

水资源费改税对水资源利用率的影响——基于全国 31 个省市数据的实证研究

梅艳红 沈亚敏 王灿灿 吴嘉文

江西财经大学 财税与公共管理学院, 江西南昌, 330100;

摘要: 本文基于 2014–2022 年全国 31 个省市的面板数据, 采用多时点双重差分模型 (DID) 分析了水资源“费改税”政策对水资源利用效率的影响。研究发现, 水资源税改革显著提高了试点地区的水资源利用效率, 尤其在水资源短缺地区, 改革具有明显的节水效果。此外, 城镇化率较高的地区政策效果更为显著。研究结果为优化水资源税政策、提高水资源利用效率提供了实证依据, 并为其他自然资源税制改革提供了参考。

关键词: 水资源利用效率; DID 模型; 水资源“费改税”; 异质性分析; 城镇化率

DOI: 10.69979/3029-2700.25.05.010

研究背景

水是人类生存的基本条件之一, 但全球范围内的水资源逐年紧张, 特别是在我国, 水资源的空间分布极为不均。中国作为一个水资源短缺的国家, 其水资源总量仅占全球的 6% 左右, 而人口却占全球的 20%。根据《中国水资源公报》发布的数据, 我国水资源人均占有量已连续多年低于全球平均水平, 且水资源的分布极为不均衡。

尤其在极度缺水的城市与地区, 水资源的短缺已成为制约经济发展和社会稳定的重要因素。例如, 北京、天津、石家庄等地的水资源极为稀缺, 常年处于缺水状态。而在南方的长江流域及东南沿海地区, 水资源相对丰富, 但随着工业化进程的加速, 水资源的需求量也急剧增加, 出现了水资源过度开发和浪费的情况。

2024 年 12 月 1 日, 水资源税改革全面实施, 标志着我国在水资源管理领域的改革进入了一个新的阶段。水资源税改革的全面推行, 不仅是国家环保政策的重要组成部分, 也体现了生态文明建设与绿色发展的战略要求。通过水资源税, 政府希望能够实现以下几个目标: 提高水资源的定价水平, 使得水的价格更贴近其稀缺性; 促进节水型社会建设, 减少水资源浪费; 加大水资源的跨区域调配, 解决不同地区间水资源的供需矛盾; 优化产业结构, 尤其是高耗水产业的合理退出和水效低的产业的转型。

1 实证分析

1.1 研究设计

1.1.1 变量与指标选取

表 2-1 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	用水强度	ys	用水总量 (m ³) / 地区生产总值 (万元)
	核心解释变量	did	treat × post
控制变量	人均地区生产总值	rj	人均 GDP (万元)
	人口数量	rk	年末常住人口数量 (万人)
	城镇化率	cz	城市的城市人口数量 / 人口数量 (%)
	地区水资源总量	zl	地区年水资源总量 (亿立方米)
	第三产业增加值占比	ds	第三产业增加值 / GDP (%)

1.1.2 模型构建

实证分析双重差分模型, 简称 DID (Difference-in-difference) 模型, 通常用来分析一项政策的实施效果。传统的双重差分法是研究政策在单一时点对实验组的作用效果, 而本文的研究对象水资源税分别在 2016 年 7 月和 2017 年 12 月进行了两轮试点改革, 因此本文采用多时点双重差分法 (简称多期 DID) 来考察水资源税对试点地区的影响。根据多时点 DID 的原理, 构建如下模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 X_{it} + \phi_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

其中, Y_{it} 为本文的被解释变量, 用万元 GDP 用水量来衡量, 其中下标 i 表示地区, t 表示年份, Y_{it} 表示 i 地区在第 t 年的用水效率; did_{it} 为本文的核心解释变量,

表示 i 地区在第 t 年是否实施水资源费改税政策，其代表了水资源税改革在城市和时间两个维度的双重差异； X_{it} 代表一系列控制变量，就本文而言，则代表人均国内生产总值、人口数量、城镇化率、水资源总量以及第三产业增加值的占比； μ_t 和 ε_{it} 分别代表城市固定效应与

