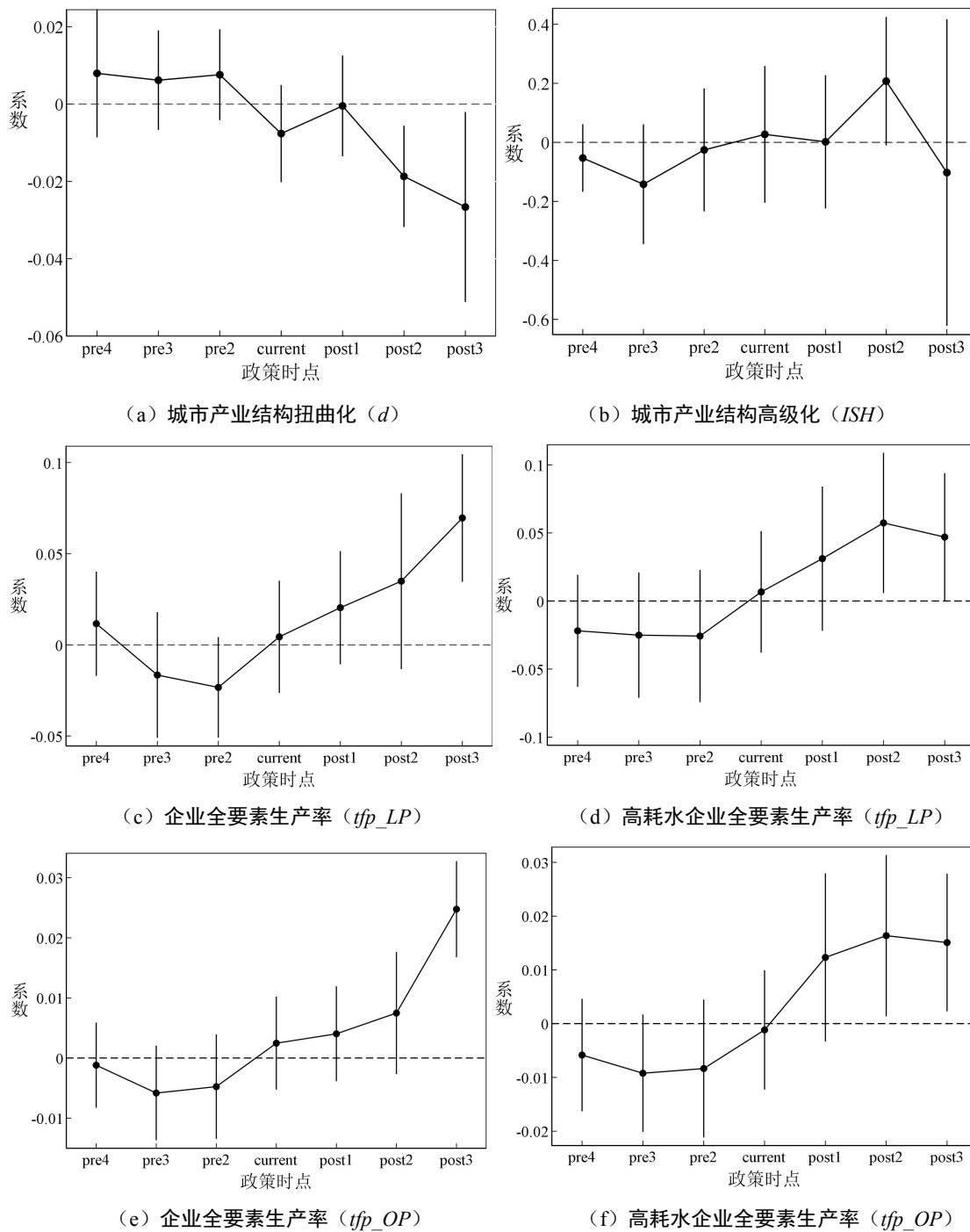


一、变量描述性统计

附表 1		变量描述性统计			
变量名	观测值	均值	方差	最小值	最大值
城市层面变量					
产业结构扭曲化	3102	0.234	0.125	0.005	0.930
产业结构高级化	3102	0.900	2.138	0.003	13.93
财政自主权	3099	2.908	1.917	0.649	18.40
经济发展水平	3029	10.57	0.627	4.595	13.06
人力资本水平	3098	0.052	0.014	0.018	0.149
研发支出水平	3059	0.034	0.018	0.003	0.158
金融发展水平	3059	0.935	0.586	0.118	9.622
居民储蓄率	3056	0.776	0.327	0.0826	6.071
信息化水平	3043	0.003	0.002	0.001	0.019
企业层面变量					
全要素生产率（LP）	14941	8.025	0.939	5.036	11.27
全要素生产率（OP）	14848	1.253	0.165	0.708	1.736
独立董事比例	14916	0.374	0.055	0	0.800
