

农业新质生产力赋能城乡融合发展的内在逻辑与作用机制

任琳

福建师范大学 数学与统计学院, 福建 福州 350000

DOI:10.61369/ASDS.2025050010

摘要 : 新质生产力是党对新时代生产力的总结, 农业新质生产力作为其重要组成部分, 对城乡融合发展具有促进作用。本文基于2012–2023年中国30个省份数据研究农业新质生产力对城乡融合发展的影响与作用机制。结果表明, 农业新质生产力总体增长显著, 但区域分化突出, 东中部地区和粮食主产区的生产力水平始终处于高位。基准回归证实农业新质生产力对城乡融合发展具有稳健促进作用。此外, 各地理分区农业新质生产力对城乡融合发展具有不同程度的促进作用, 这种促进作用在各农业功能分区呈现“产销平衡区 > 主产区 > 主销区”的态势; 农民增收与农业现代化在两者的作用中发挥部分中介效应。

关键词 : 农业新质生产力; 城乡融合发展; 农民增收; 农业现代化

The Internal Logic and Mechanism of Agricultural New Quality Productivity Forces Urban-Rural Integrated Development

Ren Lin

School of Mathematics and Statistics, Fujian Normal University, Fuzhou, Fujian 350000

Abstract : New quality productive forces represent the Communist Party of China's theoretical summation of productive forces in the new era. As a crucial component, agricultural new quality productive forces play a promoting role in urban-rural integrated development. This paper examines the impact and mechanism of agricultural new quality productive forces on urban-rural integrated development using data from 30 Chinese provinces from 2012 to 2023. The findings demonstrate a significant overall growth in agricultural new quality productive forces, albeit with marked regional disparities. Productivity levels consistently remain high in the eastern, central regions, and major grain-producing areas. Baseline regression confirms the robust promoting effect of agricultural new quality productive forces on urban-rural integrated development. Furthermore, the degree of this promoting effect varies across geographical divisions. Among agricultural functional zones, the effect manifests as 'production-marketing balanced areas > core production areas > core consumption areas. Increased farmer incomes and agricultural modernization exert partial mediating effects in this promoting relationship.

Keywords : agricultural new quality productivity; urban-rural integrated development; increasing farmer incomes; agricultural modernization

引言

十八大以来, 为解决“三农”问题, 以习近平同志为核心的党中央提出众多新型城镇化战略方针, 如今新型城镇化发展进入中后期, 城乡融合发展成为此阶段关键命题。二十大报告提出“着力推进城乡融合和区域协调发展”的战略目标, 标志着城乡关系从要素互向制度协同转型。然而, 据《2024年国民经济和社会发展统计公报》显示, 城乡居民人均可支配收入分别为54188元和23119元, 城乡收入比处于2.34:1的高位。这一现象折射出我国城乡二元结构仍为突出, 城乡融合发展面临更深层次的挑战。2025年中央一号文件首次提出以科技创新引领先进生产要素集聚, 因地制宜发展农业新质生产力。作为新质生产力的重要组成部分, 农业新质生产力以科技打头阵, 以绿色为底色, 通过改革农业生产力三要素的作用方式, 突破传统农业依赖人力资源密集的粗放型发展路径, 推动农业生产率实现跨越式发展, 为实现城乡融合发展提供内生动力^[1]。在此背景下探索以农业新质生产力为核心驱动的城乡融合发展路径, 成为实现“大国小农”向“大国强农”跨越的关键。

作者简介: 任琳(2000-), 女, 福建师范大学数学与统计学院, 硕士研究生, 研究方向为数理统计。

一、文献综述

新质生产力是党对新时代社会主义生产力的总结，也是对经济高质量发展的战略性指导，农业新质生产力是其中的重要组成部分。目前，已有大量文献聚焦于农业新质生产力的理论研究。李晓园等（2025）将农业新质生产力定义为以农业科技创新为主导，实现关键性或颠覆性农业技术突破，优化配置农业生产要素所形成的先进农业生产力^[2]。罗必良（2024）从理论层面将农业新质生产力的要素特征涵括为新型劳动力、新型劳动工具和新型劳动对象，细致阐述农业新质生产力的发展目标和重点^[3]。高强和程长明（2024）引入生产关系要适合生产力发展的理论方法，强调应形成与农业新质生产力相适应的新型生产关系^[4]。也有学者对农业新质生产力与其他宏观变量的因果关系进行研究。其一，农业新质生产力对其他变量的影响。在中国式现代化建设的新阶段，为实现农业强国提出的农业新质生产力，对促进农村共同富裕和农村居民消费具有重要现实意义^[1,5]。其二，其他宏观变量对农业新质生产力的影响。数字普惠金融和数字技术的发展正在为破解农业新质生产力发展低下难题开辟新路径^[6-7]。

