

失能风险、长期护理保险与家庭持久性贫困^{*}

朱铭来 申宇鹏 康琢

摘要:失能风险作为重要的健康冲击因素,其错综繁复的致贫返贫路径极易导致医疗支出型持久性贫困的发生。本文主要利用2011年、2013年、2015年和2018年四期中国健康与养老追踪调查微观面板数据,构建家庭持久灾难性卫生支出指标,从医疗支出型贫困视角动态解构家庭持久性贫困的关键维度。在此基础上,建立三重差分模型检验长期护理保险对失能家庭持久灾难性卫生支出的影响。结果表明,失能致贫普遍存在,长期护理保险能够有效降低失能家庭陷入持久灾难性卫生支出的可能性,使得失能家庭持久灾难性卫生支出发生率平均下降8.30%,发生周期平均减少0.1705年,发生深度平均减少0.2843个份额。长期护理保险对护理产业产生了正外部性,并通过降低失能家庭医疗支出和增加家庭成员劳动供给打破健康冲击和家庭灾难性卫生支出的恶性循环。进而,在对失能家庭减贫的同时,长期护理保险也带来了一定的健康福利,最终实现了“帕累托改进”。本文结论为相对贫困治理和长期护理保险制度优化提供了实证参考。

关键词:失能风险 长期护理保险 家庭持久灾难性卫生支出 正外部性 健康福利

一、引言

自2000年进入老龄化社会以来,我国老年人口规模持续扩大。截至2022年,我国65岁以上老年人口超过2.09亿,占总人口的14.90%,^①已经迈入中度老龄化社会。在老龄化程度加深的同时,失能老人数量也在不断提高。据全国老龄委预测,我国失能老年人数将在2030年和2050年分别达到6168万人和9750万人;从2020年到2050年,轻度、中度和重度失能老年人的增长率分别为108%、104%和120%,老年人的平均失能时期将达到11.45年(余桔云等,2023)。

失能与大病相互交织转化的特点极易导致医疗支出持续上涨,且家庭其他成员非正式照料也挤占了家庭劳动时间,造成家庭收入的下降,由此陷入医疗支出型贫困。同时,失能病程较长且病情迁延不愈的特征使其对家庭财务的影响循环往复,家庭难以从暂时性贫困摆脱,进一步陷入持久性贫困(王增文、Hetzler,2014)。根据本文使用的微观数据统计,65岁以上老年人失能率高达53.64%,其中,有超过50%的失能家庭发生灾难性卫生支出,而在这部分失能家庭中有61.56%连续发生两期及以上灾难性卫生支出。

针对失能风险等健康冲击因素带来的医疗支出型持久性贫困问题,2017年1月24日,习近平总书记在考察脱贫工作时曾明确指出“因病返贫、因病致贫现在是扶贫硬骨头的主攻方向,这个事情是一个长期化的、不随着2020年我们宣布消灭绝对贫困以后就会消失的”。2021年3月发布的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》(以下简称“十四五”规

^{*} 朱铭来,南开大学金融学院、南开大学周恩来政府管理学院,邮政编码:300350,电子邮箱:zhuml@nankai.edu.cn;申宇鹏(通讯作者),南开大学周恩来政府管理学院,邮政编码:300350,电子邮箱:rzshenyupeng@163.com;康琢,南开大学金融学院,邮政编码:300350,电子邮箱:kz_can@163.com。基金项目:首都医科大学国家医疗保障研究院开放性课题“长期护理保险经济社会效应研究”(YB2022B06);天津市研究生科研创新项目“新时代相对贫困治理视角下长期护理保险运行机制与保障效果研究”(2021YJSB059)。感谢匿名评审专家的宝贵意见,当然文责自负。

^①数据来源:《中华人民共和国2022年国民经济和社会发展统计公报》,国家统计局网站。

划)进一步提出“把保障人民健康放在优先发展的战略位置,坚持预防为主的方针,深入实施健康中国行动,完善国民健康促进政策”“强化对失能、部分失能特困老年人的兜底保障”“实施积极应对人口老龄化国家战略”。党的二十大报告对上述内容做了再次重申。可见,在新时期走好共同富裕的中国式现代化道路上,脱贫战略中心已转变为以健康扶贫为主要内容的相对贫困治理,医疗支出型贫困成为相对贫困的重要构成,失能风险下的致贫返贫路径识别及风险防范成为亟待解决的关键环节。

研究表明,长期护理保险为纾解失能家庭持久性贫困提供了突破口。首先,长期护理保险能够有效改善失能人员生活状态,缓解“以医代养”,降低失能家庭医疗负担(Kim & Lim, 2015)。同时,长期护理保险也刺激了家庭老年人正式照护需求,从而替代部分家庭成员提供的非正式照料,显著增加家庭劳动参与和家庭收入(Yamada & Shimizutani, 2015)。另外,开展长期护理保险也能鼓励当地护理及相关产业的发展,增加就业岗位,产生一定的正外部性。该理论假说得到了德日等发达国家建立完善长期护理保险的实践经验支持(于新亮等, 2021b)。2016年我国正式开展长期护理保险试点工作,对经过评估达到一定等级的长期失能人员提供包括基本生活照料和与基本生活密切相关的医疗护理在内的正式照护服务。值得注意的是,尽管现行长期护理保险待遇享受人群为通过失能评估的重度或中重度失能人员,但长期护理保险对护理产业产生的正外部性也会惠及未享受待遇的其他失能人员。因此,本文关注点不局限于长期护理保险享受待遇人员家庭,而是拓展到受正外部性影响的所有需要护理服务的失能家庭。

基于此,本文利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011年基线调查数据以及2013年、2015年和2018年追踪调查数据,构建家庭持久灾难性卫生支出指标,以从医疗支出型贫困视角解构家庭持久性贫困的关键维度。在此基础上,考虑到长期护理保险主要针对失能人员的政策初衷,建立三重差分模型检验长期护理保险对失能家庭持久灾难性卫生支出的影响,并在利用宏观数据分析长期护理保险正外部性的基础上探究其中的影响机制,最后考察失能人员的健康福利变动。本文发现,失能致贫普遍存在,长期护理保险显著降低了失能家庭陷入持久灾难性卫生支出的可能性,发生率平均下降8.30%,发生周期平均减少0.1705年,发生深度平均减少0.2843个份额。进一步分析表明,长期护理保险对护理产业产生了正外部性,在此基础上,通过降低失能家庭医疗支出和增加家庭成员劳动供给打破失能风险和家庭灾难性卫生支出的恶性循环。另外,长期护理保险在对失能家庭减贫的同时也带来了一定的健康福利,实现了“帕累托改进”。

本文的主要贡献体现在四个方面:第一,以往研究大多从医疗费用等单一维度关注长期护理保险的减负效果,本文在此基础上纳入家庭收入,从收入和支出双重维度考察长期护理保险的作用效果;第二,从医疗支出型贫困视角解构相对贫困,同时纳入时间维度和持久性衡量标准,构建家庭持久灾难性卫生支出指标,动态刻画失能家庭因病致贫返贫的长期过程,丰富了灾难性卫生支出的研究视角和研究方法;第三,针对长期护理保险作用于失能人员的政策初衷,运用三重差分模型准确厘清长期护理保险对失能家庭的减贫作用,并进行了机制探讨,拓展了长期护理保险政策效果评估链条,丰富了相关文献;第四,在关注减贫作用的同时,考察长期护理保险对家庭其他成员劳动供给的影响及政策带来的健康福利改进。长期护理保险既实现了失能个体和家庭其他成员双方的福利改进,也带来了经济效益和社会效益的提升,这一发现为积极应对老龄化背景下完善长期护理保障制度提供了政策启示。

二、制度背景、文献综述与理论分析

(一)制度背景

长期护理保险是一项为长期失能人员的基本生活和与基本生活密切相关的医疗护理提供服务或资金保障的社会保险制度。为更好地保障失能人员的基本生活权益和生活质量,人力资源和社会保障部于2016年颁布《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》(以下简称《意见》),对长期护

理保险的基本政策、管理服务、配套措施等方面进行了规定,并将承德、长春、齐齐哈尔等 15 个城市确定为国家长期护理保险试点地区,山东、吉林为重点联系省份。《意见》规定,长期护理保险覆盖基本医疗保险参保人,根据护理等级、服务提供方式等制定差别化的待遇保障政策,并依护理服务费用比例进行支付。同时,试点阶段长期护理保险基金可由基本医保基金划拨,并实行多渠道筹资机制。2020 年,国家医保局会同财政部印发《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》,提出在原试点地区基础上,进一步扩大长期护理保险试点,探索形成长期护理保险制度框架,加强长期护理服务体系建设。截至 2021 年底,我国长期护理保险试点地区达 49 个,覆盖 1.45 亿人,享受待遇 108.7 万人,长期护理保险定点服务机构 6819 个,护理服务人员 30.2 万人。^①

本文根据公开政策梳理了首批国家试点城市长期护理保险制度的覆盖人群、保障范围、服务模式以及待遇标准情况。^② 在覆盖人群方面,截至目前,所有试点地区均覆盖了城镇职工基本医疗保险参保人;对于城乡居民基本医疗保险参保人,存在 3 种做法,其一为尚未覆盖,如承德、齐齐哈尔等地区,其二为与城镇职工同步覆盖,如长春、上海等地区,其三为先职工后居民逐步覆盖,如宁波、青岛等地区。在保障范围方面,部分地区仅保障生活照料和医疗护理,如长春、齐齐哈尔、上海等。部分地区在此基础上将辅具租赁纳入保障范围,如广州、成都等。特别地,承德、南通还提供了失能预防保障。在服务模式方面,所有地区均包括机构护理和居家护理,少数地区采用了亲情护理等居家自主护理服务模式。在待遇标准方面,主要分为定额给付和比例给付两种方式,如承德医疗机构护理按机构等级保障待遇分别为一级 70 元/日、二级 80 元/日,石河子机构护理保障待遇按服务费用 70% 支付。

