



· 城乡地域系统重构与综合效应 ·

# 新型城镇化驱动农业高质量发展的作用机理与效应评估:基于262个地级市的准自然实验

苏芳,舒琪,许宇轩

西北大学 经济管理学院,陕西 西安 710127

**摘要** 剖析新型城镇化对农业高质量发展的作用机理,是以城乡融合发展带动乡村全面振兴、探寻农业农村现代化有效驱动路径的重要研究议题。为科学考察新型城镇化试点政策对农业高质量发展的影响效应,基于2011—2022年262个地级市的面板数据,采用渐进双重差分法评估新型城镇化在农业高质量发展中的政策驱动效应。结果表明,新型城镇化政策显著促进农业绿色全要素生产率的提升,这种促进效应在地理位置、功能分区、以及经济发展水平等维度上表现出显著差异;新型城镇化政策能够通过缩小城乡收入差距、促进数字普惠金融发展以及提升人力资本水平来有效推动农业高质量发展。研究结果有助于探索区域间差异化的新型城镇化推进路径,为农业现代化建设提供理论参考。

**关键词** 新型城镇化;农业高质量发展;农业现代化;绿色全要素生产率

**中图分类号:**F322 **DOI:**10.16152/j.cnki.xdxbr.2026-04-007

## Mechanism and impact evaluation of new-type urbanization driving high-quality agricultural development: Evidence from 262 prefecture-level cities

Su Fang, Shu Qi, Xu Yuxuan

School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China

**Abstract** Examining the mechanism through which new-type urbanization influences high-quality agricultural development is a crucial research topic. It is essential for achieving comprehensive rural revitalization through urban-rural integration and for identifying effective pathways to modernize agriculture and rural areas. To scientifically examine the impact of the new-type urbanization pilot policy on high-quality agricultural development, this study employs a staggered Difference-in-Differences model on panel data from 262 prefecture-level cities from 2011 to 2022. The results show that new-type urbanization can significantly enhance agricultural green total factor productivity, with notable variations related to geographical location, functional zoning, and economic development levels. New-type urbanization policy facilitates high-quality agricultural development through three primary pathways: Narrowing the urban-rural income gap, promoting digital inclusive finance, and improving human capital. The findings of this study contribute to exploring regionally differentiated path-

收稿日期:2025-12-10 修回日期:2026-01-13

**基金项目:**国家自然科学基金(72034007,72442020);陕西省哲学社会科学研究专项(2026HZ0887);陕西省博士后科研项目(2024BSHSDZZ013)。

**第一作者:**苏芳,女,教授,博士生导师,从事区域经济、生态经济等研究,sufang@nwu.edu.cn。

ways for advancing new-type urbanization and provide theoretical references for agricultural modernization efforts.

**Keywords** new-type urbanization; high-quality agricultural development; agricultural modernization; green total factor productivity

党的二十大报告强调,要“加快建设农业强国”,旨在通过农业高质量发展推进乡村全面振兴、实现农业农村现代化。新型城镇化政策作为推动城乡融合发展的关键举措,其对农业高质量发展的影响研究是乡村振兴与农业现代化研究中的重要课题。当前,我国城乡发展不平衡,农业和农村发展不充分的现象仍然存在,农业发展在技术、要素、管理及组织模式等方面存在明显短板<sup>[1]</sup>。新型城镇化综合试点政策,通过深化户籍制度改革、创新城镇化投融资机制等系列举措,持续推动城乡深度融合,可能为农业转型提供重要路径,但其具体作用机制尚缺乏系统验证。现有研究表明,新型城镇化在提升城镇发展质量、促进共同富裕与绿色发展等方面具有积极作用。从供需视角看,该政策有助于提振居民消费,释放内需潜力;产业结构升级与就业结构转型则被视为新型城镇化通过供给侧改革推动经济高质量发展的重要途径<sup>[2]</sup>。在社会效应方面,新型城镇化政策有助于提高流动群体收入、推动公共服务均等化,并缓解劳动力错配<sup>[3]</sup>,助力共同富裕实现<sup>[4]</sup>。在生态方面,新型城镇化政策能显著提升碳全要素生产率,有助于推进经济绿色低碳转型和助力碳达峰、碳中和目标实现<sup>[5]</sup>。在农业领域,当前研究多聚焦新型城镇化与农业现代化之间的互动机制。新型城镇化以农业现代化为支撑,农业高质量发展则依赖城镇化所释放的要素资源<sup>[6]</sup>。就新型城镇化对农业高质量发展的影响而言,城镇化可通过知识扩散推动农业技术革新,促进农业新质生产力与经济韧性提升<sup>[7-8]</sup>。同时,城镇化过程中人口的集聚推动农村富余劳动力的优化配置,有利于优化农业要素配置<sup>[9]</sup>。关于农业高质量发展的研究多集中于内涵分析与影响因素探讨。其中,内涵多从农业现代化和新发展理念的角度切入,关注产业架构、生产运作与经营管理等维度,反映了新时代追求高质量发展的新要求<sup>[10]</sup>。在影响因素研究中,土地流转政策、农业科研人才和市场化改革等被视作关键变量<sup>[11]</sup>。随着数字技术的广泛应用,数字普惠金融、数字经济及新质生产力等对农业高质量发展的作用也受

到广泛探讨<sup>[12-13]</sup>。

现有文献围绕新型城镇化与农业高质量发展进行了多维探索,为理解农业现代化提供了重要理论支撑,但仍存在一定拓展空间:首先,较少有文献构建统一的分析框架,考察新型城镇化与农业高质量发展的关系。尽管学者们从多个领域评估了新型城镇化综合试点政策的实施效果,但从新型城镇化视角探讨农业高质量发展的研究较为匮乏。其次,新型城镇化对农业高质量发展的作用机理值得深入探讨。随着新型城镇化建设的持续推进,其与农业高质量发展之间的内在关联可能为乡村振兴战略实施与农业现代化发展提供科学依据。鉴于此,本研究将新型城镇化政策与农业高质量发展纳入到同一研究框架内,采用渐进双重差分法,实证考察新型城镇化试点对农业高质量发展的政策效应及作用机理。

## 1 机理分析与研究假设

新型城镇化综合试点政策是我国政府为探索新型城镇化发展路径、破解城乡二元结构难题而实施的重要改革举措。试点内容聚焦深化户籍制度改革、创新城镇化投融资机制、推进土地管理制度改革、完善公共服务供给体系等核心领域,试点地区凭借差异化探索形成“一市一策”,着力通过制度创新、体制改革和政策突破,推动以人为核心的新型城镇化进程,为高质量发展提供持续动力。新型城镇化对农业高质量发展具有双重驱动作用,既通过要素、产业和空间3个维度产生直接影响,又通过缩小城乡收入差距、发展数字普惠金融和提升人力资本水平3条中介路径形成间接赋能,作用机理如图1所示。

### 1.1 新型城镇化对农业高质量发展的直接影响

在城乡分割的二元经济格局下,农业发展长期面临劳动力过剩、资本投入不足和技术滞后的制约。新型城镇化通过打破城乡要素流动壁垒,推动产业融合发展,不仅能提高资源配置效率,也有助于促进农业向规模化、专业化转型,对农业高质量发展具有直接推动作用。从要素维度看,新

型城镇化的重点在于打通城乡要素流通渠道,逐步消除二元分割的体制障碍,形成制度与基础设施协同优化的城乡要素双向流动格局<sup>[14]</sup>。城乡要素流动的畅通有助于引导更多资源向农业农村集聚,可以有效缓解农业发展的资源约束,为提高农业全要素生产率和实现质量变革提供关键支撑。从产业维度看,新型城镇化通过强化城乡产业关联,构建农业与二、三产业深度融合的现代产业体系,有助于凭借产业的规模经济与外溢效应提升整体生产效率。产业融合能够推动城镇物流、金融、信息等现代服务业向农业领域延伸,从

