

# 新农合、农户风险承担与收入增长\*

王小龙<sup>1,2</sup> 何振<sup>1</sup>

**摘要：**本文利用中国家庭追踪调查 2010 年、2012 年和 2014 年的数据，实证检验了新农合对农户风险承担的影响，并验证了新农合是否能够促进农户增收以及新农合是否通过风险承担发挥增收效应。实证分析发现，新农合显著提高了农户的非农风险承担和农业风险承担；在区分非农风险承担的形式后发现，新农合显著促进了农户自主创业，但对风险金融资产持有并没有显著影响。家庭异质性检验发现，新农合对户主年龄较大、初始财富较多的农户家庭的风险承担影响较大。进一步分析发现，新农合显著提高了农户的收入水平；而机制检验表明，非农风险承担特别是农户自主创业是新农合发挥增收作用的主要机制。

**关键词：**新型农村合作医疗 风险承担 农民收入

**中国分类号：**F014.4 **文献标识码：**A

## 一、引言

自 21 世纪以来，中国政府围绕促进农民增收，先后实施了农村税费改革、免征农业税、农业财政补贴以及粮食最低收购价等一系列强农、惠农、富农政策。2013 年中央又提出了精准扶贫战略思想，加大了农村扶贫开发力度，以期全面建成小康社会。从促进农民增收的角度看，这些政策确实取得了一定效果。2017 年底，农村居民人均可支配收入为 13432 元<sup>①</sup>，并且从 2010 年开始农村居民人均收入增长速度一直高于城镇居民，城乡居民收入比由 2009 年的最高值 3.33 : 1 缩小到 2017 年的 2.71 : 1<sup>②</sup>。但是，从收入结构来看，中国农民收入增长的内在动力和后劲仍不足，这主要是因为现阶段农民收入增长主要依靠工资性收入和转移支付收入的增长，经营性收入和财产性收入对农民收入增长的贡献不大。转移支付收入属于再分配性质的收入，长期来看不能当作农民增收的主要渠道。外出务工收入是农民工资性收入的重要组成部分，随着中国经济进入新常态，农民外出务工收

---

\*本文研究得到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“促进社会主义新农村建设的财政政策研究”（项目编号：06JJD790033）资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见。本文通讯作者：何振。

<sup>①</sup>数据来源：国家统计局数据库（[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201802/t20180228\\_1585631.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201802/t20180228_1585631.html)）。

<sup>②</sup>根据国家统计局数据计算得出（数据来源：<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）。

入增长明显放缓。根据国家统计局发布的《农民工监测调查报告》<sup>①</sup>，外出农民工人均月收入增速在2013~2017年分别为13.9%、9.8%、7.2%、6.6%和6.4%。中国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段，建筑业和制造业等传统吸收农民工就业的主要行业开始转型升级，未来需求更多的是高素质工人，而农民工受教育程度普遍较低，未来就业前景不明朗。要使农民收入在经济高质量发展阶段持续稳定增长，需要转换农民增收的动能，开辟新的增收渠道。

中国城乡二元结构的一个典型特征是：农村居民比城镇居民面临更大的风险暴露。具体来讲，一方面，农村地区社会保险待遇水平较低，公共卫生服务长期投入不足，这使得农村居民的养老和医疗风险较大；另一方面，农业生产周期较长，对自然环境的依赖也较强。因此，农户需要承担自然和市场的双重风险。现有研究发现，风险暴露会降低家庭的风险承担（risk taking），减少家庭从事高风险、高收益活动的几率，进而不利于家庭收入增长。而且，风险暴露还可能在风险事件（例如大病风险）发生时，阻碍家庭收入增长。风险保护（risk protection）在理论上讲能够减少家庭风险暴露，提高家庭风险承担和缓解风险事件发生的负面冲击，进而增加家庭收入。针对中国农民风险暴露过多的问题，中国政府已出台了許多政策以加强对农民的风险保护。比如，针对农民普遍面临的医疗支出风险和养老风险，中国自2003年起相继建立了新型农村合作医疗制度（以下简称“新农合”）和新型农村社会养老保险制度。在这些社会保险制度中，新农合是覆盖面最广、参保人数最多、保障力度最大的。有鉴于现有文献对新农合缓解风险事件负面冲击的作用做了比较细致的研究，本文从实证角度系统探讨新农合对农户风险承担以及家庭收入增长的影响。

本文余下内容的安排如下：第二部分是文献综述与理论分析；第三部分是数据及实证策略说明；第四部分实证检验新农合对农户风险承担的影响；第五部分检验新农合的增收效应及其作用机制；第六部分是结论及政策启示。

## 二、文献综述与理论分析

### （一）文献综述

与本文研究相关的文献主要有三部分。第一部分是研究新农合的文献，大致可以分为以下两类：第一类文献主要研究新农合的健康效应和医疗负担效应。从已有的研究结果看，虽然这类文献比较丰富，却没有取得一致性的结论。关于健康效应，许多学者发现，新农合显著改善了农民的健康状况（程令国、张晔，2012；王翌秋、刘蕾，2016；张锦华等，2016）；但也有少数学者研究认为，新农合对农民健康的改善作用并不显著（Lei and Lin, 2009）。关于医疗负担效应，部分文献发现，新农合虽然可以报销部分医疗支出，但增加了农民的医疗服务利用率，实际上并没有降低农民医疗支出负担（Lei and Lin, 2009；程令国、张晔，2012）；不过也有部分文献认为，新农合能够降低家庭医疗支出负担（黄晓宁、李勇，2016）。第二类文献主要研究新农合对农户除健康和医疗负担外其他经济行为的影响。其基本研究结论可归纳如下：新农合增加了农户的非医疗支出（白重恩等，2012）

<sup>①</sup>国家统计局：《农民工监测调查报告》（2013~2017年，历年），国家统计局网站（<http://www.stats.gov.cn>）。

和耐用消费品支出（蔡伟贤、朱峰，2015），同时也降低了农户的储蓄率（高梦滔，2010）；另外，新农合还减弱了农村劳动力的外出务工倾向，提高了农民工的返乡意愿（秦雪征、郑直，2011；秦雪征等，2014），并且提高了农户的土地流转意愿（张锦华等，2016）等。

第二部分是研究风险暴露与风险承担关系的文献。现有研究发现，家庭的风险暴露越多，其预期损失越大，对家庭消费的冲击也就越强，因此，家庭为了平滑跨状态消费，会主动减少风险承担<sup>①</sup>（Karlan et al., 2014）。进一步说，家庭的风险暴露越多，家庭越可能主动放弃从事高风险工作的机会（Zhang and Zhao, 2011；郭云南、王春飞，2016），越可能增加预防性储蓄（Kimball, 1991），也越倾向于减少风险资产的持有概率和比例（Heaton and Lucas, 2000；Berkowitz and Qiu, 2006；Cardak and Wilkins, 2009；吴卫星等，2011）。

