

产业发展

三元系统耦合对农业高质量发展的影响

杨传喜^{1,2}, 梁慧楠², 秦 辉¹

(1. 桂林旅游学院商学院, 广西 桂林 541006; 2. 桂林理工大学商学院, 广西 桂林 541004)

摘要: 农业高质量发展是新时代全面推进乡村振兴的迫切要求。运用基准回归模型和空间杜宾模型, 阐释 2010—2020 年各省农业科技资源配置、农业科技创新、农业高质量发展构成的 3 组二元耦合关系和三元耦合关系的耦合度对农业高质量发展的影响。结果表明: 整体来看, 系统间耦合发展对农业高质量发展有显著推动作用, 3 组二元系统和三元系统的耦合度均显著促进农业高质量发展; 分地区来看, 4 大经济区各系统耦合发展程度对农业高质量发展的影响不尽相同; 空间计量回归结果显示, 各系统耦合度对农业高质量发展的影响系数及空间滞后项系数均为正, 表明各系统同步发展不仅会对本地的农业高质量发展产生积极影响, 还有利于周边地区农业高质量发展。因此, 要因地制宜发展农业新质生产力, 充分调动各地区在科技经济融合中的独特优势, 发挥不同系统互动对邻近地区农业高质量发展的空间溢出效应, 加大农业科技领域供给侧结构性改革力度, 提高农业科技资源配置效率。

关键词: 农业科技资源配置效率; 农业科技创新能力; 农业高质量发展; 耦合度; 空间杜宾模型

中图分类号: F327; F224.2; G301 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)09-0127-11

党的二十届三中全会提出, 高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。必须以新发展理念引领改革, 立足新发展阶段, 深化供给侧结构性改革, 完善推动高质量发展激励约束机制, 塑造发展新动能新优势, 要健全因地制宜发展新质生产力体制机制。农业是立国之本、强国之基。发展新质生产力是推动农业高质量发展的内在要求和重要着力点。国家“十四五”规划中明确提出全面推进乡村振兴, 加快农业农村现代化, 提高农业质量、效益和竞争力, 这是党中央着眼全面建设社会主义现代化国家全局, 针对中国农业发展的主要矛盾和突出问题进行的战略部署。实施乡村振兴战略的总目标是实现农业农村现代化, 其关键在科技进步。中国农业科技进步贡献率 2023 年达到 63.2%, 说明农业科技创新是推动中国农业综合生产能力全面提档升级的根本出路, 也标志着中国农业的生产方式正由主要依靠要素投入的粗放型增长向依靠科技进步为支撑的集约型增长转变。

总体而言, 中国科技支撑农业农村发展取得历史性成就, 农业科技自主创新能力显著增强, 处于

“三跑”(领跑、并跑、跟跑)并存阶段。但全国农业科技创新资源尚未得到有效配置且存在一定程度的错配^[1], 农业科技要素协同配置效应有待提升, 农业科技重大原创性前沿性成果不多, 科技立项与评价机制有待健全, 科技与经济融合度问题突出, 农业科技运行整体水平仍较低, 与世界农业科技强国仍有不小差距^[2]。解决农业科技要素配置相对扭曲以便提高资源的利用效率, 破解农业科技创新存在的资源配置碎片化、科研低水平重复等问题非常关键。因此, 必须优化农业科技资源配置, 发挥要素协同配置效应, 强化现代农业科技和装备支撑, 深入推进农业科技创新, 依靠农业科技支撑引领农业高质量发展和乡村全面振兴, 助推“藏粮于地、藏粮于技”战略和农业农村现代化的实现^[3]。

科技创新是农业高质量发展的根本动力, 而农业科技资源配置效率又决定了将要素投入转化为科技成果的能力。农业科技资源配置、农业科技创新和农业高质量发展三者存在密不可分的内在联系。那么, 当前中国农业科技资源配置、农业科技创新和农业高质量发展构成的 3 组二元系统和三元

收稿日期: 2024-11-06

基金项目: 国家自然科学基金(72264008, 72064009); 广西哲学社会科学课题一般项目(23BGL003)

作者简介: 杨传喜(1977—), 男, 河南息县人, 博士, 教授, 硕士研究生导师, 研究方向为农业科技资源配置与高质量发展; 梁慧楠(1999—), 女, 重庆人, 硕士研究生, 研究方向为技术经济及管理; 秦辉(1979—), 女, 广西桂林人, 硕士, 研究方向为科技创新与高质量发展。

系统的耦合度对农业高质量发展的影响如何?各系统耦合对农业高质量发展的影响是否存在空间溢出效应?这些均为科技创新驱动农业高质量发展过程中需要考虑的重要问题。基于以上分析,本文立足于农业科技资源配置效率、农业科技创新能力、农业高质量发展水平的测度,结合三元系统耦合协调度模型,考察3组二元系统和三元系统的耦合度对农业高质量发展的影响,进而从系统论视角为推动农业高质量发展提供决策参考。

1 研究假设

科技资源是重要的战略性资源^[4],区域科技资源匮乏与协同度较低严重制约区域科技和经济快速发展。因此,进行区域科技资源协同与共享,如何推动各创新主体共同治理、共同发展是政府与学术界共同关注的重要问题^[5]。有学者已对农业科技资源配置效率与农业高质量发展、农业科技创新能力与农业高质量发展的两个系统耦合度及其协调发展程度^[6]、农业科技资源配置能力子系统和配置效率子系统的耦合协调发展水平^[7]、中国创新要素配置与经济高质量耦合发展的测度及空间分异特征^[8]进行了研究,也有学者运用三系统耦合模型分析技术创新、产业结构与金融发展的耦合效应^[9]以及科技资源、科技创新、经济增长的耦合情况^[10]。这些不同侧重方面的研究成果为本文进行农业科技资源配置、农业科技创新及农业高质量发展之间的多重耦合研究提供了宝贵的素材。前期研究的过程中,已对农业高质量发展水平指标体系构建与测度^[11]、农业科技资源错配程度及关键因素识别^[12]、农业科技资源流动对农业高质量发展的影响^[13]等方面进行深入的研究。农业科技资源配置水平与农业高质量发展耦合协调程度还有很大改善空间,农业科技资源配置水平与农业高质量发展

