

黄超群,蔡细平. 新型农村合作医疗制度对农户土地流转行为的影响——基于我国东部8省的实证分析[J]. 江苏农业科学,2017,45(16): 345-350.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.16.082

# 新型农村合作医疗制度对农户土地流转行为的影响 ——基于我国东部8省的实证分析

黄超群,蔡细平

(浙江农林大学经济管理学院,浙江临安 311300)

**摘要:**促进农户土地流转,实现土地资源优化配置是提高我国现代农业竞争力的重要方式。利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2013年数据库,结合相关文献,分析了新型农村合作医疗制度、健康状况和农户土地流转行为决策的作用路径,利用中介效应分析模型和Tobit模型,借助健康状况这一中介变量,实证分析了新型农村合作医疗制度对东部8省农户土地流转行为的影响。研究表明:(1)乡级住院补偿比对农地流转量和农地转入量有显著的负相关性,住院封顶线对农地流转量有正向影响;其他结构变量则都不具有统计显著性;(2)健康状况在新型农村合作医疗制度方面对东部8省农户农地流转及农地转入的驱动过程中起到中介传导作用。本研究为更好地促进新农合制度与其他惠农政策的融合、改善农户的生活水平提供了进一步的参考。

**关键词:**新型农村合作医疗制度;土地流转;健康状况;中介效应

**中图分类号:**F321.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2017)16-0345-06

长期以来,农村土地的生产剩余为广大农民提供了最基本的生活保障,农村的土地制度与政策也被视为稳定农村社会的重要基础。土地流转可以通过边际产出拉平效应和交易收益效应来实现土地资源的优化配置,还可以促进劳动力要素的流动,提高农业生产效率,实现土地自身价值,增加农民收入及农户福利<sup>[1-4]</sup>。然而,由于各种原因,我国的农地流转市场一直处于需求大于供给的失衡状态,许多农户由于农地的保障功能等原因,不愿意出让自己的土地。为此,很多学者从各个方面对土地流转的影响因素进行了分析。从政府方面考虑,农地的流转行为会受到政府的行政和政策干预<sup>[5-6]</sup>,如政府农地流转政策<sup>[7]</sup>、农业税费改革<sup>[8]</sup>、粮食直接补贴政策<sup>[9]</sup>、农村社会保障制度<sup>[10-13]</sup>。叶剑平等指出,使用权政策对农户土地投资等具有显著影响<sup>[14]</sup>。从农户特征方面考虑,现阶段户主的性别、户主受教育程度、人口老龄化程度、农户的健康状况、农业劳动力人数以及自有土地面积等对土地流转也有显著的影响<sup>[15-18]</sup>;黎霆等发现年龄越大的农户越倾向于转出承包地<sup>[19]</sup>。影响农户转入农地的重要经济激励因素还包括非农就业状况、非农收入结构以及非农就业机会的大小<sup>[20-22]</sup>。

2003年开始,我国在农村地区开始推行新型农村合作医疗试点改革,截至2013年年底,新农合的参与率达到98.7%,受益人数已经达到19.42亿人次,各省市已基本上实

现了新农合全覆盖<sup>[23]</sup>,新农合政策的实施取得了相当大的成果。马双等研究表明,新型农村合作医疗保险能够显著增加居民碳水化合物、蛋白质等营养物质的摄入量<sup>[24]</sup>;也会促进农户的耐用品消费水平提高<sup>[25]</sup>,从而有利于扩大国内的消费需求。同时,一方面新农合政策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<sup>[26]</sup>,另一方面通过报销农民的医疗和就诊费用,有利于减少医疗支出,间接性地增加农户的家庭收入,提高居民的家庭生活水平。然而,在新型农村合作医疗制度开始实施之后,政府虽然对医疗费用有一定的补贴,但是由于补偿比率较低,医药供给价格存在虚高的问题<sup>[27]</sup>,农民并没有因此而较为彻底地解决因病致贫因病返贫的问题<sup>[28-29]</sup>,从而并没有真正起到减轻农民医疗支出负担的作用。王兰芳等通过对江苏省的调查发现,新型农村合作医疗对农民的医疗支出、农民家庭经济状况、健康状况等所产生的影响并不如预期的那般明显<sup>[27]</sup>。长此以往,会影响新型农村合作医疗的可持续性<sup>[30]</sup>。因此,新型农村合作医疗制度的开展对农户的生产和生活的影响是否有明显良好的促进作用,还有待进一步考究。

