

农户行为视角下农地流转诱因 及其福利效应研究^{*}

陈 飞 翟伟娟

内容提要:本文首先基于农户行为视角构建解释农地流转诱因的微观理论框架,在此基础上,利用倾向得分匹配法(PSM)和中国家庭追踪调查(CFPS)中的农村家庭数据,分析农户土地流转决策行为并评价福利效应。研究发现,租入和租出土地均有利于提升农户收入并降低贫困发生率,但福利效应在不同家庭组之间具有显著差异。土地价值、农业补贴以及涉农贷款对农户租入土地决策具有显著正向影响,城市工资水平和就业机会是农户租出土地从事非农生产活动的主要诱因。此外,对福利效应的分解结果表明:土地租入户的净收入效应依次来源于耕地规模扩大、技术效率提高和中间投入增加,租出户的净收入效应主要来源于非农收入增加,部分来源于土地租金。

关键词:土地流转 农户行为 福利效应 倾向得分匹配

一、引 言

20 世纪 90 年代以来,随着城镇化、工业化进程加快以及服务业的快速发展,农业部门劳动力开始大规模向城镇和非农部门转移。大量劳动力从农村迁移出去后,减缓了我国农业生产“人多地少”的矛盾,同时也引发了对土地资源重新配置的需求。由于存在信息不对称、道德风险和信贷配给等问题,依靠村干部,采用行政手段,重新调整和配置土地资源的效果不仅不显著,而且还衍生了许多土地寻租和腐败案例(李庆海等,2011)。在行政手段无法奏效的情况下,理性农户选择土地流转方式来分配农村土地要素。在上世纪 90 年代初,我国农村土地流转发生率极低,根据农业部对 1992 年农用地转包的抽样调查,全国有 473 万承包户转包,转让土地 1164 万亩,分别占承包土地总户数的 2.3% 和承包地总面积的 2.9%。到 2001 年,全国以各种形式流转承包经营权的土地占承包土地总面积的 6%—8% (张谋贵,2003)。截止到 2013 年底,全国耕地流转面积为 3.4 亿亩,流转比例达到 26%,分别比 2008 年提高 2.1 倍和 17.1 个百分点。^①但与世界其他国家相比较,仍处于相对较低水平。根据 Otsuka(2007)的测算,在 20 世纪末期,乌拉圭的农地流转率为 41%、菲律宾为 51%、孟加拉国为 42%。工业化国家和非洲国家的农地流转率也非常高,1992 年美国的农地流转率为 43%,1999 年乌干达的农地流转率为 36% (Deininger,2003)。结合我国农地流转的演变历程及国际比较可见,尽管当前农村土地流转发生率已有所提高,但主要是以自发性和地区性为表征,处于初级发展阶段。我国农地流转诱因,以及制约其发展的瓶颈是什么? 农户参与土地流转是否有助于福利水平提升,效果是否显著? 福利效应的具体来源、表现形式及个体差异情况怎

^{*} 陈飞,东北财经大学经济学院、经济计量分析与预测研究中心,邮政编码:116025,电子信箱:cfei2000@163.com;翟伟娟,东北财经大学经济学院,电子信箱:zhaiwei quan88@163.com。本研究得到国家社科基金重大项目(14ZDA032)、国家社科基金项目(14BJY120)、辽宁省高等学校优秀人才支持计划项目(WR2015002)和东北财经大学研究基地项目(DUFE2014J10)资助。非常感谢匿名审稿人的建设性意见,作者文责自负。

^① 数据来源于中国网(<http://news.china.com.cn/rollnews/news>)。

样?这是本文试图回答的关键性问题。

农地流转市场的发展及其影响,引起了众多发展经济学家和农业经济研究者的关注,并催生出大量理论与经验分析文献。在以往关于土地流转的影响因素分析中,部分文献基于宏观视角讨论了地权稳定(钱忠好,2002;田传浩等,2004;钟甫宁和纪月清,2009)、非农就业(闫小欢和霍学喜,2013)和宏观环境(Macmillan,2000;Dijk,2003)对土地流转的影响。另一部分文献从农户流转意愿角度展开分析,其中,乐章(2010)的研究发现,当前农民的土地流转意愿整体上处于较低水平,农地流转困难的根源是土地收益的增量有限和土地集中的需求不足。钟晓兰等(2013)从农户自身特征、农户家庭特征、农户生活感知、农村社会保障认知、农地政策制定认知及农户金融服务认知六个方面探寻农地流转意愿的主要影响因素。张忠明和钱文荣(2014)对不同兼业程度农户的土地流转意愿及其影响因素予以实证分析,发现不同兼业程度农户的土地流转意愿存在显著差异,纯农户流入意愿和兼业农户流出意愿相对较强。上述文献的问题在于主要关注外生经济、制度和家庭特征变量对农户流转意愿的影响,而忽视了农地流转福利效应对流转意愿的反馈作用。

另外,少数学者对土地流转的收入效应进行估计,如Jin & Deininger(2009)采用2001—2004年8000个样本农户的数据和OLS方法,分析了土地租赁对农户人均净收入和生产效率的影响。李庆海等(2011)使用农业部固定观察点2003—2009年817个样本农户数据,利用多重内生处理效应模型的两阶段估计对农户土地租赁行为的福利效应进行估计,发现不管是租入还是租出土地,农户的福利水平都有显著提高。在上述文献中,Jin & Deininger的研究在技术上没有能够解决自选择问题,并且采用OLS方法容易高估处理效应,所得到的估计量经常不一致。而李庆海等的研究虽然考虑到农地流转的自选择和内生性问题,但存在许多限制,如在估计的第一阶段假定误差项服从联合正态分布,并且需要为第二阶段的估计选择合适的工具变量。

与已有文献相比较,本文的创新在于,将农地流转诱因解释与福利效应评价纳入到同一框架体系内,着重于构建分析农户土地流转行为的微观理论模型,并在此基础上,采用一种非实验评价策略和中国家庭追踪调查(CFPS)数据集,识别农户土地流转行为及其福利效应。由于农户是“自选择”流转土地,因此,样本数据中的流转户和非流转户划分是非随机的,这将导致样本自选择问题和模型估计结果偏误。为解决这一问题,我们使用倾向得分匹配(PSM)方法构造一组与流转户样本相匹配的虚拟的非流转户样本,从而建立一个合理的反事实框架,不仅能够准确评价农地流转福利效应,而且还可以利用两组匹配样本深入分析福利效应的具体来源和差异特征。

二、供求分析框架下农户土地流转行为的经济学解释

依据刘易斯的二元经济发展理论,由于土地数量不能随人口的增长而增加,农业总产量必然会受到土地数量的限制,造成整个部门的边际收益递减。解决农业比较收益长期偏低的根本出路是在非农产业发展和农村劳动力迁移的基础上,进行土地要素的重组与优化配置,实现土地的适度规模经营,提高劳动生产率和经营效益,进而获得相应的比较收益。基于上述思想,本文尝试在供求分析框架内给出农户土地租赁行为的经济学解释,从理论方面剖析影响农地流转的决定性因素。

(一)农村劳动力迁移与农户土地供给关系的经济学解释

本文对托达罗模型(Todaro,1996)进行扩展,考虑城乡工资差距对农村有效劳动力迁移的影响,进而给出劳动力迁移、流转土地供给和农业工资之间关系的直观解释。图1为扩展的托达罗模型,横轴表示农村和城市的劳动力总量,纵轴表示工资水平。农村的坐标原点 O_R 在图的右边, N_0N_1 为农村的劳动需求曲线;城市的坐标原点 O_0 在图的左边, F_0F_1 为城市的劳动需求曲线。由于城市工资被制度因素固定在 U_0 水平上,这决定了正规部门容纳的劳动力数量不会超过 O_0L_0 ,我们将 F_0E_0 称为正规部门的劳动需求曲线, E_0F_1 称为非正规部门的劳动需求曲线。托达罗模型认为城市正规部门工资水平 U_0 是迁移农

