

农户认知和农地产权安全性对农地流转的影响

刘承芳^{1 3}, 何雨轩^{1 2}, 罗仁福^{1 3}, 张林秀¹

(1. 中国科学院 地理科学与资源研究所, 北京 100101; 2. 中国科学院大学, 北京 100049; 3. 北京大学 现代农学院, 北京 100871)

摘要: 笔者基于2014年对5省1240户农户的调查数据,从交易费用的角度研究农户对农地流转政策的认知和持有土地承包经营权证书对农地流转行为的影响。研究表明,有21%的农户认为流转农地需要经过村集体批准,而且这一认知显著抑制了农户转入农地的行为;相反,拥有土地承包经营权证书会显著提高农户转入和转出农地的可能性和农地流转规模。从政策含义的角度看,进一步加大关于农地流转政策的宣传力度、落实农村土地承包经营权确权登记,将有助于农地流转。

关键词: 农地流转政策认知; 农村土地承包经营权证书; 交易费用; 农地流转

基金项目: 国家自然科学基金项目(71473239); 国家自然科学基金重点项目(71333012)

作者简介: 刘承芳(1976—),女,侗族,贵州岑巩人,副研究员,主要从事城乡协调发展中农村公共物品的管理、农村人力资本的经济影响与政策效果研究; 何雨轩(1990—),女,陕西铜川人,硕士研究生,主要从事农村土地流转研究; 罗仁福(1972—),男,江西乐安人,副研究员,主要从事农村公共物品提供、农村人力资本、农村减贫与发展研究; 张林秀(1962—),女,江苏溧阳人,研究员,主要从事贫困与农村发展研究。

中图分类号: F321.1

文献标识码: A

文章编号: 1006-1096(2017)02-0031-06

收稿日期: 2015-12-29

DOI:10.15931/j.cnki.1006-1096.2017.02.006

一、引言及文献综述

农地流转是实现土地规模化经营、提高农业生产效率的有效途径,但我国农地流转市场却始终发育缓慢。有关学者的研究表明,农户禀赋特征(李尚蒲等,2012)、非农就业机会(Huang et al, 2012)以及交易费用(罗必良等,2010)等因素会对农户的农地流转行为产生不同程度的影响。也有学者研究农户对农地流转政策的认知状况及其对交易费用和农地流转意愿的影响。徐美银(2014)认为农户对农地政策的认知程度会影响其转出农地的意愿。如果农户认为土地所有权属于国家,出于对政策变化的担心,他们很可能不敢将自己的承包地转让出去(邵景安等,2007)。也有研究指出,当事人认知的局限性会产生交易费用(North, 1990)。

提高农地产权的安全性、增进农户对农地政策的认知,有助于提高农地流转意愿,降低交易费用。一方面,持有土地承包经营权证书有助于增进农户

对农地产权安全性的认知(马贤磊等,2015)。农地产权安全认知度越高,农户转入农地的意愿越强(仇童伟等,2015)。另一方面,安全的农地产权有利于降低交易的不确定性,减少交易费用(罗必良等,2010);而不安全的农地产权则会降低农地经营的边际收益,提高农地流转的交易费用(钱忠好,2002)。

虽然农村土地承包经营权证书已被大量研究用作衡量农地产权安全性的指标,但关于农村土地承包经营权证书对农地流转行为的影响问题目前还没有一致的结论。一些研究认为,土地承包经营权证书的发放能显著促进农地流转市场的发展(叶剑平等,2006)。但也有学者指出,有无土地承包经营权证书并不显著影响农户的农地流转行为(Jin et al, 2009)。

本文基于代表性农户农地流转行为模型,从理论上分析交易费用对农户农地流转行为的影响。在此基础上,利用有一定全国代表性的农户调查数据,实证检验基于上述理论分析提出的假说并就如何促

进农地流转市场的发展提出政策建议。

二、理论模型

借鉴 Jin 等 (2009) 的研究, 本文根据近些年我国农地流转市场的特点, 构建农户农地流转行为模型, 用以分析交易费用对农户农地流转行为的影响。假设典型农户拥有固定的劳动力禀赋 l , 其中 l_a 代表从事农业劳动的数量, l_o 代表非农劳动数量; 进一步假定不存在农地劳动力市场, 且农户只在农业劳动和非农劳动之间分配劳动力, 给定外生的非农工资水平 w 。另外 k 代表农户自有的农地禀赋, K 为农户实际经营的农地, e 代表农户的农业生产能力; 农户可以选择转入或转出农地来实现劳动力和农地的最优配置; r 为竞争条件下农地流转的租金水平。这样, 农户便有三个收入来源: 农业生产收入、非农工资收入及土地租金收入。

