

新型农村养老保险对农户家庭 土地流转行为的影响

——基于中国农村发展调查的5省农户微观数据

罗仁福^{1 2 3} 刘 琰^{1 2} 刘承芳³ 张林秀¹ 赵启然⁴

(1. 中国科学院 地理科学与资源研究所, 北京 100101; 2. 中国科学院大学, 北京 100049;
3. 北京大学 现代农学院, 北京 100871; 4. 中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)

摘 要: 基于中国农村发展调查收集的全国5省1803户农户的两期调研微观数据,使用农户层面固定效应模型,分析新型农村养老保险对农户家庭土地流转行为的影响。结果表明:参与新农保对农户家庭总体土地流转以及土地转出行为具有积极的正向作用,而对农户的土地转入决策没有显著影响。当前,国家应积极落实完善新型农村养老保险制度,建立健全农村社会养老保障体系,促进农村土地流转政策和新农保政策的融合,加强政策合力,以进一步提高农村居民的养老保障水平,并加快农村土地流转的进程。

关键词: 新型农村社会养老保险; 土地流转; 固定效应模型

基金项目: 国家自然科学基金项目(71473239); 国家自然科学基金重点项目(71333012)

作者简介: 罗仁福(1972—),男,江西乐安人,博士,副教授,博士生导师,主要从事农村公共服务、农村教育卫生和农村发展研究;刘琰(1993—),女,甘肃兰州人,硕士研究生,主要从事新农保和农村土地流转研究;刘承芳(1976—),女,侗族,贵州岑巩人,博士,副教授,主要从事城乡协调发展中农村公共物品的管理、农村人力资本的经济影响与政策效果研究;张林秀(1962—),女,江苏溧阳人,博士,研究员,主要从事贫困与农村发展研究;赵启然(1981—),男,河北邢台人,博士,讲师,主要从事农村发展经济学研究。

中图分类号: F323.89; F321.1 文献标识码: A 文章编号: 1006-1096(2019)03-0033-08 收稿日期: 2018-10-12

DOI:10.15931/j.cnki.1006-1096.2019.03.004

引言

随着我国人口老龄化问题的加重,农村地区老年人的养老保障问题逐渐引起社会的关注。为解决这一问题,我国开始逐步推广和实施新型农村养老保险制度。据统计,我国近60%的老年人口分布在农村,而农村的养老保障却远远落后于城市(中国老龄科研中心,2007;曾毅,2005)。工业化和城市化进程的加快以及农地细碎化和土地利用效率低下等原因导致我国传统养老保障的功能不断弱化,我国农村老年人的养老问题亟待解决(尚长风等,2008;窦艳芬,2010)。在此背景下,国务院于2009年9月发布了《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》,新农保正式开始在全国试点实施,并在2012年已经实现了制度的全覆盖,目标是在2020年基本实现法定人员全覆盖(国务院办公厅,2009)。

伴随着新农保政策的实施,学者们开始关注其影响及其与传统养老保障的关系。由于西方国家多实行土地私有制,因此国外研究养老保障对土地流转影响的文献较少。在我国,农户常将土地视为一种重要的养老保障(王鹏飞,2017)。有学者指出,我国农村土地具有农业生产和养老保障的双重功能,而且土地的保障功能远超其农业经营功能,土地所具有的就业、养老等基本生活保障功能的价值是其农业直接经济效益的4倍(王克强,2005;高帆,2003)。随着近年来城市化的快速发展,农村土地的保障功能逐渐弱化,农民的风险认知意识增强,这一点间接表现为对社会养老保障的需求日益增强(封铁英等,2014)。有些研究认为,社会

养老保障和农村传统土地养老保障间可能存在替代效应,完善的社会保障相对降低了农户对土地的依赖性,从而引起农户家庭土地流转行为的变化(Fan 2010;沈晓丰 2003;晋洪涛等 2009),由此可能会提高农村土地的资源配置效率(姚洋 2000;Duke et al 2004)。

