

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

于新亮¹, 左雅璇¹, 冯霄汉¹, 李倩², 于文广¹

(1. 山东财经大学 保险学院, 山东 济南 250014; 2. 山东财经大学 经济学院, 山东 济南 250014)

摘要: 受累于繁重的家庭照料负担, 女性的劳动参与意愿、工作时间和收入水平长期受到抑制, 在职业选择和工资待遇等方面也容易遭遇多重歧视。文章建立了包含老年照料和长期照护保险的世代交叠模型, 发现长期照护保险不仅能够促进劳动力供给, 而且能够提高劳动力收入。文章利用 2010—2018 年中国 196 个城市面板数据, 基于济南市长期照护保险典型试点实践, 首次采用合成控制法量化评估了长期照护保险对女性就业的影响。研究发现, 长期照护保险对女性就业具有显著的提升作用, 长期照护保险的实行使得女性就业率提升了 5—15 个百分点, 月收入增加了 426—556 元, 日工作时间提高了 0.3—0.6 小时。长期照护保险在试点期间主要是通过减轻女性家庭老年人照料负担来提升其劳动力供给, 而通过发展养老护理及其相关产业进而增加女性劳动力需求这一作用的路径仍很微弱。进一步研究表明, 长期照护保险在促进男女就业率平等和城乡女性收入平等方面产生了积极作用, 长期照护保险的实行使得女性与男性就业率比提高了 5—7 个百分点, 农村女性与城市女性收入比提高了 15—36 个百分点。文章的研究结论为进一步完善长期照护保险制度、激励女性劳动参与和促进就业权益均等化提供了政策参考。

关键词: 长期照护保险; 劳动参与; 就业歧视; 女性权益; 合成控制法

中图分类号: F860.61 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)10-0095-16

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20210813.302

一、问题的提出

中国自 21 世纪初步入老龄化社会以来, 老龄化程度持续加深, 失能人数迅速增加, 潜在照护需求逐渐增大。然而, 中国社会照护服务产业发展严重滞后, 面临着劳动力供给不足、专业照护人员匮乏、床位总量短缺和服务认定标准不完善等问题。与此同时, 高额的照护成本缺乏必要的财务分担与兜底保障, 老年失能家庭不堪重压, 以家庭照料为主的非正式照料始终是中国社会主要的照料方式。在家庭观念浓厚、代际经济交换频繁的情形下, 以居家照护为主的照护模式未来不会发生系统性改变。

同时, 受传统“男主外、女主内”分工规制以及性别比较优势影响, 女性成为了家庭照料负担

收稿日期: 2021-05-17

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金项目(71804090); 山东省泰山学者工程专项经费(tsqn20161041)

作者简介: 于新亮(1987—)(通讯作者), 男, 辽宁北票人, 山东财经大学保险学院副教授;

左雅璇(1998—), 女, 山东济南人, 山东财经大学保险学院硕士研究生;

冯霄汉(1998—), 男, 山东德州人, 山东财经大学保险学院硕士研究生;

李倩(1994—), 女, 山东招远人, 山东财经大学经济学院博士研究生;

于文广(1977—), 男, 山东日照人, 山东财经大学保险学院教授、博士生导师。

的主要承担者,家庭照料对于女性劳动参与率的影响引起了学界广泛探讨(Bolin 等, 2008; Van Houtven 等, 2013; 刘柏惠, 2014; 陈璐和范红丽, 2016)。经统计,全球平均大约有 42% 的女性因家庭赡养照料和家务劳动被排挤在劳动力市场外,而这一比例在男性中只有不到 6%(Addati 等, 2018)。另据国际劳工组织测算,1990 至 2013 年间,中国女性劳动参与率从 72.7% 降至 63.9%,而男性劳动参与率从 84.8% 降至 78.3%,两者差距从 12.1 扩大至 14.4 个百分点,并有进一步扩大的趋势。因此,切实减轻照料负担已成为提升中国女性劳动参与的必要途径和关键节点。十九届五中全会提出,要“实施积极应对人口老龄化国家战略”,在健全基本养老服务体系基础上,重点支持家庭承担养老功能,并“注重强化就业优先政策,千方百计稳定和扩大就业,扩大就业容量、提升就业质量、促进充分就业,保障劳动者待遇和权益”。会议同时强调要“稳步建立长期护理保险制度”。由此可见,亟待建立的长期照护保险^①制度有望成为兼具积极老龄化和保就业促民生双重功能的潜在政策工具。

国外相关研究表明,长期照护保险制度是促进女性就业的重要激励政策,能够显著提高女性劳动参与率,提升女性的经济和社会地位(Sugawara 和 Nakamura, 2014)。在借鉴德国、日本等国际经验的条件下,中国近年也开展了长期照护保险试点。目前,国内研究仍集中在经验总结与推广等制度完善环节,仅少量研究量化评估了长期照护保险的政策效果,而研究对象也仅停留在老年人自身(马超等, 2019)。长期照护保险对于女性就业的研究在中国极为匮乏,虽然朱玲等(2020)指出,在长期照护保险实施后,照护机构会迅速发展,进而加大对农村女性劳动力的需求,90% 的一线照护人员都来自农村,女性在照护人员中的占比也达到了 90%,这意味着就业歧视将进一步降低,男女、城乡就业平等在照护行业会渐趋实现。但该文对长期照护险的研究仅停留在逻辑推演层面,缺乏必要的实证支持。鉴于中国与发达国家在长期照护保险筹资和养老健康产业发展水平上的显著差距,国外相关理论路径分析和结论也不一定完全适用于中国。那么,长期照护保险是否能够改善中国女性就业状况?是否能进一步纾解女性就业所面临的多重歧视?因此,本文将就中国长期照护保险对女性就业的影响展开系统性研究。

济南市于 2016 年成为国家首批长期照护保险试点城市之一,在城市特征上,如人口规模和经济水平等方面在全国城市中具有平均性与代表性,在长期照护保险政策机制上也与国家指导意见原则性规定较为贴合^②,因此济南可以作为一个理想的政策样本来进行研究。本文采用合成控制方法,运用全国共 196 个城市的年度平衡面板数据,在控制一系列城市特征基础上,通过加权为开展长期照护保险试点的济南市构造出新的“反事实”城市,所得真实济南市与“反事实”城市在结果变量上的差值即为长期照护保险的政策效果。本文的创新点和边际贡献主要在于:①将长期照护保险与劳动力供给相联结,从而拓展了长期照护保险政策效果体系,理论分析表明长期照护保险不仅能够促进劳动力供给,而且能够提高劳动力收入;②不仅首次使用合成控制法量化评估了长期照护保险对女性就业,包括在就业率、收入和工作时间等方面的影响,而且进一步评估了长期照护保险政策在性别、城乡和地域等方面对女性就业所面临的多重歧视的影响效果。本文研究发现,长期照护保险对女性就业具有显著的提升作用,使得女性就业率提升了 5—15 个百分点,月收入增加了 426—556 元,日工作时间提高了 0.3—0.6 小时。进一步地,长期照护保险在促进男女就业率平等和城乡女性收入平等方面产生了积极作用,使得女性与男性就

① “长期照护保险”译自“Long-term Care Insurance”。实际上,学界和业界迄今尚未对此形成统一的称谓,例如日本称为“长期介护保险”,而在国内各地市颁布的政策文件中叫法也不一,例如南通市、成都市、东营市和济南市等地称为“长期照护保险”,北京市等地称为“长期护理保险”,而青岛市在政策初期称为“长期医疗护理保险”,而后改为“长期护理保险”。本文统一称其为长期照护保险,以突出其保障失能老人生活照料的功能。

② 详见《济南市职工长期医疗护理保险实施办法(试行)》(济人社发〔2016〕67 号)等相关文件。

业率比提高了 5—7 个百分点,农村女性与城市女性收入比提高了 15—36 个百分点。本文结论为扩大长期照护保险试点范围、激励女性劳动参与和促进劳动市场就业权益均等化提供了政策参考。

二、理论分析

(一)理论模型构建。本文参考严成樑(2018)构建包含老年照料行为的世代交叠模型,并引入长期照护保险政策,以考察长期照护保险对女性就业的影响。

1. 个体。代表性个体经历成年期(t 期)和老年期($t+1$ 期)两期,个体通过每期经济决策以实现一生效用最大化。在利他主义下,代表性个体既关心自身消费和健康状况,同时也关心父母的消费和健康状况。因此,代表性个体效用函数可表示为:

$$U = \ln(C_{1t}) + a \ln(C_{2t+1}) + b \pi \ln(F_{t+1}) + c \ln(C_{2t}) + d \pi \ln(F_t) \quad (1)$$