时间固定效应； ε_{it} 为随机误差项。

1.2 描述性统计

下表为主要变量的描述性统计结果。主要展示本文研究的 217 个观测值有关变量的均值、标准差、最小值和最大值等情况。

表 2-2 变量的描述性统计

变量	定义	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值
用水强度 ys	万元 GDP 用水量（立方米/万元）	217	102.04	97.98	11.25	627.38
did	核心解释变量	217	0.25	0.44	0	1
人均地区生产总值 rj	地区生产总值/年末常住人口数量（万元）	217	6.1	2.82	2.62	16.49
人口数量 rk	年末常住人口数量（万人）	217	4499.65	2936.21	325	12624
城镇化率 cz	城市的城市人口数量占人口数量的比重（%）	217	58.79	12.25	25.75	89.6
地区水资源总量 zl	地区年水资源总量（亿立方米）	217	942.7	983.88	8.1	4749.9
第三产业增加值占比 ds	第三产业增加值占 GDP 比重（%）	217	49.95	8.64	35.39	83.87

1.3 多期 DID 模型的基本回归

表 2-3 多期 DID 模型的基本回归结果

	(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)
rk			-0.00799 (0.0123)
cz			-4.645*** (0.828)
zl			0.00144 (0.00543)
ds			1.751* (0.984)
年份固定效应	yes	no	yes
个体固定效应	yes	yes	yes
N	217	217	217
R2	0.0483	0.947	0.972

** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, $p < 0.1$

本研究利用 STATA17.0 进行双重差分，来探究我国水资源费改税政策是否促进了试点地区用水效率的提

高。表 5-2 是以用水强度作为被解释变量，水资源税政策为核心解释变量的基本回归结果。从第（1）列到第

(3) 列, 分别是不加控制变量, 取消年份固定效应以及同时加入控制变量和双向固定效应的结果。从表中数据可以看出来, 在三种处理方式下, 核心解释变量的系

数均为负数, 且在 1%的水平下显著, 这表明在控制了地区和时间固定效应后水资源税的征收降低了试点地区的用水强度, 即提高了用水效率。

1.4 异质性分析

表 2-4 异质性分析: 水资源禀赋的异质性

VARIABLES	(1) 极度缺水	(2) 重度缺水	(3) 中度缺水	(4) 轻度缺水	(5) 不缺水
did	5.948*** (0.0051)	4.322** (0.004)	-12.83* (0.02)	17.11* (0.006)	-17.94 (0.0155)
rj	14.73 (0.02)	-10.44* (1.324)	8.352** (1.222)	-41.41*** (0.264)	-1.246 (0.874)
rk	-0.00948 (0.0108)	-0.0104* (0.00555)	-0.0167*** (0.00285)	-0.0110 (0.0134)	0.0139 (0.00880)
cz	-9.126** (0.287)	-1.820 (0.848)	-5.316*** (0.061)	8.163*** (0.597)	-5.473*** (0.947)
zl	-0.0467* (0.0264)	0.0706* (0.0384)	0.0516 (0.0765)	0.0330 (0.0529)	-0.0885 (0.0696)
ds	-2.237 (3.553)	0.751 (0.917)	-0.771 (0.740)	-1.493 (1.806)	3.933* (1.813)
Constant	779.4*** (2.415)	216.4*** (3.33)	473.4*** (2.55)	-60.56 (1.065)	190.8** (2.99)
Observations	59	41	52	33	32
R-squared	0.209	0.591	0.653	0.572	0.893

Standard errors in parentheses

**p<0.01, *p<0.05, p<0.1

从上述结果可以看出, 在极度缺水和一定程度缺水地区, 水资源税政策显著提高了试点城市的用水效率, 但在不缺水地区, 水资源税政策对城市用水效率的影响并不显著。这个结果与我国开征水资源税的初衷是相符合的, 改革的目的是为了在水资源稀缺的地区发挥节

水效应, 提高水资源利用率。然而, 对于不缺水城市而言, 人们的节水意识比较薄弱, 加上处于水资源充足的地区中, 对资源稀缺性的感受度较低, 因此水资源税的实施暂时未对这些丰水城市产生显著影响。

