

新型农村社会养老保险对消费 不平等的影响

周广肃 张玄逸 贾 坤 张川川*

摘要 本文基于世代交叠模型建立了一个关于社会养老保险与消费不平等的理论模型,并利用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,研究了新农保对农村居民消费不平等的影响。结果表明,推行新农保可以有效减小农村的消费不平等程度,而且相比于中高收入家庭之间的消费差距,新农保对减小中低收入家庭之间消费差距的作用更为明显。新农保不仅可以使农村老年人的养老生活得到保障,而且对于缩小消费差距、提高整个社会分配的公平性也具有重要意义。

关键词 养老保险,新农保,消费不平等

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2020.03.15

一、引 言

改革开放以来,我国经济发展迅速,2017年GDP总量突破了80万亿元,居于世界第二位。伴随着收入的快速增长,居民消费水平也获得了较大的提高,从图1可以看出,从2000年到2016年仅16年间,城乡居民消费水平均有显著增长。然而不容忽视的是,我国居民消费水平的差距仍然较大,这一较大的消费差距不仅明显地存在于城乡之间,而且存在于城乡内部,较大的消费差距也可能会对经济增长产生十分不利的影响(高帆,2014)。

伴随着收入基尼系数在近些年来的下降,城乡之间的消费差距也出现了一定程度的下降,特别是2010年之后,我国城乡居民间的消费差距较之前呈现出更加明显的下降趋势(如图1折线所示),其中一个可能的重要原因是政府加大了对农村地区的转移支付,并致力于完善农村地区的社会保障体系(李实和朱梦冰,2018)。具体的政策措施包括实施“新型农村合作医疗”(简称“新农合”)、“新型农村社会养老保险”(简称“新农保”)、家电下乡,

* 周广肃,中国人民大学劳动人事学院;张玄逸,清华大学五道口金融学院;贾坤,国务院发展研究中心;张川川,中央财经大学经济学院。通信作者及地址:张玄逸,北京市海淀区成府路43号清华大学五道口金融学院,100083;电话:19801201895;E-mail:zhangxy.18@pbcfs.tsinghua.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年项目“机会不平等、家庭投资决策与经济增长”(71703076)的资助。

以及精准扶贫政策等,这些政策措施在很大程度上提高了农村居民的福利水平,对于缩小农村居民之间以及城乡居民之间的消费差距具有重要作用。

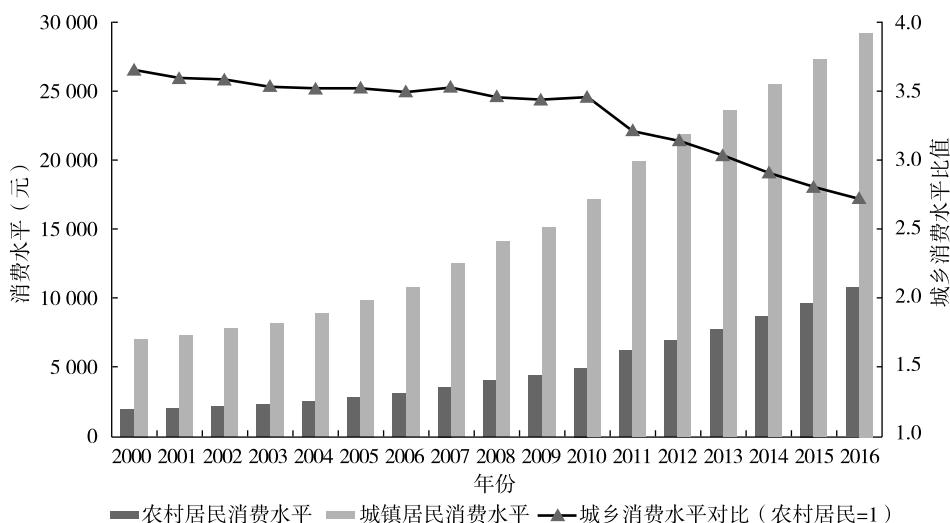


图1 城乡居民消费水平及比较

数据来源:中国经济统计数据库。

然而,在关于我国居民消费不平等影响因素的研究中,目前大多数文献集中于探讨城乡之间消费差距的影响因素(高帆,2014;徐敏和姜勇,2015),而对农村内部消费差距影响因素的关注较少,且鲜有基于社会保障视角(尤其是基于社会养老保险视角)的研究。我国近些年的这一系列社会保障政策,特别是新农保的推行,都对减小农村消费差距产生了重要影响,为我们这样一项研究的进行提供了近似自然实验的机会。研究新农保对农村消费差距的影响程度及机制,对全面理解我国社会养老保险的收入调节作用,以及制定行之有效的社会保障政策均有重要的借鉴意义。

2009年9月,新型农村社会养老保险开始试点,并于2012年年底覆盖了全国所有县级行政区划。新农保的推行可否减小农村居民的消费差距呢?根据生命周期理论,人们的当期消费取决于其生命周期内的全部预期收入。一般来说,人们年轻时储蓄供年老时消费,以实现效用最大化。Meng(2003)、Chamon and Prasad(2010)指出在社会保障体系不健全时,家庭需要储蓄以应对未来的养老、医疗等支出风险。而新农保的顺利推进,一方面能够增加人们预期的未来收入,从而减少私人储蓄(Feldstein,1974;Sinn,2000;Diamond and Orszag,2005;石阳和王满仓,2010);另一方面能够降低未来收入风险,从而减少预防性储蓄(Hubbard and Judd,1987;Hubbard *et al.*,1995)。低收入者领取(或预期领取)养老金的数额占其收入的比例一般大于

高收入者，因此低收入者消费增加的百分比更多。从这一角度来说，农村居民之间的消费差距可能会缩小。

鉴于此，本文基于世代交叠模型建立了一个关于社会养老保险与消费不平等的理论模型，主要结论表明：第一，社会养老保险的推行可以有效地减小农村的消费不平等程度；第二，相比于缩小中高收入者之间的消费差距，社会养老保险的推行对缩小中低收入者之间的消费差距作用更大。接着，本文使用中国家庭追踪调查（CFPS）数据，在村庄层面进行了实证分析，并使用工具变量方法解决了自变量的内生性问题，回归结果与理论模型的结论一致。与此同时，我们还发现，个人参与新农保（或领取养老金），并没有挤出亲属间的私人转移支付，因此个人终身（预期）收入将因新农保推行而显著提高，进而提高了当期消费水平。由于低收入者消费增加的比例更高，所以整体消费不平等程度降低，而且中低收入者之间的消费差距降低更多。

本文以下部分的结构安排如下：第二部分对新农保的相关制度背景进行介绍，并总结回顾相关文献；第三部分建立关于社会养老保险与消费不平等的理论模型；第四部分对所使用的数据和变量进行介绍；第五部分讨论新农保对消费不平等影响的回归结果；第六部分总结全文。

二、背景介绍和文献综述

（一）背景介绍

2009年9月，国务院颁布了《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》（以下简称《指导意见》），尝试建立个人缴费、集体补助与政府补贴相结合的新型农村社会养老保险制度，并确定了首批320个新农保国家级试点县。此后试点范围逐步扩大，到2012年年底，全国所有县级行政区划都已经推行了新农保。2014年2月，新农保与城镇居民养老保险¹并轨，两者合称城乡居民养老保险。

