

消费保险视角下农村扶贫政策的福利效应分析

王 貂， 徐 舒， 杨汝岱

[摘要] 消费保险能力作为连接收入和消费的纽带，是衡量家庭福利至关重要的指标。本文测算了1986—2017年中国农村家庭收入风险和消费风险的动态变化，以及家庭对不同类型收入风险的消费保险能力；基于1994年和2012年两个重要政策节点，考察了国家级贫困县政策能否提高农村家庭的抗风险能力，以及精准扶贫战略的实施是否强化了该政策效果。研究表明，中国农村家庭整体上能够分别平滑8.35%的持久性收入冲击和85.43%的暂时性收入冲击。同时，国家级贫困县政策的实施能够提高贫困县农村家庭对持久性收入冲击的消费保险能力，精准扶贫战略进一步提升了该政策效果。异质性分析发现，政策效果主要集中在低收入家庭和低教育程度家庭，并通过增加当地非农劳动供给增强农村家庭对收入风险的缓冲能力。本文还从收入增长、收入风险和消费保险三个方面分解量化了扶贫政策对家庭的福利效应。结果显示，国家级贫困县政策使贫困县农村家庭总福利增加了3.58%—5.81%，并且消费保险能力的改善是政策增加福利的主要作用渠道，收入增长效应作用并不明显。本文的研究为从理论上刻画中国家庭的消费行为提供了重要的实证依据，也为实施更具针对性的扶贫政策提供了理论和实证支撑，对建立解决相对贫困长效机制具有启示意义。

[关键词] 国家级贫困县；收入风险；消费保险能力；精准扶贫

[中图分类号]F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)02-0061-19

一、引言

党的十八大以来，政府以超常规的力度推进扶贫攻坚工作，中国的反贫困事业取得巨大成就。现行标准下农村全部贫困人口实现脱贫、贫困县全部摘帽以及解决区域性整体贫困的目标在2020年如期实现。但是，绝对贫困的解决并不意味着扶贫工作的结束。贫困人口集中分布的贫困地区产业短板明显、基础设施薄弱和公共服务均等化程度低等问题依然没有从根本上得到解决。提高相对贫困人口的抗风险能力、避免返贫、保证贫困地区的长期发展仍是相对贫困阶段扶贫战略的重点工作。

中国长期以来坚持开发式扶贫方针，以扶贫开发推动区域发展，以区域发展带动扶贫开发，将促进贫困地区的发展作为解决贫困的根本途径。其中，国家级贫困县政策一直是扶贫开发的核心政

[收稿日期] 2020-06-11

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“社保缴费基数跨期收入配置功能、收入分配效应与社会福利效果研究”(批准号71773095)。

[作者简介] 王貂，西南财经大学经济学院博士研究生；徐舒，西南财经大学经济学院教授，博士生导师，经济学博士；杨汝岱，北京大学经济学院副教授，博士生导师，经济学博士；通讯作者：徐舒，电子邮箱：xushu@swufe.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

策,国家级贫困县也是各种扶贫项目的重要落实对象。中国于1994年设立了592个国家级贫困县,并以扶贫开发为指导方针,首次开展有组织、有计划、大规模的扶贫工作。中央财政和信贷等扶贫资金和扶贫重点项目均向国家级贫困县倾斜。由于贫困空间和贫困人口并非完全耦合,县域瞄准的财政扶贫项目结构不尽合理,减弱了扶贫政策的针对性和有效性(刘明慧和侯雅楠,2017)。同时,扶贫项目实施过程中存在瞄准偏差,使其主要受益者可能是贫困地区相对富裕的农户(张伟宾和汪三贵,2013)。2012年以后,中国进入精准扶贫政策和区域扶贫开发政策融合的新阶段,逐步确定了精准扶贫和精准脱贫的基本方略,制定和颁布了一系列精准扶贫政策。尤其是对国家级贫困县的扶贫政策,从“大水漫灌”转向“精准滴灌”,着力解决过往开发式扶贫中的痛点和难点。那么,精准扶贫方略的实施是否进一步增强了国家级贫困县扶贫政策的效果呢?对该问题的回答既是对精准扶贫这一重要方针实施效果的直接评估,也对相对贫困阶段扶贫政策的制定具有重要启示意义。

现有文献在考察扶贫政策效果时重点关注贫困家庭收入和消费的改善(Meng,2013;张川川等,2015),但是忽略了二者变化趋势的内在联系。消费保险(Partial Insurance)作为连接收入和消费的纽带,衡量了收入风险传导到消费风险的程度,既是二者内在联系的测度,也反映了家庭抵抗收入风险的能力,是度量家庭福利至关重要的指标^①。在生命周期框架下,个体的福利水平是各时期消费带来的效用之和。给定收入水平,各时期消费波动越小(即对收入风险的消费保险能力越强),每期的消费边际效用就越接近,个体在生命周期的整体福利相应越高。基于该理论逻辑,本文在福利分析的框架下,从收入增长效应、收入风险效应和消费保险效应三个方面分解了国家级贫困县政策对家庭总福利的影响,考察了扶贫政策产生作用的经济机制。

了解收入冲击的消费保险能力还具有重要的政策意义。长效治理相对贫困的关键在于预防返贫问题,因此提高农村贫困家庭对收入风险的抵抗能力尤为重要。由于存在流动性约束、预防性储蓄动机以及道德风险等现实情况,个体很难平滑失业、疾病等负收入冲击对消费的影响。尤其低收入家庭往往面临更大的收入风险,并且由于缺少有效的风险缓冲途径,对收入冲击的消费保险能力更差,极有可能陷入“贫困陷阱”(Islam and Maitra,2012)。长期看,如果脱贫家庭的消费保险能力较差,将可能造成因病因灾返贫现象。尽管现行标准下的贫困人口已经全部脱贫,但是脱贫家庭仍然非常脆弱,处于相对贫困的家庭返贫概率较大(黄薇,2019)。因此,探究扶贫政策对贫困县家庭抗风险能力的影响和可能渠道,对阻断返贫和建立解决相对贫困的长效机制提供了方向。

基于上述逻辑,本文首先测算了1986—2017年中国农村家庭的收入风险和消费风险变化情况,并从整体上估计了不同类型收入风险对应的消费保险参数,揭示了农村家庭消费行为的重要特征事实。在样本期间内,农村家庭的持久性收入风险均值为0.04,暂时性收入风险的均值为0.08,表明家庭主要面临的是暂时性收入风险。同时,农村家庭约能平滑8.35%的持久性收入冲击和85.43%的暂时性收入冲击。这与持久性收入假说(PIH)基本一致,影响消费决策的主要是持久性收入冲击,而非暂时性收入冲击。在此基础上,本文进一步考察了政府和私人转移支付对农村家庭消费保险能力的影响,结果表明转移支付并没有显著提高农村家庭消费保险能力。

为有效识别国家级贫困县政策对农村家庭消费保险能力的影响,本文拓展了Blundell et al.(2008)的模型(简称BPP模型),创新性地将双重差分框架引入BPP模型;并依据1994年和2012年两个重要政策节点,考察了国家级贫困县政策的长期效果,评估了精准扶贫战略对贫困家庭消费

① 笔者将文献中Partial Insurance这一特定称谓译为“消费保险能力”,这更符合消费文献的习惯(甘犁等,2007;赵绍阳,2010)。也有文献将其称为“消费平滑能力”和“部分保险”(郜秀军等,2008;寇恩惠和侯和宏,2015)。

保险能力影响。估计结果显示,1995—2011年,扶贫政策使贫困县农村家庭对持久性收入冲击的消费保险能力增加了17.76%;2012—2017年,随着扶贫攻坚的深入和精准扶贫战略的实施,贫困县农村家庭对持久性收入冲击的消费保险能力相对1994年前提高了21.91%。异质性分析发现,在抵御持久性收入冲击上,不同时期低收入家庭的消费保险能力分别提高了25.93%和38.69%,低教育程度家庭的消费保险能力分别增加了31.04%和38.43%,没有外出务工家庭的消费保险能力分别增加了26.10%和23.12%。这表明扶贫政策效果主要集中在收入水平较低和人力资本较低的家庭,精准扶贫战略实施进一步加强了瞄准精度和政策效果,并且通过增加当地非农劳动供给提高了贫困县家庭的消费保险能力。进一步的福利分解结果表明,国家级贫困县政策使贫困县农村家庭总福利增加了3.58%—5.81%,消费保险效应是主要作用渠道,收入增长效应和降低收入风险作用并不明显。

本文的贡献主要体现在如下三个方面:①系统估计了中国农村不同类型收入冲击的动态变化情况和对应的消费保险参数,这既有助于认识当前中国农村家庭面临的收入风险,也为从理论上深入刻画中国农村家庭的消费行为提供了重要的实证依据;②从家庭对收入风险抵抗能力的角度考察扶贫政策的效果,丰富了估计扶贫政策的视角,为扶贫政策提供了实证支撑;③在福利分析的理论框架中,从收入增长效应、收入风险效应和消费保险效应等方面估计了国家级贫困县政策总福利效应以及作用渠道;④在实证方法上,利用数据结构优势,在BPP模型的基础上嵌入DID框架,扩展了BPP模型在政策评估中的应用。

余下部分结构如下:第二部分是相关文献综述,第三部分介绍国家级贫困县政策的实施背景,第四部分给出计量模型设定与参数估计方法,第五部分描述数据并进行描述统计,第六部分估计中国农村的收入风险水平和消费保险系数,第七部分评估了国家级贫困县政策对消费保险的效应并做异质性分析,第八部分估算扶贫政策的福利效应,第九部分总结全文。

