DOI:10.20069/j.cnki.DJKX.202505008

长期护理保险、劳动就业与个体收入不平等

金双华，高冉冉
东北财经大学 财政税务学院，辽宁 大连 116025

开放科学(资源服务)
标识码(OSID)

摘要：长期护理保险作为国家补齐社会保障制度的重要一环，其在调节收入分配方面的作用亟待深入探讨。基于2011—2020年中国健康与养老追踪调查数据，从微观个体收入不平等视角考察长期护理保险试点政策效果。研究发现，长期护理保险能够促进低收入家庭的收入增长和社会阶层跃升，有效缓解个体收入不平等。这主要源于长期护理保险能够分担低收入家庭的照护责任并释放劳动力资源，同时能够拉动养老护理产业就业，更大程度改善低收入群体就业状况。此外，在偏好非正式照料和经济相对脆弱的家庭以及医疗水平相对落后和财政状况较好的地区，长期护理保险更能发挥其在缓解收入不平等方面的潜力。因此，政府应将长期护理保险的差异化筹费与待遇给付机制作为核心着力点，以引导养老护理产业发展为配套支撑，为低收入群体实现可持续增收提供可行路径。

关键词：长期护理保险；收入不平等；低收入家庭；劳动就业；养老护理产业
文献标识码：A **文章编号**：1002-2848-2025(05)-0113-16

一、问题提出

近年来，中国在经济稳定增长的同时也存在收入分配失衡、社会阶层流动不充分等现实问题，特别是低收入群体“相对剥夺感”日趋强烈，威胁社会稳定和经济高质量发展。同时，中国正步入深度老龄化阶段，失能失智老年人口数量呈持续攀升态势。根据2020年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据，处于收入分布底层的失能家庭占比高达42.9%[①]，远高于收入分布顶层的23.1%，揭示出中国在失能问题上存在明显的收入不平等现象。加之不同收入阶层家庭抵御失能风险冲击的能力不同，富裕阶层可以凭借其经济优势通过购买私人健康保险来有效化解失能风险，而低收入家庭不仅需要负担高昂的护理费用，还要面临家庭成员因提供非正式照料产生的收入损失，这使低收入群体的“相对剥夺感”进一步加深。因此，切实解决失能保障领域的经济不平等问题已成为维护社会公平、增进民生福祉的迫切要求。

中国于2016年正式启动长期护理保险(以下简称“长护险”)的国家级试点工作，并在2020年扩大试点范围，旨在通过互助共济机制构建一种“社会保险型”长护险制度。2023年5月发布的《关于推进基本养老服务体系建设的意见》明确提出“推动建立相关保险、福利、救助相衔接的长期照护保障制度”“优先保障经济困难的失能、高龄、无人照顾等老年人的服务需求”，体现了国家政策在失能保障领域对社会公平与正义的追求。政府通过合理设定长护险的缴费机制、待遇补偿标准及服务提供模式确保护理资源公

收稿日期：2024-07-28。 **修回日期**：2025-05-30。
基金项目：国家社会科学基金重点项目“财政性社会保障收支政策对收入分配调节路径的国际经验研究”(17AJY025)；辽宁省社会科学规划基金重点建设学科项目“共同富裕视角下辽宁省财政性社会保障收支政策对收入分配调节效应研究”(L23ZD021)。
作者简介：金双华，男，东北财经大学财政税务学院教授，研究方向为社会保障政策与收入分配；高冉冉，女，通信作者，东北财经大学财政税务学院博士研究生，研究方向为长期护理保险政策，电子邮箱为ranrangao1998@163.com。

① 收入分布底层的失能家庭占比定义为处于所有家庭年收入数据25%分位数以下样本中失能家庭所占比例，收入分布顶层的失能家庭占比则为处于所有家庭年收入数据75%分位数以上样本中失能家庭所占比例。

平地分配至社会各个阶层，为社会成员搭建“终极安全网”。在此政策框架下，长护险不仅能减轻家庭照护重担，间接释放潜在劳动力，同时还会影响养老护理产业的劳动力需求，进而可能改变收入分配格局。在中国全面迈向社会主义现代化的新征程中，深入探究长护险在调节收入不平等方面的机制与效果，对于提升社会保障体系整体效能和推动共享发展成果至关重要。

长护险作为中国社会保障体系的重要补充，不仅为失能老人提供长期护理服务支持，还可弥补医疗保险不足以覆盖非医疗性照护成本的缺陷。诸多研究长护险经济效果的文献表明，长护险在降低医疗费用支出[1]、改善家庭消费结构[2]、替代家庭非正式照护[3]、增加劳动供给[4]及激发养老护理产业活力[5]等方面发挥了重要作用。只有少数学者对长护险与居民福利平等性之间的关系进行了初步研究。Liu等[6]基于集中度指数测度医疗负担公平性，发现中国长护险试点后，门诊和住院患者的医保报销不平等水平均有所降低。谢宇菲等[7]研究发现，长护险能更大程度降低职工医保参保样本的死亡率，同时扩大了职工与居民医保参保老人之间的健康差距。于新亮等[8]采用合成控制法评估济南市长护险政策效果，发现该政策对提升女性劳动参与率及促进就业性别平等具有积极意义。在与本研究主题密切相关且最新的文献中，陈飞等[9]从宏观视角揭示出长护险制度所蕴含的“扶弱助贫”特性能有效缓解城乡间、不同群体间以及区域间收入差距。尽管如此，直接探讨长护险政策与微观个体收入不平等之间因果关系的研究仍较为匮乏。在人口老龄化加速与扎实推动共同富裕的双重背景下，深入探究长护险如何影响家庭收入分配显得尤为重要。因此，本文基于2011—2020年CHARLS微观数据，从静态和动态两个维度分析长护险试点政策对家庭收入不平等的影响及其内在机制，以期对现有文献进行深化和补充。

本文可能的边际贡献有三点。第一，针对长护险政策实施能否促进居民福利平等的问题，现有研究多集中于群体健康不平等、就业性别差异及城乡收入差距等宏观层面，鲜有文献从微观家庭视角进行细致探讨。本文通过引入个体相对剥夺指数，精准识别长护险与家庭收入不平等之间的因果关系，拓展了有关长护险微观福利效应的研究边界。第二，尽管已有研究表明长护险在缓解家庭照料负担、促进劳动就业及推动养老产业发展等方面具有积极作用，但尚未进一步揭示长护险能否通过上述路径影响收入分配格局。本文基于Becker家庭决策理论构建分析框架，试图揭示长护险如何通过影响不同收入群体劳动就业进而影响收入不平等。第三，现有文献仅从静态视角分析长护险对不同群体的就业增收效应，未能充分考察其在长期内对家庭收入增长的潜在影响。为此，本文采用有序Probit模型实证检验长护险对家庭收入位序的影响，首次从动态维度提供了长护险能否助力低收入家庭实现社会阶层跃迁的经验证据。

二、制度背景与理论分析

（一）长护险制度试点

随着人口老龄化问题逐渐凸显，失能人群规模迅速增长，中国面临长期照料超额需求与养老护理服务供给严重不足的巨大挑战。在此背景下，建立长护险制度显得尤为紧迫。全国人民代表大会常务委员会于2012年6月26日首次审议的《中华人民共和国老年人权益保障法（修订草案）》明确指出，“国家逐步建立长期护理保障制度。对生活长期不能自理、经济困难的老年人，地方各级人民政府应当根据其失能程度等情况给予护理补贴”①。但是，其中仅对建立长护险制度的总体方向进行规定，并未公布长护险实施的具体细则。此后，青岛、上海等地方政府开始积极探索并主动推进长护险制度建立，这为国家层面构建更为完备的长护险制度提供了经验借鉴。2016年，人力资源和社会保障部办公厅发布《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》（人社厅发〔2016〕80号文件），将承德等15个城市列为首批国家级试点城市，并确定山东和吉林为重点联系省份。根据该指导意见，临汾、徐州、嘉兴等地方政府开始陆续自主实施长护险制度。2020年9月，国家医疗保障局与财政部联合印发《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》（医保发〔2020〕37号），根据未试点省份新增一个试点城市的原则进一步扩大试点范围。因此，

① 参见http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/zfjc/zfjcelys/2015-12/28/content_1957520.htm。