(二) 文献综述

在我国脱贫战略中心转变为相对贫困治理的情况下,医疗支出型贫困成为相对贫困的重要构成(于新亮等,2021a)。医疗支出型贫困是指因失能、大病等风险造成家庭医疗刚性支出过大,远超家庭承受能力,导致实际生活水平处于贫困状态的一种贫困类型(郝双英、刘庚常,2017)。针对家庭面临的医疗支出负担和财务风险,国际往往采用灾难性卫生支出(catastrophic health expenditure)指标加以衡量(WHO,2003;朱铭来等,2017)。该指标一般表现为家庭医疗支出等于或超过家庭财务负担能力的一定比例,其分子大多采用扣除其他支出后的家庭医疗总费用,分母可用家庭总收入、总消费、非食品性消费或家庭可支配收入等(Wagstaff & Doorslaer,2003),具体取决于实证数据的可得性,但总体来看差异不大。世界卫生组织(WHO)通过分析各国实际,建议将此比例设定为 40%,此后得到了广泛应用(Lara & Gomez,2011;李庆霞、赵易,2020;马超等,2021)。

失能风险作为一种负向健康冲击,是导致医疗支出型贫困发生的重要因素(孙金明、张国禄,2018)。失能风险在表现出医疗支出上涨、收入下降等一般负向健康冲击的负面影响外(Alam & Mahal,2014;Mian et al,2013),还有一定的特性。失能人员往往表现为日常生活活动能力的受限(Zweifel & Strüwe,1998;景跃军、李元,2014),由于我国 90% 以上的失能老人主要由家庭照料,社会化照料很少(苏群等,2015),失能家庭其他成员会因照料导致劳动供给的损失或剥夺,进而对家庭收入产生较大的负向影响(方迎风、邹薇,2013)。同时,失能风险往往与大病风险相互交织,长期失能会导致其他并发症的出现,进一步提高了家庭医疗支出,“因失能致贫”成为新贫困的主要形式(杨团,2016)。另外,失能病程较长且病情迁延不愈,导致对家庭财务的影响出现循环往复的特征,其带来的健康冲击导致医疗支出不断增加、收入不断下降,使家庭难以从暂时性贫困摆脱,进而陷入持久性贫困(王增文、Hetzler,2014)。

医疗保险能够通过风险分摊机制对医疗支出进行补偿,满足医疗需求,改善消费结构,提高健康水平,进而增加收入,缓解或者防治医疗支出型贫困。部分研究发现了上述机理的存在,并支持了医

^①数据来源:《2021 年全国医疗保障事业发展统计公报》,国家医疗保障局网站。

^②篇幅所限,备索。

疗保险的脱贫效果(Sepehri et al, 2006; 刘国恩等, 2011; 白重恩等, 2012; 黄薇, 2017)。也有研究发现, 医疗保险反而加重了个体或家庭的医疗负担, 或者二者间并没有明显而直接的联系(Wagstaff & Lindelow, 2008; 陈在余等, 2016)。医疗保险对不同群体作用不同, 根源在于不同群体致贫发生路径存在差异(李庆霞、赵易, 2020)。对于失能风险, 其与大病风险相互交织, 导致该群体医疗费用更高(Fried et al, 2001)。国内对正式照料的需求不断增加, 但面临护理产业发展程度、护理人员质量以及照护服务保障体系与之不匹配的局面(程令国等, 2013), 由此产生了“以医代养”问题, 进一步推高了失能家庭的财务负担。并且, 由于医疗保险报销针对普遍性项目, 参保者待遇并未包含长期照护因素(朱玲等, 2020), 难以减轻失能患者所需医疗护理负担, 反而可能因“以医代养”等问题的存在提高了失能患者持久性贫困发生风险。

理论上, 长期护理保险包含了长期照护因素, 能够缓解失能家庭的持久性贫困, 但已有研究鲜有涉及。目前关于长期护理保险的研究主要集中于以下方面: (1) 医疗费用。多数研究发现长期护理保险能够缓解“以医代养”问题, 降低医疗支出(Kim & Lim, 2015; 马超等, 2019; 王贞、封进, 2021)。而于新亮等(2019a)研究发现由于医疗需求和护理需求的释放, 青岛在实施长期护理保险后, 人均医疗费用短暂下降, 而后持续增高。(2) 家庭照料。朱铭来和何敏(2021)研究发现长期护理保险能够通过正式照料安排挤出家庭非正式照料, 且对于失能等级较高老人家庭照料的挤出效应更为明显。(3) 健康。已有研究普遍发现长期护理保险在降低医疗费用的同时, 并未以损害健康为代价, 具体表现为政策实行后老年人自评健康、日常生活活动能力等均得到一定程度的提升(于新亮等, 2021b)。(4) 消费。Liu et al(2023)发现长期护理保险显著提高了老年家庭的非健康消费, 这一作用效果主要体现在没有护理需求的老年家庭中, 并对失能风险较高、财富较少的家庭作用更强。(5) 劳动参与。于新亮等(2021b)研究发现长期护理保险对女性就业有显著的提升效应, 并促使她们向非农产业转移, 其主要作用路径在于长期护理保险对女性家庭老年人照料负担的减轻。Yamada & Shimizutani(2015)利用日本数据也发现了相关结论。(6) 产业发展。郝君富和李心愉(2014)通过分析德国长期护理保险制度, 发现长期护理保险能够刺激护理产业发展, 缓解就业压力。于新亮等(2021d)通过比较我国长期护理保险试点和非试点地区护理行业就业人数发展差异, 发现长期护理保险提供了护理等相关行业就业机会, 增加了对女性劳动者的就业需求, 行业劳动者在总体就业中的占比略有增加, 在一定程度上带动了产业发展。

综上所述, 国内研究已关注长期护理保险对失能家庭的减负作用并开始进行量化分析。然而, 相关研究仍从单一维度关注减负指标, 诸如医疗费用、照护成本等的静态测度及长期护理保险当期作用效果评估, 对于失能家庭面临失能带来的循环往复的医疗负担, 进而由医疗支出导致的持久性贫困的动态作用效果鲜有涉及。本文在以往研究基础上, 从收入—支出双重维度切入, 建立了反映动态变化的家庭持久灾难性卫生指数, 关注失能风险带来的持久影响, 并检验长期护理保险对缓解失能家庭持久性贫困的作用效果。

(三) 理论分析

失能带来的因病致贫返贫路径节点错综复杂。首先, 家庭在应对失能风险时, 会出现由失能本身带来的医疗支出上涨; 其次, 失能与大病相互交织转化, 加之护理体系不健全带来的“以医代养”和健康恶化加重了失能家庭医疗支出上涨趋势(Zweifel & Strüwe, 1998); 再次, 失能代表着日常生活活动能力受限, 个体往往无法参加劳动以获取收入, 而家庭其他成员非正式照料也挤占了家庭劳动时间, 家庭收入也随之下降; 最后, 失能病程较长且病情迁延不愈的特征使其对家庭财务的影响循环往复, 形成风险冲击→健康恶化→医疗支出提高→收入降低→贫困发生→健康进一步恶化→医疗支出进一步提高→收入进一步降低→贫困加深这一循环往复的过程, 使家庭难以从暂时的灾难性卫生支出中摆脱, 进而陷入持久灾难性卫生支出(王增文、Hetzler, 2014)。据此, 本文提出第一条假说:

假说 1: 失能能够提高家庭陷入持久灾难性卫生支出可能性。

实际上, 我国失能老年人群的护理需求也长时间得不到满足。其主要原因在于长期护理费用的

日益攀升以及缺乏专业的护理服务提供者(李雪岩、王新军,2021),造成很长一段时间内护理产业发展滞后,引发供需失衡。而长期护理保险能够通过供需两端促进护理产业发展,健全护理体系。从供给端看,一方面,长期护理保险能够减轻家庭成员的照护负担,使其能够从繁重的家庭照护工作中解放出来,为护理产业提供大量的有效劳动力(于新亮等,2021b);另一方面,长期护理保险主要采用社会力量参与的社商协作模式(张继元等,2018),能够通过稳定持续的经营收益吸引社会资本进入,完善护理市场机制,刺激护理产业迅速发展(朱玲等,2020),具体表现为护理机构和护理人员数量的增加。从需求端看,专业护理机构的建立和发展,能够通过专业化、系统化的培训体系提高护理队伍质量,优化资源配置效率(Morikawa,2014),产生规模经济,进而降低护理成本,从而能够刺激失能人员的专业化护理需求,对护理产业产生反哺效应(Coyte & Mckeever,2001)。以青岛为例,实行长期护理保险之后,青岛护理产业迅速发展,护理机构由143家迅速增长至978家,并且通过专业化建设降低护理成本,日均结算费用仅为住院日均床日费的 $1/30\sim 1/6$ (李杰,2014)。因此,长期护理保险能够给护理产业带来正外部性。

长期护理保险带来的正外部性会对失能患者及其家庭产生良性效果。一方面,随着护理产业不断发展,“由无到有”“由少到多”,长期护理保险能够促使失能人员从医院转向机构或者居家长期护理,改善失能人员健康,从而减少医疗支出(王贞、封进,2021),打破失能与医疗支出恶性循环的过程。另一方面,长期护理保险能够降低有照料需求的失能家庭的正式照料成本,提高正式照料需求,进而挤出家庭非正式照护(蔡伟贤等,2021;朱铭来、何敏,2021),失能家庭其他成员的劳动供给得以解放(于新亮等,2021d),产业发展也带来了更多的就业机会,从而提高了家庭收入,打破了失能与收入减少螺旋交错的过程。基于此,结合长期护理保险在我国不断推进完善的实际,本文提出以下三条假说:

假说2:长期护理保险能够降低失能家庭陷入持久灾难性卫生支出可能性。

假说3:长期护理保险能够通过降低家庭医疗负担、增加家庭成员劳动供给两条路径打破失能与家庭持久灾难性卫生支出的恶性循环。

假说4:长期护理保险制度具有正外部性,能够促进护理产业发展。

三、实证设计

(一)数据来源

本文研究所使用的数据来源于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011年基线调查数据以及2013年、2015年和2018年追踪调查数据。选用该数据进行实证分析的原因,一是适用于本文所研究主题,调查专门针对45岁及以上中老年家庭及个人,而中老年具有较高的失能发生率,是长期护理保险制度的主要受益对象。同时,问卷中“身体功能障碍”部分的设置也为本文有效构造失能风险变量创造了条件。二是调查内容全面,涉及人口学情况、健康状况、医疗服务利用情况、收入情况等,本文所需要的收入以及医疗支出情况等都是该数据的重点调查内容。三是样本具有代表性,调查采用分层随机抽样的办法,每期数据覆盖150个县级单位,约1万户家庭,4期样本超过8万个观测值。四是成果丰富,该数据广泛应用于卫生经济和医疗保障领域研究。在数据处理上,直接剔除家庭自付医疗支出总额、家庭年度总收入缺失值和异常值样本,并进行平衡面板处理,形成包括在4期均参与调查家庭的动态跟踪面板数据,最终得到4期7151户家庭,共28604个有效样本观测值。

