

土地流转对农村居民收入分配的影响*

——基于2020年10省份农户调查数据的实证分析

杜鑫^{1,2} 张贵友³

摘要：本文利用2020年中国乡村振兴综合调查（CRRS）的农户数据，使用基于内生转换回归模型的收入模拟法，首先估计出不发生土地流转时土地转出户和土地转入户的人均纯收入水平，然后通过比较不发生土地流转和发生土地流转两种情形下农村居民的收入分配状况，得出土地流转对农村居民收入分配的影响。研究发现，土地转入行为对土地转入户的增收贡献较为显著，使其家庭人均纯收入从18050元增加到20013元，增收幅度约10%；土地转出行为对土地转出户收入影响效果较小，使其家庭人均纯收入从17064元略微下降到16854元，下降幅度约为1%；整体的土地流转活动使得全部农户的家庭人均纯收入从17227元增加到17765元，增收幅度大约为3%。土地流转活动显著提升了初始收入水平较高的土地转入户的收入，但对初始收入水平较低的土地转出户的收入影响有限，使得农村居民人均纯收入基尼系数从0.41176提高到了0.44939，从而扩大了农村居民收入差距。

关键词：土地流转 收入 收入分配

中图分类号：F061.3 **文献标识码：**A

一、引言

在完成脱贫攻坚任务、全面建成小康社会之后，全面推进乡村振兴、加快农业农村现代化成为新发展阶段的一项重大任务，而以土地规模经营为基础大力发展现代农业是其中的一项重要内容。在中国现有农村土地制度框架下，推进土地规模经营的主要途径是土地流转，因此，土地流转市场的健康发展是确保现代农业发展目标得以实现的重要前提。根据农业农村部统计数据，截至2020年底，全国农村家庭承包经营的耕地面积为15.62亿亩，其中，家庭承包耕地土地经营权流转面积达5.32亿亩，

*本文研究得到国家社会科学基金重点项目“劳动力转移、土地流转对我国农业生产和农民收入的影响研究”（项目编号：No.16AJY014）、国家社会科学基金项目“农地交易的农户行为响应及福利变动研究”（项目编号：18BJY145）和中国社会科学院重大经济社会调查项目“乡村振兴综合调查及中国农村调查数据库项目”（项目编号：GQDC2020017）的资助。本文通讯作者：张贵友。作者感谢匿名审稿人的建议，同时文责自负。

占全部家庭承包经营耕地面积的 34.08%^①。长期以来，对于土地流转活动可能会扩大农村居民收入差距、加剧农村社会两极分化的担忧一直是政府和全社会所关注的一个焦点问题，也是影响中国农村土地产权制度改革与土地市场发育的一个重要因素。因此，对于当前全面推进乡村振兴、促进农民农村共同富裕的中国而言，深入考察土地流转活动对农村居民收入及收入分配的影响具有十分重要的理论和现实意义。截至目前，已有部分文献研究了土地流转对农村居民收入及收入分配的影响，但由于研究方法与研究数据的不同，关于土地流转对农村居民收入分配的影响还没有取得一致的研究结论，已有文献的研究方法也还存在一定缺陷。有鉴于此，本文拟利用一套较新且具有一定代表性的农户调查数据，借鉴反事实分析思路，使用基于内生转换回归模型的收入模拟法，估计出土地转出户和土地转入户在不发生土地流转活动的虚拟情形下的收入水平，据以考察土地流转对中国农村居民收入水平与收入分配的影响。

二、文献综述

迄今为止，国内外学术界已有许多关于中国农村土地流转及其经济影响的研究成果。从内容上看，许多文献研究了中国农村土地流转市场发展及农户土地流转决策的影响因素（Lin, 1995; Kung, 2002; Jin and Deininger, 2009; 杨子砚和文峰, 2020），一些文献考察了土地流转对农业投资与农业生产的影响（Brandt et al., 2002; Deininger and Jin, 2005; 冒佩华等, 2015），与此同时，也有一些文献探讨了土地流转对中国农村居民收入水平及收入分配的影响。

（一）土地流转的收入效应研究

从理论上来说，自由的土地市场交易有利于优化土地资源配置，提高土地市场参与者的收入或福利，这在许多研究国外土地租赁活动的文献中已经得到了证实（Chamberlin and Ricker-Gilbert, 2016; Kijima and Tabetando, 2020）。目前，已有较多的文献研究了土地流转对中国农村居民收入的影响。许多研究认为，无论是土地转入还是土地转出，土地流转活动均能提高农户的家庭收入（Jin and Deininger, 2009; 李庆海等, 2011; 朱建军和胡继连, 2015; 陈飞和翟伟娟, 2015）；杨子等（2017）和郭君平等（2018）却发现，土地转入对农村居民的增收效应比较显著，但土地转出的增收效应不显著。可见，已有文献关于土地转出的收入效应估计结果并不一致。认为土地转出能够提高农户家庭收入的主要理由是，土地转出虽然减少了农业收入，但通过促进劳动力转移就业而提高了非农收入；认为土地转出增收效应不显著的主要理由是，中国农地流转市场发育程度较低、流转租金水平较低，或者土地转出对于早期已经实现兼业化的农户缺乏劳动力转移促进作用，从而增收效应并不明显。本文认为，尽管土地流转和劳动力转移就业都是农户所做出的最优生产要素配置决策的组成部分，二者存在相互促进、相互关联的关系，但是，二者对农户家庭收入的影响或贡献不能混同，家庭非农收入的增长只能归因于劳动力转移就业而非土地转出行为，土地转出对农户家庭收入的影响只能从农户农业收入的减少和土地流转租金收入的增加来考虑。

^①农业农村部政策与改革司, 2021: 《2020 年中国农村政策与改革统计年报》，北京：中国农业出版社，第 15 页。

（二）土地流转的收入分配效应研究

关于土地市场交易对农村居民收入分配状况的影响，较多的国外研究发现土地市场交易有利于土地从土地资源丰裕者流向土地资源匮乏者，有助于提高后者的收入，具有改善收入分配的积极意义（Chamberlin and Ricker-Gilbert, 2016; Kijima and Tabetando, 2020）。但是，关于土地流转对中国农村居民收入分配的影响，已有文献的研究结论并不一致。Zhang（2008）基于2001年浙江省的调查数据研究认为，土地流转促使非农收入水平低的农户获得更多的土地和农业收入，有利于缩小农村地区的收入差距；然而，其他一些经验研究文献则发现土地流转扩大了中国农村居民收入差距（朱建军和胡继连，2015；史常亮等，2017；郭君平等，2018；陈斌开等，2020）；此外，韩菡和钟甫宁（2011）通过对浙江、安徽两省经济发展水平不同的四个县的农户调查数据进行研究后认为，土地流转对农村居民收入不平等的影响取决于区域经济发展水平以及相应的土地流向，在经济发达、土地单位收益高的地区，土地倾向于流转到高收入农户手中，但在经济欠发达、土地单位收益低的地区，低收入农户更容易获得转入土地机会，前者会扩大农村居民收入差距，后者则会缩小农村居民收入差距。已有文献关于中国农村土地流转的收入分配效应的研究结论尚不一致，既有研究方法迥异的原因，也有研究样本不同的原因。就利用微观农户数据所做的研究来说，已有文献主要使用了两种研究方法——基于回归方程的收入不平等分解法和收入模拟法^①。一部分文献使用了基于回归方程的收入不平等分解法来考察土地流转变量对农村居民收入不平等的影响（如史常亮等，2017；杨子等，2017）。但是，使用这种方法存在两个方面的严重缺陷：首先，基于回归方程的收入不平等分解法的主要宗旨是解析收入方程中各个解释变量对收入不平等程度的贡献，其分解结果自然都是各解释变量对总收入不平等构成了“正”的影响，从而必然得出“扩大”收入差距的结论；其次，土地流转农户和未流转农户、土地转入农户和转出农户之间存在显著的异质性，其收入决定机制也是不同的，基于回归方程的收入不平等分解法却为所有农户设定了同一个收入方程，忽视了其中存在的异质性。与基于回归方程的收入不平等分解法相比，收入模拟法具有如下两个优点：其一，基于反事实分析思想的收入模拟法，通过比较发生了土地流转的实际情形和假设不发生土地流转的虚拟情形两种情况下的收入不平等程度，判断土地流转活动是扩大还是缩小了农村居民收入差距，其所得结论更为科学；其二，考虑到土地流转农户和未流转农户的异质性特征，收入模拟法可以通过合理的模型设定和方法设计，放松二者遵循相同收入决定机制的严格假设，更为符合经济实际。在已有的研究文献中，韩菡和钟甫宁（2011）、朱建军和胡继连（2015）均使用了收入模拟法来考察土地流转对农户收入水平与收入分配的影响。但韩菡和钟甫宁（2011）基于简单的OLS回归方程进行收入模拟，没有考虑土地流转变量的内生性问题与农户特征的异质性问题，也存在为两类不同农户设定相同收入决定机制的缺陷；朱建军和胡继连（2015）