民形成预期工资的关键参照。由于农民工可以在农业部门与城市非正规部门之间自由地流动,劳动力的均衡配置将是 E_0F_1 和 N_0N_1 的交点 E_1 , 城市的就业量为 $O_U L_1$, 农村的劳动力数量为 $O_R L_1$, 均衡工资水平为 R_1 。这是扩展的托达罗模型的第一阶段——农村剩余劳动力迁移阶段, 不对土地流转产生影响。

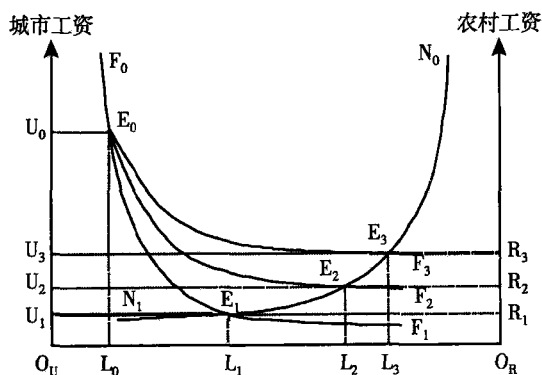


图1 扩展的托达罗模型

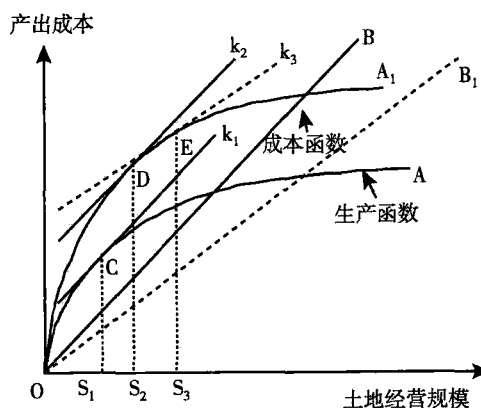


图2 技术进步、生产成本和土地经营规模

扩展托达罗模型的第二阶段表现为农村有效劳动力迁移。由于第二、三产业的发展增加了城市对劳动力的需求,城市非正规部门劳动需求曲线向右上方移动到 E_0F_2 , 非农就业数量从 $O_U L_1$ 增加到 $O_U L_2$, 而农业劳动力数量从 $O_R L_1$ 减少到 $O_R L_2$, 均衡工资水平上升到 R_2 。在此过程中,向城市迁移的劳动力不再是农村剩余劳动力而是农村有效劳动力^①, 吸引劳动力迁移的动力是巨大的城乡预期工资差异。但受到中国现有的家庭承包土地制度和城市非农就业不稳定性的影响,农村有效劳动力迁移模式更多表现为农户兼业行为。中国农村家庭成员中的青壮年劳动力外出打工,老、幼和妇女从事农业生产,“半工半耕”、“男工女耕”的农户兼业化现象普遍。然而,兼业生产在某种程度上会阻碍农业发展,削弱农业投资的积极性,甚至导致土地的粗放经营。而企业也不愿意雇佣兼业农民,因为其在农忙季节返乡会扰乱正常的工作状态。兼业农民只能从事时间上更为灵活、收入较低的工作,如手工业、建筑业和采掘业等。更为重要的是,兼业还使得农民工正常的人力资本积累中断,丧失许多加薪或升职的机会。

当城市工资在每一点上都高于农业劳动产出率时,不会有农户选择兼业,只要有机会农民一般会选择租出土地并完全从事非农经营活动,这就产生了土地流转的供给。当土地流转发生后,一方面土地租金会提高务工农民的实际工资;另一方面租出土地而专门从事非农生产活动,有利于提升农民工的专业技能水平,使之能够适应更多的非农就业岗位。基于上述原因,土地流转将对城市非正规部门的劳动需求曲线产生上移的拉力^②,即土地流转具有自强化作用。这是扩展托达罗模型中农村劳动力迁移的第三阶段。当城市非正规部门劳动需求曲线向右上方移动到 E_0F_3 时,非农就业数量从 $O_U L_2$ 增加到 $O_U L_3$, 而农业劳动力数量从 $O_R L_2$ 减少到 $O_R L_3$, 均衡工资水平上升到 R_3 。上述分析表明,非农就业机会和非农工资增加是农村土地供给产生的最根本原因,而土地流转的收入效应对流转意愿具有强化作用。

(二) 农业规模经营与农户土地需求关系的经济学解释

由于我国农业人口众多而耕地资源有限,导致农户的实际户均生产规模大多小于最优户均生

① 当城乡工资差距过大时,农民必然会持续减少农业劳动投入而增加非农劳动投入,从而对农业生产造成不利影响,表现为农村有效劳动力迁移。出于简化分析考虑,本文假设农业劳动力数量从 $O_R L_1$ 减少到 $O_R L_2$ 过程中所迁出的劳动力为农村有效劳动力。

② 当然,土地流转只是影响非正规部门劳动需求曲线上移的一个方面,非农就业岗位的增加取决于多种因素,如工业和服务业发展、产业结构深化、政府干预等。

产规模(曹建华,2007),严重阻碍了农业发展和农民增收。首先,当土地经营规模过小时,很难提供有效的经济租金刺激农户对土地进行投资,也很难促进资本对劳动的替代并刺激农户的机械资本投资。其次,土地分散化经营的农户无法得到市场上商品供求的准确信息,使得农业生产经常处于不稳定的动荡之中,并造成农业生产管理成本增加。第三,家庭经营的专业化程度偏低,交易方式也是分散成交,加大了市场交易成本。这一切都导致我国农业的规模效益无法显现出来。

图2基于技术进步和生产成本角度,给出了生产环境变化引发的专业农户希望扩大土地经营规模的直观经济解释。图2的横轴为土地经营规模,纵轴为农业产出和生产成本,OA和OB分别是初始状态下的农业生产函数和成本函数。当边际成本等于边际收益时农户利润最大,此时成本函数OB的平行线 k_1 与生产函数OA相切于C点,最优土地规模为 S_1 。受益于工业发展带来的技术外溢效应和农业财政科研投入的知识产出效应,持续的技术进步扩展了农业生产的技术可能性边界,生产函数从OA移动到 OA_1 ,成本函数OB的平行线 k_2 与 OA_1 相切于D点,最优土地规模扩大到 S_2 。此外,近年来国家财政对种粮农民给予的作用于生产环节的农资综合补贴、农机具购置补贴和良种补贴,农村基础设施和融资环境改善,以及取消农业税等政策,提高了农民的生产积极性,同时大幅降低农业生产成本。成本函数从OB移动到 OB_1 ,其平行线 k_3 与生产函数 OA_1 相切于E点,最优土地规模进一步扩大到 S_3 。因此,为提高农业产出率和生产要素配置效率,最大程度地获得潜在的农业经济租金,专业农户需要拥有与现代农业生产和产品市场国际化相匹配的土地经营规模,进而产生了对租入土地的需求。简而言之,与技术进步和生产成本相关的因素(如农业补贴、农业贷款等)将会对农户土地租出决策产生影响。

以非农活动为主的农户提供了土地供给,追求规模效益的专业农户创造了土地需求,二者共同作用使得农村土地流转成为可能。

三、农户土地流转决策的反事实研究框架

土地流转是农村土地资源的重新配置过程,从“理性人”经济假设出发,只有当非农生产的预期收益与土地租金之和超过自己耕种土地所获得的收益时,兼业农户才会选择租出土地;同样,只有当专业农户的土地经营收益超过耕种土地的机会成本与土地租金之和,才会选择租入土地。上述两条件同时满足,土地流通过程才有可能发生。

(一)农户土地流转决策

根据Becerril & Abdulai(2010)和Ali & Abdulai(2010)给出的随机效用决策模型,农户参与土地流转的效用(U_1)^①和不参与土地流转的效用(U_0)之差用 T^* 表示,若 $T^* = U_1 - U_0 > 0$,则农户选择土地流转。尽管效用差 T^* 是不可观测的,但能够用可观测变量的函数将其表示出来。定义农户的土地流转决策方程为:

$$T^* = g(X) + u, T = \begin{cases} 1 & T^* > 0 \\ 0 & T^* < 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中, T 为两值变量,如果农户参与流转($T^* > 0$),则 $T = 1$,否则等于0; X 为影响农户流转行为的外生解释变量向量^②; u 为随机扰动项。