随着新农保的试点实施和迅速推广,一些学者开始收集数据进行实证分析,来验证新农保对农户土地流转的影响。包宗顺等(2009)通过研究江苏省农村土地流转的影响因素发现,农村社会保障覆盖率和农村土地流转之间呈显著正相关,相关系数达到0.961。钟晓兰等(2013)基于广东农户的调查数据发现,参加农村社会养老保险的农户,其土地流转意愿的发生比是未参加农户的1.976倍。赵光等(2014)基于对江苏省的实证调查分析认为,当前参与新农保或其他商业保险的群体比未参保的农户群体土地流转意愿更高。徐志刚等(2018)从家庭人口结构和流动性约束的视角进行研究,发现对于有老年人的家庭,在流动性较强的情况下,新农保能有效促进土地转出。

上述研究对了解新农保与农村土地流转的关系具有重要的参考价值,但从样本代表性看,目前多数研究都是基于个别省份和地区的样本,缺乏基于全国性样本的分析;从研究方法看,受限于截面数据,现有研究难以排除农户家庭层面随时间不变的固定因素的影响,可能会导致估计结果存在偏误。本研究使用中国农村发展调查(China Rural Development Survey)2012年和2016年收集的江苏、四川、陕西、河北和吉林5省25县1803户农户家庭的微观面板数据,采用农户层面的固定效应模型,来分析新农保参保行为对农户家庭土地流转行为的影响。

一、理论模型及假设

本文借鉴Sinn(1996)、Bird(2001)的研究,构建了代表性农户新型农村养老保险和土地流转行为间关系的理论模型。假设在完全竞争市场条件下,代表性农户的总收入为 $Y = W - e - L$;其中 Y 表示总收入, W 表示总收入中的固定收入部分, L 表示总收入中存在的潜在损失(如部分或全部转出土地但找不到非农工作的可能损失), e 表示用货币表示的代表性农户为了避免或减少潜在损失所做的努力(如尽最大努力寻找兼职或全职的非农工作)。进一步假定 $L = f(e) \times Z$;其中 Z 代表一个均值为 E_Z 、标准差为 σ_Z 的随机变量,同时 $f'(e) < 0$ 和 $f''(e) \geq 0$,这两个假定确保付出努力寻找非农工作可以减少转出土地带来的潜在损失,同时存在边际效应递减。不失一般性,进一步假设 $f(e) = 1 - \rho e$ 。

从国家层面看,假设国家对代表性农户以 τ 为税率征税,并以此为基础进行转移支付,转移支付的金额为 T (如各种社会保障补贴等),由此可以得出税后代表性农户可支配收入的期望如下:

$$\mu = [W - e - (1 - \rho e) E_Z] \times (1 - \tau) + T \quad (1)$$

同理可得出税后农户可支配收入的方差为:

$$\sigma_{\tau Z} = (1 - \tau) (1 - \rho e) \sigma_Z \quad (2)$$

这说明代表性农户税后收入的方差小于税前收入的方差[税前方差为 $(1 - \rho e) \sigma$]。进一步结合(1)式和(2)式求解可得税后收入和税后方差间的关系为:

$$\mu = \left[\left(W - \frac{1}{\rho} \right) (1 - \tau) + T \right] + \left(\frac{\sigma_{\tau Z}}{\sigma_Z} \right) \left(\frac{1}{\rho} - E_Z \right) \quad (3)$$

以上述推导为基础,在税率不变的情况下,如果政府逐步提高转移支付的金额(这恰好符合我国新农保实施前后的情况,也就是政府对农民的税收不变,但政府对农民的补贴增加,表现为开始实施新农保并提供政府补贴),从税后收入均值和方差间的关系可推出参保后的农户在增加可支配收入的同时没有增加任何风险。Bird(2001)的研究进一步指出,对于代表性个体而言,税后收入的增加将导致个体在避免和减少潜在损失时更愿意接受风险。

从风险偏好的角度看,Scott(1976)的生存理论指出,存在生存危机时,农户的选择是极力避免风险,而当生存危机消除时,农户更多地会去考虑所谓“经济理性”。从我国的情况看,在农村养老保障体系还不完善的情况下,农户通常基于生存理性的考虑选择持有土地(赵光等 2014)。新农保政策实施后,60岁以上的参保农民除了地方补贴外还可以得到国家每月55元的补贴(国务院办公厅 2009)。这种补贴强度在现行价格条件下每年大概可以购买500斤稻谷。联合国粮农组织对于饥饿的定义是每人每天摄入的热量少于1800千卡,这些等价于养老金的粮食能够达到维持个体健康的生活和生产条件所需的最低要求,因而能确