二、文献综述

本文的研究主要与消费保险和扶贫政策效果评估这两类文献密切相关。本文的分析框架是对消费保险文献的拓展。Friedman(1957)提出了PIH,但是无论宏观数据还是微观数据都表明,PIH和现实情况存在背离。由于存在流动性约束、预防性储蓄动机以及道德风险等现实情况,消费者难以完全平滑持久性收入冲击(Attanasio and Pavnio,2007;Etheridge,2015);并且除储蓄外,消费者还能通过风险共担、劳动供给等其他缓冲机制平滑暂时性收入冲击(Heathcote et al.,2014)。由于数据限制的原因,大量实证研究利用外生的收入冲击估计消费者对收入冲击的消费保险能力(Browning and Crossly,2001;Gertler and Gruber,2002)。另一支文献通过对收入过程的统计假设,使用协方差矩条件刻画收入和消费的联动特征,从而准确估计消费保险参数(Blundell et al.,2008)。Jappelli and Pistaferri(2011)首次使用矩估计方法考察了欧盟货币一体化对消费平滑参数的影响。Santaella-Llopis and Zheng(2018)基于1989—2009年CHNS收入和食品消费数据测算了收入冲击的消费保险参数,这是目前唯一利用矩估计方法量化中国消费保险参数的研究。立足中国现实,考察家庭对收入风险的消费保险能力的文献仍然比较缺乏。量化中国农村家庭的收入风险以及估计对应的消费保险参数,对深入理解中国农村家庭的消费行为具有重要作用。

本文的研究也是对扶贫政策效果评估文献的补充。国外文献对扶贫政策的研究主要集中在评估政府转移支付项目实施效果上,如巴西的家庭津贴计划(Bolsa Familia)和墨西哥的机会计划(PROGRESA)(Schultz,2004;Gertler,2004;Angelucci and De Giorgi,2009)。探究中国扶贫政策的实证研究从不同角度考察了政策实施效果。基于宏观数据的研究发现,中国的扶贫开发政策能够推

动地区经济发展,增加家庭收入和减少贫困发生率(Meng,2013;黄志平,2018;马光荣等,2016)。基于微观数据的研究从更全面的视角考察了各扶贫项目的效果,研究表明政府公共转移支付能够减少家庭收入贫困和缓解多维贫困(樊丽明和解垚,2014;陈国强等,2018);义务教育工程能够提高受益群体的受教育年限(汪德华等,2019);养老保险和医疗保险等政府兜底政策,对预防因病致贫和因灾致贫有重要作用(黄薇,2019),并能增加消费和劳动力供给(张川川等,2015)。

已有文献已经从多角度评估了不同扶贫政策的实施效果,但尚未有文献将收入与消费放在统一的框架下,从消费保险角度综合评估扶贫政策对两者的交互动态效果。从这个角度看,本文的研究丰富了既有扶贫政策评估文献的研究内容。

三、政策背景

中国反贫困事业取得的巨大成就与各时期扶贫政策的实施紧密相关。由于贫困人口主要集中在自然条件恶劣、基础设施薄弱和产业发展滞后的贫困地区,政府制定一系列综合扶贫政策对贫困地区进行开发扶持,以县为单位分配扶贫资金和实施扶贫项目是中国扶贫开发政策的重要特征。尽管不同时期贫困特征有所变化,扶贫开发政策的重心和扶持方式也在不断发展创新,但是国家级贫困县始终是公共财政和扶贫项目资源倾斜的重点。依据1992年县农村人均纯收入,国务院扶贫开发领导小组办公室在1994年重新设立了592个国家级贫困县。《国家八七扶贫攻坚计划(1994—2000年)》要求中央的财政、信贷和以工代赈等扶贫资金集中投放在国家重点扶持的贫困县。该计划的实施标志着中国进入扶贫攻坚阶段,由“输血式”转向“造血式”扶贫开发。

国家级贫困县主要分布在自然条件脆弱的山区,产业结构单一,农业收入为家庭主要收入来源,因而家庭面临较大收入风险。同时,由于贫困县农村金融市场尚不完善,农村贫困家庭面临较大的信贷约束,当遭遇负收入冲击时,贫困家庭往往选择出售生产资料换取现金,以满足最低生活需求。长期而言,这阻碍了贫困家庭的生产资料积累和发展,导致贫困地区脱贫难和返贫现象严重。信贷和家庭劳动供给是缓解收入冲击的重要机制,对收入冲击的消费保险和风险共担有重要影响(Heathcote et al.,2014;Blundell et al.,2016)。国家级贫困县的相关扶贫开发项目一定程度上缓解了农村贫困家庭面临的信贷约束,并促进了家庭劳动供给。自1994年以来,中央银行和地区商业银行、政策性银行依据信贷优惠政策为贫困县企业和农户的生产活动提供非消费的贴息贷款和小额信贷。这在一定程度上缓解了贫困地区家庭的信贷约束,提高了其抵御收入风险的能力。在劳动力需求方面,以工代赈、产业扶贫等扶贫项目为贫困地区创造了就业岗位。在劳动力供给方面,以“义务教育工程”为代表的公共基础教育资源向贫困县倾斜,以“雨露计划”和“东西协作”为代表的劳动力技术培训和就业促进等扶贫项目,提高了贫困县家庭人力资本水平并提供了更多就业机会。

国家级贫困县政策的推进极大地解决了区域性贫困问题,但随着贫困人口分布逐渐分散和扶贫目标的提高,这种“粗放式”的扶贫开发政策难以适应贫困地区和贫困人口发展要求。2012年后,扶贫工作进入精准扶贫和区域开发融合的新阶段。此阶段针对国家级贫困县的扶贫政策由“漫灌粗放”的扶贫开发方式逐渐转向“精准滴灌”,提倡因地因户制宜精准施策。精准扶贫的实施使国家级贫困县内部扶贫项目和资金安排更加合理,贫困人口识别和扶持更加精准,这进一步提高了减贫效率和推动了区域发展。

四、实证模型设定

本文的实证模型建立在Blundell et al.(2008)的基础上,并基于更优质的数据结构进行了扩

展。具体而言,利用国家级贫困县政策这一外生冲击,在BPP框架下引入了双重差分的识别策略,在估计中国农村家庭的收入风险和相应的消费保险参数同时,检验了国家级贫困县政策以及精准扶贫方略的实施能否提高贫困县农村家庭的消费保险能力。

1. 收入过程

与现有文献一致,本文假定家庭收入方程分为两个部分:可预期收入和不可预期的收入(Blundell et al.,2008)。可预期收入为 $E(\ln Y_{i,t}|Z_{i,t})$,其中, $Z_{i,t}$ 是影响家庭收入的可观测变量,包括家庭人口特征,家庭人均生产性固定资产和人力资本相关变量等。同时,回归模型中允许这些变量的系数是时变的:

$$\ln Y_{i,t} = Z'_{i,t} \beta_t + a_i + p_{i,t} + v_{i,t} \quad (1)$$

其中, a_i 是家庭的固定效应。本文假设家庭不可预测的收入部分即收入的残差是外生的,由 $p_{i,t}$ 和 $v_{i,t}$ 两个部分组成。其中, $p_{i,t}$ 表示持久性收入部分, $v_{i,t}$ 表示暂时性收入部分, $p_{i,t}$ 和 $v_{i,t}$ 不相关。持久性收入冲击在时间上高度持续,比如健康条件恶化、农业技术提升、失业等造成收入的持续性变化;而暂时性收入冲击主要指如农产品价格波动、补贴等收入的暂时性变化。PIH表明消费对持久性收入冲击和暂时性收入冲击反应并不相同,因此正确识别两种收入冲击尤为重要。

Meghir and Pistaferri(2004)、Blundell et al.(2008)使用PSID数据检验发现,不可预期的收入增长的三阶及更高阶的自相关系数不能拒绝等于0的原假设,因此,在模型设定中假设持久性收入 $p_{i,t}$ 服从单位根过程,同时假定暂时性收入 $v_{i,t}$ 服从MA(1)或MA(2)过程。在本文使用的农村固定观察点数据中,检验结果表明,农村家庭收入数据存在高阶自相关^①。为了使模型更加贴合数据结构,本文假设 $p_{i,t}$ 服从AR(1)过程,如式(2)所示, ρ 衡量的是持久性收入部分持续的强度, $\zeta_{i,t}$ 是序列不相关的随机项,表示家庭 i 在 t 时期面临的持久性收入冲击:

$$p_{i,t} = \rho p_{i,t-1} + \zeta_{i,t}, \quad \zeta_{i,t} \sim i.i.d.(0, \sigma_\zeta^2) \quad (2)$$

收入方程中的暂时性收入 $v_{i,t}$ 服从MA(1)过程^②。如式(3)所示, $\varepsilon_{i,t}$ 表示家庭 i 在 t 时期面临的暂时性收入冲击, $\varepsilon_{i,t}$ 是序列不相关的白噪声过程,并且与持久性收入冲击 $\zeta_{i,t}$ 相互独立:

$$v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} + \theta \varepsilon_{i,t-1}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3)$$

2. 收入增长与消费增长

结合式(1)和式(2),不可预期的收入增长 $\Delta y_{i,t}$ ^③可以表示为:

$$\Delta y_{i,t} = (\rho - 1)p_{i,t-1} + \zeta_{i,t} + \Delta v_{i,t} \quad (4)$$