① 实际上,农户有三种决策方案,租入、租出和不参与流转,为叙述方便,这里将租入和租出情况统称为参与土地流转,并将农户区分为流转户和非流转户。

② 本文第二节“供求分析框架下农户土地流转行为的经济解释”为确定影响农户流转决策的解释变量提供了理论支持,如影响流转土地供给的因素(非农就业机会和城市工资等)会影响农户的土地租出决策,影响流转土地需求的因素(农业补贴和农业贷款等)将影响农户的土地租入决策。此外,影响农户流转决策的外生解释变量还应包括户主特征、家庭特征和家庭所处的地理位置等个体变量。

为度量土地流转对农户福利(家庭收入和贫困状态)的影响,可定义农户的福利方程为:

$$Y = f(Z) + \delta T + \varepsilon \quad (2)$$

其中,因变量 Y 表示农户福利水平; Z 为控制变量向量, T 为农户是否参与流转的两值变量, ε 为扰动项。若农户被随机分配到流转组和非流转组中,则参数 δ 能够精确度量流转的净福利效应。然而,农户自己决定(自选择)是否参与土地流转,因此,流转决策(T)可能会受到某些不可观测因素(生产偏好、管理技能或进取精神等)影响,而这些因素又与结果变量(Y)相关,如富裕(高福利)家庭由于不愿意耕种(生产偏好)而将土地租出。这将导致式(2)中的 ε 与 T 相关。在此情况下,不考虑自选择问题直接估计方程(2),参数 δ 的估计结果将是有偏的。^①

在处理自选择问题的诸多方法中,倾向得分匹配(P propensity Score Matching,简记为 PSM)方法由于不需要事先假定函数形式、参数约束及误差项分布,也不需要解释变量(Z)外生以识别因果效应(Heckman and Vytlačil, 2007),因此 PSM 方法比 Heckman 两阶段模型或工具变量法更具优势。Mariapia (2007)和 Menale et al. (2011)采用倾向得分方法解决了在农户生产技术采用福利效应分析中的自选择问题。秦雪征等(2012)基于相同目的,使用该方法研究参与国家科技计划对企业创新的影响。该方法的缺陷在于,倾向得分估计主要是基于可观测解释变量(X),影响决策变量的不可观测特性不直接发挥作用。如果可观测变量的设定不正确,则不可观测特性将导致倾向得分的有偏估计和错误的样本匹配(Heckman and Navarro-Lozano, 2004)。然而,Janalan & Ravallion (2003)也指出,在横截面数据分析中,Heckman 两阶段模型或工具变量法的弱工具变量限制要比倾向得分方法的变量选择问题更为严重。

(二)反事实分析框架与倾向得分匹配方法

Rosenbaum & Rubin (1983)定义的反事实分析框架,提供了一种与方程(2)不同的考察农地流转福利效应的研究思路,定义干预组(流转组)^②的平均处理效应(average treatment effect of the treated,简记 ATT)为:

$$ATT = E(Y_1 | T = 1) - E(Y_0 | T = 1) = E(Y_1 - Y_0 | T = 1) \quad (3)$$

其中, Y_1 为农户参与土地流转时的福利水平, Y_0 为农户不参与土地流转时的福利水平。为剔除其他因素干扰,ATT 将研究样本限定为流转户($T = 1$),并测算流转户在参与和不参与流转条件下的福利差值,即土地流转对农户福利的净影响。Winship & Morgan (1999)认为,在评估一项政策是否有效时,不在于该政策是否对所有个体均有益,而在于对被分配到或者可能分配到干预组中的个体是否有益。在式(3)中,只能观测到 $E(Y_1 | T = 1)$ 的结果,而 $E(Y_0 | T = 1)$ ^③是不可观测的,称为反事实结果。可以利用倾向得分方法构造 $E(Y_0 | T = 1)$ 的替代指标。

倾向得分方法处理自选择问题的一般思路是,基于非流转户样本集合,为每个流转户挑选或构造一个非流转户,并保证两样本家庭除在土地流转选择方面不同外,其他样本特征均近似相同。因此,两样本的结果变量可看做是同一个体的两次不同实验(参与和不参与土地流转)结果,其结果变量差值即为土地流转的净效应。构造得到的非流转户样本集合称为流转组的对照组。为实现这一目的,首先,在给定解释变量 X 的条件下,估计农户的土地流转决策方程并计算农户 i 选择土地流转的条件概率 $p_i = P(T_i = 1 | X_i)$,称为倾向得分;其次,为每个流转户匹配一个倾向得分近似的非流转户,从而构造一个统计对照组。本质上,匹配模型创造了一个随机实验条件,使得流转户和非流转户可直接比较。并满足以下两条假设:(1)给定倾向得分和解释变量 X 的条件下,结果变量 Y 与 T 相互独立,该假设称为强可忽略性假设;(2)给定解释变量 X ,有 $0 < p_i < 1$ 成立,该假设称为共

① 根据研究的需要,本文将在第六节对方程(2)中控制变量向量 Z 的选择问题进行解释和说明。

② 为表述更为直观,在本文中干预组又特别称为流转组,后面不再对两概念进行区分。

③ 表达式 $E(Y_0 | T = 1)$ 的含义为,对于流转户样本,假设其在不参与土地流转情况下的福利均值。

同支撑域条件。共同支撑域条件剔除掉倾向得分分布的尾部,从而提高了匹配质量,且非参数方法只有建立在共同支撑域上才具有意义(Rosenbaum & Rubin, 1985)。

得到农户选择土地流转的倾向得分之后,用数值方法搜索流转户的非流转户“邻居”,并用倾向得分最接近的一个(或多个)非流转户与之相匹配。在理论上,存在多种匹配方法均可以实现匹配,且匹配结果是渐进等价的。然而,实践表明由于各类方法对偏差和效率间的权衡不同,导致不同方法的匹配结果存在差异(Caliendo and Kopeinig, 2008)。为保证匹配结果的稳健性,在实证研究中可以考虑同时采用多种方法^①为流转户匹配非流转户样本,并将匹配结果进行比较。

倾向得分是向量 X 所包含信息的综合度量,因此,使用倾向得分进行匹配可以解决匹配过程中的维度限制问题。而且, Rosenbaum (2002) 证明了具有相同倾向值的处理组和对照组个体在观测到的解释变量 X 上具有相同的分布。这意味着,虽然在倾向值同质的匹配集内处理组和对照组的个体可能在某个解释变量上的取值有所差异,但这种差异应该是随机差异而非系统差异。当然,在匹配完成后,还需要进行平衡性检验。主要是检验两组样本间解释变量差异是否已经被消除,如果检验通过,则表明匹配对照组是一个合理的反事实。一种检验方法来自于 Sianesi (2004) 的研究,在其文献中指出,与匹配前相比较,匹配后的干预组和对照组之间的解释变量分布应该没有系统性差异,因此, Pseudo- R^2 将变得更低,并且解释变量的联合显著性检验应被拒绝(模型的 LR 统计量不显著)。另一种检验干预组和对照组之间解释变量平衡性的方法来自于 Rosenbaum & Rubin (1985) 定义的标准化偏差^②(Mean Bias)。Rosenbaum & Rubin 认为,匹配之后,如果变量 X 在两组样本之间的标准化偏差大于 20,则意味着该匹配过程失败。

四、数据来源与指标描述

本文所使用的农村住户调查数据来源于“中国家庭追踪调查”(China Family Panel Studies, 简称为 CFPS^③)数据集。CFPS 是由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)主持实施的全国性持续调查项目,调查数据共分为三个层次:个人、家庭和社区。个人调查包括被调查者的基本特征、工资状况、健康状况等;家庭调查包括家庭的人口特征、收支状况、家庭环境与财产等,社区调查包括社区基础设施、社区服务和社区机构等。在 2010 年和 2012 年,该数据集对全国 25 个省/市/自治区展开全面调查访问,样本规模分别为 16000 户和 13231 户,重点关注中国居民的经济活动、经济与非经济福利、教育情况、家庭关系、人口迁移和健康水平等诸多主题。