中国长护险制度是地方自主探索与中央试点推力共同作用的结果。

本文对首批国家试点及部分地方自主试点城市的长护险政策进行梳理发现，各试点城市均遵循“跟随医疗保险参保”的基本原则，在政策启动阶段均覆盖城镇职工医保参保人群，临汾、徐州等还将特困人员纳入保障范围，目前仅荆门、上饶等少数试点城市覆盖全体居民。所有试点城市均实行市级统筹管理，并采取不同的筹资方式。除上海、宁波、广州和长春完全依赖医保基金外，其他试点城市则主要通过划转部分医保基金和政府财政补贴来筹集长护险基金，且各地区二者筹资比例存在较大差异。此外，部分试点城市还积极探索慈善捐赠、福彩公益金等多元筹资渠道。大部分试点城市的待遇给付形式仅包括护理服务，而安庆和上饶等地则同时提供“服务给付”和“现金给付”。在待遇支付标准方面，各试点城市同样存在明显差异，部分试点地区的长护险基金支付比例可达90%以上，而齐齐哈尔、安庆等地区仅为50%左右。各试点城市根据自身经济发展和现实需求对长护险实施细则进行灵活调整，由此形成的多元化运行机制有利于推动中国长护险制度框架的初步建立。

（二）理论分析

根据Becker的家庭决策理论[10]，家庭成员会基于个体相对优势将有限时间合理分配至市场劳动、家务及休闲。显然，照护失能亲属会挤压非正式照料者工作时间，降低家庭总收入。为实现家庭福利最大化，家庭成员需在照护职责与市场劳动之间理性权衡。本文据此构建理论分析框架，以探讨长护险对家庭收入不平等的影响及其作用机理。假设经济中存在低收入家庭（L）和高收入家庭（H），其效用函数设定为：

$$U_s=\ln C_s+\beta\ln h=\ln C_s+\beta\ln[\gamma_s h_{f,s}+(1-\gamma_s)h_{i,s}] \tag{1}$$

其中，C_s为家庭s的消费总量（$s=L, H$）；h为失能者所需的额定护理时间；$\beta\in[0,1]$为家庭s对总护理时间投入的偏好系数；$\gamma_s\in[0,1]$为家庭s对正式护理服务的偏好权重。在长护险制度实施之前，因正式照料服务费用高昂，多数失能家庭尤其是低收入群体难以负担[11]，无偿的家庭照料是其主要选择，此时$\gamma_L<\gamma_H$。$h_{f,s}$和$h_{i,s}$分别表示家庭s购买正式护理和提供非正式护理的时间，二者共同满足失能者照护需求。

假设家庭中存在非正式照料者和正常工作者，非正式照料者的工作时间为$t_{i,s}$，正常工作者的工作时间为$t_{o,s}$，且非正式照料者的时间总额为T，则有：

$$t_{i,s}=\rho_s(T-h_{i,s}) \tag{2}$$

其中，ρ_s为非正式照料者对劳动投入的偏好系数。考虑到高收入家庭主要依赖资本性收入，低收入家庭的收入则主要源自劳动所得[12]，假设低收入家庭照料者对劳动投入的偏好更高，即满足$\rho_L>\rho_H$。

家庭s的预算约束方程为：

$$C_s+\tau p_f h_{f,s}=w(t_{i,s}+t_{o,s})=I_s \tag{3}$$

其中，τ为正式护理费用的自付比例，p_f为单位正式护理服务价格，w为劳动力市场的均衡工资，I_s为家庭s的收入。在养老护理服务市场，根据正式护理服务供需平衡关系可得：

$$L+kp_f=nh_{f,s} \tag{4}$$

其中，L为长护险实施后定点护理服务机构提供的服务总量，kp_f为市场上其余护理服务机构提供的服务总量（$k>0$，假设其与正式护理服务价格成正比），n为家庭数量。进一步将式（2）～（4）带入效用函数，整理可得其关于收入I_s的表达式：

$$U_s=\ln[I_s-\tau p_f(L+kp_f)/n]+\beta\ln\{\gamma_s(L+kp_f)/n+(1-\gamma_s)[T-I_s/(\rho_s w)+t_{o,s}/\rho_s]\} \tag{5}$$

根据效用最大化条件，可得家庭收入I_s的表达式为：

$$I_s=[\gamma_s\rho_s w+\beta\tau p_f(1-\gamma_s)]L/[n(1-\gamma_s)(\beta+1)]+[\gamma_s\rho_s w+\beta\tau p_f(1-\gamma_s)]kp_f/[n(1-\gamma_s)(\beta+1]+w(\rho_s T+t_{o,s})/(\beta+1) \tag{6}$$

目前，中国长护险制度多采用实物给付方式，失能者支付较低费用即可享受正式护理服务，这使得低收入家庭对正式护理服务的使用偏好大幅提升。本文假设长护险实施后，γ_L与γ_H近似相等。由于$\rho_L>$

ρ_H，当定点护理服务机构提供的服务总量L增加时，通过对I_s表达式的分析可知，低收入家庭的收入增幅更大。由此，本文提出以下假说：

假说1：长护险能更大程度促进低收入家庭收入增长，有助于缓解收入不平等。

为进一步分析长护险通过何种渠道促进低收入家庭收入增长，本文根据式(1)(2)(4)推导出非正式照料者工作时间的表达式为：

$$t_{i,s}=\rho_s\gamma_s L/[n(1-\gamma_s)]+\{\rho_s k p_f+n\rho_s[T(1-\gamma_s)-h]\}/[n(1-\gamma_s)] \tag{7}$$

同样在长护险实施使γ_L与γ_H近似相等且$\rho_L>\rho_H$的条件下，当L增加时，低收入家庭照料者的工作时间增幅比高收入家庭更为明显，从而有助于缓解收入不平等。究其缘由，家庭照料负担是制约低收入群体参与劳动力市场的关键因素之一[13]，而政府对正式护理服务的资金补助能大幅提升低收入老年人接受正式护理服务的比例[14]。所以，长护险通过减轻家庭照料负担使低收入家庭照料者将更多时间投入劳动力市场，有助于提高其家庭收入水平。由此，本文提出以下假说：

假说2：长护险具有家庭福利溢出效应，即通过降低失能家庭照料负担，更大程度促进低收入家庭非正式照料者参与劳动力市场工作，从而缓解收入不平等。

进一步地，引入正式护理服务人员数量N_f和每位正式护理服务人员提供的固定护理时间μ，可得关系式：

$$N_f\mu=L+kp_f \tag{8}$$

假设长护险实施并不改变正式护理服务价格，在定点护理服务机构护理服务供给量L增加时，正式护理服务人员数量N_f也会相应增加。可以看出，长护险在促进养老护理产业发展的同时具有直接的就业带动效应[15]。在中国，养老护理人员是养老服务人才的主体，专业技术人才占比极低①。因此，长护险对养老护理产业的就业带动作用可能主要体现在增加低技能养老护理人员供给。该结论与Hackmann等[16]的研究一致，即长护险产生的新增岗位主要吸纳低技能劳动者及失业者等弱势群体就业。对于中国来说，长护险能为农村剩余劳动力、中老年女性等就业困难群体拓宽就业渠道②，有助于提高其收入水平，进而改善社会中的收入不平等现状。由此，本文提出以下假说：

假说3：长护险具有养老护理产业就业拉动效应，即通过促进养老护理产业发展以吸纳低收入群体就业，从而改善收入不平等。

三、实证设计

(一)模型设定

鉴于长护险不仅使试点地区失能家庭直接受益，而且其催生的大规模就业岗位间接惠及其余非失能家庭，故本文以受长护险“辐射效应”影响的所有家庭为研究对象。基于此，本文运用双重差分法(DID)探究长护险对家庭收入不平等的影响，基准模型设定如下③：

$$RD_{ict}=\alpha+\beta LTC_{ct}+\varphi X_{ict}+\gamma Z_{c,2015}\times f(t)+\lambda_t+\mu_i+\varepsilon_{ict} \tag{9}$$

其中，下标i代表家庭，c代表城市，t代表年份；RD_{ict}表示家庭收入不平等；LTC_{ct}为长护险政策变量；X_{ict}为家庭层面控制变量；λ_t表示年份固定效应；μ_i为个体固定效应，用以控制家庭固有差异对估计结果的影响。LTC_{ct}的系数β反映了长护险对家庭收入不平等的影响，若β显著为负，则说明实施长护险有利于缓解家庭收入不平等。

考虑到中国长护险试点城市的选择并非具有随机性，城市本身的人口老龄化程度、养老服务产业发

① 参见中国老龄科学研究中心最新调查，http://www.crca.cn/index.php/67-publish/879-2023-05-05-13-37-34.html。

