

# 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

罗明忠 林玉婵 柯杰升

**摘要：**农村人口生育能力并未得到充分释放，赡老压力是重要原因。本文基于代际资源竞争视角，使用中国家庭追踪调查 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年四期平衡面板数据，采用双重差分法和合成控制双重差分法，实证检验长期护理保险政策实施对农村子代生育行为的影响及其内在机理。研究发现：第一，长期护理保险政策实施对农村人口存在生育促进效应，能促进农村子代的生育行为；第二，长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应存在异质性，对将互联网视为重要信息渠道、主要从事农业和收入低于中位数的农村子代的生育行为影响更大；第三，代际向上照料支持减少和赡老经济负担降低是长期护理保险政策实施促进农村子代生育行为的重要机制。因此，优化包容性生育政策，须考虑家庭赡老压力；科学总结农村长期护理保险政策的实施经验并扩大实施范围，以充分释放农村家庭可用于抚育子女的经济资源和时间资源；妥善处理正式照料和非正式照料二者关系。

**关键词：**长期护理保险政策 生育行为 代际资源竞争 合成控制双重差分法

**中图分类号：**F840.67; C923 **文献标识码：**A

## 一、引言

老龄化和少子化已成为中国人口发展亟须解决的现实难题。《2021 年度国家老龄事业发展公报》数据显示，截至 2021 年末，中国 60 岁及以上的老年人口为 2.67 亿人，占总人口的 18.90%<sup>①</sup>，中国即将进入中度老龄化阶段。2020 年，中国总和生育率仅为 1.30，跌破国际公认的 1.50 的“高度敏感警戒

\*本文系国家自然科学基金重大项目“乡村振兴与深化农村土地制度改革研究”（编号：19ZDA115）和国家自然科学基金面上项目“非平衡增长理论视角下返乡创业对县域产业升级的影响：作用机理及其实现路径”（编号：72373043）的阶段性成果。本文通讯作者：林玉婵。

<sup>①</sup>资料来源：《2021 年度国家老龄事业发展公报》，[https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/26/content\\_5721786.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/26/content_5721786.htm)。

线”<sup>①</sup>，存在跌入“低生育率陷阱”的可能。“政策性少子化”一直被认为是导致中国低生育水平的主要原因（穆光宗和林进龙，2021）。近年来，中国不断优化实施包容性生育政策，但总和生育率仅出现短暂回升，随后迅速下跌，意味着新生代家庭的生育决策更多地受制于经济和文化等其他因素（陈卫，2021）。其中，赡老和抚育引发的代际资源竞争可能是抑制家庭生育行为的重要因素（何圆等，2023）。一方面，长期实施的计划生育政策推动家庭向“421”结构演进，家庭可分担赡老责任的兄弟姐妹减少，子代赡老压力急剧上升；另一方面，老年人预期寿命延长和失能老年人口增加，意味着子代需要投入更多的时间和精力来赡养父辈（张园和王伟，2021）。人口发展事实表明，中国人口出生率随着老年抚养比的上升在波动中下降，赡老与抚育存在替代关系<sup>②</sup>。而在农村家庭，伴随着劳动力“乡—城”流动的不断深化，赡老责任与抚育计划的冲突越发明显（田北海和徐杨，2020）。同时，法律所规定的赡老义务和“百善孝为先”的传统文化观念，强调了“父辈优先”的家庭资源分配原则（费孝通，1983）。因此，在赡老压力与抚育成本同时上升的当下，被称为“三明治一代”的农村新生代家庭只能通过降低生育率和抚育压力，来保证家庭资源的有序分配（Yamashita and Soma，2016）。

父辈既是家庭资源的提供者，亦是家庭资源的使用者。既往研究大多关注父辈作为资源提供者的正外部效应（于新亮等，2022），探究父辈照料、经济转移、养老投资和延迟退休等因素对子代生育行为的积极作用（许琪，2017；田艳芳等，2020；何圆等，2023）。毋庸置疑，身体力行的父辈可以通过料理家务、接送孙辈甚至经济赠予等多种方式，降低子代抚育子女的经济成本和时间成本。然而，父辈作为家庭资源的使用者，当他们不能为子代提供照料支持且因身体状况需要子代提供赡养支持时，就会挤占子代可用于抚育子女的经济资源和时间资源，进而影响子代的生育决策（李宜航，2019）。

为应对老龄化和少子化，缓解家庭赡老压力、激励生育行为已成为人口政策制定的重要考量。长期护理保险政策作为保障失能老年人基本生活照料和降低医疗护理费用的制度安排，既为家庭提供了社会照料支持，又减轻了家庭医疗负担，有助于家庭资源的释放和重新配置（蔡伟贤等，2021）。大量研究表明，长期护理保险政策的实施对失能老年人及其家庭成员均具有积极影响。一方面，长期护理保险政策的实施可有效降低失能老年人的就医次数，改善其健康状况（马超等，2019）；另一方面，长期护理保险政策的实施对家庭养老照料具有替代效应，能有效减少子代对父辈的照料时间供给（朱铭来和何敏，2021），存在提高子代劳动力市场参与程度等溢出效应（于新亮等，2021）。

总体来看，现有研究主要聚焦长期护理保险政策实施对失能老年人的社会经济效应评估，尚未充分关注其对子代福利的溢出效应。2018年中国家庭追踪调查数据显示，长期护理保险政策实施后，受政策影响样本的户均0~1岁子女数量是未受政策影响样本的7.81倍，意味着长期护理保险政策的实施存在激励家庭生育行为的积极作用。鉴于此，本文重点关注老年人失能群体更庞大、赡老和抚育冲

<sup>①</sup>资料来源：《国务院第七次全国人口普查领导小组办公室负责人接受中新社专访》，[http://www.stats.gov.cn/zt\\_18555/zdtjgz/zgrkpc/dqcrkpc/ggl/202302/t20230215\\_1904008.html](http://www.stats.gov.cn/zt_18555/zdtjgz/zgrkpc/dqcrkpc/ggl/202302/t20230215_1904008.html)。

<sup>②</sup>《中国统计年鉴2022》数据显示，老年抚养比由2011年的12.3%上升至2021年的20.8%，出生率则由2011年的13.3‰下跌至2021年的7.5‰。

突更严重的农村地区，考察长期护理保险政策实施对农村子代生育行为的影响及其内在机理。在研究内容上，本文将生育决策置于“父代—子代—孙代”框架内，从影响农村子代生育行为的视角出发，拓展长期护理保险政策实施的溢出效应研究；在研究方法上，本文采用双重差分法和合成控制双重差分法识别长期护理保险政策的实施效应，以缓解自选择偏误所导致的估计结果偏差。

## 二、政策背景和理论分析

### （一）长期护理保险政策

2016年6月，人社部办公厅印发《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》（简称“《试点指导意见》”），旨在解决长期失能老年人的基本生活料理，以及降低与基本生活密切相关的医疗护理费用<sup>①</sup>。长期护理保险政策试点分两批执行：第一批试点时间为2017—2019年，试点范围覆盖上海市等15个城市，并将山东省和吉林省作为重点联系省份<sup>②</sup>，保障对象涉及职工、城镇居民或城乡居民医疗保险的参保人员，基本确立了“长期护理保险跟随医疗保险”的原则。需要注意的是，15个试点地区的政策覆盖对象存在差异。一是上海市、荆门市、苏州市和青岛市4个试点地区的长期护理保险政策实现城乡居民全覆盖。其中，2017年上海市、荆门市和苏州市3个试点地区的长期护理保险政策覆盖城乡居民医疗保险的参保人员；2018年青岛市将城乡居民医疗保险的参保人员纳入长期护理保险政策的覆盖范围。二是成都市、重庆市和承德市3个试点地区逐步将保障范围扩大至城乡居民医疗保险的参保人员。具体地，2017年成都市、重庆市和承德市将职工医疗保险的参保人员作为保障对象；2019年上述3个试点地区进一步将城乡居民医疗保险的参保人员纳入保障范围，实现全覆盖。三是其余试点地区仅覆盖职工或城镇居民医疗保险的参保人员。第二批试点时间为2020—2022年，国家医疗保障局和财政部公布《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》（简称“《扩大试点指导意见》”），新增14个试点城市<sup>③</sup>。截至2022年底，长期护理保险政策试点地区的参保人数达1.69亿人，累计享受待遇人数为195万人，年人均支出1.4万元，极大地减轻了失能老年人及其家庭的经济负担<sup>④</sup>。

