

蔡鸿毅,陈珏颖,刘合光. 稻户扩大种植规模意愿影响因素分析——基于要素替代视角[J]. 江苏农业科学,2018,46(22):323-327.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.22.075

稻户扩大种植规模意愿影响因素分析 ——基于要素替代视角

蔡鸿毅, 陈珏颖, 刘合光

(中国农业科学院农业经济与发展研究所,北京 100081)

摘要:经过多年的实践,我国农地流转率一直比较低。如何破解农地流转效率低下成为时下学术界热点讨论问题。基于劳动力流动的新经济学(NELM)理论基础,提出假设“基于要素替代视角下,农户采取提高农业生产效率的生产方法,利用机械替代传统的劳动力,是否会诱发农户农地转入交易行为?”。结果表明,农业生产机械化发展对规模经营存在正向作用,并且机械化程度越高越容易促进农户对农地的扩大投入。农业机械化程度的提高,使得农业生产更加便捷,减少了劳动投入,提高了生产经济效益。提出大力发展二、三产业,降低农民对土地的依赖程度;完善农村社会保障制度,减少农户对农地的依赖程度;加大对农业机械的基础投入,调整农业供给侧改革背景下的农业机械化结构的政策建设。

关键词:农户;水稻生产;扩大种植规模;农地流转;农业机械化;意愿;行为;要素替代

中图分类号: F321.1; F325.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)22-0323-05

我国正在实行进一步深化农业供给侧改革,工业化、城镇化的发展在提高农业劳动生产效率方面发挥着积极作用,但同时也造成农地闲置、抛荒现象时有发生,土地流出的愿望随之强烈起来。然而经过多年的实践,产权关系不明晰、区域差异明显、流转规模较小、农民收益率低、农民自身素质以及恋土情结等问题导致我国农地流转率一直比较低^[1-3]。据农业部统计,截至2016年年初,我国农民承包土地的经营权流转

面积约占33.32%。

那么在农业发展进程中新型的农业规模经营主体如何壮大成长?劳动力流动的新经济学(the new economics of labor migration,简称NELM)理论阐述了一个观点:在劳动力转移之后,家庭将增加务工收入,通过资本要素(化肥、机械等)投入到农业生产中对劳动力进行替代,同时农地逐渐流向生产效率较高的农户手中,规模经济的主体由此而形成^[4-5]。在要素替代视角下分析土地流转问题,我国学者在这方面文献较少。农业技术与农业劳动力之间也存在替代关系^[6],农业技术的进步导致农产品价格下降,使农业劳动者收入下降,加大农业劳动力要素外流的压力^[7]。因此在农业技术分化功能的作用下被挤出农业领域的农民,会通过一定的方式把自己的土地流转出来^[8]。探究农业机械化对农地流转影响的相关文献更少。我国还没有学者讨论农业机械化与农地流转的关系,大部分研究讨论了农业机械化和农地流转的发展现

收稿日期:2017-07-13

基金项目:国家自然科学基金(编号:71673274);农业部软科学项目(编号:201619-2);中国农业科学院科技创新工程创新团队项目(ASTIP-IAED-2016-06)。

作者简介:蔡鸿毅(1991—),男,广东肇庆人,硕士,研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:hongyicai@outlook.com。

通信作者:刘合光,博士,研究员,研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:hgliu111@163.com。

服务效率研究——对福建省306个农业科技推广项目的实证分析[J]. 技术经济,2011,30(9):90-95.

[5]徐彬,段晓明. 农业科技成果推广绩效实证研究[J]. 西南农业学报,2011,24(3):1188-1190.

[6]李霞,李万明. 政府主导型农业科技推广模式效率分析——基于新疆生产建设兵团与新疆维吾尔自治区的比较[J]. 经济问题探索,2012(4):73-77.

[7]廖西元,申红芳,朱述斌,等. 中国农业技术推广管理体制与运行机制对推广行为和绩效影响的实证——基于中国14省42县的数据[J]. 中国科技论坛,2012(8):131-138.

[8]夏英,王震. 科技特派员农村科技服务的绩效评价[J]. 科技管理研究,2013(10):31-38.

[9]于鹭隆,刘玉铭. 科技特派员制度效率检验——以宁夏回族自治区数据为例[J]. 中国软科学,2011(11):92-99.