② 参见国家医疗保障局，https://www.nhsa.gov.cn/art/2024/12/2/art_14_14922.html。

③ 家庭收入不平等是依据Kakwani指数进行测度，其取值区间为[0,1]，属于受限因变量，理论上应使用Tobit模型进行回归分析，但该变量取值为0或1的样本比例仅为5.2%左右，其截断特征并不明显，故本文采用OLS回归可能不会产生明显估计偏误。为验证OLS模型的有效性，在后文稳健性检验部分引入面板Tobit模型进行回归。

展现状和地方政府的财政能力等特征会在一定程度上影响被选为长护险试点的可能性；此外，各地的长护险政策何时实施是由当地政府根据自身经济、人口等条件自行决定的，这意味着长护险试点城市的选择可能受到不可观测因素的影响。为了保证长护险政策的外生性，本文进一步控制了基准时期（2015年）城市层面可能影响长护险试点选取的因素$Z_{c,2015}$，并参考刘灿雷等[17]的研究将基期特征与时间趋势项$f(t)$相乘作为控制变量。此外，为了缓解潜在的异方差和序列相关问题，本文选择在城市层面对标准差进行聚类调整。

（二）变量定义

1.被解释变量

本文被解释变量为收入不平等。在以往研究中，基尼系数和泰尔指数常被用来衡量群体间收入不平等，但其仅能反映宏观视角下整体收入分配状况，无法深入探究个体或家庭特征对收入不平等的影响。与之相对，收入相对剥夺指数作为评估微观层面收入不平等的重要指标，通过比较个体与其参照组内更高收入者之间的差距，能精准反映各微观家庭的相对收入地位。特别地，该指标尤其关注收入分布的底层群体[18]，有效弥补了基尼系数对低收入群体变动不够敏感[19]及泰尔指数对两端收入变化反应过度[20]的缺陷。鉴于此，本文选择Kakwani[18]于1984年提出的相对剥夺指数对家庭收入不平等进行测度。具体地，本文以城市为基本单元，将受访家庭与该城市内人均收入更高的其他受访家庭进行对照分析。假设城市单元内样本总量为n，该单元内家庭人均收入分别为$y_1, y_2, \cdots, y_n$，且满足$y_1 \leqslant y_2 \leqslant \cdots \leqslant y_n$，组群内家庭人均收入均值为$\omega$，则家庭$k$的收入相对剥夺为：

$$RD(y, y_k) = \sum_{i=k+1}^{n} (y_i - y_k) \Big/ (n\omega) \tag{10}$$

该指标的取值范围为0～1，数值越大说明个体在城市内相对于其他家庭的经济地位越低，感受到的收入剥夺程度也更强烈。

2.核心解释变量

长护险政策变量为本文的核心解释变量。本文根据家庭所在城市是否开展长护险试点设置虚拟变量，在城市启动长护险试点的当期及以后，该变量取值为1，否则为0。本文研究范围不仅包括长护险国家级试点城市，而且包括临汾、徐州和嘉兴等地方自主试点城市。具体地，家庭所在城市为聊城、潍坊且处于2015年及以后各期，所在城市为承德、临汾、吉林、齐齐哈尔、徐州、苏州、宁波、嘉兴、安庆、上饶、济南、临沂、德州、滨州、荆门、广州和成都且处于2018年及以后各期，所在城市为重庆、枣庄和威海处于2020年当期的个体样本赋值1，其余赋值0。

3.控制变量

根据黄炜等[21]的研究，本文选取2015年城市层面经济发展水平、产业结构、人口密度、政府规模、金融化水平、每千人拥有医院数、每千人拥有医院床位数、每千人拥有医生数与时间趋势的交互项以尽可能满足条件独立假设。为进一步提高模型估计精度，本文控制变量加入户主的性别、年龄及其平方、婚姻状态、教育水平、户口、健康状况、家庭成员是否有人领取养老金以及家庭规模。变量的描述性统计结果见表1。

（三）数据来源

本文数据来源于CHARLS 2011—2020年5期数据，该数据库系统收集了中国45岁及以上群体详细的社会经济特征和健康状况等信息，包括受访者及其家庭成员就业及收入等详细数据，可以满足本文研究需求。在数据处理上，剔除关键变量缺失的样本，并对收入变量进行上下1%的缩尾处理以避免异常值的影响。此外，长护险政策变量数据来源于各试点城市地方政府、医疗保障局等官方网站公开的政策文件，城市层面控制变量来自《中国城市统计年鉴》。青岛和上海分别于2012和2013年启动试点，而其余大部分城市试点均在2015年及之后实施，即青岛和上海的样本会拉长事件窗口宽度，这可能带来样本选择偏误和样本消耗问题[21]，故本文剔除青岛和上海的样本；另外，2016年北京试点仅在海淀区率先开

展[①]，政策覆盖范围较小，进一步剔除北京的样本。结合CHARLS调查地区覆盖范围，本文最终确定的长护险试点城市包括重庆、承德、临汾、吉林、齐齐哈尔、徐州、苏州、宁波、嘉兴、安庆、上饶、济南、枣庄、潍坊、威海、临沂、德州、聊城、滨州、荆门、广州和成都。

表1 变量描述性统计结果

变量名称	变量测度	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
收入不平等	Kakwani指数	30 602	0.551	0.321	0	1.000
长护险政策	长护险启动当期及以后为1，否则为0	30 602	0.114	0.318	0	1.000
性别	男性为1，女性为0	30 602	0.818	0.386	0	1.000
年龄	年龄	30 602	63.395	10.268	45.000	118.000
年龄平方	年龄平方/100	30 602	41.244	13.409	20.250	139.240
婚姻状态	已婚为1，其他为0	30 602	0.732	0.443	0	1.000
教育水平	受教育年限	30 602	5.359	4.541	0	19.000
户口	农业为1，其他为0	30 602	0.759	0.428	0	1.000
健康状况	健康为1，其他为0	30 602	0.710	0.454	0	1.000
养老金	家庭成员领取养老金为1，否则为0	30 602	0.549	0.498	0	1.000
家庭规模	同居家庭人口数	30 602	2.941	1.648	1.000	16.000
经济发展水平	ln（人均实际GDP）	30 602	10.657	0.532	9.255	11.990
产业结构	第三产业产值/GDP	30 602	0.409	0.077	0.242	0.679
人口密度	年末总人口/行政区域面积	30 602	0.048	0.028	0.001	0.178
政府规模	地方财政一般预算内支出/GDP	30 602	0.205	0.100	0.096	0.649
金融化水平	金融机构存贷款余额/GDP	30 602	2.405	0.970	0.911	7.011
每万人拥有医院数	医院、卫生院数/年末总人口	30 602	0.498	0.302	0.107	2.845
每万人拥有医院床位数	医院、卫生院床位数/年末总人口	30 602	46.812	15.152	22.984	92.060
每万人拥有医生数	医生数/年末总人口	30 602	20.923	9.634	7.610	81.712

四、实证分析

（一）基准模型回归结果

基于双向固定效应模型对式（9）进行估计的基准回归结果见表2，第（1）列仅加入长护险政策变量，第（2）列进一步加入家庭层面控制变量，第（3）列同时加入期初城市特征变量与时间趋势的交互项。结果表明，实施长护险能使试点城市的家庭收入相对剥夺感显著降低，即长护险能有效缓解家庭收入不平等。对于控制变量，户主为男性、健康状况良好的家庭收入不平等程度明显更低；户主年龄系数为正，年龄平方系数为负，说明中年群体和高龄老人的收入不平等状况较轻，而低龄老人收入相对剥夺感更明显，这是因为低龄老人处于退休初期，不仅心理上未完全适应收入减少的状态，可能还需承担子女教育支出等负担，更易产生收入相对剥夺感；户主的受教育程度对家庭不平等的影响不显著，可能的原因是中国中老年群体的整体受教育水平偏低，由受教育程度造成的人力资本差异对收入不平等影响较小；此外，农村户口会显著加剧家庭收入不平等程度，而养老金和家庭规模则能显著缓解家庭收入不平等。

（二）稳健性检验

1.平行趋势检验

DID的前提是实验组和对照组具有共同的事前趋势，即如果没有实施长护险制度，试点城市与其他城市家庭收入不平等的变化趋势是趋同的。为此，本文利用事件研究法进行平行趋势检验，模型设定如下：