本研究主要基于 2012 年数据评估农地流转的福利效应,考虑到模型中包括滞后解释变量,还需要用到 2010 年的部分数据。数据处理过程分为两个阶段,首先,选择在两年中均被调查且从村集体中分配到土地的农村家庭 8510 户;其次,由于本文研究农村土地流转问题,还需要剔除掉北京、上海、天津和重庆四个直辖市的样本,以及缺失家庭特征数据的样本,最终选择 5814 户家庭^④。

为确定农户土地流转决策的影响因素,在表 1 中给出了流转户和非流转户各类经济指标及其差异的统计描述。其中,福利指标分别用家庭人均纯收入和农户贫困状态来衡量,土地流转的影响因素从四个层次选择:户主特征、家庭特征、村庄特征和宏观环境。

表 1 中的统计结果显示,土地流转对农户福利具有显著正向影响。其中,土地租入户与非流转户的家庭人均纯收入差值为 1613.9 元,租出户与非流转户的家庭人均纯收入差值为 1874.0 元;关

① 在本文的第五部分,分别采用最近邻法(1—5 匹配)、最近邻法(1—10 匹配)、核匹配(窗宽 = 0.06)以及核匹配(窗宽 = 0.10)四种方法为流转户匹配非流转户样本,并测算福利效应。

② 为节省篇幅,本文没有给出标准化偏差的计算公式,具体参见 Rosenbaum & Rubin, 1985。

③ 数据来源:中国家庭追踪调查(CFPS)官网(<http://www.iss.edu.cn/cfps>)。

④ 样本农户共涉及 21 个省,447 个行政村,每村约包括 10—15 户家庭。

于贫困发生率指标,租入户比非流转户低 8.5 个百分点,租出户比非流转户低 2.3 个百分点。对于流转户和非流转户样本,各类经济指标均显示出明显的统计差异特征,这有助于我们确定农户土地流转决策的影响因素。为节省篇幅,各变量对土地流转影响机制的理论解释将在第五部分给出。

表 1 2012 年流转农户与非流转农户经济指标差异的统计描述

指标类型	指标名称	非流转户 (A)	租入户 (B)	差值 (B-A)	租出户 (C)	差值 (C-A)
福利指标	家庭人均纯收入(元)	9120.0	10733.9	1613.9***	10994.0	1874.0***
	贫困发生率	0.188	0.103	-0.085***	0.165	-0.023*
户主特征	户主年龄	48.557	47.904	-0.652	49.547	0.990
	户主教育年限	6.537	6.973	0.436***	6.736	0.199**
家庭特征	上期家庭非农收入占比	0.625	0.529	-0.096***	0.766	0.141***
	上期家庭农用机械价值(元)	1406.0	3446.7	2040.7***	488.5	-917.5***
	上期家庭土地价值(元)	38163.0	77817.1	39654.1***	25234.5	-12928.4***
	家庭农业补贴(元)	332.5	419.0	86.5***	291.4	-41.1**
	家庭金融负债(元)	10348.6	13368.1	3019.5	12031.2	1682.6
村庄特征	村庄人均现金存款(元)	4200.4	3411.8	-788.6***	5248.3	1047.9***
	村庄到商业中心的时间(小时)	0.579	0.540	-0.039***	0.456	-0.123***
宏观环境	城市人均收入(元)	19000.6	18769.0	-231.6*	20018.4	1017.8***
	省二、三产业增加值指数	113.334	113.371	-0.038	113.195	-0.139**

注:(1)*表示在 10% 水平上显著,**表示在 5% 水平上显著,***表示在 1% 水平上显著。(2)计算贫困发生率的贫困线标准为农村家庭人均纯收入 2300 元(2010 年价格)。

需要特别注意的是,由于土地流转是农户的“自选择”行为,上述各指标的统计差异性有可能不是土地流转行为的必然结果,而是由其他因素所导致的。因此,需谨慎使用表 1 中的结果,并建立因果关系分析来检验土地流转对家庭收入和贫困状态的影响。

五、农户土地流转决策方程估计与样本匹配

(一)农户土地流转决策方程估计

为实现流转户与非流转户样本匹配,首先需要估计农户的土地流转决策方程(包括租入方程和租出方程)。本文使用的农村家庭数据来源于 2010 年和 2012 年“中国家庭追踪调查”(CFPS),其中,租入方程数据集包括租入土地家庭(805 户)和不参与流转家庭(4422 户),合计 5227 户样本家庭;租出方程数据集包括租出土地家庭(587 户)和不参与流转家庭(4422 户),合计 5009 户样本家庭。基于 Logit 模型构建农户土地流转决策方程,具体形式由式(4)给出:

$$\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 age_i + \beta_2 age_i^2 + \beta_3 edu_i + \beta_4 rat_{-1i} + \beta_5 \ln K_{-1i} + \beta_6 \ln SV_{-1i} + \beta_7 \ln sub_i + \beta_8 \ln loan_i + \beta_9 \ln inc_i + \beta_{10} time_i + \beta_{11} \ln wage_i + \beta_{12} add_i + u_i \quad (4)$$

其中, $i=1,2,\dots,n$ 表示家庭, $p_i = P(T_i = 1 | X_i)$ 为家庭 i 选择土地流转的条件概率。^① 解释变量向量包括户主特征变量:户主年龄(age_i)、户主年龄平方(age_i^2)和户主受教育年限(edu_i);家庭特征变量:上期家庭非农收入占比(rat_{-1i})、上期家庭农用机械价值对数($\ln K_{-1i}$)、上期家庭土地价值对数($\ln SV_{-1i}$)、家庭农业补贴对数($\ln sub_i$)和家庭金融负债对数($\ln loan_i$);村庄特征变量:村庄人均

① 根据 Logit 模型的建模估计的一般思路,利用可观察变量 T 作为被解释变量,实现对方程(5)的参数估计。

现金存款对数 ($\ln inc_i$) 和村庄到商业中心的时间 ($time_i$)；宏观环境变量：城市人均收入对数 ($\ln wage_i$) 和省第二、三产业增加值指数 (add_i)。两方程极大似然估计结果由表 2 给出。

表 2 基于 Logit 模型的农户土地流转决策方程估计结果

指标类型	指标名称	租入方程	租出方程
户主特征	户主年龄 (age_i)	0.1122 ***	-0.1118 ***
	户主年龄平方 (age_i^2)	-0.0012 ***	0.0012 ***
	户主受教育年限 (edu_i)	0.0205 **	0.0210 *
家庭特征	上期家庭非农收入占比 (rat_{-1i})	-0.2830 **	0.7010 ***
	上期家庭农用机械价值对数 ($\ln K_{-1i}$)	0.0532 ***	-0.0728 ***
	上期家庭土地价值对数 ($\ln SV_{-1i}$)	0.5490 ***	-0.3810 ***
	家庭农业补贴对数 ($\ln sub_i$)	0.0590 ***	
	家庭金融负债对数 ($\ln loan_i$)	0.0181 **	
村庄特征	村庄人均现金存款对数 ($\ln inc_i$)	-0.1470 ***	0.0890 *
	村庄到商业中心的时间 ($time_i$)		-0.9370 ***
宏观环境	城市人均收入对数 ($\ln wage_i$)		0.5510 *
	省第二、三产业增加值指数 (add_i)		0.1010 ***
统计检验	Pseudo- R^2	0.0917	0.1030
	LR 统计量	411.91 ***	370.89 ***
	样本容量	5227	5009

