



桂松, 蔡海龙. 气吸式绿豆密植精量排种器的优化与试验[J]. 中国农业大学学报, 2023, 28(09): 234-246.

GUI Song, CAI Hailong. Agricultural information access from internet and farmers' adoption of socialized service of agricultural machinery[J]. *Journal of China Agricultural University*, 2023, 28(09): 234-246.

DOI: 10.11841/j.issn.1007-4333.2023.09.21

互联网农业信息获取与农户农机社会化服务采纳

桂松 蔡海龙*

(中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)

摘要 针对农村互联网使用能否有效推动农户农业机械化发展这一现实问题, 基于微观数据, 采用 OLS 模型估计农户通过互联网获取农业信息对农机社会化服务采纳的影响, 并使用工具变量法和处理效应模型控制内生性, 同时进行多种稳健性检验和异质性分析。结果表明: 1) 通过互联网获取农业信息与农户农机社会化服务采纳为负相关关系, 使用 2 种不同方法控制内生性得出的系数分别为 -2.3 和 -1.8; 2) 异质性检验显示, 互联网信息获取与农机社会化服务采纳的反向关系在老年农户和经营规模极小农户的样本中并不成立; 3) 机制检验显示, 互联网信息获取对农户自购农机有显著的促进作用。使用互联网获取农业信息在现阶段抑制了农户农机社会化服务采纳, 但有助于推动农户自购农机; 在通过互联网获取信息到有效利用网络信息获取收益之间还有更深层次的数字鸿沟。

关键词 农机社会化服务; 互联网信息; 农业机械化; 农户采纳

中图分类号 F325.2

文章编号 1007-4333(2023)09-0234-13

文献标志码 A

Agricultural information access from internet and farmers' adoption of socialized service of agricultural machinery

GUI Song, CAI Hailong*

(College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract To solve the problem of whether the use of rural internet can effectively promote the development of agricultural mechanization, based on the micro data, an OLS model is used to estimate the impact of farmers' access to agricultural information through the internet on their adoption of the socialized service of agricultural machinery. The instrumental variable method and the treatment effect model are used to control the endogenous. A variety of robustness tests and heterogeneity analysis are carried out. The results show that: 1) The relationship between access to agricultural information through the internet and the adoption of socialized service of agricultural machinery by farmers is negative. The coefficients obtained by using two different methods to control endogenous are -2.3 and -1.8, respectively; 2) Heterogeneity test shows that the coefficients between internet information access and agricultural machinery service outsourcing adoption are not significant in the sample of elderly farmers and small-scale farmers; 3) The mechanism test shows that internet information acquisition has a significant promotion effect on farmers' self-purchase of agricultural machinery. Internet information acquisition inhibits farmers' adoption of the socialized service of agricultural machinery, but promotes farmers purchase agricultural machinery by themselves. There is a deeper digital gap between obtaining information through the internet and benefit from internet information.

Keywords the socialized service of agricultural machinery; internet information; agricultural mechanization; farmers' adoption

收稿日期: 2022-12-12

基金项目: 中央高校基本科研业务费专项资金资助; 中国农业大学 2115 人才工程资助

第一作者: 桂松 (ORCID: 0000-0001-7318-9359), 博士研究生, E-mail, guisong@cau.edu.cn

通讯作者: 蔡海龙 (ORCID: 0000-0003-0617-459X), 教授, 主要从事农业经济理论与政策、农业产业组织研究, E-mail, caihlmail@cau.edu.cn

自乡村振兴战略提出以来,党和国家对三农问题始终保持高度关注。我国已经进入农业农村现代化的关键时期,继续推动农业农村现代化转型必须引入新的生产要素,特别要重视农业机械化的发展^[1-2]。但在我国“大国小农”的前提下,农业机械的使用受到小农户经营规模限制,很难模仿美国等大农业国家的发展模式,而我国逐渐探索出一条以农机社会化服务为核心的发展道路,较好地解决了农业机械大规模作业与小规模农户生产的矛盾^[3]。在此背景下,研究农户农机社会化服务采纳具有重要的现实意义。

已有研究对于农户农机社会化服务采纳影响因素的讨论包含多个方面:首先是劳动力特征,农村劳动力的老龄化、兼业化是影响农机社会化服务采纳的重要因素,劳动力健康状况、培训情况也会影响其社会化服务采纳行为。第二是土地特征,农户家庭经营规模和土地细碎化程度是影响农机社会化服务采纳重要的影响因素^[4-7],同时,土地流转作为推进农业适度规模经营的另一种策略,也能够影响农户社会化服务采纳的行为^[8]。第三是从交易成本理论出发的研究,包括信息获取成本、风险偏好,产权结构等因素对农户社会化服务采纳的影响^[9-11]。年龄、受教育程度等个人特征在已有研究中也普遍被认为是影响农户社会化服务采纳的重要因素。随着近年来互联网在农村地区的迅速普及,部分研究认为互联网使用有助于拉动农户采纳农机社会化服务,这类研究多基于人口迁移理论和搜寻理论,部分将非农就业作为关键机制或中介变量,逻辑分为2段:首先,农户通过互联网获取了更多非农就业信息,因此更愿意从事非农行业;其次,更多的非农就业导致农业劳动力不足,促使农户采纳农机社会化服务^[12]。除将非农就业作为中介的综合性研究以外,也有分别探究2段逻辑的文章,即认为互联网信息获取能够促进农户非农就业的文章^[13-14],与认为农业劳动力减少拉动了农户对农业社会化服务的需求的文章^[15-16],这类研究可以概括为互联网的拉力因素。还有一种观点认为,农户通过使用互联网拓宽了信息渠道,更加完善的信息改善了农机服务要素配置效率,推动了农机社会化服务采纳,可以概括为互联网的推力因素。关于互联网对社会化服务采纳拉力的研究基本得出了一致结论,即互联网使用能够通过非农就业能够有效拉动农户采纳农机社会化服务。但随着城乡工资率差距的缩小,非农就业

的拉力作用正在逐步减弱,亟需推力因素发挥作用。而目前将推力因素单独分离出来讨论的文章较少,大多将其作为整体研究的路径之一,数据精度不足以支持其展开讨论。因此本研究拟从推力视角出发,对互联网通过农业生产决策的路径影响农户社会化服务采纳进行研究,以揭示农机社会化服务在农村互联网快速普及情况下持续发展的关键因素,为农机社会化服务主体决策和相关政策制定提供参考。