对城乡融合发展的研究，刘彦随（2018）探讨新时代城乡融合与乡村振兴的基础理论，剖析乡村发展面临的主要问题^[8]，周德（2021）从城乡融合的概念内涵、基础理论等方面开展城乡融合评价^[9]。也有学者借助莫兰指数、LISA 空时路径和分位数回归模型探索各省城乡融合的时空演变特征^[10]。此外，田蓬鹏等（2024）和张震宇（2024）更具前瞻性的研究新质生产力对城乡融合发展的影响，为厘清新质生产力赋能城乡融合的理论逻辑，探索现实路径提供理论基础^[11-12]。孙志远（2024）从数字新质生产力出发，利用固定效应和门限效应等模型，实证分析其对城乡高质量融合的作用机制^[13]。

然而，城乡融合发展旨在推动城市与乡村在经济等多维度实现协同共生，构建要素流动，功能互补的新型城乡关系。农村作为具有独立价值和发展动能的关键角色，还未见有文章将新质生产力细化至农村层面，研究农业新质生产力对城乡融合发展的影响。因此，本文基于农业新质生产力与城乡融合发展的战略需求，厘清两者内在逻辑，探讨样本期内全国省域农业新质生产力对城乡融合发展的作用机制，为各省市后期为推进城乡融合发展出台宏观应对政策提供参考。

二、研究假设

农业新质生产力以科技创新为核心驱动因素，通过智能装备和农业数字技术等要素重构农业生产方式，实现效率提升和产量跃升^[2]。城乡融合发展通过城乡之间要素双向流动与制度创新，打破城乡二元结构，实现城乡在经济、人口、社会、空间和生态五个方面协同发展。

（一）农业新质生产力与城乡融合发展

第一，对城乡经济融合的促进作用。农业新质生产力能够促进大数据和智慧物流等现代化设施下沉至乡村，促进农产品产业

链更快升级，拓宽农产品销售渠道，从而增加地区第一产业产值，促进城乡经济向上融合。第二，对城乡人口融合的促进作用。农业新质生产力催生更多例如无人机操控、智慧农场经理等新型岗位，吸引高素质农业人才返乡创业，打破机制壁垒与户籍制度局限性，使地区人口资源在城乡之间合理分配，助力城乡人口融合^[13]。第三，对城乡社会融合的促进作用。远程技术、5G 网络和智能服务平台等通过农业新质生产力传播至千万农户，推动农业甚至其他医疗、教育等社会行业在乡村开花，有效弥合城乡之间公共服务不平等鸿沟，使城乡居民最大限度享受医疗、教育等社会服务均等化，加速城乡社会融合。第四，对城乡空间融合的促进作用。发展农业新质生产力拓宽城乡交通运输纽带，推动农村向中心城镇集聚，形成村镇联动空间格局，加快城乡空间融合。第五，对城乡生态融合的促进作用。通过运用更节能，更环保的新型农业机械设备，推动农业向低碳化、绿色化发展，构建城乡共生的绿色循环体系，为实现城乡生态融合提供渠道。综上所述，提出如下假设：

H_1 : 农业新质生产力能够促进城乡融合发展。

（二）农业新质生产力，农民增收和城乡融合发展

城乡融合发展为解决“三农”问题，打破城乡二元结构滋生，农民问题是农业、农村、农民问题的关键，而农业新质生产力在推动农民增收的同时能够有效缓解农民问题。农业新质生产力主要通过降低农产品生产成本、收入结构多元化与提升农产品销售渠道三方面推进农民增收^[14]。其一，通过智能装备和数字技术的应用，提高农业生产函数中的技术弹性系数，有效规避农产品在生长过程中可能面临的各种风险，降低农药和化肥等资源消耗，在提升农产品亩产量的同时降低生产成本。其二，农业新质生产力通过技术嵌入重构农业的价值创造模式，拓展农业的生态、文化及服务功能，催生乡村文旅、休闲农业等新兴业态，推动农民收入结构从单一农产品销售向“生产性收入 + 服务性收入 + 资产性收入”复合结构转型。其三，农业新质生产力所提供的数字化交易平台，通过去中介化重整农产品产业链分配格局，有效解决中间商赚差价等系列难题，推进农民增收。

