

农户生计与农村劳动力职业务农意愿

——基于 301 份微观数据的实证分析

钟涨宝, 贺 亮

(华中农业大学 社会学系/农村社会建设与管理研究中心,
湖北 武汉 430070)



摘 要 采用对湖北省随州市和黄冈市 301 户农户的问卷调查数据,分析了农村劳动力职业务农意愿及其影响因素。结果发现:(1)有相当比例(41.5%)的农村劳动力愿意成为职业农民,当前农村社会并非无人愿意种地,而是有意愿从事农业生产经营的劳动力及其家庭面临“无地可种”的困境。(2)农户生计显著影响其劳动力的职业务农意愿。就生计模式而言,相比于纯非农户,兼业农户中的劳动力更可能选择职业务农;就资源禀赋而言,拥有可代替劳动力的农机具及家庭实际经营耕地面积具有正向刺激作用;就生计状态而言,家庭货币支出压力越大,其劳动力职业务农意愿越强。此外,个体劳动力的文化程度、政府农业补贴力度与个体劳动力职业务农意愿呈显著正相关关系,转入耕地难易程度与个体劳动力职业务农意愿呈显著负相关关系。

关键词 农户生计; 农村劳动力; 职业农民; 务农意愿

中图分类号:C 916 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2016)05-0001-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.05.001

随着新生代农民弃农问题日益凸显,诸多学者对我国农业未来的发展前景表示担忧,指出在不久的将来,中国有可能面临一场农业接班人危机^[1]。中央决策层早已觉察此问题的严重性,自 2005 年即提出将“职业农民”纳入“百万中专生计划”培养对象范围,2007 年继续呼吁培育大批有文化、懂技术、会经营的新型农民,2012 年“中央一号文件”更是强调需培育具有市场意识的新型职业农民,试图以“职业农民”破解“无人种地”的现实困境。农业部副部长张桃林曾指出,培育职业农民是对当前“无人种地”现实问题的回应,也是立足于解决“未来谁来种地”的农业接班人问题,更是推进中国农业现代化的必然要求^[2]。

“职业农民”的最初定义出自美国人类学家埃里克·沃尔夫,是指将从事农业生产当作职业的从业者,其生产经营目标并非仅为满足家庭消费需要,而是以市场为导向,追求报酬的最大化^[3]。我国学者认为,其应具有全职务农、高素质(包括文化素质和职业素质)、高收入和受社会尊重等特点^[4],还应是市场主体、具有高度社会责任感和现代观念^[5]。农业部科技教育司为“新型职业农民”给出了官方界定,即将经营农业当作职业的从业者,其收入主要来源于该职业,且具备一定生产经营技术和管理能力,其类型大致可分为生产经营型、专业技能型和社会服务型^[6]。职业农民的培育已是刻不容缓之事,有学者认为当前正从事农业生产经营的农村劳动力应该是其主要来源^[5],也有学者将新生代农民、种田能手和城市回流农民工确定为培养对象^[3],而培育试点实践中的培育对象还包括涉农企业家、基层创业大学生及村干部^[7]。实证研究表明,当前职业农民培育实践普遍存在培训对象瞄准偏差问题^[8],而精准识别有意愿成为职业农民的目标对象是培育工作有效率运转的关键环节。

收稿日期:2016-04-16

基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金项目“中部地区农村社会管理问题研究”(2012RW003)。

作者简介:钟涨宝(1963-),男,教授,博士;研究方向:农村社会学。

值得关注的是,已有学者将职业农民培育与个体的主观意愿进行联合研究。有学者对 1 642 位新生代农民工返乡做职业农民的意愿进行了考察,结果表明仅 28.6% 的受访者愿意返乡做职业农民^[9]。新生代农民工固然是职业农民的重要潜在对象,但正活跃在农村社会的劳动力更应该被纳入考虑范围,他们是当前农村社会生活的主体,能够在农业生产经营活动、农业生产服务提供以及推动农村社会发展等方面发挥重要作用。为此,笔者试图将注意力转向留在村庄的劳动力,考察其成为职业农民的意愿^①,分析影响其意愿的因素及其作用机制,以期能为培育职业农民提供客观依据。

一、文献回顾与分析框架

检索相关研究主题发现,当前从个体主观角度探讨其是否愿意成为职业农民的文献相对较少,仅个别学者就新生代农民工返乡做职业农民的意愿展开研究^[9],但学界关于个体或农户从事农业生产经营意愿(以下简称“务农意愿”)的研究十分丰富。因研究对象选取和研究视角的不同,学界有关务农意愿的研究主要集中在以下两个方面:其一,以农户为研究对象。有学者试图探讨农户种植某种农作物的意愿,如对农户种粮意愿的研究发现,户主的年龄和受教育程度^[10],土地肥沃程度、水源情况和交通条件等农业生产经营条件^[11],政府对粮农的粮食直接补贴和农机购置补贴力度^[12],以及农户对种粮成本和预期收益的主观评价等因素具有重要影响^[13]。还有部分学者进一步分析了影响农户规模经营意愿的因素。研究发现,风险偏好型、能获得政府支持、转入耕地越容易及存在农地转入行为的农户更可能愿意进行规模经营^[14-16]。其二,以劳动力个体为研究对象。学者们探讨了新生代农民、新生代农民工和农业职业院校大学生等群体的务农意愿及其影响因素。研究发现,个体对务农经济效益、劳动辛苦程度、农业劳动技能水平和社会地位等方面的主观评价是影响其务农意愿最重要的因素^[17-18]。

