

李茜茹, 刘 华. 新农保是否促进了农地流转? ——基于不同参保特征的视角[J]. 江苏农业科学, 2017, 45(10): 268–273.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.10.072

新农保是否促进了农地流转? ——基于不同参保特征的视角

李茜茹, 刘 华

(南京农业大学经济管理学院, 江苏南京 210095)

摘要:理论分析了新农保对农地流转影响的作用机制, 采用了 CHARLS 2013 年的数据, 通过构建 Probit 和 Tobit 模型, 实证分析了新农保及不同参保特征对农地转出和农地转入行为的影响。结果表明, 从农地转出来看, 参加新农保能够显著促进土地的转出, 增加土地的转出面积; 参保年限越长, 对农地转出的促进作用越明显; 从农地转入来看, 参加新农保以及不同参保特征对农地转入均有积极的正向影响; 参加新农保显著提高了农户转入土地的积极性, 提高了土地转入水平; 家庭参保人数越多, 参保年限越长, 新农保对土地转入的促进作用越强。在此基础上, 提出了为更好发挥新农保对农地流转促进作用的相关政策建议。

关键词:新农保; 农地转出; 农地转入

中图分类号: F321.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2017)10-0268-05

农地流转是指农村土地承包经营权流转, 其含义为拥有土地承包经营权的农户将土地经营权(使用权)转让给其他农户或经济组织, 即保留承包权, 转让使用权。大量经验表明, 农地流转是解决当前我国农村土地细碎化及农业土地利用效率低下等问题的有效途径, 对于优化土地资源配置、提高土地利用效率、促进农业现代化有重要的意义。为了推动农地流转, 中央先后通过了一系列农地政策, 2015 年中央一号文件更是提出要创新土地流转和规模经营方式, 引导土地经营权规范有序流转, 积极发展多种形式适度规模经营。农地流转作为促进农地规模经营的一种有效手段再次被提升到政治高度。截至 2014 年年底, 全国家庭承包耕地流转面积 2 687 万 hm^2 , 比 2013 年年底增长 18.3%; 流转面积占家庭承包经营耕地面积的 30.4%, 比 2013 年提高 4.7%。尽管我国土地流转水平已有所提高, 但仍处于初级阶段, 部分地区的农村土地依然存在着抛荒、摆荒现象, 土地经营不善导致大量土地被闲置的状况也时有发生。

很多学者研究表明, 落后的社会保障体系已成为影响农地流转行为发生的重要因素。农地所承担的社会保障功能已远远大于其生产功能, 土地的固定性和保值增值性成为农民最好的风险保障^[1], 因此农地社会保障功能的大小直接影响农村土地的流转。而正是因为当前农村社会保障制度的相对

不健全, 不足以替代土地在农民养老、基本生活等方面的功能, 导致农民参与土地流转的积极性受到抑制^[2]。所以, 如果存在可以替代土地养老保障功能的机制, 农民对土地的依赖性将大大减弱, 土地流转也会更顺利地推进。

我国自 2009 年开始, 在全国启动“新型农村社会养老保险”(以下简称“新农保”)试点工作, 此后“新农保”试点工作在全国迅速铺开。新农保政策的实施是我国农村社会保障制度推进中的重大举措, 那么, 这一农村社会养老保障政策的推行, 是否能在一定程度上替代土地的保障作用, 从而更好地推动农村土地流转? 新农保不同的参保特征对农地转出和转入的影响又有何不同? 这是本研究要关注的问题。

目前仅有少量文献涉及到新农保对农地流转影响的研究, 且多从“农户土地流转意愿”的角度来考察^[3-5], 少部分学者从“农民土地流转行为”来进行研究; 新农保变量的衡量上, 大多数学者仅考察了“是否参保”这一变量^[6-8], 缺乏对不同参保特征的深入研究。且相关文献的数据多来源于对地方的实地调研, 样本缺乏代表性。为此, 本研究使用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)的数据, 针对新农保的不同参保特征, 将农村土地转出和转入加以区分, 进一步探讨新农保对农地流转的影响。

1 文献回顾与作用机制分析

目前新农保对土地流转影响相关文献中, 绝大部分表明, 以新农保为代表的农村社会保障对农村土地流转有促进作用。以新农保为代表的农村社会养老保险对农地养老保障功能的替代程度越高, 农民转出农地的意愿越高^[8]; 家庭保障水平越高的农户转出其土地的可能性越大, 转出地面积也越多^[9]; 在影响农村土地流转的众多因素中, 保障水平对农村土地流转有显著影响, 且影响为正向^[10]。