[10]黄祖辉,扶玉枝,徐旭初. 农民专业合作社的效率及其影响因素分析[J]. 中国农村经济,2011(7):4-13,62.

[11]张明,刘春晓. 国家示范生产力促进中心科技服务效率区域差异分析[J]. 科技管理研究,2013(21):239-242,246.

[12]张莉侠,俞美莲,王晓华. 农业科技创新效率测算及比较研究[J]. 农业技术经济,2016(12):84-90.

[13]孙慧波,赵霞,何晨曦. 农业科技服务对农业生产效率的影响研究[J]. 科技管理研究,2016(12):256-260,266.

[14]Charnes A, Cooper W W, Rhodes E. Measuring the efficiency of decision-making units[J]. European Journal of Operational Research, 1978, 3(4):339.

[15]Andersen P, Petersen N C. A procedure for ranking units in data envelopment analysis[J]. Management Science, 1993, 39(10):1261-1265.

[16]李谷成,尹朝静,吴清华. 农村基础设施建设与农业全要素生产率[J]. 中南财经政法大学学报,2015(1):141-147.

[17]杨义武,林万龙. 农业技术进步的增长效应——基于中国省级面板数据的检验[J]. 经济科学,2016(5):45-57.

状与影响因素^[9-11]。本研究基于现有的研究基础,尝试从实证的角度探讨农业机械化与农地流转之间的关系:基于要素替代视角下,农户采取提高农业生产效率的生产方法,降低其边际投入成本同时提高其单位产出,会否催生农地流入行为。如在农业机械化条件下,机械替代传统的劳动力,使农户的边际成本降低,会否诱发农户农地转入交易行为及动机,从而满足农机“满负荷”工作。

1 理论分析与研究假设

1.1 劳动力流动与农地规模

新劳动力流动理论的前提是假设发展中国家的农村劳动力市场、金融与信贷市场仍不完善,这与目前我国农村实际情况符合。该理论认为家庭的劳动力外流会为家庭的农业生产带来家庭劳动力“损失效应”以及非农就业“收入效应”^[12]。从农业生产投入的要素角度来分析,家庭收到非农收入汇款后,雇佣劳动力或者购买资金性生产要素(例如农业机械、农药以及化肥等)^[13],从而弥补家庭内部劳动力“非农化”造成的损失^[14]。因此外出务工增加的收入效应^[15],一定程度上能够抵消劳动力的损失效应^[16],对家庭的农业生产产生积极的影响^[17-18]。

假设农户家庭内部存在水稻生产及外出务工活动,2类活动产出分布是 Q_1 和 Q_2 ,资源要素约束为 C , PP 是生产可能性边界线。定义 $C=C(A,L,K)$, A 表示农地资源, L 表示农业劳动力要素投入, K 表示资本要素投入。如图1所示,假设一个家庭非农收入增长时,对水稻生产的资本性要素投入将增加,如果购置农业机械替代劳动力的要素投入,诱致水稻生产效率的提高,当收入效应大于劳动力损失效应时,即 $|U(K)| > |U(L)|$,农户家庭的资源要素约束水平提高到 C_2 ,水稻的产出相对于非农产出提高,生产可能性边界线 PP 将逆时针转动,水稻种植的产出将提升到 Q_1C_2 ,因而农户有继续扩大经营种植规模的可能性。

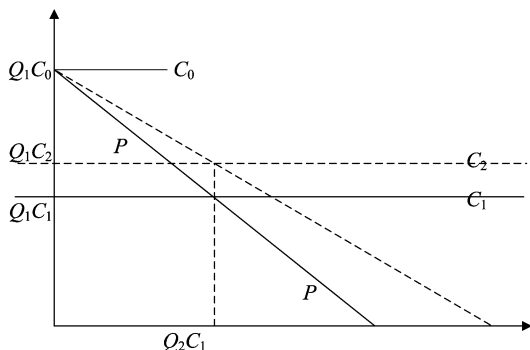


图1 劳动力外出务工对水稻种植影响

1.2 农业技术进步与农地规模

农业技术水平与农业劳动力两者之间存在替代关系。如图2所示,假定农户的农地面积保持一定量不变,在农业技术水平较低的时候,劳动力的比较成本相对较低,因而农户在农地面积一定的条件下选择投入更多的劳动力(N_1),而投入较少的农业技术(T_1);但随着农村的劳动力进一步“离农”进入城里打工,劳动力的数量相对减少,同时国家加大力度对农业技术研发的投入,农业技术水平得以提高,此时农业技术的价格对于劳动力来说相对要低,农户从而选择减少劳动力的

