

灌溉机井所有权与凿井管制政策的节水效应^{*}

——基于马铃薯种植户调查数据的分析

崔 怡¹ 马九杰¹ 孔祥智¹ 董 翀²

摘要：本文基于2007年、2012年和2017年对河北、内蒙古两省（区）502户马铃薯种植户的追踪调查数据，采用三重差分法，实证分析了中国凿井管制政策试点对农户节水行为的影响。研究发现：①凿井管制政策促进了农户节水行为，具体表现为节水技术得到采纳、灌溉水使用量减少和用水效率提高；②农户是否享有灌溉机井所有权将影响凿井管制政策的效果，与不享有井权（即使用村集体公有产权灌溉机井）的农户相比，享有私有或共有井权的农户受到的政策影响更为显著，更倾向于采取节水行为；③灌溉水交易市场培育以及政府向农户普及节水技术和农业生产知识，有助于增强凿井管制政策的节水效应。本文认为，应进一步深化凿井管制政策，根据各试点地区的灌溉机井所有权结构制定水资源取用规制政策；同时，完善水资源交易市场，加强节水技术与农业生产培训，提升农户节水素养与意识。

关键词：取水许可制度 凿井管制政策 所有权结构 节水技术采纳 三重差分模型

中图分类号：F062.6 **文献标识码：**A

一、引言

中国华北粮食主产区长期面临严重的地下水超采压力。为治理地下水超采，各级政府制定了多项水资源管理制度与政策，取水许可制度是其中的一项重要内容。早在1993年，国务院就发布了《取水许可证制度实施办法》，要求取用水资源的单位和个人提出取水许可申请。2006年，国务院发布《取水许可和水资源费征收管理条例》，细化了取水许可的审查与决定程序，同时规定取水主体应当缴纳水资源费，以促进水资源的节约与合理利用。

自2013年起，多地政府基于原有的取水许可制度，进一步增加了对开凿新灌溉机井进行管制的规定，以期更有效地控制地下水开采和压减地下水超采量。灌溉机井（下文简称为“机井”）是地下水

^{*}本文研究受到中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目“社会网络中的内外部激励、节水技术采纳与农产品产业链发展——以马铃薯产销为例”（20XNH083）的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：马九杰。

灌溉工程设施^①的核心组成部分，是华北地区农户获取生产用水的重要资产。在省级层面，2013年内蒙古自治区人民政府颁布了《内蒙古自治区地下水管理办法》，首次规定了凿井管制政策，明确提出开采地下水需要履行凿井审批手续^②。随后，2015年内蒙古自治区人民政府发布了《关于公布自治区地下水超采区及禁采区和限采范围的通知》，强调“做好禁采区封闭地下水源井和限采区限采及地下水管理和保护工作”^③。2015年起，河北省政府实施《河北省地下水管理条例》，规定县级以上人民政府强化机井关停并严控地下水开采，“在地下水禁止开采区，不得开凿新的取水井”^④。在地级市层面，自2014年起，内蒙古自治区呼和浩特市、乌兰察布市以及河北省石家庄市、张家口市等多地水务局相继出台了关于严禁擅自凿井取用地下水的通告^⑤。本文通过在内蒙古与河北的实地调查发现，在基层治理实践中，凿井管制政策已经在部分村庄展开试点，政策试点限制了这些村庄机井数量的新增，并对农户层面的用水行为产生了影响。

有观点认为，凿井管制政策会增加水资源的稀缺性，从而促进农户采纳节水技术，以维持农业产量与长期灌溉成本的稳定（Li et al., 2018）。然而，这一逻辑能否在现实中发挥作用，还会受灌溉机井所有权（下文简称“井权”）的影响。实践中常见的井权设置主要体现为私有产权、共有产权^⑥和村集体公有产权这三种形式。井权结构不同，对农户节水行为的激励约束机制也不同。私有产权的机井因所有权清晰，具有更强的节水激励作用。公有产权的机井，因其覆盖群体过大而产生公共物品属性，易出现“搭便车”现象（参见 Olson, 1977）。共有产权对地下水资源节约利用的激励作用介于私有产权和村集体公有产权之间。如果共有产权的所有者清晰，同时农村“熟人社会”所具有的非正式制度使得共有者之间可以形成相互监督的长期互动机制，将有效避免“搭便车”，产生与私有产权相似的政策效果（Ostrom et al., 1993）。更进一步地，在既定的井权结构下，当地是否存在水资源交易市场也将影响凿井管制政策的效果。水资源交易市场能够激励农户节水，井权人^⑦可以在该市场售

^① “地下水灌溉工程设施”是政策文本中常见的统称概念，“灌溉机井”是其在华北地区最主要的实现形式。本文因研究凿井管制政策，故在行文中使用“灌溉机井”的概念。

^② 资料来源：《内蒙古自治区地下水管理办法（自2013年10月1日起施行）》，http://www.jszg.com.cn/Index/Display.asp?NewsID=17792#Info_Head。

^③ 资料来源：《内蒙古自治区人民政府关于公布自治区地下水超采区及禁采区和限采范围的通知》，http://www.nmg.gov.cn/zwgg/zfgb/2015n_4820/201503/201501/t20150112_301615.html。

^④ 资料来源：《河北省地下水管理条例》，<http://slt.hebei.gov.cn/a/2017/11/17/2017111721477.html>。

^⑤ 资料来源：《石家庄市水务局详解凿井审批手续》，http://tousu.hebnews.cn/2015-04/28/content_4734015.htm；《关于保护地下水资源严禁擅自凿井取用地下水的通告》，<http://www.nmgnews.com.cn/yuquanqu/system/2014/09/05/011530637.shtml>；《张家口大力实施地下水超采综合治理》，http://hbrb.hebnews.cn/pc/paper/c/201912/04/content_17950.html。

^⑥ 即由几户小农户共同投资打井、安装水泵并共同使用和管理水井的所有权结构。

^⑦ 本文将享有私有或共有井权的农户统称为“井权人”，将不享有井权（即使用村集体公有产权机井）的农户称为“非井权人”。

卖灌溉水并从中获益。如果当地未建立水资源交易市场，即农业生产用水定价体系未能对农户节水行为产生足够激励，那么简单地限制开凿新机井反而有可能带来公有机井的过度使用，而不会带来水资源的节约。此外，政府在推出凿井管制政策的同时，是否辅以相关的宣传推广和技术培训等措施，也会关系到凿井管制政策的效果。

上述复杂的逻辑促使本文寻找经验证据，以澄清如下问题：不同的井权结构是否会带来凿井管制政策对农户节水行为的异质性影响？进一步地，凿井管制政策对节水效应的增进还需要哪些条件？例如，水资源交易市场的建立能否增强凿井管制的政策效果？针对农户的节水技术信息宣传如何在凿井管制政策试点中发挥作用？对于这些问题的探索，一方面将为完善取水许可制度和推广凿井管制政策以及制定相关配套政策提供参考依据，另一方面将有助于加深关于农户节水决策行为、水权制度创新以及地下水治理中政府管制与市场关系的理论认知。

二、文献综述

本文研究的试点地区针对农户所采取的主要政策是：在存量机井确权政策的基础上进一步采取新机井开凿管制。该政策组合与现有文献中“总量控制+交易”（cap and trade）政策类似，是一种政府规制与市场化结合的政策手段^①。该政策组合也具有水资源管理的一些独特性，包括：①总量控制不直接锚定水资源总量，而是锚定机井总量；②初始井权分配不采取拍卖，而是早期打井农户对其井权的确认；③可交易的对象并非资源产权或许可证，而是资源流量（即售卖灌溉水）。本文通过对异质性井权结构下凿井管制政策效果的理论分析和实证分析，理解政府管制与市场机制对农户节水行为的促进作用，并阐释该促进作用发挥所依赖的关键机制。文献综述将根据本文研究所涉及的主题来展开。

（一）资源规制的政策设计

学界对于资源规制的研究主要集中于设计最优规制政策以及分析规制政策的社会经济后果。规制政策主要分为公共管理介入（public intervention）和分散化治理（decentralized governance）两大类（Gruber, 2016）。其中，前者主要是各级政府或公共部门主体采取数量或价格干预手段（即直接规定资源利用指标，或对资源的使用课征一定税金），以期实现自然资源在全社会层面的优化利用（Weitzman, 1974）；后者通过私人部门（private sector）的资源所有者之间的市场化交易或协商，消除资源滥用的负外部性，进而达到优化资源配置的目的（Coase, 1960）。

长期以来，中国地下水治理主要依靠单一的行政手段，例如以计划配水为主要模式的用水总量控制以及取水许可制度（窦明等，2014）。尽管行政配给与政府管制对防止中国水资源危机的进一步恶化起到了积极作用，但仅依靠发证审查与事后监管制度未从根本上解决地下水超采问题（Colin Scott、石肖雪，2014）。灌溉系统的行政规制有可能带来资源错配，即使在最优解下，配给制度也可能导致权利和水资源分配不当（Ryan and Sudarshan, 2020）。因此，近年来中国开始重视以机井确权、建立

^①目前对于“总量控制+交易”政策的讨论，主要集中在与碳排放和污染管制相关的文献中，较少涉及与水资源管理相关的文献。一个相关的综述参见 Schmalensee and Stavins（2019）。

水资源交易市场为代表的市场化节水机制（田贵良、周慧，2016）。但在实践中，在严格管制的约束条件和运行环境下，取水许可制度与市场交易制度的衔接尚不到位（裴丽萍、王军权，2016）。针对水资源管理的文献中，对于政府干预与市场机制组合效果的探讨也并不充分，或集中于研究政府干预下的取水许可及用水配额制度的机制和福利后果（Banerji et al., 2012），或仅关注市场机制，如水资源拍卖、匹配与定价（Raffensperger, 2011）。

（二）资源规制政策对于生产者技术采纳行为的影响

从理论上分析各类资源规制政策对生产者技术采纳、技术创新和其他技术变革行为的影响（Acemoglu et al., 2012），并设计适当的识别策略对各类政策的影响进行量化评估，这是农业经济学、资源环境经济学和公共经济学的重要研究领域（Popp, 2019）。

