



专业化农户农地流转行为的实证分析

——基于苹果种植户的微观证据

侯建昀, 霍学喜

(西北农林科技大学 西部农村发展研究中心, 陕西 杨凌 712100)

摘要:本文以专业化农户农地流转模型为起点,基于比较静态分析方法判断农户参与农地流转市场的影响因素和农地流转的经济影响,并利用来自专业化苹果种植户的调查数据进行实证检验。研究表明:首先,农户生产能力、农地流转的交易对象、流转程序复杂性、流转契约形式、亩均经营收益和流转价格是决定农户农地流转市场参与的主要因素。其次,农地经营数量的变化并未改变其单位面积劳动投入的密度,但租出土地会增加单位面积的固定资产投资数量。最后,就农地流转的经济影响而言,农地流入改善了家庭农业人均纯收入和人均纯收入。

关键词:专业化农户;农地流转;交易成本;经济影响

中图分类号:F301.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2016)02-0093-12

无论是古典重农学派还是现代发展经济学的结构主义学派均强调,对于广大的发展中国家农户而言,土地是最重要的生产性资产之一,土地的分配、经营和流转对于经济的效率、公平和持续增长具有重要意义。因而,土地所有制及其产权制度安排对农地投资、信贷可得性和生产效率的影响受到了农业经济学家和发展经济学家的高度重视^[1-5]。

在中国,为保障制度优势和改革目标,无论农村土地改革的制度安排与制度环境如何变化,现实中涌现出的创新与实验模式,均不能突破农村基本经营制度的制度内核和制度底线^[6],这决定了中国农业的规模经营不能照搬西方国家的农业现代化的发展经验,依赖农地流转市场实现农业规模经营是现阶段我国的现实路径。但作为实现土地资源优化配置、实现规模经济的重要手段,农地流转市场的经济影响却很少受到学界关注^[7]。虽然有学者指出,中国目前的农地流转市场并未发挥出实质性、全局性和长期性的作用^[8],但并未进行充分的实证检验,导致对相关问题的认识较为模糊,停留在经验判断的层次。尤其是在近年来发生的工商资本进入农业,大规模流入农地与经营失利导致农地撂荒的现象屡见不鲜,更加引发了我们对经营主体参与土地市场后经营水平、经营效率会发生什么样的变化等问题及其背后深层次原因的思考。

总体来看,引导农地向以家庭农场为主的新型经营主体流转,发展以家庭成员为主要劳动力,以农业为主要收入来源,以及从事专业化、集约化生产的专业化农户,提高家庭经营的集约

收稿日期:2015-11-12

基金项目:国家自然科学基金项目“交易成本对农户农产品销售行为的影响及专业化组织创新研究”(70973098);国家现代农业产业技术体系建设项目(CARS-28)

作者简介:侯建昀,男,西北农林科技大学西部农村发展研究中心博士生,E-mail:houljianyun2008@126.com;
霍学喜,男,西北农林科技大学西部农村发展研究中心教授,博士生导师,E-mail:xuexihuo@nwsuaf.edu.cn

* 霍学喜为通信作者。

化、规模化,已成为学术界和政策界共同关注的焦点。因此,量化分析专业化农户的农地流转行为的基本特征、决定因素以及流转后的经济影响,对农地流转市场的有效性进行评价,是一个具有重要政策意义和科学意义的命题。

一、文献回顾

农地流转特指农村农地承包者双方遵照平等、自愿的原则,将原先从农村集体组织所获得的农地经营权转让的行为,不包括因国家或地方政府建设所需以及政府为了某种公共利益而强行征用农户承包地的行为。^[9]在流转形式上,可以分为转包、出租、互换、转让及入股等形式。在产权安排上,具有明显的“所有权、承包权、经营权”三权分置特点。在缺乏严格的产权保护机制和模糊的产权界定情境下,农户缺乏对土地的长期投资意愿^[10-13],也会显著提高农地流转的交易成本和不确定性,限制农村土地租赁市场自身发展和对农地资源的配置功能^[14]。

理论上,如果一个经济中要素市场是完全的,那么农户的农地禀赋对其经营效率和群体内收入差距没有影响^[15-16]。但是,不完全的要素市场在发展中国家更为常见。^[17]劳动力市场上广泛存在的委托—代理成本和监督成本导致农户更多地使用家庭劳动力而非雇佣劳动力^[18-19]。在劳动力和其他要素市场失灵条件下,农地租赁市场使农户可以在劳动和其他生产性资产约束下,充分利用其生产能力和家庭剩余劳动力,因而,农地租赁市场有助于提高参与农户的效率和收入平等性^[20]。进一步地,如果考虑农地流转市场的交易成本和信贷市场的不完全性,上述结论并不一定会成立。在信贷市场存在明显金融压抑的情形下,农户的农地可获得性主要由其健康状况和初始土地禀赋决定^[21]。在特定条件下,农地也可能由农地资源匮乏的农户流向农地资源充裕的农户。换言之,某些经济中存在农地流转市场排斥,将加速农地的集中和兼并,例如针对非洲卢旺达相关研究,就证实了这一观点^[22]。

农地流转市场的交易成本也引发了广泛的关注^[23]。农地流转市场的交易成本源于农地流转双方的信息不对称和机会主义行为^[24],主要包括谈判成本、搜寻农地流转对象的成本和合约的执行成本^[25]。在农地产权不明确、产权保护机制不健全的经济中,交易成本尤其居高不下^[26],农地流转受到了限制。针对发展中国家的实证研究表明,农地流转市场的交易成本会阻碍农户的参与^[27],因而也无法实现最优的经营规模^[28-29]。

