



# 长期护理保险、家庭收入水平与家庭消费

## ——基于CHARLS数据的实证研究

马广博, 许 昆

安徽财经大学财政与公共管理学院, 安徽 蚌埠 233030

**摘要:**我国老龄化程度不断加深且家庭养老负担不断加重,可能会对消费产生不利影响,如何在维持老年人身体健康的同时促进家庭消费,是我国在深化改革过程中所面临的实际问题。文章基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)四期数据,运用双重差分法评估长期护理保险(简称长护险)政策对家庭消费的影响。结果发现,长护险政策对家庭消费具有显著正向作用;异质性检验表明,与对照组相比,城镇和东中部地区受政策冲击影响更大,并且效应呈扩大趋势;中介效应清晰揭示出“长护险政策—家庭收入水平—家庭消费”这一传导机制。文章识别出长护险政策与家庭消费的作用机制和传导路径,有助于发挥长护险的健康效应和经济效应,为进一步深化医疗体系改革提供有益参考。

**关键词:**长期护理保险;家庭消费;收入水平;双重差分法

中图分类号:C913.7

文献标志码:A

文章编号:1671-0479(2022)05-449-009

doi:10.7655/NYDXBSS20220505

党的十九大报告强调要不断完善消费体制,推动消费升级,形成中国经济高质量发展的新动能。实际上,在中国的经济实践中,受制于经济政策不确定性和社会保障水平不高等因素,家庭消费能力不足,消费结构也有待优化,导致中国总体家庭消费水平不高<sup>[1-2]</sup>。2016年,人力资源社会保障部发布政策文件,指出要以14个城市为试点<sup>①</sup>,从国家层面逐步推广并致力于被保险人提供护理保障和经济补偿的全民护理保险制度<sup>[3]</sup>。然而对于长期护理保险(简称长护险)政策具体实施效果,学术界提出疑问。在此背景下,如何促进家庭消费受到学术界和政府的密切关注。特别是,长护险政策是否影响了家庭消费,长护险政策通过何种机制对家庭消费施加作用,是否在城乡和东中西部维度存在差异?这些问题都亟待解答。

实际上,良好的制度环境是促进家庭消费的关键条件之一。一些学者从资源环境禀赋<sup>[4-5]</sup>、家庭财

富情况<sup>[6-8]</sup>、市场金融环境<sup>[9-10]</sup>和社会保障情况<sup>[11]</sup>等视角探讨家庭消费的影响因素。随着长护险政策在我国的逐步推广,学术界对长护险政策是否影响家庭消费十分关注。

关于长护险政策与家庭消费的关系,学术界呈现两种观点:一种观点是长护险政策会促进家庭消费,这种现象可以用生命周期消费理论来解释<sup>[12]</sup>。为达到效用最大化,可以将一部分医疗费用支出由长护险来承担,并且被保险人也能得到长期照护,使得家庭具有更充分的资金用于消费等。例如,蔡伟贤等<sup>[13]</sup>运用双重差分法对第一批实施长护险的城市进行政策评估,发现该政策降低了家庭代际转移支付成本,减轻了家庭负担。另一种观点指出长护险政策会挤出家庭消费。例如,Brown等<sup>[14]</sup>认为长护险政策等医疗补助计划为多数人提供了不完全的消费平滑,长护险政策等医疗保险并没有实质性降低医疗费用支出<sup>[15-16]</sup>,对家庭消费的影响并不

**基金项目:**教育部人文社会科学青年基金项目“我国长期护理社会保险不同模式政策仿真与优选研究”(18YJJCZH123)

**收稿日期:**2022-07-05

**作者简介:**马广博(1979—),男,河南宁陵人,博士,副教授,研究方向为劳动社会保障,通信作者,120081436@aufe.edu.cn。

① 人力资源社会保障部印发《人力资源社会保障部办公厅关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》,以14个城市为试点,分别是承德市、长春市、齐齐哈尔市、苏州市、南通市、宁波市、安庆市、上饶市、济南市、荆门市、广州市、重庆市、成都市、石河子市。

显著。Attanasio等<sup>[17]</sup>以养老金改革作为自然实验,发现养老金收入的不足,导致居民消费受到抑制。支持该观点的学者还有Bloom<sup>[18]</sup>、Hungerford<sup>[19]</sup>、王延中<sup>[20]</sup>等。王延中等<sup>[20]</sup>认为中国社会保障收入再分配能力不足,会对收入等产生逆向作用。

在此基础上,现有文献还就长护险政策对家庭消费的异质性进行分析。长护险对家庭消费的影响随着成员失能情况<sup>[21-22]</sup>、性别差异<sup>[23]</sup>、财富情况<sup>[24]</sup>等不同而存在差异。例如,Clare<sup>[23]</sup>基于英格兰卫生部社会保健统计数据库,分析性别的不平等现象对老年护理消费的影响。朱铭来等<sup>[22]</sup>基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据库四期数据,采用PSM-DID方法对轻度失能和重度失能群体进行异质性检验,发现重度失能老人的家庭照护挤出效应更大。

