

◆林乐芬李伟<sup>①</sup>

Le-fen Lin Wei Li

## 农户对土地股份合作组织的决策响应研究 ——基于 744 户农户的问卷调查

**The Decision of the Farmers' Land Stock Cooperative Organization:  
Based on the Questionnaire Survey of 744 Households**

摘要：本文以江苏省 7 个区县 744 户农户的调查数据为基础，运用二元 Logistic 模型实证分析了影响农户对土地股份合作组织决策响应的相关因素。研究表明，农户对土地股份合作制的相关政策越了解，其越倾向于入股，这是影响最为显著的因素；农户会随着家庭非农工作比例的扩大而提高入股的概率，但也会随着家庭承包土地规模的扩大而降低入股的概率；年龄较大的农户因就业途径较窄更倾向于自营土地而非拿土地入股，但具有养老保险与非农化职业倾向的农户则更易做出积极的决策响应。总体来说，土地股份合作组织的创设更需要相关部门的宣传引导，其适应了如今农村非农化倾向的整体趋势，有利于集约弱势农户的零散土地，为改善土地细碎化实现规模经营开辟了又一路径。

关键词：土地股份合作组织；未入社农户；决策响应；影响因素；二元 logistic 模型

中图分类号：F062.9 文献标识码：A

### 一、引言及文献综述

<sup>①</sup>作者简介：林乐芬，南京农业大学金融学院财政金融研究中心主任，教授，邮政编码：210095；lefenlinna@163.com；李伟，南京农业大学金融学院。

基金项目：本文是 2008 年度教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“长三角土地制度创新与土地利用效率关系研究”（08JJD790120）、江苏高校哲学社会科学重点研究基地重大项目“江苏农村土地流转中农地金融创新研究”（2012JDXM008）、江苏省社会科学基金项目“农地经营权抵押贷款实验效果与优化研究”（14EYA001）和教育部人文社会科学研究规划基金项目“农村土地股份合作组织发育、运行绩效与响应研究”（14YJA790028）的阶段性成果。

土地的“股份合作”是十七届三中全会提倡的家庭承包土地经营权流转的主要方式之一，十八届三中全会也提出“保障农民集体经济组织成员权利，积极发展农民股份合作”，2014年中央一号文件提出“发展多种形式规模经营……鼓励发展专业合作、股份合作等多种形式的农民合作社”，中共中央办公厅、国务院办公厅2014年11月20日印发的《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》中则再次提出“有条件的地方根据农民意愿，可以统一连片整理耕地，将土地折股量化、确权到户，经营所得收益按股分配，也可以引导农民以承包地入股组建土地股份合作组织，通过自营或委托经营等方式发展农业规模经营”。从政策层面上来讲，在我国实现农业现代化进程中“土地股份合作”这一组织形式已经开始扮演越来越重要的角色。在全国范围内尤其是经济发达地区，农民二、三产业兼业现象愈发普遍，农民收入结构中的非农收入，特别是工资性收入已经逐渐成为家庭总收入的重要组成部分。另一方面，土地流转的需求逐年增大，传统的土地转包、转让、互换、租赁等形式已经不能满足土地流转的需要，土地股份合作这一制度的出现既迎合了农民实实在在占有土地的愿望，又满足了政府土地制度创新低政治风险的要求（郭剑雄、苏全义，2000），其有效运作唤醒了土地这一“沉睡资源”，实现了土地从资源到资产乃至资本的转变（程宇，2013），不但释放了生产力，提高了农户的财产性收入，满足了土地的规模经营，更是勾勒出了农民“持股进城”的美好前景。

土地股份合作制度是传统专业合作社自觉引入股份制因素而创设发育的一种全新组织形式，是典型的自下而上的诱致性制度创新（史金善，2000；田代贵，陈悦，2012）。农地经营权的股份化能够在维持农村土地集体所有制不变的前提下有效保护农民个体的合法权益，其既解决了因劳动力非农化而土地撂荒的问题，又满足了农民不放弃土地承包权而流转经营权的土地制度创新的需求（何一鸣，罗必良，2013；陈会广，2011）。现行的农村土地股份合作制不但在一定程度上实现了效率与公平双重目标，而通过土地入股也实现了所有权、承包权和经营权的三权分离，可以推动金融资本、技术、管理等资源要素向农村、农业配置，实现农村组织现代化和土地经营规模化、结构化，进而提高农业全要素生产率和竞争力（张笑寒，张璞，2009；解安，2005；胡冬生等，2010）。