《指导意见》规定，新农保的参保对象为年满16周岁（不含在校学生）且没有参加城镇职工基本养老保险的农村居民，满足条件的居民可以在户籍地自愿参加新农保。新农保实施时，已经年满60周岁且没有享受城镇职工基本养老保险待遇的农村户籍的老年人，不用缴费，可以按月领取基础养老金，但其符合参保条件的子女应当参保缴费。距离领取养老金年龄不足15年的，应当按年缴费，也允许补缴，累计缴费不超过15年；距离领取养老金年龄超过15年的，应当按年缴费，累计缴费不少于15年。

¹ 我国于2011年开始推行城镇居民养老保险，其对象是未参加城镇职工养老保险的城镇居民。

根据《指导意见》，新农保养老金账户包括个人账户和社会统筹账户两部分。个人账户的资金来自个人缴费、集体补助与政府补贴。其中，个人缴费标准分为每年100元、200元、300元、400元和500元5个档次²，参保人自主选择缴费档次，多缴多得。同时，有条件的村集体应对参保人的缴费予以补助，补助的标准由村民委员会召开村民会议民主确定。此外，其他经济组织、社会公益组织和个人也可以为参保人的缴费给予资助。地方政府应对参保人的缴费予以补贴，补贴的标准为不低于每人每年30元。³个人账户的储存额每年参考中国人民银行公布的金融机构人民币一年期存款利率计算利息。个人账户养老金的月计发标准为个人账户全部储存额除以139。如果参保人死亡，那么个人账户资金余额，除政府补贴外，可依法继承，而政府补贴余额用于支付其他参保人的养老金。社会统筹账户资金来自政府财政支出，用于向符合领取条件的参保人支付新农保基础养老金。中央确定的基础养老金发放标准为每人每月55元⁴，中央财政对中西部地区按此发放标准予以全额补助，对东部地区予以50%的补助。

综上所述，新农保试点坚持“保基本、广覆盖、有弹性、可持续”的基本原则，政府主导和农民自愿相结合，社会统筹与个人账户相结合，引导农村居民普遍参保。个人（家庭）、集体、政府合理分担责任，权利与义务相对应。根据农村的实际情况，中央确定基本原则和主要政策，地方制订具体办法，新农保筹资标准和发放标准与国家经济发展水平等各方面相适应，为农村居民老年基本生活提供了保障。

（二）文献综述

影响消费不平等的因素较多，当前文献关注和研究的因素主要包括收入不确定性与收入不平等（Blundell and Preston, 1998; Krueger and Perri, 2006）、人口老龄化（曲兆鹏和赵忠, 2008）、经济发展（林毅夫和陈斌开, 2009; Gao and Zeng, 2010; 徐敏和姜勇, 2015）等。然而鲜有文献考虑了社会养老保险对消费不平等的影响。作为社会保障的一种形式，社会养老保险不仅对改善老年居民的生活条件、提高其福利水平具有重要的作用（张川川和陈斌开, 2014），而且还会对年轻居民的消费、储蓄以及就业决策产生重要影响（马光荣和周广肃, 2014; 周广肃和李力行, 2016）。因此，社会养老保

² 地方可依据实际情况增设缴费档次，国家依据农村居民人均纯收入增长等情况适时调整缴费档次。

³ 对于选择较高档次缴费标准的个人，可以予以适当鼓励，具体的标准和办法由省（区、市）人民政府确定。对于重度残疾人等缴费困难的人群，地方政府为其代缴部分或者全部最低标准的养老保险费用。

⁴ 地方政府可依据实际情况提高基础养老金发放标准，对长期缴费的农村居民，可以适当增加基础养老金发放，提高和增加发放部分的资金由地方政府支出。

险对消费不平等的影响作用不容忽视。

然而目前的文献并未探讨社会养老保险对于消费不平等的作用，而是主要集中于探讨社会养老保险对收入不平等的影响。然而与收入相比，消费更加直接地影响效用水平，因而可以更加准确地衡量福利水平。同时，消费的变化比收入的变化更加平稳，因而消费不平等更能准确体现经济不平等的情况（曲兆鹏和赵忠，2008；Meyer and Sullivan，2010）。对于消费不平等的衡量，现有文献主要集中于基尼系数（Barrett *et al.*，2000；Jappelli and Pistaferri，2010；周广肃和李沙浪，2016）、分位数之比（Jappelli and Pistaferri，2010；周广肃和李沙浪，2016）等。

目前关于社会养老保险对收入不平等的研究取得的比较一致的结论是：社会养老保险可以有效降低收入不平等。学者们在划分出不同的社会养老保险体系以及分配制度后，细致分析了其对收入不平等的影响。Docquier and Paddison（2003）基于一个封闭经济体考察了养老保险对收入差距的平衡增长效应，他们区分了两种养老保险体系——现收现付制（Pay-as-you-go）和完全基金制（Fully Funded）⁵，以及不同的养老保险分配制度——贝弗里奇（Beveridgean）模式和俾斯麦（Bismarckian）模式⁶。两种养老保险体系搭配三种分配制度共产生六种情况，研究结果表明，养老保险通常可以减小收入差距。⁷Kaganovich and Zilcha（2012）通过建立世代交叠模型考察了养老保险与收入不平等的关系，研究发现相比于现收现付制养老保险体系，在完全基金制养老保险体系下，收入不平等的程度更低。

李时宇和冯俊新（2014）运用世代交叠的可计算一般均衡模型进行分析，发现城乡居民社会养老保险制度显著降低了城乡收入不平等，同时也提升了社会总体福利水平。而且如果基本养老金数额提高，该效应会更加突出。高奥等（2016）基于世代交叠模型，引入国有资本收入划拨养老保险的政策，研究了划拨份额和社保费率对人均福利水平和收入不平等的影响。结果显示，划拨政策会提高人均福利水平，但增大了收入不平等的程度；而提高社保费率的影响则相反。将这两项政策配合实施可以同时实现提高社会福利水平和减小收入不平等程度的政策目标。李实和朱梦冰（2018）立足于中国国情，

⁵ 在现收现付制下，同一时期在职的一代人所缴纳的养老保险费被用来支付退休的一代人的养老金；在完全基金制下，个人在工作时所缴纳的养老保险费通过投资等活动产生利息，本金和利息用于支付个人在退休后的养老金。

⁶ 在贝弗里奇模式下，同一代人在退休后领取相同数额的养老金；在俾斯麦模式下，同一代人在退休后领取的养老金数额与其缴纳的养老保险费挂钩，与其职业收入相关。其中，俾斯麦模式又分为基于全部时期收入的分配模式和基于部分时期收入的分配模式。

⁷ 在 Docquier and Paddison（2003）的假设条件下，特殊情况是：完全基金制养老保险体系搭配基于全部时期收入的俾斯麦模式对收入差距没有影响，而完全基金制养老保险体系搭配基于部分时期收入的俾斯麦模式会增大收入差距。

发现包括新农保、新农合在内的农村社会保障制度的完善是我国收入差距缩小的主要原因之一。

除了基于收入不平等的视角,目前国内文献还集中探讨了社会养老保险对经济增长的影响(郭凯明和龚六堂,2012;高奥和龚六堂,2015),对家庭投资的影响(石阳和王满仓,2010;马光荣和周广肃,2014;宗庆庆等,2015),对就业创业的影响(马双等,2014;程杰,2014;周广肃和李力行,2016)等,这些均有可能间接影响消费不平等。