在查找的现有文献中,学者更加集中与分析新农合制度所取得的成果和存在的问题;对于土地流转主要涉及对其影响因素分析的相关研究;在社会保障制度方面,学者更加关注养老保障和土地保障制度,而关于新农合制度对土地流转方面的研究分析不多,仅仅有张锦华等运用两部分模型,分析得出健康状况在新农合制度对农户是否进行农地流转方面具有部分的中介作用,并且现行新农合住院补偿政策增加了参合农户的农地流转倾向<sup>[31]</sup>。但却有相反的观点,如赵静采用了混合模型,指出农村社会保障水平对土地流转并没有显著影响<sup>[32]</sup>。因此农村的社会保障对土地流转是否会有显著影响依然没有明确的定论。针对上述已有研究的不足,本研究使

收稿日期:2017-03-15

基金项目:国家林业局2015年林业重大问题研究项目(编号:2015-R20)。

作者简介:黄超群(1992—),女,安徽巢湖人,主要从事农业经济理论与政策研究。E-mail:1106904470@qq.com。

通信作者:蔡细平,博士,副教授,主要从事土地经济学研究。E-mail:7073179@qq.com。

用 2013 年中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 的数据库,通过描述统计及计量模型,以东部 8 省为例,深入研究了新型农村合作医疗制度对农户土地流转行为的影响,并提出相关的政策建议,对新农合制度的可持续性发展具有重要意义。

## 1 机制分析与模型构建

### 1.1 作用路径分析

1.1.1 新农合制度与农户土地流转 土地在我国农民的生活中一直都作为基本生活保障的基础,由于农村大部分青年人外出务工,土地的经营重担留在了老人和孩童肩上。Jenkins 等指出,农户在长时间进行土地劳作中会经常发生慢性疾病、意外伤害等事件<sup>[33]</sup>,特别是在春种秋收的农忙时节新型农村合作医疗制度作为我国农村地区社会保障体系之一,在一定程度上动摇了土地对农户生活的保障功能,由于新农合制度的医疗覆盖的深度和广度不断扩大,有效地缓解了农户看病贵的问题,老年群体可能并不是特别需要在土地上所取得的微薄的收入,因此可能会进行农地流转,将手中的土地租出。然而也有学者提出,农民并没有因为参与新农合制度而解决自身因病致贫的问题,依然有很重的医疗负担<sup>[28]</sup>,农村社会保障水平对农户的土地流转并没有显著影响<sup>[32]</sup>,因此本研究提出问题一:以东部 8 省为例,新型农村合作医疗制度对农户的土地流转行为到底会产生何种影响?

1.1.2 新农合制度与健康状况 自 20 世纪 80 年代开始,城镇化的速度不断加快,农村大量的青壮年人群涌入城镇地区,使得农村的老年人面临更严重的生活问题。老年人不得不外出劳动,以满足自己和家人的生计需求,因此老年人的健康状况会随着时间恶化,医疗成本也会随之上升。在农村医疗保障制度不健全的情况下,新农合制度显著改善了参合者的健康水平<sup>[26]</sup>,同时也降低了农户的医疗支出<sup>[31]</sup>,在一定程度上可以增强农户抵御疾病风险的能力。然而,由于新农合制度的报销政策有一定的疾病范围限制,只有在规定的定点医疗机构才能进行一定比例的报销,在不同等级的医疗机构报销比例也有所不同,由于报销手续的繁琐性外加农户可能低于自身健康状况的高估以及其他商业保险的冲击,新农合制度对农户健康状况的改善是否真的明显,因此本研究提出问题二:以东部 8 省为例,新农合制度的实施对进行土地流转农户的健康状况是否有显著影响?

1.1.3 新农合制度、健康状况与土地流转 有学者研究表明,健康状况对农户的农地流转意愿与行为具有显著的影响<sup>[17]</sup>。由于医疗保障也会提高农户的健康水平<sup>[26]</sup>,对于留守农村的老年人来说,土地可能是他们收入的主要经济来源,健康状况的改善有利于增加劳动的时间,他们就不会转出土地,从而可能会导致土地滞留现象的出现。对于青年人来说,如果外出工作的收入高于土地的预期收入,健康状况的改善使更多的劳动力投入非农就业中,增加非农劳动的强度和时间的增加,从而增加非农的劳动收入,非农收入在农户总收入中所占的比重越高,则农民进行农地流转的可能性也会越大<sup>[34]</sup>,从而更愿意出租土地,获得额外的租金收入。对于农业能手种粮大户等,健康状况的改善也会让他们更加倾向于租入土地的行为,形成规模效应,并从中获得更多的经济效益。健康状况的改善对于不同群体会有不同的作用效果,因此本研究提

出问题三:以东部 8 省为例,健康状况在新型农村合作医疗制度对农户土地流转的驱动过程中是否起到中介传导作用?