^①郭君平等（2018）使用分位数回归方法，通过分析土地流转变量对不同收入分位点农户收入的影响来推测土地流转对农村居民收入差距的影响，没有考虑土地流转变量的内生性问题，所得估计结果可能存在内生性偏误。陈斌开等（2020）在村级层面研究土地转入比例对全村居民收入不均等指数的影响，虽然可以在一定程度上规避农户层面研究所存在的土地流转变量内生性问题，但忽略了微观层面的农户特征因素对农户收入水平及收入差距的重要影响。

基于倾向得分匹配方法进行的收入模拟只能考虑农户可观测的特征因素对土地流转选择决策的影响，没有考虑农户不可观测的特征因素的影响。

总的来看，已有文献关于中国农村土地流转的收入效应与收入分配效应的研究结论尚不一致，研究方法也还存在诸多缺陷和瑕疵。有鉴于此，本文拟利用 2020 年中国乡村振兴综合调查（CRRS）数据，使用基于内生转换回归（endogenous switching regression, ESR）模型的收入模拟法，考虑土地流转农户和未流转农户的异质性并纠正可能存在的选择性偏差，模拟计算出不发生土地流转的虚拟情形下的农户收入水平与基尼系数，并将其与实际情形下的农户收入水平与基尼系数对比，从而得到土地流转活动对中国农村居民收入水平与收入分配的影响。

三、理论分析

本文借鉴 Carter and Yao（2002）的建模方法，建立一个简单的农户土地流转模型，据此开展关于土地流转对农村居民收入分配影响机制的理论分析。

（一）基本假设

假设农户拥有同质的劳动、土地、农业固定资本等生产要素禀赋，其数量分别 \bar{L} 、 \bar{T} 、 \bar{K} ；拥有的初始财富或收入水平为 \bar{W} ；农户全部劳动要素禀赋 \bar{L} 在家庭农业生产、非农就业两种方式之间进行配置，专业从事家庭农业生产的劳动要素投入和从事非农就业的劳动要素投入分别用 L 、 L^n 表示；农户家庭农业生产的土地转入量为 T^i ，土地转出量为 T^o ，家庭农业生产的全部土地要素投入为 $T = \bar{T} + T^i - T^o$ ；农户家庭农业生产中种子、农药、化肥、农膜、机械服务等短期流动资本要素投入为 K^s ，家庭农业生产全部资本要素投入 K 为农业机械设备、器具、用房等农业固定资本投入和短期流动资本投入之和，即 $K = \bar{K} + K^s$ 。一般来说，拥有较多农业固定资本的农户都具有较高的初始财富或收入水平（ $\partial \bar{K} / \partial \bar{W} > 0$ ），同时具有较高的初始财富或收入水平也有利于增加农业生产的短期流动资本要素投入（ $\partial K^s / \partial \bar{W} > 0$ ），因此有 $\partial K / \partial \bar{W} = \partial \bar{K} / \partial \bar{W} + \partial K^s / \partial \bar{W} > 0$ ，即初始财富或收入水平较高农户的农业资本要素投入也比较高；家庭农业生产函数 $f(L, T, K)$ 是一个二阶连续可微的严格凹函数，一阶偏导数 $f'_L > 0$ 、 $f'_T > 0$ 、 $f'_K > 0$ ，二阶偏导数 $f''_{LL} < 0$ 、 $f''_{TT} < 0$ 、 $f''_{KK} < 0$ ，二阶交叉偏导数 $f''_{LT} > 0$ 、 $f''_{TK} > 0$ 、 $f''_{KL} > 0$ 。

假设农户家庭生产的农业产品价格为 1，劳动力非农就业工资率（或净收益率）为 w ^①，资金利息率为 r ，农地流转市场上的土地租赁价格为 t 。由于农地流转市场存在不完全性，流转市场参与者需要付出额外的交易成本。不失一般性，假设农地流转的交易成本与流转规模成正比，土地转出者和土地转入者的单位交易成本分别为 c^o 和 c^i 。最后，假定劳动力非农就业工资率 w 、资金利息率 r 、土地租赁价格 t 、土地流转单位交易成本 c^i 和 c^o 均由各生产要素市场的发展情况所决定，是农户生产要素配置决策所面临的外生变量。

（二）农户土地流转决策

^①为简化讨论，此处假设劳动力非农就业无需土地、资本等其他要素投入。

在给定外部市场环境和自身资源禀赋等条件下，理性农户做出劳动、土地、资本等生产要素配置决策以实现收入最大化目标。在上述假设的基础上，一个典型的农户面临如下的最优化问题，即：

$$\begin{aligned} \underset{L, L^n, T^i, T^o, K^s}{\text{Max}} \quad & f(L, T, K) + wL^n - (t + c^i)T^i + (t - c^o)T^o \\ \text{s.t.} \quad & L + L^n \leq \bar{L} \\ & T = \bar{T} + T^i - T^o \\ & K = \bar{K} + K^s \\ & L, L^n, T^i, T^o, K^s \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

上述最优化问题的一阶条件为：

$$T^i : f'_T(L, T, K) - (t + c^i) \leq 0 \quad (2)$$

$$T^o : -f'_T(L, T, K) + (t - c^o) \leq 0 \quad (3)$$

$$L : f'_L(L, T, K) = w \quad (4)$$

$$K^s : f'_K(L, T, K) = r \quad (5)$$

由于假定土地要素是完全同质的，农户不会同时既转入土地又转出土地，即（2）式、（3）式中只有一个式子的等号成立。因此，对于土地转出的农户， $T^i = 0$ 、 $T^o > 0$ 且有：

$$f'_T(L, T, K) = t - c^o \quad (6)$$

对于土地转入的农户， $T^i > 0$ 、 $T^o = 0$ 且有：

$$f'_T(L, T, K) = t + c^i \quad (7)$$

对于土地自给自足（既不转入土地又不转出土地）的农户， $T^i = 0$ 、 $T^o = 0$ 且有：

$$t - c^o < f'_T(L, T, K) < t + c^i \quad (8)$$

根据（6）～（8）式，一个土地自给自足农户的土地边际生产率介于 $t - c^o$ 和 $t + c^i$ 之间；随着土地边际生产率不断提高，土地自给自足农户成为转入户的倾向会越来越突出，直到其土地边际生产率提高到 $t + c^i$ 或高于 $t + c^i$ 而成为一个土地转入户。同理，随着土地自给自足农户的土地边际生产率不断降低，其成为转出户的倾向会越来越突出，直到其土地边际生产率降低到 $t - c^o$ 或低于 $t - c^o$ 而成为一个转出户。从根本上来说，土地边际生产率的高低决定了农户选择成为土地自给自足户、转入户还是转出户。由此可推导出初始财富或收入水平对农户土地边际生产率及其土地流转决策的影响，即：

$$\partial f_T'(L, T, K) / \partial \bar{W} = f_{TK}'' \cdot (\partial K / \partial \bar{W}) > 0 \quad (9)$$

