

长期护理保险对老年家庭支出行为的影响——基于健康风险冲击的视角

李民¹ 倪晨旭¹ 王震^{1,2}

(¹中国社会科学院大学经济学院 北京 102488; ²中国社会科学院经济研究所 北京 100836)

【摘要】我国经济进入新发展阶段,需要不断扩大国内需求、激发消费潜能。随着国内老龄人口的增多,激发老年群体的消费潜能将对促进国内大循环有积极的作用。研究发现老年人的储蓄率会随着年龄增加而提高,其主要原因是为了预防健康风险冲击。而长期护理保险通过风险分散机制能够有效缓解健康风险冲击,对家庭消费支出行为产生影响。本研究利用CFPS(2012—2018年)数据,基于健康风险视角,探讨了长期护理保险政策对家庭消费支出决策的影响。分析结果显示,长期护理保险制度的实施使老年家庭储蓄率下降了原来水平的9.7%,同时显著增加了消费支出,有效促进了老年家庭消费,其中健康消费和文娱消费显著增加;健康风险越大,长期护理保险对于促进老年家庭消费的效果越明显。此外,长期护理保险政策对城镇以及高收入家庭消费的促进作用更显著。

【关键词】长期护理;老年家庭;健康风险;消费支出

【中图分类号】F840.684 C913.7**【文献标识码】**A**【文章编号】**1674-3830(2024)2-11-9

doi:10.19546/j.issn.1674-3830.2024.2.002

党的二十大报告提出建立长期护理保险制度,这是我国积极应对老龄化的重大战略部署。我国面临的人口老龄化形势严峻,全国65岁以上人口占比从2000年的7%增长到2020年的13.5%,按照联合国的保守预测,到2050年,我国老龄人口占比将达到24.1%^[1]。人口老龄化将带来一系列问题,其中失能照护问

题尤为关键。根据第四次全国老年人生活状况调查的数据显示,2016年我国有4063万失能老年人,老年群体的失能率达到18.3%^[2]。随着人口老龄化程度的加深,失能老年人口规模持续扩大,失能问题已经成为影响经济社会发展的重要因素。长期护理保险(简称长护险)作为一项社会保险,通过风险分摊的方式

为失能人员提供照护保障。长护险参保人在失能后,可以申请获得一定的照护补贴或照护服务,从而缓解家庭的照护压力和经济压力。

目前,我国已经进入新的发展阶段,需要构建新的发展格局,经济发展从投资拉动转向消费驱动。2023年中央经济工作会议指出,目前经济回升面临的主要问题是有效需求不足、社会预期弱。因此,扩大国内需求、激发消费潜能,成为进一步推动经济良性运转的重要措施。而随着我国老龄化程度的不断

【收稿日期】2024-2-10

【通讯作者】王震,中国社会科学院经济研究所公共经济学研究室主任、研究员、博士生导师,中国社科院公共政策研究中心副主任,中国社科院大学经济学院特聘教授,E-mail:wang-zhen@cass.org.cn。

【基金项目】国家社会科学基金一般项目“长期照护服务的供给研究”(17BJY216)。

提高,发展“银发经济”不仅可以满足老年群体的需求,而且能为经济发展提供新动能。2024年1月,国务院办公厅发布了《关于发展银发经济 增进老年人福祉的意见》,意见指出,银发经济是向老年人提供产品或服务,涉及面广、产业链长、发展潜力巨大。如果能有效释放老年群体的消费,对于推动消费从疫情后恢复转向扩大有非常重要的意义。长护险解决了老年人的“后顾之忧”,将有助于减少老年家庭的“预防性储蓄”,改变家庭的消费决策,因此,有必要研究长期护理政策对家庭经济行为的影响,并分析其背后的作用机制。

本研究利用CFPS(2012—2018年)数据,基于健康风险视角,探讨长期护理保险政策对家庭消费支出决策的影响。本文结构如下,第一小节是文献综述部分,包括长护险影响家庭决策的相关研究,以及健康风险与家庭储蓄行为的相关研究;第二小节是理论分析和本文的识别策略;第三小节是实证分析以及机制分析;最后是结论和政策建议。

