

徐章星, 刘思媛, 李祎雯, 等. 南水北调工程对受水区水资源非农化的影响[J]. 南水北调与水利科技(中英文), 2025, 23(1): 21-35. XU Z X, LIU S Y, LI Y W, et al. The impact of South-to-North Water Transfers Project on de-agriculturalization of water resources in receiving area[J]. South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology, 2025, 23(1): 21-35. (in Chinese)

南水北调工程对受水区水资源非农化的影响

徐章星^{1,2,3}, 刘思媛¹, 李祎雯^{1,2,3}, 蒋政⁴, 金宇⁵

(1. 河海大学经济与金融学院, 江苏 常州 213200; 2. 生态文明建设与流域保护研究院, 南京 210024; 3. 江苏长江保护与高质量发展研究基地, 南京 210024; 4. 常熟市水利工程质量监督站, 江苏 常熟 215500; 5. 建湖县农业技术推广服务中心, 江苏 建湖 224700)

摘要: 南水北调工程通水缓解了受水区缺水状况, 但考虑到非农用水的“促进效应”和农业用水的“返还效应”, 其对受水区水资源非农化的影响存在不确定性。利用我国 2003—2021 年省级面板数据, 构建多时点双重差分模型, 从规模和程度双重视角定量分析南水北调工程通水对受水区水资源非农化的影响, 并进行稳健性检验, 在此基础上探究其累计效应。研究发现: 南水北调工程通水显著提升受水区的非农用水规模和占比, 且在稳健性检验后依然成立; 机制分析表明, 工程通水对受水区水资源非农化的影响主要体现在地表水和其他水供给量的增加; 与东线工程相比, 工程通水的影响在中线工程地区更为显著; 细分来看, 工程通水促进了工业用水规模的增加, 同时农业用水规模逐步减少; 此外, 通水对受水区经济、社会和生态效益的影响分别体现在 GDP 增长、产业结构层次优化以及地表水和地下水变动率正向波动等方面。

关键词: 南水北调工程; 受水区; 水资源非农化; 多时点双重差分模型

中图分类号: TV68 **文献标志码:** A **DOI:** 10.13476/j.cnki.nsbqk.2025.0003

2022 年中国水资源总量为 27 088.1 亿 m^3 ^[1], 位居世界第 6 位, 而根据第七次全国人口普查数据计算, 中国人均水资源量仅为 1 876.56 m^3 , 不足世界平均水平的 1/3, 是世界上 21 个贫水和最缺水的国家之一。研究表明, 从农业生产角度来看, 农业水资源短缺会减少农业产出^[2-3]、削减农民收入^[4]、缩减食品消费^[5]、降低农村就业率以及诱发农村劳动力转移^[6-7]; 另一方面, 对于城市发展而言, 大规模的持续缺水会削弱就业概率和劳动收入^[8]、威胁公共健康^[9-10] 以及引发社会冲突^[11-12]。

为缓解水资源短缺问题, 我国在 20 世纪 50 年代提出跨流域跨区域配置水资源的南水北调工程方案构想, 并于 2002 年开工建设。截至 2024 年 3 月, 南水北调中线和东线工程累计调水量分别达到 625.93 亿 m^3 和 74.07 亿 m^3 , 极大地缓解了受水区缺水问题。已有关于南水北调工程的研究主要集中于对移民、产业经济和生态环境等的影响。首

先, 南水北调工程会导致库区农户生计资本脆弱, 同时降低了非自愿移民的人力资本效率, 造成介入型贫困^[13-14]。其次, 在产业层面, 南水北调工程对高用水行业和地下水压采具有重要作用, 促进了商业、交通运输仓储业、建筑业等部门用水产出效益的提高^[15], 同时通过调水增加了对于资金和人才的吸引能力, 促进城市扩张和经济增长^[16], 提升了受水区城市水资源利用效率^[17-18]。最后, 从生态环境视角来看, 现有观点普遍认为南水北调工程可以较大程度恢复地下水的水位和含水层储量, 改善华北平原缺水问题^[19-21], 为沿线城市提供充足的生态用水^[22], 进而改善生态环境^[23-25], 提供生态效益^[26-27]。

另一个值得关注的问题是, 随着我国工业化和城市化进程的推进, 大量农业用水向非农用途转移, 中国的非农业用水需求不断增加, 水资源非农化水平不断提升, 非农用水占比已由 2000 年的 31.80% 增长到 2022 年的 36.96%^[1]。水资源非农化是指水

收稿日期: 2024-06-16 修回日期: 2024-11-14 网络出版时间: 2024-11-18

网络出版地址: <https://link.cnki.net/urlid/13.1430.TV.20241115.1710.004>

基金项目: 国家社会科学基金青年项目(24CJY109)

作者简介: 徐章星(1991—), 男, 江苏苏州人, 讲师, 博士, 硕士生导师, 主要从事水利经济学研究。E-mail: xuzhangxing@hhu.edu.cn

通信作者: 李祎雯(1990—), 女, 山东德州人, 副教授, 博士, 硕士生导师, 主要从事水利经济学研究。E-mail: liyiwen@hhu.edu.cn

资源利用结构和方向的变化,即水资源的配置从农业方面向非农业方面转移,该过程伴随着在既有的资源禀赋下为满足工业和生活的用水需求、提高水资源利用的经济效益而发生,是稀缺资源优化配置的体现^[28-29]。当前,我国水资源非农化地区间差异显著,南方地区高于北方地区,东部及中部地区高于西部地区^[30-31]。从农业生产的角度来看,水资源非农化的影响具有不确定性:一方面,水资源非农化会促进农户采用节水技术,具有节水效应、资源配置效应以及疏解效应^[32],可以提高水资源利用效率和经济效益^[33],夯实粮食生产基础^[34];另一方面,水资源非农化会影响农民水权和福利^[35]、危及农业生产^[36]。例如,水资源非农化会挤出农业用水,给粮食生产带来冲击和潜在损失,加剧粮食生产的脆弱性^[37]。此外,有研究^[38]表明,水资源适度非农化不能超过其他资源对农业灌溉用水的最大替代能力,而水资源过度非农化会造成农业灌溉用水短缺,从而降低粮食产出、提高生产成本、减少农民收益^[39]。

考虑到南水北调工程通水在缓解受水区水资源短缺的同时,可能促进或抑制受水区水资源非农化。一方面,南水北调工程的调水重点是供给城市生产和生活用水^[40],其建成通水缓解了华北平原工业生产面临的水资源压力,增加了受水区非农用水供给^[41-42]。有研究^[43-44]表明,水资源总量的增加会降低工业用水效率,因此南水北调工程通水在补充工业用水的同时会引起工业用水需求的增长。与此同时,南水北调工程注重对生态用水进行补偿,也会对非农用水需求量的增加产生显著的促进作用。考虑到农业用水,尽管南水北调工程兼顾农业用水,但对于受水区而言,引调水价格较当地水偏高,农业生产并不会主动采用,工程通水对受水区农业用水需求量的直接影响非常小。然而,值得注意的是,工程通水缓解了北方地区行业用水竞争压力^[45],工业生产可能会返还前期侵占的农业用水,缓解工业生产对农业用水的“挤占效应”^[46],导致农业用水供给量的增长,即南水北调工程通水对受水区农业用水会产生间接的积极影响。此外,南水北调工程正在探索直接向灌溉区供水,例如 2024 年 6 月 13 日,南水北调工程山东聊城段开展应急保苗灌溉供水,向临清市供水约 300 万 m^3 ^[47],此举直接增加了受水区农业用水供给量,抑制了受水区水资源非农化。因此,南水北调工程通水对于受水区水资

源非农化的影响不得而知,亟须进行实证探究。相较于以往研究,本文的研究出发点如下:第一,已有研究侧重水资源非农化的经济后果,而本文将关注点转移到水资源非农化的“前因”,从规模和程度 2 个维度,将南水北调“工程通水”视为外生冲击事件,考察其是否会对受水区水资源非农化产生影响;第二,已有研究主要聚焦在南水北调工程通水的经济和生态效应,而本文聚焦南水北调工程通水的社会效应,重点考察受水区水资源利用方向的改变,即识别南水北调工程通水前后受水区非农用水的静态特征及动态变化;第三,已有研究对象大多集中在南水北调工程中线或东线的部分省市,而本文眼观全局,将我国的 31 个省级行政区纳入考察范畴,系统分析南水北调工程通水对受水区水资源非农化的影响,并识别中线和东线工程的差异化影响。