通过以上综述可以看出,目前鲜有文献从消费不平等的视角探讨社会养老保险的收入分配效应。因此本文以新农保为研究背景,探究其对我国农村消费不平等的影响。文章的主要贡献有:利用世代交叠模型以及CFPS数据,从理论和实证两方面证明了新农保对于降低消费不平等具有重要作用,同时发现新农保降低消费不平等的机制主要在于其切实保障了低收入群体的福利。

三、理论模型

(一) 社会养老保险推行前

假设个人只生存两期——年轻时期和老年时期。该经济体人口自然增长率为 n ,在第 t 期年轻人人数为 P_t ,则老年人人数为 P_{t-1} 且 $P_t = P_{t-1}(1+n)$ 。定义初始时刻 $t=0$ 时,年轻人人数为 P_0 ($P_0 > 0$),老年人人数为 $P_{-1} = P_0 / (1+n)$ 。在第 t 期该经济体总人数为 N_t ,其中 N_0 很大, $t=0, 1, 2, 3, \dots$

假设在第 t 期年轻人 i 只提供劳动一种生产要素,且提供 l_{it} ($0 < l_{1t} \leq l_{2t} \leq \dots \leq l_{pit}$)单位劳动,并将劳动实际收入 W_{it} 在消费 C_{i1t} (其中下标1代表年轻人)和储蓄 S_{it} 之间进行分配;在第 t 期老年人 j 只提供资本(即 $S_{j,t-1}$, $t > 0$;定义初始时刻 $t=0$ 时资本为 $S_{j,-1}$ 且 $S_{j,-1} > 0$)这一种生产要素,最终消费余下的全部财富 C_{j2t} (其中下标2代表老年人), $i=1, 2, 3, \dots, P_t$, $j=1, 2, 3, \dots, P_{t-1}$ 。

假设个人效用函数为

$$U_{it}(C_{i1t}, C_{i2t+1}) = \ln C_{i1t} + \frac{1}{1+\rho} \ln C_{i2t+1}, \rho > -1, \\ i=1, 2, 3, \dots, P_t, t=0, 1, 2, 3, \dots \quad (1)$$

假设政府对劳动收入征收比例税,税率为 q_w ($0 < q_w < 1$),则消费预算约束为

$$C_{i1t} + S_{it} = W_{it}(1 - q_w), \quad (2)$$

$$C_{i2t+1} = S_{it} + S_{it}r_{t+1}, \quad (3)$$

其中 r_{t+1} 为第 $t+1$ 期的实际利率，结合式 (2) 和式 (3)，可得

$$C_{it} + \frac{C_{i2t+1}}{1+r_{t+1}} = W_{it} (1-q_w). \quad (4)$$

求解约束条件下的效用最大化问题，可得

$$C_{it}^* = \frac{W_{it} (1-q_w) (1+\rho)}{2+\rho}, \quad (5)$$

$$C_{i2t+1}^* = \frac{W_{it} (1-q_w) (1+r_{t+1})}{2+\rho}. \quad (6)$$

因此，在第 t 期年轻人 i 的储蓄 S_{it} 为

$$S_{it}^* = \frac{W_{it} (1-q_w)}{2+\rho}. \quad (7)$$

对于企业部门和政府部门分析详见附录 A⁸。

(二) 社会养老保险推行后

假设在第 t_1 期该经济体已经处于平衡增长路径上（平衡增长路径存在性证明详见附录 B），在第 t_1+1 期，政府开始推行社会养老保险。在第 t_1+1 期，老年人不用缴费，领取的基础养老金为 $bpension_{t_1+1}$ ， $bpension_{t_1+1} > 0$ 。在第 t ($t \geq t_1+1$) 期，年轻人的社会养老保险账户包括社会统筹账户和个人账户两部分。社会统筹账户用于当个人年老时向其支付基础养老金 $bpension_t$ ， $bpension_t = bpension_{t_1+1} (1+g)^{t-t_1-1}$ ，政府通过将当期一部分财政收入转移支付给当期老年人完成基础养老金支付，个人账户资金包括个人缴费 $pfee_t$ 和政府补贴 $gallowance_t$ 两部分， $pfee_{t_1+1} > 0$ ， $gallowance_{t_1+1} > 0$ ， $pfee_t = pfee_{t_1+1} (1+g)^{t-t_1-1}$ ， $gallowance_t = gallowance_{t_1+1} (1+g)^{t-t_1-1}$ ⁹，个人账户按实际利率支付利息，用于当个人年老时向其支付养老金。

1. 第 t_1+1 期

老年人的消费为

$$C_{j2t_1+1}^* = \frac{W_{j2t_1+1} (1-q_w) (1+r_{t_1+1})}{2+\rho} + bpension_{t_1+1}. \quad (8)$$

2. 第 t ($t \geq t_1+1$) 期

年轻人的效用函数与式 (1) 相同，消费预算约束为

$$C_{it} + S_{it} = (W_{it} - pfee_t) (1-q_w), \quad (9)$$

⁸ 限于篇幅，附录 A-E 无法在文章中展示，如有需要，可以与作者联系获取。

⁹ 本文假设基础养老金 $bpension_t$ 、个人缴费 $pfee_t$ 与政府补贴 $gallowance_t$ 增长率均为 g ，劳动效率 A_t 同步增长。在这种情况下经济体最终可以处于平衡增长路径上（平衡增长路径存在性证明详见附录 D）。

$$C_{i2t+1} = (S_{it} + pfee_t + allowance_t)(1+r_{t+1}) + bpension_{t+1}. \quad (10)$$

结合式(9)和式(10),可得

$$C_{i1t} + \frac{C_{i2t+1}}{1+r_{t+1}} = W_{it}(1-q_w) + q_w pfee_t + allowance_t + \frac{bpension_{t+1}}{1+r_{t+1}}. \quad (11)$$

求解约束条件下的效用最大化问题,可得

$$C_{i1t}^{**} = \frac{1+\rho}{2+\rho} [W_{it}(1-q_w) + q_w pfee_t + allowance_t + \frac{bpension_{t+1}}{1+r_{t+1}}], \quad (12)$$

$$C_{i2t+1}^{**} = \frac{1+r_{t+1}}{2+\rho} [W_{it}(1-q_w) + q_w pfee_t + allowance_t + \frac{bpension_{t+1}}{1+r_{t+1}}]. \quad (13)$$

因此,在第 t 期年轻人 i 的储蓄 S_{it} 为

$$S_{it}^{**} = \frac{W_{it}(1-q_w) + q_w pfee_t}{2+\rho} - pfee_t - \frac{1+\rho}{2+\rho} (allowance_t + \frac{bpension_{t+1}}{1+r_{t+1}}). \quad (14)$$

对于企业部门和政府部门的分析详见附录C。

(三) 社会养老保险对消费不平等的影响

1. 社会养老保险对年轻人群消费基尼系数的影响

假设社会养老保险未推行,年轻人 i 的消费为 C_{i1t}^* ,而实际上社会养老保险已经推行,年轻人 i 消费为 C_{i1t}^{**} ,增加的幅度为

$$\frac{C_{i1t}^{**} - C_{i1t}^*}{C_{i1t}^*} = \frac{q_w pfee_t + allowance_t + \frac{bpension_{t+1}}{1+r_{t+1}}}{W_{it}(1-q_w)}. \quad (15)$$