而降低农业产销成本、拓宽农产品市场<sup>[15]</sup>,为农业高质量发展提供更加坚实的支撑。从空间维度看,新型城镇化强调通过土地利用的立体改造与空间规划的精准调控,为农业现代化转型构建可持续的空间载体,从而协调农业生产、生态与生活空间的动态平衡。依托城镇的集聚效应,通过引导农业生产要素向优势区域集中,可形成专业化农产品生产基地,有利于提升农业空间利用效率与可持续发展能力。基于此,本文提出假设 H1。

H1:新型城镇化对农业高质量发展具有正向驱动作用。

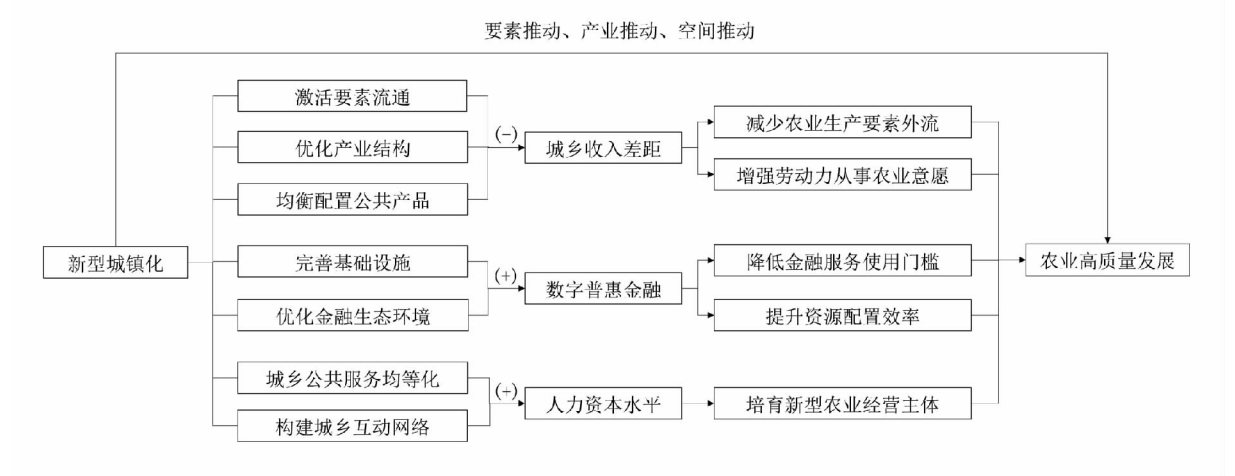


图 1 新型城镇化驱动农业高质量发展的机理图

Fig. 1 Mechanism diagram of high-quality agricultural development driven by new urbanization

## 1.2 城乡收入差距对新型城镇化影响农业高质量发展的中介作用

新型城镇化建设作为推动城乡一体化发展的关键路径,秉持“以人为本”的理念,通过促进城乡要素流动、产业结构优化及公共产品的均衡配置,有助于提高农民的工资性与经营性收入,进而缩小城乡收入差距。其一,政策创新激活要素流通。在试点区域,新型城镇化通过构建农村金融创新和基础设施升级多维驱动的强农政策体系,能够有效打破城乡要素市场的隐性壁垒,形成资本下乡与数字赋能等传导机制。政策实践表明,通过深化户籍制度与土地改革,不仅能有效破解劳动力流动的制度性约束,还有助于推动现代生产要素与农业的深度融合,从而缓解城乡收入差距问题<sup>[16]</sup>。其二,协调发展优化产业结构。新型城镇化强调城乡协调发展,依托要素在城乡之间的双向流动,为产业结构优化奠定资源基础,并为技术创新创造条件。技术创新是产业结构从低端向高端、从单一向多元重构升级的核心动力,能够

直接为农业部门注入技术动能,进一步通过产业间的联动效应提升农业生产技术和效率,从而有效带动农民收入增长。其三,关注民生,推动公共产品均衡配置。新型城镇化关注农民的切实利益,致力于实现城乡公共产品投资合理化布局。通过完善农村基础设施与基本公共服务、培育农村商贸活动,新型城镇化建设有助于增加经济产出、提高农民收入,进一步缩小城乡收入差距。随着城乡收入差距的缩小,农业生产要素外流的趋势将得到抑制,更多农村青壮年劳动力愿意从事农业生产,从而缓解农业发展中面临的资金支持不足、劳动力老龄化以及农业技术水平低等问题,推动农业实现高质量发展。基于此,本文提出假设 H2。

H2:新型城镇化通过缩小城乡收入差距促进农业高质量发展。

## 1.3 数字普惠金融对新型城镇化影响农业高质量发展的中介作用

农业高质量发展离不开持续稳定的资金支

持,而新型城镇化建设通过深化数字普惠金融,为农业发展注入关键动力。农业作为相对脆弱的产业,受地理环境、资源开发影响,产业基础薄弱、投融资困难、抗风险能力弱等问题突出,制约了农业的高质量、可持续发展<sup>[17]</sup>。新型城镇化所推动的城乡融合与资本下乡,有助于促进数字普惠金融快速发展,为农业高质量发展创造重要机遇。一方面,新型城镇化持续推动基础设施的完善。新型城镇化进程中,各类基础设施的完善为数字普惠金融的发展提供坚实的硬件支撑。特别是网络基础设施的升级,有利于推动宽带网络和移动互联网广泛覆盖农村地区,让偏远农村地区也能便捷接入数字金融体系。城乡交通网络的完善、通信基础设施的覆盖与升级,则为数字金融服务向农村地区延伸提供物理载体,将进一步降低数字普惠金融的服务门槛。另一方面,新型城镇化优化金融生态环境。新型城镇化建设通过政策引导,可强化农村信用体系建设,规范数字金融市场监管,有助于降低金融交易中的信息不对称风险。通过推动数据、风控技术和人才等城镇金融资源向农村下沉,将吸引更多金融机构和科技企业参与农村数字普惠金融服务,形成“政策支持+市场参与”的良性生态<sup>[18]</sup>。数字普惠金融的广泛实践,将为农村地区注入新的经济活力,通过缓解农村金融排斥、破解农业发展中的资金约束,降低金融服务的使用门槛和成本。随着数字普惠金融的发展,资本、劳动等生产要素将加速流动,进一步提升农业资源配置效率。同时,数字普惠金融可通过增加研发投入、扩大创新产出以及推动农地规模经营等支持方式,有力促进农业高质量发展。基于此,本文提出假设 H3。

H3:新型城镇化通过深化数字普惠金融促进农业高质量发展。

#### 1.4 人力资本水平对新型城镇化影响农业高质量发展的中介作用

根据人力资本理论,个体所具备的知识储备、专业技能以及身体素质等综合素养,被认定为一种特定资本形式,通过教育、迁移等投资形成积累与扩散,并成为经济增长的关键驱动力<sup>[19]</sup>。新型城镇化建设可以通过公共服务均等化与城乡互动网络构建,为劳动力的流动和集聚创造条件,进而产生知识溢出效应,加速知识和技术的传播,促进农村人力资本的迭代升级,为农业高质量发展提供人力支撑。一方面,新型城镇化通过城乡公共

服务均等化,提升农民的综合素质与专业化水平。通过推动教学资源向农村流动,能够促进教育服务均等化,这不仅包括义务教育阶段教学资源的均衡配置,还涵盖职业教育体系向农村的延伸。农业技术培训和经营管理课程的引入,将有效缓解农村文化贫困,使农民专业化素养得到有效提升,还通过人力资本积累打破农村文化贫困的代际传递,为农业高质量发展提供稳定的人才支持。另一方面,新型城镇化构建起城乡互动网络,推进人力资本的空间配置。新型城镇化引致的人口流动与社会结构变化,客观上形成了农业人力资本的“筛选-回流”机制:外出务工农民在城镇中积累的职业技能、市场意识与管理经验,通过返乡创业、技术反哺等形式,向农业农村进行传递,实现人力资本在空间上的再配置。随着先进生产技术与经营理念向农村地区延伸,更多农民得以学习新知识,成为具有更高农业生产水平和市场经营能力的新型农业经营主体。新型农业经营主体的培育进一步推动现代生产经营模式的应用,促进农业产业体系向高端化和品牌化转型,从而赋能农业高质量发展。基于此,本文提出假设 H4。

