

新型城镇化、城乡破壁与农业增长

汪雨雨 赵增力 姚万军*

摘 要：提高劳均农业生产率是保证粮食稳定供给、收敛城乡发展差距的关键。本文基于2003~2020年县域面板数据，使用交叠双重差分法研究了新型城镇化政策对县域劳均农业生产率的影响并得出了以下结论：第一，新型城镇化政策使当地农业额外增长5.6%，促进了县域劳均农业生产率的提高。第二，新型城镇化政策推动了农村劳动力流出，依靠机械投入替代劳动力投入的作用机制促进了农业生产率的提高，对具备农业规模生产条件的平原地区的劳均农业生产率促进作用更为显著。第三，改善农村交通基础设施的政策无法直接提高劳均农业生产率，但能与新型城镇化政策相结合进一步促进劳动力流动，增强了新型城镇化政策效应。研究认为“以人为核心、以县域为载体”的新型城镇化政策是促进农业增长、实现城乡融合发展的可行路径，应进一步通过优化制度体制，破除城乡二元结构，以县域为载体推动要素城乡流动，促进农业增产增效及城乡融合的加深加固。

关键词：新型城镇化 农业生产率 劳动力流动 城乡融合

* 汪雨雨（通讯作者），讲师，天津师范大学经济学院，电子邮箱：yuyu1946@163.com；赵增力，硕士研究生，天津师范大学经济学院，电子邮箱：zhaozenglizzl@163.com；姚万军，副教授，南开大学经济学院，电子邮箱：wanjun-yao@nankai.edu.cn。本文获得国家社会科学基金重大项目（19ZDA047）、天津市教委科研计划项目成果（2022SK066）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

一 问题提出及文献评述

人口规模庞大是实现中国社会主义现代化的巨大优势,同时也使我国面临粮食安全、人口老龄化等挑战。中国用约占全球9%的耕地面积养活了全球约18%的人口,在农业产出量上我国已经是农业大国,但从农业产出效率来看我国还明显低于主要发达国家。世界银行的调查数据显示,2018年我国劳均农业增加值为3830美元,明显低于美国的79055美元、日本的24169美元、荷兰的80779美元。^①我国农业生产经营人员约为3.14亿人,约是美国的100倍,从事农业生产的经营户有2.35万户,户均耕地面积仅相当于美国的0.25%。^②党的二十大报告明确提出“加快建设农业强国”的战略目标,进一步提高劳均农业生产率,推进农业规模化、生产种植方式机械化对保障我国粮食安全,助力经济高质量发展,实现我国从农业大国迈向农业强国具有重要意义。

劳均农业生产率较低、人地关系高度紧张制约着我国农业发展,农业生产中存在“内卷化”,即单位劳动投入报酬递减规律(黄宗智,2020)。随着工业化快速推进,城镇地区出现大量非农就业机会,农村剩余劳动力流向非农部门,农业生产中的劳动力比重不断下降。“二元结构”理论指出,只要工业部门支付高于农民平均收入的工资,农村剩余劳动力就会从传统农业部门源源不断地转移至现代工业部门,传统农业部门因劳动力减少而边际产出不断增加,直至两部门的劳动生产率达到相对均衡状态(Lewis,1954)。而我国农村劳动力大量转移,但两部门的劳动生产率并未在市场化进程中实现自然收敛,存在理论与现实相悖的情况。农业产值比重下降程度大于农业就业比重,以及现实中各种制度障碍等非市场因素的存在,导致农业劳动生产率较低、产业间劳动生产率无法趋同(蔡昉,2018;马晓河和杨祥雪,2023)。

已有研究围绕土地、劳动力、农资投入等农业生产要素流动与分配对

^① 数据来源于2018年《世界银行报告》。

^② http://www.stats.gov.cn/sj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/202302/t20230206_1902105.html。

我国劳均农业生产率较低的原因进行了分析。我国农村以“小农经济”为主的生产方式，导致农业耕地细碎化、经营分散化和规模不经济等问题，小规模生产经营方式有悖于现代农业规模化、集约化的发展要求，限制了劳均农业生产率的提高（余航等，2019），加上“人多地少”的基本农情导致我国农业生产劳动力占比较高，需要不断释放农村劳动力、推动农民非农就业或本地创业，促进劳动力从边际收益较低的农业部门流出，降低农业生产中的劳动力比重，从而提高我国劳均农业生产率（骆永民等，2020；黄宗智，2020）。随着农村劳动力不断流出、农业机械化的推进，农业生产中出现了资本替代劳动力进行生产的现象，当农业就业人口比重下降幅度大于农业产值比重，就能带来劳均生产率的提高，推动产业间的劳动生产率趋同（蔡昉，2018；刘进等，2023）。

农业生产要素流动促进了农业规模化、集约化生产（郑淋议，2023）。市场发展有利于促进资源有效配置，但市场通常只能在要素进入流转阶段后发挥作用，农户是否参与市场交易仍需要政策激励和制度保障。城乡户籍制度是阻碍劳动力转移的制度性障碍，干扰了经济发展规律，阻挠了产业间的劳动生产率趋同（蔡昉，2018）。促进农村劳动力流动不仅要消除城乡间要素流动的市场障碍，还要逐步消除农村人口融入城镇生活的“认同距离”，破除城乡户籍制度壁垒，以保障农民工各项基本权益（罗必良和耿鹏鹏，2023）。截至2021年，中国常住人口城镇化率达64.7%，而户籍人口城镇化率仅为46.7%，与常住人口城镇化率存在18个百分点的缺口意味着有2亿多农民工没有获得城镇户口，无法享受与城镇居民同等的公共服务。^①进城务工农民由于缺乏生活保障仍以半工半耕的形式保留着自耕地，阻碍了农地流向其他农业生产经营主体，影响了农业机械化、规模化发展。

受要素价格差异和潜在报酬差异影响，城乡间要素趋于流动。在不同阶段表现为农业人口和劳动力陆续流入城镇、城镇要素下乡“反哺”农业，最终共同推动城乡发展走向融合，新型城镇化政策正是破除城乡制度壁垒、驱动要素流动、经济高质量发展的重要动力（李兰冰等，2020）。

^① 数据来自《中国统计年鉴2021》。

2013年党的十八届三中全会发布的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出“解决好人的问题是推进新型城镇化的关键”，在以生产要素为核心的“物”的基础上首次确立以“人”为核心的新型城镇化政策(解安和林进龙，2023)。党的二十大报告提出，新型城镇化作为推动经济高质量发展的重要政策，“要坚持农业农村优先发展，坚持城乡融合发展，推进以人为核心的新型城镇化，推进以县城为重要载体的城镇化建设”，明确了新型城镇化的发展方向和政策目标。2023年1月23日发布的中央一号文件强调要继续推进县域城乡融合，深入“推进县域农民工市民化，建立健全基本公共服务同常住人口挂钩、由常住地供给机制”。^①将县域作为落实新型城镇化政策的重要载体，保障农民工享有和城镇居民同等的各项公共服务，有序推动试点地区户籍制度改革，是加速农村土地流转、扩大耕地面积、通过机械化生产方式实现农业发展的前提条件。

传统城镇化政策更关注土地要素流动，强调进一步深化农村土地流转制度改革，通过农村土地流转来促进劳动力和土地的有效配置，从而达到城乡融合发展的目的(宋宜农，2017)，而新型城镇化政策围绕“以人为核心、以县域为载体”深化户籍制度改革，以促进农业转移人口市民化数量和质量提升为主要任务目标。随着农村劳动力流出，农用生产机械替代传统要素成为农业生产的必然趋势(Huang等，2012)。增加要素投入和提高生产效率是促进农业增长的两种不同方式，依靠加大要素投入来拉动的农业增长不可持续，且与新型城镇化政策目标相悖。摒弃过去由单位土地面积承载过多的劳动力导致“内卷化”的小农经济生产方式^②(黄宗智，2020)，通过农业生产规模化、机械化，提高农业生产率从而驱动农业增长，是保障粮食供给稳定的关键。

已有文献对新型城镇化的实践模式、建设进程、发展目标等进行了梳理与阐释，为落实新型城镇化政策提供了学理支撑(朱鹏华和刘学侠，

^① 详见中国农业农村部《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》。

^② “内卷化”的小农经济是因农业生产总量的增加被更快的农业人口增加所蚕食而出现的经济现象。

2023; 罗必良和耿鹏鹏, 2023; 方创琳和赵文杰, 2023)。许多研究对城镇化是否有利于缩小城乡收入差距展开了讨论, 但由于模型、数据和方法差异得出的结论并不统一(周心怡等, 2021; 李宾和马九杰, 2014; 陆铭和陈钊, 2004)。还有文献揭示了城镇化的要素资源配置效应和生产率效应, 城镇化带来的集聚效应促进了要素流动, 要素流向生产率高的企业从而提高了要素的配置效率(张军涛和黎晓峰, 2019)。陈强远和梁琦(2014)基于劳动力要素的异质性假设认为转型经济体的城镇化必须以高生产率和高技术产业作为支撑, 大城市的技术比较优势是吸引劳动力流入的根本原因。新型城镇化通过优化劳动力结构及加快劳动力流动显著缓解了劳动力错配现象(吴青山等, 2022)。也有文献评估了新型城镇化对城市经济发展(姜安印和杨志良, 2020)、区域经济质量(郭晨和张卫东, 2018)等方面政策实施效果的影响, 但目前将新型城镇化政策实施作为推动劳动力流动的外生冲击进而关注新型城镇化与劳均农业生产率关系的研究较少。

另外, 本文还与农业增长、劳动生产率的研究相关。从长期来看需要形成由工业化、城镇化驱动的农业增长长效机制, 刘生龙等(2009)基于省际面板数据分析得出, 西部大开发通过基建投资促进了西部地区的经济增长, 对该地区工业发展起到了推动作用, 同时增加了土地使用集中度, 通过农业总产量的增加促进了农业增长(Li等, 2021)。张启正等(2022)认为革命老区规划政策能提升劳动生产率, 为当地农业带来4.33%的额外增长。还有一些学者从资源配置角度对农业生产率进行了研究, Adamopoulos等(2022)认为土地资源误配影响了中国农业生产率, 冒佩华等(2015)认为农地无论是转入还是转出都能显著提升农业劳动生产率。土地确权政策的实施促使了资本投入提升了20%, 人口老龄化背景下农机投入替代劳动力投入, 有利于提升农业生产率(孙琳琳等, 2020)。中国户籍制度约束导致劳动力市场扭曲, 若能消除劳动力市场扭曲, 则中国劳均产出将提高19.53%(盖庆恩等, 2013), 若能同时消除国内劳动力市场扭曲和降低对外贸易成本, 中国农业部门的劳动生产率将进一步提高(盖庆恩等, 2019)。

