

新型农村合作医疗制度对贫困缓解的作用

——基于收入和热量贫困线的比较分析

吴本健

【摘要】 论文在讨论新型农村合作医疗制度（简称“新农合”）贫困缓解机理的基础上，基于中国健康与营养调查（CHNS）的数据，以收入和热量作为贫困线标准，利用倍差法（DID）对农户参与新农合前后的贫困状况进行了评估。研究发现：以热量作为贫困线标准，参加新农合能使农户陷入贫困的概率降低10.3%—12.3%；而以收入作为贫困线标准，则效果不明显。新农合除了可以帮助农户抵抗疾病冲击、改善医疗服务质量之外，还可减少农户的预防性储蓄，增加当期消费从而改善其营养状况。如果不采用热量贫困线，而只通过收入贫困线来考察，就会掩盖新农合政策在短期内改善农民福利、缓解农村贫困状况的效果。

【关键词】 新农合；倍差法（DID）；缓贫；贫困线

一、引言

因病致贫是我国农村贫困的主要原因之一。为了提高农民健康保障水平、减轻医疗负担，解决因病致贫和因病返贫问题，2003年7月国务院开始启动新型农村合作医疗的试点工作，建立了由政府组织、引导、支持，农民自愿参加，个人、集体和政府多方筹资的农民医疗互助共济制度。截至2014年年底，新农合已经覆盖了7.36亿人，参合率高达98.9%。理论上而言，新农合不仅能帮助农民减轻高额医疗费用带来的负担，而且可以削弱因疾病带来的后期负面影响，包括劳动力生产能力下降、家庭成员照顾病人所付出的时间和成本，从而降低因

-
- 【作者简介】** 吴本健，管理学博士，中央民族大学经济学院讲师、少数民族事业发展协同创新中心研究员、少数民族扶贫研究院常务副院长。主要研究方向：农村金融、风险管理、反贫困。
- 【基金项目】** 国家自然科学基金青年项目“农村正规金融发展、金融空间演化与县域内城乡收入差距”（71603306）；北京市社会科学基金一般项目“有利于‘三农’和城市弱势群体的北京市普惠金融体系建设研究”（17YJB023）；中央民族大学“十九大”精神研究专项课题“习近平精准扶贫思想对世界反贫困理论的贡献”（2018SHJD22）。感谢郑州大学商学院罗兴博士和西部证券股份有限公司耿帅在数据处理上的帮助，文责自负。

病致贫率。^①然而,过去20年我国因病致贫率却不降反升。1998年因病致贫率为21.61%,2003年为33.4%^②,2015年全国7000多万建档立卡贫困户中,因病致贫率为42%。截止到2017年2月,我国仍然有2000多万因病致贫的贫困户。^③这不禁让我们产生疑问:新农合能有效缓解贫困吗?

目前,关于医疗保险计划缓贫效果的研究已有很多。Sepehri等的研究发现,越南的医疗保险使得居民的卫生支出减少了28%—35%,且低收入者的费用支出减少的更为明显。^④Wagstaff的研究也表明,越南的穷人健康保障基金(HCFP)大幅减少了穷人在健康方面的现金支出。^⑤Hamid等研究发现,孟加拉国微型医疗保险计划显著地提高了家庭收入及其稳定性、降低了陷入贫困的概率等。^⑥Kaestner等则讨论了美国的医疗保险支持计划与不平等之间的关系,发现政府补贴医疗保险大大降低了收入不平等、提高了穷人的福利。^⑦新农合作为我国新型的农村医疗保险计划,其缓贫效果也备受关注。但是,目前关于新农合缓贫效果的研究结论存在争议:一部分学者认为新农合提高了居民的疾病应对能力、减少了居民就医经济负担,从而缓解了“因病致贫”现象;^⑧另一部分学者则认为,新农合效果不明显,甚至还引发了“过度医疗”,从长期来看增加了农民的经济负担和陷入贫困的可能。^⑨

上述研究在测量贫困时大多采用收入作为贫困线标准,但由于收入在年际间的波动较大,且农户收入和消费之间可以通过储蓄和借贷平滑,这可能导致测量的偏误。有研究用消费作为贫困线标准,但有些消费支出(如大额医疗费用支出)并不代表福利,这也可能导致贫困测量的偏误。此外,新农合除了能够在疾病风险发生时降低农户的医疗费用支出,还能够在疾病风险未发生时释放预防性储蓄、增加当期消费与生产性投资、提高劳动力健康水平,而上述研究并未将这些因素完全纳入医疗保险支持计划的分析范畴。本文将在考虑上述问题的基础之上,厘清新农合缓解

