

信贷可得性、水权确权与农业节水技术投资*

——基于水权确权试点准自然实验的证据

马九杰¹ 崔怡² 董翀³

摘要：本文首先通过构建一个两期动态投融资的理论框架，探讨信贷可得性对农户节水技术投资与资源开采投资行为的影响，以及水权确权在其中发挥的作用及其机制；然后基于2007年、2012年和2017年对内蒙古和河北2省（区）马铃薯种植户的追踪调查数据，采用双向固定效应模型和三重差分模型，分析水权确权对农户利用信贷资金进行灌溉投资的影响。研究发现，在未进行水权确权的情况下，信贷可得性并未显著促进农户的节水技术投资行为，而是促进农户对地下水的开采投资行为；在水权确权的作用下，信贷可得性对农户的节水技术采纳与投资行为和强度产生显著的正向影响，对农户资源开采投资行为则产生抑制作用。机制分析表明，水权确权会导致灌溉成本提高和灌溉水交易增加，进而促使农户采纳和投资节水技术。最后，本文提出“加快水权确权、完善水权交易机制”和“完善绿色转型金融体系”以促进农业节水技术投资的“双管齐下”的政策方向。

关键词：信贷可得性 水权确权 农业节水技术 三重差分模型

中图分类号：F323.3 **文献标识码：**A

一、引言

金融发展和金融生态环境建设对提升信贷效率（王秀丽等，2014）、降低投资者风险（陈诗一等，2021）和促进绿色投融资（苏冬蔚和连莉莉，2018）具有重要意义。在农业生产中，资金投入与信贷支持同样是决定资本形成（Kumar et al., 2013）、农业投资（Carter and Olinto, 2003）和技术采纳（Giné, 2011；Shiferaw et al., 2015）的关键因素。近年来，环境问题成为社会关注的焦点，利用金融工具推进农业绿色发展已成为政策导向。2017年，农业部与中国农业银行联合印发的《关于推进金融支持农业绿色发展工作的通知》中指出，金融是推动农业绿色发展的重要手段。2018年，农业农村部印发《农

*本文研究受到国家自然科学基金项目“数字金融发展在农村金融空间配给缓解和实体经济金融普惠中的作用研究”（编号：71973146）、国家社会科学基金重大项目“乡村振兴背景下数字乡村发展的理论、实践与政策研究”（编号：20&ZD164）、北京工商大学青年教师科研启动基金项目“水资源使用权确权、取水许可与农户节水行为”（编号：QNJJ2022）的资助。感谢匿名评审专家对本文提出的修改意见，文责自负。本文通讯作者：崔怡。

业绿色发展技术导则（2018—2030年）》，在制度保障方面指明，要吸引金融机构、风险投资、社会团体等资本，促进绿色技术创新，发展壮大农业绿色产业。2021年《“十四五”全国农业绿色发展规划》提出，适度扩大农业绿色发展金融投入规模。习近平在2021年中央经济工作会议和中央农村工作会议中强调，要加强农村生态文明建设，加大对绿色发展的金融支持。

金融与信贷可得性对农业绿色发展的影响也引起了研究者的关注。国外学者对发展中国家农村金融市场的研究显示，农业的长期投资高度依赖外部融资，故农户的绿色技术投资行为、风险应对和创收能力取决于金融服务可得性（Conning and Udry, 2007）。一些研究发现，信贷约束导致农户无法通过投资绿色技术实现生产效率提高，即信贷显著影响农户的绿色技术投资行为（Jia et al., 2015）、绿色技术采纳行为和其他有助于实现收入最大化的生产选择行为（Conning and Udry, 2007；贾蕊和陆迁，2017），所以，改善信贷渠道可以提高小农户的绿色技术投资（Tarozzi et al., 2015）、技术采纳率、农业生产率或福利（Nakano and Magezi, 2020）。另一些研究则显示，信贷对各类技术采纳的促进作用不同。例如，魏昊等（2020）发现，信贷与非农收入对资金需求大的绿色技术采纳行为影响显著，对资金需求小的绿色技术采纳行为影响不显著。此外，资本与信贷的扩张还可能带来外延式增长^①，刺激农户的掠夺性资源开采行为，造成资源过度消耗，对农业绿色发展与资源保护产生反作用。例如，Nakano and Magezi（2020）通过理论分析和实证检验发现，信贷增加了不易获得灌溉用水的农户过度利用资源的行为。

过去，中国农业长期依赖资源消耗的发展方式，造成了水土资源的严重透支和生态环境的持续恶化（张雪靓和孔祥斌，2014）。其中，地下水超采问题已经产生严重的生态影响。据统计，2020年，中国地下水超采区总面积达28.7万平方公里，年均超采量158亿立方米，引发地面沉降、河湖萎缩、生态退化等问题^②；同时，局部地区地下水超采现象严重，水资源濒临枯竭。水资源短缺对农业的约束作用日趋凸显，成为倒逼中国农业转型的重要因素之一。在此背景下，《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》对农业绿色发展作出部署。因此，推广农业节水技术对实现水资源约束下的农业发展具有重要的现实意义，是促进资源节约与环境保护、提高农业对国民经济支撑能力的必然选择。

然而，正如前文所述，一方面，农户节水技术投资的回报期较长，投资收益不确定，高度依赖外部融资；另一方面，外部融资带来的金融与信贷资金扩张很可能鼓励农户外延式扩大再生产，反而加剧对资源的消耗。那么，如何才能实现信贷与农业绿色发展有机融合，既加快农村信贷发展，又促进农业绿色技术投资，从而利用信贷资金促进农业绿色转型，就成为一个关键问题。

针对农业水权改革与农业地下水资源保护问题，政界和学界都有很多新的探索。自2014年起，水利部启动了全国水权试点工作，河北、山西、新疆等省（区）也开展了省级水权试点工作。经过各地

^①在本文中，农业领域的外延式增长是指通过增加水资源、土地等要素的投入来实现农业增长。例如，农户在获得信贷资金后，有能力通过开凿更多的机井获取水源、开垦更多的土地实现粮食增产和农业增收。

^②数据来源：《国新办举行〈地下水管理条例〉国务院政策例行吹风会》，<http://www.tba.gov.cn/slbthlyglj/zxft/content/01bb0c2a-710b-4810-8bd6-5d65a0d11772.html>。

积极有效的探索实践，水权试点在水资源使用权（简称“水权”）确权、交易和制度建设等方面取得诸多进展。有研究指出，水权确权政策有利于激励农户采纳节水技术，提高水资源利用效率（马九杰等，2021）。那么，在金融和信贷资金的支持下，水权确权政策将如何影响农户的资源开采行为或节水技术投资行为？水权确权政策是否会改变农户对信贷资金的使用和投资倾向？金融发展和水权确权政策是否共同促进了农业节水技术投资？其中的作用机理是什么？对于上述问题，鲜有学者展开深入讨论。

合理引导农户采纳具有灌溉效率提升作用的农业节水技术对于缓解地下水超采至关重要，但学界关于信贷是促进掠夺性自然资源开采还是促进节水技术投资，研究结论各异，且尚未充分考虑自然资源产权特别是水权确权在其中发挥的作用。鉴于上述研究不足，本文将尝试分析以下问题：当前信贷可得性提高引发的资本投入增加是否加剧了农户的资金密集型地下水资源开采行为，如开凿灌溉机井？信贷可得性能否激励农户投资节水技术，进而提高水资源利用效率，促进可持续农业？在何种条件下，信贷可得性将对农户的节水技术投资行为产生促进效应？水权确权政策是否在其中发挥作用？对这些问题的回答，有助于认识金融工具在帮助农户化解资源环境风险方面的作用，厘清金融工具对农户节水技术投资行为影响的潜在机理，对于缓解地下水超采、支持农业可持续发展和维系良好生态环境具有重要作用。

二、政策背景、理论模型与研究假说

（一）政策背景

自2014年起，中国积极推进地下水治理与保护工作，2014—2021年历年中央“一号文件”均提出要开展地下水超采综合治理。为降低农业灌溉对地下水资源的消耗，2014年，水利部在宁夏、江西、湖北、内蒙古、河南、甘肃、广东等7个省份率先开展了水权试点。同年，河北省开展省级水权改革探索，将沧州市东光县和献县、衡水市桃城区和安平县、邢台市临西县和任县（现任泽区）、邯郸市成安县和邱县等8个县（区）确定为全省首批水资源使用权确权试点县，先期启动水权确权工作，并在随后的3年里，将试点范围扩大到全省的115个县（市、区）。2015年河北省出台的《河北省水权确权登记办法》规定了水权确权政策的施行方案：首先，确定县域内可分配水总量；然后，核定农业用水户的水权额度。前者要低于最严格水资源管理制度确定的地下水开采总量；后者根据农户的灌溉耕地面积和亩均耕地可分配水量核算（其中，亩均耕地可分配水量按县域内农业可分配水总量平均分配）。自2015年起，内蒙古自治区也开始划定地下水超采区，并针对部分超采区试点水权确权与交易政策。

