



农地流转对我国农民收入分配的影响研究

——基于中国健康与养老追踪调查数据

朱建军, 胡继连

(山东农业大学 经济管理学院, 山东 泰安 271018)

摘 要:农地流转已成为我国农村土地制度改革发展的一个重要方面,研究其对农民收入及收入分配的影响,对农地制度的完善具有重要意义。本文根据反事实的分析框架,基于中国健康与养老追踪调查数据,利用倾向值匹配(PSM)方法分析了农地流转对我国农民收入和收入分配的影响。通过构建多元 Probit 模型计算倾向值,依据倾向值分别对租入与未流转、租出与未流转两组农户进行匹配,得出每一个流转户的反事实收入,利用反事实收入研究发现,农地租入与农地租出均促进了农民收入的增加;通过对比流转前后农民收入分配的基尼系数发现,整体而言农地流转在一定程度上加剧了农民收入分配的不平等。

关键词:农地流转;农民收入分配;农地租赁;土地市场;倾向值匹配法

中图分类号:F301 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2015)03-0075-08

一、引言

收入和收入分配问题一直是社会经济发展的关键问题。自2004年中央一号文件聚焦三农以来,农民增收问题始终被高度关注。自20世纪70年代末以来,中国农村收入分配不平等有不断恶化的趋势,这种趋势将对中国经济和社会发展产生严重后果。^[1]根据《中国统计年鉴》的数据计算得出,农民高收入户与低收入户的人均收入的差距由2003年的5481元,一直增加到2013年的18690元。农民收入不平等程度正在急剧加深。^[2]任何收入都可分解并归之于生产要素的所有者^[3]。要想改善农民收入分配,需要有效配置其拥有的生产要素。广大农民所拥有的生产要素主要是劳动和土地,大量研究已经证明劳动力流动和非农就业促进了农民收入的提高^[4-5],也有研究发现非农生产活动缓解了农村地区的收入不平等,降低了农村的贫困化程度^[6]。而探讨土地的市场化配置与我国农民收入分配关系的研究较少,这是本研究的出发点。

我国土地资源紧缺,妥善解决土地经营的公平与效率问题,必须开辟土地使用权的市场流转机制,实现土地资源的最佳分配和使用^[7],这已经得到了一系列政策的支持。党的十七大报告明确指出,按照依法、自愿、有偿原则,健全农地流转市场;十七届三中全会具体指出,允许农民以转包、出租、互换、转让、股份合作等形式流转土地承包经营权;2012年和2013年的中央一号文件也提出引导农

收稿日期:2015-01-15

基金项目:中国博士后科学基金“农民增收视角的农地流转收入分配效应研究”(2014M560570);山东农业大学校级社科课题“农地流转、地权配置与农户收入不平等研究”(13XSKB008)

作者简介:朱建军,男,山东农业大学经济管理学院讲师,博士,主要研究方向为农村土地和农民收入。E-mail: njzhujianjun@163.com

胡继连,男,山东农业大学经济管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为资源经济。

村土地承包经营权有序流转,发展多种形式的适度规模经营;2014年的中央一号文件进一步明确了稳定农户承包权、放活土地经营权,允许承包土地的经营权向金融机构抵押融资。可见,农地流转已成为我国农村土地制度改革发展的一个重要方面,也被赋予了很多使命,其中农民增收最为重要^[8]。在对土地使用制度进一步改革以前,仔细考察改革将对农户收入、平等、投资和效率等有何影响,是十分必要的^[9]。

二、文献回顾

从理论上来说,只要是在自愿基础上所进行的流转,无论是租出土地还是租入土地,都会增加农户的效用。对于理性的农户来说,之所以租出土地,是因为其找到了工资率更高或效用更大的就业机会;之所以租入土地,是因为重新配置其拥有的农业生产要素,能够获得更多的利润。^[10]功能良好的土地租赁市场有助于以相对较低的交易成本流转土地以使其获得充分利用,有助于提高收入分配的均衡性,贫穷家庭可以通过土地租赁市场获得更稳定的生活来源,由此降低贫穷家庭的脆弱性。^[11]但实证研究结论却存在分歧。在农地流转对农民收入的影响方面,农地流转促进农民增收,减少贫困,这已被部分国外文献所验证。^[12-14]国内,李庆海等实证研究指出,无论是租出土地还是租入土地,都会增加农户纯收入。^[10]薛凤蕊等也发现,土地流转后参与农户与未参与农户相比,人均纯收入、务工收入和出租土地收入显著增加,人均种植业纯收入显著下降。^[15]但崔会的研究并未发现农地流转的增收效果^[16],田传浩等认为贫困农户并无法从农地租赁市场中获得好处。^[17]