第三部分是研究风险保护与收入增长关系的文献。许多研究发展中国家农户生产经营行为的文献发现，风险保护可以有效促进农户收入增长。Karlan et al.（2014）使用加纳的田野实验数据研究了放松预算约束和风险约束对农户农业决策的影响，发现为农户提供雨水保险（rainfall insurance）补助能够显著增加其投资，并促使他们选择平均产量高但风险也大的种植方式，最终提高了农业产值。Emerrick and Sadoulet（2016）使用印度数据研究了采用耐涝水稻品种对农户生产经营的影响，发现采用耐涝的水稻品种可以有效减少洪涝发生时水稻的产量损失，农户在使用该品种水稻之后，不仅会追加对农业的投资，而且会采用更高效的生产方式，最终增加了家庭收入。

从现有文献看，虽然有些文献已注意到社会保险制度会影响家庭的风险承担，比如持有风险金融资产、自主创业等（例如宗庆庆等，2015；周钦等，2015；郭云南、王春飞，2016）。还有一些文献估计了新农合对农户的增收效应，但并没有系统地研究新农合影响农户收入增长的内在机制（例如齐良书，2011；陈华等，2017）。与上述文献的研究角度不同，本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）数据，从农户风险承担的角度对新农合影响农户收入增长的内在机制进行更细致、更完整的研究。

## （二）理论分析

从一般意义上讲，风险暴露影响家庭收入增长的机制可区分为规避风险效应和负面冲击（negative shocks）效应（Clarke and Dercon, 2009）。规避风险效应是指当家庭面临的风险暴露过大时，产生重大损失的可能性也较大，出于平滑消费的目的，即便风险事件并没有真实发生，家庭也会主动减少风险承担，增加预防性储蓄，并选择从事更多低风险、低收益的经济活动，导致家庭收入增长因风险规避行为而降低。负面冲击效应是指当风险事件发生时，其产生的负面冲击不仅会直接减少家庭财富，而且还会损害家庭的人力资本，进而减弱家庭的创收能力。

现有文献发现，风险保护可以有效提高家庭收入（Karlan et al., 2014；Emerrick and Sadoulet, 2016）。一方面，风险保护可以提高家庭的风险承担，使其从事更多高风险、高收益的经济活动，从而提高家庭收入；另一方面，风险保护可以减少家庭在风险事件发生后遭受的损失，从而保护家庭

<sup>①</sup>风险承担是指个体主动选择承担经济性风险，比如持有高风险资产、自主创业等。一般而言，高风险工作和高风险资产往往具有更高的期望回报，而减少风险承担会降低家庭的期望收入。

的创收能力。就新农合而言，它能够减少农户在医疗支出方面的风险暴露进而影响农户收入增长。首先，在风险承担方面，新农合通过分担农户的医疗支出风险、降低其预防性储蓄，使得农户可以承担更多风险，从而有利于其从事更多高风险、高收益的经济活动，包括持有更多风险性金融资产以及进行自主创业和与农业相关的风险投资等，最终提高收入。其次，在减缓负面冲击方面，新农合不仅可以节约农户医疗支出，防止农户因病致贫，而且还可以改善农民健康状况，提高家庭成员的健康人力资本水平，从而提高农户的创收能力。

本文拟从风险承担的角度出发<sup>①</sup>，研究新农合对农户风险承担的影响，并检验风险承担是否是新农合促进农户增收的主要机制。基于上述分析，本文提出如下核心假说：

H1：在其他因素不变的情况下，农户参加新农合将显著提高其风险承担。

H2：新农合能够促进农户增收，并且风险承担是新农合发挥增收作用的主要机制。

### 三、实证策略与数据

#### （一）实证模型设定

为了检验新农合是否能够增加农户的风险承担，本文建立以下模型进行估计，具体形式如下：

$$risktaking_{it} = \beta_0 + \beta_1 NCMS_{it} + \beta_2 X1_{it} + u_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中， $i$  代表家庭； $t$  代表年份； $risktaking_{it}$  是风险承担变量，包括非农风险承担变量和农业风险承担变量； $NCMS_{it}$  是家庭当年参合比例； $X1_{it}$  代表其他控制变量，包括家庭人口学特征、财富特征、农业经营特征、健康特征、社区特征和其他特征； $u_i$  代表家庭固定效应，以控制家庭的风险偏好、能力等不随时间变化的异质性对回归结果的影响； $year_t$  代表年份虚拟变量； $\varepsilon_{it}$  为误差项。如果新农合能够促进农户承担更多风险，则参合比例变量应当显著，且系数为正。

为了检验新农合是否能够促进农户增收，并检验风险承担是否是新农合促进农户增收的机制，本文使用中介作用模型进行回归，模型具体形式如下：

$$income_{it} = \beta_3 + \beta_4 NCMS_{it} + \beta_5 X2_{it} + u_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$income_{it} = \beta_3 + \beta_4 NCMS_{it} + \beta_5 X2_{it} + \beta_6 risktaking_{it} + u_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(2) 式中， $i$  代表家庭； $t$  代表年份； $income_{it}$  是家庭收入，包括家庭人均收入和家庭人均自主创业收入； $X2_{it}$  代表控制变量，包括家庭人口学特征、农业经营特征、社区特征和其他特征。(3) 式在 (2) 式的基础上加入了中介变量——风险承担 ( $risktaking_{it}$ )。如果新农合促进了农户增收，

<sup>①</sup>本文还检验了新农合对农民健康和医疗支出负担的影响，以及健康和医疗支出是否能够解释新农合的增收作用。结果发现，新农合显著改善了有老人家庭的家庭成员的健康水平，对医疗支出则影响不显著，并且健康和医疗支出并不能解释新农合的增收作用。由于篇幅原因和已有大量文献研究了新农合对农民健康和医疗负担的影响，本文没有在正文中汇报相关结果。

则(2)式中参合比例应当显著,且系数为正。如果新农合是通过风险承担发挥增收作用,那么,(3)式在加入中介变量——风险承担之后,参合比例的系数与(2)式相比应大幅下降或者该变量不再显著,并且风险承担变量应当显著且系数为正<sup>①</sup>。

## (二) 数据、变量和描述性统计

本文所使用的数据来自中国家庭追踪调查(CFPS)。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心组织实施的一项长期入户追踪调查,每两年一轮,追踪收集了个体、家庭、社区三个层次的数据,包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康状况等。CFPS的调查样本覆盖了全国25个省(区、市)<sup>②</sup>,其基线调查始于2010年,并在2012年和2014年分别开展了第二轮和第三轮调查。

