



劳动力配置与保障替代:兼业农户的 农地转出意愿研究

——基于五省微观数据的实证分析

钟涨宝,寇永丽,韦宏耀

(华中农业大学 社会学系/农村社会管理研究中心,湖北 武汉 430070)

摘要:农地对农户来说既是生产资料也是保障资料的双重功能深深影响着农地流转,当下农村日益加深的农户兼业化程度是否会重塑二者对农地流转的影响值得关注。本文利用五省市农户调查数据分析了家庭劳动力配置自由度和农地保障功能可替代预期对农地转出意愿的影响,并进一步考察了二者对不同兼业水平农户农地转出意愿的不同影响。研究发现,兼业程度越高的农户越愿意转出农地;农户家庭劳动力配置自由度越低、农地保障功能可替代预期越好,农户转出农地的意愿越强烈。低兼业程度农户比高兼业程度农户转出农地的意愿更易受到家庭劳动力配置自由度和农地保障功能可替代预期的影响。可见,农户的农地转出意愿,既考虑了眼前的经济收入,又照顾了长远的经济安全,是一种现实与未来相结合的理性思考。

关键词:劳动力配置;土地保障;兼业农户;农地转出意愿

中图分类号:F301.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2016)02-0084-9

农业作为弱势产业,农户依靠承包农地进行小规模家庭经营,虽能满足其家庭生计的基本需求,但无法实现致富目标。近年来,城市化与农村二、三产业的发展为农村劳动力提供了大量务工、经商机会,农户为实现致富目标,在从事农业生产的同时,利用农闲时间或通过家庭内部分工进行务工或经商,获取非农收入,农户兼业逐渐成为农户家庭的一种普遍生产状态。由于农户资源禀赋的异质性,从而导致不同兼业程度农户的产生。面对当前农地严重细碎化的难题以及国家对农地适度规模经营的倡导,在不改变家庭联产承包责任制前提下,农地流转市场的培育与发展成为必然,而兼业农户流转农地的影响因素研究也成为关注焦点。我们认为兼业农户流转农地受多种因素制约,在现有农村社会保障体系不健全、保障水平低下,农地对农户依然具有就业与生活保障功能的情况下,兼业农户是否转出承包农地,是在保证其家庭基本生活来源稳定的前提下,通过家庭劳动力有效配置,争取家庭收入最大化的一种理性选择。

一、文献综述与研究假说

(一)文献综述

现有关于农地流转的研究文献可谓汗牛充栋,农地流转意愿及其影响因素是其中重要的研

收稿日期:2015-10-10

基金项目:国家社会科学基金重点项目“嵌入性视角下家庭农场的发展研究”(15ASH006);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“中部地区农村社会管理问题研究”(2012RW003)

作者简介:钟涨宝,男,华中农业大学文法学院教授、博士生导师。E-mail:zzbemail@mail.hzau.edu.cn

究方向之一,这类研究主要集中在资源禀赋特征、农地产权、中介组织与社会保障四个层面的分析。(1)资源禀赋层面,主要体现在农户家庭特征与承包地特征两方面,前者涉及到家庭人口数、家庭农业劳动力人数与非农劳动力人数、家庭非农经济发展水平及户主的年龄、性别与受教育程度等因素对农地流转意愿的影响;后者涉及到承包地地形、细碎化程度、承包地面积等因素对农地流转意愿的影响^[1-2]。(2)农地产权方面,部分研究者认为农地调整频繁^[3],引致农地承包经营权的不完全性特征^[4],降低农户对地权稳定性的预期^[5],减弱农户对农地的需求与供给,从而严重阻碍农地流转市场的培育与发展^[6];也有学者细分了农民对土地产权的偏好,研究发现处于不同阶层的农民对土地产权的偏好不同,故而会产生不同的农地流转意愿^[7]。(3)中介组织层面,学者普遍认为中介组织的发育会显著影响农民流转农地的意愿,积极培育与完善中介组织,尤其是村委作为特殊的中介组织作用的发挥,对于促进农村农地流转有显著正向影响^[6,8]。(4)社会保障层面,研究者发现社会保障会显著影响农民的农地流转意愿,农村土地所具有的生活保障、就业保障、子代可继承及潜在的增值收益^[9]严重阻碍农村土地流转市场的发展,而建立可替代土地保障效用的社会保障机制,可以促进农地流转的良性循环^[10-11]。另外,从兼业角度研究农地流转的成果多集中于对二者关系的探讨上,有的从农地供给的角度认为农户兼业会抑制农地流转市场的发展^[12-14];有的学者将农户看作是理性的经济人,认为随着农户兼业程度的提高,会促进农户将农地转出^[15-16]。