资源规制直接影响被规制资源（在本文中即指水资源）的使用成本，进而影响生产者未来各时期的收益。在短期内，生产成本的增加有可能会减少生产者对新技术的投资（Jaffe et al., 1995）；但在长期内，如果新技术可以减少对受规制资源的消耗，则可能带来未来生产成本的减少和未来收益的增加，从而促使生产者采纳新技术，或者投资技术创新（Porter and van der Linde, 1995; Goulder and Mathai, 2009）。针对此，理论研究的重点是通过最优政策方案设计的模拟和校准，探索各种规制政策的动态后果（Perino and Requate, 2012; Krysiak, 2011）。实证研究则侧重于评估特定政策或组合政策对生产者的资源消耗或技术创新的影响（Calet and Dechezlepretre, 2016）。这些研究揭示出，同一项政策在不同的国家或地区，对技术创新的影响也往往具有较大的异质性（Popp et al., 2010）。

作为一项重要的规制手段，政府对被规制资源的产权设置与分配会影响生产者的技术决策（Place and Swallow, 2000; Stavins, 2011）。清晰的资源或资产所有权（ownership）会激励所有权人进行投资，也会促进相关的技术采纳以及技术创新（Grossman and Oliver, 1986）。目前针对产权和技术选择之间关系的研究，更多地是关注土地所有权对农业技术采纳与扩散的作用（Nguyen, 2020）；针对水权与节水技术的关系，则缺乏系统的实证评估。

除经济激励外，信息渠道等非经济性因素也会影响生产者的技术采纳行为（Smith and Desvousges, 1990; Foster and Rosenzweig, 2010）。仅依靠政策干预或经济诱导，生产者采纳环保技术的比例通常低于政策预期（Jaffe et al., 2005）。其背后的一个重要原因是，市场上存在信息摩擦（information friction），从而造成技术采纳或技术创新的低水平均衡（Jaffe et al., 2002）。缓解信息摩擦的行为助推（behavioral nudges）方式包括对农户进行教育（Espinosa-Goded et al., 2010），提供信息以降低农户对技术认知的不确定性（Lal and Israel, 2006），以及由政府来组织关于新技术的展示、宣传和培训（Genius et al., 2014）等。此外，开展节水培训和宣传也会在村庄社区层面塑造认同节水的社会规范（social norms），进而对农户节水行为产生正面作用（Farrow et al., 2017）。

三、理论分析与研究假说

地下水开采具有外部效应。同一含水层的地下水相互连通，难以清晰界定产权，属于典型的公共池塘资源。某一农户对地下水的使用会影响其他农户可使用的地下水资源总量，并改变其他农户的取

水成本 (Provencher and Burt, 1993)。在上述外部效应的作用下, 当用水总量不受控制时, 农户具有增加地下水资源开采的强度 (Pfeiffer and Lin, 2012; Huang et al., 2013) 和竞争使用地下水的动机 (Ostrom et al., 1994), 其用水量将高于理论上的最优用水量 (Saak and Peterson, 2007)。本节将在理论上阐明: 在地下水资源具有前述属性的情况下, 通过对机井 (决定农户获取地下水的设施) 进行开凿管制, 增加地下水获取的稀缺性, 进而促进农户的节水行为, 缓解地下水超采问题; 而井权结构会影响凿井管制政策效果, 明晰井权权属可以增进对农户有效利用水资源的激励, 从而与凿井管制政策共同促进节水效果的实现。此外, 灌溉水资源交易以及政府推行节水技术培训和农业生产培训则是凿井管制政策对农户节水行为产生有效影响的两个重要条件。

(一) 凿井管制政策对农户节水行为的影响

利用机井抽取地下水是中国北方开采地下水进行农业灌溉的最主要方式。作为地下水农业灌溉的供水系统, 机井数量的增长将带来采水总量的上升 (龚亚珍等, 2019) 以及浅层地下水位的下降 (连煜阳等, 2017)。理论上, 当某一特定区域内的机井密度越大时, 农户之间竞争用水的动机也越强 (龚亚珍等, 2019), 从而加剧了对地下水的超采 (Huang et al., 2013)。凿井管制政策是取水许可制度下的一项新增措施, 以对申请人凿井权利的限制与审批为主要内容, 是一种强化政府对地下水资源管理的行政手段。该政策对农户节水行为最直接的作用是阻断农户通过开凿新机井获取水资源的途径。对机井进行数量管制, 意味着对农户灌溉水可得性与取水权利进行直接限制。可见, 凿井管制政策对农户节水行为的影响可能表现为: 通过限制灌溉水的可得性来迫使农户进行节水灌溉。

但是, 凿井管制政策仅限制新机井的开凿, 并未限制原有机井的使用。当凿井管制政策加剧了机井的稀缺性时, 乡村地区的井权结构将构成影响凿井管制政策节水效果的重要因素。例如, 村集体所有产权的机井仍可能面临“公地悲剧”问题, 存在过度取水现象; 私有产权的机井则因井权价值提升而受井权人保护; 共有产权对于节水的激励则可能介于前两者之间。综上, 凿井管制政策对农户节水行为可能存在双向影响: 一方面, 对机井数量与灌溉水供给总量的限制将促进农户节水; 另一方面, 在井权不清晰时, 农户对地下水的取用可能仍未获得足够的节水激励。

(二) 井权在凿井管制政策节水效应中的作用

与流动的地下水相比, 机井的所有权更易于界定。地下水资源虽然具有公共物品属性, 但也具有只能通过机井获取的特殊性。井权不仅意味着机井这项具体资产的所有权, 还附加了地下水资源获取的权利 (Ribot and Peluso, 2003)。明晰井权归属, 有助于弱化地下水的公共物品属性, 促使井权人对机井进行维护以及对地下水资源的开采进行监督, 从而降低地下水使用中的负外部性 (Coward, 1986), 防止过度取水。

本文认为, 凿井管制政策的节水效果在不同井权结构之间存在差异。对于享有私有井权的农户, 明晰的井权降低了灌溉水资源与机井的公共物品属性, 这将激励井权人主动节水, 对机井进行维护, 避免水资源过度开采导致机井枯竭。进一步地, 井权人对产权价值与取水“安全性”的正向预期还会激励其对机井进行投资 (例如安装配套的节水灌溉设施), 使之进一步增值, 以取得机井长期使用所带来的收益 (Grossman and Oliver, 1986)。相反, 对于非井权人而言, 其获取灌溉水的渠道要么是村

集体公有产权的机井，要么是向井权人购买灌溉水。凿井管制政策带来的井权价值提升并未惠及这部分农户，由此难以对其节水设备投资和节水行为形成有效激励。对于共有井权的情况，从产权理论的角度看，每个农户对机井享有的产权弱于私有产权的情形。但是，村庄社区的“熟人社会”和同侪监督机制使得个人用水行为容易观察、权责容易界定，用水利益相关者之间有相互监督激励，可形成类似于私有产权情形下的激励约束。可以认为，共有产权对农户节水行为的激励效果接近于私有产权^①。

前述分析已经阐明，凿井管制政策的推行将增进机井的产权价值。政策的节水效果在异质性井权结构下存在差异，即享有私有井权的农户受政策的影响最大，不享有井权的农户受政策的影响最小。因此，本文提出假说 I：凿井管制政策能够促进农户的节水行为，但政策的影响效果与井权结构有关。与非井权人相比，井权人的节水行为受政策的影响较显著。

（三）水资源交易和水价值实现机制的作用

除受到对地下水进行总量限制的直接影响外，凿井管制政策节水效应还受到水资源稀缺性与交易价值提升所带来的间接影响。在水资源交易市场中，农户可将水价值转化为现实收益。因此，水资源交易市场的存在将促进农户从总量控制下的被动节水转向以获取水资源交易收益为目的的主动节水。

本文认为，市场化的灌溉水交易制度构建有助于激励农户节水，促进农户减少灌溉用水量并提高灌溉水使用效率。凿井管制政策试点前，在灌溉水资源交易市场中，新凿机井的农户会与原有机井的井权人发生竞争，从而减少后者所具有的灌溉水售卖和定价的垄断势力，进一步减少原有机井的收益。而在凿井管制政策试点后，机井具有了稀缺性，未来水资源所产生的收益将在原有机井的井权人之间分配，避免了新机井开凿导致整个区域机井平均价值下降的情况。因此，井权人将对他们所享有的机井价值产生一个更加稳定的正向预期。

可以看出，在市场机制作用下，凿井管制所引发的水资源稀缺性将表现为水资源交易价值的提高。当水资源交易市场完善时，井权人在未来每一时期节约的水资源都可能形成稳定的市场交易价值并贴现到当期，从而具有较强的节水意愿。而非井权人只能降低用水成本，并不具备增加井权资产未来收益的条件。可见，凿井管制与市场机制对非井权人节水的激励弱于井权人。由此，本文提出假说 II：市场化的灌溉水交易制度构建有助于提高井权人采纳节水技术的收益，从而激励井权人的节水行为。

（四）节水信息传播与节水素养教育的助推作用

以上分析表明，地下水治理中政府作用与市场机制协同效应的发挥有助于促进农户节水。然而，除政府管制与经济激励外，农户的节水行为还受其自身节水素养、节水技术能力和节水观念等因素的影响。此时，为农户提供与节水相关的信息，有助于促进农户提高节水能力和形成节水观念，从而构成凿井管制政策节水效应实现的助推机制。首先，对节水知识与节水技术信息的获取能够提升农户的节水能力，从而增强凿井管制政策的节水效应。技术创新投资回报的不确定性较大，而不完备信息（incomplete information）与不完美信息（imperfect information）将加剧农户收益的不确定性，这是技

^①在已有研究中，一般也将共有产权和私有产权机井归为产权属性类似的一个范畴之内，统称为“非集体产权的机井”，而与“村集体公有产权的机井”加以区分（王金霞等，2000）。

术扩散与效率改进的重要制约因素（Jaffe et al., 2005; Emerick and Dar, 2020）。当农户对节水技术及其长期内降低生产成本的作用缺乏了解时，匮乏的信息可能导致政府管制失效与市场机制失灵。其次，价值观与亲环境动机（pro-environmental intentions）的助推作用也是影响凿井管制政策节水效应的重要因素。当农户的环境保护意识较低时，无论是政府的管制政策，还是市场的经济激励，可能均不足以促进农户的节水行为。