H4:新型城镇化通过提升人力资本水平促进农业高质量发展。

## 2 研究设计

### 2.1 模型设定

#### 2.1.1 渐进双重差分模型

国家发改委于 2015—2016 年期间设立了 3 个批次的新型城镇化改革试点,考虑到各城市实施政策的时间点不同,采用渐进双重差分模型能够有效解决政策执行时间不一致的问题,故构建模型

$$AGTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_i X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:下标  $i$  表示城市, $t$  表示年份;解释变量为新型城镇化试点政策,用  $DID_{it}$  表示;被解释变量为农业高质量发展,以农业绿色全要素生产率为代理变量,由  $AGTFP_{it}$  表示。 $\beta_0$  表示常数项; $\beta_1$  是本文的核心关注系数,反映了新型城镇化对农业高质量发展的政策效应; $\beta_i$  是控制变量的系数。 $X_{it}$  表示控制变量; $\mu_i$ 、 $\gamma_t$  为时间固定效应和城市固定效应, $\varepsilon_{it}$  表示扰动项。

### 2.1.2 中介效应模型

为进一步探究新型城镇化政策对农业高质量发展的作用机理,本文借鉴江艇<sup>[20]</sup>的做法,在基准回归基础上构建“两步法”模型检验,中介效应具体模型设定如下。

$$M_{it} = \beta_0 + \beta'DID_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_j X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \delta_{it} \tag{2}$$

式中: $M_{it}$ 表示中介变量,包括城乡收入差距、数字普惠金融和人力资本水平, $\beta'$ 表示新型城镇化政策对中介变量影响的回归系数, $\delta_{it}$ 为随机扰动项。其余变量含义与式(1)相同。

### 2.2 变量选取

#### 2.2.1 被解释变量

被解释变量是农业高质量发展,采用农业绿色全要素生产率(agricultural green total factor productivity, AGTFP)作为其代理变量。农业绿色全要素生产率不仅能有效衡量各生产要素对农业产出所做的贡献程度,还充分考虑非期望产出对生态环境的负面影响,直接代表了农业生产的整体效益。测算AGTFP时,径向与角度选取的差异可能会导致结果偏差,影响研究结论的准确性与可靠性。为避免这一问题,采用基于松弛变量的非径向、非角度效率测度方法<sup>[21]</sup>,结合农业生产必然带来非期望产出的现实情况,利用非期望SBM模型测算AGTFP。考虑到农业生产具备明显的持续性和动态变化特性,本文基于全局生产技术构建Global-Malmquist-Luenberger指数,以追踪AGTFP随时间的变化趋势。鉴于GML指数反映的是AGTFP的变化率而非本身,故对测算出的GML指数进行累乘,得到2011—2022年我国262个地级市的农业绿色全要素生产率。

投入产出指标的选取。基于农业要素理论所揭示的农业生产过程中各类要素的相互作用机制,以及Cobb-Douglass生产函数所描述的投入要素与产出之间的定量关系,本文构建用于测算AGTFP的指标体系。涵盖投入指标如下:①劳动投入,采用第一产业从业人员数衡量,反映农业生产过程中人力资源的实际投入水平;②土地投入,采用年末农作物总播种面积衡量,反映实际被利用于农作物种植的土地规模大小;③农机投入,采用农业机械总动力衡量,反映农业生产领域所达到的机械化水准;④化肥投入,采用化肥施用折纯量衡量,反映一定耕地面积上有效养分的实际投

入水平;⑤农药投入,采用农药施用量衡量,反映区域农药施用的数量特征及其对农作物产量形成的边际贡献;⑥柴油投入,采用柴油使用量衡量,反映农业生产中能源使用强度;⑦农膜投入,采用农用塑料薄膜使用量衡量,反映农膜对于农作物所起到的保护程度;⑧灌溉投入,采用农业有效灌溉面积衡量,是反映农田水利建设的重要指标。

基于生产实际,本文以农林牧渔业生产总值作为期望产出。同时,考虑到农业生产不可避免会造成环境污染,选取农业碳排放总量作为非期望产出,耕种、化肥、农药、柴油、农膜和灌溉等农业投入为碳排放源。碳排放总量的估计公式为

$$E = \sum E_i = \sum T_i \times \delta_i \tag{3}$$

式中: $E$ 为碳排放总量,采用分项加总法测算,为各碳源的碳排放量 $E_i$ 之和; $T_i$ 为上述各碳排放源的量, $\delta_i$ 为碳排放系数。耕种、化肥、农药、柴油、农膜和灌溉投入的碳排放系数分别为312.60 kg/km<sup>2</sup>、0.895 6 kg/kg、4.934 1 kg/kg、0.592 7 kg/kg、5.180 0 kg/kg、25 kg/hm<sup>2</sup><sup>[22]</sup>,各地级市农业碳排放总量等于各投入变量的使用量与排放系数的乘积之和。

#### 2.2.2 解释变量

核心解释变量为新型城镇化试点政策(DID)。若城市*i*在年份*t*被正式纳入国家新型城镇化试点名录,则定义该城市在*t*年及后续年份的政策虚拟变量 $DID_{it}=1$ ,反之取0。根据国家发改委的政策部署,新型城镇化试点分三批次推进:分别于2015年2月、2015年11月、2016年12月实施,试点范围覆盖市、区、县及建制镇等行政单元。考虑到第二、三批试点政策实施时试点临近年末,结合公共政策执行的时滞特征,本文对新型城镇化政策实施时间进行了合理设定:首批试点城市于2015年正式启动政策干预,第二批政策实施时试点延后至2016年,第三批则进一步推迟至2017年。为保证样本空间的一致性,剔除仅包含县(区)级或乡镇级试点的地级市行政单元。经清洗后,最终获得78个试点城市与184个对照城市,构成包含262个地级市的研究样本。

#### 2.2.3 中介变量

根据前文理论分析与研究假设,本文选取3个中介变量构建机制分析框架。①城乡收入差距:采用城市居民与农村居民的人均可支配收入比值进行衡量。②数字普惠金融:以北京大学数

字普惠金融指数作为表征<sup>[23]</sup>,衡量城市数字普惠金融的发展程度。为便于分析,对该指数进行归一化处理。③ 人力资本水平:采用受教育累积年限法测算农村人力资本。参考相关研究<sup>[24]</sup>,按学历将农村人口分为“未上小学、小学、初中、高职高中、大学专科、大学本科、研究生”,分别赋值为“0、6、9、12、15、16、19”,通过加权平均算出农村人口平均受教育年限。

2.2.4 控制变量

为更准确估计新型城镇化综合试点政策对农业高质量发展的作用,借鉴相关文献选取可能对农业高质量发展产生影响的控制变量,具体包括:① 地区经济发展水平,采用各城市人均地区生产总值的对数形式表征;② 财政自主权,采用地方财政一般预算收入同地方财政一般预算支出的比值表征;③ 农村市场化水平,采用农村居民人均消费支出的对数形式表征;④ 农业绿色发展,采用废水排放量与地区生产总值的比值反向表征单位产出的环境负荷,比值越低表明农业绿色发展水平越高;⑤ 人口规模,采用地区年末总人口的对数形式表征。

2.3 数据来源

本文选取 2011—2022 年我国地级市作为研究样本,数据主要来源于《中国城市统计年鉴》及各地级市官方统计资料(含国民经济和社会发展统计公报),补充数据取自 EPS 中国区域经济数据库等。针对样本观测数据进行了以下清洗。① 剔除直辖市。考虑到直辖市的城市特性及政策条件方面的特殊性,将北京市、天津市、上海市和重庆市剔除出研究样本。② 剔除数据缺失严重的

城市。剔除主要变量缺失严重的地级市,以确保数据真实有效。③ 数据补齐。对于缺失少量数据的变量,采取插值法补齐,以最大限度保留样本数据。最终,本文共得到 2011—2022 年 262 个地级市的面板数据。