托宾 Q 比率	14939	2.165	1.890	0.083	33.38
流动比率	14941	2.671	4.420	0.075	204.7
企业盈利能力	14941	0.364	0.747	-10.71	32.80
企业规模	14941	7.739	1.156	3.135	12.34
资本密集度	14941	2.301	3.677	0.131	289.9
资本结构	14941	0.405	0.198	0.007	1.685
企业净利润	14941	23.64	0.072	20.86	24.92
企业市场势力	14941	0.371	0.317	-0.824	3.331
企业现金流水平	14941	0.051	0.069	-0.704	0.488
资产负债率	14941	0.405	0.198	0.00708	1.685

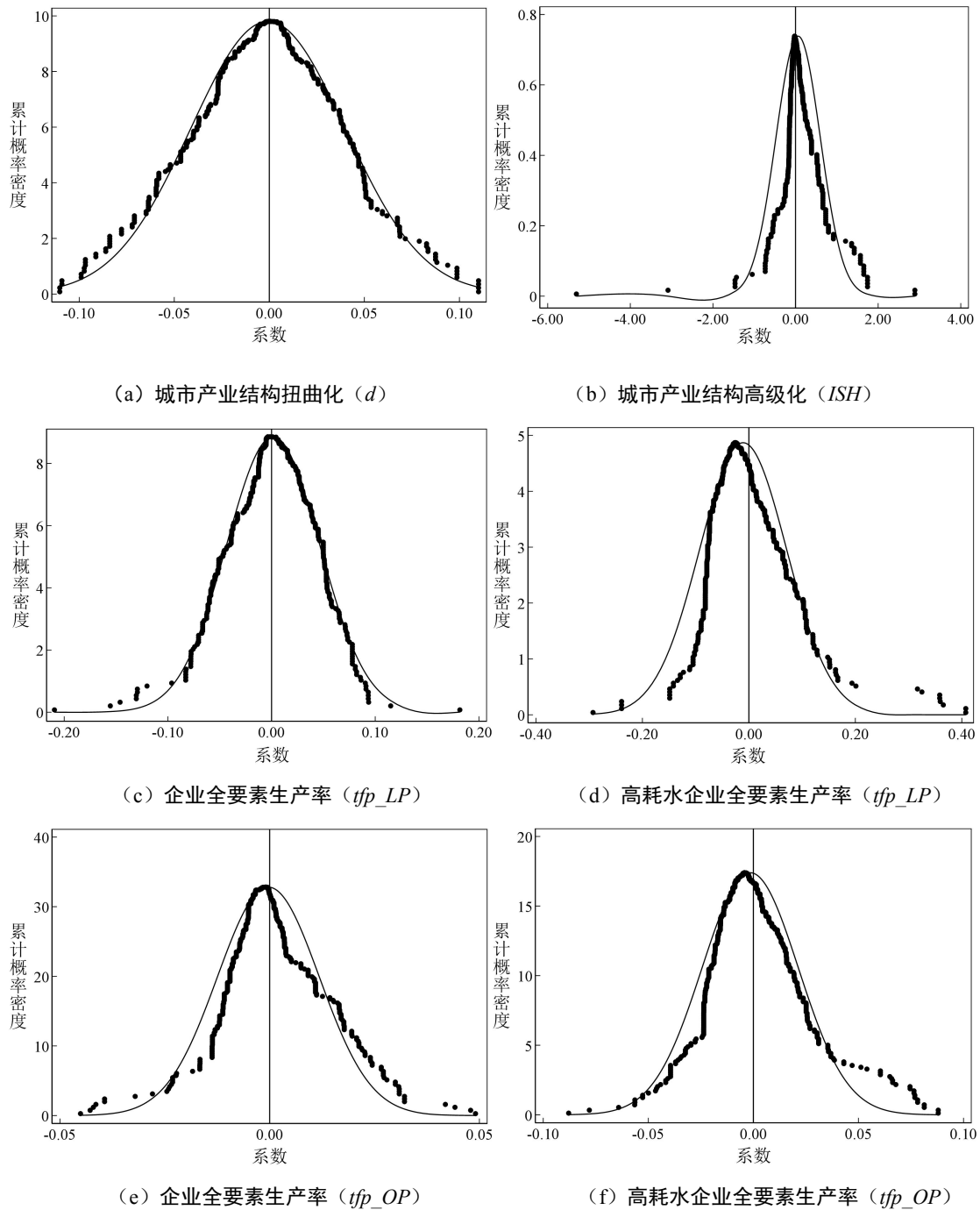
二、平行趋势检验图



附图 1 平行趋势检验图

注：附图 1 汇报了 95%置信区间下城市与企业双重层面参数估计结果，可以看出，当 $k \leq -2(pre2)$ 时， α_k 统计意义上均不显著，即满足平行趋势假定。

