

# 新型农村合作医疗制度、 土地流转与农地滞留\*

□张锦华 刘进 许庆

**摘要:**农户的土地流转决策可分为流转和不流转两种,而流转又分为转入和转出。一般而言,“理性”的农户如果寻求非农就业,那么就会将农地流转出去;如果选择继续农业生产,那么既可能转入农地也可能不流转农地,从而滞留于农地。利用2011年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)基线数据,本文实证分析了新型农村合作医疗制度(新农合)对农户的流转意愿及实际行为的影响。研究结果显示:(1)新农合显著地改善了参合农户的健康状况并提高了其流转意愿;(2)对于发生农地流转的农户而言,新农合住院乡级、县级、县外三级补偿比例以及年度封顶线等指标尽管影响了其转入倾向,但这些作用并不显著,不能确切地说明该制度导致了农地滞留,这就需要我们进一步加以追踪和研究。本研究为更好地促进劳动力转移,减少农民数量,推动人口城镇化提供了一个开放的视角。

**关键词:**新型农村合作医疗制度(新农合) 土地流转 农地滞留 健康

## 一、引言

通过增加医疗可及性、提高医疗服务品质等方式改善农民的健康状况,降低疾病冲击对农户收入的影响,缓解农户因病致贫、因病返贫问题,是我国政府实施新型农村合作医疗制度(以下简称“新农合”)的主要目标。自新农合实施以来,农村居民健康不断改善,截至2013年底,个人卫生支出已降至卫生总费用的33.9%,并且受益人数已达19.42亿人次(国家卫生和计划委员会,2014)。可以说,新农合已成为农民共享社会福利的一种重要表现形式。同时,在工业化与城镇化快速推进的背景下,中国农村的土地制度正在发生两个重要的政策性转变,其一是通过加大支持力度推进农地的流转集中<sup>①</sup>(罗必良,2014),但事实上,实际农地流转发生率依然较低,我们需要探讨背后的原因。

以往文献显示了农地流转的潜在效益,比如,农地流转可以降低耕地细碎化带来的效率损失(Wan and Cheng, 2001; Dijk, 2003),对农户具有资源配置效应以及边际产出拉平效应与交易收益效应(姚洋, 1998, 2002),因此,长期以来农地流转市场上的需求大于供给(钱忠好, 2003),只要农户愿意出租土地,总能找到租入土地的人。诚然,这些研究强调了农地流转的可能性和必要性。但是,农户的农地流转行为还受到诸多因素的制约,如个体或家庭社会人口学特征、资源禀赋、健康水平、社会保障或其他社会福利等(黎霆等, 2009; 钟文晶、罗必良, 2013)。作为农地流转的最终决策主体,农户愿意流转土地的动机主要表现在以下两方面:一方面,种粮大户及农业能手能够通过农地流转将细碎和零散的土地集中到手中,通过摊薄固定成本,进而提高粮食生产和收入(许庆, 2014);另一方面,随着工业化和城镇化快速推进,分散化的小规模化土地经营已难以满足农民的发展需求(罗必良等, 2012),为了追求更高收入

\*作者感谢国家社会科学基金重大项目“城乡统筹发展背景下户籍制度改革与城镇化问题研究”(11&ZD037)、国家自然科学基金应急项目“城镇化与农地细碎化背景下农地流转:进展与挑战”(713401252)、国家自然科学基金青年项目“要素歧视、经济溢出与可持续增长”(71203129)、上海财经大学研究生创新基金资助项目“基于供给者诱导需求视角下新型农村合作医疗制度研究”(CXJJ-2015-456)和上海财经大学学科建设项目的支持。感谢北京大学国家发展研究院提供的“中国健康与养老追踪调查”数据支持。当然,文责自负。

许庆为本文通讯作者。

和享有更好的医疗卫生服务、教育等社会福利,大量农民尤其是青壮年普遍“离农”和“外出务工”。然而,不可忽视的是,能够产生上述两方面现象的前提条件之一是农民必须具有良好的健康状况,当其遭遇疾病时能够及时获得医疗服务并能承担疾病冲击对家庭收入的影响。事实上,由于农民的工作环境恶劣、长期面临农药和化学药剂的危害以及医疗可及性不足,农业生产活动往往与较高的健康风险相关联,正如Jenkins等(2005)指出,与城市职业活动相比较,在农业活动中,农村的慢性疾病、癌症、意外伤害等事件频发;尤其是,在春种秋收等农活繁重的季节,长时间的田野劳作更增加了农民的伤病发生率。同时,也有研究表明,农民退出农业生产或从事非农工作的主要原因是希望获得更好的医疗保险等社会福利(Chang et al., 2011)。

在农户的农业生产退出决策模型中,健康状况既是重要的影响因素又经常被研究者忽略。通常地,健康被视为人力资本的主要组成部分之一,增加健康资本的投资不仅能够提高居民的生活质量而且也有助于提高劳动生产率,更能减少因病产生的时间损失,从而增加劳动供给。最近的一项研究已经表明,新农合制度最重要的作用是改善参合的农户健康(程令国、张晔,2012)。那么,在新农合使健康状况逐渐改善从而使劳动供给增加的条件下,作为“理性经济人”的农户的农业生产退出决策(在本文中表现为农地流转决策)将会发生何种变化?新农合制度与现阶段农地政策特别是农地流转政策之间存在何种关系?进一步地,新农合对农户特别是不同健康状况者的农地流转是否产生影响及具有何种作用?迄今为止鲜有研究对此加以讨论。而这正是本文所试图回答的。

不仅如此,回顾现有关于医疗保险或新农合政策效果的文献,可以发现,研究内容主要集中于医疗保险如何影响人口健康(Holtz-Eakin, 2011)、新农合的补偿模式评价(封进、李珍珍,2009)、新农合对县村两级医疗价格的影响(封进等,2010),以及进一步研究新农合是具有经济绩效还是健康绩效(程令国、张晔,2012)。比如,程令国和张晔(2012)的研究表明,新农合并不能显著降低参合农民的医疗支出负担和大病支出发生率,但显著地改善了其健康水平。换言之,新农合的实际经济绩效逊于健康绩效。此外,健康被视为一种重要的人类“可行能力”(Sen, 2002),是人类一切活动的基础。因此,

在新农合可以改善农户的健康水平的前提下,单纯地考量新农合本身而忽略该制度与其他涉及农民切身利益相关的社会政策(比如农地流转政策)的关联性,显然既难以促进新农合可持续发展,也不利于农地的有效流转与集中。

