

宋 辉, 汤 婷. 茶农农地流转影响因素的实证研究——以湖北省谷城县为例[J]. 江苏农业科学, 2013, 41(8): 394–396.

茶农农地流转影响因素的实证研究 ——以湖北省谷城县为例

宋 辉¹, 汤 婷²

(1. 西南大学文化与社会发展学院, 重庆 400715; 2. 西南大学外国语学院, 重庆 400715)

摘要:基于谷城县 3 镇 7 村 136 户茶农的样本数据, 建立 Logistic 模型, 从个人特征、家庭状况、要素禀赋以及体制环境等方面对茶农农地流转的主要影响因素进行了定量分析。实证结果表明: 茶农的人均纯收入、家庭收入主要来源、农地面积、农地承包期、茶农年龄和职业等内部因素与农地的转入与转出有着密切的关系。而村委会对农地流转的干预、地方政府对农地流转信息发布的指导、价格的合理确定等体制环境因素也会对茶农农地的流转带来直接或间接的影响。

关键词:茶农; 农地流转; 体制环境

中图分类号: F321.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002–1302(2013)08–0394–03

土地是农业发展中最基本的生产资料, 也是农民赖以生存和发展的基础, 农村土地制度完善与否、土地流转机制是否适应现代经济的市场化发展等因素都将对国民经济能否良性发展产生深远的影响。农户作为农地生产的主体, 是农地流转中主要的土地供给者和需求者, 他们的意愿和行为对于区域农村土地流转有着根本性的影响。当前针对农地流转的研究很多是围绕产权缺陷、制度安排、市场发育状况、政府行为等宏观因素进行的^[1–2]; 从微观视角对农地流转行为的研究也不少, 主要集中在农户农地流转状况、流转方式、影响因素以及农地流转所带来的农业效率等方面^[3–5]。以上研究为分析农户土地流转行为的影响因素提供了重要的参考, 但是以茶农为研究对象的关于农地流转行为影响因素的研究还比较少。因此, 本研究以湖北省谷城县为例, 通过对茶农农地流转行为的影响因素进行实证分析, 从而提出一些政策改进建议。

1 研究区概况及数据来源

1.1 研究区域概况

谷城县位于湖北省西北部, 汉水中游西南岸, 武当山脉东南麓, 是神农架和随州历山茶文化的覆盖区域, 全县平均海拔 600 m 以上, 是我国最适宜的产茶区之一, 也是传说中神农发现茶的地方。全县共辖 2 个开发区、10 个乡镇、282 个村、1 228 个村民小组, 有 10.8 万农户, 农业人口 41 万人, 土地总面积 25.41 万 hm^2 , 林业用地 19.08 万 hm^2 (占 75.1%), 耕地面积 5.13 万 hm^2 , 森林覆盖率 70.58%, 活立木蓄积量 413 万 m^3 , 是个“八山半水半分田”的山区县, 其独特的地理和气候为谷城县发展茶叶产业创造了天然的有利条件。全县

12 个乡镇、开发区个个有茶园, 特别是五山、紫金、赵湾、南河、薤山等 5 个产茶大镇, 茶农的收入已经达到当地农民纯收入的 50% 以上。2012 年, 谷城县拥有茶园面积 1.07 万 hm^2 , 在全国居第 25 位, 在湖北省居第 3 位, 产值达 6 亿多元, 分别被中国茶叶学会、中国茶叶流通协会评为“中国名茶之乡”“全国特色产茶县”。

1.2 数据来源

本研究采取典型抽样的方法, 根据谷城县茶园的分布状况, 将五山镇、紫金镇、南河镇作为此次调查的样本镇, 在每个镇分别抽取 2~3 个典型样本村, 共计 7 个样本村作为本次调查的抽样框。基于上述样本选择方法, 本研究深入谷城县进行了实证调查, 在 7 个样本村中各抽取若干典型种茶农户, 发放调查问卷 150 份, 回收 136 份, 问卷有效率为 90.67%。在样本茶农的确定上考虑尽可能覆盖以下类群: 不同经济收入状况的茶农、住在不同地理位置的茶农、不同家庭特征的茶农和不同流转规模的茶农。

2 结果与分析

在被调查的茶农中, 2011 年家庭平均人口约为 5 人, 户均承包土地 0.128 hm^2 。茶农的年龄主要介于 40~60 岁间 (占 65.4%), 39 岁以下的仅占 9.6%; 茶农的文化程度大部分为初中及以下水平 (占 69.1%); 仅有 27.9% 茶农的家庭收入完全靠农业劳动, 58.1% 的收入则来自外出务工。