长期护理保险政策提供的护理服务主要包括三种模式：一是社区居家护理，即护理机构派护理人员上门照护或社区提供日间集中照护；二是养老机构护理，即定点养老机构提供24小时医疗护理服

<sup>①</sup>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》，[https://www.gov.cn/xinwen/2016-07/08/content\\_5089283.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2016-07/08/content_5089283.htm)。

<sup>②</sup>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》，[https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-11/05/content\\_5557630.htm](https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-11/05/content_5557630.htm)。需要说明的是，《扩大试点指导意见》中列出的第一批试点有35个，包括上海市、广州市等在《试点指导意见》中明确公布启动试点的15个城市，以及山东省、吉林省自行推行试点的20个城市。但由于山东省和吉林省自行推行试点的20个城市的政策实施时间基本落后于《试点指导意见》中明确公布启动试点的15个城市，且截至2017年底，这20个试点城市的政策适用范围均未覆盖城乡居民医疗保险的参保人员。考虑到本文重点研究对象是农村人口以及篇幅原因，本文不对这20个试点城市的情况展开描述。

<sup>③</sup>资料来源：《49个城市试点长护险 建立失能人员照护体系》，[https://www.gov.cn/yaowen/shipin/202306/content\\_6887207.htm](https://www.gov.cn/yaowen/shipin/202306/content_6887207.htm)。

务；三是医疗机构住院护理，即定点医疗机构提供住院医疗护理。护理内容包含基本生活护理和常用临床照护，包括但不限于头面部清洁、沐浴、协助进食、排泄和失禁等护理，以及生活自理能力训练和造口护理等照护。截至2020年9月，苏州市享受长期护理保险政策提供的社区居家护理服务人数达3.88万人次；2021年青岛市“农村护理保险提升计划”实施3个月，就直接惠及1.1万名农村失能失智老人，社区居家护理服务超30万个小时；截至2022年底，上海市享受社区居家护理服务人数达273.34万人次<sup>①</sup>。可见，长期护理保险政策的实施切实缓解了家庭养老照料压力。

## （二）代际资源竞争中的赡老与抚育

关于生育决策，人口经济学家 Leibenstein（1975）最早提出“成本—效用”理论，认为家庭能够从生育子女中获得经济效益，与此同时，家庭也要承担一定的养育成本。因此，生育行为和商品购买行为类似，遵循着成本和收益的分析逻辑（贝克尔，2005）。这一范式奠定了西方生育理论的基础。根据“成本—效用”理论，生育成本由直接成本与间接成本构成（臧微，2022）。其中，直接成本包括父母从孕育到培育子女生活自立这一过程的全部费用；间接成本又称为机会成本，指父母因培养子女而损失的其他收入机会，主要表现为时间耗散（李志华和茅倬彦，2022）。换言之，家庭在进行生育决策时，除考虑子女所带来的效用外，还需要考虑抚育子女的经济成本和时间成本。若生育效用大于生育成本，家庭将做出生育行为；反之，家庭将可能停止生育。

费孝通（1983）在剖析中国家庭结构变动时关注到家庭抚育与赡老交互重叠的代际传承问题。他强调，父辈和子代的“抚育—赡老”代际互惠既是受孝道伦理制约的道德行为，也是利益交换的经济行为，表现为父辈对子代的养育之恩和子代对父辈赡养回馈的“反馈模式”（费孝通，2002）。其中，父辈抚育子代、子代抚育孙代以及子代赡养父辈分别是“反馈模式”依次递进的3个阶段。在传统农村社会，由于有婚育惯习的约束<sup>②</sup>，三个阶段往往相互衔接（费孝通，1983）。若存在外在因素冲击导致第二阶段延后，使其与第三阶段重叠，便会引发家庭抚育与赡老冲突，导致世代更替失衡。

当前，由于社会养老体系尚未完善，家庭照料仍是中国农村家庭的主要赡老方式。值得关注的是，在过往生育政策的影响下，伴随家庭规模持续缩小，家庭养老照料模式逐渐由大家族分担向小家庭独自承担转变，家庭养老照料功能不断弱化（解垩，2014）。加之子代婚育年龄推迟和老龄化程度不断加深，“反馈模式”中3个阶段相互衔接的平衡局面被逐渐打破。在赡老与抚育冲突的现实困境下，“百善孝为先”的传统文化指引农村子女形成“上位优先”的家庭资源分配逻辑（张驰等，2019），即子代在家庭资源分配时优先考虑父辈的赡养需求（狄金华和郑丹丹，2016）。与此同时，“上位优

<sup>①</sup>资料来源：《苏州长期护理保险试点三周年成效明显》，<https://www.suzhou.gov.cn/szsrnzf/wsjkccsjsqk/202010/b44600689b024f39b0b94a3c63b5abc9.shtml>；《青岛市实施“农村护理保险提升计划”精准服务万名农村失能失智老人》，[http://ybj.qingdao.gov.cn/ybyw\\_117/ybdt\\_117/202203/t20220309\\_4574794.shtml](http://ybj.qingdao.gov.cn/ybyw_117/ybdt_117/202203/t20220309_4574794.shtml)；《2022年上海市养老服务综合统计监测报告》，[https://mzj.sh.gov.cn/MZ\\_zhuzhan23\\_0-2-8/20230608/3f324930323245ceb5716d728dcdd5bd.html](https://mzj.sh.gov.cn/MZ_zhuzhan23_0-2-8/20230608/3f324930323245ceb5716d728dcdd5bd.html)。

<sup>②</sup>费孝通（1983）指出，个体的全劳动期可至60岁；根据传统农村社会的惯习，按父辈年龄划分，父辈20岁、40岁和60岁分别是父辈成婚生子、子代成婚生孙和子代赡养父辈的关键节点。

先”背后隐藏的“养儿防老”观念会通过示范作用，进一步强化“恩往上流”的家庭资源分配格局。因此，当父辈随着寿命延长面临老年健康问题<sup>①</sup>而成为家庭照料的需求者时，在家庭资源总量一定的约束下，家庭养老照料会通过占用家庭资源等方式形成代际资源竞争（龙玉其，2021），进而抑制农村子代的生育行为（黄庆波等，2017）。部分研究发现，如果家庭养老照料占用了子代大部分经济资源和时间资源，即使面对逐渐宽松的生育政策，子代再生育的概率也不会显著提高（陈钰晓和周魅，2023）。因此，激励农村子代的生育行为，亟须寻找可替代的社会化服务，以减轻其赡老压力。

