

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

于新亮 黄俊铭 康琢 于文广

摘要：农村女性作为家庭老年照护的主要承担者，劳动参与受到严重抑制。本文通过构建包含长期护理保险的世代交叠模型，发现长期护理保险可以提升农村女性就业概率，并促使她们向非农产业转移。在此基础上，本文使用2011年、2013年、2015年和2018年四期CHARLS数据建立多时点差分模型进行实证检验。结果表明：与未开展长期护理保险的地区相比，开展长期护理保险地区的农村女性就业概率更高、潜在工作时间更长，政策效果分别为8.14个百分点和0.48小时/天；受长期护理保险影响，农村女性选择非农就业和外出就业的概率分别提高19.44个和9.75个百分点；长期护理保险有效减轻了农村地区劳动力就业性别歧视，提高了老年照护质量，实现了“帕累托改进”。本文的研究为加快建设农村地区养老照护财务支撑体系和服务体系，提升农村女性劳动参与和保障女性就业权益提供了政策启示。

关键词：长期护理保险 农村女性就业 老年照护质量 多时点差分模型

中图分类号：F062.6 **文献标识码：**A

一、问题的提出

受家庭分工和就业歧视等因素影响，中国女性就业形势日益严峻。作为传统家庭中负责料理内务的主要人员，部分女性被迫减少工作时间甚至放弃就业机会，尤其是长时间、高强度的老年照护活动会明显降低女性就业概率（黄枫，2012）。就全社会而言，女性在就业市场上没有明显的竞争优势，尽管现阶段女性的社会地位和受教育程度有所提升，但性别间分工不平等现象依然存在，这使得女性就业率远低于同年龄段男性（Cebula and Coombs, 2008）。

相较于城镇女性，农村女性面临更多就业困境，受自身素质、家庭关系、非农就业转移成本以及

*本文受国家自然科学基金青年科学基金项目“灾难性卫生支出风险识别、致贫路径与精准保障研究”（编号：71804090）、国家自然科学基金面上项目“资金关联、资金供求与资金配置：宏观资金流视角的应用一般均衡模型构建及政策分析”（编号：71874090）和山东省泰山学者工程专项经费“保险风险优化控制策略研究”（编号：tsqn20161041）的资助。同时感谢匿名评审专家的宝贵意见，当然文责自负。

宏观经济社会环境等因素影响，就业率普遍较低。需要特别强调的是，伴随农村青壮年劳动力外流，农村地区老龄化程度远高于城镇地区，加之养老照护机构和护理人员更为匮乏，农村地区失能老人更多地依赖于家庭成员，特别是家庭女性成员所提供的非正式照护（陈璐等，2016；魏后凯，2017）。根据本文使用的微观数据统计，农村老年人失能率高达 30.48%，其中有超过 40%的失能老人由家庭内女性适龄劳动力成员提供照护，而在这部分女性适龄劳动力中有近 80%被迫留守，且四分之一女性不得不一边从事繁重的农业劳动，一边肩负起家庭失能老人照护的重担。

针对当前农村女性就业存在的问题，2019 年民政部等 13 个部门联合出台了《关于加强农村留守妇女关爱服务工作的意见》，提出“充分发挥农村留守妇女在社会生活和家庭生活中的重要作用”，“着力激发农村留守妇女的内生动力”，“加强就业创业指导，提升农村留守妇女就业创业能力”。《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》进一步提出“强化就业优先政策”，同时“健全有利于更充分更高质量就业的促进机制，扩大就业容量，提升就业质量，缓解结构性就业矛盾”。由此可见，减轻农村女性非正式照护负担、促进农村女性就业是党的十九大至十九届五中全会以来实施“稳就业保民生”战略决策的应有之义。

研究表明，长期护理保险能有效激励家庭老年人正式照护需求，从而部分替代家庭成员（主要是女性成员）提供的非正式照护，显著增加女性照护者劳动参与和工作时间（Yamada and Shimizutani, 2015; Klimaviciute et al., 2020）。同时，开展长期护理保险也能鼓励当地养老护理产业发展，为女性提供更多就业岗位，吸引更多女性从事正式照护服务（Hollup, 2014; Kondo, 2019）。该理论假说也得到了包括德、日等发达国家建立完善长期护理保险实践经验的现实支持。2012 年以来，中国也尝试以社会保险方式开展长期护理保险试点工作，并逐步将覆盖范围延伸至农村地区，对经评估达到一定护理需求等级的长期失能老人提供包括基本生活护理和与基本生活密切相关的医疗护理在内的正式照护服务。然而，国内关于农村女性就业的研究大多侧重于制约因素（朱铭来等，2019），较少关注促进农村女性就业的相关措施，长期护理保险对农村女性就业影响的研究更是匮乏。除制度构建与完善外，当前研究仍停留在长期护理保险对失能老人本身经济行为的作用效果评估层面，如控制医疗费用和释放正式照护需求等（马超等，2019），缺乏长期护理保险对照护者福利“溢出效应”的科学研究。

鉴于此，本文试图系统分析长期护理保险通过从非正式照护负担中解放农村女性，进而促进其劳动参与的影响机制，并基于中国长期护理保险试点实践评估其政策效果。本文的边际贡献在于：研究视角上，以往研究局限于考察城市地区开展长期护理保险对被照护者自身福利的影响，而本文延伸到老年人失能程度更高、养老护理产业基础更薄弱且女性就业形势更严峻的农村地区，并从农村女性和失能老人两个角度探讨长期护理保险的政策效果，不仅丰富了农村女性就业的研究视域，也拓展了长期护理保险政策效果评估链条。研究方法上，本文在传统世代交叠模型基础上引入长期护理保险政策参数，对长期护理保险下代表性个体就业决策进行系统的机制分析，并利用中国大样本微观数据，基于多时点差分模型量化评估长期护理保险的政策效果，试图构建起长期护理保险影响农村女性就业概率的研究架构。研究内容上，本文不仅分析长期护理保险提升农村女性就业概率的经济效应，并进一步研究其缓解女性就业歧视和改善农村老年人照护状态的社会效应。长期护理保险既实现了照护者和

被照护者双方福利改进，又实现了经济效益和社会效益的双重提升，这一发现为乡村振兴背景下完善老年照护保障制度和女性就业促进机制提供了政策启示。

二、理论分析

（一）理论模型

本文在传统世代交叠模型基础上，引入长期护理保险政策参数构建包含个体和企业异质性的 OLG 模型，以考察长期护理保险对个体就业概率的影响机理。

1.个体。模型中的家庭包含两代人：代表性个体和老年父母。代表性个体在工作和退休两个时期进行经济决策。在工作期，个体被赋予一单位的时间禀赋用于参与市场劳动或照护老年父母，用所得工资收入进行消费和储蓄；在退休期，个体依靠储蓄进行消费^①。根据工作性质，本文将个体划分为两类：一类为专门从事照护工作的个体，本文称为照护工作个体；另一类为从事除照护工作以外其他工作的个体，本文称为一般性工作个体。对于一般性工作个体，除了参与市场劳动获得工资收入外，为使老年父母获得足够照护，一方面可以花费时间亲自照护，另一方面可以雇佣照护工作个体代为照护。由此，一般性工作个体在工作期和退休期的预算约束分别为：

$$C_{1t}^u = (1 - h_k)w_t^u - S_t^u - A - (1 - \tau)M_t^u \quad (1)$$

$$C_{2t+1}^u = (1 + r_{t+1})S_t^u \quad (2)$$

而对于照护工作个体，除了无偿照护自己的老年父母，还需要照护一般性工作个体的老年父母并以此获得工资收入。由此，照护工作个体在工作期和退休期的预算约束分别为：

$$C_{1t}^s = h_t w_t^s - S_t^s - A - (1 - \tau)M_t^s \quad (3)$$

$$C_{2t+1}^s = (1 + r_{t+1})S_t^s \quad (4)$$

其中，上角标 u 和 s 分别表示一般性工作个体和照护工作个体； w_t 表示在工作期所得工资收入； C_{1t} 为工作期消费， C_{2t+1} 为退休期消费， S_t 表示储蓄， r_{t+1} 表示 $t+1$ 时期的利率； h_k 表示一般性工作个体用于亲自照护老年父母的时间， $1 - h_k$ 表示其工作时间， h_t 表示照护工作个体的工作时间； A 为长期护理保险的缴费金额， τ 为长期护理保险的报销比例； M_t 表示个体照护老年父母的总支出。个体工作时间越长，照护老年父母的时间越少，雇佣他人照护老年父母时间越长，总支出也就越高，所以照护老年父母总支出与个体工作时间正相关。而且随着个体工作时间增加，照护老年父母的边际支出也会提高，一个典型的例子就是全天照护的价格远高于日间照护的价格。因此，本文设定