在农地流转对农民收入分配的影响方面,一种观点认为,农地租赁市场有助于缓解收入不平等。^[18]万广华等利用农村数据实证分析认为,土地是减少收入不平等的唯一因素,但它的影响是很小的,为了加强这种影响,政策制定者需要增加土地的收益,鼓励土地在贫穷农民之间流转。^[1]Zhang基于浙江省调查数据分析发现,土地租赁市场降低了农村收入不平等,能够提高即将陷入收入分配底层的农民的收入,对于非农就业造成的收入差距也能得到缓解。^[19]邢鹂等采用贵州省贫困县的调查数据分析认为,贵州省实行的“增人不增地”模式必然会损害增加人口的少部分农户的利益,这在一定程度上加剧了目前仍以农业为主要生活来源的农户之间的收入不平等。^[20]因此,突出的土地分配不均问题会成为这些地区收入不平等问题的主要原因,地方政府如何建立健全土地市场,对于缓解收入不平等将起到重要的作用。

但也有观点认为,土地买卖、租赁市场可能牺牲小农利益,使“耕者无其田”,导致贫富差距拉大。^[21]农地租赁市场不仅会增加土地资源配置的不平等,也会增加农户收入的不平等。^[17]由于信贷配给约束,贫困人口难以通过土地租赁市场获得土地。^[22]刘鸿渊认为,立足于农村社会内部不同家庭要素禀赋结构异质性的客观现实,农地集体流转不仅难以发生交易的收益效应和拉平效应,而且还会出现收入差距加大的强化效应。^[23]韩菡等利用浙江和安徽的数据分析发现,在经济发达、非农就业机会多、单位土地收益高的地区,土地流转扩大了当地农民的收入差距;在经济欠发达、非农就业机会少、以种粮为主且不易改变种植结构的地区,土地流转则缩小了当地农民的收入差距。^[24]

农地流转对我国农民收入和收入分配的影响如何,研究结论存在分歧。因此,本研究将利用倾向值匹配的方法进一步分析农地^①流转对农民收入和收入分配的影响。

三、研究方法

现有对农民收入分配的分析主要采用两类方法:收入分解法和收入模拟法^[6]。分解法将农地流转带来的收入外在地加在家庭总收入之上,具体的做法是将家庭收入按来源划分为若干互相独立的部分,然后分别考察各部分对收入分布的影响。但该方法有一个很强的假设,即各种生产活动的参与

① 本文中的农地指的是进行农业生产的耕地。

之间是相互独立的,然而对于农村家庭来说,这个假设一般不成立。因此本研究采用收入模拟法,基于反事实分析框架,模拟出家庭在不进行农地流转情况下的收入,然后将这种模拟收入和实际观察到的收入相比较,并研究二者分布的变化,以此来考察农地流转对农民收入和收入分配的影响。基于反事实分析框架下的收入模拟比较常用的方法有两种:Heckman 两阶段法和倾向值匹配法(PSM)。朱农采用 Heckman 两阶段法分析了非农就业对农村不平等的影响^[6],但白雪梅等认为,该方法假设从事非农产业的居民和从事农业生产的居民两组收入的方差相等,这显然与事实不符^[25];李明桥采用 PSM 方法分析了农业补贴政策与农村收入不等的关系^[26];Möllers and Meyer 采用 PSM 方法分析了劳动力迁移对科索沃农村收入不平等和贫困的影响^[27]。本文将采用 PSM 方法进行分析。

