

节水生产行为、非农就业与农户收入溢出

陈宏伟,穆月英*

(中国农业大学经济管理学院,北京100083)



摘要 将劳动力要素配置纳入分析框架是厘清粮食节水生产行为收入溢出机制的关键。基于河北、山东、河南540个粮食种植户调查数据,运用工具变量分位数、中介效应和门槛回归模型分析农户节水生产行为的收入溢出机制及异质性。研究表明:节水生产行为能够显著提升农户收入,且农业增收效应大于要素替代效应;节水生产行为的农业增收效应随农业收入水平提升而递增,即“马太效应”,其非农增收效应随非农收入水平提升而递减,即“重心转变效应”;本地非农就业在节水生产行为增收效应中发挥中介作用,外出务工部分遮掩了节水生产行为的收入提升效果;节水生产行为的增收效应随本地非农就业比例增加而上升,随外出务工比例提高而下降。因此,建议完善粮食节水生产的政策扶持与市场机制,引导非农劳动力合理有序就业,强化农村人力资本积累,进而推动农户持续增收。

关键词 节水生产行为;收入溢出;非农就业;粮食生产;Cov-AHP

中图分类号:F323.8 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2022)02-0001-11

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.02.001

我国粮食生产呈现出用水需求增加而供给不足的特点。降雨不足和地表水严重短缺迫使大量超采地下水以维持粮食生产灌溉需求,其中,贡献全国粮食产量30%的华北平原地下水超采问题尤为严重,成为世界上面积最大的地下水漏斗区,水资源短缺问题已严重威胁到粮食安全,引发一系列生态环境问题。同时,粮食生产用水效率低下,粮食灌溉用水浪费和污染现象突出。2019年我国农田灌溉水有效利用系数为0.559,单方水的粮食产量为1.1千克,而发达国家灌溉水利用系数在0.7~0.8之间,单方水粮食产量可达2.5~3.0千克,可见我国粮食生产环节的节水潜力巨大。

《全国农业可持续发展规划(2015—2030年)》提出要加快发展节水农业,推广抗旱品种,节水保墒,管道输水、喷灌、微灌等多种节水生产方式。农户粮食节水生产行为强调节约灌溉用水量、缓解农业水资源短缺,采用农艺节水、工程节水、生物节水等方式,通过输水配水、田间灌水、作物吸收等环节水资源与其他要素的合理配置,发挥提高粮食产量、增加家庭收入的溢出效应。而在实践过程中节水农业推广与农户节水生产行为采纳相脱节,节水灌溉设备老化失修,用水计量手段不完善,导致大水漫灌现象时有发生。粮食节水生产行为的农户采纳程度偏低,采纳持续性弱^[1],其收入溢出效应存在显著的区域和农户个体差异。

农户节水生产行为的增收差异一方面受到年龄、受教育程度、经营规模以及土地细碎化程度等因素的影响^[2],另一方面,随着城镇化进程的加快,大量农村劳动力持续向非农行业转移。2020年农村劳动力非农就业数量高达2.86亿人,其中户籍乡镇内非农就业农民工1.16亿人,外出农民工1.70亿人,非农收入成为农户家庭收入的主要部分。粮食生产与非农就业的关系发生了巨大变化,而粮食节水生产行为具备劳动节约属性,其采纳对农户收入影响的差异可能会受到非农就业的调节

收稿日期:2021-10-24

基金项目:国家社会科学基金重大项目“我国粮食生产的水资源时空匹配及优化路径研究”(18ZDA074)。

*为通讯作者。

作用。因此,在非农就业的背景下探究粮食节水生产行为的收入溢出机制与路径,具有重要的现实意义。

关于节水生产行为的经济效应研究主要包括节本和增产增收两个方面。成本节约方面,以农户家庭或社区为基础的节水生产行为可以减少作物水分利用、提高水分生产率^[3],农户采纳干湿交替灌溉能够减少38%的灌溉时间,相应地节约泵送能源和灌溉用水^[4-5],灌溉水使用量减少25%~30%^[6]。除节水之外,膜下滴灌还具有节约种苗费用、农药化肥费用和投工费用等其他生产投入的溢出效果^[7]。增产增收方面,农户采纳滴灌的农业增收效应主要通过产量效应和溢价效应得到实现^[8],能够使每吨灌溉水增加17.16千克的蔬菜产量、45.90元的蔬菜收入^[9],能够使种植户家庭胡萝卜单产水平提高21%^[10],黄腾等得出抗旱品种、覆膜、喷灌和滴灌四类有效节水灌溉能够使农业亩均收入提升19.66%^[11]。但也有学者得出,采纳节水生产行为后水生产力有所提高,但农作物的产量和用水量均出现下降的趋势^[12]。胡伦等分析了农户节水灌溉的减贫效应,得出农户节水灌溉的意愿每提高1个单位,贫困发生率下降10.5%^[13]。