1 理论模型

1.1 互联网信息降低农户机械化成本

本研究基于斯蒂格勒(George Stigler)的信息搜寻理论构建理论框架,参照了朱秋博等^[17]的研究,将成本最小化作为农户的决策目标,推导出农户搜寻成本与机械化生产成本之间的关系。搜寻理论指出,不充分的信息可能导致资源错配,而信息搜寻则可以使得人们拥有获得更高预期效用的选择,理性经济人往往基于信息搜寻实现利益最大化。这同样适用于农业经济中的生产者,小农由于信息成本高昂成为市场交易中的弱势方,往往由于被动接受价格而无法做出最优的决策,而当信息的搜寻成本下降时,小农就能通过获得更多的信息,做出更加理性的选择。从已有研究结果来看,农业农村信息化发展至今,互联网已经成为农户搜寻信息的一条非常重要且便利的渠道,极大地降低了农户的信息搜寻成本。

本研究基于成本最小化,将农户机械化生产成本函数 S_n 设定为:

$$S_n = \min(P_1, P_2, \dots, P_n) \times x_n + nc \quad (1)$$

式中: P_n 为农户根据第 n 次信息搜寻结果做出决策所花费的成本; x_n 为农户每次在信息搜寻后所做出的决策,且决策之间是相互独立的,同时假设农户为风险中性; c 为农户搜寻每一种生产要素信息时要支付的成本,且 c 为固定值。

农户在进行信息搜寻的过程中,既对决策本身的成本有着心理预期,也对信息搜寻成本有着心理预期。令 ξ 为期望成本,如果 S_n 超过农户的预期成本 ξ ,农户不会接受这次的决策 x_i ,选择继续搜寻;相反,如果 S_n 小于农户的预期成本 ξ ,农户就会停止信息搜寻,接受该决策,即:当 $S_n > \xi$,继续信息搜寻;当 $S_n < \xi$,停止信息搜寻。

根据最优停止理论,预期成本 ξ 满足:

$$\xi = E[\min(\xi, S_i)] + c \quad (2)$$

在期望成本 $E[\min(\xi, S_i)]$ 中,若 $S_i < \xi$,则 $E[\min(\xi, S_i)] = E[S]$;若 $S_i > \xi$,则 $E[\min(\xi, S_i)] = E[\xi]$ 。因此, $E[\min(\xi, S_i)]$ 表示为积分形式如下:

$$E[\min(\xi, S_i)] = \int_0^{\xi} S dF(S) + \xi \int_{\xi}^{\infty} dF(S) = \int_0^{\xi} S dF(S) + \xi \int_{\xi}^{\infty} dF(S) + \xi \int_0^{\xi} dF(S) + \int_0^{\xi} dF(S)$$

化简得:

$$E = \int_0^{\xi} [S - \xi] dF(S) + \xi \quad (3)$$

将式(3)代入式(2),得:

$$c = \int_0^{\xi} (S - \xi) dF(S) + \xi - \xi = \int_0^{\xi} (S - \xi) dF(S) = H(\xi) \quad (4)$$

式(4)转换成以下形式,得到信息搜寻成本 c 与机械化总成本 S 的关系:

$$c = H(S) = \int_0^S (z - S) dF(S) \quad (5)$$

则 $H(S)$ 函数具有如下性质:

$$\begin{cases} \lim_{y \rightarrow 0} H(S) = 0 \\ \frac{dH(S)}{dS} > 0 \\ \frac{d^2 H(S)}{dS^2} \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

基于上述性质可以得出,信息搜寻成本与农户机械化成本成正比,当信息搜寻成本下降时,农户的整体机械化成本也将下降。

1.2 自购农机与服务外包对互联网信息反应不同

如果现实中所有与农业机械化相关的生产要素都能够针对信息搜寻成本的下降做出反应,那么互联网信息获取应带来整体机械化成本的下降,而不应发生农户自购农机与购买农机社会化服务比价的变化,同样,农户自购农机与购买社会化服务的行为也应当出现整体性的上升,但现实中并非如此。在农用机械购买市场,互联网带来的额外信息确实能够起到优化资源配置的作用,更多信息增强了农户跨期跨市场套利的能力,同时增强了农户的谈判能力,都能够有效降低购买农机的价格,降低了生产成本,也能提高小农户在规模小、资金不足等诸多限制条件下搜寻到适合自身生产条件的农机类型的可能性。但在农机社会化服务市场情况则有所不同,多数农机社会化服务主体倾向于进行“本地化”交易,区域内的农机服务主体数量有限且服务范围固定,

且多采取统一的作业价格,具有局部垄断的特征。以往研究中曾提出互联网信息能够通过扩大交易空间、打破局部垄断来降低社会化服务成本^[18],然而这与现实情况并不相符。有研究指出在农产品销售市场,如果贸易商拥有垄断能力,额外信息获取不一定能改变农民的讨价还价能力^[19],而与农产品销售市场类似,农业社会化服务市场主体的垄断能力也会在一定程度上造成信息的失效。农业生产性社会化服务与一般商品和服务不同,由于大型农机具转运成本较高,即便通过互联网突破了信息传播的限制,仍然会受到地理空间的限制,服务可达范围内社会化服务主体数量存在上限。目前来看最现实的途径是通过互联网引入外地服务组织跨区作业以加剧本地市场竞争,然而有研究指出,现实中尚未观察到成规模的基于互联网平台的农机跨区作业交易市场,跨区作业对较小规模农户的服务价格改善并不明显,农机跨区作业目前仍面临供需匹配困难的局面^[20]。因此,目前很难通过互联网获取信息来改变农户购买农机社会化服务的价格。另外,现有关于推力的研究中仅考虑了互联网信息对社会化服务采纳的作用,却忽视了互联网信息对自购农机也有增益作用^[10,21]。在其他条件不变的情况下,农户机械化是在自购农机与采纳社会化服务之间进行选择,理性农户的选择应取决于二者相对价格的变化,仅使用后变化证明的结果难免有所偏差。

因此,本研究认为随着互联网使用,农业信息搜寻成本随之降低,农户自购农机的成本降低,而购买农机社会化服务的成本不变。此时,理性农户会选择成本更低的耕作方式^[22],自然更倾向于自购农机而非社会化服务,即通过互联网获取农业信息能够促进农户自购农机,而抑制了农户农机社会化服务的采纳。

