

水资源税改革试点扩围 政策效果评估

——基于绿色全要素生产率视角

张嘉洋

(中国财政科学研究院,北京 100142)

内容提要:征收水资源税以促进水资源全面节约和循环利用,加快构建绿色税收体系,在推动绿色经济发展的过程中极为重要。探讨水资源税改革对绿色全要素生产率产生何种影响,具有重要的现实意义。本文基于2010年-2019年省级面板数据,将2017年水资源税改革试点扩围政策对绿色全要素生产率的影响及其内在机制进行了实证检验,研究发现:实施水资源税改革可以有效提高绿色全要素生产率;该效用在有效灌溉面积较大、地下水供水较多以及污水处理能力较高的省份更加显著;具体渠道方面,水资源税改革扩围政策主要通过提高用水效率而非增加节约用水量的途径来提高绿色全要素生产率;调节效应方面,适当减少农业用水或提高农业用水效率可以扩大水资源税改革试点扩围政策对绿色全要素生产率的积极影响,而工业用水和生活用水并无此类效应。

关键词:水资源税 绿色税收体系 绿色全要素生产率

中图分类号:F812.42 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2022)10-0083-12

一、引言

我国是一个水资源严重短缺的国家,人均水资源占有量仅为全球平均水平的1/4^①,是全球人均水资源最贫乏的国家之一。然而,中国又是世界上用水量最多的国家,水资源供需的不平衡导致资源短缺、地下水过量超采以及生态破坏等一系列问题,严重影响我国经济发展方式的转型升级。2021年政府工作报告明确提出要加快发展方式绿色转型,扩

大节能环保等企业所得税优惠目录范围,培育壮大节能环保产业,推动资源节约高效利用。可见积极构建绿色税收体系,合理使用和管理水资源,推动绿色发展,具有紧迫的现实意义。“十三五”规划开始后,国家接连下发《水资源税改革试点暂行办法》(财税〔2016〕55号)及《“十三五”水资源消耗总量和强度双控行动方案》(水利部水资源司〔2016〕379号),标志着我国水资源管控力度开始明显加强。为“加强水资源管理和保护,促进水资源节约与合理

[收稿日期]2022-07-23

[作者简介]张嘉洋,博士研究生,研究方向为财政理论与政策。

①中国政府网 http://www.gov.cn/guoqing/2005-09/13/content_2582636.html。

开发利用”,财政部、国家税务总局和水利部三部门联合下发《扩大水资源税改革试点实施办法》(财税〔2017〕80号),决定于2017年进一步扩大水资源税改革试点,将水资源税试点范围由原有的河北省扩大到北京、天津、山西、内蒙古、山东、河南、四川、陕西、宁夏9省份。我国以水资源税为代表的绿色税收体系建设正在有序推进。

近年来,对于水资源税改革和绿色全要素生产率的研究主要关注下几个方面。关于水资源税改革,现有研究主要集中于水资源税改革制度优化(李晓欢等,2019;黄燕芬和李怡达,2019;张德勇,2019)、水资源税立法(张成松,2017;陈少英和赵菁,2018)、国外经验借鉴(徐瑶和华树春,2018)以及改革政策的效应评价(范宝学和倪建萍,2019;李星等,2020;杨得前等,2020;赵艾凤和张予潇,2021)等方面。在政策评价的相关文献中,杨得前等(2020)利用合成控制法实证分析了河北省水资源税改革试点的政策效果,发现此次改革显著提高了河北省的用水效率;赵艾凤和张予潇(2021)利用双重差分方法评估了水资源税改革扩围对用水量和用水强度的直接政策效果,发现水资源税改革可以有效提高用水强度,但对用水总量并没有显著的影响。但上述进行实证分析的文献均未能继续围绕绿色发展有关问题进行深入研究。相较于国外,国内关于绿色发展能力的研究国内起步较晚,较早的一批学者将环境等要素加入到了全要素生产率的分析框架中(陈诗一,2010;王兵等,2010;孙传旺等,2010),并引申出了绿色全要素生产率等相关概念,该指标也是目前能够较好衡量绿色发展能力的常用指标。近年来有关绿色全要素生产率的研究多聚焦于生产模型的构建(李玲和陶锋,2011;匡远凤和彭代彦,2012;殷宝庆,2012;汪锋和解晋,2015)以及计算方法及指标革新上,目前较为常见的方法主要有数据包络(DEA)(胡晓珍和杨龙,2011;杨文举和龙睿赞,2012)和随机前沿(SFA)(李谷成和冯中

朝,2010;陈关聚,2014)两种;关于绿色全要素生产率的影响因素则多集中于产业结构(李玲和陶锋,2011;李玲和陶锋,2012;殷宝庆,2012)、环境规制(李斌等,2013;黄庆华等,2018;傅京燕等,2018)以及外商直接投资(原毅军和谢荣辉,2015;李斌等,2016;傅京燕等,2018)等方面,从政府角度衡量有关政策提高绿色全要素生产率的政策效果及影响机制的研究较为匮乏。

