

DOI: 10.19361/j.er.2017.05.12

# 土地流转对农户收入 增长及收入差距的影响

——基于8省农户调查数据的实证分析

史常亮 栾江 朱俊峰 陈一鸣\*

**摘要:** 本文基于全国8省农户微观调研数据,在综合考虑样本选择偏差和异质性的基础上,使用内生转换回归(ESR)模型估计了土地流转对农户家庭收入的影响。结果表明:实际发生土地流转的农户通过土地流转使家庭总收入和人均收入分别提高了27.3%和33.3%。进一步地,本文借鉴Fields分解法的思路,估计了土地流转对农户收入差距的影响。结果表明:土地流转扩大了农户间收入差距,其中,对农户家庭总收入差距的贡献率达到23.1%,对人均收入差距的贡献率达到29%。但是,通过进一步讨论我们发现,如果提高非流转农户参与土地流转的比重,收入差距将会缩小。因此,政府未来应着力提高农户土地流转的参与程度,尤其是让更多的低收入农户有能力参与土地流转。

**关键词:** 土地流转; 农户收入; 收入差距; 内生转换回归; Fields分解法

## 一、引言

提高农民收入是中央“三农”工作的重中之重。但是从我国经济发展进入新常态以来,随着经济下行压力的加大,农民收入增长已呈现明显放缓的趋势。2011年,农民人均纯收入较上年实际增长11.4%,而到2012年、2013年和2014年,这一增速已分别回落至10.7%、9.3%和9.2%。<sup>①</sup>与此同时,收入差距扩大的问题正从城乡收入分配向农村内部拓展,且呈不断拉大的趋势。2000-2014年,我国农民内部20%的高收入人群和20%的低收入人群间的收入差距,已由6.47倍扩大到8.65倍,十几年间扩大了2.18倍。<sup>②</sup>另据华中师范大学中

\* 史常亮,中国农业大学经济管理学院,邮政编码:100083,电子信箱: scl2313@126.com; 栾江(通讯作者),中共天津市委党校经济学教研部,邮政编码:300191,电子信箱: luan529@126.com; 朱俊峰,中国农业大学经济管理学院,邮政编码:100083,电子信箱: zhujunf501@sina.com; 陈一鸣,天津大学教育学院,邮政编码:300384,电子信箱: yiming\_2000@163.com。

本文得到国家自然科学基金项目“粮食市场化改革以来农户粮食经营行为对粮食市场的影响研究”(项目编号:71273262)、粮食公益性行业科研专项“粮食收获环节损失浪费调查评估研究”(项目编号:201513004-2)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵建议和编辑老师的辛勤工作,当然文责自负。

①数据来源:中华人民共和国国家统计局。

②《发改委官员:收入差距在扩大 高低倍差超10倍》,载中华网,2016-04-11, [http://news.china.com/domestic/945/20160411/22403496\\_1.html](http://news.china.com/domestic/945/20160411/22403496_1.html)。

国农村研究院的调查,中国农村居民基尼系数在2011年已达到0.3949,正逼近0.4的国际警戒线。<sup>①</sup>农民收入增速放缓、农村内部收入差距扩大的隐忧值得警惕。

十八届三中全会以来,中央开始推动以农村土地经营权流转为核心的农村土地制度改革,旨在促进农业适度规模经营和农民收入增长。据农业部统计,截至2015年底,全国家庭承包耕地流转面积已达4.47亿亩,占家庭承包经营耕地总面积的33.3%,比2008年提高25.4个百分点。<sup>②</sup>2016年,中央又将“稳定农村土地承包关系,完善土地三权分置办法”、“依法推进土地经营权有序流转”写入“十三五规划纲要”和“一号文件”中。那么,目前的土地流转市场到底能在多大程度上提高农民收入?这一新的农地制度安排会对农民收入差距产生怎样的影响?在推进农村土地制度改革过程中,这些关键性问题值得我们深入研究。

应当指出,虽然近年来我国农村土地流转规模有所扩大,农户的土地流转市场参与率有所提高,但是人们对土地流转的增收效果以及是否应该流转还存在争议。一些学者认为,现行土地市场并没有起到很好的优化农地资源配置的作用(何欣等,2016),因此也就很难起到提高农民收入的作用(廖洪乐,2003);甚至由于现阶段的土地流转不是在农村劳动力充分发挥了比较优势的基础上进行的,反而还可能降低农民收入(彭代彦、吴扬杰,2009)。但是,也有一些研究认为,土地流转市场的有效运作,有利于土地向生产效率高的农户手中集中(史常亮等,2016),不仅可以实现农地资源的优化配置,而且参与流转的农户家庭福利水平也可以得到改善(金松青、Deininger,2004)。土地流转能显著提高农户家庭的收入水平(Deininger and Jin,2005;王春超,2011;侯建昀等,2016)。

要准确估计土地流转的收入效应,首先需要考虑农户在参与土地流转时存在的“自选择”问题。这在上述文献中并没有得到很好的解决。近年来,有学者意识到这一问题,并借助倾向得分匹配(Propensity Score Matching,PSM)方法来予以处理(陈飞、翟伟娟,2015;冒佩华、徐骥,2015),但不同研究得到的结果仍然存在较大出入。这与该方法固有的缺陷有关:PSM估计主要基于可观测解释变量,因此其只控制了可测变量的影响;如果存在依不可测变量选择,则PSM报告的结果将是有偏的。

在土地流转对农户收入差距的影响方面,已有研究结论同样存在较大分歧。一种观点认为,农村土地流转市场发育能够在公平和效率两个方面都有正面的贡献,贫困农户可以通过土地流转获得土地,从而登上社会分层的阶梯(Deininger and Jin,2005)。Zhang(2008)对浙江省的实证分析发现,土地在农户间的自由流转不仅降低了农村收入不平等,而且对于非农就业造成的收入差距也能在一定程度上予以缓解。然而,也有学者对土地流转在缓解农村收入不平等方面的作用提出质疑,认为农村土地市场发育不仅无助于农村贫困的缓解(田传浩、贾生华,2008);而且由于相比低收入农户,土地流转更有利于高收入农户收入的增长,因此反而会加剧农户内部收入差距扩大的趋势(韩菡、钟甫宁,2011;朱建军、胡继连,2015)。

<sup>①</sup>《农民基尼系数提升 警惕底层沦陷》,载人民网,2012-08-23,http://finance.people.com.cn/n/2012/0823/c70846-18813474.html。

<sup>②</sup>《农业部:截至去年底 全国家庭承包耕地流转面积 4.47 亿亩》,载中国经济网,2016-08-10,http://www.ce.cn/cysc/newmain/yc/jsxw/201608/10/t20160810\_14722979.shtml。

