

# 农地制度、土地经营权流转与农民收入增长<sup>\*</sup>

□冒佩华 徐 骥

**摘要:**我国农村居民收入增长缓慢,现有的农地制度备受争议。本文认为,土地经营权流转能促进农民收入进一步增长,它的推广将使现有的土地制度得到完善,从这一视角研究农民收入问题可以填补已有文献的空白。本文借助2000年和2012年的农户家庭微观调研数据,采用平均处理效应(ATE)和受处理的平均处理效应(ATT)方法,实证分析了土地经营权流转对农户家庭收入的影响。我们的研究发现,土地流转能显著提高农户家庭的收入水平,实证结果表明,在平均意义下土地流转能使任意样本农户家庭和已流转土地的农户家庭的收入分别增加19%和33%。本研究的政策意义在于:鼓励和推进土地经营权流转可能是促进我国农民收入增长和完善现有农地制度的一个新途径。

**关键词:**农地制度 土地经营权流转 农民收入 平均处理效应

## 一、引言

20世纪70年代末期,随着家庭联产承包经营责任制的实施,我国农民收入以平均每年15.86%<sup>①</sup>的幅度增长,城乡居民收入差距不断缩小。但是自20世纪80年代中期以后,农民收入一直增长缓慢并呈现不稳定和非持续态势。虽然2000年以来,政府出台了取消农业税、实施农产品最低收购保护价格等减轻农民负担的措施,农民收入有所增长,2010年后其增长幅度甚至超过城市居民,但从农民收入的结构来看,其收入增长主要是靠非农工资性收入和转移性收入支撑,而应该成为农民收入主要组成部分的农业经营性收入和财产性收入增长不稳定<sup>②</sup>。从长期来看,我国农民收入持续稳定增长的内在动力和后劲仍然不足,家庭联产承包经营责任制(其核心是农地<sup>③</sup>制度)因此受到各界的质疑和批评。对此,我们不禁要思考,在家庭联产承包经营责任制下,农民收入就无法显著增长了吗?能否找到一条新的途径使农民收入进一步增长?如果能找到,那么这条途径是什么?它又是通过什么机制推进农民收入进一步增长,从而使现有农地制度得到完善?本文试图从农地经营权流转<sup>④</sup>视角回答上述问题。

近10年来,我国土地流转的发展较为缓慢,我们的数据显示,到2000年为止,大约只有15%的农户家庭流转过土地;叶剑平等(2010)调研数据显示,截止到2008年,有16.5%的农户家庭租入过土地,有15%的农户家庭转包或出让过土地。虽然研究土地流转的相关文献较为丰富,但受限于农户家庭微观层面的数据获取,目前只有少部分文献检验了土地经营权流转与农民收入之间的直接或间接关系。比如,Deininger和Jin(2005)根据中国最穷的3个省份的农户家庭数据发现农地市场化流转能更好地促进土地生产绩效的提高;Jin和Deininger(2009)根据中国农村2008年的微观家庭调研数据,发现农村基于农户之间的土地流转能够

<sup>\*</sup>作者感谢上海财经大学经济学院周亚虹教授和上海社会科学院数量经济研究中心朱平芳教授在论文修改中给予的帮助,感谢上海理工大学管理学院卢晶亮老师在论文写作中提供的帮助,感谢上海财经大学财经研究所许庆教授提供的部分数据支持。当然,文责自负。

使得农村土地集中化、规模化耕种,并极大地提高农村土地的生产效率;薛凤蕊等(2011)和李中(2013)分别基于内蒙古自治区鄂尔多斯市的农户调研数据和湖南省邵阳市的家庭跟踪调研数据,运用双重差分计量模型(DID)分析了土地流转与农民收入的关系,它们的研究结论都显示参与土地流转能使农户家庭的人均收入显著增加。

在上述文献中,Deininger和Jin(2005)及Jin和Deininger(2009)主要是研究土地流转对农业经营性收入的直接或间接影响,但在估计时它们并没有考虑农户家庭在参与土地流转时存在的“自选择”问题(即农户参与土地流转是非随机行为),同时它们也没有回答土地流转对农户家庭总收入的影响。需要强调的是,农户家庭收入不仅包括农业经营性收入,还包括非农工资性收入和财产性收入等,仅从农业经营性收入的视角进行研究显然不能全面揭示农民收入稳定增长的动力。薛凤蕊等(2011)和李中(2013)虽然研究了土地流转与农户家庭收入的关系,但它们使用的数据都只是单个地方层面的调研数据,不具有广泛的代表性。而且,考虑到农户家庭在参与土地流转时存在“自选择”特征以及参与和未参与土地流转的农户家庭之间存在较大的异质性(比如,这两类家庭的收入组成和收入增长方式存在较大差异;外部经济环境对这两类家庭的影响也存在差异,且这种差异很可能随着外部环境及时间的变化而变化),它们使用DID方法进行估计可能并不合适,直接使用OLS估计获得的结果将产生偏误。最后,以上文献都没有对土地流转与农地制度之间的关系进行讨论,因此它们难以明晰一些根本性问题,比如,推进土地流转是否存在政策约束、是否与现有农地制度的运行存在矛盾等,而这些问题将直接影响土地流转的推进过程。

作为对已有文献的补充,本文将详细分析土地经营权流转与农地制度完善之间的关系,并借助2000年和2012年的全国性的农户家庭微观调研数据,重点检验土地流转对农户家庭收入(这里的“收入”是指家庭总收入,即农业经营性收入、非农工资性收入以及财产性收入的总和)的影响。具体说来,考虑到农户家庭在选择是否参与土地流转时的非随机性(自选择特征),因此本文在估计土地流转的收入效应时,采用了计量经济学中常用的政策评

价方法即平均处理效应(ATE)和受处理的平均处理效应(ATT)方法,并且在估计过程中详细考虑了不同农户家庭之间的异质性问题及收入影响因子的非线性问题。为了进一步揭示土地流转对农户家庭收入的影响,我们在ATE的基础上,采用倾向得分匹配(PSM)方法对已参与土地流转的农户家庭匹配了虚拟的未参与土地流转的农户家庭,估计出了参与土地流转对已流转土地的农户家庭的收入影响,即得到受处理的平均处理效应(ATT)。基于ATT方法的估计结果能反映出那些今后有资格和能力接受“处理”的农户家庭在未来参与土地流转后其收入的潜在增长幅度,这对选择土地流转的发展方向具有重要的现实意义。比如,如果那些今后有资格和能力接受“处理”的农户家庭有着非常强的收入增长潜力,那么我们在推进土地流转的发展时,应该选择农户家庭为流转主体,并建立良好的土地流转基础(比如土地确权等)和完善的土地流转机制,从而使更多的农户家庭能够有参与土地流转的资格和能力,并且使这些有资格和能力的农户家庭能真正有机会和途径参与到土地流转过程中,为家庭收入水平的有效增长创造条件。简而言之,ATT的估计结果对今后有资格或能力参与土地流转的农户的收入可以做出预测,进而对政府制定相应的激励政策有良好的参考意义。

本文将在3个方面对既有的研究农民收入的文献做出补充:第一,从土地经营权流转的角度出发,分析土地流转与农民收入增长及农地制度完善之间的关系;第二,借助全国性的农户家庭微观调研数据,采用ATE和ATT方法分析参与土地流转对农户家庭总收入的影响,并在具体估计时详细地考虑了农户家庭的自选择问题、异质性问题及家庭收入影响因子的非线性问题等;第三,将参与土地流转的农户家庭进一步细分为租出土地和租入土地家庭,并考察了土地流转对这两类农户家庭收入增长的不同效应。

本文的其余部分安排如下:第二部分从理论层面上阐述土地经营权流转对农民收入增长和农地制度完善的影响机理;第三部分是计量模型的介绍;第四部分是数据来源和说明;第五部分构造实证模型并对回归结果进行解释和说明;最后一部分是结论和政策建议。

## 二、土地经营权流转与农民收入增长和农地制度完善

### (一)土地经营权流转与土地调整的关系

在展开讨论土地经营权流转对农民收入影响的理论机理之前,有必要对土地经营权流转与土地调整这两个核心概念进行清晰的界定和说明。厘清这两个概念的关系将直接影响现有农地制度的发展方向和完善路径。

