

## 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

柳 松 魏滨辉 苏柯雨\*

**内容提要** 数字经济的快速发展和农村地区互联网的迅速普及，使得农户农业机械化选择受到互联网使用的影响。本文基于2016年与2018年中国家庭追踪调查（CFPS）两期数据，将自购农机与服务外包纳入同一分析框架，首次探究了互联网使用对农户农业机械化选择的影响效应，并采用联合估计的条件混合处理（CMP）模型和工具变量模型较好地克服了内生性问题。研究发现，互联网使用对农户农业机械化选择具有显著影响，具体而言，互联网使用促使农户选择农机服务外包来实现农业机械化，而抑制农户自购农机，具有较强的“促外包、抑自购”效应。异质性分析表明，互联网使用对处于中年、教育水平高以及东部地区农户农业机械化选择的影响更为显著。机制分析表明，互联网使用主要通过非农就业渠道来影响农户农业机械化选择。在运用替换变量法和倾向得分匹配模型进行稳健性检验后，上述结果仍然成立。本文提出的理论逻辑和发现的经验证据，可为中国推进农业现代化和数字乡村建设提供重要参考依据。

**关键词** 农业机械化选择 互联网使用 非农就业

\* 柳松，华南农业大学经济管理学院，电子邮箱：liusong@scau.edu.cn；魏滨辉，华南农业大学经济管理学院，电子邮箱：weibinhui577@163.com；苏柯雨（通讯作者），华南农业大学国家农业制度与发展研究院，电子邮箱：447101741@qq.com。本文研究得到广东省哲学社会科学规划项目“乡村振兴战略下金融支持农村产业融合的路径抉择与服务创新研究”（编号：GD19CYJ13）、广东省自然科学基金面上项目“双重绩效目标下数字普惠金融反返贫：功能、服务与机制设计”（编号：2021A1515011926）及广东省科技创新战略专项资金（“攀登计划”专项资金）项目“数字普惠金融发展与中国家庭信贷可得性：理论逻辑、效应评估与推进路径”（编号：pdjh2021a0074）的资助。

## 一 引言

农业的根本出路在于机械化。农业机械化作为乡村振兴的物质技术基础及粮食安全的重要保障,在实现农业产业化、促进农民增收等方面发挥着不可替代的作用(江泽林,2019)。由此,如何实现农业机械化受到学界的广泛关注。学界认为,对农业机械化发展议题的深入剖析,必须要回到农户对农业机械化选择的行为分析上(李宁等,2019),因为农户农业机械化选择的微观决策加总形成了宏观层面中国农业机械化发展道路的选择(胡新艳等,2016)。在农业生产实践中,农户实现农业机械化主要有两种途径:一是自购农机,购买的农业机械主要用于自家生产需要;二是服务外包,指由农机手提供农机社会化服务,农户从市场购买服务的一种外包方式。

对于农户而言,自购农机与服务外包是两种可替代的要素匹配策略(张露、罗必良,2018),因此学界关于农户应选择何种方式来实现农业机械化的讨论一直存在分歧。其中,一派观点认为只有通过土地流转实现土地规模经营,并给予农户农机补贴,鼓励农户自购农机,才能推进农业机械化(邓宏图、崔宝敏,2007;王姣、肖海峰,2007);另一派则认为,小农户及其小规模土地经营可以通过农机服务外包的方式实现农业机械化(刘凤芹,2006;薛亮,2008)。那么,两种农机获取方式的选择究竟受何种因素的影响呢?

对于上述疑问,尽管已有学者从耕地禀赋、劳动力禀赋及农地制度等方面入手研究影响农户农业机械化选择的因素(董欢,2015;苏卫良等,2016;李宁等,2019),但遗憾的是,互联网所带来的外部冲击的重要性被忽视。事实上,已有足够证据表明人类历史已全面进入数字经济时代。中国数字经济白皮书(2020年)显示:中国数字经济增加值规模由2005年的2.6万亿元增长到2019年的35.8万亿元,占GDP比重也由14.2%增长到36.2%。可见,数字技术已被广泛应用于经济各领域和各行业,并与实体经济深度融合,开辟了经济增长的新空间。在数字经济时代,互联网在农村地区发挥的作用也不可小觑。这从互联网在农村地区的广泛应用就可见一斑。根据第45次《中国互联网络发展状况统计报告》,截至2020年3月,中国农村网民规模已达到2.55亿人,占整体网民的28.2%,较2018年底增加了3308万;农村地区互联网普及率上升为46.2%,较2018年底提升了7.8个百分点。

因此,在当前数字经济蓬勃发展与农村地区互联网迅速普及的背景下,既然农户的生产生活早与互联网使用密不可分,那么我们猜测农户农业机械化选择也势必受到

互联网使用的影响。如图 1 所示，中国农村互联网普及率与耕种收综合农业机械化率两者的变化趋势，不但都逐年稳步提升，而且接近同步。这表明两者之间可能存在内在联系，从而为后文的实证检验提供了线索。

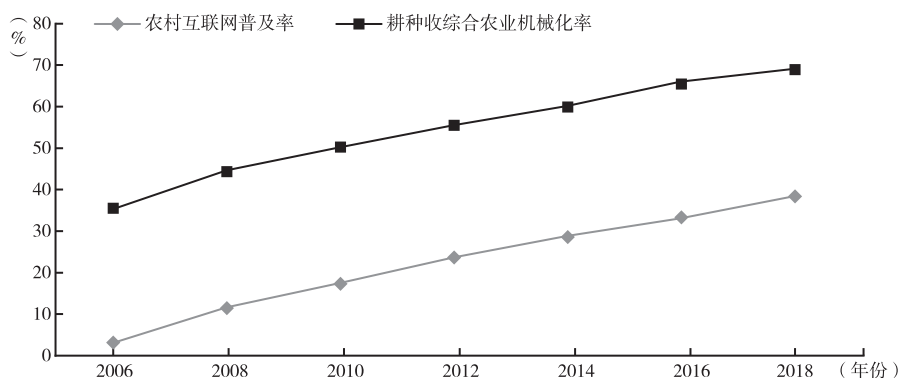


图 1 农村互联网普及率与耕种收综合农业机械化率

资料来源：根据历年《中国互联网络发展状况统计报告》和《全国农业机械化统计年报》整理得到。

有鉴于此，本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）数据库中 2016 年和 2018 年两期数据，将自购农机与服务外包纳入同一分析框架，综合考虑互联网使用对农户农业机械化路径选择的影响与作用机制。本文的主要边际贡献在于：一是首次以互联网使用为核心解释变量实证检验其对农户农业机械化选择的影响效应；二是在采用联合估计的条件混合处理（CMP）模型进行估计的基础上，进一步采用工具变量模型和倾向得分匹配（PSM）模型进行检验，更好地处理了互联网使用这一变量潜在的内生性问题，提高了估计结果的准确性；三是试图构建“互联网使用——非农就业——农户农业机械化选择”的分析框架，并采用因果逐步回归的中介模型，检验互联网使用影响农户农业机械化选择的作用机制，这有助于理解互联网使用产生影响的渠道且更具说服力。