目前,分析节水生产行为对农户收入影响的实证研究较为丰富,但仍存在一些拓展空间:一是多数研究仅集中于量化节水生产行为的增收效果,而对其增收机制的实证研究不足,较少对非农就业这一关键影响路径展开分析。二是已有文献多集中于研究整体或单一节水生产行为的农户采纳,而节水生产行为涵盖农艺节水、工程节水、生物节水等,不同行为间因替代互补关系而相互影响,仅分析单个节水生产行为的采纳效果存在偏差。本文基于河北、山东、河南三省粮食种植户的调查数据,综合运用协方差层次分析法(Cov-AHP)、工具变量分位数回归模型、中介效应模型和门槛回归模型对节水生产行为的采纳强度与农户收入溢出机制进行实证分析。

一、理论分析与模型构建

1. 理论分析

(1)节水生产行为对农户增收的直接和间接效应。农户层面的节水生产行为包括农艺节水、工程节水、生物节水等,农户节水生产行为在节水的同时,能够提高农业生产效率,产生劳动要素节约偏向,农户根据要素稀缺性特征释放农业劳动力转移到非农行业^[14-15],从而具有收入溢出效应。因此,节水生产行为的收入溢出机制包括农业收入效应和要素替代效应。节水生产行为对农业收入的影响包括两个方面:一是节本增产效应。节水生产行为能够节约农业水费,节省农业用工投入,减少农药化肥支出^[3,7]。同时,节水生产行为能够提高灌溉用水效率,增加亩均产量,从而带来农业收入增加^[8-10]。二是提高抗风险能力。生计能力不足、用水矛盾突出的农户群体收入水平较低,通过推广采纳节水生产行为,可以改善当地的生态环境条件,提高其获取公共服务的能力,从而提升收入水平。同时,农户节水生产行为中的干中学,能够增进人力资本、社会资本等生计资本,提高灾害风险预防和抵御风险冲击的能力^[13]。

节水生产行为对农户收入的要素替代效应体现在:农户节水生产行为采纳如抗旱品种能够减少灌溉次数、喷灌/微灌等能够减少灌溉人工投入,从而降低对农业劳动力的需求,缩短农业生产时间,理性农户会选择优化家庭劳动力配置,使家庭剩余农业劳动力向非农行业转移^[11,13]。同时,节水生产行为采纳带来的农业生产劳动强度的下降,使得女性及老龄化劳动力能够胜任农业生产,从而释放出更多劳动力进行非农就业^[14]。另外,采纳节水生产行为的农户出于对节水灌溉设备高成本投入的需求,更倾向于进行非农就业,从而提升非农收入和家庭收入水平。

H₁:节水生产行为能够显著增加农业收入,并通过非农就业提高非农收入。

(2)节水生产行为的农户增收异质性。农户间存在生产资料占有、知识储备、经营能力的禀赋差异,具有收入优势的农户往往具备较强的资源利用、技术习得能力,更容易获取节水生产行为采纳程度提高所带来的益处。农户工程节水生产行为的前期投资及日常维护成本较高^[16],高农业收入农户

能够承担较高的节水设施管护费用和技术风险,更好地发挥节水生产行为的比较优势,进一步提升农业收入水平,即节水生产行为采纳的“马太效应”。而高非农收入的农户家庭往往较少将所获收入用于农业投资,而是用于住房、教育、医疗等方面^[17],使得节水生产行为的要素替代效应弱化,即农户节水生产行为采纳的“重心转变效应”。

H₂:节水生产行为对高农业收入农户的农业增收作用更为显著,对低非农收入农户的非农收入提升作用更加明显。

(3)节水生产行为的农户增收门槛机制。根据劳动力务工距离的远近,可以将非农就业划分为本地非农就业和外出务工两种类型,农户节水生产行为采纳推动家庭劳动力向非农行业转移,本地非农就业能够提高农户家庭收入水平同时兼顾农业生产,从而进一步增强对节水生产行为的支付能力和抗风险能力,契合节水生产行为减轻人工投入的特点^[18],且本地非农就业比例越高,节水生产行为的要素替代效应越大,增收效果越显著。劳动力外出务工使得工资性收入成为农户家庭收入的主要部分^[19],随着家庭劳动力外出务工比例的提高,引致从业重心向非农转变,从而减少务农时间投入^[20],不利于节水生产行为的要素替代效应的发挥。

H₃:本地非农就业、外出务工均在节水生产行为的农户增收机制中发挥门槛效应。

为此,本文构建粮食节水生产行为对农户收入溢出机制的理论分析框架,如图1所示。

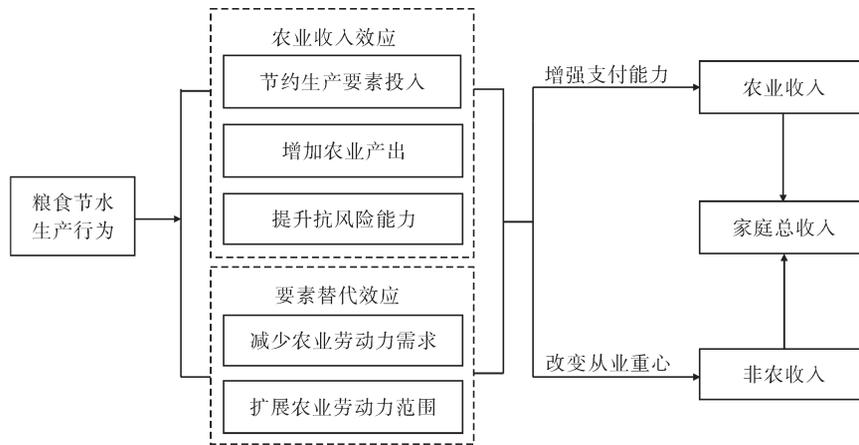


图1 粮食节水生产行为的农户收入溢出分析框架

2. 模型构建

(1)基准模型。为研究节水生产行为对农户收入的影响,本文将基准模型设置如下:

$$Income_i = \alpha_0 + \alpha_1 WP_i + \sum \alpha_{2i} X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, $Income_i$ 表示第 i 个农户的收入水平, WP_i 表示节水生产行为, X_i 表示一系列控制变量, α_i 表示待估参数, ϵ_i 表示随机误差项。