农村土地经营权流转与土地调整是两个不同的概念。具体表现在以下3个方面:(1)追求的目的不同,农村土地调整的目的是人均农地的平均分配,随着时间推移、人口变动必然伴随着频繁的土地调整;土地经营权流转的目的是提高农地的配置效率和利用效率。(2)推进的动力不同,农村土地调整主要由地方政府行政干预来主导;而土地经营权流转是指拥有农地承包权的农户将农地经营权出租给其他农户或有关经济组织,是基于农民自愿自发条件下的农地市场交易行为。(3)产生的结果不同,农村频繁的土地调整以及地方政府的行政干预会加剧农地细碎化,影响农地经营权市场的发育,并可能损害农民的利益;而土地经营权的流转不仅有利于农地的集中和规模经营,符合农地市场化的要求,并使农民的权利得到保护、收益得以提高。虽然这两个概念不同,但它们之间还存在一定的联系:(1)农地调整会致使地权不稳定,影响农地流转合同的有效性和保障性,进而阻碍农地市场的发育和农地经营权的有效流转(姚洋,2000;钱忠好,2002;Lohmar et al.,2001;Brandt et al.,2002)。(2)农地经营权流转是克服农地频繁调整的治本之策(张红宇,2002)。

虽然在家庭联产承包制下,土地调整盛行,土地流转发展缓慢,但土地调整和农地细碎化并不是家庭联产承包经营责任制的必然结果。自20世纪70年代末开始的农村改革把集体统一经营的人民公社制度转变成了家庭联产承包责任制,形成了集体所有、家庭承包经营的农地制度,这种农地制度的确立,使土地承包经营权回归到了农户,农民的生产积极性大为提高。而土地细碎化是在实践操作中地方政府(包括村集体)坚持“增人增地、减人减地”进而频繁主导土地运作的结果,不是家庭联产承包责任制的逻辑使然。在推进土地经营权流

转的过程中,土地流转将逐步取代土地调整成为农村土地运转的主要方式,然而这并不是要否定或取代家庭联产承包制,相反,如果推进土地流转能有效提高农民收入水平,那么它将是完善家庭联产承包制的重要手段。

### (二)土地经营权流转与农户家庭收入增长

一般来说,农户家庭收入主要包括3个方面:

(1)从事农业生产的经营性收入;(2)财产性收入,如出让财产经营权所获得的租金收入,或财产运营所获得的红利收入、增值收益等;(3)非农工资性收入,比如,在非农部门工作获得工资性收入<sup>⑤</sup>。当然,农民还可能获得其他形式的收入,比如政府种粮补贴、转移性支付等,但农业经营性收入、财产性收入和非农工资性收入构成了农户家庭收入的绝大部分。

在分析如何稳定、持续地提高农户收入水平时,我们需要将重点放在研究如何提高农户家庭的总收入(即上述3类收入的总和)水平上。在家庭层面上,如果仅关注家庭的农业经营性收入,那么很可能无法为提高家庭总收入提出有效的解决方法。比如,在有限的土地上投入过多的劳动力显然能维持一个较高的家庭农业经营性收入水平,但随着非农经济的迅速发展,土地上过剩的劳动力在农村务农的机会成本在持续上升,如果家庭过剩的劳动力无法向非农部门有效转移,那么此时高水平的家庭农业经营性收入很可能意味着低水平的家庭总收入。因此,本文在研究土地流转的收入效应时,关注的是土地流转对家庭总收入的影响。

在研究土地流转对农户家庭收入的影响前,我们有必要考虑农户家庭的异质性问题。从农业生产效率(生产能力)的角度上来看,农户家庭可以被划分为3种类型:高生产效率、中等生产效率和低生产效率。对于生产效率比较高的农户家庭,他们在从事农业生产时能获得较高水平的农业生产经营性收入,而较高的农业生产效率也使得该类家庭愿意在土地上投入更多的劳动力和农业资本,并倾向于扩大土地的耕种面积以增加农业生产经营性收入。对于生产效率比较低的农户家庭,较低水平的农业生产经营性收入使得该类农户家庭愿意将更多的劳动力投入到非农部门工作,通过获得较高的非农工资性收入以增加家庭收入。对于中等生产效率水平的农户家庭,受生产效率水平所限,他们



没有能力耕种更多的土地,维持原有土地规模耕种是他们的一般选择。

土地经营权流转对上述3类农户家庭的收入的影响路径不完全相同。在土地流转发生时,显然,土地将从不愿意耕种土地的(生产效率低的)农户家庭转入到愿意耕种土地的(生产效率高的)农户家庭。对于前者来说,该类家庭将从农业生产中解放出来,在获得非农工资性收入的同时,还能从农地流转中获得转让收益(财产性收入);对于后者来说,该类家庭将租入更多的土地进行规模集约化耕种,随着土地集中和规模化经营,新技术的推广将变得更加简单、迅速,农地的生产和管理将变得更加高效,不断提高的农地生产效率将为该类家庭带来持续增长的农业生产经营性收入。综合来看,在完成土地流转后,租出土地的农户家庭一方面可以获得稳定、持续的土地转让收益,另一方面可以将更多的家庭劳动力投入到非农部门工作,在成为“熟练”工人后获得更高的非农工资性收入,家庭总收入水平将因此得到提高;租入土地的农户家庭可以通过更规模化地耕种土地,获得更高水平的农业生产经营性收入,家庭总收入水平将因此得到提高;中等生产效率水平的农户家庭不参与任何土地流转活动,其家庭绝对收入水平保持不变。可见,参与土地流转的农户家庭的总收入水平将显著提高;不参与土地流转的农户家庭,其总收入水平在相对下降。

### (三)土地经营权流转与家庭联产承包责任制的完善

从上一部分的分析来看,土地经营权流转能够有效促进农户家庭收入的持续稳定增长,这是完善家庭联产承包责任制的关键。然而,土地经营权流转能否在实践中得到实施,还有赖于政策层面上的制度安排。

家庭联产承包责任制是一种所有权属于集体,承包权及经营权属于农户家庭的农地制度。即在家庭联产承包责任制下,农地产权包括所有权、承包权和经营权。对农民来说,其中最为重要的不是土地的所有权,而是经营权,它是决定农地资源能否得到有效利用和农业生产效率能否提高的关键。目前,在政策层面上,我国农民已经拥有了完整意义的土地经营权。因为从2008年开始中央一再强调要赋予农民长久、稳定的农地承包权。2009

年、2010年、2012年和2013年的中央一号文件均对此进行了强调。中共十八届三中全会在进一步强调“稳定农村土地承包关系并保持长久不变”的同时,还首次提出“赋予农民对承包地占有、使用、收益、流转权能”的新思想。2014年11月,在中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《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》中又进一步强调:“坚持农村土地集体所有,实现所有权、承包权、经营权三权分置,引导土地经营权有序流转”。2015年1月,国务院办公厅发布的《关于引导农村产权流转交易市场健康发展的意见》中又明确将土地经营权分离出来,对农村土地流转领域的所有权、承包权和经营权进行了分类指导,并强调指出:农村产权交易以农户承包土地经营权、集体林地经营权为主,且不涉及农村集体土地所有权和依法以家庭承包方式承包的集体土地承包权。可见,在政策层面上,土地经营权流转逐渐成为政府完善农地制度的政策选择。

总体看来,在政策层面上,土地经营权流转的实施不存在制度障碍。但是,土地经营权流转能否成为完善家庭联产承包经营责任制的有效途径,还取决于它能否真正有效促进农户家庭收入的增长。从理论层面上看,参与土地经营权流转能使农户家庭收入水平有效提高。当然,这一理论结果是否可靠,我们仍然需要通过实证分析进行验证。

## 三、计量模型介绍

我们将使用政策评价中常用的平均处理效应(Average Treatment Effect, ATE)方法来实证分析参与土地流转对农户家庭收入的影响,具体如下:将农户家庭 $i$ 是否经历过农地流转看作一个二元随机变量 $trans_i$ ,其中, $trans_i=1$ 表示该农户家庭参与过土地流转, $trans_i=0$ 表示该农户家庭从未参与过土地流转。同时,我们用 $inc_i$ 表示农户家庭 $i$ 的家庭总收入,并将对应于 $trans_i=1$ 的农户家庭收入记为 $inc_{1i}$ ,对应于 $trans_i=0$ 的农户家庭收入记为 $inc_{0i}$ ,那么 $(inc_{1i}-inc_{0i})$ 代表了农户家庭 $i$ 参与了土地流转对其家庭收入带来的影响。在现实中我们不能同时观测到农户家庭 $i$ 的 $inc_{1i}$ 和 $inc_{0i}$ 。这样,我们可以将 $inc_i$ 定义为:

$$\begin{aligned} inc_i &= (1-trans_i) \times inc_{0i} + trans_i \times inc_{1i} \\ &= inc_{0i} + trans_i \times (inc_{1i} - inc_{0i}) \end{aligned} \quad (1)$$

