

农地经营权流转与农民劳动生产率提高： 理论与实证^{*}

冒佩华 徐 骥 贺小丹 周亚虹

内容提要：农地经营权流转能使农民劳动生产率显著提升。本文通过建立一个基于农地经营权流转市场的农户决策模型，系统分析了转入和转出土地对农户家庭劳动生产率（劳均收入）的影响，得到如下结论：在土地流转完成后，转入土地的农户家庭总劳动生产率水平将因农业生产效率水平的提升而提高；转出土地的农户家庭总劳动生产率水平将因非农劳动生产率水平的提升而提高；未参与土地流转的农户家庭总劳动生产率绝对水平保持不变。为了验证理论模型的结论，本文基于2013年对21个省（市、自治区）30个县的农户家庭微观调研数据，分别使用倾向得分匹配法和代理变量法进行了基本的回归分析和稳健性检验。实证分析的结论与理论模型相吻合。

关键词：土地经营权流转 家庭总劳动生产率 家庭农业生产效率 家庭非农劳动生产率

一、引言

提高农民劳动生产率是增加农民收入的关键。我国农村改革起步较早，农民收入因农业生产效率的快速提升一度增长较快。^①自20世纪80年代中期以后，农民的非农劳动生产率加速增长，但由于农业生产效率增长缓慢，农民的收入水平并没有得到有效提高，城乡收入差距越来越大。为了切实提高农民劳动生产率水平，增加农民收入和缩小城乡收入差距，党和政府开始致力于推进土地经营权的流转。比如，党的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，首次明确提出“赋予农民对承包地占有、使用、收益、流转及承包经营权抵押、担保权能”，“鼓励承包经营权在公开市场上向专业大户、家庭农场、农民合作社、农业企业流转，发展多种形式规模经营”，“赋予农民更多财产权利”和“探索农民增加财产性收入渠道”。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。”

一般来说，农业技术进步、农业技术效率改善、人力资本积累和家庭剩余劳动力有效转移是提高农民劳动生产率水平的有效路径。显然，前三项能有效促进农业生产效率水平提升，从而增加农民农业经营性收入，农民总劳动生产率水平因此得到提高（Fleisher & Liu, 1992；魏巍和李万明，

* 冒佩华、周亚虹，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，邮政编码：200433，电子信箱：phmao@mail.shufe.edu.cn, yahong.zhou@mail.shufe.edu.cn；徐骥，上海财经大学经济学院博士研究生，电子信箱：xuji19@163.com；贺小丹，首都经济贸易大学经济学院，电子信箱：hexiaodan@cueb.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目（71171127，71471108）和教育部创新团队（2012，统计与计量经济学）的资助。作者感谢上海社科院研究生院朱平芳教授在论文写作和修改中给予的帮助，感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。

① 1978—1984年，农民收入年均增长高达15.9%（张车伟和王德文，2004）。

2012;汪小平,2007);同时,后两项的实现可以使农民有机会和能力获得更高的非农务工收入,提升农民非农劳动生产率水平从而提高农民总劳动生产率水平(陈来和杨文举,2005;蒋乃华和黄春燕,2006;钟甫宁和纪月清,2009;章元和许庆,2011)。

多数文献从以上角度关注了影响农民劳动生产率的因素,但它们都忽略了一个必要前提——土地资源的有效流转。一方面,只有土地资源有效流转,才能实现农地的集中和规模经营,从而推动农业技术进步和技术效率改善(Nguyen et al., 1996;黄祖辉和陈欣欣,1998;田传浩和方丽,2013);另一方面,土地资源在有效流转后,有较强务农意愿和务农能力的劳动力将继续从事农业生产,有较强务工意愿的劳动力可以进入非农部门^①工作,从而实现农村剩余劳动力的有效转移(Kung, 2002;游和远、吴次芳,2010)。因此,一个值得关注的问题是:土地流转^②能否有效促进农民劳动生产率提高呢?如果土地流转确实能有效提高农业生产效率或者非农劳动生产率水平,那么显然,它将有效提高农民总劳动生产率水平。本文将从理论和实证两个层面对此详细分析。

在介绍本文之前,我们有必要对研究土地流转对农民的效率影响的文献进行梳理。从已有文献来看,直接研究土地流转对农民劳动生产率影响的文献较少,大多数文献集中于讨论土地流转与农民收入的关系。比如,Deininger & Jin (2005)根据中国最穷的3个省份的农业数据发现农地市场化流转能更好地促进家庭农业经营性收入的提高。薛凤蕊等(2011)基于内蒙古自治区鄂尔多斯市的农户调研数据,运用双重差分计量模型(DID)检验了土地流转与农民收入的关系,他们发现土地流转能显著提高家庭人均纯收入。李中(2013)基于湖南省邵阳市的家庭跟踪调研数据,运用DID分析了土地流转与农民不同类型收入的关系,发现土地流转能显著增加农户家庭的人均纯收入、非农务工人均纯收入和农村土地出租人均纯收入,而显著降低农作物种植人均纯收入。冒佩华和徐骥(2015)基于全国性的家庭微观调研数据,运用平均处理效应估计方法(ATE)和受处理的平均处理效应估计方法(ATT)实证检验了土地流转与农民收入增长的关系,发现土地流转能显著增加任意农户家庭的总收入水平,并且相比于任意农户家庭,已流转土地的农户在参与土地流转后,家庭总收入水平增长幅度更高。

上述文献研究了土地流转对农户家庭收入的影响,很有借鉴意义。但是,与家庭总收入不同,家庭劳动生产率代表了单位劳动的平均产出(劳均收入^③)。家庭较高的收入水平并不意味着较高的劳动生产率水平,但较高的家庭劳动生产率水平则表示着较高的收入水平。举一个简单的例子,如果家庭剩余劳动力无法向非农部门有效转移,那么该家庭的土地上将“附着”过多的劳动力,此时家庭农业经营性收入水平较高,家庭总收入水平因此较高,但是,家庭总劳动生产率水平可能较低。此外,上述文献虽然详细讨论了土地流转对农民收入的影响(如冒佩华和徐骥,2015等),但并未具体检验土地流转对收入增长的影响机制,也没有深入分析土地流转对不同类型农户的家庭农业经营性收入和非农工资性收入的影响。

基于此,为了准确揭示土地流转对农民收入的影响机制,对现有文献(如冒佩华和徐骥,2015; Deininger and Jin, 2005等)进行补充和深化,本文选择家庭劳动生产率为研究对象,深入讨论并详

① 农户家庭中的劳动力也可能依然留在农业部门,但为其他农户或现代农业公司所“聘用”从事农业生产。由于他们所获得的是工资性收入,与农民在非农部门工作所获得的收入性质类似,因此,为了简化描述,本文将狭义的非农部门和现代农业公司概括为“非农部门”。

② 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。我们认为,农地经营权应该包括占有、使用、转包、出租、互换和入股等权利,但不包括农地承包权的出让权利即农地承包关系的改变。

③ 由于农户家庭可能同时进行农业生产和非农业生产活动,单纯使用农业生产的粮食或经济作物的产量无法全面代表家庭的总产出水平,为此,我们使用家庭总收入衡量家庭总产出水平,家庭劳均收入因此等价于家庭劳动生产率。

细检验土地流转对不同农户的家庭总劳动生产率、家庭农业生产效率和家庭非农劳动生产率的影响机制。具体来说,本文首先构建了一个理论模型,将土地流转引入到农户家庭的收入决定方程中,确立农户家庭的优化目标,并分析其决策:是否参与农地经营权流转以及选择最优的流转规模。模型结论表明,在完成土地流转后,转入土地的农户家庭的总劳动生产率水平因农业生产效率的提升而提高,转出土地的农户家庭的总劳动生产率水平因非农劳动生产率的提升而提高。

