# 信息化对农民增收的影响效应

曹冰雪，李 瑾

（北京农业信息技术研究中心，北京 100097）

**摘 要：** 基于2018 年京津冀蔬菜种植户调查数据，采用 OLS、QR 与 3SLS 法分析了信息化影响农民增收的信息要素差异与个人禀赋差异。研究结果表明，就整体而言，信息基础投入有增收效应，信息技术采纳没有增收效应，且二者没有交互作用。就不同收入阶层农户而言，信息基础投入与信息技术采纳对高农业收入农户均有增收效应，但二者存在替代效应；信息基础投入对低农业收入农户没有增收效应，信息技术采纳则有减收效应，但二者存在互补效应。相较于物质资本或人力资本匮乏的农户，物质资本或人力资本丰富的农户信息基础投入与信息技术采纳的增收效应更为明显。

**关键词：** 信息化；信息基础投入；信息技术采纳；个人禀赋；农户收入

**中图分类号：** F323.3；F323.8　　**文献标识码：** A　　**文章编号：**1672－0202(2019)06－0055－015

## 一、农村信息化建设研究分析

在我国历年强农惠农政策支持下，农民农业收入呈持续增长态势，根据国家统计局数据，2017 年农村居民人均农业生产经营收入为 4251.1 元，较 2000 年的 833.9 元年均增长 10.72 个百分点。但同时，我国农业劳动生产率低下、农民增收乏力等问题日益凸显，迫切需要转变传统农业生产方式，由依赖劳动力、资源投入向依靠科技进步转变。而政府《乡村振兴战略规划（2018－2022 年）》、《“十三五”全国农业农村信息化发展规划》、《“互联网＋”现代农业三年行动实施方案》等规划方案的密集出台，为转变农业发展方式、促进农民增收指明了方向，即借助信息化力量，充分发挥信息传播共享、技术优化升级的作用，实现对传统农业的改造。

近年来，我国农业农村信息化建设实践取得比较显著的成效。2018 年底，全国农村网民规模为 2.22 亿人、互联网普及率为 38.4%①，农村宽带用户规模为 1.17 亿户，在固定宽带接入用户中占 28.8%②。除信息基础设施之外，我国在“数字农业”建设、物联网应用等方面也大力推进了一些示范工程。例如，目前全国实施的数字农业建设试点项目有 57 项，天津、上海、广东等许多省份积极开展数字农业建设工作。同时组织实施了北京、江苏、内蒙古、黑龙江、新疆兵团 5 个国家物联网应用示范工程项目和天津、上海、安徽、吉林、江苏 5 个农业部农业物联网区域试验工程。虽然在乡村振兴背景下，我国农业农村信息化加速发展，但在当前发展阶段，信息化与农民增收之间的关系究竟如何，信息化是否已成为促进农民收入增加的有效举措等问题亟待回答。

对于这一问题，目前国外学术界的研究存在一定争议。部分研究表明 ICT 技术的应用会对农民收入有显著正向影响，例如 Jensen[1] 基于印度渔民调查数据以及 Shimamoto 等[2] 基于柬埔寨大

**收稿日期：**2019－08－14　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2019.06.006

**基金项目：**北京市社会科学基金重点项目（17XCA002）

**作者简介：**曹冰雪（1990—），女，陕西榆林人，北京农业信息技术研究中心助理研究员，主要研究方向为农业农村信息经济理论与政策研究。E-mail：caobingxue1210@163.com

① 数据来源：《数字中国建设发展报告（2018 年）》。

② 数据来源：工信部《2018 年通信业统计公报》。

米种植户调查数据的研究均发现,手机采用能使农民更易获取市场信息,有益于其产品价格上涨,进而促进其收入增加。部分研究进一步发现手机的普及使农民收入增加,进而促使其人均消费增长率[3]与实际消费[4]增加。此外,Svenson 和 Yanagizawa[5]对乌干达的研究指出,通过收音机获取广播电台市场信息服务,可以对农民农产品价格与收入有显著正向影响。Goyal[6]对印度的研究指出,互联网信息亭的引入对大豆种植者收入有显著改善。而有研究认为这种正向关系是存在前提条件的,信息技术仅会对高收入农户[7]及生产香蕉[8]、豌豆[9]这类易腐农产品农户的收入有显著正向影响。不少研究则发现信息技术对农民增收影响甚微,例如 Camacho 和 Conover[10]基于哥伦比亚农民调查数据以及 Mitra 等[11]基于印度农民调查数据的研究均发现,信息技术对农民增收没有影响,Fafchamps 和 Minten[12]的研究也表明,就整体而言信息技术对农民增收没有影响,仅对年轻农民增收有轻微正向影响。国内学者对两者间关系的研究争议较少,已有研究普遍认为信息化对农民收入有显著正向影响,但选取的信息化研究角度或表征变量存在差异,主要采取两种方式,一是基于宏观统计数据[13]或微观调研数据[14]构造较为全面的信息化评价指标体系,从整体视角研究信息化对农民增收的影响;二是选择信息化的表征变量,从农村信息资源[15]、农户电脑/网络应用主观认知[16]、农户信息获取渠道[17]、农户农产品电商[18]等视角分析其对收入的影响。

基于对已有文献的梳理,国外研究主要聚焦于 ICT 技术对农民收入的影响,其研究结论存在差异的原因主要在于样本农户的种植类型、地域类型、时间维度等不同;国内研究中,对于信息化评价指标体系法,容易出现内生性问题,特别是利用宏观数据评价更难规避这一问题,而对于信息化表征变量法,目前已有研究仅选取信息资源、信息渠道、电子商务、农户认知等某一角度指代信息化,且依然重点关注信息基础设施,对前沿信息技术的分析较为缺乏。据此,本文基于京津冀蔬菜种植户的调查数据,从信息基础投入与信息技术采纳两个角度表征农户信息化水平,研究其对农户收入的影响,以期对现有相关研究有所补充,为进一步提升农业农村信息化水平、增加农民收入、促进乡村振兴的相关政策制定提供科学借鉴。

## 二、信息化促进作用的理论分析

伴随我国农业农村信息化进程的稳步推进,农户的信息基础投入与信息技术采纳日益普遍。但信息要素功能属性的差异、农户个人资源禀赋的差异,均会使农户在应用两类信息化要素时的投入产出存在明显区别,因此对农户农业纯收入有较为显著的差异化影响。

### (一)信息化促进农民增收的信息要素差异

作为信息化的两个核心要素,信息基础投入与信息技术采纳在农业生产中扮演的"角色"各有侧重,其中互联网/移动互联网等信息基础的属性主要是普遍的、泛在的信息传播"新媒体",而水肥一体机等信息技术的属性主要是单一性、针对性的农业生产方式转变"新农具"[14]。

对于信息基础投入,从投入视角来看,随着我国电信产业结构由完全行政垄断走向多元市场竞争,基础性互联网/移动互联网资费不断降低,大多数农户信息基础投入较低[19],仅对于部分从事农产品电商/微商等互联网新业态的农户(占比很小),其线上产品推广费等应用性互联网/移动互联网资费会增加[20]。从产出视角来看,互联网/移动互联网促进农户农业纯收入增长的途径有两条:一是"信息鸿沟消除效应",即对于大多数农户,其通过互联网/移动互联网可以实时获取政策、气象、病虫害、技术、市场等方方面面信息,也可以利用如微信、QQ 等社交平台或农产品电商平台向他人共享有用信息[21],有利于降低农户信息不对称、减少搜寻成本[22],优化农户生产决策、提高农业生产效率[23]等;二是"新业态培育效应",即少部分农户已经开始利用淘宝、京东等互联网电商平台,微信朋友圈、手机 APP 等手机微商平台宣介销售农产品,不仅能够拓宽农产品销售渠道,而且能够减少产品流通环节、获得更高农产品价格[18]。故就整体而言,由于较低的投入成本与较高的产出效益,信息基础投入对农户农业纯收入有正向影响效应。