新型城镇化政策的实施促进了劳动力跨区域流动, 为农业机械化、规模化发展创造了条件, 提高了农业生产率, 但也可能因农业部门人口外流、农

业生产人员平均质量下降而导致农村产业“空心化”、人口老龄化,对农业生产造成冲击。土地流转带来的农业生产率提高,不一定能抵消人口外流带来的因务农人员平均素质降低而导致的农业生产率降低,即农业人口流失导致的劳均农业生产率降低,部分抵消由土地配置效率提高而引发的劳均农业生产率提高(余航等,2019)。由地区间和城乡间发展差距引起的人口外流可能会给农业部门带来负面影响,同时还可能出现农户撂荒、弃耕等现象,对农业生产造成不利影响。Ren等(2023)认为人口老龄化会使农业产出和劳动生产率下降,而新型农业生产经营主体的发展则有利于提高农业生产率,原因在于新型农业生产经营主体吸纳了更多的年轻农民参与规模化生产,同时增加了农机投入、显著提高了劳动生产率。上述文献围绕农村劳动力流动与农业生产率做了许多有益的研究,但现有研究中不仅缺乏关于新型城镇化政策对劳均农业生产率影响的评估,而且忽略了以县域农业增长为研究对象的相关分析。

本文在收集整理各项数据基础上形成了2003~2020年县域层面的面板数据库,采用交叠双重差分法研究了新型城镇化政策对县域农业增长的影响及其内在机制,边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,将“以人为核心、以县域为载体”作为新发展阶段落实新型城镇化战略的重要着力点,从县域角度考察了新型城镇化政策对农业劳动生产率的影响,为加速县域城乡融合发展提供了理论和经验依据。第二,构建了异质性农户模型,解释了新型城镇化政策如何通过农机投入替代劳动力投入的机制促进农业增长。在理论框架中加入劳动力流动因素,考察劳动力流出后进行土地流转和不进行土地流转的情景下,农业生产受到的影响差异。在理论模型基础上提出研究假说并进行实证分析检验。第三,异质性检验部分认为改善农村交通基础设施无法直接提高劳均农业生产率,但能通过与新型城镇化政策相结合进一步促进劳动力流动,增强新型城镇化政策效应,起到推动农业增长的作用。

二 模型构建与理论框架

新型城镇化政策促进了劳动力流动，而农业劳动力流动直接影响了农业生产情况。本文构建农户异质性模型，说明新型城镇化政策背景下劳动力流动对农业生产的影响。孙琳琳等（2020）用农户模型讨论了土地确权政策通过土地流转以及缓解信贷约束等机制对农机投资产生的影响，但并未考虑劳动力流动情况。本文讨论的核心是“以人为核心”的新型城镇化政策对劳均农业生产率的影响，因此在已有参考文献的基础上（Adamopoulos 和 Restuccia，2014；孙琳琳等，2020）将劳动力流动因素纳入生产函数，以是否发生土地流转作为模型分析的不同情景（条件），对新型城镇化政策推动农村劳动力转移，并通过“机械投入替代劳动力投入”机制促进劳均农业生产率提高予以说明。

假定 t 期的农村户籍人口为 N_t^r ，城镇户籍人口为 N_t^u ，从进城务工的农村人口 N_t^m ，总人口数为 $N_t = N_t^r + N_t^u + N_t^m$ ，城镇化比例为 $S_u = \frac{N_t^u}{N_t}$ 。如果城乡人口增长率相同且都为 n ，则第 $t+1$ 期总人口为 $N_{t+1} = N_t(1+n)$ 。投入劳动力、土地和资本技术进行生产，假设农户的生产函数为C-D函数形式：

$$y_t = (A_t)^{1-\gamma} [K_t^\alpha (N_t^r)^\beta L^\rho]^\gamma \quad \alpha + \beta + \rho = 1 \quad \gamma < 1 \quad (1)$$

其中， y_t 为 t 期农户种植生产的产出函数； A_t 表示 t 期社会平均农业全要素生产率； K_t 为 t 期农机投入； N_t^r 为农业生产劳动力投入； L 为用于农业生产的土地面积， $L = L + L_r$ ， L_r 为农户间流转的土地面积， $L_r > 0$ 表示农户存在土地转入情况， $L_r < 0$ 表示农户存在土地转出情况。 $\gamma \in (0, 1)$ 为控制参数， α 、 β 、 δ 分别表示机械、劳动力和土地之间的替代弹性。

假设市场为完全竞争，生产价格为 p_t ，市场利率水平为 i ，农业生产投资在 t 期产生、在 $t+1$ 期完全报废并需要新的农机投资。那么两期决策的目标函数为：

$$\max \zeta = y_t P_t + \frac{f(I)}{1+i} y_t P_t - K_t + i(W_t + S_t - K_t) - E_t(N_t^m) + E_r L \quad (2)$$

式中, y_t 为当期农业产出; $\frac{f(I)}{1+i} y_t$ 为第二期产出的当期折现, $f(I)$ 表示农户在下一期仍留在农村从事农业生产的概率, 反映农村劳动力的流动情况。 W_t 为农户的非农收入, S_t 为农户个人存款, $W_t + S_t - K_t$ 为农户剩余资金, $E_t(N_t^m)$ 表示当 $N_t^m > 0$ 、存在非农就业时进城务工农民的费用支出, 包括往返交通费、城镇生活成本等; E_r 表示地租, 当农户转出土地时 $E_r > 0$ 表示地租收入, 当农户转入土地时 $E_r < 0$ 表示土地租金支出。此时农户进行农业生产投资的约束条件为:

$$\text{s.t.} \begin{cases} K_t \leq W_t + S_t \\ K_t \geq 0 \\ N_t^r \geq 0 \\ L \geq 0 \end{cases}$$

1. 存在土地流转

新型城镇化政策促使农业剩余劳动力流出, 当劳动力的流动促进土地流转, 即 $L_r \neq 0$ 时, 农户存在土地转出或者转入情况, 在农户利益最大化目标下资本、土地和劳动力要素应满足以下一阶条件:

$$\frac{\partial \zeta}{\partial K_t} = \left\{ \left[1 + \frac{f(I)}{1+i} \right] p_t \right\} \gamma (A_t)^{1-\gamma} [K_t^\alpha (N_t^r)^\beta L^\rho]^{\gamma-1} \alpha K_t^{\alpha-1} (N_t^r)^\beta L^\rho - (1+i) = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \zeta}{\partial L} = \left\{ \left[1 + \frac{f(I)}{1+i} \right] p_t \right\} \gamma (A_t)^{1-\gamma} [K_t^\alpha (N_t^r)^\beta L^\rho]^{\gamma-1} \rho K_t^\alpha (N_t^r)^\beta L^{\rho-1} + E_r = 0 \quad (4)$$

根据一阶条件, 用式 (3) 和式 (4) 求出最优单位土地资本比为:

$$\frac{K_t^*}{L^*} = -\frac{\alpha E_r}{\rho(1+i)} \quad (5)$$

$L_r < 0$ 说明农户存在土地转出情况, 若土地部分转出则外出务工农民保持兼业情况, 对于存在土地转出的农户来说 $L + L_r < L$, 实际经营的土地规模要小于农户本来的土地面积, 此时 $E_r > 0$ 。

接着分析新型城镇化政策实施后对土地流转农户的农业生产的影响，将式 (5) $\frac{K_t^*}{L^*} = -\frac{\alpha E_r}{\rho(1+i)}$ 带入式 (3) 中得到式 (6)，求导后得出式 (7)：

$$L^* = \left[1 + \frac{f(I)}{(1+i)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha\gamma-\rho\gamma}} \left[\frac{p_t \alpha \gamma}{(1+i)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha\gamma-\rho\gamma}} A_t^{\frac{1-\gamma}{1-\alpha\gamma-\rho\gamma}} \left[\frac{-\alpha E_r}{\rho(1+i)} \right]^{\frac{\alpha\gamma-1}{1-\alpha\gamma-\rho\gamma}} (N_t^\gamma)^{\frac{\beta\gamma}{1-\alpha\gamma-\rho\gamma}} \quad (6)$$

$$\frac{\partial L^*}{\partial f(I)} = \frac{1}{1-\alpha\gamma-\rho\gamma} \left[1 + \frac{f(I)}{(1+i)} \right]^{\frac{\alpha\gamma+\rho\gamma}{1-\alpha\gamma-\rho\gamma}} \frac{1}{(1+i)} \left[\frac{p_t \gamma \alpha}{(1+i)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha\gamma-\rho\gamma}} A_t^{\frac{1-\gamma}{1-\alpha\gamma-\rho\gamma}} \left[\frac{-\alpha E_r}{\rho(1+i)} \right]^{\frac{\alpha\gamma-1}{1-\alpha\gamma-\rho\gamma}} (N_t^\gamma)^{\frac{\beta\gamma}{1-\alpha\gamma-\rho\gamma}} \quad (7)$$

当新型城镇化政策实施后农村劳动力流出，农户在追求利益最大化目标下，通过土地流转来减小由劳动力减少而对农业生产带来的影响，得出关系式 (8)：

$$\frac{\partial y_t}{\partial f(I)} = \frac{\partial y_t}{\partial L^*} \cdot \frac{\partial L^*}{\partial f(I)} \quad (8)$$

农业产量随土地要素投入的增加而增加，因此 $\frac{\partial y_t}{\partial L^*} > 0$ ，当农户存在土地转出情况时 $E_r > 0$ ，式 (7) 中 $\frac{\partial L^*}{\partial f(I)} < 0$ ，此时式 (8) $\frac{\partial y_t}{\partial f(I)} < 0$ ，说明新型城镇化造成农村人口外流，农户通过土地转出来减少耕地面积从而抵消农业劳动力减少的影响，降低农业产量。当农户存在土地转入情况而需要支付土地租金时， $E_r < 0$ 则 $\frac{\partial L^*}{\partial f(I)} > 0$ ，此时 $\frac{\partial y_t}{\partial f(I)} > 0$ ，说明当新型城镇化政策促进农村人口外流时，部分边际生产效率较高的农户通过租入更多的土地来扩大农业生产规模，提高农业产量。

2. 不存在土地流转

土地流转还受到要素市场、流转价格、产权稳定等多重因素的影响，新型城镇化政策虽然推动了农村人口流出，但农户不一定选择将农地进行流转，可能存在撂荒或继续在自有耕地上进行农业生产等情况。农地出现弃耕时，即 $L = 0$ ，说明农户不从事农业生产，因此对劳均农业生产率不会

产生影响。另一部分农户外出务工的同时不进行土地流转,为半工半耕的农业兼业户,由于不存在农地流转情况,为便于分析,假设这部分农户土地要素投入 $L=1$,此时农户生产函数为 $y_t=(A_t)^{1-\gamma}[K_t^\alpha(N_t^r)^{1-\alpha}]^\gamma$,由于不存在土地流转 $E_t=0$,农户的利润最大化目标函数如式(9)所示:

$$\max \zeta = y_t p_t + \frac{f(I)}{1+i} y_t p_t - K_t + i(W_t + S_t - K_t) - E_t(N_t^m) \quad (9)$$

