

灌溉基础设施对我国种植业全要素 生产率的动态影响研究

盛誉¹, 周甜甜¹, 王艾昭², 邓海艳^{3*}

(1. 北京大学现代农学院, 北京 100871; 2. 中央财经大学经济学院, 北京 102206;
3. 北京理工大学人文与社会科学学院, 北京 100081)



摘要 灌溉基础设施建设对改善农业生产条件, 提升农业生产力具有重要意义。利用农业投入产出数据重新计算1980—2018年27个省(自治区)种植业全要素生产率, 并在此基础上采用结构断点模型实证分析灌溉基础设施在不同时期对种植业全要素生产率的不同作用。结果表明: 虽然过去40年灌溉基础设施在促进种植业全要素生产率提升方面发挥了重要作用, 但其边际影响跨地区存在显著差异, 并随农业农村转型发展逐步降低, 这导致灌溉基础设施投资的边际收益率随时间呈现递减趋势。基于上述结果提出, 改善灌溉基础设施投资区域布局, 优化公共投资方向是提升灌溉基础设施效率的有效手段。

关键词 种植业全要素生产率; 灌溉; 动态影响; 内部收益率

中图分类号: F32 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2024)01-0039-10

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.01.004

改革开放以来, 我国在通过扩大农业灌溉基础设施建设以改善农业生产条件、提升农业生产力方面取得了巨大的成功, 为保障粮食安全做出重要贡献。尽管面临人均耕地与水资源不足的约束, 我国粮食单产仍稳定提升, 确保了粮食总产量的稳定增长。据统计, 2022年我国粮食产量达到68652.77万吨, 是1978年的2.25倍^①, 在有限水土资源约束条件下实现了“谷物基本自给、口粮绝对安全”的发展目标^①。实现上述农业发展目标的背后, 灌溉基础设施的改善充分发挥了降低生产成本与改善农业生产条件的功能, 是提升农业生产力的重要因素之一^②。以小农为主体的农业生产模式决定了我国农业和农村基础设施的建设主要由政府承担。作为农业农村基础设施的重要组成部分, 灌溉设施投资因其对农业生产的正的外部效应成为中央和地方政府农村公共投资的重中之重, 其累计投资金额在过去40年不断增加^③, 已有研究表明灌溉设施对我国农业生产与发展起到重要作用^{④⑤}。分析农业灌溉基础设施对种植业生产率的影响及其跨地区和不同时期的差异, 准确测算灌溉基础设施投资的实际回报率, 对国家进一步优化农业基础设施投资政策具有重要意义。

为实现上述研究目标, 本文开展了以下三项工作。首先, 基于47种种植业农作物的成本收益数据, 构建并测算了1980—2018年我国种植业省级层面的投入—产出账户^⑥, 并采用指数方法重新计算跨省种植业全要素生产率。其次, 通过使用结构断点方法依据全要素生产率自身特点客观识别出数据期内的5个断点(分别为1985年、1988年、1996年、2001年和2011年), 将过去40年种植业的发展划分为6个阶段, 并研究了不同阶段灌溉基础设施对种植业全要素生产率的影响。最后, 考虑到灌溉基

收稿日期: 2023-11-20

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“城乡协调发展与农村就业转型: 工业化、城镇化和关键制度的影响与机理”(72173006); 国家自然科学基金重点项目“乡村振兴进程中的农村经济转型的路径与规律研究”(71934003)。

*为通讯作者。

① 数据来源于国家统计局。

② 新冠疫情(COVID-19)对农业生产经营产生了显著的影响, 造成种植业投入产出发生较大波动^⑥, 故本文在测算全要素生产率时选取的时间范围是1980—2018年。由于直辖市种植业占比较小, 本文在测算全要素生产率时暂未包含4个直辖市。

基础设施在不同时期的投资和收益的差异,本文测算并比较不同时期、不同地区灌溉基础设施投资的收益率。

一、文献综述

自改革开放以来,我国灌溉设施建设发展迅速,成为改善我国种植业生产条件和实现粮食作物稳产增产的重要保障。2022年末我国有效灌溉面积达7035.9万公顷,是1978年的1.56倍,并占到可耕地面积的一半左右^①,已有研究表明,灌溉农业支撑了我国70%以上的粮食作物、80%以上的棉花和90%以上的蔬菜生产^[7]。

关于灌溉基础设施建设如何影响农业生产,已有文献主要认为灌溉基础设施有利于农业生产效率的提升,并从以下两个角度开展研究。一方面,灌溉基础设施对农业经济增长与农民增收的作用。研究指出灌溉基础设施是稳定作物生产、推动农业增长的重要因素^[7-8],能够保障作物生产并调节农业资源要素的配置,对农业生产、农户增收以及农业劳动力就业具有重要意义^[9-13]。另一方面,灌溉设施对农业生产与全要素生产率的影响。研究发现由于灌溉基础设施能够直接参与作物生产,具有促进土地集约化经营^[4]、降低生产成本^[14]、抵御自然灾害的负向冲击^[15-16]与调节生产要素投入结构^[17]等作用,对全要素生产率产生了显著的正向影响^[5,14,18-20]。然而,也有部分研究发现灌溉基础设施对作物全要素生产率与产量未产生显著影响或产生了负向影响^[21-23]。