相较于已有文献,本文可能的边际贡献在于:第一,目前探讨水资源税改革相关问题的文献多局限于对制度优化的经验性研究,从立法或国际经验的角度对政策效应进行评价;本文分析水资源税改革试点扩围对绿色全要素生产率的影响,丰富了水资源税改革的研究视角。第二,本文验证了水资源税改革试点扩围对绿色全要素生产率的提升效应在不同组别中存在的异质性,并对其影响机制、调节效应等方面进行了较为全面的分析,对如何通过相关税收政策提升我国绿色全要素生产率具有一定的指导意义。水资源税改革试点扩围政策是否能够有效提高绿色全要素生产率?水资源税改革提高绿色全要素生产率的作用机制是什么?本文将尝试回答这些问题,这不仅有助于对水资源税改革试点扩围进行较为全面的评估,更有助于水资源税更好地在全国范围内推行,构建与完善绿色税收体系。

二、计量模型与数据说明

(一)模型设定

结合目前已有的研究成果和上述分析,本文构建双重差分模型(DID)以估计水资源税改革试点扩围政策对各省绿色全要素生产率的影响:

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treated_i * Time_t + \theta X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $GTFP_{it}$ 是本文的被解释变量,表示第*i*个省在第*t*年的绿色全要素生产率得分情况; $Treated_i * Time_t$ 为本文的核心解释变量,代表各省水资源税改

革政策的实施情况,其中, i 和 t 分别代表省份和年份, $Treated_i$ 为组别虚拟变量,表示该省份是否为政策试点省份, $Time_t$ 为时间虚拟变量,表示该年份政策是否发生;系数 α_1 为交互项系数,代表水资源税改革政策的效果。

X_{it} 为一系列可能影响到本文水资源税改革政策效用评估的控制变量,具体包括人口规模、电力消耗、教育水平、技术水平、城镇化率以及第二产业占比等指标; α_i 为省份固定效应,可以在一定程度上控制各省由于不随时间变化因素导致的绿色全要素生产率的变化; γ_t 为时间固定效应,一定程度上可以控制与时间相关的因素所带来的绿色全要素生产率的变动; ε_{it} 为本文的随机扰动项。

(二)变量定义与测度

1.被解释变量

本文被解释变量绿色全要素生产率的测算,是基于索洛生产模型,并通过随机前沿方法(SFA),使用Frontier4.1软件计算得出,具体模型如下:

$$Y_{it}=f[x_{it}(t),\beta]*exp(v_{it}-u_{it}) \quad (2)$$

其中, Y_{it} 表示 i 省在第 t 年以2010年GDP为基值平减后的GDP; x_{it} 表示包含了资本K、劳动力L和能耗E这三种生产要素的向量;资本K依照永续盘存法的计算公式: $K_t=K_{t-1}(1-\delta_t)I_t/P_t$,以1952年的资本存量为基期,利用价格平减指数,并参考单豪杰(2008)^①的做法将资本折旧率定为10.96%,根据永续盘存法进行测算;就业总人数(单位:万人)作为劳动力变量L;能耗E用能源消费量(单位:万吨标煤)进行衡量; β 代表K、L和E的预估参数; f 是前沿生产函数; v_{it} 代表随机误差; u_{it} 代表生产过程的技术无效率项。

2.解释变量

$Treated_i$ 为组别虚拟变量,当该省份为处理组时赋值为1,反之为控制组,将其赋值为0。本文的处

理组包括了水资源税改革试点扩围的北京、天津、山西、内蒙古、河南、山东、四川、宁夏、陕西等9省(区、市),以其余不属于本次水资源税试点的21个省(区、市)为控制组^②。 $Time_t$ 为时间虚拟变量,以水资源税改革试点扩围政策发生的2017年为分界线,2017年及以前年份赋值为0,2017年以后的年份赋值为1。

3.控制变量

本文用各省总人口(单位:千万人)的对数表示人口规模;用电量(单位:亿千瓦时)的对数表示电力消耗;教育水平和技术水平分别用高等学校平均在校人数(单位:人)的对数以及发明专利申请受理数(单位:件)的对数进行衡量;城镇化率和第二产业占比分别以城镇人口占总人口的比重(%)以及第二产业产值占总产值的比重(%)表示。

(三)数据来源与描述性统计

本文随机前沿生产模型中GDP以及向量组中K、L、E的相关数据主要来源于各年的《中国统计年鉴》《新中国五十年统计资料汇编》《中国能源年鉴》;控制变量的相关数据主要来源于《中国宏观经济数据库》以及国家统计局。

本文主要变量的描述性统计由表1所示。

三、实证结果分析

(一)基准回归

本文在采用面板数据随机效应(RE)和固定效应(FE)两种方式的基础上,利用可行的广义最小二乘法(FGLS)克服回归中可能存在的异方差和自相关问题。此外,为说明估计结果的稳健性,本文同时汇报了未加入控制变量时的回归结果。如表2所示,无论是采用面板随机效应、面板固定效应还是使用广义最小二乘法(FGLS)进行估计,水资源税改革试点扩围政策的估计系数均显著为正,且上述结果不随控制变量的加入而发生改变。可以说明,该政策确实有效提高了各试点省份的绿色全要素生产率。

