

经济欠发达地区农户农地流转行为 影响因素实证分析

韩晓宇, 王芳

(长安大学 经济与管理学院, 陕西 西安 710064)

摘要:基于陕西省农村地区的农户调查问卷数据,分析了农户农地流转行为特点;利用 Logistic 模型,从农地流出行为与流入行为两个方面对农户农地流转的影响因素分别进行了实证研究。研究表明:家庭资源禀赋、家庭经济特征与政策制度因素等方面是影响农户农地流转行为的重要因素;强化土地流转政策的稳定性与持续性,构建完善的农地流转机制,降低土地流转风险,培育农地流转市场中持续、稳定的供给方与需求方,可促进农地流转良性、有序发展。

关键词:经济欠发达地区;农地流转行为;陕西省;调查问卷

中图分类号:F321.1

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2013)02-0047-06

农地使用权流转是解决当前中国农村土地利用细碎化及撂荒、闲置的有效途径,对于优化土地资源配臵、提高土地利用效率、促进农业结构调整以及促进农民增收和农村经济发展具有重要作用^[1]。2002年以来,国家制定了多项相关法规与政策,允许农民以转包、出租、互换、转让、股份合作等形式流转土地承包经营权,发展多种形式的适度规模经营,推进土地承包经营权流转市场的建立健全,为中国农地流转与规模经营提供了有力的制度保证与政策支持。在农民农地流转行为形成过程中,通常受到主观需要和客观推动两大类型动机^[2]的影响。基于自身对土地的依赖性特点,农户需要对农地流转行为预先做出相应的价值判断和风险估计,从而产生不同的农地流转意愿,当存在顺畅的农地流转渠道时,例如完备的农地流转市场、合理的农地流转价格等,具有农地流转意愿的农户往往会做出农地流转的行为决策。因此影响农户农地流转行为的因素对于区域农

地流转规模与农地流转市场的发展起着根本性的作用。

关于农户农地流转行为的研究成果众多^[3-8],为本文的研究提供了很好的参考价值。但是已有成果中,关于经济较为发达地区的研究成果居多,针对经济欠发达地区的农户农地流转行为的探讨较少。经济欠发达地区的经济发展水平、社会环境、农业发展环境以及农户自身特点等各方面较经济发达地区存在明显差距,这些差距将会直接体现在影响农地流转的诸多因素上,从而导致其明显区别于经济发达地区的农地流转特点。因此深入探讨经济欠发达地区的农户农地流转行为影响因素,对于引导政府合理安排农地制度,促进该地区农村经济的改革与发展具有深远意义。本文基于陕西省42个县(区)农户农地流转调查数据,分析经济欠发达地区农户农地流入与流出行为的影响因素以及影响特点,以期促进经济欠发达地区农地市场发展与农业的产业

收稿日期:2013-03-28

基金项目:国家社会科学基金西部项目(11XJY027);教育部人文社会科学研究青年基金项目(10YJC840009);

长安大学省级哲学社会科学重点研究基地项目资助(JD0901)

作者简介:韩晓宇(1975-),女,新疆哈密人,讲师,工学博士。

化、现代化发展。

一、数据来源与影响因素选择

(一) 数据来源

本文的调查资料来源于本课题组于2011年所进行的两次有关农户农地流转的实地入户调查。调查涉及到陕西省西安市、铜川市、宝鸡市、咸阳市、渭南市、延安市、汉中市、榆林市、安康市、商洛市所辖的42个县(区)66个乡(镇)91个村,调查采用随机抽样调查与问卷调查相结合的形式,辅以访谈法。此次调查共发放问卷1200份,实际回收问卷897份,其中有效问卷达到729份,本文分析所用数据均来自于有效问卷。本文对调查所获数据进行录入初步处理,得到有关农户家庭与户主的基本情况、农户农地流转状况、农户对土地流转相关政策与法规的认识以及农户对农地流转以后生产、生活安排的看法等信息。