综上,本研究提出研究假说:使用互联网获取农业信息与农户农机社会化服务采纳强度负相关。

2 研究设计

2.1 实证模型

根据上述理论分析,本研究构建实证模型为:

$$Y_{\text{social}} = \beta_0 + \beta_1 X_{\text{internet}} + \beta_2 X_i + \epsilon_i \quad (7)$$

式中: Y_{social} 为农户采纳农机社会化服务的程度; X_{internet} 为农户是否使用互联网获取农业信息; X_i 为其他控制变量; ϵ_i 为扰动项; β_1 为本研究的核心待估参数,即使用互联网获取农业信息对农户社会化服

务采纳的影响。

考虑因果识别的问题,原模型可能存在较强的内生性。农户是否使用互联网获取农业信息是其本身根据个人和家庭情况做出的内生选择,因此有较大可能性存在自选择偏误,但有限的可观测控制变量难以很好地控制住农户本身的差异,为了最大程度控制可能存在的内生问题,本研究参照已有研究常用指标,选择村级互联网普及率(使用互联网户数/总户数)作为农户是否使用互联网获取农业信息的工具变量^[23-24]。工具变量需要同时满足相关性和排他性:相关性方面,村级互联网普及率与农户个人是否通过互联网获取农业信息有很强的相关性,村级互联网普及率一定程度上反映了村级互联网基础设施完善程度和村民互联网接入能力,同时,同村人使用互联网的行为也会影响到其个人使用互联网获取信息的行为;排他性方面,村级互联网普及率只能通过农户互联网使用影响农户采纳农机社会化服务的行为,而与其他因素无关。因此,本研究认为村级互联网普及率同时满足工具变量相关性和排他性的要求。

关于模型的具体形式,本研究设定为线性形式。

一般来说,对于被解释变量中含有大量0值的情况,会采用Tobit形式的非线性模型进行回归。但一方面Angrist指出Tobit模型关于正态性的假定过强,且在均值层面与线性模型回归结果差异不大,因此在只关心均值层面的影响时,使用线性模型并无太大问题^[25]。另一方面,上述模型中含有二分类的内生解释变量“农户是否使用互联网获取农业信息”,需要引入工具变量解决内生性问题,而一般的IV-Tobit不能处理二值内生变量,因此本研究采用线性模型假定以简化研究。

2.2 数据说明

本研究数据来源于中国农业大学国家农业农村发展研究院2019年返乡调研。该调研提前设定调研方案,选定调研省份并招募调研员,调研员根据自身状况选择返乡调研县和村,每个村通过随机抽样选择15~20户农户开展调研。调研分为2个阶段,村级基本信息调查由调研员与村干部座谈的形式完成,农户生产经营情况通过入户调查访谈的形式完成。数据处理方面,剔除了变量缺失的样本和由于填写错误导致的异常样本,最终得到有效样本1588个,覆盖14个省份,各省份样本数量和所占比例见表1。

表1 各省份样本数量及比例

Table 1 Number and proportion of samples in each province

省份 Province	样本数 Sample size	比例/% Proportion	省份 Province	样本数 Sample size	比例/% Proportion
山东 Shandong	280	17.63	湖北 Hubei	90	5.67
四川 Sichuan	193	12.15	湖南 Hunan	90	5.67
河南 Henan	187	11.78	内蒙古 Inner Mongolia	71	4.47
河北 Hebei	143	9.01	黑龙江 Heilongjiang	70	4.41
江苏 Jiangsu	118	7.43	安徽 Anhui	52	3.27
吉林 Jilin	106	6.68	甘肃 Gansu	52	3.27
江西 Jiangxi	94	5.92	辽宁 Liaoning	42	2.64

2.3 变量设置及描述性统计

2.3.1 被解释变量及核心解释变量

参考相关文献对农机社会化服务的定义^[26],本研究将农户在耕地、播种、植保、灌溉、收割环节是否采用农机社会化服务分别设置为二值变量,即采用赋值为1,不采用赋值为0,并将5个环节数值加总,得出农户农机社会化服务使用强度,并将其作为被解释变量。使用分环节加总方式的优势在于其经济

含义比较直观,数值直接表达一单位其他因素变化导致的农户采纳农机社会化服务强度变化。仅从组间差异来看,通过互联网获取农业信息的农户采纳农机社会化服务的强度显著高于对照组,但这一结论还需要通过进一步的回归分析检验。

本研究核心被解释变量为农户是否使用互联网获取农业信息,使用则赋值为1,不使用赋值为0,全样本中有21.1%的农户使用互联网获取农业信息。

现有文献用于衡量农户互联网使用的变量多为“农户是否使用手机或电脑上网”(如 CFPS 数据库)。然而,一方面询问农户是否使用手机或电脑上网会导致测量误差^[25],另一方面本研究意图分离出推力路径的独立影响,也就是要尽可能排除掉非农就业可能带来的影响,因此采用更加具体的问题“是否使用互联网获取农业信息”来测量解释变量能够得出更加可信的推断。另外需要说明的是,尽管指标精度有所提升,但本研究采用的核心变量并未完全解决误差问题,例如受访农户如果上网获取的是农产品价格或者销售方面的信息,那么大概率就与用户机械化选择无关,同样可能带来误差,后续研究中应注意尽量排除使用互联网进行其它活动对被解释变量可能的影响。

2.3.2 控制变量

本研究选取个人特征、家庭特征和村级环境特

征 3 组共 15 个控制变量。个人特征包括受访人年龄、受教育程度、健康状况、是否接受过农业培训;家庭特征包括非农收入比例、非农劳动力比例、农业经营规模、耕地块数、是否土地流转。为了更好地满足村级互联网普及率这一工具变量的排他性约束,本研究额外控制了一些村级环境特征,包括人均收入、村庄经济发展水平、是否有水源、本村是否有农民专业合作社、是否已建成集体经济组织、本村是否有农地交易平台,并对收入和土地面积变量作对数化处理。组间差异检验显示,其中 10 个控制变量存在显著的组间差异,2 组农户差异非常大,较好地控制住所有相关变量地可能性较低,基准回归中可能存在比较严重的自选择偏误,进一步说明有必要使用工具变量排除内生性影响。所有变量说明及描述性统计见表 2。

