新农保对农村居民消费的影响

——基于 PSM-CSDID 方法的实证研究

张恒博，陈 新

（云南师范大学经济学院，昆明 650500）

摘要： 利用中国家庭追踪调查（CFPS）数据，将倾向得分匹配（PSM）与交错双重差分法（CSDID）相结合的方法引入新型农村养老保险（新农保）对消费的效应评估中，有效避免了传统双重差分法（DID）在交错处理下的估计偏误。研究发现：新农保显著提升了农村居民消费水平，可通过降低预防性储蓄这一机制来使参保者将更多的收入用于当期消费。同时新农保的消费效应存在滞后性，对不同消费类别具有不同的影响，不同群体之间也存在明显的异质性。

关键词： 新农保；消费；倾向得分匹配；CSDID

中图分类号： F812.4 **文献标志码：** A **文章编号：** 1671－1807(2026)16－0272－10

2026 年 3 月全国两会如期召开，“养老”再次成为代表、委员们热议的焦点话题。《政府工作报告》明确提出，城乡居民基础养老金月最低标准再提高 20 元，这已是 2024 年以来连续第三年上调，全国最低基础养老金已达 163 元/月。与此同时，提振消费被列为 2026 年政府工作的首要任务。这一系列政策信号的密集释放，将社会保障与扩大内需两大战略议题紧密联结，也为本文研究提供了重要的现实背景。当前人口老龄化加速，农村养老问题尤为突出。根据第七次全国人口普查数据，生活在农村的 60 岁及以上人口约有 1.21 亿人，占农村总人口的比例达 23.81%，乡村老龄化程度比城镇分别高出 7.99 和 6.61 个百分点。如何通过完善农村养老保障制度，让农村老人“敢消费、愿消费”，已成为关乎民生改善与内需扩大的重要课题。新农保作为社会保障的重要组成部分，旨在为农村居民提供基础养老保障，其能否通过稳定居民预期、降低预防性储蓄，进而促进农村居民消费，不仅关系到农村家庭福利改善，还关系到扩大内需、畅通国内大循环的战略目标。因此，科学评估新农保的消费效应，具有重要的现实意义与政策价值。

本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）2010—2022 年共 7 期的面板数据，采用倾向得分匹配（PSM）与交错双重差分（CSDID）相结合的方法，系统地评估新农保对农村居民消费的影响。首先，通过 PSM 为参保组匹配特征相似的对照组，缓解选择性偏差；其次，采用 Callaway 和 Sant’Anna[1] 提出的 CSDID 方法，针对参保时间不同的交错特征，估计总体平均处理效应（ATT）和动态效应。然后针对不同消费类别进行 ATT 的估计。随后进一步通过更换估计方法，使用传统双向固定效应（two-way fixed effects，TWFE）及安慰剂检验验证结果的稳健性。最后，从参保时间和年龄两个维度进行异质性分析。

与已有文献相比，本文的主要边际贡献在于方法上的创新。已有关于新农保对消费影响的研究多采用得分匹配与双重差分法（PSM-DID）评估新农保的消费效应，但该方法隐含的假设是处理时间一致，未能充分考虑到不同个体参保时间不相同的交错特征。本文首次将 CSDID 与 PSM 相结合，在匹配的基础上采用交叠双重差分方法，有效避免了传统 DID 在交错处理下的估计偏误，是新农保消费效应评估方法上的重要创新。

将 PSM 与 CSDID 相结合，引入 CSDID 方法处理交错政策下的估计偏误，相比传统 DID 或 TWFE，能够提供更可靠的因果推断，为新农保及其他分批推进政策的评估提供方法借鉴。

1 文献综述

养老保险制度作为社会保障的重要组成部分，其与消费的关系一直是学术界讨论的热门话题，受

收稿日期： 2026-04-24

作者简介： 张恒博（2002—），男，河南开封人，硕士研究生，研究方向为财政政策；通信作者陈新（1967—），男，湖北当阳人，博士，教授，研究方向为财政和税收。

到国内外众多学者的关注。

自新农保普及以来,众多学者对其与消费的关系进行了探讨。谭燕芝和姚海琼[2]发现参与新农保对农村家庭消费水平具有显著的正向促进作用。毕越和赵翠萍[3]发现,新农保能提高农村居民家庭的消费水平,并且新农保的促进作用存在明显的"东部-中部-西部"逐渐提升的趋势。李兆辰[4]发现,新农保在给付阶段,其对参保者福利水平的影响与风险因素、流动性因素和财富因素具有交互作用,综合影响显著为正,同时其福利效应在参保者的不同阶段表现出不同特征。李亚青和蔡丽沣[5]发现新农保降低了农村居民的总消费不平等程度,同时新农保更大限度地促进了低收入群体的消费需求释放,使低收入参保人员的消费支出相较高收入者提升更多。黄娟娟和郭春娜[6]发现新农保带来的"财富效应"增加了农村家庭的消费支出,并且对中低收入家庭的影响作用比高收入家庭更加明显。袁辉和韩居伯[7]发现新农保能够提高农村家庭的教育培训支出,主要提高了成年人的职业技能培训支出,但不会影响适龄儿童学业支出。刘伊婷[8]发现在2013年新农保的正向效应显著,尤其体现在对非贫困脆弱组总消费与享受型消费的促进;而在2015年与2018年体现为对贫困脆弱组总消费水平的负向影响,且存在对基础型与享受型消费的挤出。唐维斌[9]发现新农保对农村居民消费水平具有显著的正向促进作用,并且对发展性消费和享受性消费的促进效果更加明显。