需要指出的是,由于中国特殊的农地产权制度安排和处于改革加速期的历史背景,农地流转涉及的利益主体更多,交易成本更高,使得中国农地流转市场的经济影响问题异常复杂,学术界对该问题进行的理论和实证研究滞后于现实的发展,这也是本文的研究目的所在。

二、理论框架与研究假设

专业化农户是指家庭劳动时间大部分用于农业中的某一产业,且收入占全部收入50%以上的纯农户,按经营内容可以分为专业种植户、养殖户、营销户、农机户等类型^[30];而专业种植户按照其生产的产品分类,又可以分为谷物、棉花、家禽、蔬菜、水果种植户。专业化农户具有以专业化商品生产为主、生产项目高度集中、单一农产品销售收入占农业总收入的比重高等特点。根据调查,苹果种植户的家庭收入中,苹果销售收入占家庭总收入的比重为76.24%以上,是专业化农户的典型案例。与谷物等大田作物相比,苹果是一种多年生高价值农产品,生产过程中的农艺技术更为复杂,相应的专用性投资(如专用机械)也更高,为了分散专用性资产投资,势必要求相应的农地规模与之相匹配^[31],因而,对土地规模经营的需求更迫切。

进一步地,参照 Deininger and Jin 的理论^[32],给定任意一个专业化农户*i*,具有X家庭特征、

\bar{L}_i 单位的劳动力, \bar{A}_i 单位的土地和 α_i 水平的生产能力。假定不存在农业劳动力市场, 但农户可以在工资 $w(X)$ 条件下, 将家庭劳动力配置于农业劳动 l_i^a 和非农劳动 l_i^0 , 因而不对农地流转构成约束。令农户 i 的生产函数如(1)式的形式:

$$f_i = \alpha_i f(l_i^a, A_i) \quad (1)$$

式(1)需满足 $f_{l^a} > 0, f_A > 0, f_{l^a l^a} < 0, f_{AA} < 0, f_{l^a A} f_{AA} - f_{l^a A} > 0$ 的要求。

如果农地流转市场有效, 且参与农地流转市场的交易成本为 TC_i , 那么农户 i 的收益最大化问题就可以表述为:

$$\Pi = \text{Max}_{l^a, A} p \alpha_i f(l_i^a, A_i) + w l_i^0 - (\bar{A}_i - A_i)(r + TC_i) \quad (2)$$

式(2)中 p 表示农产品销售价格。如果 $\bar{A}_i - A_i > 0$, 则意味着农户将流出土地; 如果 $\bar{A}_i - A_i < 0$, 则意味着农户将流入土地。求解上述最优化问题, 可以得到如下的一阶条件:

$$p \alpha_i f_{l^a}(l_i^a, A_i) = w \quad (3)$$

$$p \alpha_i f_{A_i}(l_i^a, A_i) = r + TC_i \quad (4)$$

式(3)和式(4)的经济学意义在于, 农户实现资源最优配置的边际条件是劳动的边际产出等于工资, 土地的边际产出等于农地租金加上交易成本。进一步地, 对式(3)和式(4)中的 α 求全导数, 可得式(5)和式(6)。考虑到农户 i 具有较强的代表性, 为了表述方便并不失一般性, 我们去掉了下标 i 。

$$p f_{l^a}(l^a, A) + p \alpha \left(f_{l^a l^a} \frac{\partial l^a}{\partial \alpha} + f_{l^a A} \frac{\partial A}{\partial \alpha} \right) = 0 \quad (5)$$

$$p f_A(l^a, A) + p \alpha \left(f_{AA} \frac{\partial A}{\partial \alpha} + f_{A l^a} \frac{\partial l^a}{\partial \alpha} \right) = 0 \quad (6)$$

由式(5)可以得到关于 $\frac{\partial l^a}{\partial \alpha}$ 的表达式如下:

$$\frac{\partial l^a}{\partial \alpha} = - \left(f_{l^a}(l^a, A) + \alpha f_{l^a A} \frac{\partial A}{\partial \alpha} \right) / \alpha f_{l^a l^a} \quad (7)$$

将式(7)代入式(6)可得:

$$\frac{\partial A}{\partial \alpha} = \frac{f_{A l^a} f_{l^a} - f_A f_{l^a l^a}}{\alpha (f_{AA} f_{l^a l^a} - f_{A l^a} f_{l^a A})} = \frac{f_{A l^a} f_{l^a} - f_A f_{l^a l^a}}{\alpha [f_{AA} f_{l^a l^a} - (f_{A l^a})^2]} > 0 \quad (8)$$

式(8)表明农户参与农地流转市场的程度与农户的生产能力成正相关。通过参与农地流转市场流入土地, 扩大经营面积, 克服家庭土地禀赋的短板效应, 提高农业经营效率和收入。基于上述分析, 我们提出以下命题:

H_1 : 农地市场中, 农地资源由生产能力低的农户流向生产能力高的农户, 将提高农业经营效率。

H_2 : 有效的农地流转市场可以使农地流入户实现规模经营, 提高经营收入。

三、实证模型构建

(一) 农地流转市场参与决策

根据上一节的式(2)(3)(4), 可以进一步推导出农户参与农地流转的临界条件如下:

$$\text{农地流入: } MV(\bar{A}) + \varepsilon_i \geq R + TC \quad (9)$$

$$\text{既不流入也不流出: } r - TC < MV(\bar{A}) + \varepsilon_i < R + TC \quad (10)$$

$$\text{农地流出: } MV(\bar{A}) + \varepsilon_i \leq R - TC \quad (11)$$

式(9)一(11)中, $MV(\bar{A}) + \varepsilon_i$ 表示每多经营一单位农地所获的边际价值, $\varepsilon_i \sim N(0, 1)$ 表示边际收益中无法被观测的部分。上述三种情形属于序次的、有顺序的反应,因而可采用有序离散选择模型进行估计,即 $y=0$ 表示农地转入; $y=1$ 表示既不转入也不转出; $y=2$ 表示农地转出。

