

农业水权交易能否推动农业绿色发展*

姚 鹏^{1,2} 李慧昭¹

摘要：推进农业绿色发展是一场关乎农业结构和生产方式调整的重要变革。本文利用 2015—2020 年中国地级市面板数据，采用双重差分法探讨农业水权交易制度能否推动地区农业绿色发展。研究表明，具有提高用水机会成本作用的农业水权交易能够显著推动地区农业绿色发展。机制分析表明，农业水权交易可以通过促进农户节约用水和改善种植结构对农业绿色发展产生推动作用。异质性分析表明，由于不同地区市场化程度、经济发展水平、发展定位不同，政策效果存在异质性，即农业水权交易并非总是促进农业绿色发展。据此，本文研究认为，推广农业水权交易是实现中国新时代农业绿色发展的重要举措，但在政策执行过程中，需依据当地条件，因地制宜地推进实施农业水权交易制度。

关键词：农业绿色发展 农业水权交易 农业节水 种植结构

中图分类号：F323.21 **文献标识码：**A

一、引言

推进农业绿色发展是农业发展观的一场深刻革命，也是决定能否成功走出一条中国特色社会主义乡村振兴道路的关键^①。中国农业发展素来以高产、高质、高经济效益的“三高”增长模式为主，虽然农业快速发展，但粗放的生产方式致使资源环境破坏产生的负面效应日益凸显，农业面源污染严重、地下水位下降、土壤地力降低等资源环境问题严重制约农业绿色发展（于法稳，2016）。1978—2021 年，中国粮食产量从 30476.5 万吨增加到 68284.75 万吨，提高了 1.24 倍，而化肥使用量从 884 万吨增加到 5191.26 万吨，提高了近 5 倍^②。但是，农业水资源利用效率一直较低（夏莲等，2013）。近 20 年来，中国农业用水量占总用水量的 60% 以上^③，农田灌溉用水有效利用系数却一直在 0.56 左右^④，远

*本文研究得到山东省高等学校青年创新团队发展计划“黄河流域生态保护与制造业高质量发展的时空耦合机理与协同推进路径研究”（编号：2021RW008）和山东省自然科学基金青年项目“新发展理念下黄河流域生态保护与制造业高质量发展权衡：时空耦合机理与共赢路径研究”（编号：ZR2021QG048）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：李慧昭。

^①资料来源：《全面推进农业发展的绿色变革》，http://www.gov.cn/xinwen/2018-02/08/content_5264787.htm。

^②数据来源：《中国统计年鉴 1979》《中国统计年鉴 2022》，<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/>。

^③数据来源：《中国水资源公报》（1997—2021 年，历年），<http://www.mwr.gov.cn/sj/#tjgb>。

低于 0.7~0.8 的世界先进水平（张宝山，2016）。由此可见，中国农业高速增长建立在水资源、化肥等生产要素高投入、高消耗的基础上。虽然以粮食为代表的农业“增长”是连续的，但由于环境污染严重、供需结构性矛盾突出，这种粗放式农业增长不可持续（王庶和岳希明，2017）。因此，全面推行资源节约型、环境友好型农业绿色发展模式，成为中国农业转型升级的迫切需要。

如何实现农业绿色发展于是成为政府和学术界关注的重点问题。一方面，政府出台多项文件为推动农业绿色发展提供指导。例如：2017 年中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于创新体制机制推进农业绿色发展的意见》，将资源管控列为农业绿色发展制度体系的一项主要内容^①。2018 年中央“一号文件”即《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》将“实行水资源消耗总量和强度双控行动”和“加大农业水价综合改革工作力度”作为推进乡村绿色发展的重要举措^②，这也为推动农业绿色发展提供了一个新的具体思路。“水是生命之源、生产之要、生态之基”，水资源在农业生产要素中更是重中之重，但是，农业水资源的粗放式使用和低效率利用却成为农业绿色发展的重要掣肘因素（杨骞和刘华军，2015）。因此，改善农业用水方式，提高农业用水效率，对于促进农业绿色发展至关重要。

另一方面，农业绿色发展同样受到学术界的广泛关注。众多学者对中国农业绿色发展水平开展了研究，结果均表明，自 2012 年以来，中国农业绿色发展水平呈现上升趋势，但区域间存在较大差异（才津津和王丹，2021；魏琦等，2018）。这部分文献考察了中国各地农业绿色发展状况，为了解全国及各省份农业绿色发展状况、总结相关经验提供了基础依据。也有学者关注如何促进农业绿色发展。例如，于法稳（2018）认为解决农业生产最基本、最核心的两大生态资源要素——耕地与水的低利用效率和污染问题，是促进农业绿色发展的关键。孙小燕和刘雍（2019）论证了以土地托管为例的耕地集约化经营能够促进农业绿色生产。水价变化对农业绿色发展的影响同样受到关注。水价上涨可以减少农业灌溉用水量（牛坤玉和吴健，2010；廖永松，2009），但会使种植收益持续下降（刘莹等，2015）。而且，不同水价政策具有不同政策效应，在计量水价、定额管理和按亩收费 3 种水价政策中，定额管理能够以较低的农业部门总福利损失节约更多的水资源（易福金等，2019）。上述文献充分探讨了水价变化对农业的影响，但水价变化与水权交易仍有区别。水价受政策制定者主观意愿影响较大，难以反映市场变化（刘世庆和许英明，2012），而农业用水交易价格则能够根据市场形势波动，更能体现交易双方意愿；且相对于单纯抬高水价，农户能够从交易中获取收益，过量用水的机会成本大幅提高。

^①2020 年，经国务院审定，由水利部、国家发展和改革委员会、工业和信息化部等部门组成的最严格水资源管理制度考核工作组发布《关于发布 2019 年度实行最严格水资源管理制度考核结果的公告》。考核结果显示，2019 年，中国农田灌溉用水有效利用系数为 0.559。资料来源：http://www.mwr.gov.cn/zwgk/gknr/202007/t20200730_1441256.html。

^②资料来源：《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于创新体制机制推进农业绿色发展的意见〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2017-09/30/content_5228960.htm。

^③资料来源：《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content_5263807.htm?from=groupmessage&isappinstalled=0。

事实上,水权交易制度也受到部分学者的关注,例如,Fang and Wu (2020)、Fang and Zhang (2020)利用中国省级数据探究了水权交易制度的节水效应,但未聚焦到农业,仅探究区域整体的节水效应;董小菁等(2020)利用新疆地区农户调查数据,发现以水权交易为核心的农业水价制度能够促使当地改善种植结构,发展旱作农业,但其研究对象仅限于新疆地区农户,并未扩展到全国层面,也未深入探究相关政策是否对农业绿色发展具有促进作用。

综观现有文献,部分研究聚焦于对中国各地区农业绿色发展水平的评价,另有研究关注耕地集约化经营和水价制度对农业绿色发展影响,而鲜有文献针对农业水权交易能否推动农业绿色发展展开研究。鉴于此,本文拟探讨农业水权交易能否促进农业绿色发展,如何促进农业绿色发展,以弥补现有相关研究的不足,为促进农业绿色发展提供参考。

为了全面分析农业水权交易制度对农业发展的作用,首先,本文从理论上探讨该效应的产生机制,并进一步探讨地区条件差异对政策效果产生的异质性影响;其次,本文通过定量分析验证理论假说,即确定农业绿色发展水平评价指标体系,并利用2015—2020年全国地级市面板数据,采用多期双重差分法做实证检验;最后,本文总结基础研究结论,并得出相关政策启示。

本文的边际贡献可能有以下两点:一是本文弥补现有文献对水资源管理和农业绿色发展间关系研究的不足。现有文献多集中于探讨农业绿色发展趋势及其地区差异,或侧重于研究耕地集约化利用、农业补贴等对农业发展的政策效果,却鲜有文献探讨水资源管理政策变化如何对农业绿色发展产生影响。本文从农业水权交易这一政策入手,研究水资源利用市场化对农业发展的影响。二是本文深入探讨农业水权交易政策效果的异质性。现有研究农业水权交易的文献多考虑其正向作用,难以有根据地提出改进措施。而本文考虑地区条件差异,探讨农业水权交易是否在任何地区都能够显著促进农业绿色发展,从多角度分析政策效果,据此得出政策启示,以期完善相关政策。

二、制度背景与理论假说

(一) 农业水权交易的制度背景

1. 农业水权交易的内涵与制度背景。水权交易制度是现代水资源管理的重要制度,既能够通过市场力量有效配置水资源,又能够发挥政府“有形之手”的作用建立水资源管理体系。水权交易是指在合理界定和分配水资源使用权基础上,通过市场机制实现水资源使用权在地区间、流域间、流域上下游间、行业间、用水户间流转的行为。

中国水权交易制度研究的发展阶段大致可以分为3个阶段:2000—2007年为初步探索阶段。这一阶段主要从法学和管理学视角探讨在中国实施水权交易制度的必要性、可行性以及如何借鉴国外经验。2008—2013年为关键技术探索阶段,研究视角扩展至水权交易的内在机制、交易规则与定价等方面。2014年以来为实践阶段,众多政策文件和具体措施指导文件在这一时期相继出台。例如:2016年,水利部印发《水权交易管理暂行办法》,为各种类型的水权交易明确了详细交易办法^①;2022年3月,

