

长期护理保险试点会影响预期退休年龄吗？

——基于 CHARLS 数据的实证分析

郭宏旺*

中国人民大学公共管理学院 北京 100872

【摘要】本研究基于中国健康与养老追踪调查数据,采用双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID),评估了长期护理保险试点对参保人预期退休年龄的影响。结果表明,在参加了长期护理保险之后,试点地区受访者的预期退休年龄提前了 1.286 年,该结论在一系列稳健性检验下均成立。异质性分析发现长期护理保险对于女性、学历较低以及 60 岁以上参保人的预期退休年龄影响更大。机制分析显示,长期护理保险通过减少参保人为应对残疾、失能等需要照料情况的财富积累进而影响其预期退休年龄。因此,探索实行缴费额度、缴费年限与待遇水平相挂钩的长期护理保险政策,有利于激励参保人更多的参与劳动。

【关键词】 退休决策; 劳动供给; 信息不对称; 道德风险

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2023.09.008

Does long-term care insurance effect the expected retirement age: An empirical analysis based on CHARLS data

GUO Hong-wang

School of Public Administration and Policy, Renmin University of China, Beijing 100872, China

【Abstract】 Few studies have assessed the possible moral hazard caused by long-term care insurance. Based on China Health and Retirement Longitudinal Study data, this paper analyzes the impact of long-term care insurance on the expected retirement age of participants using the PSM-DID method. Results show that after participating in long-term care insurance, the expected retirement age of respondents in the pilot area is advanced by 1.286 years, which is robust under a series of tests. Heterogeneity analysis finds that long-term care insurance impacts women, low-educated and those over 60 years old more obviously. Mechanism analysis shows that long-term care insurance affects the expected retirement age by reducing the accumulation of wealth in response to disability and other situations that require care. Therefore, implementation of long-term care insurance policies linked to the amount of contributions, the number of years and the expected level of treatment can be explored to encourage people to participate more in the labor market.

【Key words】 Retirement decision-making; Labor supply; Information asymmetry; Moral hazard

1 引言

退休年龄过早会造成一定程度的人力资源损失。^[1]已有研究发现,退休年龄推迟五年可节省近一半的养老金支出。^[2]因此,退休年龄不仅关乎社会保障体系尤其是养老保险的可持续运行,还与劳动力市场平衡、劳动力成本以及国民产出等领域相关联。因而,退休年龄已经成为影响经济发展和社会保障

体系的重要变量之一。历史传统、时代背景、健康保险、工作环境、个人特质等诸多因素均会对劳动者的实际退休年龄产生影响。^[3-9]其中,社会保障体系的完善尤其是健康保险的发展在很大程度上影响了劳动者的退休决策。^[10]例如,国内外的研究都发现,养老保险^[11-13]、医疗保险^[14-15]与劳动者的退休决策密切相关。

长期护理保险作为一种新型的健康险种,进一

* 基金项目:中国人民大学“中央高校建设世界一流大学(学科)和特色发展引导专项资金”

作者简介:郭宏旺(1999 年一),男,博士研究生,主要研究方向为长期护理保险、老年健康。E-mail: hongwang_guo@ruc.edu.cn

步完善了我国现行的社会保障体系。然而,长期护理保险对于参保人退休行为的影响尚不清楚。基于此,本研究将聚焦以下两个问题:第一,长期护理保险是否会对参保人的预期退休年龄产生影响以及产生何种影响;第二,尝试理清长期护理保险对于参保人预期退休年龄的影响机制。本文的边际贡献可能体现在以下两个方面:一方面,现有研究多关注长期护理保险对于医疗资源使用^[16]、健康改善^[17]、代际支持^[18]、家庭照料^[19-20]的影响,但是鲜有研究关注长期护理保险与参保人预期退休年龄之间的关系。另一方面,本研究关注了长期护理保险可能会诱发的道德风险问题,并对于其中的影响机制进行了阐释,这对于进一步优化长期护理保险的制度设计具有一定的现实意义。