根据一阶条件,求出农户最优劳均机械投入为式(12):

$$\frac{\partial \zeta}{\partial N_t^r} = \left\{ \left[1 + \frac{f(I)}{1+i} \right] p_t \right\} \gamma (A_t)^{1-\gamma} [K_t^\alpha (N_t^r)^{1-\alpha}]^{\gamma-1} (1-\alpha) K_t^\alpha (N_t^r)^{-\alpha} + E_t = 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial \zeta}{\partial K_t} = \left\{ \left[1 + \frac{f(I)}{1+i} \right] p_t \right\} \gamma (A_t)^{1-\gamma} [K_t^\alpha (N_t^r)^{1-\alpha}]^{\gamma-1} \alpha K_t^{\alpha-1} (N_t^r)^{1-\alpha} - (1+i) = 0 \quad (11)$$

$$\frac{K_t^*}{(N_t^r)^*} = -\frac{\alpha E_t}{(1-\alpha)(1+i)} \quad (12)$$

式(12)是根据农户利益最大化目标函数一阶条件得出的农户最优劳均机械投入程度, $\frac{K_t^*}{(N_t^r)^*} < 0$ 。新型城镇化政策实施后农户最优劳均机械受进城务工成本影响, E_t 越大说明进城务工成本越高,那么留在农村进行农业生产的劳动力数量就越多,即 N_t^r 越大,由于农业生产中的劳动力投入和农机投入存在相互替代关系,此时农机投入就减少。

根据式(12) $\frac{K_t^*}{(N_t^r)^*} = -\frac{\alpha E_t}{(1-\alpha)(1+i)}$,代入式(10)中消除 K_t^* 得到式(13):

$$(N_t^r)^* = \left[\frac{\alpha}{(1+i)} \right]^{\frac{\alpha\gamma}{1-\gamma}} \left[-\frac{(1-\alpha)}{E_t} \right]^{\frac{1-\alpha\gamma}{1-\gamma}} A_t (p_t \gamma)^{\frac{1}{1-\gamma}} \left[1 + \frac{f(I)}{1+i} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (13)$$

由式(13)可得出式(14),说明新型城镇化政策实施后务农人口减少:

$$\frac{\partial(N_t^r)^*}{\partial f(I)} = \left[\frac{\alpha}{(1+i)} \right]^{\frac{\alpha\gamma}{1-\gamma}} \left[-\frac{(1-\alpha)}{E_t} \right]^{\frac{1-\alpha\gamma}{1-\gamma}} A_t(p, \gamma)^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

$$\frac{1}{1-\gamma} \left[1 + \frac{f(I)}{1+i} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}-1} \left(\frac{1}{1+i} \right) < 0 \quad (14)$$

新型城镇化政策的实施降低了农民外出务工的成本，如为农民工解决居住问题、帮助农民工对接用工单位等政策。因此得到以下两个基本事实 $\frac{\partial E_t}{\partial f(I)} < 0$ ，即新型城镇化政策的实施减少了农村劳动力进城务工的支出。

$\frac{\partial E_t}{\partial N_t^r} > 0$ 说明随着 E_t 进城务工的支出的增加，农户选择增加农业生产中的劳动力投入，农村劳动力迁移的成本越小，农业生产的劳动力投入就越少。

农机投入会增加农业产出，即 $\frac{\partial y_t}{\partial K_t} > 0$ ，而农业机械化和农业劳动力存在相互替代的负向关系， $\frac{\partial K_t}{\partial N_t^r} < 0$ ，新型城镇化政策减少了农业生产中的劳动力投入， $\frac{\partial N_t^r}{\partial f(I)} < 0$ ，通过机械化投入替代外出就业劳动力，从整体上提高了农业机械化生产水平，因此新型城镇化政策推动农业增长的机制为：

$$\frac{\partial y_t}{\partial f(I)} = \frac{\partial y_t}{\partial K_t} \cdot \frac{\partial K_t}{\partial N_t^r} \cdot \frac{\partial N_t^r}{\partial f(I)} > 0。$$

消除制度壁垒是要素跨区域流动的前提（李兰冰等，2020），新型城镇化成为破除城乡二元结构制度藩篱的重要动力，不仅促进了劳动力流动，也为资本下乡从事大规模的机械化农业生产创造了条件。农业剩余劳动力从农村流出促进了农地流转，推动了农业规模化生产，农业机械投入，一部分用于替代外流的农业劳动力，另一部分是用于满足规模化生产带来的农机使用需求增加，起到了提高农业生产水平、促进农业增长的效果。

劳动力外流也可能导致农户弃耕或农业生产规模缩小，造成农业产量下降、劳均农业生产率降低等问题。青壮年劳动力的外流使农业部门的劳动力结构趋于老龄化，老龄化的小农家庭更偏向于放弃耕地、缩小

农业生产规模、减少机械以及化肥等农资投入。但新型农业生产经营主体,如家庭农场、合作社以及工业化农场的发展则扩大了农业生产规模、提高了机械化水平、促进了劳动生产率的提高(Ren等,2023)。从县域层面考察新型城镇化政策实施对劳均农业生产率的影响,既包括劳动力流出带给家庭农业生产的影响,还包括城乡要素资源双向流动对规模农业生产经营主体的影响,更能体现我国农业生产发展趋势。因此,本文提出新型城镇化作为破除城乡二元结构壁垒的重要动力,有利于促进农业剩余劳动力转移,增加农业机械投入,提高我国县域劳均农业生产率、促进农业增长的假说。

三 政策背景与研究设计

(一) 政策背景

20世纪80年代到21世纪10年代初,我国的城镇化建设取得了瞩目的成就,但也积累了一系列问题与矛盾,城镇化建设过程中摊大饼式的“外延式扩张”和“土地城镇化”有悖于以人为本和可持续发展的理念;^①“城乡分治”和“重城轻乡”的城镇偏向型政策不惜牺牲农村、农民利益发展城镇,造成发达的城市与凋敝的乡村共存的场景。^②为解决城镇化快速发展过程中积累的问题与矛盾,党的十七大报告提出走中国特色城镇化道路,明确要“走集约、智能、绿色、低碳的新型城镇化道路”。在此基础上,党的十八大报告进一步提出了以人为核心的新型城镇化战略,并在中央城镇化工作会议上完善和深化了新型城镇化的内涵。2014年3月国务院正式出台了《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》,明确了新型城镇化的发展路径、主要目标和战略任务。同年出台了《国家新型城镇化综合试点方案》,选取了62个地区(区、县、镇)开展新型城镇化综合试点。2015~2016年国家发展和改革委员会进一步公布了第二批和第三批新型城镇化综合试点名单,分别选取了73个地区(区、县、镇)和111个地区(区、县、镇)作为试

① http://www.gov.cn/xinwen/zb_xwb01/2014-03/19/content_2641511.htm.

② <http://theory.people.com.cn/n/2013/0415/c49154-21132673.html>.

点地区。

表1梳理了自新型城镇化概念提出以来，围绕新型城镇化颁布的相关文件及其具体内容。基于上述政策，结合2014年国务院发布的《国家新型城镇化综合试点方案》及后续发布的相关政策，以及2022年7月国家发改委实施的《“十四五”新型城镇化实施方案》的详细内容，将新型城镇化政策促进劳动力流动、打破城乡制度壁垒、推动农业生产效率提高的相关内容归纳为以下方面。

表1 新型城镇化相关会议或政策、报告发布时间梳理

发布时间	会议或政策、报告	主要内容
2012年11月	党的十八大报告	坚持走中国特色新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化道路
2013年12月	中央城镇化工作会议	要人为本，推进以人为核心的城镇化
2014年3月	《国家新型城镇化规划（2014—2020年）》	推进符合条件的农业转移人口落户城镇；推进农业转移人口享有城镇基本公共服务；建立健全农业转移人口市民化推进机制
2014年12月	《国家新型城镇化综合试点方案》	2014年、2015年和2016年分3批将246个县（市、区）列为试点，作为实施新型城镇化战略的先行军和破旧立新的突破口
2015年11月	《关于公布第二批国家新型城镇化综合试点地区名单的通知》	
2016年11月	《关于公布第三批国家新型城镇化综合试点地区名单的通知》	
2019年3月	《2019年新型城镇化建设重点任务》	放宽落户条件、推动1亿非户籍人口进城
2020年4月	《2020年新型城镇化建设和城乡融合发展重点任务》	强调以县城为重要载体的新型城镇化，促进城乡协调发展
2022年7月	《“十四五”新型城镇化实施方案》	把推进农业转移人口市民化作为新型城镇化的首要任务

第一,新型城镇化政策以“农业转移人口市民化”为首要目标,有序推进户籍制度改革以及城乡基本公共服务均等化。2014年国务院发布的《国家新型城镇化综合试点方案》提到要建立健全以居住证为载体的基本公共服务制度,出台具体可操作的农业转移人口落户标准,明确常住人口城镇化率的增长目标。随着各试点地区具体落户办法的制定,“大力推进在城镇稳定就业和生活的农业转移人口举家进城落户,保障其与城镇居民享有同等权利”等政策实施,新型城镇化政策成为促进农村剩余劳动力转移、打破城乡户籍制度壁垒的强劲外力。

第二,完善城乡发展一体化机制,促进城乡间劳动力、土地、资本等要素资源的自由流动。除了促进劳动力流动外,新型城镇化政策提出要引导土地流向新型农业经营主体、农业规模生产户,促进农业生产现代化发展。同时建立财政转移支付同农业转移人口市民化挂钩机制,省级政府举债使用方向向试点地区倾斜,构建城镇化投融资机制,以城乡协调发展和共同繁荣为目标引导资本合理配置。新型城镇化政策通过健全城乡统一的要素流通、市场监管等制度机制充分发挥以工促农、以城带乡、城乡融合的作用,进一步破除城乡间市场制度壁垒。

第三,顺应就近、就地人口流动趋势,将县域作为城乡融合发展的切入点,推进以县城为载体的新型城镇化建设。与大中城市相比,县城拥有靠近家乡、房价和生活成本低等优势,农民到县城买房子、向县城集聚的现象已经很普遍。赋予县级政府部门更多资源整合使用的自主权,强化县城综合服务能力,发挥县城在促进人口流动与经济活动均衡分布时的优势,突出县城作为城市与农村过渡带的作用。促进县乡功能的衔接互补,增强县城对农村劳动力的吸引力,就近就地城镇化成为新发展阶段吸收就业、降低跨区域流动成本、推动城乡破壁的重要着力点。

第四,通过提高农业转移人口劳动技能素质、强化随迁子女基本公共教育保障等措施,提高农业转移人口市民化质量。农村劳动力流出主要是对工作机会、公共服务等的需求,本质上是对美好生活的向往(陆铭和李鹏飞,2023)。从吸引农民工到留住农民工,从“提高农业转移人口市民化