## 二 文献综述与理论分析

### （一）文献综述

现有关于农户农业机械化选择的文献主要围绕农户自购农机或服务外包的影响因素展开分析。就农户自购农机的影响因素而言，已有文献主要研究了农户的户主特征、家庭特征、土地特征三个方面。具体而言，刘玉梅等（2009）、纪月清和钟甫宁

(2011) 认为户主年龄、受教育程度以及是否参加农机培训等户主特征对农户自购农机产生了显著影响, 而家庭劳动力状况及收入水平也被认为是主要的影响因素 (纪月清、钟甫宁, 2011); 在土地特征方面, 林万龙和孙翠清 (2007) 重点关注了土地经营面积并肯定了其对农户自购农机的正向作用。对于服务外包的影响因素而言, 大量研究证明了家庭特征、土地特征和村庄特征的重要性。从家庭特征来看, Picazo-Tadeo & Reig-Martínez (2010) 认为家庭劳动力数量对农机服务外包存在显著的负向影响, 而劳动力非农就业、老龄化及兼业化则具有正向作用 (Gillespie et al., 2010; 陆岐楠等, 2017)。就土地特征而言, Wolf (2003) 认为种植规模的扩大会促使农户采用农机服务, 而土地细碎化则表现为抑制作用 (王水连、辛贤, 2017)。此外, 地形地貌等村庄特征也被认为是影响农户选择农机服务外包不可忽视的因素 (周晶等, 2013)。

通过文献梳理不难发现, 大部分学者将实现农业机械化的两条路径进行了剥离, 仅单独分析农户自购农机或服务外包的影响因素。虽然也有研究同时考察两条农业机械化路径的影响因素, 其研究结论却存在分歧。同时考察两条农业机械化路径影响因素的研究主要是从耕地禀赋、劳动力禀赋及农地制度的角度来展开分析的。在耕地禀赋方面, 董欢 (2015) 认为种植规模的扩大会同时促进农户选择自购农机和服务外包, 而胡雯等 (2019) 却认为农户农业机械化选择会随种植规模的扩大表现为“不采用农机→购买服务→购买农机”的阶段性行为, 可见两者的实证结果并不一致, 有待进一步检验。在劳动力禀赋方面, 董欢 (2015) 与苏卫良等 (2016) 均认为非农就业即农业劳动力减少会促进农户选择农机服务外包, 但关于自购农机的看法却存有差异。前者认为农业劳动力减少会抑制农户自购农机, 而后者的研究结果则表明非农就业对家庭农业机械的持有现值没有显著影响。进一步地, 学者们开始关注外部因素即农地制度对农户农业机械化选择的影响。李宁等 (2019) 认为农地确权促进了农户对农机服务外包的选择, 而胡雯等 (2020) 却认为农地确权可以促进农户自购农机并抑制服务外包。可见, 两者的主要研究结论截然相反。显然, 同时考察两条农业机械化路径影响因素的研究, 迄今仍存在不少分歧, 可能的原因是对内生性的讨论不足, 或未对其中的作用机理展开深入分析和检验, 实证结论因此而受到了干扰。

综上所述, 现有研究要么存在将实现农业机械化的两条路径进行剥离的不足, 要么存在对内生性的讨论不足或对其中的作用机理缺乏分析的缺憾, 尤为重要, 现有研究尚未涉及互联网使用对农户农业机械化选择的影响。事实上, 随着互联网在农村地区的普及, 互联网使用对农村经济和社会的影响日益深入。已有研究表明, 互联网使用能够正向影响土地流转、农户创业及减贫 (张景娜、张雪凯, 2020; 苏岚岚、

孔荣, 2020; 胡伦、陆迁, 2019)。农业机械化是现代农业发展进程中的重要标志和载体, 却鲜有研究关注其如何受到互联网使用的影响。

因此, 无论是在理论层面上还是在实证层面上, 都亟待深入研究互联网使用对农户农业机械化选择的影响。有鉴于此, 本文将自购农机与服务外包纳入同一分析框架, 并采用联合估计 CMP 及工具变量模型, 检验分析互联网使用对不同农业机械化路径选择的影响及其作用机制, 这样既可以全面观察互联网使用的影响效应, 也可以对比模型结果以检验影响效应的逻辑一致性。

## (二) 理论分析与假说提出

随着大数据、云计算等技术的深化应用, 数字经济得以快速发展并表现出强有力的非农就业影响效应(夏炎等, 2018)。与此同时, 互联网技术以蓬勃发展的态势快速渗透广大农村地区, 对农村家庭的经济决策行为产生了深远影响。由此, 我们推断互联网使用可能会通过促进非农就业来影响农户农业机械化选择。

事实上, 无论是在宏观上还是微观上, 学者们就互联网使用与非农就业的关系都进行了大量的研究, 并得出相对统一的结论, 即互联网使用可以有效地促进农村地区的非农就业。在宏观层面, Atasoy (2013) 分析了 1999 年至 2007 年宽带互联网接入对整个美国劳动力市场的影响, 发现接入互联网可以使就业率增加约 1.8 个百分点, 其影响在农村偏远地区更为显著, 这表明互联网可以促进农村剩余劳动力的转移。更多的学者则从微观层面进行探究, 认为互联网使用能够有效提高农村劳动力选择非农就业的概率, 包括成为工资获得者以及自我雇佣(马俊龙、宁光杰, 2017)。一方面, 互联网平台提供了丰富的就业信息, 可以降低求职者的信息搜寻成本, 并提高其匹配工作岗位的效率, 进而使其拥有更多的就业选择和就业机会(Kuhn & Mansour, 2014)。毛宇飞等(2019)发现, 互联网使用能够显著增加个体标准就业的概率, 并明显提高各类型就业的工作收入。另一方面, 在自我雇佣上, 农村地区互联网的发展和数字化建设有助于提高人们的创业倾向。平均而言, 上网的农村家庭比不上网家庭的创业概率高 3.83 个百分点(周洋、华语音, 2017)。此外, 互联网使用还显著促进了女性就业, 表现为互联网使用带动了女性整体就业概率增加 6.85 个百分点(毛宇飞、曾湘泉, 2017)。综上, 互联网使用可以显著促进农户的非农就业。

那么非农就业如何影响农户农业机械化选择呢? 非农就业使家庭务农劳动力数量和结构发生变化, 进而导致农户面临人地要素配置的结构矛盾。为缓解这一矛盾, 农户可以选择雇工经营或是增加机械化投入。然而, 已有足够的证据表明雇工经营并不是农户的理性选择。首先, 中国农业劳动力非农转移规模不断扩大, 使得农业劳动

力资源不断减少,必然导致农业雇工成本不断攀高;其次,农业的根本特性决定了雇工经营面临劳动监督困难问题,随之内生出高昂的交易成本;最后,农业生产的季节性与劳动用工的不平衡性,会加剧农业雇工的不确定性与风险成本。因此,使用机械替代劳动力才是农户的理性选择。