本文认为，凿井管制政策节水效果实现的另一类重要机制是依靠政府的培训服务与宣传活动改变农户的信息结构与社会规范，对节水效果进行助推。一方面，政府为农户提供与节水技术及农业生产相关的信息或培训活动，有助于缓解技术扩散中的信息摩擦，并提高农户的生产效率（Emerick and Dar, 2020）。以生产成本最小化为目标的农户，将会寻求投资节水技术、提高灌溉效率等降低长期成本的生产优化途径。另一方面，政府组织的节水技术培训不仅有助于技术扩散、让农户掌握节水技术，还有可能在农户社区塑造一个节水的社会规范，提高农户的节水意识。这种非经济激励且基于规范的信息传递将构成社会规范干预，助推农户的节水行为。由此，本文提出假说III：政府的节水政策宣传、节水知识和技术培训有助于加强凿井管制政策的节水效果。政府为农户提供适当的农业生产技术培训和节水技术信息，提升农户节水素养和意识，将会激励农户采纳节水技术、提高灌溉用水效率。

四、数据来源、模型设定与样本描述

（一）数据来源

本研究使用了河北、内蒙古两省（区）马铃薯种植户的追踪调查数据。具体调查地点为河北省张家口市的涿鹿县和康保县，内蒙古自治区呼和浩特市武川县以及乌兰察布市的察哈尔右翼中旗和四子王旗。河北和内蒙古均为中国粮食主产区，农业灌溉主要来源于地下水，以2015年为例，河北和内蒙古的地下水供水量共221.9亿立方米，约占两省（区）供水总量的60.7%^①。农业灌溉对地下水的长期超采导致两省（区）形成多处地下水漏斗区。事实上，自2007年开始，样本区农户将大面积的旱地改造为水浇地，发展地下水灌溉农业，以支持马铃薯生产。马铃薯产业需水量大，农业地下水灌溉虽然显著增加了马铃薯的亩均产量，但也加剧了地下水超采问题。因此，本文选择的样本区域能够反映中国北方农业地下水灌区（尤其是地下水超采区）农户生产条件与用水行为的基本情况；考察凿井管制政策对马铃薯种植户节水行为的影响，在一定程度上能够代表该政策在华北地区的节水成效。

追踪调查的抽样过程为：首先，在河北和内蒙古选取马铃薯经济总量较大的三个地级市；其次，在这三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）；再次，在每个样本县（旗）随机抽取2个乡镇（镇）；最后，在每个样本乡（镇）随机抽取5个行政村，在每个样本村的马铃薯种植户中随机抽取10~15户农户，并详细统计每个样本农户的家庭承包地中两个面积最大地块的种植信息。本调查共获取了2007年、2012年和2017年三期微观数据，对应的有效问卷数量分别为502份、502份和499份，灌溉地块的有效样本为1483个。与本文相关的调查内容包括：农户家庭基本信息、

^①数据来源：中国水利数据库（由eps数据平台整理），<https://www.epsnet.com.cn/index.html#/Home>。

耕地资源情况、马铃薯生产及灌溉信息、农户的灌溉水资源交易行为、农户获得的政策支持（包括补贴、农业培训）等。首次调查的 502 户农户样本分布情况如表 1 所示。

表 1 样本分布情况

省（区）	地级市	县（旗）	乡（镇）	有效样本数	样本比例（%）	政策试点村数量	行政村总数
河北	张家口	康保县	闫油坊镇	56	11.16	3	3
			张纪镇	55	10.96	3	5
		涿鹿县	大堡镇	59	11.75	2	4
			辉耀乡	40	7.97	5	5
内蒙古	呼和浩特	武川县	上秃亥乡	47	9.36	2	5
			可镇	52	10.36	2	4
	乌兰察布	四子王旗	大黑河乡	48	9.56	2	2
			东八号乡	48	9.56	2	5
		察右中旗	巴音乡	51	10.16	2	4
			铁沙盖镇	46	9.16	0	3

本文使用的村庄降水量数据来源于中国地面气象站逐小时观测资料^①中的降水量数据（1997—2017 年）。本文根据逐小时降水量数据计算了每日累积降水量，通过将各样本村的经纬度与气象站经纬度进行匹配，共得到每个样本村过去 10 年的年均降水量数据。

（二）模型设定

为了准确评估凿井管制政策的效果，并研究不同井权结构带来的异质性处理效应，本文以中国北方地下水灌区试点的凿井管制政策为准自然实验，利用三重差分（DDD）模型进行分析。该方法能够克服双重差分（DID）模型中试点村与非试点村平行趋势假设可能被违背的问题（参见林毅夫等，2020；任胜钢等，2019）。例如，试点村和非试点村之间的井权结构差异可能随着时间推移而改变；此外，在相距较远的两个试点村，农户节水行为变化的时间趋势也可能存在差异，即试点村并非随机选择。这会导致传统 DID 方法的前提条件（即平行趋势假设）无法得到满足，从而使 DID 模型的估计结果产生偏误（参见 Angrist and Pischke，2008）。

为此，本文采用 DDD 模型，引入了两对“处理组”与“对照组”：①将位于试点村的样本地块作为处理组，将位于非试点村的样本地块作为对照组；②将 2012 年由非集体产权的机井灌溉的样本地块作为处理组，将由村集体公有产权的机井灌溉的样本地块作为对照组。由于 2012 年尚未实施凿井管制政策试点，故初始井权结构不受该政策影响，即第二对处理组和对照组的差异仅来源于除凿井管制政策以外的其他因素（参见 Autor et al.，2013），而第一对处理组和对照组的差异包含了凿井管制政策和其他因素所导致的差异。将第一对处理组和对照组的差异减去第二对处理组和对照组的差异，能够控制除凿井管制政策以外的其他因素差异对处理效应识别的干扰，从而得到政策效果的净效应（刘

^①数据来源：美国国家气候数据中心（NCDC），<https://gis.ncdc.noaa.gov/maps/ncei/cdo/hourly>。该数据最初由中国地面气象站实际观测数据共享至国际共享站，再由 NCDC 网站发布。

晔、张训常, 2017)^①。为了克服一些未观测到的事件和特征对农户节水行为的影响, 本文在 DDD 识别策略的基础上同时加入双向固定效应进行估计 (参见 Xu, 2017), 模型设定如下:

$$y_{ivt} = \alpha_0 + \alpha_1 T_{iv} + \alpha_2 D_t + \alpha_3 P_{iv}^k + \alpha_4 T_{iv} D_t + \alpha_5 T_{iv} P_{iv}^k + \alpha_6 D_t P_{iv}^k + \alpha_7 T_{iv} D_t P_{iv}^k + \alpha_8 M_{iv}^j + \alpha_9 M_{iv}^j T_{iv} D_t P_{iv}^k + \alpha_{10} X_{ivt} + \gamma_t + \delta_i + Ct^a Yr^b + \varepsilon_{ivt} \quad (1)$$

(1) 式中, 下标 i 、 v 、 t 分别表示地块、村庄和年份。 y_{ivt} 为被解释变量, 表示村庄 v 中的地块 i 在 t 年的政策效果 (即灌溉水使用情况), 本文分别用样本农户对样本地块采用的节水技术、亩均灌溉用水量及用水效率来度量。 T_{iv} 为村庄 v 中地块 i 是否为政策试点样本的虚拟变量, 即当村庄为凿井管制政策试点村时, 村庄中的地块为试点样本。 D_t 为是否政策试点期间的虚拟变量。 P_{iv}^k 表示 2012 年用于灌溉地块 i 的机井的产权归属。 $T_{iv} D_t P_{iv}^k$ 是 T_{iv} 、 D_t 与 P_{iv}^k 的交互项, 其估计系数 α_7 衡量凿井管制政策在异质性井权结构下的平均处理效应。

M_{iv}^j 代表可能增强凿井管制政策节水效果的机制变量。本文检验了两类影响机制: ①市场机制, 用耕种村庄 v 中地块 i 的农户是否进行灌溉水资源交易来度量; ②信息机制, 用耕种村庄 v 中地块 i 的农户是否接受过节水技术培训与农业生产培训来度量。三重差分交互项 $T_{iv} D_t P_{iv}^k$ 和 M_{iv}^j 的交互项的估计系数 α_9 衡量机制变量对凿井管制政策节水效果的影响。

在实证分析的过程中, 为了控制其他因素对因变量的影响, 本文还选取了一系列可能影响农户节水行为的因素作为控制变量 (X_{ivt}), 包括灌溉相关变量、地块特征、农户特征和村庄特征等。 γ_t 为时间固定效应, δ_i 为个体固定效应, Ct^a 为本文 5 个样本县 (旗) 的虚拟变量, Yr^b 为 3 个样本年份的虚拟变量, $Ct^a Yr^b$ 为县 (旗) 与年份虚拟变量的交互项 (在本文中, 该项共产生 14 个虚拟变量)。 ε_{ivt} 为与解释变量无关的随机扰动项。

(三) 变量选取

1. 被解释变量。被解释变量为农户节水行为方面的变量。①节水技术采纳, 为一组虚拟变量, 衡量在 t 年用于村庄 v 中地块 i 的灌溉方式, 包括漫灌 ($Tech_{ivt}^1$)、大型喷灌 ($Tech_{ivt}^2$)、微型喷灌 ($Tech_{ivt}^3$) 和滴灌 ($Tech_{ivt}^4$), 以未采取节水技术的漫灌为参照组。在同等灌溉用水量下, 上述灌溉方式的水分蒸发量排序为: 漫灌 > 大型喷灌 > 微型喷灌 > 滴灌, 故漫灌是最浪费水的灌溉方式, 而滴灌是最节水的灌溉方式。②亩均灌溉用水量 ($Consum_{ivt}$), 为连续变量, 衡量村庄 v 中地块 i 在 t 年马铃薯生产周期中的平均灌溉用水量。该变量是农户节水效果的直接体现, 其数值越小, 表示农户的灌溉用水量越少。③用水效率 ($Effi_{ivt}$), 为连续变量, 衡量村庄 v 中地块 i 在 t 年的单位灌溉水下下的马铃薯产量, 其数值越大, 表示在村庄 v 中地块 i 上消耗等量灌溉水获得的马铃薯产量越高, 即灌溉水使用效率越高。