农村人均可支配收入增加，进而需求侧拉动农村消费升级引致城乡市场融合发展。农民收入增长促使农村社会消费品零售额逐年增加，农村居民在生活用品等各方面需求放大，从解决温饱上升至品质生活，倒逼城市工商业向农村市场下沉，加速城乡之间融合发展。农民增收在供给侧驱动城乡融合发展。增收农民通过资产积累扩大再生产投资，推动县域小微型企业发展，降低劳动力单向流动压力，促进城乡要素配置效率提升，加快城乡融合发展。综上所述，提出如下假设：

H_2 : 农业新质生产力通过推进农民增收间接影响城乡融合发展。

（三）农业新质生产力，农业现代化和城乡融合发展

为建设社会主义现代化强国，核心之义在于加快建设农业强国，相较于传统农耕方式新型农业现代化占据优势，推进农业现代化的关键之举在于推进农业生产、产业体系现代化。首先，农业新质生产力通过提高农业劳动生产率、农产品质量以及拓宽农

业生产范围，促进农业生产体系现代化^[15]。主要体现在智能化农机的普及大幅降低农业劳动密度，其实质是劳动力要素从体力密集型向技术复合型转变，进而提升农业劳动生产效率；北斗系统使农机装备实现厘米级作业，土地单位面积播种误差率降低，保障农产品出土质量；农业生产范围不再局限于已有土地，还包括以科技进步发现的非实物要素和非自然资源。农业新质生产力促进农业生产体系现代化，在此基础上，生产体系助推农产品生产链向透明化发展，农产品生产可追根溯源，增强消费端信任溢价，为农村经济发展带来动力，进而促进城乡经济融合快速发展。

其次，农业新质生产力通过催生农村新业态、拓展农业多功能性和延伸产业链促进农业产业体系现代化^[15]。其一，新型劳动力接受新鲜事物的能力强，以此催生譬如农业电商等新型农业经营业态，使乡村特色产品通过电商渠道占据城市消费市场，打通城乡要素双向流动，促使城乡人口、社会向更高质量融合。其二，新型农业数字生产力通过物联网、区块链等技术的应用，实现农业多功能性，休闲农业、度假村庄的实现打破地理隔阂，形成城市消费市场反哺乡村文旅产业新格局，助推城乡空间融合。其三，新型农业绿色生产力促进农业产业链向绿色产业延伸，通过跨区域生态补偿构建城乡环境共同体，用城市技术处理农业氮磷等污染问题，为城乡生态融合发展保驾护航。综上所述，提出如下假设：

H_3 : 农业新质生产力通过推进农业现代化间接影响城乡融合发展。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文选取2012–2023年中国30个省、市、自治区（不包括西藏和港澳台地区）的面板数据，主要数据来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国环境统计年鉴》、中国研究数据服务平台和北京大学数字金融研究中心，并利用线性插值法补全个别缺失值。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文被解释变量为城乡融合发展（INT）。参考有关研究^[16]，选取城乡经济融合，社会融合，人口融合，空间融合和生态融合，基于熵值法构建城乡融合发展综合指标体系。具体指标与描述参见表1。

表1：城乡融合发展综合指标体系

一级指标	二级指标	指标计算或描述	权重	属性
经济融合	城乡居民收入差距（%）	城镇居民人均可支配收入／农村居民人均可支配收入	0.0169	-
	城乡居民消费差距（%）	城镇居民人均消费支出／农村居民人均消费支出	0.0141	-
	二元对比系数（%）	(第一产业产值／第一产业从业人数) / (第二、三产业产值／第二、三产业从业人数)	0.0507	+

人口融合	非农与农业从业比重比（%）	第二、三产业从业人数／第一产业从业人数	0.2564	+
	城乡人口比（%）	城镇人口数／农村人口数	0.0121	-
	基础教育水平（%）	初中及以上受教育人数／6岁以上总人口数	0.0239	+
社会融合	城乡人均医疗保健对比系数（%）	城镇居民人均医疗保健支出／农村居民医疗保健支出	0.0076	-
	城乡失业保险覆盖率（%）	城乡居民失业保险参保人数／常住人口数	0.1109	+
	城乡养老保险覆盖率（%）	城乡居民养老保险人数／总人口数	0.0305	+
	城乡文教娱乐对比系数（%）	城镇居民人均文教娱乐服务支出／农村居民人均文教娱乐支出	0.0051	-
	城乡交通通讯对比系数（%）	城镇居民人均交通通讯支出／农村居民人均交通通讯支出	0.0074	-
空间融合	城市空间扩张（%）	农作物播种面积／建成区面积	0.0606	+
	公路路网密度（公里／万公顷）	公路运营里程／土地总面积	0.0495	+
	土地城镇化水平（%）	建成区面积／土地总面积	0.1861	+
	私人汽车拥有量（万辆）	区域内准许挂牌上路的私人汽车数量	0.0900	+
生态融合	生活垃圾无害化处理率（%）	直接数据	0.0054	+
	公共厕所普及率（%）	每万人拥有公共厕所	0.0378	+
	环境保护支出率（%）	地方财政环境保护支出／地方财政一般预算支出	0.0349	+