2.1 变量的选择和说明

由于研究区域存在地理位置、地形地貌、社会经济发展程度、农地流转规模等的差异性, 尽管学者们对影响农地流转的因素进行了较多的实证研究, 但是难以确定统一的标准。在农户农地流转模型中, 农户个人特征、农户生产经营特征、农户家庭特征、农户资源禀赋、农地交易时间及费用等相关因素均有可能影响农地流转行为的发生。结合以往的研究经验和谷城县农地流转的实际情况, 本研究把影响茶农农地流转的自变量因素归纳为个人特征、家庭特征、要素禀赋和体制环境因素 (表 1)。

收稿日期: 2013–02–26

基金项目: 国家社会科学基金 (编号: 11CSH058); 教育部人文社会科学研究青年基金 (编号: 09YJC840035); 西南大学中央高校基本科研业务费专项资金 (编号: SWU1209370, SWU1309341)。

作者简介: 宋 辉 (1977—), 男, 湖北随州人, 博士研究生, 副教授, 主要从事农村改革与发展研究。E-mail: songhui1977@126.com。

表 1 变量数据的描述

类别	变量	变量定义	均值	标准差
个人特征	年龄 (X_1)	用具体数值表示	49.24	9.361
	职业 (X_2)	纯农业 = 1; 以农业为主兼业 = 2; 非农为主兼业 = 3; 非农业 = 4	2.17	1.342
家庭特征	家庭人口 (X_3)	用具体数值表示	4.63	1.505
	劳动力人口 (X_4)	用具体数值表示	2.98	1.119
	人均纯收入 (X_5)	2 000 元及以下 = 1; 2 001 ~ 3 000 元 = 2; 3 001 ~ 5 000 元 = 3; 5 001 元以上 = 4	2.24	1.029
	家庭收入主要来源 (X_6)	农业收入 = 1; 非农收入 = 2; 外出务工 = 3; 其他 = 4	2.30	0.880
要素禀赋	耕地面积 (X_7)	用具体数值表示	1.92	5.003
	距公路距离 (X_8)	用具体数值表示	0.57	0.994
	承包年限 (X_9)	用具体数值表示	12.58	14.872
体制环境	对土地承包法认知 (X_{10})	了解 = 1; 不了解 = 2	1.74	0.439
	村委会流转干预 (X_{11})	非常好 = 1; 比较好 = 2; 一般 = 3; 不太好 = 4; 很不好 = 5	2.66	1.219
	政府发布流转信息 (X_{12})	非常好 = 1; 比较好 = 2; 一般 = 3; 不太好 = 4; 很不好 = 5	3.93	1.059
	政府指导流转价格 (X_{13})	非常好 = 1; 比较好 = 2; 一般 = 3; 不太好 = 4; 很不好 = 5	4.07	1.269

2.2 模型的设定

本研究所涉及的因变量是茶农的农地流转结果,这是一种定性的变量,其取值有 2 个,即发生流转与未发生流转,是个两分变量。Logistic 回归是因变量为两分变量的应用中最多的分析模型,因此本研究采用 Logistic 模型进行分析。

Logistic 概率函数的形式为:

$$P = F(Y) = \frac{1}{1 + e^{-Y}} \tag{1}$$

式(1)中: $F(Y)$ 表示累积分布函数; e^{-Y} 表示事件发生优势的倒数。

经过 Logit 变化后,得到概率的函数与自变量之间的线性表达式:

$$\text{Logit}(p) = \lg\left(\frac{P}{1-P}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \cdots + \beta_n X_n + \varepsilon \tag{2}$$

式(2)中: P 表示茶农农地流转的发生概率,未发生流转的概率为 $1 - P$;自变量 $X_i (i = 1, 2, \cdots, n)$ 包括茶农年龄、职业、家庭人口等 13 个因素; β_0 为常数项, β_i 为第 i 个影响变量的回归系数; ε 表示误差项。

2.3 模型的结果分析

由回归结果可以看出,各因素的影响力度是有差异的。在总模型中,年龄、人均纯收入、承包年限和地方政府发布流转信息对因变量均有影响。在转入模型中,职业、农地面积、茶农对土地承包法的认知、村委会干预等因素对因变量的影响较为显著,达到 1% 的显著性水平;年龄与农地转入呈 5% 显著相关;承包年限、地方政府指导流转价格等因素在 10% 水平呈显著相关关系。在转出模型中,影响最大的变量是职业、村委会干预、地方政府发布的流转信息,其次分别是对土地承包法的认知、农地面积、家庭收入主要来源。各影响因素的显著性检验结果见表 2。