1. 倾向值匹配法

要分析农地流转对农民收入和收入分配的影响,基本思路是基于反事实推断,比较事实结果与反事实结果,事实结果是基于事实上观察到的农民收入来计算收入期望值和收入不平等程度,反事实结果是基于参与农地流转的农民如果在未参与情况下的收入来计算收入期望值和收入不平等程度,将两者比较即可得到农地流转对农民收入和收入分配不平等的影响。事实结果比较容易获得,而反事实结果如何取得成为反事实推断的关键。如果农户是否参与农地流转完全是随机的,则未参与农地流转的农户收入的期望值就可以作为参与农地流转的农户的反事实收入,但现实中农户是否参与农地流转与其自身特征密切相关,农户并非被随机分配到参与流转组与未参与流转组,而是存在选择性偏差。PSM 基于倾向值为基础的匹配来处理选择性偏差,通过匹配让配对农户仅在是否参与农地流转上不同,其他方面保持相同或相似,这样就可以用未参与组的数据来模拟参与组中农户的“反事实情形”。具体步骤为:第一,通过构建 Probit 模型来计算倾向值。由于农地流转分为农地租入和租出,因此,本文参照 Lechner 的研究^[28-29],构建多元 Probit 模型分析农地流转对农民收入和收入分配的影响,因变量取值为租入、租出和未参与流转,未参与流转组作为参照组。通过对 Probit 模型的估计求得租入与租出的概率值即为倾向值。第二,依据倾向值的相似度分别对租入与未流转、租出与未流转两组农户进行匹配。具体的匹配技术有最近邻匹配、半径匹配和核匹配等。由于最近邻匹配和半径匹配技术进行匹配时,仅使用部分样本进行匹配,没有充分利用样本信息,而核匹配法作为一种非参数匹配方法,可以有效避免这一问题。因此,本研究主要采用核匹配法进行匹配,为了检验结果的稳健性,同时采用了半径匹配法。第三,匹配效果检验。倾向值匹配估计的可靠性取决于“条件独立性”是否满足,即在控制了共同支持条件以后,农户进行农地流转的可能性与农户收入是否相互独立。本文通过以下两个处理来保证这一条件得到满足:①删除处理组农户倾向评分高于对照组农户倾向评分最大值或小于其最小值的农户样本,以保证每一个处理组农户通过倾向值都能与对照组的农户匹配,同时也要保证共同支持域足够大。②运用匹配平衡性检验考察两组农户样本在匹配变量上是否存在显著偏差,若存在显著偏差则表示匹配效果不好。第四,根据匹配得出每一个流转户的反事实收入,结合未流转户的真实收入计算得出收入均值和收入不平等程度,即为在未流转假设下的反事实结果,然后与真实观察的收入计算出的事实结果进行比较,判断农地流转对农民收入和收入不平等的影响情况。

2. 收入不平等的测算方法

本文借鉴已有文献^[30],采用如下公式计算家庭人均收入的基尼系数,衡量收入不平等程度。

$$G = \frac{n+1}{n} - \frac{2}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n (n+1-i) Y_i$$

上式中,G 代表基尼系数,n 是观测对象的数目, Y_i 为家庭人均收入, μ 是 Y 的平均值, $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_i$ 代表 Y 的升序排列。

四、数据来源与变量描述

1. 数据来源

本研究的数据来源于中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Survey, 以下简称 CHARLS),CHALRS 全国基线调查于 2011 年开展,覆盖 150 个县级单位,450 个村级单位,约 1 万户家庭中的 1.7 万人^①。经过对数据的整理发现,CHARLS 共调查了农村家庭 5952 个,剔除关键数据缺失和收入明显不合理的样本,并且剔除样本数小于 10 户的村和既租入又租出的样本^②,最后得到 4565 个农户的家庭数据,分布在 220 个村,24 个省(市、自治区)^③。

2. 变量定义与描述

表 1 变量定义与描述统计结果

变量名称	变量定义	均值		
		所有家庭	租入家庭	租出家庭
家庭变量		4565	487	430
Inc	家庭人均收入,包括农业生产收入、非农经营收入、财产性收入和转移性收入(万元)	0.57	0.58	0.70
LZ	流转决策变量:未流转=0,租入=1,租出=2		0.09	0.11
Lab	家庭劳动力数,根据劳动适龄人口的界定,男子16~60岁期间、女子16~55岁期间的人口为劳动力,扣除在校学生	1.62	1.85	1.52
Age	劳动力平均年龄(年)	33.55	38.00	32.12
Edu	劳动力平均受教育年限(年)	4.94	5.23	5.04
Hous	人均房产总价值(万元)	1.70	1.55	1.86
Finc	人均金融资产价值(万元)	0.49	0.52	0.56
Agra	人均农业生产性固定资产价值(万元)	0.03	0.03	0.02
Qta	人均其他资产价值,包括非农生产性固定资产价值、家庭耐用品价值等(万元)	0.22	0.17	0.24
Nainc	家庭非农收入在总收入中比例	0.69	0.58	0.85
Land	家庭承包的耕地的人均面积(亩)	2.06	2.36	2.51
村级变量				
Zrl	租入率,村中样本户租入耕地总面积在样本户承包耕地总面积中比例	0.15	0.32	
Zcl	租出率,村中样本户租出耕地总面积在样本户承包耕地总面积中比例	0.07		0.22
Pad	村中水田面积在耕地总面积中比例	0.39	0.42	0.49
Price	村中土地租赁的实际价格(元)	383	394	449
Migr	村外出务工人员数在劳动力中比例	0.33	0.33	0.35
Plain	村地形虚拟变量:平原=1,非平原=0	0.33	0.34	0.34
East	区域虚拟变量:东部=1,非东部=0	0.32	0.32	0.35
Mid	区域虚拟变量:中部=1,非中部=0	0.32	0.40	0.35