1 文献综述

与本研究主题相关的文献主要是长期护理保险对家庭支出决策影响的相关研究。首先,长期护理保险筹资对家庭支出的影响。总的来看,因为长护险筹资水平较低,其对家

庭支出的影响不大。从筹资角度来说,目前我国长期护理保险筹资比例较小,按比例缴费的参保人大多从医疗保险缴费中代扣,而按固定金额缴费的参保人通常由政府出资补贴,因此筹资对家庭预算的影响程度相对较小^[3]。其次,从长护险的支出角度看,长期护理保险补贴则直接影响家庭预算。对于老年家庭来说,如何平滑健康风险特别是失能风险的冲击,是家庭财务安排需要考虑的重要因素。从应对失能风险的角度,长期护理保险是对抗老年失能风险的有效手段,参保人员失能后,保险将为其提供一定的补贴,其可支配收入将会增加,这将有助于缓解其家庭的经济负担^[4]。与未获得补贴的家庭相比,获得补贴的家庭将拥有更宽松的预算,这些预算可以用于储蓄或消费^[5]。最后,长期护理保险还会促进家庭劳动力供给,增加家庭劳动收入。长期护理保险能有效解放家庭劳动力,失能老人的照料问题得到解决后,其他家庭成员将有更多的时间参与劳动,家庭总收入也会增加^[6]。

长护险影响家庭消费与储蓄决策的内在机制与应对健康风险的家庭财务安排有关。根据生命周期理论,老年人应该逐渐减少储蓄,在年轻时期积攒财富,在老年时期逐步消费,直至生命结束时储蓄正好耗尽^[7]。然而,现有研究发现,在退休

后,老年人会增加他们的储蓄率^[8]。大量文献对各国老年人的储蓄行为进行了分析,大都发现老年人(甚至退休老年人)继续积累财富,或者他们减少储蓄的速度过慢,无法在死亡时消耗完所有财富。针对这种现象的解释主要有:一是遗赠动机,即老年人希望在去世前积累财富,将其留给配偶和后代^[9,10];二是预防性储蓄动机,由于担忧寿命风险或面临高额医疗和长期护理费用的可能性,老年人会增加储蓄^[11,12]。然而,不同研究对于这两种动机的重要性看法不一,不同的方法或数据可能得出完全不同的结论^①。随着经济发展,人们的预期寿命普遍提高,导致社会普遍面临更长的老年期。在这样的背景下,家庭必须对生命周期内的资源分配进行重新调整,对消费和储蓄行为进行适当调节^[13]。

关于我国老年消费和储蓄的大多数研究,并未充分考虑到健康风险的影响。微观层面的数据揭示,个人健康状况通常与工资、收入水平密切相关^[14]。众多的模型通常将老年人划定为不再参与劳动的人群,然而,Oshio等人的研究发现,随着经济发展和社会保障体系的完善,老年人的就业率逐渐上升^[15]。他们的健康支出不仅仅满足了基本的健康需求,而且有效转化为人力资本,有力地提高了家庭收入水平。首先,考虑到健康偏好的变化,随着年龄的增长,老年人的身体机能及健康水平会逐步下降,患病风险升高,这使得老年人更加注重健康。随着健康风险的增加,老年人的生活娱乐支出会逐渐减少,而对于健康的投

注:①Horioka等人(2000)针对不同储蓄动机对家庭净储蓄影响进行了实证检验,发现在日本和美国,预防性储蓄的作用远大于遗赠动机。然而,根据Horioka与Ventura(2022)的研究发现,储蓄的主要驱动因素是退休规划,其次是遗赠和生前转移,最后才是预防性储蓄。Horioka与Watanabe(1997)亦指出,为子女的教育和婚姻进行储蓄在日本颇为普遍。如果将这部分储蓄视为一种代际转移,那么预防性储蓄与遗赠及其他代际转移之间的差异将有所缩小(尽管并未完全消除)。这些研究进一步证实了遗赠动机和预防性储蓄均为财富积累(或退休储蓄)之谜的关键因素,尽管预防性储蓄可能起着更为重要的作用。

资消费支出会相应增加,健康状况将直接影响老年人的消费行为,并间接影响其储蓄行为。其次,从就业意愿的角度考虑,如果老年人有强烈的再就业意愿,那么随着健康风险的增加,老年人会增加对健康的投资,这可能导致他们的储蓄率下降。反之,如果老年人没有强烈的再就业意愿,他们可能不会增加健康投资,储蓄率可能会升高。

现有研究中,从应对健康风险的角度对长期护理保险影响老年家庭财务安排的实证研究还不多。因此,本文旨在通过研究长期护理保险政策对老年消费及储蓄的影响,并将健康风险纳入老年人财务决策的分析框架,为老年消费和储蓄的相关研究提供新的思路。此外,长期护理保险对消费储蓄的影响可能存在一个阈值,只有具有一定经济基础的家庭,长期护理保险才真正有带动家庭养老消费的作用。然而,对于许多普通家庭而言,长护险的实施并没有完全覆盖他们的护理需求,因此,本文还将研究不同群体下,长护险对家庭支出决策的不同影响。

2模型设定及识别策略

本部分从健康风险视角入手,分析长期护理保险对家庭支出决策的影响。首先,基于一个全生命周期模型,将健康风险作为外生变量(输入变量),考察健康风险对家庭消费与储蓄的影响。然后将长期护理保险作为外生变量纳入该模型,并基于该模型提出实证策略。最后,是关于本

