

长期护理保险制度对中老年消费的影响探究*

——基于 CHARLS 追踪调查数据的检验

成 前 陆杰华 郑保丰

【摘 要】在人口老龄化程度不断加深的背景下,考察长期护理保险制度对中老年消费的影响,有助于扩大内需,积极应对人口老龄化对经济的影响。文章利用长护险制度试点这一准自然实验,结合 2011~2018 年 CHARLS 追踪调查数据,从消费视角考察长护险制度的福利效应。研究发现,长护险有助于促进中老年消费,缓解失能风险对消费的冲击;其消费促进效应突出地体现在食品、日常生活开支等基础型消费中。长护险对中老年消费的影响因各地试点模式不同而存在差异,筹资方式多元、参保群体集中、保障水平较高、服务方式多样的长护险模式对中老年消费具有更为明显的促进效应。此外,长护险对中老年消费的影响也存在人群和地域差异,失能家庭和低收入的中老年人群受长护险的影响更大,老龄化程度较深的地区长护险的消费促进效应也更为显著。研究指出,预防性储蓄和家庭代际支持模式的变化,是长护险影响中老年消费的重要机制。基于这些研究结论,文章最后探讨了进一步完善长护险制度顶层设计的政策思路。

【关键词】长期护理保险制度 中老年消费 CHARLS

【作 者】成 前 南开大学经济学院,副教授;陆杰华 北京大学中国社会与发展研究中心研究院、社会学系,教授;郑保丰(通讯作者) 南开大学经济学院,硕士研究生。

一、引 言

党的二十大报告提出,“着力扩大内需,增强消费对经济发展的基础性作用和投资对优化供给结构的关键作用”。在开启中国式现代化的新时代,全球经济受新冠疫情冲击和外部不确定性的影响,整体面临下行风险。在这一背景下,刺激消费以扩大内需、畅通国内大循环、促进国内国际双循环已成为当前中国构筑新发展格局的关键。伴随着人

* 本文为中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“高素质人才流动特征及其影响因素研究”(编号:63232102)的阶段性成果。

口老龄化程度日益加深的背景下,中老年群体因其庞大的规模和长期财富积累具有较大的消费潜力,是促进消费、扩大内需的重要力量。

中国社会长期存在高储蓄、低消费的现象,已有研究从多个视角探讨了中国居民的“消费—储蓄之谜”(李涛、陈斌开,2014)。就中老年群体而言,其高储蓄、低消费的一个重要原因是为了应对未来健康不确定性而增加预防性储蓄。因此,以往研究发现,医疗等社会保险通过降低预防性储蓄,有助于促进中老年消费(Chen 等,2018;边恕、李东阳,2021)。近年来,随着各国长期护理保险(以下简称“长护险”)制度的实施,长护险对中老年消费的影响也开始受到关注;不过,不同于医疗保险,长护险主要针对中老年群体因失能而引发的健康不确定性,以及由此带来的照护需求增加。^①国外有研究发现,长护险影响家庭消费行为,但其影响的具体性质在以往研究中尚未达成共识(Ariizumi,2008;Iwamoto 等,2010;Lee 等,2019)。相比之下,目前国内研究主要集中于宏观层面的理论探讨(荆涛等,2005;赵曼、韩丽,2015),鲜有文献从微观层面考察长护险对中老年消费的影响(马超等,2019;王贞、封进,2021)。其主要原因在于,中国的长护险制度起步较晚,相关主题的调查和数据积累相对有限。

2016年,人力资源社会保障部发布《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》(下简称为《指导意见》),正式开始试点长护险。该制度旨在为长期失能人员的基本生活照料以及与基本生活密切相关的医疗护理提供资金或服务保障,首批试点地区包括15个城市与2个重点联系省份。试点政策推行以来,各试点城市积极探索长护险的有效运行模式,在筹资方式、参保人群、保障对象、待遇支付、服务方式等方面形成了差异化实践模式。整体来看,这些试点模式均呈现出侧重保障失能人员基本生活需求的特点,同时与其他现有社会保险制度相切割、制度设计因地制宜(戴卫东等,2022)。截至2019年6月底,试点地区参保人数已达到8854万人,享受待遇的人数达42.6万人,年人均长护险统筹基金支付额超过9200元^②。中国长护险制度试点的实施为系统评估长护险对中老年消费的影响提供了契机。

本文利用长护险制度试点这一准自然实验,考察长护险对中老年消费的影响及其结构性特征;在此基础上,分析长护险影响中老年消费的异质性和作用机制。本文的研究发现有助于系统评估长护险制度的福利效应,为进一步完善长护险制度顶层设计提供参考。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