(2)工具变量分位数模型。检验节水生产行为对农户收入的异质性影响是分析农户增收“分化”的重要手段。考虑到节水生产行为与农户收入可能存在互为因果关系的内生性问题,而分位数回归模型可能造成参数估计的不一致性。因此,采用由 Chernozhukov 等^[21]提出的工具变量分位数回归模型(IVQR)分析节水生产行为对农户收入的影响。模型设定如下:

$$q(WP_i, X', \tau) = \lambda(\tau) TA_i + \theta(\tau) X' \quad (2)$$

$$p[Income_i \leq q(WP_i, X', \tau) | Z, X'] = \tau \quad (3)$$

其中, τ 表示特定分位点, λ, θ 表示待估参数, Z 表示工具变量, $q(\cdot)$ 表示分位数函数方程,式(3)为引入工具变量后的目标函数,根据加权离差绝对值之和最小原则展开如下,得到分位数回归估计量:

$$\arg \min E \{ \rho_\tau [Income_i - WP_i \lambda(\tau) - \theta(\tau) X' - Z_i \delta(\tau)] \} \quad (4)$$

式(4)中, ρ_τ 为损失函数, δ 表示待估参数,在模型估计之前需要检验工具变量的有效性和弱工具

变量问题。

(3)中介效应模型。从理论分析可知,节水生产行为可能通过非农就业对农户收入产生影响,因此,建立中介效应模型进行影响路径分析。借鉴温忠麟等^[22]的中介效应检验方法,首先设定式(1)检验节水生产行为对农户收入的直接影响,其次运用式(5)和式(6)检验节水生产行为是否通过影响非农就业间接影响农户收入。

$$Mig_i = \beta_0 + \beta_1 WP_i + \sum \beta_{2i} X_i + \epsilon_2 \quad (5)$$

$$Income_i = \rho_0 + \rho_1 WP_i + \rho_2 Mig_i + \sum \rho_{3i} X_i + \epsilon_3 \quad (6)$$

其中, Mig_i 表示非农就业, β_i, ρ_i 表示估计参数,只有 α_1 显著才继续检验 β_1, ρ_1 与 ρ_2 ,反之不存在中介效应。在 α_1 通过检验的前提下,若 β_1 与 ρ_2 均显著表明节水生产行为对收入的影响至少有一部分是通过非农就业实现的。在前面两步检验均通过的情况下,若 ρ_1 显著且与 $\beta_1 \rho_2$ 同号,表明非农就业起部分中介作用,反之为遮掩效应。

(4)门槛回归模型。由于节水生产行为的增收效果可能会因非农就业距离和程度不同而存在差异,为避免主观选定阈值而造成估计偏误,借鉴Hansen^[23]提出的门槛回归模型,以统计推断的方法生成门槛值,划分非农就业程度的区间,以存在2个门槛值为例,模型设定如下:

$$Income_i = \lambda_i + \eta_1 WP_i I(Mig_i < \gamma_1) + \eta_2 WP_i I(\gamma_1 \leq Mig_i < \gamma_2) + \eta_3 WP_i I(Mig_i \geq \gamma_2) + \sum \eta_i X_i + \mu_i \quad (7)$$

式(7)中, $I(\cdot)$ 表示指标函数, γ_i 表示特定的门槛值, η_i 和 λ_i 为待估系数, μ_i 为随机误差项。由于可能在两个或两个以上的门槛,需要通过自抽样检验以判定具体门槛个数。

3. 农户节水生产行为测度

农户可能集成采纳一项或多项节水生产行为,而以是否采纳节水生产行为或采纳数量进行赋值,无法体现出不同行为相对重要性的差异,以及不同行为间的替代或互补关系。Cov-AHP方法基于层次分析法的分析框架,但以平均协方差替代主观权重判断,根据得到的各节水生产行为的权重系数,测算出综合采纳强度,能够体现各类节水生产行为的替代互补关系及集成效果^[2]。

具体计算步骤如下:第一步,明确节水生产行为清单,根据农户样本矩阵依次构造协方差矩阵、相对协方差矩阵、判断矩阵。

第二步,计算判断矩阵的行元素积 $M_i = \prod_{j=1}^p b_{ij}$,运用方根法并归一化处理后即得到各子行为要素的权重 $w_i = \sqrt[p]{M_i} / \sum_{j=1}^p \sqrt[p]{M_i}$,其中 p 表示节水生产行为数量。