本文模型中的被解释变量分为两类。第一类是风险承担变量,包括非农风险承担变量和农业风险承担变量。非农风险承担是指农户承担与农业不相关的风险,按照投资方向可以分为:①风险金融资产,包括股票、基金、金融衍生品(期货、期权、认购权证、信托产品、外汇产品)、银行间理财产品等<sup>③</sup>;②自主创业,包括创办私营企业或从事个体经营<sup>④</sup>。农业风险承担是指农户承担与农业相关的风险,参考现有文献的做法(参见Lamb, 2003; Dercon and Christiaensen, 2011; Emerick et al., 2016),本文以农户在化肥、农药和种子上的支出来衡量农户承担的农业风险。第二类是家庭收入变量,包括家庭人均收入和家庭人均自主创业收入。

本文模型中的主要解释变量是农户家庭成员的参合比例。参合比例由家庭参加新农合的人数除以家庭总人数得到。按照新农合<sup>⑤</sup>政策规定,农民以家庭为单位参保,但实际上由于家庭部分成员拥有其他医疗保险或者长期在外打工,部分家庭并未全员参保。为此,参考现有文献(参见蔡伟贤、朱峰, 2015),本文采用参合比例作为主要解释变量。

参考已有研究(参见马光荣、杨恩艳, 2011; 胡金焱、张博, 2014),本文模型中的控制变量为:①家庭人口学特征,包括家庭规模、老年人比例、儿童比例、家庭就业率、户主年龄、户主年龄平方、户主受教育程度;②财富特征,包括家庭总支出、自有产权住房、负债;③健康特征,包括家庭成员自评健康水平、家庭肥胖人数比例、家庭体重过轻人数比例、上年家庭成员生病比例、上年家庭成员住院比例;④农业经营特征,包括农业生产、期初土地价值、出租土地、租入土地;⑤社区特征,包括村和县的人均收入、村和县的自来水普及率、村和县的医疗卫生服务可得性;⑥其他

<sup>①</sup>在中介作用模型下,要说明风险承担是新农合促进农户增收的机制,还必须证明新农合能够显著促进农户风险承担。事实上,(1)式已经可以验证新农合能够促进农户风险承担,并且将(1)式中的解释变量替换为(2)式中的解释变量后,回归结果仍然不变。

<sup>②</sup>调查省份不包括西藏、青海、宁夏、新疆、海南和内蒙古。

<sup>③</sup>本文将现金、国债和金融机构存款归为无风险资产。

<sup>④</sup>个体经营包括个体工商户和个人合伙两种形式,与农业相关的家庭副业也属于个体经营。

<sup>⑤</sup>中国在2003年开始试点新型农村合作医疗制度,农民以家庭为单位参保。

特征，包括家庭成员其他医疗保险参保率、家庭现住址是否位于城镇地区。

本文对原始数据进行了如下处理：首先，为了更准确地反映新农合的政策效果，仅保留了家庭成员全部都是农业户籍的样本；其次，为了保证样本家庭的跨年可比性，仅保留了在 CFPS 后两轮调查中均没有派生新组家庭的样本；最后，删除了关键变量数据缺失的样本以及单期样本。本文最终得到一组两期平衡面板数据，包括 4289 户农村家庭，共 8578 个观察值。需要说明的是，本文中所有的名义量指标均以 2010 年为基期，按照各年价格指数调整为实际值。表 1 给出了本文模型中所有变量的名称、定义和描述性统计。

表 1 变量定义和描述性统计

变量名称	变量符号	变量定义或单位	均值	标准差
<b>被解释变量</b>				
家庭人均收入	<i>perinc</i>	家庭纯收入/家庭总人数，单位：元，取对数	8.53	1.20
家庭人均自主创业收入	<i>perbusinc</i>	家庭私营企业和个体经营纯收入之和/家庭总人数，单位：元，取对数	0.61	2.16
非农风险承担	<i>noagrriisk</i>	是否承担非农风险：是=1，否=0	0.09	0.28
自主创业	<i>business</i>	有否开办私营企业或个体经营：是=1，否=0	0.08	0.27
风险金融资产	<i>riskasset</i>	是否投资风险金融资产：是=1，否=0	0.01	0.10
农业风险承担	<i>agrriisk</i>	家庭化肥、农药和种子的支出，单位：元，取对数	5.60	3.34
<b>主要解释变量</b>				
参合比例	<i>NCMS</i>	家庭参加新农合的人数/家庭总人数	0.85	0.25
<b>控制变量：家庭人口学特征</b>				
家庭规模	<i>familysize</i>	家庭人口数量，单位：人	3.95	1.72
老年人比例	<i>oldratio</i>	家庭 60 岁及以上成员的数量/家庭总人数	0.24	0.35
儿童比例	<i>childratio</i>	家庭 16 岁以下成员的数量/家庭总人数	0.15	0.18
家庭就业率	<i>workratio</i>	家庭 16 岁及以上成员中有工作的人数/家庭 16 岁及以上成员总人数	0.81	0.30
户主年龄	<i>hage</i>	单位：周岁	50.72	12.51
户主年龄平方	<i>hage<sup>2</sup></i>	年龄的平方	2729.23	1313.62
户主受教育程度	<i>hedu</i>	户主是否有高中以上学历：是=1，否=0	0.08	0.27
<b>控制变量：健康特征</b>				
家庭成员自评健康水平	<i>srhealth</i>	家庭成员中自评健康为“非常健康”、“很健康”和“比较健康”的人数/家庭总人数	0.65	0.34
家庭肥胖人数比例	<i>bmifat</i>	家庭成人中 BMI 指数超过 30 的人数/家庭总人数	0.03	0.11
家庭体重过轻人数比例	<i>bmilow</i>	家庭成人中 BMI 指数低于 18.5 的人数/家庭总人数	0.11	0.24
上年家庭成员生病比例	<i>sick</i>	上年度家庭生病人数/家庭总人数 <sup>a</sup>	0.31	0.33
上年家庭成员住院比例	<i>inhosp</i>	上年度家庭住院人数/家庭总人数	0.21	0.30