为了验证理论分析结果,本文还进行了相应的实证研究。结合2013年对21个省(市、自治区)的30个县的农户家庭微观调研数据,我们首先采用平均处理效应估计(ATE)方法进行基本的回归分析。农业生产效率可能直接影响农户家庭参与土地流转的决策,即家庭是否参与土地流转是“自选择”、“非随机”行为,造成模型估计中可能存在内生性问题。对此,我们选用倾向得分匹配方法(propensity score matching, PSM)对基本的回归分析进行补充,并进一步采用代理变量法(Levinsohn and Petrin, 2003)进行稳健性检验。

本文其余部分安排如下:第二部分构建一个基于农地流转市场的理论模型;第三部分是对相关数据的描述;第四部分是基本的回归分析;第五部分是进一步的稳健性检验;最后是结论和政策含义。

二、理论模型

借鉴Carter & Yao(2002)和Conning & Robinson(2007)的基本模型,并对它们进行一定的改进,本文构造了一个基于农地流转市场的农户决策模型,探讨农地流转与农户家庭劳动生产率增长之间的内在逻辑关系。

(一)模型基本假设

假设一个典型的农户家庭的农业生产函数为 $f(A_i, T_i, L_{ia}) = A_i T_i^\alpha L_{ia}^{1-\beta}$,其中 A_i 是该家庭的农业生产效率, T_i 是该家庭耕种的土地面积, L_{ia} 是该家庭在土地上的劳动力投入。假设每个农户家庭的生产函数 $f(A_i, T_i, L_{ia})$ 对 T_i 和 L_{ia} 都满足 $f' > 0$, $f'' < 0$, $f_{TL} > 0$,且满足Inada条件,即 $f'(0) = +\infty$, $f'(+\infty) = 0$ 。需要说明的是,考虑到农业生产中的农业资本都附着在土地上,为了简化模型,我们在农业生产函数中只加入了农地面积 T_i ,暂不考虑农业资本的影响(Conning and Robinson, 2007)。

本文假定存在一个农地流转市场,^①在这个市场上农地经营权可以发生流转,交易双方通过签订合同以明确农地经营权的转让期限和转让金额。假设农产品的一般价格为 P ,每单位劳动力在非农部门的工作效率相同,工资是 W ,农地流转市场中土地^②的转让价格为 r ,并用 c_d 和 c_s 分别代表转入土地者和转出土地者每流转一单位土地所需要付出的交易成本。交易成本与土地流转市场的完善程度有关,随着市场的发展和完善,土地流转的交易成本将逐渐下降。

假设第 i 个农户家庭初始拥有 T_{i0} 单位的土地和 L_{i0} 单位的劳动力,每个农户家庭都可以在农业部门和非农业部门分配自身的劳动力,其中用 L_{ia} 和 L_{in} 分别表示家庭在务农和非农部门务工的劳动力规模。同时,用 T_{id} 表示农户家庭转入的土地规模,用 T_{is} 表示转出的土地规模。其次,以交易发生时间为节点,可将每一个流转交易周期分割成三个时期,即交易前期、交易期和交易后期。最后,假定农产品价格 P 、非农部门工资 W 、农地交易价格 r 、交易成本与 c_d 和 c_s 农户家庭拥有的劳动力规模 L_{i0} 均为外生给定变量,且保持不变。

① 虽然我国目前还未形成统一的、正式的土地流转市场,但近些年来,随着经济的发展,地方性的土地流转市场逐渐形成并迅速发展,土地市场性流转交易已经比较普遍,只是不同地区间土地流转市场的发展状况存在一定差异,这一点也得到下文本数据的验证(详见本文第三部分)。

② 模型中所有的土地都是“同质”的,我们在这里不区分土地之间的差异。

(二) 市场进入与土地经营权流转情况

一般来说,农户家庭的决策目标都是最大化家庭总收入。家庭应该根据其拥有农地的生产效率水平和非农部门的工资水平,通过农地流转交易增加、减少或者不改变原有土地经营规模,并依此将家庭劳动力分配到不同部门,最大化家庭总收入。一个典型的农户家庭面临的优化问题可以写为:

$$\begin{aligned} \max_{\{T_{id}, T_{is}, L_{ia}\}} & Pf(A_i, T_i, L_{ia}) + WL_{in} - (r + c_d)T_{id} + (r - c_s)T_{is} \\ \text{s.t.} & T_i = T_{i0} + T_{id} - T_{is} \\ & L_{ia} + L_{in} \leq L_{i0} \\ & 0 \leq T_{is} \leq T_{i0} \\ & 0 \leq T_{id} \end{aligned} \quad (1)$$

收入最大化的一阶条件是:

$$L_{id}: Pf_{T_i}(A_i, T_i, L_{ia}) - (r + c_d) \leq 0 \quad (2)$$

$$L_{is}: -Pf_{T_i}(A_i, T_i, L_{ia}) + (r - c_s) \leq 0 \quad (3)$$

$$L_{ia}: Pf_{L_{ia}}(A_i, T_i, L_{ia}) = W \quad (4)$$

由于我们假定土地是同质的,所以,等号在(2)式和(3)式中不能同时成立,即农户不会同时既转入土地又转出土地。其中对于转入土地的农户来说, $T_{id}^* > 0, T_i = t_{i0} + T_{id}^*$; 对于转出土地的农户来说, $T_{is}^* > 0, T_i = T_{i0} - T_{is}^*$; 对于自给自足的农户来说, $T_i = T_{i0}$ 。故而 $T_{is}^*, T_{id}^*, L_{ia}^*$ 满足如下一阶条件: 对于转入土地的农户,

$$Pf_{T_i}(A_i, T_i, L_{ia}) = r + c_d \quad (5)$$

对于转出土地的农户,

$$Pf_{T_i}(A_i, T_i, L_{ia}) = r - c_s \quad (6)$$

对于自给自足的农户,

$$(r - c_s) < Pf_{T_i}(A_i, T_i, L_{ia}) < r + c_d \quad (7)$$

结合(5)式、(6)式和(7)式可以推导出,在农地流转市场中,有能力和有意愿转入土地的农户家庭以及有意愿转出土地的农户家庭的农业生产效率临界值, A_u 和 A_L 的表达式: $A_u = \frac{1}{P} \left(\frac{W}{1-\beta} \right)^{1-\beta} \left(\frac{r+c_d}{\beta} \right)^\beta$, $A_L = \frac{1}{P} \left(\frac{W}{1-\beta} \right)^{1-\beta} \left(\frac{r-c_s}{\beta} \right)^\beta$ 。也就是说,如果农户家庭的 $A_i \geq A_u$, 那么该农户将在市场上转入土地; 如果 $A_i \leq A_L$, 那么该农户将在市场上转出土地; 如果 A_i 处于区间 (A_L, A_u) 内, 那么该农户的农业生产将自给自足, 不参与农地流转。可见, 转入土地的农户家庭的农业生产效率 A_i 水平较高, 转出土地的农户家庭的 A_i 水平较低。农地流转的结果是, 土地从农业生产效率水平低的农户家庭流转 to 生产效率高的农户家庭。

(三) 农地经营权流转与农户家庭劳动生产率情况

在农地流转完成后, 有农户家庭转入了土地, 有农户家庭转出了土地, 同时也有农户家庭维持原有的土地规模继续耕种。此时, 土地将相对更集中, 不同类别的农户家庭将重新分配他们在农业部门和非农业部门的劳动力投入, 相应的, 他们的家庭劳动生产率也将发生变化。如果用 Y 和 Y_n ($Y_n = WL_n$) 分别代表家庭的总收入和非农务工收入, 那么家庭的总劳动生产率和非农劳动生产率可以分别表示为 Y/L_0 、 Y_n/L_n (W)。家庭的农业生产效率依然用 A_i 表示。

根据假定, 每个农地交易周期可以分成交易前期、交易期和交易后期。为了更好地分析农户的家庭劳动生产率变动情况, 我们用 L_{ia1} 代表第 i 个农户家庭在转入土地前(交易前期)投入到农业生产中的劳动力规模, 相应地, 用 L_{ia2} 和 L_{ia3} 代表其在转入土地后(交易期)和交易后期的农业生产劳动力投入。我们给出三类农户家庭在土地交易周期内各阶段的劳动生产率情况, 并详细比较。