中国的农业水权制度包含诸多内容，水权确权政策是其中的重要组成部分。水权确权政策是在认真核定县域内可分配水量的前提下，将全县水量划分到生活、工业、农业、生态和预留水量等不同领域，并将水资源使用权确权到用水户，从而为下一步全面启动水价综合改革和建立水权市场奠定基础。水权确权政策试点地区的农户获得“水权证”，证书上注明每户的亩均水权额度。试点地区探索和推行了若干促进节水的市场机制，例如：设置灌溉用水总量，当水权额度有节余时，农户有权出售节余

水权并获取收益；当用水总量超过水权额度时，农户需对超额用水部分支付更高的水价；通过“一提一补”政策（即提高水价，并将提价多收的水费用于节水补贴）让用水多的农户承担高水价（刘静等，2018）。

综上，中国农村地区水权确权政策的主要内容包括确定亩均水权额度，并规定农户可有偿转让节余水权。因此，该项政策在确认农户水资源使用权的同时，有助于鼓励农户节约灌溉用水，防止地下水过度开采。这一政策的节水效果在理论上得到了很多学者的认可。但也有研究指出，水权确权政策在实际施行中面临诸多挑战，尤其是在“关系水权”发挥灌溉水资源运作主导作用的发展中国家（石腾飞，2018），因为“关系水权”通常是依托当地环境建立的，可能与水权确权政策相悖。还有研究认为，产权私有化并没有缓解“公地悲剧”（Feder and Feeny, 1991），反而由于农户理性的提高和“技术外部性”的存在，导致了更严重的资源消耗（Clark, 1980）。因此，一些学者仍然质疑在自然资源领域建立个人产权的可操作性和必要性。本文将通过构建理论模型，分析水权确权政策在“信贷促进农户节水技术投资”这一逻辑链条中发挥的作用。

（二）理论模型与研究假说

在理论研究方面，与本文相关的主要有信贷对农户投资影响、农户技术选择等模型。譬如，有学者从理论上分析金融约束对农户农地流转与农机投资的影响（柳凌韵和周宏，2017）。在农户技术选择模型的分析上，Saha et al.（1994）以农户利润最大化和预期效应最大化为目标构建了农户技术采纳模型。上述研究有助于理解农户技术采纳行为的决策逻辑，但没有为信贷可得性对农户技术采纳行为的影响提供一个适用的理论框架。对此，本文试图通过构建一个两期动态投融资模型来讨论这一命题。

参考已有文献（例如魏昊等，2020），本文假设农户风险偏好为风险中性，构建一个两期动态模型，具体为：在时期0，农户的现金投入总量为 Q_0 ，单位面积土地上的灌溉投资（包括两类，其一是降低资源消耗的节水技术投资，其二是增加资源消耗的资源开采投资）为 I_0 ，劳动力投入为 L ，贷款为 H_0 ， D_0 为时期0的收入， D_1 为时期1的收入。在时期1，农户将农业收入用于偿还贷款 H_0 （假设贷款利率为 r ）。假定农户的生产函数为 $f(I_0)$ ，且 $f'(I_0) > 0$ ， $f''(I_0) < 0$ ，即生产函数为凸函数且边际产出递减。为简化分析，假设农户的生产函数为规模报酬不变的柯布-道格拉斯函数：

$$f(I_0) = AI_0^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

（1）式中， A 表示技术水平， I_0 表示与灌溉相关的投资金额， L 表示投入的劳动力数， α 表示投资金额产出的弹性系数， $1-\alpha$ 表示劳动力产出的弹性系数， $\alpha \in (0, 1)$ 。

那么，农户在不同时期的净收入分别为：

$$D_0 = Q_0 + H_0 - I_0 \quad (2)$$

$$D_1 = AI_0^\alpha L^{1-\alpha} + BI_0 - (1+r)H_0 \quad (3)$$

（3）式中， B 是可能影响节水技术投资收益与资源开采投资收益（或成本）的因素，在本文中具体指农户是否参与水权确权政策； BI_0 是农户投资节水技术或投资资源开采所获取的额外收益（或

成本)，假设 $0 \leq |B| < 1$ ，即当期的投资收益（或成本）不高于投资金额。（3）式也反映了农户面临的净收入限制。

设定农户目标函数为各期净收入的总期望值，具体来说，将（2）式和（3）式两期净收入相加，得到农户的总期望净收入。本文假设农户追求两期净收入之和的最大值，则农户净收入最大化目标函数为：

$$\max_{\{I_0^*, H_0^*\}} \psi = E\left(\sum_{t=0}^1 D_t\right) = AI_0^\alpha L^{1-\alpha} + Q_0 + BI_0 - I_0 - rH_0 \quad (4)$$

基于上述理论框架，面对不同的信贷可得性条件，农户在净收入最大化目标函数下的最优投资决策存在显著差异。对于获得信贷的农户，所有可以提升农户净收入的灌溉投资项目都能够获得信贷资金；对于信贷可得性为零导致信贷需求完全被抑制的农户，有限的资金只能覆盖一部分灌溉投资，可能难以满足农户净收入最大化的资金需求。本文将对（1）～（3）式构成的净收入函数求解，从而通过对比分析来识别信贷可得性对农户灌溉投资的影响。

首先，分析在信贷可得条件下农户的最优灌溉投资。假设农户的灌溉投资金额全部或部分来自信贷资金，则农户在时期 0 的信贷约束条件（即信贷限制）为：

$$0 \leq H_0 \leq g I_0 \quad (5)$$

（5）式中， $g \in (0,1]$ ，表示农户所获得的信贷资金占灌溉投资金额的比例。当不存在信贷约束时，贷款 H_0 可以全部覆盖农户的灌溉投资金额 I_0 ，农户以净收入最大化目标决定其最优灌溉投资，此时有：

$$g = 1, H_0 = I_0 \quad (6)$$

当存在信贷约束时，贷款 H_0 不足以全部覆盖灌溉投资金额 I_0 （即 $0 < g < 1, H_0 < I_0$ ），假设农户会将时期 0 的净收入尽可能配置给时期 1，以实现较优投入；同时，农户会最大限度地发挥其借贷能力，此时有：

$$D_0 = 0; H_0 = g I_0 \quad (7)$$

分别将（6）式和（7）式代入（4）式求解。农户在信贷可得条件下的最优灌溉投资为：

$$I_{\text{available}}^* = \left[\frac{\alpha A}{(1+r)g - B} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot L \quad (8)$$

然后，分析在信贷不可得情况下农户的最优灌溉投资。对于完全无法获得信贷资金的农户而言，同样地，他们会将时期 0 的净收入尽可能配置给时期 1，此时有：

$$D_0 = 0; H_0 = 0 \quad (9)$$

将（9）式代入（4）式求解得到农户最优的灌溉投资金额为：

$$I_{\text{unavailable}}^* = \begin{cases} Q_0, B > 0 \\ 0, B \leq 0 \end{cases} \quad (10)$$

根据（2）式和（7）式可知，当存在信贷约束时， $I_0 = \frac{Q_0}{1-g}$ 。故当 $g \in (0,1)$ 时，有

$I_{available}^* = \left[\frac{\alpha A}{(1+r)g - B} \right]^{\frac{1}{(1-\alpha)}} \cdot L = \frac{Q_0}{1-g} > Q_0$ 。当不存在信贷约束，即 $g=1$ 时， $I_{available}^*$ 达到最大值。由此得到：

$$I_{available}^* > I_{unavailable}^* \quad (11)$$

在水权确权政策施行前，无论农户投资节水技术还是投资资源开采，均有 $B \geq 0$ （前者通过提高灌溉效率和节约灌溉成本增加农业收入；后者通过开凿灌溉机井获取水源以维持或增加灌溉水量，从而提高农业产量和增加农业收入）。根据（11）式，与无法获得信贷的农户相比，获得信贷的农户将投资更多资金用于节水技术或资源开采。在节水设备和灌溉机井投资成本相近的条件下，风险厌恶的农户更倾向于将信贷资金投资于资源开采，以实现短期收益最大化的目标。

而在水权确权政策施行后，水权价值被强化，农户的水资源使用权由县级政府统一配置，资源开采投资（在本文中特指用于开凿灌溉机井的投资，后文简称“凿井投资”）无法改变农户当年的农业水权额度，且灌溉成本随水资源使用量的提高而呈现阶梯式上升，此时 D_1 期农户需要对超额用水部分支付一个更高的灌溉成本 BI_0 （ $B < 0$ ），进一步增加信贷约束下的投资与生产成本。但当农户投资节水技术时，其节余的水权可在 D_1 期流转交易，故 D_1 期将获得额外的水权出售收益 BI_0 （ $B \geq 0$ ），缓解已有的信贷约束，同时实现长期农业生产收益的最大化。

