

土地经营权流转的农村居民 收入分配效应研究^{*}

——基于分位数处理效应的异质性估计

栾江 张玉庆 李登旺 郭军

内容提要：在现行农村土地制度下，土地经营权流转能否在增加农民收入的同时缩小收入差距是必须回答的现实问题。本文使用25省（自治区、直辖市）180个村的固定观察点数据，从收入增长和收入差距两个层面，分析了土地经营权流转对农村居民收入分配的影响效应。回归结果表明，土地经营权流转（包括土地转入和土地转出）在平均意义上显著促进了农户人均收入水平的提升。条件分位数处理效应模型的估计结果表明，土地经营权流转对农户人均收入的影响效应随收入分位点的提高而上升，这说明土地经营权流转在一定程度上扩大了农民内部的收入差距。进一步使用无条件分位数处理效应模型，放弃过多观测特征后估计发现，土地经营权流转对低收入农户增收的影响效应不显著，尤其是土地转入的影响效应在中位数及以下分位点上均不显著。这是由于低收入农户受到自身资金条件和土地流转成本的约束，难以通过土地流转优化家庭资源配置来实现收益最大化目标。应采取规范农村土地市场秩序、降低土地流转成本等措施，以实现土地经营权流转带动农民收入均衡增长的作用。

关键词：土地经营权流转；农村居民；收入分配；分位数处理效应

DOI：10.19343/j.cnki.11-1302/c.2021.08.008

中图分类号：F222.33

文献标识码：A

文章编号：1002-4565(2021)08-0096-15

The Effect of Land Management Rights Circulation on the Farmers' Income Distribution: Estimation of Heterogeneity Based on the QTE

Luan Jiang Zhang Yuqing Li Dengwang Guo Jun

Abstract: Under the current rural land system, whether the circulation of the land management rights can reduce the income gap while increasing farmers' income is a practical question that must be answered. Using a data set of fixed observation sites from 180 villages in 25 provinces (autonomous regions and municipalities) of China, this paper evaluates the effect of the circulation of the land management rights on farmers' income distribution from two aspects, namely income growth and income gap. The regression estimation results show that the circulation of the land management rights (including inward circulation and outward circulation) significantly increases the farmers' average income. The CQTE estimation results show that the income effect of the circulation of the land management rights increases with the increase of income quantile, which indicates that the circulation of the land management rights expands farmers' income gap. The UQTE estimation results show the circulation of the land management rights does not have a significant impact on the low-income farmers' income growth; especially, the effect of inward circulation at and below the median quantiles is not significant. The low-income farmers are constrained by their economic conditions and the market access cost of

* 基金项目：国家社会科学基金项目“新时代我国农地流转租金形成机理及影响因素研究”（18CJY032）。

land circulation, so it is more difficult for them to achieve the optimal goal by land circulation for better allocation of household resources. In the future, measures such as standardizing the order of rural land market and reducing the access cost of land circulation should be taken to improve the effect of land circulation in balancing the growth of farmers' income.

Key words: Circulation of the Land Management Rights; Farmers; Income Distribution; Quantile Treatment Effect

一、引言和文献综述

随着农村经济的持续快速发展,农村居民收入水平不断提高,但收入差距却出现扩大趋势。从 2013 年到 2019 年,中国农村居民人均可支配收入从 9429.6 元提高到 16021 元,年均增长 9.24%,扣除价格因素后实际年均增长 7.16%。但是,根据《中国住户年鉴》公布的农村居民可支配收入五等份分组数据,2019 年高收入农户人均可支配收入是低收入农户的 10.35 倍,远高于 2013 年的 7.41 倍。长期来看,农民收入持续稳定增长的内生动力仍需要培养,同时也要警惕收入差距从城乡之间向农村内部转移。

土地是农村居民最重要的生产要素之一,土地资源配置直接影响着农民收入分配结果。改革开放后农村地区实行了家庭联产承包责任制,在平均化的土地经营权制度下,农民收入实现了较为均衡的增长。国家土地二轮延包政策实行以来,为避免承包耕地的频繁变动,防止耕地经营规模不断被细分,土地承包关系按照“增人不增地、减人不减地”的原则,延长承包期(陈锡文,1994)。但是,随着农村人口调整和劳动力大规模就业转移,长期稳定的土地承包关系无法适应人口增减速度,部分农村地区出现了土地资源配置不均衡的问题,人地矛盾不断加剧,这在一定程度上导致了农民收入分化(龚为纲,2009)。为了解决长期稳定土地承包关系的弊端,我国于 2005 年开始不断进行农村土地制度调整,其核心是促进农村土地的有序流转。此后农村土地流转呈现出多元化、市场化、规模化的发展趋势(黄祖辉和王朋,2008)。大量农村劳动力摆脱土地束缚,非农收入成为农村居民收入的主要来源;同时,农业经营效率较高的农户通过转入土地来扩大经营规模,获得农业经营收入的增长。但是,据统计,2011 年中国农村居民基尼系数达到 0.3949,逼近国际警戒线 0.4^①。可见,农村土地市场化改革有力地推动了农村经济发展和农民收入增长,但农村居民内部收入差距却趋于扩大。

党的十八届三中全会以来,农村土地“三权分置”改革全面施行,其核心是在稳定土地承包权的基础上鼓励土地经营权有序流转。党的十九大提出,第二轮土地承包经营期满后延长三十年,给农民进行土地经营权流转吃了一颗定心丸。在现行的农村土地制度下,农村土地经营权流转(以下简称土地流转)会对农村居民的收入分配产生哪些影响?能否在增加农民收入的同时缩小收入差距?这是深化农村土地制度改革必须回答的现实问题(刘鸿渊,2010)。但已有文献中,大部分研究侧重于分析土地流转的增收效应,且观点分歧较大。有学者认为土地流转能够显著提高农民收入(王春超,2011)。钱忠好和冀县卿(2016)使用 4 省调研数据评估土地流转政策的执行效果,发现土地流转促进了土地集中,增加了农民收入。其中,土地转入有利于增加农户的经营性收入,土地转出有利于增加农户的工资性收入。也有一些研究认为土地流转对农民增收的影响效果不显著(贺振华,2006),一个重要的原因是土地流转对优化农地资源配置的作用有限(廖洪

① 人民网. 农民基尼系数提升,警惕底层沦陷[EB/OL]. <http://finance.people.com.cn/n/2012/0823/c70846-18813474.html>, 2012-08-23.