回顾以往的研究,发现很少有人从农户兼业的角度切入,重点探讨家庭劳动力配置自由度与农地保障功能替代预期对农户转出农地意愿的影响。需要说明的是,此处家庭劳动力配置自由度指农户家庭劳动力在农业生产与非农生产配置中的自由程度,家庭劳动力在数量及结构上越丰富,其配置自由度就越高;而农地保障可替代预期是指农户对土地及其以外保障资源的预期,本文从农户对农地与新型农村社会养老保险保障功能的认知两个维度去考量。

(二)研究假说

现阶段农村劳动力非农就业普遍具有不稳定性,农户对非农收入的预期也具有很大的不确定性,相比较而言,在正常年份下,农户从事家庭承包农地的农业收入或产出是可以预期的。非农收入的获得与家庭从事非农的劳动力数量有关,农户要获得越多的非农收入,投入的非农劳动就需要越多;在家庭劳动力资源配置自由度不大的情况下,农户家庭劳动力在农业与非农间配置产生冲突的可能性就大,必然需要作出风险抉择;反之,农户家庭劳动力在农业与非农间配置发生冲突的可能性就小,无需在农业劳动与非农劳动间作出取舍,即农户既可以从事家庭承包农地的农业生产,也可以从事非农业生产。因此得出假设一:

假设一:家庭劳动力在农业与非农间配置的自由度越高,农户转出农地的意愿越弱。

家庭劳动力在农业与非农之间配置自由度大小是由家庭劳动力数量决定的,家庭劳动力数量越多,其在农业与非农之间配置劳动力的自由度越大,即便在家庭劳动力均从事非农劳动的情况下,也会有较多的劳动力利用非农劳动空隙从事农业劳动。另外,由于农业生产机械化程度的提高,使得家庭老人等辅助劳动力也能从事农业生产,因而农户家庭的代际结构也是决定劳动力配置自由度的重要因素。由此,对假设一我们可以作出如下推论:

推论1:家庭劳动力数量越多,农户转出农地的意愿越弱。

推论2:家庭人口代数越多,农户转出农地的意愿越弱。

长期以来,农地对广大农户来说不仅是赖以生存与发展的主要生产资料,而且是农户最基本的就业与生活保障资料。现阶段,我国农户的农业生产普遍是小规模家庭经营,且农业生产效益相对较低,单靠经营家庭承包农地无法实现致富的需求,农村二、三产业及城市化的发展为农村劳动力提供了大量的非农就业机会,农户通过从事非农劳动为增加家庭收入起到了显著的作用。由于非农就业与收入的不稳定性与不可预期性,农户在经营家庭承包农地与非农就业之

间,既要考虑长远的就业与生活保障,又要争取眼前非农收入的增长。因而,农户对承包农地保障功能可替代预期直接影响着其农地转出意愿。由此我们得出第二个假设:

假设二:农户对承包农地保障功能可替代预期越好,转出农地的意愿越强。

农户对承包农地保障功能可替代预期作为一个主观指标,是农户对农地保障作用和农村社会保障体系建立与完善的主观认识与预期。农户对承包农地在家庭劳动力就业与生活保障方面的作用越认可,就不会轻易转出承包农地;如果农户对农村社会保障体系建立与完善有较好的预期,他们为了增加非农收入就越有可能转出承包农地。现行的新型农村社会养老保险是农村社会保障体系中的核心部分,农户对于新型农村社会养老保险保障能力的认可度越高,他们为了获得家庭收入最大化就越有可能转出承包农地。由此,我们得出以下二个推论:

推论 3:认为农地保障作用越大的农户,转出农地的意愿越弱。

推论 4:认为农村社会养老保险保障能力越强的农户,转出农地的意愿越强。

不同兼业程度的农户,其家庭劳动力配置自由度和农地保障功能可替代预期对农地转出意愿会有不同的影响,相对于高兼业程度农户来说,低兼业程度农户由于目前依然以农业收入为主,承包农地既是现实就业与生活保障资料,也是现行收入的主要来源,因此其家庭劳动力配置自由度与农地保障功能可替代预期对农地转出意愿的影响会大于高兼业程度农户。由此,我们得出第三个假设:

假设三:低兼业程度的农户家庭劳动力配置自由度和农地保障功能可替代预期对农地转出意愿的影响比高兼业程度农户的影响更大。

二、数据、变量与方法

(一)数据来源

本文所使用数据来源于华中农业大学“农村养老保障和社会管理研究”课题组 2012 年 8 月到 2013 年 8 月对全国五省市农村地区开展的社会调查。考虑到成本和样本的代表性,课题组最终选取浙江温州和山东德州作为中国东部地区的代表,选取江西寻乌和湖北广水作为中部地区代表,而选取四川宜宾作为西部地区代表。在此基础上,课题组在每个一级抽样单位再依据乡镇发展水平分别选取 3~5 个乡镇,每个乡镇随机选取 2~4 个行政村,每个行政村随机选取 30 户农户进行调查。该项调查共选取了 22 个乡镇 58 个行政村的 1740 个样本,剔除非农业户口居民及部分缺失较严重的问卷,剩余有效问卷 1599 份。另外,剔除家庭没有承包或者耕种土地的样本以及有缺失数据的样本,剩余 1206 份。表 1 呈现了样本农户的基本特征。

表 1 样本农户基本特征描述

特征	选项	频率	有效百分比(%)	特征	选项	频率	有效百分比(%)
年龄	30 岁及以下	127	10.5	全年家庭总收入	20000 元及以下	489	40.5
	31~40 岁	226	18.7		20001~50000 元	440	36.5
	41~50 岁	374	31.1		50001~80000 元	165	13.6
	51 岁及以上	479	39.7		80001 元及以上	113	9.4
非农生产性收入	10000 元及以下	565	46.7	农地转出意愿	愿意	440	36.5
	10001~20000 元	196	16.2		不愿意	766	63.5
	20001~50000 元	319	26.4				
	50001 元及以上	130	10.7				

(二)变量测量及其操作化

本研究的因变量是农户转出农地的意愿,是二分变量,愿意转出农地赋值为 1,不愿意转出

农地赋值为 0。

表 2 变量的描述性统计分析结果

变量类型及名称	变量含义与赋值	样本量(N)	均值	标准差
自变量				
劳动力配置自由度				
家庭人口代数	连续变量	1206	2.460	0.760
家庭劳动力人数	连续变量	1206	2.870	1.258
农地功能可替代程度				
农地保障作用评价	很重要=1;较重要=2;一般=3;不太重要=4;很不重要=5	1206	1.51	0.847
新农保保障能力评价	完全不能满足=1;很难能满足=2;基本能满足=3;完全能满足=4	1206	1.857	0.702
条件变量				
农户兼业程度	去年非农收入占家庭总收入百分比	1206	0.537	0.401
控制变量				
性别	男=1;女=2	1206	1.390	0.489
年龄	连续变量	1206	47.800	12.357
文化程度	小学及以下=1;初中=2;高中/中专/技校=3;大专及以上=4	1206	1.770	0.778
身体健康状况	非常差=1;较差=2;一般=3;比较好=4;非常好=5	1206	3.588	1.122
农地实际经营面积	连续变量	1206	6.159	11.073
因变量				
是否愿意转出农地	否=0;是=1	1206	0.365	0.482

核心自变量是劳动力配置自由度与农地保障功能可替代预期,前者操作化为家庭人口代数与家庭劳动力人数两个指标,皆为连续变量;后者操作化为农地保障功能评价与新农保保障能力评价两个指标,农地保障功能预期为定序变量,赋值分别为“很重要=1,较重要=2,一般=3,不太重要=4,很不重要=5”;新农保保障能力评价也是定序变量,赋值分别为“完全不能满足=1;很难能满足=2;基本能满足=3;完全能满足=4”。另外,本研究还将农户兼业程度操作化为非农收入占家庭总收入的百分比,并在进一步的分析中,以 50% 为分界点将农户划分为低兼业程度农户和高兼业程度农户^①。从而分析不同兼业程度下,劳动力配置自由度与农地保障功能可替代预期对农户转出农地意愿的不同影响。

