



统计与信息论坛

Journal of Statistics and Information

ISSN 1007-3116, CN 61-1421/C

《统计与信息论坛》网络首发论文

题目：要素流动对城乡融合发展的影响机理与空间分异研究
作者：平卫英，李文星，罗良清
收稿日期：2023-06-14
网络首发日期：2024-04-26
引用格式：平卫英，李文星，罗良清. 要素流动对城乡融合发展的影响机理与空间分异研究[J/OL]. 统计与信息论坛.
<https://link.cnki.net/urlid/61.1421.c.20240423.0949.002>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

【经济统计】

要素流动对城乡融合发展的影响机理与空间分异研究

平卫英^{a,b}, 李文星^a, 罗良清^{a,b}

(江西财经大学 a. 统计与数据科学学院, b. 应用统计研究中心, 江西 南昌 330013)

摘要:城乡要素双向自由流动有利于提高要素配置效率和优化城乡关系,促进城乡融合发展。现有关于要素流动对城乡融合发展的研究主要围绕传统生产要素对城乡融合发展的研究展开讨论,鲜有文献将数据这一新型生产要素纳入城乡要素流动范围并探索其对城乡融合发展的影响机理。基于 2010—2021 年中国 31 个省份的面板数据,在测算要素流动、城乡融合发展水平的基础上,构建双向固定效应模型、地理加权回归模型和中介效应模型实证检验要素流动对城乡融合发展的影响效应及作用机制。研究发现:第一,全国要素流动总指数呈现出小幅度增长的态势,位于均值之上的地区中 64% 是城乡融合发展试验区,说明城乡融合发展政策实施具有重要的引导作用;第二,要素流动显著促进城乡融合发展,这一结论在引入城乡之间距离作为工具变量进行内生性检验、采用删除 4 个直辖市和缩短时间窗口的方法进行稳健性检验之后仍然成立;第三,空间异质性分析中,劳动力、土地和数据要素始终表现出促进城乡融合发展的作用,随着时间的推移,土地要素对不同地区城乡融合发展影响程度逐渐增强、影响范围逐步扩大,技术要素对城乡融合发展的促进逐渐凸现,由华东和华南地区向东北和西南地区转移;第四,在要素流动影响城乡融合发展的过程中,电商销售是要素流动影响城乡融合发展的重要途径,农业机械化 and 产业结构变迁并未发挥出中介变量的作用,不同于已有的研究结果。因此,今后持续深化城乡融合发展的内涵与外延、拓展深度与广度;始终以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导,运用科学的世界观和方法论,坚持整体推进与试点示范相统一的指导原则,推广实践中形成的典型经验。研究结论为城乡要素双向合理流动的机制建立、城乡融合发展体制机制的健全提供了理论和经验上的参考。

关键词:要素流动;空间异质性;城乡融合发展;政策演变;城乡关系

中图分类号:F299.2:F323

文献标识码:A

文章编号:1007-3116(2024)06-0015-17

引用格式:平卫英,李文星,罗良清.要素流动对城乡融合发展的影响机理与空间分异研究[J].统计与信息论坛,2024,39(6):15-31.

Citation Form: PING Weiyang, LI Wenxing, LUO Liangqing. Research on the influence mechanism and spatial differentiation of factor flow on urban-rural integrated development[J]. Journal of statistics and information, 2024, 39(6): 15-31.

一、引言

国家统计局公布数据显示,2010 年城镇常住人口从 66 978 万人增加到 2022 年的 92 071 万人,增长了 25 093 万人;城区面积从 2010 年 178 691.73 平方公里扩展到 2022 年的 191 216.77 平方公里,增加了 12 525.04 平方公里。2005—2017 年,政府通过增加财政支农支出这一举措引导生产要素向农村转移的成

收稿日期:2023-06-14

基金项目:国家社会科学基金重大项目“后扶贫时代中国城乡相对贫困统计测度与治理机制研究”(20&ZD131);江西省 2023 年度研究生创新专项资金项目“要素流动对城乡融合发展的影响机理与空间分异研究”(YC2023-B176)。