- ① Xiaoyun Sun, Sukhan Jackson, Gordon A. Carmichael, Adrian C. Sleight, "Catastrophic Medical Payment and Financial Protection in Rural China: Evidence from the New Cooperative Medical Scheme in Shandong Province," *Health Economics*, 2009, 18(1); Wuxiang Shi, Virasakdi Chongsuvivatwong, Alan Geater, et al., "The Influence of the Rural Health Security Schemes on Health Utilization and Household Impoverishment in Rural China: Data from a Household Survey of Western and Central China," *International Journal for Equity in Health*, 2010, 9(1).
- ② 卫生部统计信息中心:《中国卫生服务调查研究——第三次国家卫生服务调查分析报告》,中国协和医科大学出版社,2004年,第25-27页。
- ③ 定军:《中央正制定脱贫攻坚地区考核办法 对贫困县考核将取消或减少GDP权重》,《21世纪经济报道》2015年12月16日,第5版。
- ④ Ardeshir Sepehri, Sisira Sarma, Wayne Simpson, "Does Non-profit Health Insurance Reduce Financial Burden? Evidence from the Vietnam Living Standards Survey Panel," *Health Economics*, 2006, 15(6).
- ⑤ Adam Wagstaff, "Estimating Health Insurance Impacts Under Unobserved Heterogeneity: The Case of Vietnam's Health Care Fund for The Poor," *Health Economics*, 2010, 19(2).
- ⑥ Syed Abdul Hamid, Jennifer Roberts, Paul Mosley, "Can Micro Health Insurance Reduce Poverty? Evidence from Bangladesh," *Journal of Risk & Insurance*, 2011, 78(1).
- ⑦ Robert Kaestner, Darren Lubotsky, "Health Insurance and Income Inequality," *Journal of Economic Perspectives*, 2016, 30(2).
- ⑧ Syed Abdul Hamid, Jennifer Roberts, Paul Mosley, "Can Micro Health Insurance Reduce Poverty? Evidence from Bangladesh," *Journal of Risk & Insurance*, 2011, 78(1); 齐良书:《新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究》,《数量经济技术经济研究》2011年第8期;任静、赵东辉、宋大平:《新型农村合作医疗制度保障状况分析》,《中国卫生经济》2012年第12期;卢洪友、刘丹:《贫困地区农民真的从“新农合”中受益了吗》,《中国人口·资源与环境》2016年第2期。
- ⑨ Adam Wagstaff, "Estimating Health Insurance Impacts under Unobserved Heterogeneity: The Case of Vietnam's Health Care Fund for The Poor," *Health Economics*, 2010, 19(2); Wagstaff Adam, Lindelow Magnus, Jun Gun, et al., "Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme," *Journal of Health Economics*, 2009, 28(1); 朱玲:《农村医疗救助项目的效果》,《经济学动态》2006年第8期。

贫困的机理, 并采用收入和热量两个贫困线标准来评估新农合的缓贫效果。

二、新农合的缓贫机理：理论框架

新农合的缓贫机理主要表现在如下几个方面：

首先, 新农合能减少支出、提高劳动力质量和风险应对能力。“因病致贫”的主要路径有：巨大的医疗开支消耗了家庭的收入导致消费减少, 劳动力丧失或者减弱导致收入和消费能力下降, 借债和变卖资产导致收入能力下降等。^① 理论上, 新农合可以降低农户个体面临疾病风险时医疗费用的自付比例, 平滑农户的消费; 新农合中政府补贴可以分担农户的医疗负担, 增强贫困农户的就医意愿, 提高劳动力的健康水平, 从而减少劳动力因看不起病而丧失劳动能力的情况; 此外, 新农合可以阻止农户通过借贷、变卖资产来应对疾病风险, 从而减少疾病对农户长期收入的影响。

其次, 新农合能减少预防性储蓄, 增加家庭的基本消费。在未发生疾病风险时, 为了防止未来的大额医疗支出, 抵御风险能力差、处于贫困线边缘、脆弱性明显的农户会进行预防性储蓄, 导致当期消费可能低于贫困线。新农合能大大提高这类农户的风险应对能力, 减少其进行预防性储蓄的可能, 释放出的预防性储蓄可增加当期消费和投资, 从而提高了劳动力质量和收入水平。有研究表明, 新农合使得参保农户的家庭非医疗类消费增加了 5.5%, 且对没有医疗支出的家庭的影响大于有医疗支出的家庭,^② 参保家庭比未参保家庭的人均热量摄入多 144.26 大卡。^③

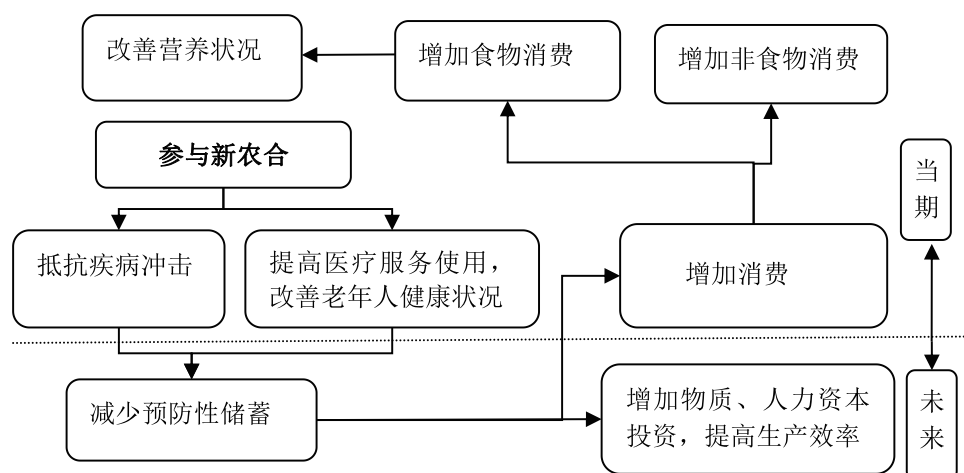


图1 新农合缓贫机理图

最后, 从长期来看, 新农合可以增加农户的人力资本投资, 提高生产效率。就农户角度而言, 新农合可降低农户的就医成本, 提高农户的健康意识和就医意愿, 从而增加其对人力资本的投资。

① 刘远立、饶克勤、胡善联：《因病致贫与农村医疗保障》，《中国卫生经济》2002年第5期。

② 白重恩、李宏彬等：《医疗保险与消费：来自新型农村合作医疗的证据》，《经济研究》2012年第2期。

③ 马双、臧文斌等：《新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析》，《经济学（季刊）》2011年第1期。

有研究发现,新农合实施后农民的患病就诊率提高了 32%。^①Wagstaff 等发现,参加医疗保险增加了人们高额医疗费用的开支,参保人会倾向于到更高级别的医院去看病。^②Morduch 的研究表明,消费平滑化有利于改善农民的教育条件。^③可见,农村合作医疗可以降低农村家庭未来医疗费用的不确定性,减少预防性储蓄,除了增加当期消费以外,还会增加生产性投资和改善人力资本的教育投资。这些投资会增加未来的收入,但在短期内很难体现出来。