根据Blundell et al.(2008)的理论推导,不可预期的消费增长 $\Delta c_{i,t}$ 可以表示为:

$$\Delta c_{i,t} = \phi \zeta_{i,t} + \psi \varepsilon_{i,t} + \xi_{i,t}, \quad \xi_{i,t} \sim i.i.d.(0, \sigma_\xi^2) \quad (5)$$

其中,持久性收入冲击 $\zeta_{i,t}$ 对消费增长的影响系数为 ϕ ,暂时性收入冲击 $\varepsilon_{i,t}$ 对消费增长的影响系数为 ψ 。 ϕ 和 ψ 被称作消费保险参数或部分保险参数, ϕ 和 ψ 越小,表明持久性收入冲击和暂时

① 对收入增长过程自相关阶数的检验详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 感谢匿名评审专家指出需要进行模型设定的检验,模型设定的讨论和检验详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 不能被解释的收入 $y_{i,t}$ 和消费 $c_{i,t}$ 分别是收入方程和消费方程回归的残差。具体回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

性收入冲击传导到消费的程度越小,家庭对收入冲击的消费保险的能力越高。 $\xi_{i,t}$ 是除收入冲击外影响消费增长的随机项,包括消费的测量误差和家庭消费偏好等。

3. 双重差分设定

本文关注国家级贫困县政策是否能够提高贫困县农村家庭对收入冲击的消费保险能力。政策于1994年实行,对贫困县划分的主要依据是1992年农村人均纯收入,与其他的经济性指标关系不强。根据规则,1992年人均纯收入小于400元的县被划分为国家级贫困县;1992年人均纯收入低于700元且为老国贫县^①的县也被纳入了国家级贫困县。上述划分规则可以认为是外生的,这在诸多文献中已经有所论述(Meng, 2013; 徐舒等, 2020)。为了最大程度保证国家级贫困县政策的外生性,本文在收入方程和消费方程回归中控制了1992年的农村人均纯收入,以及该变量与时间的交互项。在控制了这一系列变量后,是否是国家级贫困县这一政策可以被认为是外生的^②。由于持久性收入冲击 ζ_i 和暂时性收入冲击 v_i 无法从数据中直接观测到,难以通过线性DID回归的方式得到本文的关注参数。因此,本文在BPP模型中引入双重差分的分析框架。这等价于将式(5)扩展为:

$$\Delta c_{i,t} = (\phi + \phi_j^T T_j + \phi_D D + \phi_j^{DD} T_j \times D) \zeta_{i,t} + (\psi + \psi_j^T T_j + \psi_D D + \psi_j^{DD} T_j \times D) \varepsilon_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (6)$$

其中, D 表示特定样本是否为国家级贫困县的虚拟变量,若是贫困县家庭样本则取值为1,否则取值为0; T 表示政策时间的虚拟变量,在这里关注1994年和2012年两个重要的政策节点,下角标 $j=\{1,2\}$ 分别表示1994—2011年和2012年后两个政策时期。 T_j 和 D 交互项的参数 ϕ_j^{DD} 和 ψ_j^{DD} 是关注参数,分别表示不同时期扶贫政策对贫困县农村家庭持久性收入冲击和暂时性收入冲击的消费保险能力的影响。当参数估计值为负的时候,表明收入变化传导到消费变化的程度降低,即提高了贫困县农村家庭对收入冲击的消费保险能力。

4. 参数估计

与BPP文章一致,本文采用对角最优权重最小距离法(DWMD)估计^③。本文主要关注的参数包括:①持久性收入冲击的方差 $\sigma_{\zeta,i}^2$;②暂时性收入冲击的方差 $\sigma_{v,i}^2$;③持久性收入冲击和暂时性收入冲击的消费保险参数 $\{\phi, \psi\}$;④扶贫政策对贫困县消费保险DID参数 $\{\phi_j^{DD}, \psi_j^{DD}\}$ 。在估计中,本文允许收入冲击的方差 $\sigma_{\zeta,i}^2$ 和 $\sigma_{v,i}^2$ 具有时变性。

五、数据与描述性统计

1. 数据

消费保险参数的估计对数据质量要求非常高,需要收入和消费的长面板数据。农村固定观察点数据具有完整的家庭收入和消费详细信息,细致的消费条目既减少了数据处理中消费的测量误差,也避免了Blundell et al.(2008)用美国CEX数据和PSID数据插值构建收入和消费面板数据引致的插值误差。农村固定观察点调查由中央政策研究室和原农业部共同领导,从1986年开始实施,从农村选取代表性农户每年进行跟踪调查,除1992年与1994年以外,截至2017年底共包括29期面板数据。农村固定观察点数据具有两个优势:一是长时间面板数据结构,尽管样本期间内有所调整,

① 1985年农村人均纯收入小于150元的县被划为贫困县,称为老国贫县。

② 双重差分设定还需要满足平行趋势假设,详细的讨论和检验参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 具体参数估计的矩条件构造及其函数形式参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

但是总体样本结构相对稳定。较长的数据时间跨度使得准确估计中国农村家庭对收入冲击的消费保险参数和扶贫政策的长期效果成为可能。二是数据覆盖范围广,样本量大且有代表性。本文使用的数据包括 1986—2013 年全样本和 2014—2017 年 30%代表性抽样样本数据。

估计消费保险参数,一个重要前提是明确收入和消费的定义。本文使用家庭非耐用品消费作为衡量家庭消费的指标。本文定义非耐用品消费为家庭生活消费总支出减去耐用品支出、保险支出和住房支出。农村固定观察点数据还涵盖了丰富的收入信息,本文使用的家庭纯收入包括扣除了税收、各类转移支付和经营费用后的农业收入和非农收入。政府转移支付收入包括政府对家庭的各种救济、救灾、抚恤金和生产资料补贴等。与低保等政府救助金相比,这里定义的政府转移支付更加倾向于是政府对家庭的暂时性收入保障。另外,数据中还记录了私人转移支付(亲友赠送收入)的信息。为探究政府和私人转移支付在家庭消费保险中的作用,本文使用 3 个收入口径分别估计消费保险参数:①家庭纯收入;②家庭纯收入加上政府转移支付;③家庭可支配收入,即家庭纯收入加上政府和私人转移支付^①。

本文主要关注的是国家级贫困县扶贫开发政策对农村贫困县家庭消费保险能力的影响。由于国家级贫困县名单在 2001 年、2012 年和 2015 年有所变动,为了保持估计的一致性,本文删除了样本县中 2001 年、2012 年和 2015 年新进入和退出的 43 个贫困县。在个体样本处理上,本文删除了户主年龄在 20 岁以下的样本,剔除了家庭收入和非耐用品消费等相关变量的缺失值,并删除了家庭收入和家庭非耐用品消费上下 1%的极端值。同时,本文还对收入方程中包括家庭人口特征,人均生产性固定资本等控制变量的异常值进行处理。家庭纯收入和消费相关变量均使用省级农村 CPI 平减到 1986 年。最后,由于参数识别至少需要家庭连续 5 期数据,本文剔除了样本期间内连续出现次数少于 5 期的家庭^②。

2. 描述性统计

(1)收入与消费不平等的时序变化。图 1 报告了 1986—2017 年农村家庭对数收入的方差与对数消费方差的时序变化。从图 1 可以看到,样本期间内中国农村收入不平等程度总体呈波动上升趋势,家庭对数收入的方差从 0.50 增加到 0.65,表明不平等程度增加了约 30%。这与同时期农村历经经济转型、乡镇企业发展不平衡、户籍制度,以及农村税费负担等因素密切相关(李实和朱梦冰,2018)。与此同时,农村消费不平等从 1986 年的 0.27 上升到 2017 年的 0.57,消费不平等增加了 1.11 倍,消费不平等增长速度大于收入不平等增长速度。农村消费不平等变化趋势与收入不平等一致,但总体上小于同时期收入不平等程度。这表明农村收入不平等没有完全传递到消费不平等,即在中国农村存在消费保险的机制。

(2)贫困县与非贫困县的消费保险程度。消费保险实际上衡量的是收入风险传导到消费风险的程度。现有文献分别使用收入增长率的方差 $var(\Delta y_{i,t})$ 和消费增长率的方差 $var(\Delta c_{i,t})$ 衡量家庭潜在的收入风险与消费风险情况。收入风险减去消费风险的差值可以初步测量收入风险传递到消费风险的程度,差值越小表明收入风险越容易传导到家庭消费上,即消费保险能力越低。贫困县和非贫困县的收入与消费风险差值的时间趋势如图 2 所示。可以看到,不论是贫困县还是非贫困县,收入风险与消费风险的差值总体上呈现下降趋势。这意味着 1987—2017 年农村家庭的消费保险能力在下降。可能的原因是:20 世纪 80 年代经济体制改革前,在集体经济和统购统销制度下,农村家庭面

① 本文也讨论了食品支出作为消费口径的消费保险估计结果,详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 根据 Meghir and Pistaferri(2004)的分析,识别 $MA(q)$ 过程的暂时性收入冲击,至少需要 $T=4+q$ 期数据。

临的收入风险非常小并且基本能够完全平滑收入风险。随着中国经济转型和制度改革,在经济高速发展的同时,家庭面临的收入风险随之增加。在农村,家庭承包责任制实施和市场经济发展,农村家庭成为承担收入风险的独立主体,农产品市场化以及土地承包制度的不稳定性增加了收入风险(孙文凯和白重恩,2008;李实和朱梦冰,2018)。以乡镇企业为载体的非农就业和农村劳动力跨地区流动使非农收入逐渐也成为农村家庭重要的收入来源,农村家庭还需面对额外的劳动力市场收入风险(骆永民等,2020)。与此同时,农村家庭仍缺乏有效的收入风险分担机制,农户信贷的信息不对称和交易成本降低了农户信贷可得性,金融市场化反而抑制了农村信贷供给(汪昌云等,2014)。