投入,直至减少至 N_2 ,追加农业技术要素的投入,直至投入至 T_2 ,即选择农业技术来取缔流失的农村劳动力,替代的劳动力投入量为 $\Delta N (\Delta N = N_1 - N_2)$,增加的农业技术投入量为 $\Delta T (\Delta T = T_2 - T_1)$ 。若果农户没有选择外出从事非农产业,则家庭将会有 ΔN 的剩余农业劳动力。在农业技术水平 T_2 条件下,农户为了进一步增加农业生产效益,将主动流入更多的农地,增加耕种面积,此时农地面积 $L_2 (\Delta L = L_2 - L_1)$ 即是当农业技术水平提升后农户所需要的农地差额。

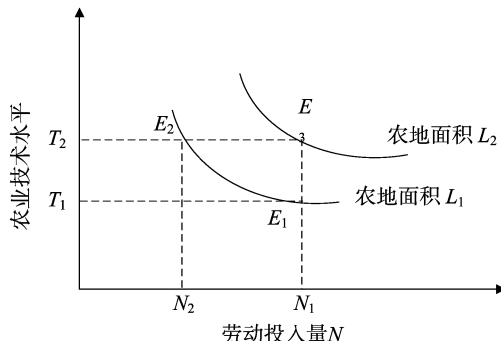


图2 农业技术水平与劳动投入量

2 数据来源与描述性统计

2.1 数据来源

本研究调查点主要集中在长江中下游经济相对落后地区的水稻主产区和广东省西部水稻主产区。本研究选取的具体调查地点为湖北省公安县和监利县、湖南省醴陵市和南县、安徽省桐城市、江西省新建县以及广东省茂名市,一共包括5个省的7个县(市),每个县(市)选取1个乡镇,每个乡镇选取2个村,每个村选取30户水稻种植户进行调查,共获得454户农户调查数据。在剔除数据缺失样本21户之后,最终获得有效样本433户,样本有效率为95.37%。

2.2 农户种粮意愿描述性分析

根据样本农户的种粮意愿角度分析(表1),77.63%的农户表示在未来5年还愿意继续从事农业,而有8.72%的农户表示不会继续从事农业;随着时间的推移,仅有51.01%的农户表示在未来10年还会继续从事农业,20.36%的农户表示不会继续从事农业。调查过程中,当调查员向农户询问从事农业的不确定性和未来选择问题的时候,有不少的农户都表示未来5年或10年,担心自己的年龄太大,劳动能力会迅速减弱,已经没有办法继续耕种农地了;还有不少的农户表示未来是否继续从事农业,还需要取决于自身的身体健康状况。

此外,虽然大部分农户表示未来5年和10年还会继续从事农业,但只有17.90%的农户有意愿计划发展规模化种植,而高达77.63%的农户表示不会考虑发展规模化种植,继续维持现状。表明大部分农户愿意继续从事小规模的生产,这与大部分农户以满足口粮和增加收入为主的种粮目的

表1 样本农户的种粮意愿

描述	种粮意愿(%)		
	会	不会	不确定
未来5年是否继续从事农业	77.63	8.72	13.65
未来10年是否继续从事农业	51.01	20.35	28.64
是否计划规模化种植	17.90	77.63	4.47

相吻合。综合来看,农户在未来 5 年和 10 年的种粮意愿比较强,但是由于大部分农户以满足口粮和维持生活为种粮目的,使得农户的耕种规模不会很大,在某种程度上阻碍了我国农业规模化生产的实现。

2.3 禀赋特征与农地流转交叉性分组分析

2.3.1 人力资源禀赋特征与农地流转交叉性分组分析 从年龄分组与农地流转行为交叉分析结果(表 2)来看,年龄与农地流转行为呈现“倒 U 形”相关关系。户主年龄在 40 岁以下无论是流出还是流入行为较少发生,可能由于年轻户主倾向于外出务工;而当在 51~60 岁达到了发生流转频数最大,农地流入的有 64 户,流出亦有 23 户;而在大于 70 岁分组里,农地流转行为减少。总体而言,不同年龄层次的农户具有不同的农业劳动能力。