### 1.2 模型构建

近年来,中介效应检验方法在社会科学研究领域得到了广泛的应用,相较于常用的回归分析,中介效应检验可以分析变量间的影响路径与机制,为相应的研究假设提供支持,得出更深入的研究结果<sup>[35]</sup>。因此,本研究采用温忠麟等提出的中介效应检验方法<sup>[36]</sup>,根据张锦华等提出的验证健康状况中介效应的 3 个标准<sup>[31]</sup>,研究新型农村医疗制度、农户健康状况和农户土地流转行为的影响机制,检验农户健康状况 ( $M_i$ ) 在新型农村合作医疗制度 ( $XN_i$ ) 对农户土地流转行为决策 ( $Y$ ) 中是否存在中介效应。第一步,研究自变量新农合住院补偿结构对因变量农户农地流转行为是否存在显著影响,如果显著则进行第二步;第二步,研究中介变量农户健康状况对自变量新农合住院补偿结构是否具有显著作用,如结果显著则进行第三步;第三步,加入中介变量农户健康状况,检验自变量新农合住院补偿结构对因变量农户农地流转行为的回归系数的显著性,如果中介变量农户健康状况的影响达到显著水平,并且自变量新农合补偿结构的回归系数变小并且仍有显著影响,则说明中介变量具有部分中介作用,倘若自变量的回归系数变小并且不具有显著性,则说明中介变量具有全部中介作用。

检验构建如下中介效应检验模型:

$$Y = cXN_i + \varepsilon_1;$$

$$M_i = aXN_i + \varepsilon_2;$$

$$Y = c'XN_i + bM_i + \varepsilon_3。$$

中介效应检验流程:

(1)  $XN_i$  对  $Y$  的显著性检验:检验原假设  $H_0: c = 0$ , 若被拒绝,则  $Y$  与  $XN_i$  的相关显著。

(2) 中介效应检验:原假设  $H_0: a = 0; H_0: b = 0$ , 若都被拒绝,继续检验  $H_0: c' = 0$ , 若  $H_0: c' = 0$  被拒绝,则中介效应部分显著;若  $H_0: c' = 0$  被接受,则中介效应完全显著。

基于以上中介效应检验的理论阐述,根据中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 的数据,由于农户的农地流转亩数不可能为负数,并且存在不少土地流转型量为 0 的样本,因此可以采用 Tobit 模型,其基本形式如下:

$$y_i^* = \alpha' + \beta_1' M_i + \beta_2' XN_i + \varepsilon_i' \quad \varepsilon_i^* \sim (0, \sigma^2);$$

$$y_i^* = \begin{cases} \alpha' + \beta_1' M_i + \beta_2' XN_i + \varepsilon_i' & y_i^* > 0 \\ 0 & y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

其中,  $y_i^*$  代表第  $i$  个农户实际流转 (转入或转出) 的土地面积;  $M_i$  表示第  $i$  个农户的健康状况、个体特征变量 (如年龄、婚姻状况、文化程度等)、社会经济状况变量 (如家庭总收入、家庭总人口数、农业劳动天数、已有农地量等);  $XN_i$  代表新农合的给付结构变量,包括起付线、报销比例、封顶线;  $\varepsilon_i$  和  $\varepsilon_i^*$  是误差项。

## 2 变量说明与实证分析

### 2.1 数据说明及变量选择

自 2003 年以来,我国在农村地区推行新型农村合作医疗试点改革,在第一批试点地区中,东部地区有 94 个县 (市、区),覆盖了 4 465 万人;中部地区有 87 个县 (市、区),覆盖了

3 840 万人;西部地区包括 71 个县(市、区),覆盖了 2 385 万人。相较而言,在第一批试点地区中,东部地区所涉及的县市最多,所覆盖的人口最多,同时东部地区的社会经济水平较高,农村卫生服务体系建设较好,所以本研究以我国东部 8 省为研究对象,采用 2013 年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)所形成的数据库进行分析。由于本研究是以农户家庭为分析单元,根据解垚等的做法<sup>[37]</sup>,将家庭的主要受访者定义成虚拟的“户主”,在去掉缺失关键变量的样本后,最终整理得到 287 个有效样本量。

本研究所涉及的主要变量如下:

### (1) 农地变量

在 2013 年 CHARLS 的调查问卷中农地流转的数据来自于“您家从集体分配到的有多少亩”、“过去一年您家出租了多少亩”及“过去一年您家租用了多少亩”,由于国家已经允许并鼓励农民以转包、出租、转让等方式对土地的经营权进行流转,本研究将农户出租和租入耕地的行为视为农户的土地流转行为。