本文所使用的长期护理保险政策变量数据来源于中国长期护理保险试点政策数据库(CLIP)。在CHARLS数据调查地区和调查期内,共有成都、承德、上饶、苏州、重庆、齐齐哈尔、广州、上海、宁波、吉林、安庆、荆门、滨州、枣庄、青岛、济南、聊城、威海、潍坊、德州等20个城市开展了城镇职工长期护理保险,其中,上饶、苏州、上海、吉林、荆门、青岛6个城市同时开展了城乡居民长期护理保险。参考相关研究(蔡伟贤等,2021),由于山东和吉林两个省份内城市长期护理保险制度是否推出以及何时推出由当地政府根据自身经济、人口等条件自行决定,部分城市在国家试点政策之前就已进行

了政策实践,可能存在一定的政策内生性,因此,本文主回归并未包含这些城市。

(二)持久性贫困测度

1. 持久性贫困定义。贫困反映的是特定时间段内贫困家庭的生活现状,长期来看,贫困本质上是多维的(Hulme et al,2001)。因此,对于贫困的研究要拓展到一定时期来考虑,即贫困的持久性问题。参考相关研究(王增文、Hetzler,2014),本文将持久性贫困定义为在某一段时期,一个家庭均处于贫困的状态。

同时,在我国绝对贫困得以消除,脱贫战略中心转移到相对贫困治理的背景下,医疗支出型贫困成为相对贫困的重要构成。作为医疗支出型贫困的重要测度指标,灾难性卫生支出在属性上与相对贫困高度兼容,可内嵌为持久性多维贫困的关键维度(于新亮等,2021a)。基于此,本文将家庭在一段时期内均发生灾难性卫生支出定义为陷入持久灾难性卫生支出,进而从持久灾难性卫生支出视角切入,力图从医养健康层面解构持久性贫困的关键维度。

2. 测度方法。参考以往研究(Foster,2009; Alkire & Foster,2011;郭熙保、周强,2016;于新亮等,2021a),本文从医疗支出型贫困出发考察持久性贫困问题,即利用时间维度变化的持久灾难性卫生支出指数来动态描述家庭灾难性卫生支出变化。

第一,采用家庭自付医疗支出等于或超过家庭收入的一定比例 $k(k>0)$ 作为灾难性卫生支出的发生标准,在 n 个家庭 T 个调查年度内, i 家庭灾难性卫生支出指标如下:

$$che_i^t = \frac{hope_i^t}{hinc_i^t} \quad (1)$$

其中, $hope_i^t$ 为 i 家庭在 t 期的医疗支出, $hinc_i^t$ 为 i 家庭在 t 期的收入。进而,本文据此建立了家庭灾难性卫生支出是否发生的示性函数 $I_i^t(k)$,若 $che_i^t \geq k$,表示 i 家庭在 t 期发生了灾难性卫生支出,即 $I_i^t(k)=1$,否则未发生,即 $I_i^t(k)=0$ 。同时, k 也可以看作家庭灾难性卫生支出被剥夺份额。

第二,本文构建家庭灾难性卫生支出持续时间函数 $dura_i^t(k)$,以此衡量家庭灾难性卫生支出连续发生的时间。如果 i 家庭在 t 个调查期内,从第 s 期到第 t 期均发生了灾难性卫生支出,即满足 $\prod_s^t(che_i^t \geq k)=1$,则持续时间为:

$$dura_i^t(k) = \max(t - s + 1) \quad (2)$$

本文以家庭灾难性卫生持续时间临界值 $\emptyset(1, 2, \dots, t)$ 构建家庭持久灾难性卫生支出是否发生的示性函数 $I_i^t(dura)$,若 i 家庭在 t 个调查期内连续发生灾难性卫生支出期数等于或超过持续时间临界值 \emptyset ,即 $dura_i^t(k) \geq \emptyset$,则认定 i 家庭发生持久灾难性卫生支出, $I_i^t(dura)=1$,否则未发生, $I_i^t(dura)=0$ 。^①

第三,基于上述模型,本文进一步构建了家庭持久灾难性卫生支出发生率指数 IR 、家庭持久灾难性卫生支出发生周期指数 IC 和家庭持久灾难性卫生支出发生深度指数 ID ,具体如下:

$$IR(che_i^t, k, dura, \emptyset) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_i^t(dura \geq \emptyset) \quad (3)$$

$$IC(che_i^t, k, dura, \emptyset) = \frac{\sum_{i=1}^n [I(dura \geq \emptyset) \cdot dura(k)]}{n \cdot IR} \quad (4)$$

$$ID(che_i^t, k, dura, \emptyset) = \frac{\sum_{i=1}^n [I_i^t(dura \geq \emptyset) \cdot \sum_{t=1}^T ((che_i^t - k) \cdot hinc_i^t \cdot I_i^t(che_i^t \geq k))]}{\sum_{i=1}^n [I(dura \geq \emptyset) \cdot \sum_{t=1}^T (hinc_i^t \cdot I_i^t(che_i^t \geq k))]} \quad (5)$$

^①参照郭熙保和周强(2016)的研究,需要说明的是,家庭未发生持久灾难性卫生支出不等同于未发生灾难性卫生支出,可能属于未达到持续时间临界值 \emptyset 的灾难性卫生支出,即 $0 < t < \emptyset$ 。

其中,家庭持久灾难性卫生支出发生率指数 IR 表示发生持久灾难性卫生支出的家庭占调查总家庭数的比例;家庭持久灾难性卫生支出发生周期指数 IC 表示发生持久灾难性卫生支出家庭的平均持续期数;家庭持久灾难性卫生支出发生深度指数 ID 表示发生持久灾难性卫生支出家庭在超出临界值 k 后的家庭医疗支出占发生持久灾难性卫生支出家庭收入的比例,即发生持久灾难性卫生支出家庭的被剥夺份额。

3. 测度结果。(1)家庭持久灾难性卫生支出发生率。图 1(1)展示了持久灾难性卫生支出发生率。可以发现,无论采取何种持续时间临界值 $\emptyset(1,2,3,4)$,家庭持久灾难性卫生支出发生率均随着灾难性卫生支出发生临界值 $k(k>0)$ 的提高而降低。而在锚定某一 k 值情况下,家庭持久灾难性卫生支出发生率随持续时间临界值 \emptyset 的提高而降低。同时,随着 \emptyset 值的提高,家庭持久灾难性卫生支出发生率曲线整体变动越来越平缓,且发生率越来越低,说明陷入短期持久灾难性卫生支出的家庭占多数。进一步地,随着 k 值增大,无论何种 \emptyset 值下家庭持久灾难性卫生支出发生率曲线斜率均越来越小,说明家庭持久灾难性卫生支出具有较强的黏性,尤其是在较高临界值(即受到较高风险)下,家庭一旦发生灾难性卫生支出,很难从恶性循环中摆脱。本文进一步计算了各曲线在不同 k 值下的斜率,发现均在 40%左右趋于平缓,后续研究也将采取这一比值进行持久灾难性卫生支出的测度。

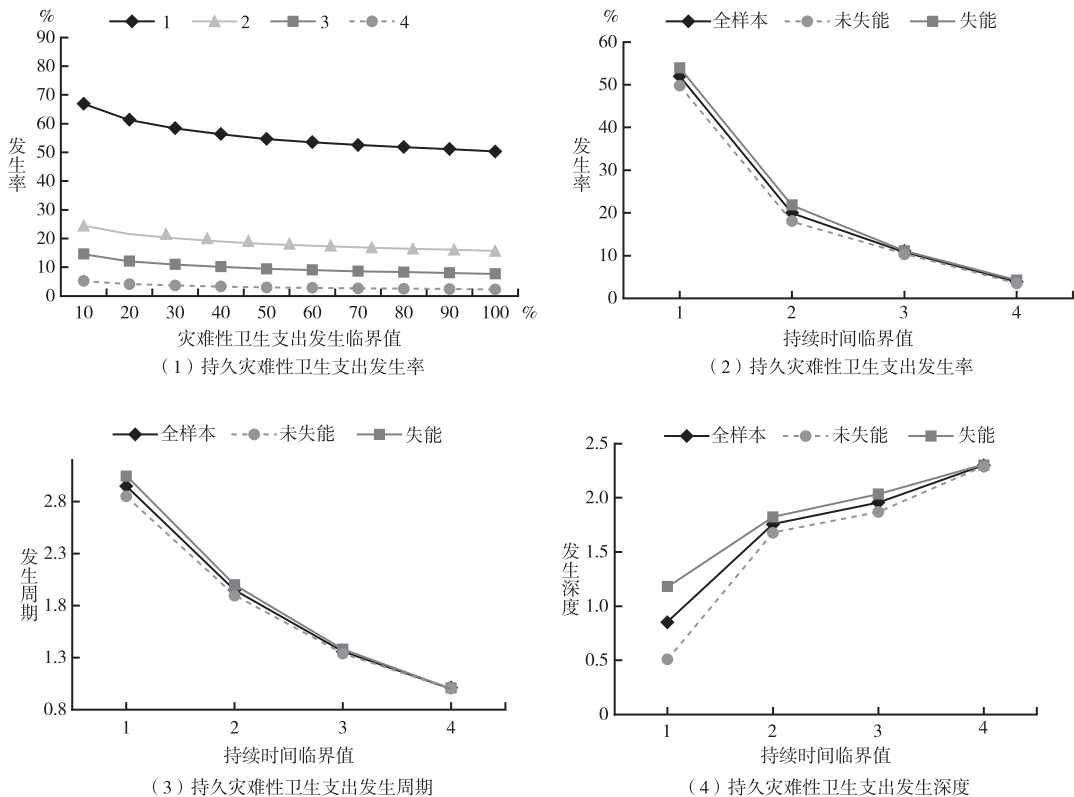


图 1 持久灾难性卫生支出测度结果

(2)失能风险视角下家庭持久灾难性卫生支出。本文进一步将样本划分为失能和非失能家庭^①,考察在以 40%作为灾难性卫生支出发生临界值条件下不同失能风险家庭持久灾难性卫生支出情况。整体而言,无论是家庭持久灾难性卫生支出发生率指数、家庭持久灾难性卫生支出发生周期指数,还是家庭持久灾难性卫生支出发生深度指数,失能家庭均高于全国平均水平,且高

