

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20240410

• 三农问题 •

新型城镇化能否提高农业全要素生产率*

——基于地级市面板数据的分析

刘成坤^{1,2*}

(1.江西财经大学统计学院,南昌 330013; 2.江西财经大学博士后流动站,南昌 330013)

摘要 [目的] 农业全要素生产率提高是推动乡村振兴的关键因素之一,新型城镇化与农业全要素生产率之间具有内在的逻辑关系,对新型城镇化与农业全要素生产率之间的关系进行探究具有重要意义。[方法] 文章从经济基础、社会功能、生态环境和城乡融合等4个维度构建新型城镇化综合指标体系,基于2001—2021年的数据采用熵权TOPSIS方法对我国285个地级市的新型城镇化发展水平进行测度,采用DEA-Malmquist指数测算农业全要素生产率,构建动态面板平滑转移模型研究新型城镇化对农业全要素生产率的影响。[结果] (1) 样本期间,从总体来看,我国的新型城镇化和农业全要素生产率均呈增长趋势。(2) 新型城镇化对农业全要素生产率的影响存在显著的非线性关系,当农村居民人均可支配收入低于门槛值时,新型城镇化会对农业全要素生产率产生显著的推动作用;而当农村居民人均可支配收入高于门槛值时,新型城镇化会对农业全要素生产率产生显著的阻碍作用。(3) 新型城镇化对不同地区、不同城市规模以及不同粮食功能区农业全要素生产率的影响均存在显著的异质性。[结论] 新型城镇化会对农业全要素生产率产生显著影响,要想在推动城镇化的同时实现农业全要素生产率提升,必须从提高农业现代化水平、农业生产效率以及农业扶持力度等多个方面同时入手。

关键词 新型城镇化 农业全要素生产率 熵权TOPSIS 动态面板平滑转移模型 非线性关系

中图分类号: F229.21 **文献标识码**: A **文章编号**: 1005-9121[2024]04-0116-15

0 引言

民以食为天,国以粮为安,农业安全自古以来就是世界各国安全的重要基石。2020年初爆发的新冠疫情对我国工业和服务业的发展产生了极大影响,其对我国农业发展的影响也不容忽视,加之近期国际社会形势跌宕起伏、复杂多变,我国的农业安全问题再次受到社会各界的密切关注。当前,我国的农业机械化 and 现代化程度还远远落后于欧美等发达国家,农业生产率还处于较低水平,导致我国每年还需要从国外进口大量的粮食及农产品。WIND数据库中的相关数据显示,2008—2020年我国的粮食进口额由231亿美元增长到748亿美元,农产品进口额由538亿美元增长到2198亿美元,在不到15年的时间里,粮食进口额及农产品进口额均翻了3倍有余。根据现代经济增长理论,农业全要素生产率是推动农业发展的核心动力。因此,农业全要素生产率与农业安全问题紧密相关。如何提高农业全要素生产率,确保农业安全是当前及今后很长一段时期的重点任务。辜胜阻等^[1]认为,新型城镇化是中国最大的潜在内需,是深化供给侧结构性改革的重要突破口,是引领中国经济发展的动力引擎。国家统计局公布的数据显示,自

收稿日期: 2023-03-02

※作者简介: 刘成坤(1990—),男,江西赣州人,博士、讲师,同时为通讯作者。研究方向: 农业经济统计分析。Email: 1129797401@qq.com

*资助项目: 国家自然科学基金项目“人口老龄化对制造业高质量发展的影响及对策研究”(72063009); 国家社会科学基金项目“高质量发展视域下产业转型升级对居民消费的影响研究”(21CTJ018); 江西省博士后科研择优资助项目“制造业高质量发展水平的统计测度、空间差异及动态演变特征研究”(2021KY11); 江西省教育厅科学技术研究项目“土地财政背景下住房价格对经济增长的影响研究”(GJJ2200538)

改革开放以来,我国的城镇人口占比由1978年的17.92%上升到2021年的64.72%,且在2011年城镇人口占比首次超过50%。虽然中国的城镇化建设经过30多年的发展取得了巨大进步,但是在城镇化快速发展过程中,也存在一些亟待解决的问题和矛盾,如大量农业转移人口难以融入城市社会、“土地城镇化”快于“人口城镇化”、城镇空间分布和规模结构不合理以及“城市病”问题日益突出。由于传统的城镇化过程存在以上诸多问题,新型城镇化的概念在十八大中被首次提出。2014年《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》明确指出,新型城镇化的建设要坚持以人的城镇化为核心,以城市群为主体形态,以综合承载能力为支撑,以体制机制创新为保障,促进经济转型升级和社会和谐进步。国家发展改革委关于印发《2021年新型城镇化和城乡融合发展重点任务》的通知中进一步提出,深入实施以人为核心的新型城镇化战略,促进农业转移人口有序有效融入城市,增强城市群和都市圈承载能力,转变超大特大城市发展方式,提升城市建设与治理现代化水平。城镇化的快速发展促进了农业剩余劳动力转移,提高了农业资源配置效率,加大了对农产品的需求总量。新型城镇化能否推动农业全要素生产率增长?新型城镇化对农业全要素生产率增长的影响是否会因经济发展水平而异?新型城镇化对不同类别城市农业全要素生产率增长的影响是否存在异质性?这些问题的深入研究对于促进农业全要素生产率增长、推动乡村振兴、实现共同富裕具有重要的现实意义和现实价值。

1 文献梳理

从已有的关于新型城镇化的研究来看,学者们的侧重点主要在于新型城镇化的概念及指标体系的构建。在新型城镇化的概念方面,单卓然和黄亚平^[2]认为,所谓新型城镇化是以民生、可持续发展和质量内涵,以追求平等、幸福、转型、绿色、健康和集约为核心目标,以实现区域统筹与协调一体、产业升级与低碳转型、生态文明和集约高效、制度改革和体制创新为重点内容的崭新的城镇化过程。任远^[3]指出,新型城镇化要求实现人的城镇化:一是城镇化要重视迁移流动人口的市民化和社会融合;二是人的城镇化的根本目的是人民的福利和幸福;三是人的发展和参与才是构成城镇化的真正动力。韩国明和张恒铭^[4]认为,新型城镇化是在农业人口有序市民化的过程中,不以城市盲目扩张为代价,而是实现农民收益最大化、城市资源最优化和城乡一体化发展,其转变的前提是农业的发展和进步。在新型城镇化的指标体系构建方面,学者们一致认为新型城镇化不仅仅是人口的城镇化,任何单一指标都无法对新型城镇化进行衡量,新型城镇化的测度应该包含多个不同的维度,如丛海彬等^[5]认为新型城镇化应该包含经济城镇化、空间城镇化和社会城镇化等三方面。而Zhao等^[6]则从人口城镇化、经济城镇化、空间城镇化和社会城镇化等几个方面构建了新型城镇化的测度体系。熊湘辉和徐璋勇^[7]认为,新型城镇化水平不仅表现在单纯扩大城市范围和城市人口规模,最主要的是推进“人的城镇化”,推广现代城市生活方式,促进城乡一体化,高质量的新型城镇化应该具备人口城镇化、经济城镇化、基础设施均等化、公共服务均等化、生活质量城镇化以及资源环境协调发展等特征。Wang等^[8]从人口、环境、空间、经济和公平等5个维度构建了新型城镇化指数。魏敏和胡振华^[9]指出,新型城镇化发展是建立在一定时期的经济基础之上的,最能反映新型城镇化发展内涵的指标应该为人口发展、经济发展、社会发展、居民生活、空间结构、生态环境以及城乡协调等指标。蒋正云和胡艳^[10]结合我国新型城镇化理念的要求,认为新型城镇化的发展包含人口、经济、空间、社会、生态和城乡统筹等诸多方面。此外,Binbin Yu^[11]以及 Xiaoxia Wu等^[12]也对新型城镇化的指标体系进行了研究。