乐,2003)。何欣等(2016)研究发现,农村土地并没有通过土地流转集中到农业生产率高的农户手中,因而难以起到提高农户收入的作用。

从收入差距角度考察土地流转收入分配效应的文献较少,且观点存在分歧。扬子等(2017)通过测算土地流转对农村收入差距的贡献度,认为农村内部收入差距没有受到土地流转的显著影响。但是朱建军和胡继连(2015)、肖龙铎和张兵(2017)的研究结果表明,土地流转显著扩大了农村居民的收入差距。韩菡和钟甫宁(2011)利用浙江、安徽 2 省 4 县的农户调查数据研究发现,在经济发达、土地单位收益高的农村地区,土地流转可能会扩大当地农民的收入差距;在经济欠发达、土地单位收益低的农村地区,土地流转会改善当地收入分配状况。

上述实证研究结论的分歧,可能是忽略了异质性和自选择问题而导致的估计结果偏差。具体而言,异质性问题体现在即使农户的可观测特征相同,不可观测特征不同也会导致土地流转对农户收入影响效应的差异。自选择问题是由于农户的土地流转行为是内生的、非随机的决策结果,其不仅受到可观测特征的影响,而且受到不可观测的异质性特征的影响。为了解决上述两个问题,近年来学者们尝试改进了相关估计方法。例如李中(2013)、冒佩华和徐骥(2015)、史常亮等(2017)使用 DID、内生转换回归等估计方法,发现土地流转能够显著提高农户人均收入水平。但是,上述研究普遍使用收入均值的变化来反映土地流转的收入影响效应,这难以解释土地流转对农民收入差距的影响。使用分位数处理效应模型来评价土地流转对各收入水平农户群体的异质性影响,或可解决这一问题。

鉴于此,本文使用 25 省份农户固定观察点数据,从两个方面分析土地流转对农村居民收入分配的影响:一是构建土地流转的工具变量,估计土地流转对农户收入均值的影响效应;二是利用分位数处理效应模型,估计土地流转对农户收入的条件分布和无条件分布影响效应。进而综合评价土地流转对农民收入分配的影响效应。

二、理论分析和研究假设

本文借鉴 Deininger 和 Jin(2005)的研究思路,构建土地流转对农户收入分配影响机制的理论模型。首先,假设农户家庭拥有的劳动力数量为 L , 其中分配于农业生产的劳动力数量为 L_f , 分配于给定工资率为 ω 的非农就业领域的劳动力数量为 $L_o = L - L_f$ 。经营的农地面积为 A , 初始承包农地面积为 A_0 , 农户流转的土地面积为 A_r 。当 $A_r = A_0 - A < 0$ 时,表示农户转出土地;当 $A_r = A_0 - A > 0$ 时,表示农户转入土地。单位面积流转土地的租金为 r 。在土地流转市场上单位面积土地流转发生的交易成本为 c 。单位面积农业生产投入品成本为 d , 为了简化分析,不考虑规模成本问题。假设土地流转双方信息是对称的,单位面积土地转入和转出的交易成本均为 c , 并且转入方和转出方都是土地租金价格的接受者,单位面积土地的租金均为 r 。基于上述条件,农户在生产决策时面临的最优化决策为:

$$Max \pi = f(L_f, A, M) + \omega L_o - I^{in}[(A - A_0)(r + c)] + I^{out}[(A_0 - A)(r - c)] - Ad \tag{1}$$

式(1)中, π 为农户从事生产活动的利润, $f(L_f, A, M)$ 为农业生产函数, M 为农户从事农业生产的资金投入。为了简化分析,农产品的价格被标准化为 1。 I^{in} 和 I^{out} 分别为农户参与土地转入和土地转出的二元虚拟变量。求解最优解可以得到如下一阶条件:

$$f_{L_f}(L_f, A, M) = \omega \tag{2}$$

$$f_A(L_f, A, M) = r + c + d, I^{in} = 1 \tag{3}$$

$$f_A(L_f, A, M) = r - c + d, I^{out} = 1 \tag{4}$$

式(3)和式(4)说明,农户的土地流转行为取决于土地的边际产出 $f_A(L_f, A, M)$ 与土地净租金

$(r \pm c)$ 和投入成本 (d) 之和的比较。当 $f_A(L_f, A, M) < r - c + d$ 时,农户会进行土地转出;当 $f_A(L_f, A, M) > r + c + d$ 时,农户会进行土地转入;当土地边际产出处于两个边界之间时 $(r - c + d \leq f_A(L_f, A, M) \leq r + c + d)$, 农户不会进行土地流转。在这一过程中,土地边际产出较高的农户会通过转入土地扩大生产规模,使农业经营收入上升;土地边际产出较低的农户会转出土地,获得一定的租金收入,同时优化劳动力等家庭资源配置,以获得更多的非农就业收入。据此,提出假说 1。

假说 1:土地流转(包括土地转入和土地转出)能够有效促进农民收入增长。

其次,考察土地经营权流转与农户收入差距的关系。农户流转土地需要承担相应的交易费用,潜在的生产成本增加,将阻碍农户参与土地流转,也会提高土地流转市场的准入成本。假设农户实现利润最大化的土地经营面积为 A^* 。当农户需要转入土地实现最优经营面积时,需要流转的土地面积为 $A_r^* = A^* - A_0$;当农户需要转出土地实现最优经营面积时,需要流转的土地面积为 $A_r^* = A_0 - A^*$ 。可知农户转入土地的先期交易成本及生产成本增量之和为 $A_r^*(r + c + d)$, 转出土地的先期交易成本为 A_r^*c 。假设这部分支出来自农户的家庭可支配收入 T , 土地流转成本占家庭可支配收入的最优化比重为 θ^* ($\theta^* > 0$)。

由于受到家庭可支配收入的约束,并非每个农户都能够通过流转实现土地资源的最优化配置。实际分配给土地流转中的资金可能达不到实现最优化目标所需的资金,即 $\theta T \leq \theta^* T$, 因此实际流转的土地面积小于等于最优流转土地面积 $A_r = \frac{\theta}{\theta^*} A_r^*$ ($0 \leq \frac{\theta}{\theta^*} \leq 1$), 这会造成部分农户无法通过土地流转实现利润最大化,有潜在的福利损失。对于低收入农户而言,生产行为受到的资金约束较强,实际流转的土地面积与最优流转土地面积差距较大,潜在的福利损失较高。对于高收入农户而言,生产行为受到的资金约束较弱,实际流转的土地面积会更加接近最优流转土地面积,潜在的福利损失较低,更有可能通过土地流转实现最优目标。据此,提出假说 2。

假说 2:相比于低收入农户,土地流转更有利于促进较高收入农户的收入增长,这会造成农村内部收入差距扩大。

三、模型与方法

(一) 基础回归方程

假设农户收入是土地流转以及相关协变量的线性函数,那么农户收入决定方程可以写为:

$$\ln y_i = Transf_i \delta_i + X_i' \beta_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

式(5)中, $\ln y_i$ 表示第 i 个农户家庭人均收入的对数。 $Transf$ 为农户土地流转行为的二元虚拟变量,当农户 i 参与了土地流转时, $Transf_i = 1$; 否则 $Transf_i = 0$ 。 δ 为土地流转对农户家庭人均收入的影响效应。向量 X' 代表其他一系列解释变量, ε 为残差项。使用 OLS、2SLS 等方法估计土地流转对农户收入的均值影响效应。

(二) 分位数处理效应

关于政策效应评价的实证研究大部分是围绕政策变量的均值影响效应进行的。但是政策制定者更加关心的是某项政策的处理效应分布,即对不同群体的差异化影响。土地流转可能对不同收入群体产生差异化的收入影响效果,如果单纯对式(5)进行回归分析来评价土地流转的收入分配效应,得到的结论可能是片面的。本文进一步使用分位数处理效应模型,评价土地流转对不同收入水平农户的异质性影响效果。