也有少部分文献显示, 农村社会保障对农村土地流转的促进作用并不明显, 甚至可能有抑制作用。新农保的实施虽

收稿日期: 2017-02-12

基金项目: 国家自然科学基金国际合作重点项目(编号: 71361140370); 教育部人文社会科学研究规划基金(编号: 16YJA790028); 中央高校基本科研业务费人文社科基金创新项目(编号: SKCX2015003)。

作者简介: 李茜茹(1992—), 女, 江苏常州人, 硕士研究生, 研究方向为农业经济与农村发展。E-mail: 1367648673@qq.com。

通信作者: 刘 华, 博士, 副教授, 硕士生导师, 研究方向为农业经济与农村发展。E-mail: hliu@njau.edu.cn。

然能对土地流转起到一定的促进作用,但是由于当前缴费领取水平和政府补贴率都较低,促进作用并不十分明显^[11];土地社会保障功能的替代,并不能够强化农户的土地承包经营权退出意愿,甚至农户家庭成员参与养老保险不仅不能提升其土地经营权与承包权退出的意愿,反而存在一定的抑制作用^[5]。

已有文献多集中于研究新农保对土地流转意愿的影响,对实际的土地流转行为研究较少。且大多使用的是地区调研数据,样本代表性不强。已有研究仅围绕参加新农保本身,而不同的参保特征会对农地流转产生怎样不同的影响还未有文献涉及。在此基础上,本研究将采用相对更新更全面的全国性数据,将土地转出和土地转入加以区分,在考察新农保的基础上,进一步分析不同参保特征对农地转出和农地转入的影响。

农户作为农地流转市场的主体,他们的行为会对农地承包经营权市场产生极其重要的影响。以美国著名经济学家西奥多·W·舒尔茨为代表的“理性小农学说”认为,小农的经营目标是追求最大利润,农户面临 N 个可供选择的方案时,他会选择那个能给他或家庭带来利润最大化的方案,并在一定条件下采取一切可能的行为追求其最大化目标,是“理性的小农”。

舒尔茨的农户理性假说理论为本研究分析农户经济行为提供了一个思路。现假设 1 个农户所拥有的劳动时间禀赋为 T ,土地禀赋为 L ,农户的时间禀赋将在农业劳动时间(T_f)、非农业时间(T_n)和闲暇(E)之间进行分配。农业收入用 $A \cdot F(T_f, L_f)$ 表示,非农收入用 $G(T_n)$ 表示,其中, A 是每个农户拥有的农业经验参数, L_f 是农户耕种土地的实际面积($L_f = L + L_d - L_s$, L 为农户原有的承包地, L_d 为租入的土地, L_s 为租出的土地), F 是农业生产函数^[12]。 R 为土地租金收入(出租土地时 $R \geq 0$, 租入土地时 $R \leq 0$), $E(P)$ 为农户的养老保障收入, V 为其他转移支付。农户在土地承包经营权流转过程中的行为是理性的,即农户参与土地承包经营权流转的行为受经济利益的驱动,是为了追求利润最大化。

$$\max \pi = A \cdot F(T_f, L_f) + G(T_n) + R + E(P) + V; \quad (1)$$

$$\text{s. t. } T = T_f + T_n + E, T_f, T_n, E \geq 0; \quad (2)$$

$$L_f = L + L_d - L_s, L, L_d, L_s \geq 0. \quad (3)$$

式(1)满足最大利润的条件:等式两边同时对时间 T 求一阶导数,得:

$$0 = Af(T_f) - g(T - T_f - E). \quad (4)$$

即当 $Af(T_f) = g(T - T_f - E)$ 时, π 为最大利润,可以得到:

$$F(T_f, L_f) = \frac{\pi - R - G(T_n) - E(P) - V}{A}. \quad (5)$$

此时农户实际耕种的土地面积取决于农业生产函数和农业劳动时间,用效用函数表示:

$$L_f = L + L_d - L_s = U \left[\frac{\pi - R - G(T_n) - E(P) - V}{A}, T_f \right]. \quad (6)$$

即:

$$L_d = U \left[\frac{\pi - R - G(T_n) - E(P) - V}{A}, T_f \right] + L_s - L; \quad (7)$$

$$L_s = L + L_d - U \left[\frac{\pi - R - G(T_n) - E(P) - V}{A}, T_f \right]. \quad (8)$$

