

引用格式:胡凌啸,王欢,武舜臣.灌溉制度影响农地流转的理论解释与实证检验[J].资源科学,2023,45(11):2156-2169.[Hu L X, Wang H, Wu S C. Theoretical explanation and empirical test of the influence of irrigation institution on farmland transfer[J]. Resources Science, 2023, 45(11): 2156-2169.] DOI: 10.18402/resci.2023.11.05

灌溉制度影响农地流转的理论解释与实证检验

胡凌啸¹,王欢²,武舜臣¹

(1. 中国社会科学院农村发展研究所,北京 100732;2. 北京工商大学经济学院,北京 100048)

摘要:【目的】灌溉制度在农业生产经营活动中至关重要,但其对农地流转的作用没有得到足够重视,厘清二者关系对中国的农业现代化具有重要意义。【方法】首先,构建理论模型分析灌溉制度影响农地流转的机理;其次,使用清华大学中国农村研究院2017年的调查数据进行实证检验,并分别利用倾向得分匹配法(PSM)和具有回归调整的逆概率加权法(IPWRA)进行稳健性检验。【结果】①基准回归结果显示,建立了统一灌溉制度的村庄平均耕地流转比例增加5%~8%,村庄灌溉设施维护频率越高、灌溉设施维护程度越好,村庄耕地流转比例越高;②稳健性检验结果显示,统一灌溉制度和特定灌溉设施维护频率、灌溉设施维护状态对耕地流转的处理效应同样显著。【结论】良好的灌溉秩序和有效的灌溉设施管护机制都有助于农地流转的实现。推动农地的市场化流转,可以从优化完善灌溉制度方面寻找政策着力点。

关键词:灌溉制度;灌溉秩序;灌溉设施管护;农地流转;倾向得分匹配法(PSM);具有回归调整的逆概率加权法(IPWRA)

DOI: 10.18402/resci.2023.11.05

1 引言

建立在生产要素自由流动基础上的要素配置效率提升,构成了中国农业现代化的市场逻辑。在城镇化工业化背景下,与农业劳动力要素相比,农地要素的流动频率和流动规模均更加滞后,已成为中国农业现代化进程中的一大短板。鉴于制度是影响要素配置的基础因素,已有不少研究从制度视角出发,探究中国农地流转效率偏低的成因。一类着眼于产权制度,强调“确权”对地权的稳定作用。正因为农地产权或使用权界定方面的缺陷,导致了高昂的农地流转价格。因此,通过产权强化可以提升效率^[1]。但遗憾的是,基于新一轮农地确权的诸多研究并未很好的支持上述论断^[2,3]。另一类立足保障制度,突出农地的“非正式保障”功能,认为在社会保障体系不完善的情况下,承包户对农地社会保障功能的追求造就了较低的农地流转效率^[4,5]。

基于此逻辑,新农合、新农保等正式保障制度的建立可显著促进农地流转^[6,7]。但已有研究显示,农村社会保障的完善和发展对不同群体的农地流转影响表现异质,正向作用并不突出^[8,9]。

从农地流转发生的根本动因来看,土地产出收益才是影响作为决策主体的流转双方达成协议的关键^[10]。农业经营制度的安排,恰恰是决定土地产出收益的主要因素。因此,从农业经营制度本身出发认识农地流转问题有着较强的合理性和现实意义。农业的特殊性在于其自然生产属性,主要表现为对自然资源的高度依赖。水是农作物的生命之源,能否在生长期获得足够的水源直接影响农作物产量。受气候和水资源分布影响,中国农业生产的水源获得主要依靠灌溉,尤其是对于水资源短缺、降水量又低的地区。尽管中国以粮食生产为主的北方地区拥有全国54%的耕地面积,但水资源占有量

收稿日期:2023-04-24,修订日期:2023-07-09

基金项目:国家社会科学基金项目(23CGL062;22CJY041;21ZDA054);清华大学中国农村研究院2023年青年课题(CIRS2023-9);中国社会科学院青年科研启动项目(2023YQNQD032)。

作者简介:胡凌啸,男,山东德州人,博士,助理研究员,研究方向为农业现代化。E-mail: hulingxiao@cass.org.cn

通讯作者:王欢,女,陕西宝鸡人,博士,讲师,研究方向为农业政策与农业技术变迁。E-mail: abcwanghuan@163.com

2023年11月

却仅为全国的36%。在相对不易改变的水资源空间禀赋下,中国的农业经营离不开灌溉^[11]。而灌溉制度的选择,不仅直接关系到水资源的获取和利用效率,更与农地产出收益息息相关。当前中国全部农田中实现有效灌溉的比例是54%,却生产了全国75%的粮食和90%的经济作物,灌溉与产出之间表现为显著的正相关关系。这意味着,灌溉设施的缺失以及灌溉组织管理的低效可能会影响农产品产量,进而传导放大为对土地流转的制约。而倘若可以通过优化灌溉制度安排提高农业用水效率,进而影响农业产出助推土地流转顺利实现,将会对中国农业规模经营产生重要指导价值,这正是本文选择灌溉制度开展研究的动因。无论是理论分析,还是田野观察,水资源及相应的制度安排都在农业生产经营上发挥着不可替代的作用,但学界关于灌溉制度的讨论却相对不足,更没有研究专门探讨其与农地流转的关系。本文试图通过构建理论模型分析灌溉制度与农地流转的关系,并借助微观数据进行检验。

2 文献述评

灌溉制度反映的是农业用水的供给和分配安排。根据成诚等^[12],毛寿龙等^[13],国务院发展研究中心^[14]等有关灌溉制度和灌溉管理的研究,本文认为可以从两个方面来认识灌溉制度:①灌溉设施的建管制度,对应农田水利设施的建设和管护,决定了水怎么供给和管理的问题;②灌溉的组织制度,对应农业用水的组织方式,决定了水怎么分配和利用的问题。两者之间存在着密不可分的关系。新中国成立以来,农业灌溉制度表现出鲜明的阶段性特征,经历了从集体灌溉为主到个体灌溉与集体灌溉并存且个体灌溉逐渐占据主导的演变^[15,16],农业灌溉方式的“个体化”趋势和失序,使得每个村民的灌溉都处在更大的不确定性中^[15]。

当前对灌溉制度的研究主要侧重于讨论其对农业生产的影响。灌溉制度直接决定着灌溉效率和灌溉成本^[13],对农地产出收益有着巨大的影响。研究表明,集中化的渠水灌溉相对于分散化的井水灌溉更有效率^[17],农户自己抽水灌溉的成本要远远高于集体灌溉的成本,同时还容易发生用水纠纷^[18]。国内外有很多研究验证了有效的灌溉制度安排对增加农业产量和提高农民收益的作用^[19-21],Huang等^[22]

发现灌溉水平的提高对于粮食单产的增加具有显著正向作用,其中玉米的增产比例接近30%;同时,更好的灌溉质量也显著提高了农户的家庭收入,增收比例高达76.1%。Evenson等^[23]和Chen等^[24]分别发现政府在灌溉基础设施建设上的投入显著提升了印度和中国的农业全要素生产率,相较于印度,中国灌溉设施建设投入的效率提升作用尤为明显^[25]。吴清华等^[26]通过研究发现灌溉设施对农业生产成本的弹性系数为负,即农田水利建设有利于减少农业生产成本。

由于农业灌溉可以降低自然降雨的不确定性带来的农业生产风险^[26,27],因此良好的灌溉管理已成为减少水资源短缺和气候变化对粮食生产不利影响的重要手段^[28]。Olen等^[29]发现良好的农用水供给制度会增加农民的灌溉比例,也能够改变水资源短缺对农户灌溉技术采用的不利影响,其结果表明获得美国联邦供水的生产者,农田灌溉比例要比其他生产者高14%~29%。Mccord等^[30]对肯尼亚的研究发现,用水组织的制度安排对农户应对气候变化时的种植多样性决策产生重要影响。而在中国,杨宇等^[31]发现良好的农田水利基础设施有助于农户实施灌溉适应性行为,农田水利设施较好地区的农户灌溉强度比较差地区显著提高了约18%,减缓了旱灾对粮食单产的负面影响。