作为对已有文献的补充,本文的主要研究工作与贡献是:第一,考虑到农户在参与土地流转时存在的自选择问题以及参与和未参与土地流转的农户之间存在较大的异质性,本文采用内生转换回归(Endogenous Switching Regression,ESR)模型来估计农户参与土地流转的实际收益。第二,基于ESR模型回归结果,使用Fields回归分解方法和分位分析方法进一步考察土地流转对农户收入差距的影响。本文其余部分安排如下:第二部分从理论层面阐述土地流转对农户收入增长和收入差距的影响机理,并提出研究假说;第三部分介绍本文数据来源并进行统计描述;第四部分为研究方法和模型介绍;第五部分为模型结果分析;最后总结全文并讨论政策含义。

## 二、理论分析与假说

### (一) 土地流转与农户收入增长

由于农户家庭收入来源的多样性,土地流转对农户收入的影响也是多方面、多渠道的。对于转入土地的农户来说,由于经营的土地面积扩大,可以对土地进行规模集约化耕种,不仅有利于充分利用已有的劳动力、农业生产性资产等生产要素,而且有助于降低农业生产成本和交易成本,家庭农业经营性收入也将随之增加。对于转出土地的农户而言,在获得稳定、持续的土地转让收益(财产性收入)的同时,通过将更多的家庭劳动力投入到非农部门工作,还可以获得较高的非农工资性收入以增加家庭收入。此外,一些地方政府为促进土地流转,往往对流转土地的农户给予一定的奖励和补贴,这会提高参与土地流转的双方农户的转移性收入。

基于两种不同的增收途径考虑,农户会根据自身特征及比较优势,选择收益最大化的土地流转行为。例如,对于愿意从事农业生产(农业生产率高)的农户,会选择转入土地,通过更规模化地耕种土地来获得更高水平的农业经营性收入,家庭总收入水平将因此得到提高;对于不愿意从事农业生产(非农生产率高)的农户,会选择转出土地,从而既可以解放劳动力从事非农工作,增加家庭的非农收入,还可以通过出租土地获得租金等财产性收入,家庭总收入水平也会因此得到提高;对于那些认为土地流转不会给他们带来显著收益(非农生产率接近农业生产率)或认为土地流转成本较大(流转风险较高)的农户,则会选择不参与任何土地流转活动,其家庭绝对收入水平将保持不变。据此,我们有如下推论:

假说1:相较于未参与土地流转的农户家庭,参与土地流转的农户家庭的总收入水平将有显著提高。

### (二) 土地流转与农户收入差距

“流转”即“交易”。土地流转拓宽了农民增收的渠道,转出方和转入方都可以实现更大的权益。但是,由于交易成本的存在,并非所有农户都能够如愿参与到土地流转市场中来(金松青、Deininger,2004)。特别是对于那些在资金、技术和人力资本等方面没有优势的低收入农户,一方面由于收入水平相对较低,他们没有能力从土地流转市场中转入土地,或者即使能够转入土地,受限于自身资本约束,也难以发挥土地规模经营和集约经营的优势;另一方面,从土地转出的角度看,对于这部分农户,土地不仅相当于生产要素,更是生活保障基础,因此,即使有充足的非农就业机会,他们也可能选择不会转出土地。与之相反,对于那些

在资金、技术和人力资本等方面占优的农户,由于收入水平相对较高,他们不仅更有能力从土地流转市场中获得更多的土地,从土地集中和规模化经营中获益;而且可以通过参与土地流转进一步优化其资源配置,从而更大程度地发挥其比较优势,获得更高收入水平。

可见,相比高收入农户,低收入农户无论是转入还是转出土地,都不具有优势,他们在土地流转市场中处于不利地位,不仅参与土地流转的可能性更低,而且从土地流转中的获益也最小。正因为土地流转对高、低收入农户的收入增长会产生不同的影响,从而对农户间收入差距将具有加剧效应。据此,提出本文的第2个待检验假说:

假说2:与低收入农户相比,土地流转更有利于高收入农户收入的增长,土地流转加剧了农户间的收入差距。

### 三、数据来源与描述统计

#### (一) 数据来源

本文使用的数据来自课题组在2013年7-8月对黑龙江、河南、湖北、浙江、山东、广东、山西、云南8省所做的农户问卷调查。调查方案遵循随机抽样的原则:首先在确定的样本县内,按照人均工业总产值高、中、低三类各随机抽取1个乡;然后在每个乡内,按照村人均纯收入从高到低随机抽取3个村;最后在每个村随机抽取8个左右农户调查。根据上述抽样方法,本项目共调查了16个县48个乡144个村的980个农户。调查内容包括农户2012年家庭人口基本特征、就业、耕地经营、农业生产以及收入与消费方面的信息。在实证分析前,我们剔除了部分未进行农业生产和关键指标数据缺失严重、异常的样本,最终筛选出930个有效的农户样本。其中,没有进行过土地流转的农户为572个,占样本总数的61.5%;进行了土地流转的农户有358个,占38.5%。

#### (二) 变量定义与描述统计

表1为本文使用的所有变量及相应的描述统计。2012年样本农户平均家庭总收入为3.57万元,其中非农收入构成家庭收入的主要来源,占70.66%,农业收入仅占到22.88%。2012年样本农户家庭人均收入为7800.46元,与同期国家统计局公布的农村人均7917元的收入水平基本吻合。<sup>①</sup>从土地经营情况来看,样本农户平均每户经营土地面积17.27亩,其中转入地约占到52.46%。也就是说,每个农户所经营的耕地中,平均有一半是流转来的。在家庭人口上,样本农户平均家庭规模为4.49人,相当于二代户即夫妻两人加两个孩子,这一规模要高于同期国家统计局公布的3.02人/户的全国平均家庭规模,<sup>②</sup>这可能与农村自1984年起实施的“一孩半”政策有关。从劳动力外出情况来看,样本农户家庭平均外出人数为1.40人,符合当前农民工外出的实际情况,也就是夫妻一方外出务工,另一方留守负责照顾家庭、抚育孩子和照料农业生产。样本劳动力平均受教育年限较低,仅为8.07年,相当于初中文化水平。

<sup>①</sup>数据来源:中华人民共和国国家统计局。

<sup>②</sup>《中国已是平均家庭规模较小国家》,载中国日报网,2014-05-14, [http://www.chinadaily.com.cn/dfpd/dfjyzc/2014-05-14/content\\_11698928.html](http://www.chinadaily.com.cn/dfpd/dfjyzc/2014-05-14/content_11698928.html)。

