

水资源管理制度改革、 农业生产与反贫困

王金霞 徐志刚 黄季焜 Scott Rozelle*

摘要 根据我们在黄河流域四个大型灌区的实证研究发现,传统上村级的集体水资源管理制度正在逐渐被用水协会和承包管理所代替。由于改革具有很明显的自上而下的特征,因而很多改革流于形式;而只有那些建立了有效节水激励机制的水资源管理制度才能实现节水的目标。我们进一步的实证研究表明,具有节水激励机制的水资源管理制度的改革会导致小麦单产的降低,但不会对玉米和水稻的单产以及农民收入产生显著影响,而且贫困状况也不会因此而恶化。

关键词 节水激励机制, 农业生产, 贫困

一、研究背景：水资源管理制度改革 及其节水激励机制

在经历了灌溉的迅猛发展以后,自从20世纪80年代初期以来,许多国家的政府不得不面对一系列棘手的问题,诸如灌溉设施的老化失修、灌溉面积的萎缩、水资源的低效利用、农业生产力的下降以及一些环境和生态等问题(World Bank, 1993)。过去的二十多年,各国政府不仅要应对日益恶化的灌溉系统的运行绩效,而且还面临着频繁告急的水资源短缺状况。随着工业化、城市化和收入水平的不断提高,各个行业对水资源的需求不断增长,从而与农业在有限水资源的供给方面形成了激烈的竞争。水资源短缺和灌溉系统的低效运行不仅威胁到了粮食生产和食物安全的保障,而且大大抵消了各国为消除贫困所付出的种种努力。

在试图通过采用种种工程和技术的手段来解决这些问题而难以获得令人满意的成效后,越来越多的政府部门逐渐将问题的矛头指向了旧有的官僚体制下的水资源管理制度。许多人指出,原有的政府管理体制难以对成千上万的用水者所面临的各种事宜做出及时合理的反应,政府管理的无效率是导致灌溉系统运行不理想、水资源短缺等问题的主要因素(Tang, 1992; Sagar-

* 王金霞、徐志刚和黄季焜 中国科学院地理科学与资源研究所农业政策研究中心, Scott Rozelle 美国加州大学戴维斯分校农业与资源经济系。通讯作者及地址:王金霞,中国科学院农业政策研究中心,北京安外大屯路甲11号,100101,电话(010)64889841,传真(010)64856533, E-mail: jxwang_ccap@igsnrr.ac.cn。本项目得到了国家自然科学基金(70003011)、优势创新群体项目(70021001)、国际水资源管理研究所(IWMI)和亚洲开发银行的资助。感谢匿名审稿人的评论和修改意见。当然作者文责自负。

doy, 1994; Meinzen-Dick, Raju 和 Gulati, 2002)。在这一思潮的影响下,许多国家的政府纷纷出笼了改革水资源管理制度的政策。水资源管理制度改革的主要政策措施是将灌溉系统的管理权责从国家或集体部门转移给当地用水者,通过建立相应的激励机制来提高管理者的积极性和主动性从而实现改革的主要政策目标。水资源管理制度改革的主要政策目标是改进水资源利用效率,提高农业生产率和改善贫困人口的生活状况等方面。

和世界上其他国家相类似,随着灌溉系统运行绩效的下滑和用水矛盾的不断升级,我国从中央到地方政府都强调要进行水资源管理制度的改革,并且采取了一些相应的政策。我们在黄河流域四个大型灌区的实证研究也反映了这一改革的进展情况。我们的研究发现,自从20世纪90年代初尤其1995年以来,黄河流域灌区村级水资源的管理制度由传统的村集体管理制度向两种新型的管理制度转变,即用水协会和承包管理。用水协会是为了管理村里的水资源而建立起来的农民组织。该组织理论上由农民选出的农民代表组成管理委员会,由该管理委员会代表农民行使水资源管理的职能。承包管理是村领导通过与个人订立承包合约委托个人管理村里水资源的一种管理制度。研究发现,到2001年,用水协会和承包管理在村级水资源管理中所占的比例已经达到36%。我们还发现,在有些地区,特别是在宁夏的大型灌区,用水协会和承包管理等非集体管理制度已经成为村级水资源管理的主要制度。

然而,具有自上而下改革特征的水资源管理制度在各地的实施效果参差不齐,特别表现在节水激励机制方面。我们发现,水资源管理制度的改革表现出了明显的政策导向和自上而下的特征。尽管这种改革模式在改革初期发挥了重要的导向和促进作用,但由于缺乏用水者的充分参与,各个地方社会和水资源条件的千差万别以及地方政府领导在对改革认知程度上的差异,导致改革的实施效果与改革的设计方案之间存在着一定的差距。研究表明,许多地方的改革流于形式,往往是将集体管理的名字改为新的管理制度,而原有的领导人员和运行机制基本都没有改变。但是,也有些新的管理制度建立起了有效的运行机制,特别是节水激励机制的建立。¹而我们的实证研究也说明,具有节水激励机制的管理制度能够显著地提高水资源的利用效率。