### （三）长期护理保险政策实施、代际资源竞争与农村人口生育

长期护理服务作为一项由正式护理机构提供的社会性养老照料服务，具有替代家庭养老照料、减少家庭医疗支出，进而缓解代际资源竞争等重要作用。但由于护理费用高昂，收入水平较低的农村居民购买长期护理服务的概率不高。而长期护理保险政策依托基本医疗保障制度，旨在通过费用报销等方式，使参保者在享受正式护理服务的同时，尽可能不受限于家庭财务可及性，从而具备普惠性特征（戴卫东，2023）。因此，长期护理保险政策实施可能对家庭养老照料模式和家庭资源分配造成影响。

一方面，长期护理保险政策实施会对非正式照料形成有效替代，进而减轻农村子代的养老照料压力并缓解代际时间资源竞争。蔡伟贤等（2021）研究指出，长期护理保险政策的实施有利于引导养老照料模式由家庭照料向社会照料转变。具体表现为，通过使用社会护理服务和入住社会护理机构等方式获得的正式照料对家庭照料等非正式照料产生挤出效应（朱铭来和何敏，2021）。Pauly（1990）同样认为，当父辈享受长期护理保险政策后，本应由子代提供的非正式照料可以被正式医疗服务所替代。因此，对于社会养老照料资源更加稀缺的农村而言，长期护理保险政策的实施，既弥补了社会养老照料的供给不足，又缓解了家庭养老照料的压力，进而为农村家庭将更多时间资源配置于子女抚育提供了新的可能，可能激励农村家庭生育行为。

另一方面，长期护理保险政策实施通过降低家庭医疗费用负担和子代向上代际支持，能缓解代际经济资源竞争。马超等（2019）基于中国健康与养老追踪调查数据研究发现，长期护理保险政策的实施会降低家庭的医疗负担，体现在老年人的门诊次数和住院次数下降，以及门诊费用和住院费用减少等方面。Kim and Lim（2015）针对韩国的研究显示，长期护理保险政策的实施释放了家庭经济资源约束。同时，长期护理保险政策的实施还会降低子代对父辈的经济转移概率和转移金额（舒展和韩昱，2022）。而且，上述家庭资源约束的有效释放，并未以损害父辈生活状况和精神状况为代价（蔡伟贤等，2021）。因此，伴随老龄化程度不断加深，长期护理保险政策的实施会改善家庭代际经济资源和时间资源的分配格局，表现为赡养压力（包括时间资源和经济资源压力）明显减少，而抚育资源明显增加（于大川等，2020），进而缓解子代的抚育资源约束，促进其生育行为。尤其是对于“未富先老”形势更为严峻的农村地区而言，长期护理保险政策的实施对家庭资源分配以及生育行为的影响可能更

<sup>①</sup>当前，中国初婚年龄出现大幅延迟，男性的平均初婚年龄从1990年的23.59岁上升到2020年的29.38岁；女性的平均初婚年龄从1990年的22.15岁上升到2020年的27.95岁（陈卫和张凤飞，2022）。这意味着，家庭做出生育决策时，父辈年龄已经较大（陈钰晓和周魅，2023）。

为明显。据此，本文提出两个有待进一步证实的研究假说。

H1：长期护理保险政策的实施对农村人口存在生育促进效应，能促进农村子代的生育行为。

H2：代际向上照料支持减少和赡老经济负担降低是长期护理保险政策实施促进农村子代生育行为的重要机制。

### 三、数据来源、变量定义和模型设定

#### （一）数据来源

本文数据来自2012年、2014年、2016年和2018年4期中国家庭追踪调查(China family panel studies, 简称“CFPS”)。CFPS是一项全国性大规模的社会追踪调查项目，每两年追踪调查一次，最新数据更新至2020年<sup>①</sup>。调查范围涉及全国25个省（区、市）900多个区县的3000多个村居；调查对象包括样本家庭中全部成员；调查内容涉及健康状况、工作情况、社会保障等个人信息，子女情况、家庭成员关系、家庭收入和消费、与父母的经济和照料联系等家庭信息，符合本文研究需要。在数据处理上，本文以经济家庭为单位<sup>②</sup>，构造包含“父代—子代—孙代”三代信息的家庭数据。具体方法是：第一，根据个体提供的父母代码匹配其父母信息，再根据配偶代码匹配配偶信息，并进一步获得配偶父母信息<sup>③</sup>，构建以子代夫妻为中心，包含“父代—子代—孙代”三代信息的家庭数据。第二，考虑到使用子代个体样本会导致生育行为和家庭信息的重复问题，本文基于男性为农村家庭主要决策者的前提，仅保留处于婚育阶段（20~60周岁）的农村男性子代样本。第三，考虑到一户家庭中可能存在多对子代夫妻，这会使估计结果产生向下偏差，本文根据家庭代码，仅保留同一经济家庭内只有一对子代夫妻的样本，并剔除该子代处于丧偶或离异状态等非在婚样本。第四，考虑到长期护理保险政策的主要适用人群，本文剔除父辈<sup>④</sup>均去世的样本。第五，为排除控制组的期望效应，即预计未来可能享受长期护理保险政策而将其生育决策提前，本文参照舒展和韩煜（2022）的做法，剔除父辈户籍地位于“仅在城镇实施长期护理保险政策”地区的样本和父辈户籍地位于“2018—2019年才覆盖农村居民医疗保险参保人员的青岛市、成都市、重庆市和承德市”的样本。第六，剔除重要变量缺失较为严重的样本。经过上述处理，本文最终获得6952户农村家庭的4期平衡面板数据。

#### （二）变量定义

1.被解释变量。本文被解释变量为农村子代生育行为，采用“0~1岁子女数量”来刻画。

2.核心解释变量。本文核心解释变量为长期护理保险政策实施与年份的交互项。基于长期护理保险政策的实施对象是老年人，且政策实施遵循的是“长期护理保险跟随医疗保险”的原则，本文参考

<sup>①</sup>2020年仅公开了个人层面和家庭经济层面数据，缺少本文研究所需的关键信息，因此未将2020年数据纳入本文研究。

<sup>②</sup>CFPS将家庭成员定义为，样本家庭中经济上联系在一起的直系亲属，或经济上联系在一起、与该家庭有血缘、婚姻或领养关系且连续居住时间满3个月的非直系亲属。

<sup>③</sup>考虑到CFPS将家庭成员定义为在经济上存在联系的亲属，本文进一步匹配配偶父母信息。

<sup>④</sup>除特殊说明外，本文中的父辈均指受访者父母和受访者配偶父母（共4人）。

于新亮等（2021）的做法，若 2018 年（长期护理保险政策实施后）父辈中任一人户籍所在地位于上海市、苏州市或荆门市 3 个试点地区且参与了新型农村合作医疗保险，赋值为 1；反之，赋值为 0。

3.作用机制。一是代际向上照料支持，包括照料支持人数和照料支持频率。其中，照料支持人数采用“为谁料理家务或照顾其饮食起居”来衡量，若为父辈任一方<sup>①</sup>提供照料帮助，赋值为 1；若为父辈双方均提供照料帮助，赋值为 2；若对父辈双方均未提供照料帮助，赋值为 0。照料支持频率采用“是否每天为父辈料理家务或照顾饮食起居”来刻画，若每天为父辈任一方或父辈双方提供照料帮助，赋值为 1；反之，赋值为 0。二是赡老经济负担，包括代际向上经济支持（经济支持人数和经济支持金额）与家庭医疗支出。其中，经济支持人数采用“为谁提供经济帮助”来衡量，若为父辈任一方提供经济帮助，赋值为 1；若为父辈双方均提供经济帮助，赋值为 2；若对父辈双方均未提供经济帮助，赋值为 0。同时，经济支持金额采用“每月为父辈双方提供经济帮助的总额度（取对数）”来刻画。在家庭医疗支出上，采用“医疗支出占家庭总收入的比例”来衡量。

