

互联网使用对种植结构调整的影响及机制研究

——来自CRRS的微观证据

罗千峰¹,赵奇锋²

(1.中国社会科学院 农村发展研究所,北京 100732;2.中国社会科学院 数量经济与技术经济研究所,北京 100732)

摘要:基于2020年中国乡村振兴调查(CRRS)数据,实证分析了农户互联网使用行为对其农业种植结构调整的影响。研究结果表明,互联网使用会促进种植结构“非粮化”调整。使用工具变量解决潜在的内生性问题,并选择不同上网方式对种植结构调整的影响进行稳健性检验后,仍可以得到一致性的结论。异质性分析表明,不同受教育水平以及中高收入、高收入水平的农户使用互联网对种植结构“非粮化”调整具有显著的正向影响。影响机制分析表明,互联网使用主要通过提高农户市场获取能力、降低经济作物种植成本、提高农户获取正规金融贷款能力、增加农户人力资本及社会资本5条路径对农业种植结构“非粮化”调整产生影响。为此,应对互联网使用带来的“非粮化”问题保持警惕,建立种粮农民合理收益保障机制,以保障国家粮食安全。

关键词:互联网使用;种植结构;非粮化

中图分类号:F326.1

文献标识码:A

文章编号:1004-972X(2022)06-0103-10

DOI:10.16011/j.cnki.jjwt.2022.06.012

一、引言

粮食安全不仅是国家安全的重要基础,而且是促进世界和平稳定发展的重要保障。2021年中央农村工作会议及2022年中央一号文件都明确指出,要全力抓好粮食生产,稳定粮食播种面积和产量,牢牢守住保障国家粮食安全和不发生规模性返贫两条底线。中国政府在保障国家粮食安全方面做出了巨大的政策努力,推进我国粮食安全迈入了新的发展阶段,粮食安全保障处于历史最好时期^[1];但是当前国际形势不稳定、不确定因素增多,新冠肺炎疫情仍在世界蔓延,确保粮食总量稳定,尤其是口粮自给,是形成国内国际双循环发展新格局的最坚实保障^[2]。因此,在外环境复杂多变、国内农业生产面临资源环境趋紧及生产成本上涨的多重挑战下,如何满足粮食不断上涨的刚性需求成为重要课题;同时,在“谷物基本自给,口粮绝对安全”的战略指导下,要持续稳定提高粮食生产能力,并且要兼顾到消费市场不断升级以及数字农业快速发

展的现实情况,在此背景下,研究农业种植结构变化调整的问题具有重大理论与现实意义。

尽管学术界对农业种植结构调整的影响因素已经做了大量研究,但是,以互联网使用所形成的外部性对种植结构调整的影响却被忽视。近年来,互联网快速发展对社会经济各领域产生了巨大影响,互联网使用规模不断扩大。根据中国互联网络信息中心数据^①,2010—2021年中国网民规模呈现快速增长的趋势,网民规模由2010年的45730万人增长到2021年的103195万人;并且,互联网普及率增长也十分迅速,由2010年的34.3%增长到2021年的73.0%(见图1)。在城乡互联网普及率方面,与城镇地区互联网普及率相比,尽管农村地区互联网普及率存在明显的差距,但是近年来呈现高速增长趋势,由2010年的18.6%增长到2021年的

^①参见:中国互联网络信息中心网站,<http://www.cnnic.net.cn/hlwzzyj/hlxzbg/>。备注:受新冠肺炎疫情影响,2019年数据截至2019年6月。

基金项目:中国社会科学院重大经济社会调查项目“乡村振兴综合调查及中国农村调查数据库项目”(GQDC2020017);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“乡村振兴战略实施路径研究”(18JZD030)

作者简介:罗千峰,管理学博士,中国社会科学院农村发展研究所助理研究员,研究方向:产业经济、农业经济理论与政策;赵奇锋,经济学博士,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所助理研究员,研究方向:数字经济理论与政策、科技创新。

57.6%,年均增长率达10.8%,高于城镇地区互联网普及率年均4.6%的增速,“互联网+”已经成为提升农业数字化发展水平的重要方式,为农业生产、加工、销售等各环节提供了技术和信息支撑,加速推动农业农村现代化进程。已有研究表明,互联网使用能够显著提升全要素生产率、劳动生产率、绿色生产技术采纳^[3-7],但互联网使用对农业种植结构的影响作为国家粮食安全的重要内容,目前学术界仅有互联网对农业生产的相关机制分析、效率测度及效果评估等方面的研究,基于农户互联网使用行为对种植结构调整及相关机制的研究则较为缺乏。

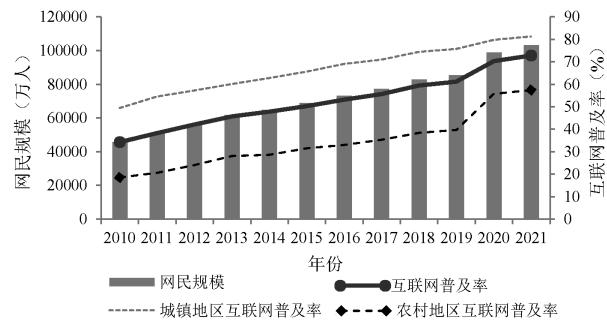


图1 2010—2021年中国网民规模及互联网普及率

数据来源:中国互联网络信息中心网站:<http://www.cnnic.net.cn>。

基于上述分析,本文利用2020年“中国乡村振兴调查(CRRS)”数据,分析了互联网使用行为是否以及如何影响农户种植结构调整,为保障国家粮食安全提供一些决策参考。本文的边际贡献在于:第一,在研究视角方面,以农户互联网使用为核心解释变量实证检验其对种植结构调整的影响,为全面审视耕地“非粮化”问题、保障国家粮食安全提供了一定的实证证据;第二,在研究数据方面,本文主要依托中国乡村振兴调查(CRRS)2020年全国调查数据,采用严格随机分层抽样方法,在数据科学性、时效性、严谨性、全面性等方面具有显著优势,能够为研究开展提供新的数据支撑;第三,在研究内容上,本文实证检验和分析了互联网使用影响农户种植结构调整的5条路径,在影响机制方面拓展了现有研究。