第三步,计算判断矩阵的随机一致性比率以检验得到的各要素权重是否合理,计算公式为: $CR = \frac{\lambda_{\max} - p}{RI(p-1)}$, λ_{\max} 表示判断矩阵的最大特征根, RI 表示随机一致性标准。

二、数据来源与变量说明

1. 数据来源

为掌握我国粮食生产及水资源利用状况与方式,课题组于2019年7月在河北、山东和河南3省的粮食主产区开展了粮食种植户问卷调查。调研区域以灌区为主,主要依靠地表水和开采地下水进行灌溉,基础设施配套较为完善,是保障我国北方粮食供给的重要地区。问卷调查对象的选取采取多阶段分层抽样和随机抽样相结合的方式,首先在每个省份随机抽取2个粮食主产区,选定河北省清苑县、南和县,山东省曹县、齐河县,河南省永城县、息县作为调研区域,然后采用同样的分层随机抽样方法在每个县抽取4个乡镇,每个乡镇抽取2个行政村,每个行政村抽取12户农户。调查内容主要涵

盖了粮食种植户家庭基本情况、成本收益情况、节水生产行为认知与采纳情况、水资源认知与利用情况,所在村基本信息等,共收回农户问卷576份,筛选后符合研究需要的有效农户样本数量540户,有效率为93.75%。

2. 变量说明

(1)被解释变量:家庭总收入、农业收入、非农收入。分别用家庭人均纯收入、家庭人均经营性收入、家庭人均工资性收入表示。

(2)解释变量:节水生产行为。主要包括抗旱品种、留茬免耕、地膜覆盖、地面管道、地下管道、喷灌/微灌等6种行为^[5,24],基于调研数据运用Cov-AHP方法进行测算,得到客观权重依次为0.156、0.198、0.175、0.220、0.196和0.056,随机一致性比率 CR 等于0.018 $<$ 0.100,表明判断矩阵通过一致性检验。

非农就业。非农就业是指农村户籍劳动力转移到非农部门就业的过程^[25],包括本地非农就业和外出务工两种类型^[17]。由于劳动力非农就业是家庭决策行为,本文选取粮食种植户家庭在本乡镇范围以内务工人口占比和家庭在乡镇范围以外务工人口占比来分别衡量本地非农就业和外出务工程度。以乡镇范围为划分标准的原因是:乡镇外非农就业农户在能力积累和劳动时间损失方面与本地就业农户存在显著差异,能够体现不同非农就业类型的异质性影响^[20]。

(3)控制变量:性别、年龄、受教育年限和风险态度等户主禀赋变量;种植年限、种植规模、是否加入合作社、社会网络、与县城距离等家庭禀赋变量;是否属于河北省、是否属于河南省等地区差异变量(以山东省为对照)。

(4)工具变量:灌溉机械的抽水深度、生态环境效益。抽水深度反映了水资源的短缺程度,与农户节水生产行为采纳情况高度相关,而抽水深度不会直接影响被访者家庭收入状况;资源节约带来的生态环境效益是农户节水生产行为的直接动机,而生态环境效益仅通过影响节水生产行为进而影响农户收入,两个工具变量均符合相关性和外生性要求。变量定义与描述性统计结果见表1。

表1 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名	变量定义	均值	标准差
被解释变量	家庭总收入	家庭人均纯收入/万元	4.709	4.953
	农业收入	家庭人均经营性收入/万元	1.571	3.591
	非农收入	家庭人均工资性收入/万元	3.138	3.616
核心解释变量	节水生产行为	根据Cov-AHP方法测算得到	0.206	0.212
	本地非农就业	本地非农就业人口/家庭总人口	0.125	0.271
	外出务工	外出务工人口/家庭总人口	0.267	0.358
	性别	男=1;女=0	0.843	0.364
	年龄	户主当年实际年龄	51.388	10.392
控制变量	受教育年限	户主受教育总年限	8.816	2.703
	风险态度	风险偏好=1;否=0	0.209	0.407
	种植年限	家庭粮食生产劳动力的最长种植年限	29.085	12.532
	种植规模	实际粮食播种面积/亩	12.274	17.311
	是否加入合作社	是=1;否=0	0.056	0.230
	社会网络	家庭年礼金支出(元)的对数值	7.689	1.246
	与县城距离	居住地到所在县城的距离/千米	15.160	11.574
	地区	河北=1;否=0 河南=1;否=0	0.343 0.335	0.475 0.472
工具变量	抽水深度	灌溉机械地下水抽水深度(米)的对数值	3.906	1.301
	生态环境效益	节水生产行为能够改善生态环境=1;不能=0	0.661	0.545

三、结果分析

1. 节水生产行为影响农户收入的基准回归结果

节水生产行为与农户家庭收入变量间可能存在反向因果的内生性问题,为弱化内生性导致的估计偏误,运用两阶段工具变量的CMP方法,以抽水深度和生态环境效益作为工具变量,第一阶段均以节水生产行为作为被解释变量,第二阶段分别以家庭总收入、农业收入、非农收入为被解释变量,表2中模型(1)、(2)和(3)的 $atanhrho$ 值均在1%的水平上显著,拒绝了节水生产行为变量外生的原假设,表明三个模型均存在内生性问题且CMP估计结果更为有效。第一阶段估计结果中,抽水深度、生态环境效益与节水生产行为这一内生变量均显著相关,因此,选取抽水深度、生态环境效益作为工具变量较为合适,不存在弱工具变量的问题。

