

长期护理保险制度何以破解“一人失能，全家失衡”困局

——基于农村子女劳动供给的视角

卢素兰 钟海霞 冯艳维 宁满秀

摘要：建立长期护理保险制度，是积极应对人口老龄化，实现失能老年人老有所养和缓解“一人失能，全家失衡”困境的重要举措。本文将长期护理保险政策试点开展作为准自然实验，采用 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年中国家庭追踪调查数据，运用双重差分法考察长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响。研究发现：第一，长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给产生显著的正向影响；第二，异质性分析表明，长期护理保险政策实施能够对老一代、女性和家庭收入水平低的农村子女劳动供给产生更加明显的促进效应；第三，机制分析表明，长期护理保险政策实施通过降低农村子女对失能父母的照料支持促进农村子女劳动供给。上述研究结果表明，长期护理保险政策实施能有效缓解农村家庭赡老压力，并释放农村年轻劳动力。本文认为，需持续推进长期护理保险政策，将保障对象扩至更大范围的农村地区，并因地制宜地实施差异化的农村长期护理保险政策；同时，结合农村劳动力结构特点，建设农村专业护理队伍，为农村失能老人提供更专业化、更有针对性的护理照料服务。

关键词：长期护理保险政策 农村子女 劳动供给 家庭老年照料

中图分类号：F062.6 **文献标识码：**A

一、引言

随着老龄化不断加快，中国失能老人数量日益攀升。《2023 年度国家老龄事业发展公报》^①显示，截至 2023 年，中国 60 岁及以上人口达 2.97 亿。2023 年末，因疾病、伤残、衰老而失去生活自理能

【资助项目】 教育部人文社会科学研究青年项目“城乡医保统筹制度对流动老人医疗保障水平的影响研究”（编号：19YJC630111）。

【作者信息】 卢素兰、钟海霞（通讯作者），福建农林大学经济与管理学院，电子邮箱：2810051484@qq.com；冯艳维，福建农林大学乡村振兴学院；宁满秀，福建农林大学经济与管理学院。

^①资料来源：《2023 年度国家老龄事业发展公报》，<https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202410/P020241012307602653540.pdf>。

力的老年人高达 4654 万人，且农村地区老龄化程度比城镇地区更严峻^①。据预测，2035 年农村 65 岁及以上老年人口将达 1.24 亿人，其中农村老年人口失能率将达到 4.92%，农村失能老年人口呈现失能重度化和高龄化的趋势（韩润霖等，2023）。逐渐扩大的失能老人群体给中国社会带来的主要影响包括两个方面。一方面，日益增加的失能老人所需的潜在护理需求将给中国医疗护理事业带来严峻挑战。具体而言，中国老年护理尚未纳入社会保障体系，缺乏针对失能老人专门的照护体系。同时，国内普遍存在着养老机构服务单一、专业化照料服务市场尚未成熟和失能老人护理服务短缺等问题（李晴等，2024），大量失能老人照料需求难以得到满足。另一方面，在失能老人增多与家庭结构日趋小型化的双重叠加下，以家庭照料为主的失能老人照护模式极易引发“一人失能，全家失衡”的社会性难题。其中，因照料失能老人不得不挤占子代劳动供给时间，而打破子代工作生活平衡，是这种失衡的典型表现。在中国农村从业人员劳动参与率未增反降的现实背景下（易莹莹和曹家诚，2023），家庭失能负担无疑会进一步加剧适龄劳动力供给问题（吕函桦等，2024）。其一，在中国社会尤其是农村，法律所规定的赡老义务以及“百善孝为先”的传统文化观念，使农村子女在继续工作和赡老中选择了后者。其二，由于老年护理价格昂贵且养老机构尚不能完全容纳数量增长迅速的失能老人群体，农村年轻劳动力不得不通过减少劳动供给时间甚至离开劳动力市场来增加对父辈的照料。因此，解决失能老人护理问题不仅是实现健康老龄化的必要途径，还对进一步缓解子代赡老压力以及构建就业友好型的社会照料体系具有重要积极意义。

为有效应对失能人员护理保障不足和失能老人照料压力问题，长期护理保险应运而生。2016 年 6 月，国家在全国范围内选取 15 个城市和两个重点省份开展长期护理保险政策试点；2020 年 9 月，进一步扩大试点范围；2024 年，党的二十届三中全会更是明确提出，要加快建立长期护理保险制度。长期护理保险不仅能为失能老人提供机构照料、社区照料等新型照料方式，为失能老人提供更专业的照料服务，还通过对护理费用采取部分比例报销的方式间接降低非家庭照料护理支出，从而缓解失能老人家庭的经济压力。目前，关于长期护理保险政策的实证研究大致可以分为三类。第一类是针对长期护理保险政策对个人福利的影响展开讨论。例如：有学者使用双重差分法考察长期护理保险制度对中国城市老人个人福利水平的影响，发现长期护理保险显著提高了老人健康水平（满小欧和马超，2023）；有研究以社会压力论和社会融合论为理论基础讨论了长期护理保险对中老年人生活满意度的影响机制，发现长期护理保险可以通过提高代际经济资助来显著改善中老年人的生活满意度（李礼和路苗苗，2022）；也有研究从多角度衡量居民幸福感，讨论长期护理保险与中年人幸福感的关系，认为长期护理保险不仅能通过为中年人提供照护保障提高其积极情感，也能通过减轻照料担忧减少其消极情感（陈璐等，2023）。第二类是从家庭角度出发，讨论长期护理保险制度对家庭福利的影响。例如：有研究比较居家护理补贴和机构护理补贴两种补偿模式之间的差异后发现，机构护理补贴对医疗费用影响较小，而居家护理补贴模式能够减少家庭医疗支出（王贞和封进，2021）；也有研究认为长期护理保险

^①资料来源：《中国老年失能人口规模和经济负担——中国老年健康报告（2024）》，<https://finance.sina.com.cn/hy/hyjz/2024-04-30/doc-inatrchx0495710.shtml>。

试点使失能老人家庭提供的日均照料时间下降 44.8%，显著降低了家庭照料者的照料负担（朱震宇，2023）。第三类是针对长期护理保险制度能否促进劳动供给展开研究。例如：部分学者认为长期护理保险政策实施未对劳动力供给产生显著影响（Hyun, 2015; Geyer and Thorben, 2018）；也有研究证实，长期护理保险政策实施在劳动供给方面发挥着显著的促进作用（荆涛等，2021；王树等，2023），不仅能通过促进当地养老护理产业发展给女性提供更多就业岗位（于新亮等，2021；郝君富和李心愉，2014），也能通过减少参保人为应对残疾、失能等需要照料情况的资金储备，降低中老年人预期退休年龄（郭宏旺，2023）。因此，从理论上讲，长期护理保险政策实施提供的保障可以对家庭照料产生替代作用，将农村子女从失能老人护理中解脱出来，从而促进其劳动供给。

综上，关于长期护理保险政策实施效果的评估，尤其是对城市参保群体的个人福利、家庭福利以及劳动供给影响的研究成果颇丰，但少有研究关注农村地区长期护理保险政策的实施效果，更缺乏基于农村子女劳动供给视角来评估长期护理保险政策在缓解农村失能老人照料困境上的有效性。为此，本文构建一个纳入长期护理保险的农村子女工作—闲暇模型，深入考察长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响及其机制，并基于中国长期护理保险试点实践评估其政策效果。