三、数据、方法及变量

(一) 数据来源及整理

本文的数据来源于 CHNS (中国健康和营养调查),该调查覆盖 9 个省或自治区(辽宁、黑龙江、山东、江苏、河南、湖北、湖南、广西、贵州)的城镇和农村,采用多阶段分层整群随机抽样方法。样本对全国总体具有一定代表性,包含了人口统计学特征、社会经济状况、职业状况等方面的信息,目前有 9 轮数据(1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006、2009 和 2011 年)。由于本文旨在评估新农合的缓贫效果,而新农合自 2003 年试点推广,2006 年覆盖率为 80.75%,2008 年覆盖率为 91.5%,之后一直保持在 90% 以上,且变化不大。评估新农合的缓贫效应需要了解新农合实施前后农户收入、消费等方面的变化情况。因此,本文选择新农合制度开始实施到覆盖率超过 90% 这几年(2004、2006 和 2009 年)CHNS 的数据,并且仅使用农村样本,以准确评估新农合的缓贫效应。

关于个人问卷中合作医疗保险的问题,2004 年和 2006 年的调查题目为“是否有合作医疗保险”,并未对新农合和旧农合做出区分。^④鉴于该数据为跟踪调查数据,利用上一轮(即 2000 年)的问卷找出有合作医疗的社区(29 个社区),即为可能存在旧农合的社区。在 2004 年和 2006 年的问卷中扣除掉这些社区(2004 年去除 179 个家庭,2006 年去除 206 个家庭),剩下的社区如果拥有合作医疗,则为新农合。

为了更好地考察新农合与贫困之间的关系,本文删除了一些异常观测值,如中途退出新农合的家庭、购买了商业保险或者不明确是否拥有商业保险的家庭以及没有参加新农合却享受了政府公费医疗的家庭。另外,还去掉了关键变量有缺失值的样本。本文用 Hadi 法去掉 1% 的奇异值。为了得到对照组和实验组,本文去掉了连续两轮均参加新农合的家庭,最终剩下的面板数据有 2016 个家庭样本。表 1 展示了对照组和实验组的样本量。

① 颜媛媛、张林秀等:《新型农村合作医疗的实施效果分析——来自中国 5 省 101 个村的实证研究》,《中国农村经济》2006 年第 5 期。

② Adam Wagstaff, Magnus Lindelow, Jun Gao, et al., "Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme," *Journal of Health Economics*, 2009, 28(1).

③ Jonathan Morduch, "Income Smoothing and Consumption Smoothing," *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(3).

④ 2009 年问卷中的问题为:是否参与新农合。新农合实施以前,农村即存在合作医疗,该制度最早开始于 1955 年,然而随着改革开放进程的深入,其逐步衰落。截止到 20 世纪 80—90 年代仅有大约 5%—10% 的农村居民在该制度覆盖之下。参见顾昕、方黎明:《自愿性与强制性之间——中国农村合作医疗的制度嵌入性与可持续性发展分析》,《社会学研究》2004 年第 5 期。

表 1 对照组和实验组样本量（单位：户）

	对照组	实验组	样本量总计
第一组	04 年未参合，06 年未参合	04 年未参合，06 年参合	
	884	594	1478
第二组	06 年未参合，09 年未参合	06 年未参合，09 年参合	
	32	506	538
总计	916	1100	2016

（二）实证方法

本文利用农户参与新农合状态的变化来估计其对农户陷入贫困概率的影响。本文使用倍差法（DID）来估计新农合的影响，即通过比较参合农户与未参合农户在新农合开展前后陷入贫困概率变化上的差异来估计。本文的方法为比较实验组和对照组之间陷入贫困概率的不同。DID 的统计量为：

$$\Delta^{DID} = \left(C_{\text{实验组}}^{\text{新农合实施后}} - C_{\text{实验组}}^{\text{新农合实施前}} \right) - \left(C_{\text{对照组}}^{\text{新农合实施后}} - C_{\text{对照组}}^{\text{新农合实施前}} \right)$$

(1)

DID 统计量可以在一个回归方程中被估计出来，本文把 2004—2006 年与 2006—2009 年实验组和对照组的数据合并一起，估计以下方程：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 X_i + \beta_3 T_t * X_i + \beta_4 Z_{it} + \beta_5 W_i + \varepsilon_{it}$$

(2)

其中， Y_{it} 是一个哑变量，代表农村家庭 i 在时间 t 是否陷入贫困的状态，如果贫困则为 1，否则为 0； T_t 是一个代表时间的哑变量，第一组中，2004 年取值为 0，2006 年则取值为 1，第二组中，2006 年取值为 0，2009 年取值为 1； X_i 是用来区分对照组和实验组的哑变量，实验组取值为 1，对照组取值为 0； $T_t * X_i$ 是时间和保险政策的交叉项，其系数就是 DID 估计的新农合对农村居民陷入贫困概率的影响； Z_{it} 为户主和家庭的特征变量； W_i 为地区固定效应； ε_{it} 为随机干扰项。在这个式子中，DID 统计量可表示为：

$$\Delta^{DID} = [(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3) - (\beta_0 + \beta_2)] - [(\beta_0 + \beta_1) - \beta_0] = \beta_3$$

(3)

T_t 的系数 β_1 表示对照组和实验组的共同时间变化趋势； X_i 的系数 β_2 测量了对对照组和实验组随时间不变的差别；交叉项的系数 β_3 是本文主要关注的预测值，代表了新农合缓解贫困的效果。