该比例与年轻人 i 的实际工资成反比,即在其他条件相同的情况下,年轻人 i 的实际工资越低,其消费增加的幅度越高。原因在于,年轻人为了达到终生效用最大化,有跨期平滑消费的动力。在第 t_1+1 期,政府开始推行社会养老保险,假设年轻人未来领取的养老金相等,那么低收入者未来养老金占实际工资的比例高于高收入者,因此低收入者在年轻时的储蓄率会小于高收入者,从而低收入者年轻时的消费增加幅度高于高收入者。

推论一: 社会养老保险推行后,年轻人群中低收入者消费提高的比例大于高收入者。

由附录E知,在社会养老保险推行前,该经济体年轻人各期的基尼系数相等。¹⁰ 社会养老保险推行后,低收入者消费提高的比例大于高收入者,这正

¹⁰ 原因在于模型设定个人提供的劳动数量的概率分布不随时间改变。

是社会养老保险降低年轻人消费基尼系数的原因所在。

社会养老保险推行后年轻人消费基尼系数的变化量为（具体推导详见附录E）

$$\Delta Gini_t = -\frac{Gini_t}{\frac{\bar{E}_t}{\Delta E_t} + 1} \leq 0. \quad (16)$$

可见，社会养老保险降低年轻人的消费基尼系数。

推论二：社会养老保险降低年轻人的消费不平等。

此外，由式（16）可知，若社会养老保险推行前消费基尼系数（可用 $Gini_t$ 表示）相同、社会养老保险推行后非劳动收入引起的消费增加的数额 ΔE_t 相同，年轻人平均消费 \bar{E}_t （已扣除 ΔE_t ）越低，年轻人的消费基尼系数下降越多。原因在于，相比于高收入群体，低收入群体中养老金占实际工资比例的差异更明显，因而消费提高比例的差异也更明显¹¹，低收入群体之间的消费会更接近，从而低收入群体消费不平等降低更多。

推论三：在年轻人群中，相比于降低高收入者之间的消费差距，社会养老保险的推行对降低低收入者之间消费差距的作用更大。

2. 社会养老保险对老年人群的消费基尼系数的影响

假设社会养老保险未推行，老年人 j 的消费为 C_{j2t}^* ，而实际上社会养老保险已经推行，老年人 j 消费为 C_{j2t}^{**} 。

从短期来看，当 $t=t_1+1$ 时，老年人 j 消费增加的幅度为

$$\frac{C_{j2t}^{**} - C_{j2t}^*}{C_{j2t}^*} = \frac{bpension_t}{W_{jt-1} (1-q_w) (1+r_t) (2+\rho)}. \quad (17)$$

该比例与老年人 j 在前一期的实际工资成反比，即在其他条件相同的情况下，老年人 j 的实际工资越低，其消费增加的幅度越高。原因在于第 t_1+1 期的老年人不需要储蓄，领取的养老金直接用于消费，低收入者的收入增长率高于高收入者，因而低收入者的消费增长率也高于高收入者。这和式（15）的内在机制有所区别。

在社会养老保险推行前，该经济体老年人各期的基尼系数相等。社会养老保险推行后，低收入者消费提高的比例大于高收入者，这正是在短期社会养老保险降低老年人消费基尼系数的原因所在。

第 t （ $t > t_1 + 1$ ）期，老年人 j 的消费增加的幅度为

¹¹ 实际上，这正是推论一所暗示的。

$$\frac{C_{j2t}^{**} - C_{j2t}^*}{C_{j2t}^*} = \frac{q_w pfee_{t-1} + allowance_{t-1} + \frac{bpension_t}{1+r_t}}{W_{jt-1} (1-q_w)}. \quad (18)$$

与式(15)分析类似,老年人在年轻时为了达到终生效用最大化,有跨期平滑消费的动力,按照收入比例合理分配消费。在政府推行社会养老保险后,个人领取的养老金相等,那么低收入者的收入增长率高于高收入者,因此低收入者年老时的消费增加幅度也高于高收入者。这正是在长期社会养老保险降低老年人消费基尼系数的原因所在。

与式(16)类似,社会养老保险推行后老年人消费基尼系数的变化量为

$$\Delta Gini_t = - \frac{Gini_t}{\frac{E_t}{\Delta E_t} + 1} \leq 0. \quad (19)$$

可见,社会养老保险降低老年人的消费基尼系数。

推论四: 社会养老保险推行后,老年人群中低收入者消费提高的比例大于高收入者。

推论五: 社会养老保险降低老年人的消费不平等。

此外,由式(19)可知,若社会养老保险推行前消费基尼系数(可用 $Gini_t$ 表示)相同、社会养老保险推行后非劳动收入引起的消费增加的数额 ΔE_t 相同,老年人平均消费 \bar{E}_t (已扣除 ΔE_t)越低,老年人的消费基尼系数下降越多,原因与年轻人的情况类似。

推论六: 在老年人群中,相比于降低高消费者之间的消费差距,社会养老保险的推行对降低低消费者之间消费差距的作用更大。

四、数据介绍和实证策略

本文使用2010、2012和2014年中国家庭追踪调查(CFPS)微观数据,在村庄层面探讨“新农保”实施对于中国农村居民消费不平等的影响。¹²基准回归模型采用时间和个体双向固定效应模型,具体的模型如下:

$$Inequality_{it} = \beta_0 + \beta_1 ratio_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it}, \quad (20)$$

其中, $Inequality_{it}$ 表示第*i*个村庄第*t*年消费不平等的度量指标, $ratio_{it}$ 表示第*i*个村庄第*t*年新农保的参与情况, X_{it} 表示村庄*i*随时间变化的相关控制变量, μ_i 表示村庄固定效应,控制了村庄不随时间变化的相关因素, θ_t 表示年份固定效应。

¹² 由于新农保的参保对象须年满16岁,因此本文选取16岁及以上的农村居民数据,同时定义大于等于16岁并小于60岁的为中青年样本,大于等于60岁的为老年样本。

本文的消费支出包括衣着支出、教育支出等十个类别的加总消费，采用家庭人均消费来计算消费不平等。对于一个村庄消费不平等的度量，本文主要采用基尼系数这一指标。由于基尼系数主要对中等收入消费者之间的消费差距比较敏感，为了便于比较新农保对不同收入消费者之间消费差距的影响，本文还计算了其他衡量消费不平等的指标，主要是通过广义熵指数系列 (Generalized Entropy Class, $GE(a)$) 来反映消费分布中不同部分的消费不平等。具体来说， $GE(a)$ 虽然都是刻画整体不平等的指标，但是由于这一指数中的参数 a 可以取 -1 、 0 、 1 、 2 四个数值， a 的取值越小， $GE(a)$ 对于低收入消费者之间的消费差距越敏感， a 的取值越大， $GE(a)$ 对于高收入消费者之间的消费差距越敏感。本文使用的主要被解释变量的符号及其说明如表 1 所示。

表 1 被解释变量符号及其说明

符号	说明
$GINI_{it}$	第 i 个村庄第 t 年居民消费基尼系数
$YDAILYGINI_{it}$	第 i 个村庄第 t 年中青年居民日常消费 (包括衣着支出、暖气费、物业费等) 基尼系数
$YMEDGINI_{it}$	第 i 个村庄第 t 年中青年居民医疗保健支出基尼系数
$YEDUGINI_{it}$	第 i 个村庄第 t 年中青年居民教育支出基尼系数
$GE(-1)_{it}$	其变化更能反映第 i 个村庄第 t 年低收入居民消费不平等的变化
$GE(0)_{it}$	其变化更能反映第 i 个村庄第 t 年中低收入居民消费不平等的变化
$GE(1)_{it}$	其变化更能反映第 i 个村庄第 t 年中高收入居民消费不平等的变化
$GE(2)_{it}$	其变化更能反映第 i 个村庄第 t 年高收入居民消费不平等的变化