由于农户经营农地的边际收益由农户生产能力、劳动力等社会经济特征构成的向量 X 决定,那么就有:

$$MV(\bar{A}) = X\beta \quad (12)$$

式(12)中 β 表示待估参数。

对于非线性离散选择模型,常见的估计方法有极大似然法、矩估计法、两步法等。其中,极大似然法是针对设定良好的截面数据离散选择模型如多元 Probit 模型、排序 Probit 模型、Tobit 模型最有效的估计方法^[33]。但是,如果模型的设定存在内生性问题,那么应考虑使用最小二乘法加极大似然法这样的两步估计方法;如果是面板数据的离散选择模型,由于难以同时满足序列相关和独立分布的假定,一般使用矩估计方法。总之,对于非线性模型而言,估计方法的选择实质上是在估计结果的一致性和稳健性二者之间的权衡^[34],而基于大样本截面数据的离散选择模型,极大似然法是较好的选择。因此,我们可以将农户农地市场参与离散选择模型的极大似然函数表达为:

$$L = \sum_{y_i=0} \log \{ 1 - \Phi [(r+TC) - X\beta] \} + \sum_{y_i=1} \log \{ \Phi [(r+TC) - X\beta] - \Phi [(r-TC) - X\beta] \} + \sum_{y_i=2} \log \{ 1 - \Phi [(r-TC) - X\beta] \} \quad (13)$$

此外,为了后文计算的方便,我们还需要给出生产能力的估计方法。根据蒙德拉克^[35]和金松青等^[36]的研究,可以将农户生产函数的截距项视为农户的生产能力,即通过估计农户的生产函数,得到其生产能力的指标 α_i 。考虑到 Cobb-Douglas 生产函数具有较好的经济学性质,因而我们将农户的生产函数设定为:

$$\ln Q_i = \alpha_i + \delta_1 \ln A_i + \delta_2 \ln L_i + \delta_3 \ln K_i + \delta_4 \ln S_i + \nu_i \quad (14)$$

式(14)中, Q_i 是农户 i 的家庭农业经营产值; α_i 是截距项,在本研究中用于表征农户 i 的生产能力; δ 是各变量的待估参数; A_i 是农户 i 农业经营面积; L_i 是家庭农业从业劳动力; K_i 是可变资本投入; S_i 是固定资本投入; ν_i 是随机误差项。

(二) 农地流转对要素投入与生产效率的影响

前文分析表明,通过参与农地流转市场流入土地,扩大经营面积,将劳动力和其他生产性资产释放出来,克服家庭土地禀赋的短板效应,提高农业经营效率和收入。为了验证命题1,我们将农地流转对要素投入的影响实证模型设定为如下形式:

$$\ln factor_{ij} = Cons_{ij} + \eta_{1j} P_{ij} + \eta_{2j} D_i^{in} + \eta_{3j} D_i^{out} + \eta_{4j} C_i + \eta_{5j} H_i + \eta_{6j} I_i + \eta_{7j} \alpha_i + \mu_{ij} \quad (15)$$

式(15)中, $factor_{ij}$ 是因变量,当 $j=1$ 时表示单位面积劳动投入, $j=2$ 时表示单位面积固定资本投入; $Cons_{ij}$ 是截距项; η_{ij} 是待估参数; P_{ij} 是相应投入要素的单位价格; D_i^{in} 是流入土地的虚拟变量(是=1;否=0); D_i^{out} 是流出土地的虚拟变量(是=1;否=0); C_i 是租赁合约的虚拟变量(固定租金=1;赠予=0); H_i 是农户的家庭特征; I_i 是亩均经营收益; μ_{ij} 是随机误差项。

式(15)的经济学逻辑在于,如果农地流入降低了农户的劳动投入密度和固定资本投入密度,即 D_i^{in} 对因变量的影响为负,那么前文中的命题1就不成立;相反,如果农地流入对农户的劳动投入密度和固定资本投入密度影响不显著,那就表明,农地流入可以把农户的生产能力充分发挥出来,改进生产效率和资源的配置效率,命题1就得到验证。

(三) 农地流转对农业经营收入的影响

为了验证命题2,农地流转对农户收入的影响实证模型如下:

$$Income_{it} = Cons_i + \lambda_1 income_{it-1} + \lambda_2 D_{it}^{in} + \lambda_3 H_i + \tau_i \quad (16)$$

式(16)中,我们引入了上一期的农户人均收入,主要是考虑到收入具有跨时期的特点,容易受到上一期收入的影响,因而引入上一期农业人均收入作为控制变量。其中, $income_i$ 为家庭农业人均纯收入, τ_i 是无随机误差项。

四、数据来源与描述性统计分析

(一) 抽样方法

随着中国农业市场化改革和农业结构调整的深入,相比于粮食等大宗农产品,苹果作为商品化和市场化程度高的高价值农产品,在生产过程中凝结了更高的技术含量和市场附加值。这就诱导实行专业化、市场化经营的苹果种植户的要素配置主要受要素市场供求变化的调节。因此,本文选择中国苹果优势产区的苹果种植户为研究对象。数据来自笔者于2014年3—9月在苹果主产区开展的实地调查。为使调研样本具有代表性,采用分层抽样作为总体抽样原则。调研共完成1086份农户问卷,其中有效问卷1079份。具体的有效样本分布见表1。