文数据来源和变量设定的介绍。

2.1模型设定

2.1.1家庭效用函数。本文假设家庭总效用是离散的,在第t期,家庭的效用 $U(\cdot)$ 是消费 C_t 、健康投入 $M_t(m_t)$ 以及健康状况 h_t 的函数(见公式1)。其中 M_t 为医疗总支出, m_t 为自付健康投入, $U(\bar{c}) > 0$ 且 $U'(\bar{c}) < 0$, 即效用函数对消费是单调增且边际递减的。 β 为贴现因子。因为健康和收入存在不确定性,因此未来的效用表示为期望效用。 s_t 表示可以累计的生存概率,而且受到健康状态 h_t 的影响, $s_t(h_t) = \prod_{i=0}^t \alpha_i(h_i)$ 。其中 α_1 表示转移生存概率,在已有的研究中,发现个人寿命受暂时性健康冲击的影响较小。健康状态 h_t 含一个永久分量 π_t 和一个随机波动 ε_t , 即 $h_t = \pi_t + \varepsilon_t$, 且 π_t 由 t-1 期的健康 π_{t-1} 和一个健康变化冲击 η_{t-1} 共同决定, $\pi_t = \pi_{t-1} + \eta_{t-1}$ 。

$$U = E_0 \sum_{t=0}^T \beta^t \{s_t(h_t)[u(c_t, M_t(m_t), h_t)]\} \quad (1)$$

2.1.2约束条件。家庭t+1期的财富来自t期的资产增值和储蓄(见公式2)。其中, a_t 表示资产, r_t 为资产回报率, y_t 为收入。 P_t 表示财富的价格指数, P_m 、 P_c 分别表示健康投入价格指数和消费价格指数,且不随时间变化。

$$p_{t+1}a_{t+1} = (1+r_t)p_t a_t + p_t y_t - p_m m_t - p_c c_t \quad (2)$$

2.1.3效用最大化。

$$\begin{aligned} \max_{\{c_t, m_t\}} & E_0 \sum_{t=0}^T \beta^t \{s_t(h_t)[u(c_t, M_t(m_t), h_t)]\} \\ \text{s.t.} & p_{t+1}a_{t+1} = (1+r_t)p_t a_t + p_t y_t - p_m m_t - p_c c_t \end{aligned}$$

由上式可知,消费是前定变量(财富 a_t 、收入 y_t 、健康 h_t) 的函数(见公式3);同理,健康投入也是上述前定变量的函数(见公式4)。

$$c_t = c_t(a_t, y_t, \pi_t, \varepsilon_t) \quad (3)$$

$$m_t = m_t(a_t, y_t, \pi_t, \varepsilon_t) \quad (4)$$

公式5表示贝尔曼方程最优条件的解,即当期消费的边际效用大于等于未来消费边际效用的期望:

$$\begin{aligned} u_c(c_t, M_t(m_t), h_t) & \geq E_t [\beta(1+r_{t+1}) \\ s_{t+1}(h_{t+1}) u(c_{t+1}, M_{t+1}(m_{t+1}), h_{t+1})] \end{aligned} \quad (5)$$

将(2)、(3)、(4)式代入(5)式,可得关于消费的欧拉公式^②。 c_t 、 m_t 应分别满足条件(6)、(7):

$$c_t = f^{c,t}(m_t, h_t(\pi_t, \eta_t), p_{t+1}a_{t+1}) \quad (6)$$

$$m_t = f^{m,t}(c_t, h_t(\pi_t, \eta_t), p_{t+1}a_{t+1}) \quad (7)$$

2.1.4引入长期护理保险政策。长期护理保险无论以哪种方式进行补贴,其实际上都相当于扩大了预算约束,在本文中以现金支付方式为例,长期护理保险增加了t+1期财富,因此式(6)、(7)改为式(8)、(9),其中LTC为长期护理保险补贴:

$$c_t = f^{c,t}(m_t, h_t(\pi_t, \eta_t), LTC + p_{t+1}a_{t+1}) \quad (8)$$

$$m_t = f^{m,t}(c_t, h_t(\pi_t, \eta_t), LTC + p_{t+1}a_{t+1}) \quad (9)$$

2.2计量模型

长期护理保险的实施能够从两方面影响家庭的消费和储蓄行为,一是对于已经获得长期护理保险补贴的家庭来说,此类家庭将获得实物或现金补贴,补贴会直接或间接增加家庭的消费能力,进而影响家庭的消费决策;二是除了已经获得补贴的家庭外,对于仍未获得补贴的老