尽管已有文献论证了灌溉在农业生产中增产、降本、抵抗风险的重要作用,但直接讨论灌溉和土地流转关系的文章相对有限,在研究视角上主要集中在两方面。一是将灌溉作为一个影响因素纳入到实证模型,如马瑞等^[32]通过实证分析得出,耕地的灌溉比例对村庄农地流转市场的活跃程度有显著正向影响;王岩^[33]则发现村庄水利灌溉设施的保障会促使农地流转双方更倾向于选择市场化的合约;张亚丽等^[34]将灌溉条件作为衡量耕地质量的一项重要指标,证明了灌溉条件好的地块被农民转入的概率更高;谢花林等^[35]和He等^[36]都研究发现,在地势较为复杂的山区,地块灌溉条件越差越会促进农户耕地撂荒。二是讨论灌溉条件和土地租金之间的关系,如陈婉露等^[37]研究发现灌溉方便、排涝顺畅的土地流转价格更高;徐羽等^[38]进一步研究发现对于低租金的地块而言,灌溉条件对租金的边际效应更大,即灌溉条件的改善能够带来更大的租金上涨幅

度。与以往文献相比,本文的边际贡献在于:一是已有文献缺乏对灌溉制度和土地流转关系的系统讨论,本文则首先通过构建理论模型阐释灌溉制度安排对农地流转的影响机理,然后借助微观调研数据和实证模型,证实灌溉制度对农地流转的实际影响;二是已有文献对灌溉的关注更强调灌溉的结果,而非灌溉的制度安排,灌溉制度安排对灌溉结果有决定性影响,对灌溉制度安排的讨论更有利于发掘问题本质并找到政策制定的着力点。

3 理论分析与实证模型

由于中国乡村的人情社会特征,农民之间无偿或以人情地租为标的发生的农地流转现象较为普遍^[39]。在这种流转形态下,土地收益不再是决定流转的核心因素,因而也会改变灌溉制度通过土地收益对农地流转的影响作用。因此,本文所讨论的对象是市场化流转形态下的农地流转,农地转入方和转出方都追求流转带来的最大效益。对于农地转入方而言,只有当转入农地所带来的收益符合或高于预期,才有可能转入农地,对农地转出方亦然^[40]。衔接转入方和转出方的纽带是农地租金,农地流转的实现,即流转双方经过谈判最终在租金上达成了一致。农地租金是农地收益和风险的全面体现,灌溉制度影响农地流转的机制就在于其对农地租金的决定作用。这一机制的合理性得到了一些文献的支撑,如张成玉^[41]研究发现灌溉设施情况对土地转入者和转出者的意愿价格都有显著影响;安永军^[18]则发现,如果由于灌溉不便而导致种田效益下降,多数农户会在租金可以接受的情况下同意流转,也就是说灌溉不便会降低农户对土地流转租金的预期。

3.1 理论分析

本文参考Carter等^[42]、程令国等^[43]的研究构造了一个代表性农户生产模型。假定土地和劳动力是农业活动所需的主要生产要素,农户既可以将劳动力分配给农业生产以获得农业收益,也可以选择外出打工获得工资性收入;同样,农户也会根据自己的禀赋条件、经营能力决定是要租入土地还是租出土地。因此,农户面临的优化问题如下:

$$\begin{aligned} \max_{L_a, L_w, Q} F(L_a, Q, \alpha) + \omega L_w + I^{\text{out}}(Q < \bar{Q}) \times [(\bar{Q} - Q)r_1(\phi) - Qc_1(\phi)] - I^{\text{in}}(Q > \bar{Q}) \times [(Q - \bar{Q})r_2(\phi) + Qc_2(\phi)] \quad (1) \\ \text{s.t. } L_a + L_w \leq \bar{L} \\ L_a, L_w, \alpha \geq 0 \end{aligned}$$

式中: $F(\cdot)$ 表示农业产业收入; L_a 和 L_w 分别表示农户农业生产的劳动力投入和外出打工的劳动力投入; ω 为外出打工的工资水平; Q 表示农户实际的种植面积,农户拥有的初始土地面积为 \bar{Q} ,劳动力数量为 \bar{L} ; $I^{\text{out}}(Q < \bar{Q})$ 和 $I^{\text{in}}(Q > \bar{Q})$ 分别表示是否“租出土地”和是否“租入土地”的二元指标函数,当满足括号中的条件时,两个函数分别为1,不满足则为0; α 为农业生产率,视为对农户从事农业生产比较优势的度量; r_1 、 r_2 为租金; c_1 、 c_2 为灌溉相关经营管理成本,均为灌溉制度 ϕ 的函数。对于想要租出土地的农户,其可以获得的租金水平为 r_1 ,相应的租出面积为 $\bar{Q} - Q$,此时该农户承担和灌溉相关的经营管理成本为 c_1 ,与实际种植面积 Q 成比例。同样,对于租入土地的农户,不仅要支付租入土地的租金 r_2 ,还要在农业生产过程中,承担和灌溉相关的经营管理成本 c_2 。灌溉制度的完善不但能增强农户获得较高粮食产量的预期,也能增加他们对种植作物种类的选择,租出和租入土地的意愿价格都会显著提高^[47],因此可合理假定 $r_1' > 0$, $r_2' > 0$ 。同时,由于良好的灌溉制度有助于保障灌溉秩序,降低自然风险,与灌溉相关的经营管理成本 c_1 和 c_2 则会随着灌溉制度的改善而降低,因此有 $c_1' < 0$, $c_2' < 0$ 。本文同样一般化地假定生产函数具有连续的一阶和二阶导数,且满足: $F_{L_a} > 0$, $F_Q > 0$, $F_\alpha > 0$; $F_{L_a L_a} < 0$, $F_{QQ} < 0$, $F_{\alpha\alpha} < 0$; $F_{L_a Q} > 0$, $F_{L_a \alpha} > 0$, $F_{Q\alpha} > 0$ 以及 $F_{L_a L_a} F_{QQ} - F_{L_a Q} F_{Q L_a} > 0$ 。

由公式(1)可以推得农户最优的农业生产劳动力投入与种植面积 (L_a^*, Q^*) 满足一阶条件:

$$F_{L_a}(L_a^*, Q^*, \alpha) = \omega \quad (2)$$

$$I^{\text{out}} = 1: F_Q(L_a^*, Q^*, \alpha) = r_1(\phi) + c_1(\phi) \quad (3)$$

$$I^{\text{in}} = 1: F_Q(L_a^*, Q^*, \alpha) = r_2(\phi) + c_2(\phi) \quad (4)$$

进一步,由公式(2)、(3)、(4)对 ϕ 求导,并根据克莱姆法则(cramer's rule)得到:

当 $I^{\text{out}} = 1$ 时,

$$\frac{dQ}{d\phi} = \begin{cases} > 0 & \text{当 } r_1'(\phi) < -c_1'(\phi) \\ < 0 & \text{当 } r_1'(\phi) > -c_1'(\phi) \end{cases} \quad (5)$$

对于租出农户,灌溉制度的改善,既会提高租出土地的租金率,也可以减少农户自营时的灌溉管

2023年11月

理成本。只有当租金上涨的幅度大于经营成本下降的幅度时,农户自我耕种土地的需求才会下降,进而更愿意租出土地,即 $\bar{Q}-Q$ 会增加。

当 $I^m=1$ 时,

$$\frac{dQ}{d\phi} = \begin{cases} \frac{[r_2'(\phi)+c_2'(\phi)]F_{L,L_n}}{F_{L,L_n}F_{Q,Q} - F_{L,Q}F_{Q,L_n}} > 0 & \text{当 } r_2'(\phi) < -c_2'(\phi) \\ < 0 & \text{当 } r_2'(\phi) > -c_2'(\phi) \end{cases} \quad (6)$$

同样,对于租入土地农户,只有当因灌溉制度改善而造成的租金上涨幅度小于灌溉制度改善带来的经营成本下降幅度时,农户对耕种土地的需求量才会上升,进而会租入更多土地,即 $Q-\bar{Q}$ 会增加。