在市场经济条件下，农户是农业经营的微观基础，其入股土地股份合作社成为社员不仅带来了自身身份的改变，更意味着经营方式选择的变革。现有文献中，张笑寒，蒋金泉（2009）通过对江苏省内8个区县（市）322户农户数据的实证研究发现，农户家庭的非农收入比重、家庭承包土地的规模均对农户入股决策有显著地影响，同时苏南和苏北两地的农户也存在着区域差异。林乐芬，王军（2010）则选取了浙江省余姚市马渚镇瑶街弄村的100名非社员农户为研究样本，实证表明土地亩收益、农户对土地股份合作社的认知程度以及是否流转过土地是影响农户是否入股的显著因素。高建中等（2012）通过对陕西省190户农户的研究发现对合作社的了解程度、土地规模对农户是否入股影响显著。苏小艳，马才学（2013）的研究则表明户主的职业、家庭人数等内部因素与完善的社保等外部因素均对农户入股响应起着显著影响的作用。

农户作为参与土地股份合作组织中的基本单元,是土地股份合作这一制度良好发育运行乃至推广的重要群体,扮演着极为重要的角色。因此深入了解农户的入股响应,研究其相应的影响因素,对土地股份合作制度的推广具有重要的理论与实际意义。本文拟以江苏省淮安地区的农户抽样调查资料为基础,运用二元 Logistic 回归模型对农户的入股响应及其影响因素进行实证分析,并在实证结果的基础上提出相应的政策建议。

## 二、农户对土地股份合作组织决策响应的理论分析及模型选择

### (一) 影响农户对土地股份合作组织决策响应的相关因素

“响应”即外部成员对某一组织机制的选择,农户是否加入土地股份合作社,本质上是对经营方式的选择:如果农户希望加入即说明其做出了积极的决策响应,反之即为消极的决策响应,根据已有研究成果,本文将影响农户是否做出积极决策响应的因素分为了四大类:

1、农户基本特征,主要包括农户的年龄、受教育程度、有无养老保险与职业属性。(1)理论上讲,农户的受教育程度越高,其愈能理解并善于利用新兴事物,就愈倾向于加入土地股份合作社。(2)关于年龄,其对农户响应决策的影响方向并不明确,这是因为一方面在我国农村,农户的年龄与受教育程度呈负相关,根据前述讨论,年龄大的农户其选择加入的可能较低;另一方面年龄越大的农户,其经营能力较差面临的实际困难较多,更希望获得土地股份合作社的帮助,相比年轻的农户可能更倾向加入(3)土地对于农户乃至家庭来说是最后一道保障,土地入股虽然可以获取一份稳定的股份分红收入,但也将农户与土地相分离,使农户在入社期间失去了对原有土地的控制,此时完善的养老保险会解除农户的后顾之忧,因此拥有养老保险的农户其选择响应的可能性更高(4)随着改革开放的深入,城乡二元结构的调整,农户非农收入比例不断提高,如果选择土地入股后则将减少土地对于农户的束缚,使得获取更多非农收入成为可能,所以具有兼业农户、非农业户职业属性的农户可能会比纯农业户更倾向加入。

2、农户家庭情况,主要包括非农收入占家庭收入比例、家庭人数和承包土地规模。(1)随着我国现代化的不断推进,农村家庭非农收入不断提高,农业经营收入对于一个家庭来说的重要性已经不断弱化,非农收入比例高的家庭对于土地入股这一形式更易做出积极的响应(2)家庭成员也会深刻影响到农户入股的决策,家庭人数较多的农户其家庭收入中非农收入比例可能较高,进而提高入股的可能;但另一方面家庭人数较多也可能面临更多的就业压力,务农将成为一项很好的就业选择,此时农户就会倾向于不入股。(3)家庭承包的土地规模越小,其经营细碎化的问题就越严重,农户更有可能做出积极的响应;但另一方面,家庭承包土地规模越大,农户拿出一部分土地试水的可能也越大,所以家庭承包土地规模对农户响应影响的方向也不明确。

3、对土地股份合作社的了解程度。2010年1月1日起江苏省实施的《江苏省农民专业合作社条例》在国内第一次定义了土地股份合作社的内涵,作为一种新兴制度,土地股份合作社与一般的