2. 核心解释变量。①政策试点样本虚拟变量 (T_{iv})。本文将试点年份发生在 2013~2017 年期间 (即 2012 年调查之后, 2017 年调查之前) 的样本村中的样本地块定义为试点样本, 将截至课题组 2017

^①本文暂不考虑政策试点村庄的外溢效应。

年调查之前仍未推行凿井管制政策的样本村中的样本地块定义为非试点样本^①。②政策试点期间虚拟变量 (D_t)。由于河北和内蒙古均在 2013 年后才开始推行凿井管制政策试点, 故文中将 2007 年和 2012 年定义为非试点期间, 将 2017 年定义为试点期间。③井权结构 (P_{iv}^k)。为了进一步衡量井权对凿井管制试点政策效果的影响, 本文关注试点前 (2012 年) 用于灌溉村庄 v 中地块 i 的机井的产权。 P_{iv}^k ($k=1\sim 3$) 为一组虚拟变量, P_{iv}^1 、 P_{iv}^2 、 P_{iv}^3 分别代表村集体公有产权、共有产权和私有产权虚拟变量, 以村集体公有产权为参照组。

3. 机制变量。 M_{iv}^j ($j=1\sim 3$) 代表 3 个机制变量。① M_{iv}^1 为市场机制变量, 代表灌溉水资源交易虚拟变量。② M_{iv}^2 和 M_{iv}^3 为信息机制变量, 分别代表节水技术培训虚拟变量和农业生产培训虚拟变量。文中同样使用凿井管制政策试点前 (2012 年) 的外生信息来识别这些机制变量。

4. 控制变量。①灌溉相关变量 (参见 Olen et al., 2016; Caswell and Zilberman, 1985、1986; Shrestha and Gopalakrishnan, 1993), 包括平均灌溉水价 ($Price_{ivt}$)、平均打井成本 ($Wcost_{ivt}$)、平均打井补贴 ($Wsub_{ivt}$)、亩均灌溉设备投资成本 ($Ecost_{ivt}$)、亩均灌溉设备投资补贴 ($Esub_{ivt}$)。② 地块特征变量 (参见 Koundouri et al., 2006; Shrestha and Gopalakrishnan, 1993), 包括地块土壤类型 ($Soil_{ivt}^1 \sim Soil_{ivt}^6$)、地块地形特征 ($Topo_{ivt}^1 \sim Topo_{ivt}^3$)、地块面积 ($Acre_{ivt}$)、地块承包年限 ($Tenu_{ivt}$)。③农户个体及家庭特征变量 (参见 Koundouri, 2006; Genius, 2014), 包括户主年龄 (Age_{ivt})、受教育程度 ($Educ_{ivt}$)、技术推广活动参与 ($Exten_{ivt}$)、信息获取能力 ($Info_{ivt}$) 和人均家庭财富 ($Weal_{ivt}$)。④村庄特征变量 (参见 Koundouri, 2006; Genius, 2014), 包括农户对水利设施的满意程度 ($Sati_{ivt}$)、村庄惩罚水平 ($Puni_{ivt}$)、村庄社会信任 ($Trust_{ivt}$)、平均降水量 ($Preci_{ivt}$)。

(四) 变量描述

主要变量的含义及特征如表 2 所示。

表 2 变量含义及描述性统计

	变量代码	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量						
节水技术采纳 (参照组: 漫灌)	$Tech_{ivt}^1$	漫灌=1; 其他=0	0.54	0.50	0	1
	$Tech_{ivt}^2$	大型喷灌=1; 其他=0	0.13	0.33	0	1
	$Tech_{ivt}^3$	微型喷灌=1; 其他=0	0.17	0.37	0	1
	$Tech_{ivt}^4$	滴灌=1; 其他=0	0.16	0.37	0	1
亩均灌溉用水量	$Water_{ivt}$	地块灌溉用水量/该地块面积, 单位: 立方米/亩	144.48	82.63	1.32	305.56
用水效率	$Effi_{ivt}$	地块马铃薯产量/该地块灌溉用水量, 单位: 千克/立方米	27.10	35.47	2.08	534.09

^①各试点村开始进行凿井管制政策试点的年份不完全一致。在本文样本中, 试点村的试点年份集中在 2015 年和 2016 年 (样本中未观察到试点年份为 2017 年的村庄)。考虑到样本村中试点发生时间较为接近, 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试点年份不同所带来的异质性处理效应。

灌溉机井所有权与凿井管制政策的节水效应

核心解释变量						
政策试点样本	T_{iv}	是=1; 否=0	0.50	0.50	0	1
政策试点期间	D_t	非试点期间(2007年和2012年)=0; 试点期间(2017年)=1	0.39	0.49	0	1
2012年的初始 井权(参照组: 公有产权)	P_{iv}^1 P_{iv}^2 P_{iv}^3	公有产权=1; 其他=0 共有产权=1; 其他=0 私有产权=1; 其他=0	0.57 0.28 0.15	0.50 0.45 0.36	0 0 0	1 1 1
机制检验变量						
灌溉水资源交 易	M_{iv}^1	2012年农户是否为他人提供有偿灌溉 服务: 是=1; 否=0	0.73	0.45	0	1
节水技术培训	M_{iv}^2	2012年农户是否参加过节水技术培训 活动: 是=1; 否=0	0.35	0.48	0	1
农业生产培训	M_{iv}^3	2012年农户是否参与农业生产培训活 动: 是=1; 否=0	0.14	0.35	0	1
控制变量						
平均灌溉水价	$Price_{ivt}$	实践中灌溉水费收取方式各异。本文 统一将水价计量单位折算为: 元/亩	0.86	0.76	0.01	4.29
平均打井成本	$Wcost_{ivt}$	农户凿井总支出/机井井深, 单位: 元 /米	67.65	193.72	0	1666
平均打井补贴	$Wsub_{ivt}$	凿井获得的政府总补贴/机井井深, 单 位: 元/米	19.17	114.89	0	1666
亩均灌溉设备 投资成本	$Ecost_{ivt}$	地块灌溉设备投资成本/该地块面积, 单位: 元/亩	73.08	278	0	6000
亩均灌溉设备 投资补贴	$Esub_{ivt}$	地块灌溉设备政府补贴/该地块面积, 单位: 元/亩	58.50	209	0	3433
地块土壤类型 (参照组: 盐 碱土)	$Soil_{ivt}^1$	盐碱土=1; 其他=0	0.35	0.48	0	1
	$Soil_{ivt}^2$	黏土=1; 其他=0	0.33	0.47	0	1
	$Soil_{ivt}^3$	沙土=1; 其他=0	0.09	0.29	0	1
	$Soil_{ivt}^4$	壤土=1; 其他=0	0.03	0.16	0	1
	$Soil_{ivt}^5$	黄土=1; 其他=0	0.17	0.37	0	1
	$Soil_{ivt}^6$	黑土=1; 其他=0	0.04	0.19	0	1
地块地形特征 (参照组: 平 原)	$Topo_{ivt}^1$	平原=1; 其他=0	0.55	0.50	0	1
	$Topo_{ivt}^2$	丘陵=1; 其他=0	0.33	0.47	0	1
	$Topo_{ivt}^3$	山地=1; 其他=0	0.12	0.32	0	1
地块面积	$Acre_{ivt}$	单位: 亩	8.37	7.25	0.4	81
地块承包年限	$Tenu_{ivt}$	单位: 年	15.50	4.92	0	30
年龄	Age_{ivt}	户主年龄, 单位: 岁	53.74	9.13	25	84
受教育程度	$Educ_{ivt}$	户主受教育年限, 单位: 年	6.82	2.96	0	21
技术推广活动 参与	$Exten_{ivt}$	户主是否参与政府的技术推广活动: 是=1; 否=0	0.38	0.48	0	1

信息获取能力	$Info_{it}$	户自主获取外界信息的能力: 弱=1; 较弱=2; 一般=3; 较强=4; 强=5	1.90	1.29	1	5
人均家庭财富	$Weal_{it}$	人均家庭财富(元)的对数值。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	8.97	1.40	2.30	13.84
水利设施满意程度	$Sati_{it}$	农户对村级水利设施的满意程度: 非常不满意=1; 比较不满意=2; 一般=3; 比较满意=4; 非常满意=5	3.50	1.24	1	5
村庄惩罚水平	$Puni_{it}$	村庄对不参加集体活动者的惩罚水平: 弱=1; 较弱=2; 一般=3; 较强=4; 强=5	2.65	1.48	1	5
村庄社会信任	$Trust_{it}$	村民之间的社会信任程度: 弱=1; 较弱=2; 一般=3; 较强=4; 强=5	3.58	1	1	5
降水量	$Preci_{it}$	该村过去 10 年的年均降水量(单位: 毫米)	287.44	54.36	210.20	543.25

注: 水利设施满意程度、村庄惩罚水平、村庄社会信任变量来源于本文调查。具体而言, 由调查者记录农户对以下问题的主观回答: “您对村里的水利设施满意吗? 按照 1~5 的标准选择, 1 为完全不满意, 5 为非常满意”; “那些不参加村里集体活动的人, 是否会遭到谴责或惩罚? 按照 1~5 的标准选择, 1 为肯定不会, 5 为肯定会”; “一般说来, 您认为您周围的大多数人是可信任的吗? 按照 1~5 的标准选择, 1 为非常不信任, 5 为完全可以信任”。对同一村庄农户的回答取平均值, 得到村庄层面的数据。

(五) 样本描述

图 1 和图 2 显示了样本农户节水技术采纳与井权结构随时间变化的趋势。2007~2017 年, 采用漫灌方式的农户比例从 83.7% 下降到 30%, 采用滴灌技术的农户比例从 1.8% 上升到 29.8% (见图 1)。这说明, 采用漫灌方式的农户显著减少, 采用滴灌技术的农户显著增多, 而采用大型喷灌与微型喷灌技术的农户比例变化不大。可见, 凿井管制政策试点之后, 采纳节水技术的农户比例显著提升。