为控制其它变量对因变量的影响,依据已有研究成果,本研究将被访者的性别、年龄、文化程度、身体健康状况及家庭农地实际经营面积作为控制变量。其中,性别为二分变量,男性赋值为 1,女性赋值为 0;年龄为连续变量;文化程度为定序变量,小学及以下赋值为 1,初中为 2,高中/中专/技校为 3,大专及以上为 4;身体健康状况为定序变量,非常差赋值为 1,较差为 2,一般为 3,比较好为 4,非常好为 5;家庭农地实际经营面积为连续变量。表 2 呈现了本文所使用变量的描述性统计分析结果。

① 学界关于兼业类型的划分标准大致有三种:一是按照农业收入与非农收入的构成^[17-19];二是按照农户家庭成员劳动时间的构成^[20];第三种则是将上述两种标准合并起来进行界定^[16]。我们认为农户之所以兼业,农户家庭劳动力之所以要在农业与非农间进行理性配置是希望在保证基本家庭生计的基础上,通过务工、经商以获得家庭收入的最大化。因此,本文将农户的收入构成作为兼业类型划分的标准,以非农收入占家庭生产性收入 50% 为界,50% 以下的视为低程度兼业农户,50% 以上的视为高程度兼业农户。

(三) 理论模型

本研究的因变量是二分变量,因此可采用二元 Logistic 回归模型,表达式是:

$$\text{Log}\left(\frac{P_1}{P_0}\right)=\alpha+\beta X+\varepsilon$$

P_0 是农户不愿意转出农地的概率, P_1 是农户愿意转出土地的概率, $P_1=1-P_0$; α 是截距项, β 是待估系数矩阵, X 是自变量矩阵, ε 是残差项。依据估计系数,可推出 $P_1=\exp(\alpha+\beta X)/[1+\exp(\alpha+\beta X)]$, $\alpha+\beta X$ 的值越大, P_1 的值就会越高, 农户愿意转出农地的概率就越高; 相反, $\alpha+\beta X$ 的值越小, P_1 的值就会越低, 农户愿意转出农地的概率就会越低。

三、结果与分析

(一) 农户兼业现状与农地转出意愿分析

表 3 给出了农户兼业程度的分布情况, 非农收入占家庭总收入 10% 以下的农户仅为 29.0%; 以非农收入为主即非农收入占家庭总收入超过 50% 的农户也达到了 56.7%, 对于这部分农户来说, 农业已不是家庭的主要收入来源。整体来看, 农户兼业已是一种普遍的经营方式。

表 3 农户兼业程度的分布情况

兼业程度	户数(户)	比例(%)
非农收入 10% 以下(不含 10%)	350	29.0
非农收入 10% ~ 50%	173	14.3
非农收入 50% 以上(不含 50%)	683	56.7
合计	1206	100

表 4 呈现了农户兼业程度与农地转出意愿的关系,从整体上看有农地转出意愿的农户是 440 户,占样本农户总数的 36.5%, 不愿意农地转出的 766 户,占样本农户总数的 63.5%。可见,现阶段虽有超过半数的农户其家庭主要收入来源已不是农业生产,但有近 2/3 的农户不愿转出农地。从不同兼业程度农户的农地转出意愿看, 非农收入超过家庭收入 50% 以上的高兼业程度农户相比低兼业程度的农户更愿意转出农地, 愿意转出农地的农户分别占各自样本的比例为 42.2%、29.1%, 高兼业程度与低兼业程度农户间农地转出意愿存在相关关系且 Pearson 卡方检验显著。这说明随着农户兼业化程度的提高, 或者更精确地说只有当农户兼业的非农收入达到一定水平后, 才能增强农户转出承包农地的意愿。那么在不同兼业水平下影响农户农地转出意愿的因素是否存在差异? 下文将从农户家庭劳动力配置自由度与农地保障功能可替代预期二个方面对这一问题展开分析。

表 4 农户兼业程度与农地转出意愿的交叉分析(%)