1. 条件分位数处理效应。

在式(5)的基础上,定义 I 为农户参与土地流转的虚拟变量, $I_i = 1$ 表示农户 i 参与了土地流转

(包括土地转入和土地转出两种情形), 否则 $I_i = 0$ 。 y_i^1 表示农户 i 受到土地流转干预时的收入水平, y_i^0 表示农户 i 没有受到农地流转干预时的收入水平。可以得到土地流转对农户 i 收入的影响效应为:

$$\ln y_i = \ln y_i^1 I_i + \ln y_i^0 (1 - I_i) \tag{6}$$

使用线性分位数回归方法对农户潜在收入影响因素进行分析, 其收入决定方程可以写为:

$$\ln y_i^1 = \alpha + I_i \delta_\tau + X_i' \beta_\tau + \varepsilon_i, \quad Q_{\varepsilon_i}^\tau = 0 \tag{7}$$

式(7)中, δ_τ 为土地流转在 τ 分位点上的处理效应, β_τ 为协变量在 τ 分位点上的待估计参数, $Q_{\varepsilon_i}^\tau$ 是不可观测随机变量 ε_i 的 τ 分位数。根据 Buchinsky (1994) 提供的方法可得到 δ_τ 和 β_τ 的估计值为:

$$(\hat{\delta}_\tau, \hat{\beta}_\tau) = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(\ln y_i - I_i \delta_\tau - X_i' \beta_\tau) \tag{8}$$

使用上述方法估计出的系数 δ_τ 就是条件分位数处理效应 (Conditional Quantile Treatment Effect, 下文简称 CQTE)。当土地流转变量 I 和协变量 X 均为外生, 且与农户人均收入对数 $\ln y$ 相互独立时, 即 $\varepsilon \perp (I, X)$, 可以通过式(8)直接估计出未知参数。

但是, 如果处理变量 I 是内生的, 造成 $\varepsilon \perp (I, X)$ 的假定失败, 那么参数估计结果可能有偏差。例如农户户主的个人决策能力高低, 既会影响土地流转决策, 也会影响家庭人均收入。针对这一内生性问题, 本文基于 Abadie 等(2002)提出的方法, 引入二元工具变量 V 代替变量 I 来估计内生条件下的条件分位数处理效应:

$$(\hat{\delta}_\tau^V, \hat{\beta}_\tau^V) = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^n \widehat{W}_i^{AAI} \times \rho_\tau(\ln y_i - I_i \delta_\tau - X_i' \beta_\tau) \tag{9}$$

$$\widehat{W}_i^{AAI} = 1 - \frac{I_i(1 - V_i)}{1 - \Pr(V = 1 \mid X_i)} - \frac{(1 - I_i)V_i}{\Pr(V = 1 \mid X_i)} \tag{10}$$

2. 无条件分位数处理效应。

条件分位数处理效应只能够揭示处理变量对具有相同观测特征样本的影响效果 (Firpo 等, 2009), 即在给定 X 和 I 的条件下, I 的变化对于 τ 条件分位数上具有偏效应:

$$CQTE(\tau) = \frac{\partial q_\tau(\ln y \mid I, X)}{\partial I} \tag{11}$$

式(11)中, $q_\tau(\ln y \mid I, X)$ 是被解释变量 $\ln y$ 在给定特征 I 和 X 条件下的 τ 分位数。

而政府部门和学者们更加关注的是, 土地流转对于整个收入分布的无条件边际影响, 即对于 τ 无条件分位数上的偏效应:

$$UQTE(\tau) = E_I \left(\frac{\partial q_\tau \ln y}{\partial I} \right) \tag{12}$$

式(12)中, $q_\tau Y$ 表示收入 Y 的 τ 分位数, E_I 为 I 的期望值。由于条件分位数的期望一般不等于无条件分位数, 所以无法通过式(13)中条件分位数的积分来得到 $UQTE(\tau)$ 。

$$\int CQTE(\tau) dF_I = \int \frac{\partial q_\tau(\ln y \mid I, X)}{\partial I} dF_I \tag{13}$$

针对这一问题, Firpo(2007)提供了非参数 UQTE 的估计方法。当给定协变量后, 若处理变量 I 是外生的, 并且满足共同支撑 (common support), 即给定协变量时 I 被处理的概率既不为 0 也不为 1, 则 UQTE 可通过式(14)和(15)计算:

$\Delta_\tau \equiv F_{\ln y^1}(\tau) - F_{\ln y^0}(\tau)$ (14)

$$(\hat{\Delta}_\tau^F, \hat{\beta}_\tau^F) = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^n \widehat{W}_{i,j}^F \times \rho_\tau(\ln y_i - I_i \delta_\tau - X_i' \beta_\tau) \tag{15}$$

式(15)中, $j = 0, 1$; $\widehat{W}_{1,j}^F = \frac{I_i}{N\hat{p}(X_i)}$; $\widehat{W}_{0,j}^F = \frac{1 - I_i}{N(1 - \hat{p}(X_i))}$ 。 $p(x) = \Pr(I = 1 \mid X = x)$ 表示给定条件下农户进行土地流转的概率。

但是,当处理变量 I 是内生变量时, Firpo(2007)的方法无法实现参数的无偏估计,也无法解决农户进行土地流转的自选择问题。本文根据 Frölich 和 Melly(2013)的研究思路,假设在满足共同支撑条件下,给定协变量时,存在独立于结果变量的二元工具变量 V , 并对式(15)进行拓展:

$$(\hat{\Delta}_{IV}^{\tau}, \hat{\alpha}_{IV}^{\tau}) = argmin \sum_{i=1}^n \widehat{W}_{i,j}^{FM} \times \rho_{\tau}(\ln y_i - \alpha - V_i \Delta)$$

(16)

$$\widehat{W}_{i,j}^{FM} = \frac{V_i - \Pr(V = 1 \mid X_i)}{\Pr(V = 1 \mid X_i) \{1 - \Pr(V = 1 \mid X_i)\}} (2I_i - 1)$$

(17)

可见, Frölich 和 Melly(2013)估计方法改变了 Firpo(2007)提供方法中最小化函数的权重,并且回归中没有纳入协变量 X , 纠正了依协变量的选择问题(朱平芳和张征宇,2012)。

四、数据来源与描述统计

本文使用的是涵盖 25 省(自治区、直辖市)180 个村 3094 个农户微观调研数据。课题组使用分层随机抽样方法从 2016 年 31 个省(自治区、直辖市)357 个固定观察点村中,抽取了 28 个省(自治区、直辖市)(不包括上海、海南、西藏)201 个村的 3490 户农户作为研究样本,去除掉无效样本、异常数据样本和既转入土地又转出土地的特殊样本后,最终共有 25 个省^①(自治区、直辖市)180 个村的 3094 个固定观察点农户被纳入本次研究使用的样本。

根据收入决定方程的设置,农户的收入水平是本文的被解释变量。考虑到与总量指标相比,人均指标剔除了家庭规模的影响,更能反映样本家庭的实际收入状况,本文使用人均收入来衡量被调查农户的收入水平。土地流转二元变量是收入决定方程中的核心解释变量,如果农户在调查年度内曾转入或转出了土地,则赋值为 1;否则为 0。此外,方程中还加入了户主特征、家庭特征和村庄特征三个方面的控制变量。其中,户主特征方面主要考虑户主的年龄和受教育程度,并根据收入生命周期假说,加入了户主年龄的平方项。在家庭特征方面,本文重点讨论农户拥有的资源禀赋量、家庭结构和家庭背景等变量。在村庄特征变量中,用村内样本农户到最近乡镇或县城的平均距离表示村庄的区位条件。最后,本文定义了农户所在省份的虚拟变量。表 1 给出了上述变量(省份虚拟变量除外)的具体定义与描述统计信息。