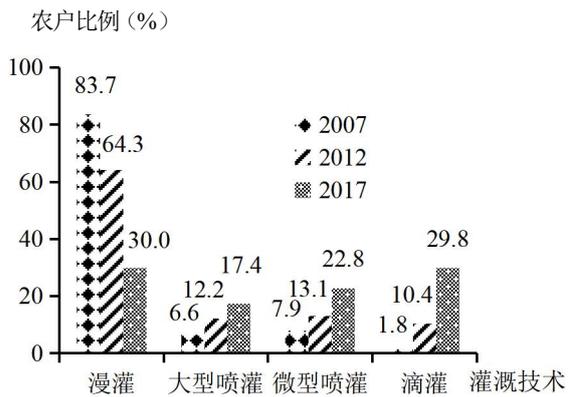


图1 农户节水技术采纳的变化趋势

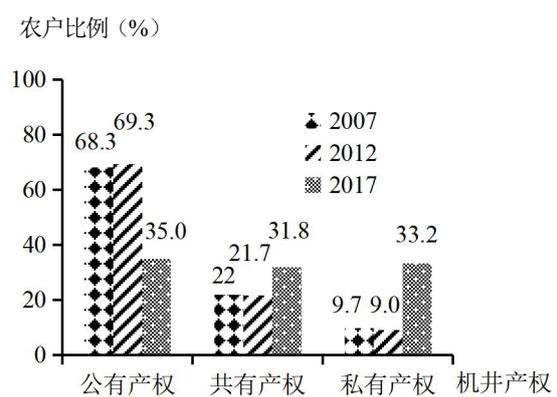


图2 井权结构的变化趋势

在井权结构方面, 2007 年和 2012 年, 享有井权(包括共有产权和私有产权)的农户约占 30%; 2017 年, 这一比例大幅提升至 65% (见图 2)。这说明, 凿井管制政策同样可能对井权结构产生影响。

表3显示了不同井权结构下未采用节水技术（即漫灌）的农户比例和采用节水技术（即采用了任何一种节水技术）的农户比例。总体而言，享有井权的农户采用节水技术的比例高于不享有井权的农户；而在享有井权的农户中，享有私有井权的农户采用节水技术的比例高于享有共有井权的农户。这说明，农户享有的井权越完整，其采取节水技术的可能性越大。具体而言，2017年，仍有近半数的非井权人未采用任何节水技术；享有共有井权的农户采用节水技术的比例平均约为63%；享有私有井权的农户采用节水技术的比例则超过了90%。综上，凿井管制政策试点在一定程度上有助于明晰井权和取水权，政策试点可能对井权人节水行为的影响更大。此外，政策效应也与井权的完整性相关，与享有共有井权的农户相比，凿井管制政策对享有私有井权农户的节水行为影响较大。

表3 井权结构与农户灌溉方式 单位：%

	2007年		2012年		2017年	
	未采用节水技术的农户比例	采用节水技术的农户比例	未采用节水技术的农户比例	采用节水技术的农户比例	未采用节水技术的农户比例	采用节水技术的农户比例
公有产权	87.39	12.61	66.59	33.41	45.3	54.7
共有产权	77.87	22.13	54.68	45.32	36.79	63.21
私有产权	81.08	18.92	70.18	29.82	7.66	92.34

注：本文将使用漫灌方式定义为未采用节水技术，将使用大型喷灌、微型喷灌或滴灌技术定义为采用节水技术。

(六) 平行趋势的经验观察

图3、图4分别为非试点村和试点村农户关于用水效率的三重差分平行趋势^①。图中的虚垂线为2013年凿井管制政策试点出台的年份，以此为分界点，本文的研究年份可分为非试点期（2007~2012年）和试点期（2017年）。

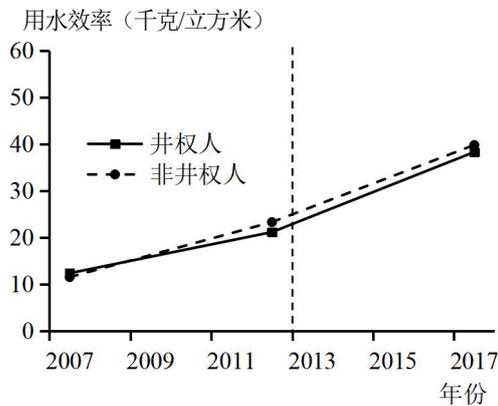


图3 非试点村农户的用水效率

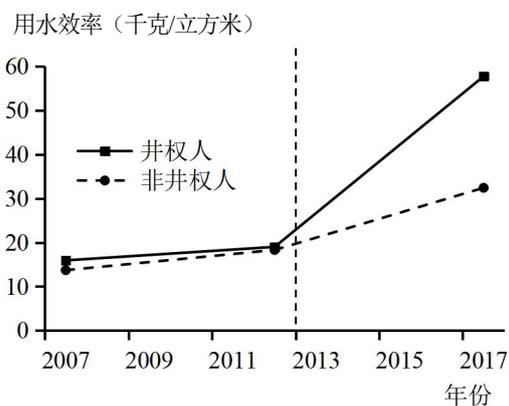


图4 试点村农户的用水效率

图3显示，在非试点村，井权人与非井权人的用水效率随时间变化呈现平行趋势，即在2013年政策试点前后，非试点村井权人与非井权人的用水效率变化相近。而图4显示，在试点村，井权人与非井权人的用水效率在试点政策出台之前保持平行趋势；在试点政策出台之后，与非井权人相比，凿

^①节水技术采纳与灌溉用水量的平行趋势图所呈现的结论与用水效率相似，为节约篇幅，不逐一汇报。

井管制政策对井权人用水效率提高的作用较为明显。

五、实证结果

(一) 基准回归结果

为了检验在控制平均灌溉水价、灌溉设备投资成本、户主受教育程度以及地块特征等一系列因素的情况下凿井管制政策是否促进了农户的节水行为，并研究异质性井权结构对凿井管制政策节水效果产生的影响，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4所示。表4列(1)和列(2)显示，三重差分交互项均为负，但不显著。这意味着：首先，凿井管制政策试点在一定程度上抑制了农户采用最浪费水的漫灌方式，这与本文的预期相符；其次，凿井管制政策也未能促进农户采用大型喷灌技术，考虑到大型喷灌技术的水分蒸发量仅次于漫灌，该结果同样不违背预期。列(3)显示，三重差分交互项 $T_{iv}D_tP_{iv}^2$ 在5%的显著性水平下显著且系数为正，表明政策试点后，在享有共有井权的农户中采用微型喷灌技术的比例显著提升。根据列(4)结果，三重差分交互项 $T_{iv}D_tP_{iv}^3$ 在5%的显著性水平下显著且系数为正，意味着凿井管制政策促进了享有私有井权的农户采用滴灌技术。列(5)~(6)结果显示，凿井管制政策试点后，相对于其他农户而言，享有私有井权的农户其亩均灌溉用水量约降低了38立方米，且在消耗同等灌溉水的情况下，亩均马铃薯产量约提高了36千克。

表4 三重差分模型基准回归结果 (n=1483)

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$T_{iv}D_tP_{iv}^1$	-0.3904 (0.3571)	-0.0165 (0.4400)	0.3588 (0.2234)	0.0481 (0.0950)	32.5162* (18.9400)	-20.3684 (15.5127)
$T_{iv}D_tP_{iv}^2$	-0.4120 (0.3597)	-0.1207 (0.4368)	0.5571** (0.2217)	-0.0243 (0.1017)	-18.7039 (15.0092)	2.6589 (15.0610)
$T_{iv}D_tP_{iv}^3$	-0.3177 (0.3457)	-0.2217 (0.3635)	0.2395 (0.2493)	0.3000** (0.1270)	-38.0713** (18.5370)	36.5314** (16.4587)
常数项	0.2978 (0.4416)	1.2899*** (0.3993)	-0.2801 (0.4784)	-0.3076 (0.3125)	-95.6056 (80.3044)	55.1536 (40.9567)
R ²	0.6858	0.4683	0.5644	0.6758	0.6329	0.4729

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差；③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县(旗)与年份虚拟变量的交互项，估计结果略。

表4表明，在考虑到井权结构异质性的情况下，凿井管制政策对农户节水行为具有显著的正向作用。具体而言，享有私有井权的农户更倾向于采用滴灌技术，且灌溉用水量显著下降，用水效率显著提升；而享有共有井权的农户，尽管在政策试点后更倾向于采用微型喷灌技术，但灌溉用水量与用水效率未有显著改进；凿井管制政策并未显著促进不享有井权农户的节水行为。该结论验证了假说I。所以，从长远来看，取水许可制度下的凿井管制政策与明晰的井权将有利于农户通过采取节水技术降低农业灌溉用水消耗，符合中国“节水优先、空间均衡、系统治理、两手发力”的治水方针。

(二) 安慰剂检验

接下来, 本文将进行一系列安慰剂检验来排除其他政策或者随机性因素的影响。在本研究中, 政府对凿井管制试点村的选取可能并不是随机的, 是否为凿井管制政策试点村也可能与村庄特征相关。为此, 本文将利用安慰剂检验来证明: 在首次进行凿井管制政策试点之前, 试点村中的井权人不存在比非井权人更节水的趋势; 同时, 与非试点村农户相比, 试点村农户也不存在更节水的趋势。

1. 通过虚构试点年份进行证伪实验。参考已有文献(刘晔、张训常, 2017), 本文将试点村开始进行凿井管制政策试点的年份统一提前到2012年, 设置新的试点期间虚拟变量 D_i^* (在2007年, $D_i^* = 0$; 在2012年和2017年, $D_i^* = 1$), 然后重新进行估计, 以检验在假定的政策试点年份下, 试点村农户的节水灌溉程度是否仍然显著高于非试点村农户。如果三重差分交互项显著且估计系数为正则说明, 试点村与非试点村农户在节水行为上的差异可能是来自于其他政策或随机因素的影响, 前文平行趋势检验的结论则不成立; 如果该估计系数不显著则说明, 除了凿井管制政策的冲击外, 试点村和非试点村农户的节水行为确实不存在系统差异, 可以认为凿井管制政策试点的选择具备随机性。