（三）变量及其测量

被解释变量为农户的贫困状态。为了更好地反映农户的贫困状态，本文采用了收入和热量两条贫困线。收入贫困线采用国务院 2011 年确立的农村贫困线 2300 元（2010 年不变价格）作为标准，热量贫困线以维持一个人基本生存需要的日均 2100 千卡作为标准。CHNS 的人均热量摄入数据获取方式为调查农户正常饮食情况下三天的食物摄入量，则：

每种食物的实际消费量 = 结存量 + 购进总量或自产量 - 废弃总量 - 剩余总量

每人每日消费量 = 实际消费量 / 总人数

其中，食物消费量指的是摄入的一切能提供能量的食物，包括油、调味品及正餐以外的小吃

和饮料。参照中国疾病预防控制中心营养与食品安全所测定的《中国食物成分表》中每种食物百克的热量值,计算出摄入各种食物的热量值加总。

解释变量为是否参与新农合,具体指区分实验组和对照组的变量 X_i 。需要说明的是,本文的实验组指的是“至少有一人参与新农合的家庭”。实际上,家庭中参合人数的比例会影响到家庭陷入贫困的概率,但本文暂不考虑家庭中参合人数比例的影响,原因有二:一是对于家庭而言,参与新农合的边际效用是递减的,即把家庭作为一个决策单位,家庭中第一个参与新农合的个体是风险最大的,这说明家庭中第一份保险对于削弱家庭致贫的效果是最显著的;二是根据白重恩等利用农村固定观察点的数据统计分析,得出样本县中有 97% 都要求以家庭为参合单位。^①

控制变量包括户主特征、家庭规模、劳动力占比、是否为少数民族家庭、人均耕地面积、人均固定资产价值、地区特征等。

(四) 内生性问题的讨论

影响内生性的因素有很多,包括遗漏变量、模型误设、测量偏误、样本选择偏误和互为因果等。^② 本文在控制变量的选取上充分利用了前人的研究成果,尽可能将那些既与新农合相关又与贫困相关的变量全部纳入控制变量的分析中,在一定程度上解决了遗漏变量问题。为了解决模型误设问题,本文采用了政策评估常用的 DID 模型,并设计了两组实验组和对照组。为了解决测量偏误问题,本文采用了收入和热量两条贫困线作为贫困标准。关于样本选择偏误问题,CHNS 的调查覆盖 9 个省或自治区(辽宁、黑龙江、山东、江苏、河南、湖北、湖南、广西、贵州)的城镇和农村,采用多阶段分层整群随机抽样方法,具有一定代表性。此外,本文采用的面板数据和工具变量在一定程度上解决了互为因果问题。

四、描述性统计及回归结果

(一) 参保趋势和描述性统计

表 2 列示了我国 2004—2014 年中部分年份的新农合参与率。从表中可见,新农合自 2003 年试点实施以后,2004 年 4 月参合率就达到 54.7%,2006 年达 80.7%,2008 年超过 90% (为 91.5%),之后基本保持稳定。在中国健康营养调查数据(CHNS)的农村样本中,2004 年的参合率仅为 9.12%,但到 2009 年增至 71.83%。

表 2 我国新农合参与率情况

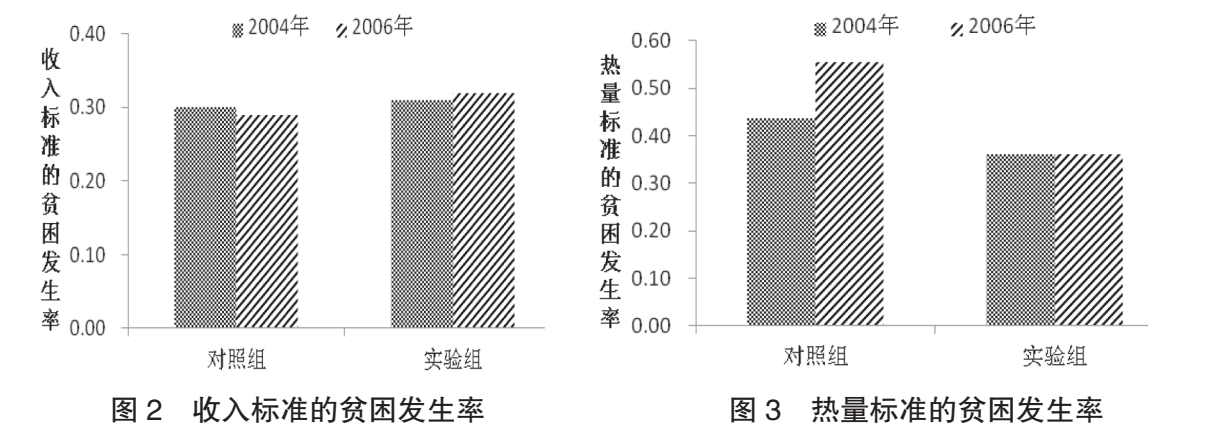
年份	2004.4	2005	2006	2007	2008	2009	2014
新农合参与率	54.7%	75.7%	80.7%	86.2%	91.5%	94%	98.89%

数据来源:2004 年 4 月的数据来源于胡善联:《全国新型农村合作医疗制度的筹资运行状况》,《中国卫生经济》2004 年第 9 期;2005—2009 年的数据来源于《我国卫生事业发展情况统计公报》(2006—2010 年版);2014 年的数据来源于《我国卫生和计划生育事业发展统计公报》(2015 年版)。

① 白重恩、李宏彬等:《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》2012 年第 2 期。

② James H. Stock, Mark W. Watson, *Introduction to Econometrics (2nd edition)*, Pearson Education, 2007, pp. 186-218.