在上述论证过程中,假定了租入方和租出方的灌溉管理成本并不相同,这是由于即便面临相同的灌溉制度,农户自身经营管理能力等方面的差异也会导致其灌溉管理成本的差异,即灌溉制度优化给农户带来的影响是不同的。租入方和租出方更愿意租入和租出的条件分别是 $r_1'(\phi) > -c_1'(\phi)$ 和 $r_2'(\phi) < -c_2'(\phi)$,理想条件下,土地要素市场不存在交易成本,则土地租金会趋于均衡点^①,即会出现 $r_1=r_2=r$,此时土地流转产生的条件简化为:

$$-c_1'(\phi) < r'(\phi) < -c_2'(\phi) \quad (7)$$

从租入方的视角来看,他们租入土地的动机在于获得更多的农业收益,大多数情况下,想要租入土地意味着他们本身就有较高的农业经营能力,能够更好地管理农业生产经营过程,良好的灌溉制度有利于他们更好地管控灌溉管理成本。因为灌溉的秩序以及灌溉基础设施的管护都具有很强的外生性,农户很难对其进行控制,但灌溉却对农业生产有决定性的影响,因此当灌溉制度完善时,会很大程度上节约他们的生产成本,确保农业收益。为此,他们也愿意支付相对更高的土地租金, $r'(\phi) < -c_2'(\phi)$ 在现实中成立变得相对容易。同时,对于想要租出土地的农户而言,灌溉制度的改善虽然也会降低他们灌溉的管理成本,但相比较于增长的土地租金而言,后者显然会更有吸引力,这是由于灌溉管理成本的降低程度不仅仅和灌溉制度安

排相关,也取决于他们对农业的经营管理水平和努力程度,而土地租金的增长是灌溉制度改善带来的刚性提高,和个人努力无关。因此,更高的租金会促进有土地租出意愿的农户把土地租出,这说明 $-c_1'(\phi) < r'(\phi)$ 的实现也有很强的现实基础。基于上述讨论,可以认为公式(7)具备成立的现实逻辑,即灌溉制度的改善能够促进农地的流转。

3.2 实证模型设定

3.2.1 基准回归

本文关注的是灌溉制度对土地流转的影响,考虑到各村庄耕地资源禀赋差异,采用村庄耕地流转比例作为因变量。由于耕地流转比例取值在[0, 1]区间内,形成以0为下限、1为上限的截断分布,采用多元回归模型可能造成估计结果有偏,因此在分析灌溉制度对土地流转规模的影响时采用Tobit模型作为研究的基准回归模型。具体的模型设定如下:

$$Transfer = \beta_0 + \delta \times Irrigation + X' \gamma + \varepsilon \quad (8)$$

式中: $Transfer$ 表示土地流转变量,用村庄耕地流转比例衡量; $Irrigation$ 表示灌溉制度变量,分别用是否实行统一灌溉($Organization$)、村庄灌溉设施维护频率($Frequency$)和当前村庄灌溉设施维护情况($Maintenance$)3个变量衡量; X' 表示影响农地流转的控制变量向量,主要包括反映村庄规模、非农就业、耕地资源禀赋、与乡镇距离、交通基础条件、耕地承包经营权稳定性以及自然灾害影响情况的变量; β_0 、 δ 、 γ 为待估参数; ε 为随机扰动项。

3.2.2 纠正选择性偏误——倾向得分匹配法

由于灌溉制度的形成受到村庄本身治理水平、资源禀赋等因素的影响,村庄灌溉制度变量并不满足随机抽样,直接回归可能会产生选择性偏误。为此,本文采用倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, PSM)进行偏误纠正。Rosenbaum等^[44]提出倾向得分是个体在控制可观测到的混淆变量后,受到某种解释变量影响的条件概率,通过倾向得分可以得到变量影响的净效应。在分析统一灌溉制度安排对土地流转的影响时,根据村庄是否实行统一灌溉将样本分为两组,其中实行了统一灌溉的村

①“土地要素市场不存在交易成本”对于市场化程度相对较低的农地市场而言是一个很强的假设。但在信息搜寻、合同签订、契约监督等交易成本存在的现实世界中,供需双方也会在某一特定的租金水平上达到一致,只是该租金水平与理想条件下的租金水平 r 有所偏离,不过这应该不会影响理论模型的后续推论。

庄为处理组,而未实行的村庄为对照组,处理组样本量为160,对照组为121,基本符合倾向得分匹配对处理组和对照组的样本量要求。同时,为了实证分析结果的稳健性,本文还将按对照组样本量的1/2对处理组进行随机抽样,并用筛选出的处理组与对照组再次进行匹配分析,从而对实证结论进行验证。

通过倾向得分匹配可以根据处理组与对照组村庄土地流转规模的平均差异,称为处理组平均处理效应(ATT),表示实行统一灌溉制度安排对村庄土地流转规模的净效应,其计算公式如下:

$$ATT = E[(Y_1 - Y_0) | D = 1] = E\{E[(Y_1 - Y_0) | D = 1], P(X)\} \quad (9)$$

式中: Y_1 和 Y_0 分别表示处理组和对照组的土地流转估计结果; D 表示“处理变量”,即村庄是否实行统一灌溉的虚拟变量, $D=1$ 时代表个体进入处理组,即实行统一灌溉的组, $D=0$ 时代表个体进入对照组,即未实行统一灌溉的组; $P(X)$ 表示倾向得分值; X 表示可观测到的混淆变量。

倾向得分匹配法仅针对处理变量为二分变量的情况,而村庄灌溉设施维护频率和当前村庄灌溉设施维护情况为多值变量,因此在分析它们对土地流转的影响时,采用具有回归调整的逆概率加权(Inverse-Probability Weighted Regression Adjustment, IPWRA)方法^[45]进行平均处理效应的估计。与PSM相比,IPWRA方法能够对多值型处理变量的处理效应进行分析,同时具有双重稳健性的特征^[46]。该方法的原理是将回归调整方法(Regression Adjustment, RA)与逆概率加权方法(Inverse-Probability Weighted, IPW)相结合,从而克服可能存在的模型设定误差,得到处理效应的一致估计量。

具体而言,假设村庄灌溉设施管护程度或效果代表着不同的“处理”程度,则对于接受了以 $t(t=0, 1, 2, \dots, K)$ 值为代表的灌溉设施管护程度或效果的村庄 $i(i=1, 2, \dots, N)$, 其决策状态可以表示为:

$$D_{it}(T_i) = \begin{cases} 1, & \text{如果 } T_i = t \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (10)$$

式中: $D_{it}(T_i)$ 表示村庄 i 接受 t 处理的二元指标。则计算接受 m 程度处理的村相对于接受 l 程度处理的村的平均处理效应是求解如下方程:

$$\min_{\mu_{lm}} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=0}^K D_{it}(T_i) \frac{r(m, Z_i)}{r(t, Z_i)} \right)^2 \sigma^2 \quad (11)$$

式中: Z_i 表示村庄 i 的控制变量; $r(t, Z_i)$ 表示村庄 i 的广义倾向得分^[47], 表示村庄 i 获得 t 程度处理的条件概率; σ^2 表示产出模型的残差平方项; $u_{(lm)}$ 表示接受 m 程度处理村在接受 l 程度处理时的潜在随机结果。通过求解以上方程得到 μ_{lm} 的估计量,进而求得接受 m 程度处理村庄的土地流转估计结果 $\mu_{m|m}$, 和假设其接受 l 程度处理的潜在随机土地流转结果 $\mu_{l|m}$ 。最终,可以得到接受 m 程度处理的村相对于接受 l 程度处理的村的平均处理效应:

$$ATT_{m|m} = \mu_{m|m} - \mu_{l|m} \quad (12)$$

3.3 数据来源与变量选择

本文数据来自清华大学中国农村研究院2017年的暑期调查数据。该数据是由来自清华大学、北京大学、中国农业大学、中国农业科学院等多所高校和科研院所师生组成的数十支调研团队于当年暑假完成。调查根据经济发展水平从各省挑选出40~50个村庄,展开农业生产、农户生计、村庄发展等方面的问卷调查,最终收集到21个省(区、市)865个村庄的调查问卷。基于本文的研究目的,保留报告了村庄土地流转的样本,最终筛选出281个村庄样本。

被解释变量:耕地流转比例(Transfer)(表1)。本文旨在从村级层面讨论灌溉制度和土地流转的关系。所采用的数据包含了2016年度村庄内耕地资源及其利用情况,符合实证分析的需要。考虑到不同村庄耕地资源禀赋的差异,本文利用村庄耕地流转面积和村庄耕地总面积之比,构建耕地流转比例这一变量来反映村庄耕地流转程度。总体来看,村庄样本平均耕地流转比例为32.63%,与农业农村部所披露的2016年全国家庭承包耕地流转面积占总承包经营面积比例达到35.1%基本吻合,表明所采用的村庄样本具备一定的代表性。

