



# 农业水价政策的节水效应

## ——基于灌溉用水需求价格弹性的meta分析

孙天合<sup>1</sup>, 王金霞<sup>2</sup>

(1. 河北经贸大学京津冀协同发展河北省协同创新中心, 河北 石家庄 050061;

2. 北京大学现代农业学院中国农业政策研究中心, 北京 100871)

**摘要** 中国农业水价综合改革已进入攻坚阶段,多种价格节水激励机制创新最终都离不开农户对灌溉用水实际成本的直接反应,所以必须直面灌溉用水需求价格弹性问题。该研究基于1963—2022年全球范围内59篇文献中237个灌溉用水需求价格弹性的研究结果,通过meta回归分析方法,量化了导致灌溉用水需求价格弹性差异的主要因素,并分别通过价格水平和水价弹性区间的异质性效果探讨了农业水价政策的可干预空间。结果表明:①农业水价对灌溉用水需求价格弹性有正向影响,目前提高水价仍是农业节水的有效且稳健手段;且随着灌溉用水需求价格弹性区间的上升,提高水价对灌溉用水需求价格弹性的影响程度更大,提价节水效果更明显。②混合作物结构比单一作物结构更富有灌溉用水需求价格弹性,而高价值作物相对于低价值作物的灌溉用水需求价格弹性更小,说明提高水价对灌溉用水需求的抑制作用在种植混合作物或低价值作物时更容易实现;而且,种植混合作物时这一效应随着灌溉用水需求价格弹性区间的上升而更加显著,但对种植低价值作物农户而言,提高水价的节水效应在原有水价较高的情况下更显著。③相对单一水源灌溉而言,多水源联合灌溉条件下的灌溉用水需求对水价提高反应更敏感,且提高在用水源价格的节水效果有最佳水价弹性时机,同时也可能会促进新灌溉水源置换工程的实施。基于实证结论,为进一步深化中国农业水价综合改革和建设节水型社会,提供政策启示。该研究认为更应该强调灌溉用水的需求管理,提倡从灌溉用水需求对水价的反应程度来确定提高农业水价策略;根据地区种植结构,制定差异化农业用水提价方案;同时,在扩建灌溉水源工程论证阶段,加入基于灌溉用水需求价格弹性的科学用水预测。

**关键词** 农业节水;水价政策;需求价格弹性;meta分析;政策干预空间

中图分类号 F304.7;F062.1 文献标志码 A 文章编号 1002-2104(2024)07-0120-13 DOI:10.12062/cpre.20231227

全球范围内,农业节水是各国节水努力的主导方向。农业水价是供水单位向灌溉用水户收取供水成本的标志,近年来,也被多国家作为激励用水户节水的有效手段之一<sup>[1-2]</sup>。因此,主要灌溉国家也在进行农业水价改革,其核心是水价机制创新,包括价格水平和收费模式两方面<sup>[3-5]</sup>。中国自2008年推进农业水价综合改革以来,逐步向全成本水价和适应市场的多样化收费模式目标过渡<sup>[6-7]</sup>。时至今日,中国农业水价综合改革已进入攻坚阶

段,必须直面灌溉用水需求价格弹性问题。在农业水价机制创新实践和研究中,通过收费模式改变水价结构来激励农户节水一直是政府和学术界关注的焦点,如提补水价、计量水价、阶梯水价的引入在不同程度上比传统农业水价模式更具节水激励效果<sup>[3,8-9]</sup>。然而,无论何种模式都是通过价格结构改变农户灌溉的边际成本,最后都绕不开灌溉用水需求价格弹性(灌溉水价弹性),因为这是在用水户层面对灌溉用水实际成本的最直接反映。如

收稿日期:2023-02-03 修回日期:2023-08-31

作者简介:孙天合,博士,副研究员,主要研究方向为水资源经济与政策。E-mail:sunth.13b@ignrr.ac.cn。

通信作者:王金霞,博士,教授,博导,主要研究方向为水资源、水环境、水生态管理与制度。E-mail:jxwang.ccap@pku.edu.cn。

基金项目:国家自然科学基金青年项目“农业水价创新模式的运行机制及绩效评价:基于华北平原地下水超采区的实证研究”(批准号:71903047)、“海河流域农村区域地下水超采综合治理措施的成效评估”(批准号:71874007);国家重点研发计划项目“黄淮海地区地下水超采治理与保护关键技术及应用示范”(批准号:2021YFC3200500);教育部人文社会科学研究一般项目“农业水权交易实施条件及农业水市场影响评估:基于华北和西北地区的跨区集成研究”(批准号:19YJC790118);教育部哲学社会科学重大攻关项目“新形势下我国粮食安全与水资源保障重大问题研究”(批准号:20JZD015)。

果仅就模式而谈模式,低水价区间导致的低水价弹性或无弹性,致使在现有的水价区间无论在何种收费模式下可能均收效甚微,单纯改变收费模式不是农业水价改革的关键突破点,亟须回到价格水平本身。然而,由于国内缺乏基于大规模关注灌溉过程的微观调查数据,因此测算灌溉水价弹性的实证结果有限。所以,总览、梳理全世界范围内此类研究情况,可以为中国农业水价改革提供全景式参考。同时在推进数字化灌溉、规模化经营和农业用水要素市场化过程中都需要更精确的灌溉水价弹性测算结果及其影响因素的识别,因此,研究结果在中国农业现代化进程中有广阔的直接应用空间。

## 1 文献综述

灌溉水价弹性是度量农户灌溉用水需求对水价反应的最直观指标,而且灌溉用水需求普遍缺乏价格弹性。Scheierling等<sup>[10]</sup>利用1963—2004年发表的24篇研究美国农业用水需求文献中的73个灌溉水价弹性样本做的meta分析显示,美国灌溉水价弹性绝对值的均值为0.48(中位数仅为0.16),说明灌溉用水需求对水价缺乏弹性;而且,水价弹性跨度较大(从0.01到1.97,方差为0.53),说明各研究结果差异性较大。Bruno等<sup>[11]</sup>总结了美国西部2006—2021年灌溉水价弹性测算结果,发现绝大多数测算结果仍缺乏弹性。此外,灌溉用水需求缺乏价格弹性的情况也出现在澳大利亚<sup>[12]</sup>、坦桑尼亚<sup>[13]</sup>、印度<sup>[14]</sup>和伊朗<sup>[15-16]</sup>等主要灌溉国家。中国早期相关研究基本也表现出低灌溉水价弹性特点,其绝对值均值约为0.45,范围从0.13到0.74不等<sup>[17-20]</sup>。

随着研究样本、区域和方法的扩展与进步,新节水技术的采用,以及灌溉主体规模和种植结构变化,灌溉水价弹性也在发生变化。如2017年以来部分研究基于长期数据和灌溉用水影子价格测算的水价弹性绝对值远大于1<sup>[21]</sup>,说明灌溉用水需求在足够大的水价变化区间可以富有价格弹性。随着水价政策的推进,低灌溉水价弹性下的政策效果可能更多取决于弹性值的相对大小、节水价值、灌溉水源供水能力,甚至测量误差等因素<sup>[22-24]</sup>。而且,受低灌溉水价弹性影响,以往较少有对水价政策作用空间进行研究。因此,在汇总全球范围内对灌溉水价弹性研究结果的基础上,本研究实证剖析可能导致灌溉水价弹性差异的因素,并聚焦价格水平和灌溉水价弹性区间的作用大小,以探索水价政策在农业节水中的可干预空间。

本研究边际贡献包括以下3方面。①明确把水价变化和农户生产调节能力纳入统一的理论框架构建中,并着重探讨了用水需求曲线斜率因水价之外因素而变化情景下,水价变化对用水需求的作用效果。②在Scheierling

等<sup>[10]</sup>研究基础上,接续了自2005年以来全世界范围内关于灌溉用水需求价格弹性研究成果的meta计量分析,而以上工作在数字灌溉技术和新水价方案逐步应用的新形势下,研究灌溉用水需求的驱动和制约因素尤为必要。

③跟传统的meta分析文献范式不同,在基准影响因素分析后,本研究结合水价政策属性分别从水价和水价弹性视角进一步应用计量经济模型进行异质性分析,探讨水价政策的可干预空间。