(9)式意味着初始财富或收入水平较高的农户拥有较多的农业固定资本及短期流动资本,从而有利于提高其土地边际生产率,最终使其更倾向于成为土地转入户;相反,初始财富或收入水平较低的农户拥有较少的农业固定资本及短期流动资本,对其土地边际生产率产生负面影响,最终使其更倾向于成为土地转出户。因此,土地转入行为使得初始财富或收入水平较高的土地转入户在承担土地流转租金支出的同时,增加了农业生产中的土地要素投入和家庭农业经营收入,进一步提高了家庭总收入水平。土地转出行为使得初始财富或收入水平较低的土地转出户降低了农业土地要素投入和家庭农业经营收入,但土地流转租金收入会弥补其家庭农业经营收入损失。从理论上来说,土地转出户所获得的土地流转租金收入应会弥补其家庭农业经营收入损失甚或有余,同样使得土地转出户的家庭总收入也会因为土地转出而有所提高或不降低;但在耕地面积狭小、土地租金收入有限的情况下,土地转出行为对小规模农户增收的实际贡献会较为有限^①。

根据以上理论分析,本文提出以下研究假说:土地流转有利于增加初始财富或收入水平较高的土地转入户的家庭收入,但在人地条件紧张、土地租金收入有限的条件下,对初始财富或收入水平较低的土地转出户的增收贡献较为有限;由此,土地流转会对农村地区的收入分配产生潜在的不利影响。

四、样本数据

(一) 数据来源

本文利用2020年中国乡村振兴综合调查(CRRS)的全国农户调查数据来考察土地流转对农村居民收入水平和收入分配的影响。2020年CRRS项目课题组在全国范围内按照多阶段分层随机抽样原则,抽取了10个省份50个县(市、区)150个乡镇300个行政村3821个农户样本开展问卷调查。为了使样本具有充分的代表性,首先,课题组根据经济发展水平、区域位置以及农业生产情况,从东部、中部、西部和东北地区中随机抽取所有省份数量的三分之一共10个调查省份,分别是浙江、山东、广东、安徽、河南、贵州、四川、陕西、宁夏、黑龙江;其次,在每个省份对所有县(市、区)按照人均地区生产总值高低分为5组,同时考虑地理空间上的均匀分布,从每个组内随机抽取1个县,共抽取5个县(市、区);然后,按照与样本县(市、区)相似的抽样原则,在每个县(市、区)随机抽取经济发展水平不同的3个乡镇,在每个乡镇随机抽取经济发展较好的1个行政村和1个经济发展较差的行政村;最后,根据村委会提供的花名册,在每个行政村按照等距离取样法抽取12~14个农户,

^①有部分研究认为,土地转出能够通过促进农户劳动力转移就业而对提高其家庭收入产生重要影响(Jin and Deininger, 2009; 李庆海等, 2011)。但这一观点是不严谨或不准确的。首先,土地流转和劳动力转移就业对农户家庭收入的影响或贡献应该区分开来而不能混同,家庭非农收入的增长只能归因于劳动力转移就业而非土地转出,土地转出对农户家庭收入的影响只能从农户农业收入的减少和土地流转租金收入的增加来考虑。其次,从中国农村劳动力非农就业市场和土地流转市场的发展时序来看,也是前者先于后者,更多地是农村劳动力转移就业促进了土地流转行为的发生,而非相反。

就 2019 年农村人口与劳动就业、土地经营、粮食生产、社区环境、收入及消费、社区治理等情况开展问卷调查。在本文的分析中，舍弃数据缺失及数据异常的观测值后，最后使用了 2166 个农户样本。

（二）样本描述

1. 农户土地流转类型的定义。为了开展本文的研究，需要对土地流转概念进行界定。一般来说，农户土地流转行为包括土地转出、土地转入、未流转（既不转出也不转入或自给自足）三种情况。根据农户实际土地流转行为，本文将发生了土地转出行为的农户定义为土地转出户，发生了土地转入行为的农户定义为土地转入户，没有发生土地流转行为的农户定义为土地自给自足户或未流转户。此外，对于少部分同时发生土地转出和土地转入行为的农户，若土地转出面积大于土地转入面积，也定义为土地转出户，其土地转出面积等于实际土地转出面积减去土地转入面积；若土地转入面积大于土地转出面积，同样定义为土地转入户，其土地转入面积等于实际土地转入面积减去土地转出面积。

2. 农户的要素特征与收入差异。根据上述定义，表 1 列出了样本农户参与土地流转活动及其收入状况。从表 1 可以看出，三种土地流转类型农户在劳动力人数及其占家庭总人口的比例、劳动力平均年龄等方面基本相同；在劳动力平均受教育年限、劳动力转移就业参与率方面略有差异，但相差不大；在人均承包耕地面积特别是人均经营耕地面积上存在较大差异；在收入方面，土地转出户获得了最低的人均农业经营净收入和最高的人均非农收入，土地未流转户的人均农业经营净收入和人均非农收入均处于中等水平，土地转入户则获得了最高的人均农业经营净收入和最低的人均非农收入；最终，土地转出户的家庭纯收入和人均纯收入略高于土地未流转户，但二者相差很小，近乎相等，而土地转入户则获得了最高的家庭纯收入和人均纯收入，分别比前两者高出大约 10%和 20%。经过计算可知，2019 年农村居民人均纯收入基尼系数为 0.44939，农村居民收入差距已经达到了比较高的水平。

由上可知，三种土地流转类型农户在土地要素配置和收入水平上存在明显的差异，农村居民收入分配基尼系数也达到了较高的水平。土地转入户人均纯收入水平显著高于土地转出户与土地未流转户；土地转出户人均纯收入水平虽略高于土地未流转户，但二者相差不大。上述现象虽然表明土地转入户收入水平较高，土地转出户和未流转户收入水平较低，但鉴于此处的收入是指发生土地流转活动之后的结果，并非发生土地流转活动之前的初始收入，并不能由此推断土地转入行为发生于初始收入或财富水平较高的农户、土地转出行为发生于初始收入或财富水平较低的农户，同样也不能推断出土地流转活动对农村居民收入分配的影响结果。土地流转活动对农村居民收入水平及收入分配的影响效果如何，还需要严格规范的经济分析才能确定。

表 1 2019 年样本农户要素特征及家庭收入状况

| | 全体农户 | 土地转出户 | 未流转农户 | 土地转入户 |
|-------------------|-------|-------|-------|-------|
| 户数 | 2166 | 386 | 1147 | 633 |
| 占全体农户的比例 (%) | 100 | 17.82 | 52.95 | 29.22 |
| 劳动力人数 | 2.77 | 2.77 | 2.75 | 2.81 |
| 劳动力人口占家庭总人口比例 (%) | 68.01 | 66.75 | 67.06 | 70.50 |
| 劳动力转移农户占比 (%) | 79.64 | 83.94 | 80.82 | 74.88 |