由此可见,农户租入和租出土地的行为受到农户生产经验 A , 非农收入 $G(T_n)$, 土地租金 R , 养老保障收入 $E(P)$, 其他转移性收入 V 的影响。农户的生产经验取决于户主的年龄、受教育程度等;婚姻状况、健康水平会影响农民从事非农就业的决策,进而对土地流转的决策产生影响。其中,养老保障收入 $E(P)$ 是本研究所关注的重点,从式(7)、式(8)可以看出,以新农保为代表的养老保障收入也是影响农户租入租出土地的重要因素。新农保对农地转出和转入有何不同影响将通过实证模型进一步检验。

2 模型设定与变量选取

2.1 模型设定

本研究将考察农户土地流转行为的 2 个方面,即土地转出和土地转入。因为所要考察的因变量“是否流转土地”是一个二元变量,所以先采用 Probit 模型来考察农户是否流转土地,若发生土地流转定义 $y = 1$,若没有发生土地流转定义 $y = 0$,其模型形式如下:

$$y^* = \alpha_0 + \alpha_1 x + \alpha_2 S + \varepsilon_i; y = 1[y^* > 0]. \quad (9)$$

接下来考察农地流转的具体面积,采用 Tobit 模型进行分析,形式如下:

$$y^* = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 S + \varepsilon_i; \varepsilon_i | N(0, \sigma^2).$$

$$y = \begin{cases} y^*, & \text{如果 } y^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } y^* \leq 0 \end{cases}. \quad (10)$$

2.2 变量选取

式(9)中的被解释变量分别为土地转出和转入决策,农户选择转出、转入土地取值为 1,否则取值为 0。本研究所指的土地流转是指以出租为主的土地,即过去一年是否将土地出租给了其他人或者从他人手中租入土地。式(10)中的被解释变量为农户转出和转入土地的面积,在问卷中有直接的问题相对应。

2 个模型中的变量 x 主要考察的是解释变量,反映农户参加新农保的情况,该变量区分的是一家农户是否参加了新农保,它是一个虚拟变量:至少有 1 人参加了新农保时,其取值为 1,无人参加新农保时,其取值为 0。为了考察不同参保特征对农地流转影响程度的差异,后面还会对家庭中的参保人数、参保年限、缴费水平进行回归分析。参保人数越多,农户受到的新农保养老保障效应相应会更大,所以会更加愿意流转土地^[13]。参保年限由问卷中受访者的“参保年份”和受访时间计算得出。缴费水平由问卷中受访者的“每年缴费额”计算得出,根据新农保的规定,缴费档次越高,60 周岁以后领取的养老金水平也越高,所以缴费水平越高的农户未来预期收入越高,对土地依赖会减少,从而愿意流转土地。

通过对土地流转影响因素文献的梳理,实证分析中还引入包含户主特征和家庭特征的控制变量 S 。户主个人特征包括:年龄、文化程度、性别、婚姻状况、健康状况。年龄和文化程度对农户土地流转的影响没有定论。文化程度由“是否完成初中及以上教育”来考察。相关研究证明,文化程度较高,具备一定的非农技能,获取非农收入的机会多,会倾向于农村土地流转^[14]。而也有学者认为,受教育程度高的农民对于稳定承包权对农业生产的重要性有更深认识,可能有更强的

产权意识,更倾向于地权稳定^[15]。同样,年龄对土地流转行为的影响,特别是年龄偏大者对土地流转行为的影响结果没有一致的答案^[16]。户主的性别特征也会影响到家庭土地流转决策,相比外出务工男性的流动性,女性的流动性要弱,恋土情节会重一点,而且男性会比女性更有风险偏好,更愿意进行土地流转。婚姻状况主要通过“是否已婚且与配偶同住”来衡量,有稳定婚姻关系的农户未来生活更有保障,土地流转率会相对较高。健康状况良好的农户对未来生活更有信心,对土地的依赖性相对较弱。

家庭特征变量包括:家庭人口规模、农户总收入、农户非农收入。其中,家庭人口规模使用问卷中“最近 1 周,家里几口人吃饭(不包括客人)”的变量替代。家庭收入水平的高低在一定程度上反映其对土地的依赖程度,对土地转出或转入会有一定的影响。农户非农就业的发展和劳动力转移会影响农户对农村土地租赁的需求^[17],如果家庭非农收入越高,从事非农就业的可能性越大,对土地的依赖程度会大大降低,可以有效促进土地流转。