显然,随之而来的问题是,农户究竟应该选择自购农机还是服务外包来实现农业机械化呢?本文认为,在非农就业的影响下,自购农机亦不是农户的最佳选择。理由是:第一,家庭非农就业人数的增加会伴随非农收入的增加,理论而言这为农户进行农业生产性投资提供了更多的可能性和流动性(Oseni & Winters, 2010),但事实却是非农收入的增加依然无法满足农户自购农机的资金需求(苏卫良等,2016),这主要是因为身处城市中的非农就业者常常面临着诸多资金约束,他们大部分的非农收入须用于人力资本投资、改善住房、子女教育和其他耐用品支出等(Amuedo-Dorantes & Pozo, 2011; Davis & Lopez-Carr, 2014; Dinkelman & Mariotti, 2016)。再者,由于社会保障系统的缺失,农村进城务工者比城市居民的储蓄率更高(冯明,2017)。可见,尽管非农就业提高了农户的相对收入,但非农就业者向农村家庭的汇款也是有限的,且农业机械具有投资额相对较大的特点,因此非农收入并不足以支持农业生产性投资(de Brauw et al., 2013)。第二,要使自购农机成为合乎经济性的选择,就必须满足农业机械对土地利用的“集约性”、“规模性”与“持续性”要求(张露、罗必良,2018),但是现阶段中国大部分农户的农业经营依然是“小农经营”(郑旭媛、徐志刚,2017)。尤其是随着家庭非农就业人数的增加,非农就业收入在家庭收入中的占比将逐渐提高并趋于稳定,农业生产在农户家庭的重要性显著下降,农户有很大可能选择转出大部分承包地,仅保留小部分耕地(黄枫、孙世龙,2015)。因此,自购农机容易导致机械资本投入与土地规模处于非均衡配置状态,产生投资锁定与沉淀成本问题,从而拉高了农户农业生产的经营成本。

由此,通过服务外包方式来替代劳动力,是农户降低生产成本、改善经营效率的有效手段。一方面,随着非农收入比重的提高,农户可以选择资金需求在承受范围内的农机服务外包来弥补家庭农业劳动力不足的问题,做到“即使买不起农机但能用得起农机”;另一方面,在农机服务外包方式下,单个农户的土地规模不再是决定农业机械化的必要条件。也就是说,农机服务外包突破了小规模经营的限制,使小农户能够获得外部社会化服务带来的分工经济及规模经济(胡新艳等,2016)。可见,以农机社会化服务为主要形式的农业机械化道路可以有效化解人地要素配置的结构矛盾。因此,非农就业可以促进农户选择服务外包而非自购农机进行农业机械化。根据以上理论分析,并考虑到自购农机与服务外包之间的替代性,本文提出以下两个假说:

假说 1：互联网使用可以促使农户通过选择农机服务外包来实现农业机械化，而抑制农户自购农机。

假说 2：互联网使用主要通过促进非农就业来影响农户农业机械化选择。

### 三 数据、变量与模型

#### （一）数据来源

本文所使用的微观数据来自于北京大学中国社会科学调查中心在全国范围内开展的“中国家庭追踪调查”（China Family Panel Studies, CFPS）。作为一项全国性和综合性的社会跟踪调查项目，CFPS 数据覆盖了全国 25 个省份，目前被广泛应用于各类研究中，具有较强的代表性。为了更好地探究互联网使用对农户农业机械化选择的影响，本文主要选取了其中的村（居）问卷数据以及相应的个人和家庭问卷数据。CFPS 数据从 2010 年至今总共开展了五轮全国调查，本文采用最新的 2016 年和 2018 年两轮调查数据进行研究，两期样本总量共计 9152 个农户。

#### （二）变量选取

被解释变量为农业机械化选择。农户主要通过自购农机或服务外包两种方式实现机械化作业，因此，本文有两个被解释变量。其中，自购农机为二值虚拟变量，如果样本农户有购买农机进行农业机械化操作，赋值为 1，反之取 0。同理，服务外包也为二值虚拟变量，如果样本农户有购买农机外包服务，赋值为 1，反之取 0。

核心解释变量为互联网使用。采用农户家庭中户主“是否使用互联网”指标来衡量互联网使用情况。需要特别说明的是，在 2016 年和 2018 年的个人问卷中，相应问题分为“是否电脑上网”以及“是否手机上网”，为进行统一，只要有两者其中之一行为，我们就将其认定为有互联网使用行为。互联网使用为二值虚拟变量，当其回答为“是”时，赋值为 1，否则赋值为 0。

关于控制变量，参考既有研究，并结合 CFPS 数据的可获得性和完整性，选取的控制变量主要包括三类：一类是户主个人层面的，主要包括年龄、性别、户口、健康程度、受教育年限、政治身份、工作状态等人口统计学特征；二类是家庭层面的，主要包括家庭劳动力禀赋、家庭成员平均年龄、家庭成员平均健康程度、人均收入、农地禀赋、农地流转以及政府补贴；三类是村庄层面的，主要包括村庄经济水平、雇工市场、交通状况、地形地貌。此外，我们还控制了年份和区域虚拟变量，其中根据所在省份设置三个地区虚拟变量，分别为东部、中部和西部地区。

表 1 变量的含义、赋值说明及其描述统计

变 量	变量定义	全样本	未上网	已上网	均值差异
自购农机	是否购买农机, 是 =1, 否 =0	0.416	0.407	0.441	-0.034 ***
服务外包	是否购买农机外包服务, 是 =1, 否 =0	0.648	0.644	0.659	-0.015 *
户主年龄	户主年龄, 单位: 岁	53.258	57.075	42.627	14.448 ***
户主性别	户主性别, 男 =1, 女 =0	0.564	0.572	0.541	0.031 ***
户主户口	户主户口, 农业户口 =1, 非农业户口 =0	0.938	0.943	0.924	0.020 ***
户主健康程度	共分 1~5 五个等级, 其中 1 表示非常健康, 5 表示不健康	2.974	2.850	3.320	-0.469 ***
户主受教育年限	户主受教育年限, 单位: 年	4.119	3.254	6.528	-3.275 ***
户主政治身份	是否为党员, 是 =1, 否 =0	0.042	0.041	0.043	-0.002
户主工作状态	是否有工作, 是 =1, 否 =0	0.922	0.912	0.950	-0.038 ***
家庭劳动力禀赋	16 岁 ~60 岁家庭成员数量	1.931	1.766	2.390	-0.624 ***
家庭成员平均年龄	家庭成员平均年龄, 单位: 岁	48.878	51.412	41.822	9.590 ***
家庭成员平均健康程度	共分 1~5 五个等级, 其中 1 表示非常健康, 5 表示不健康	3.058	2.966	3.314	-0.348 ***
家庭人均收入	家庭人均年收入, 单位: 元, 取对数	8.816	8.676	9.803	-0.527 ***
家庭农地禀赋	拥有农地面积, 单位: 亩	9.671	9.476	10.215	-0.074 ***
家庭农地流转	是否有农地流入, 是 =1, 否 =0	0.150	0.146	0.161	-0.015 **
家庭政府补贴	是否享有政府补贴, 是 =1, 否 =0	0.646	0.646	0.644	0.002
村庄经济水平	村庄人均年收入, 单位: 元, 取对数	8.447	8.439	8.470	-0.032 **
村庄雇工市场	村庄农忙时雇工价格, 单位: 元/天, 取对数	4.593	4.586	4.611	-0.025 ***
村庄交通状况	村庄到本县县城时间, 单位: 小时	4.068	4.131	3.894	0.237 *
丘陵	村庄是否为丘陵地形, 是 =1, 否 =0	0.195	0.198	0.187	0.011
高山	村庄是否为高山地形, 是 =1, 否 =0	0.130	0.134	0.120	0.014 **
平原	村庄是否为平原地形, 是 =1, 否 =0	0.356	0.359	0.349	0.010
高原	村庄是否为高原地形, 是 =1, 否 =0	0.067	0.064	0.077	-0.014 **
其他	对照组, 是 =1, 否 =0	0.248	0.242	0.264	-0.023 **