将所有参与农地流转的样本分为参与转入的农户和参与转出的农户 2 个对照组,分别统计每组农户职业类别(1 = 纯农业;农业为主兼业;3 = 以非农为主兼业;4 = 以非农就业)

表 3 户主职业类别与农户农地流转交叉分组分析

分类	农户数				合计
	纯农业	以农业为主	以非农为主	非农就业	
整体样本	104(42.98%)	35(14.46%)	80(33.06%)	23(9.50%)	242
农地转出	11(14.47%)	5(6.58%)	45(59.21%)	15(19.74%)	76
农地流入	93(56.02%)	30(18.07%)	35(21.084%)	8(4.82%)	166

注:无农地流转户不作统计。

2.3.2 物资资本禀赋特征与农地流转、农地规模交叉性分组分析 将总体样本分成并未参与流转的农户、参与流入的农户和参与转出的农户 3 个组别,分别统计各组农户非农收入占家庭总收入的比重指标的平均值。结果发现,非农收入与农地转出之间存在一定的相关性。在转出农户当中,非农收入比重均值达到了 0.94,而在转入农户组别里非农收入比重均值仅为 0.62(表 4)。

表 4 农户非农收入比重与农户农地流转行为交叉分组分析

指标	非农收入比重
未流转农户	0.85
转入的农户	0.62
转出的农户	0.94

对于农民而言,农业机械是一种非常重要的固定资产,机械化的劳作可以替代农业劳动力的投入,可以极大地提高农业经营效率、农业产出效率,从而降低农户农业生产的成本。对所调研的农户数据进行分析,不难发现,在 433 户农户样本中拥有农业机械的农户共 406 户,所占比例为 93.76%。在拥有农业机械的农户当中,发生农地流入行为的农户共 161 户,所占比例高达 98.19%,而具有农地转出行为的农户仅 69 户(表 5),这在一定程度可以说明,在农地流转过程中,家庭拥有农业机械的农户更有可能偏好于转入农地。

由表 5 可知,就农户拥有农业机械的数量而言,大部分拥有农业机械的农户仅拥有 1~2 台农业机械,总共 228 户,占样本农户总量的 52.65%。其中在农地流入组中,拥有 1~2 台农业机械的农户有 70 户,占农地流入分组的比例为 42.17%,拥有 3 台或 4 台农业机械的农户共 64 户,在流入农地的农户样本中所占比例为 38.55%;而在农地转出组中,拥有 1~2 台农业机械的总共 42 户,占农地转出组别中农户总

表 2 户主年龄与农户农地流转行为交叉分组分析

年龄 (岁)	农户数		
	未发生农地流转	农地流入	农地转出
平均	60.78	56.58	64.65
≤40	5	9	3
41~50	32	49	10
51~60	71	64	23
61~70	80	36	28
>70	18	8	12

(表 3),可以看出在参与流入的农户中,有 123 户占比 74.09% 的农户职业为纯农业或以农业为主,而参与转出的农户中,有 60 户占比 78.95% 的农户职业为以非农为主或外出务工,即参与农地转出的农户职业类别明显比参与转入的农户更接近于非农就业。此结果从另一方面可说明,户主职业与农业关联性越大,户主越倾向于流入农地,职业与非农产业紧密性越大的农户越倾向于转出农地。

量的 55.26%,拥有 3 台或 4 台农业机械的农户共 25 户,在转出农地的农户样本中所占比例为 32.89%。总体来看,当农户拥有 1~2 台农机时,其农地流入的比例最大,说明拥有适量的农业机械的农户更倾向于流入农地。

表 5 农户拥有农业机械数量与农户农地流转行为交叉分组分析

拥有农机数量	农户数		
	农地流入	农地转出	总体样本
平均值(台)	3.00	2.19	2.5
0 台	5(3.01%)	7(9.21%)	27(6.24%)
1~2 台	70(42.17%)	42(55.26%)	228(52.65%)
3~4 台	64(38.55%)	25(32.89%)	133(30.72%)
5 台及以上	27(16.27%)	2(2.63%)	45(10.39%)
总计	166	76	433