3 实证分析

3.1 基准回归分析

本文采用渐进双重差分法构建基准回归模型,以 DID 作为冲击变量,以 AGTFP 作为农业高质量发展的代理指标,实证分析新型城镇化政策对农业高质量发展的影响。表 1 为基准回归结果。对比列(1)与其余列,在仅控制城市固定效应时,DID 系数最大,而加入控制变量后,系数范围缩小,说明政策效果部分依赖于地区经济特征与时间趋势。对比列(2)~(4),控制时间趋势后,政策正向效应更显著,说明时间异质性会掩盖真实政策效果,且对政策效果的影响较城市异质性带来的干扰更为突出。因此,为减少估计偏误、精准识别政策效应,本文选取纳入控制变量、并同时控制年份与城市的双向固定效应模型作为基准模型,回归结果如列(5)所示。DID 的系数为 0.399,在 1% 的统计水平上显著,表明 DID 对 AGTFP 有显著的正向作用。综合不同固定效应模型的回归结果,尽管系数大小和显著性在不同模型设定下存在一定差异,但总体上新型城镇化政策对农业绿色全要素生产率具有显著的正向作用,这说明新型城镇化政策的实施有助于推动农业高质量发展。这一结果证实了假设 H1。

表 1 新型城镇化政策对农业高质量发展影响的基准回归结果

Tab. 1 Baseline regression results of the impact of new-type urbanization policy on high-quality agricultural development

| 变量       | 农业绿色全要素生产率 AGTFP     |                       |                       |                       |                       |
|----------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|          | (1)                  | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   |
| 新型城镇化政策  | 0.520 ***<br>(0.033) | 0.059 *<br>(0.035)    | 0.398 ***<br>(0.078)  | 0.063 *<br>(0.036)    | 0.399 ***<br>(0.083)  |
| 地区经济发展水平 |                      | 0.768 ***<br>(0.035)  | 0.740 ***<br>(0.038)  | 0.929 ***<br>(0.042)  | 0.895 ***<br>(0.045)  |
| 财政自主权    |                      | -1.375 ***<br>(0.086) | -1.342 ***<br>(0.089) | -0.887 ***<br>(0.099) | -0.852 ***<br>(0.108) |
| 农村市场化水平  |                      | -0.103 ***<br>(0.023) | -0.064 **<br>(0.026)  | -0.104 ***<br>(0.023) | -0.062 **<br>(0.026)  |

续表 1

| 变量             | 农业绿色全要素生产率 AGTFP     |                       |                       |                       |                       |
|----------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                | (1)                  | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   |
| 农业绿色发展         |                      | -0.007<br>(0.006)     | -0.008<br>(0.006)     | -0.013 **<br>(0.006)  | -0.012 **<br>(0.006)  |
| 人口规模           |                      | 0.290 ***<br>(0.029)  | 0.282 ***<br>(0.029)  | 0.139 *<br>(0.079)    | 0.106<br>(0.078)      |
| 常数项            | 1.361 ***<br>(0.006) | -6.996 ***<br>(0.490) | -7.014 ***<br>(0.505) | -8.049 ***<br>(0.690) | -7.885 ***<br>(0.702) |
| 控制变量           | No                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 年份固定效应         | No                   | No                    | Yes                   | No                    | Yes                   |
| 城市固定效应         | Yes                  | No                    | No                    | Yes                   | Yes                   |
| R <sup>2</sup> | 0.110                | 0.505                 | 0.531                 | 0.521                 | 0.547                 |
| 观测量            | 3 144                | 3 144                 | 3 144                 | 3 144                 | 3 144                 |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。下同。

3.2 平行趋势检验

采用渐进 DID 模型展开分析时,要求在政策推行之前,实验组与控制组必须满足平行趋势假定。具体而言,在新型城镇化政策落地实施之前,被确定为试点的城市与未被纳入试点的城市,其农业绿色全要素生产率随时间推移所呈现出的变化趋势应保持一致。为展开平行趋势检验,特构建如下模型。

$$AGTFP_{it} = \theta + \sum_{k=1}^4 \alpha_{-k}pre_{ik} + \delta current + \sum_{n=1}^7 \lambda_n post_{in} + \beta_j X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中:θ 代表常数项;pre<sub>ik</sub> 为虚拟变量组,代表新型城镇化政策实施前第 k 年;current 代表新型城镇化政策实施当年;post<sub>in</sub> 代表新型城镇化政策实施后第 n 年。系数 α<sub>-k</sub>、δ、λ<sub>n</sub> 是平行趋势检验重点关注的值。模型中其余变量的具体含义与式(1)一致。由于新型城镇化政策实施前 4 年及以上的观测值较少,与其他年份观测值数量不匹配,容易造成有偏估计,因此借鉴相关研究<sup>[25]</sup>,将这部分观测值进行合并检验,省略了 pre<sub>5</sub> 和 pre<sub>6</sub> 的情况。当 pre<sub>1</sub> 至 pre<sub>4</sub> 的系数均不显著时,则表明模型通过了平行趋势检验。

本文选取政策正式实施的前一年作为基准时期,并据此绘制出具备 95% 置信区间的平行趋势检验结果,如图 2 所示。在该图中,对各时间节点进行了明确标注:pre\_1 代表政策实施前一年,current 表示政策正式实施当年,post\_1 表示政策实施后第一年,后续年份依此类推进行标注。从

图 2 可以看出,在新型城镇化政策尚未实施的各个时期,对应的估计系数均未达到显著水平。这表明,在政策推行之前,作为实验组的试点城市与作为对照组的非试点城市之间并未呈现出显著差异,平行趋势检验通过。AGTFP 的估计系数在首批试点政策实施当年未达到显著水平,但在第二批政策实施当年显著为正,而此后三年内未呈现显著效应,这可能与政策执行节奏和区域异质性有关,政策效应的显现存在一定的时滞性。从首批试点政策实施后的第五年开始,试点城市与非试点城市出现了显著的增长差异,这得益于新型城镇化试点政策长效影响的逐渐显现。

3.3 稳健性检验

3.3.1 时间安慰剂检验

政策推行后,试点城市与非试点城市在 AGTFP 上表现出的差异,可能并非由政策本身导致,而是时间推移引起的。为此,本文进行了时间安慰剂检验,通过将政策实施时间提前至真实时间之前,构造一个理论上不应产生政策效应的对照场景。若在此场景下仍观测到显著的处理效应,则说明基准回归结果可能受其他因素干扰而产生偏差。参照平行趋势检验的结果,借鉴相关研究<sup>[26]</sup>,将新型城镇化政策的实施时间向前推移 1 年、2 年及 3 年,以此构建出假设性的政策时间节点,分别用 did1、did2 和 did3 表示。为了确保检验的有效性,利用基准回归方程进行反事实检验。估计结果如表 2 所示,did1、did2 和 did3 的系数在 10% 的显著性水平下均未通过检验,这表明,随着时间的推移,试点与非试点城市之间不存在显著