对农户而言, 若转入农地, 则 $k - K < 0$; 若转出农地, 则 $k - K > 0$; 若自给自足, 则 $k - K = 0$ 。为了不失一般性, 本文还假定农户有固定的农业生产性投入 km , 其中 m 为单位面积上投入的其他生产性成本。设农户的农业生产函数为 $f(e, l_a, K)$, 且农业生产函数满足标准假设 $f'(e, l_a, K) > 0$, $f''(e, l_a, K) < 0$ 。

当农地流转不存在交易费用时, 农户的最优化问题变为: 选择农业劳动力数量 l_a 、非农劳动力数量 l_o 和实际耕种的农地 K , 最大化如下目标函数:

$$\text{Max}_{l_a, l_o, K} pf(e, l_a, K) + wl_o + (k - K)r - Km \quad (1)$$

$$\text{s.t. } l_a + l_o = l \quad (2)$$

其中 p 代表农产品价格, 最优选择 l_a^* 、 K^* 将满足最大化问题 (1) 的一阶条件, 即:

$$pf_{l_a}(e, l_a, K) = w \quad (3)$$

$$pf_K(e, l_a, K) = r + m \quad (4)$$

此时, 农户将选择投入到农业的劳动力数量 l_a^* 和非农业生产的劳动数量 l_o^* 以及实际耕种的农地面积 K^* , 使得劳动的边际回报等于工资水平、土地的边际回报等于市场租金水平率与单位面积上投入的生产性成本之和。

在农地流转存在交易费用的情况下, 假设单位面积的交易费用为 c , 则农地流转总的交易费用变为 $(k - K)c$ 。 I 是农户转入、转出农地的指示变量 (若转入农地, 则 $I = 1$; 若转出农地, 则 $I = -1$)。对典型农户而言, 可以假设整个交易费用由转入、转出双方平摊。此时, 转入户支付的实际价格变为 $r +$

$(1/2)c$, 而转出户实际获得的收益变为 $r - (1/2)c$ 。则最优化问题变为 (5) 式:

$$\text{Max}_{l_a, l_o, K} pf(e, l_a, K) + wl_o + (k - K)\left[r + I\left(\frac{1}{2}\right)c\right] - Km \quad (5)$$

对转入户而言 ($k < K^*$), 其均衡解 K^* 需满足下面的一阶条件:

$$pf_K(e, l_a, K^*) = r + \frac{1}{2}c + m \quad (6)$$

当农户自有农地 k 小于最优农地规模 K^* 时, 在 $pf_K(e, l_a, K) > r + (1/2)c + m$ 的情况下, 农户会继续转入农地, 直到达到均衡条件, 使 $pf_K(e, l_a, K) = r + (1/2)c + m$ 。

同理, 对转出户而言 ($k > K^*$), 其均衡解 K^* 需满足下面的一阶条件:

$$pf_K(e, l_a, K^*) = r - \frac{1}{2}c + m \quad (7)$$

当农户自有农地 k 大于最优农地规模 K^* 时, 在 $pf_K(e, l_a, K) < r - (1/2)c + m$ 的情况下, 农户会继续转出农地, 直到达到均衡条件 $pf_K(e, l_a, K) = r - (1/2)c + m$ 。

当农户自有农地 k 介于转入、转出的最优规模时, 农户既不会选择转入也不会选择转出农地, 而是维持一种“自给自足”状态。其新的一阶条件符合 (3) (8) 式:

$$r - \frac{1}{2}c + m < pf_K(e, l_a, K) < r + \frac{1}{2}c + m \quad (8)$$

基于上述理论模型, 与不存在交易费用的情况相比, 交易费用 c 的存在使得一部分本该进入农地流转市场的农户选择了自给自足, 从而减少了参与农地流转的农户数量。已有研究表明, 农户对农地流转政策的认知不足会增加交易费用, 而持有土地承包经营权证书则会降低交易费用。基于上述分析, 本文提出如下两个假说:

假说 1: 农户对农地流转政策的认知不足会抑制其农地流转行为。

假说 2: 农村土地承包经营权证书的发放会促进农户的农地流转行为。

三、数据来源和描述统计

本文所用数据来自中国农业政策研究中心于 2014 年进行的有一定全国代表性的抽样调查。该调查采取分层随机抽样的方法。首先, 根据农业生产经营条件将全国分为 5 个大区, 在每个大区内, 按人均工业总产值将各省分别进行降序排列, 在每个

大区内随机选取一个样本省,共选取了江苏、四川、陕西、河北和吉林 5 个样本省。其次,在每个样本省按相似的办法将省内各县随机分为 3 组,每组随机抽取一个县,每省选取 3 个样本县。最后,在每个样本县按相似的办法随机选取两个样本乡,每个乡随机选取 2 个样本村,并在每个村随机选取 20 个样本农户。调查中共收集了 5 省 15 个县 30 个乡镇 62 个村 1240 户农户的调查数据^①。

本研究主要用到四个方面的农户数据。第一,每个家庭成员的基本特征,包括年龄、受教育程度和非农就业经历等。第二,农户的资源禀赋情况,包括劳动力结构、农业资产、家庭耐用消费品、现有和二轮承包时的农地拥有情况及农村土地承包经营权证书的持有情况等。第三,2013 年的农地流转信息,包括具体的流转地块和面积。第四,农户对农地流转政策的认知。访谈中询问了每个样本村的农户“是否认为只有经过村集体批准农户才能流转农地”,并以此作为农户对农地流转政策认知程度的衡量指标。

调查数据表明,农地流转市场总体上还很不活跃。表 1 显示的是 2013 年农地流转的情况。从表 1 可见,有 389 户农户参与了农地流转,占总户数的 31.47%。其中,转入农地的农户比例不到 3%,而转出农地的农户比例将近 28%。从流转面积来看,2013 年样本地区农地流转面积为 3245 亩,只占到

样本农户农地总面积的 10%。

表 1 样本农户农地流转情况

	数量	百分比(%)
样本农户总户数(户)	1240	100
其中:未参与农地流转	851	68.63
参与农地流转	389	31.37
其中:纯转入农地	29	2.34
纯转出农地	344	27.74
既有转入又有转出	16	1.29
农地流转的面积(亩)	3245.16	100
其中:纯转入农地	422.04	13.00
纯转出农地	2798.97	86.25
既有转入又有转出	24.15	0.75

数据来源:作者调查

表 2 反映了农户对农地流转政策的认知和是否持有农村土地承包经营权证书与农地流转行为的关系。调查发现,超过 21% 的农户认为转包农地需要经过村集体批准。此外,认为需要村集体批准才能流转农地的农户转入农地的比例比认为不需要村集体批准就能流转农地的农户转入农地的比例低 3.18 个百分点,转出农地的比例则低 7.16 个百分点,且转出的户均面积少 7.26 亩。调查数据还显示,将近 27% 的农户持有农村土地承包经营权证书,而且持有证书的农户比没有证书的农户转入农地的比例高 6.5 个百分点,转出农地的比例高 63.94 个百分点。

表 2 流转政策认知、是否持有土地承包经营权证书与农地流转行为的关系:描述性分析

交易费用指标		样本农户		转入			转出		
		户数	比例(%)	户数	比例(%)	户均面积	户数	比例(%)	户均面积
是否认为流转农地	是	265	21.37	3	1.13	13.48	62	23.40	4.04
需要村批准	否	975	78.63	42	4.31	12.43	298	30.56	11.30
是否持有农村土地	是	334	26.94	28	8.38	16.48	253	75.75	12.33
承包经营权证书	否	906	73.06	17	1.88	5.96	107	11.81	4.67

数据来源:作者调查

注:由于一部分农户既有土地转入又有土地转出(表 1),因而表 2 将这部分农户合并在了转入和转出户中

四、实证分析

(一) 模型设定和控制变量选择

1. 模型设定

为检验农户对农地流转政策的认知和农村土地承包经营权证书的持有情况对农地流转行为的影响,本文设定如下实证模型:

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \sum_{k=3}^n \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \tag{9}$$