作者简介:平卫英,女,内蒙古锡林浩特人,教授,博士生导师,研究方向:经济统计;

李文星(通讯作者),女,甘肃定西人,博士生,研究方向:城乡融合发展;

罗良清,男,江西泰和人,教授,博士生导师,研究方向:经济统计,国民经济核算。

效不太显著,从金融机构流出的农村资金规模从1 730.91亿增加到18 992.94亿,变化了近11倍多^[1]。长期以来,由于重城轻乡、重工轻农、城乡要素价格扭曲和市场差异的原因,生产要素在城镇与乡村两区域之间流动受阻,乡村逐渐沦为城镇的附庸,致使农业农村发展严重滞后^[2]。随着中国要素市场化配置改革持续推进,各类生产要素在城乡间的联系日益紧密,城乡资源要素流动通道基本打通,要素流动速度加快,城乡劳动力、土地、资金等要素市场已由过去分割对立状态逐渐转变成融合互动局面。随着不同类型城市要素逐渐流向农村地区,教育、医疗和住房等基本公共服务也向农村延伸,但农村资源承接能力较弱,使得激励要素流动的政策效应不显著。

习近平总书记立足时代前沿,深刻把握中国城乡关系的时代特征,推进马克思主义城乡关系理论中国化,继承和创新我党历代中央领导集体关于城乡关系的重要理论成果,结合自身多年工作实践,赋予新时代城乡融合发展的科学内涵,即构筑城乡生命共同体、发展共同体、利益共同体^[2],提出逐步实现城乡“五化”是新时代城乡融合发展的目标任务^[3]。乡村要素单向流往城市,农业部门要素配置不合理,要素配置效率较低,城镇地区各种要素下乡成本高于农村地区各种要素进城成本,是当前城乡要素双向流动面临的现实问题。因此,研究劳动力、土地、资本、技术和数据要素在城市和农村之间流动具有重要的现实意义。

关于生产要素的相关研究。主要包括不同类型生产要素、要素配置的测度以及要素配置与其他领域相结合产生的影响。现有研究成果用劳动力流动率、人口城镇化水平、外地人口占总人口比重和非农就业表征劳动力要素流动^[4-6];用工商用地面积比重表征土地要素流动^[5];用市政建设固定资产投资、储蓄额与投资额的差额表征资本要素流动^[5,7];农业技术进步和外商直接投资表示技术要素流动^[6,8];目前数据要素的研究主要表现为定性分析,数据基础制度未健全、数据治理规则不明晰以及数据要素难以测量,因此,表示数据要素流动的适宜指标较少。要素配置可通过地区间市场发育得分的相对差距、要素实际使用量与有效配置相比的偏离度计算,也可以通过全要素生产率推算得出^[9-11];要素配置主要与数字经济、农地确权和劳动力配置等联系在一起^[12-15]。

关于城乡融合发展的相关研究。由于城乡融合涉及的层面较多,其指标选取也不断更新,评价指标体系呈现出多元化态势。目前主要采用德尔菲法、熵值法等综合评价法对全国、个别省域(浙江省、江苏省等)等城乡融合发展水平进行测度,维度选取主要集中在以下三个方面:“五大发展理念”对应的5个维度^[16-17];人口、空间、经济、社会生活和生态环境等维度^[18-21];“人”“地”“资本”3个维度^[22]。城乡融合是自然资源、社会生活和政策偏向等多因素综合作用的结果,部分学者采用最小二乘法、面板回归和地理探测器等方法探索城乡融合发展的影响因素,其中经济发展程度、城乡收入差距和教育支持是区域差异化发展的主要原因,可作为全国层面城乡融合水平的驱动因素^[23];土地、劳动力、资金、产业和信息实体要素是影响城乡融合发展的关键要素^[5];财政相关指标、产业结构调整等影响城乡融合发展进程^[18-19]。