注: \*\*、\* 分别表示群体差异的 t 检验结果在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著; 使用互联网的观测值个数为 2418 个, 没有使用互联网的观测值个数为 6734 个。

资料来源: 根据 2016 年和 2018 年 CFPS 数据计算得到。

### (三) 描述性统计结果

由于本文关注的是互联网使用对农户农业机械化选择的影响, 因此根据是否使用互联网对样本农户进行分组, 以分析组间均值差异, 结果见表 1。从表 1 可知, 上网农户与未上网农户在农业机械化选择上存在显著差异。具体而言, 上网农户购买农机的概率为 0.441, 未上网农户为 0.407, 两组农户的均值差异为 0.034, 且在 1% 的显著性水平下显著; 上网农户采用农机服务外包的概率为 0.659, 未上网农户为 0.644, 两组农户的均值差异为 0.015, 且在 10% 的显著性水平下显著。由此可以初步推断, 两组农户在农业机械化选择方面出现了显著差异。此外, 上网农户与未上网农户在户主特征



和家庭特征等方面也存在显著差异。为了更好地识别互联网使用与农户农业机械化选择之间的因果关系，本文将基于实证模型进一步开展详细的回归分析。

#### （四）模型构建

为考察互联网使用对农户农业机械化选择的影响，本文使用 Probit 模型进行实证检验。模型的具体形式如下：

$$Prob(Y_{ijt} = 1) = Prob(Y_{ijt}^* > 0) = \phi(\beta_0 + \beta_1 Internet_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \delta_t) \quad (1)$$

其中， $Y_{ijt}$  表示  $j$  地区  $i$  家庭第  $t$  年是否自购农机或购买外包服务， $Internet_{ijt}$  为衡量农户互联网使用情况的变量， $X_{ijt}$  表示户主、家庭和村庄层面的控制变量， $\delta_t$  为控制时间趋势的虚拟变量。

## 四 回归结果分析

### （一）互联网使用对农户农业机械化选择的影响

表 2 报告的是互联网使用对农户自购农机与服务外包影响的估计结果。第（1）列和第（4）列加入户主层面控制变量，结果显示，与不使用互联网的农户相比，使用互联网的农户自购农机的概率降低了 4.6%，而选择服务外包进行机械化操作的概率则增加了 5.8%；第（2）列和第（5）列同时加入户主和家庭层面的控制变量，互联网使用系数的估计结果稍有下降，农户使用互联网后降低了 4.1% 的自购农机概率，同时增加 5.5% 选择服务外包的概率；第（3）列和第（6）列同时加入户主、家庭和村庄层面的控制变量，相应的估计结果分别为 4.1% 和 5.0%，且都在 1% 的显著性水平下显著，这表明互联网使用使农户自购农机的概率显著降低了 4.1%，但使农户选择服务外包的概率显著增加了 5.0%，具有十分显著的经济意义。此外，通过对各列结果的对比，我们可以看出控制变量的选择对估计结果没有太明显的影响，这在一个侧面反映了估计结果的稳健性。综上，假说 1 得证。

表 2 互联网使用对农户农业机械化选择的影响分析

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	自购农机			服务外包		
是否上网	-0.046 *** (0.014)	-0.041 *** (0.013)	-0.041 *** (0.013)	0.058 *** (0.014)	0.055 *** (0.014)	0.050 *** (0.013)
户主年龄	-0.005 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)	-0.003 *** (0.001)	0.004 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)

续表

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	自购农机			服务外包		
户主性别	0.084 *** (0.010)	0.075 *** (0.010)	0.071 *** (0.010)	-0.045 *** (0.010)	-0.045 *** (0.011)	-0.037 *** (0.010)
户主户口	0.143 *** (0.022)	0.107 *** (0.022)	0.010 *** (0.022)	-0.001 (0.021)	0.005 (0.022)	0.008 (0.021)
户主健康程度	0.004 (0.004)	0.001 (0.005)	0.001 (0.005)	0.003 (0.004)	-0.001 (0.005)	-0.002 (0.005)
户主受教育年限	0.004 *** (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.007 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)
户主政治身份	-0.038 (0.026)	-0.057 ** (0.026)	-0.058 ** (0.025)	0.007 (0.026)	0.007 (0.026)	0.005 (0.026)
户主工作状态	0.217 *** (0.022)	0.173 *** (0.021)	0.171 *** (0.021)	0.008 (0.020)	0.010 (0.020)	0.013 (0.020)
家庭劳动力禀赋		0.036 *** (0.005)	0.035 *** (0.005)		-0.005 (0.005)	-0.003 (0.005)
家庭成员平均年龄		0.000 (0.001)	0.000 (0.001)		0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
家庭成员平均健康程度		0.011 (0.008)	0.012 (0.008)		0.007 (0.008)	0.008 (0.008)
家庭人均收入		0.005 (0.005)	0.010 ** (0.005)		0.008 (0.005)	0.012 ** (0.005)
家庭农地流转		0.180 *** (0.013)	0.173 *** (0.013)		-0.042 *** (0.014)	-0.036 *** (0.014)
家庭政府补贴		0.088 *** (0.010)	0.095 *** (0.010)		0.027 ** (0.011)	0.011 (0.011)
家庭农地禀赋		0.003 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)		-0.001 ** (0.000)	0.000 (0.000)
村庄经济水平			-0.057 *** (0.009)			-0.028 *** (0.009)
村庄雇工市场			0.012 (0.017)			-0.070 *** (0.017)
村庄交通状况			0.001 (0.001)			0.001 (0.001)
丘陵			0.002 (0.015)			-0.101 *** (0.014)
高山			-0.099 *** (0.017)			-0.090 *** (0.017)
平原			-0.031 ** (0.014)			0.078 *** (0.014)
高原			0.059 *** (0.021)			-0.073 *** (0.020)
自购农机						-0.069 *** (0.010)

续表

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	自购农机			服务外包		
服务外包			-0.070*** (0.010)			
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9152	9152	9152	9152	9152	9152

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%和1%显著性水平下显著；报告结果为边际效应而非回归系数；括号内为异方差稳健标准误；所有回归均控制了年份以及地区虚拟变量；下表同。

