

农业科技创新对粮食生产韧性的影响

彭长生¹, 黄兴宇¹, 王澎¹, 钟钰^{2*}

1. 安庆师范大学经济与管理学院, 安庆 246011

2. 中国农业科学院农业经济与发展研究所, 北京 100081

摘要 以中国2010—2021年省级面板数据为样本,使用熵权法测算农业科技创新和粮食体系韧性,并运用固定效应模型分析农业科技创新对粮食生产韧性的影响以及作用机制。研究表明:农业科技创新显著提升了粮食生产韧性,且空间溢出效应为正。异质性分析表明,相对于非粮食主产区和东部地区,农业科技创新对粮食主产区和中部地区的影响更大。进一步的机制分析发现,农业科技创新通过降低农用化肥施用量,提升农业机械化作业服务人员占比和农业机械化水平促进粮食生产韧性提升。因此,要不断强化科技创新的引领作用,加速农业要素替代,推动农业产业低碳绿色转型,引导创新辐射和技术溢出,发挥农业科技创新提升粮食生产韧性的良性驱动作用。

关键词 农业科技创新;粮食生产韧性;空间杜宾模型;空间效应

粮食安全是关系到中国经济发展和社会稳定的重大战略问题,位居“粮食、能源资源、金融”三大安全战略之首^[1]。新中国成立以来,逐步形成“以我为主、立足国内、确保产能、适度进口、科技支撑”的国家粮食安全战略观^[2-3]。2022年以来,俄乌冲突叠加气候灾害和新冠疫情,严重冲击了全球粮食供应链,粮食生产和贸易的均衡格局面临着持续积聚的破坏风险^[4]。因此,根据历史经验和现状变化,适时对粮食安全战略进行持续调整与优化变得尤为

重要。将世界粮食安全和中国粮食安全置于相互依存的共同体中,建立以增强国内粮食供给能力为主要内容的“内循环”机制,以及通过加强国际合作建立“外循环”机制,最终形成“以内为主、以外为辅”的“双循环”新发展格局,有助于实现中国粮食安全的稳定^[5-6]。向“以内为主”的国家粮食安全战略观的转变,对中国粮食生产水平和生产能力提出更高的要求。目前,确保中国粮食安全总体保障水平仍面临着各种风险与挑战,资源环境约束趋紧和

收稿日期:2023-11-20;修回日期:2024-04-14

基金项目:国家社会科学基金一般项目(23BGL264);中国农业科学院科技创新工程项目(10-1AED-01-2023)

作者简介:彭长生,教授,主要研究方向为农地制度改革、农村公共品供给和粮食问题,电子信箱:pzs100.peng@163.com;钟钰(通信作者),研究员,主要研究方向为农业政策、农产品贸易、粮食安全,电子信箱:zhongyu@caas.net.cn

引用格式:彭长生,黄兴宇,王澎,等.农业科技创新对粮食生产韧性的影响[J].科技导报,2024,42(16):47-57;

doi: 10.3981/j.issn.1000-7857.2024.01.00194

关键科技发展滞后是国内持续保障粮食安全供给的重要制约因素。增强粮食生产韧性是促进粮食安全体系融入“双循环”新发展格局,应对并化解各种粮食安全风险挑战的关键路径。2023年中央一号文件指出,要立足国情农情,体现中国特色,建设供给保障强、科技装备强、经营体系强、产业韧性强、竞争能力强的农业强国。2024年中央一号文件再次提出,要锚定建设农业强国目标,强化科技改革双轮驱动,稳定粮食播种面积,提高粮食单产。因此,如何从稳定生产和保障供给的角度,探索提升粮食生产韧性的驱动机制和政策优化路径,为“内主外辅”的“双循环”新发展格局下粮食安全战略提供理论指导和经验借鉴,具有重要的现实意义。

“韧性”这一概念最早被生态学家Holling等^[7]提出并用于分析生态领域中系统遭受外部冲击后的自我修复能力,随后这一概念被广泛应用于经济学和社会学等领域。经济学界多从维持性、恢复性、抵抗性等方面进行指标构建,广泛应用于宏观经济、区域经济和城市等问题的研究^[8],而粮食体系韧性方面的研究相对较少。Tendall等^[9]认为,粮食体系韧性是当粮食系统在面对冲击时所具有吸收、反应、恢复、学习以及保持稳定的能力,而Béné等^[10]将粮食系统中的韧性定义为吸收能力、适应能力和变革能力的结合。国内学者通过构建和粮食安全韧性评价指标体系,实证研究数字乡村建设^[11]、数字经济对粮食体系韧性的影响^[12],提高粮食供应链韧性的途径^[13-14],以及国内粮食生产韧性的时空格局和影响因素^[8]。