综上所述,以农户为研究对象对其务农意愿进行考察较多关注农地经营的外部环境条件,而以个体为研究对象对其务农意愿进行分析则更为关注个体层面的因素。无论是过去还是现在,家庭始终是最基本的经济单位^[19]。在传统社会,家庭成员所从事的劳动具有较高同质性,家庭是集生产和消费于一体的生活共同体。随着个体劳动力职业选择的自主性增强,家庭作为生产共同体的意义日渐削弱。尽管如此,家庭仍是一个消费共同体,其对生产要素的配置始终以追求家庭整体性收入最大化为目标。作为家庭的劳动力,个体肩负满足家庭生计需求,提高家庭生活质量与生活水平的责任。因而,个体是否愿意成为职业农民可能还受家庭生计状况的影响。

国内有关农户生计的研究大多借鉴“可持续生计分析框架”,该分析框架由英国国际发展署针对贫困问题的解决而提出,由脆弱性背景即外部环境、生计资本、组织结构和制度程序、生计策略和生计结果等 5 个部分组成^[20]。生计资本是指个体或农户所能利用的各类资源,包括人力资本、自然资本、金融资本、物质资本和社会资本^[21]。生计策略是指为实现农户的生计目标或改善当前脆弱的生计状态,农户对自身所拥有的各类生计资本进行配置的方式。该分析框架将个体或农户视为一个时刻遭遇来自外部危险、冲击及压力的主体,一旦受到外部社会环境的影响,可凭借 5 类生计资本,采取不同生计策略以改变当前生计状态,而生计状态的改变也将促使各类生计资本拥有状况随之变化^[22]。可见,生计资本、生计策略与生计状态之间存在相互制约的关系。

据此,本文将“农户生计”操作化为 3 个维度:一是作为一种生计策略即谋生的方式,如从事农业生产、外出务工或半工半耕等生计模式;二是作为一种资财即包括人力、物质、金融、自然和社会资本等五类生计资本,表示农户可资利用的资源禀赋状况;三是作为一种生计状态,即农户当前的生活质量与生活水平。本文重点关注农户生计同农村劳动力职业务农意愿之间的关系。就农户生计模式而言,农业收入在家庭生产性收入中所占比重越大,表明农户对农地经营的依赖性越高,其家庭劳动力越可能愿意将主要精力投入农业生产。就农户资源禀赋状况而言,从事职业化农业生产需要劳动力、

① 鉴于职业农民类型的多样化,本文仅对个体成为生产经营型职业农民的意愿及其影响因素进行探究,且仅在狭义上使用“农业”这个概念,职业农民依托土地从事农业生产经营简称为“职业务农”,愿意成为职业农民即表明其具有职业务农意愿。

土地和资本等生产要素的大量投入,个体所在家庭于以上涉农资源的拥有量越多,个体越可能依托诸多资源进行职业化农业生产。就农户生计状态而言,个体所在家庭的生活质量和生活水平处于较低水平时期越长,个体改变此种生计状态的意愿可能越强烈,越有可能从事职业化农业生产,成职业农民。基于此,本文构建如下理论分析框架,见图1。

