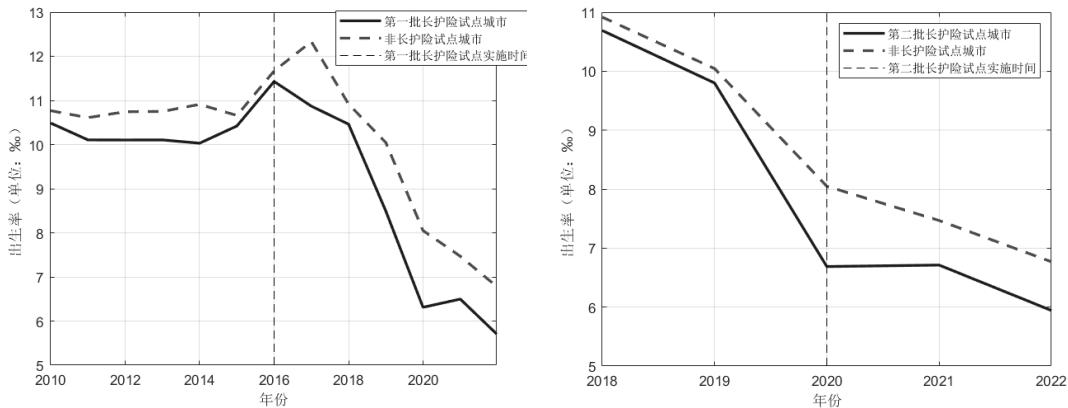


《健全社会保障体系与居民生育率》附录

附录 1 长护险试点城市与非试点城市出生率趋势图



附图 1 2010—2022 年第一批长护险试点城市与非长护险试点城市出生率趋势

附图 2 2018—2022 年第二批长护险试点城市与非长护险试点城市出生率趋势

注：出生率数据来源于各地市的人口统计公报，采用各城市的平均出生率进行衡量，单位为‰。第一批试点包含 33 个城市，第二批试点包含 12 个城市。由于数据缺失，第一批试点城市缺少临沂市和石河子市的数据；第二批试点城市缺少黔西南布依族苗族自治州和甘南藏族自治州的数据。非长护险试点城市是指除第一批和第二批试点城市外的所有出生率数据无缺失的城市。

附录 2 描述性统计

主要变量的描述性统计见附表 1。在关键变量中，非失能家庭的生育意愿平均数约为 1.892，标准差约为 0.620；失能家庭的生育意愿平均数为 1.931，标准差为 0.607，表明失能家庭的生育意愿相对较高。非失能家庭的长护险参保者（处理组样本占比）均值为 0.041；失能家庭的长护险参保者的均值为 0.025。长期护理保险试点城市的持续时间在两种家庭类型中均无显著差异。在控制变量方面，两类家庭的控制变量均无显著差异，且所有变量均在合理范围内。

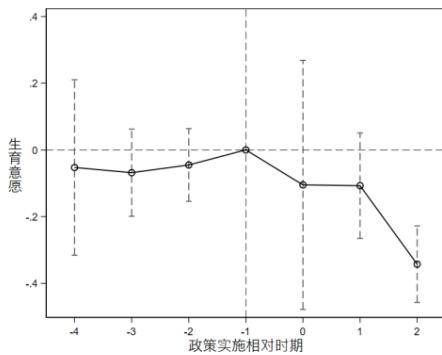
附表 1 主要变量描述性统计

变量	变量定义	非失能家庭		失能家庭	
		均值	标准差	均值	标准差
关键变量					
<i>fw</i>	生育意愿	1.892	0.620	1.931	0.607
<i>family_fw</i>	家庭平均生育意愿	1.877	0.537	2.110	0.596
<i>treat</i> (=1)	试点城市	0.161	0.368	0.107	0.310
<i>LTC</i> (=1)	长护险参保者	0.041	0.198	0.025	0.155
<i>duration</i>	试点城市的持续时间	0.800	0.536	0.864	0.468
控制变量					
<i>age</i>	年龄	36.103	6.689	37.746	6.361
<i>age2</i>	年龄的平方/100	13.482	4.644	14.652	4.512
<i>health</i>	健康状况	0.788	0.409	0.765	0.424