现有研究为评价灌溉基础设施的作用提供了重要的依据,但绝大多数研究由于没有处理好农业生产力的测度误差,导致相关结论存在较大差异,使得研究结果无法有效支持相关政策的制定。例如,迄今已有60多项研究对1982—2016年间中国农业全要素生产率及其增长进行了测算,对中国农业全要素生产率及其增长研究提供了2136个估计值,但是估计的全要素生产率年均增长率相差巨大,从每年-33.2%至50.1%不等^[24]。这种巨大差异,很难分析灌溉基础设施对生产率增长的影响及其决定机制。目前,已有文献尝试从多重角度重新计算全要素生产率^[24-28]。

对灌溉基础设施的作用,仍有三方面待进一步细化:第一,在种植业全要素生产率核算的准确度方面有待提升,例如在产出方面,已有文献多使用种植业总产值度量总产出,无法反映产出结构变化带来的影响;在劳动力投入测度方面,已有文献多使用劳动力人数进行测度,无法反映中国在20世纪90年代以来存在大量非农就业现状以及自雇劳动力与雇佣劳动力的质量差异;在资本投入方面,已有文献只考虑使用拖拉机数量和机械马力数等测度方式,忽视了全面的资本服务。第二,尚未有文献从动态视角考察我国灌溉基础设施对种植业全要素生产率边际作用的跨期差异。第三,少有文献从经济效益角度探讨我国灌溉基础设施的建设效果。实际上,伴随灌溉基础设施规模增加,建设成本也会逐年递增,项目建设的经济效益同样随之变化。

二、模型设定与变量构建

1. 模型设定

为了有效识别我国种植业全要素生产率在不同时期增长趋势的差异及灌溉基础设施在不同时期对种植业全要素生产率的影响,本文采用结构断点回归方法进行实证分析。从方法角度讲,结构断点回归能够依据数据自有特征识别出样本存在的结构断裂与具体断裂时点,实现在宏观层面对种植业全要素生产率发展阶段的客观划分。此外,使用该方法处理长面板数据,也有效地解决了潜在的时间序列问题。

参照已有文献^[29-31],本文识别了1980—2018年省级种植业全要素生产率的结构断点数量与划分年份。结构断点回归需要测试所有可能的断点集,通过比较每个断点数量下拟合程度确定最优断点数^[31-32]。

① 数据来源于国家统计局。

假设模型(1)存在 m 个断点 (T_1, \dots, T_m) :

$$Y = X\beta + Z\delta + E \quad (1)$$

式(1)中, Y 为被解释变量的集合, 满足 $Y = (y_1, \dots, y_T)'$; X 为除结构断点外的解释变量的集合, 满足 $X = (x_1, \dots, x_T)'$, 在本文的模型框架下主要包含了地区投入特征、农业劳动力特征、地区自然条件、仅随时间和省份变动的不可观测变量五类解释变量; Z 为结构断点集, 代表了灌溉基础设施在不同断点期的灌溉基础设施建设水平(以有效灌溉面积占比度量), $Z = \text{diag}(z_1, \dots, z_{m+1})$, z_i 满足 $z_i = (z_{T_{i-1}+1}, \dots, z_{T_i})'$; E 为残差项, 满足 $E = (e_1, \dots, e_T)'$ 。

对于每个设定的断点数 m , 本文通过最小化残差平方和, 得到 β 和 δ 的最小二乘估计:

$$(Y - X\beta - Z\delta)'(Y - X\beta - Z\delta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t' \beta - z_i' \delta_i]^2 \quad (2)$$

将估计结果代入方程(1), 得到残差平方和 $S_T(T_1, \dots, T_m)$ 。最优断点数 m 满足方程(3):

$$(\widehat{T}_1, \dots, \widehat{T}_m) = \text{argmin}_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (3)$$

本文通过最小化断裂前后实际数据与估计值之间残差平方和的方式确定潜在断点的时间。估计断点具体时间步骤如下:

假定数据在时间 b_0 处存在结构断点, 满足式(4):

$$Y = X\beta + Z(b_0)\delta + E \quad (4)$$

其中, X 与 Z 为控制变量。定义 $M_X = I - X(X'X)^{-1}X'$, 通过最小化残差平方和的方式确定潜在的断点时间 \hat{b}_0 。具体步骤见式(5)~式(7):

$$\hat{\delta}(b_0) = (Z(b_0)'M_X Z(b_0))^{-1} Z(b_0)'M_X Y \quad (5)$$

$$\text{SSR}(b_0) = (Y - Z(b_0)\hat{\delta}(b_0))'M_X(Y - Z(b_0)\hat{\delta}(b_0)) \quad (6)$$

$$\hat{b}_0 = \text{argmin} \text{SSR}(b_0) \quad (7)$$

经计算, 1980—2018年种植业全要素生产率可被划分为6个阶段, 断点年份分别为1985、1988、1996、2001和2011年。在确定断点的数量与具体时间节点后, 本文利用式(8)进行了实证分析:

$$\ln TFP_{ipt} = \beta_0 + \sum_{p=1}^6 \delta_p \text{IRRI}_{ipt} + \beta' x_{ipt} + v_t + u_i + \epsilon_{ipt} \quad (8)$$