对比消费保险程度在贫困县和非贫困县的差异可以看到,1994 年国家级贫困县政策实施前,与非贫困县相比,贫困县收入风险与消费风险的差值总体略高,但是差异不明显;1995—2017 年,贫困县收入风险与消费风险的差值一直显著高于非贫困县,即在贫困县收入风险传导到消费风险的程度更小。这表明国家级贫困县政策的实施可能增加了贫困县农村家庭抵御收入风险的消费保险能力,并且扶贫政策对农村家庭的抗风险能力有持续影响。

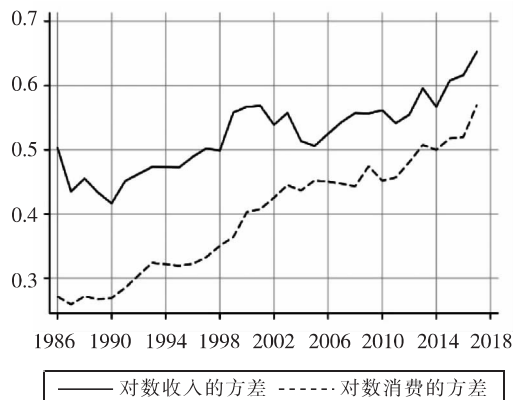


图 1 农村收入不平等与消费不平等

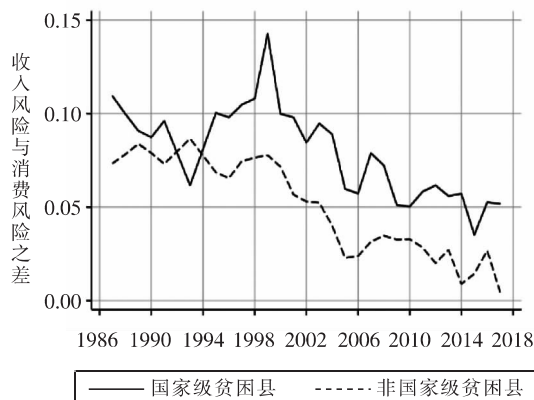


图 2 收入风险与消费风险的差值

六、中国农村收入与消费风险的特征事实估计

基于前文模型设定的式(2)—式(5),这里展示农村家庭时变的收入风险参数 $\{\sigma_{\xi,t}^2, \sigma_{v,t}^2\}$,以及样本期间内家庭平均消费保险参数 $\{\varphi, \psi\}$ 的估计结果。这一方面有助于揭示中国农村家庭收入风险变化和消费保险程度的特征事实,另一方面也可以通过与实际数据的对比,评估本文模型对现实数据的拟合优度,^①从而为后续考察国家级贫困县政策对家庭消费保险的影响奠定基础。

1. 收入冲击的时序变化

持久性收入冲击的方差 $\sigma_{\xi,t}^2$ 和暂时性收入冲击的方差 $\sigma_{v,t}^2$ 衡量了中国农村家庭面临的不同类型收入风险。本文使用 DWMD 方法估计了 $\sigma_{\xi,t}^2$ 和 $\sigma_{v,t}^2$ 在 1989—2015 年间的动态变化^②。如图 3 所

^① 模型对数据的拟合情况详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

^② 由于估计 σ_{ξ}^2 需要 $t=4$ 数据;估计 σ_v^2 需要 $t=2$ 期数据,所以 1987 年和 1988 年的 σ_{ξ}^2 缺失,2016 年和 2017 年 $\sigma_{\xi}^2, \sigma_v^2$ 缺失。

示,1989—2015年 $\sigma_{\xi,t}^2$ 均值为0.04,并且在0.03—0.07间波动,这表明农村持久性收入风险的波动较大。同一时期 $\sigma_{v,t}^2$ 的均值为0.08,并从1987年的0.06增长到1993年的0.11,但在此后呈现一定的下降趋势。与之相比,Santaella-Llopis and Zheng (2018)利用1989—2009年CHNS数据的估计表明,中国农村家庭持久性收入冲击的方差从1997年前的0.05上升到1997年后的0.09,暂时性收入冲击的方差从0.20上升到0.27;城镇家庭持久性收入冲击的方差从1997年前的0.09上升到1997年后的0.12,暂时性收入冲击的方差从0.39上升到0.45。徐舒(2010)利用

1989—2006年CHNS数据对中国居民收入冲击分解和估计表明,在此期间中国劳动者的持久性收入冲击的方差为0.24,暂时性收入冲击的方差为0.37。由于CHNS的数据时间维度以及观测样本收入口径不同等原因,使用CHNS数据估计的收入冲击的方差均高于本文使用农村固定观察点数据估计的收入方差。但是以上文献均表明,在中国不论是农村还是城镇,家庭主要面临的是暂时性收入风险。

2. 总体消费保险参数的估计

在评估国家级贫困县政策对农村家庭消费保险能力的影响前,本文估计了农村家庭对不同类型收入冲击的消费保险情况。这有助于对中国农村的消费保险参数的取值范围有一个直观认识,也便于将本文的估计结果和现有文献进行比较。

表1列出了不同收入定义下消费保险参数的估计结果。表中第(1)列是用扣除税收和转移支付后家庭纯收入与家庭非耐用品消费估计的结果。可以看到,持久性收入冲击的消费保险参数 ϕ 为0.9165,即仅有约8.35%的持久性收入冲击能够被家庭平滑。暂时性收入冲击的消费保险参数 ψ 为0.1457,表明仅有14.57%的冲击会传导到家庭消费,即家庭几乎能完全平滑暂时性收入冲击。Blundell et al.(2008)估计的美国居民对持久性收入冲击的消费保险参数为0.6420,暂时性收入冲击的消费保险参数为0.0530;Jappelli and Pistaferri(2011)估计1980—2006年意大利家庭对持久性收入冲击的消费保险参数为0.9890,对暂时性收入冲击的消费保险参数为0.2820。本文的估计结果与国外文献基本一致,消费者很难平滑持久性收入冲击对消费的影响而暂时性收入冲击则对消费几乎没有影响。

表1第(2)列考虑了政府对家庭的转移支付对消费保险参数的影响。与Blundell et al.(2008)估计的美国转移支付和税收再分配系统能够增加居民对收入冲击的消费保险能力不同,在加入政府转移支付收入后,本文估计得到持久性收入冲击的消费保险参数 ϕ 为0.9394,与不考虑政府直接转移支付的家庭纯收入相比增加了2.30%,暂时性收入冲击的消费保险参数 ψ 为0.1501。上述结果表明政府转移支付并没有提高农村家庭对收入冲击的消费保险能力。该结论与现有基于中国数据的研究较为一致。寇恩惠和侯和宏(2015)也发现财政转移支付对农户的消费保险程度影响甚微,李

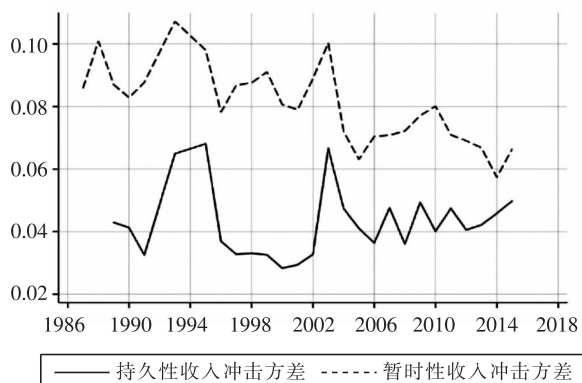


图3 持久性收入冲击与暂时性收入冲击的方差

注:持久性收入冲击方差 σ_{ξ}^2 和暂时性收入冲击的方差 σ_{v}^2 都是基于DWMD方法估计所得。

立和李春琦(2019)则表明政府转移支付会使得区域间消费保险差异拉大。造成上述现象的原因可能来自两个方面：一是由于政府对家庭的转移支付存在滞后性，如家庭在遇到自然灾害、疾病等收入冲击时往往事后才得到补贴，因而很难平滑当期收入冲击对消费影响；另一方面，由于农村低收入家庭面临很强的流动性约束，政府补贴增加的收入几乎全部转化为家庭消费，这反而会强化收入与消费的相关性，使估计得到的消费保险参数上升。

在农村，亲戚和朋友组成的社会网络是农户应对负收入冲击的重要风险共担形式，农户可以通过亲戚或朋友间的赠送和借贷平滑消费(Fafchamps and Gubert,2007)。因此，表1第(3)列估计了加入私人转移支付后的家庭可支配收入的消费保险参数。可以看到，消费保险参数并未减小。这表明在中国农村，农村家庭通过私人间转移支付平滑消费作用不明显，农村社会网络没有起到显著的风险共担作用。这与 Santaaulàlia-Llopis and Zheng(2018)使用 CHNS 数据估计结果一致，转移支付在中国农村家庭可支配收入中影响不大，因此不同收入口径下估计的消费保险参数比较稳健。Blundell et al.(2008)的估计结果也表明美国居民私人间的转移支付对消费保险影响非常小。