图 2 为中国健康营养调查数据（CHNS）中对照组和实验组 2004 年、2006 年以收入作为贫困线标准的贫困发生率对比图。^①可以看出，对照组和实验组的贫困发生率均未有大的变化，维持在 30% 左右。^②图 3 为对照组和实验组 2004 年、2006 年以热量作为贫困线标准的贫困发生率对比图。对照组的贫困发生率从 2004 年的 43.67% 提高到 55.43%，增加 11.76%，而实验组的贫困发生率基本稳定在 36% 左右。可见，如果以收入作为贫困线的度量标准，新农合没有显著缓解贫困；如果以热量摄入作为贫困线的度量标准，新农合则可以缓解贫困。本文在之后的计量分析中，将进一步控制其他影响因素，以得到新农合对贫困缓解的净效果。



（二）以收入作为贫困线标准的回归结果

农户是否参加新农合完全出于自愿，因此有些居民参加新农合可能是由一些不可观测的因素所决定。参合决策中出现的自选择效应问题可能导致内生性问题，即当其他条件都相同的时候，农户的参合决策与自身收入相关，而农户的收入又会影响到其脱贫的能力。为此，本文通过计算变量间的相关系数来判定二者之间是否存在很强的相关性。经检验，农户的收入与是否参合的相关系数为 0.1311，统计上并未显示出很强的相关性。为了进一步控制其他因素的影响，本文以村庄参合率作为工具变量替代个人是否参合做回归。

表 3 以收入作为贫困线标准的 DID 回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
是否实验组 (否 =0, 是 =1)	0.0303	0.0254	0.0120	0.0231	0.0123	0.0319
	(1.06)	(0.88)	(0.41)	(0.78)	(0.42)	(1.07)
时间 (第一组 04 年 =0, 06 年 =1; 第二组 06 年 =0, 09 年 =1)	-0.0154	-0.0153	-0.0323	0.0260	-0.0326	-0.0334
	(-0.51)	(-0.50)	(-1.03)	(0.81)	(-1.04)	(-1.07)

① 由于 2006—2009 年这一组对照实验中，对照组只有 32 个样本，实验组有 506 个样本，所以本文选取 2004—2006 年这一组的对照实验来展示描述性统计分析结果，该组的对照组为 884 个样本，实验组为 594 个样本。

② 此处的贫困发生率高于全国正常水平，因为本文在数据处理的时候去掉了以前拥有旧农合的家庭，以及未有旧农合的村庄却参加了商业保险或拥有公费医疗的家庭，这些家庭通常收入水平较高。

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
时间 * 实验组	-0.0346	-0.0291	-0.0139	0.0259	-0.0131	-0.0108
	(-0.86)	(-0.712)	(-0.33)	(0.60)	(-0.31)	(-0.26)
户主性别 (女性 =0, 男性 =1)		0.1495***				
		(5.12)				
户主年龄		-0.0088				
		(-1.18)				
户主年龄平方 (/100)		0.0091				
		(1.32)				
户主教育年限		-0.0149***				
		(-4.46)				
户主健康水平		0.0266*				
		(1.94)				
劳动力男性占比			0.0347	0.0024	0.0325	0.0230
			(0.94)	(0.06)	(0.88)	(0.81)
劳动力平均年龄			0.0042	0.0016	0.0029	0.0051
			(0.60)	(0.23)	(0.41)	(0.71)
劳动力平均年龄的平方 (/100)			-0.0024	0.0014	-0.0011	-0.0029
			(-0.32)	(0.20)	(-0.15)	(-0.39)
劳动力平均教育年限			-0.0159***	-0.0061	-0.0160***	-0.0143***
			(-4.09)	(-1.55)	(-4.08)	(-3.57)
劳动力平均健康水平			0.0221	0.0115	0.0230	0.0303*
			(1.36)	(0.70)	(1.41)	(1.82)
人均耕种面积			-0.0140	-0.0244***	-0.0164	-0.0259***
			(-1.59)	(-2.589)	(-1.80)	(-2.71)
人均固定资产对数			-0.0403***	-0.0294***	-0.0408***	-0.0431***
			(-5.88)	(-4.26)	(-5.90)	(-6.16)
劳动力占比			-0.1937 ***	-0.2079***	-0.1834***	-0.1849***
			(-3.63)	(-3.85)	(-3.42)	(-3.41)
是否少数民族 (否 =0, 是 =1)			-0.0671**	-0.0523*	-0.0462	-0.0313
			(-2.59)	(-1.99)	(-1.516)	(-0.935)
家庭规模			0.0469***	0.0311***	0.0468***	0.0447***
			(5.80)	(3.77)	(5.66)	(5.38)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
村庄人均收入对数				-0.2456***		
				(-11.38)		
是否控制三大经济地带 (东中西)					是	
是否控制省份						是
常数项	-0.514***	-0.278	-0.203	5.738***	-0.0293	-0.853
	(-8.37)	(-0.47)	(-0.38)	(7.49)	(-0.05)	(-1.47)
调整的 R ²	0.0016	0.0217	0.0806	0.1397	0.0827	0.0991
样本量	2016	2016	2016	2016	2016	2016

注：表中上栏为回归系数，下栏括号内为 t 统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。下表同。

表 4 以收入作为贫困线标准的使用工具变量 (IV) 的 DID 回归结果

	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
是否实验组 (否 =0, 是 =1)	-0.0371	-0.0320	-0.0385	0.0600	-0.0222	0.0314
	(-0.64)	(-0.54)	(-0.64)	(0.99)	(-0.37)	(0.51)
时间	-0.0279 (-1.07)	-0.0273 (-1.04)	-0.0350 (-1.31)	0.0104 (0.38)	-0.0358 (-1.34)	-0.050* (-1.87)
时间 * 实验组 (使用 IV)	0.0239	0.0235	0.0280	0.0007	0.0134	-0.0113
	(0.40)	(0.39)	(0.46)	(0.01)	(0.22)	(-0.18)
户主性别 (女性 =0, 男性 =1)		0.151***				
		(5.18)				
户主年龄		-0.0084				
		(-1.13)				
户主年龄平方 (/100)		0.0087				
		(1.27)				
户主教育年限		-0.0148***				
		(-4.45)				
户主健康水平		0.0264*				
		(1.91)				
劳动力男性占比			0.0351	0.0033	0.0330	0.0310
			(0.95)	(0.09)	(0.90)	(0.84)
劳动力平均年龄			0.0041	0.0018	0.0029	0.0052
			(0.58)	(0.25)	(0.41)	(0.72)

