

数字技能对农业生态产品供给的影响及其机制研究

徐茂伟

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年5月13日; 录用日期: 2024年6月3日; 发布日期: 2024年8月8日

摘要

促进农业生态产品供给, 是保护生态环境、促进作物增产、农民长期增收和实现农业高质量发展的必由之路。基于CRRS2020数据, 在实证分析基础上探究数字技能对农业生态产品供给的影响及作用机制。结果表明: 数字技能对农业生态产品供给具有显著的促进作用; 通过替换被解释变量、引入工具变量、倾向得分匹配法进行稳健性检验后, 结论依然成立。机制检验表明, 农户非农就业和食品安全关注度发挥了部分中介作用。

关键词

农业生态产品, 数字技能, 非农就业, 食品安全关注度

Research on the Impact and Mechanism of Digital Skills on the Supply of Agricultural Ecological Products

Maowei Xu

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: May 13th, 2024; accepted: Jun. 3rd, 2024; published: Aug. 8th, 2024

Abstract

Promoting the supply of agricultural ecological products is essential for protecting the environment, increasing crop yields, securing long-term farmer income, and achieving high-quality agricultural development. Based on CRRS2020 data, this study empirically investigates the impact and

mechanisms of digital skills on the supply of agricultural ecological products. The results show that digital skills significantly promote the supply of agricultural ecological products. This conclusion remains robust after replacing the explained variable, introducing instrumental variables, and performing propensity score matching tests. Mechanism tests reveal that non-agricultural employment of farmers and food safety awareness play a partial mediating role.

Keywords

Agricultural Ecological Products, Digital Skills, Non-Agricultural Employment, Food Safety Awareness

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

农业生态产品作为农产品供给端的重要组成部分，是农业领域保障食物充足供给、维系生态安全、完善生态调节功能、提供良好人居环境的产品集合。2018 年中央一号文件首次从生态文明建设实际情况出发，明确提出了增加农业生态产品供给的重要举措。党的“二十大”报告进一步强调了推动农业绿色发展的重要性，明确指出产业振兴和生态振兴是乡村振兴的主要内容。然而，尽管农业生态产品的重要性得到了广泛认识，但在现实经济活动中，农业生态产品领域存在供需双方信息不对称、价值实现困难、消费动力不足等问题[1]。此外，由于生态产品具有明显的外部性特征，其价值往往被忽视，导致生态产品供给出现内生动力不足的问题[2]。例如，推动生态产品供给的主要因素是政府的强制要求，而非供给主体的主动参与[3]。对于农户生产主体来讲，因缺乏农业大生态产品理念和资金投入支持，其增加农业生态产品的供给意愿和积极性较低[4]。因此，如何在生产端提高农业生产者供给农业生态产品的积极性，对于促进我国农业绿色、高质量发展具有重大意义。

数字技能或 ICT 能力，是指在工作、职业、学习、娱乐以及社会参与中自信及创造性地使用 ICT (数字技术)的能力[5]。虽然决策支持工具(DST)软件可以有效分析和处理数据以生成科学的建议来促进有效的农场管理，但是部分农民在使用这些工具时也存在一定的技术性困难和障碍[6]。因此，农户的数字技能和其绿色生产行为可能存在一定关系，然而关于数字技能如何作用于农业生态产品供给的实证研究在学术界尚未得到充分的关注，本文将进一步探讨这一问题。本文试图在以下两方面做出边际贡献：第一，从理论上揭示数字技能促进农业生态产品供给的作用，丰富关于农业生态产品供给的理论及其机制研究；第二，采用中国乡村振兴调查(CRRS)数据，运用实证分析方法验证数字技能与农户生态产品供给的关系及其影响机制，深化现有实证研究。