表 2 变量定义及描述性统计

Table 2 Variable definition and descriptive statistics

变量名称 Variables	变量定义 Definition	样本 均值 Mean	标准差 Standard deviation	互联网组	非互联网组	组间差异 检验 Inter-group difference test
				均值 Mean of treatment group	均值 Mean of nontreatment group	
农机社会化服务使用强度 Agricultural machinery service outsourcing	农户在生产环节采纳农机社会化服务:每个环节采纳=1,不采纳=0,加总 5 个环节数值	1.38	1.60	1.60	1.32	***
是否使用互联网获取农业信息 Internet use	是=1,否=0	0.21	0.41	1.00	0.00	
年龄 Age	受访人年龄,岁	53.19	11.16	48.75	54.37	***
文化程度 Education	受访人文化程度:初中及以下=0,初中以上=1	0.61	0.49	0.72	0.57	***
健康状况 Health	受访人健康状况:较好=1,较差=0	0.95	0.22	0.96	0.95	
培训情况 Train	家人是否受过农业生产经营培训:是=1,否=0	0.23	0.42	0.31	0.20	***
非农收入比例 Proportion of non- agricultural income	务工和家庭非农经营收入/总收入	0.52	0.38	0.51	0.52	

表2(续)

变量名称 Variables	变量定义 Definition	样本 均值 Mean	标准差 Standard deviation	互联网组 均值 Mean of treatment group	非互联网组 均值 Mean of nontreatment group	组间差异 检验 Inter-group difference test
非农劳动力比例 Proportion of non- agricultural labor	在外务工人数/家庭人口 数量	0.24	0.23	0.25	0.23	
经营规模 Scale	对数化家庭土地经营面积	2.07	1.13	2.49	1.96	***
土地块数 Land blocks	家庭经营土地块数:3块及以 上=1,3块以下=0	0.66	0.47	0.65	0.67	
土地流转情况 Land transfer	是否土地流转:是=1,否=0	0.02	0.15	0.05	0.02	***
本村人均收入 Per capita income	对数化本村人均收入	8.98	0.74	9.10	8.95	***
本村经济发展水平 Economy	目前本村经济发达程度居所在 县市水平:中等及以上=1,中 下=0	0.68	0.47	0.64	0.69	**
灌溉条件 Irrigation	本村农田水利水源是否有保 障:是=1,否=0	0.77	0.42	0.77	0.77	
合作社情况 Cooperative	本村是否有农民专业合作社: 是=1,否=0	0.57	0.50	0.71	0.53	***
集体经济组织情况 Collective economic organization	本村是否已经建立农村集体经 济组织:是=1,否=0	0.41	0.49	0.35	0.43	***
农地交易平台情况 Land transfer platform	本村是否有农地交易平台: 是=1,否=0	0.14	0.35	0.20	0.12	***

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,下表同。样本量为1588。

Note: ***, ** and * are significant at the level of 1%, 5% and 10%, respectively, the same as in the following tables. The sample size is 1588.

3 结果分析

3.1 基准回归

是否使用互联网获取农业信息对农户农机社会化服务采纳的OLS和Tobit回归结果见表3。在逐步加入控制变量的情况下,互联网使用对农户农机

社会化服务采纳均有显著的正向影响,且系数差别不大。Tobit回归的边际影响同样在5%显著性水平下显著为正,进一步验证了线性模型与非线性模型的回归结果差异不大,因此本研究认为使用线性模型是可以接受的,后续对内生性的处理也将基于线性模型展开。从系数来看,在不控制内生性的情

表3 互联网信息获取对农户农机社会化服务采纳回归结果

Table 3 Regression results of adoption of agricultural machinery service outsourcing by internet information acquisition

变量名称 Variables	OLS系数1 OLS coefficient 1	OLS系数2 OLS coefficient 2	OLS系数3 OLS coefficient 3	Tobit 边际影响 Tobit marginal effect
是否使用互联网获取农业信息 Internet use	0.299*** (0.103)	0.262** (0.104)	0.232** (0.106)	0.375** (0.187)
年龄 Age	0.013*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.024*** (0.007)
文化程度 Education	0.282*** (0.087)	0.237*** (0.088)	0.203** (0.086)	0.483*** (0.163)
健康状况 Health	0.076 (0.180)	0.080 (0.186)	-0.041 (0.189)	-0.137 (0.339)
培训情况 Train	0.082 (0.101)	0.103 (0.101)	0.038 (0.103)	0.025 (0.179)
非农收入比例 Proportion of non-agricultural income		-0.019 (0.141)	0.056 (0.137)	0.268 (0.250)
非农劳动力比例 Proportion of non-agricultural labor		-0.298 (0.187)	-0.275 (0.187)	-0.237 (0.361)
经营规模 Scale		0.025 (0.046)	-0.001 (0.045)	0.051 (0.079)
土地块数 Land blocks		-0.413*** (0.091)	-0.338*** (0.089)	-0.591*** (0.162)
土地流转情况 Land transfer		0.662** (0.275)	0.487* (0.281)	0.958** (0.462)
本村人均收入 Per capita income			0.324*** (0.057)	0.564*** (0.112)
本村经济发展水平 Economy			0.259*** (0.085)	0.407** (0.171)
灌溉条件 Irrigation			-0.124 (0.093)	-0.203 (0.186)
合作社情况 Cooperative			0.262*** (0.082)	0.210 (0.160)
集体经济组织情况 Collective economic organization			-0.0462 (0.079)	-0.046 (0.157)
农地交易平台情况 Land transfer platform			-0.319*** (0.121)	-0.210 (0.219)

注:括号中为稳健标准误,下表同。样本量为1588。

Note: Robust standard error is shown in brackets. The same as the following tables. The sample size is 1588.