### (2) 新农合住院补偿结构变量

2013 年年底,全国的新农合的参与率达到 98.7%,各省市已基本上实现了新农合全覆盖。根据张锦华等的说法<sup>[31]</sup>,区分农户是否参与新农合制度将会弱化其对农户土地流转行

为的实施效果。因此本研究对新农合制度住院补偿结构变量的选择,同样采用起付线、报销比例及封顶线 3 个变量,其中报销比例和起付线分为乡级、县级及县外 3 个等级,为抵消多重共线性对方程的影响,只选取住院报销比例和封顶线作为变量。

### (3) 健康状况

在 CHARLS 数据中,关于健康状况的测量数据主要包括自评健康状况、慢性病、生理功能、心理健康等指标。本研究根据雷晓燕等的研究<sup>[38]</sup>,主要采用自评健康状况,将农户可以选择“很好”“好”“一般”“差”“很差”的选项分别赋值为 1、2、3、4、5。

### (4) 其他控制变量

本研究为了更好地掌握其他变量对农户土地流转行为的影响,控制了农户的个人和家庭的基本特征,控制变量主要包括年龄、性别、有无配偶、教育程度、家庭总收入、农业劳动天数等。

## 2.2 实证分析

### (1) 描述性统计分析

对本研究的主要变量的均值和标准差的描述结果如表 1 所示。

表 1 东部 8 省农地流转样本的变量均值

变量含义	发生流转样本	农地转入样本	农地转出样本
新农合结构变量:			
乡级住院补偿比例(%)	79.822 3(8.056 2)	79.734 1(8.734 4)	79.862 9(6.746 7)
县级住院补偿比例(%)	68.820 6(6.968 7)	68.979 8(7.650 3)	69.000 0(6.036 1)
县外住院补偿比例(%)	50.486 9(6.070 1)	50.628 6(6.100 3)	50.282 3(6.453 9)
住院年度补偿封顶线(万元)	12.062 7(3.310 8)	11.976 9(3.512 4)	12.096 8(2.939 6)
户主个体特征变量:			
年龄(周岁)	56.9442 5(7.975 3)	55.676 3(7.240 8)	58.612 9(8.546 1)
性别(1 = 男性,0 = 女性)	0.564 5(0.496 7)	0.612 7(0.488 5)	0.500 0(0.502 0)
是否有配偶(1 = 是,0 = 否)	0.899 0(0.301 9)	0.953 8(0.210 6)	0.830 6(0.376 6)
小学以下(1 = 是,0 = 否)	0.386 8(0.487 9)	0.387 3(0.488 5)	0.395 2(0.490 9)
小学/私塾(1 = 是,0 = 否)	0.282 2(0.450 9)	0.271 7(0.446 1)	0.282 3(0.451 9)
初中及以上(1 = 是,0 = 否)	0.331 0(0.471 4)	0.341 0(0.475 4)	0.322 6(0.469 4)
自评健康状况(1 = 很好,2 = 好,3 = 一般,4 = 不好,5 = 很不好)	2.679 4(0.886 0)	2.711 0(0.881 2)	2.621 0(0.879 7)
是否吸烟(1 = 是,0 = 否)	0.393 7(0.489 4)	0.422 0(0.495 3)	0.346 8(0.477 9)
是否喝酒(1 = 是,0 = 否)	0.390 2(0.488 7)	0.433 5(0.497 0)	0.330 6(0.472 4)
是否患有慢性病(1 = 是,0 = 否)	0.644 6(0.479 5)	0.624 3(0.485 7)	0.669 4(0.472 4)
是否参与过非农就业(1 = 是,0 = 否)	0.446 0(0.497 9)	0.416 2(0.494 4)	0.483 9(0.501 8)
农业劳动时间(d)	177.686 4(118.181 1)	191.352 6(109.982 4)	164.096 8(126.239 4)
其他社会经济变量:			
家庭总人数(人)	3.473 9(1.891 8)	3.653 2(1.869 6)	3.193 5(1.846 5)
家庭总收入(万元)	3.014 9(4.616 5)	2.954 9(4.810 0)	3.122 5(4.230 5)
已有农地面积(hm <sup>2</sup> )	0.344 0(0.412 6)	0.376 8(0.495 8)	0.300 1(0.232 8)
农地租金(万元)	0.746 0(0.727 9)	0.570 6(0.608 5)	0.963 6(0.798 8)
耕地流转面积(hm <sup>2</sup> )	0.317 3(0.881 5)	—	—
耕地转入面积(hm <sup>2</sup> )	—	0.396 3(1.114 3)	—
耕地转出面积(hm <sup>2</sup> )	—	—	0.181 6(0.205 7)
样本观测数	287	173	124