	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
劳动力平均年龄的平方 (/100)			-0.0021	0.0013	-0.0010	-0.0029
			(-0.29)	(0.17)	(-0.13)	(-0.39)
劳动力平均教育年限			-0.0159***	-0.064*	-0.0161***	-0.0145***
			(-4.10)	(-1.59)	(-4.10)	(-3.63)
劳动力平均健康水平			0.0223	0.0116	0.0231	0.0303*
			(1.37)	(0.71)	(1.41)	(1.82)
人均耕种面积			-0.0135	-0.0247***	-0.016*	-0.0258***
			(-1.54)	(-2.61)	(-1.76)	(-2.69)
人均固定资产对数			-0.0398***	-0.0293***	-0.0403***	-0.0425***
			(-5.82)	(-4.25)	(-5.856)	(-6.10)
劳动力占比			-0.1941***	-0.2073***	-0.1836***	-0.1847***
			(-3.64)	(-3.84)	(-3.42)	(-3.40)
是否少数民族 (否 =0, 是 =1)			-0.0677**	-0.0511*	-0.466	-0.0311
			(-2.61)	(-1.94)	(-1.57)	(-0.94)
家庭规模			0.0473***	0.3122***	0.0472***	0.453***
			(5.85)	(3.79)	(5.73)	(5.46)
村庄人均收入对数				-0.2478***		
				(-11.37)		
是否控制三大经济地带 (东中西)					是	
是否控制省份						是
常数项	-0.461***	-0.270	-0.194	5.808***	-0.0262	-0.832
调整的 R ²	(-10.97) 0.0014	(-0.46) 0.0215	(-0.36) 0.0807	(7.54) 0.1398	(-0.05) 0.0827	(-1.43) 0.0987
样本量	2016	2016	2016	2016	2016	2016

表 3 列出了以收入作为贫困线标准的回归结果。表 3 显示, 六个模型交叉项的系数有正有负, 影响方向不稳定, 且在 10% 的水平上不显著。利用村庄参合率作为工具变量进行回归, 在加入地区效应的控制变量之后, 交叉项系数亦有正有负, 且不显著, 结果见表 4。这说明, 短期内新农合对农户的收入未产生显著影响。

从表 4 还可以得出, 户主的教育年限、劳动力平均教育年限、健康自评水平、户主性别、人均耕地面积、人均固定资产、劳动力占比、家庭规模等对农户陷入贫困的概率都有显著影响。如果家庭为少数民族, 陷入贫困的概率显著降低 6.77% (5% 水平上显著)。分别加入村庄人均收入对数、三大经济地带虚拟变量、省份虚拟变量作为地区效应 (见模型 10、模型 11 和模型 12

的回归结果), 民族变量的系数逐步变得不显著, 且随着地区控制变量的增加, t 统计量逐次递减, 说明地区效应冲淡了民族效应。

(三) 以热量作为贫困线标准的回归结果

表5 以热量作为贫困线标准的 DID 回归结果

	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
是否实验组 (否 =0, 是 =1)	-0.0014 (-0.04)	0.0018 (0.06)	0.0101 (0.31)	0.0104 (0.32)	0.0085 (0.26)	0.0501 (1.49)
时间	0.1238*** (3.80)	0.1250*** (3.758)	0.1194*** (3.547)	0.1240*** (3.67)	0.1178*** (3.46)	0.1190*** (3.48)
时间 * 实验组	-0.1226*** (-2.84)	-0.1216*** (-2.78)	-0.1043** (-2.35)	-0.1022** (-2.30)	-0.1071** (-2.39)	-0.1031** (-2.26)
户主性别 (女性 =0, 男性 =1)		-0.0114 (-0.28)				
户主年龄		-0.0489*** (-5.74)				
户主年龄平方 (/100)		0.0480*** (6.05)				
户主教育年限		0.0004 (0.12)				
户主健康水平		0.0189 (1.27)				
劳动力男性占比			-0.1228*** (-3.08)	-0.1255*** (-3.13)	-0.1340*** (-3.31)	-0.1373*** (-3.31)
劳动力平均年龄			-0.0409*** (-5.20)	-0.0411*** (-5.22)	-0.0436*** (-5.465)	-0.0405*** (-4.94)
劳动力平均年龄的平方 (/100)			0.0419*** (5.10)	0.0421*** (5.14)	0.0459*** (5.50)	0.0433*** (5.04)
劳动力平均教育年限			0.0086** (2.05)	0.0094** (2.19)	0.0033 (0.77)	0.0066 (1.45)
劳动力平均健康水平			0.0044 (0.25)	0.0036 (0.21)	0.0042 (0.23)	0.0291 (1.56)
人均耕种面积			-0.0084 (-0.99)	-0.0089 (-1.04)	-0.0182** (-2.04)	-0.0242** (-2.54)