表 1 变量定义及描述统计

变量	变量定义	平均值	标准差
家庭总收入	2012 年农户家庭总收入(元)	34 435.13	41032.51
其中:			
农业净收入	农业总收入减去生产投入之差(元)	8 158.53	25 634.59
非农收入	非农工资收入和自营工商业收入(元)	25 202.28	17 523.01
其他收入	包括财产性收入、政府种粮补贴、其他转移性收入(元)	1 074.32	2 729.33
家庭人均收入	家庭总收入/家庭人口总数(元/人)	7 800.46	18 346.42
经营土地总面积	当前实际耕种土地面积(亩)	17.27	31.45
经营土地块数	当前实际耕种土地地块数(块)	2.78	0.86
承包地面积	从村集体分配承包到的土地面积(亩)	8.51	13.45
流转土地面积	家庭转入和转出土地面积之和(亩)	9.36	16.24
其中:			
转入土地面积	家庭流入土地面积(亩)	9.06	6.98
转出土地面积	家庭流出土地面积(亩)	0.30	1.75
农业生产性支出	用于农业生产的资金支出,包括种子、化肥、农药、机械(租赁)等支出(元)	8 081.25	7 190.44
家庭人口规模	家庭人口总数(人)	4.49	1.49
家庭劳动力数量	16-65 岁之间劳动年龄人口数(人)	3.50	1.74
其中:			
务农劳动力数	全年累计从事农业生产超过 6 个月的劳动力数量(人)	2.10	0.81
打工劳动力数	全年累计在外务工 6 个月以上的劳动力数量(人)	1.40	1.48
劳动力平均年龄	家庭劳动力平均年龄(岁)	38.10	19
劳动力平均受教育年限	家庭劳动力受教育年限平均值(年)	8.07	1.3

注: 根据样本数据计算整理而得。

### (三) 不同流转类型农户家庭特征统计

为了确定农户土地流转决策的影响因素及参与流转后的收益大小,在表 2 中给出了流转户与非流转户各项经济指标的统计描述。首先,流转农户的家庭总收入和人均收入明显要高于非流转农户,二者的家庭总收入差值为 6 842.37 元,人均收入差值为 1 650.42 元。进一步将土地流转划分为土地转入和土地转出来看,转入户通过更规模化地耕种土地获得了较高的农业生产经营性收入,其平均农业收入达到近 1.7 万元,分别是转出户和非流转农户的 7.2 倍、3.4 倍;而转出户在获得较高的非农工资性收入(分别是转入户和非流转农户的 1.6 倍、1.4 倍)的同时,还通过出租土地获得了一定的财产性收入,其家庭总收入和人均收入水平也相对较高。

其他家庭特征方面,在土地经营规模上,土地流转在促进农户土地规模经营的同时,也提高了土地的连片程度。我们看到,流转农户的土地经营面积(33.55 亩)要显著高于非流转农户(7.08 亩),但前者的经营地块数(2.23 块)却明显低于后者(3.12 块)。在家庭人口和劳动力就业方面,非流转农户的平均家庭规模和劳动力数量均高于流转农户。结合前面的分析,这表明虽然非流转农户拥有更多的劳动力资源,但是劳动生产率水平却偏低。这一方面与非流转农户的劳动力人力资本质量较低有关,非流转农户劳动力平均受教育年限仅为 7.91 年,低于流转农户(8.33 年);另一方面也与非流转农户的人地比例不合理有关。非流转农户每亩耕地投入劳动力数量为 0.3 人,远高于流转农户(0.06 人/亩)。在农业投入方面,

流转农户的农业生产性资金投入总量虽然比非流转农户高出不少,但亩均投入量却低很多,说明土地流转还有利于节约生产成本。以上事实说明,土地流转使得农户家庭要素资源配置更加有效率。

表2 流转户与非流转户家庭特征变量统计

项目	非流转农户	流转农户	转入户	转出户
家庭总收入	31 031.30	39 873.67	40 292.72	38 662.08
其中:				
农业净收入	5 017.05	13 177.89	16 926.01	2 340.93
非农收入	25 199.94	25 206.03	21 820.59	34 994.37
其他收入	814.31	1 489.75	1 546.12	1 326.78
家庭人均收入	7 165.14	8 815.56	8 740.29	9 033.20
经营土地总面积	7.08	33.55	43.97	3.44
经营土地块数	3.12	2.23	2.24	2.19
承包地面积	7.08	10.80	12.30	6.46
流转土地面积	0.00	24.31	31.67	3.02
其中:				
转入土地面积	-	23.53	31.67	-
转出土地面积	-	0.78	-	3.02
农业生产性支出	4 164.82	14 338.79	18 480.07	2 365.07
家庭人口规模	4.61	4.31	4.40	4.28
家庭劳动力数量	3.66	3.24	3.15	3.50
其中:				
务农劳动力数量	2.12	2.06	2.20	1.67
打工劳动力数量	1.54	1.17	0.95	1.82
劳动力平均年龄	37.12	39.66	40.73	36.56
劳动力平均受教育年限	7.91	8.33	8.17	8.80
样本数	572	358	266	92

注:根据样本数据计算整理而得。

#### (四) 农户家庭收入差距统计

表3为不同收入分位区间的样本农户家庭特征统计结果。其中最后一栏给出了按照家庭总收入和人均收入计算的基尼系数,分别为0.47和0.49,略高于2012年全国0.474的居民收入基尼系数<sup>①</sup>,超过了0.4的国际警戒线。其中,收入水平最低的20%的低收入人群的家庭收入和人均收入占比均为2%,而收入水平最高的20%的高收入人群的家庭收入和人均收入占比分别为49%和48%。总体来看,样本农户之间收入差距较大。

随着农户收入分位的提高,参与土地流转的农户数量和比重随之上升。其中,在总收入水平最低的20%的农户中,仅有20.97%的农户参与了土地流转,而在总收入水平最高的20%的农户中,参与土地流转的农户比例达到了48.92%;在人均收入水平最低的20%的农户中,仅有20.43%的农户参与了土地流转,而在人均收入水平最高的20%的农户中,参与土地流转的农户比例达到了60.75%。其他可能对收入差距产生影响的因素中,家庭经营土地面积、农业生产性经营支出、家庭劳动力数量、劳动力平均受教育年限,也都体现出随着收入分位数提高而上升的趋势。

<sup>①</sup>《国家统计局首次公布2003至2012年中国基尼系数》载人民网 2013-01-18 <http://politics.people.com.cn/n/2013/0118/c1001-20253603.html>。