由此可以看出，信贷可得性本身并不能界定农户对信贷资金的使用用途；若无市场化引导，农户反而可能利用信贷资金进行掠夺性资源开采投资。理论上讲，水权确权政策有助于引导农户利用信贷资金投资节水技术。第一，水权证的发放为节余水权交易和超额水价等市场化机制的施行奠定了基础，从而提高了水权交易价值和灌溉用水成本（Schlager and Ostrom, 1992），进而促进节水。相关文献表明，水权确权政策界定了水资源初始分配权与使用权，从而有助于提高资源配置利用效率（陈艳萍和吴凤平，2010）。第二，水权确权政策将增强农户对用水权和灌溉设施产权的长期稳定预期，有利于激励农户投资节水技术，以通过灌溉设施长期回报弥补短期投资成本（Green et al., 1996）。第三，水权确权政策有助于提升耕地价值，从而激励农户节约用水和保护耕地（董小菁等，2020）。综合上述分析，本文提出假说 H1、H2 和 H3。

H1：在水权确权政策施行前，信贷可得性会刺激农户投资资源开采。

H2：水权确权政策会改变信贷可得性对农户灌溉投资决策的影响，在水权确权政策的作用下，获得信贷的农户将资金从资源开采投向节水技术。

H3：水权确权政策对获得信贷农户投资节水技术的促进作用，是通过灌溉水资源价值提高和灌溉水交易增加等机制实现的。

三、研究设计与数据来源

(一) 变量选取

1.被解释变量。被解释变量为农户节水技术投资或资源开采投资方面的变量。①节水技术采纳，为虚拟变量，当农户采纳节水技术（包括大型喷灌、微型喷灌、滴灌等）时赋值为1，否则为0。②节水技术投资，为连续变量，衡量农户的亩均节水技术投资金额。③灌溉机井产权，为虚拟变量，当农户使用其个人私有产权的灌溉机井时赋值为1，否则为0。④凿井投资，为连续变量，衡量农户开凿灌溉机井的总投资金额。

2.核心解释变量。①水权确权试点。本文将水权确权政策施行时间发生在课题组最后一轮调查之前的样本村定义为试点村，将截至课题组最后一轮调查时仍未施行水权确权政策的样本村定义为非试点村^①。②农户是否参与政策。试点村中那些不使用灌溉、完全采用旱作方式的农户将不受水权确权政策的影响，故并非所有试点村中的农户都参与了水权确权政策。此变量将试点村中使用灌溉的农户定义为真正参与政策的样本，将非试点村农户和试点村中未使用灌溉的农户定义为未参与政策的样本。③政策施行前后。本文将样本村尚未施行水权确权的调查年份定义为水权确权政策施行前，将水权确权施行之后的调查年份定义为政策施行后。④信贷可得性，衡量农户是否获得信贷（包括正规信贷和非正规信贷）。⑤正规信贷可得性，衡量农户是否获得正规信贷。

3.调节变量。①灌溉水交易，衡量农户是否为他人提供有偿灌溉服务。②平均灌溉水价，衡量农户的亩均灌溉成本。

4.控制变量。参照相关文献以及理论上可能影响农户节水技术采纳行为或凿井行为的因素，本文选取灌溉相关信息、地块禀赋特征、户主个人信息和家庭层面信息、村庄特征的一系列变量作为控制变量。①灌溉相关变量（Caswell and Zilberman, 1985; Olen et al., 2016），包括凿井投资补贴、节水投资补贴。②地块特征变量（Koundouri et al., 2006; Brasselle et al., 2002; Place and Migot-Adholla, 1998），包括土壤质量、地块面积、地块承包期限、亩均种植成本、土壤类型、地形特征。③户主个人信息和家庭特征变量，包括户主年龄、户主受教育程度、户主是否参加技术推广、平均家庭财富、家庭年收入、马铃薯收入占比、务农收入占比、工资收入占比和劳动力占比。④村庄特征变量，包括村级机井数量、村级年均降水量。

(二) 数据来源与变量描述性统计

本研究所使用的数据来源于课题组对河北、内蒙古两省（区）马铃薯种植户开展的农户追踪调查，三期样本数据调查年份分别为2007年、2012年和2017年。具体调查地点为河北省张家口市涿鹿县和康保县，内蒙古自治区呼和浩特市武川县、乌兰察布市察哈尔右翼中旗和四子王旗。在样本地区，与

^①各试点村开始施行水权确权政策的年份不完全一致。在本文样本中，试点村的政策施行年份集中在2015年和2016年（样本中未观察到政策施行年份为2017年的村庄）。考虑到样本村中水权确权政策施行时间较为接近，且试点村均要求本村所有农户参与，因此，本文未进一步区分政策施行年份不同所带来的异质性处理效应。

莜麦、玉米等常见作物相比，马铃薯需水较多，且马铃薯产量很大程度上取决于灌溉用水量。根据当地农户的描述，采用旱作方式（即仅依靠自然降水，不使用灌溉）种植的马铃薯亩均产量仅有 3000 斤左右，而使用灌溉则能够将亩均产量提升至 6000 斤以上。因此，与灌溉相关的投资决策对马铃薯生产和地下水治理具有重要影响。

基期调查的抽样方法是：在内蒙古自治区和河北省选取 3 个马铃薯经济总量较大的地级市，然后在 3 个地级市马铃薯种植规模较大的县（旗）中随机抽取 5 个县（旗），在每个县（旗）随机抽取 2 个乡镇，在每个乡镇随机抽取 5 个行政村，在每个村的马铃薯种植户中随机抽取 10~15 个农户，详细统计每个马铃薯种植户自有面积最大地块与自有面积第二大地块的生产信息。3 次调查共获取有效的地块样本 1051 个。与本文相关的调查内容包括：地块层面信息、马铃薯生产与灌溉和农业灌溉投资及补贴等信息、户主个人信息和家庭层面信息、村级层面信息等。

在本文所用数据中，“村级年均降水量”变量数据来源于国家气象站对降水量的统计，其他变量数据均来源于对马铃薯种植户的微观调查。结合问卷调查地区的情况，本研究选取了与样本地区距离最近的 8 个气象站点（张北、怀来、朱日和、四子王、希拉穆仁、化德、呼和浩特、集宁），获得了 2002—2012 年 10 年的气象数据。

表 1 汇报了变量的描述性统计结果。由表 1 可见，样本地区农户节水技术采纳率约为 30%；存在信贷约束的农户占比达到 50%，存在正规信贷约束的农户占比接近 80%，样本地区农户仍然面临较大的信贷约束问题。

表 1 变量描述性统计 (N=1051)

| 变量名称 | 变量含义及赋值 | 均值 | 标准差 |
|----------|-----------------------------------|-------|--------|
| 节水技术采纳 | 农户是否采纳节水技术：采纳=1；未采纳=0 | 0.30 | 0.46 |
| 节水技术投资 | 地块灌溉设备投资成本/该地块面积，单位：元/亩 | 39.52 | 113.16 |
| 灌溉机井产权 | 是否使用个人私有产权的灌溉机井：是=1；否=0 | 0.11 | 0.31 |
| 凿井投资 | 农户开凿灌溉机井的总投资金额，单位：万元 | 0.70 | 2.07 |
| 水权确权试点 | 该村 2017 年调查之前是否为水权确权政策试点村：是=1；否=0 | 0.11 | 0.31 |
| 农户是否参与政策 | 农户是否参与水权确权政策：是=1；否=0 | 0.07 | 0.25 |
| 政策施行前后 | 试点期间虚拟变量：试点期间=1；非试点期间=0 | 0.33 | 0.47 |
| 信贷可得性 | 信贷可得性虚拟变量：获得信贷=1；未获得信贷=0 | 0.50 | 0.50 |
| 正规信贷可得性 | 正规信贷可得性虚拟变量：获得正规信贷=1；未获得正规信贷=0 | 0.22 | 0.41 |
| 灌溉水交易 | 农户是否为他人提供有偿灌溉服务：是=1；否=0 | 0.47 | 0.50 |
| 平均灌溉水价 | 灌溉成本，单位：元/亩·小时 ^a | 0.57 | 0.74 |
| 凿井投资补贴 | 凿井获得的政府总补贴/机井井深，单位：元/米 | 20.08 | 104.00 |
| 节水投资补贴 | 地块灌溉设备政府补贴/地块面积，单位：元/亩 | 27.74 | 84.12 |
| 土壤质量 | 地块土壤质量：贫瘠=1；一般=2；肥沃=3 | 1.91 | 0.65 |
| 地块面积 | 地块面积，单位：亩 | 7.64 | 6.32 |
| 地块承包期限 | 地块承包期限，单位：年 | 14.33 | 5.21 |