(9) 式中 y_i 代表第 i 个农户的农地流转行为,包括是否流转农地(是 = 1; 否 = 0) 和农地的流转规

模。 x_{1i} 代表第 i 个农户对农地流转政策的认知,即是否认为转包农地需要村批准同意; x_{2i} 代表第 i 个农户是否持有土地承包经营权证书; x_{ki} 代表第 i 个农户的户主特征、农户资源禀赋等控制变量。所有变量的具体含义见表 3。 ε_i 为误差项; α 为常数项; β_1 、 β_2 、 β_k 为待估参数。

分析农户是否流转农地时 y_i 是一个二值变量。采用 Logit 模型进行估计,基本形式如(10)式,其中 P_i 为农户 i 参与农地流转的概率,其余待估参数和(9)式完全相同。

$$\text{logit}P_i = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (10)$$

估计农户的农地流转面积时需要考虑受限因变量的问题。具体而言,超过 68% 的农户并没有流转土地(见表 1),存在不少观测值为零的情况,如果直接进行 OLS 回归,将导致估计结果不一致。此时极大似然法的 Tobit 模型便成为一个较好选择,其具体形式如(11)式所示,其中 X_1 代表所有变量的列向量。

$$\ln L = \sum_{y_i > 0} \left\{ -\frac{1}{2} \left[\ln(2\pi + \ln \sigma^2 + \frac{(y_i + X_i' \beta)^2}{\sigma^2}) \right] \right\} + \sum_{y_i = 0} \ln \left[1 - \phi\left(\frac{X_i' \beta}{\sigma}\right) \right] \quad (11)$$

(11) 式由两部分组成,前一部分对应没有受限的观测值,即发生了农地流转、可以观测到农地流转面积的农户;后一部分对应受限的观测值,即没有发生流转行为、无法观测到农地流转面积的农户。因此,这一似然函数是离散分布与连续分布的混合,将似然函数最大化便可得到有关参数的极大似然估计值。

2. 控制变量选择

本文的控制变量主要有两类。一类是农户资源

禀赋,包括家庭农业劳动力数量、家庭初始农地面积、农业资产价值和人均家庭财产 4 个指标。另一类是户主特征,包括年龄、受教育程度和是否有非农就业经历 3 个指标。

农户资源禀赋方面,以农户拥有的人均耐用消费品现值来衡量其家庭财产。考虑到农户经营的耕地面积可能是流转后的结果,因此控制了期初(二轮承包时)的农地规模。

户主特征方面,选取户主滞后 6 年的非农就业信息。根据 Huang 等(2012)的研究,采用非农就业的滞后项可以控制潜在的内生性问题,减少估计偏误。本调查询问了农户 1998 年~2014 年的就业情况,而且根据本文的数据,农地流转平均发生在 4 年前,选择滞后 6 年的户主非农就业经历基本上可以确保该变量的外生性。

为控制各地区文化、制度、经济等因素对农户农地流转的影响,本文还引入 4 个省份虚拟变量,以吉林省农户为参照组。相关变量的定义及描述性统计见表 3。

表 3 回归所用变量的描述统计

变量	变量定义及单位	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
是否转入农地	1 = 是; 0 = 否	0.04	0.19	0	1
户均转入农地面积(45 户)	亩	12.50	18.42	0	81
是否转出农地	1 = 是; 0 = 否	0.29	0.45	0	1
户均转出农地面积(360 户)	亩	10.05	29.12	0	384.35
解释变量					
核心解释变量					
是否认为流转农地需要村批准	1 = 是; 0 = 否	0.21	0.41	0	1
是否持有土地承包经营权证书	1 = 是; 0 = 否	0.27	0.44	0	1
农户资源禀赋变量					
家庭农业劳动力数量	人	1.80	1.05	0	6
家庭初始农地面积	二轮承包时的农地面积(亩)	12.87	24.43	0	475.4
农业资产价值	农具、役畜现值(万元)	0.34	0.54	0	2.1
人均家庭财产	家庭耐用消费品现值(万元/人)	0.41	1.05	0	17.63
户主特征变量					
户主年龄	岁	55.53	10.30	22	86
户主受教育程度	年	6.98	3.38	0	15
户主是否有非农就业经历	1 = 是; 0 = 否(滞后 6 年)	0.45	0.50	0	1

注:样本数为 1240 户

(二) 估计结果和讨论

回归分析结果表明,使用 Logit 和 Tobit 模型的估计结果和前文假说一致(见表 4),且模型所有变量的联合检验显著。其中,本文关注的两个核心变量“农户对农地流转政策的认知”和“是否持有农村土地承包经营权证书”分别在 10% 和 1% 的显著

