



2019年第 11 期 / 总第 183 期

主办单位：中国人民大学中国财政金融政策研究中心

Public Economic Review 郭庆旺/主编

# 公共经济评论

China Financial Policy Research Center Renmin University of China

[www.frc.com.cn](http://www.frc.com.cn)

新农合、农户风险承担与收入增长\*

王小龙 何振

社会保障制度与经济增长：基于拟自然实验的分析

贾俊雪 李紫霄 秦聪

## 新农合、农户风险承担与收入增长\*

王小龙<sup>1,2</sup>

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

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, 以及风险承担是否是新农合增收的机制。实证结果发现, 新农合显著提高了农户的非农风险承担和农业风险承担, 区分非农风险承担的形式后发现, 新农合主要促进了农户创业, 对风险金融资产持有并没有显著影响。异质性检验发现, 新农合对年龄较大、初始财富更多的家庭的风险承担影响更大。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创业, 是新农合发挥增收作用的主要渠道。

**关键词:** 新农合 风险承担 农户增收

**中国分类号:** F014.4 **文献标识码:** A

### 一、引言

自本世纪以来, 中国政府一直十分重视“三农”问题, 围绕促进农民增收, 先后实施了农村税费改革、免征农业税、农业财政补贴以及最低粮食收购保护价等一系列强农、惠农、富农政策。近年来中央又提出了精准扶贫战略, 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。截止 2017 年底, 农村居民人均可支配收入 13432 元<sup>①</sup>, 并且从 2010 年开始农村居民人均收入增长幅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然不足, 这主要是因为现阶段农民收入增长主要依靠外出打工收入和转移支付收入的增

\*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, 感谢匿名专家提出的宝贵意见。

<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>数据来源: 笔者使用国家统计局提供的数据计算得出 (<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>)。

长,经营性收入和财产性收入对农民收入增长贡献不大<sup>①</sup>。转移支付收入属于再分配性质的收入,长期来看不能作为农民增收的主要渠道。随着中国经济发展进入新常态,农民外出务工收入增长明显放缓,根据国家统计局发布的农民工监测调查报告,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%、6.4%<sup>②</sup>。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,未来需求更大的是高素质工人,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的增长,就需要转换农户增收动能,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(risk exposure)。具体讲,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,且对自然环境依赖很强,因此农户还需要承担自然和市场双重风险。现有研究发现,风险暴露会降低家庭的事前风险承担(risk taking),减少家庭从事高风险高收益活动的几率,进而损害家庭收入。而且,风险暴露还可能在事后风险事件发生时,损害家庭收入,比如说农村常见的“因病致贫”现象。风险保护(risk protection)在理论上能够减少家庭风险暴露,提高家庭事前风险承担和缓解事后风险事件的负面冲击,进而增加家庭收入。针对中国农村居民风险暴露过多的问题,中国政府已出台了政策和制度用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。有鉴于此,本文拟以新农合为例,探讨社会保险政策对农户的影响,鉴于现有文献已经对新农合缓解事后负面冲击做了比较细致的研究,本文将着重研究新农合对农户事前风险承担以及家庭收入的影响。

本文的结构安排如下: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,第四部分是新农合对农户风险承担的实证检验结果;第五部分是检验新农合的增收效应及作用机制的实证结果;第六部分是结论以及政策启示。

## 二、文献综述与理论分析

### (一) 文献综述

与本文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:第一类文献主要在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,但却没有取得一致性的意见。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水平(程令国、张晔,2012;王翌秋、刘蕾,2016;张锦华等,2016),但也有少数学者的研究认为

<sup>①</sup>数据来源:国家统计局住户调查办公室(编):《中国住户调查年鉴2017》,北京:中国统计出版社。

<sup>②</sup>数据来源:国家统计局“农民工监测调查报告”(2013-2017年,历年)。

新农合对农民的健康改善作用并不显著 (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, 实际上并没有降低医疗支出负担 (Lei and Lin, 2009; Wagstaff et al., 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)。第二类是关于新农合对农户其他经济行为影响的文献。其基本研究成果可归纳如下, 新农合增加了农户的非医疗支出 (白重恩等, 2012) 和耐用消费品支出 (蔡伟贤等, 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农倾向, 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, 其预期损失也越大, 对家庭消费的冲击也越强, 因此家庭为了平滑跨状态消费, 在事前会主动减少风险承担 (Rosenzweig and Binswanger, 1993; Karlan et al., 2014)。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。减少风险承担会降低家庭的期望收入。进一步说, 当家庭的风险暴露越多时, 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 (Carro, 1994; Kimball, 1990), 也更倾向于减少风险资产的持有可能和比例 (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关系的文献。许多研究发展中国家的文献发现风险保护可以有效促进农户收入增长。Karlen (2014) 使用加纳田野实验数据研究发现, 为农户提供雨水保险补助能够显著增加农业投资和选择更高风险的生产方式, 最终提高农业产值。Emerrick (2016) 使用印度数据研究发现, 由于抗洪涝的水稻种子可以有效减少洪涝发生时水稻产量的损失, 所以农户在使用这种种子之后, 不仅会追加对农业的投资, 而且会采用更高效的生产方法, 最终增加了家庭收入。

从已有的文献看, 虽然有些研究已注意到社会保障制度对家庭资产配置的影响 (宗庆庆等, 2015; 周钦等, 2015), 但关于新农合的研究并不多, 仅有郭云南、王春飞 (2016) 研究了新农合对农户创业的影响。齐良书 (2011) 则仅单纯地估计了新农合对农户收入的增长效应, 并没有系统的研究新农合影响农户收入的内在机制。与以往的研究不同, 本文利用更丰富、更详细的微观数据——中国家庭追踪调查 (CFPS), 从农户风险承担的角度对新农合影响农户收入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的机制可被区分为事前 (ex-ante) 规避风险效应和事后 (ex-post) 负面冲击 (negative shocks) 效应两种途径 (Clarke and Dercon, 2009)。事前规避风险效应是指, 当家庭面临的风险暴露过大时, 产生重大损失的可能性较高, 出于平滑消费的目的, 家庭会在事前主动减少风险承担, 增加预防性储蓄, 并选择从事更多的低风险低收益的经济活动, 结果, 家庭收入也会由于风险规避行为而降低。事后负面冲击效应是指, 当风险事件发生时, 其产生

的负面冲击会不仅会直接减少家庭财富，而且还会损害人力资本，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（Karlen, 2011; Emerrick, 2016），一方面，风险保护可以提高家庭的事前风险承担，使家庭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，从而保护了家庭的创收能力。对新农合而言，新农合能够减少家庭在医疗支出方面的风险暴露进而影响家庭收入。首先，在事前风险承担方面，新农合通过分担家庭的医疗支出风险、降低预防性储蓄，使得农户可以在事前承担更多风险，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、自主创业和农业风险投资等，最终也有利于农户提高收入。其次，在事后负面冲击方面，新农合不仅可以节约家庭医疗支出，防止农户因病致贫，而且还可以改善农户健康水平，提高家庭的健康人力资本，从而增加其创收能力。

本文拟从事前风险承担的角度出发<sup>①</sup>，研究新农合对农户事前风险承担的影响，并检验风险承担是否是新农合增收的主要机制。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、数据及实证策略

#### （一）数据、变量和描述性统计

本文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。

本文的被解释变量分两类，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两类，第一类是风险金融资产，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，本文将现金、国债和金融机构存款归为无风险资产。第二类是自主创业，包括创办私

<sup>①</sup>本文还检验了新农合对农户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健康水平，对医疗支出影响不显著，并且健康和医疗支出并不能解释新农合的增收作用。限于篇幅原因和已有大量文献研究了新农合对农户健康和医疗负担的影响，因此，本文并没有在正文汇报相关结果。

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

营企业或从事个体经营<sup>①</sup>。农业风险承担是指农户承担农业相关风险，参考现有文献的做法（Lamb, 2003; Dercon and Christiaensen, 2011; Knight et al., 2003; Emerick et al., 2016），本文以农户在化肥、农药和种子上的支出衡量农户承担的农业风险。第二类解释变量是家庭收入变量，包括家庭人均收入变量和家庭人均创业收入变量。

本文的主要解释变量是农户是否参加新农合<sup>②</sup>，本文用参合比例来衡量。参合比例由家庭参加新农合的人数除以家庭总人数得到。按照新农合政策规定，农村居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等原因，存在部分家庭并未全员参保的现象。为此，参考现有文献（蔡伟贤、朱峰，2015），本文采用参合比例作为主要解释变量来测度家庭是否参加新农合。

参考已有研究（雷晓燕、周月刚，2010；马光荣、杨恩艳，2011；胡金焱、张博，2014），本文的控制变量包括家庭的人口学特征：家庭规模、老年人比例、儿童比例、家庭就业率、户主年龄、户主教育程度；财富水平特征：家庭总支出、是否有住房、是否有负债；健康特征：自评健康水平、家庭肥胖人数比例、家庭体重过轻人数比例、上年度生病成员比例、上年度住院成员比例；土地特征：是否参与农业生产、期初土地价值、是否出租土地、是否租入土地；社区特征：村、县层面的富裕程度、基础设施健全程度和医疗条件水平；其他特征：其他医疗保险参保率、是否位于城镇地区。

本文对原始数据进行了如下处理：首先，为了更准确的反映新农合的政策效果，本文仅保留了家庭成员中全部都是农村户籍的样本；其次，为了保证家庭的跨年可比性，本文仅保留在后两轮调查中均没有派生新组家庭的样本；最后，删除了关键变量缺失的样本以及单期样本。最终得到一个两期平衡面板数据，其中包括 4289 户农村家庭，共 8578 次观测。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
被解释变量				
家庭人均收入	<i>perinc</i>	ln（家庭纯收入/家庭总人数），家庭人均收入，单位：元	8.53	1.20
创业收入	<i>perbusinc</i>	ln（家庭私营企业和个体经营纯收入/家庭总人数），家庭私营企业和个体经营纯收入，单位：元	0.61	2.16
非农风险承担	<i>noagrisk</i>	承担非农风险=1，否=0	0.09	0.28
创业	<i>business</i>	有私营企业或个体经营=1，否=0	0.08	0.27

<sup>①</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>②</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，为参合农民提供医疗补贴。

风险金融资产	<i>riskasset</i>	投资风险金融资产=1, 否=0	0.01	0.10
农业风险承担	<i>agrrisk</i>	ln(家庭化肥、农药、种子的支出), 家庭化肥、农药、种子的支出, 单位: 元	5.60	3.34
主要解释变量				
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
控制变量: 家庭人口学特征				
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>youratio</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>hage2</i>	年龄的平方	2729.23	1313.62
户主教育程度	<i>hedu</i>	户主有高中以上学历=1, 否=0	0.08	0.27
控制变量: 健康特征				
自评健康水平	<i>selfgood</i>	家庭成员中自评健康为“非常健康”“很健康”或“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
上年度生病成员比例	<i>sick</i>	上年度家庭生病人数/家庭总人数 <sup>a</sup>	0.31	0.33
上年度住院成员比例	<i>inhosp</i>	上年度家庭住院人数/家庭总人数	0.21	0.30
控制变量: 财富特征				
家庭总支出	<i>famexpen</i>	ln(家庭总支出), 家庭总支出, 单位: 元	10.03	0.90
是否有住房	<i>house</i>	有住房=1, 否=0	0.95	0.22
是否有负债 <sup>b</sup>	<i>debt</i>	有负债=1, 否=0	0.23	0.42
控制变量: 土地特征				
是否参与农业生产	<i>agripar</i>	参与农业生产=1, 否=0	0.78	0.41
期初土地价值	<i>landval</i>	ln(期初土地价值), 期初土地价值, 单位: 元	8.42	3.68
是否出租土地	<i>lendland</i>	出租土地=1, 否=0	0.11	0.31
是否租入土地	<i>rentland</i>	租入土地=1, 否=0	0.15	0.35
控制变量: 社区特征				
村人均收入	<i>vilnc</i>	ln(本村其他家庭纯收入之和/本村其他家庭人数之和), 本村其他家庭纯收入之和, 单位: 元	9.06	0.42
县人均收入	<i>couninc</i>	ln(本县其他村的家庭纯收入之和/本县其他村的家庭人数之和), 本县其他村家庭纯收入之和, 单位: 元	9.17	0.37
村自来水普及率	<i>vilwater</i>	本村中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>	本县其他村中通自来水的家庭总数/本县其他村的家庭总数	0.59	0.28
村医院可得性	<i>vilhosp</i>	本村有医院=1, 否=0	0.84	0.37
县医院可得性	<i>counhosp</i>	本县其他村中有医院的村庄数量/本县其他村的总数	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
是否位于城镇地区	<i>urban</i>	家庭位于城镇地区=1, 否=0	0.26	0.44

注: <sup>a</sup>CFPS 问卷中对“过去两周内, 您是否有身体不适”这一问题回答“是”的家庭成员的比例; <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(家庭并未全员参保)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, 表 2 是对比结果, 结果显示, 低参保家庭的健康水平较好, 并且从事非农工作的成员较多, 部分成员拥有其他医疗保险。这表明新农合在参保中存在逆向选择问题, 并且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***
老年人比例	0.172	0.299	-0.127***
儿童比例	0.205	0.120	0.085***
家庭就业率	0.824	0.801	0.023**
户主年龄	48.083	52.285	-4.198***
户主教育水平	0.098	0.062	0.036***
自评健康水平	0.728	0.642	0.086***
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**
上年度生病成员比例	0.304	0.352	-0.048***
上年度住院成员比例	0.291	0.350	-0.059***
家庭年支出	10.324	10.000	0.323***
是否有住房	0.942	0.947	-0.005
是否有负债	0.191	0.184	0.007
是否参与农业生产	0.711	0.786	-0.075***
期初土地价值	8.352	9.077	-0.724***
是否出租土地	0.113	0.120	-0.007
是否租入土地	0.129	0.153	-0.025**
村人均收入	9.103	9.064	0.040***