本文的边际贡献有三个方面。在研究视角上，以往研究局限于探析长期护理保险对城市参保者自身及家庭产生的直接影响，而本文关注失能老人照料体系更不健全、照料资源更缺乏、成年子女照料负担更重的农村地区，试图构建长期护理保险政策、失能老人照料与农村子女劳动供给的研究框架，剖析长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的作用机制，以期丰富农村劳动力供给的研究视域和拓展长期护理保险政策实施效果的评估维度。在研究方法上，本文在家庭劳动力供给理论的基础上，构建农村子女工作—闲暇模型，系统分析长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响及其机制，并利用中国大样本微观数据，基于双重差分模型量化评估长期护理保险的政策效果，试图从农村子女劳动供给视角验证长期护理保险政策实施可有效缓解农村家庭面临的“一人失能，全家失衡”困境。在研究内容上，本文分析长期护理保险政策实施提升农村子女劳动供给的经济效应及其异质性，并进一步揭示长期护理保险政策实施可以通过有效降低农村子女对父代的照料支持这一机制来促进农村子女充分就业。本文研究不仅为进一步完善长期护理保险制度提供实证支撑，也为乡村振兴背景下完善农村老年照护保障制度和农村劳动力就业促进机制提供政策启示。

二、制度背景与机制分析

（一）制度背景

长期护理保险制度聚焦于失能老人，旨在通过社会互助的筹资方式为失能老人提供相关照料护理服务，以满足日益增加的老年照料需求。与日本、荷兰、韩国等国家相比，中国的长期护理保险政策实施起步较晚，发展较缓慢。现阶段，逐步完善的老龄化政策、初步形成的社会养老服务体系、稳健的多元筹资主体和日益壮大的养老护理专业队伍为实施长期护理保险政策提供了坚实保障（宋全成和孙敬华，2020）。据预测，未来中国老年人护理需求将呈现高度增长趋势，其中患慢性病程度较高的低龄老年人口将会成为未来中国长期护理保险的主要目标人群（王新军和李雪岩，2020）。

中国长期护理保险政策主要分两个阶段进行。第一阶段为2017—2019年。2016年，人力资源社会保障部确定将江西省上饶市等15个城市作为长期护理保险政策试点城市，并将吉林和山东两省作为国家试点的重点联系省份^①。截至2020年底，第一批长期护理保险试点地区参保人数达1.08亿人，累计享受待遇人数达136万人^②。第二阶段为2020—2022年。2020年，进一步新增北京市石景山区等14个试点地区^③；截至2022年，长期护理保险试点共覆盖49个试点地区，惠及1.45亿人，累计享受待遇人数达172万人，年人均减负超1.5万元^④。长期护理保险提供居家上门护理、机构护理、居家自主护理等多种不同护理形式，同时，长期护理保险基金对于符合规定的长期护理费用予以70%左右的比例报销。

中国长期护理保险制度的实施呈现多元化特点，主要体现在覆盖人群、筹资渠道、筹资方式几个方面。第一，在覆盖人群上，多数试点地区将参保对象设置为城镇职工医疗保险或城镇居民医疗保险的参保人。截至2020年，在第一批试点城市中，仅上海市、苏州市、荆门市和青岛市实施的长期护理保险覆盖了参加基本医疗保险的农村居民。其中，苏州市、上海市长期护理保险制度实现了城乡一体，城乡全体参保人员统一征缴标准和待遇享受标准；青岛市于2012年开始探索实施长期护理保险，2015年率先使长期护理保险覆盖至参加基本医疗保险的全体居民，2021年进一步实施“农村护理保险提升计划”，该计划实施3个月就直接惠及1.1万名农村失能失智老人。第二，在筹资渠道上，中国的长期护理保险筹资可分为3种主要模式：一是完全由基本医疗保险基金结余资金划拨，如宁波市采用此种筹资渠道；二是个人缴纳和医保统筹基金相结合，如上海市是由医保统筹基金和个人账户各自承担部分比例来筹资的；三是混合制，即长期护理保险基金来源于财政补贴、基本医疗保险基金和个人缴费等，如苏州市、荆门市和青岛市均采用“财政补贴+基本医疗保险基金+个人缴费”渠道筹措资金。第三，在筹资方式上，中国长期护理保险政策主要有三种筹资方式：比例制、定额制和二者相结合的方式。比例制即按照一定比例从医疗保险基金中划扣部分资金用于筹集资金，如青岛市以职工基本医疗保险缴费基数总额的0.3%筹集资金。定额制即按照固定金额作为筹资基金，如广州市和上饶市等城市采取定额筹资方式，缴费金额每人每年40~180元不等。

根据各地政府、人力资源和社会保障局官网的相关内容，第一批试点城市长期护理保险各方面的具体差异如表1所示。

^①参见《人力资源社会保障部办公厅关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》（人社厅发〔2016〕80号），https://www.gov.cn/xinwen/2016-07/08/content_5089283.htm。

^②资料来源：《2020年度国家老龄事业发展公报》，<http://www.nhc.gov.cn/ljks/pqt/202110/c794a6b1a2084964a7ef45f69bef5423.shtml>。

^③参见《国家医保局 财政部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），https://www.nhsa.gov.cn/art/2020/9/16/art_37_3586.html。

^④资料来源：《我国长期护理保险试点进展与下步发展展望》，http://www.sic.gov.cn/sic/81/455/0131/11794_pc.html。

表 1 第一批试点城市长期护理保险实施情况

试点城市	覆盖人群	筹资渠道	筹资方式	实施时间
承德市	城镇职工医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	比例制	2016年11月
长春市	城镇职工医疗保险或城镇居民医疗保险的参保人	个人账户+统筹基金	比例制	2015年5月
齐齐哈尔市	城镇职工医疗保险的参保人	个人账户+统筹基金	定额制	2017年10月
上海市	城镇职工医疗保险或城乡居民医疗保险的参保人	个人账户+统筹基金	比例制	2017年1月
南通市	城镇职工医疗保险或城镇居民医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	定额制	2016年1月
苏州市	城镇职工医疗保险或城乡居民医疗保险的参保人	个人缴费+统筹基金+财政补助	定额制	2017年6月
宁波市	城镇职工医疗保险的参保人	统筹基金	定额制	2017年12月
安庆市	城镇职工医疗保险的参保人	个人账户+统筹基金	定额制	2017年4月
上饶市	城镇职工医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	定额制	2016年12月
青岛市	城镇职工医疗保险或城乡居民医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	比例制	2012年7月
荆门市	城镇职工医疗保险或城乡居民医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	比例制	2016年11月
广州市	城镇职工医疗保险的参保人	统筹基金	定额制	2017年8月
重庆市	城镇职工医疗保险的参保人	个人缴费+统筹基金+财政补助	定额制	2017年12月
成都市	城镇职工医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	比例制	2017年2月
石河子市	城镇职工医疗保险或城镇居民医疗保险的参保人	统筹基金+财政补助	定额制	2017年1月

(二) 机制分析

个体劳动力供给理论认为，市场上的个体劳动者皆是追求自身效用最大化的理性人。传统的经济学将个体的可支配时间分为工作时间和闲暇时间，工作时间与闲暇时间存在替代关系：当个体由于某种原因增加工作时间，其闲暇时间就会减少；反之，闲暇时间会增加。家庭劳动力供给理论在此基础上作出补充，认为在以家庭为单位的模型中，劳动供给者的决策不仅受到自身偏好和收入的影响，还会受家庭偏好和家庭成员情况的影响，即个体的劳动供给需要通过家庭协商来决定。家庭劳务及照料时间作为闲暇时间的一部分（Aguiar and Hurst, 2007），也会对工作时间产生替代作用。家庭成员面临照料压力时，往往会牺牲其工作时间，这是家庭成员选择家庭照料的机会成本（吴文芳和王瑞宏，2023）。由于时间的稀缺性，家庭成员需要合理分配闲暇时间和工作时间，以实现家庭效用最大化。