表5汇报了虚构政策试点年份后的三重差分估计结果。从列(2)~(6)中可以看出, 无论何种井权结构, 凿井管制政策均未促进试点村农户采纳大型喷灌、微型喷灌或滴灌技术; 且与非试点村相比, 试点村农户的灌溉用水量未有显著降低, 用水效率未有显著提升。而列(1)结果显示, 更改了政策试点年份后, 试点村采纳漫灌方式的农户多于非试点村, 而漫灌是最不利于节水的灌溉方式。由此, 当假定试点年份提前到2012年时, 凿井管制政策试点村农户的节水灌溉程度并未显著高于非试点村农户。

表5 虚构试点年份的安慰剂检验 (n=1483)

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$T_{iv}D_i^*P_{iv}^1$	0.4955 (0.3062)	-0.0340 (0.4375)	-0.0397 (0.1743)	-0.1423 (0.2710)	14.5261 (35.1038)	-28.7512 (19.0864)
$T_{iv}D_i^*P_{iv}^2$	0.4779* (0.2619)	-0.2101* (0.1110)	-0.0147 (0.1595)	-0.2530 (0.2662)	32.4723 (38.2829)	-25.8150 (21.3037)
$T_{iv}D_i^*P_{iv}^3$	0.0209 (0.2073)	-0.1556** (0.0721)	-0.0180 (0.0744)	0.1526 (0.2368)	27.7907 (30.1517)	9.0285 (15.8112)
常数项	0.2256 (0.4487)	1.2605*** (0.3637)	-0.1652 (0.4812)	-0.3209 (0.3220)	43.2113 (64.7963)	39.6265 (33.3017)
R ²	0.6863	0.4634	0.5532	0.6701	0.6218	0.4653

注: ①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; ②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差; ③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县(旗)与年份虚拟变量的交互项, 估计结果略。

2. 通过虚构试点样本进行反事实检验。为了确保试点村选取的随机性, 并排除可能的混淆因素的干扰, 借鉴已有研究(章莉等, 2016), 本文改变了原来的试点样本并重新估计。具体而言, 将试点村中 2012 年由非集体产权机井灌溉的样本地块设置为新的试点样本 ($T_{iv}^* = 1$), 将试点村 2012 年由村集体公有产权机井灌溉的样本地块与非试点村的样本地块合并, 设置为新的非试点样本 ($T_{iv}^* = 0$)。

在上文的反事实检验中，三重差分模型的第二对处理组（即 2012 年由非集体产权机井灌溉的样本地块）与对照组（即 2012 年由村集体公有产权机井灌溉的样本地块）不再单独成立，而是分别被纳入了原来的试点样本与非试点样本中，形成了一对新的处理组与对照组，故采用双重差分模型进行估计。如果双重差分交互项显著且估计系数为正则说明，除凿井管制政策外，异质性井权结构也可能显著促进农户的节水行为，从而构成政策效应的混淆因素。构造新处理组的目的是为了证明，在凿井管制政策试点开始之前不存在预先的影响试点村非井权人节水行为的因素，从而混淆平均处理效应的估计结果。如果平均处理效应不显著或估计系数为负，即当本文依据异质性井权结构虚构凿井管制政策的试点样本时，凿井管制政策对农户节水行为的促进作用便不存在了。这说明，节水效果主要来自凿井管制政策，而不源于异质性井权结构。

表 6 显示，各列的平均处理效应 $T_{iv}^*D_t$ 均不显著，即新处理组并未比新对照组更节水。这说明，若不考虑凿井管制政策，享有井权并未构成促进农户节水行为的因素，从而并未混淆政策试点的节水效果。由此可以认为，前文凿井管制政策对农户节水行为具有促进作用的结论较为可信。

表 6 虚构试点样本的安慰剂检验 (n=1483)

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$T_{iv}^*D_t$	0.0101 (0.0657)	0.0038 (0.0594)	-0.0072 (0.0498)	-0.0068 (0.0381)	4.4547 (10.0536)	2.1518 (7.3077)
T_{iv}^*	0.1232 (0.1024)	0.0461 (0.0795)	-0.0769 (0.0723)	-0.0923 (0.0693)	-14.6171 (10.1933)	11.4349 (8.1576)
D_t	-0.0527 (0.0559)	-0.0059 (0.0523)	-0.0134 (0.0518)	0.0720* (0.0388)	-17.1637** (8.2199)	17.3427*** (4.3010)
常数项	-0.0243 (0.4472)	1.5210*** (0.3658)	-0.1783 (0.4853)	-0.3183 (0.2970)	-18.3716 (55.2756)	7.0708 (39.9873)
R ²	0.6728	0.4603	0.5508	0.6455	0.6161	0.4503

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差；③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县（旗）与年份虚拟变量的交互项，估计结果略。

3.利用蒙特卡洛模拟随机生成 1000 次试点样本进行安慰剂检验。为验证基准回归结果是否由某些偶然因素所驱动，本文采用随机生成的虚拟的凿井管制政策试点样本进行安慰剂检验。参考 Ferrara et al. (2012) 的做法，本文随机选择 20 个村庄作为凿井管制政策的试点村，将试点村中的地块定义为试点样本，利用随机生成的关键解释变量，重新估计表 4 的列 (1) ~ (6)。利用蒙特卡洛模拟重复上述步骤 1000 次，并计算每次的 t 值。图 5 汇报了当因变量为用水效率时，三重差分交互项的 t 值的核密度分布^①。在大样本条件下进行区间估计时，95%的置信水平对应的 t 临界值为 1.96。由此，当 t>2 时，意味着估计结果至少有 95%的可能性落在原假设的拒绝域。当凿井管制政策试点村为随机选择的

^①当因变量为节水技术采纳和灌溉用水量时，三重差分交互项的 t 值的核密度分布均与图 5 相似，故不逐一汇报。

村庄时， t 分布集中在 0 附近，且 $t > 2$ 出现的概率非常小（见图 5）。可见，凿井管制政策对农户节水行为的处理效应不存在。由此可以认为，本文的实证结果并不是由偶然因素引起的。

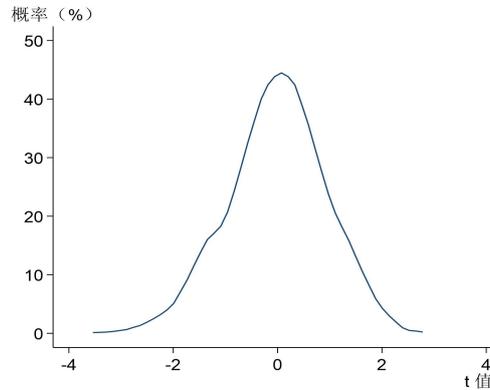


图 5 三重差分交互项的 t 值的核密度分布

注：核密度估计的带宽为 0.2015。

此外，为验证实证结果的稳健性，本文采用缩小时间窗口的方法进行了稳健性检验。具体而言，在估计中删除了 2007 年的样本，仅保留 2012 年（非试点期）和 2017 年（试点期）作为研究期间，重新进行三重差分回归，以排除试点政策出台前其他事件对基准回归结果的干扰。稳健性检验的结果及结论与表 4 的基准回归结果相似，为节约篇幅，不再进行汇报。

（三）机制分析

本节对可能影响凿井管制政策节水效果的信息机制与市场机制进行检验。首先，如前文所述，市场机制可能影响凿井管制的政策效果。本文将农户在 2012 年（政策试点前）是否进行灌溉水资源交易（ M_{iv}^1 ）作为市场机制变量，以衡量井权人有无通过灌溉水资源交易获得了额外收益。表 7 汇报了市场机制对凿井管制政策效应影响的估计结果。列（1）～（4）显示，市场机制显著促进了试点区农户的节水技术采纳行为。具体而言，市场机制抑制了试点区享有共有井权的农户使用漫灌方式，促进了不享有井权的农户采用大型喷灌技术，促进了享有共有井权的农户采用微型喷灌技术，也促进了享有私有井权的农户采用滴灌技术。根据列（5）～（6）的结果，水资源交易显著降低了试点区享有私有井权的农户的灌溉用水量，提高了其用水效率。这表明，水资源交易构成了促进农户节水行为的机制，即在凿井管制政策试点后，通过水资源交易获取收益的农户具有明显的节水行为，具体表现为对节水技术的采纳、灌溉用水量的减少与用水效率的提高。表 7 的估计结果验证了假说 II，即水资源交易有助于激励农户的节水行为，因为农户可以通过出售剩余灌溉水资源而获得额外收益。

表7 灌溉水资源交易的机制分析 (n=1483)

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^1$	-0.2453 (0.1491)	0.4165* (0.2281)	-0.0615 (0.1210)	-0.1233 (0.0750)	-42.5594*** (6.4445)	12.2725** (4.7004)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^2$	-0.3104*** (0.0890)	-0.0133 (0.0823)	0.3116** (0.1200)	0.0205 (0.0888)	-12.1230 (8.2050)	6.1803 (8.0407)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^3$	-0.1699 (0.1262)	-0.0616 (0.0764)	-0.1417 (0.1866)	0.3838** (0.1500)	-35.1130*** (11.1252)	26.3568* (15.5700)
M_{iv}^3	-0.0160 (0.0367)	0.0369 (0.0314)	-0.0264 (0.0346)	0.0024 (0.0333)	-2.0421 (4.8195)	-1.4362 (2.4446)
$T_{iv} D_t P_{iv}^1$	-0.1161 (0.4569)	-0.4348 (0.5736)	0.4443 (0.2730)	0.1569 (0.1204)	80.5556*** (19.7912)	-34.9982* (17.4559)
$T_{iv} D_t P_{iv}^2$	-0.1179 (0.3861)	-0.1231 (0.4463)	0.3087 (0.2284)	-0.0974 (0.1610)	-7.0883 (17.4758)	-4.1715 (18.0507)
$T_{iv} D_t P_{iv}^3$	-0.1351 (0.3795)	-0.1854 (0.3817)	0.3345 (0.3551)	0.0331 (0.2461)	-12.8228 (23.5017)	10.5975 (22.6973)
常数项	0.0772 (0.4525)	1.2265*** (0.4172)	-0.1932 (0.4573)	0.0030 (0.3278)	22.0844 (83.1863)	70.4928 (43.3406)
R ²	0.6922	0.4767	0.5748	0.6796	0.6396	0.4773