在引入计量模型前,我们首先对平均处理效应方法中的重要假设——条件期望独立假设(Conditional Mean Independence, CMI)进行说明,结合本文的研究对象,该假设可以表示为:

$$E(inc_{ni} | X_i, trans_i) = E(inc_{ni} | X_i), n=0, 1$$

在现实中,参与农地流转是自愿性行为,每个农户家庭都会根据自身的实际情况和可预见的未来收入来决定是否参与土地流转。我们假设在控制了一些与收入有关的解释变量 $X_i$ 后,是否参与土地流转的选择不再与家庭收入有关,即选择是否参与土地流转是通过 $X_i$ 与家庭收入相联系。

我们令 $u_n = E(inc_{ni})$ ,那么 $inc_{0i}$ 和 $inc_{1i}$ 可以分别表示为 $inc_{0i} = u_0 + v_{0i}$ 和 $inc_{1i} = u_1 + v_{1i}$ ,并有 $E(inc_{0i} | X_i, trans_i) = u_0 + E(v_{0i} | X_i)$ 和 $E(inc_{1i} | X_i, trans_i) = u_1 + E(v_{1i} | X_i)$ ,其中 $E(v_{0i}) = 0, E(v_{1i}) = 0$ 。由此,我们可以将(1)式写成:

$$E(inc_i | X_i, trans_i) = u_0 + (u_1 - u_0)trans_i + [E(v_{1i} | X_i) - E(v_{0i} | X_i)]trans_i + E(v_{0i} | X_i) \quad (2)$$

显然, $u_1 - u_0 = E(inc_{1i} - inc_{0i})$ 为农户家庭参与土地流转对家庭收入所作贡献的平均值,这也就是参与土地流转的平均处理效应<sup>⑥</sup>(ATE)。为了简化描述,我们令 $\alpha = u_1 - u_0$ ,估计它的具体方法和过程是我们实证部分的核心。

首先,为了估计出 $\alpha$ ,我们假设 $E(v_{ni} | X_i) = g_n(X_i)$ ,因此(2)式可以写成:

$$\begin{aligned} E(inc_i | X_i, trans_i) &= u_0 + (u_1 - u_0)trans_i \\ &+ [g_1(X_i) - g_0(X_i)]trans_i + g_0(X_i) \end{aligned}$$

去除条件期望符号,可得:

$$inc_i = u_0 + \alpha \times trans_i + [g_1(X_i) - g_0(X_i)]trans_i + g_0(X_i) + e_i \quad (3)$$

其中 $E(e_i | X_i, trans_i) = 0$ 。在估计 $\alpha$ 之前,我们还需要对 $g_n(X_i)$ 的具体形式进行讨论。下面我们将简单地讨论关于 $g_n(X_i)$ 的不同假定,并给出相应的计量模型。

模型I假定 $g_n(X_i)$ 是 $X_i$ 的线性函数,即 $g_0(X_i) = X_i'\beta$ 。如果参与了土地流转的农户家庭 and 没有参与过土地流转的农户家庭之间不存在异质性,也就是 $g_1(X_i) = g_0(X_i)$ 。那么(3)式可以写成:

$$inc_i = u_0 + \alpha \times trans_i + X_i'\beta + e_i$$

模型II假定 $g_n(X_i)$ 是 $X_i$ 的线性函数,但参与过土地流转的农户家庭和没有参与过土地流转的农户家

庭之间可能存在异质性,即 $g_1(X_i) \neq g_0(X_i)$ 。在考虑了这种异质性后,我们假定 $g_1(X_i) - g_0(X_i) = (X_i - \bar{X}_i)'\delta$ ,其中 $\bar{X}_i$ 是 $X_i$ 的均值。因此,(3)式可写成:

$$inc_i = u_0 + \alpha \times trans_i + (X_i - \bar{X}_i)'\delta \times trans_i + X_i'\beta + e_i$$

模型III不再假定 $g_n(X_i)$ 是 $X_i$ 的线性函数,我们反而考虑 $g_n(X_i)$ 是 $X_i$ 的非线性函数。参考Rosenbaum和Rubin(1983),我们可以用倾向得分(propensity score)的估计值 $P(X_i)$ 来代替之前模型中的线性函数。在同时考虑参与土地流转对不同的农户家庭可能存在的异质性,并用 $\bar{P}(\bar{X}_i)$ 代表 $P(X_i)$ 的均值后,(3)式可写成:

$$\begin{aligned} inc_i &= u_0 + \alpha \times trans_i \\ &+ (P(X_i) - \bar{P}(\bar{X}_i))\delta \times trans_i + P(X_i)\beta + e_i \end{aligned}$$

我们的实证研究将在平均处理效应的分析框架下,以上述3个计量模型为基础分别建立对应的回归方程,最终估计出参与土地流转对家庭收入的平均处理效应 $\alpha$ 。其中,计量模型II考虑了农户家庭间的异质性问题,而计量模型III在考虑该异质问题的同时,还考虑了收入影响因子的非线性问题。综合来看,平均处理效应方法能够克服传统线性回归方法的局限。

基于上述3个计量模型估计得到的平均处理效应(ATE)代表了样本中任何个体受到“处理”后能得到的期望“效应”。然而,样本中的一些个体可能永远没有资格或能力受到这种“处理”,这使得ATE的结果变得不那么可信。为此,我们更倾向于分析那些今后有资格和能力接受“处理”的样本个体。同时,由于农户家庭在选择是否参与土地流转时是非随机的、“自选择”的,因此在估计土地流转的收入效应时我们需要考虑该自选择问题。在解决自选择问题时,本文选择采用倾向得分匹配(Propensity Score Matching, PSM)方法。实际上,PSM方法是在未参与过土地流转的农户家庭的集合中,为每个参与了土地流转的农户家庭挑选一个或一些未参与过土地流转的农户家庭进行匹配,而这些匹配成功的未参与土地流转的农户家庭正是那些今后有资格和能力接受“处理”的样本个体。

具体来说,当我们把分析样本限制到已经接受“处理”的个体时,我们便得到了受处理的平均处理效应(average treatment effect on the treated, ATT)。在本文中,ATT便是参与土地流转对已流转土地的

农户家庭的收入影响,即 $E(inc_{1i}-inc_{0i} | trans_i=1)$ ,它一方面测算了流转过土地的农户家庭在参与土地流转后的收入变化,另一方面也代表了那些今后有资格和能力接受“处理”的农户家庭在未来参与土地流转后能获得的潜在收入增长。ATT的估计结果更为精确,包含了更为丰富的信息。在条件期望独立假设(CMI)下,我们可以用PSM的方法来估计ATT,即通过估计每个个体的倾向得分( $P(X_i)$ ),我们将那些特征比较接近的参与土地流转和未参与土地流转的不同农户家庭进行配对。由CMI可知, $inc_{1i}, inc_{0i} \perp trans_i | X_i$ ,而 $P(X_i)=P(trans_i=1 | X_i)$ ,所以 $inc_{1i}, inc_{0i} \perp trans_i | P(X_i)$ ,进而可得 $E(inc_{0i} | P(X_i), trans_i=1)=E(inc_{0i} | P(X_i), trans_i=0)$ ,也就是说我们用 $P(X_i)$ 相近的但没有参与土地流转的农户家庭(控制组,代表了今后有资格和能力接受“处理”的样本个体)的收入来近似替代已经参与土地流转的农户家庭(处理组)的缺失收入状态 $E(inc_{0i} | trans_i=1)$ 。

一般来说,我们有如下的ATT表达式:

$$ATT = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (inc_{1i} - \sum_{j \in C^0(p_i)} w_{ij} inc_{0j})$$

其中, $N_1$ 是处理组(参与过土地流转的家庭)中的个体数目, $C^0(p_i)$ 是处理组第 $i$ 个个体的配对组, $w_{ij}$ 是个体 $i$ 的配对组中每个个体的权重,且 $\sum_{j \in C^0(p_i)} w_{ij} = 1$ 。不同的估计方法,会选择不同的配对方法,产生的 $C^0(p_i)$ 和 $w_{ij}$ 也不同。在本文中,我们主要采用Kernel-based Matching、Radius Matching和Nearest Neighbour Matching这3种PSM方法来估计ATT<sup>⑦</sup>。