(续表 1)

| | | | |
|------------|---|----------|----------|
| 亩均种植成本 | 除水资源以外的其他生产要素（如种子、农药、化肥、农机等）投入成本，单位：元/亩 | 293.00 | 246.92 |
| 户主年龄 | 户主年龄，单位：岁 | 52.62 | 9.36 |
| 户主受教育程度 | 户主受教育年限，单位：年 | 6.48 | 3.07 |
| 户主是否参加技术推广 | 户主是否参加政府组织的技术推广活动：是=1；否=0 | 0.31 | 0.46 |
| 平均家庭财富 | 人均家庭财富 ^b ，单位：元 | 16191.30 | 35203.36 |
| 家庭年收入 | 所有家庭成员的年收入之和，单位：元 | 48504.11 | 60383.39 |
| 马铃薯收入占比 | 马铃薯收入占总收入比重 | 0.36 | 0.32 |
| 务农收入占比 | 务农收入占总收入比重 | 0.84 | 0.29 |
| 工资收入占比 | 工资性收入占总收入比重 | 0.13 | 0.26 |
| 劳动力占比 | 劳动力人数占家庭总人口比重 | 0.86 | 0.17 |
| 村级机井数量 | 该村灌溉机井数量，单位：口 | 16.68 | 24.65 |
| 村级年均降水量 | 该村过去 10 年的年平均降水量，单位：毫米 | 317.73 | 63.05 |

注：限于篇幅，地块土壤类型和地形特征等控制变量的描述性统计结果从略。a 在实践中，有些地区按照灌溉时长收取水费，有些地区根据灌溉面积收取水费，有些地区根据灌溉电费的 20%收取水费。本文结合灌溉时长与灌溉面积，将平均灌溉水价的计量单位折合成“元/亩·小时”，即农户在灌溉 1 亩地时，平均每小时支付的金额。b 家庭财富为现有房产、车辆、大型农机、存栏牲畜等资产折算的金额。

图 1 和图 2 分别为非试点村和试点村农户关于节水技术采纳的三重差分平行趋势^①。图中的虚垂线所标记的 2014 年，是中国水利部提出水权确权政策试点的年份，以此为分界点，本文样本调查年份可分为非试点期间（2007 年、2012 年）和试点期间（2017 年）。图 1 显示，非试点村中，在获得信贷的农户与未获得信贷的农户之间，采纳节水技术的农户比例随时间变化呈现平行趋势，即在 2014 年水权确权政策施行前后，非试点村获得信贷与未获得信贷农户节水技术采纳比例的变化相近。而图 2 显示，在试点村，水权确权政策施行前，获得信贷与未获得信贷农户采纳节水技术的比例近似于平行趋势（且均处于比较低的水平）；而在水权确权政策施行后，与未获得信贷的农户相比，水权确权政策对获得信贷的农户采纳节水技术的促进作用更为明显。综合图 1 与图 2 可以看出，从 2007 年到 2012 年（水权确权政策施行前），试点村与非试点村获得信贷农户的节水技术采纳比例的上升趋势基本呈现平行状态；但从 2012 年到 2017 年，在水权确权政策的影响下，试点村获得信贷农户采纳节水技术的比例显著提升，而在非试点村，无论农户是否获得信贷，其采纳节水技术的比例提升趋势均相对平缓。尽管非试点村农户在 2007 年和 2012 年（水权确权政策施行前）的节水技术采纳比例均高于试点村农户，但在 2017 年（水权确权政策施行后），试点村获得信贷农户的节水技术采纳比例已超过了非试点村农户，侧面验证了水权确权政策对试点村获得信贷农户的节水技术采纳行为具有良好促进效果。

^①节水技术投资金额的平行趋势图所呈现的结论与节水技术采纳比例相似，限于篇幅，不再展示。

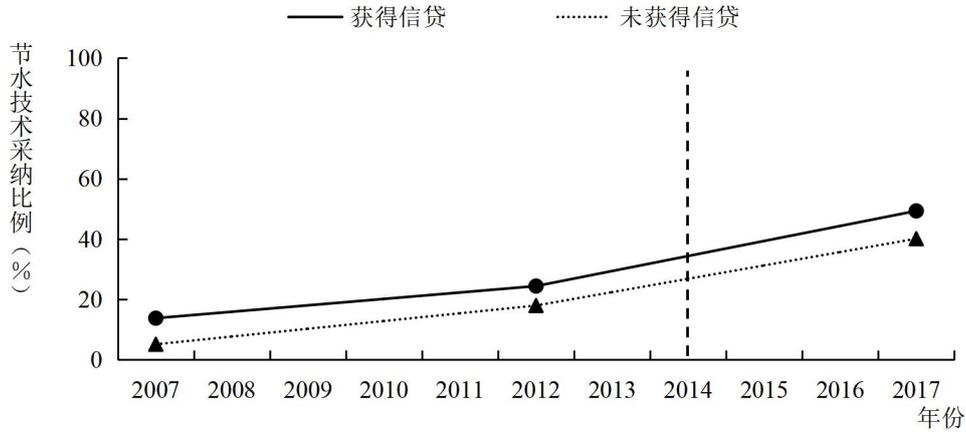


图1 非试点村农户的节水技术采纳比例

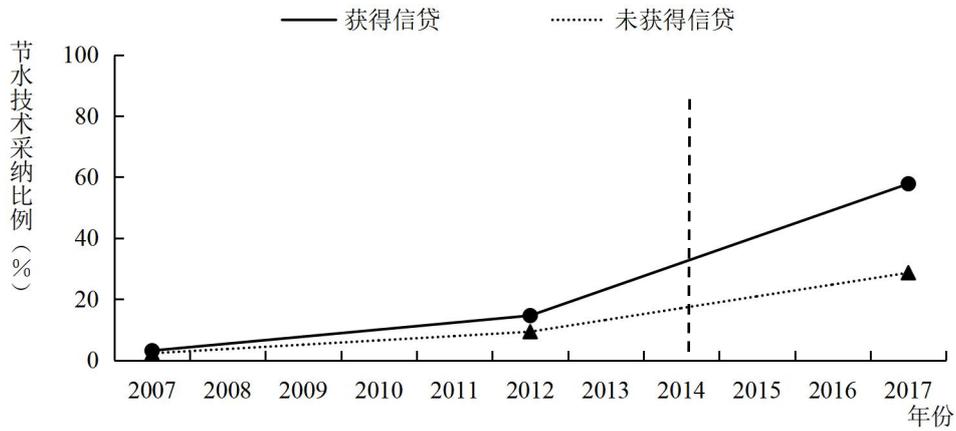


图2 试点村农户的节水技术采纳比例

(三) 研究设计

本文对河北、内蒙古2省(区)484个农户的967个地块进行3次追踪调查,其中,在水权确权政策施行前调查了2次,水权确权政策施行后调查了1次。在实践中,除了水权确权政策外,地下水超采区同时开展严格的取水许可制度(具体表现为禁止农户开凿灌溉机井)政策试点。为了避免其他政策对本文结论的干扰,故在实证研究中剔除了2014—2017年施行严格取水许可制度的试点村,仅保留了水权确权政策的试点村和未施行任何地下水超采综合治理政策的非试点村。剔除样本后,剩余176个农户的351个地块信息,形成三期非平衡面板数据,并纳入了当地降水量等客观数据。实践中,省(区)政府根据县域缺水情况来确定水权确权政策试点县;而具体到村级层面,各村开始实行政策的时间有差异。截至2017年,样本村中既有已施行水权确权政策的试点村,也有尚未施行水权确权政策的非试点村,这为本文研究提供了良好的准自然实验。笔者选择试点村参与水权确权政策的农户作为处理组,其余农户作为控制组,考察政策施行对处理组和控制组影响的差异。同时,为了解决不同信贷条件下的异质性效应,本文构建三重差分模型,比较不同农户在水权确权政策施行前后灌溉投

资行为的变化。

根据前文理论分析,在水权确权政策施行前,农户利用信贷资金进行灌溉投资的方向主要有两种,一是投资节水技术,二是投资资源开采。在水权确权政策施行后,投资于资源开采的农户将面临更高的灌溉成本,而投资于节水技术的农户可从中获益。本文将分别检验在有无水权确权政策的条件下,信贷可得性对农户节水技术投资与凿井投资的影响(前者代表节水行为,后者代表资源开采行为),并进一步分析二者的节水效果。

首先,本文构建信贷可得性对农户灌溉投资行为影响的面板双向固定效应模型,使用水权确权政策试点之前的数据集,评估在尚未施行水权确权政策的条件下,信贷可得性对农户灌溉投资行为的影响。模型设定如下:

$$y_{ihvt} = \alpha_0 + \alpha_1 Credit_{hvt} + \theta X_{ihvt} + \gamma_h + \sigma_c + \xi_t + \varepsilon_{ihvt} \quad (12)$$

(12)式中, y_{ihvt} 表示在 t 年村庄 v 中农户 h 对地块 i 的灌溉投资情况,具体包括:①节水技术采纳 ($Technology_{ihvt}$), 虚拟变量,衡量在 t 年农户 h 对地块 i 的灌溉方式,若农户采纳节水技术(例如大型喷灌、微型喷灌、滴灌等)则赋值为 1,若未采纳节水技术则赋值为 0;②节水技术投资 ($Equipcost_{ihvt}$), 连续变量,衡量在 t 年农户 h 对地块 i 的亩均节水灌溉技术投资金额;③灌溉机井产权 ($Wellproperty_{ihvt}$), 虚拟变量,衡量在 t 年农户 h 用于地块 i 的灌溉机井是否为农户个人私有,若是则赋值为 1,否则为 0;④凿井投资 ($Wellcost_{ihvt}$), 连续变量,衡量在 t 年农户 h 对地块 i 的凿井金额。 $Credit_{hvt}$ 衡量农户 h 是否获得信贷(包括正规信贷与非正规信贷),若是则为 1,否则为 0。 X_{ihvt} 是一组控制变量, θ 为控制变量的系数, α_0 为常数项, γ_h 、 σ_c 、 ξ_t 和 ε_{ihvt} 分别代表农户固定效应、县域固定效应、年份固定效应和随机误差项。