式(8)中, 下标 i 代表省份, 下标 t 代表时间, p 代表本文依据结构断点分析划分的6个阶段。被解释变量 $\ln TFP_{ipt}$ 代表省 i 在 p 阶段 t 年种植业的全要素生产率。 IRRI_{ipt} 是本文的核心解释变量, 为省份 i 在 p 阶段 t 年种植业的有效灌溉面积占比, 参考已有研究^[5, 33], 本文选取有效灌溉面积占比(即灌溉面积与耕地面积之比)作为衡量灌溉基础设施规模的代理变量。 δ_p 代表在不同阶段灌溉基础设施对种植业全要素生产率的边际作用。 x_{ipt} 为控制变量。在本文的模型设定中, v_t 表示随时间变化的不可观测变量, u_i 表示所有仅随省份变化的不可观测变量, ϵ_{ipt} 代表误差项。应用式(8), 本文使用固定效应估计和随机效应估计两类方法进行建模。其中, 随机效应模型假设误差项 ϵ_{ipt} 和所有解释变量不相关, 而固定效应能够剔除所有仅随时间变动的不可观测变量(v_t)以及仅随省份变化的不可观测变量(u_i), 本文在后续通过豪斯曼检验讨论了两类模型的适用程度。在实证分析中, 本文将标准误聚类到省份层面。

除其对全要素生产率的影响外, 本文也关注了灌溉基础设施的建设在经济效益维度的动态变化趋势。参考已有文献^[34-36], 本文测算了各个省份每个阶段的平均内部收益率 r_i , 计算过程如下:

首先, 本文计算了在每个阶段不同省份农业总产出和新增一单位有效灌溉面积所需的灌溉基础设施投资额的平均值, 计算方法见式(9)和式(10)。

$$\bar{Q}_i = \sum_{t=1}^n Q_{it} \quad (9)$$

$$\overline{\text{IRRI}}_i = \sum_{t=1}^n \text{IRRI}_{it} \quad (10)$$

其中,下标*i*代表省份,*t*代表时间,*n*代表了每一阶段包含的年份总数。 Q_{it} 为农业产值。参照Deng等^[36]的研究,本文假定灌溉设施投资的投资回报具有3期滞后的特征,利用式(11)计算了不同阶段各省的平均内部收益率 r_i 。

$$\sum_{t=3}^n \frac{\partial \ln(TFP_{it})}{\partial IRRI_{it}} \frac{\bar{Q}_i}{\overline{IRRI}_i} \omega_i \frac{1}{(1+r_i)^t} = 1 \quad (11)$$

式(11)中, $\frac{\partial \ln(TFP_{it})}{\partial IRRI_{it}}$ 为式(8)的估计系数 δ_p ,表征了在某一阶段有效灌溉面积增加一个百分点对于种植业全要素生产率提升作用。 \bar{Q}_i 和 \overline{IRRI}_i 为先前计算的省*i*在该阶段农业总产值和新增一单位有效灌溉面积所需的灌溉基础设施投资额的平均值。 ω_i 是使用梯形法得出的滞后结构的权重,权重相加为1(关于权重的详细讨论见Jin等^[35]与Deng等^[36])。

2. 变量构建

在回归分析中,本文经过整理构建了1980—2018年来自中国27个省和自治区的平衡面板数据。

被解释变量:种植业全要素生产率。由于灌溉基础设施对农业的影响主要作用于种植业,为准确衡量灌溉基础设施的影响,本文将主要关注种植业全要素生产率。基于省级层面种植业与畜牧业可分割假设以及多投入—多产出视角下利润最大化假设,本文测算各区域历年的种植业全要素生产率情况。在产出维度,本文整理了各省份每年47种农作物的分项产出数据,并采用Fisher指数使用价格份额作为权重进行加总。在投入维度,本文整理了种植作物的中间投入、资本投入、土地投入和劳动力投入4类数据,同样采用Fisher指数使用相应的价格份额作为权重对分项投入数据进行加总。

在具体测算过程中,本文首先应用式(12)和式(13)分别计算了*t*年各省(自治区)第*i*种农作物的产出 y_i^t 与投入 x_i^t 数据,并将其加总为当年种植业的总产出 Y^t 与总投入 X^t :

$$Y^t = \sum_i y_i^t \quad (12)$$

$$X^t = \sum_i x_i^t \quad (13)$$

最后,本文利用式(14)计算了*t*年各地区全要素生产率指数 TFP^t :

$$TFP^t = \frac{Y^t}{X^t} \quad (14)$$

本文使用的解释变量为1980—2018年各地区有效灌溉面积占比。有效灌溉面积占比(即灌溉面积与耕地面积之比)是反映我国农村基础设施建设水平的一个重要指标^[5,33],本文以此作为衡量灌溉基础设施规模的代理变量。

控制变量。农业全要素生产率的变动本质上反映了资源配置的变动^[21],本文构建了资本劳动比、资本土地比、种植畜牧业产值比和财政支农占财政总支出比四类控制变量反映地区投入特征的具体情况。其中,资本劳动比为1980—2018年省级层面农业资本与劳动力投入的比值,资本土地比为资本价值与耕地价值之间的比值,上述两类变量衡量了各省每年农业生产要素的投入特点。种植畜牧业产值比为各地种植业与畜牧业产值之比。财政支农占财政总支出比采用财政农林水事务支出除以财政总支出,一般而言,财政支农支出反映了政府对提高农业生产效率的资金支持力度^[37],其与地区种植业全要素生产率正相关。农村人力资本是促进农业发展的重要因素,对地区技术进步与效率提升起到推动作用^[44],本文整理了二元经济强度与农村人力资本水平两类变量来表征不同省份的农业劳动力特征。其中,二元经济强度为历年各省第一产业GDP占比与就业占比之差。参照以往文献,本文以平均受教育年限衡量农村人力资本水平状况^[38-40]。地区的自然条件是影响农业产出效率的重要维度,在地区自然条件维度,本文选取了平均地表气温和平均降水量两个变量。