在Kernel-based Matching中, $C^0(p_i)=\{j: trans_j=0\}$ ,即控制组(所有未接受“处理”的个体集合)中的所有个体都在配对组中。但每个个体的权重 $w_{ij}$ 不同,我们有 $w_{ij} \propto K[(p_i-p_j)/h]$ ,其中 $K(\cdot)$ 是核函数, $h$ 是核估计的带宽, $p_i$ 和 $p_j$ 是倾向得分。 $K(\cdot)$ 可以是Gaussian核函数或Epanechnikov核函数,我们在本文中选取Gaussian核函数。在Radius Matching中, $C^0(p_i)=\{j: |p_i-p_j| < \delta\}$ , $\delta$ 是估计时对配对的个体之间倾向得分的最大距离的容忍度(本文选择0.01),如果我们假设个体 $i$ 的 $C^0(p_i)$ 中有 $N_{2i}$ 个个体,那么此时 $w_{ij}=1/N_{2i}$ 。在Nearest Neighbour Matching中,对处理组中的个体 $i$ ,我们会在控制组中选择一个倾向得分最接近他的个体作为配对对象,该对象的权重为1,即 $C^0(p_i)=\{j: |p_i-p_j| = \min_{k \in \{trans=0\}} \{ |p_i-p_k| \} \}$ 以及 $w_{ik}=1(k=j)$ 。

## 四、数据来源和说明

### (一)样本分布

在实证分析中,本文主要采用2000年和2012年的农村微观调研数据。其中,2000年的农村调研数据来自于澳大利亚阿德莱德大学(University of Adelaide)中国经济研究中心和中国农业部政策法规司共同建设的中国农村居民谷物生产的5年(1993年、1994年、1995年、1999年以及2000年)问卷调查基础上建立的“CERC/MoA中国农村居民问卷调查数据库”。该数据库包含河南、吉林、山东、江西、四川和广东6个省份,每个省份每年的调查量为4个县(其中山东省为5个县)中的大约200家农户。2012年的农村调研数据来源于上海财经大学2013年度千村“农村劳动力城乡转移状况调查”课题组入村入户实地问卷定点调查所获得的第一手数据。“千村调查”课题组基于2010年第六次人口普查数据,从我国(不含香港、澳门、台湾以及新疆维吾尔自治区、西藏自治区、青海省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、海南省)的25个省份中抽取样本。最终抽取到21个省份的30个县进行定点调查。30个县的地理分布如下:从河南省抽中3个区县;从河北省、安徽省、江西省、山东省、湖南省、广东省、四川省中各抽中2个区县;从山西省、辽宁省、吉林省、上海市、江苏省、浙江省、湖北省、广西壮族自治区、重庆市、贵州省、云南省、陕西省和甘肃省中各抽取到1个区县。样本区县的分布具有较好的地理代表性,其农业户籍人口覆盖了全国农业户籍总人口的88.71%,居住在乡村的人口占全国乡村居住总人口的88.72%。

### (二)土地流转状况

在2000年的农村调研数据中,我们主要采用广东、吉林、江西和四川这4个省份的农户家庭数据。

表1 样本区县在各省份的分配

2000年		2012年			
省份	区/县	省份	区/县	省份	区/县
河南省	4	河南省	3	浙江省	1
吉林省	4	河北省	2	上海市	1
山东省	5	安徽省	2	江苏省	1
江西省	4	江西省	2	湖北省	1
四川省	4	山东省	2	广西壮族自治区	1
广东省	4	湖南省	2	重庆市	1
		广东省	2	贵州省	1
		四川省	2	云南省	1
		山西省	1	陕西省	1
		辽宁省	1	甘肃省	1
		吉林省	1		



这4个省份分别位于我国华南、东北、华中和西南地区,各省内部的农村土地流转相对频繁,省与省之间的农户家庭基本情况差异较大,比较具有代表性。而2012年的农村调研数据覆盖了全国华东、华南、华中、华北、西北、西南和东北七大区,数据更加丰富、全面,因此我们采用了所有25个省份的农户家庭数据。表2描述了2000年和2012年调研数据中各省的土地流转状况,其中由于2012年调研数据的数据量较大,为了简化描述,我们在每个大区中分别选取了一个具有代表性的省份进行描述。

根据表2中的2000年数据部分,在参与土地流转的农户家庭比例方面,从总体上看,有14.98%的农户家庭参与过土地流转,其中,广东省的比例最高,达到28.84%;吉林省和江西省的比例都超过了10%,而四川省参与土地流转的农户比例最低,只有3%。在土地流转规模方面,各个省份的差异也比较大。从土地的平均流转规模上看,吉林省的规模最大,达到10.93亩;此外,广东省的最大土地流转规模达到65亩,江西省的土地流转规模一般,而四川省的土地流转规模最小,其土地最大流转规模不超过2亩。

在2012年的调研数据中,在参与土地流转的农户家庭比例方面,从总体上看,有32%的农户家庭参与过土地流转,其中,吉林省比例最高,达到65.8%;山西省的比例最低,只有11.9%。从土地的平均流转规模上看,各个省份的差异依然较大,比如,山东省的平均流转规模最大,达到50.9亩,而广东省的平均流转规模只有1.9亩。从土地的最大流转规模上看,山东省的土地流转面积最高达到1600亩;广东省的土地流转规模较小,其土地最大流转规模不超过4.5亩。

通过对比这两年的调研数据,不难发现,我国农村的土地流转在这10多年中得到了一定程度的

表2 农户家庭土地流转基本情况

年份	参与流 转比例	土地流转规模			年份	参与流 转比例	土地流转规模		
2000		最大值	最小值	平均值	2012		最大值	最小值	平均值
总体	14.98%	65	0.2	7.53	总体	32.00%	1600	0.2	18.7
广东	28.84%	65	0.45	8.42	广东	27.30%	4.5	0.6	1.9
吉林	15.42%	30	0.9	10.93	吉林	65.80%	100	2.1	31.8
四川	3.00%	1.2	0.5	0.87	四川	49.20%	15	0.3	2.3
江西	11.71%	8.6	0.2	2.52	陕西	14.10%	6.3	1	2.9
					山西	11.90%	8	1	3.6
					河南	35.10%	60	0.5	8.2
					山东	27.40%	1600	0.5	50.9

注:表中,“参与流转比例”代表的是参与过土地流转的农户家庭数量与地区总家庭数量的比例。“土地流转规模”代表的是农户家庭在土地流转中,租入或租出的土地规模,单位是亩。

发展。比如,在2000年,总体上只有14.98%的农户家庭参与过土地流转,而在2012年,这一比例已经达到32.00%;在2000年,土地的平均流转面积只有7.53亩,而在2012年,土地平均流转规模已经达到18.7亩;在2000年,最大的土地流转规模为65亩,而在2012年,最大的流转规模已经达到1600亩。

### (三)土地流转与农户家庭收入

在进行实证分析前,我们将简单地考察参与土地流转与农户家庭收入之间的关系。为了方便比较分析,我们将农户家庭收入水平划分为不同等级,并分别计算出参与过土地流转和未参与过流转的农户家庭在各个不同收入等级所占的比例。具体见表3所示。

表3的结果显示,在2000年,参与过土地流转的农户家庭的平均收入水平要高于未参与土地流转的农户家庭。比如,在参与过土地流转的农户家庭中,有82.93%的家庭的收入要高于1万元,有14.64%的家庭的收入要高于5万元,有4.07%的家庭收入要高于10万元。对应的未参与过土地流转的农户家庭,这些比例分别是62.17%、1.60%和0.36%。显然,参与过土地流转的农户家庭的平均收入水平要更高。同样,我们计算出了2012年调研数据中的农户家庭收入分布,在家庭收入大于1万、5万和10万元的等级上,参与过土地流转的农户家庭所占比例分别是86.33%、24.22%和7.03%,而未参与过土地流转的农户家庭所占比例分别是80.03%、18.71%和5.27%。显然,从平均收入水平上来看,参与过土地流转的农户家庭收入水平要高于未参与过土地流转的农户家庭收入水平。

当然,我们还可以把2000年和2012年调研数据进行混合,并比较该混合的总样本中参与和未参与土地流转的农户家庭的收入分布情况。图1和图2分别描述了总样本中农户家庭收入(收入的自然

表3 农户家庭收入分布情况

农户家庭收入 分布(元)	2000年		2012年	
	参与过 流转	未参与过 流转	参与过 流转	未参与 过流转
<2000	0.00%	0.18%	1.17%	1.78%
2000~4000	0.81%	4.80%	3.39%	4.08%
4000~10000	16.26%	32.86%	9.11%	14.11%
10000~50000	68.29%	60.57%	62.11%	61.32%
50000~100000	10.57%	1.24%	17.19%	13.44%
>100000	4.07%	0.36%	7.03%	5.27%
合计	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