2. 理论分析与研究假说

2.1. 数字技能对农业生态产品供给影响的理论分析

具有较高数字技能的农户可能会更有动力采用绿色生产要素和方式，因为他们可以通过互联网获取到更广泛、科学的农业生产知识，这可能会促进他们使用更少的化肥，同时通过其他更科学和高效的方法(例如测土配方、精准施肥等)保持或提高产量和质量，进而获得到额外的溢价收入。此外，具备数字技能的农户能够更容易地获取到关于环保农业生产政策和建议、化肥使用效的利弊以及其绿色替代品的信息，这些信息可以帮助他们做出更科学的决策，例如减少化肥的使用或转向更环保的生产方式。已有研

究表明, 电商参与[7]、技术认知[8]可以显著促进农民绿色生产行为。数字技能还可以促进农民更有效地学习和使用相关数字技术, 例如测土配方施肥、水肥一体化等, 这些技术可以帮助农民更精确地确定何时、何地以及以何种量施用化肥, 从而减少化肥的使用。基于此, 本文提出第一个假说:

H1: 数字技能的提高可以促进农业生态产品供给

2.2. 数字技能对农业生态产品供给的机制分析

2.2.1. 非农就业

数字技能的使用和掌握有利于拓宽农村劳动力的非农就业选择, 增加农户非农就业机会, 提高其工资性收入。农户采用高污高耗生产方式的基本出发点是期望能够通过增量施药施肥等获取更高的产量, 这种愿望对于纯农户来说要更强烈, 因为对于纯农户来说, 农业收入是其家庭的支柱性收入。而农户家庭非农就业人数越多, 对农业收入的依赖性越低, 可能更不愿意投入大量的化肥或农药来获取相对较少的收益[9]。基于此, 本文提出假说:

H2: 数字技能通过促进农户家庭非农就业进而有利于农业生态产品供给

2.2.2. 食品安全关注度

根据行为经济学理论, 人们的决策并不总是理性的, 而是受到各种心理、社会、个人认知和情绪因素的影响。而农户的食品安全关注度也代表他们对食品安全问题的重视程度和理解深度, 这种认知或意识可能会影响他们的农业生产决策, 例如, 农民对农药残留的意识越强, 他们在农业生产中使用农药的行为就越谨慎[10]。基于此, 本文提出假说:

H3: 数字技能通过提高农户食品安全关注度进而有利于农业生态产品供给
理论分析框架如图 1 所示:

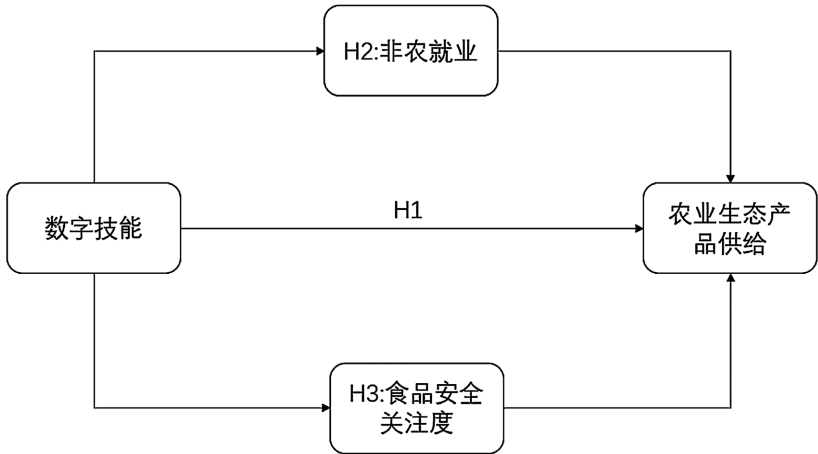


Figure 1. Theoretical analytical framework
图 1. 理论分析框架

3. 数据来源、变量设计与模型选择

3.1. 数据来源

本文所用数据来源于 2020 年“中国乡村振兴综合调查”(China Rural Revitalization Survey, CRRS) 全国调查数据, 具有充分的代表性。本研究对相关异常及缺失观测值进行了剔除, 最终得到 1979 个农户样本。