表2 节水生产行为对农户收入影响的CMP估计结果

变量	模型(1)		模型(2)		模型(3)	
	节水生产行为	家庭总收入	节水生产行为	农业收入	节水生产行为	非农收入
抽水深度	0.244 ^{**} (0.105)		0.237 ^{**} (0.110)		0.249 [*] (0.135)	
生态环境效益	0.111 ^{***} (0.042)		0.105 ^{**} (0.043)		0.173 ^{***} (0.058)	
节水生产行为		0.228 ^{***} (0.048)		0.591 ^{**} (0.263)		0.195 ^{**} (0.073)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.063(1.057)	9.108 ^{***} (0.962)	0.215(1.075)	9.646 ^{***} (0.534)	0.021(1.062)	8.520 ^{***} (0.539)
$atanhrho$ 值	0.374 ^{***} (0.037)		0.268 ^{***} (0.033)		0.132 ^{***} (0.033)	
LR统计量	155.900 ^{***}		313.870 ^{***}		222.220 ^{***}	

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为稳健标准误,下同。

将表2中节水生产行为变量对三类农户收入影响的系数进行对比,节水生产行为变量对家庭总收入、农业收入和非农收入的影响均显著为正,分别为0.228、0.591和0.195,且对非农收入的影响系数显著小于农业收入,说明节水生产行为的农业产出增长效应大于要素替代效应,调研区域的山东、河南、河北是劳动力的主要输出地,存在大量农业剩余劳动力,农户节水生产行为能够节约劳动、灌溉水等农业生产要素投入,直接增加农业收入,同时,节水生产行为节约的农业劳动投入能够推动劳动力非农就业,从而提升非农收入,使得农户家庭总收入增加, H_1 得证。

控制变量中,受教育年限、风险态度、加入合作社和社会网络对三类收入的影响系数均显著为正,农户家庭劳动力受教育程度越高有助于提升自身农业生产能力,加入合作社能够获取技术培训,提高议价能力和销售收入,均能够直接提升农业收入,而较高的受教育水平往往更容易获取非农就业机会,提升非农收入。农户社会网络数量是社会资本的体现,能够消除信息不对称,获得更多的收入来源渠道,提高家庭各项收入水平。风险态度较为积极的农户家庭能够获取较高收入水平,与常识一致,而性别、年龄、种植年限和土地细碎化的系数均不显著。

2. 节水生产行为对异质性农户收入的影响

分别选取农户家庭农业收入与非农收入的25%、50%和75%三个典型分位点,同样以抽水深度和生态环境效益作为节水生产行为的工具变量,运用工具变量分位数回归模型(IVQR)分析节水生产行为对异质性农业收入与非农收入的影响,估计结果分别如表3中的模型(4)和模型(5)所示。可以看出,节水生产行为对25%、50%、75%分位点农业收入的正向影响逐步扩大,相比于低农业收入农户,高农业收入农户采纳节水生产行为后的收入增加幅度更大,即存在“马太效应”。

对于非农收入相对较低的农户家庭(50%及以下分位数),节水生产行为的非农收入增加效果更加明显,即节水生产行为能够显著提升低非农收入农户的非农收入水平,而对于高非农收入农户家

庭(75%分位数),节水生产行为的非农收入增收效应不再显著,这是由于非农就业距离的差异,外出务工的农业经营决策者对农业生产的重视程度较低,而能够获取较高非农收入的劳动力外出务工改变了农户从业重心,使得农业生产逐步减少,节水生产行为的非农增收效果进一步弱化,与邹杰玲等^[20]的研究结论一致, H_2 得证。

表3 节水生产行为影响农户收入的工具变量分位数回归估计结果

变量	模型(4)			模型(5)		
	25%分位点	50%分位点	75%分位点	25%分位点	50%分位点	75%分位点
节水生产行为	0.379*(0.164)	0.407*(0.228)	0.487*** (0.170)	0.461*** (0.114)	0.275*** (0.083)	-0.043(0.101)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	8.272*** (0.263)	7.582*** (0.397)	8.960*** (0.351)	10.958*** (0.298)	10.454*** (0.984)	9.873*** (0.299)
Pseudo R^2	0.079	0.073	0.117	0.089	0.031	0.052

3. 非农就业的中介效应分析

为进一步明确非农就业在节水生产行为和农户收入之间发挥的中介作用,运用中介效应模型进行检验,估计结果如表4所示。模型(6)和(7)中节水生产行为影响农户收入的总效应系数为0.254且通过显著性检验。本地非农就业和外出务工方程中,节水生产行为对本地非农就业有显著的正向影响,而对外出务工的系数显著为负,可能的原因是采纳节水生产行为带来的务农时间节省有助于劳动力在本乡镇内从事非农行业,同时兼顾农业生产,而远距离外出务工则具有较强的非农化倾向,甚至放弃农业生产,因此,采纳节水生产行为不利于从事远距离外出务工,与刘魏等^[17]的结论一致。两个模型中家庭总收入方程的节水生产行为系数均显著,分别为0.262和0.156,本地非农就业、外出务工的系数均显著为正,表明两个中介变量的间接效应均显著。因此,本地非农就业和外出务工均在节水生产行为对农户家庭收入的影响中发挥中介作用。