对于信息技术采纳,从投入视角来看,先进农业技术应用往往会引致农户农业投入增加,缩小农产品净收入空间[24]。对于本文所关注的蔬菜种植户,即便是其相对较为常用的生产端信息技术水肥一体机,一次性投入成本与后期运行维护成本均相对较高,需要较高的家庭收入作为支撑[25]。从产出视角来看,水肥一体机是以微灌、喷灌等技术为依托,结合可调节施肥装备,一体化作物的灌溉、施肥、根施用药,一次性将灌溉水、肥料/农药输送至土壤作物根部。其定时精准灌溉、精确施肥施药、自动化控制的技术属性,能够有效实现农业生产“节工、节水、节肥、节药”,有助于农业生产节本增效与农产品品质提升。故就整体而言,由于较高的投入成本与较高的产出效益,信息技术采纳对农户农业纯收入可能没有显著影响。

对于信息基础投入与信息技术采纳的交互影响,二者间可能存在互补效应与替代效应两个方面。互补效应表现为,随着信息基础投入的增加,农户通过应用互联网/移动互联网,增强对新技术相关知识的信息获取能力,破除“知识壁垒”,促使农户信息技术效率提升;替代效应表现为,随着信息基础投入的增加,农户将自身更多资源禀赋放置于互联网/移动互联网应用中,在家庭固定资源禀赋前提下,挤占了对信息技术的有效资源禀赋投入,导致农户信息技术效率下降。故就整体而言,由于互补效应与替代效应的相互抵消,信息基础投入与信息技术采纳对农户农业纯收入可能没有显著的交互影响。

### (二)信息化促进农民增收的个人禀赋差异

目前已有研究证明农户物质资本、人力资本[26]等的禀赋差异是引致农户收入不平等的重要因素。曾亿武等的研究进一步指出个人禀赋的差异使农户电子商务采纳等信息化实践不平衡,进而导致农户收入差距扩大[18]。据此,本文认为由于农户资本禀赋的异质性,农户内部关于信息基础投入与信息技术采纳这两类信息化应用难以“量质相同”,从而导致农户增收出现群体分层。

在物质资本层面,资金等物质资本投入是农户信息化应用的基础与重要瓶颈。上文对信息要素投入分析指出,虽然基础性互联网/移动互联网资费投入相对较少,但因农产品电商/微商等实践产生的应用性互联网/移动互联网资费投入会显著增加,而水肥一体机等现代高端前沿信息技术的投入成本一直相对比较高昂。同时,相较于传统模式,信息化作为一种新型的农业生产经营方式,会使农户面临较大的风险[27]。物质资本丰富的农户愿意且有能力承担农业信息化的高风险,能够投入更多资金在应用性互联网/移动互联网资费与现代信息技术采纳,从而获得较高报酬。相反物质资本匮乏的农户可能倾向于传统农业生产经营方式,仅愿意投入较少的基础性互联网/移动互联网资费,从而能够获得的报酬有限。故物质资本越丰富,农户信息化增收效应越显著。

在人力资本层面,信息化的有效应用很大程度取决于农户的吸收、运用能力,如果没有与新技术、新业态相匹配的人力资本,那么信息化很难转化为实际生产力[18]。户主性别是农户最为基础的人力资本。Haraway[28]、Jenkins[29]等的研究表明,互联网/移动互联网是一种为新型社会形态提供技术基础的女性化媒介,相较于男性,女性倾向合作、善于表达等性别属性使其能更好地利用互联网/移动互联网生产生活。同时,相较于男性,水肥一体机的自动控制技术属性能够放松女性的体力劣势约束,且由于女性更追求健康绿色生活方式、对生存环境要求更高,对这类节水、节肥、节药的环境友好型技术更愿意采纳,采纳效果也更好[30],因此户主为女性可以获得更高收入回报。户主受教育程度是农户人力资本的重要表征。相较于受教育程度低的农户,受教育程度高的农户信息资源获取和利用能力强,拥有的信息资源质量高[31],且受教育程度高的农户更能利用互联网发展农产品电商/微商等新业态[18],因此能够获得更高的信息化应用收入回报。故人力资本越丰富,农户信息化增收效应越显著。

## 三、信息化要素及个人禀赋差异分析

### (一)研究方法

为了深入研究信息化对农民增收的影响,本文立足信息要素差异与个人禀赋差异两个层面进

行研究。在信息要素差异层面,主要探讨信息基础投入和信息技术采纳对农户农业纯收入的差异化影响;在个人禀赋差异层面,主要关注具有不同物质资本与人力资本的农户群体,信息基础投入和信息技术采纳对其农业纯收入的差异化影响。

1. 信息要素差异层面

为了研究信息化促进农民增收的信息要素差异,本文首先建立了 OLS 基准模型以及包含 $\ln inb \times intec$ 乘积项的 OLS 模型,以检验信息基础投入和信息技术采纳对农户农业纯收入的直接影响与交互影响,模型的表达式如下所示:

$$\ln inc = \beta_0 + \beta_1 \ln inb + \beta_2 Intec + \beta^T X_i + \varepsilon_i$$

$$\ln inc = \gamma_0 + \gamma_1 \ln inb + \gamma_2 Intec + \gamma_3 \ln inb \times Intec + \gamma^T X_i + \nu_i$$

其中因变量 $\ln inc$ 为农户人均农业纯收入的对数。核心自变量 $\ln inb$、$Intec$ 分别代表农户信息基础投入和信息技术采纳,控制变量 $X_i$ 拟选择户主个体特征变量(性别、年龄、受教育程度),农户特征变量(上年农户人均农业支出的对数),农户外部环境特征变量(外部信息技术采纳、外部信息传播效果)。

进一步本文采用分位数回归法,在对信息基础投入和信息技术采纳的增收效应进行稳健性检验的基础上,识别出对于农户农业纯收入的全部分位,信息基础投入和信息技术采纳的具体影响。分位数回归模型表达式如下所示:

$$Q_q(\ln inc \mid X) = \theta_0(q) + \theta_1(q) \ln inb + \theta_2(q) Intec + \theta_3 \ln inb \times Intec + \theta^T(q) X_i + \zeta_i$$

$Q_q(\ln inc \mid X)$ 表示在给定自变量 $X$,因变量 $\ln inc$ 在第 $q$ 分位数上的值,$\theta(q)$ 表示在第 $q$ 分位数上的回归系数。