根据统计,在729户农户中有25.79%的农户(188户)发生了农地流转,74.21%的农户(541户)没有发生农地流转。在发生农地流转的农户中,只参与农地流出的农户比例为48.41%(91户),只参与农地流入的农户比例为34.04%(64户),同时参与农地流入与流出的农户比例为17.55%(33户)。可以看出,经济欠发达地区农地流转已具有一定规模,但是总体流转率偏低。调查结果显示,农地流转多采用口头协议为主的形式,有半数以上的农户约定可以随时中断协议或合同,农地流转的契约稳定性较低;农地流转范围较为狭小,主要局限于本村本组,而流转者的社会关系以亲朋好友居多;农地流转价格较低,绝大部分农户支付农地流转费用的方式为现金方式;农地流转形式主要为转包与代耕,在流转年限上均有相应的约定;农地流出的原因主要为自己耕种土地收益太低、家庭缺乏足够劳动力,农地流入的主要原因为能增加自身收入、家庭有多余劳动力。调查结果还显示,农户未参与农地流出的主要原因为自己完全有能力耕种而不需要流转、除了务农没有其他活可以做以及农地转出收益低于自己耕种土地的收入;农户未参与农地流入的主要原因是耕种土地的效益太低使得增加土地面积对收入增长的影响不大、缺乏更多劳动力以及没人愿意转让或转入价格太高。

(二) 影响因素选择

借鉴部分学者已有的农户农地流转研究成果^[9-12],结合本研究的客观情况,本文将影响农户农地流转的因素分为5类:户主特征、家庭资源禀赋、家庭经济特征、政策制度因素与社会保障水平;每个类别各自对应不同的变量,合计共有15个变量;具体说明如表1所示。

表1 农地流转影响因素与说明

影响因素	变量名称	变量解释
户主特征	年龄 X_1	户主年龄
	民族 X_2	1-汉;2-少数民族
	教育程度 X_3	1-小学及以下;2-初中;3-高中、中专、技校;4-大专及以上
家庭资源禀赋	人均农地面积 X_4 / (亩·人 ⁻¹)	家庭承包农地总面积与家庭总人口数之比
	家庭总人口 X_5 / 人	家庭人口总数
	以非农为主劳动力比重 X_6 / %	家庭非农劳动力数与家庭总人口数之比
家庭经济特征	工资性收入 X_7 / 元	农户家庭工资性收入
	经营性收入 X_8 / 元	农户家庭经营性收入
	财产性收入 X_9 / 元	农户家庭财产性收入
	非生产生活支出 X_{10} / 元	农户家庭非生产生活支出
政策制度因素	农地承包经营权年限对农地流转的影响 X_{11}	1-促进;2-没有影响;3-说不清楚;4-阻碍
	农业税减免与粮食直补政策对农地流转的影响 X_{12}	1-促进;2-没有影响;3-说不清楚;4-阻碍
	是否得到当地政府、村委会或村小组的帮助 X_{13}	1-未获帮助;2-得到帮助
社会保障水平	医疗保险 X_{14}	0-未参加;1-参加
	养老保险 X_{15}	0-未参加;1-参加

本文选取的可能影响农户农地流转的因素较多,共有15个变量,在兼顾全面性的同时,也增加了产生多重共线性的几率。为了避免实证分析时自变量之间存在多重共线性导致分析结果产生的误差,有必要对变量进行多重共线性检验。本文采用方差膨胀因子(以下简称VIF, I_{VIF} 表示其数值)诊断变量的共线性,利用SPSS 19.0软件进行计算,结果见表2。一般认为,VIF判断多重共线的标准是10; $I_{VIF} \geq 10$,说明存在较严重的多重共线性; I_{VIF} 越大,多重共线性越严重。由表2可知,15个变量之间不存在严重的多重共线性,可以全部保留进行分析。

表2 影响因素多重共线性诊断

变量	容差	I_{VIF}
X_1	0.832	1.202
X_2	0.934	1.071
X_3	0.837	1.195
X_4	0.821	1.218
X_5	0.927	1.078
X_6	0.690	1.449
X_7	0.671	1.489
X_8	0.825	1.212
X_9	0.892	1.121
X_{10}	0.939	1.065
X_{11}	0.944	1.060
X_{12}	0.940	1.063
X_{13}	0.949	1.053
X_{14}	0.872	1.147
X_{15}	0.831	1.204