专业合作社在相关政策上必然存在差异，而农户对其了解程度的多寡势必影响到自身的行为决策。从具体运行上来说，农户以承包土地经营权入股获得的保底分红虽然没有自己经营的收益高，但农户也从农业劳动中解放了出来，使得进一步获得非农收入成为可能，如果土地股份合作社运营良好还有机会获得收益分红。因此本文认为农户对土地股份合作社相关政策了解程度越高，其做出积极响应决策的可能也将越高。

4、之前是否流转过土地。土地股份合作社的出现使得土地这一资源不再“沉淀”，其将农户的土地汇总进行规模经营的同时也为土地流转提供了媒介，被一些村干部形象地称为“一脚踢”（孙中华等，2010）。如果农户之前流转过土地，无论其是流入方还是流出方，都将对土地流转有更清晰的认识，也更可能对土地入股这一形式做出积极的响应。

### （二）计量模型的选择

因为非入股农户的决策响应为 0-1 型变量，1 代表农户做出了积极的决策响应，即愿意加入土地股份合作社；0 代表农户做出了消极的决策响应，即不愿意加入土地股份合作社。因此本文拟采用二元 Logistic 回归分析模型，并通过采用最大似然估计法对其回归参数进行估计，二元 Logistic 模型的基本形式如下：

$$P_i = E(y = 1|y_i) = \frac{1}{1 + e^{-y_i}} \quad \text{式 1}$$

$P_i$  代表农户对土地股份合作社做出不同响应的概率，假设  $E(y = 1|y_i)$  代表给定的一个  $y_i$  值，

再假定  $y_i = \sum_{j=1}^n \beta_j x_{ij} + \varepsilon_i$ ，且  $e^{-y_i} = \frac{1 - P_i}{P_i}$ ，则有  $\ln \frac{1 - P_i}{P_i} = y_i$ ，此时其为一个线性的估计模型， $\beta_j$

表示影响因素的回归系数， $j$  表示第  $j$  个影响因素的编号， $n$  表示影响农户响应选择的因素个数， $x_{ij}$  为自变量， $\varepsilon_i$  为误差项。

而由于离散选择模型自身的特点，上述变量的系数不能说明某变量对农户响应影响程度的大小，甚至系数的符号也只能说明该变量对社员评价高低的影响方向，所以需要计算各个变量的边际贡献值（樊丽明、解垚，2010）。边际贡献是指自变量变化一个单位对应因变量的变化量，如果边际贡献大于 0 则说明自变量  $x_i$  每增加一个单位，都会引起因变量  $y_i = n$  发生的概率增加；如果边际贡献小于 0 则说明自变量  $x_i$  每增加一个单位，都会引起因变量  $y_i = n$  发生的概率减小；如果边际贡献等于 0 时则说明自变量  $x_i$  对因变量  $y_i = n$  发生的概率无作用。

对于连续的自变量，其边际贡献值等于偏导数  $\partial P / \partial X$ ，即我们只需要对  $P(y_i = n|X)$  求偏导，便可以得到该自变量  $x_i$  对  $y_i = n$  发生的边际贡献：

$$\begin{aligned}
\frac{\partial P(y_i = n|X)}{\partial x_i} &= \frac{\partial [P(y \leq n|X) - P(y \leq n-1|X)]}{\partial x_i} \\
&= \frac{\partial [\varphi(\delta_{n+1} - \beta X)]}{\partial x_i} - \frac{\partial [\varphi(\delta_n - \beta X)]}{\partial x_i} \\
&= -\beta_i \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\delta_{n+1} - \beta X)^2}{2}} \cdot (\delta_{n+1} - \beta X) + \beta_i \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\delta_n - \beta X)^2}{2}} \cdot (\delta_n - \beta X) \\
&= \beta_i [f(\delta_n - \beta X) - f(\delta_{n+1} - \beta X)]
\end{aligned}$$