程度”到“提高农业转移人口市民化质量”，体现了新发展阶段新型城镇化以人为本的核心内容。新型城镇化政策通过深化户籍制度改革、促进城乡间要素资源双向流动、发展县域城镇化、提高农业转移人口市民化质量等具体措施，不仅成为破除城乡户籍制度的外生冲击，同时也转化为城乡破壁的内生动力。

（二）模型设定

参考既有文献研究根据分批次入选的试点地区，选用交叠双重差分模型（Staggered Difference in Differences）分析新型城镇化建设对农业生产的影响，模型具体设定如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta Policy_{it} + \delta Controls_{it} \times T + \gamma_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

式（15）中， i 代表个体（县）； t 代表年份； y_{it} 是指县域劳均农业生产率，本文参考已有研究用劳均第一产业增加值表示； $Policy_{it}$ 为核心解释变量，指代新型城镇化试点地区，如果 i 县在 t 年成为新型城镇化试点地区则取值1，否则取值0；系数 β 表示新型城镇化试点政策对农业生产效率的影响，是本研究关注的重点； $Controls_{it}$ 表示模型中的控制变量，具体包括县级经济发展水平、人口密度、工业发展水平、产业结构升级、人均财政支出、信息化水平以及县域海拔高度。

双重差分模型的设定中，事后可变控制变量的引入可能会影响模型估计系数的一致性（黄炜等，2022），因此借鉴Li等（2016）的研究，在基准回归中使用事前控制变量与时间趋势 T 的交互项作为控制变量，控制试点政策发生前不同地区可能存在的时间趋势差异，从而保证核心解释变量满足条件独立分布。新型城镇化试点是从2014年开始，选取2012年的控制变量作为事前控制变量加入模型。 γ_i 表示个体（县级）固定效应，用以控制个体（县级）层面不随时间推移而变化的差异； τ_t 表示时间层面的固定效应，用以控制时间层面不随个体变化而变化的差异。 ε_{it} 为随机误差项。为了更好地控制异方差和时间序列相关的影响，在回归过程中进一步将稳健标准误差聚类到县级层面。

(三) 变量选择

本文的被解释变量为劳均农业生产率,参考已有研究(张启正等,2022)用该县第一产业增加值与第一产业从业总人数之比计算得出县域劳均第一产业增加值来表示。^①劳均第一产业增加值能充分反映劳动力投入数量与新增农业产值之间的关系,是衡量地区农业生产效率与农业发展水平的重要经济指标。

核心解释变量指是否为新型城镇化试点县,表示县城是否在数据对应年度被选为新型城镇化试点地区,若是则取值为1,否则取值0。由于新型城镇化试点地区的选取并非属于完全随机的自然实验,需要进一步控制可能影响入选为新型城镇化试点地区及影响农业劳动生产率的其他因素。根据已有研究的分析(龚斌磊等,2022;吴青山等,2022),本文选取了经济发展水平、人口密度、工业发展水平、产业结构升级、信息化水平、人均财政支出、县域海拔高度作为控制变量,进一步提高结论识别的可信度。

(四) 数据来源和描述性统计

本文研究数据为中国2003~2020年县域层级的面板数据,主要来自EPS(Express Professional Superior)数据库,原始数据来自各县历年统计年鉴。实证分析中使用的“县域海拔高度”数据来自游珍等(2018)的研究中对外公开的数据,县域之间的球面距离是根据高德地图获取各县所在经纬度整理计算得出。

样本中剔除了2003~2020年新设、撤销、合并以及行政区域面积发生变化的县级单位,原因是行政区域的面积调整会使相关经济指标突变,无法准确识别新型城镇化带来的政策效果。同时本文还剔除了样本期间县域农业劳动生产率缺失严重的数据样本,最终获得2130个县(区、市)2003~2020年共35842个数据样本,表2为变量的描述性统计。

^① 本研究中第一产业从业总人数包括从事农、林、牧、渔业的农业生产经营人数。

表2 描述性统计

变量	定义	均值	标准差	观测值
劳均农业生产率	第一产业增加值/第一产业从业人数（万元/人）	0.517	1.180	35741
新型城镇化试点	当年是否入选新型城镇化试点地区（是=1，否=0）	0.094	0.292	40056
人口密度	2012年县人口数量/行政区域面积（万人/公里 ² ）	0.033	0.043	37747
经济发展水平	2012年县人均地区生产总值（万元）	3.332	3.553	39832
工业发展水平	2012年县人均规模以上工业总产值（万元）	1.148	0.775	37996
产业结构升级	2012年县第三产业增加值/GDP（%）	0.334	0.114	39960
信息化水平	2012年县固定电话接入数（万）	0.133	0.097	37870
人均财政支出	2012年县人均财政支出（万元）	0.599	0.492	39832
县域海拔高度	县域平均海拔高度（千米）	1.174	1.380	40056

注：所有以货币计价的单位均以2003年不变价统计；由于新型城镇化试点地区开始于2014年，选取2012年的控制变量作为事前变量进行分析，可以更好地反映政策前各地区之间的差异，避免新型城镇化政策的施行对试点县域控制变量造成影响，以保证核心解释变量满足条件独立分布。

四 实证结果

（一）基准回归结果

表3报告了实证模型式（9）估计得出的回归结果。第（1）列为仅控制个体和时间双向固定效应的回归结果，第（2）列为加入事前控制变量与时间趋势的回归结果。估计结果显示，新型城镇化试点的估计系数分别在1%和5%的统计性水平上显著促进了劳均农业生产率的提高，即劳均第一产业增加值增长。相较于未被选入新型城镇化试点地区的县域，新型城镇化试点地区在政策实施后的劳均农业生产率明显提升，表明新型城镇化政策促进了劳均农业生产率的提高。

表 3 新型城镇化对农业生产效率影响的估计结果

变量	(1)	(2)
	劳均农业生产率	劳均农业生产率
新型城镇化试点	0.084*** (0.025)	0.056** (0.023)
控制变量×时间		是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	35738	34204
R ² 值	0.814	0.823

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

我国第一产业就业人口比例从 2012 年的 33.49% 下降至 2021 年的 22.87%，农业就业人数递减的同时城镇就业人数明显增加。^①庞大的人口基数和不断下降的第一产业就业人口比例要求不断提高劳均农业生产率以保障我国农产品的稳定供给。回归结果显示，新型城镇化政策实施促进了农业劳均产出提高 5.6%，根据政策发生前 2013 年的农业劳均产出均值 19431.09 元可以得出，处理组的农业劳均产出大约增长了 1082.31 元，相对于 2013 年我国农村居民人均可支配收入 9429.6 万元，新型城镇化政策实施带来的农业劳均产出增加值大约占农村居民人均可支配收入的 11.5%，具有较为明显的经济意义。

新型城镇化显著提高了劳均农业生产率的原因体现在以下两方面。一方面，政策的有效实施降低了劳动力跨部门流动的转换成本。劳动力从农业部门转移到非农部门可能面临信息和制度摩擦，无法预知长期的流动回报以及无法支付短期的迁移成本，从而使得这部分劳动力处于农业部门，而新型城镇化政策的实施，尤其是明确提出了常住人口城镇化率和户籍人口城镇化率的增长目标，^②以及保障农民工的各项基本权益

① <http://zdscxx.moa.gov.cn:8080/nyb/pc/index.jsp>.

② 2014 年国务院发布《国家新型城镇化综合试点方案》，提出到 2020 年实现常住人口城镇化率和户籍人口城镇化率增长 8~10 个百分点。

和满足其对公共服务需要，吸引了更多农业劳动力的转移。另一方面，缓解了农业部门和非农部门除劳动力外，技术、资本等要素资源的错配问题。农业生产中存在边际生产效率较低的剩余劳动力，工业部门快速发展增加了非农就业机会，同时积累了一定的技术与资本，工业发展中积累的资金、技术流向农村，反哺农业生产，促进了农民增收，新型城镇化政策也成为驱动其他要素在城乡间流动的重要动力。

（二）平行趋势检验

基准回归结果显示新型城镇化政策实施能提高试点地区的劳均农业生产率，但试点地区与非试点地区可能在政策实施之前就存在劳动生产率的差异。若样本无法满足双重差分模型的平行趋势假定，无法确认处理组与控制组在政策实施前具有相同的变化趋势，就难以准确识别劳均农业生产率的提高是不是由新型城镇化政策实施带来的。为考察新型城镇化政策实施前是否具有平行趋势，本文使用事件分析法（Event Study Model）进行检验，具体形式如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta_k \sum_{k \geq -8'} D_{it} + \delta Controls_{it0} + \gamma_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

式（6）中， D_{it} 代表新型城镇化政策实施当年及实施前后的多个窗口期； t_0 代表新型城镇化试点实施的当年； k 代表新型城镇化政策实施前后的第 k 年； $k = -8', -7, -6, -5, -4, -3, -2, -1, 1, 2, 3, 4'$ ；其中 $-8'$ 代表政策实施前第8年及以前的年份， $4'$ 表示政策实施后第4年及以后的年份。本文将新型城镇化政策实施的前一年作为基准组，不放入回归模型中。

图1绘制了采用事件分析法所得到的 β_k 的估计系数和95%水平下的置信区间。可以看出，新型城镇化政策所覆盖的处理组在政策实施前的年份并未与控制组之间出现显著差异，说明基准回归中所使用的双重差分模型能够通过平行趋势检验。而在政策实施之后，参数 β_k 的估计值出现了逐渐增大并且拒绝了 β_k 为0的原假设，说明新型城镇化对劳动农业生产率的提高作用随着时间的推移而呈现逐步增加的趋势。

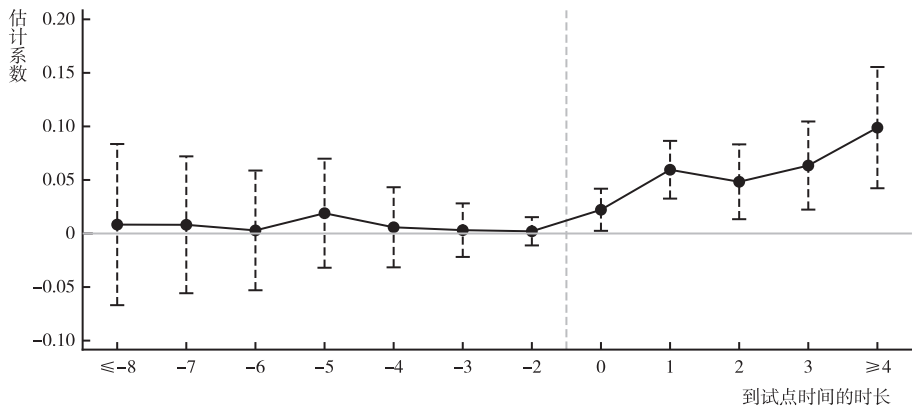


图1 平行趋势检验

（三）安慰剂检验

为进一步排除其他政策和不可观测的随机因素的干扰影响，确保劳均农业生产率的提高是由新型城镇化政策实施带来的，本文参照相关研究（石大千等，2018；龚斌磊等，2022），使用交叠DID安慰剂检验方法进行检验。将使用包含处理组和控制组的全样本数据，随机抽取与现实试点地区数量相同个数的样本县作为处理组，并随机抽取年份作为其受处理年份，进而估计出一个错误的估计系数 β_{false} 。由于随机抽取的伪处理组不会对劳均农业生产率产生促进作用，其估计系数服从均值为0的正态分布。图2绘制了重复进行500次随机抽样后估计系数 β_{false} 的核密度图，可以看出 β_{false} 满足了均值为0的正态分布，且均落在实际检验的估计系数（虚线）的左侧，符合安慰剂检验的预期结果，说明其他政策和不可观测因素对基准回归结果不造成明显影响。