3 数据来源与样本描述

3.1 数据来源

本研究使用数据来源于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)于 2013 年开展的全国基线调查。该调查由北京大学国家发展研究院主持,北京大学社会科学调查中心执行。CHARLS 采用多阶段抽样方法,样本覆盖了全国 28 个省、市、自治区的 150 个县级单位,450 个社区单位,包含了约 10 000 个家庭中的 17 000 人,内容涵盖健康、医疗、工作、养老、收支、资产以及身体机能测试等诸多方面。CHARLS 旨在建立一个能够代表中国 45 岁及以上中老年人家庭和个人的高质量微观数据库,用以推动中国人口老龄化问题的跨学科研究。

根据研究目的,选取了已开展新农保地区且具有农村户籍的农村人口,保留每户家庭的户主信息,剔除有缺失的样本后,最终得到 3 192 个有效样本。

在 3 192 个样本中,参加新农保和未参加新农保农户发生土地流转的比例如表 1 所示。从土地转出样本反映的情况来看,参保农户中转出户比例高出未参保农户转出比例 3.04 个百分点,这说明参加新农保似乎能够增强农民土地流转意愿,促进土地转出;而从土地转入样本来看,参保农户比未参保农户中的转入户比例高 5.84 个百分点,从样本初步看新农保对土地转出也有积极的影响。在所有样本中,参与土地流转的农户仅占 29.46%,表明当前农村的土地流转水平不是很高,土地流转率有待进一步提升。

表 1 参保和未参保户土地流转户的比例

参保情况	样本数 (个)	转出样 本数(个)	转出户占 比(%)	转入样 本数(个)	转入户占比 (%)
参保	2 337	235	10.06	213	9.11
未参保	855	60	7.02	28	3.27
合计	3 192	295	9.24	241	7.55

3.2 样本描述

表 2 的描述统计分析结果表明,目前的农地流转规模仍较小。整体样本中约有 73.2% 的受访者参加了新农保,每户家庭平均参保人数为 1.192 人。不同的参保特征变量表明,当前农村居民新农保参与程度存在差异。在参保家庭中,参保者的平均参保年限为 2.846 年,说明自新农保 2009 年施行开始,在农村的推广工作取得了一定的成效;每年平均缴费额 192.303 元,缴费额最多的达到 2 000 元,农户之间缴费档次差异较大。不同的参保人数、年限及缴费档次,会对农地流转产生不同的影响。其他控制变量的统计描述具体见表 2。

表 2 样本描述性统计

变量名称	变量定义	样本数(个)	均值	标准差	最小值	最大值
土地是否转出	1 = 是;0 = 否	3 192	0.092	0.290	0	1
土地是否转入	1 = 是;0 = 否	3 192	0.076	0.264	0	1
土地转出面积	单位: ×667 m ²	3 192	0.421	2.307	0	50
土地转入面积	单位: ×667 m ²	3 192	0.747	9.653	0	350
是否参加新农保	1 = 是;0 = 否	3 192	0.732	0.443	0	1
参保人数	单位:人	3 192	1.192	0.831	0	2
每年缴费额	单位:元/年	1 287	192.303	265.919	0	2 000
参保年限	单位:年	1 990	2.846	1.206	0.5	5.5
年龄	单位:岁	3 192	60.959	9.961	29	94
性别	1 = 男性;0 = 女性	3 192	0.831	0.375	0	1
是否完成初中及以上教育	1 = 是;0 = 否	3 192	0.087	0.282	0	1
是否已婚且与配偶同住	1 = 是;0 = 否	3 192	0.737	0.440	0	1
健康状况	1 = 很不好;2 = 不好;3 = 一般;4 = 好;5 = 很好	3 192	3.852	0.724	1	5
家庭成员个数	单位:个	3 192	3.158	1.719	1	17
家庭总收入取对数		3 192	8.732	2.645	0	13.026
家庭非农收入取对数		3 192	8.504	2.759	0	13.026

4 实证结果与分析

4.1 新农保对农地转出的影响

表 3 首先分析了新农保对农地转出决策的影响。前 4 个模型是 Probit 模型,均以“是否转出土地”作为被解释变量,模

型(5)Tobit 模型的被解释变量是“土地转出面积”。模型(1)以“是否参加新农保”为解释变量;模型(2)以“参保人数”为解释变量;模型(3)、(4)在前面的基础上,更进一步探讨了不同缴费金额和参保年限对农地转出行为的影响。