①单豪杰.中国资本存量K的再估算:1952-2006年[J].数量经济技术经济研究,2008,25(10):17-31。

②本文样本中剔除了西藏自治区及香港、澳门、台湾地区。

表 1 描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
绿色全要素生产率	0.2120	0.0986	0.0199	0.4382
政策实施情况	0.0600	0.2379	0	1
人口规模	8.2007	0.7419	6.3333	9.4326
电力消耗	7.3175	0.6882	5.0690	8.8092
教育水平	7.8052	0.2955	6.9867	8.7317
技术水平	9.4063	1.4495	5.2627	12.2852
城镇化率	57.7297	12.6071	33.81	89.6
第二产业占比	44.4036	8.6614	16.2	59

表 2 基准回归

	(1) RE	(2) RE	(3) FE	(4) FE	(5) FGLS	(6) FGLS
政策实施情况	0.0068*** (0.0505)	0.0101*** (0.0024)	0.0052*** (0.0018)	0.0045** (0.0018)	0.0053*** (0.0016)	0.0046*** (0.0016)
人口规模		0.0597*** (0.0167)		0.0136 (0.0175)		0.0136 (0.0148)
电力消耗		0.0231*** (0.0056)		0.0013 (0.0037)		0.0013 (0.0039)
教育水平		-0.0262*** (0.0087)		-0.0128 (0.0084)		-0.0128** (0.0060)
技术水平		0.0096*** (0.0016)		0.0011 (0.0017)		0.0011 (0.0013)
城镇化率		0.0022*** (0.0004)		-0.0003 (0.0003)		-0.0003 (0.0003)
第二产业占比		-0.0019*** (0.0002)		-0.0001 (0.0002)		-0.0001 (0.0002)
常数项	0.2090*** (0.0172)	-0.3752*** (0.1313)	0.2117*** (0.0004)	0.2015 (0.1247)	0.2542*** (0.0019)	-0.2641** (0.1101)
省份固定效应	否	否	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是	是	是
观测值	300	300	300	300	300	300
R ²	0.170	0.920	0.997	0.997		

注:括号内为标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。下表同。

(二)平行趋势检验

基准回归发现,水资源税改革可以显著提高绿色全要素生产率,但也可能存在这种可能:相较于未试点省份,水资源税改革试点省份可能在试点之前,其绿色全要素生产率已经有了显著增加的趋

势,即试点省份绿色全要素生产率的提高不是由于其参与水资源税改革试点扩围所导致的,会导致上文代表政策效果的系数 α_1 过大。这会违背双重差分估计的平行性趋势假设。

为避免这一情况发生,需要验证在政策发生

前,实验组和对照组中绿色全要素生产率的变化趋势并没有显著差别。本文进行了平行趋势检验,具体结果由图1所示。图中纵坐标代表回归系数,横坐标代表年份,虚线代表参照年份,以政策发生年份2017年为基准。此外,为避免多重共线性,本文将政策发生前一年剔除。可以看出,在政策发生前四年的回归系数均不显著,说明在水资源税改革试

点扩围政策发生前,实验组和对照组中各省绿色全要素生产率的变化趋势并无显著差别,满足平行性趋势假设。另外还可以看出,在政策发生年份,绿色全要素生产率的增长速率明显上升,回归系数也由负变正并在随后几年继续上升,说明水资源税改革确实会提高绿色全要素生产率,一定程度上验证了上文基准回归得到的结论。