农业科技是加快建设现代农业的重要支撑力量,农业科技进步成为现代农业发展关键。农业科技投入的总量和结构直接影响农业科技成果的产出规模和发展,对农业增产和农民增收产生重要影响。根据测算,2022年中国农业科技进步贡献率达到62.4%,农业生产逐步从“靠天吃饭”发展到了“藏粮于技”^[15]。耕地是基础,科技是动力,“科技兴粮”是贯彻新发展理念的系统性工程。基于科技创新视角,国外学者从创新主体、推广机制、影响因素等进行研究,国内学者的研究主要集中在创新

体系及其测度、影响因素及机制、空间格局等方面^[16]。研究发现,农业科技进步能够显著提升粮食产量^[17]和提高生产效率^[18],也是影响粮食安全风险管控能力和增强粮食安全韧性的重要因素^[4]。农业生产科技水平应用可以提升农业生产效率和抗灾能力,有助于应对各种自然和非自然灾害,显著增强粮食的供给水平。目前看,中国农业科技发展相对滞后,与发达国家相比仍存在很大差距,已经成为制约中国粮食生产的变革能力的重要因素。粮食生产韧性是粮食安全体系韧性的重要内容,推进农业科技创新对提升粮食生产韧性具有较大的潜力。

现有研究较多关注到农业科技创新对粮食生产的影响效应,但农业科技创新是否、如何以及多大程度上影响粮食生产韧性尚未得到充分地研究。基于此,本文收集和整理农业科技创新和粮食生产韧性等相关变量的测度指标数据,利用熵值法计算农业科技创新指数和粮食生产韧性指数,并运用省级面板数据模型实证分析农业科技创新对粮食生产韧性的影响效应以及作用机制。

1 理论分析与提出假设

1.1 农业科技创新对粮食生产韧性的影响机制

农业科技创新通过数字化技术实现科学化管理,大数据、卫星遥感监测、作物生长诊断调控、粮食生产精细化等技术的使用,推动粮食生产的精细化作业,降低了单位面积耕地粮食生产的化肥投入。一方面,“科技下乡、科技兴粮”一系列科技创新活动使得农户专业知识水平提升、掌握了更科学的粮食生产方法,将更多新方法和新农业生产设备应用于粮食生产中,在提升生产效率的同时降低了生产中的农业化肥投入;另一方面,新技术的推广也使得更多农户理解了绿色农业生产理念,在粮食生产过程中自觉减少化肥施用量。化肥投入会影响耕地质量,造成农业化学污染,而且中国化肥增量对粮食产量贡献率趋近于零,继续增加化肥施用量无法增加粮食产量^[19]。对粮食生产韧性而言,在粮食生产过程中,依赖农药、化肥投入维持粮食产量会降低外来冲击对粮食生产的复原力,降低耕地

适应能力,选择低毒环保农资实现粮食生产的可持续性,提升粮食生产韧性的关键^[4]。故而,农业科技创新通过减少化肥投入提高粮食生产韧性。

粮食安全的关键在于耕地和种子,根本出路是农业科技创新,在农业生产技术方面,根据耕地地形特征以及粮食种类研发适宜的农业机械装备,提升农业机械动力以及耕作效率,突破农机装备关键部件核心技术壁垒。同时将农机装备与大数据、物联网以及人工智能深度融合以实现精准化种植,给予粮食生产提供现代化技术支撑^[20]。农业机械是科技创新在农业生产中应用引发的农业生产方式变革,有效提高了农业劳动生产率和土地生产率,有力地保障了中国粮食安全^[21]。因此,农业科技创新是提升农业机械化水平的重要途径,农业机械化提升有助于促进粮食种植结构“趋量化”^[22]。故而,农业科技创新通过提升农业机械化水平提高粮食生产韧性。

人力资本是提升农业生产效率,维护粮食安全的关键因素。农业科技创新在提高农业生产效率的同时,也在不断推动农业生产关系进行变革^[15],农业生产最初依赖的是土地和劳动力,农业发展由传统耕作方式逐渐演变为现代化生产方式,劳动力投入主要依靠质量提升^[23]。农业科技创新是新技术、新方法以及先进农业生产设备的研发与运用,同时也是培养农业专业人才的重要来源。农业机械化作业服务人员是具有农业专业知识从事农业生产过程的一线人员,在第一产业从业人员不断下降的背景下,农业机械化作业服务人员占比提升表明中国农业机械化水平与农业劳动力质量的双重提升。故而,农业科技创新通过提升农业机械化作业服务人员占比提高粮食生产韧性。

1.2 农业科技创新对粮食生产韧性影响的溢出效应

由于农业科技创新存在非竞争性和部分排他性,在提升农业生产效率的过程中易于被邻近地区借鉴和引用,出现空间溢出效应。农业生产主体通过技术创新的释放,推动农业技术创新成果跨区域流动,辐射邻近地区影响其粮食生产方式和产业结构。农业科技创新的空间溢出使得先进农业生