关于农业全要素生产率的研究由来已久,从测算方法来看,主要有随机前沿分析法(SFA)和数据包络分析法(DEA)。如Chen^[13]基于中国省级面板数据,使用数据包络分析法对农业部门的Malmquist生产率指数测算,结果表明农业全要素生产率增长的主要来源是技术进步。李谷成^[14]以及方福前和张艳丽^[15]基于相同的研究方法,得出了类似的研究结论。而全炯振^[16]则运用SFA-Malmquist生产率指数模型测算了中国各地的农业全要素生产率变化指数,发现1978—2007年中国农业全要素生产率的年均增长率为0.7%,其

增长主要来自于农业技术进步。彭代彦和吴翔^[17]运用SFA方法考察了2003—2010年中国农村劳动力结构变化对农业生产技术效率的影响,并结合曼奎斯特指数分析了农业全要素生产率的变化及其构成,发现我国农业生产的技术效率总体水平不高,普遍存在着技术非效率性,且地区差异明显。梁俊和龙少波^[18]通过拓展的非径向非角度的DEA模型和Luenberger生产率指标,在估算了农业污染的前提下,计算了中国农业绿色TFP的增长。葛鹏飞等^[19]利用基于SBM-DDF方法的Luenberger指数对2001—2015年中国31个省域的农业绿色全要素生产率进行测度,并分析其时空演变和收敛性,发现中国农业绿色TFP年均增长率为1.56%,增长率在东中西部依次递减,在粮食主产区、主销区和平衡区依次下降。郭海红和刘新民^[20]采用全局GML指数测算了农业绿色全要素生产率的增长率,研究发现中国农业绿色集约增长的动力不足,粮食主产区、主销区和平衡区的农业绿色全要素生产率增长的动力源泉是绿色技术进步。刘亦文等^[21]则利用非期望MinDS超效率-MetaFrontier-Malmquist模型对我国农业绿色全要素生产率的超效率指数进行了测度。

此外,还有部分学者对农业全要素生产率的影响因素进行了研究。如王珏等^[22]构建空间计量模型研究了农业全要素生产率的影响因素,发现地理因素、对外开放、科技水平、工业化进程和土地利用能力对中国农业全要素生产率增长具有显著影响。朱喜等^[23]认为,要素市场扭曲会导致农户个体对资本、劳动等生产要素配置扭曲,最终降低农业全要素生产率。Sunling Wang和Lihong McPhail^[24]基于1948年至2011年美国的时间序列数据,建立SVAR模型研究了能源价格冲击对美国农业全要素生产率增长的影响,发现能源价格冲击在短期内会对农业全要素生产率增长产生负面影响。梁俊和龙少波^[18]的研究结果表明,农业税的减免促进了农业绿色TFP增速的提高,而农业财政支出的影响并不明显;工业化、城市化的推进和农业贸易条件阻碍了农业绿色TFP增速的提高。李士梅和尹希文^[25]利用随机效应模型分析了东中西部分地区的劳动力转移对农业生产效率的影响,发现西部地区劳动力减少阻碍了农业全要素生产率提升,而中部地区农业劳动力转移则促进了农业全要素生产率提升。Haiyan Deng等^[26]考察了1990—2013年公共农业研究和推广对中国省级农业生产率的贡献,发现公共农业研发、公共推广和农民教育对农业生产率增长做出了重大贡献,农业研发公共投资的实际回报率约为50%,农业推广为29%。Yue Hu等^[27]构建动态面板模型研究了农村普惠金融对农业全要素生产率增长的影响,发现农村普惠金融是促进农业全要素生产率增长的重要驱动力。陈芳和杨梅君^[28]则研究了农产品国际贸易水平对农业绿色全要素生产率的影响,发现农产品出口贸易水平和农产品进口贸易水平均会对农业绿色全要素生产率产生正向显著影响。易福金等^[29]将气候变化与农业科研投入纳入理论分析框架,在分析气候变化对农业全要素生产率作用基础上,探讨了农业科研投入在气候变化影响农业全要素生产率方面发挥的潜在作用。此外,Hongxu Shi^[30]研究了能源贫困对农业技术效率的动态影响;罗斯炫等^[31]研究了农业生产要素质量和农村基础设施对农业全要素生产率的影响。

现有的文献表明,无论是关于新型城镇化还是关于农业全要素生产率的研究均取得了丰硕的成果,这为以后的研究奠定了坚实的基础。然而,不足之处在于:一是关于新型城镇化的研究对象主要集中在省级层面,即使有少数研究^[5,32]将研究对象扩展到了地级市层面,但也存在指标体系偏少或者样本长度过短等问题;二是学者们从要素市场扭曲、劳动力转移、能源价格冲击、公共研发推广以及农产品国际贸易等多个不同的角度研究了农业全要素生产率的影响因素,但鲜有学者将新型城镇化这一重要因素考虑在内。基于此,文章以我国地级市层面的面板数据为例,采用熵权TOPSIS法对新型城镇化水平进行测度,使用DEA-Malmquist指数测算农业全要素生产率,进而构建面板平滑转移模型研究新型城镇化对农业全要素生产率的影响,在一定程度上弥补现有研究的不足之处。

2 研究设计

2.1 指标体系构建

2.1.1 新型城镇化

从现有的研究来看，虽然学者们对新型城镇化指标体系构建的侧重点各有不同，但是基本都认为新型城镇化区别于以往以城市范围和人口规模扩大为主要目标的传统城镇化，新型城镇化是以人为核心的城镇化，新型城镇化的测度应该包含众多不同的维度。借鉴和参考熊湘辉和徐璋勇^[7]、魏敏和胡振华^[9]以及徐维祥等^[33]的研究，该文认为，新型城镇化不仅应该重视城镇规模的发展，更应该重视城镇发展的质量和内涵，秉承以人为本和可持续发展的目标理念。因此，新型城镇化的测度应该包含经济、社会、生态和城乡等几个方面，其内涵主要表现为：第一，经济基础。当前，我国正处于城镇化的加速发展阶段，经济基础是城镇化发展的内生动力，可从经济发展和结构优化两个方面来衡量。第二，社会功能。社会功能的提升是新型城镇化的重要特征之一，新型城镇化建设既要持续提高人口发展水平，又要不断完善基础设施水平。第三，生态环境。绿水青山就是金山银山，在新型城镇化发展的过程中

生态环境的重要性不言而喻，只有生态宜居和治理有效的城镇化才是符合科学发展观的新型城镇化。第四，城乡融合。长期以来，户籍制度的存在使得农村居民难以真正融入城市，也是导致我国的户籍人口城镇化率远远落后于常住人口城镇化率的主要原因，城乡统筹和城乡一体是新型城镇化发展的必然要求。根据以上分析，遵循全面性、系统性、科学性、合理性、可操作性和数据可得性等基本原则，构建如表1所示的包含26个细分指标的新型城镇化综合指标体系。

需要说明的是，以上指标中，参考干春晖等^[34]的研究，产业结构高级化采用第三产业增加值与第二产业增加值之比来衡量；产业结构合理化采用泰尔指数来衡量，当该指数越接近0时，说明产业结构越合理，即该指标是一个负向指标。在此基础上，采用熵权TOPSIS法对新型城镇化发展水平进行测度，具体步骤如下。

第一步，指标数据的无量纲化处理。由于各项指标的计量单位并不一致，在计算综合指标之前，首先要对各指标进行无量纲化处理，即把指标的绝对值转变为相对值，从而解决各项异质指标值的同质化问题。一般情况下，正向指标和负向指标代表的含义正好相反，其中正向指标的数值越大越好，负向指标的数值越小越好。因此，为消除指标的量纲和数量级差异，对正向指标和逆向指标需采用不同的算法进行处理，计算公式为：