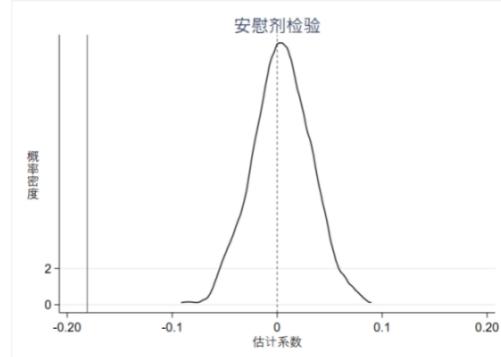
<i>married</i>	婚姻状态	0.884	0.320	0.897	0.305
<i>edu</i>	受教育程度	3.258	1.477	2.895	1.421
<i>child_num</i>	经济人的子女数量	0.969	0.884	1.097	0.936
<i>ln I</i>	家庭净收入的对数	10.376	1.835	10.345	1.296
<i>gi</i>	政府干预程度	0.217	0.131	0.258	0.163
<i>pop</i>	人口规模	6.179	0.621	6.072	0.591
<i>as</i>	老龄化程度	11.791	2.455	12.106	2.168

附录 3 长期护理保险对非失能家庭生育意愿的影响：稳健性检验结果

附图 3 报告长期护理保险对非失能家庭生育意愿的平行趋势的检验的结果，图中横轴为距离试点政策实施的相对时间，纵轴是被解释变量为生育意愿的回归系数大小，虚线表示 95% 的置信区间。由附图 3 可得，在试点政策实施前，处理组和控制组的生育意愿没有显著的差异，表明 DID 模型的平行趋势假设成立。事后动态效应验证结果显示，估计系数在试点政策当期与第一期不显著，在政策实施后的第二期负向显著。



附图 3 非失能家庭平行趋势检验结果



附图 4 非失能家庭安慰剂检验结果

为确保结果可靠，本文做了如下稳健性检验：

(1) 安慰剂检验。本文采用个体安慰剂检验与改变政策实施时间进行安慰剂检验。在个体安慰剂中，本文分别对试点城市和试点年份进行随机化处理，随机抽样 500 次构建伪处理组与伪时间虚拟变量的交互项，替换解释变量。安慰剂检验系数估计值的核密度结果见附图 4。伪处理效应估计系数的均值接近于 0，且远大于基准回归系数，估计系数的分布接近正态分布。在改变政策实施时间中，本文假设长期护理保险政策试点提前一期，实证结果见附表 2 第 (1) 列，回归结果显示不显著。以上两种安慰剂检验均表明长期护理保险对非失能家庭生育意愿的影响并非其他随机性因素导致，基准回归得到的结论可靠。

(2) 替换被解释变量。本文采用整个家庭的平均生育意愿和实际生育信息作为生育意愿的替代性指标。需要说明的是，CFPS 数据库中关于实际生育的信息从第五轮调查（2018 年）中开始统计。为了保证长期护理保险政策存在处理组和对照组，数据选取了 2018 年和 2020 年的数据，同时，解释变量变为第二批长护险试点城市的参保者，并剔除了第一批长护险试点城市的数据。回归结果见附表 2 的第 (2) 和 (3) 列。回归结果系数保持负向显著，证明基准回归具有较强的稳健性。

(3) 增加控制变量。考虑到长期护理保险政策与全面二孩政策在实施时间（2016 年）上存在重叠，且生育意愿差异可能与地区经济发展水平相关，本文采用各地级市关于全面二孩政策的百度指数来衡量该政策对每个城市的影响，同时使用各地级市每年平均的夜间灯光