2 理论基础与研究假设

信息不对称是指在经济市场中不同经济个体掌握着不同的信息,掌握的信息越多在交易中越容易占据有利地位,这有可能导致“劣币驱逐良币”,最终会引起市场失灵。^[21]信息不对称可能会导致两种行为的出现,信息不对称发生在交易时间前是逆向选择行为;信息不对称发生在交易行为之后则是道德风险行为。^[22]具体来说,道德风险是指委托代理关系确认之后,委托人可能出于自身利益的考虑做出不利于代理人的行为。^[23]保险市场普遍存在的信息不对称是政府干预的重要原因之一。

长期护理保险是由政府主导而建立的强制性健康保险。如果在完全市场条件下,长期护理保险只能采用个体平均健康状况定价,这会导致只有健康状况低于平均水平的人才会参保,从而引起保险公司的亏损,制度无法持续。为规避这一情况,政府通过强制干预,将风险池扩大,所有符合条件的人统一参保,从而规避了长期护理保险参保的逆向选择。因此,长期护理保险带来的信息不对称行为更可能发生在参保之后,也就是说长期护理保险更可能诱发道德风险问题。

在未参加长期护理保险之前,面临更大照料风险的个体可能会在一定程度上预期到自己将来可能出现的照料情况,会为避免这一情况的发生做出预防措施,例如在年轻时期通过工作积累更多的财富,从而应对年老时需要照料情况的支出。在参保之后,参保人有了一种稳定的制度预期,即如果出现照料情况,个人的风险也会在保险池内分散,无论是得到经济支持还是日常照护支持都将大大降低其经济

负担。因此,参保人可能会减少为应对将来年老照料情况的储蓄积累,从而导致退休年龄的提前。

综上,本研究做出如下假设:长期护理保险产生的道德风险会导致参保人预期退休年龄的提前。

3 数据来源与实证策略

3.1 数据来源

研究使用的数据来自2015年与2018年CHARLS数据库。2016年,全国15个城市进行了第一批长期护理保险试点,其中13个试点城市在CHARLS的调查范围之内,因此,该数据库能够提供试点地区参保人预期退休年龄变化的微观数据。考虑到山东、吉林为长期护理保险试点的重点联系省份,研究剔除了这部分数据,并在政策梳理的基础上,将广州、成都、重庆、承德、上饶、宁波、安庆、齐齐哈尔的职工医疗保险参保人员,荆门的职工医疗保险与城镇居民医疗保险参保人员,上海、苏州的职工医疗保险与城乡居民医疗保险参保人员作为处理组,其余未试点城市均为对照组。

3.2 分析方法

长期护理保险试点可以看作一项准自然实验。因此,可以采用双重差分法(DID)对政策效果进行评估。由于本研究构建的两期面板数据无法验证双重差分法所需要的“平行趋势假定”检验。故研究采用Heckman提出的双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID)来解决这一问题,从而使数据满足双重差分的假定。双重差分倾向得分匹配法通过构建反事实框架来消除样本的自选择问题,首先是采用倾向得分匹配法计算处理组的倾向得分值,再通过倾向得分值寻找与参加长期护理保险个体特征十分接近的未参保受访者,从而解决共同趋势不满足的问题。具体公式如下:

$$P(X_i) = P(D_i = 1 | X_i) = \frac{\exp(\beta X_i)}{[1 + \exp(\beta X_i)]} \quad (1)$$

其中 $P(X_i)$ 是处理组与对照组个体相似的概率, β 为待估计系数, X_i 为纳入模型的解释变量,例如性别、年龄等人口统计特征以及月生活支出、子女数量、慢性病数量等控制变量。具体来说,是利用计算出的倾向性得分对处理组和对照组进行匹配,并将未匹配上的个体删除之后再行双重差分分析,具体公式如下:

$$Retire_{ijt} = \alpha \cdot treat * post + \beta X_{it} + \gamma_i + \delta_j + \mu_{it} + \theta \quad (2)$$