注:“( )”中的数据为标准差。数据来源:本研究计算整理所得,2017 年。

由表 1 可知,东部 8 省进行农地流转的农户样本有 287 个,其中进行农地转入行为的有 173 户,进行农地转出行为的农户有 124 个。在平均年龄方面,进行农地转入行为的户主平均年龄比进行农地转出的农户要小 3 岁左右,转入耕地农

户的平均年龄约 55 岁;在是否有配偶方面,转入农地的样本中有超过 95% 的农户有配偶,所占的比例最高;家庭总人口数,在各个样本中差别不大;在受教育程度方面,进行农地流转的样本中,约一半农户的文化水平在小学及以下,这表明在

农村地区,我国的中老年群体的文化素质较低,在如今的科技背景下,可能难以与现代农业、新型农业相协调;在农户身体特征方面,进行农地流转的农户对自身健康状况的评价在一般和好之间,然而有约64%的农户认为自己患有慢性病,这反映出农户对自己的健康状况过于乐观;在非农就业方面,进行农地流转的农户的非农就业比例不超过45%,其中,转出农地的样本比转入农地的农户的非农就业比例高7%,达到48%;在家庭总收入方面,转出农地的农户家庭收入最高,超过3万元,这表明非农就业可能会促进农户家庭总收入提高。此外,本研究还给出了新农合结构变量、农地租金、拥有农地量等其他变量的样本均值情况。

## (2) 模型回归结果及分析

在本研究的分析框架中,农户进行农地流转的形式包括农地转入和农地转出,一般情况下,农户在进行农地流转时,如果选择转入农地,就不会进行农地转出的行为,反之亦然。一次对于农地的转入或转出是同一问题的两个不同的层面,所以,本研究从农户进行农地流转行为以及农地转入行为来研究新农合的影响是可行的。

本研究运用 Stata 13.0 软件,对整理后的 CHARLS 数据利用 Tobit 模型进行回归并进行中介效应检验,检验过程如下:①以农户发生农地流转面积和农户转入农地面积作为因变量,模型 1 中放入新农合结构变量和相关的控制变量,模型 3 中放入新农合结构变量、自评健康状况 1 和相关的控制变量;②以自评健康状况作为因变量,模型 2 中放入新农合结构变量和相关的控制变量。模型的回归结果如表 2 所示。从表 2 模型数据检验结果中 LR 统计量、对数似然比统计量、对数似然比检验的显著性水平等指标可以看出,模型的总体拟合效果较好,其检验结果具有一定的可信度。

由表 2 中的模型 3 的实证结果可知,家庭总人数、家庭总收入以及已有农地面积对农地流转量以及农户农地转入量具有显著的正向影响,并都通过了 10% 的显著性水平检验;这主要的原因有二:一方面,农户参与非农就业的比例并不大,农户对土地的保障功能仍然很依赖,同时东部 8 省地势平坦,经济发展较好,对农产品的需求量大,农业机械化普及较为广泛,为规模化经营提供了必要的地理、市场和科技等条件;另一方面,要进行规模化生产需要租入更多的土地,这就需要更多的资金投入,同时也需要更多的劳动力进行监管,此外家庭中拥有耕地面积越多,则进行规模化经营所需租入的土地成本也会变低,所以农户收入越高、家庭人数越多以及自身拥有的耕地越多,越会租入农地,降低边际成本,提高经济收益。另外,参与非农就业的经验以及农户的文化水平对农户农地流转量和农地转入量并没有显著影响,农户的文化水平与农地流转量以及农地转入量呈负相关关系,这说明由于文化水平较低,农户对非农收入的预期具有心理上的不确定性,从而并不会轻易地进行农地流转,从而影响农地流转量。

新农合的乡级住院补偿比例对农地的流转面积和农地转入面积有显著性的负向影响,都通过了 5% 的显著性检验;县外住院补偿比对农地的流转面积有显著的正向影响,并通过了 10% 的显著性水平检验,其他新农合结构变量并未对农地流转与转入产生显著影响。产生这一结论的主要原因包括:一方面,对于农村地区而言,农户会首选乡级医院看病,乡级

住院补偿比例的提高会改善农户的健康状况,在东部地区,农户的劳动能力的提高,可能会有更多的机会参与收入较高的非农工作,从而降低农地转入面积,但由于土地保障功能的存在,也不会完全转出农地,所以会降低农地流转量;另一方面,政府为解决“三农问题”,实施了一系列的惠农政策以促进农业生产,如农业税减免、粮食补贴、农业保险等。相较上述政策而言,新农合政策的实施时间较短,它对农业生产的效果并未完全显现出来,因此还需进一步追踪调查。