核心解释变量:灌溉制度(Irrigation)。基于前文对灌溉制度的讨论,从两个方面对村庄灌溉制度加以衡量。一是用“本村主要灌溉方式是否为统一灌溉”(Organization)来衡量村庄的灌溉组织制度,若村庄实行统一灌溉,则Organization=1,否则Organization=0,村庄统一灌溉有助于协调用水秩序,

表1 变量描述性统计

Table 1 Definition and descriptive statistics of variables

变量名	变量含义	平均值	标准差	众数
<i>Transfer</i>	村耕地流转比例/%	32.63	25.28	—
<i>Organization</i>	本村是否实行统一灌溉,是=1,否=0	0.57	0.50	1
<i>Frequency</i>	村庄灌溉设施维护频率,多年失修=1,两三年一次=2,每年一次=3,每年至少两次=4	2.60	0.95	3
<i>Maintenance</i>	当前村庄灌溉设施维护情况,较差=1,一般=2,较好=3	1.98	0.56	2
<i>Population</i>	村人口总数/人	2371.34	2076.03	—
<i>AgriLabor</i>	本村非农就业的劳动力比例/%	36.94	33.62	—
<i>Land</i>	村人均耕地面积/亩	2.01	5.98	—
<i>Distance</i>	村庄与本乡镇政府所在地距离/km	5.27	6.89	—
<i>Road</i>	村庄通公路情况,全部通=1,部分通=2,未通=3	1.17	0.41	1
<i>Adjustment</i>	1990年以来村庄土地调整的次数	1.96	3.42	1
<i>Disaster</i>	近3年本村是否遭受了较为严重的旱涝灾害,是=1,否=0	0.44	0.50	0

解决用水纠纷,从而提高灌溉效率;二是用“村庄灌溉设施维护频率”(Frequency)和“当前村庄灌溉设施维护情况”(Maintenance)来衡量村庄的灌溉设施管护程度和效果,村庄灌溉设施维护频率越高、灌溉设施维护效果越好,说明灌溉设施管护制度越完善,有利于保障农业经营者对灌溉设施的正常使用。从总体来看,样本村庄中实行统一灌溉的比例为57%;60%以上村庄每年或两三年对灌溉设施进行一次维护,60%以上的村庄灌溉基础设施维护情况为“一般”。

其他控制变量。根据调查数据内容,结合已有文献,从村庄规模、劳动力结构、村耕地资源禀赋、地理位置、基础设施建设、土地经营权稳定性等方面选取控制变量。具体包括村人口规模(Population)、本村非农就业的劳动力比例(AgriLabor)、村人均耕地面积(Land)、村庄与本乡镇政府所在地距离(Distance)、村庄通公路情况(Road)、1990年以来村庄土地调整的次数(Adjustment)、村庄遭受旱涝灾害情况(Disaster)。各变量的含义及描述性统计见表1。值得注意的是,由于各村人口规模差距较大,为消除异方差问题的影响,在实证分析中对村人口规模原始数据做取对数处理。

4 结果与分析

4.1 基准回归

基准回归如表2所示,列(1)、(3)、(5)模型仅包含核心解释变量,列(2)、(4)、(6)在核心解释变量基础上加入了其他控制变量,列(7)、(8)则是为避

免存在遗漏关键变量造成的估计偏误,在模型中同时加入了代表村庄灌溉组织制度的变量与代表村庄灌溉设施管护制度的变量。同时,为进一步检验回归结果的可靠性,采用村庄耕地流转规模作为被解释变量进行稳健性检验(表3)。整体来看,各模型运行良好且变量的影响方向和显著性水平基本保持一致,这表明基准回归的估计结果具有稳健性。

从估计结果来看,无论是代表村庄灌溉制度建立的统一灌溉安排变量还是代表村庄灌溉制度运行状况的村庄灌溉设施维护频率和当前村庄灌溉设施维护情况变量,都对村庄耕地流转有促进作用,初步验证了前文的理论推断,即村集体统一灌溉制度有利于促进农地流转。具体来看,列(2)的结果表明,相较于其他村庄,建立了统一灌溉制度的村庄平均耕地流转比例增加7.29%。列(4)和(6)的结果表明,村庄灌溉设施维护频率越高、灌溉设施维护程度越好,村庄耕地流转比例越高。将“本村主要灌溉方式是否为统一灌溉”(Organization)分别与“村庄灌溉设施维护频率”(Frequency)、“当前村庄灌溉设施维护情况”(Maintenance)共同回归的列(7)和(8)也呈现了结论上的稳定性,即村集体统一灌溉和更有效的灌溉设施管护都有利于提高村庄耕地流转的比例。即便将村庄耕地流转比例替换为村庄耕地流转规模后,3个核心变量的影响依然十分显著(表3)。这一结果证实了灌溉制度对农地流转的重要性。农业种植对于水资源和水利基础设施的依赖程度很高,因此一般认为农田水利建

表2 基准回归结果

Table 2 Benchmark regression results

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Organization	8.18***(3.15)	7.29**(3.10)					6.01**(2.91)	5.18**(2.58)
Frequency			5.17***(1.32)	4.40***(1.29)			3.82***(1.32)	
Maintenance					9.77***(3.27)	8.85***(3.08)		7.77**(3.08)
Population		-3.59 (3.40)		-3.66 (3.44)		-3.88 (3.71)	-3.83(3.40)	-4.00(3.63)
AgriLabor		10.09*(5.54)		9.94*(5.35)		9.80*(5.89)	8.91*(5.21)	8.95(5.69)
Land		-0.07 (0.63)		-0.07(0.65)		-0.11(0.71)	-0.08(0.63)	-0.11(0.68)
Distance		0.36(0.53)		0.32(0.54)		0.30(0.59)	0.35(0.51)	0.33(0.56)
Road		0.47(4.98)		0.90(4.83)		1.12 (5.02)	0.63(4.97)	0.86(5.15)
Adjustment		0.52(0.55)		0.42(0.58)		0.52(0.65)	0.45(0.52)	0.54(0.58)
Disaster		-2.84(3.88)		-2.87(4.12)		-2.61(4.05)	-1.91(3.79)	-1.82(3.73)
常数项	22.49***(2.36)	50.17*(26.79)	13.11***(3.97)	42.91 (29.71)	4.21(8.17)	35.39 (34.48)	41.00(29.47)	34.76(34.31)
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.018	0.022	0.019	0.023	0.020	0.024	0.024	0.025
观测值	281	281	281	281	281	281	281	281

注:***、**、*表示估计结果在0.01、0.05、0.10的水平上显著;括号内的数字为标准误。下同。

表3 更换因变量的稳健性检验结果

Table 3 Robustness test using different dependent variables

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Organization	529.78**(230.70)			463.34*(236.09)	415.23*(239.48)
Frequency		220.26*(126.02)		165.15(128.37)	
Maintenance			456.11**(201.04)		354.18*(208.64)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.590	0.586	0.590	0.593	0.595
观测值	281	281	281	281	281

设直接影响农作物的产量和效益。尽管中国灌溉工程或设备的配备程度不断提高,但有研究却发现这些有效灌溉设施建设的持续增加在改善中国粮食作物灌溉效率方面的效果却并不显著^[48],本文的实证结果能够对这一现象做出解释,即这可能和灌溉制度的建设不完善有关系。如果缺乏合理的用水秩序,经常出现用水纠纷,灌溉效率自然会受到影响;此外,即便灌溉设施建成,如果没有良好的管护机制,同样会对灌溉效率造成负面影响。二者叠加必然增加农作物的生产成本,这降低了经营者转入土地的吸引力,从而形成对农地流转的阻碍效应。从实证结果看,以村庄统一灌溉的形式协调用水秩序,同时提高村庄灌溉设施维护频率,对于保障农业用水效率和农业生产效益进而推动农地流

转有着十分重要的作用。

4.2 纠正选择性偏误

4.2.1 基于统一灌溉制度设立的分析

本文采用PSM方法分析统一灌溉制度对耕地流转处理效应以纠正可能存在的选择性偏误。考虑到所采用的数据处理组样本数大于对照组,并不完美符合PSM方法对于对照组样本数大于处理组的要求,为验证估计结果的稳健性,采用自举法随机从处理组中抽取对照组样本数的1/2(抽样60个处理组)形成新的样本,并以此新样本对实施统一灌溉制度的处理效应进行稳健性分析。

