

# 农业技术采用、时间重配置与农户收入

杨 鑫,穆月英

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)



**摘 要** 在构建农业技术采用影响农户时间再配置理论框架的基础上,利用 2015—2017 年河北、山东、辽宁等蔬菜主产区农户调研数据,联合运用内生转换模型和多重中介效应模型,定量验证了滴灌采用对农户收入的影响,以及时间重配置产生的中介作用,包括雇工效应、溢价效应、转移效应和产量效应。结果表明:蔬菜种植农户采用滴灌后收入显著提高,主要机制是产量效应和溢价效应,表现为年产量增加 9 212.83 千克、溢价销售比例提高 18.89%,分别对应的户均年收入增幅为 1 842.80 元和 1 354.75 元,中介效应占总效应的 61.97%。因此,在推广农业技术促进农户收入增加时,创造和改善农户时间重配置的环境和能力,可有效保证收入增加的主动性和持续性。

**关键词** 技术采用; 时间重配置; 农户收入; 蔬菜; 多重中介效应模型

**中图分类号:**F 323.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2020)04-0050-11

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.04.006

《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》把“进一步提高农民收入水平,缩小城乡收入差距”列为重要目标之一。农业生产水平较低时期,农业技术会直接促进产量提高并带来农户收入增加。随着农业供给能力提升,农业技术进步提高产量的同时会降低市场价格,使得只有少部分“技术先行者”收入增加。改革开放后,非农经济规模不断扩大,劳动节约型农业技术进步促使大量农村劳动力进城务工<sup>[1]</sup>,形成农业技术采用水平、农村劳动力转移数量与农户收入同步提高的现象。但是,农民收入进一步增加面临诸多挑战,一方面非农劳动力转移速度逐渐放缓<sup>[2]</sup>,另一方面受成本提高和价格“天花板”的双重挤压,农产品利润率长期处于较低水平。当前,农业技术采用的增收作用已存在一定“失灵”,即并不能在任何条件下都使农户增收,也不会对所有农户都有增收效果。因此,为激发提高农户收入和实现乡村振兴的持续驱动力,厘清农业技术采用对农户收入的具体影响机制显得极其重要。

劳动时间是农户重要的要素禀赋<sup>[3]</sup>,在居民人均收入较低、农业增产为核心目标的时期,农户时间配置行为较单一,促进收入增长主要依靠增加非农就业时间。近年,食品消费升级、雇工数量增加、县域经济发展等使农户提高收入的选择更多样化,表现在农户对自身劳动时间的配置能力增强和配套环境成熟。农业技术采用会显著改变农户从事不同劳动的边际时间价值,包括农业生产、农产品溢价销售、减少雇工等,进而促使其重新配置时间以提高收入。为此,深入分析农业技术采用、时间重配置与农户收入的关系具有理论和现实意义。

## 一、文献综述

农业技术采用是否促进农户收入增加是学术界关注的争议性问题。舒尔茨提出在要素价格和产品价格不稳定时,通过对人力资本进行投资,促进农业新技术采用是提高农户收入的关键驱动力<sup>[4]</sup>。Cochrane 从一个长期视角提出“农业技术踏车假说”:最先采用农业新技术的生产者劳动生产率将提

收稿日期:2019-09-19

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)。

作者简介:杨 鑫(1993-),男,博士研究生;研究方向:农业经济政策与理论。

通讯作者:穆月英(1963-),女,教授,博士;研究方向:农业经济政策与理论。

高,进而降低产品单位成本或者提高产量而获取更多的收入,但农业部门技术进步使总供给增加、价格降低,导致没有使用新技术的农户受到产品低价和生产高成本的影响,最终无法获利而退出农业生产<sup>[5]</sup>。Hayami等拓展上述假设,认为在大量售出农产品时,增加的大部分福利被消费者获取,长期均衡下农户收入的提高可能并不明显<sup>[6]</sup>。实证研究对农业技术采用是否促进农户收入提高也存在不同意见。部分学者认为农业新技术会负面作用于农户收入,理由是新技术广泛采用会使要素价格上升、产品价格下降、收入分配恶化等,普通农户面对双重压力难以增加收入<sup>[7-9]</sup>;也有学者从历史发展、微观调查、技术选择偏误、收入结构等角度进行论证,认为农业技术采用长期有利于农户收入<sup>[10-13]</sup>。综合来看,农业技术采用与农户收入的关系在不同条件下会发生变化,且存在复杂的中间机制。

相较于农业技术采用是否提高农业收入的研究,更多文献关注农业技术采用提高农户收入的具体机制,主要从农业劳动力转移和产品溢价视角展开:采用农业技术会减少农户生存必要的农业劳动时间,同时城市现代产业部门的劳动工资较高,令农村剩余劳动力转移或者农户出现兼业行为<sup>[14-15]</sup>;在消费升级和农村基础设施不断改善下,又有产品优质化、促使品种多样化、休闲观光农业等增收机制被提出<sup>[16-17]</sup>,强调农户收入增加可以来自于农产品优质优价和农业服务业。本质上,农业劳动力转移和追求产品溢价均是农户时间配置的结果,属于农业技术采用提高农户收入的中间路径。

关于农户决策和时间配置行为的研究有多种理论范式。小农经济学派提出在完全竞争市场且不存在劳动力市场时,农户生产时间和消费时间的均衡条件是生产边际效应等于闲暇边际效应;舒尔茨认为理性的农户通过分析时间配置的边际收益和边际成本,把其所支配的时间禀赋配置到最佳,以实现利润最大化<sup>[18]</sup>。之后,贝克尔提出时间配置理论,认为农户在收入、生产函数和时间约束下追求效用最大化,效用函数最大时的时间配置为均衡状态<sup>[19]</sup>。国内研究方面,刘秀梅等结合国情提出农户家庭劳动时间配置的基本分析框架,即农户可根据人力资本、信息获取、风险承担能力等理性地配置时间,目标是实现收入增长<sup>[20]</sup>;随后大多数研究以农户作为生产、消费和劳动力供给的综合经济体进行分析<sup>[8,11,14]</sup>,但尚待从农户家庭时间配置视角系统性研究农业技术采用与农户收入的关系。