注:②本部分主要引出计量模型的形式,故本文不对欧拉公式的具体形式进行求解。

年家庭,由于长期护理保险补贴的存在,对于一个全生命周期的理性人来说,保险也会扩大可用的家庭支出预算。因此,长期护理保险政策将影响家庭的消费与储蓄决策,结合(8)、(9)得到实证模型(10):

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_2 LTC_{it} + \beta_1 health_{it} + \alpha_1 perctrl_{it} + \alpha_2 famctrl_{it} + \theta_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中 y_{it} 代表被解释变量,包括家庭支出和健康消费。将家庭资产、收入以及其他人口统计学因素作为控制变量。 $perctrl_{it}$ 代表户主个人层面控制变量, $famctrl_{it}$ 代表家庭层面控制变量, θ_i 为个体固定效应, $year_t$ 为年份固定效应, ε_{it} 为残差项。此外,在后面的分析中,在模型(10)中引入健康风险与长护险政策的交乘项,考察不同健康风险下,长期护理保险对家庭消费和储蓄的影响强度。

2.3 数据选择及变量选取

本文使用中国家庭追踪调查数据(CFPS),使用年限2012—2018年。没有使用2010年的原因是2010年对户主的定义不一致,部分控制变量缺失。另外,城镇居民医疗保险是2010年才全面铺开,当年的覆盖率并不高,老年人医疗保险消费会受到政策的影响,因此本文选择剔除2010年数据。

被解释变量:家庭储蓄率。参考已有研究^[16],利用家庭当年可支配收入与家庭消费的差值除以家庭可支配收入来计算家庭储蓄率。其中,家庭消费包括食品、日用品、通信

费、文化、娱乐、交通费等非耐用品消费以及教育和医疗支出;储蓄率的表达式为:储蓄率=(家庭可支配收入—家庭消费)/家庭可支配收入。在处理数据的过程中,将家庭储蓄率上限设定为100%,下限设定为-200%。家庭可支配收入包括财产性收入、工资性收入、转移性收入和经营性收入以及其他收入。家庭人均可支配收入等于家庭可支配收入/家庭规模,并作为异质性分析的变量。家庭消费性支出=食品+衣着+居住+家庭设备及用品+交通和通讯+医疗保健+文教娱乐+其他消费性支出。本文选择消费支出作为家庭消费的变量,并令健康投资等于医疗保健支出。

核心解释变量:健康变量。本文选取户主的自评健康状况作为衡量健康的主要变量,自评健康包含丰富的信息,是包含生理、心理以及健康风险的综合变量。首先,自评健康包含了关于健康的生理和心理信息,即一个身心健康的人的自我健康评价应当更高。此外,自评健康也包含对健康预期的因素以及失能风险信息,个人对于未来健康发展的预期包括未来是否需要有人照护。健康变量分为5个等级,非常健康、很健康、比较健康、一般、不健康五个层次,分别赋值从1-5,非常健康为1,不健康为5。

控制变量:首先是个人层面,本文研究的主要问题为经济相关问题,因此本文选择财务管理者作为户主。涉及户主的变量包括年龄、性

别、户籍、受教育程度、婚姻状态及是否领取养老金。年龄是指调查当年的户主年龄,本文研究的对象是老年人,因此本文将户主年龄控制在60岁及以上,同时考虑到年龄对储蓄和消费可能存在非线性的影响,引入“年龄的平方”。其中,男性户主为1,女性为0。“户籍”为户主调查时的户口,农业户口为1,非农户口为0。“户主受教育程度”为调查当年的最高学历,按照最高学历水平划分1-8^③,受教育程度越高得分越高。“婚姻状态”,将已婚且配偶健在定为1,将离异、丧偶、未婚赋值为0。领取养老金的赋值为1,反之为0。其次是家庭层面,一是财富有关变量包括家庭拥有房产数量和家庭收入^④;二是遗赠动机有关变量,以往研究使用子女数量或儿子数量作为遗赠动机的代理变量,本文将“健在子女数量”和“男性子女”作为控制遗赠动机的有关变量;三是影响家庭储蓄及消费的其他变量,研究表明家庭最高学历会影响家庭消费,家庭中65岁以上老人和15岁以下儿童数量作为被抚养人员也会影响家庭经济决策。

3 实证分析

3.1 描述统计

表1报告了主要变量的描述性统计结果,其中户主年龄控制在60岁及以上,储蓄率控制在-200%到100%之间,并对收入和消费进行1%—99%的缩尾处理。由表1可知,2012—2018年全国60岁以上老年户主家庭(以下简称“老年家庭”)的平均储蓄率为4.06%,低于