从表 1 统计结果可知,在调查的样本中,租入耕地的家庭共 487 户,占总调查户的 11%;租出耕地的家庭共 430 户,占总调查户的 9%。另外,计算得出,所有调查户的租入总面积为 3601.3 亩,租入率(租入总面积/承包总面积)为 12%,租出总面积为 2035.1 亩,租出率(租出总面积/承包总面积)为

① <http://charls.ccer.edu.cn/zh-CN/page/about/CHARLS>。
② 如果样本数太小,计算出的基尼系数代表性会较差;满足其他条件后剩余的既租入又租出的样本数为 18,数量较少,故未对其进行分析,从样本中删除了这部分农户数据。
③ 24 个省(市、自治区)包括安徽、福建、甘肃、广东、广西、贵州、河北、河南、黑龙江、湖北、湖南、吉林、江苏、江西、辽宁、内蒙古、青海、山东、山西、陕西、四川、云南、浙江、重庆。

7%。如表 1,在村级层面计算出的租入率和租出率的平均值分别为 15% 和 7%,用来反映某村庄农地流转的市场化水平。农业部统计的全国耕地流转面积占家庭承包耕地面积的比例为 14.7%^①,与本调查计算出的租入率接近。租出率较低的原因可能在于部分外出农户没有被调查到,而这些外出农户往往是大面积租出耕地的农户。家庭人均收入在所有样本中的平均值为 0.57 万元,在租入户中的平均值为 0.58 万元,在租出户中的平均值为 0.70 万元。其他变量的定义与描述统计结果如表 1 所示。

五、实证分析

1. 采用多元 Probit 模型计算倾向值

只有同时影响参与决策和结果变量的变量被引入作为自变量^[31],在本研究中同时影响流转决策与家庭收入的变量被引入为 Probit 模型的自变量。Probit 模型中所选自变量以及模型估计结果如表 2 所示。

表 2 农地流转决策模型的估计结果

变量名称	租入		租出	
	系数	标准差	系数	标准差
Lab	0.1451***	0.0392	-0.0952**	0.0426
Age	0.0068***	0.0024	0.0018	0.0027
Edu	-0.0121	0.0117	0.0073	0.0123
Hous	-0.0211	0.0170	-0.0015	0.0118
Finc	0.0256	0.0198	0.0107	0.0194
Agra	0.2967	0.2365	0.0587	0.3348
Qta	-0.0540	0.0545	0.0042	0.0186
Nainc	-0.5582***	0.0953	1.0035***	0.1213
Land	0.0160*	0.0082	0.0294***	0.0084
Pad	0.3305***	0.1004	0.5337***	0.1040
Price	0.0000	0.0000	0.0001***	0.0000
Migr	0.0447	0.1491	0.2636*	0.1606
Plain	-0.0706	0.0824	0.0055	0.0884
East	0.3583***	0.1001	0.1417	0.1048
Mid	0.5090***	0.0928	0.1937*	0.1008
截距项	-2.1072***	0.1334	-2.9407***	0.1539
Wald 卡方值			255.55	
Prob > chi2			0.0000	