就农地流转而言,现行新农合政策对这一行为的影响主要有以下两方面:第一,新农合通过增进医疗可及性和提高了农户的健康水平,从而使农户的劳动供给增加和生产率提高。在我国农户普遍兼业化、农业不断被副业化以及农村青壮劳动力大量外流的条件下,农户健康水平的改善有利于提高其非农就业参与意愿和增加其农地流转的倾向性。第二,新农合本身的参与与补偿支付政策则可能阻碍的农户农地流转。新农合政策要求参加农户要在其户籍所在地缴费,并在当地定点卫生医疗机构就医和报销,实际上对这一政策的参与与赔付施加了地域限制,从而影响农户的农地流转行为,使农户不能转出农地后外出务工。同时,我国新农合补偿政策设计实质上是由起付线、报销比例和封顶线所组成的一种部分负担制度,并且规定乡镇医院起付线低于县级医院,县级医院的起付线要低于县外地市级和省级医院,而规定报销比例乡镇医院要高于县级医院,县级医院要高于县级以外医院(宁满秀,2014)。此外,尽管现阶段新农合异地就医和报销试点工作已然展开,但是仍存在重重困难。异地就医的参合农民不仅面临复杂繁琐的申请报销手续和程序以及由此导致工作时间减少带来的经济损失和高额的交易费用(宁满秀等,2014),从而影响农户从新农合制度下中获得的预期收益,进而可能影响农户的农地流转选择行为。近期一项关于健康、医疗保险与农业生产关系的经验研究已经表明,不管农户的健康状况如何,医疗保险均显著地降低了他们的农业生产退出意愿,使农户被“锁定”在农业生产活动中,形成“枷锁效应”(lock-in effect)<sup>②</sup>(Chang et al., 2011)。这表明医疗保险在一定程度上使农户“滞留”在“农地”,进而限制了农地的有效流转与集中。然而,如果农户不选择外出务工而是在本县(乡)从事非农工作,那么这部分人群可能不受新农合的影响,即不一定在“滞留”在农地。因此,新农合制度对农户农地流转行为选择的影响作用并不明朗,需要更为谨慎地考察新农合在决策过程中扮演何种角色:新农合制度是促进了农户的农地转出还是使农户“锁定”在农地

上,强化了其“农地滞留”行为。

本文利用2011年“中国健康与养老追踪调查数据”(CHARLS),实证分析新型农村合作医疗制度对农户农地流转行为的影响及作用机理,为进一步促进新农合制度发展、推动农地有效流转和集中提供参考。一般地,在我国当前农地制度下,参合农户的农地流转选择行为大致上可分为流转和不流转两种情况,前者又可细分为两类——转入和转出。理论上,在综合权衡家庭资源禀赋以及比较选择非农就业还是继续进行农业生产各自的预期收益后,倘若参合农户不愿意流转农地,则在一定程度上表明新农合具有“枷锁”效应,使农户滞留在农地;如果愿意流转农地的参合农户期望通过扩大农业生产获得土地的规模效益,那么其将会选择在现有农地基础上增加农地量,产生“土地转入”行为,也说明新农合使农户滞留在农地;如果愿意流转农地的参合农户认为农业收入远低于非农收入,那么其将会转出农地、寻求非农就业,从而获得更高的收入,这表明新农合促进了农户的农地转出。因此,本文认为,“农地滞留”是指农户不退出农业生产,而是继续进行农业耕种甚至转入土地从而被锁定在农地。换言之,“农地滞留”是从城镇化层面而言的一个概念。

本文以下结构如下:第二部分将在理论上阐述新农合制度影响农户农地流转行为的机制;第三、四部分是相应的实证研究,将新农合政策变量引入实证模型中,使用中介变量健康状况研究新农合制度对农地流转选择行为的影响;文章最后一部分总结全文与进一步讨论。

## 二、新型农村合作医疗制度对农户农地流转行为的作用机理分析

在开展具体的实证分析之前,有必要对新农合对农户的农地滞留行为的理论机制进行阐述和分析。长期以来,特别是在我国农村社会保障体系尚不健全的现实条件下,土地被视为农户的“命根子”,是农户维持基本生计和获得收入的手段。因此,当存在新农合时,参合农户是否愿意流转土地以及流转的土地量取决于其对农地流转的预期收益大小。作为社会医疗保险的一种表现形式,新农合可以通过健康状况、劳动供给、人力资本投资、生产投资等多种渠道作用于农户的农地流转行为。

### (一)劳动供给

新农合对农户的农地流转行为的影响作用途

径之一是劳动供给。土地是农户劳动作用的客体,具有劳动对象的作用。目前,我国农业生产主要是劳动集约型,通过精耕细作、改良土壤、提高复种指数和加强生产管理等达到增产目的的集约经营方式。现有研究表明,医疗保险对居民的劳动供给具有负向作用(Winkler, 1991; Moffitt and Wolfe, 1992)。利用美国CPS调查数据(Current Population Survey), Winkler(1991)研究发现医疗救助计划(Medicaid)的收益率每增加10%,户主参与劳动的概率降低0.9%~1.3%。Winkler认为,产生这一结果的主要原因是医疗救助计划有利于增加低收入家庭的医疗服务利用率并且降低医疗支出,使这一群体的收入增加,从而导致该群体的户主的劳动参与率降低。因此,新农合可能会降低参合农户的劳动供给。这样,农户的农地转出意愿可能会增强,有助于促进农地向其他农户或农业专业合作经济组织有效流转和集中,实现农业规模经营。然而,新农合又具有改善农户健康状况的功能。随着健康状况的改善,农户的消费偏好会增加,为了获得满足消费的收入,其会增加劳动供给。这样,在劳动供给增加的情况下,农户的农地流转决策可能存在以下可能性:(1)当农户以农为生或显著依赖于土地时,其转入农地的可能性大,即新农合会使农户“锁定”在农地上,强化农户的“农地滞留”行为;(2)倘若农业收入较低,农户“厌农”情绪较浓,愿意接受非农培训或者非农就业机会较多时,农户转出农地的倾向性会增加;(3)倘若农户既认为农地流转的交易成本或风险较高,也认为年龄大、教育水平低、非农机会少等因素而不愿意或无法从事非农工作,那么其可能选择既不转入土地也不转出土地。

### (二)农户消费、人力资本与生产投资

新农合制度还可能影响农户消费、人力资本、生产投资等方面,从而影响其农地滞留行为。根据“理性经济人”假设,通过降低医疗支出,新农合可以使农民的消费流变得平滑,而平滑消费不仅可以改善农民的健康状况,也可以使农民把原先用于应付健康风险的经济资源用于人力资本投资或生产投资<sup>③</sup>(比如,提高农业科学素质、改善农地质量、加大农业技术投入等),进而提高农民的收入水平。从这一角度而言,新农合将可能鼓励参合农户从事农业生产,进而导致农户的“农地滞留”。这既不利于农业劳动力的非农流动,也不利于农地的有效流转与集中。

(三)健康状况

生命周期理论认为,根据不同的生理状况,农户个人在不同的生命阶段所做出的投资——生产决策不同(Boehlje, 1992)。由于农业劳动本身具有繁重的特性以及劳动者年龄逐渐老龄化,在健康状况随时间恶化的情况下,农户不得不面临劳动生产率的降低与医疗服务成本增加的现状。实际上,农业的劳动密集型特征决定了农民健康对农业生产的重要性(张车伟, 2003; 魏众, 2004)。在农村非正式社会保障制度供给不足的情况下,作为一种社会医疗保险,新农合制度增强了农户抵御疾病风险的能力,在一定程度上有利于改善农户的健康状况,从而能较长期地维持其劳动能力。因此,劳动能力的稳定或提高将会增加农户的劳动供给量,从而对土地依赖程度不同的农户具有不同的影响作用。对土地依赖性较强的参合农户(如种粮大户、农业能手等)而言,通过获取其他农户承包地的经营权,可以扩大其农地量,实现土地的规模化经营,从而获取更高的农业收入。换言之,新农合增加了这部分农户的农地流转特别是转入农地的倾向性,将其“锁定”在农业生产活动中,强化了这一群体的“农地滞留”行为。对土地依赖性较弱农户特别是非农就业者而言,一方面,流转其承包农地的经营权可以获得一定的转让收入;另一方面,新农合在改善其健康状况的基础上增加了非农劳动的时间供给,为其获得更多的非农收入提供了可能性,因此,他们可能会增加其土地转出意愿。研究已明确指出,健康状况对农户的农地流转意愿与行为具有显著的影响(Chang et al., 2011)。倘若考虑不同年龄的参合农户的农地流转决策,则可以将参合农户分为老年和青壮年农户两类人群加以分析。对老年农户而言,新农合制度能够显著地改善其健康水平,从而使其劳动能力提高。这样,在既难以获得非农就业机会又希望“落叶归根”、不愿离乡的条件下,由于参合具有改善健康状况进而使劳动能力提高的作用,这部分农户可能不愿转出土地,甚至可能要求增加农地量。因为占有农地是这一群体基于维持生存需要和抵御意外风险的理性考虑。也就是说,新农合强化了老年农户的“农地滞留”行为。对青壮年农户而言,特别是具有较强“离农”倾向的青壮劳动力(罗必良等, 2012),新农合制度可能会增加其土地转出的倾向性。