长护险侧重于为被保险人提供护理保障和一定的经济支持,该特质具有调节家庭总体收入水平的能力。对于影响家庭消费的中介机制,部分学者通过人口年龄结构、家庭收入水平等来探讨。例如,范兆媛等<sup>[25]</sup>基于中国家庭追踪调查(CFPS)四期微观调查数据,从少儿抚养比和老年抚养比视角切入,采用固定效应和GMM短面板回归等方法剖析人力资本对家庭消费的中介效应。蒋姣等<sup>[26]</sup>则强调收入对家庭消费水平和消费结构的关键作用,收入差距过大会显著抑制家庭消费,并提出缩小收入差距是促进消费的新思路。支持该观点的学者还有姜继红<sup>[27]</sup>、龚志民<sup>[28]</sup>和Gupta<sup>[29]</sup>等。

综上所述,国内外已就长护险对家庭消费的影响开展了广泛研究,为揭示长护险政策与家庭消费之间的因果关系提供了一定的理论支撑,多数研究成果支持长护险政策促进家庭消费这一结论。但仍存在以下不足:第一,基于中国特色社会主义现实国情的实证检验还十分欠缺;第二,上述文献较多分析长护险对医疗费用、代际支出等的作用,鲜有学者将长护险政策与家庭消费相联系,本文试图弥补这一缺憾,较为深入地考察长护险对家庭消费的影响;第三,现有研究未能充分识别长护险政策对家庭消费的作用传导机制。

基于此,本文从长护险政策出台这一自然实验入手,考察该政策对家庭消费的影响。本文旨在回答以下问题:①长护险政策出台之后,实验组和对照组的家庭消费呈现出怎样的变化趋势?②将实施长护险政策的城市设定为实验组,未实施长护险政策的城市设定为对照组,运用双重差分法剖

析政策冲击对家庭消费的影响,并从城乡和东中西部视角切入,进一步检验该影响是否存在区域差异。③长护险政策通过何种机制对家庭消费施加了作用?这增进了学术界对长护险政策的认识和理解,厘清政策传导机制,从而对政府有关部门制定和实施政策具有一定借鉴意义。

## 一、研究设计

### (一)数据样本

基于CHARLS中国健康与养老追踪调查,以2011、2013、2015和2018年四期数据作为研究样本。选取原因如下:第一,CHARLS数据库在28个省份开展调查,问卷涉及基本信息、健康状况及功能,是否工作、退休与收入支出等内容,且研究对象为45岁及以上中老年人,符合本文研究需要。第二,试点城市长护险政策出台的时间集中于2016年,CHARLS数据库2011年、2013年、2015年、2018年四期数据具有时效性并符合双重差分的时间节点要求。

在实验组和对照组的设置中,考虑到CHARLS统计时间为当年8月左右,如果统计期间相差半年以上的时间内实施了长护险政策,认定其受到政策影响并处于处理组。结合时间与政策文本信息,本文将济南市、上饶市、安庆市、成都市、广州市、临沂市、齐齐哈尔市、承德市的职工基本医疗保险参保人员,荆门市、吉林市的职工基本医疗保险及城镇居民医疗保险参保人员,苏州市、徐州市的职工医疗保险及城乡居民医疗保险参保人员作为实验组,将2017年前未实施长期护理保险的城市作为对照组。部分城市如上海市、德州市、潍坊市、聊城市等因数据缺失或距离上述城市实施政策时间相差较大,删除。

### (二)变量定义与数据描述

本文主要被解释变量为家庭消费<sup>②</sup>,借鉴邹红<sup>[30]</sup>、Li<sup>[31]</sup>等的研究,对其取对数标准化处理。通过参考已有文献,选取家庭收入<sup>③</sup>、性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、子女数量、自评健康状况、日常生活能力、是否退休作为控制变量。变量的具体定义见表1。

表2给出了主要变量的描述性统计。结果显示,家庭消费均值为38 508.435,标准差为59 982.354,最小值为0,最大值达到283 761,表明家庭消费在研究时间区间内存在较大差异,同时其他变量也在较大范围内波动,这为研究长期护理保险政策对家庭消费的影响提供了客观基础与研究素材。

② 依据国家统计局公布的《居民消费支出分类》,家庭消费包括基本支出、食品支出、衣着支出、交通通信支出、生活服务支出、医疗保健支出、文教娱乐支出、耐用品支出和社会捐赠支出。