表 2-5 异质性分析: 城镇化率间的异质性

VARIABLES	(1) 高	(2) 中	(3) 低
did	-9.690*** (0.107)	-25.04 (0.98)	-2.47 (0.56)
rj	-1.197* (0.682)	-2.866 (0.962)	-4.875 (0.164)
rk	0.00756*** (0.00129)	-0.0109*** (0.00249)	-4.329 (0.86)
cz	1.025* (0.525)	-2.907* (1.503)	-4.907* (0.403)
zl	-0.0323*** (0.00571)	0.00160 (0.00879)	0.0169 (1.32)
ds	-0.369* (0.189)	-0.916 (0.351)	-2.736 (0.45)
Constant	-34.69 (0.45)	385.8*** (0.71)	1,664 (0.59)
Observations	34	95	88
R-squared	0.868	0.245	0.104

Standard errors in parentheses

**p<0.01, *p<0.05, p<0.1

根据城镇化率之间的差异进行的异质性分析结果

显示, 水资源费改税政策在不同城镇化水平的地区对水

资源利用率的影响呈现出显著差异。在城镇化率高的地区,由于人口密集、经济活动频繁,水资源的需求和压力相对较大,因此水资源费改税政策的实施能够更有效地激励企业和居民节约用水,提高水资源利用率。相比之下,在城镇化率低的地区,由于经济活动相对较少,水资源需求压力较小,水资源费改税政策对水资源利用率的影响则不那么显著。这一结果提示我们,在制定和实施水资源费改税政策时,需要充分考虑地区的城镇化水平,因地制宜地制定差异化的政策和管理措施,以实现水资源的高效利用和可持续发展。

2 结论

本文基于我国水资源税在 2016 年 7 月 1 日和 2017 年 12 月 1 日进行的两次试点改革,采用 2014-2020 年 31 个省市的面板数据,包括已经实施水资源税改革的 10 个省市以及未实施水资源税改革的甘肃、辽宁、吉林、浙江、湖北、安徽、江西、湖南、云南、贵州、广东以及广西壮族自治区等 21 个对照省(自治区)市面板数据,运用多时点双重差分模型探究水资源费改税政策对试点地区用水效率的影响,并在此基础上深入分析水资源禀赋和城镇化率两种异质性对该政策实施效应的影响,同时根据异质性分析给出以下结论:

2.1 水资源禀赋异质性分析结论

水资源禀赋不同的地区,水资源费改税政策对用水效率的影响存在显著差异。水资源丰富的地区,由于历史上用水成本较低,节水意识相对薄弱,水资源费改税政策对提升用水效率的激励作用可能更为显著。相反,在水资源匮乏的地区,由于长期面临水资源短缺的压力,

企业和居民的节水意识较强,水资源费改税政策的边际效应可能相对较小。

2.2 城镇化率异质性分析结论

城镇化率高的地区,由于人口密集、经济活动频繁,水资源需求量大,水资源费改税政策对提升用水效率的激励作用更为显著。城镇化率低的地区,由于人口分散、经济活动相对较少,水资源需求量较小,水资源费改税政策对用水效率的影响可能相对较小。

参考文献

- [1]刘韵秋.我国水资源费改税对用水效率的影响[D].西南财经大学,2023.
- [2]王乔,袁嘉慧.水资源“费改税”能提高企业环境表现水平吗——来自高耗水企业的经验证据[J].当代财经,2024,(12):28-41.李子龙.水资源费改税问题研究[D].河北大学,2017.
- [3]姚鹏,李金泽.以水定产:水资源费改税与产业转型升级[J].统计研究,2023,40(08):135-148.
- [4]周卓凡,唐亮,赵恒凯,等.水资源费改税促进了企业绿色技术创新吗?——基于沪深A股上市公司的实证研究[J].合肥工业大学学报(社会科学版),2024,38(04):120-134.
- [5]董碧娟.水资源税改革助推绿色转型[N].经济日报,2024-12-17(007).

作者简介:梅艳红(2004.4)女 汉族,湖北,学生,本科,江西财经大学,研究方向:税收理论与政策