国外学者对养老保险的研究同样丰富。Ce和Williamson[10]认为,新农保虽然有助于减贫,但其仍需要进一步的改进型养老金计划。Kaganovich和Zilcha[11]通过构建世代交叠(OLG)经济模型发现,完全基金制社会保障体系能在一定程度上降低收入不平等程度。Galiani等[12]认为面向发展中国家贫困人口设立的非缴费型养老金计划,不仅可以改善贫困老年人的福祉,而且不会通过潜在预期效应对未来计划参与者的收入或储蓄产生间接影响。Hinrichs[13]认为,长期财务可持续性的养老金改革,会加大老年贫困风险,进而违背养老金制度的核心目标。

虽然国内外针对新农保与消费之间的关系已经进行了较为全面且深入的探讨,形成了一系列丰富的研究成果,但是鲜有人将CSDID的方法引入二者的关系讨论中。基于此,本文的主要的贡献是将CSDID的方法首次引入新农保对消费的效应评估中,对现有研究形成了有益补充,并为完善农村养老保障制度、通过社会保障释放居民消费潜力提供了经验证据和政策参考。

2 理论基础和研究假设

生命周期假说(life cycle hypothesis, LCH)由Modigliani和Brumberg[14]提出。该理论认为消费者的消费决策不是由当期收入所决定,而是由其一生的总收入(包括劳动收入、资产、社会保障等)所决定。消费者在生命周期内追求消费的平滑化,即在收入较高的时期进行储蓄,在收入较低的时期(如退休后)使用储蓄维持消费水平。医疗保健、突发意外都使得农村居民难以预期自己未来的收入,因此农户会减少一定水平的当期消费,提前进行货币的储备来对抗这种收入的不确定性。而新农保政策作为一种社会保障,政府通过此项制度对参保人员未来的消费水平进行一定水平的兜底,从而使得参保人员不必进行过多的储蓄也可以保障老年时期的生活,从而促进当期消费,基于此,提出如下假设。

H1:参加新农保显著提高了农村居民的总消费水平。

Leland[15]提出的预防性储蓄理论指出,当未来收入存在不确定性时,居民会为了应对风险而增加储蓄,减少当期消费,因此主张通过社会保障降低居民未来收入的不确定性,从而减少储蓄。农村居民特别是从事农业生产的居民,常面临着更大的不确定性,身体健康、自然灾害等都会增加其不确定性,同时由于缺乏正式的社会保障,往往会面临着更高的收入不确定性,预防性储蓄的动机会更强。参加新农保相当于为参保者的未来收入降低不确定性,增加农户抵抗未来风险的信心,从而降低其预防性储蓄的动机,使得参保者能够更加从容地将收入用于当期消费。基于此,提出以下假设。

H2:参加新农保可以降低其预防性储蓄的动机,储蓄额的下降构成了"参保→储蓄减少→消费增加"的重要中间环节,使得参保者能够更多地将收入用于当期消费。

在经济学中,"挤出效应"(crowding-out effect)通常是指政府或公共部门的某种支出或行为,替代了私人部门(或个人)原本会发生的支出或行为,导致私人支出减少。本文中,在农村居民参保初期,保费的缴纳会产生一定的挤出效应。这是由于农村居民在参加新农保的最初几年,需要缴纳一定数额的保费。这部分保费支出会直接占用农户的收

入,从而在短期内对当期其他消费(尤其是非必需消费)产生一定的“挤压”或“替代”作用,那些原本可能用于消费的资金被用于缴纳保费了。基于此,提出以下假设。

H3:参加新农保对消费的作用可能存在一定的滞后效应。

持久收入假说(permanent income hypothesis, PIH)由 Friedman[16]提出,该理论进一步区分了持久收入(可预期、稳定的收入)和暂时收入(偶然、不稳定的收入),认为消费主要取决于持久收入,而非暂时收入。Friedman[16]将社会保障归为持久收入,理性消费者会根据对未来收入的预期安排当期消费。在未参保的情况下,农村居民面临未来收入的不确定性,更倾向于增加预防性储蓄,从而减少当前消费。新农保作为一项养老保险制度,为参保的居民提供了稳定的养老金收入,相当于增加了持久收入。同时对于参保者,较早的参保更有助于降低未来收入的不确定性,从而减少预防性储蓄,增加消费。基于此,提出如下假设。

H4:参加新农保对不同人群不同类型的消费都存在差异。在参保群体内部,因参保时间不同而产生不同的收益。同时,参保也会对不同类型的消费产生不同的影响。

3 模型设定

为同时缓解选择性偏差和交错处理偏误,采用“先匹配、后估计”的策略,即先对样本数据进行倾向得分匹配(PSM),再在匹配后的数据基础上采用CSDID进行效应评估。该策略既利用PSM消除了可观测变量带来的选择性偏差,又借助CSDID处理了参保时间不同带来的估计偏误,为因果识别提供了更可靠的估计。

3.1 倾向得分匹配(PSM)模型的设定

为了缓解选择性偏差,首先采用了倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)方法,为参保个体(处理组)匹配特征相似的未参保组(对照组)。定义个体 i 在2010年即基期年的参保决策变量 $T_i=1$(参保)或0(未参保)。倾向得分定义为在给定协变量 X_i 下参保的条件概率。

$$p(X_i)=\Pr(T_i=1\mid X_i) \tag{1}$$

采用Logit模型估计倾向得分,协变量 X_i 包括年龄、性别、人均收入、家庭规模、受教育程度、婚姻状况和健康状况。采用1:2最近邻匹配,并且设置卡尺为0.01,仅保留倾向得分差异小于该阈值的匹配对,同时要求处理组与对照组满足共同支撑域假设。在匹配后,通过平衡性检验确保两组在协变量上无显著差异,为后续检验提供可比样本。