(1) 户主年龄和教育水平是家庭土地流转决策的重要影响变量

户主是农业生产决策的参与者，户主年龄和教育年限作为人力资本变量对土地租赁和生产模式选择具有重要影响。通常来说，户主年龄越大则非农就业能力就越弱，可供选择的非农就业岗位也越少，其从事农业生产的可能性越大；而年轻户主的非农就业能力相对较强，可供选择的非农就业岗位也较多，其租出土地并从事非农生产活动的意愿会更强。表 2 显示，户主年龄对土地租入决策具有显著正向影响，而对租出决策具有显著负向影响，即年轻户主更愿意租出土地从事非农生产活动。另外，租入与租出方程中户主年龄平方项的系数均显示，当户主年龄超过某一阈值时（本文的计算结果是 48 岁左右），其对家庭生产决策的作用开始减弱。

现阶段，农民的非农生产活动已逐渐从劳动密集型行业向服务业转移，从体力劳动向技术型岗位转变，或者是从事生产和管理技术相对复杂的家庭经营活动，这对劳动者的受教育程度要求不断提高，因此，户主的受教育水平越高，租出土地从事非农生产活动的可能性越大。同样，租入土地扩大农业生产规模，要求生产者具有使用现代农业生产技术的能力和生产管理经验，同时还需要具有理性决策的能力，可以预期，户主受教育年限越高，发展高效农业的成功率就越高，租入土地的可能性越大。表 2 显示，户主教育年限对土地的租入和租出决策具有显著正向影响。

(2) 农户生产方式选择具有路径依赖特征，而政策性补贴有助于扩大农业生产规模

土地是中国农户生活和就业的基本保障，但由于农业的比较收益偏低，导致家庭农业收入无法改善农户的生活状况，只要有非农就业机会，农民一般会选择外出务工。非农收入占家庭纯收入的比重代表了一个家庭的非农就业机会或就业能力，因此，非农收入越高则农户耕种土地的机会成本也越大，其租出土地的可能性就越大。表 2 显示，家庭非农收入占比越高，则租入土地的可能性越小，而租出土地的可能性越大。与之相对应，农用机械设备和土地是农民的生产性固定资产，反应了家庭的农业生产能力。农用机械和土地价值越大，当租出土地时，意味着放弃农业生产需要

付出高昂的沉淀成本;租入土地时,则更容易形成规模经营,降低平均成本并获得更高的收益。表 2 的租入方程显示,家庭农用机械和土地价值对农户租入土地决策具有显著的正向影响,且土地的重要性要远高于农用机械。租出方程也得到类似的结论,两变量对土地租出决策具有显著负向影响。

农业生产具有长周期、低收益和高风险特征,并受到诸多不可控因素影响,因此,发展农业需要得到国家和社会的扶持。当农户希望租入土地扩大生产规模时,首先要考虑两方面问题:一是农产品的收益;二是扩大生产规模所需要的资金来源。2004 年以来,我国政府不断加大对“三农”的支持力度,在各地陆续实施多种农业补贴政策,有效降低了农业生产成本,增加了农户收益。正如本文在分析图 2 时所指出的,作用于生产领域的农业补贴诱使农户产生对租入土地的需求。而农村金融是促进农业发展的重要补充,农业生产周期最短也要在半年左右,从开始投入到获得产出需要的时间较长,且在此期间内农户无法从生产中得到收入,还需要追加投资,这使得农户具有强烈的信贷需求。农户借贷是决定农业投资的一个重要影响因素(钟甫宁和纪月清,2009),获得涉农贷款途径越是便利,农户前期投资越有保证,租入土地的意愿就越强。2014 年“中共中央一号文件”赋予农民对承包地承包经营权抵押、担保权能,以贴息小额信贷形式向种粮大户和贫困家庭提供政策性金融补贴,有助于农户实现生产方式转变和增收减贫目标。表 2 中租入方程的结果显示,家庭农业补贴和家庭金融负债均对土地租入决策具有显著正向影响。

(3) 村庄的经济和地理环境对土地流转具有显著促进作用

村庄是农民生产和生活中面对的最直接的外部环境,村庄的经济特征和地理位置会对农户土地流转决策产生系统影响。村庄的非农经济越发达或外出务工的村民比例越高,不仅会产生强烈的示范效应,而且会提供更多的就业机会或就业信息(通过农户之间的交流),农户租出土地从事非农生产活动的愿望就越强烈。考虑到非农收入是农村家庭现金收入的主要来源,因此,村庄人均现金存款不仅能够衡量村庄的整体经济实力,而且更能够反映村庄的非农经济发展水平。表 2 显示,村庄人均现金存款对土地租入决策具有显著的负向影响,而对土地租出决策具有显著正向影响。村庄的地理位置也会对农民生产决策产生影响,一方面,家庭到中心城市的距离越近,有利于降低进城务工的交通成本和生活成本,并为农民提供更多机会分享工业化带来的利益。另一方面,地理位置还可以通过影响农民的非农就业能力,来间接影响农户的流转决策。正如 Knight & Song (1999)所指出的,出生地是决定一个成年人的技能水平的重要因素之一。模型结果显示,村庄到商业中心的时间越短,农户租出土地从事非农活动的可能性就越大。

(4) 城市工资水平和就业机会是决定农地流转供给的关键

农民居住地所在省的宏观经济环境对农户土地流转决策也具有重要影响。正如本文在分析图 1 时所指出的,城市工资越高,非农就业机会越多,则农民向城市迁移的动力就越大,租出土地从事非农经济活动的愿望也越强烈。在经济发达地区,从事第二、三产业工作的机会更多,土地流转将更为活跃(Lerman and Shagaida,2007)。本文选择城市人均收入变量代表城市工资水平,使用省份第二、三产业增加值指数反映非农就业机会。表 2 中的实证结果表明,两变量对土地租出决策具有显著的正向影响。

(二) 倾向得分估计与共同支撑域条件

在得到农户土地流转决策方程(5)的参数估计结果之后,就可以利用式(5)中的可观测解释变量来计算农户 i 参与土地流转的条件概率 p_i 的拟合值,此概率值即为农户 i 的倾向得分。

为保证匹配质量,在获得农户选择土地流转的倾向得分之后,还需进一步讨论匹配的共同支撑域条件。如果流转户和非流转户样本的解释变量的重叠区间(共同支撑域)太窄,则处于共同支撑域之外的流转户样本将无法实现有效匹配,导致过多的流转户样本损失。可以通过比较流转户与

非流转户样本的倾向得分的经验密度函数考察两组样本的共同支撑域条件。^① 图 3 是利用农户选择土地流转的倾向得分 p_i 及其对应的户数比例构造的经验密度函数图。

观察图 3 发现,土地流转户(租入户和租出户)与非流转户样本的倾向得分区间具有相当大范围的重叠,将此重叠区间称为共同支撑域。其中,基于租入方程测算得到,租入户的倾向得分区间为 $[0.019, 0.745]$,非流转户的倾向得分区间为 $[0.001, 0.729]$,共同支撑域为 $[0.019, 0.729]$,租入户的最大样本损失值为 2 个。^② 基于租出方程测算得到,租出户的倾向得分区间为 $[0.001, 0.816]$,非流转户的倾向得分区间为 $[0.004, 0.818]$,共同支撑域为 $[0.004, 0.816]$,租出户的最大样本损失值为 3 个。与所使用样本的总量相比较,样本损失比例极少,共同支撑域条件是令人满意的。

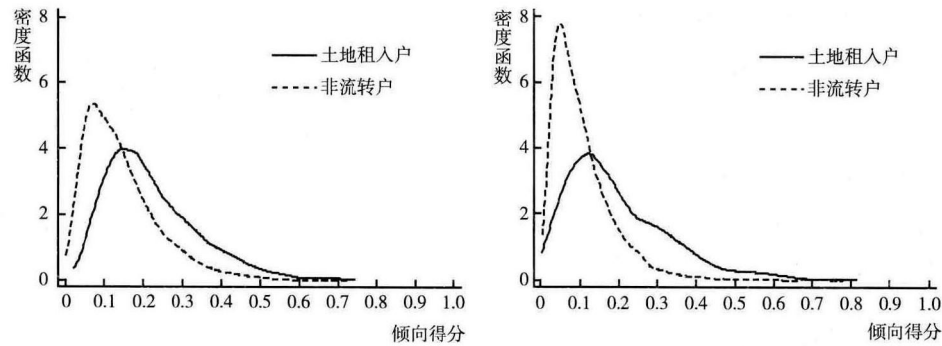


图 3 流转户和非流转户倾向得分的经验密度

(三)样本匹配及其匹配质量检验

倾向得分估计的一个主要目的是平衡租入(租出)土地农户和不参与流转农户之间的解释变量的分布,而不是获得农地流转概率的精确预测。因此,在样本匹配完成后,本文进一步检验了两组样本间解释变量差异的统计显著性,平衡性检验结果由表 3 中给出。