消费是宏观经济发展的重要驱动力,也是国民生活状况的直观体现;消费研究在经

^① 统计数据显示,2019年中国失能老人数量约为4000万人,失能率16%左右,失能带来的照护需求增长极大增加了未来的不确定性。

^② http://www.nhsa.gov.cn/art/2019/12/3/art_110_6787.html。

济学和相关社会科学领域占据重要位置(Cochrane, 1991; Islam 等, 2012)。已有研究发现, 个体特征、社会经济和宏观制度等因素均对消费具有显著影响。其中, 健康是个人及家庭消费的一个重要影响因素(Gertler 等, 2002; 何兴强、史卫, 2014)。健康风险通过引导人们进行预防性储蓄, 挤压消费需求, 有可能对消费产生抑制性影响; 也有可能通过与健康相关的医疗保健支出引发消费结构变化。医疗等社会保险通过其风险分散机制, 有助于缓解健康风险的冲击, 进而改变人们的消费预期与行为(Wagataff, 2007)。理论上, 如果保险市场是完备的, 那么当家庭受到健康风险冲击时, 可以通过风险分担机制来平滑消费, 由此健康风险预期不会对家庭消费产生明显的影响(Arrow, 1964; Townsend, 1994)。现实中, 由于保险市场并不完备, 家庭健康风险冲击极有可能引发消费路径的变化。社会保险制度, 尤其是医疗保险, 作为对收入或损失补偿的一种再分配机制, 在抵御健康经济风险、促进消费方面发挥着重要作用, 这一点在以往基于美国、加拿大、印度尼西亚等国的经验研究中均得到了证实(Gruber 等, 1999; Ariizumi, 2008)。进入 21 世纪后, 随着中国社会保险体系的改革与完善, 中国学者也开始考察社会保险制度的消费效应。不少学者分析了医疗保险对家庭消费的影响, 其研究结论与国际文献相类似, 同样为医疗保险的消费促进效应提供了经验支持(白重恩等, 2012; 甘犁等, 2010)。

然而, 相较于其他社会保险, 关于长护险消费效应的研究相对较少, 且现有的研究发现存在明显的争议。国外部分学者认为长护险通过降低家庭照护支出, 减少了家庭医疗消费, 但对家庭其他消费具有重要的促进效应(Ariizumi, 2008; Iwamoto 等, 2010; Hasegawa 等, 2020); 也有学者发现, 长护险增加了家庭医疗保健消费, 但对生活、娱乐等其他类型的消费不具有显著作用(Lee 等, 2019)。目前, 中国学者主要从理论层面探讨长护险制度实施的必要性与有效性、筹资模式的可持续性、给付待遇的适应性问题(荆涛等, 2005; 赵曼、韩丽, 2015), 在经验层面, 有少数研究探讨了长护险对医疗支出(马超等, 2019; 王贞、封进, 2021)、家庭照护(朱铭来、何敏, 2021; 蔡伟贤等, 2021)、代际支持(于新亮等, 2021)、老年健康(谢宇菲、封进, 2022)等特征的影响。尽管这些研究从不同维度涉及了长护险的消费效应, 但很少有研究从长护险的重点保障对象——中老年人群出发, 考察长护险对中老年人消费的影响, 探讨其具体作用机制和可能的异质性。

(二) 研究假设

本文主要关注中国长护险制度试点对中老年人消费的影响。如上所述, 个人健康对消费具有重要影响, 包括长护险在内的社会保险制度在抵御因健康变差、失能等风险引发的经济损失或照料负担中发挥重要作用(Hubbard 等, 1995; 朱信凯、骆晨, 2011)。长护险提供的照护补贴或支付的护理费用^①可以直接降低中老年人及其家庭照护支出压力, 从

① 既包括正式护理中的护理费、康复费, 也包括非正式护理中的护理补贴和生活补助等。

而有助于释放照护需求,影响其护理支出(朱铭来、何敏,2021);同时,长护险带来的照护支出变动也可能影响中老年其他消费支出,促进其总体消费(Ariizumi,2008)。基于此,本文提出:

假设 1:长护险有助于促进中老年消费。

假设 2:长护险对中老年消费的影响可能因消费类型而异,存在一定的结构性差异。

中国长护险制度试点以来,各试点城市围绕筹资方式、参保范围、保障水平、服务内容等制度要素积极探索,形成了差异化的运行模式,因此,长护险对中老年消费的影响可能因其运行模式而不同(汤薇、粟芳,2021;戴卫东等,2022)。此外,与消费行为的人群异质性相联系,长护险对中老年消费的影响也可能因社会经济及人口特征而呈现一定的人群异质性,尤其是伴随着身体机能下降,中老年群体受疾病冲击的概率提高,当其处于失能或半失能状态时,家庭消费支出路径的改变可能呈现复杂差异(杨凡等,2020)。基于这些分析,本文提出:

假设 3:长护险的消费效应可能因试点制度的实施模式、地域或个体特征而异。

综合上文的讨论,长护险对中老年消费的影响可能通过改变预防性储蓄行为和代际支持模式两个途径起作用。其一,预防性储蓄是指在不完备保险市场条件下,不确定性风险冲击使得个体增加预防性储蓄的需求、挤出消费的现象(何兴强、史卫,2014)。就中老年群体而言,为应对未来健康风险及相关不确定性,往往倾向于增加预防性储蓄、降低消费支出(边恕、李东阳,2021)。长护险制度的实施,提高了照护服务保障(朱铭来、何敏,2021),倾向于改善个体健康状况(Chen 等,2020;谢宇菲、封进,2022)、降低未来健康风险,从而降低未来不确定性,减少预防性储蓄,刺激消费增长(Iwamoto 等,2010)。其二,代际支持主要指亲代与子代之间时间、经济资源的双向流动,长护险通过影响失能情形下正式照护与家庭非正式照护之间的替代关系,有助于改变代际支持模式,调节中老年消费路径(Choi 等,2016)。现实中,中国家庭一直承担着老年照护的主体责任,配偶、子女等家庭成员往往是老年人照护服务的主要提供者(蔡伟贤等,2021)。长护险制度的实施使家庭有能力选择正式照护服务(Tsai,2015),从而减轻家庭成员尤其是子女的照料负担,使其从照护责任中抽离。这一照护模式的转变,有可能提高子女参与社会劳动的可能性,提高其劳动收入,从而为增加向上代际经济支持、促进中老年消费提供经济资源(于新亮等,2021)。基于此,本文提出:

假设 4:长护险通过减少预防性储蓄促进中老年消费。

假设 5:长护险通过增加子女的代际经济支持促进中老年消费。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011、2013、2015 和 2018 年四期数据