3.2 CSDID模型的设定

PSM解决了由可观测变量引起的选择偏差,但参保时间不同即交错处理的问题仍需处理。因此为了能够准确地评估出新农保对农村居民消费的因果效应,采用多期政策效应估计方法(CSDID),通过分组-时期估计并聚合,有效地避免了上述偏误,非常适用于处理时间不同的政策评估。

3.2.1 潜在结果框架

定义 $Y_{it}(1)$ 和 $Y_{it}(0)$ 分别为个体 i 在时期 t 参保与未参保状态下的消费水平。由于同一时期无法同时观测两种状态,关注处理组平均处理效应(ATT),表示参保者在参保时的平均消费增益。计算公式为

$$\mathrm{ATT}=E[Y_{it}(1)-Y_{it}(0)\mid D_{it}=1] \tag{2}$$

式中:$E(\cdot)$ 为数学期望算子,代表对括号内的随机变量求取总体均值;D_{it} 为个体 i 在时期 t 是否处于“处理状态”,$D_{it}=1$ 为参保,$D_{it}=0$ 为未参保。

3.2.2 CSDID的估计思路

在潜在结果框架下,通过以下步骤识别并估计ATT:首先,在交错DID设定下,即参保时间不同,将ATT进一步分解为组别-时期平均处理效应 $\mathrm{ATT}(g,t)$,计算公式为

$$\mathrm{ATT}(g,t)=E[Y_{it}(1)-Y_{it}(0)\mid G_{it}=g] \tag{3}$$

式中:G_i 为个体 i 首次参保的年份,若从未参保,则 $G_i=0$;g 为某一特定参保年份;t 为年份;$t\geqslant g$。

进一步,通过“良好对照组”(从未处理组 $G_i=0$ 或尚未处理组 $G_i>t$)的加权平均估计 $ATT(g,t)$。具体使用双重稳健法(DRIPW),结合倾向得分模型(处理概率)和结果回归模型,只要其中任一模型正确,估计量就一致。

最后,将 $ATT(g,t)$ 按样本信息量加权,得到总体平均处理效应,计算公式为

$$\theta=\sum_{g}\sum_{t\geqslant g}\omega(g,t)\mathrm{ATT}(g,t) \tag{4}$$

其中,权重 $\omega(g,t)$ 与组别 g 的样本量、时期数及估计精度相关,确保总体估计量能反映不同处理组和时期的贡献。

基于因果识别框架,采用CSDID方法估计参保对消费的平均处理效应(ATT)。因变量为消费总支出,核心解释变量为参保行为,控制变量包括年龄、性别、受教育程度等。由于参保时间不同,

CSDID通过分组-时期加权聚合得到总体 ATT,避免了传统双向固定效应模型的偏误。

4 变量选取和处理

实证分析数据来源于北京大学中国社会科学调查中心实施的中国家庭追踪调查(CFPS)数据库。CFPS 数据库作为权威调查数据库,两年调查一轮,内容主要涵盖中国居民的经济和非经济的福利数据。结合新农保实施时间,数据涵盖 2010—2022 年共 7 期调查数据,并对数据进行如下处理:仅保留农村户籍居民的样本;剔除 16 岁以下的居民或者正在上学居民的样本;剔除有其他养老保险(如城镇居民养老保险)的样本;以 2010 年作为基期数据,首先对 2010 年的数据进行了插补及缩尾处理,以便进行后续的倾向得分匹配;最后对匹配后的全体样本进行缩尾取对数。最终共得到 11 504 个样本,对照组的样本量为 2 712 个,实验组的样本量为 8 792 个。同时样本个体数量为 3 747 个,其中实验组有2 513 个体,对照组有 1 234 个体。

核心解释变量为农村居民的参保行为。根据农村居民的参保情况,将参保成员划分为参保组,将没参保成员划为非参保组。主要被解释变量选取消费总支出,参照何晖和李小琴[17]的做法,选取食品支出、衣着支出、居住支出、家庭设备及日用品支出、医疗保健支出、交通通信支出、文教娱乐支出和其他消费性支出这 8 类消费变量作为细分变量来更具体地解释新农保对消费的影响。上述所有支出变量在进行实证检验时均做取对数处理。控制变量主要参考王极等[18]的做法,结合数据的可获得性和外生性两种特征,选取了年龄、性别、受教育状况、婚姻情况、健康状况、家庭人均收入和家庭规模作为控制变量,其中家庭人均收入做取对数处理。

5 实证检验

5.1 描述性统计

相关变量的描述性统计基于倾向得分匹配、缩尾后的最终样本。表 1 报告了总样本、处理组与对照组的均值和标准差。年龄、性别分布、受教育程度、婚姻情况、健康状况、人均收入及家庭规模的均值差异较小,即在样本特征上的差异较小,表明倾向得分匹配较好地平衡了协变量的分布。而在消费总支出及食品支出以外的各项分类支出中,实验组均略大于对照组,这一分布特征也初步印证了新农保政策能够促进农村居民消费这一结论。同时从标准差来看,实验组和对照组在各个变量上的离散程度总体上。

5.2 倾向得分匹配(PSM)

选择对样本先进行倾向得分匹配,以减轻选择性偏差所带来的内生性问题。利用 Logit 模型通过卡尺为 0.01 的 1∶2最近邻匹配法进行倾向得分匹配以后,匹配结果如表 2 所示。在 PSM 前,除了学历为小学和高中的协变量,其余协变量均有显著差异($P<10\%$),而在 PSM 后,所有协变量均呈现出无明显差异($P>10\%$),同时各协变量在匹配后的标准化偏差也显著降低,说明匹配结果良好,两组样本均具有良好的平衡性。