考虑到不仅信息基础投入和信息技术采纳可能会对农户农业纯收入有影响,农户农业纯收入也可能会对其信息基础投入和信息技术采纳产生影响,例如有研究表明农户农业纯收入越高,往往更愿意、也更有能力提升信息化水平[18],另一方面农户农业纯收入也可能受到户主能力等不可观测变量的影响[36],因变量与自变量间的双向因果以及模型难以规避的遗漏变量设定偏误均会导致模型内生性问题的存在。为此本文建立联立方程采用 3sls 法对模型进行内生性检验。3sls 回归模型表达式如下所示:

$$\ln inc = \eta_{10} + \eta_{11} \ln inb + \eta_{12} Intec + \eta_{13} \ln inb \times Intec + \eta_{14}^T X_i + \upsilon_{1i} \quad (1)$$

$$\ln inb = \eta_{20} + \eta_{21} \ln inc + \eta_{22}^T X_{2i} + \upsilon_{2i} \quad (2)$$

$$\ln tec = \eta_{30} + \eta_{31} \ln inc + \eta_{32}^T X_{3i} + \upsilon_{3i} \quad (3)$$

$$\ln inb \times Intec = \eta_{40} + \eta_{41} \ln inc + \eta_{42}^T X_{4i} + \upsilon_{4i} \quad (4)$$

收入方程(1)聚焦讨论了信息基础投入、信息技术采纳及二者交互项对农业纯收入的影响,信息基础投入方程(2)、信息技术采纳方程(3)与二者交互项方程(4)均着重分析了农业纯收入的影响效应,并在信息基础投入方程(2)中加入了农户信息资源共享意愿变量,信息技术采纳方程(3)中加入了农户信息技术节本认知与信息技术增效认知变量,交互项方程(4)中加入了农户信息资源共享意愿 * 信息技术节本认知变量与信息资源共享意愿 * 信息技术增效认知变量。

2. 个人禀赋差异

为了研究信息化促进农民增收的个人禀赋差异,本文首先根据上年人均农业支出、性别、受教育程度①三个分组变量将总样本分为若干个子样本;其次,针对不同支出群体、不同性别群体与不同文化层次群体,分别进行 OLS 回归,回归模型如下所示:

① 选取这三个变量作为分组变量的原因主要在于一是其能够表征农户的物质资本与人力资本,二是下文基准回归结果显示三个变量均是农户农业纯收入的显著影响因素。

$$\begin{cases} \ln inc = \alpha_0 + \alpha_1 \ln inb + \alpha_2 Intec + \alpha_3 \ln inb \times Intec + \alpha^T X_i + \zeta_i, \text{ if } w \geqslant w_0 \\ \ln inc = \alpha_0 + \alpha_1 \ln inb + \alpha_2 Intec + \alpha_3 \ln inb \times Intec + \alpha^T X_i + \zeta_i, \text{ if } w < w_0 \end{cases}$$

w 为本文的分组变量,将分别表示农户的上年人均农业支出、性别、受教育程度,$w_0$ 为分组变量的分组临界值。为了避免因样本量限制影响回归效果,本文均根据分组变量对样本划分为两个样本组别。其中对于 w 为农户上年人均农业支出这一连续变量时,本文将分别选取其 0.5 分位值与 0.75 分位值作为分组临界值 $w_0$;对于受教育程度,本文将高中与大专及以上合并,小学及以下、初中/中专与技校合并。从而形成(高农业支出,低农业支出)、(男性,女性)、(高学历,低学历)3 大类分组类别,根据分类分别对各子样本进行 OLS 回归,并将测算结果进行组间差异性比较。

**(二)数据概况**

1. 数据来源

本文所用数据来自 2018 年 3 -6 月开展的"京津冀地区蔬菜种植户信息化应用与发展抽样调查"。作为我国北方经济规模最大、高新技术产业集聚、农业现代化最发达的区域,京津冀地区农业农村信息化走在前列,在信息基础设施建设方面,京津冀行政村的光纤通达率、4G 覆盖率基本均达到 100%,在信息技术应用方面,伴随京津冀农业物联网工程等的实施,水肥一体机在蔬菜产业、特别是设施蔬菜产业得到有效推广。因此,本文选取京津冀地区蔬菜种植户作为研究对象进行随机抽样调查,总共发放了 500 份问卷,涉及北京 54 个行政村、天津 35 个行政村、河北 55 个行政村。共回收问卷 439 份(空白问卷不计),其中有效问卷 346 份。

2. 变量选择与描述性统计

(1)因变量与核心自变量。对于因变量,本文采用人均农业纯收入测度农户收入水平,人均农业纯收入是农户从事蔬菜种植获得的人均年净收入的自然对数,均值为 9.72。对于核心自变量,本文着重分析了信息基础投入与信息技术采纳。其中,对于信息基础投入的度量,已有研究大多采用手机/电脑是否上网这类虚拟变量,本文为了能获得更为客观深入的信息基础投入评价指标,选择用农户每年手机/电脑网费支出的自然对数来度量,均值为 6.74,对农户每年手机/电脑网费支出的询问强调仅包含有"农户基础性网络资费与开展农产品电商/微商等产生的如线上产品推广费等应用性网络资费";对于信息技术采纳的衡量,已有研究鲜有对生产环节农业信息技术的分析,而生产环节农业信息技术的采纳对促进农业生产方式转变,实现资源节约、环境友好"两型农业"更具有意义。目前在蔬菜产业,水肥一体机得到相对较为广泛的应用[14]。因此本文选择了农户是否采用水肥一体机来表示信息技术采纳,样本中平均有 33% 的农户采用了该技术。

由 T 检验初步可知,高信息基础投入农户①的人均农业纯收入均值为 10.01,显著高于低信息基础投入农户的人均农业纯收入均值 9.49;采纳信息技术农户的人均农业纯收入均值为 9.94,显著高于没有采纳信息技术农户的人均农业纯收入均值 9.62(见表 2)。

(2)控制变量。为了能更为精确的获得核心自变量对因变量的影响效应,本文参考已有研究,在模型中加入了户主个体特征变量、农户特征变量与农户外部环境变量,以排除其他因素可能造成的回归偏误。其中户主个体特征变量包含性别、年龄、受教育程度;农户特征变量为上年人均农业支出,即农户上一年蔬菜种植产生的人均支出的自然对数;农户外部环境变量包含外部信息技术采纳与外部信息传播效果,其中外部信息技术采纳是农户对周边亲友是否积极使用信息技术的评价,外部信息传播效果是农户对其所在村信息传播效果的评价。此外内生性检验的联立方程模型构建中加入了农户信息资源共享意愿、信息技术节本认知与信息技术增效认知,其中信息资源共享意愿是农户对其有用信息分享意愿的评价,信息技术节本认知是农户对水肥一体机节约成本认知的评价,信息技术增效认知是农户对水肥一体机提升效率认知的评价。样本中,户主男性占

① 高信息基础投入与低信息基础投入是根据农户信息基础投入的 0.5 分位值作为分组临界值进行的划分。

比为57%,实际年龄平均约为46岁,有51%的户主文化程度为初中/中专,有37%的户主文化程度为高中及以上,农户上年人均农业支出的均值为9.27,外部信息技术采纳的均值为3.55,外部信息传播效果的均值为3.57,信息资源共享意愿的均值为2.71,信息技术节本认知的均值为3.58,信息技术增效认知的均值为3.68。