3.2. 变量的选择

3.2.1. 被解释变量

本文中的农业生态产品,特指以环境友好、碳足迹较低方式生产出的绿色、有机农产品。在参考相关研究的基础上,选用化肥使用量来表征农户的农业生态产品供给情况,理由如下:一方面,生态农业强调的是对自然资源 and 环境的保护以及对农业生产过程中的生态平衡的维护,旨在实现农业的长期可持续性。虽然现代农业生产要素的使用(例如化肥)大幅提高了农业生产效率,但是服务和负服务的发生是一种伴生过程,有些会成为利益的来源,有些会破坏人类的福祉[11]。化肥的使用便具有一定的负外部性,可能导致土壤退化、水源污染、生态失衡以及温室气体排放的增加[12],这些负面性影响与生态农业的目标是相悖的。另一方面,低化肥或无化肥的农产品也是农业生态产品的典型代表[13],消费者对于农业生态产品的追求,也是他们对环境友好、可持续农业生产方式的支持和认可,而低化肥或无化肥的农产品不仅满足了市场的需求,也是这种绿色可持续农业生态方式的直接体现。农业生产中的化肥减量是增加农业生态产品供给、实现农业可持续性的关键路径之一,因而选用化肥减量指标反应农业生态产品供给情况具有一定合理性。基于以上逻辑,本文设立虚拟变量“农产品化学依赖度(A)”(采用2020年CRRS数据中农户种植面积最大的两种粮食作物的亩均化肥使用量(kg/亩)来反应),并对该变量进行自然对数转换,以减小异方差干扰。农产品化学依赖度越小,越有利于农业生态产品的供给。为了更好地考察数字技能对农业生态产品供给的影响,本文将被解释变量“农产品化学依赖度(B)”重新赋值为亩均化肥支出(元/亩,取对数)项作为稳健性检验的一部分。

3.2.2. 解释变量

参考相关罗千峰等[14]对数字技能的衡量方法,本文通过多个不同的标准来评估农户的数字技术掌握程度。首先,分别考察几种单独的数字技能,包括农户在网络教育、电子商务和数字化社交媒体方面的技能。具体来说,网络教育技能主要指的是农户是否使用智能手机进行学习和教育;电子商务技能则是指农户是否通过手机进行商品的买卖;而数字社交技能是指使用智能手机进行交流(例如微信、微博和QQ)和娱乐活动(比如玩游戏、看直播、观看视频和听音乐)。评估这些技能的依据是农户在每种手机功能上的平均每日使用时间。如果农户在某项功能上的使用时间位于前三名,则被视为具备相应的数字技能。最终,这些单项技能指标加总得到综合数字技能水平指标,即农户掌握的数字技能种类总和。

3.2.3. 中介变量

基于上文的中介机制理论分析,本文选取的中介变量包括是否有机肥施用强度(kg/亩,取对数)、农户家庭非农就业人数、农户食品安全问题的关注度。有机肥的使用是衡量农业生产绿色化程度的重要指标,基于问卷中关于种植面积最大的两种粮食作物的自制和外购有机肥的总投入取对数来衡量。非农就业提供了农户家庭的额外收入来源,可能影响其在农业生产中的投资决策,包括对绿色生产资料的投入,基于问卷中每个农户家庭成员“目前就业状况”中的“非农就业”选项而来;食品安全关注度反映了农户对健康和安全生产的认知,这可能影响他们对有机肥等绿色生产资料的接受程度和使用情况,基于问卷调查中的问题“您平时关心食品安全问题吗?”来评估农户的关注度。

3.2.4. 控制变量

参考相关文献[15],本文引入了能够影响农户化肥使用的户主个体特征、家庭特征和地区特征三个维度的特征变量,以减少遗漏变量导致的有偏估计。户主特征主要包括农户的性别、年龄和受教育程度;家庭特征则涵盖了家庭成员数量、家庭农业生产人数、家庭农业劳动时间、家庭年收入、是否转入农地以及是否采用机械化生产等指标,区域虚拟变量包括是否为东部、是否为西部,具体变量的描述性统计