三、安慰剂检验



附图 2 安慰剂检验图

注：附图 2 汇报了虚构政策处理组并重复随机过程 500 次的安慰剂检验结果，可以看出，系数估计值均值为 0，且基准回归系数估计值是分布中的小概率事件，进一步支持水资源“费改税”驱动产业转型升级政策效应的真实有效性。

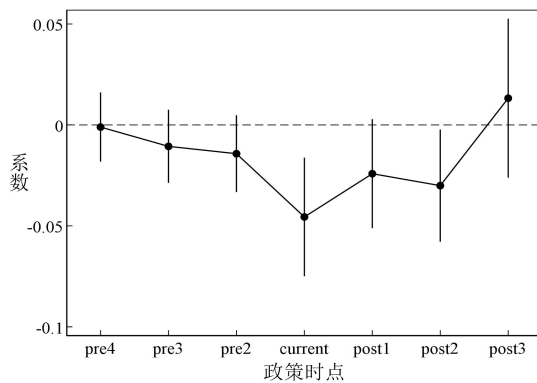
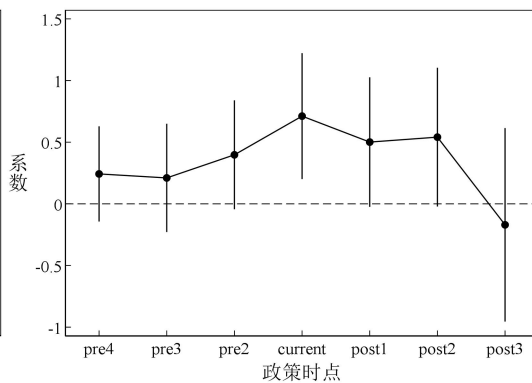
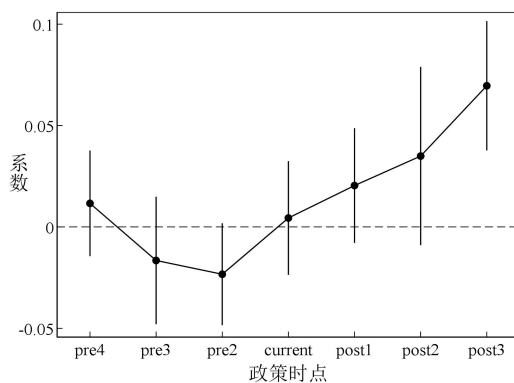
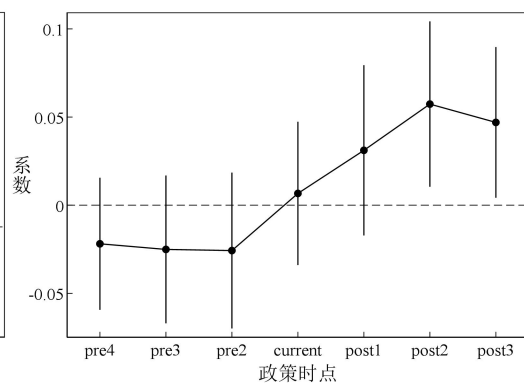
四、稳健性检验