数据来衡量地区的经济发展水平。第(4)列报告了匹配后的样本进行基准回归的结果,实证结果与基准回归结果差异不大,进一步表明研究结果的可靠性和准确性。

(4) 增加时间跨度。本文增加2020年样本以弥补政策时间跨度不足的缺陷,需要说明的是,生育意愿在2020年CFPS数据库中改变统计口径,变为“未来两年内是否会要孩子?”。因此,本文将2020年的生育意愿进行如下处理。首先将已有孩子数量作为基数,若2020年统计变量为“是”,则生育意愿为已有孩子数量加1。同理,若2020年统计变量为“否”,则生育意愿为已有孩子数量¹。回归结果为附表2第(5)列,估计系数为负,说明基准模型所得结论仍然成立。

(5) PSM-DID。样本选择偏差的可信度会影响基准回归结果,本文运用倾向得分匹配法(PSM)进行样本筛选,以确保处理组与对照组在多项可观测特征上实现高度匹配。本文参考陈飞和王若同(2024)的方式构建试点城市的倾向得分函数,可能影响处理状态和生育意愿的城市层面特征变量为卫生机构密度、经济发展水平、人口规模与户均财政支出(对数形式)。本文选用不放回1:1最近邻匹配法,处理组和控制组的距离最大值设置为0.01。第(6)列报告了匹配后的样本进行基准回归的结果,实证结果与基准回归结果差异不大,进一步表明研究结果的可靠性和准确性。

(6) 异质性处理效应检验。D'Chaisemartin and D'Haultfoeuille(2020)研究表明,多时点双重差分法存在异质性处理效应,若存在负权重且负权重比重较大时,即使满足平行趋势假设,结果仍存在偏误。本文采用Stata软件的twowayfweights命令对异质性处理效应进行检验。结果显示,在所有225个权重中,全部权重为正,没有权重为负,表明异质性处理效应对基准回归结果没有实质性影响,说明基准回归结果稳健。

附表2 长期护理保险对非失能家庭生育意愿影响的稳健性检验结果

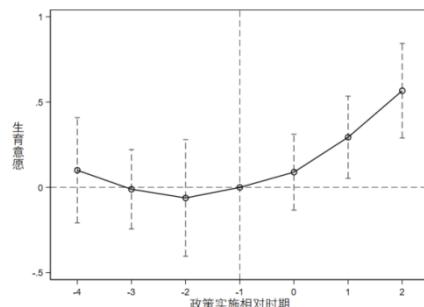
变量						
	(1) 改变政策实施 时间		(2) 替换被解释变量	(3) 增加控制变量	(4) 增加时间跨度	(5) PSM-DID
	<i>fw</i>	<i>family_fw</i>	<i>born</i>	<i>fw</i>	<i>fw</i>	<i>fw</i>
<i>LTC</i>	-0.0804 (-1.54)	-0.1201*** (-2.94)	-0.0480** (-2.05)	-0.1473*** (-2.87)	-0.1676*** (-3.19)	-0.1992*** (-4.27)
常数项	2.8745*** (7.98)	2.6140*** (7.65)	0.7577*** (3.92)	3.1560*** (10.13)	3.5503*** (12.63)	2.9105*** (7.93)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	5,701	5,713	3,786	5,149	16,141	4,535

附录4 长期护理保险对失能家庭生育意愿的影响:稳健性检验结果

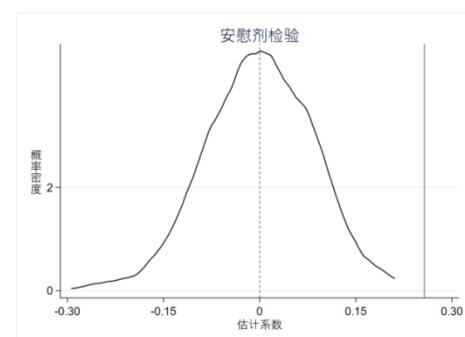
本文采取了以下稳健性检验:(1)平行趋势检验。在长期护理保险政策实施前,附图5显示处理组和控制组的生育意愿没有显著的差异,满足平行趋势假设;(2)安慰剂检验。采用个体安慰剂检验与改变政策时间,安慰剂检验具体的方法同非失能家庭,附图6结果显示,伪处理效应估计系数的均值接近于0,且远小于基准回归系数;附表3第(1)列显示