表 2 描述了不同土地流转行为分组的农户特征。结果表明,不同土地流转组别间的农户人均收入存在较大差距。其中,参与土地流转农户的人均收入约为 1.97 万元,比未流转土地农户高 23.5%;转入土地农户和转出土地农户的人均收入分别为 2.12 万元和 1.80 万元,分别比未流转土地农户高 32.7%和 12.5%。此外,转入户的人均资本存量也是各组别农户中最高的。这一定程度上说明了土地流转行为与农户的人均收入和资本存量之间存在相关性。从各组农户的家庭人口特征来看,各组人均劳动力接近,但是土地转出组中农户的家庭抚养负担较重,家庭成员中老人和小孩比例达到了 25.6%。此外,土地转出户中以农业经营为主的农户比例低于其他组别,说明土地流转与农户家庭人口结构和劳动力从业结构具有一定的内在关联性。

表 3 报告了样本农户按照家庭人均收入五等分之后的土地流转情况。参与土地流转农户的比

—————(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http:

① 25 个样本省(自治区、直辖市)包括河北省、山西省、辽宁省、吉林省、黑龙江省、江苏省、安徽省、福建省、江西省、山东省、河南省、湖北省、湖南省、广东省、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海省、重庆市、内蒙古自治区、广西壮族自治区、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。北京、天津因种植业在农业发展中并不占主要地位,浙江因样本量太小,均予以舍弃。

表 1		变量定义及描述统计	
变量名称	定义或度量方法	均值	标准差
人均收入	家庭全年总收入/总人口,元/人	16482.57	15046.13
是否进行了土地流转	是=1,否=0	0.16	0.14
户主年龄	周岁	56.27	10.29
户主受教育程度	户主在校年数,年	7.11	2.54
人均劳动力	劳动力数量/总人口	0.88	0.15
人均承包地面积	承包土地面积/总人口,亩/人	2.79	4.25
人均资本存量	年末拥有生产性固定资产原值/总人口,元/人	4081.00	15190.31
老人和小孩比例	(6岁及以下小孩数+65岁及以上老人数)/总人口	0.18	0.27
在校学生数量	正在上学的成员数	0.59	0.78
非农职业教育或培训者比例	接受过非农职业教育或培训成员数/总人口	0.05	0.14
农业技术教育或培训者比例	接受过农业技术教育或培训成员数/总人口	0.07	0.19
家庭经营主业	农业=1,非农业=0	0.90	0.30
是否为党员干部户	是=1,否=0	0.23	0.42
村庄到城镇平均距离	所在村到最近乡镇或县城的平均距离,公里	5.26	4.48

表 2					按土地流转行为分组的农户特征变量的均值
指标(单位)	未流转户 (N=2668)	流转户 (N=426)	转入户 (N=233)	转出户 (N=193)	
人均收入(元)	15965.35	19721.90	21182.58	17958.48	
户主年龄(岁)	56.26	56.32	54.22	58.86	
户主受教育程度(年)	7.14	6.92	6.84	7.01	
人均劳动力(人)	0.88	0.87	0.86	0.89	
人均承包地面积(亩)	2.79	2.75	3.02	2.43	
人均资本存量(元)	4002.74	4571.17	5244.55	3758.24	
老人和小孩比例	0.18	0.19	0.13	0.26	
在校学生数量(人)	0.58	0.60	0.65	0.53	
非农职业教育或培训者比例	0.05	0.06	0.07	0.04	
农业技术教育或培训者比例	0.07	0.06	0.07	0.04	
家庭经营主业	0.90	0.90	0.95	0.84	
是否党员干部户	0.22	0.24	0.23	0.24	
村庄到城镇平均距离(公里)	5.24	5.42	5.70	5.08	

例随着收入分组的提高而递增,高收入组中参与土地流转、土地转入、土地转出的农户比例分别比低收入组高 9.07、8.90 和 0.97 个百分点。户均土地流转面积也随着收入分组提高而递增,高收入组户均土地流转面积是低收入组的 4.98 倍,其中户均土地转入面积是低收入组的 8.33 倍,户均土地转出面积是低收入组的 1.33 倍。

表 3						不同收入组的农户土地流转情况
指标(单位)	低收入组	中低收入组	中等收入组	中高收入组	高收入组	
人均收入(元)	5843.60	9875.33	13467.45	18332.30	34923.99	
参与土地流转农户比例(%)	10.02	12.76	12.12	14.86	19.09	
其中:土地转入农户比例(%)	4.04	6.14	6.62	7.92	12.94	
土地转出农户比例(%)	5.98	5.49	6.15	6.62	6.95	
户均土地流转面积(亩)	3.75	5.01	5.22	8.28	18.68	
其中:土地转入面积(亩)	2.09	3.02	3.01	7.04	17.40	
土地转出面积(亩)	1.66	1.99	1.24	1.28	2.21	

图 1 和表 4 描述了按土地流转行为分组的农户人均收入分布特征和收入差距情况。图 1 表明,流转户人均收入的整体分布比未流转户靠右,峰值也位于未流转户人均收入峰值的右侧,说明流转户人均收入在整体上高于未流转户。按农户土地流转行为来看,转入户人均收入的整体分布比转出户靠右,峰值也位于转出户人均收入峰值右侧,说明转入户人均收入在整体上高于转出户。

表 4 统计了 4 组农户人均收入的基尼系数(Gini Coefficient)和阿特金森指数(Atkinson Index),以衡量各组农户的收入差距情况。比较组间指标得出,在所有分组中未流转农户组的收入差距是最小的,而转入户的收入差距是最大的。

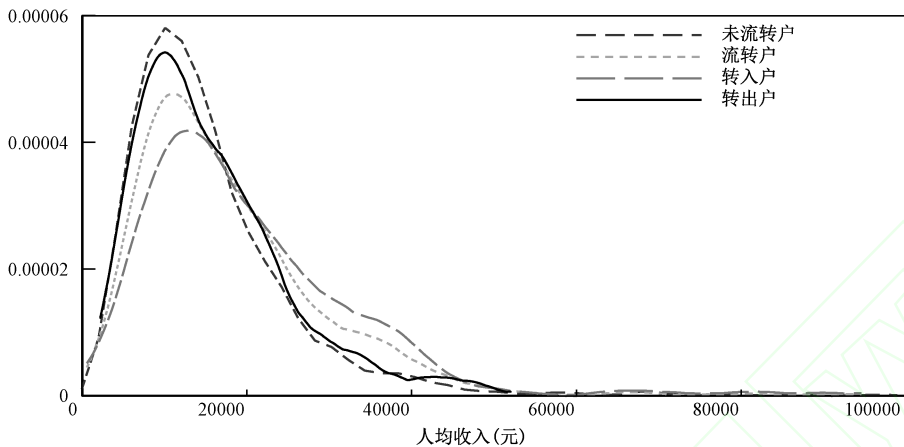


图 1 按土地流转行为分组的农户人均收入核密度图

表 4	按土地流转行为分组的农户人均收入差距情况			
	未流转户	流转户	转入户	转出户
基尼系数	0.343	0.377	0.391	0.358
阿特金森指数 (epsilon = 1)	0.183	0.221	0.234	0.204