产设备和技术在邻近区域间传播,有利于促进粮食生产。例如,伍骏骞等^[24]通过空间杜宾模型研究发现中国农业机械具有跨区域运行机制,农业机械化发展对粮食产量有空间溢出效应。因此,农业科技创新不仅有助于传播粮食生产技术,还能平衡产销区的粮食供求,为粮食生产韧性提升带来正向的空间溢出影响。

基于上述分析,本文提出3个待检验假设。

假设1:农业科技创新能提升粮食生产韧性。

假设2:农业科技创新降低农用化肥施用量,提升农业机械化作业服务人员占比,以及农业机械化水平,促进粮食生产韧性提升。

假设3:农业科技创新对粮食生产韧性具有空间溢出效应。

2 模型设定与数据来源

2.1 模型设定

为检验农业科技创新对粮食生产韧性的影响,本文构建如下基准回归模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta Tec_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, Y_{it} 表示第*i*个省份*t*时期的粮食生产韧性; Tec_{it} 表示农业科技创新; X_{it} 表示随时间变化影响粮食生产韧性的控制变量; μ_i 表示个体固定效应, γ_t 表示时间固定效应, ε_{it} 表示随机误差项; α 为常数项, β 和 δ 为待估计系数。

式(1)控制了双向固定效应,估计系数 β 即为农业科技创新对粮食生产韧性的影响。

2.2 数据来源

1) 被解释变量。粮食生产韧性(Y)的测度,本研究借鉴蒋辉等^[8]做法,采用熵值法,从多层次全面衡量,系统地构建粮食生产韧性综合评价指标体系。具体而言,将粮食生产韧性划分为抵抗力和恢复力2个维度。在对粮食生产韧性指标的构建中,将生产调节、经济基础以及社会要素3个维度划分为抵抗力;将生态治理、经济增长以及技术进步3个维度划分为恢复力。构建了3个层级14个指标的粮食生产韧性指标体系。

具体指标构建如表1所示。

表1 粮食生产韧性评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性	
抵抗力	生产情况	劳均粮食种植面积	正向	
		单位面积化肥使用量	负向	
		灌溉效率	正向	
		复种指数	正向	
	经济基础	粮食单位产量	正向	
		人均国内生产总值(GDP)	正向	
		第一产业劳动力占比	正向	
	社会要素	农村居民平均受教育年限	正向	
		经济增长	农业总产值增加值	正向
			农村居民消费支出增加值	正向
恢复力	生态治理	受灾率	负向	
		水土流失治理率	正向	
	技术进步	农村机械化水平	正向	
		农业机械化作业服务人员占比	正向	

其中,生产情况是测度粮食生产韧性的重要指标之一,能够反映粮食生产能力,粮食生产能力较强的地区受到外部冲击后复原力更强。本研究选取劳均粮食种植面积来反映粮食生产能力,具体使用粮食播种面积与乡村劳动力之比来衡量;灌溉效率使用灌溉面积与农作物播种面积来衡量;复种指数使用农作物播种面积与耕地面积之比来衡量,单位面积化肥施用量采用化肥施用总量(折纯法)与农作物播种面积之比来衡量。良好的经济基础是保证粮食生产韧性的重要指标,本文选取粮食单位产量和人均GDP来衡量经济基础。社会要素可以反映从事粮食生产的劳动力水平,而粮食生产的劳动力是确保粮食生产的关键因素,也是粮食生产体系受到外部冲击后是否能抵御的关键因素,采用第一产业劳动力占比以及农村居民平均受教育年限来进行度量。其中,第一产业劳动力占比使用第一产业劳动力与乡村劳动力之比衡量;农村居民平均受教育年限以“小学比例×6+初中比例×9+高中比例×12+大专×15+本科比例×16+研究生比例×19”来衡量。经济增长作为推动粮食生产体系抵御外部冲击增强恢复能力的关键因素,本文选取农业总产值增加值、农村居民消费支出增加值来衡量经济增长程度。生态治理反映了地区粮食生产的生态保护与修复力度。其中,受灾率使用受灾面积与农作

物播种面积之比为来衡量。水土流失治理率使用水土流失治理面积与土地面积之比来衡量。技术进步能反映地区粮食生产的科技水平,本文选取农村机械化水平,采用农业机械总动力与耕地面积之比来衡量,农业机械化作业服务人员占比采用农业机械化服务人员数量与乡村从业人员之比来衡量。

对于构建粮食生产韧性指标权重的确定,采用熵值法进行处理。假设共有*i*个地区,*j*项评价指标, $i=1,2,\dots,I;j=1,2,\dots,J;I=31,J=14$ 。根据熵值法确定的指标权重,计算第*i*个地区粮食生产韧性如下:

$$Integration_{ii} = 100 \times \sum_{j=1}^J W_j X'_{ij} \quad (2)$$

式中,*W*为根据熵值法计算得到的第*j*项指标的权重,*X*是第*i*个地区第*j*项指标标准化后的数值。

核心解释变量。农业科技创新是新技术、新品种通过农业生产实践实现经济效益和生态效应的过程。参考韩冬等^[25]、华坚等^[26]、李洪文等^[27]的相关研究方法,构建农业科技创新评价指标体系,将农业科技创新划分为环境、支撑水平、投入水平以及产出水平4个维度。在对农业科技创新指标的构建中,将经济环境和教育环境2个维度划分为农业科技创新环境;将信息基础和产业基础2个维度划