注:***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

由表 2 可知,模型的 Wald 卡方值在 1% 的水平上显著,说明模型整体拟合度较好。家庭劳动力数在两个模型中均显著异于 0,对是否租入具有正向影响,对是否租出具有负向影响,可知劳动力数越多的家庭,会倾向租入土地而不会租出土地。劳动力平均年龄对租入土地有显著的正向影响,即劳动力平均年龄高的家庭会倾向于租入土地,可能的原因在于年龄高的劳动力从事非农就业的能力相对欠缺而只能从事农业,为了提高收入,倾向于租入土地,扩大农业经营规模。非农收入比高的家庭会倾向于租出土地而不会租入土地。人均承包耕地面积多的家庭倾向于租出土地,也倾向于租入土地。可见,参与农地流转的农户往往是人均承包耕地面积较多的家庭,而对于人均承包耕地面积较少

① <http://www.caein.com/index.asp? xAction=xReadNews&NewsID=79379>

的家庭却较少参与农地流转,这可能是由于他们受到了资金约束而无力租入耕地或者缺乏非农就业机会而不能租出耕地。水田面积在村耕地面积中所占比重越高的村租入农地和租出农地的农户越多,说明耕地质量越高的地区,农地流转也越活跃。农地租赁价格越高的村庄,租出农地的农户越多。外出务工人数比例越高的村庄,土地租出的概率越高。东部和中部地区农地流转活跃度要高于西部地区。根据 Probit 模型的估计结果可以得出每一个被调查农户不参与农地流转、租入农地和租出农地的概率,即为倾向值。

2. 匹配效果的检验

根据计算出的倾向值来对租入户与非流转户、租出户与非流转户进行匹配,以匹配的未流转户的收入作为流转户在未流转情况下的反事实收入。其中,半径匹配依据 Rosenbaum 和 Rubin 的建议,采用倾向值的标准差的四分之一作为半径大小^[32];两种匹配采用 Stata 软件中的 Psmath2 命令,设定了 common 选项,其他采用默认设定。匹配后的结果能否作为反事实的结果,需要进行匹配效果的检验。匹配效果的检验包括两个方面:一是干预组和控制组要有比较大的共同支持域,如果两组没有共同支持域,表明两组完全没有可比性,也无法进行倾向值匹配分析;二是干预组和控制组在匹配变量上是否平衡,无明显差异。对于共同支持域,在租入户的核匹配和半径匹配上,全部样本满足共同支持域的要求;在租出户的核匹配上,有 429 个租出户(租出户共 430 个)满足共同支持域要求,而半径匹配上有 428 个租出户满足要求。可见绝大多数处理组样本在共同支持域内。匹配变量平衡性检验的结果如表 3 所示。

表 3 匹配变量平衡性检验结果

变量名称	租入					租出				
	未匹配		核匹配		半径匹配	未匹配		核匹配		半径匹配
	T 概率值	标准偏差	T 概率值	标准偏差	T 概率值	T 概率值	标准偏差	T 概率值	标准偏差	T 概率值
Lab	0.00	2.2	0.73	-0.8	0.89	0.17	1.9	0.79	6.4	0.35
Age	0.00	4.1	0.50	0.1	0.99	0.35	1.9	0.78	4.8	0.50
Edu	0.08	-0.5	0.93	-1.8	0.77	0.46	2.3	0.74	4.5	0.52
Hous	0.29	-0.5	0.93	0.3	0.95	0.30	1	0.90	-1.3	0.87
Finc	0.53	1.1	0.89	0.1	0.99	0.35	0.8	0.93	-7.6	0.56
Agra	0.15	2.2	0.76	0.9	0.91	0.43	0	1.00	0.6	0.93
Qta	0.47	0.2	0.96	0.6	0.83	0.73	-0.6	0.94	-1.5	0.86
Nainc	0.00	-3.9	0.55	3.1	0.64	0.00	5.9	0.31	2.8	0.63
Land	0.06	3.9	0.57	2.1	0.77	0.02	8.9	0.06	6.7	0.18
Pad	0.01	7.2	0.27	5.4	0.41	0.00	5.6	0.42	-2.8	0.69
Price	0.63	0.6	0.92	0.3	0.96	0.09	3.9	0.59	-1.1	0.87
Migr	0.66	2.5	0.69	2.4	0.71	0.12	-0.4	0.96	-4.6	0.51
Plain	0.46	0	1.00	0.1	0.99	0.63	-0.2	0.98	0.7	0.92
East	0.92	-1.4	0.82	-0.8	0.90	0.19	-0.2	0.98	-1.4	0.84
Mid	0.00	5.9	0.37	3	0.65	0.07	5.1	0.46	4.6	0.51
平均标准偏差		1.6		1.0			2.4		0.7	
Pseudo R ²		0.003		0.001			0.007		0.004	
LR chi2		4.10		1.57			7.96		4.65	
P(LR chi2)		0.997		1.000			0.925		0.995	