^①参见《水利部关于印发〈水权交易管理暂行办法〉的通知》, http://szy.mwr.gov.cn/tzgg/201901/t20190101_1072733.html。

中共中央、国务院印发《关于加快建设全国统一大市场的意见》，明确要求建设全国统一的用水权交易市场^①；2022年8月，水利部、国家发展和改革委员会、财政部联合印发《关于推进用水权改革的指导意见》，为进一步完善水权初始分配制度和水权交易市场提供了详细指导^②。在相关政策的指导下，各地区涌现出多种类型的水权交易案例。

根据《水权交易管理暂行办法》，水权交易分为3种类型：区域水权交易、取水权交易和灌溉用水户水权交易。区域水权交易通常发生在同一流域内或者具备调水条件的行政区域之间，交易标的通常是用水总量控制指标和江河水量分配指标范围内的节余水量；取水权交易通常是跨部门交易，如农业部门和工业部门之间；灌溉用水户水权交易只发生在农业灌溉用水户之间或者用水组织之间^③。3种水权交易类型虽然均有可能涉及农业用水，但只有灌溉用水户水权交易涉及农户用水行为，并且只发生在农业部门内部，因此，本文农业水权交易特指灌溉用水户水权交易，并不涉及其他两种类型。自2016年中国水权交易所成立至2021年，3种类型水权交易总单数2553例，交易总量达到14.43亿立方米，其中，农业水权交易是水权交易最多的类型，虽然交易水量仅占总交易水量的2.15%，但交易数为2282例，占总交易数的89.4%^④。这实际上是农户规模小、分散广的特征造成的。农业水权交易具有交易量小但交易面广的特点，相比于区域水权交易和取水权交易更加活跃。农业水权交易的直接影响对象是区域内农户，影响最深的产业是农业，它通过影响农户用水行为改变农业生产方式。水资源对中国农业生产可谓举足轻重，因此，大范围农户用水行为改变足以影响区域农业生产模式。

当前粗放的农业生产方式造成水资源等严重浪费，农业用水管理不足、水资源稀缺性难以体现是造成中国农业水资源消耗大、浪费严重的重要原因（冯欣等，2020；李然和田代贵，2016）。因此，具有提高用水机会成本作用的农业水权交易制度是解决农业水资源浪费问题的重要途径，也是促进农业绿色发展的重要措施。

2. 农业水权交易的发展现状。图1展示了2018—2021年不同类型水权交易情况。不难看出，相比于区域水权交易和取水权交易，农业水权交易（灌溉用水户水权交易）的成交单数更多，但成交量和成交金额较少，平均单价也相对较低，且呈现缓慢上升的态势，从2019年的0.07元/立方米提升

^①参见《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content_5684385.htm。

^②参见《水利部 国家发展改革委 财政部关于推进用水权改革的指导意见》，http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-09/01/content_5707831.htm。

^③《国务院办公厅关于推进农业水价综合改革的意见》中明确指出：“鼓励用户转让节水量，政府或其授权的水行政主管部门、灌区管理单位可予以回购；在满足区域内农业用水的前提下，推行节水量跨区域、跨行业转让。”根据文件内容，部分被政府回购的农业用水也可用于跨区域、跨行业转让，但前提是首先满足本地农业用水。因此，节余水量仍然被用于农业生产，只有满足本地农业生产之后才可用于二次交易。资料来源：http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-01/29/content_5037340.htm。

^④数据来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/publiccms/webfile/jyfq/index.html>。

到 2021 年的 0.09 元/立方米。造成不同交易类型水价差异的主要原因在于买卖双方是否存在议价能力。根据《水权交易管理暂行办法》，“交易各方一般应当以水权交易平台或者其他具备相应能力的机构评估价为基准价格，进行协商定价或者竞价；也可以直接协商定价”。这意味着买卖双方可以协商确定交易价格。但从现实情况看，区域水权交易和取水权交易的交易主体大多为政府和企业，本身具备基于市场条件协商定价的能力。即使它们本身不具备议价能力，也可以支付费用聘请第三方机构评估水价。因此，可以观察到这两种交易类型的水价波动较大。反观农业水权交易（灌溉用水户水权交易），其交易主体为农业灌溉用水户或用水组织，由于他们缺乏水市场知识和水价信息，议价能力不高，也通常不会聘请第三方机构评估水价，因此，买卖双方难以协商定价。

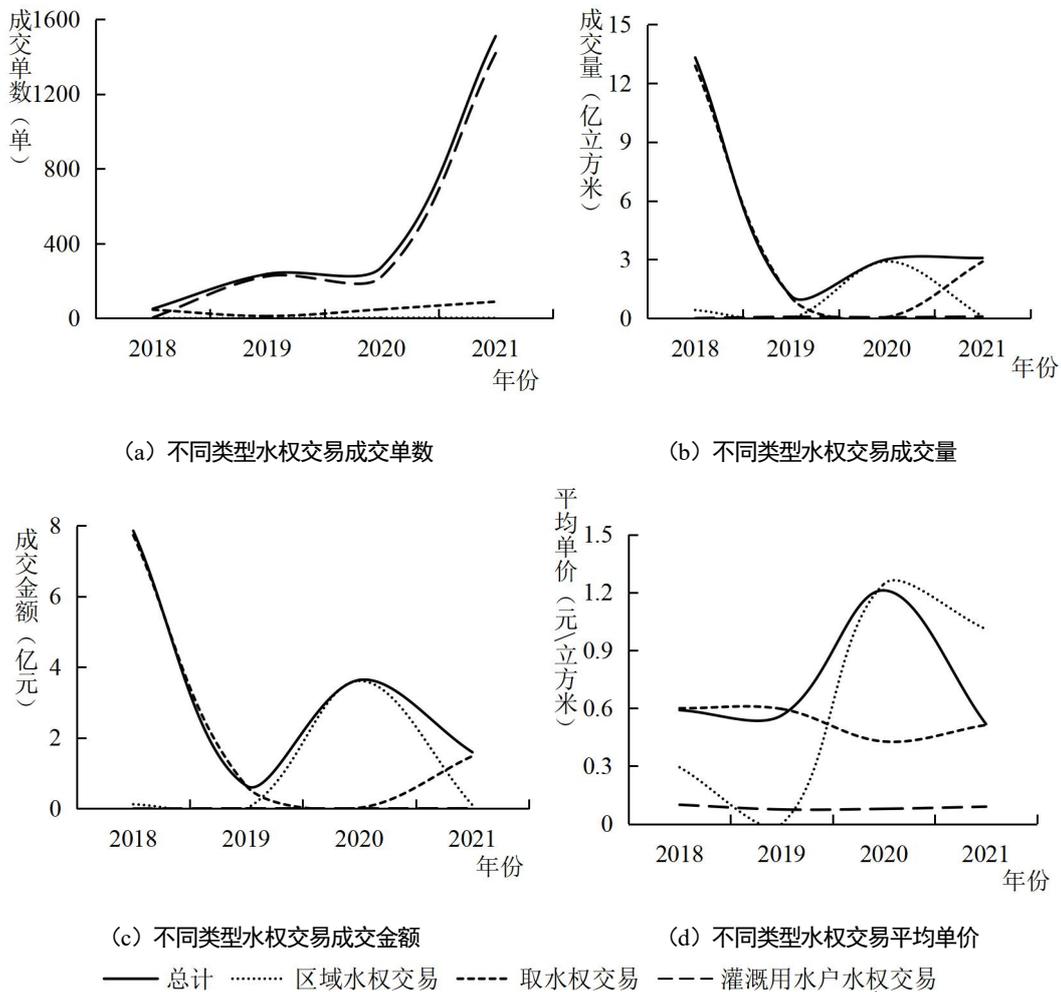


图 1 不同类型水权交易 2018—2021 年交易情况

注：图 1 (d) 展示了不同类型水权交易 2018—2021 年的平均单价，本文将平均单价定义为总成交金额与总成交量的比值。

数据来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/>。

考虑到上述问题，为防止灌溉用水户水权交易市场定价混乱、农民权益受损，大多数地方政府会给出明确的参考水价，但不同地区地方政府给出的交易参考水价存在差异。例如，河北省石家庄市元氏县根据现行水费收缴制度，结合县域推行的用水“节奖超罚”相关标准，同时考虑到农户经济承受能力，将初期交易指导价格暂定为 0.06 元/立方米，并表明具体执行时可根据交易双方意愿做上下浮动，后续随着水权交易逐步活跃，价格逐渐调整^①；甘肃省武威市凉州区清源灌区基于现行水价，按照凉州区关于水权交易有关要求，规定交易最高价格不得高于现行水价 0.05 元/立方米的 3 倍，从 2019 年水权交易实际情况看，交易价格均未出现溢价现象，所有水权交易均按照 0.15 元/立方米成交^②；湖南省长沙市长沙县桐仁桥灌区根据湖南省水利厅印发的《关于做好水权交易试点工作的通知》，在 2018 年度农业灌溉水权额度回购工作中，规定亩均节余水权额度 0~50 立方米的部分按 0.06 元/立方米回购，超出 50 立方米的部分按 0.10 元/立方米回购^③。上述案例表明，试点地区会基于多方面考虑为灌溉用水户水权交易提供参考水价，这也是该交易类型水价趋于平稳的主要原因。农业水价较低的主要原因在于，水权交易制度尚未完全健全，如果水价过高可能导致农民负担加重、农业减产（李然和田代贵，2016），并且会损害买方农户参与交易的积极性。因此，农业水价一直相对较低且平稳。