况下,使用互联网获取农业信息对农户采纳农机社会化服务有显著的正向影响,这与陈昕等^[18]的理论一致。但通过前文分析可知,由于农户是否使用互联网是内生的选择,基于可观测控制变量难以将农户使用互联网的可能性控制在同一水平,基准回归中可能存在较强的选择性偏误。因此基准回归结果不能推翻本研究研究假说,需要使用工具变量控制内生性问题后进行进一步检验。

从控制变量看,个人特征中,年龄和文化程度对农户农机社会化服务采纳有显著正向影响,符合曾雅婷等^[4]的观点,年龄越大的农户从事农业体力劳动的能力越差,因而更需要农机社会化服务;文化程度较高的农户对采纳社会化服务的风险认知可能与低学历农户不同,因而更愿意采纳。家庭特征中,表示土地细碎化程度的变量土地块数对采纳农机社会化服务有显著的负向影响,与纪月清等^[5]的结论一致;土地流转则对采纳农机社会化服务有正向影响,这与钟真等^[8]提出的土地流转与社会化服务“相得益彰”的观点相符。村级变量中,本村人均收入和本村经济发展水平都对农户农机社会化服务有显著正向影响,原因可能是本村经济条件越好,农户潜在的

劳动力报酬就越高,也就越愿意采纳农机社会化服务替代劳动。合作社和村级土地交易平台仅在OLS回归中显著,但在Tobit回归中不显著,其影响并不稳健。其余控制变量(健康状况、培训情况、非农收入比例、非农劳动力比例、经营规模、灌溉条件、集体经济组织情况)在2组回归中均不显著。

3.2 内生性处理

表4示出使用2种方法进行内生性处理的结果。使用村级互联网普及率作为工具变量的两阶段最小二乘法回归中,第一阶段工具变量对农户是否使用互联网获取农业信息的回归系数在1%显著性水平下显著为正,且一阶段F值为16.88,根据经验规则,如果 $F > 10$,则表明不存在弱工具变量的问题^[27]。Kleibergen-Paap LM统计量是在异方差条件下对模型不可识别的检验,结果显示强烈拒绝不可识别的原假设。DWH检验是对变量内生性的检验,结果显示强烈拒绝所有解释变量全部外生的原假设,即模型存在明显的内生性。在控制了内生性后,使用互联网获取农业信息对农机社会化服务采纳强度的影响为负值,并在5%显著性水平下显著,验证了本研究提出的假说。

表4 使用村级互联网普及率作为工具变量的两阶段最小二乘法和处理效应模型回归结果

Table 4 Regression results of 2SLS and treatment effect model using village internet penetration rate as instrumental variable

变量名称 Variables	两阶段最小二乘法 2SLS	处理效应模型 Treatment effect model
使用互联网获取农业信息对农机社会化服务采纳强度 Regression coefficient of using internet to agricultural machinery service outsourcing	-2.308** (1.113)	-1.813*** (0.625)
工具变量对使用互联网获取农业信息 Regression coefficient of instrumental variables on internet use	0.145*** (0.035)	0.596*** (0.140)
控制变量 Control variables	是	是
Kleibergen-Paap LM 统计量 Kleibergen-Paap LM statistics	17.025***	—
一阶段 F 值 F value in the first stage	16.880***	—
DWH 检验 DWH test	7.525***	—
逆米尔斯比例 Lambda	—	1.198***

注:样本量为1588。

Note: The sample size is 1588.

由于内生变量是二值选择变量,使用处理效应模型可能更为合适,即将村级互联网普及率作为第一阶段对农户使用互联网获取农业信息概率的Probit回归中额外添加的外生解释变量。处理效应模型第一阶段Probit估计系数显示工具变量对农户是否使用互联网获取农业信息有显著的正向影响,第二阶段回归中逆米尔斯比例显著,说明工具变量与内生变量有较强的相关性,且内生性确实存在。处理效应模型回归结果与工具变量回归结果类似,使用互联网获取农业信息对农机社会化服务采纳强

度的影响同样为负,且在1%的显著性水平下显著,给出了更加稳健的结果,进一步验证了研究假说。

3.3 异质性分析

互联网获取农业信息对不同人群采纳农机社会化服务强度的影响可能存在异质性,本研究采用分样本回归的方式验证不同年龄、不同经营规模、不同收入水平以及处于不同地形的农户之间是否存在差异,分样本回归将继续采用处理效应模型控制内生性。表5示出年龄、经营规模和地形条件的异质性检验结果。

表5 年龄、经营规模和地形条件异质性检验结果
Table 5 Test results of age, business scale and landform heterogeneity

变量名称 Variables	年龄 Age		经营规模 1 Scale 1		经营规模 2 Scale 2		地形条件 Landform	
	中青年 Young and middle	老年 Old	小规模 Small	大规模 Big	极小规模 Tiny	中小规模 Middle	山区 Mountain area	非山区 Non mountainous area
是否使用互联网 获取农业信息 Internet use	-3.601** (1.458)	0.338 (0.739)	-2.297*** (0.662)	2.408 (1.679)	1.393 (0.867)	-2.180*** (0.733)	1.121** (0.471)	-2.246*** (0.645)
控制变量 Control variables	是	是		是	是		是	是
逆米尔斯比例 Lambda	2.310***	0.004	1.410***	-1.199	-0.623	1.336***	-0.577**	1.375***
样本量 Sample size	786	802	1 452	136	423	1 029	346	1 242

注:经营规模1包括小规模($<50\text{ hm}^2$)农户和大规模($\geq 50\text{ hm}^2$)农户;经营规模2包括极小规模($\leq 3\text{ hm}^2$)农户和中小规模($3\text{ hm}^2 \leq$ 经营规模 $<50\text{ hm}^2$)农户。

Note: Scale 1 includes small scale ($<50\text{ hm}^2$) farmers and large scale ($\geq 50\text{ hm}^2$) farmers; Scale 2 includes very small scale ($\leq 3\text{ hm}^2$) farmers and middle scale ($3\text{ hm}^2 \leq$ Business scale $<50\text{ hm}^2$) farmers.

3.3.1 年龄

对年龄异质性的检验中,本研究将样本分为中青年组(年龄 <60 岁)和老年组(年龄 ≥ 60 岁)。使用互联网获取农业信息仅对青年组农机社会化服务采纳有显著影响,而对老年农户的影响并不显著(表5)。原因可能是年轻人能够更有效地利用通过互联网获取的农业信息降低自购农机的成本,而老年人由于认知、心态等方面的限制,尽管获取了更多

的信息,也难以将其转化为额外的收益,因此其对自购农机与购买社会化服务的选择并无明显变化。本研究以及多数现有文献的讨论多集中于第二级数字鸿沟,即不同人通过互联网获取信息的能力差异^[28],然而年龄异质性的存在说明存在更深层次的数字鸿沟:即使获取数字信息的能力相同,但不同人将数字信息转化为实际收益能力的差异也会导致收入差距的扩大^①。如果农村地区数量庞大的老年人