因此，本研究进一步构建农村子女工作—闲暇模型来探究长期护理保险政策实施对其劳动供给影响的作用机理。假设农村子女的全部时间 T 由工作时间 L 和闲暇时间 S 构成，其闲暇时间中用于照料失能父母的时间为 S_p ，剩下的时间 S_r 用于其他闲暇。进一步假设农村子女按照一定比例 θ 分配自身闲暇时间，则有： $S = S_p + S_r = \theta S + (1 - \theta)S$ 。农村子女将其全部时间分配在工作（ L ）、照料

失能父母 (S_p) 和其他闲暇 (S_r) 三方面。同时, 用 C 表示农村子女消费, ω 表示其工资率。假设失能父母的照料分为家庭照料和非家庭照料, 当农村子女选择对失能父母进行家庭照料时, 需要付出时间和精力成本, 此时是未参与长期护理保险阶段; 当农村子女选择非家庭照料时, 需要支付一定的费用, 此阶段视为参与长期护理保险。依据本文的研究对象, 引入长期护理保险有关变量 B , 记 B 为非家庭照料支出, 主要包括机构护理照料支出、居家照料支出、居家上门护理支出等与长期护理保险相关的费用; A 表示农村子女获得的其他收入。此时, 农村子女劳动供给效用最大化函数及约束条件满足:

$$\max U = U(C, S) \quad (1)$$

$$C \leq \omega L + A - B \quad (2)$$

$$T - S - L = 0 \quad (3)$$

假设农村子女的消费和闲暇是正常商品, 其无差异曲线是凸函数, 效用函数为凹函数。按照此假定, 效用函数以及由 $U(C, S)$ 构成的无差异曲线 $C(S)$ 满足:

$$U_1 = \frac{\partial U(C, S)}{\partial C} > 0 \quad (4)$$

$$U_2 = \frac{\partial U(C, S)}{\partial S} > 0 \quad (5)$$

$$U_{11} = \frac{\partial^2 U(C, S)}{\partial C^2} < 0 \quad (6)$$

$$U_{22} = \frac{\partial^2 U(C, S)}{\partial S^2} < 0 \quad (7)$$

$$C' = C'(S) = -\frac{U_2}{U_1} < 0 \quad (8)$$

$$\begin{aligned} C'' = C''(S) &= -\frac{1}{U_1^2} \left[U_1(U_{22} - U_{21} \times \frac{U_2}{U_1}) - U_2(U_{12} - U_{11} \times \frac{U_2}{U_1}) \right] \\ &= \frac{2U_1U_2U_{21} - U_1^2U_{22} - U_2^2U_{11}}{U_1^3} > 0 \end{aligned} \quad (9)$$

农村子女首先对工作时间和闲暇时间进行分配, 再按照 θ 比例分配照料失能父母的时间和其他闲暇时间。根据 (1) ~ (3) 式, 利用拉格朗日乘子法求解农村子女效用最大化函数易得:

$$F = U(C, S) + \lambda[C - (\omega L + A) + B] \quad (10)$$

$$\frac{\partial F}{\partial C} = \frac{\partial F}{\partial S} = \frac{\partial F}{\partial \lambda} = 0 \quad (11)$$

根据(1)~(3)式、(10)式、(11)式计算农村子女效用最大化时其闲暇时间和消费的最优解分别满足：

$$U_2(\omega T - \omega S^* + A - B, S^*) = \omega U_1(\omega T - \omega S^* + A - B, S^*) \quad (12)$$

$$U_2\left(C^*, S - \frac{C^*}{\omega} + \frac{A}{\omega} - \frac{B}{\omega}\right) = \omega U_1\left(C^*, S - \frac{C^*}{\omega} + \frac{A}{\omega} - \frac{B}{\omega}\right) \quad (13)$$

(12)式和(13)式中， S^* 和 C^* 是关于 ω 、 A 、 B 的函数。(12)式和(13)式两边同时对 B 求偏导计算出：

$$\frac{\partial S^*}{\partial B} = \frac{U_{21} - \omega U_{11}}{U_{22} - 2\omega U_{21} + \omega^2 U_{11}} = -\frac{U_1(U_1 U_{21} - U_2 U_{11})}{2U_1 U_2 U_{21} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}} \quad (14)$$

$$\frac{\partial C^*}{\partial B} = \frac{\omega U_{21} - U_{22}}{U_{22} - 2\omega U_{21} + \omega^2 U_{11}} = -\frac{U_1(U_2 U_{21} - U_1 U_{22})}{2U_1 U_2 U_{21} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}} \quad (15)$$

$$\frac{\partial L^*}{\partial B} = -\frac{\partial S^*}{\partial B} = -\frac{U_{21} - \omega U_{11}}{U_{22} - 2\omega U_{21} + \omega^2 U_{11}} = \frac{U_1(U_1 U_{21} - U_2 U_{11})}{2U_1 U_2 U_{21} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}} \quad (16)$$

由(4)~(9)式可知： $U_1 U_{21} - U_2 U_{11} > 0$ ， $2U_1 U_2 U_{21} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11} > 0$ ，故有： $\frac{\partial S^*}{\partial B} < 0$ ，

$\frac{\partial C^*}{\partial B} < 0$ ， $\frac{\partial L^*}{\partial B} > 0$ 。那么，照料失能父母的时间则为： $\frac{\partial S_p}{\partial B} = \theta \frac{\partial S^*}{\partial B} < 0$ 。也就是说，农村子女照料

失能父母的时间、最优消费与非家庭照料支出成反比。通过以上模型可以看出，当非家庭照料支出上升，即长期护理保险实施后，农村子女会减少照料失能父母的时间，并提高自己的潜在工作时间。那么，结合长期护理保险的制度设计与农村的实际情况来看，实施长期护理保险政策对农村子女的实际劳动供给的影响可能体现在以下几方面。

首先，按照家庭决策理论，家庭内部照料供给始终受成本—收益的影响，即家庭照料是基于家庭成本最小和获得收益最大所做出的决策（Apps and Rees, 1997）。无论是通过消耗工作时间和人力资本所提供的家庭照料，还是通过使用货币购买的非家庭照料，都是对家庭资源的消耗和分配（刘二鹏等，2019）。在长期护理保险政策实施前，家庭照料是农村地区主流的照料方式，农村子女是否选择非家庭照料替代家庭照料是基于家庭成本—收益做出的决策。只有当参与长期护理保险后所挤出的家庭照料时间用于工作产生的工资性收入大于参加长期护理保险后可能产生的成本，农村子女才会选择非家庭照料并增加其工作时间，否则会继续沿选择家庭照料。事实上，按照已有试点城市长期护理保

险的筹资和报销情况，参加长期护理保险产生的费用远低于增加的工作时间所产生的额外收益。在长期护理保险筹资阶段，个人缴费占比较小或是无须个人缴纳。同时，当家中父母失能时，对参保人护理所产生的费用大部分由长期护理保险承担，个人支付仍占较小比例。例如，2017年湖北省荆门市长期护理保险参保一年缴纳80元，其中个人缴纳仅为30元^①；参保对象在定点护理服务机构发生护理服务时，长期护理保险基金所承担比例为70%~80%。以养老机构护理为例，每人每床日限额100元，由长期护理保险基金支付75%，个人承担25%，家庭所承担的部分较少^②；而2017年荆门市农村居民人均可支配收入为17167元^③。换言之，参加长期护理保险产生的费用一般低于农村子女参与工作或增加的工作时间所产生的额外收益。那么，作为一个理性的经济人，农村子女会选择增加劳动供给以达到家庭效用最大化，即实施长期护理保险政策会提高农村子女的工作概率以及工作时长。