展开研究。CHARLS 是北京大学国发院开展的一项针对中国 45 岁及以上中老年人的大规模概率抽样追踪调查项目,该数据样本代表性较强,内容丰富,涵盖了个人、家庭、社区多个层面的信息。2011~2018 年,CHARLS 调查收集的中老年家庭样本共计 13 982 个,其中 1 790 个家庭在考察期间仅有一次调查记录,2 844 个家庭追踪两次,追踪调查三次、四次的家庭样本分别有 2 796 个和 6 552 个;最终四期调查形成家庭样本的观测记录数合计 42 074 条。为了更好地反映中老年消费特征(程令国等,2013),本研究筛选已婚且与配偶共同居住、但不与子女同住的中老年夫妇家庭样本。考虑到试点阶段长护险参保群体以城镇居民医疗保险参保者为主,本文在分析样本中剔除了试点城市未加入职工医保的家庭,同时剔除过早(2011 年前)或过晚(2017 年末)开展试点的地区^①,以及家庭消费等关键变量信息缺失的样本,最终获得有效家庭样本量 5 499 个。

(二) 研究策略

依据 2016 年人社部推出长护险制度试点这一准自然实验,本文构建双重差分模型考察长护险对中老年消费的影响,具体如下:

$$C_{ijt} = \alpha + \beta LTCL_j \times POST_t + \psi IC_{ijt} + \theta CC_{jt} + \tau_i + \gamma_t + \varepsilon_{ijt}$$

其中 i, j, t 分别代表个人、城市和时间。 C_{ijt} 为被访中老年人的消费, $LTCL_j$ 为长护险试点地区虚拟变量, $POST_t$ 为试点时间虚拟变量,交互项 $LTCL_j \times POST_t$ 系数 β 反映长护险对中老年消费的影响, IC_{ijt} 和 CC_{jt} 分别为个人及城市层面的控制变量, τ_i 为家庭固定效应, γ_t 为时间固定效应, ε_{ijt} 是随机扰动项。

(三) 变量定义

1. 被解释变量:中老年消费。本文主要关注中老年人的消费水平,参考已有文献(杨凡等,2020)的做法,使用 CHARLS 数据中家庭人均消费测度。为降低变量极值的影响,采用缩尾 10%并取对数的方法处理。

2. 核心解释变量:长护险制度试点,使用长护险试点地区虚拟变量与试点时间虚拟变量的交互项来测量。其中,试点地区虚拟变量根据 2016 年长护险首批试点名单设定,试点城市赋值为 1,其他为 0;试点时间虚拟变量以 2016 年为界,此后的观测时点(即 2018 年)赋值为 1,此前(包括 2011、2013 和 2015 年)赋值为 0。

3. 其他变量。结合上文研究假设,本文的分析过程考虑自评健康、非正式照护、子女收入、财富转移四个中介变量,以此来探究长护险影响中老年消费的作用机制。此外,为控制其他因素对长护险消费效应的影响,本文参考已有研究(朱铭来、何敏,2021),选取

^① 由于 2 个重点联系省份中青岛、潍坊等市在考察期初(2011 年)已开展试点,无法观测这些城市的家庭在试点前的消费行为;另外,试点城市中的齐齐哈尔、宁波等的试点时间为 2017 年末,距离考察期末时间过短,长护险制度对中老年消费的影响可能尚未完全显现,因而在分析过程中剔除了这两类试点。

表 1 主要变量的定义与统计描述结果(N=5499)

变 量	变量含义	全样本 均值	政策实施前		政策实施后	
			处理组 (均值)	控制组 (均值)	处理组 (均值)	控制组 (均值)
中老年消费	家庭人均消费(元)对数值	8.922	9.094	8.847	9.563	9.059
年龄	年龄(岁)	63.51	64.15	62.69	66.41	65.32
退休状况	1= 退休,0= 其他	0.397	0.654	0.382	0.606	0.395
家庭总收入	家庭总收入(元)对数值	7.310	7.564	7.067	9.209	7.793
家庭财富	家庭总资产(元)对数值	6.371	6.343	5.931	8.522	7.360
子女数量	家庭存活子女数量(个)	1.264	1.181	1.271	1.103	1.262
城市经济发展水平	城市生产总值(亿元)对数值	7.498	8.102	7.385	8.128	7.677
第三产业比重	第三产业产值比重	0.411	0.469	0.376	0.677	0.477
职工平均工资	职工平均工资(元)对数值	10.15	10.21	10.04	10.50	10.41
人口规模	城市常住人口数量(万人)对数值	6.152	6.334	6.154	6.325	6.120
消费规模	城市社会消费品零售额占 GDP 比重	0.404	0.444	0.384	0.614	0.437
财政自给率	一般预算收入与一般预算支出之比	0.435	0.575	0.446	0.484	0.389
自评健康	1= 非常健康 / 比较健康 / 一般,0= 其他	0.728	0.813	0.734	0.833	0.700
非正式照护	1= 有,0= 没有	0.216	0.165	0.165	0.273	0.346
子女收入	1~10 分别表示子女收入由低到高	5.426	5.220	5.214	6.515	5.925
财富转移	来自子女的转移收入(元)对数值	6.138	4.547	5.860	6.567	6.993

注：以上收入、消费类指标均以 2010 年为基年使用消费者价格指数进行了调整。

了可能影响中老年消费、产生混淆效应的因素作为控制变量,具体包括个体及家庭特征,如户主年龄、退休状况、家庭总收入、家庭财富和子女数量,以及所在城市的特征变量,如城市经济发展水平、第三产业比重、职工平均工资、人口规模、消费规模、财政自给率。