**表1 变量及其描述统计**

| 分类 | 变量名称 | 定义 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 因变量 | 人均农业纯收入(lninc) | 人均农业纯收入的对数<br>Lninc=ln(农户人均农业纯收入) | 9.72 | 0.95 | 6.91 | 12.61 |
| 信息化变量 | 信息基础投入(lninb) | 每年手机/电脑网费支出的对数<br>Lninb=ln(每年手机/电脑网费支出) | 6.74 | 0.86 | 0 | 8.88 |
| | 信息技术采纳(Intec) | 采用水肥一体机=1;否则=0 | 0.33 | 0.47 | 0 | 1 |
| 户主个体特征变量 | 性别(Male) | 男性=1;否则=0 | 0.57 | 0.50 | 0 | 1 |
| | 年龄(Age) | 实际年龄 | 45.81 | 9.31 | 18 | 73 |
| | 受教育程度(Edu) | 初中/中专=1;否则=0 | 0.51 | 0.50 | 0 | 1 |
| | | 技校=1;否则=0 | 0.04 | 0.19 | 0 | 1 |
| | | 高中=1;否则=0 | 0.24 | 0.43 | 0 | 1 |
| | | 大专及以上=1;否则=0 | 0.13 | 0.34 | 0 | 1 |
| 农户特征变量 | 上年人均农业支出(Lnpay) | 上一年人均农业支出的对数<br>Lnpay=ln(上一年人均农业支出) | 9.27 | 0.93 | 6.41 | 12.21 |
| 农户外部环境变量 | 外部信息技术采纳(Arin) | "周边亲友积极使用信息技术评价"<br>非常不积极=1;比较不积极=2;一般=3;比较积极=4;非常积极=5 | 3.55 | 0.68 | 1 | 5 |
| | 外部信息传播效果(Coin) | "所在村信息传播效果评价"<br>非常不好=1;比较不好=2;一般=3;比较好=4;非常好=5 | 3.57 | 0.87 | 1 | 5 |
| | 信息资源共享意愿(Wsir) | "农户有用信息分享他人意愿评价"<br>不愿意=1;一般=2;愿意=3 | 2.71 | 0.59 | 1 | 3 |
| 其他变量 | 信息技术节本认知(Citc) | "农户水肥一体机节约成本认知"<br>非常不清楚=1;比较不清楚=2;一般=3;比较清楚=4;非常清楚=5 | 3.58 | 0.74 | 1 | 5 |
| | 信息技术增效认知(Cite) | "农户水肥一体机提升效率认知"<br>非常不清楚=1;比较不清楚=2;一般=3;比较清楚=4;非常清楚=5 | 3.68 | 0.68 | 1 | 5 |

**表2 四类农户人均农业纯收入差异的描述统计**

| | | 人均农业纯收入 | | 均值差 |
|---|---|---|---|---|
| | | 均值 | 标准差 | (*t* 检验) |
| 信息基础投入 | 高信息基础投入 | 10.01 | 0.079 | −0.52*** |
| | 低信息基础投入 | 9.49 | 0.062 | |
| 信息技术采纳 | 采纳信息技术 | 9.94 | 0.051 | −0.32*** |
| | 没有采纳信息技术 | 9.62 | 0.059 | |

**注:** *、**、*** 分别表示在10%、5%和1%水平上显著,下表同。

# 四、实证结果分析

## (一)信息化对农民增收的影响:信息要素差异

运用 OLS 回归估计方法得到的信息基础投入与信息技术采纳对农民增收影响的边际估计结果(见表 3)。为了剔除其他变量的干扰,表中第(1)列至第(4)列回归方程均控制了户主个体特征变量、农户特征变量与农户外部环境变量,在此基础上,第(1)列与第(2)列方程分别控制了信息基础投入或信息技术采纳,第(3)列方程同时控制了两个核心变量,第(4)列方程进一步考察了两个核心变量的交互项。回归结果显示:信息基础投入在 5% 的显著性水平上对农户人均农业纯收入具有正向影响,且在控制所有变量的第(4)列方程中,信息基础投入每年增加 1%,农户人均农业纯收入每年增加 10.2%;而信息技术采纳及二者交互项系数均不显著。实证分析结果与理论分析一致,即就平均效应而言,由于较低的投入成本与较高的产出效益,互联网/移动互联网等信息基础投入的增加已成为农户人均农业纯收入增长的促进因素,而由于较高的投入成本与较高的产出效益,水肥一体机等信息技术采纳对农户人均农业纯收入尚未有明显效应。且可能由于替代与互补效应的相互抵消,信息基础投入与信息技术采纳对农户人均农业纯收入的交互影响并不显著。

**表 3　信息基础投入与信息技术采纳对农户收入的差异化影响效应**

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|---|---|---|---|
| 信息基础投入 | 0.101** | — | 0.098** | 0.102** |
| | (0.040) | | (0.040) | (0.046) |
| 信息技术采纳 | — | 0.067 | 0.052 | 0.157 |
| | | (0.076) | (0.076) | (0.578) |
| 信息基础投入*信息技术采纳 | — | — | — | −0.016 |
| | | | | (0.084) |
| 男性 | −0.339*** | −0.362*** | −0.337*** | −0.340*** |
| | (0.070) | (0.069) | (0.070) | (0.071) |
| 年龄 | −0.006 | 0.067 | −0.006 | −0.006 |
| | (0.004) | (0.004) | (0.004) | (0.004) |
| 初中/中专 | 0.203 | 0.228 | 0.193 | 0.191 |
| | (0.140) | (0.141) | (0.141) | (0.141) |
| 技校 | 0.106 | 0.171 | 0.110 | 0.106 |
| | (0.225) | (0.225) | (0.225) | (0.226) |
| 高中 | 0.147 | 0.177 | 0.144 | 0.143 |
| | (0.146) | (0.147) | (0.147) | (0.147) |
| 大专及以上 | 0.472*** | 0.542*** | 0.459*** | 0.461*** |
| | (0.171) | (0.170) | (0.172) | (0.172) |
| 上年人均农业支出 | 0.642*** | 0.651*** | 0.638*** | 0.639*** |
| | (0.043) | (0.038) | (0.038) | (0.038) |
| 外部信息技术采纳 | 0.016 | 0.012 | 0.014 | 0.014 |
| | (0.051) | (0.051) | (0.051) | (0.051) |
| 外部信息传播效果 | 0.067 | 0.064 | 0.065 | 0.065 |
| | (0.043) | (0.043) | (0.043) | (0.043) |
| 常数项 | 3.055*** | 3.669*** | 3.087*** | 3.066*** |
| | (0.532) | (0.482) | (0.534) | (0.547) |

此外,回归结果显示户主性别为女性、受教育程度为大专及以上、农户上年人均农业支出在1%的显著性水平上对农户人均农业纯收入具有正向影响,其余控制变量对农户人均农业纯收入没有显著影响。

进一步,本文分别对农户人均农业纯收入按0.5分位值与0.75分位值作为分组临界值划分为高农业收入农户与低农业收入农户两类,探讨信息基础投入与信息技术采纳对不同收入层级农户人均农业纯收入的差异化影响。回归结果显示:

对于高农业收入农户,信息基础投入与信息技术采纳在1%或5%的显著性水平上对其人均农业纯收入具有正向影响,二者交互项在1%的显著性水平上对其人均农业纯收入具有负向影响。该实证结果符合预期,即高农业收入农户一般是人力、物质等资源禀赋更丰富的农户或新型农业经营主体,故在信息基础投入方面,高农业收入农户往往不仅能够有效利用互联网/移动互联网获取有用信息,而且有更大比例会通过互联网/移动互联网开展农产品电商、微商等实践新业态,虽然投入可能相对较高,但获得的产出效益更为显著;在信息技术采纳方面,高农业收入农户的人力、物质等资源禀赋优势将使其在新技术采纳中的技术效率较高[33],在既定较高的信息技术投入成本前提下,农户能够充分实现信息技术的节本增效功能,获得最大化产出效益;但在高农业收入农户群体中,可能因其整体人力资本优势,互联网消除信息技术知识壁垒的互补效应不是很明显,而开展农产品电商、微商等新业态导致农户资源禀赋更多倾向信息基础投入而非信息技术采纳,故替补效应更为显著。因此对于高农业收入农户,信息基础投入与信息技术采纳均有显著增收效应,但二者间存在替代关系。