表 3 倾向得分匹配前后解释变量的平衡性检验结果

匹配方法	租入方程			租出方程		
	Pseudo- R^2	LR 统计量(P 值)	标准化偏差	Pseudo- R^2	LR 统计量(P 值)	标准化偏差
匹配前	0.092	411.91(0.000)	25.6	0.103	370.89(0.000)	26.1
最近邻居法 (1—5 匹配)	0.001	1.94(0.992)	2.0	0.004	6.98(0.727)	2.7
最近邻居法 (1—10 匹配)	0.000	0.81(1.000)	1.4	0.004	5.97(0.817)	2.6
核匹配 I (窗宽 = 0.06)	0.001	1.84(0.994)	2.4	0.003	4.08(0.944)	2.7
核匹配 II (窗宽 = 0.10)	0.004	9.17(0.422)	5.0	0.005	7.76(0.652)	4.5

注:①最近邻居法(1—5 匹配),是为每个流转户样本寻找倾向得分与之最接近的 5 个非流转户样本,并将这 5 个非流转户样本进行加权平均得到 1 个样本,该样本做为流转户的匹配样本;②最近邻居法(1—10 匹配),是利用 10 个非流转户样本的加权平均值与流转户样本匹配;③核匹配 I(窗宽 = 0.06),通过设定倾向得分窗宽为 0.06,并将倾向得分在窗宽内的所有非流转户样本的加权平均与流转户样本匹配;④核匹配 II(窗宽 = 0.10),设定窗宽为 0.10,同样将倾向得分在窗宽内的所有非流转户样本的加权平均与流转户样本匹配。

① 由于农户选择土地流转的概率(倾向得分)是解释变量的线性组合,因此,倾向得分的共同支撑域可用来反应各解释变量的共同支撑域条件,图 3 的纵坐标为相对量。具体参见 Rubin(1997)。

② 不同的匹配算法产生不同的样本损失值,对于租入户而言,核匹配 I(窗宽 = 0.06)是 4 种匹配方法(见表 3)中产生样本损失值最大的,损失值数量为 2 个;对于租出户而言,最近邻居法(1—10 匹配)产生的样本损失值最大数量为 3 个。

在样本匹配之后,解释变量的标准化偏差减少到 1.4%—5.0% 左右,这大大降低了总偏误。似然比检验的 P 值表明,解释变量的联合显著性检验在匹配之前是统计显著的,而匹配之后总是被拒绝。Pseudo- R^2 值也显著下降,租入方程从匹配前的 0.092 下降到匹配后的 0.000—0.004,租出方程从匹配前的 0.103 下降到匹配后的 0.003—0.005。上述检验结果表明,就平衡这两组样本之间的解释变量的分布而言,倾向得分估计和样本匹配是成功的。

六、农地流转福利效应测算及其来源分析

(一)农地流转福利效应测算

在获得有效的匹配样本之后,本文依据式(3)定义测算农地流转福利效应(流转组的平均处理效应,ATT)的具体公式为:

$$ATT = \frac{1}{N} \sum_{i \in I_1 \cap S} [y_{1i} - \sum_{k \in I_0} w(i, k) y_{0k}] \quad (5)$$

在式(5)中, I_1 为流转组样本集合, y_{1i} 为流转组样本的福利值, I_0 为对照组样本集合, y_{0k} 是与农户 i 相匹配的对照组样本的福利值, S 为共同支撑域, N 为流转户样本个数。 y_{0k} 的加权和被作为流转组中的农户 i 在不租赁土地假设下的福利值,权重 $w(i, k)$ 的取值与匹配方法有关。^①

表 4 中给出了分别利用四种匹配方法测算的农地流转福利效应(包括家庭人均纯收入与贫困发生率),由于分析基于共同支撑域条件,因此,流转组和对照组的解释变量分布位于相同区间。流转组的平均处理效应的显著性检验结果利用自助法(Bootstrap)得到,重复抽样次数为 200 次。

表 4 农户土地流转的净福利效应测算结果

匹配方法	福利指标	租入土地的净福利效应(ATT)	租出土地的净福利效应(ATT)
户主最近邻居法 (1—5 匹配)	家庭人均纯收入(元)	940.3 *	1145.2 *
	贫困发生率	-0.032 **	-0.038 *
最近邻居法 (1—10 匹配)	家庭人均纯收入(元)	917.9 *	1277.9 **
	贫困发生率	-0.037 ***	-0.045 **
核匹配 I (窗宽=0.06)	家庭人均纯收入(元)	724.1 *	1547.2 ***
	贫困发生率	-0.036 ***	-0.040 **
核匹配 II (窗宽=0.10)	家庭人均纯收入(元)	828.2 *	1597.6 ***
	贫困发生率	-0.042 ***	-0.039 **
平均值	家庭人均纯收入(元)	852.6	1391.5
	贫困发生率	-0.037	-0.041

观察表 4 发现,虽然各种匹配算法得到不同的量化结果,但从定性的角度来看,四种方法的测算结果是一致的,无论是租入还是租出土地对农户收入和贫困状态都具有显著影响。在表 4 的最后两行给出四种方法测算结果的平均值,相比较而言,租出土地的福利效应要高于租入土地的福利效应。其中,土地租出户的家庭人均纯收入比非流转户高 1391.5 元,而土地租入户的家庭人均纯收入比非流转户高 852.6 元;土地租出户的贫困发生率比非流转户低 4.1 个百分点,而土地租入户的贫困发生率比非流转户低 3.7 个百分点。另外,与表 1 给出的描述性统计分析结果相比,我们发现基于倾向得分方法测算的农户收入效应要远小于统计汇总结果(土地租出户与非流转户的收入

① 最近邻居法匹配(1—5 匹配)对应等权重值为 0.2,最近邻居法匹配(1—10 匹配)对应等权重值为 0.1;对于核匹配方法,权重值大小取决于农户 k 的倾向得分 p_k 与农户 i 的倾向得分 p_i 的距离,距离越大则权重值越小。

差值为 1874.0 元,租入户与非流转户的收入差值为 1613.9 元),而基于倾向得分方法测算的土地流转的减贫效应亦显著不同于统计汇总结果(土地租出户的贫困发生率比非流转户低 2.3 个百分点,租入户的贫困发生率比非流转户低 8.5 个百分点)。倾向得分匹配方法将土地流转从其他影响农户福利的因素中独立出来,以便考察其对农户福利影响的净效应,计算结果更为精确。

(二)农地流转福利效应的差异性分析

为进一步理解农地流转对不同样本群体的影响,本文依据家庭特征对农户进行分组。具体分组方式为,分别依据教育水平和实际人均耕地面积将家庭划分为四组来检验租入土地对福利效应的差别影响,依据教育水平和家庭非农收入占比将家庭划分为四组来检验租出土地的差别影响。基于最近邻居法(1—5 匹配)测算的不同组群的福利效应结果由表 5 给出。

表 5 农地流转福利效应的组群差异比较结果

租入土地农户			租出土地农户		
教育水平	收入效应	减贫效应	教育水平	收入效应	减贫效应
文盲	-1135.1 *	0.032	文盲	-806.1	0.108 **
小学	1000.5	-0.027	小学	195.2	-0.053 *
初中	1435.2 **	-0.053 ***	初中	1556.1 *	-0.062 **
高中及以上	2520.1 **	-0.058 **	高中及以上	4787.3 **	-0.162 ***
实际人均耕地面积	收入效应	减贫效应	家庭非农收入占比	收入效应	减贫效应
1	764.2	-0.028	1	-561.8	-0.038
2	1100.7 *	-0.046 *	2	908.3 *	-0.051 *
3	1440.7 **	-0.042 *	3	3028.7 **	-0.120 ***
4	1502.5 *	-0.010	4	1856.4 **	-0.007