2. 核心解释变量

本文核心解释变量为农业新质生产力（AGR）。基于农业新质生产力的基本内涵，本文从数字、科技和绿色三方面构建农业新质生产力综合指标体系^[17]。同样利用熵值法得到其综合指标体系。具体指标与描述参见表2。

表2：农业新质生产力综合指标体系

一级指标	二级指标	指标计算或描述	权重	属性
农业数字生产力	农村互联网普及率（%）	农村互联网宽带接入用户／农村人数	0.1203	+
	农村智能手机普及率（部）	农村居民平均每百户年末移动电话拥有量	0.0155	+
	农村广播电视覆盖率（%）	(农村广播节目综合人口覆盖率 + 农村电视节目综合人口覆盖率) / 2	0.0047	+
	农业物联网信息技术应用（公里／人）	邮政业农村投递路线农村人数	0.0345	+
	数字产品与服务消费水平（%）	农村居民食品消费支出／农村居民总消费支出	0.0098	-
	农村网络支付规模（%）	数字普惠金融指数	0.0291	+

农业科技生产力	农业 R&D 人员(人)	R&D 人员全时当量 × (农林牧渔业总产值 / 地区 GDP)	0.0976	+
	农业 R&D 经费(万元)	R&D 经费 × (农林牧渔业总产值 / 地区 GDP)	0.1063	+
	农业有效专利数(个)	全国有效专利数 × (农林牧渔业总产值 / 地区 GDP)	0.1396	+
	农业技术市场成交额(万元)	(技术流向地域合同金额 + 技术输出地域合同金额) × (农林牧渔业总产值 / 地区 GDP)	0.1650	+
	农业机械化水平(-)	农业机械总动力	0.0878	+
	农业植物新品种权申请数(件)	直接数据	0.0990	+
农业绿色生产力	森林覆盖率(%)	直接数据	0.0528	+
	农业 COD 污染排放率(%)	农业 COD 污染排放占比 / 第一产业产值占比	0.0041	-
	农业氨氮排放率(%)	农业氨氮排放占比 / 第一产业产值占比	0.0047	-
	农用柴油使用效率(吨 / 亿元)	农用柴油总量 / 农林牧渔业总产值	0.0097	-
	化肥使用强度(吨 / 千公顷)	化肥施用量 / 农作物总播种面积	0.0125	-
	农药使用强度(吨 / 千公顷)	农药使用量 / 农作物总播种面积	0.0069	-

3. 控制变量

为探究除农业新质生产力外其他因素对城乡融合发展的重要影响，本文设定4个控制变量，分别为工业化水平(IND)、政府干预(GOV)、环境规制(ENV)和对外贸易(FOR)。其中工业化水平用各省份工业增加值与当年该省份的GDP比值测算；政府干预用地方财政一般预算支出与当年该省份GDP比值测算；环境规制用各省工业污染治理完成投资测算；对外贸易则按经营单位所在地分的进出口总额与该地区的GDP比值测算^[11]。

4. 中介变量

为分析农业新质生产力对城乡融合发展的机制，采用农民增收(FAR)和农业现代化(MOD)作为本文的中介变量。参考杨林和赵洪波(2022)，将农民人均可支配收入作为衡量农民增收的标准^[18]。此外，实现农业现代化是中国式现代化的应有之义，也是加快建设农业强国的必由之路^[15]。因此以农业生产、产业体系现代化构建农业现代化综合指标体系。具体指标与描述见表3。

表3：农业现代化综合指标体系

一级指标	二级指标	指标计算或描述	权重	属性
农业生产体系现代化	粮食综合生产水平(万吨 / 千公顷)	粮食总产量 / 粮食作物播种面积	0.0824	+
	劳均有效灌溉面积(千公顷 / 人)	有效灌溉面积 / 第一产业从业人员	0.2480	+
农业产业体系现代化	农产品加工业发展水平(%)	农产品加工业总产值 / 农林牧渔业总产值	0.2759	+
	牧、渔业发展水平(%)	畜牧业和渔业总产值 / 农林牧渔业总产值	0.0802	+
	休闲农业发展水平(%)	休闲农业总产值 / 农林牧渔业总产值	0.3135	+