本文的结构如下:第二部分对农户种植结构调整的文献进行梳理综述,对可能存在的影响机制作出初步分析,并由此提出研究假设;第三部分系统介绍数据来源、变量定义以及实证方法,并对变量进行描述性统计分析;第四部分是互联网使用对农户种植结构调整的计量分析,包含基本回归、内生

性问题处理、稳健性检验、异质性分析等内容;第五部分是互联网使用对农户种植结构调整的机制分析;第六部分是结论及政策建议。

二、理论分析与研究假说

(一) 理论分析

关于影响农户种植结构调整的因素,现有研究主要从非农就业、政策、家户特征等方面进行分析。首先,劳动力外出务工是影响种植结构调整的重要因素。生计多样化是农村家庭面对冲击和风险的应对机制,很多发展中国家经济快速增长为农村地区创造了大量非农就业机会,并且越来越多的农民从事非农活动^[8]。针对粮食生产是否受到农村劳动力大量转移冲击的问题,Ji等、钟甫宁等的研究结果表明,外出务工会引起农户调整要素投入结构和种植结构,增加机械要素投入力度和粮食播种面积^[9-10];与此类似,畅倩等研究指出,非农就业不仅可以直接提升农户粮食作物种植比例,而且还通过促进农户购买农业生产环节外包服务间接影响种植结构^[11]。同时,在劳动力工资上涨的背景下,农户倾向于种植便于机械化生产的粮食作物,加速劳动力转向非农产业发展^[12];并且,劳动力价格上涨总体上显著正向影响粮食种植比例,但对不同粮食作物种植结构存在差异性影响,即劳动力价格上涨显著扩大了玉米、小麦、水稻种植比例,对大豆及其他粮食作物种植比例则具有显著的抑制效应^[13]。然而,也有研究表明,劳动力外出务工是将外出务工收入用于机械投入而部分替代了因务工所引起的劳动力约束,因此劳动力外出务工对种植结构调整没有明显影响^[14]。此外,还有学者研究表示,农业劳动力转移会增加大宗粮食作物种植比例,劳动力价格上涨提高了经济作物种植比例,尤其是提升了蔬菜种植比例,但是不利于粮食、棉花等作物种植比例增加^[15]。

其次,政策在影响农户种植结构方面发挥着重要作用。重要农产品价格形成机制和收储制度改革是推动农业供给侧结构性改革的重要内容,也是保障国家粮食安全的有效途径,对粮食种植结构调整具有显著的影响,例如周静和曾福生、阮荣平等分别探讨了粮食最低收购价下调、玉米收储制度改革对农户或者家庭农场的经营决策的影响。研究结果表明,当稻谷最低收购价格降低时,稻作大户倾向于维持既有水稻种植面积,其中原因为适度规模经营补贴政策能够稳定农户种粮预期,从而保

持粮食生产的稳定性^[16];而玉米收储制度改革主要是通过收益机制、风险机制影响家庭农场经营决策,更多体现了临时收储政策取消对家庭农场经营决策的影响,结果是显著减少家庭农场玉米种植面积,其主要原因并非是种植结构的调整,而是总体经营面积的下降^[17]。另外,农机补贴政策及水价政策也是影响农业种植结构变化的重要因素,农机补贴政策有利于农业规模化发展,而机械化水平的提升促进了农业种植结构的调整,农机补贴政策对提高粮食播种面积占比具有显著的正向影响^[18-19];在水价政策方面,不同水价政策的实施对农户种植结构具有不同影响,其中,水权交易水价政策更能促使农户种植结构“节水化”调整^[20]。然而,一些学者提出了不同的观点,认为政策对于农户种植结构影响并不显著。基于全国农村固定观察点调查数据,许庆等研究了农业支持保护补贴政策对规模农户种粮行为的影响,结果表明,补贴政策显著增加了规模农户粮食播种面积,主要是通过促进农户转入土地实现粮食生产规模的扩大,但是对种植结构无显著影响^[21]。

除此之外,众多学者从人力资本水平、农地租金变动、农地确权等方面研究农户种植结构的调整。叶初升和马玉婷研究指出,农户人力资本水平及其与技术进步的适配性对农业种植结构有着显著的影响,具体来说,农户人力资本水平越高及其与技术进步的适配性越强,种植经济作物的可能性越大,越有利于农作物种植结构转型,但是对粮食作物种植比例的正向作用越弱^[22];刘余和周应恒研究了粮地租金变动对农户种植行为调整的影响,结果表明,粮地租金上涨显著负向影响粮食作物种植,导致种粮面积的缩减和粮食作物播种面积比例下降,其中,农户固定资产投资对该影响具有负向调节作用^[23];与之类似,农户的年龄、土地禀赋、市场拓展难易程度等因素都会对农业种植结构调整产生影响^[24]。更进一步,针对种植结构“趋粮化”的原因,有学者研究表明,地权稳定性的改善、农村劳动力非农转移、机械化程度的提高,均会促进农户种植粮食作物,从而表现出农户种植结构“趋粮化”调整^[25];洪炜杰和罗必良的研究结果同样表明,在小农经营普遍存在的现实条件下,农地确权能够促进农户进行农业生产,改善基础设施可以诱导农业种植结构的“趋粮化”调整^[26]。

综上所述,关于农户种植结构调整的研究主要

集中在劳动力转移、农业政策等方面,为本文的研究提供了重要参考。但是,现有研究具有一定的局限性,缺少关于互联网使用对种植结构调整影响及其影响机理的研究。基于此,本文力求在农户种植结构影响因素及相关机制方面做一些探索性拓展,探讨互联网使用到底是推进了种植结构“趋粮化”变化还是导致了“非粮化”调整?