健康既是人类福祉的重要组成部分,也是一切经济活动开展的基础(孙梦洁、韩华为, 2013)。正

如Liu等(2008)所指出,健康作为一种重要的人力资本对农村居民的边际回报甚至高于城市居民,具有强大的工具性价值<sup>④</sup>。可以说,新农合主要是通过健康状况影响农户的农地滞留行为,因为农户的农业劳动参与倾向决策和劳动生产率受其健康状况的制约,具体而言,农户的劳动供给、人力资本投资、生产投资均受到其健康水平的制约。从农户层面来讲,具有流转倾向的农户面临两个选择——转入还是转出农地,这样,这部分农户的农地滞留表现为是否愿意转入农地以及转入多大量。不仅如此,根据前文所述,农地滞留的另一个方面便是部分农户并未退出农业生产,而是在既有农地上继续农业耕种,从而固定在农地上。

三、研究方法 with 实证结果分析

(一)研究方法

一方面,本文运用两部分模型(Two Part Model)首先考察了新农合对农户是否流转农地以及发生农地流转的农户的农地流转数量的影响,其次,还进一步探讨了新农合如何影响发生农地流转的农户是选择转入还是转出的选择行为以及相应的农地流转数量。另一方面,通过验证中介变量——健康状况的中介作用,揭示农户农地流转行为的作用机理。由前文分析可知,新农合对农户农地滞留行为的影响作用是通过改善农户的健康状况进而达到的。换言之,在这一作用过程中,健康状况可视为一个中介变量(Mediator)<sup>⑤</sup>。中介变量健康状况的作用原理如图1所示。一般地,中介变量作为一种间接效应,如何确切地知道健康状况真正起到中介变量的作用,或者说中介效应(Mediator Effect)显著?根据Judd和Kenny(1981)、Baron和Kenny(1986)等人的研究,本文将通过以下3个标准验证中介效应:一是中介变量健康状况对新农合住院补偿结构回归,新农合住院补偿结构具有显著的影响作用;二是因变量农地流转行为对自变量新农合住院补偿结构回归,新农合住院补偿结构也达到显著水平;三是因变量农地流转行为同时对中介变量健康状况和自变量新农合住院补偿结构回归,如果中介变量健康状况达到显著水平,自变量新农合住院补偿结构的回归系数减

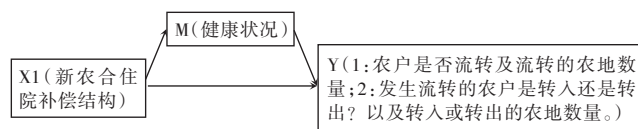


图1 中介变量健康状况示意图

小且也达到显著水平,则健康状况起部分中介作用,自变量新农合住院补偿结构的回归系数减小但不具有显著性,则健康状况起完全中介作用。这里需要说明的是,尽管上述回归方程中可能还包含了与农户农地流转决策行为相关的其他社会特征变量,上述检验标准仍然具有适用性。这是因为,当有多个自变量和中介变量时,研究者首先要明确感兴趣的是哪个自变量经过哪个中介变量的中介效应,然后找出该自变量的系数根据前述中介效应检验标准,就可以检验(温忠麟等,2004;Fairchild and McQuillion,2010)。例如,存在3个自变量和一个中介变量(见式(1)~(3))时,要检验 $X_1$ 经过 $M$ 的中介效应是否显著,则要检验 $c_1$ 、 $a_1$ 、 $c'_1$ 、 $b$ 是否显著。此外,在考察中介作用的效果时,本文所使用的有效样本量分别为5284、1170和558份,超过根据方杰等(2012)和郑建君(2015)所提出的“‘中介效应占总效应的比值’计算所要求的500份有效样本”的要求。

$$Y=c_1X_1+c_2X_2+c_3X_3+e_1 \quad (1)$$

$$M=a_1X_1+a_2X_2+a_3X_3+e_2 \quad (2)$$

$$Y=c'_1X_1+c'_2X_2+c'_3X_3+bM+e_3 \quad (3)$$

基于以上理论阐述,为了考察新农合对农户的农地流转行为的影响作用,本文采用两部分模型(Two Part Model)进行实证研究。两部分模型将农户农地流转的行为分为两个阶段:第一阶段,农户决定是否流转或者是选择转出还是转入;第二阶段,在决定进行流转或者转入(转出)的前提下,决定流转量。这种方法将两个阶段的决策视为有先后顺序并且相互独立的过程,通过两部分模型计算农地流转需求的偏效应,从而避免了样本选择误差的问题。因此,本文的实证模型分为两步:首先,需要考察哪些因素影响农户的流转决策,从而可能发生流转农地的数量。其次,对于发生农地流转的农户而言,影响其农地流转量的因素有哪些,关键因素是什么。具体分析如下。

第一步,采用Probit模型分析影响农户流转决策的因素。假设第 $i$ 个农户的农地流转决策是由一种不可直接观测的效用指数 $Y^*$ (即选择与不选择的效用水平之差)所决定的,而效用函数 $Y^*$ 是一个由 $Y^*=\alpha_0+\alpha_1Ncms_i+\alpha_2X_i+\varepsilon_i$ , (当 $Y^*>0$ 时, $Y=1$ ;否则, $Y=0$ )决定的不可观测的潜变量,假定 $\varepsilon_i$ 是独立于 $X$ 且服从标准正态分布。其中, $Y$ 可以表示:“农户是否流转农地”、“农户是转入还是转出农地”,是一个二分类变量(即“1=是,0=否”、“1=转入,0=转出”)。 $X_i$ 包括

第 $i$ 个农户个体特征变量(如年龄、婚姻状况、文化程度、健康状况、非农就业经验等)、社会经济状况变量(如家庭非农收入比、家庭总人口数、农业劳动天数、已有农地量等); $NCMS$ 代表新农合的给付结构变量,包括:起付线、报销比例、封顶线。影响农户的农地流转选择行为的二元离散选择模型如(4)式所示:

$$\begin{aligned} \Pr(Y_i=1|X) &= \Pr(Y_i^* > 0|X) \\ &= \Pr(\beta_0 + \beta_1 Ncms_i + \beta_2 X_i + \mu_i > 0|X) \\ &= \Phi(\beta_0 + \beta_1 * Ncms_i + \beta_2 X_i) \end{aligned} \quad (4)$$

(4)式中, $\Phi$ 是标准正态累计分布函数。由于二元响应模型的回归系数的经济解释比较困难,因此,估计各自变量的边际变化对选择概率的边际影响的偏效应对回归系数的解释更为合理。各自变量对因变量概率的边际影响可表示为:

$$\frac{\Delta \hat{p}(Y=1|X=x)}{\Delta x_j} = g(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_j \times x) \times \hat{\beta}_j \quad (5)$$