③ 家庭收入包括工资、资本收入、养老金收入、政府转移收入和其他收入。缺失值采用插值法补齐。

表1 变量定义

变量类型	变量名称	赋值说明
被解释变量	家庭消费	总支出加1取对数
	主要解释变量	
	after	2018年取1,否则取0
	treat	实施长期护理保险政策的城市取1,否则取0
控制变量	家庭收入	总收入加1取对数
	性别	男性=1;女性=0
	年龄	受访者年龄
	受教育程度	文盲=1;小学未毕业=2;私塾=3;小学毕业=4;初中毕业=5;高中毕业=6;中专毕业=7;大专毕业=8;大学毕业=9;研究生及以上毕业=10
	婚姻状况	在婚=1;不在婚=2
	子女数量	健在的子女数量
	自评健康状况	很不好=1;不好=2;一般=3;好=4;很好=5
	日常生活能力	重度失能=1;中度失能=2;轻度失能=3;完全健康=4
	户口特征	城市=1;农村=0
	区域特征	西部=1;中部=2;东部=3
	是否退休	是=1;否=0

表2 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
家庭消费	27 762	38 508.435	59 982.354	0	283 761
家庭收入	27 762	57 222.832	57 699.769	0	233 307
年龄	27 762	61.017	0.146	45	103
受教育程度	27 762	3.431	1.876	1	10
子女数量	27 762	2.646	1.325	0	10
自评健康	27 762	2.993	0.968	1	5
日常生活能力	27 762	3.755	0.593	1	4

趋势假定,绘制实验组与对照组家庭消费的时间趋势图,观察两组家庭消费的变化趋势;②结合单变量双重差分模型,初步考察长护险政策对家庭消费的因果关系;③引入一系列控制变量,包括个体和时间双向固定效应的双重差分模型进行实证检验,更深层次实证检验长护险政策对家庭消费的影响。

(一)家庭消费的时间趋势图

本文通过绘制实验组和对照组家庭消费的时间趋势图,揭示两组家庭消费的动态时间变化趋势,结果见图1。

图1显示,在2016年长护险政策出台之前,两组家庭消费维持基本平行状态。但在长护险政策出台之后,实验组家庭消费高于对照组,并反映出差距增加的时间趋势。

(二)长护险政策冲击对家庭消费的影响:单变量双重差分结果

本文采用单变量双重差分模型初步检验长护险政策对家庭消费的静态影响。具体地,将实施长护险政策的城市设为实验组,未实施的城市设

(三)识别策略与模型设定

本文运用双重差分法测量长护险政策如何影响家庭消费。具体而言,借鉴 Moser<sup>[32]</sup>、叶芳<sup>[33]</sup>、陈林<sup>[34]</sup>和边恕<sup>[35]</sup>等相关研究,本文设置分组变量 treat,如果城市属于长护险政策以内,treat取1,否则取0。同时,根据长护险政策出台时间设置时间变量 after,当样本量为2018年时,该变量取1,否则取0。计量模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{after}_t + \beta \text{control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在模型(1)中,下标*i*,*t*分别代表城市和年份;*Y<sub>it</sub>*是家庭消费;treat<sub>*i*</sub>为分组变量,after<sub>*t*</sub>为时间变量;control<sub>*it*</sub>为控制变量; $\mu_i$ 为不随时间变化的个体效应, $\lambda_t$ 为时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。值得注意的是,采用包括个体和时间效应的双向固定模型,减少可能影响本文识别结果的因素进行实证检验。重点观察treat和after交互项系数 $\beta_1$ ,以衡量长护险政策冲击对家庭消费的因果效应。

二、长护险政策对家庭消费的影响

为考察长护险政策是否以及如何影响家庭消费,从以下三个部分进行实证检验:①为满足平行

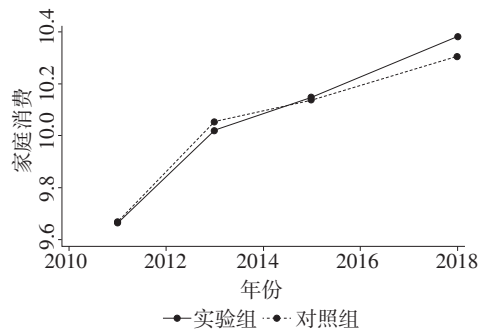


图1 实验组和对照组家庭消费的时间趋势

为对照组。before表示长护险政策出台之前的时期(2011年、2013年和2015年),after表示长护险政策出台之后的时期(2018年)。分别计算两组家庭消费在before和after时期的平均值,结合*t*检验观察两组家庭消费是否在政策冲击前后表现出系统差异。

对照组家庭消费均值在长护险政策出台之前为9.913,政策出台之后达到10.306,增加了0.393



( $P < 0.001$ ); 实验组在长护险政策出台之后增加了0.467( $P < 0.001$ )。整体而言,长护险政策出台之后,实验组家庭消费相较于对照组显著上升,并且政策效应为0.074(表3)。

表3 家庭消费的单变量双重差分检验

项目	对照组	实验组	差值	P值
before	9.913	9.917	0.004	0.853
after	10.306	10.384	0.078	0.004
差值	0.393	0.467	0.074	0.031
P值	<0.001	<0.001		