耦合协同促进具有明显的空间区域特征且耦合协同促进受到多种因素共同驱动。本文重点关注农业科技创新能力、农业科技资源配置、农业高质量发展各自两两之间的耦合协调程度,以及农业科技资源配置、农业科技创新与农业高质量发展三重耦合效应情况,剖析各系统耦合对农业高质量发展的影响机制,如图1所示。

构建以面板数据为基础的计量模型进行“农业科技资源配置-农业科技创新-农业高质量发展”二元系统耦合及三元系统耦合测算和各系统耦合度对农业高质量发展影响的实证检验。根据上述分析,提出如下假设。

H1:“农业科技资源配置-农业科技创新”耦合度对农业高质量发展具有正向影响;

H2:“农业科技资源配置-农业高质量发展”耦合度对农业高质量发展具有正向影响;

H3:“农业科技创新-农业高质量发展”耦合度对农业高质量发展具有正向影响;

H4:“农业科技资源配置-农业科技创新-农业高质量发展”耦合度对农业高质量发展具有正向影响。

2 研究设计

2.1 农业科技资源配置效率、农业科技创新能力与农业高质量发展的测度

农业科技资源配置-科技创新-高质量发展系统包含农业科技资源配置、农业科技创新、农业高质量发展3个子系统,量化各子系统的发展水平是研究整体系统耦合协调水平的前提。本文运用超效率数据包络分析(data envelopment analysis, DEA)模型对农业科技资源配置效率进行测度^[14],以农业科技活动人员、R&D经费内部支出表示投入指标,论文、著作、专利受理数经熵值法赋权后的标准化

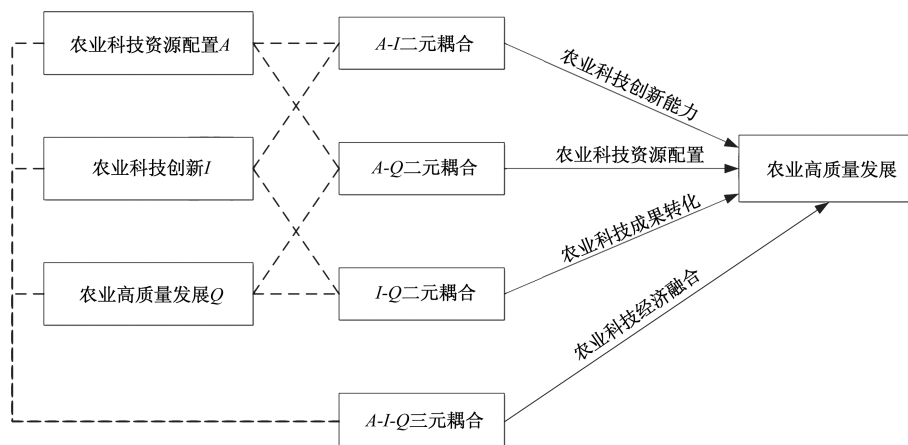


图1 各系统耦合对农业高质量发展的影响机制

数据表示产出指标。使用农业科研机构发表论文量、出版著作量和专利受理数量经熵值法计算出的综合值表示农业科技创新能力,但考虑到数据的可得性及完整性,未将鉴定科技成果数量、审定新品种数量、软件著作权及制定的国家和行业标准等作为衡量指标纳入农业科技创新能力中去。新发展理念既是农业高质量发展的根本遵循,也是农业高质量发展的目标,农业高质量发展水平的测算值使用杨传喜和梁慧楠^[15]的研究成果。因篇幅限制,各子系统发展水平的测算结果没有呈现出来。

2.2 耦合协调度模型

农业科技资源配置(A)、农业科技创新(I)和农业高质量发展(Q)构成了具有3个子系统的耦合系统,结合孟凡蓉等^[16]的研究成果,三元耦合系统整体系统耦合度计算公式为

$$C = \left[\frac{3(AI + AQ + IQ)}{(A + I + Q)^2} \right]^3 \quad (1)$$

式中: C 为耦合度,反映3个子系统之间交互影响、协同发展的程度,取值范围为0~1。当3个子系统的发展程度相当时, C 取1,表明系统处于绝对耦合状态; C 越小,表示个子系统发展的同步程度越低;当 C 为0时,农业科技资源配置、农业科技创新和农业高质量发展3个子系统的变化处于无关状态,即子系统间完全不存在交互影响。

为了进一步测度整体系统的良性耦合程度,反映3个子系统的协同发展水平,即计算耦合协调度,公式为

$$D = \sqrt{CT} \quad (2)$$

式中: D 为耦合协调度; T 为由于子系统构成的复杂系统的综合协调指数,综合协调指数表示子系统的发展水平对整体系统耦合协调度的共享,刻画子系统间的真实协同水平,规避了虚假耦合现象。考虑到农业科技资源配置、农业科技创新、农业高质量发展三者协调发展中的地位一致,综合协调指数 T 的计算中各系统系数均取1/3。根据耦合度 C 和综合协调指数 T 的取值范围,可以推出耦合协调度 D 的取值范围为0~1。当 $D=1$ 时,各子系统的协同发展推动整体系统发展;耦合协调度 D 越低,说明子系统间协同发展水平越低;当 $D=0$ 时,各子系统之间不存在协同发展的情况,但此时各子系统的变化仍可能存在同步性。