^①由于本文主要分析长期护理保险对个体就业概率的影响，故在模型设定中省略了养老保险，而实际上，加入养老保险相关设定后，本文结论并未改变。

$$\partial M_t^u / \partial T > 0, \partial^2 M_t^u / \partial T^2 > 0, \partial M_t^s / \partial h_t > 0, \partial^2 M_t^s / \partial h_t^2 > 0。$$

在生命周期内，个体一生的总效用既取决于工作期和退休期的消费，也取决于对老年父母的照护，即：

$$U = \ln C_{1t} + \beta \ln C_{2t+1} + \theta \ln M_t \quad (5)$$

其中， β 为预期效用的时间贴现因子， $\beta \in (0,1)$ ； θ 表示老年父母照护所产生效用的折现因子，反映了个体对老年父母照护的利他动机强度， $\theta > 0$ 。代表性个体通过决策消费、储蓄和照护老年父母总支出等实现一生效用的最大化，根据（1）～（5）式可得：

$$S_t^u = \frac{\beta}{1+\beta} \left[(1-h_k) w_t^u - A - (1-\tau) M_t^u \right] \quad (6)$$

$$S_t^s = \frac{\beta}{1+\beta} \left[h_t w_t^s - A - (1-\tau) M_t^s \right] \quad (7)$$

2.企业。与代表性个体相对应，本文将企业分为一般性企业和照护企业。相比于一般性企业，照护企业更偏向劳动密集型，即劳动力对资本的替代性更高，而一般性企业的劳动力和资本的互补性更高。鉴于此，本文将一般性企业的生产函数设定为柯布-道格拉斯函数形式，而用线性生产函数表示照护企业劳动力和资本的关系^①，即：

$$Y_t^u = B (K_t^u)^\alpha (N_t^u)^{1-\alpha} \quad (8)$$

$$Y_t^s = \rho_1 K_t^s + \rho_2 N_t^s \quad (9)$$

其中， Y_t^u 和 Y_t^s 分别表示一般性企业和照护企业的产出， K_t^u 和 K_t^s 分别表示两类企业的物质资本存量， B 、 ρ_1 、 ρ_2 为技术参数，均大于 0， N_t^u 和 N_t^s 分别表示两类企业劳动力投入，具体地：

$$N_t^u = (1-h_k) L_t^u \quad (10)$$

$$N_t^s = h_t L_t^s \quad (11)$$

其中， L_t^u 和 L_t^s 分别为参与一般性工作和照护工作的劳动力人数。根据企业利润最大化的一阶条件，可得：

^①本文如此设定仅是为了突出两类企业生产上对劳动力的偏重程度不同。本文也尝试了将照护企业生产函数设定为更一般的柯布道格拉斯函数，如 $Y_t^s = B (K_t^s)^\phi (N_t^s)^{1-\phi}$ ，与一般性企业相比，照护企业仅在资本和劳动力投入的收入弹性上有所差异，但这种设定也没有改变本文模型求解得到的基本结论。

$$1 + r_t = \alpha B(k_t^u)^{\alpha-1} \quad (12)$$

$$w_t^u = (1 - \alpha)B(k_t^u)^\alpha \quad (13)$$

$$1 + r_t = i\rho_1 \quad (14)$$

$$w_t^s = i\rho_2 \quad (15)$$

上述各式中，本文将一般性企业的产品价格设为“1”，则照护企业所提供服务的相对价格为 i 。当经济达到均衡状态时，（12）式和（14）式相等，即 $\alpha B(k_t^u)^{\alpha-1} = i\rho_1$ 。

3. 资本市场。假设 t 期的储蓄全部用于 $t+1$ 期的资本投入，且每期期末完全折旧，则资本市场的动态路径满足：

$$K_{t+1} = S_t^u L_t^u + S_t^s L_t^s \quad (16)$$

由（14）式，本文得到劳均资本的动态积累方程：

$$(1 + n_t) [k_{t+1}^u x + k_{t+1}^s (1 - x)] = S_t^u \frac{x}{1 - h_k} + S_t^s \frac{(1 - x)}{h_t} \quad (17)$$

其中， $(1 + n_t) = L_{t+1}/L_t$ ，表示人口增长率； $x = N_t^u/N_t$ ，表示一般性企业劳动力投入占总体劳动力投入比例。根据上述模型设定，经济体的竞争均衡条件是代表性个体实现效用最大化，企业实现利润最大化，商品市场、要素市场以及资本市场出清。将（6）～（7）式、（12）～（15）式代入到（17）式中，本文得出由一阶差分方程系统描述的动态均衡条件，即：

$$\begin{aligned} & \left[x \frac{1 - \alpha}{\alpha} i \rho_1 k_t^u + i \rho_2 (1 - x) \right] - \frac{1 - \beta}{\beta} (1 + n_t) [k_{t+1}^u x + k_{t+1}^s (1 - x)] \\ & = \frac{A + (1 - \tau) M_t^u}{1 - h_k} x + \frac{A + (1 - \tau) M_t^s}{h_t} (1 - x) \end{aligned} \quad (18)$$

为了分析长期护理保险的报销比例对个体工作时间的的影响，本文分别计算（18）式中的 T 和 h_t 对 τ 的导数，整理可得：

$$\frac{\partial T}{\partial \tau} = \frac{M_t^u x + \frac{M_t^s (1 - x) T}{h_t}}{x \left[(1 - \tau) \left(\frac{\partial M_t^u}{\partial T} - \frac{M_t^u}{T} \right) - \frac{A}{T} \right]} \quad (19)$$

$$\frac{\partial h_t}{\partial \tau} = \frac{\frac{M_t^u x h_t}{T} + M_t^s (1-x)}{(1-x) \left[(1-\tau) \left(\frac{\partial M_t^s}{\partial h_t} - \frac{M_t^s}{h_t} \right) - \frac{A}{h_t} \right]} \quad (20)$$

由于长期护理保险缴费金额 A 极小，因此 $\partial T/\partial \tau$ 和 $\partial h_t/\partial \tau$ 的符号分别取决于 $\partial M_t^u/\partial T - M_t^u/T$ 和 $\partial M_t^s/\partial h_t - M_t^s/h_t$ 的正负。其中， $\partial M_t^u/\partial T$ 和 $\partial M_t^s/\partial h_t$ 分别表示两类个体为了多工作 1 小时付出的老年父母照护总支出，即边际成本；而 M_t^u/T 和 M_t^s/h_t 分别表示两类个体平均工作 1 小时付出的老年父母照护总支出，即平均成本。根据经济学的生产理论，边际成本一般高于平均成本，因此 $\partial M_t^u/\partial T - M_t^u/T > 0$ ， $\partial M_t^s/\partial h_t - M_t^s/h_t > 0$ 。本文由此得出， $\partial T/\partial \tau > 0$ ，且 $\partial h_t/\partial \tau > 0$ ，即随着长期护理保险保障水平的提升，无论是从事一般性工作还是从事照护工作，两类个体的工作时间均将有所增加。