表1 样本数量与区域分布

样本县	环渤海优势区				黄土高原优势区							
	蒙阴	沂源	栖霞	蓬莱	静宁	庄浪	庆城	洛川	富县	宝塔	白水	陕县
样本量	91	93	88	87	90	90	91	91	90	85	92	91

(二) 农户农地流转的描述性统计分析

对本区域农户的农地流转行为特征进行描述性统计分析可知(详见表2),专业化苹果种植户农地流转具有如下特点:

1. 农地流转比例

苹果主产区的专业化农户农地流转比例达21.13%,其中甘肃省参与农地流转市场的比例为30.26%,河南省的农地流转参与率为30.00%,陕西和山东地区的样本农户比例低于总样本的平均水平,分别为16.48%和16.71%。在调研总样本中,农地流入户的比例为17.61%,远高于农地流出户2.32%的比例,既流入又流出土地的农户的比例仅为1.20%,这类农户的主要动机是通过“撤换并地”方式,对分散的小块地进行整合,形成较大的地块经营规模。

2. 农地流转的发生范围

就农地流转对象而言,流转对象是“亲戚”“朋友和(或)熟人”和“一般农户”的比例分别为20.61%、14.47%和20.61%。从租赁范围看,农地流转主要发生在村民小组和行政村内部,二者合计占流转农户总样本的83.77%。这说明基于亲缘、友缘、地缘关系的非人格化交易特征明显,村域内部的农户对彼此之间的信任、声誉和土地状况更加了解,信息对称性较强,更加容易达成交易。由于农地的流入方和流出方为完成交易,需要付出搜寻、谈判和执行三个类型的交易成本,随着农地流转交易半径和交易范围的扩展,信息不对称性会显著增强,相应的交易成本和风险会成为制约农地流转规模的重要因素。

农户自发进行农地流转的比例为82.89%,由村委或乡镇政府推动的比例为16.67%,由合作社等农民自组织推动的比例为0.44%。这表明,外部力量对农地流转交易的干预仍有相当比例,但增加土地流转的交易成本,阻碍土地流转的规范性。

3. 农地流转的契约稳定性

参与农地流转的样本农户中,流转期限在5年以下的占12.28%,5~20年的占56.58%,20年以上的占31.14%。农地流转的合约形式以口头协议和书面合同为主,其中书面合同占绝对比例,二者的比例分别为32.02%和67.54%。这两组数据表明,大部分参与农地流转的农户,通过书面合同的形式将农地租赁关系确定下来,形成长期、稳定的契约关系,这有助于稳定

农户对农地经营权的预期和促进流入农户对农地的长期投资。

表2 农地流转情况统计

统计指标	样本总体(1079)		山东(359)		甘肃(271)		陕西(358)		河南(91)	
	频数	比重(%)	频数	比重(%)	频数	比重(%)	频数	比重(%)	频数	比重(%)
未参与流转农户	851	78.87	299	83.29	189	69.74	299	83.52	64	71.11
参与流转农户	228	21.13	60	16.71	82	30.26	59	16.48	27	30.00
转入土地农户	190	17.61	52	14.48	58	21.50	56	15.64	24	26.67
转出土地农户	25	2.32	6	1.67	13	4.80	3	0.84	3	3.33
既转入又转出农户	13	1.20	2	0.56	11	4.06	0	0.00	0	0.00
农地租赁范围										
本村民小组	148	64.91	38	63.33	53	64.63	32	54.24	25	92.59
本行政村	43	18.86	16	26.67	5	6.10	20	33.90	2	7.41
本乡镇	26	11.40	6	10.00	15	18.29	5	8.47	0	0.00
本乡镇以外	8	3.51	0	0.00	6	7.32	2	3.39	0	0.00
其他	3	1.32	0	0.00	3	3.66	0	0.00	0	0.00
农地流转对象										
亲戚	47	20.61	17	28.33	9	10.98	12	20.34	9	33.33
朋友和(或)熟人	33	14.47	8	13.33	18	21.95	5	8.47	2	7.41
一般农户	85	37.28	13	21.67	40	48.78	22	37.29	10	37.04
工商企业	6	2.63	1	1.67	5	6.10	0	0.00	0	0.00
村集体	57	25.00	21	35.00	10	12.20	20	33.90	6	22.22
农地流转的组织者										
自发进行	189	82.89	50	83.33	65	79.27	50	84.75	24	88.89
政府推动	38	16.67	9	15.00	17	20.73	9	15.25	3	11.11
合作社推动	1	0.44	1	1.67	0	0.00	0	0.00	0	0.00
农地流转契约形式										
口头协议	73	32.02	20	33.33	28	34.15	9	15.25	16	59.26
书面合同	154	67.54	40	66.67	53	64.63	50	84.75	11	40.74
第三方证明	1	0.44	0	0.00	1	1.22	0	0.00	0	0.00
租金形式										
没有租金(赠予)	17	7.46	4	6.67	7	8.54	5	8.47	1	3.70
固定租金										
实物	9	3.95	1	1.67	7	8.54	1	1.69	0	0.00
现金	200	87.72	55	91.67	66	80.49	53	89.83	26	96.30
混合租金	2	0.88	0	0.00	2	2.44	0	0.00	0	0.00
农地流转合约期限										
1~5年	28	12.28	7	11.67	5	6.10	14	23.73	2	7.41
5~20年	129	56.58	25	41.67	60	73.17	29	49.15	15	55.56
20年以上	71	31.14	28	46.67	17	20.73	16	27.12	10	37.04
农地转入前土地用途										
粮食	74	38.95	19	36.54	19	32.76	21	35.59	4	16.67
水果	122	44.21	31	59.62	39	67.24	33	55.93	19	79.17
大棚	3	1.58	2	3.85	0	0.00	1	1.69	0	0.00
其他	29	15.26	8	15.38	0	0.00	4	6.78	4	16.67
农地转入后土地用途										
粮食	13	6.84	1	1.92	8	13.79	4	6.78	0	0.00
水果	177	93.16	51	98.08	50	86.21	52	88.14	24	100.00