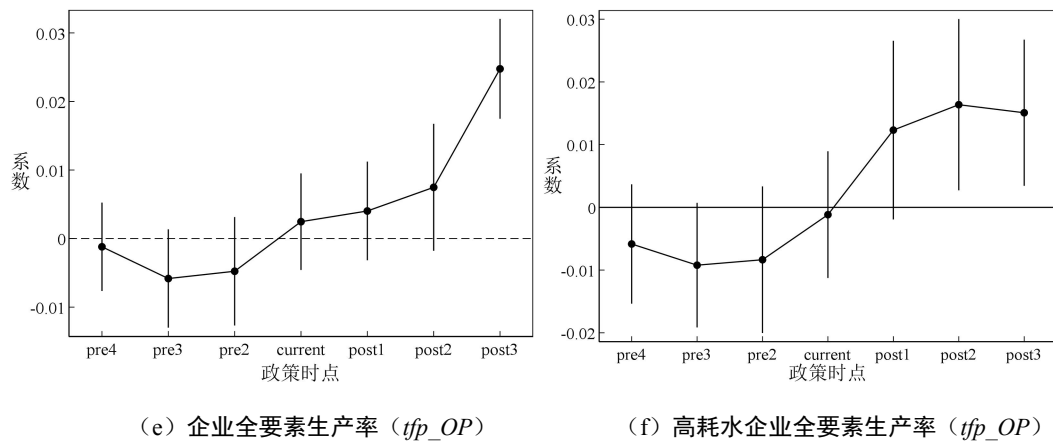
1. 替换基准回归方法：二阶段双重差分法

由于水资源税改革“试点—扩围”实施机制，样本期内不同处理组接受处理的时间节点不一致，呈现两批次队列形式，不同批次形成一个组别且不同组别个体接受处理的持续时间不同。如果平均处理效应依赖于不同组别以及组别接受处理的持续时间，那么经典双重差分法可能是有偏的。因此，参考 Gardner (2021)，本文采用二阶段双重差分法进行稳健性检验。附表 2 实证结果表明，在考虑改革试点组别差异及其接受处理持续时间差异的基础上，水资源“费改税”驱动产业转型升级的政策有效性与经典双重差分法保持一致。此外，为检验二阶段双重差分法的适用条件，参照模型（3）进行平行趋势检验，附图 3 表明相关结论保持稳健。

附表 2 二阶段双重差分估计结果

变量	<i>d</i> 城市 (1)	<i>ISH</i> 城市 (2)	<i>tfp_LP</i> 企业 (3)	<i>tfp_OP</i> 企业 (5)	<i>tfp_LP</i> 高耗水企业 (4)	<i>tfp_OP</i> 高耗水企业 (6)
<i>DID</i>	-0.020** (-2.409)	0.281** (2.152)	0.021* (1.844)	0.007*** (2.810)	0.049*** (3.233)	0.015*** (3.289)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3010	3010	14914	14821	5565	5531

(a) 城市产业结构扭曲化 (*d*)(b) 城市产业结构高级化 (*ISH*)(c) 企业全要素生产率 (*tfp_LP*)(d) 高耗水企业全要素生产率 (*tfp_LP*)



(e) 企业全要素生产率 (tfp_OP)

(f) 高耗水企业全要素生产率 (tfp_OP)

附图 3 二阶段双重差分法平行趋势检验图

注：附图 3 汇报了 95%置信区间下城市与企业双重层面二阶段双重差分法参数估计结果，可以看出，当 $k \leq -2(pre2)$ 时， α_k 统计意义上均不显著，即满足平行趋势假定。

2. 克服样本自选择偏误：倾向得分匹配双重差分法

水资源税改革第一阶段在河北首次试点，第二阶段在北京、天津等省份扩大试点。对于河北省而言，钢铁、化工、火电、纺织、造纸、建材、食品七大高耗水工业用水量占工业用水总量的 80%以上，其产业结构呈现用水强度较高的特点，因此河北省产业结构、水文状况等方面的特殊性可能导致样本自选择偏误。为控制这一偏误，本文在剔除河北省样本的基础上，采用倾向得分匹配双重差分法进行稳健性检验。附表 3 结果表明，水资源税改革驱动产业转型升级的政策效应保持稳健。

附表 3

倾向得分双重差分估计结果

变量	d 半径匹配 (1)	d 核匹配 (2)	d 近邻匹配 (3)	ISH 半径匹配 (5)	ISH 核匹配 (4)	ISH 近邻匹配 (6)
DID	-0.019*** (-2.773)	-0.024*** (-4.096)	-0.019*** (-2.833)	0.447*** (3.778)	0.287*** (2.638)	0.445*** (3.779)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2189	2888	2189	2189	2888	2189
变量	tfp_LP 半径匹配 (7)	tfp_LP 核匹配 (8)	tfp_LP 近邻匹配 (9)	tfp_OP 半径匹配 (10)	tfp_OP 核匹配 (11)	tfp_OP 近邻匹配 (12)
DID	0.035* (1.722)	0.049** (2.562)	0.037* (1.804)	0.015*** (2.642)	0.014*** (2.639)	0.015*** (2.734)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3925	5387	3929	3976	5352	3979

注：本文基于 Logit 回归选取控制变量作为倾向得分匹配协变量估计倾向得分，然后采用逐年 PSM 计算倾向得分，保留满足共同支撑假设样本，识别水资源税改革的产业转型升级效应。