第二步,农地流转农户的流转数量的影响因素分析。其模型如(6)式所示:

$$\mu_{ui}|Y_i > 0 = \phi_0 + \phi_1 Ncms_i + \phi_2 X_i + \varepsilon_2 \quad (6)$$

$\mu_{ui}$ 则表示了第 $i$ 个农户流转的农地数量; $NCMS$ 表示新农合变量; $X_i$ 表示新农合制度变量、健康状况以及农户人口学和社会特征变量; $\phi_0$ 、 $\phi_1$ 、 $\phi_2$ 为待估参数; $\varepsilon_2$ 为随机误差项并服从标准正态分布。

## (二)所用数据及变量说明

本文采用的是中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)2011~2012年全国基线调查数据,该数据是由北京大学国家发展研究院发布的,调查人群主要是45岁以上人群及其配偶,并且没有年龄上限。调查组于2011~2012年在全国28个省份开展了调查,2013年4月对外公布预调查数据,最终的调查样本包括10257户家庭中的17708人,基线调查数据涵盖了健康、医疗保险、经济和家庭等方面的详细信息。由于本文的分析单位是农户家庭单元,根据解亚和孙桂茹(2012)的做法,我们定义了一个虚拟的“户主”,即将家庭中的主要受访者视为户主,在去掉关键变量缺失的样本后,我们使用的样本家庭是5284个。本文所涉及的主要变量如下。

### 1. 农地变量

在CHARLS数据中,关于农地的划分主要是耕地、林地、牧地以及池塘,对于农地流转的测量数据主要是“过去一年您家是否将耕地、林地、牧地与池

塘出租给他人”与“过去一年您家是否从别人(集体)租用耕地、林地、牧地与池塘等”。根据中共十七届三中全会通过的《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》意见“……允许农民以转包、出租、互换、转让、股份合作等形式流转土地承包经营权,发展多种形式的适度规模经营”,本文将农户的耕地的租用和出租行为视为“农地流转”。

### 2. 新农合住院补偿结构变量

在新农合制度背景下,农户进行农地流转决策时会考虑其从该制度中能获得的收益。目前我国参保率几乎达100%,无法继续区分农户是否参与医疗保险,并且,采用“是否参与医疗保险”这一虚拟变量已不能更全面地反映新农合制度对农户行为的影响,因为新农合制度的给付结构范围与给付水平,以及各级医院的报销水平、起付线、封顶线以及药品报销范围存在地区差异。根据新农合的政策规定,只有在报销范围内才能享受相应的报销比例,且一年累计报销的费用不能超过年度封顶线。因此,仅仅考虑农民“是否参保”会弱化公共政策效果的量化与评价。另外,新农合补偿政策包括住院、普通门诊、特殊门诊、重特大疾病、妇幼与老年医疗利用等方面,但截至2011年7月,该政策仍主要以住院补偿为重要内容,其余各项补偿内容尚未或者仅少数省份开展了试点工作,难以较好地体现新农合的政策福利效果。基于此,本文从新农合补偿给付结构层面考察新农合政策如何影响农户的农地流转行为选择。

住院补偿给付结构包括起付线、报销比例和封顶线3个变量,其中起付线、报销比例均分为乡级、县级以及县外3个等级。由于起付线与报销比例之间存在共线性<sup>⑥</sup>,故只选择报销比例与封顶线。预期假说认为,县外报销比例越高,越能减轻农民的医疗负担并增加社会福利,农户也更愿意选择流转土地与转出土地,两者之间存在正相关关系。同理,住院封顶线越高,农户获益越多,其流转意愿越强。

### 3. 健康状况

如同能力评价的偏差一样,关于健康经济学的研究中,健康状况测度的偏差最终会导致研究结果的偏差(魏众,2004)。现有关于健康状况测度指标的研究大致上包括自评健康状况(SRHS或SRH、SSH)、死亡率和儿童死亡率、寿命和预期寿命、健康赋值得分、因病损失的工作时间、工作受限、残疾、疾病种类以及健康因子(Baldwin and Johnson,

1994)等。在CHARLS数据库信息中,关于健康状况的测量数据非常丰富,包括自评健康状况、慢性疾病、日常活动(ADL)与辅助日常活动(IADL)、生理功能、生活行为习惯(如吸烟与饮酒情况)、精神健康、认知能力等。参照雷晓燕和周月刚(2010)的做法,本文主要使用的是自评健康状况,其原因在于:尽管自评健康状况具有主观性,但是农户的农地流转决策更可能取决于农户“户主”(主要受访者)个人对于自身健康的主观判断。具体而言,主要受访者被要求对自己的健康状况打分,可以选择“很好”、“好”、“一般”、“差”、“很差”中的一个。本文定义了一个主要受访者健康状况的虚拟变量,如果主要受访者报告健康状况为“很好”、“好”、“一般”,该变量取值为“1”,反之则为“0”。

### 4. 其他控制变量

本文与其他相关研究类似也控制了虚拟户主的人口统计学变量:有无配偶、年龄、教育水平、家庭总人口数、家庭非农收入比重、农业劳动天数以及是否参与非农就业等,这是为了掌握户主的背景特征对农地流转行为的影响。

### (三)实证结果分析

#### 1. 描述性分析

表1列出了主要变量的均值情况。由表1可知,在全部样本5284户中有1170个农户在过去的一年里参与了农地流转市场,其中分别有558户和612户家庭转入和转出了农地。

本文选择的受访者人口社会学特征主要包括年龄、有无配偶、教育程度、家庭总人数等:从年龄上看,参与耕地流转市场的户主年龄比全部样本年龄小1岁,转入耕地的农户户主年龄比转出农地者小约3岁,转出耕地的农户的平均年龄约为60岁;从是否有配偶而言,转入耕地样本中有配偶的比例最高,超过为84%;从教育程度方面来说,约一半“户主”文化水平在小学教育程度以下,表现出我国现阶段农民的文化素质低,缺乏竞争实力,难以满足现代农业的需求;此外,家庭总人数在不同样本的差别并不明显。在社会经济状况层面上,本文采用家庭非农收入比重衡量了农户的非农化程度,由表1可知,不同样本群农户家庭非农收入比重平均在57%~82%之间,其中转出农地样本最高,超过80%。这不仅体现了我国农户份非农化程度较高,而且非农收入占家庭收入比重较大,说明这类农户的非农就业时间和人数较多,从而转出农地的愿望

较强烈。关于自评健康状况方面,无论是全部样本还是其他样本,户主的自评健康状况差别不大,均在70%以上,其中有近3/4的转入耕地的样本认为自身健康状况好,这表明农户趋向于过于乐观地评价自身的健康状况。最后,表1还给出了户主的农业劳动时间和新农合住院补偿给付结构等其他变量的样本均值情况。