在采用倾向得分匹配法纠正模型选择性偏误时,需要首先对处理组和对照组样本进行共同支撑检验,以确保PSM估计的合理性和有效性。同时,

2023年11月

为保证匹配后两组样本除存在灌溉制度安排差异外,其他变量不存在系统性差异,还需要对样本进行平衡性检验。本文分别采取核匹配、近邻匹配、半径匹配与局部线性匹配4种方式进行匹配与平衡性检验。

图1展示了匹配前后处理组与对照组的倾向得分核密度分布情况,可以看出两组样本的大多数倾向得分值落入共同取值范围,并且经过匹配后,处理组与对照组的倾向得分分布差异显著缩小,表明匹配质量较高,通过了共同支撑假设检验。从平衡性检验结果来看(表4),与匹配前相比,4类匹配方法下Pseudo R^2 和LR检验值均显著下降,标准化偏误的平均数和中位数分别由20.1%和14%下降至不足10%。表明通过倾向得分匹配显著弱化了样本的系统性差异。

在通过平衡性检验后,进一步测算匹配后两组样本的ATT,结果整理如表5所示。整体来看,4类

匹配方法下,ATT均通过了显著性检验,表明在匹配后实施了统一灌溉制度安排的村与未实施村的耕地流转存在显著差异,4类匹配方法下实施统一灌溉制度的村庄耕地流转比例平均比未实施村高8.49%,稳健性分析结果显示这一差异平均值高达9.91%,都要高于基准回归中得到的系数,进一步验证了统一灌溉制度的建立有利于促进农地流转。

4.2.2 基于统一灌溉制度运行的分析

采用IPWRA方法需要满足重叠假设(Overlap Assumption),即要求有一定比例的样本都有接受任一定程度“处理”的可能性。本文分别针对村庄灌溉设施维护频率和当前村庄灌溉设施维护情况进行重叠假设的检验。图2展示了灌溉设施维护频率为多年失修($T=1$)、两三年一次($T=2$)、每年一次($T=3$)和每年至少两次($T=4$)的村庄分别接受特定灌溉设施维护频率“处理”的预测概率分布。图3则展示了针对灌溉设施维护情况分别为较差($T=1$)、一般($T=$

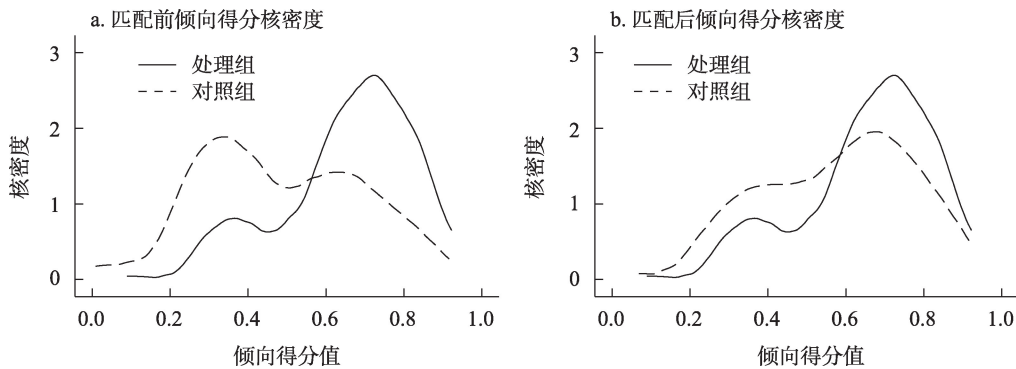


图1 匹配前后的倾向得分核密度图

Figure 1 Kernel density function graph before and after propensity score matching

表4 倾向得分匹配前后平衡性检验结果及稳健性分析

Table 4 Results of balance test and robustness test before and after propensity score matching

样本构成	匹配方法	Pseudo R^2	LR χ^2	$P > \chi^2$	Mean Bias/%	Med. Bias/%
全部样本	匹配前	0.13	47.29	0.00	20.10	14.00
	核匹配	0.01	4.42	1.00	4.30	3.50
	近邻匹配($n=4$)	0.01	4.22	1.00	4.60	3.40
	半径匹配(半径=0.01)	0.03	12.86	0.85	6.70	7.40
	局部线性匹配	0.03	13.36	0.82	7.60	6.70
稳健性检验:60处理组+全部对照组	匹配前	0.17	36.14	0.00	28.10	23.50
	核匹配	0.04	5.48	0.99	6.50	6.20
	近邻匹配($n=4$)	0.06	8.44	0.91	9.70	10.30
	半径匹配(半径=0.01)	0.12	14.67	0.48	12.80	13.10
	局部线性匹配	0.09	12.10	0.67	8.90	7.20

表5 倾向得分匹配法估计结果及稳健性分析

Table 5 Estimation results of propensity score matching and robustness test

样本构成	匹配方法	实施统一灌溉安排村	未实施统一灌溉安排村	ATT	标准差	t统计量
全部样本	核匹配	37.30	30.22	7.08	3.38	2.10
	近邻匹配(n=4)	37.30	29.15	8.16	3.58	2.28
	半径匹配(半径=0.01)	37.95	27.82	10.13	3.72	2.72
	局部线性匹配	37.30	28.72	8.58	4.13	2.08
	平均值	37.46	28.98	8.49	—	—
稳健性检验:60处理组+全部对照组	核匹配	39.95	30.50	9.45	4.54	2.08
	近邻匹配(n=4)	39.95	31.32	8.63	4.82	1.79
	半径匹配(半径=0.01)	41.02	29.41	11.61	5.26	2.21
	局部线性匹配	39.95	30.01	9.94	4.94	2.01
	平均值	40.22	30.31	9.91	—	—

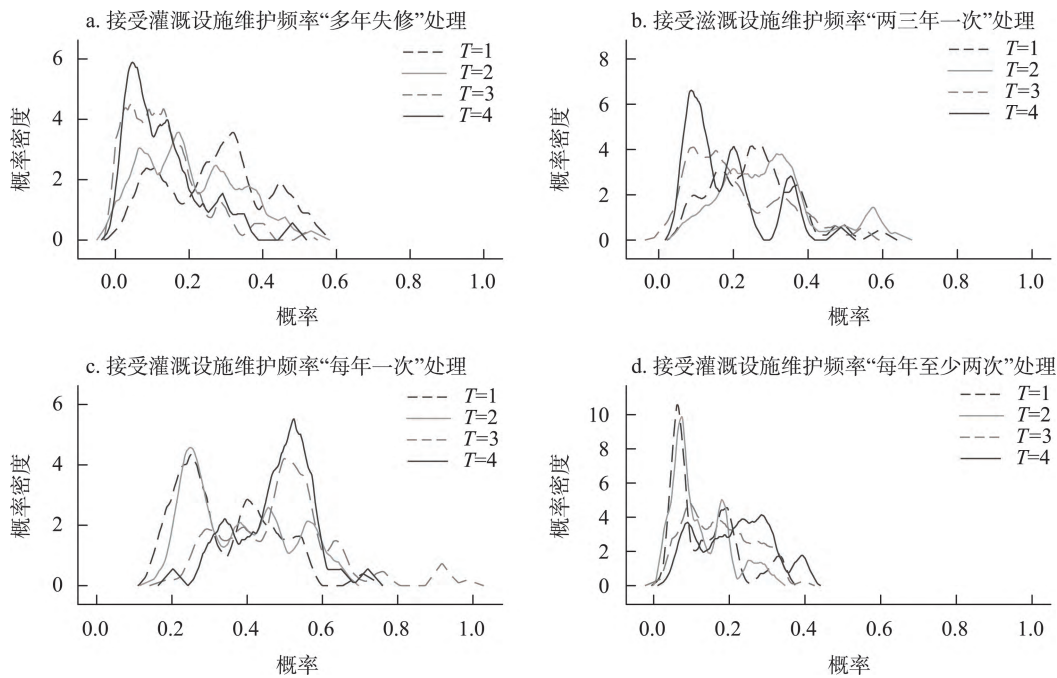


图2 村庄接受特定灌溉设施维护频率处理的概率分布

Figure 2 Probability density of a village receiving treatment of a particular frequency of maintenance for irrigation facilities

2)和较好(T=3)的村庄分别接受特定灌溉设施维护情况“处理”的概率分布。图2和图3表明,各处理组接受不同程度“处理”的概率分布均在0~1的范围,且各处理组概率分布存在重叠区域,因此可以认为并未违反重叠假设。