标准偏差的绝对值越小,则模型匹配效果越好。一般认为只要标准偏差的绝对值小于 20 就不会引起匹配的失效。^[31]另外,在计算匹配变量标准偏差的同时,对处理组和对照组样本匹配后变量的均值进行 T 检验以判断二者是否存在显著差异,如果没有统计上的显著差异则可认为匹配效果满足

要求。从变量匹配后的标准偏差和 T 检验的概率值来看,不管是租入还是租出,核匹配与半径匹配中所有变量的标准偏差的绝对值均未超过 20,T 检验显示只有人均承包耕地面积在租出与未参与流转两组核匹配后的均值差异在 10% 的水平上显著,其他变量匹配后在两组间没有明显差异。从整体匹配效果来看,匹配后的 Pseudo R² 值变得很小,同时 LR chi2 的概率值均不显著。这说明根据倾向值匹配之后,解释变量不能再对农户参与流转的决策提供新的信息,同时平均标准偏差均较小,这说明平衡检验可以通过。

3. 农地流转对农民收入和收入分配的影响分析

利用核匹配和半径匹配方法得到租入(出)户在未流转时的反事实收入,计算其期望值,并与租入(出)户的真实收入计算得到的期望值进行比较,结果如表 4 所示。

表 4 农地流转对农民收入的影响

	匹配方法	流转后收入(万元)	流转前收入(万元)	收入差异(万元)	Z 统计量	P 值
租入	核匹配	0.581	0.536	0.045	1.67	0.095
	半径匹配	0.581	0.530	0.051	1.85	0.064
租出	核匹配	0.694	0.615	0.079	2.60	0.009
	半径匹配	0.695	0.615	0.080	2.46	0.014

注:1. 租出户流转后收入在核匹配和半径匹配中有很小的差异,主要原因在于两种匹配方法在共同支持域内的样本有差异,半径匹配的样本数为 428,核匹配为 429。2. Z 统计量采用 bootstrap 重复抽样 100 次计算得到。

对于租入户来说,两种匹配方法得到的结果都显示,租入农地后的收入高于租入前的收入,可见农地租入对提高农户的收入有一定的促进作用。对于租出户来说,两种匹配方法得到的结果也均显示,农地租出对提高农户的收入有促进作用。从收入增加的幅度来看,农地租出对农户收入增加的影响更大。农地流转能够让放弃农地使用权的农户从土地的束缚中解脱出来,促进农村剩余劳动力的转移和增加农民的非农劳动收入^[33],而非农收入已经成为农民收入中的最关键部分。中国统计年鉴数据显示,2013 年农村居民人均工资性收入为 4025.4 元,是人均纯收入中占比最大的一块,如果加上财产性收入中的土地租赁收入和家庭经营收入中的非农经营收入,则非农收入所占比重更高。发育良好的农地流转市场能够为农户提供更加稳定而有保障的市场契约,为劳动力的流动提供长期稳定的时间预期,促使农村劳动力获得长期稳定的非农工作,工资收入往往更高,也更容易获得企业带来的福利及保障^[34]。

根据匹配后得出的反事实收入,即流转户在未流转时的收入与未流转户的收入计算得出流转前的基尼系数,然后与用观察到的事实收入计算出的基尼系数比较,结果如表 5 所示。

表 5 农地流转前后农民收入分配的比较

	全国		省级		村级		
	基尼系数	基尼系数	正态分布检验	非参数检验	基尼系数	正态分布检验	非参数检验
流转后	0.5088	0.4874	2.266 **		0.4546	0.797	
流转前(核匹配)	0.4522	0.4308	1.976 **	4.165 ***	0.3994	4.913 ***	6.196 ***
流转前(半径匹配)	0.4544	0.4336	1.717 **	3.938 ***	0.4024	4.134 ***	6.024 ***

注:1. 正态分布检验采用的是 swilk 命令,允许的样本量在 4~2000 之间,表中所示为正态分布检验的 Z 统计量值,显著则表示拒绝服从正态分布;非参数检验采用 Mann-Whitney 检验,表中所示为非参数检验的 Z 统计量的绝对值,显著则表示差异明显;T 检验采用配对检验,表中所示为 T 检验的 T 统计量值,显著则为均值差异明显。2. **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