式 2

其中,  $f(z)$  为表示标准正态概率密度函数在  $z$  点处的概率值。

对于虚拟变量(离散变量)来说,则需直接计算虚拟变量取不同值时的预测概率,两者间的预测概率之差即为其边际贡献。

### 三、数据来源与变量设置

江苏省是我国最为发达的省份之一,淮安地区则位于江苏省北部,2013年全市实现地区生产总值 2155.86 亿元,按照可比价格计算,比上年增长 12.0%;人均 GDP44774 元,按年平均汇率折算为 7230 美元。第一、二、三大产业比重分别为 12.6%、45.6%和 41.8%,完全符合土地股份合作社创设所要求具备的外部宏观条件。2014年 4-5 月,课题组对淮安地区的 7 个区县作为样本区域进行了实地调研,向其中未入股农户发放问卷 800 份,共回收有效问卷 744 份,具体样本分布如表 1 所示:

表 1 调查样本分布

	淮安区	清浦区	淮阴区	涟水县	盱眙县	洪泽县	金湖县	样本数
农户(户)	220	40	34	216	114	110	10	744
所占比例(%)	29.6	5.4	4.6	29.0	15.3	14.8	1.3	100

其中对土地股份合作组织做出积极响应即愿意加入的农户占样本总量的 52.15%,共 388 户,说明农户对于土地入股这一形式仍持有保留态度,有必要进一步研究影响其决策响应的相关因素。实证模型中各变量的具体设置如表 2 所示:

表 2 影响非入股农户决策响应的变量设置情况

变量名称	变量定义	最小值	最大值	均值
非入股农户的年龄	具体数值	23	71	46.99
受教育程度	1=小学及以下; 2=初中; 3=高中; 4=大专及以上	1	4	2.08

是否具有养老保险	0=没有; 1=有	0	1	0.42
职业属性	1=纯农业户; 2=兼业农户; 3=非农业户	1	3	1.88
家庭非农工作比例	具体数值 (%)	0	100	34.96
家庭人数	具体数值	1	8	4.35
家庭承包土地规模	具体数值 (亩)	0	250	8.23
股份合作社相关政策了解程度	1=不了解; 2=一般; 3=了解	1	3	1.95
之前是否流转过土地	0=没有; 1=有	0	1	0.15

注：由于农户家庭非农收入比例较难衡量，故本文用其家庭非农工作比例代替

通过对 744 户农户的调查数据分析可知：（1）参与调查的农户平均年龄为 46.99 岁，其中 30 岁以下农户只有 21 人，占 2.82%，50 岁以上农户 276 人，占 37.1%，具有老龄化倾向；农户中具有大专以上学历的有 22 人，占比仅 2.96%，平均受教育程度均值为 2.08，即初中文化水平，说明农户整体受教育程度偏低；样本农户中 42.47%，共 316 户具有养老保险；兼业农户、非农业户分别占比 34.95% 和 26.75%，但均值为 1.88，说明样本农户的职业属性仍较多偏向农业。（2）农户家庭平均人数为 4.35 人，平均非农工作比例 34.96%，说明在农村大部分劳动力仍然在从事与农业相关的工作；农户家庭承包土地规模平均为 8.23 亩，但规模 5 亩以下的家庭占比为 52.55%，共 391 户，说明在农村土地经营规模狭小，细碎化问题突出。（3）农户对土地股份合作社相关政策的了解程度均值为 1.95，但表示了解的农户只有 118 户，占 15.86%，说明对于土地股份合作制的宣传仍存在不足。（4）共 114 户农户曾经流转过土地，占样本总量的 15.32%，也一定程度上说明了当下农村土地流转难仍是制约规模经营的一大难题（张红宇，2002；黄祖辉，王朋，2008）。

## 四、实证结果

本文采用二元 Logistic 回归模型对影响非入股农户响应的相关变量进行了回归分析，具体操作分两步进行：第一步将所有变量引入回归方程，并对回归系数的显著性进行检验（模型 1）；第二步则剔除若干不显著变量再重新拟合回归方程，直到方程中变量回归系数基本显著为止，得到最终模型（模型 2），模型估计结果如表 3 所示：

表 3 二元 Logistic 回归模型的估计结果

	模型 1		模型 2	
	回归系数	Z 统计量	回归系数	Z 统计量
非入股农户的年龄	-0.9532***	-3.83	-0.9457***	-4.94
受教育程度	1.2228	1.54	—	—
是否具有养老保险	1.8268***	3.39	1.7731***	3.25
职业属性	1.4497***	2.94	1.4779***	3.14
家庭非农工作比例	1.0115***	2.61	1.0118***	2.68