（四）异质性处理效应的检验与解决

基准回归中使用的交叠DID包含多个不同的处理时点，能够有效地消除由其他因素和当期趋势带来的混淆处理效应，使研究结果更加稳健（Baker等，2022）。但即使在满足平行趋势的条件下，交叠DID的异质性处理效应可能使得双向固定效应（TWFE）估计量产生偏误，并且出现截然相反的因果效应（Athey和Imbens，2022；Callaway和Sant’ Anna，2020；Chaisemartin和Haultfoeulle，2023；Goodman-Bacon，2021；Brousyak和Jaravel，2021），本文进一步使用这些方法对基准回归估计所得系数的异质性处理效应进行诊断和解决。

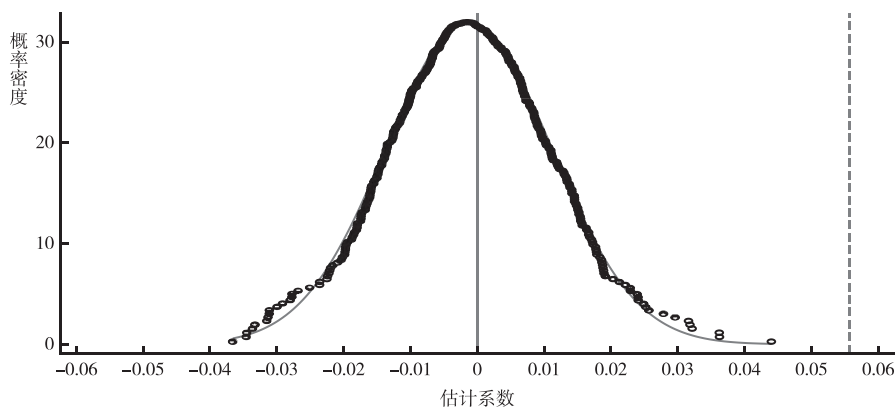


图2 安慰剂检验

首先使用Goodman-Bacon（2021）提出的Bacon分解法在不加入控制变量的情况对双向固定效应估计结果进行分解，根据组群规模和处理变量的方差将总的DID估计效应分为三组（见表4）：①“先实施新型城镇化试点地区 vs 后实施新型城镇化试点地区”；②“后实施新型城镇化试点地区 vs 先实施新型城镇化试点地区”；③“实施城镇化试点地区 vs 从未实施新型城镇化试点地区”。分解结果如表4所示，Bacon分解法给出不加入控制变量情况下总估计系数与表3中不加入控制变量估计结果间的差异并不明显。“后实施新型城镇化试点地区 vs 先实施新型城镇化试点地区”这一类对照组2×2DID所估计出的系数为负，说明基准回归中的总估计系数存在异质性处理效应，并且该效应导致了负权重问题。“坏控制组”的权重仅占0.6%，对总估计系数的可靠性不产生实质影响，“坏控制组”会降低总估计量，即低估新型城镇化对农业生产效率的提高作用。

表4 Bacon分解检验结果

类别	平均DID估计量	权重
先处理 vs 后处理	0.552	0.014
后处理 vs 先处理	-0.101	0.006
处理 vs 从未处理	0.083	0.980
DID总估计量	0.080***	(0.010)

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

本文依次使用群组—时间加权的平均处理效应（Callaway 和 Sant’ Anna, 2020）、插补估计（Imputation）的平均处理效应（Borusyak 等，2021）和多期多个体双重差分的平均处理效应（Chaisemartin 和 Haultfoeuille，2023）三种方法重新进行了基准回归，回归结果如表 5 所示，结果均能在 1% 的显著水平上通过统计性检验，说明在充分考虑了异质性处理效应带来的估计偏误后，基准回归的结论仍然具有稳健性。

表 5 多种平均处理效应检验结果

变量	(1) 群组—时间加权的平均处理 效应	(2) 插补估计的平均处理 效应	(3) 多期多个体双重差分的 平均处理效应	(4)	(5)	(6)
新型城镇化试点	0.049*** (0.014)	0.057*** (0.018)	0.092*** (0.025)	0.084*** (0.024)	0.014*** (0.006)	0.012*** (0.007)
控制变量		是		是		是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	35833	34302	35842	34308	5381	5114

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

（五）排除政策溢出效应的影响

双重差分的识别假设中个体处理稳定性假设（SUVTA）要求试点政策只对处理组产生影响，对控制组不产生影响，即不存在政策溢出效应。考虑到新型城镇化政策在实施过程中可能会对相邻区域产生影响，无法满足个体处理稳定性假设，因此需要进一步排除政策溢出效应的影响。本文采取以下两种做法解决政策带来的溢出效应。

首先，参考 Jia 等（2020）和龚斌磊等（2022）的做法，通过限定样本范围以避免政策的溢出效应。具体而言，剔除了与新型城镇化试点地区相距 20 公里和 30 公里以内的县，同时采用空间断点回归的做法，将样本聚焦距离试点地区 150 公里以内的县，从而提高处理组和对照组的可比性。表 6 中第（1）列和第（2）列汇报了在限定样本范围后分别剔除与试点地区相距 20 公里和 30 公里以内的县的回归结果，可以看出，新型城镇化政策对劳

均农业生产率的估计系数在1%的统计性水平上显著为正，与基准结果保持一致。

表 6 排除政策溢出效应的影响

变量	DID		Fuzzy DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)
新型城镇化试点	0.082*** (0.019)	0.078*** (0.019)	0.269** (0.023)	0.006* (0.018)
控制变量×时间	是	是		
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	27759	26026	34308	34308

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

其次，通过改变估计方程模型，使用Chaisemartin等（2019）提出的模糊双重差分法（Fuzzy Difference-in-differences）来处理政策溢出效应。模糊双重差分允许处理组和控制组同时受到政策影响，只需要受政策影响程度不同即可。在明确处理组和控制组中个体受到政策的不同处理程度（须为有序变量）后，^①模糊双重差分通过估计政策生效后的局部平均处理效应的加权差值来确定政策的效用。

本文通过定义两种不同的政策外溢方式，验证基准回归结论的可靠性。第一，定义政策外溢效应与行政边界是否接壤相关。政策实施后试点地区受到的政策影响程度 $D_1 = 2$ ，与试点地区接壤的非试点地区受到的处理效应 $D_1 = 1$ ，与试点地区并不接壤的非试点地区受到的处理效应 $D_1 = 0$ 。第二，本文假定政策外溢效应受控制组到最近处理组之间地理距离的影响，按照地理距离进行划分，定义政策实施后处理组受政策影响程度 $D_2 = 5$ ，控制组中与处理组相距50公里及以内的县受到政策的影响程度 $D_2 = 4$ ，与处理组相距50~100公里的县受到政策的影响程度 $D_2 = 3$ ，与处理组相距100~200公里内的个体受到政策的影响程度 $D_2 = 2$ ，与处理组相距200公里以外的县受

① 在De Chaisemartin等（2019）给出的估计命令中，只有政策对个体的影响程度为有序变量（Ordered Variable）时才能进行估计。

到政策的影响程度 $D_2 = 1$ 。在定义出有序的处理组变量 D_1 、 D_2 后，使用模型（17）进行模糊双重差分估计：

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 G_t + \beta_2 G_{t-1} + \beta_3 T + \beta_4 D + \varepsilon_{it} \tag{17}$$

式（17）中， G_t 表示样本是否开始受到处理（是=1，反之=0）， G_{t-1} 表示 G_t 的前一期， T 是年份变量， D 是有序处理变量。模糊双重差分的估计结果如表6中第（3）列和第（4）列所示。其中第（3）列和第（4）列分别估计的是 $D = D_1$ 和 $D = D_2$ 时局部平均处理效应的加权差值，结果显示新型城镇化政策对劳均农业生产率的估计系数分别在5%和10%的统计性水平上显著为正，说明即使存在溢出效应也不会影响基准回归的可靠性。

（六）稳健性检验

1. 替换被解释变量

为了进一步验证新型城镇化政策实施对提高劳均农业生产率的作用的稳健性，本文用县域劳均第一产业产值、县域劳均粮食产量作为被解释变量替换基准回归中“县域劳均第一产业增加值”进行回归分析。表7中第（1）列和第（2）列报告了替换被解释变量后的回归结果，可以看出，新型城镇化政策对县域劳均第一产业总产值以及劳均粮食产量的估计系数分别在5%和1%的统计性水平上显著为正，与本文基准回归中所得结论保持一致。

表7 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
新型城镇化试点	0.055** (0.018)	0.037*** (0.011)	0.070*** (0.023)	0.039** (0.018)	0.074*** (0.014)	0.060** (0.023)
控制变量×时间	是	是	是	是	是	
处理组×时间					是	
处理组×时间 ²					是	
控制变量×年份						是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	25191	26412	30792	27699	33842	33842
R ² 值	0.932	0.955	0.822	0.831	0.823	0.824

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

2. 剔除特殊地区样本

样本县的选取也可能会影响结论的稳健性,本文进行两种样本县的筛选以验证基准回归结论的稳健性。一是剔除北京、天津、上海、重庆、青海、西藏和新疆地区的样本县。剔除北京、天津、上海、重庆是因为这四个直辖市管理体制的特殊性,在经济发展水平、政策自主权、官员考核等方面相比其他地区存在较大差异。剔除青海、西藏、新疆地区样本是因为这些地区的自然地理和社会经济状况明显异于其他地区。二是剔除了由省政府直管或地市政府代管的省辖县,相较于一般县而言,省辖县在目标定位、职能机构和财政权力等方面存在较大差异。表7中第(3)列汇报了剔除北京、上海、天津、重庆、青海、西藏和新疆地区样本的回归结果,第(4)列汇报了剔除省辖县样本后的回归结果,可以看出,新型城镇化政策的系数在1%和5%的统计性水平上仍显著为正,进一步验证了基准回归中的结论并不受样本筛选的影响。

