Swedish Institute for Social Research, Working Paper Series.
- [40] Han, J., Zhang, X., & Meng, Y. (2020). The impact of old-age pensions on the happiness level of elderly people – evidence from China. *Ageing and Society*, 1–21. <https://doi.org/10.1017/S0144686X20001452>

- [41] Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. (1998). Matching As An Econometric Evaluation Estimator. *The Review of Economic Studies*, 65(2), 261–294. <https://doi.org/10.1111/1467-937X.00044>
- [42] Higgins, L. T., Zheng, M., Liu, Y., & Sun, C. H. (2002). Attitudes to Marriage and Sexual Behaviors: A Survey of Gender and Culture Differences in China and United Kingdom. *Sex Roles*, 46(3), 75–89. <https://doi.org/10.1023/A:1016565426011>
- [43] Hsu, J. W., Matsa, D. A., & Melzer, B. T. (2018). Unemployment Insurance as a Housing Market Stabilizer. *American Economic Review*, 108(1), 49–81. <https://doi.org/10.1257/aer.20140989>
- [44] Huang, X., & Wu, B. (2020). Impact of urban-rural health insurance integration on health care: Evidence from rural China. *China Economic Review*, 64, 101543. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101543>
- [45] Huberman, G., Iyengar, S. S., & Jiang, W. (2007). Defined Contribution Pension Plans: Determinants of Participation and Contributions Rates. *Journal of Financial Services Research*, 31(1), 1–32. <https://doi.org/10.1007/s10693-007-0003-6>
- [46] Imai, K., Keele, L., & Tingley, D. (2010). A general approach to causal mediation analysis. *Psychological Methods*, 15(4), 309–334. <https://doi.org/10.1037/a0020761>
- [47] Imai, K., Keele, L., Tingley, D., & Yamamoto, T. (2011). Unpacking the Black Box of Causality: Learning about Causal Mechanisms from Experimental and Observational Studies. *American Political Science Review*, 105(4), 765–789. <https://doi.org/10.1017/S0003055411000414>
- [48] Imai, K., Keele, L., & Yamamoto, T. (2010). Identification, Inference and Sensitivity Analysis for Causal Mediation Effects. *Statistical Science*, 25(1), 51–71. <https://doi.org/10.1214/10-STS321>
- [49] Institute, U., & Sawhill, I. V. (1975). *Income Transfers and Family Structure*. Urban Institute.
- [50] Jackson, G. L., Krull, J. L., Bradbury, T. N., & Karney, B. R. (2017). Household Income and Trajectories of Marital Satisfaction in Early Marriage. *Journal of Marriage and Family*, 79(3), 690–704. <https://doi.org/10.1111/jomf.12394>
- [51] Jean Yeung, W.-J., & Park, H. (2016). Growing Up in One-Parent Families in Asia. *Marriage & Family Review*, 52(1–2), 1–14. <https://doi.org/10.1080/01494929.2015.1124478>
- [52] Joshi, H., & Davies, H. (1992). Pension, divorce and wives' double burden. *International Journal of Law, Policy and the Family*, 6(2), 289–320. <https://doi.org/10.1093/lawfam/6.2.289>
- [53] Lefgren, L., & McIntyre, F. (2006). The Relationship between Women's Education and Marriage Outcomes. *Journal of Labor Economics*, 24(4), 787–830. <https://doi.org/10.1086/506486>
- [54] Lei, X., Smith, J. P., Sun, X., & Zhao, Y. (2014). Gender differences in cognition in China and reasons for change over time: Evidence from CHARLS. *The Journal of the Economics of Ageing*, 4, 46–55. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2013.11.001>
- [55] Li, J., Wang, X., Xu, J., & Yuan, C. (2020). The role of public pensions in income inequality among elderly households in China 1988–2013. *China Economic Review*, 61, 101422. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101422>

- [56] Li, Q., & Chand, S. (2013). House prices and market fundamentals in urban China. *Habitat International*, 40, 148–153. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2013.04.002>
- [57] Liu, H., Han, X., Xiao, Q., Li, S., & Feldman, M. W. (2015). Family Structure and Quality of Life of Elders in Rural China: The Role of the New Rural Social Pension. *Journal of Aging & Social Policy*, 27(2), 123–138. <https://doi.org/10.1080/08959420.2014.977662>
- [58] Liu, H., Li, S., & Feldman, M. W. (2013). Gender in Marriage and Life Satisfaction Under Gender Imbalance in China: The Role of Intergenerational Support and SES. *Social Indicators Research*, 114(3), 915–933. <https://doi.org/10.1007/s11205-012-0180-z>
- [59] Manski, C. F. (2009). *Identification for Prediction and Decision*. Harvard University Press.
- [60] McDonald, L., & Robb, A. L. (2004). The Economic Legacy of Divorce and Separation for Women in Old Age. *Canadian Journal on Aging / La Revue Canadienne Du Vieillessement*, 23(5), S83–S97. <https://doi.org/10.1353/cja.2005.0036>
- [61] Meng, X. (2012). Labor Market Outcomes and Reforms in China. *Journal of Economic Perspectives*, 26(4), 75–102. <https://doi.org/10.1257/jep.26.4.75>
- [62] Mortelmans, D. (Ed.). (2020). *Divorce in Europe: New Insights in Trends, Causes and Consequences of Relation Break-ups* (Vol. 21). Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-25838-2>
- [63] Ng, S. T., Tey, N. P., & Asadullah, M. N. (2017). What matters for life satisfaction among the oldest-old? Evidence from China. *PLOS ONE*, 12(2), e0171799. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0171799>
- [64] Ni, J., Wang, G., & Yao, X. (2011). Impact of Minimum Wages on Employment. *The Chinese Economy*, 44(1), 18–38. <https://doi.org/10.2753/CES1097-1475440102>
- [65] Oliveira, J. (2016). The value of children: Inter-generational support, fertility, and human capital. *Journal of Development Economics*, 120, 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2015.12.002>
- [66] O’Rand, A. M., & Shuey, K. M. (2007). Gender and the Devolution of Pension Risks in the US. *Current Sociology*, 55(2), 287–304. <https://doi.org/10.1177/0011392107073315>
- [67] Pak, T.-Y. (2020). Social protection for happiness? The impact of social pension reform on subjective well-being of the Korean elderly. *Journal of Policy Modeling*, 42(2), 349–366. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.12.001>
- [68] Pan, W., & Bai, H. (2015). *Propensity Score Analysis: Fundamentals and Developments*. Guilford Publications.
- [69] Persson, P. (2019). Social Insurance and the Marriage Market. *Journal of Political Economy*, 128(1), 252–300. <https://doi.org/10.1086/704073>
- [70] Qian, Y. (2017). Gender Asymmetry in Educational and Income Assortative Marriage. *Journal of Marriage and Family*, 79(2), 318–336. <https://doi.org/10.1111/jomf.12372>
- [71] Retherford, R. D., Choe, M. K., Chen, J., Xiru, L., & Hongyan, C. (2005). How Far Has Fertility in China Really Declined? *Population and Development Review*, 31(1), 57–84. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2005.00052.x>

- [72] Robins, J. M., & Greenland, S. (1992). Identifiability and Exchangeability for Direct and Indirect Effects. *Epidemiology*, 3(2), 143–155.
- [73] Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- [74] Rubin, D. B., & Thomas, N. (1996). Matching Using Estimated Propensity Scores: Relating Theory to Practice. *Biometrics*, 52(1), 249–264. <https://doi.org/10.2307/2533160>
- [75] Sakata, K., & McKenzie, C. R. (2011). Social security and divorce in Japan. *Mathematics and Computers in Simulation*, 81(7), 1507–1517. <https://doi.org/10.1016/j.matcom.2010.05.015>
- [76] Schneider, D., Harknett, K., & Stimpson, M. (2018). What Explains the Decline in First Marriage in the United States? Evidence from the Panel Study of Income Dynamics, 1969 to 2013. *Journal of Marriage and Family*, 80(4), 791–811. <https://doi.org/10.1111/jomf.12481>
- [77] Shen, Z., Zheng, X., & Yang, H. (2020). The fertility effects of public pension: Evidence from the new rural pension scheme in China. *PLOS ONE*, 15(6), e0234657. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0234657>
- [78] Shi, W., Chen, J., & Wang, H. (2016). Affordable housing policy in China: New developments and new challenges. *Habitat International*, 54, 224–233. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2015.11.020>
- [79] Shuey, K. M., & O’Rand, A. M. (2006). Changing Demographics and New Pension Risks. *Research on Aging*, 28(3), 317–340. <https://doi.org/10.1177/0164027505285919>
- [80] Sianesi, B. (2001). An evaluation of the active labour market programmes in Sweden (Working Paper 2001:5). Working Paper. <https://www.econstor.eu/handle/10419/82160>
- [81] Sohn, H. (2015). Health Insurance and Risk of Divorce: Does Having Your Own Insurance Matter? *Journal of Marriage and Family*, 77(4), 982–995. <https://doi.org/10.1111/jomf.12195>
- [82] Song, C. (2020). Financial Illiteracy and Pension Contributions: A Field Experiment on Compound Interest in China. *The Review of Financial Studies*, 33(2), 916–949. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz074>
- [83] Staiger, D., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1997). The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 33–49. <https://doi.org/10.1257/jep.11.1.33>
- [84] Stanley, S. M., Ragan, E. P., Rhoades, G. K., & Markman, H. J. (2012). Examining changes in relationship adjustment and life satisfaction in marriage. *Journal of Family Psychology*, 26(1), 165–170. <https://doi.org/10.1037/a0026759>
- [85] Stephens, M., & Unayama, T. (2011). The Consumption Response to Seasonal Income: Evidence from Japanese Public Pension Benefits. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(4), 86–118. <https://doi.org/10.1257/app.3.4.86>
- [86] Su, Z., Hu, Z., & Peng, X. (2017). The impact of changes in China’s family patterns on family pension functions. *The International Journal of Health Planning and Management*, 32(3), 351–362. <https://doi.org/10.1002/hpm.2436>
- [87] Todd, P. E. (2007). Chapter 60 Evaluating Social Programs with Endogenous

Program Placement and Selection of the Treated. In T. P. Schultz & J. A. Strauss (Eds.), *Handbook of Development Economics* (Vol. 4, pp. 3847–3894). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4471\(07\)04060-0](https://doi.org/10.1016/S1573-4471(07)04060-0)

[88] Wang, H., Chen, Z., Wu, X., & Nie, X. (2019). Can a carbon trading system promote the transformation of a low-carbon economy under the framework of the porter hypothesis? —Empirical analysis based on the PSM-DID method. *Energy Policy*, 129, 930–938. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.03.007>

[89] Wang, L., Bédard, D., & Zhang, S. (2014). Pension fairness in China. *China Economic Review*, 28, 25–36. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2013.11.003>

[90] Wang, Q., & Zhou, Q. (2010). China's Divorce and Remarriage Rates: Trends and Regional Disparities. *Journal of Divorce & Remarriage*, 51(4), 257–267. <https://doi.org/10.1080/10502551003597949>

[91] Wei, S.-J., & Zhang, X. (2011). The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China. *Journal of Political Economy*, 119(3), 511–564. <https://doi.org/10.1086/660887>

[92] Wrenn, D. H., Yi, J., & Zhang, B. (2019). House prices and marriage entry in China. *Regional Science and Urban Economics*, 74, 118–130. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2018.12.001>

[93] Wu, H. F. (2021). Relative Income Status Within Marriage and Subjective Well-Being in China: Evidence from Observational and Quasi-Experimental Data. *Journal of Happiness Studies*, 22(1), 447–466. <https://doi.org/10.1007/s10902-020-00237-5>

[94] Xu, A., & Xia, Y. (2014). The Changes in Mainland Chinese Families During the Social Transition: A Critical Analysis. *Journal of Comparative Family Studies*, 45(1), 31–53.

[95] Yang, W. (2015). Catastrophic Outpatient Health Payments and Health Payment - induced Poverty under China's New Rural Cooperative Medical Scheme. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 37(1), 64–85. <https://doi.org/10.1093/aep/ppy017>

[96] Yasuda, T., Iwai, N., Chin-chun, Y., & Guihua, X. (2011). Intergenerational Coresidence in China, Japan, South Korea and Taiwan: Comparative Analyses Based on the East Asian Social Survey 2006. *Journal of Comparative Family Studies*, 42(5), 703–722. <https://doi.org/10.3138/jcfs.42.5.703>

[97] Yeung, W.-J. J., & Hu, S. (2016). Paradox in marriage values and behavior in contemporary China. *Chinese Journal of Sociology*, 2(3), 447–476. <https://doi.org/10.1177/2057150X16659019>

[98] Yi, Z., & Deqing, W. (2000). A regional analysis of divorce in China since 1980. *Demography*, 37(2), 215–219. <https://doi.org/10.2307/2648123>

[99] Zhang, W., & Liu, G. (2007). Childlessness, Psychological Well-being, and Life Satisfaction Among the Elderly in China. *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 22(2), 185–203. <https://doi.org/10.1007/s10823-007-9037-3>

[100] Zhang, Y., Hannum, E., & Wang, M. (2008). Gender-Based Employment and Income Differences in Urban China: Considering the Contributions of Marriage and Parenthood. *Social Forces*, 86(4), 1529–1560. <https://doi.org/10.1353/sof.0.0035>

[101] Zheng, W., Liu, Z., & Jia, R. (2019). How private sector participation improves retirement preparation: A case from China. *The Geneva Papers on Risk and*

Insurance - Issues and Practice, 44(1), 123–147.
<https://doi.org/10.1057/s41288-018-0110-7>

社会医疗保险与家庭资产配置：基于城乡居民大病保险政策的研究

王瀚洋、彭玉磊¹

摘要：

大病保险是我国解决城乡居民“因病致贫、因病返贫”问题的一项重要的重要的社会医疗保险政策。本文首先构建了一个含金融风险资产、无风险资产和房产的家庭资产配置模型，在模型中引入居民大病保险的政策冲击，得到如下假说：大病保险部分替代了房产的保险功能，大病保险政策的出台，降低了家庭房产投资，提升了家庭无风险资产，对家庭金融风险投资的影响较小。在医疗支出不确定性更高或者房产收益率波动更小的家庭，大病保险对房产的替代作用更强。然后，基于 2011-2017 年中国家庭金融调查（CHFS）城镇家庭数据，选取 2015 年大病保险政策作为政策冲击，利用倍差法，验证了理论假说，我们发现当考虑风险厌恶程度异质性后，大病保险对更厌恶风险的家庭的房产的影响相对不显著。这些实证分析结果是稳健的。本文的研究结果揭示了房产在中国城镇家庭资产配置里的角色以及社会医疗保险政策对家庭资产配置的影响。

关键词：家庭资产配置，预防性储蓄，社会医疗保险

一、引言

医疗保障关乎人民群众基本医疗权益，建立健全中国特色社会医疗保险制度一直是中国政府的重要目标。在建立起世界上规模最大的基本医疗保障网²

¹ 王瀚洋，北京大学经济学院风险管理与保险学系，论文发表于《财政研究》、《Economic Modelling》等国内外知名期刊。彭玉磊，对外经济贸易大学国际经济贸易学院，论文发表于《经济研究》、《Journal of Econometrics》、《Journal of Futures Markets》等国内外知名期刊。

² 根据中华人民共和国国务院新闻办公室 2012 年 12 月发布的《中国的医疗卫生事业》白皮书，截至 2011 年，城镇职工基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险、新型农村合作医疗

后，面对人民群众日益增长的医疗需求和医疗保障不充分的矛盾，中国政府努力完善社会医疗保险制度，推行城乡居民大病保险政策来解决高额医疗支出问题（朱铭来等，2017）。2015年8月2日¹，国务院办公厅发布《关于全面实施城乡居民大病保险的意见》，大病保险政策全面实施。²截至2018年底，全国城乡居民大病保险覆盖人群达10.2亿人，累计支付赔款510.90亿元，受益人数约817万人，大病保险患者实际报销比例在基本医保之上平均提高超过13个百分点（朱铭来等，2020）。正如李克强总理在2019年3月国务院总理记者见面会上指出，大病保险制度有效地减轻了人民的医疗负担。

大量已有的研究表明，医疗保险可以降低灾难性医疗支出风险，从而降低家庭的预防性储蓄，提升家庭的风险资产（比如股票、基金）投资，改变家庭资产配置（Hubbard et al., 1995; Gruber, 1999; Atella et al., 2012; Goldman and Maestas, 2013; 周钦等，2015; Christelis et al., 2020）。相比于欧美发达市场，房产在中国家庭资产配置中占比过高。根据中国人民银行调查统计司《2019年中国城镇居民家庭资产负债情况调查》报告，我国城镇居民住房资产占家庭总资产的比重为59.1%，比美国居民家庭高出28.5个百分点。已有大量研究指出中国家庭资产呈现“房产化”趋势（甘犁等，2013; 臧旭恒和张欣，2018; 周慧珺等，2020）³。在考虑房产在家庭资产配置中的角色前提下，研究社会医疗保险对家庭资产配置的影响，是一个有待讨论的重要话题。

为了阐释核心机制，本文首先从理论上探讨医疗保险影响家庭资产配置的机制。我们构建了一个同时包含家庭金融风险资产、无风险资产和房产的跨期模型，通过比较有重大疾病保险政策下家庭的各种资产配置比例，来分析大病保险政策对家庭资产配置的影响。模型的数值结果表明，房产具有保险功能，大病保险的推出降低了家庭房产投资比例，提升了无风险资产投资比例，而对金融风险资产投资的影响则很小。在医疗支出不确定性更高或者房产收益率波动更小的家庭，大病保险对房产的替代作用更强。在此基础上，本文利用中国家庭金融调查（CHFS）2011-2017年的城镇家庭数据，选取2015年大病保险政策作为政策冲击，运用倍差法实证检验了大病保险对家庭资产配置的影响。实证发现，大病保险显著降低了家庭房产投资，提升了家庭存款，对股票基金投

参保人数超过13亿，覆盖面从2008年的87%提高到2011年的95%以上，中国已构建起世界上规模最大的基本医疗保障网。

¹ 2012年8月，国家发改委、财政部与中国保监会等六部委发布《关于开展城乡居民大病保险工作的指导意见》，城乡居民大病保险政策开始试点。

² 原保监会副主席周延礼指出，截至2015年9月底，全国除西藏外均出台了大病保险实施方案，已有17家保险公司在全国28个省（区、市）开展大病保险，覆盖人口8亿人。

³ 根据CHFS调查报告（<https://chfs.swufe.edu.cn/thinktank/columnarticle.html?id=1690>），中国房地产投资在家庭资产占比是68%。北京、上海则高达85%，中国家庭投资组合呈现“房产化”倾向。

资没有显著影响，这与理论模型的结论相一致，且在实证上是稳健的。此外，本文实证发现，对更厌恶风险的家庭，大病保险对房产的替代作用相对不显著。

本文的研究结论揭示了房产在家庭资产配置中的保险功能。具体来说，房产可以应对未来财富的不确定性（Gan, 2010; Painter et al., 2020; Pan & Wu, 2021），比如高额的自付医疗支出。购房支出可以看作“保费”，当损失发生后，家庭可以通过抵押或变现房产，获得现金流，这可以看作保险的补偿。在中国商品房市场房价整体上涨的背景下（何兴强和杨锐锋，2019），房产作为保险的补偿功能是可以实现的，这一方面是由于房产在上行市场中流动性风险较小，另一方面是由于房产增值具有财富效应（Lustig & Van Nieuwerburgh, 2005; 黄静和屠梅曾，2009; 陈永伟等，2015），抵押或变现房产带来的收益相较于不确定的损失，可以发挥杠杆作用。这个发现具有重要的理论含义，已有研究指出房产是家庭背景风险来源之一（Flavin & Yamashita, 2002; Cocco, 2005; Yao & Zhang, 2005），但本文的研究表明，房产具有保险功能，可以应对家庭的灾难性医疗支出。社会医疗保险政策的完善部分替代了房产的保险功能，从而降低家庭房产配置。

相比于以往医疗保险影响家庭资产配置的文献（Hubbard et al., 1995; Gruber, 1999; Atella et al., 2012; Goldman & Maestas, 2013; 周钦等，2015; Christelis et al., 2020），本文有以下两个方面的边际贡献：首先，以往的大多数文献没有选取外生冲击来识别医疗保险对家庭资产配置的影响，而保险决策很可能与其他资产同时决定（Mayers & Smith, 1983），或存在样本选择性偏差。大病保险政策作为外生的政策冲击，为本文识别医疗保险影响家庭资产配置提供了背景。其次，虽然家庭资产配置包括金融资产、不动产等多个资产类别，但以往的研究主要关注医疗保险对金融风险资产的影响（Atella et al., 2012; Angrisani et al., 2016; Qiu, 2016）。本文从理论到实证，考虑金融风险资产、无风险资产和房产三类资产，捕捉了中国家庭资产配置的典型特征（中金公司，2020）。

本文的结论和 Yogo (2016) 关于美国家庭资产配置的研究是一致的。Yogo (2016) 基于美国数据，构建一个生命周期的结构化模型，研究了美国家庭资产配置的模式，发现了股票投资比例整体较低，房产和无风险资产相互替代。本文基于中国的实践，从房产的保险功能出发，也发现了类似的结论：大病保险政策的推出将家庭资产从房产向无风险资产配置。

本文余下部分安排如下：第二部分综述相关文献；第三部分构建理论模型分析大病保险政策如何影响家庭资产配置，并提出假说；第四部分介绍数据、样本和实证策略；第五部分汇报实证结果并分析大病保险政策作用的机制，对不同特征家庭的影响以及稳健性检验；第六部分总结并提出政策建议。

二、文献综述

医疗保险降低了家庭自付医疗支出风险，减轻家庭的医疗负担，从而促使家庭降低预防性储蓄。许多研究证实了这一影响机制：Hubbard et al. (1995) 将预防性储蓄和社会保险因素加入到生命周期模型，解释了社会保险制度会降低低预期收入的家庭的储蓄动机，Starr-McCluer (1996) 也证实了医疗保险制度对家庭对预防性储蓄的动机的负向影响。Gruber (1999) 通过研究美国一项针对低收入妇女和儿童的医保项目，实证发现这个项目降低了参保人群 17.7% 的预防性储蓄。

但来自发展中国家的证据是不一致的，有的支持这个影响机制，有的则不支持。白重恩等 (2012) 指出新农合使得家庭非医疗消费支出增加了约 5.6%，而且这一正向作用在收入较低或健康状况较差的家庭中更强。周钦和袁燕 (2013) 用 2002 年中国家庭收入调查数据 (CHIPS)，发现城市参保家庭消费支出比非参保家庭高出约 3.2%。这些研究中消费的提高都归因于预防性储蓄的下降。Wagstaff & Lindelow (2008) 使用甘肃儿童和家庭调查 (GSCF)、中国健康与营养调查 (CHNS) 和世界银行卫生八号项目基线调查 (H8BS) 数据，实证发现在中国，健康保险更有可能增加自付支出，并增加灾难性和大额支出的风险。这可能是因为保险鼓励人们生病时寻求更高级的护理，更高级的医疗服务带来了自付医疗支出的增加。相似地，Selvaraj & Karan (2012) 利用国家抽样调查办公室 (NSSO) 消费者支出调查 (CES) 的数据，研究印度公共资助的医疗保险对家庭财务风险的影响。结果表明，在干预区，较贫穷的家庭的实际人均医疗支出上升，尤其是住院支出，说明这个保险项目未能提供足够的财务风险保护。

因此，医疗保险能否降低家庭预防性储蓄，是一个有争议的话题；进一步，能否改变家庭的资产配置，就是一个更难识别的问题。以往的文献进行了探索，实证发现医疗保险可以降低自付医疗支出风险，从而改变资产配置。Goldman & Maestas (2013) 研究了不同医疗保险对个人医疗支出风险以及持有风险资产的意愿的影响，实证发现美国健康维护组织 (HMO) 参与者的风险资产投资比例增加了 12%，而参与了补充性医疗计划 (Medigap) 和雇主提供医保的人，比那些只参加了联邦医疗照顾保险 (Medicare) A、B 的人，增加了 6% 的资产风险暴露意愿。Qiu (2016) 实证发现已经参保的家庭会更可能持有股票，而且股票占金融资产的比重会大于没有参保的家庭，而且即便控制了家庭特征和反向因果关系，这个结果依然稳健。Angrisan et al. (2018) 指出家庭中有健康状况差的成员，会降低这个家庭拥有风险性资产的概率，但医疗保险缓解了健康状况对拥有风险性资产的负效应。基于中国的研究也支撑了这个结

论：何兴强等（2009）实证发现享有医疗社保或购买商业健康保险的居民，未来健康风险更低，投资金融风险资产的概率更高。周钦等（2015）则发现医疗保险会显著改变城市和农村家庭的资产选择，减少家庭对生产性资产和房产的持有，增加对金融资产的持有。林靖等（2017）发现包括医疗保险在内的社会保险，提升了家庭参与股票和其他金融风险资产市场的广度和深度。王稳和孙晓珂（2020）实证发现医疗保险可以降低自付医疗服务成本，从而减少家庭用于医疗支出的财富，直接提高家庭持有风险性金融资产的概率及比重。

但以往的研究很难解决保险和家庭资产配置的内生关系。Mayers & Smith（1983）证明当保单的回报与个人其他资产的回报相关时，对保险合同的需求通常不是可分离的投资组合决策。Eeckhoudt et al.（1997）证明持有更多的风险资产增加了保险的边际预期效用，同样，额外的保险增加了风险资产的边际预期效用。这种内生关系有赖于更好的实证设定来识别因果，比如 Christelis et al.（2020）利用美国 65 岁以上老年人才有资格享受联邦医疗照顾保险（Medicare）的设定，设计断点回归，实证发现医疗保险降低了家庭的背景风险，提高了参与股票市场的意愿，而且，医疗保险对金融风险承担的影响可能不会在 65 岁时立即显现，而是会在更长的一段时间内显现。结合中国具体的实践，本文利用城乡居民大病保险政策的冲击，识别了医疗保险对家庭资产配置的影响。

还有一个问题是家庭资产配置的范围，以往的研究关注金融风险资产和无风险资产。根据 Guiso & Sodini（2013）的分类，家庭可投资资产包括金融资产和实体资产（比如房产），尤其在中国，房产是家庭资产中最重要的部分。本文引入房产到家庭资产配置决策中，并重新审视房产在家庭资产中的角色。房产不仅可以在卖出后提供足够的现金流，来支付医疗支出或购买护理服务（Davidoff, 2010；赵西亮等，2014；万晓莉等，2017），而且可以作为抵押品，支持家庭面临灾难性医疗支出时借贷行为（Browning et al., 2013；Aladangady, 2017；高玲玲等，2018）。而大病保险政策可以显著地降低家庭灾难性医疗支出的风险。朱铭来等（2017）用国务院城镇居民基本医疗保险评估入户调查数据，数值模拟显示大病保险政策可以显著降低灾难性医疗支出发生率。基于此，本文从房产的保险功能角度，研究大病保险政策对家庭资产配置的影响，这是对家庭金融文献的重要补充。

三、理论模型

（一）模型设定

假设代表性家庭只存续两期，记作 0 期与 1 期，消费只发生在第 1 期。在第 0 期，家庭拥有财富禀赋 W_0 ，并可以选择三种资产进行配置：金融风险资

产与房产，投资数额分别为 F_0 与 H_0 ，剩余的财富成为存款可以在第1期为家庭带来无风险收益。具体来说，家庭金融资产包括收益率为 $1 + R_f = \exp(r_f)$ 的无风险资产，和收益率为 $1 + R = \exp(r)$ 的风险资产，本文假设 r 服从均值为 μ_r 、方差为 σ_r^2 的正态分布。在第1期，家庭除了消费 C_1 以外，会面临外生的医疗支出 M_1 ，其中 $\log(M_1)$ 假设服从均值 m 、方差为 σ_m^2 的正态分布。同时，家庭选择住房投资 H_1 。与 Chetty et al. (2017) 设定相同，代表性家庭的期望效用来自两个部分，分别为在第1期的消费 C_1 和住房投资 H_1 ，效用函数的形式为¹：

$$E_0 \frac{[C_1^\alpha H_1^{1-\alpha}]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (1)$$

α 是消费相对于住房投资对效用的贡献， γ 是风险厌恶系数， E_0 代表在0期的期望效用。除了带来效用以外，住房还可以作为抵押获得贷款（Kiyotaki and Moore, 1997；Lustig and Nieuwerburgh, 2005），弥补大病冲击引发的短期资金缺口，因此家庭同时面临抵押约束(2a)与预算约束(2b)：

$$\begin{aligned} C_1 + M_1 - I_1 - Y_1 - (1 + R_f)(W_0 - P_0 H_0 - F_0) - (1 + R)F_0 \\ \leq \phi P_1 H_0 \end{aligned} \quad (2a)$$

$$\begin{aligned} C_1 + M_1 + P_1(H_1 - eH_0) \\ \leq Y_1 + (1 + R_f)(W_0 - P_0 H_0 - F_0) + I_1 + (1 + R)F_0 \end{aligned} \quad (2b)$$

¹ 本文的效用函数设定与 Chetty et al. (2017) 相同，很多已有的文献指出房产是家庭效用的来源之一（Yogo et al., 2016；Chetty et al., 2017；Favilukis et al., 2017）。

其中 e 为卖房收入 P_1H_0 由于交易成本（如中介费与税费）产生的折价因子， φ 代表着可以用于抵押约束的比例，二者都假设为 $[0,1]$ 之间的常数。 P_0 和 P_1 分别代表0期和1期的房价，假设 $P_0 = 1$ ， $P_1 = \exp(p_1)$ ， p_1 服从均值为 μ_p 、方差为 σ_p^2 的正态分布。劳动收入 Y_1 假设为常数。

本文因为关注大病保险的二次报销效果，所以假设家庭已经参与基本医疗保险，医保保费简化为0。医保报销 I_1 随医疗花费 M_1 变化，在大病保险制度下：

$$I_1 = \begin{cases} \tau M_1 & \text{if } M_1 < t \\ \tau t + (M_1 - t)\kappa & \text{if } M_1 \geq t \end{cases} \quad (3)$$

τ 是基本医保报销的比例，但当医疗支出超过一定外生阈值 t （比如上一年度当地居民年人均可支配收入）后，大病保险二次报销启动，二次报销的比例为 κ 。如果没有大病保险，假设基本医保的封顶线是 t ，那么

$$I_1 = \begin{cases} \tau M_1 & \text{if } M_1 < t \\ \tau t & \text{if } M_1 \geq t \end{cases} \quad (4)$$

家庭选择金融风险资产投资 F_0 和住房投资 H_0 、 H_1 来最大化效用(1)。由于涉及三个随机变量且存在非线性函数，本文难以得到优化问题的显式解，因此接下来采用数值方法求解。

（二）数值模拟

基于所构建的模型，本文求解最优金融风险资产、无风险资产和房产投资配置情况，通过比较有无大病保险情形下最优资产配置比例，来分析大病保险对家庭资产配置的影响。首先，本文需要对模型中的参数 $\{W_0, m, \sigma_m^2, \mu_r, \sigma_r^2, \mu_p, \sigma_p^2, \varphi, Y_1, \tau, \kappa, R_f, t, \alpha, \gamma, e, \rho\}$ 进行校准。

为简化计算，本文将家庭初始财富禀赋 W_0 标准化为1，劳动收入 Y_1 、二次

报销比例 κ 与基本医疗报销阈值 t 均初始化为 0.5，数值结果表明最终提出的理论假说对以上参数不敏感。基本医保报销的比例 τ 根据 Bairoliya et al. (2017) 的估计为 0.46¹。效用函数中的参数 α ，以及房价与金融风险投资收益率的相关系数 ρ ，本文与 Chetty et al. (2017) 的设定保持一致，分别为 0.5 和 0。效用函数中风险厌恶系数 γ 与抵押比例 ϕ 根据 Cocco (2005)，本文分别设定为 5 和 0.85，由交易成本带来的卖房收入折价因子 e 本文参考 Yogo (2016)，取值为 0.92。无风险利率 R_f 本文采用 2011-2017 年平均十年期国债年化收益率，设为 0.035。对数医疗支出、对数金融资产收益率以及对数房产收益率的均值和方差 m 、 σ_m^2 、 μ_r 、 σ_r^2 、 μ_p 、 σ_p^2 ，本文通过 2011-2017 年 CHFS 数据，得到其估计值。具体来说，本文先整合了 2011-2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 成人和家庭层面的数据，包括个人医疗支出、工资收入，当前股票持仓的市价与成本，当前住房的市值与购买成本；用个人医疗支出除以两倍的劳动收入（由于劳动收入的值初始化为 0.5）相除，得到相对医疗支出 M_1 。对股票和房产，通过市值与购买的成本之比，可分别得到持有收益率，根据模型假设，以上变量均服从对数正态分布，我们通过极大似然法得到 m 、 σ_m^2 、 μ_r 、 σ_r^2 、 μ_p 、 σ_p^2 的估计值。

综上，模型参数的设定如下表所示：

表 1：数值求解的参数表

参	含义	取值	来源
---	----	----	----

¹ Bairoliya et al. (2017) 利用中国家庭跟踪调查 (CFPS) 个人报销数据，估计中国城镇居民基本医疗保险报销的比例为 0.48，新型农村合作医疗保险报销的比例为 0.44，本文取平均为 0.46。

数			
W_0	初始财富禀赋	1	标准化
m	对数医疗支出 $\log(M_1)$ 均值	-2.35	CHFS
σ_m^2	对数医疗支出 $\log(M_1)$ 方差	3.73	CHFS
μ_r	对数金融资产收益率 $\log(R)$ 均值	-0.32	CHFS
σ_r^2	对数金融资产收益率 $\log(R)$ 方差	0.68	CHFS
μ_p	对数一期房价 $\log(P_1)$ 均值	1.13	CHFS
σ_p^2	对数一期房价 $\log(P_1)$ 方差	1.58	CHFS
φ	抵押约束	0.85	Cocco (2005)
Y_1	劳动收入	0.5	初始化
τ	基本医保报销的比例	0.46	Bairoliya et al. (2017)
κ	二次报销比例	0.5	初始化
R_f	无风险利率	0.035	十年期国债年化收益率
t	基本医保报销阈值	0.5	初始化
α	效用函数参数	0.8	Chetty et al. (2017)
γ	效用函数风险厌恶系数	5	Cocco (2005)
e	由交易成本带来的卖房收入折价因子	0.92	Yogo (2016)
ρ	对数房价增长率与金融风险投资收益率相关系数	0	Chetty et al. (2017)

接下来本文数值求解金融风险资产投资额 F_0 与零期住房投资额 H_0 ，剩余的初始财富配置到无风险资产，模拟结果对初始值以及遍历区间的选择不敏感。

给定其他条件相同，根据不同的医疗支出风险 σ_m^2 、房产收益率方差 σ_p^2 、二次报销比例 κ 以及报销起付线 t ，本文分别求解了有无大病保险两种情况下家庭的资产配置，如下图所示。从求解的结果来看，在有无大病保险的情况下，金融风险资产投资比例几乎为0，因此正文中只报告了房产投资比例、无风险资产投资比例。

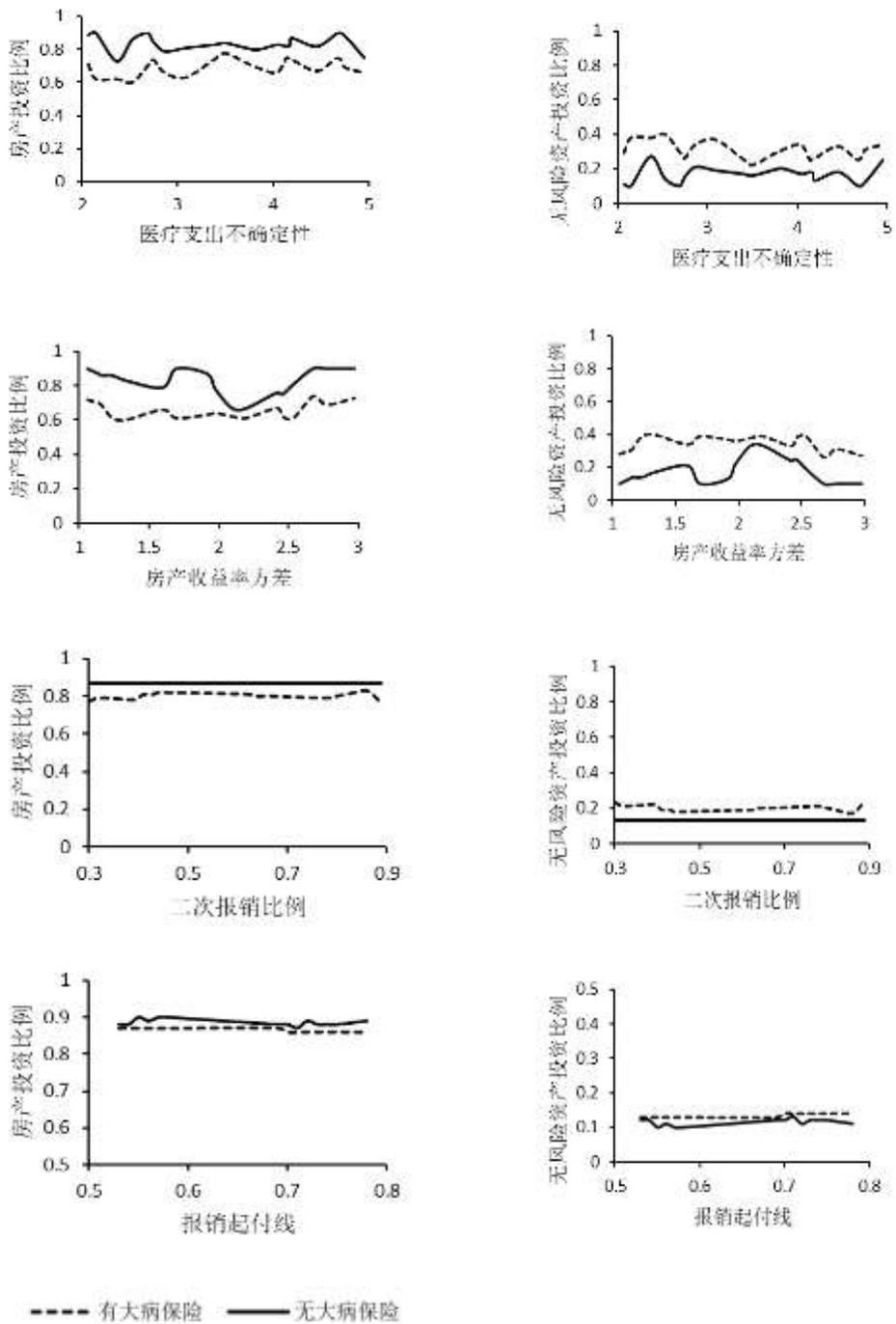


图 1：有无大病保险情况下家庭资产配置差异

从图中可以看出，在大病保险政策出台后，最优房产投资比例都有明显的下降，这与无风险资产投资比例变动方向恰好相反，因此本文提出如下假说：

假说 1：在大病保险政策出台后，家庭房产投资比例下降，且最终转化无风险资产比例的增加。而大病保险对金融风险资产占比影响较弱。

出现上述现象的原因是：房产投资不仅可以直接提供效用，还具有一定的保险属性：首先，房屋可用于抵押，以应对突发事件带来的大额支出；其次，伴随着房价上涨，房屋变卖后的收入也能够用于消费与覆盖医疗支出。然而这并非是无成本的，从模型角度考虑，第一，家庭房产的抵押能力受到参数 φ 的制约；第二，在卖房时也存在一定程度的交易成本 e ；最后，房价波动存在一定风险。而大病保险可以缓解家庭灾难性医疗支出风险，部分取代房产的保险功能，家庭因此会减少在房产上的投资。金融风险投资由于收益不高且风险较大，对风险厌恶的投资者吸引力有限，因此最终家庭把投资从房产向无风险资产配置。

此外，当医疗支出不确定性 σ_m^2 较高时，大病保险出台后房产投资下降的比例也更高，这说明大病保险对房产的替代作用更强。当房产收益率方差 σ_p^2 较高时，家庭有更大的可能性从变卖房产中获得更高的收益，因此大病保险对房产的替代作用更弱。而调整二次报销比例以及大病保险起付线，对家庭资产配置的影响较弱。由此本文提出如下假说：

假说 2：对医疗支出不确定性更高或者房产收益率波动更小的家庭，大病保险对房产的替代作用更强，因此对家庭资产配置的影响更强。

四、数据、变量与实证策略

（一）数据和样本

本文使用的数据来自于西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在 2011-2017 年开展的中国家庭金融调查项目¹。具体来说，首先，本文匹配了 2011 年、2013 年、2015 年、2017 年四轮 CHFS 调查数据，包括家庭问卷数据库和成人问卷数据库，然后用同一家庭四年的观测数据构建样本。考虑到农村

¹ 中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）是中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的抽样调查项目，旨在收集有关家庭金融微观层次的相关信息，主要包括住房资产与金融财富、负债与信贷约束、收入与消费、社会保障与保险、代际转移支付、人口特征与就业以及支付习惯等相关信息。

居民的家庭资产配置与经典理论的差异，本文仅保留城镇家庭的样本开展分析。此外，本文根据研究问题对样本进行了筛选，标准如下：第一，剔除了户主信息缺失的家庭；第二，剔除户主年龄低于 25 岁的观测；第三，剔除有成员缺失社会医疗保险信息的家庭。最后本文保留 41161 个家庭和 69176 个家庭-年度观测。

（二）变量定义与描述性统计

本文关注家庭房产的保险功能，首先需要构造家庭的投资组合。家庭投资组合包括高流动性资产，比如股票、基金和存款，以及低流动性资产，比如房地产 (Piazzesi & Schneider, 2009; Guiso & Sodini, 2013; 臧旭恒和张欣, 2018)。在我们的样本中，如果包含各类资产的零持有家庭¹，股票和基金占总资产约 1.8%，存款占总资产约 16.1%，房产占总资产约 82%。这符合中国城镇家庭资产配置的基本事实：第一，金融风险资产参与率很低²，第二，房产是家庭投资组合的主要组成部分。

本文的处理组是大病保险影响的家庭。根据城乡居民大病保险政策，城居保/新农合享受大病保险二次报销的福利，而城职保并不纳入大病保险报销。本文因此把有成员参与城居保家庭作为处理组，把城职保家庭作为控制组。

2015 年 8 月 2 日，国务院办公厅发布《关于全面实施城乡居民大病保险的意见》，大病保险全面实施。根据原保监会数据，从 2012 年试点开展到 2015 全面推行，参保群众的保障水平普遍提高了 10%-15%。全国单人次最高赔付 116 万元，人均赔付 6203 元，切实减轻了大病患者的医疗费用负担，有效缓解“因病致贫、因病返贫”的难题，这三年试点工作帮助居民认识大病保险的作用，形成大病保险降低自负医疗支出风险的预期。因此本文定义 2015 年开始政策生效，通过处理组和政策生效时间，进行倍差法识别大病保险对家庭资产配置的影响。

根据之前的文献 (周钦等, 2015; Chetty et al., 2017; Fagereng et al., 2017; 江静琳等, 2018)，本文选取控制变量如下：(1) 家庭总收入；(2) 家庭中不健康的成员数，即自评健康程度在“一般”以下的成员数；(3) 家庭成员数；(4) 家庭中受过高中及以上教育的成员数；(5) 家庭中 65 岁及以上的成员数；(6) 家庭中 16 岁及以下的成员数；(7) 户主年龄；(8) 户主性别。