1 研究区概况

南水北调工程旨在解决北方特别是黄淮海流域的水资源短缺问题。其中,东线一期工程以江苏扬州江都水利枢纽为起点,途经江苏、安徽、山东向华北地区输送生产生活用水,自 2002 年开工,2013 年 11 月建成通水,而东线北延应急供水工程可向河北、天津供水,2021 年启动供水;中线工程起点位于汉江中上游丹江口水库,受水区包括河南、河北、北京和天津,自 2003 年开工,2014 年 12 月建成通水;西线工程计划在长江上游修建水库,并通过隧洞将长江水引入黄河上游,目前仍在前期论证阶段。选取 2003—2021 年我国的 31 个省级行政区作为样本,其中,南水北调工程受水区的山东、江苏、安徽、河南、河北、北京和天津为处理组,其余省级行政区为对照组。由于东线北延应急供水工程自 2021 年 5 月向河北和天津供水,故研究区间内河北和天津的引调水主要来自中线。因此,东线受水区为山东、江苏和安徽,中线受水区为河南、河北、北京和天津。

水资源非农化涉及到水资源的利用、保护和管理。由于当前对于水资源非农化的统计指标尚未健全,参考胡美娟等^[30]以及李长松等^[37]的研究,以年度工业、生活、生态用水规模总和(m^3)来衡量水资源非农化规模,以非农用水占水资源消耗总量的比重来衡量水资源非农化程度。2003—2021 年受水区和非受水区水资源非农化的状况见图 1。整体

来看,就水资源非农化规模而言,2003—2021年南水北调工程受水区水资源非农化规模在513亿~797亿 m^3 ,非受水区水资源非农化规模在1374亿~1716亿 m^3 ,受水区水资源非农化规模远小于非受水区,这与受水区整体缺水的情况相吻合。就水资

源非农化程度而言,2003—2021年受水区水资源非农化程度在0.39~0.52,非受水区水资源非农化程度在0.34~0.38,受水区水资源非农化程度大于非受水区。

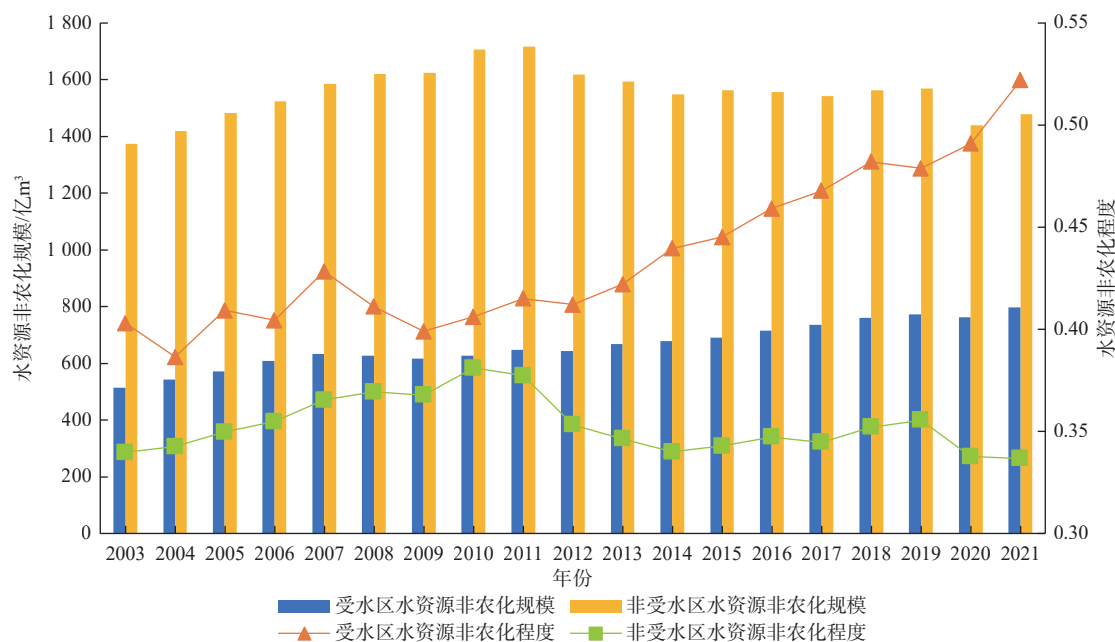


图1 受水区和非受水区水资源非农化现状(2003—2021年)

Fig. 1 Current status of water resources de-agriculturalization in receiving and non-receiving areas (2003-2021)

2 数据与方法

2.1 多时点双重差分法

双重差分法(differences-in-differences, DID)近年来已成为政策实施效果评估的主要工具。该方法的核心概念是将新政策实施视为一次外生于系统的“自然实验”,通过比较受政策影响的个体在政策实施前后的变化以及未受政策影响的个体在同一时间段内的变化,从而得出政策干预对个体的影响。对于南水北调“工程通水”事件而言,一方面会导致同一时点上受水区与非受水区之间水资源非农化规模和程度产生地区差异,另一方面也会导致受水区同一省份通水前后的水资源非农化规模和程度产生差异。以上差异为采用双重差分模型研究南水北调工程通水的经济后果提供了准自然实验的空间。值得注意的是,2013和2014年南水北调工程东线和中线分别建成并开始通水,而传统的双重差分模型仅适用于评估单一时间点的政策效果。因此,构建多时点双重差分模型(也称渐进双重差分模型)考察南水北调工程通水对受水区水资源非农化的影响。具体模型设定为

$$S_{it} = \alpha_1 + \beta_1 T_{it} + \lambda_1 C_{it} + \gamma_{1i} + \delta_{1t} + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

$$D_{it} = \alpha_2 + \beta_2 T_{it} + \lambda_2 C_{it} + \gamma_{2i} + \delta_{2t} + \varepsilon_{2it} \quad (2)$$

式(1)和(2)中: S_{it} 表示*i*省级行政区*t*年的水资源非农化规模,以该省级行政区年度工业、生活、生态用水规模总和的自然对数来衡量; D_{it} 表示*i*省级行政区*t*年的水资源非农化程度,以该省级行政区年度非农用水量占用水总量的比例衡量;核心变量 T_{it} 为南水北调工程通水的虚拟变量,表示*i*省级行政区在*t*年是否为南水北调工程受水区,是为1,反之为0; β_1 和 β_2 为双重差分估计量,分别衡量南水北调工程通水对受水区水资源非农化规模和程度的影响效果; C_{it} 表示影响水资源非农化规模和程度的一系列控制变量, γ_i 和 δ_t 分别表示地区固定效应和时间固定效应, ε_{it} 为影响水资源非农化的随机扰动项。

2.2 变量选取及描述性统计

核心被解释变量是水资源非农化规模(S)和水资源非农化程度(D),水资源非农化规模(S)以年度工业、生活、生态用水规模总和(m^3)的自然对数来衡量,水资源非农化程度(D)用非农用水占水资源消耗总量的比重来衡量。

核心解释变量为南水北调工程通水的虚拟变量(T),表示某省级行政区在相应年份是否为南水北调工程受水区,是为 1,反之为 0。具体而言,由于南水北调东线和中线工程通水时间分别为 2013 年 11 月和 2014 年 12 月,故以 2013 年和 2014 年作为政策实施的基期,而受政策影响后的年份最多延伸至 2021 年,受政策影响前的年份则可回溯至 2003 年。即:东线受水区省级行政区的 T 在 2013 年以后赋值为 1,2013 年及之前赋值为 0;中线受水区省级行政区的 T 在 2014 年以后赋值为 1,2014 年及以前赋值为 0;非受水区省级行政区的 T 赋值为 0。

除此以外,将经济发展水平、产业结构、人均水资源、总用水量、粮食作物占比、农业机械总动力、

有效灌溉率、农村用电和物价指数作为控制变量,以控制影响水资源非农化规模和其他因素。其中:经济发展水平以人均地区生产总值(元)的自然对数来衡量;产业结构以第三产业与第二产业之比来表示;人均水资源用人均用水量(m^3)来衡量;总用水量以水资源消耗总量(m^3)的自然对数来衡量;粮食作物占比以粮食作物播种面积占农作物总播种面积之比来表示;农业机械以农业机械总动力(kW)的自然对数来衡量;有效灌溉率以有效灌溉面积与农作物总播种面积的比值来表示;农村用电以农村用电量($\text{kW}\cdot\text{h}$)的自然对数来表示;物价指数以城市居民消费价格指数来衡量(上一年为 100)。变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

Tab. 1 Descriptive statistics of variables

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
水资源非农化规模	589	3.867 4	1.010 3	0.850 2	3.947 4	5.772 7
水资源非农化程度	589	0.387 4	0.180 4	0.048 1	0.379 5	0.931 4
南水北调	589	0.088 3	0.284 0	0	0	1.000 0
经济发展	589	10.398 2	0.761 6	8.189 5	10.522 4	12.122 6
产业结构	589	1.105 0	0.618 8	0.494 4	0.914 8	5.310 1
人均水资源	589	6.061 2	0.583 5	5.082 5	6.088 8	7.885 1
用水总量	589	4.946 7	0.845 0	3.021 9	5.179 0	6.428 3
粮食作物占比	589	0.650 6	0.131 6	0.328 1	0.664 7	0.970 8
农业机械总动力	589	16.718 1	1.109 1	13.753 3	16.928 4	18.709 8
有效灌溉率	589	0.430 8	0.186 5	0.147 3	0.377 1	1.233 7
农村用电	589	22.908 4	1.555 6	17.504 4	22.933 3	26.027 1
物价指数	589	102.451 7	1.647 8	97.622 6	102.159 0	108.897 7