## 2 理论分析框架与研究假设

研究中所测得的灌溉水价弹性存在差异的原因是多方面的。基于用水需求函数和实证研究,可以从水价、作物结构、灌溉水源、研究方法、数据和研究区域特征等维度进行分析。

灌溉用水需求函数可简化为向右下方倾斜的曲线(一般而言,需求曲线横轴为用水量,纵轴为水价),需求价格弹性取决于两个因素:水价和曲线倾斜程度(直线表示为斜率)。如果需求曲线固定,在同一条需求函数上,价格越高处的需求价格弹性也越大;如果需求曲线倾斜程度可变,在同一水价下,较平缓需求曲线的需求价格弹性较大。基于要素需求理论,灌溉用水需求是各种投入要素价格和产出价格的函数:

$$D_w = D(P_w, P_x, P_o, C) \quad (1)$$

其中: $D_w$ 为灌溉用水需求; $P_w$ 、 $P_x$ 和 $P_o$ 分别代表水价、其他投入价格和产出价格向量; $C$ 是影响灌溉用水量的其他外生因素,如灌溉水源、气候、社会经济特征等因素。灌溉水价弹性为 $\xi_w$ :

$$\xi_w = \frac{\partial D_w}{\partial P_w} \times \frac{P_w}{D_w} \quad (2)$$

这里,为了直观理解,可一般性地假定斜率可变的线性灌溉用水需求函数:

$$D_w = \alpha + \beta_T P_w + \gamma P_x + \delta P_o + \theta C + \varepsilon \quad (3)$$

其中:水价对灌溉用水需求的边际影响 $\beta_T$ 和灌溉水价弹性 $\xi_w$ 均小于0(弹性值越小,用水需求对价格变化的反应幅度越大),即随着水价上升灌溉用水需求下降:

$$\frac{\partial D_w}{\partial P_w} = \beta_T < 0; \xi_w = \beta_T \times \frac{P_w}{D_w} < 0 \quad (4)$$

此时,可分两种情景讨论灌溉水价弹性的影响因素。

情景一:需求曲线固定(即斜率固定为 $\bar{\beta}_T$ ),用水需求仅因在曲线上的价格移动而变化。水价作为用水需求函数的核心要素,其本身就是需求价格弹性的组成部分,对需求价格弹性具有直接决定性影响。基于水价弹性公式,可得灌溉水价弹性对水价的偏导:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \xi_w}{\partial P_w} &= \frac{\partial \left( \frac{\partial D_w}{\partial P_w} \right)}{\partial P_w} \times \frac{P_w}{D_w} + \frac{\partial D_w}{\partial P_w} \times \frac{D_w - P_w \times \frac{\partial D_w}{\partial P_w}}{D_w^2} \\ &= \frac{\partial \bar{\beta}_r}{\partial P_w} \times \frac{P_w}{D_w} + \bar{\beta}_r \times \frac{D_w - P_w \times \bar{\beta}_r}{D_w^2} \\ &= \frac{\bar{\beta}_r}{D_w} - \frac{\bar{\beta}_r^2 P_w}{D_w^2} < 0\end{aligned}\quad (5)$$

以上结果表明灌溉水价弹性随水价提高而减小,即水价越高灌溉水价弹性(绝对值)越大(由于灌溉水价弹性本身为负数,即数值越小表示弹性越大,本研究为了直观理解,统一用绝对值形式表示灌溉水价弹性,即绝对值越大表示弹性越大)。实证研究中,绝大部分研究结果也呈现灌溉水价弹性随水价上升而提高的趋势<sup>[14,25-27]</sup>。故有研究假说1。

假说1:农业水价对灌溉水价弹性总体上呈现正向影响。

情景二:用水需求曲线斜率可因外在因素而变(即 $\beta_r$ 可变)。此时,可以影响用水需求曲线斜率的因素可以概括为农户生产调节能力,包括调节作物结构、灌溉面积、灌溉制度和灌溉技术的能力。农户可能调节的选择越多,其对于水价变动的适应能力就越强,也就越有可能对用水量进行调节,相应的用水需求就越富有价格弹性。因此,设定以上因素为 $T$ ( $T$ 越大表示农户生产调节能力越强),可得灌溉水价弹性对生产调节能力的偏导:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \xi_w}{\partial T} &= \frac{\partial \beta_r}{\partial T} \times \frac{P_w}{D_w} + \beta_r \times \frac{\partial \left( \frac{P_w}{D_w} \right)}{\partial T} \\ &= \frac{\partial \beta_r}{\partial T} \times \left( \frac{P_w}{D_w} - \frac{1}{\beta_r} \right) < 0\end{aligned}\quad (6)$$

表明随着农户生产调节能力增强,其灌溉用水需求价格弹性也会增大。

作物结构差异可能是短期内农户面对水价变化做出用水调整差异的重要原因。作物结构可以从两个维度来度量:第一,单一作物还是混合作物;第二,是否包括高价值作物。混合作物结构比单一作物更有可能根据水价调整作物种植结构,进而调整用水量,因此灌溉用水需求对水价富有弹性<sup>[28]</sup>;高价值作物指的是对灌溉用水的净回报值较高(如蔬菜、水果等),一般认为高价值作物对灌溉用水的需求价格弹性较小,因为调整用水量造成的经济损失可能远远超过节水收益,使其生产调节能力较弱,故其灌溉用水需求对水价并不敏感<sup>[12,29]</sup>。因此,有研究假说2。

假说2:作物种植结构对灌溉水价弹性有影响。具体而言:①混合作物比单一作物结构更富有灌溉水价弹性;②低价值作物比高价值作物更富有灌溉水价弹性。

灌溉水源类型的多寡可以显示用水农户对灌溉水源的依赖性,可以实现地表水和地下水联合灌溉的农户,在面临一种水源价格提高时有更多的调节能力,对单一水源的依赖性也较小,农业用水需求更富有价格弹性。文献梳理显示,采用两种水源计算的水价弹性确实显著高于单一采用地下水或地表水计算的水价弹性<sup>[14,30]</sup>;而关于地表水和地下水的比较,目前没有定论,相对于价格而言,其用水需求可能更受供水稳定性的影响<sup>[4]</sup>。故有研究假说3。

假说3:相对于单一水源灌溉,联合灌溉条件下的灌溉水价弹性更高。

水价、种植结构和水源类型在一定程度上可以人为调节,存在政策干预空间。然而,灌溉水价弹性测算结果依然受到实证研究本身的影响,如研究方法和数据结构。气候、社会经济特征这些反映区域特征且短期内不因农户个体改变的因素也在影响灌溉水价弹性。因此,验证以上3个假说时需要有效控制以下3方面因素。

第一,不同研究方法所能涉及的水价区间可能影响价格弹性的测算结果。研究样本包括数学规划模型和计量经济模型两种方法,其逻辑起点是一致的,都需要从灌溉用水需求函数计算价格弹性。由于计量经济模型采用的都是观测数据,水价变异性一般较小,导致所测得的需求曲线仅是用水需求曲线的一小部分,而且现实中灌溉水价较低,最终致使灌溉水价弹性较小<sup>[13,29]</sup>。然而,数学规划模型可使用的价格数据不局限在观测水价范围,还可以对水价设置一定增长率进行不同价格水平下的模拟计算<sup>[25,31]</sup>。所以,由于传统数学规划模型可模拟的水价变异区间较大,基于其测算的需求价格弹性往往大于基于计量经济模型的测算结果。

第二,数据结构同样也可以影响弹性测量结果,其可从3个维度考虑:地块或家庭微观数据与地区宏观数据;截面数据、时间序列数据和面板数据;数据年份。它们对价格弹性的影响机制如下:①与微观数据相比,地区加总数据会把作物灌溉特征、家庭特征等信息覆盖,从而不能体现这些信息对农业用水需求的影响<sup>[32]</sup>,这些被忽略的因素对用水需求的作用可能被归结到水价上,进而夸大水价的作用,得出比实际更大的水价弹性。②相对于截面数据,时间序列数据和面板数据都包含了时间因素,倾向于长期变化,为农户对用水量的调节行为提供可能性,所以它们计算出的水价弹性相对于截面数据也更有弹性,特别是跨度时期较长的时间序列数据<sup>[16,27]</sup>。③考虑数据年份是因为在meta分析中的水价弹性样本跨越时期较长,不可避免地因数据可得性、研究方法、灌溉制度和技术进步在价格弹性上呈现时间趋势,需要加以控制。



第三,区域特征异质性也可能对水价弹性测算结果产生影响。区域特征可分为两大方面:气候因素和社会经济特征。气候因素是重要的外生影响变量,包括降水、气温、蒸发量和积温等指标。在降雨量较多的地区灌溉需求相应减少,从而灌溉用水需求也会比较富有价格弹性<sup>[33]</sup>;气温、蒸发量和积温是正相关的变量,在降水不变的情况下这些变量越大,作物对灌溉水需求的依赖度也就越大,水价调节能力越差,从而灌溉水价弹性越小<sup>[29,34]</sup>。然而,在大部分研究中虽有提到上述某些因素对灌溉水价弹性测量结果的影响,但缺少基于大量文献的系统性定量研究。另外,灌溉用水需求价格弹性也呈地域性特点,这与所研究区域除气候变量以外的其他诸如土壤类型、地形、国民收入水平等因素有关。对于研究区域不同造成的水价弹性差异,应该分解为其背后的多种因素进行研究,细化控制变量。如较富裕的地区拥有相对多的资金投资在生产要素上,所以当水价上升时,富裕地区的用水需求减少程度相对较小,即灌溉水价弹性较低;在农业收入占比较大的地区,农户对灌溉用水的需求较重视,更不愿承受因减少用水量而带来的收益损失,所以在灌溉依然有利可图的情况下,这些地区农户灌溉用水量对水价的反应程度较弱;另外,灌溉面积比例较大的地区农户对灌溉用水的依赖性更强,其灌溉水价弹性也更低。

