

长期护理保险对家庭代际支持的影响

——基于CLHLS数据的实证分析

何一冉

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2023年7月5日; 录用日期: 2023年8月7日; 发布日期: 2023年8月15日

摘要

随着我国进入老龄化时代, 养老问题已经成为社会关注的焦点。作为积极应对老龄化的制度安排, 长护险是否影响家庭代际支持尚有待讨论。本文基于2014年和2018年的中国老年健康影响因素跟踪调查数据(CLHLS), 将代际支持划分成情感支持、照料支持和经济支持, 通过倾向匹配得分-双重差分(PSM-DID)、多元线性回归以及二元logistic模型, 探讨长期护理保险政策实施对代际支持的影响。研究发现, 长护险对经济、照料与情感支持均有显著的影响, 对情感和照料支持的影响为正向的, 而对经济支持的影响为负向的; 农村老年人与无配偶的老年人在代际支持的三个维度均更为显著; 不同性别的老年人在经济与照料支持上不存在显著差异, 在情感支持上对女性的影响更为显著。这些结论对应对人口老龄化、促进代际关系和谐, 并进一步完善长期护理保险制度具有重要启示意义。

关键词

情感支持, 照料支持, 经济支持, 代际支持, 长期护理保险

The Impact of Long-Term Care Insurance on Family Intergenerational Support

—An Empirical Analysis Based on CLHLS Data

Yiran He

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Jul. 5th, 2023; accepted: Aug. 7th, 2023; published: Aug. 15th, 2023

Abstract

As our country enters the aging era, the pension issue has become the focus of social attention. As an institutional arrangement to actively cope with aging, whether long-term care insurance will

文章引用: 何一冉. 长期护理保险对家庭代际支持的影响[J]. 运筹与模糊学, 2023, 13(4): 3710-3720.

DOI: 10.12677/orf.2023.134373

affect the intergenerational support of families remains to be discussed. Based on the data from the 2014 and 2018 CLHLS surveys, this paper divides intergenerational support into emotional support, caregiving support and financial support, and uses propensity matching score-differential (PSM-DID), multiple linear regression and binary logistic models to explore the effect of long-term care insurance policy implementation on intergenerational support. The results show that long term care insurance has significant effects on economy, caregiving and emotional support. The impact on emotional and caregiving support is positive, while the impact on economic support is negative. The three dimensions of intergenerational support are more significant in rural elderly and unmarried elderly. There is no significant difference in the economic and nursing support of the elderly of different genders, and the impact of emotional support on women is more significant. These conclusions have important implications for coping with population aging, promoting harmonious intergenerational relations, and further improving the long-term care insurance system.

Keywords

Emotional Support, Care Support, Economic Support, Intergenerational Support, Long-Term Care Insurance

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 研究背景

根据国家统计局数据显示,截止 2022 年末,我国 60 岁及以上人口数量为 28,004 万,其中 65 岁及以上人口 20,987 万,占总人口的 14.9% [1]。在老龄化程度不断加深的背景下,随着人均预期寿命的提高,日趋增多的失能老人对养老照料资源提出了更高的要求。与此同时,随着人口大规模流动、生育率持续降低与家庭结构小型化,代际关系也随之简化,这无疑是对传统家庭养老保障体制提出的巨大挑战。

伴随着人口老龄化日趋严重、失能老人数量不断增加,家庭养老功能逐渐减弱,因此构建长期护理保险制度,解决老年人照护问题亟需提上日程。2016 年 7 月,我国长期护理保险制度进入试点阶段,划定上海、青岛、广州等 15 个城市作为试点地区。2020 年 9 月,国家医保局会同财政部联合确定新增 14 个城市作为长期护理保险制度试点,这标志着我国长期护理保险试点“扩面”开始驶上快车道。

虽然政府正在积极完善养老服务体系,但由于传统文化观念的影响,加之经济状况和正式照料资源的限制,家庭等非正式照料仍然是老人长期照料的首要选择[2]。探究长期护理保险与家庭代际支持之间的关系,一方面从新的切入点充实和丰富了家庭代际支持的理论内涵,另一方面有利于促进社会保障制度与家庭保障功能的协调发展,对缓解新时代养老压力、提升家庭养老功能、解决养老问题具有重要的现实意义。