(二)研究假说

粮食安全一直都受到中国政府高度重视,种粮补贴等惠农政策也取得较好的效果。然而,粮食安全的公共性及多功能性、粮食消费的非竞争性及非排他性决定了粮食具有准公共产品属性,政策干预对粮食生产行为的影响会受到约束,导致农户根据自身效益最大化进行粮食生产决策。相较于粮食生产,种植经济作物具有更加显著的收益,而较高的比较收益和绝对收益是形成“非粮化”的内在逻辑^[27]。根据《全国农产品成本收益资料汇编2021》数据^②,2020年,稻谷、玉米、小麦平均净利润分别为48.99元/亩、107.84元/亩、-16.63元/亩,3大主粮平均净利润为47.14元/亩;相比之下,经济作物的利润要远高于粮食作物,以蔬菜、水果(苹果)为例,二者平均净利润分别达到了4131.17元/亩、1953.78元/亩。在市场分散以及基础设施不完善的情况下,农户获取信息的成本较高,并且金融机构同样面临农户信用能力和信用行为等信息获取成本及甄别成本较高等问题^[28-29],但在互联网普及率大幅提升的条件下,农户获取市场信息的成本快速下降,并且其获取信息的能力显著提高,经济作物较高的比较收益优势和绝对收益优势会进一步凸显,促使农户在追求收益最大化过程中扩大经济作物种植面积,从而导致种植结构“非粮化”,给国家粮食安全带来不利的影响。综上所述,提出本文第一个研究假说:

假说1:互联网使用能够促使农户种植结构“非粮化”调整,即提高农户种植经济作物的比例。

互联网使用具体依靠哪些路径来促进农户种植结构的调整?本文将逐步推进该问题的研究。理论上说,互联网使用主要通过改变农户行为的成本及收益来影响农户个体行为。具体来说,互联网主要通过以下5种方式影响农户种植结构调整:

第一,互联网作为一种信息传播媒介,能够通

^②数据来源:中国农业与经济社会发展统计数据库,<https://data.cnki.net/trade/Yearbook/Single/N2021120200?z=Z009>

过提高农户市场获取能力从而影响农户种植结构调整。互联网是一种高效的市场信息获取渠道,信息获取具有及时性、丰富性及低成本等特征。农户使用互联网,可以便捷地关注和搜索农产品市场信息,尤其是市场行情预测、价格波动等信息,有利于提高农户对农产品市场信息获取能力,从而影响农户种植行为。一般情况下,经济作物能够获取更大的收益,但是也会面对较大的市场风险,互联网使用能够提高农户市场获取能力,很大程度上增强农户对市场不确定性的预期,从而促进了经济作物种植。

第二,互联网作为网上贸易的有效载体,能够通过降低经济作物种植成本影响农户种植结构调整。经济作物生产成本通常较高,而互联网使用以及电商物流的快速发展,实现了商品、销售及配送的协调统一,有效减少了价格投机行为,大幅降低了农户交易成本^[30],尤其是电商交易环节的减少显著降低了农资采购成本和产品销售成本,有利于降低经济作物生产成本,导致农户种植结构“非粮化”调整。

第三,互联网能够有效降低农户金融获取成本,为农户种植经济作物提供资金支持。首先,金融机构关注从贷款中获得的利率及贷款的风险性,信息不对称所导致的逆向选择及道德风险制约着银行向借款人提供金融产品及金融服务^[31],而互联网可以减少信息不对称性,降低农户贷款违约风险。其次,借助互联网、大数据等信息技术,数字金融能够降低金融机构服务成本,极大提升金融服务渗透性和金融资源可利用性,改进被传统金融机构忽视群体的金融服务可得性^[32]。此外,互联网金融可以简化农户贷款手续,增强农户获取正规贷款的可获得性,降低农户贷款成本。经济作物种植需要基础设施固定投入、生产技术投入、产品销售渠道投入等多重成本,在金融资本支持下,农户可以增加经济作物种植,从而导致种植结构“非粮化”调整。

第四,互联网使用能够增加农户人力资本,提高农户种植技能和盈利能力,从而促进农户种植结构调整。在信息化时代,互联网创造的信息交互平台为经济个体提供了信息资源获取渠道,互联网可以实现对分布式信息的整合和处理,突破时空制约;经济个体能够借助互联网对信息进行分享、诠释及再加工,在此过程中不断促进人力资本积

累^[33-34]。在此基础上,农户可以借助互联网提高信息搜寻能力,根据市场行情来学习相应的种植技术及市场分析知识,在获取最大收益目标驱动下进行种植结构调整。

第五,互联网作为社交沟通媒介,能够增强农户社会资本,从而影响其种植结构调整。一方面,网络内的信任代表熟人和朋友间特殊的信任,可以成为一般性信任的基础,通过使用互联网,即使外流农村劳动力也能够与村内保持联系,有利于强化村民对外的交流^[35]。并且,互联网能够降低通信成本以及沟通时间成本,维护和强化“熟人社会”联系网络,增加社会资源积累,为农户种植经济作物提供社会资本支持。另一方面,互联网技术改变了传统以传者为中心的传播模式,构建了以网民和链接关系为基础的网络传播结构,促进了社会资源向社会个体配置,建立在互联网媒介之上的社会互动对社会关系进行了重塑^[36-37],促进了社会弱联系网络发展,扩大了农户社交边界,有利于农户获取更广的社会资本,降低了农户农产品市场拓展成本和交易成本,从而影响农户种植结构调整。

根据上述理论分析,本文提出第二个研究假说:

假说2:农户使用互联网通过提高农户市场获取能力、降低经济作物种植成本、增加金融资本支持、增加农户人力资本、增强农户社会资本5个机制促使农业种植结构“非粮化”调整。

三、数据与实证方法

(一)数据介绍

本文主要基于2020年“中国乡村振兴调查(CRRS)”数据来评估互联网使用对农户种植结构调整的影响。CRRS是依托中国社会科学院重大经济社会调查项目“乡村振兴综合调查及中国农村调查数据库项目”进行的全国微观调查数据,按照随机分层抽样原则,CRRS数据覆盖全国10个省份、50个县(市、区)、150个乡镇(镇)、300个行政村。项目组采取严格的抽样方案,以增强样本代表性。首先,项目组充分考虑到经济发展水平、地理区位等多项因素,从东部、中部、西部、东北地区按照分区省份数量1/3的比例共抽取浙江、山东、广东、安徽、河南、贵州、四川、陕西、宁夏、黑龙江10个省份;其次,在考虑县域地理空间均匀分布情况下,根据人均GDP水平将各省份的县(市、区)分为5个分组,再从每个分组随机抽取1个县,即每个省份抽取5

个县(市、区);再次,在每个县(市、区)按照高、中、低经济发展水平随机抽取3个乡镇,并且根据经济发展水平在每个乡(镇)抽取经济发展较好和较差的行政村各1个;最后,由调研员采用等距离取样法在行政村名单中随机抽取12~14户农户,就农业综合生产和农村综合发展等情况展开调研。鉴于本文主要研究互联网使用对农户种植结构调整的影响,本文将涉及相关农作物种植、控制变量特征缺失及异常的数据剔除,最终得到1727个农户样本。

(二) 变量描述

1. 种植结构调整。种植结构调整是本文的被解释变量,采用经济作物种植面积比例指标衡量。国内农户玉米种植不仅受到技术进步、人力资本等因素的影响,而且更多受到玉米临时储备等政策的影响^[22]。如果将玉米纳入研究之中一起考虑,可能会导致互联网使用对种植结构调整的影响效应受到稀释甚至掩盖。鉴于此,为确保互联网使用对种植结构调整影响模型估计的准确性,本文只选取小麦、稻谷两种主粮作物播种面积用于核算粮食作物面积。除此之外,考虑到样本分布在全国10个省份,本文在核算经济作物面积时,除了考虑蔬菜等一般性经济作物面积,也将甘蔗、棉花等区域性经济作物纳入经济作物面积之中,以确保模型估计结果的准确性。

2. 互联网使用。互联网使用是本文的核心解释变量。在参考现有相关研究的基础上^[38~39],本文考虑到仅将是否使用互联网作为农户互联网使用的衡量指标并不准确,随着上网设备的普及,使用不同方式进行上网则能够有效反映出农户互联网使用程度,因此,本文将农户使用智能手机、平板电脑、笔记本或台式电脑3种上网方式的种类作为农

户互联网使用的衡量指标,如果没有采用上述上网方式,则将农户互联网使用指标取值为0。

3. 控制变量。本文在借鉴现有研究成果的基础上,将户主特征、家庭特征、村庄特征等变量纳入模型之中,以降低计量模型估计偏误。其中,户主特征包含户主性别、户主年龄、户主受教育程度、户主政治面貌几个特征;家庭层面特征包括家庭劳动力禀赋、家庭成员平均年龄、家庭人均收入水平;村庄层面特征包括村庄交通条件、村庄经济水平、村庄雇工市场情况。同时,鉴于不同区位禀赋可能存在较大差异,本文引入地区虚拟变量,以弱化地区之间因资源禀赋的差异所造成回归结果偏误的问题。此外,为了使变量减小异方差以及尽量符合正态分布,本文对家庭人均收入等变量进行自然对数转换。具体变量描述性统计结果见表1。

(三) 实证方法

1. 基准回归。由于农户经济作物播种面积比例是一个连续变量,本文通过以下模型来研究互联网使用对种植结构调整的影响:

$$Y_i = \alpha + \theta D_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, Y 表示农户经济作物播种面积比例; i 表示不同样本农户; D 表示农户互联网使用情况; X 表示户主层面、家庭层面、村庄层面的特征变量; α 表示常数项, ε 表示随机干扰项。

2. 内生性处理。鉴于农户互联网使用可能存在潜在的内生性问题,本文利用工具变量估计方法进行模型估计。工具变量需要满足与内生变量相关及变量的外生性的条件,本文借鉴 Dhaliwal 等的思想^[40],采取了类似 Krolkowski 和 Yuan 的做法^[41],选择农户所在县域其他行政村农户互联网使用情况的平均数量作为工具变量。首先,根据CRRS数据样本特征,本文样本分布在全国10省份50个县

表1 变量描述性统计特征

变量名称	代码	含义及赋值	均值	标准差
被解释变量 经济作物播种面积比例	CashCrop	经济作物播种面积占农户播种总面积比例	0.385	0.433
核心解释变量 互联网使用	Internet	上网方式数量	1.252	0.677
户主特征 户主性别	Male	男=1;女=0	0.956	0.205
户主年龄	Age	岁	55.714	10.569
户主受教育程度	Edu	未上学=1;小学=2;初中=3;高中=4;中专=5;职高技校=6;大学专科=7;大学本科=8;研究生=9	2.798	0.974
户主政治面貌	Political	是党员=1;不是党员=0	0.236	0.425
家庭特征 家庭劳动力禀赋	Labor	16~60岁家庭成员数量	2.719	1.360
家庭成员平均年龄	AgeMean	岁	42.411	12.461
家庭人均收入水平	IncoMean	元,取对数	9.318	1.118
村庄特征 村庄交通条件	Trans	村委会到县政府的距离(千米)	22.331	15.982
村庄经济水平	CountryEco	是贫困村=1;不是贫困村=0	0.284	0.451
村庄雇工市场情况	LaborMar	农闲平均雇工每日多少元(取对数)	4.509	0.553
东部	East	是=1;否=0	0.252	0.434
中部	Central	是=1;否=0	0.294	0.456
西部	West	是=1;否=0	0.403	0.491
东北	Northeast	对照组,是=1;否=0	0.051	0.220