其次，农村子女照料家里失能老人往往受孝道影响，但照料失能人员的照料强度和照料要求更高，需要照料者付出更多的时间和精力。对于家庭照料者来说，长期高强度的照料压力将会对其心理健康造成很大影响（陈璐和范红丽，2016），且随着照料时间和照料强度的增加，子女可能表现出力不从心或不耐烦，影响照料质量（纪竞堃，2018）。长期护理保险政策实施后，可为农村失能老人提供更多的非家庭照料和更高质量的护理服务，这不仅满足失能人员的照料需求，也有利于减轻子女照料心理负担。因此，长期护理保险政策的实施将增强子女选择非家庭照料方式的意愿，挤出家庭照料时间，从而提高其就业概率和工作时间。

最后，对于以选择家庭照料为主的农村失能老人家庭来说，参与长期护理保险后，若将失能老人送往机构进行专业照护，其费用相对于居家照护较高。在扣除基金补贴的部分后，家庭仍然需要自行承担一部分费用，这在一定程度上增加了家庭的经济负担，或促使农村子女增加其工作时间，以支付需要家庭承担的护理费用。基于以上讨论，本文提出两个研究假说。

H1：长期护理保险政策实施能够促进农村子女劳动供给。

H2：长期护理保险政策实施会降低农村子女对失能父母的照料支持，从而促进其劳动供给。

三、数据来源、变量说明与模型设定

（一）数据来源

本文使用中国家庭追踪调查（CFPS）2014年、2016年、2018年和2020年四期调查数据。CFPS由北京大学中国社会科学调查中心实施，是一项全国性的社会追踪调查项目，样本覆盖25个省份，目标总样本为16000户，调查对象为样本家庭的全体成员。问卷包含社区问卷、成人问卷、家庭问卷

^①资料来源：《荆门尝鲜“长期护理保险” 参保人员护理费可报销7成》，https://www.hubei.gov.cn/hbfb/szsm/201703/t20170303_1545894.shtml。

^②参见《市人民政府关于印发荆门市长期护理保险办法（试行）的通知》，https://www.jingmen.gov.cn/art/2016/11/22/art_6608_3136.html。

^③资料来源：《荆门市2017年国民经济和社会发展统计公报》，<http://www.tjcn.org/tjgb/17hb/35582.html>。

和少儿问卷四种形式，内容涉及工作情况、健康状况、家庭成员数量、家庭收入等个人基本信息和家庭信息，符合本文研究的数据要求。

本文研究对数据做出以下筛选和处理。一是以个体问卷样本数据结果为主体，仅保留户口类型为农业户口、年龄为20~60岁、父母双方至少一方还健在的劳动适龄样本。二是根据筛选出的样本匹配父母信息和家庭问卷中的相关家庭信息。三是剔除重要变量存在缺失值的样本。四是为防止退休造成的劳动供给差异对研究结果产生影响，剔除已退休的样本；同时，参考赵婷（2019）的做法，对于无工作样本，根据“放假或培训”题项，剔除选择处于放假或培训的样本；依据“没有工作原因”题项，剔除选择不需要工作或不想工作、退休或离休以及没有找到合适工作等与家庭代际无关原因的样本。五是将微观数据与地区数据匹配。六是由于吉林省和山东省的部分城市在政策实施前已经进行了相关实践探索，可能存在政策内生性，因此在回归中未包含这些城市的样本。基于以上处理，本文最终得到2014年、2016年、2018年和2020年四期非平衡面板数据，共26242个样本^①。

（二）变量定义与描述性统计

1.被解释变量。本研究的被解释变量为农村子女劳动供给，参考已有研究（张兴祥等，2022；郭凤鸣等，2023），使用是否工作与工作时间两个变量来衡量农村子女的劳动供给。对于是否工作，本文将选择在业且过去一周至少工作了1个小时（对应问卷中的“当前工作状态”和“过去一周状态”）的样本视为工作，赋值为1，否则赋值为0。对于工作时间，本文选取周工作小时（对应问卷中的“过去12个月，主要工作一般每周工作几小时？”）的对数值作为衡量指标。

2.核心解释变量。核心解释变量为长期护理保险政策实施。研究关注的重点为长期护理保险实施的第一阶段。根据第一批长期护理保险试点城市的实施情况，将被访者父母中任一方居住地为上海市、苏州市、荆门市且处于2018年或2020年的个体样本赋值为1，其他情况赋值为0。

3.控制变量。结合前人的研究，从个体和家庭两个方面设置控制变量。选取被访者的性别、年龄、受教育年限等作为个体控制变量。考虑到年龄对农村子女劳动供给的非线性影响，进一步增加年龄的平方作为控制变量。选取被访者的兄弟姐妹数量、子女数量、家庭年总收入等作为家庭层面控制变量。

4.中介变量。本文使用“子代照料父母的频率”来衡量农村子女对失能父母的照料支持，将该变量设置为二值变量。参考问卷中的“过去6个月，您有多经常为父亲（母亲）料理家务或照顾他（她）的饮食起居？”，本文将选择几乎每天给父亲（母亲）提供照料赋值为1，其余赋值为0。

主要变量的定义和描述性统计如表1所示。

表2 变量说明与描述性统计

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
是否工作	被访者是否在业且过去一周至少工作了1个小时：是=1，否=0	0.834	0.372	0	1
工作时间	被访者过去12个月，每周工作小时数（小时）	39.530	24.865	0	168

^①因CFPS已公开数据集不包括市级层面的信息，本文数据的匹配与后文的回归分析均在CFPS保密机房完成。

表 2 (续)

核心解释变量					
长期护理保险政策实施	被访者的父母中任一方居住地为上海市、苏州市、荆门市且处于 2018 年或 2020 年：是=1，否=0	0.009	0.093	0	1
控制变量					
性别	被访者性别：男=1，女=0	0.552	0.497	0	1
年龄	被访者年龄（岁）	38.070	11.059	20	60
年龄的平方	被访者年龄的平方项	1571.549	1571.549	400	3600
受教育年限	被访者受教育年限：博士=21，硕士=18，大学本科=16，大专=15，高中、中专、技校或职高=12，初中=9，小学=6，文盲或半文盲或没有上过学=0	4.908	5.098	0	21
婚姻状况	被访者婚姻状况：有配偶（在婚）=1，其他（包括未婚、同居、离婚、丧偶）=0	0.858	0.349	0	1
健康状况	被访者自评健康状况：不健康=5，一般=4，比较健康=3，很健康=2，非常健康=1	3.110	1.460	1	5
是否有慢性病	被访者是否有慢性病：是=1，否=0	0.100	0.299	0	1
兄弟姐妹数量	被访者兄弟姐妹数量（人）	1.168	0.980	0	9
子女数量	被访者子女数量（人）	2.169	1.098	0	10
家庭成员数量	被访者家庭成员数量（人）	5.055	2.216	1	21
是否与父母同住	被访者是否与父母同住：是=1，否=0	0.787	0.409	0	1
父亲是否患慢性病	被访者父亲是否患慢性病：是=1，否=0	0.205	0.404	0	1
母亲是否患慢性病	被访者母亲是否患慢性病：是=1，否=0	0.132	0.339	0	1
父母健在人数	被访者父母健在人数（人）	1.933	0.251	1	2
家庭总收入	被访者家庭年度总收入（元）	86999.880	180588.600	0	11387796
家庭总支出	被访者家庭年度总支出（元）	78909.590	98798.920	800	5169220
家庭医疗保健支出	被访者家庭年度医疗保健支出（元）	6053.646	20014.220	0	1200000
中介变量					
子代照料父母的频率	是否几乎每天给父亲或母亲提供照料：是=1，否=0	0.085	0.279	0	1