① 由于目前对第三级数字鸿沟概念的界定尚不清晰,因此本研究不使用第三级数字鸿沟的说法,下同。

口不能从农业信息化、数字化发展中真正获益,那么无论是对其个人和家庭,还是整个农业现代化进程而言,都会产生不可忽视的影响。

3.3.2 经营规模

对经营规模异质性的检验中,参考已有研究^[29]对小农户的定义,本研究将样本分为小规模农户(经营规模 < 50 hm²)和大规模农户(经营规模 ≥ 50 hm²)。使用互联网获取农业信息对小规模农户采纳农机社会化服务的影响显著,但对大规模农户影响不显著(表 5)。这一结果与现实情况比较吻合,农机社会化服务本身就是为小农户解决机械化难题而建立的模式,而在解决问题的同时自然也分走了一部分小农户机械化的收益。规模经营农户自购农机即可达到最优配置,本就无需被社会化服务组织分走利润,自然也就谈不上额外信息对其的影响。

上述分析中假定农户有足够的进行自主选择,自购农机或者采用农机社会化服务都是农户根据二者相对价格变化自行做出的有效率的决策,但现实中极小规模农户的禀赋限制同样不容忽视。本研究认为对农机社会化服务采纳强度变化真正有贡献的只有处于有能力自购农机的中小规模农户,规模过小的农户即便通过互联网获取了更多信息,潜在的自购农机价格下降幅度也无法突破规模、资本存量等因素的限制,从而无法选择自购农机,只能继续采用相对价格较高的农机社会化服务。这也是更深层数字鸿沟的另一种表现形式,部分群体由于自身禀赋的限制,无法将信息有效地转化为收益。而

我国开创农机社会化服务这条道路的本意就是帮助这部分为数不少的极小规模农户突破限制,走上机械化道路。如果农机社会化服务的价格不能对互联网信息做出反应,这部分农户将很难从农业农村信息化中获益,导致农村地区收入差距进一步扩大。本研究认为,如果家庭经营规模 < 3 hm²,其购买农机的可能性就非常低。因此,本研究进一步将小规模农户分为极小规模农户(经营规模 < 3 hm²)和中小规模农户(3 hm² ≤ 经营规模 < 50 hm²)进行检验。从样本量看,极小规模农户为 423,占总体样本量的 26.64%;从系数看,极小规模农户系数并不显著,而中小规模农户则显著为负(表 5),与前述分析一致。

3.3.3 地形条件

非山区农户与总体回归基本一致,互联网信息获取对农机社会化服务采纳强度影响系数均显著为负,山区农户分样本则显示出了较大的差异,其系数显著为正(表 5)。出现这一结果的原因可能是山区农机社会化服务发展水平较为落后,部分有需求的农户由于信息不畅而未获取到足够的社会化服务,而通过互联网获取农业信息能够有效缓解信息不畅带来的限制。

3.3.4 机制检验

理论分析中假设农户使用互联网获取农业信息对农机社会化服务购买价格无影响,而对自购农机可能有促进作用,本研究继续采用处理效应模型对 2 个假设进行验证。表 6 示出互联网使用对自购农机数量和各环节社会化服务价格的影响。

表 6 互联网使用对机械化价格回归结果

Table 6 Regression results of internet use on mechanization price

变量名称 Variables	自购农机 Purchase	耕地价格 Price of land cultivating	播种价格 Price of seed sowing	植保价格 Price of crop protection	灌溉价格 Price of irrigating	收割价格 Price of harvesting
使用互联网获取农业信息 Internet use	1.10*** (0.34)	7.58 (24.92)	-73.75 (73.12)	-50.94 (39.44)	53.57 (45.45)	-42.62 (78.77)
控制变量 Control variables	是	是	是	是	是	是
逆米尔斯比例 Lambda	-0.49**	-6.89	35.84	33.01	16.46	6.38
样本量 Sample size	1 207	681	519	236	171	774

使用互联网获取农业信息对5个环节社会化服务价格均无显著影响,与互联网农业信息无法影响社会化服务获取价格的假设一致,理论分析中的假设得到验证,可以认为农机社会化服务市场中确实存在垄断力量,导致价格不能有效对信息做出反应。

由于调研数据中未包含购买农机具单价的信息,故使用农机购买数量代替,在假设短期内不会出现由技术进步带来的机械需求变化的前提下,可以近似地认为购买数量的变化是由价格变化直接导致的。是否使用互联网获取农业信息在1%的显著性水平下对农户自购农机数量有正向影响,使用互联网获取农业信息的农户相比不适用的平均约多购买1.1台农机,与互联网信息获取可以促进农户自购农机的假设一致。

3.3.5 其他稳健性检验

为进一步验证结果的稳健性,本研究将农机社

会化服务的5个环节分别进行回归,即对于每个环节,如果农户采纳为1,反之为0。由回归结果(表7)可以看出,分环节回归中,使用互联网获取农业信息只对植保环节农机社会化服务采纳有显著的正向影响,对其他环节的影响均显著为负,与整体结论基本一致。植保环节的特殊性可能是由于植保设备的跨区调配更方便,信息与植保社会化服务购买价格关联性较强,相对于耕种收等环节更不容易出现局部垄断现象。同时,农作物植保环节相比耕种收等其他环节技术更新换代速度更快,植保无人机、测土配方施肥等新技术的出现,一方面提高了农户的学习成本,另一方面也使得服务需求出现了新的变化,使得农户对植保环节外包服务的价格弹性更高,对于服务价格的微小变化也会较明显的反映到需求上。

表7 互联网使用对各生产环节社会化服务采纳影响的回归结果

Table 7 Regression results of the adoption of internet use on service outsourcing in various production links

变量名称 Variables	耕地 Land cultivating	播种 Seed sowing	植保 Crop protecting	灌溉 Irrigating	收割 Harvesting
使用互联网获取农业信息 Internet use	-0.461** (0.187)	-0.718*** (0.191)	0.524*** (0.122)	-0.218* (0.126)	-0.936*** (0.211)
控制变量 Control variables	是	是	是	是	是
逆米尔斯比例 Lambda	0.304***	0.448***	-0.263***	0.134*	0.573***

注:样本量为1588。

Note: The sample size is 1588.