3. 描述性统计

各变量描述性统计见表1。在全要素生产率方面,本文使用的样本中全要素生产率均值约为1.72,39年间各省份全要素生产率变动范围为0.14~7.14。在解释变量方面,样本中平均有43.14%

的土地得到了有效灌溉,但地区之间发展差异较大。在地区投入特征方面,农业资本劳动比对数与资本土地比对数均值分别为-0.55和0.61,种植业与畜牧业产值比平均约为2.40,地区财政支农占比均值为3.25%。在劳动力特征方面,地区二元经济强度均值为-31.71%,而地区农村劳动力平均受教育年限为6.73年,且各省之间差异不大。在自然特征方面,样本中平均地表气温为13.36摄氏度,平均降水量为921.85毫米。

表1 变量定义与描述性统计

| 变量名称 | 变量定义 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------|--------------------|--------|--------|--------|---------|
| 种植业全要素生产率 | 指数法计算的种植业全要素生产率 | 1.72 | 1.10 | 0.14 | 7.14 |
| 有效灌溉面积占比 | 有效灌溉面积与耕地面积之比/% | 43.14 | 23.14 | 4.59 | 95.50 |
| 资本劳动比 | 农业资本投入与农业劳动力之比,取对数 | -0.55 | 1.95 | -7.05 | 5.40 |
| 资本土地比 | 农业资本投入与土地投入之比,取对数 | 0.61 | 1.18 | -2.76 | 4.25 |
| 种植畜牧业产值比 | 种植业产值与畜牧业产值之比 | 2.40 | 1.19 | 0.46 | 9.39 |
| 财政支农占比 | 财政支农占财政总支出之比/% | 3.25 | 1.97 | 0.00 | 7.18 |
| 二元经济强度 | 第一产业GDP占比与就业占比之差/% | -31.71 | 9.00 | -60.00 | -8.00 |
| 农村教育年限 | 地区农村劳动力平均受教育程度/年 | 6.73 | 0.12 | 6.24 | 6.93 |
| 平均地表气温 | 平均气温/°C | 13.36 | 5.72 | 0.87 | 25.55 |
| 年均降水量 | 降水量/毫米 | 921.85 | 542.87 | 74.90 | 3093.39 |

为清晰描绘1980—2018年39年间种植业全要素生产率的发展趋势,本文绘制了各省份种植业全要素生产率动态演变箱线图,结果见图1。图1表明我国种植业全要素生产率虽然随时间不断增长,但在不同时间阶段增长速度趋势存在差异。具体的,在1980—2010年全要素生产率平均值虽然存在波动,但表现出明显的增长趋势,而在2011年以后,种植业全要素生产率增速已逐渐减缓,全国均值趋于稳定。

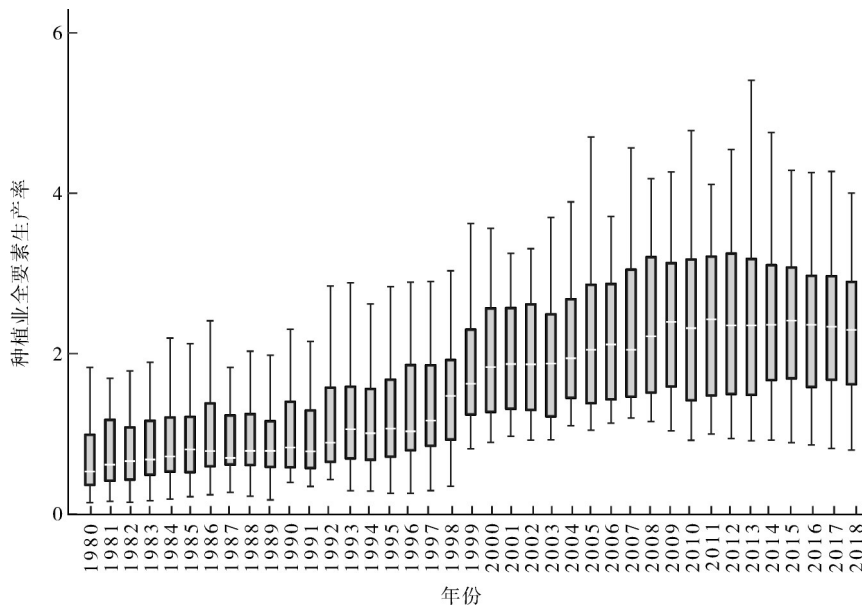


图1 1980—2018年分省种植业全要素生产率动态演变

三、结果分析

1. 灌溉基础设施建设与种植业全要素生产率的相关关系

首先,本文使用局部加权回归(LOWESS)函数的方法对数据进行拟合,简要描绘了省级层面灌

溉基础设施规模与种植业全要素生产率之间的关系,图2展示了拟合结果。总体而言,灌溉基础设施的规模与种植业全要素生产率呈现出显著的正相关关系,这表明灌溉基础设施的建设对种植业全要素生产率的提高起到了重要作用。但是,存在的非线性曲线表明灌溉基础设施的建设对种植业全要素生产率的影响在不同时间段存在差异。较高的基础设施建设水平为地区种植业发展提供了良好的生产条件和支持,促进了全要素生产率的提升,但是其边际作用随时间逐步减小。