从全国 24 个省的所有样本计算出的基尼系数可以看出,流转后的基尼系数值大于流转前。其中,采用核匹配法计算出的流转前的基尼系数为 0.4522,而流转后的基尼系数为 0.5088。可知,农地流转加剧了农民收入不平等。为了检验结果的稳健性,进一步利用省级层面和村级层面计算出的流转前后的基尼系数进行均值比较。在省级层面计算出各省流转前后的基尼系数,然后取平均值比较发现,不管是采用核匹配法还是半径匹配法,得出的结果都显示,流转后各省基尼系数的均值要高于流转前。由于省级层面计算出的基尼系数不服从正态分布,所以采用非参数法来检验差异的显著性。

结果显示,核匹配法计算出的流转前的基尼系数与流转后的基尼系数非参数检验的Z统计量值为4.165,在1%的水平上差异显著。在村级层面计算出各村流转前后的基尼系数,然后取平均值比较发现,流转后各村基尼系数的均值要高于流转前。非参数检验的结果显示,流转前后基尼系数均值差异明显。可见,总体来看,农地流转加剧了农民收入不平等。可能的原因:一是由于低收入农户资金有限,会受到信贷约束,难以从农地流转市场租入农地,而租入农地的多为中高收入农户。根据租入户租入前的反事实收入数据(核匹配法获得的匹配数据)和未流转户的收入数据,按照收入由低到高将农户样本进行五等分(最低、中低、中等、中高和最高五组)发现,租入农地的农户都集中在中等和中高收入组;按照租入户和未流转户的真实收入由低到高对样本五等分也显示,从最低收入组到最高收入组,租入农地户所占的比重,依次为9.4%、11.6%、12.7%、12.8%和12.5%,这也在一定程度上验证了上述推测;二是,随着农地市场的发育和完善,农地租出的期限会越来越稳定明确,这在一定程度上促使农地租出户从事长期稳定的工作,而这样的工作收入一般较高,所以农地流转使得租出户能够获得收入更高的非农工作,这也在一定程度上造成了农民收入不平等的增大。当然,具体的原因还有待于深入系统的实证分析,这是下一步研究的方向。

六、研究结论与政策含义

本文基于反事实的分析框架,利用中国健康与养老追踪调查数据和倾向值匹配的方法分析了农地流转对我国农民收入和收入分配的影响。实证分析发现,农地租入与农地租出均促进了农民收入的增加;通过对比流转前后农民收入不平等的变化发现,农地流转在一定程度上加剧了农民收入的不平等。基于研究结论,可以得出如下政策含义:

(1)应不断强化市场对农地配置的作用,努力消除农地流过程中各种非市场因素的限制,充分发挥价格机制、竞争机制和供求机制在农地配置中的主导作用,一方面可以提高农地利用效率,另一方面不管是对农地租入户还是农地租出户来说,都能在一定程度上促进其收入的增加。

(2)应不断完善相关配套支持措施,促进农村劳动力市场和金融市场的发展,提供农村劳动力非农就业指导 and 培训,为农地流转创造条件,重点关注收入较低的务农户,为其提供相应的农地流转信贷支持,便于其租入土地,提高收入,从而改善农村的收入分配。

参考文献:

- [1] 万广华,周章跃,陆迁. 中国农村收入不平等:运用农户数据的回归分解[J]. 中国农村经济,2005(5):4-11.
- [2] 中国社会科学院. 2012—2013 年中国收入分配问题与改革重点[R]. 北京:2012.
- [3] 钟甫宁,顾和军,纪月清. 农民角色分化与农业补贴政策的收入分配效应——江苏省农业税减免、粮食直补收入分配效应的实证研究[J]. 管理世界,2008(5):65-76.
- [4] 钟甫宁,何军. 增加农民收入的关键:扩大非农就业机会[J]. 农业经济问题,2007(1):62-70.
- [5] 蔡昉,王德文. 经济增长成分变化与农民收入源泉[J]. 管理世界,2005(5):77-83.
- [6] 朱农. 贫困、不平等和农村非农产业的发展[J]. 经济学(季刊),2005,5(1):167-188.
- [7] 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):76-87.
- [8] 彭代彦,吴扬杰. 农地集中与农民增收关系的实证检验[J]. 中国农村经济,2009(4):17-22.
- [9] Nyberg A J, Rozelle S. Accelerating China's rural transformation [M]. Washington D C: World Bank Publications, 1999.
- [10] 李庆海,李锐,王兆华. 农村土地租赁行为及其福利效果[J]. 经济学(季刊),2011,11(1):270-288.
- [11] 克劳斯 丹宁格. 促进增长与减缓贫困的土地政策[M]. 北京:中国人民大学出版社,2007.
- [12] Jin S Q, Jayne T S. Land Rental Markets in Kenya: Implications for Efficiency, Equity, Household Income and Poverty [J]. Land Economics, 2013, 89(2):246-271.
- [13] Jin S Q, Deininger K. Land rental markets in the process of rural structural transformation: productivity and equity impacts from China[J]. Journal of Comparative Economics, 2009, 37(4):629-646.