农地转出意愿	总样本	低兼业农户	高兼业农户	卡方检验
愿意	36.5	29.1	42.2	$\chi^2=21.947$ Sig=0.000
不愿意	63.5	70.9	57.8	
样本数	(1206)	(523)	(683)	

(二) 劳动力配置和农地保障功能替代对农地转出意愿的影响

表 5 给出了农户家庭劳动力配置自由度和农地保障功能可替代预期对其农地转出意愿影响的二元 Logistic 回归估计结果。模型 M1 是加入条件变量(农户兼业程度)和控制变量(性别、年龄、文化程度、身体健康状况、农地实际经营面积)的基准模型; M2 则是在基准模型 M1 基础

上加入家庭劳动力配置自由度的操作变量:家庭劳动力人数和家庭人口代数^①;M3 是在基准模型 M1 基础上加入农地保障功能替代预期的操作变量:农地保障功能评价和新农保保障能力评价;M4 是在基准模型 M1 基础上同时加入家庭劳动力配置自由度和农地保障功能可替代预期的操作变量;而 M5 则是用二分的条件变量(高兼业程度农户和低兼业程度农户,后者为参照组)替代模型 M4 中连续的条件变量(M1—M4 中条件变量皆是以农户家庭非农收入占总收入百分比这一连续变量作为兼业程度的测量)。从模型整体检验结果看,从 M1 到 M4 的-2 对数似然值逐渐减小,表明加入的自变量对模型具有解释力;M1—M5 的 Hosmer 和 Lemeshow 检验结果的 p 值均大于 0.05,表明回归模型的适配度良好,较为理想,具有较好的解释力。就回归系数而言,其值越大,表明愿意转出农地的概率越高。

表 5 农户农地转出意愿的二元 Logistic 回归估计结果

变量	农地转出意愿				
	M1	M2	M3	M4	M5
自变量					
家庭劳动力人数		-0.166 *** (0.053)		-0.168 *** (0.054)	-0.168 *** (0.054)
家庭人口代数		-0.266 *** (0.084)		-0.236 *** (0.132)	-0.230 *** (0.086)
农地保障作用评价			0.549 *** (0.076)	0.552 *** (0.076)	0.555 *** (0.076)
新农保保障能力评价			0.174 * (0.090)	0.173 * (0.091)	0.171 * (0.090)
条件变量					
农户兼业程度	0.656 *** (0.162)	0.762 *** (0.167)	0.459 *** (0.169)	0.569 *** (0.174)	0.446 *** (0.140)
控制变量					
性别	-0.129 (0.133)	-0.128 (0.133)	-0.062 (0.136)	-0.061 (0.137)	-0.071 (0.137)
年龄	0.001 (0.006)	0.002 (0.006)	0.004 (0.006)	0.005 (0.006)	0.005 (0.006)
文化程度	0.324 *** (0.086)	0.337 *** (0.087)	0.320 *** (0.089)	0.332 *** (0.089)	0.338 *** (0.089)
身体健康状况	-0.064 (0.059)	-0.053 (0.059)	-0.100 (0.061)	-0.089 (0.061)	-0.085 (0.061)
农地实际经营面积	-0.023 ** (0.010)	-0.021 ** (0.010)	-0.020 ** (0.009)	-0.017 * (0.009)	-0.017 (0.009)
常量	-1.006 * (0.529)	-0.727 (0.539)	1.102 (0.670)	1.407 ** (0.682)	1.038 * (0.710)
-2 对数似然值	1531.174	1521.157	1471.072	1461.288	1461.884
Nagelkerke R ²	0.056	0.067	0.120	0.130	0.130
Hosmer & Lemeshow 检验	10.653	4.283	4.941	13.957 *	10.515
样本数	1206	1206	1206	1206	1206

注:(1)模型 M4 和 M5 的差异是农户兼业程度变量类型不同,其中,M1—M4 皆是以农户家庭非农收入占总收入百分比这一连续变量作为测量;而 M5 则以 50% 为分界点将这一变量操作化为二分变量,以便后文的进一步分析;(2) *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著。