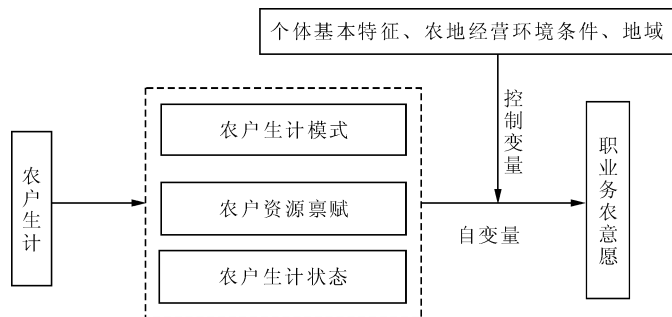


图1 理论分析框架

二、数据来源、变量设置与模型构建

1. 数据来源

本文数据来源于华中农业大学农村社会建设与管理研究中心“农地确权、土地流转与规模经营研究”课题组于2015年9—10月对湖北省随州市及黄冈市开展的问卷调查。随州市是湖北省率先推动“农村土地承包经营权确权登记颁证”的试点,而黄冈市土地确权颁证工作还处于动员阶段,选择两个市作为调查点可以进行比较研究。根据经济发展水平和农业经营特色,课题组在随州市随县选取了3个样本乡镇,在每个样本乡镇各随机抽取4~5个样本农村社区,在每个样本农村社区采用判断抽样的方式各抽取24~30户农户,以每户的户主或家庭主要劳动力为访问对象进行调查。在黄冈市选择红安县杏花乡的两个农村社区为补充调查样本社区,采用判断抽样的方式收集问卷资料,并采用深度访谈法收集质性材料。两次调查共回收有效问卷301份,本文利用SPSS17.0软件进行相关统计描述与分析。

2. 样本特征

表1是对受访者个人基本特征的描述。从性别分布来看,男性所占比例高于女性,可见户主或家庭主要劳动力多为男性;从受访者年龄结构来看,69.8%集中于45~59岁,可见中年劳动力主导当前农村社会生活^①;文化程度方面,超过半数(68.1%)的受访者拥有初中及以上文化程度,表明受访者普遍具备学习新知识、新技术的能力;劳动状况方面,纯务农的比例占53.8%,以农业为主兼业的比例为20.6%,以非农为主兼业的比例为11.6%,只有8.6%的受访者全职从事非农工作,表明大部分劳动力对农业的依赖度较高;从个人收入来看,半数以上受访者(85.6%)2014年的个人收入在3万元以下,超过5万元的比例仅为3.3%。

3. 变量设置

(1)因变量。本文试图探讨农村劳动力职业务农意愿,问卷设置中以“您本人是否愿意成为职业农民”进行测量,其取值有两种回答,即“愿意”和“不愿意”,“愿意”赋值为1,“不愿意”赋值为0。

(2)自变量。就农户生计模式而言,借鉴农业部农村固定观察点办公室对农户生计类型的划分标准,以农业生产收入占家庭生产性纯收入的比重将其划分为纯非农户(0~20%)、兼业农户(21%~

^① 参照联合国世界卫生组织于2013年对年龄分段划分标准的修订,44岁以下为青年,45~59岁为中年,60~74岁为年轻老人。结合样本的年龄分布特征,16~34岁年龄段(即80后“新生代农民”)的样本仅占5.3%,因而本文将16~44岁劳动力称为“青年劳动力”,45~59岁劳动力称为“中年劳动力”,60岁及以上劳动力(年龄最大的受访者为70岁)称为“老年劳动力”。参见:<http://world.huanqiu.com/regions/2013-05/3930101.html>。

表 1 样本基本特征描述

特征	选项	频数	占比/%	特征	选项	频数	占比/%
性别	男	202	67.1	劳动状况	纯务农	162	53.8
	女	99	32.9		以农业为主兼业	62	20.6
年龄	16~44 岁	55	18.3		以非农为主兼业	35	11.6
	45~59 岁	210	69.8		全职非农工作	26	8.6
	60 岁及以上	36	12.0		其他	16	5.3
文化程度	未上过学	25	8.3	2014 年个人总收入	5 000 元及以下	81	26.9
	小学	71	23.6		5 001~10 000 元	55	18.3
	初中	156	51.8		10 001~30 000 元	122	40.5
	高中	47	15.6		30 001~50 000 元	33	11.0
	大专及以上学历	2	0.7		50 001 元及以上	10	3.3