### 3 识别策略与数据说明

#### 3.1 计量模型设定

meta分析是一种基于文献的影响因素定量分析方法<sup>[35]</sup>,其从文献提取数据,并运用统计方法或计量模型对特定指标的影响因素及其异质性作定量分析。本研究基于对灌溉水价弹性的文献总结,提取文献中的共有因素,并结合相关的二手数据(区域气候、社会经济特征),系统梳理影响灌溉水价弹性的关键因素,并依据研究框架所提出的假说,建立基于计量模型的meta回归分析。针对灌溉水价弹性和水价的具体形式把模型分为线性模型(1)和双对数模型(2)两种形式:

$$\xi_{w_{ij}} = \alpha_1 + \beta_1 P_{w_{ij}} + \gamma_1 S_{ij} + \delta_1 O_{ij} + \theta_1 \sum X_{ij} + \varepsilon_{1ij} \quad (1)$$

$$\ln(\xi_{w_{ij}}) = \alpha_2 + \beta_2 \ln(P_{w_{ij}}) + \gamma_2 S_{ij} + \delta_2 O_{ij} + \theta_2 \sum X_{ij} + \varepsilon_{2ij} \quad (2)$$

模型(1)和模型(2)中: $ij$ 代表第*i*篇文献中的第*j*个样本( $i = 1, 2, \dots, 59; j = 1, 2, \dots, 24$ )。 $\xi_w$ 为文献中灌溉水价弹性的绝对值, $P_w$ 为统一折算的农业水价, $S$ 和 $O$ 分别代表作物结构和灌溉水源, $X$ 为控制变量,包括研究方法、数据类型、区域气候和社会经济特征。 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\delta$ 和 $\theta$ 分别是对应变量的待估参数, $\varepsilon$ 为模型随机扰动项。

#### 3.2 数据收集与样本

在文献样本选择上,以Web of Science数据库为基础,对截至2022年12月底与灌溉用水需求相关主题的文献进行了系统搜索。具体搜索主题为灌溉/农业用水需求(irrigation/agricultural water demand)、用水需求价格弹性(price elasticity of water demand)以及水价弹性(water price elasticity)等;另外,对部分关联度较高且符合研究需求的文献从Google Scholar上搜索补充。在13 231篇搜索结果中依次通过学科精炼(主要选择经济学、水资源管理和农业经济政策)、题目和摘要精炼(包括灌溉用水量、水价等)、全文精炼(明确测算出需求价格弹性,或提供明确的需求函数可计算水价弹性),选取真正能测算灌溉用水需求价格弹性和对应水价的文献样本。需要说明的是,有两类文献没有入选:第一类,正式发表且明确计算出水价弹性但原文无法提供水价信息;第二类,明确计算出水价弹性但尚未正式在期刊或会议上发表的工作论文。最终,搜集到从1963—2022年世界范围内的59篇文献,其中包括3篇会议论文和2篇报告(排除会议论文和报告中与期刊论文内容一致的情况,优先选择期刊论文),每篇文献所提供的灌溉水价弹性估计值的个数从1~24个不等,共获取237个灌溉水价弹性样本(文献列表略)。从这些文献中,提取灌溉水价、作物结构、灌溉水源、研究方法、数据结构等因素,为后续的meta分析构建数据库。

比较Scheierling等<sup>[10]</sup>的研究结果,本研究在其基础上扩充了全球范围内的灌溉水价弹性样本,得到的弹性绝对值均值约为0.52(中位数上升到0.31),弹性范围为0.01~3.09(样本方差为0.31、偏度为1.86、峰度为7.21)。这充分说明各研究之间,或者同一研究内部测得的不同灌溉用水需求价格弹性差异较大,符合研究预期。实际水价在1985年前保持稳定,之后有明显上升趋势,但仍有部分样本保持低水价。根据研究方法对样本进行分类可知,随着观测数据的可获得性和计量方法的进步,相比20世纪70年代到21世纪初数学规划模型的盛行,2006年后计量经济模型在研究灌溉水价弹性上逐渐占据主流。就研究区域而言,由最初的美国逐步扩展到澳大利亚、伊朗、中国和印度等主要农业灌溉国家。

#### 3.3 指标的描述性统计关系分析

依据实证模型(1)和模型(2)所包含的变量,表1对灌溉水价弹性和各种影响因素的设置进行了诠释和统计描述。

根据分析框架,灌溉水价弹性总体上随灌溉水价的增长而升高。如图1所示,灌溉水价与灌溉水价弹性总体上呈现正相关性。鉴于仅有5.9%的样本量(14个)的水价大于1美元/m<sup>3</sup>,水价弹性小于1(缺乏弹性)的样本比例

表1 灌溉用水需求价格弹性 meta 分析模型变量说明及统计描述

变量	均值	中位数	标准差	区间	备注
因变量					
灌溉水价弹性	0.52	0.31	0.56	[0.01, 3.09]	绝对值形式
自变量					
水价	0.14	0.04	0.36	[0.003, 3.82]	美元/m <sup>3</sup> , 2001年价格水平
作物结构					
混合作物	0.54	1	0.50	[0, 1]	虚变量: 1=多种作物种植; 0=单一作物种植
高价值作物	0.37	0	0.48	[0, 1]	虚变量: 1=高价值, 如水果、蔬菜、油料作物等; 0=低价值作物, 如粮食, 饲料等
灌溉水源					
仅地下水灌溉	0.27	0	0.45	[0, 1]	虚变量, 灌溉水源仅为地下水: 1=仅地下水灌溉; 0=其他, 基组为仅用地表水灌溉
联合灌溉	0.49	0	0.50	[0, 1]	虚变量, 灌溉水源包括地表和地下水: 1=联合灌溉; 0=其他, 基组为仅用地表水灌溉
研究方法					
计量分析	0.62	1	0.49	[0, 1]	虚变量, 测算方法: 1=计量分析; 0=数学规划
数据结构					
地区宏观数据	0.51	1	0.50	[0, 1]	虚变量, 数据覆盖层次: 1=地区宏观数据, 如村、灌区、县、省等水平; 0=微观数据, 如农户、地块水平
时间序列数据	0.05	0	0.22	[0, 1]	虚变量, 数据类型: 1=时间序列数据; 0=其他, 基组为截面数据
面板数据	0.33	0	0.47	[0, 1]	虚变量, 数据类型: 1=面板数据; 0=其他, 基组为截面数据
数据年份	1992	1990	13.39	[1960, 2019]	样本采集年份, 如果为时序或面板数据, 则为文献数据的基年
区域作物生长季气候因素					
亚热带	0.46	0	0.50	[0, 1]	虚变量: 1=亚热带, 包括亚热带季风气候、地中海气候等; 0=其他, 基组为热带
温带	0.50	0	0.50	[0, 1]	虚变量: 1=温带, 包括温带季风气候、温带大陆性气候等; 0=其他, 基组为热带
干旱型气候	0.52	1	0.50	[0, 1]	虚变量: 1=干旱型气候, 包括各种温度带的沙漠性气候、大陆性气候、地中海气候等; 0=其他, 如季风性或海洋性气候
地区社会经济特征					
人均GDP	27 299	29 200	10 282	[402, 59 312]	美元/人, 所属国家当年的人均GDP, 2001年价格水平
农业产值占GDP比重	3.06	1.60	4.28	[0.87, 29.39]	%, 所属国家当年的农业产值占GDP比重
灌溉面积比例	6.17	5.40	6.03	[0.08, 32.21]	%, 所属国家当年的灌溉面积比例

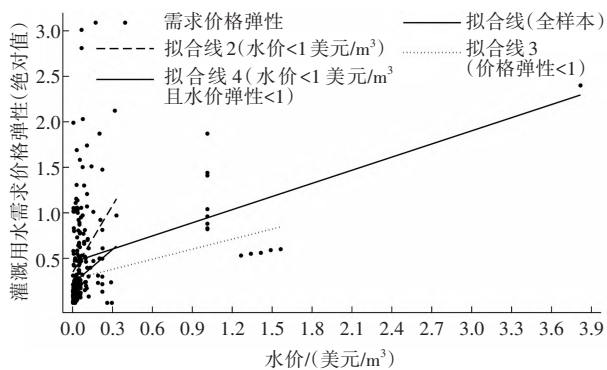


图1 灌溉用水需求价格弹性-水价关系分布

高达82%,故在全样本下考察3个子样本的灌溉水价与灌溉水价弹性相关性(包括水价小于1美元/m<sup>3</sup>、价格弹性小

于1和两者交集)。3类子样本拟合线斜率显示,在水价范围更小的子样本的拟合线呈现更大的斜率,表明正相关关系更显著。这一方面说明灌溉水价与灌溉水价弹性的正相关关系有普遍性,另一方面也反映出不同价格水平下灌溉水价弹性的变化可能存在异质性。