2. 灌溉基础设施对种植业全要素生产率动态影响

在初步观察到灌溉基础设施建设在不同发展阶段对种植业全要素生产率存在差异化影响后,本文引入结构断点模型(式(8))探究分时期灌溉基础设施对种植业全要素生产率的动态影响。表2展示了回归系数与SW检验结果。其中,列(3)与列(4)增加了对其他解释变量的控制。SW检验结果表明估计的断点通过稳健性检验^[41-42]。列(1)和列(3)为基于随机效应模型的回归结果,列(2)和列(4)为固定效应模型的回归结果,Hausman检验结果显示,在本文的模型设定下应选取固定效应模型进行详细分析。

本文在此具体分析基于固定效应模型的回归结果。从列(2)与列(4)的估计系数来看,在使用固定效应回归剔除所有仅随时间变动和仅随省份变动的不可观测变量带来的影响后,结果显示在各个时期灌溉基础设施对种植业全要素生产率的影响均显著为正,且与列(2)的回归结果相比,增加其他控制变量后,列(4)核心解释变量的估计系数变化程度较小,同时保持显著。进一步,本文发现 δ_p 的回归系数显示灌溉基础设施对种植业全要素生产率的边际影响在不同阶段内虽均显著为正,但是其边际效应呈现出递减趋势。以列(4)的结果为例,在第一阶段(1980—1985年),灌溉基础设施对种植业全要素生产率的系数为0.003,结果在1%水平上显著,表明灌溉基础设施每增加1个百分点,种植业全要素生产率会提升0.3%。而在第三阶段,弹性系数下降至0.002,并在之后四个阶段保持恒定,表明灌溉基础设施规模扩张虽然仍对当地种植业生产效率起到显著的推动作用,但这一边际影响已从0.3%下降至0.2%。此外,其余控制变量的系数表明地区要素投入结构、劳动力质量与自然条件等因素对地区种植业全要素生产率均存在显著影响。

上述结果表明灌溉基础设施对于农业生产起到了重要的推动作用,但正向效果逐阶段降低。这一发现与灌溉基础设施发展的现实相互印证,在20世纪80年代早期,灌溉等农业基础设施建设极大促进了农村资源配置的优化和农业结构的调整,推动农业生产力的提升;到90年代中后期,在一定的农业灌溉保障基础上,政府出台的政策和制度创新进一步加速了农业生产力的发展;进入21世纪,绿色、高效、可持续的农业发展理念以及资源永续利用等关注点,对灌溉投入转型提出新的要求,为新时期农业生产力发展带来新的挑战^[43]。本文认为,出现上述结果的原因可能在于以下两点:一方面,由于淡水资源的有限性,灌溉基础设施规模的等量扩张在不同阶段产生的促进效应会不断缩减,另一方面,在技术进步边际效应递减的前提下,灌溉设施规模扩张对农业生产效率的边际作用也会不断降低。

3. 灌溉基础设施平均内部收益率跨期变动情况

已有文献讨论了灌溉基础设施建设的经济效益,如Fan等^[44]基于10%折旧率和20年周期的假设测算出中国灌溉设施建设每一元支出的回报约为1.45元;在指标计算方面,世界各国灌溉投资收益率的估计结果大部分在30%以内,如部分文献^[45-47]测算出印度灌溉基础设施的内部收益率在13%~24%之间。也有研究的测算结果表明澳大利亚灌溉基础设施的内部收益率在7%~23%之间^[48-49]。Tiffen^[50]基于12%折旧率这一前提表明世界灌溉设施投资回报率至少为8%。

利用式(11),本文计算了6个阶段我国各省和自治区灌溉基础设施投资的平均内部收益率情况,

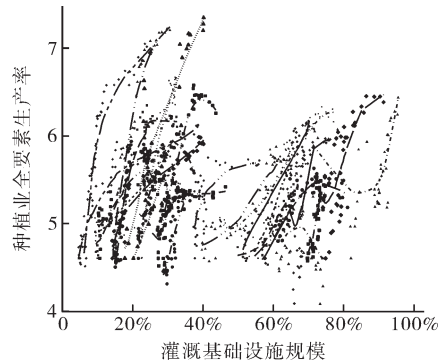


图2 灌溉与种植业全要素生产率关系

具体结果见表3。经计算,我国全国灌溉基础设施投资的平均内部收益率在9%~28%。与已有文献的测算结果相比较,本文估计结果属于合理范围,具有一定的可信度。但是,通过比较不同阶段的内部收益率大小,同样可以发现灌溉基础设施回报率同样出现了动态递减的发展趋势。结果表明,全国平均内部收益率在第一阶段(1980—1985年)为28%,在随后的4个阶段中平均收益率明显下降,在第6阶段(2012—2018年)下降至9%。

灌溉基础设施内部收益率下降的原因可能在于以下两点:一方面,灌溉基础设施对种植业全要素生产率的边际促进作用动态递减,这使得内部收益率出现随时间递减的发展模式;另一方面,伴随灌溉设备投资量的不断增加,扩张灌溉设施规模的边际成本远高于早期,同样会对内部收益率产生负向影响。此外,本文的测算结果同样支持灌溉基础设施经济效益在不同地区之间的比较,这为有关部门进一步优化相关政策提供了学术支持。