其次,本文构建估计农户农业节水技术投资行为影响因素的模型,以比较已受到水权确权政策影响的农户和尚未受到政策影响的农户农业灌溉投资行为的差异。传统的三重差分模型形式如下:

$$\begin{aligned} y_{ihvt} = & \alpha_0 + \alpha_1 Credit_{hvt} + \alpha_2 Treat_v + \alpha_3 Post_t \\ & + \alpha_4 Credit_{hvt} Treat_v + \alpha_5 Credit_{hvt} Post_t + \alpha_6 Treat_v Post_t \\ & + \alpha_7 Credit_{hvt} Treat_v Post_t + \theta X_{ihvt} + \gamma_h + \sigma_c + \xi_t + \varepsilon_{ihvt} \end{aligned} \quad (13)$$

(13)式中, $Treat_v$ 为水权确权试点虚拟变量,具体而言,若村庄在本文 2017 年调查之前已施行水权确权政策,赋值为 1,若村庄截至 2017 年仍未施行水权确权政策,赋值为 0。 $Post_t$ 为政策施行前后变量,衡量样本调查年份是否在水权确权政策试点期间,即当样本调查年份为 2007 年或 2012 年时,视为非试点期间,赋值为 0,当样本调查年份为 2017 年时,视为试点期间,赋值为 1。其他变量的含义与(12)式相同。该模型假设水权确权政策试点村中的所有农户都受到政策影响,用来检验水权确权政策试点村选择带来的净效应,衡量处理组和控制组的均值差异。然而,有些试点村的农户可能选择不使用灌溉,从而并不会受到水权确权政策施行影响,所以传统的三重差分模型可能会低估水权确权政策的效果。

为此,本文构建针对真正参与水权确权政策农户的处理效应(treatment on the treated, TOT)模型

（下文简称“真实处理效应模型”），该模型用来衡量参与和未参与水权确权政策的农户灌溉投资情况差异。模型设定如下：

$$\begin{aligned}
 y_{ihvt} = & \alpha_0 + \alpha_1 Credit_{hvt} + \alpha_2 TakeTreat_v + \alpha_3 Post_t \\
 & + \alpha_4 Credit_{hvt} TakeTreat_v + \alpha_4 Credit_{hvt} Post_t + \alpha_6 TakeTreat_v Post_t \\
 & + \alpha_7 Credit_{hvt} TakeTreat_v Post_t + \theta X_{ihvt} + \gamma_h + \sigma_c + \xi_t + \varepsilon_{ihvt}
 \end{aligned} \tag{14}$$

（14）式中， $TakeTreat_{hv}$ 为农户是否参与政策虚拟变量，当农户参与水权确权政策时赋值为 1，否则为 0。其他变量的含义与（12）式、（13）式相同。真实处理效应模型能够评估真正被水权确权政策作用的试点村农户的行为变化，所以能够反映水权确权政策的真实影响。本文将对真实处理效应模型进行估计和分析。

但是，由于农户使用灌溉并参与水权确权政策的行为具有自选择效应，本文借鉴 Chetty et al. (2016) 的做法，使用水权确权试点 ($Treat_v$) 变量作为农户是否选择参与水权确权政策 ($TakeTreat_{hv}$) 这一内生变量的工具变量，并采用两阶段最小二乘法估计（15）式、（16）式，以缓解内生性问题。

$$TakeTreat_v = \beta_0 + \beta_1 Treat_v + \theta X_{ihvt} + \gamma_h + \sigma_c + \xi_t + \varepsilon_{ihvt} \tag{15}$$

$$\begin{aligned}
 y_{ihvt} = & \alpha_0 + \alpha_1 Credit_{hvt} + \alpha_2 TakeTreat_v + \alpha_3 Post_t \\
 & + \alpha_4 Credit_{hvt} TakeTreat_v + \alpha_4 Credit_{hvt} Post_t + \alpha_6 TakeTreat_v Post_t \\
 & + \alpha_7 Credit_{hvt} TakeTreat_v Post_t + \alpha_8 Treat_v + \theta X_{ihvt} + \gamma_h + \sigma_c + \xi_t + \varepsilon_{ihvt}
 \end{aligned} \tag{16}$$

综上，本文利用三重差分法和工具变量法估计真实处理效应模型，检验参与水权确权政策对获得信贷农户灌溉投资情况（因变量）的影响，并在村庄层面对标准误进行聚类。

四、模型估计结果与分析

（一）基准回归结果

首先，本文利用分样本回归检验了信贷可得性对不同水权环境下农户灌溉投资情况的影响。为了评估在未施行水权确权政策背景下信贷可得性对农户节水技术投资或资源开采投资行为的影响，本文选取水权确权政策施行前（即 2007 年和 2012 年）的数据集，构建子样本，使用面板数据双向固定效应模型进行估计。信贷可得性与正规信贷可得性对子样本农户灌溉投资行为影响的回归结果如表 2 所示。基于子样本的回归结果，在水权确权政策施行前，信贷可得性对农户的节水技术采纳和投资行为没有显著影响，反而提高农户的凿井投资。如（3）列和（4）列所示，信贷可得性一方面促进农户使用私有产权的灌溉机井，另一方面提高农户的凿井投资金额，即信贷可得性加剧农户对水资源的掠夺性开采。类似地，（5）列估计结果显示，在水权确权政策非试点村中，获得正规信贷反而抑制农户的节水技术采纳行为，即正规信贷可得性对农户节水产生负向影响。综上，在水权确权政策施行前，信贷可得性整体上促进农户的灌溉机井投资行为，对其节水技术投资行为则具有负向影响，与节水目标相悖。以上结果验证了本文的研究假说 H1。

表2 信贷可得性对农户灌溉投资影响的面板固定效应模型回归结果

| 变量名称 | 节水技术采纳 | 节水技术投资 | 灌溉机井产权 | 凿井投资 |
|------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 信贷可得性 | -0.0151 (0.0281) | -0.0193 (0.1995) | 0.1105* (0.0634) | 0.2839* (0.1578) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 农户固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 702 | 702 | 702 | 702 |
| 组内R ² | 0.4258 | 0.9792 | 0.1104 | 0.5154 |
| | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 正规信贷可得性 | -0.0433* (0.0234) | 1.3920 (1.8550) | 0.1323 (0.0984) | 0.1133 (0.6310) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 农户固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 702 | 702 | 702 | 702 |
| 组内R ² | 0.4472 | 0.9792 | 0.1060 | 0.5112 |

注：①*表示 10%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

然后，为了检验水权确权政策施行后，信贷可得性对农户节水技术投资的影响，本文采用三重差分模型对样本数据进行回归，具体结果如表 3 所示。其中，（1）列和（2）列是真实处理效应模型的估计结果，（3）列和（4）列是使用工具变量法估计真实处理效应模型的回归结果。表 3（1）列结果显示，三重差分交互项在 1%的统计水平上显著且系数为正。考虑到样本中农户使用地下水进行农业灌溉从而参与水权确权具有自选择效应，因此，若不使用工具变量法估计 TOT 模型，可能会低估政策的影响。当本文利用工具变量法处理解释变量的内生性后，（3）列结果显示，三重差分交互项在 1%的统计水平上显著且系数为正，表明在水权确权政策试点村中，获得信贷的农户采纳节水技术的概率显著上升。根据（4）列结果，三重差分交互项在 5%的统计水平上显著且系数为正，意味着在水权确权政策试点村中，信贷可得性提高农户的节水技术投资金额。本文对（3）列和（4）列结果进行工具变量不可识别检验和弱工具变量检验，其中，Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 P 值为 0.0000，即在 1%显著性水平上拒绝“工具变量识别不足”的原假设；Cragg-Donald Wald F 统计量为 215.06，远大于 10%显著性水平上的 Stock-Yogo 临界值 16.38，说明本文的工具变量与内生变量具有较强的相关性^①。