新农合、农户风险承担与收入增长

控制变量：财富特征				
家庭总支出	<i>famexpen</i>	家庭总支出，单位：元，取对数	10.03	0.90
自有产权住房	<i>house</i>	是否有自有产权住房：是=1，否=0	0.95	0.22
负债 <sup>b</sup>	<i>debt</i>	是否有负债：是=1，否=0	0.23	0.42
控制变量：农业经营特征				
农业生产	<i>agripar</i>	家庭成员参与农业生产：是=1，否=0	0.78	0.41
期初土地价值	<i>landval</i>	期初农户所有土地的价值，单位：元，取对数	8.42	3.68
出租土地	<i>lendland</i>	是否出租土地：是=1，否=0	0.11	0.31
租入土地	<i>rentland</i>	是否租入土地：是=1，否=0	0.15	0.35
控制变量：社区特征				
村人均收入	<i>vilncome</i>	本村其他家庭纯收入之和/本村其他家庭人数之和，单位：元，取对数	9.06	0.42
县人均收入	<i>counincome</i>	本县其他村家庭纯收入之和/本县其他村家庭人数之和，单位：元，取对数	9.17	0.37
村自来水普及率	<i>vilwater</i>	本村通自来水的家庭总数/本村家庭总数	0.52	0.38
县自来水普及率	<i>counwater</i>	本县其他村通自来水的家庭总数/本县其他村家庭总数	0.59	0.28
村医疗卫生服务可得性	<i>vilhosp</i>	本村是否有医院或医疗点：是=1，否=0	0.84	0.37
县医疗卫生服务可得性	<i>counhosp</i>	本县其他村中有医院或医疗点的村庄总数/本县其他村庄总数	0.86	0.23
控制变量：其他特征				
其他医疗保险参保率	<i>othermed</i>	家庭中参加其他医疗保险的人数/家庭总人数	0.03	0.11
城镇地区	<i>urban</i>	家庭现住址是否位于城镇地区：是=1，否=0	0.26	0.44

注：<sup>a</sup>对 CFPS 问卷中“过去两周内，您是否有身体不适”这一问题回答“是”的家庭成员比例；<sup>b</sup>负债是指家庭拥有的除房贷以外的银行贷款或者亲友、民间借贷。

本文按照家庭成员是否全部参保，将 2014 年的样本分为低参保家庭（家庭未全员参保）和高参保家庭（家庭全员参保），详细对比了这两组家庭的相关指标（见表 2）。表 2 显示，低参保家庭成员的健康水平较好，并且从事非农工作的家庭成员较多，部分家庭成员拥有其他医疗保险。这表明，在新农合参保中存在逆向选择问题，并且新农合会被其他医疗保险挤出。

表 2 低参保家庭和高参保家庭特征对比

变量	低参保家庭	高参保家庭	两组之差
家庭规模	4.575	3.672	0.903 <sup>***</sup>
老年人比例	0.172	0.299	-0.127 <sup>***</sup>
儿童比例	0.205	0.120	0.085 <sup>***</sup>
家庭就业率	0.824	0.801	0.023 <sup>**</sup>
户主年龄	48.083	52.285	-4.198 <sup>***</sup>
户主受教育程度	0.098	0.062	0.036 <sup>***</sup>
家庭成员自评健康水平	0.728	0.642	0.086 <sup>***</sup>

家庭肥胖人数比例	0.028	0.025	0.002
家庭体重过轻人数比例	0.093	0.110	-0.017**
上年家庭成员生病比例	0.304	0.352	-0.048***
上年家庭成员住院比例	0.291	0.350	-0.059***
家庭总支出	10.324	10.000	0.323***
自有产权住房	0.942	0.947	-0.005
负债	0.191	0.184	0.007
农业生产	0.711	0.786	-0.075***
期初土地价值	8.352	9.077	-0.724***
出租土地	0.113	0.120	-0.007
租入土地	0.129	0.153	-0.025**
村人均收入	9.103	9.064	0.040***
县人均收入	9.248	9.169	0.080***
村自来水普及率	0.588	0.531	0.058***
县自来水普及率	0.646	0.613	0.033***
村医疗卫生服务可得性	0.832	0.858	-0.025**
县医疗卫生服务可得性	0.857	0.868	-0.011
其他医疗保险参保率	0.091	0.000	0.091***
城镇地区	0.293	0.237	0.056***

注：①两组之差显著性的检验方法是t检验；②\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

### （三）内生性问题处理

虽然本文在回归分析中尽可能多地控制了影响家庭参合比例的因素以及家庭异质性，但仍然可能存在既影响家庭参合比例又影响被解释变量的因素未被控制，此外，新农合自愿参保可能导致逆向选择，即风险暴露较高的家庭较倾向于选择参加新农合，而这部分家庭承担非农风险的可能性也较低，因此，新农合对非农风险承担的促进作用很可能被低估。参考现有文献的做法（参见周钦等，2015；贾男、马俊龙，2015），本文选用两个地区层面的新农合参保率作为家庭参合比例的工具变量，它们分别是：家庭所在村庄除本家庭以外的其他家庭参合比例的平均值、家庭所在县（区）除本村以外的其他村庄的家庭参合比例的平均值。由于村庄中的社会网络和示范效应，地区层面的新农合参保率与家庭参合比例高度相关，同时与模型中的扰动项不直接相关。由于本文使用的是两期面板数据，相同村庄内不同家庭之间可能相关，为了保证回归结果的稳健性，本文将（1）～（3）式的标准误聚类在村级水平。

## 四、新农合与风险承担

### （一）新农合与非农风险承担

表3给出了新农合对非农风险承担影响的回归结果。本文使用了三种不同的估计方法，以展示



内生性对估计结果的影响。其中，(1)列是普通最小二乘(OLS)回归结果<sup>①</sup>，被解释变量是非农风险承担，控制变量包括家庭人口学特征、农业经营特征、财富特征、健康特征、社区特征、其他特征和时间固定效应，此时参合比例的系数约为0.02，但参合比例并不显著。(2)列在(1)列的基础上进一步控制了家庭固定效应，排除家庭不随时间变化的异质性对家庭参合比例的影响，即(1)式的估计结果，此时参合比例的系数约为0.03，且参合比例在5%的水平上显著。(3)列是对(1)式使用两阶段最小二乘法(2SLS)的第一阶段估计结果，从中可以看出，两个工具变量对参合比例均有显著的正向作用，表明地区层面的新农合参保率与家庭参合比例存在正向关系，证明工具变量与参合比例是高度相关的。(4)列是第二阶段估计结果，此时参合比例的系数为0.21，且参合比例在10%的水平上显著，系数与之前相比大幅提高，表明新农合对非农风险承担的促进作用在之前的OLS回归中被低估了。

农户承担非农风险的方式包括自主创业和持有风险金融资产。表3(5)列的被解释变量是自主创业。回归结果显示，新农合显著促进了农户自主创业，且在10%的水平上显著。(6)列的被解释变量是风险金融资产。估计结果显示，新农合对农户持有风险金融资产有正向作用，但并不显著。这可能与现阶段持有风险金融资产的家庭比例较低有关。