其中 $Retire_{ijt}$ 是本研究的被解释变量预期退休年

龄, $treat * post$ 是处理组与时间虚拟变量的交互项, 交互项系数 α 代表实施长期护理保险导致处理组个体在预期退休年龄上与其他地区个体的差异, γ_i 是时间固定效应, δ_j 为个体固定效应, μ_{it} 是随机误差项, βX_{it} 为其他控制变量。

为了使研究结果更加稳健可信, 研究又采用了再加权半参数双重差分法 (SDID) 做进一步的检验, 该方法通过加权的方式使对照组和处理组的样本特征更加接近, 再比较加权后的结果变化量进一步评估政策效果, 即在共同趋势不满足的情况下, 仍然保证结论具有一定的可信度, 具体公式如下:

$$E\left[\frac{\Delta Y_t}{p(d_i = 1)} \cdot \frac{d_i - \pi(X_b)}{1 - \pi(X_b)}\right] \quad (3)$$

在式(3)中, t 表示政策是否试点, 可以通过线性概率模型 $\pi(X_b) = p(d_i = 1)$ 计算出 Abadie 的权重 $\pi(X_b)$, 该方法已经被广泛应用于共同趋势不满足情况下的实证分析。^[24]

3.3 变量定义

因变量“预期退休年龄”来自题目“您计划在多大年龄时停止工作, 即停止从事一切以挣钱为目的的活动, 也不再为家庭经营活动帮工, 将来也不打算从事比消遣性工作更劳累的工作?” 如果受访者选择一直工作, 我们就将该样本的预期退休年龄按照人均健康预期寿命 70 周岁进行赋值。如果该数据缺失, 我们就将其预期退休年龄按照受访者所在社区的平均预期退休年龄进行赋值。此外, 研究也对人口学、健康、家庭以及经济特征变量进行了控制。具体变量定义如 1 表所示。

表 1 变量定义表

变量名称	变量定义
预期退休年龄	预期停止从事一切以挣钱为目的的活动, 也不再为家庭经营帮工的年龄
性别	男 = 1, 女 = 0
年龄	受访者年龄
户口	城市 = 1, 农村 = 0
婚姻	已婚 = 1, 未婚 = 0
学历	文盲 = 1, 未读完小学 = 2, 小学 = 3, 初中 = 4, 高中 = 5, 中专 = 6, 大专 = 7, 本科 = 8, 硕士 = 9, 博士 = 10
慢性病数量	患有慢性病的数量, 最小值为 0, 最大值为 14
子女数量	目前健在的子女数量
自评健康	很不好 = 1, 不好 = 2, 一般 = 3, 好 = 4, 很好 = 5
隔代照料	是 = 1, 否 = 0
月生活支出	月生活支出取对数(单位: 元)
个人年收入	个人年收入取对数(单位: 元)

4 实证分析结果

4.1 描述性统计

表 2 汇报了处理组和对照组在长期护理保险实施前后参保人预期退休年龄以及相关控制变量的变化, 并检验了其均值差异。数据显示, 处理组和对照组的预期退休年龄都呈现出下降趋势, 但是, 处理组的预期退休年龄下降趋势更明显。由于在其他控制变量上处理组和对照组之间也存在着一定的差异。因此, 仅凭样本均值差异去衡量长期护理保险对于参保人预期退休年龄的影响是不严谨的。此外, 由于第一批试点城市大多以城镇职工作为参保对象, 因此, 处理组和对照组预期退休年龄的变化差异, 也有可能是这一因素导致的。所以, 为更加准确评估长期护理保险试点对于参保人预期退休年龄影响的净效益, 还需要进一步分析。