在三元耦合系统中,3个子系统两两间同样构成耦合系统,即三元系统中包含3组二元系统,二元系统的耦合度计算公式为

$$C = \sqrt{\frac{4X_1X_2}{(X_1 + X_2)^2}} \quad (3)$$

式中: X_1 和 X_2 分别为3个子系统中的任意两个。二元系统的耦合协调度计算方式与三元系统相一致,综合协调指数 T 为两个子系统发展水平的均值。

参照孟凡蓉等^[16]的研究,根据耦合度 C 和耦合协调度 D 的数值大小,可做表1所示划分。

表1 耦合度和耦合协调度划分标准

耦合度 C	耦合强度	耦合协调度 D	协调强度
$0.0 \leq C < 0.3$	强无序	$0.0 \leq D < 0.3$	强失调
$0.3 \leq C < 0.5$	弱无序	$0.3 \leq D < 0.5$	弱失调
$0.5 \leq C < 0.8$	弱同步	$0.5 \leq D < 0.8$	弱协调
$0.8 \leq C \leq 1.0$	强同步	$0.8 \leq D \leq 1.0$	强协调

2.3 实证检验模型

根据研究假设,为了验证各系统耦合度对农业高质量发展的影响,构建普通面板模型和空间面板模型进行回归分析^[17]。

(1)构造基准回归模型:

$$Q_{it} = \beta_0 + \beta C_{it} + \alpha X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式中: i 和 t 分别为地区和时间; Q_{it} 为因变量农业高质量发展; β_0 为常数项; C_{it} 为各系统的耦合度; β 为待估系数,反映各系统耦合度对农业高质量发展的影响程度,若各个系数大于0且显著,则H1、H2、H3、H4得到验证; X_{it} 为系列控制变量; μ_i 、 λ_t 分别为区域 i 和时间 t 的截距项; ϵ_{it} 为误差项。考虑到各系统间的强关联性,同时引入模型可能会影响各变量独立的前提,需要通过相关检验进行验证。

(2)构建空间计量模型。根据空间权重矩阵引入方式的不同,空间计量模型有空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)3种。具体的模型构建如下:

$$Q_{it} = \beta_0 + \rho W Q_{it} + \beta C_{it} + \alpha X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$Q_{it} = \beta_0 + \beta C_{it} + \alpha X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}, \quad \epsilon_{it} = \sigma W v_{it} + v_{it} \quad (6)$$

$$Q_{it} = \beta_0 + \rho W Q_{it} + \beta C_{it} + \alpha X_{it} + \eta_1 W C_{it} + \eta_2 W X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

式中: W 为空间邻接矩阵; ρ 为空间自回归系数; λ 为空间误差系数; η_1 和 η_2 分别为核心解释变量和被解释变量的空间交互项系数。式(5)~式(7)分别对应空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。

2.4 变量选取与说明

各变量的计算方法和描述性统计结果见表2、表3。

表 2 相关变量选择及计算方法

变量类别	变量名称	变量符号	计算方法
被解释变量	农业高质量发展	Q	农业高质量发展综合指数
解释变量	农业科技资源配置-农业科技创新耦合度	C_{A-I}	农业科技资源配置与农业科技创新耦合度
	农业科技资源配置-农业高质量发展耦合度	C_{A-Q}	农业科技资源配置与农业高质量发展耦合度
	农业科技创新-农业高质量发展耦合度	C_{I-Q}	农业科技创新与农业高质量发展耦合度
	三元系统耦合度	C_{A-I-Q}	三元系统耦合度
控制变量	城镇化水平	URBA	年末城镇人口占比
	农村人力资本水平	RUR	(未上学人数 $\times 0$ +学龄前人数 $\times 3$ +小学人数 $\times 6$ +中学人数 $\times 9$ +高中人数 $\times 12$ +大专及以上学历人数 $\times 16$)/农村总人口
	受灾率	DAM	受灾面积/农作物总播种面积
	资源利用	REU	农业用水/地区用水总量
	国有农场改革水平	ARA	农垦系统国有农场耕地面积

表 3 变量描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Q	330	0.283	0.058	0.160	0.559
C_{A-I}	330	0.716	0.191	0.058	0.998
C_{A-Q}	330	0.912	0.079	0.589	1.000
C_{I-Q}	330	0.862	0.150	0.151	1.000
C_{A-I-Q}	330	0.546	0.216	0.018	0.945
URBA	330	0.577	0.126	0.338	0.896
RUR	330	7.709	0.620	5.432	9.801
DAM	330	0.162	0.120	0.000	0.696
ARA	330	209.369	581.006	0.300	0.696
REU	330	0.598	0.180	0.089	0.952

选取城镇化水平(URBA)^[18]、农村人力资本水平(RUR)、受灾率(DAM)^[19]、资源利用(REU)^[20]为控制变量。同时,深化国有农场改革是推动农业强国建设的重要力量^[21],将国有农场改革水平也纳入控制变量,用农垦系统国有农场耕地面积(ARA)表示。

2.5 数据来源

农业科技资源相关数据来自《全国农业科技统计资料汇编》(2010—2020年),其余数据来自《中国统计年鉴》、各省统计年鉴。

3 实证检验结果及分析

3.1 基准回归分析

3.1.1 整体回归分析

经比较时间固定效应模型、省份固定效应模型和双向固定效应模型的拟合程度和分析各变量的经济意义,双向固定效应模型拟合效果较好,基准回归结果见表4。“农业科技资源配置-农业科技创新”耦合度、“农业科技资源配置-农业高质量发展”耦合度、“农业科技创新-农业高质量发展”耦合度、“农业科技资源配置-农业科技创新-农业高质量发展耦合度对农业高质量发展的影响系数均在1%水平下显著为正,说明农业科技创新过程中资源的配置与转化、农业科技资源的协调配置、科技创新成果

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Q	Q	Q	Q
C_{A-I}	0.046*** (3.390)			
C_{A-Q}		0.199*** (4.290)		
C_{I-Q}			0.033* (1.760)	
C_{A-I-Q}				0.035*** (4.270)
URBA	-0.060 (-0.750)	-0.054 (-0.670)	-0.047 (-0.570)	-0.068 (-0.850)
RUR	0.043 (0.370)	0.031 (0.270)	0.034 (0.290)	0.041 (0.360)
DAM	-0.005 (-1.280)	-0.006* (-1.700)	-0.004 (-1.220)	-0.006 (-1.570)
ARA	-0.008 (-0.800)	-0.009 (-1.000)	-0.012 (-1.200)	-0.008 (-0.860)
REU	-0.094*** (-3.120)	-0.090*** (-3.020)	-0.095*** (-3.120)	-0.095*** (-3.190)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	330	330	330	330
R^2	0.962	0.963	0.960	0.963