土地流转对农村居民收入分配的影响

| | | | | |
|---------------|----------|----------|----------|----------|
| 劳动力平均受教育年限(年) | 7.76 | 8.03 | 7.73 | 7.67 |
| 劳动力平均年龄(岁) | 43.82 | 44.10 | 43.83 | 43.65 |
| 人均承包耕地面积(亩) | 3.05 | 2.89 | 2.75 | 3.69 |
| 人均经营耕地面积(亩) | 6.40 | 1.62 | 2.95 | 15.57 |
| 纯收入(元) | 73383.13 | 72060.61 | 70288.50 | 79797.08 |
| 人均纯收入(元) | 17765.09 | 16854.37 | 16831.21 | 20012.63 |
| 人均农业经营净收入(元) | 6320.11 | 2698.50 | 5222.50 | 10517.43 |
| 人均非农收入(元) | 11444.98 | 14155.87 | 11608.71 | 9495.20 |

数据来源: 根据 2020 年中国乡村振兴综合调查 (CRRC) 数据计算而得。

五、模型设定与研究方法

为刻画农户土地流转决策及其收入决定机制, 本文参考 Maddala (1983)、Lokshin and Sajaia (2004) 的做法, 建立如下内生转换回归模型:

$$\begin{cases} y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} & \text{if } I_i = 1 \\ y_{2i} = X_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i} & \text{if } I_i = 0 \\ I_i = 1[Z_i\alpha + u > 0] \end{cases} \quad (10)$$

(10) 式中, $1[\cdot]$ 为示性函数, 方括号 $[\]$ 中条件得到满足时, 函数取值为 1, 否则为 0; 农户选择参与土地流转 (土地转出或转入) 时, I_i 取值为 1; 农户不参与土地流转时, I_i 取值为 0; y_{1i} 、 y_{2i} 分别表示农户在参与土地流转和不参与土地流转时的家庭人均纯收入对数值, X_{1i} 、 X_{2i} 分别表示影响流转农户和未流转农户家庭人均纯收入的解释变量向量, 具体包括人均经营耕地或人均承包耕地面积、家庭抚养人口比例、劳动力平均受教育程度、劳动力平均年龄、是否参与非农就业以及其他户特征和村特征变量; Z_i 表示影响农户土地流转决策的解释变量向量, 为了保证模型可识别, 包括收入方程中所有的解释变量以及至少一个不在收入方程中出现的工具变量 (即该变量仅影响农户土地流转决策但不直接影响其人均纯收入水平), 本文则选取家庭劳动力人数、家庭成员中是否有党员、农户成员最高受教育年限、本地生产要素市场报酬、本地非农产业发展、本村与县城距离等变量作为工具变量; α 、 β_1 、 β_2 分别为相应的待估计系数向量; u_i 、 ε_{1i} 、 ε_{2i} 分别为土地流转选择决策方程和收入方程的随机误差项, 且服从期望为 0 的三元联合正态分布, 即 $(u_i, \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})^T \sim N(0, \Omega)$, 其中

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{1u} & \sigma_{2u} \\ \sigma_{1u} & \sigma_1^2 & \cdot \\ \sigma_{2u} & \cdot & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \quad (11)$$

(11) 式中, σ_u^2 、 σ_1^2 、 σ_2^2 分别是随机误差项 u_i 、 ε_{1i} 、 ε_{2i} 的方差, σ_{1u} 、 σ_{2u} 分别是 u_i 和 ε_{1i} 、

ε_{2i} 的协方差；因为对于同一个农户样本 i 不能同时观测到 y_{1i} 、 y_{2i} ， ε_{1i} 、 ε_{2i} 之间的协方差不存在；进一步地，可以假设 $\sigma_u^2 = 1$ ，即 $u_i \sim N(0,1)$ 。 u_i 和 ε_{1i} 之间的相关系数 $\rho_1 = \sigma_{1u} / \sigma_u \sigma_1$ ， u_i 和 ε_{2i} 之间的相关系数 $\rho_2 = \sigma_{2u} / \sigma_u \sigma_2$ 。当未观测到的农户特征因素同时影响到农户的土地流转决策和人均纯收入水平时，即 $\rho_1 \neq 0$ 、 $\rho_2 \neq 0$ 或 $\sigma_{1u} \neq 0$ 、 $\sigma_{2u} \neq 0$ ，直接对转移农户和未转移农户的收入方程（即（10）式中的 $y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i}$ 、 $y_{2i} = X_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i}$ ）进行普通最小二乘估计会产生样本选择偏差问题，其所得估计结果是有偏和不一致的。此时，对上述（10）式所示内生转换回归模型中的土地流转选择决策方程和收入方程进行完全信息极大似然估计可以得到无偏和一致性的估计结果（Maddala, 1983; Lokshin and Sajaia, 2004）。

在得到（10）式所示内生转换回归模型的一致性估计之后，可以进一步得到土地流转农户和未流转农户在参与土地流转和不参与土地流转两种情形下的收入对数预期值，其中，流转农户和未流转农户在不参与土地流转情形下的收入对数预期值分别为

$$E[y_{2i} | I_i = 1, X_{2i}] = X_{2i}\beta_2 + \rho_2\sigma_2\lambda_{1i} \quad (12)$$

$$E[y_{2i} | I_i = 0, X_{2i}] = X_{2i}\beta_2 + \rho_2\sigma_2\lambda_{2i} \quad (13)$$

（12）式和（13）式分别给出了流转农户和未流转农户在不参与土地流转情形下的收入对数预期值，其中， λ_{1i} 、 λ_{2i} 分别为土地流转农户和未流转农户的逆米尔斯比率（inverse Mill's ratio），即 $\lambda_{1i} = \phi(Z_i\hat{\alpha})/\Phi(Z_i\hat{\alpha})$ 、 $\lambda_{2i} = -\phi(Z_i\hat{\alpha})/[1-\Phi(Z_i\hat{\alpha})]$ ，其中 $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的密度函数和累积分布函数。

为了考察土地流转活动对农户收入水平与收入分配的影响，需要进一步得到不发生土地流转的虚拟情形下所有农户的家庭人均纯收入水平。在不发生土地流转活动的虚拟情形下，未流转农户的家庭人均纯收入水平即为其实际观测值，此时仅需要计算出流转农户在不发生土地流转的虚拟情形下的家庭人均纯收入。根据（12）式可以计算出流转农户在不参与土地流转情形下的收入对数预期值 $\hat{y}_{2i} = E[y_{2i} | I_i = 1, X_{2i}]$ 。由于以下两个原因，还需要为流转农户在不参与土地流转的虚拟情形模拟一个随机误差项：其一，在被解释变量为收入对数值而非收入水平值的情况下，收入预期值并非 $\exp(\hat{y}_{2i})$ 而是 $\exp(\sigma_{v2}^2/2) \cdot \exp(\hat{y}_{2i})$ ，其中 σ_{v2}^2 为流转农户在不参与土地流转情形下的收入对数方程的随机误差项的方差。所以，为计算流转农户在不参与土地流转的虚拟情形下的收入预期值，需要在根据（12）式得到收入对数预期值 \hat{y}_{2i} 的基础上进一步得到随机误差项的方差 σ_{v2}^2 ，然后计算出流转农户在不参与土地流转虚拟情形下的收入预期值 $\exp(\sigma_{v2}^2/2) \cdot \exp(\hat{y}_{2i})$ 。其二，流转农户在不发生土地流转的虚拟情形下，其家庭人均纯收入对数值为 $y_{2i} = \hat{y}_{2i} + \hat{v}_{2i}$ ，其中 \hat{v}_{2i} 为不发生土地流转虚拟情形下流转农户收入方程的残差项，且有 $\hat{v}_{2i} \sim N(0, \sigma_{v2}^2)$ 。值得注意的是，因为观测不到流转农户在不发生土地流转的虚拟情形下的实际收入水平，所以残差项 \hat{v}_{2i} 不能从流转农户自身得到。但是，未流转农户在不发生土地流转的情形下的收入对数观测值 y_{2i} 是已知的，其收入对数预期值 \hat{y}_{2i} 也可以利用（13）式计算得到，从而可以根据 $y_{2i} = \hat{y}_{2i} + \hat{v}_{2i}$ 得到收入方程的残差项 \hat{v}_{2i} 。假设在不发生土地流转的虚拟情形下，流转农户收入方程的随机误差项具有与未流转农户相同的分布，那么根据未流转