(三) 模型选择

1. 基准回归模型

依据王亚红等(2024)，定义如下基准回归模型探究农业新质生产力对城乡融合发展的直接影响^[17]

$$INT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 AGR_{it} + \alpha_2 C_{it} + u_i + v_t, \quad (1)$$

其中， i 表示每个省份， t 表示样本期内的年份，INT 代表城乡融合发展，AGR 代表农业新质生产力， C 代表本文所选的四个控制变量， α_0 是常数项， α_1, α_2 是回归系数， u_i 表示个体固定效应， v_t 表示时间固定效应， ε_{it} 表示随机扰动项。

2. 中介效应模型

为深入探究农业新质生产力对城乡融合发展的机制，在上式的基础上，根据上文选取的中介变量定义如下模型

$$FAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 AGR_{it} + \beta_2 C_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it}$$

$$INT_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 AGR_{it} + \gamma_2 FAR_{it} + \gamma_3 C_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

$$MOD_{it} = \beta_0^* + \beta_1^* AGR_{it} + \beta_2^* C_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it}$$

$$INT_{it} = \gamma_0^* + \gamma_1^* AGR_{it} + \gamma_2^* MOD_{it} + \gamma_3^* C_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it}$$

其中， i 表示每个省份， t 表示样本期内的年份，FAR 表示农民增收，MOD 表示农业现代化， $\beta_1, \beta_1^*, \gamma_j, \gamma_j^* (j=1, 2; i=1, 2, 3)$ 表示待估的回归系数， $\beta_0, \beta_0^*, \gamma_0, \gamma_0^*$ 为常数项，其他参数和变量与式(1)一致。

四、实证检验与分析

(一) 农业新质生产力发展水平分析

观察图1和图2中2012–2023年我国农业新质生产力总体水平可知，农业新质生产力逐年攀升，总水平由2012年的0.1584上升至2023年的0.3554，增长了124.4%，但主要数值分布于0.1至0.3之间，且平均值仅为0.237，相较于东中部地区和粮食主产区总水平持续处于低位。

从各地理分区来看。四个地区2012–2023年农业新质生产力均实现不同程度增长。首先，东中部地区增速最快，12年间两地农业新质生产力的绝对差值都在0.2以上，这与该地区新型农业技术密集和产业链整合完整等因素密不可分。其次，东北地区受当地工业影响，容易引入先进的农业数字、科技生产力，土地生产率增幅显著，导致东北地区农业新质生产力从0.1775增长至0.3008。最后，西部地区受资源禀赋限制，长期以来农业新质生产力低于全国平均水平。从各农业功能分区来看。2012–2023年三个农业功能区的农业新质生产力得到普遍提升。首先，主产区凭借其自然资源集聚与补贴政策倾斜优势稳居首位。其次，粮食主销区一般多位于经济发达的东部地区，该地区居民对更绿色、更健康的农产品需求度较高，倒逼农产品供应链提量更提质，推动该地农业新质生产力发展。最后，产销平衡区虽在样本期末年仅增长至0.2388，不及主产区十年前的水平，但其年平均增速达11.4%，反映出该地区的后发优势，特色农业，如云南花卉、宁夏枸杞等与农业电商有机结合，带动该地区农业产业发展提升农业新质生产力水平。

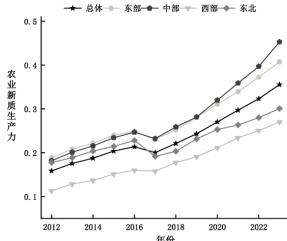


图1: 各地理分区农业新质生产力

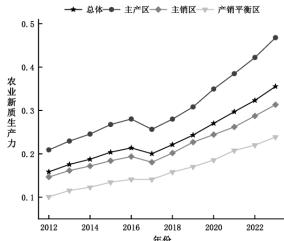


图2: 各农业功能分区农业新质生产力

(二) 描述性统计与诊断

描述性统计与诊断检验结果如表4所示。城乡融合发展与农业新质生产力均通过熵值法构建综合指标体系，其平均值等其他描述性统计量处于较低水平，源于多维指标降维的固有特性，符合综合指标体系的特征。观察变量分布形态发现，城乡融合发展呈现右偏尖峰特征，农业新质生产力呈现右偏平峰特征，且极差相对较大，可能存在极端观测值。此外，除工业化水平外，其他控制变量都为右偏状态。所有变量 VIF 值均低于 5，表明变量间不存在多重共线性。Hausman 检验在 1% 的水平上拒绝随机效应假设，因此基准回归模型应采用双向固定效应模型以控制个体异质性与时间趋势。