在考察新农合住院补偿结构对农户土地流转的影响时,农户的健康状况是否具有中介效应?首先检验自变量对因变量的影响是否显著;其次,检验自变量对中介变量的影响是否显著;最后,验证中介变量时候具有中介效应。

在发生农地流转的样本中,由模型 1 可知,新农合的乡级和县外住院补偿比对农地流转面积有显著影响;由模型 2 可知,县级住院补偿比对农户的健康状况有显著的相关性;在模型 3 中,加入中介变量农户健康状况后,乡级和县外的住院补偿比对农地流转量仍然具有显著性的影响,农户的健康状况对农户的农地流转面积也具有显著影响,同时,乡级住院补偿比例的显著性水平由 1% 下降到了 5%,县外住院补偿比有微小下降变化,因此可以判定,农户的自评健康状况对农地流转面积具有部分的中介作用。

在发生农地流入的样本中,由模型 1 可知,新农合的乡级住院补偿比对农地转入面积有显著影响;由模型 2 可知,住院补偿封顶线对农户的健康状况有显著的相关性;在模型 3 中,加入中介变量农户健康状况后,乡级住院补偿比对农地转入面积仍然具有显著性的影响,农户的健康状况对农户的农地流转面积也具有显著影响,同时,乡级住院补偿比例的回归系数的影响有所下降,因此可以判定,农户的自评健康状况对农地转入面积具有部分的中介作用。

## 3 结论与建议

本研究利用 CHARLS 2013 年的横截面数据,考察了新农合制度对东部 8 省农户农地流转行为的影响,主要得出以下结论:(1)新农合制度对东部 8 省农户的农地流转行为有显著性影响,但是新农合不同的结构变量对农地流转行为的影响并不一致:乡级住院补偿比对农地流转面积和农地转入面积有显著的负相关性,住院封顶线对农地流转面积有正向影响;其他结构变量则都不具有统计显著性。(2)新农合制度对东部 8 省农户的自评健康状况的显著性影响也并不一致:县级住院补偿比对进行农地流转的农户的自评健康状况有显著性影响,住院补偿封顶线对转入农地的农户的健康状况有显著性影响。产生这一结论的原因在于:一方面,由于数据样本的限制,并未能从长期层面探讨新农合制度对健康状况的影响,对此还需要进一步探究;另一方面,由于新农合制度已逐步实施了重特大疾病补偿和特殊门诊补偿等政策,本研究将在后期逐步对新农合的其他补偿政策进行探讨,以期获得更加全面的研究结果。(3)在研究健康状况是否具有中介效应时,通过回归结果可知,在东部 8 省,新农合制度无论对农地流转面积还是农地转入面积的影响,作为中介变量的健康状况都具有部分中介效应。因此,通过本研究,要想进一步增强新农合制度对农户健康状况以及农地流转行为的影响,具