¹ 2020年生育意愿的统计口径为0-1变量,若直接进行样本加总,会造成统计口径不同的回归结果偏误问题。

长期护理保险政策试点提前一期对失能家庭生育意愿不会产生显著影响,证明基准回归具有较强的稳健性; (3) **增加控制变量**。本文控制经济发展水平和全面二孩政策的影响,附表3第(2)列实证结果显示,增加控制变量后估计出的系数与基准回归基本一致,一定程度上增强了本文的主要结论; (4) **为弥补时间跨度的不足**。增加2020年样本,附表3第(3)列结果可得长期护理保险对失能家庭生育意愿仍正向显著,表明基准回归得到的结论可靠; (5) **PSM-DID**。考虑到长期护理保险试点的选择并非随机的,会受到当地经济发展水平和老龄化等影响,从而产生样本选择偏误,造成回归结果内生性,因此本文采用PSM-DID的方式进行稳健性检验。处理方式同非失能家庭,实证结果见附表3第(4)列,实证结果与基准回归结果差异不大,进一步表明基准回归具有较强的稳健性。(6) **控制第二批试点样本**。为了排除第二批试点城市的影响,本文删除新增试点家庭的数据。根据第(5)列回归结果显示,系数正向显著,一定程度上增强了本文主要结论的可信性; (7) **异质性处理效应检验**。处理方式同非失能家庭。结果显示,基准回归没有负权重,说明基准回归结果稳健。



附图 5 失能家庭平行趋势检验结果



附图 6 失能家庭安慰剂检验结果

附表 3 长期护理保险对失能家庭生育意愿影响的基准回归结果与稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	改变政策实施时间 <i>fw</i>	增加控制变量 <i>fw</i>	增加时间跨度 <i>fw</i>	PSM-DID <i>fw</i>	控制第二批试点样本 <i>fw</i>
<i>LTCI^P</i>	0.1217 (1.57)	0.3727** (2.04)	0.1915* (1.77)	0.3210* (1.83)	0.2598* (1.87)
常数项	2.4303*** (2.71)	2.7594*** (2.89)	1.4022 (1.52)	2.4337** (2.54)	2.5350*** (2.79)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	467	405	598	356	451

附录 5 部分城市政策文件梳理

根据全国 49 个城市试点文件公布的政策来看，仍有部分城市在试点过程中创新使用亲情照护与正式照护融合的模式。例如，温州在政策文件《温州市家政服务条例实施细则》中明确可由亲属或家政人员提供护理服务，且支付标准与居家上门专业机构保持一致¹；天津市医疗保障局在 2022 年底出台了《天津市人民政府办公厅关于印发天津市深入开展长期护理保险制度试点实施方案的通知》，该通知明确规定，由亲情照护人员提供基本生活护理服务的家庭，基本生活护理服务部分按照每月 750 元标准由长期护理保险基金支付给亲情照护人员，并且还可以申请定点护理机构专业照护人员提供专业护理服务，由长期护理保险基金支付 75%，个人负担 25%；上海在 2023 年颁布《关于积极推动本市家庭照护床位规范发展的实施意见》，该意见指出，家庭照护床位服务是指依托符合条件的养老服务机构，以家庭亲情照护为基础，将专业照护服务延伸至老年人家中，使老年人在家享受类似机构专业照护服务的一种养老服务模式。同时，该模式的目标是到 2025 年，全市家庭照护床位新增服务对象 8000 人；成都在第一轮长护险试点中，居家照护的比例接近 85%，政府鼓励居家照护的选择，并为失能人员家属直接拨付现金，以支持亲情照护，并于 2024 年颁布新政策鼓励多种照护方式²。

1 《温州市家政服务条例实施细则》由温州市第十三届人民代表大会第六次会议通过，自 2021 年 8 月 1 日起施行。作为全国首个在设区的市层级制定出台的家政服务地方性法规，《条例》直面温州家政服务业发展困局，鼓励亲情照护，及时呼应民生诉求和期待。

2 《成都市老年照护统一需求评估和服务管理办法（征求意见稿）》于 2024 年 4 月 22 日发布。