县其他村人均收入	9.248	9.169	0.080 <sup>***</sup>
村自来水普及率	0.588	0.531	0.058 <sup>***</sup>
县其他村自来水普及率	0.646	0.613	0.033 <sup>***</sup>
村是否有医院	0.832	0.858	-0.025 <sup>**</sup>
县其他村是否有医院	0.857	0.868	-0.011
其他医疗保险参保率	0.091	0.000	0.091 <sup>***</sup>
是否位于城镇地区	0.293	0.237	0.056 <sup>***</sup>

## (二) 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:

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

(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  $noagrisk_{it}$  和农业风险承担变量  $agrisk_{it}$ ;  $NCMS_{it}$  是家庭当年的参合比例;  $XI_{it}$  代表其他控制变量, 包括家庭的人口学特征、财富特征、土地特征、健康特征、社区特征、家庭是否位于城镇地区和家庭其他医疗保险参保率;  $u_i$  代表家庭固定效应, 控制家庭的风险偏好、能力等不随时间变量的特征对回归结果的影响;  $wave_t$  代表年份虚拟变量;  $\varepsilon_{it}$  为误差项。如果新农合能够显著促进家庭承担更多风险, 则预期参合比例  $NCMS_{it}$  的系数  $\beta_1$  显著为正。

为了检验新农合是否能够促进农户增收, 并且风险承担是否是新农合增收的机制, 本文使用中介作用模型进行检验。具体模型如下:

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

$$inc_{it} = \beta_3 + \beta_4 NCMS_{it} + \beta_5 X2_{it} + \beta_6 V_{it} + u_i + wave_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(2) 式中,  $i$  代表家庭;  $t$  代表年份;  $inc_{it}$  是家庭收入, 包括人均收入 ( $perinc$ ) 和人均创业收入 ( $perbusinc$ );  $X2_{it}$  代表控制变量, 包括家庭的人口学特征、土地特征、社区特征、家庭是否位于城镇地区和家庭其他医疗保险参保率。(3) 式在 (2) 式的基础上加入了中介变量  $V_{it}$ 。如果新农合显著促进了农户收入, 则 (2) 式中  $NCMS_{it}$  系数应当显著为正。如果新农合是通过风险承担发挥增收作用的, 那么 (3) 式在加入中介变量——风险承担变量后,  $NCMS_{it}$  系数与 (2) 式相比应当大幅下降或者不再显著, 并且风险承担变量应当显著为正<sup>①</sup>。

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

### （三）内生性处理

虽然本文在回归分析中尽可能多的控制了影响家庭参保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保比例又影响被解释变量的因素未被控制。参考现有文献的做法(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保比例的工具变量, 分别是: 家庭所在村庄除本家庭以外的其他家庭参保比例的平均值 (*vilNCMS*), 家庭所在县区除本村以外的其他家庭参保比例的平均值 (*couNCMS*)。由于村庄中的社会网络和示范效应, 地区参保率与家庭参保比例高度相关, 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的误差项之间可能相关, 为了保证回归结果的稳健性, 本文将 (1) ~ (3) 公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 (1) 式新农合对非农风险承担影响的回归结果, 其中, 第 (1) 列是普通最小二乘 (OLS) 回归的结果, 控制变量中包括家庭的人口学特征、土地特征、财富特征、健康特征、社区特征、其他医疗保险参保率、是否位于城镇地区以及年份变量, 此时参保比例 *NCMS* 的系数约为 0.02, 但并不显著。第 (2) 列在第 (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参保的影响, 此时 *NCMS* 的系数约为 0.03, 且在 5% 的水平下显著。除了家庭不随时间变化的异质性外, (1) 式中还可能存在其他因素导致模型存在内生性, 比如新农合自愿参保可能导致逆向选择, 即事前风险暴露较高的家庭更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更低, 因此新农合对非农风险承担的促进作用很可能被低估。对此, 本文使用上面提到的两个地区层面的工具变量对内生性做进一步处理, 第 (3) 列是两阶段最小二乘法 (2SLS) 第一阶段的估计结果, 从中可以看出, 两个工具变量对参保比例均有显著正向作用, 表明社会参保率与家庭参保比例存在正向关系, 验证了本文之前的预期。第 (4) 列是第二阶段的估计结果, 此时参保比例的系数增加为 0.21 作用, 且在 10% 的水平下显著, 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回归中被低估了。

农户承担非农风险的方式包括创业和持有风险金融资产。表 3 第 (5) 列的被解释变量是创业 (*business*), 回归结果显示, 新农合显著促进了农户创业, 且在 10% 的水平下显著。第 (6) 列的被解释变量是风险金融资产 (*riskasset*), 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, 但并不明显, 这可能与现阶段中国农村家庭投资风险金融资产的比例较低有关。

保证工具变量的有效性是本文实证结果可信的关键。本文首先检验了模型是否存在弱工具变量问题。表 3 中第 (5)、(6) 列的第一阶段回归结果与第 (3) 列相同, 故省略, 从第一阶段回归结果看, 两个工具变量均对参保比例有显著正向作用, 此外, 检验弱工具变量的 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

为一个内生变量选择了两个工具变量，因此需要检验模型是否存在过度识别问题。表3中第(4)、(6)、(8)列给出了检验过度识别的Hansen J统计量的P值，结果发现Hansen J统计量在10%的水平下均不显著，因此，有理由相信工具变量的选取是合理的。最后，本文还汇报了模型内生性检验的结果，结果显示，第(4)列在10%的水平下拒绝了参合比例是外生变量的假设，第(5)列则在接近12%的水平下拒绝，第(6)列则不能拒绝。

表3 新农合与非农风险承担

	OLS	FE	2SLS		2SLS	2SLS
	(1)	(2)	(3) 一阶段	(4) 二阶段	(5) 二阶段	(6) 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)
<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>youratio</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>hage2</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>vilinc</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>couninc</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>selfgood</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* (0.0114)	-0.0089 (0.0145)	-0.0009 (0.0179)	-0.0082 (0.0146)	-0.0030 (0.0136)	-0.0054 (0.0053)
<i>sick</i>	-0.0103 (0.0105)	-0.0204* (0.0121)	-0.0160 (0.0140)	-0.0181 (0.0127)	-0.0145 (0.0115)	-0.0034 (0.0058)
<i>inhosp</i>	-0.0005 (0.0115)	0.0172 (0.0121)	0.0192 (0.0154)	0.0148 (0.0124)	0.0143 (0.0119)	0.0018 (0.0047)
<i>famexpen</i>	0.0519*** (0.0051)	0.0196*** (0.0051)	0.0014 (0.0046)	0.0193*** (0.0052)	0.0188*** (0.0050)	0.0003 (0.0020)
<i>house</i>	-0.0055 (0.0203)	-0.0058 (0.0175)	-0.0171 (0.0193)	-0.0045 (0.0175)	-0.0126 (0.0167)	0.0119* (0.0067)
<i>debt</i>	0.0237*** (0.0092)	0.0037 (0.0088)	-0.0174** (0.0082)	0.0069 (0.0093)	0.0067 (0.0087)	0.0011 (0.0041)
<i>vilNCMS</i>	—	—	0.4353*** (0.0646)	—	—	—
<i>couNCMS</i>	—	—	0.1690** (0.0730)	—	—	—
观测数	7368	7368	7368	7368	7368	7368
Cragg-Donald	—	—	—	60.3929	60.3929	60.3929
Hansen-J	—	—	—	0.8636	0.4229	0.1024
内生性P值	—	—	—	0.0997	0.1230	0.4641

注：括号内为回归系数对应的聚类后的稳健标准误，标准误群聚（cluster）在村庄层面；Cragg-Donald 指 Cragg-Donald Wald F 统计量值；Hansen-J 指过度识别检验统计量 Hansen-J 的 P 值；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、

1%的水平上显著。全部回归中均控制了时间固定效应和家庭固定效应。

### （二）新农合与农业风险承担

表4给出了公式（1）新农合对农业风险承担影响的回归结果，其中，第（1）列是普通最小二乘（OLS）回归的结果，控制变量中包括家庭的人口学特征、土地特征、财富特征、健康特征、社区特征、其他医疗保险参保率、是否位于城镇地区以及年份变量，此时参合比例 *NCMS* 的系数约为0.17，并在10%的水平下显著。第（2）列在第（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参保的影响，此时 *NCMS* 的系数大幅降低，并且不再显著，这说明家庭异质性可能会同时影响家庭参保和农业风险承担。第（3）列是使用工具变量后的第一阶段的估计结果，从中可以看出，两个工具变量对参合比例均有显著正向作用，表明社会参保率与家庭参合比例存在正向关系，符合预期。第（4）列是第二阶段的估计结果，此时 *NCMS* 的系数增加为1.74左右，且在5%的水平下显著，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 统计量均远高于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%的水平下并不显著，说明模型不存在过度识别问题。内生性检验结果则显示，第（4）在1%的水平下拒绝了参合比例是外生变量的假设。

表4 新农合与农业风险承担

	OLS	FE	2SLS	
	(1)	(2)	(3) 一阶段	(4) 二阶段
<i>NCMS</i>	0.1661* (0.1001)	0.0035 (0.1187)	—	1.7429** (0.7707)
观测数	7368	7368	7368	7368
Cragg-Donald	—	—	—	60.4075
Hansen-J	—	—	—	0.9072
内生性P值	—	—	—	0.0102

注：回归中的控制变量与表3相同，其他同表3。

### （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。如果家庭的医疗支出风险不同，那么新农合的影响也应当不同。此外，无论家庭承担非农风险还是承担农业风险，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，初始财富较高的家庭受信贷约束影响更小，新农合对这部分家庭的影响效果会更明显。

首先,按照户主的年龄<sup>①</sup>将全部样本平均分为两组,分别是高龄组和低龄组。一般而言,户主年龄大的家庭,生病概率高,受新农合的影响应该较大,相反,户主年龄小的家庭生病概率低,受新农合的影响应该较小。分组结果表 5 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,新农合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。

表 5 新农合与风险承担:不同年龄的家庭

	低龄组		高龄组	
	(1) <i>noagrisk</i>	(2) <i>agrisk</i>	(3) <i>noagrisk</i>	(4) <i>agrisk</i>
<i>NCMS</i>	0.2794 (0.2964)	2.1121 (1.4622)	0.1646** (0.0785)	1.5633** (0.7492)
观测数	3744	3744	3624	3624
Cragg-Donald	23.6567	23.6640	26.7832	26.7832
Hansen-J	0.4020	0.3308	0.3372	0.4891
内生性P值	0.1903	0.1266	0.1712	0.0210

注:回归中的控制变量与表 3 相同,其他同表 3。

其次,按照家庭初始财富将样本平均分为两组<sup>②</sup>,分别为贫困组和富裕组。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,初始财富较高的家庭可能受新农合的影响较大,而初始财富较少的家庭则由于面临严重的信贷约束,受新农合的影响相对较弱。分组检验结果表 6 表明: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,新农合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 新农合与风险承担:不同初始财富的家庭

	贫困组		富裕组	
	(1) <i>noagrisk</i>	(2) <i>agrisk</i>	(3) <i>noagrisk</i>	(4) <i>agrisk</i>
<i>NCMS</i>	0.1138 (0.0997)	0.1684 (0.8041)	0.3784* (0.2182)	3.4765*** (1.3219)
观测数	3586	3586	3782	3782
Cragg-Donald	33.2831	33.2831	26.3104	26.3104
Hansen-J	0.1027	0.7262	0.1561	0.6142
内生性P值	0.4122	0.9250	0.0519	0.0037

注:回归中的控制变量与表 3 相同,其他同表 3。

<sup>①</sup>本文按照农户户主 2010 年的年龄进行划分,以避免其他因素干扰。

<sup>②</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。

## 五、新农合的增收作用及机制检验

本部分检验了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收入的主要机制。表 7 中第 (1) ~ (2) 列是公式 (2) 的估计结果，其中，第 (1) 列控制变量包括家庭的人口学特征、土地特征、社区特征、其他医疗保险参保率、是否位于城镇地区、年份变量以及家庭固定效应，此时参合比例为正，但并不显著。第 (2) 列是使用工具变量后的估计结果，此时参合比例系数大幅增长为 0.70 左右，并在 5% 的水平下显著，表明新农合对农户收入有显著正向作用。

根据中介作用模型，本文下面将验证哪种风险承担是新农合增收的主要机制。表 7 中第 (3) ~ (6) 列是公式 (3) 的估计结果，首先以非农风险承担变量 *noagrisk* 作用中介变量，并使用工具变量估计，估计结果见表 7 第 (3) 列，此时参合比例 *NCMS* 的系数大幅下降，并且不再显著，而 *noagrisk* 系数为正并且高度显著，表明非农风险承担是新农合提高家庭收入的重要机制。本文在第 (4) 列中以农业风险承担变量 *agrisk* 作为中介变量，此时，参合比例 *NCMS* 的系数和显著性基本不变，变量 *agrisk* 也不显著，表明非农风险承担并非是新农合增收的渠道。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，自主创业应该能够代替非农风险承担变量解释新农合的增收作用。本文以自主创业变量 *business* 作为中介变量，第 (5) 列是估计结果，此时参合比例 *NCMS* 的系数同样大幅下降，并且不再显著，而创业变量 *business* 为正并高度显著，结果符合预期，表明新农合的增收作用主要通过促进农户创业实现的。为了保证回归结果的稳健性，本文将中介变量替换为风险金融资产 *riskasset*，回归结果见第 (6) 列，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增收的途径。