农户收入方程的残差项 \hat{v}_{2i} ，可以计算出流转农户在不发生土地流转的虚拟情形下其家庭人均纯收入模拟值（朱农，2005）。

根据上述方法计算出在不参与土地流转的虚拟情形下土地流转农户的收入模拟值后，也就得到了全部农户在不参与土地流转的情形下的收入水平，从而可以比较在发生土地流转的实际情形和不发生土地流转的虚拟情形下，农村居民的收入水平与收入分配状况，最终得到土地流转活动对农村居民收入水平和收入分配的影响。

本文经济计量分析所使用变量的定义及其描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量的定义与描述性统计

| 变量名 | 变量定义 | 观测值数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|--|------|-----------|-----------|-------|---------|
| 人均纯收入 | 农户家庭人均纯收入（元） | 2166 | 17765.087 | 15935.284 | 0 | 101840 |
| 土地转出 | 农户是否参与土地转出（是=1，否=0） | 2166 | 0.178 | 0.383 | 0 | 1 |
| 土地转入 | 农户是否参与土地转入（是=1，否=0） | 2166 | 0.292 | 0.455 | 0 | 1 |
| 劳动力人数 | 年龄 16~64 岁、当前就业状态为全职务农、非农就业、兼业、无业或待业成员人数 | 2166 | 2.771 | 1.039 | 1 | 8 |
| 抚养人口比例 | 非劳动力成员占家庭总人口的比例 | 2166 | 0.320 | 0.226 | 0 | 0.857 |
| 是否参与非农就业 | 是否有劳动力参与非农就业（是=1，否=0） | 2166 | 0.796 | 0.403 | 0 | 1 |
| 人均经营耕地面积 | 人均实际经营耕地面积（亩） | 2166 | 6.402 | 17.342 | 0.003 | 304.250 |
| 人均承包耕地面积 | 人均承包村集体耕地面积（亩） | 2166 | 3.051 | 4.769 | 0.005 | 55.250 |
| 劳动力平均受教育程度 | 家庭劳动力接受正规学历教育的平均年限（年） | 2166 | 7.763 | 2.419 | 0 | 18 |
| 劳动力平均年龄 | 家庭劳动力平均年龄（岁） | 2166 | 43.825 | 7.366 | 23 | 64 |
| 家庭人均金融资产 | 人均现金、银行存款、有价证券及出借款额（元） | 2166 | 228.881 | 1407.552 | .001 | 30000 |
| 家中是否有党员 | 家庭成员中是否有党员（是=1，否=0） | 2166 | 0.333 | 0.472 | 0 | 1 |
| 户主年龄 | 户主的年龄（岁） | 2166 | 53.609 | 10.012 | 21 | 89 |
| 户主受教育程度 | 户主接受正规学历教育的年限（年） | 2166 | 7.106 | 2.749 | 0 | 15 |
| 成员最高受教育程度 | 受教育程度最高的家庭成员接受正规学历教育的年限（年） | 2166 | 10.605 | 3.112 | 0 | 18 |
| 本地农闲雇 | 本村或本乡镇农闲平均雇工工资 | 2166 | 107.312 | 39.885 | 0 | 300 |

| | | | | | | |
|---------------|---------------------------|------|---------|---------|-----|------|
| 工日工资 | (元/日) | | | | | |
| 本地农地流 转年租金 | 本村或本乡镇耕地流转平均价格 (元/亩·年) | 2166 | 625.260 | 526.030 | 0 | 4550 |
| 本地非农产 业发展 | 本村劳动力中主要从事本地二三产 业者所占比例 | 2166 | 0.192 | 0.236 | 0 | 1 |
| 本村地形是 否平原 | 本村地形是否为平原(是=1,否=0) | 2166 | 0.427 | 0.495 | 0 | 1 |
| 本村是否为 城市郊区 | 本村是否位于城市郊区(是=1,否 =0) | 2166 | 0.202 | 0.402 | 0 | 1 |
| 本村与县城 距离 | 本村村委会与县政府的距离(公里) | 2166 | 23.444 | 16.864 | 1.2 | 85 |

六、经济计量模型估计结果

表3和表4分别列出了农户土地转出和土地转入决策方程与人均纯收入方程的ESR估计结果。下面分别予以解释说明。

(一) 农户土地转出决策方程与人均纯收入方程的ESR估计

表3显示,辅助参数 r_1 、 r_2 与相关系数 ρ_1 、 ρ_2 在统计上显著地不等于0,说明研究样本存在自选择性,直接进行OLS估计所得结果是有偏的,本文使用内生转换回归模型进行选择偏差的纠正则是正确和必要的^①;误差项独立性检验结果也拒绝了收入方程与土地转出决策方程随机误差项之间相互独立的零假设。

根据表3,人均经营耕地面积对农户土地转出后的人均纯收入没有显著影响,这或许是因为农户土地转出后的人均经营耕地面积较小(如表1所示),家庭农业经营活动对其已不再重要,导致人均经营耕地面积对农户土地转出后的人均纯收入没有显著影响。尽管人均经营耕地面积对农户土地转出后的人均纯收入没有产生显著影响,但人均承包耕地面积却对农户未参与土地流转时的人均纯收入产生了显著的正向影响,反映了耕地资源对于农户未参与土地流转时的收入水平所具有的重要意义。同时,较多的人均承包耕地也有利于农户转出土地。由于家庭金融资产可以为农户各种生产经营活动提供支持,其对农户土地转出和不参与土地流转时人均纯收入都产生了显著的正向影响,但并不影响农户土地转出决策。劳动力平均受教育年限仅有利于提高农户不参与土地流转时的人均纯收入,对农户土地转出决策与土地转出时的人均纯收入没有显著影响,或许是因为农户土地转出后的主要收入来源是非农就业(如表1所示),而农村劳动力参与非农就业大多从事对受教育水平要求较低、工资收入不高的就业岗位。由于非农就业可以获得较高的收入,参与非农就业对农户土地转出和未参与土地流转时的人均纯收入都产生了显著的正向影响;同时,由于当前农业生产社会化服务的快速发展和农业

^① $\ln s_1$ 、 $\ln s_2$ 、 r_1 、 r_2 分别是在估计 σ_1 、 σ_2 、 ρ_1 、 ρ_2 过程中所使用的辅助参数。为确保 ρ_1 、 ρ_2 估计值介于-1与1之间和 σ_1 、 σ_2 估计值为正数,统计软件在进行极大似然估计过程中,先估计出 $\ln \sigma_1$ (即 $\ln s_1$)、 $\ln \sigma_2$ (即 $\ln s_2$)、 $0.5 \ln[(1 + \rho_1)/(1 - \rho_1)]$ (即 r_1)、 $0.5 \ln[(1 + \rho_2)/(1 - \rho_2)]$ (即 r_2) ,再计算出 σ_1 、 σ_2 、 ρ_1 、 ρ_2 。