命题 1 在参与土地流转的农户家庭中,转入土地的农户家庭的总劳动生产率水平将因家庭农业生产效率水平的上升而得到提高,转出土地的农户家庭的总劳动生产率水平将因家庭非农劳动生产率水平的上升而得到提高。而对于自给自足的农户家庭来说,他们的家庭总劳动生产率水平保持不变。

1. 转入土地的农户家庭劳动生产率变动情况

对于转入土地的农户家庭,在土地交易前期同样会在农业部门和非农业部门最优分配家庭自有劳动力。根据假设,农户家庭初始拥有的土地规模是 T_{i0} 。所以,在土地交易前期,该类农户家庭的 T_{i0} 和 L_{ia1} 满足(4)式。因此,经过简化,可以得到该类农户家庭在交易前期的家庭总劳动生产率表达式:

$$\frac{Y_1}{L_{i0}} = \frac{1}{L_{i0}} \left[WL_{ia1} \left(\frac{1}{1-\beta} - 1 \right) + WL_{i0} \right]$$

经过土地交易后, T_i 和 L_{ia2} 也满足(4)式,所以该类农户家庭在交易期的总劳动生产率表达式:

$$\frac{Y_2}{L_{i0}} = \frac{1}{L_{i0}} \left[WL_{ia2} \left(\frac{1}{1-\beta} - 1 \right) + WL_{i0} - (r + c_d) T_{id} \right]$$

与此同时,该类农户家庭的 T_i 和 L_{ia2} 还满足(5)式,且 $T_i = T_{i0} + T_{id}$,所以对(3)式进一步简化可得:

$$\frac{Y_2}{L_{i0}} = \frac{1}{L_{i0}} \left[WL_{ia2} \frac{T_{i0}}{T_i} \left(\frac{1}{1-\beta} - 1 \right) + WL_{i0} \right]$$

在土地交易后期,该类农户的土地规模依然是 T_i ,只是随着的变化,农户家庭会相应地调整其在土地上的劳动力投入,以使 A_i 、 T_i 和 L_{ia3} 满足(4)式。由于不再需要支付交易成本 c_d ,该类农户家庭的总劳动生产率表达式为:

$$\frac{Y_3}{L_{i0}} = \frac{1}{L_{i0}} \left[WL_{ia3} \left(\frac{1}{1-\beta} - 1 \right) + WL_{i0} - WL_{ia2} \left(\frac{1}{1-\beta} - 1 \right) \left(1 - \frac{T_{i0}}{T_i} \right) + c_d T_{id} \right]$$

以下将对转入土地家庭在土地交易不同时期的总劳动生产率进行详细比较。

首先,简单假设农户家庭的农业生产效率 A_i 不发生变化,那么根据(4)式可得, $\frac{T_{i0}}{L_{ia1}} = \frac{T_i}{L_{ia2}}$ 和 $L_{ia2} = L_{ia3}$,因此 $Y_1 = Y_2$ 、 $Y_3 = Y_2 + c_d T_{id}$ 。显然, $\frac{Y_3}{L_{i0}} > \frac{Y_2}{L_{i0}} = \frac{Y_1}{L_{i0}}$ 。此时,在完成土地转入后,因为不再需要支付土地交易成本,农户家庭的总劳动生产率将得到提高(提高幅度为 $\frac{c_d T_{id}}{L_{i0}}$)。

其次,考虑一种更符合实际的情况,即该类农户的 A_i 在土地转入后(交易期和交易后期)得到持续提高。一般来说,随着土地集中和规模化经营,新技术的推广将更加简单、迅速,农业生产和管理将更加高效,农业生产效率 A_i 必将随之提高。^① 当 A_i 持续提高时,根据(4)式有, $\frac{T_{i0}}{L_{ia1}} > \frac{T_i}{L_{ia2}}$ 和 $L_{ia3} > L_{ia2}$,因此 $Y_2 > Y_1$ 、 $Y_3 > Y_2 + c_d T_{id}$ 。显然, $\frac{Y_3}{L_{i0}} > \frac{Y_2}{L_{i0}} > \frac{Y_1}{L_{i0}}$ 。此时,在完成土地转入后,农户家庭的总劳动生产率水平将随着农业生产效率 A_i 的提高而显著上升。

因此,一般情况下,当农地流转完成后,由于转入土地的农户家庭不再需要支付交易成本 c_d ,其家庭总劳动生产率水平将得到提升。如果考虑土地流转后农业生产效率的 A_i 上升,农户家庭的总劳动生产率水平将随之进一步得到显著提升。

① 这一结论也得到了 Fleisher & Liu(1992)、钟甫宁和纪月清(2009)、许庆等(2011)以及倪国华和蔡昉(2015)实证研究的支持。

2. 转出土地的农户家庭劳动生产率变动情况

对于转出土地的农户家庭,在完成农地交易后,他们拥有的土地变成 T_i ,且 $T_i = T_{i0} - T_{is}$ 。使用与上文类似的分析方法,可以得到该类农户家庭在交易周期内各个阶段的总劳动生产率表达式。为了简化描述,下面将直接给出该类农户家庭在交易前期和交易期的劳动生产率表达式:

$$\begin{aligned}\frac{Y_1}{L_{i0}} &= \frac{1}{L_{i0}} \left[WL_{ia1} \left(\frac{1}{1-\beta} - 1 \right) + WL_{i0} \right] \\ \frac{Y_2}{L_{i0}} &= \frac{1}{L_{i0}} \left[WL_{ia2} \frac{T_{i0}}{T_i} \left(\frac{1}{1-\beta} - 1 \right) + WL_{i0} \right] \textcircled{1}\end{aligned}$$

因为 T_{i0} 和 L_{ia1} 以及 T_i 和 L_{ia2} 都分别满足(4)式。所以,在该类农户家庭水平 A_i 保持不变的情况②下,有 $\frac{T_{i0}}{L_{ia1}} = \frac{T_i}{L_{ia2}}$ 和 $L_{ia2} = L_{ia3}$,因此 $Y_1 = Y_2$ 、 $Y_3 = Y_2 + c_s T_{is}$ 。③显然, $\frac{Y_3}{L_{i0}} > \frac{Y_2}{L_{i0}} = \frac{Y_1}{L_{i0}}$ 。即在完成土地交易后,转出土地的农户家庭的总劳动生产率将得到有效提高。

在模型设定中,为了简化分析,我们假设非农部门的工资(也是家庭的非农劳动生产率 Y_n/L_n)外生且保持不变。事实上,在完成土地流转后,由于获得了保障性的土地转让收益,转出土地的农户家庭可以将更多的劳动力投入到非农部门,④并且可以投入更多的时间和精力提高自身的职业技能水平,从而在成为“熟练”工人后获得更高的非农工资。根据 $\frac{Y}{L_0}$ 的表达式可知, $\frac{\partial Y/L_0}{\partial W} > 0$ 。因此,从长期来看,租出土地家庭的总劳动生产率水平将随着非农生产率 W 的上升得到持续提高。

总之,在完成农地流转后,转出土地的农户家庭总劳动生产率将因不再需要负担交易成本 c_s ,而增长,并且随着家庭非农劳动生产率的提升得到进一步提高。

3. 自给自足的农户家庭劳动生产率变动情况

这类农户家庭不会参与任何形式的农地流转交易,他们的农地规模一直保持为 T_{i0} 。同样我们可以得到该类农户家庭的总劳动生产率表达式:

$$\frac{Y_1}{L_{i0}} = \frac{1}{L_{i0}} \left[WL_{ia1} \left(\frac{1}{1-\beta} - 1 \right) + WL_{i0} \right] \text{且} \frac{Y_3}{L_{i0}} = \frac{Y_2}{L_{i0}} = \frac{Y_1}{L_{i0}}$$