本文还对表 7 中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过度识别问题，内生性检验结果显示，第 (2)、(4)、(6) 列在 10% 的水平下拒绝参合比例是外生变量的假设，第 (3)、(5) 列则在接近 10% 的水平下拒绝，表明使用工具变量是有必要的。

表 7 新农合对人均收入的影响以及机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<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>noagrisk</i>	—	—	0.5638*** (0.0883)	—	—	—
<i>agrisk</i>	—	—	—	0.0020 (0.0129)	—	—
<i>business</i>	—	—	—	—	0.6617*** (0.0912)	—
<i>riskasset</i>	—	—	—	—	—	-0.0147 (0.1880)

观测数	7932	7932	7932	7932	7932	7932
Cragg-Donald	—	68.4367	67.5973	68.2843	67.7792	68.2579
Hansen-J	—	0.3794	0.3398	0.3801	0.3900	0.3776
内生性P值	—	0.0563	0.1065	0.0578	0.1159	0.0557

注：控制变量包括：家庭的人口学特征、土地特征、社区特征、其他医疗保险参保率、是否位于城镇地区、时间固定效应以及家庭固定效应，其他同表 3。

如果新农合是通过促进农户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。本文将农户收入进行了拆分，分为来源于私企企业和个人经营的自主创业收入以及来源于其他渠道的非创业收入。表 8 第 (1) 列的被解释变量是农户的非创业收入，此时参合比例对农户的非创业收入有正向作用，但并不显著，这也从侧面说明，农业并非新农合促进农户增收的主要途径。第 (2) 列的被解释变量是农户的自主创业收入，此时参合比例为正，且在 10% 的水平下显著。这说明新农合主要增加了农户的创业性收入，对农户其他性质收入的影响并不显著。类似的，本文在第 (3) 列控制变量中新加入了创业变量 *business*，此时，参合比例系数大幅下降并且不再显著，创业变量为正并高度显著。这表明新农合是通过提高农户创业概率，增加农户来自于创业的收入发挥增收作用的。为了保证回归结果的稳健性，本文在第 (4) 列控制变量中加入了风险金融资产 *riskasset*，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影响创业收入的主要途径。

表 8 同样对工具变量的有效性进行了检验，结果表明，模型中不存在弱工具变量问题和过度识别问题，内生性检验结果显示，第 (2)、(4) 列在接近 15% 的水平下拒绝参合比例是外生变量的假设，第 (1)、(3) 列则未能拒绝。

表 8 新农合增收机制的进一步检验

	(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)
观测数	7932	7932	7932	7932
Cragg-Donald	66.3805	68.4875	67.8413	68.3069
Hansen-J	0.7316	0.8880	0.7212	0.8920
内生性 P 值	0.2130	0.1418	0.6529	0.1407

注：回归中的控制变量与表 7 相同，其他同表 3。

## 六、结论以及政策启示

本文基于风险影响家庭收入的理论分析,利用中国家庭追踪调查数据,实证检验了新农合如何是否影响农户的风险承担,以及新农合是否是通过风险承担发挥增收作用的。实证结果发现: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创业,对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正向作用,机制检验发现,非农风险承担是新农合增收效应的主要机制。本文的研究表明,新农合通过促进农户开办私营企业或从事个体经营,增加了农户的非农经营性收入。

据此,本文提出以下建议: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、新农保的保障水平,完善基本公共服务,减少农村居民的风险暴露,促进农户主动承担更多风险,比如持有更多的股票、基金等风险金融资产或参与创业,进而提高农户的经营性收入和财产性收入,为农户增收开辟新的渠道;第二,在扶贫开发政策设计中,政府应当重视贫困户的风险暴露问题,通过对贫困户进行农业保险、牲畜保险、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活动,改善收入结构,以助其摆脱贫困陷阱;第三,风险暴露通过影响家庭事前风险承担会扩大不同风险暴露水平家庭间的收入差距,而低收入家庭一般风险暴露较大,这意味着风险暴露会进一步拉大社会收入差距,因此,改善社会收入分配应当重视社会风险保护,政府应当通过完善社会保障制度,着重降低低收入群体对未来的不确定性,增加其风险承担,进而降低社会收入差距。

### 参考文献

- 1.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。
- 2.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。
- 3.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。
- 4.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。
- 5.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。
- 6.贾男、马俊龙,2015:《非携带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。
- 7.雷晓燕、周月刚,2010:《中国家庭的资产组合选择:健康状况与风险偏好》,《金融研究》第1期。
- 8.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。
- 9.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。

- 10.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。
- 11.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。
- 12.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。
- 13.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。
- 14.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。
- 15.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。
- 16.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。
- 17.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.
- 18.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.
- 19.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).
- 20.Dercon, S., and L. Christiaensen, 2011, “Consumption Risk, Technology Adoption and Poverty Traps: Evidence from Ethiopia”, *Journal of Development Economics*, 96(2): 159-173.
- 21.Dercon S., 1996, “Risk, Crop Choice, and Savings: Evidence from Tanzania”, *Economic Development and Cultural Change*, 44(3): 485-513.
- 22.Emerick K, A. Janvry, and E. Sadoulet, 2016, “Technological Innovations, Downside Risk, and The Modernization of Agriculture”, *American Economic Review*, 106(6):1537-61.
- 23.Heaton, J., and D. Lucas, 2000, “Portfolio Choice and Asset Prices: The Importance of Entrepreneurial Risk”, *The Journal of Finance*, 55(3):1163-1198.
- 24.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.
- 25.Kimball, M. S., 1991, “Precautionary Motives for Holding Assets”, NBER Working Paper 3586, <http://www.nber.org/papers/w3586>.
- 26.Knight, J., S. Weir, and T. Woldehanna, 2003, “The Role of Education in Facilitating Risk-taking and Innovation in Agriculture”, *The Journal of Development Studies*, 39(6): 1-22.

27.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.

28.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.

29.Rosenzweig, M. R., and H. P. Binswanger, 1993, “Wealth, Weather Risk and The Composition and Profitability of Agricultural Investments”, *The Economic Journal*, 103(416): 56-78.

30.Wagstaff, A., M. Lindelow, G. Jun, X. Ling, and Q. Juncheng, 2009, “Extending Health Insurance To the Rural Population: an Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme”, *Journal of Health Economics*, 28(1):1-19.

31.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>.

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

Wang Xiaolong    He Zhen

**Abstract:** Based on the data of China Family Panel Studies from 2010 to 2014, this paper empirically examines the impact of the new rural cooperative medical system (NCMS) on farmers' risk-taking and verifies whether the NCMS can increase the income of farmers, and whether the risk-taking is its main mechanism for increasing income. The empirical results show that the NCMS has significantly increased the non-agricultural risk taking and agricultural risk taking of farmers. Distinguishing the form of non-agricultural risk, the results shows that NCMS mainly promote the farmers to start a business and has no significantly effect on holding risk financial assets. The heterogeneity tests find that the NCMS had a greater effect for older families and rich families. Further tests reveal that NCMS has improved farmers' income. Mechanism test finds that non-agricultural risk-taking is the main channel.

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

## 社会保障制度与经济增长：基于拟自然实验的分析

贾俊雪

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

李紫霄

(中国人民大学财政金融学院)

秦聪

(中国人民大学财政金融学院)

**[摘要]** 20世纪80—90年代大量发展中国家陆续建立了社会保障制度, 以此为契机, 本文对社会保障制度的经济影响进行拟自然实验分析。特别地, 本文利用114个发展中国家1981—2005年的面板数据和倾向得分匹配—双差分法构造反事实, 较好地校正了选择偏差, 识别出社会保障制度对经济增长的因果处置效应。研究表明, 社会保障制度对经济增长具有显著的负影响, 导致实际人均GDP增长率下降了2.5957个百分点。这一不利影响倾向于主要通过物质资本积累机制发挥作用——导致物质资本投资率增长率下降了173.94%, 对人力资本积累的影响则较弱。制度安排尤其政策设计对社会保障制度的经济增长效应具有突出影响: 较低的待遇水平和社保缴税(费)率会加剧社会保障制度的不利影响。较低的发展水平和较低的储蓄倾向具有类似影响, 人口老龄化和较低的生育率则可缓解社会保障制度的不利影响。这对于中国长期可持续社会保障制度的建设亦具有良好启示。

**[关键词]** 社会保障制度; 可持续性; 经济增长; 拟自然实验分析; 倾向得分匹配—双差分法

**[中图分类号]** F812.2   **[文献标识码]** A   **[文章编号]** 1006-480X (2018) -

### 一、引言

改革开放以来, 历经40年的不懈探索, 中国逐步建立起世界上最大的社会保障体系, 为增进居

**[收稿日期]** 2018-03-30

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“基于中国实践的财政分权理论”(批准号71673279); 国家社会科学基金重大项目“推动中国经济中高速可持续发展的突破性改革: 地方政府治理体系改革”(批准号17ZDA048)。

**[作者简介]** 贾俊雪, 中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心教授, 博士生导师, 经济学博士; 李紫霄, 中国人民大学财政金融学院博士研究生; 秦聪, 中国人民大学国家发展与战略研究院讲师, 经济学博士。通讯作者: 秦聪, 电子邮箱: qincong@ruc.edu.cn。感谢专家和编辑部的宝贵意见以及应世为的助研工作, 当然文责自负。

民福祉乃至世界社会保障发展做出了重要贡献。<sup>①</sup>但不容忽视的是,相较于发达国家而言,中国的社会保障制度建设起步较晚,当前面临的困难和矛盾依然较为突出。尤其是进入21世纪以来,伴随着人口老龄化进程的日益加快<sup>②</sup>,转型期社会风险日渐凸显,社会基本矛盾亦发生了深刻变化,对中国社会保障制度的健全与完善提出了更高要求。无疑,一个完备、普惠的社会保障体系不仅可为中国经济社会的转型升级提供强大助力,亦是提高居民福利、实现社会公平的有效措施。然而,2008年以来,欧洲一些国家爆发的主权债务危机在很大程度上与这些国家高福利的社会保障制度有关,暴露出慷慨的福利体系在抑制经济活力、加剧政府债务风险等方面存在的突出问题(郑秉文,2011)。与此同时,关于中国社会保障制度能否可持续、是否会“崩溃”的担忧近年来也甚嚣尘上,颇有愈演愈烈之势。因此,如何有效规避对经济增长的潜在不利影响、确保民生发展与经济增长的协调共进就成为中国政府在构建长期可持续的社会保障制度中亟需解决的一个重大问题。<sup>③</sup>这在当前中国经济增长新旧动能接续转换、地方政府债务规模持续高企的现实背景下尤为关键。<sup>④</sup>

显然,要想较好地解决这一问题就需深入厘清社会保障制度对经济增长的影响及其作用机理,以及制约影响社会保障制度经济增长效应的重要因素。长期以来,经济学家们一直积极致力于这方面的研究探索。大量理论文献深入剖析了社会保障制度对经济增长的影响,识别出两个极为重要的作用渠道——通过影响物质资本积累和人力资本积累进而影响经济增长的机制(Feldstein, 1974;Barro, 1974;Zhang, 1995;Ehrlich and Kim, 2007;Bruce and Turnovsky, 2013;Gustman and Steinmeier, 2015;郭庆旺等,2007;郭凯明和龚六堂,2012),为深刻认识和理解社会保障制度的经济影响提供了良好的理论基础和分析视角。但已有研究关于社会保障制度通过这两个渠道对经济增长究竟会产生怎样的影响以及哪些因素在其中发挥着重要作用还莫衷一是,尚未给出一致结论。这促使经济学家们更多转向经验研究。一类文献主要探究了某一国家(或地区)社会保障制度的经济影响(Feldstein, 1996;Cigno et al., 2003;赵怡,2007;何立新等,2008;白重恩等,2012);另一些研究则聚焦于跨国分析,以期深入揭示社会保障制度经济影响的一般经验规律以及决定社会保障制度经济增长效应的潜在重要因素(Ehrlich and Zhong, 1998;Zhang and Zhang, 2004;Ehrlich and Kim, 2007;贾俊雪等,2011)。

然而,值得注意的是:①目前,此类文献主要是利用社会保障费率(或社会保障支出占GDP的比率)等单一指标来考察社会保障制度的经济增长效应,无法全面捕捉其整体经济影响——社会保障涉及收支两个层面,而很多国家(包括中国)的社会保障存在收支缺口,收支变化往往并不同步(Romer and Romer, 2016)。②已有文献虽然较深入地探讨了经济发展水平等因素对社会保障制度

<sup>①</sup>2016年11月,国际社会保障协会在第32届全球大会上授予了中国政府“社会保障杰出成就奖”。

<sup>②</sup>按照国际惯例,60岁以上人口占总人口10%以上或者65岁以上人口占总人口7%以上,即为老龄化社会。1997年,中国65岁以上人口占总人口的比重首次超过7%,开始步入老龄化社会。

