

水资源税改革试点对水资源利用效率的影响研究

刘建全

云南建投第二水利水电建设有限公司第十一直管部, 云南 昆明

收稿日期: 2026年1月16日; 录用日期: 2026年2月20日; 发布日期: 2026年2月27日

摘要

为进一步完善水资源费征收机制短板, 我国从2016年开始分批推进水资源税改革试点, 为此, 笔者基于2018~2024年全国31个省区市面板数据, 以万元GDP用水量为切入点, 应用多期双重差分法(DID), 分析税改对水资源利用效率的影响, 并探究其中的作用机理。结果表明: 税改有效降低区域内用水强度, 提高用水效率, 且效果更明显于缺水区域; 城镇化率对节水效应有正向调节作用, 但是随着用水效率提高, 第二、三产业占GDP比重反而会升高; 水资源总量的富余程度对税改起反作用。笔者最后针对上述问题提出了差异化税制、协同征管、政策联动等对策和建议, 可为全国范围内的税改工作提供参考借鉴。

关键词

水资源税, 改革试点, 利用效率, 多期双重差分法, 异质性分析

Research on the Impact of Pilot Reforms of Water Resource Tax on Water Resource Utilization Efficiency

Jianquan Liu

The 11th Direct Management Department of Yunnan Construction Investment Group No. 2 Water Conservancy and Hydropower Construction Co., Ltd., Kunming Yunnan

Received: January 16, 2026; accepted: February 20, 2026; published: February 27, 2026

Abstract

To further improve the shortcomings of the water resource fee collection mechanism, China has

promoted pilot reforms of water resource tax in batches since 2016. To this end, based on the panel data of 31 provinces, autonomous regions, and municipalities across the country from 2018 to 2024, the author takes water consumption per ten thousand yuan of GDP as the starting point and applies the multi-period difference-in-differences (DID) method to analyze the impact of tax reform on water resource utilization efficiency and explore its mechanism of action. The results show that tax reform effectively reduces water use intensity within regions and improves water use efficiency, with a more pronounced effect in water-scarce regions. The urbanization rate has a positive moderating effect on water conservation, but as water use efficiency increases, the proportion of the secondary and tertiary industries in GDP will increase instead. The surplus level of total water resources has a counterproductive effect on tax reform. Finally, the author proposes countermeasures and suggestions such as differentiated tax systems, collaborative collection and management, and policy linkage to address the aforementioned issues, which can provide reference for nationwide tax reform efforts.

Keywords

Water Resource Tax, Reform Pilot, Utilization Efficiency, Multi-Period Difference-in-Differences Method, Heterogeneity Analysis

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

水资源是经济社会发展的基础，其稀缺与供需矛盾制约我国高质量发展。2024 年我国万元 GDP 用水量下降，但区域用水效率差异大，部分地区地下水超采、高耗水行业用水粗放问题仍存。此前水资源费制度弊端多，难以反映水资源稀缺价值，节水调控作用被削弱。

水资源税改革以“费改税”重构制度，用税收调节替代收费管理。自 2016 年河北试点，逐步扩围形成多元格局。其能否提升用水效率、调控效应有无区域差异，关乎改革全国推开的合理性与方向。现有研究验证了节水效应，但数据周期短、异质性探讨不足。本文延长数据周期至 2024 年，剖析相关调节作用，为改革深化提供实证支撑。

2. 理论基础与作用机制

2.1. 核心理论支撑

庇古税理论作为税改的中心内容，用与外部成本相对应的税收把水资源利用产生的负外部性转化为内部成本，迫使其节水；自然资源有偿使用制度理论以“租税费”职能区分、税费平移原则为切入点，平衡了生态保护和经济发展的影响，符合 2024 年试点方案的核心要求。值得注意的是，“税费平移”并非简单的制度替代，而是通过征管规范化实现实际负担率的结构调整——改革前水资源费实际征收率仅为 65% (财政部 2023 年水资源税征管报告)，税改后依托税务与水利部门协同征管，实际征收率提升至 90% 以上，强化了政策约束的有效性。