表 2 各变量定义、赋值及描述性统计

变量分类	变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差	
因变量	职业务农意愿 y	愿意=1; 不愿意=0	0.42	0.494	
	农户生计模式	农户类型 x_1	纯非农户=1; 兼业农户=2; 纯农户=3	2.02	0.854
		劳动力占总人口比例 x_2	实际比例	0.78	0.208
	农户资源禀赋	是否拥有农机具 x_3	是=1; 否=0	0.51	0.500
		实际经营耕地面积 x_4	实际经营面积/亩	5.85	7.457
		资金筹措能力 x_5	可以=1; 不可以=0	0.65	0.478
是否加入合作组织 x_6		是=1; 否=0	0.04	0.156	
自变量	农户人均收入水平 x_7	0~5 000 元=1; 5 001~10 000 元=2; 10 001~15 000 元=3; 15 001~20 000 元=4; 20 001 元及以上=5	2.63	1.211	
		农户人均消费水平 x_8	0~5 000 元=1; 5 001~10 000 元=2; 10 001~15 000 元=3; 15 001~20 000 元=4; 20 001 元及以上=5	2.73	0.831
	经济状况主观评价 x_9	非常紧张=1; 比较紧张=2; 基本够用=3; 较宽裕=4; 很宽裕=5	3.42	1.015	
	生活水平满意程度 x_{10}	很不满意=1; 较不满意=2; 一般=3; 比较满意=4; 很满意=5	0.67	0.471	
	个体基本特征	性别 x_{11}	男=1; 女=0	0.67	0.471
		年龄 x_{12}	16~44 岁=1; 45~59 岁=2; 60 岁及以上=3	1.94	0.547
		文化程度 x_{13}	未上学或识字很少=1; 小学=2; 初中=3; 高中=4; 大专及以上学历=5	2.77	0.836
		农业劳动技能水平 x_{14}	不会=1; 不太会=2; 基本都会=3; 很熟练=4; 种田能手=5	3.67	7.400
	控制变量	务工经商年限 x_{15}	没有=1; 1~5 年=2; 6~10 年=3; 11~15 年=4; 15 年以上=5	1.92	1.386
		农地经营环境条件	转入耕地的价格 x_{16}	实际转入价格/千元	0.45
转入耕地难易程度 x_{17}			很不容易=1; 较不容易=2; 一般=3; 比较容易=4; 很容易=5	2.83	1.392
农业生产条件 x_{18}			很差=1; 较差=2; 一般=3; 较好=4; 很好=5	3.04	1.066
农业补贴力度评价 x_{19}			没有或不知道=1; 较小=2; 一般=3; 较大=4; 很大=5	3.16	1.159
调查点地形 x_{20}		平原=1; 丘陵=2	1.85	0.360	
地域		样本乡镇 x_{21}	以杏花乡为参照组, 安居镇、潞潭镇和三里岗镇分别赋值为 1	—	—

80%)和纯农户(81%~100%)^[23]。农户资源禀赋特征,借鉴“可持续生计分析框架”对五类生计资本的操作化,人力资本以“劳动力占总人口比例”为测量指标,物质资本以“是否拥有农机具”表示,借鉴苏芳等以“实际经营耕地面积”测量自然资本^[24],借鉴杨云彦等以“对融资渠道的评价”为金融资本的测量指标^[25],以“家庭是否加入合作组织”测量农户可获得的组织支持网络。就农户生计状态而言,

选择农户人均收入水平和人均消费水平为客观测量指标,选择受访者对家庭经济状况及当前生活满意度的主观评价为主观测量指标。

(3)控制变量。已有研究表明,受访者个人特征及农地经营外部环境条件对个体或农户的务农意愿有较大影响,因而本文试图控制以上两方面因素的作用。个体基本特征方面,选择受访者的性别、年龄、文化程度、农业劳动技能水平和务工经商年限等五个指标。农地经营环境条件方面,选择转入耕地的价格和难易程度、农业生产条件、农业补贴力度评价,以及调查点的地形等变量。此外,为避免地域因素的影响,本文还对样本乡镇进行控制。各变量定义、赋值情况及描述性统计见表2,数据缺失值以序列均值替代。

4.模型选取与构建

由于本文的因变量(y)为二分变量,而二项 Logistic 回归分析模型是最为适合此类变量的分析模型。因此,本文拟选择二项 Logistic 回归分析模型分析农村劳动力职业务农意愿的多元影响机制。“愿意”职业务农发生的概率为 p ，“不愿意”发生的概率为 $1-p$,发生概率与不发生概率之比 $p/(1-p)$ 经过非线性 Logit 转换,可构建如下分析模型:

$$y = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + \mu = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{21} x_{21} + \mu \quad (1)$$

式(1)中, β_0 代表回归截距, μ 为随机扰动项。 x_i 代表解释变量矩阵, $x_1 \sim x_{10}$ 为自变量, $x_{11} \sim x_{21}$ 为控制变量。 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{21}$ 为相应解释变量的回归系数,表示该解释变量对因变量的作用方向和影响程度。

三、农村劳动力职业务农意愿的多元影响机制分析

1.农村劳动力职业务农意愿描述性分析

如表3所示,在所调查的301个受访者中,愿意成为职业农民的受访者占41.5%，“不愿意”的占58.5%，表明愿意进行职业化农业生产的比例并不低。不同年龄段受访者的职业务农意愿差异显著,青年劳动力有此意愿的比例最高,其次为中年劳动力,老年劳动力最低,表明年龄或许是影响个体职业务农意愿的重要变量。从受访者所在家庭生计模式来看,不同生计类型农户的劳动力职业务农意愿同样存在显著差别,兼业农户的劳动力愿意成为职业农民的比例最高,其次为纯农户,纯非农户的比例最低。

表3 农村劳动力职业务农意愿

选项	劳动力类型			农户类型			总计
	青年	中年	老年	纯非农户	兼业农户	纯农户	
愿意	54.5	40.5	27.8	31.8	53.7	42.0	41.5
不愿意	45.5	59.5	72.2	68.2	46.3	58.0	58.5
显著性检验	$\chi^2=6.737 \quad P=0.034$			$\chi^2=9.169 \quad P=0.010$			