保证工具变量的有效性是本文实证分析结果可信的关键。首先，本文检验了模型是否存在弱工具变量问题。从第一阶段回归结果看，两个工具变量均对参合比例有显著的正向作用。检验结果表明，Cragg-Donald 统计量均远高于10%偏误的临界值19.93，因此，有理由相信模型不存在弱工具变量问题。其次，由于本文为内生变量参合比例选择了两个工具变量，因此，需要检验模型是否存在工具变量过度识别问题。表3中(4)、(5)、(6)列给出了检验工具变量过度识别的Hansen-J统计量的p值，结果发现，Hansen-J统计量在10%的水平上均不显著，因此，有理由相信本文工具变量的选取是合理的。最后，本文对内生性问题进行了Wald检验。(4)列中的检验结果在10%的水平上拒绝了家庭参合比例是外生变量的假设，(5)、(6)列中的检验结果则不能拒绝。

表3 新农合对非农风险承担影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	FE	2SLS一阶段	2SLS二阶段	2SLS二阶段	2SLS二阶段
<i>NCMS</i>	0.0194 (0.0157)	0.0315** (0.0158)	— —	0.2046* (0.1170)	0.2121* (0.1148)	0.0243 (0.0497)
<i>urban</i>	0.0306** (0.0141)	0.0658 (0.1092)	-0.0565 (0.0629)	0.0771 (0.1045)	0.0810 (0.1039)	-0.0045 (0.0057)
<i>othermed</i>	-0.0907* (0.0465)	0.0506 (0.0431)	-0.8978*** (0.0362)	0.2100* (0.1164)	0.1970* (0.1121)	0.0365 (0.0573)

<sup>①</sup>一般而言，当被解释变量是二分变量时，常使用Probit模型进行估计，但Probit模型无法控制样本的固定效应。Angrist (2008)认为，在大样本下，对Probit模型、Tobit模型改用线性回归方法进行分析并不会带来严重偏误。因此，本文统一使用线性回归模型进行估计。

新农合、农户风险承担与收入增长

<i>agripar</i>	-0.1048*** (0.0147)	-0.0184 (0.0133)	-0.0175 (0.0139)	-0.0162 (0.0137)	-0.0166 (0.0123)	0.0046 (0.0078)
<i>landval</i>	-0.0057*** (0.0012)	0.0011 (0.0014)	-0.0014 (0.0013)	0.0014 (0.0014)	0.0007 (0.0012)	0.0001 (0.0008)
<i>lendland</i>	0.0447** (0.0189)	0.0141 (0.0146)	-0.0092 (0.0139)	0.0151 (0.0148)	0.0169 (0.0143)	-0.0010 (0.0048)
<i>rentland</i>	-0.0116 (0.0089)	-0.0094 (0.0110)	-0.0170 (0.0113)	-0.0070 (0.0112)	-0.0152 (0.0098)	0.0108* (0.0059)
<i>familysize</i>	-0.0005 (0.0027)	0.0088* (0.0049)	-0.0012 (0.0051)	0.0094* (0.0050)	0.0070 (0.0043)	0.0028 (0.0027)
<i>oldratio</i>	0.0278** (0.0135)	0.0190 (0.0224)	-0.0287 (0.0218)	0.0233 (0.0228)	0.0132 (0.0215)	0.0118 (0.0087)
<i>childratio</i>	0.0449* (0.0264)	-0.0201 (0.0385)	-0.3251*** (0.0452)	0.0373 (0.0531)	0.0457 (0.0508)	0.0033 (0.0208)
<i>workratio</i>	0.1377*** (0.0162)	0.0606*** (0.0146)	0.0072 (0.0147)	0.0593*** (0.0147)	0.0598*** (0.0143)	-0.0044 (0.0054)
<i>hage</i>	-0.0026 (0.0020)	-0.0072** (0.0029)	0.0069** (0.0029)	-0.0083*** (0.0031)	-0.0078*** (0.0028)	-0.0007 (0.0014)
<i>hage<sup>2</sup></i>	0.0000 (0.0000)	0.0001** (0.0000)	-0.0001** (0.0000)	0.0001** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0000 (0.0000)
<i>hedu</i>	0.0686*** (0.0171)	0.0020 (0.0271)	0.0101 (0.0184)	0.0007 (0.0270)	0.0164 (0.0258)	-0.0110 (0.0092)
<i>vilincome</i>	0.0300*** (0.0107)	0.0361*** (0.0124)	0.0060 (0.0130)	0.0338*** (0.0123)	0.0360*** (0.0113)	-0.0046 (0.0058)
<i>counincome</i>	-0.0140 (0.0134)	-0.0090 (0.0189)	-0.0256 (0.0188)	-0.0064 (0.0185)	0.0067 (0.0174)	-0.0206*** (0.0080)
<i>vilhosp</i>	0.0105 (0.0101)	-0.0074 (0.0104)	0.0035 (0.0128)	-0.0081 (0.0105)	-0.0098 (0.0093)	0.0008 (0.0049)
<i>counhosp</i>	0.0014 (0.0151)	-0.0167 (0.0185)	-0.0069 (0.0193)	-0.0137 (0.0179)	-0.0075 (0.0161)	-0.0108 (0.0076)
<i>vilwater</i>	0.0070 (0.0142)	-0.0109 (0.0236)	-0.0007 (0.0223)	-0.0096 (0.0248)	-0.0079 (0.0240)	-0.0062 (0.0071)
<i>counwater</i>	-0.0176 (0.0217)	0.0555 (0.0379)	-0.0013 (0.0354)	0.0487 (0.0380)	0.0492 (0.0342)	-0.0022 (0.0168)
<i>srhealth</i>	0.0173* (0.0099)	-0.0009 (0.0122)	-0.0064 (0.0139)	0.0000 (0.0122)	0.0013 (0.0114)	0.0012 (0.0056)
<i>bmifat</i>	0.0380 (0.0314)	-0.0157 (0.0410)	0.0255 (0.0371)	-0.0178 (0.0414)	-0.0112 (0.0360)	-0.0124 (0.0232)
<i>bmilow</i>	-0.0190* (0.0190)	-0.0089 (0.0190)	-0.0009 (0.0190)	-0.0082 (0.0190)	-0.0030 (0.0190)	-0.0054 (0.0190)