2.3 样本选择与数据来源

选择 2003—2021 年为研究区间,选取我国的 31 个省级行政区为研究样本。东线工程受水区为山东、江苏和安徽,中线工程受水区为河南、河北、北京和天津,其余省级行政区为非受水区。以受水区省份作为处理组,非受水区省份作为控制组。数据包括各省级行政区的工业用水量、生活用水量、生态用水量、人均地区生产总值、第三产业占 GDP 比重、第二产业占 GDP 比重、人均用水量、用水总量、粮食作物播种面积、农作物总播种面积、农业机械总动力、有效灌溉面积、农村用电量和城市居民消费价格指数。数据来源于国家统计局、CSMAR 数据库、《中国农村统计年鉴(2003—2022)》,极少数缺失数据通过差值法计算得出。

3 实证结果与分析

3.1 基准回归

表 2 展示了南水北调工程通水对受水区水资源非农化影响的基准回归结果。其中,在第(1)、(2)列,呈现了不加入任何控制变量的回归结果,第(3)、(4)列,呈现加入省份固定效应和时间固定效应的回归结果,第(5)、(6)列,呈现加入省份固定效应、时间固定效应和其他控制变量的回归结果,同时聚类到省级层面。可以发现,代表南水北调工程通水的虚拟变量 T 对受水区非农用水规模和程度的系数估计值均为正,并在 1% 的水平上显著。具体地,以第(5)、(6)列为例,系数估计值分别为 0.188 1 和 0.075 3,说明南水北调工程通水在规模和程度上显著促进了受水区水资源非农化。其中可能的原因

是:一方面,南水北调工程调水的主要目的在于缓解北方地区生产和生活用水短缺,引调水大部分用于工业和生活,进而造成受水区非农用水规模的增加;另一方面,南水北工程通水对受水区非农用水

增加的促进作用大于对农业用水的“返还效应”,在供水总量增加的背景下受水区非农用水占比提升,即加深了受水区水资源非农化程度。

表 2 基准回归结果

Tab. 2 Benchmark regression results

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>S</i>	<i>D</i>	<i>S</i>	<i>D</i>	<i>S</i>	<i>D</i>
<i>T</i>	0.260 2*** (0.027 5)	0.092 9*** (0.006 4)	0.238 6*** (0.029 1)	0.093 7*** (0.007 1)	0.188 1*** (0.042 2)	0.075 3*** (0.014 1)
<i>C_s</i>	No	No	No	No	Yes	Yes
省份固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	3.844 4*** (0.182 0)	0.379 2*** (0.031 6)	3.846 3*** (0.006 5)	0.379 1*** (0.001 6)	4.580 0 (2.708 1)	1.928 8*** (0.553 5)
观测值	589	589	589	589	589	589
拟合优度	0.023	0.054	0.981	0.965	0.987	0.973

注:***表示1%的显著性水平,()表示稳健标准误。

3.2 多时点双重差分模型有效性检验

3.2.1 平行趋势检验

多时点双重差分法的关键前提是平行趋势假设,即在南水北调工程通水前受水区和非受水区水资源非农化的变化趋势应该保持平行。由此,本研究进行平行趋势检验,可表示为

$$S_{it} = \alpha_1 + \sum_t \eta_t P_{it} + \beta_1 T_{it} + \lambda_1 C_{it} + \gamma_{1t} + \delta_{1t} + \varepsilon_{1it} \quad (3)$$

$$D_{it} = \alpha_2 + \sum_t \eta_t P_{it} + \beta_2 T_{it} + \lambda_2 C_{it} + \gamma_{2t} + \delta_{2t} + \varepsilon_{2it} \quad (4)$$

式(3)和(4)中: P_{it} 是一组虚拟变量,若*i*省份在第*t*年已通水,则取值为1,反之取0。其他变量的符号含义与式(1)和式(2)中相同。特别关注系数 η_t ,其反映了南水北调工程通水的第*t*年受水区和非受水区省份的水资源非农化差异。

表3显示水资源非农化规模和水资源非农化程度的平行趋势检验结果。结果表明,南水北调工程通水前,工程通水的虚拟变量*T*对于受水区水资源非农化规模和程度系数估计值均不显著。说明受水区和非受水区省份的水资源非农化规模和程度在南水北调工程通水前并无显著差异,研究样本通过了平行趋势检验。进一步分析表3发现,南水北调工程通水在规模和程度2个方面促进了受水区水资源非农化,并且该影响在时间上具有持续性。

3.2.2 安慰剂检验

为了评估上述结果受到遗漏变量、随机因素等因素影响的程度,通过随机“筛选”南水北调工程受水区省份,在通水时间和省份层面上建立随机实验(因篇幅限制,安慰剂、用倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)、Bacon分解的估计结果未汇报,作者备案)。随后,按照表2中第(5)和第(6)列进行回归,通过模拟虚假实验,推导出基准回归估计系数的概率密度,以评估结论的可靠性。为了增强安慰剂检验的效力,上述过程被重复了500次,并绘制出系数*T*的估计系数分布图。如果*T*的估计系数分布在0附近,则模型设定中没有遗漏足够重要的影响因素,即基准分析中的影响效应确实来自南水北调工程通水。结果显示,虚假的双重差分项的估计系数呈现出集中分布于0附近的趋势,远小于回归系数的真实值,表明模型设定中不存在严重的遗漏变量问题,核心结论仍稳健。

3.3 稳健性检验

基准回归结果表明,南水北调工程通水在规模和程度上促进了受水区水资源非农化。但是为了排除干扰因素对研究结论的影响,需要进行一系列稳健性检验。采用多种方法和策略,包括排除其他政策的干扰、PSM-DID、控制时间趋势、异质性处理效应、Bacon分解,以确保所得到的估计结果的稳健性。

表 3 平行趋势检验
Tab. 3 Parallel trend test

时间窗口	水资源非农化规模	水资源非农化程度
pre11	-0.034 7 (0.111 6)	-0.002 7 (0.031 7)
pre10	-0.019 2 (0.092 6)	0.009 7 (0.026 8)
pre9	-0.034 7 (0.070 2)	-0.005 0 (0.018 6)
pre8	-0.061 6 (0.066 0)	-0.008 9 (0.018 5)
pre7	-0.063 8 (0.064 6)	-0.012 7 (0.018 7)
pre6	-0.041 7 (0.060 9)	-0.004 5 (0.018 6)
pre5	-0.066 8 (0.053 3)	-0.014 7 (0.013 8)
pre4	-0.065 6 (0.046 1)	-0.011 6 (0.013 6)
pre3	-0.051 5 (0.031 7)	-0.010 5 (0.009 6)
pre2	-0.016 7 (0.026 9)	-0.004 6 (0.008 9)
current	0.046 4** (0.017 6)	0.020 6*** (0.006 5)
post1	0.076 0** (0.030 2)	0.033 9*** (0.009 8)
post2	0.078 1** (0.036 0)	0.039 2*** (0.013 2)
post3	0.126 6** (0.048 6)	0.061 8*** (0.018 3)
post4	0.160 7*** (0.047 7)	0.078 6*** (0.016 9)
post5	0.218 3*** (0.069 7)	0.094 5*** (0.019 9)
post6	0.234 2*** (0.079 2)	0.096 8*** (0.019 6)
post7	0.271 6*** (0.087 9)	0.124 2*** (0.024 4)
post8	0.274 6** (0.102 1)	0.117 4*** (0.028 4)
观测值	589	589

注: **、***分别表示5%和1%的显著性水平, ()表示稳健标准误。

3.3.1 剔除相关政策

为确保基准回归结果不会受到样本期间其他政

策影响而产生偏误,通过对文件的搜集和梳理,发现了两项可能对受水区水资源非农化产生影响的政策因素,分别是水权改革政策(M)和水资源费改税政策(N)。

水权改革政策是指为了解决水资源管理和利用方面的问题,推动水资源制度改革的一系列政策措施。推进用水权改革是利用市场机制促进水资源优化配置、集约利用和安全利用的重要途径。中国水权改革政策旨在提高水资源的利用效率和公平性,保护水权主体的合法权益,推动水资源可持续发展,提升水资源优化配置和集约节约安全利用水平,促进生态文明建设和高质量发展。为落实中央水权改革有关决策部署,水利部于 2014 年在广东、河南、甘肃、宁夏、内蒙古、江西、湖北 7 个省份部署开展了水权试点工作,并于 2014 年 7 月 23 日在北京召开水权试点工作启动会。