如表4所示,从期望经营的规模来看,期望经营规模在10亩以内的受访者占28.0%,11~30亩所占比例为28.0%,31~50亩的比例为15.2%,超过50亩的比例为28.8%。整体来看,大部分(71.2%)受访者期望经营的规模维持在50亩以内,30亩以内的受访者占56.0%。不同年龄段和不同生计类型农户的劳动力之期望经营规模差异不显著。黄宗智的研究表明,劳均耕地面积维持在10亩

表4 农村劳动力期望经营规模

选项	劳动力类型			农户类型			总计
	青年	中年	老年	纯非农户	兼业农户	纯农户	
1~10亩	23.3	28.2	40.0	14.7	40.9	25.5	28.0
11~30亩	30.0	27.1	30.0	29.4	25.0	29.8	28.0
31~50亩	20.0	14.1	10.0	29.4	6.8	12.8	15.2
51~100亩	6.7	14.1	0.0	11.8	9.1	12.8	11.2
100亩以上	20.0	16.5	20.0	14.7	18.2	19.1	17.6
显著性检验	$\chi^2=4.041 \quad P=0.853$			$\chi^2=12.343 \quad P=0.137$			

左右最为合适,而 30 亩左右的经营规模是普通家庭无需雇佣劳动力即可自主管理的规模^[26]。在某种程度上,本文恰好验证了其研究结论。

对所得期望经营规模的数据进一步汇总分析发现,每个具有职业务农意愿的受访者所期望经营的平均规模为 63.24 亩^①。由于该变量资料分布内部差异较大,故以其中位值(30 亩)代表受访者所期望经营的规模。就样本农村社区而言,以 41.5%的受访者愿意职业务农及其期望经营 30 亩为预测标准,样本农村社区需供给 105 800.1 亩耕地,而现有实际耕地总面积仅为 42 584 亩^②。以上数据表明,当前并非无人愿意从事农业生产经营,而是现有实际耕地面积难以满足所有愿意职业务农的劳动力及其家庭对期望经营规模的需求,许多劳动力及其家庭将面临“无地可种”的境况,从而不得不选择其他谋生方式。当然,这仅是受访者主观意愿的表达,而实际可能选择的期望经营规模受制于多种因素的共同作用。

2. 农村劳动力职业务农意愿的多元影响机制分析

本文采用二项 Logistic 回归分析模型对农村劳动力职业务农意愿影响因素进行分析,如表 5 所

表 5 Logistic 回归结果

变量	模型 I		模型 II		模型 III		共线性统计量	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	容忍度	VIF
x_1							0.680	1.470
$x_1(1)$	0.543	0.333			0.660 *	0.393	0.765	1.308
$x_1(2)$	0.117	0.336			0.198	0.413	0.721	1.387
x_2	0.266	0.644			0.780	0.744	0.674	1.485
自变量 x_3	0.572 ***	0.284			0.559 *	0.324	0.812	1.231
x_4	0.045 ***	0.021			0.063 ***	0.025	0.776	1.288
x_5	0.494 *	0.281			0.357	0.319	0.692	1.445
x_6	-0.254	0.665			-0.139	0.776	0.831	1.203
x_7	0.054	0.102			0.078	0.119	0.667	1.499
x_8	0.191 *	0.108			0.082	0.118	0.658	1.519
x_9	-0.297 *	0.181			-0.486 ***	0.203	0.765	1.308
x_{10}	-0.143	0.141			-0.074	0.163	0.721	1.387
x_{11}			0.312	0.284	0.190	0.310	0.842	1.188
x_{12}							0.692	1.446
$x_{12}(1)$			1.282 ***	0.541	0.703	0.618		
$x_{12}(2)$			0.452	0.442	-0.064	0.486		
x_{13}			0.374 ***	0.165	0.581 ***	0.191	0.845	1.183
x_{14}			0.306	0.188	0.136	0.209	0.763	1.310
x_{15}			0.140	0.094	0.156	0.104	0.846	1.181
x_{16}			0.189	0.454	0.444	0.516	0.721	1.387
控制变量 x_{17}			-0.278 ***	0.097	-0.304 ***	0.104	0.876	1.142
x_{18}			-0.044	0.122	0.106	0.137	0.871	1.148
x_{19}			0.327 ***	0.119	0.380 ***	0.130	0.862	1.159
$x_{20}(1)$			0.700	0.459	0.437	0.532	0.544	1.838
$x_{21}(2)$							0.511	1.955
x_{21}			0.000	0.626	-0.613	0.704		
$x_{21}(2)$			0.270	0.561	-0.577	0.647		
$x_{21}(3)$			-0.123	0.560	-0.633	0.630		
常数项	-1.000	0.711	-4.418	1.228	-4.334	1.568		
P 值		0.127		0.239		0.477		
-2 Log likelihood		373.829		366.274		334.403		
Nagelkerke R^2		0.147		0.177		0.294		