资料来源：根据2016年和2018年CFPS数据计算得到。

就控制变量而言，绝大多数变量对农户农业机械化选择产生了显著影响，且回归结果与以往文献基本一致。在户主个人层面，年龄与性别均对农户农业机械化选择具有显著影响。具体而言，随着户主年龄增加，农户选择服务外包的可能性明显增加而选择自购农机的概率在降低，这主要是因为年龄越大，户主体力越弱，其更愿意通过选择服务外包的方式来实现机械化操作。同时，相比男性决策者家庭，女性决策者家庭更愿意选择农机服务外包。这些都与董欢（2015）的研究结论一致。户主户口只对农户自购农机具有显著正向影响。这与常理相符：农业户口的户主一般没有非农就业行为，以务农为主导对农业机械化的需求较大，因此自购农机可能是比较经济的选择。户主的受教育年限仅对农户选择服务外包具有显著正向影响，意味着文化程度越高的农户，越愿意通过选择农机服务外包来实现农业机械化，这与曹阳和胡继亮（2010）的研究结论一致。

在家庭层面，农地面积的增加会显著增加农户自购农机的概率，即农地规模越大的农户越倾向于选择自购农机，而农地面积对农户采取服务外包却没有显著影响，这一结果与苏卫良等（2016）的研究结论一致。家庭劳动力禀赋、农地流入与政府补贴均对农户自购农机具有显著正向影响。此外，无论以农户自购农机还是服务外包作为被解释变量，村庄经济条件的估计系数都显著为负，这可能因为在经济条件较好的村庄中，农户更多从事非农行业，对农业机械化的需求不高。

值得注意的是，本文的回归结果也验证了自购农机和服务外包之间的确存在一定的替代效应。具体而言，第（3）列结果中，服务外包变量在1%的显著性水平下显著，且系数为负，表明通过服务外包实现机械化的农户自购农机的概率会显著降低；第（6）列回归结果中，自购农机变量也在1%的显著性水平下为负，表明农户自购农机后，选择农机服务外包的概率会显著减小。

## (二) 内生性处理

### 1. 内生性问题与 CMP 模型

考虑到农户可能同时选择自购农机和购买外包服务来实现农业机械化，即农户自购农机和服务外包之间会相互影响，简单利用传统 Probit 模型单独研究互联网使用对农户自购农机和购买服务外包的影响可能存在偏误，由此我们将采用条件混合处理模型 (Conditional Recursive Mixed-Process, CMP) 进行联合估计，检验二者可能的内在联系是否会对基准结果造成干扰。

表 3 为 CMP 模型回归结果。其中，atanrho\_12 代表两阶段回归模型的残差相关性，由表 3 可知，其系数在 1% 的显著性水平下显著异于 0，说明模型间存在内生性，采用联合检验是必要的，在此情况下，CMP 模型估计结果将优于原基准模型估计结果。纠正偏误后，在联合估计的 CMP 模型结果中，互联网使用的边际影响较单变量 Probit 模型略有变化，但系数的方向和显著性并未发生改变，这进一步表明互联网使用对农户农业机械化选择具有显著的“促外包、抑自购”效应，前文估计结果是稳健的。

表 3 农户自购农机与服务外包的联合检验

变量	农业机械化选择	
	自购农机	服务外包
互联网使用	-0.044 *** (0.013)	0.053 *** (0.013)
控制变量	控制	控制
常数项	-0.475 *** (0.123)	-0.905 *** (0.123)
atanrho_12	-0.072 *** (0.010)	
观测值	9152	9152

资料来源：根据 2016 年和 2018 年 CFPS 数据计算得到。

### 2. 内生性问题与工具变量模型

互联网使用与农户农业机械化选择可能呈反向因果关系而引起内生性问题。为解决内生性问题，本文遵循周洋和汉语音 (2017)、周广肃和梁琪 (2018) 等给出的思路，选取区 (县) 层面平均的上网比例作为农户互联网使用的工具变量进行检验。这主要是因为区 (县) 层面的上网比例可以反映当地的互联网建设水平，上网比例越高，则说明该地区互联网覆盖率越高，农户选择使用互联网的概率就越高，所以区 (县) 层面的上网比例和农户互联网使用存在相关性，但区 (县) 层面的上网比例与单个农

户农业机械化选择并没有直接联系，因此满足工具变量的外生性假设。

表 4 给出了利用 IV-Probit 模型和基于工具变量法的 CMP 模型进行估计的结果。以工具变量法的 CMP 模型为例，第一阶段回归结果显示，工具变量平均上网比例与互联网使用在 1% 显著性水平下正相关，说明了工具变量的相关性。第二阶段  $\text{atanrho}_{12}$  值在 1% 水平下显著异于 0，意味着 CMP 模型的估计结果更为准确。第二阶段结果显示，互联网使用依旧显著降低了农户自购农机的概率并增加了农户通过选择服务外包进行农业机械化操作的可能性。IV-Probit 模型呈现出类似的估计结果，且两种方法最终得到的估计系数比较接近，充分证明了前文结果是稳健且可信的。

表 4 互联网使用对农户农业机械化选择影响的工具变量模型

变量名称	自购农机			服务外包		
	IV-Probit 模型	工具变量的 CMP 模型		IV-Probit 模型	工具变量的 CMP 模型	
		第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段
互联网使用	-0.342*** (0.045)		-0.365*** (0.060)	0.243*** (0.052)		0.257*** (0.059)
平均上网比例		0.722*** (0.032)			0.722*** (0.032)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.351 (0.355)	0.584 (0.093)	-0.625 (0.129)	0.868** (0.362)	0.584*** (0.093)	0.809*** (0.127)
一阶段 F 值	223.65			223.65		
Wald 检验	1334.30***	5479.87***		638.11***	4866.04***	
$\text{atanrho}_{12}$		0.254***			-0.163***	
观测值	9152	9152		9152	9152	

资料来源：根据 2016 年和 2018 年 CFPS 数据计算得到。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 替换被解释变量

为了进一步检验前文实证结果的稳健性，我们对自购农机和服务外包的衡量方式进行调整，分别采用农户家庭的“农业机械总值”与“农机服务支出”来衡量两种农业机械化选择的程度，并采用 Tobit 模型与 IV-Tobit 模型进行估计，估计结果见表 7。以 IV-Tobit 模型估计结果为例，互联网使用的系数在农业机械总值模型中为负，且在 1% 的水平下显著，表明互联网使用显著降低了农户自购农机进行农业机械化的概率。而在农机服务支出模型中，互联网使用系数显著为正，表明互联网使用促进了农户选择农机服务外包。可见，调整变量衡量方式后估计结果仍与前文一致。

表 5 互联网使用对农户农业机械化选择影响

变 量	Tobit 模型		IV-Tobit 模型	
	农业机械总值	农机服务支出	农业机械总值	农机服务支出
互联网使用	-0.014 ** (0.006)	0.007 *** (0.001)	-0.094 *** (0.029)	0.016 *** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.529 *** (0.190)	0.024 (0.026)	-0.415 ** (0.196)	0.013 (0.027)
一阶段 F 值			223.65	223.65
Wald 检验			1317.65 ***	559.80 ***
观测值	9152	9152	9152	9152