水资源费改税是指由收取水资源费改征水资源税的政策举措,该政策有利于进一步利用税收手段调节用水行为、完善资源有偿使用制度和生态补偿机制、激发企业等社会主体的节水意识和动力。自 2017 年 12 月 1 日起,我国将水资源税改革试点扩大至北京、天津、山西、内蒙古、河南、山东、四川、陕西、宁夏 9 个省份^[48]。

为避免南水北调政策实施期间水权改革政策和水资源费改税政策的干扰,同时排除二者对回归结果的影响,在基准回归中加入政策虚拟变量,结果见表 4。其中: M 表示该省份当年是否进行水权改革政策,若实施则取 1,否则取 0; N 表示该省份当年是否实施水资源费改税政策,实施取 1,反之则取 0。表 4 中的第(1)、(2)列为考虑了水权改革政策的结果,第(3)、(4)列为考虑水资源费改税政策的结果,第(5)、(6)列为同时考虑水权改革政策和水资源费改税政策的结果。研究发现,同时排除水权改革政策和水资源费改税政策后, T 的系数估计值分别为 0.184 3 和 0.072 8,均在 1% 的水平上通过了显著性检验。由此可以推断,在控制水权改革政策和水资源费改税政策后,南水北调工程通水仍在规模和程度上显著地促进了受水区水资源非农化。其中可能的原因是,南水北调工程通水作为“外生冲击”,其对于受水区水资源非农化的影响是客观存在的,并没有因其他外部政策的影响而改变。

表 4 剔除其他政策影响的结果
Tab. 4 Results excluding the effects of other policies

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>S</i>	<i>D</i>	<i>S</i>	<i>D</i>	<i>S</i>	<i>D</i>
<i>T</i>	0.198 1*** (0.044 5)	0.076 6*** (0.014 2)	0.175 4*** (0.044 3)	0.071 9*** (0.014 6)	0.184 3*** (0.047 0)	0.072 8*** (0.015 2)
<i>M</i>	0.070 3 (0.062 1)	0.009 4 (0.014 6)			0.056 9 (0.053 6)	0.005 7 (0.013 9)
<i>N</i>			0.131 1* (0.064 3)	0.034 6** (0.015 7)	0.122 8** (0.060 0)	0.033 8** (0.016 0)
<i>C_s</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	4.287 8 (2.625 9)	1.889 9*** (0.565 9)	4.274 2 (2.611 9)	1.848 1*** (0.546 0)	4.057 2 (2.568 7)	1.826 4*** (0.559 2)
观测值	589	589	589	589	589	589
拟合优度	0.987	0.973	0.988	0.974	0.988	0.974

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平, ()表示稳健标准误。

3.3.2 PSM-DID

为克服自选择偏差及其导致的内生性,进一步运用倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)方法更准确地评估南水北调工程通水对受水区水资源非农化的影响。在进行PSM-DID分析时,采用Logit回归对控制变量进行处理,以获得倾向得分值。选取倾向得分值最接近的省份作为南水北调外生冲击的配对省份,这种方法旨在减少不同省份之间在水资源非农化水平上存在的系统性差异,从而有效减少DID估计偏误。随后,采用核匹配、卡尺匹配和近邻匹配等方法,筛选出倾向得分值与受水区相近的非受水区省份,作为新的对照组。结果表明,*T*估计系数方向与基准回归结果一致,并均在统计学意义上显著(显著性水平为1%),该结果进一步验证了基准回归结果的稳健性。

3.3.3 控制时间趋势

在不同省份,水资源初始禀赋具有差异,可能对回归结果造成影响。因此,在基准模型中将初始年份各省份水资源禀赋和时间的交互项加入方程,控制时间趋势后的回归结果见表5第(1)、(2)列。结果显示,在控制时间趋势的条件下,*T*对受水区水资源非农化规模和程度的回归系数分别为0.198 4和0.077 6,且结果均在1%的水平差异显著,说明南水北调工程通水对受水区水资源非农化的正向影响在控制时间趋势的情况下仍然成立。即南水北调工程通水对于受水区水资源非农化的影响并不会

因为受水区水资源初始禀赋的不同而产生差异,其影响来源于工程通水本身,与受水区水资源初始禀赋关联不大。

3.3.4 异质性处理效应

由于南水北调工程东线和中线的建成通水时间分别为2013年和2014年,即政策在多时点实行,故使用多时点双重差分法研究南水北调工程通水对受水区水资源非农化影响。然而,多时点双重差分法可能存在异质性处理效应,即相同处理对于不同个体可能产生不同的效果,这种差异可能在接受处理后的持续时间或者不同时点接受处理的组别方面显现,因此本文进行了异质性处理效应检验。通过计算每个组别时期内的平均处理效应(*A*),并对*A*进行加总,以获得平均处理效应的估计。表5第(3)、(4)列结果显示,*A*的回归系数分别为0.206 4和0.057 7,且均在1%的水平差异显著,说明上述结论通过了异质性处理效应检验。

3.3.5 Bacon 分解

尽管本文使用了双向固定效应对于模型进行了地区和时间层面的控制,但该模型在估计处理组的平均处理效应时仍可能存在偏差^[49],即多时点DID估计的实质是不同实验组-控制组处理效应的加权平均,其中某些权重可能为负,导致估计结果与真实平均处理效应相反。由于南水北调东线和中线工程的建成通水时间不一致,针对这一多时点DID中可能存在的偏误,进行Bacon分解,得到了3种类

别组合。根据 Bacon 分解的检验结果可知,将非受水区省份作为对照组,剔除了时间效应和组间效应的影响,工程通水对于受水区水资源非农化规模和

程度影响分别为 0.188 1 和 0.075 3,其中权重在 75% 以上,与表 2 第(5)、(6)列的回归结果一致,因此前文的估计结果是稳健的。

表 5 控制时间趋势和异质性处理效应

Tab. 5 Controlling for time trends and Heterogeneous Treatment Effects

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	控制时间趋势		异质性处理效应	
	<i>S</i>	<i>D</i>	<i>S</i>	<i>D</i>
<i>T</i>	0.198 4*** (0.042 0)	0.077 6*** (0.014 1)		
<i>A</i>			0.206 4*** (0.063 8)	0.057 7*** (0.019 8)
<i>C_s</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	4.635 3* (2.616 9)	1.941 0*** (0.539 4)	—	—
观测值	589	589	583	583
拟合优度	0.987	0.974	—	—

注: *、***分别表示10%、和1%的显著性水平, ()表示稳健标准误。

3.4 进一步讨论

3.4.1 机制分析

为了进一步考察南水北调工程通水对受水区水资源非农化的影响机制,将水资源划分为地表水、地下水和其他水(其他水指的是经处理后可以利用或在一定条件下可直接利用的再生水、集蓄雨水、淡化海水、微咸水和矿坑井水等),并分别进行回归分析。我国水资源供给以地表水和地下水为主,其他水占比很小。具体而言,2022 年全国供水总量为 5 998.2 亿 m^3 ,其中:地表水源供水量为 4 994.2 亿 m^3 ,占供水总量的 83.3%;地下水源供水量为 828.2 亿 m^3 ,占供水总量的 13.8%;其他(非常规)水源供水量为 175.8 亿 m^3 ,占供水总量的 2.9%^[1]。表 6 第(1)、(2)、(3)列分别展示了南水北调工程通水对受水区地表水、地下水和其他水影响的估计结果,被解释变量为地表水、地下水和其他水规模的自然对数。在地表水中,*T*的系数估计值为 0.132 8,并在统计学意义上显著(显著性水平为 10%);在地下水中,*T*的系数估计值为 -0.000 7,不显著;在其他水中,*T*的系数估计值为 0.631 5,并在统计学意义上显著(显著性水平为 5%)。该结果表明,南水北调工程通水对地表水、地下水和其他水的影响存在差异,即南水北调工程通水对于受水区水资源非农化的影响机制

主要体现在增加地表水和其他水供给方面,而对地下水的影响并不显著。

表 6 机制分析

Tab. 6 Mechanism analysis

变量名称	(1)	(2)	(3)
	地表水	地下水	其他水
<i>T</i>	0.132 8* (0.075 3)	-0.000 7 (0.083 4)	0.631 5** (0.275 1)
<i>C_s</i>	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
常数项	3.828 6* (2.101 6)	-5.059 8 (5.028 8)	4.095 8 (5.184 6)
观测值	589	589	589
拟合优度	0.995	0.982	0.809

注: *、**分别表示10%、5%的显著性水平, ()表示稳健标准误。

以上结论产生的可能原因有以下几点:第一,南水北调工程主要是通过引水渠和管道等方式将长江水资源运输至北方地区,这种方式主要增加了地表水和其他水资源的供给,对地下水的补给作用相对较小。第二,地下水的补给主要来自地下水补给区域的降水和地表水渗漏等,受地质条件和人类活动的影响较大,南水北调工程对地下水的影响相对

较小。第三,北方地区的地下水资源受到过度开采和污染的影响较大,南水北调工程虽然可以增加地表水和其他水资源的供给,但目前对于全国层面受水区地下水的修复和保护作用尚未显现。