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。 x_1 以纯非农户为参照; x_{12} 以老年劳动力为参照; $x_{20}(1)$ 以平原为参照; x_{21} 以杏花乡为参照。

① 具有职业务农意愿的受访者总人数为 125(41.5%)人,其期望经营的总规模为 7 905.5 亩。

② 数据来源于笔者所收集的样本农村社区资料,15 个样本农村社区现有农户总数为 8 498 户。所需耕地总面积的计算方式如下: $8 498 \times 41.5\% \times 30 = 105 800.1$ (亩)。

示。鉴于选取的解释变量较多,先以容忍度和方差膨胀因子(VIF)对各解释变量之间的多重共线性进行检验,容忍度最小值为0.511,方差膨胀因子最大值为1.955,表明各解释变量之间不存在严重共线性^①。据此,采取强制进入策略共构建三个模型:模型Ⅰ引入农户生计模式、农户资源禀赋及农户生计状态等三个维度的自变量,模型Ⅱ单独放入个体基本特征、农地经营环境条件及地域因素等三个维度的控制变量,模型Ⅲ将所有解释变量全部纳入模型。三个模型均通过5%的显著性检验,表明三个模型的拟合优度较好。三个模型调整后的 R^2 分别为0.147、0.177和0.294,可见模型Ⅲ相比于前两个模型更有解释力,本文主要参考模型Ⅲ的回归结果展开分析。

(1)农户生计模式的影响。以农业收入占家庭生产性收入比重低于20%的纯非农户为参照类别,在仅放入自变量的模型Ⅰ中,其他两类生计模式的影响并不显著。引入控制变量之后即在模型Ⅲ中,兼业农户中的劳动力相对于纯非农户更可能选择职业务农,其在10%的显著水平上正向影响个体的职业务农意愿,而纯农户的影响没有通过显著性检验。可能的解释是,兼业农户根据家庭劳动力自身的特质,以从事农业生产和非农工作两种谋生方式配置劳动力资源,两种收入来源增强了该类农户的资金投入能力,而选择从事农业生产的劳动力便可投入更多精力和资金经营农业。就纯农户而言,小规模经营是其主要经营模式,而小规模经营的收益几乎仅能维持家庭基本生活所需,难以获得从事专业化、集约化和规模化经营的资本积累。因此,农户对农业收入的依赖度越高并不意味着其劳动力愿意成为职业农民。

(2)农户资源禀赋拥有状况的影响。“是否拥有农机具”和“实际经营耕地面积”分别通过了统计水平为10%和5%的显著性检验。家庭劳动力资源的影响并不显著,但拥有可替代劳动力的农机具会增加其劳动力成为职业农民的可能性。随着小型农机具的普遍推广,许多农户自掏腰包购置了诸如手扶拖拉机和微耕机等农机具,其使用极大地降低了劳动的辛苦程度,又节约劳动时间,因而农户愿意投入农用机械以扩大经营规模。“实际经营耕地面积”在5%的显著水平上正向影响个体的行为意愿,农户农地经营耕地面积每增加1亩,其劳动力愿意职业务农的概率便增加0.063个单位。统计数据显示,当前存在农地转入行为的农户占样本总体的15.9%,其中87.2%的农户愿意继续转入,而正从事农地经营行为的农户所占比重达82.1%。以上数据表明,相当大比例的样本农户有意愿扩大经营规模,部分农户已采取实际行动转入耕地。资金筹集能力在引入控制变量之后不再显著,表明其与个体的职业务农意愿存在虚假相关关系,其影响机制已被其他控制变量所解释。由于当前的农村合作组织大多流于形式,并未给农户带来实质的效益,因而合作组织的支持在模型中影响并不显著。

(3)农户生计状态的影响。在加入控制变量之后,农户人均消费水平的影响不再显著,表明其与个体职业务农意愿之间的关系为虚假相关。个体对当前经济状况的主观评价在模型Ⅰ和模型Ⅲ中均显著负向影响个体的行为意愿,且其影响程度在引入控制变量之后得到增强。经济状况越宽裕,个体愿意成为职业农民的可能性越低,表明农户的货币支出压力越大,个体越愿意从事职业务农。徐勇等曾以“社会化小农”概括当前农户的经济行为,在货币支出压力增大的情况下,农户将以货币收入最大化为行为动机与目标^[27]。从事职业化农业生产的经济收益明显高于小规模经营,家庭货币支出压力越大,个体劳动力越倾向于投入更多人力、物力和财力用于农地经营,以增加家庭整体性收入。家庭人均收入水平及个体对生活满意度的主观评价在模型Ⅰ和模型Ⅲ中的影响均不显著。由此可见,消费支出压力是促使农村劳动力选择职业务农的重要因素。