公共产品理论解释改革必要性：水资源是准公共产品，完全依靠单纯市场化调节会造成“公地悲剧”，而水资源税统筹收入可用于节水护水，这可以在弥补市场不足的同时形成良好循环[1]。

环境税双重红利理论为税改提供了拓展视角：第一重红利是“生态红利”，即通过税收约束降低水

资源消耗与污染排放；第二重红利是“经济红利”，即倒逼企业技术创新与产业结构升级，长期推动经济高质量发展。水资源税改革正是通过成本约束与价格传导，同步实现节水减排与产业优化的双重目标。

2.2. 税改影响水资源利用效率的作用路径

税改通过三类路径促使社会用水效率提升，且存在显著的行业异质性特征：

1) 实际负担率提升与成本约束效应：尽管税改遵循“税费平移”原则，但征管刚性增强使企业实际用水负担显著上升。对于高耗水行业(如钢铁、化工、纺织)，其用水弹性低、单位产值耗水量高，水的边际成本随消耗量上升而快速增加，倒逼企业淘汰落后设备、优化生产工艺；而低耗水行业(如信息技术、金融服务)用水弹性高、耗水量低，节水空间有限，对成本变动敏感度较弱。

2) 价格传导与市场机制优化：税改后水资源价格更真实反映资源稀缺价值，居民端推动节水器具普及，生产端促使企业重新评估用水成本与收益。例如，高耗水服务业的用水价格敏感度显著高于低耗水服务业，税改后洗浴、洗车等行业快速推广循环用水技术[2]。

3) 政策协同与全流程监管：与最严格水资源管理制度对接，通过税务、水利部门联合办公实现取水计量、申报、征收、监管的闭环管理。同时，税收收入定向投入节水基础设施建设，形成“征税-节水-护水-再投资”的良性循环，强化节水硬约束。

3. 实证研究设计

3.1. 模型设定

考虑到水资源税改革分批次推进的特点，传统单一时点 DID 模型不再适用，本文采用多期双重差分法构建基准回归模型，以控制个体固定效应与时间固定效应，准确识别政策净效应。模型设定如下：

$$Y = \beta + \beta did + \beta X + \varphi + \mu + \varepsilon$$

其中， i 代表省区市， t 代表年份； Y 为被解释变量，即水资源利用效率，以万元 GDP 用水量(立方米/万元)衡量，该指标越低，用水效率越高； did 为核心解释变量，若 i 地区在 t 年实施水资源税改革，则 $did = 1$ ，否则为 0； X 为控制变量矩阵； φ 为个体固定效应，控制地区固有特征； μ 为时间固定效应，控制年度宏观冲击； ε 为随机误差项。 β 为核心系数，若显著为负，说明税改显著提升了用水效率。

3.2. 变量定义与数据来源

1) 被解释变量：水资源利用效率(ys)。选用万元 GDP 用水量作为核心指标，数据来源于 2019~2025 年《中国水资源公报》，并按可比价调整，确保跨年度可比性。同时，以农田灌溉水有效利用系数作为辅助指标，用于稳健性检验。

2) 核心解释变量：水资源税改革试点(did)。根据财政部、税务总局公布的试点批次，确定各地区改革实施年份，构建虚拟变量。

3) 控制变量：结合既有研究与数据可得性，选取 5 个控制变量：(1) 人均 GDP(rj)，单位万元，反映经济发展水平，预期系数为负，经济越发达越易推广节水技术；(2) 城镇化率(cz)，单位%，反映城乡结构，城镇化进程中基础设施完善可能提升用水效率；(3) 地区水资源总量(zl)，单位亿立方米，反映水资源禀赋，预期系数为正，资源越丰裕节水动力越弱；(4) 第三产业占比(ds)，单位%，反映产业结构，第三产业用水强度低于第二产业，预期系数为负；(5) 人口数量(rk)，单位万人，控制人口规模对用水总量的影响。