表 3 不同收入分位区间农户家庭特征统计

变量	农户家庭总收入(人均收入) 区间				
	<20%	20%-40%	40%-60%	60%-80%	>80%
收入所占比例	2% (2%)	8% (9%)	16% (17%)	25% (24%)	49% (48%)
参与土地流转农户比例	20.97% (20.43%)	34.41% (33.33%)	39.78% (37.10%)	48.39% (40.86%)	48.92% (60.75%)
经营土地总面积	8.93 (8.20)	16.95 (15.89)	19.30 (20.75)	18.47 (17.33)	22.70 (24.18)
经营地块数	3.04 (2.91)	2.73 (2.98)	3.00 (2.96)	2.71 (2.47)	2.41 (2.57)
转入土地面积	3.09 (2.55)	8.58 (7.60)	10.37 (10.72)	9.96 (10.19)	13.29 (14.23)
转出土地面积	0.13 (0.16)	0.36 (0.32)	0.26 (0.23)	0.28 (0.27)	0.47 (0.52)
农业生产性支出	2143.34 (2236.39)	8360.21 (7147.20)	9402.08 (8314.27)	10025.43 (8826.68)	10475.20 (13881.72)
家庭人口规模	4.55 (4.81)	4.40 (4.48)	4.19 (4.42)	4.52 (4.62)	4.81 (4.14)
家庭劳动力数量	3.26 (3.57)	3.19 (3.86)	3.48 (3.65)	3.72 (3.55)	3.84 (2.86)
劳动力平均年龄	37.82 (36.13)	39.97 (38.14)	38.02 (37.46)	36.97 (38.37)	37.71 (40.39)
劳动力平均受教育年限	7.83 (7.82)	7.98 (7.91)	8.01 (7.90)	8.12 (8.42)	8.42 (8.31)
样本数	186	186	186	186	186
收入基尼系数	0.47 (0.49)				

注: (1) 根据样本数据计算整理而得。(2) 括号内为按照家庭人均收入统计的结果。

#### 四、研究方法

##### (一) 内生转换回归(ESR) 模型

本文首先使用 ESR 模型对农户参与土地流转的可能收益进行测算。只考虑两种简单的情形,即参与和未参与土地流转。定义农户的收入方程为:

$$Y_i = X_i\beta_i + \delta \cdot D_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中: 被解释变量  $Y$  表示农户  $i$  的家庭收入水平,包括家庭总收入和人均收入; 向量  $X$  代表一系列影响农户家庭收入的解释变量,包括家庭规模、家庭人力资本、农地禀赋、生产性投资、家庭所在村庄特征以及地区虚拟变量等;  $D$  为农户  $i$  是否流转过土地的二值变量,其中  $D=1$  表示该农户流转过土地,  $D=0$  表示该农户从未流转过土地;  $\varepsilon$  为随机误差项。

若农户被随机地分配到流转组和非流转组中,则模型(1)中参数  $\delta$  能够精确度量农户参与土地流转对其家庭收入带来的影响。但正如前文所指出,是否参与土地流转是农户基于自身特征和比较优势分析的“自选择”,存在着一些不可观测因素,如农户的生产偏好、管理技能、进取精神等,同时影响着流转决策  $D$  与收入  $Y$ 。忽略这一问题而简单地采用 OLS 直接估计方程(1)得到的参数  $\delta$  的估计量将是偏的。

针对式(1)中的自选择问题,已有文献常使用的处理方法是 PSM,但是该方法并不能解决不可观测因素导致的遗漏变量内生问题。另外一种较为常用的方法——工具变量(IV)法虽然能够从一定程度上解决由遗漏变量产生的估计偏差,但是却没有考虑处理效应的异质

性。鉴于此,本文转而采用 Maddala(1983)提出的 ESR 模型来对方程(1)进行估计。这一方法有以下几方面的优势:第一,能够分别对参与和未参与土地流转农户的收入变量的影响因素进行考察;第二,可以将那些不可观测的偏误纳入选择模型中,以校正样本选择偏差,同时还可以估计出土地流转对不同决策状态下的家庭收入的异质性影响;第三,可以实现反事实分析。

ESR 模型通常包含了一个二元行为选择方程和两个收入决定方程,其估计思路为:第一步,使用 Logit 或 Probit 模型估计农户的土地流转选择方程;第二步,建立收入决定方程估计农户参与土地流转和未参与土地流转导致的收入差异。在本文中:

是否参与土地流转的选择方程为:

$$D^* = Z_i' \gamma + \mu_i; \quad D = 1(D^* > 0) \quad (2)$$

参与和未参与土地流转的结果方程为:

$$Y_{Ti} = X_{Ti}' \beta_T + \varepsilon_{Ti} \quad \text{if } D_i = 1 \quad (2a)$$

$$Y_{Ui} = X_{Ui}' \beta_U + \varepsilon_{Ui} \quad \text{if } D_i = 0 \quad (2b)$$

式中:  $Y_T$  和  $Y_U$  分别表示参与和未参与土地流转农户的家庭收入水平;  $D^*$  是相应于是否参与土地流转的哑变量  $D$  的潜变量; 向量  $Z$  代表影响农户决定是否参与土地流转的一组解释变量  $X$  中的一些变量(但不是全部)也包括在  $Z$  中;  $\mu$ 、 $\varepsilon_T$  和  $\varepsilon_U$  是随机误差项。

当不可观测因素同时影响农户参与土地流转的选择变量  $D$  和结果变量  $Y$  时,选择方程和结果方程中的误差项相关系数将不为零,即  $\text{corr}(\mu, \varepsilon) \neq 0$ ,这时使用 OLS 直接对方程(2a)与(2b)进行估计将产生样本选择偏差问题,得到的估计结果通常是有偏的。ESR 模型将这一问题看作数据缺失问题(不可能在某一时刻同时获取到农户  $i$  在不同选择行为下的结果  $Y_T$  和  $Y_U$ )并将基于选择方程(2)计算得到的逆米尔斯比率  $\lambda$  (inverse Mill's ratio)引入结果方程中来解决这一问题。从而,方程(2a)和(2b)变为以下形式:

$$Y_{Ti} = X_{Ti}' \beta_T + \sigma_{Tu} \lambda_{Ti} + \varepsilon_{Ti} \quad \text{if } D_i = 1 \quad (3a)$$

$$Y_{Ui} = X_{Ui}' \beta_U + \sigma_{Uu} \lambda_{Ui} + \varepsilon_{Ui} \quad \text{if } D_i = 0 \quad (3b)$$

式中:  $\lambda_T$  和  $\lambda_U$  代表了观测不到的农户的能力或者偏好带来的选择;  $\sigma_{Tu} = \text{cov}(\varepsilon_T, \mu)$  和  $\sigma_{Uu} = \text{cov}(\varepsilon_U, \mu)$  表示选择方程和结果方程误差项的协方差,如果  $\sigma_{Tu}$  和  $\sigma_{Uu}$  在统计意义上显著,那么就说明农户的土地流转参与决策与其收入相关,对于选择性的纠正是有必要的。由于修正了不可观测因素导致的选择偏误,此时得到的系数  $\beta_T$ 、 $\beta_U$  是一致的和渐进正态的,可以用来检验土地流转对农户家庭收入的影响。

在具体估计时,ESR 模型采用完全信息极大似然法(Full Information Maximum Likelihood, FIML)同时对选择方程(2)和结果方程(3a)、(3b)进行估计,改进了估计效率(Lokshin and Sajaia, 2004)。另外,为保证模型可识别,要求选择方程的向量  $Z$  中至少有一个变量不出现在收入方程的向量  $X$  中,该变量影响农户土地流转参与决策但不直接影响其家庭收入。