尽管我们的研究表明,一个建立了有效节水激励机制的水资源管理制度能够显著地提高水资源利用效率,但我们也关心由此而付出的改革代价。对于水资源管理制度改革,我们还不清楚以下一些问题:水资源管理制度的改革如果促进了水资源利用效率的提高,那么它是否会影响作物的生产率?如果影响,对不同作物的影响是否有差异?水资源管理制度的改革是否会影响农民的收入?农民的贫困状况是否会因为水资源管理制度的改革而有所改进?

¹ 所谓节水激励机制就是将管理人员的利润收入和节约水资源直接挂钩,也就是说,管理人员在输送水资源的过程中节约的水资源越多,他们的利润就越大。

尽管提高水资源利用效率是解决水资源短缺问题的一个有效途径，但我们也不希望由此给农业生产和农民收入带来负面影响。只有充分了解了水资源管理制度改革对农业生产、农民收入和贫困等方面的影响，我们才可能为政策决策者制定出一个双赢的改革策略而提供可靠和足够的信息。本文的主要目的就是运用我们在黄河流域四个大型灌区调查的数据资料进一步实证分析水资源管理制度改革对农业生产、农民收入和贫困的影响。

二、节水激励机制、农业生产与反贫困

本研究所使用的数据资料是我们于 2001 年底到 2002 年初对黄河流域的四个大型灌区 51 个村落的实地调查结果。调查样本的选取结合应用了分层抽样和随机抽样两种方法。为了保证样本的变异性，调查中不仅选取了黄河流域的上下游两个省份，即上游的宁夏和下游的河南省；而且在每个省内部又在其上下游地区选取了两个大型灌区。这样，我们一共在宁夏和河南省选取了四个大型灌区开展调查，他们分别为宁夏上游的卫宁灌区和下游的青铜峡灌区，河南上游的人民胜利灌区和下游的柳园口灌区。灌区选定以后，基于同样的选点逻辑，我们又分别在每个灌区的上、中、下游地区随机抽取了一些样本村。调查员最后在每个村中随机选取了 4 个农户。在获得农户所有地块的信息以后，调查员根据作物结构、灌溉条件、地块规模等因素在每户又选取了 2 个地块开展系统调查。这样，我们最终调查了 51 个村，204 个农户和 408 块地的有关信息，数据资料包括有关水资源管理制度、作物用水、农业生产、农民收入及村、农户和地块的社会经济和水资源利用的特征等方面的内容。由于我们主要研究地表水管理制度改革的有关问题以及管理改革的效应，所以我们在分析时将只依靠地下水灌溉和联合灌溉的样本去掉了。在我们的样本中，这样的农户有 15 户，涉及 30 个地块，因此农户和地块最后的有效样本分别是 189 和 378（附表 1）。²

按照政策的设计，水资源管理制度改革的主要目标是提高水资源的利用效率。这一政策目标的实现不仅在我们运用农户水平数据的实证分析中得到了证明，而且在用地块水平分作物的数据进行分析时也获得了基本一致的结果。数据的描述性统计分析显示，在有节水激励机制的非集体管理制度的村中，三种主要粮食作物小麦、玉米和水稻的单位面积用水量都低于无节水激励机制的非集体管理制度的村或集体管理制度的村（表 1，第 1 到第 3 列）。与集体管理相比，节水激励机制导致的三种作物的节水程度是不同的。小麦所受的影响最大，节约的水资源为 25%；其次为水稻，为 15%；玉米节约的

² 调查发现，水资源管理制度的改革主要发生在宁夏灌区（附表 1），因而我们在表 1 和表 2 的统计描述中仅分析宁夏的情况。

水资源仅为4%。均值 t 检验也表明激励机制对小麦用水量的影响十分明显(第4列)。计量结果显示,在改革后建立了节水激励机制的村中,与集体管理的村相比,小麦和水稻的每公顷用水量都显著降低;而玉米的用水量没有受到显著影响(附表2)。所以,由于作物之间的差异,水资源管理制度改革对不同作物产生的影响可能是不同的。

表1 2001年宁夏样本灌区水资源管理制度的节水激励机制和作物用水量

	非集体水资源管理制度		集体水资源管理制度 (3)	均值的 t 检验	
	有节水激励机制 (1)	无节水激励机制 (2)		(1) \ (3)	(2) \ (3)
小麦用水量(立方米/公顷)	5619	7416	7489	2.71***	0.08
玉米用水量(立方米/公顷)	7004	7704	7266	0.29	0.46
水稻用水量(立方米/公顷)	31307	31688	36949	0.99	0.99