注：为减少极端值对结果的影响，在回归中，工作时间取对数处理，家庭总收入、家庭总支出和家庭医疗保健支出进行 1%缩尾后取对数处理。

（三）模型设定

为验证长期护理保险政策实施的效应，本文使用 DID 模型识别长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响。考虑到被解释变量“是否工作”为二值变量，本文采用面板 Probit 模型研究长期护理保险政策实施对农村子女就业概率的影响；而对于被解释变量“工作时间”，本文采用面板线性模型进行回归。本文将被访者父母任一方居住地位于第一批长期护理保险试点城市（包括上海市、苏州市和荆门市）的农村地区的样本视为实验组，将其他样本视为对照组。通过比较两组样本在第一批长期护理保险试点前后农村子女劳动供给的差异来识别长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影

响。模型构建如下：

$$Labor_{it} = a + b \times (T_t \times TREAT_{ik}) + \delta \times Z + e_t + f_k + \varepsilon_{ikt} \quad (17)$$

(17) 式中： i 、 k 、 t 分别表示个体、地区和年份； $Labor_{it}$ 是本文的被解释变量，表示农村子女 i 第 t 期的劳动供给，包括是否工作和工作时间； T_t 为年份虚拟变量，若年份处于政策实施当年及之后，赋值为 1，否则赋值为 0； $TREAT_{ik}$ 是政策虚拟变量，衡量农村子女 i 的父母任一方所在地区 k 是否受到长期护理保险政策实施的影响，将父母中任一方所在地区处于上海市、苏州市和荆门市的样本赋值为 1，其余赋值为 0； Z 代表一系列控制变量，包括个体控制变量和家庭控制变量， δ 代表控制变量估计系数； e_t 和 f_k 分别表示时间固定效应和地区固定效应； ε_{ikt} 表示随机误差项； a 为常数项；系数 b 代表了长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响，是本文重点关注的系数。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

表 3 汇报了长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给影响的基准回归结果。表 3 (1) 列和 (2) 列分别表示未加入控制变量和加入控制变量时长期护理保险政策实施对农村子女就业概率的效应。结果显示，长期护理保险政策实施的系数为正且在 1% 的水平上显著，说明长期护理保险政策实施能显著提高农村子女就业概率。表 3 (2) 列中，进一步计算得到长期护理保险政策对是否工作的边际效应为 0.121，表明长期护理保险政策的实施使农村子女就业概率提升约 12.1 个百分点。表 3 (3) 列和 (4) 列分别表示未加入控制变量和加入控制变量时长期护理保险政策实施对农村子女工作时间的效应。结果显示，长期护理保险政策实施系数为正且分别在 1% 和 5% 的水平上显著，说明长期护理保险政策实施对农村子女工作时间产生显著的正向作用。假说 H1 得到验证。

此外，从结果中还可以看出，男性就业概率和工作时间均高于女性，这与预期相符。在传统思想的熏陶下，中国农村地区大部分保留着“男主外、女主内”的家庭分工模式，男性是家庭经济的主要承担者，因此就业概率比女性高（汤小庆等，2023）。

表 3 长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给影响的基准回归结果

变量	被解释变量：是否工作				被解释变量：工作时间			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
长期护理保险政策实施	0.530***	0.161	0.539***	0.167	0.301***	0.103	0.249**	0.103
性别			0.562***	0.020			0.524***	0.017
年龄			0.147***	0.008			0.114***	0.007
年龄的平方			-0.002**	0.000			-0.001***	0.000
受教育年限			0.008***	0.002			0.006***	0.002
婚姻状况			-0.285***	0.038			-0.292***	0.028
健康状况			-0.062***	0.009			-0.042***	0.008

表3 (续)

是否有慢性病			-0.098***	0.037			-0.136***	0.032
兄弟姐妹数量			0.049	0.043			0.126***	0.043
子女数量			-0.051	0.043			-0.118***	0.043
家庭成员数量			-0.023***	0.005			-0.026***	0.005
是否与父母同住			-0.076**	0.030			-0.088***	0.025
父亲是否患慢性病			-0.017	0.033			-0.020	0.027
母亲是否患慢性病			0.015	0.032			0.022	0.026
父母健在人数			0.142**	0.058			0.130***	0.042
家庭总收入			0.156***	0.014			0.183***	0.012
家庭总支出			-0.064***	0.015			-0.046***	0.012
家庭医疗保健支出			0.001	0.004			0.005	0.003
常数项	1.527***	0.186	-2.132***	0.311	3.589***	0.153	-0.059	0.258
PseudoR ² 或R ²		0.030		0.097		1.349		1.303
观测值		26242		26242		26242		26242

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②地区固定效应和时间固定效应均已控制。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。双重差分能实现的前提是通过平行趋势检验，因此，本文采用事件研究法来验证长期护理保险政策实施前实验组和对照组地区的农村子女劳动供给是否具有相同变动趋势。依据平行趋势检验原理，设置如下估计方程：

$$Labor_{it} = a + \sum_{\substack{j=-2 \\ j \neq -1}}^1 m_j \times (T_t \times TREAT_{ik}) + \delta \times Z + e_t + f_k + \varepsilon_{ikt} \quad (18)$$

(18) 式中： j 代表以政策实施前一期即 2016 年为基期各年份的相对期数，对其他变量的设定与 (17) 式一致。结果显示^①：在长期护理保险政策实施前，系数估计值 m_j 在统计意义上不显著异于 0，说明政策实施前样本农村子女的就业概率与工作时间均不存在显著差异，实验组和对照组满足平行趋势假设；在长期护理保险政策实施后，系数估计值 m_j 大于 0 且显著异于 0，进一步说明该政策的实施对农村子女劳动供给产生显著的正向影响。

2. 安慰剂检验。为进一步检验基准回归的稳健性，本文借鉴罗明忠等 (2023) 的做法，采取随机生成处理组的方法进行安慰剂检验。具体操作为：随机抽取与原来实验组相同的样本数作为虚假实验组，其余样本作为对照组，并重复 500 次循环进行检验。结果显示^②，长期护理保险政策实施的估计系数均大致在 0 附近并呈正态分布，且绝大部分小于基准回归系数（被解释变量为是否工作时的基准回归系数为 0.539，被解释变量为工作时间时的基准回归系数为 0.249）。这意味着，在本研究中，农

^①因篇幅所限，安慰剂检验结果图详见中国知网或本刊网站所载本文附录中的图 1 和图 2。

^②因篇幅所限，安慰剂检验结果图详见中国知网或本刊网站所载本文附录中的图 3 和图 4。

村子女劳动供给的差异是长期护理保险政策实施引起的。

3.PSM-DID 模型。为尽可能满足条件独立的假定，本文采用 PSM-DID 模型处理“选择性偏差”所导致的内生性问题。具体来说，运用倾向得分匹配方法寻找到一组与处理组其他条件相似的对照组，满足平衡性检验后，再使用双重差分法进行回归。对样本按照最近邻匹配（1:3）进行配对，表 4（1）列和（2）列展示了 PSM-DID 结果。长期护理保险政策实施对农村子女就业概率和工作时间的促进作用仍显著，进一步说明基准回归结果具有较好的稳健性。