很显然,在一个交易周期内,自给自足的农户家庭的总劳动生产率水平不发生任何变化。

(四) 理论模型的再思考

第一,在理论模型中,我们假设存在一个完全的土地流转市场。然而,现实中,我国的农村土地流转市场还未发展完善。虽然近年来土地流转市场规模正在迅速增长,但是农村土地流转的市场化程度依然不高(关艳,2011a,2011b),从市场发展角度看,主要体现在(关艳,2011a,2011b;郑欢,2014):(1)各地土地流转市场发展不均衡,差距较大;(2)土地流转缺乏信息中介,供求双方信息不对称,交易费用过高,流转范围过于狭窄(熟人之间或村集体内部);(3)正式的土地流转审批手续过于复杂,制约农民土地流转积极性;(4)流转程序不规范,大多以口头约定为主,出现纠纷无法追

① 可由 $\frac{Y_2}{L_{i0}} = \frac{1}{L_{i0}} \left[WL_{ia2} \left(\frac{1}{1-\beta} - 1 \right) + WL_{i0} + (r - c_s) T_{is} \right]$ 和(4)式联合推导得到。

② 由于该类农户家庭将更多的精力和时间投入到非农部门工作中,农业生产的积极性不高,因此其农业生产效率水平无显著变化。众多实证研究也支持了这一假设,比如 Lohmar et al. (2001) 和 Brandt et al. (2002)。事实上,本文实证分析部分的估计结果也支持了这一假设。

③ 在进入农地交易后期时,因为该类农户家庭不再需要承担交易成本 c_s ,所以可得 $Y_3 = Y_2 + c_s T_{is}$ 。

④ 根据我国的现实经验,在土地调整主导农地运作的情况下,因为担心土地被调整,很多农村劳动力必须经常回到农村进行农地耕种以保持对土地的承包权。而土地流转可以保障他们的土地承包权,这些劳动力在获得土地流转租金收入的同时,可以更加放心地投入到非农部门工作。

究责任,影响市场有效性,农民的土地流转意识淡薄。因此,政府部门应该从以上几个角度采取相应措施进一步完善农地市场的运行秩序和农地的流转规则,加速农地流转市场化进程。

第二,模型中同样假设存在完全的、自由流动的劳动力市场。所以,家庭总劳动生产率的变化和家庭总收入的变化是一致的。但事实上,我国农村剩余劳动力向非农部门的转移一直存在阻碍(比如受土地调整的威胁、户口制度的阻碍等),因此家庭收入的变化和劳动生产率的变化可能存在差异。比如,在家庭存在过剩劳动力的情况下,较高水平的家庭农业经营性收入与较低水平的农业劳动生产率将同时存在。对此,为了准确衡量家庭收入水平的变化,本文选择了家庭劳动生产率作为研究对象。

三、数据来源和描述

本文采用的样本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一手数据。“千村调查”课题组基于 2010 年第六次人口普查,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/市/自治区中进行科学样本抽取。最终抽取到 21 个省/市/自治区的 30 个县进行定点调查。30 个县的地理分布具体见下表 1。

表 1 样本区县在各省市的分配

省市	样本区/县数	省市	样本区/县数
河南省	3	浙江省	1
河北省	2	湖北省	1
安徽省	2	广西壮族自治区	1
江西省	2	重庆市	1
山东省	2	贵州省	1
湖南省	2	云南省	1
广东省	2	陕西省	1
四川省	2	甘肃省	1
山西省	1	江苏省	1
辽宁省	1	上海市	1
吉林省	1		

项目组选取的样本区县覆盖了全国华东地区,华南地区,华中地区,华北地区,西北地区,西南地区和东北地区等七大区;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%。这七个大区之间的农户家庭基本情况差异较大,且具有代表性。此次调研,项目组共随机抽取了 6203 个农户家庭作为定点调查对象,对其中的 28840 位成员的具体情况进行了调查,样本量较大。不仅如此,由于这套数据包含农户家庭的土地流转、收入、资本投入、劳动力投入和中间品投入等具体信息,数据详细丰富。

在进行实证分析前,我们剔除了样本中部分未进行农业生产以及存在各主要变量缺失或失真的家庭。最后筛选出的样本涉及到 30 个县的 2115 户农户家庭。与本文实证研究相关的数据主要包括家庭的土地流转情况、土地耕种面积、家庭收入(包括农业收入和非农收入)、家庭资本(包括农业资本和非农资本)、家庭劳动力数量(包括务农劳动力和非农务工劳动力)和家庭农业生产中间品投入(比如购买化肥、饲料、杀虫剂、种子和电力等支出)等。由于数据量较大,我们在七个大区中分别选取一个具有代表性的省份,并在下表 2 中列出这些省份(第 3 列至第 9 列)以及总体样本(第 2 列)的土地流转和耕种情况。

近年来,随着经济的发展,地方性的土地流转市场逐渐形成并迅速发展。根据上表 2 显示,总体样本中有 32% 的农户家庭参与过土地流转;其中,吉林省的比例最高,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,山东省的土地平均流转规模最大,达到 50.9 亩;广东省的土地平均流转规模最小,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最高的不超过 4.5 亩。

表 2 数据统计值

农户家庭	总样本	西南	东北	华南	西北	华北	华中	华东
	总体情况	四川	吉林	广东	陕西	山西	河南	山东
1. 土地流转情况(亩)								
流转过土地的家庭比例	32.0%	49.2%	65.8%	27.3%	14.1%	11.9%	35.1%	27.4%
流转面积(最大值)	1600	15	100	4.5	6.3	8	60	1600
流转面积(最小值)	0.2	0.3	2.1	0.6	1	1	0.5	0.5
流转面积(平均值)	18.7	2.3	31.8	1.9	2.9	3.6	8.2	50.9
2. 土地耕种情况(亩)								
土地面积(最大值)	1611.5	12	181	3	10	10	18	1611.5
土地面积(最小值)	0.1	0.8	1.7	0.5	1	1	0.3	0.8
土地面积(平均值)	10.5	3.7	24.6	1.5	5.2	3.9	5.1	14.4

四、基本回归分析

为了验证理论模型的结论,以下将首先使用平均处理效应估计(ATE)方法^①分别考察转入土地和转出土地对农户家庭的劳动生产率的影响。

(一)转入土地与农户家庭劳动生产率增长

对于转入土地的农户家庭,我们将家庭是否进行过土地转入交易看作一个二元随机变量 $renin_i$,其中, $renin_i = 1$ 表示该农户家庭转入过土地, $renin_i = 0$ 表示该农户家庭是自给自足类家庭(未转入或转出土地)。同时,我们用 LP_i 表示实际观测到的农户家庭的家庭总劳动生产率,并用 LP_{1i} 表示农户家庭进行转入土地交易后对应的家庭劳动生产率, LP_{0i} 表示农户家庭未进行土地转入交易所对应的劳动生产率,因此 $(LP_{1i} - LP_{0i})$ 代表了土地转入对农户家庭的家庭总劳动生产率的影响作用。在现实中我们不能同时观测到农户家庭的 LP_{1i} 和 LP_{0i} 。可以将 LP_i 定义为:

$$LP_i = (1 - renin_i) \cdot LP_{0i} + renin_i \cdot LP_{1i} = LP_{0i} + renin_i \cdot (LP_{1i} - LP_{0i}) \quad (8)$$

故 $\alpha = E(LP_{1i} - LP_{0i})$ 代表了转入土地对家庭总劳动生产率的影响,即转入土地的平均处理效应。为了估计 α ,建立如下基本的实证模型,

$$\ln LP_i = u_0 + \alpha \cdot renin_i + X_i' \beta + Z_i' \gamma + e_i \quad (I)$$