(市、区),受到互联网基础设施政府投资等因素影响,同一县域的互联网使用情况总体上具有一致性,因此,工具变量与本文内生变量满足相关性条件;其次,县域内其他村庄农户互联网使用情况不会直接影响本村庄农户种植结构调整,因此满足了外生性条件。

四、计量分析

(一)互联网使用对种植结构调整影响的基准回归

表2是互联网使用对种植结构调整影响的基准回归结果,其中模型(1)加入了户主层面特征的控制变量,结果表明,农户每增加1种互联网使用方式,经济作物播种面积比例会增加6.3%;模型(2)加入了户主及农户家庭层面的控制变量,结果显示,互联网使用对经济作物播种面积比例的边际效应为5.8%;模型(3)加入了户主层面、家庭层面及村庄层面的控制变量,互联网使用估计结果为7.4%,并且具有显著的经济意义,从而印证了假说1。

表2 互联网使用影响种植结构调整的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
Internet	0.063*** (0.016)	0.058*** (0.017)	0.074*** (0.016)
Male	-0.047 (0.052)	-0.050 (0.051)	-0.050 (0.046)
Age	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.006*** (0.001)
Edu	-0.035*** (0.012)	-0.035*** (0.012)	-0.027** (0.011)
Political	0.043* (0.025)	0.036 (0.025)	0.020 (0.024)
Labor		0.020** (0.010)	0.011 (0.009)
AgeMean		0.004*** (0.001)	0.005*** (0.001)
IncoMean		0.032*** (0.010)	0.027*** (0.010)
Trans			0.003*** (0.001)
CountryEco			0.156*** (0.023)
LaborMar			0.140*** (0.020)
East			0.485*** (0.028)
Central			0.518*** (0.028)
West			0.533*** (0.025)
常数项	0.647*** (0.092)	0.214 (0.140)	-0.949*** (0.157)
R ²	0.023	0.037	0.164
F统计值	8.558	8.380	50.849
观测值	1727	1727	1727

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

(二)内生性问题处理

为解决关键变量可能存在的内生性问题,本文

使用工具变量估计方法。表3为互联网使用影响农户种植结构调整的工具变量估计结果,工具变量系数均在1%水平上显著,满足工具变量与互联网使用的相关性,并且均通过了Hausman及弱工具变量检验。根据模型(3)的结果,互联网使用对农户经济作物种植面积比例影响的边际效应为59.8%,估计结果高于基准模型,这可能是由于互联网使用与种植结构调整存在反向因果的问题。具体来说,互联网使用能够增强农户市场获取能力和改善人力资本、社会资本等条件,此时农户倾向于种植价值更高的经济作物;同时,扩大经济作物种植面积的农户,因种植经济作物对相关知识及种植技术的要求较高,加强了互联网使用强度。

表3 互联网使用影响种植结构调整的工具变量估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
Internet	0.366*** (0.065)	0.400*** (0.080)	0.598*** (0.099)
IV	0.464*** (0.039)	0.389*** (0.039)	0.350*** (0.040)
户主控制变量	控制	控制	控制
家庭控制变量		控制	控制
村庄控制变量			控制
观测值	1727	1727	1727
一阶段R ²	0.178	0.249	0.255
一阶段F统计值	74.53	71.10	41.78
Hausman F检验	28.685 ***	24.445 ***	48.577 ***
弱工具变量检验F统计值	138.198***	101.815***	75.650***

(三)稳健性检验

为检验模型估计结果的稳健性,本文将考察不同上网方式对种植结构的影响。农户人力资本水平越强及其与技术进步的适配性越高,种植经济作物的可能性就越大^[22],而在互联网时代,使用互联网为农户提高人力资本水平及其与技术进步的适配性提供了有效路径。考虑到不同上网设备普及程度差别较大,相较于手机上网,平板电脑、笔记本或台式电脑在信息搜索和信息呈现等方面具有更强的搜索专业性和更佳的数据可视性的优势,也更能体现出农户互联网使用的深度,因此,根据样本数据,本文选用是否用平板上网以及是否用电脑上网进行稳健性检验。表4列(1)至列(3)为农户是否使用平板上网对种植结构“非粮化”调整的估计结果,列(4)至列(6)为农户是否使用笔记本或台式电脑上网对种植结构调整的估计结果;同时,为确保估计结果的稳健性,模型依次分别加入户主、家庭、村庄控制变量。结果显示,是否采用平板电脑、笔记本或台式电脑上网均对农户种植结构“非粮化”调整具有显著正向影响,根据列(3)和列(6)结果,与不使用平板电脑、笔记本或台式电脑上网的

农户相比,使用这两种方式上网的农户能够影响经济作物种植面积比例分别提高 18.7%、7.6%,说明了基准回归结果具有稳健性。

表 4 不同互联网使用方式影响种植结构调整的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否使用平板上网	0.195*** (0.042)					
是否使用平板上网		0.180** (0.042)				
是否使用平板上网			0.187*** (0.039)			
是否使用笔记本或台式电脑上网				0.059** (0.024)		
是否使用笔记本或台式电脑上网					0.046* (0.025)	
是否使用笔记本或台式电脑上网						0.076*** (0.023)
户主控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
村庄控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.028	0.041	0.166	0.018	0.032	0.159
F统计值	9.823	9.277	49.378	6.489	7.103	51.591
观测值	1727	1727	1727	1727	1727	1727