从模型(1)的结果可知,新农保对农地转出有显著的促

进作用,在控制其他条件不变的情况下,是否参加新农保这一变量在 1% 的水平上通过显著性检验且符号为正,参加新农保的农户比未参保的农户发生土地转出行为多出了 21.38%,本研究所重点关注的新农保这一变量对土地转出的影响与前面的分析判断相吻合。户主个人特征变量中,年龄、性别和健康状况均不是特别显著。受教育程度和婚姻状况均在 5% 的水平上通过了检验,且影响方向均为负。农户受教育程度越高,对土地的产权意识可能越强,在没有合理的流转机制和土地确权制度下,转出土地的积极性可能会大大降低。婚姻状况对土地转出的影响为负,这与预期不符,与无配偶的农户相比,婚姻状况稳定、有配偶相伴的家庭转出土地概率会减小。家庭劳动力特征变量中,家庭成员数与土地转出也呈现显著负相关关系,说明成员越多的家庭劳动力相对更多,会有更多的人可以从事农业生产,所以降低了土地转出概率,也合理解释了前面婚姻状况变量为负的结果。家庭生产特征变量中,家庭总收入与农地转出为负相关关系,这表明农户收入越高,该农户的农业经营水平越高,越不容易转出土地。非农收入与农地转出存在正相关关系,通过了 5% 的显著性检验,和已有文献的研究结论相一致,表明非农就业仍是影响土地

流转的重要因素,家庭非农收入越高,农业劳动力的机会成本也越高,农户更有动力转出土地解放劳动力以获取更多非农收入。

模型(2)、(3)、(4)重点考察了不同参保特征对农地转出的影响。其中,参保年限与土地转出呈正相关关系,通过了 10% 的显著性检验,参加新农保的时间越长,对未来生活的养老保障更有信心,对土地的依赖性大大减弱,从而增加了转出土地的概率。虽然回归结果中参保人数和缴费金额对土地转出的影响不显著,但系数均为正,都表明了新农保对土地转出的促进作用,家庭参保人数越多、新农保缴费档次越高,新农保对农地转出的促进作用越明显。此外,3 个模型中其他控制变量对土地转出的影响方向均和模型(1)一致。健康状况在 Probit 模型中均不显著,所选取的健康衡量指标有待进一步改进。

模型(5)Tobit 模型的回归结果显示,是否参加新农保也对土地转出有显著的促进作用,且促进作用更加明显,参加新农保与未参保的农户相比,转出土地面积会更多。其他控制变量的显著性和系数符号均和模型(1)相一致,从侧面证实了模型的稳健性。

表 3 新农保对农地转出的影响

变量	Probit 模型是否转出				Tobit 模型转出面积
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
是否参加新农保	0.213 8*** (0.076 1)		3.877 1*** (1.448 2)		
参保人数	0.040 4(0.041 6)				
每年缴费额		0.000 2(0.000 2)			
参保年限		0.058 7*(0.032 6)			
年龄	-0.001 8(0.003 2)	-0.001 9(0.003 2)	-0.005 3(0.007 1)	-0.005 1(0.004 4)	-0.041 9(0.054 7)
性别	0.150 9(0.103 3)	0.158 0(0.103 9)	0.174 9(0.179 2)	0.141 3(0.133 8)	2.668 9(1.786 3)
是否完成初中及以上教育	-0.272 1** (0.129 6)	-0.303 3** (0.128 6)	-0.042 7(0.209 1)	-0.041 2(0.192 2)	-4.225 3*(2.280 9)
是否已婚且与配偶同住	-0.215 3** (0.087 3)	-0.233 9*** (0.088 1)	-0.279 9** (0.142 2)	-0.197 8*(0.112 1)	-3.700 2** (1.595 4)
健康状况	0.050 0(0.043 3)	0.049 8(0.043 2)	0.084 7(0.069 0)	0.083 2(0.055 1)	0.924 6(0.740 2)
家庭成员数	-0.057 5*** (0.020 3)	-0.055 0*** (0.020 3)	-0.040 7(0.030 3)	-0.048 5*(0.025 4)	-0.898 6** (0.373 9)
家庭总收入取对数	-0.092 9*(0.048 9)	-0.087 4*(0.048 2)	-0.038 6(0.054 4)	-0.064 5(0.050 6)	-1.547 9*(0.852 2)
家庭非农收入取对数	0.113 7** (0.047 6)	0.106 6** (0.047 1)	0.085 0*(0.051 9)	0.099 4** (0.048 5)	1.870 6** (0.855 2)
常数项	-1.510 5*** (0.313 0)	-1.375 5*** (0.308 1)	-1.544 2*** (0.534 6)	-1.565 2*** (0.415 6)	-25.104 0*** (6.931 7)
R ²	0.019 3	0.015 7	0.021 7	0.018 0	0.017 8
样本数(个)	3 192	3 192	1 287	1 900	3 192