表1 新型城镇化综合指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	属性
经济基础	经济发展	人均GDP	元	+
		人均固定资产投资额	元	+
		人均社会消费品零售额	元	+
社会功能	结构优化	产业结构高级化	—	+
		产业结构合理化	—	-
		非农产业产值比重	—	+
		城市人口密度	人/km ²	+
	人口发展	城镇登记失业率	—	-
		非农产业就业人员比重	—	+
		城市用水普及率	—	+
		城市燃气普及率	—	+
		人均城市道路面积	m ²	+
		每万人医院、卫生院床位数	个	+
生态环境	基础设施	城市每万人拥有公共交通工具	标台	+
		人均公园绿地面积	m ²	+
		城市建成区绿化覆盖率	—	+
		建成区面积与行政区面积之比	—	+
	生态宜居	污水处理率	—	+
		生活垃圾无害化处理率	—	+
		工业固体废物综合利用率	—	+
	治理有效	失业保险参保率	—	+
		基本养老保险参保率	—	+
		基本医疗保险参保率	—	+
城乡融合	城乡统筹	城镇人口比重	—	+
		城乡居民人均收入比	—	-
	城乡一体	城乡居民人均消费比	—	-

$$y_{ij} = \begin{cases} \frac{x_{ij} - \min \{x_{ij}\}}{\max \{x_{ij}\} - \min \{x_{ij}\}}, & x_{ij} \text{ 为正向指标} \\ \frac{\max \{x_{ij}\} - x_{ij}}{\max \{x_{ij}\} - \min \{x_{ij}\}}, & x_{ij} \text{ 为负向指标} \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中, x_{ij} 和 y_{ij} 分别表示第 i 个地级市第 j 个评价指标的初始值和处理值, $\min \{x_{ij}\}$ 和 $\max \{x_{ij}\}$ 分别表示所有地级市第 j 个指标中的最小值和最大值, $i = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, n$ 。

第二步, 计算各指标的权重值。第 t 年第 j 个评价指标下第 i 个地级市占该指标的比重为:

$$f_{ij}^t = \frac{x_{ij}^t}{\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^m x_{ij}^t} \quad (2)$$

第三步, 计算各指标的熵值。各指标的信息熵为:

$$e_j = -\frac{1}{\ln mT} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^m f_{ij}^t \ln f_{ij}^t \quad (3)$$

第四步, 计算各指标信息熵的冗余度为:

$$h_j = 1 - e_j \quad (4)$$

第五步, 计算各指标的熵权值为:

$$w_j = \frac{h_j}{\sum_{j=1}^n h_j} \quad (5)$$

第六步, 采用欧氏距离计算各评价对象与正理想解和负理想解之间的距离为:

$$\begin{cases} d_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n w_j (p_{ij} - p_j^+)^2} \\ d_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n w_j (p_{ij} - p_j^-)^2} \end{cases} \quad (6)$$

假设正理想解 P^+ 的第 j 个属性值为 p_j^+ , 负理想解 P^- 的第 j 个属性值为 p_j^- , 则正理想解为: $P^+ = (p_1^+, p_2^+, \dots, p_m^+)$, $p_j^+ = \max_i p_{ij}$, 负理想解为: $P^- = (p_1^-, p_2^-, \dots, p_m^-)$, $p_j^- = \min_i p_{ij}$ 。

第七步: 计算各地级市与理想解的相对贴适度, 即综合评价指数为:

$$C_i = \frac{p_i^-}{p_i^- + p_i^+} \quad (7)$$

式(7)中, C_i 越大表示评价对象的总体表现越接近于理想解, 其表现越好。对所有地区进行排序后, 可以得到各个地级市的综合评价值。为了便于分析, 在后文中使用符号nurb来代替 C_i 。

2.1.2 农业全要素生产率

通过对已有文献进行梳理可知, 关于农业全要素生产率的测度主要有数据包络分析法和随机前沿分析法。数据包络分析法是根据多项投入指标和多项产出指标, 利用线性规划的方法, 对具有可比性的同类型单位进行相对有效性评价的一种数量分析方法, 已广泛应用于不同行业及部门的生产率评价中, 并且在处理多指标投入和多指标产出方面具有得天独厚的优势。考虑到数据包络分析法具有的这个优点, 同时参考李谷成^[14]以及方福前和张艳丽^[15]的研究, 该文也采用数据包络分析法对农业全要素生产率进行测算。其中, 农业产出指标为农林牧渔业总产值。由于农业生产系统相对比较复杂, 该文选择劳动、土地、机械、化肥和水资源等要素来衡量农业投入, 劳动投入采用农林牧渔业从业人数来衡量, 土地投入采用农作物总播种面积来衡量, 机械投入采用农业机械总动力来衡量, 化肥投入采用化肥使用量来衡量, 水资源投入采用有效灌溉面积来衡量。

2.2 面板平滑转移模型设定

为了研究新型城镇化对农业全要素生产率的影响，该文首先设定基准模型为：

$$\text{atfp}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{nurb}_{i,t} + \beta_j x_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

式(8)中，atfp为该文的被解释变量农业全要素生产率，nurb为该文的核心解释变量新型城镇化， β 为待估计参数， i 为地级市， t 为年份， μ 为个体固定效应， ν 为时间固定效应， ε 为随机干扰项。 x 为控制变量，参考郭海红和张在旭^[35]、武宵旭等^[36]以及罗斯炫等^[31]的研究，同时鉴于数据的可得性，该文选取的控制变量包括平均工资水平、基础设施水平、金融发展水平、人口净迁出率、工业化进程和机械化水平。其中，平均工资水平采用在岗职工平均工资来衡量，基础设施水平采用每平方公里等级公路里程来衡量，金融发展水平采用年末金融机构各项贷款余额与GDP之比来衡量，人口净迁出率采用人口净迁出数（户籍人口数减去常住人口数）除以户籍人口数来衡量，工业化进程采用第二产业增加值与GDP之比来衡量，机械化水平采用人均农用机械总动力来衡量。

由于农业全要素生产率可能存在惯性特征，即后一期的农业全要素生产率与前一期的农业全要素生产率密切相关，有必要在式(8)的基础上加上被解释变量的滞后一期项，构建动态面板模型。此外，新型城镇化对农业全要素生产率的影响可能与农村经济发展水平密切相关，即新型城镇化对农业全要素生产率的影响并非一成不变，可能随农村经济发展水平的变化而变化。因此，借鉴González等^[37]提出的面板平滑转移回归(PSTR)模型对新型城镇化与农业全要素生产率之间的非线性关系进行研究。该模型是面板门槛模型的进一步拓展，其用一个连续的转移函数代替了面板门槛模型中离散的示性函数，不仅能够更好地获取面板数据截面单元的异质性特征，还允许模型参数随转换变量的变化而连续平滑地转变。在考虑农业全要素生产率惯性特征的基础上，该文构建动态面板平滑转移模型为：

$$\text{atfp}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{atfp}_{i,t-1} + \beta_2 \text{nurb}_{i,t} + \beta_j x_{i,t} + \lambda \text{nurb}_{i,t} \cdot g(\ln \text{pcdi}_{i,t}; \gamma; c) + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

式(9)中， λ 为待估计参数，其他符号的含义与式(8)相同， $g(\ln \text{pcdi}_{i,t}; \gamma; c)$ 为转换函数，是一个连续且有界的函数，其值在0~1之间连续变换，通常包含形式为：

$$g(\ln \text{pcdi}_{i,t}; \gamma; c) = \begin{cases} [1 + \exp(-\gamma(\ln \text{pcdi}_{i,t} - c))]^{-1} \\ 1 - \exp(-\gamma(\ln \text{pcdi}_{i,t} - c)^2) \\ \Phi(\gamma(\ln \text{pcdi}_{i,t} - c)) \end{cases} \quad (10)$$

式(10)中，pcdi为转换变量，该文采用农村居民人均可支配收入来表示， γ 为平滑参数，也称为斜率系数，表示转换函数从一种机制进入另一种机制的速度， c 为转移函数的位置参数。式(10)中包含的3种转换函数分别为逻辑函数、指数函数和正态函数，在后文中根据相关统计量选取最优函数。

2.3 变量与数据说明

限于数据的可得性，该文的样本长度为2001—2021年，其中，农业全要素生产率测度指标的样本长度均为2001—2021年，新型城镇化测度指标及各解释变量的样本长度均为2002—2021年。研究对象为我国30个省（市、区，不含港澳台、西藏）的各个地级市，剔除部分数据缺失严重的地级市，最终选取了285个地级市。所有数据均来源于EPS数据平台中的《中国城市数据库》《中国城乡经济数据库》和《中国区域经济数据库》，WIND数据库以及各省、市、自治区的统计年鉴，对于原始数据中的部分缺失值，采用线性插值法和趋势外推法进行填充，各变量的描述性统计结果如表2所示。从表2的结果来看，农村居民人均可支配收入及工资水平的均值较高，为了消除模型的异方差，在后文进行实证分析之前将这两个变量进行对数化处理。