在理论模型中,为了简化分析,并考虑到农户家庭资本基本都附着在土地上,我们在农户农业生产函数中只考虑了土地面积因素,而未加入资本因素。在实证分析中,为了明确土地流转对农户家庭劳动生产率的影响,我们将分别加入土地因素和资本因素。模型 I 中, X_i 包括了农户家庭土地面积 $\ln T$ 和农户家庭资本投入 $\ln K$ (\ln 表示取自然对数),即 $X_i' = (\ln T, \ln K)$ 。被解释变量为农户家庭的总劳动生产率水平 $\ln LP$ (LP = 家庭总收入/家庭总劳动力规模)。另外,考虑到样本涉及 21 省份的 30 个县,模型中还加入了地区虚拟变量 Z_i 。

由于农户家庭之间存在异质性(包括转入土地的家庭和未转入土地的家庭),而忽略这种异质性可能会使模型估计结果产生偏误。因此,我们对模型 I 进行了扩展,建立如下实证模型 II,

$$\ln LP_i = u_0 + \alpha \cdot renin_i + X_i' \beta + (X_i - \bar{X}_i)' \delta \cdot renin_i + Z_i' \gamma + e_i \quad (II)$$

其中 \bar{X}_i 是 X_i 的均值。另外,考虑到控制变量 X_i 对家庭劳动生产率的影响可能是非线性的,参考 Rosenbaum & Rubin(1983),我们还将采用倾向得分(propensity score)的估计值代替 $P(X_i)$ 模型 I

① 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)。

和 II 中的线性函数,得到如下的实证模型 III,

$$\ln LP_i = u_0 + \alpha \cdot \text{renin}_i + P(X_i) \cdot \beta + (P(X_i) - \overline{P(X_i)}) \delta \cdot \text{renin}_i + Z'_i \gamma + e_i \quad (\text{III})$$

表 3 转入土地对家庭总劳动生产率的影响①

解释变量	模型 I	模型 II	模型 III
renin	0.143 *** (0.050)	0.151 *** (0.050)	0.158 *** (0.052)
lnT	0.052 (0.039)	-0.021 (0.052)	—
lnK	0.111 *** (0.016)	0.09 *** (0.018)	—
propensity score	—	—	-1.068 * (0.564)
dm_lnT	—	0.216 *** (0.074)	—
dm_lnK	—	0.065 * (0.038)	—
dm_propen_score	—	—	2.857 *** (1.064)
常数	8.657 *** (0.798)	8.921 *** (0.855)	10.159 *** (1.005)
R ²	0.246	0.259	0.220
N	1860	1860	1860

其中,倾向得分的估计值 $P(X_i)$ 由 Probit 模型得到, $P(X_i)$ 表示 $\overline{P(X_i)}$ 的均值。

以下将首先使用实证模型 I—III 估计转入土地对农户家庭总劳动生产率的影响。估计结果见表 3。从表 3 中模型 I—III 的估计结果来看,转入土地变量 *renin* 的估计系数显著为正。平均来看,*renin* 的估计系数为 0.15,这说明土地转入使农户家庭总劳动生产率增长 16.2% ($\exp(0.15) - 1$),也意味着转入土地的农户家庭总劳动生产率比自给自足的农户家庭平均高 16% 左右。根据上文理论模型分析,农业生产效率水平的提高是推动土地转入家庭总劳动生产率水平提高的主要动力。为了检验该结论,以下还将进一步使用模型 I—III 考察转入土地对家庭农业生产效率和非农劳动生产率的影响。其中,用家庭农业全要素生产率衡量家庭农业生产效率,用家庭非农工资性收入与家庭非农务工劳动力规模的比值衡量家庭非农劳动生产率。② 具体估计结果见下表 4。

表 4 中,第 2—4 列的估计结果说明,在转入土地后,农户家庭的农业生产效率水平显著提高,且提高 56% ($\exp(0.445) - 1$) 左右。这意味着,如果自给自足类农户家庭有能力在土地流转过程中转入更多土地进行耕种,那么这类家庭的农业生产效率水平能平均提高 56% 左右。表 4 后 3 列的估计结果显示,转入土地对家庭非农劳动生产率无显著影响。这不难理解,转入土地的家庭愿意将更多的时间和精力投入到农业生产中,而不增加对非农务工活动的参与,因此其非农劳动生产率不会发生显著变化。总体看来,在转入土地后,农户家庭能进行更集中规模化的耕种,农户家庭的农业生产效率水平将显著上升,家庭总劳动生产率水平将因此显著提高。

(二) 转出土地与农户家庭劳动生产率增长

以下考察转出土地对农户家庭劳动生产率的影响。与上文类似,我们将家庭是否转出过土地看作一个二元随机变量 renout_i ,其中, $\text{renout}_i = 1$ 代表该农户家庭在土地流转过程中转出过土地, $\text{renout}_i = 0$ 代表该农户家庭未参与过土地流转交易。我们依然用 LP_i 表示农户家庭的总劳动生产率,并将对应于 $\text{renout}_i = 1$ 状态的家庭总劳动生产率记为 LP_{1i} ,对应于 $\text{renout}_i = 0$ 状态的家庭劳动生产率记为 LP_{0i} ,那么此时 $(LP_{1i} - LP_{0i})$ 代表了转出土地对农户家庭劳动生产率的影响。我们依然使用模型 I—III 对土地转出对家庭劳动生产率的影响作用进行估计。表 5 给出了对应的估计结果。

① 由于篇幅所限,表中没有包含地区虚拟变量的估计结果。括号内的值是标准差,*、**和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。表中,“dm_”表示各解释变量减去均值后的净值与 *renin* (在表 5 和 6 中是 *renout*) 的交互项。下文的相关描述与此一致。

② 根据样本数据,我们用家庭农业经营性收入对家庭农业劳动力规模、农业资本规模、农地规模和地区虚拟变量做回归,残差项便是家庭农业全要素生产率。非农工资性收入是家庭所有成员在本地非农自我经营的纯收入和所有外出成员寄回或带回收入的加总。下文对家庭农业生产效率和非农劳动生产率的计算方法与此一致。

表 4 转入土地对家庭不同类型生产率的影响

解释变量	对农业生产效率的影响			对非农劳动生产率影响		
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 I	模型 II	模型 III
<i>renin</i>	0.443 *** (0.052)	0.448 *** (0.052)	0.446 *** (0.052)	-0.141 (0.201)	0.144 (0.568)	-0.062 (0.220)
<i>lnT</i>	0.039 (0.045)	0.121 ** (0.060)	—	0.023 (0.135)	-0.052 (0.186)	—
<i>lnK</i>	-0.008 (0.018)	-0.015 (0.022)	—	0.116 ** (0.047)	0.078 (0.052)	—
<i>propensity score</i>	—	—	0.148 ** (0.054)	—	—	-14.871 *** (2.817)
<i>dm_lnT</i>	—	-0.185 ** (0.091)	—	—	0.344 (0.239)	—
<i>dm_lnK</i>	—	0.023 (0.039)	—	—	0.094 ** (0.038)	—
<i>dm_propen_score</i>	—	—	-0.483 (0.980)	—	—	9.005 * (4.663)
常数	5.904 *** (0.499)	5.987 *** (0.496)	5.903 *** (0.571)	7.688 *** (0.472)	7.601 *** (0.750)	12.768 *** (1.099)
<i>R</i> ²	0.377	0.381	0.317	0.188	0.152	0.111
<i>N</i>	1540	1540	1540	1309	1309	1309

表 5 转出土地对家庭总劳动生产率的影响

解释变量	模型 I	模型 II	模型 III
<i>renout</i>	0.199 *** (0.071)	0.202 *** (0.071)	0.175 ** (0.073)
<i>lnT</i>	-0.034 (0.047)	-0.027 (0.053)	—
<i>lnK</i>	0.106 *** (0.017)	0.090 *** (0.018)	—
<i>propensityscore</i>	—	—	-1.089 ** (0.565)
<i>dm_lnT</i>	—	0.036 (0.126)	—
<i>dm_lnK</i>	—	0.082 * (0.048)	—
<i>dm_propen_score</i>	—	—	0.773 (1.289)
常数	8.757 *** (0.835)	8.928 *** (0.858)	10.165 *** (1.007)
<i>R</i> ²	0.25	0.261	0.224
<i>N</i>	1570	1570	1570