注:“***”“**”“*”分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著相关。

4.2 新农保对农地转入的影响

表 4 报告了新农保对农地转入行为影响的实证分析结果。回归结果显示,5 个模型中有关新农保的变量对农地转入均有非常显著的正相关关系,模型(1)、(2)、(5)均通过了 1% 的显著性水平检验,说明新农保对农地转入也有非常明显的促进作用。这与赵光等的研究结果^[7]一致。健全的农村社会保障制度一方面保障了土地流转的供给稳定;另一方面,有社会保障这一后盾又可促进土地流转有效需求的形成,因为土地转入者没有家庭生存危机的担忧,敢于大规模转入土地。在不同参保特征的考量上,参保人数越多、参保年限越长,新农保对土地转入的促进作用越大,转入土地的概率越高。可能的解释是,参加新农保的农户年满 60 周岁便可以领取养老金收入,对于已满 60 周岁的农户来说,当期收入增加;对于未满 60 周岁的人来说,未来收入预期增加。收入增加使得他们养老更有保障,从而对生活持有更加乐观积极的态度,

在身体状态尚佳、农业劳动力相对丰沛的基础上,会更加愿意转入土地实现规模化经营。家庭中参保人数越多,可以领取的养老金额越多,对当期收入更加乐观,新农保对土地转入的影响越明显。值得一提的是,模型(3)中新农保缴费额与土地转入呈负相关关系,因为缴费额越多的农户在一定程度上还是减少了当期收入,权衡租入土地可能还需额外付出租金,所以转入土地的概率可能会减少。

综合模型(1)、(5)的回归结果可以看出,参加新农保的农户比未参加的农户转入土地的概率更高,且转入面积更多。户主个人特征变量中,户主年龄变量通过了 2 种模型的显著性检验且符号均为负,说明随着农户的年龄增大,从事农业生产的体力下降,转入土地的概率越小。性别变量未通过显著性检验,但符号均为正,间接说明相比女性,男性的风险意识更强,更愿意转入土地扩大经营。文化程度与表 3 中结果相同均为负,说明文化程度越高的农户产权意识增强,更看重地

权的稳定性,不会轻易进行土地的流转。婚姻状况对土地转入的影响为正,表明了稳定的婚姻关系更有助于增强家庭抵御未来风险的能力,所以会增加农户转入土地扩大农业生产的可能性。健康状况对土地转入的影响也不显著,但其正相关关系还是说明了健康状况更好的农户转入土地的可能性更高。家庭特征变量中,家庭成员数和家庭总收入均显示对土地转入有积极的正向作用,均通过了 5% 的显著性水平检验。

家庭劳动力越多,收入越高,越有能力转入更多的土地实现规模化生产经营。家庭非农收入对土地转入的影响为负,非农收入越高,家庭从事农业劳动的可能性越小,转入土地概率越小,转入的土地面积也越少。

模型(2)、(3)、(4)中控制变量的显著性和系数符号基本和模型(1)、(2)一致,表明模型是稳健的。

表 4 新农保对农地转入的影响

变量	Probit 模型是否转入				Tobit 模型转入面积
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
是否参加新农保	0.425 1*** (0.094 9)		11.782 0*** (3.981 4)		
参保人数	0.229 6*** (0.048 4)				
每年缴费额		-0.000 5* (0.000 3)			
参保年限		0.081 3** (0.033 6)			
年龄	-0.020 6*** (0.004 0)	-0.019 8*** (0.003 9)	-0.021 6*** (0.007 5)	-0.023 4*** (0.004 8)	-0.576 9*** (0.182 9)
性别	0.140 3(0.133 0)	0.063 0(0.134 9)	0.313 1*(0.202 9)	0.046 6(0.153 1)	3.312 4(3.748 1)
是否完成初中及以上教育	-0.397 3** (0.164 2)	-0.403 9** (0.164 6)	-0.284 9(0.231 0)	-0.140 9(0.204 3)	-10.925 5** (5.307 9)
是否已婚且与配偶同住	0.184 6*(0.112 2)	0.101 4(0.113 6)	0.266 3*(0.160 4)	0.128 3(0.130 3)	5.715 9*(3.416 7)
健康状况	0.016 0(0.047 9)	0.013 3(0.047 9)	0.055 1(0.066 9)	0.036 4(0.056 3)	0.541 0(1.321 4)
家庭成员数	0.058 5*** (0.019 6)	0.056 4*** (0.019 7)	0.014 1(0.027 8)	0.072 6*** (0.023 6)	1.643 1** (0.682 4)
家庭总收入取对数	0.069 6** (0.030 4)	0.069 8** (0.030 5)	0.041 6(0.037 2)	0.057 9*(0.033 3)	1.960 6** (0.972 2)
家庭非农收入取对数	-0.097 3*** (0.028 6)	-0.095 2*** (0.028 7)	-0.077 5** (0.034 8)	-0.101 4*** (0.030 8)	-2.732 1*** (1.047 6)
常数项	-0.846 5** (0.347 4)	-0.728 4** (0.342 2)	-0.394 2(0.528 3)	-0.332 8(0.424 7)	-23.196 1** (11.289 2)
R ²	0.069 5	0.070 6	0.041 9	0.056 9	0.067 5
样本数(个)	3 192	3 192	1 287	1 900	3 192