(二) 研究假说

本文首先分析是否开展长期护理保险对农村女性是否就业的影响。在这里，地区未开展长期护理保险可表示为长期护理保险保障水平 $\tau = 0$ ，而农村女性未就业可表示为代表性个体工作时间 $T = 0$ 的极端情形，属于边角解推导范畴，在一般理论模型中很难直接加以讨论。而在本文的模型中，长期护理保险保障水平 $\tau = 0$ 和代表性个体工作时间 $T = 0$ 已经涵盖了上述边角解的信息。具体而言，经济体中每个个体的工作时间可表示为：

$$T_i = L(T_i) \tilde{T} = \begin{cases} \tilde{T}, & \text{if } T_i \geq \tilde{T} \\ 0, & \text{if } T_i < \tilde{T} \end{cases} \quad (21)$$

其中， \tilde{T} 表示工作岗位所要求的最低工作时间， $L(T_i)$ 表示个体是否就业的示性函数，当个体提供的工作时间 T_i 超过工作岗位所要求的最低工作时间 \tilde{T} 时，个体才能就业，即 $L(T_i) = 1$ ，否则个体无法就业，即 $L(T_i) = 0$ 。代表性个体的工作时间实际上为经济体中所有个体工作时间的平均值，即：

$$T = \frac{\sum T_i}{N} = \frac{\sum L(T_i)}{N} \tilde{T} \quad (22)$$

可以发现，当岗位最低工作时间 \tilde{T} 外生给定时，代表性个体工作时间 T 与就业率 $\frac{\sum L(T_i)}{N}$ 正相关。同理，代表性个体长期护理保险报销比例 τ 也可表示为：

$$\tau = \frac{\sum I(\tau_i)}{N} \tilde{\tau} \quad (23)$$

其中， $\tilde{\tau}$ 表示长期护理保险政策规定的最低报销比例， $I(\tau_i)$ 表示个体是否获得长期护理保险的示性函数，当 $\tau_i \geq \tilde{\tau}$ 时， $I(\tau_i) = 1$ ，否则 $I(\tau_i) = 0$ 。(23) 式意味着，当长期护理保险报销比例 $\tilde{\tau}$

外生给定时，代表性个体长期护理保险报销比例 τ 与长期护理保险覆盖率 $\frac{\sum L(T_i)}{N}$ 正相关。因此，理论模型中长期护理保险报销比例 τ 与个体工作时间 T 的关系，即可引申为是否获得长期护理保险 $I(\tau_i)$ 与农村女性是否就业 $L(T_i)$ 的关系。据此，本文提出如下假说：

假说 1：与未开展长期护理保险地区相比，开展长期护理保险地区的农村女性就业概率更高。

通过理论模型，本文发现长期护理保险也能够提升照护工作个体的工作时间。这一发现引申到农村经济体中的含义是，长期护理保险在提升农村女性整体就业概率的同时，还有可能促进农村产业结构调整 and 农村女性劳动力向非农产业转移：一方面，长期护理保险通过为失能老人提供正规机构照护或家庭照护服务，减轻农村女性的家庭照护负担，从而提升其就业概率、增加其潜在工作时间，即有效劳动力供给；另一方面，长期护理保险可催生农村养老护理产业，带动农村产业结构调整升级，同时带来与社会资本投入相匹配的劳动力需求，鉴于女性从事养老护理产业相关工作的倾向性更强，因此长期护理保险能够在一定程度上增加农村女性劳动力需求，提高这些产业相比于农业生产的工资溢价，从而吸引农村女性劳动力向以养老护理产业为代表的非农产业领域转移。本文进而提出如下假说：

假说 2：长期护理保险能够提升农村女性劳动力的非农就业概率。

三、实证研究设计

（一）数据来源

本文微观变量数据均来源于中国健康与养老追踪调查数据库（China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS）2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年四期调查数据。CHARLS 调查对象涵盖全国 450 个村级单位，主要调查了 45 岁及以上中老年人个人及家庭信息，其中“家庭信息”部分包含了受访者子女信息，涵盖子女性别、出生年月以及户籍情况等，同时包括当前就业状况以及就业身份等相关内容。本文农村女性个人特征数据来源于主要受访者子女信息调查数据，父母特征变量来源于主要受访者及其配偶的个人调查数据。根据本文对 CHARLS 数据的统计结果，农村女性平均就业率为 77.86%，其中 2011 年和 2013 年超过 80%，而后在 2015 年迅速下降到不足 72%，在 2018 年仅恢复到 77.22%。农村女性平均受教育年限仅为 7.90 年，即初中水平。所在家庭年度总收入不足 0.2 万元的农村女性占比高达 33.59%，也就是说，超过三分之一的农村女性处于贫困线下。此外，农村女性的父母罹患慢性病数量平均为 1.22 个，父母身体状况欠佳的农村女性占比高达 33.65%。可见，农村女性就业状况与其个人素质、家庭经济实力和老年照护负担密切相关。

长期护理保险相关政策变量数据来源于各城市长期护理保险实施细则文件。其中，青岛市于 2015 年 1 月率先将参加基本医疗保险的农村居民纳入长期护理保险保障范围，实现长期照护保障制度城乡全覆盖。此后，荆门市、上海市和苏州市也于 2017 年相继将长期护理保险覆盖范围拓展至参加基本医疗保险的农村居民。本文的实证研究中，将以上四个城市设定为实验组地区，其余城市为对照组地区。另外，在长期护理保险保障程度和保障内容上，四个试点城市还存在一定政策差异：青岛市面向全体失能人员提供医疗专护、护理院医疗护理、居家医疗护理以及社区巡护四种服务形式，并结合参

保人病情和实际需求提供健康管理和维持性治疗、长期护理、功能维护（康复训练）、临终关怀等基本照护服务，照护费用报销比例超过 90%；而荆门市、上海市和苏州市长期护理保险仅针对中度失能及以上人员提供居家护理、养老机构护理以及医院护理三种形式，且上海市和苏州市仅涵盖生活照护和临床护理两方面内容，报销比例在 60%~85%。

（二）模型设定

1. 长期护理保险与农村女性就业状况。本文采用双重差分方法识别长期护理保险对农村女性就业状况的影响，具体识别策略为：在上文设定的实验组地区和对照组地区基础上，将各实验组地区开始将农村地区基本医疗保险参保人纳入长期护理保险覆盖范围的当年及以后各年份作为实验期，而未纳入的年份作为对照期。通过比较实验期与对照期两期内实验组地区和对照组地区农村女性就业状况的差异构建出反映政策效果的双重差分估计量，克服两组地区在实验期之前存在的差异对估计结果的干扰，精确评估长期护理保险对农村女性就业状况的影响。由于各实验组地区中青岛市与其他三个实验组地区进入实验期的时间有所不同，本文参照 Beck et al.（2010）的做法建立如下多时点双重差分模型：

$$work_{ict} = \alpha_1 + \beta_1 LTCI_{ict} + \delta_1 X_{ict} + \lambda_t + \gamma_c + \lambda_t \times \gamma_c + \varepsilon_{ict} \quad (24)$$

其中，下角标 i 、 c 、 t 分别代表农村女性个体、地区和时间； $work_{ict}$ 表示农村女性就业状况的一组被解释变量，包括“是否工作”和“潜在工作时间”；核心解释变量 $LTCI_{ict}$ 为代表长期护理保险试点情况的虚拟变量，其估计系数 β_1 表示长期护理保险对农村女性就业状况产生的平均处理效应； X_{ict} 为一组包含个体层面和父母层面的控制变量， δ_1 为以上控制变量估计系数； λ_t 为时间固定效应， γ_c 为地区固定效应， $\lambda_t \times \gamma_c$ 为时间和地区的交互固定效应； α_1 为常数项， ε_{ict} 为随机扰动项。本文根据以上两个被解释变量分别建立回归方程，其中“是否工作”方程采用 Probit 模型进行极大似然估计，“潜在工作时间”方程采用线性模型进行最小二乘回归。