表 1 展示了上述主要变量的描述性统计结果,同时对比了这些变量在处理组与控制组、试点前后的特征。表中数值显示,全样本中,中老年人在调查前一年的平均消费金额为 10 134 元;与长护险试点实施前相比,政策实施后处理组(试点城市)和控制组(其他地区)中老年消费均值均有所提高,分别增加 4 329 元和 1 999 元;由此伴随着二者的差距明显扩大,初步展示了长护险制度对中老年消费的促进作用。分析样本中,老年人的年龄在 45~90 岁之间,均值为 63.51 岁;中老年家庭的年收入均值为 14 659 元,子女的转移财富平均 4 038 元。除子女数量、非正式照护、财富转移外,多数变量在处理组的均值高于控制组。为控制这些变量对中老年消费的竞争性解释,本文在后续模型中对这些个人及城市层面的主要社会经济特征进行了统计控制。

四、实证结果分析

(一) 长护险制度对中老年消费影响的基准回归结果

表 2 基于双重差分模型估计了长护险对中老年消费的影响,因变量为中老年消费,



表 2 长护险制度对中老年消费影响的基准回归结果(N=5499)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
长护险制度试点	0.515*** (0.061)	0.267*** (0.092)	0.244** (0.099)	0.277*** (0.101)
户主年龄			0.057 (0.082)	0.059 (0.080)
户主工作状况			0.061* (0.035)	0.060* (0.035)
家庭总收入			0.014*** (0.003)	0.014*** (0.004)
家庭财富			0.014*** (0.004)	0.014*** (0.004)
子女数量			-0.006 (0.093)	-0.004 (0.093)
城市经济发展水平				0.146* (0.079)
第三产业比重				-0.236 (0.260)
职工平均工资				-0.208 (0.270)
城市人口规模				-0.116 (0.122)
城市消费规模				0.110 (0.170)
财政自给率				-0.162 (0.188)
常数项	8.929*** (0.029)	8.919*** (0.001)	5.115 (5.178)	6.797 (5.827)
家庭固定效应	否	是	是	是
时间固定效应	否	是	是	是
Adjusted R ²	0.005	0.408	0.415	0.415

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著; 括号内为聚类在城市层面的稳健标准误, 下同。

其中, 模型 1 和模型 2 未加入控制变量, 模型 3 加入了个人层次的控制变量, 模型 4 进一步加入了城市层面控制变量; 模型 2 至模型 4 同时控制了家庭及时间固定效应。表 2 不同模型回归结果均显示, 长护险制度试点的回归系数显著为正, 表明长护险显著促进了中老年消费, 这与以往国际研究结

论基本一致(Ariizumi, 2008; Iwamoto 等, 2010; Hasegawa 等, 2020), 印证了假设 1。

使用双重差分模型检验准自然实验的政策效应, 需要满足平行趋势假设。本文使用事件分析法, 构建时间虚拟变量与长护险试点地区虚拟变量的交互项进行平行趋势检验, 估计结果如图 1 所示。可以发现, 长护险试点前 2 期(2013)、前 3 期(2011)处理组和控制组间的差异与试点前 1 期(2015)无显著差异, 表明试点前处理组和控制组的中老年消费满足平行趋势假设。

(二) 长护险制度对中老年消费影响的稳健性检验

1. 处理组随机化的稳健性检验。为排除未观测因素的干扰, 本文参照已有研究(朱铭来、何敏, 2021)的做法, 随机选取试点地区生成新的伪双重差分项, 重新估计模型并重复上述过程 1 000 次, 由此生成伪双重差分项估计系数的概率密度图(如图 2 所示)。可以发现, 伪双重差分系数估计值集中分布在 0 值附近, 与基准回归系数存在显著差异, 支持了长护险对中老年消费效应的稳健性。

2. 政策时点随机化的稳健性检验。为排除试点城市与非试点城市间系统性差异的影响, 本文进一步将政策时点在 2012 至 2016 年区间内逐步前移进行稳健性检验: 第一, 假设试点时间为 2012 或 2013 年, 此时, 2013、2015、2018 年的观测记录对应的政策时间虚拟变量取 1, 2011 年取 0 值; 第二, 假设试点时间为 2014 或 2015 年, 此时, 2015 和 2018

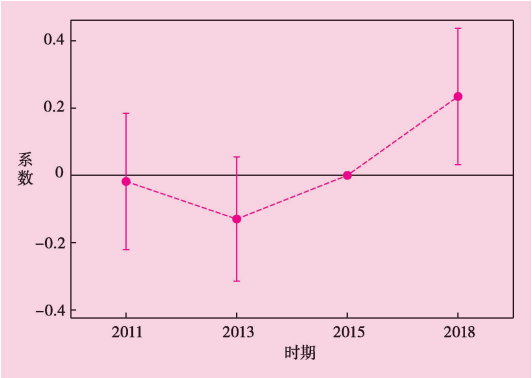


图 1 平行趋势检验结果

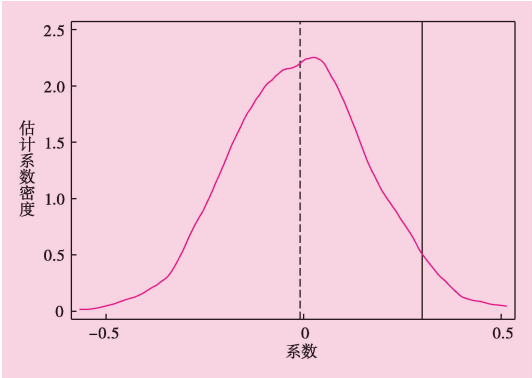


图 2 处理组随机化检验结果

年观测记录对应的政策时间虚拟变量为 1,其余为 0。根据以上两种假设分别构建双重差分模型,回归结果均不显著(如表 3 模型 1、模型 2 所示),支持了长护险中老年消费效应的可靠性。