注:表中,“参与过流转”和“未参与过流转”分别代表的是在不同的收入分布区间,参与过和未参与过土地流转的农户家庭数量的占比。

对数值 $\ln Y$ 的密度分布图和累积分布图。从图1和图2中不难看出,参与过土地流转的农户家庭的平均收入水平要高于未参与过土地流转的农户家庭。

考察土地流转与农户家庭收入之间的关系是本文的核心,从数据中的农户家庭的收入分布来看,参与过土地流转的农户家庭的平均收入水平要高于未参与土地流转的农户家庭。当然,上述只是描述性的结果,我们依然需要实证分析来对此进行验证。

## 五、实证分析

在进行实证分析前,我们剔除了部分未进行农业生产以及存在各主要变量缺失或失真的数据。在实证分析中,我们将主要考察参与土地流转对农户家庭收入的影响,关注的是土地流转变量 $trans_i$ 。此外,Deininger和Jin(2005)及Jin和Deininger(2009)基于我国农村调研数据发现,家庭的劳动力规模、土地规模和资本规模是影响农户家庭参与土地流转决策的主要因素。因此,根据 $E(inc_{mi} | X_i, trans_i) = E$

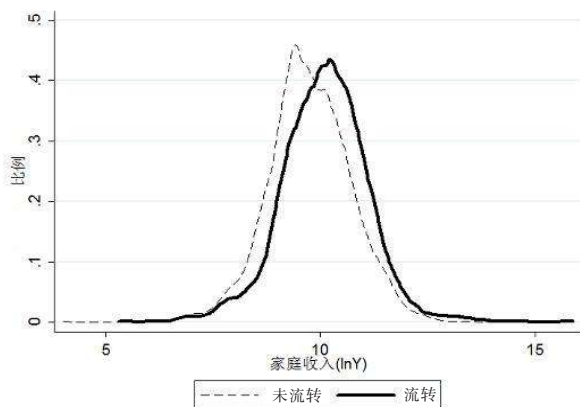


图1 农户家庭收入( $\ln Y$ )密度分布

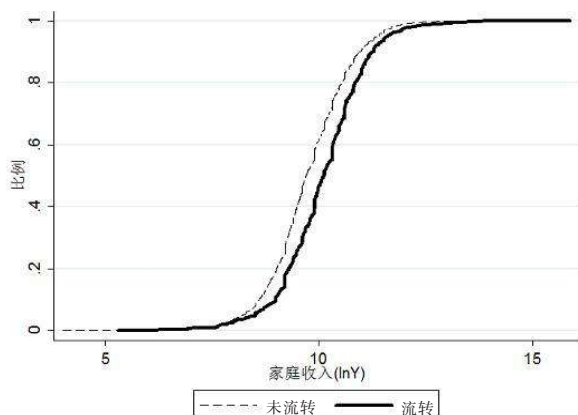


图2 农户家庭收入( $\ln Y$ )累积分布

$(inc_{mi} | X_i)$ 这个基本假设,我们在 $X_i$ 中控制了农户家庭劳动力规模 $\ln L$ 、农户家庭土地面积 $\ln T$ 和农户家庭资本投入 $\ln K$ 。同时,Macmillan(2000)和钟晓兰等(2013)还指出,外部的宏观环境能影响农户的土地流转决策,比如,农户所在地区的地理因素、村庄特点及地区经济发展状况等。考虑到我们所使用的数据涉及21个省份的40多个县,因此我们在实证模型中还控制了地区虚拟变量 $Z_i$ 。我们的被解释变量选择了农户家庭的总收入水平 $\ln Y$ 。

计量模型I、II和III分别对应的实证模型是:

$$\ln Y_i = u_0 + \alpha_1 \times trans_i + X_i' \beta_1 + Z_i' \gamma_1 + e_i \quad (I')$$

$$\ln Y_i = u_0 + \alpha_2 \times trans_i + X_i' \beta_2 + (X_i - \bar{X}_i)' \delta_1 \times trans_i + Z_i' \gamma_2 + e_i \quad (II')$$

$$\ln Y_i = u_0 + \alpha_3 \times trans_i + P(X_i) \beta_3 + (P(X_i) - \bar{P}(\bar{X}_i)) \delta_2 \times trans_i + Z_i' \gamma_3 + e_i \quad (III')$$

其中, $X_i' = (\ln L_i, \ln T_i, \ln K_i)$ ,  $(X_i - \bar{X}_i)' = (\ln L_i - \bar{\ln L}_i, \ln T_i - \bar{\ln T}_i, \ln K_i - \bar{\ln K}_i)$ , 倾向得分的估计值 $P(X_i)$ 由Probit模型得到。

我们将用实证模型I'~III'分别对混合的总样本、2000年样本和2012年样本进行估计,通过综合比较,考察参与土地流转对家庭收入的影响。表4首先给出了对总体样本的估计结果。

在表4中,模型I'~III'的估计结果都显示,对任意一个农户家庭来说,参与土地流转都对其家庭收入有着显著的正面影响。以模型I'的估计结果为例,参与土地流转的农户家庭的平均收入要比未参与土地流转的家庭的平均收入高19.60% ( $\exp(0.179) - 1$ )。在考虑了农户家庭之间可能存在的异质性后,我们看模型II'的估计结果。其结果显示,参与土地流转能使农户家庭收入水平增加

表4 对总体样本的估计结果

解释变量	模型I'	模型II'	模型III'
$trans$	0.179*** (0.037)	0.177*** (0.038)	0.168*** (0.038)
$\ln L$	0.439*** (0.042)	0.489*** (0.048)	—
$\ln T$	0.133*** (0.030)	0.088** (0.042)	—
$\ln K$	0.121*** (0.013)	0.092*** (0.015)	—
$propensity\ score\ (ps)$	—	—	4.821*** (0.415)
$dm\_lnL$	—	-0.150 (0.098)	—
$dm\_lnT$	—	0.096 (0.061)	—
$dm\_lnK$	—	0.077*** (0.029)	—
$dm\_ps$	—	—	0.798 (0.688)
$cons$	8.643*** (0.131)	8.865*** (0.153)	8.879*** (0.141)
$R-sq$	0.355	0.359	0.347
$N$	2779	2779	2779

注:由于篇幅所限,表中并没有包含地区虚拟变量和时间虚拟变量的估计结果。括号内的值是标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。表中,"dm\_"表示的是各解释变量减去均值后的净值与 $trans$ 的交互项。下文中对相关估计结果的描述与此一致。



19.36%。虽然模型Ⅰ'和模型Ⅱ'的估计结果比较一致,但模型Ⅱ'中对交互项 $(X_i - \bar{X}_i) \times trans_i$  (即  $dm\_lnL$ 、 $dm\_lnT$  和  $dm\_lnK$ ) 的联合检验十分显著(P值为0.0098),这说明参与土地流转对农户家庭收入的影响确实存在异质性问题,在估计中我们不能忽略这种异质性。再看模型Ⅲ'的估计结果,在放松线性假设后,参与土地流转依然会使农户家庭收入增加18.29%,这与模型Ⅱ'的估计结果基本一致。因此,从估计结果来看,无论是在线性假设还是非线性假设下,参与土地流转都会显著增加农户家庭收入,且增加19%左右。

考察完总体样本,我们再分别对2000年和2012年的分样本进行估计分析。进行分样本估计主要是考虑到在这两个时间段中,整体经济发展环境、农村土地流转发展状况、农业生产技术及非农就业情况等存在一定的差异。而分别对这两个分样本进行估计,可以使更我们更全面、细致地考察参与土地流转对农户家庭收入的影响。表5给出了对2000年和2012年这两个分样本的估计结果。

表5中第2列至第4列显示了对2000年样本的估计结果。其中,模型Ⅱ'对交互项的联合检验依然十分显著(P值为0.0076),这说明在分析参与土地流转对家庭收入的影响时,我们依然不能忽略不同家庭之间存在的异质性。从模型Ⅱ'的估计结果来看,参与土地流转能显著地增加农户家庭收入水

平,且增加13.31%左右。和模型Ⅱ'的结果比较一致,模型Ⅲ'的估计结果说明参与土地流转能为农户家庭带来约13.54%的收入增幅。综合看来,在2000年,参与土地流转能使农户家庭收入增长13%左右。表中后3列是关于2012年样本的估计结果。其中,模型Ⅱ'中对交互项的联合检验(P值为0.0235)比较显著,这说明参与土地流转对收入的影响依然存在异质性问题,这和对总体样本以及2000年样本进行估计时的情况一致。模型Ⅱ'和模型Ⅲ'的估计结果显示,在2012年,参与土地流转对农户家庭收入的影响显著为正,并能使农户家庭收入增加18%左右。