综上,已有研究较少从时间重配置出发,实证分析农业技术采用对农户收入的影响机制。计量经济方面,多关注农业技术采用与农户收入之间的内生性,但较少处理农业技术采用与中介变量的内生性问题。本研究可能的边际贡献在于:第一,提出农业技术采用改变农户时间配置,进而影响农户收入的研究框架;第二,联合内生转换模型和多重中介效应模型,分别处理农业技术采用与多个中介变量、农户收入之间的内生性问题,并利用标准化系数定量比较不同中介效应的大小。

## 二、理论框架

### 1. 理论假设

2004年后,中国农业技术进步整体呈现为劳动力投入减少的特点,即劳动节约型<sup>[21]</sup>,故农业劳动生产率提高仍是大部分农户采用农业技术后的直接变化。现代农业技术分为探索型、实用型和复合型,探索型技术形成成熟的技术标准和使用细则后,会向农业生产实际应用的实用型技术转化。考虑到生产中农户采用的多是可实际应用的技术,本研究中农业技术采用指农户用劳动生产率更高的实用型农业新技术,替代劳动生产率较低的落后农业技术的过程。

假设农户以收入最大化为目标,第 $i$ 个农户采用农业新技术的收入为 $Y_{1i}$ ,未采用的农户收入为 $Y_{0i}$ 。不考虑闲暇下,农户会把有限的时间在农业生产、非农市场劳动等活动间分配<sup>[22]</sup>,包括雇工时间( $L$ )和家庭固定时间禀赋( $T$ )。其中,家庭固定时间禀赋由家庭劳动时间( $T_1$ )、溢价销售时间( $T_2$ )和非农就业时间( $T_3$ )组成。为便于分析需假定:①农业技术采用( $D=1$ )使农户劳动生产率由 $A$ 增加到 $A'$ ;同时,由于农产品供给弹性( $\epsilon_s$ )一般大于农产品需求弹性( $\epsilon_d$ ),农产品市场均衡价格由 $P_1$ 下降到 $P_1'$ ,即出现技术进步对农产品价格的负向作用<sup>[23]</sup>;②在农业生产上,生产函数由雇工时间( $L$ )、家庭劳动时间( $T_1$ )及劳动生产率组成;在成本方面,只考虑雇工固定价格( $P_l$ )和技术采用固定价格( $P_d$ );③关于市场价格,根据销售渠道不同抽象为市场均衡价格( $P_1'$ )收购和溢价价格( $P_2$ )收购,且

$P_2 > P_1'$ , 分别对应均衡价格售出比例(1- $m$ )和溢价售出比例( $m$ ); 溢价销售渠道比例用单位销售时间投入增加的溢价销售渠道比例(销售时间转换系数,  $\gamma$ )乘以溢价销售时间( $T_2$ )表示; 此外, 单位时间工资为固定值  $\omega$ 。

## 2. 农户时间配置过程

基于上述假设, 采用农业技术农户的利润或净收入最大化方程可表示为:

$$Y_{1i} = F \times [(1-m) P_1' + m P_2] + T_3 \times \omega - P_l \times L - P_d \times D \quad (1)$$

式(1)的约束条件如下:  $F \leq A' T_1^\alpha L^\beta$ ;  $\alpha$  是家庭劳动时间产出弹性系数,  $\beta$  是雇工时间产出弹性系数, 且  $\alpha + \beta < 1$ ;  $A' = A + \Delta A$ ;  $P_1' = (1 + \frac{\Delta A}{\epsilon_d - \epsilon_s}) P_1$ ;  $T_1 + T_2 + T_3 = T$ ,  $m = \gamma T_2$ ;  $P_l, P_d, \gamma > 0$ 。

与未采用农业新技术的农户收入最大化方程相比, 式(1)的主要变化是  $A$  增加到  $A'$ ,  $P_1$  下降到  $P_1'$ , 使得  $L, T_1, T_2$  和  $T_3$  的边际收入变化, 即  $ML, MT_1, MT_2$  和  $MT_3$  变化, 农户时间配置随之发生改变。为简化分析, 假设雇工时间和家庭时间配置的过程相对独立, 分别讨论农户雇工时间和家庭时间的重配置结果。

(1) 雇工时间重配置。在采用农业新技术前, 农户雇工时间配置的均衡条件为  $ML = 0$ ; 采用农业新技术后, 雇工劳动时间边际收入变为:

$$ML' = \frac{\partial Y_{1i}}{\partial L} = \beta A' T_1^\alpha L^{\beta-1} [P_1' + m(P_2 - P_1')] - P_l \quad (2)$$

当存在丰富的农业劳动力或社会化服务供给, 以及农产品平均价格下降较慢时,  $ML' > 0$ , 农户将增加雇工时间和费用; 反之,  $ML' < 0$ , 雇工时间或购买社会化服务时间减少。最终, 雇工效应表现为  $\Delta L \times P_l$ 。

(2) 家庭时间重配置。农户未采用农业新技术时, 家庭时间配置均衡条件为  $MT_1 = MT_2 = MT_3 = \omega$ ; 采用农业新技术后,  $MT_1$  和  $MT_2$  边际收入分别变为:

$$MT_1' = \frac{\partial Y_{1i}}{\partial T_1} = \alpha A' T_1^{\alpha-1} L^\beta [P_1' + m(P_2 - P_1')] \quad (3)$$

$$MT_2' = \frac{\partial Y_{1i}}{\partial T_2} = \gamma A' T_1^\alpha L^\beta (P_2 - P_1') \quad (4)$$

当溢价销售时间转换系数较大和存在较多的非农就业机会时, 农户时间重配置发生在  $T_1, T_2$  和  $T_3$  之间。例如,  $MT_1' < \omega < MT_2'$ , 则溢价销售时间增加较多, 非农工作时间增加较少, 劳动时间减少。一般地, 农户家庭时间重配置后产生产量效应、溢价效应和转移效应, 大小对应  $A' \Delta T_1^\alpha L^\beta$ 、 $\Delta m$  和  $\Delta T_3 \omega$ 。产量效应指由时间重配置引发的产量增加或减少, 与劳动生产率提高引发的产量增加共同导致的产量变化; 溢价效应指溢价销售时间变化引起的溢价销售比例的增加或减少; 转移效应指非农业收入的增加或减少。