四、结论与建议

灌溉基础设施投资是改善农业生产条件、提升农业生产效率和保障国家粮食安全的重要手段。虽然在过去40年中,中央和地方政府对灌溉基础设施的投资有力推动了种植业全要素生产率的提升,但是其对不同地区、在不同发展阶段的影响尚不明了。特别是,随着国家粮食安全政策的加强,如何更加有效地利用政府在灌溉设施领域的投资取得更高的生产力提升效果,仍需要从动态角度更深入地研究灌溉设施的影响。

基于1980—2018年我国27个省和自治区的平衡面板数据,本文采用结构断点方法识别出种植业全要素生产率在不同时期的变化趋势,以此为基础从动态角度分析了灌溉基础设施对种植业全要素生产率在不同时期、不同地区的差异化影响。结果表明,虽然灌溉基础设施建设在过去40年对种植业全要素生产率具有提升作用,但是其影响效果随政府投入的增加和时间呈现下降趋势。根据跨省数据的估计,灌溉基础设施的增加对种植业全要素生产率提升有促进效果,但是其对提升种植业全要素生产率的作用逐步下降,从改革初期的0.3%逐渐下降到目前的0.2%。进一步,随着基础设施投资成本的上升和种植业产品价格的下降,上述灌溉基础设施投资的生产力效果所带来的内部收益率也随时间递减,从原来的28%下降至9%。

上述研究的发现具有重要的政策含义:首先,随着灌溉基础设施存量的增加和投资回报的不断

表2 灌溉基础设施对种植业全要素生产率动态影响:
基于结构断点方法 N=1053

| 变量 | (1)RE | (2)FE | (3)RE | (4)FE | |
|----------------|---------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
| 灌溉 | δ_1 | 0.003*** (0.001) | 0.003*** (0.001) | 0.003*** (0.001) | 0.003*** (0.001) |
| | δ_2 | 0.002** (0.001) | 0.002* (0.001) | 0.003*** (0.001) | 0.003*** (0.001) |
| | δ_3 | 0.002** (0.001) | 0.002 (0.001) | 0.002*** (0.001) | 0.002*** (0.000) |
| | δ_4 | 0.002*** (0.001) | 0.002** (0.001) | 0.001** (0.000) | 0.002*** (0.000) |
| | δ_5 | 0.002** (0.001) | 0.002* (0.001) | 0.001*** (0.000) | 0.002*** (0.000) |
| | δ_6 | 0.002** (0.001) | 0.002* (0.001) | 0.001** (0.001) | 0.002*** (0.000) |
| 资本劳动比 | | | 0.032*** (0.007) | 0.020*** (0.005) | |
| 资本土地比 | | | -0.030*** (0.008) | -0.023*** (0.005) | |
| 种植畜牧比 | | | 0.016*** (0.005) | 0.007 (0.005) | |
| 二元经济强度 | | | -0.003*** (0.001) | -0.006*** (0.001) | |
| 财政支农占比 | | | -0.014* (0.008) | 0.044*** (0.005) | |
| 农村教育年限 | | | 1.803*** (0.065) | 1.171*** (0.185) | |
| 平均地表气温 | | | -0.007*** (0.002) | -0.006*** (0.002) | |
| 年均降水量 | | | 0.000*** (0.000) | 0.000*** (0.000) | |
| 常数项 | 1.464*** (0.042) | 1.460*** (0.042) | -10.477*** (0.426) | -6.470*** (1.264) | |
| 时间固定效应 | | 是 | | 是 | |
| 省份固定效应 | | 是 | | 是 | |
| SW 检验 | - | 112.15*** | - | 34.65*** | |
| Hausman Test | | P=0.000 | | P=0.000 | |
| R ² | - | 0.465 | - | 0.741 | |

注:括号中为聚类稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。Hausman 检验结果拒绝原假设H₀,即个体不可观测特征与解释变量不相关这一假设。“-”表示无数据。

表3 分时期灌溉基础设施内部收益率

%

| 省份 | 1980—1985年 | 1986—1988年 | 1989—1996年 | 1997—2001年 | 2002—2011年 | 2012—2018年 |
|-----|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 河北 | 38 | 35 | 47 | 74 | 77 | 25 |
| 山西 | 29 | 23 | 18 | 21 | 12 | 5 |
| 内蒙古 | 19 | 14 | 20 | 27 | 31 | 13 |
| 辽宁 | 44 | 34 | 39 | 47 | 35 | 20 |
| 吉林 | 61 | 55 | 51 | 42 | 25 | 11 |
| 黑龙江 | 37 | 32 | 39 | 44 | 27 | 31 |
| 江苏 | 45 | 49 | 58 | 57 | 46 | 27 |
| 浙江 | 32 | 34 | 29 | 36 | 29 | 9 |
| 安徽 | 57 | 49 | 55 | 75 | 57 | 24 |
| 福建 | 47 | 48 | 36 | 34 | 35 | 6 |
| 江西 | 29 | 20 | 19 | 25 | 23 | 11 |
| 山东 | 25 | 21 | 10 | 20 | 53 | 36 |
| 河南 | 32 | 28 | 19 | 33 | 67 | 44 |
| 湖北 | 23 | 20 | 23 | 28 | 35 | 24 |
| 湖南 | 38 | 25 | 13 | 29 | 41 | 20 |
| 广东 | 60 | 63 | 47 | 42 | 43 | 17 |
| 广西 | 56 | 54 | 35 | 29 | 28 | 13 |
| 海南 | — | — | 9 | 9 | 1 | 1 |
| 四川 | 37 | 28 | 12 | 15 | 21 | 14 |
| 贵州 | 18 | 18 | 17 | 11 | 4 | 1 |
| 云南 | 26 | 23 | 13 | 11 | 7 | 1 |
| 西藏 | 60 | 39 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 陕西 | 10 | 8 | 7 | 20 | 20 | 10 |
| 甘肃 | 6 | 6 | 10 | 12 | 4 | 1 |
| 青海 | 3 | 1 | 5 | 1 | 1 | 1 |
| 宁夏 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 新疆 | 21 | 20 | 26 | 20 | 9 | 11 |
| 全国 | 28 | 25 | 20 | 20 | 18 | 9 |