表 1 描述性统计

变量	总样本		实验组		对照组	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
消费总支出	10.326	0.946	10.354	0.936	10.236	0.970
年龄	47.925	13.611	47.797	12.340	48.342	17.090
性别	0.452	0.498	0.460	0.498	0.427	0.495
受教育程度	2.340	1.530	2.379	1.559	2.213	1.423
婚姻情况	2.151	0.76	2.132	0.696	2.211	0.935
健康状况	2.712	1.335	2.765	1.324	2.540	1.354
家庭人均收入	8.729	1.205	8.750	1.200	8.659	1.218
家庭规模	4.335	1.866	4.382	1.831	4.184	1.969
食品支出	8.964	1.361	8.951	1.337	9.005	1.432
衣着支出	6.428	2.222	6.529	2.132	6.100	2.462
居住支出	6.586	2.975	6.719	2.860	6.155	3.287
家庭设备及日用品支出	7.132	1.885	7.180	1.860	6.976	1.956
医疗保健支出	6.490	2.781	6.598	2.702	6.139	3.000
交通通讯支出	7.488	1.745	7.542	1.676	7.315	1.945
文教娱乐支出	4.689	4.001	4.780	3.992	4.393	4.019
其他消费性支出	3.119	3.238	3.274	3.230	2.616	3.216
样本量	11 504		8 792		2 712	
个体量	3 747		2 513		1 234	

表 2　倾向得分匹配

变量	匹配情况	均值		标准化偏差	偏差减少幅度%	T 检验	
		实验组	对照组			t	P
年龄	匹配前	46.804	45.773	6.3	66.1	1.97	0.049
	匹配后	46.801	46.451	2.1		0.80	0.423
性别	匹配前	0.471	0.438	6.7	34.9	2.01	0.045
	匹配后	0.469	0.491	−4.4		−1.54	0.124
人均收入(对数)	匹配前	8.384	8.490	−9.8	73.2	−2.96	0.003
	匹配后	8.392	8.420	−2.6		−0.93	0.353
家庭规模	匹配前	4.314	4.109	11.3	86.2	3.45	0.001
	匹配后	4.302	4.330	−1.6		−0.50	0.618
小学	匹配前	0.223	0.235	−2.8	−45.3	−0.85	0.393
	匹配后	0.223	0.240	−4.1		−1.45	0.146
初中	匹配前	0.275	0.248	6.3	93.5	1.87	0.061
	匹配后	0.275	0.276	−0.4		−0.14	0.887
高中/中专/职高	匹配前	0.073	0.087	−5.2	90.1	−1.58	0.115
	匹配后	0.073	0.075	−0.5		−0.19	0.850
大专	匹配前	0.011	0.023	−9.5	93.4	−2.99	0.003
	匹配后	0.011	0.010	0.6		0.28	0.780
本科	匹配前	0.003	0.006	−5.4	83.6	−1.72	0.086
	匹配后	0.003	0.002	0.9		0.42	0.671
在婚	匹配前	0.883	0.7368	37.9	99.5	11.92	0.000
	匹配后	0.883	0.882	0.2		0.09	0.930
同居	匹配前	0.002	0.013	−12.1	96.2	−4.04	0.000
	匹配后	0.002	0.003	−0.5		−0.28	0.781
离婚	匹配前	0.006	0.011	−5.4	64.7	−1.69	0.091
	匹配后	0.006	0.008	−1.9		−0.75	0.455
丧偶	匹配前	0.052	0.085	−13.1	80.1	−4.06	0.000
	匹配后	0.052	0.046	2.6		1.08	0.280
一般健康	匹配前	0.361	0.324	7.8	91.4	2.32	0.020
	匹配后	0.362	0.365	−0.7		−0.23	0.815
比较不健康	匹配前	0.064	0.056	3.6	35.0	1.07	0.283
	匹配后	0.064	0.059	2.3		0.82	0.410
不健康	匹配前	0.102	0.086	5.5	85.0	1.62	0.105
	匹配后	0.101	0.098	0.8		0.28	0.777
非常不健康	匹配前	0.028	0.018	6.1	63.2	1.79	0.074
	匹配后	0.0260	0.030	−2.2		−0.73	0.467

同时通过 PSM 后标准化偏差图(图 1)也可以看出,在 PSM 前,各个协变量分布比较分散,标准化偏差较大,而在 PSM 后,各协变量均较集中靠近于 0 线,标准化偏差减小,证明匹配效果良好。

为检验匹配质量,研究还对样本数据进行核密度检验。通过图 2 可以看出,相对于匹配前,匹配后的两组曲线更加贴合相似,两组曲线也更加靠近,因此可以证明本次匹配的质量良好。

5.3　基准回归

由于个体参保的时间点不同,为避免因处理时间不同而造成的估计偏误,采用 CSDID 模型来估计新型农村养老保险政策对农村居民消费的整体平均处理效应。运用 DRIPW 方法,得到的结果如表 3 所示,列(1)为没有加入控制变量,列(2)为加入了控制变量。结果显示,无论是否加入控制变量,参保都提高了消费水平,在不加入控制变量的情况下,参保使消费的对数显著提高了 0.161($P<0.01$),相当于消费增加约 17.4%,在加入协变量后,ATT 为 0.136($P<0.01$),对应消费提升约 14.6%。两种设定均表明参保对消费有显著的正向促进作用,并且结果稳健。