从表 6 可以看出,家庭种植面积 $S \leq 0.1 \text{ hm}^2$ 的农户拥有农机数量平均值为 1.45 台,随着家庭种植面积增大,相应的农机数量亦随之增大,当家庭种植面积 S 在 $0.5 \text{ hm}^2 < S \leq 0.7 \text{ hm}^2$ 范围时,农机数量达 2.54 台,当家庭种植面积 $S > 0.7 \text{ hm}^2$ 时,农机数量更是达到 3.89 台。由此可以推断农户家庭的农机数量与农户家庭的种植规模存在正相关关系。

表 6 农户家庭种植规模与农户家庭拥有农机数量交叉分组分析

家庭种植面积 S (hm^2)	农户家庭拥有农机平均数量 (台)
$S \leq 0.1$	1.45
$0.1 < S \leq 0.3$	2.28
$0.3 < S \leq 0.5$	2.04
$0.5 < S \leq 0.7$	2.54
$S > 0.7$	3.89

2.3.3 土地资源禀赋特征与农地流转交叉性分组分析 在

转出农地的农户样本中,家庭承包地面积 $S \leq 0.1 \text{ hm}^2$ 的农户有 35 户,所占比例为 46.05%; $0.1 \text{ hm}^2 < S \leq 0.7 \text{ hm}^2$ 的农户有 41 户,所占比例为 53.95%;而样本中没有家庭承包地面积 $S > 0.7 \text{ hm}^2$ 的农户(表 7)。一个有趣的发现,在农地流入对照组中,随着农户的承包地面积越大,其农地流入的频率则越高,而在农地转出组中随着承包地面积越大,其转出的频率则越少。说明承包地面积与农地流入存在“马太效应”,承包地面积越大的农户其转出农地可能性越少,流入农地的可能性越大。

表 7 农户家庭承包地面积与农户农地流行为交叉分组分析			
家庭承包地面积 (hm^2)	农户数		
	农地流入	农地转出	总体样本
平均值	0.404	0.168	3.7
$S \leq 0.1$	23(13.85%)	35(46.05%)	96(22.17%)
$0.1 < S \leq 0.3$	20(12.05%)	28(36.84%)	123(28.41%)
$0.3 < S \leq 0.5$	29(17.47%)	5(6.58%)	54(12.47%)
$0.5 < S \leq 0.7$	41(24.70%)	8(10.53%)	52(12.01%)
$S > 0.7$	53(31.93%)	0(0%)	108(24.94%)
总计	166	76	433

3 推断性统计与结果

3.1 模型的构建

本研究主要运用二元 Probit 回归分析方法对稻户的农地流转意愿的影响因素进行实证研究。由于扩大种植规模意愿(Y)作为因变量是一个离散变量,取值只能为 0 和 1($1 =$ 农户愿意流入农地, $0 =$ 农户不愿意流入农地),因此运用二元 Probit 回归模型探讨稻户扩大种植规模意愿的影响因素。模型基本形式为

表 8 变量的定义、赋值及统计性描述

特征类型	变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
农户户主个人特征	是否拥有大型农业机械 X_1	1 = 是;0 = 否 大型农业机械包括插秧机、耕整机、收割机	0.397	0.489
	户主年龄(岁) X_2	按户主的实际年龄计算	57.729	9.756
	户主年龄平方 X_3	户主年龄平方值计算	3 427.68	1 118.97
	户主受教育程度(年) X_4	按户主的实际情况计算	6.849	3.104
	户主身体状况 X_5	1 = 好;2 = 一般;3 = 差	0.408	0.492
	是否购买养老保险 X_6	1 = 是;2 = 否	1.387	0.493
	对当前水稻种植的效益判断 X_7	1 = 很好;2 = 一般;3 = 很差	0.134	0.341
农户家庭特征	农业劳动力人数(人) X_8	按户主的实际情况计算		
		农业劳动力指年龄在 16 ~ 65 岁之间,学生、军人及每年外出打工时长大于 6 个月除外	1.584	1.048
	外出务工收入(万元) X_9	按实际情况计算	3.981	1.737
	种植业收入(万元) X_{10}	按实际情况计算	4.052	0.540
农地生产特征	是否销售水稻 X_{11}	1 = 是;0 = 否	0.704	0.457
	承包地靠近机耕路面积比 X_{12}	靠近机耕路承包地面积占总承包地面积计算	54.051	45.791
	承包地面积(hm^2) X_{13}	按实际情况计算	0.375	4.722
农户所处地区特征	当地的灌溉条件 X_{14}	1 = 是;0 = 否	0.383	0.487
	当地请工是否容易 X_{15}	1 = 是;0 = 否	1.457	0.498
	耕整机械雇佣是否容易 X_{16}	1 = 是;0 = 否	1.125	0.331
	当地农忙时农活工价(元) X_{17}	按实际情况计算	161.383	39.163
	土地租金水平(元) X_{18}	以户为单位的土地租金	111.461	177.309
	农户扩大经营规模的意愿(Y)	1 = 是;2 = 否;3 = 不确定	0.808	0.394