表 2 分组描述性统计分析

变量名	处理组政策实施前后			对照组政策实施前后		
	2015 年	2018 年	均值差	2015 年	2018 年	均值差
预期退休年龄	63.417	60.891	2.526***	65.432	64.209	1.223***
性别	0.599	0.575	0.023	0.474	0.468	0.005
年龄	59.975	60.367	-0.391	59.382	61.615	-2.233***
户口	0.696	0.668	0.028	0.308	0.192	0.116***
婚姻	0.920	0.921	-0.001	0.868	0.847	0.021***
学历	5.185	5.172	0.013	3.371	3.385	-0.014
慢性病数量	0.282	0.671	-0.388***	0.285	0.718	-0.434***
子女数量	1.854	1.701	0.153**	2.563	2.594	-0.031**
自评健康	2.865	3.373	-0.508***	2.599	3.038	-0.440***
隔代照料	0.380	0.404	-0.024	0.377	0.409	-0.032***
月生活支出	7.208	7.782	-0.574***	6.778	7.068	-0.291***
个人年收入	4.326	9.671	-5.345***	2.604	5.969	-3.365***

注: ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$ 。

4.2 基准回归

表3的回归中均控制了人口学、家庭、经济、健康等特征变量并聚类到社区层面,其中,第(1)列回归控制了个体固定效应,第(2)列回归同时控制了个体固定效应和时点固定效应。结果表明,在控制了个体固定效应与时点固定效应之后,长期护理保险对参保人预期退休年龄的影响依然在5%的置信水平上显著,具体来说,参保人的预期退休年龄提前了1.286年,即更加倾向于提前退出劳动力市场。这一结果也与现有针对健康保险与退休年龄的研究相符,即社会保险的完善导致了劳动参与率的下降。

表3 DID 回归结果

变量	(1)	(2)
DID	-1.701*** (0.589)	-1.286** (0.592)
控制变量	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
时点固定效应		YES
样本量	31 498	31 498
R ²	0.608	0.614

注: ** P < 0.05, *** P < 0.01, 所有回归模型均聚类到社区层面。

为了满足双重差分所需要的共同趋势假定,研究进一步采用双重差分倾向得分匹配法,首先对处理组和对照组按年份进行逐期匹配,完成逐期匹配之后再行双重差分估计。表4汇报了双重差分倾向得分匹配的回归结果,数据显示,在参加了长期护理保险之后,参保人的预期退休年龄提前了1.307年,并且在5%的置信水平上显著,且回归系数和DID回归结果趋同,这进一步验证了分析结果的可信度,即长期护理保险确实会激励退休行为。

表4 PSM-DID 回归结果

变量	(1)	(2)
DID	-1.722*** (0.590)	-1.307** (0.592)
控制变量	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
时点固定效应		YES
样本量	31 496	31 496
R ²	0.608	0.614

注: ** P < 0.05, *** P < 0.01, 所有回归模型均聚类到社区层面。

4.3 稳健性检验

4.3.1 解决异常值

为解决可能存在的异常值对于回归结果的干扰,首先对因变量预期退休年龄在1%和99%分位的极端数值进行了缩尾处理,回归结果见表5第(1)

列;其次,通过对因变量取对数也可以减少异常值对于回归结果的影响,回归结果见表5第(2)列。数据显示,在解决了异常值之后分析结果依然稳健。

4.3.2 缩小对照组

在长期护理保险首批试点城市中,大多以城镇职工作为参保对象,这一群体受到退休政策的影响较大,可能会对于研究的识别结果造成干扰。为此,研究又将对照组的样本限定为城镇职工基本医疗保险参保群体,以解决处理组和对照组中职工样本比例失衡问题。结果如表5第(3)列所示,数据显示对照组为城镇职工的回归结果依然稳健。