此外， $OGINI_{it}$ 、 $OGE(-1)_{it}$ 、 $OGE(0)_{it}$ 、 $OGE(1)_{it}$ 、 $OGE(2)_{it}$ 分别表示老年群体相应的消费不平等指标， $YGINI_{it}$ 、 $YGE(-1)_{it}$ 、 $YGE(0)_{it}$ 、 $YGE(1)_{it}$ 、 $YGE(2)_{it}$ 分别表示中青年群体相应的消费不平等指标。

对于一个村庄新农保的参与情况 $ratio_{it}$ ，本文采用了两种方式衡量：一是该村庄被调查的中青年居民中新农保缴费人数比例，用 $parratio_{it}$ 表示；二是该村庄被调查的老年居民中领取新农保养老金的人数比例，用 $receiratio_{it}$ 表示。这两种衡量方式可以精确度量在新农保实施过程中缴纳和领取养老金的情况，体现了政策对于年轻和老年群体的差异性影响。

控制变量 X_{it} 包括村庄层面的控制变量和其所在县区层面的控制变量，村庄层面的控制变量包括男性比例 $mmale_{it}$ 、平均年龄 $mage_{it}$ 、平均受教育年限 $medu_{it}$ 、平均健康水平 $mhealth_{it}$ 以及平均消费倾向 apc_{it} 。县区层面的控制变量主要来源于《中国区域经济统计年鉴》，包括人口密度 $popuden_{it}$ (万人/平

方公里)、地区生产总值 gdp_{it} (百亿元)、工业发展水平 (以第二产业增加值占地区生产总值的比重 ind_{it}/gdp_{it} 表示)、财政盈余 $finsur_{it}$ (百亿元) 以及固定资产投资额 $fixass_{it}$ (百亿元)。以上变量的描述性统计被报告在表 2 之中。

表 2 描述性统计

变量名称	2010 年			2012 年			2014 年		
	观测值数	均值	标准差	观测值数	均值	标准差	观测值数	均值	标准差
<i>GINI</i>	290	0.415	0.091	290	0.389	0.091	290	0.390	0.088
<i>OGINI</i>	290	0.358	0.129	290	0.341	0.123	290	0.347	0.107
<i>YGINI</i>	290	0.402	0.093	290	0.378	0.093	290	0.381	0.093
<i>YDAILYGINI_{it}</i>	290	0.413	0.112	290	0.404	0.103	290	0.430	0.104
<i>YMEDGINI_{it}</i>	290	0.652	0.131	290	0.610	0.128	290	0.598	0.115
<i>YEDUGINI_{it}</i>	290	0.535	0.122	290	0.515	0.137	290	0.503	0.132
<i>GE (-1)</i>	290	0.635	0.762	290	0.465	0.448	290	0.411	0.277
<i>GE (0)</i>	290	0.340	0.167	290	0.294	0.148	290	0.289	0.136
<i>GE (1)</i>	290	0.329	0.171	290	0.298	0.182	290	0.296	0.163
<i>GE (2)</i>	290	0.461	0.366	290	0.450	0.492	290	0.438	0.399
<i>OGE (-1)</i>	290	0.648	1.352	290	0.485	0.828	290	0.364	0.337
<i>OGE (0)</i>	290	0.303	0.226	290	0.266	0.209	290	0.251	0.168
<i>OGE (1)</i>	290	0.270	0.201	290	0.247	0.213	290	0.240	0.168
<i>OGE (2)</i>	290	0.332	0.320	290	0.323	0.461	290	0.297	0.285
<i>YGE (-1)</i>	290	0.554	0.565	290	0.413	0.336	290	0.406	0.296
<i>YGE (0)</i>	290	0.321	0.163	290	0.279	0.147	290	0.281	0.140
<i>YGE (1)</i>	290	0.311	0.167	290	0.281	0.173	290	0.284	0.164
<i>YGE (2)</i>	290	0.426	0.340	290	0.401	0.402	290	0.411	0.390
<i>parratio</i>	290	0.032	0.083	290	0.278	0.248	290	0.449	0.232
<i>receiratio</i>	290	0.026	0.092	290	0.318	0.319	290	0.493	0.278
<i>mmale</i>	290	0.491	0.048	290	0.509	0.040	290	0.510	0.039
<i>mage</i>	290	45.863	4.004	290	44.123	3.977	290	45.605	3.998
<i>medu</i>	290	5.107	1.620	290	5.606	1.471	290	5.451	1.470
<i>mhealth</i>	290	0.789	0.104	290	0.798	0.094	290	0.819	0.086

(续表)

变量名称	2010 年			2012 年			2014 年		
	观测值数	均值	标准差	观测值数	均值	标准差	观测值数	均值	标准差
<i>apc</i>	290	0.951	0.439	290	0.551	0.224	290	0.940	0.445
<i>popuden</i>	290	0.047	0.051	290	0.048	0.049	290	0.048	0.050
<i>gdp</i>	290	4.923	21.711	290	6.546	27.890	290	7.655	31.658
<i>ind/gdp</i>	290	0.419	0.159	290	0.457	0.167	290	0.449	0.159
<i>finsur</i>	290	-0.193	0.597	290	-0.221	0.613	290	-0.224	0.637
<i>fixass</i>	290	2.207	8.281	290	2.566	8.795	290	3.446	10.435
<i>dummy</i>	290	0.124	0.330	290	0.717	0.451	290	1.000	0.000

新农保是在全国各地不同县区分批试点，并不断推广。由于新农保缴费采取自愿原则，因此即使在试点县区的农村居民当中，也有部分人群没有选择参保。此外《指导意见》规定，新农保实施时，符合条件的农村户籍的老年人不用缴费并可以按月领取基础养老金，但其符合参保条件的子女应当参保缴费。因此，新农保的参保行为可能与村庄某些随时间变化的不可观测的特征相关，因此在回归模型式(1)中关键变量“新农保参与情况”可能因遗漏变量问题存在潜在的内生性。此外，一个地区也可能因为不平等的状况而直接反向影响参保比例，造成因反向因果而存在的内生性问题。针对内生性导致的估计偏误问题，本文依据村庄所在县区实施新农保的时间，定义“一个县区在调查时点是否开展了新农保试点”这一虚拟变量($dummy_{it}$)，以此作为“新农保参与情况”的工具变量。每个县区是否开展新农保试点与农村居民是否参与新农保以及参保的比例正相关，所以满足工具变量相关性条件；而一个县区开展新农保试点的时间主要是由中央政府确定的，与村庄层面的特征无关，因此满足工具变量的外生性条件。此外，一个县区通常包括了很多村居，而CFPS的随机抽样方法，可以将村居近似看成随机分布在试点县与非试点县，进一步保证了工具变量的外生性。

五、新农保对消费不平等的影响及其机制

(一) 基准回归结果

我们首先探讨了新农保对于农村居民整体消费不平等的影响，表3汇报了双向固定效应模型的估计结果。表3的被解释变量为每个村庄居民整体的消费基尼系数，第(1)、(3)列分别只放入 *partratio* 和 *receiratio* 变量，第