劳动投入的不断降低，农户劳动力非农就业以及家庭农业生产专职劳动力的减少已经不再影响其土地转出决策。家庭抚养人口比例越高，意味着可赚取收入的家庭劳动力比例越低，对农户不参与土地转出时的人均纯收入产生了显著的负向影响，但对农户土地转出决策以及土地转出时的人均纯收入均没有显著影响。由于户主对于家庭农业生产经营享有主要的决策权，较高的户主年龄会对农户未流转土地时的收入水平产生负向影响，也有利于农户转出土地，降低农业生产经营规模。一般来说，位于平原意味着耕地质量较好，有利于促进土地流转。区域因素也对农户的收入水平与土地转出决策产生了显著的影响，主要表现为中部、西部、东北地区农户土地转出时的人均纯收入均低于东部地区。其他的户特征、村特征变量对农户人均纯收入水平和土地转出决策基本没有影响或者其影响仅具有较弱的统计显著性。

表 3 农户土地转出决策方程与人均纯收入方程的 ESR 估计

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|--------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | 收入方程 | | 土地转出决策方程 |
| | 土地转出户 | 未流转户 | |
| 人均经营耕地面积对数值 | 0.0344 (0.0459) | | -0.7140*** (0.0564) |
| 人均承包耕地面积对数值 | | 0.0868*** (0.0317) | 0.7050*** (0.0628) |
| 人均金融资产对数值 | 0.0785*** (0.0191) | 0.0869*** (0.0122) | 0.0182 (0.0159) |
| 劳动力平均受教育年限 | 0.0365 (0.0268) | 0.0598*** (0.0183) | 0.0366 (0.0239) |
| 劳动力平均年龄 | 0.0083 (0.0076) | 0.0086 (0.0055) | 0.0061 (0.0065) |
| 是否参与非农就业 | 0.3040** (0.1330) | 0.2450*** (0.0941) | 0.0378 (0.1090) |
| 家庭抚养人口比例 | -0.3180 (0.1970) | -0.4151*** (0.1481) | 0.1390 (0.1952) |
| 户主年龄 | -0.0076 (0.0050) | -0.0120*** (0.0037) | 0.0096** (0.0042) |
| 户主受教育年限 | 0.00943 (0.0226) | -0.0152 (0.0156) | 0.0084 (0.0174) |
| 是否平原 | 0.0898 (0.0952) | -0.0210 (0.0698) | 0.172** (0.0798) |
| 是否城市郊区 | 0.0255 (0.1040) | 0.0699 (0.0802) | -0.0617 (0.0915) |
| 区域虚拟变量 (以东部地区为参照组) | | | |
| 中部 | -0.4700*** | 0.0280 | 0.1100 |

土地流转对农村居民收入分配的影响

| | | | |
|----------------|------------|------------------|------------|
| | (0.1300) | (0.0941) | (0.1110) |
| 西部 | -1.1340* | -0.6980*** | -0.6450* |
| | (0.6060) | (0.1840) | (0.3450) |
| 东北 | -0.2390** | -0.0016 | 0.1680* |
| | (0.1220) | (0.0891) | (0.0991) |
| 劳动力人数 | | | 0.0452 |
| | | | (0.0383) |
| 家中是否有党员 | | | -0.1310* |
| | | | (0.0681) |
| 家庭成员最高受教育年限 | | | -0.0198 |
| | | | (0.0134) |
| 本地农闲雇工日工资 | | | -0.0010 |
| | | | (0.0008) |
| 本地农地流转年租金 | | | 9.24e-05 |
| | | | (6.43e-05) |
| 本地非农产业发展状况 | | | 0.0506 |
| | | | (0.1360) |
| 本村与县城距离 | | | -0.0018 |
| | | | (0.0022) |
| 常数项 | 9.2990*** | 9.5281*** | -2.0340*** |
| | (0.5581) | (0.3240) | (0.4231) |
| $\ln s_1$ | -0.1630*** | | |
| | (0.0401) | | |
| $\ln s_2$ | | 0.1400*** | |
| | | (0.0267) | |
| r_1 | | -0.2010* | |
| | | (0.1101) | |
| r_2 | | 1.4080*** | |
| | | (0.1302) | |
| Log likelihood | | -2747.7678 | |
| Wald chi2(13) | | 68.86 | |
| Prob> chi2 | | 0.0000 | |
| 误差项相关系数 | | | |
| rho_1 | | -0.1985 | |
| | | (0.1132) | |
| rho_2 | | 0.8870 | |
| | | (0.0278) | |
| 误差项独立性检验 | | chi2 (1) =215.23 | |
| | | Prob>chi2=0.0000 | |

| | | | |
|------|------|------|------|
| 观测值数 | 1532 | 1532 | 1532 |
|------|------|------|------|

注：括号中数值为标准误；***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(二) 农户土地转入决策方程与人均纯收入方程的 ESR 估计

根据表 4，辅助参数 r_1 、 r_2 与相关系数 ρ_1 、 ρ_2 在统计上显著地不等于 0，说明研究样本存在自选择性，直接进行 OLS 估计所得结果是有偏的，本文使用内生转换回归模型进行选择偏差的纠正则是正确和必要的；误差项独立性检验结果也拒绝了收入方程与土地转入决策方程随机误差项之间相互独立的零假设。

表 4 显示，人均经营耕地面积对农户转入土地时的人均纯收入产生了显著的正向影响，而人均承包耕地面积对农户未参与土地流转时的人均纯收入也产生了显著的正向影响。对上述二者的系数估计值进行比较，还会发现（1）列中人均经营耕地面积的系数估计值远高于（2）列中人均承包耕地面积对数值的系数估计值，这说明耕地资源在土地转入户手中获得了更为有效的使用，产生了更高的边际生产率。同时，人均承包耕地面积也会抑制农户的土地转入倾向。

与表 3 中估计结果相似，由于家庭金融资产可以为农户各种生产经营活动提供支持，其对农户土地转入和不参与土地流转时的人均纯收入都产生了显著的正向影响，但并不影响农户土地转入决策。代表人力资本水平的劳动力平均受教育年限对农户土地转入和不参与土地流转时的人均纯收入都产生了显著的正向影响，但对农户土地转入决策没有影响。与表 3 估计结果相似，参与非农就业对于农户土地转入和未流转时的人均纯收入都产生了显著的正向影响，但对其土地流转决策没有显著影响。较多的家庭抚养人口对农户土地转入和未流转时的人均纯收入都产生了负向影响，但不影响农户土地转入决策。由于户主对家庭农业生产经营享有主要的决策权，较高的户主年龄对农户转入土地和不参与土地流转时的人均纯收入都产生了显著的负向影响，但对农户土地转入决策没有显著影响。与表 3 估计结果相似，位于平原意味着耕地质量较好，易于重新组织整理开展规模经营，既有利于促进农户转出土地，也有利于农户转入土地。区域因素对农户的收入水平与土地转入决策产生了一定的影响，相对于东部地区来说，位于中部和东北地区会对农户转入土地时的人均纯收入产生不利影响，位于东北地区还会对农户不参与土地流转时的人均纯收入产生不利影响，位于西部地区会有利于提高农户土地转入概率。其他的户特征、村特征变量对农户人均纯收入和土地转入决策基本没有影响或仅具有较弱显著性的影响。

表 4 农户土地转入决策方程与人均纯收入方程的 ESR 估计

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-------------|-----------------------|-----------|-----------------------|
| | 收入方程 | | 土地转入决策方程 |
| | 土地转入户 | 未流转户 | |
| 人均经营耕地面积对数值 | 0.3340*** (0.0372) | | 1.8470*** (0.0825) |
| 人均承包耕地面积对数值 | | 0.0797*** | -1.5680*** |