注: *、*** 分别表示 $P<0.1$ 、 $P<0.01$; 括号内为标准误差。

转化和农业科技经济融合发展均在一定程度上会促进农业发展,假设 H1、H2、H3、H4 均成立。

控制变量方面,城镇化水平、受灾率、国有农场改革水平和资源利用水平对农业高质量发展都会产生负向影响,而农村人力资本水平对农业高质量发展产生正向影响。随着城镇化的不断推进,传统的以土地为核心的城镇化向以人为核心的新型城镇化转变,人口从乡村向城市大规模流动和聚集是城镇化的重要表现。农村人口的大规模移动,有利于转移农村剩余劳动力,解放生产力,缓解城镇老龄化问题,但却加重

了农村的人口老龄化,导致城乡老龄化的倒置,这对农业高质量发展产生不利影响^[22]。受灾率作为负向指标,随着受灾程度的加深必定导致农业产出受损,不利于农业高质量发展。资源利用水平反映资源消耗强度,对资源不加以节制地使用与农业高质量发展内涵相悖,会对农业高质量发展产生不利影响。农村人力资本水平反映农村劳动力的受教育水平,受教育水平不断提高,农村从业人员接收新知识、操控新设备的能力也会提高,从而对提升农业生产效率和发展乡村产业产生积极作用。至于国有农场改革水平,国有农场是建设农业强国的重要经营主体之一,是国家粮食安全目标实现的重要保障。但是目前部分国有农场并不具备企业的基本结构和功能,加上土地关系固化等因素限制国有农场企业化、管理条块矛盾突出、产业基础普遍薄弱等突出问题,其对农业高质量发展的推动作用尚未显现^[21]。

3.1.2 区域异质性回归分析

由于不同地区经济发展水平、资源禀赋和科技发展基础存在差异,借鉴国家统计局对于经济区的划分,按照东部、中部、西部和东北部4个地区进行

异质性回归分析,回归结果见表5、表6。

结果表明,东部、中部和西部地区各系统耦合度对农业高质量发展存在显著正向影响,其中“农业科技资源配置-农业高质量发展”耦合度对农业高质量发展的影响最大,影响系数分别为0.285、0.305、0.114,表明东部、中部和西部地区农业科技资源配置效率提升是推动农业高质量发展的重要力量。东北部地区“农业科技资源配置-农业高质量发展”耦合度对农业高质量发展的影响最大,回归系数为1.129,但“农业科技创新-农业高质量发展”耦合度对农业高质量发展的影响系数为负,表现为抑制作用,这表明东北部地区通过促进农业科技资源配置与农业高质量发展的双向互动将有力推动农业高质量发展,而农业科技成果转化渠道不顺畅、转化效率不高很可能是“农业科技创新-农业高质量发展”二元系统同步发展不利于农业高质量发展的原因。各控制变量在不同地区所表现出的回归特征也不尽相同。东部地区城镇化和资源利用水平显著抑制农业高质量发展,国有农场改革水平显著促进农业高质量发展;中部地区农村人力资本

表5 东部和中部地区基准回归结果

变量	东部				中部			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	Q	Q	Q	Q	Q	Q	Q	Q
C_{A-I}	0.198*** (5.370)				0.071 (1.310)			
C_{A-Q}		0.285** (2.630)				0.305** (2.160)		
C_{I-Q}			0.167*** (3.450)				0.037 (0.430)	
C_{A-I-Q}				0.095*** (4.310)				0.049* (1.950)
URBA	-0.511*** (-3.390)	-0.451** (-2.640)	-0.533*** (-3.230)	-0.445*** (-2.790)	-0.282 (-0.880)	-0.308 (-1.010)	-0.175 (-0.550)	-0.339 (-1.080)
RUR	-0.029 (-0.170)	0.023 (0.120)	-0.061 (-0.340)	0.054 (0.310)	-0.583** (-2.110)	-0.369 (-1.270)	-0.651** (-2.280)	-0.455 (-1.610)
DAM	-0.004 (-1.060)	-0.006 (-1.360)	-0.002 (-0.460)	-0.008* (-1.750)	0.005 (0.470)	0.007 (0.640)	0.004 (0.360)	0.006 (0.590)
ARA	0.180*** (3.100)	0.180*** (2.740)	0.168*** (2.650)	0.193*** (3.140)	-0.178*** (-4.040)	-0.167*** (-3.890)	-0.194*** (-4.490)	-0.166*** (-3.800)
REU	-0.130*** (-3.790)	-0.110*** (-2.860)	-0.111*** (-2.980)	-0.138*** (-3.750)	0.255* (1.880)	0.232* (1.770)	0.284** (2.090)	0.240* (1.810)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	110	110	110	110	66	66	66	66
R^2	0.949	0.936	0.940	0.944	0.923	0.928	0.920	0.927

注：*、**、***分别表示 $P<0.1$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ ；括号内为标准误差。

