张文英. 数字经济赋能农业生态环境改善：影响及机制［J］. 山西农业大学学报（社会科学版），2025，24（5）：49-61.
ZHANG Wenying. Empowering agricultural ecological environment improvement through digital economy：effects and mechanisms［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2025，24（5）：49-61.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2025.05.004

数字经济赋能农业生态环境改善：影响及机制

张文英[1,2]
（1.清华大学五道口金融学院博士后流动站，北京 100084；2.联合资信评估股份有限公司博士后工作站，北京 100022）

摘 要：基于2011—2023年中国30个省份面板数据采用双向固定效应回归模型，工具变量法，空间计量等方法实证检验数字经济改善农业生态环境的影响机制。研究发现数字经济对农业生态环境改善具有显著正面影响，尤其在减少农业碳排放和面源污染方面展现出巨大潜力，对农业水资源使用的影响不明显。区域异质性分析发现，东部地区显著，中西部地区的改善效果不太明显。技术创新是重要影响机制，较高水平的数字素养和严格的环境规制对于增强数字经济改善农业生态环境发挥重要作用。此外，数字经济对农业生态环境改善具有空间溢出效应。

关键词：数字经济；农业生态环境；农业水空间；耕地压力；农业碳排放
中图分类号：F323.3，F49 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2025）05-0049-13

随着中国经济的快速发展，工业化和城镇化的加速带来的环境污染和耕地占用问题显著。农业污染成为主要环境问题，对农业可持续发展和“双碳”目标实现构成阻碍。农业非点源污染现已成为我国水体污染的主要原因之一[1]。学术界通过环境库兹涅茨曲线（EKC）理论对农业经济增长与环境质量关系展开深入探讨，形成倒“U”型、以及“U”型、倒“N”型关系等多元化理论关系[2-3]。在资源约束方面，农业用水受限与耕地资源流失形成双重压力[4-5]。与此同时，农业碳排放问题日益凸显，化肥、农药等投入品产生的温室气体已占全国碳排放总量的17%，成为实现碳中和目标的重要制约因素。

值得关注的是，数字经济正通过多重路径重塑农业生态格局，促进实现绿色经济和经济高质量发展[6]。

既有研究多聚焦单一维度（如污染测度或节水技术），尚未构建涵盖“农业环境污染－农业碳排放－农业水资源”的农业生态综合治理框架，更缺乏对数字经济作用机制的系统解构。本研究创新性地建立农业生态环境多维评价体系，重点揭示探讨技术创新和环境规制、数字素养在数字经济改善农业生态环境过程中的作用机制，为破解农业生态治理的“不可能三角”提供新范式。

一、理论分析与研究假设

数字经济的连接特征促进信息与资源的无缝交流[7]，通过物联网等技术实现农业生产的实时监控与管理，降低对自然资源的过度依赖。其次，数据的广泛应用使得农业决策过程更加科学化和精准化，实现对农业投入品如水、肥的精准施用，推动生态农业和循环农业的实践[8]。

数字经济对农业生态环境改善具有空间溢出效应。农业生产的空间相关性是地理环境、生态条件以及人类活动交互作用的直接体现[9]。数字经济通过区域间的相互作用，提升周边地区的生态效能[10]。另外，数字经济的网络外部性影响下，信息共享机制促进技术和知识的快速传播，产生空间溢出效应。

技术创新是重要机制，数字经济通过促进先进技术的研发与应用，如智能农业、精准灌溉系

收稿日期：2024-12-05 **修回日期：**2025-03-14
基金项目：国家社会科学基金资助项目（22BJL007）；山东省应用型本科高校教育数字化转型机遇、困境与实践路径研究（23CJYJ28）
作者简介：张文英，研究方向：数据挖掘，数字化转型。

统和生物技术等，直接改善农业生态环境。数字经济促进清洁农业生产，通过标准化产品加工和绿色管理，改造传统农业生产方式[11]，推动绿色生态农业的实践[12]。

经营主体的数字素养在推动环保农业技术的应用与农业环境的改善方面发挥作用。第一，经营主体的数字素养直接影响其获取、理解和应用农业相关信息和知识的能力[13]。第二，经营主体的数字素养提升经营主体对农业环保型技术的应用。如通过数据分析优化资源配置、利用智能技术减少化肥和农药的使用、应用遥感技术监测土地和水资源的状况等。

环境规制促使农业经营主体采纳环保技术和方法，加快绿色技术的推广应用速度[14]。依据波特创新补偿理论，环境规制促使农业生产者通过技术创新应对增加的环境管理成本[15]。在面对环境规制要求时，农户被迫寻求解决方案，转向采用新能源和环保技术，以实现农业生产的绿色转型和碳排放的减少。同时，环境规制会促进公众和企业的环保意识，形成更绿色的消费和生产模式，倒逼生产端绿色化生产。基于以上，提出研究假设：

假设1：数字经济改善农村生态环境。

假设2：数字经济对农业生态环境改善具有空间溢出效应。

假设3：数字经济通过技术创新改善农业生态环境。

假设4：随着经营主体的数字素养的提高将进一步加强数字经济改善农业生态环境。

假设5：环境规制将增强数字经济在改善农业生态环境方面的作用。

二、变量选取

解释变量，数字经济发展水平。参照王军等学者的工作[16-19]，选取涵盖数字基础设施、数字产业化、产业数字化三个维度的指标，以此构建一个综合的评估体系，用以准确刻画数字经济发展水平。具体指标如下：

被解释变量，农业生态环境水平农业生态环境（*Envir*）：本章借鉴王斌的思路[20]，采用碳排放（*Carbon*）、农业面源污染（*ASP*）和水空间利用（*WS*）等三个指标并运用熵权指数法综合评估农业生态环境水平。