表 1	消费保险参数估计		
	(1)	(2)	(3)
	家庭纯收入	家庭纯收入+政府转移支付	可支配收入
P	0.9718*** (0.0011)	0.9714*** (0.0011)	0.9737*** (0.0011)
ϕ (持久性收入冲击消费保险参数)	0.9165*** (0.0178)	0.9394*** (0.0173)	0.9508*** (0.0173)
ψ (暂时性收入冲击消费保险参数)	0.1457*** (0.0036)	0.1501*** (0.0037)	0.1696*** (0.0037)

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。第(1)列中收入口径是家庭总收入扣除政府税收和补贴、私人间转移支付后的家庭纯收入；第(2)列的收入口径为家庭纯收入加上政府对家庭的转移支付(政府的转移支付主要包括救济、救灾、抚恤金和生产资料补贴等暂时性收入)；第(3)列中的可支配收入是指家庭纯收入加上政府转移支付和私人间转移支付。以下各表同。

七、国家级贫困县政策对消费保险的影响

1. 基准结果

在了解农村家庭收入风险和消费保险现实情况的基础上，本文利用国家级贫困县政策这一外生冲击，在BPP模型的基础上引入DID框架，估计了扶贫政策对贫困县农村家庭消费保险的长期影响，以及精准扶贫战略实施是否增强了该政策效果。具体结果见表2。

如式(6)所示，扶贫政策对家庭消费保险的效果体现在DID参数 ϕ_j^{DID} 和 ψ_j^{DID} 上。表2第(1)列中 ϕ_{1994}^{DID} 的估计值为-0.1776，表明扶贫政策的实施使得1995—2011年间贫困县家庭持久性收入冲击传导到消费的程度下降了17.76%，即扶贫政策提高了该时期贫困县农村家庭对持久性收入冲击的消费保险能力。参数 ϕ_{2012}^{DID} 的估计值为-0.2191，表明扶贫开发的政策效果具有持续性，并且在精准扶贫战略实施后，贫困县家庭对持久性收入冲击消费保险能力效应增强。直观上，当贫困家庭遭遇疾病、失业等持久性收入冲击时，由于存在流动性约束，消费会大幅波动，造成较高的福利损失。国家级贫困县政策通过信贷优惠能够缓解贫困家庭的流动性约束，以工代赈、产业扶贫和鼓励就业等开

发式扶贫项目也能通过增加劳动供给,提高贫困家庭抵御收入风险能力。进一步,精准扶贫的实施使漫灌式扶贫转向滴灌式扶贫,扶贫项目更加具有针对性,贫困目标的识别更加精准,提高了国家级贫困县政策效率。

参数 ψ_{1994}^{DID} 的估计值为 0.0417,并且在 10%水平上显著,表明 1995—2011 年贫困县农村家庭对暂时性收入冲击的消费保险程度有所下降,这意味着国家级贫困县政策实施反而一定程度上弱化了贫困县家庭平滑暂时性收入风险的能力。同时,参数 ψ_{2012}^{DID} 为-0.0109,但在统计上并不显著,表明政策对贫困县农村家庭暂时性收入冲击的消费保险没有显著影响。产生该现象的原因有两个方面:一是从表(1)估计的农村整体消费保险系数可知,农村家庭消费波动主要是持久性收入冲击造成的,暂时性收入冲击的影响非常有限,国家级贫困县政策增强了贫困县农村家庭对持久性收入冲击的消费保险能力;二是贫困县主要分布在生态脆弱的山区,农业收入是主要收入来源,灾害、农产品价格波动引起的暂时性收入风险更加频繁,而政府补贴往往是事后补贴,对家庭平滑暂时性收入冲击作用不大。在精准扶贫阶段,通过对贫困县的农村贫困人口实施易地扶贫搬迁工程和生态修复、农业保险等扶贫项目一定程度强化了贫困家庭对暂时性收入冲击的消费保险作用。

表 2 第(2)列在考虑政府对家庭的转移支付后发现,政策对持久性收入冲击的消费保险参数的绝对值均有所上升,1995—2011 年消费保险能力提高了 2.59%,2012 年后消费保险能力提高了 4.98%。与表 1 的估计结果比较,尽管政府转移支付对农村整体的消费保险能力没有影响,但提高了贫困县家庭的消费保险能力。这表明政府的转移支付政策在向国家级贫困县倾斜,救济救灾和生产资料补贴等转移支付一定程度缓解了贫困县农村家庭的流动性约束。并且在 2012 年后,由于精准扶贫的实施,转移支付的瞄准精度提高,对贫困县家庭收入的消费保险能力政策效果相较于上个时期有所增加。

第(3)列是加入私人转移支付的收入口径估计结果。参数 ϕ_{1994}^{DID} 和 ϕ_{2012}^{DID} 的绝对值有所下降, ψ_{1994}^{DID} 和 ψ_{2012}^{DID} 系数变化不大,这表明社会网络不是国家级贫困县政策减少收入冲击传导到消费的主要渠道。产生该现象的可能原因是家庭得到的私人转移支付(即社会网络风险共担能力)存在极大的差异性。尽管基于社会网络的私人转移支付是农村家庭应对暂时性收入冲击的主要手段之一,但非贫困县家庭得到的私人转移支付金额更大,这进一步削弱了政策对贫困县家庭平滑收入冲击的作用。

表 2 国家级贫困县政策的消费保险参数

	(1) 家庭纯收入	(2) 家庭纯收入+政府转移支付	(3) 可支配收入
ϕ_{1994}^{DID}	-0.1776*** (0.0444)	-0.1822*** (0.0445)	-0.1749*** (0.0426)
ψ_{1994}^{DID}	0.0417* (0.0223)	0.0419 (0.0228)	0.0554** (0.0228)
ϕ_{2012}^{DID}	-0.2191*** (0.0777)	-0.2300*** (0.0796)	-0.2165*** (0.0788)
ψ_{2012}^{DID}	-0.0109 (0.0471)	-0.0006 (0.0482)	-0.0100 (0.0492)

注: ϕ_{1994}^{DID} 和 ϕ_{2012}^{DID} 分别是式(6)中持久性收入冲击 $\zeta_{i,t}$ 前面 $T=1994$ 和 $T=2012$ 与政策虚拟变量 D 交互项估计参数, ψ_{1994}^{DID} 和 ψ_{2012}^{DID} 分别是暂时性收入冲击 $\xi_{i,t}$ 前面 $T=1994$ 和 $T=2012$ 与政策虚拟变量 D 交互项估计参数。以下各表同。

2. 异质性分析

由于不同类型收入冲击在数据中不能被直接观测,本文很难采用类似回归分析的做法分析国家级贫困县政策影响家庭消费保险的渠道。此外,DWMD 的估计框架也在一定程度上对机制分析造成限制。在此情况下,现有文献往往通过对不同收入口径和不同人群的分析,间接推断可能的影响机制(Jappelli and Pistaferri,2011)。遵循类似逻辑,这里从收入水平、受教育程度和劳动力转移等方面分析国家级贫困县政策影响的差异性,推断可能的作用渠道。

(1)家庭收入水平与消费保险。贫困地区不同收入水平家庭面临的收入风险和流动性约束存在较大差异。粮食欠收、农产品价格波动和疾病均会给贫困地区家庭带来很大的负向收入冲击。相较于高收入家庭,低收入家庭面临的流动性约束更大,往往更难平滑收入风险(Blundell et al.,2008;甘犁等,2018)。因此,考察扶贫政策对贫困县不同收入水平家庭的消费保险情况至关重要。贫困县的低收入家庭应该是扶贫政策的主要受益者。国家级贫困县扶贫政策是以县级单位组织实施,主要通过增加贫困地区和家庭的发展能力实现脱贫。低收入家庭是扶贫政策主要目标对象。但是,在精准扶贫政策实施前,政策实施过程中可能存在瞄准偏差和“精英俘获”现象使扶贫效果打折扣。基于上述逻辑,本文在这个部分考察了国家级贫困县政策对不同收入水平家庭消费保险能力的异质性。

从表 3 可以看到,国家级贫困县政策对贫困县农村家庭消费保险能力的提高主要集中在低收入家庭。基于不同收入口径,贫困县低收入组的参数 ϕ_{1994}^{DID} 显著为负且数值变化并不大。这表明 1995—2011 年间政策能够有效减少持久性收入冲击传递到贫困县低收入家庭消费的程度,增强其对持久性收入冲击的消费保险能力。贫困县低收入组的参数 ϕ_{2012}^{DID} 也显著为负,并且绝对值均大于 ϕ_{1994}^{DID} ,表明在精准扶贫实施后,对贫困县低收入家庭的消费保险扶贫政策效果增强。贫困县低收入家庭的 ψ_{1994}^{DID} 和 ψ_{2012}^{DID} 的值均非负,表明国家级贫困县政策弱化了贫困县低收入家庭抵抗暂时性收入冲击的能力。同时,由高收入组的估计结果可知,在不同的收入口径下,不同时期国家级贫困县政策对贫困县内高收入家庭的消费保险能力均没有明显效果。