4.对被解释变量进行缩尾处理。被解释变量工作时间为连续变量，为尽可能减轻极端值对回归结果的影响，本文对工作时间进行 1%缩尾后作对数处理。表 4（3）列显示，长期护理保险政策的估计系数为 0.248，且在 1%的水平上显著，验证了基准回归结果的稳健性。

5.三重差分法。长期护理保险受益者是参加基本医疗保险的失能人群。为此，本文分别引入“父母失能情况”和“父母参保情况”变量，采用三重差分法进行因果识别。对于“父母失能情况”变量，本文参考马健因（2021）的研究，使用问卷中“能否独立户外活动、能否独立进餐、能否独立厨房活动、能否独立使用公共交通、能否独立购物、能否独立清洁卫生、能否独立洗衣”分别计算父母的 ADLs 得分。ADLs 得分越高表示失能程度越高，ADLs 得分大于 2 分则视为中度失能或重度失能。当父母任一方 ADLs 得分大于 2 分时，将“父母失能情况”赋值为 1，否则赋值为 0。对于“父母参保情况”变量，本文将父母任一方参与基本医疗保险情况赋值为 1，其余赋值为 0。

表 4 的（4）列和（5）列分别展示了引入“父母失能情况”后，长期护理保险政策实施对农村子女就业概率和工作时间的效应。回归结果表明，长期护理保险政策实施对农村子女工作时间的促进作用显著，但对农村子女就业概率的影响不显著。另外，表 4（6）列和（7）列进一步汇报了引入“父母参保情况”的回归结果，与基准回归结果一致，再次验证了基准回归结果的稳健性。

表 4 稳健性检验：PSM-DID 模型、对工作时间进行缩尾处理和三重差分法估计结果

变量	PSM-DID模型		对工作时间 进行缩尾处理	三重差分法			
	(1)是否工作	(2)工作时间	(3)工作时间	(4)是否工作	(5)工作时间	(6)是否工作	(7)工作时间
长期护理保险政策 实施	0.902*** (0.269)	0.369** (0.181)	0.248*** (0.103)				
长期护理保险政策 实施×父母失能情况				0.142 (0.568)	0.294*** (0.089)		
长期护理保险政策 实施×父母参保情况						0.570*** (0.173)	0.234** (0.100)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
PseudoR ² 或R ²	0.179	1.120	1.301	0.097	0.089	0.097	0.093
观测值	758	784	26242	26128	26128	26223	26223

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制变量估计结果省略，地区固定效应和时间固定效应均已控制。

6.剔除上海市样本。考虑到与其他城市相比，上海市在经济条件、基础设施条件和户籍人口方面存在独特特征，可能会影响政策效果的均衡性和一致性。因此，剔除父母任一方处于上海市的样本进一步对样本进行回归。表5（8）列和（9）列的结果显示，长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给时间存在显著的正向影响。

7.稀有事件模型修正。从描述性统计中可以看到，实验组样本仅占总样本的0.9%，对于二值变量“是否工作”，实验组样本中选择工作属于“稀有事件”。参考李勇辉等（2019）的做法，本文使用补对数-对数模型进行稀有事件校正。表5（10）列的结果显示，长期护理保险政策实施对农村子女就业概率仍有显著的促进作用。

8.增加山东省和吉林省样本。为避免实验组样本过少对研究结果造成影响，本文重新将山东省和吉林省的样本纳入，并增加青岛市的实验组样本。表5（11）列和（12）列的估计结果与基准回归结果一致。

表5 稳健性检验：剔除上海市样本、稀有事件模型修正和扩大样本估计结果

变量	剔除上海市样本		稀有事件模型修正		扩大样本	
	(8)	(9)	(10)		(11)	(12)
	是否工作	工作时间	是否工作		是否工作	工作时间
长期护理保险政策实施	0.815 (0.524)	0.705*** (0.245)	0.452*** (0.130)		0.574*** (0.156)	0.309*** (0.096)
控制变量	已控制		已控制		已控制	已控制
pseudoR ² 或R ²	0.097	0.093			0.097	1.303
观测值	25812	25812	26218		27849	27849

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制变量估计结果省略，地区固定效应和时间固定效应均已控制。

（三）异质性分析

考虑到不同个体自身特征不同，长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给行为的影响可能会存在差异，本研究进一步讨论基于年龄、性别和家庭收入水平的异质性。表6汇报了长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的异质性分析结果。

表6 长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的异质性分析结果

变量	被解释变量：是否工作					
	年龄		性别		家庭收入水平	
	(1)	(2)	(3)		(5)	(6)
	老一代	新生代	女性	男性	高	低
长期护理保险政策实施	0.713*** (0.212)	0.510* (0.277)	0.488** (0.231)	0.455* (0.265)	0.338 (0.207)	0.963*** (0.373)
控制变量	已控制		已控制	已控制	已控制	已控制

表 6 (续)

变量	被解释变量：工作时间					
	年龄		性别		家庭收入水平	
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	老一代	新生代	女性	男性	高	低
PseudoR ² 或R ²	0.082	0.109	0.084	0.072	0.107	0.099
观测值	12552	13690	11758	14484	8264	17978
长期护理保险政策实施	0.383***	0.167	0.303*	0.103	0.156	0.593***
控制变量	(0.137)	(0.156)	(0.185)	(0.113)	(0.120)	(0.190)
PseudoR ² 或R ²	0.071	0.121	0.076	0.109	0.097	0.090
观测值	12552	13690	11758	14484	8264	17978

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制变量估计结果省略，地区固定效应和时间固定效应均已控制。

1.基于年龄因素的异质性分析。本文按出生年份对样本进行分组，将出生日期在 1980 年之前的样本划分为老一代农村子女，将 1980 年及之后出生的样本划为新生代农村子女，通过分组回归来观察长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响在年龄上的异质性。

表 6 (1) 列和 (2) 列的结果显示，长期护理保险政策实施对老一代和新生代农村子女就业概率均产生显著的促进作用。进一步计算边际效应分别为 0.142 和 0.123，表明长期护理保险政策实施对老一代农村子女就业概率的提升程度比新生代农村子女高。表 6 (7) 列和 (8) 列结果表明，长期护理保险政策实施对老一代农村子女工作时间的的影响大于对新生代农村子女的影响。可能的原因是：与 1980 年及之后出生的农村子女相比，老一代农村子女的父母年龄较大，随着年龄的增长，身体机能不断退化，罹患疾病的概率更大，失能风险随之增加，因而他们需要家庭照料的可能性较大。因此，相较于新生代农村子女来说，老一代农村子女的照料压力更大，长期护理保险政策实施更有可能提高老一代成年子女的劳动供给。

2.基于性别因素的异质性分析。大量研究（卢洪友等，2017；张良和徐翔，2020）表明，家庭照料对子女劳动供给的影响存在性别差异。因此，考虑到性别差异使女性往往是家庭照料的主要承担者，本文通过性别分组来检验长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响是否存在性别上的差异。

表 6 (3) 列、(4) 列、(9) 列和 (10) 列为基于性别因素分组回归的结果。(3) 列和 (4) 列的结果显示，长期护理保险政策实施对女性和男性的农村子女劳动供给均有影响，边际效应分别为 0.141 和 0.073，说明长期护理保险政策实施对女性就业概率的影响大于男性。(9) 列和 (10) 列的结果表明，长期护理保险政策实施对女性工作时间的效应大于男性，这与大部分研究的结果一致（艾静怡和彭希哲，2024；韩笑和刘子宁，2024）。可能的解释是：尽管随着时代的进步和发展，性别平等取得显著成就，但广大农村家庭仍受着“男主外、女主内”思想的约束；且与男性相比，女性在照顾