(四)异质性分析

上文研究了互联网使用对农户种植结构调整的影响,下文将从受教育水平及收入水平进行异质性分析。由于互联网是一种技术偏向型的技术进步,农户受教育水平直接影响到互联网利用水平,从而导致互联网使用的效果存在差异^[42],因此本文选择将受教育水平作为异质性分析的标准。与此同时,家庭人均收入水平反映了农户家庭经济条件及工作类型,也可能导致互联网使用对种植结构调整的影响存在差异,因此,家庭人均收入水平也将作为异质性分析的依据标准。

1. 分受教育水平。本文将户主受教育水平分为低、中、高3个层次,其中低教育水平为小学及以下,中教育水平为初中,高教育水平为高中及以上,并且在计量模型中剔除户主受教育水平的控制变量,根据受教育水平分组的详细估计结果见表5。根据OLS估计结果,互联网使用促使不同受教育程度的农户提高经济作物种植面积比例,但是互联网使用对种植结构调整的程度存在差异,互联网使用对高受教育水平农户种植结构调整的影响最为明显,对中受教育水平农户影响次之,低受教育水平农户影响最小。

表 5 不同教育水平的回归结果

变量	(1)	(3)	(5)
	低受教育水平	中受教育水平	高受教育水平
Internet	0.052* (0.027)	0.075*** (0.024)	0.102*** (0.039)
户主控制变量	控制	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制	控制
村庄控制变量	控制	控制	控制
R ²	0.201	0.145	0.190
F统计值	28.522	22.877	7.205
观测值	613	866	248

2. 分收入水平。本文根据家庭人均收入水平将样本分为由低到高的4个收入层次,并且在计量模型中剔除家庭人均收入控制变量。根据表6的OLS回归结果,互联网使用对于种植结构调整的影响在低收入和中低收入农户中不显著,但在中高收入、高收入的农户中显著为正。尽管种植经济作物可以获取较高的经济收益,但同时也面临较大的市场风险和种植技术转换难度,低收入水平农户抗风险能力较弱,也难以投入较多的资金学习新的种植技术,对于提高经济作物种植面积比例的意愿相对较差,因此导致互联网使用对于种植结构“非粮化”调整的影响在低收入和中低收入农户中没有通过显著性检验。

表 6 不同收入水平的回归结果

变量	(1)	(3)	(5)	(7)
	低收入水平	中低收入水平	中高收入水平	高收入水平
Internet	0.034 (0.030)	0.021 (0.031)	0.092*** (0.034)	0.096*** (0.029)
户主控制变量	控制	控制	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制	控制	控制
村庄控制变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.086	0.149	0.225	0.175
F统计值	11.557	18.463	39.460	11.447
观测值	414	438	437	438

五、机制分析

前文实证结果表明,互联网使用对提高农户经济作物种植面积比例具有显著正向影响,下文将进一步验证互联网使用影响种植结构调整的具体机制。基于可获得的数据指标,本文将验证以下影响机制:一是互联网使用能够提高农户市场获取能力,增强其与市场的衔接能力,从而提高经济作物种植面积比例;二是互联网使用能够降低物资购买成本,降低经济作物投入品成本,进而增加经济作物种植比例;三是互联网使用可以增加农户金融获取能力,为经济作物种植提供资金来源,提高经济作物种植比例;四是互联网使用有利于增加农户人力资本,为扩大经济作物种植提供人力资本保障,促使种植结构“非粮化”调整;五是互联网使用可以增加农户社会资本,有利于经济作物种植比例提高。具体验证结果如表7所示。

1. 市场获取。本文从市场角度验证互联网使用对农户市场获取的影响机理,选择是否上网关注产品交易情况衡量农户市场获取能力。从验证结果看,互联网使用显著提高了农户对农产品市场行情关注的概率。通过使用互联网,农户能够提升市场信息获取效率,增强对农产品市场行情的了解,由此可以根据市场情况调整作物的种植结构,尤其

是能增加农户对市场价值更高的经济作物的关注度,在减小种植经济作物市场风险的同时,有利于强化农户与市场的有效衔接,这样可以提高农产品销售价格、畅通农产品销售渠道,从而促使农户通过提高经济作物种植比例获取更高的经济效益。

2. 生产成本。生产成本是农业经营者重要的考虑因素,本文将从投入品成本角度验证互联网使用如何影响农户生产成本。验证结果表明,互联网使用能够显著提高农户通过网络付费购买农资的概率,说明互联网使用能够显著降低农业生产成本。经济作物种植成本较高,其中投入品成本是重要组成部分,互联网不仅有利于农资公司通过形成巨大的规模经济降低销售成本,而且能够为农户提供更加便利、综合成本更低的生产物资产品选择,有效降低了经济作物种植成本,从而有利于农户提高经济作物种植面积。

3. 金融支持。经济作物种植需要较高的金融资本支持,正规的金融贷款能够为农户种植经济作物提供保障,为此,本文选取农户是否获取正规金融贷款指标来验证互联网使用对农户获取金融资金支持的影响机理。验证结果显示,互联网使用显著提高了农户获取正规金融贷款的概率。互联网使用能够更好地帮助银行等金融机构评估贷款风险,增强农户对正规贷款的可获得性,为农户投资经济作物种植相关设施提供保障,从而提高了农户种植经济作物的比例。

4. 人力资本。种植经济作物需要农户较高的人力资本作为支撑,而互联网降低了农户学习教育的门槛,提供了丰富的学习教育资源,因此,本文选择农户是否上网关注学习教育来验证互联网使用对其人力资本的影响机理。验证结果表明,互联网使用显著提高了农户上网关注学习教育的概率,也说明了互联网使用能够提高农户人力资本,从而提高其种植经济作物的能力,这与韩先锋等的研究结果一致^[43]。