4.控制变量。参照以往研究（钟晓慧和彭铭刚，2022），本文控制子代夫妻的平均年龄、受教育程度、就业状况、外出就业、医疗保险参与、养老保险参与、慢性病状况、家庭总收入和家庭总人数变量。

### （三）模型设定

1.双重差分法（difference-in-differences，简称“DID”）。本文采用 DID 法识别长期护理保险政策实施对农村子代生育行为的影响，通过比较政策实施前后的处理组与控制组生育行为的差异，进而得到长期护理保险政策实施效果的双重差分估计量。将 DID 模型设定如下：

$$F_{it} = \gamma + \delta^{nfe} (P_{ik} \times Y_t) + X_{it} \varphi + \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{ikt} \quad (1)$$

（1）式中： $F_{it}$  是子代夫妻  $i$  第  $t$  年的生育行为。 $P_{ik} \times Y_t$  表示长期护理保险政策实施情况，待估系数  $\delta^{nfe}$  为双向固定效应下的政策效应大小。 $P_{ik}$  是政策虚拟变量，若子代夫妻  $i$  父辈中任一人的户籍所在地区  $k$  实施长期护理保险政策，视为处理组，赋值为 1；反之，视为控制组，赋值为 0。 $Y_t$  为年份虚拟变量，若年份为 2018 年，视为政策实施后，赋值为 1；若年份小于 2018 年，视为政策实施前，赋值为 0。 $X_{it}$  表示控制变量向量， $\varphi$  是其待估系数向量。 $\alpha_i$  和  $\beta_t$  分别为个体固定效应和时间固定效应。 $\gamma$  是常数项。 $\varepsilon_{ikt}$  是随机误差项。

2.合成控制双重差分法（synthetic differences-in-differences，简称“合成 DID”）。由于政策实施地区和政策实施时间并非随机出现，可能存在自选择偏误问题，导致估计结果偏差。为此，本文参照刘秉镰和孙鹏博（2023）的做法，进一步采用合成 DID 法进行检验。Arkhangelsky et al.（2021）指出，合成 DID 法通过比较处理组与合成控制组在政策实施前后的双重差分，进而估计出政策平均处理效应，

<sup>①</sup>本文中父辈任一方指受访者父母（共 2 人）和受访者配偶父母（共 2 人）两方中的任一方，未区分讨论父亲和母亲。原因是，当父母均在世时，子代对父母的照料支持存在两种情况：一是子代仅对父母的其中一人提供照料支持；二是子代对父母二人均提供照料支持。照料效果并不一定会表现出对象化差异，为简化讨论，本文不对上述两种情况进行区分。同理，由于父母通常属于同一经济整体（在生活消费上统一计算），本文在经济支持的刻画上也不对其进行区分。

具有双重稳健性。政策平均处理效应由估计量 $\hat{\tau}^{sdid}$ 衡量：

$$\left(\hat{\tau}^{sdid}, \hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}\right) = \arg \min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(F_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - \tau P_{ik} \times Y_t\right)^2 \hat{\omega}_i^{sdid} \hat{\lambda}_t^{sdid} \right\} \quad (2)$$

(2)式中： $F_{it}$ 是子代夫妻*i*第*t*年的生育行为； $P_{ik} \times Y_t$ 表示长期护理保险的政策实施情况； $\hat{\omega}_i^{sdid}$ 和 $\hat{\lambda}_t^{sdid}$ 是最优合成控制权重； $\alpha_i$ 表示个体固定效应， $\beta_t$ 表示时间固定效应； $\mu$ 为随机误差项。

#### (四) 样本描述

如表1所示，样本子代夫妻平均拥有0.029个0~1岁子女；年龄平均为45.120岁；学历以初中为主，与《2020年第七次全国人口普查主要数据》公布的情况相似<sup>①</sup>；绝大部分子代夫妻处于在业状态，外出到境内其他省（区、市）或境外就业的比例较低；94.6%的子代夫妻享受医疗保险，但参与养老保险的比例较低；小分子子代夫妻患有慢性病；家庭总收入平均为44865.410元；家庭总人数平均为4.070人。

表1 变量定义和描述性统计

变量	定义	均值		
		总样本	处理组	控制组
被解释变量				
农村子代生育行为	0~1岁子女数量（个）	0.029	0.047	0.029
核心解释变量				
长期护理保险政策实施×年份	2018年父辈中任一人的户籍地位于上海市、苏州市和荆门市3个试点地区且参与新型农村合作医疗保险，赋值为1；反之，赋值为0	0.009	—	—
控制变量				
年龄	子代夫妻年龄总和的平均值（岁）	45.120	44.359	45.126
受教育程度	子代夫妻受教育年限总和的平均值（年）	7.294	7.688	7.291
就业状况	子代夫妻在过去一周至少工作1小时的总人数的平均值（人）	0.959	0.945	0.959
外出就业	子代夫妻任一人在境内其他省（区、市）或境外就业，赋值为1；反之，赋值为0	0.056	0.094	0.055
医疗保险参与	子代夫妻参与新型农村合作医疗保险总人数的平均值（人）	0.946	0.945	0.946
养老保险参与	子代夫妻参与新型农村社会养老保险总人数的平均值（人）	0.532	0.555	0.531
慢性病状况	子代夫妻在半年内患有慢性疾病总人数的平均值（人）	0.132	0.156	0.132
家庭总收入 <sup>a</sup>	家庭总收入（元），取对数	44865.410	63363.030	44695.110
家庭总人数	家庭总人口数量（人）	4.070	4.484	4.066

注：a 家庭总收入汇报的是变量原值的统计结果。

为初步观测长期护理保险政策实施对农村人口的生育促进效应，表2汇报了在政策实施当期处理组与控制组关于不同年龄段子女数量分布的均值差异检验结果。与控制组相比，处理组0~1岁子女

<sup>①</sup>由《2020年第七次全国人口普查主要数据》可知，2010年和2020年全国每10万人中，受教育水平为初中的人口数最多。资料来源：《2020年第七次全国人口普查主要数据》，<http://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/d7c/>。



数量多 0.109 个，这表明在政策实施当期（2018 年），处理组的生育行为相较于控制组显著增加；在 2~7 岁子女数量的比较上，二者并无明显差异，即在政策实施前（2012—2016 年）处理组与控制组的生育行为不存在显著差异。需要说明的是，这一结果是长期护理保险政策实施所带来的生育促进效应，并非二胎生育政策的衍生结果，证实了长期护理保险政策实施对农村子代生育行为存在促进作用。

表 2 长期护理保险政策实施当期的农村子代不同年龄段子女数量分布的均值差异检验

类别	0~1 岁	2~7 岁
处理组	0.125	0.125
控制组	0.016	0.130
处理组与控制组均值差异 t 检验	0.109*** (3.333)	-0.005 (0.048)

注：①\*\*\*表示 1% 的显著性水平；②括号内为 t 值。

为进一步观测长期护理保险政策实施的主要作用群体，本文基于男性为农村家庭主要决策者的前提，以男性出生队列为分组依据，分析政策实施前后不同出生队列样本的生育行为（0~1 岁子女数量）变化情况。表 3 统计结果显示，在政策实施前一期（2016 年），处理组与控制组的各出生队列样本的生育行为不存在显著差异；在政策实施当期（2018 年），出生队列为 1970—1979 年的农村子代生育行为存在显著差异，与控制组相比，处理组 0~1 岁子女数量要多 0.098 个，且在 1% 的统计水平上显著，表明长期护理保险政策的实施主要激励出生队列为 1970—1979 年的农村子代生育行为。