4.3.3 验证政策影响的唯一性

长期护理保险试点城市的选择,可能会受到一些潜在的社会经济因素的影响,并且这些社会经济因素可能会对于试点地区参保人的预期退休年龄产生干扰。因此,有必要验证长期护理保险政策影响的唯一性。如果试点城市有其他可能会影响参保人预期退休年龄的相关政策或经济社会因素,其影响范围应该是全体城乡居民。因此,本研究将试点地区所有居民作为新的处理组进行回归,从而验证试点城市是否存在其他影响参保人预期退休年龄的因素。结果如表5第(4)列所示,交互项系数仅为-0.323,且在统计学意义上不显著。这一结果从侧面证明了长期护理保险政策对于参保人预期退休年龄影响的唯一性。

表5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	缩尾	取对数	缩小对照组	唯一性检验
DID	-0.986* (0.540)	-0.032** (0.015)	-1.362** (0.672)	-0.323 (0.455)
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	YES	YES
样本量	31 496	31 496	4 008	31 496
R ²	0.639	0.559	0.626	0.614

注: * P < 0.1, ** P < 0.05, 所有回归模型均聚类到社区层面。

4.3.4 安慰剂检验

研究采用“证伪检验”的方法进行安慰剂检验,即在2018年受访者中通过随机抽取20%的样本作为虚假的处理组,重复进行500次回归,并刻画交互项系数值的密度分布图,如果交互项系数分布在0值附近则说明通过安慰剂检验,否则可能存在偶然性或者其他政策影响参保人的预期退休年龄。图1显示,交互项的系数峰值非常接近0点,且与基准回

归结果 -1.286 相差甚远,表明通过随机生成的虚假处理组进行回归无法取得和真实处理组相同的效果,即通过了安慰剂检验。

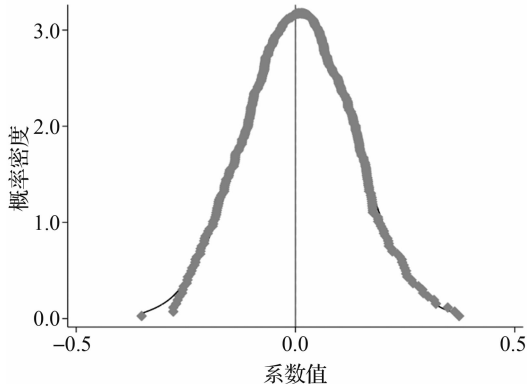


图 1 预期退休年龄的安慰剂检验图

4.3.5 Abadie SDID 再加权回归

为进一步验证分析结果的稳健性,研究又采用了再加权半参数双重差分法进行稳健性检验^[25],该方法通过再加权让数据在共同趋势不完全满足的情况下分析结果更加纯粹,且该方法需要的两期平衡面板数据,与本研究的数据特征相符。因此,研究又进行了 SDID 回归,表 6 第(1)列汇报了基准回归结果,第(2)列汇报了因变量缩尾处理的回归结果,第(3)列汇报了因变量取对数的回归结果。数据显示,再加权回归的结果依然稳健。

表 6 SDID 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
DID	-1.610*** (0.246)	-1.498*** (0.212)	-0.060*** (0.011)
个体固定效应	YES	YES	YES
时点固定效应	YES	YES	YES
样本量	32 970	32 970	32 970

注:*** $P < 0.01$ 。

4.4 异质性分析

4.4.1 分年龄段检验

随着年龄的增长,人体各项机能都处于下降趋势,即面临着更大的失能风险。^[26]因此,年长群体对于长期护理保险试点的感知可能会更加强烈,即年龄越大越可能诱发长期护理保险的道德风险问题。为此,研究将样本分为 40~49 岁,50~59 岁,60~69 岁,70 岁以上四个亚组进行分析。表 7 结果显示,60 岁以上参保人的预期退休年龄受到长期护理保险的影响更加明显,并且这种趋势随着年龄的增加而愈发强烈。可能的原因是年轻参保人对自身健康状况有乐观的预期,认为自身将来可能会失能、失智的概