基于以上背景,本文将运用 PSM-DID 方法、多元线性回归以及二元 logistic 模型对 2014 年和 2018 年中国健康影响因素跟踪调查数据进行分析,从情感支持、照料支持、经济支持这三个代际支持的维度入手,从而获得家庭代际支持和长期护理保险政策的关系,并根据实证结果提出相关政策建议。

2. 文献综述

2.1. 代际支持的定义

代际支持最初源于福利经济学,旨在通过代际间财产流动来调整社会分配问题[3]。在模式上,代际关系可以模式概括为“接力模式”与“反馈模式”[4],前者指父母抚养子女到成年,但子女没有责任和

义务赡养父母,该模式常见于西方,而“反馈模式”指子女有责任在父母年老时尽赡养义务。在范畴上,有学者将代际支持分为情感支持,照料支持以及经济支持三方面[5],也有学者将其分为经济支持与时间支持两方面[6]。

在转移方向上,代际支持已明显呈现出双向流动的趋势,包括向上与向下两个维度,前者主要指子女为父母提供的支持,后者指父母为子女提供的支持。部分学者发现在西方老年人是代际支持的主要提供者。例如,Albertini和Kohli分析了10个西方国家的代际支持模式,发现无论是在频率还是强度上,向下的代际支持都多于向上的代际支持[7]。但是基于对中国的研究发现,仍旧是自下而上的代际支持模式占据主要地位。例如,有学者通过对台湾省的研究发现在东亚社会浓厚的孝道文化影响下,代际支持的主要是从成年子女流向父母,以此来回馈父母的养育之恩[8]。本文基于中国的具体情况,主要考虑子女对父母的代际支持,暂时不考虑自下而上的代际支持。

2.2. 代际支持的影响因素

通过对已有文献的梳理发现,影响代际支持因素较为复杂,大致可以分为宏观层面上的研究与微观层面上的研究两方面。

从宏观层面来看,代际支持受到人口老龄化、计划生育政策、城镇化、社会保障制度等因素的影响。其中,城镇化是一个突出的因素。与城市老人相比起来,尤其对农村老人影响更大。张文娟的研究表明,如果家中父母务农或父母照顾留守子女的数量越多,就越容易从子女处获得较高的经济支持[9]。李俏通过对全国范围内老人的研究证明代际支持在地区上存在显著差异,西部和东北地区的老年人获得的支持相对较低,东部和中部较高[10]。另外,社会保障制度对代际支持具有重要影响,将在下一小节着重叙述。

从微观层面来看,面前研究表明代际双方的年龄、性别、收入、居住安排、婚姻状况、健康状况以及存活子女数等因素可能对代际支持会产生影响。首先,老人的健康状况对其获得代际支持具有重要影响。老人的健康水平越低,其获得代际支持的可能性与强度就越大[11]。同时也有研究指出,老年人只有在子女处于中等健康水平时,获得经济支持的概率才会显著上升[12]。其次,父母的居住安排也是影响代际支持的重要因素。与子女共同居住,有助于老人获得来自子女的代际支持,特别是对离婚、丧偶老人而言,其作用更为显著[13]。此外,对于存活子女数量对代际支持的影响上还存在争议,部分研究认为子女数量越多,父母获得的经济支持越多[14],但还有部分研究则认为两者之间并没有显著关系[15]。

2.3. 社会保障与代际支持的关系

目前关于长期护理保险对代际支持的影响研究还很少,但是国内外对社会保障与代际支持的关系研究很多,大都证明了社会保障对向上的代际经济支持有显著影响,认为社会保障制度安排会对家庭代际支持具有“挤出”效应。在关于养老保险的研究上,有学者指出养老金会挤出子女的经济支持以维持自身的消费水平,实现自身效用最大化,因此社会保障对子女的代际经济支持具有“挤出”效应[16]。也有部分学者证明了我国新农保的实施为农村老年人增加了收入,从而减轻了子女的养老负担[17]。另一种观点认为社会保障对家庭代际支持有“挤入”效应,而对于照料与精神支持,学者发现新农保通过增加老年人的支付能力来扩大家庭内部的代际支持,提高了全社会的福利水平,最终出现“挤入效应”[18]。同时,还有部分学者认为“挤入效应”与“挤出效应”同时存在。学者发现医疗保险对代际医疗照料支持存在“挤入”效应,对代际医疗费用支持存在“挤出”效应[19]。基于前人研究,本文提出以下研究假设:

H1: 长期护理保险对代际经济支持有显著负向影响。

H2: 长期护理保险对代际照料支持有显著正向影响。

H3: 长期护理保险对代际情感支持有显著正向影响。

3. 研究设计

3.1. 数据来源

本研究使用的数据来自北京大学健康老龄与发展研究中心组织管理的“中国老年健康影响因素跟踪调查”(简称 CLHLS)。为了检验长期护理保险的政策效果,选取 2014 年和 2018 年两年的数据,以 60 周岁及以上老人作为研究对象。由于 CLHLS 数据中未包含详细的地级市编码,并且自长期护理保险制度出台后,上海和山东在其省市范围内进行推行,而其他试点仅在省市内部分地区推行,因此选取上海市和山东省作为处理组,非试点省市作为对照组,构建非平衡面板数据。在删除不符合条件的样本与缺失值后,共获得 7100 个老年人样本。

3.2. 变量定义

3.2.1. 被解释变量

本文的被解释变量为代际支持,包括情感支持、经济支持、照料支持。在问卷中,用“您平时与谁聊天最多”和“如果您有心事或想法,最先向谁说”来构建情感支持虚拟变量,若至少有一项的回答是(孙)子女及其配偶,我们将答案重新定义为 1,否则为 0;用“近一年来,您的子女给您现金多少元”来衡量经济支持,并对数据进行加一取自然对数处理;用“当您日常不舒服时或生病时谁来照料您”和“如果您遇到问题和困难,最先找谁解决”来衡量照料支持,若至少有一项的回答是(孙)子女及其配偶,则定义为 1,否则为 0。

3.2.2. 解释变量

本文的核心解释变量为长期护理保险二分虚拟变量,即个体在特定年份是否受长期护理保险政策实施的影响,这里我们用虚拟变量 $treat$ 来代替(1 = 试点城市,受到政策影响,0 = 非试点城市,没有受到政策影响)。此外,还有受政策变化影响(2018)的“处理组”我们定义为 $time = 1$,不受政策变化影响(2014)的“对照组”定义 $time = 0$ 。

3.2.3. 控制变量

控制变量主要从三个方面进行定义,分别为个人特征、家庭特征和社会特征。本文选择性别、年龄、户口、婚姻、受教育年限、慢性病数目为个人特征变量;家庭总收入、居住安排(独居、家庭或养老机构)和子女数为家庭特征变量;是否参加养老保险与医疗保险为社会特征变量。其中,我们将性别、户口、婚姻分别重新定义为:0 表示女性,1 表示男性;0 表示农村,1 表示城市;0 表示无配偶,1 表示有配偶。年龄、受教育年限、家庭总收入(加 1 取对数)和子女数为连续型变量。

3.3. 数据描述

据表 1,在筛选后的样本中,男女分布基本平衡,但城乡分布较不平衡;教育水平的均值为 1.90,有半数的老年人没有配偶,这反映出我国老年人独居现象较为普遍,因此子女的代际支持发挥着重要的作用在个人特征、家庭特征与社会特征方面,处理组与对照组并不存在明显差异。根据代际支持的三个维度,我们发现处理组中代际经济支持均值在 2014 年为 6.798,在 2018 年为 5.581;对照组在 2014 年为 6.230,在 2018 年为 5.987,处理组的减少数额大于对照组。两期数据中代际照料支持在处理组中分别为 0.784 和 0.955,而在对照组中分别为 0.803 和 0.904,照料支持平均值均增长,并且处理组增长程度大于对照组。对于代际情感支持,处理组有所增长,而对照组 2018 年均值相比于 2014 年有所减少。可见,无论是经济支持、照料支持还是情感支持,处理组中的均值变化程度均大于对照组,那么就说明该差异是由长期护理保险制度的实施带来的,接下来本文将通过实证模型做进一步的分析。