3 实证结果及分析

3.1 新型城镇化和农业全要素生产率的测度结果及分析

基于前文选取的新型城镇化综合指标体系，采用熵权TOPSIS法对各地级市的新城镇化发展水平进

表2 变量的描述性统计

变量	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
atfp	农业全要素生产率	5 700	1.10	0.20	0.26	2.84
nurb	新型城镇化	5 700	0.12	0.06	0.03	0.63
pedi	农村居民人均可支配收入	5 700	9 660.46	6 797.50	1 001.00	50 345.00
avsa	平均工资水平	5 700	42 432.37	27 320.70	4 958.00	220 209.00
inle	基础设施水平	5 700	0.83	0.52	0.02	3.02
lofd	金融发展水平	5 700	0.93	0.56	0.08	5.33
emra	人口净迁出率	5 700	-0.01	0.32	-4.35	0.91
inpr	工业化进程	5 700	0.46	0.12	0.04	0.91
mele	机械化水平	5 700	0.74	0.51	0.00	5.57

行测度；基于农业全要素生产率的投入产出指标体系，采用数据包络分析法对各地级市的农业全要素生产率进行测算。新型城镇化及农业全要素生产率的测算结果如图1所示^①，其中，新型城镇化结果为各年度的数值，农业全要素生产率的结果为各年度区间的均值。

由图1可知，从新型城镇化的测算结果来看，在样本期间，新型城镇化发展水平一直呈递增趋势，2002年新型城镇化指数仅有0.082，而到了2021年，新型城镇化指数上升为0.164，样本期间新型城镇化指数增长了近1倍。2012年之前新型城镇化增长速度较快，2012年之后有所下降，随着2014年《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》政策的出台，新型城镇化的增长速度在2016年开始逐渐回升。从农业全要素生产率的测算结果来看，各年度区间农业全要素生产率的均值均大于1，说明样本期间农业全要素生产率也呈逐年递增趋势，这与多数学者的研究结论相一致^[16,17,19]。在2002—2013年绝大多数年度区间农业全要素生产率均值都高于1.1，2014到2017年的农业全要素生产率均值则小于1.1，但2018年之后开始回升，到2021年已接近1.2。从农业全要素生产率的分解结果来看^②，样本期间技术进步效率和纯技术效率的均值都大于1，而技术效率和规模效率的均值都小于1，说明农业全要素生产率的增长主要得益于技术进步效率和纯技术效率的提升。从总体来看，新型城镇化和农业全要素生产率之间存在较强的相关性，有必要建立计量模型进一步探究新型城镇化究竟会对农业全要素生产率产生什么样的影响。

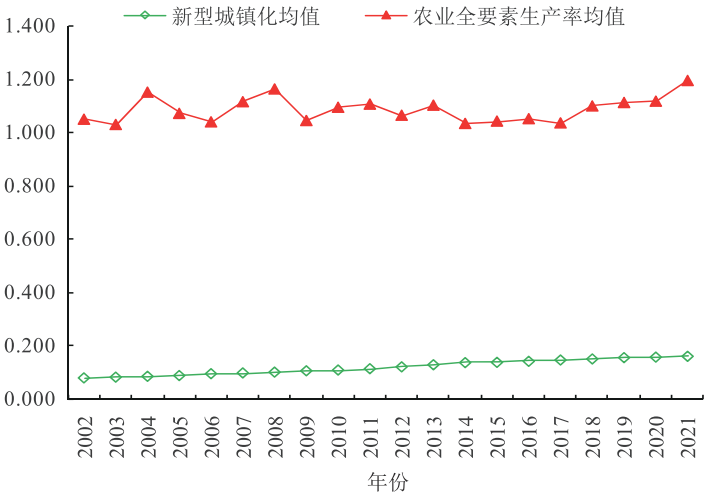


图1 2002—2021年新型城镇化和农业全要素生产率的变动趋势

3.2 基准模型结果及分析

在使用计量模型研究新型城镇化对农业全要素生产率的影响之前，为避免伪回归问题，首先对该文选取的变量进行平稳性和多重共线性检验。该文同时使用LLC和IPS等两种方法对各变量的平稳性进行检验，从检验结果来看，各变量均至少通过了其中一种检验，说明该文选取的变量均为平稳变量。从多重共线性的检验结果来看，各变量的方差膨胀因子（VIF）均小于临界值10，说明各变量之间不存在多重共线性，适合用于做计量分析。在此基础上，建立计量模型研究新型城镇化对农业全要素生产率的影响。

①限于篇幅，无法逐一列出各地级市的测算结果，完整结果留存备索
②限于篇幅，未列出分解结果，留存备索

为了便于进行对比分析,该文首先列出普通面板模型、动态面板模型和面板门槛模型的估计结果,各模型的估计结果如表3所示。

表3中,对于该文选取的面板数据,通过Hausman检验选择出固定效应模型优于随机效应模型。从固定效应模型的结果来看,新型城镇化对农业全要素生产率的影响为负,但并不显著。由于固定效应模型未考虑农业全要素生产率的动态效应,得出的结果可能并不准确。将农业全要素生产率的动态效应考虑在内,进一步估计动态面板模型,从动态面板模型的结果来看,前一期的农业全要素生产率会对后一期的农业全要素生产率产生显著的阻碍作用,新型城镇化对农业全要素生产率的影响由不显著为负变成显著为负,即新型城镇化的发展不利于农业全要素生产率的增长。此外,考虑新型城镇化对农业全要素生产率的非线性影响,选择农村居民人均可支配收入作为门槛变量,估计面板门槛模型,结果显示,新型城镇化对农业全要素生产率的影响的确是非线性的,在新型城镇化发展水平较低时,新型城镇化对农业全要素生产率的影响是正向的;当新型城镇化发展水平较高时,新型城镇化对农业全要素生产率的影响是负向的,但均不显著。综合以上结果来看,新型城镇化均会对农业全要素生产率产生消极影响。然而,无论是固定效应模型、动态面板模型还是面板门槛模型,在研究新型城镇化对农业全要素生产率的影响时均存在不足之处。因此,有必要使用更加合理的PSTR模型对该问题进行研究。

3.3 PSTR模型结果及分析

在使用PSTR模型之前,需要对模型是否存在非线性关系进行检验。如果不存在非线性关系,则没有必要使用PSTR模型;反之,则有必要使用PSTR模型。遵循学者们的通用做法,该文采用LM、LMF和LRT等3个统计量对面板数据进行非线性检验,检验结果如表4所示。

表4的检验结果显示,在 $H_0:\gamma = 0; H_1:\gamma = 1$ 时,无论 $m=1$ 还是 $m=2$,LM、LMF和LRT均能在10%的显著性水平下拒绝原假设,说明新型城镇化与农业全要素生产率之间的确存在非线性关系,选择PSTR模型是合理的。然后,进行非保留异质性检验,在 $H_0:\gamma = 1; H_1:\gamma = 2$ 时,3种统计量在10%的水平下均不能拒绝原假设,即接受转移函数个数为1的原假设,表明上述模型的最优转换函数为1个。在这些检验完成之后,借鉴刘金全和王俏茹^[38]的研究,根据AIC和BIC准则确认位置参数的个数。从检验结果来看,仅

表3 基准模型估计

变量	atfp		
	固定效应模型	动态面板模型	面板门槛模型
l.atfp	—	-0.256*** (0.008)	—
nurb	-0.125 (0.139)	-1.860*** (0.303)	—
ln avsa	0.013 (0.009)	0.076*** (0.011)	0.027*** (0.010)
inle	0.019 (0.014)	0.046*** (0.009)	0.017 (0.014)
lofd	0.004 (0.010)	0.038*** (0.010)	0.006 (0.010)
emra	0.119*** (0.026)	-0.151*** (0.037)	0.104*** (0.026)
inpr	-0.191*** (0.046)	0.051 (0.035)	-0.214*** (0.047)
mele	0.026** (0.012)	0.001 (0.008)	0.023* (0.012)
nurb_ln pcdi ₁	—	—	0.196 (0.163)
nurb_ln pcdi ₂	—	—	-0.097 (0.139)
cons	1.034*** (0.079)	0.717*** (0.090)	0.886*** (0.088)
N	5 700	5 415	5 700