五、实证分析与结果

(一) 基准回归

表 5 报告了基于普通最小二乘法 (OLS) 估计的土地流转行为对农户收入的均值影响效应。结果表明,参与土地流转能够使农户人均收入水平提高 12.7%(=exp(0.120)-1),并且在 1%的水平上显著。土地转入和土地转出都在平均意义上显著促进了农户人均收入水平的提升。参与土地转入能够使农户的人均收入提高 11.9%(=exp(0.112)-1),而参与土地转出能够使农户的人均收入提高 19.5%(=exp(0.178)-1)。两个系数的估计值均在 1%的水平上显著。

变量	土地流转		土地转入		土地转出	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
是否参与土地流转(是=1)	0.120***	0.031	—	—	—	—
是否转入土地(是=1)	—	—	0.112***	0.042	—	—
是否转出土地(是=1)	—	—	—	—	0.178***	0.041
户主年龄(对数)	4.607***	1.398	4.428***	1.396	4.700***	1.402
户主年龄平方(对数)	-0.613***	0.179	-0.589***	0.179	-0.626***	0.180
户主受教育程度	0.008*	0.004	0.009**	0.004	0.008*	0.004
人均劳动力	0.373***	0.081	0.382***	0.081	0.369***	0.081
人均承包地面积(对数)	0.130***	0.023	0.134***	0.023	0.133***	0.023
人均资本存量(对数)	0.032***	0.004	0.032***	0.004	0.033***	0.004
老人和小孩比例	-0.418***	0.049	-0.412***	0.049	-0.415***	0.049
在校学生数量	-0.064***	0.015	-0.064***	0.015	-0.064***	0.015
非农职业教育或培训者比例	0.304***	0.077	0.296***	0.077	0.311***	0.077
农业技术教育或培训者比例	0.052	0.063	0.049	0.063	0.042	0.063
家庭经营主业(农业=1)	-0.204***	0.032	-0.213***	0.032	-0.201***	0.032
是否党员干部户(是=1)	0.113***	0.025	0.113***	0.025	0.114***	0.025
村庄到城镇平均距离(对数)	-0.097***	0.016	-0.097***	0.016	-0.095***	0.016
截距项	0.447	2.722	0.788	2.720	0.279	2.730
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.288		0.289		0.284	
观测值	3094		2901		2861	

注:表中标准误为聚类到村的稳健标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。下同。

但是,上述回归结果可能面临内生性挑战,本文使用工具变量法来进行进一步检验。参考何安华和孔祥智(2014)的研究,本文使用“村庄内参与土地流转的农户比例(剔除该农户自身的样本)”作为农户是否参与土地流转的工具变量。表6报告了两阶段工具变量法(2SLS)的估计结果。从Kleibergen-Paap Wald 检验的F统计量上看,三个回归方程的F统计量大于临界经验值10,拒绝了弱工具变量假设。2SLS回归结果表明,当使用工具变量纠正潜在的内生性偏误后,参与土地流转依然显著地促进了农户收入增长,平均能为农户带来约21.1%($=\exp(0.191)-1$)的人均收入增幅。参与土地转出和土地转入分别能带动农户人均收入增长57.5%($=\exp(0.454)-1$)和39.2%($=\exp(0.331)-1$)。上述三个系数估计值均在1%的水平上显著。与表5提供的OLS回归结果比较后发现,土地流转的均值收入效应在工具变量法下的估计值有所提高,表明忽视内生性问题会导致估计结果出现向下的偏误,与已有研究发现相一致(何安华和孔祥智,2014)。

变量	农户土地流转收入效应的 2SLS 估计结果					
	土地流转		土地转入		土地转出	
	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段
是否参与土地流转(是=1)	0.191*** (0.055)	—	—	—	—	—
是否转入土地(是=1)	—	—	0.331*** (0.097)	—	—	—
是否转出土地(是=1)	—	—	—	—	0.454*** (0.141)	—
村庄参与土地流转农户比例	—	0.747*** (0.047)	—	0.432*** (0.042)	—	0.315*** (0.035)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
F 统计量	—	252.10	—	105.65	—	80.20
R ²	0.280		0.272		0.224	
观测值	3094		2901		2861	

注:括号内为聚类稳健标准误。控制变量与前述回归相同,限于篇幅未予汇报,下同。

(二) 条件分位数处理效应

基准回归结果表明土地流转对农户收入增长产生了积极影响,而更受关注的问题是土地流转对农民收入差距会产生怎样的影响?这是基于均值效应的回归方法所无法回答的,接下来本文使用分位数处理效应模型对其进行分析。

条件分位数处理效应(CQTE)估计结果如表7所示。结果表明,无论是在条件外生处理效应模型还是在条件内生处理效应模型中,随着收入分位点的上升,土地流转的收入效应均呈现出明显的上升趋势。在条件外生处理效应模型中,土地流转的收入效应在0.1分位点上是14.3%($=\exp(0.134)-1$),在0.9分位点上则达到24.9%($=\exp(0.223)-1$),后者是前者的1.74倍。

在条件内生处理效应模型中,当使用“所在村庄参与土地流转的农户比例”^①控制内生性后,不同分位点上的影响效应估计值均有不同程度的提高,表明忽略内生性问题会导致估计结果的向下偏误,与2SLS相对于OLS的估计结论一致。从各分位点的系数估计值来看,土地流转的收入效应同样表现出随分位点提高而上升的趋势,其中在0.1分位点上为33.4%($=\exp(0.288)-1$),在0.9分位点上达到48.4%($=\exp(0.395)-1$)。综合条件外生处理效应模型和条件内生处理效应模型结果来看,高收入农户参与土地流转可以获得比低收入农户更高的回报,这会扩大农户之间的收入差距。

① 在分位数处理效应模型中,工具变量需唯一且为二元变量。本文仍然选择“所在村庄参与土地流转的农户比例”作为工具变量,并以50%为标准将其转化为二元变量(1=高流转率,0=低流转率)。

表 7

农户土地流转收入效应的 CQTE 估计结果

τ	条件外生处理效应			条件内生处理效应		
	土地流转	土地转入	土地转出	土地流转	土地转入	土地转出
$\tau=0.1$	0.134 *** (0.042)	0.153 *** (0.030)	0.231 *** (0.052)	0.288 ** (0.119)	0.291 (0.252)	0.346 *** (0.115)
$\tau=0.25$	0.146 *** (0.043)	0.154 *** (0.006)	0.244 *** (0.056)	0.316 *** (0.101)	0.327 (0.205)	0.373 *** (0.108)
$\tau=0.5$	0.154 *** (0.059)	0.161 *** (0.011)	0.248 *** (0.083)	0.314 ** (0.127)	0.338 *** (0.121)	0.397 *** (0.105)
$\tau=0.75$	0.198 *** (0.043)	0.179 *** (0.006)	0.287 *** (0.056)	0.323 ** (0.138)	0.353 *** (0.112)	0.429 *** (0.129)
$\tau=0.9$	0.223 *** (0.051)	0.184 *** (0.027)	0.286 *** (0.054)	0.395 ** (0.182)	0.417 *** (0.153)	0.487 *** (0.142)