整体上, 农业技术采用通过影响劳动生产率提高产量对农户收入产生直接作用, 经过时间重配置对农户收入产生间接作用。农户自身禀赋和面临的约束条件存在差异, 为归纳农户技术采用的实践规律, 本研究依据采用技术后是否产生时间重配置的间接作用将农户分为“主动型”和“被动型”技术采用(图 1)。一方面, 农户面对显著的时间重配置限制条件, 例如溢价销售极其困难、非农工资均较低、农产品供大于求等, 家庭生产时间无法再增加或没有经济动力增加, 农户采用农业新技术后  $MT_1'$  一定大于  $MT_2'$  和  $\omega$ , 只能接受劳动生产率提高带来的产量增加, 就称之为“被动型”技术采用。另一方面, 当溢价销售时间转换系数较高、非农工资较高、存在社会化服务或雇工劳动力、农产品供求稳定时, 农户采用农业新技术后, 能根据边际条件主动重配置时间, 就是“主动型”技术采用。该类型农户采用农业新技术后, 可产生产量效应、溢价效应、转移效应或雇工效应以提高收入。

综上所述, 针对农户如何利用时间重配置提高收入, 提出以下理论解释: “被动型”技术采用农户由于时间重配置受到自身和外界环境的限制, 农业技术采用的增收效果有限, 只能出现产量效应; “主动型”技术采用农户能有效进行时间重配置进而产生多种效应, 增收途径更多样、幅度更大。

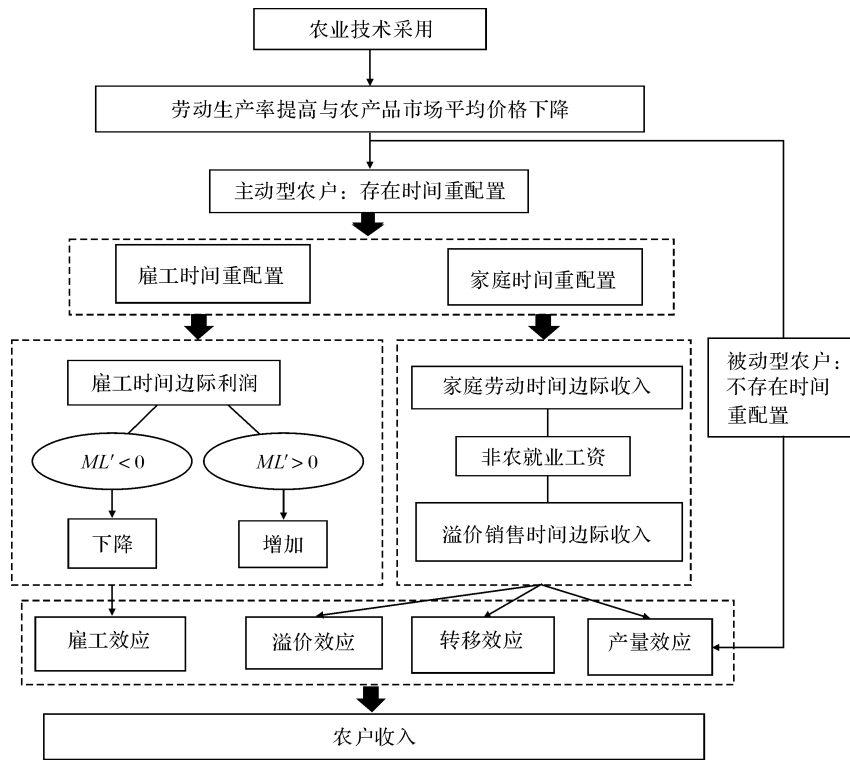


图 1 农户技术采用、时间重配置对农户收入影响的理论框架

### 三、研究方法 with 数据描述

#### 1. 研究方法

农业技术采用和农户收入之间存在多个中介变量,相应的模型就称为多重中介效应模型,其优势在于能判断所有中介变量的总效应显著程度,得到所有中介效应的可比性数值。根据理论框架,采用基于结构方程的多重中介效应模型检验农户时间重配置对收入的中介效应<sup>[24]</sup>,即计算农业技术采用( $D_i$ )通过雇工费用( $M_{1i}$ )、总产量( $M_{2i}$ )、溢价销售比例( $M_{3i}$ )和非农就业收入( $M_{4i}$ )四个中介变量( $M_i$ )对农户收入( $Y_i$ )产生的间接作用。不同中介变量的平均中介效应(ACME)<sup>[25]</sup>为:

$$ACME(D_i) = E\{Y_i\{D_i, M_i(1)\} - Y_i\{D_i, M_i(0)\}\} \quad (5)$$

为得到中介效应的一致估计,需要控制可观测混杂变量( $X_i$ )以及满足序列无关假设(SI),具体为:第一,农业技术采用过程是随机的(SI-1),即农业技术采用与中介变量、农户收入相互独立;第二,中介变量间不存在内生性(SI-2);第三,中介变量与农户收入间不存在内生性(SI-3)<sup>[26]</sup>。此外,雇工费用会影响总产量,破坏了中介变量之间不存在交互作用的假设,需通过引入交乘项进行控制<sup>[27]</sup>。在符合上述假设下,估计中介效应的结构方程为:

$$M_{1i} = \theta_1 + \lambda_1 D_i + \xi_1 X_{1i} + \kappa_{1i} \quad (6)$$

$$M_{2i} = \theta_2 + \lambda_2 D_i + \mu_1 M_{1i} + \mu_2 D_i \times M_{1i} + \xi_2 X_{2i} + \kappa_{2i} \quad (7)$$

$$M_{3i} = \theta_3 + \lambda_3 D_i + \xi_3 X_{3i} + \kappa_{3i} \quad (8)$$

$$M_{4i} = \theta_4 + \lambda_4 D_i + \xi_4 X_{4i} + \kappa_{4i} \quad (9)$$

$$Y_i = \theta_5 + \lambda_5 D_i + \mu_3 M_{1i} + \mu_4 D_i \times M_{1i} + \mu_5 M_{2i} + \mu_6 M_{3i} + \mu_7 M_{4i} + \kappa_{5i} \quad (10)$$