表 2 报告了文中所有变量的具体含义和样本的描述性统计。在分表 A 中，平均而言，样本家庭拥有股票基金余额 2.6 万元，存款余额 5.5 万元，投资者

¹ 存款、股票和基金按余额计入家庭总资产，房产按市值计入家庭总资产。

² 股票市场的有限参与一直是家庭金融领域的重要话题 (Haliassos and Bertaut, 1995; Vissing-Jørgensen, 2003; Grinblatt et al., 2011)。和发达国家相比，我国的家庭金融风险投资比例更低 (江静琳等, 2018)。

房产¹市值 17 万元。有 11%的样本家庭被大病保险覆盖，平均家庭年收入为 51021.3 元，户主平均年龄是 52.5 岁，大约 71.2%户主是男性。平均家庭成员数是 3.2，平均高中以上学历成员数是 1.4，平均不健康人数是 0.1，平均家庭老人数量是 0.46，平均家庭小孩数量是 0.45。进一步，在分表 B 中，本文比较了处理组和控制组家庭在政策实施后的特征。可以看出，相比于控制组家庭，处理组家庭股票基金以及存款占总资产比例显著更高，房产占总资产比例显著更低，投资性房产市值显著更低。而除了户主年龄、家庭成员数以及高中以上学历家庭成员数有微弱的差异外，处理组和控制组在其它家庭特征上无显著差异。此外，在分表 C 中，本文报告了其它回归中变量的描述性统计。

表 2：变量含义与描述性统计

A. 基准回归的变量

变量	变量含义	观测数	均值	标准差
<i>house_ratio</i>	房产占总资产比例	69,176	0.0180	0.116
<i>risky_share</i>	金融风险资产占总资产比例	69,176	0.161	0.362
<i>deposit_share</i>	存款占总资产比例	69,176	0.821	0.383
<i>risky_asset</i>	股票+基金余额（万元）	69,176	2.562	20.42
<i>deposit_tot</i>	存款余额（万元）	69,176	5.490	19.31
<i>other_house_tot</i>	投资性房产市值（万元）	69,176	16.99	72.74
<i>hh_eligible * post</i>	DID 交叉项, 大病保险覆盖*2015年后	69,176	0.0529	0.224
<i>hh_eligible</i>	1=大病保险覆盖, 0=无覆盖	69,176	0.110	0.313
<i>lnincome</i>	收入（自然对数）	67,436	10.84	1.366
<i>age_head</i>	户主年龄	66,463	52.52	14.57
<i>sex_head</i>	1=户主是男性, 0=户主是女性	67,927	0.712	0.453
<i>family_num</i>	家庭成员数	69,176	3.159	1.422
<i>educ_num</i>	高中及以上学历家庭成员数	69,176	1.357	1.115
<i>unhealth_num</i>	不健康家庭成员数	69,176	0.104	0.352
<i>old_num</i>	65 岁及以上家庭成员数	69,176	0.463	0.746
<i>child_num</i>	16 岁及以下家庭成员数	69,176	0.450	0.680

B. 分组比较家庭特征

处理组		控制组		均值差异
观测数	均值	观测数	均值	

¹ 按照周慧珺等（2020）的做法，投资性房产则被定义为除家户自住住房外的房产。

<i>risky_share</i>	3661	0.0400	43105	0.0190	0.021***
<i>deposit_share</i>	3661	0.358	43105	0.172	0.186***
<i>house_ratio</i>	3661	0.602	43105	0.809	-0.207***
<i>risky_asset</i>	3661	3.248	43105	3.004	0.244
<i>deposit_tot</i>	3661	6.153	43105	6.247	-0.094
<i>other_house_tot</i>	3661	14.30	43105	20.37	-6.07***
<i>lnincome</i>	3610	10.89	42219	10.92	-0.03
<i>age_head</i>	3651	54.11	42305	53.39	0.72***
<i>sex_head</i>	3661	0.719	43104	0.728	-0.009
<i>family_num</i>	3661	3.299	43105	3.121	0.178***
<i>educ_num</i>	3661	1.430	43105	1.335	0.095***
<i>unhealth_num</i>	3661	0.0480	43105	0.0520	-0.004
<i>old_num</i>	3661	0.521	43105	0.502	0.019
<i>child_num</i>	3661	0.428	43105	0.441	-0.013

C. 其它变量

变量	变量含义	观测数	均值	标准差
<i>asset_dummy</i>	家庭是否持有较高的流动资产，1=是，0=否	69,176	0.407	0.491
<i>HPF_dummy</i>	家庭成员是否有公积金，1=是，0=否	69,176	0.224	0.417
<i>lnOOP</i>	家庭全年自付医疗支出（自然对数）	50,012	7.56	1.54
<i>gongfeidummy</i>	家庭成员是否有公费医疗，1=是，0=否	69,176	0.029	0.169
<i>largedummy</i>	家庭现住房面积是否超过 90 平方米，1=是，0=否	69,176	0.16	0.367
<i>loandummy</i>	家庭是否有房贷，1=是，0=否	69,176	0.005	0.068
<i>CIdummy</i>	家庭是否有成员参与职工大额医疗费用补助，1=是，0=否	69,176	0.04	0.196

（三）实证策略

本文运用倍差法，考察 2015 年大病保险政策对家庭资产配置的影响。基准回归的计量模型如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 hh_eligible_i * post_t + \beta_2 hh_eligible_i + \gamma' X_{it} + \mu_i + \pi_t + \varepsilon_{it}$$

(5)

参考尹志超等（2014）、周慧珺等（2020）等大多数文献的做法，考虑到被解释变量的截断特征，本文采用 Tobit 模型来估计。被解释变量是家庭股票基金、存款以及房产占总资产的比例，和股票基金余额、存款余额与投资性房产市值。 β_0 是常数项， X_{it} 是家庭和户主特征，包括收入、不健康成员数、家庭成员数、高中以上学历成员数、65 岁以上家庭成员数和 16 岁以下家庭成员数、户主年龄和户主性别， μ_i 是省份固定效应¹， π_t 是年份固定效应， ε_{it} 是扰动项。 β_1 是交叉项 $hh_eligible_i * post_t$ 的估计系数，即本文关注的大病保险对家庭资产配置的影响。

五、实证结果

（一）基准回归结果

具体回归分析时，本文考虑到政策的特殊性，剔除了湖南省、山东省和吉林省的样本。²表 3 报告了基准回归结果：从第（1）列到（3）列可以看出，相比于没有被大病保险覆盖的家庭，大病保险覆盖的家庭在 2015 年政策实施后，房产投资比例显著下降，伴随着存款比例显著上升。这验证了假说 1，房产具有保险功能，和 大病保险存在替代关系，当大病保险政策出台后，家庭调整资产配置，降低了房产投资比例，提升了无风险资产投资比例。从边际效应来说，2015 年大病保险政策推出对存款和房产比例影响分别是 7% 和 17%。

类似地，从第（4）列到第（6）列，本文各类资产的水平值作为被解释变量。注意家庭除自住房外的房产在预防性储蓄、房产抵押融资以及兑现价值等方面具有可操作性，也因此具有保险功能，因此参考以往文献的做法（何兴强和杨锐锋，2019；周慧珺等，2020），表 3 报告了大病保险对家庭投资性房产市值的影响。在第（4）列中，大病保险对股票基金余额没有显著影响。在第（5）列和第（6）列中，本文发现大病保险显著提升了处理组家庭存款余额，却降低了投资性房产市值。从边际效应来说，2015 年大病保险政策推出对存款和投资性房产持有的影响分别是 0.44 和 4.68 万元。注意投资性房产市值的

¹ 本文控制的省份固定效应捕捉了大病保险政策在各省落实时的筹资、保障及经办的差异。但此外，本文同时控制了处理组虚拟变量 $hh_eligible_i$ ，以控制不随时间变化的家庭特征。本文没有单独控制时间虚拟变量 $post_t$ ，而是直接控制了年份固定效应。

² 因为吉林、湖南和山东的大病保险政策特殊，吉林、湖南省的大病保险政策覆盖城镇职工基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险和新型农村合作医疗保险，山东省的大病保险只覆盖新型农村合作医疗保险（王琬，2014）。

变化反映了处理组家庭投资性房产的持有量的变化，因为房价对处理组和控制组家庭影响是对称的。而这种变化并不一定表现为房产的套数下降，因为家庭有可能卖高市值房产购买低市值房产，将差价转化为无风险资产。

表 3：基准回归结果：大病保险政策对家庭资产配置的影响

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
	risky_share	deposit_share	house_ratio	risky_asset	deposit_tot	other_house_tot
<i>hh</i>	0.022	0.17***	-0.21***	-1.54	1.20**	-24.67***
<i>_eligible * post</i>	(1.42)	(14.13)	(-16.11)	(-0.53)	(2.26)	(-2.61)
<i>hh</i>	0.027**	0.011	-0.017**	3.20	0.53	-3.31
<i>_eligible</i>	(2.04)	(1.19)	(-2.05)	(1.55)	(1.36)	(-0.44)
<i>lnincome</i>	0.076***	0.008***	0.002	18.91***	3.66***	62.63***
	(20.99)	(4.81)	(1.10)	(10.93)	(16.81)	(22.33)
<i>age_head</i>	-0.001***	0.001***	-0.001***	-0.20***	-0.027**	-0.29**
	(-4.49)	(3.11)	(-7.51)	(-4.11)	(-2.25)	(-1.99)
<i>sex_head</i>	-0.002	0.028***	-0.018***	-0.58	1.67***	4.054
	(-0.26)	(6.09)	(-4.16)	(-0.53)	(6.20)	(1.05)
<i>family_num</i>	-0.083***	0.010***	-0.018***	-15.56***	-1.68***	9.93***
	(-21.63)	(4.37)	(-8.71)	(-13.24)	(-11.46)	(5.83)
<i>educ_num</i>	0.12***	0.004	-0.001	20.004***	1.98***	24.86***
	(30.08)	(1.63)	(-0.63)	(13.60)	(15.11)	(13.34)
<i>unhealth_num</i>	-0.022**	-0.057***	0.030***	-4.035***	-2.72***	-17.82***
	(-2.21)	(-8.93)	(5.78)	(-2.65)	(-9.82)	(-3.46)
<i>old_num</i>	0.020***	0.017***	-0.010***	2.64***	1.37***	-9.46***
	(3.78)	(4.95)	(-3.06)	(2.96)	(6.76)	(-3.39)
<i>child_num</i>	0.078***	-0.011**	0.016***	13.13***	1.42***	-1.37
	(11.78)	(-2.55)	(3.74)	(10.13)	(5.56)	(-0.40)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
边际效应	0.004	0.07	-0.17	-0.267	0.44	-4.682
常数项	-1.14***	-0.26***	1.058***	-251.13***	-35.80***	-955.61***
	(-24.41)	(-11.47)	(50.76)	(-10.88)	(-13.75)	(-27.11)
观测数	56659	56659	56659	56659	56659	56659
伪 R 平方	0.19	0.077	0.077	0.064	0.012	0.035

注：***、**和* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号里报告了系数的 t 值，回归使用家庭层面的聚类稳健标准误。

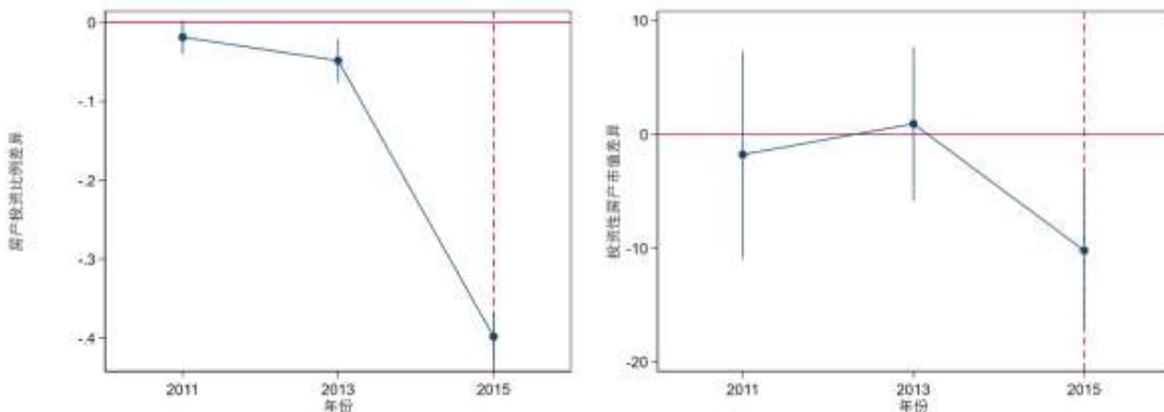


图 2：平行趋势检验

由于倍差法依赖平行趋势假设，图 2 展示了处理组家庭和控制组家庭在大病保险政策实施前后的房产投资比例和投资性房产持有的差异。这里的差异定义为处理组房产投资比例（投资性房产市值）减去控制组房产投资比例（投资性房产持有）。可以看出，在 2015 年大病保险政策实施前，处理组和控制组家庭在房产投资比例、投资性房产持有没有显著差异（5%置信区间），但政策实施后，相比于控制组家庭，处理组家庭房产投资比例、投资性房产市值显著更低。这说明平行趋势的假设是满足的。

（二）机制分析

大病保险作用的机制是什么呢？根据假说 2，一个自然的解释是居民预期大病保险降低了自付医疗支出比例，调整了预防性储蓄。本文接下来从家庭医疗保险特征和房产特征两个角度来具体验证。

当家庭医疗保险比较完备时，自付医疗支出不确定性较低¹，大病保险的作用相对较弱。本文定义 $\ln\text{OOP}$ 是家庭全年自付医疗支出（自然对数），仿照基准回归倍差法的构造²，检验大病保险对家庭自付医疗支出的影响。从表 4 第（1）列可以看到，相比于没有被大病保险覆盖的家庭，大病保险覆盖的家庭在 2015 年后，自付医疗支出下降了 9.1%，这个结果在 5%水平上显著，说明大病保险显著提升了家庭医疗支出的报销，降低了自付医疗支出。接着，表 4 大病保险对家庭房产投资性房产的影响，随家庭医保特征的变化。首先，对

¹ 理论模型没有刻画家庭除基本医疗保险和大病保险之外的医保，讨论的医疗支出其实是考虑家庭其它医保后的自付部分。

² 自付医疗支出定义为家庭的医疗支出减去社会医疗保险的报销，取自然对数后没有截断特征，因此这里使用 OLS 估计。

比第(2)列和(3)列可以看出,在2015年有公费医疗家庭中,大病保险总体上对投资性房产没有显著影响。对比第(4)列和第(5)列可以看出,在2015年有职工大额医疗费用补助的家庭¹中,大病保险对投资性房产的配置影响较不显著。虽然第(5)列的 *hh_eligible * post* 系数较大,但是组间系数差异并不显著。而对无公费医疗或无职工大额医疗费用补助的家庭,大病保险对处理组家庭投资性房产持有有显著的负向影响。以上结果与假说2是一致的,对医疗支出不确定性较高的家庭,大病保险对房产的替代作用更突出,大病保险的推出会显著降低家庭的房产投资。

表4: 大病保险的影响随家庭医保特征变化

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
	lnOOP	other_ house_tot	other_ house_tot	other_ house_tot	other_ house_tot
		无公费医疗	有公费医疗	无职工统筹	有职工统筹
<i>hh_eligible * post</i>	-0.091** (-2.14)	-23.47** (-2.48)	-31.34 (-0.41)	-21.24** (-2.22)	-95.99* (-1.89)
<i>hh_eligible</i>	0.050 (1.47)	-4.023 (-0.54)	34.76 (0.41)	-7.50 (-0.98)	72.74* (1.88)
<i>lnincome</i>	0.072*** (11.55)	61.049*** (21.95)	116.48*** (3.88)	62.025*** (21.86)	81.10*** (4.77)
<i>age_head</i>	0.016*** (23.76)	-0.29* (-1.94)	-1.90 (-1.57)	-0.28* (-1.90)	-1.99** (-2.25)
<i>family_num</i>	0.037*** (4.77)	9.68*** (5.84)	13.11 (0.68)	9.39*** (5.57)	19.48 (1.62)
<i>educ_num</i>	0.009 (1.09)	24.56*** (13.25)	31.037* (1.67)	25.20*** (13.41)	12.38 (1.08)
<i>old_num</i>	0.20*** (16.24)	-8.84*** (-3.16)	-34.65* (-1.71)	-8.84*** (-3.11)	-29.67** (-2.10)
<i>child_num</i>	0.045*** (2.93)	-1.16 (-0.35)	6.62 (0.19)	-0.60 (-0.17)	-14.32 (-0.60)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
组间系数差				0.1396	

¹ 职工大额医疗费用补助解决城镇参保职工在职工医保支付最高限额以上的政策范围内医疗费用,目前尚无统一规范,各地差异较大。职工大额医疗费用补助制度在全国普遍建立,在地市层面统筹,由企业、职工医保个人账户共同筹资,一般由商业保险公司承办。

异(p 值)					
常数项	5.99*** (69.39)	-925.99*** (-26.47)	-1769.72*** (-4.71)	-947.29*** (-26.47)	-1100.097*** (-5.33)
观测数	45647	54938	1723	54256	2405
调整 R 平方/ 伪 R 平方	0.070	0.035	0.049	0.035	0.045

注：***、**和* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号里报告了系数的 t 值，回归使用家庭层面的聚类稳健标准误。

另一方面，当家庭房产收益波动更小时，大病保险对家庭房产的投资影响更显著。在表 5 中，本文首先考虑家庭 2015 年时居住的房产面积。如果家庭现住房面积较大，由于高税率、高总价，房产收益波动会更大 (Li et al., 2020)。反之，如果家庭现住房面积较小，房产收益波动相对较小。现住房面积大小的划分按 Li et al. (2020) 的做法是 90 平方米。对比第 (1) 列和 (2) 列可以看出，现住房面积不足 90 平方米的家庭，大病保险对家庭投资性房产的配置有显著负向影响。此外，贷款没有还清的房产，房产收益波动更高。对比第 (3) 列和 (4) 列可以看出，对 2015 年背负房贷的家庭，大病保险对家庭投资性房产的配置没有显著影响。以上结果验证了假说 2，对房产收益波动更小的家庭，大病保险对房产的替代作用更突出。

表 5：大病保险的影响随家庭房产特征变化

	[1]	[2]	[3]	[4]
	other_house_tot	other_house_tot	other_house_tot	other_house_tot
	低住房面积	高住房面积	无房贷	有房贷
<i>hh_eligible * post</i>	-17.67* (-1.81)	31.68 (0.89)	-23.92** (-2.52)	-65.92 (-0.62)
<i>hh_eligible</i>	-2.79 (-0.36)	-15.54 (-0.47)	-3.50 (-0.47)	-74.038 (-0.85)
<i>lnincome</i>	62.55*** (19.83)	58.42*** (10.36)	62.071*** (22.17)	80.80*** (3.10)
<i>age_head</i>	-0.24 (-1.49)	-0.16 (-0.47)	-0.29** (-1.97)	1.60 (0.93)
<i>family_num</i>	8.96*** (4.75)	-0.25 (-0.07)	10.065*** (5.99)	2.93 (0.14)
<i>educ_num</i>	24.45*** (11.64)	33.17*** (8.35)	24.85*** (13.36)	15.60 (0.74)
<i>old_num</i>	-10.43*** (-3.34)	-0.12 (-0.02)	-9.85*** (-3.51)	-63.66** (-2.24)

<i>child_num</i>	-0.61 (-0.16)	5.36 (0.78)	-2.10 (-0.62)	28.19 (1.03)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-947.25*** (-24.18)	-873.70*** (-11.08)	-949.088*** (-26.92)	-1103.29*** (-2.93)
观测数	47640	9021	56391	270
伪 R 平方	0.037	0.041	0.035	0.060

注：***、**和* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号里报告了系数的 t 值，回归使用家庭层面的聚类稳健标准误。

（三）大病保险对不同类型的家庭的影响差异

进一步，本文通过分组回归，探讨大病保险对不同类型家庭房产投资影响的差异。需要注意的是，基准回归结果显示，大病保险对家庭股票基金投资没有显著影响，在剩下的房产和存款中，大病保险政策的出台促使家庭降低房产投资，提升存款余额。因此本文接下来只考虑投资性房产持有作为被解释变量。回归结果如表 6 所示。首先，本文考虑 2015 年家庭 16 岁以下孩子数量。对比第（1）列和第（2）列可以看出，有 16 岁以下孩子的家庭，大病保险对房产投资有显著的负向影响。其次，本文考虑住房公积金的差异。对比第（3）列和第（4）列可以看出，相比于 2015 年没有公积金的家庭，大病保险对有公积金的家庭的房产投资影响更显著，这种差异在统计上是显著的。最后，本文考虑家庭流动资产的差异。流动资产定义为股票、基金和存款的余额之和（取自然对数），本文按 2015 年流动资产的中位数划分高流动资产样本和低流动资产样本。对比第（5）列和第（6）列可以看出，大病保险对高流动资产家庭的房产投资有显著的负向影响。根据前面的理论模型，调整房产投资的成本包括抵押能力的制约、交易成本以及房价波动的风险，大病保险政策推出后，更厌恶风险的家庭不太可能调整资产的配置。这可以解释大病保险政策对无孩、无公积金以及低流动资产的家庭资产配置没有显著影响。

表 6：大病保险政策的影响随家庭特征变化

	[1] other_ house_tot 无 16 岁及 以下孩子	[2] other_ house_tot 有 16 岁 及以下孩 子	[3] other_ house_tot 无公积金	[4] other_ house_tot 有公积金	[5] other_ house_tot 低流动资 产	[6] other_ house_tot 高流动资 产
<i>hh</i>	-18.42	-54.52***	-17.92*	-67.094***	-5.76	-60.94***

<i>_eligible *</i>	(-1.58)	(-3.28)	(-1.67)	(-3.56)	(-0.48)	(-3.92)
<i>hh</i>	-6.002	7.22	-8.11	18.089	-10.001	8.58
<i>_eligible</i>	(-0.68)	(0.50)	(-1.02)	(1.04)	(-1.17)	(0.62)
<i>lnincome</i>	67.77***	51.63***	55.28***	70.59***	59.58***	58.91***
	(19.62)	(11.21)	(20.02)	(9.73)	(17.73)	(13.57)
<i>age_head</i>	0.008	-0.20	-0.20	0.017	0.060	-1.00***
	(0.04)	(-0.75)	(-1.24)	(0.05)	(0.34)	(-4.10)
<i>sex_head</i>	7.39	-6.51	6.80	-5.72	6.81	-2.20
	(1.62)	(-0.91)	(1.62)	(-0.70)	(1.46)	(-0.35)
<i>family</i>	9.025***	-0.32	10.18***	6.76	8.60***	11.99***
<i>_num</i>	(5.44)	(-0.14)	(5.82)	(1.42)	(4.27)	(4.15)
<i>educ</i>	24.89***	26.73***	19.28***	22.35***	22.94***	24.022***
<i>_num</i>	(11.64)	(8.53)	(10.01)	(4.51)	(10.51)	(7.73)
<i>unhealth</i>	-23.79***	-1.74	-17.58***	-27.99*	-20.03***	-15.16
<i>_num</i>	(-3.96)	(-0.18)	(-3.41)	(-1.86)	(-3.43)	(-1.63)
<i>old</i>	-12.55***	1.20	-7.26**	-2.91	-9.20***	-10.40**
<i>_num</i>	(-3.75)	(0.24)	(-2.49)	(-0.42)	(-2.69)	(-2.33)
<i>child</i>			-1.42	-0.48	0.95	-5.14
<i>_num</i>			(-0.40)	(-0.06)	(0.24)	(-0.90)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
组间系数差异 (p 值)				0.0234		
常数项	-1017.97**	-830.62**	-829.68***	-1141.18**	-892.70**	-926.12**
	*	*	***	*	*	*
	(-23.57)	(-13.70)	(-23.83)	(-12.85)	(-21.42)	(-16.63)
观测数	41863	14796	43501	13158	33175	23484
伪 R 平方	0.036	0.039	0.034	0.034	0.036	0.038

注：***、**和* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号里报告了系数的 t 值，回归使用家庭层面的聚类稳健标准误。

(四) 稳健性检验

为了增强大病保险影响家庭资产配置结论的稳健性，本文展开以下五个方面的稳健性检验：第一，城职保和城居保家庭可能存在一些随时间变化的特征

差异，本文通过匹配法和倍差法结合，来控制这些差异的影响。具体来说，本文采用广义精确匹配（Coarsened Exact Matching, CEM）方法。传统的倾向得分匹配（Propensity Score Matching, PSM）方法往往无法确保在匹配后提升协变量平衡性，而 CEM 方法可以通过控制观测数据中混杂因素对政策结果影响，使处理组与控制组的协变量的分布尽可能保持平衡，从而增强两组数据之间的可比性。本文根据基准回归中的控制变量进行匹配，将匹配得到的权重代入基准回归，结果如表 7 所示。和基准回归一致，大病保险政策对家庭股票基金投资没有显著影响，但是将房产投资转化为存款。

第二，为了验证家庭资产配置的变化确实受大病保险政策影响，本文采取安慰剂检验。具体来说，考虑到住房公积金政策对家庭的房产投资有重要影响，且 2014-2015 年陆续出台了利好公积金使用的政策¹。本文重新定义处理组为 2015 年有公积金的家庭，控制组为 2015 年没有公积金的家庭，在其它条件相同的情况下，复制了基准回归。结果如附表 1 所示。和直觉一致，公积金改革显著提升了家庭的房产投资。另一个有趣的发现是，公积金改革提升了家庭的股票基金投资。但是，公积金政策和大病保险政策对家庭房产投资相反的影响，进一步说明本文基准回归的稳健性。

第三，本文利用城职保/城居保划分处理组和控制组的前提是，城居保家庭受大病保险政策影响，预期自付医疗支出下降。在表 4 的第（1）列，本文通过实际自付医疗支出的下降，验证了这个前提。为了确保结论的稳健性，本文利用中国家庭追踪调查数据（CFPS），复制了表 4 第（1）列的结果。具体来说，本文匹配了中国家庭追踪调查数据 2010-2016²年成人的医疗支出、医疗保险和相关特征的数据，保留城市样本，剔除了湖南省、山东省和吉林省的样本，按照城职保/城居保将个体划为处理组和控制组，控制了个人收入、年龄、性别和自评健康程度，研究大病保险政策对个人自付医疗支出的影响，结果如附表 2 所示。可以看到，和表 4 的第（1）列一致，大病保险政策显著降低了个人的自付医疗支出，即使在第（2）到（4）列，本文分别控制了个人医疗支出、是否有补充医疗保险、是否有公费医疗，结果依然是稳健的。

第四，本文考虑到老年人医疗支出在预期家庭医疗支出中的重要作用，按家中是否有 65 岁及以上老人分样本检验大病保险对家庭房产投资的影响，结

¹ 一个重要的政策是，2014 年 10 月中华人民共和国住房和城乡建设部、中华人民共和国财政部和中国人民银行联合发布了《关于发展住房公积金个人住房贷款业务的通知》。文件做出了推进异地贷款业务、降低贷款中间费用、优化贷款办理流程、提高贷款服务效率等要求，支持缴存职工购买首套和改善型自住住房。

² 中国家庭追踪调查（CFPS）是北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）于 2010 年发起的一项全国性的跟踪收集个体、家庭、社区三个层次数据的纵向调查，包括 2010、2012、2014、2016、2018 五轮调查数据。CFPS 重点关注中国居民的经济与非经济福利，以及包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题。

果如附表 3 所示。首先，无论家中是否有 65 岁及以上的老人，大病保险推出都显著地降低了房产投资比例和投资性房产持有。这可能是由于慢性病发病群体的年轻化，中老年家庭成员都可能预期负向的医疗冲击，大病保险部分替代了作为保险的房产投资。其次，相比于家中没有老人的家庭，有 65 岁及以上老人的家庭，大病保险对房产投资的负向作用更突出，这与 Barcellos and Jacobson（2015）的发现是一致的。

第五，本文考虑到中国社会医疗保险制度“碎片化”、异地报销难度较大的特征，按家庭所在省份医疗资源情况分样本检验大病保险对家庭房产投资的影响。具体来说，在过去很长一段时期内，社会医疗保险基金主要在县级统筹，个别地区在市级统筹，各个统筹单位封闭运行。这造成了跨省报销难度较大，甚至省内跨地区报销难度较大的事实（Meng et al., 2015）。¹间接地，本文预期在医疗资源较丰富的省份，大病保险政策对家庭实际医疗服务利用程度的影响更强，对家庭资产配置的影响更强。在附表 4，本文用 2015 年各省每百万人公立医院数的中位数作为分样本依据，检验了大病保险政策对家庭房产投资的影响。样本中，各省每百万人平均拥有约 10 家公立医院。从第（1）列和第（2）列可以看出，在每百万人公立医院数较多和较少的省份，大病保险政策都显著地降低了房产投资比例。但是，对比第（3）列和第（4）列可以看到，在每百万人公立医院数较少的省份，大病保险政策对家庭投资性房产持有没有显著影响。这与本文的预期是一致的，大病保险政策对家庭资产配置的影响，受所在省份医疗资源程度约束。

表 7：广义精确匹配后回归结果

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
	risky_share	deposit_share	house_ratio	risky_asset	deposit_tot	other_house_tot
<i>hh_eligible * pr</i>	0.039** (2.10)	0.18*** (11.96)	-0.21*** (-14.13)	1.43 (0.47)	1.39*** (2.64)	-21.086* (-1.90)
<i>hh_eligible</i>	0.009 (0.58)	0.006 (0.54)	-0.009 (-0.85)	0.61 (0.30)	0.66* (1.73)	-5.25 (-0.59)
<i>lnincome</i>	0.083*** (14.05)	0.015*** (4.10)	-0.004 (-1.29)	15.74*** (6.41)	3.37*** (13.83)	65.82*** (9.87)
<i>age_head</i>	-0.002***	-0.001	-0.000	-0.27***	-0.057**	-0.68**

¹ 2017 年 9 月 27 日，人力资源社会保障部社会保险事业管理中心主任唐霁松在解读跨省异地就医住院医疗费用直接结算工作时指出，需要跨省异地就医并在国家异地就医结算系统备案的参保人员达到 162 万人，各省归集跨省异地就医预付金 8.8 亿元。实现跨省住院医疗费用直接结算 4.1 万人次，基金支付 5.6 亿元，平均为每人患者减少垫付 1.36 万元。跨省异地就医结算工作是复杂、艰巨的，需要一系列的配套措施。

					*	
	(-4.29)	(-1.43)	(-1.22)	(-3.27)	(-2.99)	(-2.35)
<i>sex_head</i>	0.006 (0.58)	0.040*** (4.93)	-0.024*** (-3.33)	1.067 (0.82)	1.78*** (6.38)	9.041 (1.45)
<i>family_num</i>	-0.090*** (-13.82)	0.010* (1.95)	-0.020*** (-4.33)	-14.19*** (-7.34)	-1.44*** (-6.55)	7.98** (2.17)
<i>educ_num</i>	0.12*** (19.08)	-0.001 (-0.23)	0.003 (0.83)	17.17*** (7.40)	1.25*** (8.41)	22.27*** (6.75)
<i>unhealth_num</i>	-0.022 (-1.06)	-0.028 (-1.27)	-0.004 (-0.24)	-4.55* (-1.73)	-2.55*** (-5.00)	-27.63* (-1.67)
<i>old_num</i>	0.030*** (3.26)	0.020*** (3.12)	-0.007 (-1.12)	3.13*** (2.58)	1.24*** (3.48)	0.15 (0.03)
<i>child_num</i>	0.069*** (6.39)	-0.017* (-1.95)	0.025*** (3.13)	10.38*** (6.25)	0.704 (1.62)	4.270 (0.67)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.15*** (-14.86)	-0.29*** (-5.98)	1.085*** (24.92)	-200.18** * (-6.19)	-30.96** * (-11.08)	-942.39** * (-11.61)
观测数	40894	40894	40894	40894	40894	40894
伪 R 平方	0.17	0.079	0.079	0.057	0.013	0.036

注：***、**和* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号里报告了系数的 t 值，回归使用家庭层面的聚类稳健标准误。

六、总结及政策建议

中国家庭过高的房产投资一直是学术界和政府部门关注的焦点。本文利用 2015 年中国城乡居民大病保险的政策冲击，从理论和实证两方面探讨了大病保险对家庭资产配置的影响。研究发现，大病保险政策的出台，对家庭金融风险投资没有显著影响，但显著地降低了家庭的房产投资，提升了家庭的无风险资产投资。这种影响与自付医疗支出和房产特征相关，在医疗支出不确定性更高或者房产收益率波动更小的家庭，大病保险对房产的替代作用更强。当考虑风险厌恶程度异质性后，大病保险对更厌恶风险的家庭的房产的影响相对不显著。

研究结果揭示了大病保险这一社会医疗保险政策的积极作用。大病保险不仅通过二次报销，显著地降低了家庭自付医疗支出风险，有效缓解了“因病致贫、因病返贫”的难题。进一步，大病保险部分替代了房产的功能，来应对家

庭的灾难性医疗支出，抑制了家庭的房产投资。本文的研究具有重要的政策含义：社会医疗保险制度的完善可以调整家庭的资产配置，降低过高的房产投资。而且政策设计应该考虑到家庭医疗支出和房产特征的异质性，对医疗支出不确定性高或房产收益率波动小的家庭，应该充分发挥社会医疗保险的功能，降低投资性房产持有。

参考文献

- [1] Aladangady, A., 2017, “Housing wealth and consumption: Evidence from geographically-linked microdata”, *American Economic Review*107(11):3415-3446.
- [2] Angrisani, M., Atella, V., and Brunetti, M., 2018, “Public health insurance and household portfolio Choices: Unravelling financial ‘Side Effects’ of Medicare”, *Journal of Banking & Finance*93(C):198-212.
- [3] Atella, V., Brunetti, M., and Maestas, N., 2012, “Household portfolio choices, health status and health care systems: A cross-country analysis based on SHARE”, *Journal of Banking & Finance*36(5):1320-1335.
- [4] Bairoliya, N., Miller, R., and Saxena, A., 2017, “The Macroeconomic Impact of Fertility Changes in an Aging Population”, *Social Science Electronic Publishing*.
- [5] Barcellos, S. H., & Jacobson, M. ,2015, “The effects of Medicare on medical expenditure risk and financial strain”, *American Economic Journal: Economic Policy*7(4):41-70.
- Browning, M., Gortz, M., Leth-Petersen, S., 2013, “Housing Wealth and Consumption: A Micro Panel Study”, *Economic Journal*123(568):401-428.
- [7] Chetty, R., Sándor, L., and Szeidl, A., 2017, “The effect of housing on portfolio choice”, *The Journal of Finance*72(3):1171-1212.
- [8] Christelis, D., Georgarakos, D., & Sanz-de-Galdeano, A., 2020, “The impact of health insurance on stockholding: A regression discontinuity approach”, *Journal of Health Economics*69(C):102246.
- [9] Cocco, J. F., Gomes, F. J., and Maenhout, P. J., 2005, “Consumption and portfolio choice over the life cycle”, *The Review of Financial Studies*18(2):491-533.
- [10] Davidoff, T., 2010, “Home equity commitment and long-term care insurance demand”, *Journal of Public Economics*94(1-2):44-49.
- [11] Eeckhoudt, L., Meyer, J., and Ormiston, M., 1997, “The interaction between the demands for insurance and insurable assets”, *Journal of Risk and Uncertainty*14(1):25-39.

- [12] Fagereng, A., Guiso, L., and Pistaferri, L., 2017, "Portfolio choices, firm shocks, and uninsurable wage risk", *The Review of Economic Studies*85(1):437-474.
- [13] Favilukis, J., Ludvigson, S. C., and Van Nieuwerburgh, S., 2017, "The macroeconomic effects of housing wealth, housing finance, and limited risk sharing in general equilibrium", *Journal of Political Economy*125(1):140-223.
- [14] Flavin, M., and Yamashita, T., 2002, "Owner-occupied housing and the composition of the household portfolio", *American Economic Review*92(1):345-362.
- [15] Goldman, D., and Maestas, N., 2013, "Medical expenditure risk and household portfolio choice", *Journal of Applied Econometrics*28(4):527-550.
- [16] Grinblatt, M., Keloharju, M., and Linnainmaa, J., 2011, "IQ and stock market participation", *The Journal of Finance*66(6):2121-2164.
- [17] Gruber, J., and Yelowitz, A., 1999, "Public health insurance and private savings", *Journal of Political Economy*107(6):12.
- [18] Guiso, L., and Sodini, P., 2013, "Household finance: An emerging field", *Handbook of the Economics of Finance*2:1397-1532.
- [19] Haliassos, M., and Bertaut, C. C., 1995, "Why do so few hold stocks?", *The Economic Journal*105(432):1110-1129.
- [20] Hubbard, R. G., Skinner, J., and Zeldes, S. P., 1995, "Precautionary saving and social insurance", *Journal of Political Economy*103(2):360-399.
- [21] Kiyotaki, N., and Moore, J., 1997, "Credit cycles", *Journal of Political Economy*105(2):211-248.
- [22] Li, H., Li, J., Lu, Y., & Xie, H., 2020, "Housing wealth and labor supply: Evidence from a regression discontinuity design", *Journal of Public Economics*183(C): 104139.
- [23] Lustig, H. N., and Van Nieuwerburgh, S. G., 2005, "Housing collateral, consumption insurance, and risk premia: An empirical perspective", *The Journal of Finance*60(3): 1167-1219.
- [24] Mayers, D., and Smith Jr, C. W., 1983, "The interdependence of individual portfolio decisions and the demand for insurance", *Journal of Political Economy*91(2):304-311.
- [25] Meng, Q., Fang, H., Liu, X., Yuan, B., & Xu, J., 2015, "Consolidating the social health insurance schemes in China: towards an equitable and efficient health system", *The Lancet*386(10002):1484-1492.

- [26] Painter, G., Yang, X., & Zhong, N., 2021, "Housing Wealth as Precautionary Saving: Evidence from Urban China", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*:1-47.
- [27] Pan, X., & Wu, W., 2021, "Housing returns, precautionary savings and consumption: Micro evidence from China", *Journal of Empirical Finance*60:39-55.
- [28] Piazzesi, M., and Schneider, M., 2009, "Momentum traders in the housing market: survey evidence and a search model", *American Economic Review*99(2):406-11.
- [29] Psacharopoulos, G., 1994, "Returns to investment in education: A global update", *World development*22(9):1325-1343.
- [30] Qiu, J., 2016, "Precautionary saving and health insurance: a portfolio choice perspective", *Frontiers of Economics in China*11(2):232.
- [31] Schultz, T. W., 1961, "Investment in human capital", *The American economic review*:1-17.
- [32] Selvaraj, S., and Karan, A. K., 2012, "Why publicly-financed health insurance schemes are ineffective in providing financial risk protection", *Economic and Political Weekly*47(11):60-68.
- [33] Starr-McCluer, M., 1996, "Health insurance and precautionary savings", *The American Economic Review*86(1):285-295.
- [34] Vissing-Jorgensen, A., 2003, "Perspectives on behavioral finance: Does 'irrationality' disappear with wealth? Evidence from expectations and actions", *NBER Macroeconomics Annual*18:139-194.
- [35] Wagstaff, A., and Lindelow, M., 2008, "Can insurance increase financial risk? The curious case of health insurance in China", *Journal of health economics*27(4):990-1005.
- [36] Yao, R., and Zhang, H. H., 2005, "Optimal consumption and portfolio choices with risky housing and borrowing constraints", *The Review of Financial Studies*18(1):197-239.
- [37] Yogo, M., 2016, "Portfolio choice in retirement: Health risk and the demand for annuities, housing, and risky assets", *Journal of Monetary Economics*80:17-34.
- [38] 白重恩, 李宏彬, 吴斌珍, 2012, 医疗保险与消费: 来自新型农村合作医疗的证据, *经济研究*, Vol.88(02):41-53.
- [39] 陈永伟, 史宇鹏, 权五燮, 2015, 住房财富、金融市场参与和家庭资产组合选择——来自中国城市的证据, *金融研究*, Vol.58(04):1-18.

- [40] 甘犁, 尹志超, 贾男, 等, 2013, 中国家庭资产状况及住房需求分析, 金融研究, Vol.56(04):1-14.
- [41] 高玲玲, 周华东, 周亚虹, 2018, "直接财富效应"抑或"抵押担保效应"——对中国自有住房家庭"财富效应"传导途径的实证检验, 经济科学, Vol.40(06):81-92.
- [42] 何兴强, 史卫, 周开国, 2009, 背景风险与居民风险金融资产投资, 经济研究, Vol.55(12):120-131.
- [43] 何兴强, 杨锐锋, 2019, 房价收入比与家庭消费——基于房产财富效应的视角, 经济研究, Vol.65(12):102-117.
- [44] 黄静, 屠梅曾, 2009, 房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据, 管理世界, Vol.25(7):35-45.
- [45] 江静琳, 王正位, 廖理, 2018, 农村成长经历和股票市场参与, 经济研究, Vol.64(08):86-101.
- [46] 李涛, 张文韬, 2015, 人格特征与股票投资, 经济研究, Vol.61(06):105-118.
- [47] 林靖, 周铭山, 董志勇, 2017, 社会保险与家庭金融风险资产投资, 管理科学学报, Vol.26(02).
- [48] 万晓莉, 严予若, 方芳, 2017, 房价变化, 房屋资产与中国居民消费——基于总体和调研数据的证据, Vol.16(001):525-544.
- [49] 王琬, 2017, 大病保险筹资机制与保障政策探讨——基于全国 25 省《大病保险实施方案》的比较, 华中师范大学学报(人文社会科学版), Vol.63(003):16-22.
- [50] 王稳, 孙晓珂, 2020, 医疗保险, 健康资本与家庭金融资产配置研究, 保险研究, Vol. 41(01):88-102.
- [51] 尹志超, 宋全云, 吴雨, 2014, 金融知识、投资经验与家庭资产选择, 经济研究, Vol. 60(04):64-77.
- [52] 臧旭恒, 张欣, 2018, 中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析, 经济研究, Vol. 64(03):23-36.
- [53] 赵西亮, 梁文泉, 李实, 2013, 房价上涨能够解释中国城镇居民高储蓄率吗?——基于 CHIP 微观数据的实证分析, 经济学(季刊), Vol. 13(01): 81-102.
- [54] 周慧珺、沈吉、龚六堂, 2020, 中老年人健康状况与家庭资产配置——基于资产流动性的视角, 经济研究, Vol.66(10):195-210.
- [55] 周钦, 袁燕, 臧文斌, 2015, 医疗保险对中国城市和农村家庭资产选择的影响研究, 经济学(季刊), Vol.15(03):931-960.
- [56] 周钦, 袁燕, 2013, 医疗保险对我国城市与农村家庭消费影响的实证研究, 中国卫生经济, Vol.32(10):5-7.

[57] 朱铭来, 解莹, 李海燕, 2020, 大病保险委托商保承办的现状及问题分析, 中国医疗保险, 18(03):18-22.

[58] 朱铭来, 于新亮, 王美娇, 等, 2017, 中国家庭灾难性医疗支出与大病保险补偿模式评价研究, 经济研究, 2017, 63(09):133-149.