注:③分别为:文盲、小学、初中、高中/职高、大专、本科、硕士、博士。

④家庭收入仅在支出为被解释变量时作为控制变量。

全样本的6.06%，这说明60岁及以上老年家庭的储蓄率低于60岁以下家庭的储蓄率。老年家庭平均收入为63986.88元，低于全年龄段的73497.68元。老年家庭平均消费支出40377.8元，低于全年龄段的49574.04元。但老年家庭健康消费为5675.31元，高于全年龄段的4622.42元。老年户主平均受教育年限5.08年，家庭规模平均为3.35人，均低于全年龄段平均水平。

3.2 回归分析

长期护理保险是为解决失能老人生活问题而设计的制度，我国已进入老龄化社会，失能人员照料问题成为困扰家庭及社会的重要问题。我国于2016年开展了长期护理保险的全国试点^⑤，长期护理保险政策的覆盖对象主要为需要保障的失能老人，待遇给付方式包括现金和实物两种方式，获得长期护理保险待遇的失能老人家庭将获得相应补贴，从而改变消费预算约束。表2统计了2018年之前已经开展长期护理保险试点的城市，并标记了政策实施的时间（以政策文件为准）。本文所使用的CFPS数据为2012—2018年四期的数据，由于政策实施需要时间，实施效果存在一定的滞后，因此2018年之后才开始实施的城市暂不在考察范围内。

本文的基准回归采用双重差分法，并使用年份和个人双向固定效应，此外模型还加入个人层面和家庭层面的控制变量，个人层面包括户主的健康状况和人口特征方面的

表1 样本描述性统计

变量名	老年样本		全样本	
	观测值(人)	均值	观测值(人)	均值
家庭储蓄率 (%)	12455	4.06	42795	6.06
家庭收入(元)	12455	63986.88	42795	73497.68
家庭消费性支出(元)	12455	40377.80	42795	49574.04
家庭健康消费(元)	12454	5675.31	42793	4622.42
本人受教育年限(年)	10674	5.08	40589	7.40
家庭成员最高受教育年限(年)	12337	11.11	42642	11.53
本人自评健康	10767	3.51	41102	3.13
本人年龄(岁)	10768	67.83	41108	49.30
本人年龄的平方	10768	4640.99	41108	2643.46
本人性别(男性=1)	10739	0.60	41029	0.52
户口	10717	0.62	40944	0.69
婚姻状况	10768	0.79	41099	0.84
是否获得养老金	12455	0.60	42795	0.30
家庭规模(人)	12455	3.35	42795	3.71
健在子女数量(人)	12455	0.81	42795	1.21
家庭男性子女数量(人)	12455	0.63	42795	0.96
65岁以上老人数量(人)	12455	1.00	42795	0.43
15岁以下儿童数量(人)	12455	0.06	42795	0.41
家庭房产数量(套)	12455	1.19	42795	1.21
食物消费(元)	12423	15451.50	42729	17385.39
衣着消费(元)	12395	1714.89	42638	2651.04
住房消费(元)	12455	5925.02	42795	7326.61
日用品消费(元)	12455	4285.51	42794	6868.56
交通和通讯消费(元)	12364	3005.39	42617	4473.26
健康消费(元)	12454	5675.31	42793	4622.42
文娱消费(元)	12455	3579.12	42795	5169.19

变量，具体有年龄、性别、户口、受教育程度、婚姻状况以及是否有养老金，家庭层面的控制变量有家庭收入、家庭规模、房产数量、子女数量以及家庭最高受教育年限等。表3汇报了长期护理保险对家庭储蓄率和消费的影响，结果显示，长期护理保险的实施显著增加了家庭的消费，平均使每个家庭的消费性支出每年增加了6141元，同时，使储蓄率降低了

约9.7%。第(3)(4)列进一步分析了长期护理保险对于各项消费的影响。结果显示，长期护理保险对家庭的健康消费以及文娱消费存在正向影响。这说明长期护理保险的实施有效促进了家庭消费，并降低了老年家庭的储蓄率。其中，新增的消费主要用于健康消费以及文娱消费。

表3中的健康变量与第(1)列的交互项显示了健康状况和健康预期对家庭储蓄的影响，健康状况的回归系数显著为负，即健康状况越差

注：⑤在此之前，已经有部分城市先行开展了长护险试点。

的老人家庭的家庭储蓄率越低,结合(2)(3)(4)列的消费情况来看,健康状况较差的家庭选择增加当期的健康消费而不是增加储蓄。健康越差的老年家庭,其消费水平就越高,说明健康风险对家庭支出的冲击更大。健康风险的增加并没有让家庭增加储蓄,而是用于当下的健康消费,并减少了文娱消费,这说明相比增加储蓄以应对失能风险,家庭更愿意增加当期的健康消费以应对当下的健康问题。根据健康需求理论,健康状况越差的老年家庭,其治疗性需求会增加,从而导致健康方面的消费增加。而健康方面的消费往往是不可避免、不可替代的,因此会挤占家庭的其他消费或储蓄。另一方面,健康状况越差的老年家庭,其预防性需求也可能增加,因为他们更加重视健康,更愿意投资健康,以期提高健康水平,降低未来的医疗支出。因此,健康状况越差的老年家庭,越会增加健康方面的消费,而不是增加储蓄。