Table 1. Descriptive statistics
表 1. 描述性统计

变量	处理组				对照组			
	2014 (N = 1014)		2018 (N = 539)		2014 (N = 2131)		2018 (N = 3416)	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
家庭代际支持								
经济支持	6.798	3.133	5.581	3.651	6.230	3.377	5.987	3.644
照料支持	0.784	0.412	0.955	0.206	0.803	0.398	0.904	0.295
精神支持	0.836	0.36	0.900	0.301	0.841	0.365	0.837	0.369
个体特征								
年龄	85.424	10.743	85.694	10.863	85.832	10.643	85.907	11.725
性别	0.466	0.500	0.434	0.496	0.456	0.498	0.442	0.497
户口	0.051	0.221	0.191	0.394	0.097	0.354	0.185	0.388
婚姻状况	0.433	0.496	0.399	0.490	0.369	0.483	0.375	0.484
受教育年限	2.499	4.227	2.667	6.528	2.593	4.644	3.158	5.724
慢性病数目	0.955	1.218	1.518	1.438	1.076	1.308	1.240	1.406
家庭特征								
家庭总收入	9.474	1.416	9.189	1.767	9.557	1.545	9.982	1.617
居住安排	1.783	0.424	1.819	0.565	1.817	0.421	1.882	0.359
子女数量	4.205	3.585	3.984	1.829	4.861	5.514	4.555	4.796
社会特征								
养老保险	0.316	0.465	0.649	0.478	0.279	0.448	0.456	0.498
医疗保险	0.895	0.306	0.891	0.313	0.873	0.333	0.850	0.357

3.4. 模型构建

本文借助 2014 年和 2018 年的数据，利用 PSM-DID 方法。其基本思路：将受政策变化影响的样本定义为“处理组”，不受政策变化影响的样本定义为“对照组”，运用 PSM 对所有样本进行匹配，然后使用匹配后的数据进行 DID 回归估计，基本回归模型为：

$$S_i = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_i + \beta_2 \text{time}_i + \beta_3 \text{DID} + \beta_4 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

分类变量的回归模型为：

$$\text{Logit}(S_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_i + \beta_2 \text{time}_i + \beta_3 \text{DID} + \beta_4 X_i \quad (2)$$

主要解释变量为处理组变量(treat_i)，长护险实施虚拟变量(time_i)和二者的交互项(DID)。前两者分别表示处理组与对照组分组情况和长期护理保险政策实施的试点与否。本文最关注的是 β_3 ，该值估计了“长期护理保险”对子女代际支持的净影响，系数为正则表示“长期护理保险”政策对代际支持具有一定促进作用。

4. 实证结果

4.1. 倾向得分匹配结果分析

本文采用 k 近邻匹配法估计倾向得分，并根据结果进行匹配，使处理组与对照组具有相似特征。同时对匹配结果进行了平衡性检验(表 2)以验证匹配结果的可靠性。结果显示，匹配之后所有控制变量的标准偏误均小于 10%，且除年龄变量外，均小于匹配前的标准偏误，说明选取的控制变量和匹配方法均可靠。并且匹配后 P 值均大于 0.05，说明处理组与对照组无系统差异。此外，由匹配结果的核密度图(图 1)可知，匹配后的核密度图比较接近，说明匹配效果较好。