（一）农业碳排放

通过计算农业碳排放量，可以了解农业生产过程中碳排放的总量。参考丁宝根的研究[21]，考虑农业生产过程中涉及的碳源包括化肥、农药、农膜、柴油、灌溉和翻耕等六种，具体公式为：

$$E=\sum E_i\sum T_i\times \varepsilon_i \quad (1)$$

式中，E表示农业的碳排放总量，T_i表示第i种碳源投入量，ε_i表示第i种碳源的碳排放系数，柴油、化肥、农药、农膜、灌溉和翻耕的碳排放系数分别为0.59kg/kg、0.89kg/kg、4.93kg/kg、5.18kg/kg、266.48kg/hm^2、312.60kg/km^2。

（二）农业面源污染

农业面源污染主要涉及农业生产中的化肥、

表1 数字经济指标体系

一级指标	二级指标	指标测度
数字基础设施	移动电话普及程度	每百人拥有移动电话用户数量（户/百人）
	互联网普及程度	互联网用户数占常住人口比重（%）
	信息传输广度	光缆线路密度（每公里/平方公里）
	信号覆盖广度	移动电话基站密度（个/平方公里）
	互联网宽带基建水平	互联网宽带接入端口密度（个/平方公里）
数字产业化	电信业发展水平	人均电信业务总量（元/人）
	电子信息制造业发展水平	电子信息制造业收入（万元）
		电子信息制造业企业个数（个）
	软件和信息技术服务业水平	软件业务收入（万元）
		信息传输软件和信息技术服务业从业人数（万人）
产业数字化	产业数字化发展水平	企业拥有网站数（个）
		有电子商务交易活动企业比重（%）
		电子商务交易额（亿元）

农药、农用薄膜以及柴油，这些因素构成主要的污染源。为衡量农业面源污染的程度，参考王斌的处理方法[22]，权重处理方式可以采用均等权重法，将化肥、农药、农用地膜以及柴油使用量的权重均设置为0.25，后对这些因素进行加权处理，除以农作物播种面积，得到农业面源污染水平。

$$AP=\frac{\sum 0.25\times T_i}{S} \quad (2)$$

式中，AP表示农业面源污染，Ti表示第i种污染源，S表示农作物播种面积。

（三）农业水空间

保证农业用水是确保粮食生产和农业经济稳定发展的关键一环，也是实现全国粮食安全和可持续农业发展的关键因素，利用当前农业用水与最大可用农业用水的距离对水空间进行测度[23]，具体公式如下：

$$WS_{it}=\frac{TW_{it}-IW_{it}-DW_{it}-CAWU_{it}}{|TW_{it}-IW_{it}-DW_{it}|} \quad (3)$$

式中，WS_{it}为水空间；TW_{it}为水资源总量，IW_{it}为工业用水，DW_{it}为生活用水，均为100million；$CAWU_{it}$为当前农业用水。

控制变量，借鉴尹朝静[24]、孙光林等[25]、林青宁等人的研究[26]，选取劳动力人口密度（*dens*），将人口占地区行政面积比重进行衡量，并对其进行对数化处理[27]。城镇化水平（*lnUrban*），采用各省城镇人口占总人口的比重对城镇化水平进行衡量[28]。交通基础设施（Infra），采用各省农村道路里程与其行政面积的比重进行表征[29]。经济发展水平（lnPGDP），工业化水平（Indus）用工业增加值/GDP来表征。

来源于历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国信息产业年鉴》各省历年的《国民经济和社会发展统计公报》以及北京大学数字金融研究中心。由于西藏和港澳台数据缺失较为严重，选择除这些省份之外的30个省份2011—2023年的省级面板数据，对其中某些年份或者省份存在缺失的数据采用线性插值法予以补齐。

三、农业生态环境发展水平测度分析

观测时间内，全国农业生态环境改善水平整体呈现先下降后上升的变化趋势，如图1所示。2011—2013年农业生态环境改善水平总体呈现下降趋势。2014—2017年农业生态环境改善水平基本保持稳定，变化幅度较小，但整体水平仍偏低。2018年后年农业生态环境改善水平逐渐上升，且上升速度加快，显示出较为明显的好转。

四、计量模型设定

（一）模型选择与设计

为了探究数字经济对农业生态环境改善的直接影响，构建以下的固定效应模型进行回归：

$$Envir_{it}=\alpha+\beta Digi_{it}+\sum_{j=1}^{n}c_j X_{ijt}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

上式中，*Envir*表示被解释变量，农业生态环境改善水平。*Digi*表示解释变量数字经济水平，β表示数字经济水平对农业生态环境改善的影响系数。n表示控制变量的个数，c_j表示第j个控制变量的影响系数，i表示省份，t表示年份，μ_i表示个体固定效应，λ_t表示时间固定效应，ε表示随机扰动项。

为了对农业生态环境进行分维度分析，将农

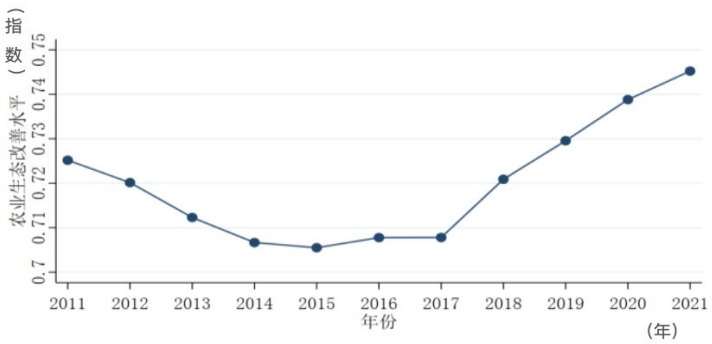


图1 2011—2023年农业生态环境改善水平时间发展趋势

业生态环境三个分维度，即碳排放（Carbon）、农业面源污染（ASP）和水空间利用（WS）作为被解释变量，继续构建固定效应模型。

$$Carbon_{it}=\alpha+\beta Digi_{it}+\sum_{j=1}^{n}c_j X_{ijt}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$ASP_{it}=\alpha+\beta Digi_{it}+\sum_{j=1}^{n}c_j X_{ijt}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$WS_{it}=\alpha+\beta Digi_{it}+\sum_{j=1}^{n}c_j X_{ijt}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (7)$$