表 3 消费保险参数:不同收入水平

	低收入家庭			高收入家庭		
	家庭纯收入	家庭纯收入+ 政府转移支付	可支配收入	家庭纯收入	家庭纯收入+ 政府转移支付	可支配收入
ϕ_{1994}^{DID}	-0.2593*** (0.0671)	-0.2579*** (0.0668)	-0.2516*** (0.0640)	-0.0367 (0.0716)	-0.0306 (0.0723)	-0.0272 (0.0707)
ψ_{1994}^{DID}	0.0734** (0.0314)	0.0672** (0.0314)	0.0757** (0.0310)	0.0165 (0.0400)	0.0202 (0.0345)	0.0324 (0.0335)
ϕ_{2012}^{DID}	-0.3869*** (0.1443)	-0.4028*** (0.1491)	-0.3976*** (0.1482)	0.0005 (0.1190)	-0.0129 (0.1225)	-0.0134 (0.1209)
ψ_{2012}^{DID}	-0.0144 (0.1063)	0.0026 (0.1077)	-0.0052 (0.1055)	-0.0402 (0.0671)	-0.0230 (0.0663)	-0.0176 (0.0652)

注:为避免政策对收入分组的干扰,本文以政策前家庭的可支配收入水平作为划分依据;并且,比较的是家庭所在地区的相对收入水平,分别按照贫困县和非贫困县平均可支配收入水平作为划分标准,贫困县(非贫困县)家庭可支配收入低于贫困县(非贫困县)平均可支配收入水平为低收入组,反之为高收入组。收入组的划分按照在政策发生前,分别根据贫困县和非贫困县内家庭平均可支配收入水平,将家庭分为低收入家庭和高收入家庭。

(2)初始受教育程度与消费保险。不同教育程度群体的收入过程和收入不确定性存在区别,且对风险的偏好也不同,因此消费行为也会随之产生差异。一般而言,教育程度低的群体往往更容易遭遇持续性和暂时性收入冲击,并且对收入冲击的消费保险能力更差(Blundell et al.,2008;Jappelli and Pistaferri,2011)。相对于受教育程度较低的劳动力,受教育程度较高的劳动力可能更加容易得到非农工作机会,增强其抵御收入风险的能力。基于此,本文考察了扶贫政策对不同初始教育程度家庭的异质性影响。根据扶贫政策发生前家庭是否拥有初中及以上受教育程度的劳动力进行分组,本文将现有样本分为高教育组和低教育组,分别估计了国家级贫困县政策对消费保险的效果,结果如表4所示。

可以看到,1995—2011年,不同初始教育程度家庭 ϕ_{1994}^{DID} 估计值均显著为负,但在教育程度较低的家庭样本中,参数 ϕ_{1994}^{DID} 的绝对值更大。这表明1995—2011年间国家级贫困县政策对不同教育程度家庭消费保险能力均有影响,但贫困县教育程度较低的家庭中政策效果更好。2012年后,受教育程度较低家庭的 ϕ_{2012}^{DID} 估计值显著为负且绝对值变大,而受教育程度较高家庭的 ϕ_{2012}^{DID} 估计值变得不显著。

造成该现象主要有以下几方面原因:1995—2011年,对贫困家庭劳动力技能培训的相关政策增加了教育程度低的家庭的人力资本水平,以工代赈和劳动力转移等扶持项目增加了其非农就业机会,人力资本水平提高和就业渠道的增加有效提高了低教育水平家庭的劳动供给。但是在此期间,由于国家级贫困县政策并非精确瞄准以及高教育程度家庭在人力资本上的天然优势,教育程度高的家庭也能从扶持项目受益。而2012年后,由于此前“义务教育工程”和对贫困家庭“免、奖、助、贷、勤”等多元资助政策在贫困县的开展,教育程度低的家庭的劳动力受教育水平有所提高,初始教育程度高的家庭在人力资本上的优势逐渐消失。加上精准扶贫使“雨露计划”等扶贫项目的开展更加具有针对性,扶贫对象瞄准更加精确,提高了政策对贫困县教育程度低的家庭扶持效率。上述现象在实证结果中的表现是,2012年后贫困县教育程度低的家庭的政策效果加强,而高教育程度的家庭政策效果变得不显著。

表4 消费保险参数:不同初始受教育程度分组

	低教育家庭			高教育家庭		
	家庭纯收入	家庭纯收入+ 政府转移支付	可支配收入	家庭纯收入	家庭纯收入+ 政府转移支付	可支配收入
ϕ_{1994}^{DID}	-0.3104*** (0.0841)	-0.3188 *** (0.0831)	-0.3103*** (0.0788)	-0.1216** (0.0570)	-0.1231** (0.0573)	-0.1218** (0.0556)
ψ_{1994}^{DID}	0.0261 (0.0371)	0.0246 (0.0376)	0.0387 (0.0378)	0.0370 (0.0289)	0.0363 (0.0289)	0.0488* (0.0285)
ϕ_{2012}^{DID}	-0.3843*** (0.1305)	-0.3999*** (0.1325)	-0.3833*** (0.1280)	-0.0872 (0.1218)	-0.0976 (0.1251)	-0.0889 (0.1240)
ψ_{2012}^{DID}	-0.0993 (0.0736)	-0.1037 (0.0744)	-0.1194 (0.0755)	-0.0114 (0.0777)	0.0438 (0.0744)	-0.0412 (0.0758)

注:受教育程度分组是在政策发生前,若家庭中有初中及以上受教育程度的劳动力则划分为高教育程度组,其余为低教育程度组。

(3)劳动力转移与消费保险。家庭劳动力供给是缓解收入冲击的重要机制,对收入冲击到消费的传导有重要影响(Heathcote et al.,2014;Blundell et al.,2016)。艾春荣和汪伟(2010)发现非农劳动供给是农户规避农业负向收入冲击和平滑消费的重要方式;易行健等(2014)研究表明外出务工能够缓解农户流动性约束和分担收入风险。但是,户籍制度和一些限制劳动力流动的政策使得农村劳动力流动成本和收入风险增加(李实和朱梦冰,2018)。同时,大量外出务工的农村劳动力在非正规部门就业,就业稳定性差,且囿于城乡二元制度也无法享受当地社保等公共服务,弱化了这部分家庭的消费保险能力(张艳华和沈琴琴,2013)。上述原因使得是否外出务工家庭的收入风险和消费行为存在较大差异。

国家级贫困县政策从以下两个方面“双管齐下”,增加了贫困家庭的劳动力供给:一是通过以工代赈、产业扶贫、劳动力技能培训等扶贫项目,改善本地非农就业环境和增强贫困县家庭非农劳动供给;二是通过劳动力转移相关扶贫项目,如“雨露计划”和“东西协作”等就业促进项目通过鼓励贫困家庭外出务工,使外出务工家庭有能力应对收入冲击对消费的影响。通过考察扶贫政策效果在外出务工家庭和非外出务工家庭的差异,有助于间接推断扶贫政策提高贫困县家庭消费保险能力的作用渠道。

表5按照家庭中是否有外出务工劳动力分组,分别考察了扶贫政策不同组别家庭消费平滑的效果。在不考虑政府和私人转移支付收入的情况下,贫困县外出务工家庭的参数 ϕ_{1994}^{DID} 和 ϕ_{2012}^{DID} 估计值分别为-0.0134和-0.0404,并且在统计意义上不显著。没有外出务工家庭参数 ϕ_{1994}^{DID} 和 ϕ_{2012}^{DID} 的估计值分别为-0.2610和-0.2312,同时在5%统计水平上显著。在考虑政府、私人的转移支付等不同收入口径后,参数估计结果变化不大。这表明扶贫政策主要提高了没有外出务工家庭对持久性收入冲击的消费保险能力。外出务工家庭和没有外出务工家庭的 ψ_{1994}^{DID} 估计值均为正,并且在统计水平上显著,这与表2的基准结果是一致的,扶贫政策的实施弱化了贫困县家庭对暂时性收入冲击的消费保险能力。表5的结果说明,通过增加贫困县当地非农劳动力供给可能是扶贫政策增强贫困县家庭消费保险能力的重要渠道,而劳动力转移相关政策对贫困县家庭的消费保险影响不大。这也意味着扶贫政策并没有解决贫困县外出务工劳动力面临的高收入风险。由于户籍政策的限制,外出务工劳动力的无法享受当地公共服务和社会保障,使得扶贫政策并没有提高外出务工劳动力的消费保险能力。

表5 消费保险参数:是否外出务工家庭

	外出务工家庭			未外出务工家庭		
	家庭纯收入	家庭纯收入+ 政府转移支付	可支配收入	家庭纯收入	家庭纯收入+ 政府转移支付	可支配收入
ϕ_{1994}^{DID}	-0.0134 (0.0458)	-0.0183 (0.0459)	-0.0289 (0.0450)	-0.2610*** (0.0676)	-0.2588*** (0.0680)	-0.2616*** (0.0670)
ψ_{1994}^{DID}	0.0495 (0.0293)	0.0506* (0.0297)	0.0713*** (0.0289)	0.0987*** (0.0394)	0.0939*** (0.0397)	0.1001*** (0.0396)
ϕ_{2012}^{DID}	-0.0404 (0.0863)	-0.0512 (0.0887)	-0.0486 (0.0869)	-0.2312** (0.1038)	-0.2234** (0.1055)	-0.2145** (0.1067)
ψ_{2012}^{DID}	0.0701 (0.0590)	0.0798 (0.0592)	0.0851 (0.0597)	0.0982 (0.1298)	0.0995 (0.1295)	-0.0421 (0.1265)

八、扶贫政策的福利效应

基于 Santaulàlia-Llopis and Zheng (2018)的分析框架,可以评估扶贫政策给贫困县农村家庭带来的总福利效应。具体而言,家庭的总福利变动可以分解为收入增长效应、收入风险效应,以及消费保险能力效应三个部分。式(7)是常相对风险厌恶设定下(Constant Relative Risk Aversion, CR-RA)消费者的效用函数, C_t 是 t 时期消费, β 和 η 分别是外生的贴现因子和风险厌恶系数:

$$E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t) \right] = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{C_t^{1-\eta}}{1-\eta} \right] \quad (7)$$