3. 更换样本的稳健性检验。基于政策试点构建的双重差分模型可能受处理组选取非随机性的影响而存在选择性偏误,由此带来估计偏差。为了排除相应影响,本文结合长护险试点的具体政策,通过加入试点时间较晚的城市、去除 2 个重点联系省份城市、对处理组与控制组进行匹配 3 种方式更换样本,进行稳健性检验(马超等,2019)。结果显示,3 种方式对应的估计结果(依次对应表 3 模型 3~5)与基准回归结果保持一致,进一步支持了长护险制度试点对中老年消费影响的稳健性。

4. 排除其他政策影响的稳健性检验。长护险制度试点对中老年消费的影响可能受考察期内其他政策的干扰,本文从两方面检验其影响(蔡伟贤等,2021)。第一,考虑到长护险试点城市中省会、直辖市占比较大,这些城市作为区域经济、政治中心,推行消费相关政策的可能性高于其他城市。为此,本文在基准模型中加入省会 / 直辖市虚拟变量与

表 3 长护险制度对中老年消费影响的稳健性检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	政策时间 2013	政策时间 2015	加入试点较晚城市	删除重点联系省份城市	PSM-DID	排除其他政策
长护险制度试点	0.008 (0.064)	0.122 (0.124)	0.294*** (0.097)	0.333** (0.161)	0.323*** (0.116)	0.306* (0.180)
长护险制度试点 × 省会 / 直辖市						-0.053 (0.196)
样本量	5499	5499	5535	5379	1921	5499
Adjusted R ²	0.415	0.201	0.413	0.413	0.521	0.415

注:PSM-DID 估计中的匹配是以控制变量作为协变量,在满足平衡性检验要求下,使用卡尺最近邻匹配法(卡尺值设为 0.03)进行逐年跨期匹配的;所有模型均控制了个人及城市层面主要控制变量、家庭和时间固定效应。

长护险制度试点的交互项,以控制其他可能与消费相关的政策干扰。回归结果(表3模型6)显示,长护险制度试点的系数保持稳健,其与省会/直辖市虚拟变量的交互项系数不显著,说明与城市等级相关的其他政策异质性对本文研究结论无明显干扰。第二,在本文考察期间,2015年养老保险双轨制并轨改革,即城镇机关事业单位与企业从业人员统一实行社会统筹与个人账户相结合的基本养老保险制度。这一改革缩小了各类退休人员的待遇差距,可能对中老年消费产生一定影响。不过,由于双轨制改革是在全国范围内开展的,其对长护险制度试点效应的干扰程度预期较小。

(三) 长护险制度对中老年消费结构的影响

上文的分析结果显示,长护险对中老年消费存在稳健的正向效应。不过,对于不同类型的消费长护险的影响是否存在差异,还需要进一步探讨。本文参考已有研究(何兴强、史卫,2014),将中老年消费按照内容和性质作如下分类:第一,食品消费,包含外购食品和自产自用食品的价值以及外出就餐费用等;第二,日常生活消费,即与日常生活相关的必要开支,包括日常邮电通讯支出、水电费、燃料费、交通费、日用品消费等;第三,医疗消费,包括直接和间接医疗支出;第四,文娱消费,包含家庭文化娱乐支出、旅游支出、美容支出、教育支出等发展或享受型消费。

表4 长护险对中老年消费结构影响的回归结果

	模型1	模型2	模型3	模型4
	食品消费	生活消费	医疗消费	文娱消费
长护险制度试点	0.359*** (0.100)	0.365*** (0.136)	-0.348(0.376)	-0.098(0.278)
样本量	4645	5499	5326	5499
Adjusted R ²	0.400	0.368	0.213	0.367

注:所有模型均控制了个人及城市层面主要控制变量、家庭和时间固定效应。

本文对上述各类消费分别拟合模型,表4展示了相应回归结果。可以发现,长护险显著促进了中老年的

食品消费和日常生活消费,但对医疗消费、文娱消费影响并不显著,这与国外部分已有研究发现基本吻合(Islam等,2012)。可能的原因是,长护险主要以保障失能者基本生活为目标,因而对基础型消费影响显著,但对发展或享受型消费基本无影响。长护险对医疗消费影响不显著的原因可能是:第一,长护险明确指向照护支出,在各地试点中明确要求长护险待遇支付与医疗保险、工伤保险等严格分割。第二,CHARLS数据对医疗消费的调查主要包括住院和门诊费用,未涵盖照护等与失能直接相关的支出。总之,以上分析印证了长护险对中老年消费结构的影响,研究假设2得到经验支持。

五、长护险制度对中老年消费影响的异质性分析

本文考察的长护险制度试点在筹资、保障、服务模式等方面存在明显差异,这意味着长护险对中老年消费的影响可能因运行模式而异。现有评价长护险制度政策效应的研究也发现,长护险制度对照护服务、老年健康等的影响存在异质性(Ariizumi,2008;舒

展、韩昱,2022)。此外,中老年消费因收入、健康、地区特征等因素也呈现系统性差异(杨凡等,2020),这些差异可能进一步作用于长护险对中老年消费的影响中。为此,本文从长护险试点政策、人群和地区 3 个方面考察长护险对中老年消费影响的异质性。

(一) 长护险试点政策视角的异质性

1. 筹资方式异质性。长护险作为社会保险的一种,资金来源和筹资结构是其稳定运行的重要保障。多元的筹资方式有助于形成责任共担的风险分担机制和稳定的资金来源,进而扩大保障范围、提高待遇给付水平(汤薇、粟芳,2021)。为了检验与筹资方式相关的异质性,本文按照筹资方式是否同时包含医保基金、个人缴费、财政补助多个渠道,将处理组划分为单一筹资方式和多元筹资方式两类,重新拟合模型。回归结果(见表 5 模型 1、模型 2)显示,多元筹资方式下长护险对中老年消费影响更显著。