[59] 中国国际金融股份有限公司:《迎接居民家庭资产配置拐点》, 研究报告, 2020年。

健康风险、医疗保险和家庭消费

——来自 CFPS 数据的经验与证据

周新发、石安其琛¹

摘要：

在当前倡导经济内循环背景下，提升消费对经济的刺激作用意义突出，而医疗保险参保行为及其保障水平对提升家庭成员抗风险能力和提高因风险抑制的消费水平非常重要。本文从多期效用最大化建立理论框架，基于 2010 年和 2016 年 CFPS 微观调查数据，以城镇居民医疗保险为例，实证研究了健康冲击、医疗保险对于家庭消费量及消费结构的影响以及其作用机理。采用 treatment effect 模型研究了家庭保险参与的影响，用固定效应模型研究了家庭保险保障水平的影响，并用含有交叉项进行了机制研究和异质性分析，发现：第一，当家庭主要成员健康受到冲击时，家庭的消费量减少约 75.6%；就医疗保险保障水平对“健康冲击影响家庭消费行为”的作用机制而言，研究表明医疗保险的实际报销比例升高 1 个单位，会提振“健康冲击减少家庭消费量”9.3%；第二，具体到消费结构而言，医疗保险的实际报销比例会直接影响家庭的发展型消费，尤其是家庭教育支出，具体的，医疗保险的实际报销比例升高 1 个单位会显著提振“健康冲击减少家庭教育支出”10.2%；第三，不同收入阶层家庭所遭受的健康冲击对其消费行为的影响并不一致，低收入阶层的家庭消费行为对于健康冲击的反应是最大的，而医疗保险对其帮助也是显著有效的，不同健康状况的家庭中，医疗保险的报销对于健康风险大的家庭的作用更大。最后，对于理论上存在健康风险影响医疗保险参保倾向这一自选择问题，通过倾向得分匹配 PSM 对比未参保的家庭，参保的家庭消费增加了约 9.8%。

¹ 周新发，湖南省社会科学院区域经济与绿色发展研究所助理研究员。石安其琛，上海立信会计与金融学院保险学院讲师。本文得到了教育部人文社会科学研究青年基金项目“健康风险冲击性下大病保险制度对农民的健康扶贫效应及机制研究”（18YJC790239）和国家社会科学基金项目“贫困脆弱性视角下我国农村医疗保障精准防贫研究”（19BGL203）的资助。

鉴于此，应该继续加强医疗保障体系的深度，并且有针对性的对待不同群体的健康风险和医疗保障问题，创新商业保险险种，为家庭的顶梁柱即主要经济成员设置针对性的健康保险，实现社保商保协同互补，完善医疗保障三支柱。

关键词：健康风险，医疗保险，必需性消费，发展性消费，保障深度

一、引言

当前我国正处于全面决胜建成小康社会、实现第一个百年目标的关键时期，2020年以来习近平总书记多次提到要创建“国内国际双循环”，其中的国内循环中，社会消费居于关键地位。社会总体消费最终还是要落实到单个家庭的消费行为中，即家庭能拿出多少资金用于消费，如何在各方面消费中进行分配。人民群众的身心健康是消费的重要保障和推动力量。而在社会不断进步，物质条件改善的同时，人们的工作压力也显著增加，导致健康问题越发凸显，健康风险冲击往往会极大损害整个家庭经济状况，侵蚀家庭可支配收入，抑制消费，造成家庭生活水平下降，严重者甚至导致贫困的代际传递，已成为不可忽视的社会问题。

1998年、2003年及2007年，我国陆续针对城镇职工、农民和城镇非就业人口分别建立了城镇职工基本医疗保险（城职保）制度、新型农村合作医疗（新农合）制度和城镇居民基本医疗保险（城居保）制度。到目前为止，三大医保政策基本覆盖全国，但是其保障水平还有较大差异性。作为正规风险管理方法的医疗保险，在“健康冲击影响消费行为”的逻辑链条中有什么作用？家庭是否能够运用现代金融工具——医疗保险的介入来影响“健康冲击——消费行为”这个链条？面对不同消费类别、针对不同收入人群，医疗保险的作用是否存在差异？

要解决以上问题，本文采用多期效用最大化进行了理论框架的构建，并以城镇居民医疗保险为例，运用2010年和2016年中国家庭追踪调查数据(China Family Panel Studies,CFPS)进行实证研究，分析家庭主要成员面临健康冲击时家庭的消费决策机制，探讨医疗保险在“健康冲击——消费行为”链条中的作用、影响机制及其不同收入人群的异质性。通过以上研究，以期增强我国居民的实际生活水平提供思路，为发展和完善我国社会医疗保险制度提供指引。

本文的贡献主要体现在以下几个方面：首先，家庭消费行为既包括消费量的内涵，也涵盖消费结构的配置，此前的研究更多探讨的是健康状况对消费量的影响，鲜少涉及健康状况对家庭消费结构的分析，本文则对这一因素着重进行了探讨；其次，此前研究中，本文不仅将整个家庭有无人员参保作为“0-1”变量进行分析，并进一步采用家庭成员的保障水平进行分析；对于保障水平的

衡量，通常只使用名义保障水平，而忽略了“保障水平幻觉”这一现象，即真实的保障水平和名义保障水平间存在差距（李亚青，2012）。本文在度量医疗保险的参保水平及保障水平时，则将家庭成员参保率作为医疗保险参保水平的度量，将实际人均报销金额和报销比例作为保障水平的度量，更贴近实际情况；再次，考虑到不同收入阶段家庭所遭受的健康冲击对其消费行为的影响并不一致，本文采用分收入阶层和分健康状况分析医疗保险在“健康冲击——消费行为”链条中的异质性，为医疗保险改革和优化提供一定的现实基础。

二、文献回顾

在理论研究方面，学术界非常关注对消费的研究，经历了从确定性消费理论（Duesenberry 的相对收入假说、Friedman 的持久收入假说和 Modigliani 的生命周期假说）到不确定性消费理论的变化。Leland（1968）最早提出了预防性储蓄理论（Precautionary Savings Theory），认为健康风险因其未来支出的不确定而使得家庭进行预防性储蓄，从而减少家庭总消费（Gruber and Yelowitz, 1999; Chou et.al.2003）。而完善的医疗保险制度能够降低个体应对未来的不确定性，给当事人提供较为稳定的预期（Starr-McCluer, 1996; Gruber and Yelowitz, 1999），可以降低医疗支出风险的预防性储蓄（Leimer and Richardson, 1992; Palumbo, 1999），从而有效降低了家庭脆弱性程度（黄薇，2017），提升了抵御风险的能力，释放了更多预防性储蓄使家庭有能力扩大人力资本、投入生产投资和资本经营（Alam, K., & Mahal, A., 2014）。

同时，由于逆向选择行为的存在，部分参保人本身健康状况较差，因而主要收入用来进行预防性储蓄，对应消费则较少（Starr-McCluer, 1996）。此外，医疗保险水平属于收入再分配领域，整体上并不影响整体社会消费，甚至在极端情况下，如果社会保障水平畸高，参保人需要缴纳较高水平的社会保障金才能维持这一保障，不仅不会对推动消费，反而会抑制消费（Koskela and Viren, 1983），此外，医疗保险具有滞后效应，社会保障的微小变化并不会引起即期消费和储蓄的变化，其作用需要更长的时间才能显现（Kotlikoff, 1987）。

在实证研究方面，学者们发现健康对家庭的消费行为具有较为深远的影响（吴卫星等，2011），健康风险会以引起收入的不确定性，因而成为居民预防性储蓄的主要推动因素（宋铮,1999; 沈坤荣、谢勇,2012; 方迎风、邹薇, 2013）。我国在 21 世纪初进行了大范围的医疗保险改革，为上述研究提供了丰富的社会实验情境，很多学者也对医保政策的健康影响和消费影响进行了广泛评估。无论是城居保、新农合亦或是城职保，参保家庭比未参保家庭的年非医疗消费支出高（臧文斌、刘国恩、徐菲、熊先军，2012; 白重恩、李宏彬、吴斌珍，2012; 甘犁、刘国恩、马双，2010）。Zhao W（2019）得到了大病保险促进居

民消费的结论，温兴祥、郑子媛（2019）得到了城市医疗保险促进农民工家庭消费的结论。但是也并非所有结论都一致，由于所采用数据不同，也存在一些不同的结论，如健康风险对家庭非医疗消费影响并不显著（罗楚亮，2006），我国医疗保险抑制居民的消费或是无影响（Wagstaff & Pradhan,2005）。其主要原因是报销力度小，对于消费的促进程度比较低，反之，医疗保险报销水平越高，对家庭医疗经济风险的缓释作用越大（周钦、臧文斌、刘国恩，2013）。从上述研究可以看到，虽然目前结论不一致，但健康风险导致消费下降，医保政策提振消费的可能性是存在的。

三、理论框架和研究假设

（一）理论框架

本文借鉴 Grossman(1972)和韩雪俊雯（2012）的理论模型，运用局部均衡设定进行分析。一个人的效用受到健康和医疗消费的影响，而其中本期的健康是在上一期健康与本期所花费的医疗消费的总和，个人需要通过选择是否持有保险单、医疗保健利用率，以及消费品的数量，以便在已有的预算约束下最大化其多期的预期效用。

有保险：

$$U_y = f\{H(C_m, H_{t-1}, ins), C_{nonm} [I(H) - C_m - P_{ins}], \rho\} \quad (1)$$

$$H_{it} = kH_{it-1} + \lambda C_m, \text{ 当 } k \ll 1 \text{ 时, 意味着发生了健康风险} \quad (2)$$

我们以每一个可能实现的未知的健康状态，并以保险单的选择为条件，计算医疗消费以及各类消费的优化值，这种情况要求消费者的健康边际替代率和消费品的价格比必须相等。

$$\text{F.O.C.} \quad \frac{\partial U}{\partial H} = \frac{P_H}{P_{nonm}} = k = \frac{(1-q)P_m}{P_{nonm}}, q \text{ 为报销比例} \quad (3)$$

$$\text{当 } k \ll 1 \text{ 时, 发生了健康风险, 当 } q \text{ 无限接近于 } 1, \text{ 结果最优。} \quad (4)$$

在（1）式中， ρ 代表风险厌恶程度。

我们以两期消费来进行具体数理推演，假设健康风险发生的概率为 p ，治病所需的总医疗费用为 C_m ，由于医疗消费和普通消费所带来的效用不同，医疗消费效用对于个人来说一定小于普通消费效用，且可能为负值，这里简化为：

$U(C_{healthcare}) = \gamma U(C_{consumption})$, 且式中的 $\gamma < 1$, 则此人在第二期消费的期望效用如下:

$$E[U(C_2)] = p\{\gamma U[(1-q)C_m] + U(C_2 - (1-q)C_m)\} + (1-p)U(C_2) \quad (5)$$

$$\text{s.t. } C_2 = (1-a)I - C_1$$

a 为缴纳医疗保险占收入的比例 (6)

人们做决策不只是考虑一时, 而是要多期一起考虑, 即要考虑到未来的风险, 也要考虑到当前的生活。因此, $U(C_1, C_2) = U(C_1) + \frac{1}{1+\delta}U(C_2)$, δ 为贴现因子。

因此

$$U(C_1, C_2) = U(C_1) + \frac{1}{1+\delta} p\{\gamma U[(1-q)C_m] + U(C_2 - (1-q)C_m)\} + (1-p)U(C_2)$$

由 (5) (6) 求解该方程, 得到

$$\frac{\partial U}{\partial C_1} = U'(C_1) - \frac{1}{1+\delta} pU'\{(1-a)I - C_1\} - \frac{1-p}{1+\delta} U'[(1-a)I - C_1] = 0$$

在随机社会调查中实验, 未来健康状况的不确定性 (k 值) 对健康需求的影响, 保险取决于对医疗保健的需求以及家庭成员的风险厌恶程度 ρ 。消费者可以通过较少的医疗保健达到一定的健康水平, 这会减少个人投保的支出风险, 从而降低其风险保险需求,

$$\frac{\partial C_1}{\partial q} = \frac{p^* C_m U''(X)}{(1+\delta)U''(C_1)}, \quad X = [(1-a)I - C_1] - (1-\delta)C_m \quad (7)$$

假定消费效用方程为宏观经济学中常用的方程, 边际递减的效用函数,

$$U(C) = \frac{C^{1-\delta} - 1}{1-\delta}, \text{ 则 } U'' < 0, \text{ 所以 } \frac{\partial C_1}{\partial q} = \frac{p^* C_m U''(X)}{(1+\delta)U''(C_1)} > 0. \quad (8)$$

本文将家庭消费行为进一步扩展为消费量和消费结构两个方面,

$C_{nonm} = C_{necesity} + C_{devlp}$, 回顾了以往相关文献, 发展型消费的收入弹性较大,

$$\text{即 } \frac{dI}{dC_{devlp}} * \frac{C_{devlp}}{I} > 1, \text{ 有 } \frac{\partial C_{devlp}}{\partial q} = \frac{p * C_m U''(X)}{(1 + \delta) U''(C_1)} > 0。$$

而必需型消费的收入弹性较小，即 $0 < \frac{dI}{dC_{necsty}} * \frac{C_{necsty}}{I} < 1$ ；

$$\frac{\partial C_{necsty}}{\partial q} \approx \frac{\partial [I - (1 - q)C_m - C_{devlp}]}{\partial q} = -C_m \leq 0, \text{ 当不发生健康风险时，必需型消费}$$

不随保险保障水平 q 变化。

不同收入的群体绝对风险厌恶程度将发生变化，根据 Pratt (1964) and Arrow (1971)， $\rho = -\frac{\partial^2 U / \partial W^2}{\partial U / \partial W}$ ，不同等级的收入群体有不同的风险厌恶程度，假设不同群体的收入情况服从马尔科夫过程，我们将 I_1 和 I_2 设为每一个收入段的两端， $u(x)$ 为效用函数的概率密度， $p(u)$ 为主观概率，

$$U(C_1, C_2) = \int_{I_1}^{I_2} \int_{I_1}^{I_2} \{u(H_t, C_m, \rho) + p[\gamma u[(1 - q)C_m] + u(C_2 - (1 - q)C_m)] + (1 - p)u(C_2)\} p(t) dt dI \quad (9)$$

$\frac{\partial C_1}{\partial q}$ 受到收入层级的影响，从而可以看到不同收入状况的家庭的消费情况。

而对于不同健康状况的群体（刘子宁等，2019），健康程度差的人群受到更多的报销优势，而健康程度优良的人群承担更多的保费负担，因此对于健康程度优良但收入较少的群体他们的福利效应（消费情况）反而会因保险的购买而减少。

（二）研究假设

本文试图通过研究解决以下几个问题：健康冲击多大程度上影响家庭的消费行为？家庭是否能够运用现代金融工具——医疗保险的介入来影响“健康冲击——消费行为”这个链条？面对不同消费类别、针对不同收入人群，医疗保险的作用是否存在差异？基于文献回归和上述数理分析，本文提出三个假说，将以实证分析来加以佐证：

假说 1：健康风险导致消费下降，而医疗保险会提振消费。

根据预防性储蓄理论（Feldstein，1974），由于面临未来健康冲击的不确定性，居民家庭通常选择增加预防性储蓄，而减少即期消费。Shin-Yi Chou

(2003) 基于台湾国民健康保险 (National Health Insurance, 简称 NHI) 制度研究发现, 健康保险作为现代金融工具, 可以有效消解参保者对未来医疗支出不确定性的忧虑, 减少部分预防性储蓄用来进行消费。

假说 2: 从机制来看, 医疗保险通过提升抵御健康风险的能力促进消费总量, 改善消费结构, 促进发展型消费的支出。

部分学者在研究收入构成与消费结构时, 倾向于将多样化的收入来源与消费渠道进行统合或分列(李实、罗楚亮, 2012), 结合自身理论偏好有针对性地设计模型进行细化研究。将参保人及其家庭成员为维持基本生存的消费定义为必需型消费; 将提高生活质量和寻求未来发展对应的消费定义为发展型消费(张翼, 2016)。通常发展型消费列后于必需型消费。

假说 3: 在异质性方面, 针对不同收入的群体, 健康风险对家庭消费的影响不同, 医疗保险在其中所起的作用也有所差异。

医疗保险对不同收入水平群体的福利效果存在异质性: 不同收入水平的家庭其抵御风险的能力不同; 相较高收入家庭, 低收入家庭的风险承受和应对能力更弱, 特别是对于大病、重病风险冲击的承受能力更差, 因此我们推断医疗保险对低收入家庭的消费的有更强的促进作用。

四、研究设计

(一) 数据来源与变量设置

1. 数据来源

本文的研究基于 2010 与 2016 年中国家庭追踪调查 (China Family Panel Survey, CFPS) 的数据, 该调查是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目, 由北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 实施, 多年来持续对所选的 25 个省/市/自治区的 16000 户样本信息进行跟踪, 涵盖个体、家庭、社区三个层次的信息, 产生的数据质量高、代表性强, 对近年我国经济社会的发展变迁能够较好反映。本文通过数据清理, 剔除了有参加城镇居民医疗保险以外其他医疗保险的家庭及有较大的异常值的样本, 形成了 3348 个城镇家庭的数据样本, 其所有成员均只参加城镇居民医疗保险或者没有任何医疗保险, 以此进行后续的计算分析。

2. 变量设置

(1) 健康风险

CFPS 数据中关于健康风险, 客观方面采用家庭医疗支出占比 `medrate` 表示, 主观方面采用家庭成员为“健康状况不健康”或“与一年前比较起来健康状况更差”的成员数占比 `blhealthrisk`¹, 其中, 客观方面的变量用作主回归时, 主

¹ 在问卷中有以下两个问题: “受访者认为自己的健康状况如何”及“与一年前比较起来健

观方面的变量用作稳健性检验。

(2) 消费行为

医疗保险对医疗消费及非医疗消费的作用途径不同,对前者的影响途径为通过报销降低农户医疗价格的支付;对后者的影响途径为降低风险冲击的负面效应,从而平滑消费。本文主要研究的是医疗保险对面临健康风险冲击家庭的非医疗类消费支出的提振效应。为了使表述简单化,在本文中除特别说明,消费指的是不包含医疗开支的消费。家庭消费行为的内涵既包括消费量,也包括消费结构。本文将消费结构划分为必需型消费和发展型消费。我们根据张翼(2016)的分类标准,将食品支出、衣着鞋帽支出、房贷支出、家庭设备及日用品支出作为必需型消费,将文教娱乐支出、通讯支出及其他支出(美容、保健等)作为发展型消费。因为两年的消费水平受到通货膨胀的影响,我们将2016年收入与2016年(2010年可比)的收入计算出通货膨胀,并将所有的消费都进行了去通胀的处理。

表1 家庭消费情况表

variable	变量定义	N	min	mean	max	sd
daily	家庭设备及日用品支出	2574	9	6075	669004	28703
dress	衣着鞋帽支出	2262	10	2325	100000	4557
eec	文教娱乐支出	2549	0	4678	310000	11032
food	食品支出	2583	12	15331	336000	16625
house	居住支出	2723	0	4739	345320	14668
trco	交通通讯支出	2606	24	4218	80400	6788
expense	家庭总支出	2504	600	51405	1132040	71939
medtotal	医疗支出	2745	0	3645	405400	17199
consump	总消费(家庭总支出-医疗支出)	2497	50	47920	1072040	69220
necessity1	必需型消费	2748	12	26710	702584	43418
development	发展型消费	2748	36	10072	531000	20038
lgconsump1	消费对数(家庭总支出-医疗支出)	2497	3.91	10	14	0.970
lgnecessity1	必需型消费的对数	2748	2.56	9.600	13	1.300

康状况如何”,这两个问题都描述的是家庭主要成员主观感受的自评健康,不同的是一个代表健康状况的绝对值,另一个是自我感受健康的变化情况,符合其一即为健康风险存在,即 healthrisk 数值为1。blhealthrisk 为家庭成员为 healthrisk 的成员数占比。

(3) 医疗保险

此前研究中，通常笼统地将整个家庭有无人员参保作为“0-1”变量进行分析，并未进一步采用家庭成员的参保率进行分析；此外，对于保障水平的衡量，通常只使用名义保障水平，而忽略了“保障水平幻觉”这一现象，即真实的保障水平和名义保障水平间有一定差距（李亚青，2012）。本文在度量医疗保险的参保水平及保障水平时，充分考虑了现实情况，将家庭成员医保覆盖率 $bljoinurbmi$ 作为医疗保险参保水平的度量，将实际报销比例 $rebursementrate$ 作为保障水平的度量。

家庭成员参保率=参保家庭成员人数/家庭总人数

实际报销比例=家庭实际医保报销额/家庭总医疗开支

(4) 控制变量

表 2 主要变量说明及描述性统计

variable	变量说明	2010		2016	
		未参 保 ¹	参保	未参 保	参保
家庭 消费 特征	consump	29966	35102	68714	71259
	necessity1	13390	16884	35819	37516
	development	7562	7955	12116	14801
	medtotal	4812	6271	6183	8192
家庭 收入 特征	fincome	35476	49352	49651	62760
家庭 健康 风险 特征	blhealthrisk	0.0120	0.00740	0.0680	0.110
	medrate	0.110	0.130	0.0810	0.130
家庭 医疗 保险	CV2	0	1.600	0	1.700

¹ 本文中的参保均指参加城镇居民医保。

特征	bljoinurbmi	家庭的保险覆盖率	0	0.820	0	0.810
	rebursement	家庭医疗报销额	0	2453	0	2824
	rebursementrate	家庭医疗报销额占医疗花费比	0	0.660	0	0.270
家庭劳动力特征	avereduyear	劳动力平均教育年限	8.100	8.700	9.200	9.100
	agerate	劳动力的平均年龄	40	42	35	43
	laborate	家庭中劳动力占比	0.640	0.600	0.740	0.600
家庭人口特征	familysize	家庭规模(同灶吃饭)	3.100	3.100	2.100	2.800
	Supportratio	家庭抚养比	0.520	0.550	0.460	0.690
	N	样本量	1119	723	583	923

(二) 实证模型

在 CFPS 的数据中消费的数量较大，本文为压缩变量尺度方便计算和减弱异方差为其取了对数，在计量回归分析中主要采用面板数据的固定效应的回归法和处理效应模型进行回归，我们研究的城居保对于城镇居民家庭消费的影响，采用表示健康状况和参保情况作为关键自变量，但“是否参加城居保”是在政策框架下居民自愿选择的结果，存在一定程度的内生性，故采用 Maddala (1983) 提出的“处理效应模型” (treatment effect model)。

结合本章的研究，构建模型如下：

回归模型：

$$Y_i = \alpha_i + \beta Healthshock + \delta Healthshock * Insurance + \phi Ins + \lambda X_i + u \quad (10)$$

选择模型：

$$Ins^* = \eta Z_i + \lambda X_i + \varepsilon \quad (11)$$

$$Ins = 1 \text{ if } Ins^* > 0 \text{ and } Ins = 0 \text{ if } Ins^* \leq 0 \quad (12)$$

其中，在回归模型中，Y 为非医疗消费（含必需型消费和发展型消费），healthrisk 表示家庭健康风险特征，Ins 表示家庭是否参保，Insurance 表示家庭

的医疗保险报销金额等，当家庭未参保时，报销金额就为 0，当家庭健康有风险且参保，才会受到报销金额和比例的作用。用 *Ins* 变量来进行选择模型的分析用于内生性的纠正。

（三）stata 作图分析变量间的关系

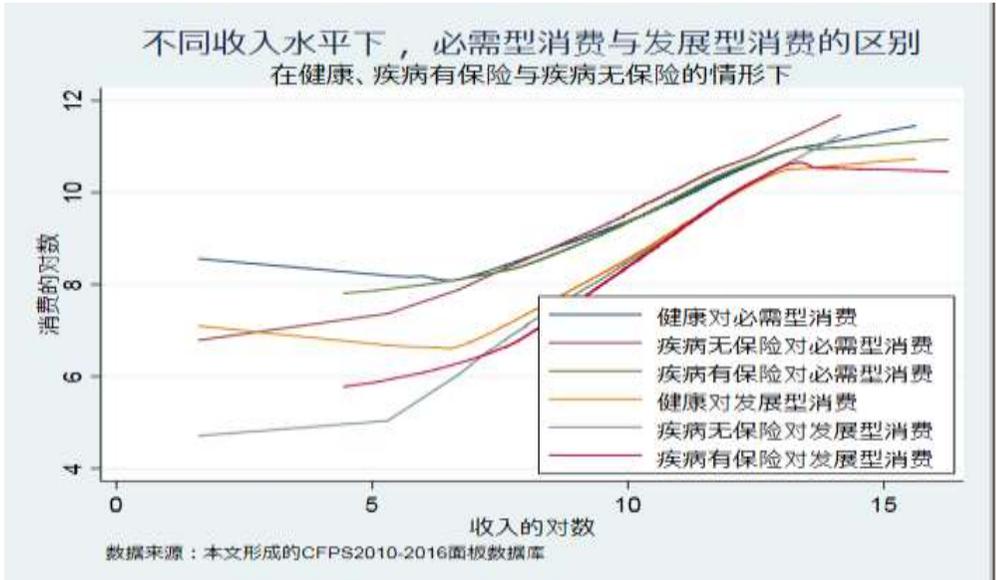


图 1 不同收入水平下必需型消费与发展型消费的具体情况

上图可见：两簇线条的位置显示总体而言，我国家庭的必需型消费总体而言依旧大于发展型消费，从线条的走向可以看出，家庭消费量随着家庭收入的增加而攀升，而且明显低收入家庭的消费量小于高收入家庭，与经验事实吻合。每一簇线条都含有健康、疾病无保险、疾病有保险三类人群，在低收入段三条线的差异较大，而且三条线的消费由低到高分别是疾病无保险、疾病有保险和健康人群，保险的存在增加了疾病家庭的消费量，说明保险确实对于健康风险起到一定的平滑作用，在低收入段无保险的线条与有保险的线条差距比较明显，说明保险在低收入段群体起作用较明显，可以较大幅度提高低收入人群在遇到疾病的消费，两簇线条分别代表必需型消费和发展型消费，从图中看到，保险的存在对于必需型消费和发展型消费都有一定的提升作用。

通过图示我们可以比较直观地看出健康风险引发消费疲软，而医疗保险可以提振消费水平，但无法看出其影响的机制，我们用更为精准的实证回归来考察三者之间具体的影响。

四、实证结果

(一) 健康风险、医疗保险与家庭消费量的关系

关于健康风险和医疗保险对家庭总体消费量的影响，（1）列为混合OLS回归，（2）列为控制了时间和省份固定效应回归，第（3）列为面板数据的固定效应回归，第（4、5、6）列是考虑了内生性的处理效应模型，表达式是：

$$lgconsump_1 = 0.459 * lgfincome1 + 0.119 familysize + 0.031 avereduyear + 0.087 laborate - 0.01agerate - 0.056 supportratio - 0.756medrate + 0.266ins + 0.03 * 2016.cyear + \alpha$$

通过表3我们发现，人均年收入、家庭规模、家庭劳动力占比、劳动力平均教育程度变量对于消费量有显著的正面影响，而劳动力的平均年龄、老少抚养比对于消费量有显著的负面影响，而medrate以医疗负担代表的健康风险越大，则对于消费量有显著的影响越负面，在有保险的情况下，lnrebursement1以报销金额代表的医疗保险的作用越大，对于消费量越有促进作用。而对于处理效应模型中的选择模型来看，ins确实受到健康程度、年龄等因素的影响，说明内生性确实存在，该模型有效。

表3 基准回归结果(总消费 lgconsump_1，解释变量为是否参保 ins)

VARIABLES	(1) OLS	(2) 控制了时 间和省份 固定效应 回归	(3) FE	(4) lgconsump_1 hazard	(5) 处理效应模型	(6) ins
medrate	-0.722*** (0.168)	-0.722*** (0.168)	-0.815*** (0.447)	-0.756*** (0.093)		
lgfincome1	0.474*** (0.033)	0.474*** (0.033)	0.585*** (0.122)	0.459*** (0.027)	0.155*** (0.029)	
avereduyear	0.038*** (0.006)	0.038*** (0.006)	0.063* (0.034)	0.031*** (0.011)	0.069*** (0.010)	
agerate	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	0.018** (0.008)	-0.010** (0.005)	0.031*** (0.003)	
laborate	-0.136 (0.114)	-0.136 (0.114)	0.035 (0.239)	-0.145 (0.099)	0.063 (0.182)	
familysize	0.064*** (0.016)	0.064*** (0.016)	-0.001 (0.101)	0.052** (0.022)	0.119*** (0.027)	
supportratio	-0.041 (0.048)	-0.041 (0.048)	0.114 (0.114)	-0.056 (0.049)	0.146* (0.083)	

ins				0.266*		
				(0.155)		
cyear	0.186***	0.186***		0.030***		
	(0.042)	(0.042)		(0.006)		
blhealthrisk					0.818***	
					(0.256)	
lambda						0.167*
						(0.097)
Constant	5.418***	5.418***	2.981**	-55.286***	-4.174***	
	(0.374)	(0.374)	(1.223)	(12.859)	(0.380)	
Observations	3,200	3,200	3,200	3,200	1400	
R-squared	0.536	0.536	0.551			
地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测变量	3200	3200	3200	3200	3200	3200

Robust standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表4 基准回归结果(总消费 lgconsump_1,解释变量为保障水平 nrebursement1)

VARIABLES	(1) OLS	(2) 控制时间和 FE	(3) FE	(4) 工具变量
medrate	-0.722*** (0.165)	-0.722** (0.166)	-0.815*** (0.263)	-0.756*** (0.112)
lgfincome1	0.493*** (0.029)	0.465*** (0.033)	0.560*** (0.126)	0.451*** (0.027)
lnrebursement1	0.071*** (0.014)	0.062*** (0.014)	0.083*** (0.031)	0.064*** (0.011)
avereduyear	0.038*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.044 (0.027)	0.032*** (0.011)
agerate	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	0.013* (0.007)	-0.010** (0.005)
laborate	0.050 (0.115)	0.115 (0.113)	0.040 (0.211)	0.026* (0.098)
familysize	0.043***	0.057***	0.003	0.049**

	(0.014)	(0.016)	(0.100)	(0.022)
supportratio	-0.001	-0.033*	-0.014	-0.047*
	(0.047)	(0.019)	(0.008)	(0.027)
medrate_Inrebursement	0.102**	0.094*	0.141	0.093***
	(0.047)	(0.049)	(0.097)	(0.025)
distance				0.016*
				(0.009)
2016.cyear		0.135***		0.023***
		(0.042)		(0.006)
blhealthrisk				
lambda				
Constant	5.076***	5.572***	3.549***	-40.250***
	(0.310)	(0.377)	(1.308)	(12.996)
Observations	3,883	3,883	3,883	3,883
R-squared	0.531	0.544	0.579	0.555
地区		YES		YES
时间		YES		YES
样本观测值	3200	3200	3200	3200

Robust standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

以总消费 $lgconsump_1$ 为被解释变量，保障水平 $lnrebursement1$ 为解释变量，由交互项 $medrate_lnrebursement1$ 显著为正，可知在健康风险对于家庭消费的影响过程中，受到保险报销水平的影响，即 $\frac{\partial(lgconsump_1)}{\partial(medrate)} = \alpha + \beta lnrebursement1$ 中， $\beta=0.093$ ，且在 5% 的水平上显著，表示存在保险报销的情况下，城居保是能够有效抵御和缓解疾病等健康风险对家庭正常生活的冲击。

(二) 健康风险、医疗保险与家庭消费结构的关系

为进一步考察具体医疗保险对于家庭消费的影响，在本文回归分析中，将家庭消费结构细化为必需性消费和发展型消费。两者的结论相同的是：家庭医疗保险报销情况对必需型消费和发展型消费都有显著正向的影响；两者所不同的是，家庭医保与健康冲击的交叉项在发展型消费中显著为正，而在发展型消费

中并不显著。具体地， $\frac{\partial(\lgdevelopment)}{\partial(medrate)} = \alpha + \beta \lnrebursement1$ ， $\beta=0.019$ ，可以看

到在发展型消费组，随着医疗保险保障力度加大，得到保险对健康冲击减少必需型消费具有一定的反向抵消作用，而在健康冲击对必需型消费的影响中医疗保险未起到显著影响，这一发现说明医疗保险对家庭的帮扶是与未来的发展直接相关的。

表5 分消费类型的回归结果

VARIABLES	必需型消费			发展型消费		
	(1) OLS	(2) FE	(3) TREATR EG	(4) OLS	(5) FE	(6) TREAT REG
medrate	-0.329* (0.181)	-0.360 (0.445)	-0.309** (0.140)	-0.831*** (0.275)	-1.753*** (0.657)	-0.732*** (0.206)
lnrebursement1	0.039*** (0.013)	0.015 (0.031)	0.040*** (0.014)	0.056*** (0.018)	0.035 (0.047)	0.055*** (0.020)
medrate_lnrebursement1	-0.025 (0.035)	0.045 (0.085)	0.025 (0.034)	-0.017 (0.059)	0.129 (0.140)	0.019* (0.011)
ins			0.479 (0.488)			2.169** (0.867)
lambda			0.291 (0.298)			1.349** (0.530)
Constant	5.337*** (0.512)	2.619 (1.934)	-67.508*** (16.259)	3.228*** (0.503)	1.324 (1.693)	-35.438 (23.892)
R-squared	0.402	0.412		0.374	0.288	
地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	3,200	3,200	3,200	3,200	3,200	3,200

Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

本文也进一步考虑医疗保险对于消费具体门类的差异，以有代表性的消费为例，主要讨论必需型消费中最主要的食品消费，与健康状况相关的保健消费和发展型消费中的教育消费。为此，分别以家庭食物消费的对数(lgfood)教育培训支出的对数(lgeduconsump)和保健消费(lgbaojian)为被解释变量，引入处理效应数据模型，城居保可以增加家庭的保健消费提高

健康素质，也可以增加教育培训支出提升人力成本，都是有利于未来可持续发展的。回归结果显示，加入城居保报销金额提升 1%，确实会使得当期家庭教育培训支出相应增加 10.2%、保健支出相应增加 14.6%。

表6 分消费类型的回归结果

VARIABLES	(1) lgfood	(2) lgbaojian	(3) lgeduconsump
lgfincome1	0.659*** (0.031)	0.169** (0.085)	0.729*** (0.176)
medrate	-0.105 (0.283)	0.265 (0.310)	-1.187** (0.539)
lnrebursement1	0.006 (0.016)	0.146*** (0.045)	0.102* (0.052)
avereduyear	-0.016 (0.020)	0.081** (0.038)	0.369*** (0.065)
agerate	0.000 (0.010)	0.016 (0.016)	-0.005 (0.030)
laborate	0.122 (0.155)	-0.063 (0.261)	-1.589** (0.645)
familysize	-0.031 (0.076)	0.125* (0.073)	1.148*** (0.148)
supportratio	0.079 (0.071)	0.086 (0.119)	0.551* (0.327)
medrate_lnrebursement1	0.029 (0.045)	-0.281** (0.117)	-0.013 (0.118)
ins	0.359 (0.736)	-1.685 (1.443)	-6.101** (2.473)
选择模型			
lgfincome1	0.041 (0.052)	0.144*** (0.033)	0.161*** (0.030)
avereduyear	0.069*** (0.018)	0.072*** (0.011)	0.066*** (0.010)
agerate	0.039*** (0.006)	0.030*** (0.004)	0.031*** (0.003)

laborate	-0.291 (0.241)	-0.132 (0.217)	0.124 (0.189)
familysize	0.271*** (0.053)	0.127*** (0.030)	0.133*** (0.028)
supportratio	-0.058 (0.125)	0.034 (0.098)	0.163* (0.087)
blhealthrisk	0.368 (0.317)	0.324 (0.391)	0.733*** (0.262)
lambda	-0.259 (0.440)	1.078 (0.882)	3.687** (1.514)
cyear		0.218*** (0.015)	0.055* (0.031)
Constant	2.420*** (0.540)	-440.325*** (30.304)	-114.691* (61.978)
Observations	548	1,566	1,767
地区	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES

Standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(三) 不同收入组和健康组的异质性分析

为了考察城居保政策的精准性，表 5 是不同收入组对于非医疗总消费的回归结果，表 6 是不同健康状况组对于非医疗总消费的回归结果，表 5 中，(1) 为总体样本，(2)、(3)、(4)、(5) 分别是最低 25%，中下 25%，中上 25% 和最高 25% 的分样本。可以看到无论家庭本身的经济状况如何，健康冲击对于所有家庭消费都有显著负向影响，通过 *lnrebursement1* 的系数来看，发现保险报销额对于低收入组的消费提振有较为显著的正向影响，通过 *medrate_lnrebursement1* 交叉项的系数分析可得医疗保险对于“遭受健康风险从而降低消费的影响”的削弱效应，在低收入人群中尤为突出。

即通过以上实证分析，本文发现不同收入阶段家庭所遭受的健康冲击对其消费行为的影响并不一致，低收入阶段的家庭消费行为对于健康冲击的反应是最大的，而医疗保险对其的帮助也是显著有效的。

表 7 不同收入组的回归结果（非医疗总消费）

VARIABLES	(1) 基准	(2) 低收	(3) 中低	(4) 中高	(5) 高收
-----------	--------	--------	--------	--------	--------

	回归	入组	收入组	收入组	入组
lgfincome1	0.465* ** (0.033)	0.407* * (0.159)	0.871* ** (0.050)	0.913* ** (0.078)	0.789* ** (0.053)
medrate	-1.197*** (0.166)	-1.526* (0.813)	-1.249*** (0.463)	-1.668*** (0.486)	-0.344 (0.610)
Inrebursement1	0.062*** (0.014)	0.214* (0.118)	0.013 (0.027)	0.046* (0.028)	0.022 (0.021)
medrate_Inrebursement1	0.094* (0.049)	0.241* (0.140)	0.013 (0.069)	0.029 (0.074)	0.132 (0.120)
Constant	5.572*** (0.377)	6.311*** (1.762)	2.271*** (0.698)	2.473* (1.315)	2.356*** (0.644)
Observations	3,200	110	212	240	382
R-squared	0.544	0.562	0.844	0.720	0.673
地区	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 8 不同健康组的回归结果

VARIABLES	总样本		非健康成员家庭		健康家庭	
	(1) 必需型消费	(2) 发展型消费	(3) 必需型消费	(4) 发展型消费	(5) 必需型消费	(6) 发展型消费
<i>blhealthrisk</i>	-0.130* (0.076)	-0.185 (0.254)	-0.627*** (0.196)	-0.610** (0.264)	-0.998*** (0.359)	-0.640 (0.529)
<i>lnrebursement1</i>	0.020** (0.009)	0.014 (0.014)	0.022** (0.011)	0.015 (0.016)	0.006 (0.022)	-0.015 (0.032)
<i>bljoinurbmi</i>	0.013 (0.058)	-0.029 (0.093)	0.017 (0.073)	0.003 (0.115)	0.001 (0.099)	0.156 (0.166)
<i>blhealthrisk_lnrebu rsement1</i>	0.023 (0.025)	0.040* (0.021)	0.025 (0.092)	0.037* (0.020)		
<i>blhealthrisk_bljoin urbmi</i>	0.047 (0.244)	1.386* (0.737)			1.206 (0.918)	1.507* (0.876)
Observations	3,200	3,200	1214	1214	1,786	1,786
R-squared	0.356	0.408	0.361	0.411	0.362	0.430
地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表6中，(1) (2) 为总体样本，(3)、(4) 为有非健康成员的家庭，(5) (6) 为健康家庭，每一组内部分别是对于必需型消费和发展型消费的分析。在这个回归中，采用了家庭非健康成员的比例和报销情况为解释变量，分别代表健康冲击和医疗保险作用程度。可以看到无论家庭成员本身的健康状况如何，新的健康冲击对于所有家庭消费都有显著负向影响，更是会显著影响健康家庭的必需型消费的配置。通过*lnrebursement1*的系数来看，发现保险报销额对于有非健康成员家庭的必需型消费有较为显著的正向影响，通过*blhealthrisk_lnrebursement1*交叉项的系数进行机制分析，可得出医疗保险报销对于“遭受健康风险减少必需型消费的影响”的削弱效应，在非健康人群尤为突出；通过*blhealthrisk_bljoinurbmi*的系数分析，在健康家庭，随着参保比例升高，“健康风险减少必需型消费”的保险效应增强。

(四) 稳健性分析

考虑到健康评价具有主观感受和客观事实的双重特征，进一步使用家庭自评健康人数占比作为家庭成员健康状况的代理变量，将家庭参加城镇居民保险的成员数占比 *bljoinurbmi* 作为家庭参加医疗保险的程度，并与代表健康状况的客观指标医疗费用占比 *medrate* 以及代表医保报销程度的报销额 *lnrebursement1* 两两搭配进行稳健性分析。

不论是健康风险成员比例增加，医保均起到正面保障的作用，对于交叉项表示的机制而言系数为正，均可以医保均起到抑制健康风险削弱必需性消费的

效应，分析成立。

表 9 稳健性回归（非医疗总消费）

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	medrate lnrebursement1	blhealthrisk lnrebursement1	medrate bljoinurbmi	blhealthrisk bljoinurbmi
medrate	-1.214*** (0.112)		-1.069*** (0.122)	
lnrebursement1	0.064*** (0.011)	-0.010 (0.008)		
medrate_lnrebursement1	0.093*** (0.025)			
blhealthrisk		-0.178 (0.279)		-0.118 (0.313)
blhealthrisk_lnrebursement1		0.022* (0.013)		
bljoinurbmi			-0.122 (0.090)	-0.138 (0.092)
medrate_bljoinurbmi			0.344* (0.208)	
blhealthrisk_bljoinurbmi				0.059* (0.034)
ins	0.216* (0.125)	0.212* (0.123)	0.423* (0.246)	0.092* (0.053)
lambda	-0.158 (0.235)	0.115 (0.476)	-0.190 (0.238)	0.099 (0.476)
Constant	5.805*** (0.465)	4.947*** (0.816)	5.683*** (0.470)	4.961*** (0.816)
Observations	3,200	3,200	3,200	3,200
地区	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

（五）内生性分析

因为城镇居民医疗保险是自愿参保，故存在一定的自选择，在分析是否参加医疗保险对消费的影响中主要采用处理效应模型处理掉是否参保的内生性，至于医疗保险的保障水平对消费的影响的内生性则进行 PSM 的得分倾向匹配。

我们采用了将匹配和回归相结合的方法得到“双重稳健”的估计，第一步采用 Probit 模型，基于估计的每个家庭的参保倾向得分将未参保的家庭在参保的家庭中进行匹配，减小选择性偏差，第二步在修正参保概率后，即预测那些未参保的家庭在无自选择情况下参保的概率，采用消费水平与各项解释变量回归得到修正后的系数。ATT=0.098，且结果显著，并进行了再次证实基准模型的估计较为可靠，但略有低估参保的重要性：对比未参保的家庭，参保的家庭消费增加了约 9.8%，即匹配回归法估计得到的保险效应幅度比基准模型略高，与白重恩（2012）估计的结果一致。

因此，我们也得到了稳健的估计：只要倾向得分的回归函数设定正确，平均效果的估计是稳健且一致的。

表 10 PSM 匹配-回归结果

	处理组	控制组	ATT
处理前	0.062* (0.344)	0.058* (0.032)	0.095* (0.055)
匹配后	0.064* (0.344)	0.063* (0.036)	0.098* (0.056)

五、研究结论

本文基于 2010 年和 2016 年 CFPS 微观调查数据，以城居保为例，考察了医疗保险在“健康状况对于家庭消费量及消费结构的影响”中所起的作用，因为是否参保有一定的内生性，因此运用 treatment effect 计量回归，在对保障水平的分析中，运用健康风险和医疗保险两者的交叉项进行机制分析，进行了分收入状况和分健康状况的异质性分析，还分具体消费门类进行了进一步讨论。

结果显示：首先，对于健康冲击影响家庭消费，当家庭成员健康受到冲击，家庭的消费量减少 75.6%；家庭的必要性消费和发展型消费都有一定幅度的减少，就医疗保险影响家庭消费，医疗保险深度即实际报销比例显著促进家庭消费；对健康冲击、医疗保险影响家庭消费行为的作用机制进行分析，研究表明医疗保险的实际报销比例会削弱“健康冲击减少家庭消费量”，具体地，医疗保

险的实际报销额升高 1 个单位,会提振“健康冲击减少家庭消费量”9.3%;其次,从消费结构来看,医疗保险的实际报销比例会直接影响家庭的发展型消费,尤其是家庭教育支出,具体的,医疗保险的实际报销比例升高 1 个单位会显著提振“健康冲击减少家庭教育支出”10.2%;进一步地,本文发现不同收入阶段家庭所遭受的健康冲击对其消费行为的影响并不一致,低收入阶段的家庭消费行为对于健康冲击的反应是最大的,而医疗保险对其的帮助也是显著有效的,不同健康状况的家庭中,医疗保险的报销对于健康风险大的家庭的作用更大。最后,对于理论上可能出现的健康风险影响医疗保险参保倾向这一自选择问题,用倾向得分匹配法 PSM 对比未参保的家庭,参保的家庭消费增加了约 9.8%,得到的保险效应幅度比基准模型略高,与白重恩(2012)估计的结果一致。

本文从医疗保险保障深度的角度对健康冲击下的家庭消费行为进行实证研究,揭示出低收入家庭医疗保障深度所起的作用更大,这对于提高低收入家庭消费尤其是发展型消费具有重要意义。鉴于健康风险冲击难以避免,家庭抗风险能力弱所致的消费疲软,政府可以通过完善医疗保险制度,进一步提高医疗保障深度,提升家庭抗风险能力和提振消费,尤其是发展型消费,以谋求家庭经济未来的长期发展;同时还应从政策层面竭力保障低收入者的收入,真正解决该群体因收入低、抗风险能力弱所致的消费疲软问题,提高其经济状况和生存状态。在医疗保险的支柱方面,商业保险可以促进并补充社会保险的发展,应当创新险种为家庭的顶梁柱即主要经济成员设置针对性的健康保险,解决家庭主要成员健康冲击引发的消费疲软问题,增加其抵御风险的能力,提高家庭整体的福利。

参考文献

- [1]白重恩,李宏彬,吴斌珍.医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据[J].经济研究,2012,(2):41-53.
- [2]陈静.基本养老保险对家庭消费的影响——基于 CHFS 数据的实证分析[J].消费经济,2015,31(1):10-17.
- [3]方迎风,邹薇.能力投资、健康冲击与贫困脆弱性[J].经济学动态,2013,(7):36-50.
- [4]甘犁,刘国恩,马双.基本医疗保险对促进家庭消费的影响[J].经济研究,2010,(S1):30-38.
- [5]韩雪.中国基本医疗保险促进消费的经济分析[J].辽宁工程技术大学学报(社会科学版),2012,14(04):352-354.
- [6]黄薇.医保政策精准扶贫效果研究——基于 URBMI 试点评估入户调查数据[J].经济研究,2017(9):119-134.