此外,年龄也是影响储蓄率的重要因素,根据年龄的U型关系,拐点在55—60岁之间,这说明60岁以上的老年人的储蓄率会随着年龄增加而增加,这与昌忠泽和姜科的研究结果一致^[17]。农村户口家庭的储蓄率高于城镇户口,且女性户主家庭的储蓄率高于男性,产生这种系统性差异的原因与农村流动人口和女性劳动参与程度有关。配偶健在的老年家庭储蓄率更低,这说明婚姻状况(是否单身)也会影响储蓄,单身老人的储蓄率更高,因为他们面临的医疗风险更大,因此需要更多的储蓄来应对风险,而配偶健在

表2 长期护理保险试点城市政策实施时间(2018年前)

城市	实施时间(年)
长春市	2017
吉林市	2017
松原市	2017
滨州市	2017
日照市	2017
聊城市	2017
济南市	2017
德州市	2017
承德市	2016
齐齐哈尔市	2017
上海市	2016
南通市	2015
苏州市	2017
宁波市	2017
安庆市	2017
上饶市	2016
青岛市	2014
荆门市	2016
广州市	2017
重庆市	2017
成都市	2017
石河子市	2017
北京市*	2016
徐州市	2017
嘉兴市	2017
临汾市	2017
邢台市	2016

注:*北京市只在石景山区试点,可能存在样本选择偏误。故本文也对剔除了北京市的样本进行回归,其结果不影响本文的主要结论

的老年家庭的储蓄动机更加复杂,受健康的影响相对更小。

3.3 健康风险的调节机制

考虑到健康风险对长护险政策效果的影响,引入健康风险与长护险政策的交乘项,考察不同健康风险下,长期护理保险对家庭消费和储蓄的影响强度,得到模型:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_3 health_{it} \cdot LTC_{it} + \beta_1 health_{it} + \beta_2 LTC_{it} + \alpha_1 perctr_{it} + \alpha_2 famctr_{it} + \theta_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, LTC_{it} 表示老年人所在地区是否已经实施了长期护理保险,实施为1,反之为0。 β_3 代表在不同健康风险状况下,长期护理保险实施对家庭消费的影响。

表4报告了回归结果,(1)列的结果表明,健康风险越大的家庭,长期护理保险对于促进家庭消费的影响越显著,即长期护理保险的实施将会更有利于健康水平较差家庭提高消费水平。(2)列的结果显著

为正,说明长期护理保险政策实施后家庭增加的消费主要用于健康消费,且身体状况越差,这种效果越明显。因此,从结果上看,健康状况越差,失能风险就越大,长期护理保险补贴力度就越大,家庭在获得补贴后所能释放的消费意愿也就越强。

目前我国长期护理保险仍处于试点阶段,申请待遇补贴需要经过失能等级评估,经评估为中度或重度的失能人员才能获得补贴,而评估为轻度失能的人员将不能得到补贴。此外,失能程度越高,获得的相应补贴也就越多,即重度失能人员获得的补贴要高于中度失能人员,相应的,失能风险越大的家庭预期能获得的补贴也就越大。从总体上来看,失能风险越大的家庭所能获得预期的补贴越高,可用于消费的预算约束也就越宽松。因此,健康风险越大,长期护理保险对于家庭消费的促进作用也就越明显。

3.4 异质性分析

在前面的基准回归中,本文将个人信息和家庭信息作为控制变量纳入实证模型中,原因是这些都会影响家庭消费。在本部分,文章将按照个人特征和家庭特征进行分类,并讨论不同类别下长期护理保险的影响效果。

3.4.1 户主性别对政策效果的影响。在本文样本中,户主性别表示家庭财务支配人员的性别,研究表明不同性别在消费方面有不同偏好,相比于男性,女性更偏向于非享受型消费^[18]。表5分别显示了男性户主和女性户主家庭在长护险政策影响下的消费变化,其中女性户主在长

表3 长护险对家庭消费和储蓄影响的回归分析

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	储蓄率	家庭总消费(元)	健康消费(元)	文娱消费(元)
长护险政策	-0.097** (-2.48)	6181.593** (2.55)	1635.800* (1.86)	1376.827** (2.40)
健康变量	-0.035***	723.548**	1020.433***	-137.414*
其他控制变量	是	是	是	是
观测值	7853	7542	7853	7853
R ²	0.571	0.748	0.497	0.650
个体固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是