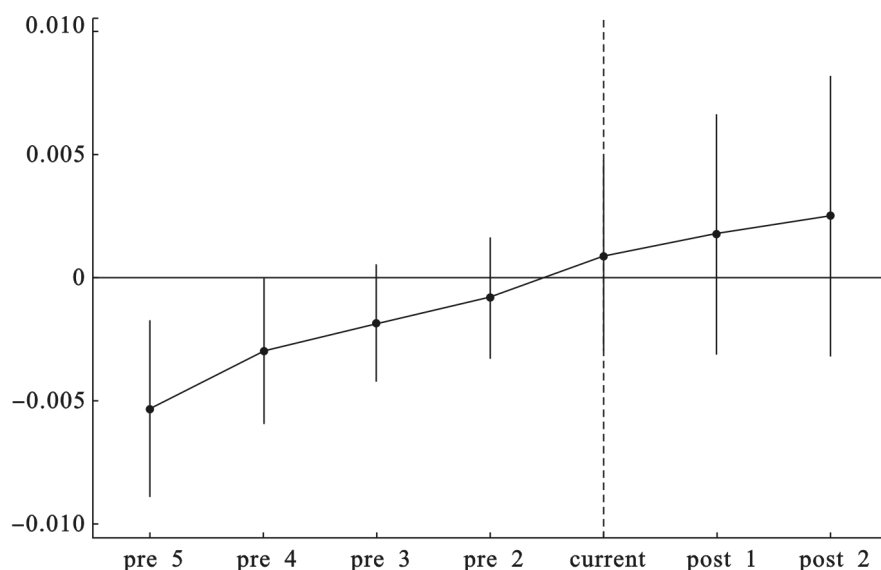


图1 平行趋势检验

(三)异质性分析

本次水资源税改革试点政策规定,对于地下水超采地区取用地下水,适当提高税额标准;在试点办法提出的六项减免税政策中,明确支持农业生产,对规定限额内的农业生产取用水免税;并鼓励水资源循环利用,对取用污水处理再生水免税。由此可以看出,地下水、农业生产用水以及污水处理能力是中央在本次改革中较为重视的三个方面。基于此,本文分别从地下水供水量、农业灌溉技术以及污水处理能力三个角度进行异质性分析。

1.地下水供水量的异质性分析

一直以来,由于我国水资源供需矛盾较为严重,地下水超采总量及超采面积居高不下。地下水过度开采会导致地面沉降和塌陷,严重时还会引发海水入侵,造成土地盐碱化,严重威胁生态环境以

及群众生产生活安全。为加强对地下水开采的限制及管理,试点政策规定提高地下水税额标准,试点各省份地下水、地表水平均税额分别为每立方米1.3元和0.43元,地下水平均税额是地表水的近3倍。因此本文认为,强力的地下水管控措施会使得水资源税改革政策效应在地下水供水量高的省份更加明显。本文根据各省地下水供水量数据,利用中位数将样本省份分为地下水供水量高省份、地下水供水量低省份两个部分,并分别赋值为1和0。具体结果由表3(1)列给出,结果表明,地下水供水量与水资源税改革政策的交互项系数在1%的置信区间内显著为正,表明在地下水供水量高的省份,水资源税改革试点扩围政策对绿色全要素生产率的提升作用更加明显,也一定程度上证明了该政策对地下水开采管控措施是有效的。

表 3 异质性分析

	(1) 地下水供水量	(2) 农业灌溉技术	(3) 污水处理能力
政策实施情况	-0.0008 (0.0023)	0.0009 (0.0021)	-0.0003 (0.0021)
地下水供水量交互项	0.0081*** (0.0023)		
农业灌溉技术交互项		0.0081*** (0.0021)	
污水处理能力交互项			0.0087*** (0.0019)
常数项	0.1677 (0.1228)	0.2336* (0.1212)	0.2391* (0.1238)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	300	300	300
R ²	0.997	0.997	0.998

2.农业灌溉技术的异质性分析

在水资源费改税之前,我国水价定价方式单一,地区及季节差价并不明显,而且农业灌溉用水多使用按亩计费的核算方法,在这种不合理的计费方式下,农业灌溉技术的先进与否不会对农业用水成本产生明显影响。水资源税改革政策改变和提高了水资源征收标准,此时粗放的灌溉方式会导致用水成本显著增加,而一个地区若有较为先进的水资源使用技术,则可以有效的减少用水成本,提高用水效率,政策效果也会更加明显。有效灌溉面积是指有较为完善的灌溉措施,可以进行正常灌溉的农田面积。有效灌溉面积的大小可以有效衡量地区水利化程度和农业灌溉用水技术。本文利用中位数将样本省份分为灌溉技术发达省份和灌溉技术欠发达省份两个部分,并分别赋值为 1 和 0。具体结果由表 3(2)列给出,结果表明,农业灌溉技术与水资源税改革政策的交互项系数在 1%的置信区间内显著为正,表明相比于灌溉技术欠发达省份,在灌溉技

术发达省份,水资源税改革政策对绿色全要素生产率的提升作用更加明显。

3.污水处理能力的异质性分析

水资源税改革之前,粗放式的发展方式及较弱的监管强度导致企业用水及排水成本低廉,绿色可持续发展概念的欠缺导致污水循环利用和污水处理能力未得到重视。水资源税改革后,中央加大了对高耗水行业的税额标准,并对取用污水处理的再生水免征水资源税,用水成本和环境破坏成本明显上升。基于此,本文认为,污水处理能力强的地区其水资源再生利用的能力也就越强,用水效率的提高会显著降低用水成本。且污水得到处理后,排放对生态环境产生的负效应也会更小,更有助于地区绿色经济发展。因此相对于污水处理能力较弱的省份,污水处理能力较强的省份政策效果会更加明显。本文根据各省污水厂污水处理能力,利用中位数将样本省份分为处理能力高省份和处理能力低省份两个部分,并分别赋值为 1 和 0。由表 3(3)列

所示,污水处理能力与水资源税改革政策的交互项系数在 1%的置信区间内显著为正,说明在污水处理能力高的省份,水资源税改革政策对绿色全要素生产率的提升作用更强。

(四)稳健性检验

为了检验基本结论的可靠性,本文通过安慰剂检验、更换样本、增加或更换控制变量和加入时间—地区固定效应等四种方法进行了多项稳健性检验,试图解决由于样本选择性偏误、测量误差和遗漏变量等原因造成的内生性问题。