①失能家庭为存在失能人员的家庭,非失能家庭为不存在失能人员的家庭,具体设定见后文变量设定。

于非失能家庭。同时,在 \varnothing 值较小($\varnothing \leq 2$)的情况下,失能家庭各指数与非失能家庭存在较为明显的差异,而在 \varnothing 值增大的情况下,失能家庭与非失能家庭之间的差异逐渐缩小直至几乎消失。值得注意的是,随着 \varnothing 值增大,失能家庭与非失能家庭持久灾难性卫生支出发生深度均不断提高,甚至超出收入水平的 2 倍以上。以上在说明非失能家庭具备比失能家庭更强的风险抵御能力的同时,也印证了—旦持久地陷入贫困,非失能家庭和失能家庭均难以摆脱,且不断加重的实际。最后,可以发现,家庭持久灾难性卫生支出发生率指数在 $\varnothing = 2$ 时出现了明显拐点,结合相关研究,本文将采取这一临界值进行后文持久灾难性卫生支出的测度。进一步地,本文依此统计了家庭发生持久灾难性卫生支出的持续时间。结果发现,家庭发生持久灾难性卫生支出的平均持续时间为 4.48 年。

(三)实证模型

在评估政策效果时,往往采用双重差分法,通常为“处理组”找到可比较的“控制组”,通过比较政策实施前后处理组与控制组的差异,剔除不随时间变化以及不可观测的混淆因素,分离得到政策实施的净效应。但是其隐含的假设是,在没有政策变动的情况下,处理组与控制组有相同的时间趋势。就本文研究而言,长期护理保险主要针对失能人员,其对护理产业等产生的正外部性可能会对失能家庭产生更为重要的作用。在此假设下,可以将长期护理保险试点地区的失能家庭作为处理组,而将未试点地区的失能家庭,或者试点地区非失能家庭作为控制组进行双重差分设计。但是,无论采取哪类家庭作为控制组,可能都会产生偏误:如果以未试点地区的失能家庭作为控制组,可能由于试点地区和非试点地区灾难性卫生支出发生情况本就不同,从而具有差异性的时间趋势;如果以试点地区的非失能家庭作为控制组,失能家庭相对于非失能家庭的灾难性卫生支出本身就可能随时间发生变化(无论是否受长期护理保险的影响)。因此,无论选择哪一类家庭作为控制组,双重差分均不能得到一致估计。

本文借鉴环境经济学的研究方法(齐绍洲等,2018),利用长期护理保险开展的准自然实验,在双重差分的基础上,引入家庭失能风险属性作为第三重差分,消除处理组和控制组之间原本存在的个体差异和地区差异,进而得到一致估计。具体而言,本文建立如下三重差分模型:

$$y_{ikt}^j = \beta_0 + \beta_1 treat_{ikt} \cdot post_{ikt} \cdot disa_{ikt} + \beta_2 treat_{ikt} \cdot post_{ikt} + \beta_3 treat_{ikt} \cdot disa_{ikt} + \beta_4 post_{ikt} \cdot disa_{ikt} + \beta_5 treat_{ikt} + \beta_6 post_{ikt} + \beta_7 disa_{ikt} + \sum_m \alpha_m X_{ikt}^m + \gamma_t + \lambda_k + \mu_{ikt} \quad (6)$$

其中,下标 i, k, t 分别表示家庭、地区和时间。 y_{ikt}^j 为一组家庭持久灾难性卫生支出的被解释变量,结合上文已经识别出的家庭持久灾难性卫生支出测度信息,本文进行如下设定: y_{ikt}^1 为是否发生变量,表示调查家庭截至当期是否发生持久灾难性卫生支出的二值变量,家庭连续发生灾难性卫生支出期数大于等于 2 设定为 1,否则为 0; y_{ikt}^2 为发生周期变量,表示调查家庭截至当期持久灾难性卫生支出发生期数的有序分类变量,当期末发生设定为 0,当期发生而上期未发生,即第一次发生设定为 1;按此方法此后连续发生分别设定为 2~4; y_{ikt}^3 为发生深度变量,表示持久灾难性卫生支出发生的被剥夺份额,设定为调查家庭截至当期持久灾难性卫生支出发生后,超过灾难性卫生支出发生临界值(40%)的医疗支出占总收入的比重。

$treat_{ikt}$ 为长期护理保险试点二值变量,若处于长期护理保险试点地区且符合覆盖的医保类型设定为 1,否则为 0; $post_{ikt}$ 为长期护理保险试点期二值变量,开展长期护理保险当期及之后各期为 1,否则为 0; $treat_{ikt} \cdot post_{ikt}$ 为长期护理保险开展情况的二值变量,调查家庭所在地区开展长期护理保险当期及之后各期为 1,否则为 0。 $disa_{ikt}$ 为家庭是否存在失能人员的二值变量,存在为 1,否

①考虑到长期护理保险参保人以参保基本医疗保险类型为基础,本文按照试点地区长期护理保险覆盖的基本医疗保险类型设定处理组。

则为 0。^① $treat_{ikt} \cdot post_{ikt} \cdot disa_{ikt}$ 为长期护理保险和家庭是否存在失能人员的交互项,其估计系数 β_1 是本文所关心的核心解释变量系数,若 β_1 小于 0,则表示长期护理保险降低了失能家庭持久灾难性卫生支出发生风险,若大于 0,则表示长期护理保险提高了失能家庭持久灾难性卫生支出发生风险。

X_{ikt}^m 为其他影响家庭持久灾难性卫生支出的控制变量组,参考相关研究(王小龙、何振,2018;于新亮等,2021a),组中主要变量包括:户主特征变量,具体为户主性别、户主年龄、户主户籍状况、户主受教育水平、户主健康状况;家庭特征变量,具体为家庭婚姻状况、家庭成员数、家庭老年人数、家庭未成年数、家庭男性比、家庭资产;地区特征变量,具体为地区经济水平。具体设定如下:(1)户主特征:户主性别为二值变量,男性为 1,女性为 0;户主年龄为户主受访年份与出生年份之差;户主户籍状况为二值变量,农村为 1,城镇为 0;户主受教育水平为 0~5 有序分类变量,分别表示小学以下、小学、初中、高中、大学本科(专科)、研究生及以上;户主健康状况以是否患有慢性病表示,患病为 1,否则为 0。(2)家庭特征:家庭婚姻状况为二值变量,在婚状态为 1,否则为 0;家庭成员数、家庭老年人数、家庭未成年人数分别为家庭成员总数、家庭 65 岁以上人口数和家庭 16 岁以下人口数,家庭男性比为家庭中男性成员所占比例,家庭资产为家庭不动产价值取对数。(3)地区特征:地区经济水平为家庭所在地区人均收入取对数;地区医疗水平为每千人医生数和每千人床位数。 α_m 为以上控制变量的估计系数。 γ_t 为时间固定效应, λ_k 为城市层级的地区固定效应, β_0 为常数项, μ_{ikt} 为随机扰动项。本文根据以上三个被解释变量分别建立回归模型。同时,由于被解释变量分别为二值变量、有序分类变量以及左端归并变量,本文进一步采用 probit、order probit 和 Tobit 模型进行估计,并对 probit 和 order probit 模型估计结果计算边际效应。

(四)描述性统计

根据实证分析需要,本文对样本进行如下处理:首先,对发生深度、家庭资产等由于设定原因容易产生异常值的变量进行前后 1% 缩尾处理;其次,删除关键变量异常值以及缺失样本。处理后共保留包含 20453 个家庭为总样本的混合面板数据,其中有失能人员家庭样本为 10599 个,占比 51.82%。^②

在此基础上,本文进一步将总样本划分为非失能家庭子样本和失能家庭子样本,并进行了样本均值差异 t 统计量检验,描述性统计结果见表 1。结果显示,对于总样本而言,家庭持久灾难性卫生支出发生率为 20.33%,平均发生周期为 0.85 年,平均发生深度为 1.78 份额。分样本而言,失能家庭在持久灾难性卫生支出发生率、发生周期和发生深度均显著高于非失能家庭,初步说明失能风险更容易导致家庭陷入持久性贫困。

表 1 变量描述性统计

变量	(1) 总样本	(2) 非失能	(3) 失能	(4) (3)-(2)
是否发生	0.2033 (0.39)	0.1831 (0.39)	0.2219 (0.44)	0.0388*** (0.003)

①由于样本期内试点地区大多采用《Barthel 指数评定量表》作为失能评估标准,故本文选择 Barthel 指数法测算失能发生情况,以轻度失能及以上作为失能发生标准。本文所采用的 CHARLS 数据为本文判定失能与否创造了条件,其“健康状况与功能”模块几乎包含 Barthel 指数所有评定项目,问题选项“1. 没有困难”“2. 有困难但仍可以完成”“3. 有困难,需要帮助”“4. 无法完成”分别对应 Barthel 指数法“完全独立”“需要部分帮助”“需极大帮助”“完全依赖”的要求,本文据此进行赋值评分,测算个体失能情况。后文将进一步采取中度失能、重度失能以及 IADL 标准进行稳健性检验。

②由于长期护理保险试点城市较少,本文处理组观测值数为 367。马超等(2019)指出理论上处理组低占比并不会对回归结果产生很大影响,回归结果可信性依赖于“共同趋势”前提,对相对比例没有要求,控制组仅为处理组提供反事实对照,在其研究中处理组占比仅为 0.42%。相关研究均支持此类分析:在 Moser & Voena(2012)的一项经典研究中,处理组占比为 4.6%;蔡伟贤等(2021)、于新亮等(2021b)以及朱铭来和何敏(2021)等研究中,处理组样本占比均低于 5%。本文后续将采用倾向得分匹配法进行稳健性检验。