其中, C_{1t} 为成年期代表性个体消费, C_{2t+1} 为老年期代表性个体消费, F_{t+1} 为老年期照料需求, C_{2t} 为 t 期老年个体消费, F_t 为 t 期老年照料需求。需要说明的是,本文假设老年照料函数由家庭照料和社会照料两部分组成,且符合柯布道格拉斯生产函数,即 $F_{t+1} = (\mu_{t+1} n_t)^\varphi f_{t+1}^{1-\varphi}$,其中 μ_{t+1} 为每个子女平均提供的非正式照料时间, n_t 为子女数量, f_{t+1} 为照料服务部门提供的正式照料时间, $\varphi \in (0, 1)$ 为照料偏好结构参数。假设代表性个体在老年期失能概率为 π , π 越大表示失能概率越高。 a 为时间折现因子, b 、 c 、 d 分别为代表性个体对自身老年照料、父母老年期消费和照料的偏好程度,且取值均在 0~1 之间。

假设成年期代表性个体有 1 单位时间禀赋,用于工作和照料父母,并做出储蓄以及养育子女决策。老年期个体消费来自于成年期储蓄、养老金以及子女的赡养费用,同时需要自付一定的照料服务。因此,代表性个体两期预算约束方程为:

$$C_{1t} = (1 - \lambda - \tau)(1 - \pi \mu_t) w_t - S_t - \chi n_t - m_t \quad (2)$$

$$C_{2t+1} = (1 + r_{t+1}) S_t + I_{t+1} + m_{t+1} n_t - (1 - \sigma) p_{t+1} f_{t+1} \quad (3)$$

其中, $(1 - \pi \mu_t)$ 为代表性个体工作的时间, λ 为长期照护保险缴费占工资的比率, τ 为养老保险缴费占工资的比率, w_t 为成年期工资, S_t 为成年期储蓄, χ 为养育子女单位成本, m_t 为赡养父母成本, r_{t+1} 为 $t+1$ 期利率水平, I_{t+1} 为代表性个体老年期领取的养老金, p_{t+1} 为正式照料单位价格, σ 为长期照护保险报销比例, $(1 - \sigma) p_{t+1}$ 为代表性个体购买正式照料服务的自付金额。代表性个体在预算约束下,对成年期储蓄(S_t)、工作时间 $(1 - \pi \mu_t)$ 、养育子女数量(n_t)、赡养父母成本(m_t)以及购买正式照料服务数量(f_{t+1})进行决策,以实现自身效用最大化。因此,得到个体效用最优条件为:

$$C_{2t+1} = \alpha(1 + r_{t+1}) C_{1t} \quad (4)$$

$$\mu_t = \frac{d \varphi C_{1t}}{(1 - \lambda - \tau) W_t} \quad (5)$$

$$m_t = \frac{\chi C_{2t+1}}{a C_{1t}} - \frac{b \varphi \pi C_{2t+1}}{a n_t} \quad (6)$$

$$n_{t-1} = \frac{C_{2t}}{c C_{1t}} \quad (7)$$

$$f_{t+1} = \frac{b(1 - \varphi) C_{2t+1}}{a(1 - \sigma) p_{t+1}} \quad (8)$$

2. 政府。政府需要维持养老保险和长期照护保险基金平衡。与养老保险注重基金积累并跨期分配和领取相比,长期照护保险强调现收现付、个体间互助并依失能与否获得补偿。因此,本文设定养老保险为基金积累制,即代表性个体在成年期缴费而老年期领取前期累积的养老金;

而长期照护保险为现收现付制,即成年期参保个体按收入水平的一定比例缴费,用于支付当期已经失能老人的部分正式照料费用,因此得出:

$$I_{t+1} = (1 + r_{t+1})(1 - \pi\mu_t)\tau W_t \quad (9)$$

$$(1 - \pi\mu_t)\lambda w_t N_t = \sigma p_t \pi f_t N_{t-1} \quad (10)$$

3. 照料服务部门。照料服务部门收入由两部分组成,一部分由老年个体自行承担,另一部分由长期照护保险代为支付。而相比于最终产品部门,照料服务部门更符合劳动密集型产业的生产方式,因此本文假设照料服务部门成本全部用于雇佣劳动力。同时本文假设正式照料服务完全采取市场化经营,且照料服务部门劳动力工资水平与最终产品部门相等以满足劳动力自由流动实现长期均衡。照料服务部门的目标为实现利润最大化,即:

$$\max \{(1 - \sigma)p_t \pi f_t N_{t-1} + (1 - \pi\mu_t)\lambda w_t N_t - \pi f_t N_{t-1} w_t\} \quad (11)$$

在完全竞争市场条件下,结合(10)式,能够得到照料服务部门最优条件为:

$$p_t = w_t \quad (12)$$

4. 最终产品部门。假设最终产品部门生产函数符合柯布道格拉斯生产函数,即 $Y_t = AK_t^\theta L_t^{1-\theta}$, 其中 A 为技术参数, K_t 为 t 期最终产品部门资本存量, L_t 为 t 期最终产品部门有效劳动力总量, 其中 $L_t = \mu_t N_t - f_t N_{t-1}$, N_t 为 t 期劳动力数量, $\theta \in (0, 1)$ 为资本收入的比例。在完全竞争条件下,最终产品部门为实现利润最大化,边际资本产出等于利率,边际劳动产出等于劳动报酬,可以得到:

$$1 + r_t = \theta A k_t^{\theta-1} \quad (13)$$

$$w_t = (1 - \theta) A k_t^\theta \quad (14)$$

5. 资本市场均衡。根据资本市场均衡条件,当期全部储蓄和养老金形成下一期的资本,即 $K_{t+1} = (S_t + I_t)N_t$, 因此,劳均资本 $k_{t+1} = \frac{K_{t+1}}{L_{t+1}} = \frac{(S_t + I_t)N_t}{\mu_{t+1}N_{t+1} - f_{t+1}N_t}$ 。

(二)模型求解与研究假说。将(2)–(9)式、(12)–(14)式代入劳均资本方程,能够得到均衡状态下劳均资本为:

$$k^* = \frac{a + b\pi + \frac{\theta b(1-\varphi)}{(1-\sigma)(1-\theta)} + (a/c) \left[1 + a + b\pi + d\varphi\pi \frac{1-\lambda+\theta/(1-\theta)}{(1-\lambda-\tau)} - cb\varphi\pi/a \right]}{(a+b\pi)(1-\lambda)(1-\theta)/\theta + b(1-\varphi)(1-\lambda)/(1-\sigma) - (a/c) [1 + a + b\pi - cb\varphi\pi/a]} \chi \quad (15)$$

本文将就业率设定为实际劳动力占总劳动力的比例,在本文模型设定下,由于个人潜在劳动时间为 1, 因此 $R^* = \frac{L^*}{N^*} = \frac{(1-\pi\mu^*)N^*}{N^*} = 1 - \pi\mu^*$, 这意味着就业率指标与代表性个体的实际工作时间等价。本文进而得到均衡状态下就业率和劳动报酬分别为:

$$R^* = 1 - d\varphi\pi \frac{(1-\lambda) - \chi\theta/[(1-\theta)k^*]}{(1-\lambda-\tau)(1+a+b\pi-cb\varphi\pi/a) + d\varphi\pi(1-\lambda)} \quad (16)$$

$$W^* = \left[1 - \theta - d\varphi\pi \frac{(1-\theta)(1-\lambda) - \chi\theta/k^*}{(1-\lambda-\tau)(1+a+b\pi-cb\varphi\pi/a) + d\varphi\pi(1-\lambda)} \right] A(k^*)^\theta \quad (17)$$

由(15)式可得, $\text{sign} \frac{\partial k^*}{\partial \sigma} = \text{sign} \{-[\theta/(1-\theta) + 1 - \lambda]\} < 0$, 表明长期照护保险报销比例与均衡状态下劳均资本呈反比。再根据(16)式可得 $\frac{\partial R^*}{\partial k^*} < 0$, ①进而得到 $\frac{\partial R^*}{\partial \sigma} > 0$, 即长期照护保险报销比例与就业率(代表性个体工作时间)呈正比。这意味着,与未开展长期照护保险的情境($\sigma = 0$)相比,