注 a. 非集体水资源管理制度包括用水协会和承包管理;

b. “***”代表1%的显著性水平。

资料来源:作者的调查。

尽管水资源管理制度的改革提高了水资源的利用效率,但这样的改革也可能是要付出代价的。我们数据的描述性统计分析显示,水资源管理制度的改革可能对农业生产产生了负面影响。与集体管理相比较,改革后的管理者如果被赋予了节水的激励机制,小麦的单产降低11%;玉米和水稻分别为4%和18%;均值的 t 检验显示小麦和水稻的单产都显著降低(表2,第1到3行)。因而数据描述分析的结果显示,具有节水效应的水资源管理制度的改革所付出的一个代价很可能是导致作物单产的降低。与水资源管理制度的改革对农业生产的负面影响不同的是,数据的描述性统计分析并没有显示水资源管理制度改革对农民收入的负面影响(第4行)。水资源管理制度改革对于产量和收入的不同影响部分可能源于在这些改革的村里,由于作物用水的降低,农民所付的水费也降低了。另外的可能是由于水资源管理水平的提高,节省了农民用于灌溉的劳动力,因而农民可以将更多的劳动力用于非农活动

表2 2001年宁夏样本灌区节水激励机制、作物单产、农民收入和贫困

	非集体水资源管理制度		集体水资源管理制度 (3)	均值的 t 检验	
	有节水激励机制 (1)	无节水激励机制 (2)		(1) \ (3)	(2) \ (3)
小麦单产(公斤/公顷)	4184	4731	4680	2.39***	0.26
玉米单产(公斤/公顷)	5698	5900	5475	0.57	1.29
水稻单产(公斤/公顷)	6250	7335	7658	2.91***	0.67
农民人均纯收入(元)	2334	2080	1994	0.90	0.32
低于贫困线人口的比例(%)	11.1	4.8	5.9	0.88	0.24

注 a. 非集体水资源管理制度包括用水协会和承包管理;

b. “***”代表1%的显著性水平。

资料来源:作者的调查。

而获取收益。有鉴于此，通过计量经济的分析将管理制度的影响单独分解出来是十分必要的。同样我们也有必要控制其他因素，将水资源管理制度对贫困的影响单独分解出来。描述性统计分析显示，与没有改革的村相比，改革后赋予了管理者激励机制的村，农民的贫困状况更加严重，但均值的 t 检验并不显著（第 5 行）。

三、计量模型及结果分析

理论研究和实践经验表明，农业生产、农民收入和贫困状况除了受水资源管理制度的影响之外，还受到社会经济等因素的影响。为了单独分解出水资源管理制度对农业生产的影响，我们建立了如下分作物的生产函数模型：

$$Q_{ijk} = \alpha_1 + \beta_1 M_{ijk} + \gamma_1 X_{ijk} + \delta_1 Z_{ijk} + \theta_1 D_{ijk} + \epsilon_{ijk}. \quad (1)$$

在模型 (1) 中， Q_{ijk} 代表 k 村、第 j 个农户的第 i 个地块上的小麦、玉米或水稻的单产。模型的右边是解释单产的因素，其中我们最感兴趣的变量是水资源管理制度的节水激励机制 M_{ijk} 。该变量用地块 i 在改革后采用节水激励机制管理的虚拟变量（1 = 改革后采用；0 = 改革后没有采用）和不采用节水激励机制管理的虚拟变量（1 = 改革后没有采用；0 = 改革后采用）来表示。他们是和集体水资源管理制度相对比。变量 X_{ijk} 代表农业生产的投入要素，主要包括作物每公顷的灌溉用水量，每公顷化肥和劳动力投入以及其他生产费用（如有机肥、农机具的服务费用等）等。变量 Z_{ijk} 代表其他控制因素，包括村里的灌溉条件（如灌溉水源、水资源短缺程度和灌溉投资等）、种植结构（水稻播种面积的比例）、农户特征（户主的年龄和受教育水平）、地块特征（土壤类型、离家的距离及是否单季种植）以及受灾（如旱灾、洪灾、虫害灾害等）导致的作物减产幅度。最后，为了控制灌区的其他固定因素对作物单产的影响，我们又加入了灌区虚变量 D_{ijk} 。模型中 α_1 、 β_1 、 γ_1 、 δ_1 和 θ_1 是待估参数， ϵ_{ijk} 是随机误差项。