(2)、(4)列还加入了其他相关的控制变量。从第(1)列和第(2)列的回归结果可以看出,一个村庄如果新农保参保比例越高,那么消费不平等程度将会越低,但是第(2)列加入其他控制变量后,这一效果不再显著。从第(3)列和第(4)列的结果可以看出,一个村庄如果领取新农保养老金的人数比例越高,那么消费不平等程度也会越低,而且负向效果非常稳健。第(4)列的结果表明,在其他条件不变的情况下,领取养老金的人数比例每提高10%,消费基尼系数平均降低0.0044。

表3 新农保对消费不平等的影响效应(双向固定效应模型)

解释变量	被解释变量 <i>GINI</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>parratio</i>	-0.041** (0.020)	-0.024 (0.020)		
<i>receiratio</i>			-0.058*** (0.015)	-0.044*** (0.015)
村庄控制变量				
<i>mmale</i>		0.189* (0.100)		0.190* (0.100)
<i>mage</i>		-0.000 (0.003)		-0.001 (0.002)
<i>medu</i>		0.011 (0.010)		0.011 (0.010)
<i>mhealth</i>		-0.027 (0.067)		-0.032 (0.068)
<i>apc</i>		0.079*** (0.016)		0.077*** (0.016)
县区控制变量				
<i>popuden</i>		-0.140 (0.278)		-0.115 (0.265)
<i>gdp</i>		0.002*** (0.001)		0.002*** (0.001)
<i>ind/gdp</i>		0.059 (0.092)		0.052 (0.091)

(续表)

解释变量	被解释变量 <i>GINI</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>finsur</i>		-0.004 (0.008)		-0.005 (0.008)
<i>fixass</i>		-0.001 (0.002)		-0.001 (0.002)
年份固定效应	是	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是	是
观测值数	870	870	870	870
R^2	0.034	0.152	0.050	0.163

注：本文将标准误聚集在县区层面，括号内为标准误，*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%水平上显著。

(二) 使用工具变量

如前文所述，一个村庄的参保缴费或者领取养老金的人数比例可能是内生变量，所以本文采用县区新农保试点当作工具变量来克服潜在的内生性问题，表 4 汇报了使用工具变量后的回归结果。从一阶段回归结果来看，所在县区新农保试点对该村庄新农保参与情况的影响系数显著为正，一阶段回归的 F 统计量大于 10，Cragg-Donald 统计量也大于临界值 16.38，因此可以排除弱工具变量的问题。二阶段的回归结果表明，无论采用何种关键解释变量，村庄新农保参与情况的系数均在 1%的水平下显著为负，而且效果基本都略微大于双向固定效应的回归结果。从第 (2) 列和第 (4) 列的结果可以看出，在其他条件不变的情况下，一个村庄参保缴费的人数比例每提高 10%，消费基尼系数平均降低 0.0057，而领取养老金的人数比例每提高 10%，消费基尼系数平均降低 0.0050。这说明，在缓解内生性问题后，新农保仍然可以有效降低消费不平等。

表 4 新农保对消费不平等的影响效应 (固定效应模型, 使用工具变量)

Panel A: 二阶段回归结果				
解释变量	被解释变量 <i>GINI</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>parratio</i>	-0.048*** (0.018)	-0.057*** (0.021)		
<i>receiratio</i>			-0.043*** (0.016)	-0.050*** (0.018)

(续表)

Panel A: 二阶段回归结果				
解释变量	被解释变量 GINI			
	(1)	(2)	(3)	(4)
村庄控制变量	否	是	否	是
县区控制变量	否	是	否	是
村庄固定效应	是	是	是	是
观测值数	870	870	870	870
R ²	0.028	0.140	0.043	0.156
Panel B: 一阶段回归结果				
<i>dummy</i>	0.407*** (0.018)	0.395*** (0.019)	0.461*** (0.021)	0.451*** (0.025)
F 统计量	539.122	425.374	481.161	320.443
Cragg-Donald 统计量	1 036.484	733.571	756.592	532.370

注: 本文将标准误差聚集在县区层面, 括号内为标准误, *、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著。新农保从2009年开始试点, 逐步推进, 到2012年年底覆盖全国所有县(市、区), 故本文在使用工具变量后不考虑时间固定效应。

(三) 使用不同被解释变量

为了检验上文分析结果的稳健性, 本文使用了不同的被解释变量, 即 YGINI 和 OGINI, 对应于不同的被解释变量, 解释变量分别是 *partratio* 和 *receiratio*, 回归结果报告在了表5中。其中, 第(1)、(3)列使用双向固定效应模型, *partratio* 系数为负, 但不显著, *receiratio* 系数显著为负, 第(2)、(4)列使用工具变量回归, *partratio* 和 *receiratio* 的系数均显著为负。而且, 表5中 *partratio* 和 *receiratio* 的系数与上文相应的回归系数相比, 差异较小。这表明上文分析结果十分稳健。

表5 新农保对消费不平等的影响效应(分中青年组和老年组)

Panel A: 二阶段回归结果				
解释变量	被解释变量 YGINI		被解释变量 OGINI	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>partratio</i>	-0.018 (0.021)	-0.054** (0.022)		
<i>receiratio</i>			-0.059*** (0.019)	-0.036* (0.021)

(续表)

Panel A: 二阶段回归结果				
解释变量	被解释变量 YGINI		被解释变量 OGINI	
	(1)	(2)	(3)	(4)
村庄控制变量	是	是	是	是
县区控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否
村庄固定效应	是	是	是	是
观测值数	870	870	870	870
R ²	0.137	0.128	0.074	0.068
Panel B: 一阶段回归结果				
<i>dummy</i>	否	0.395*** (0.019)	否	0.451*** (0.025)
F 统计量	否	425.374	否	320.443
Cragg-Donald 统计量	否	733.571	否	532.370

注：本文将标准误差聚集在县区层面，括号内为标准误，*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著。

(四) 新农保降低消费不平等的机制

为了探究新农保降低消费不平等的机制，本文基于个体固定效应模型，以广义熵指数为被解释变量，以 *parratio* 和 *receiratio* 为解释变量，同时控制村庄和县区层面随时间变化的因素，使用工具变量进行回归分析，表6汇报了相应的结果。从表6 Panel A可以看出，*parratio* 对 $GE(a)$ 的负向影响随着 a 的递增逐渐减弱，并且回归系数的显著性也逐渐减弱，而且 *parratio* 对 $GE(-1)$ 的影响系数的绝对值远大于其他的值，这与本文理论模型所推导的结论一致，即相比于缩小高收入者之间的消费差距，新农保对缩小低收入者之间消费差距的作用更大。将解释变量由 *parratio* 换为 *receiratio*，结论不变。同样，将农村居民分为中青年组和老年组，分别计算消费不平等指数并对相应解释变量进行回归，结论基本一致。

表6 新农保对消费不平等的影响机制

Panel A: 不分组，解释变量为 <i>parratio</i>				
解释变量	被解释变量			
	(1) $GE(-1)$	(2) $GE(0)$	(3) $GE(1)$	(4) $GE(2)$
<i>parratio</i>	-0.382*** (0.120)	-0.100*** (0.033)	-0.090** (0.039)	-0.138 (0.087)

(续表)