土地流转对农村居民收入分配的影响

| | | | |
|-------------------|------------|------------|------------|
| | | (0.0291) | (0.0828) |
| 人均金融资产对数值 | 0.0448*** | 0.0811*** | -0.0092 |
| | (0.0139) | (0.0110) | (0.0159) |
| 劳动力平均受教育年限 | 0.0507** | 0.0488*** | 0.0201 |
| | (0.0203) | (0.0166) | (0.0271) |
| 劳动力平均年龄 | 0.0015 | 0.0092* | 0.0035 |
| | (0.0059) | (0.0051) | (0.0078) |
| 是否参与非农就业 | 0.2000** | 0.2380*** | 0.0422 |
| | (0.0830) | (0.0862) | (0.1160) |
| 家庭抚养人口比例 | -0.3550** | -0.4200*** | 0.3340 |
| | (0.1530) | (0.1360) | (0.2310) |
| 户主年龄 | -0.0130*** | -0.0172*** | -0.0022 |
| | (0.0043) | (0.0034) | (0.0050) |
| 户主受教育年限 | -0.0150 | -0.0150 | -0.0201 |
| | (0.0164) | (0.0142) | (0.0198) |
| 是否平原 | 0.0159 | -0.1070* | 0.2520*** |
| | (0.0700) | (0.0642) | (0.0916) |
| 是否城市郊区 | 0.0717 | 0.0171 | 0.1770 |
| | (0.0907) | (0.0739) | (0.1150) |
| 区域虚拟变量（以东部地区为参照组） | | | |
| 中部 | -0.2400** | -0.0010 | -0.1690 |
| | (0.1130) | (0.0865) | (0.1360) |
| 西部 | -0.0596 | -0.1150 | 0.2670** |
| | (0.1010) | (0.0821) | (0.1170) |
| 东北 | -0.8390*** | -0.4670*** | -0.2190 |
| | (0.1380) | (0.1640) | (0.1950) |
| 劳动力人数 | | | 0.1180** |
| | | | (0.0532) |
| 家中是否有党员 | | | -0.1090 |
| | | | (0.0922) |
| 家庭成员最高受教育年限 | | | 0.0040 |
| | | | (0.0161) |
| 本地农闲雇工日工资 | | | -0.0022** |
| | | | (0.0011) |
| 本地农地流转年租金 | | | 0.0003*** |
| | | | (8.91e-05) |
| 本地非农产业发展状况 | | | -0.6430*** |
| | | | (0.2050) |
| 本村与县城距离 | | | -0.0005 |

土地流转对农村居民收入分配的影响

| | | | |
|----------------|------------------------|---------------------------------------|------------------------------------|
| 常数项 | 9.4140*** (0.3410) | 9.5780*** (0.296) | (0.0028) -1.7590*** (0.5200) |
| $\ln s_1$ | -0.2260*** (0.0283) | | |
| $\ln s_2$ | | -0.0096 (0.0210) | |
| r_1 | | 0.1290** (0.0630) | |
| r_2 | | -0.1140** (0.0538) | |
| Log likelihood | | -3001.0868 | |
| Wald chi2(13) | | 165.44 | |
| Prob> chi2 | | 0.0000 | |
| 误差项相关系数 | | | |
| rho_1 | | 0.1284 (0.0616) | |
| rho_2 | | -0.1136 (0.0528) | |
| 误差项独立性检验 | | chi2 (1) = 220.55 Prob>chi2=0.0000 | |
| 观测值数 | 1779 | 1779 | 1779 |

注：括号中数值为标准误；***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

七、土地流转对农村居民收入水平及收入分配的影响

为考察土地流转对农村居民收入水平和收入分配的影响，在得到土地流转决策方程与农户家庭人均纯收入方程的ESR估计结果之后，本部分根据前文所述收入模拟法，计算发生土地流转和不发生土地流转两种情形下农村居民的收入水平及收入分配基尼系数，结果如表5所示。

（一）土地流转对农村居民收入水平和收入分配的影响

表5显示，在假设不发生土地流转活动——即土地转出户、土地转入户都不参与土地流转活动而成为未流转户——的虚拟情形下，土地转出户的平均家庭人均纯收入为17064元，土地转入户的平均家庭人均纯收入为18050元，未流转农户的平均家庭人均纯收入即为其实际观测值16831元。根据不发生土地流转虚拟情形下的土地转出户、土地转入户的平均家庭人均纯收入（模拟值）和未流转农户的平均家庭人均纯收入（实际观测值），可以计算出此时全部农户的平均家庭人均纯收入（模拟值）为17227元。由此可知，土地转入行为对土地转入户的增收贡献较为显著，使其家庭人均纯收入从18050元增加到20013元，增收幅度约为10%；土地转出行为对土地转出户收入水平的影响效果较小，使其

家庭人均纯收入从 17064 元略微下降到 16854 元，下降幅度约为 1%^①；整体的土地流转活动使得全部农户的家庭人均纯收入从 17227 元增加到 17765 元，增收幅度大约为 3%。

表 5 还显示，在假设不发生土地流转的虚拟情形下，农村居民人均纯收入基尼系数为 0.41176；在发生土地流转的实际情形下，农村居民人均纯收入基尼系数为 0.44939。这意味着，土地流转活动扩大了农村居民收入差距，使得农村居民人均纯收入基尼系数上升了 0.03763。

表 5 土地流转对农村居民收入水平及收入分配的影响

| | 土地转出户 | | 未流转户 | 土地转入户 | | 全部农户 | |
|-------|--------------|---------------|-------|--------------|---------------|--------------|---------------|
| | 土地转出 (实际) | 不参与流转 (模拟) | (实际) | 土地转入 (实际) | 不参与流转 (模拟) | 发生流转 (实际) | 不发生流转 (模拟) |
| 人均纯收入 | 16854 | 17064 | 16831 | 20013 | 18050 | 17765 | 17227 |
| 基尼系数 | | | | | | 0.44939 | 0.41176 |

注：人均纯收入系根据进行收入模拟计算的农户样本计算而得，基尼系数系根据农户成员样本计算而得。

(二) 土地流转收入分配效应的产生机制

土地流转活动何以扩大了中国农村居民收入差距？表 5 同样给出了土地流转活动影响农村居民收入分配的原因或机制，即初始收入或财富水平不同的农户参与土地流转市场的方式不同，导致土地流转活动扩大了中国农村居民的收入不均等程度。根据表 5，在未发生土地流转的情形下，土地转入户的人均纯收入模拟值为 18050 元，土地转出户的人均纯收入模拟值为 17064 元，未流转户的人均纯收入（实际值）为 16831 元。显然，土地转入行为主要发生于初始收入水平较高、经济条件较好的农户，土地转出行为主要发生于初始收入水平较低、经济条件较差的农户；土地转入行为使得初始收入水平较高的土地转入户在承担土地流转租金支出的同时，增加了农业生产中土地要素投入和家庭农业经营收入，使其家庭收入水平得以进一步提高；土地转出行为使得初始收入水平较低的土地转出户降低了农业土地要素投入和家庭农业经营收入，在土地流转租金收入较为有限、不足以弥补家庭农业经营收入损失的情况下，对其收入贡献极为有限乃至产生一定的负面影响。正是由于土地流转活动显著提升了初始收入水平较高的土地转入户的收入，但对初始收入水平较低的土地转出户的收入影响有限乃至产生了一些微的负面影响，使其最终扩大了中国农村居民收入差距。

八、结论

本文利用 2020 年中国乡村振兴综合调查（CRRS）的农户数据，使用基于内生转换回归模型的收入模拟法，首先得到不发生土地流转时土地转出户和土地转入户人均纯收入的无偏和一致性估计，然