式(6)~(10)中, $\theta$ 表示常数项向量, $\lambda$ 、 $\xi$ 和 $\mu$ 为待估参数向量, $\kappa$ 为误差项向量。令 $e_1 = cov(\kappa_{2i}, \kappa_{3i})$ , $e_2 = cov(\kappa_{3i}, \kappa_{4i})$ , $e_3 = cov(\kappa_{2i}, \kappa_{4i})$ ,加入结构方程以检验 SI-2 假设是否成立。

由于不可能收集同一个农户采用和未采用农业技术状态下的数据,农业技术采用不是标准平行试验设计,违反 SI-1 假设。常见处理选择性偏差的方法为倾向性匹配得分法,但只能控制可观测变



量异质性<sup>[28]</sup>,故选择内生转换模型。与 Heckman 两步法只关注可观测方程不同,内生转换模型将不可观测变量作为缺失值处理,分别对选择方程和结果方程估计,同时处理技术采用和技术未采用两个状态:

$$Y_{1i} = \boldsymbol{\psi}_1 \mathbf{C}_{1i} + \varepsilon_{1i}, D_i = 1 \quad (11)$$

$$Y_{0i} = \boldsymbol{\psi}_0 \mathbf{C}_{0i} + \varepsilon_{0i}, D_i = 0 \quad (12)$$

$$D_i = \boldsymbol{\varphi} \mathbf{Z}_i + v_i, D_i = 1 (D_i^* > 0) \quad (13)$$

式(11)~(13)中, $\mathbf{C}_i$ 是影响农业技术采用的变量向量; $\boldsymbol{\psi}$ 和 $\boldsymbol{\varphi}$ 是待估参数向量, $\varepsilon_i$ 和 $v_i$ 是独立同分布的误差项。农户采用农业技术后净收入的变化预期( $D_i^*$ )无法观察,需用家庭特征等可观测变量( $\mathbf{Z}_i$ )表示,其中识别条件是至少包含一个与 $\mathbf{C}_i$ 不同的变量作为工具变量。结合多重中介效应模型,修正农业技术非随机采用以满足 SI-1 假设的步骤如下:

第一步,基于内生转换模型分析 $D_i$ 与 $Y_i$ 是否存在内生性,估计式(13)后计算逆米尔斯比率 $IMR_{1i}$ 和 $IMR_{0i}$ ,并以 $IMR_{1i}\sigma_{v1}$ 和 $IMR_{0i}\sigma_{v0}$ 的形式分别代入采用方程,若系数显著说明 $D_i$ 与 $Y_i$ 之间存在内生性,进而得到式(14)的无偏平均处理效应(ATT),同时可构建风险指数( $H_i$ )控制两种状态下的选择偏差: $D_i = 1, H_i = IMR_{1i}; D_i = 0, H_i = IMR_{0i}$ 。

$$ATT = E[Y_{1i} | D_i = 1] - E[Y_{10} | D_0 = 1] = \mathbf{C}_i(\boldsymbol{\psi}_1 - \boldsymbol{\psi}_0) + IMR_{1i}(\sigma_{v1} - \sigma_{v0}) \quad (14)$$

第二步,多重中介效应模型下,因 $D_i$ 与所有中介变量也可能存在内生性,将 $H_i$ 作为可观测和不可观测的混杂变量代入每个子模型。若 $H_i$ 的系数显著,说明控制了农业技术采用的选择性偏差,得到了每个中介变量一致的 ACME,可与平均直接效应合成一致的总效应。

## 2. 数据描述

数据来源于 2015—2017 年在环渤海设施蔬菜主产区的山东、河北、辽宁省开展的农户调研。抽样过程为每个省选取 3 个蔬菜产量最大的市,每个市随机抽取 2 个乡镇,每个乡镇随机选 4 个村,对黄瓜、番茄、青椒、茄子等设施蔬菜种植户开展随机的单独访谈,共计获得 967 个有效样本,其中山东、河北和辽宁的数量占比分别为 33%、30%和 37%,四种果类蔬菜种植户样本占比平衡。关键自变量为是否采用滴灌,核心变量为农户收入,中介变量包括蔬菜产量、溢价销售比例、非农业收入和雇工费用。具体地,蔬菜产量为农户利用所有设施生产的年蔬菜总量;溢价来源于交易费用降低、质量安全水平提高等,故溢价销售比例是指通过自送批发市场、农贸市场零售和电商销售的蔬菜产量比例;农户收入指单个农户的全年净收入,来自于蔬菜生产、其他农作物种植和非农业就业,其中蔬菜生产收入计算方式为先计算设施净收益率,再乘以蔬菜种植收入总和。变量含义与数据统计描述见表 1。

在相关性方面,样本中采用滴灌的农户占比为 54.1%,且比未采用滴灌农户的收入平均高 8 152.93 元,蔬菜年产量显著高 25 867.65 千克,溢价销售比例显著高 18.37%,雇工费用与非农业收入在组间不存在显著差别。参考已有研究,模型中需要控制生产条件、要素投入、人力资本、政策支持等混杂变量<sup>[29]</sup>,其中户主年龄、耕地面积、种植天数、设施类型、化肥费用、农药费用、技术交流规避、地下水位、滴灌补贴等在滴灌采用与未采用组间差别显著,意味着存在选择性偏差。省份以山东作为参照,辽宁和河北为虚变量;蔬菜品种以青椒为参照,其他三个品种为虚变量。上述控制变量对应式(6)~(9)中的 $X_{1i} \sim X_{4i}$ 和式(11)~(12)中的 $\mathbf{C}_i$ ,具体模型设定见表 2 和表 3。为保证内生转换模型被识别,滴灌采用方程的 $\mathbf{Z}_i$ 中包含“地下水位”和“滴灌补贴”两个工具变量,符合与滴灌采用相关、农户收入无关的原则。