- [7]李亚青.社会医疗保险的真实保障水平研究——兼论“保障水平幻觉”[J].人口与经济,2012(05):65-71.
- [8]刘子宁,郑伟,贾若,景鹏.医疗保险、健康异质性与精准脱贫——基于贫困脆弱性的分析[J].金融研究,2019(05):56-75.
- [9]罗楚亮.健康风险与贫困人口的消费保险[J].卫生经济研究,2006(1):180-188.
- [10]沈坤荣,谢勇.不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究[J].金融研究,2012,(3):1-13
- [11]宋铮.中国居民储蓄行为研究[J].金融研究,1999(6):47-51.
- [12]温兴祥,郑子媛.城市医疗保险对农民工家庭消费的影响——基于CFPS微观数据的实证研究[J].消费经济,2019,35(6):23-32.
- [13]吴卫星,荣苹果,徐芊.健康与家庭资产选择[J].经济研究,2011,46(S1):43-54.
- [14]臧文斌,刘国恩,徐菲,熊先军.中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响[J].经济研究,2012,47(7):75-85.
- [15]张翼.当前中国社会各阶层的消费倾向——从生存性消费到发展性消费[J].社会学研究,2016,31(4):74-97+243-244.
- [16]周钦,臧文斌,刘国恩.医疗保障水平与中国家庭的医疗经济风险[J].保险研究,2013(7):95-107.
- [17] Alam, K., & Mahal, A. (2014). Economic impacts of health shocks on households in low- and middle-income countries: a review of the literature. *Globalization and health*, 10(1), 1-18.
- [18]Chou,S.Y., Liu, J.T.,& Hammitt, J.K. (2003). National health insurance and precautionary saving: evidence from Taiwan. *Journal of Public Economics*, 87(9-10), 1873-1894.
- [19]Gruber, J.,& Yelowitz, A. (1999). Public health insurance and private savings. *Journal of Political Economy*, 107(6), 1249-1274.
- [20]Koskela, E., & Viren, M. (1983). Social security and household saving in an international cross section. *The American Economic Review*, 73(1), 212-217.
- [21]Kotlikoff, L. J. (1989). On the contribution of economics to the evaluation and formation of social insurance policy. *The American Economic Review*, 79(2), 184-190.
- [22]Leimer, D. R., & Richardson, D. H. (1992). Social security, uncertainty adjustments and the consumption decision. *Economica*, 311-335.
- [23]Martin Feldstein.(1974).Social security,induced retirement and aggregate capital accumulation [J]. *The Journal of Political Economy*, 82(5):905-926.
- [24]Palumbo, M. G. (1999). Uncertain medical expenses and precautionary saving

near the end of the life cycle. *The Review of Economic Studies*, 66(2), 395-421.

[25] Shin-Yi Choua, Jin-Tan Liub, James K. Hammitc. (2003). National Health Insurance and precautionary saving: evidence from Taiwan[J]. *Journal of Public Economics*, 87:1873-1894.

[26] Starr-Mc Cluer, M. (1996). Health insurance and precautionary savings. *The American Economic Review*, 86(1), 285-295.

[27] Wagstaff, A., & Pradhan, M. (2005). Health insurance impacts on health and nonmedical consumption in a developing country (Vol. 3563). World Bank Publications.

[28] Zhao W. (2019). Does health insurance promote people's consumption? New evidence from China[J]. *China Economic Review*, 53:65-86.



3

老龄化与保险

延迟退休对机关事业单位职工养老金财富的精算分析

刘嘉艳、陈元刚¹

摘要:

在我国人口老龄化日益加剧的背景下,2021年3月公布的“十四五”规划和2035年远景目标纲要明确提出,将按照“小步调整、弹性实施、分类推进、统筹兼顾”等原则,逐步延迟法定退休年龄,“延迟退休”政策渐行渐近。由于机关事业单位职工养老金政策的特殊性,本文将其作为研究对象,建立了集“基础养老金财富”“个人账户养老金财富”和“职业年金财富”为一体的养老金财富模型,从精算中性的角度出发,研究延迟退休对其养老金财富的影响。研究发现,延迟退休年龄并不会削减职工退休后的福利,并且不同参数对其养老金财富的影响不同,延迟退休对女性的激励效果更大,缴费工资水平、个人账户养老金增长率和职业年金投资收益率对延迟退休有正向激励作用,而基础养老金增长率和无风险利率对延迟退休有负向影响。

关键词: 延迟退休, 机关事业单位职工, 养老金财富, 职业年金, 精算中性

一、引言

近年来,我国人口老龄化趋势日益加剧,2021年5月11日,第七次全国人口普查结果显示,全国人口中,60岁及以上人口为2.64亿人,占18.70%。与2010年第六次全国人口普查相比上升5.44个百分点(见图1)。国际上通常将60岁以上人口占总人口比重超过10%,表示为进入轻度老龄化社会,超过20%为中度老龄化,超过30%为重度老龄化,超过35%为深度老龄化。由此可知,我国人口老龄化程度进一步加深,将逐渐由“轻度老龄化”过渡到“中度老龄化”。

¹ 刘嘉艳,重庆理工大学经济金融学院硕士研究生;陈元刚,重庆理工大学管理学院教授、系主任。

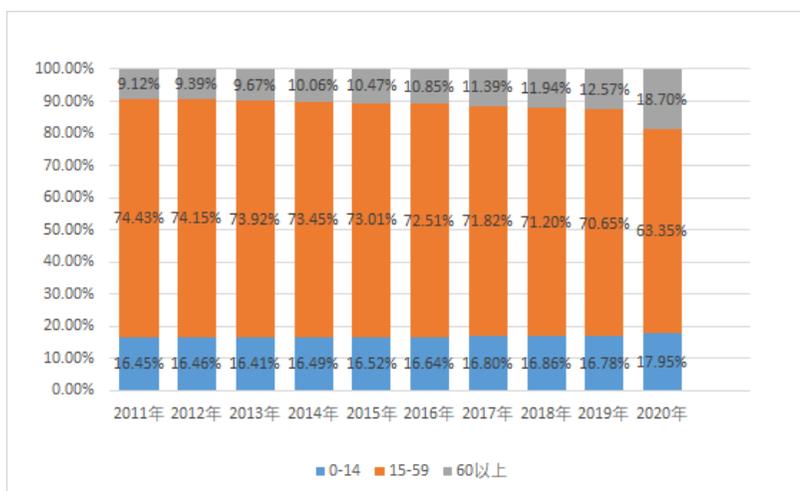


图 1 2011—2020 年全国人口年龄构成

与此同时，我国目前仍然沿用着基于建国初期人均预期寿命 40 多岁情况而制定的退休年龄方案，即国家法律规定的正常退休年龄是男工人和男干部年满 60 周岁、女干部年满 55 周岁、女工人年满 50 周岁，其中，从事特殊工种岗位的职工退休年龄可以提前 5 年。而在欧美国家普遍的退休年龄都为 65 周岁，美国为 67 周岁，日本为男性 65 周岁、女性 60 周岁。现如今，我国是世界上退休年龄最早的国家。

党的十九届五中全会提出，实施积极应对人口老龄化国家战略，把应对人口老龄化作为当前和今后一个时期关系全局的重大战略任务进行统筹谋划、系统施策。2021 年 3 月公布的“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要明确提出，将按照“小步调整、弹性实施、分类推进、统筹兼顾”等原则，逐步延迟法定退休年龄，“延迟退休”政策自 2008 年人社部社会保障研究所首次提议到如今的 2021 年渐行渐近历时了 13 年。13 年来，民众对“延迟退休”政策一直颇有抵触情绪，根据包括《中国民生调查报告》在内的几项权威民意调查结果显示，近七成受访者反对延迟退休。反对的主要原因在于担心延迟退休年龄后，缴费期限增加并且领取养老金期限缩短而导致退休后养老金财富减少。其中值得注意的是，在 2015 年 1 月 14 日，国务院发布《关于机关事业单位工作人员养老保险制度改革的决定》，明确从 2014 年 10 月 1 日起，机关事业单位建立与企业相同的基本养老保险制度，这意味着我国 4000 多万机关事业单位职工将彻底告别“免费午餐时代”，实行社会化养老^[1]。基于此，机关事业单位职工认为延迟退休年龄会进一步削减自己退休后的养老金财富。那么，延迟退休年龄对机关事业单位职工养老金财富的影响究竟如何呢？

本文将机关事业单位职工为研究对象，将职业年金纳入到养老金财富期望模型中，建立起集“基础养老金财富”“个人账户养老金财富”和“职业年金财

富”为一体的养老金财富模型，基于精算中性的视角，研究延迟退休年龄对其养老金财富的影响。

二、文献综述

目前，国内研究延迟退休年龄与养老金财富的文献还比较少，把机关事业单位职工作为研究对象的更是没有。杨钊^[2]（2020）通过建立养老保险精算模型和宏观理论模型，分析了在人口老龄化背景下延迟退休对老年人养老金可持续性的影响，研究发现，社会统筹账户缴费率提高会降低老年人的养老金财富，但是个人账户缴费率的提高会带动老年人的养老金财富增加。杨华磊等^[3]（2019）基于代际支持视角，建立了一个可以模拟不同延迟退休方案下老年人福利变动的动态优化模型，模型结果显示，在现行养老保险制度下，延迟退休政策在短期内不仅难以改善老年人福利，反而可能会损害老年人的现有福利。胡雨轩^[4]（2018）通过建立 Option Value 模型，证明了延迟退休不一定会给老年人的养老金财富带来负影响，并且在保持养老金精算公平的前提下，适当推迟退休年龄反而会增加老年人的养老金财富。封进^[5]（2017）以城镇居民为研究对象，采用了养老金财富、总财富和福利三种指标测算了延迟退休政策对不同类型劳动者的影响，研究发现，延迟退休会导致养老金财富下降，但是男性下降幅度小于女性下降幅度。王茶香等^[6]（2016）从定量分析的角度出发，建立了养老金财富模型，通过积累值和贴现值的比较，得出了人社部延迟退休政策的实施不但不会使男女职工的养老金财富受损，反而能够在一定程度上增进其养老金权益的结论；林熙等^[7]（2015）基于精算公平的视角，建立了 Option Value 模型，模拟结果显示延迟退休会对男性劳动者和低收入劳动者造成明显的养老金财富损失。阳义南等^[8]（2014）通过建立了基本养老保险财富的期望精算模型，并运用参数设定模拟不同退休年龄的养老金财富，研究发现，个人养老金财富与退休年龄呈现出一种倒“U”型曲线的关系，延迟退休年龄既可能减少养老金财富也可能增加，这主要取决于参保职工的性别和参保年龄。刘万^[9]（2013）通过建立养老保险精算模型，测定退休后城镇职工的养老金财富，结果表明，延迟退休对职工养老金财富的影响取决于养老金参数的不同水平组合。

与国内相比较，国外学者对该问题的研究起步较早。Samwick^[10]（1998）运用新古典微观经济理论知识建立了生命周期模型，研究发现，劳动者的最优退休年龄选择受社会保险制度的影响最大。Weller^[11]（2005）通过建立精算模型并使用 NCHS 数据测算，研究发现，延迟退休不仅会降低低收入群体的养老金财富，而且会导致社会养老金缺口逐渐扩大，有损社会公平。Queisser、Whitehouse^[12]（2006）分别从精算公平和精算中性的角度出发，分析了劳动者延迟退休决策的影响因素，并对不利因素进行了精算调整。Lacomba^[13]等（2010）分别从理论和实证两个角度出发，分析研究了美国、瑞典和西班牙等国家的延迟退休方案对养老金财

富的影响,研究发现,延迟退休政策有利于劳动者养老金财富的可持续增长。

总结国内外研究文献可知,针对延迟退休年龄和养老金财富影响这一问题,由于不同国家固有的养老保险制度和政策的独特性,加之不同学者研究方法的差异性,导致研究结果不尽相同。目前,国内文献或多或少有一些疏忽之处,可进行适当改进:(1)没有区分性别,忽略了男女工作年限和生命表中生存率的不同;(2)养老金财富模型的建立只考虑了基础养老金账户,忽略了个人账户养老金的累积作用;(3)养老金财富模型的参数设定过强,缺乏一定的现实意义;(4)测算延迟退休前后不同情形下的养老金财富时,设定的衡量时间点不一致导致无法比较或者错误性的比较;(5)延迟退休情况下的养老金财富计算未考虑职工的继续生存率,导致测算结果偏大;(6)未结合实际考虑到机关事业单位养老金改革,忽略了职业年金财富这一测算研究;(7)没有充分采用精算公平或者精算中性这两个重要的国际评定标准进行研究。

三、理论模型

(一) 概念

养老金财富在文中是指职工自退休领取养老金开始到终极寿命为止,每年领取的养老金贴现至退休年龄的现值之和。值得注意的是,本文设定的贴现时间点为现行的法定退休年龄。如果职工不延迟退休,则养老金财富就是退休后每年领取的养老金贴现至现行的法定退休年龄的现值之和。如果职工选择延迟退休,那么职工不仅要考虑到领取年限的缩短还要考虑在延迟期间的生存率。^[14]

精算中性既是一个比值概念也是一个判定标准,如果延迟退休后的养老金财富与正常退休时的养老金财富的比值等于1,则说明符合精算中性,反之则不符合。在本文,将通过判断精算中性比值是否大于1来做出是否延迟退休的决策,如果精算中性比值大于1,则激励职工延迟退休,反之,则职工不愿意延迟退休。

(二) 精算模型

本文以机关事业单位职工为研究对象,从精算中性的角度出发,建立了一个集“基础养老金财富”“个人账户养老金财富”和“职业年金财富”为一体的养老金财富期望模型,即养老金财富=基础养老金财富+个人账户养老金财富+职业年金财富 ($W = PW + KW + AW$)。

1. 基础养老金财富精算模型

根据现行的养老金计发办法,职工在 x 岁参保, y 岁退休时的基础养老金(P_y)

和基础养老金财富($PW_{y|y}$)为:

$$P_y = \frac{\bar{W}_{y-1}}{2} \left(1 + \frac{\sum_{i=0}^{y-x-1} \frac{w_{x+i}}{\bar{W}_{x+i}}}{y-x} \right) \times (y-x) \times 1\%$$

$$= \frac{\bar{W}_0 \prod_{i=0}^{y-x-2} (1+h_i)}{2} \left[1 + \frac{\sum_{i=0}^{y-x-1} \frac{w_0 \prod_{j=0}^{i-1} (1+g_j)}{\bar{W}_0 \prod_{j=0}^{i-1} (1+h_j)}}{y-x} \right] \times (y-x) \times 1\% \quad (13)$$

$$PW_{y|y} = P_y \sum_{N=0}^{Y-y} \left(\frac{1+m}{1+r} \right)^N \cdot {}_N P_y \quad (14)$$

其中，设定 \bar{W}_t 为职工 t 岁时的社会在岗职工平均工资，则 \bar{W}_{x+i} 表示职工参保后第 i 年的社会平均工资， w_{x+i} 表示职工参保后第 i 年的年缴费工资， h_i 表示第 i 年的社会平均工资增长率， g_i 表示第 i 年的职工年缴费工资增长率， Y 为终极寿命， m 为基础养老金年增长率， r 为无风险利率， ${}_N P_y$ 表示 y 岁退休职工继续存活 N 年的概率。

如果职工延迟 k 年退休，并且在延迟退休期间继续缴费，则 $y+k$ 岁时的基础养老金(P_{y+k})和基础养老金财富($PW_{y|y+k}$)为：

$$P_{y+k} = \frac{\bar{W}_{y+k-1}}{2} \left(1 + \frac{\sum_{i=0}^{y+k-x-1} \frac{w_{x+i}}{\bar{W}_{x+i}}}{y+k-x} \right) \times (y+k-x) \times 1\%$$

$$= \frac{\overline{W}_0 \prod_{i=0}^{y+k-x-2} (1+h_i)}{2} \left[1 + \frac{\sum_{i=0}^{y+k-x-1} \frac{w_0 \prod_{j=0}^{i-1} (1+g_j)}{\overline{W}_0 \prod_{j=0}^{i-1} (1+h_j)}}{y+k-x} \right] \times (y+k-x) \times 1\%$$

(15)

$$PW_{y|y+k} = (1+r)^{-k} \cdot {}_k p_y \cdot P_{y+k} \cdot \sum_{N=0}^{Y-(y+k)} \left(\frac{1+m}{1+r} \right)^N \cdot {}_N p_{y+k} \quad (16)$$

将公式（1）（3）分别带入公式（2）（4），计算出结果，再带入基础养老金
的精算中性比值公式（5）：

$$\alpha_1 = \frac{PW_{y|y+k}}{PW_{y|y}} \quad (17)$$

通过判断 α_1 的数值大小，可以判断延迟退休对职工基础养老金财富的影响，

如果 α_1 大于 1，则表明延迟退休后职工的基础养老金财富会增加，如果 α_1 小于 1，
则表明延迟退休后职工的基础养老金财富会减少，如果等于 1，则表明基础养老
金符合精算中性。

2.个人账户养老金财富精算模型

根据现行的养老金计发办法，职工在 x 岁参保， y 岁退休时的个人账户养老
金(K_y)和个人账户养老金财富($KW_{y|y}$)为：

$$K_y = \frac{12I_y}{M_y} = \frac{12 \sum_{i=0}^{y-x-1} [8\% \cdot w_{x+i} \cdot (1+n)^{y-x-i}]}{M_y}$$

$$= \frac{12 \sum_{i=0}^{y-x-1} [8\% \cdot w_0 \prod_{j=0}^{i-1} (1+g_j) \cdot (1+n)^{y-x-i}]}{M_y} \quad (18)$$

$$KW_{y|y} = K_y \sum_{N=0}^{Y-y} \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^N \cdot {}_N P_y \quad (19)$$

其中， I_y 表示职工 y 岁退休时个人账户累计余额， M_y 表示职工 y 岁退休时个人账户的计发月数， n 为个人账户养老金年增长率。

如果职工延迟 k 年退休，并且在延迟退休期间继续缴费，则 $y+k$ 岁时的个人账户养老金(K_{y+k})和个人账户养老金财富($KW_{y|y+k}$)为：

$$\begin{aligned} K_{y+k} &= \frac{12I_{y+k}}{M_{y+k}} = \frac{12 \sum_{i=0}^{y+k-x-1} [8\% \cdot w_{x+i} \cdot (1+n)^{y+k-x-i}]}{M_{y+k}} \\ &= \frac{12 \sum_{i=0}^{y+k-x-1} [8\% \cdot w_0 \prod_{j=0}^{i-1} (1+g_j) \cdot (1+n)^{y+k-x-i}]}{M_{y+k}} \end{aligned} \quad (20)$$

$$KW_{y|y+k} = (1+r)^{-k} \cdot {}_k P_y \cdot K_{y+k} \cdot \sum_{N=0}^{Y-(y+k)} \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^N \cdot {}_N P_{y+k} \quad (21)$$

将公式 (6) (8) 分别带入公式 (7) (9)，计算出结果，再带入个人账户养老金的精算中性比值公式 (10)：

$$\alpha_2 = \frac{KW_{y|y+k}}{KW_{y|y}} \quad (22)$$

通过判断 α_2 的数值大小，可以判断延迟退休对职工个人账户养老金财富的影响，如果 α_2 大于 1，则表明延迟退休后职工的个人账户养老金财富会增加，如果

α_2 小于 1，则表明延迟退休后职工的个人账户养老金财富会减少，如果等于 1，

则表明个人账户养老金符合精算中性。

3.职业年金财富精算模型

职业年金是国家对机关事业单位职工建立的一项补充养老保险机制，主要是为了保障养老保险制度改革以后，退休人员养老金待遇水平问题。根据《机关事业单位职工年金办法》规定，职工必须要办理退休后方可领取职业年金，为简便

计算本文设定职业年金的领取方式为一次性领取。则职工在 x 岁参保, y 岁退休时的职业年金(A_y)和职业年金财富($AW_{y|y}$)为:

$$A_y = \sum_{i=0}^{y-x-1} (d_i + e_i) w_i \prod_{j=0}^{i-1} (1 + g_j) \prod_{j=i}^{y-x-1} (1 + R_j) \quad (23)$$

$$AW_{y|y} = A_y \quad (24)$$

其中, d_i 表示第 i 年职业年金职工缴费率, e_i 表示第 i 年职业年金企业缴费率, R_i 表示第 i 年职业年金投资收益率。

如果职工延迟 k 年退休, 并且在延迟退休期间继续缴费, 则 $y+k$ 岁时的职业年金(A_{y+k})和职业年金财富($A_{y|y+k}$)为:

$$A_{y+k} = \sum_{i=0}^{y+k-x-1} (d_i + e_i) w_i \prod_{j=0}^{i-1} (1 + g_j) \prod_{j=i}^{y+k-x-1} (1 + R_j) \quad (25)$$

$$AW_{y|y+k} = (1+r)^{-k} \cdot {}_k p_y \cdot A_{y+k} \quad (26)$$

将公式 (11) (13) 分别带入公式 (12) (14), 计算出结果, 再带入年金的精算中性比值公式 (15):

$$\alpha_3 = \frac{AW_{y|y+k}}{AW_{y|y}} \quad (27)$$

通过判断 α_3 的数值大小, 可以判断延迟退休对职工年金财富的影响, 如果 α_3 大于 1, 则表明延迟退休后职工的年金财富会增加, 如果 α_3 小于 1, 则表明延迟退休后职工的年金财富会减少, 如果等于 1, 则表明年金符合精算中性。

4. 养老金财富精算模型

由于本文定义养老金=基础养老金+个人账户养老金+职业年金, 养老金财富=基础养老金财富+个人账户养老金财富+职业年金财富, 那么职工在 x 岁参保, y 岁退休时的养老金(W_y)、养老金财富($W_{y|y}$)和延迟 k 年退休在 $y+k$ 岁时的养老

金(W_{y+k})和养老金财富($W_{y|y+k}$)分别为:

$$W_y = P_y + K_y + A_y \quad (28)$$

$$W_{y|y} = PW_{y|y} + KW_{y|y} + AW_{y|y} \quad (29)$$

$$W_{y+k} = P_{y+k} + K_{y+k} + A_{y+k} \quad (30)$$

$$W_{y|y+k} = PW_{y|y+k} + KW_{y|y+k} + AW_{y|y+k} \quad (31)$$

将公式（17）（19）带入公式（20）则养老金财富精算中性比值为：

$$\alpha = \frac{W_{y|y+k}}{W_{y|y}} = \frac{PW_{y|y+k} + KW_{y|y+k} + AW_{y|y+k}}{PW_{y|y} + KW_{y|y} + AW_{y|y}} \quad (32)$$

通过判断 α 的数值大小，可以判断延迟退休对机关事业单位职工养老金财富的影响， α 如果大于 1，表示与不延迟退休相比较，延迟退休后养老金财富有所增加，则激励机关事业单位职工延迟退休；如果小于 1，表示延迟退休后的养老金财富将会减少，机关事业单位职工将不愿意延迟退休；如果等于 1，表示符合精算中性。

四、数值模拟

（一）基准情况

1. 参数设定

根据审慎原则，本文精算模型中所涉及到的所有数据均根据有关权威文件资料归纳总结所设定（见表 1）。

表 1 精算模型参数设定

参数名称	实际经济含义	参数赋值	参数赋值依据
\bar{w}_t	职工 t 岁时的社会在岗职工平均工资	98899	统计年鉴：全国机关事业单位职工社会平均工资
w_t	职工 t 岁时的年缴费工资	98899*0.6、 98899、 98899*3	社会平均工资的 60%、100%、300%
h_i	第 i 年的社会平均工资增长率	11.5%	根据历年社会平均工资增长率归纳总结

g_i	第 i 年的职工年缴费工资增长率	10%	根据历年职工年缴费工资增长率归纳总结
x	职工参保年龄	22	普遍采用
y	现法定退休年龄	男职工 60、女 职工 50、女干 部 55	法律规定
Y	终极寿命	105	根据最新生命表（10-13）
m_i	第 i 年的基础养老金增长率	5%	根据历年基础养老金增长率归纳总结
n_i	第 i 年的个人账户养老金增长率	7%	根据历年个人账户养老金增长率归纳总结
r_i	第 i 年的无风险利率	3%	根据历年人民银行利率归纳总结
d_i	第 i 年职业年金职工缴费率	4%	根据《机关事业单位职工年金办法》规定
e_i	第 i 年职业年金企业缴费率	8%	根据《机关事业单位职工年金办法》规定
R_i	第 i 年职业年金投资收益率	7%	根据人社部职业年金基金管理报告归纳总结

2. 测算分析

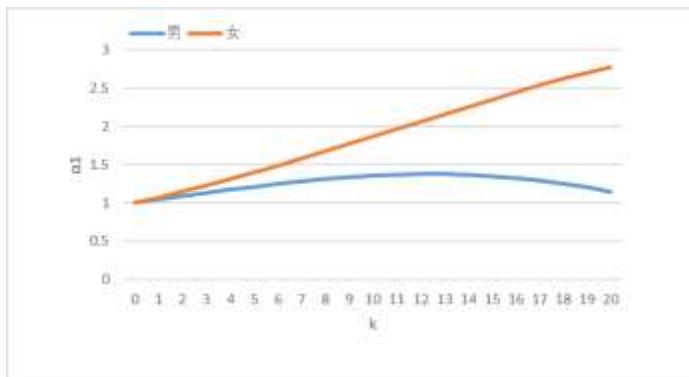


图 2 基准情况 α_1

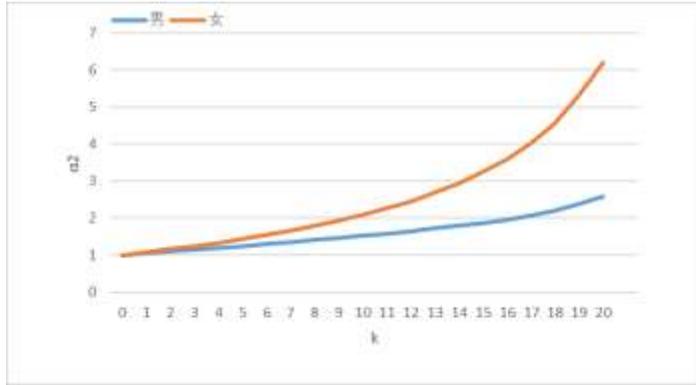


图3 基准情况 α_2

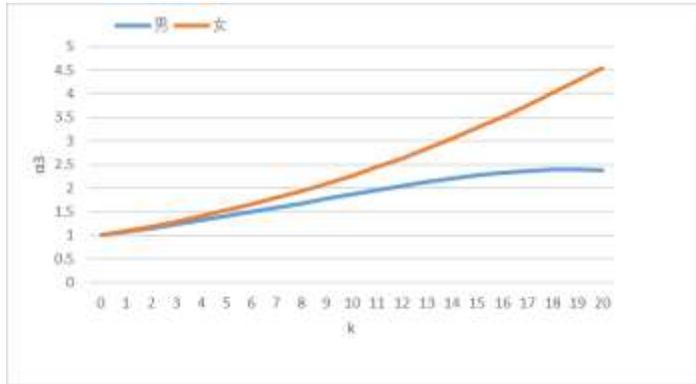


图4 基准情况 α_3

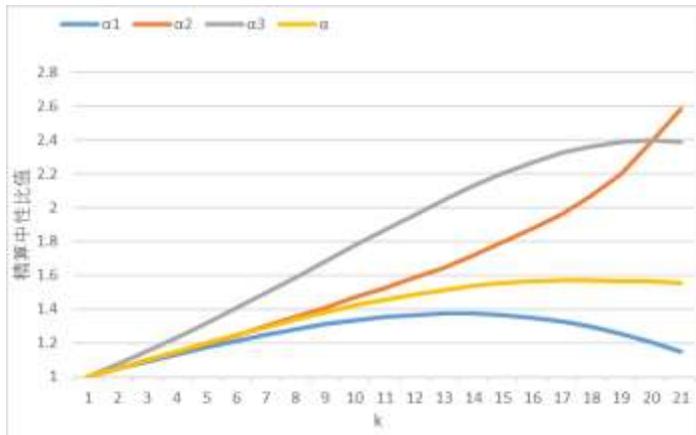


图5 基准情况 α_1 、 α_2 、 α_3 和 α (以男性为例)

随着延迟退休年限的增长,不论是分开看职工的基础养老金精算中性比值 α_1 (见图2)、个人账户养老金精算中性比值 α_2 (见图3)、年金精算中性比值 α_3 (见图4)还是整体看养老金财富精算中性比值 α (见图5)均大于1,说明延迟退休年龄政策的实施不仅不会造成机关事业单位职工养老金财富的减少,反而会有所增加。其中,值得注意的是, α_2 和 α_3 的数值以及上升态势远远大于 α_1 ,整体养老金财富精算中性比值 α 的最终数值大小和走向趋势也远强与 α_1 ,说明个人账户养老金财富和职业年金财富对整体养老金财富的影响非常大。

除此之外,我们还可以发现,不同性别带来的结果大不相同。对于基础养老金来说,女性的基础养老金财富呈现出逐步上升的趋势,而男性的基础养老金财富则先上升后下降,在延迟退休第14年时达到最高值。由于个人账户和职业年金实行资金积累制,随着延迟退休年龄的不断提高,无论男女,个人账户养老金财富和年金财富都呈现出稳定上升趋势,然而,女性的上升态势远远明显于男性,且女性的精算中性比值也远大于男性所对应的比值。

(二) 敏感性分析

所谓敏感性分析,是指从定量分析的角度研究有关因素发生某种变化对某一个或一组关键指标影响程度的一种不确定分析技术。其实质是通过逐一改变相关变量数值的方法来解释关键指标受这些因素变动影响大小的规律。在本文,一共提取了职工年缴费工资(w)、基础养老金年增长率(m)、个人账户养老金年增长率(n)、无风险利率(r)以及职业年金投资收益率(R)这5个关键变量因素来实证考究养老金精算中性比值 α 的变化。其中,由于男女性别差异所导致的生命表不同,研究结果不能合并,因此以下结果均以男性职工为例展示。

1. 职工年缴费工资(w)变化

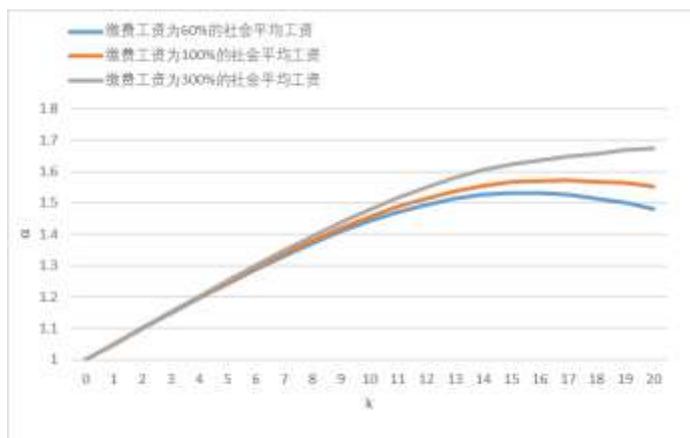


图6 w 变化下延迟退休 k 年的精算中性比值 α

由图 6 可知，由于我国养老金计发与职工年缴费工资直接挂钩，随着职工年缴费工资的不断增长，职工退休后的养老金财富会不断增多。其中，延迟退休第 14 年是一个转折点，上升趋势有所减缓甚至直接下降，但是整体养老金财富水平还是远大于未延迟退休时的情况。

2. 基础养老金年增长率 (m) 变化

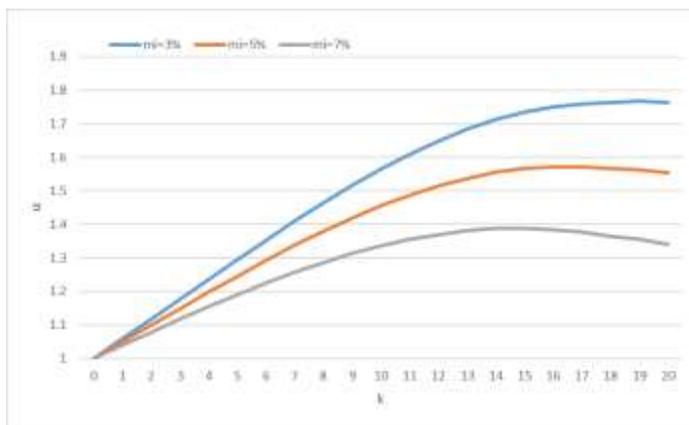


图 7 m 变化下延迟退休 k 年的精算中性比值 α

如图 7，基础养老金年增长率设定了一个较高水平 7% 和一个较低水平 3%，与基准情况 5% 相比较可知，基础养老金年增长率与职工退休后的养老金财富存在负相关的关系，基础养老金年增长率越高，养老金财富越低，反之，则越高。

3. 个人账户养老金年增长率 (n) 变化

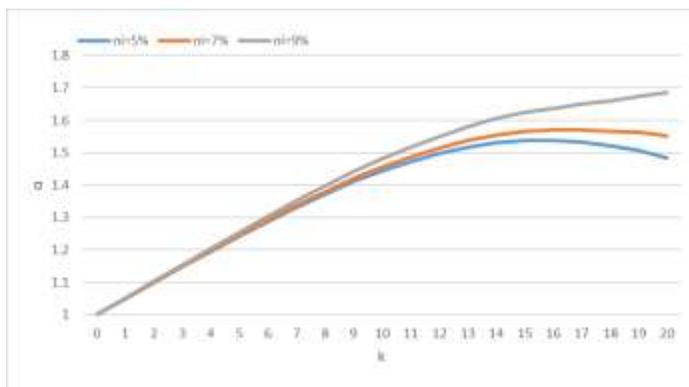


图 8 n 变化下延迟退休 k 年的精算中性比值 α

由图 8 可知，个人账户养老金增长率与养老金财富存在着正相关的关系，随着个人账户养老金增长率的不断增加，职工退休后的养老金财富也会不断增加，

反之，则不断减少。

4. 无风险利率 (r) 变化

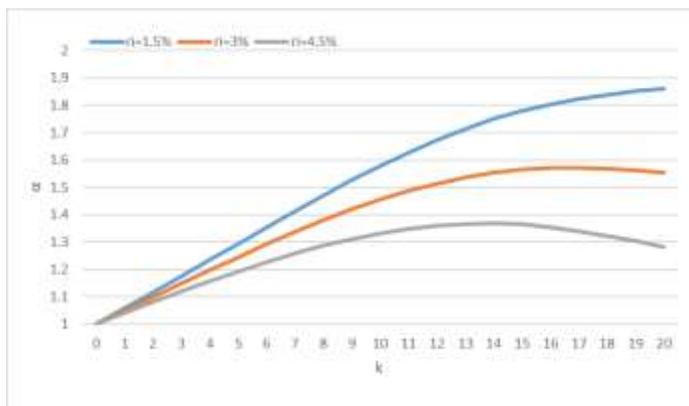


图9 r 变化下延迟退休 k 年的精算中性比值 α

如图9，在控制其他变量不变的情况下，只是将无风险利率 r 从 1.5% 逐步提高到 4.5%，职工延迟退休后的养老金财富会减少，延迟退休年限 k 越大，养老金减退效果越明显。无风险利率越高意味着职工延迟退休后面临的机会成本、消费效用边际损失越大。

5. 职业年金投资收益率 (R) 变化

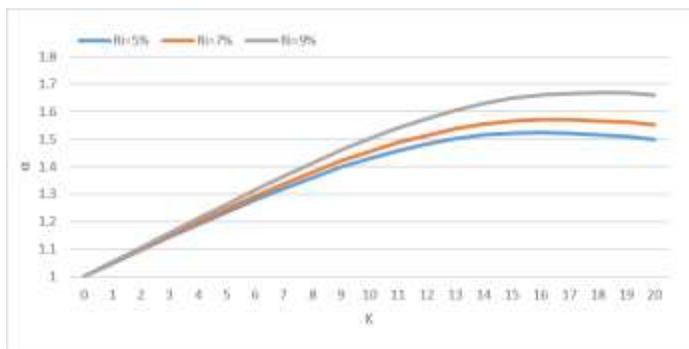


图10 R 变化下延迟退休 k 年的精算中性比值 α

由图10可知，养老金财富精算中性比值 α 与职业年金投资收益率呈正相关的关系，说明随着职业年金投资收益率的不断提高，职工退休后的养老金财富是会不断增加的。

五、结论及建议

人口老龄化是社会发展的主要趋势，也是今后较长一段时期我国的基本国

情，这既是挑战也存在机遇。比如，人口老龄化从挑战方面看，将减少劳动力的供给数量、增加家庭养老负担和基本公共服务供给的压力。同时也要看到在我国60岁及以上人口中，60-69岁的低龄老年人口占55.83%，这些低龄老年人大多具有知识、经验、技能的优势，身体状况还可以，发挥余热和作用的潜力较大，机关事业单位的职工更是如此。

因此，本文以机关事业单位职工为研究对象，将职业年金纳入为养老金的一部分，建立一个集“基础养老金财富”“个人账户养老金财富”和“职业年金财富”为一体的养老金财富期望模型，从精算中性的角度出发，如果仅将养老金财富精算中性比值作为判断依据，从数值模拟的测算结果可知，延迟退休年龄不但不会削减职工退休后的养老金财富，反而能够提高其退休后的福利。由此可知，目前沿用的法定退休年龄不利于机关事业单位职工的退休后利益，应大力推动延迟退休年龄政策的实施。

性别差异对研究结果有较大的影响，相较于男性职工而言，延迟退休政策对女性职工的激励效果更大，因此在研究推行延迟退休年龄政策时，应秉持“女性大步走、男性小步走”的原则。由于本文研究仅考虑了养老金财富这一经济因素，然而实际操作中女性的身体状况、代际抚养等家庭责任问题也是不可忽视的因素，所以应慎重对待延迟女性职工退休年龄这一问题⁰。

模拟实验表明仅仅以机关事业单位职工这一群体为研究对象来看，缴费工资水平越高越有利于激励职工选择延迟退休，以小见大投射到社会上各个行业的不同收入群体可知，相关部门制定具体的延迟退休方案时应充分考虑到各个行业之间的收入差距，不能“一刀切”，做到有的放矢方才能切实有效。

从上文的数值模拟结果可知，基础养老金增长率和无风险利率这两个因素对延迟退休都有负面影响作用，基础养老金增长率和无风险利率越高，职工退休后的养老金财富将会变得越少，因此，为有效减少延迟退休年龄实施过程中的阻力，将基础养老金增长率和无风险利率维持在一个平稳并且较低的水平上是非常有必要的。

个人账户养老金和职业年金这两个因素是影响职工退休后养老金财富水平提升的关键变量，本文精算模型结果直接显示个人账户养老金增长率和职业年金投资收益率越高职工退休后的养老金财富越多，越有利于职工选择延迟退休。因此，为了保证职工退休后的利益、提高职工对延迟退休年龄政策的接受度，一定要保证两点，一是做实做强个人账户，我国《社会保险法》第十一条规定：“基本养老保险实行社会统筹与个人账户相结合”，其中，个人账户是一种储蓄积累性质的养老保险制度安排，积累制的优势就在于账户主体可以选择最好的投资管理按照复利的逻辑追求好的投资回报，投资回报越高，退休后养老金替代率中这一部分的比重就越大，也就更加财务自由，更加从容养老；二是重视职业年金投资运营，职业年金是养老保障的补充制度，是机关事业单位薪酬福利管理的重

要组成部分。加强职业年金的市场化投资运营,时刻保持职业年金资金保值增值的本质属性,将对提高养老金替代率、缓解财政压力发挥重要作用,同时也有利于机关事业单位养老保险制度改革的平稳过渡。

参考文献

- [1] 本刊编辑部,徐炯权.机关事业单位职工社会化养老,我们准备好了吗?[J].老年人,2015(05):4-7.
- [2] 杨钊.延迟退休对养老金可持续性影响研究[J].宏观经济研究,2020(05):91-101.
- [3] 杨华磊,王辉,胡浩钰.延迟退休能改善老年人福利?——基于代际支持视角[J].经济社会体制比较,2019(02):44-55.
- [4] 胡雨轩.延迟退休对我国劳动者养老金收入影响的研究——基于选择价值的测算[J].管理观察,2018(18):53-55.
- [5] 封进.延迟退休对养老金财富及福利的影响:基于异质性个体的研究[J].社会保障评论,2017,1(04):44-57.
- [6] 王茶香,罗良清.延迟退休年龄对职工养老金财富的影响分析[J].统计与决策,2016(12):88-91.
- [7] 林熙,林义.延迟退休对我国劳动者养老金收入的影响——基于 Option Value 模型的预测[J].人口与经济,2015(06):12-21.
- [8] 阳义南,曾燕,瞿婷婷.推迟退休会减少职工个人的养老金财富吗?[J].金融研究,2014(01):58-70.
- [9] 刘万.延迟退休一定有损退休利益吗?——基于对城镇职工不同退休年龄养老金财富的考察[J].经济评论,2013(04):27-36.
- [10] A. Samwick. New Evidence on Pensions Social Security and the Timing of Retirement [J].Journal of Public Economics. 1998.7(2).
- [11] WELLER C E. Raising the retirement age for social security: implications for low wage, minority, and female workers [J] .Wp center for American progress, 2005,7(1):1-21.
- [12] Queisser M., E. Whitehouse. Neutral or Fair?: Actuarial Concepts and Pension-System Design [R] OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No.40, OECD Publishing. 2006.
- [13] Lacomba, J.A., and F.Lagos, 2010.“Postponing the Legal Retirement Age. ”Series. 1(3) : 357-369.
- [14] 曹园,刘嘉艳.我国城镇职工延迟退休决策的影响因素研究——基于精算中性视角[C].清华大学经济管理学院中国保险与风险管理研究中心、伦敦城市大学卡斯商学院、西南财经大学保险学院.2019 中国保险与风险管理国际

年会论文集.清华大学经济管理学院中国保险与风险管理研究中心、伦敦城市大学卡斯商学院、西南财经大学保险学院:清华大学经济管理学院中国保险与风险管理研究中心,2019:909-919.