表4: 描述性统计与诊断检验结果

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度	VIF
INT	0.243	0.086	0.127	0.653	1.792	4.075	
AGR	0.237	0.129	0.047	0.761	1.148	1.257	1.639
IND	32.580	7.732	10.014	54.184	-0.701	0.928	1.395
GOV	25.825	11.015	10.501	75.830	1.699	4.214	2.292
ENV	20.308	20.512	0.048	141.646	2.314	7.229	1.352
FOR	26.415	26.500	0.763	135.412	1.769	2.706	1.459
Hausman 检验			H 值 = 211.96		P 值 = 0.000(***)		
BP 检验			BP 值 = 95.82		P 值 = 0.000(***)		
Wooldridge 检验			F 值 = 190.05		P 值 = 0.000(***)		

(三) 基准回归

表5模型(1)至模型(5)通过渐进式基准回归系统检验农业新质生产力对城乡融合发展的影响。农业新质生产力在逐步纳入工业化水平、政府干预、环境规制及对外贸易等控制变量后，系数虽从 0.332 衰减至 0.170，但始终在 1% 水平上显著为正，证实其对城乡融合发展的促进效应。模型解释力 R^2 从 0.491 提升至 0.698，表明控制变量有效捕捉 20.7% 的额外变异。据此， H_1 初步得以验证。

表5: 基准回归结果

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
AGR	0.332*** (0.019)	0.244*** (0.022)	0.185*** (0.023)	0.167*** (0.025)	0.170*** (0.021)
IND		-0.003*** (0.0004)	-0.004*** (0.0004)	-0.004*** (0.0004)	-0.003*** (0.0004)
GOV			-0.003*** (0.0005)	-0.003*** (0.0005)	-0.003*** (0.0004)
ENV				-0.0002** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)

FOR					-0.002*** (0.0002)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	360	360	360	360	360
R^2	0.491	0.552	0.599	0.604	0.698

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著（下同）。

(四) 稳健性检验

本文采用以下方法验证基准回归结果的稳健性（见表6）。

第一，对样本数据进行缩尾处理。鉴于表4诊断检验结果，核心解释变量可能存在极端异常值对回归结果造成影响，对全样本数据进行 1% 缩尾处理，以此检验基准回归的稳健性。模型(6)显示，农业新质生产力的系数与基于基准回归的系数相比，在大小、显著性和方向上均未发生较大改变，说明样本数据极端值未对估计产生结构性扭曲，研究结论可靠。

第二，构建动态面板模型。由于本文难以对影响城乡融合发展的因素进行全面考察，因此，为减小因遗漏变量产生的偏差，将城乡融合发展一阶滞后项纳入模型，得到动态面板模型，重新对研究对象之间的关系进行检验，模型(7)显示农业新质生产力在 1% 的水平上显著，说明基准回归结果稳健。

表6: 稳健性检验结果

	模型(6) INT	模型(7) INT_lag1	模型(8) INT	模型(9) INT	模型(10) INT
AGR	0.181*** (0.019)	0.165*** (0.022)	0.227*** (0.015)	0.170*** (0.043)	
PC1					0.006*** (0.001)
PC2					0.016*** (0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	360	330	312	360	360
R^2	0.749	0.681	0.796	0.799	0.799

第三，缩小样本量。在剔除四个直辖市后，重新对数据进行回归分析，模型(8)显示农业新质生产力的系数上升至 0.227 且显著性未变，反向证明本文的核心结论不受特殊区域的干扰。

第四，替换标准误。表4中 BP 检验和 Wooldridge 检验证实数据存在显著的异方差与自相关性，若继续使用传统标准误可能导致统计推断有偏。因此模型(9)展示用聚类稳健标准误修正样本数据后的基准回归结果，核心解释变量的标准误由 0.021 扩大至 0.043，表明传统标准误可能低估了参数的波动性。