**表4 信息基础投入与信息技术采纳对不同收入层级农户收入的差异化影响效应**

| | 0.5分位 | | 0.75分位 | |
|---|---|---|---|---|
| | 高农业收入 | 低农业收入 | 高农业收入 | 低农业收入 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 信息基础投入 | 0.168** | -0.012 | 0.235** | 0.040 |
| | (0.077) | (0.035) | (0.116) | (0.036) |
| 信息技术采纳 | 2.140*** | -0.528 | 2.556** | -0.866* |
| | (0.805) | (0.598) | (1.055) | (0.510) |
| 信息基础投入* | -0.300*** | 0.089 | -0.366** | 0.142* |
| 信息技术采纳 | (0.113) | (0.094) | (0.148) | (0.076) |
| 男性 | -0.289*** | -0.069 | -0.265** | -0.104 |
| | (0.084) | (0.072) | (0.116) | (0.065) |
| 年龄 | -0.013*** | 0.003 | -0.005 | -0.000 |
| | (0.005) | (0.004) | (0.006) | (0.004) |
| 初中/中专 | -0.101 | 0.126 | 0.070 | 0.134 |
| | (0.221) | (0.110) | (0.313) | (0.112) |
| 技校 | -0.031 | -0.236 | 0.056 | -0.185 |
| | (0.287) | (0.234) | (0.362) | (0.223) |
| 高中 | -0.145 | 0.183 | -0.013 | 0.154 |
| | (0.224) | (0.119) | (0.323) | (0.119) |
| 大专及以上 | 0.058 | 0.028 | 0.328 | 0.149 |
| | (0.243) | (0.197) | (0.337) | (0.155) |
| 上年人均农业支出 | 0.335*** | 0.479*** | 0.206*** | 0.524*** |
| | (0.050) | (0.045) | (0.062) | (0.039) |
| 外部信息技术采纳 | -0.005 | 0.058 | -0.006 | 0.020 |
| | (0.059) | (0.052) | (0.079) | (0.044) |
| 外部信息传播效果 | 0.091* | 0.028 | 0.109 | 0.034 |
| | (0.052) | (0.041) | (0.068) | (0.038) |
| 常数项 | 6.448*** | 4.285*** | 6.980*** | 4.004*** |
| | (0.846) | (0.515) | (1.134) | (0.473) |

而对于低农业收入农户,信息基础投入对其人均农业纯收入没有显著影响,信息技术采纳在10%的显著性水平上对其人均农业纯收入具有负向影响,二者交互项在1%的显著性水平上对其人均农业纯收入具有正向影响。该实证结果也符合预期,即低农业收入农户一般是从事传统种植业,人力、物质资源禀赋不足的小农户,故在信息基础投入方面,低农业收入农户基本仅限于基础性互联网/移动互联网资费投入,其投入较低,难以通过消除信息鸿沟或培养新业态两个途径将互联网/移动互联网应用映射至农业生产以获得农业效益;在信息技术采纳方面,低农业收入农户的人力、物质等资源禀赋劣势将使其在新技术采纳中的技术效率较低[33],在既定较高的信息技术投入成本前提下,农户难以有效应用信息技术,导致信息技术的产出效益不能覆盖其高投入成本;但在低农业收入农户群体中,可能因其整体人力资本劣势,互联网消除信息技术知识壁垒的互补效应非常显著,而由于其信息基础投入主要集中于投入较少的基础性网络资费,不会挤占信息技术采纳的资源禀赋投入,替补效应不是很明显。因此在低农业收入农户群体中,信息基础投入没有增收效应,信息技术采纳甚至显著抑制增收效应,但二者间存在互补关系。

**(二)稳健性检验**

上文 OLS 分析中,对农户收入层级的分类仅考虑了 0.5 分位与 0.75 分位,尚不能全面描述在高农业收入农户与低农业收入农户的不同划分准则下,核心解释变量对农户人均农业纯收入边际影响的变动情况。为此,本文应用分位数回归,分析了核心解释变量信息基础投入、信息技术采纳及二者交互项的全分位边际影响。

由图 1 可见,信息基础投入对农户人均农业纯收入的边际贡献均大于 0,但随着农户人均农业纯收入分位数的增大,边际贡献在低分位中上升十分缓慢,在高分位中加速上升,说明信息基础投入对全部农户的人均农业纯收入均有正向贡献,但对于低农业收入农户的边际收入贡献较小,对于高农业收入农户的边际收入贡献较大,这与上文 OLS 回归结论保持一致,即就平均效应而言,信息基础投入对全部农户人均农业纯收入有正向影响,但这种正向影响显著存在于高农业收入农户中,很难在低农业收入农户中捕捉到。

信息技术采纳对农户人均农业纯收入的边际贡献则由小于 0 逐渐增长至大于 0,且在低分位中,随着农户人均农业纯收入分位数的减小,边际贡献加速下降;在高分位中,随着农户人均农业纯收入分位数的增大,边际贡献加速上升;在中分位中,边际贡献趋近于 0,说明信息技术采纳对低农业收入农户人均农业纯收入有显著负向抑制,对高农业收入农户人均农业纯收入有显著正向促进,对中等农业收入农户人均农业纯收入影响较小,这与上文 OLS 回归结论保持一致,即就平均效应而言,由于正负向作用抵消,信息技术采纳对全部农户人均农业纯收入没有影响,但在高农业收入农户中有显著正向影响,在低农业收入农户中有显著负向影响。

信息基础投入与信息技术采纳的交互项对农户人均农业纯收入的边际贡献则由大于 0 逐渐减少至小于 0,且在低分位中,随着农户人均农业纯收入分位数的减小,边际贡献加速上升;在高分位中,随着农户人均农业纯收入分位数的增大,边际贡献加速下降;在中分位中,边际贡献趋近于 0,说明信息基础投入与信息技术采纳对低农业收入农户人均农业纯收入有显著互补效应,对高农业收入农户人均农业纯收入有显著替代效应,对中等农业收入农户人均农业纯收入没有交互影响,这与上文 OLS 回归结论保持一致,即就平均效应而言,由于互补与替代效应的抵消,信息基础投入与信息技术采纳对全部农户人均农业纯收入没有交互影响,但在高农业收入农户中有显著替代效应,在低农业收入农户中有显著互补效应。