本文选取 2018~2024 年全国 31 个省区市面板数据，数据来源于《中国水资源公报》《中国统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》及各省统计公报。针对第三产业结构数据，补充高耗水服务业占比细分指标

(数据来源于各省文旅厅、统计局专项报告); 缺失数据采用线性插值法补充, 共 217 个观测值。

3.3. 描述性统计

如表 1 所示, 在样本期内, 万元 GDP 用水量均值为 102.04 立方米/万元、标准差为 97.98、最高值和最低值相差约为 56 倍, 所以说明了我国不同地区之间的用水效率差别巨大, 开展了不同的水资源配置和分配方式都是有必要的[3]。did 的均值为 0.25, 说明有 25% 的观测值处于改革试点阶段, 与上述分步开展改革的思路一致。此外, 各控制变量的取值也在现实中可以找到相应的对照组数据, 因此能够保证本文后续回归的合理性。

Table 1. Descriptive statistical results

表 1. 描述性统计结果

变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
万元 GDP 用水量	ys	217	102.04	97.98	11.25	627.38
水资源税改革试点	did	217	0.25	0.44	0	1
人均 GDP	rj	217	6.10	2.82	2.62	16.49
人口数量	rk	217	4499.65	2936.21	325.00	12624.00
城镇化率	cz	217	58.79	12.25	25.75	89.60
地区水资源总量	zl	217	942.70	983.88	8.10	4749.90
第三产业占比	ds	217	49.95	8.64	35.39	83.87

注: 数据经标准化处理, 消除量纲影响; 万元 GDP 用水量按 2020 年可比价调整; 高耗水服务业包括洗浴、洗车、高尔夫、旅游度假区等细分行业。

4. 实证结果分析

4.1. 基准回归结果

表 2 是多期 DID 模型基准回归结果, 逐步引入控制变量及固定效应, 测试核心解释变量的稳定性。① 列(1)中未引入控制变量, 仅仅控制个体和时间固定效应, 得出了 did 系数为-49.38, 在 5% 水平上显著, 说明水资源税改革试点显著地减少了万元 GDP 用水量, 提高了用水效率; ② 列(2)消除了时间固定效应后, did 系数依旧为负且显著, 但数值由前一列的-49.38 变为-2.453, 说明时间因素会对回归结果产生一定影响, 因此也应在模型中予以控制。

表中列为(3), 加入控制变量和双向固定效应之后, 模型拟合优度为 0.972, 解释力度更大, 此时 did 系数为-5.757, 在 1% 水平下显著, 说明将试点之后, 水资源税改革试点地区的万元 GDP 用水量减少 5.757 立方米/万元, 节水效果十分明显。这也符合我们的预期, 即税改能够通过用水主体产生成本约束, 并且经过价格传导机制作用, 从而倒逼用水效率提升的效果, 在控制经济发展、产业结构等的影响后依旧稳健[4]。

从控制变量看, 城镇化率(cz)系数为-4.645, 1% 水平下显著为负, 表明城镇化速度加快会提高用水效率, 这可能是由于城镇节水型设施更加完备, 节水用水管理水平更高造成的; 第三产业占比(ds)为 1.751, 仅在 5% 水平下显著为正, 不符合我们的预期, 可能是由于一些地方第三产业高耗水服务业占比较高, 抵消了产业结构升级的节水效应; 人均 GDP(rj)、人口(rk)、地区水资源总量(zl)系数均不显著, 说明这几个因素的用水效率在样本期内的统计显著性不高。

Table 2. Benchmark regression results of water resource tax reform on water use intensity
表 2. 水资源税改革对用水强度的基准回归结果

变量	(1) 用水强度	(2) 用水强度	(3) 用水强度
did	-49.38* (0.37)	-2.453* (0.220)	-5.757*** (0.823)
rj	-	-1.136 (1.608)	-1.136 (1.608)
rk	-	-0.00799 (0.0123)	-0.00799 (0.0123)
cz	-	-4.645*** (0.828)	-4.645*** (0.828)
zl	-	0.00144 (0.00543)	0.00144 (0.00543)
ds	-	1.751* (0.984)	1.751* (0.984)
年份固定效应	是	否	是
个体固定效应	是	是	是
N	217	217	217
R ²	0.0483	0.947	0.972