1.安慰剂检验

首先本文使用安慰剂检验,将水资源税改革试点扩围政策年份改为 2018 年,构建反事实框架,以证明此政策的实施与绿色全要素生产率因果关系的可靠性。具体结果由表 4 第(1)列给出,可以看出此时代表政策效果的系数不显著,从反事实角度检验了上文结论的有效性。

2.更换样本

本文考虑到水资源税改革试点在 2017 年扩大范围之前,河北省于 2016 年已经首先进行试点,因此可能会存在样本选择性偏误问题,造成一定的内生性,影响到本文基准回归的政策评估效果。因此本文将河北省剔除,利用其余 29 省(自治区、直辖市)样本重新进行回归,具体结果由表 4 第(2)列给出,可以看出在剔除河北省后,本文核心解释变量的显著性及系数符号和大小均未出现明显变化,说明本文的样本选择性偏误问题并不明显,可以保证上文基础回归结果的可靠性。

3.增加或更换控制变量

考虑到可能存在一定的数据测量误差和变量遗漏问题,会造成内生性影响,进而影响本文基准

回归的有效性,本文增加人均水资源总量(单位:亿立方米/人)指标,并将第二产业占比更换为第三产业占比分别进行回归,相关数据均来源于《中国宏观经济数据库》,具体结果见表 4 第(3)(4)列。可以明显看出,无论是增加控制变量还是更换指标后,其回归结果依然稳健。

4.加入时间—地区固定效应

考虑到同一地域内的省份,容易受到相同的地方政策、经济以及文化等周期性因素影响,本文根据各省份所属地区(东、中、西部),在基准回归模型的基础上进一步加入省份所属地区虚拟变量与年份虚拟变量的交互项,并加以控制,以求进一步减少由于遗漏变量造成的内生性问题。结果如表 4 第(5)列所示,在控制了“地域—时间”固定效应后,上文回归结果仍旧显著。

四、进一步研究:影响机制分析

(一)提高用水效率与节约用水的中介效应分析

提升用水效率和节约用水都是解决水资源短缺,提高经济发展质量和生产效率的有效途径^①。《扩大水资源税改革试点实施办法》中明确提出:“为全面贯彻落实党的十九大精神,推进资源全面节约和循环利用,推动形成绿色发展方式和生活方式……在北京、天津、山西、内蒙古、山东、河南、四川、陕西、宁夏等 9 个省(自治区、直辖市)扩大水资源税改革试点。”由此可见,水资源的高效循环利用和用水节约是本次改革试点扩围中中央极为重视的两个方面。那么水资源税改革试点扩围政策是否能够通过提高用水效率或者节约用水这两条途径提高绿色全要素生产率?本文借鉴温忠麟(2012)的做法,利用依次回归构建中介效应模型,对水资源税改革试点扩围政策提高绿色全要素生产率的传导机制进行分析。由于一阶段回归与本文基准回归公式相同,本部分仅展示二阶段及三阶段模型:

$$Mediator_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treated_i * Time_t + \theta X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

^①本文中用水效率是依据中国水资源公报的衡量标准,使用用水量与 GDP 的比重进行衡量,代表的是每单位用水的经济效益,比如通过生产技术革新减少水资源需求以减轻生产成本。节约用水的含义是指通过加强用水管理,调整用水结构,改进用水方式,科学、合理、有计划、有重点的用水,提高水的利用率,避免水资源的浪费。因此本文中用水效率与节约用水的含义并不存在混淆。

表 4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
政策实施情况	0.0044 (0.0027)	0.0050*** (0.0018)	0.0045** (0.0018)	0.0046** (0.0018)	0.0047** (0.0019)
人口规模	0.0139 (0.0175)	0.0111 (0.0174)	0.0137 (0.0176)	0.0125 (0.0161)	-0.0379 (0.0237)
电力消耗	0.0014 (0.0038)	0.0037 (0.0037)	0.0017 (0.0037)	0.0011 (0.0037)	0.0107** (0.0043)
教育水平	-0.0138 (0.0085)	-0.0116 (0.0084)	-0.0130 (0.0085)	-0.0124 (0.0085)	-0.0056 (0.0090)
技术水平	0.0010 (0.0017)	0.0011 (0.0017)	0.0011 (0.0017)	0.0011 (0.0017)	-0.0013 (0.0017)
城镇化率	-0.0002 (0.0003)	-0.0004 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)	0.0005 (0.0004)
第二产业占比	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)		-0.0003 (0.0002)
人均水资源总量			0.0001 (0.0001)		
第三产业占比				0.0002 (0.0002)	
常数项	0.2062* (0.1241)	0.2033 (0.1247)	0.1990 (0.1253)	0.1977 (0.1207)	0.4579*** (0.1663)
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
时间—地区固定效应					是
观测值	300	290	300	300	300
R ²	0.997	0.920	0.997	0.997	0.998

$$GTFP_{it}=\alpha_0+\alpha_1Treated_i*Time_t+\alpha_2Mediator_{it}+\theta X_{it}+\alpha_i+\gamma_t+\varepsilon_{it}$$
 (4)