3. 加入处理组的时间趋势项

本文在基准回归中引入了控制变量与时间趋势的交乘项,并且平行趋势检验也验证了处理组与控制组在政策实施前并没有明显差异。但为了更严格的控制其他因素,本文将进一步引入处理组和控制组的时间趋势,以验证结果的可靠性。参照刘斌等(2022)的研究,本文在基准回归中加入处理组与时间趋势的一次项和二次项的交乘项,以赋予模型更灵活的时间趋势假定。表7中第(5)列汇报了同时加入处理组与时间趋势一次项和二次项的回归结果,可以看出,即使通过多种方式控制处理组的时间趋势,新型城镇化政策实施对提高劳均农业生产率的作用仍十分显著。

4. 加入事前控制变量

为避免事后可变控制变量对估计系数一致性的影响,现有文献在使用事前控制变量控制政策前处理组与控制组之间差异时的常见做法有两种:一种是在回归中加入事前控制变量与时间趋势 T 的交互项,另一种是在回归中加入事前控制变量与时间虚拟变量的交互项。本文在基准回归部分采用了第一种做法,接下来将采用第二种做法进一步验证结果的可靠性。表7中第(6)列汇报了使用加入事前控制变量与年份虚拟变量交互项的回归结果,可以发现,相较于基准回归结果而言,使用该方法估计所得的系数增大且更加显著。

5. 排除同时期其他政策干扰

为排除其他政策对研究结论造成的干扰，通过梳理同时期可能对农业生产造成影响的相关政策，在模型中加入脱贫攻坚、电子商务进农村、“宽带中国”等政策以验证本研究结论的稳健性。受2013年精准扶贫政策影响，为改善贫困地区经济发展情况，在政策支持下流入这些地区的要素资源相对集中。资本流入农业生产部门促进了农业生产规模化、机械化，进而影响劳均农业生产率，这可能影响本文估计结果，因此本文将2013年及之后的国家级贫困县取值1，否则取值0，并加入模型进行检验。此外互联网的普及、电子信息技术的使用对农业生产也产生了深远影响，在新型城镇化政策实施期间商务部于2014年开展的“电子商务进农村综合示范县”项目，以及2014年工业和信息化部、国家发展和改革委员会印发的《关于实施“宽带中国”2014专项行动的意见》，对试点地区进行了财政资金补贴、大力推动当地数字基础设施建设，这些政策可能从农业机械投入、农业生产经营方面对农业生产产生影响。因此按照2014年、2015年、2016年、2017年分批次确立的电子商务进农村试点县的名单，以及“宽带中国”战略在2014年、2015年、2016年公布的试点地区名单，将对应时间入选为试点地区的样本取值1，反之取值0，并加入模型以控制其他政策对劳均农业生产率产生的影响。

结果如表8所示，在逐步加入同期可能会影响劳均农业生产率的相关政策、事前控制变量、双向固定效应后发现，新型城镇化政策仍然在5%的统计性水平上显著地提高了劳均农业生产率。结合前文的安慰剂检验，可以认为同期其他政策（事件）因素并不影响本文基准回归结论的稳健性。

表8 排除其他政策干扰的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳均农业生产率	劳均农业生产率	劳均农业生产率	劳均农业生产率
新型城镇化试点	0.053**	0.048**	0.049**	0.047**
	(0.023)	(0.021)	(0.022)	(0.021)
国家级贫困县	-0.015			-0.034
	(0.034)			(0.028)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳均农业生产率	劳均农业生产率	劳均农业生产率	劳均农业生产率
电子商务进农村		0.033		0.037*
		(0.029)		(0.020)
“宽带中国”			0.028	0.021
			(0.030)	(0.021)
控制变量×时间	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	33842	33842	33842	33842
R ² 值	0.823	0.823	0.823	0.823

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

五 机制检验及异质性分析

基准模型的回归结果表明新型城镇化政策对劳均农业生产率提高具有显著的促进作用。结合新型城镇化政策的内容，认为新型城镇化政策通过促进农业生产中减少劳动力投入、增加机械化投入，提高了农业发展水平。

（一）机制检验

1. 新型城镇化政策推动第二、第三产业发展

工业部门迅速扩张的“拉力”与农业生产较低的回报率产生的“推力”促进了城乡间劳动要素的流动。农业生产中存在大量剩余劳动力，劳动力流出与否，取决于城镇工业、服务业部门是否能提供充足的就业机会。农村剩余劳动力离开农业生产领域，通常会进入第二、第三产业从事非农劳动，因此通过新型城镇化与城镇第二、第三产业从业人数之间的关系检验得出，新型城镇化政策促进了城镇第二、第三产业的发展，带来就业机会的增加，体现了政策吸引农村劳动力离开农业生产领域流向第二、第三产业的拉力效果。

表9分别使用城镇化率、第二、第三产业从业人数以及增加值作为被解释变量进行回归，结果显示新型城镇化政策的实施，在1%的统计性水平上显著提高了城镇化率，使城镇化率提高了1.5%。表9的第（2）~（5）列表明新型城镇化政策显著提高了第二、第三产从业人数和增加值，说明新型城镇化政策促使农村剩余劳动力从第一产业流向第二、第三产业，促进了城乡劳动人口流动，减少了农业部门的剩余劳动力。

表9 新型城镇化与第二、第三产业发展

变量	城镇化率	ln（第二产业 从业人数）	ln（第三产业 从业人数）	ln（第二产业 增加值）	ln（第三产业 增加值）
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
新型城镇化试点	0.015*** (0.005)	0.162*** (0.047)	0.119*** (0.032)	0.067*** (0.020)	0.033** (0.013)
控制变量×时间	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
样本量	30702	18770	18803	33756	35166
R ² 值	0.856	0.898	0.898	0.947	0.974

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

2. 新型城镇化与农业生产劳动投入、机械化生产的关系

农村剩余劳动力从农业生产领域流出、城镇工业资本下乡“反哺”农业，可以缩小城乡收入差距，推动城乡融合发展。农民选择到非农部门就业不仅要考虑收入因素，还要考虑移动成本，包括交通费用支出、生活成本，同时也包括离开熟悉环境损失的社会资本。能否融入当地享有和户籍居民同等的公共服务，如医疗、教育、社会保障等，都会影响农村劳动力跨区域流动的选择。

新型城镇化政策强调以“人”为本的核心目标，通过建立转移人口市民化成本分担机制、完善农民工城镇生活的基本公共服务、加快农业迁移人口市民化等进一步打破城乡壁垒，促进以劳动力为核心的包括土地、技术、资本等要素的流动。表10将农业劳动力投入和机械化投入作为被解释

变量，汇报了新型城镇化政策实施与两者之间的关系，检验新型城镇化政策推动农业劳动力流出后是否可以促进农业生产的资本深化，增加农业生产中的农机投资。第（1）和第（2）列结果显示新型城镇化政策通过减少农业生产中的劳动力投入、增加机械化投入，促进了农业生产效率的提高。第（3）列显示新型城镇化政策对播种土地面积没有显著影响，说明政策是通过机械投入替代劳动力投入来提高人均生产效率从而促进农业发展，而不是通过增加土地要素投入来推动农业发展的。

表 10 新型城镇化与农业劳动力、机械化投入

变量	(1)	(2)	(3)
	ln(农业劳动力投入)	ln(机械化投入)	ln(播种土地面积)
新型城镇化试点	-0.035*** (0.008)	0.077*** (0.015)	-0.004 (0.014)
控制变量×时间	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	33842	31337	26389
R ² 值	0.984	0.947	0.963

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

（二）异质性分析

前文以全样本数据证明了新型城镇化政策推动了劳均农业生产率的提高。由于不同新型城镇化试点地区的农业生产条件存在明显差异，进一步分样本讨论新型城镇化政策对不同地区的不同生产规模的粮食产区的影响是否具有差异性，有助于不同地理环境和生产条件的地区因地制宜地制定政策。

1. 新型城镇化政策对不同地形农业增长影响的异质性分析

机制检验部分表明，新型城镇化政策通过机械使用代替劳动力来提高劳均农业生产率。但农业机械的使用对地形和地貌有一定要求，地势平坦地区农业机械化的普及率较高。新型城镇化政策对劳均农业生产率的影响

可能因试点地区地形地势的不同而存在差异，因此使用新型城镇化试点与地形起伏度（县域最高海拔-最低海拔）的交互项对劳均农业生产率进行回归，结果如表 11 中第（1）列所示，新型城镇化试点与地形起伏度的交互项系数在 1% 的统计性水平上显著为负，为-0.111，说明新型城镇化试点对地势起伏较小县域的劳均农业生产率具有更加显著的促进作用。根据国家地理区域划分，将属于东北平原、华北平原、长江中下游平原和关中平原的县域统一定义为平原地区，将其他地区定义为非平原地区进行分组检验，回归结果如表 11 中第（2）列和第（3）列所示，新型城镇化试点对平原地区的劳均农业生产率有着显著的促进作用，而对非平原地区的劳均农业生产率的影响则不显著，说明新型城镇化政策对提高劳均农业生产率的作用受当地地形影响，对有利于开展机械操作地区的劳均农业生产有显著的促进作用。

表 11 新型城镇化政策对不同地形农业增长的影响

变量	劳均农业生产率		
	(1)	(2)	(3)
		平原地区	非平原地区
新型城镇化试点	0.143*** (0.028)	0.152*** (0.037)	-0.032 (0.027)
新型城镇化试点×地形起伏度	-0.111*** (0.017)		
控制变量×时间	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	33842	11899	21943
R ² 值	0.823	0.823	0.823

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

表 11 的结论也验证了新型城镇化政策通过机械投入替代劳动力投入促进劳均农业生产率提高的影响机制。相对于非平原地区，平原地区更适合进行大

规模的农业生产活动，有利于开展机耕、机播等机械作业。新型城镇化政策对平原地区的劳均农业生产率的影响更为显著，说明对有利于发展规模农业生产的地区可以依靠资本投入提高机械化水平进而促进农业发展。而无法开展规模化农业生产的非平原地区则适合通过增加其他要素投入，如农药、化肥，不同地区在制定新型城镇化的具体政策时，可以结合农业生产特色，因地制宜地推动农业发展。

2. 新型城镇化政策对不同粮食主产区农业增长影响的异质性分析

粮食主产区通常农业生产种植面积较大进而形成了规模化种植方式。生产规模以及农业生产条件的不同可能会使政策效果产生差异，以粮食主产区作为划分依据，进一步分析新型城镇化政策对不同农业生产规模的县域产生的影响。按照2009年国务院出台的《全国新增1000亿斤粮食生产能力规划（2009—2020）》，从13个粮食主产省和11个非粮食主产省分别选取了680个和120个粮食主产区，合计800个。将选出的800个粮食主产区取值1，其余县取值0，通过新型城镇化试点和粮食主产区交互项和分组回归的方式考察新型城镇化政策对不同粮食主产区劳均农业生产率的影响。