<sup>③</sup>近年来,如何确保社会保障制度的可持续性成为世界各国政府和学术界关注的重点,提出了很多改革措施,包括降低保障水平、提高缴费率和延迟退休等(Kitao, 2014)。

<sup>④</sup>根据中国全国人大常委会规定,地方政府债务率不得超过100%。但是,2013年国家审计署第24号审计结果显示,36个样本地方政府中,9个省会城市的政府债务率超标。截至2016年1月,贵州、辽宁、云南和内蒙古等四省区的债务率已越红线,其中辽宁省的债务率高达197.5%。

经济增长效应的影响，但忽略了如下一些重要问题——人口老龄化是否会加剧社会保障制度对经济的潜在不利影响，形成负向冲击的交互叠加？生育水平和储蓄倾向又具有怎样的作用？这些问题的深入厘清无疑具有很好的现实意义。<sup>③</sup>如何有效矫正选择偏差问题也是此类研究面临的一个较大挑战。显然，一国社会保障制度的建立实施以及具体的制度政策安排并非是完全外生的、随机的，而通常是一个由一系列经济和社会等因素决定的自选择过程，这些因素亦会同时影响经济增长，故可能存在突出的内生选择问题。目前，已有研究主要利用工具变量法试图解决这一问题。然而，构造一个好的工具变量往往具有较大困难；更为重要的是，一些研究指出，即便是工具变量法也可能无法有效解决选择偏差问题（Black and Smith, 2004; Caliendo and Kopeinig, 2008）。

本文旨在较好地解决上述问题，拓展和深化关于社会保障制度经济影响的认识和理解，为中国可持续的社会保障制度的健全与完善提供一些有益借鉴。20世纪80—90年代，大量发展中国家陆续建立了社会保障制度。以这些重要的制度变迁为契机，本文对社会保障制度的经济影响进行拟自然实验分析。具体而言，本文以114个发展中国家1981—2005年的面板数据为基础，利用倾向得分匹配—双差分法（Propensity Score Matching with Difference-in-Difference）构造反事实，在拟自然实验环境下识别出社会保障制度对经济增长、物质资本积累和人力资本积累的因果处置效应。<sup>④</sup>Caliendo and Kopeinig（2008）等指出：与工具变量等方法相比，倾向得分匹配—双差分策略可更好地控制观测和非观测因素（共同冲击和个体特定因素）的影响（这对于本文进行的跨国分析而言尤为重要，因为不同国家的传统文化信念、地理环境和资源禀赋等存在明显差异），故可有效校正选择偏差问题。因此，采用这一方法有助于更加准确地识别出社会保障制度对经济增长的因果性影响及其主要机理——反事实分析即平行趋势检验（Parallel-trend Test）证实了这一计量策略的有效性。而且，处置分析框架的应用也有利于较好地克服使用社会保障支出比率（或社会保障费率）等单一指标的弊端，更为全面地揭示出社会保障制度的整体经济影响。最后，本文亦利用分样本分析考察了制度安排（基金积累制，特别是部分积累制）和政策设计（社会保障的待遇水平和税费负担）以及经济发展水平、储蓄倾向、人口老龄化和生育水平对社会保障制度经济增长效应的影响。这有利于得到更加丰富可靠的结论，对中国可持续的社会保障制度建设也更具借鉴意义。

本文余下部分的结构安排如下。第二节对相关文献进行简要综述；第三节给出本文的计量策略；第四节介绍了数据及其来源，给出主要变量的描述性统计分析；第五节给出基准回归分析和稳健性检验结果，第六节考察了制约影响社会保障制度经济增长效应的重要因素；最后为本文的结论和政策建议部分。

## 二、文献综述

<sup>④</sup>处置分析框架主要用于微观政策（如劳动管制政策）的评估分析，近些年来也开始较广泛地用于宏观制度和政策变化的影响分析。例如，Mendonça and Souza（2012）利用这一分析框架考察了通胀目标制是否有助于物价稳定。

现代经济社会中, 社会保障制度或许是最重要的一项制度, 亦可能是最庞大的一个公共项目。正因如此, 其对经济的影响及作用机理一直是学术界关注的焦点。伴随着经济社会实践和现代经济理论的发展, 人们对于这一问题的认识和理解亦经历了一个不断丰富、深化的过程。

早在20世纪30年代美国“大萧条”时期, 凯恩斯经济学家就主张将社会保障作为刺激总需求、治理衰退的一个重要手段(Harris, 1941), 这被认为是美国社会保障制度建立的一个重要理论基础。此后, 大量研究秉承新古典思想, 将分析重点转向社会保障制度对居民储蓄进而物质资本积累的影响。Feldstein (1974) 较早考察了这一问题, 指出社会保障制度会通过资产替代效应抑制居民储蓄, 亦会通过引致退休效应促进居民储蓄, 故对居民储蓄进而物质资本积累的影响不明确。不过, 他的分析缺乏微观基础, 而在新古典范式内为社会保障制度分析建立起正式及较完备的微观基础则主要归功于Samuelson (1958)<sup>①</sup>和Barro (1974)。Barro (1974) 首次利用一个代际交叠模型(Overlapping Generations Model, OLG)指出, 当居民具有较强的遗产动机时, 社会保障制度不会改变理性居民的跨期预算约束, 故对居民储蓄和物质资本积累的影响是中性的。后续研究则大多表明社会保障制度会抑制居民储蓄和物质资本积累。这些文献往往考虑了更为复杂的经济环境。例如, Bruce and Turnovsky (2013) 引入了更加符合现实的人口结构, Gustman and Steinmeier (2015) 考虑了居民时间偏好的异质性(储蓄倾向等差异)。

此外, 受Lucas (1988) 内生增长理论的影响, 经济学家们还尤为关注社会保障制度通过影响人力资本积累对经济增长的作用机理, 对居民子女教育投资行为的影响成为其中一个重要的分析视角。Pogue and Sgontz (1977) 很早就认识到, 社会保障制度可能会激励人们增加子女教育投入。Zhang (1995) 利用一个OLG模型对此进行了较为严谨的理论分析。他沿循Becker and Barro (1988) 的思路, 考虑了父母的利他主义并将居民生育决策内生化的, 发现现收现付制会促使居民减少生育数量而更关注子女质量, 故会增加子女教育投资, 促进人力资本积累和经济增长, 基金积累制则具有相反作用; 但他忽略了父母的利己主义(家庭保障)动机和子女对父母的赡养行为。此后的一些理论研究表明, 考虑了这些因素后, 现收现付制更倾向于削弱家庭保障机制、抑制人力资本积累(Ehrlich and Lui, 1998; Ehrlich and Kim, 2007; 郭庆旺等, 2007)<sup>②</sup>。社会保障制度对公共教育的影响亦是文献关注的重点, 分析的焦点在于其如何影响民众对公共教育的政治支持。Soares (2006) 指出, 现收现付制会削弱民众对公共教育的政治支持, 抑制人力资本积累。Kaganovich and Zilcha (2012) 则认为公共教育投入增加可提升社会保障收益, 故社会保障制度(尤其基金积累制)会强化民众对公共教育的政治支持。

上述分析表明, 已有研究关于社会保障制度通过物质资本积累和人力资本积累机制对经济增长究竟会产生怎样的影响以及哪些因素在其中扮演着重要角色还远未形成一致看法。现实经济中, 影

<sup>①</sup> Samuelson (1958) 最早利用 OLG 模型考察了社会保障制度的经济影响, 但他没有考虑居民储蓄和物质资本积累。

<sup>②</sup> 郭凯明和龚六堂(2012)的理论分析表明, 社会保障制度会削弱家庭保障机制, 促使居民减少生育数量, 故有更多资源用于子女教育投资, 因而有利于人力资本积累和经济增长。张川川和陈斌开(2014)利用中国新型农村社会养老保险的数据发现, 社会保障制度对家庭保障机制具有一定的替代作用。

响社会保障制度通过这两种机制发挥作用的因素众多。已有理论研究出于模型可行性的考虑和关注问题的不同均忽略了一些重要因素，故需要经验研究予以厘清（Auerbach and Kotlikoff, 1987）。这也正是本文研究的一个主要目的，而此无疑具有良好的现实意义。特别地，在人口老龄化的背景下，人们之所以会对社会保障制度的可持续性感到担忧，主要是源于赡养比增加会加重居民保障负担。如果社会保障制度确实会抑制居民储蓄，则将会进一步加剧这一问题，这就需要相应的制度变革（如削减保障水平）来化解潜在的保障危机。但是，如果社会保障制度可以促进人力资本积累，提升劳动生产率，那么收入水平的提高就可部分（甚至全部）抵消赡养比增加带来的不利冲击，社会保障制度则无需较大调整（Kaganovich and Zilcha, 2012）。

为此，学术界进行了大量经验研究。Feldstein（1974, 1996）利用美国时序数据发现，社会保障税增加显著抑制了居民储蓄和物质资本积累。赵怡（2007）针对中国的研究也得到了类似结论，Cigno et al.（2003）基于德国的经验分析则给出相反结论。还有一些文献聚焦于跨国分析。Ehrlich and Zhong（1998）基于49个国家的分析表明，社会保障税（以社会保障收益占GDP的比值度量）提高不利于物质资本积累和经济增长。Ehrlich and Kim（2007）利用57个国家的面板数据和类似指标发现，社会保障对人力资本积累具有显著的抑制作用。Zhang and Zhang（2004）的跨国分析则表明，社会保障支出比率对物质资本积累的影响是中性的，对人力资本积累和经济增长则具有促进作用。

不过，这些文献大多没有很好地解决社会保障制度可能存在的自选择问题。一些研究尝试利用工具变量法来校正这一问题。例如，Zhang and Zhang（2004）以及Ehrlich and Kim（2007）利用社会保障制度的建立年限作为工具变量，但这并不能很好地矫正制度本身存在的选择偏差问题。为此，Feldstein and Liebman（2002）主张利用拟自然实验分析来有效解决这一问题。白重恩等（2012）利用倾向得分匹配—双差分法构造反事实，在拟自然实验环境下有效校正了选择偏差，估计出中国新农合制度对居民预防性储蓄的因果处置效应。王天宇和彭晓博（2015）利用同样的方法分析了新农合制度对居民生育意愿的影响。基于20世纪80—90年代大量发展中国家的制度变迁（陆续建立了社会保障制度），本文采取相似的计量策略。本文的另一个主要特色在于：比较全面地揭示出制约影响社会保障制度经济增长效应的重要因素——已有理论文献强调很多因素都可能对社会保障制度的增长效应产生重要影响，但经验研究还主要停留在经济发展水平的作用上。<sup>①</sup>不过，限于数据的可获取性，本文也并非面面俱到，而是紧密结合理论与实践（尤其结合中国经济社会发展实践），着重考察了社会保障的制度安排、政策设计以及发展水平、储蓄倾向、人口老龄化和生育水平的制约影响。

### 三、计量策略

20世纪80—90年代，大量发展中国家陆续进行改革，建立实施了社会保障制度。以这些重要的制度变迁为契机，本文对社会保障制度的经济影响进行拟自然实验分析。特别地，本文旨在回答

<sup>①</sup>例如，Ehrlich and Zhong（1998）发现，经济发展水平越高，社会保障的不利影响越突出。

的问题是：在其他因素保持不变的情况下，若一国建立了社会保障制度，那么其经济增长将会发生怎样的变化？倘若能同时观测到每个国家处于改革和非改革两种状态下的经济增长状况，那么社会保障制度的因果处置效应就是它们之间的差异。然而，现实经济中我们只能观测到每个国家处于改革或是非改革某一实际状态下的增长状况，这就需要构造反事实（即非观测状态的）结果来识别社会保障制度对经济增长的因果处置效应。显然，任何一个国家的社会保障制度的建立及其制度政策安排并非是完全外生的、随机的，而通常是一个由一系列经济和社会等因素决定的自选择过程，而这些因素也会同时影响经济增长，故可能存在突出的自选择问题——很难区分究竟是制度建立造成了增长差异还是增长差异决定了制度的建立与否。因此，简单地将非改革国家的结果作为改革国家的反事实结果会带来选择偏差。

本文利用倾向得分匹配法来解决这一问题（Rosenbaum and Rubin, 1983）。首先估计出每个国家的倾向得分 $P(X)$ ，即在其他特征 $X$ 给定的情况下，一国建立社会保障制度的预测概率；然后据此将改革国家（处置组）与非改革国家（对照组）样本进行匹配，以匹配成功后（即综合特征最相近）的对照组国家的结果作为处置组国家的反事实结果。在匹配样本满足条件独立分布（从而确保构造一个拟自然实验环境）和共同支撑条件下<sup>①</sup>，社会保障制度的因果效应即平均处置效应（the Average Treatment Effect, ATT）就是匹配两组在共同支撑域 $S_p$ 上结果变量之差的均值，即：

$$\tau_{ATT}^{PSM} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ Y_{1i} - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i, j) Y_{0j} \right\} \quad (1)$$

其中， $I_1$ 和 $I_0$ 分别代表处置组和对照组国家， $n_1$ 为落入 $I_1 \cap S_p$ 区域内的样本数量， $Y_{1i}$ 和 $Y_{0j}$ 分别为处置组和对照组国家的结果变量即经济增长率（本文还考虑了物质资本投资和人力资本投资）， $W(i, j)$ 为对照组国家 $j$ 的权重。目前，基于权重 $W(i, j)$ 的构造方法，匹配方法可分为内核匹配法（Kernel Matching）和最邻近匹配法（Nearest-neighbor Matching）等。