第五，更换变量测度方式。采用主成分分析法重新测算农业

新质生产力，并将第一、二主成分带入模型中再次回归，模型(10)显示，前两个主成分系数显著为正，再次证明前述研究结论具有跨方法、跨样本的强稳健性。

(五) 内生性检验

本文基于区域协同发展理论，类比田蓬鹏等(2024)的工具变量构造方法，定义相同地理分区除自身以外其他省份的农业新质生产力均值为工具变量^[11]，通过两阶段最小二乘法(2SLS)系统修正模型内生性偏误。由于同地区在经济状况与要素配置等因素上互联互通，农业新质生产力存在显著空间关联，因此符合工具变量的相关性；此外，同一区域内不同个体的农业新质生产力满足排他性约束，符合工具变量外生性要求。为剥离农业新质生产力的外生成分，构建表7模型(11)，随后用农业新质生产力中仅由外生工具变量解释的部分 \hat{AGR} 与城乡融合发展进行回归，模型(12)显示 \hat{AGR} 的系数相较于模型(5)显著变大，表明内生性问题会导致影响效应被低估。

表7：内生性检验结果

	模型(11) AGR	模型(12) INT
工具变量	0.207***(0.020)	
\hat{AGR}		0.408***(0.041)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
样本量	360	360
R^2	0.661	0.724

(六) 机制检验

在经过内生性和稳健性检验之后，得到农业新质生产力能够显著促进城乡融合发展。为进一步检验这种促进作用的传导机制，本文选用农民增收和农业现代化作为中介变量，对两者在中介效应检验中的作用进行专项分析(见表8)。

表8：中介效应检验结果

	模型(13) FAR	模型(14) INT	模型(15) MOD	模型(16) INT
AGR	2.999** (0.251)	0.039** (0.015)	0.079** (0.038)	0.146*** (0.018)
FAR		0.070* (0.003)		
MOD				0.311*** (0.026)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	360	360	360	360
R^2	0.775	0.898	0.357	0.791

模型(14)和模型(16)显示，农民增收与农业现代化对城乡融合发展的影响系数分别为0.07和0.311，且分别通过10%和1%的显著性水平。模型(13)表明农业新质生产力对农民增收的影响系数为2.999且，说明农业新质生产力可有效提升农业生产效率，推动农民可支配收入增加，农民增收进一步推动农村居民消费升级或创业投资，从而促进城乡之间要素双向流动。农民增收在农业新质生产力对城乡融合发展的影响中发挥中介作用。据

此， H_2 得以验证。其次，模型(15)表明农业新质生产力对农业现代化的影响系数为0.079且在5%的水平上显著为正。说明农业现代化在农业新质生产力对城乡融合发展的影响中同样发挥中介作用。据此， H_3 得以验证。

(七) 异质性分析

1. 地理分区的异质性

为进一步揭示农业新质生产力对城乡融合发展在各地理分区上的异质性，对中国东部、中部、西部和东北地区的样本分别进行分析，表9模型(17)至(20)表明，各地理分区农业新质生产力对城乡融合发展均具有促进作用，且西部地区城乡融合发展的影响力显著大于其他地区。东中西部地区均通过5%的显著性水平，东北地区则通过10%的显著性水平。各地区的影响力系数依次为0.097、0.052、0.126和0.067，表明农业新质生产力对城乡融合发展的影响呈现“西部>东部>东北>中部”的格局。这种差异源于经济发展阶段与产业要素禀赋差异的空间映射，东部、东北及中部地区进入工业化后期，此阶段农业创新技术已大范围覆盖，农业新质生产力对城乡融合发展的影响较低。而西部地区仍处于工业化中期，全域第一产业产值高于二三产业，农业作为地区家庭的主要收入来源，使得农业新质生产力对城乡融合发展影响偏大。

表9：各地理分区的异质性分析结果

INT	模型(17)	模型(18)	模型(19)	模型(20)
AGR	0.097** (0.048)	0.052** (0.021)	0.126*** (0.028)	0.067* (0.048)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	120	72	132	36
R^2	0.783	0.931	0.863	0.858

2. 农业功能分区的异质性

为深入了解农业新质生产力对城乡融合发展在各农业功能区的异质性，对粮食主产、主销和产销平衡区样本数据进行分析，由表10模型(21)至(23)，主产区和产销平衡区农业新质生产力的估计系数均在1%的显著性水平上为正，而主销区并未在任何显著性水平上拒绝原假设，这与各农业功能区在粮食生产过程中扮演的角色密切相关。主产区依靠智慧农业，新型农业生产工具普及等优势提升农村农民经济活力，进而缩小城乡收入差距，而产销平衡区因处于农业到非农行业转型期，更易激发像乡村旅游这种提高城乡融合的产业，使农业新质生产力对城乡融合发展的影响系数在三个功能区中最高。

表10：各农业功能分区的异质性分析结果

INT	模型(21)	模型(22)	模型(23)
AGR	0.178*** (0.018)	0.033 (0.058)	0.332*** (0.031)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	156	84	120
R^2	0.824	0.790	0.832