性水平下显著。

1. 农户对农地流转政策的认知不足会抑制其农地转入行为

如表 4 所示,认为流转农地需要村批准对农户转入农地行为产生负向影响,这与前文假说一致,但该变量对农户转出农地行为没有显著影响。可能的

原因是,对农户而言,转入土地通常是为了规模化经营,他们或多或少要对土地有一些投入。如果没有经过村集体同意就将土地转入,一旦村里进行干预,转入户很可能面临较大的“沉没成本”。因而,转入户在转入农地后会面临更大的风险和不确定性。如果农户有这样的预期,就会增加流转的交易费用,从而抑制其转入农地的行为。而相对于转入户,转出户承担的风险较小,因为即使转出农地受到村里干预,转出户损失的只是一部分租金,因而对转出行为没有显著影响。

2. 持有农村土地承包经营权证书会显著促进农户农地流转行为

对转入户而言,拥有土地承包经营权证书会降低农地流转后的不确定性,减少交易费用,提高其转入农地的概率和规模。对转出户而言,拥有土地承包经营权证书意味着其可以合法转让农地使用权,降低流转过程中的交易费用,从而提高其转出农地的概率和规模。

3. 农户资源禀赋对农地流转行为有影响

首先,家庭农业劳动力数量越多,农户转入农地的可能性和规模越大,转出农地的可能性和规模越小。拥有较多农业劳动力的农户更具备农业生产优

势,因而更愿意转入而非转出农地。其次,家庭初始农地面积越大的农户,转出农地的可能性和规模越大,这在一定程度上说明农地流转具有拉平边际产出的作用。但本研究也发现,家庭初始农地面积越大的农户转入农地的规模越大。对这类农户而言,本身经营的农地数量较多,农业生产经验更丰富,因而更愿意转入农地,以实现规模经营。最后,和以往研究一致,农业资产和人均家庭财富对农地流转都没有显著影响(李尚蒲等,2012)。

4. 户主个人特征对农地流转行为的影响

户主年龄越大、受教育程度越高、有过非农就业经历的,越不倾向于转入农地。首先,年龄越大的户主,其从事农业的精力和体力越有限,实现农地规模经营的可能性越低,越不倾向于转入农地。其次,户主受教育程度越高,其从事非农活动的机会也越多,转入农地的可能性会更低。最后,户主有非农就业经历对转入农地的规模有负向影响,但对转出农地没有显著影响。原因可能在于,一方面,农户家庭内部存在兼业化经营,即使户主选择非农就业,还有其他家庭成员会继续从事农业生产,农户不会选择转出农地;另一方面,农地本身具有社会保障功能,出于保障方面的考虑,农户也不会轻易转出农地。

表4 土地流转政策认知、是否持有土地承包经营权证书对农地流转行为的影响

	转入农地		转出农地	
	是否转入	转入面积(对数)	是否转出	转出面积(对数)
	Logit (1)	Tobit (2)	Logit (3)	Tobit (4)
核心解释变量				
是否认为流转农地需要村批准 (1=是;0=否)	-1.18 [*] (0.66)	-1.98 [*] (1.03)	-0.05 (0.20)	-0.09 (0.18)
是否持有农村土地承包经营权证书 (1=是;0=否)	1.21 ^{***} (0.34)	1.73 ^{***} (0.55)	3.24 ^{***} (0.19)	2.51 ^{***} (0.13)
农户资源禀赋变量				
家庭农业劳动力数量(人)	0.39 ^{***} (0.14)	0.83 ^{***} (0.24)	-0.24 ^{***} (0.08)	-0.21 ^{***} (0.07)
家庭初始农地面积(亩)	0.01 (0.01)	0.02 ^{**} (0.01)	0.03 ^{***} (0.01)	0.02 ^{***} (0.00)
农业资产价值(万元)	0.26 (0.23)	0.49 (0.41)	0.03 (0.17)	0.20 (0.14)
人均家庭财产(万元/人)	-0.47 (0.29)	-0.62 (0.41)	-0.06 (0.12)	-0.14 (0.10)
户主特征变量				
户主年龄	-0.07 ^{***} (0.02)	-0.13 ^{***} (0.03)	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)
户主受教育程度	-0.10 [*] (0.05)	-0.13 (0.09)	0.03 (0.03)	0.02 (0.02)
户主是否有非农就业经历(滞后6年) (1=是;0=否)	-0.23 (0.37)	-1.15 [*] (0.66)	0.10 (0.19)	0.17 (0.15)
常数项	-0.39 (1.31)	-1.37 (2.25)	-1.66 ^{**} (0.74)	-1.80 ^{***} (0.58)
观测值	1240	1240	1240	1240
省级虚拟变量	是	是	是	是
Pseudo R-squared	0.206	0.196	0.381	0.230