本部分主要分析中国30个省市自治区（不含港澳台与西藏）数字经济水平对农业生态环境改善的影响，样本年限为2011—2021年。

（二）基准回归结果

相关回归结果见表2，分别对应第（1）（2）（3）（4）栏。数字经济对农业生态环境具有正面影响，在1%的显著性水平下显著，见表2第（1）列，表明数字经济的发展显著提高农业生态环境水平。

数字经济减少农业碳排放在1%的显著性水平下显著，见表2第（2）列。表明数字经济通过促进能源使用效率的提升和清洁能源的使用，有助于降低农业碳排放。可能的原因在于，数字经济推动清洁能源的应用，促进农业生产方式的转型与创新。

数字经济减少农业面源污染在10%的显著性水平下显著，见表2第（3）列。这表明随着数字技术的应用和推广，能够减少农业面源污染。可能的原因在于：精准农业技术实现变量施肥和智能灌溉，依托土壤传感与作物监测数据，提升化肥农药施用精度。数字技术驱动绿色转型，通过区块链溯源系统促进有机认证农产品溢价，激励生物防治技术覆盖率提升。

数字经济对水空间使用的影响尚不显著，见表2第（4）列。数字经济对水空间使用的影响尚不显著，见表2第（4）列。数字经济对水空间使用的影响尚不显著，可能囿于技术和制度瓶颈仍然存在。跨区域调配与管理受限，水资源的地域性和季节性特征决定跨区域的资源调配需求，但当前数字经济在跨区域水资源监测与调配方面的应用较少，限制数字经济的正向作用。

（三）内生性检验

为增强基准回归结果的稳健性进行内生性检

表2 基准回归结果—数字经济促进农业生态环境改善

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Envir	Carbon	ASP	WS
Digi	0.224***	−238.955***	−5.155*	6.112
	(4.04)	(−4.05)	(−1.78)	(0.96)
Urban	0.593***	−444.924***	−25.937***	2.594
	(5.24)	(−3.69)	(−4.39)	(0.20)
lnDens	−0.176***	93.499*	9.297***	−5.147
	(−3.49)	(1.74)	(3.52)	(−0.89)
Infra	0.093***	−90.335***	−3.086***	−0.779
	(5.22)	(−4.75)	(−3.31)	(−0.38)
lnPGDP	−0.131***	83.200***	6.728***	0.806
	(−5.24)	(3.13)	(5.16)	(0.28)
Indus	0.027	6.562	−2.782	−0.752
	(0.65)	(0.15)	(−1.29)	(−0.16)
Constant	1.428***	48.543	−33.446**	25.831
	(5.58)	(0.18)	(−2.50)	(0.88)
Observations	330	330	330	330
R−squared	0.426	0.409	0.260	0.031
id FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

验。使用数字经济水平的滞后一阶（*LDigi*）做工具变量，工具变量的内生性检验结果如表3第（1）（2）列，第一阶段回归中，滞后一期的数字经济水平对解释变量数字经济水平的系数显著为正，第二阶段回归中，数字经济水平对农业生态环境的影响系数显著为正，且通过不可识别检验和弱工具变量检验，说明核心解释变量不存在内生性问题，因此基准回归结果是可靠的。

表3　内生性检验结果—数字经济促进农业生态环境改善

	第一阶段	第二阶段
VARIABLES	Digi	Envir
LDigi	0.909**	
	(22.94)	
Digi		0.215**
		(2.48)
Observations	300	300
R−squared	0.453	0.453
id FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
控制变量	YES	YES
不可识别检验		57.68***

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

（四）稳健性检验

为进一步检验模型结果和理论机制的稳健性，本章采用以下三种方式进行稳健性检验，一是调整样本容量，由于新冠肺炎疫情的原因，2020年的数据波动较大，因此本章剔除2020年的数据，将样本容量调整至300个；二是增加重要控制变量农地经营规模，采用农业总播种面积比除以种植业从业人数进行表征并进行对数化处理；三是缩尾处理，对所有变量进行上下1%的缩尾处理，相关回归结果如表4所示。通过上述方式对基准回归模型进行稳健性检验之后，数字经济的回归系数无论是显著性还是符号均未发生较大变动，显示出较强的稳健性。

（五）异质性检验

进一步，将全国30个省份划分为东部地区、中部地区和西部地区，采用双向固定效应模型进行异质性分析，回归结果如表5所示。数字经济对农业生态的改善效应呈现“东强西弱”的梯度特征。东部地区在10%显著性水平呈现正向效应，其原因在于技术创新势能突出，农业数字化渗透率相对较高，依托211高校及国家级科研机构形成的数字农业创新联盟，人力资本迭代效应显著。中西部地区未通过显著性检验，其制约瓶颈体现在，要素禀赋梯度差异导致数字基建设施密度相对较低，数字技术扩散的边际效应受制于区域创新生态系统成熟度。

表4　稳健性检验结果—数字经济促进农业生态环境改善

	调整样本期	增加控制变量	缩尾处理
VARIABLES	Envir	Envir	Envir
Digi	0.257***	0.211***	0.200***
	(4.31)	(3.81)	(3.33)
Constant	1.476***	1.428***	1.401***
	(5.33)	(5.62)	(5.67)
Observations	300	330	330
R−squared	0.410	0.435	0.444
控制变量	YES	YES	YES
id FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