4. 农地流转的租金形式

本次调研结果显示, 样本区农户的租金形式只有固定租金和赠予两种。固定租金的支付形式以现金为主, 占参与农地流转农户的比例达 87.72%, 实物租金以及实物和现金混合支付的比例较低, 占比为 4.83%, 没有租金(赠予)的流转比例为 7.46%。

5. 农地流转前后的用途变化

调查数据显示, 农地转入前, 农地主要用于种植粮食和水果, 二者合计占样本农户的比例达 83.16%; 农地转入后, 则主要种植水果, 种植粮食的比例由转入前的 38.95% 下降到 6.84%, 这主要是因为种植水果的收益远高于种植粮食作物。客观上, 在苹果优势产区农地流转促进了区域专业化和农户专业化以及“非粮化”的趋势。

五、实证回归结果

(一) Cobb-Douglas 生产函数与农户生产能力

根据前文的逻辑思路, 我们首先使用 STATA12.0 软件估计农户的 Cobb-Douglas 生产函数(估计结果见表 3), 再进一步根据各投入要素的系数计算每个农户的生产能力。表 2 的结果显示, Cobb-Douglas 生产函数的整体估计结果较好, 可以进一步进行实证分析。根据表 2 中的估计结果, 可以得出相应的农户生产能力计算公式:

$$\alpha_i = \ln Q_i - 0.6353 \ln A_i - 0.0911 \ln L_i - 0.2729 \ln K_i - 0.0318 \ln S_i \quad (17)$$

表 3 的估计结果显示, 四类投入要素的估计系数均为正, 且和大于 1, 说明农户的生产经营处于规模报酬递增状态。农地经营面积的要素弹性最大, 为 0.6353, 且在 1% 的水平上显著, 表明土地投入是最重要的投入品, 每增加一单位的土地投入, 在其他条件不变的前提下, 将使得产出增加 63.53%; 而劳动力和固定资本投入的弹性分别为 0.0911 和 0.0318, 即在其他条件不变的情境下, 每增加一单位的劳动或固定资本投入, 将使得产出分别增加 9.11% 和 3.18%。

表 3 Cobb-Douglas 生产函数回归结果

自变量	系数	标准误	Z 值	P值
ln 农地经营面积	0.6353***	0.3020	19.84	0.000
ln 劳动力投入数量	0.0911***	0.0285	3.19	0.001
ln 可变资本投入	0.2729***	0.0336	8.12	0.000
ln 固定资本投入	0.0318*	.0178	1.78	0.075
生产能力	2.5038***	0.2570	9.74	0.000
Wald chi(2)	= 1304.34			
Prob>chi2	= 0.000			
R-sq: within	= 0.1680			
Between	= 0.5249			
Overall	= 0.4570			

注: ***, **, * 分别表示估计系数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

(二) 农地流转市场参与

采用极大似然法对有序 Probit 模型和 Tobit 模型的估计结果见表 4。从估计结果来看, 农户的生产能力越强, 更愿意采用农地流转、自发并地等方式来扩大经营规模。相应地, 生产能力低的农户从事农业生产的机会成本越来越高, 那么农户从事非农生产活动的动机更强烈。

农地流转的搜寻成本中, 农地流转交易对象的身份对农户的农地流转参与和流转面积都有显著的正向影响, 这说明广大农村的农地流转具有典型的人格化交易特征, 基于亲缘、友缘和地