率较低;对于年纪更大的参保人来说,长期护理保险试点之后,参保人为应对将来“突发事件”进行劳动工作赚钱的动机被削弱了。因此,年龄越大的参保人越容易受到长期护理保险政策的影响,实际上这一部分参保人也是最有可能享受到相关待遇保障的群体。

表 7 分年龄段回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	40~49 岁	50~59 岁	60~69 岁	70 岁以上
DID	-1.915 (1.489)	0.220 (0.894)	-1.395* (0.764)	-3.062*** (0.722)
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	YES	YES
样本量	3 516	7 734	7 958	4 544
R^2	0.635	0.595	0.588	0.604

注:* $P < 0.1$,*** $P < 0.01$,所有回归模型均聚类到社区层面。

4.4.2 分性别检验

不同性别的参保人对于长期护理保险道德风险感知可能会存在差异。已有研究表明,无论是生理健康还是心理健康,男性的平均健康水平都高于女性。^[27]因此,女性参保人对于获得长期护理保险保障的预期更高,其退休年龄也更有可能会受到长期护理保险的影响。数据显示,长期护理保险对于参保人预期退休年龄的影响确实存在着性别差异,女性参保人的预期退休年龄更容易受到长期护理保险的影响。这也从侧面说明了女性群体往往具有更差的健康状况,面临着更高的照料风险。在参加了长期护理保险之后,女性参保人预期收益更大,因此做出的理性决策是更早的退出劳动力市场。

表 8 分性别回归结果

变量	(1)	(2)
	女性	男性
DID	-2.046** (1.009)	-0.778 (0.483)
控制变量	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
时点固定效应	YES	YES
样本量	16 622	14 774
R^2	0.627	0.602

注:** $P < 0.05$,所有回归模型均聚类到社区层面。

4.4.3 分学历检验

学历是重要的社会资本,也可以在某些程度上反映一个人的资源禀赋条件,甚至是经济水平。^[28]如果因年老出现需要照料的情况,经济状况好的个体可能更多依靠自身的储蓄,而经济状况较差的个体可能更依靠子女与社会,考虑到经济状况在一定程度上与学历呈正相关关系,甚至会影响健康。^[29]为了

探究长期护理保险对于不同学历参保人预期退休年龄的影响,研究将样本分为小学及以下、初中、高中及以上三个类别,进行回归分析。数据显示,小学及以下学历参保人的预期退休年龄会提前 2.397 年,并且在 1% 的置信水平上显著,其他学历则无显著的影响。学历较低的受访者可能更多的从事体力劳动,平均而言,其健康状况更差,经济收入更低,自身风险抵御能力较弱,因此,较低学历参保人预期能够获得更大的参保收益,从而倾向于更早的退出劳动。

表 9 分学历回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	小学及以下	初中	高中及以上
DID	-2.397*** (0.804)	-0.575 (0.972)	-0.199 (0.658)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时点固定效应	YES	YES	YES
样本量	13 872	7 002	3 740
R ²	0.578	0.632	0.701

注:*** $P < 0.01$,所有回归模型均聚类到社区层面。

4.5 机制分析

研究采用逐步回归法分析长期护理保险对于参保人预期退休年龄的影响机制。^[30]分析表明,在长期护理保险稳定的待遇预期之下,参保人无需为应对将来可能出现的照料情况而积累更多的财富,等于间接的增加了其现阶段可支配收入,可支配收入的增加会体现在月生活支出之中,并且相比于收入、储蓄这种比较敏感的问题,月生活支出更容易得到准确的答案。例如,2018 年 CHARLS 数据中有 44.41% 的受访者表示其储蓄为零。因此,如果用储蓄衡量长期护理保险的影响机制有可能导致错误的估计。为此,研究采用月生活支出来衡量长期护理保险影响参保人预期退休年龄的具体路径。