2. 参保范围异质性。在试点阶段,长护险原则上主要覆盖职工基本医疗保险参保人群,试点地区可根据自身实际探索完善相关制度,合理扩大参保人群范围。在本文考察期间,上海、吉林等地在职工医保基础上将保障对象进一步扩大至城镇或城乡居民医保参保人群(朱铭来、何敏,2021;于新亮等,2021)。为了考察与参保范围相关的异质性,本文将处理组划分为单一参保人群和多元参保人群两类进行分析。结果(见表 5 模型 3、模型 4)显示,两类处理组的估计结果均显著为正,但单一参保人群的试点中长护险的政策效应更强。

3. 保障水平异质性。在试点阶段,各试点城市的长护险待遇给付水平存在差异,由此可能影响长护险对中老年消费的作用效果(Gertler 等,2002;谢宇菲、封进,2022)。为考察长护险保障水平的异质性影响,本文根据各地公布的长护险实施细则,按照机构护理给付水平将处理组划分为高保障水平和低保障水平两类,表 5 模型 5、模型 6 的结果显示,高保障水平的长护险对中老年消费的促进作用更为显著。

4. 服务方式异质性。服务方式影响服务效果,本文考察的长护险制度试点中多数城市同时提供医疗护理(医护)、机构护理(专护)和居家护理(家护)3 类服务,少数城市仅

表 5 不同类型长护险对中老年消费的异质性影响结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	单一筹资	多元筹资	单一参保	多元参保	低保障水平	高保障水平	单一服务类型	多元服务类型
长护险制度试点	0.085	0.340***	0.205**	0.341*	-0.091	0.336***	0.113	0.348***
	(0.144)	(0.114)	(0.096)	(0.173)	(0.197)	(0.098)	(0.141)	(0.115)
样本量	5357	5393	5366	5384	5284	5466	5367	5383
Adjusted R ²	0.416	0.412	0.410	0.418	0.411	0.417	0.416	0.412

注:表中各分类方法仅针对处理组样本,控制组保持不变;所有模型均控制了个人及城市层面主要控制变量、家庭和时间固定效应。

提供医护或专护(戴卫东等,2022)。为了考察服务方式的差异性影响,本文将处理组分为单一服务和多元服务两类进行分析,估计结果如表 5 模型 7、模型 8 所示,可以发现,长护险对中老年消费的影响在两类试点中均显著,但提供多元服务的长护险对中老年消费促进效应更大。

(二) 人群视角的异质性

1. 失能状况异质性。为了考察长护险对不同失能状况中老年消费影响的异质性,本文参考已有研究(朱铭来、何敏,2021),以 IADL 指数^①作为失能状况划分标准,将样本分为正常家庭和失能家庭两类,分别对应家庭成员 IADL 指数为 0 的样本和大于 0 的样本。回归结果(表 6 模型 1、模型 2)显示,长护险对失能家庭的中老年消费促进作用相对更大,表明长护险制度的实施缓解了失能对家庭消费的冲击,促进了中老年消费(Chen 等,2020)。

2. 收入异质性。收入与消费密切相关,为了分析长护险对中老年消费影响的收入异质性,本文按照家庭收入 75 分位数将总样本划分为中低收入和高收入两个子样本进行分组回归,结果如表 6 模型 3、模型 4 所示。在中低收入子样本中,长护险对中老年消费的影响更突出,这与已有研究结论一致(Ariizumi,2008)。究其原因,收入水平较高的家庭往往拥有一定的家庭财富,失能风险对消费冲击较小;而中低收入家庭则可能因失能致贫或返贫,因此长护险对其消费影响更显著。

(三) 地区异质性

人口老龄化是长护险制度试点的重要现实背景。本文以地区老龄化程度的差异为视角,检验长护险效应的地区异质性(赵曼、韩丽,2015)。基于 2015 年全国 1%人口抽样调查数据按各省 65 岁及以上人口比重将样本划分为人口老龄化程度较低(7%~13%)和较高(大于 13%)两类地区,回归结果如表 6 模型 5、模型 6 所示。可以发现,在老龄化程度较高的地区长护险的消费促进效应更明显。可能的原因是,地区人口老龄化程度越

表 6 长护险制度对不同人群、不同地区中老年消费的异质性影响结果

	模型 1 正常家庭	模型 2 失能家庭	模型 3 中低收入	模型 4 高收入	模型 5 老龄化程度低	模型 6 老龄化程度高
长护险制度试点	0.312 ^{**} (0.141)	0.359 ^{***} (0.123)	0.330 ^{**} (0.161)	0.238 ^{***} (0.086)	0.016(0.264)	0.302 ^{***} (0.109)
样本量	3044	1244	3712	966	1417	4082
Adjusted R ²	0.414	0.336	0.317	0.348	0.375	0.427

注:所有模型均控制了个人及城市层面主要控制变量、家庭和时间固定效应。

① 工具性日常行为能力量表,评定标准包括是否在打电话、做饭、购物、吃药、管理财务等 5 项基本生活能力上存在困难,如某项存在困难则赋值为 1,量表的取值范围为[0,5]。