资料来源：根据 2016 年和 2018 年 CFPS 数据计算得到。

## 2. PSM 模型结果分析

虽然上文已经运用工具变量模型等尽可能地克服了反向因果等内生性问题，但互联网使用与农户农业机械化选择之间仍可能存在自选择问题，即互联网使用与否并非农户样本随机选择的结果。在这种情况下，直接采用传统的 Probit 模型可能会导致估计结果出现选择性偏差。为此，本文运用倾向得分匹配方法（Propensity Score Matching, PSM）构建互联网使用对农户农业机械化选择的反事实框架，来纠正可能的选择性偏误，以验证互联网使用对农户农业机械化的“促外包、抑自购”效应是否稳健。

PSM 模型的估计结果见表 6。从表 6 可知，在三种不同匹配方法下，PSM 模型中处理效应的估计结果大致相同。以最具代表性的卡尺内最近邻匹配为例，在农户自购农机模型中，互联网使用的 ATT 系数为 -0.073，且在 1% 的水平下显著，这意味着互联网使用对农户的自购农机行为具有显著负向影响，具体而言，相比于没有使用互联网的农户，互联网使用使得农户选择自购农机来进行农业机械化的可能性降低了 7.3%。在服务外包模型中，互联网使用的 ATT 估计结果为 0.082，同样在 1% 的水平下显著，这表明互联网使用使农户选择农机服务外包的概率显著提高了 8.2%。综上，互联网使用能够显著影响农户农业机械化选择，具有“促外包、抑自购”效应。假说 1 得到进一步验证。

表 6 互联网使用与农户农业机械化选择 (PSM 模型)

因变量 匹配方法	自购农机	服务外包
卡尺内最近邻匹配	-0.073 *** (0.025)	0.082 *** (0.025)
卡尺匹配	-0.074 *** (0.025)	0.081 *** (0.024)

续表

匹配方法 \ 因变量	自购农机	服务外包
核匹配	-0.053 *** (0.020)	0.064 *** (0.019)

注：表内均为 ATT 估计值。

资料来源：根据 2016 年和 2018 年 CFPS 数据计算得到。

对于 PSM 模型估计的有效性，需要满足平衡假定检验与匹配假定检验。PSM 模型的平衡假定检验结果如图 2 (a) 所示。可以直观地看到，样本匹配前处理组与控制组的协变量均值存在明显的差异，而样本匹配后处理组与控制组的协变量均值差异基本在 0 附近波动，仅有个别协变量的均值差异较大。这说明模型的平衡假定能够得到满足。图 2 (b) 为 PSM 模型的匹配假定检验结果。可以发现，仅有少部分控制组个体无法匹配上（图中黑色阴影部分），不存在匹配过程中控制组样本大量丢失的情况。这意味着匹配上的控制组个体具有较好的代表性，而处理组个体也能够从控制组中找到合适的反事实个体。可见，模型的匹配质量较高。图 2 (a) 和图 2 (b) 的结果说明，本文采用的 PSM 方法分别通过了平衡假定和匹配假定检验。因此，表 6 所示的 PSM 模型估计结果是有效的。可见，本文得出的计量结果是相对可靠的，不存在严重的样本自选择偏差。

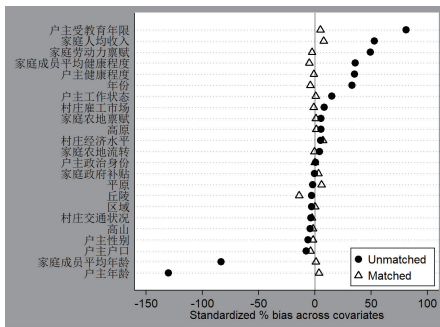


图 2 (a) 平衡假定检验结果

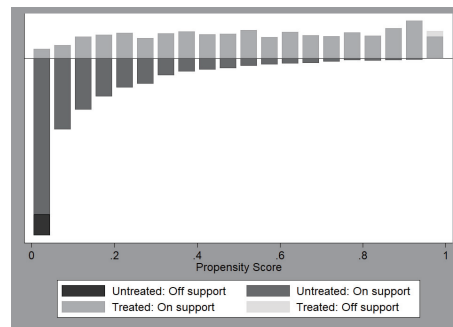


图 2 (b) 匹配假定检验结果

资料来源：根据 2016 年和 2018 年 CFPS 数据计算得到。

## 五 异质性分析与机制检验

### (一) 异质性分析

上文研究证实了互联网使用对农户农业机械化选择具有显著的“促外包、抑自购”

效应，但对于不同群体的农户，互联网使用对农业机械化选择的影响可能存在差异。对此，本文基于年龄、受教育程度和所处区域三个维度，运用分组回归进一步考察互联网使用对农户农业机械化选择的异质性影响。表 7 中 A 部分的被解释变量为自购农机，B 部分的被解释变量为服务外包。

表 7 根据户主年龄划分为青年组、中年组和老年组，结果发现互联网使用对中年农户农业机械化选择的影响更为显著。这可能是因为青年群体更倾向于使用互联网进行娱乐和社交，而老年群体学习能力较差，使用互联网的能力较弱，但中年人通常能够掌握一定的互联网使用技能，并更倾向于把互联网当作一种生产工具（蒋琪等，2018）。因此，互联网使用对中年农户农业机械化选择的影响更为显著。同时，本文根据户主受教育年限将农户分为低教育水平和高教育水平两组，由表 7 的回归结果可知，互联网使用对高教育水平农户农业机械化选择的影响更显著。造成这种结果的原因在于，互联网是一种技术偏向型技术进步，受教育水平低的家庭容易产生不正确或不健康的互联网利用方式，而农户的受教育程度越高，其对于新技术、新方法的接受能力越高（林善浪等，2017）。因此，相较于低教育水平农户，互联网使用对高教育水平农户农业机械化选择的影响更显著。此外，表 7 按照农户所处区域划分为三组，回归后发现互联网使用对东部地区农户农业机械化选择的影响更显著。这可能是因为中西部地区尤其是西部地区，经济发展相对落后，互联网的基础设施不完善，导致互联网的推广普及程度偏低，从而互联网使用的影响效应不显著。

表 7 互联网使用对农户农业机械化选择的异质性影响

A 部分：自购农机								
	青年	中年	老年	低教育水平	高教育水平	东部	中部	西部
互联网使用	-0.022 (0.028)	-0.036** (0.018)	-0.006 (0.030)	-0.047** (0.022)	-0.039** (0.017)	-0.039* (0.020)	-0.041 (0.025)	-0.022 (0.024)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1588	3744	3820	4357	4795	3472	2622	3058
B 部分：服务外包								
	青年	中年	老年	低教育水平	高教育水平	东部	中部	西部
互联网使用	0.025 (0.027)	0.062*** (0.018)	0.001 (0.031)	0.020 (0.023)	0.067*** (0.016)	0.067*** (0.021)	0.010 (0.023)	0.025 (0.024)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1588	3744	3820	4357	4795	3472	2622	3058

资料来源：根据 2016 年和 2018 年 CFPS 数据计算得到。



## (二) 影响机制检验：基于非农就业的中介效应分析

前文的实证结果充分表明，互联网使用可以显著影响农户农业机械化选择，具有“促外包、抑自购”效应。结合上文理论分析，利用逐步回归的中介模型对非农就业的中介效应进行检验，以求进一步验证互联网影响农户农业机械化选择的作用机理，结果见表8。