保参保农民很好地应对生存风险,减少农民对土地的极端依赖。根据上述分析,提出本研究的第一个假说:参与新农保对农户家庭土地流转水平有正向影响,参保农户更倾向于转出土地。

关于参保和农户土地转入行为的关系,有学者认为,养老保险一般直接作用于土地的养老保障功能,对传统的土地养老形成替代,从而改变了农户的风险偏好类型,这一变动从实践来看对土地转出的影响较为直接,而对土地转入的影响程度可能较小(王鹏飞,2017)。另一方面,从近年来农村转入土地的主体看,普通农户所占比重不断下降,而专业大户、龙头企业和合作社等新型农业经营主体所占比重逐年增加。此外,也有学者提出,当前我国农村土地流转市场供小于求,土地的供给量不足,由此才导致土地流转市场总体运行不畅(陶纪坤,2011),而参与新农保对农户土地转入决策的影响作用有限。综上,提出本研究的第二个假说:参与新农保对农户家庭土地转入行为没有影响。

二、研究方法

(一) 数据来源

本研究使用的样本数据来源于中国科学院农业政策研究中心所进行的中国农村发展调查收集到的农户微观数据。该调查采用分层随机抽样的方法选取样本农户,具体方法如下:首先,根据农业生产生态条件将全国分为东部沿海地区、西南地区、西北地区、中部地区和东北地区共五大地区,从中随机选取了江苏、四川、陕西、河北、吉林5个省作为调研样本省;第二步,根据省内不同县中人均工业总产值的大小进行排序,把排序结果随机均等地分为5组,在每组中随机抽取一个样本县,最终共选取25个样本县;第三步,按照同样的方法在样本县中随机抽取2个样本乡镇,从中再抽取2个样本村;最后,在样本村中随机抽取20户作为实地调研农户,共收集2026个农户的信息。本研究使用的是该调查收集的2011年和2015年农户新农保参保和土地流转情况的信息以及农户个人和家庭的详细信息。由于调研间隔期长、数据追踪困难等原因,本研究中的有效样本为2011年和2015年均参加调研的1803户样本农户。

(二) 变量选择

为了更好地识别新农保参保情况对农户家庭土地流转行为的影响,考虑到土地流转行为和新农保投保行为在时间上的差异,本研究使用2011年和2015年农户家庭土地流转信息作为因变量,而主要自变量是2010年和2014年样本农户家庭的新农保参保情况。本研究主要关注的因变量中家庭土地流转的信息包括2011年和2015年是否流转土地、是否转出土地和是否转入土地3个变量。考虑到户主在家庭行为决策中的决定性作用,本研究以户主在2010年和2014年是否参与新农保作为主要自变量。为了控制其他可能的影响因素,在分析中使用的控制变量包括户主个人层面的信息(年龄、受教育水平、是否党员和村干部、健康状况以及非农就业情况等)、农户家庭层面的信息(如家庭人均耕地面积、家庭资产、家庭抚养比、是否参加其他保险等)以及新农保制度设计和政策实施层面的信息(如该地区新农保基础养老金和新农保最低档缴费补贴金额等)。上述主要变量的具体情况见表1。

表1 变量说明及描述性统计信息

二元变量名称	变量说明	2011年		2015年	
		频数	百分比	频数	百分比
是否流转土地	是=1	525	29.12	570	31.61
	否=0	1278	70.88	1233	68.39
是否转出土地	是=1	266	14.75	317	17.58
	否=0	1537	85.25	1486	82.42
是否转入土地	是=1	273	15.14	263	14.59
	否=0	1530	84.86	1540	85.41
上一年度是否参加新农保	是=1	853	47.31	1388	76.98
	否=0	950	52.69	415	23.02
是否具有初中及以上文化水平	是=1	225	12.48	236	13.09
	否=0	1578	87.52	1567	86.91
是否为村干部	是=1	186	10.32	132	7.32
	否=0	1617	89.68	1671	92.68
是否为党员	是=1	282	15.64	292	16.20
	否=0	1521	84.36	1511	83.80