高,失能问题往往越突出,对消费的负面影响越大,实施长护险的消费提升效应越显著(汤薇、栗芳,2021)。

六、长护险制度对中老年消费影响的机制分析

已有研究发现,预防性储蓄是中老年消费不足的重要原因(何兴强、史卫,2014),长护险制度的实施可以降低与未来失能风险相关的预防性储蓄,刺激消费(Iwamoto 等,2010;Chen 等,2020)。为了验证这一机制,本文以自评健康作为中介变量进行回归。结果(表 7 模型 1、模型 2)显示,长护险有效改善了中老年人的自评健康,这与已有研究发现基本吻合(谢宇菲、封进,2022);而自评健康较好的中老年人消费水平显著更高(表 7 模型 2)。这些结果在一定程度上支持了预防性储蓄机制。此外,长护险保障水平较高的地区中老年人的预防性储蓄动机一般较低,消费促进效应预期更强,上文表 5 模型 5、模型 6 回归结果印证了这一推论,也从一个侧面支持了预防性储蓄机制的作用。

表 7 长护险制度对中老年消费影响的机制分析结果(N=5499)

	预防性储蓄机制		代际支持机制					
	模型 1 自评健康	模型 2 中老年消费	模型 3 非正式照护	模型 4 中老年消费	模型 5 子女收入	模型 6 中老年消费	模型 7 财富转移	模型 8 中老年消费
长护险制度试点	0.724** (0.349)	0.242** (0.103)	-0.363* (0.171)	0.277*** (0.097)	0.661** (0.285)	0.250** (0.100)	1.354*** (0.455)	0.248** (0.100)
中介变量		0.045* (0.025)		-0.060** (0.027)		0.017*** (0.005)		0.014*** (0.004)
Pseudo R ² /R ²	0.053	0.415	0.042	0.412	0.052	0.417	0.384	0.415

注:所有模型均控制了个体家庭及城市层面主要控制变量、家庭和时间固定效应;模型 2、模型 4、模型 6 和模型 8 的中介变量依次为自评健康、非正式照护、子女收入和财富转移。

此外,已有研究指出,长护险可能通过改变代际支持模式来影响失能老人的收入和消费。为检验这一代际支持机制,本文以失能时来自子女的非正式照护、子女收入水平和子女提供的财富转移额作为中介变量,分析长护险的影响。结果显示,长护险显著降低了非正式照护的概率,减少了子女的代际时间支持,增加了子女收入和子女的代际经济支持。这些结论与已有研究发现保持一致(Tsai,2015;舒展、韩昱,2022),印证了长护险通过改变代际支持模式影响中老年人消费的作用机制。

七、结论与讨论

在人口老龄化形势下,发展银发经济、促进中老年消费是推动全社会消费升级、扩大内需的重要组成部分。本文以长护险制度试点为准自然实验,结合 2011~2018 年 CHARLS 追踪调查数据,实证检验了长护险对中老年消费的影响,主要研究发现如下。

第一,长护险显著促进了中老年消费,对家庭消费具有积极作用(Iwamoto 等,2010; Hasegawa 等,2020)。第二,长护险对中老年消费的影响主要体现在食品和日常生活消费中,对医疗、文娱等发展或享受型消费影响并不显著。这可能是因为长护险主要以保障失能者基本生活水平为目标,长护险制度明确指向照护支出,在保障范围上与医疗保险、工伤保险等进行了严格分割,因而长护险制度仅对基础型消费影响显著。第三,长护险对中老年消费的促进效应因各地试点的制度模式、人群及地域特征而存在显著异质性。筹资方式多元、保障水平较高、服务方式多样的长护险制度设计对中老年消费的促进作用更为显著。目前,长护险在失能家庭、低收入人群和老龄化程度较深的地区,消费促进效应更为明显。这些发现对于长护险制度建立之后的质量提升具有重要参考意义,也为未来长护险制度体系完善指明了方向。第四,预防性储蓄下降、代际支持模式转变是长护险促进中老年消费的两个重要作用机制,这些结果验证并补充了现有文献关于社会保险消费效应的影响渠道。作为新时代完善多层次社会保障体系的重要一环,长护险缓解了失能对中老年家庭的冲击,促进了中老年消费提升,研究发现对于推动供给侧结构性改革、促进经济高质量发展具有参考价值。

基于以上结论,本文认为,要释放中老年消费潜力,关键是要完善公共服务和社会保障体系。具体而言:首先,继续扩大长护险覆盖范围,促进长护险由试点到各地区以及城乡全覆盖,推动全体居民享有长护险保障。与此同时,完善社会保险、社会救助、社会福利等制度体系,提升长护险与医疗、养老等保障制度的协同性,共同发力促进中老年消费需求的满足。其次,提高长护险保障水平,增加保障内容,加大护理费用补贴力度,推动照护服务水平与供给质量提升,引导照护模式创新,满足失能老人的多层次照护服务需求,缓解家庭规模小型化背景下家庭非正式照护的压力与负担。再次,完善长护险筹资机制,坚持风险分担、互助共济原则,坚持社会统筹与个人账户相结合原则,强调责任共担意识,完善政府、企业、个人等主体间的责任分担机制,增强长护险基金来源渠道的稳定性、多样性与可持续性。最后,进一步完善长护险制度,制定差异化政策措施,注重政策向失能家庭、低收入人群和老龄化程度较深的地区倾斜,提升长护险制度的针对性与有效性,为中老年人消费扫除顾虑,使其真正实现有能力消费、敢于消费,全面提高中老年人的生活质量。

参考文献:

1. 白重恩等(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》,第2期。
2. 边恕、李东阳(2021):《参加商业医疗保险对中老年家庭消费的影响——基于CHARLS数据的实证分析》,《江西财经大学学报》,第1期。
3. 蔡伟贤等(2021):《长期护理保险、居民照护选择与代际支持——基于长护险首批试点城市的政策评估》,《经济学动态》,第10期。