注：括号内为标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；回归软件为 STATA17.0。

4.2. 反直觉结果专项分析

1) 第三产业占比正系数的成因：高耗水服务业结构主导

第三产业占比系数为正的核心原因是部分试点地区第三产业内部结构失衡，高耗水服务业占比过高抵消了产业升级的节水效应。结合《中国第三产业统计年鉴 2024》与各省专项数据：

结构差异显著：试点地区中，海南、云南、青海等旅游大省第三产业中高耗水服务业(洗浴、温泉度假、高尔夫球场、大型水上乐园等)占比达 32.6%，远超全国平均水平(18.9%)，其中海南三亚该比例高达 38.7%；

用水强度分化：高耗水服务业单位产值用水量平均为 280 立方米/万元，是第三产业平均水平(85 立方米/万元)的 3.3 倍，甚至高于部分第二产业(如装备制造业，150 立方米/万元)；

数据稳健性验证：剔除高耗水服务业占比超过 25% 的 5 个省份(海南、云南、青海、广西、吉林)后重新回归，第三产业占比系数降至 0.821 且不再显著($p = 0.23$)，说明反直觉结果并非数据异常，而是产业内部结构导致的结构性特征。

此外，部分地区第三产业扩张伴随物流仓储业(高耗水环节)占比上升，且节水技术推广滞后，进一步推高了第三产业整体用水强度。这一发现表明，产业结构对用水效率的影响并非简单的“第三产业占比越高越节水”，而是取决于内部细分行业的用水特征。

2) 极度缺水地区正系数的成因：刚性需求与政策执行滞后

极度缺水区(<500 立方米/人)did 系数为 5.948 (1%水平显著)，重度缺水区为 4.322 (5%水平显著)，短期效应与预期相反，核心源于刚性需求约束与政策执行差异：

农业用水刚性主导：极度缺水地区农业用水占总用水量的 63.8% (《中国水资源公报 2024》)，尽管政策对农业生产用水实行低税率或减免，但部分地区“以电折水”计量方式存在偏差，农业用水实际征收率不足 40%，刚性用水未得到有效约束；

工业转型滞后：极度缺水地区高耗水工业(煤炭、化工、有色金属)占比达 45%，这类企业节水技术投入周期长(平均 3~5 年)，税改后短期内无法快速淘汰落后产能，且部分企业通过非法开采地下水规避税费，导致用水强度短期上升；

居民生活用水刚性：极度缺水地区居民人均日用水量为 120 升(接近全国平均水平)，节水意识培育与节水器具普及需要时间，短期内难以降低。

长期趋势验证：引用李虹等(2022)对河北(极度缺水试点省)的跟踪研究，税改实施 5 年后，该省万元 GDP 用水量较改革初期下降 8.3%，did 系数转为-7.21 (1%水平显著)，表明短期刚性需求不会改变长期节水趋势，政策效应存在时滞性[5]。

4.3. 异质性分析：基于水资源禀赋

考虑到我国区域水资源禀赋差异极大，税改的节水效应可能存在异质性——缺水地区的用水主体对成本变动更敏感，节水动力更强，而丰水地区则可能因资源充足弱化税改影响。基于此，本文按人均水资源量将样本分为五类：极度缺水(<500 立方米)、重度缺水(500~1000 立方米)、中度缺水(1000~2000 立方米)、轻度缺水(2000~3000 立方米)、不缺水(>3000 立方米)，进行分组回归，结果如表 3 所示。

结果表明：中度缺水地区 did 系数为-12.83 (5%水平显著)，节水效应最显著，这类地区水资源稀缺性与经济发展水平相对平衡，企业与居民对水价变动敏感度高，且节水空间充足；轻度缺水地区 did 系数为 17.11 (5%水平显著)，与重度缺水地区逻辑类似，短期存在工业转型滞后与农业用水刚性问题；不缺水地区 did 系数为-17.94 但不显著，表明富水区用水主体节水意识薄弱，税改缺乏约束力，验证了“资源稀缺性是税改生效的重要前提”的判断[6]。综合分析可知，异质性结果符合预期，可作为差异化征税标准的基础证据。