4 结论与政策建议

本研究利用中国农业大学国家农业农村发展研究院2019年返乡调研微观数据,论证了通过互联网获取农业信息对农户农机社会化服务采纳的影响,主要结论如下:1)克服了内生性后,通过互联网获取农业信息抑制了农户农机社会化服务采纳,互联网使用促进农户农机社会化服务采纳的推力作用在现阶段并不明显,但能够推动农户自购农机;2)互联网信息获取与农机社会化服务采纳的反向关系在老年农户和经营规模极小农户的样本中并不成立,在通过互联网获取信息到有效利用网络信息获取收益之间还有更深层次的数字鸿沟。

基于以上结论,本研究提出2点政策建议:1)应探索通过农业信息化打破农机社会化服务局部垄断现状的方式,使农机社会化服务价格能够对信息搜寻成本变化做出反应,使农机社会化服务更好地促进小农户与现代农业衔接。目前来看最现实的途径是通过互联网做好农机跨区作业的供求信息匹配工作,让跨区流动作业的社会化服务主体冲击当地市场,打破由于服务供给主体少造成的局部垄断格局,降低农户获取社会化服务的价格。2)应关注二级数字鸿沟之下更深层次的数字鸿沟,即便由于信息基础设施和获取能力的一、二级数字鸿沟被逐渐填平,但这种基于农户自身禀赋的,表现在网络信息获取后的实际行动中的数字鸿沟仍然可能会导致收入差

距的进一步扩大。

参考文献 References

- [1] 盖庆恩, 朱喜, 史清华. 劳动力转移对中国农业生产的影响[J]. 经济学季刊, 2014, 13(3): 1147-1170
Gai Q E, Zhu X, Shi Q H. Labor's migration and Chinese agricultural production[J]. *China Economic Quarterly*, 2014, 13(3): 1147-1170 (in Chinese)
- [2] 王裕雄, 林岗. 刘易斯拐点时期的中国农业: 特征与对策[J]. 中共中央党校学报, 2012, 16(6): 64-67
Wang Y X, Lin G. China Agriculture in Lewis turning point Period: Characteristics and Countermeasures[J]. *Journal of the Party School of the Central Committee of the CPC*, 2012, 16(6): 64-67 (in Chinese)
- [3] 孔祥智, 周振, 路玉彬. 我国农业机械化道路探索与政策建议[J]. 经济纵横, 2015(7): 65-72
Kong X Z, Zhou Z, Lu Y B. Exploration of agricultural mechanization road in China and policy suggestions[J]. *Economic Review*, 2015(7): 65-72 (in Chinese)
- [4] 曾雅婷, Jin Yanhong, 吕亚荣. 农户劳动力禀赋、农地规模与农机社会化服务采纳行为分析: 来自豫鲁冀的证据[J]. 农业现代化研究, 2017, 38(6): 955-962
Zeng Y T, Jin Y H, Lü Y R. Study on the effect of rural households' labor endowment, farmland scale on the adoption of agricultural machinery custom service: The evidence from Henan, Shandong and Hebei Province[J]. *Research of Agricultural Modernization*, 2017, 38(6): 955-962 (in Chinese)
- [5] 纪月清, 王许沁, 陆五一, 刘亚洲. 农业劳动力特征、土地细碎化与农机社会化服务[J]. 农业现代化研究, 2016, 37(5): 910-916
Ji Y Q, Wang X Q, Lu W Y, Liu Y Z. The characteristics of rural labors, land fragmentation, and agricultural machinery services [J]. *Research of Agricultural Modernization*, 2016, 37(5): 910-916 (in Chinese)
- [6] 宋海英, 姜长云. 农户对农机社会化服务的选择研究: 基于8省份小麦种植户的问卷调查[J]. 农业技术经济, 2015(9): 27-36
Song H Y, Jiang C Y. Study on farmers' choice of agricultural machinery socialization service: Based on the questionnaire survey of wheat farmers in 8 provinces[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2015(9): 27-36 (in Chinese)
- [7] 向云, 祁春节, 胡晓雨. 老龄化、兼业化、女性化对家庭生产要素投入的影响: 基于全国农村固定观察点数据的实证分析[J]. 统计与信息论坛, 2018, 33(4): 109-115
Xiang Y, Qi C J, Hu X Y. The influence of aging, concurrent industry and feminization on the household production factors input: An empirical analysis based on national rural fixed observation point data[J]. *Statistics & Information Forum*, 2018, 33(4): 109-115 (in Chinese)
- [8] 钟真, 胡珺祎, 曹世祥. 土地流转与社会化服务: “路线竞争”还是“相得益彰”? 基于山东临沂12个村的案例分析[J]. 中国农村经济, 2020(10): 52-70
Zhong Z, Hu J Y, Cao S X. Land transfer and agricultural services: “route competition” or “mutual reinforcement”? An analysis based on cases from 12 villages in Linyi, Shandong Province[J]. *Chinese Rural Economy*, 2020(10): 52-70 (in Chinese)
- [9] 穆娜娜, 钟真, 孔祥智. 交易成本与农业社会化服务模式的选择: 基于两家合作社的比较研究[J]. 农林经济管理学报, 2019, 18(3): 366-375
Mu N N, Zhong Z, Kong X Z. Transaction cost and specialized agricultural services' mode: A comparative study based on two cooperatives[J]. *Journal of Agro-Forestry Economics and Management*, 2019, 18(3): 366-375 (in Chinese)
- [10] 唐文苏, 翁贞林, 鄢朝辉. 信息获取、风险偏好与技术密集型农机社会化服务: 基于江西省水稻规模经营户的调研[J]. 中国农业大学学报, 2022, 27(4): 270-280
Tang W S, Weng Z L, Yan Z H. Information acquisition, risk preference and the socialized services of technology-intensive farm machinery: A study based on rice scale management households in Jiangxi Province[J]. *Journal of China Agricultural University*, 2022, 27(4): 270-280 (in Chinese)
- [11] 黄斌, 高强. 农地确权对农机社会化服务的影响: 来自黄淮海农区的经验证据[J]. 资源科学, 2021, 43(6): 1115-1127
Huang B, Gao Q. The impact of agricultural land rights confirmation on agricultural machinery service adoption: Evidence from the North China Plain[J]. *Resources Science*, 2021, 43(6): 1115-1127 (in Chinese)
- [12] 柳松, 魏滨辉, 苏柯雨. 互联网使用与农户农业机械化选择: 基于非农就业的中介效应视角[J]. 劳动经济研究, 2021, 9(3): 101-122
Liu S, Wei B H, Su K Y. Internet use and farmers' choice of agricultural mechanization: Based on the perspective of intermediary effect of non-agricultural employment[J]. *Studies in Labor Economics*, 2021, 9(3): 101-122 (in Chinese)
- [13] 赵昉雅, 向运华. 互联网使用、社会资本与非农就业[J]. 软科学, 2019, 33(6): 49-53
Zhao L Y, Xiang Y H. Internet usage, social capital and non-agricultural employment[J]. *Soft Science*, 2019, 33(6): 49-53 (in Chinese)
- [14] 马继迁, 陈虹, 王占国. 互联网使用是否促进了农村青年非农就业?: 基于2018年CFPS数据的实证分析[J]. 当代经济管理, 2021, 43(1): 68-75
Ma J Q, Chen H, Wang Z G. Does Internet promote non-farm employment of rural youth?: Analysis based on 2018 CFPS data[J]. *Contemporary Economic Management*, 2021, 43(1): 68-75 (in Chinese)
- [15] 纪月清, 钟甫宁. 非农就业与农户农机服务利用[J]. 南京农业大学学报: 社会科学版, 2013, 13(5): 47-52
Ji Y Q, Zhong F N. Non-farm employment and the input of machinery service[J]. *Journal of Nanjing Agricultural University: Social Sciences Edition*, 2013, 13(5): 47-52 (in Chinese)
- [16] 杨震宇, 陈风波, 张日新. 非农就业与农业外包服务行为: 对“替代效应”与“收入效应”的再考察[J]. 农业技术经济, 2022(3): 84-99
Yang Z Y, Chen F B, Zhang R X. Non-agricultural employment and agricultural production service adoption: A re-examination of substitution effect and income effect[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2022(3): 84-99 (in Chinese)
- [17] 朱秋博, 白军飞, 彭超, 朱晨. 信息化提升了农业生产率吗? [J]. 中国农村经济, 2019(4): 22-40
Zhu Q B, Bai J F, Peng C, Zhu C. Do information communication technologies improve agricultural productivity? [J]. *Chinese Rural Economy*, 2019(4): 22-40 (in Chinese)
- [18] 陈昕, 胡友, 祁春节. 互联网使用对农户农业生产性服务采纳的影响: 基于CFPS的微观证据[J]. 湖南农业大学学报: 社会科学版, 2021, 22(6): 1-10, 20
Chen X, Hu Y, Qi C J. The impact of Internet use on farmers' adoption of agricultural productive services: Evidence from the CFPS data[J]. *Journal of Hunan Agricultural University: Social Sciences*, 2021, 22(6): 1-10, 20 (in Chinese)
- [19] Mitra S, Mookherjee D, Torero M, Visaria S. Asymmetric information and middleman margins: An experiment with Indian potato farmers[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2018, 100(1): 1-13
- [20] 黄炎忠, 罗小锋. 跨区作业如何影响农机服务获取? [J]. 华中农业大学学报: 社会科学版, 2020(4): 89-97, 178
Huang Y Z, Luo X F. How does cross-regional operation affect agricultural machinery service acquisition? [J]. *Journal of Huazhong Agricultural University: Social Sciences Edition*, 2020(4): 89-97, 178 (in Chinese)
- [21] 李忠旭, 庄健. 互联网使用、非农就业与农机社会化服务: 基于CLDS数据的经验分析[J]. 农林经济管理学报, 2021, 20(2): 166-175
Li Z X, Zhuang J. Internet usage, non-agriculture and agricultural machinery socialized services: Empirical analysis based on data from CLDS[J]. *Journal of Agro-Forestry Economics and Management*, 2021, 20(2): 166-175 (in Chinese)