（二）农业水权交易与农业绿色发展

农业绿色发展是绿色发展理念在农业生产过程中的贯彻和体现，不仅要“绿色”，还要“发展”（冯欣等，2020）。农业绿色发展既要包括农业生产过程中的资源节约和生态环境保护，还要体现出保障农业生产、维护农民利益的作用。因此，本文从节约用水、改善种植结构两种效应入手，具体探讨农业水权交易如何作用于农业绿色发展，并分析地区条件差异对政策效果产生的异质性影响。

1. 农业水权交易促进节约用水的机制分析。农业水权交易的直接效应为提升农业用水的机会成本（马九杰等，2022；胡振通和王亚华，2018），这一效应将对农户用水决策产生影响，并促进农业绿色发展。农业水权交易制度的实施使节余水量能够在农户之间买卖。也就是说，用水机会成本大幅提高，农户会因此减少过量用水。有研究表明中国农业灌溉用水存在严重浪费问题，其中水价偏低是重要原因（胡继连和王秀鹃，2018），低廉的水价使得农户过量灌溉的成本偏低，而当灌溉用水可以交易后，农户如果继续过量用水，不仅要支付额外水费，还会损失出售节余水量带来的收益。因此，理性的农户会选择减少过量用水，减少灌溉成本的同时获取额外收益。另外，农户也可能通过提高灌溉技术，例如采用喷灌、滴灌等技术，使用较少的水量浇灌更大的面积，提高灌溉效率，从而达到节约用水的效果。因此，农业水权交易可以通过提高用水机会成本达到使农户节约用水的目的，从而在一定程度上解决水资源浪费问题，促进农业绿色发展。基于以上分析，本文提出假说 H1。

H1：农业水权交易可以促进农业绿色发展。

根据上文分析，农业水权交易会提升农业用水的机会成本，这将直接对农户用水方式产生影响，

^①资料来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/publiccms/webfile/jdallist/96.html>。

^②资料来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/publiccms/webfile/jdallist/97.html>。

^③资料来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/publiccms/webfile/jdallist/98.html>。

增强节水意识，推动农户节约用水，从而促进农业绿色发展。因此，本文提出假说 H2。

H2：农业水权交易通过推动农户节约用水促进农业绿色发展。

2.农业水权交易改善种植结构的机制分析。农户用水机会成本上升，种植高耗水作物的机会成本也相应提高，如果农户预期出售节余水量和种植低耗水作物所带来的边际收益大于种植高耗水作物的边际收益，那么，农户可能会选择多种植低耗水、相对更有利可图的作物，减少高耗水作物的种植比例（刘莹等，2015；朱晶等，2013），从而减少灌溉用水量，并出售节余水量获取额外收入，直到两者边际收益相等为止。基于上述分析，农业水权交易具有改善地区种植结构的效应，而种植结构的改善又将从保护生态环境、保证农业产出农民收益三个方面促进农业绿色发展。具体而言：第一，当农户为获取更高收益选择以低耗水农作物代替高耗水农作物时，总灌溉用水量也会相应减少，从而起到保护水资源量的作用；第二，农业水权交易的实施使得农户可以出售调整种植结构所节约的用水量，以获取额外收入，从而起到增加农民收入的作用；第三，虽然以低耗水作物代替高耗水作物的农业种植结构调整会改变农产品产出结构，但农户往往会基于自身收益适当调整，不会使种植业产出与自身收益受损（徐依婷等，2022），从而保证农业产出。基于以上分析，本文提出假说 H3。

H3：农业水权交易通过改善种植结构促进农业绿色发展。

3.地区条件差异导致政策效果的异质性分析。虽然农业水权交易能够从多方面促进农业绿色发展，但地区条件差异会导致政策效果的异质性。当地区条件难以支撑交易规范化或监管不当时，农业水权交易的政策效应可能并不明显，交易不规范甚至会加剧资源浪费，从而对农业绿色发展造成负面影响。首先，一个地区的市场化程度决定农业水权交易能否规范化。在一些市场化程度较低的地区，自主协商定价难以确定合理的交易价格，严重影响农业水权交易的政策效果，甚至信息不对称还会导致资源分配不均（赵儒煜等，2021），产生负面政策效果。例如，当水价过低时，水权交易的收益降低，可能导致农户缺乏节水意识和交易动机，弱化政策效果。而当水价过高超过购水户承受能力时，他们可能会因无力承担高额水费而减少购水量，导致灌溉不足，影响农作物种植规模、生长和产量（刘维哲等，2019；周曙东和张运华，2004）。其次，地区经济发展水平不同也可能导致政策效果的异质性。已有研究表明，当经济发展到某一转折点时，环境质量会随之提高。这是由于先进技术可以有效提高生产资源的利用效率（蒋黎和王晓君，2019）。因此，经济发展水平较高的地区意味着有更好的条件支持农业水权交易，从而政策效果更明显；而经济发展水平较低的地区可能由于支持条件不足而导致政策难以产生应有效果。最后，地区发展定位不同也可能影响政策效果。一方面，侧重农业发展的地区往往需要更多水资源以保证农业产出，对水资源的依赖程度较高，政策敏感性也较高，因此，节水政策对农业绿色发展的影响可能更加明显；另一方面，由于这些地区发展比较依赖农业产出，当地政府可能将更多资源向农业倾斜，以保证农业可持续发展，因此，这些地区农业绿色发展程度本来就较高，一些促进农业绿色发展的政策效果可能因此不够明显。例如，一些侧重农业发展的地区可能在政策实施前就具备良好的农业节水技术，农业水权交易的实施只是增加部分农户的节水收益，很难再提升节水量，因而政策促进农业绿色发展的作用相对较弱。从上述两方面来看，在侧重农业发展的地区，农业水权交易的政策效应可能较强，也可能较弱，这取决于上述两种效应的相对大小。由于更多资源

向农业倾斜可能会在一定程度上解决农业生产过度依赖自然资源的问题，因此本文推断，在侧重农业发展的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响相对较弱。综合上述分析，本文认为，由于地区条件差异，农业水权交易并非在所有地区实施都能够促进农业绿色发展。基于以上分析，本文分别提出假说 H4 和 H4a、H4b、H4c。

H4: 在不同条件的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响具有异质性。

H4a: 在市场化程度不同的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响具有异质性。

H4b: 在经济发展水平不同的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响具有异质性。

H4c: 在不同发展定位的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响具有异质性。

三、计量模型与变量选取

(一) 计量模型

本文将农业水权交易制度实施作为一项准自然实验，使用双重差分法研究农业水权交易对地区农业绿色发展的影响。由于各地级市实施农业水权交易的时间并不一致，本文采用多期双重差分模型回归。模型设定如下：

$$green_{it} = \alpha_0 + \beta_1 did_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \sigma_i + province \times year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中： $green_{it}$ 代表 t 年份 i 地区（包括各地级市，地区级的州、盟、地区，以及副省级地级市）农业绿色发展水平，为被解释变量； did_{it} 代表 t 年份 i 地区是否实施农业水权交易的虚拟变量，如果某地区实施了农业水权交易，那么实施政策当年及之后的年份，该变量赋值为 1，否则赋值为 0； X_{it} 为一系列控制变量，用于控制影响地区农业绿色发展水平的其他因素； λ_t 为年份固定效应； σ_i 为地区固定效应；此外，众多研究表明，各省份之间农业绿色发展水平差异较大（查建平，2022；魏琦等，2018），因此，本文使用省份与年份交乘项 $province \times year$ 控制省际发展差异带来的影响； ε_{it} 为误差项； α_0 为常数项； γ 为控制变量的系数； β_1 为核心解释变量的系数，代表农业水权交易对地区农业绿色发展水平的影响方向和程度。

(二) 变量测度和数据来源

本文使用 2015—2020 年中国地级市面板数据，由笔者根据《中国城市统计年鉴》、各省和各地级市（包括各地级市，地区级的州、盟、地区，以及副省级地级市）统计年鉴、各省份水资源公报和部分省份农村统计年鉴数据整理而得。其中部分省份或地级市虽然统计了农药使用量和农业用水量等数据，但未公开，这部分数据由笔者询问当地政府收集而得。另有部分地区未统计或不允许对外公开相关数据，对于这些地区，本文予以剔除。本文最终获得 226 个地区 6 年的面板数据。主要变量解释和测度方式如下。

1. 被解释变量：农业绿色发展水平。本文采用现有文献的普遍做法（才津津和王丹，2021；赵会杰和于法稳，2019；魏琦等，2018），通过评价指标体系测度各地区农业绿色发展水平。基于农业农

村部等六部门印发的《“十四五”全国农业绿色发展规划》^①、国家发展和改革委员会发布的《绿色发展指标体系》《生态文明建设考核目标体系》^②和中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于创新体制机制推进农业绿色发展的意见》^③，并综合考虑各地级市相关数据的可得性，本文从农业资源节约、农业环境治理、农业生产效益 3 个维度构建农业绿色发展水平指标体系，下设 9 个三级指标（见表 1）。