通过对总体样本和分样本的估计,我们发现,土地流转能显著增加农户家庭的收入水平,参与土地流转的农户家庭的平均收入水平要显著高于未参与土地流转的农户家庭。从估计结果来看,在总体上,土地流转能使农户家庭收入水平增加19%左右,而土地流转对收入的正面影响在2012年(18%)要高于2000年(13%)。我们认为,这种收入增长率的差异,主要是因为随着我国工业化和农业现代化的发展,农民进城务工机会的增加、非农部门工资水平的快速增长以及农民在农地上生产效率的提高,参与土地流转使样本农户家庭的收入增长率得到显著提高。

在文章第二部分的理论分析中,我们还论述了不同农户家庭在参与土地流转后的不同收入增长路径,从中不难看出,非农部门的工资水平和土地租金水平将直接影响租出土地的农户家庭的收入水平,而土地规模生产效率将直接影响租入土地的农户家庭的收入水平。为了明确这种不同路径的收入增长效应,我们将参与土地流转的农户家庭进一步细化为租出和租入土地的农户家庭,并考察这两类家庭的收入增长幅度是否存在差异。需要说明的是,考虑到2012年的农户家庭调研数据能基本反映出我国当前的土地流转现状、土地生产效率水平以及非农工资性收入水平,因此,我们使用了2012年的数据进行实证分析,具体的估计结果见表6。

考虑到农户家庭之间可能存在异质性,因此我们使用了实证模型Ⅱ'和Ⅲ'分别对租出和租入土地的农户家庭进行回归。对上述回归结果中的  $trans$  的估计系数进行对比分析,不难发现,土地流

表5 对分样本的估计结果

解释变量	2000年			2012年		
	模型Ⅰ'	模型Ⅱ'	模型Ⅲ'	模型Ⅰ'	模型Ⅱ'	模型Ⅲ'
$trans$	0.084 (0.054)	0.125** (0.056)	0.127** (0.060)	0.167*** (0.044)	0.166*** (0.043)	0.173*** (0.045)
$lnL$	0.331*** (0.046)	0.347*** (0.051)	—	0.506*** (0.056)	0.563*** (0.067)	—
$lnT$	0.267*** (0.061)	0.323*** (0.059)	—	0.095*** (0.037)	0.025 (0.052)	—
$lnK$	0.106*** (0.025)	0.090*** (0.025)	—	0.118*** (0.015)	0.093*** (0.017)	—
$propensity\ score$ ( $ps$ )	—	—	3.398*** (0.591)	—	—	3.006*** (0.718)
$dm\_lnL$	—	-0.126 (0.104)	—	—	-0.149 (0.121)	—
$dm\_lnT$	—	-0.163** (0.066)	—	—	0.147** (0.071)	—
$dm\_lnK$	—	0.093** (0.042)	—	—	0.063** (0.031)	—
$dm\_ps$	—	—	-1.717*** (0.655)	—	—	1.609* (0.963)
$cons$	8.114*** (0.250)	8.124*** (0.255)	9.322*** (0.240)	7.989*** (0.235)	8.237*** (0.259)	9.050*** (0.277)
$R-sq$	0.741	0.747	0.668	0.272	0.276	0.226
$N$	673	673	673	2115	2115	2115

转的收入效应具有“非对称性”特征,即参与土地流转使得租出土地的农户家庭的平均收入增长幅度要高于租入土地的农户家庭,而且家庭土地面积对租出土地家庭的收入影响不再显著。这一方面说明,在当前,非农工资性收入的整体水平要高于农业生产经营性收入水平,租出土地的农户家庭能通过将更多的劳动力投入到非农部门中,获得更大幅度的收入增长;另一方面,由于当前缺少正式的土地流转市场,土地的价值难以得到有效衡量,这使得土地的租金收入水平较低,无法成为土地租出家庭收入增长的主要推动力。对于租入土地的农户家庭来说,家庭土地面积对其家庭收入的影响非常显著,这说明这类家庭依然需要不断地提高农业生产技术及土地的耕种效率,为持续、有效地提高农业经营性收入和家庭总收入水平创造条件。

下面,我们进一步考察土地流转对农户家庭收入的影响。由于农村中有些家庭受家庭人

表6 对租出和租入土地家庭的估计结果

2012年	租出土地家庭		租入土地家庭	
解释变量	模型 II'	模型 III'	模型 II'	模型 III'
<i>trans</i>	0.208*** (0.071)	0.166** (0.069)	0.162*** (0.049)	0.161*** (0.049)
<i>lnL</i>	0.560*** (0.067)	—	0.531*** (0.058)	—
<i>lnT</i>	0.021 (0.053)	—	0.095*** (0.038)	—
<i>lnK</i>	0.092*** (0.017)	—	0.110*** (0.015)	—
<i>ps</i>	—	4.761*** (0.553)	—	4.795*** (0.551)
<i>dm_lnL</i>	-0.224 (0.209)	—	-0.082 (0.132)	—
<i>dm_lnT</i>	-0.014 (0.126)	—	0.165** (0.074)	—
<i>dm_lnK</i>	0.079* (0.047)	—	0.062* (0.037)	—
<i>dm_ps</i>	—	0.165 (1.235)	—	1.263 (0.931)
<i>cons</i>	9.357*** (0.843)	9.625*** (0.822)	9.352*** (0.839)	9.615*** (0.819)
<i>R-sq</i>	0.277	0.26	0.271	0.259
<i>N</i>	1570	1570	1860	1860

表7 对 ATT 的基本估计结果

	总样本		2000年		2012年	
	系数值	t值/P值	系数值	t值/P值	系数值	t值/P值
<i>ATT<sub>A</sub></i>	0.289 (0.040)	7.252/0.000	0.444 (0.081)	5.495/0.000	0.217 (0.039)	5.594/0.000
<i>ATT<sub>R</sub></i>	0.267 (0.043)	6.245/0.000	0.451 (0.088)	5.123/0.000	0.251 (0.044)	5.719/0.000
<i>ATT<sub>N</sub></i>	0.294 (0.048)	6.175/0.000	0.392 (0.101)	3.874/0.000	0.213 (0.062)	3.451/0.001

口、自身能力以及个人意愿等因素影响可能永远不会参与土地流转,或者说参与土地流转的概率很小,因此,我们在估计参与土地流转对收入的影响时,应该进一步将这些参与土地流转概率很小的家庭排除,并着重考察参与土地流转对今后有资格和能力接受“处理”的农户家庭的收入影响。具体来说,与在估计时包含样本中全部个体的实证模型 I'~III'不同的是,我们在使用 Kernel-based Matching、Radius Matching 和 Nearest Neighbour Matching 这3种 PSM 方法估计 ATT 时,充分考虑了农户家庭的自选择行为,并讨论参与土地流转对已参与过土地流转的农户家庭的收入影响。我们将上述3种方法估计出的 ATT 分别记为 *ATT<sub>k</sub>*、*ATT<sub>R</sub>* 和 *ATT<sub>N</sub>*。为了更全面地考察土地流转对已参与土地流转的农户家庭的收入影响,我们依然分别对总样本和分样本进行估计,具体估计结果见表7。

我们首先看总体样本的 ATT 估计结果,3种估计方法得到的结果都非常显著,而且比较一致。总体样本的 ATT 估计结果显示,参与土地流转能使流转过土地的农户家庭收入水平增加 33% ( $\exp(0.285)-1$ ) 左右,这要显著高于之前实证模型 I'~III' 估计出的 ATE 结果(19%),这说明在参与土地流转后,已流转土地的农户家庭的平均收入增长幅度要高于对任意样本家庭而言的平均收入增长幅度。再看分样本的 ATT 估计结果,其中 2000 年样本的 ATT 估计系数依然非常显著,且已流转土地的农户家庭在参与土地流转后其收入能增加 54% 左右(高于之前的 ATE 结果 13%);2012 年样本的 ATT 估计系数说明参与土地流转能使已流转土地的家庭收入显著增加约 25%(高于之前的 ATE 结果 18%)。2000 年样本的 ATT 估计系数(54%)要大于 2012 年样本的 ATT 估计系数(25%),我们认为,这可能是因为农户家庭绝对收入水平的上升使得参与土地流转带来的收入增长率在相对下降。比如,在 2012 年的样本数据中,已参与土地流转的农户家庭平均年收入为 42480 元,而在 2000 年,这类农户家庭平均年收入只有 11797 元。