冯梦琪,张释文.延迟退休政策对养老金财富数量的影响[J].经济与管理,2020,34(01):71-76.

人口年龄结构、养老保险对居民储蓄率影响的 实证研究——基于人口老龄化视角

张国庆、张东玲¹

摘要：

人口老龄化是未来我国经济发展过程中伴随的必然趋势。未来人口年龄结构的变化会为中国经济高质量发展带来新的问题，抑制居民的储蓄意愿，导致社会资本存量减少，从而投资减少，导致经济增长速度放缓是其带来的主要问题之一。基于此，本文设定综合考量人口老龄化、养老保险制度的三期迭代的 OLG 模型，从理论层面论证了三者的关系，进而使用 2000—2019 年的省级面板数据，建立静态面板模型与动态面板模型，从实证层面进一步证实了理论的正确性。研究结果表明，人口老龄化会对居民储蓄产生显著地抑制作用，养老保险中社会统筹的部分会显著地抑制消费，个人账户的部分因其法律层面的强制性，也会在一定程度上替代储蓄的作用。本文进一步引入了养老保险缴费率与人口年龄结构的交互项，讨论人口年龄结构对储蓄的抑制作用是否会受到养老保险的调节作用，结果表明，养老保险显著地调节了老幼抚养比对居民储蓄的抑制作用，故养老保险可以起到平滑老龄化对储蓄率的负向影响。本文的研究结论会为我国改善退休政策、进一步健全社会养老体系提供坚实的理论基础。

关键词：人口老龄化，养老保险，居民储蓄率，动态面板，调节效应

一、引言

改革开放以来，我国经济保持了三十多年的高增长，经济增长的源泉主要是投资。而投资来自储蓄，过去三十年中国的高储蓄率为经济高增长提供了源源不断的投资，而高储蓄率与我国比较高的劳动人口比例有密切关系。

然而，中国正经历着人口年龄结构持续而深刻的变化，变化的程度和速度已全面超越世界各国，以“未富先老”和“快速老龄化”为主要特征的人口年龄结构变

¹ 张东玲，青岛大学经济学院副教授。张国庆，青岛大学经济学院硕士研究生。

化已成为中国经济社会的一种新常态。截至 2019 年底,我国 60 岁以上老龄人口已达到 2.54 亿,占人口总数的 18.1%,65 岁及其以上人口数为 1.76 亿,占人口总数的 12.51%,已突破 10%。到 2050 年,中国老年人口规模预计将会达到 5 亿,占比超 30%,我国“未富先老”的社会趋势正在加速形成。根据联合国的定义,当一个国家或地区 60 岁及以上人口的比重超过 10%,或 65 岁及以上人口比重超过 7%时,通常认为这个国家进入老龄化。经典的生命周期理论^[1]认为,人们根据一生预期的总收入来平滑自己的消费,在退休前储蓄,退休后使用这些储蓄,从而实现生命周期中的效用最大化,从人的一生来看,个体的储蓄倾向随着年龄的增长呈现先上升后下降的趋势,对一个国家来说,不断深化的社会老龄化趋势同样会对社会的总体储蓄率产生明显的抑制影响。加总的储蓄率取决于人口年龄结构及其变化,老年人比重上升,国民储蓄率随之会降低,资本积累率下降和人均资本增长率下降。可见,老年人口比例增加和年轻人口比例降低的直接结果是储蓄率将呈下降趋势。投资的前提在于拥有足够的资本存量,而储蓄率下降、存量资本不足会带来投资率和资本积累效率的下降,资本积累效率的下降会降低劳动人口的人均资本的增长速度,进而降低长期经济增长率,对总体经济增长带来负面影响。

随着越来越多的老年人退出劳动力市场,由原来的生产者变为消费者,再加上计划生育政策的影响,整个社会不断进入深度老龄化的过程中伴随着少子化倾向。越来越多的老龄人口将依赖社会保障体系养老,这意味着在工作期间,拿出一部分收入缴纳养老保险,这必将对消费与储蓄产生影响。因此有必要研究清楚老龄化背景下作为我国社会保障制度重要内容的养老保险,如何影响人们在整个生命周期内的跨期消费决策,如何影响储蓄行为,是否真正解除了人们养老的后顾之忧。中国经济步入新时代,人口红利逐步丧失,意味着以往主要依靠人力、资本密集型的发展模式将不再具有可持续性。如何引导人口年龄结构与社会经济的协调发展,成为政府决策时需要审慎考虑的重要议题。

已有的大量研究文献主要集中于考察人口年龄结构变化对储蓄的影响或者是养老保险对储蓄的影响,却少有文献将两者综合考量。因此有必要深入研究人口老龄化和养老保险这两个因素对我国居民储蓄率的影响。基于此,文章设定考虑我国“统账结合”的养老保险机制与老龄化背景下的三期迭代 OLG 模型,并利用 2000—2019 年的省级面板数据对三者的关系进行实证研究。研究发现,随着中国老龄人口比重不断上升,居民储蓄率呈现显著的下降趋势。与此同时,养老保险与居民储蓄之间出现明显的替代效应,且在一定程度上会平滑社会老龄化的负向影响。文章的边际贡献也在于此。对此问题的研究一方面有助于理清人口老龄化和养老保险对于我国储蓄的作用机制和影响程度,另一方面为制定相关人口政策和社会保障政策提供科学依据。

二、文献综述与评述

(一) 人口年龄结构与储蓄率

人口结构与居民储蓄的关系问题是经济学发展史上一个重要的研究课题。在理论假说层面，当前有三个理论为学界广泛接受。一是莫迪利安尼在 1954 年提出的生命周期假说，二是弗里德曼提出的持久收入假说，三是萨缪尔森的家庭储蓄需求模型。生命周期假说以微观经济学为理论依据，从个人消费行为出发，认为消费者是理性的，能以最合理的方式分配自己的收入，安排一生的消费和储蓄，实现效用最大化^[1]。持久收入假说理论则认为，消费者的消费支出是由持久收入决定的，不是现期收入决定的^[2]。而家庭储蓄需求模型则更契合于中国传统的“养儿防老”的观念，认为孩子是储蓄的替代品，当家庭子女数量较多时，作为养老保证的家庭储蓄可以相应的减少^[3]。

近年来，随着实证经济学的兴起与不断发展，众多学者通过实证的手段对人口年龄结构与储蓄率的问题展开研究，使用宏观模型和宏观数据的研究支持生命周期理论。Guest 等（2000）研究发现 2040 年后澳大利亚将发生老龄化导致的财政收支失衡，支出大幅增加和储蓄大幅下降^[4]。RiosRull（2004）使用一般均衡分析研究发现，如果人口的生育模式维持在低水平，那么婴儿潮一代的老龄化的影响非常大，将加剧储蓄的减少，因为人口老龄化往往使劳动力相对稀缺，因而降低资本回报率，从而进一步降低储蓄率^[5]。Fehr 等人通过模拟计算得出欧洲和日本的低生育率将导致劳动供给下降，将引起税收增加以应对社会保障支出的增加，从而减少储蓄^[6]。Leff 通过 74 个国家的跨国时间序列数据对人口结构变化与储蓄的关系进行研究，发现少儿抚养比和老年抚养比都与储蓄率存在着明显负相关关系^[7]。Loayza 等利用 1965 年至 1994 年 150 个国家的面板数据进行实证分析，结果显示人口年龄结构与储蓄率有显著的相关关系，老年抚养比与少儿抚养比的提高都会使私人部门储蓄率降低，且老年抚养比的影响更大。如果老年人抚养比率上 3.5%，储蓄率将会下降 2%^[8]。Bloom 等（2003）认为预期寿命的增长会引起储蓄率的增加，并且在人口年龄结构分布处于稳态时，储蓄额的增加会被处于负储蓄状态的老年人口数的增加所消耗^[9]。同时，使用国家间截面数据的部分研究也支持生命周期理论。来自微观数据的实证结果则不确定，既有支持生命周期理论的结果也有不支持生命周期理论的结果，而且不支持生命周期理论的文献占大多数。Horioka（2010）使用 2000 年之后的统计数据，研究发现日本 2000 年之后退休人口的储蓄急剧下降，他指出这与政府减少社会保障支出和增税有关^[10]。与此相反，Dekle（1990）的研究发现日本人的财富随着年龄的增加而增长，表明老龄人口仍在进行储蓄^[11]。

针对基于宏观数据与微观数据得到的相反的结果，Weil 指出实际二者并不矛盾，微观数据得到的结果也是正确的。老年人确实可能减少支出，但是他们的子女因为有更多的遗产可以继承，可能增加消费，因此从宏观的角度看，老龄化全社会的储蓄减少^[12]。

国内学者的研究结果与国外反差较大，基于微观和宏观数据的研究大多认为

老龄化会增加居民储蓄。如袁志刚和宋铮（2000）研究发现人口老龄化会激励居民增加储蓄，由于人口老龄化是计划生育政策的自然结果，它很可能是造成中国城镇居民储蓄倾向上升的一个重要因素^[13]。刘雯和杭斌（2013）基于缓冲储备的储蓄理论，对养老金“多轨制”进行量化，利用 CHNS 数据库建立平衡面板模型做实证分析。结果表明社会老龄化程度的加深会提高居民储蓄率^[14]。同时也存在相反的结果，范叙春和朱保华基于生命周期理论的研究发现，人口预期寿命的延长提高了我国国民储蓄率，幼年人口抚养比增加会增加国民储蓄率，而老年人口抚养比增加会减少国民储蓄率^[15]。马树才等人通过扩展连续世代交叠模型构建居民内生储蓄函数，分析人口年龄结构变动对居民储蓄的影响，发现老年抚养比与居民储蓄存在倒 U 型动态关系^[16]。

（二）养老保险与居民储蓄率

发达国家实行养老保险政策历史较长，对养老保险与居民储蓄关系的研究起步较早。美国经济学家 Feldstein（1974）将养老保险对储蓄的影响归结为两种不同的方向：一种是使居民减少储蓄的“资产替代效应”，人们既然可以从公共养老金计划中获得养老收益，就可以减少为了退休期的消费而在工作期的财富积累；另一种是使居民增加储蓄的“引致退休效应”，公共养老制度的给付机制可能诱使人们提早退休，而这就意味着工作期的缩短和退休期的延长，因此这就会使得居民在工作期保持较高的储蓄水平，用以满足退休后的生活需要，而储蓄的变化就是取决于这两种效应的强弱^[17]。Feldstein 和 Liebman（2002）认为养老保险和储蓄之间的关系非常复杂，在没有借贷约束和不确定性的前提下，私人储蓄和养老保险之间存在替代关系，也就是说养老保险会替代私人储蓄^[18]。国内学者结合中国国情对养老保险如何影响储蓄进行了实证研究，但得出了相反的结论。彭浩然和申曙光（2007）利用中国 31 个省市自治区数据进行的经验研究表明现收现付制养老保险会降低居民储蓄率^[19]。黄莹利用戴蒙德模型分析现社会统筹的收现付制和基金制对储蓄影响，发现现收现付制在一定程度上能降低储蓄，而基金制则不会造成影响^[20]。胡颖和齐旭光通过建立现收现付制与基金制相结合的社会保障制度的 OLG 模型分析了社会保险的储蓄效应，结果表明社会保险对居民储蓄存在挤出效应，但是影响程度缺乏弹性^[21]。田玲和刘章艳（2017）研究发现基本养老保险显著增加了居民在服装和食品等当期消费项目的压力感知^[22]。与此相反，张士斌基于面板数据的分析表明养老保险对储蓄的影响并不显著^[23]。李雪增等人使用 2001—2008 年的省际面板数据，研究发现基本养老金收入的变动对我国居民储蓄率的影响并不显著^[24]。

（三）人口老龄化、养老保险与居民储蓄率

在人口老龄化背景下研究养老保险如何影响储蓄的文献相对较少。Li（2013）采用面板数据研究多国的养老保险、预期寿命对储蓄的影响，发现养老保险对储蓄具有负向影响，而预期寿命具有正向影响^[25]。杨继军和张二震（2013）利用

1994—2010 年中国省际面板数据，建立动态面板模型进行回归，结果表明老年人口比重对居民储蓄率的影响为负，而养老保险覆盖面、养老保险缴费水平则对居民储蓄率的影响为正，进而证实了养老保险制度并不会给储蓄造成降温^[26]。

（四）文献评述

首先，对于国外相关学者的研究发现大多基于发达国家的社保体制，发达国家社保体制较为完善，而中国正在不断完善的过程中，国外的消费心理等方面同国内都有显著的异质性，所以国外消费与储蓄相关的研究、发达国家的资本积累有其特殊的发展规律，基于发达国家的研究得出的结论不一定适应中国现状。国内学者虽然进行了大量的研究，但大多是关于人口老龄化与养老保险对居民储蓄的影响，同时研究老龄化和养老保险对居民消费影响的文献较少，且结论不统一，需要进行进一步的研究。

本文将在以下几个方面尝试拓展前人的研究成果：一是使用三期迭代的 OLG 模型，将人口老龄化与养老保险结合起来分析它们对于居民储蓄率的影响；二是在理论模型中结合中国养老保险体系“统账结合”的实际，分析现收现付制与基金积累制相结合的混合模式下社会保险和人口老龄化的储蓄效应；三是在实证分析中，本文构建同时考虑人口老龄化和养老保险两个因素的计量模型。

三、理论模型

（一）基本模型

借鉴赵昕东^[27]的研究成果，本文依据生命周期理论，构建了一个中国养老保险制度下的三期世代交叠（Overlapping Generation Model）模型。世代交叠模型是一个动态的理论模型，它充分地考虑了人口交替效应与代际交叠效应，即假定在一个经济体中，新人不断出生进入经济，老人不断去世而退出经济。其中以戴蒙德模型（Diamond Model）最为出名，戴蒙德模型基于人口新老交替的视角研究了人口结构与消费和储蓄之间的关系。本文拟建立三期的世代交叠模型，用以分析人口年龄结构和养老保险在个人生命周期决策时对储蓄率的影响机制。OLG 模型是为宏观经济模型建立微观基础的两大基本模型之一，杨再贵和曹园（2015）使用 OLG 模型研究了养老保险与养老金待遇问题；张士运和杨茜淋（2015）^[28]研究了人口结构影响消费、储蓄和劳动力供给。李静（2015）^[29]利用 OLG 模型研究了社会保障期对出生率和人力资本的影响。

为简化模型，文章在模型中对行为人设定两个约束条件：一是假定行为人不留遗产，寿命结束时积蓄为 0；二是基于我国现收现付制和基金积累制“统账结合”的现状，假设行为人老年时期的生活保障由公共账户和个人养老金账户积累两部分构成。

综合以上分析，我们所考察的代表性个体行为如下：假设代表性行为人经历少年期，成年期以及老年期，并且 t 期成年人以 P 的概率进入老年期，那么

$(1-p)$ 就是 t 期成年人的死亡率，并有 $N_{2,t} = pN_{1,t-1}$ 。由于计划生育政策的约束，所以假定所考察行为不能自主选择生育儿女的数量，故生育率外生给定，人口出生率设定为 $n_t = \frac{N_{1,t+1}}{N_{1,t}}$ 。假设 $s_{1,t}$ 为成年期的储蓄，所考察行为人在 t 期的

一单位无弹性劳动工资设为 w_t 。假定工资的正常增长率为 g ，则有 $w_{t+1} = (1+g)w_t$ 。此外，根据我国现行养老保险制度，养老保险账户是社会统筹与个人账户相结合的，因此我们假设所考察行为人在成年期在适龄劳动期向政府缴纳保障金，按劳动所得的正常比例 τ 进入个人账户，按固定比例 η 进入统筹账户，其余的用于行为人消费和储蓄。根据零套利原理，若物质资本的租借成本为 r_{t+1} ，则老年期的储蓄回报为 $(1+r_{t+1}) \times s_{1,t}$ ，另外，假定个人账户的回报率为 r ，根据 1997 年《国务院关于建立统一的企业职工基本养老保险制度》中规定，个人账户储蓄额每年参考银行同期存款利率计算利息，这部分收益率按规定应等于 r_{t+1} 。假定 $C_{0,t}$ ， $C_{1,t}$ 与 $C_{2,t+1}$ 分别代表所考察行为人在少年期、成年期和老年期的消费决策。其中少年期行为人没有收入，消费全部来自父母收入；成年期行为人通过劳动获取工资收入供其消费与储蓄，同时按一定比例缴纳养老保险；老年期行为人的消费完全来自成年期行为人的储蓄及利息收入以及养老保险给付。

所考察的行为人的终生预算约束可以用以下表达式刻画：

$$n_t C_{0,t} + C_{1,t} + s_{1,t} = (1 - \tau - \eta) w_t \quad (1)$$

$$C_{2,t+1} = s_{1,t} (1 + r_{t+1}) + \tau w_t (1 + r_{t+1}) + \frac{1}{p} \eta w_{t+1} n_t \quad (2)$$

由 (1)、(2) 联立，可解得：

$$s_{1,t} = \frac{C_{2,t+1}}{1 + r_{t+1}} - \tau w_t + \frac{1}{p(1 + r_{t+1})} \eta w_{t+1} n_t \quad (3)$$

将 (3) 代入 (1)，可将终生预算约束表示为：

$$n_t C_{0,t} + C_{1,t} + \frac{C_{2,t+1}}{1 + r_{t+1}} + \frac{1}{p(1 + r_{t+1})} \eta w_{t+1} n_t - (1 - \eta) w_t = 0 \quad (4)$$

假设行为人是相对风险规避主体，为简化模型表达，所考察行为人的终生效用函数用对数形式来表示：

$$U = \varphi n_t^{1-\varepsilon} \ln C_{0,t} + \ln C_{1,t} + p\beta \ln C_{2,t+1} \quad (5)$$

其中， β 代表时间贴现因子，行为人可以通过贴现因子大小调整自己终生收入的分配比例；由于受传统文化影响，行为人少年期需要其父母养育，故成年人也会从子女的消费中获得效用， φ 代表父母对子女消费的效用的贴现率，参数 $\varepsilon > 0$ ，它代表它表示随着子女数量的减少，父母对子女的培养重视程度上升，用以衡量子女消费效用的边际递减程度。

因此，在生命周期预算约束条件下，行为人的最大效用可以表示为：

$$L(C_{1,t}, C_{0,t}, C_{2,t+1}, \lambda) = \varphi n_t^{1-\varepsilon} \ln C_{0,t} + \ln C_{1,t} + p\beta \ln C_{2,t+1} \\ + \lambda \left[n_t C_{0,t} + C_{1,t} + \frac{C_{2,t+1}}{1+r_{t+1}} + \frac{1}{p(1+r_{t+1})} \eta w_{t+1} n_t - (1-\eta) w_t \right] \quad (6)$$

根据效用最大化的一阶条件，即

$$\frac{\partial L}{\partial C_{0,t}} = 0; \quad \frac{\partial L}{\partial C_{1,t}} = 0; \quad \frac{\partial L}{\partial C_{2,t+1}} = 0; \quad \frac{\partial L}{\partial \lambda} = 0, \quad \text{解这个方程组可得到各时期的}$$

消费与成年期的储蓄：

$$C_{1,t} = \frac{(1-\eta) w_t + \frac{\eta w_{t+1} n_t}{p(1+r_{t+1})}}{1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta} \quad (7)$$

$$C_{0,t} = \frac{\varphi n_t^{1-\varepsilon} \left[(1-\eta) w_t + \frac{\eta w_{t+1} n_t}{p(1+r_{t+1})} \right]}{1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta} \quad (8)$$

$$C_{2,t+1} = \frac{p\beta(1+r_{t+1}) \left[(1-\eta) w_t + \frac{\eta w_{t+1} n_t}{p(1+r_{t+1})} \right]}{1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta} \quad (9)$$

$$s_{1,t} = \frac{p\beta \left[(1-\eta)w_t + \frac{\eta w_{t+1}n_t}{p(1+r_{t+1})} \right]}{1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta} - \tau w_t - \frac{\eta w_{t+1}n_t}{p(1+r_{t+1})} \quad (10)$$

(一) 统账结合的养老金账户对居民储蓄的影响

由最优储蓄 $s_{1,t}$ 可得 t 期的最优储蓄率:

$$\begin{aligned} sr = \frac{s_{1,t}}{w_t} &= \frac{p\beta \left[(1-\eta) + \frac{\eta(1+g)n_t}{p(1+r_{t+1})} \right]}{1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta} - \tau - \frac{\eta(1+g)n_t}{p(1+r_{t+1})} \\ &= \frac{(1-\eta)p^2\beta(1+r_{t+1}) - (1+g)\eta n_t(1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon})}{p(1+r_{t+1})(1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta)} - \tau \end{aligned} \quad (11)$$

让最优储蓄率对养老保险缴费率 τ 和 η 求导可得:

$$\frac{\partial sr}{\partial \tau} = -1 < 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial sr}{\partial \eta} = \frac{-p^2\beta(1+r_{t+1}) - (1+g)n_t(1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon})}{p(1+r_{t+1})(1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta)} < 0 \quad (13)$$

由两个一阶偏导结果可知,所考察行为入缴纳公共账户与个人账户养老金均会减少对储蓄账户的资金投入,缴纳养老保险金会对居民的储蓄行为产生抑制效应。由公式(11)可知,强制进入个人账户的增加比例等于储蓄资金的减少比例,即缴纳到个人账户的资金和用于储蓄的资金之间存在完全挤出现象。个人缴费率每提高一个百分点,储蓄率就相应减少一个百分点。个人账户实际上是把居民储蓄与社会承诺之间等价于行为人生命周期内强制储蓄和自愿储蓄之间的替代关系,在该情形下养老保险与个人储蓄性质是一致的,即个人账户对储蓄来说存在完全的替代关系。

由公式(12)可知,社会统筹账户反映着居民私人储蓄和社会承诺之间的替代关系,它能够减少居民在工作期间进行储蓄用于退休后在老年期用于消费动机,即对储蓄存在一定的挤出效应,但是“挤出效应”大小不确定,需要通过进一步的实证检验确定。

(三) 老龄化的影响

在生产技术方面,为简化起见,假定技术进步外生,生产函数设定为规模报酬不变的C-D生产函数,符合凹性与资本的边际产出递减的稻田条件。

$$Y_t = f(K_t, L_t) = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (13)$$

其中, A 代表技术进步, 技术进步是一个外生冲击, K_t, L_t 代表 t 期的社会资本存量和劳动力水平。劳动力水平等于该时期适龄劳动人口数量, 即 $L_t = N_t$, α 表示总产出中社会资本所占份额, $1-\alpha$ 表示总产出中劳动投入所占份额。在这里我们由劳均资本存量 $k_t = \frac{K_t}{L_t}$, 劳均产出 $y_t = \frac{Y_t}{L_t}$, 并且有 $y_t = Ak_t^\alpha$ 。

假设市场是完全竞争的, 劳动和资本投入都能使其获得边际收益。公式中, r_t 表示该时期的有形资本的使用成本, w_t 代表 t 期劳动的价格即工资率。通过最大化一阶条件可得各要素边际产品获得的报酬为:

$$w_t = (1-\alpha)Ak_t^\alpha \quad (14)$$

$$r_t = \alpha Ak_t^\alpha \quad (15)$$

如果经济处于封闭状态, 根据资本的均衡条件 $K_{t+1} = N_{1t}s_{1t}$, 以及 $y_t' = f'(k_t) = n_t$, 计算可得经济达到均衡时的劳均资本存量水平为

$$k^* = \left[\frac{A\alpha p^2 \beta (1-\alpha)(1-\eta)}{n_t \alpha (1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta) + (1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon}) \eta n_t (1-\alpha)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (16)$$

经过计算与化简, 此时的社会总储蓄率为:

$$\begin{aligned} Tsr &= 1 - \frac{N_{1,t+1}}{N_t} \cdot \frac{C_{0,t}}{y} - \frac{C_{1,t}}{y} - \frac{N_{2,t}}{N_{1,t}} \cdot \frac{C_{2,t}}{y} \\ &= 1 - \left[\frac{\varphi n_t^{1-\varepsilon} (1-\alpha)(1-\eta)}{1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta} + \frac{\eta n_t^{2-\varepsilon} \varphi (1-\alpha)}{p\alpha A (k^*)^{\alpha-1} (1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta)} \right] - \left[\frac{(1-\alpha)(1-\eta)}{1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta} + \frac{\varphi n_t \eta (1-\alpha)}{p\alpha A (k^*)^{\alpha-1} (1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta)} \right] \\ &\quad - \frac{N_{2,t}}{N_{1,t}} \left[\alpha n_{t-1} + \frac{\eta (1-\alpha) (n_{t-1} + \varphi n_{t-1}^{2-\varepsilon})}{p (1 + \varphi n_{t-1}^{2-\varepsilon} + p\beta)} + \frac{\beta (1-\alpha) n_{t-1}}{1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta} \right] \\ &= (1-\alpha)(sr + \tau) \end{aligned} \quad (17)$$

在式 (17) 中, $\frac{N_{2,t}}{N_{1,t}}$ 代表老年抚养比, p 表示老年人存活率, 通过社会总

储蓄率对老年抚养比与老年人存活率求偏导可得:

$$\frac{\partial Tsr}{\partial \left(\frac{N_{2,t}}{N_{1,t}} \right)} = -\alpha n_{t-1} - \frac{\eta(1-\alpha)(n_{t-1} + \varphi n_{t-1}^{2-\varepsilon})}{p(1 + \varphi n_{t-1}^{2-\varepsilon} + p\beta)} - \frac{\beta(1-\alpha)n_{t-1}}{1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta} < 0 \quad (18)$$

$$\frac{\partial Tsr}{\partial p} = -\frac{N_{1,t+1}}{N_t} \cdot \frac{\partial C_{0,t}}{\partial p} - \frac{\partial C_{1,t}}{\partial p} - \frac{N_{2,t}}{N_{1,t}} \cdot \frac{\partial C_{2,t}}{\partial p} > 0 \quad (19)$$

由此可见, 老年抚养比越高社会总储蓄越低; 老年人存活率越大, 寿命越长, 社会总储蓄越高。本文的假设 1 由此被验证。又由于 $Tsr = (1-\alpha)(sr + \tau)$, 继续计算可得:

$$\frac{\partial sr}{\partial \left(\frac{N_{2,t}}{N_{1,t}} \right)} = \frac{1}{1-\alpha} \left(-\alpha n_{t-1} - \frac{\eta(1-\alpha)(n_{t-1} + \varphi n_{t-1}^{2-\varepsilon})}{p(1 + \varphi n_{t-1}^{2-\varepsilon} + p\beta)} - \frac{\beta(1-\alpha)n_{t-1}}{1 + \varphi n_t^{1-\varepsilon} + p\beta} \right) < 0 \quad (20)$$

$$\frac{\partial sr}{\partial p} = \frac{1}{1-\alpha} \left(-\frac{N_{1,t+1}}{N_t} \cdot \frac{\partial C_{0,t}}{\partial p} - \frac{\partial C_{1,t}}{\partial p} - \frac{N_{2,t}}{N_{1,t}} \cdot \frac{\partial C_{2,t}}{\partial p} \right) > 0 \quad (21)$$

由此表明老年抚养比与居民储蓄率呈负相关, 而老年人存活率与居民储蓄呈正相关。因此在探讨人口老龄化和养老保险对储蓄率的影响时, 老年抚养比和预期寿命对居民私人储蓄的影响方向是相反的, 同时由于社会保障对居民私人储蓄率产生的挤出效应, 所以居民私人储蓄的储蓄效应最终是由这三种效应强弱共同影响。在此模型下, 除了分析人口老龄化对储蓄的影响外, 在探讨分析中国社会保险“统账结合”的养老模式下对储蓄率影响时, 需要在现收现付和基金积累制两者的基础上结合进行分析和探讨。

因此, 为了更好地研究人口老龄化、养老保险的储蓄效应, 详细探索分析人口老龄化、社会保险对居民私人储蓄的宏观影响, 我们首先通过建立基本计量模

型进行分析,然后在此基础上,引入养老保险,进一步研究社会养老保险对居民私人储蓄的挤出影响以及人口老龄化对居民储蓄的影响变化,通过对比,分析其变化原因,并给予合理的解释。

四、研究设计

(一) 研究假设

老龄化是现阶段中国社会发展的必然趋势,也是经济发展过程中必然面对的问题。老龄化对居民储蓄行为的影响主要体现在“寿命周期效应”与“压力效应”两个方面。寿命周期理论认为,人们倾向于在不同的人生阶段实施不同的储蓄行为,随着年龄增长,居民的边际储蓄倾向是先上升后下降的。对于国家而言,随着中国老龄人口逐年增加,必然会导致适龄劳动人口数量减少,再加上计划生育政策所产生的少子化倾向普遍存在,适龄劳动人口的社会生存压力空前巨大,会使他们不得不增加消费支出而减少储蓄。此外,随着生活水平不断提升,医疗卫生条件不断改善,如今老龄人口寿命普遍延长,人们会调整对未来的消费预期,增加储蓄。但是文章预期这一寿命延长效应引致的居民储蓄的增加也不足以完全抵消社会老龄化的负向影响。原因在于:寿命延长带来的储蓄增加会被老年生活的相对延长所抵消,且各年龄段的较高储蓄也会被适龄劳动人口的消费支出所抵消。据此,我们提出本文的第一个假设:

H1: 社会老龄化趋势会显著抑制居民的储蓄意愿。

目前,中国实施公共基金账户与个人账户相结合的养老金筹集方式,由参保单位员工和个人分别定期缴纳固定工资比例的数额进入基金账户。从本质上看,社会养老金账户属于国家财政的二次分配,目的是调节居民的收入水平,为了实现社会整体的公平和效率。研究预期养老保险可以从两个方面缓解老龄化对居民储蓄的冲击:一是缓解社会老龄化带来的压力效应。长期来看,政府的养老保险支出一定程度上提升了居民的收入水平,增加居民的消费支出,进而缓解社会老龄化行为对居民储蓄行为的压力效应;二是缓解社会老龄化的寿命效应,随着年龄增长,未来生活不确定性增大,而养老保险可以缓解因意外发生所带来的巨大经济困境,给老年生活提供保障,提升当期消费信心,进而缓解老龄化对居民储蓄行为的寿命效应。综上,养老保险对老龄化与居民储蓄行为带来的压力效应和寿命效应均能产生一定的缓解作用。据此,提出本文的第二个假设:

H2: 养老保险会对居民储蓄率产生负向影响,且在一定程度上可以平滑社会老龄化对居民储蓄行为的负向效应。

(二) 相关变量的动态演进过程探究

核密度估计是一种对密度函数的非参数估计方法,是由 Rosenblatt 于 1956 年提出的,核密度估计是一种更加稳健的估计方法,且降低了对样本容量的要求,是参数估计方法的有效补充。本文利用核密度估计模型分析居民储蓄率、养老保

险缴费率与社会老年抚养比的时间分布的动态演进过程,直观分析分布的整体形态,由于本文样本期为2000—2019年,本文采用固定时间间隔抽样方法,分别抽取2000年、2005年、2010年、2015年与2019年五个年份绘制核密度估计图,通过对比比较所评价年份的核密度曲线图,来阐述社会养老保险与老龄化趋势的动态演进以及对居民储蓄的直观影响。核密度估计方法见公式(22)。

$$f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{Nurb_i - \overline{Nurb}}{h}\right) \quad (22)$$

其中, $f(x)$ 为密度函数, $K(\cdot)$ 为核密度函数, 本文核密度估计所使用的是伊番柯尼科夫核, h 为最优窗宽。

图1、2和图3为三个变量的核密度估计图:

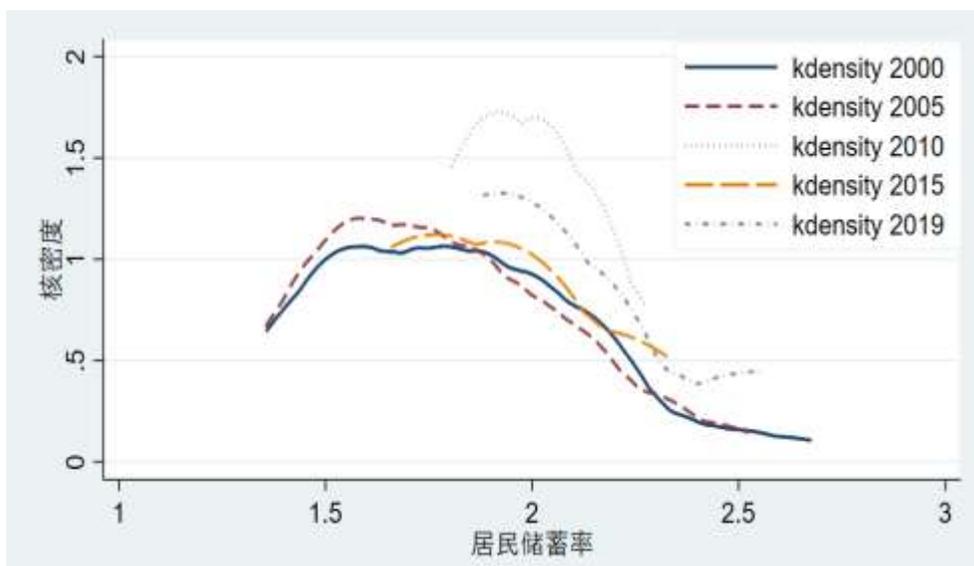


图1 居民储蓄率的动态演进趋势

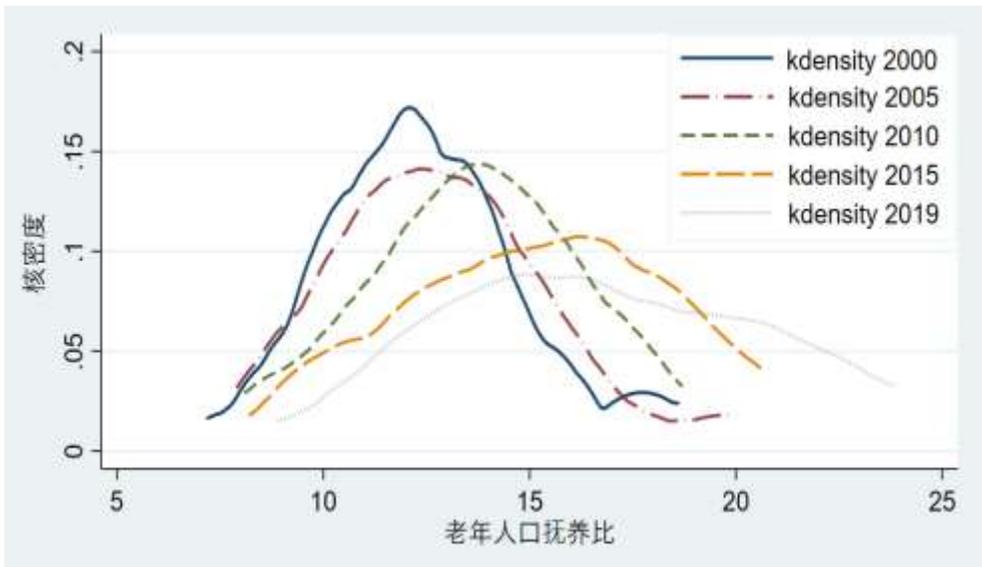


图 2 老年人口抚养比的动态演进趋势

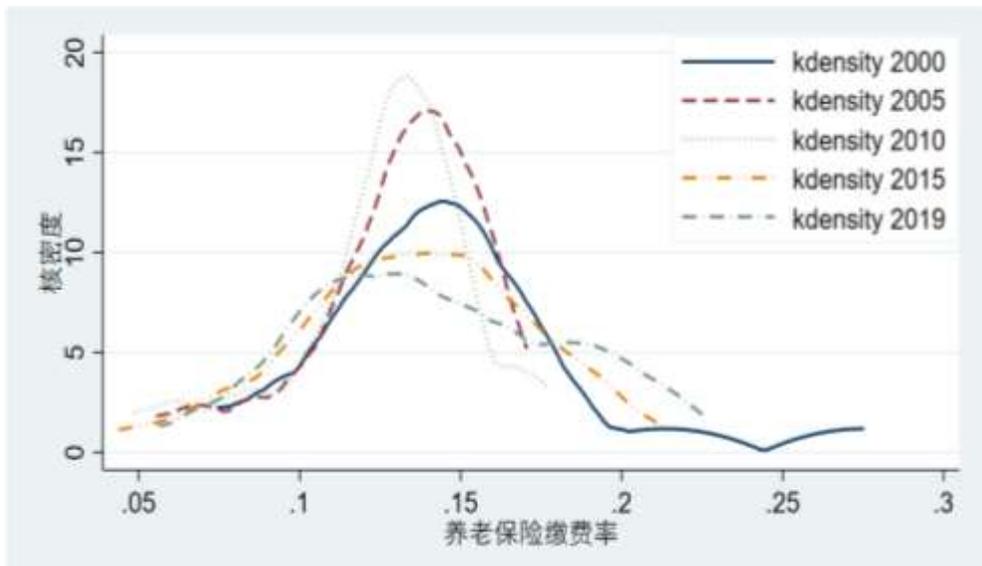


图 3 养老保险缴费率的动态演进趋势

如图 1 所示，居民储蓄率的核密度估计曲线呈现出比较明显的右拖尾特征，且随着时间推移，曲线不断向右移动，说明 2000 年到 2019 年，居民储蓄率是在不断上升的。居民储蓄的上升一方面因为收入增加，从而带来引致储蓄增加，另一方面则是随着老龄化的不断加深与社会压力的不断增大，有越来越多的适龄工

作人群会将提高储蓄在收入中的比重以应对家庭突然性大规模支出；通过图 1 还可以看出，在样本期内，居民储蓄率正在发生从低水平聚集到高水平聚集的转变，且储蓄率的离散程度显著增强。说明随时间推移，居民储蓄率的差异性增大。差异性可能是由于储蓄的目的不同导致的，部分风险规避者更倾向于通过提高储蓄来平滑自己终生的收入与消费，当然其他人也可能采取提高储蓄率之外的其他方式来规避风险。总体来说，居民储蓄随时间推移不断上升，且离散程度增强。

在图 2 当中我们可以看出，老年人口抚养比也是一条具有显著右拖尾特征的曲线，且同样是在不断向右移动的，同样，老年人口抚养比的离散程度随时间推移不断加重，说明老年人口抚养比随着时间推移不断上升，社会老龄化问题不断加重，且部分地区老龄化进程不断加快；在图 3 中，养老保险缴费率的核密度曲线呈现类正态分布形态，且随着时间推移，曲线在缓慢向左移动，且曲线的右拖尾逐渐缩小，反映出养老保险缴费率的集中趋势不断增强。说明随我国养老保险制度的不断完善，养老保险的缴费率有略微下调，且各地差异化缴费率的现象得到改善，各地养老保险缴费规则逐渐趋于统一。

（三）变量选取与数据来源

参考相关研究成果，本文选取的变量包括：

被解释变量：居民储蓄率 (S)。本文的居民储蓄率是居民人均储蓄与居民人均可支配收入的比值。居民人均储蓄是人均年可支配收入与人均年生活消费支出的差额。其中人均年生活消费支出用城镇居民人均消费支出和农村居民人均消费支出以及相应的人口数加权计算得出，人均年收入用城镇居民可支配收入和农村居民人均纯收入以及相应的人口计算得出。

解释变量：(1) 人口因素。人口因素主要包括三个指标，老年抚养比 (Old)、少儿抚养比 (Chi) 与人口增长率 ($Population$)。老年抚养比用 65 岁及 65 岁以上人口占 15—64 岁人口的比重表示，少儿抚养比用 14 岁及 14 岁以下人口占 15—64 岁人口的比重表示，出生率用人口出生率表示，单位是千分之一。

(2) 养老保险。根据理论模型，拟采用养老保险的平均实际缴费率 (Pay) 来衡量，实际平均缴费率计算公式如下：

$$\text{实际缴费率} = \frac{\text{当年养老基金支出}}{\text{参保职工年末人数} \times \text{在岗职工平均支出}} \quad (23)$$

控制变量：(1) 人均生产总值 ($Pgdp$)。使用人均国民收入来衡量，为了消除量纲影响，对其采取对数化处理。

(2) 地区经济增长率 (Eco)。由各年份的人均收入计算得到。为得到收入的实际增长率，本文采用居民消费价格指数进行平减。

(3) 城乡居民收入差距 (Gap)。用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值计算。

(4) 金融发展水平 (Fin)。以年末金融机构贷款余额占 GDP 的比重衡量。

(5) 实际利率 (*Rate*)。考虑到通货膨胀的影响, 实际利率由名义利率与通货膨胀率的差值衡量, 名义利率取中国人民银行规定的一年期存款利率表示, 若某年实行多个利率, 则按时间长短进行加权, 通货膨胀率用居民消费价格指数的增长率来表示。

本文选取 2000—2019 年为样本期, 选取全国 31 个省、直辖市、自治区的数据进行实证研究。数据资料收集自《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国金融统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》, 实际利率等指标来自 Wind 数据库。对于少数缺失的样本数据, 本文采用线性插值法进行补齐。

各变量描述性统计结果如下表所示:

表 1 各变量描述性统计结果

变量属性	变量名	样本容量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>S</i>	620	1.842	3.111	1.355	2.673
核心解释变量	<i>Old</i>	620	0.131	3.098	0.067	0.238
	<i>Chi</i>	620	0.246	7.187	0.096	0.446
	<i>Population</i>	620	0.549	3.028	-0.019	0.131
	<i>Pay</i>	620	0.136	0.037	0.043	0.274
控制变量	<i>Pgdp</i>	620	10.395	0.183	7.922	12.011
	<i>Eco</i>	620	2.013	0.921	0.399	5.397
	<i>Gap</i>	620	2.588	0.365	1.845	3.556
	<i>Fin</i>	620	1.741	0.757	0.183	5.377
	<i>Rate</i>	620	0.003	4.305	-0.1312	0.069