新农合、农户风险承担与收入增长

	(0.0114)	(0.0145)	(0.0179)	(0.0146)	(0.0136)	(0.0053)
<i>sick</i>	-0.0103	-0.0204*	-0.0160	-0.0181	-0.0145	-0.0034
	(0.0105)	(0.0121)	(0.0140)	(0.0127)	(0.0115)	(0.0058)
<i>inhosp</i>	-0.0005	0.0172	0.0192	0.0148	0.0143	0.0018
	(0.0115)	(0.0121)	(0.0154)	(0.0124)	(0.0119)	(0.0047)
<i>famexpen</i>	0.0519***	0.0196***	0.0014	0.0193***	0.0188***	0.0003
	(0.0051)	(0.0051)	(0.0046)	(0.0052)	(0.0050)	(0.0020)
<i>house</i>	-0.0055	-0.0058	-0.0171	-0.0045	-0.0126	0.0119*
	(0.0203)	(0.0175)	(0.0193)	(0.0175)	(0.0167)	(0.0067)
<i>debt</i>	0.0237***	0.0037	-0.0174**	0.0069	0.0067	0.0011
	(0.0092)	(0.0088)	(0.0082)	(0.0093)	(0.0087)	(0.0041)
<i>vilNCMS</i>	—	—	0.4353***	—	—	—
	—	—	(0.0646)	—	—	—
<i>couNCMS</i>	—	—	0.1690**	—	—	—
	—	—	(0.0730)	—	—	—
观测值	7368	7368	7368	7368	7368	7368
Cragg-Donald	—	—	—	60.3929	60.3929	60.3929
Hansen-J检验p值	—	—	—	0.8636	0.4229	0.1024
内生性检验p值	—	—	—	0.0997	0.1230	0.4641

注：①括号内为回归系数对应的聚类后的稳健标准误，标准误聚类（cluster）在村庄层面；②Cragg-Donald 指 Cragg-Donald Wald F 统计值；③\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；④（5）列、（6）列的第一阶段回归结果与（3）列相同，故省略；⑤（1）列在回归中仅控制了时间固定效应，其他列则在回归中均控制了时间固定效应和家庭固定效应，固定效应的估计结果略；⑥各列的被解释变量均是非农风险承担；⑦ *vilNCMS* 和 *couNCMS* 是工具变量，含义分别为家庭所在村庄除本家庭以外的其他家庭参合比例的平均值、家庭所在县（区）除本村以外的其他村庄的家庭参合比例的平均值。

## （二）新农合与农业风险承担

表 4 给出了新农合对农业风险承担影响的回归结果。（1）列是普通最小二乘（OLS）回归结果，被解释变量是农业风险承担，控制变量包括家庭人口学特征、农业经营特征、财富特征、健康特征、社区特征、其他特征以及年份变量。（1）列中，参合比例的系数约为 0.17，并且参合比例在 10% 的水平上显著。（2）列在（1）列的基础上进一步控制了家庭固定效应，以排除家庭不随时间变化的异质性对参合比例的影响，此时参合比例的系数大幅降低，并且该变量不再显著。这说明，家庭异质性可能会同时影响家庭参合比例和农业风险承担。（3）列是在（2）列的基础上使用工具变量法估计后第二阶段估计结果，此时参合比例的系数为 1.74 左右，且在 5% 的水平上显著，表明新农合显著促进了农户的农业风险承担。

表 4 还给出了对工具变量有效性的检验结果。检验结果显示，Cragg-Donald 统计量远高于 10% 偏误的临界值 19.93，表明模型不存在弱工具变量问题；Hansen-J 统计量在 10% 的水平上并不显著，

说明模型不存在工具变量过度识别问题。内生性检验的结果在 1%的水平上拒绝了参合比例是外生变量的假设（见表 4（4）列）。

表 4 新农合对农业风险承担影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)
	OLS	FE	2SLS二阶段
<i>NCMS</i>	0.1661* (0.1001)	0.0035 (0.1187)	1.7429** (0.7707)
观测值	7368	7368	7368
Cragg-Donald	—	—	60.4075
Hansen-J检验p值	—	—	0.9072
内生性检验p值	—	—	0.0102

注：同表 3 注①、②、③；各列回归中的控制变量与表 3 中相同；（1）列在回归中仅控制了时间固定效应，其他列则在回归中控制了时间固定效应和家庭固定效应，固定效应和控制变量的估计结果略；各列的被解释变量均是农业风险承担。

### （三）新农合促进风险承担的机制检验

从理论上讲，新农合主要是通过分担农户的医疗支出风险、降低预防性储蓄而发挥促进农户风险承担的作用。如果农户的医疗支出风险不同，那么，新农合对其风险承担的影响也应当不同。此外，无论家庭承担非农风险还是农业风险，都需要一定的资金支持，而农村普遍存在严重的信贷约束。因此，初始财富水平较高的家庭受信贷约束的影响较小，新农合对这部分家庭风险承担的促进作用会较明显。

首先，按照户主年龄<sup>④</sup>将全部样本平均分为高龄组和低龄组。一般而言，户主年龄大，生病概率高，高龄组家庭的风险承担受新农合的影响应该较大；相反，户主年龄小，生病概率低，低龄组家庭的风险承担受新农合的影响应该较小。分组回归结果表明：新农合显著提高了高龄组家庭的农业风险承担和非农风险承担，对低龄组家庭的农业风险承担和非农风险承担有正向作用，但并不显著（见表 5）。

表 5 新农合对风险承担影响的分组回归 2SLS 估计结果（按户主年龄分组）

	低龄组		高龄组	
	<i>noagrrisk</i>	<i>agrrisk</i>	<i>noagrrisk</i>	<i>agrrisk</i>
<i>NCMS</i>	0.2794 (0.2964)	2.1121 (1.4622)	0.1646** (0.0785)	1.5633** (0.7492)
观测值	3744	3744	3624	3624
Cragg-Donald	23.6567	23.6640	26.7832	26.7832
Hansen-J检验p值	0.4020	0.3308	0.3372	0.4891

<sup>④</sup>本文按照农户户主 2010 年时的年龄进行划分，以避免其他因素干扰。

内生性检验p值	0.1903	0.1266	0.1712	0.0210
---------	--------	--------	--------	--------

注：同表3注①、②、③；各列回归中的控制变量与表3中相同；全部回归中均控制了时间固定效应和家庭固定效应，固定效应和控制变量的估计结果略。

其次，按照家庭初始财富水平<sup>①</sup>将全部样本平均分为贫困组和富裕组。由于农村地区存在严重的信贷约束，而农户承担农业风险和非农风险往往需要投资，因此，初始财富水平较高家庭的风险承担可能受新农合的影响较大，而初始财富水平较低的家庭则由于面临严重的信贷约束，其风险承担受新农合的影响较弱。分组检验结果表明（见表6）：新农合显著提高了富裕组家庭的农业风险承担和非农风险承担，对贫困组家庭的农业风险承担和非农风险承担有正向作用，但并不显著。