特征如表 1 所示。

Table 1. Variable definitions and descriptive statistics
表 1. 变量含义与描述性统计

变量	变量定义	均值	标准差
农产品化学依赖度(A)	主粮作物亩均化肥使用量(kg/亩，取对数)	4.008	0.694
农产品化学依赖度(B)	主粮作物亩均化肥支出/(元，取对数)	4.871	0.740
解释变量			
数字技能	数字技能综合水平	1.057	0.806
中介变量			
绿色替代性要素投入	主粮作物自制和外购有机肥投入量(kg/亩，取对数)	1.203	1.950
非农就业	农户家庭非农就业人数	0.809	0.961
农户对于食品安全问题的关注度	您平时关心食品安全问题吗？1 = 非常不关心； 2 = 比较不关心；3 = 一般；4 = 比较关心；5 = 非常关心	4.216	0.969
控制变量			
户主性别	男 = 1，女 = 0	0.955	0.207
户主年龄	2019 年户主年龄	54.318	10.496
户主受教育程度	1 = 未上学；2 = 小学；3 = 初中；4 = 高中；5 = 中专； 6 = 职高技校；7 = 大学专科；8 大学本科；9 = 研究生	2.721	0.996
家庭人数	家庭成员数量	4.118	1.535
家庭农业生产人数	家庭成员全职务农人数	1.216	1.107
家庭农业劳动时间	2019 年在本户内的农业劳动时间(取对数)	4.328	1.540
农户收入	2019 年农户年收入总额(取对数)	10.596	1.111
转入农地	有土地转入(是 = 1 否 = 0)	0.274	0.446
采用机械生产	耕地/施肥/播种/收获环节是否使用机械，是 = 1，否 = 0	0.742	0.438
东部	东部省份 = 1，其他 = 0	0.314	0.464
中部	中部省份 = 1，其他 = 0	0.225	0.418
工具变量			
县域农户数字技能均值	同一县域农户数字技能的均值	1.120	0.211

3.3. 模型设定

3.3.1. 基准回归模型

采用多元线性回归模型(OLS)作为基准模型，并采用异方差稳健标准误对可能存在的异方差进行处理，模型具体设定如下：

$$Ch_fe_i = \alpha_0 + \alpha_1 Di_sk_i + \sum_{j=1} \beta_j Control_{ij} + \varepsilon_i \tag{1}$$

其中， Ch_fe_i 是被解释变量“农产品化学依赖度”， Ch_fe_i 是解释变量数字技能， $Control$ 是其他控制变量， ε 是随机扰动项， α 、 β 为待估参数。

3.3.2. 中介效应模型

为分析数字技能对农业生态产品供给的影响路径，借鉴温忠麟等提出的中介效应检验程序[16]，构建中介模型如下：

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 Di_sk_i + \sum_{j=1} r_j Control_{ij} + \delta_i \tag{2}$$

$$Ch_fe_i = \gamma_0 + \gamma_1 Di_sk_i + \gamma_2 M_i + \sum_{j=1} t_j Control_{ij} + \mu_i \tag{3}$$

上式中， Ch_ft 是被解释变量“农产品化学依赖度”， Di_sk 是被解释变量数字技能， $Control$ 是影响农户化肥使用情况的其他控制变量， M 是中介变量， δ 、 ε 、 μ 是随机扰动项。方程(1)、(2)、(3)分别检验数字技能变量对于被解释变量、数字技能变量对于中介变量、加入中介变量后数字变量对于被解释变量的影响效应。

4. 回归结果与分析

4.1. 基准回归结果分析

由于本文使用的是截面数据，因此在估计时在最小二乘法(OLS)的基础上采用异方差稳健标准误，对可能存在的异方差进行处理，回归结果如表 2 所示，在仅控制区域虚拟变量的情况下，数字技能对农产品化学依赖的影响在 1%的水平上显著为负，进一步地，加入户主特征、家庭特征以及区域虚拟变量后，数字技能的影响在 5%的水平上显著为负。

Table 2. Baseline regression results of digital skills on the chemical dependency of agricultural products (A)
表 2. 数字技能影响农产品化学依赖度(A)的基准回归结果