续表1 变量说明及描述性统计信息

二元变量名称	变量说明	2011年		2015年	
		频数	百分比	频数	百分比
是否有非农就业	是=1	941	52.22	805	44.65
	否=0	861	47.78	998	55.35
非农就业工作地点是否在本县	是=1	756	41.98	565	31.34
	否=0	1045	58.02	1238	68.66
家庭资产是否高于均值水平	是=1	121	6.71	228	12.65
	否=0	1682	93.29	1575	87.35
是否参与了其他养老保险	是=1	195	10.82	207	11.48
	否=0	1608	89.18	1596	88.52

连续变量名称	观测值	2011年		2015年	
		频数	百分比	频数	百分比
年龄	1803	54.46	10.56	58.39	10.59
身体健康状况	1803	2.35	1.18	2.59	1.28
户人均耕地面积	1803	73.12	34.99	52.49	36.34
家庭抚养比	1803	21.60	33.51	20.76	19.16
基础养老金	1803	57.47	7.15	89.78	21.05
最低档缴费补贴金额	1803	31.50	5.92	33.44	6.70

注:其他养老保险是指除了新农保之外的失地、农民工、城镇职工、国企职工、公务员、事业单位和商业保险等养老保险

(三) 实证模型选择

农户是农村土地流转的重要主体,而农户家庭土地流转的决策会受到多种因素的影响。为了识别农户参保情况对土地流转行为的影响,本研究构建如下实证分析模型:

$$P(Y_{it} = 1 | X_{it}, \beta, \mu_i) = F(\alpha + \beta X_{it} + u_i) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

为了克服模型中农户层面随时间不变因素对估计结果的干扰,同时考虑到本研究的因变量是二元变量,因而在实证估计中使用面板固定效应 logit 模型。在上述(4)式中, Y_{it} 代表了*i*农户在第*t*年的土地流转行为,即是否流转以及是否转入或转出土地; X_{it} 表示影响农户家庭土地流转行为的因素,包括本研究关注的主要自变量农户是否参与新农保以及其他控制变量,如第*t*年*i*农户的户主个人特征层面、家庭特征层面、该地区新农保制度设计和政策层面的变量; u_i 为不随时间变化且难以观测的农户层面特征; α 、 β 为待估计参数向量。

一般情况下,对于线性面板数据,主要通过组内变换或一阶差分来消除固定效应 u_i ,但对于非线性面板数据,这些变换无法建立潜变量组内离差之间的对应关系,原因是当*n*趋近无限大时,待估计的个体效应的数量也随之增加。对 u_i 的不一致估计会导致模型对 β 的估计也不一致,这被称为“伴生参数问题”。在固定效应的面板 logit 模型中,通过寻找 u_i 的一个充分的统计量,对其进行条件最大似然估计,就能够准确估计出模型参数 β 。对于 logit 模型,可以使用 $n_i = \sum_{t=1}^T Y_{it}$ 作为 u_i 的一个充分统计量,计算在 n_i 确定的情况下的条件似然函数,再进行条件最大似然估计。

本研究使用了两期面板数据,即*T*=2,因而对于个体*i*,只有三种可能的形式,即 $n_i = y_{i1} + y_{i2} = 0, 1$ 或2。当 $n_i = y_{i1} + y_{i2} = 0$ 或者 $n_i = y_{i1} + y_{i2} = 2$ 时,有 $P(y_{i1} = 0, y_{i2} = 0 | n_i = 0) = 1$ (两年都没有流转的情况)或 $P(y_{i1} = 1, y_{i2} = 1 | n_i = 2) = 1$ (两年均流转的情况)。这两种情况下对数似然函数均为 $\ln 1 = 0$,这对整个样本的对数似然函数没有贡献,对于估计模型的 β 值没有帮助。对于第三种情况 $n_i = y_{i1} + y_{i2} = 1$ (第一年流转,第二年不流转或者第一年不流转,第二年流转),计算其条件概率如下:

$$P(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1 | n_i = 1) = \frac{P(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1)}{P(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1) + P(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0)} \quad (5)$$

$$P(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0 | n_i = 1) = \frac{P(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0)}{P(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1) + P(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0)} \quad (6)$$