下降,政府应更多考虑如何利用灌溉基础设施的投资提升农业生产效率,特别是对投资的数量和方向需要更加谨慎,避免出现过度投资和浪费的问题。当前灌溉设施建设对种植业生产效率的边际提升作用和投资回报已经下降至较低水平,在制定新一轮投资政策时应重点将资金分配向更具效率的投资项目,提升资金使用效率。第二,有效发挥政府和私人相互合作的机制,逐步推动公私合作的方式,通过市场手段决定灌溉基础设施的投资方向,以提高水资源的使用效率和集约化、节约化水平。

参 考 文 献

- [1] 黄季焜. 加快农村经济转型,促进农民增收和实现共同富裕[J]. 农业经济问题, 2022(7):4-15.
- [2] HUANG J K, ROZELLE S. China's 40 Years of agricultural development and reform. [M]// GARNAUT R, SONG L G, CAI F. China's 40 Years of Reform and Development: 1978—2018. Canberra: Australian National University Press, 2018.
- [3] 王转林,王金霞,陈煌,等.“八五”时期以来中国北方灌溉投资的变化趋势及村庄新增灌溉投资的影响因素[J]. 中国农村经济, 2021(8):103-124.

- [4] 吴清华,李谷成,周晓时,等.基础设施、农业区位与种植业结构调整——基于1995—2013年省际面板数据的实证[J].农业技术经济,2015(3):25-32.
- [5] 邓晓兰,鄢伟波.农村基础设施对农业全要素生产率的影响研究[J].财贸研究,2018(4):36-45.
- [6] OKOLIE C C, OGUNDEJI A A. Effect of COVID-19 on agricultural production and food security: a scientometric analysis[J]. Humanities and social sciences communications, 2022(9): 1-13.
- [7] WANG J X, LI Y R, HUANG J K, et al. Growing water scarcity, food security and government responses in China[J]. Global food security, 2017: 9-17.
- [8] 吴清华,周晓时,冯中朝.基础设施降低了农业生产成本吗?——基于分位数回归方法[J].华中农业大学学报(社会科学版), 2014(5): 53-59.
- [9] DETHIER J J, EFFENBERGER A. Agriculture and development: a brief review of the literature[J]. Economic systems, 2012(2): 175-205.
- [10] GATTIN, BAYLIS K, CROST B. Can irrigation infrastructure mitigate the effect of rainfall shocks on conflict? Evidence from indonesia[J]. American journal of agricultural economics, 2021(1): 211-231.
- [11] 郝二虎,胡凯,陈小萍.农村基础设施存量的增收效应——基于全国30个省级面板数据的分析[J].农村经济,2015(4):64-68.
- [12] 骆永民,骆熙,汪卢俊.农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业[J].管理世界,2020(12):91-121.
- [13] 马林靖.中国农村水利灌溉设施投资的绩效分析——以农民亩均收入的影响为例[J].中国农村经济,2008(4):55-62.
- [14] 栾健,韩一军.农田灌溉设施的全要素生产率增长效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2020(3):84-93.
- [15] 栾健,韩一军.干旱灾害与农田灌溉对小麦生产技术效率的影响[J].资源科学,2019(8):1387-1399.
- [16] WANG Y J, HUANG J K, WANG J X, et al. Mitigating rice production risks from drought through improving irrigation infrastructure and management in China[J]. Australian journal of agricultural and resource economics, 2018(1): 161-176.
- [17] 李俊鹏,冯中朝,吴清华.农田水利设施的粮食生产成本节约效应研究[J].改革,2019(6):102-113.
- [18] 张志新,李成,白海洋.农业基础设施对粮食生产效率的影响[J].华东经济管理,2022(10):100-109.
- [19] 卓乐,曾福生.农村基础设施对粮食全要素生产率的影响[J].农业技术经济,2018(11):92-101.
- [20] 卓乐.农业基础设施对粮食增产的作用机理及效应分析[J].求索,2021(4):125-132.
- [21] 李谷成,尹朝静,吴清华.农村基础设施建设与农业全要素生产率[J].中南财经政法大学学报,2015(1):141-147.
- [22] JIN S Q, HUANG J K, HU R F, et al. The creation and spread of technology and total factor productivity in China's agriculture[J]. American journal of agricultural economics, 2002(4): 916-930.
- [23] 刘颖,刘芳,秦安琪.水土资源约束下灌溉和机械投入对水稻生产效率的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(3): 67-78.
- [24] SHENG Y, TIAN X H, QIAO W Q, et al. Measuring agricultural total factor productivity in China: pattern and drivers over the period of 1978—2016[J]. Australian journal of agricultural and resource economics, 2020(1): 82-103.
- [25] BALL V E, BUREAU J C, BUTAULT J P, et al. Levels of farm sector productivity: an international comparison[J]. Journal of productivity analysis, 2001: 5-29.
- [26] BALL V E, BUTAULT J P, JUAN C S, et al. Productivity and international competitiveness of agriculture in the European Union and the United States[J]. Agricultural economics, 2010(6): 611-627.
- [27] GONG B L. Agricultural reforms and production in China: changes in provincial production function and productivity in 1978—2015 [J]. Journal of development economics, 2018(132): 18-31.
- [28] WANG S L, HUANG J K, WANG X B, et al. Are China's regional agricultural productivities converging: how and why? [J]. Food policy, 2019: 101727.
- [29] BAI J S, PERRON P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes[J]. Econometrica, 1998: 47-78.
- [30] BAI J S, PERRON P. Computation and analysis of multiple structural change models[J]. Journal of applied econometrics, 2003(1): 1-22.
- [31] DITZEN J, KARAVIAS Y, WESTERLUND J. Testing and estimating structural breaks in time series and panel data in stata[R]. Discussion papers. Department of economics, university of Birmingham, 2021.
- [32] KAR S, PRITCHETT L, RAIHAN S, et al. Looking for a break: identifying transitions in growth regimes[J]. Journal of macroeconomics, 2013: 151-166.
- [33] 王晨,王济民.预期利润、农业政策调整对中国农产品供给的影响[J].中国农村经济,2018(6):101-117.
- [34] YEE J, HUFFMAN W E, AHEARN M, et al. Sources of agricultural productivity growth at the state level, 1960—1993[M]//agricultural productivity: measurement and sources of growth. Boston, MA: Springer US, 2002: 185-209.
- [35] JIN Y, HUFFMAN W E. Measuring public agricultural research and extension and estimating their impacts on agricultural productivity: new insights from US evidence[J]. Agricultural economics, 2016(1): 15-31.
- [36] DENG H Y, JIN Y H, PRAY C, et al. Impact of public research and development and extension on agricultural productivity in China