表 3 长期护理保险政策实施前后不同出生队列样本的生育行为均值差异检验

类别	政策实施当期			政策实施前一期		
	1970—1979 年	1980—1989 年	1990—2000 年	1970—1979 年	1980—1989 年	1990—2000 年
处理组	0.111	0.250	0.125	0.091	0.143	0.125
控制组	0.013	0.128	0.219	0.029	0.191	0.146
处理组与控制组 均值差异 t 检验	0.098*** (3.464)	0.122 (1.249)	-0.094 (-0.742)	0.062 (1.196)	-0.048 (-0.323)	-0.021 (-0.572)

注：①\*\*\*表示 1% 的显著性水平；②括号内为 t 值。

## 四、实证结果分析

### （一）基准回归

表 4 汇报了长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应的 DID 模型估计结果。由表 4 回归 1 的估计结果可知，在仅控制个体和时间固定效应条件下，长期护理保险政策实施对农村子代生育行为具有正向影响。由表 4 回归 2 的估计结果可知，进一步控制特征变量后，长期护理保险政策的实施依然会显著促进农村子代的生育行为，表明长期护理保险政策实施对农村人口存在生育促进效应。若以张园和王伟（2021）预测的 2050 年 8304.12 万失能老年人为基准来考虑，全面实施长期护理保险政策对中国农村生育行为的激励效应十分可观。本文研究假说 H1 得以验证。

表 4 长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应的 DID 模型估计结果

变量	被解释变量：农村子代生育行为			
	回归1		回归2	
	系数	标准误	系数	标准误
长期护理保险政策实施×年份	0.121***	0.046	0.118**	0.046
年龄			-0.011	0.014
受教育程度			-0.007***	0.003
就业状况			-0.030*	0.016
外出就业			-0.011	0.011
医疗保险参与			0.003	0.014
养老保险参与			-0.002	0.007
慢性病状况			-0.012	0.010
家庭总收入			-0.001	0.001
家庭总人数			0.018***	0.003
常数项	0.037***	0.004	0.490	0.570
个体和时间固定效应	已控制		已控制	
R <sup>2</sup>	0.004		0.015	
观测值	6952		6952	

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

平行趋势检验结果如图 1 所示，在长期护理保险政策实施前，交互项系数估计值不显著异于 0，表明政策实施前处理组与控制组的农村子代生育行为并不存在系统性差异，平行趋势成立；在长期护理保险政策实施当期，交互项系数估计值为正且在 5%的统计水平上显著，证明长期护理保险政策实施对农村子代生育行为的激励作用是在满足平行趋势的前提下得出的。

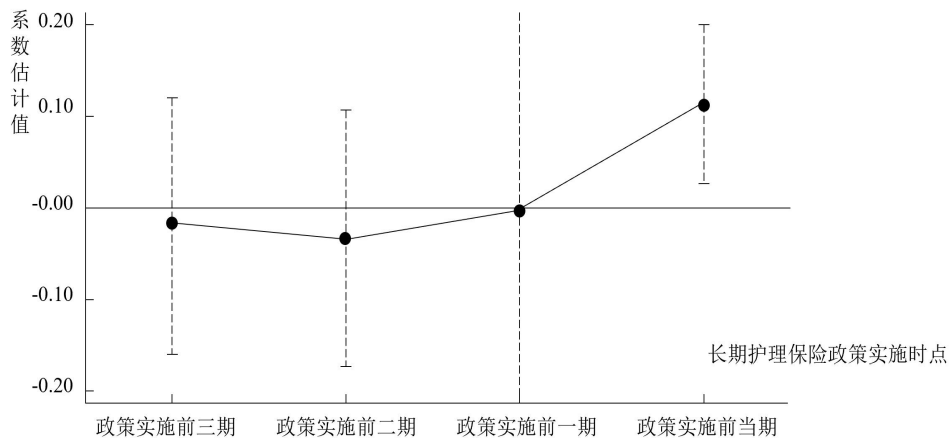


图 1 DID 平行趋势检验结果

为缓解自选择偏误问题，本文进一步汇报长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应的合成 DID 模型估计结果。由表 5 回归 1 的估计结果可知，在仅控制个体和时间固定效应条件下，长期护理保险政策实施对农村子代生育行为的平均处理效应为 0.119。由表 5 回归 2 的估计结果可知，进一步控

制特征变量后，长期护理保险政策实施对农村子代生育行为的平均处理效应为 0.117，且在 1% 的统计水平上显著，表明长期护理保险政策实施会显著促进农村子代生育行为。

表 5 长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应的合成 DID 模型估计结果

变量	被解释变量：农村子代生育行为	
	回归 1	回归 2
长期护理保险政策实施×年份	0.119*** (0.032)	0.117*** (0.032)
控制变量	未控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制
观测值	6952	6952

注：①\*\*\*表示 1% 的显著性水平；②括号内为标准误。

另外，尽管处理组比例水平对估计结果影响不大（于新亮等，2021），但为了尽可能缓解处理组比例偏低所导致的估计结果偏差，本文参照马超等（2019）的做法，从控制组中随机抽取 10% 的样本作为新控制组重新估计，并重复抽样 500 次。控制组随机抽样后的生育行为平均处理效应估计结果如图 2（a）所示，农村子代生育行为的平均处理效应均匀分布在 0.117 左右，前文结论是稳健的。同时，参照习明明（2022）的做法，展开安慰剂检验，即从控制组随机抽取与处理组相同数量的样本作为新处理组重新估计，并重复抽样 500 次。安慰剂检验的生育行为平均处理效应估计结果如图 2（b）所示，农村子代生育行为的平均处理效应大致在零值附近呈正态分布，而长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应实际估计系数为 0.117，证明农村子代生育行为的增加是长期护理保险政策实施所引致的。

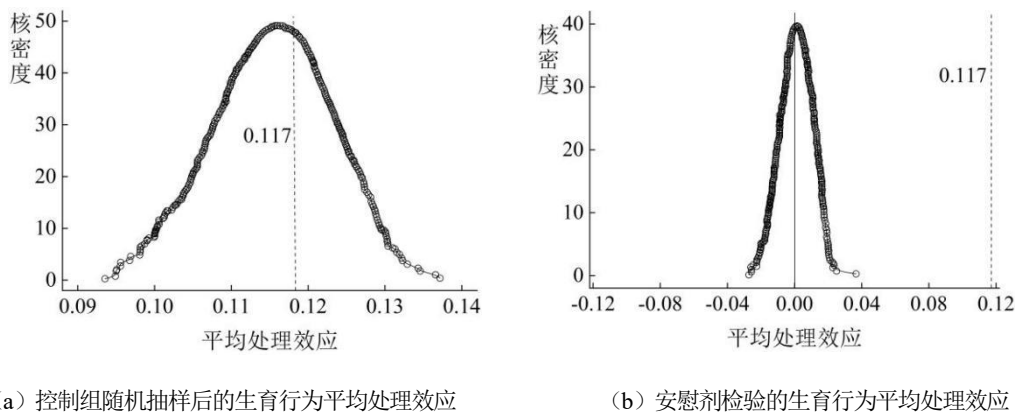


图 2 生育行为平均处理效应

## （二）异质性分析

考虑到个体存在结构性差异，长期护理保险政策实施对农村人口的生育促进效应可能因子代的信息获取渠道、就业性质和家庭收入水平不同而存在差异。例如，信息获取渠道影响着农村子代获取长期护理保险政策信息的及时性和全面性，就业性质与家庭资源获取方式和赡老及抚育模式息息相关，而家庭收入水平关系着代际资源竞争强度。为此，本文从这三个方面展开异质性分析。