表5　地区异质性检验结果—数字经济促进农业生态环境改善

	东部地区	中部地区	西部地区
VARIABLES	Envir	Envir	Envir
Digi	0.142*	−0.028	0.426
	(1.89)	(−0.15)	(1.27)
Constant	2.990***	−0.567	2.414***
	(4.24)	(−1.12)	(6.90)
Observations	121	88	121
R−squared	0.709	0.800	0.557
控制变量	YES	YES	YES
id FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

（六）机制检验

上述研究表明，数字经济发展能够改善农业生态环境，并且会随着区域的不同而呈现不同的影响效应。那么，数字经济是如何改善农业生态环境的呢？

1. 技术创新的机制检验

借鉴江艇的思路[①]，采用两步法对数字经济的影响机制进行检验。模型如下：

$$Tech_{it}=\alpha+\beta_1 Digi_{it}+\sum_{j=1}^{n}c_j X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (8)$$

$Tech_{it}$表示技术创新水平，其他变量符号与上文一致，不再赘述。

中介变量：技术创新水平（*Tech*）：在衡量农业技术创新时，若采用农业发明专利授权数进行表征，可能出现一定的滞后，因为当年农业发明专利提交之后再到授权存在一定的时间差，因此为了更好体现当期的农业技术创新，采用农业发明专利申请数来衡量农业技术创新水平。

（1）技术创新的中介效应回归结果

由基准回归结果可知，数字经济主要是影响农业生态环境中的碳排放和农业面源污染两大维度，因此，本章除考察技术创新在数字经济影响农业生态环境当中的中介作用，也要考虑技术创新在数字经济影响碳排放和农业面源污染当中的中介作用，回归结果见表6。无论是否加入控制变量，数字经济对技术创新的影响始终显著为正，说明数字经济的发展有利于促进技术创新，优化创新活动过程，提升创新活动效率，促进技术转移和优势互补，进而提升技术创新水平。

在技术创新影响农业生态环境方面，一方面技术创新成果可以转化为新的生产力，助推农业领域相关企业清洁生产，改变传统粗放型的发展方式，提升农业集约水平，优化能源结构，减少对农业生态环境的破坏；另一方面，技术创新也将倒逼农业生产者增加对环境污染治理技术和清洁生产工艺等方面的需求，进一步推动生产过程绿色化、高端化和可再生循环化，进而改善农业生态环境。

（2）技术创新中介效应的稳健性检验

本节使用以下方法对技术创新的中介效应进行检验，一是缩尾处理，对所有变量进行1%的缩尾处理，以避免某些极端值的影响；二是更换核心解释变量，采用主成分分析法重新测算数字经济水平；三是调整样本量，由于北京和上海的城镇化水平相较于其他省份而言较高，可能影响回归结果的准确性，因此剔除北京和上海的数据，回归结果见表7。数字经济对技术创新影响系数的符号和显著性未发生较大变化，因此技术创新的中介效应是稳健的。

表6 技术创新的中介效应

	（1）	（2）
VARIABLES	Tech	Tech
Digi	17.827***	27.333***
	（7.77）	（7.99）
Constant	−0.112	−8.953
	（−0.43）	（−0.86）
Observations	330	330
R−squared	0.574	0.618
控制变量	NO	YES
id FE	YES	YES
Year FE	YES	YES

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

表7 技术创新中介效应的稳健性检验

	缩尾处理	替换核心解释变量	调整样本量
VARIABLES	T1	T1	T1
Digi	24.921***		33.162***
	（6.52）		（9.72）
*digi*1		22.846**	
		（2.14）	
Constant	−20.536	−42.322**	5.391
	（−1.30）	（−2.46）	（0.36）
Observations	330	330	308
R−squared	0.586	0.525	0.667
控制变量	YES	YES	YES
id FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

2. 数字素养的调节效应检验

研究认为数字素养在数字经济影响农业生态环境的过程中可能会发挥调节作用，所以在双向固定效应模型的基础上，使用调节效应模型验证数字素养的调节作用，具体模型如下：

$$Envir_{it}=a_0+a_1 Digi_{it}+a_2 Edu_{it}+b_2 C_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (9)$$

① 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.

$$Envir_{it}=a_0+a_1Digi_{it}+a_2Edu_{it}+a_3Digi_{it}\times Edu_{it}+b_2C_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (10)$$

调节变量：数字素养（*Edu*）。借鉴已有文献的测算思路[30]，采用农村居民平均受教育年限对数字素养进行表征，以各阶段受教育人口占总人口的比重与相应阶段的受教育年限乘积之和进行计算。具体而言，设定小学文化受教育年限为6年，初中文化受教育年限为9年，高中文化受教育年限为12年，大学及以上文化受教育年限为16年，测算出来的数据进行对数化处理。

数字素养的调节效应结果见表8。第（1）（2）列表示数字素养对数字经济影响农业生态环境的调节作用，第（3）（4）列表示数字素养对数字经济影响碳排放的调节作用；第（5）（6）列表示数字素养对数字经济影响农业面源污染的调节作用。

在数字经济助力改善农业生态的过程中，数字素养发挥重要的调节作用。由表8第（1）（2）列可知，未引入数字素养与数字经济的交互项时，数字经济对农业生态环境的影响系数为正，且在1%水平下通过显著性检验；引入数字素养与数字经济的交互项时，数字素养与数字经济的交互项对农业生态环境的影响系数为正且通过1%水平下的显著性检验，表明在数字素养的调节作用下，数字经济对农业生态环境的改善作用将显著增强。这可能是因为高水平的数字素养能够促进农业从业者更有效地利用数字技术和工具，如精准农业技术、智能灌溉系统等，提高农业生产效率，减少对环境的负面影响。

在数字经济抑制农业碳排放的过程中，数字素养发挥重要的调节角色。由表8第（3）（4）列可知，未引入数字素养与数字经济的交互项时，数字经济对碳排放的影响系数为负，且在1%水平下通过显著性检验；引入数字素养与数字经济的交互项时，数字素养与数字经济的交互项对碳排放的影响系数为负且通过5%水平下的显著性检验，表明在数字素养的调节作用下，数字经济对碳排放的抑制作用将显著增强。