表6 新农合对风险承担影响的分组回归2SLS估计结果（按家庭初始财富水平分组）

	贫困组		富裕组	
	<i>noagrisk</i>	<i>agrisk</i>	<i>noagrisk</i>	<i>agrisk</i>
<i>NCMS</i>	0.1139 (0.0995)	0.2414 (0.7968)	0.4040* (0.2293)	3.3345*** (1.3449)
观测值	3566	3566	3568	3568
Cragg-Donald	33.4004	33.4004	25.6152	25.6152
Hansen-J检验p值	0.1057	0.9028	0.1841	0.8414
内生性检验p值	0.4159	0.8102	0.0421	0.0064

注：同表3注①、②、③；同表5注④、⑤。

## 五、新农合的增收作用及机制检验

本部分检验新农合对农村家庭人均收入的影响，并识别新农合影响家庭人均收入的主要机制。表7中（1）列、（2）列是（2）式的估计结果，其中，（1）列被解释变量是家庭人均收入，控制变量包括家庭人口学特征、农业经营特征、社区特征、其他医疗保险参保率、城镇地区、年份变量以及家庭固定效应，此时参合比例的系数为正，但并不显著。（2）列是（1）列使用工具变量的估计结果，此时，参合比例的系数大幅增加到0.70左右，并在5%的水平上显著，表明新农合对农户收入增长有显著的正向作用。

根据中介作用模型，本文接下来将验证哪种风险承担是新农合促进农户增加收入的主要机制。表7中（3）~（6）列是（3）式的估计结果。其中，（3）列在（2）列的基础上加入了中介变量——非农风险承担。此时，参合比例的系数大幅下降，并且不再显著，而非农风险承担高度显著且系数为正，表明非农风险承担是新农合提高农民家庭收入的重要机制。（4）列在（2）列的基础上加入了中介变量——农业风险承担。此时，参合比例的系数和显著性基本不变，农业风险承担也不显著，表明农业风险承担并非是新农合促进农户增收的机制。由于新农合促进农户承担非农风险的主要形式是自主创业，自主创业变量应该能够代替非农风险承担变量解释新农合的增收作用。（5）列在（2）

<sup>①</sup>本文按照农户2010年的家庭净资产进行划分，以避免其他因素干扰。

列的基础上加入了中介变量——自主创业，此时，参合比例的系数同样大幅下降，并且不再显著，而自主创业变量高度显著且系数为正，结果符合预期。这表明，新农合的增收作用主要是通过促进农户自主创业实现的。为了保证回归结果的稳健性，(6)列在(2)列的基础上加入了中介变量——风险金融资产。此时，参合比例系数的系数和显著性基本不变，表明风险金融资产并非是新农合促进增收的机制。

本文还对工具变量的有效性进行了检验。检验结果显示，模型中不存在弱工具变量问题和工具变量过度识别问题。内生性检验结果显示，(2)、(4)、(6)列在10%的水平上拒绝参合比例是外生变量的假设，(3)、(5)列则在接近10%的水平上拒绝，表明使用工具变量是必要的。

表7 新农合对家庭人均收入的影响以及机制检验的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	2SLS二阶段	2SLS二阶段	2SLS二阶段	2SLS二阶段	2SLS二阶段
<i>NCMS</i>	0.0318 (0.0702)	0.7024** (0.3641)	0.5806 (0.3638)	0.6991** (0.3602)	0.5714 (0.3637)	0.7044** (0.3639)
<i>noagr-risk</i>	—	—	0.5638*** (0.0883)	—	—	—
<i>agr-risk</i>	—	—	—	0.0020 (0.0129)	—	—
<i>business</i>	—	—	—	—	0.6617*** (0.0912)	—
<i>riskasset</i>	—	—	—	—	—	-0.0147 (0.1880)
观测值	7932	7932	7932	7932	7932	7932
Cragg-Donald	—	68.4367	67.5973	68.2843	67.7792	68.2579
Hansen-J检验p值	—	0.3794	0.3398	0.3801	0.3900	0.3776
内生性检验p值	—	0.0563	0.1065	0.0578	0.1159	0.0557

注：同表3注①、②、③；控制变量包括家庭人口学特征、农业经营特征、社区特征、其他医疗保险参保率、城镇地区；(1)列还控制了时间固定效应，其他列则均控制了时间固定效应和家庭固定效应，固定效应和控制变量的估计结果略；各列的被解释变量是家庭人均收入。

如果新农合是通过促进农户自主创业发挥增收作用的，那么，新农合应该显著增加农户来源于自主创业的收入。本文将农户收入拆分为来源于私营企业和个体经营的自主创业收入和来源于其他渠道的非自主创业收入。表8(1)列的被解释变量是农户的非自主创业收入，此时，参合比例对其有正向作用，但并不显著。这也从侧面说明，新农合并非通过提高农户来源于土地经营的收入发挥增收效应的。(2)列的被解释变量是农户的自主创业收入，此时，参合比例在10%的水平上显著，且系数为正。这说明，新农合主要增加了农户的自主创业收入，对其他来源收入的影响并不显著。

(3)列在(2)列的基础上加入了中介变量——自主创业，此时，参合比例的系数大幅下降并且不再显著，自主创业变量高度显著且系数为正。这表明，新农合是通过提高农户自主创业的概率，增

加农户来源于自主创业收入从而发挥增收作用的。为了保证回归结果的稳健性，(4)列在(2)列的基础上加入了中介变量——风险金融资产，此时，参合比例的系数大小和显著性基本不变，表明风险金融资产并非是新农合影响农户自主创业收入的主要机制。

本文还对工具变量的有效性进行了检验。结果表明(见表8)，模型中不存在弱工具变量问题和工具变量过度识别问题。内生性检验结果显示，(1)~(4)列未能拒绝参合比例是外生变量的假设。

表8 新农合增收机制进一步检验的2SLS估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NCMS</i>	0.4671 (0.3865)	1.3374* (0.8227)	-0.1490 (0.3107)	1.3406* (0.8217)
<i>business</i>	—	—	7.4513*** (0.1366)	—
<i>riskasset</i>	—	—	—	-0.0884 (0.3775)
观测值	7932	7932	7932	7932
Cragg-Donald	66.3805	68.4875	67.8413	68.3069
Hansen-J 检验 p 值	0.7316	0.8880	0.7212	0.8920
内生性检验 p 值	0.2130	0.1418	0.6529	0.1407

注：同表3注①、②、③；同表7注④；(1)列还控制了时间固定效应，其他列则均控制了时间固定效应和家庭固定效应，固定效应和控制变量的估计结果略；(1)列的被解释变量是非自主创业收入，(2)~(4)列的被解释变量是自主创业收入。