变量	OLS	OLS
数字技能	-0.069*** (0.019)	-0.056** (0.022)
户主性别		0.107 (0.079)
户主年龄		0.003 (0.002)
户主受教育程度		0.026 (0.016)
家庭人数		0.003 (0.010)
家庭农业生产人数		0.022 (0.015)
家庭农业劳动时间		-0.026** (0.012)
家庭收入		-0.022 (0.015)
转入农地		0.037 (0.038)
采用机械生产		-0.046 (0.039)
东部	-0.158*** (0.037)	-0.177*** (0.041)

续表

中部	-0.117*** (0.034)	-0.141*** (0.035)
N	1979	1979
R ²	0.005	0.025

注：*p < 0.1，**p < 0.05，***p < 0.001，括号内为异方差稳健标准误。下同。

4.2. 稳健性检验

上述基准回归可能因自选择、变量遗漏等因素导致内生性问题，为保证本文结论的可靠性，更好地揭示农户数字技能同农业生态产品供给的因果关系，本文将通过替换被解释变量、采用工具变量法和倾向得分匹配方法进行稳健性检验。

4.2.1. 替换变量

借鉴相关研究[15]，将“亩均化肥支出(取对数)”重新赋值给“农产品化学依赖度(B)”，纳入到方程里进行回归分析。表 3 得检验结果表明替换被解释变量后得回归结果与基准回归结果相一致，即农户数字技能的提升有利于降低农产品的化学依赖度。

Table 3. The impact of digital skills on the chemical dependency of agricultural products (B)
表 3. 数字技能对农产品化学依赖度(B)的影响

变量	OLS	OLS
数字技能	-0.070*** (0.019)	-0.061** (0.021)
户主个体特征	未控制	控制
农户家庭特征	未控制	控制
区域虚拟变量	控制	控制
N	1979	1979
R ²	0.008	0.022

4.2.2. 引入工具变量

在本研究中，借鉴 Dhaliwal 等[17]的方法，选择同一县域其他乡镇农户的数字技能水平均值作为工具变量对基准回归结果进行稳健性检验。同一县域的农户数字技能通常相似，受“同群效应”影响，一个农户的数字技能水平可能和同一县域其他乡镇农户的数字技能水平密切相关。另外，同一县域其他乡镇农户的数字技能水平理论上和特定某个农户的化肥使用量并无直接关系，因此可以作为一个有效的工具变量。使用该工具变量进行 2SLS 估计，估计结果如表 4 所示。控制相关变量后，(二)列的 Durbin-Wu-Hausman 检验 p 值分别为 0.0178 和 0.0181，在 5%的水平上都显著拒绝解释变量为外生变量的原假设，说明数字技能变量为内生变量。第一阶段 F 统计量大于 10，表明并不存在弱工具变量的问题。第二阶段结果表明，在控制内生性情况下，数字技能对农产品化学依赖度仍然具有显著的负向影响。

4.2.3. PSM 倾向得分匹配

数字技能的高低属于农民自选择行为，可能会存在自选择偏误问题，倾向得分匹配法(PSM)能在一定程度上解决这一问题。在进行倾向得分匹配时，本文将解释变量数字技能转换为二分类变量，即把所有样本数字技能的平均值(1.057)作为临界值，将高于平均值的样本作为实验组，低于平均值的为控制组，

并设置虚拟变量 D ，当 $D_i = 1$ 时，表示该农户拥有较高的数字技能；当 $D_i = 0$ 时，表示该农户拥有较低的数字技能，用 Psm 方法检验 D_i 与被解释变量 Ch_fe 的关系。

Table 4. Instrumental variable estimation results

表 4. 工具变量估计结果

	(一)		(二)	
	Digital_Skill 一阶段	Ch_fe 二阶段	Digital_Skill 一阶段	Ch_fe 二阶段
Digital_Skill		-0.256*** (0.075)		-0.345** (0.124)
IV	0.981*** (0.084)		0.649*** (0.083)	
户主控制变量	未控制	未控制	控制	控制
家庭控制变量	未控制	未控制	控制	控制
区域虚拟变量	控制	控制	控制	控制
F 统计量	50.92		44.67	
N	1979	1979	1979	1979