^①表 4 至表 7、表 9 和表 10 中的回归结果均通过了工具变量不可识别检验和弱工具变量检验，限于篇幅，后文的检验具体结果从略。

表3 信贷可得性对农户节水行为影响的三重差分模型回归结果

| 变量名称 | TOT | | TOT (工具变量法) | |
|---------------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| | 节水技术采纳 | 节水技术投资 | 节水技术采纳 | 节水技术投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 三重差分交互项 (信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后) | 0.3488*** (0.1114) | 38.9128 (46.2192) | 1.2964*** (0.3959) | 39.1247** (15.3336) |
| 信贷可得性×农户是否参与政策 | -0.0284 (0.0858) | 12.9706 (24.6143) | -0.3586** (0.1493) | -6.1752 (6.7795) |
| 信贷可得性×政策施行前后 | -0.1544*** (0.0476) | -16.3974 (11.4394) | -0.1903*** (0.0494) | -6.9912 (5.4445) |
| 农户是否参与政策×政策施行前后 | -0.1623* (0.0973) | -29.1804 (29.4326) | -0.6064*** (0.1947) | -49.7888*** (8.7310) |
| 信贷可得性 | 0.0295 (0.0288) | -7.9176 (7.0388) | 0.0476* (0.0283) | 2.1944 (2.9304) |
| 农户是否参与政策 | -0.0785 (0.0805) | 1.8484 (18.2059) | -0.0149 (0.0826) | -15.0742*** (5.5700) |
| 政策施行前后 | 0.1275** (0.0614) | 30.9582** (15.1639) | 0.1978*** (0.0631) | 11.4550** (5.6671) |
| 平均灌溉水价 | 0.1151*** (0.0177) | 8.3497** (4.1598) | 0.1197*** (0.0163) | 3.6870* (1.9371) |
| 凿井投资补贴 | 0.0009*** (0.0001) | 0.9565*** (0.0324) | 0.0009*** (0.0001) | 0.9693*** (0.0084) |
| 节水投资补贴 | 0.0001 (0.0001) | 0.0077 (0.0309) | 0.0001 (0.0001) | -0.0105 (0.0132) |
| 土壤质量 | -0.0275 (0.0223) | -3.9029 (5.1880) | -0.0249 (0.0204) | 4.6794** (2.0614) |
| 地块面积 | -0.0032 (0.0021) | -0.7003 (0.4772) | -0.0035* (0.0019) | -0.3284* (0.1919) |
| 地块承包期限 | -0.0071** (0.0035) | -0.2060 (0.8501) | -0.0091*** (0.0034) | 1.5731*** (0.2621) |
| 亩均种植成本 | 0.0002*** (0.0000) | 0.0024 (0.0109) | 0.0002*** (0.0000) | 0.0065 (0.0041) |
| 土壤类型-盐碱土 | 0.0745 (0.0455) | 13.7750 (10.5481) | 0.1027** (0.0415) | 4.1495 (3.9197) |
| 土壤类型-粘土 | 0.1227*** (0.0434) | 12.3414 (10.0609) | 0.1438*** (0.0395) | -4.4563 (3.9250) |
| 土壤类型-沙土 | 0.2022*** (0.0525) | 32.4329*** (12.2202) | 0.2340*** (0.0479) | -7.6029 (5.1563) |

(续表3)

| | | | | |
|-------------------------------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| 土壤类型-壤土 | -0.0149 (0.0777) | 7.9614 (17.9081) | -0.0230 (0.0702) | 2.8562 (6.1061) |
| 土壤类型-黄土 | -0.0804** (0.0403) | 0.6683 (9.3879) | -0.0676* (0.0370) | -0.6331 (4.0995) |
| 地形特征-平原 | -0.1027** (0.0450) | 10.2670 (10.5930) | -0.1130*** (0.0417) | -5.8629 (3.9979) |
| 地形特征-丘陵 | -0.0124 (0.0474) | -1.2573 (11.1262) | -0.0221 (0.0438) | 2.4500 (4.1970) |
| 户主年龄 | 0.0019 (0.0030) | 0.1392 (0.7386) | 0.0013 (0.0029) | -0.0426 (0.2295) |
| 户主受教育程度 | -0.0024 (0.0074) | 0.7440 (1.8087) | -0.0026 (0.0071) | -1.8165*** (0.5818) |
| 户主是否参加技术推广 | 0.0091 (0.0387) | -6.4723 (9.1026) | 0.0252 (0.0357) | 0.6666 (3.9842) |
| 平均家庭财富 | 0.0052 (0.0120) | -2.3928 (2.9094) | 0.0027 (0.0115) | -1.6239 (1.1447) |
| 家庭年收入 | -0.0185 (0.0134) | -1.5202 (3.2487) | -0.0217* (0.0128) | -0.3580 (1.2097) |
| 马铃薯收入占比 | 0.1222** (0.0491) | 34.0603*** (11.9333) | 0.1266*** (0.0468) | 0.5334 (1.7473) |
| 务农收入占比 | 0.0305 (0.0929) | 10.0811 (22.4842) | 0.0482 (0.0891) | 2.3930 (7.1281) |
| 工资收入占比 | 0.0360 (0.0531) | 1.5574 (12.8586) | 0.0429 (0.0508) | -0.6294 (4.7515) |
| 劳动力占比 | 0.1141 (0.1029) | 88.3411*** (25.0285) | 0.1468 (0.0991) | 9.8064 (8.2860) |
| 村级机井数量 | 0.0009 (0.0013) | 0.1297 (0.2939) | 0.0014 (0.0012) | 0.0015 (0.0788) |
| 村级年均降水量 | -0.0003 (0.0005) | -0.0488 (0.1302) | -0.0003 (0.0005) | -0.0218 (0.0382) |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 农户固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 1051 | 1051 | 1051 | 1051 |
| 组内R ² /调整的R ² | 0.5801 | 0.6417 | 0.63467 | 0.9188 |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③在回归中，土壤类型以“土壤类型-黑土”为参照组，地形特征以“地形特征-山地”为参照组。

采用同样的方法，本文检验了农户参与水权确权政策后，信贷可得性对其资源开采行为的影响，表4汇报了回归结果。（1）列和（2）列中，真实处理效应模型核心解释变量的系数均不显著。由此可见，在水权确权政策施行后，信贷可得性对参与水权确权政策的农户开凿灌溉机井等地下水资源开采投资不再具有促进作用。在利用工具变量法处理解释变量的内生性问题后，农户凿井投资显著降低，如（4）列所示，在水权确权政策施行后，信贷可得性会降低参与水权确权政策农户的凿井投资金额。

表4 信贷可得性对农户资源开采行为影响的三重差分模型回归结果

| 变量名称 | TOT | | TOT（工具变量法） | |
|-------------------------------------|--------------------|---------------------|--------------------|----------------------|
| | 灌溉机井产权 | 凿井投资 | 灌溉机井产权 | 凿井投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 三重差分交互项（信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后） | 0.0502 (0.0853) | -0.4225 (0.3004) | 0.2167 (0.3241) | -0.0479* (0.0280) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 农户固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 1051 | 1051 | 1051 | 1051 |
| 组内R ² /调整的R ² | 0.2414 | 0.3634 | 0.4464 | 0.6093 |

注：①*表示10%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表3相同。

最后，本文考察了正规信贷可得性对农户采纳节水技术的影响，采用三重差分模型对样本数据进行回归，具体结果如表5所示。其中，（1）列和（2）列是TOT模型的估计结果，（2）列结果显示，三重差分交互项在5%的统计水平上显著且系数为正。这意味着正规信贷可得性同样有助于提高农户的节水技术投资金额。（3）列和（4）列是TOT模型利用工具变量处理内生性问题后的估计结果。（3）列结果显示，三重差分交互项在5%的统计水平上显著且系数为正，表明政策施行后，获得正规信贷的农户采纳节水技术的概率显著提升。

表5 正规信贷可得性对农户节水技术采纳和节水技术投资影响的三重差分模型回归结果

| 变量名称 | TOT | | TOT（工具变量法） | |
|-------------------------------------|--------------------|------------------------|----------------------|----------------------|
| | 节水技术采纳 | 节水技术投资 | 节水技术采纳 | 节水技术投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 三重差分交互项（正规信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后） | 0.1814 (0.1205) | 35.0362** (42.1053) | 2.0417** (0.9742) | 37.3862 (61.5179) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 农户固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 1051 | 1051 | 1051 | 1051 |
| 组内R ² /调整的R ² | 0.6297 | 0.6468 | 0.6033 | 0.6933 |

注：①**表示 5% 的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

采用同样的方法，本文检验了在水权确权政策施行后，正规信贷可得性对农户资源开采投资的影响，表 6 汇报了估计结果。结果显示，TOT 模型和利用工具变量处理后的 TOT 两阶段模型中核心解释变量的回归结果均不显著。由此可见，在水权确权政策施行后，正规信贷可得性对农户的地下水资源开采投资行为不具有显著的正向影响。表 3 至表 6 的回归结果验证了本文的研究假说 H2。

表 6 正规信贷可得性对农户资源开采行为影响的三重差分模型回归结果

| 变量名称 | TOT | | TOT (工具变量法) | |
|-------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 灌溉机井产权 | 凿井投资 | 灌溉机井产权 | 凿井投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 三重差分交互项 (信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后) | -0.0546 (0.1520) | -0.5503 (0.9286) | -0.0533 (0.2235) | -0.3924 (1.3567) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 农户固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 1051 | 1051 | 1051 | 1051 |
| 组内R ² /调整的R ² | 0.2357 | 0.3590 | 0.4426 | 0.5537 |