2. 长期护理保险与女性就业选择。家庭照护活动不仅通过减少农村女性劳动时间降低其劳动参与，而且对于已就业的农村女性，还可能对其就业选择产生影响。在预期长期护理保险能够通过减轻农村女性非正式照护负担带动其就业的情况下，本文进而推断，在就业选择上，开展长期护理保险还可能增加农村女性的非农就业概率和外出就业概率。由于被解释变量“是否工作”中存在大量数值为 0 的样本，若本文只对已工作的农村女性区分其就业类型和就业地点则可能会产生样本选择偏差问题。为克服该问题，本文进一步采取 Heckman 两步法进行回归，基本步骤为：首先建立选择方程，运用 Probit 模型对长期护理保险是否影响农村女性就业概率进行估计，得出逆米尔斯比率；然后，剔除掉未工作的农村女性样本，将被解释变量更换为“非农就业”和“外出就业”的虚拟变量，同时加入逆米尔斯比率重新进行 Probit 回归。回归方程如下：

$$\begin{cases} \Pr(choice_{ict} = 1) = \alpha_2 + \beta_2 LTCI_{ict} + \delta_2 X_{ict} + \eta \cdot athrho + \lambda_t + \gamma_c + \lambda_t \times \gamma_c + t_{ict} \\ \Pr(work_{ict} = 1) = \alpha_3 + \beta_3 LTCI_{ict} + \delta_3 X_{ict} + \lambda_t + \gamma_c + \lambda_t \times \gamma_c + \omega_{ict} \end{cases} \quad (25)$$

其中， $choice_{ict}$ 表示农村女性就业选择的一组被解释变量，包括“非农就业”和“外出就业”；

β_2 和 β_3 为长期护理保险估计系数； athrho 为逆米尔斯比率，其估计系数 η 的显著性表示样本是否存在选择性偏差； δ_2 和 δ_3 为控制变量估计系数； α_2 和 α_3 为常数项； ι_{ict} 和 ω_{ict} 为随机扰动项；其余各变量、下角标含义及设定方式与前文一致。

3. 长期护理保险与就业性别歧视。与男性相比，女性在就业竞争中处于弱势地位，即使对于已就业人群，男女劳动力间仍存在明显的工资差异。在农村地区，劳动力性别歧视更为严重，这极大损害了农村女性就业权益（Alesina et al., 2013；赵显洲，2015）。长期护理保险在通过减轻农村女性家庭照护负担从而提升其就业概率的情况下，可能会进一步缩小农村劳动力就业性别差异。为此，本文参考 Jann（2008），采用 Oaxaca-Blinder 分解法加以验证，设定模型如下：

$$work_{ict}^s = \beta^s X_{ict}^s + \omega_{ict}^s \quad (26)$$

其中，上角标 s 表示性别。被解释变量 $work_{ict}^s$ 为分性别的农村劳动力就业概率，具体而言，包含以下三类：农村女性就业概率，用 $work_{ict}^F$ 表示；农村男性就业概率，用 $work_{ict}^M$ 表示；本身为女性但被视作男性的农村女性就业概率，用 $work_{ict}^C$ 表示。 X_{ict}^s 表示影响农村劳动力就业的自身禀赋，即本文选取的控制变量，其系数 β^s 表示分性别的农村劳动力就业回报系数。 ω_{ict}^s 表示随机扰动项。需要着重说明的是，模型中构建了一个反事实处理组，即一类“被视为男性的农村女性”，其在禀赋上与农村女性基本一致，但具有与农村男性相同的就业回报系数。为验证农村劳动力是否存在就业性别差异，并将就业性别差异进行分解，本文进一步建立如下模型：

$$\begin{aligned} work_{ict}^M - work_{ict}^F &= (work_{ict}^M - work_{ict}^C) + (work_{ict}^C - work_{ict}^F) \\ &= \beta^M (X_{ict}^M - X_{ict}^F) + (\beta^M - \beta^F) X_{ict}^F \end{aligned} \quad (27)$$

其中， $work_{ict}^M - work_{ict}^F$ 表示农村男性与农村女性就业概率的总体差异，可具体分解为两部分：一部分为 $\beta^M (X_{ict}^M - X_{ict}^F)$ ，称为可解释部分，表示由农村劳动力自身禀赋差异导致的就业概率差异；另一部分为 $(\beta^M - \beta^F) X_{ict}^F$ ，称为不可解释部分，表示由性别歧视导致的就业概率差异。

4. 长期护理保险与老年照护质量。长期护理保险预期可以有效提升农村女性就业概率，但是如果原本从事非正式照护的农村女性外出就业后失能老人反而因无人照护导致其被照护质量下降，那么长期护理保险这种就业促进作用就是“帕累托无效”的，只有在保证老人被照护质量不受损害的同时还能够实现农村女性就业概率提升，才符合长期护理保险政策目标。为此，本文结合（24）式，将被解释变量更改为一组表示老年人照护质量的变量，模型如下：

$$quality_{ict} = \alpha_4 + \beta_4 LTCl_{ict} + \delta_4 X_{ict} + \lambda_t + \gamma_c + \lambda_t \times \gamma_c + \sigma_{ict} \quad (28)$$

其中， $quality_{ict}$ 为一组表示老年照护质量的变量，参考马超等（2019），本文选取“父母照护时间”“父母孤独感”“父母自评健康”和“父母 ADL 得分”四个变量。 β_4 为“长期护理保险”估计系数，表示长期护理保险对老年照护质量的影响程度， α_4 为常数项， δ_4 为控制变量估计系数， σ_{ict} 表示随机扰动项。其余各变量、下角标含义及设定方式与前文一致。此外，考虑到无法排除随机扰动项在个体和时间层面存在相关性的可能，参照 Cameron and Miller（2015），本文对上述各回归方程均

采用个体和时间二维聚类标准误加以调整，以使模型估计结果更为稳健。

（三）变量选取与测量

1.被解释变量。基准回归模型中被解释变量包括“是否工作”和“潜在工作时间”。其中，“是否工作”为虚拟变量，若个体就业状态为“工作”则赋值为1，否则赋值为0；“潜在工作时间”为个体父母平均每天接受正式照护与非正式照护小时数的差值^①。就业选择模型中被解释变量包括“非农就业”和“外出就业”，其中，“非农就业”为虚拟变量，若个体就业类型为“农、林、牧、渔业生产人员”则赋值为0，否则赋值为1；“外出就业”同样为虚拟变量，若个体已就业且当前常住地点与户籍所在地不同则赋值为1，否则赋值为0。老年照护质量模型中被解释变量包括“父母照护时间”“父母孤独感”“父母自评健康”和“父母 ADL 得分”。其中，“父母照护时间”为个体父母平均每天接受正式照护和非正式照护的小时数之和；“父母孤独感”为取值1~4的等级变量，具体分类及赋值方式为，“很少或者根本没有”=1，“不太多”=2，“有时或者说有一半的时间”=3，“大多数的时间”=4；“父母自评健康”为虚拟变量，若个体父母自评健康为“一般”“好”“很好”或“极好”则赋值为1，“不好”或“很不好”则赋值为0；“父母 ADL 得分”为连续变量，变量设定参照了 Mahoney and Barthel (1965) 的日常生活能力量表 (ADL)，在问卷中选取相同或相近指标计算老年父母 ADL 评分所得。

2.解释变量。本文的解释变量为“长期护理保险”。根据农村长期护理保险试点情况，本文将“长期护理保险”设置为虚拟变量。其中，所在地区为青岛市且处于2015年及以后各期，以及所在地区为苏州市、上海市或荆门市且处于2018年当期的个体样本赋值为1，其他个体样本均赋值为0。