① $\frac{\partial R^*}{\partial k^*} = -\frac{d\varphi\chi\pi\theta}{(1-\theta)[(1-\lambda-\tau)(1+a+b\pi-cb\varphi\pi/a) + (1-\lambda)d\varphi\pi](k^*)^2} < 0$

开展长期照护保险($0 < \sigma < 1$)时,代表性个体的就业率和工作时间更高,且随着报销比例的增加而增加。

由(17)式可得,当 $c > \frac{a(1+a+b\pi)}{b\varphi\pi}$ 且 $d > \frac{(bc\varphi\pi - a^2 - ab - a)(1-\lambda-\tau)}{a\varphi\pi(1-\lambda)}$ 时, $\frac{\partial W^*}{\partial k^*} < 0$,再结合均衡状态下长期照护保险报销比例与劳均资本变化关系,得出 $\frac{\partial W^*}{\partial \sigma} > 0$,即当个体对其父母老年期消费和照料的偏好参数 c 和 d 足够大时,也就是在强利他主义下,长期照护保险报销比例与代表性个体劳动报酬呈正比。这意味着,与未开展长期照护保险的情境($\sigma = 0$)相比,开展长期照护保险($0 < \sigma < 1$)时,代表性个体的工资收入更高,且随着报销比例的增加而增加。事实上,女性是家庭照料的主要承担者,在照料服务部门劳动力构成中占绝对比例。因此本文提出如下假设:长期照护保险不仅能够提升女性就业率和工作时间,而且能够提高女性收入水平。

三、实证研究设计

(一)实证方法。本文使用的女性就业和人口学数据来自于国家卫生健康委全国流动人口卫生计生动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey,简称CMDS)。该数据涵盖全国31个省(区、市)人口流入情况,每年共采集近20万个样本,包含家庭人口基本信息、流动范围和趋势、就业和社会保障、收入和住房情况,同时包含一个城市内拥有本地户口与外地户口的女性数据,均具有地区代表性。因此,本文根据CMDS数据库计算得出的女性就业率、女性收入及女性工作时间作为衡量该城市女性整体就业状况的结果变量。^①宏观经济和社会发展数据来自于《中国城市统计年鉴》。此外,在其他变量选取上,本文使用微观层面的年龄、婚姻状况、教育程度、家庭月收入、家庭人口、家庭60岁以上老人人数,同时使用宏观层面的城市户籍人口、GDP、第三产业占比和人均收入等共同作为预测变量。在数据处理过程中,本文对微观层面的女性年龄进行了限定,仅保留16—55岁的女性样本,^②并对微观层面的变量在城市层面取平均数,与宏观数据进行匹配,而家庭月收入、城市户籍人口、GDP、人均收入全部取对数处理。在合成控制中,本文删除了在2018年之前除济南市外已经实施了长期照护保险的其他城市和关键变量数据缺失的样本,并将8个年度数据合并,最终形成196个城市8期完全平衡面板数据,保留有效的样本量共1568个。

在研究方法上,本文运用的是合成控制法。该方法可以基于数据构造一个新的控制组进行对比实验,避免选择控制组时的主观随意性,同时新构造的控制组与处理组的拟合程度更高,评估效果更为准确。这一方法已经被许多学者运用到多个领域的研究中(Abadie和Gardeazabal, 2001; Abadie等, 2010; 刘甲炎和范子英, 2013; 苏治和胡迪, 2015)。本文的基本思路如下:尽管寻找和济南市完全相似的控制组十分困难,但可以对没有实施长期照护保险的城市进行线性组合,构造出与济南市在经济发展水平、人口数量、就业状况和收入水平等方面基本相似的“合成济南”作为控制组。通过比较“真实济南”与“合成济南”在长期照护保险实施后女性就业状况的

① 除额外说明,本文在进行实证检验时,对女性就业率、女性收入和女性工作时间均进行了分析,由于篇幅原因,仅主要展示了女性就业率的实证结果。

② 虽然济南市长期照护保险覆盖人群局限于城镇职工基本医疗保险参保家庭,但其对女性就业的影响并不局限于该群体。正如前文所述,即使部分家庭老年人并未参保长期照护保险,或者不能达到长期照护保险的待遇支付标准,但同样面临正式照料服务价格下降和照料服务部门就业岗位增加的宏观环境,长期照护保险也能对这些家庭的女性就业产生影响。另据统计发现,在济南市全体老人中,城镇职工退休老人占比超过六成,而收入水平和消费需求占比更高,因此长期照护保险对这部分群体的影响能够显著表征对总样本的影响效果,虽然一定程度上可能会造成对政策效应的低估。

差异来评估长期照护保险对女性就业的影响。

假设本文选取了 $N+1$ 个城市的女性就业数据, 其中第 1 个城市为长期照护试点城市即在 T_0 时刻实施了长期照护保险政策的城市, 其他 N 个城市为控制城市组。本文可以观测到所有城市在 T 期时女性就业的变化情况。根据合成控制法理论设定 $W_{it} = W_{it}^Y + D_{it}\eta_{it}$ 。 W_{it} 表示试行长期照护保险政策城市的平均女性就业状况; W_{it}^Y 表示城市 i 在时间 t 未试行长期照护保险政策时的女性就业状况; W_{it}^Y 表示城市 i 在时间 t 试行长期照护保险政策时的女性就业率; D_{it} 表示是否施行试点的虚拟变量, 如果城市 i 在时间 t 施行试点, 则令 $D_{it} = 1$, 反之令 $D_{it} = 0$; η_{it} 为本文需要估计的参数。可以得出, 当城市 i 未施行长期照护保险政策时, 满足 $W_{it} = W_{it}^Y$, 由此可得在 $t > T_0$ 时, $\eta_{it} = W_{it}^Y - W_{it} = W_{it} - W_{it}^Y$ 。其中, W_{it} 是可以观测到的, 而 W_{it}^Y 无法直接被观测到, 但可以通过“反事实”方法来构造:

$$W_{it}^Y = \alpha_t + \beta_i Z_i + \lambda_i \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

(18) 式表示潜在女性就业状况的决定方程。其中, α_t 是时间趋势; Z_i 为控制变量, 这些因素不会受到长期照护保险政策的影响, β_i 为对应估计系数; μ_i 为 $F \times 1$ 维矩阵, 表示无法观测的地区固定效应, λ_i 为共同因子; ε_{it} 为均值为 0 的随机误差项。本文通过对备选控制组城市的加权, 拟合出处理组城市在未实行政策下的特征, 进而估计实施长期照护保险的政策效应。那么, (18) 式即可转化为:

$$\sum_{j=2}^{J+1} v_j W_{it} = \alpha_t + \beta_i \sum_{j=2}^{J+1} v_j Z_j + \lambda_i \sum_{j=2}^{J+1} v_j \mu_i + \sum_{j=2}^{J+1} v_j \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中, $v_j (j = 2, 3, \dots, J+1)$ 构成 $J \times 1$ 维权重向量组 $V = (v_2, \dots, v_{J+1})'$, 对于 $\forall J$, 均满足 $v_j \geq 0$, 且 $v_2 + \dots + v_{J+1} = 1$ 。本文进而假设存在一个向量组 $V^* = (v_2^*, \dots, v_{J+1}^*)'$, 满足: $\sum_{j=2}^{J+1} v_j^* W_{jt} = W_{1t}, \dots, \sum_{j=2}^{J+1} v_j^* W_{jT_0} = W_{1T_0}$, 且 $\sum_{j=2}^{J+1} v_j^* Z_j = Z_1$ 。若 $\sum_{i=1}^{T_0} \lambda_i \lambda_i'$ 满秩, 即可得到:

$$W_{it}^Y - \sum_{j=2}^{J+1} v_j^* W_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} v_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_i (\sum_{s=1}^{T_0} \lambda_i \lambda_i')^{-1} \lambda_i' (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{is}) - \sum_{j=2}^{J+1} v_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{it}) \quad (20)$$

参照 Abadie 等(2010), 在 $T_0 < t \leq T$ 时, (20) 式等号两边趋近于零, 那么 $\sum_{j=2}^{J+1} v_j^* W_{jt}$ 可视为 W_{it}^Y 的近似无偏估计, 此时再对 (18) 式进行回归, 可得 $\hat{\eta}_{it}$ 的估计, 即: $\hat{\eta}_{it} = W_{it} - \sum_{j=2}^{J+1} v_j^* W_{jt}$ 。