注:括号中数字为稳健标准误;***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著

五、结论和政策启示

本文研究结果表明,相当部分农户对农地流转政策认知不足,而认知不足会抑制其农地转入行为;拥有土地承包经营权证书则会显著促进农户转入、转出农地的可能性和农地流转规模。此外,农户资源禀赋和户主个人特征也会对农地流转行为产生不同程度的影响。

基于上述研究结果,本文得到如下政策启示。

第一,应进一步加大对中央关于农地自由流转政策的宣传力度。要增进农民对国家土地政策的认知,确保农民能够在自愿基础上根据自身实际情况进行土地流转决策,减少其不必要的顾虑,降低交易费用,促进农地流转市场的发展。

第二,应进一步落实农村土地承包经营权确权登记。要赋予农民更加充分而有保障的土地承包经营权,稳定农村土地承包关系长久不变,不断提升农户农地产权的稳定性与可预期性,降低交易费用,促进农地流转。

①由于在调查过程中吉林省的一个样本村后来又拆分成两个行政村,因而最终有 62 个样本村。

参考文献:

- 李尚蒲,郑荣馨. 2012. 禀赋特征、选择偏好与农地流转——来自广东省的农户问卷调查[J]. 学术研究(7): 78-84.
- 罗必良,李尚蒲. 2010. 农地流转的交易费用:威廉姆森分析范式及广东的证据[J]. 农业经济问题(12):

30-40, 110-111.

- 马贤磊,仇童伟,钱忠好. 2015. 土地产权经历、产权情景对农民产权安全感知的影响——基于土地法律执行视角[J]. 公共管理学报(4): 111-121, 158-159.
- 钱忠好. 2002. 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(6): 35-45, 154-155.
- 仇童伟,石晓平,马贤磊. 2015. 农地流转经历、产权安全认知对农地流转市场潜在需求的影响研究——以江西省丘陵地区为例[J]. 资源科学(4): 645-653.
- 邵景安,魏朝富,谢德体. 2007. 家庭承包制下土地流转的农户解释:对重庆不同经济类型区七个村的调查分析[J]. 地理研究(2): 275-286.
- 徐美银. 2014. 发达地区农民土地转出意愿影响因素分析——基于浙江省 426 份调研问卷的实证[J]. 南京农业大学学报(社会科学版)(6): 97-105.
- 叶剑平,蒋妍,丰雷. 2006. 中国农村土地流转市场的调查研究——基于 2005 年 17 省调查的分析和建议[J]. 中国农村观察(4): 48-55.
- HUANG J, GAO L, ROZELLE S. 2012. The effect of off-farm employment on the decisions of households to rent out and rent in cultivated land in China [J]. China Agricultural Economic Review, 4(1): 5-17.
- JIN S, DEININGER K. 2009. Land rental markets in the process of rural structural transformation: productivity and equity impacts from China [J]. Journal of Comparative Economics, 37(4): 629-646.
- NORTH D C. 1990. Institutions, institutional change and economic performance [M]. Cambridge: Cambridge University Press.

(编校:沈育)

Perception of Farmers, Land Tenure Security and Land Rental Activities in Rural China

LIU Cheng-fang^{1,3}, HE Yu-xuan^{1,2}, LUO Ren-fu^{1,3}, ZHANG Lin-xiu¹

(1. Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China;

2. University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China;

3. School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: We estimate the relationship among the perception of farmers, land tenure security and land transfer activities using data from 1240 rural households in 5 provinces in China. Our data show that 21% of households perceive that land cannot be rented in/out without permission from the village. Our results show that this perception is negatively associated with both the likelihood and the amount of land that is being rented. On the contrary, land certificate has a positive association with both the likelihood and the amount of land that is being rented. Our results imply that efforts should be strengthened to increase public awareness of the land policy, and to implement the land registration so that land transfer activities can be facilitated.

Key words: Perception of Farmers; Land Certificate; Transaction Cost; Land Transfer