在数字经济降低农业面源污染的过程中，数字素养发挥重要的调节角色。由表8第（5）（6）列可知，未引入数字素养与数字经济的交互项时，数字经济对农业面源污染的影响系数为负，且在10%水平下通过显著性检验；引入数字素养与数字经济的交互项时，数字素养与数字经济的交互项对农业面源污染的影响系数为负且通过1%水平下的显著性检验，表明在数字素养的调节作用下，数字经济对农业面源污染的改善作用将显著增强。

为了验证数字素养在数字经济影响农业生态环境、碳排放以及农业面源污染中调节作用的稳健性，使用以下方式进行稳健性检验，一是调整样本期，剔除2020年的数据；二是更换调节变量衡量方式，借鉴易梦春的做法[31]，采用每十万人

表8 数字素养的调节效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	Envir	Envir	Carbon	Carbon	ASP	ASP
Digi	0.215***	−0.033	−227.190***	−202.750***	−5.203*	2.104
	(3.88)	(−0.46)	(−3.86)	(−2.73)	(−1.79)	(0.77)
lnEdu	−0.102*	−0.043	136.347**	133.938**	−0.558	−0.408
	(−1.68)	(−0.70)	(2.12)	(2.12)	(−0.18)	(−0.17)
Digi×*Edu*		1.031***		−829.252**		−33.727***
		(3.03)		(−2.37)		(−2.60)
Constant	1.617***	1.208***	−205.367	237.304	−32.406**	−25.642**
	(5.80)	(4.38)	(−0.69)	(0.84)	(−2.21)	(−2.44)
Observations	330	330	330	330	330	330
R−squared	0.431	0.484	0.418	0.440	0.261	0.289
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
id FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

口高等学校平均在校生数（*lnEdu*1）对数字素养进行表征，回归结果分别见表9和表10。无论是调整样本期，还是更换调节变量衡量方式，数字素养在数字经济影响农业生态环境、碳排放和农业面源污染当中都发挥调节作用，即随着数字素养的提升，数字经济对农业生态环境的改善作用将显著增强，对碳排放的抑制作用将显著增强，对农业面源污染的改善作用也将显著增强。

3. 环境规制的调节效应检验

使用调节效应模型验证环境规制的调节作用，具体模型如下：

$$Envir_{it}=a_0+a_1Digi_{it}+a_2Edu_{it}+b_2C_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$Envir_{it}=a_0+a_1Digi_{it}+a_2Edu_{it}+a_3Digi_{it}\times Edu_{it}+b_2C_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (12)$$

式（11）和式（12）中，*Envir*表示农业生态环境改善，*Edu*表示经营主体数字素养，*Digi*×*Edu*表示数字经济与数字素养的交互项，其他变量符号的含义与上文一致，不再赘述。

调节变量：环境规制（*ER*），参考邓慧慧[32]、尹礼汇的做法[33]，借助Python软件对政

表9 数字素养的调节效应稳健性检验方式一（调整样本期）

	调整样本期					
VARIABLES	Envir	Envir	Carbon	Carbon	ASP	ASP
Digi	0.367***	0.037	−258.141***	−285.879***	−6.422**	1.498
	(5.26)	(0.46)	(−4.13)	(−3.63)	(−2.00)	(0.49)
lnEdu	−0.068	−0.040	105.114	110.309*	−1.605	−1.034
	(−1.12)	(−0.63)	(1.64)	(1.74)	(−0.49)	(−0.42)
DigiEdu		0.918**		−761.911**		−31.457**
		(2.42)		(−2.03)		(−2.16)
Constant	1.727***	1.222***	−111.185	328.365	−35.632**	−26.964**
	(5.87)	(4.14)	(−0.36)	(1.12)	(−2.25)	(−2.38)
Observations	300	300	300	300	300	300
R−squared	0.435	0.469	0.405	0.435	0.255	0.271
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
id FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

表10 数字素养的调节效应稳健性检验方式二（更换调节变量）

	更换调节变量衡量方式					
VARIABLES	Envir	Envir	Carbon	Carbon	ASP	ASP
Digi	0.217***	0.151**	−231.657***	−183.771***	−4.952*	−2.183
	(3.92)	(2.50)	(−3.93)	(−2.84)	(−1.71)	(−0.69)
lnEdu	−0.022	−0.010	24.483*	16.118	0.678	0.195
	(−1.57)	(−0.70)	(1.66)	(1.04)	(0.93)	(0.26)
DigiEdu		0.227***		−164.248*		−9.500**
		(2.60)		(−1.75)		(−2.06)
Constant	1.329***	1.659***	159.407	−78.757	−30.374**	−44.149***
	(5.06)	(5.73)	(0.57)	(−0.25)	(−2.20)	(−2.90)
Observations	330	330	330	330	330	330
R−squared	0.431	0.444	0.414	0.421	0.263	0.274
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
id FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

府工作报告进行分词处理，分别统计省级政府工作报告中与环境规制相关关键词的词频，以环境规制词频/文本总词频进行计算。

4. 环境规制调节效应结果分析

环境规制调节效应结果见表11。第（1）（2）列表示环境规制对数字经济影响农业生态环境调节作用，第（3）（4）列表示环境规制对数字经济影响碳排放调节作用；第（5）（6）列表示环境规制对数字经济影响农业面源污染调节作用。