表8 非农就业的中介效应回归结果

变量	总效应模型		中介检验模型	直接效应模型	
	自购农机	服务外包	非农就业	自购农机	服务外包
互联网使用	-0.342 *** (0.045)	0.243 *** (0.052)	0.075 *** (0.008)	-0.298 *** (0.059)	0.221 *** (0.059)
非农就业				-0.223 *** (0.019)	0.122 *** (0.019)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.351 (0.355)	0.868 ** (0.362)	-0.457 *** (0.071)	-0.500 *** (0.124)	-0.878 *** (0.125)
观测值	9152	9152	9152	9152	9152

资料来源：根据2016年和2018年CFPS数据计算得到。

为了检验传导机制“互联网使用→非农就业→农户农业机械化选择”是否存在，我们选取“农户家庭中非农就业人数与总劳动力人数之比”作为衡量非农就业的代理变量。从表8的检验结果可知，在中介检验模型中，互联网使用对农户非农就业具有显著的正向促进效应，且在1%的水平下显著，表明互联网使用可以促进农户非农就业。同时，在自购农机的直接效应模型中，互联网使用和非农就业两个变量对农户自购农机的影响均显著为负，而且互联网使用的系数绝对值由0.342下降为0.298，这验证了非农就业在互联网使用对自购农机的抑制效应中起了部分中介效应。由此，可以认为互联网使用可以通过推动农户实现非农就业，进而抑制其选择自购农机进行农业机械化。同样地，在服务外包的直接效应模型中，互联网使用和非农就业的系数均显著为正，而且互联网使用的系数由0.243下降为0.221，说明非农就业确实存在部分中介效应，即互联网使用通过推动农户实现非农就业，进而促进其选择农机服务外包来实现农业机械化。综上，假说2得以验证。

## 六 结论及政策蕴含

农业机械化是现代农业的重要标志和物质技术基础。加快农业机械化的发展步伐，

方能真正实现乡村振兴（彭继权、吴海涛，2019）。本文利用 2016 年与 2018 年两期中国家家庭追踪调查数据，将自购农机与服务外包纳入同一分析框架，首次综合分析了互联网使用对农户农业机械化选择的影响效应，进而运用中介效应模型检验了其中的作用机制。为了克服潜在的内生性问题，本文不仅采用了联合估计的 CMP 模型和工具变量模型进行内生性处理，而且运用修正样本自选择偏差的 PSM 模型对研究结论进行了稳健性检验，估计结果均证实了结论的一致性。研究发现，互联网使用对农户农业机械化选择具有显著影响，能够促使农户选择农机服务外包并抑制自购农机来实现农业机械化，具有显著的“促外包、抑自购”效应。互联网使用对于农户农业机械化选择的影响效应主要存在于中年、高教育水平以及东部地区的人群中。互联网使用主要通过促进非农就业来间接影响农户农业机械化选择。

中国发展农业机械化，必须在坚持土地实行家庭联产承包经营的前提下，解决好农业机械大规模作业与小规模农户生产的矛盾。以农机社会化服务为形式的农业机械化道路则可以有效化解这个矛盾（孔祥智等，2015），它使得农业机械化与小农及小规模土地经营方式相适应，是克服中国农业家庭经营局限性和推进农业机械化发展的有效途径（李宁等，2019）。本文的计量分析结果表明，互联网使用有助于促进农户选择农机服务外包来实现农业机械化。因此，政府应充分认识到互联网对农业机械化发展的重要性，在农业机械化发展规划乃至农业现代化发展战略中把加快互联网发展置于战略高度予以高度重视。

根据本文的经验证据，为了充分发挥互联网在农村地区的潜力和作用，首先，政府应积极推进互联网在广大农村地区尤其是中西部欠发达地区的建设，进一步降低农村地区的上网费用，深入挖掘互联网的各项功能，如通过互联网拓展农户的非农就业渠道等，由此形成良性的内生式发展，进而推动农业现代化和数字乡村的建设进程。其次，政府应积极搭建以互联网技术为支撑的农机服务信息供求平台，并将互联网知识技能培训与新型职业农民培训有机结合，从而减少资源闲置，提升农机服务的配置效率。最后，在巩固农村中年、高教育水平以及东部地区人群使用互联网开展农事活动的基础上，有效引导农村青年人群利用互联网进行学习和工作，尤其是要加强对中西部地区和低教育水平的人群进行互联网知识培训，切实提升他们使用互联网的知识积累和技能应用。

## 参考文献：

曹阳、胡继亮（2010），《中国土地家庭承包制度下的农业机械化——基于中国 17 省

- (区、市)的调查数据》，《中国农村经济》第10期，第57-65页。
- 邓宏图、崔宝敏(2007)，《制度变迁中的中国农地产权的性质：一个历史分析视角》，《南开经济研究》第6期，第118-141页。
- 董欢(2015)，《农业机械化的微观行为选择及其影响因素——基于农户禀赋及种植环节的实证分析》，《农村经济》第7期，第85-90页。
- 冯明(2017)，《农民工与中国高储蓄率之谜——基于搜寻匹配模型的分析》，《管理世界》第4期，第20-31页。
- 胡伦、陆迁(2019)，《贫困地区农户互联网信息技术使用的增收效应》，《改革》第2期，第74-86页。
- 胡雯、张锦华、陈昭玖(2019)，《小农户与大生产：农地规模与农业资本化——以农机作业服务为例》，《农业技术经济》第6期，第82-96页。
- 胡雯、张锦华、陈昭玖(2020)，《农地产权、要素配置与农户投资激励：“短期化”抑或“长期化”？》，《财经研究》第2期，第111-128页。
- 胡新艳、杨晓莹、吕佳、符少玲(2016)，《服务外包与我国南方地区农业机械化发展——理论逻辑与经验分析》，《中国农业资源与区划》第3期，第162-168页。
- 黄枫、孙世龙(2015)，《让市场配置农地资源：劳动力转移与农地使用权市场发育》，《管理世界》第7期，第71-81页。
- 纪月清、钟甫宁(2011)，《农业经营户农机持有决策研究》，《农业技术经济》第5期，第20-24页。
- 江泽林(2019)，《把握新时代农业机械化的基本特性》，《农业经济问题》第11期，第4-14页。
- 蒋琪、王标悦、张辉、岳爱(2018)，《互联网使用对中国居民个人收入的影响——基于CFPS面板数据的经验研究》，《劳动经济研究》第5期，第121-143页。
- 孔祥智、周振、路玉彬(2015)，《我国农业机械化道路探索与政策建议》，《经济纵横》第7期，第65-72页。
- 李宁、汪险生、王舒娟、李光泗(2019)，《自购还是外包：农地确权如何影响农户的农业机械化选择？》，《中国农村经济》第6期，第54-75页。
- 林善浪、叶炜、张丽华(2017)，《农村劳动力转移有利于农业机械化发展吗——基于改进的超越对数成本函数的分析》，《农业技术经济》第7期，第4-17页。
- 林万龙、孙翠清(2007)，《农业机械私人投资的影响因素：基于省级层面数据的探讨》，《中国农村经济》第9期，第25-32页。