(二) 数据来源与变量设定。本文使用的女性就业和人口学数据来自于国家卫生健康委全国流动人口卫生计生动态监测调查数据 (China Migrants Dynamic Survey, 简称 CMDS)。该数据涵盖全国 31 个省(区、市)人口流入情况, 每年共采集近 20 万个样本, 包含家庭人口基本信息、流动范围和趋势、就业和社会保障、收入和住房情况, 同时包含一个城市内拥有本地户口与外地户口的女性数据, 均具有地区代表性。因此, 本文根据 CMDS 数据库计算得出的女性就业率、女性收入及女性工作时间作为衡量该城市女性整体就业状况的结果变量。^② 宏观经济和社会发展数据来自于《中国城市统计年鉴》。此外, 在其他变量选取上, 本文使用微观层面的年龄、婚姻状况、教育程度、家庭月收入、家庭人口和家庭 60 岁以上老人人数, 同时使用宏观层面的城市户籍人口、GDP、

① 在国内外大部分研究中, 就业率、收入和工作时间是评估女性就业状况的主要指标, 而鉴于繁重的老年家庭照料负担, 42% 的女性被排除在有偿劳动力市场之外, 女性就业率成为关键指标(陈璐和范红丽, 2016; 朱玲等, 2020)。因此, 本文选择女性就业率作为衡量该城市女性整体就业状况的主要评估变量, 而另外选取女性收入及女性工作时间作为辅助评估变量进行实证检验。

② 除额外说明, 本文在进行实证检验时, 对女性就业率、女性收入和女性工作时间均进行了分析, 由于篇幅原因, 仅主要展示了女性就业率的实证结果。

第三产业占比和人均收入等共同作为预测变量。在数据处理过程中,本文对微观层面的女性年龄进行了限定,仅保留 16—55 岁的女性样本,^①并对微观层面的变量在城市层面取平均数,与宏观数据进行匹配,而家庭月收入、城市户籍人口、GDP 和人均收入全部取对数处理。在合成控制中,本文删除了在 2018 年之前除济南市外已经实施了长期照护保险的其他城市和关键变量数据缺失的样本,并将 8 个年度数据合并,最终形成 196 个城市 8 期完全平衡面板数据,保留有效的样本量共 1 568 个。

四、实证结果分析

(一)合成控制结果。本文在 195 个控制城市组中计算出构成合成济南的权重组合,其中滨州市、烟台市、天津市、徐州市、德州市、深圳市、南宁市共 7 个城市权重不为 0,分别为 0.358、0.186、0.161、0.151、0.063、0.062 和 0.019,因而选择这些城市合成济南。

本文对 2016 年济南市实施长期照护保险政策之前真实济南和合成济南的一些重要经济变量进行对比,合成济南的拟合效果如表 1 所示。首先,真实济南与合成济南女性就业率拟合差异度仅为 0.057%,此外本文随机抽取 2011 年、2012 年和 2015 年进一步检验拟合效果,三者女性就业率差异度也极小,分别为 0.28%、0.03% 和 0.14%,拟合优度 R^2 高达 0.99,这说明合成济南很好地拟合了真实济南女性就业率的前期路径。再次,在其他 10 个预测变量中,不论是平均年龄、平均教育程度、平均婚姻率、平均家庭月收入和平均家庭 60 以上老人人数等微观层面的变量,还是人口数、GDP、第三产业占比和人均收入等宏观变量,相比于 196 个城市平均水平,合成济南和真实济南在绝大多数特征上的差距均进一步缩小,且绝对差距也很小。综上,合成控制法较好地拟合了实施长期照护保险政策之前的真实济南。

表 1 预测变量拟合与对比

变量	真实济南	196 城市	合成济南
女性就业率	0.7756	0.7022	0.7699
2011 年女性就业率	0.7267	0.4869	0.7239
2012 年女性就业率	0.8042	0.7253	0.8045
2015 年女性就业率	0.7585	0.7126	0.7599
平均年龄(岁)	31.4002	35.6160	32.2283
平均教育程度(年)	9.6130	9.0868	9.0945
平均婚姻率(%)	0.8256	0.8097	0.8153
平均家庭月收入(元)	8.4743	8.3592	8.4885
平均家庭人数(人)	2.6634	3.0743	2.7565
平均家庭 60 以上老人人数(人)	0.0157	0.0495	0.0160
人口数(人)	6.4220	5.8749	6.3741
GDP(万元)	17.7716	16.4418	17.5952
第三产业占比(%)	55.1480	41.4713	42.1876
人均收入(万元)	10.9193	10.8335	10.8100

本文继而分析了长期照护保险政策实施前后真实济南和合成济南的女性就业率路径演进情况,如图 1 所示。在 2016 年之前,真实济南与合成济南的女性就业率发展路径几乎吻合,而在 2016 年之后,真实济南与合成济南女性就业率出现分歧,真实济南女性就业率逐年提高,而合成济南女性就业率在 2016 年小幅上升后持续下滑,真实济南女性就业率增幅远远高于合成济南,且两者差距呈现扩宽趋势。本文进一步比较长期照护保险政策实施前后真实济南与合成济南的女性就业率差距情况,结果如图 2 所示。在 2016 年前,真实济南与合成济南女性就业率的差距在 0~1 个百分点之间小幅度波动。在实施长期照护保险政策之后,2016 年度女性就业率差距大

① 虽然济南市长期照护保险覆盖人群局限于城镇职工基本医疗保险参保家庭,但其对女性就业的影响并不局限于该群体。正如前文所述,即使部分家庭老年人并未参保长期照护保险,或者不能达到长期照护保险的待遇支付标准,但同样面临正式照料服务价格下降和照料服务部门就业岗位增加的宏观环境,长期照护保险也能对这些家庭的女性就业产生影响。另据统计发现,在济南市全体老人中,城镇职工退休老人占比超过六成,而收入水平和消费需求占比更高,因此长期照护保险对这部分群体的影响能够显著表征对总样本的影响效果,虽然一定程度上可能会造成对政策效应的低估。

幅度提升,提升了接近 5 个百分点。2017 年女性就业率涨幅差距略有趋缓,但真实济南依然比合成济南高出 8 个百分点。2018 年真实济南的女性就业率依然增长迅速,与合成济南的差距越来越大,达到了 15 个百分点。以上结果表明,长期照护保险政策的实施提升了女性就业率,且随着实施年份增长提升效果逐年加强。

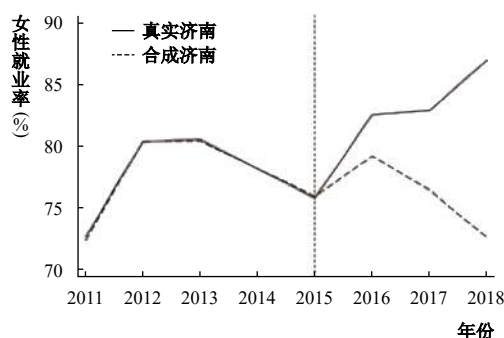


图 1 真实济南与合成济南女性就业率

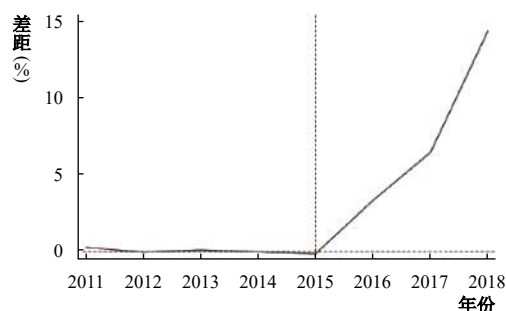


图 2 真实济南与合成济南女性就业率差距

(二)稳健性检验。

1. 剔除迭代权重城市。本文有 196 个控制组城市,其中构成合成济南的共有 7 个城市,如果这些城市权重发生变化,甚至某个权重城市被剔除,是否会对估计结果产生影响,还需要进一步验证。为此,本文按照权重构成大小依次删除 7 个权重城市,构建出新的合成济南,以检验实证结果的稳健性。如图 3 所示,迭代删除权重城市所构成的合成济南与原合成济南情况下的政策效果评估结果呈现一致趋势,表明本文评估的政策效果并不会受到个别权重城市及其权重占比大小的影响。