表 1 农业绿色发展水平指标体系

指标		指标含义和单位	指标方向	三级指标权重	二级指标权重
二级指标	三级指标				
农业资源节约	人均耕地面积	耕地面积/人口总数（公顷/人）	+	0.10	0.30
	耕地复种指数	农作物总播种面积/耕地面积	-	0.08	
	有效灌溉面积占比	有效灌溉面积/耕地面积	+	0.12	
农业环境治理	单位播种面积农药使用量	农药使用量/农作物总播种面积（公斤/公顷）	-	0.11	0.42
	单位播种面积化肥使用量	化肥施用量/农作物总播种面积（公斤/公顷）	-	0.11	
	单位农业产值机械投入	农业机械总动力/农业总产值（千瓦/万元）	-	0.10	
	单位农业产值农膜用量	农膜使用量/农业总产值（公斤/万元）	-	0.10	
农业生产效益	人均农业产值	农业生产总值/全社会农业就业人数（万元/人）	+	0.15	0.28
	农村居民人均经营净收入	地区农村居民经营活动的平均净收入水平（元/人）	+	0.13	

“农业资源节约”表示农业生产过程中对自然资源的节约利用情况。其中，“人均耕地面积”表示耕地资源的人均拥有情况，该值越大，人均可利用的耕地资源越多，因此指标方向为正。“耕地复种指数”指年内单位耕地面积上种植农作物的平均次数，该值过高说明耕地利用过度，不利于农业绿色发展，因此指标方向为负（魏琦等，2018）。“有效灌溉面积占比”指当年能进行正常灌溉的农田面积所占比重，有效灌溉的耕地通常配备节水灌溉工程或设备，能够有效节约灌溉用水量，是反映耕地抗旱能力的重要指标。该指标值越大，说明一个地区对耕地资源和灌溉用水量的保护程度越高，越有利于农业绿色发展，因此指标方向为正。

^①资料来源：《农业农村部 国家发展改革委 科技部 自然资源部 生态环境部 国家林草局关于印发〈“十四五”全国农业绿色发展规划〉的通知》，http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-09/07/content_5635867.htm?_zbs_baidu_bk。

^②资料来源：《发展改革委印发〈绿色发展指标体系〉〈生态文明建设考核目标体系〉》，http://www.gov.cn/xinwen/2016-12/22/content_5151575.htm。

^③资料来源：《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于创新体制机制推进农业绿色发展的意见〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2017-09/30/content_5228960.htm。

“农业环境治理”表示农业生产过程中对环境污染的治理情况。虽然缺少地级市层面农业化学需氧量、氨氮、农药重金属排放等数据，但这些污染物主要来源于农药、化肥等化学投入品，因此可以使用这些化学投入品的使用量衡量农业环境治理情况。单位播种面积农药、化肥使用量越多，越不利于农业环境治理，因此相关指标方向为负。“单位农业产值机械投入”代表农机投入使用情况，虽然提高机械化水平有利于农业生产，但中国农具性能水平仍然较低，在使用过程中会排放大量废气，产生空气污染^①，不利于农业绿色发展（周霞和李昕欣，2021），该指标方向为负。“单位农业产值农膜用量”用每万元农业产值消耗的塑料薄膜量衡量，该数值越大，表示农业生产越依赖农膜使用。由于农用塑料薄膜的主要成分为聚乙烯，难以自然降解，其残存物若得不到及时回收将造成严重的环境污染，因此该指标方向为负。

“农业生产效益”表示地区农业生产和收益情况。农业绿色发展不仅要保护生态环境，也要保证农业生产。其中，“人均农业产值”反映人均农业生产规模和水平。该值越大，表明农业生产情况越好，指标方向为正。“农村居民人均经营净收入”能够衡量农村居民从农业生产经营中获取的收益，该值越大，说明农民从农业生产经营中获取的收益越高，指标方向为正。

在指标处理过程中，本文将三级指标值做极差标准化处理，得到同向影响且具有可比性的无量纲数据。本文通过熵值权重法，确定各三级指标权重，将三级指标值加权加总得到二级指标值，再将二级指标值加总得到各地区农业绿色发展水平值。熵值权重法的基本思路是根据指标值变异程度大小确定客观权重。一般来说，若某个指标信息熵越小，该指标数值变异程度越大，在综合评价中起到的作用越大，指标权重也就越大。反之，指标权重越小。采用此方法所得的各级指标权重见表1。

2.核心解释变量：农业水权交易。本文以实际发生农业水权交易的地区为处理组，没有发生农业水权交易的地区为对照组。各地区是否发生农业水权交易的虚拟变量均由笔者根据中国水权交易所官方网站^②手工整理而得。中国水权交易所是中国水资源唯一交易平台，任何类型水权交易完成后，交易信息都会在该系统公开，包括买卖双方名称和详细地址、成交水量、成交日期等。相关数据条件符合使用多期双重差分法的要求^③。

3.中介变量。农业用水量是影响机制分析中的一个中介变量。这一变量数据来源于各地区《水资

^①根据中华人民共和国生态环境部2021年9月10日发布的《中国移动源环境管理年报（2021）》，2020年中国非道路移动源排放中，农业机械排放出的碳氢化合物（HC）、氮氧化物（NO_x）和颗粒物（PM）分别占非道路移动源总排放量的48.0%、34.9%和38.8%，均位居前列，农业机械排放是其中主要排放类型之一。非道路移动源主要包括工程机械、农业机械、小型通用机械、船舶、飞机、铁路机车等。资料来源：《生态环境部发布〈中国移动源环境管理年报（2021）〉》，https://www.mee.gov.cn/ywdt/xwfb/202109/t20210910_920605.shtml。

^②数据来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/publiccms/webfile/gkcxjInfo/index.html>。

^③通常一个地区某年发生农业水权交易，其后年份也会发生农业水权交易。2022年6月以后，根据相关监管部门要求，中国水权交易所官方网站不再公布农业水权交易详细信息，而只公布其所在省份。但在地方政府相关网站，仍能搜索得到交易详细信息。相关数据资料，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

源公报》中对农业用水量的统计数据。农作物种植结构是影响机制分析中的另一个中介变量。此变量采用高耗水作物种植比例与低耗水作物种植比例来度量，在高耗水作物与低耗水作物的划分方面，由于各地区公布数据中农作物的品种不同，且部分地区数据未纳入蔬菜、水果等经济类作物，因此，本文根据公布数据较多的稻谷、玉米、小麦、薯类、豆类等来划分两类作物。其中，稻谷是比较典型的高耗水作物。其他作物的归类参考相关文献。由于金涛（2019）研究发现，以玉米、薯类替代小麦、豆类时，节水量将显著提升，本文将玉米、薯类作为低耗水作物，将小麦、豆类作为相对较高耗水的作物。综合上述分析，本文选择稻谷、小麦、豆类播种面积占农作物总播种面积的比重作为高耗水作物种植比例，将玉米、薯类播种面积占农作物总播种面积的比重作为低耗水作物种植比例。

4.控制变量。为尽可能减少回归中由遗漏变量导致的偏误，本文在模型中加入一系列控制变量，具体如下：一是，本文使用乡村人口数（取对数）控制参与农业生产的劳动力资源情况带来的影响。乡村人口数越多，农业生产可利用的就近劳动力资源越丰富（杜曙光，2021），可能更快实现农业绿色发展，但乡村人口数越多可能造成农业资源过度使用，阻碍农业绿色发展。因此，该变量对农业绿色发展的影响方向不确定。二是，本文使用地区生产总值（取对数）控制地区总体发展情况对农业生产的影响。一个地区总体发展情况越好，农业生产可利用的资源、经济、技术等条件越好，越有利于农业绿色发展。三是，本文使用第一产业占比控制地区发展对第一产业依赖程度带来的影响。在第一产业占比较高的地区，经济发展可能更依赖第一产业，对农业绿色发展的重视程度可能更高。四是，本文使用地区财政支出（取对数）控制政府支持或财政补贴对农业绿色发展的影响。在政府财政支出当中，部分支出用于支援农村生产、推广农业技术、提供农产品或生产资料价格补贴等事项，这部分支出越多，越有利于农业绿色发展。另外，财政支出中用于基础设施建设、社会保障等事项的支出还会起到改善农村生产、生活条件的作用，对农业绿色发展同样具有促进作用。因此，一个地区财政支出越多，可能越有利于农业绿色发展。五是，本文使用地区水资源总量控制其对农业绿色发展产生的影响。一个地区水资源总量反映农业生产可利用的水资源情况，一方面，水资源总量越丰富，越能够为农业绿色发展兜底。但另一方面，水资源总量丰富也可能导致农户用水因此失去节制，不利于农业绿色发展。因此，水资源总量对农业绿色发展的影响方向不确定。

主要变量含义与描述性统计如表2所示。

表2 主要变量含义与描述性统计

变量分类和名称		变量含义和单位	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农业绿色发展水平	根据指标体系计算得到的各地区农业绿色发展水平	1356	0.485	0.181	0.055	0.938
核心解释变量	农业水权交易	农业水权交易制度虚拟变量	1356	0.017	0.129	0.000	1.000
中介变量	农业用水量	农业用水量（亿立方米）	1356	9.193	6.739	0.194	46.570
	稻谷种植比例	稻谷占农作物总播种面积比重	1026	0.226	0.223	0.000	0.913
	小麦种植比例	小麦占农作物总播种面积比重	832	0.193	0.165	0.000	0.518
	豆类种植比例	豆类占农作物总播种面积比重	970	0.034	0.041	0.000	0.359