	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
人均固定资产对数			-0.0186**	-0.0178**	-0.0168**	-0.0153*
			(-2.42)	(-2.30)	(-2.17)	(-1.91)
劳动力占比			-0.0918	-0.0923	-0.0840	-0.1196**
			(-1.60)	(-1.61)	(-1.44)	(-2.00)
是否少数民族 (否=0, 是=1)			0.0923***	0.0932***	0.0474	0.0177
			(3.07)	(3.10)	(1.40)	(0.47)
家庭规模			0.0128	0.0115	0.0257***	0.0336***
			(1.42)	(1.25)	(2.77)	(3.51)
村人均收入对数				-0.0174		
				(-0.95)		
是否控制三大经济地带 (东中西)					是	
是否控制省份						是
常数项	-0.170***	2.721***	2.503***	2.861***	2.454***	1.493***
调整的 R ²	(-2.90) 0.0080	(4.68) 0.0255	(4.86) 0.0357	(4.48) 0.0360	(4.66) 0.0612	(2.72) 0.1049
样本量	2016	2016	2016	2016	2016	2016

表 5 列出了以热量作为贫困线标准的回归结果。模型 13 到模型 18 的交叉项均显著（显著水平为 1% 和 5%）且系数为负，对农户减少陷入贫困的概率贡献值在 10.3%—12.3% 之间，结果稳健；如果家庭为少数民族，陷入贫困的概率显著提高 9.23%（1% 水平上显著），且加入村庄人均收入对数作为地区效应，系数和显著水平均未发生变化。表 6 展示了以人均热量摄入作为被解释变量的 OLS 回归结果，参合家庭的人均热量摄入增加 214.7—262.7 千卡之间，^① 显著水平均为 1%。另外，本文以收入贫困线作为标准将样本农户分成贫困家庭和非贫困家庭，并分别对人均热量摄入做 OLS 回归。表 7 的结果显示，参加新农合对两类家庭的营养摄入均起到显著改善效果，但对于贫困家庭效果更强，贫困家庭平均比非贫困家庭多增加 20—30 千卡的热量摄入。

表 6 以人均热量摄入作为被解释变量的 OLS 回归结果

	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22	模型 23	模型 24
是否实验组 (否=0, 是=1)	-22.73	-28.05	-36.62	-36.59	-33.80	-78.62*
	(-0.52)	(-0.65)	(-0.84)	(-0.84)	(-0.79)	(-1.87)

① 根据中国居民膳食营养素参考摄入量（2006），18—44 岁中等劳动强度的人的推荐营养素摄入量（RNI）男性为 2800 千卡，女性为 2300 千卡。可见热量摄入不是越多越好，多到一定程度会导致肥胖等一系列富贵病。因此，同等 200 多千卡的热量增加值对人均热量摄入低于 2100 千卡的贫困家庭效用更大。

	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22	模型 23	模型 24
时间	-206.7***	-206.3***	-199.0***	-198.6***	-192.4***	-186.2***
	(-4.53)	(-4.56)	(-4.39)	(-4.33)	(-4.33)	(-4.30)
时间 * 实验组	262.7***	250.7***	223.3***	223.6***	222.9***	214.7***
	(4.26)	(4.09)	(3.65)	(3.65)	(3.72)	(3.68)
户主性别 (女性 =0, 男性 =1)		-10.33				
		(-0.19)				
户主年龄		66.36***				
		(5.93)				
户主年龄平方 (/100)		-64.27***				
		(-6.20)				
户主教育年限		1.655				
		(0.34)				
户主健康水平		-49.35**				
		(-2.44)				
是否控制劳动力及 家庭特征			是	是	是	是
村庄人均收入对数				-1.720		
				(-0.07)		
是否控制三大经济地带 (东中西)					是	
是否控制省份						是
常数项	2292.4*** (71.12)	772.1** (2.53)	950.8*** (3.51)	964.9*** (2.85)	1002.8*** (3.73)	1522.0*** (5.68)
调整的 R ²	0.0155	0.0389	0.0482	0.0477	0.0875	0.1349
样本量	2016	2016	2016	2016	2016	2016

注：户主特征变量、家庭特征变量以及地区控制变量均与表 5 相同，如有需要，可以向作者索取。

模型 14 中户主年龄及其平方的系数显示，户主在 50.94 岁以前，其家庭陷入贫困的概率随着年龄的增加而减少；但是到了 50.94 岁以后，其家庭陷入贫困的概率将随着年龄逐年增加。前一阶段可能是由于户主的子女开始工作，为家庭提供收入；后一阶段可能是由于家里照顾老人的开销增多，且户主的子女开始生儿育女，抚养和教育的开销增加。模型 16 中家庭劳动力平均年龄及其平方的系数显示，平均年龄在 48.81 岁以前，家庭陷入贫困的概率随着年龄的增加而减少；但到 48.81 岁以后，家庭陷入贫困的概率将随着年龄逐年增加。这可能是因为劳动力开始随着年龄增加，工作经验和管理经验不断丰富，人力资本不断提升；但到了 48.81 岁以后，人力资本的

提升速度低于健康和精力的折损速度，生产力开始下降。

表 7 不同收入分组家庭、以人均热量摄入作为被解释变量的 OLS 回归结果

	贫困家庭（收入标准）			非贫困家庭（收入标准）		
	模型 25	模型 26	模型 27	模型 28	模型 29	模型 30
是否实验组 (否 =0, 是 =1)	25.08 (0.33)	26.58 (0.35)	-8.692 (-0.11)	-37.42 (-0.71)	-46.56 (-0.88)	-61.57 (-1.16)
时间	-188.6** (-2.30)	-168.6** (-2.06)	-183.5** (-2.16)	-218.4*** (-4.01)	-225.7*** (-4.17)	-205.8*** (-3.77)
时间 * 实验组	284.5** (2.58)	260.8** (2.38)	250.5** (2.25)	248.7*** (3.35)	241.7*** (3.28)	229.1*** (3.11)
户主性别 (女性 =0, 男性 =1)		-115.5 (-1.03)			42.57 (0.67)	
户主年龄		77.97*** (4.13)			62.38*** (4.45)	
户主年龄平方 (/100)		-71.91*** (-4.16)			-62.07*** (-4.74)	
户主教育年限		4.238 (0.46)			-3.211 (-0.55)	
户主健康水平		-14.17 (-0.39)			-60.45** (-2.49)	
是否控制劳动力及 家庭特征			是			是
村人均收入对数			29.20 (0.77)			-67.93* (-1.94)
常数项	2152.9*** (37.61)	242.7 (0.47)	552.6 (0.98)	2353.2*** (60.71)	987.4*** (2.60)	1607.2*** (3.63)
调整的 R ²	0.0193	0.0270	0.048	0.0488	0.0879	0.2204
样本量	611	611	611	1405	1405	1405