① 在模型 M2 和 M4 中,由于家庭劳动力人数和家庭人口代数间存在较为强烈的共线性问题,故在构建模型时我们将二者分开加入,建构两组模型,发现其他变量的系数和方向没有任何实质性改变。故在表 5 的 M2 和 M4 中家庭劳动力人数和家庭人口代数的估计值其实分别来源于两个模型,但其他变量的估计值则来源于保留家庭劳动力人数作为变量的模型中。

从模型 M2 和 M4 中可发现,在控制其他变量不变的情况下,农户家庭劳动力配置自由度对农地转出意愿有显著的负向影响,即家庭劳动力配置自由度越高,农户越不愿意转出农地,假设一得到验证。具体来说,一是农户家庭劳动力人数越多,农户越不愿意转出农地。这可能是由于家庭劳动力资源丰富,可以自由分配在农业生产与非农生产所需劳动力,而不必为获得非农收入而放弃农业生产,或由于农业生产的束缚而无法从事非农生产,只要家庭劳动力充足,农户一般不会轻易放弃农地。二是家庭人口代数越多,农户越不愿意转出农地。这可能是因为人口代际数多的家庭,劳动力的年龄分布就越有层次性,中老年劳动力就越多,这部分劳动力在非农劳动力市场上没有竞争力,只能回到农村继续从事农业生产,一些农业机械服务发达的地区,老年劳动力已成了农业生产的主力军,故而家庭人口代际数多的农户转出农地的意愿越低。

从模型 M3 和 M4 中可以发现,在控制其他变量不变的情况下,农地保障功能可替代预期对农地转出意愿影响显著,即农地保障功能可替代预期越好,农户越愿意转出农地,假设二得到验证。具体来说,一是农户对农地保障作用评价越低,其越愿意转出农地。二是农户对新型农村社会养老保险制度保障能力评价越高,其越愿意转出农地。

模型 M5 在农户兼业程度用二分条件变量替代连续型条件变量后,其他变量的估计值无论在方向还是大小上皆无任何实质性变化,表明模型估计值较为稳健。M1—M4 的估计结果皆表明农户兼业程度越高转出农地的意愿越强烈;M5 的估计结果表明相比于低兼业程度的农户,高兼业程度农户更愿意转出农地,这些估计结果皆与前述卡方检验结果一致。

(三) 不同兼业程度农户的农地转出意愿分析

表 6 给出了不同兼业程度的农户,其劳动力配置自由度和农地保障功能可替代预期对其农地转出意愿影响的二元 Logistic 回归估计结果。模型 6(包括 6a 和 6b)和模型 7(包括 7a 和 7b)分别是低兼业程度和高兼业程度农户的估计结果。区分出 a 组和 b 组模型是因为家庭劳动力人数和家庭人口代数变量间存在共线性问题,故分别进行建模,由表 6 可知,其他自变量在这两组模型中的估计系数的方向和大小皆无实质性差异。为与前文一致(见脚注),我们主要报告模型 M6b 和 M7b。表 6 中四个模型的 Hosmer 和 Lemeshow 检验结果的 p 值均大于 0.05,表明回归模型的适配度良好,较为理想,具有较好的解释力。就回归系数而言,其值越大,表明愿意转出农地的概率越高。

表 6 不同兼业程度下农户农地转出意愿的二元 Logistic 回归估计结果

变量	低兼业程度农户		高兼业程度农户	
	M6a	M6b	M7a	M7b
自变量				
家庭劳动力人数		-0.294 *** (0.745)		-0.095 (0.910)
家庭人口代数	-0.263 ** (0.768)		-0.197 * (0.821)	
农地保障作用评价	0.642 *** (0.526)	0.672 *** (0.511)	0.492 *** (0.612)	0.495 *** (0.610)
新农保保障能力评价	0.283 ** (1.327)	0.267 * (1.306)	0.103 (1.108)	0.108 (1.114)
控制变量				
性别	0.176 (1.193)	0.208 (1.232)	-0.229 (0.795)	-0.231 (0.794)
年龄	0.001 (1.001)	0.005 (1.005)	0.001 (1.001)	0.002 (1.002)
文化程度	0.339 ** (1.404)	0.376 ** (1.457)	0.310 ** (1.363)	0.313 ** (1.368)
身体健康状况	-0.183 * (0.833)	-0.164 (0.849)	-0.043 (0.958)	-0.032 (0.968)
农地实际经营面积	-0.005 (0.995)	-0.294 ** (0.745)	-0.059 ** (0.942)	-0.057 ** (0.944)
常量	1.917 (6.799)	1.862 (6.439)	2.260 ** (9.585)	1.962 ** (7.111)
-2 对数似然值	590.107	584.328	863.409	864.153
Nagelkerke R 方	0.106	0.120	0.123	0.122
Hosmer& Lemeshow 检验	4.184	4.800	15.502	13.366
样本数	523	523	683	683