3. 控制试点省份间改革强度差异：强度双重差分法

基准回归模型中政策分组变量 0~1 设定忽视了省际改革强度差异的影响。为探究改革强度差异对试点省份产业转型升级的影响，本文采用中央政府制定的最低平均税率（ $PMTR$ ）衡量改革强度差异。由于试点省份自主制定水资源税实际税率时，以中央政府制定的最低平均税率作为下限，因此最低平均税率省际差异可以充分体现各省份实际税率差异。附表 4 强度双重差分法实证结果表明，水资源税改革促进产业转型升级的政策效应保持稳健。

附表 4 强度双重差分法估计结果

变量	d 城市 (1)	ISH 城市 (2)	tfp_LP 企业 (3)	tfp_OP 企业 (4)	tfp_LP 高耗水企业 (5)	tfp_OP 高耗水企业 (6)
$PMTR \times post$	-0.024* (-1.938)	0.434* (1.956)	0.159*** (9.192)	0.026*** (8.801)	0.037** (2.124)	0.008* (1.797)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3010	3010	14911	14816	5548	5514
R^2	0.776	0.790	0.727	0.504	0.947	0.891

4. 替换企业层面产业转型升级的代理变量：企业劳动生产率

基准回归模型以企业全要素生产率衡量企业转型升级，但全要素生产率主要侧重于技术进步引致的企业升级，未能充分反映资源配置效率提升，倒逼产业转型的特征。因此，本文以企业劳动生产率作为产业转型升级的代理变量进行稳健性检验。本文采用两种不同方式衡量企业劳动生产率：

$$\text{企业劳动生产率1 (labor1): } labor1_{it} = \frac{depreciation_{it} + wage_{it} + tax_{it} + profit_{it}}{staff_{it}} \quad (1)$$

式（1）中，分母 $Staff$ 表示企业当期平均职工人数，以职工期初数与期末数之和的平均值表示，分子表示企业的增加值，由固定资产折旧（ $depreciation$ ）、劳动者报酬（ $wage$ ）、生产税净额（ tax ）和营业利润（ $profit$ ）构成（王桂军和卢潇潇，2019）。

$$\text{企业劳动生产率2 (labor2): } labor2_{it} = \frac{receipt_{it}}{staff_{it}} \quad (2)$$

式（2）中，分母 $staff$ 表示公司当期平均职工人数，分子 $receipt$ 表示企业营业收入。附表 5 实证结果表明，水资源税改革显著促进企业劳动生产率的提升，进一步佐证了政策效应的稳健性。

附表 5 替换产业转型升级代理变量：企业劳动生产率

变量	$labor1$ 企业 (1)	$Labor1$ 高耗水企业 (2)	$Labor2$ 企业 (3)	$labor2$ 高耗水企业 (4)
DID	0.016** (2.548)	0.017* (1.680)	0.089* (1.657)	0.066* (1.902)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	13185	4580	14789	9572
R^2	0.773	0.790	0.294	0.292

5. 控制内生性问题：工具变量法

基准回归可能存在逆向因果等内生性问题导致结论不可信。对企业层面而言，由于试点范围完全由中央政府决定，因此对微观企业而言是一种相对外生的冲击（余永泽等，2020）；但对城市层面而言，虽然上文排除了随机性因素和遗漏变量、样本自选择偏误和改革强度差异对本文结论的影响，但仍可能存在逆向因果关系导致的内生性问题。原因在于，中央政府在确定试点省份时，可能考虑到城市水资源时空分布特征与产业结构特点，由此试点范围主要集中于黄河流域与海河流域地区，这可能导致改革的处理组并非完全外生的。因此，为控制逆向因果关系导致的内生性问题，本文采用工具变量法进行稳健性检验。

本文选择城市河流密度与降水量作为水资源税改革政策分组变量的工具变量（ IV ）。值得指出的是，基准模型中内生变量 $treated_i$ 是以交叉项形式出现的，因此本文的内生变量是交叉项 $treated_i \times post_t$ ，对应的工具变量为 $IV_c \times post_t$ （罗知和齐博成，2021）。理论上，城市河流密度与降水量满足有效工具变量的基本条件：第一，相关性，中央政府在确定水资源税改革试点范围时，充分考虑了试点省份水资源时空分布特征与总量状况，因此城市河流密度和降水量与水资源税改革政策组别变量 $treated_i$ 相关；第二，外生性，城市河流密度与降水量取决于城市自然条件，不会受到城市经济变量的影响，因而满足外生性要求^①。附表 6 工具变量法估计的系数、符号和显著性与基准回归结果基本保持一致，进一步佐证结论的稳健性。