续表 1

变量	(1) 总样本	(2) 非失能	(3) 失能	(4) (3)-(2)
发生周期	0.8537 (1.09)	0.7960 (0.96)	0.9070 (1.33)	0.1110*** (0.009)
发生深度	1.7764 (11.47)	1.5538 (10.30)	2.0707 (13.12)	0.5169*** (0.096)
是否失能	0.5182 (0.50)			
性别	0.4411 (0.50)	0.3961 (0.49)	0.4829 (0.50)	0.0869*** (0.006)
年龄	60.6496 (9.60)	60.7624 (9.33)	60.5445 (9.84)	-0.2179* (0.134)
户籍状况	0.8244 (0.38)	0.8212 (0.38)	0.8274 (0.38)	0.0063 (0.005)
受教育水平	0.9488 (1.00)	0.9124 (0.98)	0.9826 (1.02)	0.0703*** (0.014)
健康状况	0.3193 (0.47)	0.3259 (0.47)	0.3132 (0.46)	-0.0127** (0.004)
婚姻状况	0.7909 (0.41)	0.7922 (0.41)	0.7897 (0.41)	-0.0025 (0.006)
成员数	1.3460 (1.57)	1.3506 (1.58)	1.3416 (1.56)	-0.0090 (0.022)
老年人数	0.0309 (0.19)	0.0266 (0.17)	0.0350 (0.21)	0.0084*** (0.003)
未成年人数	0.4479 (0.81)	0.4597 (0.83)	0.4370 (0.80)	-0.0227** (0.011)
男性比	0.5162 (0.36)	0.5142 (0.36)	0.5181 (0.36)	0.0040 (0.005)
资产	1.8116 (1.50)	1.7960 (1.50)	1.8261 (1.50)	0.0301 (0.021)
经济水平	10.3567 (1.71)	10.3200 (1.68)	10.3908 (1.73)	0.0707*** (0.024)
每千人医生数	11.0766 (11.16)	11.0883 (11.24)	11.0657 (11.08)	-0.0226 (0.156)
每千人床位数	22.6043 (22.95)	22.6625 (23.16)	22.5502 (22.76)	-0.1122 (0.321)
观测值	20453	9854	10599	20453

注：列(4)用 t 统计量检验样本差异的显著性；***、**和 * 分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著；括号内为标准误。

四、实证结果

(一)三重差分模型的平行趋势假设

根据相关研究(于新亮等,2021c;李虹辰、曹虹剑,2023),双重差分或多重差分的一致估计量需要满足平行趋势假设,即在政策实施之前,处理组和控制组具有相同的时间趋势。在本文的三重差分模型中,平行趋势是指在长期护理保险政策实施之前,失能家庭和非失能家庭在家庭持久灾难性卫生支出发生情况下的差异的变动趋势尽可能是一致的。在长期护理保险政策实施之后,平行趋势的打破主要体现在试点地区失能家庭(处理组)相对于控制组存在趋势的变化。参考 Mullins &

White(2020)的研究,本文采用事件分析法检验平行趋势,并将政策实施前一期作为基准,结果如图2所示。可以发现,在长期护理保险政策实施前,失能家庭和非失能家庭在家庭持久灾难性卫生支出生发生情况下的差别的变动趋势并不存在显著性差异,而在长期护理保险政策实施后,长期护理保险有效降低了失能家庭持久灾难性卫生支出生发生风险。

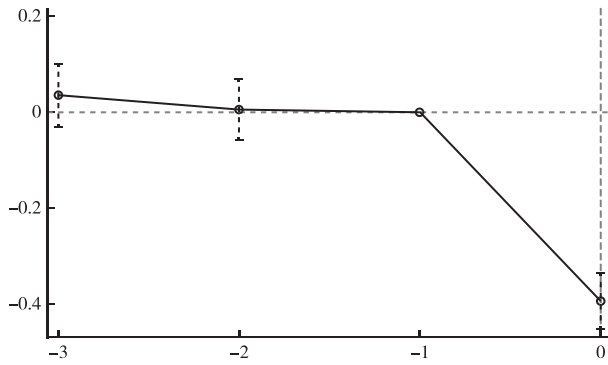


图2 平行趋势

(二)基本检验

长期护理保险对失能家庭持久灾难性卫生支出生发生风险的影响如表2所示。列(1)(3)(5)为采用最小二乘估计的回归结果,①列(2)(4)(6)分别为采用适合被解释变量数据特征分布的模型回归结果。这里重点分析采用适合被解释变量数据特征分布的模型回归结果,结果显示,失能家庭有着更高的持久灾难性卫生支出生发生风险,而长期护理保险显著降低了失能家庭陷入持久灾难性卫生支出的概率。具体而言,对于持久灾难性卫生支出是否发生,核心解释变量系数为 -0.0830 ,且在1%的水平上显著,说明长期护理保险可使失能家庭持久灾难性卫生支出生发生率平均下降8.63%;对于持久灾难性卫生支出生发生周期,核心解释变量系数为 -0.1705 ,且在1%的水平上显著,说明长期护理保险可使失能家庭持久灾难性卫生支出生发生周期平均减少0.1705年;对于持久灾难性卫生支出生发生深度,核心解释变量系数为 -0.2843 ,且在5%的水平上显著,说明长期护理保险可使失能家庭持久灾难性卫生支出生发生深度平均减少0.2843个份额。

对于控制变量,与以往研究结果相似(郭熙保、周强,2016),户主年龄大、农村户籍、健康较差的家庭陷入持久灾难性卫生支出的可能性将大大增加,而户主受教育水平、家庭成员数、家庭资产水平和地区经济发展水平等均能够显著降低家庭陷入持久灾难性卫生支出的概率。

表2 基本检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	是否发生 (OLS)	是否发生(probit 边际效应)	发生周期 (OLS)	发生周期(order probit 边际效应)	发生深度 (OLS)	发生深度 (Tobit)
处理组×处理期× 是否失能	-0.0523*** (0.0087)	-0.0830*** (0.0163)	-0.2864*** (0.0577)	-0.1705*** (0.0553)	-0.2137** (0.0958)	-0.2843** (0.1195)
处理组×处理期	-0.0110* (0.0065)	-0.0449*** (0.0047)	-0.1246** (0.0554)	-0.0553* (0.0307)	-0.1204*** (0.0218)	-0.2137*** (0.1634)
处理组×是否失能	-0.0168 (0.0166)	-0.0108 (0.0221)	-0.0470 (0.0484)	-0.0281 (0.0420)	-0.2636 (0.1829)	0.1006 (0.1393)
处理期×是否失能	-0.0042*** (0.0016)	-0.0012 (0.0018)	-0.0643*** (0.0072)	-0.0219* (0.0118)	-0.4640*** (0.1153)	0.0048 (0.0351)

①本文同时尝试将地区固定效应更换为家庭固定效应,结果未发生显著变化。

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	是否发生 (OLS)	是否发生(probit 边际效应)	发生周期 (OLS)	发生周期(order probit 边际效应)	发生深度 (OLS)	发生深度 (Tobit)
处理组	-0.0180 (0.0358)	-0.0140 (0.0322)	-0.0043 (0.0695)	-0.0021 (0.0092)	-0.5390 (0.4745)	-0.1093 (0.1019)
处理期	-0.0358* (0.0214)	-0.0327* (0.0175)	0.4944*** (0.0393)	-0.0211** (0.0918)	0.8939** (0.4270)	-0.1844*** (0.0661)
是否失能	0.0824*** (0.0289)	0.1047*** (0.0276)	0.3123*** (0.0647)	0.1523** (0.0657)	0.2357*** (0.0560)	0.1984** (0.0935)
性别	-0.0334*** (0.0067)	-0.0309*** (0.0069)	-0.1268** (0.0533)	-0.0705* (0.0412)	-0.3173 (0.2190)	-0.0956*** (0.0199)
年龄	0.0038*** (0.0013)	0.0041*** (0.0012)	0.0092** (0.0039)	0.0051* (0.0030)	0.0399* (0.0237)	0.0092*** (0.0011)
户籍状况	0.1408*** (0.0231)	0.1504*** (0.0306)	0.4003*** (0.1272)	0.2713*** (0.0727)	0.4821* (0.2569)	0.2217*** (0.0272)
受教育水平	-0.0209*** (0.0048)	-0.0182*** (0.0053)	-0.0331* (0.0197)	-0.0349*** (0.0100)	-0.0977* (0.0582)	-0.0294** (0.0118)
健康状况	0.0320*** (0.0096)	0.0314*** (0.0104)	0.1429* (0.0846)	0.0912*** (0.0345)	0.4020*** (0.1337)	0.0844*** (0.0249)
婚姻状况	0.4328*** (0.0336)	0.6553*** (0.0822)	0.1784** (0.0823)	0.1078** (0.0469)	0.2657** (0.1322)	0.1388*** (0.0257)
成员数	-0.0193*** (0.0022)	-0.0195*** (0.0021)	-0.0199*** (0.0030)	-0.0159*** (0.0051)	-0.0298* (0.0173)	-0.0110* (0.0066)
老年人数	0.0003 (0.0112)	0.0030 (0.0134)	0.0115 (0.0509)	0.0019 (0.0467)	0.4412 (0.3267)	0.1288*** (0.0492)
未成年人数	0.0134 (0.0126)	0.0113 (0.0123)	0.0087 (0.0272)	0.0008 (0.0171)	0.0132 (0.0679)	0.0240* (0.0126)
男性比	0.0036 (0.0165)	0.0011 (0.0148)	0.0028 (0.0327)	0.0040 (0.0223)	0.1051 (0.3871)	0.0209 (0.0260)
资产	-0.0206*** (0.0058)	-0.0193*** (0.0057)	-0.0472*** (0.0132)	-0.0306* (0.0167)	-0.0072* (0.0040)	-0.0355*** (0.0067)
经济水平	-0.0140*** (0.0044)	-0.0140*** (0.0039)	-0.0426*** (0.0095)	-0.0263*** (0.0101)	-0.0347*** (0.0026)	-0.0138* (0.0080)
每千人医生数	-0.0011 (0.0028)	-0.0013 (0.0024)	-0.0101 (0.0338)	-0.0006 (0.0004)	-0.0171 (0.0202)	-0.0030 (0.0035)
每千人床位数	-0.0005 (0.0014)	-0.0005 (0.0012)	-0.0012 (0.0013)	-0.0004 (0.0011)	-0.0182 (0.0204)	-0.0031* (0.0018)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.0772 (0.1011)		0.3754* (0.1938)		2.4621 (2.8503)	0.9786*** (0.3427)
观测值	20453	20453	20453	20453	20453	20453