的系统性差别。从侧面佐证了农业绿色全要素生产率提升来源于新型城镇化政策,而非其他因素所导致。

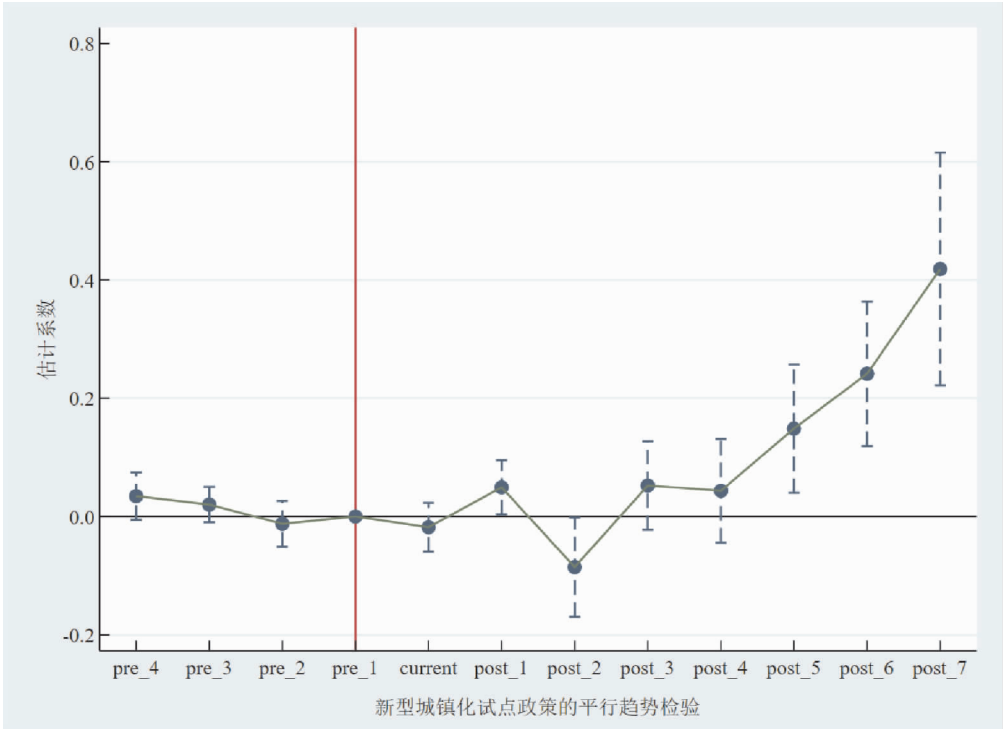


图 2 平行趋势检验

Fig. 2 Parallel trend test

表 2 时间安慰剂检验

Tab. 2 Time placebo test

| 变量             | 农业绿色全要素生产率 AGTFP      |                       |                       |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                | (1)                   | (2)                   | (3)                   |
| did1           | 0.021<br>(0.033)      |                       |                       |
| did2           |                       | 0.018<br>(0.032)      |                       |
| did3           |                       |                       | 0.027<br>(0.031)      |
| 地区经济发展水平       | 0.441 ***<br>(0.054)  | 0.441 ***<br>(0.054)  | 0.441 ***<br>(0.054)  |
| 财政自主权          | -0.096<br>(0.121)     | -0.097<br>(0.121)     | -0.098<br>(0.121)     |
| 农村市场化水平        | 0.024<br>(0.031)      | 0.024<br>(0.031)      | 0.024<br>(0.031)      |
| 农业绿色发展         | -0.004<br>(0.005)     | -0.004<br>(0.005)     | -0.004<br>(0.005)     |
| 人口规模           | 0.056<br>(0.088)      | 0.057<br>(0.088)      | 0.058<br>(0.088)      |
| 常数项            | -3.994 ***<br>(0.868) | -4.003 ***<br>(0.867) | -4.008 ***<br>(0.864) |
| 观测量            | 3 144                 | 3 144                 | 3 144                 |
| R <sup>2</sup> | 0.679                 | 0.679                 | 0.679                 |
| 城市数量           | 262                   | 262                   | 262                   |

3.3.2 PSM-DID 检验

新型城镇化政策对试点地区的选取并不是完全外生的,农业高质量发展水平的高低可能会影响试点城市选取的结果。为了缓解自选择问题,本文引入倾向得分匹配(PSM)方法,先根据相关经济特征对试点城市和非试点城市进行匹配,再利用匹配后的样本展开回归分析,以减少数据偏差及其他干扰因素的影响。

首先,在倾向得分匹配环节,以所有控制变量为协变量,在全样本范围内进行匹配。由于试点城市样本较少,为减少因样本匹配失败造成的信

息损失,采用1:2的近邻匹配方法。根据Rosenbaum和Rubin的经验判定准则,若匹配后各变量的标准偏差数值小于20%,则可以认定匹配结果具备有效性<sup>[27]</sup>。表3的检验结果表明,经过倾向得分匹配后,所有变量的标准偏差均控制在10%以内,表明本次匹配达到了有效标准。进一步分析 $p$ 值发现,匹配后各变量在实验组与对照组之间的差异,均未能通过显著性水平检验,意味着两组数据在统计意义上不存在显著性差异,本次倾向得分匹配结果较好。

表3 PSM 平衡性假设检验  
Tab.3 PSM balance hypothesis test

| 协变量名称    | 未匹配 U<br>匹配 M | 均值     |        | 标准偏差/% | $t$ 值 | $p$ 值 |
|----------|---------------|--------|--------|--------|-------|-------|
|          |               | 处理组    | 对照组    |        |       |       |
| 地区经济发展水平 | U             | 10.964 | 10.727 | 42.0   | 10.98 | 0.000 |
|          | M             | 10.962 | 10.953 | 1.7    | 0.37  | 0.709 |
| 财政自主权    | U             | 0.541  | 0.422  | 55.1   | 14.35 | 0.000 |
|          | M             | 0.540  | 0.551  | -5.0   | -1.01 | 0.314 |
| 农村市场化水平  | U             | 8.943  | 8.900  | 7.2    | 1.88  | 0.061 |
|          | M             | 8.948  | 8.980  | -5.4   | -1.11 | 0.267 |
| 农业绿色发展   | U             | 1.158  | 1.731  | -32.3  | -8.02 | 0.000 |
|          | M             | 1.163  | 1.195  | -1.8   | -0.45 | 0.656 |
| 人口规模     | U             | 6.087  | 5.832  | 41.1   | 10.31 | 0.000 |
|          | M             | 6.089  | 6.074  | 2.5    | 0.56  | 0.579 |

接下来,对匹配后的样本进行回归,以准确识别新型城镇化试点政策对农业高质量发展的净效应。表4展示了PSM匹配前后的回归结果,可以发现,经匹配后,DID的系数值为0.359,仍然在

1%的水平上显著为正,与基准回归结论一致,进一步验证了新型城镇化政策对农业高质量发展的促进作用。

表4 匹配前与匹配后的回归结果  
Tab.4 Regression results before and after matching

| 变量       | 农业绿色全要素生产率 ACTFP      |                       |
|----------|-----------------------|-----------------------|
|          | (1)PSM 匹配前            | (2)PSM 匹配后            |
| 新型城镇化政策  | 0.399 ***<br>(0.083)  | 0.359 ***<br>(0.082)  |
| 地区经济发展水平 | 0.895 ***<br>(0.045)  | 0.854 ***<br>(0.062)  |
| 财政自主权    | -0.852 ***<br>(0.108) | -0.979 ***<br>(0.158) |
| 农村市场化水平  | -0.062 **<br>(0.026)  | -0.077 **<br>(0.033)  |

续表 4

| 变量     | 农业绿色全要素生产率 AGTFP         |                          |
|--------|--------------------------|--------------------------|
|        | (1) PSM 匹配前              | (2) PSM 匹配后              |
| 农业绿色发展 | - 0. 012 **<br>(0. 006)  | - 0. 016 *<br>(0. 009)   |
| 人口规模   | 0. 106<br>(0. 078)       | 0. 164<br>(0. 125)       |
| 常数项    | - 7. 885 ***<br>(0. 702) | - 7. 618 ***<br>(1. 059) |
| 观测量    | 3 144                    | 1 790                    |
| $R^2$  | 0. 546                   | 0. 545                   |
| 城市数量   | 262                      | 258                      |

3. 3. 3 其他稳健性检验

1) 更换被解释变量。采用考虑非期望产出的方向性距离函数及 GML 指数(DDF-GML)测算 AGTFP,使其替换原有的被解释变量进行稳健性检验。表 5 列(1)的结果表明,在将原模型中的被解释变量进行替换调整后,回归结果在 10% 的显著性水平上通过检验,核心结论保持稳定。

2) 剔除省会城市样本。省会城市在农业现代化进程中具备优势,在农业高质量发展层面与非省会城市也呈现出较为明显的差距,这种差距可能对研究结果的准确性产生干扰,故将其从样本中剔除。回归结果见表 5 列(2),估计系数在 1% 的显著性水平上通过了检验,进一步验证了前文结论。