注:括号内为分析型标准误。下同。

表 7 还报告了土地转入与土地转出的分样本回归结果。结果表明,两类土地流转行为对农户收入的影响效应分布基本一致,都体现出随收入分位点提高而上升的趋势。以条件内生处理效应估计结果为准,土地转入的收入效应在 0.1 和 0.25 分位点上都不显著,在 0.5 分位点上为 40.2% ($=\exp(0.338)-1$),在 0.9 分位点上达到 51.7% ($=\exp(0.417)-1$);而土地转出的收入效应在所有分位点上均显著,系数估计值在 0.1 分位点上为 41.3% ($=\exp(0.346)-1$),在 0.9 分位点上达到 62.3% ($=\exp(0.484)-1$)。因而,不论是土地转入还是土地转出,都扩大了农户之间的收入差距。比较土地转入和土地转出在不同分位点上的收入效应可以发现,土地转出的收入效应在高-低组间的差距比土地转入要小,即相比于土地转入,土地转出更有利于促进农民收入的均衡增长。这可以从理论模型中得到解释:由于单位面积土地转入发生的交易成本和生产成本 ($r+c+d$) 大于土地转出时发生的交易成本 (c),这意味着农户在土地转入市场面临的资金约束比土地转出市场更强,低收入农户更难以通过转入土地达到最优经营规模,甚至由于准入成本过高而被排除在土地转入市场之外。因此,土地转入对于扩大农户收入差距的作用比土地转出更强。

(三)无条件分位数处理效应

条件分位数处理效应模型刻画了土地流转对农村居民的收入分布效应,但是在解释其估计结果的经济学含义时过于依赖农户个体特征,而这些个体特征并非政策制定者所关注的。对于政策制定者而言,不论农村居民的个体特征如何,农村土地流转对整体收入分布的边际影响是更加值得关注的问题。因此,还需要借助无条件分位数处理效应模型来进行进一步估计。

表 8 报告了农户土地流转收入效应的 UQTE 估计结果。无条件外生处理效应模型和无条件内生处理效应模型的估计结果均表明,随着收入分位点上升,参与土地流转对农户收入的增长影响效应呈现明显增加的趋势。在无条件外生处理效应模型中。在最低 0.1 分位点上土地流转的影响效应只有 7.8% ($=\exp(0.075)-1$),并且在 10%水平上不显著;而在最高 0.9 分位点上土地流转的影响效应则达到 21.9% ($=\exp(0.198)-1$),并且在 1%的水平上显著。在使用工具变量控制内生性后,无条件内生处理效应模型的估计结果同样表明,土地流转对农户收入的影响效应随着收入分位点的提高而增加,在最低 0.1 分位点上土地流转的影响效应仅为 9.4% ($=\exp(0.088)-1$),且在 10%水平上不显著;而在最高 0.9 分位点上土地流转的影响效应则达到 64.1% ($=\exp(0.495)-1$),并且在 1%的水平上显著。UQTE 估计结果所示结论与 CQTE 基本一致,即土地流转更有利于促进高收入农户的收入增长,导致收入差距扩大。与 CQTE 估计结果不同的是,UQTE 估计的土地流转的收入效应在高-低分位点上的差距更大,并且在最低分位点上的影响不显著。

表 8 中分土地转入和土地转出的 UQTE 估计结果表明,土地流转的收入效应被高收入阶层稀释的趋势更加明显。在无条件外生处理效应模型中,土地转入的收入效应只在 0.75 及以上分位点

上显著,在 0.5 及以下分位点上均不显著,并且在 0.9 分位点上的影响效应远高于其他分位点;与此类似,土地转出的收入效应同样只在 0.5 及以上分位点上显著,在 0.25 及以下分位点都不显著,并且在 0.9 分位点上的收入效应同样远高于其他分位点。在无条件内生处理效应模型中,土地转入的收入效应只在 0.5 及以上的分位点上显著,在 0.9 分位点上达到最高值 49.8% ($=\exp(0.404)-1$);类似地,土地转出的收入效应只在 0.25 及以上分位点上显著,其中在 0.9 分位点上达到 67.5% ($=\exp(0.516)-1$)。由此可见,无论是土地转入还是土地转出都更有利于促进高收入群体的收入增长。这一点与 CQTE 估计结果得到的结论基本一致。但不同的是,当放弃过多的观测特征后,UQTE 估计结果表明,对于最低收入组农户而言,无论是土地转出还是土地转入都难以有效提升其收入水平。究其原因,从土地转入方面来看,较高的土地转入成本制约了低收入农户通过转入土地获得收入增长;从土地转出方面来看,最低收入组农户更加依赖于土地提供的生活保障,在面对转出土地可能造成的违约风险时更加谨慎。因此最低收入组农户在进行土地转出时未必以追求利润最大化为目标,可能选择转出给亲戚朋友等无效率流转方式降低交易风险,导致土地转出也无法有效促进最低收入组农户增收。

表 8 农户土地流转收入效应的 UQTE 估计结果						
τ	无条件外生处理效应			无条件内生处理效应		
	土地流转	土地转入	土地转出	土地流转	土地转入	土地转出
$\tau=0.1$	0.075 (0.049)	0.064 (0.083)	0.060 (0.075)	0.088 (0.145)	0.007 (0.170)	0.221 (0.241)
$\tau=0.25$	0.134 ** (0.063)	0.065 (0.042)	0.058 (0.088)	0.221 * (0.125)	0.227 (0.174)	0.305 ** (0.129)
$\tau=0.5$	0.104 ** (0.052)	0.068 (0.055)	0.133 *** (0.049)	0.279 ** (0.121)	0.299 *** (0.110)	0.367 *** (0.142)
$\tau=0.75$	0.159 *** (0.050)	0.091 ** (0.043)	0.211 *** (0.064)	0.435 *** (0.125)	0.353 *** (0.118)	0.443 *** (0.113)
$\tau=0.9$	0.198 *** (0.059)	0.130 *** (0.027)	0.269 *** (0.084)	0.495 *** (0.173)	0.404 *** (0.153)	0.516 *** (0.164)

为了进一步考察土地流转对农户收入分配的影响机理,本文按收入来源分别估计土地流转的收入效应。表 9 和表 10 分别报告了土地流转对农户人均农业收入和人均非农收入的无条件分位数处理效应估计结果。表 9 中,无条件外生处理效应和无条件内生处理效应估计结果均表明,土地流转只在较高分位点上(0.75 及以上)显著促进了农户农业收入增长,在中低分位点上(0.5 及以下)的影响不显著。分土地流转行为来看,无条件外生处理效应和无条件内生处理效应估计结果均表明,土地转入对农户的农业收入产生正向的影响,但是在 0.1 分位点上不显著,这表明低收入农户的土地转入行为并非是有效率的。土地转出在大部分分位点上对农户的农业收入产生显著的负向影响,这一结果与预期基本相符。

表 10 报告了土地流转对农户非农收入的无条件分位数处理效应估计结果。无条件外生处理效应和无条件内生处理效应估计结果表明,土地流转的非农收入效应只在 0.5 及以上的分位点上显著,在较低分位点上不显著。分土地流转行为来看,土地转入虽然对农户的非农收入产生了负向影响,但是在所有分位点上都不显著。理论上来说,农户如果转入土地扩大农业经营规模,会投入更多劳动力等要素参与农业生产,从而造成非农收入下降。但实际上,广泛应用的农业机械,对农业劳动力产生了较强的替代效应,因此农户土地经营规模的扩大没有对劳动力参与非农工作的决策和非农收入产生显著的负向影响。