注:*p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01, ()内为回归系数的稳健标准误,下同

表4 健康状况长护险政策效果的调节效应分析

变量名	(1)	(2)
	家庭总消费(元)	健康消费(元)
健康风险×长护险政策	3709.593** (2.03)	2306.087*** (3.52)
健康风险	704.132*	997.759***
长护险政策	4967.353**	922.750
控制变量	是	是
观测值	7546	7,857
R ²	0.747	0.499
个体固定	是	是
年份固定	是	是

表5 户主性别对长护险政策效果的异质性分析

变量名	男性户主		女性户主	
	家庭总消费(元)	健康消费(元)	家庭总消费(元)	健康消费(元)
长护险政策	2258.85 (-1.04)	796.698 (-0.73)	11168.135*** (-4.25)	2724.418** (-2.35)
控制变量	是	是	是	是
观测值	4759	4915	2785	2940
R ²	0.73	0.476	0.775	0.541
个体固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是

期护理保险政策实施后,更愿意提高家庭消费,尤其是健康方面的消费。这表明,女性户主家庭对长期护理保险政策的反应更明显,同时更加注重健康方面的消费支出,而非

其他类型的消费。

3.4.2 城乡与收入对政策效果的影响。由于我国长期护理保险政策的实施是逐步推进的,各试点地区先从城镇开始,然后逐步推向农村。

本小节对城镇和农村样本分别进行回归分析,表6显示,长期护理保险对家庭消费的影响在城乡之间存在显著差异,城镇家庭消费数值更大也更显著。这可能与长期护理保险实施进展有关,在2018年之前,大多数试点地区主要在城镇地区开展试点,农村地区对于政策的知晓率不高,因此长护险对于农村家庭消费的影响相对有限。

此外,本文以2012年家庭人均收入分位数为分组依据,进行异质性分析。结果表明,长护险对家庭消费的影响受家庭经济水平的影响,长期护理保险政策对高收入家庭有较大影响,而对中低收入家庭影响有限。从政策实施角度看,由于长期护理保险试点对象为城镇职工,而城镇退休职工家庭相比无退休金老年家庭具有平均更高的收入水平,因此长期护理保险政策对高收入家庭的影响更明显。

4结论与启示

本文以长期护理保险政策试点为切入点,考察了长护险政策对于家庭消费和储蓄决策的影响。本文的结论有二:一是长期护理保险能够有效促进老年家庭消费,使老年家庭的总消费每年增加6181.59元,并使储蓄率降低9.7%,其中长期护理保险对于食物消费的促进作用最大,其次是健康消费和文娱消费。二是健康风险对于长期护理保险的政策效果有显著影响,即健康风险越大,长期护理保险对于促进老年家庭消费的效果越明显。这与政策设

表6 城乡与收入对长护险政策效果的异质性分析

变量名	家庭总消费(元)			
	农村地区	城镇地区	低收入家庭	高收入家庭
长护险政策	-1756.51 (-0.67)	5924.518** (-2.4)	-75.471 (-0.02)	8754.668** (-2.38)
控制变量	是	是	是	是
观测值	4,376	2,983	1,957	1,706
R ²	0.713	0.725	0.666	0.709
个体固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是

计有关,长期护理保险的支付政策是依据参保老人的失能状况而定,健康水平越差,其获得的补贴也就越高,家庭消费约束也就越宽松。此外,长期护理保险政策对提高城镇家庭以及高收入家庭消费的效果更显著。

长期护理保险的政策目标之一是要缓解家庭的照护压力和经济压力。在长护险实施之前,失能老人主要依赖家庭成员照料和购买照护服务两种方式,前者会对家庭劳动力产生影响,后者将会给家庭带来经济负担,无论采取哪种方式,都会对家庭可支配收入产生影响,老年人增加储蓄是为了抵抗失能风险给家庭带来的经济负担。而在长护险试点之后,老年人失能后的照料问题得到一定保障,减少了失能风险的冲击。因此从政策角度,本文的发现具有几方面的政策含义:首先,长期护理保险对于促进老年消费有重要意义,而且对于健康产业和文化旅游产业的发展有积极的作用;其次,长期护理保险政策对不同老年群体的影响效果并不一致,这主要与政策的试点顺序有关,政策越早覆盖