水价之外的其他因素也可能对灌溉水价弹性产生影响。如图2所示,在作物结构上,混合作物的水价弹性均值显著大于单一作物;而若按作物产出价格分类,高价值与低价值作物的水价弹性均值没有显著统计差异。从灌溉水源来看,3种灌溉水源的水价弹性均值总体差异不显著,但仅地下水灌溉样本的水价弹性均值最低。在研究方法上,两类测算方法计算的水价弹性均值也有所差异,但数学规划方法测算的水价弹性并非显著大于另一类。

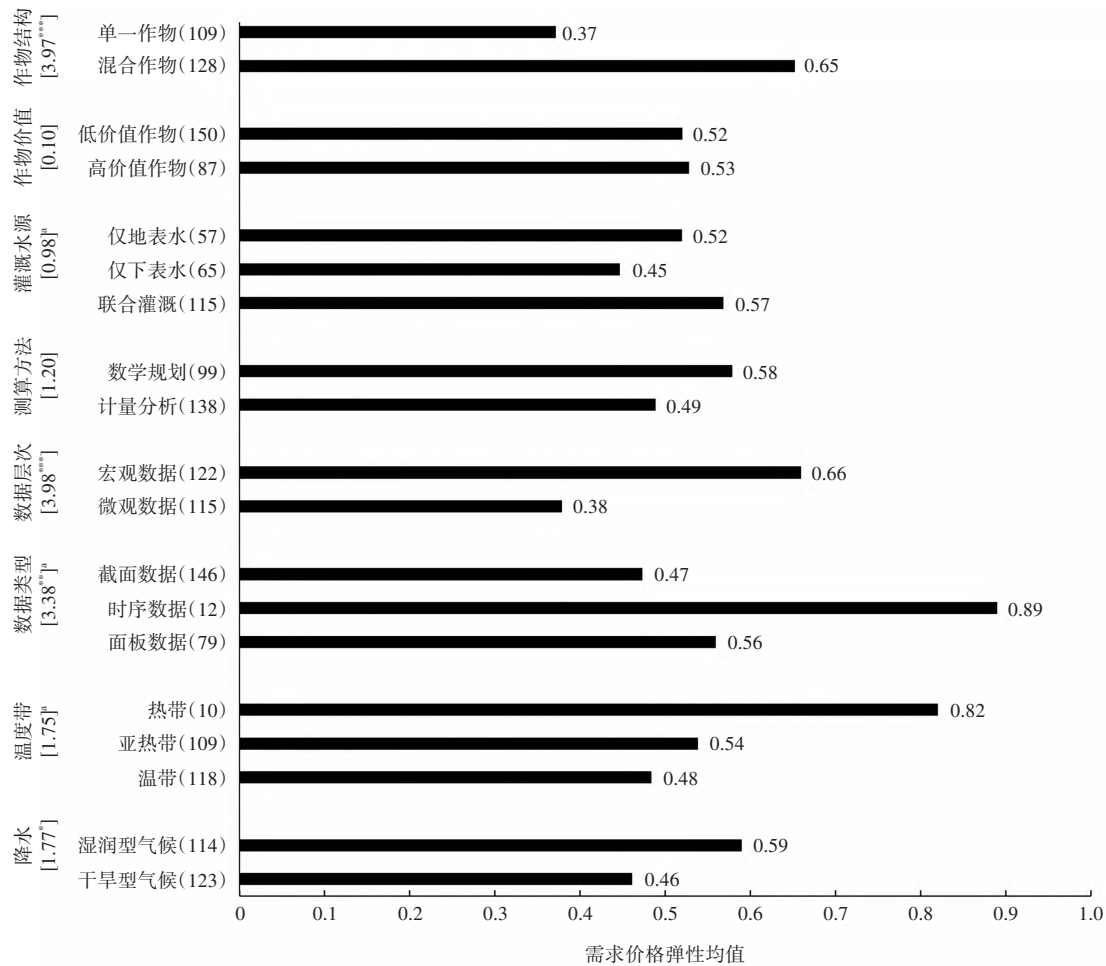


图2 相关因素分组下灌溉用水需求价格弹性差异

注: \*  $P < 0.10$ , \*\*  $P < 0.05$ , \*\*\*  $P < 0.01$ ;小括号内数值为各组样本量;方括号内数值为组间差异检验的  $t$  值,标注 a 代表检验 3 组间差异的  $F$  值。

就实证数据结构而言,一方面基于区域宏观数据的水价弹性显著大于基于农户或地块微观数据的弹性均值,与已有文献一致;另一方面覆盖了更长时间范围的时序数据,面板数据所测得的水价弹性也更高。对于区域气候特征而言,从温度带分类来看,由于热带样本较少导致 3 组水价弹性均值差异不甚显著;但从降水类型来看,湿润型气候地区的灌溉水价弹性均值与对灌溉依赖较大的干旱地区相比显著富有弹性。

尽管以上分析可以初步探查不同因素对灌溉水价弹性的影响,但要厘清某一因素的具体影响,必须排除其他因素的干扰。所以,有必要基于计量模型,控制其他相关因素,得出更稳健的实证结果。

## 4 实证结果与分析

### 4.1 水价弹性影响因素分析

基于构建的计量模型,由于每篇文献提供的弹性样本数不等,就会产生两个问题:①同一篇文章所提供的弹

性样本间有可能关联,产生文献层面上的异方差性;②各文献所提供样本量的不均等性会使回归结果倾向于样本比例较大的文献,样本数量的不公平性可能产生有偏估计结果。针对这两个问题,本研究先进行一般最小二乘法(OLS)回归,并在此基础上进行加权回归(权重为各文献样本比重的倒数;这里也可以采用其他权重,如所在文献样本量平方根的倒数等,与文中估计结果没有显著性差异),且采用文献层面上的稳健标准误(WLS-Robust)。另外,考虑到灌溉水价弹性绝对值都大于 0 的特性,在线形模型的基础上加入 Tobit 截尾回归作为 OLS 结果的稳健性检验,所得到的 Tobit 回归系数与 OLS 线形模型系数完全一致(表 2),所以在稳健加权回归(WLS-Robust)时重点考察线形模型和双对数模型。OLS 模型的总体拟合优度在 0.2~0.3,说明模型中各因素对水价弹性有一定解释力,而且双对数模型解释力更高,在进行稳健加权处理后模型的总体解释力得到显著提升(约为 0.48)。更细致的,对水价弹性回归进行方差分解,可知水价、数据结构、