二、农户农地流转行为影响因素分析

(一) 模型选择

当因变量为分类变量,自变量既可以是连续变量,也可以是分类变量时,比较适合采用 Logistic 回归模型进行回归分析。农户是否进行农地流转是一个两分类变量,因此分析影响农户农地流转行为的因素可以采用 Logistic 回归模型。其具体形式如下

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-Y_i}} = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{li})}} \quad (1)$$

通过进一步转换,得到

$$\ln \frac{P_i}{1 - P_i} = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_n X_{ni} + \varepsilon_i \quad (2)$$

式中: P_i 为农户 i 愿意流入/流出农地的概率; $Y_i = \begin{cases} 1, & \text{农户 } i \text{ 流入/流出土地} \\ 0, & \text{农户 } i \text{ 不流转土地} \end{cases}$; l 为解释变量个数, $l = 1, 2, 3, \dots, k$; X_l 为解释变量; β_l 为影响因素的系数大小; α 为截距; ε_i 为误差; e 为自然对数底数。

其中,农户的农地流出行为与流入行为被确定为因变量分别进行分析。当因变量被赋值为 1 时,表示农户有农地流转行为(流出或流入);当因变量赋值为 0 时,则表示农户没有农地流转行为(流出或流入)。影响农户农地流转行为的解释变量则为上述影响因素中所对应的 15 个具体变量(表 1)。

(二) 模型回归结果分析

本文采用软件 SPSS 19.0 进行 Logistic 回归分析,回归结果见表 3 与表 4。

表3 农户农地流出行为模型运行结果

变量	系数	标准误差	瓦尔德值	自由度	显著性
X_1	-0.004 863	0.011	0.206	1	0.650
X_2	0.411 748	0.677	0.369	1	0.543
X_3	-0.002 653	0.137	0.000	1	0.985
X_4	-0.378 789	0.122	9.686	1	0.002 ***
X_5	0.354 371	0.084	17.969	1	0.000 ***
X_6	4.386 906	0.800	30.034	1	0.000 ***
X_7	0.000 016	0.000	4.913	1	0.027 **
X_8	-0.000 006	0.000	0.203	1	0.652
X_9	0.000 001	0.000	0.000	1	0.986
X_{10}	0.000 005	0.000	0.014	1	0.905
X_{11}	-0.286 289	0.107	7.189	1	0.007 ***
X_{12}	0.127 764	0.099	1.681	1	0.195
X_{13}	0.398 750	0.229	3.040	1	0.081 *
X_{14}	0.345 111	0.485	0.507	1	0.477
X_{15}	0.154 514	0.233	0.438	1	0.508
常量	-5.180 483	1.335	15.057	1	0.000

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,下同。

表4 农户农地流入行为模型运行结果

变量	系数	标准误差	瓦尔德值	自由度	显著性
X_1	-0.017 502	0.013	1.836	1	0.175
X_2	-1.365 983	0.839	2.648	1	0.104
X_3	0.106 330	0.154	0.477	1	0.490
X_4	0.314 955	0.078	16.438	1	0.000 ***
X_5	0.339 219	0.090	14.071	1	0.000 ***
X_6	-2.315 907	0.925	6.274	1	0.012 **
X_7	-0.000 068	0.000	17.698	1	0.000 ***
X_8	0.000 041	0.000	13.933	1	0.000 ***
X_9	-0.000 068	0.000	8.144	1	0.004 ***
X_{10}	-0.000 114	0.000	7.676	1	0.006 ***
X_{11}	-0.117 240	0.120	0.952	1	0.329
X_{12}	-0.184 425	0.110	2.818	1	0.093 *
X_{13}	-0.116 194	0.246	0.224	1	0.636
X_{14}	-0.101 767	0.509	0.040	1	0.842
X_{15}	-0.190 048	0.272	0.487	1	0.485
常量	-2.793 246	1.501	3.465	1	0.063

1. 农户农地流出行为模型运行结果分析

本文进行模型拟合优度的检验,选用了 Hosmer 和 Lemeshow 检验与模型系数综合检验,检验结果中 H-L 检验的卡方值为 4.436,显著性水平为 0.830,不能拒绝原假设,说明该模型拟合程度较好。模型系