3.4.2 区域差异

为了考察南水北调工程通水对受水区水资源非农化的影响在不同区域是否有差异,以中线工程和东线工程为划分,将受水区省份划分为中线和东线。[表 7](#) 第(1)、(2)列分别展示了南水北调工程通水对中线受水区水资源非农化规模 and 程度的影响的估

计结果,第(3)、(4)列分别展示了南水北调工程通水对东线受水区水资源非农化规模 and 程度的影响的估计结果。结果显示,对中线受水区水资源非农化规模 and 程度而言, T 的系数估计值分别为 0.210 4 和 0.092 4,均在 1% 的水平上通过了显著性检验;对东线受水区水资源非农化规模 and 程度而言, T 的系数估计值分别为 0.184 4 和 0.061 6,分别在 5% 和 1% 的水平上通过了显著性检验。据此可以发现,与东线相比,南水北调工程通水对受水区水资源非农化的影响在中线地区更为显著。

表 7 东线和中线的差异
Tab. 7 Differences between the eastern and central lines

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	中线		东线	
	S	D	S	D
T	0.210 4*** (0.045 7)	0.092 4*** (0.020 2)	0.184 4** (0.070 6)	0.061 6*** (0.016 8)
C_s	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	3.960 1 (2.981 3)	1.633 2** (0.603 5)	4.227 0 (3.175 7)	1.710 1*** (0.592 9)
观测值	532	532	513	513
拟合优度	0.986	0.975	0.987	0.975

注: **、*** 分别表示 5% 和 1% 的显著性水平, () 表示稳健标准误。

其中可能的原因有多个方面:一是地理位置和气候条件不同。中线工程位于中国的中部地区,地处内陆,气候条件相对干旱。相比之下,东线地区地处沿海地区,降水相对更多,气候条件较为湿润。以纬度相近的山东(东线受水区省份)和河北(中线受水区省份)为例:山东多年(1956—2000 年)平均降水量为 679.5 L/m², 多年平均水资源总量为 303.07 亿 m³^[50]; 河北多年(1956—2000 年)平均降水量为 531.7 L/m², 多年平均水资源总量 204.69 亿 m³^[51]。因此,中线地区对水资源的需求更为迫切,南水北调工程的引调水对中线地区非农化用水影响更加显著。二是区域发展需求差异。中部崛起战略的实施需要中部地区具备足够的水资源支撑,因而南水北调工程对于中线地区的水资源供给能力更为关键;而东线地区的发展相对较为成熟,对水资源的需求相对较小。三是水资源供给和需求矛盾存在差异。中线地区的水资源供给短缺严重,南水北调工程对该地区的水资源补给更为显著;而

东线地区由于地处沿海地区,水资源相对丰富,南水北调工程对其整体水资源结构的影响相对较小。四是调水量具有巨大差异。水利部南水北调工程管理局公布的数据显示,截至 2024 年 3 月,南水北调中线一期工程累计向受水区调水达到 625.93 亿 m³, 东线工程累计向受水区调水 74.07 亿 m³。综上所述,由于中线和东线工程在地理位置、区域发展需求、水资源供给和需求矛盾以及工程调水量安排方面的差异,南水北调工程对中线受水区水资源非农化的影响更为显著。因此,亟须在政策制定和水资源规划方面进行更加细致的考量和调整,以满足不同地区的水资源异质性需求。

3.4.3 对受水区细分用水类型的具体影响

为探究南水北调工程对受水区水资源利用的具体影响,分别对工业用水、生活用水、生态用水和农业用水数据进行回归。[表 8](#) 第(1)~(4)列分别展示南水北调工程对工业用水、生活用水、生态用水和农业用水影响的估计结果。结果显示:对工业用水

规模而言, T 的系数估计值为 0.175 1, 且在 5% 的水平上通过了显著性检验; 对生活用水规模而言, T 的系数估计值为-0.040 9, 不显著; 对生态用水规模而言, T 的系数估计值为 0.002 9, 不显著; 对农业用水

规模而言, T 的系数估计值为-0.202 9, 且在 1% 的水平上通过了显著性检验, 说明南水北调工程对于受水区水资源非农化的具体影响在于促进工业用水规模的增加和农业用水规模的减小。

表 8 对受水区细分用水类型的影响
Tab. 8 Impacts on subdivided water use types in receiving areas

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	工业用水	生活用水	生态用水	农业用水
T	0.175 1** (0.076 0)	-0.040 9 (0.041 5)	0.002 9 (0.428 9)	-0.202 9*** (0.057 6)
C_s	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.469 7 (2.799 0)	1.320 5 (1.911 5)	-11.602 2 (17.241 2)	-3.771 5*** (1.329 1)
观测值	589	589	589	589
拟合优度	0.984	0.988	0.562	0.994

注: **、***分别表示5%和1%的显著性水平, ()表示稳健标准误。

产生这一结果可能的原因有以下几个方面: 首先, 工业用水规模的增加是因为南水北调工程提供了大量的地表水供给, 使受水区的水资源充足, 为工业生产提供了更多可靠的水源, 促进了工业用水规模的增加。南水北调工程通过调水将水源引入受水区, 为工业生产提供了稳定的水源供给, 满足了工业发展对水资源的需求。其次, 农业用水规模减小可能是由于农业用水效率提升。通水后, 受水区的农业灌溉条件得到改善, 可以更有效地利用水资源进行灌溉, 通过引进现代化的灌溉技术和管理模式, 提高农田灌溉效率, 减少农业用水的浪费, 从而减小农业用水规模。最后, 南水北调工程通水促进水资源配置优化, 更好地满足不同行业和领域对水资源的需求。在水资源的合理配置下, 工业用水和农业用水之间的比例可能会发生变化, 从而造成工业用水规模增加和农业用水规模减小。

3.4.4 对受水区影响的累计效应

前文研究发现南水北调工程通水对受水区水资源非农化产生促进作用, 为进一步考察南水北调工程通水对受水区影响的累计效应, 采用双重差分法分别研究南水北调工程通水对受水区产生的经济效益、社会效益和生态效益。其中, 经济效益以 GDP(地区生产总值的对数)、人均 GDP(人均地区

生产总值的对数)衡量, 社会效益以产业结构高度化(第三产业和第二产业产值之比)、产业结构层次系数(3*第三产业占 GDP 比重+2*第二产业占 GDP 比重+第一产业占 GDP 比重)衡量, 生态效益以地表水变动(本年与前一年地表水量的差值和前一年地表水量之比)、地下水变动(本年与前一年地下水量的差值和前一年地下水量之比)衡量。控制变量为前文中提到的人均水资源量、粮食作物占比、有效灌溉率、农村用电和物价指数。表 9 呈现南水北调工程通水对受水区的经济效益、社会效益和生态效益影响的检验, 加入省份和时间固定效应, 并采用稳健标准误进行估计。样本数量变动的原因是计算地表水变动与地下水变动时, 相邻年差值的计算导致样本数量与其他变量相比减少, 此外 2017—2021 年上海市地下水供应量为 0, 相应年份地下水变动无法计算, 造成极少量数据缺失。第(1)、(2)列显示, 南水北调工程通水对受水区 GDP 产生促进作用, 结果在 5% 的显著性水平下显著, 而南水北调工程通水对人均 GDP 没有产生显著影响。第(3)、(4)列显示南水北调工程通水对受水区社会效益的影响, 结果显示南水北调工程通水对受水区产业结构层次系数产生正向影响, 结果在 5% 显著性水平下显著, 而工程通水对受水区产业结构高度化未产生显著影响。第(5)、(6)列显示南水北调工程通水

对受水区的生态效益的影响,结果显示南水北调工程通水对受水区地表水变动和地下水变动均产生正向影响,结果均在 5% 显著性水平下显著。

表 9 南水北调工程通水对受水区经济、社会、生态效益的进一步检验

Tab. 9 Further test of the economic, social and ecological benefits of the opening of the South-to-North Water Transfers Project on the receiving areas

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GDP	人均GDP	产业结构高度化	产业结构层次系数	地表水变动	地下水变动
T	0.063 2** (0.026 0)	0.032 6 (0.026 4)	0.082 0 (0.059 9)	1.542 5** (0.631 3)	0.034 6** (0.016 8)	0.041 0** (0.020 5)
C_s	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	9.443 7*** (1.010 0)	8.871 3*** (1.008 5)	1.748 0 (2.455 1)	238.130 0*** (29.220 7)	-0.499 1 (0.544 9)	-1.745 4 (1.722 0)
观测值	589	589	589	589	558	553
拟合优度	0.992	0.980	0.878	0.954	0.205	0.312