表 6 西部和东北部地区基准回归结果

变量	西部				东北部			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	Q	Q	Q	Q	Q	Q	Q	Q
C_{A-I}	0.018 (1.420)				0.233 (1.670)			
C_{A-Q}		0.114** (2.460)				1.129** (2.560)		
C_{I-Q}			0.018 (0.990)				-0.104 (-0.580)	
C_{A-I-Q}				0.016** (2.070)				0.180** (2.440)
URBA	0.582*** (3.840)	0.508*** (3.330)	0.610*** (4.030)	0.539*** (3.540)	0.458 (0.500)	0.347 (0.420)	0.707 (0.710)	0.348 (0.420)
RUR	-0.181 (-1.080)	-0.208 (-1.300)	-0.186 (-1.080)	-0.192 (-1.180)	0.543 (0.820)	0.388 (0.650)	0.456 (0.620)	0.645 (1.060)
DAM	0.009 (1.150)	0.007 (0.980)	0.009 (1.160)	0.008 (1.070)	0.001 (0.060)	-0.025 (-1.580)	-0.003 (-0.190)	-0.021 (-1.370)
ARA	-0.003 (-0.280)	-0.003 (-0.290)	-0.004 (-0.410)	-0.003 (-0.290)	0.100 (0.620)	0.046 (0.340)	-0.016 (-0.090)	0.118 (0.810)
REU	0.214** (2.030)	0.208** (2.030)	0.210* (1.970)	0.208** (2.010)	1.221*** (4.300)	1.083*** (4.150)	1.223*** (3.880)	1.200*** (4.650)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	121	121	121	121	33	33	33	33
R^2	0.962	0.964	0.962	0.963	0.936	0.949	0.923	0.947

注：*、**、***分别表示 $P<0.1$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ ；括号内为标准误差。

和国有农场改革显著抑制农业高质量发展,资源利用水平显著促进农业高质量发展;西部地区城镇化水平和资源利用水平均对农业高质量发展产生正向促进作用;东北部地区提升资源利用水平是推动农业高质量发展的重要因素。

3.2 空间计量回归分析

3.2.1 空间自相关检验

地理学第一定律表示“任何事物都与其周围事物存在联系,距离越近,其联系越密切”。对于农业高质量发展而言,各省农业高质量发展本身的空间相互作用通过多种方式实现,很可能存在着空间自相关,即各省农业高质量发展水平存在空间关联性。接下来将通过构建空间邻接矩阵(W),进行探索性空间数据分析,以识别各省农业高质量发展的空间非随机分布和空间自相关。

首先进行全局空间自相关检验,利用 Stata17.0 软件,通过全局 Moran’s I 指数检验农业高质量发展(Q)的空间依赖性(表 7)。由结果可知,2010—2020 年农业高质量发展均在 1%的水平下显著为正,表明各省级行政区的农业高质量发展存在显著的空间相关性。

表 7 2010—2020 年农业高质量发展的全局

Moran’s I 指数及检验结果

年份	Moran’s I 指数	z	P
2010	0.433	3.805	0.000
2011	0.447	3.922	0.000
2012	0.402	3.588	0.000
2013	0.388	3.468	0.001
2014	0.401	3.557	0.000
2015	0.379	3.438	0.001
2016	0.351	3.231	0.001
2017	0.375	3.428	0.001
2018	0.366	3.368	0.001
2019	0.342	3.743	0.001
2020	0.356	3.329	0.001

为了进一步分析各省级行政区农业高质量发展水平与相邻省级行政区的空间相关度,接下来分析农业高质量发展的局部空间自相关,局部空间自相关散点图略去。由局部 Moran’s I 指数散点图可以看出,在空间邻接矩阵的背景下,2010 年、2013 年、2016 年和 2020 年农业高质量发展的局部 Moran’s I 指数分别为 0.433、0.388、0.351 和 0.356,农业高质量发展水平数据主要分布在第 I

象限和第三象限,即呈现“高-高”聚集和“低-低”聚集模式,与上述全局 Moran’s *I* 指数检验结果一致,再次说明了中国各省级行政区的农业高质量发展水平存在显著的空间相关性^[23-24]。

3.2.2 模型选择及回归分析

前文通过空间自相关检验已经证明可以采用空间计量模型进行回归分析,为从空间滞后(SAR)、空间误差(SEM)和空间杜宾(SDM)中选择出拟合效果较好的空间计量模型,下文将进行 LM 检验、LR 检验和 Wald 检验,此外还将进行 Hausman 检验以判断应选择固定效应还是随机效应,检验结果见表 8。从表 8 可知,LM 空间误差检验和稳健 LM 空间误差检验各系统耦合度均通过 10% 显著性检验,这表明可以拒绝空间误差模型;稳健 LM 空间滞后检验中,各系统耦合度均通过 10% 显著性检验,而 LM 空间滞后检验中 C_{IQ} 未通过显著性检验,这表明无法拒绝原假设,即无法拒绝空间滞后模型,还需通过 LR 检验和 Wald 检验进一步判断。LR 检验结果 *P* 值均小于 0.001,这表明可以拒绝原假设,即可以拒绝空间滞后模型和空间误差模型;Wald 检验结果也通过了 10% 显著性检验,表明空间杜宾模型不会退化为空间滞后和空间误差模型。Hausman 检验结果在 1% 水平上显著,表明可以拒绝原假设,即应选用固定效应模型。

最后,结合拟合效果,选取空间杜宾模型的个体固定效应模型进行空间计量分析,回归结果见表 9。

由回归结果可知,“农业科技资源配置-农业科技创新”耦合度、“农业科技资源配置-农业高质量发展”耦合度、“农业科技创新-农业高质量发展”耦合度和“农业科技资源配置-农业科技创新-农业高质量发展”耦合度空间自回归系数分别为 0.243、0.193、0.251、0.226,且在 1% 水平下显著,与前述自相关检验结果相符,表明农业高质量发展存在显

著的空间相关性。3 组二元系统和三元系统耦合度直接影响系数均为正,说明各系统耦合发展对农业高质量发展产生积极作用。各系统耦合度的空间滞后项系数也为正,但显著性水平有所下降,这表明本地区各系统耦合发展会对邻近地区的农业高质量发展产生积极影响,在本地区的示范效应下,邻接地区的农业高质量发展水平也会得到一定程度提升。控制变量的空间回归结果中,城镇化水平的空间回归系数显著为正,表明城镇化水平提高会推动当地农业高质量发展;农村人力资本对农业高质量发展的空间回归结果有正有负,与当地的农业科技资源配置、农业科技创新、农业高质量三者融合程度有关,系统耦合程度高的对农业从业人员的素质要求更高;受灾率、国有农场改革水平和资源利用水平对农业高质量发展的空间回归系数均为负,其中受灾率和资源利用水平为负向指标,表明受灾程度加深、无节制地利用资源将对本地区的农业高质量发展产生不利影响,国有农场改革水平回归系数也为负很有可能与当前我国国有农场企业化转型困难有关。至于各控制变量的空间滞后项系数,城镇化水平、农村人力资本、受灾率和资源利用水平的回归系数均为正,说明此四者的发展会对邻近地区的农业高质量发展产生促进作用,而国有农场改革水平会对邻近地区的农业高质量发展产生不利影响,究其原因很可能是因为随着当地国有农场企业化进程推进,会吸引周边地区大量投资资金和人员的流入,从而不利于流出地的农业高质量发展。