表2 (续)

	玉米种植比例	玉米占农作物总播种面积比重	948	0.301	0.205	0.000	0.885
	薯类种植比例	薯类占农作物总播种面积比重	1038	0.041	0.057	0.000	0.707
控制 变量	乡村人口数	乡村人口数 (万人)	1356	216.382	139.341	2.115	919.868
	地区生产总值	地区生产总值 (亿元)	1356	2303.307	2621.485	76.739	25019.109
	第一产业占比	第一产业增加值占地区生产总 值比重 (%)	1356	12.114	6.458	0.300	34.696
	财政支出	地区财政支出 (亿元)	1356	405.756	312.676	22.625	3275.938
	水资源总量	地区水资源总量 (万亿立方米)	1356	0.007	0.011	0.000	0.285
工具 变量	工具变量	1984 年地级市每百万人邮电业 务总量×2015—2020 年全国互 联网端口数	1002	0.321	0.189	0.048	1.013

四、模型估计结果与分析

(一) 事前平行趋势检验

满足平行趋势假设是使用双重差分法的必要前提,它要求处理组与控制组在政策实施之前无显著差异。本文参考已有文献(姚鹏等,2021)的做法,通过事件研究法将农业水权交易变量替换为距离政策实施当年第几年的虚拟变量,并将原模型改为(2)式再做回归,模型设定如下:

$$green_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^4 \beta_k P_k + \sum_{j=0}^3 \delta_j L_j + \gamma X_{it} + \lambda_t + \sigma_i + province \times year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中: P_k 代表地区实施农业水权交易前第 k 年,本文将政策实施的前一年(即 P_1)作为参照组; L_j 代表地区实施农业水权交易后第 j 年;其余符号含义与(1)式中相同。 β_k 与 δ_j 为 P_k 与 L_j 的估计系数,代表农业水权交易的动态效应。结果显示,政策实施之前(即 P_4 至 P_2),农业水权交易变量都不显著,验证了平行趋势假设。

(二) 基准回归结果分析

本文检验农业水权交易对农业绿色发展水平的影响,基准回归结果如表3所示。回归1仅控制地区与年份固定效应,结果显示,农业水权交易在1%水平上显著提高农业绿色发展水平。回归2控制地区、年份、省份一年份固定效应,结果显示,农业水权交易在1%水平上显著提高农业绿色发展水平。回归3控制可能会对农业绿色发展水平产生影响的其他变量,结果同样显示,农业水权交易在1%水平上显著提高农业绿色发展水平。综合上述回归结果,农业水权交易显著提高农业绿色发展水平,且核心解释变量系数估计值相差不大,表明回归结果具有一定稳健性。根据回归3结果,实施农业水权交易制度地区比未实施农业水权交易制度地区的农业绿色发展水平提高了约8.65%。

表3 农业水权交易对农业绿色发展水平的影响：基准回归结果

变量名称	农业绿色发展水平					
	回归 1		回归 2		回归 3	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
农业水权交易	0.0999***	0.0272	0.0965***	0.0182	0.0865***	0.0112
乡村人口数					-0.0075	0.0744
地区生产总值					0.0493*	0.0265
第一产业占比					0.0146***	0.0037
财政支出					0.1154***	0.0392
水资源总量					0.1346	0.1407
常数项	0.4837***	0.0004	0.4838***	0.0003	-2.1344*	1.0015
地区固定效应		已控制		已控制		已控制
年份固定效应		已控制		已控制		已控制
省份-年份固定效应		未控制		已控制		已控制
观测值数		1356		1356		1356
R ²		0.6755		0.7776		0.7875

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。②稳健标准误为聚类到省份层面的标准误。

(三) 事后动态效应分析

事后动态效应分析强调政策实施之后不同年份间效应的差异，如果差异显著，说明政策实施产生一定的持续性效果。事后动态效应的模型仍然采用(2)式。图2为事前平行趋势与事后动态效应检验结果图。

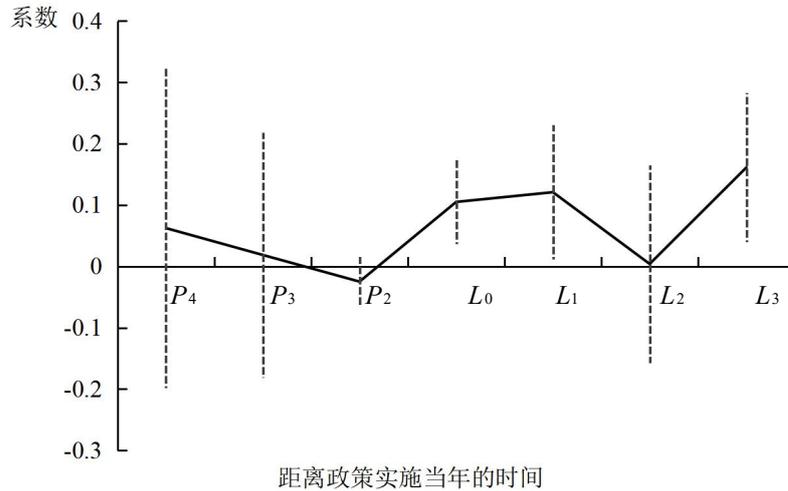


图2 事前平行趋势与事后动态效应检验结果图

注：虚线表示 95%的置信区间。

结果显示,政策实施当年及之后的年份,除第2年外,农业水权交易变量都显著。这表明政策效果具有持续性。但是,由于每年农业水权交易频次不同,各年份核心解释变量的显著性和系数估计值大小有差别。其中,政策实施后第2年,核心解释变量并不显著,其原因可能在于部分地区市场机制不完善、农户交易意愿不强烈等因素使水权交易活动存在较大波动。再加上2020年暴发的新冠肺炎疫情使部分地区农产品供给减少、价格上涨,农户预期收益增加,会提高耕地、水等资源的投入,增加农产品供给,导致农户节余水量减少,水权交易量也就减少。

(四) 稳健性检验

为验证基准回归结果的稳健性,本文通过处理内生性问题、采用两阶段双重差分法、更换权重赋值法、更换指标标准化方法、剔除其他政策影响等进行稳健性检验,具体做法如下:

1.处理内生性问题。内生性问题是研究农业水权交易与农业绿色发展水平不可避免的问题。本文先排除逆向因果问题。较低的绿色发展水平可能意味着较高的用水量、较多的环境污染、较低的农业产出等,这些因素会促使当地政府启动农业水权交易,因此,有必要检验地区农业绿色发展水平是否影响农业水权交易实施。为此,本文借鉴已有研究的做法,采用二值选择模型中的Logit模型,检验实施农业水权交易是否为一种外生选择(郭峰和熊瑞祥,2018; Fang and Zhang, 2020)。本文将是否实施农业水权交易作为被解释变量,将滞后一期和滞后二期的地区农业绿色发展水平作为核心解释变量做回归。如果回归结果显著,那么解释变量与被解释变量之间可能存在逆向因果关系问题,反之,则不存在此问题。回归结果^①显示,两个解释变量均不显著,表明农业绿色发展水平并不是农业水权交易实施的主要影响因素。由此,本文排除了逆向因果问题。

虽然逆向因果的问题被排除,但本文仍有可能存在自选择问题从而导致内生性问题。由于没有明文规定哪些地区开展农业水权交易,部分地区可能为达到上级政府某项要求、促进本地农业可持续发展等而开展农业水权交易,自选择问题不能忽视。对此,本文采用工具变量法解决上述问题。工具变量需要满足外生性和相关性条件,而与农业水权交易相关的变量,通常会直接影响农业绿色发展水平,寻找满足条件的工具变量并不容易。

鉴于此,本文参考柏培文和喻理(2021)的方法,将工具变量确定为“1984年地级市每百万人邮电业务总量×2015—2020年全国互联网端口数”。选择此工具变量的原因在于:农业水权交易制度能够实施的必要前提是,实施农业水权交易的地区需要具备一定的水权交易平台建设能力,即地区数字化程度达到一定水平,所以反映地区数字化水平的指标可以满足相关性条件。但直接采用数字化水平的面板数据不容易满足外生性要求,而当前现代农业发展同样在一定程度上受数字化发展影响,因此,本文选择上述工具变量。

此工具变量的构成包含两部分:一部分是“1984年地级市每百万人邮电业务总量”。早年邮电业务中铺设的固话线是拨号上网必备的基础设施,对现阶段数字化水平发展具有积极影响,有利于满足地区水权交易平台建设需要,在一定程度上满足相关性要求。而且它比当期数字化水平的外生性更强,