5.4　平行趋势检验

如图 3 所示,通过事件研究法绘制了新农保政策对农村居民消费水平的动态效应图,纵坐标为各期的平均处理效应,横坐标为相对政策时期,负值表示政策实施前,正值为政策实施后。可以看出,在第 0 期之前即政策前的系数均在 0 值上下波动,且这些系数的置信区间均包含 0,说明在政策实施之前,实验组和对照组不存在显著差异。而在政策

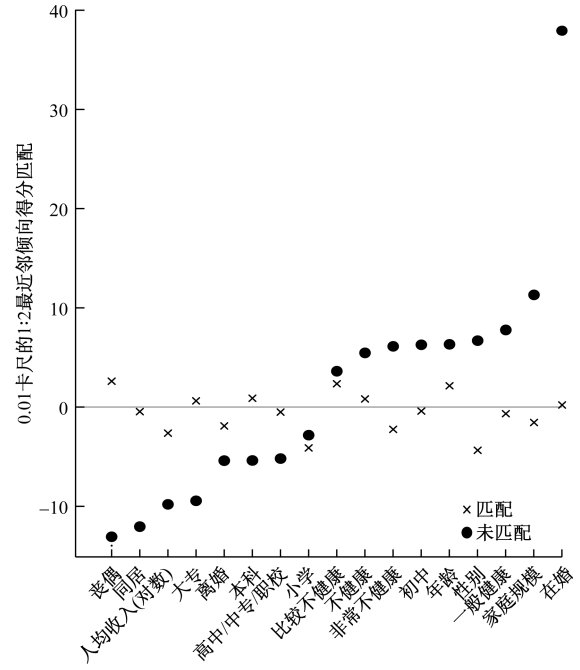


图 1　标准化偏差

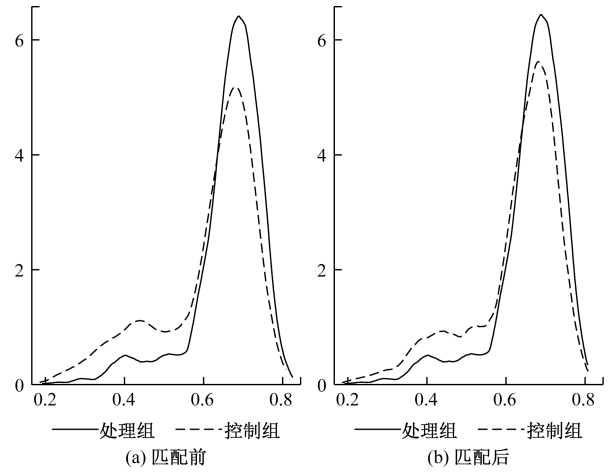


图 2　匹配前后核密度曲线

表 3　基准回归

变量	(1)	(2)
ATT	0.161	0.136
标准误	0.043	0.044
Z	3.77	3.08
P	0.000***	0.002***
95%的置信区间	(0.077, 0.244)	(0.495,0.223)
控制变量	否	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	5 404	5 237

注:***、**、* 分别表示在 1%,5%,10%的水平上显著。

实施之后,存在一定的滞后性,但最终会产生明显的正效应,系数虽有波动,但整体呈增长趋势,因此通过了平行趋势检验。

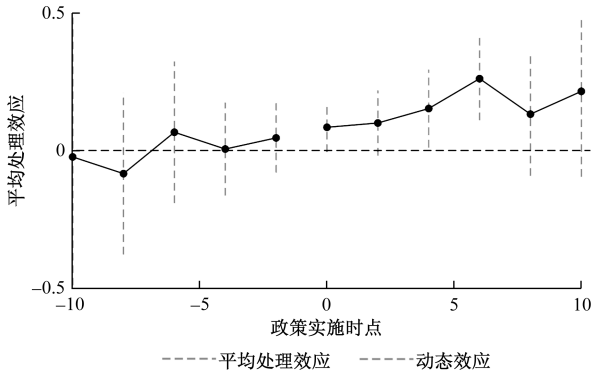


图 3　动态效应

5.5　进一步分析

5.5.1　分项消费

由前文的分析可以得知新农保政策能够使得农村居民消费的水平提升,但是究竟能够提升消费的哪些方面,文章又做了进一步的分析。文章分别选取了食物支出,衣着支出,居住支出,医疗保健支出,交通通信支出,文教娱乐支出以及其他消费性支出这 7 项消费类别来进行分析,得出其平均处理效应。分析结果如表 4 所示,在这 7 项支出中,衣着支出、居住支出、医疗保健支出和交通通信支出受新农保政策的影响显著。具体而言,参加新农保可以使衣着支出对数提高 0.238,居住支出对数提高 0.388,医疗保健支出对数提高 0.456,交通通信支出对数提高 0.176,对应的消费增长幅度分别为 26.9%、47.4%、57.8%和 19.3%。

5.5.2　机制检验

为了检验"参保可以通过降低预防性储蓄来促进消费"这一传导路径,以家庭储蓄额(家庭总收入减去总消费支出)为因变量,采用与基准回归相同的 CSDID 方法进行估计。其模型设定为

$$saving_amount_{it} = \alpha + \beta treat_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中:$saving_amount_{it}$ 为被解释变量家庭储蓄额;$Treat_{it}$ 为参保状态;X_{it} 为控制变量。得到结果如表 5 所示,参保对储蓄额的平均处理效应(ATT)为−5 877.19 元,在 5%的水平上显著。这表明新农保使农村居民家庭储蓄额平均降低了约5 877元,即参保显著减少了家庭为了应对未来风险而进行的预防性储蓄。这一发现与理论预期高度一致:参保降低了居民对未来的不确定性,增强其应对风险冲击的信心,从而削弱了预防性储蓄的动机,释放了当期的消费潜力。