综上,说明本文基准检验结果具有稳健性。

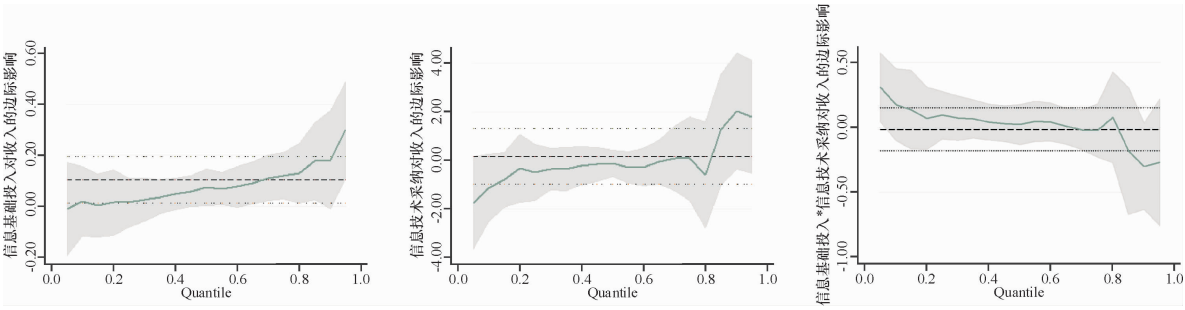



**图1 信息基础投入与信息技术采纳对农户收入边际影响的全分位回归结果**

### (三)内生性检验

本文十分关注内生性问题,但由于本文的核心解释变量包含信息基础投入、信息技术采纳及其交互项,很难选择到足够多有效的工具变量来表征核心解释变量进行工具变量回归,为此在基准 OLS 回归中,采取了传统代理变量法与前定变量方法以尽量削弱内生性影响,即一是对难以观察却可能影响农户收入的因素用代理变量表示,引入了农户上年人均农业支出变量,其包含了农户上一年农业生产经营的大量信息,对农户农业纯收入具有较大解释力(系数为0.639),能够尽力减少因遗漏变量导致的估计偏误问题;二是结合本次调研实际情况,本文农户人均农业支出变量选取了上一期变量,以减弱农户收入与支出间的双向因果问题。

为了检验基准 OLS 模型采用传统方法解决内生性问题的稳健性,本文通过建立联立方程组,利用 3sls 法对模型进行内生性检验①。首先方程(2)—(4)的回归结果显示,农户人均农业纯收入的系数均在1%的显著性水平上为正,说明与本文预判一致,农户人均农业纯收入确实显著影响农户的信息基础投入与信息技术采纳,即反向因果关系确实存在,其次在方程(2)—(4)控制住反向因果的情况下,方程(1)的回归结果依然显示,农户信息基础投入对其人均农业纯收入有显著正向影响,信息技术采纳与二者交互项对其人均农业纯收入没有影响,这一结论与本文基准 OLS 回归结果一致,表明本文基准 OLS 模型采用传统内生性问题解决方法是比较有效的,回归结果具有较好的稳健性。

### (四)信息化对农民增收的影响:个人禀赋差异

在从个人禀赋差异角度分析信息化对农民增收的影响中,重点考察了表征物质资本与人力资本的三个变量——上年人均农业支出、性别、受教育程度,即针对不同农业支出群体、不同性别群体与不同文化层次群体,探讨信息化对其人均农业纯收入的影响。

*1. 物质资本层面*

从表6中可以看出,在方程(1)与(3)中,对于高农业支出农户,信息基础投入与信息技术采纳对其人均农业纯收入有显著影响,信息基础投入每增加1%,高农业支出农户人均农业纯收入分别增长10%(按0.5分位划分)与31.3%(按0.75分位划分),相较于没有采纳信息技术,采纳信息技术的高农业支出农户人均农业纯收入增长260.6%(按0.75分位划分)。在方程(2)与(4)中,对于低农业支出农户,信息基础投入对其人均农业纯收入有显著影响,而信息技术采纳对其人均

① 目前有大量研究结合联立方程模型与3SLS识别自变量与因变量间的相互影响,但联立方程模型由于模型的复杂程度,对样本量要求比较严格,在目前数据条件下,如果均采用联立方程模型将很难对不同层级农户分别进行分析。对于不同层级农户,由于样本相对较小、自由度下降,相较于传统 OLS 模型,联立方程模型回归结果的有效性与一致性会下降,所以本文全部模型中内生性问题的处理均采用了传统的代理变量、前定变量等技术。

农业纯收入没有影响,信息基础投入每增加 1%,低农业支出农户人均农业纯收入分别增长 15.6%(按 0.5 分位划分)与 8.7%(按 0.75 分位划分)。由于相较于低农业支出农户,上年人均农业支出水平较高的农户拥有比较丰厚的资产,物质资本积累相对丰富,有能力承担信息化的高投入与高风险,更倾向于增加应用性互联网/移动互联网资费投入,能更好利用新型信息技术,故其信息基础投入与信息技术采纳的增收效应明显优于低农业支出农户。综上表明物质资本越丰富,农户信息化增收效应越显著。

**表 5　信息基础投入与信息技术采纳对农户收入边际影响的 3sls 联立方程回归结果**

| | 人均农业纯收入 (1) | 信息基础投入 (2) | 信息技术采纳 (3) | 信息基础投入*信息技术采纳 (4) |
|---|---|---|---|---|
| 信息基础投入 | 0.859** | | | |
| | (0.390) | | | |
| 信息技术采纳 | 5.538 | | | |
| | (4.725) | | | |
| 信息基础投入*信息技术采纳 | −1.463 | | | |
| | (0.815) | | | |
| 人均农业纯收入 | | 0.412*** | 0.097*** | 0.851*** |
| | | (0.061) | (0.034) | (0.232) |
| 信息资源共享意愿 | | 0.403*** | | |
| | | (0.080) | | |
| 信息技术节本认知 | | | 0.017 | |
| | | | (0.019) | |
| 信息技术增效认知 | | | −0.005 | |
| | | | (0.019) | |
| 信息资源共享意愿*信息技术节本认知 | | | | 0.047 |
| | | | | (0.046) |
| 信息资源共享意愿*信息技术增效认知 | | | | −0.009 |
| | | | | (0.046) |
| 年龄 | −0.019** | | | |
| | (0.007) | | | |
| 初中/中专 | 0.765*** | | | |
| | (0.247) | | | |
| 技校 | −0.217 | | | |
| | (0.418) | | | |
| 高中 | 0.293 | | | |
| | (0.178) | | | |
| 大专及以上 | 1.381*** | | | |
| | (0.361) | | | |
| 上年人均农业支出 | 0.825*** | | | |
| | (0.080) | | | |
| 外部信息技术采纳 | 0.101 | | | |
| | (0.065) | | | |
| 外部信息传播效果 | 0.098* | | | |
| | (0.055) | | | |
| 常数项 | −2.442 | 1.570** | −0.685** | −6.596*** |
| | (2.643) | (0.640) | (0.328) | (2.262) |