(三)长护险政策对家庭消费的影响:双重差分回归结果

前文运用单变量双重差分法的检验结果显示,长护险政策出台以后,实验组家庭消费的促进作用更为显著。但上述检验中并未引入其他控制变量,因此,为了厘清长护险政策对家庭消费冲击的因果效应,引入多个变量,采用包括城市和时间的双向固定效应模型进行进一步检验,结果见表4。

表4显示,在引入控制变量之后,treat\*after系数仍然为正,表明长护险政策冲击显著增加了家庭消费水平。同时,为揭示长护险政策对家庭消费冲击的动态效应,引入year2015和year2018两个变量,在2015年和2018年取值为1,其他年份取0,然后分别与分组变量treat做交互项。结果表明,长护险政策对家庭消费的促进作用呈增强趋势。

表4 长护险政策对家庭消费的影响:双重差分检验

项目	家庭消费	引入时间变量的家庭消费
treat*after	0.152(<0.001)	
treat*year2015		-0.057(0.216)
treat*year2018		0.134(<0.001)
常数项	4.312(0.195)	4.348(0.192)
时间固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
观测值	27 762	27 762
R <sup>2</sup> 值	0.098	0.083

括号内为P值。

(四)稳健性检验

#### 1. 平行趋势检验

满足基本平行趋势假设是使用双重差分法的必要条件。前文所述的图1描述了实验组与对照组家庭消费保持相对稳定的时间变动趋势,初步验证了平行趋势假设。为进一步论证,引入分组变量与长护险政策出台之前各个年份虚拟变量的交叉项进行平行趋势检验,以考察动态发展效应,其中分别在2011年和2013年取值为1,其他年份取值为0。具体实证结果见表5,treat\*year2011和treat\*year2013系数不显著,表明在长护险政策冲击之前,两组家庭消费的差异没有发生显著变化。

表5 平行趋势检验

项目	家庭消费	
	未引入控制变量	引入控制变量
treat*after	0.187(<0.001)	0.192(<0.001)
treat*year2011	0.069(0.186)	0.075(0.149)
treat*year2013	0.028(0.584)	0.039(0.442)
常数项	9.757(<0.001)	4.333(0.193)
时间固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
观测值	27 762	26 869
R <sup>2</sup> 值	0.083	0.098

括号内为P值。

#### 2. 排除其他事件干扰

为尽量减少实验误差,本文选取长护险政策出台之前的时期作为研究区间(2013年、2015年)进行时间反事实检验(表6),在此基础上重新设置时间变量treat\*year2013与treat\*year2015进行双重差分检验,其中treat\*year2013在2013年取值为1,否则为0;treat\*year2015在2015年取值为1,否则为0。发现treat\*year2013与treat\*year2015系数都不显著,表明在长护险政策冲击之前,与对照组相比,实验组的家庭消费没有发生显著变化,意味着长护险政策对家庭消费促进作用的结论具有稳健性,从而排除长护险政策出台之前因素引发本文结果的可能性。

#### 3. 安慰剂检验

为进一步排除其他未知因素(如大病医疗保险等医疗卫生改革措施)对试点城市选择的影响,确保本文所得结论是由长期护理保险政策所引起的,需要进行安慰剂检验(placebo effect)。具体而言,对所有地级市进行1 000次抽样,采用随机抽样的方法挑选实验组与控制组,并进行OLS-DID回归。核密度分布结果如图2所示,多数抽样估计系数t的绝对值都在2以内,且P值都在0.1以上,说明长期护理保险政策在1 000次的随机抽样中均没有显著效果,也表明长护险政策对试点城市的家庭消费的影响与其他卫生政策等(如大病医疗保险)未知因素的因果关系不大。

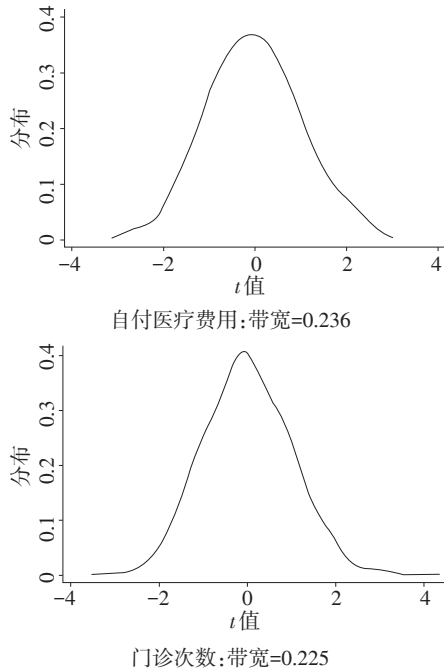
### 三、长期护理保险对家庭消费的影响:异质性检验

上述结果显示,长期护理保险政策促进了家庭消费。在此背景下,基于城乡和东中西部差异的家庭受到政策冲击的力度也可能存在不同。因而,如果本文关于家庭消费提升这一实证结果是长护险政策出台导致,那么也应该观察到这一效应在不同维度上表现出异质性。基于此,本文从城乡和东中西部差异视角切入,考察长护险政策影响家庭消费的横截面差异。