2.3.1 个体特征 由表 2 可以看出,茶农的年龄和职业对农地流转有着一定显著的影响。两者在转入模型中的影响均为负;职业因素在转出模型中的影响为正。年龄因素在总模型和转入模型中呈相关关系:随着茶农年龄的增长,其劳动能力不断减弱,他们只需要经营少量的农田予以保障即可,因此转入农地的可能性就越小;对于以从事非农职业的茶农而言,农

地对他们的社会保障作用已不再重要,他们为了有更多的劳动时间从事非农业生产,倾向于转出农地。

2.3.2 家庭特征 从回归结果看,家庭人口数量和劳动力人口数量对茶农农地流转的影响不大。可能是随着城市化的发展,茶农的择业范围越来越广,越来越多的农户选择外出务工,他们虽然仍是农村户口,但因长年不在家,对土地的依赖程度较低,土地的转入和转出对其影响并不显著。从回归结果中还可以看出:家庭收入的来源与转出行为呈正相关关系,当家庭收入来源主要依靠外出务工或经商收入时,茶农可能倾向于将人力物力更多地投入到非农产业中以获得更大的收益,从而使得转出土地的可能性增加;家庭人均纯收入在 5% 水平与总模型呈负相关,可能由于家庭人均纯收入越低,经营土地的比较效益就越低,使农户既无能力也无吸引力转入土地,因此转入农地的数量也较少。

2.3.3 要素禀赋 农地面积的多少、承包期的长短对农地流转具有显著的影响。模型显示,农地面积越少、承包期越长,农地转出的可能性越大。农地是茶农重要的基本生产资料,如果茶农拥有的农地面积过少,不但不能进行规模化经营,而且还限制了农业劳动生产率,提高了农业投入成本,从而降低了茶农继续从事农业生产的积极性,茶农就可能转出农地。承包期权即土地承包经营权的存续期限,承包期越长,承包权越稳定。对于茶农而言,农地的承包期越长,一方面可以放心地将农地进行暂时性流转,另一方面则可外出务工获取更多的收益。模型显示,茶农拥有的农地距公路的远近与流转意愿之间的关系不显著。

2.3.4 体制环境 对土地承包法的认知是茶农进行农地流转的基础。从分析结果可以看出,茶农对土地承包法的认知与农地转入、转出呈显著相关性。样本数据显示,在发生农地流转的农户中,高达 79.5% 的茶农对《中华人民共和国土地承包法》表示不了解,这说明地方政府在宣传角色上的不适宜,使茶农无法真正认识农地流转,从而导致不少茶农不愿意或者不敢放弃土地,因而造成农地流转进展缓慢。村委会是农村社会与村民利益关系最为紧密的组织,村干部的态度和行为对农地流转有着直接的影响,模型显示:当村委会在土地流转干预过程中做得不好时,即干预较多时,茶农不愿意为了不高的转让收益而招惹麻烦,可能会转出土地。模型还显示:

表 2 模型参数估计结果

变量	总模型			转入模型			转出模型		
	B(回归系数)	Sig(显著度)	exp(B)	B(回归系数)	Sig(显著度)	exp(B)	B(回归系数)	Sig(显著度)	exp(B)
X ₁	0.067 *	0.052	1.069	-0.078 ***	0.016	0.925	0.019	0.533	1.019
X ₂	0.371	0.193	1.449	-1.545 ***	0.000	0.213	1.026 ***	0.001	2.790
X ₃	0.071	0.774	1.073	0.068	0.753	1.070	-0.048	0.827	0.954
X ₄	0.185	0.571	1.203	-0.087	0.771	0.916	0.048	0.871	0.953
X ₅	-0.778 **	0.041	0.459	0.365	0.184	1.441	-0.045	0.868	1.406
X ₆	-0.229	0.590	0.795	-0.439	0.196	0.645	0.749 **	0.045	2.115
X ₇	-0.083	0.604	0.920	0.537 ***	0.005	1.710	-0.579 **	0.010	0.560
X ₈	-0.040	0.917	0.960	0.402	0.190	1.495	-0.374	0.246	0.688
X ₉	0.061 *	0.069	1.062	-0.054 *	0.069	0.947	0.025	0.400	1.025
X ₁₀	-0.081	0.914	0.922	1.853 ***	0.006	6.381	-1.612 **	0.010	0.200
X ₁₁	-0.385	0.152	0.681	-0.684 ***	0.007	0.505	0.934 ***	0.000	2.544
X ₁₂	0.770 **	0.036	2.160	0.368	0.168	1.445	-0.805 ***	0.005	0.447
X ₁₃	-0.086	0.740	0.918	0.393 *	0.084	1.481	-0.313	0.139	0.731
常数	-8.020	0.021	0.001	1.653	0.473	5.224	-0.423	0.865	0.655
对数似然值		88.172			108.928			112.924	
R ²		0.100			0.422			0.424	
NagelkerkeR ²		0.189			0.570			0.567	