倾向得分匹配法在校正选择偏差方面具有明显的优势，但其只依赖于观测变量、无法消除非观测因素可能带来的估计偏差（Dehejia, 2005）。这一不足对于本文的跨国分析而言尤为突出，因为不同国家的传统文化信念、地理环境和资源禀赋等因素往往存在明显差异，而世界金融危机等亦会对各国经济产生共同冲击影响。为此，Heckman et al. (1998) 以及 Caliendo and Kopeinig (2008) 主张将倾向得分匹配和双差分法结合起来使用，以充分发挥双差分法的优势——利用面板数据和双差分有效控制非观测因素包括共同冲击和不随时间变化（或持续性很强）的个体特定因素的影响。Glazerman et al. (2003) 也指出：倾向得分匹配法是一种能显著降低偏差的非参数估计方法，尤其与双差分等方法相结合会更加有效。而且，这一组合利用非参数估计构建双差分，亦可弥补双差分

<sup>①</sup>条件独立分布假设是指在给定倾向得分的条件下，一国是否建立社会保障制度与其经济增长状况之间是独立的。满足这一条件意味着制度建立是条件外生的，因此可以通过比较处置组和对照组的经济增长状况来识别制度建立的因果效应。共同支撑假设是指所有的处置组和对照组国家建立社会保障制度的预测概率严格处在0—1之间，从而排除了极端情况，在此情况下寻求这两组预测概率的最大交集即共同支撑域。共同支撑假设排除了预测得分分布在两端的样本，从而提高了匹配质量，当然也会导致样本量减小。

法在估算结果变量条件期望时要求函数必须为线性的不足 (Smith and Todd, 2005)。

因此, 本文以跨国面板数据为基础, 利用倾向得分匹配—双差分法控制观测和非观测因素的影响, 有效校正选择偏差, 识别出社会保障制度对经济增长的平均处置效应, 即:

$$\tau_{ATT}^{PSM-DID} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1} \left\{ (Y_{i1}^{t_1} - Y_{i1}^{t_0}) - \sum_{j \in I_0} W(i, j) (Y_{0j}^{t_1} - Y_{0j}^{t_0}) \right\} \quad (2)$$

其中,  $t_0$  和  $t_1$  分别为改革前时点和改革后时点 (即事前和事后时点)。(2) 式表明, 倾向得分匹配—双差分法通过匹配后的处置组和对照组自身的一次差分即  $(Y_{i1}^{t_1} - Y_{i1}^{t_0})$  和  $(Y_{0j}^{t_1} - Y_{0j}^{t_0})$  消除了两组样本自身的变化趋势, 这两项的再次差分给出社会保障制度的因果影响。

#### 四、数据与描述性统计

本文使用的是114个发展中国家1981—2005年的面板数据。<sup>①</sup>之所以选择以发展中国家作为研究对象, 主要是因为: ① 20世纪80—90年代以来, 大量发展中国家陆续建立了社会保障制度, 这为本文运用拟自然实验分析考察社会保障制度的经济影响提供了一个良好契机; ②发达国家建立社会保障制度的时间普遍较早 (例如, 美国在1935年就建立了社会保障制度), 数据收集存在很大困难。

样本国家建立社会保障制度的时间和制度类型等信息来自国际社会保障网站 (<http://www.issa.int/>)<sup>②</sup>, 相应国家的社会保障缴费 (税) 率和社会保障支出数据来自国际货币基金

<sup>①</sup>发展中国家是按照国际货币基金组织 (IMF) 2005 年发布的《世界经济展望》中的标准划分的, 包括非洲: 阿尔及利亚、安哥拉、贝宁、博兹瓦纳、布基纳法索、布隆迪、佛得角、中非共和国、乍得、科摩罗、刚果民主共和国、刚果共和国、哥斯达黎加、科特迪瓦、吉布提、赤道几内亚、厄立特里亚、埃塞俄比亚、加蓬、冈比亚、加纳、几内亚、几内亚比绍、利比里亚、利比亚、马拉维、马里、毛里求斯、摩洛哥、莫桑比克、纳米比亚、尼日利亚、卢旺达、圣多美与普林西比共和国、塞内加尔、塞舌尔、塞拉利昂、索马里、苏丹、坦桑尼亚联合共和国、多哥、突尼斯、乌干达、赞比亚、津巴布韦; 亚洲和大洋洲: 阿富汗、巴林、孟加拉、柬埔寨、斐济、伊朗、伊拉克、科威特、老挝、马来西亚、马尔代夫、蒙古、缅甸、阿曼、巴基斯坦、卡塔尔、萨摩亚、沙特阿拉伯、所罗门群岛、斯里兰卡、泰国、汤加图瓦卢、瓦努图、越南、也门; 美洲: 巴哈马群岛、伯利兹、哥伦比亚、古巴、多米尼克、多米尼加、厄瓜多尔、格林纳达、圭亚那、洪都拉斯、牙买加、巴拿马、巴拉圭、秘鲁、波多黎各、委内瑞拉; 欧洲: 亚美尼亚、阿塞拜疆、白俄罗斯、波斯尼亚和黑塞哥维那、保加利亚、克罗地亚、捷克共和国、爱沙尼亚、格鲁吉亚、匈牙利、哈萨克斯坦、吉尔吉斯共和国、拉脱维亚、立陶宛、马其顿、拉脱维亚、摩尔多瓦、罗马尼亚、塞尔维亚、斯洛伐克、斯洛文尼亚、塔吉克斯坦、土耳其、土库曼斯坦、乌兹别克斯坦 (国际社会保障协会网站把亚美尼亚、阿塞拜疆、格鲁吉亚、乌兹别克斯坦、哈萨克斯坦、吉尔吉斯共和国、塔吉克斯坦、土库曼斯坦都归入欧洲地区)。由于印度、巴西和南非建立社会保障制度的时间较早 (分别为 1952 年、1923 年和 1928 年), 数据难以获取, 故本文没有考虑这些国家。由于数据可比性的问题, 本文也没有考虑中国。

<sup>②</sup>国际社会保障网站 (<http://www.issa.int/>) 是国际社会保障协会 (International Social Security Association) 的官方网站。根据这一协会的定义, 社会保障是指通过立法或其他强制性安排建立的为个人提供的各种保障计划, 主要包括社会养老保障、医疗保险、失业保险、工伤保险和最低生活保障等内容。因此, 本文研究的社会保障是指这样的一揽子保障计划。本文的样本国家均为发展中国家, 这些国家在建立社会保障制度时普遍是以发达国家的社会保障制度为蓝本, 借鉴了其中的很多做法——例如, 同时建立了涵盖养老、医疗和失业等一

组织(IMF)的GFS(Government Finance Statistics)数据库和国际劳工组织(International Labor Office, ILO)出版的《The Cost of Social Security》,实际人均GDP(2005年为基期,购买力平价调整后)和物质资本投资数据主要来自Heston et al.(2009)构造的PWT(Penn World Table) 6.3。为了尽可能较全面地考虑影响社会保障制度建立的因素,本文从联合国网站数据库(<http://data.un.org/>)、世界银行网站数据库(<http://data.worldbank.org.cn/>)数据库补充了其他数据。

表1给出样本国家的地区分布以及处置组国家建立社会保障制度的时间分布和制度类型。从中可知,114个样本国家中非洲国家最多(47个),美洲国家最少(16个),其中有73个为对照组国家(样本期内一直没有建立社会保障制度的国家)。处置组国家(此间建立实施了社会保障制度的国家)有41(占全部样本国家的35.9649%),其中绝大部分国家采取的是基金积累制(包括部分基金制和完全基金制,共40个,占全部处置组国家的97.5610%)。这些处置组国家建立社会保障制度的时间分布在1986—2001年,尤以1986—1991年(12个,占全部处置组国家的29.2683%)和1997—2001年(22个,占全部处置组国家的53.6585%)这两个时期较为集中。本文以1981—1985年作为事前时点,以确保事前两组样本(此间的所有样本国家)均未建立社会保障制度,这样处理也可减少改革预期效应造成的估计偏差;将2002—2005年作为事后时点,以尽可能捕捉社会保障制度较长期的影响,同时也是为了确保有足够多的对照组样本以保障匹配质量——2005年以后,几乎所有样本国家都建立了社会保障制度。

表1 样本国家的地区分布与处置组国家社会保障制度建立的时间分布和制度类型

地区	样本国家数	处置组国家社保制度类型			处置组国家建立社保制度的时间分布				
		现收现付制	基金积累制	合计	1981-1985	1986-1991	1992-1996	1997-2001	2002-2005
非洲	47	0	13	13	0	2	3	8	0
亚洲和大洋洲	25	0	9	9	0	6	2	1	0
美洲	16	0	8	8	0	3	2	3	0
欧洲	26	1	10	11	0	1	0	10	0
合计	114	1(2.4390)	40(97.5610)	41	0	12(29.2683)	7(17.0732)	22(53.6585)	0

注:基金积累制包括部分和完全基金积累制,小括号中的数字为该类处置组国家占全部处置组国家的比重(%)。

资料来源:作者整理

对于结果变量,本文利用实际人均GDP增长率刻画一国的经济增长状况。为了检验影响机理,本文也考虑了物质资本投资和人力资本投资:就物质资本投资而言,本文采用的是物质资本投资率

揽子保障计划,规定了较为严格的享受养老保障的资格和条件(普遍需要达到规定的退休年龄和养老保险的缴纳期限等);但受自身经济社会发展等因素的影响,采取的制度类型(例如,部分基金制还是完全基金积累制)以及社会保障水平等方面存在较为明显的差异。

增长率；由于发展中国家普遍缺乏受教育年限的数据，本文利用基础教育净入学率增长率刻画人力资本投资<sup>①</sup>。表2给出事前和事后时点整个样本、处置组和对照组国家结果变量的均值和标准差，以及处置组和对照组结果变量的均值差异。

表2显示，样本期内，整个样本国家的实际人均GDP增长率从事前时点（1981—1985年）的-0.8167%增加到事后时点（2002—2005年）的3.3101%，提升了4.1268个百分点，这一变化具有良好的统计显著性。处置组和对照组的状况则没有明显差异：处置组国家的实际人均GDP增长率从事前时点的0.0491%增加到事后时点3.3471%，提升了3.2980个百分点；对照组国家的状况类似——实际人均GDP增长率从事前时点的-1.3261%增加到了事后时点的3.2884%，提升了4.6144个百分点。两组国家的实际人均GDP增长率变化的差异为-1.3164个百分点，但不具有统计显著性（见表2第（4）列 $\Delta_t$ 行）。物质资本投资也呈现出类似的变化特征：样本期内，处置组的物质资本投资率增长率增加了4.9539个百分点，对照组增加了6.4236个百分点，两组间的差异为-1.4697个百分点但不具有统计显著性。样本期内，处置组（对照组）国家的基础教育净入学率增长率略有下降（上升），但两组间的差异也不显著。不过，由于可能存在选择偏差，很难简单认为社会保障制度的建立对经济增长、物质资本投资和人力资本投资没有影响。

表2 结果变量的统计描述

结果变量	年	均值（标准差）			差异: (2)-(3) (4)
		全样本 (1)	处置组 (2)	对照组 (3)	
实际人均 GDP 增长率	1981-1985	-0.8167 (4.1173)	0.0491 (3.6074)	-1.3261 (4.3344)	1.3752* (0.8134)
	2002-2005	3.3101 (3.3141)	3.3471 (3.2266)	3.2884 (3.3881)	0.0587 (0.6635)
	$\Delta_t$	4.1268*** (0.5320)	3.2980*** (0.8372)	4.6144*** (0.6842)	-1.3164 (1.0994)
样本量		108	40	68	
物质资本投资率增长率	1981-1985	-3.2312 (7.0402)	-3.0004 (5.1802)	-3.3696 (7.9865)	0.3693 (1.4325)
	2002-2005	2.6413 (8.1385)	1.9535 (6.9115)	3.0540 (8.8189)	-1.1005 (1.6529)
	$\Delta_t$	5.8725*** (1.0961)	4.9539*** (1.4164)	6.4236*** (1.5383)	-1.4697 (2.2705)
样本量		104	39	65	
基础教育净入学率增长率	1981-1985	0.5908 (1.7838)	0.4801 (1.8973)	0.6576 (1.7252)	-0.1775 (0.3834)

<sup>①</sup>本文也尝试利用识字率（样本数量明显较少）来刻画人力资本投资，结果保持了较好的一致性。

	2002-2005	0.5955 (2.0604)	0.1493 (1.2214)	0.8648 (2.4013)	-0.7156 (0.4370)
	$\Delta_t$	0.0047 (0.2699)	-0.3308 (0.3319)	0.2072 (0.3833)	-0.5380 (0.5573)
样本量		93	35	58	

注：由于部分国家在事前时点（1981—1985年）或事后时点（2002—2005年）数据缺失，为确保结果的可比性，本文在计量分析中仅保留了两个时点均有完整数据记录的样本。 $\Delta_t$ 行的数值是其上一行与上两行的差，第（4）列数值是第（2）列与第（3）列数值的差， $\Delta_t$ 行和第（4）列括号里的数字为  $t$  检验的标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。