① 2016年北京根据《北京市海淀区失能护理互助保险试行办法》率先在海淀区进行长护险试点。

$$RD_{ict}=\alpha+\sum_{k=-4}^{2}\beta_k LTC_{ct}^{k}+\varphi X_{ict}+\gamma Z_{c,2015}\times f(t)+\lambda_t+\mu_i+\varepsilon_{ict} \quad (11)$$

其中，LTC^k为一系列虚拟变量，表示长护险试点开始实施的第k期。本文将政策实施前一期（即$k=-1$）作为基准期，结果如图1所示，当$k<0$时，β_k的95%置信区间不显著异于0，说明实验组和控制组在政策实施前无显著差异，符合平行趋势假设。从长护险实施的当年（即$k=0$）开始，β_k显著为负，且其绝对值逐渐增大，说明实施长护险能显著降低家庭收入不平等，并且该政策效应具有长期持续性。

2.安慰剂检验

为排除某些随机性因素对估计结果可能造成的估计偏误，本文进行间接的安慰剂检验即置换检验，根据式(9)，长护险政策变量的估计系数$\hat{\beta}$为：

$$\hat{\beta}=\beta+\sigma\mathrm{cov}(LTC,\varepsilon|W)/\mathrm{var}(LTC|W) \quad (12)$$

其中，W为所有控制变量和固定效应，σ为不可观测的随机性因素对家庭收入不平等的影响。

为验证σ是否为0，本文随机产生LTC_{ct}，此时长护险制度实施的真实效果β理论上为0，若估计出的$\hat{\beta}$同样不显著异于0，则说明本文估计结果将不会受到不可观测因素的影响。具体来说，本文随机产生LTC_{ct}，并将该过程重复500次，从而相应生成500个$\hat{\beta}$。$\hat{\beta}$的分布如图2所示，可以看出，其分布在0附近且服从正态分布，符合安慰剂检验预期。

表2　基准模型回归结果

变量	被解释变量：家庭收入相对剥夺		
	(1)	(2)	(3)
长护险政策	−0.043***	−0.042***	−0.039***
	(0.011)	(0.011)	(0.012)
性别		−0.088***	−0.088***
		(0.017)	(0.017)
年龄		0.010*	0.009*
		(0.005)	(0.005)
年龄平方		−0.006*	−0.006*
		(0.003)	(0.003)
婚姻状态		0.095***	0.095***
		(0.014)	(0.014)
教育水平		0	0
		(0.001)	(0.001)
户口		0.061***	0.061***
		(0.012)	(0.012)
健康状况		−0.020***	−0.021***
		(0.005)	(0.005)
养老金		−0.090***	−0.091***
		(0.007)	(0.007)
家庭规模		−0.009***	−0.009***
		(0.002)	(0.002)
常数项	0.563***	0.247	0.442
	(0.001)	(0.204)	(0.322)
城市特征变量×时间趋势	否	否	是
调整的R^2	0.432	0.445	0.445
观测值数	28 018	28 018	28 018

注：1.*和***分别表示10%和1%的显著性水平。

2.（）内为城市聚类稳健标准误。

3.已控制个体和时间固定效应。

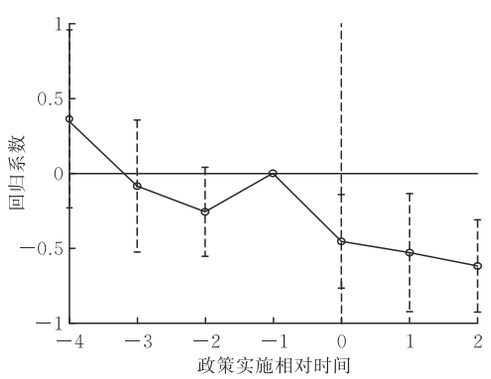


图1　平行趋势检验结果

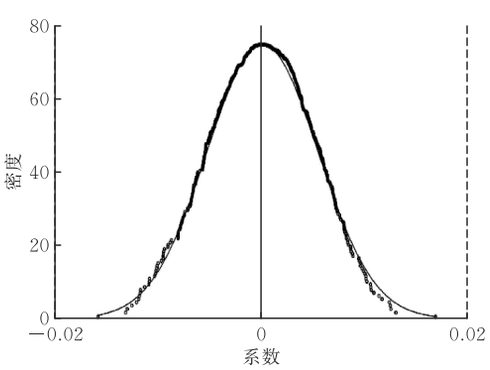


图2　安慰剂检验结果

3.考虑政策发生时间不一致①

本文使用的交错DID会使长护险制度实施较早实验组样本成为试点实施较晚实验组样本的控制组，若该“坏的控制组”所占权重较大，则传统双向固定效应模型的估计结果会产生严重估计偏误[22]。第一，本文参考Cook等[23]的做法，利用Bacon分解将DID结果根据控制组的不同分解为三种类型，以检验交错DID是否会引起较大估计偏误。Bacon分解结果表明，本文的估计结果主要来源于从未受到处理的

① 篇幅有限，部分结果留存备索。

个体作为控制组，其所占权重高达83.53%，而“坏的控制组”的权重仅为11.15%，因而可以认为基准回归结果是稳健的。第二，合成DID通过为每一个实施长护险试点的城市合成一个未实施长护险试点的城市，能有效解决交错DID引起的异质性处理效应问题[24]。本文利用合成控制DID的结果如表3第(1)(2)列所示，无论是否加入家庭特征变量，长护险制度实施均能显著缩小收入不平等，进一步证明基准回归结果的稳健性。第三，插补估计量，参考Gardner①的做法，通过两阶段估计来避免“坏的控制组”对估计结果的影响，本文对基准模型进行重新估计，结果如表3第(3)(4)列所示，核心解释变量的回归系数在5%的水平下显著为负，说明基准回归结果具有稳健性。

表3 合成DID和插补估计量估计结果

变量	被解释变量：家庭收入相对剥夺			
	合成DID		插补估计量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
长护险政策	−0.054*** (0.013)	−0.034*** (0.013)	−0.028** (0.012)	−0.028** (0.014)
家庭特征变量	否	是	否	是
城市特征变量×时间趋势	是	是	是	是
观测值数	4 715	4 715	30 602	30 602

注：1. **和***分别表示5%和1%的显著性水平。

2. ()内为城市聚类稳健标准误。

3. 已控制个体和时间固定效应，控制变量估计结果留存备索。

4. 其他稳健性检验

第一，替换被解释变量。为避免单一指标测度对实证结果带来的偏差，本文替换不同收入不平等衡量指标进行稳健性检验。首先，采用Podder指数②重新测度个体收入相对剥夺，表4第(1)列展示了该回归结果。值得注意的是，此处的Podder指数和上文Kakwani指数均属于个体收入不平等测度指标。考虑到除个体间收入差异外，群体间收入差距也是衡量收入不平等的重要维度。进一步地，本文测算城市层面的基尼系数和泰尔指数作为群体收入不平等指标进行检验，回归结果如表4第(2)(3)列所示，再次验证了研究结论的稳健性。然而，相较于基准回归结果，在考察长护险对群体收入不平等影响时，政策变量系数的数值和显著性均有所下降。这可能是由于从微观层面测度的Kakwani指数更能敏锐地捕捉到长护险政策带来的个体收入变动，而基尼系数和泰尔指数反映的是总体收入分配状况。因此，在长护险促使部分低收入家庭增收但未明显改变整体收入分布时，基尼系数和泰尔指数可能变化幅度较小。

第二，倾向得分匹配—双重差分法(PSM-DID)。尽管本文已在基准模型中通过加入政策期初的相关城市特征变量来控制长护险试点城市选择的非随机性问题，但试点城市和非试点城市的家庭收入不平等状况仍可能存在诸多差异。为了克服样本选择性偏差对估计结果的潜在影响，采用PSM-DID模型进行稳健性检验。首先，选取上文的城市特征变量作为协变量，并以样本所在城市是否参与长护险试点作为因变量，基于Logit模型计算各城市的倾向得分值。随后，使用核匹配方法进行分年匹配，在此基础上重新运用双重差分法估计。表4第(4)列结果表明，PSM-DID回归结果与基准回归结果一致。

第三，剔除疫情影响。疫情防控期间，能否及时恢复工作对个体收入有重要影响[25]，复工复产延迟地区的居民收入下降幅度更大，所以疫情对各地家庭收入的影响可能存在显著差异。由于本文样本涵盖2020年这一特殊年份，疫情可能对估计结果产生干扰。为检验疫情是否对研究结论稳健性产生影响，本文利用2020年CHARLS问卷中收集的关于疫情可能导致家庭收入变化额度的具体数据③，将实际收入调整至若未发生疫情时的预期水平，进而基于调整后的收入数据来重新计算Kakwani指数。表4第(5)列回归结果显示，即使排除了疫情的潜在影响，本文结论依然保持不变。

第四，更换回归模型。由于被解释变量的取值范围在0～1之间，具有明显的截断特征，普通最小二

① GARDNER J. Two-stage differences in differences[EB/OL]. (2022-07-13)[2024-03-06]. https://doi.org/10.48550/arXiv.2207.05943.