注：①括号中为稳健标准误；②控制变量与表 3 相同。

(二) 稳健性检验

首先，考虑到节水技术采纳只发生在使用灌溉的农户群体中，采用旱作方式的农户并不会投资节水技术，本文把样本限制为使用灌溉的农户再次进行回归，表 7 汇报了估计结果。结果表明，当处理组被替换为使用灌溉的试点村农户，并利用工具变量法处理内生性问题后，获得信贷的农户采纳节水技术的概率显著提升，且其亩均节水设备投资金额也得到提高。本文同样检验了在使用灌溉的子样本中，信贷可得性对农户开采投资的影响，以及正规信贷可得性对农户节水投资和开采投资的影响，所得到的估计结果分别与表 4、表 5 和表 6 类似。限于篇幅，估计结果从略。

表 7 信贷可得性对使用灌溉农户技术采纳和节水技术投资影响的三重差分模型回归结果

| 变量名称 | TOT | | TOT (工具变量法) | |
|---------------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|--------------------------|
| | 节水技术采纳 | 节水技术投资 | 节水技术采纳 | 节水技术投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 三重差分交互项 (信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后) | 1.1597*** (0.3372) | 1.4662*** (0.5568) | 133.1834* (78.2393) | 104.6584*** (27.8416) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 农户固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 468 | 468 | 468 | 468 |

(续表 7)

| | | | | |
|-------------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| 组内R ² /调整的R ² | 0.6014 | 0.6244 | 0.9336 | 0.9286 |
|-------------------------------------|--------|--------|--------|--------|

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

其次，考虑到可能有很多因素会影响水权确权政策试点村的选取，试点村与非试点村在基础条件、水资源禀赋等方面可能存在差异；同时，在非试点村中，即使农户自身有意愿，也无法参与水权确权政策，因此，理论上讲只有在试点村中，才能考察农户对参与水权确权政策的自主选择情况。为此，本文将样本限制为水权确权政策试点村，比较试点村中参与水权确权政策和未参与水权确权政策农户灌溉投资行为的差异。表 8 汇报了试点村中水权确权政策参与对农户灌溉行为影响的回归结果。从(1)列结果可以看出，在试点村中，当获得信贷资金后，参与水权确权政策的农户采纳节水技术的概率显著高于未参与水权确权政策的农户；从(4)列结果可以看出，参与水权确权政策能在一定程度上降低获得信贷农户的凿井投资金额；尽管(2)列和(3)列三重差分交互项系数不显著，但其符号仍然显示，参与水权确权政策提高农户的节水技术投资金额、降低农户使用私有产权灌溉机井的概率。以上结果亦与本文的基准回归结果一致。

表 8 信贷可得性对试点村农户灌溉投资影响的三重差分模型回归结果

| 变量名称 | 节水技术采纳 | 节水技术投资 | 灌溉机井产权 | 凿井投资 |
|--------------------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 三重差分交互项（信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后） | 0.2223*** (0.0401) | 8.8963 (9.0802) | -0.0764 (0.0870) | -0.0042*** (0.0011) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 农户固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 114 | 114 | 114 | 114 |
| 组内R ² | 0.8478 | 0.7572 | 0.3935 | 0.6157 |

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

(三) 安慰剂检验

本文对基准回归结果进行安慰剂检验。首先，假设水权确权政策施行时间为 2012 年（即当样本调查年份为 2007 年时，虚拟的政策施行前后变量赋值为 0；当样本调查年份为 2012 年或 2017 年时，虚拟的政策施行前后变量赋值为 1），重新对三重差分模型进行回归。表 9 中的估计结果显示，信贷可得性对农户节水技术投资金额的影响不显著，对农户节水技术采纳行为具有显著的负向影响。由此验证在水权确权政策真正施行以前（2012 年），处理组农户的节水技术采纳率并不存在高于控制组农户的预先趋势，而处理组农户的实际节水技术采纳率比控制组农户更高，是施行水权确权政策的结果。这在一定程度上说明本文基准回归结果是稳健的。

表 9 安慰剂检验结果（假设水权确权政策施行时间为 2012 年）

| 变量名称 | TOT（工具变量法） | |
|-----------------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 节水技术采纳 | 节水技术投资 |
| | (1) | (2) |
| 三重差分交互项（信贷可得性×农户是否参与政策×虚拟的政策施行前后） | -4.8825** (2.3615) | -11.0260 (46.5296) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 |
| 农户固定效应 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 1051 | 1051 |
| 调整的R ² | 0.3212 | 0.6889 |

注：①**表示 5% 的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

其次，本文随机设定水权确权政策的处理组农户，重新估计三重差分 TOT 模型。表 10 估计结果显示，信贷可得性对虚拟的政策处理组农户节水技术投资金额的影响不显著，对虚拟的政策处理组农户技术采纳行为具有显著负向影响，由此排除了其他偶然因素对三重差分结果的影响，进一步验证了本文基准回归结果的稳健性。

表 10 安慰剂检验结果（随机选择政策处理组样本）

| 变量名称 | TOT（工具变量法） | |
|--------------------------------|----------------------|-----------------------|
| | 节水技术采纳 | 节水技术投资 |
| | (1) | (2) |
| 三重差分交互项（信贷可得性×虚拟的政策处理组×政策施行前后） | -1.8952* (1.0041) | 65.1742 (237.2480) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 |
| 农户固定效应 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 1051 | 1051 |
| 调整的R ² | 0.6512 | 0.6800 |

注：①*表示 10% 的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

（四）机制分析

为了检验水权确权政策是否对灌溉成本和灌溉水交易产生影响，进而改变农户获得信贷后的节水技术采纳行为，本文分别检验灌溉水价和农户灌溉水交易的机制效应。首先，根据平均灌溉水价，将平均灌溉水价低于 0.5 元/亩·小时的样本划归低水价组，反之划归高水价组，以评估在水权确权政策施行前后信贷可得性对两组农户节水技术采纳行为的影响；然后，根据农户是否为他人提供有偿灌溉服务，将样本划分为未进行灌溉水交易组和进行灌溉水交易组，以评估水权确权政策施行前后信贷可

得性对农户技术采纳行为的影响。回归结果如表 11 所示。(1) 列结果显示, 三重差分交互项的系数不显著, 意味着对于参与水权确权政策的农户而言, 信贷可得性并未显著影响低水价组农户的采纳节水技术的概率; 但对于高水价组农户而言, 当农户参与水权确权政策后, 其采纳节水技术的概率显著提升。水权确权政策通过提高灌溉成本, 影响获得信贷农户的节水技术采纳行为。(3) 列和(4) 列结果显示, 在参与水权确权政策的农户中, 信贷可得性对两组农户的节水技术采纳行为影响均显著, 但(4) 列三重差分交互项的系数大于(3) 列, 说明在水权确权政策施行后, 获得信贷对进行灌溉水交易组农户的影响较大, 对未进行灌溉水交易组农户的影响较小, 即水权确权政策通过促进农户的灌溉水交易行为, 影响获得信贷农户的节水技术采纳行为。以上机制分析结果验证了研究假说 H3。本文采用同样的方法检验了正规信贷可得性对异质性群体节水技术采纳行为的影响, 估计结果与表 11 类似。限于篇幅, 估计结果从略。

表 11 机制分析: 信贷可得性对异质性群体节水技术采纳行为影响的三重差分模型回归结果

| 变量名称 | 节水技术采纳 | | 节水技术采纳 | |
|--------------------------------|--------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 低水价组 | 高水价组 | 未进行灌溉水交易组 | 进行灌溉水交易组 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 三重差分交互项(信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后) | 0.1917 (0.1219) | 0.5417** (0.2551) | 0.2975*** (0.0994) | 1.3068*** (0.3493) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 农户固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 542 | 509 | 562 | 489 |
| 调整的R ² | 0.4336 | 0.5673 | 0.5767 | 0.5490 |

注: ①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平; ②括号中为稳健标准误; ③控制变量与表 3 相同。

五、研究结论与启示

本文从农户微观视角构建两期动态投融资模型, 从理论上分析了信贷(包括正规信贷与非正规信贷)可得性对农户节水农业技术采纳行为的影响, 并基于三重差分模型和工具变量法进行实证分析, 得到以下研究结论: 水权确权政策有助于促进获得信贷的农户投资节水技术。具体而言: 第一, 在水权确权政策施行前, 对于普及程度不高、资金需求略大的节水技术而言, 获得信贷并未显著促进农户的节水技术采纳与投资行为, 反而刺激农户投资资源开采, 即通过开凿机井获取灌溉水源。第二, 在水权确权政策施行后, 水权确权和灌溉水交易得以实现, 农户获得信贷资金后进行节水技术投资的概率显著提高, 说明信贷可得性有助于促进参与水权确权政策农户的节水行为。并且, 正规信贷资金和非正规信贷资金对水权确权政策下农户节水行为的影响近似。由此可见, 水权确权政策影响了农户利用信贷资金进行灌溉投资的方向, 即从资源掠夺性投资转向绿色的节水技术投资。第三, 机制分析结果显示, 水权确权政策带来的灌溉水价提高和灌溉水交易, 是驱使农户投资节水技术、抑制农户投资