资料来源：作者计算

匹配变量的选取（即倾向得分估计模型的设定）对于处置组和对照组样本匹配质量（进而选择偏差的矫正）至关重要。为此，结合已有文献（Zhang and Zhang, 2004; Ehrlich and Kim, 2007）和各国社会保障制度建立实践，本文选取了如下8个匹配变量：实际人均GDP（取自然对数）、人口老龄化程度（用65岁及以上人口占总人口的比重度量）、出生率（每千人中当年新生并存活下来的人口数）、死亡率（每千人中当年死亡的人口数）、人口规模（总人口数，取自然对数）、农村人口比率（农村人口占总人口比重）、开放度和消费率——由下文的平衡性检验来看，这组匹配变量确保了较高的样本匹配质量。

这些变量采用的都是1981—1985年（即事前时点）的均值。这样的处理不仅可以确保它们不受社会保障制度建立及其预期效应的影响，也可以避免短期波动的影响。对于这些变量，本文剔除了小于1%分位数和大于99%分位数的观测值以避免异常值的影响。由表3可知：匹配前，相较于对照组而言，处置组在事前时点具有较低的死亡率和消费率，表明社会保障制度的建立并非随机的，需要校正选择偏差问题。

表3 匹配变量的描述性统计和倾向得分估计结果

事前时点	均值（标准差）			差异： (2)-(3) (4)	倾向得分估计： <i>probit</i> 回归 (5)
	全样本 (1)	处置组 (2)	对照组 (3)		
实际人均GDP（取自然对数）	8.2991 (0.9335)	8.4447 (0.6790)	8.2049 (1.0623)	0.2398 (0.2082)	-0.2397 (0.3269)
人口老龄化程度（%）	4.6764 (2.5933)	4.8237 (2.5650)	4.5811 (2.6325)	0.2425 (0.5823)	0.2059 (0.1507)
出生率（‰）	35.1670 (10.8056)	33.9197 (9.8631)	35.9741 (11.3961)	-2.0544 (2.4181)	0.0573 (0.0409)
死亡率（‰）	10.7659 (4.1919)	9.5637 (3.4892)	11.5438 (4.4505)	-1.9801** (0.9165)	-0.1736** (0.0725)
人口规模（取自然对数）	15.0560 (1.7701)	15.0939 (1.8174)	15.0315 (1.7567)	0.0624 (0.3978)	0.0346 (0.0956)

农村人口比率 (%)	57.6373 (19.4022)	55.9661 (18.1746)	58.7188 (20.2599)	-2.7527 (4.3503)	0.0016 (0.0123)
开放度 (%)	83.2589 (53.7210)	84.1276 (44.0590)	82.6969 (59.5607)	1.4307 (12.0736)	-0.0022 (0.0031)
消费率 (%)	66.1596 (19.3953)	61.1519 (15.9324)	69.3999 (20.8504)	-8.2480* (4.2632)	-0.0172* (0.0095)
$R^2$					0.0958
样本数	84	33	51		84

注：为确保描述性统计和倾向得分估计的样本量是一致的，从而具有良好的可比性，本文在描述性统计中剔除了匹配变量缺失的样本。(4)和(5)列小括号里的数字为标准误。倾向得分估计模型的回归结果略去了截距项的回归系数。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。

资料来源：作者计算

## 五、社会保障制度的经济增长效应

本节首先对处置组和对照组样本进行匹配，在确保匹配样本较好地满足平衡性和共同支撑条件后，识别出社会保障制度对经济增长的因果处置效应及其机理，最后进行稳健性分析。

### 1. 样本匹配

本文采用如下社会保障制度建立实施概率的probit模型，估计出每个样本国家建立社会保障制度的预测概率，即倾向得分：<sup>①</sup>

$$\text{probit}(\text{treat}_i = 1) = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中， $\text{treat}_i$ 为社会保障制度建立哑变量：样本国家若在1981—2005年建立了社会保障制度，则赋值为1，否则为零。 $X_i$ 为匹配变量，包括实际人均GDP（取自然对数）、人口老龄化程度、出生率、死亡率、人口规模（取自然对数）、农村人口比率、开放度和消费率。

表3第(5)列给出模型(3)的具体估计结果。从中可知：一国的死亡率和消费率越低，其越有可能建立实施社会保障制度，这与前文简单的数据统计描述结果较为一致，也进一步表明社会保障制度的建立并非随机的，存在样本选择问题。依据倾向得分，本文对处置组和对照组样本进行匹配。借鉴已有文献的做法（万海远和李实，2013）的作法，本文采取了内核匹配（Epanechnikov内核，带宽为0.10）和5对1最邻近匹配法以确保结果的稳健性。<sup>②</sup>

### 2. 平衡性与共同支撑检验

本节首先对匹配后样本进行平衡性检验，即检验匹配后的样本是否满足条件独立分布假设。这一识别条件要求匹配后样本不存在系统性差异，这得到了检验结果的良好证明（见表4）。特别地，t检验表明，匹配后样本的所有匹配变量都不存在显著的组间均值差异，而且各变量的标准化差异较

<sup>①</sup>本文也尝试采用logit模型来估计倾向得分，结果没有明显变化。

<sup>②</sup>在使用内核匹配法时，本文也尝试了Gaussian内核，结果没有明显差异。

匹配前均有较大幅度的下降（除人口规模以外）。此外，基于匹配后样本估计的probit模型的 $R^2$ 很小，表明此时匹配变量对于一国是否建立社会保障制度的解释力很弱，即社会保障制度的建立与否对于匹配后样本而言是条件随机的。<sup>①</sup>

此外，正如前文指出的，倾向得分匹配法还需要满足共同支撑条件。这一条件可以确保匹配后样本具有良好的可比性，因此可以显著提高样本匹配质量、增加倾向得分匹配法估计的有效性（Heckman et al.,1998）。但需要注意的是，共同支撑域是整个匹配样本的一个子集，因此倘若共同支撑域内的匹配样本数量较少，那么倾向得分匹配法识别出的只是一个子集效应（Lechner, 2001）。为此，本文也检验了这一条件。图1显示：匹配前，两组样本倾向得分的概率分布存在明显差异且重叠区域（共同支撑域）较小；匹配后，它们的分布具有较好的一致性，且重合区域足够大。因此，上述问题并不突出（只有少数样本落在共同支撑域外，估计处置效应时剔除了这些样本），可以确保估计的平均处置效应是准确可靠的。

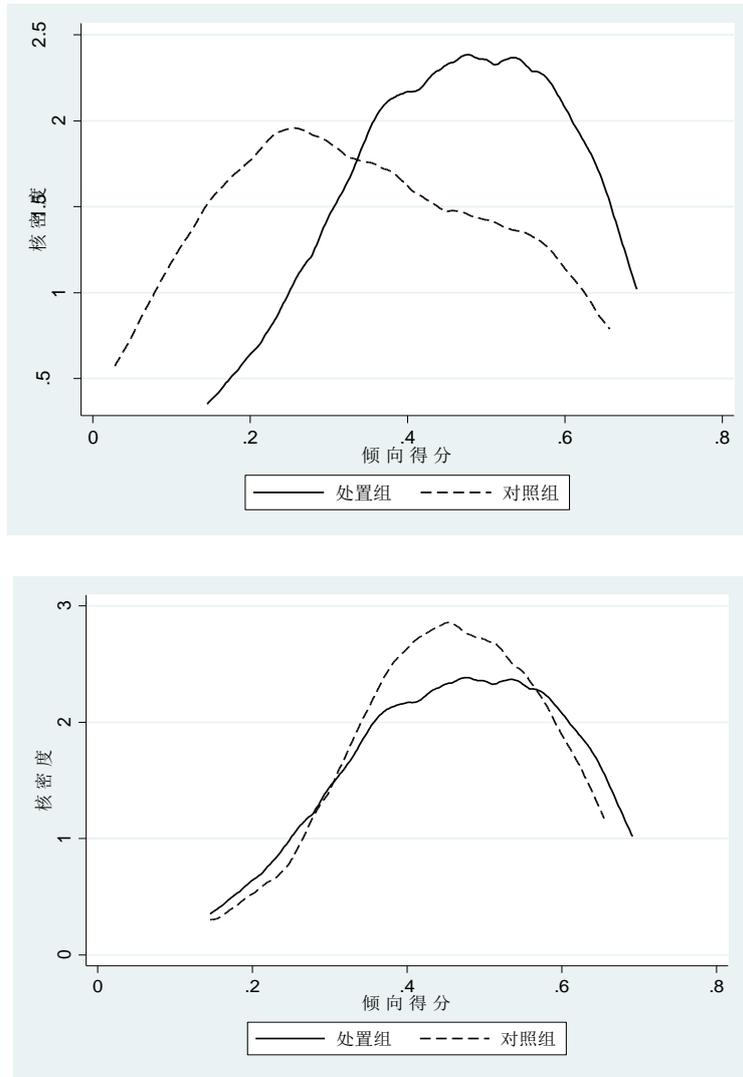
表4 平衡性检验结果

变量	样本	均值差异检验			标准化差异检验	
		处置组均值	对照组均值	t 检验 (p 值)	标准化差异	降幅(%)
实际人均 GDP (取自然对数)	匹配前	8.4447	8.2049	1.1500 (0.2530)	26.9000	96.4000
	匹配后	8.4416	8.4502	-0.0400 (0.9680)	-1.0000	
人口老龄化程度 (%)	匹配前	4.8237	4.5811	0.4200 (0.6780)	9.3000	36.1000
	匹配后	4.8391	4.9942	-0.2300 (0.8170)	-6.0000	
出生率 (‰)	匹配前	33.9200	35.9740	-0.8500 (0.3980)	-19.3000	82.7000
	匹配后	33.7390	33.3840	0.1300 (0.8940)	3.3000	
死亡率 (‰)	匹配前	9.5637	11.5440	-2.1600 (0.0340)	-49.5000	99.2000
	匹配后	9.6746	9.6586	0.0200 (0.9850)	0.4000	
人口规模 (取自然对数)	匹配前	15.0940	15.0310	0.1600 (0.8760)	3.5000	-155.6000
	匹配后	15.1920	15.0320	0.3600 (0.7170)	8.9000	
农村人口比率 (%)	匹配前	55.9660	58.7190	-0.6300 (0.5290)	-14.3000	59.9000
	匹配后	56.1150	55.0120	0.2300 (0.8190)	5.7000	
开放度 (%)	匹配前	84.1280	82.6970	0.1200 (0.9060)	2.7000	41.7000
	匹配后	83.9940	84.8280	-0.0600 (0.9540)	-1.6000	
消费率 (%)	匹配前	61.1520	69.4000	-1.9300 (0.0560)	-44.5000	97.6000
	匹配后	60.9850	61.1860	-0.0500 (0.9640)	-1.1000	
Pseudo $R^2$	匹配前			0.0960		

<sup>①</sup>处置组和对照组匹配变量的标准化差异为： $(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) / \sqrt{0.5(S_1^2 + S_0^2)}$ ， $\bar{X}_1$  和  $S_1^2$  分别为处置组匹配变量的均值和方差， $\bar{X}_0$  和  $S_0^2$  分别为对照组匹配变量的均值和方差。该值越小意味组间差异越小。目前，实践中通常使用 10%、15% 甚至 20% 作为认定平衡性的标准。就整体平衡性检验而言，匹配后匹配变量对制度建立概率的解释力越差（即基于匹配后样本估算的 probit 倾向得分模型的  $R^2$  越小），匹配后两组的分布差异越小，匹配质量越高（Caliendo and Kopeinig, 2008）。

	匹配后	0.0050
--	-----	--------

资料来源：作者计算



(a) 匹配前 (b) 匹配后

图1 样本匹配前后倾向得分的核密度图

资料来源：作者计算

### 3. 因果处置效应

在确保匹配样本较好地满足了条件独立分布和共同支撑条件后，本文依据公式(2)估计出社会保障对实际人均GDP增长率、物质资本投资率增长率和基础教育净入学率增长率的平均处置效应，具体结果见表5。总体而言，内核匹配法和5对1最邻近匹配法估计得到的平均处置效应具有较好的一

致性。

具体而言，社会保障制度对实际人均GDP增长率的平均处置效应为负，且具有较好的统计显著性。这一负效应在内核和5对1最邻近匹配法下分别为-2.6269和-2.5645，且都在5%的置信水平上显著，表明样本期内社会保障制度导致处置组国家的实际人均GDP增长率平均下降了2.5957个百分点。这一不利影响倾向于主要是通过物质资本积累渠道发挥作用的：社会保障制度对物质资本投资率增长率的平均处置效应为-4.7651和-5.6726，且至少在10%的置信水平上显著，导致处置组国家的物质资本投资率增长率平均减少了5.2189个百分点，较1981—1985年下降了173.94%。上述结果与大多数已有研究的结论相一致（Feldstein, 1996）。与之不同的是：社会保障制度对人力资本积累的影响较弱，表现在对基础教育净入学率增长率的处置效应为负，但不具有统计显著性。

表5 社会保障制度的平均处置效应

	内核匹配 (1)	5对1最近邻匹配 (2)
实际人均GDP增长率		
平均处置效应	-2.6269**(1.0953)	-2.5645**(1.1351)
处置组样本	32	32
对照组样本	51	51
总样本	83	83
物质资本投资率增长率		
平均处置效应	-4.7651*(2.6758)	-5.6726**(2.7144)
处置组样本	30	30
对照组样本	50	50
总样本	80	80
基础教育净入学率增长率		
平均处置效应	-0.1132(0.7747)	-0.0590(0.7267)
处置组样本	27	27
对照组样本	41	41
总样本	68	68