数的综合检验达到了 0.01 的显著性水平,通过了检验。

模型运行结果表明,家庭资源禀赋对农户农地流出行为影响显著,人均农地面积(X_4)、家庭总人口(X_5)、以非农为主劳动力比重(X_6)均在 1% 的水平上通过了显著性检验。(1)人均农地面积(X_4)对农户农地流出行为具有负向影响,说明人均农地面积越大的农户家庭农地流出的可能性越小。这是因为人均农地面积大的农户家庭所拥有农地总量相对较多,容易产生规模经营效益,在家庭劳动力充足的情况下,农户更愿意保留农地进行经营。(2)家庭总人口(X_5)与农户农地流出行为呈正相关。一般来说,家庭总人口越多,拥有较多劳动力的可能性越大,农户通常倾向于保留农地自己经营。但是根据调查,陕西省农户家庭总人口数小于等于 2 人的家庭占比 3.43%,大于等于 3 人的家庭占比 96.57%;家庭劳动力数量在 2 人以下的家庭占比 53.91%,而 3 人以上的家庭占比 46.09%。调查同时显示,陕西省农村家庭结构主要为 3~4 口之家(年轻父母和孩子)或 5~6 口之家(年轻父母、孩子与老人)。当家庭规模增大时,主要增加的成员是非劳动力的孩子或者劳动能力较弱的老人,导致相当一部分家庭规模较大的农户缺乏充足的劳动力经营所拥有的农地,因此这些家庭规模越大,劳动力数量与家庭农地数量匹配程度越差,有很大可能选择农地流出。(3)以非农为主劳动力比重(X_6)对农户农地流出具有正向影响,即非农劳动力比重越大,农户越有可能流出农地。以非农为主的劳动力比重越大,给农户家庭带来的非农收入水平越高,降低了农户对农地的依赖性,因此农地流出的几率增加。

家庭经济特征中,工资性收入(X_7)为农户农地流出的一个显著影响因素,其相关系数达到了 5% 的显著水平上。回归结果表明,农户工资性收入越高,越倾向于农地流出。调查结果显示,农户工资性收入占农户家庭总收入的比重达到 55.10%,工资性收入已成为农户的重要收入来源。工资性收入高,说明农户非农收入水平高,对农地经营的依赖性大大降低,因此更愿意选择农地流出。

政策制度因素对农户农地流出行为影响也较为显著,农地承包经营权年限对农地流转的影响(X_{11})以及是否得到当地政府、村委会或村小组的帮助(X_{13})分别在 1% 和 10% 的水平上通过了显著性检验。(1)农地承包经营权年限对农地流转的影响(X_{11})与农户农地流出呈负相关,说明认为农地承包

经营年限对农地流转有促进作用的农户选择农地流出的几率比较高。农地承包经营年限的长短关系到农地经营的稳定性与持续性,因此农地承包经营年限会影响到农户农地流出的决策,当农户认为农地承包经营权年限对农地流转有阻碍作用,则农地流出行为减少。(2)是否得到当地政府、村委会或村小组的帮助(X_{13})对农户农地流出行为的影响是正向的。虽然农户农地流出行为首先取决于农户家庭自身的需要,但是当农户产生一定的农地流出意愿以后,良性的、有序的客观推动将会大大增加农地流出意愿顺利转化为真实的农地流出行为的可能性。调查结果显示,在没有参与农地流转的农户中,有农地流出意愿的农户比例达到 38.63%;那么在已有的流出意愿基础上,政府、村委会或者村小组的帮助则对农地流出起到推动作用,例如构建完善的农地流转市场,稳定农地流转价格等等,均会促进农户农地流出行为的产生。

2. 农户农地流入行为模型运行结果分析

本文进行 Hosmer 和 Lemeshow 检验与模型系数综合检验的结果显示农户农地流入行为模型及回归效果良好,H-L 检验的卡方值为 3.382,显著性水平为 0.853,不能拒绝原假设,认为模型拟合程度较好。模型系数综合检验的显著性水平为 0.01,说明通过综合检验。