注:实际人均耕地面积和家庭非农收入占比是以 1/4 分位数、中位数和 3/4 分位数为分割点,按由小到大次序划分为四组。

教育水平是重要的人力资本变量,其不仅对农户土地流转决策具有显著作用,而且在流转发生后,对家庭的福利水平变化也具有重要影响。对于租入土地农户,教育水平越高意味着家庭在农业生产中具有更强的技术采用能力和生产管理经验,这将有利于增加所租入土地的边际收益。对于租出土地农户,教育水平提高除了能够增加务工农民的人力资本价值外,还能够增加其向工资水平更高的技术型和管理型岗位转移的概率,从而增加家庭收入。表 5 中的结果与理论预期相一致,即农户参与土地流转的福利效应随着教育水平的提高而增加。值得注意的是,户主教育水平最低(文盲)的家庭,参与土地流转将导致显著的福利损失(租入土地的收入效应为 -1135.1,租出土地的减贫效应为 0.108)。此类家庭的农地流转决策可能是非理性的,需要政府的正确引导。

理性农户租入土地主要是为了扩大生产规模,优化劳动与土地要素的投入比例,从而实现向现代农业生产方式转变的目的,同时提高劳动边际回报率。实际人均耕地面积可用来衡量这一目标的实现程度。当人均耕地面积较小时,意味着农户的生产方式很可能没有发生改变,租入土地的福利效应相对不明显。因此,本文选择该指标对租入土地农户进行分组,以度量具有不同流转动机组群间的福利效应差异。相类似地,租出土地所导致的福利效应增加,来自于农户可以将更多的劳动时间投入到回报率更高的非农活动中,而不是因为享受闲暇或其他原因将土地租出。因而,本文选择家庭非农收入占比指标衡量其租出土地目标的实现程度。表 5 中的实证结果支持上述理论分析,农地流转福利效应在不同组群间的差异性十分明显,且与两个分组变量呈同方向变动关系。需要指出的是,对于依据实际人均耕地面积(家庭非农收入占比)划分的第 4 组,土地租入(土地租出)的减贫效应较小且统计不显著,这似乎与理论预期相悖。可能的解释是,对于实际人均耕地面积较大(家庭非农收入占比较高)的家庭,在土地流转之前的增收能力已经较强,贫困家庭数量较

少(在对照组样本中均只包括一户贫困家庭),这应该是导致减贫效应不显著的主要原因。

(三)农地流转的收入效应分解及其来源分析

前文的研究表明,农户参与土地流转有利于收入增加,但更重要的问题是,需要进一步对农地流转收入效应的产生机理给出更为直观的经济解释。即土地流转发生后,具体是哪些因素发生变化引起农户的收入增加,这些因素对收入增加的贡献有多大?为此,本文在对农地流转收入效应进行分解的基础上,分析由农地流转所导致的农户收入增加的具体来源和影响机制。参照 Rubin (1979)提出的回归调整方法,按如下步骤构建收入效应分解方程:

第一,计算家庭人均纯收入变量在流转组与对照组成员之间的差分,记为 $\Delta y_i = y_{1i} - y_{0i}$,该差分变量代表农户 i 参与农地流转的净收入效应。

第二,计算式(2)中收入决定向量在流转组与对照组成员之间的差分,记为 $\Delta Z_i = Z_{1i} - Z_{0i}$,该向量可用来衡量土地流转所导致的农户生产投入(或收入来源)变化,是产生农地流转净收入效应的主要原因。流转组与其匹配样本可看做是同一个体的两次不同实验结果,因此,与流转无关的收入决定变量在两组成员之间的差值应显著为零,而受农地流转影响的收入决定变量在两组成员间的差值显著不为零。为表述方便,仍用 ΔZ_i 表示与农地流转相关的收入决定向量差值。

第三,构建 Δy_i 对 ΔZ_i 的回归方程,研究 ΔZ_i 中各分量对净收入效应 Δy_i 的影响,并计算各分量对农地流转净收入效应的贡献率。

从理论上来说,理性农户之所以租入土地,是因为他们通过重新配置生产要素能够获得更多的利润,因此,租入土地所导致的农业生产投入变化是引起其净收入效应的最直接原因。本文使用租入组与其匹配样本的实际耕地面积差值、中间投入(化肥农业种子投入)差值以及农业机械价值差值衡量农业生产投入的变化,此外,还使用两组样本的土地价值差值来衡量由租入土地所导致的技术效率提高。农户之所以租出土地,是因为他们找到了工资率更高或效用更大的非农就业机会,其生产方式将由农业生产转向非农生产(或以非农生产为主的兼业生产),因此,非农收入增加和土地租金成为租出土地净收入效应的主要来源。鉴于此,本文构建的租入和租出土地的净收入效应分解方程的具体形式由式(7)和式(8)给出:

$$\Delta y_i^{(1)} = \theta_0 + \theta_1 \Delta S_i + \theta_2 \Delta FA_i + \theta_3 \Delta K_i + \theta_4 \Delta SV_i + \xi_i \quad (7)$$

$$\Delta y_i^{(2)} = \psi_0 + \psi_1 \Delta Rat_i + \psi_2 Ren_i + \eta_i \quad (8)$$

其中,变量 $\Delta y_i^{(1)}$ 为租入土地的净收入效应, $\Delta y_i^{(2)}$ 为租出土地的净收入效应; ΔS_i 为实际耕地面积差值, ΔFA_i 为中间投入差值, ΔK_i 为农业机械价值差值, ΔSV_i 为土地价值差值, ΔRat_i 为非农收入差值, Ren_i 为土地租金; ξ_i 和 η_i 为随机扰动项。方程(7)和方程(8)的加权 OLS 估计结果由表 6 的第三列给出;第四列给出了基于最近邻居法(1—5 匹配)计算的各收入决定变量的平均处理效应(ATT),其统计显著性利用自助法得到(重复抽样次数为 200 次);第五列给出的净收入效应来源,用来表示由收入决定变量变化所引起的农户收入变化,利用收入决定变量的 ATT 值乘以系数估计值得到。最后一列给出了各变量对农地流转净收入效应的贡献率。

表 6 的第四列显示,租入方程和租出方程中的收入决定变量的 ATT 值均统计显著,这表明农地流转净收入效应主要是通过改变家庭的要素配置来实现的。对于租入户,实际耕地面积差值的边际收益为 103.997,其对净收入效应的贡献率最大为 46.45%。在我国耕地面积有限而农业人口不断增长的大环境下,土地稀缺已成为抑制农民增收的主要瓶颈,而通过农用地流转来重新配置土地资源有利于打破这一约束,是提高专业农户收入的基本前提。土地价值差值被用来反映技术效率提高对农业生产的影响,该变量对净收入效应的贡献率也较大,达到 27.46%。这意味着,当生产规模扩大后,农户更有动力改变传统的生产和管理方式、播种优质高产作物、改良土壤土质和肥力,通过提升单位土地的产出价值来实现其收入增长。需要注意的是,租入土地家庭的农用机械投

人虽有显著增加,但该变量对收入净效应具有负的贡献(-6.75%)。可能的解释是,租入土地家庭的耕地面积仍然不能满足机械化生产所要求的最优规模,家庭劳动力还相对过剩。只有当农地流转市场进一步完善,能够满足农户的土地租入需求后,这一问题才能得到有效解决。