- [14] Ravallion M, Walle D V D. Land in Transition: Reform and Poverty in Rural Vietnam[M]. Washington D. C. : World Bank Publications, 2008.
- [15] 薛凤蕊, 乔光华, 苏日娜. 土地流转对农民收益的效果评价——基于 DID 模型分析[J]. 中国农村观察, 2011(2): 36-42.
- [16] 崔会. 农村土地承包经营权流转对农民实际收入的影响分析[J]. 特区经济, 2013(6): 93-95.
- [17] 田传浩, 贾生华. 农地市场发育、耕地配置与反贫困——基于苏浙鲁村庄的经验[C]//中国土地学会, 等. 主体功能区规划与耕地保护: 2008 年中国土地学会学术年会论文集. 北京: 中国大地出版社, 2009.
- [18] Deininger K, Jin S Q. The potential of land rental markets in the process of economic development: Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2005, 78(1): 241-270.
- [19] Zhang Q F. Retreat from equality or advance toward efficiency? Land markets and inequality in rural Zhejiang[J]. The China Quarterly, 2008, 195(1): 535-557.
- [20] 邢鹂, 樊胜根, 罗小鹏, 张晓波. 中国西部地区农村内部不平等状况研究——基于贵州住户调查数据的分析[J]. 经济学(季刊), 2008, 8(1): 325-346.
- [21] 林乐芬, 王军. 转型和发展中国家农地产权改革及其市场效应评述[J]. 经济学动态, 2010(12): 121-125.
- [22] Carter M R, Olinto P. Getting institutions ‘right’ for whom? Credit constraints and the impact of property rights on the quantity and composition of investment[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2003, 85(1): 173-186.
- [23] 刘鸿渊. 农地集体流转的农民收入增长效应研究——以政府主导下的农地流转模式为例[J]. 农村经济, 2010(7): 57-61.
- [24] 韩蕊, 钟甫宁. 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[J]. 中国农村经济, 2011(4): 18-25.
- [25] 白雪梅, 段志民. 非农产业对农村内部收入不均等的异质性影响[J]. 统计研究, 2013, 30(8): 69-76.
- [26] 李明桥. 农业补贴政策与农村收入不平等[J]. 宁夏社会科学, 2013(3): 25-34.
- [27] Möllers J, Meyer W. The effects of migration on poverty and inequality in rural Kosovo[J]. IZA Journal of Labor & Development, 2014, 3(1): 16.
- [28] Lechner M. Identification and estimation of causal effects of multiple treatments under the conditional independence assumption[M]. New York: Physica-Verlag HD, 2001.
- [29] Lechner M. Program heterogeneity and propensity score matching: An application to the evaluation of active labor market policies[J]. The Review of Economics and Statistics, 2002, 84(2): 205-220.
- [30] 徐宽. 基尼系数的研究文献在过去八十年是如何拓展的[J]. 经济学季刊, 2003, 2(4): 757-778.
- [31] 郭申阳, 马克 W 弗雷泽. 倾向值分析: 统计方法与应用[M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2012.
- [32] Rosenbaum P, Rubin D. Constructing a Control Group using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity[J]. American Statistician, 1985, 39(1): 33-38.
- [33] 许恒周, 郭玉燕. 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, 2011, 21(6): 61-66.
- [34] 田传浩, 李明坤. 土地市场发育对劳动力非农就业的影响: 基于浙、鄂、陕的经验[J]. 农业技术经济, 2014(8): 11-24.

(责任编辑: 刘浩)