二阶段回归与三阶段回归分别由公式(3)、(4)给出。其中，二阶段回归为本文核心解释变量 $Treated_i*Time_t$ 对中介变量 $Mediator_{it}$ 的回归， $Mediator_{it}$ 代表用水效率和节约用水，分别利用用水总量(亿立方米)/GDP 以及人均节约用水量(万立方米)进行衡量，上述数据均来源于《中国宏观经济数据库》以及《中国环境数据库》；三阶段回归将中介变量加入了本文基准回归，具体结果如表 5 所示。

用水效率方面，水资源税改革试点扩围政策对绿色全要素生产率以及用水效率的回归系数均显著为正，并且在三阶段回归中，用水效率对绿色全要素生产率的回归系数显著为正，说明存在部分中介效应；水资源税改革试点扩围政策不仅可以直接提高绿色全要素生产率，还会部分通过提高用水效率的渠道对绿色全要素生产率产生正向影响。节约用水方面，在二阶段回归中显示，水资源税改革试点扩围降低了节约用水量，而且在三阶段回归中节约用水对绿色全要素生产率的回归系数虽然为正但并

不显著,说明节约用水的影响机制不成立。究其原因,本文认为可能是由于部分特种行业和工业取用水税额标准的提高,倒逼高耗能行业进行技术革新,降低生产成本,提高用水效率,进而提高绿色生产能力。而水资源税改革试点扩围有效管控了地下

水开采,导致大量自备井被关停,使得江河水的用水量提高,导致受到监测的水流量增加,变相降低了节约用水量,这可能是导致节约用水中介效应并不显著的潜在原因。

表 5 中介效应分析

	用水效率			节约用水		
	一阶段	二阶段	三阶段	一阶段	二阶段	三阶段
政策实施情况	0.0045** (0.0018)	0.0024*** (0.0008)	0.0038** (0.0018)	0.0045** (0.0018)	-1.7838*** (0.5982)	0.0048** (0.0018)
用水效率			0.2892* (0.1508)			
节约用水						0.0001 (0.0001)
人口规模	0.0136 (0.0175)	-0.0030*** (0.0079)	0.0144 (0.0174)	0.0136 (0.0175)	1.9451 (3.8414)	0.0133 (0.0175)
电力消费量	0.0013 (0.0037)	-0.0227*** (0.0051)	0.0079 (0.0053)	0.0013 (0.0037)	-2.1948** (0.9505)	0.0016 (0.0038)
教育水平	-0.0128 (0.0084)	-0.0094*** (0.0026)	-0.0101 (0.0087)	-0.0128 (0.0084)	-3.1925 (2.9723)	-0.0124 (0.0085)
技术水平	0.0011 (0.0017)	-0.0009 (0.0006)	0.0014 (0.0017)	0.0011 (0.0017)	1.3975** (0.5949)	0.0010 (0.0017)
城镇化率	-0.0003 (0.0003)	0.0001 (0.0002)	-0.0003 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)	0.0381 (0.0995)	-0.0003 (0.0003)
第二产业占比	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	0.0721 (0.0462)	-0.0001 (0.0002)
常数项	0.2015 (0.1247)	0.2820*** (0.0721)	0.1199 (0.1289)	0.2015 (0.1247)	9.7101 (34.9602)	0.2003 (0.1247)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	300	300	300	300	300	300
R ²	0.997	0.997	0.997	0.997	0.596	0.997

(二)不同类型用水的调节效应

根据水利部发布的历年《中国水资源公报》,用水类型主要被分为工业用水、农业用水以及生活用水三大类^①。以此为依据,本文进一步分析工业用水、农业用水和生活用水三种不同用水类型会对水资源税改革试点扩围对绿色全要素生产率的提高效应产生何种影响,以便进一步细化水资源税改革,根据不同用水类型采取差别征税政策,将政策效应发挥到最大化。本文在基准回归的基础上分别加入了工业用水、农业用水和生活用水以及三者与核心解释变量政策实施情况($Treated_i * Time_t$)的交互项,分析三类用水对水资源税改革试点扩围政策效果的调节效应。其中工业用水、农业用水和生活用水分别取其人均值(亿立方米/人)进行衡量,有关数据均来自《中国宏观经济数据库》,具体回归结果

由表6给出。从中可以看出,工业用水交互项与生活用水交互项系数均不显著,而农业用水交互项在5%的置信区间内显著为负,说明减少农业用水或提高农业用水效率可以扩大水资源税改革试点扩围对绿色全要素生产率的提高效应。这与近年来中央“一号文件”多次提到“推进农业绿色发展,提高农业生态保护和资源利用水平”的要求不谋而合,可见试点中“限额内的农业生产取用水免征水资源税”等鼓励农业生产合理用水的规定,对增加农业用水效率有着明显效果,提高农业生产中的水资源节约利用能力仍然应是接下来水资源税改革进一步推行和推动绿色发展的着力点之一;而工业用水与生活用水虽然也存在负向作用,但并不显著,说明由于水资源税改革的“税费平移原则”不增加居民和一般工商业企业负担,在工业用水和生活用水