注: X_1 是关键变量; Y 是被解释变量。

$$Y = \ln\left(\frac{P}{1 - P}\right) = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i + \mu。$$

于是有:

$$P = \frac{1}{1 + \exp[-(\alpha + \sum_{i=1}^m X_i + \mu)]}。$$

式中: P 为 $Y = 1$ 发生的概率, α 为常数项, X_i 为自变量, m 为自变量的个数, β_i 为因子系数, μ 为随机误差项。

3.2 变量选择与定义

本研究探讨的是农户扩大种植规模意愿的影响因素,因此被解释变量(因变量)是农户扩大种植规模的意愿,解释变量(自变量)是可能影响农户扩大种植意愿并且可以从实践调研中进行考察的具体指标。在本研究中,变量的解释说明以及赋值见表 8。

3.3 模型结果

基于前文假定的模型及调查所得的基础数据,借助 Stata 14.0 软件将农户扩大经营规模的意愿(0 - 1)变量与各影响因素进行 Probit 模型估计。

根据模型的估计结果,农户扩大经营规模意愿的主要影响因素有关键变量是否拥有大型农业机械,控制变量包括户主年龄、是否购买养老保险、对当前水稻种植的效益判断、农业劳动力人数、外出务工收入、种植业收入、承包地靠近耕路面积比、承包地面积、土地租金水平等 10 个因素(表 9)。

对于关键变量,从模型计量结果来看效果良好,是否拥有大型农业机械在 0.05 的统计检验水平上显著,印证了前面所假设的前提,说明在其他假设条件不变的情况下,农户投入的农业机具越多,其扩大种植规模意愿则越大,农业机械的确对农户的农地流转行为产生积极的影响。

表 9 农户扩大经营规模影响因素的 Probit 模型估计结果

变量	模型		
	系数	z 检验	$P > z $
X_1	0.352 **	2.04	0.041
X_2	-0.033 7 ***	-3.09	0.002
X_3	-0.000 012 2	-0.15	0.877
X_4	-0.010 1	-0.15	0.746
X_5	0.051 2	0.28	0.779
X_6	-0.327 *	-1.69	0.090
X_7	0.814 ***	3.26	0.001
X_8	0.191 **	2.19	0.029
X_9	0.127 **	2.37	0.018
X_{10}	0.537 **	2.08	0.038
X_{11}	0.186	0.62	0.533
X_{12}	0.004 30 **	2.19	0.029
X_{13}	0.003 44 **	2.51	0.012
X_{14}	-0.079 0	-0.43	0.666
X_{15}	0.137	0.77	0.442
X_{16}	-0.132	-0.45	0.656
X_{17}	0.003 11	1.39	0.164
X_{18}	-0.001 44 ***	-2.71	0.004
常数 C	-3.502	-2.47	0.014
对数伪似然	-136.357 1		

注：*、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 水平上显著。

4 政策建议

4.1 大力发展二、三产业,降低农民对土地的依赖程度

发展当地二、三产业,积极拉动农村剩余劳动力,减少农户对农地的依赖程度,才能盘活农村农地流转市场,积极调整农业产业结构。当地政府可以尝试发放补贴、减少税收、提供信贷等多种优惠政策吸引高新技术公司到农村地方投资设厂,并围绕当地特色农业和高效产业,以突出当地品牌为主打造全产业链联动发展,从而解决农村劳动力就业问题,同时积极培育当地农业龙头企业。针对本地资源禀赋和地区优势,因地制宜,发展符合当地特色的农业龙头企业,尤其对于农业加工企业应该扩大其规模,吸引农业劳动力稳定其就业问题,拓宽农户农闲时的收入渠道,从而进一步降低对农地的依赖程度,促进农村农地的流转。