1.信息获取渠道。基于政策实施前一期（2016年）农村子代的信息获取渠道，将样本划分为互联网组和非互联网组<sup>①</sup>。表6回归1和回归2的估计结果表明，长期护理保险政策实施对互联网组的农村子代生育行为的平均处理效应为0.189，而对非互联网组农村子代生育行为的影响并未通过显著性检验，表明长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应主要发生于互联网组样本。合成DID模型估计结果同样表明，长期护理保险政策实施对互联网组的农村子代生育行为促进作用更强。这可能是因为，互联网作为个体交互信息的重要渠道，能有效打破信息传递的物理界限。对于农村人口而言，他们既可以成为大数据精准识别的政策作用对象而被推送获取政策相关信息，又可以利用互联网的开放性和交互性通过主动搜索以知晓政策实施细则，从而更为及时、深入地了解政策实施效果。

表6 长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应异质性分析结果

变量	被解释变量：农村子代生育行为					
	信息获取渠道		就业性质		家庭收入水平	
	互联网	非互联网	主要从事农业	主要从事非农业	低于收入中位数	不低于收入中位数
	回归1(DID)	回归2(DID)	回归3(DID)	回归4(DID)	回归5(DID)	回归6(DID)
长期护理保险政策实施×年份	0.189** (0.074)	0.008 (0.036)	0.344*** (0.124)	0.090 (0.070)	0.197*** (0.067)	0.018 (0.064)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.027	0.007	0.014	0.019	0.019	0.015
观测值	3832	3120	2696	4256	3340	3612
变量	回归7 (合成DID)	回归8 (合成DID)	回归9 (合成DID)	回归10 (合成DID)	回归11 (合成DID)	回归12 (合成DID)
长期护理保险政策实施×年份	0.195** (0.098)	0.007 (0.036)	0.494*** (0.076)	0.089 (0.064)	0.215*** (0.061)	0.018 (0.052)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3832	3120	2696	4256	3340	3612

注：①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为标准误。

2.就业性质。本文将样本划分为主要从事农业组和主要从事非农业组<sup>②</sup>。表6回归3和回归4的估计结果表明，长期护理保险政策实施对主要从事农业组的农村子代生育行为的平均处理效应为0.344，而对主要从事非农业组农村子代生育行为的影响并未通过显著性检验。合成DID模型估计结果同样证

<sup>①</sup>信息获取渠道分组上，采用“互联网对你获取信息的重要性”为依据，若受访者和受访者配偶均认为非常不重要或不重要，则划分为非互联网组；反之，则划分为互联网组。

<sup>②</sup>就业性质分组上，若家庭的农业经营性收入大于工资性收入，则划分为主要从事农业组；反之，则划分为主要从事非农业组。

实这一结论，即长期护理保险政策实施对主要从事农业组的农村子代生育行为促进作用更强。可见，与主要从事非农业组相比，长期护理保险政策实施能够在更大程度上缓解主要从事农业组的赡老压力。

3.家庭收入水平。本文以家庭总收入中位数为界，将样本划分为低于收入中位数组和不低于收入中位数组。表6回归5和回归6的估计结果显示，在低于收入中位数组，长期护理保险政策实施对农村子代生育行为具有显著正向影响，平均处理效应为0.197；在不低于收入中位数组，这一结果并未通过显著性检验。该结论在合成DID模型估计结果中同样成立。可见，长期护理保险政策实施对农村子代生育行为的积极影响主要作用于低于收入中位数组。综合上述分析可知，长期护理保险政策实施有利于缓解农村家庭赡老压力，进而释放农村的生育红利。

### (三) 机制检验

根据前文理论分析，长期护理保险政策的实施可能通过减轻农村子代对父辈的照料支持和赡老经济负担，缓解代际资源竞争，进而影响农村子代生育行为。为此，本文进一步检验上述作用机制。

1.代际向上照料支持。代际向上照料支持体现为照料支持人数和照料支持频率。需要说明的是，为观测农村子代照料压力的变化情况，本文进一步将表7回归3和回归4的样本限制于为父辈提供照料支持的样本。表7回归1的DID模型估计结果显示，长期护理保险政策实施使农村子代提供照料支持的父辈数量显著下降。表7回归3的DID模型估计结果表明，长期护理保险政策实施使农村子代每天为父辈提供照料支持的概率下降35.8%，一定程度上缓解了农村子代的时间贫困。合成DID模型估计结果同样支持上述结论。可见，无论从子代需要照料的父辈数量看，还是从子代照料父辈的频率看，长期护理保险政策实施均显著缓解了农村子代的照料压力，进而释放其可用于生育乃至抚育子女的时间资源。本文研究假说H2中代际向上照料支持减少的作用机制得以验证。

表7 长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应机制检验：代际向上照料支持

变量	被解释变量：照料支持人数		被解释变量：照料支持频率	
	回归1 (DID)	回归2 (合成DID)	回归3 (DID)	回归4 (合成DID)
长期护理保险政策实施×年份	-0.490* (0.290)	-0.503** (0.252)	-0.358** (0.177)	-0.363* (0.188)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.054		0.025	
观测值	3476	3476	982	982

注：①\*\*和\*分别表示5%和10%的显著性水平；②括号内为标准误；③CFPS仅2016年和2018年的数据包含代际向上照料支持的相关指标，因此，代际向上照料支持机制检验的观测值仅包含2016年和2018年两期平衡面板数据。

2.赡老经济负担。赡老经济负担体现为代际向上经济支持和家庭医疗支出。其中，代际向上经济支持用经济支持人数和经济支持金额来测量。需要说明的是，为观测农村子代赡老压力的变化情况，本文进一步将表8回归3和回归4限制于为父辈提供经济支持的样本。表8回归1和回归3的DID模型估计结果显示，虽然长期护理保险政策的实施并未挤出农村子代对父辈的经济支持，但会有效减少农村子代对父辈的经济支持金额。在家庭医疗支出方面，表8回归5的估计结果显示，长期护理保险

政策实施对家庭医疗支出具有显著负向影响。具体地，与控制组相比，处理组家庭医疗支出比例下降4.6%。上述结论在合成 DID 模型回归中同样成立。可见，长期护理保险政策实施会通过降低农村子代的代际向上经济支持和减轻家庭医疗负担，缓解其赡老经济资源压力，并释放抚育子女的经济能力。本文研究假说 H2 中赡老经济负担降低的作用机制得以验证。

表 8 长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应机制检验：赡老经济负担

变量	被解释变量：经济支持人数		被解释变量：经济支持金额		被解释变量：家庭医疗支出	
	回归 1 (DID)	回归 2 (合成 DID)	回归 3 (DID)	回归 4 (合成 DID)	回归 5 (DID)	回归 6 (合成 DID)
长期护理保险政策实施×年份	-0.089 (0.197)	-0.109 (0.186)	-0.166** (0.077)	-0.167** (0.083)	-0.046*** (0.017)	-0.040*** (0.014)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.022		0.020		0.007	
观测值	3476	3476	1266	1266	6952	6952

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为标准误；③CFPS 仅 2016 年和 2018 年的数据包含代际向上经济支持的相关指标，因此，代际向上经济支持机制检验的观测值仅包含 2016 年和 2018 年两期平衡面板数据。

#### (四) 稳健性检验

为验证前文结论的可靠性，本文通过以下三种方法展开稳健性检验：一是样本再选择，二是采用倾向得分—双重差分法，三是替换被解释变量。这些稳健性检验结果均证实，前文结论是可靠的。