表2 模型回归分析结果

变量	发生流转样本			农地转入样本		
	模型1	模型2	模型3	模型1	模型2	模型3
解释变量						
乡级住院补偿比	-0.025 *** (0.009)	0.011 (0.009)	-0.023 ** (0.009)	-0.033 ** (0.014)	0.0004 (0.011)	-0.032 ** (0.013)
县级住院补偿比	0.002 (0.011)	-0.025 ** (0.011)	-0.002 (0.011)	0.004 (0.016)	-0.018 (0.013)	-0.002 (0.016)
县外住院补偿比	0.0132 * (0.008)	-0.003 (0.008)	0.013 * (0.008)	0.016 (0.013)	-0.004 (0.010)	0.016 (0.012)
住院封顶线	-0.014 (0.014)	-0.023 (0.015)	-0.018 (0.014)	-0.020 (0.021)	-0.031 * (0.017)	-0.030 (0.021)
自评健康状况	—	—	-0.123 ** (0.053)	—	—	-0.225 *** (0.085)
控制变量						
性别	—	-0.096 (0.139)	—	—	-0.110 (0.177)	—
吸烟	—	0.132 (0.127)	—	—	0.070 (0.156)	—
喝酒	—	-0.020 (0.106)	—	—	-0.008 (0.134)	—
有慢性病	—	0.617 *** (0.101)	—	—	0.647 *** (0.129)	—
年龄	0.004 (0.006)	0.001 (0.006)	0.004 (0.006)	0.010 (0.010)	0.013 (0.009)	0.012 (0.010)
有配偶	-0.002 (0.160)	-0.013 (0.167)	-0.013 (0.158)	-0.073 (0.357)	0.128 (0.294)	0.010 (0.351)
小学/私塾	-0.136 (0.114)	-0.084 (0.121)	-0.144 (0.113)	-0.166 (0.185)	-0.071 (0.155)	-0.197 (0.182)
初中及以上	-0.006 (0.116)	-0.292 ** (0.125)	-0.039 (0.116)	0.0591 (0.178)	-0.290 * (0.154)	-0.018 (0.177)
家庭总人数	0.054 ** (0.027)	0.016 (0.028)	0.055 ** (0.026)	0.0742 * (0.041)	0.015 (0.034)	0.078 * (0.040)
农业劳动天数	-0.0000 5 (0.000 5)	-0.000 2 (0.000 4)	-0.000 08 (0.000 4)	-0.000 1 (0.001)	-0.000 2 (0.001)	-0.000 2 (0.001)
家庭总收入	0.022 ** (0.011)	-0.014 (0.011)	0.021 * (0.011)	0.036 ** (0.016)	-0.017 (0.013)	0.034 ** (0.016)
参与非农就业	0.061 (0.096)	—	0.033 (0.096)	0.149 (0.157)	—	0.107 (0.154)
农地租金	-0.049 (0.064)	—	-0.072 (0.064)	-0.073 (0.121)	—	-0.074 (0.119)
已有农地面积	0.719 *** (0.130)	—	0.702 *** (0.129)	0.655 *** (0.180)	—	0.618 *** (0.177)
常数	0.976 (0.782)	3.690 *** (0.742)	1.498 * (0.807)	1.146 (1.219)	3.428 *** (0.896)	2.027 (1.241)
sigma	0.761 *** (0.032)	0.796 *** (0.033)	0.754 *** (0.032)	0.946 *** (0.051)	0.774 *** (0.042)	0.928 *** (0.050)
LR $\chi^2$	84.96	60.21	90.24	55.74	43.69	62.55
Prob > $\chi^2$	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 1	0.000 0
lg likelihood	-328.391	-341.889	-325.754	-235.88	-201.245	-232.48
Pseudo $R^2$	0.1145	0.0809	0.1217	0.1057	0.0979	0.1186
观测数	287	287	287	173	173	173

注:文化水平中小学以下为比较组;“( )”中的数据为标准差;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。数据来源:本研究计算整理所得,2017年。

体可以从以下两方面入手:

在自身健康状况方面,通过分析表明东部8省的农户对

于自身的健康状况的评价过于乐观,倾向于忽视自身潜在疾病对健康的影响,长此以往,既不利于农户的农业生产,也不

利于自身的家庭生活,由于乡级住院补偿比对农户的健康状况有正向作用,因此政策制定者应重视农户的健康状况,适当增加乡级住院补偿比例,降低乡级住院起付线,并改善乡级医疗机构的基础设施,让农民可以在“家门口”就可以得到完善的医疗服务,健全农村医疗卫生制度。

在农地流转方面,农户的农地流转行为受多种因素的影响,不同的新农合结构变量对农户的农地流转行为有不同的影响,因此需整合现有的农业政策,以新农合制度为基础,将其他农村社会保障政策以及惠民制度(如农业补贴、农业保险等)与农地流转政策相融合,提升农民的生活水平和整体幸福感。同时,建立和发展新型农业体系,向农户传授更多的农业新知识、新技术,提高农户的知识素养,拓展农户的收入渠道和方式,增加农户总收入,促进农地的有效流转。

#### 参考文献:

[1] Besley T. Property rights and investment incentives: theory and evidence from China[J]. *The Journal of Political Economy*, 1995, 103(5):903-937.

[2] 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[J]. *中国农村观察*, 2002(2):11-18.

[3] Jin S Q, Deininger K. Land rental markets in the process of rural structural transformation: productivity and equity impacts from China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37(4):629-646.

[4] 黄延信,张海阳,李伟毅,等. 农村土地流转状况调查与思考[J]. *农业经济问题*, 2011, 32(5):4-9.

[5] 廖洪乐. 农户兼业及其对农地承包经营权流转的影响[J]. *管理世界*, 2012(5):63-70.

[6] 何欣,蒋涛,郭良燕,等. 中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于2013—2015年29省的农户调查数据[J]. *管理世界*, 2016(6):18-20.

[7] 邵季亮,黄季焜,冀县卿. 村级流转管制对农地流转的影响及其变迁[J]. *中国农村经济*, 2014(12):18-27.

[8] 吴鸾莺,李力行,姚洋. 农业税费改革对土地流转的影响——基于状态转换模型的理论 and 实证分析[J]. *中国农村经济*, 2014(5):48-59.

[9] 刘克春,池泽新. 农业税费减免及粮食补贴、地租与农户农地转入行为——以江西省为例[J]. *农业技术经济*, 2008(1):79-83.