分为农业创新支撑水平;将人才投入和资金投入2个维度划分为农业创新投入水平;将经济效益和科技成果2个维度划分为农业创新产出水平。具体指标构建如表2所示。

表2 农业科技创新指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
农业科技创新环境	经济环境	人均地区生产总值/(万元/人)	正
	教育环境	本专科授予学位数/万人地区	正
		普通高等学校数量/个	正
农业科技创新支撑水平	信息基础	电话普及率(包括移动电话)/(部/百人)	正
	产业基础	通信、计算机、电子等主营业务收入/亿元	正
		农业机械总动力/万kw·h 农作物播种面积/千hm ²	正 正
农业科技创新投入水平	人才投入	农业研究与实验发展人员全时当量/人	正
	资金投入	农业研发经费投入/亿元	正
农业科技创新产出水平	经济效益	第一产业增加值/亿元	正
		农民收入增长率/%	正
	科技成果	技术市场交易成交额/亿元 农业植物新品种专利授权数/件	正 正

2) 控制变量。通过对现有文献梳理^[28-32],发现粮食生产韧性受到农业要素投入、农业科技水平、农业支持政策制度、经济发展水平、供需价格等多方面影响。参考蒋辉等^[8]研究方法,本研究选择营业收入占比、农产品价格生产指数、城镇化率、进出口总额占比、GDP、农产品生产价格变动5个指标作为影响粮食生产韧性的控制变量。其中,城镇化率采用城镇人口与常住人口之比来衡量;收入结构使用农村居民经营收入与农村居民收入之比来衡量;对外开放使用地区进出口货物总额(使用当年平均汇率换算)与GDP的之比来衡量。

3) 机制变量。根据前文的理论分析,本文选取农业机械化作业服务人员占比、农业机械化水平以及化肥施用量作为机制变量。其中,农业机械化水平关键的指标是农用机械平均动力,本文采用农业机械总动力与农作物播种面积之比来衡量;农用化肥施用量采用各省农用化肥施用量(折纯法)取自然对数来衡量。

2.3 数据来源与描述性统计

采用2010—2021年中国31省级面板数据(不含港澳台地区)。研究数据来源说明如下:有效灌

溉面积、农业生产价格指数、人均粮食产量、粮食播种面积、受灾面积、农村居民用电量、农民收入增长率、化肥施用量(折纯法)以及农业机械总动力来源于《中国农村统计年鉴》;通信、计算机、电子等主营业务收入,城镇化率、水土流失面积、电话普及率(包括移动电话)、粮食复种指数、耕地面积、第一产业劳动力占比以及粮食种植比例来源于《中国统计年鉴》和各省份统计年鉴;农业机械化作业服务人员数量来源于《中国农业机械工业年鉴》;农业研发经费投入强度、农业研究与实验发展人员全时当量、技术市场交易成交额以及农业植物新品种专利授权数来源于《中国科技统计年鉴》。描述性统计特征如表3所示。粮食生产韧性的均值为34.876,最大值和最小值之间相差不大,而农业科技创新最大为73.367,最小值仅为2.278,可见个省份之间农业科技创新水平存在巨大差异。

3 实证分析

3.1 基准回归

为了检验前文所提假设,本研究对农业科技创

表3 变量描述性统计

变量类型	变量	均值	方差	最小值	最大值
被解释变量	粮食生产韧性	34.876	9.639	12.277	58.325
解释变量	农业科技创新	27.946	16.932	2.278	73.367
控制变量	经营收入占比/%	0.379	0.128	0.045	0.712
	农产品生产价格指数	106.546	8.135	89.012	131.512
	城镇化率/%	60.812	11.912	5.581	91.121
	进出口占比GDP/%	24.870	26.681	0.715	145.742
	农业生产资料指数	103.065	3.866	90.412	121.121
机制变量	农业机械化作业服务人员占比人/%	0.208	0.098	0.018	0.498
	农业机械化水平/(万km ² /千hm ²)	0.679	0.348	0.238	2.451
	农用化肥施用量	183.797	145.687	4.312	716.121

新与粮食生产韧性之间的基准关系进行了实证检验。通过Hausman检验发现,样本数据应选用固定效应模型进行参数估计,各个解释变量VIF值均值均未超过3,平均VIF值为2.5,可以认为模型不存在严重的共线性。

表4中模型1和模型2为OLS(普通最小二乘法)和随机效应(Re)回归结果。由于模型适合固定效应,因此本研究仅汇报固定效应(Fe)模型估计结果。表4中,模型3为没有增加控制变量的固定