表6 时间反事实检验:2013—2015年

项目	引入变量 treat*year2013		引入变量 treat*year2015	
	未引入控制变量	引入控制变量	未引入控制变量	引入控制变量
treat*year2013	-0.009(0.836)	-0.002(0.968)	-0.032(0.518)	-0.034(0.492)
treat*year2015				
常数项	9.708(<0.001)	1.4723(0.800)	9.708(<0.001)	1.534(0.792)
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	17 548	17 548	17 548	17 548
R <sup>2</sup> 值	0.094	0.109	0.094	0.109

括号内为P值。



X轴为估计得出的 treat\*after 系数的 t 值, Y 轴为 P 值, 曲线即核密度估计分布。

图2 安慰剂检验

(一)基于城乡差异视角的检验

表7结果显示,城镇地区家庭消费的 treat\*after 系数显著为正,这表明,长护险政策冲击显著增加了城镇地区的家庭消费;与之不同,农村地区家庭消费的 treat\*after 系数并不显著,说明长护险政策冲击导致实验组家庭消费相对于对照组显著上升,但与农村地区相比,这一影响对于城镇地区更

为明显。

在此基础上,进一步引入 treat\*year2015 与 treat\*year2018 变量考察长护险政策冲击家庭消费的动态效应。结果显示,对于农村地区,长护险政策的影响逐渐减弱,而城镇地区不仅长护险政策的作用强度相对较大,而且也表现出增加的时间趋势。以上结果表明,与农村地区相比,长护险政策对城镇地区家庭消费的促进作用更大。

如何解释这一现象?实际上,长护险政策是主要为被保险人提供护理保障和经济补偿的一种制度安排。其主要实施对象为城镇职工,虽然近年来覆盖范围由城镇职工逐步扩大到城乡居民,但由于各城市长护险受益人群界定范围、资金筹集水平差异等的影响,农村地区长护险政策未能达到全面有效覆盖,这会导致农村地区对政策的反应灵敏程度下降很多。另外,城镇地区受政策的直接影响作用较大,获得政策资金支持的力度较大,更容易获得经济补偿,进而促进家庭消费。

(二)基于东中西部差异视角

表8结果显示,西部地区家庭消费 treat\*after 系数不显著,而东部地区和中部地区的 treat\*after 系数显著为正,且东部地区家庭消费系数绝对值和显著性都低于中部地区,表明长护险政策对东部和中部地区施加了相对较大的影响。

引入变量 treat\*after2015 和变量 treat\*after2018 揭示其动态效应。结果显示,与西部地区相比,东部和中部地区对长护险政策冲击的反应更为敏捷。以上结果表明,长护险政策对东部和中部地区

表7 基于城乡差异的异质性检验

项目	农村地区		城镇地区	
	家庭消费	引入时间变量的家庭消费	家庭消费	引入时间变量的家庭消费
treat*after	-0.000(0.993)		0.255(<0.001)	
treat*year2015		0.019(0.761)		-0.118(0.069)
treat*year2018		0.006(0.908)		0.221(<0.001)
常数项	14.100(0.006)	14.098(0.006)	-1.252(0.772)	-1.156(0.789)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	9 862	9 862	17 007	17 007
R <sup>2</sup> 值	0.105	0.105	0.103	0.103

括号内为P值。

家庭消费的促进作用更大。实际上,受长护险政策试点范围、财政支持力度和供需失衡等影响,长护险政策对西部地区家庭消费的影响不显著,这也印

证了林治芬<sup>[36]</sup>的观点,她认为社会保障存在显著的地区差异,可以采用转移支付的方法达到公平公正的效果。

表8 基于东中西部差异的异质性检验

项目	东部地区		中部地区		西部地区	
	家庭消费	引入时间变量的家庭消费	家庭消费	引入时间变量的家庭消费	家庭消费	引入时间变量的家庭消费
treat*after	0.106(0.051)		0.315(<0.001)		0.183(0.106)	
treat*after 2015		-0.113(0.106)		0.062(0.464)		-0.008(0.954)
treat*after 2018		0.070(0.228)		0.338(<0.001)		0.180(0.151)
常数项	-0.793(0.900)	-0.849(0.893)	2.601(0.652)	2.539(0.660)	4.148(0.466)	4.148(0.466)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	8 163	8 163	9 028	9 028	8 448	8 448
R <sup>2</sup> 值	0.113	0.114	0.099	0.099	0.098	0.098

括号内为P值。

#### 四、基于家庭收入视角的作用机制检验

前文发现,与对照组相比,长护险政策出台显著促进了家庭消费。同时,作为侧重提供护理服务和经济支持的一种制度安排,长护险政策会为被保险人提供一定的经济补偿,这便增加了家庭收入水平,有助于减轻家庭护理服务压力。接下来一个问题就是,长护险政策是否通过家庭收入水平的渠道对家庭消费施加影响?