确认数据满足重叠假设后,利用IPWRA估计出特定灌溉设施维护频率和灌溉设施维护状态的平均处理效应(表6),其中,除IPWRA估计结果外,还纳入了IPW和RA估计的结果作为稳健性参考。由表6可知,3种估计方法的平均处理效应基本一

致,表明实证估计结果具有稳健性。总体来看,村庄灌溉设施维护频率的增加与灌溉设施维护状态的提升均对村庄耕地流转有促进作用,进一步验证了前文提出的理论假设。

村庄灌溉设施维护频率方面,相较于灌溉设施“多年失修”的村庄,对灌溉设施进行两三年一次、每年一次和每年至少两次维护的村庄,其土地流转比例分别增加10.83%、12.80%和11.27%。同时,对比不同处理程度下,土地流转比例的边际增量可以看出,由“年久失修”到“两三年一次”的土地流转比

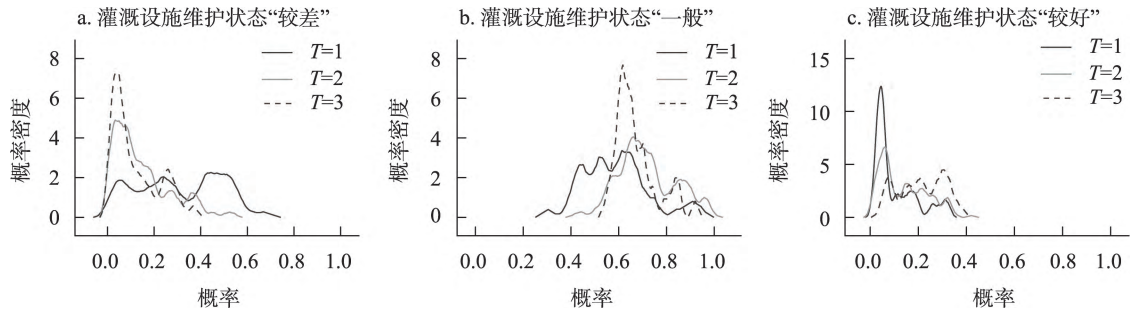


图3 村庄接受特定灌溉设施维护状态处理的概率分布

Figure 3 Probability density of a village receiving treatment of a particular maintenance status for irrigation facilities

表6 灌溉设施维护频率和维护状态的平均处理效应

Table 6 Average treatment effects of maintenance frequency and maintenance status of irrigation facilities

处理变量	对比组	平均处理效应		
		回归调整(RA)	逆概率加权(IPW)	具有回归调整的逆概率加权(IPWRA)
村庄灌溉设施维护频率 (Frequency)	T=2 vs. T=1	5.92(5.24)	7.13(4.42)	10.83**(4.81)
	T=3 vs. T=1	8.03(5.60)	11.47**(5.10)	12.80**(6.40)
	T=4 vs. T=1	3.93(6.22)	9.06*(5.32)	11.27**(5.02)
	T=3 vs. T=2	13.11**(5.90)	11.12*** (4.04)	11.06*** (4.09)
	T=4 vs. T=2	17.13**(7.93)	9.07**(4.57)	10.29**(4.74)
	T=4 vs. T=3	1.19(4.75)	1.77(4.83)	1.42(4.81)
村庄灌溉设施维护状态 (Maintenance)	T=2 vs. T=1	1.42(5.44)	1.02(4.91)	-1.85(4.54)
	T=3 vs. T=1	15.81**(7.11)	12.37**(6.20)	13.26**(6.44)
	T=3 vs. T=2	16.97*** (4.90)	18.37*** (4.98)	18.39*** (4.99)

例边际增量为10.83%，由“两三年一次”到“每年一次”的土地流转比例边际增量为11.06%。而当灌溉设施维修频率由“每年一次”提升至“每年至少两次”时，土地流转比例无显著增量。这表明，村庄灌溉设施定期维护由“无”到“有”将显著提升土地流转比例，而对于已经建立起灌溉设施定期维护制度的村庄，进一步提升维护频率带来的土地流转比例提升不显著，也即村庄灌溉设施维护频率对土地流转的促进作用呈现出边际递减的特征。有研究发现，不同的农田水利管护模式和不同的农户参与性机制对灌溉效率有着不同的影响^[49,50]。与之相似，不同的灌溉设施维护频率对土地流转的影响也有差异性，从结果看并非越多越好。

村庄灌溉设施维护状态方面，灌溉设施维护较好的村庄相较于较差和一般的村庄，土地流转比例有显著提高：相较于“较差”村庄，平均土地流转比例增加13.26%；相较于“一般”村庄，平均土地流转

比例增加18.39%。然而，灌溉设施维护“一般”村庄与“较差”村庄的土地流转比例并无显著差异。这表明，一方面，与理论推断一致，灌溉设施维护状态的改善最终会促进村庄耕地流转；另一方面，改善灌溉设施状态对于村庄耕地流转的促进作用呈现出显著的门槛效应特征，即只有当灌溉设施状态改善到“较好”时，才能够有效的推动村庄耕地流转。

5 结论及政策含义

5.1 结论

加快农地市场化流转实现农业规模经营对中国农业现代化进程有着重要意义。本文通过理论模型分析了灌溉制度对农地流转的影响，在此基础上，基于281个村庄样本，从灌溉组织和灌溉设施管护情况两个方面对这种影响进行实证检验。得出以下结论：

(1) 相对于未实施统一灌溉的村庄，实施统一灌溉的村庄实现了村内更高的农地流转比例，即有

序的灌溉安排能够显著促进农地流转。基于不同的模型设置,建立了统一灌溉制度的村庄平均耕地流转比例能够比未建立统一灌溉制度的村庄增加7%~11%。

(2)灌溉设施维护频率越高或灌溉设施维护程度越好,越有利于增加村域内农地流转的面积,即有效的灌溉设施管护可以为农地流转创造更好的实现条件。灌溉设施维护频率并非越高越经济,其对农地流转的促进作用呈现边际递减的趋势。灌溉设施维护程度在“较好”状态下才能够有效的推动村庄耕地流转。

由此可见,以村庄统一灌溉的形式协调用水秩序,同时保障村庄灌溉设施的维护频率和维护质量,将会提高农地流转的发生概率。

5.2 政策含义

推动农地市场化流转,要进一步考虑农业生产的经济效益,要为农业经营活动创造能够实现更多利润的制度环境,尤其是对农业作物生长发挥决定性作用的灌溉制度。灌溉条件不完善和灌溉设施管护缺位无疑会增加农业的生产成本,给农地市场化流转带来负面影响,灌溉的公共品属性意味着这一问题的解决需要依靠政府的政策引导和支持。本文的政策含义在于:一方面,需要优化灌溉的组织安排。在政策上支持村集体或者类似组织发挥统一灌溉的功能,促进良好灌溉秩序的实现。另一方面,需要加强农田水利的建设和管护。鼓励和支持村集体成为农田水利的管护组织,对于集体收入不足的村庄给予专项资金用于农田水利设施的日常管护,同时要探索形成更为科学有效的管护方式。

参考文献(References):

- [1] 冀县卿, 钱忠好. 如何有针对性地促进农地经营权流转? 基于苏、桂、鄂、黑四省(区)99村、896户农户调查数据的实证分析[J]. 管理世界, 2018, 34(3): 87-97. [Ji X Q, Qian Z H. How to promote the transfer of farmland management rights in a targeted way? Empirical analysis based on the survey data of 99 villages and 896 households in Jiangsu, Guangxi, Hubei and Heilongjiang provinces[J]. Journal of Management World, 2018, 34(3): 87-97.]
- [2] 付江涛, 纪月清, 胡浩. 新一轮承包地确权登记颁证是否促进了

农户的土地流转: 来自江苏省3县(市、区)的经验证据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2016, 16(1): 105-113. [Fu J T, Ji Y Q, Hu H. Does new-round land confirmation, registration and certification boost the land transfer among farmers: An empirical evidence from 3 counties in Jiangsu Province[J]. Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition), 2016, 16(1): 105-113.]