- from 1990 to 2013[J].China economic review, 2021: 101699.
- [37] 龚斌磊,王硕.财政支出对我国农业增长的多途径影响[J].农业经济问题, 2021(1): 54-68.
- [38] 姚先国,张海峰.教育、人力资本与地区经济差异[J].经济研究, 2008(5): 47-57.
- [39] 张超.经济体制转型与人力资本积累关系的实证分析[J].经济研究, 2007(12): 59-71.
- [40] 骆永民,樊丽明.中国农村人力资本增收效应的空间特征[J].管理世界, 2014(9): 58-76.
- [41] ANDREWS D W K. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point [J].Econometrica: journal of the econometric society, 1993: 821-856.
- [42] BAI J S. Estimation of a change point in multiple regression models [J]. Review of economics and statistics, 1997 (4): 551-563.
- [43] 黄季焜.乡村振兴:农村转型,结构转型和政府职能[J].农业经济问题, 2020(1): 4-16.
- [44] FAN S G, ZHANG L X, ZHANG X B. Reforms, investment, and poverty in rural China [J]. Economic development and cultural Change, 2004(2): 395-421.
- [45] SRIVASTAVA R C, KANNAN K, MOHANTY S, et al. Rainwater management for smallholder irrigation and its impact on crop yields in eastern India [J]. Water resources management, 2009: 1237-1255.
- [46] PANIGRAHI B, PANDA S N. Optimal sizing of on-farm reservoirs for supplemental irrigation [J]. Journal of irrigation and drainage engineering, 2003(2): 117-128.
- [47] MACHI WAL D, KUMAR S, DAYAL D. Evaluating cost-effectiveness of rainwater harvesting for irrigation in arid climate of Gujarat, India [J]. Water conservation science and engineering, 2018(4): 289-303.
- [48] HEARD J W, PORKER M J, ARMSTRONG D P, et al. The economics of subsurface drip irrigation on perennial pastures and fodder production in Australia [J]. Agricultural water management, 2012: 68-78.
- [49] WOOD M, WANG Q J, BETHUNE M. An economic analysis of conversion from border-check to centre pivot irrigation on dairy farms in the Murray dairy region, Australia [J]. Irrigation science, 2007(1): 9-20.
- [50] TIFFEN M. Dethroning the internal rate of return: the evidence from irrigation projects [J]. Development policy review, 1987(4): 361-377.

A Study of Dynamic Influence of Irrigation Infrastructure on Total Factor Productivity of China's Crop Industry

SHENG Yu, ZHOU Tiantian, WANG Aizhao, DENG Haiyan

Abstract Irrigation infrastructure construction is of great significance to improve agricultural production conditions and enhance agricultural productivity. This paper recalculates the total factor productivity of the crop industry in 27 provinces and autonomous regions of China from 1980 to 2018 based on agricultural input-output data and empirically analyzes the different effects of irrigation infrastructure on the total factor productivity of the crop industry in different periods using structural break model. The results show that although irrigation infrastructure has played an important role in promoting the total factor productivity of the crop industry in the past 40 years, its marginal impact varies significantly across regions and gradually decreases with the transformation and development of agriculture and rural areas, which leads to a trend of decreasing marginal rate of return on irrigation infrastructure investment over time. Based on these results, it is advisable to improve the efficiency of irrigation infrastructure through enhancing the regional layout of irrigation infrastructure investment and optimizing the direction of public investment.

Key words total factor productivity of crop industry; irrigation; dynamic influence; internal rate of return

(责任编辑:金会平)