土地转出在所有分位点上均对农户的非农收入产生正向影响,并且至少在 10% 的水平上显著。这是由于农业生产效率较低的农户可以通过转出土地获得租金收入,并将更多的家庭资源配

表 9 农户土地流转的农业收入效应的 UQTE 估计结果

τ	无条件外生处理效应			无条件内生处理效应		
	土地流转	土地转入	土地转出	土地流转	土地转入	土地转出
$\tau=0.1$	-0.003 (0.132)	0.145 (0.191)	-0.305** (0.142)	0.022 (0.242)	0.280 (0.194)	-0.408*** (0.152)
$\tau=0.25$	0.020 (0.123)	0.226 (0.141)	-0.360** (0.146)	0.045 (0.211)	0.401*** (0.131)	-0.393*** (0.130)
$\tau=0.5$	0.114 (0.096)	0.213* (0.118)	-0.198* (0.106)	0.166 (0.187)	0.339*** (0.130)	-0.284 (0.210)
$\tau=0.75$	0.175* (0.093)	0.162** (0.076)	-0.194 (0.187)	0.327** (0.149)	0.384** (0.139)	-0.392*** (0.132)
$\tau=0.9$	0.185** (0.091)	0.180* (0.096)	-0.352* (0.191)	0.375*** (0.138)	0.452*** (0.155)	-0.421*** (0.183)

表 10 农户土地流转的非农收入效应的 UQTE 估计结果

τ	无条件外生处理效应			无条件内生处理效应		
	土地流转	土地转入	土地转出	土地流转	土地转入	土地转出
$\tau=0.1$	0.184 (0.230)	-0.207 (0.174)	0.227** (0.099)	0.154 (0.246)	-0.106 (0.169)	0.498* (0.258)
$\tau=0.25$	0.149 (0.106)	-0.148 (0.103)	0.181* (0.098)	0.133 (0.197)	-0.137 (0.115)	0.418** (0.164)
$\tau=0.5$	0.166** (0.068)	-0.064 (0.088)	0.131** (0.063)	0.265* (0.147)	-0.334 (0.226)	0.323* (0.173)
$\tau=0.75$	0.129* (0.069)	-0.149 (0.151)	0.263* (0.157)	0.303* (0.170)	-0.258 (0.178)	0.521** (0.222)
$\tau=0.9$	0.180*** (0.054)	-0.108 (0.143)	0.386* (0.216)	0.307** (0.153)	-0.368 (0.226)	0.654** (0.215)

注:非农收入包括农户的工资性收入、非农经营收入、地租等财产性收入。

置到非农就业领域,以获得更高的工资性收入和非农经营收入。土地转出对促进低收入群体和高收入群体收入增长的作用均较大,但是两者作用机理却存在较大差异。结合表 3 的描述统计结果,不同收入水平的农户群体之间土地转出数量差异较小,可见各农户群体之间由土地转出获得的平均租金收入水平差距不大。但是,土地转出租金对农户提升非农收入的边际贡献会随着非农收入的增加而降低。因此对于低收入农户而言,土地转出促进非农收入增长的作用更多地体现在地租等财产性收入增长;对于高收入农户而言,则主要体现在农户缩小土地经营规模,并将家庭资源向非农领域倾斜,从而获得工资性收入和非农经营收入的增长。

(四) 稳健性检验

为保证上述结论的稳健性,本文进行如下稳健性检验。一是采用 Powell (2013) 的广义分位数回归方法 (Generalized Quantile Regression, 下文简称 GQR) 对分位数处理效应所得结论进行检验。GQR 属于无条件分位数回归技术,而且允许对自变量的内生性进行处理,该内生变量既可以是连续型变量也可以是有序变量。二是对核心解释变量进行替换,使用土地流转面积作为农户土地流转行为的度量指标,旨在剔除土地流转的测量误差,全面刻画农户的土地流转市场参与程度。附表 1 报告了 GQR 的估计结果,结果与 CQTE、UQTE 估计结果基本一致,这说明本文利用分位数处理效应评估土地流转对农户收入的影响效应在估计结果和变化趋势上具有一定的稳健性。

(五) 进一步讨论

分位数处理效应的估计结果表明土地流转会通过收入分布效应扩大农户间的收入差距。那么土地流转对于收入差距的具体影响水平如何? 还需要进一步讨论。已有研究往往使用分解方法来估计不同影响因素对于收入差距的贡献,例如 Fields 和 Sharply 分解法等。但是这些方法大多依赖于收入方程的回归结果,对于常数项和残差的贡献等方面也存在一定的缺陷。鉴于上述问题,本文

使用再中心化影响函数回归 (Recentered Influence Function Regress,下文简称 RIF 回归),以基尼系数和阿特金森指数作为被解释变量,估计土地流转对农户人均收入差距的边际影响。具体方法介绍可参考 Cowell 和 Flachaire (2007)以及 Firpo 等(2018),本文不再赘述。

表 11 列示了土地流转对基尼系数影响的 RIF 回归结果,三个土地流转行为变量均至少在 10%的水平上显著扩大了农户的人均收入差距。在 RIF 回归模型中,土地流转、土地转入和土地转出三个变量分别使基尼系数上升了 0.043、0.055 和 0.025。进一步将工具变量带入回归方程,估计的结果低于 RIF 回归结果,土地流转、土地转入和土地转出三个变量分别使基尼系数上升了 0.012、0.016 和 0.007。

变量	RIF 回归			IV-RIF 回归		
	土地流转	土地转入	土地转出	土地流转	土地转入	土地转出
是否参与土地流转(是=1)	0.043 *** (0.012)	—	—	0.012 * (0.006)	—	—
是否转入土地(是=1)	—	0.055 *** (0.015)	—	—	0.016 ** (0.007)	—
是否转出土地(是=1)	—	—	0.025 * (0.013)	—	—	0.007 ** (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.027	0.028	0.027	0.026	0.026	0.026
观测值	3094	2901	2861	3094	2901	2861

注:工具变量仍然选择“所在村庄参与土地流转的农户比例”,并以 50%为标准将其转化为二元变量(1=高流转率,0=低流转率),下同。

表 12 列示了土地流转对阿特金森指数影响的 RIF 回归结果。与基尼系数回归方程的估计结果一致的是,三个土地流转变量系数至少在 10%的水平上显著。在 RIF 回归模型中,土地流转、土地转入和土地转出三个变量分别使阿特金森指数上升了 0.047、0.058 和 0.029。IV-RIF 回归的估计结果低于 RIF 回归结果,土地流转、土地转入和土地转出三个变量分别使阿特金森指数上升了 0.005、0.007 和 0.004。上述回归结果也进一步说明土地流转在整体上扩大了农户收入差距,其中土地转入对于收入差距扩大的影响效应大于土地转出。

变量	RIF 回归			IV-RIF 回归		
	土地流转	土地转入	土地转出	土地流转	土地转入	土地转出
是否参与土地流转(是=1)	0.047 *** (0.014)	—	—	0.005 ** (0.002)	—	—
是否转入土地(是=1)	—	0.058 *** (0.017)	—	—	0.007 ** (0.003)	—
是否转出土地(是=1)	—	—	0.029 ** (0.014)	—	—	0.004 *** (0.001)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.025	0.024	0.025	0.024	0.024	0.024
观测值	3094	3094	3094	3094	3094	3094