表4 节水生产行为影响农户收入的中介效应检验结果

变量	模型(6)			模型(7)		
	家庭总收入	本地非农就业	家庭总收入	家庭总收入	外出务工	家庭总收入
节水生产行为	0.254*** (0.077)	0.154*** (0.015)	0.262*** (0.077)	0.254*** (0.077)	-0.136*** (0.008)	0.156** (0.065)
本地非农就业			0.347** (0.167)			
外出务工						0.420*** (0.025)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Sobel 检验		2.037**			-11.949***	
间接效应/总效应		21.039%			36.615%	

将以上结果进行汇总,节水生产行为对农户收入的直接效应为正,其中本地非农就业的间接效应为正,而外出务工的间接效应为负,表明采纳节水生产行为不仅对农户家庭农业收入有直接的改善作用,还会通过本地非农就业间接提高农户收入,中介效应占比为21.039%。而外出务工则在节水生产行为提升农户收入的影响机制中有部分抑制作用,即“遮掩效应”,遮掩效应占比为36.615%。可见,从影响机制的角度也证实了前述研究结论的稳健性。

4. 非农就业的门槛效应检验

根据基准回归结果,节水生产行为对农户家庭总收入具有促进作用,但对于不同非农就业类型和程度的农户家庭,该促进作用是否存在门槛特征即非线性增收效应,有待进一步验证。本文以无非农就业农户样本为对照组,分别以有本地非农就业、有外出务工农户样本为处理组,以本地非农就

业比例和外出务工比例为门槛变量,依次在单一门槛、双重门槛、三重门槛假设下进行估计,借助Bootstrap方法重复抽样500次得到 P 值、门槛估计值和置信区间,具体门槛模型估计结果见表5。根据估计结果,劳动力本地非农就业的两个门槛值分别为0.143和0.285,因此,将农户划分为低本地非农就业程度($q < 0.143$)、中等本地非农就业程度($0.143 \leq q < 0.285$)和高本地非农就业程度($q \geq 0.285$)三类。根据外出务工的两个门槛值0.2和0.4,将农户划分为低外出务工程度($q < 0.2$)、中等外出务工程度($0.2 \leq q < 0.4$)和高外出务工程度($q \geq 0.4$)三类。

表5 非农就业的门槛效应检验结果

变量	模型(8)			模型(9)		
	本地非农就业 比例 <0.143	$0.143 \leq$ 本地非农 就业比例 <0.285	本地非农就业 比例 ≥ 0.285	外出务工 比例 <0.2	$0.2 \leq$ 外出务工 比例 <0.4	外出务工 比例 ≥ 0.4
节水生产行为	0.165** (0.016)	0.209*** (0.090)	0.293** (0.138)	0.310** (0.131)	0.152*** (0.023)	-0.018 (0.095)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R^2	0.224	0.282	0.209	0.122	0.175	0.185

可以看出,当本地非农就业比例低于0.143时,该阶段节水生产行为对农户收入的影响主要表现为农业劳动力投入过剩的“拥挤效应”,即农户家庭中低边际产出劳动力持续参与农业生产,节水生产行为难以发挥出劳动力节约的要素替代效应,造成农业劳动力投入过剩,采纳节水生产行为的增收效果较小。当本地非农就业比例高于0.143时,节水生产行为对农户收入的影响显著提升,当本地非农就业比例高于0.285时,节水生产行为的劳动力要素节约效应充分释放,增收效应得到进一步强化。因此,跨越本地非农就业的门槛,是发挥节水生产行为收入溢出效应的重要路径。当外出务工比例提升至第一门槛值(0.2)和第二门槛值(0.4)之间时,节水生产行为的增收效果逐步弱化,农户的从业重心开始向非农改变,逐步减少农业生产劳动力投入。而当外出务工比例大于0.4时,节水生产行为对农户收入的提升作用不再显著,进一步印证了外出务工的从业重心转变机制, H_3 得证。

5. 稳健性检验

为了检验基准模型回归结果的稳健性,将解释变量节水生产行为采纳程度替换为是否采纳节水生产行为(0—1变量),同样以抽水深度和生态环境效益作为工具变量,运用工具变量的CMP方法进行稳健性检验,结果如表6所示。模型(10)、(11)和(12)的 $atanhrho$ 值均在1%的水平上显著,表明农户节水生产行为采纳为内生变量。第一阶段估计结果中,抽水深度、生态环境效益与节水生产行为均高度相关,显著拒绝原假设,排除了弱工具变量的可能性。节水生产行为对家庭总收入、农业收入、非农收入的正向影响显著性均保持不变,相对大小与基准模型保持一致,验证了估计结果的稳健性。

四、结论与启示

本文基于非农就业的视角,利用河北、山东、河南3个省份540户粮食种植户的微观数据,运用协方差层次分析法(Cov-AHP)测算得到农户节水生产行为集成采纳强度,在此基础上,运用工具变量分位数模型分析节水生产行为集成采纳对异质性农户收入的影响,进一步运用中介效应模型和门槛回归模型验证本地非农就业与外出务工两种非农就业类型的异质性作用。主要结论如下:

第一,不同节水生产行为采纳存在关联性,其相对重要性存在显著差异,农户采纳抗旱品种、留茬免耕、地膜覆盖、地面管道、地下管道、喷灌/微灌等6种节水生产行为的客观权重依次为0.156、0.198、0.175、0.220、0.196和0.056,地面管道、留茬免耕和地下管道的权重较高。

第二,节水生产行为能够显著提高农户家庭的农业收入与非农收入水平,且农业增收效应大于要素替代效应。从作用逻辑来看,节水生产行为对异质性农业收入和非农收入的影响存在显著差

表6 稳健性检验结果

变量	模型(10)	模型(11)	模型(12)
	第一阶段被解释变量:节水生产行为		
抽水深度	0.087*** (0.017)	0.048*** (0.015)	0.028* (0.018)
生态环境效益	0.441** (0.178)	0.385** (0.161)	0.437** (0.177)
控制变量	已控制	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制
常数项	0.391 (1.235)	0.012 (1.191)	0.410 (1.232)
	第二阶段被解释变量:家庭总收入		
节水生产行为	0.190** (0.097)	0.728*** (0.250)	0.137*** (0.050)
控制变量	已控制	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制
常数项	8.596*** (0.575)	8.718*** (1.114)	8.419*** (0.527)
atanrho值	0.196*** (0.029)	0.212*** (0.045)	0.131*** (0.034)
LR统计量	71.130***	218.670***	136.840***
	第二阶段被解释变量:农业收入		
	第二阶段被解释变量:非农收入		

异,节水生产行为对农业收入的影响存在“马太效应”,即对于具有比较优势的高农业收入农户,节水生产行为的农业增收作用更加明显;节水生产行为对非农收入的影响存在“重心转变效应”,即节水生产行为对于低非农收入农户的非农收入提升作用更为显著,而对于高非农收入农户,节水生产行为对非农收入的提升作用较小。

第三,劳动力本地非农就业和外出务工两种非农就业类型均显著提高农户收入水平,节水生产行为对农户收入的影响机制中本地非农就业发挥中介效应,即节水生产行为有助于劳动力本地非农就业进而提升农户收入水平;外出务工在节水生产行为提升农户收入机制中存在遮掩效应,即节水生产行为不利于农户外出务工进而降低农户收入,部分遮掩了节水生产行为对农户收入的提升效果。

第四,节水生产行为的农户增收效应因劳动力本地非农就业和外出务工比例的差异而均存在双重门槛效应,当本地非农就业比例分别跨越0.143和0.285的门槛值,节水生产行为的增收效应呈阶梯型上升;当外出务工比例分别跨越0.2和0.4时,其增收效应随着节水生产行为强度的提升而持续下降。

基于上述研究结论,得出如下的政策启示。第一,通过政策扶持和市场机制激励粮食种植户采纳节水生产行为。一方面,通过补贴节水设备初期投入与供给日常维护服务等,降低农户节水生产行为采纳成本和技术风险,提高农户采纳地面管道、留茬免耕和地下管道等节水生产行为的主动性,解决节水农业推广的“最后一公里”问题。另一方面,建立粮食生产节水推广的市场机制,推进农业水价综合改革,完善农业水价形成机制,用市场杠杆促进农户采纳节水生产行为,实现粮食节水生产行为的可持续性。

第二,引导粮食生产剩余劳动力合理有序向非农部门转移。在进城农民工回流规模不断扩大的背景下,鼓励劳动力返乡择业,实现就地就近就业,使其在本地非农就业的基础上兼顾粮食生产,利用非农就业经历真正服务于农业生产,充分发挥节水生产行为的增收效果;对于较少从事粮食生产、远距离务工、以工资性收入为主的农户,应当顺应其非农化倾向。

第三,针对节水生产行为对农户收入的异质性影响,对于禀赋约束导致农业收入不高的农户,应强化农村劳动力的人力资本积累,将节水农业推广与农民职业教育相结合,提升农户科技素质,强化

对农户农田灌溉水资源管理知识的推广普及;对于兼业程度较高而农业收入较低的农户,应鼓励其进行土地流转和生产托管,以便充分释放土地等生产要素,促进粮食节水生产的整体推进。