注:括号内为标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著

表4 面板数据的非线性检验

$H_0:\gamma = 0; H_1:\gamma = 1$				
位置参数个数	m=1		m=2	
统计量	计算结果	P值	计算结果	P值
LM	4.841***	0.008	2.911**	0.020
LMF	4.417***	0.001	3.211**	0.022
LRT	3.519***	0.002	3.906***	0.000
$H_0:\gamma = 1; H_1:\gamma = 2$				
位置参数个数	m=1		m=2	
统计量	计算结果	P值	计算结果	P值
LM	1.492	0.222	0.000	0.983
LMF	0.944	0.389	2.019	0.133
LRT	0.396	0.529	1.486	0.223

存在 1 个最优位置参数。因此，该文确定的转移函数和位置参数均为 1 个，即建立的模型包含一个转移函数及两个区制。

考虑到 PSTR 模型为非线性模型，同时具有未知参数 γ 和 c ，故不能使用普通最小二乘法进行估计。因此，该文采用非线性最小二乘法（NLS）对 PSTR 模型进行估计，同时使用网格搜索法得到能使模型残差平方和最小的参数 γ 和 c ，基于逻辑函数、指数函数和正态函数得出的估计结果如表 5 所示。

根据表 5 的估计结果，无论是选择指数函数、逻辑函数还是正态函数，前一期的农业全要素生产率均会对后一期的农业全要素生产率产生显著的消极影响，说明的确有必要在模型中考虑农业全要素生产率的动态效应。当选择不同的转移函数时，新型城镇化对农业全要素生产率的影响并不一致。此外，在 3 种不同的转移函数下，参数 γ 和 c 的取值也存在一定的差距。因此，该文根据 AIC、BIC 和 HQIC 越小越好的判断标准，选出的最优模型为逻辑函数模型，该模型的门槛参数为 8.851，由于该门槛变量做了对数化处理，还原后的数值为 6 981，即农村居民人均可支配收入的门槛值为 6 981 元。根据逻辑函数模型的估计结果，在低区制时，新型城镇化对农业全要素生产率的影响显著为正；在高区制时，新型城镇化对农业全要素生产率的影响显著为负。斜率参数为 1.922，说明转换函数 $g(\ln pcdi_{i,t}; \gamma; c)$ 在 0~1 转换的速度相对比较缓慢，即模型在低区制与高区制之间平滑渐进转换，图 2 为该模型的平滑转移函数图。

从表 5 的估计结果来看，当农村居民人均可支配收入远低于 6 981 元时，新型城镇化对农业全要素生产率的影响显著为正，且影响系数为 0.384，即新型城镇化会对农业全要素生产率产生显著的推动作用。随着农村居民人均可支配收入的提高，新型城镇化对农业全要素生产率的推动作用会逐渐减弱，通过平滑转移函数的作用其影响系数最终变为 $nurb_1+nurb_2=-0.134$ ，当农村居民人均可支配收入跨过门槛值之后，转换函数的取值会逐渐趋近于 1，新型城镇化对农业全要素生产率的影响也由显著为正变成显著为负。刘战伟^[39]的研究结果也显示，新型城镇化对农业全要素生产率的影响存在基于经济发展水平的门槛效应。其原因在于，当农村居民人均可支配收入较低时，农村还存在较多的农业剩余劳动力，农民没有足够的经济实力购买农用机械，农业生产以手工劳作为主，这使得农业全要素生产率也处于较低水平；随着农村经济发展水平的提升，农民的经济实力逐渐增强，农民既有购买农用机械的意愿，也具备购买农用机械的经济实力，一些农村剩余劳动力在新型城镇化的推动下逐渐转移到城市从事非农产业，进而促进农业全要素生产率的提升。然而，随着农村居民人均可支配收入水平的逐渐提高，农村剩余劳动力逐渐减少，尤其是接受了较高受教育程度的年轻人陆续离开农村，与此同时农民购买农用机械的需求也逐渐接近饱

表 5 PSTR 模型估计

变量	atfp		
	逻辑函数	指数函数	正态函数
l.atfp	-0.080*** (0.014)	-0.080*** (0.014)	-0.080*** (0.014)
nurb ₁	0.384* (0.233)	-0.369** (0.157)	0.380* (0.216)
ln avsa	0.041*** (0.013)	0.025** (0.010)	0.041*** (0.012)
inle	0.011 (0.015)	0.011 (0.015)	0.011 (0.015)
lofd	0.004 (0.011)	-0.001 (0.011)	0.004 (0.011)
emra	0.141*** (0.029)	0.151*** (0.029)	0.141*** (0.029)
inpr	-0.239*** (0.051)	-0.197*** (0.051)	-0.238*** (0.051)
mele	0.021 (0.013)	0.025** (0.013)	0.021 (0.013)
cons	0.844*** (0.021)	1.026*** (0.007)	0.843*** (0.021)
nurb ₂	-0.518*** (0.196)	0.228*** (0.061)	-0.514*** (0.170)
γ	1.922*** (0.571)	2.441*** (0.545)	1.408*** (0.440)
c	8.851*** (0.131)	9.354*** (0.073)	8.849*** (0.118)
N	5700	5415	5700
AIC	-2 343.975	-2 340.576	-2 343.697
BIC	-2 271.409	-2 268.01	-2 271.131
HQIC	-2 318.644	-2 315.245	-2 318.366
R^2	0.056	0.052	0.055

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著，nurb₁ 表示农村居民人均可支配收入低于门槛值，nurb₂ 表示农村居民人均可支配收入高于门槛值

和状态,最终使得新型城镇化对农业全要素生产率的影响由正向转为负向。因此,新型城镇化对农业全要素生产率的影响并非一成不变,其与农村居民人均可支配收入密切相关。以6981元作为农村居民人均可支配收入的门槛值,对全国285个地级市进行划分,可得表6所示的划分结果。从表6来看,样本期初,绝大部分地级市的农村居民人均可支配收入均低于门槛值,即新型城镇化对多数地级市农业全要素生产率的影响均为正向;随着时间的推移,越来越多地级市的农村居民人均可支配收入接近门槛值,新型城镇化对农业全要素生产率的影响开始由正向变为负向;到样本期末,所有地级市的农村居民人均可支配收入均高于门槛值,说明目前新型城镇化对农业全要素生产率的影响已经由动力变为阻力。

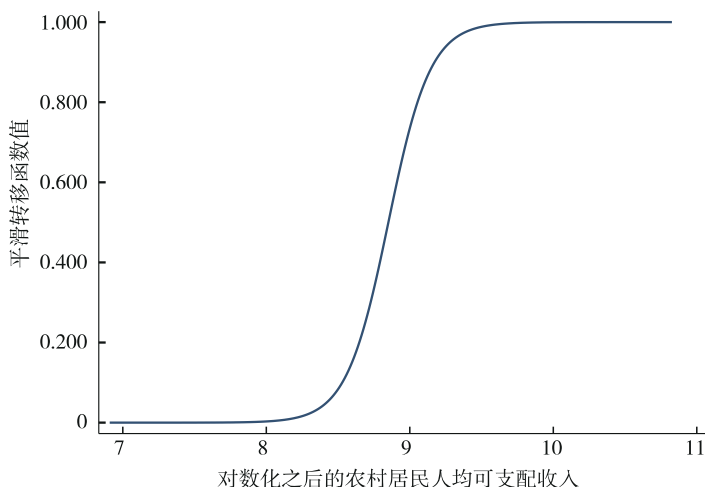


图2 平滑转移函数

表6 按农村居民人均可支配收入门槛划分的地级市分布

年份	低于门槛值	高于门槛值
2002	昭通、临沧、陇南、丽江、固原、普洱、天水、商洛、榆林和百色等283个地级市	东莞和深圳等2个地级市
2011	陇南、定西、天水、昭通、平凉、庆阳、白银、娄底、十堰和固原等114个地级市	东莞、深圳、苏州、中山、嘉兴、舟山、宁波、无锡、绍兴和上海等171个地级市
2021	无	所有地级市