根据调研经验,直观上存在滴灌的被动型和主动型技术采用农户类型。被动型技术采用农户呈现“两大一远”特征,即种植规模较大、农户年龄较大和距离蔬菜交易市场较远,倾向于单一利用滴灌扩大种植规模、提高产量;与之相反,主动型技术采用农户呈现“两小一近”特征,即种植规模较小、农户年龄较小和距离蔬菜交易市场较近,倾向于利用滴灌提高产量的同时,投入更多时间寻求市场溢价、非农就业等。

表1 变量含义与数据统计描述

变量/符号	含义	未采用滴灌组(D=0)		采用滴灌组(D=1)		
		均值	标准差	均值	标准差	
核心变量	农户收入/元	49 616.36	36 340.45	57 769.29***	34 414.18	
	M <sub>1</sub> 雇工费用/元	2 287.90	5 049.03	2 786.43	7 628.21	
中介变量	M <sub>2</sub> 蔬菜产量/千克	47 866.15	54 801.17	73 733.80***	96 428.24	
	M <sub>3</sub> 溢价销售比例/%	60.89	45.93	79.26***	38.57	
	M <sub>4</sub> 非农业收入/元	3 011.26	8 202.16	2 750.00	7 541.63	
	AGE 户主年龄/岁	49.56	9.20	48.22**	8.61	
	EDU 户主受教育年限/年	8.80	2.34	8.67	2.04	
	ID 户主是否为普通村民 (是=1;否=0)	0.11	0.31	0.11	0.31	
	YEAR 户主种植设施蔬菜年限/年	16.04	7.57	15.32	7.24	
	LAB 家庭农业劳动力/个	2.15	0.65	2.15	0.64	
	LAND 耕地面积/亩	8.53	6.26	12.60***	11.55	
	DAY 种植天数/天	193.88	81.37	221.09***	82.41	
	STY 设施类型(温室=1;冷棚=0)	0.73	0.44	0.83***	0.38	
	INS 设施保险(是=1;否=0)	0.13	0.34	0.14	0.34	
	FER 化肥费用/元	5 844.65	8 078.71	8 514.37***	12 028.26	
	PES 农药费用/元	2 815.60	3 667.81	3 674.45**	6 224.19	
	TEC <sub>1</sub> 技术交流偏好(是=1;否=0)	0.64	0.48	0.66	0.47	
	TEC <sub>2</sub> 技术交流中性(是=1;否=0)	0.80	0.40	0.77	0.42	
	TEC <sub>3</sub> 技术交流规避(是=1;否=0)	0.16	0.36	0.11**	0.31	
控制变量	TRA <sub>1</sub> 没有参加过技术培训 (是=1;否=0)	0.61	0.49	0.60	0.49	
	TRA <sub>2</sub> 累计>1次且≤10次技术培训 (是=1;否=0)	0.31	0.46	0.30	0.46	
	TRA <sub>3</sub> 累计>10次技术培训 (是=1;否=0)	0.08	0.27	0.10	0.30	
	DIS 蔬菜交易市场距离/千米	4.00	3.37	3.53**	3.62	
	COO 是否加入合作社(是=1;否=0)	0.36	0.48	0.33	0.47	
	UNDER 地下水水位/米	15.24	19.52	18.36***	19.34	
	SUB 滴灌补贴/(百元/亩)	4.46	2.42	5.02***	3.24	
	省份	河北(是=1;否=0)	0.30	0.46	0.19***	0.39
		辽宁(是=1;否=0)	0.37	0.48	0.63***	0.48
		山东(是=1;否=0)	0.33	0.47	0.18***	0.38
蔬菜品种	番茄(是=1;否=0)	0.26	0.44	0.20**	0.40	
	黄瓜(是=1;否=0)	0.30	0.46	0.34	0.48	
	茄子(是=1;否=0)	0.17	0.38	0.15	0.36	
	青椒(是=1;否=0)	0.27	0.44	0.31	0.46	
样本量		444		523		

注:\*\*\*、\*\*分别表示T检验在1%、5%水平上显著,T检验原假设为变量在采用和未采用组间不存在显著差异。

## 四、实证分析

### 1. 基于内生转换模型的滴灌采用与农户收入分析

由表2可知,年龄、技术交流规避、蔬菜交易市场距离对滴灌采用具有负面影响,耕地面积、加入合作社以及工具变量地下水水位和滴灌补贴有显著的正向影响。比较采用和未采用滴灌农户的收入决定方程,诸多解释变量对两组农户收入的影响不同。相对于未采用滴灌的农户,温室生产和较长种植年限只对采用滴灌农户的收入有促进作用;同时,年龄越小、耕地规模越大对采用滴灌农户收入的促进作用越大,说明采用滴灌后农户能更好地发挥规模效应和人力资本的优势。增加1个家庭劳动力

对采用滴灌农户的年收入的正向影响为 4 946.57 元,对未采用滴灌农户的年收入的正向影响为 8 074.13元,原因是滴灌提高了总劳动生产率,但在种植规模不变下会降低边际劳动产出。样本中合作社多发挥技术辅导与统一销售的功能,采用滴灌的农户技术水平已较高,故相对于技术水平较低的未采用农户,加入合作社的增收作用相对较小。