### (二) 基于 ESR 模型的处理效应估计方法

基于 ESR 模型(3a)和(3b),参与和未参与土地流转农户的平均收入可以表述为方程(4a)和(4b);它们的反事实收入分别是参与流转农户如果未参与土地流转时的平均收入和未参与流转农户如果参与土地流转时的平均收入,可以表述为方程(4c)和(4d)。这四个结



果变量的条件期望表述如下:

$$E[Y_{Ti} | D_i = 1] = X'_{Ti}\beta_T + \sigma_{Tu}\lambda_{Ti} \quad (4a)$$

$$E[Y_{Ui} | D_i = 0] = X'_{Ui}\beta_U + \sigma_{Uu}\lambda_{Ui} \quad (4b)$$

$$E[Y_{Ui} | D_i = 1] = X'_{Ti}\beta_U + \sigma_{Uu}\lambda_{Ti} \quad (4c)$$

$$E[Y_{Ti} | D_i = 0] = X'_{Ui}\beta_T + \sigma_{Tu}\lambda_{Ui} \quad (4d)$$

实际参与土地流转农户家庭收入的平均处理效应,即被处理组的平均处理效应(average treatment effect on the treated *ATT*)可以表述为方程(4a)与方程(4c)之差:

$$ATT = E[Y_{Ti} | D_i = 1] - E[Y_{Ui} | D_i = 1] = X'_{Ti}(\beta_T - \beta_U) + \lambda_{Ti}(\sigma_{Tu} - \sigma_{Uu}) \quad (5)$$

类似地,实际未参与土地流转农户家庭收入的平均处理效应,即未被处理组的平均处理效应(average treatment effect on the untreated *ATU*)可以表述为方程(4d)与方程(4b)之差:

$$ATU = E[Y_{Ti} | D_i = 0] - E[Y_{Ui} | D_i = 0] = X'_{Ui}(\beta_T - \beta_U) + \lambda_{Ui}(\sigma_{Tu} - \sigma_{Uu}) \quad (6)$$

### (三) 收入差距分解方法

土地流转的收入效应除了对收入水平的影响,还包括对收入差距的影响。本文借鉴Fields(2003)分解法的思路来估计土地流转对农户收入差距的贡献。该方法采用方差来衡量收入不平等程度,假设土地流转对于农民收入水平的影响效果可以表示为如下形式的回归方程:

$$\ln y_{D_i} = D_i \beta_i \quad (7)$$

(7)式中: $\ln y_{D_i}$ 表示土地流转导致的农民收入增长的部分; $D_i$ 为土地流转虚拟变量; $\beta_i$ 表示土地流转对收入的影响效应系数,当 $D_i = 1$ 时 $\beta_i = ATT$ ,当 $D_i = 0$ 时 $\beta_i = ATU$ 。

对式(7)两边求方差,得到:

$$\sigma^2(\ln y_{D_i}) = \text{cov}(D\beta, \ln y) \quad (8)$$

对式(8)两边同时除以 $\sigma^2(\ln y)$ ,可以得到:

$$s(\ln y_{D_i}) = \sigma^2(\ln y_{D_i}) / \sigma^2(\ln y) = \text{cov}(D\beta, \ln y) / \sigma^2(\ln y) \quad (9)$$

根据Fields的分解思想,式(9)中计算得到的 $s(\ln y_{D_i})$ 即为土地流转对农户收入差距的贡献度。

## 五、模型结果分析

### (一) ESR 模型结果分析

类似于冒佩华和徐骥(2015)的工作,我们将研究的重点放在农户家庭的总收入水平上;同时,为了剔除家庭人口对农户收入的影响,我们还设置了人均收入来补充检验。表4、表5分别给出了以家庭总收入对数为因变量和以家庭人均收入对数为因变量的ESR模型估计结果。从选择方程结果来看,首先,我们发现家庭劳动力数量对农户是否参与土地流转具有显著负向影响,即家庭可用劳动力越多的农户,越倾向于保留原有的土地规模。其次,劳动力平均受教育年限显著地提高了农户参与土地流转的概率。根据何欣等(2016)的研究,劳动力受教育年程度量了农户家庭从事非农生产所具有的相对优势,受教育程度较高的农民更容易获得理想的非农就业机会,因此参与土地流转以转出土地的概率也较高。另外,我们还发现家庭承包地面积越大的农户,越倾向于参与土地流转。这说明,参与土地流转的农户往往是初始农地禀赋较高的家庭,而初始农地禀赋较低的家庭却较少参与土地流转,这可能是

因为他们前期资本积累较少而导致被排斥在流转市场之外。最后,所在村庄参与土地流转的农户比例越高,该农户参与土地流转的概率越高。这启示我们,在不完全竞争的市场条件下,通过合理的制度安排促进农村土地流转市场的活跃发展,有助于增强农户的流转意愿。

再来看表4、表5左半部分的收入方程结果。家庭经营土地面积对流转农户和非流转农户的家庭总收入和人均收入均产生了显著的正向影响,且对于非流转农户的影响更大,这体现出土地仍然是当下农村居民家庭获取收入的重要手段。家庭中拥有的非农就业劳动力人数对流转农户与非流转农户的家庭总收入也有显著的正向影响。家庭中农业劳动力人数对于非流转农户的影响是显著的,但是对流转农户的影响却不显著。而家庭人口抚养比则对家庭人均收入有显著的负面影响。劳动力平均受教育年限对流转农户与非流转农户的家庭总收入和人均收入均具有显著的正向影响,且对于流转农户的影响效果更大。原因可能在于,土地流转能够一定程度上优化家庭生产资料的配置,从而有助于发挥劳动力人力资本质量对于流转农户家庭收入增长的优势。最后,农业的生产性投入对于两类农户家庭收入和人均收入都有显著影响,并且对于流转农户的影响高于非流转农户。

表4和表5最后两行的rho1和rho2为选择方程(2)和收入方程(3a)、(3b)误差项的相关系数。根据Abdulai和Huffman(2014)、Lokshin和Sajaia(2004),其经济学含义有以下三个方面:第一,rho1和rho2在统计上显著,说明样本存在自选择问题。流转农户和非流转农户的划分并非随机产生,而是农户根据流转前后的成本收益分析做出的“自选择”。如果不对这种选择进行纠正,得到的结果将是有偏的。第二,rho1和rho2的符号相反,说明农户在选择是否进行土地流转时,如果预期土地流转能够提高其收入水平则选择土地流转,反之则保持原有土地规模。第三,rho1为负,说明选择性偏差是正的,即收入水平高于平均水平的农户,参与土地流转的倾向相对较高。