## 2. 新农合对农户农地流转决策行为的影响及中介效应检验

表2给出了新农合对农户是否流转农地以及流

表1 样本均值

变量含义	全部样本	发生农地流转样本	转出农地样本	转入农地样本
新农合结构变量:				
乡级住院补偿比例(%)	75.1249 (6.6420)	75.5299 (7.2131)	75.7516 (7.2993)	75.2867 (7.1159)
县级住院补偿比例(%)	65.2773 (5.8122)	65.9231 (6.3072)	66.2010 (6.2598)	65.6183 (6.3503)
县外住院补偿比例(%)	55.4949 (6.5742)	55.9573 (6.9137)	56.0376 (3.8196)	55.8692 (7.0205)
住院年度补偿封顶线(万元)	7.2640 (1.8235)	7.3620 (1.8270)	7.4232 (1.9889)	7.2948 (1.6950)
虚拟户主个体特征变量:				
年龄(周岁)	59.2818 (9.8568)	58.2607 (9.6752)	59.4788 (10.4867)	56.9247 (8.5095)
性别 (1=男性,0=女性)	0.4932 (0.5000)	0.4957 (0.4392)	0.4722 (0.4793)	0.5215 (0.4999)
是否有配偶 (1=是,0=否)	0.7313 (0.4433)	0.7393 (0.4392)	0.6438 (0.4793)	0.8441 (0.3631)
小学以下 (1=是,0=否)	0.5324 (0.4990)	0.5197 (0.4998)	0.4886 (0.5003)	0.5538 (0.4975)
小学/私塾 (1=是,0=否)	0.2248 (0.4175)	0.2222 (0.4159)	0.2500 (0.4334)	0.1918 (0.3940)
初中及以上 (1=是,0=否)	0.2428 (0.4288)	0.2581 (0.4378)	0.2614 (0.4398)	0.2545 (0.4360)
是否吸烟 (1=是,0=否)	0.4120 (0.4922)	0.4171 (0.4933)	0.4052 (0.4913)	0.4301 (0.4955)
是否饮酒 (1=是,0=否)	0.1448 (0.3519)	0.1444 (0.3517)	0.1552 (0.3624)	0.1326 (0.3395)
自评健康状况 (1=好,0=不好)	0.7027 (0.4571)	0.7350 (0.4415)	0.7206 (0.4491)	0.7509 (0.4329)
是否患慢性病 (1=是,0=否)	0.6802 (0.4665)	0.6855 (0.4645)	0.6993 (0.4589)	0.6705 (0.4705)
是否参与过非农就业 (1=是,0=否)	0.0685 (0.2526)	0.1103 (0.3133)	0.1830 (0.3870)	0.0305 (0.1720)
农业劳动时间(天)	33.1959 (28.2623)	30.1788 (28.5993)	20.9258 (27.6196)	40.3272 (26.1259)
其他社会经济变量:				
家庭总人数(人)	3.7532 (1.8792)	3.6718 (1.7723)	3.4346 (1.7848)	3.9319 (1.7229)
家庭非农收入比重	0.6750 (0.3762)	0.6970 (0.3675)	0.8122 (0.3062)	57.07 (0.3874)
已有农地量(亩)	6.5315 (13.8013)	7.2719 (14.1428)	6.8743 (14.0020)	7.7079 (14.2954)
农地租金(元/亩)	290.945 (351.5219)	315.1197 (379.4064)	378.7783 (376.342)	245.3005 (14.2954)
耕地流转的量(亩)	--	6.2762 (14.6296)	--	--
租出耕地的量(亩)	--	--	5.2916 (13.7341)	--
租入耕地的量(亩)	--	--	--	7.3560
样本观测数	5284	1170	612	558

注:“( )”中数据为标准差。

数据来源:本研究计算整理所得,2015年。

转量影响的回归结果。回归结果表明,年龄对农户农地流转决策的影响具有负向作用,并在1%的统计水平上显著。这说明,户主的年龄越大,其农地流转意愿越低,产生这一结论的主要原因有两方面:一方面,随着年龄的增加,户主的劳动能力下降,难以承担繁重的农业活动,因而不愿转入更多的耕地;另一方面,户主的自身受教育水平较低和缺乏专业技能,使外出务农的机会变少,为了维持家庭收入和生计,也不愿转出土地。非农就业经验与非农收入比重均显著地增加了农户的农地流转意愿,也降低了发生流转行为的农户流转型量。这说明,农户的非农化程度越高,其投入的非农劳动时间和劳动人数越多,从而具有较强烈的流转农地的愿望。但是农户对非农收入的预期具有不确定性,非农就业的不稳定性使农户不会轻易地将土地流转出去,影响了其实际流转型量。除此以外,已有的农地规模和农业劳动时间也显著地影响农户的农地流转决策。比如,已有农地规模不仅会增加农户的流转意愿,而且也增加了其农地流转型量。

本文关心的问题是新农合对农户农地流转决策行为的影响。实证结果显示,住院补偿给付结构显著地提高了农户的农地流转意愿。产生这一结论的主要原因在于:一方面,新农合住院补偿政策降低了参合农户的家庭医疗支出,在一定程度上使其家庭收入,从而为增加农业生产投资提供了可能

表2 新农合对农户农地流转决策的影响:两部分模型回归结果

	第一步:是否 流转农地	第二步:发生流转时, 农户的农地流转型量	模型的无 条件边际 效应
	系数	系数	
乡级住院补偿比例	0.011*** (0.005)	-0.067 (0.062)	0.004
县级住院补偿比例	0.009* (0.005)	-0.003 (0.072)	0.012
县外住院补偿比例	0.007* (0.004)	0.002 (0.059)	0.013
住院年度补偿封顶线	0.023* (0.013)	-0.207 (0.188)	0.006
农地租金	0.0001 (0.0001)	-0.0004 (0.0007)	0.0001
已有农地量	0.004*** (0.001)	0.787*** (0.020)	0.180
年龄	-0.007*** (0.002)	-0.076*** (0.032)	-0.029
有配偶	0.044 (0.048)	0.010 (0.677)	0.078
文化水平:比较组为 小学以下			
小学/私塾	-0.036 (0.050)	0.653 (0.710)	-0.078
初中及以上	-0.031 (0.051)	-0.783 (0.711)	-0.224
参与过非农就业	0.338*** (0.078)	-1.283 (0.988)	0.294
农业劳动天数	-0.002*** (0.001)	0.022* (0.011)	-0.008
家庭总人口数	-0.031*** (0.011)	-0.167 (0.156)	-0.089
家庭非农收入比 常数	0.104** (0.054)	-0.620 (0.772)	0.034
	-2.345*** (0.420)	13.687** (5.519)	--
	Number of obs = 5284 LR chi <sup>2</sup> (14) = 109.22 Prob>chi <sup>2</sup> = 0.0000 Log likelihood = -2739.0584 Pseudo R <sup>2</sup> = 0.0195	Number of obs=1170 F(14,1155)=125.93 Prob>F=0.0000 R <sup>2</sup> =0.6042 Adj R <sup>2</sup> =0.5994 Log likelihood=-4256.647 Root MSE = 9.2597	--

注:(1)\*、\*\*、\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%与1%;(2)“( )”为标准误差值。

数据来源:本研究计算整理所得,2015年。

性;另一方面,新农合的实施提高了参合农户的医疗服务利用率,改善了其健康水平,进而使其劳动能力获得提高,最终提高了其从事繁重农业劳动的能力。然而,新农合并没有显著地影响流转农户的农地流转量。对此,一种解释是:一方面,截至CHARLS本轮(2011年)数据调查时,与其他农业政策尤其是直接涉及农业生产的政策(如取消农业税)相比较,实施新农合的时间相对较短,其对农业生产的政策效果尚未显现;另一方面,新农合作为一种社会医疗保险形式,主要目标是降低农民的医疗负担,但从医疗费用角度看,此项政策对农民自付费用没有影响甚至导致医疗费用支出明显上涨,降低了其受益水平,尚不足以影响农户的农业生产决策,因此,这需要进一步的研究和追踪。

表3报告了新农合通过健康状况对农户农地流转决策行为的回归结果。由表3模型检验结果中的对数似然比统计量、LR统计量、对数似然比检验的显著性水平等指标可以看出,模型总体拟合效果较好。

根据前文所述,本文最关心的是:新农合住院补偿结构是否显著影响参合农户的健康以及中介变量参合农户的健康是否显著影响其农地流转行为?