(4)个体基本特征的影响。年龄变量在模型Ⅲ中并未通过显著性检验,但在仅考虑控制变量的影响时,青年劳动力相比于老年劳动力更可能选择职业务农。青年劳动力正值个人劳动能力的全盛时期,更愿意投入更多精力开创个人前景。中年劳动力的事业冲动已渐消退,即使选择从事农业生产,维持家庭基本生活所需也是其经营目标。农村劳动力的文化程度在模型Ⅱ和模型Ⅲ中均通过了显著

^① 容忍度的取值范围为0至1,越接近于0表明各变量间多重共线性越强,越接近于1表明共线性越弱。方差膨胀因子(VIF)取值最小为1,大于等于10即表明解释变量之间存在严重共线性。参见薛薇所编著《SPSS统计分析方法及应用(第三版)》第196—197页,电子工业出版社,2014年。

性检验,显示其正向影响个体的职业务农意愿,即农村劳动力的文化程度越高,越可能愿意成为职业农民。从事职业化农业生产对生产经营技术水平和管理能力要求较高,文化程度越高的个体接受农业新知识的速度越快,更可能利用先进科技发展现代农业。性别、农业劳动技能水平和务工经商年限的影响均不显著。

(5)农地经营环境条件的影响。转入耕地难易程度在 1% 的显著水平上负向影响农村劳动力职业务农意愿,此结果同肖娥芳等对农户经营家庭农场意愿研究的结论完全相反^[15]。可能的原因是农业经营农户比重较大,且当地农业经营经济效益普遍较高,导致耕地流转市场发育程度较低,其他农户即使在转入耕地十分困难的情况下也愿意选择职业务农,也有可能由于农业生产条件较差,农地抛荒现象较为严重,因而出现农地转入越容易,个体职业务农意愿反而降低的情况。个体对农业补贴力度的主观评价与其职业务农意愿存在显著正相关关系,此结果同李韬对农户种粮意愿研究的结论一致^[12]。个体对农业补贴力度的评价越高,其越可能选择职业务农,表明国家层面的政策激励存在明显效果。转入耕地的价格、农业生产条件、地形等农地经营环境条件的影响均不显著。

(6)地域因素的影响。以杏花乡为参照类别,其他 3 个样本乡镇均没有通过显著性检验。农业经营活动高度依赖自然环境,在所选取的 4 个样本乡镇中,仅安居镇地形以平原为主,其他 3 个乡镇的样本社区皆为丘陵地形,但地形变量的影响并不显著。就各乡镇的农业经营特色而言,杏花乡以红薯和花生为特色,安居镇以大棚蔬菜为主,三里岗镇是香菇培育重镇,龙潭镇则主要种植粮食作物,无论是适宜种植经济作物抑或粮食作物,各乡镇劳动力的职业务农意愿并不存在显著差异。

四、结论与启示

本文通过构建二项 Logistic 回归分析模型,重点分析了农户生计对农村劳动力职业务农意愿的影响。研究发现,当前仍有相当比例(41.5%)的农村劳动力愿意成为职业农民,其期望经营规模在 50 亩以内的比例占 71.2%。由此可见,当前农村社会并非无人愿意种地,而是有意愿从事农业生产经营的劳动力及其家庭面临“无地可种”的困境。正因为如此,加之小规模农业生产经营的比较收益较低,诸多劳动力不得不选择外出务工,继而导致“无人种地”现象进一步恶化。

回归分析结果表明,在控制个人基本特征、农地经营环境条件及地域因素的影响后,农户生计模式、农户资源禀赋和农户生计状态对农村劳动力职业务农意愿具有显著影响。就农户生计模式而言,相比于纯非农户,兼业农户中的劳动力更可能选择职业务农。农户资源禀赋方面,拥有可代替劳动力的农机具将显著增强该类农户劳动力的职业务农意愿,而家庭实际经营耕地面积同个体的意愿具有显著正相关关系。就农户生计状态而言,家庭货币支出压力越大,其劳动力越可能通过从事职业务农以增加家庭整体性收入。同时,本文也再次验证了其他学者的某些研究结论。就个人基本特征而言,无论是整体意义上的务农意愿,抑或是职业务农意愿,文化程度同样具有显著正向促进作用,文化程度越高,个体劳动力从事农业生产的意愿可能更强烈。农地经营环境条件方面,耕地的可获得性即转入耕地难易程度同个体劳动力的职业务农意愿呈显著负相关关系,而政府农业补贴力度具有显著正向刺激作用。