5. 社会资本。经济作物种植面临较为复杂的

市场环境,经营风险较高,而社会资本为农户应对市场风险提供了保障,为此,本文选择农户可以借5000元及以上亲朋好友的数量作为社会资本的衡量指标,验证互联网使用对农户社会资本的影响机理。结果显示,互联网使用能够显著增加农户社会资本。互联网具有明显的社交属性,农户通过互联网能够以极低的成本维护“熟人”社会关系,尤其是随着微信等应用的推广以及互联网基础设施逐步完善,农户维护“熟人”社会关系的时间成本和沟通成本大幅降低,有利于农户为转向种植经济价值更高的经济作物获取社会资本支持。除此之外,互联网扩展了农户社会关系网络,强化了农户的社会资本,而社会资本通过信任机制可以有效降低监管成本和需求,弱化信息不对称的负面影响^[44],从而有利于农户提高经济作物种植面积比例。

此部分验证了互联网使用能够提高农户市场获取能力,降低经济作物种植成本,提高农户获取正规金融贷款能力,提升农户人力资本及社会资本,从而对农业种植结构“非粮化”调整产生正向影响,印证了假说2。

六、结论与启示

本文探讨了互联网使用对农户种植结构调整的影响,研究发现,互联网使用会显著提高农户经济作物种植面积比例。这一研究结果表明,互联网使用对农业种植结构“非粮化”调整具有正向影响,这对于客观地评价信息化对粮食安全以及农户增收具有重要意义。

本文研究表明,互联网使用会显著提高农户种植经济作物面积比例,使用工具变量估计方法解决内生性问题后,结论仍然成立。采用是否用平板电脑上网、笔记本或台式电脑上网研究其对农户种植结构调整的影响,结论仍然稳健。异质性分析表明,不同受教育水平的农户使用互联网均会提高经济作物种植面积比例,低收入水平、中低收入水平农户使用互联网对种植结构“非粮化”调整影响不显著。本文研究还发现,互联网使用通过提高农户

表7 互联网使用影响种植结构调整的机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	金融支持	(6)	(7)	(8)	(9)
	Probit	dy/dx	Probit	dy/dx		Probit	dy/dx	OLS	
Internet	0.256** (0.107)	0.015** (0.006)	0.199*** (0.055)	0.058*** (0.016)	0.186*** (0.057)	0.059*** (0.018)	0.188** (0.080)	0.020** (0.009)	2.404*** (0.420)
户主控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
村庄控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ² /R ²	0.0837		0.1321		0.1391		0.1182		0.116
观测值	1588	1588	1726	1726	1715	1715	1675	1675	1650

市场获取能力、降低经济作物生产成本、改善获取金融支持能力、提升农户人力和社会资本等机制影响农户种植结构调整。

基于以上研究结论,本文得出以下政策启示:一是要牢牢守住保障国家粮食安全底线,时刻对农户互联网使用带来的“非粮化”问题保持警惕。尽管农业种植结构多元化能够提高农户家庭经营性收入,并且能够满足市场多元化、升级化需求,但是应保持底线思维,防止农业种植结构过度“非粮化”。二是要关注受教育水平及收入水平较高的农户农业生产活动,严格管控耕地“非粮化”;同时要关注低收入农户经营活动,不断优化粮食补贴、保险、流通、价格等政策体系,建立种粮农民合理收益保障机制,夯实“趋粮化”基础。三是积极促进互联网与农业产业深度融合,促进智慧农业发展,通过互联网使用提高农户对粮食市场获取能力,降低粮食生产成本,提高种粮农户正规金融贷款支持力度,提高种粮农户人力资本和社会资本,引导农户进行粮食生产,保障国家粮食安全。

参考文献:

- [1]朱晶,李天祥,臧星月.高水平开放下我国粮食安全的非传统挑战及政策转型[J].农业经济问题,2021(1):27-40.
- [2]李雪,吕新业.现阶段中国粮食安全形势的判断:数量和质量并重[J].农业经济问题,2021(11):31-44.
- [3]刘涛,王波,李嘉梁.互联网、城镇化与农业生产全要素生产率[J].农村经济,2019(10):129-136.
- [4]李欠男,李谷成.互联网发展对农业全要素生产率增长的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(4):71-78.
- [5]闫迪,郑少峰.互联网使用能提高农户生产效率吗?——以陕冀鲁三省蔬菜种植户为例[J].南京农业大学学报(社会科学版),2021,21(1):155-166.
- [6]程名望,张家平,李礼连.互联网发展、劳动力转移和劳动生产率提升[J].世界经济文汇,2020(5):1-17.
- [7]姜维军,颜廷武,张俊飚.互联网使用能否促进农户主动采纳秸秆还田技术——基于内生转换Probit模型的实证分析[J].农业技术经济,2021(3):50-62.
- [8]NGUYEN D L, GROTE U, NGUYEN T T. Migration, crop production and non-farm labor diversification in rural Vietnam[J]. Economic Analysis and Policy, 2019(63):175-187.
- [9]JI Y, YU X, ZHONG F. Machinery investment decision and off-farm employment in rural China[J]. China Economic Review, 2012, 23(1):71-80.
- [10]钟甫宁,陆五一,徐志刚.农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J].中国农村经济,2016(7):36-47.
- [11]畅倩,张聪颖,王林蔚,等.非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响[J].中国农村经济,2021(11):89-106.
- [12]郑旭媛,徐志刚.双重约束下的农户生产投入结构调整行为研究[J].农业技术经济,2017(11):26-37.
- [13]闫周府,吴方卫,袁凯彬.劳动禀赋变化、技术选择与粮食种植结构调整[J].财经研究,2021,47(4):79-93.
- [14]王翌秋,陈玉珠.劳动力外出务工对农户种植结构的影响研究——基于江苏和河南的调查数据[J].农业经济问题,2016,37(2):41-48.
- [15]黄玛兰,李晓云.农业劳动力价格上涨对农作物种植结构变化的省际差异性影响[J].经济地理,2019,39(6):172-182.
- [16]周静,曾福生.“变或不变”:粮食最低收购价下调对稻作大田种植结构调整行为研究[J].农业经济问题,2019(3):27-36.
- [17]阮荣平,刘爽,刘力,等.玉米收储制度改革对家庭农场经营决策的影响——基于全国1942家家庭农场两期跟踪调查数据[J].中国农村观察,2020(4):109-128.
- [18]YANG J, HUANG Z, ZHANG X, et al. The rapid rise of cross-regional agricultural mechanization services in China [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2013, 95(5):1245-1251.
- [19]田晓晖,李薇,李戎.农业机械化的环境效应——来自农机购置补贴政策的证据[J].中国农村经济,2021(9):95-109.
- [20]董小菁,纪月清,钟甫宁.农业水价政策对农户种植结构的影响——以新疆地区为例[J].中国农村观察,2020(3):130-144.
- [21]许庆,陆钰凤,张恒春.农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗?——基于全国农村固定观察点调查数据的分析[J].中国农村经济,2020(4):15-33.
- [22]叶初升,马玉婷.人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构? [J].中国农村经济,2020(4):34-55.
- [23]刘余,周应恒.粮地租金变动对种粮行为调整的影响[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021,20(3):85-96.
- [24]LIU S, ZHANG P, MARLEY B, et al. The factors affecting farmers' soybean planting behavior in Heilongjiang Province, China[J]. Agriculture, 2019, 9(9):188.
- [25]仇童伟,罗必良.种植结构“趋粮化”的动因何在?——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究[J].中国农村经济,2018(2):65-80.
- [26]洪炜杰,罗必良.农地产权安全性对农业种植结构的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(3):32-40.
- [27]赵晓峰,刘子扬.“非粮化”还是“趋粮化”:农地经营基本趋势辨析[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021,20(6):78-87.