附表6

工具变量回归结果

变量	d (1)	d (2)	ISH (3)	ISH (4)
DID	-0.0195** (-2.283)	-0.024** (-2.268)	0.264** (2.077)	0.397** (2.523)
$Kleibergen-Paap rk LM$	164.083***	120.377***	164.083***	120.377***
$Kleibergen-Paap rk Wald F$	1901.658	141.282	1901.658	141.282
$Hansen J$	0	0	0	0
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3000	2979	3000	2979
R^2	0.0399	0.0392	0.0485	0.0491

注：附表 6 中，列（1）和列（3）为以城市降水量作为工具变量的回归结果，列（2）和列（4）为以城市河流密度作为工具变量的回归结果。可以看出， $Kleibergen-Paap rk LM$ 统计量均大于 26，其 P 值显著为 0，拒绝原假设，即工具变量与内生变量相关，不存在识别不足的问题；工具变量第一阶段的 $Kleibergen-Paap rk Wald F$ 统计量均明显大于 F 值在 10% 偏误水平下的 16.38 临界值，说明不存在弱工具变量问题。 $Hansen J$ 统计量等于 0，说明模型恰好识别。工具变量法估计结果的系数、符号和显著性与基准回归结果基本保持一致，进一步佐证了结论的稳健性。

6. 排除其他竞争性假说的干扰

本文针对样本期内其他可能影响产业转型升级的政策进行探讨，一类是煤炭资源税改革与环境保护税改革等税制改革；二类是水污染防治行动计划（水十条）和碳排污权交易试点等污染物总量控制减排政策。在基准模型中分别引入煤炭资源税改革、环境保护税改革、水污染防治行动计划、碳排污权交易试点等改革虚拟变量，附表 7 结果表明，水资源税改革核心解释变量（ DID ）系数、符号与基准回归保持一致，排除竞争性假说，验证基准结论的稳健性。

^①使用城市河流密度与降水量作为水资源税改革政策分组变量的工具变量仍可能存在问题：水资源作为城市经济发展的基础性、先导性、控制性要素，城市河流密度越大、降水量越丰富，可能越有利于城市产业发展，因此城市河流密度与降水量可能通过影响城市经济发展进而影响产业转型升级。为解决该问题，本文参考 Aidt 和 Franck（2015），选取经济发展水平、金融发展水平、人力资本积累水平等一系列控制变量，尽可能地将工具变量影响被解释变量的其他潜在渠道控制起来，进而满足工具变量排他性约束。

附表7 排除其他竞争性假说的影响						
变量	<i>d</i> 城市 (1)	<i>ISH</i> 城市 (2)	<i>tfp_LP</i> 企业 (3)	<i>tfp_OP</i> 企业 (4)	<i>tfp_LP</i> 高耗水企业 (5)	<i>tfp_OP</i> 高耗水企业 (6)
排除煤炭资源税干扰						
<i>DID</i>	-0.024*** (-4.411)	0.312*** (3.043)	0.025* (1.918)	0.008** (2.562)	0.055*** (2.933)	0.016*** (3.006)
<i>CRT</i>	0.015*** (2.781)	-0.131 (-1.425)	0.014 (0.944)	0.005 (1.380)	-0.013 (-0.610)	-0.002 (-0.415)
样本量	3010	3010	14838	14742	5548	5514
<i>R</i> ²	0.781	0.791	0.935	0.878	0.941	0.877
排除环境保护税干扰						
<i>DID</i>	-0.022*** (-4.025)	0.201* (1.866)	0.022* (1.765)	0.009*** (2.955)	0.054*** (2.859)	0.017*** (3.213)
<i>EPT</i>	0.012* (1.934)	0.370** (2.385)	0.014 (1.086)	0.001 (0.472)	-0.004 (-0.198)	-0.004 (-0.800)
样本量	3010	3010	14838	14742	5548	5514
<i>R</i> ²	0.780	0.791	0.935	0.878	0.941	0.877
排除水污染防治行动计划干扰						
<i>DID</i>			0.022* (1.911)	0.008*** (2.900)	0.051*** (2.860)	0.015*** (2.911)
<i>WPC</i>			-0.011 (-0.844)	0.001 (0.314)	0.045*** (2.915)	0.009** (2.399)
样本量			14841	14747	5549	5515
<i>R</i> ²			0.931	0.872	0.937	0.869
排除碳排放权交易试点政策干扰						
<i>DID</i>	-0.020*** (-3.641)	0.300*** (2.946)	0.027** (2.186)	0.009*** (3.163)	0.052*** (2.900)	0.016*** (3.079)
<i>WPC</i>	0.014 (1.579)	0.714*** (3.174)	-0.037** (-2.017)	-0.006 (-1.520)	-0.018 (-0.711)	0.004 (0.640)
样本量	3010	3010	14838	14742	5548	5514
<i>R</i> ²	0.780	0.792	0.935	0.878	0.941	0.877