表2 灌溉用水需求价格弹性影响因素 meta 回归结果

变量名	OLS		Tobit	WLS-Robust		方差贡献率/% [排序]
	线形	双对数	线形	线形	双对数	
水价(自然或对数形式)	0.587 9** (0.103 6)	0.462 9** (0.073 7)	0.587 9** (0.099 8)	0.543 5** (0.074 7)	0.490 0** (0.080 7)	37.96 [1]
作物结构						
混合作物	0.224 4*** (0.085 3)	0.692 2*** (0.203 7)	0.224 4*** (0.082 2)	0.178 3* (0.094 6)	0.409 1* (0.222 3)	16.01 [3]
高价值作物	-0.158 0* (0.080 5)	-0.454 7** (0.183 5)	-0.158 0** (0.077 6)	-0.114 8* (0.066 1)	-0.387 4* (0.198 5)	1.99 [9]
灌溉水源						
仅地下水灌溉	0.067 1 (0.110 7)	0.248 3 (0.231 8)	0.067 1 (0.106 6)	0.228 0** (0.110 3)	0.277 5 (0.267 8)	0.93 [13]
联合灌溉	0.165 8* (0.100 1)	0.430 2* (0.252 0)	0.165 8* (0.096 5)	0.262 4*** (0.094 2)	0.641 6** (0.247 5)	3.14 [6]
研究方法						
计量分析	-0.033 2 (0.082 7)	-0.068 7 (0.189 5)	-0.033 2 (0.079 6)	-0.256 1* (0.134 7)	-0.311 1 (0.307 6)	1.68 [11]
数据结构						
地区宏观数据	0.301 2** (0.117 5)	0.258 8 (0.271 4)	0.301 2*** (0.113 2)	0.221 1** (0.096 8)	0.241 4 (0.240 0)	17.25 [2]
时间序列数据	0.448 1** (0.174 2)	0.934 8** (0.394 7)	0.448 1*** (0.167 8)	0.524 4*** (0.147 1)	1.266 2*** (0.419 5)	7.92 [4]
面板数据	0.004 2 (0.088 2)	-0.023 9 (0.203 6)	0.004 2 (0.085 0)	0.072 2 (0.100 8)	0.131 4 (0.222 3)	1.03 [12]
数据年份	0.000 8 (0.003 3)	0.000 0 (0.007 5)	0.000 8 (0.003 2)	0.004 9 (0.003 4)	0.009 2 (0.007 8)	2.29 [8]
地区作物生长季气候因素						
亚热带	0.056 1 (0.225 3)	0.240 7 (0.491 8)	0.056 1 (0.217 1)	0.239 7 (0.179 8)	0.941 6** (0.408 9)	1.97 [10]
温带	-0.121 8 (0.218 8)	-0.147 5 (0.479 6)	-0.121 8 (0.210 8)	0.016 4 (0.180 5)	0.536 2 (0.418 5)	2.49 [7]
干旱型气候	-0.076 7 (0.099 0)	-0.261 1 (0.219 8)	-0.076 7 (0.095 4)	-0.098 7 (0.093 0)	-0.133 6 (0.175 3)	4.15 [5]
地区社会经济特征						
人均GDP(对数值)	-0.086 7 (0.126 4)	-0.412 2 (0.284 1)	-0.086 7 (0.121 8)	0.020 4 (0.080 8)	-0.070 7 (0.252 8)	0.43 [15]
农业产值占GDP比重	-0.018 1 (0.027 0)	-0.073 3 (0.060 4)	-0.018 1 (0.026 0)	-0.001 6 (0.016 3)	-0.007 5 (0.053 0)	0.27 [16]
灌溉面积比例	-0.000 7 (0.006 9)	-0.012 7 (0.015 5)	-0.000 7 (0.006 7)	0.007 8 (0.005 1)	-0.002 8 (0.017 3)	0.49 [14]
常数项	-0.490 0 (6.579 3)	4.037 0 (15.221 5)	-0.490 0 (6.338 9)	-9.920 9 (6.846 2)	-18.243 5 (15.279 6)	
R <sup>2</sup>	0.231	0.291	0.199	0.393	0.476	
观察值	237	237	237	237	237	

注: \* P<0.10, \*\* P<0.05, \*\*\* P<0.01; 括号内数值为稳健标准误。

作物结构和灌溉水源依次对水价弹性的解释力较强。

对于“灌溉水价弹性-水价”关系而言,回归结果显示高水价能够提高水价弹性,即灌溉用水需求对高水价更敏感。具体地,双对数模型结果显示灌溉水价提高1%可

使灌溉水价弹性提高约0.49%,这符合需求函数在价格较高区间的高价格弹性特征(验证假说1)。对于水价变化区间的影响可以由研究方法的估计结果反映。Scheierling等<sup>[10]</sup>的研究结论只证明了基于数学规划模型和计量



经济模型计算的水价弹性均显著高于基于地块实验的水价弹性,而本研究以数学规划模型为基准,考察计量经济模型对水价弹性的影响,显示基于计量经济模型的灌溉水价弹性确实比基于数学规划模型的灌溉水价弹性略低,但随着近年来计量经济研究所能应用的数据区间逐步扩大,数学规划模型能够模拟的水价区间较大的优势逐步弱化,两种方法的研究样本均可包括因高水价而产生的高水价弹性。

作物结构对灌溉水价弹性的影响结果证明,混合作物相对于单一作物的水价弹性较高,而高价值作物相对于低价值作物的水价弹性较低(验证假说2)。具体地,混合作物样本的水价格弹性总体上高于单一作物样本的水价弹性约41%,这是作物结构可调节性差异对灌溉用水需求的影响所导致的:当多种作物混合种植时,水价上升产生的节水激励可以通过减少耗水作物比重来实现,即实现外延型节水<sup>[27,36]</sup>。从作物产出价格来看,相对低价值作物,高价值作物用水需求对价格的反应敏感性较低(水价弹性减少约39%)。这是因为作物产出价格对用水需求的影响是正向的,即高价值作物比低价值作物更倾向多用水,所以水价的上升对高价值作物用水量的影响较小。换言之,如果在种植结构不能调整的情况下,水价上升对高价值作物的内涵型节水激励较弱。灌溉水源对

水价弹性的影响主要体现在水源的可替代性,即替代性较高的灌溉用水需求价格弹性也相应较高。模型结果显示,联合灌溉样本的水价弹性显著比仅用地表水灌溉样本的水价弹性高,证明在拥有替代水源的条件下,农户拥有选择空间,灌溉用水需求对水价上升的反应较敏感(验证假说3)。

数据结构对灌溉水价弹性的影响有3方面。①基于时间序列数据的水价弹性显著大于基于截面数据的水价弹性,其中的作用机制是水量的可调节性,即在包含了更长时间段的时间序列数据中,灌溉用水需求可以有充足的时间对水价做出长期调整,也就使得灌溉用水需求对水价的反应弹性较大。对于同样包含时间因素的面板数据,其水价弹性并没有显示显著地高于截面数据,这是由于目前研究仍然缺乏长面板样本,时间调节功能的优势并没有体现。②基于地区宏观数据的水价弹性显著高于基于地块或农户微观数据的水价弹性,这也在空间层面体现出农户对灌溉用水需求的调节能力。③水价弹性本身并未体现出显著的时间趋势。另外,地区气候和社会经济两方面因素的实证结果均没有显著验证理论预期。

更进一步地,基于图1的3类子样本,对研究假说关注的变量回归结果进行稳健性检验。基于WLS-Robust方法分别对3类子样本的两类模型进行回归,结果见表3。

表3 灌溉用水需求价格弹性影响因素 meta 回归结果稳健性检验

变量名称	水价<1/(美元/m <sup>3</sup> )		水价弹性<1		水价<1/(美元/m <sup>3</sup> ),且水价弹性<1	
	线形	双对数	线形	双对数	线形	双对数
水价(自然或对数形式)	3.3617*** (0.8397)	0.4941*** (0.1098)	0.3491*** (0.1219)	0.3457*** (0.0881)	1.2653*** (0.4525)	0.3612*** (0.1048)
作物结构						
混合作物	0.2191** (0.0892)	0.5086** (0.2452)	0.0791* (0.0433)	0.5067** (0.2121)	0.0918* (0.0469)	0.5387** (0.2202)
高价值作物	-0.1807** (0.0819)	-0.3469* (0.2032)	-0.0673 (0.0469)	-0.3694* (0.1891)	-0.0779* (0.0451)	-0.3804* (0.1933)
灌溉水源						
仅地下水灌溉	0.1577* (0.0896)	0.0926 (0.2632)	0.0731* (0.0383)	0.0388 (0.2336)	0.0402 (0.0518)	0.1023 (0.2407)
联合灌溉	0.2131* (0.1265)	0.3553 (0.3109)	0.1454** (0.0690)	0.3917 (0.2825)	0.1478** (0.0685)	0.3486 (0.2799)
研究方法	控制	控制	控制	控制	控制	控制
数据结构	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区气候因素	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区社会经济特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-6.5349 (6.7868)	-15.7764 (15.5032)	-6.1394* (3.5414)	-18.1853 (13.3448)	-5.6415 (3.4439)	-19.1979 (13.3303)
R <sup>2</sup>	0.296	0.446	0.292	0.478	0.289	0.464
观察值	223	223	193	193	184	184

注:\* P<0.10,\*\* P<0.05,\*\*\* P<0.01;括号内数值为稳健标准误。



水价、作物结构和灌溉水源影响系数方向基本和基准回归一致,系数大小略有差异。

#### 4.2 异质性分析及水价政策可干预空间

准确展示灌溉水价弹性-影响因素关系的异质性,可以在合理控制灌溉用水需求上有更明确的政策抓手。在meta回归模型中,各研究文本中研究方法、数据结构和区域特征变量对灌溉用水需求而言虽然均属外生,但无法进行人为干预,故本研究只针对模型中可进行政策干预且有显著影响的变量进行异质性分析(包括水价、作物结构和联合灌溉水源),从而得出具有可操作性的政策建议。具体分析可以分别从农业水价和灌溉水价弹性两个方面进行。

(1)农业水价。计量模型中,可干预因素对灌溉水价弹性影响的异质性也可以从可干预变量与水价交互作用来体现,相应的实证模型如下:

$$\xi_{w_{ij}} = \alpha_3 + \beta_3 P_{w_{ij}}^2 + \gamma_3 P_{w_{ij}} \times S_{ij} + \delta_3 P_{w_{ij}} \times O_{ij} + \theta_3 \sum X_{ij} + \varepsilon_{3ij} \quad (3)$$