表 2 内生转换模型回归结果

变量	滴灌采用模型	农户收入:Y	
		采用滴灌(D=1)	未采用滴灌(D=0)
STY	-0.18(0.16)	13 308.55** (5 805.68)	6 900.89(4 904.70)
INS	-0.08(0.13)	-743.56(4 094.11)	-2 608.72(5 032.49)
FER	0.00(0.00)	0.150(0.16)	0.26(0.25)
PES	-0.00(0.00)	-0.11(0.29)	-0.62(0.53)
ID	0.16(0.14)	2 405.94 (4 637.46)	5 143.37 (5 553.86)
AGE	-0.01*(0.01)	-779.73*** (179.27)	-705.94*** (200.07)
LAND	0.03*** (0.01)	795.34*** (152.20)	596.27* (336.99)
DAY	0.00(0.00)	11.34(26.14)	35.69** (18.02)
EDU	-0.00(0.02)	23.61(717.84)	150.15(742.65)
TRA <sub>1</sub>	0.16(0.167)	6 757.98(5 164.28)	-6 017.72(6 636.12)
TRA <sub>3</sub>	0.14(0.10)	-119.77(3269.15)	-3 629.07(3 937.92)
TEC <sub>1</sub>	-0.02(0.11)	-3 195.48(3 444.85)	1 220.22(4 276.92)
TEC <sub>3</sub>	-0.30** (0.15)	202.74(5 218.36)	-5 622.33(5 674.49)
LAB	0.06(0.07)	4 946.57** (2 206.50)	8 074.13*** (2 538.80)
DIS	-0.04*** (0.01)	38.58(400.06)	-61.07(531.77)
YEAR	0.00(0.01)	611.31*** (205.33)	-6.98(238.53)
COO	0.13*** (0.04)	6 473.04*** (3 179.16)	7 259.46** (3 673.37)
UNDER	0.01** (0.01)		
SUB	0.03* (0.02)		
品种	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制
常数项	-0.18 (0.04)	64 754.10*** (13 964.35)	56 135.81*** (16 751.00)
$\rho_{e0}$		0.37** (0.16)	
$\rho_{e1}$			0.18 (0.18)
方程间独立性检验(LR test)	3.15*		
Wald test	116.98***		
ATT	4 988.94***		

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示估计结果在1%、5%和10%的水平上显著;括号内的数字为标准误。

此外,采用方程和结果方程之间存在显著相关性。 $\rho_{e1}$ 和 $\rho_{e0}$ 分别是采用方程和两个结果方程协方差的相关系数。 $\rho_{e0}>0$ 且在5%水平上显著,意味收入低于平均值的农户更倾向不采用滴灌,该结果与现实一致,原因是滴灌安装和维护成本较高,规模化种植可以发挥更好的经济效益,故收入较低的农户因种植规模较小而倾向于不采用。控制样本自选择偏差后,ATT大小表示采用滴灌使农户年收入平均显著提高4 988.94元,相对于未采用滴灌农户增加了10.01%。

## 2.滴灌采用影响农户收入的中介机制分析

根据修正农业技术非随机采用的步骤,利用表2的回归结果得到逆米尔斯比率,进而生成风险系数( $H_i$ )代入多重中介效应模型。表3中,回归I、回归III和回归IV的风险系数至少在10%水平上显著,意味着若不处理样本自选择问题,滴灌采用对蔬菜产量和溢价销售比例的影响将被低估,对农户收入的直接影响将被高估。结构方程中, $e_1$ 、 $e_2$ 和 $e_3$ 的统计检验均不显著,说明模型中的中介变量之间没有明显的内生性问题。回归后的标准化残差均方根为0.044,决定系数为0.674,似然比检验在1%水平上显著,共同证明了多重中介效应模型设定较为合理。

表 3 多重中介效应模型回归结果

I: 农户收入(Y)	II: 雇工费用(M <sub>1</sub> )	III: 蔬菜产量(M <sub>2</sub> )	IV: 溢价销售比例(M <sub>3</sub> )	V: 非农收入(M <sub>4</sub> )
D	-440.57 (481.20)	9 212.83*** (2 781.18)	TR A <sub>1</sub> -6 443.96 (4 193.03)	D -258.33 (557.11)
M <sub>1</sub>	0.05*** (0.01)	M <sub>1</sub> 1.87*** (0.71)	TR A <sub>3</sub> 10 244.07* (5 894.22)	DAY 0.77 (3.13)
M <sub>2</sub>	0.20*** (0.04)	D × c.M <sub>1</sub> 2.43* (1.10)	H -6 794.98* (3 905.16)	LAND -31.03 (25.83)
M <sub>3</sub>	71.73*** (23.80)	INS 3 651.28 (6 336.44)	省份 控制	AGE -68.51** (32.55)
M <sub>4</sub>	0.56*** (0.13)	STY -5 623.79 (4 099.30)	品种 控制	ID 2 568.68** (1 097.52)
D × c.M <sub>1</sub>	-1.20 (35.37)	FER 2.75*** (0.53)	常数项 -297.78 (9 889.74)	EDU -2.86 (121.56)
D × c.M <sub>2</sub>	-0.05 (0.05)	PES 4.65*** (0.89)	COO -14.92*** (2.88)	LAB 130.85 (465.49)
H	47 079.31*** (4 599.53)	COO 5 059.63 (3 934.53)	LAB 1.03 (1.91)	H 221.20 (927.85)
省份	控制	YEAR 203.56* (111.79)	DIS -1.91*** (0.37)	省份 控制
品种	控制	LAB 3 357.01 (2 331.14)	H -15.12*** (4.93)	常数项 6 218.41** (2 835.86)
常数项	控制	TE C <sub>1</sub> 10 244.07* (5 894.22)	省份 控制	
	常数项	TE C <sub>3</sub> -8 647.59* (4 491.12)	常数项 88.42*** (12.72)	

注: 1. 括号中为 Bootstrap(500 次)标准误; 2. \*\*\*, \*\*, \* 和 \* 分别表示 Z 检验在 1%、5% 和 10% 水平上显著; 3. \*, \*\*, \*\*\* 表示对变量进行中心化处理。