ATT 的估计结果说明参与土地流转能使已流转土地的农户家庭收入水平显著上升。那么,在参与土地流转后,土地租出者与土地租入者是否有着相同的收入增长幅度?与之前在 ATE 分析框架下一样,基于 2012 年的农户调研数据,我们分别估计出了参与土地流转对已租出和已租入土地的农户家庭的收入影响。具体估计结果见表8。

表8的估计结果显示,参与土地流转能分别使已租出土地和已租入土地的农户家庭收入水平显著增长,其中,在租出土地后,已租出土地的农户家庭的收入水平将增长41%左右,这显著高于已租入土地的农户家庭在租入土地后的收入增长幅度(11%左右)。综合租入和租出土地家庭的ATE和ATT估计结果,可以看出,土地流转的收入效应有着非常强的“非对称性”,租出土地的农户家庭的收入增长幅度要显著高于租入土地的农户家庭,一定程度上反映出当前非农工资性收入水平要高于农业经营性收入水平的现状。需要注意的是,对于租入土地的农户家庭来说,其ATT估计系数(0.11)要小于ATE的估计系数(0.16),我们认为,这可能是由于当前土地流转的整体规模较小,愿意从事农业生产的农户家庭无法租入足够规模的土地,土地规模经营的收入效应没有得到完全体现。从2012年的调研数据来看,我国农地的平均流转规模只有18.7亩,我国土地流转的发展潜力巨大,农地的规模经营效率有着较大的潜在提高空间。因此,只有持续不断地推进土地流转,使土地能够更大规模地集中经营,租入土地的农户家庭的收入水平才能获得更大幅度的提高,土地流转收入效应的“非对称性”才能得到有效解决。

从总体上来看,ATT的估计系数要高于ATE,这说明为了使更多的农户家庭能够有效提高收入水平,我们需要让更多的家庭拥有参与土地流转的资格和能力,而不是被永远排除在土地流转过程之外。比如,一方面,我们需要加速非农经济的发展,为农村居民提供更多的进城务工的机会,并建立起良好的进城务工通道,使得农村剩余劳动力能够成功进入城市获得非农就业机会,从而使更多的农户家庭能够在土地流转中成为土地租出者;另一方面,我们需要不断发展和提高农业生产技术,加速新技术的推广,并为农户家庭的农业生产性投资提

2012年	租出土地家庭		租入土地家庭	
	系数值	t值/P值	系数值	t值/P值
ATT <sub>k</sub>	0.357 (0.07)	5.134/0.000	0.094 (0.044)	2.152/0.031
ATT <sub>r</sub>	0.359 (0.076)	4.747/0.000	0.100 (0.047)	2.126/0.033
ATT <sub>s</sub>	0.325 (0.097)	3.356/0.002	0.133 (0.05)	2.642/0.008

供足够的金融或信贷支持,从而使得更多的农户家庭能够在土地流转中成为土地租入者。当然,

我们还需要大力提高农村居民的受教育水平,加大对农村地区的教育投资力度(比如,推进农村职业教育发展,扩大对农村职业学校的投入等),使得农村居民有能力掌握新型农业科技、从事较高技术水平的农业生产活动,或者能够学习到非农生产活动中的专业知识、掌握实际操作技能,获得更多的非农就业机会。提高农村居民的受教育水平将使他们拥有更多的职业选择,并更多地参与到土地流转中分享流转收益,正如周亚虹等(2010)所指出的,农村职业教育可以极大地提高农户家庭收入水平。

由于ATT的估计结果对今后有资格或能力参与土地流转的农户的收入可以做出预测,它代表了这类农户家庭在未来参与土地流转后能获得的潜在收入增长(比如,在2000年,这些农户家庭如果参与了土地流转,那么其家庭收入将增长54%;在2012年,这些农户家庭在“虚拟”参与土地流转后其收入水平将增长25%)。因此,ATT的估计结果还有着重大的现实意义。具体来说,一方面,它说明土地流转能较大幅度地提高农户家庭的收入水平,在土地流转时我们要坚持以农户家庭为主体,使农户家庭切实分享到参与土地流转带来的收益;另一方面,它说明我们需要创造更好的土地流转基础(比如农地确权等)和流转机制使得更多的有资格和能力参与土地流转的农户家庭能够真正参与到土地流转中。当前,我国农村缺乏良好的土地流转基础和正式的土地流转市场,很多农户家庭都没有机会或途径参与到土地流转过程中(Jin and Deininger, 2009)。为了切实提高农民的收入水平,我们需要建立起一个正式的土地流转市场,创造出良好的土地流转基础,并逐步完善市场中的流转机制,使农村中有资格和能力参与土地流转的农户家庭能有机会和途径参与到土地流转过程中,分享土地流转带来的收益。

## 六、结论和政策建议

本文首先考察了土地经营权流转与农户家庭收入增长及土地制度完善的关系,然后借助我国2000年和2012年的农户家庭微观调研数据,通过采用平均处理效应(ATE)和受处理的平均处理效应(ATT)方法,对土地流转与农户家庭收入增长之间的关系进行了实证分析。估计结果显示,在2000年,参与土地流转分别使任意样本农户家庭和已流转土地的



农户家庭的收入增长率达到13%和54%;在2012年,参与土地流转分别使任意样本农户家庭和已流转土地的农户家庭的收入增长率达到18%和25%;从总样本来看,任意样本农户家庭和已流转土地的农户家庭在参与土地流转后其收入增长率分别为19%和33%;土地流转的收入效应有着明显的“非对称性”,即在土地流转过程中,租出土地的农户家庭的收入增长幅度要显著高于租入土地的农户家庭。

显然,参与土地流转能显著促进农户家庭收入增长。进一步对比和分析上述实证估计结果,本文认为,一方面,我们需要使更多的农户家庭能够有资格和能力参与到土地流转过程中;另一方面,我们需要使农村中那些有资格和能力参与土地流转的农户家庭能够有机会和途径真正参与到土地流转过程中,分享土地流转带来的增收效益。此外,为了解决土地流转收入效应的“非对称性”问题,我们需要加速推进土地的规模经营和提高农业生产技术水平,切实提高农户家庭的农业经营性收入水平。

本文的研究结论说明推进土地经营权流转可能是促进我国农民收入增长,进而完善现有农地制度的一个新途径。然而现阶段我国农村土地流转发展缓慢,参与到土地流转中的农户家庭比例相对较低。为了尽快加速我国农地流转,提高农民收入水平,需要政府逐渐转换农地运作思路,并不断推进土地经营权的流转。结合本文的结论,我们的政策建议如下。

首先,政府(包括村集体)应该切实放弃农地调整。政府行政干预主导下的农地调整直接导致了农地的细碎化、农地经营权的不稳定和农地市场的滞后发展,阻碍了农地的集中和规模经营,降低了农地的配置效率,抑制了家庭联产承包责任制效率的发挥。因此,在现实条件下,政府在确保农地整体规划合理和用途方向正确的前提下,应尽快且切实地从农地调整层面退出,减少农地具体运作中不必要的行政干预,确保农地经营权能够有效流转。

其次,为了让更多的农户家庭能够有资格和能力参与到土地流转中,政府应该加大对农村职业教育的投入,提高农村居民的受教育水平;政府应该建立起完善的农民进城务工通道和就业机制,并通过加速非农经济的发展为农民提供更多的非农就业机会;政府应该鼓励及补贴提高农业生产技术类

的活动,加速农业新技术的推广,并不断完善金融体系为农户家庭的农业生产性投资提供足够的金融或信贷支持,从而为租入土地的农户家庭加速提高农业生产经营性收入创造条件。

最后,基于农地流转还需以规范、完善的农地经营权流转市场为基础和平台,因此,政府应该逐步推动落实农村土地的确权和权证登记,保证农地产权的明确和到位;把农地流转市场的培育作为关键任务,并不断地规范和完善农地流转市场的交易准则,保障市场交易的合法、合规、合理,减少不必要的交易费用。借助不断完善的农地流转市场,政府应该坚持以农户家庭为流转主体,鼓励并推进农地经营权在公开市场上流转,让更多的农户家庭能够有机会和途径参与到土地流转中,特别是让租入土地的农户家庭能通过扩大土地耕种面积获得土地的规模效益。当然,在推进农地经营权流转时,还必须始终坚持农民自愿原则和不改变土地用途的原则。