## 六、结论以及政策启示

本文基于对风险暴露影响家庭收入增长的理论分析，利用中国家庭追踪调查数据，实证检验了新农合是否影响农户的风险承担，以及新农合是否是通过影响农户的风险承担而发挥增收作用的。实证分析发现：第一，新农合显著提高了农户的非农风险承担和农业风险承担。区分非农风险承担的形式后发现，新农合主要促进了农户自主创业，对其风险金融资产的持有并没有显著影响。第二，新农合对农户收入增长有显著的正向作用。机制检验发现，非农风险承担是新农合发挥增收效应的主要机制。进一步地，新农合通过促进农户开办私营企业或从事个体经营，增加其非农经营性收入。

据此，本文得到以下政策启示：第一，政府可以增加对农村地区公共服务的投入，提高新农合保障水平，完善基本公共服务，减少农民的风险暴露，促进农户主动承担更多风险，比如参与自主创业，进而提高其经营性收入和财产性收入，为农户增收开辟新的渠道。第二，在社会保障制度设计上，政府应当重视低收入群体的风险暴露问题，通过开展农业保险补贴、社会保险补贴等措施，减少其风险暴露，促进其参与高风险高回报的经济活动，改善收入结构，从而增加收入。

### 参考文献

- 1.白重恩、李宏彬、吴斌珍, 2012:《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》第2期。
- 2.蔡伟贤、朱峰, 2015:《“新农合”对农村居民耐用品消费的影响》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 3.陈华、曾昊、杨柳, 2017:《“新农合”缓解了农村居民的贫困程度吗?》,《科学决策》第10期。
- 4.程令国、张晔, 2012:《新农合:经济绩效还是健康绩效?》,《经济研究》第1期。
- 5.高梦滔, 2010:《新型农村合作医疗与农户储蓄:基于8省微观面板数据的经验研究》,《世界经济》第4期。
- 6.郭云南、王春飞, 2016:《新型农村合作医疗保险与自主创业》,《经济学(季刊)》第3期。
- 7.胡金焱、张博, 2014:《社会网络、民间融资与家庭创业——基于中国城乡差异的实证分析》,《金融研究》第10期。
- 8.黄晓宁、李勇, 2016:《新农合对农民医疗负担和健康水平影响的实证分析》,《农业技术经济》第4期。
- 9.贾男、马俊龙, 2015:《非便携式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究》,《管理世界》第9期。
- 10.马光荣、杨恩艳, 2011:《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》第3期。
- 11.齐良书, 2011:《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》第8期。
- 12.秦雪征、郑直, 2011:《新农合对农村劳动力迁移的影响:基于全国性面板数据的分析》,《中国农村经济》第10期。
- 13.秦雪征、周建波、辛奕、庄晨, 2014:《城乡二元医疗保险结构对农民工返乡意愿的影响——以北京市农民工为例》,《中国农村经济》第2期。
- 14.王翌秋、刘蕾, 2016:《新型农村合作医疗保险、健康人力资本对农村居民劳动参与的影响》,《中国农村经济》第11期。
- 15.吴卫星、荣苹果、徐芊, 2011:《健康与家庭资产选择》,《经济研究》增1期。
- 16.张锦华、刘进、许庆, 2016:《新型农村合作医疗制度、土地流转与农地滞留》,《管理世界》第1期。
- 17.周钦、袁燕、臧文斌, 2015:《医疗保险对中国城市和农村家庭资产选择的影响研究》,《经济学(季刊)》第2期。
- 18.宗庆庆、刘冲、周亚虹, 2015:《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》第10期。
19. Angrist, J. D., and J. S. Pischke, 2008, *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*, Princeton university press.
20. Berkowitz, M. K. and J. Qiu, 2006, “A Further Look at Household Portfolio Choice and Health Status”, *Journal of Banking & Finance*, 30(4): 1201-1217.
21. Cardak, B. A., and R. Wilkins, 2009, “The Determinants of Household Risky Asset Holdings: Australian Evidence on Background Risk and Other Factors”, *Journal of Banking & Finance*, 33(5): 850-860.
22. Clarke, D., and S. Dercon, 2009, “Insurance, Credit and Safety Nets for the Poor in a World of Risk”, DESA Working Paper 81, [http://www.un.org/esa/desa/papers/2009/wp81\\_2009.pdf](http://www.un.org/esa/desa/papers/2009/wp81_2009.pdf).
23. Dercon, S., and L. Christiaensen, 2011, “Consumption Risk, Technology Adoption and Poverty Traps: Evidence from Ethiopia”, *Journal of Development Economics*, 96(2): 159-173.
24. Emerick, K. A. Janvry, and E. Sadoulet, 2016, “Technological Innovations, Downside Risk, and The Modernization of



Agriculture”, *American Economic Review*, 106(6): 1537-61.

25.Heaton, J., and D. Lucas, 2000, “Portfolio Choice and Asset Prices: The Importance of Entrepreneurial Risk”, *The Journal of Finance*, 55(3): 1163-1198.

26.Karlan, D., R. Osei, I. Osei-Akoto, and C. Udry, 2014, “Agricultural Decisions after Relaxing Credit and Risk Constraints”, *Quarterly Journal of Economics*, 129(2): 597-652.

27.Kimball, M. S., 1991, “Precautionary Motives for Holding Assets”, NBER Working Paper 3586, <http://www.nber.org/papers/w3586>.

28.Lamb, R. L., 2003, “Fertilizer Use, Risk, and Off-farm Labor Markets in the Semi-arid Tropics of India”, *American Journal of Agricultural Economics*, 85(2): 359-371.

29.Lei, X., and W. Lin, 2009, “The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health?” *Health Economics*, 18(S2): S25-S46.

30.Zhang, J., and Z. Zhao, 2011, “Social-family Network and Self-employment: Evidence from Temporary Rural-urban Migrants in China”, IZA Working Paper 5446, <http://ftp.iza.org/dp5446.pdf>.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国人民大学财政金融学院;

<sup>2</sup> 中国财政金融政策研究中心)

(责任编辑: 何欢)

## The New Rural Cooperative Medical Scheme, Farmers' Risk Taking and Income Growth

Wang Xiaolong He Zhen

**Abstract:** This article uses data from China Family Panel Studies from 2010 to 2014 to empirically examine the impact of the new rural cooperative medical scheme (NCMS) on farmers' risk-taking. It verifies whether the NCMS can increase farmers' income, and whether their risk-taking is a main mechanism for increasing income. The empirical results show that the NCMS has significantly increased the non-agricultural risk taking level and agricultural risk taking level of farmers. The study distinguishes the forms of non-agricultural risks and finds that the NCMS mainly encourages farmers to start a business, but it has no significant impact for them on holding risk financial assets. Heterogeneity tests find that the NCMS has a greater impact for rich families and families whose heads are older persons. Further tests reveal that the NCMS has improved farmers' income. Mechanism test finds that non-agricultural risk-taking is a main channel.

**Key Words:** New Rural Cooperative Medical Scheme; Risk Taking; Farmer's Income