表4　分析消费分析结果

变量	食物支出	衣着支出	居住支出	医疗保健支出	交通通讯支出	文教娱乐支出	其他消费性支出
ATT	−0.059	0.238	0.388	0.456	0.176	−0.088	0.028
P	0.473	0.023***	0.017***	0.012***	0.032***	0.692	0.876
样本量	5 415	5 428	5047	5 462	5 405	5 474	5 465

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

表5　机制检验结果

ATT	−5877.194
标准误	2837.54
Z	−2.07
P	0.038**
控制变量	是
个体固定效应	是
时间固定效应	是
样本量	5 237

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

5.6　稳健性检验

5.6.1　更换估计方法

通常CSDID都默认采用双重稳健法（DRIMP）来进行估计总体平均处理效应，而为了避免单一方法对估计结果产生的偶然性，文章又进一步采用了逆概率加权（IPW）和回归调整（RA）方法重新对总体平均处理效应进行了估计。估计结果如表6所示，列（1）为主回归所用的DRIMP方法，列（2）为使用IPW方法进行估计，列（3）为使用RA方法进行估计。结果表明，无论用什么方法，其总体平均处理效应ATT均非常相近。DRIPMP、IPW、RA三种方法的ATT分别为0.136、0.119、0.134，且均在1%的水平上显著。这就表明新农保政策对农村居民消费的促进作用并不依赖于估计方法的选择，结论具有稳健性。

5.6.2　更换模型方法

为了检验模型设定是否具有稳健性，采用传统双向固定效应（TWEE）模型重新对新农保对农村居民消费的影响进行估计。该模型通过控制个体固定效应和年份固定效应，消除了不随时间变化的个体异质性和共同时间趋势的影响。基准模型设定如下。

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta D_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中：Y_{it} 为个体 i 在年份 t 的消费对数；α_i 为个体固定效应，控制不随时间变化的个体特征；λ_t 为年份固定效应；D_{it} 为核心解释变量，表示个体 i 在年份 t 是否已参保，其中 $D_{it}=1$ 表示为参保，$D_{it}=0$ 表示为未参保；X_{it} 为控制变量向量，包括年龄、性别、受教育程度等；ε_{it} 为随机误差项，聚类在个体层面以处理组内相关性；系数 β 即为处理效应的估计值，反映参保对消费的平均影响。

表6　稳健性检验结果（更换估计方法）

被解释变量	（1）	（2）	（3）
ATT	0.136	0.119	0.134
估计方法	DRIMP	IPW	RA
标准误	0.044	0.46	0.044
Z	3.08	2.59	3.04
P	0.002***	0.009***	0.002***
95%的置信区间	(0.495,0.223)	(0.029,0.209)	(0.473,0.22)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	5 237	5 237	5 237

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

正如前文所描述的那样，由于个体参保时间不同，TWFE模型可能会因为处理效应异质性而产生估计偏误。因此，将TWFE结果作为稳健性检验，与主结果（CSDID）进行对比，以验证结论的可靠性。检验结果如表7所示。列（1）为运用CSDID进行估计的结果，列（2）为采用传统双向固定效应模型进行估计的结果。使用TWEE模型得到的估计系数为0.113，与CSDID估计的总体ATT数值0.136相近且方向一致。虽然TWEE在交错处理的设定下可能会产生估计偏误（Goodman-Bacon，2021），但是两种方法均展现出新农保对农村居民消费的显著正向影响，且效应大小非常相近，所以可以表明结论对模型选择具有稳定性。

表7　稳健性检验结果（更换模型）

变量	（1）	（2）
ATT	0.136	
估计系数		0.113
标准误	0.044	0.028
Z	3.08	4.06
P	0.002***	0.000***
95%的置信区间	(0.050,0.223)	(0.059,0.168)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	5 237	10 973

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

5.6.3 安慰剂检验

由于基准回归结果可能会受到随机因素的影响,采用安慰剂检验来验证处理效应的稳健性。通过随机置换个体的首次出来年份,保持各年份处理组的数量不发生改变,构造伪处理组。重复此过程500次,并运用CSDID的方法来估计每一个伪样本的处理效应即ATT,从而得到安慰剂效应的分布。结果如图4所示,展示进行了500次安慰剂检验所得到的ATT的估计值,并通过直方图来展示处理。其中虚线标记了真实ATT的估计值0.136。从图4中也可以看出真实ATT的值位于分布的右侧尾部,在所有安慰剂检验的结果中,只有极其微小的一部分位于虚线上或虚线右侧即大于或等于0.136,这也就表明了,本文实际检验的政策效应在统计上显著地区别于随机生成的安慰剂效应,可以认为基准回归结果并没有受到不可观测因素的影响,因此支持了基准结果的可靠性。

5.6.4 更换被解释变量

为了避免基准结果受到被解释变量的度量方式的影响,将被解释变量由"消费总支出"更换为"人均消费支出",重新对其进行CSDID估计。表8展示了更换变量后的估计结果,无论是否加入控制变量,参保都会提高人均消费水平。这表明,无论采用消费总支出还是人均消费支出作为福利度量指标,政策均显著提升了居民的消费水平,基准结论具有稳健性。