表 5 其他稳健性检验  
Tab. 5 Other robustness tests

| 变量       | AGTFP _ DDF              | AGTFP                    |
|----------|--------------------------|--------------------------|
|          | (1) 更换被解释变量              | (2) 剔除省会城市样本             |
| 新型城镇化政策  | 0. 079 *<br>(0. 041)     | 0. 288 ***<br>(0. 078)   |
| 地区经济发展水平 | 0. 434 ***<br>(0. 034)   | 0. 906 ***<br>(0. 047)   |
| 财政自主权    | - 0. 126<br>(0. 078)     | - 0. 849 ***<br>(0. 110) |
| 农村市场化水平  | - 0. 047 ***<br>(0. 016) | - 0. 080 ***<br>(0. 026) |
| 农业绿色发展   | - 0. 009 **<br>(0. 004)  | - 0. 012 **<br>(0. 006)  |
| 人口规模     | 0. 161 ***<br>(0. 051)   | - 0. 008<br>(0. 071)     |
| 常数项      | - 3. 866 ***<br>(0. 501) | - 7. 142 ***<br>(0. 652) |
| $R^2$    | 0. 347                   | 0. 553                   |
| 观测量      | 3 144                    | 2 844                    |

3. 4 异质性分析

考虑到新型城镇化对农业高质量发展的影响可能因城市类别而异,本文从 3 个角度展开异质性分析:①根据国家统计局的区域划分标准将样本划分为东部、中部和西部地区;②根据粮食生产

功能将研究对象划分为粮食的主产区、主销区和产销平衡区;③依据地区经济发展水平,将城市分为较低经济发展水平城市和较高经济发展水平城市。通过城市异质性分析,识别制约区域农业高质量发展的关键因素,为推动形成优势互补、均衡

协调的农业发展格局提供依据。

3.4.1 地理位置异质性分析

通过将 262 个城市划分为东部、中部和西部,进一步分析新型城镇化政策对农业高质量发展的地理位置异质性影响,结果如表 6 所示。东部的新型城镇化估计系数在 1% 的显著性水平下为正;中部和西部的新型城镇化系数均在 10% 的显著性水平下为正。这一结果说明,新型城镇化对

农业高质量发展的政策效应强度在不同区域存在差异,东部的政策效应更显著。这一差异可能源于东部地区雄厚的经济基础,高效的产业集聚和技术创新能力、完善的基础设施使政策落地更为顺利。相比之下,中西部地区经济基础相对薄弱,农业绿色发展投入不足,限制了政策驱动效应的发挥。

表 6 地理位置异质性分析  
Tab. 6 Analysis of geographical heterogeneity

| 变量             | 农业绿色全要素生产率 AGTFP        |                         |                         |
|----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                | (1)<br>东部               | (2)<br>中部               | (3)<br>西部               |
| 新型城镇化政策        | 0. 603 ***<br>(0. 125)  | 0. 240 *<br>(0. 143)    | 0. 208 *<br>(0. 121)    |
| 地区经济发展水平       | 0. 767 ***<br>(0. 072)  | 0. 925 ***<br>(0. 074)  | 0. 989 ***<br>(0. 083)  |
| 财政自主权          | -0. 876 ***<br>(0. 134) | -0. 707 ***<br>(0. 228) | -1. 008 ***<br>(0. 284) |
| 农村市场化水平        | -0. 101 ***<br>(0. 037) | -0. 003<br>(0. 053)     | -0. 067<br>(0. 046)     |
| 农业绿色发展         | 0. 002<br>(0. 010)      | -0. 010<br>(0. 008)     | -0. 023 **<br>(0. 009)  |
| 人口规模           | 0. 076<br>(0. 098)      | 0. 218<br>(0. 138)      | 0. 249<br>(0. 202)      |
| 常数项            | -6. 097 ***<br>(0. 998) | -9. 357 ***<br>(1. 141) | -9. 472 ***<br>(1. 551) |
| R <sup>2</sup> | 0. 553                  | 0. 572                  | 0. 557                  |
| 观测量            | 1 320                   | 876                     | 948                     |

3.4.2 功能分区异质性分析

将研究样本按功能分区可划分为粮食主产区、粮食主销区和产销平衡区 3 组。粮食主产区形成了以粮食作物为主导的规模化种植结构,具备向全国市场提供大规模商品粮的供给能力;粮食主销区常受限于耕地资源禀赋约束,生产能力与消费需求不匹配,需向其他区域购进粮食满足自身需求;产销平衡区处于主产区与主销区之间,基本实现区域内粮食供需的动态平衡。异质性分析结果如表 7 所示,粮食主产区的 DID 估计系数在 1% 的水平上显著为正;主销区的 DID 系数在 10% 的水平上显著为正;而产销平衡区的系数则不显著。这可能归因于粮食主产区对土地和劳动力的高依赖度,新型城镇化带来的要素重构直接提升了生产效率,政策驱动下的技术替代效果也

更显著。主销区中非农用地挤占和环境污染等问题可能削弱了新型城镇化带来的农业生产效率提升。而在产销平衡区,可能因农户地理位置分散,农业生产规模化程度低,难以形成集聚效应,AGTFP 未能随新型城镇化政策的推动而显著提升。

3.4.3 经济发展水平异质性分析

考虑到新型城镇化政策实施对农业高质量发展的影响效应可能因经济发展水平高低而产生差异,本文使用政策实施当年即 2015 年的人均地区经济发展水平数据计算中位数,将样本城市分为较低和较高经济发展水平城市进行异质性分析。结果如表 8 所示,在较低经济发展水平城市组,DID 系数在 10% 的显著性水平上为正;在较高经济发展水平城市组,DID 系数在 1% 的显著性水平上为正,政策效应更为显著。影响结果差异的

可能原因在于:较低经济发展水平城市的基础设施滞后,政策执行力度不足,且存在资源利用效率较低、农业技术水平不高及环境污染等问题,新型城镇化政策对提升 AGTFP 的作用受到限制。而

较高经济发展水平城市的土地规模化、劳动力技能水平高,同时工业对农业反哺能力强,科技转化效率高,因而新型城镇化政策对 AGTFP 的正向效应更为显著。

表 7 功能分区异质性分析

Tab. 7 Heterogeneity analysis of functional zoning

| 变量             | 农业绿色全要素生产率 AGTFP        |                         |                          |
|----------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
|                | (1)                     | (2)                     | (3)                      |
|                | 粮食主产区                   | 粮食主销区                   | 产销平衡区                    |
| 新型城镇化政策        | 0. 474 ***<br>(0. 103)  | 0. 310 *<br>(0. 170)    | 0. 197<br>(0. 172)       |
| 地区经济发展水平       | 0. 864 ***<br>(0. 059)  | 0. 768 ***<br>(0. 108)  | 0. 955 ***<br>(0. 086)   |
| 财政自主权          | -0. 784 ***<br>(0. 129) | -0. 763 ***<br>(0. 223) | -1. 228 ***<br>(0. 348)  |
| 农村市场化水平        | -0. 043<br>(0. 034)     | -0. 205 ***<br>(0. 047) | -0. 028<br>(0. 057)      |
| 农业绿色发展         | 0. 005<br>(0. 007)      | -0. 054 ***<br>(0. 012) | -0. 023 ***<br>(0. 008)  |
| 人口规模           | 0. 021<br>(0. 100)      | 0. 285 *<br>(0. 144)    | 0. 372<br>(0. 298)       |
| 常数项            | -7. 290 ***<br>(0. 939) | -6. 374 ***<br>(1. 658) | -10. 019 ***<br>(1. 881) |
| R <sup>2</sup> | 0. 540                  | 0. 675                  | 0. 551                   |
| 观测量            | 1 908                   | 480                     | 756                      |