^①受篇幅所限,相关结果从略,感兴趣者可通过编辑部向作者索取。

农业绿色发展水平本身不完全依赖数字化水平，而 30 多年前的数字化水平更难以影响当前现代农业发展，并且它因地级市不同而变化。但由于这只是 1984 年一年的数据，它并不随时间变化。总结来说，这是一个满足外生性、具备一定相关性、随地级市变化但不随时间变化的变量。而为了满足工具变量随时间变化的特征，还需要一个既随时间变化、又能够加强相关性的变量。基于此，笔者将另一部分纳入工具变量，即“2015—2020 年全国互联网端口数”。需要说明的是，这一变量采用的是全国层面互联网端口数，它不随地级市变化而变化，但它是一个随时间变化的变量，同一地级市每一年数值都不同。而且该变量能够从宏观上代表中国数字化水平，具有一定相关性。另外，与直接采用 2015—2020 年地级市层面互联网端口数不同，全国层面互联网端口数的外生性更强。总结而言，这是一个相关性较强、具备一定外生性，随时间变化但不随地级市变化的变量。将上述两个变量相乘便得到了本文工具变量，综合上述两个变量的特点，该工具变量具有外生性较强、相关性较强、随时间和地级市变化的特征，满足工具变量选取的条件。

使用工具变量法的回归结果如表 4 所示。第一阶段回归结果表明，工具变量在 1%水平上显著促进农业水权交易政策实施。Kleibergen-Paap rk LM 检验结果表明，不存在工具变量识别不足问题。Kleibergen-Paap rk Wald F 检验结果显示，存在轻微的弱工具变量问题，但在可接受的范围内。因此，第一阶段回归结果证明本文所选工具变量满足基本条件。第二阶段回归结果显示，农业水权交易在 1%水平上显著提高农业绿色发展水平。总体来说，使用工具变量法解决内生性问题后，农业水权交易仍然能够显著提高农业绿色发展水平，进一步检验本文回归结果的稳健性。

表 4 内生性问题处理：工具变量法回归结果

变量名称	第一阶段 农业水权交易		第二阶段 农业绿色发展水平	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
农业水权交易			7.5789***	1.8618
工具变量	0.2584***	0.0638		
控制变量		已控制		已控制
地区固定效应		已控制		已控制
年份固定效应		已控制		已控制
省份—年份固定效应		已控制		已控制
观测值数		1002		1002
Kleibergen-Paap rk LM 检验		19.1900***		
Kleibergen-Paap rk Wald F 值		16.0220		

注：①***表示 1%的显著性水平。②控制变量与表 3 中一致。③稳健标准误为聚类到省份层面的标准误。

2.两阶段双重差分法。多期双重差分法虽然在政策评估领域得到广泛应用，但其估计结果可能存在于一个较为严重的问题：由于处理组政策时点不同，多期双重差分法在估计过程中会将尚未受到政策冲击的后期处理组样本作为前期处理组样本的对照组。如果政策效应不随时间变化，使用这一方法估计得到的平均处理效应是可靠的。但通常政策效应会随时间变化，这就导致多期双重差分法的估计结

果并不是一个良好的平均处理效应，而是多个标准双重差分估计所得平均处理效应的加权平均，而且权重可能是负的。也就是说，尽管政策冲击对各个时期处理组的被解释变量都具有促进作用，多期双重差分法下核心解释变量的系数估计值仍然可能为负。那么，多期双重差分法的单一系数估计结果不再可信（Callaway and Sant, 2020; Clément and Xavier, 2020）。为解决这个问题，应当剔除组别效应和时期效应（组别指将同一时期受到处理的不同个体归为一组，时期指每个组别所在时期）后，再做回归。此时，就需要使用两阶段双重差分法。

首先，本文考虑一个普通的多期双重差分模型，模型设定如下：

$$Y_{gpit} = \lambda_g + \gamma_p + \beta_{gp} D_{gp} + \varepsilon_{gpit} \quad (3)$$

(3) 式中： Y_{gpit} 表示被解释变量， i 表示个体， t 为时间， g 表示组别（ $g=0, 1, \dots, G$ ）。 p 表示时期（ $p=0, 1, \dots, P$ ），如果个体 i 属于组别 $g=0$ ，则表示它在所有时期 p 内都不接受处理；如果个体 i 属于组别 $g=1$ ，则意味着从第 1 期（ $p=1$ ）开始接受处理，以此类推。 D_{gp} 为处理变量， β_{gp} 为待估计系数。 λ_g 和 γ_p 分别表示组别效应和时期效应。

其次，两阶段双重差分法的第一阶段估计一个无处理结果（ $D_{gp}=0$ ）的双向固定效应模型，即不加入解释变量且只使用所有对照组样本和处理期之前的处理组样本，模型设定如下：

$$Y_{0gpit} = \lambda_g + \gamma_p + \varepsilon_{gpit} \quad (4)$$

根据 (4) 式估计结果，可以得到每一期的截距，即 $\hat{\lambda}_g + \hat{\gamma}_p$ ，这可能是组别效应，可能是时期效应，也可能二者都包含。

最后，两阶段双重差分法的第二阶段需要消除组别效应与时期效应引起的变化，使用所得被解释变量的余值和解释变量做回归分析，模型设定如下：

$$\tilde{Y}_{gpit} = Y_{gpit} - \hat{\lambda}_g - \hat{\gamma}_p = \beta_{gp} D_{gp} + \varepsilon_{gpit} \quad (5)$$

此时，所得回归结果与真实结果已非常相近。回归结果表明，经过两阶段双重差分回归得到系数 0.0917 比常规多期双重差分的系数估计值 0.0865 数值更大，表明在存在异质性处理效应时，多期双重差分法的单一系数估计结果偏小^①。但两种方法估计所得系数方向一致，且偏差在可接受的范围内，证明本文基准估计结果具有稳健性。

五、机制分析

根据假说 H2 和假说 H3，农业水权交易对农业绿色发展水平的影响机制体现在节约用水和改善种植结构两方面。为验证上述研究假说，本文参考王垒等（2020）的做法，在 (1) 式基础上构建三步法

^①本文通过两阶段双重差分法、更换权重赋值法、更换指标标准化方法、剔除国家节水型城市评选影响、排除农业“一控两减三基本”相关政策协同效应影响等方法做稳健性检验的结果均表明，基准回归结果稳健可信。受篇幅所限，相关结果从略，感兴趣者可通过编辑部向作者索取。

中介效应模型，同样采用多期双重差分法估计。模型设定如下：

$$green_{it} = \alpha_0 + \beta_1 did_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \sigma_i + province_i \times year + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$med_{it} = \alpha_2 + \beta_2 did_{it} + \gamma_2 X_{it} + \lambda_t + \sigma_i + province_i \times year + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$green_{it} = \alpha_3 + \beta_3 did_{it} + \beta_4 med_{it} + \gamma_3 X_{it} + \lambda_t + \sigma_i + province_i \times year + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

(6) 式、(7) 式和 (8) 式中： med_{it} 为中介变量，包括农业用水量、农作物种植结构（即稻谷种植比例、小麦种植比例、豆类种植比例、玉米种植比例、薯类种植比例），其他符号含义与 (1) 式相同。根据预期，当中介变量为农业用水量和高耗水作物种植比例时，(7) 式中的农业水权交易系数方向为负，(8) 式中的中介变量系数方向为负；当中介变量为低耗水作物种植比例时，(7) 式中的农业水权交易系数方向为正，(8) 式中的中介变量系数方向为正。

估计结果如表 3、表 5、表 6 所示。(6) 式估计结果见表 3 回归 3，(7) 式回归结果见表 5 回归 1。结果显示，农业水权交易在 5% 水平上显著减少了农业用水量。这与 Fang and Wu (2020)、Fang and Zhang (2020) 采用中国省级面板数据研究水权交易节水效果所得的结果较为一致。(8) 式回归结果见表 5 回归 2。结果显示，农业用水量 10% 统计水平上显著且系数方向为负，表明农业水权交易可以减少农业用水量，提高农业绿色发展水平。由结果可知，农业用水量具有部分中介效应，H2 由此得到验证。

表 5 农业水权交易对农业绿色发展水平的影响机制检验（节约用水）的回归结果

变量名称	农业用水量		农业绿色发展水平	
	回归 1		回归 2	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
农业水权交易	-0.8997**	0.3282	0.0378***	0.0108
农业用水量			-0.0006*	0.0003
控制变量	已控制		已控制	
地区固定效应	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
省份-年份固定效应	已控制		已控制	
观测值数	1356		1356	
R ²	0.9901		0.7917	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②控制变量与表 3 中一致。③稳健标准误为聚类到省份层面的标准误。

表 6 为改善种植结构机制检验的估计结果，结果表明，农业水权交易能够增加低耗水作物种植比例，减少高耗水作物种植比例，这与董小菁等 (2020) 的结论一致。具体而言，表 6 回归 1 中农业水权交易在 1% 统计水平上显著且系数方向为负，表明农业水权交易减少了高耗水作物中稻谷的种植比例；表 6 回归 2 中，稻谷种植比例在 5% 统计水平上显著且系数方向为负。结合表 6 回归 1 与回归 2 结果，农业水权交易减少了稻谷的种植比例，并提高了农业绿色发展水平，且该作用属于部分中介效

应。表6回归3中，农业水权交易在5%统计水平上显著且系数方向为正，表明农业水权交易增加了低耗水作物中玉米的种植比例；表6回归4中，玉米种植比例在5%统计水平上显著且系数方向为正。结合表6回归3与回归4结果，表明农业水权交易增加了玉米的种植比例，并提高了农业绿色发展水平，且该作用属于部分中介效应。表6回归5~7分别为农业水权交易变量对小麦、豆类、薯类种植面积比例影响的估计结果，尽管估计结果表明农业水权交易对这些农作物种植比例没有显著影响，但稻谷与玉米种植比例的估计结果已足够证明农业水权交易确实能够改变部分农作物种植比例，改善种植结构，提高农业绿色发展水平。H3由此得到验证。