注：由于水污染防治行动计划采取“一刀切”式改革推进形式，故无法在城市层面进行实证分析。

五、异质性分析

1. 城市层面异质性分析

《水资源税改革试点暂行办法》与《扩大水资源税改革试点实施办法》规定，对于试点省份所辖水资源超载区实行倍额征收，因此改革对超载区城市与非超载区城市产业转型升级的影响可能存在异质性。为识别这一异质性影响，本文在基准模型中引入水资源税改革与水资源超载区的交互项（*treated* × *post* × *CZQ_c*），其中 *CZQ_c* 为水资源超载区虚拟变量^①，如果城市 *c* 为水资源超载区则为 1，否则为 0。附表 8 实证结果表明，相较于水资源超载区城市

①参考《河北省人民政府关于公布地下水超采取、禁止开采区和限制开采区范围的通知》与《关于黄河流域水资源超载地区暂停新增取水许可的通知》选取 33 个地级市作为水资源超载区。

而言，水资源税改革对产业结构扭曲化（ d ）的抑制作用在非超载区城市更为显著，可能的原因是，水资源超载区的产业结构偏向于水资源消耗型，短期内难以压减高耗水产业规模，即其产业转型效应具有滞后性。而在促进产业结构高级化方面，两者并未表现出明显差异。

附表 8 城市层面异质性回归结果

变量	d (1)	ISH (2)
$treated \times post \times CZQ$	0.026*** (3.143)	-0.260 (-1.421)
DID	-0.029*** (-4.500)	0.364*** (3.152)
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
样本量	3010	3010
R^2	0.781	0.791

2. 行业层面异质性分析

作为绿色税制改革的重要抓手，水资源“费改税”旨在优化水资源配置效率，促进高耗水企业绿色节水发展，其“从量税”计征方式引致的税负压力对于高耗水行业的影响可能更大。基准回归中，本文针对高耗水企业分样本进行实证分析，但忽视了高耗水行业间用水强度差异。因此，为识别高耗水行业用水强度差异的异质性影响，本文在基准模型中引入水资源税改革与高耗水行业用水强度的交互项（ $treated \times post \times H_2O$ ），其中高耗水行业用水强度以 H_2O_1 （2015 年各行业工业用水量 $\times 100$ /企业资产总计）、 H_2O_2 （2015 年各行业工业用水量 $\times 100$ /企业主营业务收入）表示^①。附表 9 实证结果表明，水资源税改革对企业全要素生产率的促进作用在用水强度较低的行业中更为显著。可能的原因是，用水强度较高行业的生产工艺表现出对水资源的高度依赖性，水资源税改革形成的税负压力将大幅度加重其税负成本，挤占节水投入与研发投入，短期内不利于技术补偿效应的发挥与全要素生产率提升。

附表 9 行业层面异质性回归结果

变量	tfp_LP (1)	tfp_LP (2)	tfp_OP (3)	tfp_OP (4)
DID	0.083*** (3.428)	0.074*** (3.27)	0.027*** (3.863)	0.024*** (3.701)
$treated \times post \times H2O1$	-0.144** (-2.536)		-0.052*** (-3.117)	
$treated \times post \times H2O2$		-0.116** (-2.08)		-0.044*** (-2.648)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	5548	5548	5514	5514
R^2	0.941	0.941	0.878	0.878

①囿于数据可得性，无法直接获得各行业工业用水量，因此参考时间和沈大军（2016）等研究，以 2015 年各行业废水排放量占总排放量的比重为权重，利用 2015 年工业用水总量，计算各行业工业用水量。各行业废水排放量数据来源于《中国环境统计年鉴》、工业用水总量数据来源于《中国水资源公报》。