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差；③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县（旗）与年份虚拟变量的交互项，估计结果略。

接下来，本文分别检验两个信息机制对凿井管制政策节水效果的影响。具体而言，采用农户在2012年是否参与过政府组织的节水技术培训（ M_{iv}^2 ）以及农户在2012年是否参加过政府组织的农业生产培训（ M_{iv}^3 ）作为度量信息机制的变量。表8和表9分别汇报了两种信息机制的估计结果。

节水技术培训衡量农户是否获取过足够的节水技术信息，从而更倾向于采纳节水技术。表8列（4）显示，节水技术培训有助于促进试点区享有共有或私有井权的农户采纳滴灌技术。通常，与喷灌相比，滴灌技术的节水效果较好。本文发现，参加过节水培训的农户更倾向于采纳最先进的滴灌技术。列（5）~（6）显示，尽管节水技术培训并未显著降低试点区农户的灌溉用水量，但显著提高了享有共有或私有井权农户的用水效率。以上结果说明，节水技术培训是凿井管制政策影响农户节水行为的一个机制，即在凿井管制政策试点后，接受过技术培训的试点村农户更倾向于采纳滴灌技术，用水效率也更高。可见，节水技术信息能够增加农户的节水技术能力和节水观念，从而对农户节水行为产生正面影响。

表8 节水技术培训的机制分析 (n=1483)

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^1$	-0.2192	0.1776	0.0967	-0.0585	18.7524	-19.3701

灌溉机井所有权与凿井管制政策的节水效应

	(0.1478)	(0.1394)	(0.1212)	(0.0682)	(26.9000)	(22.7298)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^2$	0.0096	-0.0657	-0.0492	0.1045*	-7.6519	14.8849*
	(0.0632)	(0.0608)	(0.0709)	(0.0617)	(11.0706)	(8.5308)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^3$	-0.0134	-0.0758	-0.0826	0.1811**	-14.8422	22.1920**
	(0.0579)	(0.0515)	(0.0655)	(0.0695)	(9.9662)	(9.9110)
M_{iv}^3	-0.0822	-0.0242	-0.0510	0.1482**	-10.5975	13.0444**
	(0.0915)	(0.0690)	(0.0897)	(0.0577)	(8.4357)	(5.3111)
$T_{iv} D_t P_{iv}^1$	-0.3809	-0.0516	0.3279	0.1484*	26.8822	-11.7209
	(0.3421)	(0.4411)	(0.2296)	(0.0841)	(22.8855)	(13.1216)
$T_{iv} D_t P_{iv}^2$	-0.4621	-0.0841	0.5717**	-0.0474	-20.1846	0.4820
	(0.3391)	(0.4380)	(0.2286)	(0.0905)	(19.0166)	(12.2946)
$T_{iv} D_t P_{iv}^3$	-0.3466	-0.1343	0.3162	0.2146*	-31.1209	14.4779
	(0.3276)	(0.3602)	(0.2663)	(0.1156)	(22.1620)	(13.5330)
常数项	0.4210	1.2235***	-0.2933	-0.2415	41.5455	56.7075
	(0.4556)	(0.4083)	(0.4623)	(0.3258)	(87.2729)	(52.7094)
R ²	0.6871	0.4722	0.5670	0.6843	0.6381	0.4937

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差；③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县（旗）与年份虚拟变量的交互项，估计结果略。

农业生产培训衡量农户是否获取足够的农业生产信息，从而具有较高的节水能力。表9列（4）～（6）显示，农业生产培训（ M_{iv}^3 ）是凿井管制政策影响农户节水行为的机制，接受过生产培训并享有井权的试点村农户在政策试点后更倾向于采纳节水技术，且灌溉用水量显著降低，用水效率显著提高。这说明政府提供的农业生产培训有助于提高农户的节水技术能力，并实现灌溉水资源的高效利用。

表9 农业生产培训的机制分析（n=1483）

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^1$	0.0792	-0.0941	-0.1261*	0.1409	-9.7819	2.9951
	(0.1079)	(0.0875)	(0.0683)	(0.0887)	(18.5878)	(8.7683)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^2$	0.0091	-0.1256	-0.0055	0.1221	-22.1772	20.2628**
	(0.1050)	(0.1117)	(0.0965)	(0.0925)	(15.0708)	(8.3794)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^3$	-0.0519	-0.0273	-0.0905	0.1696*	-25.3724**	42.3631**
	(0.0846)	(0.0885)	(0.0736)	(0.0943)	(10.7403)	(17.6297)
M_{iv}^3	-0.0294	0.0764	-0.0072	-0.0399	-13.3952	2.1245
	(0.0450)	(0.0561)	(0.0506)	(0.0679)	(11.7731)	(7.1187)
$T_{iv} D_t P_{iv}^1$	-0.3938	-0.0176	0.3511	0.0603	27.5209	-17.4912
	(0.3590)	(0.4462)	(0.2269)	(0.0921)	(21.4607)	(14.0865)
$T_{iv} D_t P_{iv}^2$	-0.4073	-0.1220	0.5440**	-0.0148	-19.9244	2.6823
	(0.3616)	(0.4421)	(0.2264)	(0.1012)	(17.7403)	(12.9935)

灌溉机井所有权与凿井管制政策的节水效应

$T_{iv}D_{it}P_{iv}^3$	-0.3002 (0.3464)	-0.2261 (0.3680)	0.2512 (0.2578)	0.2751** (0.1329)	-39.8833* (21.7081)	27.4071* (15.6351)
常数项	0.2731 (0.4532)	1.3693*** (0.4202)	-0.2874 (0.4896)	-0.3550 (0.3465)	16.5365 (83.3262)	55.4903 (47.2286)
R ²	0.6862	0.4701	0.5662	0.6791	0.6425	0.4919

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差；③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县（旗）与年份虚拟变量的交互项，估计结果略。

综上，节水技术培训与农业生产培训的机制分析结论验证了假说III，即政府的培训活动有助于增加农户的节水知识，提高农户的节水观念与节水能力，从而加强凿井管制政策的节水效果。

六、研究结论与启示

本文基于 2007 年、2012 年和 2017 年内蒙古自治区与河北省 5 县的马铃薯种植户微观调查数据，采用三重差分法评估了凿井管制政策的节水效应，识别了井权结构带来的异质性影响，并进行了稳健性检验和机制分析。基于上述实证分析的结果，本文得到以下结论。首先，凿井管制政策有助于促进农户采用节水技术、降低灌溉用水量并提高用水效率。其次，井权结构影响凿井管制政策的节水效果。即农户对机井所享有的产权越清晰、权能越完整时，其节水倾向也越强；而对于不享有井权的农户而言，政策带来的影响并不显著。最后，机制分析表明，农户间水资源交易制度构建、政府对农户的节水技术培训和农业生产培训有助于促进凿井管制政策节水效应的实现，说明地下水资源管制政策和市场化的水权交易制度两种手段需要有效结合。而对农户节水技术的培训、引导和助推，有利于增强凿井管制政策的农业灌溉节水效果。

根据上述研究结论，为引导和激励农户采取节水技术、提高灌溉水使用效率并积极维护地下水灌溉设备，政策上应关注以下三个方面。第一，将凿井管制政策与水权制度及灌溉工程设施产权制度创新协同推进。进一步扩大凿井管制政策的试点范围，严格控制农村机井数量，提高灌溉工程设施建设主体的准入门槛、统一灌溉工程设施建设的技术标准。同时，积极引导水权与灌溉工程设施产权制度创新，加速和完善私人灌溉工程设施产权的确权和登记，促成水权和灌溉水交易，从而实现村集体成员对灌溉工程设施及灌溉水资源积极治理和维护的良性机制，提升农户参与农村公共资源治理的意识及行为贡献，形成更有效的共同管理模式。加快建立和完善农业灌溉水资源交易市场。第二，凿井管制政策实施中要针对井权结构和村庄条件差异，因地制宜。为进一步提高取水许可制度的资源配置效率，在制定具体政策时，应充分考虑灌溉工程设施权属结构和村庄社会经济的异质性，结合各村实际情况（如村集体公有产权的机井比例）来制定对应的凿井管制与机井确权政策，以提升政策试点的整体效果。第三，政府应加强关于取水许可制度的宣传、节水技能素养教育和社会规范引导。积极推广节水技术，提高农户对政策的理解以及对凿井限制的预期，提升农户的主观节水意识和对先进灌溉技术的认知及使用技能水平，塑造良好的节水社会规范，引导、助推农户正确地使用节水灌溉设备，以实现农业用水的总量控制和灌溉效率提升。