家庭 t 时期的消费可以表达为 $C_t = \bar{c}_t \cdot c_t$ 。其中, $\bar{c}_t$ 是 t 时期消费可预测的确定性部分,等于期初消费 c_0 和外生的消费增长率 $\gamma_c = [\beta(1+r)]^{1/\eta}$ 的乘积,期初消费 c_0 是关于收入增长率 γ_y 的函数。 c_t 是 t 时期消费中随机部分(即消费方程的回归残差),受到收入风险和消费保险系数的影响。根据 Santaulàlia-Llopis and Zheng (2018)的推导,结合式(5)和式(7)可以得到关于收入增长率 $\{\gamma_y\}$ 、收入风险 $\{\sigma_\xi, \sigma_\varepsilon\}$ 和消费保险系数 $\{\varphi, \psi\}$ 对家庭总福利影响的方程(其中家庭总福利利用生命周期消费的折现值衡量):

$$E \sum_{t=1}^T \beta^t u(C_t) = \frac{(\bar{c}_0(\gamma_y))^{1-\eta}}{1-\eta} c_0^{1-\eta} \sum_{t=1}^T (\gamma_c^{1-\eta} \beta)^t \exp \left[\frac{1}{2} (1-\eta)^2 (\psi^2 \sigma_\xi^2 + \varphi^2 \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\xi^2) t \right] \quad (8)$$

考虑贫困县家庭由于扶贫政策带来的总福利变动情况。为达到扶贫政策后的家庭消费 C_t^{DID} 带来的总效用,不受政策影响的反事实消费 C_t^{CTF} 需要等价变化为 $(1+\omega_T)C_t^{CTF}$, 消费者效用方程可以表达为:

$$E \left[\sum_{t=1}^T \beta^t u((1+\omega_T)C_t^{CTF}) \right] = E \left[\sum_{t=1}^T \beta^t u(C_t^{DID}) \right] \quad (9)$$

进一步,扶贫政策总福利的变化 ω_T 可以分解为收入增长效应 ω_c 、收入风险效应 ω_R 和消费保险效应 ω_I 。其中收入增长效应 ω_c 是 $\{\gamma_y^{CTF}\}$ 变动为 $\{\gamma_y^{DID}\}$ 带来的福利变动。同理,将反事实 $\{\sigma_\xi^{CTF}, \sigma_\varepsilon^{CTF}\}$ 变动到 $\{\sigma_\xi^{DID}, \sigma_\varepsilon^{DID}\}$ 带来的福利变化定义为收入风险效应 ω_R , 反事实 $\{\varphi_\xi^{CTF}, \psi_\varepsilon^{CTF}\}$ 变动为 $\{\varphi_\xi^{DID}, \psi_\varepsilon^{DID}\}$ 的福利变动定义为消费保险效应 ω_I 。根据 Santaulàlia-Llopis and Zheng (2018),福利分解公式可以表达为:

$$1+\omega_T = (1+\omega_c)(1+\omega_R)(1+\omega_I) \quad (10)$$

表6是扶贫政策的福利效应分解结果。收入增长率 γ_y 是 DID 设定下收入方程估计结果^①,估计结果表明扶贫政策对贫困县家庭的收入增长有正向作用,但是并不显著,因此收入增长变动带来的福利变化为正但并不显著。收入风险和消费保险的系数和反事实状态下的系数,均由矩估计得到,并根据式(8)和式(9)分别估计了1995—2011年和2012—2015年对应的福利效应。由表6第(2)、(3)列可知,1995—2011年和2012—2015年国家贫困县政策的实施使得贫困县的收入风险增加,并由此分别造成了约1.67%和0.47% ($\eta=2$) 的福利损失,同时政策增加了贫困县家庭的消费保险能力,使得家庭福利分别增加了4.78%和2.23% ($\eta=2$),政策带来的总福利变动为正的5.81%和

① 收入方程政策交互项均不显著,表明扶贫政策对贫困县家庭收入的作用不显著。收入方程具体的估计结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

3.58% ($\eta=2$)。总体而言,国家级贫困县政策能够通过提高贫困县农村家庭的消费保险能力增加整体福利水平,但是收入增长效应作用不大。并且由于农产品商业化,本地非农就业和鼓励外出务工等扶贫项目实施,贫困县家庭面临的农业收入风险和非农收入风险也有所增加,对家庭福利造成负向影响。

表 6		国家级贫困县政策的福利效应			单位: %
		收入增长效应 (1)	收入风险效应 (2)	消费保险效应 (3)	总福利效应 (4)
1995—2011	$\eta=2$	2.7000	-1.6693*** (0.0057)	4.7780** (0.0189)	5.8089*** (0.0191)
	$\eta=4$	2.7000	-7.0322*** (0.0236)	22.5632** (0.0956)	16.9725* (0.0909)
2012—2015	$\eta=2$	1.8059	-0.4697 (0.0032)	2.227** (0.0111)	3.583*** (0.0113)
	$\eta=4$	1.8059	-1.5812 (0.0107)	7.7714** (0.0396)	7.9187** (0.0395)

注:表中分别展示了风险厌恶系数 η 为 2 和 4 的估计结果。与 Santaella-Llópis and Zheng(2018)相同,模型中的外生的贴现因子 $\beta=0.98$,利率为 $r=0.02$ 。标准差是 100 次 Bootstraps 的计算结果。

九、结论

本文基于农村固定观察点数据中详细的家庭收入和消费数据,分解了中国农村家庭在 1986—2017 年间的收入风险,并估计了农村家庭对不同类型收入风险的消费保险参数。估计结果显示,在样本期间内,农村家庭约能平滑 8.35%的持久性收入冲击和 85.43%的暂时性收入冲击。基于 1994 年和 2012 年两个重要的扶贫政策节点,本文进一步考察了国家级贫困县政策对农村家庭消费保险能力的提升效果。不同时期,国家级贫困县政策使贫困县农村家庭持久性收入冲击的消费保险能力分别增加了 17.76%和 21.91%,这表明扶贫政策的实施能够切实提高贫困县家庭的抗风险能力,并且精准扶贫战略增强了该政策在消费保险方面的扶贫效果。福利分解的结果发现,国家级贫困县政策显著提高了贫困县农村家庭的总福利水平 3.58%—5.81%,其中,收入增长效应不明显,收入风险效应造成了 0.47%—1.67%的福利损失,消费保险效应使得家庭福利分别增加了 2.23%—4.78%。异质性分析显示,国家级贫困县政策对农村家庭消费保险能力的提升主要集中在低收入家庭、教育程度较低的家庭和没有外出务工家庭。这表明扶贫政策具有较好的瞄准性,其作用机制主要体现在缓解低收入家庭的信贷约束,提高贫困地区人力资本水平以及增加当地非农劳动供给等方面。

本文的研究结论表明,下一阶段扶贫政策着力解决相对贫困问题时仍需加大相关政策的力度,增强贫困人口的抗风险能力。具体而言:①缓解低收入家庭的流动性约束。不断完善和创新信贷优惠政策和普惠金融政策,加大扶贫小额信贷、创业担保贷款和助学贷款等政策的实施力度,支持贫困地区设立扶贫贷款风险补偿基金,做到精准投放,能贷尽贷。②提高相对贫困家庭的人力资本水平。由于人力资本高的家庭对收入冲击的消费保险能力更高,扶贫政策应该多角度多层次提高贫困家庭的人力资本水平。促进基础教育资源区域均等化,完善针对相对贫困个人的多元奖助体系,加

强和完善如“雨露计划”“春潮行动”和“技能脱贫千校行动”等技能培训项目,以提高贫困劳动力职业技能和就业能力。③发挥劳动供给缓冲收入风险的重要作用。加大就业扶贫力度,因地制宜培育和发展特色产业,推动劳动密集型产业向贫困地区梯度转移,利用公益岗位提供更多就近就地就业机会,增加贫困地区和贫困家庭的劳动供给。④落实和加强政府兜底保障作用。完善最低生活保障制度、失业保险和医疗保险等社会保险体制,并且向贫困人口实行政策倾斜。如新农合、大病保险和重特大疾病医疗救助对贫困人口实现全覆盖,缓解家庭面临的流动性约束,避免家庭因病致贫返贫;加强和完善农业保险,分散和平衡贫困家庭因自然灾害和农产品市场波动等造成的收入冲击,防止农户因灾返贫。⑤优化和完善精准扶贫机制。本文实证表明精准扶贫战略的实施增强了国家级贫困县政策提高家庭消费保险能力的效果。因此在相对贫困阶段,应加强精准扶贫和扶贫开发政策融合,做到精准识别、精准帮扶、精准退出和精准管理,并依据致贫因素和地区特色精准实施扶贫项目,激发贫困地区和贫苦人口的外源性动力和内源性动力。