- [3] 林文声, 秦明, 苏毅清, 等. 新一轮农地确权何以影响农地流转? 来自中国健康与养老追踪调查的证据[J]. 中国农村经济, 2017, (7): 29-43. [Lin W S, Qin M, Su Y Q, et al. How can farmland registration and certification affect farmland transfer? An empirical analysis using the CHARLS data[J]. Chinese Rural Economy, 2017, (7): 29-43.]
- [4] 姚洋. 集体决策下的诱导性制度变迁: 中国农村地权稳定性演化的实证分析[J]. 中国农村观察, 2000, (2): 11-19. [Yao Y. An empirical study on induced institutional change under collective decision: An empirical analysis on the stability evolution of rural land rights in China [J]. China Rural Survey, 2000, (2): 11-19.]
- [5] 聂建亮, 钟涨宝. 保障功能替代与农民对农地转出的响应[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(1): 103-111. [Nie J L, Zhong Z B. Substitution degree of farmland security function and reaction of farmers on the farmland transfer[J]. China Population, Resources and Environment, 2015, 25(1): 103-111.]
- [6] 张锦华, 刘进, 许庆. 新型农村合作医疗制度、土地流转与农地滞留[J]. 管理世界, 2016, (1): 99-109. [Zhang J H, Liu J, Xu Q. New rural cooperative medical system, land transfer and rural land retention[J]. Journal of Management World, 2016, (1): 99-109.]
- [7] 徐志刚, 宁可, 钟甫宁, 等. 新农保与农地转出: 制度性养老能替代土地养老吗? 基于家庭人口结构和流动性约束的视角[J]. 管理世界, 2018, 34(5): 86-97. [Xu Z G, Ning K, Zhong F N, et al. New rural pension insurance and land transfer: Can institutional pension replace land pension? Based on the perspectives of family demographic structure and liquidity constraint[J]. Journal of Management World, 2018, 34(5): 86-97.]
- [8] 张亚丽, 白云丽, 甄霖, 等. 新农保能促进农户土地流转吗? 基于 CHARLS 三期面板数据[J]. 自然资源学报, 2019, 34(5): 1016-1026. [Zhang Y L, Bai Y L, Zhen L, et al. Could the new rural social pension insurance promote farmers' land transfer? Based on three waves panel data of CHARLS[J]. Journal of Natural Resources, 2019, 34(5): 1016-1026.]
- [9] 杜晨媛, 许恒周. 农户兼业、新农保与土地流转[J]. 农村经济, 2021, (4): 87-94. [Du C Y, Xu H Z. Concurrent farming, new rural pension insurance and land transfer[J]. Rural Economy, 2021, (4): 87-94.]
- [10] 邓大才. 农地流转市场何以形成: 以红旗村、梨园屯村、湖村、小岗村为例[J]. 中国农村观察, 2009, (3): 26-35. [Deng D C. How does agricultural land transfer market form: Empirical evidence

2023年11月

- from Hongqi Village, Liyuantun Village, Hu Village and Xiaogang Village[J]. *China Rural Survey*, 2009, (3): 26-35.]
- [11] 王转林,王金霞,陈煌,等.“八五”时期以来中国北方灌溉投资的变化趋势及村庄新增灌溉投资的影响因素[J]. *中国农村经济*, 2021, (8): 103-124. [Wang Z L, Wang J X, Chen H, et al. The changing trend of irrigation investment in northern China since the eighth five-year plan period and the factors affecting the new irrigation investment in villages[J]. *Chinese Rural Economy*, 2021, (8): 103-124.]
- [12] 成诚,王金霞.灌溉管理改革的进展、特征及决定因素:黄河流域灌区的实证研究[J]. *自然资源学报*, 2010, 25(7): 1079-1087. [Cheng C, Wang J X. Progress, characteristics and determinants of irrigation management reform: Empirical research in the irrigation district of the Yellow River basin[J]. *Journal of Natural Resources*, 2010, 25(7): 1079-1087.]
- [13] 毛寿龙,杨志云.无政府状态、合作的困境与农村灌溉制度分析:荆门市沙洋县高阳镇村组农业用水供给模式的个案研究[J]. *理论探讨*, 2010, 153(2): 87-92. [Mao S L, Yang Z Y. Anarchy, cooperative dilemma and analysis of rural irrigation system: A case study of village agricultural water supply model in Gaoyang Town, Shayang County, Jingmen City[J]. *Theoretical Investigation*, 2010, 153(2): 87-92.]
- [14] 国务院发展研究中心“完善小型农田水利建设和管理机制研究”课题组.我国小型农田水利建设和管理机制:一个政策框架[J]. *改革*, 2011, (8): 5-9. [Research group of Development Research Center of the State Council “Perfect Small-Scale Construction of Water Conservancy Works and the Management Mechanism”. The small-scale construction of water conservancy works and the management mechanism in our country: A policy framework[J]. *Reform*, 2011, (8): 5-9.]
- [15] 许惠娇,叶敬忠.当水利不再成为农业命脉:现代化进程中的华北农村灌溉变迁:以河北省易县桑岗村为例[J]. *贵州社会科学*, 2016, (7): 155-161. [Xu H J, Ye J Z. When water conservancy is no longer the lifeblood of agriculture: Rural irrigation changes in north China in the process of modernization: A case study of Sanggang Village, Yi County, Hebei Province[J]. *Guizhou Social Sciences*, 2016, (7): 155-161.]
- [16] 王亚华,高瑞,孟庆国.中国农村公共事务治理的危机与响应[J]. *清华大学学报(哲学社会科学版)*, 2016, 31(2): 23-29. [Wang Y H, Gao R, Meng Q G. Crisis and response of Chinese rural public affair governance[J]. *Journal of Tsinghua University (Philosophy and Social Sciences)*, 2016, 31(2): 23-29.]
- [17] 王晓娟,李周.灌溉用水效率及影响因素分析[J]. *中国农村经济*, 2005, (7): 11-18. [Wang X J, Li Z. Analysis of irrigation water use efficiency and influencing factors[J]. *Chinese Rural Economy*, 2005, (7): 11-18.]
- [18] 安永军.政权“悬浮”、小农经营体系解体与资本下乡:兼论资本下乡对村庄治理的影响[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2018, 18(1): 33-40. [An Y J. Regime “suspension”, disintegration of small-scale operating system and capital downward to rural units: The Latter’s influence on village governance[J]. *Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition)*, 2018, 18(1): 33-40.]
- [19] Berg M V D, Ruben R. Small-scale irrigation and income distribution in Ethiopia[J]. *The Journal of Development Studies*, 2006, 42 (5): 868-880.
- [20] Nguyen C V, Phung T D, Ta V K, et al. The impact of rural roads and irrigation on household welfare: Evidence from Vietnam[J]. *International Review of Applied Economics*, 2017, 31(6): 734-753.
- [21] 陈宏伟,穆月英.节水灌溉设施的粮食生产增效机制[J]. *华南农业大学学报(社会科学版)*, 2021, 20(4): 76-89. [Chen H W, Mu Y Y. Research on the grain production productivity increasing mechanism of water-saving irrigation infrastructure[J]. *Journal of South China Agricultural University (Social Science Edition)*, 2021, 20(4): 76-89.]
- [22] Huang Q Q, Rozelle S, Lohmar B, et al. Irrigation, agricultural performance and poverty reduction in China[J]. *Food Policy*, 2006, 31 (1): 30-52.
- [23] Evenson R E, Pray C E, Rosegrant M W. *Agricultural Research and Productivity Growth in India*[R]. Washington: International Food Policy Research Institute, 1999.
- [24] Chen P C, Yu M M, Chang C C, et al. Total factor productivity growth in China’s agricultural sector[J]. *China Economic Review*, 2008, 19(4): 580-593.
- [25] 邓晓兰,鄢伟波.农村基础设施对农业全要素生产率的影响研究[J]. *财贸研究*, 2018, 29(4): 36-45. [Deng X L, Yan W B. Spillover effects of rural infrastructure on agricultural total factor productivity in China[J]. *Finance and Trade Research*, 2018, 29(4): 36-45.]
- [26] 吴清华,冯中朝,何红英.农村基础设施对农业生产率的影响:基于要素投入的视角[J]. *系统工程理论与实践*, 2015, 35(12): 3164-3170. [Wu Q H, Feng Z C, He H Y. The influence of rural infrastructure on agricultural productivity: A view based on factor input[J]. *Systems Engineering-Theory & Practice*, 2015, 35(12): 3164-3170.]
- [27] Marshall L, Aillery M, Malcolm S, et al. Agricultural production under climate change: The potential impacts of shifting regional water balances in the United States[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2015, 97(2): 568-588.
- [28] Howden S M, Soussana J F, Tubiello F N, et al. Adapting agriculture to climate change[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2007, 104(50): 19691-