在进行 PSM 匹配时，需要先验证处理组和对照组在控制变量上是否平衡，有无明显差异。检验结果如表 5 所示，标准化偏差值用于衡量数据差异幅度，该值的绝对值越小越好，一般小于 20%即可，而本文的绝大部分变量在匹配后的标准偏差都低于 5%，说明通过倾向得分匹配后的样本偏差问题在很大程度上得到了解决；另外，检验得出的伪 R^2 明显下降，且除了个别控制变量存在差异外，绝大部分变量 T 检验的概率值(P)超过了 0.1，表明匹配后各变量的差异并不显著。以上结果表明，匹配后处理组和控制组的控制变量之间的独立性和均衡性均显著增强，通过平衡性检验。

表 6 为是否具备高数字技能对农产品化学依赖度的 PSM 估计结果，通过三种匹配方法得到的平均处理效应(ATT)结果均显著，虽略有差异，但 ATT 数值都在-0.14 到-0.09 之间，并且都在 5%和 1%的统计水平上显著，匹配结果进一步说明了越高的数字技能对农产品的化学依赖的负向影响是稳定存在的。

Table 5. Balance test of control variables before and after propensity score matching

表 5. 倾向得分匹配前后控制变量的平衡性检验

变量	匹配前		最近邻匹配		半径匹配		核匹配		局部线性回归 匹配		马氏匹配	
	标准 偏差%	P (T)	标准 偏差%	P (T)	标准 偏差%	P (T)	标准 偏差%	P (T)	标准 偏差%	P (T)	标准 偏差%	P (T)
户主性别	-10.6	0.020	-6.9	0.226	-1.0	0.867	-0.6	0.914	-4.2	0.473	0.0	1.000
户主年龄	-54.6	0.000	-1.1	0.844	-1.9	0.716	-1.5	0.776	6.0	0.256	-7.0	0.161
户主受教育程度	3.60	0.454	-10.1	0.094	-1.3	0.809	-1.1	0.843	-10.8	0.044	-0.8	0.882
家庭务农时长	-15.4	0.001	-4.6	0.026	-3.7	0.524	-3.4	0.552	-4.7	0.406	-11.3	0.044
家庭人数	14.2	0.003	-1.3	0.808	-0.3	0.960	0.1	0.989	3.7	0.462	8.4	0.097
家庭务农人数	-15.8	0.001	1.3	0.807	-0.3	0.961	0.3	0.959	4.8	0.378	0.7	0.901

续表

家庭收入	24.3	0.000	-4.9	0.340	-0.4	0.934	0.0	0.995	-2.9	0.581	7.2	0.139
是否转入农地	11.7	0.013	0.7	0.906	-1.5	0.787	-1.3	0.822	2.0	0.723	1.3	0.813
是否采用机械生产	1.3	0.792	3.1	0.577	-1.2	0.818	-1.1	0.835	0.0	1.000	-2.0	0.706
东部	-3.3	0.484	-0.6	0.906	-3.5	0.525	-2.9	0.591	-9.3	0.092	0.0	1.000
中部	-14.1	0.004	7.6	0.131	2.0	0.701	1.4	0.781	0.7	0.889	0.4	0.944
Pseudo R ²	0.065		0.008		0.001		0.001		0.006		0.06	

Table 6. Estimation results from propensity score matching
表 6. 倾向得分匹配估计结果

	ATT	标准误	T 值
匹配前	-0.131	0.033	-3.99***
匹配后			
最近邻匹配	-0.094	0.046	-2.04**
半径匹配	-0.114	0.035	-3.31***
核匹配	-0.120	0.035	-3.46***
局部线性回归匹配	-0.117	0.051	-2.31**
马氏匹配	-0.121	0.046	-2.65***

5. 机制检验

本文考察的中介变量包括非农就业以及食品安全关注度，理论机制在前面已有论述，下面分别对三个中介变量进行进一步检验和分析。中介效应模型中(1)式的回归结果，即数字技能对农产品化学依赖的影响已在前面进行了实证分析，影响显著为负，满足中介效应存在的第一个条件，表 7、表 8 分别给出了以中介变量为因变量的(2)式的回归结果和以“农产品化学依赖度(A)”为因变量的(3)式的结果。