- [22] Lew B. The diffusion of tractors on the Canadian prairies: The threshold model and the problem of uncertainty[J]. *Explorations in Economic History*, 2000, 37(2): 189-216
- [23] Zheng Y, Zhu T H, Jia W. Does Internet use promote the adoption of agricultural technology? Evidence from 1 449 farm households in 14 Chinese provinces [J]. *Journal of Integrative Agriculture*, 2022, 21(1): 282-292
- [24] 潘选明, 张炜, 陈汐菡. 互联网使用与农村劳动力流动: 影响机制与经验证据[J]. *农村经济*, 2022(2): 126-135
Pan X M, Zhang W, Chen X H. Internet use and rural labor mobility: Influence mechanism and empirical evidence[J]. *Rural Economy*, 2022 (2): 126-135 (in Chinese)
- [25] Joshua D A, Jörn-Steffen P. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's* [M]. London: The London School of Economics, 2008: 67-72
- [26] 董欢. 水稻生产环节外包服务行为研究[J]. *华南农业大学学报: 社会科学版*, 2017, 16(2): 91-101
Dong H. Outsourcing service during rice production[J]. *Journal of South China Agricultural University: Social Science Edition*, 2017, 16 (2): 91-101 (in Chinese)
- [27] Staiger D, Stock J H, Watson M W. The NAIRU, unemployment and monetary policy[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11(1): 33-49
- [28] 张正平, 卢欢. 数字鸿沟研究进展[J]. *武汉金融*, 2020(3): 64-71, 84
Zhang Z P, Lu H. Research progress of digital divide[J]. *Wuhan Finance*, 2020(3): 64-71, 84 (in Chinese)
- [29] 郭庆海. 小农户: 属性、类型、经营状态及其与现代农业衔接[J]. *农业经济问题*, 2018(6): 25-37
Guo Q H. Small farmers: attribute, type, status of management and the way of embedding modern agriculture [J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2018(6): 25-37 (in Chinese)

责任编辑: 刘迎春



第一作者简介: 桂松, 博士研究生, 现就读于中国农业大学经济管理学院, 博士第一学年获二等学业奖学金。主要研究方向为农业经济与政策, 曾参与农业农村部国际合作重点问题研究、农村集体产权改革评估等多个项目和调研, 参与撰写的分析文章在经济日报理论版、光明网等媒体发表, 参与筹办第十三、十四届 CAER-IFPRI 国际学术年会。



通讯作者简介: 蔡海龙, 教授, 博士生导师, 国家农业农村发展研究院研究员。主要研究方向为农产品市场与贸易、农业产业组织、农业政策分析。主持联合国粮食计划署(WFP)、粮农组织(FAO)、国家自然科学基金、北京市社科基金、农业部软科学以及各部委委托课题 30 余项。在 *American Journal of Agricultural Economics*、*China Agricultural Economic Review* 等国际学术期刊和《中国农村经济》、《农业经济问题》、《农业技术经济》等国内学术期刊发表论文 30 余篇。撰写的多份政策建议和调研报告获得国家领导人重要批示并被相关部门采纳。被聘为中国农学会中国农业产业化专家智库成员、中国农业技术经济学会理事、同方知网(北京)技术有限公司农业行业大数据应用研究顾问专家。