(一) 模型建立

根据前文理论推导, 老龄化与养老保险都会对居民储蓄意愿产生重要影响。为了考察二者对居民储蓄行为的影响, 本文拟设定面板固定效应模型(公式(24)所示)与动态面板模型(公式(25)所示):

$$S_{it} = C + \alpha_1 Old + \alpha_2 Chi_{it} + \alpha_3 Population_{it} + \alpha_4 Pay_{it} + \sum_m \beta_m Control_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

$$S_{it} = C + \delta S_{i,t-1} + \alpha_1 Old + \alpha_2 Chi_{it} + \alpha_3 Population_{it} + \alpha_4 Pay_{it} + \sum_m \beta_m Control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

模型中, i 表示地区, t 表示年份。居民储蓄率 (S) 是被解释变量, 老年抚养比 (Old)、儿童抚养比 (Chi)、人口增长率 ($Population$)、养老保险缴费率 (Pay) 为核心解释变量, 其中 α_i 是核心解释变量的回归系数, δ 是动态面板中被解释

变量的一阶滞后项的回归系数， $\sum_m Control_{it}$ 代表控制变量组。 μ_i 代表个体固定效应，用以控制不随时间趋势变化的因素， λ_t 代表时点固定效应，用以控制不随个体而变的时间变化趋势。 ε_{it} 为随机扰动项。本文的基准回归将基于面板双向固定效应与动态面板模型进行分析。

五、实证结果及分析

（一）面板数据平稳性检验

由于本文选择的样本期较长，为确保序列的平稳性，避免因时间序列非平稳导致出现伪回归的问题，我们还需要对变量序列进行单位根检验。本文通过用 IPS 法与 LLC 两种方法进行单位根检验，并汇报了相应的统计量与 p 值。检验结果如下表所示。经过检验，所有的变量 p 值都显著拒绝了数据存在单位根的原假设，表明本文选取的变量都是平稳且有效的，适合对其进行动态面板回归分析。

表 2 各变量平稳性检验结果

变量	<i>Im-Pesaran-Shin W-stat</i>	<i>Prob</i>	结果	<i>Levin-Lin-Chu T-stat</i>	<i>Prob</i>	结果
<i>S</i>	-1.486*	0.054	平稳	-6.012**	0.013	平稳
<i>Old</i>	-6.183***	0.000	平稳	-21.767***	0.000	平稳
<i>Chi</i>	3.763***	0.000	平稳	-4.351***	0.008	平稳
<i>Pupulation</i>	-5.906**	0.030	平稳	-26.417***	0.000	平稳
<i>Pay</i>	6.741***	0.000	平稳	1.727***	0.001	平稳
<i>Pgdp</i>	-5.201***	0.008	平稳	-0.322*	0.098	平稳
<i>Eco</i>	5.835***	0.000	平稳	-6.712***	0.000	平稳
<i>Fin</i>	8.125***	0.001	平稳	12.803***	0.002	平稳
<i>Gap</i>	6.533***	0.000	平稳	0.712**	0.040	平稳
<i>Rate</i>	-12.257***	0.000	平稳	-37.543***	0.000	平稳

（二）面板回归结果及分析

本文实证检验部分回归分析均使用计量分析软件 Stata15.1 完成。基准回归结果如表 3 所示。表 3 前两列为面板固定效应回归结果，后两列为动态面板使用系统 GMM 方法估计的回归结果。为确保回归结果更加稳健，本文拟采用逐步回归法汇报结果，其中回归结果（1）、（3）未加入控制变量，而（2）、（4）加入了全部控制变量。在静态面板中，本文加入了代表各省份和各年份的虚拟变量，同时控制了个体固定效应和时间固定效应，并且进行了变量联合显著性检验，F

检验结果是显著的。在动态面板回归中，首先进行了变量显著性检验，根据 Wald 检验结果表明，模型中变量是联合显著的。其次要对模型进行过度识别检验与扰动项序列相关检验，Sargan 检验结果表明，不存在过度识别问题，说明工具变量集是有效的。而针对扰动项的序列相关检验结果显示，一阶序列相关，误差项不存在二阶及以上更高阶的序列相关。

由基准回归结果可以看出，代表人口年龄结构的变量，无论老年抚养比 (*Old*)、儿童抚养比 (*Chi*) 还是人口增长率 (*Population*) 均与社会储蓄率呈现显著的负相关关系。表明老年抚养比、儿童抚养比与新生儿出生率的提升会显著降低人们的储蓄意愿。原因在于，随着中国社会老龄化程度提升，适龄劳动人口相对减少，纯消费人群增多，必然导致社会储蓄率下降。长此以往将会导致社会资本积累速度趋缓，从而导致地区经济增长乏力。代表养老保险的变量，即养老保险实际缴费率 (*Pay*) 的回归系数显著为负，静态面板中通过了 10% 水平的显著性检验，动态面板中分别在 5% 和 1% 水平下显著。说明实际缴费率与居民储蓄率之间存在一定的“挤出效应”，这验证了本文的假设 2。原因在于，我国目前实行的社会养老保险制度是现收现付与基金制相结合的养老保险制度，具体为“社会统筹与个人账户相结合”的模式。一定程度上对个人参保具有一定的强制性，在个人账户模式下，以强制的形式让居民在工作期为以后退休生活进行储蓄，本质是强制性储蓄和自愿性储蓄的替代。而现收现付模式代表了居民储蓄和社会承诺之间的替代关系，等同于向居民做出退休后可以获得养老金的承诺，从而使居民在工作期间降低用于退休后消费的那部分储蓄。因此，总的来说，无论哪种形式的替代，实际缴费率都会削弱居民的储蓄动机。实际缴费率对储蓄的影响系数为-0.607，小于 1，即缺乏弹性。可能的原因是我国养老保险制度不够完善，养老保险供给不足并且覆盖面过窄，这些因素使得居民面临许多风险和不确定性，导致储蓄动机的加强，从而弱化挤出效应。储蓄的另一面是消费，上述结果表明社会统筹模式的养老保险将较大程度的挤占消费，而个人账户模式的养老保险则完全挤占储蓄。

表 3 所列示的控制变量回归结果中我们可以看出，人均生产总值，地区经济增长对社会储蓄有较为显著的正向影响，考虑到我国城乡二元体系的城乡差距对居民储蓄也具有正向影响，合理的城乡收入差距有助于促进居民储蓄提升。金融发展水平与居民储蓄意愿呈负相关，实际利率与居民储蓄正相关，实际利率越高，收入效应大于替代效应，居民越倾向于把收入更多的转化为储蓄。

表 3 基准回归结果

被解释变量：居民储蓄率				
解释变量	[1]	[2]	[3]	[4]
	TW-FE	TW-FE	Sys-GMM	Sys-GMM

Old	-0.180*	-0.179***	-0.066*	-0.179**
	(0.894)	(0.787)	(0.788)	(0.033)
Chi	-0.031**	-0.042**	-0.001**	-0.057**
	(0.723)	(0.909)	(0.021)	(0.681)
Pay	-0.311*	-0.741*	-0.328***	-0.607**
	(3.122)	(4.233)	(0.005)	(0.140)
Pupolation	-1.121**	-2.605**	-2.634*	-1.158**
	(0.001)	(0.098)	(3.099)	(4.126)
Constant	5.122***	2.014***	7.963***	5.415***
	(0.010)	(0.087)	(0.002)	(0.020)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时点固定效应	Yes	Yes	-	-
N	620	620	620	620
R ²	0.681	0.770	-	-
F	7.042***	7.053***	-	-
F(p)	0.000	0.000	-	-
Sargan	-	-	1.0000	1.0000
AR (1)	-	-	0.0002	0.0005
AR (2)	-	-	0.1431	0.2378

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%置信水平下显著；括号内为 t 值。以下各表同。

六、进一步讨论

为深入挖掘本文研究结果,更好的揭示人口年龄结构与养老保险缴费率对居民储蓄的影响,本文拟进行如下工作:

第一,为排除极端观测值影响,本文对核心解释变量的样本数据进行上下 5%的缩尾后重新加入回归。经过缩尾后的数据可以显著排除极端异常观测值,使得回归结果更为稳健。回归结果如表 4 第一列所示;

第二,为检验动态面板回归结果是否稳健,本文进一步使用了差分 GMM 方法对动态面板模型进行回归,回归结果如表 4 第二列所示;

第三,为更好地验证假说 2,即养老保险可以很好的平滑老龄化对储蓄行为的负向效应,本文拟在模型中引入养老保险缴费率与人口结构变量地交互项,研究养老保险对人口结构变量影响居民储蓄地调节效应,具体操作为在原有模型基础上,引入交互项 $\eta_1 Pay_{it} \times Old_{it}$ 、 $\eta_2 Pay_{it} \times Chi_{it}$ 与 $\eta_3 Pay_{it} \times Population_{it}$, 如果交

互项系数的绝对值显著的小于原人口结构变量的绝对值,即可认为养老保险对于中国社会当前老龄少子化现象抑制储蓄意愿有较好的调节作用。为使结果更具可信度,本文将采用面板固定效应模型进行调节效应的讨论。回归结果如表 5 所示。

第四,为进一步排除模型误设问题,缓解因遗漏变量导致的内生性问题,本文拟加入两个控制变量进行回归。经过理论分析,政府财政支出(Gov)与收入增长波动率(Ivr)也会对居民储蓄产生影响,因此本文将会对这两个变量同时加以控制,回归结果如表 4 第 3、4 列所示。

表 4 稳健性检验回归结果

被解释变量: 居民储蓄率				
解释变量	系统 GMM	差分 GMM	系统 GMM	差分 GMM
	[1]	[2]	[3]	[4]
Old	-0.53* (0.004)	-0.143*** (0.790)	-0.143* (0.787)	-0.236** (0.033)
Chi	-0.021** (0.723)	-0.071** (0.072)	-0.041** (0.021)	-0.107** (0.681)
Pay	-0.412* (3.122)	-0.544* (0.004)	-0.521** (0.003)	-0.437** (0.140)
Pupolation	-0.178 (0.312)	-2.042** (0.098)	-1.423* (3.098)	-1.008** (4.126)
Lag.S	0.201** (0.002)	0.434*** (0.000)	0.326** (0.078)	0.505 (0.008)
Pgdp	0.113 (0.001)	0.134* (0,008)	0.134 (0.102)	0.421* (0.912)
Eco	0.352 (0.035)	0.402* (0.213)	0.598 (0.001)	0.771** (0.089)
Gap	0.042** (0.007)	0.076*** (0.033)	1.006** (0.045)	1.033* (0.566)
Fin	-0.394* (0.003)	-0.492 (0.001)	-0.511* (0.004)	-0.437 (0.355)
Rate	0.251** (0.008)	0.412** (0.001)	0.342 (0.124)	0.233* (0.002)
Gov			0.232*** (0.002)	0.524*** (0.021)
Ivr			-0.627** (0.108)	-0.013* (0.220)

Constant	3.342*** (0.019)	4.018*** (0.081)	1.645*** (0.012)	5.415*** (0.033)
Sargan 检验	1.0000	0.9823	0.9777	1.0000
Wald 检验	0.0016	0.0010	0.0001	0.0078
AR (1)	0.0005	0.0002	0.0033	0.0052
AR (2)	0.1286	0.5421	0.1432	0.2344
N	620	620	620	620

从表 4 的估计结果可知，剔除异常的观测值之后的回归结果依然很稳健，老年与儿童抚养比对居民储蓄起到显著的抑制作用，养老保险也同居民储蓄负相关。表 3 第二列回归结果显示，换一种估计方法后的估计结果仍然显著，这说明基准回归的结果是较为稳健的；加入两个控制变量以后，可以发现政府支出增加会促进居民储蓄提升，收入增长的波动则对居民储蓄有着显著的抑制作用，收入增长波动幅度越大，居民储蓄意愿越微弱。

表 5 调节效应回归结果

被解释变量：居民储蓄率			
解释变量	TW-FE	TW-FE	TW-FE
	[1]	[2]	[3]
Old	-0.121 (0.004)		
Chi		-0.271** (0.027)	
Pay	-0.412* (3.122)	-0.650* (0.005)	-0.511** (0.003)
Population			-1.997* (3.098)
Old×Pay	0.021** (0.001)		
Chi×Pay		0.107*** (0.011)	
Population×Pay			-1.113 (0.345)
Constant	0.021*** (0.029)	3.025*** (0.033)	1.022*** (0.067)

控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时段固定效应	控制	控制	控制
N	620	620	620
R ²	0.441	0.510	0.467
F	3.781	9.667	6.023
F (p)	0.000	0.000	0.002

表 5 为调节效应回归结果，为突出重点，也为节省版面，省去了不必要的控制变量的结果汇报。由调节效应回归结果可知，老年抚养比对储蓄率的抑制作用不显著，但经过养老保险的调节后，抑制作用显著的减小了；儿童抚养比经过养老保险的调节后，对居民储蓄的抑制作用也显著减小了 0.1 个百分点；而养老保险对人口出生率的调节作用不显著，可能的原因在于受到计划生育政策影响与当代社会生育子女的压力增大，中国人口增长率在不断下降，因此人口增长对居民储蓄的抑制作用很难得以发挥，所以养老保险对于人口增长的调节效应不显著。综上，表 5 所示实证检验结果基本验证了假设 2，即养老保险可以平滑人口年龄结构对于居民储蓄的抑制作用，且效果较为显著。

七、结论与对策建议

本文建立了三期迭代的 OLG 模型，对人口老龄化、养老保险缴费率与居民储蓄率的关系进行了理论分析，进一步，基于中国 2000-2019 年的 31 个省市自治区的面板数据，使用核密度估计模型，分别探讨了老龄化、养老保险缴费率与居民储蓄率的动态演进过程与特征，在这个基础上，本文分别建立静态面板与动态面板模型，采用系统 GMM 与差分 GMM 的方法进行估计，对人口年龄结构、养老保险与居民储蓄率的关系展开研究。同时还在模型中加入老年抚养比、儿童抚养比与人口增长率与养老保险的交互项，用以研究养老保险对人口年龄结构抑制居民储蓄的调节作用。研究结论表明，社会老龄化加剧和养老保险均会导致储蓄水平降低。其中，养老保险对居民储蓄行为的影响会因不同的缴费模式而异，具体而言，公共账户模式下的养老保险将在一定程度上侵占消费，而个人养老金账户模式下的养老保险则对储蓄起到完全的替代作用。按照中国现行养老保险金筹集模式，探究其内在的原因可能是：一是社会老龄化趋势加剧，纯消费人口增多导致适龄劳动人口社会生存压力增大，不得不减少储蓄以应对更多的生活消费支出。而是随着老龄化趋势形成，中国养老保险制度存在一定的滞后性，人们对于养老保险制度缺乏全面的认识；三是由于个人养老金账户模式的养老金具有法律意义上的强制性，规定从工资收入中划分一定比例缴存至个人养老金账户，到退休后领取，这个制度本质上对储蓄有完全的替代作用。

社会老龄化必然会成为伴随中国经济发展的新特征，因此如何建立更加完善的养老保险制度以缓解老龄化，实现经济高质量发展之间的矛盾，成为决策层面需要审慎思考的重要问题。根据本文研究结论，拟提出以下几点政策建议：

第一，实行灵活的退休政策。改革开放后，医疗卫生条件不断改善，人们预期寿命普遍增长。然而我国现行退休年龄政策依然是上世纪五十年代的规定，现行的退休年龄规定已经不适应当前经济社会发展的需要，是对人力资源的浪费。人口老龄化和养老保险对居民储蓄的影响是显著的，随着我国老龄化程度的加剧，老年人口比例上升，将导致储蓄率的下降。为了解决老龄化带来的资本积累速度下降，人均资本增长缓慢，劳动生产率难以提高的问题，延迟退休是短期即可见效的政策。Taylor^[31]在 2008 年提出，青年员工和老年员工混合的模式是有商业利益的，年老员工积累的隐性知识可以成为企业竞争优势的重要来源。我国可以首先尝试弹性退休制度，弹性退休制度允许劳动者在退休年龄、退休方式和退休后收入等方面有某种弹性，是一种较为灵活的退休制度。这种退休制度可以兼顾各群体的利益，给予他们一定自主选择的空间，避免一刀切的退休年龄政策造成的代际之间、职业之间和性别之间的不公。

第二，尽快实现养老保险全覆盖。研究表明，社会统筹模式的养老保险将较大程度地挤占消费，原因是当前我国的养老保险还不够健全，并不能提供很好的保障，人们即使缴纳了养老保险仍然缺少安全感。消费反映的是消费者实际获得福利，也是拉动需求的重要部分，因此应尽快根据我国基本国情和地域特点建立成熟完善的社会保障体系，例如在发展城镇社会保险的同时也要发展农村养老保险，扩大社会保险覆盖率使得更多居民享有养老保险。此外还可以逐步提高社会保险的统筹层次、做实个人账户等等，这样才能使居民无后顾之忧，更好地面对风险，是养老保险真正解决人们的后顾之忧。

第三，积极拓宽个人养老金账户养老模式下的资金投资渠道。现有个人养老金账户基金的投资规定表明，只能购买银行定期存款，从而导致收益率普遍偏低。如今，社会金融发展水平逐年提升，投资模式日益多元化，因此倡导个人账户投资渠道多元化，委托理财机构进行专业的资产管理，获取更高收益才能切实提高居民的生活保障水平。

参考文献

- [1] MODIGLIANI FBRUMBGER R. Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross section data. The collected papers of Franco Modigliani[M]. The MIT Press. 1954, Chapter 1: 3-45.
- [2] FRIEDMAN M. A theory of the consumption function[M]. Princeton University Press, 1957.
- [3] SAMUELSON P A. An exact consumption-loan model of interest without the social contrivance of money[J]. The Journal of Political Economy. 1958, 66(6) : 467-482.
- [4] GUEST R, MCDONALD I. Population ageing and projections of government social outlays in Australia[J]. Australian Economic Review, 2000(33) : 49-64.

- [5] RIOS-RULL J. Population changes and capital accumulation: The aging of the baby boom, working paper, department of economics, University of Pennsylvania, February 9, 2001.
- [6] FEHR H, JOKISCH S, KOTLIKOFF L. Fertility, Mortality and the developed world's demographic transition[J]. Journal of Policy Modeling, 2008(30) : 455-473.
- [7] LEFF N H. Dependency rates and savings rate[J]. American Economic Review, 1969, 59(5) : 886-896.
- [8] LOAYZA N, SCHMIDT H K SERVEN L. What Drives private saving across the world? [J]. The Review of Economics and Statistics. 2000, 82(2) : 165-181.
- [9] BLOOM D E, CANNING D, GRAHAM B. Longevity and life-cycle savings[J] . The Scandinavian Journal of Economics, 2003: 319-338.
- [10] HORIOKA C Y. The (dis)saving behavior of the aged in Japan[J], Japan and the World Economy, 2010 (22) :151-158.
- [11] DEKLE R. Do the Japanese elderly reduce their total wealth? A new look with different data[J]. Journal of the Japanese and International Economics. 1990, 4(3) : 1045-76.
- [12] WEIL D N. The saving of the elderly in micro and macro data[J]. Quarterly journal of Economics, 1994, 109(1) : 55- 81.
- [13] 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):24-32+79.
- [14] 刘雯,杭斌.老龄化背景下我国城镇居民储蓄行为研究[J].统计研究,2013,30(12):77-82.
- [15] 范叙春,朱保华.预期寿命增长、年龄结构改变与我国国民储蓄率[J].人口研究,2012,36(04):18-28.
- [16] 马树才,宋琪,付云鹏.中国人口年龄结构变动对居民内生储蓄的影响研究[J].中国人口科学,2015(06):56-68+127.
- [17] FELDSTEIN M. Social security, induced retirement and aggregate capital accumulation[J]. Journal of Political Economy, 1974, 82(5) : 905-926.
- [18] FELDSTEIN M, LIEBMAN J. Handbook of public economic[M], Chicago: University of Chicago Press, 2002.
- [19] 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):67-75.
- [20] 黄莹.中国社会养老保险制度转轨的经济学分析:基于储蓄和经济增长的研究视角[C]. 经济改革与发展论坛文集, 2008: 249-260.
- [21] 胡颖,齐旭光.中国社会保险与居民储蓄关系的实证研究[J].广东商学院学报,2012,27(03):41-47.

- [22] 田玲,刘章艳.基本养老保险能有效缓解居民消费压力感知吗?——基于中国综合社会调查(CGSS)的经验证据[J].中国软科学,2017(01):31-40.
- [23] 张士斌.年龄结构、社会保险与城镇居民储蓄——基于分省面板数据的实证研究[J].中南财经政法大学学报,2009(03):78-83.
- [24] 李雪增,朱崇实.养老保险能否有效降低家庭储蓄——基于中国省际动态面板数据的实证研究[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2011(03):24-31.
- [25] LI H, ZHANG J. Effects of longevity and dependency rates on saving and growth: evidence from a panel of cross countries[J]. Journal of Development Economics, 2013, 84 (1): 138-154
- [26] 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(08):47-66+205.
- [27] 赵昕东,王昊,刘婷.人口老龄化、养老保险与居民储蓄率[J].中国软科学,2017(08):156-165.
- [28] 杨再贵,曹园.农村养老保险、养老金待遇与最优政策组合[J].科学决策,2015(06):49-64.
- [29] 张士运,杨茜淋.北京市人口老龄化对经济的影响研究[J].科学决策,2015(06):65-75.
- [30] 李静.社会保障预期、出生率与人口质量[J].中国软科学,2015(02):85-95.
- [31] TAYLOR P. Aging labor forces promises and prospect. Edward Elgar Publishing, 2008.



4

保险业务与政策

保险科技能否提升家庭的商业保险参与？

——基于中介效应模型的检验

孙武军、刘洋¹

摘要：

基于 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据，借助爬虫技术构建保险科技发展指标，研究了保险科技能否提升家庭的商业保险参与。进一步，引入金融素养作为中介变量，探究保险科技影响家庭商业保险参与的微观机制和所起的中介效应。研究表明：保险科技、金融素养均能显著促进家庭的商业保险参与可能性及参与程度，并且金融素养在保险科技对商业保险参与的促进过程中起部分中介效应。进一步的异质性分析发现，保险科技对城镇家庭与农村家庭的商业保险参与均有显著影响，但对农村家庭购买商业保险的促进效果更显著。

关键词： 保险科技，商业保险，中介效应，CHFS（2017）

一、引言

2020 年是我国具有里程碑意义的一年，历经八年的脱贫攻坚战取得了全面胜利。进入 2021 年，即十四五的开局之年，乡村振兴战略开始全面实施。习近平总书记指出：“我们要切实做好巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接各项工作，让脱贫基础更加稳固、成效更可持续。”脱贫攻坚的实践已证明，作为金融业三大支柱之一的商业保险，在脱贫攻坚战中发挥了其独特的分散风险、经济补偿与社会管理的职能作用，为成功打赢脱贫攻坚战发挥了不可替代的作用。随着各项国家战略的实施，我国的保险业自身也获得了长足进步，已经稳居世界第二大保险市场地位。从衡量保险业发展质量的两个关键指标看，2020 年，我国的保险深度达到 4.45%，保险密度达 3207 元，较十年前的 3.53% 和 1086 元有了大幅提升。但是，2019 年全球平均水平的保险深度为 7.00%，保险密度为 793 美元，表明我国保险业的发展质量与全球平均水平仍有较大差距。另外，根据 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）的 26,501 个样本数据显示，我国家庭的商业保险参与率仅为 15.53%，居民商业保险的参与有限正是造成我国商业保险发展落后的主要原因之一（何兴强和李涛，2009）。因此，在乡村振兴战略全面实施

¹ 孙武军，南京大学经济学院副教授。刘洋，南京大学经济学院硕士研究生。

的背景下，关注我国家庭的商业保险参与情况，挖掘影响家庭商业保险需求的主要因素，这不仅有助于促进我国保险业的高质量发展，更有助于居民家庭的风险管理和民生保障，巩固脱贫攻坚的成果，守住不发生因病致贫、因病返贫的底线。

众所周知，保险行业是一个严重的信息不对称的行业，而大数据、智能计算、区块链等信息技术的发展与运用，大大弱化了信息不对称造成的保险市场的失灵问题，使得长尾市场中的消费者也能够参与到保险市场中。随着信息科学技术与金融保险领域的深度融合，保险科技作为金融科技在保险业的一个分支（吴婷和王向楠，2020），不但能够通过保险负债端、资产端，以及风险承担行为的正向影响来促进保险业的发展（完颜瑞云和锁凌燕，2019），还能有助于提高客户覆盖面、降低经营成本，促进普惠金融的发展。中国互联网络信息中心报告指出，截至2020年12月，我国的互联网普及率已达70.40%，中国的网民数已逾9.89亿规模。毋庸置疑，随着科技赋能保险业，保险科技必将成为我国保险业服务于实体经济、民生保障和社会管理的动力引擎，深刻影响到居民家庭的商业保险配置行为，有效提升居民家庭的商业保险参与度。基于以上考量，本文将聚焦于探讨我国保险科技的发展是否能够有效提升居民家庭的商业保险参与。

进一步地，如果保险科技能够显著影响我国居民家庭的商业保险决策，那么其微观作用机制又是什么呢？一方面，从供给侧来看，信息科学技术的发展改变了传统的教育形式和内容，使得保险科技既能提供多元的交互渠道，又能将原先“高高在上，晦涩难懂”的专业保险知识传递给普通民众，即能通过信息传递的高频高效、金融知识及保险知识的易获得等方面提升居民家庭的金融素养水平。另一方面，从需求侧来看，随着居民可支配收入的提高，普通居民家庭对金融风险资产的配置需求日益旺盛，会内生的学习更多的金融保险等知识以提升金融素养水平，而保险科技的发展极大便捷了对相关知识的获取。因此，无论从供给端还是需求端来看，保险科技的发展都客观上促进了普通居民家庭金融素养的提升。王宏扬和樊纲治（2018）的研究则指出，金融素养的提升有助于增强居民对保险产品的了解及信心，居民的保险意识增强有可能促进家庭对商业保险的需求。有鉴于此，本文将使用“金融素养”作为中介变量，探究保险科技影响家庭商业保险参与的微观机制，以及其所起的中介效应。

本文可能的创新之处在于：第一，聚焦于保险科技的发展，从微观角度研究其对普通居民家庭商业保险参与的影响；第二，运用Python爬虫技术构建了地区保险科技发展指标，量化了区域保险科技发展水平；第三，引入金融素养作为中介变量，刻画了保险科技发展影响居民家庭商业保险参与的微观作用机制，并验证了金融素养所发挥的中介效应。

二、文献综述

国内外对商业保险需求影响因素方面的研究已经做了非常丰富的研究工作，总体而言主要是围绕人口特征、经济金融发展的宏微观特征以及心理特征三个维度展开。例如，在人口特征维度上，Showers和Shotick（1994）运用Tobit模型

分析了家庭特征对保险需求的影响,研究发现家庭规模、年龄等因素对保险需求均有显著影响。Gutter 和 Hatcher (2008) 则关注人种差异对寿险需求的影响,在控制了人口统计特征和其他因素的情况下,他们发现白人家庭的投保金额占工资的比重大于黑人家庭。国内学者樊纲治和王宏扬(2015)基于 2013 年中国家庭金融调查的数据,研究了家庭人口结构对人身保险需求的影响,结果显示家庭老年人口占比对人身保险需求起抑制作用,少儿人口占比则能促进家庭的人身保险需求。进一步,王宏扬和樊纲治(2018)又运用省际面板数据,研究发现平均受教育水平对人身保险有着显著的促进作用。

还有许多学者将通货膨胀、金融知识等金融经济特征因素作为切入点,研究其对商业保险需求的影响。例如,Beck 和 Webb(2003)使用 68 个经济体 1961-2000 年的面板数据,研究发现通货膨胀、人均收入以及银行业发展等经济指标对寿险需求有显著的影响。Li (2007) 的研究发现,寿险需求的收入弹性显著为正,并且国家的金融发展水平能刺激寿险需求,而高的实际利率却起到抑制作用。秦芳(2016)使用 2013 年中国家庭金融调查数据,从微观层面证实了金融知识的增加能提高我国的家庭商业保险参与可能性,并且在城乡家庭间存在明显差异。刘威和黄晓琪(2019)的研究发现,经济政策的不确定性与保险需求存在显著正相关,并且对人身险的影响更明显。李晓(2021)结合 2015 年、2017 年和 2019 年三轮中国家庭金融调查的数据,实证检验了数字金融的发展对家庭商业保险参与的影响,结论发现促进效果显著。

除此之外,随着行为金融学研究的不断推进,越来越多的学者逐渐开始关注到地区文化、社会互动等心理特征因素对商业保险需求的影响。例如,较早开展这方面研究的是 Palmer (1984),经过研究他发现社会化偏好、宗教信仰和自信程度都能显著影响保险需求。国内学者何兴强和李涛(2009)、李丁(2019)都研究了社会互动对商业保险购买的影响,前者采用 2004 年广东省居民调查的数据,研究发现社会互动对商业保险购买的影响没有显著性;后者则使用中国家庭金融调查的数据,在控制了内生性的情况下,发现社会互动仍能显著促进家庭商业保险的参与情况。刘威和黄晓琪(2019)则将地区文化纳入保险需求影响因素的研究中,发现地区文化的差异在经济政策不确定性对保险需求的影响过程中的调节效应显著。

近几年来,信息科技的发展对各种经济活动的影响愈发受到关注,其中保险科技的发展对保险活动的影响逐渐成为学术界关注的焦点。但是,目前对于保险科技还没有统一明确的定义,学界大多参考金融稳定理事会对金融科技的定义,类似地给出了保险科技的定义(吴婷和王向楠,2020)。同时,有关保险科技的研究主要集中在保险科技对保险业、保险公司的定性影响方面:一方面,保险与区块链、大数据等技术的结合,有助于保险公司加强风险管理;另一方面,保险科技也能够参与到营销、承保核保、理赔等诸多环节,渗透进全业务流程,从而提升客户体验(许闲,2017)。在量化研究方面,Stoekli (2018)从 Twitter 提

取数据构建了保险科技发展指标，分析了保险科技发展对保险业的影响，且影响路径主要是基础建设、服务供给和线上营销。完颜瑞云和锁凌燕（2019）基于2007-2017年我国31个省区的数据，实证研究了保险科技对保险业的影响路径和作用，结果表明保险科技对保险业的负债端、资产端及风险承担行为均有显著作用。马瑞阳（2020）则聚焦于保险企业的经营效率，以31个省区规模以上的保险企业为研究样本，结果证明，保险科技的发展水平能够显著促进保险企业效率的提升。谢婷婷和赵雪莉（2021）在数字化转型的背景下，构建了DEA-Tobit面板模型，运用2011-2017年的58家财险公司数据展开研究，结果表明保险科技的发展水平与公司的经营效率呈现U型关系。

综上所述，影响商业保险需求的现有研究主要集中在传统的人口特征、经济金融宏观微观指标以及国别文化背景等维度，较少从保险科技视角切入，更缺乏保险科技发展对普通居民家庭的商业保险参与的微观作用机制的研究。同时，现有保险科技的研究则集中在其应用前景，以及宏观层面对保险业发展、保险公司经营效率的影响上，鲜有文献从微观上研究保险科技对家庭商业保险参与的影响。因此，本文重点关注保险科技能否提升家庭的商业保险参与，并从金融素养角度研究其微观作用机制和中介效应，具有一定的创新性。

三、研究假设的提出

随着我国居民可支配收入的提高和风险管理意识的提升，商业保险作为兼具风险管理和财富管理功能的家庭金融资产受到越来越多普通居民家庭的青睐。但是，我国保险业仍处于发展的初级阶段，提供的产品和服务还很不充分很不均衡。虽然在供给侧结构性改革的推动下，越来越多的头部需求在不断得到满足，但是仍然还有众多抵御风险能力较弱的尾部人口的保险需求没有得到满足。在当前国家大力倡导发展数字经济、科技赋能保险的政策背景下，发展保险科技已成行业共识，保险科技发展水平不断得到提升。已有实践表明，保险科技不但能显著提升保险公司的经营效率，更能充分发挥其普惠性，有效解决长尾部分的保险需求难点。马瑞阳（2020）指出，发展保险科技一是可以提升保险公司的企业效率，促使保险公司设计出具有更高性价比、更贴近人们需求的保险产品，二是保险公司可以借助保险科技手段，从精准营销、视频定损、智能理赔等环节为被保险人提供更优质的服务。此外，保险科技的发展为潜在的被保险人提供了更多了解保险产品、保险公司的渠道和方式，弥补潜在被保险人在保险购买活动中所处的信息劣势地位，缓解其对保险公司的信息不对称而带来的认知偏差。由于保险科技的发展，使得接触到更多保险信息的人，在耳濡目染下就更有可能选择购买商业保险。基于上述分析，本文提出如下假设1：

假设1：保险科技能够显著促进家庭商业保险的参与。

保险产品与服务的本质是向被保险人提供风险保障，这与市场上其他的投资性金融产品有着本质差别。但是，广大的非专业的金融消费者容易进行横向比较，从而做出错误的消费决策，以致过度聚焦于风险金融资产的配置而忽视了具有独特风险转移与财富管理的保险产品的购买。因此，个人或者家庭的金融素养对家

庭的金融资产的配置具有深刻影响，特别是对购买商业保险决策的影响。金融素养水平体现了消费者有效管理金融资源的能力和知识（王宇熹和杨少华，2014），具有较高金融素养的人，更注重家庭的风险管理和资产配置，而保险正是一种兼具分散风险和经济补偿职能的产品，在家庭金融资产中占据重要地位。另外，较高的金融素养意味着具备更丰富的金融保险知识，更容易理解保险合同、保险条款的内容，这在很大程度上减少了信息不对称，从而有助于选购符合需求的保险产品。尹志超（2014）研究表明，金融素养水平的提升对家庭参与金融市场活动具有一定的促进作用，保险市场作为金融市场的一部分，其需求同样会受家庭成员的金融素养水平影响。其他学者诸如秦芳（2016）、孙武军（2018）以及周弘（2020）均发现金融素养对家庭的商业保险购买具有正向的促进作用。基于以上分析，本文提出如下研究假设 2：

假设 2：提升金融素养能够显著促进家庭商业保险的参与。

随着脱贫攻坚的全面胜利，普通居民家庭对增加财产性收入的需求越来越旺盛，而这在很大程度上取决于对金融投资与理财相关知识的获取与理解，从而树立正确的家庭投资理财观。保险科技的发展适应了人们随时随地获取相关知识的现实需求，而且对普通居民家庭的影响不仅仅体现在保险购买决策上，更是在多角度、多层次产生了深刻影响。保险科技水平的不断提升，意味着应用于包括保险在内的诸多领域的技术如大数据、云计算、物联网、人工智能、区块链等在不断创新发展。这些底层技术的进步，对于居民家庭以及每个成员来说，既丰富了学习方式和信息获取途径，如在线学习平台、问答论坛等，也为他们提供了更多元的金融保险知识和海量的金融信息。人们一方面更容易获取有关金融保险知识，另一方面参与金融保险市场的活动也更加便捷，更能在金融实践中逐渐提升自身的金融能力，从而全面提高金融素养水平。因此，保险科技的发展对普通居民家庭以及成员的金融素养水平的提升具有显著推动力，而金融素养水平的提升又能正向影响家庭的商业保险参与（秦芳等，2016）。鉴于以上分析，有理由相信金融素养在保险科技对家庭商业保险参与的促进过程中起着重要的中介作用，于是本文提出如下研究假设 3：

假设 3：保险科技通过金融素养的提升能够显著促进家庭商业保险的参与。

四、变量选取与模型设定

文章所使用的家庭金融相关数据来自西南财经大学 2017 年进行的中国家庭金融调查（CHFS），该调查覆盖全国 29 个省（自治区、直辖市），共获得 40011 户微观家庭数据。中国家庭金融调查（2017）从人口统计学特征、资产与负债、保险与保障、支出与收入以及金融知识、基层治理与主观态度等五个方面展开调查，为我们的研究提供了良好的数据支撑。另外，保险科技发展水平来自中新网高级搜索相关关键词的结果数量构建而成，人均 GDP 等数据来自国家统计局。

（一）变量说明

1. 被解释变量：家庭商业保险参与。中国家庭金融调查（2017）的保险与保障部分从人寿保险、健康保险和其他保险三个方面调研了大量家庭的个体商业

保险购买情况。本文定义如果家庭中至少有一名成员拥有以上至少一种商业保险，则认为该家庭参与了商业保险。构造虚拟变量 $insurance$ 来表示家庭商业保险的参与，如果该家庭参与了商业保险， $insurance$ 记为 1，否则记为 0。考虑到不同家庭存在着参与商业保险程度不同的情况，文章进一步构建有关家庭商业保险费支出的另一被解释变量 $insurance_cost$ ，未购买任何商业保险的家庭保费支出为 0，则 $insurance_cost$ 取 0，已购买商业保险的家庭对其保费支出取自然对数，以此来考察家庭商业保险的参与程度。表 1 是根据中国家庭金融调查数据（2017）统计的我国家庭商业保险参与情况，可以看出我国居民家庭商业保险整体的参与率较低，仅有 15.53%。并且数据显示，城乡差距大是我国居民家庭商业保险参与率的主要特征，城镇家庭的参与率为 17.70%，明显高于农村家庭 10.09%的参与率。

表 1：城乡家庭的商业保险参与情况

	购买家庭数	未购买家庭数	总计	参与率
城镇	3,504	16,296	19,800	17.70%
农村	797	7,099	7,896	10.09%
全国	4,301	23,395	27,696	15.53%

2. 核心解释变量：保险科技。本文参照李春涛（2020）对金融科技发展水平指标的构建方法，从《中国保险业发展“十三五”规划纲要》、《中国保险科技发展白皮书（2019）》和《2020 年中国保险科技行业研究报告》中提取与保险科技有关的关键词共 40 个，包括 KYC、OCR 技术、UBI 车险、保险超市、保险反欺诈、保险科技、车联网、大数据、电子保单、互联网保险、机器学习、基因检测、计算机视觉、监管科技、金融科技、精准定价、精准营销、可穿戴设备、客户画像、区块链、人工智能、人机交互、人脸识别、深度学习、声纹识别、图像识别、无人驾驶、物联网、移动理赔、舆情监控、云计算、智慧家居、智能定损、智能风控、智能合约、智能核保、智能客服、智能投顾、智能投研、自然语言处理。将这些关键词与 29 个省（自治区、直辖市）一一匹配，如“安徽 KYC”，在中新网高级搜索页面进行限定日期 2017 年搜索，中新网高级搜索结果可以展示 2017 年同时包括“安徽”和“KYC”的新闻链接。我们运用 Python 爬虫技术，爬取中新网高级搜索结果页面的显示的相关网页数量，并将同一省（自治区、直辖市）层面的所有关键词的搜索结果数量相加，来表示该地区的保险科技发展水

平。文章将该数量进行值域控制在[0, 1]的线性变换，作为地区的保险科技发展指标。

下图 1 给出了根据上述方法度量的 2017 年我国各地区保险科技发展指标按降序排列的柱状图。可以发现，我国各省区之间存在着明显的保险科技发展不均衡现象，北京、上海、浙江三省市的保险科技发展水平高于其他地区，位于全国前列；而宁夏、吉林、青海等地区的保险科技发展较为落后。这一现象基本和各地区的经济发展水平相适应。

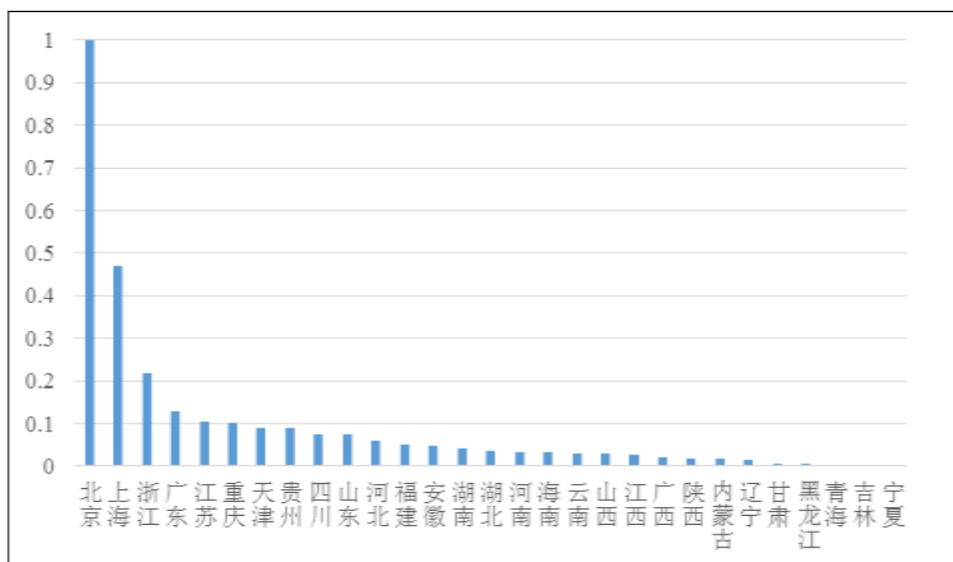


图 1：2017 年我国各地区保险科技发展水平

3. 中介变量：金融素养水平。借鉴孟宏伟和闫新华（2020）构建金融素养指标的方法，选取中国家庭金融调查中与家庭金融素养相关的是否关注经济金融信息、收益风险认知水平、分散风险认知水平、是否拥有银行存款、是否拥有股票账户、是否持有基金、是否持有债券等共七个问题构造虚拟变量，运用迭代主因子法进行因子分析（见表 2）。

表 2：金融素养因子分析结果

	特征值	方差贡献率	累计值
Factor1	0.8842	0.5804	0.5804
Factor2	0.4051	0.2659	0.8463
Factor3	0.1424	0.0935	0.9398
Factor4	0.0585	0.0384	0.9782

Factor5	0.0282	0.0185	0.9967
Factor6	0.0053	0.0035	1.0001
Factor7	-0.0002	-0.0001	1.0000

如下表 3 所示，KMO 检验最低值为 0.5515，表明样本适用于因子分析。因子分析结果已呈现于上表 2 中，按方差贡献率累计值高于 80% 的要求选取 Factor1 和 Factor2，作为金融素养的衡量指标。将旋转后的因子载荷（表 3）纳入回归，以因子旋转后的累计方差贡献率为权重计算金融素养指标。

表 3：因子分析 KMO 检验结果和旋转后因子载荷

	KMO 检验结果	Factor1	Factor2
是否关注经济金融信息	0.6321	0.4421	-0.0783
收益风险认知水平	0.5779	0.3262	0.4035
分散风险认知水平	0.5515	0.2387	0.3922
是否拥有银行存款	0.6819	0.2002	0.0362
是否拥有股票账户	0.5928	0.5613	-0.2313
是否持有基金	0.6201	0.3985	-0.1638
是否持有债券	0.7088	0.1071	-0.0260
全样本	0.6043		

表 4 是对金融素养指标的描述统计。表中结果显示，金融素养指标的均值接近 0，这表明我国家庭整体的金融素养水平仍然不高；而标准差为 0.5489，说明不同家庭间的金融素养水平存在着较大差异。这种较大差异性的存在，预示着金融素养水平在家庭商业保险配置方面将可能发挥重要作用。

表 4：金融素养描述统计

	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
金融素养	27,696	1.17e-09	0.5300	-0.9701	2.2892

4. 控制变量：从个体特征、家庭特征以及地区经济发展等三个层面对家庭商业保险参与的影响因素进行控制。个体特征层面选取受访者本人的年龄、年龄平方值、受教育年限和健康状况等共四个变量加以控制。受访者的年龄用 2017 减去受访者的出生年份计算得出，受教育年限按下表 5 进行换算。受访者本人的健康状况虚拟变量由问卷中如下问题进行度量：与同龄人相比，现在的身体状况如何？1、非常好；2、好；3、一般；4、不好；5、非常不好。当受访者选择 1 或 2 时，认为其健康状况良好，该虚拟变量记为 1，否则记为 0。