表 8 经济特征异质性分析

Tab. 8 Heterogeneity analysis of economic characteristics

| 变量             | 农业绿色全要素生产率 AGTFP        |                         |
|----------------|-------------------------|-------------------------|
|                | (1)较低经济发展水平城市           | (2)较高经济发展水平城市           |
| 新型城镇化政策        | 0. 166 *<br>(0. 094)    | 0. 527 ***<br>(0. 119)  |
| 地区经济发展水平       | 0. 940 ***<br>(0. 058)  | 0. 846 ***<br>(0. 075)  |
| 财政自主权          | -0. 673 ***<br>(0. 165) | -0. 878 ***<br>(0. 148) |
| 农村市场化水平        | -0. 041<br>(0. 036)     | -0. 077 **<br>(0. 036)  |
| 农业绿色发展         | -0. 015 **<br>(0. 007)  | -0. 003<br>(0. 013)     |
| 人口规模           | -0. 181<br>(0. 143)     | 0. 208 *<br>(0. 110)    |
| 常数项            | -6. 612 ***<br>(1. 045) | -8. 055 ***<br>(1. 123) |
| R <sup>2</sup> | 0. 570                  | 0. 535                  |
| 观测量            | 1 572                   | 1 572                   |

## 4 机制检验

基于前文所开展的理论分析,新型城镇化政策对农业高质量发展具备多维度驱动效应,其可通过缩小城乡收入差距、推动数字普惠金融发展以及提升人力资本水平等途径,推动农业高质量发展。因此,本文进一步利用中介效应模型检验前文假设,围绕新型城镇化政策对农业高质量发展的作用机理展开分析。

### 4.1 城乡收入差距的中介效应检验

如前所述,新型城镇化借助城乡要素流动、产业结构优化以及公共产品均衡配置等机制缩小城乡收入差距,通过减少农业生产要素外流,缓解资金不足、劳动力老龄化等问题,推动农业高质量发展。为验证该机制,用城乡收入差距对新型城镇化政策进行回归,结果如表9列(1)所示,DID的系数估计值为-0.065,在5%的显著性水平上为负,表明新型城镇化政策能够显著收敛城乡收入差距。同时,有实证研究表明,城乡收入差距对农业生产率的影响呈现显著的负向关系,城乡收入差距的缩小有助于提升农业绿色全要素生产率<sup>[28]</sup>。因此,新型城镇化政策可以通过收敛城乡收入差距推动农业高质量发展,假设H2得证。

### 4.2 数字普惠金融的中介效应检验

为检验新型城镇化政策能否通过深化数字普惠金融来促进农业高质量发展,本文用数字普惠

金融指数对新型城镇化进行回归。表9第(2)列展示了新型城镇化政策对数字普惠金融发展的估计结果。结果表明,新型城镇化政策对数字普惠金融的回归系数为0.009,在1%的显著性水平上为正,这表明新型城镇化政策有助于驱动数字普惠金融发展。同时,数字普惠金融凭借其数字化、普惠化的特性,能够有效降低交易成本,帮助农业生产经营者突破传统融资渠道的限制,拓宽资金来源途径,实现农业提质增效,进而提升农业绿色全要素生产率<sup>[29]</sup>。因此,新型城镇化政策可以通过促进数字普惠金融发展推动农业高质量发展,假设H3得证。

### 4.3 人力资本水平的中介效应检验

为验证人力资本水平的中介效应,本文用农村人口平均受教育年限衡量人力资本水平,并对新型城镇化做回归分析。表9第(3)列展示了新型城镇化政策对人力资本水平的估计结果。结果表明,新型城镇化政策对人力资本水平的回归系数为0.094,在1%的显著性水平上为正,这表明新型城镇化政策有助于推动城乡教育文化资源的均衡布局,提升人力资本水平。地区人力资本水平的提升有利于带动农业中先进技术与经营理念的传播,随着创新驱动与要素的优化配置,农业生产方式和资源利用效率得到系统性改进,农业绿色全要素生产率持续性提升<sup>[30]</sup>。因此,新型城镇化政策可以通过提升人力资本水平推动农业高质量发展,假设H4得证。

表9 中介效应检验结果  
Tab.9 Test results of mediating effect

| 变量       | (1)                   | (2)                   | (3)                   |
|----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|          | 城乡收入差距                | 数字普惠金融                | 人力资本水平                |
| 新型城镇化政策  | -0.065 **<br>(0.031)  | 0.009 ***<br>(0.002)  | 0.094 ***<br>(0.014)  |
| 地区经济发展水平 | -0.437 ***<br>(0.029) | 0.027 ***<br>(0.003)  | 0.211 ***<br>(0.010)  |
| 财政自主权    | -0.488 ***<br>(0.100) | -0.009<br>(0.008)     | -0.321 ***<br>(0.035) |
| 农村市场化水平  | -0.160 ***<br>(0.016) | -0.005 ***<br>(0.002) | 0.011 *<br>(0.006)    |
| 农业绿色发展   | 0.004<br>(0.006)      | -0.000<br>(0.000)     | -0.002<br>(0.002)     |
| 人口规模     | -0.417 ***<br>(0.089) | 0.040 ***<br>(0.008)  | -0.021<br>(0.036)     |

续表 9

| 变量    | (1)                     | (2)                     | (3)                      |
|-------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
|       | 城乡收入差距                  | 数字普惠金融                  | 人力资本水平                   |
| 常数项   | 11. 323 ***<br>(0. 639) | -0. 363 ***<br>(0. 055) | - 1. 395 ***<br>(0. 238) |
| $R^2$ | 0. 136                  | 0. 995                  | 0. 376                   |
| 观测量   | 3 144                   | 3 144                   | 3 144                    |

5 结论

本文基于 2011—2022 年我国 262 个地级市的面板数据,采用带有非期望产出的超效率 SBM-GML 模型测算农业绿色全要素生产率,作为农业高质量发展的代理变量。采用渐进双重差分模型客观评估新型城镇化试点政策对农业高质量发展的驱动效应,并验证新型城镇化政策是否能够通过缩小城乡差距、提升金融发展水平及优化人力资本等机制促进农业高质量发展,主要研究结论如下。

1) 基准回归结果表明,新型城镇化试点政策能够显著促进农业高质量发展。在双向固定效应模型中,核心解释变量新型城镇化政策的系数为 0. 399,在 1% 的统计水平上显著,表明新型城镇化政策平均使农业绿色全要素生产率提升约 39. 9%。经过多种稳健性检验,结论保持一致。

2) 异质性分析表明,新型城镇化政策对农业高质量发展的驱动效应存在显著的结构性差异。在地理位置层面,相较于中西部地区,新型城镇化政策对东部农业高质量发展的驱动效应更为显著。在功能分区层面,相较于粮食主销区和产销平衡区,新型城镇化政策对粮食主产区的农业高质量发展的驱动效应最为显著。在经济发展水平层面,城市的经济发展水平越高,新型城镇化政策对农业高质量发展的推动作用越显著。

3) 机制检验表明,城乡收入差距、数字普惠金融和人力资本水平在新型城镇化政策对农业高质量发展的影响中起中介作用。新型城镇化政策能够显著缩小城乡收入差距、促进数字普惠金融发展和提升人力资本水平,从而有效驱动农业高质量发展。

参考文献

[1] 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.  
Gong R, Xie L, Wang Y F. Interactive mechanism and empirical test of agricultural high-quality development and new urbanization[J]. Reform, 2020(7): 145-159.  
[2] 郭晨,张卫东. 产业结构升级背景下新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响——基于 PSM-DID 经验证据[J]. 产业经济研究,2018(5):78-88.  
Guo C, Zhang W D. The impact of new-type urbanization construction on the quality of regional economic development under the background of industrial structure upgrading: Empirical evidence based on PSM-DID[J]. Industrial Economics Research, 2018(5): 78-88.  
[3] 吴青山,吴玉鸣,郭琳. 新型城镇化对劳动力错配的影响:理论分析与经验辨识[J]. 经济评论,2022(5):67-82.  
Wu Q S, Wu Y M, Guo L. The impact of new urbanization on labor misallocation: Theoretical analysis and empirical identification[J]. Economic Review, 2022(5): 67-82.  
[4] 杨宇,赵婉旭,伍骏骞,等. 新型城镇化的共同富裕效应——基于国家新型城镇化综合试点政策的分析[J]. 农业经济问题,2025(3):46-61.  
Yang Y, Zhao W X, Wu J Q, et al. The common prosperity effect of new urbanization: An analysis based on the national comprehensive pilot policy of new urbanization[J]. Issues in Agricultural Economy, 2025(3): 46-61.  
[5] 朱晓娟,王艳伟,池江涛,等. 新型城镇化对碳全要素生产率的影响[J]. 环境科学,2025,46(9):5512-5523.  
Zhu X X, Wang Y W, Chi J T, et al. Impact of new urbanization on total factor productivity of carbon[J]. Environmental Science, 2025, 46(9): 5512-5523.  
[6] 蒋正云,胡艳. 中部地区新型城镇化与农业现代化耦合协调机制及优化路径[J]. 自然资源学报, 2021,36(3):702-721.  
Jiang Z Y, Hu Y. Coupling and coordination between new urbanization and agricultural modernization in Central China[J]. Journal of Natural Resources,

