

财贸研究 2015.5

# 土地流转与农户影子工资变化

## ——基于江苏省的实证分析

陈 杰

(南京农业大学 经济管理学院 江苏 南京 210095)

**摘 要:** 利用农业生产函数、明瑟工资方程和 Heckman 两阶段法,定量检验土地流转后,农户影子工资的变化情况,并对影子工资与非农市场工资进行比较。结果表明,不论哪类农户的影子工资都低于市场工资,但转入户的影子工资明显高于未流转户和转出户,且与市场工资接近。此外,转入户、转出户的土地边际收益都与实际地租存在较大差距,说明土地流转市场还没有形成较为合理的价格机制。因此,为进一步促进土地流转,政府应建立健全土地流转制度,不断完善土地流转市场,以提高土地利用效率,实现土地资源的持续利用。

**关键词:** 土地流转; 农业生产函数; 影子工资

**中图分类号:** F311; F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-6260(2015)05-0051-06

### 一、引言

长期以来,由于人多地少的国情和土地承包过程中的平均化倾向,我国户均经营规模小而分散,农业生产率普遍较低。随着商品经济的不断发展和农业劳动力的大量转移,农户间出现自发性的土地流转,并且从 90 年代中期起流转比例及面积均呈现出上升的趋势。进入 2000 年以后,《农村土地承包法》的实施以及各种鼓励政策的相继出台,进一步推动了农户间的土地流转。同时,这一过程也促进了农户的演变与分化:一些有实力的农户通过“转入”或“反租倒包”等形式逐渐发展为大规模经营;另一些农户则通过“转出”或“转让”等形式变为兼业型或自给型家庭经营。

土地流转的进展及其对农业经营的影响引起了学界的广泛关注,已有研究主要从两大方面展开讨论:一是土地流转动因。现有研究结果表明,经济发展、劳动力转移、农户禀赋、惠农政策等对土地流转具有重要影响(钟涨宝、汪萍,2003;刘凤芹,2007;谭丹、黄贤金,2007;邹秀清,2008;王忠林、韩立民,2009;包宗顺等,2009;裴厦等,2011;许恒周、郭玉燕,2011)。二是土地流转对农业生产率的影响。学者们主要从土地生产率与劳动生产率两个角度对土地流转的作用进行了分析(黄祖辉、陈欣欣,1998;姚洋,1999,2000;金松青、Deininger,2004;贺振华,2006;曹建华等,2007;Jin and Deininger,2009;Wang and Yu,2011;钱克明、彭廷军,2014)。其中,关于劳动生产率的研究结果基本都证实土地转入会提高农户的劳动生产率(石晓平、朗海如,2013),这在一定程度上表明土地流转后,农村劳动力资源能够得到更有效地配置。尽管如此,由于农业劳动生产率与非农市场工资率不具有可比性,因此仅从劳动生产率

收稿日期:2015-03-04

作者简介:陈 杰(1986—),男,江苏高邮人,南京农业大学经济管理学院博士生。

基金项目:江苏省研究生培养创新工程“农村居民代际收入流动趋势及传递机制分析”(KYZZ\_0168);江苏省高校优势学科建设工程资助项目“农林经济管理”(PAPD)。

的角度出发并不能从更深的层面理解土地流转后农村劳动力资源的配置效果。

都阳(2000)认为,在研究农户的劳动力配置时,遇到的主要难题是无法将农户的劳动力配置通过非农市场工资率来反映,在这种情况下,利用影子工资来观察农户的劳动力配置是一个有效的方法。基于此,本文从影子工资的角度来分析土地流转后农村劳动力资源的配置效果。一般而言,农户按照流转方式可以分为土地转入户、转出户以及未流转户。除未流转户外,转入户与转出户的农业经营规模均相应发生了变化,规模的变化会对家庭的农业经营产生影响:对转入户而言,经营规模扩大,劳动力投入增加,农业经营收入增加;对转出户而言,经营规模缩小,劳动力投入减少,农业经营收入减少。在转入户高投入、高产出,转出户低投入、低产出的情况下,土地转入户、转出户的影子工资与未流转户相比会有怎样的变化?此外,农户能否通过土地流转来缩小影子工资与非农劳动市场工资的差距?为了回答以上问题,本文在理论模型推导的基础上,利用江苏省农户的调查数据,实证检验土地流转后农户影子工资的变化情况。