Table 2. Results of the balance test

表 2. 平衡性检验结果

变量	配对前	均值		偏差百分比	减少绝对偏差百分比 (%)	T 值检验相伴概率	P 值
	配对后	处理组	对照组				
年龄	配对前	86.126	85.999	1.1		0.33	0.738
	配对后	86.126	86.439	-2.8	-146.5	-0.67	0.500
性别	配对前	0.432	0.422	2.1		0.63	0.530
	配对后	0.432	0.438	-1.2	42.6	-0.29	0.772
户口	配对前	0.075	0.104	-9.1		-2.59	0.010
	配对后	0.765	0.072	1.4	84.6	0.39	0.696
婚姻状况	配对前	0.391	0.359	6.6		1.99	0.047
	配对后	0.391	0.384	1.4	78.7	0.34	0.737
受教育年限	配对前	2.229	2.584	-6.8		-2.08	0.037
	配对后	2.229	2.184	0.9	87.3	0.23	0.821
慢性病数目	配对前	1.141	1.099	3.3		0.99	0.322
	配对后	1.141	1.142	-0.1	98.0	-0.02	0.988
家庭总收入	配对前	9.292	9.729	-27.7		-8.27	0.000
	配对后	9.292	9.328	-2.3	91.6	-0.52	0.601
居住安排	配对前	1.783	1.856	-17.1		-5.49	0.000
	配对后	1.783	1.803	-4.7	72.3	-1.11	0.268
子女数量	配对前	4.121	4.746	-16.8		-4.30	0.000
	配对后	4.121	4.079	1.1	93.2	0.55	0.581
养老保险	配对前	0.455	0.402	10.8		3.29	0.001
	配对后	0.455	0.467	-2.4	78.0	-0.58	0.565
医疗保险	配对前	0.904	0.878	8.4		2.47	0.014
	配对后	0.904	0.921	-5.3	37.1	-1.41	0.158

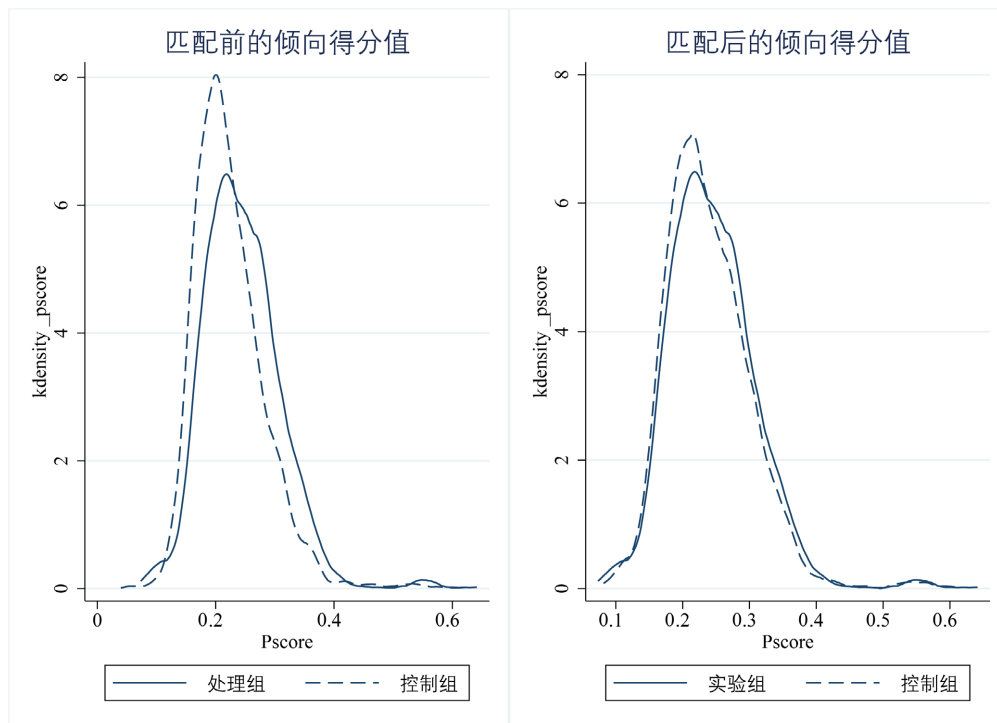


Figure 1. Nuclear density plots before and after matching
图 1. 匹配前后核密度

4.2. 回归结果分析

表 3 结果显示，在经济支持上，在未加入控制变量的回归结果中交互项回归系数约为-1.050，模型 2 为加入所有控制变量的结果，交互项回归系数约为-0.840，且两者均在 1%的水平显著，说明长期护理保险制度对家庭代际经济支持有显著的负向影响，这可能是由于长期护理保险制度为老年人提供了额外的收入，减轻了子女的负担，减少了经济支持；在情感支持上，未加控制变量与加入控制变量时交互项系数均显著，且都为正数，说明长期护理保险制度对于老年人情感支持具有正向的影响；在照料支持方面，未加入控制变量时，交互项系数为 1.562，加入控制变量后系数为 1.588，且二者均显著，说明长期护理保险制度同样对代际照料支持有显著的正向影响。