- 19696.
- [29] Olen B, Wu J J, Langpap C. Irrigation decisions for major west coast crops: Water scarcity and climatic determinants[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2016, 98(1): 254–275.
- [30] Mecord P, Waldman K, Baldwin E, et al. Assessing multi-level drivers of adaptation to climate variability and water insecurity in smallholder irrigation systems[J]. *World Development*, 2018, (108): 296–308.
- [31] 杨宇,王金霞,黄季焜.农户灌溉适应行为及对单产的影响:华北平原应对严重干旱事件的实证研究[J]. *资源科学*, 2016, 38(5): 900–908. [Yang Y, Wang J X, Huang J K. The adaptive irrigation behavior of farmers and impacts on yield during extreme drought events in the North China Plain[J]. *Resources Science*, 2016, 38(5): 900–908.]
- [32] 马瑞,柳海燕,徐志刚.农地流转滞缓:经济激励不足还是外部市场条件约束?对4省600户农户2005–2008年期间农地转入行为的分析[J]. *中国农村经济*, 2011, (11): 36–48. [Ma R, Liu H Y, Xu Z G. Slow circulation of agricultural land: Insufficient economic incentives or external market constraints? Analysis on the farmland transfer behavior of 600 households in 4 provinces from 2005 to 2008 [J]. *Chinese Rural Economy*, 2011, (11): 36–48.]
- [33] 王岩. 差序治理、政府介入与农地经营权流转合约选择: 理论框架与经验证据[J]. *管理学报*, 2020, 33(5): 12–25. [Wang Y. Governance of difference sequence, government intervention and contract selection for farmland management rights transfer: Theoretical framework and empirical evidence[J]. *Journal of Management*, 2020, 33(5): 12–25.]
- [34] 张亚丽,白云丽,辛良杰.耕地质量与土地流转行为关系研究[J]. *资源科学*, 2019, 41(6): 1102–1110. [Zhang Y L, Bai Y L, Xin L J. Relationships between cultivated land quality and land transfer behaviors at the plot scale[J]. *Resources Science*, 2019, 41(6): 1102–1110.]
- [35] 谢花林,黄莹乾.非农就业与土地流转对农户耕地撂荒行为的影响:以闽赣湘山区为例[J]. *自然资源学报*, 2022, 37(2): 408–423. [Xie H L, Huang Y Q. Impact of non-agricultural employment and land transfer on farmland abandonment behaviors of farmer: A case study in Fujian–Jiangxi–Hunan Mountainous Areas [J]. *Journal of Natural Resources*, 2022, 37(2): 408–423.]
- [36] He Y F, Xie H L, Peng C Z. Analyzing the behavioural mechanism of farmland abandonment in the hilly mountainous areas in China from the perspective of farming household diversity[J]. *Land Use Policy*, 2020, DOI: 10.1016/j.landusepol.2020.104826.
- [37] 陈婉露,马友华,杨圣华,等.耕地地力在土地流转中的应用研究[J]. *国土与自然资源研究*, 2015, (3): 59–63. [Chen W L, Ma Y H, Yang S H, et al. The research on the application of farmland productivity in land transfer[J]. *Territory & Natural Resources Study*, 2015, (3): 59–63.]
- [38] 徐羽,李秀彬,辛良杰.中国耕地规模化流转租金的分异特征及其影响因素[J]. *地理学报*, 2021, 76(3): 753–763. [Xu Y, Li X B, Xin L J. Differentiation of scale-farmland transfer rent and its influencing factors in China[J]. *Acta Geographica Sinica*, 2021, 76(3): 753–763.]
- [39] 陈奕山,钟甫宁,纪月清.为什么土地流转中存在零租金?人情租视角的实证分析[J]. *中国农村观察*, 2017, (4): 43–56. [Chen Y S, Zhong F N, Ji Y Q. Why does “zero rent” exist in farmland transfer? An empirical analysis from the perspective of rent type [J]. *China Rural Survey*, 2017, (4): 43–56.]
- [40] 曹建华,王红英,黄小梅.农村土地流转的供求意愿及其流转效率的评价研究[J]. *中国土地科学*, 2007, (5): 54–60. [Cao J H, Wang H Y, Huang X M. Study on supply and demand willingness of rural land transaction and evaluation of transaction efficiency [J]. *China Land Science*, 2007, (5): 54–60.]
- [41] 张成玉.农村土地流转中意愿价格问题研究:以河南省为例[J]. *农业技术经济*, 2013, (12): 64–72. [Zhang C Y. Study on willing price in rural land transfer: A case study of Henan Province[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2013, (12): 64–72.]
- [42] Carter M R, Yao Y. Local versus global separability in agricultural household models: The factor price equalization effect of land transfer rights[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84(3): 702–715.
- [43] 程令国,张晔,刘志彪.农地确权促进了中国农村土地的流转吗?[J]. *管理世界*, 2016, (1): 88–98. [Cheng L G, Zhang Y, Liu Z B. Does the confirmation of agricultural land rights promote the transfer of rural land in China?[J]. *Journal of Management World*, 2016, (1): 88–98.]
- [44] Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. *Biometrika*, 1983, 70: 41–55.
- [45] Cattaneo M D. Efficient semiparametric estimation of multi-valued treatment effects under ignorability[J]. *Journal of Econometrics*, 2010, 155: 138–154.
- [46] Uysal S D. Doubly robust estimation of causal effects with multivalued treatments: An application to the returns to schooling[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2015, 30(5): 763–786.
- [47] Hirano K, Imbens G W. *The Propensity Score with Continuous Treatments*[M]. England: John Wiley & Sons, Ltd, 2004.
- [48] 常明,王西琴,贾宝珍.中国粮食作物灌溉用水效率时空特征及驱动因素:以稻谷、小麦、玉米为例[J]. *资源科学*, 2019, 41(11): 2032–2042. [Chang M, Wang X Q, Jia B Z. Driving factors and spatiotemporal differentiation of irrigation water use efficiency in China: Taking rice, wheat and corn as cases[J]. *Resources Science*, 2019, 41(11): 2032–2042.]

- [49] 常明, 王西琴, 张馨月. 农田水利管护模式对农户灌溉效率的影响[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2022, (2): 24–35. [Chang M, Wang X Q, Zhang X Y. Influence of management mode of farmland water conservancy on irrigation efficiency of farmers [J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition), 2022, (2): 24–35.]
- [50] 张宁, 陆文聪, 董宏纪. 中国农田水利管理效率及其农户参与性机制研究: 基于随机前沿面的实证分析[J]. 自然资源学报, 2012, 27(3): 353–363. [Zhang N, Lu W C, Dong H J. Management efficiency and participatory mechanism of farmland water conservancy in China: An empirical analysis based on stochastic frontier approach[J]. Journal of Natural Resources, 2012, 27(3): 353–363.]

Theoretical explanation and empirical test of the influence of irrigation institution on farmland transfer

HU Lingxiao¹, WANG Huan², WU Shunchen¹

(1. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China; 2. School of Economics, Beijing Technology and Business University, Beijing 100048, China)

Abstract: [Objective] The institution of irrigation is crucial for agricultural production and management, but its effect on farmland transfer has not been paid enough attention. Clarifying the relationship between the institution of irrigation and farmland transfer is of great significance for the agricultural modernization of China. [Methods] First, this study constructed a theoretical model to analyze the mechanism of irrigation institution affecting the farmland transfer; second, we conducted an empirical test using the survey data collected by China Institute of Rural Studies (CIRS) in 2017, and by employing the Tobit model as benchmark model, as well as the Propensity Score Matching (PSM) and Inverse-Probability Weighted Regression Adjustment (IPWRA) methods for robustness check. [Results] The results show that the unified irrigation arrangement increased farmland transfer in villages by 5 to 8 percentage points; and more frequent maintenance as well as better maintenance status of irrigation facilities also increased farmland transfer in villages. The effects of unified irrigation system and specific maintenance frequency and maintenance status of irrigation facilities on farmland transfer are also significant. [Conclusion] A healthy irrigation system and an effective irrigation facility management mechanism contribute to the realization of farmland transfer. The policy implication of the conclusion is that to promote the market-oriented circulation of farmland, we can focus on optimizing the irrigation institution.

Key words: irrigation institution; irrigation arrangements; irrigation facility management and protection; farmland transfer; Propensity Score Matching (PSM); Inverse-Probability Weighted Regression Adjustment (IPWRA)