在回归模型中,自变量是处理组与时间虚拟变量的交互项,中介变量是月生活支出,因变量是预期退休年龄。分析结果如表 10 所示,第(1)列回归结果显示,长期护理保险实施之后,参保人的月生活支出确实提高了。第(2)列回归结果显示,无论是月生活支出还是长期护理保险试点均会对参保人的预期退休年龄产生显著影响,结合回归系数的大小与显著性,可以发现月生活支出这一变量对于参保人预期退休年龄的影响存在中介效应,也就是说长期护理保险通过减少了参保人为应对将来失能照料情况的财富积累,进而影响其预期退休年龄的路径得以验证。

表 10 月生活支出对于预期退休年龄的中介效应分析

变量	(1)	(2)
	月生活支出	预期退休年龄
DID	0.296*** (0.066)	-1.275** (0.596)
月生活支出		-0.087* (0.045)
控制变量	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
时点固定效应	YES	YES
样本量	31 040	31 040
R ²	0.636	0.614

注:* $P < 0.05$,*** $P < 0.01$,所有回归模型均聚类到社区层面。

5 研究结论与政策建议

为进一步响应积极应对人口老龄化的国家战略,适应我国经济社会发展和人口老龄化趋势,《“十四五”国家老龄事业发展和养老服务体系规划》明确指出要在已有 49 个试点城市的基础上,继续稳定推进长期护理保险制度的建立。从 2016 年长期护理保险大规模试点开始,其在减轻失能失智老年人的照料负担、促进健康、控制医疗费用等方面发挥了积极的作用。作为健康保险的一种,长期护理保险的大规模试点使得我国的社会保障体系更加完善,已有研究表明社会保障体系的完善与国民劳动参与率之间有着负向关系,那么长期护理保险是否会对参保人的预期退休年龄产生影响?弄清楚这个问题对于全方位的评估长期护理保险的政策效果,规避其可能产生的道德风险具有十分重要的现实意义。

研究发现,长期护理保险诱发的道德风险会激励参保人的退休行为,即参保人更倾向于提前退出劳动力市场。劳动力过早的退出不利于经济社会的发展,也会加重社会保障体系的负担。结合实证分析结果,本研究提出以下政策建议:第一,需要合理设置长期护理保险的待遇给付,避免福利刚性驱动,明确长期护理保险保基本照料需求的关键定位,做好政策解读工作,防止参保人对待遇预期的过高期待。第二,为了尽可能规避长期护理保险的道德风险问题,可以试行缴费年限、缴费水平和长期护理保险待遇相挂钩的措施,以激励参保人多缴费从而享有更好的长期护理保险待遇。第三,重点关注高学历群体的预期退休年龄过早问题。数据显示,高学历人群的预期退休年龄较早,高素质劳动力资源的流失对于劳动力市场的冲击更大,因此,可以采用渐进式调整、物质激励等方法逐步推迟高学历群体的法定退休年龄。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