综合以上分析可知,兼业农户中文化程度较高的劳动力是当前农村社会有意愿职业务农的潜在对象,应将其纳入职业农民培育的考虑范围。从农户层面来看,拥有可替代劳动力的农机具和实际经营耕种面积越大的农户理应成为政府重点扶持对象,将其主要劳动力培育成掌握现代农业生产技术和知识的生产经营型职业农民,以推进该地区新型农业经营主体的成长。农业生产经营条件影响农户及其家庭劳动力的务农积极性,需采取适当措施改善农业生产条件,如进行农田改造,建设高标准农田,修筑排灌水渠和建设机耕道等。政府政策性和奖励性补贴政策对个体劳动力及农户务农积极性亦有较强激励作用,需加大支农强农惠农富农政策投入,特别是增强农户资金投入能力。如此,农村劳动力及其所在家庭务农积极性将有可能性显著增强,农地的利用率和生产率将有可能显著提高,“无人种地”和“无地可种”的困境将有可能得到某种程度上的缓解。

参 考 文 献

- [1] 中国青年报.两院院士:提防人口大国无人种地.[EB/OL].(2012-03-19)[2016-05-20].http://zqb.cyol.com/html/2012-03/19/nw.D110000zgqnb_20120319_1-11.htm.
- [2] 魏登峰.走中国特色的新型职业农民培育道路——专访农业部副部长、中央农业广播电视学校校长张桃林[J].农村工作通讯,2012(7):26-29.
- [3] 陈池波,韩占兵.农村空心化、农民荒与职业农民培育[J].中国地质大学学报(社会科学版),2013,13(1):74-80.
- [4] 李文学.新型职业农民须具有四大特质[J].农村工作通讯,2012(7):35-36.
- [5] 朱启臻.新型职业农民与家庭农场[J].中国农业大学学报(社会科学版),2013,30(2):156-159.
- [6] 中华人民共和国农业部.农业部办公厅关于新型职业农民培育试点工作的指导意见.[EB/OL].(2013-06-04)[2016-05-20].http://www.moa.gov.cn/govpublic/KJJYS/201306/t20130605_3484776.htm.
- [7] 米松华,黄祖辉,朱奇彪.新型职业农民:现状特征、成长路径与政策需求——基于浙江、湖南、四川和安徽的调查[J].农村经济,2014(8):115-120.
- [8] 高杰,王蔷.精准瞄准 分类培训 按需供给——四川省新津县新型职业农民培训的探索与实践[J].农村经济,2015(2):109-113.
- [9] 龚文海.新生代农民工职业农民意愿研究——基于个人特征、外出务工特征的分析[J].农业经济问题,2015(11):41-48.
- [10] 周清明.农户种粮意愿的影响因素分析[J].农业技术经济,2009(5):25-30.
- [11] 靳庭良.粮食主产区农户种粮意愿及其影响因素分析[J].统计与决策,2013(17):91-95.
- [12] 李韬.粮食补贴政策增强了农户种粮意愿吗?——基于农户的视角[J].中央财经大学学报,2014(5):86-94.
- [13] 李明贤,樊英.粮食主产区农民素质及其种粮意愿分析——基于6个粮食主产省457户农户的调查[J].中国农村经济,2013(6):27-37.
- [14] 刘洁,刘永平.农户农业企业化经营的影响因素分析——以河北省558个农户为例[J].农业经济导刊,2007(8):158-158.
- [15] 肖娥芳,祁春节.我国农户家庭农场经营意愿及其影响因素分析[J].商业研究,2014(11):106-111.
- [16] 陈秧分,刘彦随,翟荣新.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.
- [17] 王美艳.农民工还能返回农业吗?——来自全国农产品成本收益调查数据的分析[J].中国农村观察,2011(1):20-30.
- [18] 方华,刘洋.新生代农民工将来都不愿意从事农业吗——基于六省份新生代农民工调查的分析[J].农业技术经济,2012(10):96-103.
- [19] 黄宗智.中国过去和现在的基本经济单位:家庭还是个人?[J].人民论坛·学术前沿,2012(1):76-93.
- [20] 苏芳,徐中民,尚海洋.可持续生计分析研究综述[J].地球科学进展,2009,24(1):61-69.
- [21] 陆五一,李祎雯,倪佳伟.关于可持续生计研究的文献综述[J].中国集体经济,2011(1):83-84.
- [22] 何仁伟,刘邵权,陈国阶,等.中国农户可持续生计研究进展及趋向[J].地理科学进展,2013,32(4):657-670.
- [23] 中共中央政策研究室,农业部农村固定观察点办公室.农户收入结构变动分析[J].中国农村观察,1997(6):1-7.
- [24] 苏芳,蒲欣冬,徐中民.生计资本与生计策略关系研究:以张掖市甘州区为例[J].中国人口·资源与环境,2009,19(6):119-125.
- [25] 杨云彦,赵锋.可持续生计分析框架下农户生计资本的调查与分析——以南水北调(中线)工程库区为例[J].农业经济问题,2009(3):58-65.
- [26] 黄宗智.“家庭农场”是中国农业的发展出路吗?[J].开放时代,2014(2):176-194.
- [27] 徐勇,邓大才.社会化小农:解释当今农户的一种视角[J].学术月刊,2006(7):5-13.

(责任编辑:金会平)