## 二、理论模型构建

本文理论模型仍沿用姚洋(1999, 2000)所提出的前提条件,即非农部门的就业机会(就业时间)受制度限制。该假设之所以具有一定的合理性,是因为中国的户籍制度事实上依然存在,农户向城市举家迁移非常困难,而且农业转移的劳动力在非农部门的就业以制造业、建筑业以及餐饮服务业等体力劳动为主,在年轻时比较容易就业,到中老年时就业机会明显减少,甚至可能会返回农村。

在构建模型时,本文将农户整体设定为一个效用函数 $U$ ,并由农户收入 $y$ 和闲暇时间 $l$ 构成。农户收入来源于农业生产、土地租赁和非农劳动<sup>①</sup>三部分,并与土地和劳动时间构成约束条件。农户的效用最大化可以表示为:

$$\text{Max } U = U(y, l) \quad (1)$$

$$\text{s. t. } y = pQ(L_A, T_A) + I^{\text{out}}(r - TC^{\text{out}})T_1 - I^{\text{in}}(r + TC^{\text{in}})T_2 + wL_w \quad (2)$$

$$\bar{L} = L_A + L_w + l \quad (3)$$

$$\bar{L}_w^0 \geq L_w \quad (4)$$

$$T_A = \bar{T} + T_2 - T_1 \quad (5)$$

其中: $U$ 为农户的效用函数( $U_y > 0, U_l > 0, U_{yy} < 0, U_{ll} < 0$ ); $y$ 为农户收入; $l$ 为闲暇时间; $Q$ 为农业生产函数; $p$ 为农产品的销售价格; $L_A$ 为农业劳动时间; $T_A$ 为土地面积; $I^{\text{out}}$ 为转出的虚拟系数(转出=1,其他=0); $I^{\text{in}}$ 为转入的虚拟系数(转入=1,其他=0); $r$ 为土地流转地租; $TC^{\text{in}}$ 为土地转入的交易费用; $TC^{\text{out}}$ 为土地转出的交易费用; $r - TC^{\text{out}}$ 为土地转出实际地租; $r + TC^{\text{in}}$ 为土地转入实际地租; $T_1$ 为土地的转出面积; $T_2$ 为土地的转入面积; $\bar{T}$ 为农户承包的土地面积; $w$ 为非农劳动市场工资; $L_w$ 为非农就业时间; $\bar{L}$ 为农户的总时间; $\bar{L}_w^0$ 为非农就业时间的上限。

在农户效用函数下,对 $L_A$ 的一阶条件(F.O.C)可以用以下公式来表示:

$$U_y pQ_{L_A} - U_y w + \lambda \leq 0 \quad (6)$$

$\lambda$ 为式(4)中关于非农就业时间限制条件下的拉格朗日系数。将农户的影子工资( $w_s$ )定义为:

$$pQ_{L_A} \leq w - \frac{\lambda}{U_y} \equiv w_s \quad (7)$$

通过对式(7)求关于 $L_A$ 的偏微分可以得到:

$$\frac{\partial w_s}{\partial L_A} = \frac{\lambda}{U_y^2} U_{yy} (pQ_{L_A} - w) \geq 0 \quad (8)$$

① 在本文中,非农劳动收入主要是指工资性收入。

在以上公式推导的基础上,本文借助图1进一步说明  $w_s$ 、 $w$  和  $L_A$  之间的关系。在图1中,竖轴代表工资或劳动边际生产率,横轴代表农业劳动时间。如果劳动力市场是完全的,则农业劳动时间为  $L_{A0}$ ,由市场工资曲线与农业劳动边际收益曲线相交的  $A'$  点决定。然而,现实中的劳动力市场不完全,因此,农业劳动时间  $L_{A0}$  由影子工资曲线与农业劳动边际收益曲线相交的  $A$  点决定,从图1可看出  $L_{A0} > L_{A0}'$ 。

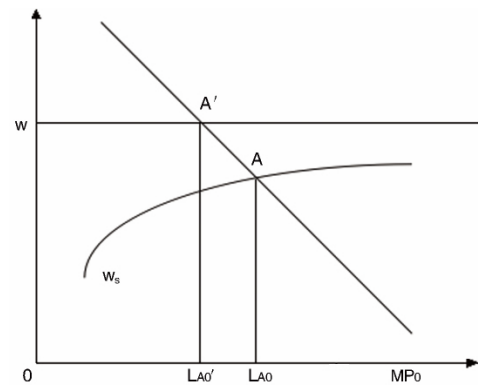


图1 不完全劳动力市场下的农业劳动时间

对于土地的流转方式,姚洋(2000)认为,农民在做选择时,首先会比较土地边际收益与实际地租的大小,土地流转的三种方式需要满足以下条件:

- 土地转出 ( $T_1 > 0$ ):  $pQ_{TA} < (r - TC^{out})$
- 自给自足 ( $T_1 = T_2 = 0$ ):  $r - TC^{out} \leq pQ_{TA} \leq (r + TC^{in})$
- 土地转入 ( $T_2 > 0$ ):  $pQ_{TA} > (r + TC^{in})$

(9)

从上式可以看出:当土地的边际产出高于转入土地的成本时,农民会选择转入土地进行农业生产;当土地的边际产出低于转出土地的收益时,农民会选择转出土地,参与非农就业;当土地的边际产出高于转出收益却小于转入成本时,农民会选择进行自给自足的生产方式。

在上述条件的基础上,本文首先考察土地转入后,农户影子工资的变化情况。将公式(7)用土地转入面积( $T_2$ )进行偏微分,进而导出以下关系(假设  $pQ_{TA} > (r + TC^{in})$ ):

$$\frac{\partial w_s}{\partial T_2} = - \left( \frac{\frac{\partial \lambda}{\partial T_2} U_y - U_{yy} [pQ_{TA} - (r + TC^{in})] \lambda}{(U_y)^2} \right) = - \frac{U_{yy} [pQ_{TA} - (r + TC^{in})]}{U_y} \left\{ w - \frac{\lambda}{U_y} \right\} \geq 0$$

从上式可以看出,对于土地转入户,其转入的土地面积越大,影子工资曲线就越高并越接近市场工资曲线(如图2所示),其与农业劳动边际收益曲线的交点也就越高(从A点移至C点)。另外,随着土地面积的扩大,农业劳动边际收益曲线也会向上移动,因此,转入户最终的影子工资在两条曲线共同的作用下达达到更高水平(从C点移至B点)。

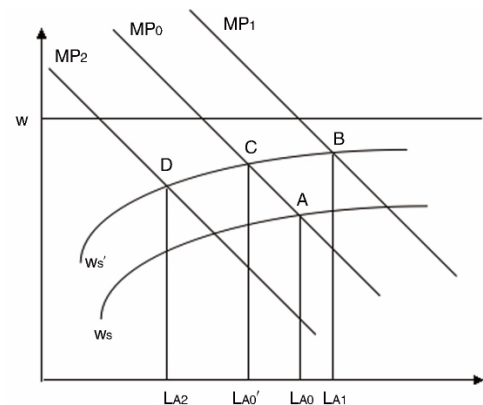


图2 土地流转对影子工资的作用

接着考察土地转出后,农户影子工资的变化情况。将公式(7)用土地转出面积( $T_1$ )进行偏微分,进而导出以下关系式(假设  $pQ_{TA} < (r - TC^{out})$ ):

$$\begin{aligned} \frac{\partial w_s}{\partial T_1} &= - \left( \frac{\frac{\partial \lambda}{\partial T_1} U_y - U_{yy} [-pQ_{TA} + (r - TC^{out})] \lambda}{(U_y)^2} \right) \\ &= - \frac{U_{yy} [-pQ_{TA} + (r - TC^{out})]}{U_y} \left\{ w - \frac{\lambda}{U_y} \right\} \geq 0 \end{aligned}$$

从上式可以看出,与土地转入一样,土地转出的面积越大,影子工资曲线也越高并越接近市场工资曲线(如图2所示),其与农业劳动边际收益曲线的交点也就越高(从A点移至C点)。但与土地转入情况不同的是,随着土地转出面积的增大,农业劳动边际收益曲线会向下方移动。因此,转出户最终的影子工资(D点)的高低与初始均衡状态(A点)相比并不确定。当影子工资曲线上升的幅度相对于农业劳动边际收益曲线较大时,转出户最终的影子工资(D点)高于初始均衡状态(A点);当影子工资曲线上升的幅度相对于农业劳动边际收益曲线较小时,转出户最终的影子工资(D点)低于初始均衡状态(A点)。

从以上的比较静态分析可以看出,土地边际收益高于转入成本的农户可以通过转入土地来增加其影子工资,缩小影子工资与市场工资的差距,而农户转出土地后,其影子工资的增加与否并不确定。