参考文献

1. Colin Scott、石肖雪, 2014: 《作为规制与治理工具的行政许可》, 《法学研究》第2期。
2. 黎明、王艳艳、李胚, 2014: 《最严格水资源管理制度下的水权理论框架探析》, 《中国人口·资源与环境》第12期。
3. 龚亚珍、关宝珠、代喆、张惠, 2019: 《基于外部效应分析机井密度对地下水水位的影响》, 《自然资源学报》第3期。
4. 连煜阳、刘静、张天才, 2017: 《农业种植结构等因素对河北省地下水超采的影响》, 《中国食物与营养》第5期。
5. 林毅夫、沈艳、孙昂, 2020: 《中国政府消费券政策的经济效应》, 《经济研究》第7期。
6. 刘晔、张训常, 2017: 《碳排放交易制度与企业研发创新——基于三重差分模型的实证研究》, 《经济科学》第3期。
7. 裴丽萍、王军权, 2016: 《水资源配置管理的行政许可与行政合同模式比较》, 《郑州大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
8. 任胜钢、郑晶晶、刘东华、陈晓红, 2019: 《排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据》, 《中国工业经济》第5期。
9. 田贵良、周慧, 2016: 《我国水资源市场化配置环境下水权交易监管制度研究》, 《价格理论与实践》第7期。
10. 王金霞、黄季焜、Scott Rozelle, 2000: 《地下水灌溉系统产权制度的创新与理论解释——小型水利工程的实证研究》, 《经济研究》第4期。
11. 章莉、吴彬彬、李实、Sylvie Démurger, 2016: 《部门进入的户籍壁垒对收入户籍歧视的影响——基于微观模拟方法的收入差距分解》, 《中国农村经济》第2期。
12. Acemoglu, D., P. Aghion, L. Bursztyrn, and D. Hémous, 2012, “The Environment and Directed Technical Change”, *American Economic Review*, 102(1): 131-66.
13. Angrist, J. D., and J.-S. Pischke, 2008, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
14. Autor, D. H., D. Dom, and G. H. Hanson, 2013, “The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States”, *American Economic Review*, 103(6): 2121-2168.
15. Banerji, A., J. V. Meenakshi, and G. Khanna, 2012, “Social Contacts, Markets and Efficiency: Groundwater Irrigation in North India”, *Journal of Development Economics*, 98(2): 228-237.
16. Calel, R., and A. Dechezlepretre, 2016, “Environmental Policy and Directed Technological Change: Evidence from the European Carbon Market”, *Review of Economics and Statistics*, 98(1): 173-191.
17. Caswell, M. F., and D. Zilberman, 1985, “The Choices of Irrigation Technologies in California”, *American Journal of Agricultural Economics*, 67(2): 224-234.
18. Caswell, M. F., and D. Zilberman, 1986, “The Effects of Well Depth and Land Quality on the Choice of Irrigation Technology”, *American Journal of Agricultural Economics*, 68(4): 798-811.
19. Coase, R. H., 1960, “The Problem of Social Cost”, *Journal of Law and Economics*, 3: 1-44.
20. Emerick, K., and M. H. Dar, 2020, “Farmer Field Days and Demonstrator Selection for Increasing Technology Adoption”, *Review of Economics and Statistics*, DOI: 10.1162/rest_a_00917.

- 21.Espinosa-Goded, M., J. Barreiro-Hurlé, and E. Ruto, 2010, “What do Farmers Want from Agrienvironmental Scheme Design? A Choice Experiment Approach”, *Journal of Agricultural Economics*, 61(2): 259-273.
- 22.Farrow, K., G. Gilles, and I. Lisette, 2017, “Social Norms and Pro-environmental Behavior: A Review of the Evidence”, *Ecological Economics*, 140: 1-13.
- 23.Foster, A. D., and M. R. Rosenzweig, 2010, “Microeconomics of Technology Adoption”, *Annual Review of Economics*, 2(1): 395-424.
- 24.Genius, M., P. Koundouri, C. Nauges, and V. Tzouvelekas, 2014, “Information Transmission in Irrigation Technology Adoption and Diffusion: Social Learning, Extension Services, and Spatial Effects”, *American Journal of Agricultural Economics*, 96(1): 328-344.
- 25.Goulder, L., and H. K. Mathai, 2009, “Optical CO₂ Abatement in the Presence of Induced Technological Change”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 39 (1): 1-38.
- 26.Grossman, S. J., and D. H. Oliver, 1986, “The Costs and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral Integration”, *Journal of Political Economy*, 94(4): 691-719.
- 27.Gruber, J., 2016, “Public Finance and Public Policy (5th edition)”, New York: Worth Publishers.
- 28.Huang, Q., J. X. Wang, S. Rozelle, S. Polasky, and Y. Liu, 2013, “The Effects of Well Management and the Nature of the Aquifer on Groundwater Resources”, *American Journal of Agricultural Economics*, 95(1): 94-116.
- 29.Jaffe, A. B., R. G. Newell, and R.N. Stavins, 2002, “Environmental Policy and Technological Change”, *Environmental and Resource Economics*, 22(1-2): 41-70.
- 30.Jaffe, A. B., R. G. Newell, and R. N. Stavins, 2005, “A Tale of Two Market Failures: Technology and Environmental Policy”, *Ecological Economics*, 54(2-3): 164-174.
- 31.Jaffe, A. B., S. R. Peterson, P. R. Portney, and R. N. Stavins, 1995, “Environmental Regulation and the Competitiveness of U.S. Manufacturing: What does the Evidence Tell Us”, *Journal of Economics Literature*, 33(1): 132-163.
- 32.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.
- 33.Krysiak, F. C., 2011, “Environmental Regulation, Technological Diversity, and the Dynamics of Technological Change”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(4): 528-544.
- 34.La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea, 2012, “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1-31.
- 35.Lal, A., and E. Israel, 2006, “An Overview of Microfinance and the Environmental Sustainability of Smallholder Agriculture”, *International Journal of Agricultural Resources Governance and Ecology*, 5(4): 356-376.
- 36.Li, M., W. Xu, and T. Zhu, 2018, “Agricultural Water Allocation under Uncertainty: Redistribution of Water Shortage Risk”, *American Journal of Agricultural Economics*, 101(1): 134-153.
- 37.Nguyen, L., 2020, “Land Rights and Technology Adoption: Improved Rice Varieties in Vietnam”, *The Journal of Development Studies*, 56(8): 1489-1507.

- 38.Olen, B., 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.
- 39.Olson, M., 1977, *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*, Cambridge: Harvard University Press.
- 40.Ostrom, E., R. Calvert, and T. Eggertsson, 1993, "Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action", *American Political Science Review*, 86(1): 279-249.
- 41.Ostrom, E., R. Gardner, and J. Walker, 1994, *Rules, Games, and Common-Pool Resources*, Michigan: University of Michigan Press.
- 42.Perino, G., and T. Requate, 2012, "Does More Stringent Environmental Regulation Induce or Reduce Technology Adoption? When the Rate of Technology Adoption is Inverted U-shaped", *Journal of Environmental Economics and Management*, 64(3): 456-467.
- 43.Pfeiffer, L., and C. Y. C. Lin, 2012, "Groundwater Pumping and Spatial Externalities in Agriculture", *Journal of Environmental Economics and management*, 64(1): 16-30.
- 44.Place, F., and B. M. Swallow, 2000, "Assessing the Relationships Between Property Rights and Technology Adoption in Smallholder Agriculture: A Review of Issues and Empirical Methods", CAPRI Working Papers 2, International Food Policy Research Institute (IFPRI), <https://capri.cgiar.org/files/pdf/capriwp02.pdf>.
- 45.Popp, D., 2019, "Environmental Policy and Innovation: A Decade of Research", NBER Working Paper 25631, <http://www.nber.org/papers/w25631>.
- 46.Popp, D., R. G. Newell, and A. B. Jaffe, 2010, "Energy, the Environment, and Technological Change", in Hall, B. H., and N. Rosenberg (eds.) *Handbook of the Economics of Innovation*, pp.873-937.
- 47.Porter, M. E., and C. van der Linde, 1995, "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 97-118.
- 48.Provencher, B., and O. Burt, 1993, "The Externalities Associated with the Common Property Exploitation of Groundwater", *Journal of Environmental Economics and Management*, 24(2): 139-158.
- 49.Raffensperger, J. F., 2011, "Matching Users' Rights to Available Groundwater", *Ecological Economics*, 70(6): 1041-1050.
- 50.Ribot, J. C., and N. L. Peluso, 2003, "A Theory of Access", *Rural Sociology*, 68(2):153-181.
- 51.Ryan, N., and A. Sudarshan, 2020, "Rationing the Commons", NBER Working Paper 27473, <http://www.nber.org/papers/w27473>.
- 52.Saak, A. E., and J. M. Peterson, 2007, "Groundwater Use under Incomplete Information", *Journal of Environmental Economics and Management*, 54(2): 214-228.
- 53.Schmalensee, R., and R. Stavins, 2019, "Learning from Thirty Years Cap and Trade", <https://www.resourcesmag.org/archives/learning-thirty-years-cap-trade>.
- 54.Shrestha, R. B., and C. Gopalakrishnan, 1993, "Adoption and Diffusion of Drip Irrigation Technology: An Econometric Analysis", *Economic Development and Cultural Change*, 41(2): 407-418.

55. Smith, V. K., and W. H. Desvousges, 1990, "Risk Communication and the Value of Information: Radon as a Case Study", *The Review of Economics and Statistics*, 72 (1): 137-142.
56. Stavins, R. N., 2011, "The Problem of the Commons: Still Unsettled after 100 Years", *American Economic Review*, 101(1): 81-108.
57. Weitzman, M. L., 1974, "Prices vs. Quantities", *The Review of Economic Studies*, 41(4): 477-491.
58. Xu, Y., 2017, "Generalized Synthetic Control Method: Causal Inference with Interactive Fixed Effects Models", *Political Analysis*, 25(1): 57-76.

(作者单位: ¹ 中国人民大学农业与农村发展学院;
² 中国社会科学院农村发展研究所)
(责任编辑: 黄 易)

Ownership Structure of Groundwater Irrigation System and the Water-saving Effects of Borewell Ban: An Analysis Based on Survey Data of Potato Growers

CUI Yi MA Jiuji KONG Xiangzhi DONG Chong

Abstract: Based on the micro survey data of 502 potato growers in Inner Mongolia and Hebei Province in 2007, 2012 and 2017, this article examines the impact of the borewell ban policy on farmers' water-saving behavior. The results show that, firstly, the implementation of the pilot project has promoted farmers' water-saving behavior, which is embodied in the adoption of water-saving technology, the reduction of irrigation water consumption and the improvement of water use efficiency. Secondly, the heterogeneous ownership structure of borewell strongly affects the policy outcomes, specifically, the farmers who have the private or common well rights will be affected to a greater extent than those who do not have the well rights (i.e. using the irrigation wells with village collective property rights). Thirdly, the cultivation of irrigation water trading market and government's popularization of water-saving technology and agricultural production knowledge to farmers are mechanisms that are beneficial to improving the achievement of borewell ban policy. The policy implications of the empirical results are as follows. It is necessary to further strengthen the regulation of borewells and formulate specific policies for borewell ban according to the ownership structure of the irrigation system in each pilot area. Moreover, the water resources trading market should be improved, the training of water-saving technology and agricultural production should be strengthened, and the water-saving willingness and awareness of farmers should be improved.

Keywords: Water Permit System; Borewell Ban Policy; Ownership Structure; Adoption of Water-saving Technology; Difference-in-Difference-in-Differences Approach