4.2 完善农村社会保障制度,减少农户对农地的依赖程度

从农户是否购买养老保险的影响因素回归结果分析可以看出,社会养老制度的完善对农地流转影响显著。因此必须进行统一规划的健全城乡统筹的社会养老制度,把城市养老保险与农村养老保险纳入全社会保障制度之中;拓展城市养老保险主体受惠范围,将城市中的农民工、失地农民等农村转移人口纳入进来,并在此基础上试点逐步推行到农村,从而实现城乡养老保险统筹。除此之外,应建立失地农民的失业保险,农民失地情况应该等同于城镇职工下岗失业,类似于城镇企事业单位对单位职工建立失业保险一样,为农户建立失地保险机制,消除农户在农地流转后短期内无法找到经济来源的压力的担忧。

4.3 加大对农业机械基础投入,扩大农业机械种类购置补贴的力度

农业机械购置具有一次性投入大、投资回报周期较长等特点,如果处理不当容易成为农户的沉没成本,削弱了农户购

置农业机械的积极性,造成农业机械推广的困境。因此在农业机械化推广普及进程中理应把购置补贴放在首要地位。农业机械管理部门应加大对农业机具市场的有效疏导,为农机参与农产品生产过程普及化提供有效的一体化、全方位的资金资助计划;在财政能力承受范围内,主动承担农户或农户机构购置农机的一部分资金,或者提供相关的担保、免息贷款、保险等优惠条例,尽量减少农户购买农业机具的经济负担。

参考文献:

- [1] 罗必良. 农地确权、交易含义与农业经营方式转型——科斯定理拓展与案例研究[J]. 中国农村经济,2016(11):2-16.
- [2] 洪名勇,钱 龙. 农地流转口头契约自我履约对农户未来合作意愿的影响研究[J]. 贵州社会科学,2016(4):145-150.
- [3] 刘明汐,许恒周. 农地确权对农村土地流转的影响研究——基于农民分化的视角[J]. 干旱区资源与环境,2016,30(5):25-29.
- [4] Stark O, Bloom D E. The new economics of labor migration[J]. American Economic Review,1985,75(2):173-178.
- [5] Taylor E J. The new economics of labour migration and the role of remittances in the migration process[J]. International migration, 1999,37(1):63-88.
- [6] 高 峰. 教育水平、农业技术进步与农地流转:理论与实证[J]. 南方农业,2016,10(16):70-75.
- [7] 黄祖辉. 转型、发展与制度变革:中国三农问题研究[M]. 上海:汉语大词典出版社,2008.
- [8] 刘延开. 制度、技术与主体对农村土地流转的影响[J]. 长江大学学报(社会科学版),2012,35(7):38-39.
- [9] 陈秋分,刘彦随,崔荣新. 基于农户调查的东部沿海地区农地规模经营意愿及其影响因素分析[J]. 资源科学,2009,31(7):1102-1108.
- [10] 蔡 键,唐 忠. 华北平原农业机械化发展及其服务市场形成[J]. 改革,2016(10):65-72.
- [11] 王水连,辛 贤. 农户甘蔗种植机械化的因素解析:诱因及交互效应[J]. 中国农业大学学报(社会科学版),2017,34(1):83-93.
- [12] Taylor J E, Wyatt T J. The shadow value of migrant remittances, income and inequality in a household - farm economy[J]. The Journal of Development Studies,1996,32(6):899-912.
- [13] Sauer J, Gorton M, Davidova S. Migration and agricultural efficiency - empirical evidence for Kosovo [C]//53rd annual conference. Berlin: German Association of Agricultural Economists,2013.
- [14] Mochebelele M T, Winter - Nelson A. Migrant labor and farm technical efficiency in Lesotho[J]. World Development,2000(1):143-153.
- [15] Taylor J E, Rozelle S, De Brauw A. Migration and incomes in source communities: a new economics of migration perspective from China [J]. Economic Development and Cultural Change,2003,52(1):75-101.
- [16] El - Osta H S, Mishra A K, Morehart M J. Off - farm labor participation decisions of married farm couples and the role of government payments [J]. Applied Economic Perspectives and Policy,2008(2):311-332.
- [17] Robert E. B. Lucas. Emigration to south Africa's mines [J]. American Economic Review,1987,77(3):313-330.
- [18] Konseiga A. Household migration decisions as survival strategy: the case of Burkina Faso[J]. Journal of African Economies,2007(2):198-233.