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著;括号内数值为标准误。

检视家庭劳动力人数变量可以发现,在低兼业程度农户中,家庭劳动力人数显著负向影响其农地转出意愿;而在高兼业程度农户中,这一影响虽仍是负向,但并未通过 5% 统计水平的显著性检验且系数绝对值明显减小。而家庭人口代数对农地转出意愿的影响也有相似效应,在低兼业程度农户中,家庭人口代数显著影响农户转出农地的意愿,但在高兼业程度农户中,这一影响减小,且系数只通过了 10% 统计水平的显著性检验。可见,农户家庭劳动力配置自由度对农地转出意愿的影响在不同兼业程度农户中存在差异。相比于高兼业程度农户,低兼业程度农户的农地转出意愿更易受到家庭劳动力配置自由度的影响。

就农地保障作用评价变量而言,在低兼业程度农户中,其显著正向影响农户的农地转出意愿,即农户对农地作用预期越低,其越愿意转出农地;而在高兼业程度农户中,这一正向影响仍然存在,但减小明显,就系数而言,其减少了 35.8% ($(0.672-0.495)/0.495$)。就新农保保障能力评价变量而言,在低兼业程度农户中,其在 10% 的统计水平上显著正向影响农户的农地转出意愿;而在高兼业程度农户中,这一影响方向虽未变化,但并未通过 5% 统计水平的显著性检验且系数明显减小。可见,农地保障功能可替代预期对农地转出意愿的影响在不同兼业程度农户中存在差异。相比于高兼业程度农户,低兼业程度农户的农地转出意愿更易受到农地功能替代程度的影响。

综合上述分析结果,假设三得到验证。

四、结论与讨论

本文利用江西寻乌、四川宜宾、湖北广水、浙江温州以及山东德州五省 5 市农户的问卷调查数据,考察了农户兼业现状和农地转出意愿,并进一步运用二元 Logistic 回归模型,分析了农户兼业程度、家庭劳动力配置自由度和农地保障功能可替代预期对农地转出意愿的影响。研究发现,近六成农户的非农收入占家庭总收入的比例超过 50%,兼业已成为农户的一种普遍生产方式。农户的农地转出意愿受其兼业程度影响,兼业程度越高的农户越愿意转出农地。这与既有关于农户兼业促进农地流转的研究结果相一致^[15-16],但我们的研究仅从农地转出这一维考虑,并未考虑农地转入这一维,因而农户兼业与农地流转间的关系还需进一步更为深入的研究和探讨。其次,农户家庭劳动力配置自由度和农地保障功能可替代预期显著影响农地转出意愿,即农户家庭劳动力配置自由度越低、农地保障功能可替代预期越好,农户的农地转出意愿越强烈。第三,农户家庭劳动力配置自由度和农地保障功能可替代预期对农地转出意愿的影响在不同兼业程度农户中存在差异,即相比于高兼业程度农户,低兼业程度农户的农地转出意愿更易受到家庭劳动力配置自由度和农地保障功能可替代预期的影响。以往研究虽有探讨劳动力配置和农地保障功能与农地流转关系的研究^[1,9,21],但并未充分考虑农户兼业这一条件变量,我们的研究填补了这一空缺。

农地对于农民来讲,具有双重功能,一是生产功能,农地作为重要的农业生产资料,可以给农户带来经济上的收益;二是保障功能,保证农户家庭的基本生活需要^[21-23]。现阶段,农业生产效益相比其它产业来说依然十分低下,农户家庭部分劳动力因此选择非农就业,这显著增加了家庭收入,但由于农村劳动力的非农就业具有很大的不稳定性与不可预期性,且长期以来农村缺乏有效的社会保障,因而,农地依然是我国农民最重要的生活保障。基于此,农民在配置家庭劳动力时,会充分利用农业生产劳动的季节性特点,而不会轻易转出承包农地。可见,农户的农地转出意愿,既考虑了眼前的经济收入,又照顾了长远的经济安全,是一种现实与未来相结合的理性思考。