模型(3)包括水价与各可干预变量的交互项以及控制变量,估计策略保持原来的加权-稳健处理。为了更直观展示,基于回归结果,分别对以上4个可干预因素在灌溉水价上作边际效应分析(图3)。

首先,水价对水价弹性的边际效应显示,在不同水价

上继续提价对水价弹性的提高效果是显著为正向的,且在样本水价范围内尚未出现衰减趋势,表明目前提高水价仍是有效且稳健的节水政策。从计量模型回归结果系数看,水价对灌溉水价弹性的影响总体上呈现倒“U”型,但绝大部分样本的水价在顶点左侧(约96%),说明水价对灌溉水价弹性的影响仍以正效应为主,目前提高水价仍能够增加灌溉用水需求对水价的敏感性,从而实现更有效节水。其次,随着水价提高,种植结构对水价弹性的影响程度更明显。具体的,一方面在水价越高的情况下,种植高价值作物农户因提高水价而节水的可能性仍然显著低于种植低价值作物农户,提价政策效果可能不明显;另一方面,相对于单一作物,在越高的水价上混合作物的用水需求对水价上涨也越敏感,提价节水政策相对更有效。以上两方面也进一步说明提高水价对灌溉用水需求的抑制作用在种植混合作物和低价值作物时更容易实现。最后,在可用灌溉水源方面,拥有替代灌溉水源的农户相对于依赖单一水源农户,其对提高当下在用水源价格的反应更敏感,节约在用水源效果可能更显著。这里需要说明,农户在此种情景下的节水仅指可能节约当前在用的涨价水源,农户还有可能转向部分或全部使用替代水源,总用水量不一定减少。当然,这也是有政策意义的,如果政府有意节约某一种灌溉水源,如在地下水超采区政府鼓励使用地表水替代地下

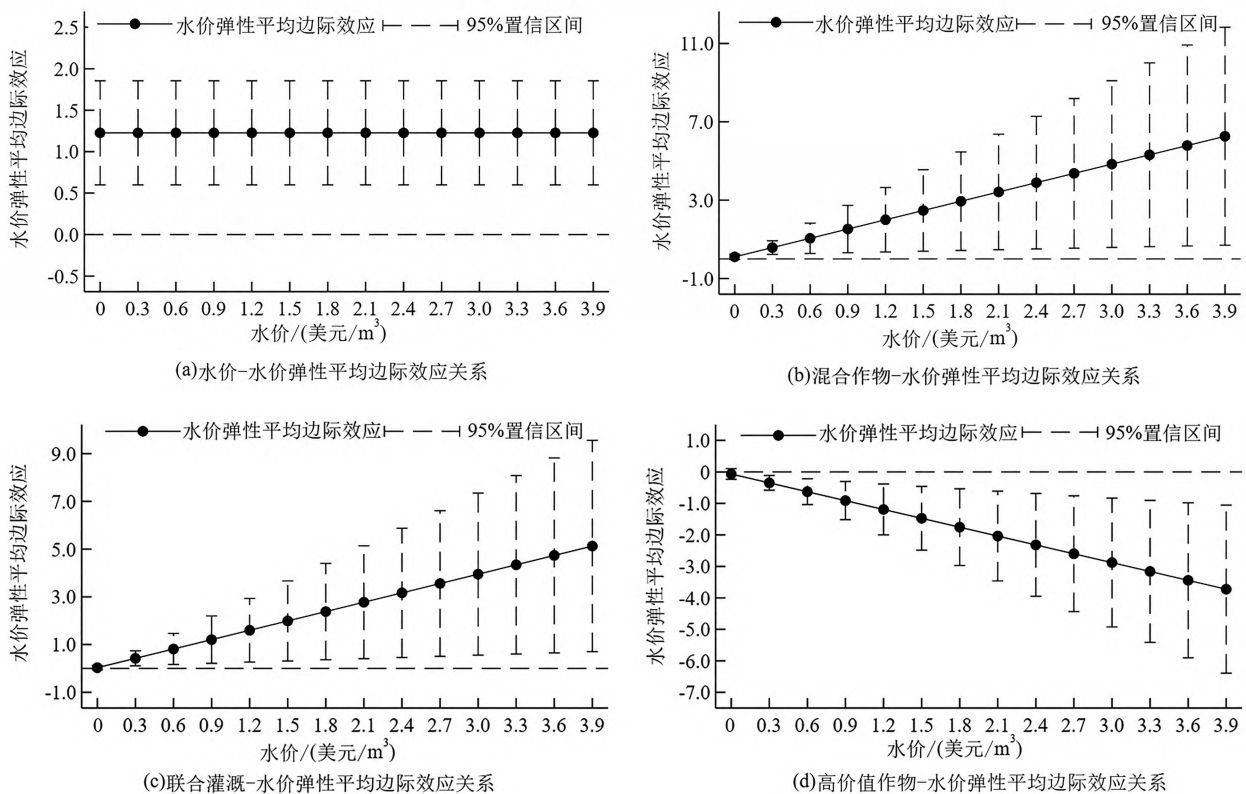


图3 不同水价下可干预因素对水价弹性的平均边际效应



水,那么在拥有地表水灌溉条件的地区对地下水灌溉提价是有利于实现政策目标的。

(2)灌溉水价弹性。鉴于灌溉水价弹性条件分布不对称的情况(四分位数分别为0.12、0.31和0.8,仅有2.5%样本值大于2),条件期望很难反映整个样本分布全貌,最小化残差平方容易受到极端值影响,OLS系列回归系数在不同水价弹性区间可能有偏。因此,有必要采用能够提供灌溉水价弹性条件分布的全部信息,且不易受极端值影响的分位数回归模型进行进一步检验。在此,基于meta回归的线性模型构造灌溉水价弹性的分位数回归模型:

$$\xi_{w,q} = \alpha_q + \beta_q P_{w,q} + \gamma_q S_{ij} + \delta_q O_{ij} + \theta_q \sum X_{ij} + \varepsilon_{ij,q} \quad (4)$$

模型(4)中:下标 $q$ 为分位数标志, $\alpha_q$ 、 $\beta_q$ 、 $\gamma_q$ 、 $\delta_q$ 和 $\theta_q$ 分别是对应变量的分位数回归系数。

为了直观展示可干预变量分位数回归系数随着灌溉水价弹性区间的变化,使用自助法计算回归标准误(有放回地随机抽样1000次),模拟这一变化过程可得到以下结果(图4)。模拟结果显示,本研究所关注的4个变量的分

位数回归系数基本覆盖OLS回归系数且有明显变异性;在低水价弹性区间比较稳健,而在高水价弹性区间回归系数变异性较大(灌溉水价弹性本身变异性也较大)。在此,仅对稳健性较强的前80%灌溉水价弹性区间结果进行说明。

针对所关注的4个可干预变量,其回归系数均在不同水价弹性区间呈现异质性,说明同一影响因素在不同水价弹性区间作用程度不同。首先,水价对灌溉水价弹性的影响随着弹性区间的提高而上升,即在水价弹性越高时,进一步提高水价对水价弹性的增幅作用。鉴于目前农业低水价和低水价弹性的事实,如果把水价提高到使灌溉用水需求相对富有价格弹性时,此时进一步的水价提升可使灌溉节水效果更明显。其次,作物结构对灌溉水价弹性的平均效应(分别表现为混合作物的正效应和高价值作物的负效应)随着灌溉水价弹性区间的上升而更加显著。一方面,混合作物相对单一作物因调节能力而具有的高水价弹性在高水价弹性区间更明显,影响程度在超过45%弹性区间(弹性值约为0.25)后超过OLS估计的平均水平;另一方