Table 3. Regression result
表 3. 回归结果

变量	经济支持		情感支持		照料支持	
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
DID	-1.050*** (-5.586)	-0.840*** (-4.428)	0.590*** (3.339)	0.694*** (3.853)	1.562*** (5.487)	1.588*** (5.514)
年龄		-0.009* (-1.651)		-0.002 (-0.463)		-0.018*** (-3.729)
性别		-0.150 (-1.415)		-0.118 (-1.377)		0.069 (0.725)

Continued

户口	-0.380*			0.080		-0.126
	(-1.918)			(0.564)		(-0.843)
婚姻状况	0.393***			-0.783***		-0.645***
	(3.168)			(-7.314)		(-5.716)
受教育年限	-0.012			0.002		0.001
	(-0.901)			(0.215)		(0.102)
慢性病数目	-0.015			-0.013		0.068*
	(-0.366)			(-0.396)		(1.779)
收入	0.099***			0.094***		0.144***
	(3.054)			(3.806)		(6.022)
居住安排	-0.351***			0.155		0.136
	(-2.664)			(1.175)		(1.068)
子女数量	0.208***			0.186***		0.240***
	(8.101)			(7.202)		(8.849)
养老保险	-0.339***			0.130		0.733***
	(-3.467)			(1.557)		(7.708)
医疗保险	0.335**			0.277**		0.100
	(2.111)			(2.251)		(0.743)
常数项	6.377***	5.711***	1.723***	0.042	1.859***	0.587
	(131.035)	(9.997)	(42.826)	(0.083)	(43.594)	(1.110)
R ² /Pseudo R ²	0.01	0.03	0.00	0.05	0.01	0.07
样本量	5204	5204	5204	5204	5204	5204

注：***，**，*分别表示 1%，5%，10%的显著水平。

4.3. 异质性分析

由于不同个体所处社会环境不同，并且存在着性别以及家庭文化等方面的差异，因此长期护理保险的影响也可能存在异质性。因此，本文对城镇与农村、男性与女性以及有配偶与无配偶老人的家庭代际支持进行异质性分析。

4.3.1. 基于城乡的异质性分析

由表 4 可知，长期护理保险对家庭代际支持存在着城乡差异。对于农村老年人来说，长期护理保险在代际支持的三个维度上均在 1% 水平下具有显著的影响，且对经济支持影响为负，对照料和情感支持影响为正；而对于城镇老年人而言，长期护理保险制度对其经济支持与情感支持影响均不显著，对照料支持在 10% 水平上显著为正，说明长期护理保险能够有效的影响农村老年人的家庭代际支持，这可能是由于农村正式照料资源较城镇而言较少，老年人更倾向于传统的非正式养老方式，即家庭养老，因此长护险制度的推行使非正式养老资源得以有效利用。而城镇由于养老观念的转变与正式养老照护资源较多，

能够有效满足养老需求，因此长期护理保险对其影响并不显著。

Table 4. Heterogeneity based on urban and rural analysis
表 4. 基于城乡的异质性分析

项目	经济支持		情感支持		照料支持	
	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇
DID	-0.980 ^{***} (-4.870)	0.239 (0.411)	0.933 ^{***} (4.475)	0.080 (0.168)	1.724 ^{***} (5.301)	1.292 [*] (1.748)
常数项	5.437 ^{***} (9.284)	7.561 ^{***} (3.603)	-0.181 (-0.336)	2.398 (1.331)	0.172 (0.306)	3.563 ^{**} (2.059)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	4706	498	4706	498	4706	498
R ² /Pseudo R ²	0.03	0.03	0.05	0.11	0.07	0.12