表 5：文化程度对应的受教育年限

文化程度	受教育年限	文化程度	受教育年限
没上过学	0	小学	6
初中	9	高中、中专/职高	12
大专/高职	15	大学本科	16
硕士研究生	19	博士研究生	22

家庭特征层面从家庭规模、家庭社会保障、家庭总收入等三个方面进行控制。家庭规模用该家庭的家庭成员总数表示。问卷的保险与保障部分就社会养老保险及企业年金、医疗保险、失业保险和住房公积金等四个方面对家庭成员进行了逐一询问，本文定义如果家庭至少有一名家庭成员参加了以上至少一种社会保障，则认为该家庭参与了社会保障，则家庭社会保障虚拟变量记为 1，否则为 0。家庭总收入是中国家庭金融调查中心单独计算相互独立的综合变量，我们对家庭总收入做了自然对数处理，以此来衡量该家庭的财富水平。地区经济发展层面选用 GDP 相关指标控制家庭所在地区的经济发展水平。文章用家庭所在省（自治区、直辖市）2017 年人均 GDP 的对数来表示地区的宏观经济发展水平。下表 6 为所使用变量相关说明。

为了使样本数据更具有代表性，文章对样本进行了如下处理：①对未满 20 岁的受访者样本进行剔除；②筛去质量不高的样本¹；③对连续型变量保费支出、家庭总收入进行了 1% 的缩尾处理；④删除缺失相关控制变量的样本。最终观测样本数为 26,501。

表 6：变量说明

	变量名	定义
被解释变量	商业保险参与可能性	当家庭购买了商业保险时，取值为 1，否则为 0
	商业保险参与程度	家庭商业保险保费支出的自然对数
核心解释变量	保险科技	根据上文所述的中新网爬虫结果，做值域为 [0, 1] 的线性变换处理
中介变量	金融素养	根据上文所述的迭代主因子法计算
	年龄	受访者本人的年龄
	年龄平方值	受访者本人年龄的平方值

¹中国家庭金融调查提供变量 qc，qc 为 1 时表示样本质量不高，这由于受访户客观回答的不知道/拒绝比例较高或者访员主动报备质量不高导致。

控制变量	受教育年限	受访者所受教育年限，根据表 5 换算
	健康状况	当受访者健康状况良好是，取值为 1，否则为 0
	家庭规模	家庭成员总数
	家庭社会保障	当家庭参与了社会保障时，取值为 1，否则为 0
	ln（家庭总收入）	家庭总收入的自然对数
	ln（人均 GDP）	所在地区人均 GDP 的自然对数

（二）变量的描述性统计

以上主要变量的描述性统计见下表 7。从表中可以看出，购买商业保险的家庭的平均保费支出为 5568 元/年，与世界平均水平差距仍然较大，取对数后均值为 7.897；保费支出的标准差为 5831 元，表明即使购买了商业保险，不同家庭的参与程度有着很大差异。购买了商业保险的家庭对应的保险科技指标均值为 0.124，高出了未购买商业保险家庭近 10%，充分表明保险科技在家庭配置商业保险的决策方面发挥了不可忽视的作用。此外，数据表明不同家庭间的金融素养差异较大，且配置商业保险的家庭与未配置家庭间的金融素养差距显著，前者平均水平为 0.214，后者为-0.0475，亦表明了本文聚焦于金融素养作为中介变量得到了显著的数据支撑。最后，在其他控制变量上，我们可以发现配置商业保险的家庭受访者的平均年龄更小，平均受教育年限更高，并且具有更好的健康状况；在家庭特征层面，配置商业保险的家庭具有更大的家庭规模与更高的家庭总收入。

表 7：主要变量的描述性统计

变量名	未购买家庭			已购买家庭		
	N	均值	标准差	N	均值	标准差
保费支出	22,644	0	0	3,857	5,568	5,831
ln（保费支出）	22,644	0	0	3,857	7.897	1.507
保险科技	22,644	0.113	0.196	3,857	0.124	0.217
金融素养	22,644	-0.0475	0.492	3,857	0.214	0.610
年龄	22,644	53.45	14.84	3,857	45.94	12.06
年龄平方值	22,644	3,077	1,575	3,857	2,256	1,163
受教育年限	22,644	9.449	4.187	3,857	11.37	3.741
健康状况	22,644	0.478	0.500	3,857	0.574	0.495
家庭规模	22,644	3.113	1.518	3,857	3.479	1.334
家庭社会保障	22,644	0.985	0.120	3,857	0.987	0.112

ln（家庭总收入）	22,644	10.61	1.452	3,857	11.28	1.130
ln（人均 GDP）	22,644	10.99	0.416	3,857	11.00	0.426

（三）模型设计

1. 基准回归模型

为验证假设 1，研究保险科技对家庭商业保险参与的影响，文章设定如下基准回归模型：

$$insurance = \alpha + \beta_1 \times ins_tech + \gamma \times X + \varepsilon \quad (1)$$

$$insurance_cost = \alpha + \beta_2 \times ins_tech + \gamma \times X + \varepsilon \quad (2)$$

方程（1）重点关注保险科技对家庭商业保险参与可能性的影响。其中，*insurance* 是描述家庭商业保险参与可能性的虚拟变量；*ins_tech* 是表示地区保险科技发展水平的解释变量，度量方式如上文所述；*X* 为控制变量。被解释变量 *insurance* 为二值变量，因此选用 OLS 模型和 Probit 模型的平均边际效应对方程（1）进行回归估计。方程（2）则进一步关注保险科技对家庭商业保险参与程度的影响。*insurance_cost* 为与家庭保费支出相关的被解释变量，其余变量定义与方程（1）相同。由于 *insurance_cost* 定义为家庭购买商业保险的保费支出的对数，其他情况则取值为 0，因此可以看作 *insurance_cost* 被截断了，所以采用 OLS 模型和 Tobit 模型的平均边际效应对方程（2）进行回归估计。我们重点关注系数 β_1 和 β_2 ，如果均显著为正，即保险科技的发展不仅能促进家庭商业保险的参与可能性，也能促进参与程度，则假设 1 得到验证。

类似地，文章设定如下模型来检验假设 2，即金融素养对家庭商业保险参与的影响：

$$insurance = \alpha + \beta_1 \times fin_lit + \gamma \times X + \varepsilon \quad (3)$$

$$insurance_cost = \alpha + \beta_2 \times fin_lit + \gamma \times X + \varepsilon \quad (4)$$

方程（3）和（4）分别研究金融素养对家庭商业保险的参与可能性和参与程

度的影响, *insurance*、*insurance_cost*分别是衡量家庭商业保险参与可能性、参与程度的被解释变量; *fin_lit*为家庭的金融素养指标, 衡量方式如上文所述; *X*为与上述方程(1)(2)相同的控制变量。对于方程(3), 采用 OLS 模型和 Probit 模型的平均边际效应; 方程(4)则采用 OLS 模型和 Tobit 模型的平均边际效应。回归结果如果显示系数 β_1 和 β_2 均显著大于零, 则说明提升金融素养对家庭商业保险参与的参与可能性及参与程度均有促进作用, 即验证了假设 2。

2. 中介效应模型

以温忠麟(2014)提出的中介效应检验方法为借鉴, 在假设 1、2 得到验证的基础上, 进一步对假设 3 进行检验, 为此, 构建如下的中介效应模型:

$$fin_lit = \alpha + \beta_1 \times ins_tech + \gamma \times X + \varepsilon \quad (5)$$

$$insurance = \alpha + \beta_2 \times ins_tech + \beta_3 \times fin_lit + \gamma \times X + \varepsilon \quad (6)$$

$$insurance_cost = \alpha + \beta_2 \times ins_tech + \beta_3 \times fin_lit + \gamma \times X + \varepsilon \quad (7)$$

方程(5)、(6)、(7)中变量*fin_lit*、*ins_tech*、*insurance*以及*insurance_cost*等定义与基准回归中的相同。如果回归结果显示 β_1 和 β_3 均显著, 则表明模型的间接效应显著。在这种情况下, 若 β_2 不显著, 说明直接效应不显著, 只有中介效应, 即金融素养在保险科技对家庭商业保险参与的促进过程发挥完全中介作用; 若 β_2 显著, 说明直接效应显著, 当 $\beta_1 \times \beta_3$ 和 β_2 同号时, 模型为部分中介效应, 即金融素养在这一促进过程中, 起部分中介作用, $\beta_1 \times \beta_3$ 与方程(1)、(2)中对应 β_1 之比是金融素养所起的中介效应占总效应的比例。

五、实证检验与结果分析

(一) 基准回归结果分析

1. 保险科技对家庭商业保险参与的影响

表 8 是保险科技对家庭商业保险参与影响的回归结果, 第(1)、(2)列给出

的是保险科技对家庭商业保险参与可能性的影响，第（3）、（4）列则给出保险科技对家庭商业保险参与程度的影响。结果显示，OLS 模型和 Probit、Tobit 模型在变量系数的正负性和显著性上基本相同，考虑到 Probit 模型和 Tobit 模型与样本数据的特点更相符，本文的实证分析部分重点关注 Probit、Tobit 模型即第（2）列、第（4）列的回归结果。

第（2）列保险科技的系数为 0.0364，在 5%的水平上显著；第（4）列结果中保险科技的系数为 1.9674，也在 5%的水平上显著。这说明更高的保险科技发展水平不仅可以促进家庭参与商业保险的配置，也可以促进家庭在配置商业保险的保费支出上更多，即参与的程度会更深，假设 1 得到验证。一方面，保险科技发展水平的提升有助于保险公司优化业务流程，设计出更具个体特色、更有针对性的保险产品，充分展现由保险科技带来的保险产品与服务的普惠性，从供给端发力来满足人们对美好生活的向往以及均衡区域间发展不平衡的问题。另一方面，随着保险科技的纵深发展，人们可以通过更丰富的渠道、更多元的方式，认识保险、了解保险、学习保险，从而减少由于信息不对称所造成的对保险认知的偏差，从而将对保险的隐性需求逐渐转化为显性需求，促进家庭的商业保险参与。

表 8：保险科技对家庭商业保险参与的影响回归结果

变量名称	insurance		insurance_cost	
	OLS	Probit	OLS	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)
保险科技	0.0317** (2.0010)	0.0364** (2.5273)	0.2364* (1.7952)	1.9674** (2.5365)
年龄	0.0056*** (6.7203)	0.0134*** (12.3047)	0.0443*** (6.5469)	0.7595*** (12.7459)
年龄平方值	-0.0001*** (-10.9816)	-0.0002*** (-14.8274)	-0.0007*** (-10.9316)	-0.0094*** (-15.3118)
受教育年限	0.0070*** (12.2819)	0.0075*** (11.1434)	0.0618*** (13.6002)	0.4247*** (11.5826)
健康状况	0.0053 (1.1801)	0.0032 (0.7147)	0.0661* (1.8548)	0.2315 (0.9646)
家庭规模	0.0078*** (5.2693)	0.0094*** (6.2911)	0.0601*** (5.0943)	0.5302*** (6.5057)
家庭社会保障	0.0013 (0.0757)	-0.0023 (-0.1229)	0.0095 (0.0682)	-0.1871 (-0.1840)
ln（家庭总收入）	0.0263*** (17.4980)	0.0331*** (13.4663)	0.2258*** (18.5104)	1.8786*** (13.6872)
ln（人均 GDP）	-0.0205***	-0.0234***	-0.1148**	-1.1691***

	(-2.8275)	(-3.2653)	(-1.9622)	(-3.0153)
截距项	-0.0636		-1.2461*	
	(-0.7613)		(-1.8530)	
观测值	26,501	26,501	26,501	26,501
Adj-R2	0.0593		0.0658	

注：括号内为 t 值，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，后同。

在控制变量的个体特征部分，与李丁（2019）的研究结论相类似的是，受访者年龄和商业保险的参与有倒 U 型关系。随着年龄的增长，人们的风险管理意识会得到一定程度的提升，也会逐渐认识到运用商业保险进行风险分散、损失补偿与财富管理的重要性，主观上愿意选择商业保险作为一种风险管理的工具；当年龄增加到一定程度，寿险、健康险等会因被保险人年龄、身体状况等因素造成的风险概率增加而具有较高的保险费率，同时家庭财富也会有一定的积累从而增强抗风险能力，因此个体或者家庭可能会更多地选择风险自留，而不是用配置商业保险来转移风险。其次，控制变量受教育年限也在 1%的水平上显著影响家庭的商业保险参与，意味着文化程度越高，更愿意购买商业保险。但是，健康状况对商业保险的参与影响不显著，这可能两方面作用的结果。一方面，受访个体或者家庭成员具有良好的健康状况，则认为暂时无需通过购买商业保险来转移健康风险；另一方面，健康状况相对较差的个体或者家庭成员则更希望通过购买商业保险来转移健康风险。

在家庭特征层面，家庭规模与商业保险的参与情况具有显著的正相关性，人口更多的家庭，会更多地购买商业保险。而社会保障这一变量与商业保险参与之间的关系不明朗，一方面社会保障与商业保险之间存在着一定的替代性，负向影响不可忽视；另一方面，通常较高的社会保障水平意味着家庭具有较高的基础财富水平和教育水平以及对商业保险功能的认知，这些都会正向影响家庭的商业保险参与。因此，这两方面作用相反的影响效果的叠加使得社会保障这个控制变量表现出了不显著的特征。另外，家庭总收入对居民家庭的商业保险参与有着 1%显著性水平的促进效果，家庭收入的提升会促使家庭总财富量的增加，家庭商业保险的参与可能性及程度也将随之增加。最后，十分值得关注的是，地区的经济发展水平对家庭的商业保险参与情况有着显著的负向影响，即人均 GDP 较低的地区，家庭商业保险的参与可能性却更高、参与程度也更深，这与一些研究经济增长与保险业发展相关关系的文献结论表现出了不一致。已有的研究表明，国家（或者地区）的经济发展水平和保险业发展呈现出相互促进的作用，这一结论在已有文献中具有一定的一致性。本文的回归结果虽然表现出了与上述结论的不一致性，但并不能据此就下论断本文的结论是不可靠的。原因在于，已有研究更多的是从宏观与中观层面来探讨一个国家或者地区的经济增长与保险业发展之间

的关系，得到的是“面上或者线上”的一般性关系，而本文则是从微观家庭着手研究普通家庭的商业保险配置问题，更注重的是微观结构问题。我们的结论实际上揭示了一个在认识上很容易出现偏差的问题，即经济发展水平相能较高的地区，普通家庭的商业保险参与意识并不是想象中的那么高，这一点从前述的数据描述性统计上可见一斑。

2. 金融素养对家庭商业保险参与的影响

如表 9 所示，金融素养指标无论是在 OLS 模型中，还是在 Probit、Tobit 模型中，系数均在 1% 的显著性水平上为正。这意味着，提升金融素养能使家庭有更高的意愿参与商业保险的购买与配置，进一步还能有效提高家庭的商业保险参与程度，即支出更多的保费以配置更多的商业保险，假设 2 得到验证。金融素养水平高的家庭，具有更丰富的金融保险知识，有能力进行合理的家庭风险管理与资产配置。保险产品具有高专业性的特征，金融素养水平越高，更能接受与理解保险产品的“风险保障”这个本质功能，从而准确区分与其他风险金融投资产品的差别，也就更容易阅读并理解保险合同内容、分析保险条款，能在众多的保险产品中挑选出更适合自己的产品，从而促进了家庭的商业保险参与。

表 9：金融素养对家庭商业保险参与的影响

变量名称	insurance		insurance_cost	
	OLS	Probit	OLS	Tobit
	(1)	(2)	(1)	(2)
金融素养	0.0841*** (16.8575)	0.0669*** (16.3361)	0.7262*** (17.5040)	3.5964*** (16.9871)
年龄	0.0048*** (5.7752)	0.0123*** (11.3772)	0.0370*** (5.5280)	0.6973*** (11.7840)
年龄平方值	-0.0001*** (-9.9497)	-0.0002*** (-13.9784)	-0.0006*** (-9.8241)	-0.0088*** (-14.4308)
受教育年限	0.0039*** (6.7949)	0.0046*** (6.7499)	0.0352*** (7.7135)	0.2626*** (7.1365)
健康状况	0.0045 (1.0127)	0.0028 (0.6327)	0.0600* (1.7000)	0.2147 (0.9066)
家庭规模	0.0093*** (6.2581)	0.0107*** (7.2541)	0.0726*** (6.1875)	0.6033*** (7.5007)
家庭社会保障	-0.0076 (-0.4380)	-0.0112 (-0.6099)	-0.0682 (-0.4886)	-0.6831 (-0.6785)
ln（家庭总收入）	0.0216*** (14.4792)	0.0275*** (11.8380)	0.1845*** (15.3610)	1.5675*** (12.0816)

ln (人均 GDP)	-0.0176*** (-3.2914)	-0.0182*** (-3.4428)	-0.1020** (-2.3592)	-0.8851*** (-3.1077)
截距项	0.0136 (0.2122)		-0.4458 (-0.8604)	
观测值	26,501	26,501	26,501	26,501
Adj-R2	0.0718		0.0801	

在控制变量部分，受访者的年龄、年龄平方值、受教育年限和健康状况等变量的系数正负性与显著性均与上文相同。家庭层面的规模、总收入均对家庭商业保险的参与有显著的促进效果，地区的人均 GDP 对家庭商业保险购买情况的影响仍为负。总之，不同的回归模型中的控制变量的显著性和系数的正负性基本没有发生变化，这也体现出本文控制变量选取的合理性与稳健性。

(二) 中介效应检验

在进行了基准回归的实证检验后，文章进一步对金融素养在保险科技促进家庭商业保险参与过程中的中介效应进行检验，下表 10 是根据中介效应检验模型给出的回归结果。第 (1) 列是公式 (5) 的回归结果，可以发现保险科技水平前的系数为 0.1128，对家庭的金融素养存在 1% 显著水平的正相关；第 (2)、(3) 列分别是公式 (6)、(7) 对应的 Probit、Tobit 模型的回归结果，在同时引入保险科技和金融素养变量的情况下，保险科技和金融素养指标也都在 5% 的显著性水平上为正，即显示出对家庭配置商业保险有明显的促进作用。在第 (2) 列对家庭商业保险参与可能性影响的回归结果中，保险科技的系数为 0.0299，小于表 8 中的 0.0364；第 (3) 列是对家庭保费支出的影响，保险科技的系数 1.6217 也小于公式 (2) 回归结果的 1.9674，直观上反映了金融素养具有显著的中介影响。

表 10: 中介效应检验结果

变量名称	fin_lit	insurance	insurance_cost
	OLS	Probit	Tobit
	(1)	(2)	(3)
保险科技	0.1128*** (4.8813)	0.0299** (2.0725)	1.6217** (2.0894)
金融素养		0.0666*** (16.2729)	3.5835*** (16.9183)
年龄	0.0103*** (8.4855)	0.0123*** (11.3682)	0.6964*** (11.7752)
年龄平方值	-0.0001*** (-8.9374)	-0.0002*** (-13.9886)	-0.0088*** (-14.4423)

受教育年限	0.0372*** (43.1590)	0.0045*** (6.6294)	0.2587*** (7.0157)
健康状况	0.0044 (0.7195)	0.0034 (0.7736)	0.2490 (1.0492)
家庭规模	-0.0180*** (-9.1988)	0.0108*** (7.3403)	0.6108*** (7.5880)
家庭社会保障	0.1110*** (5.2566)	-0.0118 (-0.6407)	-0.7154 (-0.7104)
ln (家庭总收入)	0.0575*** (24.1125)	0.0274*** (11.8140)	1.5655*** (12.0584)
ln (人均 GDP)	0.0518*** (5.0868)	-0.0282*** (-3.9608)	-1.4318*** (-3.7286)
截距项	-1.8608*** (-15.7537)		
观测值	26,501	26,501	26,501
Adj-R2	0.1760		

接下来对金融素养在保险科技对家庭商业保险参与的促进过程的中介效应做进一步分析。回归结果已说明公式 (5) 的 β_1 、公式 (6) 和 (7) 的 β_3 均显著, 在此基础上, 文章运用 Bootstrap 法进行检验。当被解释变量为 $insurance$ 时, 间接效应的置信区间为[0.0056, 0.0134]; 当被解释变量为 $insuranc_cost$ 时, 对应的置信区间为[0.0443, 0.1166], 均不包含 0, 说明存在显著的间接效应。并且, 第 (2)、(3) 列中的保险科技的系数显著为正, 表明保险科技对家庭的商业保险参与也存在显著的直接效应。中介效应检验模型中的 β_1 、 β_2 和 β_3 均为正, 也就是说 $\beta_1 \times \beta_3$ 与 β_2 同号, 属于部分中介效应, 即发展保险科技能通过金融素养的提升来促进家庭商业保险的参与, 从而验证了假设 3。其中, 金融素养发挥的中介效应占总效应的比例分别为 20.64% ($= 0.1128 \times 0.0666 / 0.0364$)、20.55% ($= 0.1128 \times 3.5835 / 1.9674$)。

(三) 稳健性检验

为检验文章模型的稳健性, 首先对样本数据做进一步处理, 样本中剔除了有家庭成员在金融业工作的家庭。如果有家庭成员从事金融行业, 更容易受到保险

科技的影响，并且具有高于平均水平的金融素养水平，那么在家庭成员间的相互影响下，会更容易接触、了解、购买商业保险。表 11 给出了去掉这部分样本后的 Probit、Tobit 模型回归结果。从表中结果可以看出，核心解释变量保险科技和金融素养的显著性水平，控制变量的正负性、显著性与上文基本一致，并且保险科技、金融素养的回归系数基本小于上文全样本的回归结果。这表明本文构建的模型具有一定的稳健性，回归结论可信。

表 11：稳健性检验结果

变量名称	insurance			insurance_cost		
	Probit	Probit	Probit	Tobit	Tobit	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
保险科技	0.0320** (2.2251)		0.0262* (1.8185)	1.7631** (2.2094)		1.4412* (1.8060)
金融素养		0.0658*** (15.7372)	0.0656*** (15.6872)		3.6442*** (16.3968)	3.6336*** (16.3427)
年龄	0.0136*** (12.5058)	0.0124*** (11.5776)	0.0124*** (11.5521)	0.7894*** (12.9961)	0.7245*** (12.0236)	0.7231*** (11.9967)
年龄平方值	-0.0002*** (-15.0552)	-0.0002*** (-14.2376)	-0.0002*** (-14.2214)	-0.0097*** (-15.6077)	-0.0091*** (-14.7498)	-0.0091*** (-14.7319)
受教育年限	0.0073*** (10.8962)	0.0045*** (6.6804)	0.0044*** (6.5759)	0.4270*** (11.3418)	0.2670*** (7.0619)	0.2637*** (6.9602)
健康状况	0.0018 (0.4014)	0.0015 (0.3387)	0.0020 (0.4565)	0.1573 (0.6360)	0.1472 (0.6030)	0.1762 (0.7202)
家庭规模	0.0089*** (5.9767)	0.0101*** (6.8488)	0.0102*** (6.9257)	0.5173*** (6.1824)	0.5854*** (7.0855)	0.5921*** (7.1621)
家庭社会保障	0.0057 (0.3027)	-0.0031 (-0.1652)	-0.0035 (-0.1905)	0.2521 (0.2392)	-0.2473 (-0.2364)	-0.2739 (-0.2619)
ln（家庭总收入）	0.0315*** (12.9119)	0.0263*** (11.4038)	0.0262*** (11.3815)	1.8359*** (13.1204)	1.5400*** (11.6321)	1.5382*** (11.6105)
ln（人均 GDP）	-0.0211*** (-2.9346)	-0.0173*** (-3.2607)	-0.0260*** (-3.6458)	-1.0702*** (-2.6767)	-0.8676*** (-2.9485)	-1.3498*** (-3.4090)
观测值	25,701	25,701	25,701	25,701	25,701	25,701

此外，本文借鉴秦芳（2016）的方法，通过重新定义被解释变量对模型再次进行稳健性检验。一是用受访者本人是否购买商业保险来定义家庭商业保险参与的可能性，当受访者购买了商业保险时，取值为 1，否则取值为 0；二是用家庭

内购买了商业保险的人数来衡量家庭商业保险的参与程度，所有回归结果如下表 12 所示。其中，核心解释变量保险科技和金融素养均显著为正，发展保险科技、提升金融素养都对受访者购买商业保险有积极促进作用，同时也能促使一个家庭中有更多人参与到商业保险中。其他控制变量的正负性、显著性也大部分与前文实证结果一致。这再一次证实了本文模型的稳健性。

表 12: 替换被解释变量的稳健性检验

变量名称	受访者购买了商业保险			家庭参保人数		
	Probit	Probit	Probit	Tobit	Tobit	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
保险科技	0.0255** (2.2441)		0.0219* (1.9230)	0.4701*** (3.0830)		0.3920** (2.5676)
金融素养		0.0530*** (15.7989)	0.0529*** (15.7585)		0.8146*** (18.6964)	0.8115*** (18.6124)
年龄	0.0111*** (12.5830)	0.0101*** (11.4948)	0.0101*** (11.4645)	0.1440*** (12.6665)	0.1305*** (11.5721)	0.1302*** (11.5558)
年龄平方值	-0.0001*** (-14.6144)	-0.0001*** (-13.6195)	-0.0001*** (-13.6007)	-0.0017*** (-15.0531)	-0.0016*** (-14.0445)	-0.0016*** (-14.0502)
受教育年限	0.0066*** (11.4971)	0.0040*** (7.1031)	0.0040*** (6.9810)	0.0962*** (12.9625)	0.0599*** (8.0873)	0.0589*** (7.9461)
健康状况	0.0049 (1.3147)	0.0048 (1.2950)	0.0053 (1.4320)	0.0601 (1.2343)	0.0547 (1.1371)	0.0631 (1.3113)
家庭规模	-0.0095*** (-6.8402)	-0.0083*** (-6.0248)	-0.0081*** (-5.9396)	0.1246*** (7.3316)	0.1423*** (8.4583)	0.1442*** (8.5579)
家庭社会保障	-0.0130 (-0.8750)	-0.0202 (-1.3867)	-0.0206 (-1.4142)	0.1025 (0.4881)	-0.0096 (-0.0462)	-0.0180 (-0.0866)
ln(家庭总收入)	0.0228*** (10.8728)	0.0180*** (9.2576)	0.0180*** (9.2417)	0.3995*** (14.2677)	0.3287*** (12.4860)	0.3282*** (12.4602)
ln(人均 GDP)	-0.0095 (-1.5974)	-0.0065 (-1.4774)	-0.0142** (-2.4053)	-0.2624*** (-3.3585)	-0.1894*** (-3.3107)	-0.3224*** (-4.1697)
观测值	26,501	26,501	26,501	26,501	26,501	26,501

(四) 进一步分析

在验证了模型稳健性的基础上，文章将从城乡角度探讨保险科技对家庭商业保险参与促进作用的异质性表现。下表 13 是按城镇家庭和农村家庭分类的回归结果，第 (1)、(2) 是 Probit 模型回归结果，探究保险科技对家庭商业保险参与

可能性的影响，第（3）、（4）列则基于 Tobit 模型，关注保险科技对家庭保费支出的影响。

表 13：保险科技对城乡家庭商业保险参与的影响

变量名称	insurance		insurance_cost	
	城镇	农村	城镇	农村
	Probit	Probit	Tobit	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)
保险科技	0.0296* (1.7806)	0.0893** (2.1624)	1.4846* (1.8190)	6.3243** (2.1164)
年龄	0.0164*** (12.4692)	0.0068*** (3.6023)	0.8441*** (12.9051)	0.5187*** (3.7610)
年龄平方值	-0.0002*** (-14.8795)	-0.0001*** (4.4079)	-0.0104*** (-15.3479)	-0.0063*** (-4.5975)
受教育年限	0.0075*** (8.6353)	0.0049*** (4.5621)	0.3842*** (8.8948)	0.3679*** (4.7235)
健康状况	-0.0028 (-0.5095)	0.0137* (1.9541)	-0.0697 (-0.2569)	1.0238** (2.0211)
家庭规模	0.0131*** (6.5312)	0.0060** (2.8641)	0.6785*** (6.7833)	0.4543*** (3.0166)
家庭社会保障	-0.0035 (-0.1625)	0.0137 (0.3528)	-0.2093 (-0.1925)	0.8696 (0.3033)
ln（家庭总收入）	0.0345*** (10.3313)	0.0259*** (8.3586)	1.7719*** (10.4275)	1.9573*** (8.7558)
ln（人均 GDP）	-0.0204** (-2.3327)	-0.0415** (3.2683)	-0.9323** (-2.1659)	-2.8637*** (-3.1445)
观测值	18,901	7,600	18,901	7,600

第（1）、（3）列是对城镇家庭样本的回归结果，保险科技指标均在 10% 的显著性水平上为正，说明发展保险科技对城镇家庭的商业保险购买有一定的促进作用；第（2）、（4）列则是对农村家庭的回归结果，保险科技在 5% 的显著性水平上能提升其商业保险的参与情况。进行城镇家庭和农村家庭之间的比较可以发现，第（2）、（4）列保险科技的系数分别为 0.0893、6.3243，显著大于第（1）、（3）列的 0.0296、1.4846。也就是说，保险科技对农村家庭参与商业保险的促进效果更明显，这一点也侧面印证了经济较为发达地区的家庭对商业保险的参与并非与大众认知的相一致。城镇家庭虽然也显著受到保险科技的影响而参与商业保险的配置，但保险科技的普惠性和长尾性特征却使得农村地区的家庭在受保险科

技的影响方面边际更高。

六、结论与政策建议

文章使用 2017 年的中国家庭金融（CHFS）数据，实证检验了保险科技、金融素养对家庭商业保险参与的影响，并将金融素养作为中介变量，对金融素养是否在保险科技促进家庭商业保险参与的过程中发挥中介效应进行了验证。

研究结果发现，目前我国家庭的商业保险参与率较低，并且存在着明显的城乡差距，而发展保险科技不仅能促进家庭的商业保险参与的可能性，也对家庭的保费支出有显著的正向影响。此外，提升居民家庭的金融素养水平对促进家庭商业保险的参与情况也有显著的影响。进一步的中介效应检验发现，保险科技可以通过家庭金融素养水平的提升进而促进家庭的商业保险参与。异质性分析的结果表明，对城镇家庭和农村家庭来说，保险科技均能显著提升他们的商业保险参与情况，但是对农村家庭的促进效果更加明显，保险科技推动了农村地区普惠金融的发展，为农村家庭参与商业保险提供了良好的社会环境、经济环境。

本文的研究为发展保险科技从而促进保险业高质量发展，满足人民对美好生活的向往提供了理论支撑。基于此，文章提出以下政策建议供参考：

第一，加快制定相关法律法规及政策，为保险科技的发展构建适度宽松的政策环境。适度宽松的政策环境一方面可以加强对保险行业的规划和引导，从大方向上给予支持，鼓励保险公司进行保险科技的创新及应用；另一方面可以给予信贷和税收等方面的政策优惠，为保险科技的发展提供实质上的支持。

第二，加强金融知识、保险知识的普及教育，提升居民的保险意识。目前我国居民的金融素养平均水平较低，通过多渠道普及金融与保险知识，在一定程度上能扭转过往人们对保险产生的偏见，树立正确的保险观念，降低购买保险需要的知识门槛。鼓励人们参与更多的保险市场活动中去，促进整个保险行业的发展。

第三，加大对保险科技相关技术的前瞻性研发力度，切实推动保险科技的应用。保险公司可以借助人工智能、大数据、云计算等技术手段，优化保险业务的定损、核保、理赔等流程，控制保险公司的经营成本使得费率降低，提供更具性价比的保险产品。其次，保险科技也可以运用在精准营销、精准定价上，针对客户不同的风险特点和需求，提供“定制化”产品。最后，保险公司可以运用基因检测、可穿戴设备、物联网等保险科技，提供个性化的风险管理服务，增强保险产品的吸引力。

第四，加速培养专业的保险科技人才，提升保险科技赋能效率。人才是保险业高质量发展的第一资源，保险与科技的融合发展需要既懂保险又要对信息科技专精的复合型人才。保险公司要未雨绸缪，及时搭建保险科技人才资源库。例如，可与相关科研院所展开联合研究，以需求为导向科技攻关，达到人才的“为我所用”；也可以优厚的待遇和鲜明的职业发展路径吸引高科技人才加盟，达到人才的“为我所有”。此外，保险公司也需要建设一支专业的保险营销队伍，帮助消

费者提升自身的金融素养水平，进而促进其商业保险的参与。

参考文献

- [1] 樊纲治和王宏扬, 2015, 《家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证研究》, 《金融研究》, 第7期, 170-189页。
- [2] 何兴强和李涛, 2009, 《社会互动、社会资本和商业保险购买》, 《金融研究》, 第2期, 116-132页。
- [3] 李春涛、闫续文、宋敏和杨威, 2020, 《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》, 《中国工业经济》, 第1期, 81-98页。
- [4] 李丁、丁俊崧和马双, 2019, 《社会互动对家庭商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析》, 《金融研究》, 第7期, 96-114页。
- [5] 李晓、吴雨和李洁, 2021, 《数字金融发展与家庭商业保险参与》, 《统计研究》, 第38卷, 第5期, 29-41页。
- [6] 刘威和黄晓琪, 2019, 《经济政策不确定性、地区文化与保险需求》, 《金融研究》, 第9期, 39-56页。
- [7] 马瑞阳, 2020, 《保险科技对保险企业效率的影响研究》, 对外经济贸易大学。
- [8] 孟宏伟和闫新华, 2020, 《金融素养对城镇家庭消费的影响——基于中国家庭金融调查数据的实证研究》, 《调研世界》, 第3期, 16-21页。
- [9] 秦芳、王文春和何金财, 2016, 《金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析》, 《金融研究》, 第10期, 143-158页。
- [10] 孙武军和高雅, 2018, 《金融知识、流动性约束与家庭商业保险需求》, 《金融学季刊》第12卷, 第2期, 53-75页。
- [11] 完颜瑞云和锁凌燕, 2019, 《保险科技对保险业的影响研究》, 《保险研究》, 第10期, 35-46页。
- [12] 王宏扬和樊纲治, 2018, 《人口结构转变与人身保险市场发展趋势——基于省际面板数据的实证研究》, 《保险研究》, 第6期, 24-40+109页。
- [13] 王宇熹和杨少华, 2014, 《金融素养理论研究新进展》, 《上海金融》, 第3期, 26-33+116页。
- [14] 温忠麟和叶宝娟, 2014, 《中介效应分析:方法和模型发展》, 《心理科学进展》, 第22卷, 第5期, 731-745页。
- [15] 吴婷和王向楠, 2020, 《保险科技: 内涵、耦合机理和发展逻辑》, 《保险理论与实践》, 第5期, 27-41页。
- [16] 谢婷婷和赵雪莉, 2021, 《数字化转型背景下保险科技对财险公司经营效率

的影响研究——基于 DEA-Tobit 面板模型》，《金融发展研究》，第 3 期，53-60 页。

[17] 许闲，2017，《保险科技的框架与趋势》，《中国金融》，第 10 期，88-90。

[18] 尹志超、宋全云和吴雨，2014，《金融知识、投资经验与家庭资产选择》，《经济研究》，第 49 卷，第 4 期，62-75 页。

[19] 周弘和夏鸣，2020，《金融素养、风险态度对家庭商业保险参与的共同影响》，《成都大学学报(社会科学版)》，第 4 期，36-43 页。

[20] Beck, Thorsten and Webb, Ian, 2003, "Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries", *World Bank Economic Review*, 17(1):51-87.

[21] Donghui Li et al, 2007, "The Demand for Life Insurance in OECD Countries", *The Journal of Risk and Insurance*, 74(3):637-652.

[22] Emanuel Stoeckli, Christian Dremel and Falk Uebernickel, 2018, "Exploring characteristics and transformational capabilities of InsurTech innovations to understand insurance value creation in a digital world", *Electronic Markets*, 28(3):287-305.

[23] Korkmaz Aslihan Gizem et al, 2021, "Does financial literacy alleviate risk attitude and risk behavior inconsistency?", *International Review of Economics and Finance*, 74: 293-310.

[24] Michael S. Gutter and Charles B. Hatcher, 2008, "Racial Differences in the Demand for Life Insurance", *The Journal of Risk and Insurance*, 75(3):677-689.

[25] Palmer B B A, 1984, "Examining Life Insurance Ownership through Demographic and Psychographic Characteristics", *The Journal of Risk and Insurance*, 51(3):453-467.

[26] Vince E. Showers and Joyce A. Shotick, 1994, "The Effects of Household Characteristics on Demand for Insurance: A Tobit Analysis", *The Journal of Risk and Insurance*, 61(3):492-502.

全球强制车险制度的比较研究与启示

姜皓、姜海纳、顾全¹

摘要：

本文回顾了中国交强险的发展历程，以及 2020 年车险综合改革的影响。进而以美国、英国和澳大利亚、日本三种不同的强制车险体系为例，全面比较了海外市场强制车险的监管模式、监管目的、改革周期、产品种类、条款和费率制度、赔偿制度等方面的特点和思路，深入剖析了全球强制车险的发展和监管变化历程，为中国交强险的高质量发展提供有益的国际经验借鉴。

关键词：强制车险，监管，改革

一、中国交强险发展与 2020 年车险综合改革的影响



图 11：交强险承保利润和经营盈利（亿元）

资料来源：银保监会，瑞再研究院

¹ 姜皓，瑞再研究院中国中心经济学家。姜海纳，瑞士再保险中国车责意险核保人。顾全，瑞士再保险中国车责意险高级定价精算师。

交强险是中国第一个法定强制保险，自 2006 年 7 月正式实施后，交强险投保覆盖面逐渐扩大。随着近年来交通治理的进步，交通事故发生率和死亡率呈逐年下降趋势。交强险的承保情况也由起初的连年亏损开始好转，2017 年开始实现盈利。交强险设立之初的经营原则是“不盈不亏”，当前市场情况已经满足了实施交强险改革的基本条件。

交强险设立之初通过立法强制投保、统一规定费率快速提高渗透率，达到全民覆盖的目标。2005 年末至 2018 年末，投保率从 58% 提高到 95%。交强险三者人伤总保额最初仅为 6 万元，2008 年提高至 12 万元。从保障上看，交强险保额水平维持 12 年未变，已经难以满足最低赔偿要求。2018 年汽车保险死亡赔偿缺口约为 10 万元。2020 年 9 月开始实施的《关于实施车险综合改革的指导意见》，将交强险保额提高至 20 万元，扩大了保障范围，缩小了保障缺口，对交强险提高效能，真正起到保障作用具有重大意义。

表 2: 车险投保率和保障缺口

	2016 年	2017 年	2018 年
交强险投保率	93.80%	95.30%	95.58%
商业三者投保率	78.30%	80.90%	82.51%
商业三者保额充足度	76.60%	81.90%	88.28%
交通事故死亡赔付缺口（万元）	17.4	14.7	10.3

资料来源：中国保险信息技术管理有限责任公司（中保信），瑞再研究院

目前交强险实行全国统一费率，但由于我国各地区在经济发展、医疗卫生服务及居民收入等方面存在较大区域性差异，交强险在实际经营中普遍存在交叉补贴的情况。具体而言，东南部经济发达地区交强险赔付率较高，承保亏损严重，而中西部经济欠发达地区赔付率较低，可实现承保盈利，同时小城市赔付率长期优于大城市。保险公司经营遵从大数法则，在全国统一费率制度下可实现区域间的平衡，但却未公平对待消费者。

2020 年的车险综合改革，从保护消费者权益角度出发，科学合理地厘定交强险费率，以实现不同区域的差异化定价。国际经验来看，地区差异也是各国车险的重要定价因子之一。改革后，交强险定价中特定省份/地区无赔优待折扣（NCD）系数的下浮范围将由当前的-30%扩大到-50%。在现有保费基础上通过 NCD 的调节，各地的费率水平将由其以往的经营表现决定，亏损严重地区的费率将相应上升。预期此次改革将对交强险的保费收入分布产生比较显著的影响，对中小保险公司，尤其是以特定区域经营为主的保险公司将产生明显冲击。

同时，国务院 2019 年发布《关于建立健全城乡融合发展体制机制和体系的意见》，明确提出了改革人身损害赔偿制度，统一城乡居民赔偿标准的要求，这也将一定程度上缓解交叉补贴的问题。此系列改革对消费者而言是明显的利好，在一定程度上控能制交强险承保利润，降低费用，提高产品效率。

除了地区间不平衡，交强险还长期存在车型间的不平衡。在当前，私家车险

的盈利水平长期高于营运车险，导致私家车险费用率居高不下。目前交强险覆盖率超过 95%，已经基本达到全民覆盖，适当差异化定价的时机已经成熟。与此同时，随着辅助驾驶（ADAS）等运输安全技术的提高，营运车险赔付率有望改善，从而降低基准费率调整的幅度，为最终实现车型间的相对平衡创造有利条件。

二、全球强制车险的比较与启示

（一）强制车险监管思路

各国车险的发展路径各有不同，改革进度也各有先后，无论是从市场运行效率、保费价格，还是利润空间等方面，都难以用统一的标准来衡量各国车险改革的成败。商业车险改革发展的主流方向是费率市场化和产品自由化，而强制车险在各国的异质性高于商业车险，各国强制车险的内涵、发展思路和监管目标同各国文化背景、法律体系密切相关。

首先，各国强制汽车保险的内涵各不相同，大体可以分为两类。一类政府强制性更强，包括中国、日本在内的东亚国家均有明确的强制汽车保险种类。中国的交强险、日本的强制汽车责任保险，都是政府强制要求机动车投保，保险公司不得随意拒保，保费厘定只保留较低甚至不考虑保险公司盈利，且该险种的资金池同商业车险分离，单独核算。

表 3：主要国家强制车险内容对比

国家	强制汽车保险类型	主要内容	是否包含物损
中国	机动车交通事故责任强制保险（交强险）	对被保险机动车发生道路交通事故造成受害人（不包括本车人员和被保险人）的人身伤亡、财产损失，在责任限额内予以赔偿的强制性责任保险。	是
美国	汽车责任保险（Auto liability）或 车上人员/医疗费用（Personal injury protection/Medical Payments）	汽车责任保险最低限额由美国各州规定，但并非所有州都强制要求购买责任保险 ¹ 。各州最低限额从 1 万到 5 万美元不等。	是
英国	三者责任险（Third Party）	根据 1972 年《道路交通法案》，所有机动车司机必须投保给第三者	是

¹ 美国要求司机提供一定的最低财力证明，以承担事故发生的财务支出。各州的最低限额要求不同，责任保险是财力证明的方式之一。新罕布什尔州、弗吉尼亚州未强制要求机动车投保责任险。

造成伤害或死亡的无上限责任险。

澳大利亚	强制三者责任险 (Compulsory Third Party, CTP)	强制三者责任险为 人身伤亡提供 无上限的保额。	否
日本	强制汽车责任保险 (Compulsory Auto Liability Insurance, CALI)	提供基本的人身伤害责任险, 所有 机动车都必须购买。责任限额模式 为单次事故每人模式, 而单次事故 的总赔偿没有限额。	否

资料来源：公开资料整理，瑞再研究院

而以美国和英国为代表的英美法系国家，强制汽车保险则有更强的商业性，虽然政府仍要求机动车投保责任险，但法定责任险属于商业保险的一部分，基于市场化原则运作，不存在单独的强制汽车保险。覆盖范围方面，日本和澳大利亚只覆盖人伤不含物损，中国、美国、英国则两者都包含。