注:括号内为家户和时间二维聚类标准误;***、**和* 分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

(三) 稳健性检验

1. 政策外生性。参考相关研究(姚星等,2022),本文将长期护理保险提前一期和提前两期,分别生成新的交互项,分析结果如表3所示。列(1)(3)(5)分别为不同被解释变量下,加入提前一期长期护理保险交互项的回归结果,列(2)(4)(6)为进一步加入提前两期长期护理保险交互项的回归结果。

结果显示,二值政策变量与是否失能交互项的系数均不显著且接近于0,而核心解释变量系数依旧显著为负,且大小未发生较大改变,说明本文选择的长期护理保险节点较为稳健,该政策具有较强的外生性。

表3 政策外生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	是否发生	是否发生	发生周期	发生周期	发生深度	发生深度
处理组×处理期× 是否失能	-0.0720** (0.0330)	-0.0720** (0.0330)	-0.2146*** (0.0779)	-0.2144*** (0.0778)	-0.2622** (0.1130)	-0.2621* (0.1129)
提前一期长期护理保险× 是否失能	-0.0074 (0.0058)	-0.0070 (0.0038)	-0.0032 (0.0066)	-0.0032 (0.0066)	-0.0035 (0.0125)	-0.0032 (0.0123)
提前二期长期护理保险× 是否失能		0.0002 (0.0026)		0.0001 (0.0021)		0.0010 (0.0027)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	20453	20453	20453	20453	20453	20453

2. 工具变量。尽管长期护理保险政策具有较强的外生性,但是对于本文所研究的失能风险而言,家庭持久灾难性卫生支出与是否失能之间可能存在一定内生性。具体而言,家庭陷入持久灾难性卫生支出,可能伴随着收入下降和健康的进一步恶化,进而提高了家庭成员失能风险发生概率。因此,本文采用受访者在受访期之前是否残疾和受访者在受访期之前是否发生交通事故作为是否失能的代理变量进行工具变量回归。同时,由于本文更加关注长期护理保险和是否失能交互项的估计系数,因此,本文进行如下处理:

$$R_i = \epsilon_1 + \epsilon_2 e_i + \sum_k \epsilon_k X_{ik} + O_i \quad (7)$$

其中, e_i 为工具变量,在本文中分别指代二值变量受访者在受访期之前是否残疾和受访者在受访期之前是否发生交通事故。 R_i 为带有内生性的是否失能变量,式(7)为第一阶段模型,主要检验工具变量和是否失能变量之间的关系。将拟合值 D_i 代入第二阶段模型,即可得到长期护理保险对失能家庭持久灾难性卫生支出作用的一致估计量 θ_3 :

$$U_i = \theta_0 + \theta_1 treat_{ikt} \cdot post_{ikt} \cdot D_{ikt} + \theta_2 treat_{ikt} \cdot post_{ikt} + \theta_3 treat_{ikt} \cdot D_{ikt} + \theta_4 post_{ikt} \cdot D_{ikt} + \theta_5 treat_{ikt} + \theta_6 post_{ikt} + \theta_7 D_{ikt} + \sum_q \theta_q X_{ikt}^q + \gamma_t + \lambda_k + \mu_{ikt} \quad (8)$$

选取受访者在受访期之前是否残疾和受访者在受访期之前是否发生交通事故作为工具变量的原因在于,在受访期之前是否残疾与是否发生交通事故,描述的是过去发生的,即样本期之前发生的状态,一般不会当对当期产生直接作用,满足了工具变量外生性要求。进一步地,参考已有文献(于新亮等,2019b),本文检验了工具变量选取的有效性,即进行工具变量相关性、可识别性和弱工具变量检验。结果显示,首先,在本文样本中,受访者在受访期之前残疾的比重为18.70%,其中,影响日常活动能力的躯体残疾和大脑受损占比为49.16%;有9.86%的受访者在受访期之前发生过交通事故,其中,51.73%的个体认为事故仍旧影响现在的日常生活,初步说明本文所选取的工具变量与失能的相关性。同时,本文在第一阶段回归实证检验了工具变量对失能概率的影响,结果发现,受访者在受访期之前是否残疾变量系数为0.1259,且在1%的水平上显著,说明受访期之前的残疾使得受访者当期失能概率提高了12.59%;受访者在受访期之前是否发生交通事故变量系数为0.0765,且在1%的水平上显著,说明遭遇交通事故使得受访者失能概率提高了7.65%,以上结果说明两个工具变量均能显著影响失能风险,因此,工具变量相关性检验得以通过。其次,用以检验工具变量不可识别的Kleibergen-Paap rk LM统计量数值分别为984.32、924.66和868.39,对应P值为0.0001,

强烈拒绝不可识别的原假设,而用以检验过度识别的 Sargan 统计量均不具有统计意义上的显著性,从而接受不存在过度识别的原假设,由此通过了工具变量的可识别性检验。最后,用以检验弱工具变量的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量数值远大于 15%水平上 Stock-Yogo 弱工具变量检验临界值 8.75,拒绝了其为弱工具变量的原假设。上述检验表明,本文选取受访者在受访期之前是否残疾和受访者在受访期之前是否发生交通事故作为工具变量是有效的。

工具变量模型回归结果显示(见表 4),在加入工具变量后,长期护理保险依然能够显著降低失能家庭陷入持久灾难性卫生支出的可能性,分别使失能家庭持久灾难性卫生支出发生率平均降低 8.17%,发生周期平均降低 0.3844 年,发生深度份额平均降低 0.0714。

表 4 工具变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	是否发生	发生周期	发生深度
工具变量	-0.0817* (0.0430)	-0.3844*** (0.0967)	-0.0714* (0.0371)
LM 统计量	984.32	924.66	868.39
Sargan 统计量	2.62	2.87	2.33
F 统计量	95.36	92.84	76.50
观测值	16394	16394	16394

注:由于两阶段回归在没有调整标准误的情况下,估计结果可能出现偏误,本文对标准误进行了调整。

3. 其他政策。上述分析可能存在的问题是,除了长期护理保险政策之外,可能存在其他政策对长期护理保险试点地区家庭持久灾难性卫生支出产生影响,从而使估计结果产生偏差。尽管理论上本文选取更多受到长期护理保险影响的失能家庭作为处理组,可以消除其他政策带来的估计偏误问题,本文进一步设计城乡并轨统筹和大病保险贫困倾斜政策^①两个变量加入模型,结果如表 5 所示。结果显示,核心解释变量系数未发生较大改变,且具有统计意义上的显著性,说明在其他政策实施过程中,长期护理保险降低失能家庭陷入持久灾难性卫生支出的可能性并未发生变化。

表 5 其他政策检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	是否发生	发生周期	发生深度
处理组×处理期×是否失能	-0.0829*** (0.0162)	-0.1704** (0.0553)	-0.2835*** (0.0909)
城乡并轨统筹	-0.0107* (0.0064)	-0.0055*** (0.0016)	-0.0051*** (0.0018)
大病保险贫困倾斜政策	-0.0545* (0.0311)	-0.0027** (0.0011)	-0.0032*** (0.0008)
其他控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
观测值	20453	20453	20453

4. 样本选择。本文处理组样本较少,可能会影响结论的可信度。基于此,本文利用倾向得分匹配从个人特征、教育资本、健康资本以及经济条件四个维度为处理组筛选出与其特征最为接近的控制组。为获得尽可能多的有效样本,本文将匹配比例设定为 1:8,最终获得 367 个观测值的处理组样本和 2786 个观测值的控制组样本,结果同时通过了平衡性检验。利用匹配后的样本,本文重新进行了回归,结果如表 6 所示。可以发现,核心解释变量系数均为负,且具有统计意义上的显著性。

^①城乡并轨统筹变量是指根据家庭所在城市是否城乡居民基本医保并轨统筹设定的二值变量;大病保险贫困倾斜政策依家庭所在城市是否出台大病保险向贫困人口倾斜政策设定二值变量。

表6 倾向得分匹配结果

变量	是否发生	发生周期	发生深度
处理组×处理期×是否失能	-0.1022*** (0.0074)	-0.2123*** (0.0111)	-0.1113** (0.0460)
其他控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
观测值	3153	3153	3153

5. 更换临界标准。本文分别更换了灾难性卫生支出发生标准、持续时间临界值和失能判断标准,以检验结果的稳健性。具体设定如下:(1)依次选取30%和60%作为灾难性卫生支出发生标准;(2)依次选取3期和4期作为贫困持续时间临界值;(3)依次选取中度失能、重度失能和采用工具性日常生活活动能力量表(IADL)作为失能判断标准。无论采取何种临界标准,长期护理保险降低失能家庭陷入持久灾难性卫生支出可能性的作用均未发生较大改变。

此外,本文进一步将山东省、吉林省内地区样本纳入,结果并未发生显著变化。以上说明本文结论具有稳健性。

五、减贫机制与外部效应检验

(一)减贫机制检验

通过前文分析,长期护理保险影响失能家庭持久灾难性卫生支出的作用机制可以包括两个方面:首先,针对广泛存在的“以医代养”问题(封铁英、南妍,2020),长期护理保险的实行能够有效改善护理条件,发展护理产业(于新亮等,2019a),将老年人的住院需求转换为护理需求,使大批失能或者半失能群体从医院转入社会医疗护理机构或者居家护理,进而降低医疗支出(阳义南,2016;吕书鹏、吴佳,2016)。并且,以青岛为例,护理结算标准仅为住院日均费用的1/30~1/6,极大程度节省了失能人员家庭的医疗支出(李杰,2014),Gaughan et al(2015)也发现,英国长期护理机构供给的增加降低了护理价格,产生了对住院服务的替代行为,并降低了失能人员的医护财务负担。其次,基于正式照料与非正式照料相互替代的关系(于新亮等,2021b),长期护理保险在发展护理产业的同时,进一步降低了有照料需求的失能家庭的正式照料成本,从而增加了正式照料需求,进而挤出家庭其他成员的非正式照料(朱铭来、何敏,2021)。最终,失能家庭其他成员能够从非正式照料活动中解放出来,增加劳动力供给,提高家庭收入。