由模型运行结果可知,家庭资源禀赋对农户农地流入行为具有显著影响,人均农地面积(X_4)与家庭总人口(X_5)均在 1% 的水平上通过了显著性检验。(1)人均农地面积(X_4)与农户农地流入行为呈正相关,说明人均农地面积越大的农户,选择农地流入的几率越高。人均农地面积大的农户拥有的农地总量较大,更易进行规模化生产,获得较好的农地经营效益。根据邵晓梅的研究^[13],实现较多收入的农户土地经营规模至少为 0.67 hm²。本文调查显示,76.68% 的农户农地经营规模小于该指标,因此人均农地面积大的农户为了获得更佳的规模经营效益,愿意继续扩大土地经营规模,即流入更多的农地。(2)家庭总人口(X_5)对农户农地流入行为具有正向影响,说明家庭总人口数量大的家庭更倾向于农地流入。家庭总人口多的农户相对来说拥有较多劳动力资源的可能性大,因此农户愿意流入更多土地,进行规模化经营。(3)以非农为主劳动力比重(X_6)对农户农地流入具有负向影响,并在 5% 的水平上通过了显著性检验。以非农为主劳动力比重越高,有可能为农户家庭带来的非农收入比例也会越高,导

致农户对土地收入的依赖性降低,因此农户流入土地的可能性也有所降低。

家庭经济特征对农户农地流入行为影响显著,工资性收入(X_7)、经营性收入(X_8)、财产性收入(X_9)与非生产生活支出(X_{10})等因素均在1%的水平上通过了显著性检验。(1)工资性收入(X_7)与农户农地流入行为负相关,说明工资性收入高的农户,往往不愿意流入土地而扩大经营规模。工资性收入高的农户对土地收入的依赖性很小,若进行农地经营不仅占用家庭劳动力,而且经营的比较效益较低,因此更愿意选择不流入土地。(2)经营性收入(X_8)与农户农地流入行为呈现正相关关系。调查结果显示,农户农业经营性收入占家庭总收入的比重为35.27%;对于56.38%的农户家庭,其农业经营性收入占家庭总收入的比重在40%以下。可以看出,农业经营收入已经不再是农民收入的主要来源。但是农户经营性收入越高,农户对土地的依赖性就会越大,为了提高自身收入水平,农户希望可以流入更多的农地。(3)财产性收入(X_9)对农户农地转入行为具有负向影响,说明财产性收入高的农户倾向于不流入农地。财产性收入高的农户,相对来说对土地的依赖性就弱一些,因此流入农地的可能性较小。据调查,农户财产性收入占家庭总收入的比重仅为2.94%,因此陕西省农户主要收入来源为工资性收入与农地经营性收入。(4)非生产生活支出(X_{10})对农户的农地流入行为具有负向影响,这里所说的非生产生活支出主要指农户在养老与医疗方面的支出。据调查结果可知,农户非生产生活支出占总支出的比重达到21.67%。当非生产生活支出较大时,说明农户有能力在养老与医疗保障方面有较多投入,其对土地保障功能的诉求就会减弱,因此这部分农户流入农地的可能性比较小^[14]。

政策制度因素中的农业税减免与粮食直补政策对农地流转的影响(X_{12})是负向的,并在10%的水平上通过了显著性检验。这说明认为上述惠农政策对土地流转有促进的农户倾向于农地流入。农业税减免与粮食直补政策均在一定程度上减小了农地经营成本,认为这些政策可以促进土地流转的农户流入土地的几率较大^[15]。

三、结 语

定量研究结果表明,影响农户农地流转行为的因素主要为家庭资源禀赋、家庭经济特征与政策制

度因素等方面。其中,人均农地面积、家庭总人口、以非农为主劳动力比重、工资性收入、农地承包经营权年限对农地流转的影响、是否得到当地政府、村委会或村小组的帮助是影响农户农地流出行为比较显著的因素;人均农地面积、家庭总人口、以非农为主劳动力比重、工资性收入、经营性收入、财产性收入、非生产生活支出、农业税减免与粮食直补政策是影响农户农地流入行为的显著因素。