##### (一)长护险政策对家庭收入水平的影响

借鉴温忠麟<sup>[37]</sup>、Thapa<sup>[38]</sup>和江艇<sup>[39]</sup>等学者研究的处理方法,通过以下步骤进行中介效应检验:

$$Y_{it} = atreat + \sum(\beta_j \times control_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$M_{it} = btreat + \sum(\beta_j \times control_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = ctreat + dM_{it} + \sum(\beta_j \times control_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

假定  $Y_{it}$  为家庭消费,  $M_{it}$  为家庭收入水平, treat 为长期护理保险实施与否的哑变量。具体地,在模型(2)成立的基础上,首先使用模型(3)检验长护险政策与家庭收入之间的关系,如果 treat 的回归系数  $a$  显著为正,则说明长护险政策显著增加了家庭收入;其次,在模型(4)中同时将是否实施长护险政策与家庭收入水平作为自变量对家庭消费进行回归,如果 treat 的回归系数显著性变化,则说明家庭收入水平是长护险政策影响家庭消费的作用机制(完全中介或部分中介)。

表9结果显示,长护险政策显著增加了家庭收入水平。上述发现印证了刘畅<sup>[11]</sup>的观点,其认为应注重社会保障体系设置的合理性与有效性,处理好收入分

配的关键性问题。同时,将长护险政策与家庭收入水平同时置于模型中作为解释变量对家庭消费进行回归。实证结果显示,长护险政策回归系数的显著性显著下降,家庭消费的回归系数在1%水平下显著为正,表明家庭收入水平越高,消费水平也越高。总体看,上述结果支持了本文的逻辑,即长护险政策增加了家庭收入水平进而增加了家庭消费。

为增强结论的可靠性,本文对长护险政策与家庭消费的中介效应进行Sobel检验。发现Z值的系数在1%水平下显著,即中介效应通过了显著性检验,表明家庭收入水平确实在长护险政策与家庭消费之间发挥了中介作用。

表9 中介效应检验

变量	家庭消费(未引入家庭收入水平)		家庭消费(引入家庭收入水平)
	treat	1.653(0.012)	0.273(0.017)
家庭收入水平			1.595(<0.001)
常数项		8.906(<0.001)	13.522(0.037)
观测值	27 762	27 762	27 762
Sobel 检验		0.027	
中介效应系数		1.595	
直接效应系数		1.218	
总效应系数		1.653	
中介效应比例		0.264	

根据VIFs膨胀系数因子,不存在共线性问题;括号内为P值。

##### (二)长护险政策影响家庭总收入水平的异质性检验

上述结果实证检验了长护险政策通过家庭收入水平影响家庭消费的作用机制。值得注意的是,与农村相比,长护险政策对城镇的增加作用更大;与西部地区相比,长护险政策对东部和中部地区的增加作用更大。因而,如果本文理论分析机制成



立,还可以检验长护险政策出台后,城镇(东部和中部地区)家庭收入水平上升幅度相对更大。基于此,本文分别从城乡差异和东中西部视角进行异质性检验。结果如表10所示。

本文从城乡差异视角进行长护险政策影响家庭收入水平的异质性检验,检验结果如表10所示。城镇地区家庭收入水平系数在1%水平下显著为正,表明在城镇地区,长护险政策冲击显著增加了家庭收入水平;而在农村地区,长护险政策对家庭收入水平的影响较城镇地区弱。这表明,相较于农村地区,长护险政策对城镇地区家庭收入水平的冲

击作用更大。

从东中西部区域差异进行长护险政策影响家庭收入水平的异质性检验,检验结果如表10所示。结果显示,对于东部和中部地区,treat系数显著为正,且中部地区系数大于东部地区,而西部地区的系数不显著。这意味着与东部和西部地区相比,长护险政策出台对中部地区家庭收入水平的增加作用更大。

以上实证检验结果表明,与农村(西部地区)相比,长护险政策对城镇(东部和中部地区)的影响更大,这进一步支持了长护险政策通过家庭收入渠道影响家庭消费的理论机制。

表10 长护险影响家庭总收入水平的异质性检验

变量	家庭收入水平		家庭收入水平		
	城镇	农村	东部	中部	西部
treat	3.803(<0.001)	0.823(0.033)	1.348(0.031)	1.799(<0.001)	0.308(0.106)
常数项	3.875(<0.001)	13.107(<0.001)	7.839(<0.001)	10.767(<0.001)	10.185(<0.001)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
观测值	9 862	17 007	8 163	9 028	8 448