的人群,其政策效果越明显;最后,从本文的回归结果来看,早期的长期护理保险政策对于农村和低收入群体的影响有限,在调节初次收入分配差距方面的效果不明显。

因此,本文提出以下政策建议:一是按照党的二十大要求,建立长期护理保险制度,扩大长期护理保险覆盖人群,使之覆盖更多中低收入和农村老年家庭,增强长期护理保险在调节老年储蓄方面的作用。这同时也是我国经济发展转型、实现消费驱动增长的要求。其次,完善长期护理保险制度设计和运行机制,统筹城乡、区域、群体之间的差异和需求,制定合理的参保标准、缴费方式、待遇水平等政策。加大财政投入力度,对中低收入和农村老年家庭给予适当补贴或减免,提高他们参保意愿和能力。第三,加强长期护理保险与基本医疗保险、商业保险等其他社会保障制度的衔接和协调,形成有效的风险分担机制,减轻老年家庭负担。当然,除了在筹资上建立长期护理保险制度外,还应构建供给充分的养老照护供给网络,加强社区养老、家庭养老等服务,满

足各类老人的健康需求,降低老年家庭为应对健康风险而产生的过度储蓄。

【参考文献】

[1]联合国秘书处经济和社会事务部人口司.世界人口展望2019[R].2019.

[2]党俊武.中国城乡老年人生活状况调查报告[M].社会科学文献出版社,2018.

[3]于新亮,黄俊铭,康琢,等.老年照护保障与女性劳动参与——基于中国农村长期护理保险试点的政策效果评估[J].中国农村经济,2021,443(11):125-144.

[4]王贞,封进.长期护理保险对医疗费用的替代效应及不同补偿模式的比较[J].经济学(季刊),2021,21(02):557-576.

[5]朱铭来,何敏,马智苏.长期护理保险的模式选择与体系构建研究[J].中国人口科学,2023,214(01):3-20.

[6]荆涛,邢慧霞,王文卿.长期护理保险政策促进劳动就业效应研究——来自11个试点城市的经验数据[J].价格理论与实践,2021(06):23-29+43.

[7]孙凤.预防性储蓄理论与中国居民消费行为[J].南开经济研究,2001(01):54-58.

[8]MIRER T W. The wealth-age relation among the aged[J]. The American economic review, 1979, 69(3): 435-443.

[9]DE NARDI M, FRENCH E, JONES J B, et al. Why do couples and singles save during retirement?[R]. National Bureau of Economic Research, 2021.

[10]AMERIKS J, CAPLIN A, LAUFER S, et al. The joy of giving or assisted living? Using strategic surveys to separate public care aversion from bequest motives[J]. The journal of finance, 2011,66(2): 519-561.

[11]HURD M D. Research on the elderly: Economic status, retirement, and consumption and saving[J]. Journal of economic literature, 1990, 28(2): 565-637.

[12]ALESSIE R, LUSARDI A, KAPTEYN A. Saving after retirement: evidence from three different surveys[J]. Labour economics, 1999, 6(2): 277-310.

[13]汪伟,刘玉飞,王文鹏.长寿的宏观经济效应研究进展[J].经济学动态,2018,691(09):128-143.

[14]王弟海,崔小勇,龚六堂.健康在经济增长和经济发展中的作用——基于文献研究的视角[J].经济学动态,2015,654(08):107-127.

[15]TAKASHI OSHIO, AKIKO SATO OISHI, SATOSHI SHIMIZUTANI. Social security reforms and labour force participation of the elderly in Japan[J]. The Japanese economic review, 2011,62(2): 248-271.

[16]尹志超,刘泰星,张诚.农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响[J].中国工业经济,2020,382(01):24-42.

[17]昌忠泽,姜珂.储蓄动机与老年人储蓄之谜——兼论政府支出的调节效应[J].经济学动态,2021(04):68-87.

[18]李新荣,吴涵,史宇鹏.性别角色观念与家庭消费结构——基于中国家庭追踪调查数据的研究[J].中央财经大学学报,2023(08):73-90.

The Impact of Long-Term Care Insurance on the Spending Behavior of Elderly Households
——From the Perspective of Health Risk

【Abstract】The Chinese economy has entered a new stage of development, which requires expanding domestic demand and stimulating consumption potential. As the aging population increases, stimulating the consumption potential of the elderly will have a positive impact on promoting the domestic cycle. Studies have found that the saving rate of the elderly increases with age, and the main reason is to prevent health risk. Long-term care insurance can effectively alleviate health risk and affect household consumption expenditure behavior. From the perspective of health risk, the study applies the CFPS (2012-2018) data to explore the impact of long-term care insurance policies on household consumption expenditure decisions. The analysis results show that the implementation of the long-term care insurance system has reduced the savings rate of elderly households by 9.7%, while significantly increasing consumption expenditure, effectively promoting elderly household consumption, with a significant increase in health and entertainment consumption. The greater the health risk, the more significant the effect of long-term care insurance on promoting consumption in elderly households would be. In addition, long-term care insurance policy has a more significant effect on increasing the consumption in urban and high-income households.

【Key words】long-term care, elderly households, health risk, consumption expenditure