效应。研究结果发现,农业科技创新的估计系数在1%水平上显著为正。表4中,模型4在加入控制变量后,结论依旧维持不变,表明农业科技创新对粮食生产韧性有正向促进作用,假设1得以验证。从控制变量的估计结果看来,经营收入占比的估计系数在10%水平下显著为正,原因可能是农民种植收入占比越高,农民从事种植行业越有积极性,经营收入占比与粮食生产韧性呈现正相关关系。

表4 农业科技创新对粮食生产体系的影响

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
	OLs	Re	Fe	Fe
农业科技创新	0.401***(0.023)	0.397***(0.046)	0.409***(0.099)	0.399***(0.101)
经营收入占比	9.013***(3.193)	4.117(6.134)	—	13.995*(7.680)
农产品价格生产指数	0.073*(0.043)	0.055*(0.028)	—	0.049(0.036)
城镇化率	0.203***(0.039)	0.143***(0.056)	—	0.068(0.088)
进出口占比GDP	-0.025(0.020)	0.006(0.020)	—	0.006(0.015)
农业生产资料指数	0.054(0.077)	0.181*(0.072)	—	0.128***(0.049)
常数项	-4.856(8.839)	-11.258(8.583)	24.748***(3.052)	9.412(8.786)
样本量	372	372	372	372
调整R ²	0.550	0.645	0.634	0.610

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号里的数值为异方差稳健标准差值。下表同。

3.2 稳健性检验

为验证实证结果的可靠性和稳健性,本文采用以下4种方式进行稳健性检验:替换计量模型、增加控制变量、增加因变量滞后项以及差分广义矩估

计法(difference generalized methods of moments,简称差分GMM模型)。考虑到本研究测度的因变量(粮食生产韧性)取值在0~100之间,适合采用受限因变量模型,故使用Tobit模型重估计。表5中

模型1为Tobit模型的估计结果。相比于基准模型估计结果,农业科技创新估计系数依然显著为正。替换计量模型后的估计结果与基准结果的结论一致。模型2为增加农村人均用电量作为控制变量来进行稳健性检验,结果发现农业科技创新估计系数依然显著且符号不变。考虑到影响粮食生产的各种要素中,如化肥、农用薄膜、农药以及耕地等资源投入具有依赖性,粮食生产韧性可能存在刚性特征。

因此,本文在模型中增加粮食生产韧性的滞后

项并采用差分GMM模型来解决模型因内生性导致的估计偏误^[31]。模型3为增加滞后一期粮食生产韧性(L.粮食生产韧性)作为自变量的估计结果,农业科技创新的估计系数依然显著为正。模型4为差分GMM模型估计结果,其中AR1值为0.015,AR2值为0.354,说明扰动项不存在自相关,Sargan值为0.812,大于0.05,即不存在过度识别的问题满足差分GMM使用条件。差分GMM模型实证结果中农业科技创新的估计系数在1%水平下显著为正,表明前文结论具有一定稳健性和可靠性。

表5 稳健性检验

变量	模型1 Tobit	模型2 增加控制变量	模型3 增加滞后项	模型4 GMM
农业科技创新	0.385***(0.039)	0.403***(0.109)	0.339***(0.120)	0.275***(0.081)
L.粮食生产韧性	—	—	0.101***(0.001)	0.085***(0.001)
农村居民人均用电量	—	0.413(0.486)	—	—
常数项	7.028(8.141)	9.165(8.975)	9.512(7.154)	8.512(7.564)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
时间/个体	控制	控制	控制	控制
调整R ²	—	0.6101	0.654	—
AR1值	—	—	—	0.015
AR2值	—	—	—	0.354
Sargan值	—	—	—	0.812
样本量	372	372	341	341

3.3 异质性分析

1) 地理区位差异。表6中分别报告了东部、中部以及西部农业科技创新对粮食生产韧性的影响。结果表明,东部地区和中部地区农业科技创新对粮食生产韧性的影响均为正。其中,中部地区,

农业技术创新对粮食生产韧性的估计系数比东部高,原因可能是中西地区农业技术装备水平较低,耕地细碎化程度高、农村劳动力外流严重,导致农业技术创新带来的粮食生产韧性提升更加明显。而西部地区虽然也存在和中部地区一样的情况,但

表6 异质性分析

变量	模型1 东部	模型2 中部	模型3 西部	模型4 粮食主产区	模型5 非粮食主产区
农业科技创新	0.231***(0.069)	0.699**(0.257)	0.179(0.141)	0.498**(0.213)	0.391***(0.096)
时间/个体	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.195(27.161)	16.902(14.732)	-4.844(22.627)	20.238(26.062)	13.644(14.539)
调整R ²	0.592	0.774	0.721	0.773	0.611
样本量	132	96	144	156	216