环境规制能够增强数字经济促进农业生态环境改善的程度。由表11第（1）（2）列可知，未引入环境规制与数字经济的交互项时，数字经济对农业生态环境的影响系数为正，且在1%水平下通过显著性检验；引入环境规制与数字经济的交互项时，环境规制与数字经济的交互项对农业生态环境的影响系数为正且通过10%水平下的显著性检验。这表明环境规制能够增强数字经济在促进农业生态环境改善方面的作用。首先，环境规制能够为数字经济的发展设定明确的环境保护标准和目标，促使数字技术在农业应用中更加注重生态环境保护，如推广精准农业技术减少化肥和农药的过量使用，以及利用物联网技术进行水资源管理，从而有效降低农业生产对环境的负面影响。其次，环境规制通过引入环境成本内化机制，激励企业和农户采用更加环保的数字技术和生产方式。通过对污染排放进行定价或征税，以及为采用环保技术的企业提供税收减免或财政补贴等政策，可以促进数字经济解决方案在农业领域的广泛应用，如智能灌溉系统的推广，既节约水资源又减少农田径流对水体的污染。

为验证环境规制在数字经济影响农业生态环境、碳排放以及农业面源污染中调节作用的稳健性，使用调整样本期的方式进行稳健性检验，剔除2020年的数据，回归结果见表12。在调整样本期后，环境规制在数字经济影响农业生态环境当中依然发挥调节作用。

五、进一步拓展分析：空间溢出效应检验

自然条件对农业生产的影响不限于单一地区，而是在广泛的空间范围内表现出连续性和相似性，一个地区的农业生态环境改善或恶化都可能对邻近地区产生直接或间接的影响，形成空间效应。

（一）模型构建与说明

为了分析数字经济水平驱动农业生态环境改善的空间溢出效应，引入空间计量模型来讨论数字经济发展水平下农业生态环境改善的实现路径，其表达式为：

$$y_{it}=\alpha W y_{it}+\beta_0+\beta\, Digi_{it}+\gamma x_{it}+\theta\, WDigi_{it}+\eta W x_{it}+\rho_i+\delta_t+\varepsilon_{it}$$
$$\varepsilon_{it}=\lambda W\varepsilon_{it}+\mu_{it} \quad (13)$$

模型中，y_{it}为i地区t时期的被解释变量（此

表11 环境规制的调节效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	Envir	Envir	Carbon	Carbon	ASP	ASP
Digi	0.225***	0.219***	−241.792***	−291.799***	−5.148*	0.351
	(4.04)	(3.33)	(−4.08)	(−4.63)	(−1.77)	(0.13)
ER	0.173	0.168	−367.441	−591.598	0.836	−38.888
	(0.26)	(0.22)	(−0.52)	(−0.83)	(0.02)	(−1.38)
*Digi*ER*		14.275*		−13，301.587**		−1，119.593***
		(1.87)		(−2.24)		(−4.07)
Constant	1.426***	1.604***	51.176	35.004	−33.452**	−31.416***
	(5.57)	(5.48)	(0.19)	(0.13)	(−2.50)	(−2.96)
Observations	330	330	330	330	330	330
R−squared	0.426	0.439	0.409	0.420	0.260	0.339
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
id FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：*，**，***分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

表12 环境规制调节效应的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	Envir	Envir	Carbon	Carbon	ASP	ASP
Digi	0.257***	0.197**	−273.775***	−327.923***	−6.095*	−0.153
	(4.28)	(2.48)	(−4.36)	(−4.98)	(−1.90)	(−0.05)
ER	0.044	0.117	−468.540	−796.882	17.067	−10.520
	(0.06)	(0.13)	(−0.65)	(−1.09)	(0.46)	(−0.38)
DigiER		18.371*		−15，258.723**		−603.766**
		(1.76)		(−2.47)		(−2.14)
Constant	1.476***	1.994***	74.770	67.738	−38.528***	−31.793***
	(5.32)	(5.53)	(0.26)	(0.24)	(−2.60)	(−2.72)
Observations	300	300	300	300	300	300
R−squared	0.410	0.432	0.400	0.414	0.255	0.332
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
id FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

处分别为农业生态环境改善、碳排放、农业面源污染和农业水空间利用）；α代表空间自回归系数，i为省市个数，此处为30个；$Digi_{it}$为解释变量数字经济水平；$x_{it}W$为空间权重矩阵；ρ_i和δ_t表示个体固定效应和时间固定效应；ε_{it}表示空间误差项；λ为空间误差项系数。若$\alpha\neq0$，$\theta=\lambda=0$，则空间杜宾模型会退化成空间滞后模型；若$\alpha=\theta=0$，$\lambda\neq0$，则空间杜宾模型退化成空间误差模型；若$\alpha\neq0$，$\theta\neq0$且$\lambda=0$，则该模型为空间杜宾模型。

（二）模型检验

基于Moran′s I指数的全域空间分析显示，2011−2021年数字经济呈现持续空间集聚特征（I∈［0.170，0.282］，均值0.226，p<0.01）。说明区域数字经济存在显著空间依赖效应。

在表13的模型选择检验中，综合Hausman检验、Wald检验和LR检验结果，空间杜宾模型由于能够提供无偏的系数估计，并且在检验中显示出统计上的优越性，是最优模型。

表13 模型选择检验

检验	统计量	P值
Hausman	18.45	0.1413
Wald−sem	39.70	0.0000
Wald−sar	47.56	0.0000
LR−sem	45.22	0.0000
LR−sar	44.13	0.0000

数据来源：作者自行计算得到

（三）基准回归结果

空间杜宾模型回归结果如表14所示。可以看到空间自相关参数（*rho*）系数为0.2515并在1%水平上显著，表明一个地区农业生态环境改善会受到周边省市的影响。

空间自相关参数rho的显著系数为0.2515，且在1%的显著性水平上，强调农业生态环境改善在空间分布上的自相关性。这意味着某一地区的农业生态环境改善不仅受到本地因素的影响，还会显著受到周边地区农业生态状况的影响。数字经济的直接影响系数（*Digi*）为−0.1754，在5%的显著性水平上为负，这表明数字经济的发展可能在短期内对农业生态产生负面影响。空间滞后系数（*WDigi*）为0.4407，在1%的显著性水平上正向显著，指出数字经济在区域间通过空间溢出效应对农业生态环境产生积极影响。