注：“***”“**”“*”分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著相关。

地方政府在发布农地流转信息和指导流转价格的过程中,分别在转出、转入模型中有显著性影响,在转入模型中的影响为正,在转出模型中的影响为负。这说明地方政府在农地流转过程中,如果能及时发布流转信息并指导客观公正的流转价格,茶农就可能转出土地,但是从农地流转的现状来看,分别有 73.9%、68.4% 的茶农认为当地政府在发布流转信息和指导流转价格方面做得不好。谷城县在 2010 年将所辖区域主管土地流转的农经局合并至农委,乡镇农经站的管理职能划归财政局,从而在一定程度上弱化了农经行政管理和公益服务的职能。作为乡镇一级的地方政府由于财力有限,对于农地流转亟需交易平台的搭建、流转信息的发布、流转价格的指导、法律政策咨询等公共服务提供存在缺失,也会影响当地土地流转的规模和效益。

3 结论与启示

本研究通过对谷城县茶农农地流转行为的调查进行 Logistic 回归,表明茶农作为参与主体,人均纯收入、家庭收入主要来源、农地面积、农地承包期以及户主年龄、职业等因素都会通过茶农的各种行为对农地的转入及转出产生直接的影响,进而影响农地规模经营的实践与成效。此外,农地流转的体制环境,如村委会对流转的干预、地方政府对农地流转信息发布及农地流转价格的合理指导等都会对农地流转带来直接或间接的影响。因此进行农地流转,不能仅仅将目光停留在茶农自身层面上,还应综合考虑其他多方面的因素,特别是市场环境 and 政策环境等,这是农地规模发展的前提。

为了充分鼓励茶农发生土地流转,本研究提出以下对策建议:(1)强化茶农的主体地位,提高茶农对土地流转的市场

意识和契约认知。以市场机制为导向,在茶农自愿的基础上决定是否流转、什么时候流转、流转多少、怎样流转,从而保障他们在农地流转中的知情权、参与权、表达权和监督权,为其参与农地土地管理创造条件。(2)转变政府职能。政府应主要做好农地流转的宏观调控、监督监测和中介服务,建立健全农地流转的法律法规,科学界定农地产权归属、交易方式、流转范围和程序,为各地规范流转提供具体政策依据;建立农地流转供求信息网络,开展农用地分等定级和价格评估工作,合理确定各类农地的质量、等级,使农地在较大范围内得到合理配置。(3)完善相关配套机制。进一步完善新型农村合作医疗、农村医疗救助和农村最低生活保障等社会保障体系的建设,积极投资改善农田基础设施建设,加强农业技术的科研与推广工作,彻底摆脱茶农对农地的依赖,从根本上促进农村土地流转。

参考文献:

[1]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:理论与来自江浙鲁的经验[J]. 经济研究,2004(1):112-119.
[2]许恒周,郭忠兴. 农村土地流转影响因素的理论与实证研究——基于农民阶层分化与产权偏好的视角[J]. 中国人口·资源与环境,2011,21(3):94-98.
[3]骆东奇,周于翔,姜文. 基于农户调查的重庆市农村土地流转研究[J]. 中国土地科学,2009,23(5):47-52.
[4]廖文梅,彭泰中,曹建华. 农户林地流转决策行为影响因素分析——以江西为例[J]. 林业经济,2010(5):39-43.
[5]冯艳芬,董玉祥,刘毅华,等. 基于农户调查的大城市郊区农地流转特征及影响因素研究——以广州市番禺区 467 户调查为例[J]. 资源科学,2010(7):1379-1386.