缘关系的社会网络能降低农地流转的搜寻成本,在村落或乡村社区内部的农地流转重复性博弈中可以发挥作用。

表4 农户农地流转参与的决定因素

自变量	有序 Probit 模型($y =$ 离散有序决策)				Tobit 模型($y =$ 流转面积)			
	系数	标准误	Z 值	P值	系数	标准误	Z 值	P值
生产能力	-0.1632***	0.4712	-3.51	0.000	0.3542*	0.1881	1.96	0.052
搜寻成本								
农地流转范围	-0.1445	0.0895	-1.61	0.107	0.4663	0.8394	0.56	0.579
对方身份是否为亲戚	-1.3742***	0.2468	-5.57	0.000	19.4882***	1.9844	9.82	0.000
对方身份是否为朋友熟人	-1.1305***	0.2311	-4.89	0.000	17.2376***	1.9649	8.77	0.000
对方身份是否为一般农户	-1.3010***	0.1631	-7.97	0.000	19.9667***	1.5648	12.76	0.000
对方身份是否为工商企业	-2.1662***	0.2027	-10.68	0.000	16.5596***	1.5863	10.44	0.000
谈判成本								
谈判时间	0.0080	0.0844	0.1	0.924	0.9070	0.8029	1.13	0.259
流转程序的复杂程度	0.1254***	0.0290	4.32	0.000	-1.5248**	0.6083	-2.51	0.012
执行成本								
契约稳定性	-0.0093*	0.0048	-1.95	0.051	0.0076	0.0463	0.16	0.869
实物资产专用性								
是否拥有三轮车	0.0210	0.1013	0.21	0.836	2.7658*	1.1293	2.45	0.014
是否拥有旋耕机	-0.0968	0.1024	-0.95	0.344	1.5526	1.0545	1.47	0.141
是否拥有打药机	-0.2476**	0.1182	-2.09	0.036	-0.7952	1.2083	-0.66	0.511
是否拥有割草机	-0.0747	0.1135	-0.66	0.511	1.6440	1.2385	1.33	0.185
是否拥有沼气池	-0.0012	0.0518	-0.02	0.982	-0.5782	0.5874	-0.98	0.325
人力资本专用性								
户主种植苹果经历	0.0042	0.0143	0.29	0.771	0.2728	0.3184	0.86	0.392
地理位置专用性								
到最近果园的距离	-0.0045	0.0143	-0.31	0.754	-0.2691	0.3185	-0.84	0.398
社会经济风险								
契约形式为正式合同	-0.5153**	0.2117	-2.43	0.015	-3.4757*	1.4451	-2.41	0.016
村干部是否干预	0.2376	0.1948	1.22	0.222	0.7823	1.7607	0.44	0.657
农地流转价格								
亩均农地租赁价格	-0.0002	0.0002	-1.2	0.231	-0.0022*	0.0011	-2.05	0.041
农地边际净收益								
亩均苹果园收益	-0.0588	0.0533	-1.1	0.27	0.9568*	0.5438	1.76	0.079
LR>Chi(20)	340.45				474.96			
Prob>Chi(20)	0.000				0.000			
Loglikelihood	472.53				-725.33			
Pseudo R ²	0.2648				0.2467			

注:1.***、**、*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。2.地理位置专用性的测度参考了李孔岳(2009)的研究:地理位置专用性可以通过研究农户距离交通枢纽或专业市场的距离;结合本文的研究目的,我们用农户距果园的距离来表征农户经营活动的地理位置专用性。

流转程序复杂性对农户农地流转有显著的负向影响。这是因为,在农户自愿参与、自发流转的前提下,土地是否流转、价格如何确定、形式如何选择等,决策权都在农户,那么完成一次农

地流转,农地的流入方和流出方为了完成交易,需要付出搜寻、谈判和执行三个类型的交易成本,随着农地流转交易半径和交易范围的扩展,信息不对称性会显著增强,为了应对违约风险,流转的程序势必会更加复杂,进而成为制约农地流转规模的重要因素。

农地流转的社会经济风险中,契约形式对农户是否流入具有显著影响。随着经济发展和农村社会进程加速,农地流转半径和交易对方范围均显著扩展,需要引入正式的制度安排和规制手段来降低交易风险和交易成本。与此相对应,以正规的契约为主要内容的正式制度安排有助于降低农户农地流转的交易风险和交易成本,进而对农地流入决策产生正向影响。

农地经营亩均收益和流转价格对农地流转面积分别有正向和负向影响,这符合研究预期。农户的要素配置行为符合利润最大化原则,亩均经营收益越高,农户流入农地的意愿越强烈;相反,农地流转价格越高,留给流入农户的利润空间就越小,则进一步影响其流转的积极性。

(三) 农地流转对要素投入与经营效率的影响

对式(15)进行估计,通过调查数据来检验农地的流入是否会降低农户的劳动投入和固定资本投入密度,影响农户的经营效率。由于我们关心的是农地流入和流出是否会改变农户的经营效率,因而将要素价格、单位面积农地收益、家庭农业劳动力从业数量视为控制变量。

单位面积要素投入的 OLS 估计结果见表 5。研究结果显示,租入和租出土地对单位面积劳动投入没有影响,也就是说,农地经营数量的变化并未改变其单位面积劳动投入的密度。同样地,在单位面积固定资产投资模型中,租入土地对单位面积的固定资产投资数量也没有影响,但租出土地会增加单位面积的固定资产投资数量,命题 1 得到验证。

这充分说明,在有效的土地市场中,生产能力越强的农户,参与农地流转市场的动机越强烈。这类农户通过参与农地流转市场流入土地,扩大经营面积,改变劳动/土地和资本/土地比率,优化要素配置关系,将劳动力和其他生产性资产释放出来,克服家庭土地禀赋的限制作用,提高农业经营效率和收入。换言之,土地市场有把土地转向更有效率耕种者的配置功能。

这一结论的启示意义在于,农地流转是区域农业生产规模化经营的基础条件,应当以发挥市场在农业资源配置中的决定性作用为政策导向,引导农村土地有序流转,充分释放农地流转的外部性,在确保土地承包关系稳定并长久不变的前提下,允许农民以多种形式流转土地承包经营权,实现农地适度规模经营,成为完善家庭联产承包责任制的一种可能性选择。

表 5 农地流转对要素投入与经营效率的影响估计结果

自变量	ln 单位面积劳动投入				ln 单位面积固定资产投资			
	系数	标准误	t 值	P值	系数	标准误	t 值	P值
要素价格	-0.0018***	0.0003	-6.02	0.000	0.0010***	0.0001	6.96	0.000
单位面积收益	0.3062***	0.0186	16.49	0.000	0.3892***	0.0850	4.58	0.000
是否租入土地	0.0480	0.0441	1.09	0.276	0.2744	0.2052	1.34	0.181
是否租出土地	0.0963	0.1094	0.88	0.379	1.1663**	0.5174	2.25	0.024
家庭农业从业劳动力数量	0.0466***	0.0177	2.63	0.009	0.0792	0.0839	0.94	0.346
家庭土地经营面积	-0.0512***	0.0033	-15.68	0.000	0.0557***	0.0156	3.57	0.000
常数项	1.4550	0.1748	8.32	0.000	1.4048	0.8116	1.73	0.084
F 检验	175.05				112.31			
Prob>F	0.000				0.000			
R ²	0.5051				0.5981			