注：户主特征变量、家庭特征变量均与表 5 相同，如有需要，可以向作者索取。

本文研究结果显示，新农合不仅改善了家庭中老年人的健康状况，减少了老年人的医疗费用支出，增加了家庭食物消费；而且减少了预防性储蓄，增加了家庭的食物消费和热量摄入。这都使得家庭的饮食条件得以改善，并且贫困家庭的热量摄入增加值更大一些。然而，新农合的这两项影响不必然导致家庭收入的提高，因此通过收入作为贫困线的回归结果显示新农合没有显著缓解贫困。此外，新农合虽然可以减少预防性储蓄，增加人力资本投资，但人力资本投资（如教育）

改善带来的缓解贫困效果需要一定的时间方能体现。

五、结论与政策含义

结合已有文献,本文对新农合的缓贫机理做了分析,分别讨论了新农合对农户收入和热量摄入的影响。研究发现:(1)以人均热量摄入2100千卡的贫困标准来测定,参合使得农户陷入贫困的概率显著降低10.3%—12.3%,日人均热量摄入增加214.7—262.7千卡;但以收入2300元(2010年不变价格)作为贫困线标准,参与新农合并没有显著缓解贫困。短期来看,参与新农合不能增加农户当期的收入,只会减少农户医疗费用的支出;但新农合可以增加贫困线边缘及以下农户的当期消费,尤其是食物消费;长期来看,新农合还可以增加农户的人力资本投资、提高生产效率。因此,如果仅以收入作为贫困标准来评估新农合的缓贫效果,可能会掩盖新农合政策的真实缓贫效果而影响下一步的政策制定。(2)当户主和家庭主要劳动力步入中老年以后,家庭陷入贫困的概率将随着他们的年龄增加而增加,而新农合能显著改善家庭中老年人的健康状况,减少老年人的医疗费用支出,增加其食物消费。(3)以收入作为贫困线标准,少数民族陷入贫困的概率要低于非少数民族;而以热量摄入作为贫困线标准,少数民族地区陷入贫困的概率则要显著高于非少数民族。同时,本文也得出户主特征、劳动力特征和家庭特征对农户收入和热量摄入两方面福利存在影响。

2017年3月4日,习近平总书记在参加全国政协十二届五次会议时提出:健康扶贫是属于精准扶贫的一个方面,因病返贫、因病致贫现在是扶贫硬骨头的主攻方向。截至2017年,我国尚有2000多万因病致贫人口,如何针对这些人群采取“靶向治疗”的精准脱贫方案是当前精准健康扶贫的重要内容。在推进精准健康扶贫的工作中,本文的研究有如下启示:(1)对于医疗保险计划的评估,不能仅采用收入的标准,应该综合考虑消费支出、营养、健康意识等因素。(2)从扶贫的角度,应对当前的新农合制度实施进一步的差异化改革。目前,在新农合的筹资方案中,中央财政对东中西不同省份采取差异化的补贴方案,对西部省份的补贴比例要高于中部省份,而对中部省份的补贴要高于东部省份。可以参照这一差异化方案,对不同年龄段的人采取差异化的补助方案。根据本文研究,若对49岁以上的参合人员采取较高补贴,则会使健康扶贫取得更好的效果。(3)新农合能显著改善贫困地区少数民族的热量摄入和营养状况。因此,除了可对不同年龄段的人采取差异化的补贴方案,还可以利用少数民族扶助资金对少数民族的新农合费用采取差异化的补贴,这将大大改善少数民族营养和人力资本状况,提升其健康意识,从而推进各民族人口素质的全面提升。(4)在制定基本医疗保障制度时,应增加对贫困农户的预防性医疗服务供给,进一步降低农户在疾病上的不确定性,释放出更多预防性储蓄,改善生活状况。在制定扶贫政策时,应关注收入超过贫困线标准但热量摄入不足的贫困人口的营养健康状况。因为这一部分人群在面临风险时一般会选择牺牲其食物消费来应对不确定性,从而导致其热量摄入不足。

Impact of the New Cooperative Medical Scheme on Poverty Alleviation in Rural China

—A Comparative Analysis Based on Income and Energy Intake Poverty Line

Wu Benjian

(School of Economics, Minzu University of China, Beijing 100081, China)

Abstract: This paper mainly estimates the effect of the New Cooperative Medical Scheme (NCMS) on poverty alleviation in rural China. Based on CHNS data, adopting income and energy intake poverty line standards and employing a difference-in-difference (DID) approach, the poverty status of rural NCMS enrollees was estimated. Major findings indicate that, using the energy intake poverty line, the enrolled households are 10.3% to 12.3% less likely to be poor, whereas using the income poverty line reveals the NCMS to be ineffective. An explanation may be that the NCMS does not only help households resist sudden health shocks, but also decreases rural households' precautionary savings. In this case, current consumption is increased, and nutritional status is improved. This study implies that if only the income poverty line is used as the basis for analysis, the fact that the NCMS could in the short term improve rural households' nutritional status and alleviate their poverty may be neglected.

Key words: New Cooperative Medical Scheme (NCMS); difference-in-difference (DID); poverty alleviation; poverty line

(责任编辑:仇雨临)