Panel B: 不分组, 解释变量为 <i>receiratio</i>				
解释变量	被解释变量			
	(1) <i>GE</i> (-1)	(2) <i>GE</i> (0)	(3) <i>GE</i> (1)	(4) <i>GE</i> (2)
<i>receiratio</i>	-0.335*** (0.104)	-0.088*** (0.029)	-0.079** (0.034)	-0.121 (0.076)
Panel C: 中青年组, 解释变量为 <i>partratio</i>				
解释变量	被解释变量			
	(1) <i>YGE</i> (-1)	(2) <i>YGE</i> (0)	(3) <i>YGE</i> (1)	(4) <i>YGE</i> (2)
<i>partratio</i>	-0.296*** (0.085)	-0.088*** (0.032)	-0.081** (0.038)	-0.121 (0.082)
Panel D: 老年组, 解释变量为 <i>receiratio</i>				
解释变量	被解释变量			
	(1) <i>OGE</i> (-1)	(2) <i>OGE</i> (0)	(3) <i>OGE</i> (1)	(4) <i>OGE</i> (2)
<i>receiratio</i>	-0.410** (0.200)	-0.101*** (0.039)	-0.079** (0.035)	-0.118** (0.060)

注: 本文将标准误差聚集在县层面, 括号内为标准误, *、**和***分别代表在 10%、5%和 1%水平上显著。

为了进一步探究参与新农保对年轻人跨期平滑消费决策的影响, 本文在村庄层面和个人层面分别进行了检验。本文在村庄层面计算了年轻人日常消费 (包括衣着支出、暖气费、物业费等)、医疗保健支出、教育支出的基尼系数, 以此为被解释变量, 以 *partratio* 为解释变量, 同时控制村庄和县层面随时间变化的因素, 分别使用双向固定效应模型和工具变量法检验了新农保对不同类别消费不平等的影响。回归结果如表 7 所示, 在使用工具变量估计之后, 可以看出新农保可以显著降低医疗保健支出和教育支出的不平等。

表 7 新农保对中青年组日常、医疗保健、教育支出不平等的影响

解释变量	双向固定效应			工具变量法		
	被解释变量			被解释变量		
	<i>YDAILYGINI</i>	<i>YMEDGINI</i>	<i>YEDUGINI</i>	<i>YDAILYGINI</i>	<i>YMEDGINI</i>	<i>YEDUGINI</i>
<i>partratio</i>	-0.047** (0.022)	-0.005 (0.031)	-0.028 (0.024)	0.023 (0.022)	-0.087*** (0.026)	-0.071*** (0.023)
村庄控制变量	是	是	是	是	是	是
县区控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	否	否	否

(续表)

解释变量	双向固定效应			工具变量法		
	被解释变量			被解释变量		
	YDAILYGINI	YMEDGINI	YEDUGINI	YDAILYGINI	YMEDGINI	YEDUGINI
村庄固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值数	870	870	870	870	870	870
R ²	0.057	0.102	0.039	0.036	0.086	0.032

注：本文将标准误聚集在县区层面，括号内为标准误，*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著。

进一步，本文在个体层面进行了调节效应检验。本文将个人每年的消费（对数）作为被解释变量（年轻人各项消费记为YCON；年轻人日常消费记为YDAILYCON、医疗保健支出记为YMEDCON、教育支出记为YEDUCON），解释变量包括新农保参与情况 $part$ 、家庭人均收入 $income$ （对数），若年轻人在当年参与新农保缴费，则 $part$ 为1，否则为0。个体层面的控制变量为受教育年限、年龄、健康水平，家庭层面的控制变量为家庭人数、孩子人数、老年人数、是否有人住院，村庄层面的控制变量和县区层面的控制变量与上文相同。调节效应检验结果报告在了表8中。

可以看出，在中青年组中，YCON对 $part \times income$ 回归的系数显著为负，随着收入水平的提高，参与新农保的居民消费增加的百分比逐渐减小，这符合推论一；使用不同的被解释变量，如YDAILYCON和YEDUCON，结论一致。而YMEDCON对 $part \times income$ 回归，系数不显著的原因可能是：医疗保健需求收入弹性较小，年轻人在参与新农保后，随着预期收入的提升，在一定程度上会增加医疗保健消费，使得医疗保健消费不平等降低，但是当消费达到某一水平时，即使预期收入增加，个人也可能不会进一步增加消费。

表8 个人收入的调节效应

解释变量	YCON	YDAILYCON	YMEDCON	YEDUCON
$part$	0.401*** (0.148)	0.654*** (0.242)	0.120 (0.352)	1.367*** (0.450)
$income$	0.110*** (0.012)	0.191*** (0.023)	0.070** (0.035)	-0.003 (0.039)
$part \times income$	-0.045*** (0.016)	-0.070*** (0.026)	-0.016 (0.040)	-0.143*** (0.051)
个体控制变量	是	是	是	是
家庭控制变量	是	是	是	是

(续表)

解释变量	YCON	YDAILYCON	YMEDCON	YEDUCON
村庄控制变量	是	是	是	是
县区控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值数	24 581	24 581	24 581	24 581
R ²	0.276	0.066	0.072	0.019

注：本文将标准误聚集在村庄层面，括号内为标准误，*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著。

总体来看，回归结果说明新农保能够降低农村居民消费不平等的机制主要是：新农保推行后，低收入者消费提高的比例大于高收入者，同时，相比于高收入群体的消费不平等，中低收入群体的消费不平等降低程度更显著，因此整体消费不平等程度显著降低。

为了进一步排除新农保养老金可能对亲属间私人转移支付的潜在影响，本文在个体层面检验新农保对私人转移支付的影响。被解释变量为家庭从不同住的亲戚那里获得的经济帮助的人均对数值，解释变量依然是新农保参与情况 *part* 和 *recei*，控制变量包括上述个体（包括家庭人均收入对数）、家庭、村庄和县区层面的控制变量。回归结果如表9所示，可以看出，无论是双向固定效应模型还是工具变量法估计，如果中青年参与新农保缴费，亲戚对其的经济帮助并不会显著降低，因此个人终身收入将显著提高，进而提高当期消费水平。如果老年人领取新农保养老金，亲属对其的补贴也并不会显著降低，因此老年人的消费水平也将显著提升。上述结论均说明，新农保的推行所产生的效应，并没有对原有的私人转移支付形成挤出作用。

表9 新农保对亲友赠予的影响

解释变量	双向固定效应		工具变量法	
	中青年组	老年组	中青年组	老年组
<i>part</i>	0.009 (0.071)		0.286 (0.298)	
<i>recei</i>		0.081 (0.146)		-0.323 (0.484)
个体控制变量	是	是	是	是
家庭控制变量	是	是	是	是
村庄控制变量	是	是	是	是

(续表)

解释变量	双向固定效应		工具变量法	
	中青年组	老年组	中青年组	老年组
县区控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
个体固定效应	是	是	是	是
观测值数	24 540	6 699	24 464	6 665
R ²	0.035	0.030	0.032	0.026

注：本文将标准误聚集在村庄层面，括号内为标准误，*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著。

六、结 论

凭借“保基本、广覆盖、有弹性、可持续”的基本原则，新农保在2009年到2012年的三年里就覆盖全国所有县级行政区划。虽然新农保已经并入城乡居民养老保险，但是对其进行深入研究有助于理解社会养老保险的综合作用，为我国社会保障体系的完善提供指导建议。

实施新农保作为完善我国社会养老保险体系的一项重要举措，对于解决贫困问题、缩小消费差距、提高社会福利具有重要意义。本文研究了新农保对农村消费不平等的影响及其机制。本文首先基于两期世代交叠模型并引入社会养老保险，从理论上分析了消费不平等变化情况，之后使用中国家庭追踪调查(CFPS)数据进行了实证分析。研究发现，新农保能够显著降低农村的消费不平等程度，其原因在于：参与新农保以后，低收入家庭与高收入家庭相比，领取(或预期领取)的养老金数额占其收入的比例更大，从而消费增加的百分比更多，所以低收入家庭和高收入家庭之间的消费差距减小。进一步的分析表明，相比于缩小高收入家庭之间的消费差距，新农保对缩小低收入家庭之间消费差距的作用更大。