2. 排序检验。Abadie 等(2010)提出了一种类似于统计中秩检验的排列检验方法,即依次假设一个控制组城市在 2016 年同样实施长期照护保险政策,并再次使用合成控制法利用其他控制组城市构成新的合成城市,判断是否还有其他城市在假设实行长期照护保险下的政策效果呈现出和济南市同样的趋势。如果济南市的实际效应比这些假想城市高,则说明长期照护保险对济南市女性就业率的影响是显著的,并非偶然得出的结果。根据上述方法,本文对控制组中的所有城市进行了上述的安慰剂检验,模拟了 196 个城市的实际就业率与合成就业率的差距图,并将这些差距与原济南市的估计结果进行比较。但需要说明的是,如果一个城市在政策实施之前的年份拟合很差,即实际就业率与合成就业率的差距很大,则会导致在政策实施后效应波动变大,这意味着该城市的政策效应的参考价值很小。参考以往研究(Abadie 等, 2010),在比较政策效应时,需要去掉均方误差大于实验城市两倍的的城市。经计算,本文最终只保留了 32 个城市。最终结果如图 4 所示,可以看出,在政策实施之前,济南市与其他城市的差距并不大,但是在政策实施后,济南市与其他城市的差距开始加大,直到 2018 年,济南市位于所有城市的最上方。这说明,如果假设长期照护保险政策的实施对济南市没有效果,那么在 32 个城市中,济南市恰好位于所有城市上方的概率仅为 1/32,即 3.12%,应拒绝原假设,可以认为济南市女性就业率的提升至少在 5% 的检验水平上是显著的,从而证实长期照护保险对济南市的女性就业率具有提升作用。

3. 处置组变化。本文也借鉴了 Abadie 等(2010)提出的类似于虚假实验的检验方法,考虑两个城市,一个是滨州市,另一个是南京市,原因是在合成济南中,滨州市所占的权重最大,而南京市在合成济南中没有占有权重,而且在各种特征上都与济南市相差很大。将滨州市和南京市结果与济南市进行比较,发现在长期照护保险实施后,滨州市和南京市的女性就业率都没有明显

上升,因此在一定程度上证实了确实是长期照护保险的实施影响了济南市的女性就业率,而不是其他偶然因素。

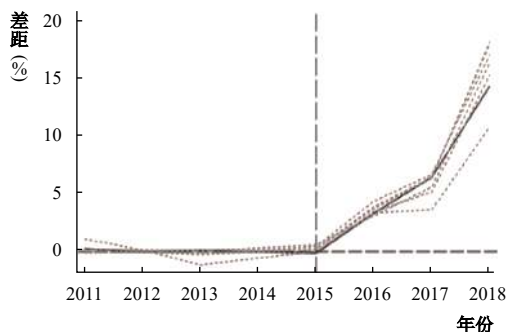


图3 剔除迭代权重城市后的合成控制

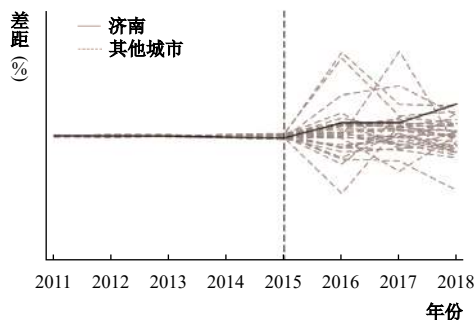


图4 济南和其他城市预测变动的程度分布

4. 更换结果变量。为进一步考察长期照护保险政策对于女性就业的影响,本文采用合成控制法进一步分析女性收入与女性工作时间的路径演进。结果如图5所示,合成济南女性收入与工作时间在实施长期照护保险之前路径拟合较好,在2016年后真实济南女性收入逐步高于合成济南女性收入,真实济南的女性收入与合成济南相比每月增加了426—556元。女性工作时间虽然略有波动,但也始终高于合成济南,真实济南的女性工作时间与合成济南相比每天提高0.3—0.6小时。结果证明长期照护保险政策的实施不但提高了女性就业率,还能进一步提高女性收入,增加女性工作时间。

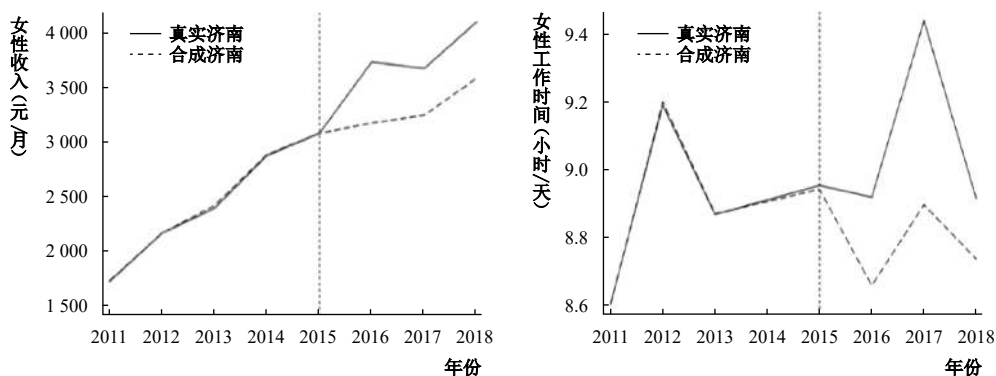


图5 更换结果变量后的合成控制

5. DID与合成控制法对比。在进行政策评估时,基本方法一般选用合成控制法、双重差分法和断点回归法等,前两者本质思想较为一致,而合成控制法采取数学加权思想选取对照组,较于双重差分法更具科学性。但为验证本文选取济南市量化评估长期照护保险对女性就业影响的代表性,本文重新以渐进双重差分模型估计各试点地区开展长期照护保险影响女性就业的平均处理效应,模型构建如下:

$$Work_{ct} = \alpha_1 + \beta_1 \times LTCI_{ct} + \sum \delta_n \times Z_{ct}^n + T_t + P_c + \sum_{s=1}^r T_{JT(c)}^s \times P_{JP(c)}^s + \varepsilon_{ct} \quad (21)$$

其中,下角标 c 和 t 分别表示城市和时间; $Work$ 为衡量女性就业状况的系列被解释变量; $LTCI$ 表示长期照护保险试点变量,如果城市 c 于 t 年开展长期照护保险,那么该变量在 t 年及以后均设定为1,否则为0; β_1 为长期照护保险影响女性就业状况的平均处理效应; Z^n 为控制变量,包括平均年龄、平均教育程度等女性特征变量和地区生产总值等城市整体特征变量, δ_n 为估计系数; T_t 、 P_c 和

$\sum_{s=1}^r T_{jT(c)}^s \times P_{jP(c)}^s$ 分别表示时间、地区和时间地区交互三类固定效应, 分别控制仅随时间变化、仅随地区变化和既随时间又随地区变化的不可观测特征对估计结果的影响; ε_{ct} 为随机扰动项。回归结果如表 2 所示, 长期照护保险政策的施行导致试点地区女性就业率平均提升了 3.87 个百分点, 女性收入平均增加了 5.5 个百分点, 女性工作时间平均提高了 6.77 个百分点, 与合成控制法结论基本一致。

表 2 渐进双重差分回归结果

	(1)女性就业率	(2)女性收入	(3)女性工作时间
长期照护保险试点	0.0387*** (0.0100)	0.0550** (0.0189)	0.0677* (0.0283)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
时间×地区固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.6134	0.5783	0.4018
N	2 058	2 049	1 792

注: 括号内为稳健标准误; **、*、分别代表估计系数在 1%、5%、10% 检验水平下显著。

五、机制分析

理论上, 长期照护保险影响女性就业的作用机制可以包括以下两方面: 第一, 基于正式照料与非正式照料相互替代的关系, 在长期照护保险实施后, 减轻了有照护需求的家庭购买正式照料的经济成本, 从而增加了正式照料需求, 进而减少了非正式照料, 使得女性劳动力从非正式照料中解放出来, 重新进入劳动力市场 (Sugawara 和 Nakamura, 2014; Yamada 和 Shimizutani, 2015)。第二, 由于正式照护服务是通过市场机制提供的, 同时大量的消费者加大了对正式照护的需求, 使得市场中照护机构的数量迅速增长, 产生了各种类型的新服务, 如家庭照护、日托服务和短期照护。这种刺激导致了照护人员的短缺, 而女性劳动力在照护人员中的比重较大, 从而增加了社会对女性劳动力的需求 (Iwamoto 等, 2009; Tamiya 等, 2011; Hollup, 2014; Kondo, 2019)。