值得注意的是,尽管本文的福利分解结果显示扶贫政策通过消费保险提高了家庭福利水平,但是收入增长效应和收入风险效应并不显著。这表明在下一阶段扶贫工作中需要强化扶贫政策的增收功能,尤其在解决相对贫困中应着力加强低收入家庭的创收和发展能力。扶贫政策要着力于减少低收入家庭的收入风险,如改善贫困地区的农田水利等基础设施水平和完善灾害预警机制,以减少自然灾害对农业生产造成的负向冲击等。外出务工分组的估计表明,由于外出务工劳动力的流动成本和收入风险较高,同时无法享受当地公共服务和社会保障,致使外出务工家庭对收入冲击的消费保险能力并未增加。如何提高外出务工劳动力的抗风险能力,是相对贫困阶段扶贫政策亟待解决的重要问题。推进城乡基本公共服务均等化,统筹城乡社会救助体系与社会保障体系,将外出务工劳动力纳入统一的扶贫体系,是解决相对贫困的重要措施。此外,由于自我发展基础较弱,持续增收难度仍然较大,收入风险高和抗风险能力不足,新脱贫的贫困人口存在较高的返贫风险,因此仍然需要在扶贫政策上给予适当倾斜和重点关注。对于摘帽的贫困区县,要关注其存在的产业短板和基本公共服务供给能力不足等问题。在当前扶贫工作的新阶段,由于经济形势错综复杂,经济下行压力大,新脱贫人口和脱贫地区都面临较大的收入风险和返贫风险。因此,通过多种手段提高贫困人口的抗风险能力和整体福利是巩固脱贫成果的重要举措。

〔参考文献〕

- [1]艾春荣,汪伟. 非农就业与持久收入假说:理论和实证[J]. 管理世界, 2010,(1):8-22.
- [2]陈国强,罗楚亮,吴世艳. 公共转移支付的减贫效应估计——收入贫困还是多维贫困[J]. 数量经济技术经济研究, 2018,(5):59-76.
- [3]樊丽明,解垚. 公共转移支付减少了贫困脆弱性吗[J]. 经济研究, 2014,(8):67-78.
- [4]甘犁,徐立新,姚洋. 村庄治理、融资和消费保险:来自8省49村的经验证据[J]. 中国农村观察, 2007,(2):2-13.
- [5]甘犁,赵乃宝,孙永智. 收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J]. 经济研究, 2018,(12):34-50.
- [6]黄薇. 保险政策与中国式减贫:经验、困局与路径优化[J]. 管理世界, 2019,(1):135-150.
- [7]黄志平. 国家级贫困县的设立推动了当地经济发展吗?——基于PSM-DID方法的实证研究[J]. 中国农村经济, 2018,(5):98-111.
- [8]寇恩惠,侯和宏. 消费平滑、收入波动和局部保险——基于农村居民数据的分析[J]. 财贸经济, 2015,(9):33-45.
- [9]梁晓敏,汪三贵. 农村低保对农户家庭支出的影响分析[J]. 农业技术经济, 2015,(11):24-36.
- [10]刘明慧,侯雅楠. 财政精准减贫:内在逻辑与保障架构[J]. 财政研究, 2017,(7):9-22.
- [11]李立,李春琦. 我国消费平滑的地区性差异及其根源:家庭、社区和政府的比较分析[J]. 财经研究, 2019,(4):125-140.

- [12]李实,朱梦冰.中国经济转型40年中居民收入差距的变动[J].管理世界,2018,(12):19-28.
- [13]骆永民,骆熙,汪卢俊.农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业[J].管理世界,2020,(12):91-121.
- [14]马光荣,郭庆旺,刘畅.财政转移支付结构与地区经济增长[J].中国社会科学,2016,(9):105-125.
- [15]邵秀军,黎洁,李树苗.贫困农户消费平滑研究评述[J].经济学动态,2008,(10):106-110.
- [16]孙文凯,白重恩.我国农民消费行为的影响因素[J].清华大学学报(哲学社会科学版),2008,(6):133-138.
- [17]汪昌云,钟腾,郑华懋.金融市场化提高了农户信贷获得吗?——基于农户调查的实证研究[J].经济研究,2014,(10):33-45.
- [18]汪德华,邹杰,毛中根.“扶教育之贫”的增智和增收效应——对20世纪90年代“国家贫困地区义务教育工程”的评估[J].经济研究,2019,(9):155-171.
- [19]易行健,张波,杨碧云.外出务工收入与农户储蓄行为:基于中国农村居民的实证检验[J].中国农村经济,2014,(6):41-55.
- [20]徐舒.不规则数据下居民收入冲击的分解与估计[J].管理世界,2010,(9):67-75.
- [21]徐舒,王貂,杨汝岱.国家级贫困县政策的收入分配效应[J].经济研究,2020,(4):134-149.
- [22]张川川,John Giles,赵耀辉.新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给[J].经济学(季刊),2015,(1):203-230.
- [23]张伟宾,汪三贵.扶贫政策、收入分配与中国农村减贫[J].农业经济问题,2013,(2):66-75.
- [24]张艳华,沈琴琴.农民工就业稳定性及其影响因素——基于4个城市调查基础上的实证研究[J].管理世界,2013,(3):176-177.
- [25]赵绍阳.疾病冲击与城镇家庭消费保险能力研究——基于对城镇家庭追踪调查数据的实证分析[J].中国人口科学,2010,(10):66-74.
- [26]Angelucci, M., and G. De Giorgi. Indirect Effects of an Aid Program: How Do Cash Transfers Affect Ineligibles' Consumption[J]. American Economic Review, 2009,99(1),486-508.
- [27]Attanasio, O. P., and N. Pavoni. Risk Sharing in Private Information Models with Asset Accumulation: Explaining the Excess Smoothness of Consumption[J]. Econometrica, 2007,79(4):1027-1068.
- [28]Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Preston. Consumption Inequality and Partial Insurance[J]. American Economic Review, 2008,98(5):1887-1921.
- [29]Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Saporta-Eksten. Consumption Inequality and Family Labor Supply[J]. American Economic Review, 2016,106(2):387-435.
- [30]Browning, M., and T. F. Crossley. Unemployment Insurance Benefit Levels and Consumption Changes[J]. Journal of public Economics, 2001,80(1),1-23.
- [31]Etheridge, B. Precautionary Saving for Consecutive Income Risk[R]. 2015 Meeting Paper, Society for Economic Dynamics, 2015.
- [32]Fafchamps, M., and F. Gubert. Risk Sharing and Network Formation[J]. American Economic Review, 2007,97(2):75-79.
- [33]Friedman, M. A Theory of the Consumption Function[M]. Princeton University Press, 1957.
- [34]Gertler, P., and J. Gruber. Insuring Consumption against Illness[J]. American Economic Review, 2002,92(1):51-70.
- [35]Gertler, P. Do Conditional Cash Transfers Improve Child Health? Evidence from PROGRESA's Control Randomized Experiment [J]. American Economic Review, 2004,94(2),336-341.
- [36]Heathcote, J., K. Storesletten, and G. L. Violante. Consumption and Labor Supply with Partial Insurance: An Analytical Framework[J]. American Economic Review, 2014,104(7),2075-126.
- [37]Islam, A., and P. Maitra. Health Shocks and Consumption Smoothing in Rural Households: Does Microcredit Have a Role to Play [J]. Journal of Development Economics, 2012,97(2):232-243.

- [38]Jappelli, T., and L. Pistaferri. Financial Integration and Consumption Smoothing [J]. *Economic Journal*, 2011, 121(553):678–706.
- [39]Krueger, D., and F. Perri. Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory[J]. *Review of Economic Studies*, 2006,73(1):163–193.
- [40]Meghir, C., and L. Pistaferri. Income Variance Dynamics and Heterogeneity[J]. *Econometrica*, 2004,(72):1–32.
- [41]Meng, L. Evaluating China's Poverty Alleviation Program: A Regression Discontinuity Approach [J]. *Journal of Public Economics*, 2013,(101):1–11.
- [42]Santaella-Llopis, R., and Y. Zheng. The Price of Growth: Consumption Insurance in China 1989–2009[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019,10(4):1–35.
- [43]Schultz, T. P. School Subsidies for the Poor: Evaluating the Mexican Progresa Poverty Program [J]. *Journal of Development Economics*, 2004,74(1):199–250.

The Welfare Effect of Poverty Alleviation Policy under the Perspective of Consumption Insurance

WANG Diao¹, XU Shu¹, YANG Ru-dai²

(1. School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China;

2. School of Economics, Peking University, Beijing 100081, China)

Abstract: As an important link between income and consumption, consumption insurance is an essential indicator for weighting household welfare. This paper measures the dynamic evolution of income risk and consumption risk in rural China from 1986 to 2017, as well as estimates the consumption insurance parameters for different types of income risk. Leveraging two important policy changes in 1994 and 2012, we further evaluate the long-term effect of the poverty alleviation policy for National Poor Counties from the new perspective of consumption insurance. The estimation results show that rural households in China can smooth 8.35% of the permanent income shocks and 85.43% of the temporary income shock respectively. Meanwhile, the poverty alleviation policy increases households' ability of consumption insurance with respect to permanent income shocks in National Poor Counties, and the Targeted Poverty Alleviation policy enhances the effect to a great extent. The heterogeneity analysis shows that the policy effect is mainly concentrated in low-income households and low-educated households, and improves the rural households' ability to buffer income risk by increasing local non-farm labor supply. Welfare analysis shows that the poverty alleviation policy has increased household welfare by 3.58%–5.81% in rural China, and the enhanced ability of consumption insurance is the main mechanism. This paper provides an important empirical regularity for the consumption behavior of households in rural China. These new findings not only provide theoretical and empirical support for poverty alleviation policy in China, but also serve as a useful reference for establishing long-term mechanisms aiming to eliminate relative poverty.

Key Words: national poor counties; income risk; consumption insurance; targeted poverty alleviation

JEL Classification: D12 D69 H53

[责任编辑:覃毅]