3.控制变量。参考 Heitmueller (2007)、吴愈晓 (2010)、杜凤莲、董晓媛 (2010) 和于新亮等 (2021) 等有关女性就业影响因素的研究，本文设定如下控制变量：第一类为个人因素变量，包括“年龄”“婚姻状况”和“受教育年限”。其中，“年龄”设定为问卷调查年份与个体出生年份的差值，此外考虑到年龄对农村女性就业的非线性影响，本文同时加入年龄平方项；“婚姻状况”为虚拟变量，若个体婚姻状况为“已婚”或“同居”赋值为1，否则赋值为0；“受教育年限”根据个体所获得的最高学历计算年限所得，具体而言，文盲、小学、初中、高中及中专、本科及大专、硕士研究生和博士研究生分别赋值为0、6、9、12、16、18和21。第二类为家庭因素变量，包括“家庭年收入”“未成年子女数量”“是否与父母同住”“父母慢性病数量”和“兄弟姐妹数量”。其中，“家庭年收入”根据个体所在家庭实际收入情况分为“0.2万以下”“0.2万~1万”“1万~2万”“2万~5万”“5

^①CHARLS 数据库并未收集受访者子女实际工作时间的相关信息。但正如本文理论模型中的设定，老年父母照护时间与个体工作时间紧密相关。假设农村女性对工作和闲暇的时间偏好一定，农村女性工作时间与正式照护时间成正比，与非正式照护时间成反比，因此增加正式照护时间和减少非正式照护时间都能够提高农村女性工作时间。为此，本文通过计算老年父母平均每天接受正式照护与非正式照护小时数的差值得到农村女性潜在工作时间的增量，作为农村女性工作时间的代理变量。

万~10万”和“10万及以上”6个组别^①，本文分别设定为虚拟变量，并以“0.2万以下”为参照组；“未成年子女数量”为个体抚育子女中未成年子女的个数；“是否与父母同住”为虚拟变量，若个体与其老年父母同住则赋值为1，否则赋值为0；“父母慢性病数量”为个体老年父母罹患慢性病种类的个数；“兄弟姐妹数量”为个体老年父母的子女数量减1。第三类为外部社会经济因素变量，除在模型中加入时间固定效应和地区固定效应外，本文参考刘睿雯等（2020），还加入时间和地区交互固定效应，以控制既随时间又随地区变动的宏观特征变量对农村女性就业的影响。

（四）描述性统计

根据实证分析需要，本文仅保留农业户口、年龄处于16~60岁的劳动适龄女性样本，同时根据家庭编码匹配老年父母信息。删除缺失重要变量的样本后，本文最终获得一个非平衡面板数据，2011年、2013年、2015年和2018年各期样本量分别为8538、8587、9078和9896，总样本量为36099，其中实验组地区样本量为429，占比1.19%^②。

变量描述性统计结果如表1所示。实验组地区农村女性就业率比对照组地区高近1个百分点；无论是实验组地区还是对照组地区，农村女性潜在在工作时间均受到非正式照护时间挤占，但实验组地区的挤占程度较低，农村女性潜在在工作时间较多；实验组地区农村女性非农就业比例远高于对照组地区，但外出就业比例较低；实验组地区个体老年父母孤独感较弱，自评健康水平较高，实际失能程度较低，总体照护时间较少。此外，与对照组地区相比，实验组地区农村女性年龄更大，受教育年限更长，低收入家庭（2万以下）占比更低，高收入家庭（2万及以上）占比更高，拥有兄弟姐妹数量、抚育未成年子女数量和老年父母罹患慢性病数量均更少，但与老年父母同住的概率更高。

表1 变量描述性统计

变量名	全样本		对照组地区		实验组地区	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
是否工作	0.7787	0.4151	0.7786	0.4152	0.7879	0.4093
潜在工作时间	-0.9718	3.5197	-0.9773	3.5325	-0.5175	2.1677
非农就业	0.6091	0.4880	0.6066	0.4885	0.8435	0.3645
外出就业	0.7457	0.4355	0.7473	0.4346	0.6142	0.4875
父母孤独感	1.7211	1.2302	1.7241	1.2309	1.4678	1.1390
父母自评健康	0.6635	0.4725	0.6615	0.4732	0.8298	0.3762
父母ADL得分	76.2236	14.4427	76.2486	14.4358	74.1294	14.8719
父母照护时间	1.0785	3.7297	1.0851	3.7444	0.5291	2.1074
长期护理保险	0.0041	0.0637	0.0000	0.0000	0.3427	0.4752

^①以上收入区间均包含下限，但不包含上限，如“0.2万~1万”表示家庭年收入大于等于0.2万且小于1万。

^②马超等（2019）指出，处理组占比低理论上并不会给回归结果带来很大问题，因为DID成立的前提是“共同趋势”，对相对比例并没有要求，对照组的存在只是为实验组提供反事实对照而已，在其研究中，实验组占比仅为0.42%，而在Mosser and Voena（2012）的经典研究中，实验组样本量也仅占4.6%。

老年照护保障与女性劳动参与

年龄	36.0921	9.8374	36.0746	9.8321	37.5478	10.1763
年龄平方项	1399.4109	734.2611	1398.0429	733.3906	1513.1515	796.0794
婚姻状况	0.8493	0.3578	0.8494	0.3577	0.8438	0.3634
受教育年限	7.8968	4.4884	7.8702	4.4707	10.1049	5.3395
家庭年收入						
0.2 万以下	0.3359	0.4723	0.3363	0.4725	0.3054	0.4611
0.2 万~1 万	0.1157	0.3199	0.1167	0.3211	0.0303	0.1716
1 万~2 万	0.1819	0.3858	0.1831	0.3867	0.0816	0.2741
2 万~5 万	0.2599	0.4386	0.2595	0.4383	0.2984	0.4581
5 万~10 万	0.0766	0.2660	0.0754	0.2641	0.1725	0.3783
10 万及以上	0.0299	0.1704	0.0290	0.1677	0.1119	0.3156
未成年子女数量	0.8936	0.9709	0.8960	0.9733	0.6970	0.7179
是否与父母同住	0.1242	0.3298	0.1229	0.3284	0.2284	0.4203
父母慢性病数量	1.2244	1.3798	1.2255	1.3806	1.1259	1.3177
兄弟姐妹数量	2.6795	1.5969	2.6915	1.5964	1.6783	1.2858

四、实证结果分析

(一) 长期护理保险与女性就业状况

1. 基准回归。多时点双重差分模型回归结果如表 2 所示。其中，(1) 和 (2) 列分别为未加入控制变量和加入全部控制变量时长期护理保险对农村女性就业概率的作用效果。结果显示，“长期护理保险”估计系数均在 5% 的水平上显著，符号为正。由于 Probit 模型估计系数不具有实际经济学意义，本文计算了该变量的边际效应，分别为 0.0984 和 0.0814，说明长期护理保险对农村女性就业概率的提升幅度在 8.14~9.84 个百分点之间。(3) 和 (4) 列分别为未加入控制变量和加入全部控制变量时长期护理保险对农村女性潜在工作时间的的作用效果。结果显示，“长期护理保险”估计系数分别在 1% 和 5% 的水平上显著，符号为正，说明长期护理保险对农村女性潜在工作时间的提升幅度在 0.48~0.57 小时/天之间。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
长期护理保险	0.3463** (0.1475)	0.3081** (0.1569)	0.5670*** (0.3159)	0.4833** (0.2012)
年龄		0.1838*** (0.0108)		0.0343* (0.0202)
年龄平方项		-0.0022*** (0.0001)		-0.0008*** (0.0003)
婚姻状况		-0.3147*** (0.0779)		0.0329 (0.0754)
受教育年限		0.0023		0.0369***