注:***、**、*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。

(四) 农地流转对家庭人均收入的影响

从表 6 的估计结果来看,在控制上一年农户人均收入的条件下,农户流入土地对家庭农业

人均纯收入和家庭人均纯收入有显著的正向影响,且在 1% 的水平上显著,命题 2 得到了验证。通过流入土地增加农户家庭收入的经济逻辑主要在于以下两个方面:

一是提高要素的利用率,节约生产成本。以苹果种植为例,苹果种植户生产规模扩大,为了满足替代劳动的需要,出现了高性能机械(如大型迷雾机、旋耕机),为提高高性能机械和设施的利用率,需要通过承包、租赁等手段扩大种植面积和种植密度,呈现出阶梯式的发展路径。在中国维持现行土地制度和经营制度不变的前提下,在有限的劳动力(家庭劳动力)约束下,农户唯有通过农地流转来增加土地投入量,使生产要素的结合比以前更有效,从而提高产量。从固定资产不可分性的角度来看,为了达到最低单位成本,不可分的农业机械常常需要农户耕种更大的面积,进而分摊固定成本,提高农户收入。

二是实现规模经营,节约交易成本。随着农户专业化分工的深化,农业生产需要的种苗、化肥、农药、农膜、农机等生产资料均需通过市场获得,即在要素市场上,农户需要付出较高的交易成本;在产品市场上,农户为了获得满意的生产剩余,也需要付出高昂的搜寻成本、谈判成本和执行成本。概括而言,农户的市场交易成本可以总结为以下几项:价格搜寻费用,即要素购买价格和农产品销售价格的搜寻费用;品质度量费用,即对要素和服务的评价费用与对自身出售农产品质量的评价费用;形成交易的谈判成本、签约成本、执行成本和监督成本。面对这些由于专业化分工和交易产生的交易成本,农户可以通过农地流转的方式,由小规模的专业化农户转变为专业大户或家庭农场,通过大批量购买可变投入或大批量出售农产品,进而节约交易成本。

表 6 农地流转对家庭人均收入的影响估计结果

自变量	ln 家庭农业人均纯收入				ln 家庭人均纯收入			
	系数	标准误	t 值	P 值	系数	标准误	t 值	P 值
ln 上一年人均收入	0.6463***	0.0279	23.2	0.000	0.4068***	0.0243	16.75	0.000
是否租入土地	0.2440***	0.0636	3.83	0.000	0.1980***	0.0608	3.25	0.001
是否租出土地	-0.2185	0.1639	-1.33	0.183	-0.0366	0.1587	-0.23	0.818
家庭农业从业劳动力比重	-0.1249	0.1243	-1.00	0.315	-0.2078**	0.1160	-1.79	0.074
家庭土地经营面积	-0.0011	0.0015	-0.73	0.464	0.0008	0.0014	0.55	0.580
常数项	3.4139	0.2798	12.2	0.000	6.1127	0.2480	24.65	0.000
F 检验	120.73				65.21			
Prob>F	0.000				0.000			
R ²	0.3954				0.2567			

注:***、**、* 分别表示估计系数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

六、研究结论与启示

农地问题一直是中国农村改革、建设和发展的核心问题。现阶段,保障制度优势和改革目标决定了中国农业的规模经营不能照搬西方国家的农业现代化的发展经验,依赖农地流转市场实现农业规模经营是现阶段我国的现实选择。以此为背景,本文构建了一个农户农地流转理论模型,并基于有序 Probit 模型、Tobit 模型和专业化苹果种植户的微观调查数据,试图检验农户参与农地流转市场的原因和农地流转的经济影响。

研究发现,农户生产能力、表征农地流转搜寻成本中农地流转交易对象、表征谈判成本的流转程序复杂性、表征执行成本的契约稳定性以及社会经济风险中的契约形式、农地边际净收益、农地流转价格是决定农户农地流转市场参与的主要因素。就农地流转的经济影响而言,农地流入改善了家庭农业人均纯收入和人均纯收入。

上述研究结论可以带来以下启示:一是深化农村土地产权改革,加快农地确权颁证,降低农地流转的交易成本。针对各地不同的发展水平和差异,加快完善政府农地产权市场信息系统,及时收集并披露、传播有效的市场信息,以节约各利益主体的交易成本。二是进行配套制度改革和机制创新,特别是政府管理层面的改革创新,正确定位政府在土地流转中的导向作用,政府的主要职责应该聚焦培育农地产权市场,解决农地流转过程中的市场失灵及外部性问题。通过搭建农地流转平台,营造有效的农地产权市场环境,提高农地流转效率。针对各地农地市场发展水平和农业发展差异,按照中央的改革部署和相关法规,建立农地产权及其流转纠纷调解、仲裁机制,依法依规规制农地流转市场,谨防农地流转过程中的机会主义倾向及剥夺专用性承租的行为,有效解决法治失灵问题。

参考文献:

- [1] Feder G, Feeny D. Land Tenure and Property Rights: Theory and Implications for Development Policy [J]. *World Bank Economic Review*, 1991, 5(1): 135-153.
- [2] Timothy B. Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana [J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103(5): 903-937.
- [3] Alston J, Samar K, Jeffrey B N. Tenancy Choice in a Competitive Framework with Transaction Costs [J]. *Journal of Political Economy*, 1984, 92(6): 1121-1133.
- [4] Jacoby G, Guo L, Rozelle S. Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China [J]. *American Economic Review*, 2002, 92(5): 1420-1427.
- [5] Do Q, Lakshmi I. Land Titling and Rural Transition in Vietnam [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2008, 56(3): 521-579.
- [6] 黄宗智. 中国农业的隐性革命 [M]. 北京: 法律出版社, 2010: 75-85.
- [7] Pender J, Marcel F. Land Lease Markets and Agricultural Efficiency in Ethiopia [J]. *Journal of African Economies*, 2006, 15(2): 251-284.
- [8] 罗必良, 李玉勤. 农业经营制度: 制度底线、性质辨识与创新空间 [J]. 农业经济问题, 2004(1): 1-10.
- [9] 李孔岳. 农地专用性资产与交易的不确定性对农地流转交易成本的影响 [J]. 管理世界, 2009(3): 92-98.
- [10] Besley T. Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from China [J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103(5): 903-937.
- [11] Fearnside M. Land-Tenure Issues as Factors in Environmental Destruction in Brazilian Amazonia [J]. *World Development*, 2001, 29(8): 1361-1372.
- [12] Guo L, Rozelle S, Brandt L. Tenure, Land Rights and Farmer Investment Incentives in China [J]. *Agricultural Economics*, 1998, 41(19): 63-71.
- [13] Brandt L, Huang J K, Guo L, Rozelle S. Land Rights in China: Facts, Fictions and Issues [J]. *China Journal*, 2002, 23(4): 67-97.
- [14] 金松青, Deininger K. 中国农村土地租赁市场的发展及其在土地使用公平性和效率性上的含义 [J]. 经济学(季刊), 2004(4): 1003-1028.
- [15] Feder G. The Relationship between Farm Size and Farm Productivity: The Role of Farm Labor, Supervision and Credit Constraints [J]. *Journal of Development Economics*, 1985, 18(2/3): 297-313.
- [16] Bardhan K, Chris U. *Development Micro-econometrics* [M]. Oxford, UK: Oxford University, 1999.
- [17] De J A, Marcel F, Elisabeth S. Peasant Household Behavior with Missing Markets: Some Paradox Explained [J]. *Economic Journal*, 1991, 101(409): 1400-1417.
- [18] Eswaran M, Ashok K. A Theory of Contractual Structure in Agriculture [J]. *American Economic Review*, 1985, 75(3): 352-367.
- [19] Hans P, Mark R. Behavior and Material Determinants of Production Relations in Agriculture [J]. *Journal of Development Studies*, 1986, 22(3): 503-539.

- [20] Jin S, Jayne T. Land Rental Markets in Kenya: Implications for Efficiency, Equity, Household Income and Poverty [J]. *Land Economics*, 2013, 89(2):246-271.
- [21] Klaus D, Jin S Q. Land Sales and Rental Markets in Transition: Evidence from Rural Vietnam [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2008, 70(1):67-101.
- [22] Andre C, Platteau J P. Land Relations under Unbearable Stress: Rwanda Caught in the Malthusian Trap [J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1998, 34(1):1-47.
- [23] Alston L, Samar K, Jeffrey B N. Tenancy Choice in a Competitive Framework with Transactions Costs [J]. *Journal of Political Economy*, 1984, 92(6):1121-1133.
- [24] Otsuka K, Yujiro H. Theories of Share Tenancy: A Critical Survey [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1988, 37(1):31-68.
- [25] Careter M R, Yao Y. Local versus Global Separability in Agricultural Household Models: The Factor Price Equalization Effect of Land Transfer Rights [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84(3):702-715.
- [26] Macours K, Alain de J, Elisebeth S. Insecurity of Property Rights and Social Matching in the Tenancy Market [J]. *European Economic Review*, 2010, 53(7):880-899.
- [27] Deinger K, Jin S Q. The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China [J]. *Journal of Development Economics*, 2005, 78(2):241-270.
- [28] Emmanuel S. Household Resources, Transaction Costs and Adjustment through Land Tenancy [J]. *Land Economics*, 1995, 71(1):42-56.
- [29] Tesfaye T, Lemi A. Factors Affecting Entry and Intensify in Informal Rental Land Markets in Southern Ethiopian Highlands [J]. *Agricultural Economics*, 2004, 30(2):117-128.
- [30] 张晓山. 走中国特色农业现代化道路——关于农村土地资源利用的几个问题[J]. 学术研究, 2008(1):75-79.
- [31] 侯建昀, 刘军弟. 交易成本对农户市场化行为影响研究[J]. 农业技术经济, 2014(8):25-38.
- [32] Deinger K, Jin S Q. Tenure Security and Land-related Investment: Evidence from Ethiopia [J]. *European Economic Review*, 2006, 50(2):1245-1277.
- [33] Cameron A C, Rivedi P K. *Microeconometrics: Theory and Application* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2009.
- [34] Woodridge J E. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* [M]. London: The MIT Press, 2010.
- [35] 蒙德拉克. 农业与经济增长: 理论与测度[M]. 国风, 方军, 译. 北京: 经济科学出版社, 2004.
- [36] Jin S Q, Deininger K. Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity from China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37(4):629-646.

(责任编辑: 刘浩)