注: **、***分别表示5%和1%的显著性水平, ()表示稳健标准误。

产生此结果的原因可能有以下几个方面: 第一, 南水北调工程通水可以为受水区提供更多的水资源, 促进工业和城市建设的发展, 进而推动地区经济增长。而对受水区人均 GDP 影响不显著的原因可能是引调水水价较高抑制了生活用水需求。第二, 南水北调工程通水能够提供稳定的水资源供应, 受水区的产业结构更加多样化和丰富, 从而提高了产业结构层次系数。相较于生活用水而言, 南水北调工程对于受水区工业用水的影响更大, 因此对产业结构高度化的影响并不明显。第三, 结合前文, 南水北调工程通水对于受水区地表水增加及其波动率有促进作用, 对地下水的增加影响并不显著, 但对其波动起到促进作用。其中可能的原因是, 南水北调工程通水将长江水引向黄淮海平原等受水区, 增加了地表水和地下水的补给量, 弥补了受水区地表水和地下水资源的短缺, 提高水资源供应的稳定性和可靠性, 但地下水的回补和水位提升是一个持续性工程, 因此在当前对于受水区地下水增加不显著, 而仅体现在波动率的增加。

4 结论与分析

南水北调工程是缓解我国北方地区水资源短缺的重要举措。本文将南水北调工程通水视作一项“准自然实验”, 基于 2003—2021 年省级面板数据, 运用多时点双重差分模型, 从规模和程度两个维度评估了南水北调工程通水对受水区水资源非农化的影响, 并进行了一系列稳健性检验和异质性

考察。

通过上述研究, 得出如下主要结论: 第一, 南水北调工程通水对受水区水资源非农化规模和程度均产生了正向影响。具体而言, 在多时点双重差分的基准回归结果中, 代表南水北调工程通水的虚拟变量 T 对受水区非农用水规模和程度的系数估计值均为正, 且在 1% 的水平上显著, 说明南水北调工程通水在规模和程度上显著促进了受水区水资源非农化。此结论在经过平行趋势检验、安慰剂检验、排除其他政策干扰、倾向得分匹配、控制时间趋势和异质性处理效应等稳健性检验后依旧成立。第二, 南水北调工程通水对于受水区水资源非农化的影响机制主要体现在地表水和其他水供给的增加, 而对地下水的影响并不显著。在实证结果中, 地表水和其他水的 T 系数估计显著为正, 地下水的结果在统计意义上不显著, 由此说明南水北调工程通水对于受水区水资源非农化的影响机制主要体现在增加地表水和其他水供给方面, 而对地下水的影响并不显著。第三, 南水北调工程通水对不同地区水资源非农化的影响存在显著差异。与东线相比, 南水北调工程通水对受水区水资源非农化的影响在中线地区更为显著。实证结果显示, 东线和中线的 T 的系数估计值均显著为正, 但中线的系数估计值更大, 即南水北调工程通水对受水区水资源非农化的影响在中线地区更为显著。第四, 南水北调工程通水对于受水区水资源非农化的具体影响在于工业用水规模增加以及农业用水规模的减少。回归

结果显示,工业用水规模的 T 系数显著为正,农业用水规模的 T 的系数估计值显著为负,而生活用水规模和生态用水规模的 T 系数估计值不显著,说明南水北调工程对于受水区水资源非农化的具体影响是促进工业用水规模的增加和农业用水规模的减小。第五,南水北调工程通水对受水区水资源非农化影响的经济效益体现在促进受水区 GDP 增长,社会效益体现在促进受水区产业结构层次系数增大,生态效益体现在对地表水和地下水变动产生正向影响。

根据以上结论,可以得出以下政策启示:

一是加强非农业用水的合理利用,促进产业发展。政府应继续推动水资源的多元化利用,注重对非农业用水的合理利用,警惕工业生产和生活对农业用水的挤占。通过加强水资源管理、推广节水技术、建设水资源回用系统等措施,提高水资源利用效率,减少水资源浪费。利用南水北调工程增加的非农业用水资源,政府可以积极引导和支持受水区的产业发展,例如通过制定优惠政策、提供贷款支持等方式,鼓励企业在受水区兴建工厂和设施,促进产业升级和经济增长。此外,基于现实情况和长远考量,加强节水工作至关重要,只有深入践行“节水优先”的治水理念,才能更有效地发挥南水北调工程的战略性基础性作用。

二是加强地表水保护,建立健全水资源管理制度。政府应加大大地表水的保护和治理力度,建立健全地表水监测和管理体系,加强对污染源的监管和处置,确保地表水水质的安全。通过建立健全水资源管理制度,包括水资源的开发、利用、保护、监管等方面,加强对水资源的规划、调度和分配,优化水资源配置,确保水资源的可持续利用。同时,加强对非农业用水行业的监管,推动实施节水措施,鼓励使用先进的水资源管理技术和设备,提高非农业行业的用水效率,确保水资源的可持续利用。此外,完善水资源价格机制,建立合理的水资源定价机制,包括考虑非农业用水的成本、效益和环境影响等因素,引导用户合理使用水资源,推动水资源的有效配置和节约利用。

三是加强中线地区的水资源管理,推动水资源的跨界管理。政府应加大对中线地区水资源管理的投入和支持,优化水资源配置,确保中线地区的水资源供需平衡,为中部崛起战略的实施提供坚实的水资源保障。南水北调工程跨越多个省市,涉及

各级政府和多个利益主体,因此政府应加强跨界合作和协调,推动水资源的跨界管理,确保南水北调工程的长期运行和受水区的可持续发展。具体内容可以包括建立跨区域水资源管理机制,促进信息共享和技术交流,加强联防联控,共同应对水资源安全挑战。此外,还应加强科学研究和技术创新,提高水资源利用效率,鼓励水资源的循环利用,以实现水资源的可持续利用和综合管理。

四是优化工业用水结构,加强生活用水管理,强化生态保护与恢复,提高农业用水效率。政府应该引导和促进工业部门实施节水措施,提高工业用水的效率和可持续性。可以通过给予节水设备购置补贴、减免水资源税等方式激励企业投资并采用节水技术,促进工业用水的合理利用。通过采用科学的灌溉技术、优化灌溉制度、改善土壤水分管理、选择适应节水的作物品种等措施,有效减少农业用水量,提高农业水资源利用效率,实现农业可持续发展。此外,政府应继续加大对受水区生态系统的保护力度,加大水质监测力度,加强水环境治理,减少排放污染物,改善地表水和地下水水质,注重生态环境修复和保育工作,确保水资源的可持续利用,促进生态经济的发展。

五是综合规划水资源利用,推动产业结构升级,加强水资源管理和保护,全面推动可持续发展。根据南水北调工程通水对受水区的累计效益,综合规划受水区的水资源利用方式,合理安排水资源的利用和配置,确保水资源能够最大化地发挥经济和生态效益。通过引导和扶持产业结构的转型和升级,促进受水区产业结构层次系数增大,鼓励和支持具有环保、低碳、高附加值等特点的新兴产业,同时加大对传统产业的改造和升级,实现产业结构的优化。推动受水区的可持续发展,注重经济、社会和生态的平衡发展,通过实施全面的可持续发展战略,推动经济增长、社会进步和生态保护,推动南水北调后续工程高质量发展。

以上研究结果仅仅是对南水北调工程影响的初步探索,还有许多方面值得进一步深入研究。例如,可以聚焦到地市和县域,关注受水区非农业用水的质量和效率问题、南水北调工程对当地生态系统的长期影响以及南水北调对粮食安全的影响等。通过持续的研究和评估,可以更好地认识南水北调工程的综合效益,并为其持续优化和未来规划提供科学依据。

参考文献:

- [1] 中华人民共和国水利部. 2022 年中国水资源公报 [M]. 北京: 中国水利水电出版社, 2023.
- [2] HAN X, DEB P, MAGLIOCCA N, et al. Water trading as a tool to combat economic losses in agriculture under climate change[J]. *Sustainability Science*, 2023, 18(3): 1415-1428. DOI: [10.1007/s11625-023-01298-0](https://doi.org/10.1007/s11625-023-01298-0).
- [3] YIN Y, TANG Q, LIU X, et al. Water scarcity under various socio-economic pathways and its potential effects on food production in the Yellow River basin[J]. *Hydrology and Earth System Sciences*, 2017, 21(2): 791-804. DOI: [10.5194/hess-21-791-2017](https://doi.org/10.5194/hess-21-791-2017).
- [4] DAS U, FALCO S, MAHAJAN A. Adaptive capacity and subsequent droughts: Evidence from Ethiopia[J]. *Environment and Development Economics*, 2023, 28(6): 511-537. DOI: [10.1017/S1355770X23000074](https://doi.org/10.1017/S1355770X23000074).
- [5] KHALILI N, ARSHAD M, KÄCHELE H, et al. Drought shocks and farm household consumption behaviour: insights from Fars province of Iran[J]. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 2021, 66: 102625. DOI: [10.1016/j.ijdr.2021.102625](https://doi.org/10.1016/j.ijdr.2021.102625).
- [6] MCLEMAN R, GRIEG C, HEATH G, et al. A machine learning analysis of drought and rural population change on the North American Great Plains since the 1970s[J]. *Population and Environment*, 2022, 43(4): 500-529. DOI: [10.1007/s11111-022-00399-9](https://doi.org/10.1007/s11111-022-00399-9).
- [7] SARKAR B, DUTTA S, SINGH P K. Drought and temporary migration in rural India: A comparative study across different socio-economic groups with a cross-sectional nationally representative dataset[J]. *Plos One*, 2022, 17(10): e0275449. DOI: [10.1371/journal.pone.0275449](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0275449).
- [8] DESBUREAUX S, RODELLA A. Drought in the city: The economic impact of water scarcity in Latin American metropolitan areas[J]. *World Development*, 2019, 114: 13-27. DOI: [10.1016/j.worlddev.2018.09.026](https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.09.026).
- [9] MULLIN M. The effects of drinking water service fragmentation on drought-related water security[J]. *Science*, 2020, 368(6488): 274-277. DOI: [10.1126/science.aba7353](https://doi.org/10.1126/science.aba7353).
- [10] BENÍTEZ-CANO D, GONZÁLEZ-MARÍN P, GÓMEZ-GUTIÉRREZ A, et al. Association of drought conditions and heavy rainfalls with the quality of drinking water in Barcelona (2010–2022)[J]. *Journal of Exposure Science & Environmental Epidemiology*, 2024, 34(1): 175-183. DOI: [10.1038/s41370-023-00611-4](https://doi.org/10.1038/s41370-023-00611-4).
- [11] PEARSON A, MACK E, ROSS A, et al. Interpersonal conflict over water is associated with household demographics, domains of water insecurity, and regional conflict: Evidence from nine sites across eight sub-Saharan African countries[J]. *Water*, 2021, 13(9): 1150. DOI: [10.3390/w13091150](https://doi.org/10.3390/w13091150).
- [12] GLEIK P, COOLEY H. Freshwater scarcity[J]. *Annual Review of Environment and Resources*, 2021, 46(1): 319-348. DOI: [10.1146/annurev-environ-012220-101319](https://doi.org/10.1146/annurev-environ-012220-101319).
- [13] 杨云彦, 徐映梅, 胡静, 等. 社会变迁、介入型贫困与能力再造: 基于南水北调库区移民的研究 [J]. *管理世界*, 2008(11): 89-98. DOI: [10.19744/j.cnki.11-1235/f.2008.11.011](https://doi.org/10.19744/j.cnki.11-1235/f.2008.11.011).
- [14] 曾妍, 谭江涛, 王守文, 等. 农村电子商务发展如何赋能水库移民就业增收: 基于“三链”融合理论的多案例研究 [J]. *中国农村经济*, 2023(10): 86-111. DOI: [10.20077/j.cnki.11-1262/f.2023.10.005](https://doi.org/10.20077/j.cnki.11-1262/f.2023.10.005).
- [15] 赵晶, 毕彦杰, 韩宇平, 等. 南水北调中线工程河南段社会经济效益研究 [J]. *西北大学学报(自然科学版)*, 2019, 49(6): 855-866. DOI: [10.16152/j.cnki.xdxbzr.2019-06-003](https://doi.org/10.16152/j.cnki.xdxbzr.2019-06-003).
- [16] 谢泽宇, 静峥, 杨冕. 水资源约束缓解与区域经济增长: 来自“南水北调”工程的经验证据 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(9): 93-115. DOI: [10.13653/j.cnki.jqte.20230725.007](https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.20230725.007).
- [17] 汪倩, 陈军飞. 南水北调工程通水对受水区水资源集约利用效率的影响: 基于河南省市级层面的实证 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(6): 155-164. DOI: [10.12062/cpre.20220405](https://doi.org/10.12062/cpre.20220405).
- [18] SHENG J, QIU W. Inter-basin water transfer policies and water-use technical efficiency: China's South-to-North Water Transfer Project[J]. *Socio-Economic Planning Sciences*, 2023, 85: 101432. DOI: [10.1016/j.seps.2022.101432](https://doi.org/10.1016/j.seps.2022.101432).
- [19] 秦欢欢, 孙占学, 高柏. 农业节水和南水北调对华北平原可持续水管理的影响 [J]. *长江流域资源与环境*, 2019, 28(7): 1716-1724. DOI: [10.11870/cjlyzyy-hj201907021](https://doi.org/10.11870/cjlyzyy-hj201907021).
- [20] 李嘉, 唐河, 饶维龙, 等. 南水北调工程对华北平原水储量变化的影响 [J]. *中国科学院大学学报*, 2020, 37(6): 775-783. DOI: [10.7523/j.issn.2095-6134.2020.06.008](https://doi.org/10.7523/j.issn.2095-6134.2020.06.008).
- [21] 田大永, 张春艳, 程艳红, 等. 南水北调中线工程通水后郑州市地下水埋深变化研究 [J]. *人民黄河*, 2023, 45(5): 76-82. DOI: [10.3969/j.issn.1000-1379.2023.05.016](https://doi.org/10.3969/j.issn.1000-1379.2023.05.016).
- [22] 曾子悦, 许继军, 吴光东, 等. 南水北调中线一期工程生态效益评估: 以北京市为例 [J]. *南水北调与水利科技(中英文)*, 2022, 20(6): 1168-1178. DOI: [10.13476/j.cnki.nsbdqk.2022.0115](https://doi.org/10.13476/j.cnki.nsbdqk.2022.0115).
- [23] 郭恒亮, 韦原原, 赫晓慧, 等. 南水北调中线地区土地利用变化及生态环境效应 [J]. *南水北调与水利科技*, 2015, 13(3): 444-447. DOI: [10.13476/j.cnki.nsbdqk.2015.03.010](https://doi.org/10.13476/j.cnki.nsbdqk.2015.03.010).
- [24] FU H, YANG X. Effects of the South-North Water Diversion Project on the water dispatching pattern