回归结果如表12所示，第（1）列汇报了新型城镇化试点与粮食主产区交互项的回归结果，结果显示新型城镇化试点与粮食主产区交互项的系数为0.153，在1%的统计性水平上显著为正，说明新型城镇化试点对粮食主产区劳均农业生产率的作用更显著。表12中第（2）列和第（3）列汇报了分组回归结果，第（2）列为粮食主产区，回归结果显示新型城镇化政策显著促进了粮食主产区劳均农业生产率的提高，系数为0.124。第（3）列回归结果显示新型城镇化政策仅对粮食主产区的劳均农业生产率提高起到促进作用，对非粮食主产区的劳均农业生产率提高的促进作用则不明显。平原地区以及农业生产规模更大的粮食主产区，更易于开展农业机械化生产，也进一步验证了本文提出的新型城镇化政策是通过“机械投入增加”的作用机制促进了农业生产增长。

表 12 新型城镇化政策对不同粮食主产县农业增长的影响

变量	劳均农业生产率		
	(1) 全样本	(2) 粮食主产县	(3) 非粮食主产县
新型城镇化试点	-0.014 (0.032)	0.124*** (0.025)	-0.014 (0.034)
新型城镇化试点×粮食主产县	0.153*** (0.039)		
控制变量×时间	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	33842	11434	22408
R ² 值	0.823	0.847	0.822

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

3. 新型城镇化政策对不同交通成本地区农业增长影响的异质性分析

许多研究证实了城乡二元体制限制了城乡之间人口的流动与迁移（陆铭和陈钊，2004），然而在制度因素之外，交通效率的提高对促进劳动力流动也具有十分重要的作用（余泳泽和潘妍，2019）。政策制度的有效发挥离不开交通等基础设施的完善，由交通不便等导致的较高的移动成本是阻碍城乡要素流动的要因，较远的地理距离和较高的运输成本增加了农民外出务工的不确定性。根据地区特征、交通状况的差异，结合新型城镇化政策对劳均农业生产率的影响进行研究，能够分析城乡壁垒究竟是由制度障碍导致的还是由地理距离障碍导致的。

交通等基础设施建设被认为是引发城乡收入差距的重要原因，交通效率的提高有助于促进劳动力流动。2015 年 5 月交通运输部印发《关于推进“四好农村路”建设的意见》，^①要求在 2020 年之前全国基本建成覆盖县、乡、村三级的农村物流交通网络，具备条件的建制村要全部通客车，实现“建好、管好、护好、运营好”的“四好农村路”总目标。交通运输部根据各县公路建设情况每年评选出“四好农村路”示范县，并给予相应的财政

^① https://www.mot.gov.cn/zhengcejiedu/sihaoncl/xiangguanzhengce/201808/t20180810_3056482.html.

奖励。各地区考核评定标准、细则、指标虽有差异，但相较于未被选中的地区，“四好农村路”示范县的交通网络效率更高，农民出行更加便利。根据交通运输部和各省交通运输厅2017年、2018年、2019年公布的全国“四好农村路”示范县城名单，与样本县数据进行匹配，将本年入选为“四好农村路”示范县的样本取值1，否则取值0，进行回归分析。

回归结果如表13所示，第（1）列是“四好农村路”示范县对劳均农业生产率的估计结果，研究表明入选“四好农村路”示范县，即交通效率提高并未显著影响劳均农业生产率。第（2）列显示了新型城镇化试点和“四好农村路”示范县交互项的回归结果，可以看出新型城镇化试点与“四好农村路”示范县交互项的系数显著为正，说明同时入选为新型城镇化试点及“四好农村路”示范县的地区对劳均农业生产率提高起显著促进作用，改善交通、降低迁移成本能够增强新型城镇化政策效果，但仅仅依靠交通设施的改善则无法起到提高劳均农业生产率、促进农业增长的作用。

表 13 新型城镇化政策对交通成本不同地区农业增长的影响

变量	(1)	(2)
	劳均农业生产率	劳均农业生产率
“四好农村路”示范县	0.043 (0.039)	-0.060* (0.036)
新型城镇化试点		0.034 (0.021)
新型城镇化试点×“四好农村”路示范县		0.265*** (0.069)
控制变量×时间	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	33842	33842
R ² 值	0.823	0.823

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

4. 新型城镇化政策对不同落户门槛地区农业增长的异质性分析

新型城镇化政策通过“按照户籍制度改革要求调整户口迁移政策，出台具体可操作的农业转移人口和其他常住人口落户标准”等一系列任务的制定，

建立了农业转移人口市民化成本分担机制，成为破除城乡户籍壁垒的重要动力。为进一步剔除户籍制度对劳动力流动产生的异质性影响，本研究使用的数据来自西南财经大学经济与管理研究院公共经济与行为研究平台和中国家庭金融调查与研究中心联合公布的中国城市落户门槛指数（China Hukou Registration Index, CHRI）^①，选用新型城镇化政策实施前 2000~2013 年的普通就业落户门槛指数，将样本分成高门槛组、低门槛组进行异质性分析。

表 14 显示新型城镇化政策对高门槛地区的劳均农业生产率具有显著提高作用。高门槛地区基础设施更加完善，就业机会较多，但就业规范、落户成本也较高。新型城镇化政策实施，比如以居住证形式保障常住人口的基本权益、降低落户门槛为普通就业者提供落户机会等具体政策的制定，对更高门槛地区的劳动力流动起到更为显著的促进作用。当高门槛地区放宽落户标准、降低落户要求时，该地区农村剩余劳动力从农业生产领域转移到非农领域的就业机会增加，促进了农业劳动人口流动，同时显著提高了该地区县域劳均农业生产率。结论同时验证了新型城镇化政策在“紧紧围绕人的城镇化，推进农业转移人口市民化进程”的主要任务目标下对促进县域内劳动力流动起到了较强的促进作用。

表 14 新型城镇化政策对不同落户门槛地区农业增长的影响

变量	被解释变量：劳均农业生产率	
	低门槛组	高门槛组
新型城镇化试点	0.037 (0.062)	0.086** (0.041)
控制变量×时间	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	4768	4703
R ² 值	0.807	0.849

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为稳健性标准误。

① 该指数根据就业、住房、投资等不同类别的落户安排和不同级别的城市分别构造相应的落户门槛指数，根据本文的相关研究主题，选用普通就业落户门槛指数进行异质性分析（张吉鹏和卢冲，2019）。

六 研究结论及政策启示

实现社会主义现代化强国目标离不开农业强国建设。党的二十大报告中强调“全面建设社会主义现代化国家，最艰巨最繁重的任务仍在农村”。面对我国人多地少的资源禀赋，加快提高我国农业生产效率，形成农业规模化、机械化生产方式，对保障我国粮食安全、助力农村经济高质量发展、实现我国从农业大国迈向农业强国具有重要意义。

本文使用2003~2020年县域层面的面板数据，通过交叠双重差分模型检验了新型城镇化政策对我国劳均农业生产率产生的影响，并对其作用机理进行了分析，得出以下结论：第一，新型城镇化政策为当地农业带来了5.6%的额外增长，促进了县域农业生产效率的提高，本文通过一系列稳健性检验验证了结论的可靠性。第二，新型城镇化政策促进农业增长是由机械投入替代劳动力投入进而促进劳均生产率提高带来的，且新型城镇化政策对具备农业规模化生产条件的平原地区提高劳均农业生产率的促进作用更为明显。第三，异质性检验部分发现破除城乡制度壁垒是促进劳动力流动的关键，改善农村交通基础设施的政策无法直接提高农业生产率，但通过与新型城镇化政策相结合，进一步促进了劳动力流动、增强了新型城镇化的政策效应，农村交通条件的改善、迁移成本的降低能够起到强化新型城镇化政策效果的作用。

根据研究结论得出如下政策建议。

首先，进一步消除城乡制度壁垒，通过户籍改革、提高政府公共服务能力等方式保障城镇常住人口的基本权益。新型城镇化促使生产要素在城乡之间进行高效配置，这种跨区域的人口流动需要政府提供制度保障、有效治理城乡市场环境，同时为流动人口提供基本的医疗保险等公共服务。不断完善土地、户籍、医疗、教育、住房等方面的机制体制，建立城乡统一大市场，促进土地、技术、资本等要素在城乡间流动。

其次，提升农业现代化水平，通过新型农业生产经营方式的推广提高农业生产效率、推动农业增长，从而促进经济高质量发展。改变传统农业

劳动密集型生产方式,通过工业的快速发展来反哺农村,充分发挥以工促农、以城带乡的作用,依靠资本下乡来增加农机投资、提高农业生产资本深化程度,加大农业机械投入,避免因农村剩余劳动力流出而导致农村产业“空心化”等问题。提高劳均农业生产率以确保粮食产品的稳定供给,以农业现代化的生产经营方式来促进农户增收以及农村经济发展,这对于实现农业强国目标具有重要意义。

最后,以县城为载体,推动新型城镇化战略落地落实。“十四五”期间在新型城镇化过程中应充分发挥县城作为城乡过渡地区的重要作用,发挥县域经济的优势,建设成为吸纳农村剩余劳动力的主阵地,发挥协调城乡融合发展、全面统筹推进城乡基本公共服务、构建新型工农城乡关系的重要作用。应充分结合地形地貌、气候环境等区域差异,因地制宜地开展规模农业经营、提高农业机械化水平。新型城镇化政策的落地落实离不开基础设施的完善,在建设城乡统一要素市场、促进生产要素流动的同时,改善交通条件以降低劳动力迁移成本,更好地提升新型城镇化政策的效果。

参考文献

- [1] 蔡昉, 2018,《农业劳动力转移潜力耗尽了吗?》,《中国农村经济》第9期。
- [2] 陈强远、梁琦, 2014,《技术比较优势、劳动力知识溢出与转型经济体城镇化》,《管理世界》第11期。
- [3] 方创琳、赵文杰, 2023,《新型城镇化及城乡融合发展促进中国式现代化建设》,《经济地理》第2期。
- [4] 盖庆恩、方聪龙、朱喜、程名望, 2019,《贸易成本、劳动力市场扭曲与中国的劳动生产率》,《管理世界》第3期。
- [5] 盖庆恩、朱喜、史清华, 2013,《劳动力市场扭曲、结构转变和中国劳动生产率》,《经济研究》第5期。
- [6] 龚斌磊、张启正、袁菱苒等, 2022,《革命老区振兴发展的政策创新与效果评估》,《管理世界》第8期。
- [7] 郭晨、张卫东, 2018,《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》,《产业经济研究》第5期。