滴灌采用对雇工费用和非农就业的影响并不显著,故主要分析回归 I、III 和 IV 的结果。回归 I 中,中介变量回归系数含义为:雇工费用多投入 1 元,未采用滴灌的农户收入减少 0.66 元,采用的农户收入减少 0.58 元,说明研究区域内蔬菜生产的雇工成本已经较高,亟需推广农业机械减少雇工数量;蔬菜产量增加 1 千克,未采用滴灌的农户收入增加 0.2 元,采用的农户收入增加 0.15 元,意味着普通蔬菜市场价格较低,产量提高的增收贡献较小;溢价销售比例增加 1%,农户收入增加 71.73 元,表示增加溢价销售比例对提高农户收入具有显著贡献;非农收入增加 1 元,农户收入增加 0.56 元,边际效应小于 1 的含义为非农收入的增加牺牲了部分农业收入。回归 I 中,滴灌采用对农户收入直接影响为 2 012.24 元,该数值在统计意义上不显著,说明存在时间重配置过程无法解释的效应,但其重要程度相对较低,间接支持了研究框架的合理性。

回归 III 中,当雇工费用为平均值时,滴灌采用显著促进蔬菜年产量增加 9 212.83 千克,相比于未采用滴灌下的提高幅度为 19.25%;采用滴灌后,雇工费用对蔬菜年产量的边际作用显著提高了 2.43 吨/元,达到了 4.3 吨/元。控制变量方面,设施蔬菜种植年限、要素投入、技术交流偏好和技术培训对蔬菜产量有显著促进作用。

回归 IV 中,滴灌采用使得溢价销售比例增加了 18.89%,提高幅度为 31.02%。加入合作社显著降低农户个人溢价销售比例,原因是合作社统一收购高质量的蔬菜;距离蔬菜交易市场较远会提高市场交易成本,使得增加 1 千米会降低 1.91%的溢价销售比例。

表 4 中,滴灌采用对农户年收入的间接效应为 3 173.21 元,总效应为 5 185.45 元,标准化路径系数显示间接效应占总效应的 61.97%,意味着农户时间重配置过程存在,一定程度上解释了滴灌采用提高农户收入的内在机制。具体地,农户采用滴灌后主要进行了家庭时间重配置,通过增加蔬菜产量对农户年收入的影响为 1 842.80 元,通过增加溢价销售比例对农户年收入的影响为 1 354.75 元,标准化路径系数显示前者效应大于后者。

表 4 多重中介效应模型路径系数

理论路径	路径系数	标准化路径系数	总路径系数(标准化系数)	
直接效应(ADE)	2 012.24	0.027	2 012.24(0.027)	
$D \rightarrow M_1 \rightarrow Y$	282.65	$(-0.033) \times (-0.119) = 0.004$		
$D \rightarrow M_1 \rightarrow M_2 \rightarrow Y$	-161.27	$(-0.033) \times 0.155 \times 0.439 = -0.002$		
间接效应 (ACME)	$D \rightarrow M_2 \rightarrow Y$	1 842.80	$0.058 \times 0.439 = 0.025^{***}$	3 173.21 <sup>***</sup> (0.044)
$D \rightarrow M_3 \rightarrow Y$	1 354.75	$0.218 \times 0.085 = 0.019^{***}$		
$D \rightarrow M_4 \rightarrow Y$	-145.71	$(-0.016) \times 0.122 = -0.002$		
总效应(ATE)	5 185.45	0.071 <sup>***</sup>	5 185.45 <sup>***</sup> (0.071)	

注:\*\*\*表示 Z 检验在 1%水平上显著。

### 3. 稳健性分析

内生转换模型和多重中介效应模型均控制了选择偏差问题,对应  $ATT = 4 988.94$  元和  $ATE = 5 185.45$  元,差距为 196.51 元,分别占  $ATT$  和  $ATE$  的 3.94%和 3.79%。两个模型估计的实证结果相差不大,表示滴灌采用提高农户收入的结果较稳健。

然后,不考虑中介变量间的相互关系下,分析蔬菜产量、溢价销售比例与农户收入存在内生性时,蔬菜产量 ACME 和溢价销售比例 ACME 的稳健性。具体地,采用单中介变量模型分别对式(7)联合式(10),式(8)联合式(10)进行回归,计算  $e_a = cov(\kappa_2, \kappa_5)$  和  $e_b = cov(\kappa_3, \kappa_5)$ ,原理见 Imai 等研究<sup>[27]</sup>,结果如下:当  $e_a = 0.125 6$  时,蔬菜产量 ACME 的点估计为 0;当  $e_b = 0.111 9$  时,溢价销售比例 ACME 的点估计为 0。为更直观理解上述敏感性分析结果,从拟合优度角度进一步解释:对于  $e_a = 0.125 6$ ,可理解为存在一个可同时解释式(7)剩余方差 20%和式(10)剩余方差 7.9%的遗漏变量,加入模型将使蔬菜产量  $ACME = 0$ ;对于  $e_b = 0.111 9$ ,可理解为存在一个可同时解释式(8)剩余方差 20%和式(10)剩余方差 6.3%的遗漏变量,加入模型将使溢价销售比例  $ACME = 0$ 。因此,多重中介效应模型已加入较多控制变量,即使出现中介变量和结果变量的内生性,产量效应和溢价效应的中介作用仍具有一定稳健性。

## 五、结论与启示

本研究利用2015—2017年环渤海蔬菜主产区967份调研数据,基于内生转换模型和多重中介效应模型实证分析了采用滴灌后,时间重配置过程对农户收入的中介作用,主要结论为:(1)采用滴灌促进农户年收入增加5 185.45元,其中直接影响不显著,通过产量效应、溢价效应、雇工效应和转移效应等对农户收入的间接促进作用为3 173.21元,占总效应的61.97%;(2)中介效应方面,滴灌采用对雇工费用和非农收入无显著影响,主要产生了产量效应和溢价效应;(3)产量效应方面,滴灌采用促进蔬菜年产量增加9 212.83千克,对农户收入增加贡献为1 842.80元;(4)溢价效应方面,滴灌采用促进溢价销售比例提高18.89%,对农户收入增加贡献为1 354.75元。因此,该区域农户采用滴灌后,时间重配置结果是家庭劳动时间下降、溢价销售时间增加,雇工时间没有明显变化,属于“主动型”技术采用特征。此外,运用模型间农户收入提高的数值比较和内生性敏感性分析,证明了产量效应和溢价效应的中介作用具有一定的稳健性。