西部地区山地较多,耕地宜机化水平不高,且大部分为非粮食主产区,粮食种植面积较少导致农业科技创新对粮食生产韧性系数估计结果不显著。

2) 粮食主产区差异。粮食主产区和非粮食主产区农业科技创新估计系数均为正,表明农业科技创新对粮食主产区和非粮食主产区均有正向影响。其中,粮食主产区估计系数比非粮食主产区高,原因是粮食主产区的粮食生产任务更高,粮食播种面积比非粮食主产区更大,导致粮食主产区的粮食生产韧性受到农业科技创新的正向冲击更大(表6)。

3.4 机制分析

农业科技创新可以通过创新农业生产方式降低化肥使用量,提升平均农用机械动力,增加农业机械化作业服务人员占比,来提升粮食生产韧性。如表7所示,模型1中农业科技创新在10%水平下

显著为正,表明农业科技创新会提升农业机械服务人员占比,农业机械化作业服务人员占比上升有利于促进粮食生产集约化、规模化经营提升粮食生产韧性;模型2中农业科技创新估计系数在5%水平下显著为正,表明高农业科技创新可以有效提升农用机械平均动力。在农村劳动力大量外流的背景下,农业机械动力的提升为资本要素替代劳动力生产提供条件有利于粮食生产进而提升粮食播种面积占比,粮食种植结构上升促进粮食生产韧性提高;模型3中农业科技创新估计系数在10%水平下显著为负,表明农业科技创新能降低化肥施用量,化肥投入是粮食生产环节的重要因素,但同时也会导致化学污染影响粮食安全,因而化肥施用量下降有利于促进粮食生产韧性提升。假设2得以证明。

表7 机制分析

变量	模型1 农业机械化作业服务人员占比	模型2 农业机械化水平	模型3 化肥施用量
农业科技创新	0.151*(0.081)	0.005**(0.002)	-0.004**(0.002)
时间/个体	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.203*(0.118)	0.318(0.347)	2.072*** (0.416)
调整 R ²	0.584	0.181	0.503
样本量	372	372	372

3.5 农业科技创新对粮食生产韧性的溢出效应分析

本研究使用空间计量模型测算2010-2021年31个省份(直辖市、自治区)粮食生产韧性的莫兰指数(表8),均为正值,且大部分年份在10%的置信水平下显著,表示样本之间存在空间正相关性。

模型选择检验显示LR检验统计值均在1%水平下显著,表明空间杜宾模型难以退化成空间误差模型以及空间自相关模型,因此本文选用空间杜宾模型(SDM)进行计量分析农业科技创新对粮食生产韧性的溢出效应。

如表9所示,从空间杜宾模型的估计结果来看,农业科技创新的间接效应在5%水平下显著为

表8 粮食生产韧性自相关性检验结果

年份	莫兰指数		
	I	Z	P
2010	0.204	2.054	0.040
2011	0.179	1.846	0.065
2012	0.139	1.482	0.138
2013	0.126	1.375	0.169
2014	0.169	1.762	0.078
2015	0.180	1.863	0.062
2016	0.194	1.976	0.048
2017	0.154	1.759	0.039
2018	0.158	1.658	0.097
2019	0.134	2.415	0.024
2020	0.126	1.987	0.023
2021	0.138	1.985	0.024

表9 空间杜宾模型估计结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
农业科技创新	0.304*** (0.052)	0.242** (0.104)	0.582*** (0.109)
经营收入占比	16.922** (5.817)	-14.321 (13.211)	2.601 (2.212)
农产品价格 生产指数	0.056** (0.032)	-0.045 (0.078)	0.011 (0.076)
城镇化率	1.917 (5.070)	71.116*** (16.451)	73.034*** (16.755)
进出口总额 占比GDP	-0.239 (1.768)	-3.413 (4.061)	-3.712 (4.051)
农业生产 资料指数	0.051 (0.062)	0.291 (0.116)	0.351 (0.125)
Spatial rho	0.065*** (0.001)	Variance sigma _{2_e}	7.448*** (0.546)
Log-L	901.527	R ²	0.452

正,表明本地农业科技创新水平每提升1%,邻近地区粮食生产韧性增长0.242%。这表明,农业科技创新对附近地区提升粮食生产韧性具有显著溢出效应。在党中央高度重视中国粮食安全的背景下,农业科技创新会引发邻近省份的借鉴行为,为粮食生产韧性提供有利条件。假设3得以验证。

4 结论与建议

当前,中国粮食安全总体保障水平仍面临着各种风险与挑战,资源环境约束趋紧和关键科技发展滞后是重要制约因素。如何通过加大农业科技创新增强粮食生产韧性,是促进粮食安全体系融入“双循环”新发展格局,应对并化解各种粮食安全风险挑战的关键路径。本文采用2010-2021年中国省级平衡面板数据,采用熵权法计算农业科技创新指数和粮食生产韧性指数,运用固定效应模型估计农业科技创新对粮食生产韧性的影响效应以及作用路径进行了分析。

1) 农业科技创新具有显著提升粮食生产韧性的作用,农业科技创新每增加一个单位粮食生产韧性平均提升0.399,在多种方法稳健性检验后,上述结果依然成立。农业科技创新对粮食生产韧性的