② 假设城市单元内样本总量为n，该单元内家庭人均收入分别为$y_1, y_2, \cdots, y_n$，且满足$y_1 \leqslant y_2 \leqslant \cdots \leqslant y_n$，则家庭$k$的Podder测算公式为：$\text{Podder}(y, y_k) = \sum_{i=k+1}^{n} (\ln y_i - \ln y_k) / n$。

③ CHARLS第五轮(2020)追踪问卷中询问了受访者及其家庭成员“疫情使其工资收入、农业收入以及个体经营和私营企业收入增加了，还是减少了，或者没有影响”，详见问卷收入与支出中的GA006、GB007、GC007、GD005。

乘法(OLS)估计结果可能无法得到一致估计量。为避免OLS模型可能产生的估计偏误，本文采用双限制面板Tobit模型进行重新估计。鉴于传统的最大似然估计法在处理面板固定效应模型时存在一定局限性，本文借鉴Honore[26]采用的配对修剪最小二乘估计法进行有效估计。表4第(6)列的回归结果显示，政策变量系数符号及显著性水平与基准回归结果一致，说明被解释变量的截断特征对研究结论影响不大，OLS回归结果仍然是有效的。

表4　其他稳健性检验估计结果

变量	更换被解释变量			家庭收入相对剥夺				
	(1)Podder指数	(2)基尼系数	(3)泰尔指数	(4)PSM-DID	(5)剔除疫情	(6)Tobit模型	(7)排除相关政策	(8)排除相关政策
长护险政策	−0.171**	−0.016*	−0.021*	−0.035***	−0.045***	−0.041***	−0.040***	−0.037***
	(0.070)	(0.009)	(0.012)	(0.012)	(0.013)	(0.010)	(0.012)	(0.012)
居家和社区养老							0.009	
							(0.011)	
医养结合								0.018
								(0.015)
调整的R^2	0.216	0.844	0.717	0.452	0.439		0.445	0.445
观测值数	28 018	28 018	28 018	22 032	28 018	30 602	28 018	28 018

注：1.*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

2.()内为城市聚类稳健标准误。

3.已控制家庭特征变量、城市特征变量×时间趋势、个体和时间固定效应，控制变量估计结果留存备索。

第五，排除同期政策干扰。在样本期内，中国陆续推出以“健康老龄化”为核心目标的养老政策体系，除长护险制度试点外，还包括居家和社区养老、医养结合等试点政策。在进行回归分析时，如果未能充分考虑同期其他相关政策的影响，可能存在高估长护险政策效果的风险。因此，本文特别关注社区居家养老试点、医养结合试点政策可能对因果效应识别产生的干扰，在基准回归模型中分别加入居家和社区养老试点政策变量①和医养结合试点政策变量②。表4第(7)(8)列结果显示，在考虑其他相关政策的潜在影响后，长护险仍能显著缩小收入不平等。

(三)机制检验

根据理论分析，长护险能降低收入不平等的关键在于其更大幅度促进了低收入家庭收入增长。而这背后更为深层次影响路径可能体现在以下两方面：其一，家庭福利溢出效应即长护险更能减轻低收入家庭照料负担，使其被束缚的家庭劳动力资源得以释放；其二，养老护理产业就业拉动效应即长护险作为政策引导工具促进养老护理产业发展，为弱势群体拓宽了就业渠道。为探究长护险对不同收入层次家庭收入及其劳动供给决策的差异化影响，将全样本划分为低收入和高收入家庭③，并构造是否为低收入家庭虚拟变量，运用分组回归检验上述机制是否存在。

首先，本文检验长护险对家庭收入的具体影响，并识别该影响在不同收入层次家庭之间的差异。表5第(1)～(3)列呈现了将家庭人均收入的对数作为被解释变量的估计结果。其中，在第(1)列基于全样本数据分析中，政策变量的系数显著为正，这表明长护险对家庭收入的增长具有积极作用。第(2)(3)列分别针对低收入家庭与高收入家庭进行单独考察，尽管政策变量的系数均为正值，但仅在低收入家庭样本中显著，这意味着长护险的实施更有利于低收入家庭实现增收，初步验证了本文假说1。此外，考虑到养老护理产业从业人员的收入主要源自受雇就业的工资性收入，本文还特别分析了长护险对家庭工资性收入的影响，即将家庭人均工资性收入的对数作为被解释变量进行回归。表5第(4)～(6)列结果显示，无

① 参见《第四批中央财政支持开展居家和社区养老服务改革试点地区名单》。

② 参见《关于确定第一批国家级医养结合试点单位的通知》(国卫办家庭函〔2016〕644号)和《关于确定第二批国家级医养结合试点单位的通知》(国卫办家庭函〔2016〕1004号)。

③ 为尽可能排除由长护险实施引起的家庭收入变动对机制检验产生混淆，本文使用政策发生前即2011、2013和2015年的家庭平均收入数据，并根据样本中位数将其划分为低收入和高收入家庭。

论是在全样本还是在按收入高低划分的家庭子样本中，政策变量的系数均显著为正，但其在低收入家庭样本的显著性和数值更高。由此可见，长护险对低收入家庭产生的增收效应更为明显，有效提高了家庭总收入及工资性收入，有助于缩小其与高收入群体之间的差距，进而减轻收入不平等状况。

表5 长护险对家庭收入的回归估计结果

变量	家庭人均收入的对数			家庭人均工资性收入的对数		
	(1)全样本	(2)低收入家庭	(3)高收入家庭	(4)全样本	(5)低收入家庭	(6)高收入家庭
长护险政策	0.269**	0.311**	0.151	0.566***	0.663***	0.379*
	(0.111)	(0.141)	(0.114)	(0.149)	(0.168)	(0.195)
调整的R^2	0.338	0.294	0.169	0.423	0.264	0.391
观测值数	28 018	11 846	12 010	28 005	11 839	12 006

注：1.*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

2.()内为城市聚类稳健标准误。

3.已控制家庭特征变量、城市特征变量×时间趋势、个体和时间固定效应，控制变量估计结果留存备索。

其次，本文检验长护险对家庭照料者的福利溢出效应，即分析长护险如何通过缓解不同收入水平家庭照料负担进而对照料者的劳动供给决策产生影响。考虑到家庭非正式照料者多为50岁以上群体[27]，且相较于其他家庭照料者，配偶作为失能老人最普遍的非正式照料来源承担着更大照料压力[28]，本文采用配偶是否为失能人员提供照料衡量家庭照料负担。表6第(1)～(3)列结果显示，长护险仅能显著缓解低收入家庭照料负担。为进一步验证照料负担减轻是否有利于非正式照料者再就业，本文将失能人员配偶是否进行受雇就业作为被解释变量，并引入家庭照料负担进行回归分析。从表6第(4)～(6)列发现，长护险仅能通过减轻低收入家庭照料负担进有效提升失能人员配偶的受雇就业概率，而对高收入家庭影响不明显。据此可以推断，长护险通过减轻低收入家庭成员照料负担对其产生更为明显的增收效应，有助于削弱该类家庭的收入相对剥夺感，验证了本文假说2。究其原因，长护险的互助共济特性使其对低收入家庭具有更强的政策干预力度，不但降低了家庭成员提供非正式照料的动机，还减轻了其因高强度照料导致的身体和心理压力，有助于提升其劳动参与率。

表6 长护险的家庭福利溢出效应估计结果

变量	家庭照料负担			受雇就业		
	(1)全样本	(2)低收入家庭	(3)高收入家庭	(4)全样本	(5)低收入家庭	(6)高收入家庭
长护险政策	−0.023**	−0.029**	−0.016	0.040***	0.057***	0.021
	(0.011)	(0.013)	(0.017)	(0.012)	(0.015)	(0.015)
家庭照料负担				−0.021***	−0.019*	−0.023**
				(0.007)	(0.010)	(0.009)
调整的R^2	0.351	0.368	0.335	0.508	0.310	0.378
观测值数	27 128	11 568	11 686	27 128	11 568	11 686