注：小括号中的数字为标准误。\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%水平上显著。

资料来源：作者计算

#### 4. 稳健性分析

接下来，本文进行稳健性分析以检验基准结论的可靠性，具体检验结果见表6。<sup>①</sup>考虑到倾向得

<sup>①</sup>这一节和下节的分析只给出5对1最邻近匹配法的估计结果，内核匹配法的结果存在一些差异，但总体结论保持了较好的一致性。遵循一些文献的做法（Abadie et al., 2010; Billmeier and Nannicini, 2013; 刘甲炎和范子英, 2013; 刘乃全和吴友, 2017），本文也尝试利用合成控制法（Synthetic Control Method）考察社会保障制度的经济影响，但合成效果较差。原因可能在于：本文的样本期跨度较长（1981—2005年）而且样本国家

分匹配的共同支撑条件可能受到倾向得分分布的尾部的影响 (BlackandSmith, 2004), 本文利用修剪策略 (TrimmingStrategy) 考察基准结果对对照组倾向得分分布尾部部分极端样本的稳健性——若修剪之后的结果仍与基准结果一致, 则表明基准结果并不依赖于倾向得分分布的尾部, 是较为可靠的。具体而言, 本文分别尝试了 2%、5% 和 10% 三种修剪水平, 即剔除对照组倾向得分分布的尾部 2%、5% 或 10% 的样本, 结果详见表 6 的第 (1) — (3) 列。<sup>①</sup>可以看出, 基于不同修剪水平修剪后样本的结果与基准结果具有较好的一致性, 表明本文基准结果的可靠性较高。

表6 稳健性检验结果

5 对 1 最邻近匹配	修剪水平			平行趋势检验 (安慰剂检验): 样本期限定在 1981-1985 年
	2%	5%	10%	
	(1)	(2)	(3)	(4)
实际人均 GDP 增长率				
平均处置效应	-2.5704** (1.1383)	-2.5645** (1.1351)	-2.3616** (1.1590)	-0.6756 (1.9519)
处置组样本	33	32	30	30
对照组样本	51	51	51	47
总样本	84	83	81	77
物质资本投资率增长率				
平均处置效应	-5.5194** (2.6961)	-5.6726** (2.7144)	-5.9493** (2.7708)	3.1301 (7.3254)
处置组样本	31	30	28	30
对照组样本	50	50	50	50
总样本	81	80	78	80
基础教育净入学率增长率				
平均处置效应	0.1341 (0.7397)	0.0935 (0.7378)	-0.0590 (0.7267)	-0.4426 (0.6331)
处置组样本	29	28	27	27
对照组样本	41	41	41	40
总样本	70	69	68	67

均为发展中国家, 数据搜集存在一定困难, 导致数据缺失较多, 很大程度上影响了合成控制法的效果。而且, 合成控制法只能就单个分析单元的评估变量进行合成, 若对多个分析单元进行整体评估时, 则需要将多个分析单元合并为一个分析单元 (Abadie et al., 2010; 刘甲炎和范子英, 2013; 刘乃全和吴友, 2017)。本文为跨国分析, 处置组国家存在较大的异质性, 加总为一个单元的做法很可能会带来较大问题, 这也在较大程度上限制了合成控制法在本文的应用——实际上, 本文曾尝试了多种方案, 例如以各大洲或较小的特定地区 (如东欧地区) 为单位将处置组国家加总, 但效果都较差。今后, 在更好地获取数据的基础上, 利用合成控制法对社会保障制度的经济影响进行更加细致准确的评估无疑是一个非常重要的主题, 我们也将持续追踪这一问题。十分感谢匿名评审专家就此提出的宝贵建议。

<sup>①</sup>需要说明的是, 为满足共同支撑条件, 本文在估算基准结果时剔除了倾向得分高于和低于对照组得分最大值和最小值的处置组样本; 而在使用修剪策略时, 本文剔除的是对照组倾向得分分布尾部的一定比例 (修剪水平) 的样本。由于这两种方法剔除的目标样本不同, 因此在修剪策略下处置组样本的数量可能多于或少于基准分析的数量。

注：小括号中的数字为标准误。\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%水平上显著。

资料来源：作者计算

本文将倾向得分和双差分法结合起来使用主要是希望充分发挥双差分法的优势，以消除非观测因素带来的估计偏差。但能否有效做到这一点还取决于平行趋势假设是否成立，即处置组和对照组的结果变量在事前时点是否具有相同的变化趋势。若这一识别假设不成立，即两组国家的结果变量在制度建立前就已经存在着趋势差异，则估计结果将会有偏。为检验该条件是否成立，本文构造了一个安慰剂检验（Placebo Test）：将样本期限定为事前时点（即1981—1985年），并假定处置组国家此间就已建立了社会保障制度，利用倾向得分匹配—双差分法估计出平均处置效应。这是一个反事实分析：处置组国家在1981—1985年并没有建立社会保障制度，因此如果得到的处置效应是显著的，说明平行趋势假设不成立；反之，该假设成立。表6第（4）列给出的检验结果显示：此时，社会保障制度对实际人均GDP增长率、物质资本投资率增长率和基础教育净入学率增长率的处置效应都不具有统计显著性，故平行趋势假设成立。这较好地证实了本文的计量策略是有效的，估计结果是准确可靠的。

## 六、社会保障制度经济增长效应的影响因素

本节进一步通过分样本分析来考察社会保障制度对经济增长的异质性影响，识别制约影响社会保障制度经济增长效应的重要因素。

### 1. 制度安排和政策设计

前文分析较好地揭示出社会保障制度的经济影响，但忽略了一个重要问题，即制度安排的影响——正如表1所示，处置组国家采取的社会保障制度类型存在较为明显的差异，而已有研究普遍认为，现收现付制、部分基金制和完全基金制对微观主体行为进而对经济增长的影响不同（Feldstein and Liebman, 2002）。但遗憾的是，在本文的样本中，仅有一个国家采取的是现收现付制，因此本文无法剖析现收现付制与基金积累制的影响差异。本文首先尝试将这一样本国家剔除掉，结果没有变化。<sup>①</sup>进而，本文尝试将处置组国家分为两组，即部分基金制组和完全基金制组，分别估计这两组的平均处置效应。但由于采取完全基金制的样本国家数量也比较少，致使本文无法准确识别出其平均处置效应，故表7第（2）列仅给出部分基金制的平均处置效应。从中可以看出，结果均不显著。因此，单纯从经济增长和物质资本积累的角度来看，部分基金制似乎更为可取。当然，实践中是否应采取部分基金制还需要综合考虑基金管理成本、金融投资风险和收入分配等问题（Feldstein and Liebman, 2002）。

<sup>①</sup>在估算基准结果时，由于现收现付制国家样本落在共同支撑域外，已经被剔除掉，故基金积累制样本的结果与基准结果相同。

表7 制度安排和政策设计对社会保障制度增长效应的影响

5对1最邻近匹配	基金积累制 (1)	部分基金制 (2)	高社保支出组 (3)	低社保支出组 (4)	高缴费率组 (5)	低缴费率组 (6)
实际人均GDP增长率						
平均处置效应	-2.5645** (1.1351)	-0.6738 (1.1328)	-2.3761 (1.8432)	-2.5739** (1.1615)	-0.5613 (1.6339)	-3.1667** (1.3652)
处置组样本	32	27	14	13	9	10
对照组样本	51	51	51	51	51	51
总样本	83	78	65	64	60	61
物质资本投资率增长率						
平均处置效应	-5.6726** (2.7144)	-2.9576 (2.7303)	-0.9239 (3.1352)	-6.0563* (3.3168)	-2.0982 (3.2922)	-6.1452* (3.4206)
处置组样本	30	24	13	14	7	10
对照组样本	50	50	50	50	50	50
总样本	80	74	63	64	57	60
基础教育净入学率增长率						
平均处置效应	-0.0590 (0.7267)	0.0965 (0.8497)	-0.1632 (0.9112)	-0.2927 (0.9089)	0.3631 (1.0147)	0.0898 (1.1440)
处置组样本	27	24	12	13	8	10
对照组样本	41	41	41	41	41	41
总样本	68	65	53	54	49	51

注：基金积累制包括部分基金制和完全基金制。小括号中的数字为标准误。\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%水平上显著。

资料来源：作者计算

政策设计无疑也是决定社会保障制度经济影响的一个重要维度。目前，已有研究主要利用社会保障支出比率（或社会保障税费率）等单一指标来捕捉社会保障的影响。但社会保障涉及收支两个层面，而现实经济中各国的社会保障普遍存在收支缺口，收支变化往往并不同步（Cigno et al., 2003; Romer and Romer, 2016）。为此，本文分别从待遇和税费水平两个方面来考察政策设计的影响。首先，将处置组国家分为：高支出组，即样本期内社保支出比率均值大于处置组中位数（3.6068%）的国家；低支出组，即样本期内社保支出比率均值小于中位数的国家，分别估计了它们的处置效应。结果表明：对于高社保支出组而言，处置效应均不显著；与之不同，低社保支出组的结果与基准结果较为一致——对经济增长和物质资本积累均具有显著的负影响（见表7第（3）和（4）列）。其次，将处置组国家分为：高缴费组，即样本期内社保缴费率均值大于处置组中位数（4.4317%）的国家；低缴费组，即样本期内社保缴费率均值小于中位数的国家。表7第（5）和（6）列显示：与按社保支出比率分组的结果类似，低缴费组的社会保障制度的不利影响更加突出。究其原因，可能在于本文的样本国家均为发展中国家，这些国家社会保障的待遇水平普遍偏低，故而不利于经济增长。因此，一个待遇水平适度（不能过低亦不能过高）的社保体系可能更为可取。

## 2. 发展水平和储蓄倾向

Ehrlich and Zhong (1998) 发现, 相比于发展水平较低的国家而言, 社会保障对高收入国家经济增长的不利影响更加突出。本文也尝试将处置组国家划分为两组: 较高发展组, 即事前时点的实际人均GDP大于中位数(4637.68美元)的国家; 较低发展组, 即事前时点的实际人均GDP小于中位数的国家, 来考察经济发展水平的影响。<sup>①</sup>表8第(1)和(2)列显示, 虽然同属于发展中国家, 期初收入水平不同的国家的社会保障制度的影响存在明显差异: 对于较高发展组而言, 社会保障制度的影响不显著; 而对较低发展组的经济增长和物质资本积累则具有显著的抑制作用, 可能是由于这些较落后的国家存在着更加突出的制度和市场缺陷所致。这一结果与Ehrlich and Zhong (1998)的发现有所不同, 可能的原因在于: Ehrlich and Zhong (1998)没有很好地解决选择偏差问题, 而且他们的样本国家数量较少且以发达国家为主。

表8 发展水平、储蓄倾向、人口老龄化和生育水平对社会保障制度增长效应的影响

5 对 1 最邻近匹配	较高发展组 (1)	较低发展组 (2)	高储蓄组 (3)	低储蓄组 (4)	高老龄化组 (5)	低老龄化组 (6)	高生育率组 (7)	低生育率组 (8)
实际人均 GDP 增长率								
平均处置效应	-1.4674 (1.4225)	-2.2559** (1.1413)	-1.6411 (1.6548)	-2.9503** (1.3860)	-0.2511 (1.2900)	-4.4184*** (1.6046)	-2.8879* (1.5930)	-0.6372 (1.3840)
处置组样本	15	15	15	16	13	16	16	13
对照组样本	51	51	51	51	51	51	51	51
总样本	66	66	66	67	64	67	67	64
物质资本投资率增长率								
平均处置效应	-3.2500 (2.7375)	-9.2211*** (3.5887)	-4.4782 (3.0863)	-5.8792* (3.3919)	-5.5726* (3.1056)	-3.5400 (3.6970)	-4.5962 (3.8486)	-2.5112 (2.9517)
处置组样本	15	12	14	16	12	16	16	12
对照组样本	50	50	50	50	50	50	50	50
总样本	65	62	64	66	62	66	66	62
基础教育净入学率增长率								
平均处置效应	0.9610 (0.6989)	-2.3386** (1.0724)	0.5339 (0.7872)	0.3317 (0.9326)	0.3733 (0.7678)	-1.8720* (1.0361)	-2.4034** (1.0674)	0.8077 (0.7383)
处置组样本	15	12	11	12	13	12	8	13
对照组样本	41	41	41	41	41	41	41	41
总样本	56	53	52	53	54	53	49	54

注: 小括号中的数字为标准误。\*\*\*, \*\*和\*分别表示在1%, 5% 和 10%水平上显著。

资料来源: 作者计算

<sup>①</sup>之所以以事前时点而非整个样本期内的实际人均 GDP 作为分组依据, 是为了避免社会保障制度的影响带来的分组困扰。

直观上,若一国居民普遍具有良好的节俭习惯(较低的时间偏好率)进而较高的储蓄倾向,那么社会保障制度对居民储蓄进而对物质资本积累的不利影响可能较弱(Gustman and Steinmeier, 2015)。本文依据处置组国家在事前时点的储蓄率将它们分为两组:高储蓄组即储蓄率大于中位数(21.5421%)的国家和低储蓄组即储蓄率小于中位数的国家,借此来考察储蓄倾向的影响。这一做法并不完美,但能在较大程度上捕捉节俭习惯和储蓄倾向的影响——影响一国储蓄率的因素很多,而居民的节俭习惯和储蓄倾向无疑是最重要、影响也最持久的一个因素。表8第(3)和(4)列显示:对于那些期初具有较低储蓄率(较低储蓄倾向)的国家而言,社会保障制度的不利影响更加突出,而对高储蓄组的影响不显著,这较好地证实了上述推断。