六、结论与对策建议

本文使用涵盖 25 省(自治区、直辖市)180 个村 3094 个农户的固定观察点数据,实证检验了现行农村土地制度下土地经营权流转对农村居民收入分配的影响效应,得到的结论如下。

第一,基准回归结果表明,土地流转(包括土地转入和土地转出)在平均意义上显著提高了农

户的人均收入水平。使用两阶段工具变量法(2SLS)的参数估计结果高于 OLS 的估计结果,说明忽略内生性问题可能导致估计结果向下的偏误。

第二,CQTE 估计了土地流转对于具有特定观测特征农户的收入分配影响。结果表明,土地流转在各个分位点上都对农户收入产生了显著的积极影响,但是土地流转的收入效应与农户收入分位点之间存在单调递增的关系,这说明高收入农户能够通过土地流转获得更大幅度的收入增长,进而扩大了农户之间的收入差距。然而,进一步分土地转入和土地转出估计发现,土地转出的收入效应整体上比土地转入更高,且更有利于促进农户收入的均衡增长。

第三,UQTE 估计了土地流转对农户整体收入分配的无条件影响。结果进一步验证了本文的假设,即土地流转虽然能够有效促进农户增收,但由于土地流转的影响效应在高-低收入群体间的不均衡分布,造成了农户收入差距的扩大。与 CQTE 估计结果不同的是,当放弃过多的观测特征后,UQTE 估计结果显示,土地流转对最低收入组农户的影响效应不显著,这可能是由于低收入农户在参与土地流转时面临较强的资金约束,而无法通过土地流转促进收入的有效增长。进一步对比土地转入和土地转出的 UQTE 估计结果发现,在整个收入分布中,无论是土地转入还是土地转出对高收入群体的增收作用都大于低收入群体,并且二者均无法有效促进最低收入组农户的收入增长。因此,在实践中应当警惕农村土地流转造成“富者愈富、穷者愈穷”的马太效应风险。

第四,UQTE 分别估计了土地流转对农户的农业收入和非农收入的无条件影响。结果表明,土地转入有利于农户的农业收入增长,但在最低分位点上的影响效应不显著;土地转出则在大部分分位点上显著降低了农户的农业收入水平。土地转入在所有分位点上对农户非农收入的影响均不显著,土地转出在所有分位点上显著促进了农户非农收入增长。

第五,RIF 回归估计了土地流转对农户收入差距的边际影响。结果表明,土地流转显著提高了农户人均收入的基尼系数和阿特金森指数。土地转入对于基尼系数和阿特金森指数的边际影响效果高于土地转出。这进一步验证了分位数处理效应中所得到的基本结论。

基于上述实证分析结果可以得到如下政策启示:土地流转是促进农民收入增长的有效途径,但也要注意土地流转可能造成农户间收入差距扩大的风险。因此在制定促进农村土地流转政策时,应适当给予低收入农户一定的政策倾斜,避免农民内部收入差距扩大。这需要在加强土地流转服务管理、健全农村土地流转市场机制的同时,进一步降低土地流转市场的准入门槛、流转成本和交易风险,提高低收入农户参与土地流转的经济效益。此外,扎实推进农地“三权分置”改革和确权工作能够有效保护小农户土地承包权益,对于鼓励低收入农户通过参与土地流转进而获得收入提升具有积极意义。

参考文献

- [1] 陈锡文. 为什么提倡实行“增人不增地、减人不减地”的耕地承包办法? [J]. 中国改革, 1994(1): 52-54.
- [2] 龚为纲. 农村人口变动与土地制度实践的区域差异[J]. 学习与实践, 2009(6): 109-117.
- [3] 韩蕾, 钟甬宁. 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): 20-27.
- [4] 何安华, 孔祥智. 农户土地租赁与农业投资负债率的关系: 基于三省(区)农户调查数据的经验分析[J]. 中国农村经济, 2014(1): 13-24.
- [5] 何欣, 蒋涛, 郭良燕, 等. 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[J]. 管理世界, 2016(6): 79-89.
- [6] 贺振华. 农户外出、土地流转与土地配置效率[J]. 复旦学报: 社会科学版, 2006(4): 101-109.
- [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, 38(2): 38-47.

- [8]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[J].经济地理,2013(5):144-149.
- [9]廖洪乐.农村承包地调整[J].中国农村观察,2003(1):46-54.
- [10]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.
- [11]冒佩华,徐骥.农地制度、土地经营权流转与农民收入增长[J].管理世界,2015(5):63-74,88.
- [12]钱忠好,冀县卿.中国农地流转现状及其政策改进:基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析[J].管理世界,2016(2):71-81.
- [13]史常亮,梁江,朱俊峰,等.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[J].经济评论,2017(5):152-166.
- [14]王春超.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[J].农业技术经济,2011,(1):93-101.
- [15]肖龙铎,张兵.土地流转与农户内部收入差距扩大:基于江苏39个村725户农户的调查分析[J].财经论丛,2017(9):10-18.
- [16]杨子,马贤磊,诸培新,等.土地流转与农民收入变化研究[J].中国人口·资源与环境,2017(5):111-120.
- [17]朱建军,胡继连.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[J].南京农业大学学报(社会科学版),2015(3):75-91.
- [18]朱平芳,张征宇.无条件分位数回归:文献综述与应用实例[J].统计研究,2012(3):90-98.
- [19]Abadie A, Angrist J, Imbens G. Instrumental Variables Estimates of the Effect of Subsidized Training on the Quantiles of Trainee Earnings[J]. Econometrica, 2002, 70(1): 91-117.
- [20]Buchinsky M. Changes in US Wage Structure 1963-87: An Application of Quantile Regression[J]. Econometrica, 1994, 62(2): 405-458.
- [21]Cowell F, Emmanuel F. Income Distribution and Inequality Measurement: The Problem of Extreme Values[J]. Journal of Econometrics, 2007, 141(2): 1044-1072.
- [22]Deininger K, Jin S. 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.
- [23]Firpo S P. Efficient Semiparametric Estimation of Quantile Treatment Effects[J]. Econometrica, 2007, 75(1): 259-276.
- [24]Firpo S P, Fortin N M, Lemieux T. Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions[J]. Econometrics, 2018, 6(3): 41.
- [25]Firpo S P, Fortin N M, Lemieux T. Unconditional Quantile Regressions[J]. Econometrica, 2009, 77(3): 953-973.
- [26]Fröelich M, Melly B. Unconditional quantile treatment effects under endogeneity[J]. Journal of Business & Economic Stats, 2013, 31(3):346-357.
- [27]Powell D. A New Framework for Estimation of Quantile Treatment Effect: Nonseparable Disturbance in the Presence of Covariates[R]. RAND Working Paper Series, 2013, NO. WR-824-1.

作者简介

梁江,中共天津市委党校经济学教研部副教授,天津市中国特色社会主义理论体系研究中心研究员。研究方向为计量经济学、农业经济学。

张玉庆,中共天津市委党校经济学教研部教授、副主任,天津市中国特色社会主义理论体系研究中心研究员。研究方向为经济统计学、区域经济学。

李登旺(通讯作者),中国社会科学院农村发展研究所土地经济研究室助理研究员。主要研究方向为农村土地市场、农业经济理论与政策。电子邮箱:lidw@cass.org.cn。

郭军,农业农村部农村经济研究中心助理研究员。主要研究方向为农村土地政策。