五、结束语

本文对2012–2023年农业新质生产力对城乡融合发展的影响因素和作用机制进行分析。主要研究结论为：第一，我国农业新质生产力总体水平增长显著，但区域分化突出，东中部地区和粮食主产区的生产力水平始终处于最高位置。第二，基准回归与内生性、稳健性检验证实，农业新质生产力对城乡融合发展具有稳健的促进作用。第三，异质性分析发现，各地理分区农业新质生产力对城乡融合发展均具有不同程度的促进作用，东中西部地区均通过5%的显著性水平，东北地区在10%的显著性水平显著促进；在各农业功能分区上，这种促进作用呈现“粮食产销平衡区>

粮食主产区>粮食主销区”的态势。第四，农民增收与农业现代化在农业新质生产力对影响城乡融合发展中发挥部分中介作用。

针对以上结论，本文提出如下应对政策。首先，为破解区域差异化，对粮食主产区推广智能农业技术并建立技术替代补偿基金，主销区以绿色需求倒逼供应链升级。其次，将新型农机设备操作培训与二三产业技能绑定，发展职业多元化的全能型农民，推动农民增收在促进城乡融合发展上发挥更高的中介作用；建立农业、住建和交通联合工作组，统筹农村基建与技术创新，提高农业现代化建设，强化农业现代化对城乡融合发展的中介作用。最后，构建全国监测平台，动态预警区域风险，推动城乡融合向创新、包容双轮驱动转型。

参考文献

- [1] 马桔红. 2024,《农业新质生产力、数字化转型与农民农村共同富裕》[J].统计与决策,第23期: 12–18.
- [2] 李晓园、金雨乐和陈丽琴. 2025,《农业新质生产力影响城乡收入差距的作用机制与政策建议》[J].江西社会科学,第4期: 69–84.
- [3] 罗必良. 2024,《论农业新质生产力》[J].改革,第4期: 19–30.
- [4] 高强和程长明. 2024,《农业新质生产力与新型生产关系:逻辑思路与改革路径》[J].中国农业大学学报(社会科学版),第4期: 41–54.
- [5] 杨文惠. 2025,《农业新质生产力对农村居民消费升级的影响——基于中介效应和门槛效应的实证》[J].商业经济研究,第2期: 53–57.
- [6] 申云、刘彦君和李京蓉. 2024,《数字普惠金融赋能农业新质生产力提升的逻辑、障碍及路径》[J].南京农业大学学报(社会科学版),第5期: 158–171.
- [7] 周振. 2024,《数字技术赋能农业新质生产力:作用机理、问题障碍与应对策略》[J].中国农业大学学报(社会科学版),第4期: 55–70.
- [8] 刘彦随. 2018,《中国新时代城乡融合与乡村振兴》[J].地理学报,第4期: 637–650.
- [9] 周德、戚佳玲和钟文钰. 2021,《城乡融合评价研究综述:内涵辨识、理论认知与体系重构》[J].自然资源学报,第10期: 2634–2651.
- [10] 王武林、罗婉璐和周伟健. 2025,《福建省县域城乡融合时空演变与跃迁机制》[J].人文地理,第1期: 113–123.
- [11] 田蓬鹏、潘子纯和朱玉春. 2024,《新质生产力对城乡融合发展的影响》[J].华中农业大学学报(社会科学版),第6期: 12–24.
- [12] 张震宇. 2024,《新质生产力赋能城乡融合:理论逻辑与路径探索》[J].重庆理工大学学报(社会科学),第2期: 11–21.
- [13] 孙志远. 2024,《数字新质生产力对城乡高质量融合的影响与机制》[J].中国流通经济,第5期: 28–40.
- [14] 杨文博和李照晗. 2024,《农业新质生产力、农民收入增长与收入分配效应》[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),第6期: 56–63.
- [15] 陈慧卿和曾福生. 2024,《农业新质生产力对农业现代化发展的影响研究》[J].农业经济与管理,第3期: 27–41.
- [16] 孙涛、孙斌和薛建春. 2025,《黄河流域城市群城乡融合与生态环境交互胁迫及耦合协调研究》[J].华北水利水电大学学报(自然科学版),第5期: 1–12.
- [17] 王亚红和韦月莉. 2024,《农业新质生产力对农民增收的影响》[J].农林经济管理学报,第4期: 446–455.
- [18] 杨林和赵洪波. 2022,《数字普惠金融助力农民增收的理论逻辑与现实经验》[J].山东社会科学,第4期: 149–155.