影响存在异质性,从是否为粮食主产区来看,农业科技创新对粮食主产区的影响明显大于非粮食主产区,原因是粮食主产区的粮食播种面积较大,对农业科技创新的反映更加明显;从自然地理区位来看,农业科技创新对中部地区的影响大于东部地区,且对西部地区影响不显著,原因可能是西部地区地貌特征以山地为主,耕地宜机化水平较低,粮食种植面积较少,导致西部地区农业科技创新对粮食生产韧性系数估计结果不显著。

2) 农业科技创新通过降低农用作肥施用量,提升农业机械化作业服务人员占比以及农业机械化水平,从而促进粮食生产韧性提升。农业科技创新提升了农业人力资源水平以及农业要素生产效率,创新了农业科技新方法,促进了粮食生产韧性。

3) 运用空间杜宾模型估计农业科技创新对粮食生产韧性的溢出效应发现,农业科技创新的空间溢出效应显著为正,表明本地区农业科技创新会正向影响邻近地区粮食生产韧性。原因是目前中国交通以及物流系统发达,农业技术创新依靠主要体现在为农业人力资源和农业科技方法通过强流通性辐射影响邻近地区。

上述研究结论表明,中国农业经济增长已从主要依赖生产要素投入转变为农业科技创新投入驱动,农业科技创新已成为提升粮食生产韧性和保障国家粮食安全重要支撑力量。由此,要不断强化科技创新的引领作用,使其成为“双循环”新发展格局下粮食产业高质量发展的重要动能。基于此,提出以下建议。

1) 要遵循农业科技规律,加快产业创新步伐,推进技术水平提升,加速农业要素替代,推动农业产业低碳绿色转型。地方政府应该鼓励农业企业和农业类高校以及研究机构开展产学研合作,为科技创新与成果提供一条龙服务。

2) 引导创新辐射和技术溢出,鼓励农业创新成果和科技资源的跨区域流动,实现科技创新增强粮食生产韧性的正向溢出。同时重视农业人才在农业科技创新的作用,鼓励农业人才前往农业基础薄弱的地区工作,重视各地农业人才的培养。

3) 不同粮食产区要因地制宜,粮食主产区应

加强横向联系,粮食主销区和产销平衡区应顺应政策导向,发挥农业科技创新提升粮食生产韧性的良性驱动作用。不同省份均要落实粮食安全责任,制定合理的粮食生产计划,防止为完成粮食生产任务过度投入农药化肥等非绿色农业生产要素。

参考文献(References)