- [28]AKER J C, GHOSH I, BURRELL J. The promise (and pitfalls) of ICT for agriculture initiatives[J]. Agricultural Economics, 2016, 47(S1):35–48.
- [29]苏治,胡迪.农户信贷违约都是主动违约吗?——非对称信息状态下的农户信贷违约机理[J].管理世界,2014(9):77–89.
- [30]张永丽,徐腊梅.互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响——基于甘肃省1735个农户的调查[J].中国农村经济,2019(2):42–59.
- [31]STIGLITZ J E, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. The American Economic Review, 1981, 71(3):393–410.
- [32]何婧,李庆海.数字金融使用与农户创业行为[J].中国农村经济,2019(1):112–126.
- [33]毛宇飞,曾湘泉,祝慧琳.互联网使用、就业决策与就业质量——基于CGSS数据的经验证据[J].经济理论与经济管理,2019(1):72–85.
- [34]郭家堂,骆品亮.互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J].管理世界,2016(10):34–49.
- [35]展进涛,沈婷,俞建飞.技术进步影响农村的内部信任了吗?——基于农业机械技术与互联网技术的考量[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(3):84–90.
- [36]隋岩.群体传播时代:信息生产方式的变革与影响[J].中国社会科学,2018(11):114–134.
- [37]陈宝剑.社会空间视角下的互联网与青年价值观塑造:影响机制与引导策略[J].北京大学学报(哲学社会科学版),2020,57(2):18–24.
- [38]毛宇飞,曾湘泉.互联网使用是否促进了女性就业——基于CGSS数据的经验分析[J].经济学动态,2017(6):21–31.
- [39]赵建国,周德水.教育人力资本、互联网使用与新生代农民工职业选择[J].农业经济问题,2019(6):117–127.
- [40]DHALIWAL D, JUDD J S, SERFLING M, et al. Customer concentration risk and the cost of equity capital[J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61(1):23–48.
- [41]KROLIKOWSKI M, YUAN X. Friend or foe: Customer-supplier relationships and innovation[J]. Journal of Business Research, 2017(78):53–68.
- [42]周广肃,孙浦阳.互联网使用是否提高了居民的幸福感——基于家庭微观数据的验证[J].南开经济研究,2017(3):18–33.
- [43]韩先锋,宋文飞,李勃昕.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济,2019(7):119–136.
- [44]刘刚,张泠然,梁晗,等.互联网创业的信息分享机制研究——一个整合网络众筹与社交数据的双阶段模型[J].管理世界,2021,37(2):107–125.

The Impact and Mechanisms of Internet Use on Crop Structure Adjustment: Microscopic Evidence from CRRS

LUO Qian-feng¹, ZHAO Qi-feng²

(1.Institute of Rural Development, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2.Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

Abstract: Based on the data from the China Rural Revitalization Survey (CRRS) in 2020, the paper empirically analyzed whether farmers' Internet use has an impact on their crop structure adjustment. The results show that Internet use promotes the adjustment of crop structure to "non-grain". After using instrumental variables to address potential endogeneity issues and selecting different Internet access methods to conduct robustness tests on the impact of crop structure adjustment, consistent findings can still be obtained. Heterogeneity analysis shows that Internet use has a significant positive effect on the adjustment of crop structure to "non-grain" for farmers with different education levels as well as middle to high income and high income levels. The analysis of the influence mechanism shows that the use of the Internet has an impact on the adjustment of the "non-grain" farming structure mainly through five paths: increasing farmers' market acquisition capability, reducing the cost of cash crops, improving farmers' access to formal financial loans, and increasing farmers' human and social capital. Therefore, we should be alert to the problem of "non-grain" brought about by farmers' Internet use, and establish a reasonable income guarantee mechanism for grain farmers to ensure national food security.

Key words: internet use; crop structure; non-grain

(责任编辑:张爱英)