[10] 李启宇,张文秀. 城乡统筹背景下农户农地经营权流转意愿及其影响因素分析——基于成渝地区428户农户的调查数据[J]. *农业技术经济*, 2010(5):47-54.

[11] 刘洋,邱道持. 农地流转农户意愿及其影响因素分析[J]. *农机化研究*, 2011(7):1-6.

[12] 詹和平,张林秀. 家庭保障、劳动力结构与农户土地流转——基于江苏省142户农户的实证研究[J]. *长江流域资源与环境*, 2009, 18(7):658-663.

[13] 包宗顺,徐志明,高珊,等. 农村土地流转的区域差异与影响因素——以江苏省为例[J]. *中国农村经济*, 2009(4):26-29.

[14] 叶剑平,田晨光. 中国农村土地权利状况:合约结构、制度变迁与政策优化——基于中国17省1956位农民的调查数据分析[J]. *华中师范大学学报(人文社会科学版)*, 2013, 52(1):38-46.

[15] 王麒麟,根锁,鬼木俊次. 农牧户土地租赁行为的数理与实证分析[J]. *北方经济*, 2007(16):22-23.

[16] 张丁,万蕾. 农户土地承包经营权流转的影响因素分析——基于2004年的15省(区)调查[J]. *中国农村经济*, 2007(2):24-34.

[17] Chang K L, Langelett G L, Waugh A W. Health, health insurance, and decision to exit from farming[J]. *Journal of Family and Economic Issues*, 2011, 32(2):356-372.

[18] 吕世辰,李华. 准市民参与耕地流转的现状及其影响因素——基于中部地区省内流动的准市民群体的考察[J]. *中国农村经济*, 2011(4):57-63.

[19] 黎霆,赵阳,辛贤. 当前农地流转的基本特征及影响因素分析[J]. *中国农村经济*, 2009(10):5-11.

[20] 何国俊,徐冲. 城郊农户土地流转意愿分析——基于北京郊区6村的实证研究[J]. *经济科学*, 2007(5):111-122.

[21] 马瑞,柳海燕,徐志刚. 农地流转滞缓:经济激励不足还是外部市场条件约束?——对4省600户农户2005—2008年期间农地转入行为的分析[J]. *中国农村经济*, 2011(11):36-48.

[22] 韩茵,钟甫宁. 劳动力流出后“剩余土地”流向对于当地农民收入分配的影响[J]. *中国农村经济*, 2011(4):18-25.

[23] 国家卫生和计划生育委员会. 2014中国卫生和计划生育统计年鉴[M]. 北京:中国协和医科大学出版社, 2014:333-334.

[24] 马双,臧文斌,甘犁. 新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析[J]. *经济学*, 2010, 10(1):249-270.

[25] 蔡伟贤,朱峰. “新农合”对农村居民耐用品消费的影响[J]. *数量经济技术经济研究*, 2015(5):72-87.

[26] 程令国,张晔. “新农合”:经济绩效还是健康绩效? [J]. *经济研究*, 2012(1):120-133.

[27] 王兰芳,孟令杰,徐芳. 新型农村合作医疗对农民影响的实证研究——以江苏的调查为例[J]. *农业经济问题*, 2007(7):53-60.

[28] 陈海威,叶敏. 试论国家在农村医疗卫生保障中的作用[J]. *战略与管理*, 2010(3):49-51.

[29] 杨炜迪. “新农合”实施效果及其影响因素研究——基于湖北省与江苏省的对比分析[D]. 武汉:武汉轻工大学, 2015:10-40.

[30] 颜媛媛,张林秀,罗斯高,等. 新型农村合作医疗的实施效果分析——来自中国5省101个村的实证研究[J]. *中国农村经济*, 2006(5):69-71.

[31] 张锦华,刘进,许庆. 新型农村合作医疗制度、土地流转与农地滞留[J]. *管理世界*, 2016(1):99-108.

[32] 赵静. 农地土地流转现状与因素分析[D]. 天津:天津商业大学, 2015:10-30.

[33] Jenkins P L, Earle - Richardson G, Bell E M, et al. Chronic disease risk in center New York dairy farmer: results from a large HealthSurvey 1989—1999 [J]. *American Journal of Industrial Medicine*, 2005, 47(1):20-26.

[34] 许恒周,郭忠兴,郭玉燕. 农民职业分化、养老保障与农村土地流转[J]. *农业技术经济*, 2011(1):80-85.

[35] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5):731-745.

[36] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004, 36(5):614-620.

[37] 解翌,孙桂茹. 健康状况对中国老年人家庭资产组合选择的影响[J]. *人口与发展*, 2012(4):47-55.

[38] 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[J]. *金融研究*, 2010(1):31-45.