- [1] 吴娟. 基于粮食安全的我国粮食储备体系优化研究[D]. 武汉: 华中农业大学, 2012.
- [2] 陈希, 钟钰. 中国粮食安全战略的路径演变及发展方向[J]. 科技导报, 2022, 40(20): 5-12.
- [3] 张亨明, 章皓月, 朱庆生. “双循环”新发展格局下我国粮食安全隐忧及其消解方略[J]. 改革, 2021(9): 134-144.
- [4] 青平, 邓秀新, 闵师, 等. “双循环”背景下我国粮食安全韧性及风险管控战略研究[J]. 中国工程科学, 2023, 25(4): 26-38.
- [5] 张帅, 于宏源. 气候极端化背景下的全球粮食体系韧性治理及对中国的启示[J]. 上海交通大学学报(哲学社会科学版), 2023, 31(7): 79-93.
- [6] 朱晶, 臧星月, 李天祥. 新发展格局下中国粮食安全风险及其防范[J]. 中国农村经济, 2021(9): 2-21.
- [7] Holling C S. Resilience and stability of ecological systems[J]. Annual Review of Ecology and Systematics, 1973, 4: 1-23.
- [8] 蒋辉, 陈瑶, 刘兆阳. 中国粮食生产韧性的时空格局及其影响因素[J]. 经济地理, 2023, 43(6): 126-134.
- [9] Tendall D M, Joerin J, Kopainsky B, et al. Food system resilience: Defining the concept[J]. Global Food Security, 2015, 6: 17-23.
- [10] Béné C, Headey D, Haddad L, et al. Is resilience a useful concept in the context of food security and nutrition programmes? Some conceptual and practical considerations[J]. Food Security, 2016, 8(1): 123-138.
- [11] 郝爱民, 谭家银. 数字乡村建设对我国粮食体系韧性的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022, 21(3): 10-24.
- [12] 宋敏, 刘欣雨. 数字经济赋能农业韧性机制研究: 基于人力资本的中介效应分析[J]. 江苏社会科学, 2023(1): 103-112.
- [13] 何亚莉, 杨肃昌. “双循环”场景下农业产业链韧性锻造研究[J]. 农业经济问题, 2021, 42(10): 78-89.
- [14] 陶亚萍. 新时期强化中国粮食供应链韧性的创新路径[J]. 宁夏社会科学, 2023, 237(1): 118-124.
- [15] 邓翔, 王仕忠. 农业科技创新投入对农业经济增长影响研究[J]. 东岳论丛, 2020, 41(12): 109-120, 192.
- [16] 徐维祥, 王睿, 刘程军, 等. 中国农业科技创新的时空演进特征及其影响机制研究[J]. 中国科技论坛, 2021(8): 108-119.
- [17] 彭代彦. 农业机械化与粮食增产[J]. 经济学家, 2005(3): 50-54.
- [18] 高鸣, 宋洪远. 粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异: 兼论技术扩散的空间涟漪效应[J]. 管理世界, 2014(7): 83-92.
- [19] 麻坤, 刁钢. 化肥对中国粮食产量变化贡献率的研究[J]. 植物营养与肥料学报, 2018, 24(4): 1113-1120.
- [20] 龚斌磊, 王硕, 代首寒, 等. 大食物观下强化农业科技创新支撑的战略思考与研究展望[J]. 农业经济问题, 2023, 44(5): 74-85.
- [21] 郑文钟. 基于数据挖掘和系统集成的农业机械化信息管理系统研究[D]. 杭州: 浙江大学, 2005.
- [22] 马玉婷, 高强. 粮食安全视角下农业机械化对农业种植结构的影响研究[J]. 现代经济探讨, 2023(10): 98-111.
- [23] 徐妍, 高杰. 人力资本对农业发展的影响机理及提升策略[J]. 农业经济, 2023(8): 112-115.
- [24] 伍骏骞, 方师乐, 李谷成, 等. 中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析: 基于跨区作业的视角[J]. 中国农村经济, 2017(6): 44-57.
- [25] 韩冬, 钟钰. 农业科技创新对粮食生产碳排放的影响: 以中国三大粮食功能区为例[J]. 科技导报, 2023, 41(16): 32-42.
- [26] 华坚, 潘雪晴. 农业科技创新对粮食产业高质量发展的影响: 基于30个省份面板数据分析[J]. 华东经济管理, 2022, 36(7): 55-64.
- [27] 李洪文, 黎东升. 农业科技创新能力评价研究: 以湖北省为例[J]. 农业技术经济, 2013(10): 114-119.
- [28] 卢新海, 柯楠, 匡兵. 中国粮食生产能力的区域差异和影响因素[J]. 中国土地科学, 2020, 34(8): 53-62.
- [29] 王大力, 吕兵, 丁文丽. 云南省粮食生产空间格局演化及其影响因素[J]. 经济问题探索, 2021(12): 136-148.
- [30] 赵聪佳, 董晓光, 王海帆, 等. 河南省粮食生产时空格局变化及其驱动因素[J]. 河南农业大学学报, 2022, 56(2): 312-322.
- [31] 韩群柱, 冯起, 高海东, 等. 关中地区地理条件与生产投入对粮食生产的影响[J]. 中国沙漠, 2020, 40(2): 118-124.
- [32] 徐永金, 黄纪心, 苗珊珊. 主产区、产销平衡区和主销区粮食产量影响因素的实证分析[J]. 江苏农业科学, 2018, 46(20): 362-365.

- [33] 周稳海, 赵桂玲, 尹成远. 农业保险对农业生产影响效应的实证研究: 基于河北省面板数据和动态差分GMM模型[J]. 保险研究, 2015(5): 60-68.

Study on the impact of agricultural science and technology innovation on the resilience of food production under the "double-cycle" development pattern

PENG Changsheng¹, HUANG Xingyu¹, WANG Peng¹, ZHONG Yu^{2*}

1. College of Economics and Management, Anqing Normal University, Anqing 246011, China
2. Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China

Abstract Taking China's provincial panel data from 2010 to 2021 as a sample, the entropy weight method is used to measure and calculate the agricultural science and technology innovation and the resilience of grain production system. In addition, the fixed effects model is also applied to analyze the impact of agricultural sci-tech innovation on the resilience of grain production and the mechanism of action. The study shows that agricultural sci-tech innovation significantly improves the resilience of the grain production with a positive spatial spillover effect. Heterogeneity analyses show that agricultural sci-tech innovation has a greater impact on the major grain-producing regions and central China than on the non-major grain-producing regions and east China. Further mechanism analysis indicates that agricultural sci-tech innovation promotes grain production resilience by reducing the amount of chemical fertilizer applied in agriculture, increasing the share of agricultural mechanized operation service personnel and the level of agricultural mechanization. Therefore, it is necessary to continuously strengthen the leading role of sci-tech innovation, accelerate the substitution of agricultural factors, promote the transformation to low-carbon and green agricultural industry, and guide the radiation of innovation and technological spillover, so as to give full play to the role of agricultural sci-tech innovation in enhancing the grain production resilience.

Keywords agricultural science and technology innovation; grain production resilience; spatial Durbin model; spatial effect ●



(责任编辑 徐丽娇)