在 u_i 与 x_{it} 给定的条件下, y_{i1} 与 y_{i2} 相互独立,则可得:

$$P(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1 | n_i = 1) = \frac{e^{u_i + x_{i2}\beta}}{e^{u_i + x_{i1}\beta} + e^{u_i + x_{i2}\beta}} = \frac{e^{(x_{i2} - x_{i1})\beta}}{1 + e^{(x_{i2} - x_{i1})\beta}} = \Lambda[(x_{i2} - x_{i1})\beta] \quad (7)$$

在(7)式中利用逻辑分布消去了分子与分母中的 e^{u_i} ,同理可得:

$$P(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0 | n_i = 1) = \Lambda[-(x_{i2} - x_{i1})\beta] = 1 - \Lambda[(x_{i2} - x_{i1})\beta] \quad (8)$$

定义虚拟变量 $d_i = 1$ 时有 $(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1)$ $d_i = 0$ 时有 $(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0)$,最终得到个体 i 的条件对数似然函数为:

$$\ln L_i(\beta) = d_i \ln \Lambda[(x_{i2} - x_{i1})\beta] + (1 - d_i) \ln\{1 - \Lambda[(x_{i2} - x_{i1})\beta]\} \quad (9)$$

将(9)式对 i 加总,即可以得到全样本的条件对数似然函数。此时 u_i 已经在模型推导中消去,模型的解释变量变为 $(x_{i2} - x_{i1})$,由此可以得到一致的参数 β 的估计值,这就解决了模型估计中可能存在的内生性问题,修正了模型估计偏差。

三、实证分析结果

为了进一步识别农户参保情况对农户家庭土地流转行为的影响,本研究使用了多变量回归分析。运用固定效应模型控制农户个人、家庭层面以及新农保制度设计和政策实施层面的因素,分析新农保参保情况和农户土地流转行为之间的关系。

(一) 新农保对农户家庭土地流转行为的影响

为了更好反映不同层面的变量对农户家庭土地转出行为的影响,同时也考虑到模型的稳健性,本研究在不考虑控制变量的情况下,首先进行单变量回归(见表2模型1),再将农户个人、家庭及新农保制度层面的控制变量纳入模型进行多变量回归(见表2模型2)。

表2 新农保参保情况对农户土地流转行为的影响

变量名称	模型1		模型2	
	系数	标准误	系数	标准误
是否参加新农保	0.282**	(0.118)	0.311**	(0.142)
农户个人基本特征				
年龄			-0.008	(0.038)
是否具有初中及以上文化水平			-0.711*	(0.382)
是否为村干部			0.445	(0.284)
是否为党员			-0.362	(0.403)
身体健康状况			0.144**	(0.066)
是否有非农就业			0.297	(0.241)
非农就业工作地点是否在本县			-0.091	(0.245)
农户家庭基本特征				
户人均耕地面积			0.003	(0.003)
家庭资产是否高于均值水平			-0.316	(0.217)
家庭抚养比			-0.001	(0.003)
新农保制度设计和政策实施				
新农保基础养老金			0.002	(0.005)
新农保最低档缴费补贴金额			0.045**	(0.021)
是否参与了其他养老保险			0.048	(0.240)

注: ***, **, * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平

综合以上两个模型可知,是否参加新农保与农户家庭土地流转行为间存在显著正向关系,这从实证的角度验证了农户参保对土地流转有促进作用。这与之前的理论分析假设相符,也与钟晓兰等(2013)、赵光等(2014)的研究结论一致。土地作为农户最重要的生产工具,也是其安身立命的重要保障。在参保后,新农保为农户养老提供了新的保障,土地作为农业生产要素的作用得到强化,农户更有可能优化土地资源配置,包括转出土地获得租金收入或者转入土地从事农业适度规模经营。

根据模型回归结果,其他一些农户层面的控制变量也和土地流转行为间存在显著相关。在农户个人基本特征层面,是否具有初中及以上文化水平与农户土地流转在 10% 的显著性水平上负相关,表明文化程度较低的农户更愿意流转土地。教育是衡量人力资本的重要参数,文化程度较高的农户在长期从事农业生产的过程中积累了更加丰富的务农经验,从事农业生产的比较优势更强,放弃土地的机会成本比受教育水平低的农户要高;而受教育程度较低的农户,在年龄较大时,从事其他非农就业的可能性较低,因而会倾向于转出土地而获得租金收入。