老年照护保障与女性劳动参与

		(0.0048)		(0.0061)
家庭年收入				
0.2万~1万		0.3185***		-0.1571*
		(0.0635)		(0.0870)
1万~2万		0.3358***		-0.0611
		(0.0561)		(0.0713)
2万~5万		0.3379***		0.1613**
		(0.0301)		(0.0637)
5万~10万		0.4595***		0.1782**
		(0.0631)		(0.0886)
10万及以上		0.3983***		0.3541***
		(0.0819)		(0.1085)
未成年子女数量		-0.0698***		-0.0366
		(0.0066)		(0.0251)
是否与父母同住		-0.3202***		-0.3107***
		(0.0405)		(0.0656)
父母慢性病数量		-0.0125**		-0.1880***
		(0.0054)		(0.0240)
兄弟姐妹数量		0.0112		-0.1309***
		(0.0142)		(0.0276)
常数项	1.9153**	-1.1239	1.5564	0.7773
	(0.9156)	(1.0846)	(1.1428)	(1.2089)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
交互固定效应	控制	控制	控制	控制
R ² /pseudo R ²	0.0421	0.1071	0.0162	0.0447
观测值数量	36099	36099	36099	36099

注：括号中数字为个体和时间二维聚类标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；家庭年收入变量组中，参照组为“0.2 万以下”；后文同。

此外，考虑到农村女性就业概率受到年龄、受教育程度以及家庭照护负担等因素的影响，长期护理保险对农村女性就业的促进效果也可能因年龄、受教育程度以及家庭照护负担差异存在异质性。限于篇幅，未汇报的分组回归结果发现：长期护理保险对身体素质和学习能力较强的 16~25 岁青年女性就业促进效果最大，其次是工作经验丰富和熟练度较高的 36~45 岁中年女性，而对学龄前子女或孙子女抚育负担较重的 26~35 岁女性和 46~60 岁女性就业的促进作用微弱；长期护理保险对受教育程度较低、承担更多家务劳动的高中（中专）及以下学历农村女性就业促进作用更强，而对本已拥有更多工作机会且就业质量较高的本科（大专）及以上学历农村女性就业不存在明显作用；相比于拥有更多兄弟姐妹分担老年照护任务的农村女性，长期护理保险对兄弟姐妹数量较少、老年照护负担较重的农村女性就业概率提升幅度更大。

2.稳健性检验。本文不仅进行了双重差分方法基本假设要求的平行趋势检验和安慰剂检验，还进行了多重差分检验，以确保基准回归结果具有可靠性。

平行趋势检验。双重差分的前提是满足平行趋势假定，即实验组地区和对照组地区的农村女性在长期护理保险实施之前的就业概率具有相同趋势。由于各实验组地区开展长期护理保险的年份存在差异，参照 Beck et al. (2010)，本文以农村女性“是否工作”方程为例，采用事件分析法 (Event Study) 进行平行趋势检验。这一方法优势在于：除了能够直接观测两组地区在开展长期护理保险前是否满足平行趋势外，还能分析长期护理保险对农村女性就业概率产生的动态政策效果。图 1 汇报了以开展长期护理保险前一期为基准的平行趋势检验结果，开展长期护理保险前三期政策效应点估计结果均在 0 点上下波动，且置信区间包含 0，说明实验组和对照组地区农村女性就业概率在开展长期护理保险前并无明显差别，满足平行趋势假定。进一步地，从开展长期护理保险当期开始，政策效应点估计结果逐渐远离 0 点，同时置信区间不再包含 0，可见，开展长期护理保险显著提升了实验组地区农村女性的就业概率，且作用效果逐年增强。

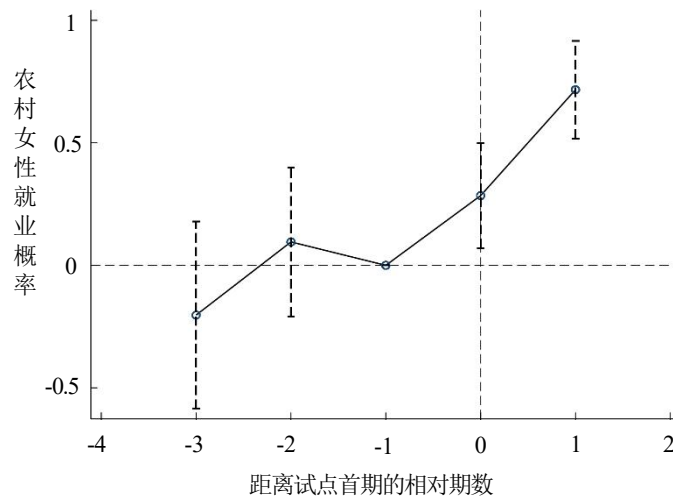


图 1 平行趋势检验结果

安慰剂检验。参照 Cai et al. (2016)，本文以农村女性“是否工作”方程为例，采取随机分配实验组地区的方法进行安慰剂检验，即从对照组地区中随机抽取 4 个地区作为虚拟实验组地区，假设这 4 个地区与实验组地区同期开展了长期护理保险。具体而言，从 2015 年对照组地区中抽取 1 个地区替代青岛市，从 2018 年对照组地区中抽取 3 个地区替代荆门市、上海市和苏州市。如果发现虚拟实验组地区在假设开展长期护理保险的情况下农村女性就业概率显著提高，那么就说明实验组地区农村女性就业概率的提升并不是由长期护理保险引起的。本文进行 500 次随机抽取并按照 (24) 式回归，得到长期护理保险估计系数大小及其 P 值的分布，如图 2 所示。本文发现，随机抽样的长期护理保险估计系数绝大多数都低于基准回归结果，且分布多集中在 0 点附近，系数对应的 P 值也大多高于基准回归系数对应的 P 值 (0.0500)，因此可以基本排除本文估计结果是由不可观测因素驱动的可能性，即可以认为实验组地区农村女性就业概率的提升是由当地实施的长期护理保险政策引起的。

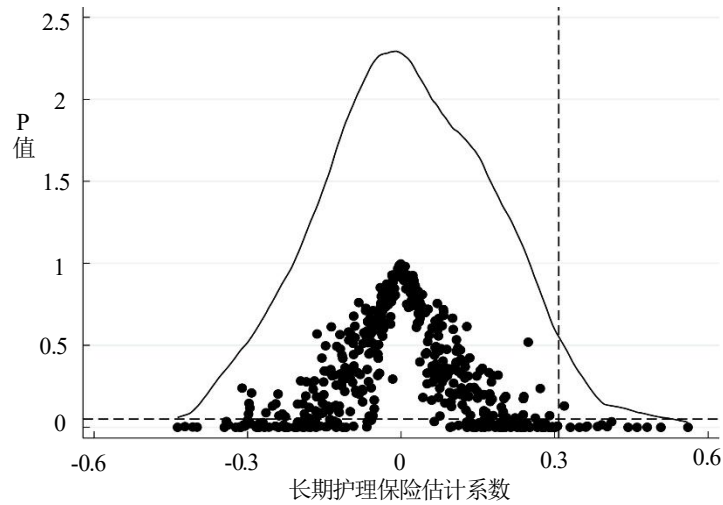


图2 安慰剂检验结果

注：图中竖线和横线分别代表基准回归结果中长期护理保险系数大小及对应的P值。

多重差分识别。理论上，与父母同住的农村女性面临更繁重的非正式照护负担。同时，根据现行长期护理保险政策，参加了基本医疗保险且失能程度达到一定标准的老年人才能享受长期护理保险待遇，进而体现长期护理保险对家庭中女性照护者就业概率产生的效果。为此，本文参考任胜钢等（2019）的做法，在（24）式农村女性“是否工作”方程中分别加入“长期护理保险”“与父母同住”和“父母医保情况”的交互项，以及“长期护理保险”“与父母同住”和“父母失能情况”的交互项，以克服不可观测因素对估计结果的干扰，从而更准确地识别长期护理保险对农村女性就业概率的作用效果。需要说明的是，“父母医保情况”为虚拟变量，如果与农村女性同住的父母至少拥有一种医疗保险，则该变量取值为1，否则取值为0；“父母失能情况”同样为虚拟变量，如果农村女性所在家庭中存在ADL得分低于或等于40分，即中度和重度失能父母，则该变量取值为1，否则取值为0。多重差分模型回归结果显示，两个交互项估计系数均在1%的水平上显著，符号为正，进一步计算可知边际效应分别为0.3735和0.3733，说明在控制了影响与父母同住选择、父母医保参与和失能情况的相关因素后，长期护理保险实际提升农村女性就业概率的净效应更高。