注:“***”“**”“*”分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

5 结论和建议

本研究在分析新农保对农地流转影响作用机制的基础上,采用了 CHARLS 2013 年的数据,通过构建 Probit 模型和 Tobit 模型,实证分析了新农保及不同参保特征对农地转出和农地转入行为的影响。研究结果表明,一方面新农保与农地转出行为之间存在显著的正相关关系,在有效控制其他变量的情况下,是否参加新农保这一变量通过了 1% 的显著性检验且符号为正,这说明参加新农保能够显著促进农村土地的转出,对土地的养老保障作用具有替代作用,能有效增加土地的转出面积。不同的参保特征对农地转出的影响程度也不一样,其中参保年限越长,对农地转出的促进作用越明显;另一方面,是否参加新农保以及不同参保特征对农地转入也有积极的正向影响。参加新农保可以获取养老金收入,会显著增加农户转入土地的积极性,提高土地转入水平。家庭参保人数越多,参保年限越长,新农保对土地转入的促进作用越强。

本研究得出的结论具有一定的启示,大力发展农村养老保险制度的建设对于土地流转有着非常积极的促进作用。虽然我国新型农村养老保险制度 2012 年年底已基本实现了全面的推广,但仍有部分地区未能很好推行,参保人数在逐年增加,但缴费水平并不高。这就需要大力发挥政府的主导作用,在农村多普及养老保险的相关知识和信息,鼓励农民多缴费,提高新农保缴费档次,从而使农民获得更多的养老金收入,降低其对土地养老保障功能的依赖,促进土地的流转。同时,政府应加强对新农保养老金的补贴,提高居民缴费的积极性,从各个层面提高养老金保障力度,建立健全农村养老保险体系,

减少农民流转土地的后顾之忧。从目前土地流转的情况看,我国农村土地流转还处在较低水平,营造良好的农地流转环境很有必要。农村地区应加快构建土地流转信息平台,疏通土地需求者获得信息的渠道,降低他们进入土地流转市场的门槛,有效促进土地流转,实现农村土地资源优化配置。

值得指出的是,本研究仅仅是对新农保政策效果的初步评估,其长期政策效果仍有待时间检验。本研究也只局限于 2013 年的数据,随着新农保政策的深入实施,仍需要更大范围的后续调查研究。另外针对不同年龄群体的农户,新农保对其农地流转行为的影响路径可能存在差异,有待进一步探讨。

参考文献:

[1] 王克强,蒋振声. 从地产对农民的生活保障效用谈农村社会保障机制建设的紧迫性[J]. 农业经济,2000(2):19-21.

[2] 黄祖辉,王 朋. 基于我国农村土地制度创新视角的社会保障问题探析[J]. 浙江社会科学,2009(2):39-42.

[3] 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):111-124.

[4] 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——基于南京市 372 份农户问卷调查的实证研究[J]. 农业技术经济,2011(1):80-85.

[5] 罗必良,何应龙,汪 沙,等. 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[J]. 中国农村经济,2012(6):4-19.

[6] 李 放,赵 光. 现阶段农村养老保险制度能有效提高农民土地流转意愿吗? ——来自江苏沭阳县 30 镇 49 村的初步证据[J].