此外,户主的身体健康水平在 5% 的显著性水平上和土地流转行为正相关,说明相对于身体健康状况良

好的农户,健康水平较差的农户更倾向于流转土地。身体健康水平是衡量人力资本质量的重要因素,无论何种劳动都需要健康的身体作为保障。农户的健康水平越差,从事农业劳动的能力就越弱,因而也就越倾向于流转土地以减轻劳动强度。这与聂建亮等(2015)的研究结论比较一致。

在新农保制度设计和政策实施层面,新农保最低档缴费补贴金额与农户土地流转行为正相关,并在5%的水平上通过显著性检验,说明参与新农保最低一档能够拿到的补贴金额越高,越有助于农户参与土地流转。新农保最低档缴费补贴金额在一定程度上反映了参与新农保的收益情况,这一金额的增加能够提升参保农户当期或预期收入,从而放宽农户整体的预算约束。通过收入效应的作用,农户会选择将更多的时间用于休憩,减少从事农业劳动的时间,这会促使一些农业经营比较优势较弱的农户转出土地,甚至退出农业生产。

(二) 新农保对农户家庭土地转出、转入行为的影响

本研究进一步分析了农户参与新农保对土地转出和转入行为的影响(结果见表3)。首先进行单因素回归分析,之后再吧其他控制变量纳入模型中,发现农户参保行为能够有效促进土地转出,但对土地转入行为没有显著影响。

表3 新农保参保情况对农户土地转出、转入行为的影响

变量名称	土地转出行为回归				土地转入行为回归			
	模型3		模型4		模型5		模型6	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
是否参加新农保	0.300**	(0.148)	0.312**	(0.184)	0.135	(0.165)	0.265	(0.196)
农户个人基本特征								
年龄			0.025	(0.047)			-0.033	(0.047)
是否具有初中及以上文化水平			-0.693	(0.458)			-0.705	(0.631)
是否为村干部			-0.182	(0.368)			0.848**	(0.425)
是否为党员			0.251	(0.475)			1.373*	(0.822)
身体健康状况			0.135	(0.086)			0.164*	(0.092)
是否有非农就业			0.978***	(0.350)			-0.203	(0.302)
非农就业工作地点是否在本县			-0.522	(0.333)			0.373	(0.338)
农户家庭基本特征								
人均耕地面积			-0.008**	(0.004)			-0.004	(0.004)
家庭资产是否高于均值水平			-0.199	(0.272)			-0.738**	(0.346)
家庭抚养比			-0.003	(0.003)			0.006	(0.004)
新农保制度设计和政策实施								
新农保基础养老金			0.003	(0.006)			-0.004	(0.007)
新农保最低档缴费补贴金额			0.075***	(0.028)			-0.001	(0.028)
是否参与了其他养老保险			0.074	(0.301)			-0.109	(0.369)

注:***、**、* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平

综合模型3和模型4可知,参与新农保和农户家庭土地转出行为显著正相关,即新农保对传统土地保障的替代作用使得参保农户在得到政府提供的养老保障后,对土地的依赖性减弱,更倾向于转出土地。另一方面,参保后农户在当期能够获得土地租金收入,在未来又能够获得新农保养老金补贴的预期收入,在二者的作用下,农户家庭的预算约束线可能会向右平移。根据劳动供给理论,收入效应会使劳动者减少劳动供给,增加闲暇。因此,参保农户在利益最优化的考量下,更倾向于转出土地。

在户主个人特征层面,是否有非农就业和土地转出行为在1%的显著性水平上正相关,表明参与非农就业的农户更有可能转出土地。原因可能是,在家庭劳动者数量和劳动供给时间有限的情况下,从事非农就业的家庭通常没有足够的劳动力同时再参与农业经营,因此会造成土地的闲置和荒废,出于家庭收益最大化的考虑,这一部分农户会倾向于转出土地。在农户家庭特征层面,人均耕地面积与农户土地转出行为在5%的显著性水平上负相关。理论上,土地资源禀赋较好的农户更倾向于扩大经营面积,追求规模经营,提高资源的报酬率,因而不愿意转出土地。此外,新农保最低档缴费补贴金额与农户土地转出行为在1%的显著性水平上正相关,说明新农保制度中最低档缴费补贴额度对农户土地转出有较强的促进作用,新农保补贴力度的大小直接影响着农户家庭土地转出的决策。