注：1.*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

2.()内为城市聚类稳健标准误。

3.已控制家庭特征变量、城市特征变量×时间趋势、个体和时间固定效应，控制变量估计结果留存备索。

最后，本文检验长护险驱动下的养老护理产业就业拉动效应，即考察长护险能否通过带动养老护理产业发展改善低收入群体就业状况。表7第(1)列结果显示，长护险显著促进了试点地区养老护理产业发展。然而，养老护理产业发展能否拓宽当地家庭成员的就业途径，进而切实带动就业增长是探究长护险能否有效缓解收入不平等的重要前提。为此，本文参考已有文献的做法[15]，将城市层面“卫生、社会保障和社会福利业”就业人数作为养老护理产业就业规模的近似指标，在宏观层面考察长护险是否增强了养老护理产业的就业吸纳能力。表7第(2)列回归结果表明，实施长护险后，试点城市养老护理产业平均新增就业人数约0.48万人。为进一步从微观视角分析长护险带动养老护理业发展对不同收入群体就业的具体影响，本文按照各年各城市养老护理产业发展水平中位数将全样本划分为发展水平较高地区和发展水平较低地区，并将家庭成员是否从事非农受雇就业作为被解释变量，同时在低收入家庭和高收入家庭进行分样本回归，以检验养老护理产业发展在长护险与低收入群体就业关系中起到的作用。结果如表

7第(3)～(6)列所示，在养老护理产业发展水平较低地区，长护险能使低收入家庭的非农受雇就业概率显著提高8.9%，而在养老护理产业发展水平较高地区仅提高了3.3%。这意味着实施长护险的确能激发养老护理产业活力，通过护理岗位提供更多增收渠道来显著提升低收入群体劳动就业率，有助于在源头上缩小收入差距。这一系列实证结果为假说3提供了经验证据支持。

表7　长护险的养老护理产业就业拉动效应估计结果

变量	产业发展水平	产业就业规模	养老护理产业发展水平较低		养老护理产业发展水平较高	
	(1)全样本	(2)全样本	(3)低收入家庭	(4)高收入家庭	(5)低收入家庭	(6)高收入家庭
长护险政策	2.250**	0.482**	0.089***	0.098	0.033*	0.011
	(0.904)	(0.216)	(0.025)	(0.061)	(0.019)	(0.021)
调整的R^2	0.643	0.965	0.330	0.387	0.370	0.386
观测值数	28 018	28 018	6 897	5 200	4 949	6 810

注：1.*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

2.()内为城市聚类稳健标准误。

3. 已控制家庭特征变量、城市特征变量×时间趋势、个体和时间固定效应，控制变量估计结果留存备索。

(四)异质性分析

1.家庭异质性

本文从非正式照料偏好和经济脆弱性两方面识别长护险影响收入不平等的家庭异质性特征。首先，家庭规模和居住安排是影响失能家庭照料模式选择的关键因素。老年人照料模式主要是由家庭照料者决定，特别是家庭成员较多、与子女共同居住的家庭更可能选择在家庭内部分担失能老人的照料责任。然而，由亲属(如子女、配偶)提供非正式照料往往限制其劳动力市场参与，引发“家庭惩罚”现象。为了量化家庭非正式照料偏好，本文采用家庭成员数量及是否与子女同居作为其代理指标①。分组回归及Chow检验结果见表8，长护险仅对非正式照料偏好程度较强(家庭规模较大、与子女同居)家庭的收入不平等具有显著抑制效应。这意味着长护险更可能改变该类家庭的照料模式，通过减轻照护负担促进家庭成员的就业意愿，进而改善收入不平等。

表8　家庭异质性分析估计结果：非正式照料偏好程度

变量	(1)家庭规模较大	(2)家庭规模较小	(3)与子女同居	(4)与子女分居
长护险政策	−0.051***	−0.021	−0.059***	−0.017
	(0.019)	(0.014)	(0.017)	(0.014)
调整的R^2	0.364	0.566	0.393	0.493
观测值数	10 746	14 891	13 923	12 714
Chow检验	12.22***		4.24**	

注：1.**和***分别表示5%和1%的显著性水平。

2.()内为城市聚类稳健标准误。

3. 已控制家庭特征变量、城市特征变量×时间趋势、个体和时间固定效应，控制变量估计结果留存备索。

其次，家庭资产状况与稳定收入来源对抵御不确定性风险至关重要。家庭资产越少、缺乏稳定收入的家庭经济脆弱性较高，从而陷入贫困陷阱的概率越大。而长护险不仅能有效缓冲家庭护理支出风险，而且能化解家庭成员的收入损失风险，增强家庭经济韧性。为此，本文采用家庭人均资产、是否存在工资性收入来衡量家庭经济脆弱性②。从表9的分组回归及Chow检验结果可以看出，长护险仅显著降低了经济脆弱性较高(人均资产较低、无工资性收入)家庭的收入相对剥夺感。

2.区域异质性

下面将从地区医疗水平和地方财政压力两个角度考察长护险影响收入不平等的区域异质性。

首先，地区医疗水平对失能者获取专业医疗护理服务及当地养老护理产业发展至关重要，因而可能影响长护险对收入不平等的缓解效果。为此，本文采用政策期初即2015年各地区万人拥有医疗机构床位数衡量医疗水平，并按中位数将样本划分为高、低医疗水平两组，以避免内生性问题。表10第(1)(2)列与Chow检验结果均显示，长护险在低医疗水平地区对收入不平等抑制作用更显著。其原因可能在

① 与子女是否同居来源于CHARLS 2015年数据。

② 家庭人均资产、是否存在工资性收入来源于CHARLS 2015年数据。

于：在低医疗水平地区，医疗护理服务可及性低、护理成本高，低收入家庭照料负担更重，长护险通过分摊护理支出并提供专业护理服务，有效释放家庭劳动力；加之该地区养老护理产业发展不足，政府实施长护险能稳定护理服务提供者的预期收入，通过带动该地区养老护理产业发展为低收入群体拓宽增收渠道的作用效果更明显。

其次，长护险作为社会保障体系组成部分，其实施效果必将受制于地方财政压力。为识别这一异质性，这里同样以政策期初2015年各城市财政压力的中位数划分高财政压力组和低财政压力组。其中，财政压力采用地方政府一般公共预算收入与一般公共预算支出之比衡量。回归结果如表10第(3)(4)列所示，政策变量系数仅在低财政压力样本中显著。在低财政压力地区，政府有更多的财政资金支持长护险制度建设和实施，有助于扩大参保对象覆盖范围、降低参保成本，并提高待遇给付标准，使低收入家庭更易从中受益。此外，财政状况良好的地方政府更有财力引导并吸引社会资本投资于护理行业，使长护险产生的养老护理产业就业拉动效应发挥更大作用，进而催生更多吸纳低收入群体的养老护理岗位以缓解收入不平等。

表9 家庭经济脆弱性的异质性分析

变量	(1)人均资产较低	(2)人均资产较高	(3)无工资性收入	(4)有工资性收入
长护险政策	−0.061***	−0.025	−0.041***	−0.023
	(0.017)	(0.021)	(0.014)	(0.018)
调整的R^2	0.376	0.419	0.436	0.436
观测值数	8 414	8 003	19 907	8 109
Chow检验	146.80***		148.75***	

注：1. ***表示1%的显著性水平。

2. ()内为城市聚类稳健标准误。

3. 已控制家庭特征变量、城市特征变量×时间趋势、个体和时间固定效应，控制变量估计结果留存备索。

表10 区域异质性分析估计结果

变量	(1)高医疗水平	(2)低医疗水平	(3)低财政压力	(4)高财政压力
长护险政策	−0.028*	−0.061***	−0.048***	0.002
	(0.015)	(0.021)	(0.012)	(0.018)
调整的R^2	0.476	0.407	0.466	0.422
观测值数	13 868	14 150	13 709	14 309
Chow检验	2.38*		4.76***	