表 5 中的估计结果显示,转出土地对农户家庭的总劳动生产率影响显著为正。*renout* 的估计系数说明土地转出从平均意义上使农户家庭的劳动生产率显著增加 21%。这也意味着,转出土地的农户家庭总劳动生产率要比自给自足的农户家庭平均高 21%。同样,我们将进一步验证转出土地对家庭农业生产效率和家庭非农劳动生产率的影响。下表 6 给出相应的估计结果。

表 6 中,第 2—4 列的估计结果显示,转出土地对家庭农业生产效率无显著影响,说明转出土地后,农户家庭不会在农业生产中投入过多的时间和精力。表 6 后 3 列的估计结果说明,转出土地能使农户家庭的非农劳动生产率显著提高,且提高 92% 左右。转出土地的农户家庭非农收入水平的提高极大地拉动了非农劳动生产率的上升。这也不难理解,一方面,我们可以直接从样本数据的统计值看出,转出土地家庭的非农收入水平平均达到 75924 元,而自给自足家庭的该收入水平平均只有 28914 元,远低于前者;另一方

面,随着我国非农经济的迅速发展,非农务工的工资水平不断提高,进城务工成为众多农户家庭提高家庭非农劳动生产率水平的有效手段(钟甫宁和何军,2007;章元等,2012)。

表 6 转出土地对家庭不同类型生产率的影响

解释变量	对农业生产效率影响			对非农劳动生产率影响		
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 I	模型 II	模型 III
<i>renout</i>	-0.059 (0.099)	0.020 (0.113)	-0.050 (0.098)	0.653 *** (0.149)	0.681 *** (0.149)	0.617 *** (0.149)
<i>lnT</i>	-0.042 (0.058)	0.113 * (0.059)	—	-0.288 *** (0.099)	-0.294 *** (0.111)	—
<i>lnK</i>	-0.015 (0.020)	-0.014 (0.022)	—	0.053 (0.036)	0.017 (0.042)	—
<i>propensity score</i>	—	—	-0.259 (0.531)	—	—	-1.524 (1.382)
<i>dm_lnT</i>	—	-0.613 *** (0.211)	—	—	0.083 (0.226)	—
<i>dm_lnK</i>	—	-0.005 (0.058)	—	—	0.186 ** (0.076)	—
<i>dm_propen_score</i>	—	—	-3.040 (2.241)	—	—	2.234 (2.311)
常数	6.331 *** (0.386)	5.717 *** (0.455)	6.029 *** (0.462)	9.377 *** (1.115)	9.764 *** (1.190)	10.177 *** (1.145)
<i>R</i> ²	0.285	0.291	0.215	0.119	0.122	0.115
<i>N</i>	1204	1204	1204	1504	1504	1504

(三)对转入和转出土地与家庭劳动生产率关系的再讨论

上文中,我们采用平均处理效应估计(ATE)方法,实证检验了转入和转出土地对农户家庭劳动生产率的影响。然而,采用 ATE 方法,有一个重要前提,那就是需要满足条件期望独立假设(Conditional Mean Independence, CMI),结合本文的研究对象,该假设可以表示为:

$$E(LP_{ni} | X_i, rent_{in-out-i}) = E(LP_{ni} | X_i), n = 0, 1$$

也就是说,假设在控制了一些与劳动生产率有关的解释变量后,农户是否参与土地流转($rent_{in-out-i}$, 转入或转出土地,代表 $renin_i$ 或 $renout_i$)的选择不再与家庭劳动生产率 LP 有关,即选择是否参与土地流转是通过 X_i 与家庭劳动生产率相关。只有满足 CMI,使用 ATE 方法得到的估计结果才是一致的。

由于被解释变量为 $\ln LP$,根据本文理论模型设定以及推导出的农户家庭劳动生产率的表达式可知,实证模型 I 在控制了 X'_i 后,其误差项 e_i 实际上还包括了农户家庭 i 农业生产效率 $\ln A_i$ 的相关信息,而农业生产效率 A_i 实际上影响着农户家庭在土地流转市场上的决策。也就是说,农户家庭“是否参与土地流转”属于非随机的“自选择”行为。如果不考虑这一点,那么 ATE 方法的 CMI 假设难以确保成立,这将导致模型存在内生性,使估计结果产生一定的偏误。

解决上述内生性问题一直是学术界的巨大挑战。采用工具变量是解决内生性问题的常用方法,但在一般的实证研究中,好的工具变量很难找,本文也存在这样的问题。所以,我们在 ATE 的基本分析框架下,尝试使用倾向得分匹配方法(propensity score matching, PSM)解决该内生性问题。PSM 方法的核心是在未参与过土地流转(自给自足类)的农户家庭的集合中,为每个参与了土地流

转(转入或转出土地)的农户家庭挑选一个或一些相似的未参与过土地流转的农户家庭进行匹配。其中,相互匹配的不同家庭之间除了参与土地流转的决策不同外,其他特征均近似相同。这样,基于相互匹配的家庭得到的处理效应估计结果可以有效减少由“自选择”问题带来的估计偏误。

具体来说,在条件期望独立假设(CMI)下,我们用PSM的方法来估计每个个体的倾向得分($P(X_i)$),并将转入(或转出)土地的家庭与跟自己得分接近(即 $P(X_i)$ 相近)的未参与土地流转的家庭(配对组)进行配对,用配对组的劳动生产率来近似替代已经转入(或转出)土地的农户家庭(处理组)的缺失状态劳动生产率 $E(LP_{0i} | rent_{in-out-i} = 1)$ 。通过比较配对成功的农户家庭的被解释变量值,便可估计出受处理的平均处理效应(average treatment effect on the treated, ATT^①)。在本文中,ATT便是转入(或转出)土地对已转入(或已转出)土地的农户家庭劳动生产率的影响,即

$$\begin{aligned} ATT &= E(LP_{1i} - LP_{0i} | rent_{in-out-i} = 1, X_i) \\ &= E(LP_{1i} - LP_{0i} | rent_{in-out-i} = 1, P(X_i)) \end{aligned}$$

相较于ATE的估计结果,ATT的估计结果更为精确。一般来说,我们有如下的ATT表达式:

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

其中, N 代表处理组中的样本个体数, $C^0(p_i)$ 代表处理组中第*i*个个体的配对组, w_{ij} 代表个体*i*的配对组中每个个体*j*的权重,且 $\sum_{j \in C^0(p_i)} w_{ij} = 1$ 。不同的配对方法会产生不同的 $C^0(p_i)$ 和 w_{ij} 。本文主要采用Kernel-based Matching和nearest neighbour matching这两种匹配方法来估计ATT。^②

基于上述方法,我们将分别估计转入和转出土地对家庭总劳动生产率、农业生产效率和非农劳动生产率的影响。我们将上述两种方法估计出的ATT分别记为 ATT_K 和 ATT_N 。具体估计结果见表7。

表7 对ATT估计结果

被解释变量		renin 估计系数		renout 估计系数	
		ATT_K	ATT_N	ATT_K	ATT_N
家庭总劳动生产率	系数值	0.111	0.152	0.408	0.392
	t值	2.149	2.064	5.142	3.704
	P值	0.032	0.039	0.000	0.000
家庭农业生产效率	系数值	0.375	0.358	-0.063	-0.147
	t值	7.603	4.804	-0.658	-1.190
	P值	0.000	0.000	0.511	0.234
家庭非农劳动生产率	系数值	-0.236	-0.134	0.815	0.900
	t值	-1.222	-0.560	5.881	3.901
	P值	0.222	0.576	0.000	0.000

表7第3—4列的估计结果显示,转入土地能使已转入土地的农户家庭的家庭总劳动生产率和家庭农业生产效率分别增加13.9%和43.3%,而其家庭非农劳动生产率无显著变化;表7第5—6