我们不仅建立了生产函数模型来分析水资源管理制度对农业生产的影响，而且也建立了如下的回归模型来解释水资源管理制度对农民收入和贫困的影响：

$$y_{jk} = \alpha_2 + \beta_2 M_{jk} + \delta_2 Z_{jk} + \theta_2 D_{jk} + \epsilon_{jk}. \quad (2)$$

在模型 (2) 中，被解释变量 y_{jk} 或者代表 k 村第 j 个农户的年人均纯收入，或者代表农户的贫困状况。农户的贫困状况用贫困虚变量指标来表示，该指标如果为 1 代表农民人均纯收入水平低于国家贫困线，如果为 0 代表收入水平高于国家贫困线。右边的解释变量包括水资源管理制度的节水激励机制 M_{jk} 、其他控制因素 Z_{jk} 及灌区虚变量等。节水激励机制用农户 j 在改革后采用节水激励机制管理的虚拟变量（1 = 改革后采用；0 = 改革后没有采用）

和不采用节水激励机制管理的虚拟变量(1=改革后没有采用;0=改革后采用)来表示。他们也是和集体水资源管理制度相对比。其他控制因素 Z_{jk} 包括了和模型(1)一样的一些变量,如村的灌溉水源、种植结构、农户的特征和受灾减产幅度。然而,这里的农户特征变量除了包括模型(1)的指标外,还包括农户的规模、人均生产性资产价值和户均地块数等内容。

以上两个模型(1)和模型(2)的主要问题是节水激励机制的内生性问题。也就是说,节水激励机制、作物单产、农民收入和贫困状况可能同时被某种因素影响,从而导致估计系数的有偏性。为了解决这一潜在的内生性问题,我们采用了工具变量法(两阶段最小二乘法)。也就是在估计模型(1)和模型(2)之前,我们对水资源管理制度的节水激励机制建立了如下的回归模型:

$$M_k = \alpha + \beta IV_k + \gamma Z_k + \epsilon_k. \quad (3)$$

在模型(3)中,被解释变量节水激励机制 M_k 用 k 村改革后实行有节水激励管理的渠道和不实行节水激励管理的渠道分别占全村渠道的比例来表示;同样,它们也是以集体水资源管理制度为对比基础的。 Z_k 是模型(1)和模型(2)中的村级控制因素,如灌溉水源、水资源短缺程度和种植结构等。

调研发现,水资源管理制度的改革主要是内生于村级水平的。对于农户和农户的地块而言,他们都只是由耕地位置来确定并接受特定的渠道以及该渠道相应的管理制度的服务。³因而在两阶段估计中,从模型(3)得到村激励机制变量的预测值后,将其与农户或地块是否采取该激励机制管理的虚拟变量 M_{jk} 或 M_{ijk} 相乘,就分别得到了农户(模型2)或地块(模型1)的激励机制变量的预测值 \hat{M}_{jk} 和 \hat{M}_{ijk} ;并用其分别代替模型(2)和模型(1)中的 M_{jk} 或 M_{ijk} 。

模型(3)中的关键工具变量(IV_k)是用来反映政策决策者对 k 村在水管理制度改革的政策干预。该变量是一个二值变量,取值1表示上级政府参与了 k 村水资源管理制度改革过程,取值0表示 k 村的水资源管理制度改革是自发的。这个政策变量作为工具变量,应该表现良好,特别是在我们调查的范围内,参与水资源管理制度改革的官员也相信至少在短期内,也就是说政策干预变量与村是否决定改革有关,但对作物单产、农民收入和贫困状况没有直接关系,它对它们的影响是通过改革来反映的。我们还将村领导的年龄和教育水平作为工具变量。⁴

模型(3)的运行结果良好(附表3)。调整后的复相关系数为0.23—0.42。在模型结果中,更重要的是水管理制度改革的政策干预变量的系数符

³ 不过需要注意的是,如果改革是所有利益主体都积极参与的,我们有理由相信特定渠道所覆盖地块所属农户的特征和地块本身的特征很可能会影响该渠道是否进行改革,以及改革采取的方式;但实际上农户并没有积极参与到改革中。

⁴ 把村领导的特征作为工具变量是参照了Li(1999)的博士论文。在他的论文中,他认为村领导的特征可能影响村级改革,但不会对生产决策产生独立的影响。

号为正，并且统计检验显著。这一结果满足了工具变量的第一个标准。虽然村领导的特征不显著，但 Hausman-Wu exclusion restriction 的检验结果表明我们的工具变量在统计上是有效的，满足工具变量的第二个标准。⁵

表 3 农作物单产决定因素模型(两阶段最小二乘法)