表3 新农合对农户的农地流转决策行为:健康状况的中介作用检验

	自评健康状况		农地流转决策	
	系数	第一步:是否 流转农地	第二步:发生流转时, 农户的农地流转量	
		系数	系数	
乡级住院补偿比例	0.006*(0.005)	0.011*** (0.005)	-0.066 (0.062)	
县级住院补偿比例	0.004 (0.005)	0.009** (0.005)	-0.005 (0.072)	
县外住院补偿比例	0.0002 (0.004)	0.007* (0.004)	0.003 (0.060)	
住院年度补偿封顶线	0.052*** (0.012)	0.022** (0.013)	-0.210 (0.188)	
自评健康状况	--	0.092** (0.044)	-0.577 (0.629)	
年龄	-0.011*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.076*** (0.032)	
男性	0.121** (0.054)	--	--	
有配偶	0.099** (0.046)	0.047 (0.048)	-0.016 (0.678)	
文化水平:比较组为小学以下				
小学/私塾	0.139*** (0.050)	-0.040 (0.050)	0.677 (0.710)	
初中及以上	0.289*** (0.054)	-0.039 (0.051)	-0.736 (0.713)	
吸烟	-0.036 (0.053)	--	--	
喝酒	-0.148*** (0.054)	--	--	
患有慢性病	-0.734*** (0.045)	--	--	
家庭总人数	0.003 (0.010)	0.031*** (0.011)	-0.169 (0.156)	
农业劳动时间	-0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	0.201** (0.011)	
非农收入比重	0.073 (0.052)	0.102** (0.054)	-0.650 (0.772)	
参与非农就业	--	0.319*** (0.079)	-1.170 (0.996)	
农地租金	--	0.0001*** (0.0005)	-0.0004 (0.0007)	
已有农地量	--	0.004*** (0.001)	0.786*** (0.020)	
常数	0.882 (0.105)	-2.405*** (0.421)	14.078*** (5.535)	
	Number of obs=5284 LR chi <sup>2</sup> (15)=532.65 Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000 Log likelihood = -2949.3602 Pseudo R <sup>2</sup> = 0.0828	Number of obs =5284 LR chi <sup>2</sup> (15)=113.56 Prob>chi <sup>2</sup> = 0.0000 Log likelihood =-2736.8888 Pseudo R <sup>2</sup> = 0.0203	Number of obs=1170 F(15,1154)=117.57 Prob>F = 0.0000 R <sup>2</sup> =0.6045 Adj R <sup>2</sup> =0.5993 Log likelihood = -4256.2205 Root MSE=9.2603	

注:(1)\* \*\*、\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%与1%;(2)“( )”为标准误差值。  
数据来源:本研究计算整理所得,2015年。

首先,分析新农合对参合农户的健康的影响作用。总体而言,新农合住院补偿政策有利于改善参合农户的健康状况。回归结果表明:(1)乡级和年度住院补偿封顶线分别在10%、1%统计水平上显著为正。比如,通过计算边际效应结果知,在其他因素不变时,年度住院补偿封顶线每增加1万元,参合农户的健康水平的改善率增加1.6个百分点。(2)县级、县外医院住院补偿比例均尽管有利于改善参合农户的健康状况,但是这一结果不具有统计显著性。

其次,考察中介变量健康对农户的农地流转决策与农地转入意愿的影响。由表3第(3)列的回归结果可知,自评健康状况在5%统计水平上显著地增加了参合农户的农地流转倾向,这体现了,在家庭生产决策理论模型中,农户增加健康资本时感知风险的重要性。另外,比较表2第(1)列和表3第(3)列的回归结果,可以发现,在加入中介变量健康状况后,健康状况和新农合住院补偿给付结构均显著地影响农户的农地流转意愿,但后者表现出两种变化:一种是年度住院补偿封顶线的系数发生微小的减少,但仍具有统计显著性;另一种则是县级和县外住院补偿比例的回归系数没有变化。根据前文关于中介效应的检验标准,这一结果表明,在一定程度

程度上,中介变量健康状况具有部分中介作用。

### 3. 新农合对发生流转农地的农户流转决策行为的影响作用及中介效应检验

在本文的分析框架中,农地滞留的另一个表现形式是发生农地流转的农户选择转入农地而不是转出农地,以满足继续甚至扩大农业耕作的需求,从而使其固定在农地上。那么,新农合对这类农户的农地流转决策行为的影响作用如何?是否会使农户转入土地从而滞留在农地上?为此,本文进一步考察发生农地流转的农户是转入还是转出农地以及做出选择后农地流转量大小。需要说明的是,一般地,某一农户

如果选择转入农地,那么就不会选择转出农地,反之亦然。因此,对发生农地流转的某一农户而言,转出还是转入是同一问题的两个不同层面,所以,从农地转入角度去探讨新农合的影响是可行的。

由表4模型检验结果中的对数似然比统计量、LR统计量、对数似然比检验的显著性水平、F值及显著性水平等指标可以看出,模型总体拟合效果较好。根据前文所述,本文最关心的是:新农合是否显著影响发生流转农地的农户转入意愿以及转入量?表4的回归结果显示,对发生农地流转的农户而言,新农合住院政策降低了他们农地转入倾向性,但是该结论并不具有统计显著性。这表明,在农业兼业化和被副业化的现实条件下,农户仅仅希望保持原有农地量,从而滞留于农地。此外,本研究进一步分析了新农合制度对转入农地的农户转入量的影响作用。研究结果表明,新农合住院年度补偿封顶线降低了农户的农地转入量,并在5%统计水平上具有显著性,即住院年度补偿封顶线每增加1万元,农户转入的农地面积将会减少约1亩。乡级、县级和县外医院住院补偿比例则不具有统计显著性。这主要是因为,农户的实际流转决策具有较强的复杂性,而本研究使用的数据是一个当期数据,无法确切地反映农户的实际流转行为,因此,需要进一步加以追踪调查和分析。此外,从农

户的转入倾向而言,农地租金越高、户主的年龄越大、有过非农就业者、家庭非农收入比重高者其转入农地的倾向越低,有配偶者、农业劳动时间较长者则倾向于转入农地。从农户的转入量层面看,已有农地量越多、农业劳动时间越长者会增加农地的转入量。

表5列出了新农合通过健康状况对农户农地流转决策行为的回归结果。回归结果表明,在发生农地流转的农户样本中,新农合并没有显著地影响健康状况,不符合中介效应检验标准,因此此时不存在中介效应。

#### 四、结论与进一步讨论

通过利用CHARLS2011年基线调查数据,本文考察了新农合制度与农户的农地流转和农地滞留行为之间的关系,主要有如下结论。(1)从农户流转决策行为看,第一,现行新农合住院补偿政策有利于改善参合农户的自评健康状况,其中乡级补偿比例和年度住院补偿封顶线分别在10%和1%统计水平上显著;第二,新农合住院补偿结构显著地增加了参合农户的农地流转倾向,但需要注意的是,该制度并没有显著地影响流转农户的农地流转量;第三,在考虑健康状况的中介效应时,中介变量健康状况具有部分中介作用。(2)从发生农地

流转的农户的农地转入决策行为看,第一,尽管新农合住院政策降低了他们农地转入倾向性,但是该结论并不具有统计显著性。这表明,在农业兼业化和被副业化的现实条件下,农户仅仅希望保持原有农地量,从而滞留于农地。第二,新农合住院补偿结构对这部分农户的农地转入量影响并不一致:住院年度补偿封顶线显著地降低了农户的农地转入量,但是乡、县、县外三级住院补偿比例则不具有统计显著性。第三,中介效应检验结果表明,在发生农地流转的农户样本中,健康状况的中介效应并不存在。产生上述结论的原因在于:由于受数据可得性的限制,本研究仅从短期层面探讨了新农合对农户实际流转行为以及转入量的影响作用,而忽视了长期性的影响。理论上,利用跨时期的追踪数据能更为全面地反映新农合对农