① 需要补充说明的是,估计ATT的优点在于一方面可以剔除那些永远没有资格或能力参与土地流转的农户家庭,这样得到的估计结果将更加可信和精确;另一方面它也衡量了那些今后有资格和能力参与土地流转的农户家庭(配对组中的家庭)在未来参与土地流转后能获得的潜在生产率增长。

② 关于ATT的详细原理和证明,请参考Rosenbaum & Rubin(1983),Heckman et al. (1997)和Angrist(1998)。简单概括,在Kernel-based Matching中,控制组(所有未参与土地流转的家庭)中的所有个体都在配对组中,但每个个体的权重 w_{ij} 不同,一般有 $w_{ij} \propto K(P_i - P_j/h)$,其中 $K(\cdot)$ 可以是Gaussian或Epanechnikov核函数,本文选取Gaussian核函数, h 是核估计的带宽, P 是倾向得分;在nearest neighbour matching中,对处理组中的每个个体,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,且该对象的权重为1。

列的估计结果显示,转出土地能使已转出土地的农户家庭的家庭总劳动生产率和家庭非农劳动生产率分别增加 49.2% 和 130% 左右,而其家庭农业生产效率无显著变化。显然,使用 PSM 方法估计得到的 ATT 结果与上文得到的 ATE 估计结果基本保持一致。

综上,转入土地的农户家庭在完成土地流转后,其家庭农业生产效率水平显著上升,家庭总劳动生产率水平也随之显著提高;转出土地的农户家庭在完成土地流转后,其家庭非农劳动生产率水平显著上升,家庭总劳动生产率水平也随之显著提高。基本回归分析的结果支持模型的结论。

五、稳健性检验

上文通过基本回归分析验证了土地转入和转出对农户家庭劳动生产率的影响,并使用 PSM 在一定程度上解决了可能存在的内生性问题,得到了更为精确的 ATT 估计结果。但是,使用 PSM 解决内生性的方法较为间接,同时我们也无法直接获知其他因素(比如土地和资本)对家庭劳动生产率的影响。在此我们选择另一种更为直接的方法——代理变量法进行进一步的稳健性检验。

与 PSM 方法不同,代理变量法的核心是使用一个代理变量作为生产效率 e_i 的部分替代,从而分离出 e_i 中的内生信息。Levinsohn & Petrin(2003)针对 e_i 所带来的内生性问题提出了一种估计方法,在该方法中,将生产中的中间品投入作为可观测生产效率的代理变量,以实证模型 I 为例:

$$\ln LP_i = u_0 + \alpha \cdot \text{rent}_{in-out-i} + X_i' \beta + Z_i' \gamma + w_i + \eta_i$$

其中 $e_i = w_i + \eta_i$, w_i 代表了可观测的农业生产效率信息,而 η_i 包含着不可观测的技术冲击以及测量误差等。在农户家庭的实际农业生产中,其农业生产效率的一部分(w_i)在当期是可以被观测到的,农业生产者会根据这些信息及时调整最优的农业生产要素投入组合。因此, w_i 与 $\text{rent}_{in-out-i}$ 、 X_i 可能相关(而不可观测因素 η_i 与它们都无关)。如果农业生产中的中间品投入 $\ln M_i$ 与劳动生产率 $\ln LP_i$ 之间保持着单调关系,并假设 $\ln M_i = M(\ln K_i, w_i)$,那么有 $w_i = w(\ln K_i, \ln M_i)$,进而得到如下解决思路:

$$\begin{aligned} \ln LP_i &= u_0 + \alpha \cdot \text{rent}_{in-out-i} + \beta_T \ln T_i + Z_i' \gamma + \beta_K \ln K_i + w_i + \eta_i \\ &= \alpha \cdot \text{rent}_{in-out-i} + \beta_T \ln T_i + Z_i' \gamma + \phi(\ln K_i, \ln M_i) + \eta_i \end{aligned}$$

其中, $\phi(\ln K_i, \ln M_i) = u_0 + \beta_K \ln K_i + w(\ln K_i, \ln M_i)$ 。为了得到 α 、 β_T 和 γ 的一致估计,我们可以用一个关于 $\ln K_i$ 和 $\ln M_i$ 的 3 次多项式作为 $\phi(\ln K_i, \ln M_i)$ 的近似,并代入实证模型,模型 I 可以转换为:

$$\ln LP_i = \alpha \cdot \text{rent}_{in-out-i} + \beta_T \ln T_i + Z_i' \gamma + \sum_{c=0}^3 \sum_{m=0}^{3-c} \lambda_{cm} (\ln K_i)^c (\ln M_i)^m + \eta_i \quad (I')$$

在进行以上变换处理后,便可得到 α 、 β_T 和 γ 的一致估计。由于实证分析的重点是估计 α ,所以即使本方法不能直接得到 $\ln K_i$ 的系数 β_K 的一致估计,^①也并不妨碍得到所需要的实证结果。

根据上述描述,在使用代理变量法处理 e_i 所带来的内生性问题时,我们实际上是变换了 X_i 所包含的内容,经过调整后, X_i 现在包括了 $\ln T_i$ 以及 $(\ln K_i)^c (\ln M_i)^m$,而残差项中只包含了不可观测因素 η_i 。此时,残差项不再与 $\text{rent}_{in-out-i}$ 和 X_i 相关,ATE 估计方法的 CMI 假设条件得到满足。在建立实证模型 I' 后,同样可以构建调整后的实证模型 II'。由于代理变量法是在线性假设(X_i 对家庭劳动生产率的影响是线性的)下对控制变量 X_i 进行了扩展,因此我们只对原有实证模型 I-II 进行调整。在接下来的稳健性检验中,我们将采用调整后得到的实证模型 I'-II' 分别检验转入和转出土地对家庭总劳动生产率、农业生产效率和非农劳动生产率的影响。表 8 给出了相应的估计。

① 事实上,Levinsohn & Petrin(2003)给出了估计 β_K 的方法,但我们的重点并不在此,因此我们并没有做第二步估计来得到 β_K 的一致估计结果,第二步估计 β_K 也并不会影响第一步得到的关于 α 的估计结果。此外,模型 I' 中, $c \in [0, 3]$, $m \in [0, 3-c]$, c 和 m 不同时为 0。

表 8 实证模型 I' - II' 检验结果

被解释变量	renin 估计系数		renout 估计系数	
	模型 I'	模型 II'	模型 I'	模型 II'
家庭总劳动生产率	0.164 *** (0.052)	0.126 *** (0.048)	0.150 ** (0.065)	0.156 ** (0.068)
家庭农业生产效率	0.442 *** (0.052)	0.438 *** (0.052)	-0.054 (0.099)	-0.026 (0.103)
家庭非农劳动生产率	-0.123 (0.203)	-0.172 (0.211)	0.564 *** (0.152)	0.518 *** (0.188)

总体看来,稳健性检验的估计结果与上文基本回归分析结果保持一致。这些实证结果均表明,在土地流转过程中,转入土地的农户家庭的总劳动生产率将因家庭农业生产效率的提升而显著提高,转出土地的农户家庭的总劳动生产率将因家庭非农劳动生产率的提升而显著提高。实证结果高度支持理论模型的结论。

六、结论与政策含义

与已有文献不同,本文分别讨论了转入和转出土地对不同类型农户家庭(转入土地、转出土地和自给自足家庭)的总劳动生产率、农业生产效率和非农劳动生产率的影响。本文理论模型的结论和实证分析的结果都表明,土地流转能显著促进农户家庭劳动生产率增长。具体说来,对于转入土地的农户而言,其家庭农业生产效率水平在转入土地后将显著上升,家庭总劳动生产率水平随之显著提高;对于转出土地的农户而言,其家庭非农劳动生产率水平在转出土地后将显著上升,家庭总劳动生产率水平随之显著提高。