Table 7. Impact results of digital skills on mediating variables
表 7. 数字技能对中介变量的影响结果

变量	非农就业	绿色替代性要素投入	食品安全关注度
数字技能	0.054** (0.027)	0.097 (0.062)	0.084** (0.030)
其他控制变量	控制	控制	控制
N	1979	1979	1979
R ²	0.243	0.010	0.038

对于非农就业变量来说，数字技能显著了非农就业，系数在 5%的水平上显著。加入非农就业变量到基准回归模型后，数字技能和非农就业都显著抑制了农产品的化学依赖，非农就业中介变量的间接效应和直接效应都为显著，且系数乘积(0.054*~0.069)的符号与数字技能系数符号(-0.052)相同，证明非农就业变量在数字技能对于农业生态产品供给的影响过程中发挥着部分中介作用，即农户的数字技能通过促进农户非农就业从而对农业生态产品供给产生负面影响，假说 H2 得到验证。

Table 8. Pathway analysis of the effect of digital skills on agro-ecological products
表 8. 数字技能对农业生态产品的影响路径

变量	农产品化学依赖度(A)	农产品化学依赖度(A)	农产品化学依赖度(A)	农产品化学依赖度(A)
数字技能	-0.056** (0.022)	-0.052** (0.022)	-0.046** (0.021)	-0.051** (0.021)
非农就业		-0.069*** (0.020)		
食品安全关注度				-0.063** (0.022)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
N	1979	1979	1979	1979
R ²	0.025	0.032	0.107	0.032

由表 7 结果可知,数字技能的提升,有利于提高农户对于食品安全的关注度,且在 5%的水平上显著。由表 8 所示,将食品安全关注度变量加入基准回归模型后,数字技能和食品安全关注度都在 5%的水平上显著降低了农产品的化学依赖,且系数乘积(0.084*~0.063)的符号与数字技能系数符合(-0.051)相同,表明食品安全关注度在数字技能影响农业生态产品供给的路径中发挥着部分中介作用,即农户的数字技能通过提高其食品安全关注度进而有利于农业生态产品的供给,假说 H4 得到验证。

6. 结论与政策启示

本文基于 2020 年中国乡村振兴调查数据,实证检验主要探讨了数字技能和农业生态产品供给的关系,并从非农就业、绿色替代性要素投入和食品安全关注度三个方面深入探究其影响机制。在对结果的稳健性展开讨论后,得出如下结论:

- ① 数字技能可以显著促进农业生态产品的供给,通过替换解释变量、引入工具变量、PSM 方法进行稳健性检验后,上述基准结论依然稳健可靠。
- ② 进一步的机制检验发现:随着农户数字技能的提高,农户家庭成员可以获得更多非农就业机会,导致其对农业收入的依赖降低,这使得他们有能力减少化肥和农药的使用,转向成本更高的绿色农业生产方式,增加农业生态产品供给;非农就业还可能促使农户调整种植结构,进一步减少化学品的使用,提高农业生态产品的供给;另外,数字技能使他们更容易获取关于食品安全问题的相关信息,而农户对食品安全的关注加深了他们对化肥和农药使用的负面性认知,进而更加重视农产品的质量和安全,这种认知会影响他们的生产行为,从而提高农业生态产品的供给。

基于以上的研究结论,提出以下政策建议:

- 1) 要加快农村信息基础设施建设,为保障现代数字技术在农业中的广泛应用,首先需要确保农村地区的网络通信畅通。应加大投资,推进农村地区,特别是偏远或欠发达地区的宽带通信、移动互联网和 5G 基础设施建设。与此同时,加大与通信运营商的合作,推进乡村无线网络的建设 and 完善,确保全国乡村网络覆盖率持续提高。
- 2) 加强对数字技术使用技能的培训和推广,结合农技推广体系、商业企业培训服务和院校研究人员授课等方式,开展数字技能的培训以及数字农业人才的系统培养。培训内容不仅包括数字技术的应用,还应涵盖数字农业相关设备的管护、数据调用与存储和平台维护等,确保数字农业的安全性 with 可靠性。同时,为小农户提供规模中性的数字技术培训,帮助他们在关键生产环节进行科学决策。
- 3) 应更多关注农户的非农业技能培训和农业生态环保教育,通过提供就业咨询服务,推广远程办公