### 三、数据描述与计量模型

#### (一) 数据基本情况分析

本文数据来自 2012 年在江苏省无锡、南通和盐城市的农村入户调查,每个地区随机选择两个镇并各 2-3 个样本村,调查对象为种植业农户,调查内容包括家庭成员基本情况、非农就业情况、土地流转情况、种植业经营情况、家庭收支状况等。调研共获得有效样本 446 份,其中转入户、转出户和未流转户分别占总样本的 11.7%、21.3% 和 67.0%。

调查样本的基本情况如

表 1 农户基本情况

	未流转户		转入户		转出户	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
户主年龄(周岁)	56.96	10.37	54.48	9.72	57.36	10.68
受教育程度(年)	7.07	3.27	6.9	3.85	7.81	3.28
非农程度	2.29	1.18	1.62	0.95	2.56	1.7
承包面积(亩)	3.71	2.16	5.04	4.02	3.05	1.67
土地面积(亩)	3.71	2.16	37.69	43.74	1.28	0.79
中间要素投入(元)	2212.44	1773.14	48692.6	104038.1	520.63	658.59
劳动投入(日)	40.28	21.21	464.96	525.63	19.76	9.81
农业毛收入(元)	6525.17	5778.77	104195.8	154199.6	1717.82	1869.24

注: 非农程度: 1 = 只务农; 2 = 务农为主, 农闲打工; 3 = 打工或经商为主, 农忙时帮忙; 4 = 完全不务农。

表 1 所示。就户主的基本特征而言,平均年龄均在 50 岁以上,且文化程度偏低,其中,转出户的平均年龄、受教育程度和非农程度较高,而转入户的平均年龄、受教育程度和非农程度较低。从土地情况来看,转入户承包面积最大,平均超过 5 亩,转出户最小,仅为 3 亩,未流转户平均承包面积为 3.7 亩,介于两者之间,而流转后的面积则呈现出更大的差距。从农业的投入产出来看: 转入户的生产方式是高投入高产出,各要素投入及农业毛收入均高出未流转户 10 倍以上; 而转出户则是低投入低产出,其各要素投入均明显低于未流转户,最终的农业毛收入不及未流转户的 1/3。

#### (二) 计量模型

由于很难直接估算出农户的影子工资,因此,本文采用农业生产的边际劳动收益作为影子工资的代理变量(如公式(7)所示)。首先,参考柯布-道格拉斯生产函数,估计土地不同流转方式农户的产出函数。具体计量模型如下:

$$\ln Y_h = \alpha_h + \beta_1 \ln L_h + \beta_2 \ln T_h + \beta_3 \ln M_h + \sum_j \gamma_j V_j + \varepsilon_h \quad (10)$$

其中:  $Y$  为农业毛收入(不包括畜牧业和水产业);  $L$  为农业劳动投入日数(家庭成员和雇佣劳动者的农业劳动日数合计);  $T$  为土地面积(承包面积 + 转入面积 - 转出面积);  $M$  为中间要素投入(农药、肥料购买、灌溉、农业机械耕作等费用的合计);  $V$  为“地区”虚拟变量;  $\varepsilon$  为误差项。

其次,计算农户的边际劳动收益。具体公式如下:

$$\frac{\partial Y_h}{\partial L_{hA}} = MPL_h = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln L_A} \times \frac{Y_h}{L_{hA}} = \beta_1 \times \frac{Y_h}{L_{hA}} \quad (11)$$

土地边际收益的计算与劳动边际收益一样,用生产函数估计出的土地投入减收益弹性与平均土地收益相乘而得。

最后,利用明瑟工资方程估计农户的工资性收入。由于农户在决定是否进入非农劳动力市场时可能会存在自我选择性偏差,因此本文采用 Heckman 两阶段回归方法。其中,第一阶段的被解释变量为有无工资性收入,第二阶段的被解释变量为工资性收入(元/日)。具体估计方程为:

$$\ln W_i = \beta X_i + \rho \lambda_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

其中,  $W_i$  为农民的工资性收入,  $X_i$  代表农民  $i$  的人力资本,  $\lambda$  为逆米尔斯之比,  $\varepsilon_i$  为误差项。

## 四、实证结果分析

在估计农业产出函数时,由于可能存在土地流转方式的内生性问题,因此,本文同样采用 Heckman 两阶段回归方法予以控制。将农户特征(户主年龄、受教育程度、家庭人数、承包面积等)作为影响土地流转方式的解释变量进行两阶段回归后,发现逆米尔斯之比并不显著,从而可以认为内生性偏差的影响影响较小。