- 刘凤芹 (2006), 《农业土地规模经营的条件与效果研究: 以东北农村为例》, 《管理世界》第 9 期, 第 71 - 79 页。
- 刘玉梅、崔明秀、田志宏 (2009), 《农户对大型农机装备需求的决定因素分析》, 《农业经济问题》第 11 期, 第 58 - 66 页。
- 陆岐楠、张崇尚、仇焕广 (2017), 《农业劳动力老龄化、非农劳动力兼业化对农业生产环节外包的影响》, 《农业经济问题》第 10 期, 第 27 - 34 页。
- 马俊龙、宁光杰 (2017), 《互联网与中国农村劳动力非农就业》, 《财经科学》第 7 期, 第 50 - 63 页。
- 毛宇飞、曾湘泉 (2017), 《互联网使用是否促进了女性就业——基于 CGSS 数据的经验分析》, 《经济学动态》第 6 期, 第 21 - 31 页。
- 毛宇飞、曾湘泉、祝慧琳 (2019), 《互联网使用、就业决策与就业质量——基于 CGSS 数据的经验证据》, 《经济理论与经济管理》第 1 期, 第 72 - 85 页。
- 彭继权、吴海涛 (2019), 《土地流转对农户农业机械使用的影响》, 《中国土地科学》第 7 期, 第 73 - 80 页。
- 苏岚岚、孔荣 (2020), 《互联网使用促进农户创业增益了吗? ——基于内生转换回归模型的实证分析》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 62 - 80 页。
- 苏卫良、刘承芳、张林秀 (2016), 《非农就业对农户家庭农业机械化服务影响研究》, 《农业技术经济》第 10 期, 第 4 - 11 页。
- 王姣、肖海峰 (2007), 《我国良种补贴、农机补贴和减免农业税政策效果分析》, 《农业经济问题》第 2 期, 第 24 - 28 页。
- 王水连、辛贤 (2017), 《土地细碎化是否阻碍甘蔗种植机械化发展?》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 16 - 29 页。
- 夏炎、王会娟、张凤、郭剑锋 (2018), 《数字经济对中国经济增长和非农就业影响研究——基于投入占用产出模型》, 《中国科学院院刊》第 7 期, 第 707 - 716 页。
- 薛亮 (2008), 《从农业规模经营看中国特色农业现代化道路》, 《农业经济问题》第 6 期, 第 4 - 9 页。
- 张景娜、张雪凯 (2020), 《互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自 CFPS 的微观证据》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 57 - 77 页。
- 张露、罗必良 (2018), 《小农生产如何融入现代农业发展轨道? ——来自中国小麦主产区的经验证据》, 《经济研究》第 12 期, 第 144 - 160 页。
- 郑旭媛、徐志刚 (2017), 《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮

- 食生产的机械化为例》，《经济学（季刊）》第1期，第45-66页。
- 周广肃、梁琪（2018），《互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资》，《金融研究》第1期，第84-101页。
- 周晶、陈玉萍、阮冬燕（2013），《地形条件对农业机械化发展区域不平衡的影响——基于湖北省县级面板数据的实证分析》，《中国农村经济》第9期，第63-77页。
- 周洋、华语音（2017），《互联网与农村家庭创业——基于CFPS数据的实证分析》，《农业技术经济》第5期，第111-119页。
- Amuedo-Dorantes, Catalina & Susan Pozo (2011). Accounting for Remittance and Migration Effects on Children's Schooling. *World Development*, 38 (12), 1747 - 1759.
- Atasoy, Hilal (2013). The Effects of Broadband Internet Expansion on Labor Market Outcomes. *Industrial and Labor Relations Review*, 66 (2), 315 - 345.
- Davis, Jason & David Lopez-Carr (2014). Migration, Remittances and Smallholder Decision-Making: Implications for Land Use and Livelihood Change in Central America. *Land Use Policy*, 36, 319 - 329.
- de Brauw, Alan, Valerie Mueller & Tassew Woldehanna (2013). Motives to Remit: Evidence from Tracked Internal Migrants in Ethiopia. *World Development*, 50, 13 - 23.
- Dinkelman, Taryn & Martine Mariotti (2016). The Long-Run Effects of Labor Migration on Human Capital Formation in Communities of Origin. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8 (4), 1 - 35.
- Gillespie, Jeffrey, Richard Nehring, Carmen Sandretto & Charles Hallahan (2010). Forage Outsourcing in the Dairy Sector: The Extent of Use and Impact on Farm Profitability. *Agricultural and Resource Economics Review*, 39 (3), 399 - 414.
- Kuhn, Peter & Hani Mansour (2014). Is Internet Job Search Still Ineffective? *The economic journal*, 124 (581), 1213 - 1233.
- Oseni, Gbemisola & Paul Winters (2010). Rural Nonfarm Activities and Agricultural Crop Production in Nigeria. *Agricultural Economics*, 40 (2), 189 - 201.
- Picazo-Tadeo, Andrés & Ernest Reig-Martínez (2010). Outsourcing and Efficiency: The Case of Spanish Citrus Farming. *Agricultural Economics*, 35 (2), 213 - 222.
- Wolf, Christopher (2003). Custom Dairy Heifer Grower Industry Characteristics and Contract Terms. *Journal of Dairy Science*, 86 (9), 3016 - 3022.

## **Internet Use and Farmers' Choice of Agricultural Mechanization: Based on the Perspective of Intermediary Effect of Non-agricultural Employment**

Liu Song<sup>1</sup>, Wei Binhui<sup>1</sup> & Su Keyu<sup>2</sup>

(College of Economics and Management, South China Agricultural University<sup>1</sup>;

National School of Agricultural Institution and Development, South China Agricultural University<sup>2</sup>)

**Abstract:** The rapid development of the digital economy and the spreading of the Internet in rural China have made profound influences on farmers' decisions of agricultural mechanization. Based on data from the 2016 and 2018 China Family Panel Studies, this paper explores the effect of internet use on farmers' choices of agricultural mechanization: self-purchase or service outsourcing. Conditional Recursive Mixed-Process (CMP) model and instrumental variable model are used to mitigate the possible endogenous problem. The study finds that internet use has a significant effect on farmers' choice of agricultural mechanization. Specifically, internet use encourages farmers to choose agricultural machinery service outsourcing, while restraining farmers from purchasing agricultural machinery. Heterogeneity analysis shows that the effect of internet use on agricultural mechanization choice is more significant among the farmers who are middle-aged, with better education, and in the eastern regions. Mechanism analysis suggests that internet takes effects on agricultural mechanization mainly through non-agricultural employment channel. The results remain consistent after using the substitution variable method and the PSM model to test robustness. The theoretical logic and empirical evidence in this paper provide an important reference for promoting agricultural modernization and building digital villages in rural China.

**Keywords:** choice of agricultural mechanization, internet use, non-agricultural employment

**JEL Classification:** O13, O33, Q12

(责任编辑: 合羽)