	农作物单产(公斤/公顷)					
	小麦		玉米		水稻	
	系数	t 统计值	系数	t 统计值	系数	t 统计值
非集体水资源管理制度的节水激励机制						
有节水激励机制的概率	-0.286	-2.60***	-0.057	-0.36	-0.208	-1.36
无节水激励机制的概率	0.104	1.09	0.250	1.88*	-0.092	-0.60
生产要素投入						
用水量(立方米/公顷) ^b	0.101	2.95***	0.121	2.44**	0.018	0.38
劳动(劳动日/公顷)	-0.032	-0.90	0.053	0.82	-0.027	-0.52
化肥(公斤/公顷)	0.001	0.17	0.007	1.72*	0.013	2.85
其他生产投入(元/公顷)	0.001	0.12	-0.004	-0.51	0.015	1.27
村灌溉条件						
地表水灌溉面积比例(%)	0.257	3.23***	-0.000	-0.00	0.121	0.74
水资源短缺严重程度(1=是 0=否)	0.022	0.52	0.094	1.23	0.100	1.42
水利设施投资(元/公顷)	0.000	2.10**	0.000	1.46	0.000	1.68*
农户基本特征						
户主年龄(年)	-0.025	-1.58	-0.025	-0.96	-0.009	-0.32
户主年龄的平方	0.000	1.97**	0.000	1.09	0.000	0.02
户主受教育年限(年)	0.016	2.52**	0.008	0.82	-0.017	-1.71*
地块特征						
壤土(1=是 0=否)	0.088	1.92*	0.109	1.47	0.073	1.06
黏土(1=是 0=否)	0.091	1.94*	0.113	1.53	0.038	0.55
离家距离(公里)	-0.006	-0.18	0.032	0.53	-0.024	-0.71
是否单季作物(1=是 0=否)	0.081	1.13	0.009	0.09	-0.050	-0.22
生产受灾						
灾害导致的减产幅度(%)	-1.342	-9.89***	-1.018	-5.07	-1.396	-7.02
灌区虚变量 ^c	略		略		略	
常数项	7.621	13.86***	7.03	8.91	8.283	9.50
样本数(地块数)	234		158		113	
调整后复相关系数	0.42		0.21		0.38	

注 a. 作物单产和生产要素投入在模型中用对数表示；

b. 用地块水平的作物用水量模型求得的预测值，见附表 2；

c. 为节省表格空间，灌区虚变量的估计值省略；

d. “*”、“**”和“***”分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。

⁵ 为了检验工具变量是否是外生的，我们运用了 Lagrange multiplier test (Hausman-Wu exclusion restriction test) 的方法。3 个自由度的 X^2 是 $N \times R^2$ ， N 是观察值的数量， R^2 是模型(1)和模型(2)的余值对工具变量回归时得到的复相关系数。检验结果表明，在模型(1)中，小麦单产模型的统计检验值是 1.61，玉米单产模型的统计检验值是 0.17，水稻单产模型的统计检验值是 0.32；在模型(2)中，农民收入模型的统计检验值是 0.30，贫困模型的统计检验值是 0.02。这些检验结果都拒绝了零假设，也就是说外生的工具变量和模型(1)和模型(2)的扰动项没有相关关系。

研究结果显示,几乎所有用来分析水资源管理制度的节水激励机制对农业生产、农民收入和贫困状况影响的模型都运行良好,系数估计结果与我们的预期相吻合(表3和表4)。生产和收入模型的复相关系数在0.21和0.40之间,这对于运用截面资料所做的回归分析来说已经足够大。另外,许多控制变量的系数符号符合预期,而且统计检验显著。例如,作物遭受了干旱或洪涝等自然灾害以后,不仅作物的单产会降低(表3,第17行),农民的收入也会减少(表4,第13行),而且会恶化农民的贫困状况(表4,第13行)。还有,农户的土地规模越大,农民的人均收入就越高(表4,第10行),这也是与实际相符合的。

表4 农民人均纯收入和贫困的决定因素模型的估计结果(两阶段最小二乘法)

	农民人均纯收入		贫困虚变量	
	系数	<i>t</i> 统计值	系数	<i>t</i> 统计值
非集体水资源管理制度的节水激励机制 ^a				
有节水激励机制的概率	689.0	1.08	0.057	0.41
无节水激励机制的概率	-108.3	-0.21	-0.040	-0.36
村灌溉条件				
地表水灌溉面积比例(%)	301.0	0.66	-0.167	-1.68*
水资源短缺严重程度(1=是,0=否)	145.0	0.66	-0.008	-0.16
水利设施投资(元/公顷)	0.056	2.08**	0.000	0.85
作物种植结构				
1995年水稻播种面积所占的比例(%)	198.0	0.41	0.018	0.17
农户基本特征				
户主年龄(年)	178.6	2.07**	0.009	0.45
户主年龄的平方	-1.710	-1.79*	-0.000	-0.60
户主受教育年限(年)	19.9	0.63	-0.010	-1.40
农户规模(公顷/户)	3034.1	2.71***	-0.261	-1.07
人均农业生产资料(元/人)	0.11	3.45***	0.000	0.72
户均地块数(块/户)	-127.8	-3.79***	-0.127	-1.79*
生产受灾				
灾害导致的减产幅度(%)	-219.7	-1.18	0.095	2.33**
灌区虚变量 ^b	略		略	
常数项	-2458.5	-1.29	0.087	0.21
样本数	189		189	
调整后复相关系数	0.25		0.01	