同时,调查结果显示,虽然陕西省农地流转率较低,但是在未参加农地流转的农户中,仍有38.63%的农户有农地流出的意愿,50.28%的农户有农地流入的意愿。农户未参与农地流转的主观原因主要是家庭劳动力资源状况、农地经营收益、农地流转的风险预期、农地流转市场的完善程度与农民自身的非农竞争力等方面。因此,在有好的农地流转意愿的基础上,需要各级政府充分发挥引导与协调作用,强化农地流转政策的稳定性与持续性,推进完善的农地流转机制的构建,促进农户农地流转意愿顺利转化为真实的流转行为;为农地流转农户提供法律支持与援助,降低农地流转风险,保证农地流转农户的相关利益,解除其后顾之忧;加大农村劳动力非农就业技能的培训,提高其在非农行业的竞争力,通过建立非农就业中介组织的形式为农民提供稳定而持续的农地就业机会,从而培育农地流转市场中持续的供给方;加快农业现代化建设,促进产业化、规模化发展,提高农地经营效益,保障农地流转市场中稳定的需求方,促进农地流转良性、有序的发展。

参考文献:

- [1] 张文秀,李冬梅,邢殊媛,等.农户土地流转行为的影响因素分析[J].重庆大学学报:社会科学版,2005,11(1):14-17.
- [2] 朱 强.基于TRA的农户农地流转行为研究:以湖南常德市322户农户为例[J].湖南科技大学学报:社会科学版,2010,13(1):96-101.
- [3] 夏显力,甘奇慧,张 华,等.农户农地流转行为及其发生动因的实证研究[J].华中农业大学学报:社会科学版,2010,30(3):79-85.
- [4] Kung J K. Off-farm labor markets and the emergence of land rental market in rural China [J]. Journal of Comparative Economics,2002,30(2):395-414.
- [5] 詹和平,张林秀.农户土地流转行为的影响因素:有序Probit模型的实证研究[J].重庆建筑大学学报,2008,30(4):10-14.
- [6] 姜太碧,袁惊柱.西部地区农户土地流转行为影响因

- 素的实证分析[J].西南民族大学学报:人文社会科学版,2011(11):109-113.
- [7] 钟涨宝,陈小伍,王绪朗.有限理性与农地流转过程中的农户行为选择[J].华中科技大学学报:社会科学版,2007,28(6):113-118.
- [8] Jin S Q,Deininger K. Land rental markets in the process of rural structural transformation: productivity and equity impacts in China[J]. Journal of Comparative Economics, 2009,37(4):629-646.
- [9] 翟辉,杨庆媛,焦庆东,等.农户土地流转行为影响因素分析:以重庆市为例[J].西南师范大学学报:自然科学版,2011,36(2):175-181.
- [10] 黄意,黄贤金.农地流转中的妇女决策行为影响因素分析:以江苏省泰州市农村调查为例[J].中国土地科学,2005,19(6):12-15.
- [11] 陈美球,邓爱珍,周丙娟,等.耕地流转中农户行为的影响因素实证研究:基于江西省42个县市64个乡镇74个行政村的抽样调查[J].中国软科学,2008,23(7):6-13.
- [12] 张改清,张建杰.农户农地流转行为及影响因素实证研究:以山西农村固定跟踪观察户为例[J].农业经济与管理,2010(2):38-46.
- [13] 邵晓梅.鲁西北地区农户家庭农地经营规模经营行为分析[J].中国人口·资源与环境,2004,15(6):120-124.
- [14] 洪增林,薛惠锋.城市土地集约利用潜力评价指标体系[J].地球科学与环境学报,2006,28(1):106-110.
- [15] 葛送来,任荣富,来红,等.农用土地环境质量的全要素整合评价[J].地球科学与环境学报,2010,32(3):302-306.

Analysis of influencing factors for household farmland transfer in less developed areas

HAN Xiao-yu, WANG Fang

(School of Economics and Management, Chang'an University, Xi'an 710064, Shaanxi, China)

Abstract: Based on the data collected from rural areas in Shaanxi province by the means of questionnaire, the characteristics of household farmland transfer are analyzed. Influencing factors for household farmland transfer are studied empirically from the aspects of farmland transfer-out behaviors and farmland transfer-in behaviors through the logistic model. The results indicate that the main influencing factors for household farmland transfer are family resource endowment, characteristics of family economy, and policies, etc.; stability and sustainability of farmland transfer should be strengthened, perfect mechanism of farmland transfer should be established, the risk of farmland transfer should be reduced, and the constant and stable suppliers and demanders should be developed, which can promote a healthy and orderly development of farmland transfer.

Key words: less developed area; farmland transfer; Shaanxi province; questionnaire