- [8] 黄炜、张子尧、刘安然, 2020,《从双重差分法到事件研究法》,《产业经济评论》第2期。
- [9] 黄宗智, 2020,《小农经济理论与“内卷化”及“去内卷化”》,《开放时代》第4期。
- [10] 姜安印、杨志良, 2020,《新型城镇化建设与城市经济高质量增长——基于双重差分法的实证分析》,《经济问题探索》第3期。
- [11] 李宾、马九杰, 2014,《劳动力转移、农业生产经营组织创新与城乡收入变化影响研究》,《中国软科学》第7期。
- [12] 李兰冰、高雪莲、黄玖立, 2020,《“十四五”时期中国新型城镇化发展重大问题展望》,《管理世界》第11期。
- [13] 刘斌、李秋静、李川川, 2022,《跨境铁路运输是否加快了中国向西开放?——基于城市—产品层面的经验证据》,《管理世界》第8期。
- [14] 刘进、贾杰斐、许庆, 2023,《农机购置补贴如何影响小农户农机社会化服务获得——基于全国农村固定观察点数据的分析》,《中国农村经济》第2期。
- [15] 刘生龙、王亚华、胡鞍钢, 2009,《西部大开发成效与中国区域经济收敛》,《经济研究》第9期。
- [16] 陆铭、陈钊, 2004,《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》第6期。
- [17] 陆铭、李鹏飞, 2023,《区位与分工: 论统一大市场建设下的县域城镇化》,《农业经济问题》第1期。
- [18] 骆永民、骆熙、汪卢俊, 2020,《农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业》,《管理世界》第12期。
- [19] 罗必良、耿鹏鹏, 2023,《理解县域内的城乡融合发展》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- [20] 马晓河、杨祥雪, 2023,《城乡二元结构转换过程中的农业劳动力转移——基于刘易斯第二转折点的验证》,《农业经济问题》第1期。
- [21] 冒佩华、徐骥、贺小丹等, 2015,《农地经营权流转与农民劳动生产率提高: 理论与实证》,《经济研究》第11期。
- [22] 石大千、丁海、卫平等, 2018,《智慧城市建设能否降低环境污染》,《中国工业经济》第6期。
- [23] 宋宜农, 2017,《新型城镇化背景下我国农村土地流转问题研究》,《经济问题》第2期。
- [24] 孙琳琳、杨浩、郑海涛, 2020,《土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析》,《经济研究》第11期。

- [25] 吴青山、吴玉鸣、郭琳, 2022,《新型城镇化对劳动力错配的影响:理论分析与经验辨识》,《经济评论》第5期。
- [26] 习近平, 2020,《国家中长期经济社会发展战略若干重大问题》,《求是》第21期。
- [27] 习近平, 2022,《坚持把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重 举全党全社会之力推动乡村振兴》,《求是》第7期。
- [28] 解安、林进龙, 2023,《新型城镇化:十年总结与远景展望》,《河北学刊》第1期。
- [29] 游珍、封志明、杨艳昭, 2018,《中国1km地形起伏度数据集》,《全球变化数据学报(中英文)》第2期。
- [30] 余航、周泽宇、吴比, 2019,《城乡差距、农业生产率演进与农业补贴——基于新结构经济学视角的分析》,《中国农村经济》第10期。
- [31] 余泳泽、潘妍, 2019,《高铁开通缩小了城乡收入差距吗?——基于异质性劳动力转移视角的解释》,《中国农村经济》第1期。
- [32] 张吉鹏、卢冲, 2019,《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》,《经济学(季刊)》第4期。
- [33] 张军涛、黎晓峰, 2019,《中国的城镇化与资源配置效率——基于生产率分布视角的分析》,《经济问题探索》第5期。
- [34] 张启正、袁菱苒、胡沛楠等, 2022,《革命老区振兴规划对农业增长的影响及其作用机理》,《中国农村经济》第7期。
- [35] 郑淋议, 2023,《农村土地制度改革视域下的共同富裕研究——以产权开放为分析线索》,《中国经济学》第2辑。
- [36] 周心怡、李南、龚锋, 2021,《新型城镇化、公共服务受益均等与城乡收入差距》,《经济评论》第2期。
- [37] 朱鹏华、刘学侠, 2023,《以人为核心的新型城镇化:2035年发展目标与实践方略》,《改革》第2期。
- [38] Adamopoulos T., Restuccia D. 2014. "The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences." *The American Economic Review*, 104 (6): 1667-1697.
- [39] Adamopoulos T., Brandt L., Leight J., et al. 2022. "Misallocation, Selection, and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China." *Econometrica*, 90 (3): 1261-1282.
- [40] Athey S., Imbens G. W. 2022. "Design-based Analysis in Difference-in-differences Settings with Staggered Adoption." *Journal of Econometrics*, 226(1): 62-79.
- [41] Baker A. C., Larcker D. F., Wang C. C. Y. 2022. "How Much should We Trust Staggered Difference-in-differences Estimates?" *Journal of Financial Economics*, 144 (2): 370-395.

- [42] Borusyak K., Jaravel X., Spiess J. 2021. “Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation.” arXiv preprint arXiv:2108.12419, 2021.
- [43] Callaway B., Sant’Anna P. H. C. 2020. “Difference-in-differences with Multiple Time Periods.” *Journal of Econometrics*, 225(2): 200–230.
- [44] De Chaisemartin C., D’Haultfoeuille X. 2023. “Two-way Fixed Effects and Differences-in-differences with Heterogeneous Treatment Effects: A Survey.” *The Econometrics Journal*, 26(3): C1–C30.
- [45] De Chaisemartin C., D’Haultfoeuille X., Guyonvarch Y. 2019. “Fuzzy Differences-in-differences with Stata.” *The Stata Journal*, 19(2): 435–458.
- [46] Goodman-Bacon A. 2021. “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing.” *Journal of Econometrics*, 225(2): 254–277.
- [47] Huang J., Gao L., Rozelle S. 2012. “The Effect of Off-farm Employment on the Decisions of Households to Rent out and Rent in Cultivated Land in China.” *China Agricultural Economic Review*, 4(1): 5–17.
- [48] Jia J., Ma G., Qin C., et al. 2020. “Place-based Policies, State-led Industrialisation, and Regional Development: Evidence from China’s Great Western Development Programme.” *European Economic Review*, 123: 103398.
- [49] Lewis W. A. 1954. “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour.” *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 22(2): 139–191.
- [50] Li P., Lu Y., Wang J. 2016. “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China.” *Journal of Development Economics*, 123(11): 18–37.
- [51] Li P., Tian Y., Wu J., Xu W. 2021. “The Great Western Development Policy: How It Affected Grain Crop Production, Land Use and Rural Poverty in Western China.” *China Agricultural Economic Review*, 13(2): 319–348.
- [52] Ren C., Zhou X., Wang C., et al. 2023. “Ageing Threatens Sustainability of Smallholder Farming in China.” *Nature*, 616(7955): 96–103.

(责任编辑: 陈星星)

input to regions into financial input to people, reasonably positioning the role of poverty relief areas, and avoiding excessive and inefficient fixed assets investment and financial input.

Keywords: Population Flow; Targeted Poverty Alleviation; Poor Counties; Census

JEL Classification: J61; P16; P35

New Urbanization, Urban-Rural Breakdown and Agricultural Growth

WANG Yuyu¹ ZHAO Zengli¹ Yao Wanjun²

(1.School of Economics, Tianjin Normal University; 2.School of Economics, Nankai University)

Summary: The large size of the population is a great advantage in realizing China's socialist modernization, but it also brings new challenges to China's food security and aging population. China feeds about 18% of the world's population with about 9% of the world's arable land area, and China has become a major agricultural power in terms of agricultural output, but agricultural output efficiency in China is still significantly lower than the world's major developed countries. It is of great significance for China to further improve China's labor average agricultural production efficiency, promote agricultural scale, mechanized production and planting methods to ensure China's food security and to transform China from a large agricultural country to a strong agricultural country.

The low efficiency of agricultural production and the high tension between human and land are the constraints to the agricultural development in China. With the rapid industrialization and the emergence of a large number of non-agricultural employment opportunities in urban areas, the surplus rural labor force exits agricultural production and flows to non-agricultural industries, and the proportion of labor force in agricultural production begins to decline

continuously. Although a large amount of rural labor has moved to the cities, the labor productivity between the two sectors has not converged naturally in the process of marketization. The decline in the share of agricultural output is faster than the decline in the share of agricultural employment, and the existence of various institutional barriers and other non-market factors in the economic reality are important reasons for the low productivity of agricultural labor and the failure of labor productivity convergence between industries.

Influenced by the differences in factor prices and potential rewards, factors tend to flow between urban and rural areas. The policy of new type urbanization is an important driving force for breaking down the barriers between urban and rural systems, driving factor mobility and high-quality economic development.

The implementation of the new type urbanization policy has promoted cross-regional labor mobility and created conditions for mechanized and large-scale agricultural production to improve agricultural productivity, but it also cause shocks to agricultural production due to the hollowing out of rural industries and the aging of the labor force population as a result of population outflow from the agricultural sector and the decline in the average quality of agricultural production personnel. The increase in agricultural productivity due to land transfer does not necessarily cover the decrease in agricultural productivity due to the agricultural workers outflow, the decrease in the average productivity of agricultural production due to agricultural population loss partially offsets the improvement in agricultural productivity more efficient land allocation. Population outflow caused by regional and urban-rural development differences may have negative effects on the production sector of the agricultural, while there may also be adverse effects on agricultural production due to the phenomenon of farm household abandonment and abandonment of farming. It has been suggested that the aging of farm households will reduce agricultural output and labor productivity, while the development of new agricultural production and management agents will improve agricultural production efficiency. The reason for that new agricultural production and management agents absorb more young farmers to participate in large-scale production, while increasing the level of farm machinery inputs and significantly improving labor productivity. Although the above-mentioned literature has made many useful studies around rural labor

mobility and agricultural productivity, the existing studies not only lack the evaluation of policy effects on the impact of new urbanization policies on agricultural labor productivity, but also neglect the relevant analysis with county agricultural growth as the research object.

This study attempts to do the tests from the following aspects. First, counties are the important focus of the new urbanization strategy in the new development stage. This study provides a theoretical and empirical basis for accelerating the development of urban-rural integration in counties and accelerating the formation of a common prosperous urban-rural relationship. Second, a heterogeneous model of farm households is constructed to explain that the new urbanization promotes agricultural growth through the mechanism of replacing labor outflow with farm machinery input. The theoretical framework incorporates labor mobility factors to examine the differences regarding the impact of rural labor outflow on agricultural production under different scenarios of labor outflow with or without land transfer, and proposes research hypotheses based on the theoretical model and tests them empirically. Third, the section of heterogeneity analysis considers different regions, as well as transportation costs such as transportation distance, and by distinguishing the differences in the impact of institutional barriers and transportation distance barriers on agricultural efficiency. It is argued that the effective implementation of the policy system cannot be separated from the improvement of local infrastructure, and the improvement of transportation efficiency in rural areas cannot directly improve the efficiency of agricultural production, while it can play a policy effect of promoting agricultural growth in combination with the implementation of new urbanization policies.

Keywords: New Urbanization; Agricultural Productivity; Labor Mobility; Urban-rural Integration

JEL Classification: R11; R23; J24