注 a. 非集体水资源管理制度包括用水协会和承包管理;

b. 为节省表格空间,灌区虚变量的估计值省略;

c. “*”、“**”和“***”分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

虽然改革水资源管理制度对于玉米和水稻的单产没有显著影响,但却明显地降低了小麦的单产(表3)。小麦用水量决定因素模型的估计结果说明,如果村里实行了水资源管理制度的改革,而且建立了节水激励机制,那么该村小麦每公顷的平均用水量就减少将近4000方,降幅大约为50%(附表2,第1行第1列)。同时,节水激励机制变量在小麦单产决定因素的模型中是负

值，而且统计检验显著，弹性为 0.286（表 3，第 1 行第 1 列）。这一结果表明，具有节水激励机制的水资源管理制度的改革可以使小麦的单产平均降低 10% 左右。与小麦不同的是，尽管我们发现节水激励机制能够降低水稻的用水量（附表 2，第 1 行第 6 列），但对它的单产没有影响，因为节水激励机制变量的估计系数在生产函数模型中统计检验不显著（表 3，第 1 行第 6 列）。对于玉米而言，具有节水激励机制的水资源管理制度的改革既不能降低它的用水量（附表 2，第 1 行第 4 列），也不能降低它的单产（表 3，第 1 行第 4 列）。

如果我们的分析是正确的，那么意味着在我们的样本区，水资源管理制度改革节水效应的主要代价是降低了小麦的单产，而对玉米和水稻的单产基本没有影响。虽然我们的结果是来源于样本区的实证研究，但与我们实地的观察也是一致的。因为小麦的生长期主要在旱季，因而对灌溉的依赖程度较大。不难预见，减少灌溉用水将降低小麦的单产。相反，玉米主要生长在湿润季节，因而对于有节水激励机制的管理者而言，他们就会尽量提高雨水的利用率，节约灌溉用水；而对于没有节水激励机制的管理者而言，他们仍然会遵循常规的灌溉方法，很少考虑降雨情况。对于水稻而言，虽然它在很大程度上依赖灌溉，但国内外科学家的试验表明，通过改进灌溉管理（例如推广湿润灌溉的节水技术，见 Barker *et al* , 2001），可以减少水稻的灌溉用水，但对其单产基本没有显著的影响。当然，推广新的水资源管理技术需要一个不断学习和实践的过程。而具有节水激励机制的管理者更有可能推广运用这些新技术，不但可以实现节约用水，而且会尽量不导致作物单产的降低。

研究结果还显示，具有节水激励机制的水资源管理制度的改革对农民收入的影响统计上不显著（表 4）。节水激励机制变量在收入模型的估计中统计检验不显著，这说明虽然由于小麦单产的下降，可能对农民收入造成了负面影响，但这一负面影响可能被水费的降低部分抵消。实际上我们的数据也表明，由于节水可以导致水费的降低，但降低的幅度不是很大。另外一种可能是，小麦单产的降低虽然会降低农民收入，但减少的幅度不大，平均不到 90 元⁶，而这一降低幅度在统计上是很难检验到的。最后，农户收入水平没有降低还可能被农户的其他生产活动产生的收益所抵消。例如，由于水资源管理水平的改进节省了农民用于灌溉的劳动力投入，因而农民可以集中更大的精力从事其他经济活动而获取收益。

模型估计结果最后表明，村水资源管理制度的改革对于农户的贫困状况没有影响（表 4）。如果这一结果普遍正确的话，那么我们的这一发现就很有

⁶ 小麦的单产平均降低 11%，样本小麦的平均单产为每公顷 4740 公斤，小麦降低的单产乘以每个农户的小麦平均播种面积 0.17 公顷，再乘以小麦的价格即每公斤 1 元，就得到了由于小麦单产降低导致的收入的减少水平（90 元）。