1. 样本再选择。为缓解处理组常住人口城镇化率较高可能导致估计结果偏差，本文以国家统计局公布的 2018 年中国常住人口城镇化率 59.58%为界，仅保留常住人口城镇化率高于全国平均水平的地区作为控制组。表 9 回归 1 和回归 2 的估计结果表明，长期护理保险政策实施对农村子代生育行为依然具有显著正向影响。同时，考虑到政策实施地区的总和生育率处于较低水平，本文进一步以 2020 年第七次全国人口普查数据公布的农村总和生育率 1.54 为界，仅保留总和生育率低于 1.54 的地区作为控制组。表 9 回归 3 和回归 4 的估计结果表明，上述结论依旧成立。

表 9 长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应稳健性检验：样本再选择

变量	被解释变量：农村子代生育行为			
	保留常住人口城镇化率高的控制组样本		保留总和生育率低控制组样本	
	回归 1 (DID)	回归 2 (合成 DID)	回归 3 (DID)	回归 4 (合成 DID)
长期护理保险政策实施×年份	0.123*** (0.047)	0.115*** (0.035)	0.113** (0.045)	0.116*** (0.036)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.027		0.015	
观测值	1684	1684	3416	3416

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为标准误。

2.倾向得分—双重差分法（PSM-DID）。为尽可能满足条件独立假定，本文参照齐秀琳和江求川（2023）的做法，采用倾向得分—双重差分法进行因果识别。0.05卡尺内1:4近邻匹配结果如表10回归1所示。长期护理保险政策实施对农村子代生育行为的促进作用在5%的统计水平上显著。

3.替换被解释变量。本文进一步以“农村子代实际子女数量”作为被解释变量重新估计。表10回归2的估计结果显示，长期护理保险政策实施会使农村子代实际子女数量增加，平均处理效应为0.126。可见，本文的结论是稳健的。

表10 长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应的稳健性检验：PSM-DID模型和替换被解释变量

变量	被解释变量：农村子代生育行为 回归1（PSM-DID）	被解释变量：农村子代实际子女数量 回归2（DID）
长期护理保险政策实施×年份	0.119** (0.047)	0.126* (0.074)
控制变量	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.016	0.096
观测值	6641	6952

注：①\*\*和\*分别表示5%和10%的显著性水平；②括号内为标准误。

### （五）进一步讨论

若长期护理保险政策实施对农村人口的生育促进效应是在父辈不健康水平上升和失能程度加剧的情况下产生的，那么，上述研究结论不具备帕累托改进特征。为此，本文进一步探究长期护理保险政策实施对父辈不健康自评状况<sup>①</sup>以及父辈中重度失能和重度失能<sup>②</sup>状况的影响。

表11回归1至回归6的估计结果表明，长期护理保险政策实施对父辈不健康自评状况的影响未通过显著检验，且对父辈中重度失能和重度失能状况的影响亦不具有统计上的显著性。可见，长期护理保险政策实施对农村人口的生育促进效应是建立在保障父辈福祉前提下的帕累托改进。

<sup>①</sup>父辈不健康自评状况采用“健康状况评价”来衡量：若受访者父母和受访者配偶父母（共4人）中任一人认为自己非常不健康，赋值为1；反之，赋值为0。

<sup>②</sup>在父辈失能状况的刻画上，参照国家医疗保障局公布的《长期护理失能等级评估标准（试行）》和马健因（2021）的做法，根据问卷调查的统计结果，通过不能独立完成户外活动、进餐、厨房活动、使用公共交通、购物、清洁卫生和洗衣的个数来衡量，即采用ADLs指数来衡量。其中，在父辈中重度失能的刻画上，若受访者父母和受访者配偶父母（共4人）中任一人的ADLs指数大于或等于3，视为父辈中重度失能，赋值为1；反之，赋值为0。在父辈重度失能的刻画上，若受访者父母和受访者配偶父母（共4人）中任一人的ADLs指数大于或等于5，视为父辈重度失能，赋值为1；反之，赋值为0。

表 11 进一步讨论：长期护理保险政策实施对父辈健康状况的影响

变量	父辈不健康自评状况		父辈中重度失能状况		父辈重度失能状况	
	回归 1 (DID)	回归 2 (合成 DID)	回归 3 (DID)	回归 4 (合成 DID)	回归 5 (DID)	回归 6 (合成 DID)
长期护理保险政策实施×年份	0.010 (0.133)	0.052 (0.151)	0.047 (0.051)	0.075 (0.059)	0.042 (0.066)	0.050 (0.079)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.030		0.004		0.004	
观测值	6952	6952	6952	6952	6952	6952

注：括号内为标准误。

## 五、结论与启示

破解老龄化和少子化是中国需要面对的一个现实难题。缓解农村家庭的赡老压力，是释放生育能力、促进农村人口生育的重要措施。为此，本文基于中国家庭追踪调查 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年 4 期平衡面板数据，以长期护理保险政策的实施试点作为自然实验，采用双重差分法和合成控制双重差分法，实证检验长期护理保险政策实施对农村子代生育行为的影响及其内在机理。研究表明，长期护理保险政策实施对农村人口存在生育促进效应，表现为能促进农村子代的生育行为。异质性分析表明，长期护理保险政策实施对农村子代生育行为的积极影响主要作用于将互联网视为重要信息渠道、主要从事农业和收入低于中位数群体。机制分析表明：长期护理保险政策实施既通过减轻农村子代对父辈的照料压力，以释放生育时间资源；又通过降低农村子代对父辈的经济支持金额和家庭医疗支出，以释放生育经济资源，进而促进农村子代的生育行为。并且，长期护理保险政策实施对农村人口的生育促进效应并未损害老年人的健康水平，即这一效应是在保障父辈身心健康前提下的帕累托改进。

子女抚育与老人赡养对于家庭而言都是不可回避的难题，这可能会影响家庭资源的代际分配，进而影响家庭的生育行为。尤其是对于农村家庭而言，社会化的养老照料服务既面临供给不足的现实，又存在有效需求不足的压力。缓解赡养老人的经济资源和时间资源压力，在一定程度上就是释放生育红利。包容性生育政策内涵并不限于生育本身。

本文的研究结论表明，从代际资源竞争视角看，提升农村家庭生育行为，可以从缓解养老经济负担和时间约束入手，为将家庭资源更多配置于子女抚育提供可能。第一，基于中国人口现实，多视角优化包容性生育政策，破解少子化难题。要综合考虑家庭生育的联合决策以及资源分配决策现实，尤其是考虑家庭老少比状况，缓解农村家庭赡老压力，为农村家庭增加抚育子女的资源提供可能，促进农村家庭生育行为。第二，科学总结农村长期护理保险政策的实施经验并扩大实施范围。既要鼓励现有试点地区均尽快将农村居民纳入保障对象，又要扩大试点覆盖面，以平衡城乡居民权益，缓解农村家庭赡老与抚育子女的冲突。同时，要进一步做好长期护理保险政策的宣传工作，帮助更多家庭尤其



是主要从事农业和收入水平较低的农村家庭寻得家庭养老照料的可替代方式,更加充分地发挥长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应。第三,妥善处理正式照料与非正式照料二者关系。长期护理保险政策实施对农村子代的非正式照料存在替代效应,其虽在不影响父辈健康状况的前提下缓解了农村子代的养老照料压力,但仍需要谨防子代赡老责任意识淡化,漠视失能老年人对精神慰藉的需求。因而,仍需大力弘扬敬老爱幼的优秀文化,帮助并鼓励农村家庭在充分利用社会资源缓解照料老人和抚育子女压力的同时,谨记自身的亲情关爱及其家庭责任与义务。