注：限于篇幅，仅列出样本期初、期中和期末的分布结果

此外,从控制变量的估计结果来看,平均工资水平对农业全要素生产率的影响显著为正,说明平均工资水平的提高有利于推动农业全要素生产率增长,这主要是由于平均工资水平的提高会对农村剩余劳动力产生很大的吸引力,加速农村剩余劳动力向城市转移的进程。基础设施水平对农业全要素生产率的影响为负,但并不显著,即基础设施水平的提高并未对农业全要素生产率产生显著的推动作用。金融发展水平对农业全要素生产率的影响与基础设施水平类似,其原因在于,金融机构发放的贷款主要倾向于制造业、建筑业和服务业等非农产业,在农业领域发放的贷款相对较少,其对农业全要素生产率增长的积极影响难以显现出来。人口净迁出率对农业全要素生产率的影响显著为正,Stark和Bloom^[40]认为,这是因为劳动力转移往往会引致化肥和机械等资本要素对农业劳动力进行替代,促进农业现代化规模生产,提高土地集约化生产程度,进而推动农业全要素生产率提升。工业化进程对农业全要素生产率的影响显著为负,梁俊和龙少波^[18]的研究结论也与此相似,这主要是由于与农业相比,工业对从业者的受教育程度要求较高,工业化进程的提高使得很大一部分受过较高教育水平的劳动力由农村转移到城市,会对农村的人力资本产生一定的负面影响,进而阻碍农业全要素生产率的提高。机械化水平对农业全要素生产率的影响为正,但并未通过10%水平下的显著性检验,其原因在于,虽然近年来我国的农业机械化水平得到了很大的提升,对农业发展也产生了一定的推动作用,但是在农业机械化水平迅速提升的过程中也存在农业机械装备结构不合理、农业机械门类品种不齐全以及农业机械研发能力不足等诸多问题,这些不足严重制约了其对农业全要素生产率提升的促进作用。

3.4 新型城镇化对农业全要素生产率的异质性分析

前文是从全国层面研究了新型城镇化对农业全要素生产率的影响,考虑到该文选取的是地级市面板数据,不同类别城市的资源禀赋和自然环境差异较大,新型城镇化对不同类别城市农业全要素生产率的

影响可能存在异质性。有鉴于此,该文分别从3个角度对可能存在的异质性进行深入分析:一是参考李士梅和尹希文^[25]的研究,将该文选取的全国30个省、市、自治区划分为东部、中部和西部地区^①;二是按照2014年国务院印发的城市规模划分标准,将285个地级市按照人口数量划分为4种规模,分别为特大城市(500万人以上,7个),大城市(100万~500万人,155个),中等城市(50万~100万人,79个),小城市(50万人以下,44个)^②;三是借鉴郭海红和刘新民^[20]的研究,将该文的研究对象划分为粮食主产区、粮食主销区和粮食产销平衡区^③。从异质性角度分析新型城镇化对不同类别城市农业全要素生产率的影响差异,这对于辨识区域差异的关键要素,更好地推动农业全要素生产率的区域协同发展具有重要意义。对全国285个地级市进行分类后,再次使用动态面板平滑转移模型估计新型城镇化对农业全要素生产率的影响,结果如表7所示。

根据表7的估计结果可知,从区域异质性来看,农村居民人均可支配收入的门槛值分别为2.224 8万元、1.518 4万元和9 662元,呈依次递减的规律。无论农村居民人均可支配收入是否跨过门槛值,新型城镇化对东部和西部地区农业全要素生产率的影响均为负向;新型城镇化对中部地区农业全要素生产率的影响则均为正向。当前,无论是东部、中部还是西部地区,绝大部分城市的人均可支配收入均已跨过门槛值。因此,目前新型城镇化会对东部和西部地区的农业全要素生产率产生显著的消极影响,但会对中部地区的农业全要素生产率产生显著的积极影响。从城市规模异质性来看,农村居民人均可支配收入的门槛值分别是1.892 0万元、1.238 2万元、3 050元和4 541元,无论是处于低区制还是高区制,新型城镇化对农业全要素生产率的影响均通过了10%水平下的显著性检验。当农村居民人均可支配收入处于低区制时,新型城镇化对特大城市、中等城市和小城市农业全要素生产率的影响均为正向,对大城市农业全要素生产率的影响则为负向;当农村居民人均可支配收入处于高区制时,新型城镇化对特大城市和大城市农业全要素生产率的影响为负向,对中等城市和小城市农业全要素生产率的影响则为正向。从粮食功能区异质性来看,农村居民人均可支配收入的门槛值分别为1.304 3万元、2.400 5万元和8 292元,当农村居民人均可支配收入低于门槛值时,新型城镇化会对粮食主产区和粮食产销平衡区的农业全要素生产率产生显著的消极影响,对粮食主销区农业全要素生产率的影响则不显著;当农村居民人均可支配收入高于门槛值时,新型城镇化会对粮食主产区的农业全要素生产率产生显著的积极影响,但会对粮食产销平衡区和粮食主销区的农业全要素生产率产生显著的消极影响。因此,综合以上结果来看,无论如何分类,当农村居民人均可支配收入较高时,新型城镇化仅会对中部地区、中等城市、小城市和粮食主产区的农业全要素生产率产生显著的促进作用,对其他地区的农业全要素生产率则均会产生显著的阻碍作用。此外,对于绝大部分类别的城市,前一期的农业全要素生产率均会对后一期的农业全要素生产率产生显著的消极影响。无论是从新型城镇化对农业全要素生产率的非线性影响来看,还是从农业全要素生产率的动态效应来看,结果均与前文基本一致,这也再次说明前文所得的结果是可靠的。

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等11个省市;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南等8个省份;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆和西藏等12个省市(由于样本期间西藏的数据缺失较为严重,在区域异质性分析时未将其考虑在内)

②按照国务院划分标准,超大城市人口规模为1 000万人以上,特大城市人口规模为500万~1 000万人,按照这一标准,该文研究的地级市样本中超大、特大城市数量分别为2个、5个,不利于异质性分析,故将人口规模为500万以上的人口定义为特大城市,其余与划分标准相同。此外,对于各城市的人口规模,该文取样本期间的平均值

③粮食主产区包括河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南和四川等13个省区;粮食主销区包括北京、天津、上海、浙江、福建、广东和海南等7个省市;粮食产销平衡区包括山西、广西、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆等10个省市

4 研究结论与对策建议

4.1 研究结论

为了全面建成小康社会和全面建设社会主义现代化强国，乡村振兴已上升为国家战略，其重要性被提到了前所未有的高度，全国各地的乡村振兴工作正在如火如荼地有序推进。然而，实施乡村振兴战略的目标是实现农业农村现代化，其最终要落实到农业发展和农民增收上面。考虑到我国的农业全要素生产率水平与发达国家相比还存在较大的差距，该文以地级市作为切入点，在构建新型城镇化综合指标体系的基础上，采用熵权TOPSIS法对其进行测度，并采用DEA模型测算各地级市的农业全要素生产率。然后，构建动态面板平滑转移模型对新型城镇化与农业全要素生产率二者之间的非线性关系进行了深入探索。研究结论如下。

(1) 2002—2021年我国的新型城镇化水平和农业全要素生产率均在不断增长，但不同年份的增长速度存在较大差异，总体增长速度较为缓慢，且农业全要素生产率的增长主要得益于技术进步效率和纯技术效率的提升。

(2) 新型城镇化对农业全要素生产率的影响存在显著的非线性特征，当农村居民人均可支配收入低于门槛值时，新型城镇化会显著推动农业全要素生产率的增长，随着农村居民人均可支配收入的持续提高，新型城镇化对农业全要素生产率的促进作用逐渐减弱，并最终由正向变为负向。

(3) 进一步的研究结果显示，新型城镇化对不同地区、不同城市规模及不同粮食功能区农业全要素生产率的影响存在显著差异，随着农村居民人均可支配收入的增长，新型城镇化仅会显著推动中部地区、中等城市、小城市和粮食主产区农业全要素生产率的增长。