参 考 文 献

- [1] 谭永风,陆迁. 风险规避、社会学习对农户现代灌溉技术采纳行为的影响——基于Heckman样本选择模型的实证分析[J]. 长江流域资源与环境, 2021, 30(1): 234-245.
- [2] 董莹,穆月英. 农户环境友好型技术采纳的路径选择与增效机制实证[J]. 中国农村观察, 2019(2): 34-48.
- [3] HUANG Q, WANG J, LI Y. Do water saving technologies save water? Empirical evidence from North China[J]. Journal of environmental economics and management, 2017, 82(3): 1-16.
- [4] LAMPAYAN R M, REJESUS R M, SINGLETON G R, et al. Adoption and economics of alternate wetting and drying water management for irrigated lowland rice[J]. Field crops research, 2015(170): 95-108.
- [5] REJESUS R M, PALIS F G, RODRIGUEZ D G P, et al. Impact of the alternate wetting and drying (AWD) water-saving irrigation technique: evidence from rice producers in the Philippines[J]. Food policy, 2011, 36(2): 280-288.
- [6] RAHMAN M R, BULBUL S. Adoption of water saving irrigation techniques for sustainable rice production in Bangladesh[J]. Environment and ecology research, 2015, 3(1): 1-8.
- [7] 吕杰,金雪,韩晓燕. 农户采纳节水灌溉的经济及技术评价研究——以通辽市玉米生产为例[J]. 干旱区资源与环境, 2016, 30(10): 151-157.
- [8] 杨鑫,穆月英. 农业技术采用、时间重配置与农户收入[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2020(4): 50-60, 176.
- [9] 张哲晰,穆月英,侯玲玲,等. 环渤海地区滴灌的资源与经济效应——政府与农户目标一致性检验[J]. 资源科学, 2019, 41(8): 1400-1415.
- [10] 蔡荣,汪紫钰,刘婷. 节水灌溉技术采用及其增产效应评估——以延津县318户胡萝卜种植户为例[J]. 中国农业大学学报, 2018, 23(12): 166-175.
- [11] 黄腾,赵佳佳,魏娟,等. 节水灌溉技术认知、采用强度与收入效应——基于甘肃省微观农户数据的实证分析[J]. 资源科学, 2018, 40(2): 347-358.
- [12] CARRIJO D R, LUNDY M E, LINQUIST B A. Rice yields and water-use under alternate wetting and drying irrigation: a meta-analysis[J]. Field crops research, 2017(203): 173-180.
- [13] 胡伦,陆迁. 干旱风险冲击下节水灌溉技术采用的减贫效应——以甘肃省张掖市为例[J]. 资源科学, 2018, 40(2): 417-426.
- [14] 马铁群,孔婷婷. 农业技术进步、劳动力转移与农民收入差距[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2019, 18(6): 35-44.
- [15] 张宽,邓鑫,沈倩岭,等. 农业技术进步、农村劳动力转移与农民收入——基于农业劳动生产率的分组PVAR模型分析[J]. 农业技术经济, 2017(6): 28-41.
- [16] 张益,孙小龙,韩一军. 社会网络、节水意识对小麦生产节水技术采纳的影响——基于冀鲁豫的农户调查数据[J]. 农业技术经济, 2019(11): 127-136.
- [17] 刘魏,张应良. 非农就业与农民收入差距研究——基于“离土”和“离乡”的异质性分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018(3): 56-64, 155.
- [18] 张复宏,宋晓丽,霍明. 果农对过量施肥的认知与测土配方施肥技术采纳行为的影响因素分析——基于山东省9个县(区、市)苹果种植户的调查[J]. 中国农村观察, 2017(3): 117-130.
- [19] 任国强,石玉成. 我国农村居民个体收入剥夺的决定因素研究——基于CGSS2010数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2016(1): 48-59.
- [20] 邹杰玲,董政祎,王玉斌. “同途殊归”: 劳动力外出务工对农民采用可持续农业技术的影响[J]. 中国农村经济, 2018(8): 83-98.
- [21] CHERNOZHUKOV V, HANSEN C. Instrumental quantile regression inference for structural and treatment effect models[J]. Journal of econometrics, 2006, 132(2): 491-525.
- [22] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014(5): 731-745.
- [23] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [24] TANG J, FOLMER H, XUE J. Adoption of farm-based irrigation water-saving techniques in the Guanzhong plain, China[J]. Ag-

gricultural economics, 2016, 47(4): 445-455.

[25] 蔡昉. 农业劳动力转移潜力耗尽了[J]. 中国农村经济, 2018(9): 2-13.

Water-saving Production Behavior, Non-farm Employment and Farmers' Income Spillover Effect

CHEN Hongwei, MU Yueying

Abstract Taking labor allocation into the analysis framework is the key to clarify the income spillover mechanism of grain water-saving production behavior. Based on the perspective of heterogeneous non-farm employment and the sample survey data of 540 grain farmers in Hebei, Shandong and Henan provinces, this paper analyzes the spillover mechanism of water-saving production behavior on farmers' income and heterogeneity by using instrumental variables quantile regression, mediating effect and threshold regression models. The results show that water-saving production behavior can significantly improve farmers' income, and the agricultural income effect is greater than the factor substitution effect. The agricultural income effect of water-saving production behavior increases with the increase of agricultural income level, which is named the Matthew Effect; the non-farm income effect of water-saving production behavior decreases with the increase of non-farm income level, which is named gravity shift effect. Local non-farm employment plays a partial mediating role in the income increasing effect of water-saving production behavior, while migration for work partly cover up the income promotion effect of water-saving production behavior. The effect of water-saving production behavior on farmers' income increases with the proportion of local non-farm employment, and decreases with the proportion of outworkers. Therefore, it is suggested to improve policy support and market mechanism of grain water-saving production, guide reasonable and orderly transfer of rural non-farm labor force and strengthen rural human capital accumulation, so as to promote the sustainable increase of farmers' income.

Key words water-saving production behavior; income spillover effect; non-farm employment; grain production; Cov-AHP

(责任编辑:金会平)