表4 农户土地流转选择方程与家庭总收入方程的估计结果

变量	收入方程(因变量:家庭总收入对数)		选择方程
	流转农户	非流转农户	
经营土地面积(自然对数)	0.002 <sup>**</sup> (0.001)	0.018 <sup>***</sup> (0.005)	-
经营土地块数	-0.004(0.041)	-0.009(0.046)	-
家庭劳动力数量	-	-	-0.099 <sup>***</sup> (0.035)
务工劳动力数	0.180 <sup>***</sup> (0.052)	0.186 <sup>***</sup> (0.035)	-
务农劳动力数	0.015(0.017)	0.214 <sup>***</sup> (0.053)	-
家庭人口抚养比	-0.085 <sup>*</sup> (0.050)	-0.083 <sup>*</sup> (0.050)	0.003(0.005)
劳动力平均年龄	0.005(0.013)	0.006(0.007)	0.001(0.002)
劳动力平均年龄平方	-0.001(0.001)	-0.002 <sup>**</sup> (0.001)	-0.001(0.013)
劳动力平均受教育年限	0.076 <sup>**</sup> (0.035)	0.027 <sup>*</sup> (0.014)	0.057 <sup>***</sup> (0.011)
农业生产性投入(自然对数)	0.079 <sup>*</sup> (0.043)	0.067 <sup>**</sup> (0.031)	-
承包村集体土地面积	-	-	0.033 <sup>**</sup> (0.015)
村里参与土地流转农户比例	-	-	0.504 <sup>***</sup> (0.129)
省级虚拟变量	Yes	Yes	Yes
常数项	10.491 <sup>***</sup> (0.194)	8.115 <sup>***</sup> (0.176)	0.272 <sup>**</sup> (0.138)
rho1	-0.828 <sup>***</sup> (0.128)	-	-
rho2	-	0.290 <sup>**</sup> (0.119)	-

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

表 5 农户土地流转选择方程与家庭人均收入方程的估计结果

变量	收入方程 (因变量: 家庭人均收入对数)		选择方程
	流转农户	非流转农户	
经营土地面积 (自然对数)	0.002** (0.001)	0.013*** (0.004)	-
地块数	-0.004 (0.033)	-0.009 (0.042)	-
家庭劳动力数量	-	-	-0.102*** (0.033)
家庭人口抚养比	-0.131*** (0.050)	-0.153** (0.069)	0.003 (0.005)
劳动力平均年龄	0.005 (0.013)	0.005 (0.015)	0.001 (0.002)
劳动力平均年龄平方	-0.002 (0.030)	-0.002 (0.012)	-0.001 (0.012)
劳动力平均受教育年限	0.071* (0.039)	0.043* (0.023)	0.052*** (0.010)
农业生产性投入 (自然对数)	0.160*** (0.035)	0.095*** (0.035)	-
承包村集体土地面积	-	-	0.033** (0.015)
村庄参与土地流转农户比例	-	-	0.503*** (0.130)
省级虚拟变量	Yes	Yes	Yes
常数项	10.491*** (0.194)	8.115*** (0.176)	0.272** (0.138)
rho1	-0.510*** (0.056)	-	-
rho2	-	0.795*** (0.130)	-

注: 括号内为稳健标准误; \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

表 6 给出了农户土地流转收入效应(包括家庭总收入和人均收入)的估计结果。其中, *ATT* 的估计结果表明,对于已流转过土地的农户而言,土地流转对其家庭收入有着显著的正面影响,使其家庭总收入和家庭人均收入分别增加了 27.3% 和 33.3%。而 *ATU* 的估计结果则表明,倘若非流转农户能够有机会参与土地流转,则其家庭总收入和家庭人均收入将分别增加 23.1% 和 25.7%。两相对比后发现,不论是以家庭总收入作为结果变量还是以人均收入作为结果变量, *ATT* 均显著大于 *ATU*,说明农户会根据各自的比较优势,选择是否参与土地流转。

农户是否参与土地流转是异质性家庭“自选择”的结果,若不考虑家庭在土地流转决策选择时所具有的不同信息,将会造成选择偏差并得到不一致的估计结果。为与 ESR 模型结果相比较,我们还在表 6 中报告了使用 PSM、IV 和 OLS 的估计结果。可以看出,当存在异质性及选择问题时,直接对方程(1)使用 OLS 和 IV 都不同程度地有偏估计了土地流转的收入效应;而 PSM 由于仅控制了可测变量的影响,没有考虑模型中不可测遗漏变量导致的内生性问题,同样为农户参与土地流转的真实收益给出了一个上偏的估计。

表 6 土地流转对农户收入水平的处理效应估计结果

项目	参数	ESR	PSM	IV	OLS
家庭总收入	<i>ATE</i>	-	-	0.392** (0.184)	0.431* (0.257)
	<i>ATT</i>	0.273*** (0.126)	0.321*** (0.122)	-	-
	<i>ATU</i>	0.231*** (0.075)	0.300*** (0.113)	-	-
家庭人均收入	<i>ATE</i>	-	-	0.380* (0.204)	0.399*** (0.138)
	<i>ATT</i>	0.333** (0.149)	0.360* (0.210)	-	-
	<i>ATU</i>	0.257*** (0.059)	0.311*** (0.135)	-	-

注: (1) *ATE* (average treatment effect) 测度的是土地流转对任意样本农户家庭收入的影响,即整个样本(包括流转户和非流转户)的平均处理效应; *ATT* 测度的是土地流转对已流转过土地的农户家庭收入的影响; *ATU* 测度的是土地流转对未流转过土地的农户家庭收入的影响。(2) IV 方法实际估计的是局部平均处理效应(local average treatment effect, LATE),即由工具变量引致的内生变量变化所带来的处理效应。(3) PSM 方法使用半径匹配,匹配半径为 0.05。(4) IV 方法选择的工具变量为村内参与土地流转的农户比例。

(二) Fields 分解结果

为了得到土地流转对农户收入差距的影响,我们将表6中使用ESR模型估计的ATT结果作为式(7)中的“土地流转对收入的影响效应系数 $\beta_i$ ”代入到式(7)-(9)中进行Fields分解,结果报告在表7第一行。土地流转对农户收入差距的贡献率为正值,说明其扩大了农户间收入差距。其中,对农户家庭总收入差距的贡献率为23.1%;对人均收入差距的贡献率为29%。同理,我们也将利用PSM估计的ATT结果和使用IV、OLS估计的ATE结果代入式(7)-(9)中,得到的分解结果均高于根据ESR模型计算的分解结果。说明倘若不考虑农户参与土地流转的异质性和选择偏差问题,同样会高估土地流转对农户收入差距的贡献。

表7 土地流转对农户收入差距影响的分解结果

估计方法	家庭总收入	人均收入
ESR 模型	0.231	0.290
PSM 方法	0.259	0.314
IV 方法	0.364	0.341
OLS 方法	0.394	0.354

(三) 对收入差距影响的进一步讨论

上述结果表明,土地流转加剧了农户收入不平等。这也就意味着对于高收入农户来说,选择土地流转的收益要高于低收入农户。为验证这一推论,我们将基于ESR模型估计到的土地流转处理效应分别与农户家庭总收入对数和人均收入对数进行参数回归。