- and ecological environment in the water receiving area: A case study of the Fuyang River basin in Handan, China[J]. *Water*, 2019, 11(4): 845. DOI: [10.3390/w11040845](https://doi.org/10.3390/w11040845).
- [25] 杨荣雪, 曾萌, 王红瑞, 等. 南水北调东线一期工程沿线代表城市水生态足迹研究 [J]. *水电能源科学*, 2023, 41(7): 40-44. DOI: [10.20040/j.cnki.1000-7709.2023.20221019](https://doi.org/10.20040/j.cnki.1000-7709.2023.20221019).
- [26] 孙桥, 胡周汉, 张婕, 等. 南水北调东线平原水库生态服务效益评估: 以大屯水库为例 [J]. *南水北调与水利科技 (中英文)*, 2023, 21(6): 1213-1222. DOI: [10.13476/j.cnki.nsbdkq.2023.0120](https://doi.org/10.13476/j.cnki.nsbdkq.2023.0120).
- [27] 马尚钰, 王富强, 王雪彦, 等. 南水北调中线工程河南省受水城市地下水生态系统服务价值评估 [J]. *南水北调与水利科技 (中英文)*, 2023, 21(6): 1204-1212. DOI: [10.13476/j.cnki.nsbdkq.2023.0119](https://doi.org/10.13476/j.cnki.nsbdkq.2023.0119).
- [28] 王凤婷, 熊立春, 于畅. 水资源“农转非”研究进展与展望 [J]. *中国农业大学学报*, 2020, 25(3): 173-182. DOI: [10.11841/j.issn.1007-4333.2020.03.19](https://doi.org/10.11841/j.issn.1007-4333.2020.03.19).
- [29] 李玲, 王秀鹃, 周玉玺. 农业用水非农化对农户粮食生产用水行为的影响: 基于山东省 728 份农户调查数据 [J]. *中国农业资源与区划*, 2022, 43(6): 55-63. DOI: [10.7621/cjarrp.1005-9121.20220606](https://doi.org/10.7621/cjarrp.1005-9121.20220606).
- [30] 胡美娟, 李在军, 丁正山, 等. 中国水资源“农转非”时空异质性及形成机制 [J]. *地理研究*, 2019, 38(6): 1542-1554. DOI: [10.11821/dlyj020171262](https://doi.org/10.11821/dlyj020171262).
- [31] 姚成胜, 殷伟, 黄琳, 等. 中国粮食生产与消费能力脆弱性的时空格局及耦合协调性演变 [J]. *经济地理*, 2019, 39(12): 147-156. DOI: [10.15957/j.cnki.jjdl.2019.12.017](https://doi.org/10.15957/j.cnki.jjdl.2019.12.017).
- [32] 李玲. 水资源非农化对粮食生产的影响及应对策略研究 [D]. 泰安: 山东农业大学, 2020. DOI: [10.27277/d.cnki.gsdnu.2020.000014](https://doi.org/10.27277/d.cnki.gsdnu.2020.000014).
- [33] 黄红光, 戎丽丽, 胡继连. 水资源“农转非”的市场调节研究 [J]. *中国农业资源与区划*, 2012, 33(2): 45-50.
- [34] 王喜峰, 沈大军, 李玮. 水资源利用与经济增长脱钩机制、模型及应用研究 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(11): 139-147. DOI: [10.12062/cpre.20190617](https://doi.org/10.12062/cpre.20190617).
- [35] 杜丽娟, 柳长顺. 中国农户灌溉水权确权研究(英文) [J]. *水利水电技术 (中英文)*, 2022, 53(3): 61-69. DOI: [10.13928/j.cnki.wrahe.2022.03.006](https://doi.org/10.13928/j.cnki.wrahe.2022.03.006).
- [36] 胡继连, 仇相玮. 水资源“农转非”监控管理研究 [J]. *山东社会科学*, 2016(10): 107-112. DOI: [10.14112/j.cnki.37-1053/c.2016.10.016](https://doi.org/10.14112/j.cnki.37-1053/c.2016.10.016).
- [37] 李长松, 周玉玺. 水资源非农化与粮食生产脆弱性 [J]. *华南农业大学学报 (社会科学版)*, 2023, 22(5): 25-37. DOI: [10.7671/j.issn.1672-0202.2023.05.003](https://doi.org/10.7671/j.issn.1672-0202.2023.05.003).
- [38] 袁艳斌, 郭峰, 肖静. 基于多准则决策和博弈论的水权配置分析: 以浙江省为例 [J]. *水利水电技术 (中英文)*, 2024(2): 90-100. DOI: [10.13928/j.cnki.wrahe.2024.02.008](https://doi.org/10.13928/j.cnki.wrahe.2024.02.008).
- [39] 田蓬鹏, 朱玉春. 灌溉供给对耕地“非粮化”的影响 [J]. *华南农业大学学报 (社会科学版)*, 2023, 22(2): 97-109. DOI: [10.7671/j.issn.1672-0202.2023.02.009](https://doi.org/10.7671/j.issn.1672-0202.2023.02.009).
- [40] 国务院办公厅. 南水北调工程总体布局 [A/OL]. (2006-01-02). https://www.gov.cn/ztlz/2006-01/02/content_145297.htm.
- [41] 关爱萍. 南水北调工程受水区经济效应评价: 以河南省为例 [J]. *中国地质大学学报 (社会科学版)*, 2008(6): 29-36. DOI: [10.16493/j.cnki.42-1627/c.2008.06.017](https://doi.org/10.16493/j.cnki.42-1627/c.2008.06.017).
- [42] 王语苓, 何伟. 南水北调工程受水影响区城市水资源利用效率测算与影响因素分析 [J]. *环境科学学报*, 2024, 44(1): 438-450. DOI: [10.13671/j.hjkxxb.2023.0249](https://doi.org/10.13671/j.hjkxxb.2023.0249).
- [43] 李珊, 张玲玲, 丁雪丽, 等. 中国各省区工业用水效率影响因素的空间分异 [J]. *长江流域资源与环境*, 2019, 28(11): 2539-2552. DOI: [10.11870/cjlyzyyhj.201911001](https://doi.org/10.11870/cjlyzyyhj.201911001).
- [44] 尹庆民, 朱康宁. 基于 EBM 模型的长江经济带工业用水效率时空差异及影响因素分析 [J]. *中国环境管理*, 2020, 12(6): 103-109. DOI: [10.16868/j.cnki.1674-6252.2020.06.103](https://doi.org/10.16868/j.cnki.1674-6252.2020.06.103).
- [45] 翟家齐, 赵勇, 赵纪芳, 等. 南水北调来水对京津冀地区用水竞争力的影响 [J]. *南水北调与水利科技 (中英文)*, 2022, 20(3): 440-450. DOI: [10.13476/j.cnki.nsbdkq.2022.0044](https://doi.org/10.13476/j.cnki.nsbdkq.2022.0044).
- [46] 杨鑫, 穆月英. 中国粮食生产与水资源的时空匹配格局 [J]. *华南农业大学学报 (社会科学版)*, 2019, 18(4): 91-100. DOI: [10.7671/j.issn.1672-0202.2019.04.009](https://doi.org/10.7671/j.issn.1672-0202.2019.04.009).
- [47] 唐兆广. 南水北调工程山东聊城段开展应急保苗灌溉供水 [N]. *中国水利*, 2024-06-18.
- [48] 财政部, 税务总局, 水利部. 财政部税务总局水利部关于印发《扩大水资源税改革试点实施办法》的通知 [I/OL]. (2017-11-24). https://www.gov.cn/gongbao/content/2018/content_5280598.htm.
- [49] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277. DOI: [10.1016/j.jeconom.2021.03.014](https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014).
- [50] 山东省水利厅. 2023 年山东省水资源公报 [I/OL]. (2023-08-22). http://wr.shandong.gov.cn/zwgk_319/fdzdgknr/tjsj/szygb/202408/t20240822_4753848.html.
- [51] 河北省水利厅. 2023 年河北省水资源公报 [I/OL]. (2024-06-18). <http://slt.hebei.gov.cn/a/2024/06/18/8047E11C403E4B039498B7A2A94D7B9A.html>.

The impact of South-to-North Water Transfers Project on de-agriculturalization of water resources in receiving area

XU Zhangxing^{1,2,3}, LIU Siyuan¹, LI Yiwen^{1,2,3}, JIANG Zheng⁴, JIN Yu⁵

(1. School of Economics and Finance, Hohai University, Changzhou 213200, China; 2. Institute of Ecological Civilization Construction and Watershed Protection, Nanjing 210024, China; 3. Jiangsu Research Base of Yangtze Institute for Conservation and High-quality Development, Hohai University, Nanjing 210024, China; 4. Changshu Quality Supervision Station of Water Conservancy Projects, Changshu 215500, China; 5. Jianhu County Agricultural Technology Extension and Service Center, Jianhu 224700, China)

Abstract: Water is regarded as a fundamental resource for human society's development. China is recognized as one of the 21 most water-poor and water-scarce countries in the world. This is particularly evident in the Yellow River Basin, where there is a significant imbalance between water supply and demand. To mitigate the water scarcity in the northern region, China constructed the South-to-North Water Transfers Project (SNWTP), thus representing a cross-basin and cross-regional water resources allocation initiative. The severe water shortage predicament in the receiving areas was notably improved by the opening of both the central and eastern routes of the SNWTP. Furthermore, as China progressed with its industrialization and urbanization, a substantial portion of agricultural water was redirected towards non-agricultural purposes, thereby driving an ongoing increase in non-agricultural water demand. Considering the exogenous impact of the SNWTP, it had the potential to either stimulate or hinder the non-agriculturalization of water resources in the receiving areas, while simultaneously addressing water resource constraints. As a result, to empirically investigate, the precise impact of the opening of the SNWTP on the non-agriculturalization of water resources in the receiving areas remained uncertain and warranted further investigation.

The impact of the opening of the SNWTP on the non-agriculturalization of water resources in the receiving areas is assessed in terms of scale and degree using a time-varying differences-in-differences model based on provincial panel data from the year 2003 to 2021. Robustness tests such as parallel trend test, placebo test, exclusion of other policy interferences, propensity score matching, controlling for time trend, heterogeneity treatment effect and Bacon decomposition are conducted on this basis.

The opening of the SNWTP has been shown to have a positive impact on both the scale and degree of non-agricultural water resource use in the receiving areas. Robust tests have confirmed that this conclusion is consistently valid. The primary mechanism behind this effect is the increase in surface water and other water supplies, while the impact on groundwater was found to be negligible. Furthermore, significant regional differences exist in how the SNWTP influences non-agricultural water resource use. The project has a notably stronger effect on the central route compared to the eastern route. Additionally, the specific impacts of the project include an increase in industrial water usage and a decrease in agricultural water usage. Over time, the cumulative effects of the SNWTP on the de-agriculturalization of water resources in the receiving areas are evident in GDP growth, an increase in the hierarchical coefficient of the industrial structure, and positive changes in both surface and groundwater levels.

It is recommended to strengthen the rational use of non-agricultural water to promote industrial development. Surface water protection should be strengthened and a sound water resources management system should be established. The water resource management in the central line area should be strengthened and the cross-border management of water resources should be promoted. Finally, the structure of industrial water use is optimized, the management of domestic water use is strengthened, the ecological protection and restoration is reinforced, and the efficiency of agricultural water use is improved. The empirical evidence provided by the findings of this paper can be used to promote the high-quality development of the SNWT follow-up project. Further exploration could be conducted in follow-up studies regarding the impacts of the SNWTP on quality and efficiency issues of non-agricultural water use in the receiving areas, the long-term impacts of the SNWTP on local ecosystems, and the impacts of the SNWT on food security.

Key words: South-to-North Water Transfers Project; water-receiving area; non-agriculturalization of water resources; time-varying differences-in-differences model