失能父母方面往往拥有更多耐心，仍然是家庭照料的主要承担者。因此，长期护理保险政策实施对女性的劳动供给产生更大的影响。

3.基于家庭收入水平的异质性分析。参考蔡伟贤等（2021），本文以家庭总收入的平均数作为分组标准，若家庭总收入大于样本家庭总收入平均值，赋值为1，否则赋值为0，然后分组进行回归检验。表6（5）列、（6）列、（11）列和（12）列显示，长期护理保险政策实施对家庭收入水平低的农村子女的劳动供给影响显著，而对家庭收入水平高的农村子女劳动供给的影响不显著。这说明，长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响主要作用于家庭收入水平低的农村子女。这不难理解，相较于低收入家庭来说，高收入家庭更不需考虑照料支出的影响。因此，无论是否实施长期护理保险政策，高收入家庭都更有可能将家中失能老人的照料工作交给专业护理机构，或是选择专业护理人员上门照料。可见，高收入家庭受长期护理保险政策实施的影响较小。

（四）机制检验

按照前文理论分析所述，长期护理保险政策实施可能通过挤出农村子女对失能父母的代际照料，缓解赡老压力从而促进农村子女劳动供给。为了避免传统三步法可能导致的内生性问题，本文参考江艇（2022）的方法，并沿用双重差分模型进行机制检验。表7（1）列和（2）列的结果表明，长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给存在显著的正向影响。表7（3）列考察长期护理保险政策实施对子代照料失能父母频率的效应。结果表明：长期护理保险政策实施能有效降低农村子女照顾失能父母的频率，中介效应确实存在。诸多研究表明，家庭老年照料已成为影响子代劳动供给的重要因素（范红丽和辛宝英，2019；柴化敏等，2021）。一方面，家庭照料直接占据照料者的时间，使照料者不得不通过增加工作强度或是减少工作时间来满足家庭照料需求；另一方面，长期高强度的家庭照料可能对照料者的健康产生不利影响，兼顾家庭生产与照料使照料者的压力激增，特别是对于农村家庭来说，在健康水平逐渐降低的情况下，照料者很可能减少自身劳动供给甚至离开劳动力市场（张原，2011；张良和徐翔，2020）。长期护理保险政策的实施能在一定程度上缓解农村家庭的照料压力，从而对农村子女劳动供给产生促进作用。假说H2得以验证。

表7 长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	是否工作	工作时间	子代照料父母的频率
长期护理保险政策实施	0.577*** (0.172)	0.282** (0.115)	-0.300* (0.180)
控制变量	已控制	已控制	已控制
PseudoR ² 或R ²	0.091	0.091	0.054
观测值	23513	23513	23513

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为标准误；③由于2014年CFPS问卷中未涉及子代对父代照料支持的相关问题，因此，机制检验中仅使用2016年、2018年和2020年的问卷结果；④控制变量估计结果省略，地区固定效应和时间固定效应均已控制。

五、结论与启示

本文以长期护理保险政策试点开展为准自然实验，基于中国家庭追踪调查 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年四期数据，构建包含长期护理保险制度的农村子女的工作—闲暇模型，使用双重差分法验证了长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响。

研究结果显示：第一，长期护理保险政策实施对农村子女就业概率和工作时间均产生了显著的正向影响，且长期护理保险政策的实施使农村子女就业概率提升约 12.1 个百分点；第二，异质性分析发现，长期护理保险政策实施能够对老一代、女性和家庭收入水平较低的农村子女劳动供给产生更加明显的促进效应；第三，机制分析发现，长期护理保险政策实施能有效降低农村子女对失能父母的照料支持从而促进农村子女劳动供给。总而言之，长期护理保险政策实施能有效缓解农村赡老压力，并释放农村年轻劳动力。

基于前文研究结论和长期护理保险政策的实际实施情况，本文提出以下政策启示。

第一，逐步将保障对象扩至更大范围的农村地区。中国的长期护理保险制度实行较晚，尚需更多的时间和实践来完善。尤其是老龄化程度较为严重的农村地区，面临着更深层次的老年人口失能风险，加上缺乏完善的社会保障制度，农村人口理应受到更多关注。一方面，及时将长期护理保险政策延伸到农村地区，以减轻农村家庭的赡老压力，使农村子女能够实现家庭和工作的平衡；另一方面，通过多种渠道和形式加强对长期护理保险制度的宣传普及工作，提高农村居民的认知度和参与度，扩大政策的受益面。

第二，因地制宜地实施差异化的农村长期护理保险政策。目前，农村地区的长期护理保险筹资机制相对单一，主要依赖财政补贴和农户个人缴费。然而，农村经济发展水平有限，农民的缴费能力较低，这在一定程度上限制了长期护理保险制度的覆盖面和保障水平。前文研究表明，长期护理保险政策对不同年龄、性别和家庭收入水平的农村子女劳动供给的影响存在差异。因此，在长期护理保险政策实施过程中应建立多元化的筹资机制，根据农村实际情况和需求特点，鼓励社会资本参与长期护理保险供给。同时，财政补贴可适当向弱势群体倾斜，给予其更多关注和照顾。可根据不同类别的参保人群进行差异化的待遇给付模式，财政补贴比例可进行灵活调整，如城镇职工缴费率可适当提高，而农村居民、自由职业者和失业人员等人群的缴费率可适当降低。

第三，加大农村区域专业护理人员的培训力度，提高其专业素养，加快农村专业护理队伍建设，推进农村护理产业发展。结合当前中国出生率低和农村人口老龄化速度加快的事实，未来家庭结构将呈现小型化特点，非家庭照料将发挥越来越重要的作用。因此，应根据农村劳动力结构特点，吸纳更多农村妇女和低龄老人投入照护工作，就地培养专业化的护理人员，加快农村专业护理队伍建设，推进农村护理产业发展，为农村地区提供更专业化、更有针对性的护理照料服务，实现中国的健康老龄化。