3.2.3 空间效应分解

将空间计量回归结果中的直接效应和间接效应进行分解,见表 10。效应分解结果表明,“农业科技资源配置-农业科技创新”耦合度对农业高质量发展的直接效应和间接效应均为正,但间接效应不显

表 8 空间面板计量模型检验结果

检验指标	C_{A-I}		C_{A-Q}		C_{I-Q}		C_{A-I-Q}	
	统计量	<i>P</i>	统计量	<i>P</i>	统计量	<i>P</i>	统计量	<i>P</i>
LM 空间误差检验	3.962	0.047	11.916	0.001	3.409	0.065	9.063	0.003
稳健 LM 空间误差检验	5.557	0.018	14.898	0.000	4.246	0.039	11.726	0.001
LM 空间滞后检验	6.865	0.009	6.134	0.013	1.878	0.171	8.468	0.004
稳健 LM 空间滞后检验	8.460	0.004	9.116	0.003	2.715	0.099	11.131	0.001
空间误差 LR 检验	92.860	0.000	79.940	0.000	111.100	0.000	64.970	0.000
空间滞后 LR 检验	66.850	0.000	108.160	0.000	79.47	0.000	92.880	0.000
空间误差 Wald 检验	14.060	0.029	16.690	0.011	11.00	0.089	21.760	0.001
空间滞后 Wald 检验	14.660	0.023	18.820	0.005	11.05	0.087	23.900	0.001
Hausman 检验	30.190	0.003	35.590	0.001	35.05	0.001	34.570	0.001

表 9 空间杜宾模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Q	Q	Q	Q
C_{A-I}	0.035*** (0.013)			
C_{A-Q}		0.184*** (0.047)		
C_{I-Q}			0.021 (0.018)	
C_{A-I-Q}				0.028*** (0.008)
URBA	0.140** (0.066)	0.136** (0.064)	0.147** (0.066)	0.131** (0.065)
RUR	0.002 (0.102)	0.021 (0.099)	-0.008 (0.103)	0.000 (0.100)
DAM	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)
ARA	-0.012 (0.010)	-0.010 (0.010)	-0.016 (0.010)	-0.012 (0.010)
REU	-0.131*** (0.029)	-0.133*** (0.029)	-0.132*** (0.030)	-0.133*** (0.029)
rho	0.243*** (0.072)	0.193*** (0.074)	0.251*** (0.072)	0.226*** (0.073)
Sigma2_e	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Log-likelihood	524.698	531.781	521.990	528.018
R^2	0.337	0.336	0.265	0.364
WC_{A-I}	0.000 (0.021)			
WC_{A-Q}		0.249** (0.099)		
WC_{I-Q}			0.021 (0.030)	
WC_{A-I-Q}				0.014 (0.015)
WURBA	0.359*** (0.084)	0.356*** (0.082)	0.360*** (0.084)	0.343*** (0.083)
WRUR	0.160 (0.134)	0.210* (0.127)	0.179 (0.134)	0.137 (0.132)
WDAM	0.008 (0.006)	0.008 (0.006)	0.009 (0.007)	0.008 (0.006)
WARA	-0.016 (0.019)	-0.005 (0.018)	-0.017 (0.019)	-0.014 (0.018)
WREU	0.060 (0.079)	0.007 (0.078)	0.061 (0.080)	0.040 (0.079)

注：*、**、***分别表示 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ ；括号内为标准误差。

著，且直接效应高于间接效应；“农业科技资源配置-农业高质量发展”耦合度的直接效应和间接效应均在 1%水平下显著为正，且以间接效应为主；“农业科技创新-农业高质量发展”耦合度对农业高质量发展的各效应均不显著，但会对当地和邻近地区农业高

表 10 空间效应分解结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
C_{A-I}	0.036*** (0.013)	0.011 (0.026)	0.047 (0.029)
C_{A-Q}	0.200*** (0.048)	0.339*** (0.118)	0.539*** (0.136)
C_{I-Q}	0.023 (0.018)	0.033 (0.038)	0.056 (0.043)
C_{A-I-Q}	0.030*** (0.008)	0.025 (0.018)	0.055*** (0.021)
控制变量	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	No	No
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数	330	330	330

注：***表示 $P<0.01$ ；括号内为标准误差。

质量发展产生积极影响这一结果与前述结果一致；“农业科技资源配置-农业高质量发展”耦合对农业高质量发展产生的总效应最大，且在 1%水平下显著，表明持续贯彻农业供给侧结构性改革，优化农业科技资源配置结构是推动农业高质量发展的主要途径。

3.3 稳健性检验

为验证上述基准回归和空间计量回归结果的稳健性，分别采用缩减时间窗口和更换空间权重矩阵的方法进行稳健性检验。具体做法为：将观测期缩减至 2015—2020 年，将空间邻接矩阵更换为空间地理矩阵，稳健性检验结果见表 11。稳健性检验中基准回归结果和空间杜宾模型回归结果均与前文基本一致，回归结果具有稳健性。

3.4 内生性讨论

各组耦合关系与农业高质量发展之间很有可能存在内生性问题，即存在互为因果的情况，为避免内生性造成的回归结果不可靠问题，采用工具变量法，选取各系统耦合度的一阶滞后项为工具变量，进行内生性检验，结果见表 12。处理内生性问题后，各变量对农业高质量发展的影响系数显著增大，但系统耦合程度的加深会对农业高质量发展产生积极影响这一实质并未改变，因此研究的回归结果具备一定的可靠性。