(作者单位:冒佩华,上海财经大学经济学院、上海财经大学数理经济学教育部重点实验室;徐骥,上海财经大学经济学院;责任编辑:程漱兰)

#### 注释

①此数据根据1986年《中国统计年鉴》的相关数据计算得到。

②详情请见国务院新闻办2011~2013年国民经济运行情况发布会的相关内容。

③本文中所有提及的农地指的都是农耕地,不包括农村建设用地和宅基地等。文中所出现的“农地”、“农村土地”以及“土地”是同一概念。

④我们认为,农地经营权应该包括使用、转包、出租、互换和入股等权益,不包括农地承包权的出让权益。文中所出现的“农地经营权流转”、“农地流转”以及“土地流转”是同一概念;“土地转入”与“土地租入”、“土地转出”与“土地租出”均是同一概念。

⑤当然,农户家庭中的劳动力也可能被其他农户所“聘用”从事农业生产。由于他们所获得的也是工资性收入,与农民在非农部门工作所获得的收入性质类似,因此我们在这里不单独对他们和非农部门工作者做区分。

⑥关于ATE的基本假设,以及计量模型I~III的基本原理和证明,请参考Wooldridge, 2003, pp.604~642。

⑦关于ATT的基本原理和证明,请参考Rosenbaum和Rubin(1983), Heckman等(1997)和Angrist(1998)。

⑧其中,农户家庭的劳动力规模代表了家庭的劳动力资源,一般而言,劳动力规模越大,家庭劳动力的整体劳动生产能力将越强;家庭土地面积和家庭资本投入代表了家庭的生产性固定资产,能够较大幅度地衡量家庭的农业生产能力。由于农户家庭的整体生产效率(能力)水平无法直接衡量,因此,我们在解释变量中通过控制家庭的劳动力规模、土地规模和资本规模来衡量家庭的生产效率水平,从而使ATE估计方法的基本假设(CMI)得到满足。当然,只控制上述3个解释变量无法完全消除其中的内生性问题,实证方程的残差项中依然包含了部分农户生产效率的信息。然而目(下转第88页)

(49) 陆铭、蒋仕卿、陈钊、佐藤宏:《摆脱城市化的低水平均衡——制度推动、社会互动与劳动力流动》,《复旦学报(社会科学版)》,2013年第3期。

(50) 李妍辉:《从“管理”到“治理”:政府环境责任的新趋势》,《社会科学家》,2011年第10期。

(51) 李鹏、张俊飏、颜廷武:《农业废弃物循环利用参与主体的合作博弈及协同创新绩效研究——基于DEA-HR模型的16省份农业废弃物基质化数据验证》,《管理世界》,2014年第1期。

(52) 彭泗清:《超越焦虑》,上海三联书店,2000年。

(53) 帅传敏、张钰坤:《中国消费者低碳产品支付意愿的差异分析——基于碳标签的情景实验数据》,《中国软科学》,2013年第7期。

(54) 宋言奇:《社会资本与农村生态环境保护》,《人文杂志》,2010年第1期。

(55) 谭钦成:《惩罚承诺失信及农村政策扭曲》,《中国农村观察》,2012年第3期。

(56) 汪汇、陈钊、陆铭:《户籍、社会分割与信任:来自上海的经验研究》,《世界经济》,2009年第10期。

(57) 王建明:《资源节约意识对资源节约行为的影响——中国文化背景下一个交互效应和调节效应模型》,《管理世界》,2013年第8期。

(58) 万建香、梅国平:《社会资本可否激励经济增长与环境保护的双赢?》,《数量经济技术经济研究》,2012年第7期。

(59) 于长久:《农民对新型农村合作医疗的福利认同及其

影响因素》,《中国农村经济》,2012年第4期。

(60) 张俊飏:《生态产业链与生态价值链整合中的循环农业发展研究》,中国农业出版社,2010年。

(61) 张方圆、赵雪雁、田亚彪、侯彩霞、张亮:《社会资本对农户生态补偿参与意愿的影响——以甘肃省张掖市、甘南藏族自治州、临夏回族自治州为例》,《资源科学》,2013年第9期。

(62) 张荳芸、谭康荣:《制度信任的趋势与结构:“多重等级评量”的分析策略》,《台湾社会学刊》,2005年第35期。

(63) 张爽、陆铭、章元:《社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强?——来自中国农村贫困的实证研究》,《经济学(季刊)》,2007年第2期。

(64) 张颖、陈艳:《农户对生物质能源产业参与意愿实证分析——以湖北省为例》,《长江流域资源与环境》,2012年第5期。

(65) 邹宇春、敖丹:《自雇者与受雇者的社会资本差异研究》,《社会学研究》,2011年第5期。

(66) 朱玉春、唐娟莉、罗丹:《农村公共品供给效果评估——来自农户收入差距的响应》,《管理世界》,2011年第9期。

(67) 朱启荣:《城郊农户处理农作物秸秆方式的意愿研究——基于济南市调查数据的实证分析》,《农业经济问题》,2008年第5期。

(68) 赵雪雁:《村域社会资本与环境影响的关系——基于甘肃省村域调查数据》,《自然资源学报》,2013年第8期。

(69) 郑也夫:《信任:合作关系的建立与破坏》,中国城市出版社,2003年。

(上接第74页)前,并没有文献对该类内生性问题提出或找到明确的工具变量。实际上,我们为解决上述内生性问题做了一些有益的尝试。具体来说,我们根据Levinsohn和Petrin(2003)提出的估计方法,以农户家庭生产中的中间品投入作为可观测生产效率的代理变量,从而消除残差项中的生产效率信息。使用这种方法得到的实证结果十分稳健,本文的研究结论并没有发生变化。受限于文章篇幅,我们在这里不展开说明。如有兴趣,可联系作者进行更详细的讨论。

⑨在使用总样本进行估计时,因为涉及2个不同年份,所以我们在回归方程中还控制了时间虚拟变量。但在分年进行估计时,我们只需要控制地区虚拟变量。文中,为了简化描述,我们在实证模型中只显示了地区虚拟变量。

#### 参考文献

(1) 李中:《农村土地流转与农民收入——基于湖南邵阳市跟踪调研数据的研究》,《经济地理》,2013年第5期。

(2) 钱忠好:《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》,《管理世界》,2002年第6期。

(3) 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》,《中国农村观察》,2011年第2期。

(4) 姚洋:《集体决策下的诱导性制度变迁——中国农村地权稳定性演化的实证分析》,《中国农村观察》,2000年第2期。

(5) 叶剑平、雷丰、蒋妍、罗伊·普罗斯特曼、朱可亮:《2008年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议》,《管理世界》,2010年第1期。

(6) 张红宇:《中国农地调整与使用权流转:几点评论》,《管理世界》,2002年第5期。

(7) 周亚虹、许玲丽、夏正青:《从农村职业教育看人力资本对农村家庭的贡献》,《经济研究》,2010年第8期。

(8) 钟晓兰、李江涛、冯艳芬、李景刚、刘吼海:《农户认知视角下广东省农村土地流转意愿与流转行为研究》,《资源科学》,2013年第10期。

(9) Angrist, J. D., 1998, “Estimating the Labor Market Impact of Voluntary Military Service Using Social Security Data on Military Applicants”, *Econometrica*, Vol.66(2), pp.249~288.

(10) Bryan Lohmar, Zhaoxin Zhang and Agapi Somwaru, 2001, “Land Rental Market Development and Agricultural Production in China”, *American Agricultural Economics Association*, Chicago IL, August 5-8.

(11) Heckman, J. J., H. Ichimura and P. Todd, 1997, “Matching as an Econometric Evaluation Estimator”, *Review of Economic Studies*, Vol.65, pp.261~294.

(12) Klaus Deininger and Songqing Jin, 2005, “The Potential of Land Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, Vol.78(1), pp.241~270.

(13) Levinsohn, J. and A. Petrin, 2003, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, Vol.70(2), pp. 317~342.

(14) Loren Brandt, Huang Jikun, Li Guo and Scott Rozelle, 2002, “Land Rights in Rural China: Facts, Fictions and Issues”, *China Journal*, Vol.47, pp.67~97.

(15) Macmillan D. C., 2000, “An Economic Case for Land Reform”, *Land Use Policy*, Vol.17, pp.49~57.

(16) Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, Vol.70, pp.41~55.

(17) Songqing Jin and Klaus Deininger, 2009, “Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China”, *Journal of Comparative Economics*, Vol.37, pp. 629~646.

(18) Wooldridge, J., 2003, *Cross Sectional and Panel Data Analysis*, Princeton Press.