表6 调节效应分析

	(1)	(2)	(3)
	工业用水	农业用水	生活用水
政策实施情况	0.0087** (0.0041)	0.0072*** (0.0021)	0.0020 (0.0043)
工业用水	0.2266 (0.2350)		
工业用水交互项	-1.0307 (0.9504)		
农业用水		0.0176 (0.0715)	
农业用水交互项		-0.1099** (0.0501)	
生活用水			-2.2485*** (0.5966)
生活用水交互项			0.6048 (0.6416)
常数项	0.1904 (0.1261)	0.1701 (0.1467)	0.1995* (0.1182)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	300	300	300
R ²	0.920	0.997	0.998

①根据2020年《中国水资源公报》,除上述三项用水类型外还包括人工生态环境补水;根据公报内说明,人工生态环境补水多为向河流、湖泊、胡杨林及湿地进行生态补水,并未直接用于生产生活,故本文未将其纳入调节效应回归中。

的税率设置仍然较低,导致其调节作用不甚明显,因此可以将工业用水及生活用水税率的合理提高作为下一步水资源税全方位推行实施的重点。

五、结论与政策建议

本文通过双重差分方法(DID)利用2010年—2019年30个省(自治区、直辖市)的省级面板数据进行基准回归发现:水资源税改革可以有效提高绿色全要素生产率,究其原因可能有二:其一,由于《扩大水资源税改革试点实施办法》(财税〔2017〕80号)中规定“水资源税改革试点期间,水资源税收入全部归属试点省份”,相比改革前中央分成水资源费的规定^①,有效调动了地方政府落实改革政策的积极性,更好发挥了水资源税在优化产业结构、调节供求关系和环境保护等方面的税收杠杆调节作用,进而提高了经济绿色发展的质量;其二,水资源税改革试点省份主要集中在华北地区以及内蒙古等中西部地区,都属于水资源紧缺的省份,水资源的合理使用及保护在上述地区显得更为紧迫,因此政策效果在这些省份更加明显。此外,该结论与杨得前等(2020)及赵艾凤和张予潇(2021)等使用实证分析方法得出水资源税改革政策在提高用水效率与用水强度方面具有积极作用的结论相吻合;并且该结论通过了平行趋势检验以及安慰剂检验、更换样本、增加及更换控制变量和加入时间—地域固定效应等一系列稳健性检验,说明本文核心结论具有可靠性。在异质性分析方面,本文发现水资源税改革试点扩围政策对绿色全要素生产率的促进作用在有效灌溉面积较高、地下水供水较多以及污水处理能力较高的省份更加明显。在中介效应检验部分,本文发现水资源税改革试点扩围政策可以通过提高用水效率对绿色全要素生产率产生积极影响,但节约用水未能通过中介效应检验,说明除了政策的直接效应外,提高用水效率可能是水资源税改革

试点扩围政策提高绿色全要素生产率的主要渠道。在调节效应部分,适当减少农业用水或提高农业用水效率可以扩大水资源税改革试点扩围对提高绿色全要素生产率的积极影响,而工业用水和生活用水并没有明显的调节效应。需要注意的是,水资源税改革试点扩围政策力度并不大,而在2016年7月至2017年9月间,中央环保督察组分批次进行了四次“环保督察”,对企业新增废水、排污许可、排污口设置及水资源检测设施等方面进行了严格检查,受理大量信访举报,督察效果显著。这一定程度上会放大水资源税改革试点扩围政策的积极影响,但并不影响上述结论的可靠性。

基于本文的实证分析结论,从以下几个方面提出政策建议及展望:

首先,在下一步水资源税全面实行的过程中要重视水资源税的生态意义、绿色意义,弱化其增收作用。要将水资源税改革重点放在税收的调节作用上,将其作为绿色税收体系构建的重要一环,充分发挥水资源税的杠杆作用,优化产业结构并提高水资源使用效率,进而提高绿色发展能力,加快经济发展方式转型。

其次,要继续加强对地下水开采的管控措施。严格落实2021年12月1日起开始施行的《地下水管理条例》(国务院令 第748号)等政策措施,继续实施地下水与地表水的差异化税率,坚持“地下水税额高于地表水,水资源紧缺地区地下水税额大幅高于地表水;工业用水高于生活用水,特种行业用水高于一般行业用水”的原则,在合理范围继续提高地下水的水资源税征收标准,进一步优化供水结构。

再次,水资源税的全面实行需要强力的配套政策,充分发挥其政策效果。比如,在税收政策上可以继续提高高污染高耗能产业以及特种行业的水资源税额,以提高其用水成本,倒逼相关生产企业加快用水技术的改造升级,并继续扩大节能节水企业所得税优惠目录范围;在法律层面可以进一步加强法律监管,全面贯彻《中华人民共和国水法》,严厉