等方式,增加农户的非农就业机会,提高其家庭收入。同时,加强对于土地流转和资金方面的支持力度,尽可能地培育大而强的农业生态产品供给主体。另外,要继续加大对于绿色健康食品的舆论宣传,例如通过投放公益广告、举办健康讲座等方式,提高农村家庭对食品安全和环保的认识,从而促进其绿色生产行为。

参考文献

- [1] 匡后权,陈绪绪,马丽. 基于产业价值链视角的大数据赋能农业生态产品价值实现研究[J]. 农村经济, 2023(3): 78-86.
- [2] 金雪,孙学涛. 互联网使用对农业生态产品供给的影响: 理论分析与农户证据[J]. 自然资源学报, 2023, 38(7): 1833-1847.
- [3] 杜纯布. 雾霾协同治理中的生态补偿机制研究——以京津冀地区为例[J]. 中州学刊, 2018(12): 29-34.
- [4] 李铜山,黄延龙. 增加农业生态产品供给: 现状、障碍及对策[J]. 中州学刊, 2020(12): 38-43.
- [5] 易法敏. 数字技能、生计抗逆力与农村可持续减贫[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20(3): 1-13.
- [6] Rose, D.C., Wheeler, R., Winter, M., Lobley, M. and Chivers, C. (2021) Agriculture 4.0: Making It Work for People, Production, and the Planet. *Land Use Policy*, **100**, Article ID: 104933. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2020.104933>
- [7] 王翠翠,夏春萍,童庆蒙,等. 电商参与促进农户绿色生产吗?——基于3省4县812户果农的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(5): 132-143.
- [8] 张晓慧,李天驹,陆爽. 电商参与、技术认知对农户绿色生产技术采纳程度的影响[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2022, 22(6): 100-109.
- [9] 巩前文,穆向丽,田志宏. 农户过量施肥风险认知及规避能力的影响因素分析——基于江汉平原 284 个农户的问卷调查[J]. 中国农村经济, 2010(10): 66-76.
- [10] Hou, B. and Wu, L. (2010) Safety Impact and Farmer Awareness of Pesticide Residues. *Food and Agricultural Immunology*, **21**, 191-200. <https://doi.org/10.1080/09540105.2010.484858>
- [11] Zhang, W., Ricketts, T.H., Kremen, C., Carney, K. and Swinton, S.M. (2007) Ecosystem Services and Dis-Services to Agriculture. *Ecological Economics*, **64**, 253-260. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2007.02.024>
- [12] Li, H., Yang, Z., Dai, M., Diao, X., Dai, S., Fang, T., et al. (2020) Input of CD from Agriculture Phosphate Fertilizer Application in China during 2006-2016. *Science of the Total Environment*, **698**, Article ID: 134149. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.134149>
- [13] 刘耕源,何萍,王永阳. 农业生态产品及其价值实现路径[J]. 应用生态学报, 2021, 32(2): 737-749
- [14] 罗千峰,赵奇锋. 数字技能如何影响农户消费升级——基于食物消费升级的视角[J]. 中南财经政法大学学报, 2022(6): 119-130.
- [15] 朱建军,徐宣国,郑军. 农机社会化服务的化肥减量效应及作用路径研究——基于 CRHPS 数据[J]. 农业技术经济, 2023(4): 64-76.
- [16] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [17] Dhaliwal, D., Judd, J.S., Serfling, M. and Shaikh, S. (2016) Customer Concentration Risk and the Cost of Equity Capital. *Journal of Accounting and Economics*, **61**, 23-48. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2015.03.005>