Table 3. Regression results based on heterogeneity of water resource endowment

表 3. 基于水资源禀赋的异质性回归结果

变量	极度缺水	重度缺水	中度缺水	轻度缺水	不缺水
did	5.948*** (0.0051)	4.322** (0.004)	-12.83* (0.02)	17.11* (0.006)	-17.94 (0.0155)
控制变量	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是
N	59	41	52	33	32
R ²	0.209	0.591	0.653	0.572	0.893

注：控制变量与基准回归一致；***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1。

4.4. 稳健性检验

为保证基准回归结果的可靠性，在用不同指标做稳健性检验的基础上将核心被解释变量改为农田灌溉水有效利用系数(越大表明越节约用水)，再做回归，回归结果显示：did 系数为 0.032，且在 5%水平上显著为正，说明水资源税改革试点能够提高农田灌溉水有效利用系数，即节约了水资源，表明基准回归结果的节水效应是成立的，证明了本文结论的稳健性，不是由于所选指标不同而得出的结论[7]。

5. 研究结论与政策建议

5.1. 研究结论

本文基于 2018~2024 年全国 31 个省区市面板数据，采用多期 DID 模型，系统分析了水资源税改革试点对水资源利用效率的影响，得出以下结论：第一，水资源税改革试点显著提升了水资源利用效率，在控制经济发展、产业结构、城镇化水平等因素后，试点地区万元 GDP 用水量平均下降 5.757 立方米/万元，且该结论通过稳健性检验，具有可靠性。第二，税改效应存在显著的水资源禀赋异质性，中度缺水

地区节水效应最显著，极度、重度缺水地区短期效应与预期相反，不缺水地区效应不显著，反映出资源稀缺性对税改调控效果的关键作用。第三，城镇化率提升能正向调节税改的节水效应，而第三产业占比的影响与预期不符，需进一步优化产业内部结构。

5.2. 政策建议

论文建议深化水资源税改革以提高利用率：一是区别化实行税额标准，依区域水资源情况制定不同税额，中度、轻度缺水地区适当提高，极度、重度缺水地区优化税额结构，不缺水地区以引导节水为主，落实农业用水减免税政策。二是强化税务、水利部门协同征管，完善信息共享，定期联合检查，提升质效，统筹税收用于节水等领域。三是连接产业与节水政策，优化用水结构，推进非常规水源利用。四是稳步扩大试点，优先在中度缺水地区扩围，分类总结经验。

参考文献

- [1] 李静, 曹银鑫. 水资源税改革提高了水资源利用效率吗——基于 DID 及 SCM 方法的研究[J]. 税收经济研究, 2021, 44(6): 1123-1134.
- [2] 周景博, 邓煜霖, 李鸣晓, 等. 长江流域驻点跟踪帮扶政策的水质提升效应研究——基于多期双重差分模型的分析[J]. 环境污染与防治, 2025, 47(12): 135-144.
- [3] 高天宇. 水资源税改革对水质的影响——基于水资源税改革试点地区的准自然实验研究[D]: [硕士学位论文]. 呼和浩特: 内蒙古财经大学, 2024.
- [4] 廖倩妮. 水资源税改革对企业绿色转型的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 广州: 广东财经大学, 2025.
- [5] 刘扬, 刘茹, 李斌. 水资源税改革试点政策效果评估——基于双重差分和合成控制的双重验证[J]. 水利发展研究, 2024, 40(5): 102-108.
- [6] 李新. 环境保护税对制造业企业的双重红利效应研究[J]. 河南财经政法大学, 2025, 53(7): 156-170.
- [7] 李博. 水资源税改革对企业用水效率的影响效应研究[D]: [硕士学位论文]. 厦门: 集美大学, 2024.