5.6.5 更换机制变量

在前文中以"家庭总收入减去总消费支出"作为储蓄的代理变量,验证了参保通过降低预防性储蓄促进消费的机制。考虑到机制检验结果的可靠性,进一步采用消费收入比(消费/收入)来作为替代指标进行稳健性检验,消费收入比越高,则越表明家庭将更大比例的收入用于当期消费,从而削弱了预防性储蓄的动机。结果如表9所示。参保对消费收入比的ATT为1.051且在1%的水平上显著,表明参保家庭将更大份额的收入用于消费。该结果与主机制检验中"参保显著降低储蓄额"的结论相互印证,表明即使采用不同度量方式,预防性储蓄机制依然稳健。

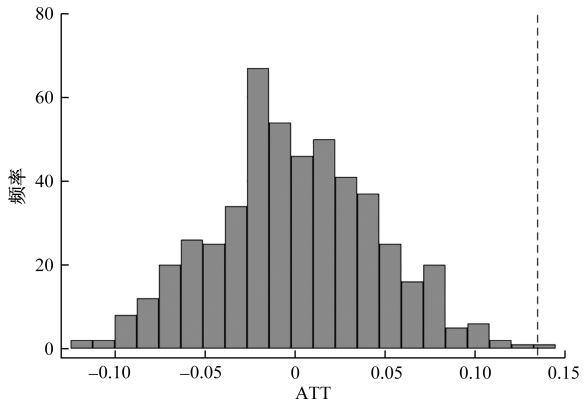


图4 安慰剂检验

表8 稳健性检验结果(更换被解释变量)

变量	(1)	(2)
ATT	0.139	0.112
标准误	0.042	0.044
Z	3.30	2.53
P	0.001***	0.011**
95%的置信区间	(0.057, 0.222)	(0.025,0.2)
控制变量	否	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	5 404	237

注:***、**、*分别表示在1%,5%,10%的水平上显著。

但值得注意的是,无论是采用储蓄额还是消费收入比进行机制检验,均是基于同期收入与消费数据,可能会受到共同测量误差的影响。但是,储蓄额作为绝对量,消费收入比作为相对量,这两种指标在概念上相互独立,且估计结果均显著地支持了理论预期,因此可以认为虽然存在着同期测量误差,但是其误差并未系统地扭曲文章的机制检验结论,得到的结论依然具有可靠性。

5.7 参保时间异质性分析

新农保对于个体来说参保的时间不同,根据2018年人力资源和社会保障部、财政部印发《关于建立城乡居民基本养老保险待遇确定和基础养老金正常调整机制的指导意见》中明确提到"对长期缴费、超过最低缴费年限的,应适当加发年限基础养老金"。这使得2018年及以后参保人群与2018年以前参保人群特征产生了差异。同时2012年实现了新农保全国覆盖,2014年国务院印发《关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》实现

表9 稳健性检验结果(更换机制变量)

ATT	1.051
标准误	0.367
Z	2.87
P	0.004***
控制变量	是
个体固定效应	是
时间固定效应	是
样本量	5 237

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

了制度整合，随后在2015年和2016年全国各地密集出台了相关配套实施意见，政策初步落地成型。因此文章将样本在2012年，2014年和2016年参保的分为早期（参保）组，在2018年，2020年和2022年参保的分为晚期（参保）组。通过参保时间分组来考察新农保对农村居民消费的平均处理效应即ATT是否存在差异。结果如表10所示。

对早期组和晚期组进行分析，可以发现早期参与新农保对消费的影响更大，ATT为0.143，在1%水平上显著，而晚期参保组的ATT仅为0.005，且不显著。这表明参保对消费的提升作用主要体现在较早参加新农保的群体，而对后期参保者的提升并不显著。

表10 异质性分析结果

变量	早期组	晚期组
ATT	0.143	0.005
标准误	0.046	0.111
Z	3.10	0.04
P	0.002***	0.996
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	4 841	2 019

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

6 结论和建议

6.1 结论

本文利用CFPS数据库2010—2022年共7期的非平衡面板数据，使用倾向得分匹配和交叠双重差分相结合的方法，评估了新型农村养老保险（新农保）对农村居民消费的影响。得出以下结论。

（1）新农保显著提升了农村居民的总的消费水平。CSDID估计结果显示，无论是否加入控制变量，参加新农保均会对消费产生显著的正向影响。在不加入控制变量时，ATT为0.161，对应的消费增加了约17.4%。在加入协变量后，ATT为0.136，对应的消费增加了约14.6%。这一结果在更换了估计方法（IPW、RA）和模型设定（TWFE）以后依然稳健，安慰剂检验也进一步证实了结论的可靠性。

（2）新农保对消费的促进作用具有滞后性，同时参加新农保可以通过降低预防性储蓄消费这一机制来提升农村居民的消费水平。根据动态效应图可以看出，在政策实施前各期的系数均不显著，满足平行趋势检验。政策后效应逐步显现，在参保后4～6年达到显著水平，表明参保对消费的促进作用需要一定时间才能充分释放。同时根据机制检验可以得出，对于参保人员来讲，新农保使农村居民家庭储蓄额平均降低约5877元，从而降低预防性储蓄，促进消费。

（3）新农保对消费结构的影响呈现出较为显著的差异。通过分项消费分析表明，参保对衣着支出、居住支出、医疗保健支出以及交通通信支出产生显著的促进作用，对应的消费增长的幅度分别为26.9%、47.4%、57.8%、19.3%；而对于食品支出、文教娱乐支出和其他消费性支出的影响不显著。第四，新农保的消费促进作用存在显著的群体异质性。从参保时间来看，早期参保组（2012—2016年）的ATT为0.143，而晚期参保组（2018—2022年）的ATT仅为0.005且不显著，说明较早参保的群体受益更为明显，这也从侧面说明了上述参保对消费的促进作用具有滞后性。