^①土地转出行为对土地转出户的收入水平产生了某种负面影响，其原因除了土地转出户自有承包地面积和农地出租面积较小、土地租金收入有限之外，另一个可能的原因是，在耕地面积狭小、劳动力过剩及就业不足的小农业生产环境中，小农户会在劳动边际生产率降到极低水平的情况下，在土地上投入过量劳动力，存在所谓的“内卷化”或“过密化”现象（黄宗智，2000），而土地转出（耕地面积减少）则对小农户产生了较大的农业收入损失。

后通过比较不发生土地流转和发生土地流转两种情形下农村居民收入水平与收入分配状况，得出土地流转对农村居民收入水平和收入分配的影响。本文研究发现，土地转入行为对土地转入户的增收贡献较为显著，使其家庭人均纯收入从 18050 元增加到 20013 元，增收幅度约为 10%；土地转出行为对土地转出户收入水平的影响效果较小，使其家庭人均纯收入从 17064 元略微下降到 16854 元，下降幅度约为 1%；整体的土地流转活动使得全部农户的家庭人均纯收入从 17227 元增加到 17765 元，增收幅度大约为 3%。进一步的测算发现，土地流转活动显著提升了初始收入水平较高的土地转入户的收入，但对初始收入水平较低的土地转出户的收入影响有限乃至产生了一些微的负面影响，导致其最终扩大了中国农村居民收入分配差距，使农村居民人均纯收入基尼系数从 0.41176 提高到 0.44939。

根据上述结论，在努力推动土地流转、扩大土地经营规模的过程中，土地流转活动虽然从整体上提高了农村居民收入水平，但对农村居民收入分配产生了不利影响，政策执行者对此应当予以一定的重视。在推动土地流转、实现适度规模经营的过程中为避免农村居民收入差距扩大，可以采取多种措施努力提高中低收入农村居民收入水平，包括做好农村劳动力就业创业服务工作，继续大力推进农村劳动力转移进程，在继续提高农村转移劳动力非农就业收入的同时，提高农村留守劳动力的农业生产率与农业经营收入；加强农业社会化服务，提高农业先进技术推广力度，鼓励经营规模较小的土地转出户和未流转户通过组建农民专业合作社等形式实现农业生产经营的联合与合作，并为其提供有效的财政、金融支持，提高其自组织能力和发展能力（韩喜平和王公博，2021）。

最后也应谨慎指出的是，一般来说，收入分配研究应当建立在具有充分代表性的大规模随机样本数据的基础之上，本文的研究依然存在一定程度的样本量不足问题；本文研究所使用的 2020 年 CRSS 调查问卷中缺乏农户农业生产性固定资本及家庭农业生产全部短期流动资本投入的数据信息，虽然本文在经验分析中尝试引入金融资产变量来做农业资本投入的代理变量，但农业资本投入变量的缺失依然可能会对本文的经验分析产生潜在的不利影响；2020 年 CRSS 调查问卷中也缺乏农户上一年度初始收入的数据信息，本文只能将模拟出的“流转前”收入近似作为初始收入；另外，由于缺乏权重信息，本文关于农村居民收入及其基尼系数的计算也没有进行加权。因此，关于土地流转的收入分配效应这一重要选题，可能还需要有进一步的经验证据来加以验证。

参考文献

- 1.陈斌开、马宁宁、王丹利，2020：《土地流转、农业生产率与农民收入》，《世界经济》第 10 期，第 97-120 页。
- 2.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，第 163-177 页。
- 3.郭君平、曲颂、夏英、吕开宇，2018：《农村土地流转的收入分配效应》，《中国人口·资源与环境》第 5 期，第 160-169 页。
- 4.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，第 18-25 页。
- 5.韩喜平、王公博，2021：《“积极的惯性”：基层政府扶持农业产业发展的行为逻辑》，《河南师范大学学报》（哲

学社会科学版)第1期,第1-8页。

6.黄宗智,2000:《华北的小农经济与社会变迁》,北京:中华书局,第161-176页。

7.李庆海、李锐、王兆华,2012:《农户土地租赁行为及其福利效果》,《经济学(季刊)》第1期,第269-288页。

8.冒佩华、徐骥、贺小丹、周亚虹,2015:《农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证》,《经济研究》第11期,第161-176页。

9.史常亮、栾江、朱俊峰、陈一鸣,2017:《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》,《经济评论》第5期,第152-166页。

10.杨子、马贤磊、诸培新、马东,2017:《土地流转与农民收入变化研究》,《中国人口·资源与环境》第5期,第111-120页。

11.杨子砚、文峰,2020:《从务工到创业——农地流转与农村劳动力转移形式升级》,《管理世界》第7期,第171-185页。

12.朱建军、胡继连,2015:《农地流转对我国农民收入分配的影响——基于中国健康与养老追踪调查数据》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期,第75-83页、第124页。

13.朱农,2005:《贫困、不平等和农村非农产业的发展》,《经济学(季刊)》第1期,第167-188页。

14.Brandt, L., J. Huang, G. Li and S. Rozelle, 2002. Land Rights in China: Facts, Fictions, and Issues. *The China Journal*, 47: 67-97.

15.Carter, M. R., and Y. Yao, 2002. Local Versus Global Separability in Agricultural Household Models: The Factor Price Equalization Effect of Land Transfer Rights. *American Journal of Agricultural Economics*, 84(3): 702-715.

16.Chamberlin, J., and J. Ricker-Gilbert, 2016. Participation in Rural Land Rental Markets in Sub-Saharan Africa: Who Benefits and by How Much? Evidence from Malawi and Zambia. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 98(5): 1507-1528.

17.Deininger, K., and S. Jin, 2005. The Potential of Land Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, 78(1): 241-270.

18.Jin, S., and K. Deininger, 2009. Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China. *Journal of Comparative Economics*, 39(4): 629-646.

19.Kijima, Y., and R. Tabetando, 2020. Efficiency and Equity of Rural Land Markets and the Impact on Income: Evidence in Kenya and Uganda from 2003 to 2015. *Land Use Policy*, 91(C), doi: 10.1016/j.landusepol.2019.104416.

20.Kung, J. K., 2002. Off-Farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China, *Journal of Comparative Economics*, 30(2): 395-414.

21.Lin, J. Y., 1995. Endowments, Technology, and Factor Markets: A Natural Experiment of Induced Institutional Innovation from China's Rural Reform, *American Journal of Agricultural Economics*, 77(2): 231-242.

22.Zhang, Q. F., 2008. Retreat from Equality or Advance towards Efficiency? Land Markets and Inequality in Rural Zhejiang. *The China Quarterly*, 195: 535-557.

(作者单位: ¹ 中国社会科学院农村发展研究所;
² 中国社会科学院大学应用经济学院;
³ 安徽农业大学经济管理学院)
(责任编辑: 陈静怡)

The Impact of Land Transfer on Income Distribution in Rural China: An Empirical Analysis Based on Rural Household Survey Data Collected in 10 Provinces in 2020

DU Xin ZHANG Guiyou

Abstract: By using the method of income simulation based on an endogenous switching regression model, this study explores the impact of land transfer on income distribution in rural China based on rural household data of China Rural Revitalization Survey conducted in 2020. The study first estimates the per capita net income of renting-out households and renting-in households in the scenario without land transfer, and then examines the impact of land transfer on income distribution by comparing the income distribution of rural households with and without land transfer. The results show that the per capita net income of renting-out households decreased from 17064 Yuan to 16854 Yuan with a decrease of about 1%, whereas the per capita net income of renting-in households increased from 18050 Yuan to 20013 Yuan with an increase of about 10%. The overall land circulation activities increased the per capita net income of all households from 17227 Yuan to 17765 Yuan with an increase of about 3%. Further computation shows that the Gini coefficient of the per capita net income of rural households increased from 0.41176 to 0.44939, which means land transfer has caused an aggravation of income inequality in rural China.

Keywords: Land Transfer; Income; Income Distribution