4.2 对策建议

基于以上研究结论，该文得出的对策建议如下。

(1) 新型城镇化与农业现代化相辅相成，在推动新型城镇化建设的同时也要推动农业现代化。新型城镇化与农业现代化二者之间本应互为依托、互为基础、互为前提、相互促进，在《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》政策的推动下，我国的新型城镇化发展水平在经历了一段时间的低速增长后逐渐复苏，但我国的农业全要素生产率并未实现同步增长。

表7 新型城镇化对农业全要素生产率的异质性估计

变量	区域异质性		
	东部地区	中部地区	西部地区
l.atfp	-0.098*** (0.024)	-0.045* (0.024)	-0.154*** (0.026)
nurb ₁	-0.034 (0.190)	0.660* (0.342)	-0.956*** (0.335)
nurb ₂	-0.394*** (0.090)	1.135*** (0.335)	0.553*** (0.134)
γ	2.416*** (0.389)	0.505 (0.519)	2.066*** (0.556)
c	10.010*** (0.044)	9.628*** (0.076)	9.176*** (0.062)
N	1 900	1 919	1 596
是否包含控制变量	是	是	是

变量	城市规模异质性			
	特大城市	大城市	中等城市	小城市
l.atfp	-0.154 (0.095)	-0.052*** (0.019)	-0.145*** (0.027)	-0.052 (0.037)
nurb ₁	3.302*** (1.105)	-0.530** (0.206)	1.280** (0.639)	1.179** (0.580)
nurb ₂	-4.846*** (0.429)	0.268*** (0.081)	-0.998* (0.586)	-0.865** (0.358)
γ	13.481*** (0.361)	3.121*** (1.075)	0.151 (0.751)	4.085*** (0.841)
c	9.848*** (0.000)	9.424*** (0.088)	8.023*** (0.355)	8.421*** (0.051)
N	133	2 945	1 501	836
是否包含控制变量	是	是	是	是

变量	粮食功能区异质性		
	粮食主产区	粮食主销区	粮食产销平衡区
l.atfp	-0.055*** (0.019)	-0.075** (0.035)	-0.167*** (0.028)
nurb ₁	-0.397* (0.241)	0.246 (0.259)	-0.979** (0.424)
nurb ₂	0.466*** (0.106)	-0.607*** (0.149)	0.577*** (0.166)
γ	4.169*** (0.500)	5.314*** (0.592)	1.852** (0.891)
c	9.476*** (0.023)	10.086*** (0.014)	9.023*** (0.106)
N	3 249	874	1 292
是否包含控制变量	是	是	是

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著，nurb₁表示农村居民人均可支配收入低于门槛值，nurb₂表示农村居民人均可支配收入高于门槛值

其原因主要在于,新型城镇化的快速发展并未对农业现代化起到应有的推动作用。长期以来,三农问题一直是决定我国全面建设小康社会进程和现代化进程的核心问题,同时也是全党工作的重中之重。然而,在以GDP增长为导向的经济发展模式下,地方政府制定产业发展规划和扶持政策时,对工业和服务业的重视程度要远远高于农业,这就导致农业现代化无法跟上新型城镇化的步伐。因此,地方政府应该充分利用国家大力推动乡村振兴战略实施这个机会,将政策和资金等资源更多地配置到农业领域,推动农业现代化与新型城镇化协调发展。

(2) 深刻认识农业全要素生产率增长的制约因素,提高农业规模效率和技术效率。从该文农业全要素生产率的测算结果来看,样本期间我国农业规模效率和技术效率的年度均值都小于1,说明我国的农业规模效率和技术效率还有很大的提升空间。一方面,随着我国新型城镇化的快速推进,大量农村人口向城市转移,导致农村耕地抛荒现象愈发严重,而我国的农业仍是以传统的家庭分散化经营模式为主,集约化、专业化、组织化和社会化相结合的新型农业经营体系是提高农业规模效率的关键所在。另一方面,虽然我国已成为农机制造的第一大国,但是存在大而不强、结构性矛盾突出的问题,我国的农业机械化无论是在研发人才的储备方面还是在研发资金的投入方面均存在较大的缺口,严重制约了农业技术效率的提升,为了提升农业技术效率,既要补齐农业研发人才不足的短板,又要在农机研发方面对企业或科研院所给予必要的补贴。

(3) 顺应新型城镇化快速发展的趋势,充分利用中国的大国经济优势,制定差别化的产业发展政策,推动农业全要素生产率持续增长。该文的实证结果显示,从总体来看,新型城镇化对农业全要素生产率的影响已经由正向变为负向,但是分区域的研究结果显示,即使农村人均可支配收入不断提高,新型城镇化仍会对中部地区、中等城市、小城市和粮食主产区的农业全要素生产率产生显著的推动作用。因此,对于中部地区、中等城市、小城市和粮食主产区,可以充分利用新型城镇化发展带来的机遇,推动新型城镇化与农业现代化深度融合,为农业全要素生产率的持续增长提供各种便利条件及配套服务。而对于其余城市,则可以从其他一些有利于推动农业全要素生产率增长的因素入手,如加快农村基础设施建设进程、加大财政支农尤其是农业机械补贴力度、加强农民技术培训以及农业技术推广等。

参考文献

- [1] 辜胜阻,曹冬梅,韩龙艳.“十三五”中国城镇化六大转型与健康发展.中国人口·资源与环境,2017,27(4): 6-15.
- [2] 单卓然,黄亚平.“新型城镇化”概念内涵、目标内容、规划策略及认知误区解析.城市规划学刊,2013(2): 16-22.
- [3] 任远.人的城镇化:新型城镇化的本质研究.复旦学报(社会科学版),2014,56(4): 134-139.
- [4] 韩国明,张恒茂.我国新型城镇化与农业现代化协调发展空间分布差异研究.吉林大学社会科学学报,2015,55(5): 36-46.
- [5] 丛海彬,邹德玲,刘程军.新型城镇化背景下产城融合的时空格局分析——来自中国285个地级市的实际考察.经济地理,2017,37(7): 46-55.
- [6] Zhao Z, Bai Y P, Wang G F, et al. Land eco-efficiency for new-type urbanization in the Beijing-Tianjin-Hebei region. Technological Forecasting & Social Change, 2018(137): 19-26.
- [7] 熊湘辉,徐璋勇.中国新型城镇化水平及动力因素测度研究.数量经济技术经济研究,2018(2): 44-63.
- [8] Wang Z H, Sun Y F, Wang B. How does the new-type urbanisation affect CO₂ emissions in China? An empirical analysis from the perspective of technological progress. Energy Economics, 2019(80): 917-927.
- [9] 魏敏,胡振华.湖南新型城镇化与产业结构演变协调发展测度研究.科研管理,2019,40(11): 67-84.
- [10] 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.自然资源学报,2021,36(3): 702-721.
- [11] Yu B B. Ecological effects of new-type urbanization in China. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2021(135): 1-14.
- [12] Wu X X, Yan H Y, Gao J. Impact of industrial agglomeration on new-type urbanization: Evidence from Pearl River Delta urban agglomeration of China. International Review of Economics and Finance, 2022(77): 312-325.
- [13] Chen P C, Yu M M, Chang C C, et al. Total factor productivity growth in China's agricultural sector. China Economic Review, 2008, 19(4): 580-593.
- [14] 李谷成.技术效率、技术进步与中国农业生产率增长.经济评论,2009(1): 60-68.
- [15] 方福前,张艳丽.中国农业全要素生产率的变化及其影响因素分析——基于1991—2008年Malmquist指数方法.经济理论与经济管理,