徐 慧,周应恒. 农机购置补贴、外资进入对我国农机行业技术效率的影响[J]. 江苏农业科学,2017,45(10):273-277.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.10.073

农机购置补贴、外资进入对我国农机行业技术效率的影响

徐 慧,周应恒

(南京农业大学经济管理学院,江苏南京 210095)

摘要:基于 1998—2013 年《中国工业企业数据库》的农机行业微观企业数据,采用基于超越对数的随机前沿模型,测算农机行业的技术效率并实证分析农机购置补贴和外资进入对农机行业技术效率的影响。结果表明:1998—2013 年间我国农机行业的技术效率水平不高,享有与非享有农机购置补贴资格企业、不同所有制企业之间的技术效率存在显著差异;农机购置补贴政策的实施和外资进入并未起到促进我国农机行业技术效率提高的作用,企业规模和利润率的正向促进作用显著。

关键词:中国农机行业;技术效率;农机购置补贴;外资进入;超越对数;随机前沿模型;政策建议

中图分类号: F323.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2017)10-0273-05

近年来,农村劳动力短缺和用工成本上升问题日益凸显,使用农业机械替代劳动成为缓解农业生产“地板”困境的重要途径,农机装备市场需求的增长推动了我国农机行业的高速发展。据中国农机工业协会统计,2013 年规模以上农机企业工业总产值达 3 382 亿元,连续 10 年保持 2 位数的增长,农机行业销售产值也突破 3 000 亿元,同比增长 18.96%,我国已经成为全球农机制造第一大国和最大的农机消费市场。然而,我国农机行业仍然走着一条以量增长为主的粗放式发展道路,农机行业大而不强^[1]。农机行业的发展关系到我国农业机械化的广度和深度,影响着我国农业现代化的进程。

收稿日期:2016-12-29

基金项目:国家自然科学基金重点项目(编号:71333008)。

作者简介:徐 慧(1992—),女,江苏淮安人,硕士研究生,研究方向为农业及关联产业经济。E-mail: xuhuiyoung@foxmail.com。

通信作者:周应恒,教授,博士生导师,研究方向为农业及关联产业经济。Tel: (025)84396537; E-mail: zhouyh@njau.edu.cn。

南京农业大学学报(社会科学版),2012(4):44-50。

[7]赵 光,李 放,黄俊辉. 新型农村养老保险对农民土地流转行为的影响——基于“中国健康与养老追踪调查”数据的倍差法分析[J]. 江西财经大学学报,2015(4):49-58。

[8]聂建亮,钟涨宝. 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,2015(1):103-111。

[9]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(7):658-663。

[10]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):23-30,47。

[11]杨中超,杨佳佳,陈梓健. 新型农村社会养老保险与土地流转关系研究——以土地保障功能为视角[J]. 商业文化(上半月),2012(1):128-129。

[12]张 丁,万 蕾. 农户土地承包经营权流转的影响因素分

要实现农机行业的可持续发展,除了进一步增加要素投入外,更重要的是变量的增长为质的提高,提高农机行业的全要素生产率,而技术效率提升是全要素生产率提高的一个重要方面^[2]。因此,探究我国农机行业的技术效率水平及其影响因素,对于促进我国农机行业转型升级、提高农机行业市场竞争力具有重要意义。综观国内相关研究,数据包络分析(DEA)和随机前沿分析(SFA)是测算技术效率的 2 种常用方法。例如,叶振宇等采用 DEA 法对我国制造业的技术效率进行测算^[3-4];黄莉芳等采用 SFA 法对我国生产性服务业和战略性新兴产业的技术效率进行分析^[5-6];与柯布-道格拉斯生产函数相比,基于超越对数生产函数(Trans-log 函数)的 SFA 分析放松了常替代弹性和中性技术进步的假设,得到更为广泛的运用^[7];关于技术效率的影响因素,涂正革等认为企业的制度特征及其所处的市场环境共同决定了企业的技术效率水平^[8],相关研究也从企业规模、所有制、年龄、利润率等内部因素和行业竞争程度等外部因素展开^[9-11]。在农机行业

析——基于 2004 年的 15 省(区)调查[J]. 中国农村经济,2007(2):24-34。

[13]贺立龙,姜召花. 新农保的消费增进效应——基于 CHARLS 数据的分析[J]. 人口与经济,2015(1):116-125。

[14]陈 昱,陈银蓉,马文博. 基于 Logistic 模型的水库移民安置区居民土地流转意愿分析——四川、湖南、湖北移民安置区的调查[J]. 资源科学,2011,33(6):1178-1185。

[15]张乐天,陆 洋. 乡土秩序与土地流转的非均衡实践——浙江省 Z 村一带土地流转研究[J]. 南京社会科学,2011(7):55-64。

[16]陶 然,童菊儿,汪 晖,等. 二轮承包后的中国农村土地行政性调整——典型事实,农民反应与政策含义[J]. 中国农村经济,2009(10):12-20,30。

[17]Kung J K S. Off-farm labor markets and the emergence of land rental market in rural China [J]. Journal of Comparative Economics,2002,30:395-414。