参考文献

- 1.艾静怡、彭希哲, 2024: 《长期护理保险对家庭成员劳动供给的影响》, 《保险研究》第5期, 第73-84页。
- 2.蔡伟贤、吕函桦、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, 第48-63页。
- 3.柴化敏、蔡娇丽、李晶, 2021: 《老年照料需求增加会减少中年劳动人口的劳动时间吗?》, 《人口与发展》第6期, 第61-78页。
- 4.陈璐、范红丽, 2016: 《家庭老年照料对女性照料者健康的影响研究》, 《人口学刊》第4期, 第48-59页。
- 5.陈璐、王璐、文琬, 2023: 《长期护理保险提升中年人幸福感了吗——基于积极、消极情感的双向分析》, 《社会保障研究》第2期, 第15-32页。
- 6.范红丽、辛宝英, 2019: 《家庭老年照料与农村妇女非农就业——来自中国微观调查数据的经验分析》, 《中国农村经济》第2期, 第98-114页。
- 7.郭凤鸣、常慧、林嵩淇, 2023: 《二胎生育对女性工作时间和就业的影响》, 《青年研究》第4期, 第55-68页。
- 8.郭宏旺, 2023: 《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》, 《中国卫生政策研究》第9期, 第49-55页。
- 9.韩润霖、韩晓静、张立龙、卢晓莉, 2023: 《中国农村失能老年人口的规模、结构与发展趋势——基于 CLHLS 数据和第七次全国人口普查数据的研究》, 《人口研究》第2期, 第63-77页。
- 10.韩笑、刘子宁, 2024: 《长期护理保险对子代劳动力市场表现的影响——基于中国企业一员工匹配调查的实证研究》, 《理论月刊》第4期, 第80-93页。
- 11.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, 第104-112页。
- 12.纪竞垚, 2018: 《子女对父母的照料时长对其照料表现的影响研究》, 《调研世界》第2期, 第14-19页。
- 13.江艇, 2022: 《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》, 《中国工业经济》第5期, 第100-120页。
- 14.荆涛、邢慧霞、王文卿, 2021: 《长期护理保险政策促进劳动就业效应研究——来自11个试点城市的经验数据》, 《价格理论与实践》第6期, 第23-29页。
- 15.李礼、路苗苗, 2022: 《长期护理保险对中老年人生活满意度的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析》, 《南方人口》第5期, 第26-37页。
- 16.李晴、张娜、信博、何志强、夏如欣、蒋文慧, 2024: 《老年失能精准防控体系建设发展的 SWOT-PEST 分析》, 《中国卫生事业管理》第3期, 第350-354页。
- 17.李勇辉、李小琴、沈波澜, 2019: 《安居才能团聚? ——保障性住房对流动人口家庭化迁移的推动效应研究》, 《财经研究》第12期, 第32-45页。
- 18.刘二鹏、张奇林、韩天阔, 2019: 《照料经济学研究进展》, 《经济学动态》第8期, 第99-115页。
- 19.卢洪友、余锦亮、杜亦譞, 2017: 《老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于 CFPS 微观数据的分析》, 《财经研究》第12期, 第4-16页。
- 20.罗明忠、林玉婵、柯杰升, 2023: 《长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应——基于代际资源竞争的视角》, 《中国农村观察》第5期, 第126-144页。

- 21.吕函枰、李婷、孙睿逸, 2024: 《进入还是退出: 长期护理保险的劳动供给效应研究》, 《上海金融》第1期, 第3-14页。
- 22.马健茵, 2021: 《赡养上一辈对中年家庭发展能力的影响路径——基于CFPS家庭配对数据的分析》, 《人口与发展》第1期, 第36-50页。
- 23.满小欧、马超, 2023: 《长期护理保险对中国城市老人健康水平、医疗支出与家庭照护影响》, 《中国公共卫生》第8期, 第971-975页。
- 24.宋全成、孙敬华, 2020: 《我国建立老年人长期照护制度可行吗?》, 《经济与管理评论》第5期, 第65-75页。
- 25.汤小庆、戚亦浓、杨华磊, 2023: 《放松生育管控对劳动供给的影响研究: 来自中国全面二孩政策的经验证据》, 《中国人力资源开发》第5期, 第101-114页。
- 26.王树、苏杰、姜迪, 2023: 《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》, 《当代经济科学》第6期, 第86-96页。
- 27.王新军、李雪岩, 2020: 《长期护理保险需求预测与保险机制研究》, 《东岳论丛》第1期, 第144-156页。
- 28.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, 第557-576页。
- 29.吴文芳、王瑞宏, 2023: 《社会保险法中家庭主体地位的建构——老龄化社会家庭照护之挑战与回应》, 《社会保障评论》第5期, 第36-53页。
- 30.易莹莹、曹家诚, 2023: 《数字经济的发展能否提高新老两代农民工的就业质量? ——来自CMDS的经验证据》, 《现代财经(天津财经大学学报)》第9期, 第39-53页。
- 31.于新亮、黄俊铭、康琢、于文广, 2021: 《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, 第125-144页。
- 32.张良、徐翔, 2020: 《家庭照料影响劳动参与存在性别差异吗?》, 《财经问题研究》第8期, 第111-120页。
- 33.张兴祥、史九领、庄雅娟, 2022: 《子女健康对父母劳动力供给的影响——基于CFPS数据的实证研究》, 《经济动态》第3期, 第71-87页。
- 34.张原, 2011: 《中国农村留守妇女的劳动供给模式及其家庭福利效应》, 《农业经济问题》第5期, 第39-47页。
- 35.赵婷, 2019: 《配偶收入对女性劳动参与的影响》, 《经济与管理研究》第4期, 第65-75页。
- 36.朱震宇, 2023: 《长期护理保险对老年家庭照料的影响》, 《中国人口科学》第3期, 第97-114页。
37. Aguiar, M., and E. Hurst, 2007, "Measuring Trends in Leisure", *Quarterly Journal of Economics*, 122(3): 969-1006.
38. Apps, P., and R. Rees, 1997, "Collective Labor Supply and Household Production", *Journal of Political Economy*, 105(1): 178-190.
39. Geyer, J., and K. Thorben, 2018, "Labor Supply Effects of Long-Term Care Reform in Germany", *Health Economics*, 27(9): 1328-1339.
40. Hyun, J. K., 2015, "The Effect of Long-Term Care Insurance on Labor Supply", *Korean Journal of Social Welfare*, 67(4): 279-299.

How Long-term Care Insurance Can Alleviate the Plight of “One Person’s Incapacity, the Whole Family’s Imbalance”: From the Perspective of Rural Adult Children’s Labor Supply

LU Sulan¹ ZHONG Haixia¹ FENG Yanwei² NING Manxiu¹

(1. College of Economics and Management, Fujian Agriculture and Forestry University;

2. College of Rural Revitalization, Fujian Agriculture and Forestry University)

Summary: The establishment of the long-term care (LTC) insurance system is an important measure to respond positively to the aging of the population, achieve a sense of security for the disabled elderly and alleviate the plight of the “one person’s incapacity, the whole family’s imbalance” in old age. This study treats the pilot of the LTC insurance as a quasi-natural experiment and utilizes panel data from the China Family Panel Studies (CFPS) collected in 2014, 2016, 2018, and 2020. Employing the difference-in-differences (DID) method, it investigates the impact of the implementation of LTC insurance on the labor supply of rural adult children.

The findings are as follows. Firstly, the LTC insurance policy has a significant positive impact on the labor supply of rural adult children. Secondly, the heterogeneity analysis shows that the implementation of the LTC insurance policy has a more significantly positive impact on the labor supply of the older generation, women, and rural adult children from lower-income families. Thirdly, the mechanism analysis shows that the implementation of LTC insurance policy promotes the labor supply of rural adult children by reducing the care support of rural children to their elderly parents. The above research results indicate that the implementation of LTC insurance policy can effectively alleviate the pressure of elderly care for rural families and increase the supply of the rural labor force. Therefore, there is a need to continuously promote the LTC insurance policy, extending its coverage to a wider range of rural areas, and implementing differentiated LTC insurance policies in rural areas according to local conditions. At the same time, based on the characteristics of rural labor structure, a professional nursing team in rural areas should be established to provide more specialized and targeted nursing care services for the disabled elderly in rural communities.

The marginal contributions of this paper are as follows: Firstly, this paper focuses on rural areas where the care system for the disabled elderly is imperfect, care resources are more scarce, and the burden of adult children’s care is heavier, which not only enriches research on rural labor supply but also expands the evaluation chain of the implementation effect of the LTC insurance policy. Secondly, this paper constructs a work-leisure model for rural adult children including LTC insurance policies, and uses a large sample of micro-data in China to quantitatively evaluate the policy effect of the LTC insurance based on the DID model. Finally, this paper further verifies the mechanism that the implementation of the LTC insurance policy can reduce the care support of rural adult children to their parents, and promote the full employment of rural adult children.

Keywords: Long-term Care Insurance Policy; Adult Children of Rural Families; Labor Supply; Household Elderly Care

JEL Classification: Q19

(责任编辑：黄 易)