（四）空间效应分解

数字经济对农业生态环境改善的效应分解结果如表15所示，直接效应的负向显著在5%的显著性水平上，表明在控制其他因素不变的情况下，一个地区数字经济的增加会导致该地区农业生态环境改善水平的轻微下降。这可能反映数字经济发展初期可能对环境资源造成一定压力。间接效应在1%的显著性水平上显著，指出周边地区数字经济的增长对本地区农业生态环境改善具有显著的正面影响。这表明，虽然数字经济的本地扩展可能短期内对农业生态环境有负面影响，

表14 Envir空间杜宾模型回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	*Main*	*WDigi*	*Spatial*	*Variance*
Digi	−0.1754**	0.4407***		
	(−2.471)	(4.510)		
Infra	0.0329***	−0.0589***		
	(3.451)	(−5.196)		
控制变量	控制	控制		
rho			0.2515***	
			(3.672)	
lgt_theta				−3.1455***
				(−21.369)
sigma2_e				0.0004***
				(12.156)
Constant	0.8566***			
	(7.169)			
Log−l	713.6764	713.6764	713.6764	713.6764
Observations	330	330	330	330
R−squared	0.107	0.107	0.107	0.107
Numberofid	30	30	30	30

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

但通过区域间的互动和技术溢出，数字经济增长能够促进邻近地区农业生态的改善。

表15 Envir−SDM空间效应分解回归结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
Digi	−0.1479**	0.4978***	0.3500***
	(−2.141)	(4.458)	(3.438)

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

（五）稳健性检验

为验证上述结果的稳健性，采用以下三种方式进行稳健性检验：第一，剔除2021年样本，考虑到不同空间权重矩阵对计量回归方式，增加控制变量的方式来进行检验。

稳健性检验结果如表16所示，在三种检验结果中，核心解释变量Digi的直接效应和间接效应系数方向均未发生明显变化，证明前文回归结果具有稳健性。

表16 稳健性检验

		剔除2021年样本	替换空间权重矩阵	增加控制变量
直接效应	*Digi*	−0.1969*** (−2.78)	−0.0548 (−0.80)	−0.1574** (−2.12)
间接效应	*Digi*	0.5024*** (4.61)	1.0387*** (3.61)	0.5771*** (4.95)
总效应	*Digi*	0.3055*** (3.18)	0.9839*** (3.62)	0.4197*** (3.79)

注：“*”“**”“***”分别表示相关系数在10%、5%和1%水平下通过显著性检验，括号内为t值

六、结论与启示

结论如下：(1) 数字经济对农业生态环境改善具有显著正面影响，特别是在减少农业碳排放和面源污染方面，展示巨大潜力，对农业水资源使用的影响尚不显著。数字经济改善农业生态环境的改善直接体现在信息与资源流动的优化和农业生产的高效管理上。(2) 异质性分析结果表明，数字经济对农业生态环境的改善作用具有区域异质性。中国东部地区数字经济显著促进农业生态环境的改善，而中部和西部地区的影响尚不显著，反映地区间在数字经济发展水平及其对农业生态环境影响方面的巨大差异。这一现象主要由于东部地区较为发达的数字基础设施和产业数

字化水平，与中西部地区相比，后者在数字经济发展和应用上相对滞后。（3）作用机制表明，技术创新是数字经济影响改善农业生态环境的重要路径，数字经济通过技术创新提高农业生产的清洁性和效率，促进生产过程的绿色化。其次，数字素养在数字经济改善农业生态环境、减少碳排放和降低农业面源污染这一过程中发挥调节作用。最后，环境规制的存在显著加强数字经济在改善农业生态环境、减少碳排放和降低农业面源污染方面的效果，突显严格环境规制对促进数字技术应用与实现环境保护目标的双重重要性。（4）数字经济的本地增长对邻近地区的农业生态环境改善，以及降低农业碳排放、减少农业面源污染，都具有积极的空间溢出效应，这可能得益于信息技术共享、绿色农业技术传播和跨区域环境治理经验交流。

本研究的启示如下：（1）技术创新方面，应加大农业科技创新财政投入，重点支持清洁高效技术研发，提供技术试用与培训；构建区域技术共享平台，推动跨区域绿色技术交流与协同治理；普及节水农业与生态涵养技术，健全数字农业与生态专业人才培养体系，吸引青年参与绿色技术创新。（2）数字素养方面，提升农业经营主体的数字素养。开展县域数字技能工程，建立数字农业示范家庭农场评级制度，对达标主体给予智能农机购置补贴、数字技术服务包等激励。（3）环境规制方面，需实施农业生产碳排放与面源污染动态监测，推广有机/生态农业以降低化肥依赖；完善环保法规体系，明确碳排放限额与污染治理标准；建立绿色农产品认证与市场激励机制，通过优先采购、消费教育提升生态产品溢价能力，形成需求驱动的可持续发展路径。

参 考 文 献

[1] XIA Tiyuan，CHEN Zebin，JIN Song. New normal control of agricultural non-point source pollution in the Dianchi Lake Basin[J]. Meteorological and Environmental Research，2017，8（2）：63-72.

[2] 沈能，王艳．中国农业增长与污染排放的EKC曲线检验：以农药投入为例[J]. 数理统计与管理，2016，35（4）：614-622.

[3] 李太平，张锋，胡浩．中国化肥面源污染EKC验证及其驱动因素[J]. 中国人口·资源与环境，2011，21（11）：118-123.

[4] 李颖明．粮食主产区农业水资源可持续利用分析[J]. 中国农村经济，2007（9）：45-52.