据此得到以下启示:第一,农业技术推广主体应关注农户劳动生产率的真实提高效果,避免农户对农业新技术的“名义采用”。换言之,若农户只是安装或者在补贴刺激下使用了该技术,但缺少使用条件或没有真正掌握应用方法,导致劳动生产率无明显提高而不能进行时间重配置,长期既不利于农户收入提高,也不利于农业新技术的持续扩散。第二,在劳动力转移放缓背景下,农业技术推广应与农业市场基础设施建设、农产品质量提升、农民职业教育等形成“一揽子”计划,例如改善交易市场基础设施、质量安全生产培训和品牌化建设等,放松农业技术采用提高农户收入的限制条件。第三,激发大规模农业种植户的“主动型”时间重配置能力。对于生产规模较大的农业种植户,采用农业技术短期内可能面临资金紧张或经营风险增加的问题,促进其时间重配置的主要途径之一是降低融资成本和技术采用风险。

本研究的理论框架具有一般性,但实证结论具有一定局限性,即以蔬菜种植户为样本的研究结论无法简单推广到粮食作物种植户。蔬菜是市场调节的经济作物,且环渤海蔬菜主产区基础设施完善、市场交易条件较好,大多农户种植规模较小,为农户“主动型”技术采用模型奠定了基础,也具备提高质量安全水平、改变销售渠道等溢价的客观条件。而粮食生产的市场化程度较低,在保证粮食安全的目标下,最低收购价、补贴政策等会避免粮食价格大幅下降,但也产生了减少农户就业时间供给、稳定农业劳动时间的效果<sup>[30]</sup>,一定程度上会抑制时间重配置的中介效应,令粮食种植户大多表现为“被动型”技术采用模式特征。

## 参 考 文 献

- [1] 张震,颜俊学,龚慧超.增加农民收入的关键因子分析——以科技支撑为视角[J].华中农业大学学报(社会科学版),2015(1):48-53.
- [2] 蔡昉.农业劳动力转移潜力耗尽了么[J].中国农村经济,2018(9):2-13.
- [3] 翁贞林,高雪萍,檀竹平.农户禀赋、区域环境与粮农兼业化——基于9省份1647个粮食种植户的问卷调查[J].农业技术经济,2017(2):61-71.
- [4] BARRETT C B, CARTER M R, TIMMER C P, et al. A century-long perspective on agricultural development[J]. American journal of agricultural economics, 2010, 92(2):447-468.
- [5] COCHRANE W W. Farm prices, myth and reality[M]. St. Paul: University of Minnesota Press, 1958.
- [6] HAYAMI Y, HERDT R W. Market price effects of technological change on income distribution in semisubsistence agriculture [J]. American journal of agricultural economics, 1977, 59(2):245-256.
- [7] 王益松.农业技术进步对生产者收入影响的理论分析[J].中南财经政法大学学报,2004(3):75-78.
- [8] 吕屹云,蔡晓琳.农业科技投入、区域经济增长与农民收入关系研究——以广东省4个区域为例[J].农业技术经济,2020(4):127-133.

- [9] 郭华,李后建.农业科技采纳对中国农村收入及分配效应的影响[J].宏观经济研究,2018(8):115-130.
- [10] ALENE A D,COULIBALY O. The impact of agricultural research on productivity and poverty in Sub-Saharan Africa[J]. Food policy,2009,34(2):198-209.
- [11] 李学术,向其凤.农户创新与收入增长:基于西部地区省级面板和微观调查数据的分析[J].中国农村经济,2010(11):40-52.
- [12] 陆文聪,余新平.中国农业科技进步与农民收入增长[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2013,43(4):5-16.
- [13] 杨义武,林万龙.农业技术进步的增收效应——基于中国省级面板数据的检验[J].经济科学,2016(5):45-57.
- [14] 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.
- [15] 马轶群,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.
- [16] 王爱民,李子联.农业技术进步对农民收入的影响机制研究[J].经济经纬,2014,31(4):31-36.
- [17] 邬德林,刘凤朝.农业技术创新促进农民收入稳定增长的困境与对策[J].经济纵横,2017(2):115-119.
- [18] BECKER G S. A theory of the allocation of time[J]. The economic journal,1965,75(299):493-517.
- [19] 西奥多·W·舒尔茨.改造传统农业[M].梁小民,译.北京:商务印书馆,2006:29.
- [20] 刘秀梅,亢霞.农户家庭劳动时间配置行为分析[J].中国农村观察,2004(2):46-52.
- [21] 曹博,赵芝俊.技术进步类型选择和我国农业技术创新路径[J].农业技术经济,2017(9):80-87.
- [22] 吴清华,周晓时,李俊鹏.非农经营收入与家庭农业劳动供给——基于家庭农场调查数据的实证分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(3):61-70.
- [23] 黄祖辉,钱峰燕.技术进步对我国农民收入的影响及对策分析[J].中国农村经济,2003(12):11-17.
- [24] 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,2014,22(5):731-745.
- [25] ROBINS J M, GREENLAND S. Identifiability and exchangeability for direct and indirect effects[J]. Epidemiology,1992,3(2):143-155.
- [26] TINGLEY D, TEPPEI H, MIT Y, et al. Mediation; R package for causal mediation analysis[J]. Journal of statistical software, 2014,59(5):1-40.
- [27] IMAI K, YAMAMOTO T. Identification and sensitivity analysis for multiple causal mechanisms: revisiting evidence from framing experiments[J]. Political analysis,2013,21(2):141-171.
- [28] TUCKER J W. Selection bias and econometric remedies in accounting and finance research[J]. Journal of accounting literature, 2010(29):31-57.
- [29] 罗文哲,蒋艳灵,王秀峰,等.华北地下水超采区农户节水灌溉技术认知分析——以河北省张家口市沽源县为例[J].自然资源学报,2019,34(11):2469-2480.
- [30] 刘颖,董春玉.粮食补贴政策对农户非农就业时间的影响分析——基于安徽省天长市的调研数据[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014(4):43-49.

(责任编辑:毛成兴)