和农户土地转出行为的研究相同,本研究也对农户新农保参保情况和土地转入行为之间的关系进行单

变量回归分析和多变量回归分析。综合模型 5 和模型 6 的结果可知,参保农户土地转入行为的回归系数在统计上不显著,说明参保对土地转入行为没有显著影响,与前文理论假设中得出的结论基本一致。现阶段,影响我国农村土地转入的主要因素包括农户的资源禀赋(如农业收入、是否拥有农机具)、土地租金、土地确权水平、土地流转制度设计以及户主是否具有干部身份等(王亚运等 2017;夏兴 2018)。从土地转入主体看,种植大户、家庭农场和专业合作社等为代表的新型农业经营主体已经代替个体农户成为当前土地转入的主要力量,因此可能导致参保对土地转入没有显著影响。

从农户土地转入行为的回归模型还可以发现,农户层面的其他一些控制变量和土地转入行为间存在显著关系。在农户个人特征层面,户主是否为村干部以及户主是否为党员与土地转入情况正相关且分别在 5% 和 10% 的水平上通过显著性检验。原因一方面可能是村官或党员对国家土地流转政策及其重要性了解较多,更愿意在政策实施过程中起模范带头作用;另一方面,具有干部身份的农户生产技术能力更强、家中拥有的大中型农机具数量更充足,有利于农业适度规模经营。此外,户主身体健康状况和农户家庭土地转入行为显著正相关,农户家庭资产是否高于平均水平变量在 5% 的显著性水平上与土地转入行为负相关。

四、政策启示

基于以上研究结果,本研究认为建立健全农村社会养老保险体系,积极完善落实新型农村养老保险制度,不仅可以提高农村老年人的养老保障水平,还有利于促进农村土地流转。因此,在新形势下国家要作出一些调整以适应时代发展的需要。从政策角度看,首先要采取有效的措施提高我国新型农村社会养老保险的参保率,完善新农保制度设计,提高集体统筹和国家政策支持水平,提升农户养老金领取水平和家庭总福利水平,确保在 2020 年实现应保尽保。进一步弱化土地的保障功能,强化新农保对土地养老保障功能的替代作用,促进农村土地流转与农地资源的优化配置。

其次,政府应当促进农村土地流转政策和新农保政策的融合,建立政策创新模式,使二者协同发展,提升政策合力,探索流转土地入股等“土地换保”的创新模式,鼓励农业生产比较优势较弱的农户转出土地,培植地方种植大户、农业合作社等新兴经营主体转入土地适度规模经营。

最后,在制度设计时注意区分不同类型的农户群体、不同地区的发展差异,在制定政策时做到因地制宜。要考虑到农户个人和家庭层面的不同特征,结合农户个人、家庭状况的禀赋差异以及不同省份和地区经济发展水平的差距,更加灵活、有针对性地进行政策设计。此外,要多关注身体健康状况较差、家庭抚养负担较重且没有非农就业的农户家庭及个人,有针对性地进行提高新农保最低档缴费的补贴力度以激励更多的农户参保,弱化土地的保障功能。

参考文献:

- 包宗顺,徐志明,高珊,等.2009.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(4):23-30.
- 窦艳芬.2010.构建新型农村社会养老保险制度的思考[J].农业经济(6):37-39.
- 封铁英,熊建铭.2014.新型农村社会养老保险政策效应及其影响因素研究[J].人口与经济(3):117-128.
- 高帆.2003.我国农村土地的保障功能应逐步弱化[J].经济纵横(6):4-7.
- 国务院办公厅.2009.国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见[EB/OL].http://www.gov.cn/zwgg/2009-09/04/content_1409216.htm.
- 晋洪涛,俞宁,史清华.2009.稳定性地权的养老保险替代效应:理论分析与实证检验——兼论土地永用和新农保政策下的农村土地制度改革[J].经济与管理研究(11):10-15.
- 聂建亮,钟涨宝.2015.保障功能替代与农民对农地转出的响应[J].中国人口·资源与环境(1):103-111.
- 尚长风,张瀚文.2008.土地流转及农村养老保险制度设计[J].审计与经济研究(3):78-82.
- 沈晓丰.2003.农村土地的社会保障功能与产出效率分析[J].重庆师范大学学报(哲学社会科学版)(3):112-115.
- 陶纪坤.2011.新农保与农村土地流转问题分析[J].经济纵横(10):45-50.
- 王克强.2005.土地对农民基本生活保障效用的实证研究——以江苏省为例[J].四川大学学报(哲学社会科学版)(3):5-11.
- 王鹏飞.2017.养老保险对土地转出的影响及其群体差异[D].杭州:浙江大学.
- 王亚运,蔡银莺.2017.不同主体功能区农户家庭耕地利用功能对土地流转行为的影响[J].中国人口·资源与环境(7):

- 夏兴. 2018. 我国农地流转规模、流转价格与流转期限的影响因素研究[D]. 北京: 中国农业大学.
- 徐志刚, 宁可, 钟甫宁, 等. 2018. 新农保与农地转出: 制度性养老能替代土地养老吗? ——基于家庭人口结构和流动性约束的视角[J]. 管理世界(5): 86 - 97.
- 姚洋. 2000. 中国农地制度: 一个分析框架[J]. 中国社会科学(2): 54 - 65.
- 曾毅. 2005. 中国人口老化、退休金缺口与农村养老保障[J]. 经济学(季刊)(3): 1043 - 1066.
- 赵光, 李放. 2014. 养老保险对土地流转促进作用的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境(9): 118 - 128.
- 中国老龄科研中心. 2007. 中国城乡老年人口状况追踪调查报告[R]. 北京: 中国社会出版社.
- 钟晓兰, 李江涛, 冯艳芬, 等. 2013. 农户认知视角下广东省农村土地流转意愿与流转行为研究[J]. 资源科学(10): 2082 - 2093.
- BIRD E J. 2001. Does the welfare state induce risk taking? [J]. *Journal of Public Economics*, 80(3): 357 - 383.
- DUKE J M, MARISOVA E, BANDLEROVA A, et al. 2004. Price repression in the Slovak agricultural land market [J]. *Land Use Policy*, (21): 59 - 69.
- FAN E. 2010. Who benefits from public old age pensions? Evidence from a targeted program [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 58(2): 297 - 322.
- SCOTT J. 1976. *The moral economy of the peasant: Rebellion and subsistence in southeast Asia* [M]. New Haven: Yale University Press.
- SINN H W. 1996. Social insurance, incentives and risk taking [J]. *International Tax & Public Finance*, 3(3): 259 - 280.

(编校: 沈育)

The Influence of New Rural Endowment Insurance on Land Transfer Behavior of Rural Families

——Based on the Micro Data of Rural Families in 5 Provinces from China Rural Development Survey

LUO Ren-fu^{1 2 3}, LIU Yan^{1 2}, LIU Cheng-fang³, ZHANG Lin-xiu¹, ZHAO Qi-ran⁴

(1. *Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China;*

2. University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China; 3. *School of Advanced Agricultural Sciences,*

Peking University, Beijing 100871, China; 4. *College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)*

Abstract: Based on the two-period micro data of 1803 rural households in five provinces from China Rural Development Survey, this paper uses the fixed-effect model at the level of farmers to analyze the impact of new rural endowment insurance on land transfer behavior of rural families. The results show that participation in new rural endowment insurance has positive effects on the total land transfer and outward land transfer behavior of rural family, but has no significant effect on the inward land transfer. The government should step up efforts to implement and improve the new rural endowment insurance policy, strengthen rural social old-age support system, promote the integration of rural land transfer policies and the new rural endowment insurance policies and strengthen the synergy of policies so as to improve old-age support for rural residents and to facilitate the land transfer of rural families.

Key words: New Rural Social Endowment Insurance; Land Transfer of Rural Families; Fixed-effect Model