此外，各试点城市长期护理保险在报销比例和保障内容方面存在一定差异，这也会对当地农村女性就业概率产生不同程度的影响。参照钱楠筠（2007），本文选取试点城市长期护理保险“报销比例”和“保障内容”两个变量，分别与“长期护理保险”进行交互，引入（24）式“是否工作”方程，建立连续型差分模型重新回归。其中，“报销比例”为试点城市长期护理保险最高报销比例，即失能老人照护费用的最高报销限额与实际费用总额的比例；“保障内容”为居家护理、社区巡护、机构护理和医疗专护四类服务中长期护理保险给予报销的个数。结果表明，长期护理保险报销比例每提高1个百分点，农村女性就业概率提高9.71%；保障内容每增加一项，农村女性就业概率提高2.71%。

（二）长期护理保险与女性就业选择

长期护理保险影响女性就业选择的 Heckman 两步法回归结果如表3所示。其中，（1）和（2）列

为非农就业方程回归结果，结果显示，长期护理保险回归系数在 5%的水平上显著，符号为正，数值为 0.5812，进一步计算可知边际效应为 0.1944。（3）和（4）列为外出就业方程回归结果，结果显示，长期护理保险估计系数在 10%的水平上显著，符号为正，数值为 0.4225，进一步计算可知边际效应为 0.0975。此外，两个方程中逆米尔斯比率均在 1%的水平上显著。以上结果表明，在克服样本选择偏差后，长期护理保险不仅能够显著提升女性就业概率，而且能够提升其非农就业概率和外出就业概率，其中非农就业概率提升 19.44 个百分点，外出就业概率提升 9.75 个百分点。

表 3 就业选择模型回归结果

	是否就业 (1)	非农就业 (2)	是否就业 (3)	外出就业 (4)
长期护理保险	0.3838* (0.2055)	0.5812** (0.2296)	0.3838* (0.2055)	0.4225* (0.2520)
逆米尔斯比率		1.1494*** (0.0866)		0.4431*** (0.0882)
常数项	-1.7874 (1.0938)	-1.5281*** (0.2103)	-1.0674 (1.0871)	6.0253 (2972.4019)
观测值数量	22040	14051	36033	28044

注：限于篇幅，模型中控制变量与时间、地区和交互固定效应的回归结果不再报告，后文同。

五、进一步分析

（一）长期护理保险与女性就业歧视

开展长期护理保险前后实验组地区与对照组地区农村劳动力就业概率性别差异的 Oaxaca-Blinder 分解结果如表 4 所示。其中，（1）和（2）列分别为对照组地区和实验组地区在未开展长期护理保险时（本文选取 2011 年进行考察）农村劳动力就业概率性别差异的分解结果。在开展长期护理保险试点前，无论是实验组地区还是对照组地区，不同性别农村劳动力的就业概率均存在明显差异，且不可解释部分贡献率超过 90%，可见导致女性就业概率显著低于男性的主要因素是性别歧视。（3）和（4）列分别为对照组地区和实验组地区在开展长期护理保险后（本文选取 2018 年进行考察）农村劳动力就业概率性别差异的分解结果。开展长期护理保险后对照组地区的农村劳动力，无论是就业概率性别总差异，还是可解释部分、不可解释部分及其贡献率，均与未开展长期护理保险时期的对照组地区基本一致；而对于开展长期护理保险后实验组地区的农村劳动力，就业概率性别总差异虽为负，但已不显著，由性别歧视导致的就业概率差异的不可解释部分也不再显著，且与对照组地区相比贡献率明显降低，表明实验组地区在开展长期护理保险后，农村女性劳动力就业概率已与男性劳动力不存在明显差异。综上，长期护理保险能够有效减轻农村劳动力就业性别歧视，降低农村劳动力就业概率的性别差异。结合基准回归结果可知，长期护理保险既提升了农村女性就业概率，又减轻了农村地区就业性别歧视，实现了经济效益和社会效益的双重提升。

表 4 农村劳动力就业概率性别差异 Oaxaca-Blinder 分解结果

老年照护保障与女性劳动参与

	2011年		2018年	
	对照组地区 (1)	实验组地区 (2)	对照组地区 (3)	实验组地区 (4)
男性	0.9015*** (0.0032)	0.8937*** (0.0286)	0.9196*** (0.0027)	0.6907*** (0.0724)
女性	0.8103*** (0.0049)	0.7778*** (0.0428)	0.7711*** (0.0049)	0.7878*** (0.0418)
总差异	0.0913*** (0.0054)	0.1159** (0.0498)	0.1485*** (0.0053)	-0.0971 (0.0871)
可解释部分	0.0057*** (0.0017)	-0.0104 (0.0221)	0.0089*** (0.0015)	-0.0477 (0.0749)
可解释部分贡献率	6.25%	-8.97%	5.99%	49.12%
不可解释部分	0.0856*** (0.0051)	0.1263*** (0.0442)	0.1396*** (0.0050)	-0.0494 (0.0548)
不可解释部分贡献率	93.75%	108.97%	94.01%	50.88%

(二) 长期护理保险与老年照护质量

长期护理保险影响老年照护质量的回归结果如表 5 所示。结果显示，长期护理保险虽然通过增加正式照护服务部分替代了非正式照护时间，但农村老年人总体照护时间并未发生明显下降。另外，农村老年人的 ADL 得分也没有显著下降，也就是说，他们的失能程度没有因长期护理保险促进女性外出就业而显著加重。进一步地，父母孤独感回归方程中长期护理保险的估计系数在 1% 的水平上显著，符号为负，父母自评健康回归方程中长期护理保险的估计系数在 1% 的水平上显著，符号为正，表明开展长期护理保险同时引起农村老年人孤独感的显著减弱和自评健康水平的显著提升。总之，对农村老年人而言，长期护理保险的开展既没有降低其获得照护的总体时间，也没有加重其实际失能程度，反而还改善了精神健康状况和总体健康水平，促进了农村老年照护质量的提升。结合上文实证结果，长期护理保险既改善了农村女性就业状况，又提高了农村老年照护质量，实现了照护者和被照护者双方福利的共同提升，即“帕累托改进”。

表 5 老年照护质量回归结果

	父母照护时间 (1)	父母孤独感 (2)	父母自评健康 (3)	父母ADL得分 (4)
长期护理保险	-0.3680 (0.3146)	-0.5049*** (0.1439)	0.5741*** (0.0381)	0.4986 (1.6656)
常数项	0.4454 (2.1648)		1.1165*** (0.0475)	67.4928*** (9.5087)
R ² /pseudo R ²	0.0669	0.0130	0.0217	0.0081
观测值数量	36099	34740	36099	35985