鉴于上述认识,为促进农地流转供给市场的发展,首先,必须进一步完善与落实劳动法规,

保护进城务工、经商农村劳动力的合法权益,并进一步扩大其在中应享有的公共设施与服务,让他们进得来、留得住、生活有保障,让他们对未来有一个美好的预期。只有这样,才能促使他们及其家庭转出承包农地,放弃农业生产。其次,建立城乡统一水平的社会保障体系,无论是进城务工、经商,还是离土不离乡的农村劳动力,只有有了可靠的生活保障,才会全心全意地发挥自己的特长,无后顾之忧地放弃农业生产。

参考文献:

- [1] 史清华,贾生华.农户家庭农地流转及形成根源——以东部沿海苏鲁浙三省为例[J]. 中国经济问题,2003(5):41-54.
- [2] 张丁,万蕾.农户土地承包经营权流转的影响因素分析——基于2014年的15省(区)调查[J]. 中国农村经济,2007(2):24-34.
- [3] 张红宇.中国农村土地产权政策:持续创新——对农地使用制度变革的重新评判[J]. 管理世界,1998(6):168-177.
- [4] 钱忠好.农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境:理论与政策分析[J]. 管理世界,2002(6):35-47.
- [5] 田传浩,贾生华.农地制度、地权稳定性与农地使用权市场发育理论与来自苏浙鲁的经验[J]. 经济研究,2004(1):112-119.
- [6] 董国礼,李里,任纪萍.产权代理分析下的土地流转模式及经济绩效[J]. 社会学研究,2009(1):25-63.
- [7] 徐美银.农民阶层分化、产权偏好差异与土地流转意愿——基于江苏省泰州市387户农户的实证分析[J]. 社会科学,2013(1):56-66.
- [8] 钟涨宝,狄金华.中介组织在土地流转中的地位与作用[J]. 农村经济,2005(3):35-37.
- [9] 刘红梅,王克强.浙江省农村土地市场实证研究[J]. 中国农村经济,2001(2):33-37.
- [10] 王克强,蒋振声.从地产到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.
- [11] 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.
- [12] 速水佑次郎.农业经济论[M]. 沈金虎,周应恒,张玉林,等,译.北京:中国农业出版社,2003:242-245.
- [13] 张立平,钟涨宝,颜其松.农地流转新困境及其破解对策[J]. 农村经济,2006(12):47-49.
- [14] 贺振华.农户兼业及其对农村土地流转的影响——一个分析框架[J]. 上海财经大学学报,2006(4):72-78.
- [15] 李明艳,陈利根,石晓平.非农就业与农户土地利用行为实证分析:配置效应、兼业效应与投资效应——基于2005年江西省农户调研数据[J]. 农业技术经济,2012(3):41-51.
- [16] 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):62-87.
- [17] 陈晓红.经济发达地区农户兼业及其因素分析——来自苏州农村的实证调查[J]. 经济与管理研究,2006(10):90-94.
- [18] 梁流涛,曲福田,诸培新,等.不同兼业类型农户的土地利用行为和效率分析——基于经济发达地区的实证研究[J]. 资源科学,2008(10):1525-1532.
- [19] 张忠明,钱文荣.不同兼业程度下的农户土地流转意愿研究——基于浙江的调查与实证[J]. 农业经济问题,2014(3):19-24.
- [20] 高强,李凌超,丁慧媛.农户兼业对农业生产效率的影响研究——基于山东省胶州市调查数据的分析[J]. 山东经济,2011(11):56-61.
- [21] 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).
- [22] 闫小欢,霍学喜.农民就业、农村社会保障和农地流转——基于河南省479个农户调查的分析[J]. 农业技术经济,2013(7):34-44.
- [23] 涂琼理,邹秀清.农民对农地保障功能的主观认知差异及影响因素分析——基于浙、赣、桂三省506份农户调查[J]. 中国土地科学,2012(11):60-67.

(责任编辑:刘浩)