意义。一些批评水资源管理制度改革的人往往指出,由于在改革中赋予了管理者很强的节水激励机制,管理者为了获取尽可能多的利润,考虑到贫困农户较弱的付费能力,他们就会尽量减少或甚至中断贫困农户的灌溉供水。然而,在对我们的结果进行解释时也应该十分谨慎。首先,我们还并不是特别明确这一结果后面所包含的内容。在一些村中,村领导和水资源管理者之间有严格的合同规定,也就是水资源分配不能将最贫困的农民排除在外,但这些规定实施得如何还需要进一步考察。其次,在表4的模型估计结果中,我们发现仅仅有部分变量的系数统计显著,这也可能说明我们的样本量太小,不足以得出非常可靠的水资源管理制度改革对贫困的影响。总而言之,尽管结果十分令人感兴趣,但我们相信我们目前的研究主要目的不是给出一个明确的答案,更重要的是通过研究促使管理者在改革水资源管理制度的同时,能够充分考虑到改革可能对贫困等方面产生的负面影响。为了更好地理解改革对农业生产和农民生活的影响,我们有必要开展进一步的跟踪调查,继续收集相关的数据资料,做更加系统深入的分析。

四、结论与讨论

在过去的五十多年,同世界上许多国家类似,中国的灌溉事业在经历了最初三十多年的快速发展以后,到20世纪80年代初期,陷入了灌溉系统运行绩效下降的困境;而日益严重的水资源短缺问题又加重了这一问题的严峻形势。在试图通过采用种种工程和技术的手段来解决这些问题而难以获得令人满意的成效后,政府部门将改革水资源管理制度当作解决问题的一剂良药。我们在黄河流域四个大型灌区的实证研究表明,自从20世纪90年代初特别是1995年以后,村级水资源管理制度从传统上的集体管理向用水协会和承包管理转变。

尽管水资源管理制度改革的一个重要目标是节约水资源,但并不是所有的水资源管理制度的改革都可以实现这一改革目标。由于改革具有很明显的自上而下的特征,缺乏地方领导和农民主观能动性的充分发挥,因而很多改革流于形式。而只有那些建立了有效节水激励机制的水资源管理制度才能实现节水的目标。但是我们也不能仅仅停留在改革节水的成效上面,我们也更应该关心改革可能付出的代价。我们进一步的实证研究表明,具有节水激励机制的水资源管理制度的改革会导致小麦单产的降低,但不会对玉米和水稻的单产产生显著影响。产生这一结果的原因可能是由于小麦的生长季节大部分在旱季,因而对灌溉的依赖程度更大。另外,尽管小麦的单产受到了负面影响,但农民的收入却不会因此而显著降低,而且贫困状况也不会因此而恶化。尽管这一结论有待于我们在长期内进一步考察和检验,但至少在短期内,我们可以不必过分担忧水资源管理制度改革可能导致的太大的消极影响。

我们的水资源管理制度改革还处于初期，还需要不断完善，但已有的形成了有效激励的管理制度改革不仅节水效应明显，而且负面效应微弱，改革的潜力还很大。建议政府继续支持和推进水资源管理制度的改革。不过，不同于改革的初始阶段，我们应当用更多的力量去保证改革过程中有效激励机制的建立和完善，促进改革在农村地区的有效推进和深化。此外，尽管在短期内改革并没有对农民造成很大负面影响，但在长期内，政府仍然有必要密切关注这一问题并采取有效的措施促进水资源管理制度改革的良性发展。最后，改革的节水空间到底应该控制在多大范围以及如何高效率地将节约的水资源分配给水资源短缺的地区从而提高水资源的整体利用效率和社会效益，值得引起研究者和有关政策制定者的注意和深入研究。

附 录

附表 1 样本描述(2001)

	宁夏灌区		河南灌区		合计
	卫宁	青铜峡	人民胜利	柳园口	
村庄(个)	8	24	12	7	51
农户(个)	34	95	34	26	189
地块(块)	68	190	68	52	378
集体水资源管理(%)	27	51	92	100	—
用水协会(%)	50	14	0	0	—
承包管理(%)	23	35	8	0	—
合计(%)	100	100	100	100	—
非集体水资源管理中					
有节水激励机制(%)	12	88	0	0	100
无节水激励机制(%)	47	44	9	0	100

注：非集体水资源管理制度包括用水协会和承包管理。

资料来源：作者的调查。

附表2 农作物用水量(立方米/公顷)决定因素模型的估计结果(两阶段最小二乘法)