家庭人数	1.0544	0.76	—	—
家庭承包土地规模	-0.9837***	-2.92	-0.9844***	-2.87
股份合作社相关政策了解程度	5.8768***	9.51	6.0688***	9.81
之前是否流转过土地	1.1011	0.37	—	—
Log likelihood	-395.5603		-397.1546	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2319		0.2288	
LR statistic	238.91***		235.72***	

\*\*\*表示 Z 统计检验在 1% 的条件下显著

由估计结果可知：（1）随着农户年龄的增大其反而不愿入股土地股份合作社，其在 1% 条件下通过了显著性检验。（2）农户是否具有养老保险、职业属性和家庭非农工作比例均在 1% 条件下通过了显著性检验，且影响为正。（3）农户家庭承包土地规模越大反而越不愿加入土地股份合作社，且在 1% 条件下通过了显著性检验。（4）农户对土地股份合作社的相关政策越了解就越倾向于加入，其在 1% 条件下通过了显著性检验。

由于离散选择模型本身的特点，上述变量的系数不能说明该变量对农户响应影响程度的大小，为进一步了解各个变量对农户响应的影响程度，需要计算各个变量的边际贡献，模型 2 中各变量的边际贡献值如表 4 所示：

表 4 模型 2 中各变量的边际贡献值

	边际贡献	
	回归系数	Z 统计量
非入股农户的年龄	-0.0100***	-5.25
是否具有养老保险	0.1029***	3.34
职业属性	0.0702***	3.21
家庭非农工作比例	0.0021***	2.73
家庭承包土地规模	-0.0028***	-2.92
股份合作社相关政策了解程度	0.3239***	13.02

\*\*\*表示 Z 统计检验在 1% 的条件下显著

由估计结果可知：（1）农户的年龄每增大一岁，其做出积极决策响应的概率就将降低 1%；相比没有养老保险的农户，具有养老保险的农户做出积极决策响应的概率要高 10.29%；农户的职业属性每向非农化靠拢一个单位，其入股土地股份合作社的可能就将提高 10.3%。（2）农户家庭中非农工作比例每提高 1%，其入股土地股份合作社的可能性就提高 0.21%；相比农户的家庭承包土地规模每增大 1 亩，其做出积极响应的概率反而下降 0.28%（3）农户对土地股份合作社相关政策的了解程度每提高一个单位，其做出积极响应的概率就将提高 32.39%。

## 五、结论及政策启示

本文以江苏省淮安地区7个区县744户农户的调查数据为基础,实证分析了影响农户对土地股份合作组织响应的相关因素,研究表明:(1)年龄较小的农户更倾向于对土地股份合作组织做出积极的响应,这是因为年龄较大的农户就业途径较窄,其更愿意自营土地而非拿土地入股。具有养老保险的农户更倾向于入股土地股份合作组织,土地不但是农业经营的重要生产资料,对农户来说更具有社会保障的功能,而在土地入股期间农户将失去对土地的控制,此时如果具有养老保险将减少农户入股的后顾之忧。(3)农户的非农化职业倾向越高,家庭非农工作比例越高,其做出积极响应的概率也将越高,这是因为相比农业收入,外出打工等非农收入不但更丰厚且面临更小的风险,此时土地对其就业与保障的效用降低,农户也愿意将土地入股以换取额外的稳定分红。(4)家庭承包土地规模越大的农户反而更倾向于做出消极的响应,这可能是因为承包土地规模较大的农户更易实现规模经营,说明土地股份合作组织更适宜弱势农户,且能够一定程度上起到解决农村土地细碎化的作用。(5)农户对土地股份合作社相关政策越了解其越倾向于选择加入,土地股份合作组织将股份因素引入传统的合作社,是对传统制度的创新,可以在更大范围内给予农户以实惠。此时,农户对土地股份合作制越了解,其越能看到预期可能获得的收益,就更容易做出积极的响应。(6)农户的受教育程度与家庭人数对入股响应没有通过显著性检验,这说明作为理性人的农户,只要符合一定的条件并相信在入股后能获得稳定的收益就将做出积极的响应;之前是否流转过土地也不是影响农户响应的显著变量,这可能是因为虽然不是每一户农户都进行过土地流转,但土地流转这一形式在农村却不鲜见,农户对其已经有较为详尽的认识,而土地入股虽然有利于土地流转,但土地入股与土地流转毕竟不同,即使农户之前有过土地流转的经验也不意味着其将选择以土地入股。