表6 农业水权交易对农业绿色发展水平的影响机制检验（改善种植结构）的回归结果

变量名称	稻谷种植	农业绿色	玉米种植	农业绿色	小麦种植	豆类种植	薯类种植
	比例	发展水平	比例	发展水平	比例	比例	比例
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6	回归7
农业水权交易	-0.0092*** (0.0028)	0.0862*** (0.0171)	0.0326** (0.0126)	0.0425*** (0.0055)	0.0025 (0.0126)	0.0076 (0.0065)	0.0042 (0.0041)
稻谷种植比例		-0.3785** (0.1642)					
玉米种植比例				0.0558*** (0.0177)			
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份-年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	1020	1020	942	942	826	964	1032
R ²	0.9373	0.6631	0.9814	0.7970	0.9917	0.9124	0.8498

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②控制变量与表3中一致。③括号中为聚类到省份层面的稳健标准误。

六、异质性分析

本文还分析了地区市场化程度差异、经济发展水平差异、地区发展定位差异导致农业水权交易政策效果的异质性。

1.市场化程度差异。根据前文分析，农业水权交易对农业绿色发展水平并非总是产生正向作用，在市场化程度较低地区，地方政府或买卖双方都难以根据市场信息确定合理水价，反而会对农业绿色发展水平产生负面影响。因此，本文预期在高市场化程度地区实施农业水权交易更能提高农业绿色发展水平，而在低市场化程度地区政策效应较弱，甚至出现负向效应。为了验证市场化程度不同导致政策效果的异质性，本文采用樊纲等（2011）给出的2007年市场化指数，将样本按市场化指数均值分组，高于均值的归为高市场化程度地区，低于均值的归为低市场化程度地区，然后做分组回归。回归结果

如表 7 回归 1 和回归 2 所示。表 7 回归 1 结果显示，农业水权交易在 1%统计水平上显著且系数方向为正。这表明，在高市场化地区，实施农业水权交易能够显著提高农业绿色发展水平。而表 7 回归 2 结果显示，农业水权交易在 1%统计水平上显著且系数为负。这表明，在低市场化地区，实施农业水权交易对农业绿色发展水平呈现明显的负向效应。这可能是由于低市场化地区交易水价被错估，导致资源分配不均，从而对农业绿色发展水平产生负面影响。H4a 由此得到验证。

2. 经济发展水平差异。为了验证经济发展水平差异对政策效果的异质性影响，本文按样本期间 2015—2020 年地区生产总值均值分组，高于均值的样本归为高经济发展水平组，低于均值的样本归为低经济发展水平组。回归结果如表 7 回归 3 和回归 4 所示。回归 3 结果显示，农业水权交易在 1%统计水平上显著且系数方向为正。这表明，在高经济发展水平地区，农业水权交易对农业绿色发展水平具有显著的正向作用。而回归 4 结果显示，农业水权交易不显著。这表明，在低经济发展水平地区，农业水权交易对农业绿色发展水平的作用并不显著。H4b 由此得到验证。

表 7 市场化程度和经济发展水平差异导致的政策效果异质性分析结果

变量名称	农业绿色发展水平			
	高市场化 回归 1	低市场化 回归 2	高经济发展水平 回归 3	低经济发展水平 回归 4
农业水权交易	0.0795*** (0.0244)	-0.0584*** (0.0110)	0.0833*** (0.0148)	0.0726 (0.0211)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份一年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	684	660	636	684
R ²	0.7950	0.5188	0.7916	0.7833

注：①***表示 1%的显著性水平。②控制变量与表 3 中一致。③括号中为聚类到省份层面的稳健标准误。

3. 地区发展定位差异。由于本文研究内容为农业水权交易对农业绿色发展水平的影响，那么，必须考虑一个地区对农业发展的重视或依赖程度是否会对政策实施效果产生影响。为了区分地区发展定位，本文以 2015—2020 年第一产业产值占地区生产总值比重的均值对样本分组，高于均值的归为高第一产业占比地区，低于均值的归为低第一产业占比地区。另外，本文还根据是否粮食主产区对样本分组^①。粮食主产区粮食产量占全国粮食总产量的比重一直较高，对保障中国粮食安全具有突出贡献，出于对中国粮食安全的考虑，这些地区比其他地区更加注重农业生产。因此，本文将高第一产业占比

^①根据《国务院关于建立粮食生产功能区和重要农产品生产保护区的指导意见》的划分标准，黑龙江、河南、山东、四川、江苏、河北、吉林、安徽、湖南、湖北、内蒙古、江西、辽宁 13 个省份为粮食主产区。本文将属于这 13 个省份的地级市归为粮食主产区，不属于这 13 个省份的地级市归为非粮食主产区。资料来源：《国务院关于建立粮食生产功能区和重要农产品生产保护区的指导意见》，http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-04/10/content_5184613.htm。

地区和粮食主产区视为侧重农业生产地区，而将低第一产业占比地区和非粮食主产区归为非侧重农业生产地区。

回归结果如表 8 回归 1~回归 4 所示。回归 1 结果显示，农业水权交易在 5%统计水平上显著，系数方向为正，估计值为 0.0420，而回归 2 中农业水权交易 1%统计水平上显著，系数方向为正，系数估计值为 0.1051。高第一产业占比地区和低第一产业占比地区相比，农业水权交易系数显著性更弱、系数估计值更小。也就是说，在高第一产业占比地区，农业水权交易政策提高农业绿色发展水平的效应较弱。回归 3 结果显示，农业水权交易在 5%统计水平上显著，系数估计值为 0.0739，回归 4 结果显示，农业水权交易在 1%统计水平上显著，系数估计值为 0.0818。粮食主产区与非粮食主产区相比，农业水权交易系数显著性更弱、系数估计值更小。也就是说，粮食主产区农业水权交易政策提高农业绿色发展水平的效应较弱。原因可能在于，侧重农业生产的地区本身农业绿色发展水平更高。H4c 由此得到验证。

综上，假说 H4 得以验证。即由于地区市场化程度、经济发展水平和发展定位等条件存在差异，农业水权交易对农业绿色发展水平的影响具有异质性。

表 8 地区发展定位差异导致的政策效果异质性分析结果

变量名称	农业绿色发展水平			
	高第一产业占比	低第一产业占比	粮食主产区	非粮食主产区
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
农业水权交易	0.0420** (0.0227)	0.1051*** (0.0142)	0.0739** (0.0233)	0.0818*** (0.0147)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份-年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	624	690	828	528
R ²	0.8105	0.7617	0.7655	0.8210

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②控制变量与表 3 中一致。③括号中为聚类到省份层面的稳健标准误。

七、结论与政策启示

本文使用 2015—2020 年地级市面板数据，采用双重差分法，通过实证研究表明，农业水权交易可以通过推动农户节约用水和改善种植结构促进农业绿色发展。本研究验证了农业水权交易对农业绿色发展的重要性，丰富了相关领域研究。经过内生性问题处理和一系列稳健性检验（采用两阶段双重差分法、更换权重赋值法、更换指标标准化方法、剔除其他政策影响等），本文回归结果依然符合预期，说明基准回归结果的稳健性较强。在异质性分析中，本文验证了地区条件差异会导致政策效果异质性的假说。具体而言：在市场化程度较低的地区，农业水权交易对农业绿色发展产生负面影响；在经济

发展水平较低的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响不显著；在侧重农业发展的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响相对较弱。据此本文认为，需依据当地条件，因地制宜地推进实施农业水权交易制度。

根据研究结论，本文提出以下几点政策启示：

第一，加大农业水权交易的实施力度，提升农户交易活跃度。虽然目前部分地区陆续开展农业水权交易，且成交单数日益上涨，但交易总量仍然较小。而且，目前农业水权交易多集中发生于山西省等干旱缺水地区，而地区间推行该项政策的进度差异较大。因此要实现更大范围内的农业绿色发展，加强农业水权交易的实施力度势在必行。此外，在已实施农业水权交易政策的地区，还要提升农户交易活跃度。例如，可通过乡镇、干部开展农业水权交易政策宣传工作，尤其是加强对环境保护效益、获取交易收益等方面的宣传，提高农户交易意识。

第二，在充分发挥市场对水资源配置作用的基础上，加大政府监管力度，为农业水权交易保驾护航。在异质性分析中，本文发现市场化程度较低的地区农业水权交易对农业绿色发展具有负向影响，因此农业水权交易政策的发挥需要有较完善的市场条件作为前提。但一个地区的市场化程度短期内难以提升，此时便需要政府发挥有形之手的作用，对市场加大监管力度。首先，根据本地区目前农业水资源供需结构、水费收缴情况、农业发展情况、农户承受能力和现行水价，因地制宜核定出具有参考意义的农业水价。其次，设立农业水权交易咨询部门，为农户提供交易帮助，尤其对于自主协商定价的农户，要对协商定价提供公平性咨询建议，以确保维护买卖双方权益。最后，地方政府仍要以提升市场化程度为重要长期任务，减少对交易活动的干涉，同时加大市场监管力度，以保证交易价格能根据市场情况合理波动。