4 结论及政策建议

4.1 结论

在各变量测算结果的基础上，构建基准回归和空间计量模型，以城镇化水平、农村人力资本水平、受灾率、国有农场改革水平和资源利用水平为控制变量，实证分析 2010—2020 年中国 30 个省份（因数

表 11 稳健性检验结果

变量	基准回归				空间杜宾回归			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	Q	Q	Q	Q	Q	Q	Q	Q
C_{A-I}	0.047*** (2.720)				0.049*** (0.000)			
C_{A-Q}		0.242*** (3.030)				0.228*** (0.000)		
C_{I-Q}			0.032 (1.380)				0.035** (0.040)	
C_{A-I-Q}				0.040*** (3.040)				0.037*** (0.000)
WC_{A-I}					-0.031 (0.280)			
WC_{A-Q}						0.271 (0.350)		
WC_{I-Q}							-0.016 (0.720)	
WC_{A-I-Q}								-0.019 (0.400)
rho					0.366*** (0.010)	0.292* (0.050)	0.375*** (0.010)	0.353** (0.010)
sigma2_e					0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Log-likelihood					540.347	545.780	534.960	544.578
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No	No	No
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	180	180	180	180	330	330	330	330
R^2	0.988	0.988	0.987	0.988	0.261	0.237	0.175	0.287

注：*、**、***分别表示 $P<0.1$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.01$ ；括号内为标准误差。

表 12 内生性处理后回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Q	Q	Q	Q
$L-C_{A-I}$	0.322*** (0.0281)			
$L-C_{A-Q}$		0.983*** (0.1250)		
$L-C_{I-Q}$			0.532*** (0.0618)	
$L-C_{A-I-Q}$				0.188*** (0.0163)
F	299.856***	223.496***	155.886***	305.084***
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	300	300	300	300
R^2	0.707	0.645	0.646	0.702

注：***表示 $P<0.01$ ；括号内为标准误差。

据缺失，未包含西藏地区和港澳台地区)“农业科技资源配置-农业科技创新-农业高质量发展”所构成

的3组二元系统耦合度及三元系统耦合度对农业高质量发展的影响。经分析，得出以下结论。

(1)从全国层面来看，农业领域科技与经济的融合发展对农业高质量发展有显著推动作用，3组二元系统和三元系统的耦合度均显著促进农业高质量发展。从区域层面来看，4大经济区各系统耦合发展程度对农业高质量发展的影响不尽相同。4大经济区各系统耦合度大多对农业高质量发展产生正向影响，且“农业科技资源配置-农业高质量发展”耦合度对农业高质量发展影响的回归系数最大，表明当前农业领域科技资源配置与农业高质量发展间的良性互动更有助于推动农业高质量发展。此外，东北地区“农业科技创新-农业高质量发展”耦合度对农业高质量发展的影响系数为负，呈现出对农业高质量发展的抑制作用，这很可能与农业科技创新体制机制仍不够完善、产业创新与科技创新融合协同能力不强有关。

(2)空间计量回归结果表明，各系统耦合度对

农业高质量发展的影响系数及空间滞后项系数均为正,表明各系统同步发展不仅会对本地的农业高质量发展产生积极影响,还会带动周边地区农业高质量发展。从效应分解来看,各系统耦合发展所产生的影响仍是以本地为主,仅“农业科技资源配置-农业高质量发展”耦合度对周边地区的空间溢出效应显著为正。此外“农业科技资源配置-农业高质量发展”耦合度对农业高质量发展的总效应最大,说明积极调整农业科技资源配置结构以便切实提升农业科技资源配置效率仍是推动农业高质量发展的重要举措。

4.2 政策建议

(1)要牢牢把握高质量发展这个首要任务,因地制宜发展农业新质生产力。加快发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点,科技创新是发展新质生产力的核心要素^[25]。农业新质生产力是以科技创新为主导,通过涉农关键性或颠覆性技术的突破和应用,实现生产效率提升的农业先进生产力^[26]。农业领域的劳动者、劳动资料、劳动对象正在发生深刻变化,发展新质生产力推动农业高质量发展的基础和条件不断完善,为围绕提升全要素生产率加快推进农业高质量发展提供了有利条件。发展农业新质生产力意味着对农业生产要素、生产过程以及产业链上的组织、分工和协作进行创新性转化,进而在农业领域和乡村地区实现更大的价值创造^[27]。因此,我们必须立足新发展阶段、贯彻新发展理念、构建新发展格局依靠农业科技创新驱动,实现农业高质量发展。

(2)充分调动各地区在科技经济融合中的独特优势,发挥不同系统互动对邻近地区农业高质量发展的空间溢出效应。各系统耦合发展对当地及周边地区农业高质量发展的促进作用存在显著差异,农业科技资源配置与农业高质量发展耦合对农业高质量发展的促进作用最强,这得益于供给侧结构性改革的持续发力,要充分发挥农业科技资源配置与农业高质量发展耦合对农业高质量发展的推动作用的关键在提高二者的耦合水平。农业高质量发展相对滞后是整体耦合度不高的主要原因,要不断完善现代农业生产、经营、产业体系,持续优化农业支持政策体系以提升农业高质量发展水平。

(3)加大农业科技领域供给侧结构性改革力度,提高农业科技资源配置效率。资源配置效率不仅是要以更节约的投入获取尽可能多的产出,更重

要的是各投入要素内部的协调,即用于农业科技活动的人力、财力、物力等资源间的优化配置。通过加大供给侧结构性改革力度,有助于从源头优化各生产要素的配置结构,尽可能避免生产要素的局部冗余和不足而造成农业科技活动受限的情形。