资源开采的原因。

基于上述结论可知，促进农户采纳节水农业技术，不仅要关注农户的信贷可得性和农户信贷渠道的拓展，还需要完善水权确权制度与水交易市场，在市场机制的作用下，农户将自发将信贷资金用于绿色生产。本文的研究结论具有如下政策启示：为促进节水技术投资和农业绿色转型，实现资源的可持续利用，需要完善金融体系和完善自然资源资产产权制度“双管齐下”。一方面需要完善金融体系、创新金融产品和服务，发展农业绿色转型金融，增进信贷供给，在提升农业生产经营主体的信贷可得性的同时，引导其利用信贷资金进行绿色投资，避免资源掠夺性投资；另一方面也需要完善自然资源资产的产权制度，明确自然资源资产产权主体，推进自然资源资产所有权确权，健全自然资源资产产权体系和流转交易市场，充分发挥市场机制对农户绿色技术投资行为的促进作用。对于促进农业节水技术投资和节水技术采纳而言，一是要通过多种方式拓宽农户获得信贷资金及绿色金融的渠道，解决农户的信贷约束问题；二是要进一步深化农村水权确权改革与水权制度建设，完善水权交易机制，提高水资源的交易价值，从而鼓励农户通过灌溉水交易等方式获取长期收益，减少农户过度开采资源、追求短期收益的行为。

参考文献

- 1.陈诗一、张建鹏、刘朝良，2021：《环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据》，《金融研究》第9期，第51-71页。
- 2.陈艳萍、吴凤平，2010：《基于演化博弈的初始水权分配中的冲突分析》，《中国人口·资源与环境》第11期，第48-53页。
- 3.董小菁、纪月清、钟甫宁，2020：《农业水价政策对农户种植结构的影响——以新疆地区为例》，《中国农村观察》第3期，第130-144页。
- 4.贾蕊、陆迁，2017：《信贷约束、社会资本与节水灌溉技术采用——以甘肃张掖为例》，《中国人口·资源与环境》第5期，第54-62页。
- 5.刘静、陆秋臻、罗良国，2018：《“一提一补”水价改革节水效果研究》，《农业技术经济》第4期，第126-135页。
- 6.柳凌韵、周宏，2017：《正规金融约束、规模农地流入与农机长期投资——基于水稻种植规模农户的数据调查》，《农业经济问题》第9期，第65-76页。
- 7.马九杰、崔怡、孔祥智、陈志钢，2021：《水权制度、取水许可管理与农户节水技术采纳——基于差分模型对水权改革节水效应的实证研究》，《统计研究》第4期，第116-130页。
- 8.石腾飞，2018：《“关系水权”与社区水资源治理——内蒙古查村的个案研究》，《中国农村观察》第1期，第40-52页。
- 9.苏冬蔚、连莉莉，2018：《绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为？》，《金融研究》第12期，第123-137页。
- 10.王秀丽、鲍明明、张龙天，2014：《金融发展、信贷行为与信贷效率——基于我国城市商业银行的实证研究》，《金融研究》第7期，第94-108页。
- 11.魏昊、夏英、李芸，2020：《信贷需求抑制视角下农户环境友好型农业技术采纳行为分析》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第1期，第56-66页、第164页。

- 12.张雪靓、孔祥斌, 2014: 《黄淮海平原地下水危机下的耕地资源可持续利用》, 《中国土地科学》第5期, 第90-96页。
- 13.Brasselle, A. S., F. Gaspart, and J. P. Platteau, 2002, "Land Tenure Security and Investment Incentives: Puzzling Evidence from Burkina Faso", *Journal of Development Economics*, 67(2): 373-418.
- 14.Carter, M. R., and P. Olinto, 2003, "Getting Institutions 'Right' for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment", *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1): 173-187.
- 15.Caswell, M. F., and D. Zilberman, 1985, "The Choices of Irrigation Technologies in California". *American Journal of Agricultural Economics*, 67(2): 224-234.
- 16.Chetty, R., N. Hendren, and L. F. Katz, 2016, "The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment". *American Economic Review*, 106(4): 855-902.
- 17.Clark, C. W., 1980, "Restricted Access to Common-Property Fishery Resources: A Game-Theoretic Analysis". in P. Liu (ed.) *Dynamic Optimization and Mathematical Economics*, New York: Plenum Press, 117-132.
- 18.Conning, J., and C. R. Udry, 2007, "Rural Financial Markets in Developing Countries", *Handbook of Agricultural Economics*, 3: 2857-2908.
- 19.Feder, G., and D. Feeny, 1991, "Land Tenure and Property Rights: Theory and Implications for Development Policy", *World Bank Economic Review*, 5(1): 135-153.
- 20.Giné, X., 2011, "Access to Capital in Rural Thailand: An Estimated Model of Formal vs. Informal Credit", *Journal of Development Economics*, 96(1): 16-29.
- 21.Green, G., D. Sunding, and D.Zilberman, 1996, "Explaining Irrigation Technology Choices: A Microparameter Approach", *American Journal of Agricultural Economics*, 78(4): 1064-1072.
- 22.Jia, X., H. Luan, J. Huang, and Z. Li, 2015, "A Comparative Analysis of the Use of Microfinance and Formal and Informal Credit by Farmers in Less Developed Areas of Rural China", *Development Policy Review*, 33(2): 245-263.
- 23.Koundouri, P., C. Nauges, and V. Tzouvelekas, 2006, "Technology Adoption under Production Uncertainty: Theory and Application to Irrigation Technology", *American Journal of Agricultural Economics*, 88(3): 657-670.
- 24.Kumar, C. S., C. G. Turvey, and J. D. Kropp, 2013, "The Impact of Credit Constraints on Farm Households: Survey Results from India and China", *Applied Economic Perspectives & Policy*, 35(3): 508-527.
- 25.Nakano, Y., and E. F. Magezi, 2020, "The Impact of Microcredit on Agricultural Technology Adoption and Productivity: Evidence from Randomized Control Trial in Tanzania", *World Development*, 133(C): 104997.
- 26.Olen, B., J. J. Wu, and C. Langpap, 2016, "Irrigation Decisions for Major West Coast Crops: Water Scarcity and Climatic Determinants", *American Journal of Agricultural Economics*, 98(1): 254-275.
- 27.Place, F., and S. E. Migot-Adholla, 1998, "The Economic Effects of Land Registration on Smallholder Farms in Kenya: Evidence from Nyeri and Kakamega Districts". *Land Economics*, 73(3): 360-373.
- 28.Saha, A., H. A. Love, and R. Schwart, 1994, "Adoption of Emerging Technologies Under Output Uncertainty". *American Journal of Agricultural Economics*, 76(4): 836-846.
- 29.Schlager, E., and E. Ostrom, 1992, "Property-Rights Regimes and Natural Resources: A Conceptual Analysis", *Land*

Economics, 68(3): 249-262.

30. Shiferaw, B., T. Kebede, M. Kassie, and M. Fisher, 2015, "Market Imperfections, Access to Information and Technology Adoption in Uganda: Challenges of Overcoming Multiple Constraints". *Agricultural Economics*, 46(4): 475-488.

31. Tarozzi, A., J. Desai, and K. Johnson, 2015, "The Impacts of Microcredit: Evidence from Ethiopia", *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1): 54-89.

(作者单位: ¹ 中国人民大学农业与农村发展学院;

² 北京工商大学经济学院;

³ 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 柳 荻)

Credit Availability, Water Rights Confirmation and Water-saving Technology Investment: Evidence Based on Quasi-natural Experiment in Water Rights Confirmation Pilots

MA Jiujiu CUI Yi DONG Chong

Abstract: This article constructs a two-stage dynamic theoretical framework of investment and financing and discusses the impact of the availability of credit on farmers' investment in water-saving technology and water resource exploitation, as well as the role and mechanism of water rights confirmation. Based on the micro paneltracking survey data of potato growers in Inner Mongolia and Hebei Province in 2007, 2012 and 2017, it then adopts the two-way fixed effect model and the difference-in-difference-in-differences model to analyze the impact of water rights confirmation on farmers' irrigation investment in water-saving technology with credit funds. The results show that without water rights confirmation, credit availability does not significantly increase farmers' investment in water-saving technology, but increases their investment in groundwater exploitation. Under the implementation of water rights confirmation, however, credit availability has a significant positive impact on farmers' water-saving technology adoption as well as investment intensity, while it has a restraining effect on their investment in groundwater exploitation. Mechanism analysis shows that water rights confirmation will increase irrigation costs and irrigation water resources transactions, and thus affect encourages farmers' to adopt and invest in water-saving behavior technology. Finally, this study puts forward the policy suggestions of "accelerating water rights confirmation, improving water price and water rights trading mechanism", and "improving green transformation financial system" to promote the investment in agricultural water-saving technology.

KeyWords: Credit Availability; Water Rights Confirmation; Agricultural Water-saving Technology; Difference-in-difference-in-differences Approach