6.2 建议

基于上述研究结论，提出以下政策建议。

（1）持续巩固新农保制度，充分发挥其消费提振作用。研究证实新农保能够有效促进农村居民消费，建议进一步完善制度设计，提高养老金待遇水平，扩大参保覆盖面，使更多农村居民能够享受到这一政策红利。

（2）优化政策宣传与服务，引导居民尽早参保。文章根据实证研究得出了早期参保人员的收益更为明显，同时参保对消费的影响具有一定的滞后性。因此提示了政策制定者应加强新农保的长期价值宣传，提高参保积极性，鼓励农村居民尽早参保。

（3）完善配套政策，形成政策合力。消费是多种因素共同作用的结果，建议将新农保与农业补贴、创业支持、教育医疗等政策协同推进，增强政策的叠加效应。同时，加强农村金融体系建设，缓解流动性约束，使参保带来的消费潜力能够有效释放。

6.3 研究局限与展望

本文的研究仍存在一定局限性。首先，由于数据限制，主要考察了参保对消费的平均处理效应，并未能深入探讨其长期动态影响。其次，虽然在稳健性检验中证明了机制路径的可靠性，但对于收入与消费可能存在同期测量误差的问题依然不能完全消除。再次，受到样本量的约束，部分异质性分组如按年龄、健康状况并未能展开更细致的分析。最后，尽管PSM和CSDID能够缓解选择性偏差，但仍无法完全排除不可观测因素所带来的内生性

问题。未来研究可从以下方向拓展:一是利用更长期的面板数据考察新农保消费效应的持续性与代际传递;二是结合机制分析,检验收入预期、信贷约束等中介路径;三是探索使用主动储蓄动机等其他指标来解决同期测量误差问题;四是探索新农保与其他农村社会保障政策的交互效应,为政策协同优化提供更为全面的证据。

参考文献

[1] CALLAWAY B, SANT' ANNA P C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.

[2] 谭燕芝, 姚海琼. 新型农村社会养老保险对农村家庭消费的影响研究——基于CFPS数据的实证分析[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2022, 46(6): 52-58.

[3] 毕越, 赵翠萍. 新农保对农村居民家庭消费影响研究[J]. 农业经济, 2024(1): 86-89.

[4] 李兆辰. 社会养老保险政策的微观福利效应[J]. 中国行政管理, 2023, 39(12): 96-102.

[5] 李亚青, 蔡丽洋. 新农保是否缓解了农村居民消费不平等?[J]. 消费经济, 2023, 39(2): 81-91.

[6] 黄娟娟, 郭春娜. 共同富裕视角下低收入家庭"新农保"获得效应研究——基于"新农保"基础养老金的分析[J]. 价格理论与实践, 2022(10): 155-158.

[7] 袁辉, 韩居伯. 新型农村社会养老保险能提升农村劳动力质量吗?[J]. 农村经济, 2023(6): 74-83.

[8] 刘伊婷. "新农保"对农村居民消费行为的影响——基于贫困脆弱性的视角[J]. 新农民, 2024(32): 16-18.

[9] 唐维斌. 新农保对农村居民消费影响研究——基于CFPS数据库的PSM-DID实证分析[J]. 山西师范大学学报(自然科学版), 2022, 36(3): 100-108.

[10] CE S, WILLIAMSON J B. China's new rural pension scheme: can it be improved?[J]. International Journal of Sociology and Social Policy, 2010, 30(516): 239-250.

[11] KAGANOVICH M, ZILCHA I. Pay-as-you-go or funded social security? a general equilibrium comparison(article)[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2012, 36(4): 455-467.

[12] GALIANI S, PAUL G, ROSANGELA B. Non-contributory pensions[J]. Labour Economics, 2016, 38: 47-58.

[13] HINRICHS K. Recent pension reforms in Europe: more challenges, new directions[J]. Social Policy & Administration, 2021, 55(3): 409-422.

[14] MODIGLIANI F, BRUMBERG R. Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data[J]. Franco Modigliani, 1954, 1(1): 388-436.

[15] LELAND H E. Saving and uncertainty: the precautionary demand for saving[J]. Uncertainty in Economics, 1968, 82(3): 465-473.

[16] FRIEDMAN M. Theory of the consumption function[M]. New Jersey: Princeton University Press, 1957.

[17] 何晖, 李小琴. 新农保政策对农村居民消费的影响评估[J]. 江西财经大学学报, 2020(3): 61-72.

[18] 王极, 洪名勇, 田梦婕. 新农保政策对农户消费结构升级的影响——基于预防性储蓄视角[J]. 农业现代化研究, 2023, 44(1): 119-129.

Impact of the New Rural Pension Scheme on Rural Residents' Consumption: An Empirical Study Based on the PSM-CSDID Method

ZHANG Hengbo, CHEN Xin

(School of Economics, Yunnan Normal University, Kunming 650500, China)

Abstract: Using data from the China Family Panel Studies (CFPS), propensity score matching (PSM) with the staggered difference-in-differences (CSDID) method were integrated to evaluate the consumption effects of the New Rural Pension Scheme (NRPS). This approach effectively addresses the estimation bias of the traditional difference-in-differences (DID) model under staggered treatment. The results indicate that the NRPS significantly raises the consumption level of rural residents. By reducing precautionary savings, the scheme encourages participants to allocate more income to current consumption. Meanwhile, the consumption effect of the NRPS presents obvious lagged characteristics, exerts differentiated impacts on various consumption categories, and shows distinct heterogeneity across different groups.

Keywords: new rural pension scheme; consumption; propensity score matching; CSDID