表2 农业生产函数估计结果

	未流转户		转入户		转出户	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
Ln 中间投入	0.365***	0.0378	0.610***	0.0899	0.519***	0.0747
Ln 劳动投入	0.260***	0.0449	0.262***	0.0600	0.199*	0.1020
Ln 土地面积	0.490***	0.0550	0.142	0.0923	0.339***	0.0845
无锡(1=是;0=否)	-0.415***	0.0486	-0.294***	0.0948	-0.477**	0.185
南通(1=是;0=否)	-0.145**	0.0639	0.108	0.214	-0.144	0.199
常数	4.471***	0.241	3.052***	0.569	3.757***	0.466
F 检验	213.45***		70.02***		35.58***	
Adj. R <sup>2</sup>	0.865		0.924		0.768	
样本量	299		52		95	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

表2给出了不同类型农户产出函数的估计结果。总体来看,三组数据均通过了 F 检验,且调整值分别为 0.865、0.924 及 0.768,表明模型拟合程度较好。从产出函数的估计结果来看:转入户的中间要素投入和劳动投入的弹性系数最高,但其土地投入弹性系数却最低且不显著,这说明土地转入后,中间要素投入与劳动投入对产出的影响增大,而土地的作用却有所下降;转入户与未流转户劳动投入的弹性系数相差不大,表明劳动投入对产出的影响在转入户与未流转户间没有差别,可能的原因在于土地转入后,农户的劳动投入(投工量)也会相应提高;转出户的劳动投入和土地投入的弹性系数虽然低于未流转户,但中间投入的弹性系数却明显高于未流转户。从地区虚拟变量的估计结果看,无锡、南通的系数基本为负,且无锡系数的绝对值较大,说明地区经济越发达,农民对农业经营收入的重视程度越低。

针对农户家庭所有劳动力,表3给出了用 Heckman 两阶段方法对明瑟工资方程的估计结果。可以看出:逆米尔斯之比并不显著,从而可以认为内生性偏差的影响较小;年龄对农户工资性收入具有显著性影响,且这种作用呈倒“U”型;受教育程度越高,农户工资性收入也越高;男性农户工资性收入显著高于女性。利用该模型,可以模拟出未参与非农工作的农户的工资性收入,从而得到所有农户的工资性收入。

表3 明瑟工资方程估计结果

	系数	标准误
年龄	0.0398***	0.00969
年龄平方	-0.000595***	0.000117
教育	0.0245***	0.00661
性别	0.336***	0.0361
常数	3.318***	0.242
$\lambda$	0.101	0.0668
样本量	1354	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

表4给出了土地转入、转出和未流转农户的影子工资与市场工资。从市场工资的估计结果看,三种类型农户之间差别不大,原因在于农户在非农市场中获得工资性收入与其个人禀赋有关,比如教育、年龄等,而与其是否流转土地关系不大。因此,本文可以直接以市场工资为标准,比较不同类型农户影子工资与市场工资的相对大小,从而得出土地流转后,农户影子工资的变化情况。首先,比较未流转户与转入户,两者的影子工资分别为 41.2 元/日与 61.7 元/日,均低于相应的市场工资。但转入户的影子工资明显高于未流转户,且其影子工资已非常接近相应的市场工资,两者之间已不存在明显差异。其次,比较未流转户与转出户,虽然理论分析并不能确定转出户的影子工资是高于还是低于未流转户,但实证结果显示转出户的影子工资仅为 16.9 元/日,远低于相应的市场工资 66.7 元/日,同时

表4 不同交易形态下的影子工资与市场工资 单位:元/日

		样本数	平均值	标准差	样本平均差检验
转入户	影子工资	52	61.70	44.42	没有显著差异
	市场工资		67.61	58.48	
转出户	影子工资	95	16.90	10.24	有显著差异 (1%水平上显著)
	市场工资		66.72	51.61	
未流转户	影子工资	299	41.16	24.06	有显著差异 (1%水平上显著)
	市场工资		63.85	40.30	

也低于未流转户的影子工资 41.2 元/日。这说明对转出户而言,农业劳动边际生产率曲线向下移动的幅度远远大于影子工资曲线向上移动的幅度。以上结果验证了土地转入面积的增加会提高农户影子工资的理论假说。

对土地边际收益和实际地租的比较结果如表 5 所示。转入户的土地边际收益为 423 元/亩,高于转入成本 320 元/亩;转出户的土地边际收益为 442 元/亩,低于转出收益 806 元/亩,且都在 1% 水平上显著,这满足了农户转入和转出土地的必要条件。但两者的数值存在较大差异,这说明土地流转市场还没有形成合理的价格机制。