^①详见财政部、国家发展改革委、水利部印发的《水资源费征收使用管理办法》(财综〔2008〕79号)。

打击非法利用水资源行为,从重从严处罚;技术层面要努力提高水利产业中的科技含量,对引进用水新技术、新设备、新工艺的企业给予固定资产加速折旧以及研发费用加计扣除等税收优惠政策,此外要继续进行多轮次、多批次的环保督察,监督各项有关政策落实到位情况,这些都是促进用水效率提高,提升绿色发展水平的重要措施。

最后,要合理控制农业生产用水。我国作为农业大国,农业一直是中国主要的用水产业,推动绿色发展方式转变,必须要解决好农业生产高耗水、低效率的问题。要加强农业灌溉效率,大力推广灌区节水改造和喷灌、滴灌等节水灌溉工程技术,从而节约农业生产用水。继续坚持农业用水限额内免征、超过限额部分税收征收的方式,鼓励有条件的农田达到节水灌溉规范要求,增强农业灌溉节水能力。另外,在下一步水资源税全国推广的过程中,不同地区水资源禀赋、产业结构及用水结构存在的差异,要求各省要合理设置农业用水税额;而且考虑到农业生产在我国特殊地位,还要合理实行农业用水免征、暂时停征及限额内免征等方式,循序渐进引导农业高效生产。

参考文献:

- [1] 陈关聚.中国制造业全要素能源效率及影响因素研究——基于面板数据的随机前沿分析[J].中国软科学,2014(1):180-192.
- [2] 陈少英,赵菁.水资源税改革的法学思考——以租、税、费的辨析为视角[J].晋阳学刊,2018(6):113-120.
- [3] 陈诗一.中国的绿色工业革命:基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008)[J].经济研究,2010,45(11):21-34+58.
- [4] 范宝学,倪建萍.我国水资源税改革试点效应评价及改进对策[J].理论月刊,2019(8):108-113.
- [5] 黄庆华,胡江峰,陈习定.环境规制与绿色全要素生产率:两难还是双赢? [J].中国人口·资源与环境,2018,28(11):140-149.
- [6] 黄燕芬,李怡达.资源税扩围改革研究——以水资源税为例[J].价格理论与实践,2016(6):18-22.
- [7] 匡远凤,彭代彦.中国环境生产效率与环境全要素生产率分析[J].经济研究,2012,v.47;No.534(7):62-74.
- [8] 李斌,彭星,欧阳铭珂.环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于36个工业行业数据的实证研究[J].中国工业经济,2013(4):56-68.
- [9] 李谷成,冯中朝.中国农业全要素生产率增长:技术推进抑或效率驱动——基于随机前沿生产函数的行业比较研究[J].农业技术经济,2010(5):4-14.
- [10] 李玲,陶锋.污染密集型产业的绿色全要素生产率及影响因素——基于SBM方向性距离函数的实证分析[J].经济学家,2011(12):32-39.
- [11] 李玲,陶锋.中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J].中国工业经济,2012(5):70-82.
- [12] 李晓欢,姜亚望,高艳萍,刘慧敏.水资源税改革效应分析与制度优化——以山西省为例[J].税务研究,2019(7):39-45.
- [13] 李星,左其亨,马军霞.河北省水资源税改革示范效应评价[J].北京师范大学学报(自然科学版),2020,56(3):361-367.
- [14] 单豪杰.中国资本存量K的再估算:1952—2006年[J].数量经济技术经济研究,2008,25(10):17-31.
- [15] 孙传旺,刘希颖,林静.碳强度约束下中国全要素生产率测算与收敛性研究[J].金融研究,2010(6):17-33.
- [16] 王兵,吴延瑞,颜鹏飞.中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J].经济研究,2010,v.45;No.505(5):95-109.
- [17] 汪锋,解晋.中国分省绿色全要素生产率增长率研究[J].中国人口科学,2015(2):53-62+127.
- [18] 徐瑶,华树春.国外水资源税费实践对中国水资源税改革的经验借鉴[J].世界农业,2018(12):27-30.
- [19] 杨得前,赵磊,杨豆豆.水资源税提高了用水效率吗?——来自河北的经验证据[J].税务研究,2020(8):36-42.
- [20] 杨文举,龙睿赟.中国地区工业绿色全要素生产率增长:——基于方向性距离函数的经验分析[J].上海经济研究,2012,24(7):3-13+21.
- [21] 原毅军,谢荣辉.FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长——基于Luenberger指数的实证研究[J].国际贸易问题,2015(8):84-93.
- [22] 张成松.资源税改革:体系思考与立法指向[J].当代经济管理,2017,39(8):91-97.
- [23] 张德勇.关于进一步推进水资源税改革的思考[J].税务研究,2019(7):28-32.
- [24] 赵艾凤,张予潇.水资源税对用水量和用水效率的影响研析——以水资源税试点扩围为准自然实验[J].税务研究,2021(2):35-41.

【责任编辑 张经纬】