注：1. *和***分别表示10%和1%的显著性水平。

2. ()内为城市聚类稳健标准误。

3. 已控制家庭特征变量、城市特征变量×时间趋势、个体和时间固定效应，控制变量估计结果留存备索。

五、进一步分析

前文的实证研究结论揭示出长护险在缓解家庭收入不平等方面具有积极作用，但基准回归中的个体收入相对剥夺仅能从静态视角分析特定时点的收入分配状态。然而，本文更关注的是长护险在缩小收入不平等过程中是否真正促进了低收入家庭实现阶层流动。为此，本文进一步从动态视角探究长护险能否影响家庭收入流动性。具体地，借鉴李何波等[29]的做法，将2010年CHARLS数据中的家庭样本按照家庭人均收入划分为低、中、高3个收入层级，并以此为基础追踪同一家庭在2013、2015、2018和2020年的收入阶层流动情况。考虑到收入流动性指标的排序特性，OLS估计并不适用。因此，本文采用有序Probit模型(Ordered Probit)来分析长护险对家庭收入流动性的影响。具体模型设定如下：

$$mob_{ict}=\delta_0+\delta_1 LTC_{ct}+\delta_2 X_{ict}+\delta_3 Z_{c,2015}\times f(t)+\lambda_t+\eta_i+\varepsilon_{ict} \tag{13}$$

其中，mob_{ict}表示c城市家庭i第t期的收入流动性，若家庭i在t期相较于基期上升1或2个收入阶层，则该指标为1或2；若家庭收入层次未发生变动，则为0；若家庭收入下降1或2个等级，则为−1或−2。

表11第(1)列结果显示，长护险能显著促进家庭收入层级向上流动。鉴于有序Probit模型回归系数并无实际含义，本文进一步估计长护险对收入流动性的边际效应。结果如表11第(2)～(6)列所示，实施长护险使家庭收入向上提升1个层级和2个层级的概率分别提高了1%和1.6%。这表明低收入失能家庭因长护险获得长期照护保障，能有效避免家庭成员因承担全部照护责任而退出劳动力市场的情形，并且护理产业的发展为低收入群体提供了大量就业岗位，有助于其摆脱贫困并提升经济地位。

与此同时，长护险使家庭收入下降1个层级和2个层级的可能性分别减少了0.9%和1.9%，这意味着即便在高收入家庭面临长期护理需求时，长护险制度同样能减轻重大健康事件对家庭造成的负面冲击。值得注意的是，长护险对家庭收入流动性的影响仅在10%水平下显著，可能的原因在于长护险作为一项创新性的社会保障制度，其在试点初期普及程度较低、服务设施及配套资源建设滞后，并且目前中国长护

险的待遇申请流程复杂，限制了居民获取长护险待遇的机会，这可能影响其对家庭收入流动性的改善效果。

表11　长护险对收入流动性的影响估计结果

变量	(1)收入流动性	(2)向下二阶层	(3)向下一阶层	(4)不变	(5)向上一阶层	(6)向上二阶层
长护险政策	0.227* (0.128)	−0.019* (0.011)	−0.009* (0.005)	0.001* (0.001)	0.010* (0.006)	0.016* (0.009)
Pseudo R^2	0.495					
观测值数	11 945	11 945	11 945	11 945	11 945	11 945

注：1. *表示10%的显著性水平。

2. ()内为城市聚类稳健标准误。

3. 已控制家庭特征变量、城市特征变量×时间趋势、个体和时间固定效应，控制变量估计结果留存备索。

六、结论与启示

中国正处于深化社会保障制度改革与扎实推进共同富裕的历史交汇期，研究长护险对家庭收入不平等的影响及其内在机制，不仅是破解老龄化背景下失能老人护理难题的重要举措，亦是促进社会公平正义的理论探索。本文使用CHARLS 2011—2020年5期数据，基于DID研究发现长护险能有效削弱家庭收入相对剥夺感。作用机制分析表明，长护险通过家庭福利溢出效应和养老护理产业就业拉动效应能极大促进低收入群体劳动就业和收入增长，从而缓解收入不平等。异质性分析显示，长护险降低家庭收入不平等的效果，在更倾向于非正式照料、经济脆弱性较高的家庭以及医疗资源相对匮乏、财政压力较小地区表现更为显著。进一步分析表明，长护险在促进低收入家庭层级向上流动的同时又能降低高收入家庭陷入贫困的风险，有助于优化收入分配结构。鉴于此，本文结论具有以下政策启示：

第一，强化长护险制度普惠性，守住社会公平底线。一方面，扩大参保覆盖范围，有序推动长护险从城镇职工医保参保群体向城乡居民医保参保群体拓展。实施差异化参保补贴政策，优先将农村低收入家庭、高龄失能老人等弱势群体纳入保障范围，通过财政补贴等方式降低其参保门槛，确保制度惠及经济困难群体。另一方面，完善筹资与待遇给付机制。逐步优化个人、单位和政府三方负担比例并拓展慈善捐赠等多元化筹资渠道，探索建立与个人收入水平挂钩的动态缴费机制，对低收入群体缴费进行适当减免。在待遇补偿方面，重点保障居家护理、社区护理等普惠性服务需求，对低收入家庭实施梯度补偿，使其自付比例降低至合理区间。

第二，深化长护险与劳动力市场协同机制，激发低收入群体增收潜力。一方面，建立“长护险＋就业服务”衔接平台，为因照护退出劳动力市场的家庭成员提供职业技能培训、就业信息推送等精准服务。同时，鼓励地方政府开发社区养老服务岗位，通过岗位补贴或社保减免等政策工具，优先吸纳低收入家庭照料者就业。另一方面，增强养老护理产业就业吸纳能力。针对农村剩余劳动力、中老年女性等群体开展定向技能培训，通过建立养老护理人员职业认证体系和薪酬指导标准，完善从初级护理员到高级护理师的晋升通道，实现养老护理人才队伍稳定扩充。

第三，精准施策，提升长护险政策效能。首先，长护险可探索建立居家护理支持机制，通过喘息服务及护理设备租赁补贴等方式减轻家庭照护压力。其次，构建失能预警的应急救助机制，推动长护险与低保、临时救助等社会救助政策有效衔接。再次，政府应支持中西部医疗资源薄弱地区与东部发达地区开展对口帮扶，通过“互联网＋护理”模式，推动优质护理资源下沉。最后，充分发挥地方政府专项债的引领作用，吸引社会资本参与养老护理类设施的更新改造，以缓解地方财政压力。

第四，建立长护险动态调整与监测反馈机制，持续优化长护险政策。依托国家社会保险公共服务平台，构建长护险实施效果动态监测体系，重点关注低收入家庭参保率、护理服务利用率等核心指标。建立政策参数动态调整机制，根据经济社会发展水平和人口结构变化，及时优化参保范围、待遇标准等关键要素。政府还应创新政策宣传方式，通过社区宣讲、新媒体传播等渠道提升政策知晓度，尤其应帮助经济困难家庭了解申请流程、待遇标准等信息，有效避免因信息不对称产生制度覆盖盲区。

参考文献：

[1] 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，2019，37(12)：42-59.
MA C，YU Q W，SONG Z，et al. Long-term care insurance，the control of medical expenses and “value-based health care”[J]. China Industrial Economics，2019，37(12)：42-59.

[2] 王树，苏杰，姜迪.老年照护保障与家庭消费：基于长护险试点的政策效应评估[J].当代经济科学，2023，45(6)：86-96.
WANG S，SU J，JIANG D. Old-age care security and family consumption：evaluation of policy effect based on long-term care insurance pilot[J]. Modern Economic Science，2023，45(6)：86-96.

[3] 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，2021，42(12)：21-38.
ZHU M L，HE M. Does long-term care insurance crowd out informal care：evidences from 2011-2018 CHARLS data [J]. Insurance Studies，2021，42(12)：21-38.

[4] 艾静怡，彭希哲.长期护理保险对家庭成员劳动供给的影响[J].保险研究，2024，45(5)：73-84.
AI J Y，PENG X Z. The effect of long-term care insurance on the labor supply of family members[J]. Insurance Studies，2024，45(5)：73-84.

[5] 陈璐，王璐.长期护理保险与养老服务供给：基于新增市场主体视角的检验[J].经济学动态，2024，65(3)：96-111.
CHEN L，WANG L. Long-term care insurance and elderly care service supply：from the perspective of new market entities[J]. Economic Perspectives，2024，65(3)：96-111.

[6] LIU H，MA J Q，ZHAO L Q. Public long-term care insurance and consumption of elderly households：evidence from China[J]. Journal of Health Economics，2023，90：102759.