对于实际发生了土地流转的农户而言,从图1(a)和图2(a)中的拟合曲线可以看出,土地流转的处理效应随着家庭总收入和人均收入的提高而提高。意味着土地流转对高收入农户的处理效应要高于低收入农户,这显然会起到扩大收入差距的作用,与我们的预期一致。但是,从图1(b)和图2(b)中的拟合曲线可以看出,对于非流转农户而言,土地流转的处理效应随着家庭总收入和人均收入的提高而降低,说明对于非流转农户,低收入农户的土地流转处理效应要高于高收入农户。这意味着,如果非流转农户能够参与到土地流通过程中来,农户间的收入差距将能够在一定程度上缩小。

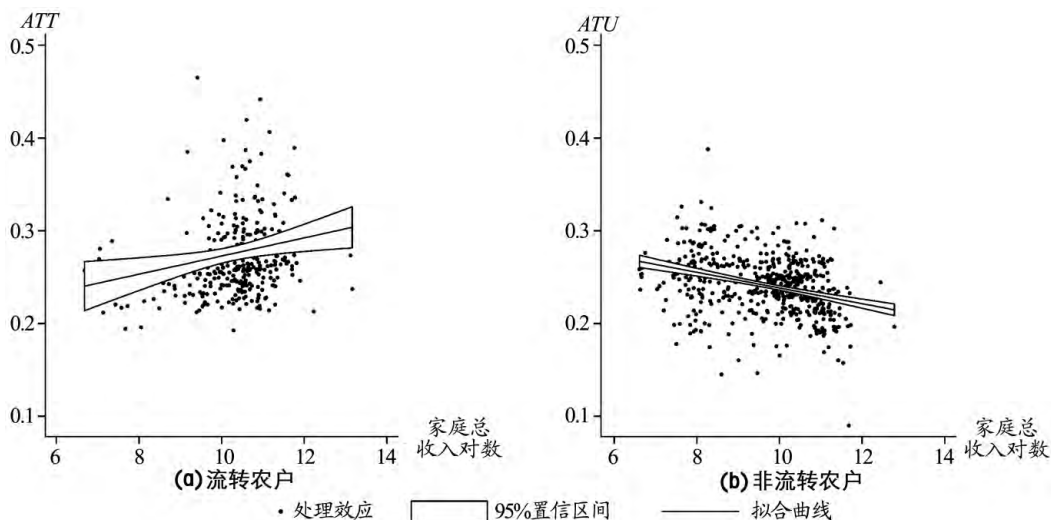


图1 不同家庭收入分位区间的土地流转处理效应

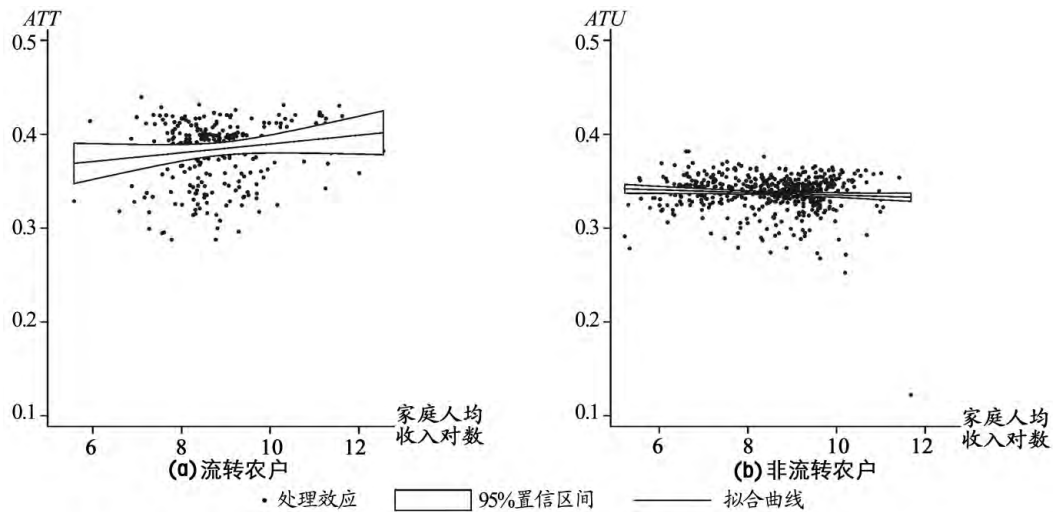


图2 不同人均收入分位区间的土地流转处理效应

为了检验上述结论的可靠性,我们还估计了不同收入分位区间的农户的土地流转处理效应,结果汇报在表8。对于参加了土地流转的农户来说,土地流转的处理效应随着分位区间的提高而提高。其中,对家庭总收入和人均收入水平最高的20%的流转农户的处理效应分别为35.1%和39.2%,而对收入水平最低的20%的流转农户的处理效应仅为16.7%和25.9%,说明土地流转扩大了农户间收入差距。对于非流转农户而言,土地流转对收入水平最低的20%的农户的处理效应为30.5%和31.6%,而对收入水平最高的20%的农户的处理效应仅为14.2%和18.4%,说明如果非流转农户能够进行土地流转,低收入农户的收入增长水平将快于高收入农户,收入差距将趋于缩小。这与之前得到的结论一致。

进一步地,我们假设所有非流转农户都参与了土地流转,在不考虑边际效应递减<sup>①</sup>的情况下,他们收入增加的幅度为表6中使用ESR模型估计的ATU。据此,我们可以得到每个非流转农户如果参与土地流转的“反事实”收入。然后根据这一“反事实”收入数据和流转农户的实际收入数据,进一步计算出在假设条件下(所有农户均参与土地流转)农户家庭总收入和人均收入的基尼系数,分别为0.40和0.38。这与之前计算得到的实际基尼系数(0.47、0.49)相比,将分别下降14.89%、22.45%。

表8 土地流转对不同收入区间农户收入的处理效应

收入区间	家庭总收入		家庭人均收入	
	ATT	ATU	ATT	ATU
<20%	0.167* (0.089)	0.305*** (0.149)	0.259 (0.209)	0.316* (0.166)
20%-40%	0.199 (0.191)	0.317* (0.172)	0.231* (0.124)	0.335*** (0.143)
40%-60%	0.309* (0.173)	0.289*** (0.100)	0.338*** (0.104)	0.285* (0.155)
60%-80%	0.287*** (0.081)	0.218* (0.111)	0.357* (0.196)	0.257 (0.169)
>80%	0.351*** (0.151)	0.142 (0.097)	0.392** (0.181)	0.184** (0.072)

注: 括号内为稳健标准误; \*\*、\*、\* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

<sup>①</sup>如果全体农户都参与土地流转,流转土地规模扩大可能降低土地流转边际效应。同样地,由土地流转促进的劳动力转移数量的增加也可能导致劳动力外出打工的边际收益下降。这都会造成流转农户与非流转农户的土地流转处理效应可能低于本文估计的水平。