- 2021, 36(3): 702-721.
- [7] 杨玉珍,唐明富,许宁. 城乡融合赋能农业新质生产力:影响机制与空间溢出效应[J]. 商业研究,2025(6):75-87.
- Yang Y Z, Tang M F, Xu N. Empowering new quality productivity in agriculture through urban-rural integration: Impact mechanism and spatial spillover effects[J]. Commercial Research, 2025(6): 75-87.
- [8] 周利平,辛婷. 新型城镇化建设对我国农业经济韧性的影响研究——基于空间双重差分模型的实证分析[J]. 中国生态农业学报(中英文),2025,33(4):807-819.
- Zhou L P, Xin T. The impact of new urbanization construction on the resilience of China's agricultural economy: Empirical analysis based on the spatial difference-in-differences model[J]. Chinese Journal of Eco-Agriculture, 2025, 33(4): 807-819.
- [9] 武宵旭,葛鹏飞,徐璋勇. 城镇化与农业全要素生产率提升:异质性与空间效应[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(5):149-156.
- Wu X X, Ge P F, Xu Z Y. Urbanization and the promotion of agricultural total factor productivity: Heterogeneity and spatial effect[J]. China Population, Resources and Environment, 2019, 29(5): 149-156.
- [10] 刘涛,杜思梦. 基于新发展理念农业高质量发展评价指标体系构建[J]. 中国农业资源与区划,2021,42(4):1-9.
- Liu T, Du S M. The construction of high-quality development evaluation index system of agricultural based on new development concept[J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2021, 42(4): 1-9.
- [11] 史常亮. 土地流转对农业高质量发展的影响——基于绿色全要素生产率视角[J]. 自然资源学报,2024,39(6):1418-1433.
- Shi C L. Impact of land transfer on high-quality agricultural development: Analysis based on the green TFP perspective[J]. Journal of Natural Resources, 2024, 39(6): 1418-1433.
- [12] 刘晓瑞,杨燕,刺美香,等. 数字经济对农业高质量发展的影响研究——基于山西省2012—2022年面板数据的分析[J]. 中国农业资源与区划,2025,46(9):155-164.
- Liu X R, Yang Y, La M X, et al. Research on the impact of digital economy on high quality development of agriculture: Analysis based on panel data of Shanxi Province from 2012 to 2022[J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2025, 46(9): 155-164.
- [13] 肖莉,张艺航,丁嘉仪,等. 长江经济带数字新质生产力与农业高质量发展耦合关系及时空演化[J]. 长江流域资源与环境,2025,34(12):2686-2696.
- Xiao L, Zhang Y H, Ding J Y, et al. Coupling relationship and spatio-temporal evolution between digital new-qualitative productivity and high-quality agricultural development in the Yangtze River Economic Belt[J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2025, 34(12): 2686-2696.
- [14] 印静,王婧,李裕瑞. 中国县域城镇化和乡村发展的地域差异与协同类型[J]. 西北大学学报(自然科学版),2025,55(4):912-931.
- Yin J, Wang J, Li Y R. Regional differences and synergistic types of county-based urbanization and rural development in China[J]. Journal of Northwest University(Natural Science Edition), 2025, 55(4): 912-931.
- [15] 许素琼. 新型城镇化对农业绿色全要素生产率的低门槛效用实证分析[J]. 江苏农业科学,2019,47(17):324-329.
- Xu S Q. Empirical analysis of the low threshold effect of new urbanization on agricultural green total factor productivity[J]. Jiangsu Agricultural Sciences, 2019, 47(17): 324-329.
- [16] 张洪振,李桐林,李书奎. 城乡居民收入视角下新型城镇化对共同富裕的作用效果研究[J]. 西南大学学报(自然科学版),2024,46(12):142-155.
- Zhang H Z, Li T L, Li S K. Study on the effect of new urbanization on common prosperity from the perspective of urban and rural resident income[J]. Journal of Southwest University(Natural Science Edition), 2024, 46(12): 142-155.
- [17] 刘晓琼,张雪静,杨华,等. 黄河流域资源型地区可持续农业与农村发展时空特征与耦合协调机制——基于42个地级市的实证分析[J]. 西北大学学报(自然科学版),2025,55(4):726-739.
- Liu X Q, Zhang X J, Yang H, et al. Spatio-temporal characteristics and coupled coordination mechanism of sustainable agriculture and rural development of resource-based areas in the Yellow River Basin: An empirical analysis based on 42 prefecture-level cities[J]. Journal of Northwest University(Natural Science Edition), 2025, 55(4): 726-739.
- [18] 蒙昱竹,郝振龙,徐杨康. 新型城镇化试点政策对区域协调发展的影响效应及作用机制研究[J]. 西安理工大学学报,2025,41(3):336-347.
- Meng Y Z, Hao Z L, Xu Y K. Research on the impact

effects of and mechanisms for new urbanization pilot policies on regional coordinated development[J]. Journal of Xi'an University of Technology, 2025, 41(3): 336-347.

[19] Schultz T W. Investment in human capital[J]. The American Economic Review, 1961(1): 1-17.

[20] 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.

Jiang T. Mediating effects and moderating effects in causal inference [J]. China Industrial Economics, 2022(5): 100-120.

[21] Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3): 498-509.

[22] 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(5): 39-56.

Liu Y W, Ouyang Y, Cai H Y. Evaluation of China's agricultural green TFP and its spatiotemporal evolution characteristics[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2021(5): 39-56.

[23] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.

Guo F, Wang J Y, Wang F, et al. Measuring China's digital financial inclusion: Index compilation and spatial characteristics [J]. China Economic Quarterly, 2020, 19(4): 1401-1418.

[24] 徐雪, 王永瑜. 中国乡村振兴水平测度、区域差异分解及动态演进[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(5): 64-83.

Xu X, Wang Y Y. Measurement, regional difference and dynamic evolution of rural revitalization level in China[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2022, 39(5): 64-83.

[25] Li P, Lu Y, Wang J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 18-37.

[26] 王伟, 毛伟, 肖华, 等. 生态循环农业试点的农业碳减排效应[J]. 资源科学, 2025, 47(6): 1341-1357.

Wang W, Mao W, Xiao H, et al. Agricultural carbon reduction effects of the ecological circular agriculture pilot[J]. Resources Science, 2025, 47(6): 1341-1357.

[27] Rosenbaum P R, Rubin D B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score[J]. The American Statistician, 1985, 39(1): 33-38.

[28] 曾龙, 付振奇. 中国城乡收入差距对农业生产率的影响——基于农村劳动力转移与农村居民收入的双重视角[J]. 江汉论坛, 2021(11): 15-24.

[29] 安红霞. 数字普惠金融对农业绿色全要素生产率的影响机制及空间溢出效应[J]. 江苏农业科学, 2024, 52(18): 288-296.

An H X. Influence mechanism and spatial spillover effect of digital inclusive finance on agricultural green total factor productivity[J]. Jiangsu Agricultural Sciences, 2024, 52(18): 288-296.

[30] 郑甘甜, 陈池波, 陈胜, 等. 农村人力资本对农业环境全要素生产率影响的实证分析[J]. 统计与决策, 2023, 39(8): 57-62.

(编辑 亢小玉)