4. 戴卫东等(2022):《长期护理保险试点政策的特征、问题与路径优化——基于两批 29 个国家试点城市政策的比较分析》,《中国软科学》,第 10 期。
5. 甘犁等(2010):《基本医疗保险对促进家庭消费的影响》,《经济研究》,第 S1 期。
6. 何兴强、史卫(2014):《健康风险与城镇居民家庭消费》,《经济研究》,第 5 期。
7. 荆涛等(2005):《长期护理保险的概念界定》,《保险研究》,第 11 期。
8. 李涛、陈斌开(2014):《家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据》,《经济研究》,第 3 期。
9. 马超等(2019):《长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗》,《中国工业经济》,第 12 期。
10. 舒展、韩昱(2022):《长期护理保险对失能老人家庭代际支持的影响研究》,《人口与发展》,第 4 期。
11. 汤薇、栗芳(2021):《中国长期护理保险不同筹资模式研究》,《财经研究》,第 11 期。
12. 王贞、封进(2021):《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》,《经济学(季刊)》,第 2 期。
13. 谢宇菲、封进(2022):《长期护理保险缩小了失能老人健康差距吗?》,《保险研究》,第 10 期。
14. 杨凡等(2020):《中国老年人消费结构及消费升级的影响因素》,《人口研究》,第 5 期。
15. 于新亮等(2021):《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》,《中国农村经济》,第 11 期。
16. 赵曼、韩丽(2015):《长期护理保险制度的选择:一个研究综述》,《中国人口科学》,第 1 期。
17. 朱铭来、何敏(2021):《长期护理保险会挤出家庭照护吗?——基于 2011~2018 年 CHARLS 数据的实证分析》,《保险研究》,第 12 期。
18. 朱信凯、骆晨(2011):《消费函数的理论逻辑与中国化:一个文献综述》,《经济研究》,第 1 期。
19. Arizumi H. (2008), Effect of Public Long-Term Care Insurance on Consumption, Medical Care Demand, and Welfare. *Journal of Health Economics*. 27(6):1423-1435.
20. Arrow K. (1964), The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk-Bearing. *Review of Economic Studies*. 31(2):91-96.
21. Chen D., Xiao C., Zang J. et al. (2018), Old-Age Social Insurance and Household Consumption: Evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*. 54(13):2948-2964.
22. Chen L., Xu X. (2020), Effect Evaluation of the Long-Term Care Insurance (LTCI) System on the Health Care of the Elderly: A Review. *Journal of Multidisciplinary Healthcare*. 13:863-875.
23. Choi J., Joung E. (2016), The Association between the Utilization of Long-Term Care Services and Mortality in Elderly Koreans. *Archives of Gerontology and Geriatrics*. 65:122-127.
24. Cochrane J. (1991), A Simple Test of Full Consumption Insurance. *Journal of Political Economy*. 99(5):957-976.
25. Gertler P., Gruber J. (2002), Insuring Consumption against Illness. *American Economic Review*. 92(1):51-70.
26. Gruber J., Yelowitz A. (1999), Public Health Insurance and Private Savings. *Journal of Political Economy*. 107(6):1249-1274.
27. Hasegawa R., Yasuoka M. (2020), Long-term Care Insurance Effects on Japan's Regional Economy: An Approach Linking Theoretical with Empirical Analysis. Discussion Paper Series from School of Economics, Kansai Gakuin University. No:209.

28. Hubbard R., Skinner J., Zeldes S. (1995), Precautionary Saving and Social Insurance. *Journal of Political Economy*. 103(2):360-399.
29. Islam A., Maitra P. (2012), Health Shocks and Consumption Smoothing in Rural Households: Does Microcredit Have a Role to Play?. *Journal of Development Economics*. 97(2):232-243.
30. Iwamoto Y., Kohara M., Saito M. (2010), On the Consumption Insurance Effects of Long-Term Care Insurance in Japan: Evidence from Micro-Level Household Data. *Journal of the Japanese and International Economies*. 24(1):99-115.
31. Lee H., Kim J. (2019), Study on Long-Term Care Insurance on Consumption and Expenses among Beneficiary Households. *Journal of the Korea Convergence Society*. 10(9):343-349.
32. Townsend R. (1994), Risk and Insurance in Village India. *Econometrica*. 62(3):539-591.
33. Tsai Y. (2015), Social Security Income and the Utilization of Home Care: Evidence from the Social Security Notch. *Journal of Health Economics*. 43:45-55.

The Impact of the Long-Term Care Insurance on Consumption of the Middle-Aged and Elderly: Evidence from the CHARLS Data

Cheng Qian Lu Jiehua Zheng Baofeng

Abstract: In response to the accelerating population ageing, it is vital to examine the determinants of consumption of the middle-aged and elderly, as to expand domestic demand and promote high-quality economic development. Taking the pilot of the long-term care insurance (LTCI) in China as a quasi-experiment, this paper explores the effects of the long-term care insurance on the consumption of the middle-aged and elderly using the CHARLS data. The results show that the long-term care insurance promotes consumption and alleviates negative impacts from disability risks. The impacts of LTCI are most significant for food, living, and other basic consumption. Further study shows that the impacts of LTCI are heterogeneous, being more substantial in cases where diversified financing modes, concentrated insured groups, higher security levels, or diversified service methods are employed. The impacts of LTCI also vary among different groups of population and across different regions, being higher for the families with disabled individuals, lower income and in regions rapidly ageing. Finally, the mechanism analysis shows that the LTCI promotes consumption through reducing precautionary saving and increasing inter-generational support. The conclusive remark is made on improving the top-level design of the LTCI system.

Keywords: Long-Term Care Insurance System; Consumption of the Middle-Aged and Elderly; CHARLS

(责任编辑:牛建林)