表6 信息基础投入与信息技术采纳对不同农业支出水平农户收入的差异化影响效应

| | 0.5分位 | | 0.75分位 | |
|---|---|---|---|---|
| | 高农业支出 | 低农业支出 | 高农业支出 | 低农业支出 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 信息基础投入 | 0.100* | 0.156* | 0.313** | 0.087* |
| | (0.057) | (0.083) | (0.148) | (0.049) |
| 信息技术采纳 | 0.573 | 0.010 | 2.606* | -0.153 |
| | (0.694) | (1.147) | (1.527) | (0.650) |
| 信息基础投入* | -0.064 | -0.008 | -0.342 | 0.029 |
| 信息技术采纳 | (0.099) | (0.175) | (0.215) | (0.096) |
| 男性 | -0.226*** | -0.518*** | -0.065 | -0.357*** |
| | (0.085) | (0.131) | (0.177) | (0.079) |
| 年龄 | -0.010** | 0.004 | -0.010 | -0.004 |
| | (0.005) | (0.009) | (0.009) | (0.005) |
| 初中/中专 | -0.075 | 0.278 | -0.616 | 0.261* |
| | (0.212) | (0.210) | (0.417) | (0.153) |
| 技校 | -0.058 | 0.088 | -0.080 | -0.010 |
| | (0.272) | (0.565) | (0.498) | (0.262) |
| 高中 | -0.082 | 0.131 | -0.569 | 0.210 |
| | (0.218) | (0.228) | (0.411) | (0.161) |
| 大专及以上 | 0.182 | 0.499 | -0.375 | 0.531*** |
| | (0.240) | (0.317) | (0.459) | (0.197) |
| 上年人均农业支出 | 0.661*** | 0.545*** | 0.790*** | 0.615*** |
| | (0.062) | (0.105) | (0.163) | (0.055) |
| 外部信息技术采纳 | 0.047 | -0.046 | -0.043 | 0.019 |
| | (0.060) | (0.092) | (0.143) | (0.055) |
| 外部信息传播效果 | 0.040 | 0.107 | 0.034 | 0.062 |
| | (0.051) | (0.085) | (0.112) | (0.048) |
| 常数项 | 3.199*** | 3.225*** | 0.770 | 3.262*** |
| | (0.818) | (1.149) | (2.094) | (0.647) |

2.人力资本层面

从表7中可以看出,在方程(1)中,对于男性户主的农户,信息基础投入与信息技术采纳对其人均农业纯收入均没有显著影响。在方程(2)中,对于女性户主的农户,信息基础投入与信息技术采纳对其人均农业纯收入均有显著影响,信息基础投入每增加1%,女性户主农户人均农业纯收入增长21.2%,相较于没有采纳信息技术,采纳信息技术的女性户主农户人均农业纯收入增长189.3%。结论验证了相较于男性,女性倾向合作、善于表达、关注健康绿色生活方式、对生存环境要求高等性别属性使其能更好地利用互联网/移动互联网、水肥一体机,从而其信息基础投入与信息技术采纳的增收效应更显著。从表8中可以看出,在方程(1)中,对于受教育程度高的农户,信息基础投入对其人均农业纯收入有显著影响,信息技术采纳对其人均农业纯收入没有影响,信息基础投入每增加1%,受教育程度高的农户人均农业纯收入增长17.5%。在方程(2)中,对于户主受教育程度低的农户,信息基础投入与信息技术采纳对其人均农业纯收入均没有显著影响。说明相较于受教育程度低的农户,受教育程度高的农户通过互联网/移动互联网获取利用信息资源、培育农产品电商/微商等新业态的能力强,故其信息基础投入的增收效应更明显。而信息技术采纳对农户增收没有出现明显教育分层,说明目前信息技术应用效率可能更多取决于农户物质资本与户主性别等,而非户主自身的文化程度。综上表明人力资本越丰富,农户信息化增收效应越显著。

表 7　信息基础投入与信息技术采纳对户主不同性别农户收入的差异化影响效应

| | 男性 (1) | 女性 (2) |
|---|---|---|
| 信息基础投入 | 0.041 | 0.212*** |
| | (0.058) | (0.075) |
| 信息技术采纳 | -1.202 | 1.893** |
| | (0.830) | (0.942) |
| 信息基础投入* | 0.189 | -0.253** |
| 信息技术采纳 | (0.126) | (0.132) |
| 男性 | — | — |
| 年龄 | -0.008* | -0.006 |
| | (0.005) | (0.007) |
| 初中/中专 | 0.190 | 0.030 |
| | (0.149) | (0.290) |
| 技校 | -0.214 | 0.150 |
| | (0.287) | (0.383) |
| 高中 | 0.330** | -0.297 |
| | (0.157) | (0.297) |
| 大专及以上 | 0.430** | 0.341 |
| | (0.187) | (0.338) |
| 上年人均农业支出 | 0.684*** | 0.524*** |
| | (0.044) | (0.069) |
| 外部信息技术采纳 | 0.005 | 0.015 |
| | (0.056) | (0.095) |
| 外部信息传播效果 | 0.062 | 0.048 |
| | (0.053) | (0.070) |
| 常数项 | 2.854*** | 3.702*** |
| | (0.649) | (0.934) |

表 8　信息基础投入与信息技术采纳对户主不同受教育程度农户收入的差异化影响效应

| | 高教育 (1) | 低教育 (2) |
|---|---|---|
| 信息基础投入 | 0.175** | 0.090 |
| | (0.085) | (0.055) |
| 信息技术采纳 | 0.068 | 0.271 |
| | (1.060) | (0.729) |
| 信息基础投入* | -0.012 | -0.025 |
| 信息技术采纳 | (0.148) | (0.110) |
| 男性 | -0.073 | -0.518*** |
| | (0.108) | (0.093) |
| 年龄 | 0.001 | -0.012** |
| | (0.006) | (0.006) |
| 初中/中专 | — | 0.128 |
| | | (0.146) |
| 技校 | — | -0.040 |
| | | (0.240) |
| 高中 | — | — |
| 大专及以上 | 0.343*** | — |
| | (0.129) | |
| 上年人均农业支出 | 0.639*** | 0.617*** |
| | (0.055) | (0.054) |
| 外部信息技术采纳 | 0.107 | -0.076 |
| | (0.068) | (0.073) |
| 外部信息传播效果 | -0.005 | 0.096* |
| | (0.071) | (0.056) |
| 常数项 | 2.185*** | 3.998*** |
| | (0.898) | (0.700) |

## 五、农业农村信息化发展

基于京津冀蔬菜种植户调查数据,本文对信息化影响农民增收的效应进行实证检验。研究结果表明:(1)信息化在促进农民增收中存在信息要素差异,即就整体而言,信息基础投入有增收效应,信息技术采纳没有增收效应,且二者尚未对农户人均农业纯收入有明显交互影响。就不同收入阶层农户而言,对于高农业收入农户,信息基础投入与信息技术采纳均有增收效应,但二者间存在替代效应;对于低农业收入农户,信息基础投入没有增收效应,信息技术采纳则有减收效应,但二者间存在互补效应。(2)信息化在促进农民增收中存在个人禀赋差异,即相较于物质资本匮乏的农户,物质资本丰富的农户信息基础投入与信息技术采纳均有显著增收效应;相较于人力资本匮乏的农户,人力资本丰富的农户信息基础投入与信息技术采纳的增收效应更为明显。

基于上述结论,本文得到以下启示:一是推进农业农村信息基础设施建设。在加速推进“信息进村入户”工程基础上,对尚未通宽带的行政村进行光纤覆盖,对已通宽带但接入能力低的行政村进行光纤升级改造,边远地区根据条件采用移动蜂窝、卫星通信等方式实现覆盖。二是开展农产品互联网产销对接。引导和鼓励种养大户、家庭农场、农民专业合作社、农业产业化龙头企业等具备互联网/移动互联网基础与思维的主体,从事农产品电商/微商建设与营销,拓宽农产品流通渠道、树立优质农产品品牌效应。三是加强新型信息技术研发应用。重点突破高价格、低精度、低可靠农用传感器技术难题,加快实现水肥一体机等生产端信息技术的熟化,研制推广一批性能可靠、

成本低廉、操作简便的农业信息技术产品。四是加大资金投入与人才培养力度。研究制定降低农村电信资费、农户网费等信息消费补贴政策,重点对农业物联网设备、智能农机具、信息服务移动终端等信息技术设备购置与应用进行专项补贴。充分利用学历教育、继续教育等多种途径,将农业物联网人才、农产品电子商务人才等纳入新型职业农民培育计划,培养一批以新型农业经营主体为主,具备互联网思维和应用能力的农业信息化"新农人",通过现场授课、远程培育、技能大赛、科普宣传等方式,加强普通农民电商技能、手机应用技能等培训,提升农民信息素养。

**参考文献:**

[1]JENSEN R. The digital provide: information (technology), market performance, and welfare in the south Indian fisheries sector[J]. Quarterly Journal of Economics, 2007(3): 879 - 924.