[7] 谢宇菲，封进.长期护理保险缩小了失能老人健康差距吗?[J].保险研究，2022，43(10)：19-33.
XIE Y F，FENG J. Has the long-term care insurance resolved disparities in health for disabled elderly Chinese?[J]. Insurance Studies，2022，43(10)：19-33.

[8] 于新亮，左雅璇，冯霄汉，等.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[J].财经研究，2021，47(10)：95-109.
YU X L，ZUO Y X，FENG X H，et al. Long-term care insurance，female employment and equal labor rights：based on the overlapping generation model and the synthetic control method[J]. Journal of Finance and Economics，2021，47(10)：95-109.

[9] 陈飞，王若同.长期护理保险制度的共同富裕效应：基于照护决策与风险分担视角[J].世界经济，2024，47(4)：154-183.
CHEN F，WANG R T. The common prosperity effect of long-term care insurance system：from the perspective of family care decision and risk diversification[J]. The Journal of World Economy，2024，47(4)：154-183.

[10] BECKER G S. A theory of the allocation of time[J]. The Economic Journal，1965，75(299)：493-517.

[11] CONNELLY R，DONG X Y，JACOBSEN J，et al. The care economy in post-reform China：feminist research on unpaid and paid work and well-being[J]. Feminist Economics，2018，24(2)：1-30.

[12] 郭庆旺，吕冰洋.论税收对要素收入分配的影响[J].经济研究，2011，46(6)：16-30.
GUO Q W，LYU B Y. The influence of tax on factor income distribution[J]. Economic Research Journal，2011，46(6)：16-30.

[13] 雷明.共同富裕愿景下四次分配的总体目标、制度安排与作用机制[J].武汉大学学报(哲学社会科学版)，2023，76(5)：17-27.
LEI M. The overall objectives，institutional arrangements and mechanism of the four distributions in the vision of common prosperity[J]. Wuhan University Journal (Philosophy & Social Science)，2023，76(5)：17-27.

[14] SHEN K. Who benefits from public financing of home-based long term care? Evidence from medicaid[J]. Journal of Public Economics，2024，236：105151.

[15] 胡宏伟，史健群．民生政策的产业效应与就业增长：来自青岛市长期护理保险推广的证据[J]．保险研究，2024，45(10)：111-127.
HU H W，SHI J Q. The effects of livelihood policy on industry and employment：evidences from the expansion of long-term care insurance in Qingdao[J]. Insurance Studies，2024，45(10)：111-127.
[16] HACKMANN M B，HEINING J，KLIMKE R，et al. Health insurance as economic stimulus? Evidence from long-term care jobs[R]. National Bureau of Economic Research Working Paper，No.w33429，2025.
[17] 刘灿雷，康茂楠，邱立成．外资进入与内资企业利润率：来自中国制造业企业的证据[J]．世界经济，2018，41(11)：98-120.
LIU C L，KANG M N，QIU L C. Foreign investment and domestic firm profitability：evidence from Chinese manufacturing firms[J]. The Journal of World Economy，2018，41(11)：98-120.
[18] KAKWANI N C. On the measurement of tax progressivity and redistributive effect of taxes with applications to horizontal and vertical equity[J]. Advances in Econometrics，1984，3：149-168.
[19] WILES P. Distribution of Income：East and West[M]. Amsterdam：North-Holland，Publishing Company，1974：8.
[20] 王少平，欧阳志刚．我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应[J]．经济研究，2007，42(10)：44-55.
WANG S P，OUYANG Z G. The rural urban income disparity and its effects to economic growth in the case of China [J]. Economic Research Journal，2007，42(10)：44-55.
[21] 黄炜，张子尧，刘安然．从双重差分法到事件研究法[J]．产业经济评论，2022，10(2)：17-36.
HUANG W，ZHANG Z Y，LIU A R. From difference-in-differences to event study [J]. Review of Industrial Economics，2022，10(2)：17-36.
[22] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics，2021，225(2)：254-277.
[23] COOK C J，SHAH M. Aggregate effects from public works：evidence from India[J]. Review of Economics and Statistics，2022，104(4)：797-806.
[24] ARKHANGELSKY D，ATHEY S，HIRSHBERG D A，et al. Synthetic difference-in-differences[J]. American Economic Review，2021，111(12)：4088-4118.
[25] 蔡昉，张丹丹，刘雅玄．新冠肺炎疫情对中国劳动力市场的影响：基于个体追踪调查的全面分析[J]．经济研究，2021，56(2)：4-21.
CAI F，ZHANG D D，LIU Y X. The impact of COVID-19 on the Chinese labor market：a comprehensive analysis based on the individual tracking survey[J]. Economic Research Journal，2021，56(2)：4-21.
[26] HONORE B. Trimmed lad and least squares estimation of truncated and censored regression models with fixed effects [J]. Econometrica，1992，60(3)：533-567.
[27] SCHMITZ H，WESTPHAL M. Informal care and long-term labor market outcomes[J]. Journal of Health Economics，2017，56：1-18.
[28] RYAN L H，SMITH J，ANTONUCCI T C，et al. Cohort differences in the availability of informal caregivers：are the boomers at risk[J]. The Gerontologist，2012，52(2)：177-188.
[29] 李何波，刘渝琳，陈翊旻．数字要素参与是扩大中等收入群体的福音吗：基于阶层流动和收入差距双重维度的经验证据[J]．南开经济研究，2023，39(9)：137-158.
LI H B，LIU Y L，CHEN Y M. Is digital factor participation a boon for expanding middle-income groups? Empirical evidence based on the dual dimensions of class mobility and income gap[J]. Nankai Economic Studies，2023，39(9)：137-158.

编辑：郑雅妮，高原

Long-Term Care Insurance, Employment and Individual Income Inequality

JIN Shuanghua, GAO Ranran

School of Public Finance and Taxation, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China

Summary China faces the dual challenges of population aging and income distribution imbalance. The economic burden on disabled families and the constrains on the labor supply due to informal care needs have exacerbated the "relative deprivation" of low-income groups. As an important institutional innovation to address aging, the impact of long-term care insurance (LTCI) on income distribution requires in-depth exploration.

This study incorporates individual relative income deprivation into the evaluation framework of LTCI's micro-welfare effects, examining its influence on household income inequality. First, based on Becker's household decision-making theory, we construct a theoretical framework to reveal the underlying mechanisms through which LTCI influences income inequality. Subsequently, using five waves of data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) from 2011 to 2020, we employ the difference-in-differences (DID) method for empirical testing. Our findings suggest that LTCI effectively alleviates household income inequality. Compared to high-income groups, LTCI has a more significant positive effect on income growth in low-income households. This is primarily because LTCI not only reduces caregiving burdens and significantly increases the employment probability of informal caregivers but also promotes the development of the eldercare industry, creating more job opportunities for low-skilled workers and vulnerable groups. Furthermore, LTCI is particularly beneficial in reducing income inequality for families with stronger preferences for informal care and higher economic vulnerability. The policy effects of LTCI in reducing income inequality are more pronounced in regions with lower healthcare service accessibility and better local government fiscal conditions. Further analysis indicates that LTCI not only facilitates upward social mobility for low-income households but also reduces the risk of high-income households falling into poverty.

This study contributes to the existing literature in three key aspects. First, unlike previous studies that primarily focus on the equity effects of LTCI from a group perspective, we construct a household-level income inequality indicator using an individual relative deprivation index and empirically examine the impact of LTCI on household income inequality. This supplements research on the micro-welfare effects of LTCI. Second, while existing studies highlight LTCI's role in easing caregiving burdens, fostering the eldercare industry, and promoting employment, there is limited research on how these pathways influence income distribution patterns. This paper explores, both theoretically and empirically, whether and how LTCI affects labor market participation across different income groups, thereby shaping income inequality. Third, most studies analyze LTCI's employment and income effects from a static perspective, whereas this study expands the scope by adopting a dynamic perspective to examine its impact on household income mobility, aiming to provide a comprehensive assessment of LTCI's long-term contribution to household income growth.

By analyzing the effects and mechanisms of China's LTCI pilot program on micro-level household income inequality from both static and dynamic perspectives, this study provides new insights into the income distribution regulatory function of social security policies in an aging society. It also offers theoretical support for optimizing LTCI policy design to better serve low-income groups and contribute to the goal of achieving common prosperity.

Keywords long-term care insurance; income inequality; low-income households; labor employment; elderly care industry