括号内为P值。

## 五、研究结论与启示

### (一)研究结论

如何有效促进家庭消费是学术界和社会共同关注的焦点问题。本文应用CHARLS中2011—2018年四期数据,以各城市出台的长护险政策为自然实验,运用双重差分法考察长护险政策对家庭消费的影响。本文实证结果显示:第一,在长护险政策出台之前,实验组和对照组家庭消费维持基本平行的趋势。但政策出台之后,实验组家庭消费高于对照组,并反映出随时间不断扩大的趋势。第二,双重差分检验结果显示,与对照组相比,长护险政策有利于增加家庭消费,并且长护险政策对家庭消费的促进作用具有丰富的异质性。一方面,城镇地区对长护险政策的促进作用更大,另一方面,与西部地区相比,东部地区和中部地区家庭消费受长护险政策影响相对较大。第三,进一步考察长护险政策对于家庭消费的传导机制,结果表明,实验组对家庭收入水平的敏感性增强,并且该效应对城镇和东中部地区尤为显著。本文实证结果清晰揭示出“长护险政策—家庭收入水平—家庭消费”这一传导机制。

### (二)启示与政策建议

为了有效发挥长护险政策对家庭消费的促进作用,政府在制定相关政策时,应注重短期与长期相结合,根据区域特征采取差异化改革措施,为长护险政策的有效实施创造良好的内外部条件。

从短期来看,政府要因地制宜地制定和推行长护险政策,统筹考虑家庭所在地区等特征并采取差别化策略。可以根据失能人员的具体身体状况、受教育程度等特点选择能够满足人员多样化的护理需求。同时,要全方位多层次地实现控费目标,当然,控制费用是以个人健康为首要前提<sup>[40]</sup>,注重减轻护理者的医疗负担与加强照护相结合,通过替代效应减轻医疗费用支出,可适当采用政府补贴、市场互助等方式。

从长期来看,我国长护险政策仍处于起步阶段,政府要积极推动长护险政策的发展与落实,不断提高护理保障水平。实证结果显示,受长护险政策冲击,与农村(西部地区)相比,长护险政策对城镇(东部和中部地区)的促进作用更大。因而,政府在制定并推行政策时应该对城镇和东中部地区重点关注,加大长护险补贴力度,可以将家庭成员的非正式护理服务纳入费用支付范围,缓解家庭压力,不局限于增加医疗支出费用,进而促进家庭整体消费水平。

当然,本文还存在一些问题。受制于样本的可得性,本文仅从实施长护险政策的城市角度出发,未从细微处考察家庭层面的具体信息,所得结论能否推广到其他省市仍然有待进一步论证,这也是后续研究的重点之一。随着国家层面的政策支持,长护险政策受到广泛关注,消费话题也持续升温,相信长护险政策和消费话题在可预期的时间范围内会涌现更多高质量的研究成果。