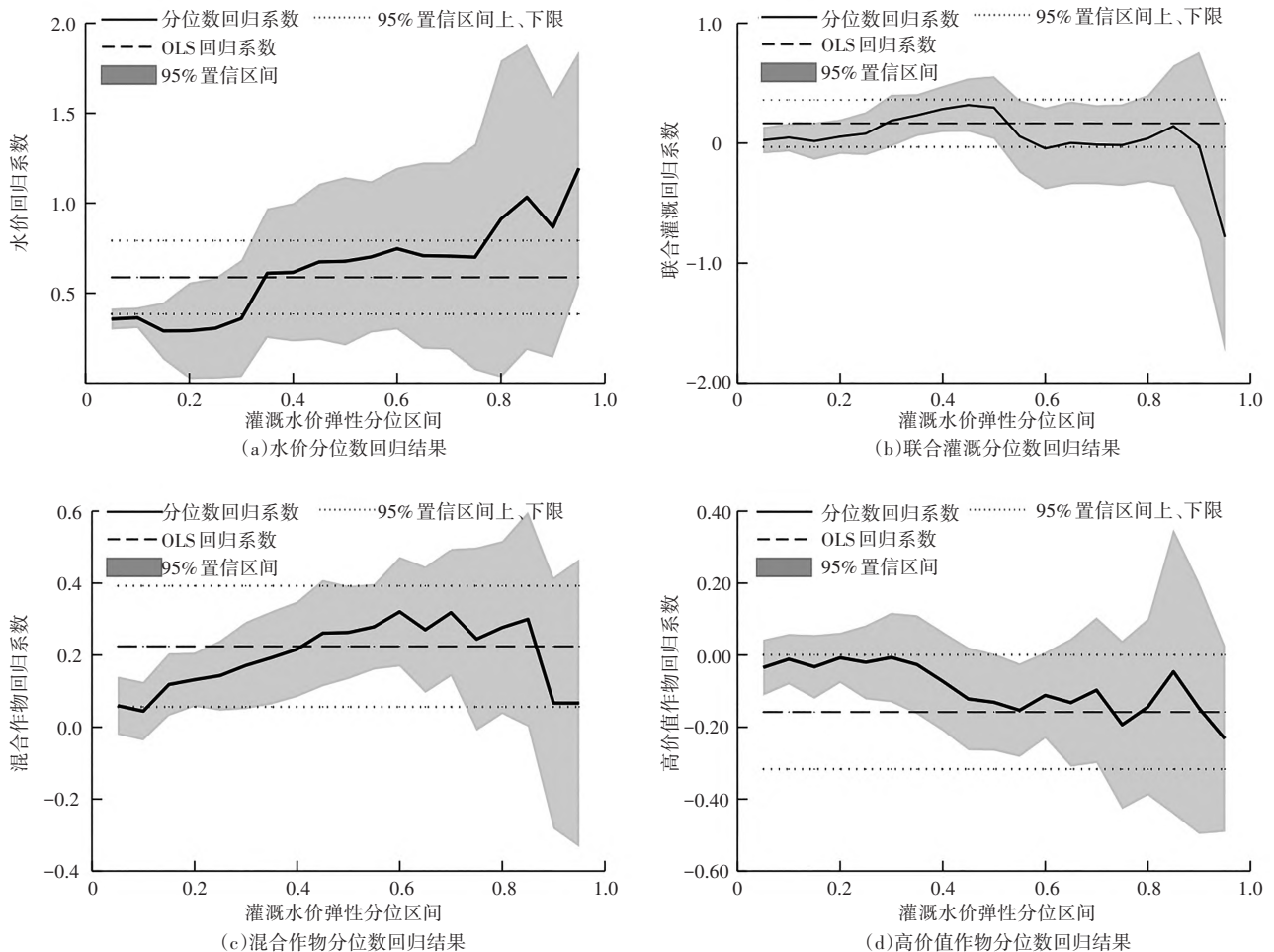


图4 灌溉水价弹性分位数回归系数结果

面,高价值作物相对低价值作物,由于成本-收益的权衡而具有的低水价弹性可能在高水价弹性区间样本也更明显,然而这种因价格弹性区间变化而产生的异质性在统计上并不显著。最后,联合灌溉对水价弹性的正向影响呈现近似倒“U”型,即在50%水价弹性区间分位数附近影响程度最大,在30%~55%弹性区间内(弹性值为0.14~0.42)显著,且影响超过OLS估计的平均水平。这说明拥有替代灌溉水源时,提高水价对减少灌溉用水需求有最佳时机选择:在水价较低时(低水价弹性区间),农户没有必要为节约灌溉成本而去调整灌溉水源,因此拥有替代水源不会使灌溉用水需求对水价上升有显著反应;当水价提高到使水价弹性增加到一定程度时,拥有替代水源农户的可调节优势逐步显现,可使灌溉用水需求对当前水价上升产生的节水效果更明显;当灌溉水价弹性进一步高到一定程度,农户可能已经转用替代水源或采用节水技术,对之前在用灌溉水源涨价的节水激励也不大。

## 5 结论与启示

### 5.1 基本结论

灌溉水价弹性作为农业水价调节灌溉用水需求效果的关键指标,是测算水价政策节水效果的基础条件,有必要对其影响因素及其异质性效果进行分析,从而为制定更精细化的农业水价政策提供参考。本研究基于全球范围内截至2022年底关于灌溉水价弹性的研究结果,筛选59篇研究文献中的237个灌溉水价弹性样本进行meta分析,得到导致灌溉水价弹性差异的影响因素。meta回归结果得出以下几项基本结论:①农业水价是灌溉水价弹性最重要的影响因素,高水价区间的灌溉水价弹性更大,表明提高水价可以抑制灌溉用水需求,达到节水效果。②得益于作物结构的可调节性,农户面对农业水价上涨时可以通过增加节水作物种植比例来节水,因此混合作物结构比单一作物结构更富有灌溉水价弹性;然而,出于成本-效益考量,农户不愿意牺牲高价值作物的产出来减少用水量,所以高价值作物比低价值作物的灌溉水价弹性更小。③由于农户对灌溉水源调节能力的差异,使得多水源灌溉条件下农户面对高水价时可以转向其他水源,从而增加农户议价能力,相对单一水源灌溉而言,联合灌溉条件下的灌溉水价弹性更高。

基于以上基本结论和现实政策需求,可以对水价、种植结构和灌溉水源等可干预因素,分别从农业水价和灌溉水价弹性视角进行水价政策异质性分析,进一步得出农业水价政策对灌溉用水需求的影响。①鉴于目前农业低水价的情况,水价对灌溉水价弹性的影响仍以正效应为主,提高水价仍能够增加灌溉用水需求对水价的敏感性;而且

随着灌溉水价弹性区间的上升,提高水价对灌溉水价弹性的影响程度也更大,节水效果更明显。②提高水价对灌溉用水需求的抑制作用在种植混合作物时更容易实现,而且这一效应随着当前价格水平和灌溉水价弹性区间的上升而更加显著。③提价政策对低价值作物节水效果更明显,且节水效应在基础水价较高时更显著。④拥有替代灌溉水源可使灌溉用水需求对水价更敏感,提高水价可以更有效节约在用水源,但此时提高水价对减少灌溉需求也有最佳时机,要求提价时的灌溉水价弹性不宜过高或过低。

### 5.2 政策启示

本研究结论具有一定政策意义。①提高水价在现阶段仍是农业节水的有效措施。在进行多种水价模式创新之前需要测算灌溉水价弹性区间,并且保证在新模式实施过程中实际农业水价切实提高,充分体现灌溉用水需求对水价的敏感性。当前中国农业水价综合改革的总体方向是实现全成本水价,在目前普遍低水价的情况下,其作用效果与本研究是一致的,但其出发点则是灌溉供水成本补偿,增强供水可持续性。本研究结论则更强调灌溉用水的需求管理,提倡从灌溉用水需求对水价的反应程度来确定提高农业水价策略,这与政策所提倡的“超用水权限加价”相一致。当然,无论是源于供给或需求管理的提高水价政策,对农户收入的负面影响均可通过正在逐步完善的精准补贴机制来缓解。水价政策可干预空间的讨论可以为不同农业水价改革现实条件下的提价时机和提价空间提供有益借鉴。②根据地区种植结构,差异化提价策略。具体地,针对缺水且多样化种植结构地区,可以适当提高水价,以引导农户扩大节水作物种植比例;对低价值作物种植区域,可通过“过程高提价+事后高补贴”的模式激发农户在灌溉过程中的节水动力,同时保证农户最终收入不因提高水价而显著降低;而针对大范围种植高价值作物地区的低水价弹性特征,更适宜采用“定额管理+水权交易”的模式限制过度用水。③政府在进行扩建灌溉水源工程前,需要充分了解当地灌溉水价弹性区间,从而掌握工程建成后提高水价对减少灌溉需求的最佳时机。这一方面可以在水源工程建设前,为工程的可行性和有效性论证提供参考;另一方面也可在工程建成后为灌溉用水提价方案的有效性论证提供依据。另外,当区域水生态面临严重威胁,政府有意实施灌溉水源置换工程时(如华北地下水超采区外调地表水替代本地地下水灌溉水源),引入新水源后对已有水源提价可以有效推动农户转用新水源。

### 参考文献

- [1] WICHMAN C J, TAYLOR L O, VON HAEFEN R H. Conservation policies: who responds to price and who responds to prescription