### 3. 人口老龄化和生育水平

无疑,人口老龄化是近年来关于社会保障制度可持续性及其改革争论的一个重要导火索。一般而言,人口老龄化会减少劳动供给,加重整个社会的保障负担,进而可能会强化社会保障制度对经济增长的不利影响,形成负向效应的交互叠加。但也有研究指出:预期寿命的延长会促使人们在年轻时增加储蓄(Bloom et al., 2003),且较低的生育率也可降低生活负担,促使居民增加储蓄、加大对子女的教育投资(Zhang, 2005),这些都可一定程度上缓解社会保障制度的不利影响。为了厘清这一问题,本文将处置组国家分为两组:高老龄化组,即事前时点的人口老龄化程度高于中位数(3.9120%)的国家和低老龄化组即事前时点的人口老龄化程度低于中位数的国家,分别估计了这两组的平均处置效应。表8第(5)和(6)列显示:后一种机制倾向于更强,体现在社会保障制度对高老龄化组的经济增长的影响不显著,而显著降低了低老龄化组的实际人均GDP增长率和基础教育净入学率增长率。这与按生育水平分组的结果保持了较好的逻辑一致性:社会保障制度对那些期初生育水平较低的国家(低生育组即生育率低于中位数4.4066%的国家)的经济影响不显著,对高生育组的实际人均GDP增长率和基础教育净入学率增长率则具有显著的负影响(见表8第(7)和(8)列)。就此来看,人口老龄化和较低的生育水平并未加剧反而有利于缓解社会保障制度的不利影响。这是一个比较有意思的结果,意味着人口老龄化和低生育率这样的人口结构性变化固然会带来那样那样的问题,但亦有其积极有利的一面。

## 七、结论与政策建议

深入厘清社会保障制度的经济影响及其主要作用机理对于构建长期可持续的社会保障体系至关重要。20世纪80—90年代,大量发展中国家陆续建立实施了社会保障制度。基于这些重要的制度变迁,本文对社会保障制度的经济影响进行拟自然实验分析。具体而言,本文利用114个发展中国家1981—2005年的面板数据和倾向得分匹配—双差分法构造反事实,有效校正了选择偏差问题,识别出社会保障制度对经济增长的因果处置效应。

研究表明,社会保障制度对经济增长具有显著的负影响,导致处置组国家实际人均GDP增长率

平均下降了2.5957个百分点。这一不利影响倾向于主要是通过物质资本积累机制发挥作用的——导致物质资本投资率增长率平均减少了5.2189个百分点，较1981—1985年下降了173.94%；对人力资本积累的影响则较弱，体现在对基础教育净入学率增长率的处置效应不具有统计显著性。稳健性检验和平行趋势检验较好地证实了上述结果的可靠性。异质性效应分析还表明，较低的社保支出和税费水平会加剧社会保障制度的不利影响，较低的发展水平和储蓄倾向具有类似影响，人口老龄化和较低的生育率则有助于缓解社会保障制度的不利影响。

无疑，社会保障制度在增进居民福利、实现社会公平中扮演着极为重要的角色，但亦有可能对经济产生不利冲击、加剧财政风险。因此，如何有效促进民生发展和经济增长的协调共进始终是各国政府在健全完善社会保障体系时面临的一个巨大挑战。就本文的研究来看，不同国家的做法应有所不同——应充分结合自身经济社会发展实践采取更具针对性的措施。本文的研究主要针对于发展中国家，因此虽并未直接涉及中国，但其中的很多结论无疑对于中国长期可持续的社会保障制度建设亦具有良好的启示意义。特别地，改革开放以来，中国业已实现了40年的高速增长，收入水平得到了极大提升，预期寿命明显增加，而且居民始终保持着良好的节俭习惯和较高的储蓄倾向；与此同时，计划生育政策的实施也使得中国的生育水平大幅下降。依据本文的研究结论来看，这些都意味着中国的社会保障制度对经济增长的不利影响很可能较弱。这为中国进一步提升社会保障水平以更好地增进居民福祉和维护社会公平、有效化解社会基本矛盾提供了较大的政策空间。不过，也应清醒地看到：目前，中国的社会保障综合缴费率已较高，社保资金缺口问题也较为突出。因此，在新时代，中国政府应：①坚持以人民为中心的发展思想，从顺应人民对美好生活需要的高度出发健全完善社会保障制度，建立与经济发展阶段相适应的中国特色社会保障体系；②避免社会保障支出的过快增长，逐步探索构建社保收益水平的动态调整机制，根据经济社会的发展变化和财政承受能力，适时适度地进行优化调整，既要尽力而为又要量力而行；③适度降低社会保障综合缴费率，切实减轻个人和企业等微观主体的负担，有效激发经济活力；④优化制度安排，逐步做实个人账户，积极探索有利于人力资本积累的体制机制设计。

#### 〔参考文献〕

- [1]白重恩，李宏彬，吴斌珍.医疗保险与消费：来自新型农村合作医疗的证据[J]. 经济研究，2012，(2): 41-53.
- [2]郭凯明，龚六堂.社会保障、家庭养老与经济增长[J]. 金融研究，2012，(1):78-90.
- [3]郭庆旺，贾俊雪，赵志耘.中国传统文化信念人力资本积累与家庭养老保障机制[J]. 经济研究，2007，(8): 58-72.
- [4]何立新，封进，佐藤宏.养老保险改革对家庭储蓄率的影响：中国的经验证据[J]. 经济研究，2008，(10): 117-130.
- [5]贾俊雪，郭庆旺，宁静.传统文化信念、社会保障与经济增长[J]. 世界经济，2011，(9):3-18.
- [6]刘甲炎，范子英.中国房产税试点的效果评估：基于合成控制法的研究[J].世界经济，2013，

- (11):117-135.
- [7]刘乃全, 吴友. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J]. 中国工业经济, 2017,(6):79-97.
- [8]万海远, 李实. 户籍歧视对城乡收入差距的影响[J]. 经济研究, 2013, (9): 43-55.
- [9]王天宇, 彭晓博. 社会保障对生育意愿的影响: 来自新型农村合作医疗的证据[J]. 经济研究, 2015, (2):103-117.
- [10]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[J]. 经济研究, 2014, (11): 102-115.
- [11]赵怡. 我国社会保障与经济增长关系研究[J]. 管理世界, 2007, (12): 152-153.
- [12]郑秉文. 欧债危机下的养老金制度改革——从福利国家到高债国家的教训[J]. 中国人口科学, 2011, (5): 2-15.
- [13]Abadie, A., A. Diamond, and J. Hainmueller. Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2010, 105 (490): 493-505.
- [14] Auerbach, A. J., and L. J. Kotlikoff. *Dynamic Fiscal Policy* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1987.
- [15]Barro, R.J. Are Government Bonds Net Wealth[J]. *Journal of Political Economy*, 1974, 82(6): 1095-1117.
- [16] Becker, G. S., and R. J. Barro. A Reformulation of the Economic Theory of Fertility [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1988, 103(1): 1-25.
- [17]Billmeier, A., and T. Nannicini. Assessing Economic Liberalization Episodes: A Synthetic Control Approach [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2013, 95 (3): 983-1001.
- [18]Black, D. A., and J. A. Smith. How Robust Is The Evidence on The Effects of College Quality? Evidence from Matching [J]. *Journal of Econometrics*, 2004, 121(1): 99-124.
- [19]Bloom, D., D. Canning, and B. Graham. Longevity and Life Cycle Savings [J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 2003, 105(3): 319-338.
- [21]Bruce, N., and S. J. Turnovsky. Social Security, Growth, and Welfare in Overlapping Generations Economies with or without Annuities [J]. *Journal of Public Economics*, 2013, 101(1): 12-24.
- [22]Caliendo, M., and S. Kopeinig. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2008, 22(1): 31-72.
- [23]Cigno, A, L. Casolaro, and F. C. Rosati. The Impact of Social Security on Saving and Fertility in Germany [J]. *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, 2003, 59(2): 189-211.
- [24]Dehejia, R. Practical Propensity Score Matching: A Reply to Smith and Todd [J]. *Journal of Econometrics*, 2005, 125(1): 355-364.
- [25]Ehrlich, I., and J. Kim. Social Security and Demographic Trends: Theory and Evidence from the International Experience [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2007, 10(1): 55-77.
- [26]Ehrlich, I., and F.T. Lui. Social Security, the Family, and Economic Growth [J]. *Economic Inquiry*, 1998, 36(3): 390-409.
- [27]Ehrlich, I., and J.G. Zhong. Social Security and the Real Economy: An Inquiry into Some Neglected Issues [J]. *American Economic Review*, 1998, 88(2): 151-157.
- [28]Feldstein, M. Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation [J]. *Journal of Political Economy*, 1974, 82(5): 905-926.
- [29]Feldstein, M. Social Security and Saving: New Time Series Evidence [J]. *National Tax Journal*, 1996, 49(2): 151-169.
- [30]Feldstein, M., and J. B. Liebman. Social Security [M]. *Handbook of Public Economics*, 2002, 4(8): 2245-2324.
- [31]Glazerman, S., D. M. Levy, and D. Myers. Nonexperimental versus Experimental Estimates of Earnings

- Impacts [J]. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 2003,589(1): 63-93.
- [32]Gustman, A. L., and T. L. Steinmeier.Effects of Social Security Policies on Benefit Claiming, Retirement and Saving [J]. *Journal of Public Economics*, 2015,(129): 51-62.
- [33]Harris, S. E. *Economics of Social Security* [M].McGraw-Hill, 1941.
- [34]Heckman, J., H. Ichimura, and P. Todd. Characterizing Selection Bias Using Experimental Data [R]. NBER Working Paper, 1998.
- [35]Heston, A., R. Summers, and, B. Aten. Penn World Table Version 6.3 [R]. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, 2009.
- [36]Kaganovich, M., and I. Zilcha. Pay-as-you-go or Funded Social Security? A General Equilibrium Comparison [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2012, 36(4): 455-467.
- [37]Kitao, S. Sustainable Social Security: Four Options [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2014, 17(4): 756-779.
- [38]Lechner, M. Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments under the Conditional Independence Assumption [J].*Econometric evaluation of Labour Market Policies*, 2001,13(3):43-58.
- [39]Lucas, R. E.On the Mechanics of Economic Development [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1): 3-42.
- [40]Mendonça, H. F. D., and G. J. D. G. Souza. Is Inflation Targeting A Good Remedy to Control Inflation [J].*Journal of Development Economics*, 2012,98(2): 178-191.
- [41]Pogue, T. F., and, L. G. Sgontz. Social Security and Investment in Human Capital [J]. *National Tax Journal*, 1977, 30(2): 157-169.
- [42]Romer, C.D., and D. H. Romer.Transfer Payments and the Macroeconomy: The Effects of Social Security Benefit Increases, 1952-1991 [J].*American Economic Journal: Macroeconomics*, 2016, 8(4): 1-42.
- [43]Rosenbaum, P. R., and D.B. Rubin.The Central Role of The Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects [J].*Biometrika*, 1983,70(1): 41-55.
- [44]Samuelson, P. A. An Exact Consumption-loan Model of Interest with or without The Social Contrivance of Money [J]. *Journal of Political Economy*, 1958,66(6): 467-482.
- [45]Smith, J. A., and P. E. Todd.Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators[J]. *Journal of Econometrics*, 2005, 125(1): 305-353.
- [46]Soares, R. R.The Effect of Longevity on Schooling and Fertility: Evidence from The Brazilian Demographic and Health Survey [J].*Journal of Population Economics*, 2006, 19(1): 71-97.
- [47]Zhang, J. Social Security and Endogenous Growth [J]. *Journal of Public Economics*, 1995,58(2): 185-213.
- [48]Zhang,J., andJ. Zhang. How Does Social Security Affect Economic Growth? Evidencefrom Cross-country Data [J].*Journal of Population Economics*, 2004,17(3): 473-500.

# Social Security System and Economic Growth: An Analysis of Quasi-Natural Experiments

JIA Jun-xue<sup>1</sup>, LI Zi-xiao<sup>1</sup>, QIN Cong<sup>2</sup>

(1. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

**Abstract:** Beginning at the 1980s and 1990s, a large number of developing countries gradually adopted the social security system. Drawn on this quasi-experiment, the current paper analyzes the impact of the establishment of social security systems on economic growth. In particular, using a panel dataset of 114 developing countries from 1981 to 2005, this paper combines the propensity score matching method with the difference-in-difference approach to construct counterfactuals, which allows us to address the potential selection bias and therefore identifies the treatment effect of social security systems. The results show that the growth rate of real GDP per capita decreases 2.5957 percentage points, indicating that social security systems have a significant negative effect on economic growth. The main engine of the negative effect attributes to the insufficient physical capital accumulation - the growth rate of the physical capital investment rate has decreased 173.94%. Moreover, institutional arrangements and policy designs also play an important role on the causal effects of the social security system. Specifically, a social security system with lower benefits and taxes (or fees) is more likely to exacerbate the negative effects of the system on economic growth. We also find a similar scenario for the level of development and the propensity to save, but an opposite effect for the aging of population and fertility rate. The above findings should add sound knowledge for China in constructing a sustainable social security system in the long-term.

**Key Words:** social security system; sustainability; economic growth; quasi-natural experiments; propensity score matching with difference-in-difference

**JEL Classification:** H55 O40 O50