在本文研究的基础上,可以得到如下政策启示:

1、加大宣传力度,合理引导农户有序入股。土地股份合作组织的创设虽然有利于唤醒土地这一“沉睡资源”,拓宽土地流转渠道并使得入股农户分享到更多增值收益,但土地入股与传统的土地流转毕竟存在差异,此时更需要对其相关政策及运作模式向广大农户做充分的阐释。土地入股不仅仅是经营方式的选择,更是农户经营理念的变革,相关部门可通过电视、广播、墙报、宣传单等多种形式进行立体化宣传,使农户深入了解土地股份合作制的内涵与优越性。

2、进一步完善农村社会保障体系。土地对于农户来说不仅仅是生产资料,还具有就业与社会保障的综合功能。“手有余粮,心中不慌”是农户的风险理念,基于土地所承载的保障功能使得农户不愿进行土地流转,更遑论接受土地入股这一新的经营理念,这不但禁锢了农村广大劳动力更使得土地的价值没能充分实现。因此,只有切实构建一套完备的农村社会保障体系,通过各种渠道筹集保障基金,为进城农户提供与市民同等的工伤保险、失业保险与生活救济,才能稳妥地推进土地股份合作制。

3、加大农村第二、第三产业的发展力度,拓宽农户的非农就业渠道。实证结果显示,土地股份合作制更易于在具有非农职业倾向的农户与较高非农工作比例的家庭中开展。土地股份合作组织的创设一定程度上可以解决“谁来种地”的问题,其一方面集中了转入非农就业领域农户手中的闲散土地,并给予农户一份稳定的股份分红;另一方面一些原本自己经营的农户在入股后也减轻了土地的束缚,获得了去非农领域就业的机会。但这一切都需要有稳定的非农工作岗位,否则即使吸引农户入股也无法真正做到农村劳动力的有序转移。因此,只有加大农村第二、第三产业的发展力度,拓宽农户的非农就业渠道才能真正让多数农民摆脱土地的束缚,使得土地股份合作组织发挥应有的作用。

## 参考文献

- [1]陈会广.分工演进与土地承包经营权股份化——一项土地股份合作社的调查及政策启示[J].财贸研究,2011,(3).
- [2]程宇.还权赋能:农地产权改革路径选择——以佛山市南海区土地股份合作制为例[J].湖北经济学院学报.2013,(5).
- [3]樊丽明,解垚.农民专业合作社与社员的相关因素:鲁苏湘宁四省区例证[J].改革,2012,(12).
- [4]高建中,武林芳,程静.以土地承包经营权入股的农民专业合作社农户意愿分析[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2012,(1).
- [4]郭剑雄,苏全义.从家庭承包制到土地股份投包制——我国新型土地制度的建构[J].中国农村经济,2000,(7).
- [5]何一鸣,罗必良.赋权清晰、执法博弈与农地流转——基于法律经济学的分析范式[J].贵州社会科学.2013,(1).
- [6]胡冬生,余秀江,王宣喻.农业产业化路径选择:农地入股流转、发展股份合作经济——以广东梅州长教村为例[J].中国农村观察,2010,(3).
- [7]黄祖辉,王朋.农村土地流转:现状、问题及对策——兼论土地流转对现代农业发展的影响[J].浙江大学学报(人文社会科学版).2008,(3).
- [8]解安.新“两权分离”——论农地股份合作制的产权分析与政策建议[J].中国社会科学院研究生院学报,2005,(4).
- [9]林乐芬,王军.农户对农地股份合作社满意认可及影响因素分析——以浙江余姚市瑶街弄村昌惠土地股份合作社为例[J].南京农业大学学报(社会科学版),2010,(12).
- [10]史金善.社区型土地股份合作制:回顾与展望[J].中国农村经济.2000,(1).
- [11]田代贵,陈悦.农村新型股份合作社改革的总体框架:一个直辖市例证[J].改革,2012,(7).
- [12]张红宇.中国农地调整与使用权流转:几点评论[J].管理世界.2002,(5).
- [13]张笑寒,蒋金泉.农户土地入股意愿的影响因素分析——以江苏省调研实证为视角[J].现代经济探讨,2009,(4).
- [14]张笑寒,张瑛.效率与公平视角下的农村土地股份合作制绩效分析[J].农村经济,2009,(1).