本文以家庭人均住院费用(取对数)作为被解释变量,代入三重差分模型进行回归,以检验第一条作用机制,结果如表7列(1)所示。可以发现,长期护理保险显著降低了失能人员家庭住院费用。进一步地,本文以家庭平均就业率作为被解释变量,代入三重差分模型进行回归,以检验第二条作用机制,结果如表7列(2)所示。可以发现,长期护理保险显著提高了失能家庭平均就业情况,增加了失能家庭劳动力供给。同时,本文分析结果显示,在加入人均住院费用和家庭平均就业率变量后,核心解释变量系数得以减小,并且人均住院费用和家庭平均就业率估计系数均具有统计意义上的显著性。综合以上结果,长期护理保险能够通过降低失能人员住院费用进而降低家庭医疗支出,同时提高家庭劳动力供给水平增加家庭收入两条作用机制降低失能家庭陷入持久灾难性卫生支出的可能性。

表7 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	人均住院费用	家庭平均就业率	是否发生	发生周期	发生深度
处理组×处理期×是否失能	-0.5246*** (0.0201)	0.0529*** (0.0132)	-0.0343*** (0.0106)	-0.1083*** (0.0167)	0.1972* (0.1147)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	人均住院费用	家庭平均就业率	是否发生	发生周期	发生深度
人均住院费用			0.0183*** (0.0022)	0.0461*** (0.0096)	0.5341*** (0.1153)
家庭平均就业率			-0.0504*** (0.0185)	-0.0897* (0.0531)	-0.5531* (0.2931)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	20453	16757	16757	16757	16757

(二) 价值医护—健康效应检验

尽管长期护理保险会降低失能家庭陷入持久灾难性卫生支出的可能性,但是若这种结果是以牺牲失能人员健康为代价,那么将与长期护理保险“保障失能人员基本生活权益,提升他们体面和有尊严的生活质量”的政策初衷相违背。理论上,长期护理保险实行带来的产业发展与规模经济,将进一步提高社会上的照护质量,改善失能人员的生存状态。为此,本文选取自评健康^①作为主观健康指标,选取 BMI 是否正常和患病次数作为客观健康指标,分别作为被解释变量代入模型,结果如表 8 所示。可以发现,无论是以主观健康,还是以客观健康衡量,长期护理保险均改善了失能人员的健康状态。因此,长期护理保险符合价值医疗与护理精神:关注每单位开支所获得的健康效果(health outcome),而非医护服务量(health volume),这一结果也与以往研究类似(阳义南,2016;马超等,2019)。

表 8 长期护理保险对健康的作用

变量	(1)	(2)	(3)
	自评健康	BMI 是否正常	患病次数
处理组×处理期×是否失能	-0.4199*** (0.1112)	0.0673*** (0.0239)	-2.4608* (1.4647)
其他控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
观测值	20453	20453	20453

(三) 产业发展—外部效应检验

本文通过三重差分方法检验发现长期护理保险显著降低了失能家庭陷入持久灾难性卫生支出的可能性,并提出两条可能的作用机制以及产生的健康效应,理论基础在于长期护理保险完善了护理市场机制,对护理产业产生了正外部性。本文通过理论分析证明了正外部性的存在。并且,已有研究发现长期护理保险促进了护理及相关产业的发展(陈贤,2019;于新亮等,2021d),产生了规模经济(Gaughan et al,2015),但大多基于现实数据进行描述性统计,缺乏实证比较。基于此,本文利用 2011—2019 年《中国城市统计年鉴》,通过构建各城市护理产业发展指标,建立以下双重差分模型:

$$nur_{kt} = \beta_0 + \beta_1 LTC_{kt} + \sum_m \beta_m X_{kt}^m + \gamma_t + \lambda_k + \mu_{kt} \tag{9}$$

其中,下标 k 、 t 分别表示城市和时间。 nur_{kt} 为护理产业发展指标变量,具体设定为 k 城市在 t 年

^①自评健康为根据 CHARLS 问卷“您认为您的健康状况怎么样”设置的 1~5 等级变量,分别表示很好、好、一般、不好和很不好。

相对于 $t-1$ 年护理及相关行业就业人数占总体就业人数比例的增长率。^① X_{it}^m 为一系列影响护理产业发展的控制变量组,组中变量包括:地区人均 GDP(取对数)、第二三产业占比、城镇化率、老龄化率、平均每户家庭规模、医疗资源丰富程度(每千人医生数、每千人床位数)等。其他变量及相关设定如上文所述,在此不再赘述。 β_1 为本文关心的核心解释变量系数。

结果显示,核心解释变量 LTC 估计系数为 0.2672,且在 10% 的水平上显著,说明长期护理保险使得试点城市相关增长率平均提高了 26.72%,显著加快了试点城市护理产业发展,进而为本文实证分析提供了现实基础。

本文进一步分析长期护理保险促进试点城市护理产业发展的特征事实。一是促进一二级医院转型,提高传统养老机构的护理能力。例如,2019 年在青岛市 718 家长期护理保险定点服务机构中,有失能(失智)服务人员 17148 人,形成了包括医师、护士、护理员等医疗护理综合团队。二是吸引社会资本投入发展护理产业,培育医养结合新动能。部分医养照护企业表示长期护理保险为其创造了稳定的经营收益,使其能够逐步扩大规模,实现可持续发展。例如成都市通过长期护理保险带动多家商保公司以医养实体连锁化运营模式加速布局养老产业,截至 2019 年 6 月,投资规模逾 80 亿元。三是构建专业照护服务体系,实现规模经济。相比于试点之初,2019 年,上海市新增定点护理服务机构 778 家,吸引大量护理从业人员进入,护理队伍从试点之初的 1 万余人增长到 4 万余人,护理人员整体素质和服务水平均有较大提升。^②

六、结论和启示

我国脱贫战略中心已转变为以健康扶贫为主要内容的相对贫困治理,医疗支出型贫困成为相对贫困的重要构成。与此同时,失能风险成为重要的健康冲击因素,其错综复杂的致贫返贫路径极易导致持久性贫困的发生。党的二十大报告明确提出“推进健康中国建设,把保障人民健康放在优先发展的战略位置”“实施积极应对人口老龄化国家战略”,针对失能老人数量攀升的实际,要求“建立长期护理保险”。

基于此,本文利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011 年基线调查数据以及 2013 年、2015 年和 2018 年追踪调查数据,构建家庭持久灾难性卫生支出指标,以从医疗支出型贫困视角解构家庭持久性贫困的关键维度。在此基础上,考虑到长期护理保险主要针对失能人员的政策初衷,建立三重差分模型检验长期护理保险对失能家庭持久灾难性卫生支出的影响,并在利用宏观数据分析长期护理保险正外部性的基础上探究其中的影响机制,最后考察失能人员的健康福利变动。

本文发现:第一,无论如何调整家庭灾难性卫生支出发生临界值和持续时间临界值,失能家庭持久灾难性卫生支出发生风险均高于非失能家庭,失能致贫普遍存在。第二,长期护理保险显著降低了失能家庭陷入持久灾难性卫生支出的可能性,发生率平均下降 8.30%,发生周期平均减少 0.1705 年,发生深度平均减少 0.2843 个份额。第三,长期护理保险对护理产业产生了正外部性,在此基础上,长期护理保险通过降低失能家庭医疗支出和增加家庭成员劳动供给打破失能风险和家庭灾难性卫生支出的恶性循环。第四,长期护理保险在对失能家庭减贫的同时也带来了一定的健康福利,实现了“帕累托改进”。由此,长期护理保险既实现了失能个体和家庭其他成员双方的福利改进,也带来了经济效益和社会效益的提升。

本文结论具有以下三方面的政策启示:第一,家庭持久灾难性卫生支出指标能够动态刻画家庭因病致贫返贫的长期过程,与多维相对贫困在属性上高度兼容。针对失能错综复杂的致贫返贫路径,政府应更加重视医疗支出型贫困治理,将其纳入相对贫困治理框架内,并赋予更高权重。第二,重视党的二十大报告提出的“坚持预防为主”的健康管理方针,一方面,需要聚焦失能家庭持久性贫困发生初期治

^①参考相关研究(于新亮等,2021d),在《中国城市统计年鉴》中,护理及相关行业就业人数包括卫生、社会保障和社会福利业,卫生和社会工作,居民服务和其他服务业等就业人数。总体就业人数为城镇单位从业人员期末人数。本文计算了护理及相关行业就业人数占总体就业人数比例,并与前一年比较得出增长率。

^②资料来源:作者根据调研数据整理。

理,将失能与持久性贫困的恶性循环解决于萌芽,另一方面,轻度失能也可导致持久性贫困的发生,长期护理保险需要重视轻度失能人员的医养保健,并且,轻度失能人员更易通过专业的长期护理改善健康,以居家护理替代住院医疗,从而提高长期护理保险和基本医保基金可持续性。第三,在不断提高长期护理保险保障能力的同时,依托长期护理保险深入发展护理产业,吸引社会资本进入,充实护理队伍,提高护理质量,实现规模经济,进而降低护理成本,有效解决“以医代养”问题,实现高质量的“医养结合”目标。

参考文献:

- 白重恩 李宏彬 吴斌珍,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。
- 蔡伟贤 吕函樾 沈小源,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。
- 陈贤,2019:《破解失能人员护理难题 促进养老服务产业发展——记嘉兴市长期护理保险制度构建及探索》,《上海保险》第10期。
- 陈在余 江玉 李薇,2016:《新农合对农村居民灾难性医疗支出的影响:基于全民覆盖背景分析》,《财经科学》第12期。
- 程令国 张晔 刘志彪,2013:《“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗?》,《经济研究》第8期。
- 丁继红 游丽,2019:《基本医疗保险对老年人灾难性卫生支出的影响研究》,《保险研究》第12期。
- 方迎风 邹薇,2013:《能力投资、健康冲击与贫困脆弱性》,《经济学动态》第7期。
- 封进 李珍珍,2009:《中国农村医疗保障制度的补偿模式研究》,《经济研究》第4期。
- 封铁英 南妍,2020:《医养结合养老模式实践逻辑与路径再选择——基于全国养老服务业典型案例的分析》,《公共管理学报》第3期。
- 郭熙保 周强,2016:《长期多维贫困、不平等与致贫因素》,《经济研究》第6期。
- 郝君富 李心愉,2014:《德国长期护理保险:制度设计、经济影响与启示》,《人口学刊》第2期。
- 郝双英 刘庚常,2017:《城乡居民重大疾病医疗支出型贫困救助标准研究》,《西北人口》第2期。
- 黄薇,2017:《医保政策精准扶贫效果研究——基于URBMI试点评估入户调查数据》,《经济研究》第9期。
- 姜德超 吴少龙 魏子辰,2015:《新医改缓解了看病贵吗?——来自两省家庭灾难性卫生支出分析的证据》,《公共行政评论》第5期。
- 景跃军 李元,2014:《中国失能老年人构成及长期护理需求分析》,《人口学刊》第2期。
- 李虹辰 曹虹剑,2023:《人力资本扩张与中国制造业创新绩效》,《财经理论与实践》第1期。
- 李杰,2014:《青岛“医养结合”养老模式问题研究》,《中国人力资源开发》第18期。
- 李庆霞 赵易,2020:《城乡居民大病保险减少了家庭灾难性医疗支出吗》,《农业技术经济》第10期。
- 李雪岩 王新军,2021:《疾病冲击、代际支持与非正式护理——基于CLHLS2008—2018年面板数据的实证分析》,《内蒙古社会科学》第3期。
- 刘璨 凌晨 邹红,2019:《延迟退休政策宣告与城镇家庭储蓄率变动》,《财贸经济》第4期。
- 刘国恩 蔡春光 李林,2011:《中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析》,《经济研究》第3期。
- 吕书鹏 吴佳,2016:《青岛市长期医疗护理保险:制度效能、实施困境与政策优化》,《中国卫生经济》第8期。
- 马超 李植乐 孙转兰 唐润宇,2021:《养老金对缓解农村居民医疗负担的作用——为何补贴收入的效果好于补贴医保》,《中国工业经济》第4期。
- 马超 俞沁雯 宋泽 陈昊,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。
- 齐绍洲 林岫 崔静波,2018:《环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据》,《经济研究》第12期。
- 苏群 彭斌霞 陈杰,2015:《我国失能老人长期照料现状及影响因素——基于城乡差异的视角》,《人口与经济》第4期。
- 孙金明 张国禄,2018:《精准扶贫背景下中国失能老人多维贫困研究——基于2014年中国老年健康影响因素跟踪调查》,《调研世界》第12期。
- 王小龙 何振,2018:《新农合、农户风险承担与收入增长》,《中国农村经济》第7期。
- 王增文 Antoinette Hetzler,2014:《丰裕中贫困、选择性贫困抑或是持久性贫困——农村地区消费动机强度日渐趋弱的致因分析》,《财贸研究》第5期。
- 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。
- 阳义南,2016:《照护还是医疗:老年人健康支出的产出效率比较》,《统计研究》第7期。
- 杨团,2016:《中国长期照护的政策选择》,《中国社会科学》第11期。

- 姚星 陈灵杉 张永忠,2022:《碳交易机制与企业绿色创新:基于三重差分模型》,《科研管理》第6期。
- 于新亮 刘慧敏 杨文生,2019a:《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》,《保险研究》第2期。
- 于新亮 上官熠文 于文广 李倩,2019b:《养老保险缴费率、资本——技能互补与企业全要素生产率》,《中国工业经济》第12期。
- 于新亮 郭文光 王超群 于文广,2021a:《持续灾难性卫生支出测度、城乡差异与医疗保险阻断效应评估》,《南方经济》第11期。
- 于新亮 黄俊铭 康琢 于文广,2021b:《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。
- 于新亮 张文瑞 郭文光 于文广,2021c:《养老保险制度统一与劳动要素市场化配置——基于公私部门养老金并轨改革的实证研究》,《中国工业经济》第1期。
- 于新亮 左雅璇 冯霄汉 李倩 于文广,2021d:《长期照护保险、女性就业与劳动平权——基于世代交叠模型和合成控制法的研究》,《财经研究》第10期。
- 余桔云 朱强虎 刘婕,2023:《推动多层次老年照护体系高质量发展》,《中国社会科学报》2月15日。
- 张继元 王建云 周富玲,2018:《社商协作的多层次长期护理保险体系研究——学界探讨、业界探索与国际经验》,《华东理工大学学报(社会科学版)》第4期。
- 朱玲 何伟 金成武,2020:《农村劳动力转移与养老照护变迁》,《经济学动态》第8期。
- 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。
- 朱铭来 于新亮 王美娇 熊先军,2017:《中国家庭灾难性医疗支出与大病保险补偿模式评价研究》,《经济研究》第9期。
- 庄绪荣 张丽萍,2016:《失能老人养老状况分析》,《人口学刊》第3期。
- Alam, K. & A. Mahal(2014), “Economic impacts of health shocks on households in low and middle income countries: A review of the literature”, *Globalization and Health* 10(1): 1–18.
- Alkire, S. & J. E. Foster(2011), “Counting and multidimensional poverty measurement”, *Journal of Public Economics* 95(1):476–487.
- Coyte, P. C. & P. McKeever(2001), “Home care in Canada: Passing the buck”, *Canadian Journal of Nursing Research* 33(2):11–25.
- Foster, J. E. (2009), *A Class of Chronic Poverty Measure*, Oxford University Press.
- Fried, T. R. et al(2001), “Functional disability and health care expenditures for older persons”, *Archives of Internal Medicine* 161(21):2602–2607.
- Gaughan, J. et al(2015), “Testing the bed-blocking hypothesis: Does nursing and care home supply reduce delayed hospital discharges”, *Health Economics* 24(1):32–44.
- Hulme, D. et al(2001), “Chronic poverty: Meanings and analytical frameworks”, CPRC Working Paper, No. 2.
- Kim, H. B. & W. Lim (2015), “Long-term care insurance, informal care, and medical expenditures”, *Journal of Public Economics* 125:128–142.
- Lara, J. L. & F. R. Gomez(2011), “Determining factors of catastrophic health spending in Bogota, Colombia”, *International Journal of Health Care Finance & Economics* 11(2):83–100.
- Liu, H. et al(2023), “Public long-term care insurance and consumption of elderly households: Evidence from China”, *Journal of Health Economics* 90, no. 102759.
- Mian, A. et al(2013), “Household balance sheets, consumption, and the economic slump”, *Quarterly Journal of Economics* 28(4):1687–1726.
- Morikawa, M. (2014), “Towards community-based integrated care: Trends and issues in Japan’s long-term care policy”, *International Journal of Integrated Care* 14(1):1–10.
- Moser, P. & A. Voena(2012), “Compulsory licensing: Evidence from the trading with the Enemy Act”, *American Economic Review* 102(1):396–427.
- Mullins, J. T. & C. White(2020), “Can access to health care mitigate the effects of temperature on mortality?”, *Journal of Public Economics* 191:1–15.
- Sepehri, A. et al(2006), “The influence of health insurance on hospital admission and length of stay: The case of Vietnam”, *Social Science & Medicine* 63(7):1757–1770.

- Wagstaff, A. & E. V. Doorslaer (2003), "Catastrophe and impoverishment in paying for health care: With applications to Vietnam 1993—1998", *Health Economics* 12(11):921—934.
- Wagstaff, A. & M. Lindelow(2008), "Can insurance increase financial risk: The curious case of health insurance in China", *Journal of Health Economics* 27(4):990—1005.
- WHO(2003), *Health Systems Performance Assessment: Debates, Methods and Empiricism*, Geneva: World Health Organization.
- Xu, K. et al(2003), "Household catastrophic health expenditure: A multi-country analysis", *Lancet* 362(9378):111—117.
- Yamada, H. & S. Shimizutani(2015), "Labor market outcomes of informal care provision in Japan", *Journal of the Economics of Ageing* 6:79—88.
- Zweifel, P. & S. Wolfram(1998), "Long-term care insurance in a two-generation model", *Journal of Risk and Insurance* 65(1):13—32.

Disability Risk, Long-term Care Insurance and Households' Persistent Poverty

ZHU Minglai SHEN Yupeng KANG Zhuo
(Nankai University, Tianjin, China)

Abstract: As an important factor of health shocks with its complicated path of causing poverty, disability risk has a strong ability to induce persistent poverty due to high burden of medical expenditures. This paper uses CHARLS data for the references years of 2011, 2013, 2015 and 2018 to build indicators of household persistent catastrophic health expenditure, and dynamically deconstructs the key dimensions of household persistent poverty from the perspective of poverty due to medical expenditure. On this basis, a DDD model is established to test the impact of Long-term Care Insurance (LTC) on the persistent catastrophic health expenditure of disabled families. The results show that poverty caused by disability is widespread, and LTC can effectively reduce the possibility of disabled families falling into the persistent burden of catastrophic health expenditure, so that the average incidence of the persistent catastrophic health expenditure of disabled families decreases by 8.30%, the average occurrence period decreases by 0.1705 years, and the average occurrence depth decreases by 0.2843 shares. LTC produces positive externalities to the nursing industry, and it breaks the vicious circle of disability and household persistent health expenditure by reducing the medical expenditure of disabled families and increasing the labor supply of family members. Furthermore, while reducing the poverty of disabled families, LTC also generates certain health benefits, and finally realizes "Pareto improvement". The conclusion of this paper provides an empirical reference for the governance of relative poverty and the optimization of LTC.

Keywords: Disability Risk; Long-term Care Insurance; Household Persistent Catastrophic Health Expenditure; Positive Externality; Health Benefits

(责任编辑:何伟)
(校对:孙志超)