以上结果表明,促进农户尤其是低收入农户积极参与土地流转,对于提高农民收入和缩小农村收入差距都具有非常重要的意义。但是现实中,一些不可避免的障碍,造成了这部分更应该进行土地流转的农户实际上却没有进行土地流转。一方面,受自身收入水平和资金条件的限制,低收入农户往往被排斥在土地流转市场之外(朱建军、胡继连,2015),导致其很难通过转入土地实现规模经营收益和收入的大幅度提高。另一方面,风险是影响农民经营决策的一个重要因素(罗明忠、张雪丽,2016),当前进行的土地流转一定程度上体现为“富农”的行动特征,收入成为约束条件(冷智花等,2015):对于高收入农户来说,进行土地流转的门槛和风险相对较低;相反,对于低收入农户而言,由于土地的社会保障作用更大,因此他们对于土地的依赖程度也更强,对参与土地流转的风险相对更为敏感。在目前我国农村土地产权尚不明晰的情况下,将不会轻易转出土地。这两方面因素都导致了低收入农户参与土地流转的概率较低,也逐步拉大了其与高收入农户之间的收入差距。

## 六、结论与启示

本文基于全国8省的农户调研数据,实证分析了土地流转对于农户收入和收入差距的影响。结果发现:第一,参与土地流转能显著促进农户家庭收入增长。其中对于已流转过土地的农户,参与土地流转为其家庭总收入和人均收入分别带来了约27.3%和33.3%的收入增幅。第二,土地流转扩大了农户间的收入差距。Fields分解结果显示,土地流转对农户家庭总收入和人均收入差距的贡献率分别为23.1%和29%。第三,对于实际发生土地流转的农户来说,高收入农户更有可能从土地流转中受益;但对于没有参与土地流转的农户来说,假如他们都进行了土地流转,那么低收入农户的家庭收入提高程度要高于高收入农户,这有利于缩小农户间收入差距。

结合以上结论,本文认为,一方面,从提高农民收入的角度,需要促进更多的农户参与土地流转;但另一方面,我们又要警惕土地流转成为农民收入差距扩大的诱因。为此,应该重点关注低收入农户的土地流转意愿,对有意参与土地流转的低收入农户提供相应的土地流转信贷支持和保障力度,便于其转入土地,同时加强事后监管,避免土地流转成为少数人的“盛宴”。

### 参考文献:

- 1.陈飞、翟伟娟,2015《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》,《经济研究》第10期。
- 2.韩菡、钟甫宁,2011《劳动力流出后“剩余土地”流向对于当地农民收入分配的影响》,《中国农村经济》第4期。
- 3.何欣、蒋涛、郭良燕、甘犁,2016《中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于2013~2015年29省的农户调查数据》,《管理世界》第6期。
- 4.侯建昀、刘军弟、霍学喜,2016《专业化农户农地流转及其福利效应——基于1079个苹果种植户的实证分析》,《农业技术经济》第6期。
- 5.金松青、Klaus 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》,《经济学(季刊)》第4期。
- 6.冷智花、付畅俭、许先普,2015《家庭收入结构、收入差距与土地流转——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的微观分析》,《经济评论》第5期。
- 7.廖洪乐,2003《农村承包地调整》,《中国农村观察》第1期。
- 8.罗明忠、张雪丽,2016《创业风险容忍及其规避:一个文献综述》,《珞珈管理评论》第1期。

9. 冒佩华、徐骥, 2015 《农地制度、土地经营权流转与农民收入增长》,《管理世界》第 5 期。
10. 彭代彦、吴扬杰, 2009 《农地集中与农民增收关系的实证检验》,《中国农村经济》第 4 期。
11. 史常亮、栾江、朱俊峰, 2016 《土地流转促进了农地资源的优化配置吗? ——基于 8 省 858 个农户样本的经验分析》,《西北工业大学学报(社会科学版)》第 4 期。
12. 田传浩、贾生华, 2008 《农地市场发育、耕地配置与反贫困——基于苏浙鲁村庄的经验》,《中国土地学会学术年会论文集》。
13. 王春超, 2011 《农村土地流转、劳动力资源配置与农民收入增长: 基于中国 17 省份农户调查的实证研究》,《农业技术经济》第 1 期。
14. 朱建军、胡继连, 2015 《农地流转的地权配置效应研究——基于 CHARLS 数据》,《农业技术经济》第 7 期。
15. Abdulai A. and W.Huffman.2014. "The Adoption and Impact of Soil and Water Conservation Technology: An Endogenous Switching Regression Application." *Land Economic* 90( 1) : 26-43.
16. Deininger K. and S.Jin.2005. "The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China." *Journal of Development Economics* 78( 1) : 241-270.
17. Fields G.S.2003. "Accounting for Income Inequality and Its Change: A New Method ,with Application to the Distribution of Earnings in the United States." *Research in Labor Economics* 22( 3) : 1-38.
18. Lokshin M. and Z.Sajaia.2004. "Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models." *Stata Journal* 4( 3) : 282-289.
19. Maddala G.S.1983. "Methods of Estimation for Models of Markets with Bounded Price Variation." *International Economic Review* 24( 2) : 361-378.
20. Zhang Q.F.2008. "Retreat from Equality or Advance toward Efficiency? Land Markets and Inequality in Rural Zhejiang." *The China Quarterly* 195( 1) : 535-557.

### Land Transaction and Farmers' Income:

#### An Analysis Based on Chinese Eight Provinces Survey Data

Shi Changliang<sup>1</sup>, Luan Jiang<sup>2</sup>, Zhu Junfeng<sup>1</sup> and Chen Yiming<sup>3</sup>

( 1: College of Economics and Management ,China Agricultural University;

2: The Economics Department ,Tianjin Communist Party College;

3: School of Education ,Tianjin University)

**Abstract:** Based on Chinese eight provinces survey data and considering the selection bias and heterogeneity of the sample ,this paper estimates the influence of rural land transaction on farmer's income by using Endogenous Switching Regression ( ESR) .The conclusion indicates that land transaction has increased households' total income and per-capital income by 27.3% and 33.3% respectively. Furthermore , using the idea of Fields decomposition method , we estimated the influence of land transaction on farmer's income inequality. The result shows that land transaction enlarge the income gap between rural households to some extent. and the contribution is 23.1% on the households' total income gap and 29% on the per-capital income gap. Finally ,we find that if the non - transaction households' could widely participate land transaction , the households' income gap will narrow down. So the government should work hard to encourage the rural households to transact land ,especially the lower income rural households.

**Keywords:** Land Transaction ,Farmer's Income ,Income Inequality ,Endogenous Switching Regression Model ,Fields Decomposition Method

**JEL Classification:** D13 ,Q15 ,Q24

( 责任编辑: 彭爽)