为验证第一条作用路径, 本文将中国城市划分为长期照护保险试点地区和非试点地区, 比较两组城市在家庭无老年人的女性就业率和家庭有老年人的女性就业率两个指标上的发展路径差异, 详见图 6。其中, 左侧为家庭无老年人的女性就业率发展趋势, 右侧为家庭有老年人的女性就业率发展趋势。对于有老年人的家庭来说, 在 2016 年之前, 试点地区的女性就业率变化趋势与非试点地区大致相同, 且数值始终低于非试点地区水平, 到 2016 年基本持平, 但在此后年份就开始超过非试点地区, 且增长速度也高于非试点地区; 对于没有老年人的家庭来说, 试点地区的女性就业率始终高于非试点地区, 且在 2016 年前后差距没有发生明显变化。此外, 本文进一步分析了试点地区和非试点地区家庭无老人女性就业率与家庭有老人女性就业率差距的变化趋势, 如图 7 所示。可以发现, 无论是试点地区还是非试点地区, 该指标始终大于 0, 即家庭有老年人女性的就业率始终低于家庭无老年人女性的就业率, 这说明家庭老年照料负担已经成为抑制女性就业的主要阻碍之一。但是家庭有无老年人的女性就业率的差距在非试点地区逐渐增大, 在试点地区反而略有降低。由以上分析可以得出, 长期照护保险的开展对家庭无老年人的女性就业率没有产生显著影响, 但显著提高了试点地区家庭有老年人的女性就业率, 原因在于长期照护保险的实施通过向老年人提供正式的失能照护, 减轻女性的家庭照料负担, 为女性进入劳动力市场的行为提供了有利条件。

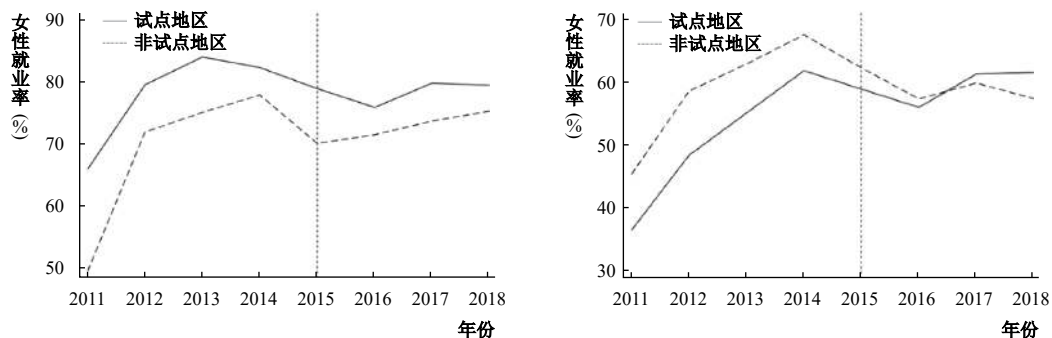


图6 女性就业率发展趋势（按家庭有无老年人划分）

为验证第二条路径,本文比较试点地区和非试点地区在护理及其相关行业^①的就业人数占总体就业人数比例方面的发展差异。图8为长期照护保险试点地区与非试点地区护理行业就业比例对比图。总体来看,试点地区护理行业就业比例始终低于非试点地区,特别是在2016年,试点地区护理行业就业比例增速开始放缓,仅为2.08%,同时期非试点地区比例增速为4.22%。而在2016年后,试点地区护理行业就业比例增速加快,2017年和2018年比例增速分别到达4.44%和6.81%,而同期非试点地区比例增速分别为5.37%和4.48%,两者差距呈现缩窄趋势。以上结果表明,长期照护保险的开展,增加了护理等相关行业对女性劳动者的就业需求,行业劳动者在总体就业中的占比略有增加,但效果还比较微弱。



图7 女性就业率差距发展趋势

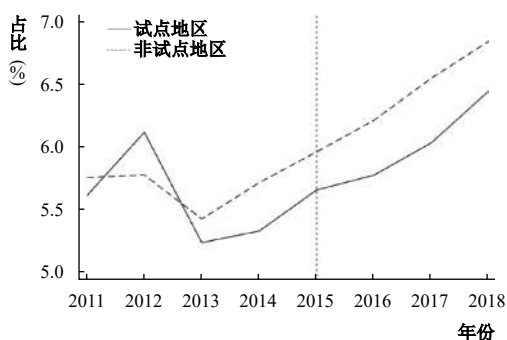


图8 护理及相关行业就业人数占比

六、进一步分析

女性就业面临性别、城乡和地域等多重歧视。而伴随长期照护保险实施,老年照料负担减轻和照护机构迅速发展均能够提高女性劳动力有效供给,特别是照护行业等新兴服务产业中女性、农村和外地劳动者占比更高,男女、城乡和地域间就业平等有望在这些行业中逐渐实现。为考察长期照护保险对就业平等的影响,本文根据就业歧视的特征,分别选择了性别歧视、城乡歧视和地域歧视三个维度与就业率、收入和工作时间三个方面,共九个指标,对女性所遭受的就业歧视进行考察。本文参考葛玉好和曾湘泉(2011)、陈晓华和刘慧(2015)等,在性别歧视中使用女性与男性的就业特征之比,在城乡歧视中使用农村女性与城市女性的就业特征之比,在地域歧视中使用外地女性与本地女性的就业特征之比加以衡量。

① 具体包括卫生、社会保障和社会福利业,居民服务和其他服务业等。

(一)长期照护保险对性别歧视的影响。女性与男性就业率、收入、工作时间之比的合成控制结果如图 9 所示。第一列展示就业率方面的性别歧视,第二列展示收入方面的性别歧视,第三列展示工作时间方面的性别歧视;第一行展示真实济南与合成济南性别歧视的变化趋势,第二行展示真实济南与合成济南性别歧视差距的变化趋势。结果发现,女性与男性的就业率、收入和工作时间之比在长期照护保险实施之前拟合差距很小,但是在长期照护保险实施后,三者的路径有所不同。在就业率性别歧视方面,真实济南与合成济南之间的差距先上升,后略有下降,最终重新上升,整体呈 N 字形增长趋势,真实济南的男女就业率比与合成济南相比提升了 5~7 个百分点;在收入性别歧视方面,真实济南与合成济南之间的差距先大幅下降,后反弹上升,整体呈 V 字形增长趋势;在工作时间方面,真实济南与合成济南之间的差距持续下降,且逐渐变大。以上现象说明,长期照护保险减弱了女性在就业率方面的性别歧视,但没有显著改善女性在收入和工作时间方面的性别歧视。