表 6 农地流转净收入效应分解结果

租入方程	系数估计值		收入决定变量的 ATT 值	净收入效应来源	贡献率(%)
实际耕地面积差值(ΔS_i)	$\hat{\theta}_1$	103.997***	4.20***	436.79	46.45
中间投入差值(ΔFA_i)	$\hat{\theta}_2$	0.093***	1769.39***	164.55	17.42
农业机械价值差值(ΔK_i)	$\hat{\theta}_3$	-0.102***	621.71*	-63.41	-6.75
土地价值差值(ΔSV_i)	$\hat{\theta}_4$	0.057***	4524.23**	257.88	27.46
租出方程	系数估计值		收入决定变量的 ATT 值	净收入效应来源	贡献率(%)
非农收入差值(ΔRat_i)	$\hat{\psi}_1$	0.171***	5034.42**	860.89	75.13
土地租金(Ren_i)	$\hat{\psi}_2$	0.268***	1055.07*	282.76	24.68

注:(1)在表6中所使用的与流转户匹配的非流转户样本是基于最近邻居法(1—5匹配)得到。(2)租入方程的判断系数 $R^2=0.870$,租出方程的判断系数 $R^2=0.977$ 。(3)租入土地的净收入效应为940.26,租出土地的净收入效应为1145.79(参见表4)。

对于土地租出户,非农收入的大幅增加是其净收入效应的主要来源,贡献率达到75.13%。当兼业农民从农业生产中完全脱离出来后,将如同城镇居民一样拥有更多的就业选择,同时也能够通过持续的人力资本积累获得加薪和升职机会,这有助于农民工的工资收入增加。此外,土地租金的收入效应也较为明显,贡献率为24.68%。目前,我国农地流转市场的信息不对称情况较为突出,土地租赁交易多发生在亲戚与朋友之间(李庆海等,2011),土地租赁价格被严重低估。这不仅会造成土地租出户的福利损失,而且会减少土地供给,不利于整体土地资源的优化配置。

参考文献

- 曹建华、王红英、黄小梅,2007:《农村土地流转的供求意愿及其流转效率的评价研究》,《中国土地科学》第21卷第5期。
- 郭红东,2003:《日本扩大农地经营规模政策的演变及对我国的启示》,《中国农村经济》第8期。
- 李庆海、李锐、王兆华,2011:《农户土地租赁行为及其福利效果》,《经济学(季刊)》第11卷第1期。
- 钱忠好,2002:《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》第6期。
- 秦雪征、尹志峰、周建波、孔欣欣,2012:《国家科技计划与中小型企业:创新:基于匹配模型的分析》,《管理世界》(月刊)第4期。
- 田传浩、贾生华,2004:《农地制度、地权稳定性与农地使用权市场发育:理论与来自苏浙的经验》,《经济研究》第1期。
- 闫小欢、霍学喜,2013:《农民就业、农村社会保障和土地流转——基于河南省479个农户调查的分析》,《农业技术经济》第7期。
- 乐章,2010:《农民土地流转意愿及解释——基于十省份千户农民调查数据的实证分析》,《农业经济问题》第2期。
- 张谋贵,2004:《论我国农村集体土地使用权的流转》,《毛泽东邓小平理论研究》第5期。
- 张忠明、钱文荣,2014:《不同兼业程度下的农户土地流转意愿研究——基于浙江的调查与实证》,《农业经济问题》第3期。
- 钟甫宁、纪月清,2009:《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》,《经济研究》第12期。
- 钟晓兰等,2013:《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》第35卷第10期。
- Ali, A., and Abdulai, A., 2010, "The Adoption of Genetically Modified Cotton and Poverty Reduction in Pakistan", *Journal of Agricultural Economics*, 61(1): 175—192.
- Becerril, J., and Abdulai, A., 2010, "The Impact of Improved Maize Varieties on Poverty in Mexico: A Propensity Score Matching Approach", *World Development*, 38(7): 1024—1035.
- Caliendo, M., and Kopeinig, S., 2008, "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching", *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 31—72.
- Deininger, K., 2003, "Land Markets in Developing and Transition Economies: Impact of Liberalization and Implications for Future Reform", *American Journal of Agricultural Economics*, 85(5): 1217—1222.
- Dijk, T. V., 2003, "Scenarios of Central at European Land Fragmentation", *Land Use Policy*, 20(4): 149—158.
- Heckman, J., and Navarro-Lozano, S., 2004, "Using Matching, Instrumental Variables, and Control Functions to Estimate Economic Choice Models", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, PP 30—57.

- Heckman, J. J., and Vytlaçil, E. J., 2007, "Econometric Evaluation of Social Programs, Part II: Using the Marginal Treatment Effect to Organize Alternative Econometric Estimators to Evaluate Social Programs, and to Forecast Their Effects in New Environments", *Handbook of Econometrics*, Vol. 6, Jan., PP4875—5143.
- Jalan, J., and Ravallion, M., 2003, "Does Piped Water Reduce Diarrhea for Children in Rural India?", *Journal of Econometrics*, 112(1).
- Jin, S., and Deininger, K., 2009, "Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China", *Journal of Comparative Economics*, 37(4): 629—646.
- Kingt, J., and Song, L., 1999, *The Rural-urban Divide: Economic Disparities and Interations in China*, Oxford: Oxford University Press.
- Lerman, Z., and Shagaida, N., 2007, "Land Policies and Agricultural Land Markets in Russia", *Land Use Policy*, 24: 14—23.
- Macmillan, D. C., 2000, "An Economic Case for Land Reform", *Land Use Policy*, 17(1): 49—57.
- Mariapia, M., 2007, "Agricultural Technology Adoption and Poverty Reduction: A Propensity-score Matching Analysis for Rural Bangladesh", *Food Policy*, 32: 372—393.
- Menale, K., Bekele, S., and Geoffrey, M., 2011, "Agricultural Technology, Crop Income, and Poverty Alleviation in Uganda", *World Development*, 39(10): 1784—1795.
- Otsuka, K., 2007, "Efficiency and Equity Effects of Land Markets", in Evenson, R. and Pingali, P. (eds.), *Handbook of Agricultural Economics*, 3: 2671—2703.
- Rosenbaum, P. R., and Rubin, D. B., 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70(1): 41—55.
- Rosenbaum, P. R., and Rubin, D. B., 1985, "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score", *American Statistician*, 39(1): 33—38.
- Rosenbaum, P. R., 2002, *Observational Studies* (2nd ed.), New York: Springer.
- Rubin, D. B., 1997, "Estimating Causal Effects from Large Data Sets Using Propensity Scores", *Annals of Internal Medicine*, 127(8).
- Sianesi, B., 2004, "An Evaluation of the Swedish System of Active Labour Market Programmes in the 1990s", *Review of Economics and Statistics*, 86(2): 133—155.
- Todaro, M. P., 1996, *Economic Development*, Addison-Wesley Publishing Company, Inc., Chapter 8.
- Winship, C., and Morgan, S. L., 1999, "The Estimation of Causal Effects from Observational Data", *Annual Review of Sociology*, 25: 659—707.

Land Transfer Incentive and Welfare Effect Research from Perspective of Farmers' Behavior

Chen Fei and Zhai Weijuan
(Dongbei University of Finance and Economics)

Abstract: Based on the perspective of farmers' behavior, this paper constructs a microstructure model of land transfer incentive explanation, and uses Propensity Score Matching (PSM) method and rural households data from China Family Panel Studies (CFPS) to analyze farmers' decision behavior for land transition and measure welfare effect. The result implies that rented into or out of land is beneficial to raise farmers' income and reduce poverty rate, however, welfare effect is significant difference in different family groups. Land values, agricultural subsidy and agriculture-related loans have a significant positive effect on farmers' decision of rented into land, urban wages and job opportunities are major cause that households rent out of land and take up non-agricultural activities. In addition, the decomposition result of welfare effect shows that net income effect for rented in land successively originates in the scale expansion of land, technology efficiency improvement and intermediate input increase, net income effect for the rented out of land mainly originates in non-farm income increase and partly is from land rent.

Key Words: Land Transfer; Farmers' Behavior; Welfare Effect; Propensity Score Matching

JEL Classification: J31, Q15, Q18

(责任编辑:唐寿宁)(校对:曹 帅)