本文的研究结论对提高我国农民劳动生产率的新路径选择具有明确的政策启示。首先,为了提高转入土地农户家庭的总劳动生产率水平,政府应该一方面鼓励并推进经营权在公开市场上向专业大户、家庭农场、农民合作社和农业企业流转,发展多种形式规模经营;另一方面给从事农业经营的农民进行农业技能培训,加快人力资本的积累和新农业技术的推广,从而切实提高家庭农业生产效率水平。其次,为了提高转出土地农户家庭的总劳动生产率水平,政府一方面应该重视城乡发展的联动效应,努力推进城镇化和工业化的发展,通过创造更多的非农就业机会加速农村剩余劳动力的有效转移;另一方面应该加大对农村职业教育的投入比例和力度,对从事非农工作的农民开展职业技术培训,从而切实提高家庭劳动力的非农劳动生产率水平。第三,对于那些没有参与土地流转的农户家庭来说,其绝对劳动生产率保持不变。因此,为了提高他们的家庭总劳动生产率水平,我们认为,这类农户需要主动转变意识、适应市场要求、积极参与农地流转。

参考文献

陈来、杨文举,2005:《中国农业劳动生产率的稳态趋同:产出增长率与劳动力转移的影响》,《产业经济研究》第2期。
关艳,2011a:《农村土地流转市场的交易成本经济学分析》,《经济问题》第4期。
关艳,2011b:《我国农村土地流转市场现状调查及对策研究》,《经济纵横》第3期。
黄祖辉、陈欣欣,1998:《农户粮田规模经营效率实证分析与若干结论》,《农业经济问题》第11期。
蒋乃华、黄春燕,2006:《人力资本、社会资本与农户工资性收入——来自扬州的实证》,《农业经济问题》第11期。
李中,2013:《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》第5期。
冒佩华、徐骥,2015:《农地制度、土地经营权流转与农民收入增长》,《管理世界》第5期。
倪国华、蔡昉,2015:《农户究竟需要多大的农地经营规模?——农地经营规模决策图谱研究》,《经济研究》第3期。
田传浩、方丽,2013:《土地调整与农地租赁市场:基于数量和质量的双重视角》,《经济研究》第2期。
汪小平,2007:《中国农业劳动生产率增长的特点与路径分析》,《数量经济技术经济研究》第4期。
魏巍、李万明,2012:《农业劳动生产率的影响因素分析与提升路径》,《农业经济问题》第10期。
许庆、尹荣梁、章辉,2011:《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》,《经济研究》第3期。
薛凤蕊、乔光华、苏日娜,2011:《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》第2期。

- 游和远、吴次芳,2010:《农地流转、禀赋依赖与农村劳动力转移》,《管理世界》第3期。
- 张车伟、王德文,2004:《农民收入问题性质的根本转变——分地区对农民收入结构和增长变化的考察》,《中国农村观察》第1期。
- 章元、许庆,2011:《农业增长对降低农村贫困真的重要吗?——对世界银行观点的反思》,《金融研究》第6期。
- 章元、许庆、邹璟璟,2012:《一个农业人口大国的工业化之路:中国降低农村贫困的经验》,《经济研究》第11期。
- 郑欢,2014:《对农村土地流转问题的思考》,《改革与开放》第17期。
- 钟甫宁、何军,2007:《增加农民收入的关键:扩大非农就业机会》,《农业经济问题》第1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。
- 周亚虹、许玲丽、夏正青,2010:《从农村职业教育看人力资本对农村家庭的贡献》,《经济研究》第8期。
- Angrist, J. D., 1998, "Estimating the Labor Market Impact of Voluntary Military Service Using Social Security Data on Military Applicants", *Econometrica*, Vol. 66(2): 249—288.
- Brandt, L., J. K. Huang, G. Li, and S. Rozelle, 2002, "Land Rights in Rural China: Facts, Fictions and Issues", *China Journal*, Vol. 47: 67—97.
- 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*, Vol. 84(3): 702—715.
- Conning, J. H., and J. A. Robinson, 2007, "Property Rights and the Political Organization of Agriculture", *Journal of Development Economics*, Vol. 82(2): 416—447.
- Deininger, K., and S. Q. Jin, 2005, "The Potential of Land Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, Vol. 78(1): 241—270.
- Fleisher, B. M., and Y. Liu, 1992, "Economies of Scale, Plot Size, Human Capital, and Productivity in Chinese Agriculture", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 32(3): 112—123.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. Todd, 1997, "Matching as an Econometric Evaluation Estimator", *Review of Economic Studies*, Vol. 65: 261—294.
- Kung, J. K. S., 2002, "Off-farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 30(2): 395—414.
- Levinsohn, J., and A. Petrin, 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, Vol. 70(2): 317—342.
- Lohmar, B., Z. X. Zhang, and A. Somwaru, 2001, "Land Rental Market Development and Agricultural Production in China", Submitted for Presentation at the 2001 Annual Meetings of the American Agricultural, Chicago IL, August 5—8.
- Nguyen, T., E. J. Cheng, and F. Christopher, 1996, "Land Fragmentation and Farm Productivity in China in the 1990s", *China Economic Review*, Vol. 7(2): 169—180.
- Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, Vol. 70: 41—55.
- Wooldridge, J., 2003, *Cross Sectional and Panel Data Analysis*, Princeton Press.

Transfer of Land and Increase of Farmers' Labor Productivity: Theoretical and Empirical Analysis

Mao Peihua^a, Xu Ji^a, He Xiaodan^b and Zhou Yahong^a

(^a: Shanghai University of Finance and Economics;

^b: Capital University of Economics and Business)

Abstract: Transfer of land in rural areas could make farmers' labor productivity increase remarkably. In this paper, we construct a farmer household's decision model based on rural land markets and systematically analyze the effects of leasing in and out land on distinct farmer families' labor productivity (income per labor). Subsequently, we get the conclusion below: after finishing the transfer of land management right, the labor productivity of farmer family leasing land in will

increase significantly resulting from the rise of agricultural total factor productivity (TFP); the labor productivity of farmer family leasing land out will increase significantly due to the boost of non-agricultural labor productivity; the labor productivity of farmer family not involved in the transfer of land management right keeps unchanged, but has declined relatively. Aiming to prove the theoretical conclusion, we use the survey data covering 30 counties' farmer families in 21 provinces in China to do the basic empirical analysis, and respectively use proxy variable method and propensity score matching method to do the basic empirical analysis and robust check. The results of basic empirical analysis and robust check are considerably consistent, and highly support the theoretical conclusion.

Key Words: Transfer of Land; Family Labor Productivity; Family Agricultural TFP; Family Non-agricultural Labor Productivity

JEL Classification: D13, Q15, R14

(责任编辑:成 言)(校对:梅 子)

(上接第 93 页)

Slemrod, J., 2007, "Cheating Ourselves: The Economics of Tax Evasion", *Journal of Economic Perspectives*, 21(1): 25—48.

Stickney, C. P., and V. E. McGee, 1983, "Effective Corporate Tax Rates the Effect of Size, Capital Intensity, Leverage, and Other Factors", *Journal of Accounting and Public Policy*, 1(2): 125—152.

Watts, R. L., and J. L. Zimmerman, 1986, "Positive Accounting Theory", *Prentice Hall International*.

Zimmerman, J. L., 1983, "Taxes and Firm Size", *Journal of Accounting and Economics*, 5: 119—149.

Reform of "County Directly Administrated by Province" and Tax Competition among the Lower-level Local Governments

Wang Xiaolong and Fang Jinjin

(Renmin University of China; Agriculture Bank of China)

Abstract: Theoretically, reform of "County Directly Administrated by Province" (CDAPR) not only increases tax share of the counties, but also raises their revenues through transfer payments. However, whether CDAPR can strengthen tax competition among county-level governments (TCCG) or not needs further empirical evidence. This paper investigates the relationship between CDAPR and TCCG. The conclusion indicates that CDAPR significantly decreases industrial companies' real tax rate by 0.45 percentage. The effect of CDAPR is insignificant in 2004; but from 2005 to 2007 it becomes very significant and persistent.

Key Words: County Directly Administrated by Province; Promotion Tournament; Tax Competition; Corporate Effective Tax Rate

JEL Classification: H20, H77

(责任编辑:成 言)(校对:小 亮)