表4 新农合对发生流转农地的农户农地流转决策行为的影响作用:两部分模型回归结果

	第二步:转入农地还是转出农地	第二步:农户发生转入行为时,转入的农地量	模型的无条件边际效应
	系数	系数	
乡级住院补偿比例	-0.001(0.009)	-0.063(0.117)	-0.033
县级住院补偿比例	-0.017(0.011)	-0.114(0.140)	-0.091
县外住院补偿比例	-0.005(0.009)	0.129(0.127)	0.050
住院年度补偿封顶线	-0.004(0.028)	-0.932**(0.407)	-0.454
农地租金	-0.0006*** (0.0001)	0.0007(0.0015)	-0.001
已有农地量	-0.001(0.003)	0.583*** (0.040)	0.276
年龄	-0.018*** (0.005)	-0.133** (0.071)	-0.103
有配偶	0.421*** (0.103)	-0.5367(1.607)	0.673
文化水平:比较组为小学以下			
小学/私塾	-0.248** (0.107)	2.139* (1.431)	0.471
初中及以上	-0.137(0.106)	-0.554(1.366)	-0.545
参与过非农就业	-0.933*** (0.168)	-3.116(3.261)	-3.546
农业劳动天数	0.009*** (0.002)	0.046** (0.022)	0.003
家庭总人口数	0.124*** (0.024)	-0.117(0.327)	0.219
家庭非农收入比	-1.038*** (0.117)	-2.101(1.432)	-3.293
常数	2.576*** (0.824)	25.872** (11.212)	--
	Number of obs =1170 LR chi <sup>2</sup> (14) =366.30 Prob>chi <sup>2</sup> =0.0000 Log likelihood =-626.58518 Pseudo R <sup>2</sup> =0.2262	Number of obs=558 F(14, 543)=21.69 Prob>F=0.0000 R <sup>2</sup> =0.3587 Adj R <sup>2</sup> =0.3422 Log likelihood=-2196.4559 Root MSE= 12.5659	--

注:(1)\*、\*\*、\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%与1%;(2)“( )”为标准误差值。  
数据来源:本研究计算整理所得,2015年。

户农地流转决策的影响作用,对此,需要我们进一步加以追踪和研究。另外,由于近年来我国新农合制度逐步实施了普通门诊补偿、特殊门诊补偿、重特大疾病补偿等政策,本研究将在今后的研究中分析和讨论这些新农合政策安排是否影响农户的流转意愿及实际行为,以期更好地审视新农合与土地流转和农地滞留之间的关系。

通过本文的分析可以发现,有两个方面的问题应该引起重视。

一是农民的健康状况问题。尽管健康状况对农户的农地流转意愿具有重要的作用,但是可能存在农户对自身健康状况的感知过于乐观,倾向于忽视潜在的无法观测的疾病,这样,既不利于稳定增加农民收入,也不利于农业生产的长期稳定增长。因此,政策制定者在评价现行公共政策时应该重视农户的健康及其相关问题,不仅需要直接提供更多改善农民健康状况的公共设施,而且还应加大社会资本办理以非营利为主的医疗机构的支持力度,健全农村医疗卫生服务运行机制。

二是政策目标冲突问题。新型农村合作医疗制度改善了农户的健康状况,在一定程度上增加了农户的农地流转意愿,但是从实际流转情况来看却

降低了土地转入的量,不利于有效地流转和集中,影响农地的适度经营。因此,化解新农合制度与农地流转政策的目标冲突需要谨慎。具体而言,第一,要整合现行涉农政策,根据“激励相容”理论,形成以新农合为代表的农村社会保障制度、其他惠农政策(如粮食直补、价格支持等)与农地流转的相容性政策安排;第二,建立和发展新型农业经营体系,扩展农民增收渠道,并通过扩大非农就业机会与提升农户非农就业能力等支持性政策,促进劳动力转移、减少农民数量,增加农户农业资源数量,促进农地有效流转。另外,就劳动力城乡转移而言,农户自身因素及其原住地推力与转入地拉力共同决定了农村劳动力转移的趋势和规模。作为农村社会福利保障体系的重要部分,新农合具有较强的地域性和不可携带性,特别是在报销上对参保人就医地域与报销病种和药品的种种限制以及针对城市外来人口的医疗保险制度尚不健全的现实制约条件下,农户会不会因此而不愿意放弃农地以及农民的身份从而对土地规模经营和人口的城镇化产生负面影响?这是一个有待研究的问题。

(作者单位:上海财经大学财经研究所;责任编辑:程漱兰)

表5 新农合对发生农地流转的农户农地转入决策行为:健康状况的中介作用检验

	自评健康状况	农地流转决策	
	系数(标准误差)	第一步:是否流转农地 系数	第二步:发生流转时,农户的农地流转量 系数
乡级住院补偿比例	0.006(0.010)	-0.011(0.009)	-0.066(0.117)
县级住院补偿比例	0.009(0.011)	-0.016*(0.011)	-0.114(0.140)
县外住院补偿比例	0.007(0.009)	-0.006(0.009)	0.126(0.127)
住院年度补偿封顶线	0.012(0.027)	0.003(0.028)	-0.931(0.407)
自评健康状况	--	0.102(0.095)	-0.910(1.257)
年龄	-0.004*** (0.005)	-0.018*** (0.005)	-0.131*(0.071)
男性	0.246** (0.116)	--	--
有配偶	0.185* (0.102)	0.426*** (0.103)	-0.605(1.610)
文化水平:比较组为小学以下			
小学/私塾	0.175* (0.109)	-0.254** (0.108)	2.305* (1.432)
初中及以上	0.296*** (0.114)	-0.146(0.106)	-0.462(1.372)
吸烟	-0.243** (0.112)	--	--
喝酒	-0.231** (0.114)	--	--
患有慢性病	-0.601*** (0.095)	--	--
家庭总人数	0.011(0.024)	0.125*** (0.024)	-0.128(0.328)
农业劳动天数	-0.006*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.044** (0.022)
非农收入比重	0.023(0.115)	-1.037*** (0.117)	-2.022*(1.437)
参与非农就业	--	-0.952*** (0.168)	-3.058(3.263)
农地租金	--	0.0006** (0.0001)	0.0007(0.0014)
已有农地量	--	0.0008(0.0029)	0.583*** (0.040)
常数	0.970(0.827)	2.501*** (0.827)	14.078*** (5.535)
	Number of obs=1170 LR chi <sup>2</sup> (15)=89.68 Prob>chi <sup>2</sup> = 0.0000 Log likelihood =-631.6294 Pseudo R <sup>2</sup> = 0.0663	Number of obs =1170 LR chi <sup>2</sup> (15)=367.46 Prob>chi <sup>2</sup> = 0.0000 Log likelihood =-626.0072 Pseudo R <sup>2</sup> = 0.2269	Number of obs=558 F(15,1154)=20.27 Prob>F = 0.0000 R <sup>2</sup> =0.3593 Adj R <sup>2</sup> =0.3416 Log likelihood = -2196.1861 Root MSE=12.5714

注:(1)\*、\*\*、\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%与1%;(2)“( )”为标准误差值。  
数据来源:本研究计算整理所得,2015年。