参考文献

- [1] 杨传喜,刘文博.农业科技资源错配测度及演变分析[J].科技和产业,2023,23(6):7-15.
- [2] 高旺盛,王小龙,杨富裕,等.农业科技强国评价指标构建与中国实现度分析[J].中国农业大学学报,2021,26(12):1-10.
- [3] 高晶晶,史清华.中国农业生产方式的变迁探究:基于微观农户要素投入视角[J].管理世界,2021,37(12):124-134.
- [4] 丁厚德.科技资源及其配置的研究[J].中国科技资源导刊,2009(2):1-7.
- [5] 高思梵,姜红,张絮.区域科技资源协同度发展趋势及生态化治理机制研究[J].科技进步与对策,2020,37(17):36-45.
- [6] 刘畅,郭一迪,马国巍.黑龙江省农业高质量发展与农业科技创新能力的协同发展水平[J].科技管理研究,2021,41(14):81-88.
- [7] 丁璐扬,李华晶,杨传喜.农业科技资源配置系统耦合协调的时空分异及驱动力研究[J].科学管理研究,2021,39(6):106-116.
- [8] 徐晔,赵金凤.中国创新要素配置与经济高质量耦合发展的测度[J].数量经济技术经济研究,2021,38(10):46-64.
- [9] 张竣楠,逯进,周惠民.技术创新、产业结构与金融发展的耦合效应研究:基于中国省域数据的实证分析[J].管理评论,2020,32(11):112-127.
- [10] 陈子韬,孟凡蓉,袁梦.科技经济融合水平对经济增长的影响研究:基于科技资源、科技创新、经济增长的耦合视角[J].软科学,2020,34(11):7-13.
- [11] 杨传喜,刘文博.农业高质量发展指标体系构建、测度及时空演变分析[J].科技和产业,2023,23(19):167-176.
- [12] 杨传喜,吴昊天.基于Grey-Dematel方法的农业科技资源错配关键因素识别研究[J].中国科技资源导刊,2022(5):77-86.
- [13] 杨传喜,梁慧楠,秦辉.新质生产力视阈下农业科技资源流动对农业高质量发展影响[J].科技管理研究,2024(15):25-37.
- [14] 邓敏慧,杨传喜.基于超效率DEA模型的中国农业科技资源配置效率动态演化研究[J].中国农业资源与区划,2017,38(6):61-66.
- [15] 杨传喜,梁慧楠.农业科技资源配置效率与农业高质量发展耦合协调研究[J].中国科技资源导刊,2023,55(6):83-91.
- [16] 孟凡蓉,陈子韬,袁梦.科技创新、科技资源与经济增长

- 的耦合研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2019, 40(9): 63-74.
- [17] 鲍超, 陈小杰, 梁广林. 基于空间计量模型的河南省用水效率影响因素分析[J]. 自然资源学报, 2016, 31(7): 1138-1148.
- [18] 黄修杰, 蔡勋, 储霞玲, 等. 我国农业高质量发展评价指标体系构建与评估[J]. 中国农业资源与区划, 2020, 41(4): 124-133.
- [19] 杨军鸽, 王琴梅. 数字技术与农业高质量发展: 基于数字生产力的视角[J]. 山西财经大学学报, 2023, 45(4): 47-63.
- [20] 刘亦文, 欧阳莹, 蔡宏宇. 中国农业绿色全要素生产率测度及时空演化特征研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(5): 39-56.
- [21] 李红梅, 季刚, 廖永松. 深化国有农场改革促进农业强国建设[J]. 经济研究参考, 2023(8): 124-133.
- [22] 龚锐, 谢黎, 王亚飞. 农业高质量发展与新型城镇化的互动机理及实证检验[J]. 改革, 2020(7): 145-159.
- [23] 李滢, 周韩梅. 绿色金融发展对产业结构转型升级的空间效应及异质性研究: 基于空间杜宾模型的解释[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(3): 164-174.
- [24] 姜芮, 孟令航, 刘帮成. 科技创新人才集聚度与区域经济高质量发展的空间特征: 基于空间计量和面板门槛模型的实证分析[J]. 经济问题探索, 2023(10): 59-72.
- [25] 尹西明, 陈劲, 王华峰, 等. 强化科技创新引领 加快发展新质生产力[J/OL]. 科学学与科学技术管理, 1-10 [2024-10-02]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1117.g3.20240221.1012.002.html>.
- [26] 杨颖. 发展农业新质生产力的价值意蕴与基本思路[J]. 农业经济问题, 2024(4): 27-35.
- [27] 高原, 马九杰. 农业新质生产力: 一个政治经济学的视角[J]. 农业经济问题, 2024(4): 81-94.

Impact of the Ternary System Coupling on Agricultural High-quality Development

YANG Chuanxi^{1,2}, LIANG Huinan², QIN Hui¹

(1. Business School, Guilin Tourism University, Guilin 541006, Guangxi, China;

2. Business School, Guilin University of Technology, Guilin 541004, Guangxi, China)

Abstract: Agricultural high-quality development (AHQ) is an urgent need for the comprehensive promotion of rural revitalization today. Benchmark regression and spatial Durbin models were employed to investigate the effects of the coupling degrees of three sets of binary and ternary relationships-formed by ASTR allocation, AST innovation, and AHQ-on AHQ across each province from 2010 to 2020. The findings indicate that, overall, the coupling development among these systems plays a significant role in promoting AHQ. Specifically, the coupling degrees of both the binary and ternary systems markedly boost AHQ. However, when analyzed regionally, the degree of system coupling development exerts varying impacts on AHQ across the four major economic regions. Spatial econometric regression results further reveal that the coefficients for the impact of system coupling on AHQ, along with the spatial lag coefficients, are positive. This implies that the synchronized development of these systems not only positively affects local AHQ but also catalyzes AHQ improvements in neighboring regions. Therefore, this study suggests fully leveraging the unique strengths of each region in the integration of science, technology, and the economy, accelerating new quality agricultural productivity, capitalizing on the spatial spillover effects of system interactions on AHQ in adjacent areas, intensifying supply-side structural reforms in the agricultural science and technology sector, and enhancing the efficiency of ASTR allocation.

Keywords: agricultural science and technology resource allocation efficiency; agricultural science and technology innovation capacity; agricultural high-quality development; coupling degree; spatial Durbin model