注：***，**，*分别表示 1%，5%，10%的显著水平。

4.3.2. 基于性别的异质性分析

由表 5 可知，长期护理保险对于不同性别老年人而言，在经济支持与照料支持上均在 1% 水平显著，且影响方向与全样本一致，而在情感支持上，对男性的影响并不显著，对女性的影响显著(1.228, $P < 0.01$)，这可能与样本中女性数量较多有关，同时由于女性平均存活年龄高于男性，因此可能更需要子女的陪伴与情感支持。总体而言，长护险对不同性别的老年人在经济支持与照料支持方面不存在差异，而在情感支持方面存在差异。

Table 5. Sex-based heterogeneity analysis
表 5. 基于性别的异质性分析

项目	经济支持		情感支持		照料支持	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性
DID	-0.761 ^{***} (-3.222)	-1.014 ^{***} (-3.244)	1.228 ^{***} (3.998)	0.242 (1.035)	1.764 ^{***} (4.117)	1.448 ^{***} (3.712)
常数项	6.979 ^{***} (9.642)	3.633 ^{***} (3.924)	0.611 (0.891)	-0.702 (-0.906)	2.343 ^{***} (3.242)	-1.447 [*] (-1.804)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	3000	2204	3000	2204	3000	2204
R ² /Pseudo R ²	0.04	0.04	0.04	0.06	0.08	0.10

注：***，**，*分别表示 1%，5%，10%的显著水平。

4.3.3. 基于婚姻状况的异质性分析

由表 6 可知，长期护理保险政策实施对有无配偶的老年人情感、照料和经济支持均有显著的影响，但是对于无配偶老年人的影响更为显著。其中，对照料支持影响的显著程度一致且均在 1% 水平下显著，

而对于经济支持与情感支持，无配偶老人在 1% 水平下显著，而有配偶老人在 5% 水平下显著。三者的系数正负与总体样本一致，对于没有配偶的老年人，无论是其情感支持，还是照料、经济支持，都存在一定的缺位。由于没有配偶，情感交流缺失、没有人提供生活上的照顾、也没有经济上的来源，更加渴望代际支持的各个维度。因此子女就要充分发挥作用，弥补情感、照料和经济支持的缺口，而对于有配偶的老年人而言，虽然在经济、情感与照料上显著程度小于无配偶老年人，但是也均为显著，说明同样需要子女的照料与陪伴。

Table 6. Heterogeneity analysis based on marital status
表 6. 基于婚姻状况的异质性分析

项目	经济支持		情感支持		照料支持	
	无配偶	有配偶	无配偶	有配偶	无配偶	有配偶
DID	-0.953*** (-3.975)	-0.710** (-2.310)	0.764*** (2.936)	0.611** (2.434)	2.388*** (4.058)	1.051*** (3.125)
常数项	6.296*** (9.063)	4.115*** (3.128)	-0.362 (-0.538)	0.443 (0.460)	0.859 (1.221)	-0.382 (-0.352)
样本量	3293	1911	3293	1911	3293	1911
R ² /Pseudo R ²	0.03	0.03	0.04	0.01	0.12	0.03

注：***，**，* 分别表示 1%，5%，10% 的显著水平。

5. 结论与启示

结论如下：1) 长期护理保险政策实施对情感、照料和经济支持有显著的影响，对情感支持和照料支持为正向影响，而对经济支持为负向影响。2) 长期护理保险对农村老年人与无配偶的老年人相比于城镇和有配偶老年人而言，在代际支持的三个维度方面影响均更为显著，而对于不同性别的老年人，长期护理保险对其经济支持与照料支持中均正向显著影响，在情感支持方面对女性影响更为显著，对男性并不显著。