	小麦		玉米		水稻	
	系数	t 统计值	系数	t 统计值	系数	t 统计值
非集体水资源管理制度的节水激励机制						
有节水激励机制的概率	-3802.4	-2.83***	-2107.7	-1.09	-23149.1	-2.24**
无节水激励机制的概率	-1054.2	-0.96	992.5	0.63	-5943.3	-0.64
灌溉条件						
地表水灌溉面积比例(%)	61.9	0.06	-1555.1	-0.64	1018.3	0.10
水资源短缺严重程度(1=是,0=否)	-1911.9	-3.90***	-3510.1	-4.45***	-11202.8	-2.75***
水利设施投资(元/公顷)	0.11	1.79*	0.090	1.02	-1.948	-1.83*
作物种植结构						
1995年水稻播种面积所占的比例(%)	-3210.4	-2.79***	-1106.9	-0.54	11146.2	0.96
农户基本特征						
户主年龄(年)	29.1	0.16	-251.4	-0.84	2779.0	1.68*
户主年龄的平方	-0.560	-0.28	2.725	0.82	-32.9	-1.80*
户主受教育年限(年)	-198.5	-2.91***	-144.9	-1.31	-687.5	-1.18
农户规模(公顷/户)	-218.5	-0.10	-5470.1	-1.76*	25745.9	1.61
地块特征						
壤土(1=是,0=否)	348	0.66	-309.5	-0.36	1619.0	0.38
黏土(1=是,0=否)	358.5	0.68	-44.9	-0.05	1204.3	0.29
离家距离	-51.9	-0.15	1119.1	1.57	190.5	0.10
是否单季作物(1=是,0=否)	841.5	1.04	1429.90	1.25	-2000.7	-0.15
灌区虚变量 ^a						
常数项	12469.8	3.00***	18713.8	2.64***	-3738.9	-0.10
样本数	234		163		114	
调整后复相关系数	0.41		0.31		0.3	

注:a. 为节省表格空间,灌区虚变量的估计值省略;

b. “*”,“**”和“***”分别代表10%,5%和1%的显著性水平。

附表 3 村非集体水资源管理制度节水激励机制的决定因素模型

	有节水激励机制的比例		无节水激励机制的比例	
	系数	t 统计值	系数	t 统计值
水资源政策				
上级政策干预	0.212	2.10**	0.424	4.53***
村领导特征				
村领导年龄	-0.013	1.80*	-0.003	-0.47
村领导受教育年限	-0.029	-1.43	0.021	-1.13
村灌溉条件				
村地表水灌溉面积比例	-0.078	-0.38	0.263	-1.39
村水资源短缺严重程度(1=是,0=否)	0.015	-0.15	0.06	-0.63
村单位面积耕地水利设施存量(元/公顷)	0	2.40**	0	-0.28
村作物结构				
1995 年水稻播种面积比例(%)	-0.055	-0.25	0.043	-0.21
灌区虚变量 ^a	略		略	
常数项	0.77	-1.53	-0.001	0
样本数	51		51	
调整后复相关系数	0.23		0.42	

注 a. 灌区虚变量的估计值省略；

b. “*”、“**”和“***”分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

参 考 文 献

- [1] Barker, R., R. Loeve, T. P. Tuong, "Water Saving Irrigation for Rice", Proceedings of International Workshop, Held by International Water Management Institute, International Rice Research Institute, Wuhan University of Technology and Zhejiang University, 23—25 March 2001, Wuhan, China.
- [2] Li, G., *Land Rights, Tenure and Leaders in China*. Unpublished Ph. D. Dissertation, Stanford University, 1999.
- [3] Meinzen-Dick, Ruth, K. V. Raju and A. Gulati, "What Affects Organization and Collective Action for Managing Resources? Evidence from Canal Irrigation Systems in India", *World Development*, 2002, 30(4), 649—666.
- [4] Sagardoy, J. A., "Lessons Learned from Irrigation Management Transfer Programmes", in Johnson, S. H., D. L. Vermillion and J. A. Sagardoy (eds.), *Irrigation Management Transfer: Selected Papers from the International Conference on Irrigation Management Transfer*. 20—24 September 1994, Wuhan, China, Water Report 5. Rome: FAO/International Water Management Institute, 39—46.
- [5] Tang, S. Y., *Institutions and Collective Action: Self-governance in Irrigation*. San Francisco, CA: Institute for Contemporary Studies, 1992.
- [6] World Bank, *Water Resources Management: A World Bank Policy Paper*. Washington DC., 1993.

Water Management Reform , Agricultural Production , and Poverty Reduction

JINXIA WANG ZHIGANG XU JIKUN HUANG

(*Chinese Academy of Sciences*)

SCOTT ROZELLE

(*University of California*)

Abstract We find in four large irrigation districts of the Yellow River Basin that village collective management has been replaced either by Water User Associations or contracting management. Characterized by top-down policy intervention , most cases of water management reform have been nominal. Only those institutions with incentive mechanism have met the objective to save water. Our further empirical research indicates that water management reform with incentive has reduced wheat yield , but has no significant influence on yields of maize and rice , farmer income and poverty.

JEL Classification O53 , Q25 , Q28