#### 参考文献

- 1.贝克尔,2005:《家庭论》,王献生、王宇译,北京:商务印书馆,第161-184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.陈卫,2021:《中国的低生育率与三孩政策——基于第七次全国人口普查数据的分析》,《人口与经济》第5期,第25-35页。
- 4.陈卫、张凤飞,2022:《中国人口的初婚推迟趋势与特征》,《人口研究》第4期,第14-26页。
- 5.陈钰晓、周魅,2023:《家庭养老照护对育龄女性二孩生育行为的影响》,《湘潭大学学报(哲学社会科学版)》第1期,第52-57页、第148页。
- 6.戴卫东,2023:《中国长期护理保险的理论依据、制度框架与关键机制》,《社会保障评论》第1期,第95-106页。
- 7.狄金华、郑丹丹,2016:《伦理沦丧抑或是伦理转向——现代化视域下中国农村家庭资源的代际分配研究》,《社会》第1期,第186-212页。
- 8.费孝通,1983:《家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第3期,第7-16页。
- 9.费孝通,2002:《江村经济:中国农民的生活》,北京:商务印书馆,第76-80页。
- 10.何圆、李轲、王伊攀,2023:《养好老才能生好小:父辈养老投资与青年子女生育决策》,《财经研究》第1期,第109-123页。
- 11.黄庆波、胡玉坤、陈功,2017:《代际支持对老年人健康的影响——基于社会交换理论的视角》,《人口与发展》第1期,第43-54页。
- 12.李宜航,2019:《老龄化负担、子女抚养负担与家庭人力资本投资》,《西安交通大学学报(社会科学版)》第6期,第84-97页。
- 13.李志华、茅倬彦,2022:《中国家庭养育成本分担模式对再生育的影响》,《人口学刊》第3期,第19-30页。
- 14.刘秉镰、孙鹏博,2023:《开发区“以升促建”如何影响城市碳生产率》,《世界经济》第2期,第134-158页。
- 15.龙玉其,2021:《孝道与生计:农村失能老人子女照护需求、照护冲突与调适》,《云南民族大学学报(哲学社会科学版)》第3期,第71-81页。
- 16.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,第42-59页。

- 17.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。
- 18.穆光宗、林进龙, 2021: 《论生育友好型社会——内生性低生育阶段的风险与治理》, 《探索与争鸣》第 7 期, 第 56-69 页、第 178 页。
- 19.齐秀琳、江求川, 2023: 《数字经济与农民工就业: 促进还是挤出? ——来自“宽带中国”政策试点的证据》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 59-77 页。
- 20.舒展、韩昱, 2022: 《长期护理保险对失能老人家庭代际支持的影响研究》, 《人口与发展》第 4 期, 第 143-154 页、第 117 页。
- 21.田北海、徐杨, 2020: 《成年子女外出弱化了农村老年人的家庭养老支持吗? ——基于倾向得分匹配法的分析》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 50-69 页。
- 22.田艳芳、卢诗语、张莘, 2020: 《儿童照料与二孩生育意愿——来自上海的证据》, 《人口学刊》第 3 期, 第 18-29 页。
- 23.习明明, 2022: 《“傻瓜”计量经济学与 Stata 应用》, 北京: 经济科学出版社, 第 345-350 页。
- 24.解垚, 2014: 《中国老年人保障与代际间向上流动的私人转移支付——时间照料与经济帮助》, 《世界经济文汇》第 5 期, 第 69-83 页。
- 25.许琪, 2017: 《扶上马再送一程: 父母的帮助及其对子女赡养行为的影响》, 《社会》第 2 期, 第 216-240 页。
- 26.于大川、丁建定、田向东, 2020: 《社会医疗保险介入与家庭代际经济交换: 影响效应与作用机制》, 《社会保障研究》第 5 期, 第 39-50 页。
- 27.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。
- 28.于新亮、严晓欢、上官熠文、于文广, 2022: 《农村社会养老保险与家庭相对贫困长效治理——基于隔代照顾的视角》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 146-165 页。
- 29.臧微, 2022: 《生育二孩与家庭成本: 短期与长期的影响分析》, 《人口与发展》第 5 期, 第 32-42 页。
- 30.张驰、向晶、施海波、吕开宇, 2019: 《代际视角下农村子女赡养行为的性别差异研究》, 《中国农村观察》第 6 期, 第 91-108 页。
- 31.张园、王伟, 2021: 《失能老年人口规模及其照护时间需求预测》, 《人口研究》第 6 期, 第 110-125 页。
- 32.钟晓慧、彭铭刚, 2022: 《养老还是养小: 中国家庭照顾赤字下的代际分配》, 《社会学研究》第 4 期, 第 93-116 页、第 228 页。
- 33.朱铭来、何敏, 2021: 《长期护理保险会挤出家庭照护吗? ——基于 2011~2018 年 CHARLS 数据的实证分析》, 《保险研究》第 12 期, 第 21-38 页。
- 34.Arkhangel'sky, D., S. Athey, D. Hirshberg, G. Imbens, and S. Wager, 2021, "Synthetic Difference-in-Differences", *American Economic Review*, 111(12): 4088-4118.
- 35.Kim H., and W. Lim, 2015, "Long-Term Care Insurance, Informal Care, and Medical Expenditures", *Journal of Public Economics*, Vol. 125: 128-142.

36. Leibenstein, H., 1975, "The Economic Theory of Fertility Decline", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 89: 1-31.

37. Pauly, M., 1990, "The Rational Non-purchase of Long-term Care Insurance", *Journal of Political Economy*, 98(1): 153-168.

38. Yamashita, J., and N. Soma, 2016, "The Double Responsibilities of Care in Japan: Emerging New Social Risks of Women Providing both Elderly Care and Childcare", in R. Chan, J. Zinn, and L. Wang (ed.) *New Life Courses, Social Risks and Social Policy in East Asia*, New York: Routledge, 95-121.

(作者单位: 华南农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 王 藻)

## **The Promoting Effect of the Implementation of Long-term Care Insurance Policy on Rural Fertility: A Perspective of Intergenerational Resource Competition**

LUO Mingzhong LIN Yuchan KE Jiasheng

**Abstract:** The issue of rural fertility remains unresolved, mainly due to the burden of supporting the elderly. From the perspective of intergenerational resource competition, this paper empirically investigates the promoting effect of the implementation of long-term care insurance policy on rural offspring's fertility behavior, using balance panel data from the China Family Panel Studies in 2012, 2014, 2016, and 2018, and employing Differences-in-Differences and synthetic Differences-in-Differences methods. The study finds that: first, there is a fertility-promoting effect of long-term care insurance policy implementation on the rural offspring. Second, there is heterogeneity in the fertility-promoting effect of long-term care insurance policy implementation on the rural population, with a greater impact on the fertility behavior of rural offspring who use the Internet as an important source of information, who are predominantly engaged in agriculture, and who have less than the median income. Third, the implementation of long-term care insurance policy has promoted the behavior of rural offspring to have children by reducing generational upward care support and easing the financial burden associated with supporting the elderly. To optimize inclusive population policies, it is necessary to consider the challenges of family care; systematically summarize the implementation experience of rural long-term care insurance policy and expand their coverage to release the economic and temporal resources available to rural families for child-rearing; and strike a balance between formal and informal modes of caregiving.

**Keywords:** Long-Term Care Insurance; Fertility; Intergenerational Resource Competition; Synthetic Differences-In-Differences Method