3. 企业层面异质性分析

企业生命周期。前文指出，水资源税改革能够提高全要素生产率，促进企业转型升级，但这一结论是依据企业截面差异得出的，忽视了时间维度上潜在的异质性——企业生命周期（刘诗源等，2020）。因此，本文采用现金流模式法将样本划分为成长期、成熟期和衰退期三个阶段以探究企业生命周期层面的异质性。附表 10 实证结果表明，水资源税改革对全要素生产率的促进作用在成长期企业和高耗水型成熟期企业中较为显著。可能的原因如下，第一，对于成长期企业而言，一方面，生产工艺与生产技术具有较强的先进性，能够快速适应外部水资源约束条件的变化，遵从成本效应相对较小；另一方面，成长期企业首要目标在于依托产品成本相对比较优势，迅速扩大生产规模，抢占市场份额，因此面对水资源“费改税”带来的行业竞争调整效应，成长期企业将采取引进绿色节水设备、加大末端废水循环利用等方式积极应对，最大限度地降低单位产品用水成本，赢得产品成本优势。第二，对于成熟期企业而言，企业规模庞大，资金充裕，水资源“费改税”的遵从成本效应相对较小，但对于高耗水型成熟期企业而言，由于其生产工艺表现出水资源高度依赖的特点，为在长期内降低单位用水成本，倾向于主动加大研发创新力度，依靠绿色创新补偿效应，巩固行业地位，扩大市场份额。第三，对于衰退期企业而言，囿于技术水平滞后、销售份额下滑、财务状况恶化，在短期内难以实现生产技术与用水方式快速调整，这将对衰退期企业生产活动产生抑制作用，表现为衰退期企业系数为负，尽管在统计意义上不显著。

国有企业与民营企业。为探究改革对不同所有制企业的异质性影响，本文根据企业性质将样本划分为国有企业与民营企业，引入水资源税改革与企业性质交互项($treat \times post \times guoqi$)。附表 11 实证结果表明，水资源税改革对全要素生产率的促进作用在民营企业中更为显著。可能的原因是，国有企业具有特殊的资源优势，融资约束较小，资金来源稳定（刘金科和肖翊阳，2022），水资源税改革的税负压力对国有企业影响相对较小。相反，由于预算约束的限制，民营企业对成本价格等市场信号较为敏感，民营企业有充分动机主动调整生产技术和用水方式，加大研发创新投资力度，提高产品成本竞争优势，对冲税负成本压力。

附表 10 企业层面异质性回归结果：生命周期

变量	tfp_LP 成长期 (1)	tfp_LP 成熟期 (2)	tfp_LP 衰退期 (3)	tfp_OP 成长期 (4)	tfp_OP 成熟期 (5)	tfp_OP 衰退期 (6)
企业样本						
DID	0.051** (2.302)	0.005 (0.320)	-0.063 (-1.549)	0.014*** (2.775)	0.004 (1.036)	-0.014 (-1.110)
样本量	6167	5311	1819	6124	5298	1773
R^2	0.944	0.975	0.933	0.906	0.942	0.887
高耗水企业分样本						
DID	0.063* (1.776)	0.032 (1.534)	-0.032 (-0.362)	0.020** (2.464)	0.013** (2.021)	-0.023 (-0.881)
样本量	2251	2225	582	2332	2221	564
R^2	0.956	0.975	0.944	0.518	0.938	0.919

附表 11 企业层面异质性回归结果：企业性质

变量	tfp_LP 企业 (1)	tfp_LP 高耗水企业 (2)	tfp_OP 企业 (3)	tfp_OP 高耗水企业 (4)
----	------------------------	---------------------------	------------------------	---------------------------

<i>DID</i>	0.048*** (3.039)	0.079*** (3.663)	0.012*** (3.355)	0.032*** (5.351)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>guoqi</i>	-0.062*** (-3.163)	-0.063** (-2.295)	-0.010** (-2.039)	-0.035*** (-3.562)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	14758	5515	14663	5497
<i>R</i> ²	0.939	0.947	0.887	0.482

参考文献

[1] 刘诗源,林志帆,冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗?基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究,2020,55(6):105-121.

[2] 刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应?[J]. 经济研究,2022,57(1):72-88.

[3] 罗知,齐博成. 环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应:来自长江流域水污染治理的证据[J]. 经济研究,2021,56(2):174-189.

[4] 时间,沈大军. 高耗水工业用水量控制和水价调整政策效果研究:基于水资源动态 CGE 的分析[J]. 自然资源学报,2016,31(9):1587-1598.

[5] 王桂军,卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级[J]. 中国工业经济,2019(03):43-61

[6] 余咏泽,孙鹏博,宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?[J]. 经济研究,2020,55(8):57-72.

[7] Aidt T S, Franck R. Democratization Under the Threat of Revolution: Evidence from the Great Reform Act of 1832[J]. Econometrica, 2015, 83(2): 505-547.

[8] Gardner J. Two-Stage Difference-in-Differences[R].NBER Working Paper, 2021.