强制汽车保险的限额在不同国家也有极大的区别。由于政府的政策性、普惠性和非盈利性，中国、日本、韩国的强制汽车保险规定的是保额上限，超过的部分则需由商业保险来承担。而美国、德国等市场化运作强制汽车保险的国家，法律规定的是强制保险保额的最低值，投保时需至少满足最低限额。英国、澳大利亚对人伤没有设置索赔上限。我们将强制汽车保险的保障倍数定义为保额与人均 GDP 的比值，依据目前各国强制汽车保险限额和 2019 年人均 GDP (美元)，发现在发达市场中，美国的强制汽车保险提供的保障最低，中国、日本、韩国保障倍数在 2-7 之间，德国、英国、澳大利亚的保障倍数最高。

(二) 强制车险监管模式和目标

全球来看，强制车险一直是各国监管部门高度关注的方向。虽然各国监管存在一定差异，但对强制险种的监管目标和原则基本一致，主要包括：以人身伤害为核心的保障、价格费率在消费者可承受的范围内、对保险公司偿付能力有严格要求或交强险收支单独列账，以及保证市场公平竞争等。

表 4：主要国家强制车险监管共同点

主要目标	监管原则
保障范围、保险渗透率	交强险的基本原则是保障交通事故受害人的基本权益。因此，各国交强险的核心保障要求是对人伤的保障，其次是对财产损失的保障。同时，全员投保是强制险中的一大目标。政府一般会通过立法强制要求车辆投保强制车险。

费率可承受度、充足度	各国监管对强制车险费率的限制措施各有不同，主要以规定费率、审批制和备案制为主。监管部门一般要求保险公司厘定的费率原则上：不能过高以至于超过消费者可承受的范围，同时也不能过低而造成保费不充足的情况。
保险公司偿付能力	虽然各国监管都对保险公司偿付能力有明确要求，包括强制和非强制险种，但监管往往会对强制险种额外的关注。例如，中国银保监会要求保险公司对交强险业务单独核算和报告。其他国家也有类似要求，例如澳大利亚监管部门（APRA）要求法定险种独立计提保费不足准备金等。
市场公平竞争	当前各国车险市场处在不同的发展阶段。由于强制车险的特殊性，各国在监管过程中均考虑了市场稳定因素和公平竞争因素。调控市场的主要手段就是费率厘定和风险分摊的过程。例如，澳大利亚监管在鼓励市场竞争的同时引入了风险平衡机制改善不公平竞争的现象。

资料来源：公开资料整理，瑞再研究院

（三）美国：各州独立运行，改革周期频繁

美国是最早实施机动车第三者责任强制保险制度的国家。马萨诸塞州于1927年率先颁布《强制机动车保险法》。目前美国大部分州都有法定强制购买保险的要求，美国对保险业实行联邦政府和州政府双重监管制度，联邦政府和州政府拥有相对独立的保险立法权和管理权。联邦层面更多规定的是商业运营车需要投保的最低三者险限额，在州的层面，各州均有对驾驶员财产证明的最低要求，三者责任保险是财力证明的方式之一。美国监管体系复杂，各州对保险产品的费率、条款制度、赔偿制度和强制车险产品种类及保额等均有不同的要求。

1. 车险费率和条款制度

在费率体系上，美国各州都有车险费率法，规定州内费率的制定与监管原则。针对强制险种，费率监管的目标主要有：确保强制车险的覆盖面、通过监控费率和准备金充足度确保保险人偿付能力、保证强制保险费率的合理性。历史上，许多州都曾使用州定费率。然而在经历了数次费改后，大多州都废弃了该模式，而采用竞争性费率制度，允许保险公司通过精算手段自行厘定费率。

美国各州对保险费率和条款的监管模式主要分四种：一是备案制，又分事前备案（File and use）和事后备案（Use and file）两种，允许保险公司自行制定费率和条款，并定期向监管备案；二是审批制（Prior approval），保险公司需提前提交费率由监管部门审批；三是灵活制（Flex rating），保险公司在一定浮动范围内可以自由调整费率，超出范围的调整仍需报批；四是无需备案制（No file），完全实现市场化经营。

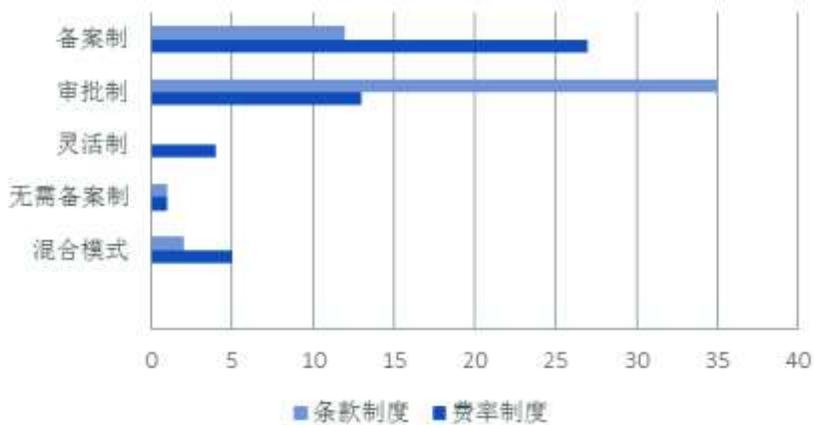


图 12: 采取不同条款和费率制度的州数分布
资料来源: III, 瑞再研究院

当前, 美国大部分州要求保险公司变更费率前向当地监管部门申报或备案。监管部门认定费率存在过高、不足、或明显歧视时, 有权要求险企中止执行相应费率。美国部分州也实行混合管理的模式, 在结合各种监管模式优点的同时, 也为增加了跨州经营的保险公司的管理难度。跨州经营的公司通常会针对不同州设立单独的负责人, 独立设计产品、调整费率及计算准备金。

2. 强制车险产品种类

美国车险产品丰富, 各州对强制车险的产品和保额要求不同, 强制车险产品有三种, 包括强制第三者责任险, 强制驾乘人员伤害险 (PIP) 以及强制无保险驾驶人员险 (UM), 另外车主可自愿购买车损险、碰撞险和综合险。PIP 也被称为无过错保险 (no-fault insurance), 无论交通事故责任在谁, 都可以提供医疗费用赔偿, 通常也包括受伤期间的收入损失。根据所在州的当地政策, PIP 可以是一个独立的保险产品, 也可以必选的附加险体现。当发生交通事故造成人身伤害时, 由事故双方的第一者险 (PIP) 先行赔付, 若有超过 PIP 保额的损失, 可根据事故当地赔偿制度起诉责任方, 获得由第三者责任险赔付的人伤或者财产损失。

表 5: 美国车险产品种类

车险产品	保障范围
强制第三者责任险 (Bodily Injury, BI/ Property Damage, PD)	三者人伤 (BI): 有最低保障要求, 单次事故 保额 三者物损 (PD): 保额一般低于 BI, 与 BI 共 同使用

强制驾乘人员伤害险 (Personal Injury Protection, PIP/ Medical Payment, MP)	车上人员人身伤害 (PIP): 保障由交通事故引起的车上人员医疗费用, 以及受伤期间收入损失, 发生交通事故时, PIP 先于 BI 赔付 车上人员医疗费用 (MP): 仅针对医疗费用进行赔付。MP 保障额度低于 PIP
强制无保险驾驶人员险 (Uninsured Motor, UM/ Under-insured Motor, UIM)	事故责任方驾驶员无保险 (UM): 保障由于事故责任方没有保险, 造成被保险人人伤损失的部分 事故责任方驾驶员保额不足 (UIM): 保障由于事故责任方保额不足, 造成被保险人人伤损失的部分, 在责任方 BI 之后使用
车损/碰撞险 (Motor damage, MOD/Collision)	属于自车保险, 碰撞事故时赔付, 按照车型定价, 有免赔, 无保额强制要求
综合险 (Comprehensive, Comp)	保障洪水, 冰雹, 动物, 盗窃等非碰撞因素, 有免赔, 无保额强制要求

资料来源: NAIC, 瑞再研究院

美国各州可根据本州情况, 对强制车险的产品和最低保额进行要求, 绝大部分州都强制购买第三者责任险, 29 个州要求购买强制无保险驾驶人员险, 16 个州要求购买人身伤害险, 而有 12 个州则同时要求购买三种强制车险。

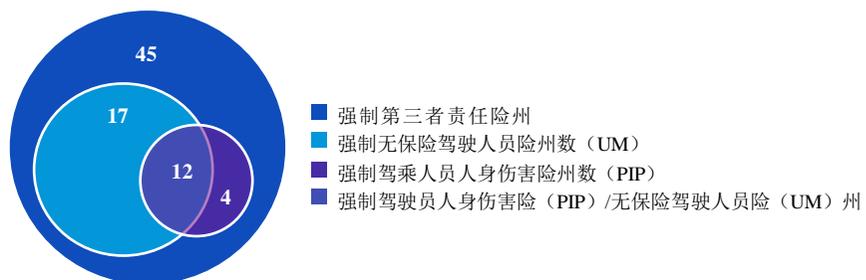


图 13: 美国强制车险类型图
资料来源: NAIC, 瑞再研究院

为配合各州的赔偿制度, 人身伤害险 (PIP) 在赔付前期无需划分事故责任, 有助于在交通事故中迅速恢复交通秩序。强制三者责任险最低保额要求由三部分组成, 分别是每人限额, 每次事故限额以及财产损失限额。大部分州中, 人身伤亡每人限额为 2 万 5 千美元, 每次事故限额为 5 万美元; 财产损失限额为 1 万美元。与美国物价、人均收入和事故平均损失相比, 强制保险限额较低, 大部分车主会购买超过强制最低要求的保额。

3.赔偿制度

美国车险赔偿体系中关于人伤的制度错综复杂，各州之间存在较大差异，大致可以分为过失责任制，无过失责任制和叠加制度。大多数州采用的是有过失责任赔偿制度以确保事故中的受害人能够获得赔偿。多数州的三者险人伤的限额在1万到5万美元的范围内。同美国物价、人均收入和事故平均损失比，这样的强制保险额度非常低，很难起到充分保障的效果。除强制要求购买三者险的州外，美国还有16个州采用无过失责任保险制度，强制要求驾驶人购买驾乘人员人身伤害险（PIP）。

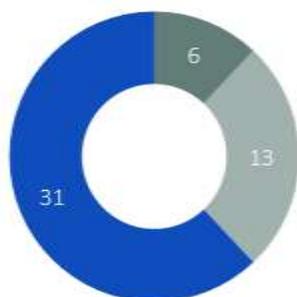


图 14：采取不同赔偿制度的州数分布
资料来源：NAIC，瑞再研究院

美国的无过失责任制度和中国交强险中的无责赔付有着本质的区别。美国所有采用无过失责任制度的州都同时设立了阈值体系，以界定交通事故受害人是否有权追究有责驾驶人的过失责任。阈值一般有两种形式，一是以固定金额为标准（Monetary threshold），例如夏威夷州和犹他州均采用无过失责任制度，阈值分别为5000和3000美元。当受害人预估损失不超过阈值则采用无责任制度进行赔偿，被害人无权提起过失侵权诉讼。超过阈值被害人则可以起诉有过失一方，并通过三者责任险获得赔偿。二是以非金额形式（Verbal threshold）为标准，例如佛罗里达州的交通事故阈值与受害人伤残程度直接挂钩，达到一定的伤残级别，受害人有权提起民事无过失侵权诉讼。叠加制度与中国交强险结构相类似，即事故中的各方均可获得一定的无责赔偿，而无过错一方保也留了提起诉讼的权利。

美国以州为单位区分责任制度和最低投保限额，以事故发生地的赔偿制度为准，极大增加了跨州事故处理的复杂度，理赔人员需要通过职业资格考试熟悉理赔标准和各地保险政策。在这一点上，中国交强险实施全国统一制度和标准体现了优越性。

4.美国汽车强制保险的其他特点

美国许多州除了强制车险以外，另设立无经济能力执行判决基金作为补充方案，主要用于向无法通过任何其他途径获得赔偿的交通意外事故无辜受害人进行赔偿。基金来源主要是通过对本州营业的保险人征税或通过对所有在本州注册的

机动车加收额外的登记费等。

对剩余市场设立法定共保规则也是美国车险市场的显著特点之一，即对保险公司普遍拒保的高风险驾驶人，通过政府分派的方式，按市场份额指派给各行业参与者，旨在保障受害人利益。各州采取的具体方式各有不同，包括：风险分配计划、再保险分出和联合承保协会。

美国各州对保险人强制车险经营费用支出都有明确的限制和审批程序。例如，新泽西州内保险人在强制车险项目下的各项费用不得超过总保费收入的22.7%。同时，许多州车险法律条例规定保险公司按事故年或自然年回顾公司车险承保利润。例如佛罗里达州规定，若保险公司近3个事故年或自然年的承保利润超过预期利润5%以上，公司需要将超额保费退还消费者。新泽西州和纽约州也有类似规定，旨在保护消费者权益。例如2020年，在COVID-19背景下，各大保险公司提前减免或退还了部分受影响较重的投保人的车险保费。该措施一方面体现了对消费者权益的保护，另一方面也是提前履行了法律规定的义务。

5.美国经验的启示

美国车险市场和州权监管体系的复杂性在全球首屈一指，州层面的改革非常频繁。但复杂的体系和监管并没有在全国层面带来车险市场的成功，美国车险长期亏损，且车险价格一路走高，同保障脱节较为严重，未投保率一直居高不下。像美国这样汽车普及率极高的国家，可以从全国统一层面进行车险的顶层设计，让强制车险真的能够起到事故基本保障的效果。从这个角度来看，美国车险的经营和监管受制于市场的割裂，各州各自为政、低效运行，而中国车险无论是全国一盘棋的规划和改革，还是以保障消费者利益为中心的改革出发点，都体现出了更加明显的制度优势。

（四）英国和澳大利亚：市场化的无上限三者险

1.车险市场概述及保费规模

澳大利亚和英国都具备金融市场成熟、保险行业发达、相关法律健全的特点。其所属英联邦法律制度以判例法为特色，结合多部保险单行法共同构建保险法律基础。虽然英澳的法律体系同源，在车险赔付方面经历过相似的改革历程，但两国在多年的发展中逐渐形成了各具特色的保险监管模式和市场环境。

表 6：英国和澳大利亚强制汽车保险对比

	英国	澳大利亚
主要车险产品	1.三者责任险（Third Party） 2.第三者火盗险（Third party fire and theft） 3.综合险（Motor Comprehensive Insurance）	1.强制三者责任险（Compulsory Third Party, CTP） 2.三者财产损失险（Third Party Property） 3.综合险（Motor Comprehensive Insurance）
覆盖范围	人伤、物损	人伤（完全由CTP覆盖）、物损
监管思路	市场化运营为主	监管指导下的市场化运营

费率制定	市场决定	各州监管指导
定价因子	从车从人，定价因子丰富， 保险公司自行选择，无需报 备监管审批	从车从人，定价因子丰富，保 险公司自行选择，需报备监管审批
销售渠道	直销、比价网站	直销、比价网站

资料来源：公开资料整理，瑞再研究院

英国车险是非寿险前三大险种之一，2018 年直保保费收入 185.4 亿英镑，占非寿险市场总额 23.9%。英国市场主流的车险产品以综合险为主，由于市面上的三者险限额通常远高于法律规定的强制三者险要求，故无法准确统计强制三者险的保费规模。英国整体车险行业增速在过去 20 年中长期受限于激烈市场竞争和高额赔付支出，行业盈利艰难。

澳大利亚强制车险采取政府承保与私营保险公司承保结合的形式。根据统计，2018 年私营保险公司车险保费规模为 161.4 亿澳元（合 115 亿美元），其中强制三者险保费占比 22.1%。政府承保的强制车险保费未统计在内。市场结构方面，以私营车险保费规模最大的新南威尔士州为例，共有四家公司持有强制车险牌照。从 2019 年 12 月市场占有率来看，这四家公司的份额都比较接近，最高为 NRMA 30.5%，最低为 Allianz 21%。

从保费规模上看，澳大利亚强制车险呈高速增长态势，2008 年到 2018 年的十年间保费几乎翻倍。从运营结果上看，澳大利亚强制车险呈明显周期性，2006-2008 年间新南威尔士州采取了一系列改革，优化强制车险结构和费率，造成保费下降赔付率上升。同样地，经过 2017 年改革后，强制车险保费趋势发生扭转，单均保费大幅下降，赔付率显著回升。总体来看，在科学谨慎的监管指导下，澳大利亚强制车险盈利表现良好，费用率持续保持在较低水平。

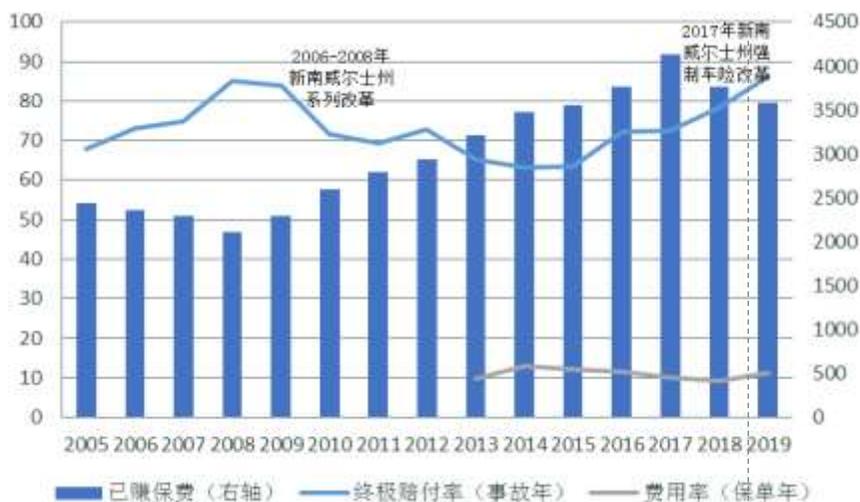


图 15: 澳大利亚强制车险保费规模（百万澳元）、赔付率和费用率

资料来源：APRA，瑞再研究院

2. 机动车强制保险主要特点

英澳两国在人伤保障方面都没有设定明确的保额限制，为受害人在医疗、看护、误工、伤残、死亡等方面提供无限额保障。其中，英国行业保单物损的平均限额为 2000 万英镑，远高于法律强制要求的 120 万英镑。澳洲强制保险的保障对象包括责任驾驶人、车上人员和无责第三者。对由未投保或肇事逃逸车辆造成事故的受害者，英澳两国均通过立法以向保险公司强制征收的方式建立行业基金池，由单独部门独立运作，作为强制车险的补充机制。

澳大利亚的机动车强制保险按州划分监管辖区，各州独立运作，主要有两种承保模式，分别为政府公立机构承保及私营保险公司承保。在采取由私营保险公司承保强制车险的州中，政府均采用审批制模式，要求保险公司提前报备费率变化情况，经监管部门批准后才可落地实施。与澳大利亚严格的监管模式相比，英国车险市场化更为充分，各保险公司独立运营，由市场决定价格，英国监管部门不要求保险公司报备费率。

强制车险运行效率方面，澳大利亚对强制车险承保结果没有“不盈不亏”的要求，而是允许保险公司获得适当承保利润，指定事故年行业平均承保利润需要在 2-10% 之间运行，行业承保利润预期为 8%，即行业综合成本率预期为 92%，在各国强制车险运营效率中表现较好。澳大利亚引入利润正常化机制，通过建立行业费用池（Levy pool）用以处理各事故年间行业利润波动超过既定范围的情况。

赔偿制度方面，英国采取有责制度，澳大利亚各州采取制度不同，主要分有责、无责和两者混合型。总体来说，以无责赔偿制为主的州基本是由政府承保，以有责三者赔偿为主的州则大多是由私营保险公司承保。

澳大利亚新南威尔士州还推出了一个独立于强制车险的政府公共保险项目——终身护理及援助计划（Lifetime Care and Support Scheme, LTCS），作为强制车险的补充，由独立机构运作。该项目针对在交通事故或工伤中造成终身残疾的受害人（包括有责一方），提供无上限的终身医疗和看护费用保障。这项改革的重大意义在于两个方面：一是将保险责任扩大到有责一方，实现了在重大事故中的无责赔付。二是对医疗和看护费用实施“实报实销”，相对于此前趸交形式的支付，降低了评估中的不确定性和可能存在的超额赔付的情况。

3. 立法和监管

澳大利亚实行联邦制，各州对强制保险制度有不同的法律基础。1942 年，新南威尔士州的《机动车辆（第三方保险）法案》（Motor Vehicles (Third Party Insurance) Act 1942）首次引入强制车险机制¹，此后各州纷纷建立独立强制车险监管机制。总体来说，澳大利亚强制车险监管的主要目标是以下两个方面：

第一是产品效率，主要包括对费用率和理赔成本的管控。由于澳大利亚强制车险保障范围包括律师费和诉讼费，因此受益人获得的实际赔偿小于保险公司支

¹ CTP scheme history,

<https://www.sira.nsw.gov.au/resources-library/law-and-policy-or-corporate/publications/the-scheme-history>

付的理赔款。根据 SIRA¹ 统计，2012-17 年间，行业平均效率仅为 46%，即每 1 澳元的赔款只有 0.46 澳元实际到受益人手中。经过 2017 年的改革，CTP 效率得到了明显提升，达到 65%，更接近 77% 的预估行业赔付率。

第二是强制车险制度的可持续性，澳大利亚监管部门密切关注行业趋势重要指标，例如出险率、赔付率、综合成本率和费率等。当指标出现异常时，监管部门会及时研究制定措施进行干预。保费可承受度指数是重要指标之一，即家用强制车险保费与人均每周收入的比值。2019 年，新南威尔士州的该指数约为 35%。此外，澳大利亚引入利润正常化机制，限定承保强制保险的公司合理承保利润区间为 2-10%²。

1930 年，英国颁布《道路交通安全法》(The Road Traffic Act of 1930)，开始实施第三者责任强制保险制度，为事故中人身伤亡提供无限额赔偿。1946 年，英国设立汽车保险局 (Motor Insurers Bureau)，旨在补偿由未投保或肇事逃逸车辆造成事故的受害者。1989 年，英国将财产和车辆损失纳入三者险的赔偿范围，此后经过一系列的调整，强制限额于 2017 年提升至 120 万英镑，然而行业保单的平均限额为 2000 万英镑，远高于法律强制要求。

在赔偿金额方面，英国政府非常重视受伤者的赔偿权益。英国大法官 (Lord Chancellor) 有权设置用于计算赔偿金额的奥格登贴现率 (Ogden Discount Rate)，该率自 2002 年设立起至 2017 年，曾一直维持 2.5% 未变。为了反映欧洲整体利率下行的趋势，保障受伤者获得全部赔偿金额，英国大法官于 2017 年首次将其调整为负数，但负贴现率给保险公司带来极大的成本压力。2019 年，综合行业反馈后调整至 -0.25%。

2013 年，英国政府对包括保险在内的金融服务部门的监管方式进行了广泛改革，建立了由英国审慎监管局 (Prudential Regulatory Authority, PRA) 和金融市场行为监管局 (Financial Conduct Authority, FCA) 组成的“双峰”监管体系。其中 PRA 所属英格兰银行，负责促进保险公司的安全和稳定；FCA 负责监管保险公司的行为³。

4. 强制汽车保险费率制定

英国车险早已实现高度市场化运营，对保险公司使用的定价因子的数量和类型的限制相对较少。因此，英国保险市场竞争非常激烈，保险公司使用丰富的定价因子进行风险分类，并不断进行创新，逐渐形成如今复杂的车险定价模型。部分保险公司会从信用机构得到投保人的信用评分，并分析其与投保人理赔习惯之间的相关性。近年来，英国越来越多的保险公司使用车联网技术，通过分析投保人的驾驶习惯、时间和地点等信息，提供个性化的车险定价。

其它最常见的定价因子有六类⁴：一是车辆类型，包括车辆改装和特有安全功能；申请人及其他驾驶人的资料，如年龄、职业、驾驶及索赔记录；车库的位置，通常用邮政编码表示，它不仅可评估盗窃风险，更是区分交通和住户密度的重要指标，也在一定程度上区分了投保人社会经济特征；车辆的使用性质，例如

¹ State Insurance Regulatory Authority, 新南威尔士州保险监管部门

² Motor Accident Guidelines, State Insurance Regulatory Authority, 17 April 2020, https://www.sira.nsw.gov.au/__data/assets/pdf_file/0004/325777/Motor-Accident-Guidelines.pdf

³ <https://www.abi.org.uk/data-and-resources/tools-and-resources/regulation/?timeout=s>

⁴ Insurance Market Report, Line of Business: Non-life, AXCO

是否仅用于社交、家庭和娱乐用途，或是否需要用于商业用途；所需保险金额；无理赔驾驶年数，如果投保人连续五年未发生理赔，保费通常最多可减少 70%。

澳大利亚各州的强制车险费率体系有所差异，主要有两种定价模式，一种是与中国交强险模式类似的无差异化定价（Community Rating），以昆士兰为代表，仅按车型区分费率。虽然监管提供了浮动区间，但由于保险公司对费率充足度认知存在差异，各家保险公司基本都以最高价申报。另一种是有限差异化定价（Limited Risk Rating），以新南威尔士州为代表，费率因子厘定以各车型和地区全面实现行业平均保费充足为目标。在车型差异的基础上引入了地区差异因子和自主报备定价因子，例如无赔优待系数、是否购买综合险、投保人年龄、驾龄、性别等。与我国商用车险费率监管体系类似，新南威尔士州对自主定价系数的区间进行限制。区间下限根据驾驶员年龄设定固定折扣系数，例如 55 岁以下 15%，55 岁以上 25%；区间上限采用弹性机制设定，由监管指定的参照基准费率与公司基准费率与之间的比值决定，即公司基准费率越高，价格区间越小¹。

由于保险公司无法对强制车险实行充分的风险差异化定价，各公司存在保单层面风险交叉补贴的情况。部分保险公司凭借商业模式和渠道优势，使新车等高折扣系数保单占比明显高于其他公司，形成一定的不当竞争，长远看会加大新市场参与者的进入难度，限制行业活力。为了平衡各保司之间风险交叉补贴，澳大利亚推出风险平衡机制，以车型、车龄、车主年龄和区域为风险平衡维度。若某保险公司的某项占比明显高于其他公司，则需要向行业风险平衡池（Risk Equalization Mechanism Pool）交相应保费，其他保险公司根据自身风险保费计算从池中提取相应金额。推广类似制度需要监管的决心和行业主体的支持，成功实行后将有效降低行业集中度。

5. 英澳经验的启示

总体而言，英澳两国的强制车险主要特点是对事故中第三者的人伤保额不设上限。各个国家设立交强险的初衷都是为了确保交通事故中无辜受害人能够得到合理赔偿，此次中国交强险改革将三者人伤赔偿限额提高，符合交强险保障人伤的初衷，也符合全球车险市场发展规律。两国在车险费率的监管措施上的思路各有不同。在法定强制车险上，澳大利亚监管的作用比较明显，近年来出台系列均衡费率和控制承保利润的手段，帮助达到强制车险设立之初的目标和原则，保护消费者权益。

（五）日本：政府主导的有限责任保险

亚洲经济体中，日本汽车市场较为成熟，强制汽车保险的历史较长。

表 7：日本强制汽车保险

强制车险 类型	强制汽车责任保险（Compulsory Auto Liability Insurance, CALI）
------------	---

¹ 弹性区间计算公式：最大提价系数=（150%-D）×监管指定参照基准费率（RBR）/公司报备基准费率（IB）。D 的初始值为 30%，除非另行规定。例：如果 RBR 为\$500，保险公司 A 报备基准费率是\$450，对应的 Maximum malus 是 63%；保险公司 B 报备基准费率是\$550，对应的 Maximum malus 则是 39%

覆盖范围	人身伤害
监管思路	由 1955 年《机动车第三者责任安全法》引入强制保险，提供基本的人身伤害责任险，所有机动车都必须购买。责任限额模式为单次事故每人模式，而单次事故的总赔偿没有限额。
费率制定	GIROJ 官方制定统一费率，非强制使用，但多数保险公司会采用
定价因子	车辆类型，大小和用途
定价区间	无
销售渠道	保险代理人

资料来源：公开资料整理，瑞再研究院

日本是世界第三大汽车保险市场，规模仅次于美国和中国。2018 年，日本保险公司的车险收入为 5.11 万亿日元，占非寿险市场总额的 55.0%。2020 年，日本汽车市场存量为 8233 万辆¹，新车销售增长较为缓慢，是一个典型的存量市场。

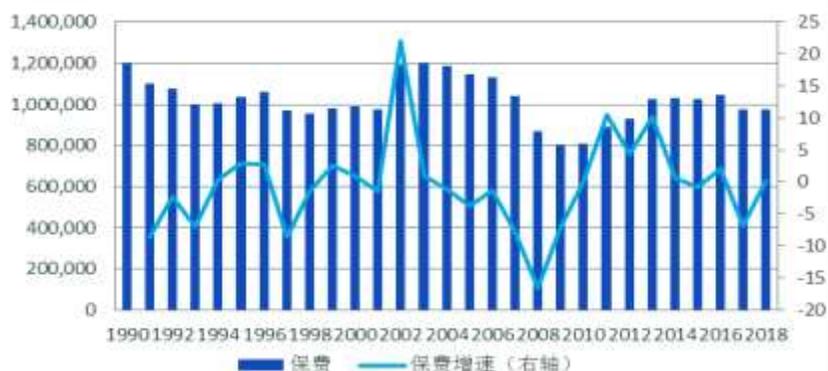


图 16: 日本强制汽车责任保险保费（百万日元）和增速

资料来源：GIAJ，瑞再研究院

日本汽车保险分为两类，一是强制汽车责任保险（Compulsory Auto Liability Insurance, CALI），提供基本的人身伤害责任险，最高赔偿限额为 3000 万日元。二是自愿汽车保险（Voluntary Motor），提供人身伤害责任保险、第三方财产损害责任、自身损害赔偿和意外伤害责任扩展。两种保险各自有完整的运营、核算和政策体系，相互独立，互不影响²。

1. 立法和监管

1955 年，日本通过《机动车第三者责任安全法》（Automobile Liability Security Law），开始实施强制汽车责任保险。CALI 是一种社会保险组织形式，保费仅根据车辆类型和“盈亏平衡”的承保结果确定，所有保险公司都参与共同

¹ <https://www.airia.or.jp/publish/statistics/number.html>

² 日本非寿险费率算定会（GIROJ），Automobile Insurance in Japan, Aug 2017

基金池；大多数理赔由日本非寿险费率算定会（GIROJ）代表保险行业进行处理的。相比之下，自愿汽车保险可由保险公司自主厘定费率。几乎所有车险业务都通过代理商销售，由于保险公司直销市场份额较低，且直销渠道发展缓慢，保险公司仍非常依赖代理商¹。

2. 强制汽车责任保险保障范围

日本 CALI 的保障范围是交通事故中的人身伤害，不覆盖财产和车辆损失。首先，日本强制车险责任限额模式为单次事故每人模式，而单次事故的总赔偿没有限额。这样保障了对事故中每位受害人的赔偿数额。其次，日本强制车险对各个分项限额做了详尽的规定。比如，对于残疾赔偿，分为护理赔偿和残疾赔偿两项。根据对护理的需要程度，分设两个级别。对于残疾分项的赔偿，根据残疾程度，分设十四个级别。这种做法为保险公司决定赔偿数额提供了依据，并减少了合同双方不必要的争议。

3. 强制汽车保险费率制定

日本强制汽车保险的费率由日本非寿险费率算定会（General Insurance Rating Organization of Japan, GIROJ）依据保险公司历史数据估算。费率由 GIROJ 估算后呈报日本金融厅（Financial Services Agency）理事会批准，经过日本金融厅 90 天的审查后生效，保险公司可以选择使用标准费率，并非强制。CALI 费率仅基于车辆类型、大小和用途。保费高低与机动车风险的大小成正比相关，比如根据用途，商用车的风险低于私用车，货车的风险高于其他车型，不同的风险因素以差异化的费率体现出来。地区来看，日本本土四岛（本州、九州、四国、北海道）适用同一费率标准，冲绳岛则使用单独费率。商业车辆费率则根据地区不同有相应调整。

日本强制车险盈利状况具有明显的周期性。官方厘定费率旨在随时间产生收支平衡的承保结果，并在需要时根据最近的索赔情况进行调整。每当赔付率有所上升，车险市场亏损面增加，政府会相应提高基准风险保费，保险公司经营会相应改善，而在保险公司的盈利周期中，政府则倾向于下调保费，保险公司后续盈利则会相应恶化。日本强制车险的保单期限通常是两年或三年，以涵盖强制性安全检查之间的时间间隔。最近的调整于 2020 年 4 月 1 日生效²，费率下调 16.9%，以反映事故频率的下降和赔付率的降低。

在经历了 2008-2010 年的承保亏损后，自 2011 年以来，日本新车销量回升，强制车险市场需求增加，同时，事故率下降，强制车险赔付率进入下行通道，经营状况逐年改善，总体处于盈利状态。2013-2018 年，日本强制车险的赔付率稳定在 75% 左右，费用率则一直保持在 20% 左右。日本三大保险公司在 2018 年和 2019 年的综合成本率约为 95%。承保业绩提高的原因包括事故发生率的下降，以及从 2013 年 10 月开始引入的无索赔奖励机制，其中增加了事故索赔的惩罚，因此减少了索赔的倾向。

¹ AXCO, Japan Insurance Market Report, Feb 2020

² GIROJ. Guidance of notification about standard rates in CALI (Jan 20th 2020 to FSA). https://www.giroj.or.jp/ratemaking/cali/202001_announcement.html



图 17: 日本车险赔付率 (%)
资料来源: GIAJ, 瑞再研究院

4.销售渠道

日本车险的销售渠道同中国存在较大差异。日本车险销售严重依赖代理人渠道，包括销售店维修厂、专业代理门店、地产中介等，同时以多家代理占比不断提升，公司直营、经纪渠道等占比均较小。2018年，日本强制车险有99.9%都是通过代理人渠道销售，直销比例仅有0.1%，自愿车险的代理人销售比例也高达92.4%¹。日本代理人需要经过财险公司的严格培训，对专业能力要求较高，考核及佣金制度较严格，在日本财险公司多轮兼并收购后，车险市场主要由五大保险公司垄断，财险公司对代理门店享有更高的议价能力，同时对代理门店费率管理也较严格，因而日本强制车险费用率得以长期保持在10%以内。

5.价格调整与改革周期

日本CALI的保额经历了逐步调整提高的过程。由于CALI的强制性和社会属性，提供的是基本保障，保额的调整也是逐步进行的，同经济发展阶段、保险市场经营结果、保障需求密切相关。1955年，日本刚刚推出CALI时，死亡赔偿上限为30万日元，经过十次调整，目前是3000万日元，伤残赔偿的上限是4000万日元。

6.日本强制汽车责任保险的特点

日本强制汽车责任保险有以下五大特点：

一是CALI具有双重强制性：强制机动车投保，同时保险公司不得拒保。根据日本《机动车第三者责任安全法》，所有机动车都必须购买强制汽车责任保险（CALI）或者强制汽车责任互助保险（Compulsory Auto Liability Mutual Aid, CALMA），且在机动车注册和年检时提供证明，违规者最高可被处罚1年以下的劳动监禁或者50万日元的罚款。同时，保险公司有义务承保CALI，不得随意拒保。

二是保费制定遵循使保险公司“不盈利不亏损”的原则。保险公司经营CALI

¹ The General Insurance Association of Japan (GIAJ)

不以盈利为目的，费率测算时不考虑保险公司的利润因素。根据《机动车第三者责任安全法》的规定，在能够满足受害人赔偿且实现强制车险有效经营的前提下，费率要尽可能低，以保证政策的有效实施。费率的制定主要参考投保汽车数量、事故率、每件事故平均赔偿金额等情况。为了保证保险公司不亏损，规定另征附加保险费作为手续费，对死亡事故车主还要追加保险费。因而，日本强制汽车责任保险的承保盈利和投资收入不能计入保险公司盈利，而需另外留出，用于提高长期承保收支平衡、提高交通事故预防能力、更好地保护受害者及其家属、提升紧急医疗服务等方面的支出。承保盈利和亏损也会相应地反映到 CALI 费率中。

三是“共同基金池”制度。CALI 的强制性、政策性、公益性等特征以及法律规定的“不盈利不亏损”原则，使保险公司承受较大的经营风险。“共同基金池”制度是由参与经营强制车险的所有保险公司组建的，旨在避免出现因为承保强制车险而导致经营状况恶化的情形。在“共同基金池”制度下，所有保险公司强制车险的保费收入扣除了经营成本之后，都要归入共同基金池之中，并重新分配给每个保险公司，如果保险公司破产，保单和赔付将由日本投保人保护协会承担。2002 年前，政府对 CALI 进行再保险。保险公司所承保的强制汽车责任保险合同，除轻型机动车外，由政府就其承保额的 60% 进行再保险业务，剩余 40% 进入“共同基金池”进行再分配。由于 1998 年 CALI 费率市场化改革以及保险公司偿付能力的持续提升，2002 年修订的《机动车第三者责任安全法》取消了政府对 CALI 的再保险制度。

四是日本非寿险费率算定会的理赔调查制度。通常情况下，保险公司会处理事故理赔流程中的所有事项，包括确认保险合同，调查事故情况、确认事故损失、处理保险赔偿等。但出于高度公平、客观和统一性的要求，日本的 CALI 出险后，日本非寿险费率算定会（GIROJ）的理赔调查办公室¹会处理相当一部分的理赔流程事项，包括确认理赔申请的有效性和事故损失额。GIROJ 的调查结果会提供给保险公司。

五是政府赔偿补充制度。为了弥补 CALI 在保障受害人权益方面的不足，日本建立了政府交通事故责任赔偿业务（Government's Automobile Liability Compensation Business）制度，负责不明车辆、未投保车辆以及被盗车辆的赔偿责任。该制度在功能上类似于我国的“道路交通事故社会救助基金”制度，救助基金对交通事故中受害人人身伤亡的丧葬费用、抢救费用超过强制车险责任限额、肇事机动车未参加强制车险、机动车肇事后逃逸这几种情况进行垫付。日本政府赔偿业务的资金来源为从 CALI 保费中按一定比例提取的资金²。

7. 日本经验的启示

总体而言，日本强制车险制度由政府主导，在“不盈利不亏损”、“共同基金池”和政府赔偿补充制度的原则下，强制车险不存在系统性风险。保险公司的经营风险和业务风险都非常低，政府实质上还是作为最终保险人承担亏损和保险公司破产情形下保单继续给付的责任。而行业整体经营情况较为稳健，市场主体和销售渠道也非常稳定，近年综合成本率均保持在 100% 以内。

¹ 截至 2020 年，GIROJ 在日本全国有 54 个理赔调查办公室（Claims Survey Offices）

² 《日本交强险制度的分析及启示》，<https://m.xzbu.com/3/view-5992162.htm>

三、中国车险发展趋势展望

车险作为财险公司最重要的业务，具有牵一发而动全身的作用。通过前文对海外主要国家交强险的分析梳理，可以发现，车险在不同国家的异质性很强，不存在适合所有国家的车险发展和监管模式。相反，车险的改革和发展要充分适应本国国情和经济发展阶段，交强险的强制性、普惠性、公平性和非盈利性要求政府的参与和一定程度的规范指导。2020 年的车险综合改革扩大了保障范围，总责任限额从 12.2 万元提高到 20 万元，有助于弥补保障缺口。

短期来看，本次车险综合改革后可能出现市场价格竞争加剧，综合成本率上升，部分保险公司保费收入下滑，承保亏损的情况。这次改革既根据实际风险重新测算了基准纯风险保费，又将预定附加费用率下调至 25%，行业整体车险保费规模可能出现一定幅度的下降。从国际来看，车险作为风险分散、竞争充分的大众化产品，承保盈亏平衡比较常见，而改革后行业短期的波动将是大概率事件，保险公司需要做好预期和应对方案。长期来看，改革将加强车险的保障功能，助力行业的高水平、高质量发展。

后记

2021年10月29日至30日，由北京大学经济学院和北京大学中国保险与社会保障研究中心（CCISSR）主办的“北大赛瑟（CCISSR）论坛·2021（第十八届）”在北京大学以“线下+线上”方式举行。本届论坛的主题是“从全面小康迈向现代化——新征程与新使命”。

在10月30日上午大会的“主旨演讲”阶段，中国社会保险学会会长、人社部原副部长胡晓义以“提高企业年金覆盖率”为题，北京大学中国保险与社会保障研究中心主任孙祁祥以“从全面小康到现代化：保险业的使命与担当”为题，分别发表了精彩的大会主旨演讲。在大会“高端对话”阶段，嘉宾们围绕“从全面小康迈向现代化——新征程与新使命”展开对话讨论。中国保险学会会长董波以“新阶段、新要求、新使命、新作为”为题，中国精算师协会副会长王和以“保险：再分配的再认知——‘第三次分配’的新视角”为题，南开大学卫生经济与医疗保障研究中心主任朱铭来以“多层次医疗保障体系建设：以惠民保为例”为题，演讲嘉宾从不同角度对我国从全面小康迈向现代化的新征程与新使命、保险业发展、社会保障改革等相关问题进行了深入探讨，演讲和对话引起了线上线下参会代表的强烈反响和广泛好评。在“《中国保险业发展报告2021》新书发布会”阶段，来自北京大学、清华大学、中国社科院等机构的专家发表了演讲，郑伟代表课题组介绍了刚刚出版的《中国保险业发展报告2021》的基本背景和主要内容。接着，清华大学中国保险与风险管理研究中心主任陈秉正、中国社科院金融研究所保险研究室主任郭金龙、中央财经大学保险学院院长李晓林、首都经贸大学教授度国柱、中国出口信用保险公司首席经济学家王稳、北京工商大学教授王绪瑾、中国人民大学财政金融学院保险系主任魏丽，分别发表了大会演讲，并围绕论坛主题展开讨论。

10月29日下午，北大赛瑟（CCISSR）论坛专题学术研讨会举行。本届论坛共设六个学术分会场，主题分别为“经济社会与风险管理”、“婚姻家庭与保险”、“老龄化与保险”、“三农保险”、“保险业务经营”、“保险政策与法律”。来自高等院校、科研院所和业界的20余篇入选论文的作者在学术研讨会上宣读了自己的论文，并就相关问题与参会代表进行了热烈的交流和讨论。

为了让更多的同仁分享2021年第十八届“北大赛瑟（CCISSR）论坛”的成果，我们将大会演讲和部分专题学术研讨论文结集成册，希望大家能从中获得一些有益的信息与启迪。

“北大赛瑟（CCISSR）论坛”已经成功举行了十八届，得到了许多方面人士的高度评价。回想起来，当初我们创办这个论坛时就是想在国内保险、社会保障和风险管理领域搭建一个规范、稳定、各方受益的学术交流

平台。万事开头难，经过这几年的摸索和实践，“北大赛瑟（CCISSR）论坛”初步找到了一条既与国际接轨又符合中国背景的学术交流模式，并且得到了各方面的高度关注、肯定、鼓励和支持，对此我们倍感欣慰。

感谢本届论坛的大会演讲嘉宾的杰出贡献！感谢六个学术分会场的各演讲人对本届论坛的精彩奉献！感谢北京大学中国保险与社会保障研究中心的各理事单位对中心各项活动的热心支持和积极参与！我们相信，在社会各界的关心和支持下，“北大赛瑟（CCISSR）论坛”能够不辱使命，越办越好！

北大赛瑟（CCISSR）论坛组委会
2021年12月23日于北京