[5] 李自强，李晓云，王金霞．粮食生产与水资源空间错配缘由：基于比较优势理论探究[J]. 中国农业大学学报，2022，27（9）：12-29.

[6] 蒋金荷．可持续数字时代：数字经济与绿色经济高质量融合发展[J]. 企业经济，2021，40（7）：23-30，161.

[7] 张文英，葛建华．长江经济带数字经济环境对制造业转型升级的影响及空间异质性探析[J]. 苏州大学学报(哲学社会科学版)，2023，44（3）：51-62.

[8] 李媛，阮连杰．数字经济赋能中国式农业农村现代化：理论逻辑与经验证据[J]. 经济问题，2023（8）：25-32

[9] 张伟．农业农村信息化对农业全要素生产率的影响及机制研究[D]. 济南：山东大学，2022.

[10] 孔令章，李金叶．数字经济发展对区域生态效率的影响研究[J]. 统计与决策，2023，39（20）：23-28.

[11] Shin DH，Choi MJ. Ecological views of big data：Perspectives and issues[J]. Telematics and Informatics，2015，32（2）：311-320.

[12] Green AG，Abdulai AR，Duncan E，et al. A scoping review of the digital agricultural revolution and ecosystem services：Implications for Canadian policy and research agendas[J]. Facets，2021，6（1）：1955-1985.

[13] 魏佳朔，高鸣．农业劳动力老龄化如何影响小麦全要素生产率增长[J]. 中国农村经济，2023，（2）：109-128.

[14] 郭海红，李树超．环境规制、空间效应与农业绿色发展[J]. 研究与发展管理，2022，34（2）：54-67.

[15] 曹俐，范黎明，雷岁江．财政分权、环境规制与农业生态效率[J]. 统计与决策，2021，37（19）：138-143.

[16] 王军，朱杰，罗茜．中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究，2021，38（7）：26-42.

[17] 赵涛，张智，梁上坤．数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界，2020，36（10）：65-76.

[18] 王军，刘小凤，朱杰．数字经济能否推动区域经济高质量发展？[J]. 中国软科学，2023，385（1）：206-214.

[19] 潘为华，贺正楚，潘红玉．中国数字经济发展的时空演化和分布动态[J]. 中国软科学，2021，37（10）：137-147.

[20] 王斌，王力，李兴锋．高标准基本农田建设政策能

否抑制农业面源污染?[J]. 长江流域资源与环境，2023，32（8）：1736-1747.
[21] 丁宝根，赵玉，邓俊红. 中国种植业碳排放的测度、脱钩特征及驱动因素研究[J]. 中国农业资源与区划，2022，43（5）：1-11.
[22] 王斌，王力，李兴锋. 高标准基本农田建设政策能否抑制农业面源污染?[J]. 长江流域资源与环境，2023，32（8）：1736-1747.
[23] Li M，Fu Q，Singh V P，et al. Managing agricultural water and land resources with tradeoff between economic，environmental，and social considerations：A multi-objective non-linear optimization model under uncertainty [J]. Agricultural systems，2020，178：102685.
[24] 尹朝静. 科研投入、人力资本与农业全要素生产率[J]. 华南农业大学学报(社会科学版)，2017，16(3)：27-35.
[25] 孙光林，李婷，莫媛. 数字经济对中国农业全要素生产率的影响[J]. 经济与管理评论，2023，39(1)：92-103.
[26] 林青宁，毛世平. 产业协同集聚、数字经济与农业全要素生产率[J]. 中国农业大学学报，2022，27(8)：272-286.
[27] 林青宁，毛世平. 产业协同集聚、数字经济与农业全要素生产率[J]. 中国农业大学学报，2022，27(8)：272-286.
[28] 尹朝静. 科研投入、人力资本与农业全要素生产率[J]. 华南农业大学学报(社会科学版)，2017，16(3)：27-35.
[29] 孙光林，李婷，莫媛. 数字经济对中国农业全要素生产率的影响[J]. 经济与管理评论，2023，39(1)：92-103.
[30] 李健，卫平，付军明. 中国地区工业生产率增长差异及收敛性研究——基于三投入DEA实证分析[J]. 产业经济研究，2015，78（5）：21-30.
[31] 易梦春. 我国高等教育普及化进程及其影响因素——基于时间序列趋势外推模型的预测[J]. 中国高教研究，2016，(3)：47-55.
[32] 邓慧慧，杨露鑫. 雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型[J]. 中国工业经济，2019，36（10）：118-136.
[33] 尹礼汇，吴传清. 环境规制与长江经济带污染密集型产业生态效率[J]. 中国软科学，2021，(8)：181-192.

Empowering agricultural ecological environment improvement through digital economy： effects and mechanisms

ZHANG Wenying[1]

(1. *Postdoctoral Research Station at Tsinghua University PBC School of Finance*， *Beijing* 100084；2. *Postdoctoral Research Workstation of China Lianhe Credit Rating Co.*， *Ltd.*， *Beijing* 100022)

Abstract：Based on panel data from 30 provinces in China between 2011 and 2023，this study employs the two-way fixed effects regression model，instrumental variables approach，and spatial econometrics to empirically test the impact mechanism of the digital economy on improving the agricultural ecological environment. It finds that the digital economy has a significant positive effect on improving the agricultural ecological environment，particularly in reducing agricultural carbon emissions and non-point source pollution. However，its effect on agricultural water resource usage is not significant. Regional heterogeneity analysis reveals that the effect is significent in the eastern regions while the effect in the central and western regions is less noticeable. Technological innovation is an important influencing mechanism，and higher levels of digital literacy and stringent environmental regulations play a crucial role in enhancing the digital economy's effect on improving the agricultural ecological environment. Furthermore，the digital economy has spatial spillover effects on agricultural ecological improvements.

Keywords：Digital economy； Agricultural ecological environment；Agricultural water space；Arable land pressure；Agricultural carbon emissions

（编辑：武云侠）