- [1] 廖少宏. 提前退休模式与行为及其影响因素: 基于中国综合社会调查数据的分析[J]. 中国人口科学, 2012(3): 96-105, 112.
- [2] 李珍. 社会保障理论(第4版)[M]. 北京: 中国劳动社会保障出版社, 2018.
- [3] Li W, Ye X, Zhu D, et al. The longitudinal association between retirement and depression: A systematic review and meta-analysis [J]. *American Journal of Epidemiology*, 2021, 190(10): 2220-2230.
- [4] 李琴, 彭浩然. 预期退休年龄的影响因素分析: 基于 CHARLS 数据的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2015(2): 89-100.
- [5] Pak K, Kooij D T A M, De Lange A H, et al. The influence of human resource practices on perceived work ability and the preferred retirement age: A latent growth modelling approach [J]. *Human Resource Management Journal*, 2021, 31(1): 311-325.
- [6] Beier M E, Torres W J, Gilberto J M. Activities matter; personality and resource determinants of activities and their effect on mental and physical well-being and retirement expectations [J]. *Work Aging and Retirement*, 2018, 4(1): 67-78.
- [7] French E. The effects of health, wealth, and wages on labour supply and retirement behaviour [J]. *Review of Economic Studies*, 2005, 72(2): 395-427.
- [8] Fisher G G, Ryan L H. Overview of the health and retirement study and introduction to the special Issue [J]. *Work Aging and Retirement*, 2018, 4(1): 1-9.
- [9] 封进, 胡岩. 中国城镇劳动力提前退休行为的研究[J]. 中国人口科学, 2008(4): 88-94, 96.
- [10] Borsch-Supan A. Incentive effects of social security on labor force participation: evidence in Germany and across Europe [J]. *Journal of Public Economics*, 2000, 78(1-2): 25-49.
- [11] Gruber J, Wise D. Social security and retirement: An international comparison [J]. *American Economic Review*, 1998, 88(2): 158-163.
- [12] 解堃. “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.
- [13] 刘子兰, 郑茜文, 周成. 养老保险对劳动供给和退休决策的影响 [J]. 经济研究, 2019, 54(6): 151-167.
- [14] Aslim E G. The relationship between health insurance and early retirement: Evidence from the Affordable Care Act [J]. *Eastern Economic Journal*, 2019, 45(1): 112-140.
- [15] Karoly L A, Rogowski J A. The effect of access to post-retirement health-insurance on the decision to retire early [J]. *Industrial & Labor Relations Review*, 1994, 48(1): 103-123.
- [16] 于新亮, 刘慧敏, 杨文生. 长期护理保险对医疗费用的影响: 基于青岛模式的合成控制研究 [J]. 保险研究, 2019(2): 114-127.
- [17] 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.
- [18] 何圆, 王伊攀. 隔代抚育与子女养老会提前父母的退休年龄吗?: 基于 CHARLS 数据的实证分析 [J]. 人口研究, 2015, 39(2): 78-90.
- [19] Fu R, Noguchi H, Kawamura A, et al. Spillover effect of Japanese long-term care insurance as an employment promotion policy for family caregivers [J]. *Journal of Health Economics*, 2017, 56: 103-112.
- [20] Sohn M, O'Campo P, Muntaner C, et al. Has the long-term care insurance resolved disparities in mortality for older Koreans? examination of service type and income level [J]. *Social Science & Medicine*, 2020, 247: 112812.
- [21] Akerlof G A. The market for “Lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1970, 84(3): 488-500.
- [22] Stiglitz J E, Weiss A. Credit rationing in markets with imperfect information [J]. *American Economic Review*, 1981, 71(3): 393-410.
- [23] 张春霖. 存在道德风险的委托代理关系: 理论分析及其应用中的问题 [J]. 经济研究, 1995(8): 3-8.
- [24] Hounbedji K. Abadie's semiparametric difference-in-differences estimator [J]. *Stata Journal*, 2016, 16(2): 482-490.
- [25] Abadie A. Semiparametric difference-in-differences estimators [J]. *Review of Economic Studies*, 2005, 72(1): 1-19.
- [26] 吴炳义, 董惠玲, 王媛媛, 等. 我国老年人口失能判别及其对健康预期寿命影响分析 [J]. 人口学刊, 2019, 41(1): 101-112.
- [27] 郑莉, 曾旭晖. 社会分层与健康不平等的性别差异 基于生命历程的纵向分析 [J]. 社会, 2016, 36(6): 209-237.
- [28] 李翔, 赵昕东. 教育如何影响我国老年人健康水平? [J]. 财经研究, 2020, 46(3): 139-153.
- [29] 叶晓梅, 梁文艳. 教育对中国老年人健康的影响机制研究: 来自 2011 年 CLHLS 的证据 [J]. 教育与经济, 2017(3): 68-76, 96.
- [30] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.

[收稿日期:2023-07-06 修回日期:2023-08-06]

(编辑 薛云)