注释

①另一个是通过强权赋能不断提升农民对土地的产权强度(罗必良,2014)。

②当医疗保险存在时,劳动者转换工作所考虑的不仅是工资差异,会更更多地考虑医疗保险的效用与货币工资的效用差距大小,若医疗保险的效用不小于货币工资的效用,劳动者则会因为害怕失去医疗保险而放弃转换工作并固定在现有工作地点,形成所谓的“锁定”效应(Monheit and Cooper, 1994; Guber and Madrian, 2002; 秦雪征、郑直,2011)。

③当然,也存在这样一种可能性:新农合实施后,部分农民可能将用于防御疾病风险的经济支出转向不合理消费,比如吃、喝、嫖、赌等。

④健康的价值不仅表现为其作为人类发展首要目标之一的内在价值,也体现在其对人类发展的其他维度,特别是经济发展的重要促进作用,这种重要促进作用就是健康的工具性价值(王曲、刘民权,2005)。

⑤Baron和Kenny(1986)、温忠

麟等(2005)认为,中介变量是自变量对因变量产生影响作用的中介,是自变量对因变量产生影响的实质性与内在的原因。

⑥一般地,实证模型自变量之间产生多重共线性的原因有三方面:(1)经济变量相关的共同趋势;(2)滞后变量的引入;(3)样本资料的限制。由于新农合住院补偿起付线与报销比例之间存在相关的共同趋势,故二者之间存在多重共线性。

#### 参考文献

(1)程令国、张晔:《“新农合”经济绩效还是健康绩效?》,《经济研究》,2012年第1期。

(2)方杰、张敏强、邱皓政:《中介效应的检验方法和效果测量:回顾与展望》,《心理发展与教育》,2012年第1期。

(3)封进、李珍珍:《中国农村医疗保障制度的补偿模式研究》,《经济研究》,2009年第4期。

(4)封进、刘芳、陈沁:《新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响》,《经济研究》,2010年第11期。

(5)国家卫生和计划生育委员会:《2013年我国卫生和计划生育事业发展统计公报》,2014年 <http://www.nhfp.gov.cn/guihuaxx/s10742/201405/886f82dafa344c3097f1d16581a1bea2.shtml>。

(6)雷晓燕、周月刚:《中国家庭的资产组合选择:健康状况与风险偏好》,《金融研究》,2010年第1期。

(7)黎霆、赵阳、辛贤:《当前农地流转的基本特征及影响因素分析》,《中国农村经济》,2009年第10期。

(8)罗必良:《农地流转的市场逻辑——“产权强度—禀赋效应—交易装置”的分析线索及案例研究》,《南方经济》,2014年第5期。

(9)罗必良、何应龙、汪沙、尤娜莉:《土地承包经营权:农户退出意愿及其影响因素分析——基于广东省的农户问卷》,《中国农村经济》,2012年第6期。

(10)宁满秀:《新型农村合作医疗部分负担制度对农户住院层级选择行为的影响研究》,《农业技术经济》,2014年第1期。

(11)宁满秀、刘进:《新型农村合作医疗制度对农户外出务工地点选择的影响研究》,《财经论丛》,2014年第4期。

(12)钱忠好:《农地承包经营权市场流转:理论与实证分析》,《经济研究》,2003年第2期。

(13)秦雪征、郑直:《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》,2011年第10期。

(14)孙梦洁、韩华为:《中国农村居民的就诊选择研究——来自甘肃,河南,广东三省农户调查的实证分析》,《经济评论》,2013年第2期。

(15)王曲、刘民权:《健康的价值及若干决定因素:文献综述》,《经济学(季刊)》,2005年第1期。

(16)魏众:《健康对非农就业及其工资决定的影响》,《经济研究》,2004年第2期。

(17)温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》,2004年第5期。

(18)温忠麟、侯杰泰、张雷:《调节效应与中介效应的比较和应用》,《心理学报》,2005年第2期。

(19)解丕、孙桂茹:《健康冲击对中国老年家庭资产组合选择的影响》,《人口与发展》,2012年第4期。

(20)许庆:《有关农地流转的若干问题辨析》,《探索与争鸣》,2014年第2期。

(21)姚洋:《农地制度与农业绩效的实证研究》,《中国农村观察》,1998年第6期。

(22)姚洋:《集体决策下的诱导性制度变迁——中国农村地权稳定性演化的实证分析》,《中国农村观察》,2002年第2期。

(23)张车伟:《营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据》,《经济研究》,2003年第1期。

(24)郑建君:《政治沟通在政治认同与国家稳定关系中的作用——基于6159名中国被试的中介效应分析》,《政治学研究》,2015年第1期。

(25)钟文晶、罗必良:《禀赋效应、产权强度与农地流转抑银——基于广东省的实证分析》,《农业经济问题》,2013年第3期。

(26) Baldwin M. and Johnson W. G., 1994, “Labor Market Discrimination against Men with Disabilities”, *Journal of Human Resources*, Vol. 29, pp. 1~19.

(27) Baron M. and Kenny A., 1986, “The Moderator—mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 51, pp. 1173~1182.

(28) Boehlje M., 1992, “Alternative Models of Structural Change in Agriculture and Related Industries”, *Agribusiness*, Vol. 8, pp. 219~231.

(29) Chang L., Langelett L and Waugh W., 2011, “Health, Health Insurance, and Decision to Exit from Farming”, *Journal of Family and Economic Issues*, Vol. 32, pp. 356~372.

(30) Dijk T., 2003, “Scenarios of Central European Land Fragmentation”, *Land Use Policy*, Vol. 20, pp. 149~158.

(31) Fairchild J. and McQuillin D., 2010, “Evaluating Mediation and Moderation Effects in School Psychology: A Presentation of Methods and Review of Current Practice”, *Journal of School Psychology*, Vol. 48, pp. 53~84.

(32) Gruber J. and Madrian C., 2002, “Health Insurance, Labor Supply and Job Mobility: A Critical Review of The Literature”, *National Bureau of Economic Research*.

(33) Holtz-Eakin D., 2011, “Does Massachusetts’ Health Care Reform Point to Success with National Reform?”, *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 30, pp. 178~184.

(34) Jenkins L. Earle—Richardson G., Bell M., John J. and Allan G., 2005, “Chronic Disease Risk in Central New York Dairy Farmers: Results from a Large HealthSurvey 1989~1999”, *American Journal of Industrial Medicine*, Vol. 47, pp. 20~26.

(35) Judd M. and Kenny A., 1981, “Process Analysis Estimating Mediation in Treatment Evaluations”, *Evaluation Review*, Vol. 5, pp. 602~619.

(36) Liu, G. G., William H. Dow, Alex Z. Fu and John Akin, Peter Lance, 2008, “Income Productivity in China: On the Role of Health”, *Journal of Health Economics*, Vol. 27, pp. 27~44.

(37) Moffitt, Robert and Barbara L. Wolfe, 1992, “The Effect of the Medicaid Program on Welfare Participation and Labor Supply”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, pp. 615~626.

(38) Monheit, A. C. and Cooper, P. F., 1994, “Health Insurance and Job Mobility: Theory and Evidence”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 48, pp. 68~85.

(39) Sen, Amartya, K.:《以自由看待发展》,中国人民大学出版社,2002年。

(40) Wan, G. H. and Cheng, E., 2001, “Effects of Land Fragmentation and Returns to Scale in the Chinese Farming Sector”, *Applied Economics*, Vol. 33, pp. 183~194.

(41) Winkler and Anne E., 1991, “The Incentive Effects of Medicaid on Women’s Labor Supply”, *Journal of Human Resources*, Vol. 26, pp. 308~337.