新农保的推行为解决农村居民养老问题提供了一条有效途径，对于全面建成小康社会具有重要的推动作用。而且，新农保的实施也有利于改善农村地区目前的收入分配状况，进而减小消费差距，提高社会总体福利水平。然而，从回归结果看，消费不平等降低的程度并不是很大，可能原因是目前新农保提供的保障水平较低，低收入居民由收入增加引致的消费增加较低，从而使得消费差距的缩小较缓慢。因此为了进一步降低消费不平等，一方面可以通过宣传教育等措施鼓励农村居民积极参保，另一方面可以通过适当提高养老金发放标准等措施提升保障水平，使广大农民进一步共享改革发展成果。

参考文献

- [1] Barrett, G. F., T. F. Crossley, and C. Worswick, "Demographic Trends and Consumption Inequality in Australia between 1975 and 1993", *Review of Income and Wealth*, 2000, 46 (4), 437-456.
- [2] Blundell, R., and I. Preston, "Consumption Inequality and Income Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113 (2), 603-640.
- [3] Chamon, M. D., and E. S. Prasad, "Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2 (1), 93-130.
- [4] 程杰, "养老保障的劳动供给效应", 《经济研究》, 2014年第10期, 第60—73页。
- [5] Diamond, P. A., and P. R. Orszag, "Saving Social Security", *Journal of Economic Perspectives*, 2005, 19 (2), 11-32.
- [6] Docquier, F., and O. Paddison, "Social Security Benefit Rules, Growth and Inequality", *Journal of Macroeconomics*, 2003, 25 (1), 47-71.
- [7] Feldstein, M., "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation", *Journal of Political Economy*, 1974, 82 (5), 905-926.
- [8] 高奥、龚六堂, "国有资本收入划拨养老保险、人力资本积累与经济增长", 《金融研究》, 2015年第1期, 第16—31页。
- [9] 高奥、谭娅、龚六堂, "国有资本收入划拨养老保险、社会福利与收入不平等", 《世界经济》, 2016年第1期, 第171—192页。
- [10] 高帆, "中国城乡消费差距的拐点判定及其增长效应", 《统计研究》, 2014年第12期, 第41—46页。
- [11] Gao, Z., and Z. Zeng, "Economic Development and Consumption Inequality: Evidence and Theory", Working Paper, Princeton University and Monash University, 2010.
- [12] 郭凯明、龚六堂, "社会保障、家庭养老与经济增长", 《金融研究》, 2012年第1期, 第78—90页。
- [13] Hubbard, R. G., and K. L. Judd, "Social Security and Individual Welfare: Precautionary Saving, Borrowing Constraints, and the Payroll Tax", *American Economic Review*, 1987, 77 (4), 630-644.
- [14] Hubbard, R. G., J. Skinner, and S. P. Zeldes, "Precautionary Saving and Social Insurance", *Journal of Political Economy*, 1995, 103 (2), 360-399.
- [15] Jappelli, T., and L. Pistaferri, "Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy?", *Review of Economic Dynamics*, 2010, 13 (1), 133-153.
- [16] Kaganovich, M., and I. Zilcha, "Pay-as-you-go or Funded Social Security? A General Equilibrium Comparison", *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2012, 36 (4), 455-467.
- [17] Krueger, D., and F. Perri, "Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory", *Review of Economic Studies*, 2006, 73 (1), 163-193.
- [18] 李实、朱梦冰, "中国经济转型40年中居民收入差距的变动", 《管理世界》, 2018年第12期, 第19—28页。
- [19] 李时宇、冯俊新, "城乡居民社会养老保险制度的经济效应——基于多阶段世代交叠模型的模拟分析", 《经济评论》, 2014年第3期, 第3—15页。
- [20] 林毅夫、陈斌开, "重工业优先发展战略与城乡消费不平等——来自中国的证据", 《浙江社会科学》, 2009年第4期, 第10—16+125页。

- [21] 马光荣、周广肃, “新型农村养老保险对家庭储蓄的影响: 基于 CFPS 数据的研究”, 《经济研究》, 2014 年第 11 期, 第 116—129 页。
- [22] 马双、孟宪芮、甘犁, “养老保险企业缴费对员工工资、就业的影响分析”, 《经济学》(季刊), 2014 年第 13 卷第 3 期, 第 969—1000 页。
- [23] Meng, X., “Unemployment, Consumption Smoothing, and Precautionary Saving in Urban China”, *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31 (3), 465-485.
- [24] Meyer, B. D., and J. X. Sullivan, “Consumption and Income Inequality in the US Since the 1960s”, University of Chicago manuscript, 2010.
- [25] 曲兆鹏、赵忠, “老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响”, 《经济研究》, 2008 年第 12 期, 第 85—99+149 页。
- [26] 石阳、王满仓, “现收现付制养老保险对储蓄的影响——基于中国面板数据的实证研究”, 《数量经济技术经济研究》, 2010 年第 3 期, 第 96—106 页。
- [27] Sinn, H., “Why a Funded Pension System Is Needed and Why It Is Not Needed”, *International Tax and Public Finance*, 2000, 7 (4-5), 389-410.
- [28] 徐敏、姜勇, “中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?”, 《数量经济技术经济研究》, 2015 年第 3 期, 第 3—21 页。
- [29] 张川川、陈斌开, “‘社会养老’能否替代‘家庭养老’? ——来自中国新型农村社会养老保险的证据”, 《经济研究》, 2014 年第 11 期, 第 102—115 页。
- [30] 周广肃、李力行, “养老保险是否促进了农村创业”, 《世界经济》, 2016 年第 11 期, 第 172—192 页。
- [31] 周广肃、李沙浪, “消费不平等会引发社会信任危机吗?”, 《浙江社会科学》, 2016 年第 7 期, 第 11—21+53+155 页。
- [32] 宗庆庆、刘冲、周亚虹, “社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查 (CHFS) 的证据”, 《金融研究》, 2015 年第 10 期, 第 99—114 页。

The Impact of New Rural Pension Program on Expenditure Inequality

GUANGSU ZHOU

(Renmin University of China)

XUANYI ZHANG

(Tsinghua University)

SHEN JIA

(Development Research Center of the State Council)

CHUANCHUAN ZHANG*

(Central University of Finance and Economics)

Abstract we establish an OLG model and use China Family Panel Studies (CFPS) data to study the impact of New Rural Pension Program on the rural consumption inequality. We find that New Rural Pension Program can effectively reduce the rural consumption inequality. Compared with middle- and high-income families, it has a more obvious effect on reducing the consumption gap between low- and middle-income families. New Rural Pension Program can not only guarantee the life of the rural elderly, but also play an important role in narrowing the consumption gap and improving the fairness of the whole social distribution.

Key Words endowment insurance, new rural pension program, expenditure inequality

JEL Classification D31, D63, I38

* Corresponding Author: Xuanyi Zhang, PBC School of Finance, Tsinghua University, No. 43 Chengfu Road, Haidian Dist., Beijing, 100083, China; Tel: 86-19801201895; E-mail: zhangxy.18@pbcfs.tsinghua.edu.cn.