[2]SHIMAMOTO D, YAMADA H, GUMMERT M. Mobile phones and market information: evidence from rural Cambodia [J]. Food Policy, 2015(11): 135 - 141.

[3]LABONNE J, CHASE R. The power of information: The impact of mobile phones on farmers' welfare in the Philippines [R]. Policy Research Working Paper 4996, World Bank, 2009.

[4]BEUERMANN D W, MCKELVEY C, VAKIS R. Mobile phones and economic development in rural Peru [J]. Journal of Development Studies, 2012(11): 1617 - 1628.

[5]SVENSON J, YANAGIZAWA D. Getting the prices right: The impact of market information service in Uganda [J]. Journal of the European Economic Association, 2009(2 - 3): 435 - 445.

[6]GOYAL A. Information, direct access to farmers and rural market performance in central India [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2010(3): 22 - 45.

[7]BONFADELLI H. The internet and knowledge gaps: A theoretical and empirical investigation [J]. European Journal of Communication, 2002(1): 65 - 84.

[8]MUTO M, YAMANO T. The impact of mobile phone coverage expansion on market participation: panel data evidence from Uganda [J]. World Development, 2009(12): 1887 - 1896.

[9]NAKASONE E. The role of price information in agricultural markets: experimental evidence from rural Peru [R]. International Food Policy Research Institute and University of Maryland, 2013.

[10]CAMACHO A, CONOVER E. The impact of receiving price and climate information in the agricultural sector [R]. IDB Working Paper Series No. IDB-WP-220, Inter-American Development Bank, 2011.

[11]MITRA S, MOOKHERJEE D, TORERO M, et al. Asymmetric information and middleman margins: An experiments with west Bengala potato farmers [R]. Boston University, 2013.

[12]FAFCHAMPS M, MINTEN B. Impact of SMS-Based agricultural information on Indian farmers [J]. World Bank Economic Review, 2012(3): 383 - 414.

[13]陈灿,罗宣政,忻展红,等. 信息化促进农民增收的理论与实证分析[J]. 北京邮电大学学报(社会科学版), 2007(6): 23 - 26.

[14]冯献,李瑾,曹冰雪. 信息化应用对农民增收的影响效应分析——来自京津冀353个农户样本的证据[J]. 情报杂志, 2019 (4): 201 - 207.

[15]夏振荣,俞立平. 农村信息资源对农民收入贡献的实证研究[J]. 情报杂志, 2010 (7): 127 - 128.

[16]王彦,李忠斌,毛中明. 民族地区农村信息化与农民收入关系研究——基于恩施州利川市调研结果的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2011 (1): 255 - 258.

[17]李想,徐伟平,郭永田,等. 信息技术应用对农户农业经营收入的影响研究[J]. 中国农业科技导报, 2014 (1): 172 - 181.

[18]曾亿武,郭红东,金松青. 电子商务有益于农民增收吗? ——来自江苏沭阳的证据[J]. 中国农村经济, 2018 (2): 49 - 64.

[19]郑世林,周黎安,何维达. 电信基础设施与中国经济增长[J]. 经济研究, 2014(5): 77 - 90.

[20]颜强,王国丽,陈加友. 农产品电商精准扶贫的路径与对策——以贵州贫困农村为例[J]. 农村经济, 2018

(2): 45 - 51.
[21]郭美荣,李瑾,冯献. 基于"互联网 +"的城乡一体化发展模式探究[J]. 中国软科学, 2017(9): 10 - 17.
[22]高杨,牛子恒. 农业信息化、空间溢出效应与农业绿色全要素生产率——基于 SBM-ML 指数法和空间杜宾模型[J]. 统计与信息论坛, 2018 (10): 67 - 76.
[23]BAORAKIS G, KOURGIANTAKIS M, MIGDALAS A. The impact of e-commerce on agro-food marketing: The case of agricultural cooperatives, firms and consumers in Crete [J]. British Food Journal, 2002(8): 580 - 590.
[24]陈治国,李红,刘向晖,等. 农户采用农业先进技术对收入的影响研究——基于倾向得分匹配法的实证分析[J]. 产经评论, 2015(3):140 - 150.
[25]刘春香,张智光,柳超,等. 农户绿色科技服务接受意愿影响因素研究——以江苏省淮安市 198 个大棚蔬菜种植户为例[J]. 科技管理研究, 2017(17): 42 - 50.
[26]孙敬水,于思源. 物质资本、人力资本、政治资本与农村居民收入不平等——基于全国 31 个省份 2852 份农户问卷调查的数据分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2014(5): 141 - 149.
[27]倪浩,刘志民. 家庭农场互联网农业技术采纳行为及影响因素研究——以江苏省 9 市 270 户家庭农场为例[J]. 南京社会科学, 2019(2): 34 - 40.
[28]HARAWAY D J. Modest_witness@ second_millennium. femaleman_meets_oncomouse: feminism and technoscience [M]. New York: Routledge, 1997.
[29]JENKINS H. The work of theory in the age of digital transformation [C]// MILLER T, STAM R. A companion to film theory. MA: Blackwell, 2003.
[30]王学婷,何可,张俊飚,等. 农户对环境友好型技术的采纳意愿及异质性分析——以湖北省为例[J]. 中国农业大学学报, 2018 (6): 203 - 215.
[31]胡伦,陆迁. 贫困地区农户互联网信息技术使用的增收效应[J]. 改革, 2019(2): 74 - 86.
[32]白重恩,李宏彬,吴斌珍. 医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据[J]. 经济研究, 2012(2): 41 - 53.
[33]张瑞娟,高鸣. 新技术采纳行为与技术效率差异—基于小农户与种粮大户的比较[J]. 中国农村经济, 2018 (5): 86 - 99.

# Impact of Informatization on Farmers' Income

CAO Bing-xue, LI Jin
(*Beijing Research Center for Information Technology in Agriculture*, *Beijing* 100097, *China*)

**Abstract**: Based on the survey data of vegetable growers in Beijing, Tianjin and Hebei in 2018, this paper uses OLS, QR and 3SLS to analyze the impact of informatization on farmers' income in different information elements and personal endowment. The results show that as a whole, the information infrastructure input has an Income-increasing effect, the information technology adoption has no Income-increasing effect, and the two have no interaction. But for different income classes, the information infrastructure input and information technology adoption have an Income-increasing effect but a substitution relationship in high income class, while the information infrastructure input and information technology adoption have no Income-increasing effect or Income-decreasing effect respectively but a complementary relationship in low income class. Further, compared with the farmers lacking in material capital or human capital, the information infrastructure input and information technology adoption have more obvious Income-increasing effect on the farmers rich in material capital or human capital.

**Key Words**: informatization; information infrastructure input; information technology adoption; individual endowment; farmer's income