## 参考文献

- [1] 李成,于海东. 经济政策不确定性对居民消费的影响效应及作用机制——基于中国家庭调查(CFPS)数据[J]. 广东财经大学学报,2021,36(6):31-50
- [2] 魏华颖,张硕. 社会保障水平对居民消费性支出的影响——基于我国省级面板数据分析[J]. 商业经济研究,2022(4):48-51
- [3] 马广博,张盼盼. 安徽省长期护理保险筹资水平精算研究[J]. 南京医科大学学报(社会科学版),2022,22(1):47-54
- [4] IVANOVA D, STADLER K, STEEN-OLSEN K, et al. Environmental impact assessment of household consumption[J]. Journal of Industrial Ecology,2016,20(3):526-536
- [5] LI X, ZHANG D, ZHANG T, et al. Awareness, energy consumption and pro-environmental choices of Chinese households [J]. Journal of Cleaner Production, 2021(279):123734
- [6] 黄静,屠梅曾. 房地产财富与消费:来自家庭微观调查数据的证据[J]. 管理世界,2009(7):35-45
- [7] 何丽芬,吴卫星,徐芊. 中国家庭负债状况、结构及其影响因素分析[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版),2012,51(1):59-68
- [8] MIANA A R,RAO K,SUFI A. Household balance sheets, consumption, and the economic slump [J]. Q J Econ, 2013,128(4):1687-1726
- [9] 易行健,周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究,2018(11):47-67
- [10] 宋明月,周博文,臧旭恒. 基于普惠金融发展的家庭网络消费行为研究[J]. 经济理论与经济管理,2022(2):24-40
- [11] 刘畅. 社会保障水平对居民消费影响的实证分析[J]. 消费经济,2008,24(3):75-77
- [12] 张旭青,杜丽永,何伟. 家庭生命周期对农户人情往来的影响研究——基于CHFS数据的实证分析[J]. 消费经济,2018,34(1):73-79,72
- [13] 蔡伟贤,吕函枰,沈小源. 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[J]. 经济学动态,2021(10):48-63
- [14] BROWN J R, FINKELSTEIN A. The interaction of public and private insurance: medicaid and the long-term care insurance market[J]. Am Econ Rev,2008,98(3):1083-1102
- [15] KIM H B, LIM W. Long-term care insurance, informal care, and medical expenditures[J]. J Public Econ,2015(125):128-142
- [16] CHAI J, XING L, ZHOU Y, et al. Impact of health-care insurance on medical expense in China: new evidence from meta-analysis[J]. Soft Computing,2018,22(16):5201-5213
- [17] ATTANASIO O P,ROHWEDDER S. Pension wealth and household saving:evidence from pension reforms in the United Kingdom[J]. Am Econ Rev,2003,93(5):1499-1521
- [18] BLOOM D E, CANNING D, GRAHAM B. Longevity and life-cycle savings[J]. The Scandinavian Journal of Economics,2003,105(3):319-338
- [19] HUNGERFORD T L. The social security surplus and public saving[J]. Public Finance Rev,2009,37(1):94-114
- [20] 王延中,龙玉其. 社会保障与收入分配:问题、经验与完善机制[J]. 学术研究,2013(4):31-37
- [21] IWAMOTO Y,KOHARA M,SAITO M. On the consumption insurance effects of long-term care insurance in Japan:evidence from micro-level household data[J]. J Jpn Int Econ,2009,24(1):99-115
- [22] 朱铭来,何敏. 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[J]. 保险研究,2021(12):21-38
- [23] CLARE U. Thinking about the production and consumption of long-term care in Britain: does gender still matter?[J]. J Soc Policy,2000,29(4):623-643
- [24] 高健,丁静. “病有所医”能促进农村居民消费吗?——来自新农合大病保险试点的证据[J]. 消费经济,2021,37(4):53-62
- [25] 范兆媛,王子敏. 人口年龄结构与居民家庭消费升级——基于中介效应的检验[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版),2020(2):62-68
- [26] 蒋姣,赵昕东. 收入差距、社会地位与家庭消费结构[J]. 云南财经大学学报,2021,37(1):27-37
- [27] 姜继红. 全面建设小康社会关注消费变化趋势[J]. 南京医科大学学报(社会科学版),2003,3(4):317-319
- [28] 龚志民,陈笑. 收入分配“合理性”与消费需求[J]. 消费经济,2019,35(5):32-42
- [29] GUPTA A, MALANI A, WODA B. Explaining the income and consumption effects of COVID in India [R]. National Bureau of Economic Research,2021
- [30] 邹红,喻开志. 退休与城镇家庭消费:基于断点回归设计的经验证据[J]. 经济研究,2015,50(1):124-139
- [31] LI J, WU Y, XIAO J J. The impact of digital finance on household consumption: evidence from China [J]. Economic Modelling,2020(86):317-326
- [32] MOSER P, VOENA A. Compulsory licensing: evidence from the trading with the enemy act[J]. Am Econ Rev,2012,102(1):396-427
- [33] 叶芳,王燕. 双重差分模型介绍及其应用[J]. 中国卫生统计,2013,30(1):131-134



- [34] 陈林,伍海军. 国内双重差分法的研究现状与潜在问题[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(7): 133-148
- [35] 边恕,李东阳. 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[J]. 江西财经大学学报, 2021(1): 68-79
- [36] 林治芬. 中国社会保障的地区差异及其转移支付[J]. 财政研究, 2002(5): 37-40
- [37] 温忠麟,侯杰泰,张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 2005, 37(2): 268-274
- [38] THAPA B. The mediation effect of outdoor recreation participation on environmental attitude-behavior correspondence[J]. J Environ Educ, 2010, 41(3): 133-150
- [39] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120
- [40] 马超,俞沁雯,宋泽,等. 长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗[J]. 中国工业经济, 2019(12): 42-59
- (本文编辑:姜 鑫)

## Long-term care insurance, household income level, and household consumption: empirical study based on CHARLS data

MA Guangbo, XU Kun

School of Finance and Public Administration, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China

**Abstract:** China's deepening aging and the increasing burden of household elderly care may adversely affect consumption, as how to promote household consumption while maintaining the health of the elderly is a practical problem faced by China in the process of deepening reform. Based on data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS), the effect of long-term care insurance policy on household consumption is evaluated using the difference-in-differences method. The results find that long-term care insurance policy has a significant positive effect on household consumption; the heterogeneity test shows that urban and east-central regions are more affected by the policy than the control group and the effect tends to expand. Further study finds that the mediating effect clearly reveals the transmission mechanism of "long-term care insurance policy—household income level—household consumption". This paper identifies the mechanisms and transmission paths between long-term care insurance policy and household consumption, which helps bring into play the health and economic effects of long-term care insurance and provide valuable references for further deepening the reform of the health care system.

**Key words:** long-term care insurance; household consumption; income level; difference-in-differences