- [J]. *Journal of environmental economics and management*, 2016, 79:114-134.
- [2] BRENT D A, WARD M B. Price perceptions in water demand[J]. *Journal of environmental economics and management*, 2019, 98: 102266.
- [3] WANG J X, ZHANG L J, HUANG J K. How could we realize a win-win strategy on irrigation price policy: evaluation of a pilot reform project in Hebei Province, China[J]. *Journal of hydrology*, 2016, 539:379-391.
- [4] ZUO A, ANN WHEELER S S, ADAMOWICZ W C, et al. Measuring price elasticities of demand and supply of water entitlements based on stated and revealed preference data[J]. *American journal of agricultural economics*, 2016, 98(1):314-332.
- [5] SMITH S M. Economic incentives and conservation: crowding-in social norms in a groundwater commons[J]. *Journal of environmental economics and management*, 2018, 90: 147-174.
- [6] 李然, 田代贵. 农业水价的困境摆脱与当下因应[J]. *改革*, 2016(9):107-114.
- [7] 孙天合, 严婷婷, 罗琳. 农业水价综合改革现状及其展望[J]. *中国农村水利水电*, 2017(12):136-139.
- [8] 易福金, 肖蓉, 王金霞. 计量水价、定额管理还是按亩收费:海河流域农业用水政策探究[J]. *中国农村观察*, 2019(1):33-50.
- [9] 董小菁, 纪月清, 钟甫宁. 农业水价政策对农户种植结构的影响:以新疆地区为例[J]. *中国农村观察*, 2020(3):130-144.
- [10] SCHEIERLING S M, LOOMIS J B, YOUNG R A. Irrigation water demand: a meta-analysis of price elasticities[J]. *Water resources research*, 2006, 42(1):W01411.
- [11] BRUNO E M, JESSOE K. Using price elasticities of water demand to inform policy[J]. *Annual review of resource economics*, 2021, 13:427-441.
- [12] BELL R, GALI J, GRETTON P, et al. The responsiveness of Australian farm performance to changes in irrigation water use and trade[C]//The 51st Annual Conference of the Australian Agricultural and Resource Economics Society. Queenstown, New Zealand: Australian Agricultural and Resource Economics Society, 2007: 1-31.
- [13] MICHAEL A. Analysis of the irrigation water price in rice production Tanzania[J]. *Applied and computational mathematics*, 2014, 3(4):177.
- [14] DAVIDSON B, HELLEGERS P. Estimating the own-price elasticity of demand for irrigation water in the Musi Catchment of India[J]. *Journal of hydrology*, 2011, 408(3/4):226-234.
- [15] SADEGHI A, MOHAYIDIN M G, HUSSEIN A H, et al. Determining the economic value of the irrigation water in production of wheat in Iran[J]. *Australian journal of basic and applied sciences*, 2010, 4:1391-1402.
- [16] SADEGHI A, MOHAYIDIN M GB, HUSSEIN M ABIN, et al. Estimation of irrigation water demand for barley in Iran: the Panel data evidence[J]. *Journal of agricultural science*, 2010, 2(2):31-40.
- [17] 裴源生, 方玲, 罗琳. 黄河流域农业需水价格弹性研究[J]. *资源科学*, 2003, 25(6):25-30.
- [18] 畅明琦, 刘俊萍. 农业供水价格与需求关系分析[J]. *水利发展研究*, 2005, 5(6):21-24, 42.
- [19] 毛春梅. 农业水价改革与节水效果的关系分析[J]. *中国农村水利水电*, 2005(4):2-4.
- [20] 周春应, 章仁俊. 农业需水价格弹性分析模型[J]. *节水灌溉*, 2005(6):24-26.
- [21] 张向达, 朱帅. 基于技术效率及影子价格的农业灌溉弹性需求研究:以黑龙江省为例[J]. *地理科学*, 2018, 38(7):1165-1173.
- [22] MIENO T, BROZOVIĆ N. Price elasticity of groundwater demand: attenuation and amplification bias due to incomplete information[J]. *American journal of agricultural economics*, 2017, 99(2):401-426.
- [23] SUÁREZ F G, FULGINITI L E, PERRIN R K. What is the use value of irrigation water from the high Plains aquifer[J]. *American journal of agricultural economics*, 2019, 101(2):455-466.
- [24] ROUHI RAD M, BROZOVIĆ N, FOSTER T, et al. Effects of instantaneous groundwater availability on irrigated agriculture and implications for aquifer management[J]. *Resource and energy economics*, 2020, 59:101129.
- [25] MOORE C, HEDGES T. A method for estimating the demand for irrigation water[J]. *Agricultural economics research*, 1963, 15:1-5.
- [26] SCHEIERLING S M, YOUNG R, CARDON G. Determining the price-responsiveness of demands for irrigation water deliveries versus consumptive use[J]. *Journal of agricultural and resource economics*, 2004, 29(2):328-345.
- [27] WHEELER S, BJORN LUND H, SHANAHAN M, et al. Price elasticity of water allocations demand in the Goulburn-Murray Irrigation District[J]. *Australian journal of agricultural and resource economics*, 2008, 52(1):37-55.
- [28] VARELA-ORTEGA C. Water pricing policies, public decision making and farmers' response: implications for water policy[J]. *Agricultural economics*, 1998, 19(1/2):193-202.
- [29] MULLEN J D, YU Y Z, HOOGENBOOM G. Estimating the demand for irrigation water in a humid climate: a case study from the southeastern United States[J]. *Agricultural water management*, 2009, 96(10):1421-1428.
- [30] SUN T H, HUANG Q Q, WANG J X. Estimation of irrigation water demand and economic returns of water in Zhangye Basin[J]. *Water*, 2017, 10(1):19.
- [31] HOWITT R E, WATSON W D, ADAMS R M. A reevaluation of price elasticities for irrigation water[J]. *Water resources research*, 1980, 16(4):623-628.
- [32] APPELS D, DOUGLAS R, DWYER G, et al. Responsiveness of demand for irrigation water: a focus on the Southern Murray-Darling basin[R]. Australian government productivity commission, 2004.
- [33] BONTEMPS C, COUTURE S. Irrigation water demand for the decision maker[J]. *Environment and development economics*, 2002, 7(4):643-657.
- BONTEMPS C, COUTURE S. Irrigation water demand for the decision maker[J]. *Environment and development economics*, 2002, 7(4):43-657.



[34] FRANK M D, BEATTIE B R. The economic value of irrigation water in the Western United States: an application to ridge regression [R]. College Station: Texas Water Resource Institution, 1979.

[35] WOLF F M. Meta-analysis: quantitative methods for research synthesis [M]. Beverly Hills California: Sage Publications, 1986, 23 (1): 77-92.

## Water-saving effects of agricultural water pricing policies: a meta-analysis of the price elasticity of irrigation water demand

SUN Tianhe<sup>1</sup>, WANG Jinxia<sup>2</sup>

(1. Hebei Coordinated Innovation Center for BTH Coordinated Development, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang Hebei 050061, China;

2. China Center for Agricultural Policy, School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University, Beijing 100871, China)

**Abstract** The comprehensive reform of agricultural water prices in China has entered a critical stage, and it is inevitable that the innovation of water-saving incentive mechanisms involving various prices meets the challenge of direct responses of farmers to the actual cost of irrigation water, so the issue of price elasticity of irrigation water demand must be addressed. Based on the 237 estimates on price elasticity of irrigation water demand from 59 studies worldwide between 1963 and 2022, this study quantified the key factors contributing to variations in price elasticity through a metaregression analysis. Subsequently, we explored the potential intervention space for agricultural water pricing policies by considering the heterogeneous effects of both price levels and elasticity intervals. The following results were obtained: ① Agricultural water prices had a positive impact on price elasticity, and increasing water prices remained an effective and robust means of agricultural water saving. Moreover, as price elasticity intervals increased, the impact on price elasticity due to price rises became greater, leading to more significant water-saving effects. ② The polyculture structure had higher price elasticity than the monoculture structure, and the price elasticity of high-value crops was lower than that of low-value crops. This indicated that the inhibitory effect of increasing water prices on irrigation water demand was more achievable when practicing polyculture or planting low-value crops. Furthermore, the water-saving effects of increasing water prices became more pronounced with wider price elasticity intervals in polyculture systems, whereas for farmers growing low-value crops, the watersaving effects of increasing water prices were more noticeable when the initial water price level was already high. ③ Compared to irrigation system reliant on a single water source, irrigation systems utilizing multiple water sources showed greater sensitivity to water price increases. This highlighted the optimal timing of water price adjustments based on the elasticity interval, which could effectively encourage the implementation of new irrigation water source substitution projects. The empirical results provide policy implications for further deepening the comprehensive reform of agricultural water prices and building a water-saving society in China. More emphasis should be placed on the management of irrigation water demand, and the strategy of raising agricultural water prices should be determined by the response degree of irrigation water demand to water prices. Moreover, differentiated agricultural water pricing schemes should be formulated according to the regional cropping structure. Simultaneously, scientific water use prediction based on the price elasticity of irrigation water demand should be included in the demonstration stage of irrigation water source expansion projects.

**Key words** agricultural water saving; water pricing policy; price elasticity of demand; meta-analysis; policy intervention space

(责任编辑:于杰)