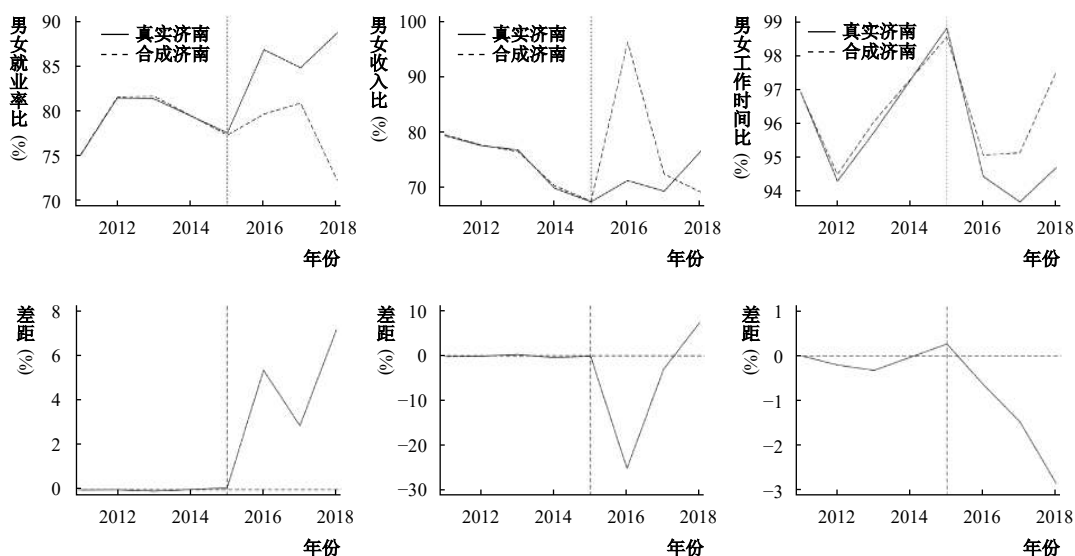


图 9 基于性别歧视的合成控制

(二)长期照护保险对城乡歧视的影响。农村与城市女性就业率、收入、工作时间之比的合成控制结果如图 10 所示。第一列展示就业率方面的城乡歧视,第二列展示收入方面的城乡歧视,第三列展示工作时间方面的城乡歧视;第一行展示真实济南与合成济南城乡歧视的变化趋势,第二行展示真实济南与合成济南城乡歧视差距的变化趋势。结果发现,农村与城市女性就业率、收入和工作时间之比在长期照护保险实施之前拟合差距很小,但是在长期照护保险实施后,三者的路径有所不同。在就业率城乡歧视方面,真实济南与合成济南之间的差距先下降后迅速上升,但随后又大幅跌落;在收入城乡歧视方面,真实济南与合成济南之间的差距整体呈上升趋势,虽在 2018 年略有回落,但仍处于较高水平,真实济南女性城乡收入比与合成济南相比提高了 15~36 个百分点;在工作时间城乡歧视方面,真实济南与合成济南之间的差距也呈现先下降、后上升、再下降的波动增长路径。以上现象说明,长期照护保险缩小了女性城乡收入差距,但在促进女性城乡就业率和工作时间平等性上作用不大。

(三)长期照护保险对地域歧视的影响。外地与本地女性就业率、收入、工作时间之比的合成控制结果如图 11 所示。第一列展示就业率方面的地域歧视,第二列展示收入方面的地域歧视,第三列展示工作时间方面的地域歧视;第一行展示真实济南与合成济南地域歧视的变化趋势,

第二行展示真实济南与合成济南地域歧视差距的变化趋势。结果发现,外地与本地女性就业率、收入和工作时间之比在长期照护保险实施之前拟合差距很小,但是在长期照护保险实施后,三者的路径有所不同。在就业率地域歧视方面,真实济南与合成济南之间的差距先下降再上升,整体呈V字形趋势,最终趋同;在收入地域歧视方面,真实济南与合成济南之间的差距先上升再下降,最终停留在较低水平;在工作时间地域歧视方面,真实济南与合成济南之间的差距开始迅速下降,2017年下降速度放缓,且在2018年有所回升,但依然处于较低水平。以上现象说明,长期照护保险在减轻女性在就业率、收入、工作时间方面的地域歧视上作用甚微。

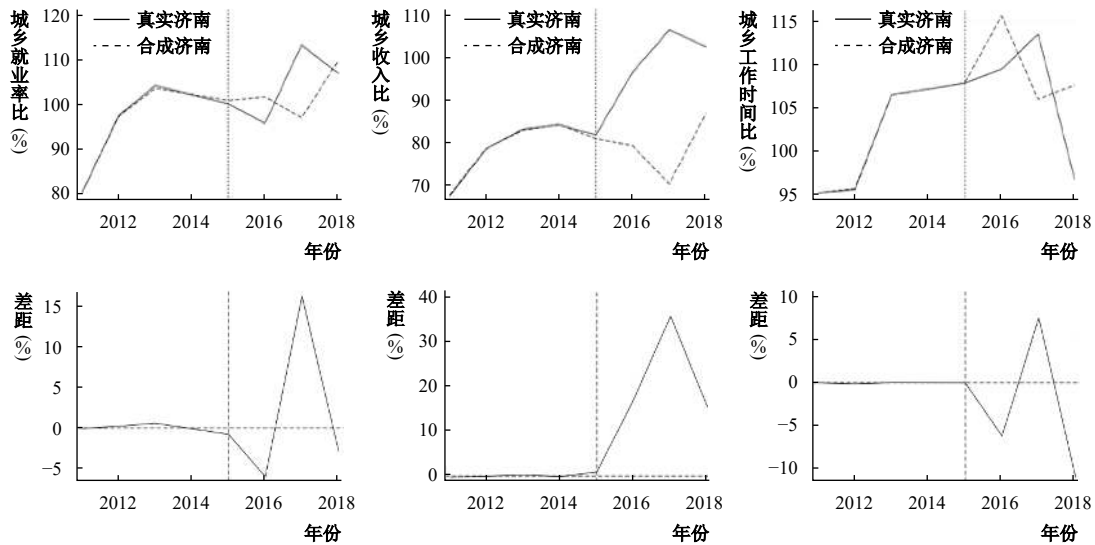


图 10 基于城乡歧视的合成控制

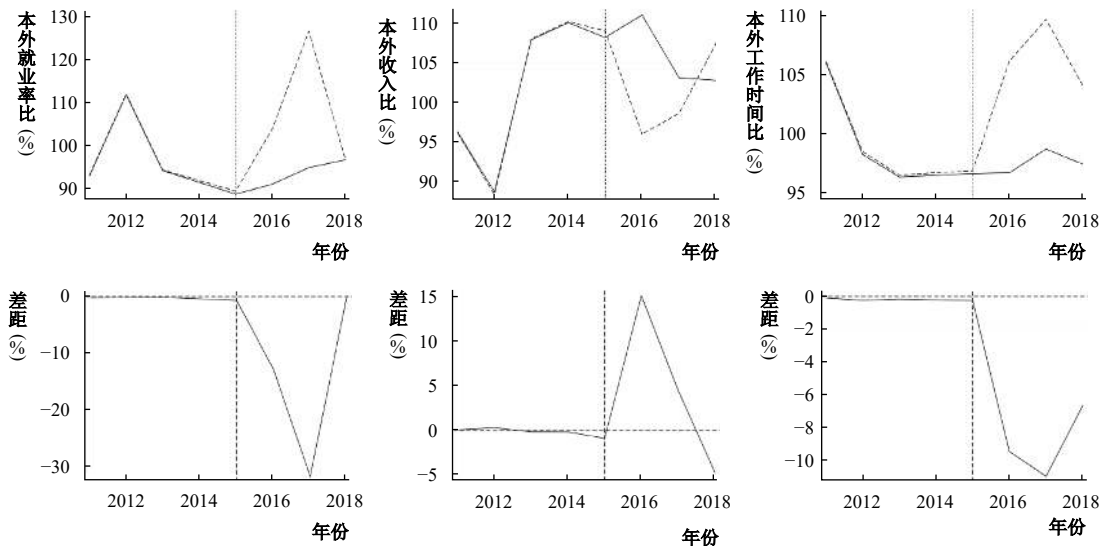


图 11 基于地域歧视的合成控制

综上所述,本文提出的长期照护保险的实施能够缓解女性就业歧视的假设能够得到部分证实。具体而言,长期照护保险的实施对于缓解性别歧视中的就业率不平等和城乡歧视中的收入不平等产生了显著作用,但是对于改善性别歧视中的收入和工作时间不平等,城乡歧视中的就业和工作时间不平等,以及地域歧视中就业率、收入和工作时间不平等作用均不显著。长期照护保险对女性就业歧视的改善成效仍存在很大空间。

七、结论与政策建议

为社会发展做出巨大贡献的同时,女性在职业选择和工作待遇上仍面临歧视,而且受累于繁重的家庭照料负担,相当比例的适龄女性劳动者被迫放弃就业机会,劳动参与意愿、工作时间和收入水平均受到长期抑制。十九届五中全会提出,“注重强化就业优先政策,千方百计稳定和扩大就业,扩大就业容量、提升就业质量、促进充分就业,保障劳动者待遇和权益”。会议同时强调要稳步建立长期照护保险制度,结合相关国际经验,该制度有望在中国成为兼具积极老龄化和保就业促民生双重功能的潜在政策工具。在此背景下,长期照护保险的实施,能否提高女性劳动参与,进而助力消除多重就业歧视,亟待科学分析和量化评估。以济南市为代表的长期照护保险实践为本文开展相关研究提供了难得的识别机会。为此,本文利用中国 196 个城市 2011—2018 年平衡面板数据,采用合成控制法对试点城市开展长期照护保险前后对女性就业状况产生的政策效果进行量化评估。研究发现,长期照护保险的实施显著改善了女性就业状况,进而在促进男女就业率平等和城乡女性收入平等方面产生了积极作用。据此,本文提出如下政策建议:

第一,完善长期照护保险制度,减轻失能老年人家庭适龄劳动女性的照料负担。截至 2020 年底,长期照护保险仅覆盖 1.1 亿人,累计受益仅 136 万人,而中国失能、半失能老年人数却高达 4 063 万人,大部分失能老人仍然被排除在长期照护保险保障之外;与此同时,长期照护保险制度仅仅集中于经济水平和照护产业较为发达的地区,保障人群主要限定于城镇职工医保参加者,部分地区才覆盖到城乡居民。应尽快实现城镇职工医疗保险参保群体全覆盖,并将城乡居民医疗保险参保人以及流动人口随迁老人逐步纳入保障范围,平衡城乡间和地域间政策权益。而且,不同失能程度老人对于照护需求期望不同,可通过长期照护保险对老人失能等级评定标准和保障项目进行调整,实现照护模式逐步达到“9073”或者“9064”预期结构。

第二,推动女性适龄劳动者以多种形式参与长期照护事业。首先,灵活设置长期照护保险补偿方式,鼓励女性参加老年人长期照护工作。对参与老年照护的各类女性劳动者,除了提供常规薪酬待遇外,必须予以基本的养老、医疗和工伤保障,以防止其老年贫困、健康损耗和意外伤害,为全面推行长期照护保险制度奠定底层基础。其次,完善女性劳动者参与长期照护工作的配套措施。增强高校与照护行业的合作,大力发展专业培训机构,根据女性自身特质实行分类靶向培训,并提高职业照护人员补贴与福利,促进照护行业专业性与吸引力。应针对家庭中女性照料者提供照护指导及培训,如通过定点医护机构上门现场指导方式使其有效学习护理褥疮、心脏复苏等照护和抢救措施,增强专业素养。同时借助互联网等技术平台支持,精准平衡照护劳动力供需,缓解照护人员紧缺问题,提高有限的照护资源利用率,并依托“互联网+”医护设备、监控设备等相关设施,开展智能照护。

主要参考文献:

- [1]陈晓华,刘慧.出口技术复杂度演进加剧了就业性别歧视?——基于跨国动态面板数据的系统 GMM 估计[J]. *科学学研究*, 2015, (4): 549—560.
- [2]陈璐,范红丽.家庭老年照料会降低女性劳动参与率吗?——基于两阶段残差介入法的实证分析[J]. *人口研究*, 2016, (3): 71—81.
- [3]葛玉好,曾湘泉.市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响[J]. *经济研究*, 2011, (6): 45—56, 92.
- [4]刘柏惠.我国家庭中子女照料老人的机会成本——基于家庭动态调查数据的分析[J]. *人口学刊*, 2014, (5): 48—60.
- [5]刘甲炎,范子英.中国房产税试点的效果评估:基于合成控制法的研究[J]. *世界经济*, 2013, (11): 117—135.
- [6]马超,俞沁雯,宋泽,等.长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗[J]. *中国工业经济*, 2019, (12): 42—59.

- [7]苏治,胡迪. 通货膨胀目标制是否有效?——来自合成控制法的新证据[J]. 经济研究, 2015, (6): 74–88.
- [8]严成樑. 老年照料、人口出生率与社会福利[J]. 经济研究, 2018, (4): 122–135.
- [9]朱玲,何伟,金成武. 农村劳动力转移与养老照护变迁[J]. 经济学动态, 2020, (8): 3–19.
- [10]Abadie A, Gardeazabal J. The economic costs of conflict: A case-control study for the Basque country[R]. Working Paper Series, 2001.
- [11]Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2010, 105(490): 493–505.
- [12]Addati L, Cattaneo U, Esquivel V, et al. Care work and care jobs for future of decent work[M]. Geneva: International Labour Organization(ILO), 2018.
- [13]Bolin K, Lindgren B, Lundborg P. Your next of kin or your own career?: Caring and working among the 50+ of Europe[J]. *Journal of Health Economics*, 2008, 27(3): 718–738.
- [14]Hollup O. The impact of gender, culture, and sexuality on Mauritian nursing: Nursing as a non-gendered occupational identity or masculine field? Qualitative study[J]. *International Journal of Nursing Studies*, 2014, 51(5): 752–760.
- [15]Iwamoto Y, Kohara M, Saito M. On the consumption insurance effects of long-term care insurance in Japan: Evidence from micro-level household data[J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2010, 24(1): 99–115.
- [16]Kondo A. Impact of increased long-term care insurance payments on employment and wages in formal long-term care[J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2019, 53: 101034.
- [17]Sugawara S, Nakamura J. Can formal elderly care stimulate female labor supply? The Japanese experience[J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2014, 34: 98–115.
- [18]Tamiya N, Noguchi H, Nishi A, et al. Population ageing and wellbeing: Lessons from Japan's long-term care insurance policy[J]. *The Lancet*, 2011, 378(9797): 1183–1192.
- [19]Van Houtven C H, Coe N B, Skira M M. The effect of informal care on work and wages[J]. *Journal of Health Economics*, 2013, 32(1): 240–252.
- [20]Yamada H, Shimizutani S. Labor market outcomes of informal care provision in Japan[J]. *The Journal of the Economics of Ageing*, 2015, 6: 79–88.

Long-term Care Insurance, Female Employment and Equal Labor Rights: Based on the Overlapping Generation Model and the Synthetic Control Method

Yu Xinliang¹, Zuo Yaxuan¹, Feng Xiaohan¹, Li Qian², Yu Wenguang¹

(1. School of Insurance, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China;

2. School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Summary: While contributing greatly to the development of society, women are burdened with heavy family care, and their willingness to participate in the labor force, work hours and income levels are permanently inhibited, as well as encountering multiple employment discrimination in terms of career choices and wages. This paper finds that long-term care insurance can promote labor supply and income by constructing an overlapping generation model with elderly care and long-term care insurance. Based on the panel data of 196

(下转第 139 页)

ing correlation effects using instrumental variables or pseudo regression. The analysis of the influence mechanism of peer effects shows that the better the relationship between classmates, the greater the peer effects of playing video games, but this mechanism has no significant influence on the peer effects of watching TV. The severity of parents to their children playing video games (watching TV) does not change peer effects. The results of heterogeneity analysis show that the proportion of peer participation affects the student behavior of playing video games or watching TV on weekdays or weekends, but the peer effects only significantly affect the time spent on weekends, and does not significantly affect the time spent on weekdays. There is no significant difference in peer effects between male and female students playing video games, but the peer effects of female students watching TV are greater.

Key words: playing video games; watching TV; peer effects; random class assignment

(责任编辑 石头)

(上接第 109 页)

cities in China from 2010 to 2018 and the typical pilot practice of long-term care insurance in Jinan, this paper uses the synthetic control method for the first time to quantitatively assess the impact of long-term care insurance on women's employment, along with a series of robustness tests such as excluding iterated weight cities, ranking tests and the asymptotic DID model. According to the characteristics of employment discrimination, this paper further analyzes the employment discrimination suffered by women, using the synthetic control method by selecting the three dimensions of gender discrimination, urban-rural discrimination and geographical discrimination, and the three aspects of employment rate, income and working hours.

The results show that long-term care insurance has a significant promoting effect on female employment, with the implementation increasing female employment rate by 5-15 percentage points, monthly income by 426-556 yuan, and daily working hours by 0.3-0.6 hours. During the pilot period, long-term care insurance has mainly increased the labor supply of female households by reducing their burden of elderly care, but the pathway of increasing female labor demand through the development of elderly care and related industries remains weak. Further research shows that long-term care insurance has had a positive effect in promoting equal employment rates between men and women and income equality between urban and rural women, with the implementation increasing the employment rate ratio of women to men by 5-7 percentage points and the income ratio of rural women to urban women by 15-36 percentage points.

Based on the above results, this study proposes the following policy recommendations: On the one hand, we should improve the long-term care insurance system, including its coverage and security contents, to promote the structural optimization of the care patterns for the disabled elderly, and reduce the care burden and promote the social labor participation of working-age women in the families with the disabled elderly. On the other hand, we should promote the development of the elderly care industries and encourage the working-age women to participate in the long-term care business in various forms by setting up flexible compensation programs of long-term care insurance and improving supporting measures for female worker to participate in long-term care work.

Key words: long-term care insurance; labor participation; employment discrimination; female rights; synthetic control method

(责任编辑 石头)