以上研究发现有助于深入理解长期护理保险的实施效果，以此来进一步完善制度，同时可以加强应对人口老龄化的能力，具有重要启示意义：1) 长期护理保险对于家庭代际支持有着重要影响，通过现金补偿来增加老年人收入，减轻子女负担，同时对于农村老年人与无配偶老年人有着显著影响，能够更好地满足老年弱势群体的养老需求，提升养老获得感。因此可以不断推行长期护理保险制度，增加试点城市数量，制定与地方实际情况相符合的长期护理保险政策，以满足日益增长的养老需求。2) 要推进社会保障制度与长期护理保险的协同治理，通过不断完善长期护理保险制度，以满足老年人照护需求，同时研究其与社会保障制度的衔接机制，通过与养老保障、医疗保障等多机制的协同来发挥合力，以应对日益增长的养老需求，减轻社会养老负担。3) 要积极探索对照护者的支持政策，很多家庭照护者由于长期照护存在着心理与经济的双重压力，同时由于缺乏相关专业技能，照护质量较低，不能很好的满足老年人的需求，因此要对其提供更多的支持政策，如带薪休假、弹性工作制度等，并对其进行相关技能培训，在提升家庭照护质量的同时减轻照护者的压力，以此来促进正式与非正式照护的结合。

参考文献

- [1] 中华人民共和国统计局. 中国统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2022.
- [2] 彭希哲, 宋靓璐, 黄剑焜. 中国失能老人长期照护服务使用的影响因素分析——基于安德森健康行为模型的实

- 证研究[J]. 人口研究, 2017, 41(4): 46-59.
- [3] Cox, D., Eser, Z. and Jimenez, E. (2010) Motives for Private Transfers over the Life Cycle: An Analytical Framework and Evidences from Peru. *Journal of Development Economics*, **55**, 57-80.
[https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(97\)00056-4](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(97)00056-4)
- [4] 费孝通. 家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 1983, 20(3): 7-16.
- [5] 郭于华. 代际关系中的公平逻辑及其变迁——对河北农村养老事件的分析[J]. 中国学术, 2001, 3(4): 221-254.
- [6] 熊波, 石人炳. 农村老年人家庭代际支持类型的再分析——基于对湖北省两个地区的调查[J]. 人口与发展, 2014(3): 59-64.
- [7] Albertini, M., Kohli, M. and Vogel, C. (2007) Intergenerational Transfers of Time and Money in European Families: Common Patterns-Different Regimes? *Journal of European Social Policy*, **17**, 319-334.
<https://doi.org/10.1177/0958928707081068>
- [8] 林如萍. 台湾家庭的代际关系与互动类型变迁[M]//尹庆春, 章英华. 台湾的社会变迁 1985-2005: 家庭篇, 台湾社会变迁基本调查系列三. 台北: 中央研究院, 2012: 75-124.
- [9] 张文娟. 成年子女的流动对其经济支持行为的影响分析[J]. 人口研究, 2012, 36(3): 68-80.
- [10] 李俏, 陈健. 社会流动背景下农村代际支持及其影响因素分析[J]. 宁夏社会科学, 2017(4): 113-121.
- [11] 黄庆波, 杜鹏, 陈功. 老年父母与成年子女间的代际支持及其影响因素[J]. 人口与发, 2018, 24(6): 20-28+128.
- [12] 王爱君, 张义, 庾琳. 子女婚姻、健康是否影响其对农村老人的代际支持[J]. 财经科学, 2018(12): 91-103.
- [13] 张文娟, 李树苗. 劳动力外流背景下的农村老年人居住安排影响因素研究[J]. 中国人口科学, 2004(1): 44-51+81-82.
- [14] 殷俊, 刘一伟. 子女数、居住方式与家庭代际支持——基于城乡差异的视角[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2017, 70(5): 66-77.
- [15] 慈勤英, 宁雯雯. 多子未必多福——基于子女数量与老年人养老状况的定量分析[J]. 湖北大学学报(哲学社会科学版), 2013, 40(4): 69-74.
- [16] Reil-Held, A. (2006) Crowding out or Crowding in? Public and Private Transfers in Germany. *European Journal of Population*, **22**, 263-280. <https://doi.org/10.1007/s10680-006-9001-x>
- [17] 陈华帅, 曾毅. “新农保”使谁受益: 老人还是子女? [J]. 经济研究, 2013, 48(8): 55-67+160.
- [18] 解垚. “新农保”对农村老年人劳动供给及福利的影响[J]. 财经研究, 2015, 41(8): 39-49.
<https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.2015.08.002>
- [19] 于大川. 社会医疗保险对代际医疗支持的影响——“挤入”还是“挤出”效应? [J]. 中南财经政法大学学报, 2016(1): 54-61.