六、结论与政策建议

早在 1995 年，联合国第四次世界妇女大会《北京宣言》就提出“促进妇女经济独立，包括就业，并通过经济结构的变革针对贫穷的结构性原因，以消除妇女持续且日益沉重的贫困负担，确保所有妇女、包括农村地区的妇女作为必不可少的发展推动者，能平等地获得生产资源、机会和公共服务”的发展目标，这一目标在 2020 年习近平于联合国大会纪念北京世界妇女大会 25 周年高级别会议上发表的重要讲话中进一步得以明确。可见，促进女性就业、保障女性权益，特别是农村女性就业和权益，是当前中国妇女工作的主要任务。然而，在广大农村地区，由于照护机构和照护人员数量与老年人照护需求数量的不匹配，导致农村女性面临的就业状况和性别歧视情况更为严峻。本文通过构建世代交叠模型分析了长期护理保险影响农村女性就业的理论机制，并利用 CHARLS 数据进行实证检验，得出如下结论：第一，开展长期护理保险能够显著提升农村女性就业概率和潜在工作时间，平均提升幅度分别为 8.14 个百分点和 0.48 小时/天；第二，长期护理保险平均使农村女性非农就业概率提高了 19.44 个百分点，外出就业概率提高了 9.75 个百分点；第三，长期护理保险能够有效缓解农村地区劳动力就业性别歧视问题，并且能够提高农村老年人整体照护质量。综上所述，农村长期护理保险的开展实现了经济和社会效益的双重提升，以及照护者和被照护者福利的共同改善。

本文进而提出加快建设农村地区养老照护财务支撑体系和服务体系的政策建议。首先，建议进一步扩大农村长期护理保险试点地区和覆盖范围，并增加长期护理保险照护内容，完善居家照护和社区巡护服务，增加对社区基层卫生机构转移支付，尽快完成床位和诊疗器械升级改造，提高护理服务专业化水平。长期护理保险不仅要发挥财务补偿功能，而且要推进当地养老护理产业发展，创新政府和社会资本合作模式，通过特许经营权、税收减免等政策优惠引入社会资本参与养老护理机构投资与运营。其次，在农村老年照护服务体系普遍缺失的现阶段，可参照德国等发达国家长期护理保险的实践，以及中国山东省东营市垦利区正在推进的农村居民长期护理保险试点经验，探索居家照护新模式，在强调家庭照护作为老年照护方式主体地位的同时，实行对农村女性劳动力的分类管理：对承担中度、重度老年照护的农村女性，通过现金补贴为其所提供的照护服务赋予更高经济价值和社会认可；对承担轻度老年照护但有能力且有意愿参与社会互助性老年照护工作的农村女性，通过就地挂靠社区基层卫生机构为其提供与正规岗位同等的基本薪酬待遇和福利保障；由于城市地区长期护理保险发展速度较快，养老照护产业较为发达，可考虑农村女性剩余劳动力向城市地区失能照护市场转移。对所有参与老年照护的农村女性，均应提供必要的专业培训，获取相应资格认证，以保证失能老年人照护品质。最后，向因老年失能和家庭照护而致贫、返贫的家庭提供兜底保障，通过包括长期护理保险在内的老年照护保障体系，实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴相衔接。

参考文献

1. 陈璐、范红丽、赵娜、褚兰兰，2016，《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》，《经济研究》第 3 期。
2. 杜凤莲、董晓媛，2010，《转轨期女性劳动参与和学前教育选择的经验研究：以中国城镇为例》，《世界经济》

第2期。

3.黄枫, 2012,《人口老龄化视角下家庭照料与城镇女性就业关系研究》,《财经研究》第9期。

4.刘睿雯、徐舒、张川川, 2020,《贸易开放、就业结构变迁与生产率增长》,《中国工业经济》第6期。

5.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。

6.钱楠筠, 2006,《丢失的女人与茶叶价格——与特定性别有关的收入对性别失衡的影响》,《中国劳动经济学》

第2期。

7.任胜钢、郑晶晶、刘东华、陈晓红, 2019,《排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据》,《中国工业经济》第5期。

8.魏后凯, 2017,《中国农业发展的结构性矛盾及其政策转型》,《中国农村经济》第5期。

9.吴愈晓, 2010,《家庭背景、体制转型与中国农村精英的代际传承(1978-1996)》,《社会学研究》第2期。

10.于新亮、左雅璇、冯霄汉、李倩、于文广, 2021,《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。

11.赵显洲, 2015,《中国城市劳动力市场上性别歧视的分布效应研究》,《经济经纬》第5期。

12.朱铭来、郑先平、李涛, 2019,《宗族网络、保险制度与农村女性外出就业——基于CFPS数据库的空间计量实证分析》,《经济科学》第4期。

13.Alesina, A. F., F. Lotti, and P. E. Mistrulli, 2013, "Do Women Pay More for Credit? Evidence from Italy", *Journal of the European Economic Association*, 11(1): 45-66.

14.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.

15.Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu, 2016, "Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China", *Journal of Development Economics*, 123(1): 73-85.

16.Cameron, A. C., and D. L. Miller, 2015, "A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference", *Journal of Human Resources*, 50(2): 317-372.

17.Cebula, R. J., and C. K. Coombs, 2008, "Recent Evidence on Factors Influencing the Female Labor Force Participation Rate", *Journal of Labor Research*, 29(3): 272-284.

18.Heitmueller, A., 2007, "The Chicken or the Egg? Endogeneity in Labour Market Participation of Informal Carers in England", *Journal of Health Economics*, 26(3): 536-559.

19.Hollup, O., 2014, "The Impact of Gender, Culture, and Sexuality on Mauritian Nursing: Nursing as a Non-gendered Occupational Identity or Masculine Field? Qualitative Study", *International Journal of Nursing Studies*, 51(5): 752-760.

20.Jann, B., 2008, "The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models", *The Stata Journal*, 8(4): 453-479.

21.Klimaviciute, J., P. Pestieau, and J. Schoenmaeckers, 2020, "Long-term Care Insurance with Family Altruism: Theory and Empirics", *The Journal of Risk and Insurance*, 87(4): 895-918.

22.Kondo, A., 2019, "Impact of Increased Long-term Care Insurance Payments on Employment and Wages in Formal Long-term Care", *Journal of the Japanese and International Economies*, 53(9): 1-10.

23. Mahoney, F. I., and D. W. Barthel, 1965, "Functional Evaluation: The Barthel Index", *Maryland State Medical Journal*, 14(1): 61-65.

24. Moser, P., and A. Voena, 2012, "Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act", *American Economic Review*, 102(1): 396-427.

25. Yamada, H., and S. Shimizutani, 2015, "Labor Market Outcomes of Informal Care Provision in Japan", *Journal of the Economics of Ageing*, 6(12): 79-88.

(作者单位: 山东财经大学保险学院)

(责任编辑: 胡 祎)

Elderly Care Security and Female Labor Participation: Policy Effects Evaluation of Long-term Care Insurance in Rural China

YU Xinliang HUANG Junming KANG Zhuo YU Wenguang

Abstract: As the main undertakers of family care for the elderly, rural women's labor participation has been severely inhibited. By building an overlapping generation (OLG) model including long-term care insurance (LTCI), this article finds that LTCI can improve the employment probability of rural women and promote their transfer to non-agricultural industries. On this basis, the study establishes a time-varying DID model and uses the four periods of CHARLS data in 2011, 2013, 2015 and 2018 for empirical test. The results show that the employment probability and potential working time of rural women in the areas with LTCI are higher than those in the areas without LTCI, and the average policy effects are about 8.14 percentage points and 0.48 hours per day. Affected by LTCI, the probability of rural women choosing non-agricultural employment and out-of-town employment has also significantly increased by 19.44 and 9.75 percentage points, respectively. LTCI has effectively weakened gender discrimination in rural labor employment and improved care quality for the elderly, thus realizing a Pareto improvement. This study provides policy inspirations for speeding up the construction of financial support system and service system of elderly care in rural areas, improving rural women's labor participation and protecting their employment rights and interests.

Keywords: Long-term Care Insurance; Rural Women Employment; Care Quality for the Elderly; Time-varying DID