表 5 不同交易形态下的土地边际收益与实际地租 单位:元/亩

		样本数	平均值	标准差	样本平均差检验
转入户	土地边际收益	52	422.98	371.4	有显著差异 (1%水平上显著)
	实际地租		319.83	388.74	
转出户	土地边际收益	95	441.86	209.44	有显著差异 (1%水平上显著)
	实际地租		806.17	253.17	

五、主要结论

随着农村劳动力的大量转移和土地市场的不断发育,土地流转日益活跃,土地资源逐渐向具有农业生产优势的大户集中。土地流转不仅改变了转入户和转出户农业经营的投入、产出,而且也对农户的影子工资产生了影响。实证结果表明:农户可以通过转入土地来增加其影子工资,从而缩小影子工资与非农劳动市场工资的差距;农户在转出土地后虽然影子工资有所下降,但其有了更多可以投入到非农劳动市场中的时间。从这个角度看,土地流转后,农村劳动力资源得到了更有效地配置。因此,合理的土地流转应该得到鼓励。然而,在土地实际流转过程中,无论转入户还是转出户的土地边际收益都与实际地租存在较大差距,说明土地流转市场还没有形成较为合理的价格机制。

因此,为了进一步促进土地流转,政府应建立健全土地流转制度,不断完善土地流转市场。具体措施为:一是制订科学的土地流转价格体系,降低土地交易成本,切实保障农民利益;二是加强对土地流转的服务,强化土地流转中心的信息收集和供需调节功能;三是建立土地流转的引导和激励机制,推进土地流转。此外,目前的户籍制度和社会保障制度仍然制约着农民的非农就业和进城定居,应继续改革现有城乡分割的就业体制,逐步完善劳动力市场,以解决土地转出户的后顾之忧。

参考文献:

包宗顺,徐志明,高珊,等. 2009. 农村土地流转的区域差异与影响因素:以江苏省为例[J]. 中国农村经济(4):23-30.

曹建华,王红英,黄小梅. 2007. 农村土地流转的供求意愿及其流转效率的评价研究[J]. 中国土地科学(5):54-60.

都阳. 2000. 影子工资率对农户劳动供给水平的影响:对贫困地区农户劳动力配置的经验研究[J]. 中国农村观察(5):36-42.

黄祖辉,陈欣欣. 1998. 农户粮田规模经营效率:实证分析与若干结论[J]. 农业经济问题(11):2-7.

贺振华. 2006. 农户外出、土地流转与土地配置效率[J]. 复旦学报:社科版(4):95-103.

金松青,Deininger. 2004. 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)(3):1003-1028.

刘凤芹. 2006. 农业土地规模经营的条件与效果研究:以东北农村为例[J]. 管理世界(9):71-81.

裴厦,谢高地,章予舒. 2011. 农地流转中的农民意愿和政府角色:以重庆市江北区统筹城乡改革和发展试验区为例[J]. 中国人口·资源与环境(6):55-60.

钱克明,彭廷军. 2014. 我国农户粮食生产适度规模的经济学分析[J]. 农业经济问题(3):4-7.

石晓平,胡海如. 2013. 农地经营规模与农业生产率研究综述[J]. 南京农业大学学报:社会科学版(2):76-84.

谭丹,黄贤金. 2007. 区域农村劳动力市场发育对农地流转的影响:以江苏省宝应县为例[J]. 中国土地科学(6):64-68.

王忠林,韩立民. 2009. 滕州市推进农村土地流转的实践及启示[J]. 农业经济问题(2):77-80.

许恒周,郭玉燕. 2011. 农民非农收入与农村土地流转关系的协整分析:以江苏省南京市为例[J]. 中国人口·资源与环境(6):61-66.

姚洋. 1999. 非农就业结构与土地租赁市场的发育[J]. 中国农村观察(2):18-23.

姚洋. 2000. 中国土地制度:一个分析框架[J]. 中国社会科学(2):54-65.

钟涨宝,汪萍. 2003. 农地流转过程中的农户行为分析:湖北、浙江等地的农户问卷调查[J]. 中国农村观察(6):55-64.

邹秀清. 2008. 农户耕地流转行为的实证分析:基于赣、苏、桂三省 537 份农户的问卷调查[J]. 江西财经大学学报(6):50-52.

(下转第 64 页)