第三，为经济发展不足地区提供经验与技术支持，遏制粗放式发展模式。在异质性分析中，本文还发现，经济发展水平不高的地区难以发挥农业水权交易对农业绿色发展的促进作用。针对这些地区，有必要为其提供交易经验和节水技术指导，确保农业水权交易能够切实发挥效用。设立地区经济发展目标的同时，设立绿色发展目标，并采取相应的奖惩措施，提升地区农业绿色发展水平，实现经济发展与绿色发展双赢。

虽然本文对农业水权交易是否以及如何影响农业绿色发展做了深入分析，但仍存在一定的局限性。本文将农业水权交易作为核心解释变量，由于数据可得性限制，缺少交易次数、每笔交易单价等信息，因此，本文研究难以反映农业水权交易程度对农业绿色发展的影响。未来如有相关数据公布，可做进一步探讨。另外，由于缺乏详细、完整的农作物种植结构数据，本文只探讨了数据相对完整的五类农作物，这虽然能够在一定程度上验证农业水权交易对种植结构的改善作用，但难以详细验证其对所有农作物种植比例的影响。未来如有详细数据公布，可做进一步分析，以辨别何种类型农作物更容易受到政策冲击。

参考文献

- 1.柏培文、喻理, 2021: 《数字经济发展与企业价格加成: 理论机制与经验事实》, 《中国工业经济》第11期, 第59-77页。
- 2.才津津、王丹, 2021: 《中国绿色农业生产水平测度》, 《统计与决策》第23期, 第101-105页。
- 3.查建平、周霞、周玉玺, 2022: 《黄河流域农业绿色发展水平综合评价分析》, 《中国农业资源与区划》第1期, 第18-28页。
- 4.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。
- 5.杜曙光, 2021: 《中等收入阶段的中国产业升级: 经验和理论》, 北京: 人民出版社, 第198页。
- 6.樊纲、王小鲁、马光荣, 2011: 《中国市场化进程对经济增长的贡献》, 《经济研究》第9期, 第4-16页。
- 7.冯欣、姜文来、刘洋、栗欣如, 2020: 《绿色发展背景下农业水价综合改革研究》, 《中国农业资源与区划》第10期, 第25-31页。
- 8.郭峰、熊瑞祥, 2018: 《地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验》, 《经济学(季刊)》第1期, 第221-246页。
- 9.胡振通、王亚华, 2018: 《地下水超采综合治理的农户评价、原因分析与改进建议》, 《中国人口·资源与环境》第10期, 第160-168页。
- 10.蒋黎、王晓君, 2019: 《环境质量与农业经济增长的内在关系探讨——基于我国31个省区面板数据的EKC分析》, 《农业经济问题》第12期, 第43-51页。
- 11.金涛, 2019: 《中国粮食作物种植结构调整及其水土资源利用效应》, 《自然资源学报》第1期, 第14-25页。
- 12.李然、田代贵, 2016: 《农业水价的困境摆脱与当下因应》, 《改革》第9期, 第107-114页。
- 13.廖永松, 2009: 《灌溉水价改革对灌溉用水、粮食生产和农民收入的影响分析》, 《中国农村经济》第1期, 第39-48页。
- 14.刘世庆、许英明, 2012: 《我国城市水价机制与改革路径研究综述》, 《经济学动态》第1期, 第91-95页。
- 15.刘维哲、唐漂、王西琴、王建浩, 2019: 《农业灌溉用水经济价值及其影响因素——基于剩余价值法和陕西关中地区农户调研数据》, 《自然资源学报》第3期, 第553-562页。
- 16.刘莹、黄季焜、王金霞, 2015: 《水价政策对灌溉用水及种植收入的影响》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1375-1392页。
- 17.马九杰、崔怡、董翀, 2022: 《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》, 《中国农村经济》第8期, 第70-92页。
- 18.牛坤玉、吴健, 2010: 《农业灌溉水价对农户用水量影响的经济分析》, 《中国人口·资源与环境》第20卷第9期, 第59-64页。
- 19.孙小燕、刘雍, 2019: 《土地托管能否带动农户绿色生产?》, 《中国农村经济》第10期, 第60-80页。
- 20.王垒、曲晶、赵忠超、丁黎黎, 2020: 《组织绩效期望差距与异质机构投资者行为选择: 双重委托代理视角》, 《管理世界》第7期, 第132-153页。

- 21.王庶、岳希明, 2017: 《退耕还林、非农就业与农民增收——基于 21 省面板数据的双重差分分析》, 《经济研究》第 4 期, 第 106-119 页。
- 22.魏琦、张斌、金书秦, 2018: 《中国农业绿色发展指数构建及区域比较研究》, 《农业经济问题》第 11 期, 第 11-20 页。
- 23.武宵旭、葛鹏飞、徐璋勇, 2019: 《城镇化与农业全要素生产率提升: 异质性与空间效应》, 《中国人口·资源与环境》第 5 期, 第 149-156 页。
- 24.徐依婷、穆月英、侯玲玲, 2022: 《水资源稀缺性、灌溉技术采用与节水效应》, 《农业技术经济》第 2 期, 第 47-61 页。
- 25.夏莲、石晓平、冯淑怡、曲福田, 2013: 《农业产业化背景下农户水资源利用效率影响因素分析——基于甘肃省民乐县的实证分析》, 《中国人口·资源与环境》第 12 期, 第 111-118 页。
- 26.杨骞、刘华军, 2015: 《污染排放约束下中国农业水资源效率的区域差异与影响因素》, 《数量经济技术经济研究》第 1 期, 第 114-128 页、第 158 页。
- 27.姚鹏、张泽邦、孙久文、闫昊生, 2021: 《城市品牌促进了城市发展吗? ——基于“全国文明城市”的准自然实验研究》, 《财经研究》第 1 期, 第 32-46 页。
- 28.易福金、肖蓉、王金霞, 2019: 《计量水价、定额管理还是按亩收费? ——海河流域农业用水政策探究》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 33-50 页。
- 29.于法稳, 2016: 《习近平绿色发展新思想与农业的绿色转型发展》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 2-9 页、第 94 页。
- 30.于法稳, 2018: 《新时代农业绿色发展动因、核心及对策研究》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 19-34 页。
- 31.赵会杰、于法稳, 2019: 《基于熵值法的粮食主产区农业绿色发展水平评价》, 《改革》第 11 期, 第 136-146 页。
- 32.张宝山, 2016: 《节水灌溉: 助力现代农业发展》, 《中国人大》第 14 期, 第 38-39 页。
- 33.赵儒煜、刘派、王媛玉, 2021: 《中国长期增长的经济逻辑——经济机制探索的经验总结》, 《齐鲁学刊》第 1 期, 第 113-131 页。
- 34.周曙东、张运华, 2004: 《面向可持续发展的灌溉水价选择》, 《农业技术经济》第 4 期, 第 39-44 页。
- 35.周霞、李昕欣, 2021: 《绿色农业生产水平的空间异质性分析: 基于山东省 2010—2019 年的经验数据》, 《经济与管理评论》第 6 期, 第 152-164 页。
- 36.朱晶、李天祥、林天燕、钟甫宁, 2013: 《“九连增”后的思考: 粮食内部结构调整的贡献及未来潜力分析》, 《农业经济问题》第 11 期, 第 36-43 页、第 110-111 页。
- 37.Callaway, B. and A. P. H. C. Sant, 2020, “Difference-in-differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- 38.Clément, D. C. and D. H. Xavier, 2020, “Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- 39.Fang, L. and F. P. Wu, 2020, “Can Water Rights Trading Scheme Promote Regional Water Conservation in China? Evidence from a Time-Varying DID Analysis”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(18): 6679.

40.Fang, L. and L. Zhang,2020,“Does the Trading of Water Rights Encourage Technology Improvement and Agricultural Water Conservation?”, *Agricultural Water Management*, 233(2): 106097.

(作者单位: ¹曲阜师范大学经济学院;
²山东大学经济学院)
(责任编辑: 柳 荻)

Can Agricultural Water Rights Trade Promote Agricultural Green Development?

YAO Peng LI Huizhao

Abstract: Promoting agricultural green development is an important transition related to the adjustment of agricultural structure and production mode. Using the panel data of China's prefecture-level cities from 2015 to 2020, this article uses the difference-in-difference method to explore whether agricultural water rights trading system can promote the green development of regional agriculture. The study shows that agricultural water rights trading system with the function of increasing the opportunity cost of water use can significantly promote the green development of regional agriculture. The mechanism analysis shows that agricultural water rights trading system can promote the green development of agriculture by encouraging farmers to save water and improve the planting structure. The heterogeneity analysis shows that due to the different degree of marketization, economic development level and development orientation in different regions, the policy effect is heterogeneous, which means agricultural water rights trading system does not always promote the green development of agriculture. Therefore, this study believes that the promotion of agricultural water rights trading system is an important measure to realize the green development of agriculture in the new era of China. However, in the process of policy implementation, policymakers need to promote the implementation of agricultural water rights trading system according to local conditions.

Key words: Agricultural Green Development; Agricultural Water Rights Trading; Agricultural Water-saving; Planting Structure