- 2010(9): 5-12.
- [16] 全炯振. 中国农业全要素生产率增长的实证分析: 1978—2007年——基于随机前沿分析(SFA)方法. 中国农村经济, 2009(9): 36-47.
- [17] 彭代彦, 吴翔. 中国农业技术效率与全要素生产率研究——基于农村劳动力结构变化的视角. 经济学家, 2013(9): 68-76.
- [18] 梁俊, 龙少波. 农业绿色全要素生产率增长及其影响因素. 华南农业大学学报(社会科学版), 2015, 14(3): 1-12.
- [19] 葛鹏飞, 王颂吉, 黄秀路. 中国农业绿色全要素生产率测算. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(5): 66-74.
- [20] 郭海红, 刘新民. 中国农业绿色全要素生产率的时空分异及收敛性. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(10): 65-84.
- [21] 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. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(5): 39-56.
- [22] 王珏, 宋文飞, 韩先锋. 中国地区农业全要素生产率及其影响因素的空间计量分析——基于1992—2007年省域空间面板数据. 中国农村经济, 2010(8): 24-35.
- [23] 朱喜, 史清华, 盖庆恩. 要素配置扭曲与农业全要素生产率. 经济研究, 2011, 46(5): 86-98.
- [24] Wang S L, Li H, McPhail. Impacts of energy shocks on US agricultural productivity growth and commodity prices—A structural VAR analysis. *Energy Economics*, 2014, 46: 435-444.
- [25] 李士梅, 尹希文. 中国农村劳动力转移对农业全要素生产率的影响分析. 农业技术经济, 2017(9): 4-13.
- [26] Deng H Y, Jin Y H, Pray C, et al. Impact of public research and development and extension on agricultural productivity in China from 1990 to 2013. *China Economic Review*, 2021(70): 1-15.
- [27] Hu Y, Liu C, Peng J G. Financial inclusion and agricultural total factor productivity growth in China. *Economic Modelling*, 2021, 96: 68-82.
- [28] 陈芳, 杨梅君. 农产品国际贸易对中国农业绿色全要素生产率的影响. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20(5): 94-104.
- [29] 易福金, 周甜甜, 陈晓光. 气候变化、农业科研投入与农业全要素生产率. 南京农业大学学报(社会科学版), 2021, 21(4): 155-167.
- [30] Shi H X, Xu H, Gao W, et al. The impact of energy poverty on agricultural productivity: The case of China. *Energy Policy*, 2022, 167: 1-12.
- [31] 罗斯炫, 何可, 张俊飏. 改革开放以来中国农业全要素生产率再探讨——基于生产要素质量与基础设施的视角. 中国农村经济, 2022(2): 115-136.
- [32] 冯严超, 王晓红. 中国制造业与生产性服务业协同集聚对新型城镇化的影响研究. 经济问题探索, 2018(11): 66-76.
- [33] 徐维祥, 李露, 周建平, 等. 乡村振兴与新型城镇化耦合协调的动态演进及其驱动机制. 自然资源学报, 2020, 35(9): 2044-2062.
- [34] 千春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16, 31.
- [35] 郭海红, 张在旭. 新型城镇化对农业绿色全要素生产率的门槛效应. 湖南师范大学社会科学学报, 2019(2): 55-63.
- [36] 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. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(5): 149-156.
- [37] González A, Tersvirta T, Dijk D. Panel smooth transition regression models. *SSE /EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, 2005.
- [38] 刘金全, 王俏茹. 最终消费率与经济增长的非线性关系——基于PSTR模型的国家经验分析. 国际经贸探索, 2017, 33(3): 41-56.
- [39] 刘战伟. 新型城镇化提升了中国农业绿色全要素生产率吗? ——基于空间溢出效应及门槛特征. 科技管理研究, 2021, 41(12): 201-208.
- [40] Stark O, Bloom D. The new economics of labor migration. *American Economic Review*, 1985(75): 173-178.

CAN NEW URBANIZATION IMPROVE AGRICULTURAL TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY*

——ANALYSIS BASED ON PREFECTURAL-LEVEL CITY PANLE DATA

Liu Chengkun^{1,2※}

(1. School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, Jiangxi, China;

2. Postdoctoral Research Station, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, Jiangxi, China)

Abstract The improvement of agricultural total factor productivity is one of the key factors to promote rural revitalization, there is an inherent logical relationship between new urbanization and agricultural total factor productivity, it is of great significance to explore the relationship between new urbanization and agricultural total factor productivity. This paper constructed a comprehensive indicator system of new urbanization from the four dimensions of economic basis, social function, ecological environment and urban-rural integration. Based on the data from 2001 to 2021, it measured the development level of new urbanization in 285 prefecture-level cities in China by using the entropy weight TOPSIS method, calculated agricultural total factor productivity by adopting the DEA-Malmquist index, and constructed a dynamic panel smooth transfer model to study the impact of new

urbanization on the agricultural total factor productivity. The results were indicated as follows. (1) In the sample period, in general, China's new urbanization and agricultural total factor productivity showed an increasing trend. (2) There was a significant nonlinear relationship between the impact of new urbanization on the agricultural total factor productivity, when the per capita disposable income of rural residents was lower than the threshold value, the new urbanization would have a significant positive impact on the agricultural total factor productivity; when the per capita disposable income of rural residents was higher than the threshold value, the new urbanization would have a significant negative impact on the agricultural total factor productivity. (3) The impact of new urbanization on the agricultural total factor productivity in different regions, different city sizes and different food function areas were significantly heterogeneous. In summary, the new urbanization has a significant impact on the agricultural total factor productivity, if we want to achieve the improvement of agricultural total factor productivity while promoting urbanization, we must simultaneously improve the level of agricultural modernization, agricultural production efficiency and the strength of agricultural support.

Keywords new urbanization; agricultural total factor productivity; entropy weight TOPSIS; dynamic panel smooth transfer model; non-linear relationship

·资讯·

乡村旅游中的英语场景化应用

英语作为一种国际通用语言,其在乡村旅游中发挥着重要的服务价值。深入分析并挖掘英语在乡村旅游体系中的核心作用,推动乡村旅游英语与本土特色文化的多元化结合,已成为提升乡村旅游品质、增强乡村旅游综合效益的重要抓手。因此,各地要在乡村旅游项目规划、设计及践行上从文化和语言创新的角度为乡村旅游注入新的活力,着重加强英语的场景化应用,使之更加丰富多彩、更具吸引力,进而推动我国乡村旅游逐渐走向国际化和可持续发展道路。

一是推动英语与游览场景的深度融合,塑造乡村旅游产品新魅力。我国地域广袤,每个乡村都有其独特的风景和魅力。为了将这些美景更好地呈现给国内外游客,各地可结合自身的景观特色,开展英语翻译的创新实践,并沿着游览路线,为各个景点打造符合英语表达习惯的解说系统和模块。游客在规划行程时,可以根据自己的兴趣和需求,在解说平台上自由选择想要了解的景点内容和解说模块。这样的设计不仅增强了游客与景点之间的互动,还让他们能更深入地沉浸在乡村的美景中。英语在乡村旅游中的应用,不仅解决了与不同国籍游客沟通的难题,还为提升乡村旅游产品的国际竞争力打下了坚实基础。目前,许多地方已经开始着手推进乡村景点的双语介绍工作。外国游客只需扫描二维码,就能轻松登录

解说平台,详细了解乡村的文化故事和景点特色。随着越来越多的外国朋友被吸引到乡村,体验中华文化的魅力和乡村的风光,乡村旅游的国际化水平不断提升,整个产业链的发展也呈现出更加蓬勃的态势。

二是推进英语与乡村民俗的深度融合,展现乡土文化旅游产品新形象。乡村,这片充满生机与活力的土地,不仅承载着丰富的自然景观,更孕育了深厚而独特的民俗文化。在这里,古老的传统、原生态的气息与现代的乡村旅游项目交相辉映,为游客们呈现出一幅幅生动而富有感染力的文化画卷。乡村旅游的魅力在于其观赏性、体验性和互动性,它让游客们能够深入乡村的田间地头,感受那份纯真与朴实,体验那些底蕴深厚、特色鲜明的民俗文化。无论是乡村的建筑景观、特色美食,还是特殊节日、历史人物,都通过乡村旅游得以生动展现,散发出强烈的文化感染力和景观魅力。然而外国游客由于语言和文化的障碍,他们往往难以全面、深入地了解乡村的民俗文化。这时,英语与乡村民俗的结合就显得尤为重要。因此,通过精准的英语翻译和生动的音视频、图片等手段,能够为外国游客提供一个更加直观、全面地了解乡村民俗文化的窗口,能在深层次上推动了民俗文化的传播和文化产业的升级。

(下转第155页)