关于要素配置与城乡融合发展的相关研究。引导城镇和农村地区生产要素双向流动,提高要素配置效率是推动城乡融合发展的关键,而现阶段城乡要素市场改革进度缓慢,导致要素双向流动效率较低,城乡融合发展水平不高^[22,24]。打破这一局面最关键在于城乡之间要素双向流动,要素资源均衡配置^[25-26]。现有研究将要素错配与城乡融合联系在一起研究的文献比较少,研究内容集中在农业部门、非农业部门就业比例对经济增长产生的影响,农户金融抑制对自身不同类型收入造成的损失以及要素错误配置对收入分配格局和区域经济发展的影响^[27-30]。

本文可能的边际贡献有:第一,数据要素流动范围广、共享成本低和边际效应递增等特性能够有效缓解农村地区数据资源短缺和信息滞后问题,缩小城乡资源要素差距,消除数字鸿沟对城乡融合发展约束,提升要素在城乡间流动与配置效率,推动城乡产业融合和结构升级,促进城乡融合发展。然而,现有关于要素流动影响城乡融合发展的研究主要集中在劳动力和资本等传统要素的基础之上,欠缺对数据这一新型生产要素的探索。因此,本文将数据要素纳入城乡要素流动范围,揭示数据要素对城乡融合发展的作用机理,弥补数据要素对城乡融合发展作用机理研究的相对滞后。第二,农业机械化、产业结构变迁和电商销售作为农村产业发展、缩小城乡居民收入差距的作用渠道,是影响城乡融合发展的重要因素。因此,本文从农业机械化、产业结构变迁和电商销售三条路径出发,探究要素流动对城乡融合发展的影响,以期为促进城乡融合发展提供理论依据。第三,使用可以反映局部空间关系和空间异质性的地理加权回归模型,探索劳动力、土地、资

本、技术和数据要素因地理位置改变对城乡融合发展的影响,以期为优化资源结构和全面推进城乡融合发展提供决策参考。

二、城乡融合发展的政策演变过程

借鉴方创琳(2022)的研究成果,将2010—2019年定义为城乡一体化发展阶段,2020至今定义为城乡融合发展阶段,梳理2010至今城乡发展方面的相关政策部署^[31]。

城乡一体化发展阶段(2010—2019年)。城乡一体化发展是城市化发展到一定阶段的必然要求,在资源有限、不损害城市和农村各自利益前提下,城乡之间取得最优经济效益,实现协同发展。新中国成立初期,出于多方面考虑,选择优先发展重工业,为满足当时重工业发展的特征,政府建立户籍管理制度,控制农村人口外流,降低城市吸纳就业能力,延缓城市化进程,产生了刘易斯二元经济^[32]。中国经济已转向高质量发展阶段,但传统二元结构仍存在于城乡发展过程中,主要表现为:不同地区和领域经济发展过程中仍存在唯GDP、重城轻乡、重工轻农的发展理念,为追求经济增长速度,忽略了区域之间、产业之间的协调发展问题;在户籍制度方面,虽然逐渐放宽了户籍制度限制,人口城镇化速度也在逐渐加快,但农民进城后不能同等享受各种福利,城镇和农村在社会保障、教育资源和基础设施等资源配置方面显现出的一系列问题,表现出户籍制度改革不全面、不彻底;在土地制度方面,出于经济发展的需要,中国城乡二元土地制度经过几番调整,仍存在城乡土地不平等交换等一系列问题。为满足这一系列现实需求,破解城乡发展的对立局面,在城乡一体化阶段实现城乡高度融合发展,从满足国家战略需求和解决现实问题角度考虑,国务院先后印发了《关于进一步推进户籍制度改革的意见》(2014)等一系列政策,加快完善城乡发展一体化体制机制,着力在基础设施、公共服务等方面推进一体化,促进城乡要素平等交换和公共资源均衡配置,加快形成新型工农城乡关系。

城乡融合发展阶段(2020年至今)。随着城乡发展差距逐渐缩小,两区域之间界限逐渐模糊,仅仅依靠城乡统筹和促进城乡一体化发展,难以构建新时代协调统一的城乡共同体。党的二十大报告强调“坚持城乡融合发展,畅通城乡要素流动”,实现这一目标关键在于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系。城乡融合发展体制机制和政策体系内容主要包括:第一,破除妨碍城乡要素自由流动和平等交换的体制机制壁

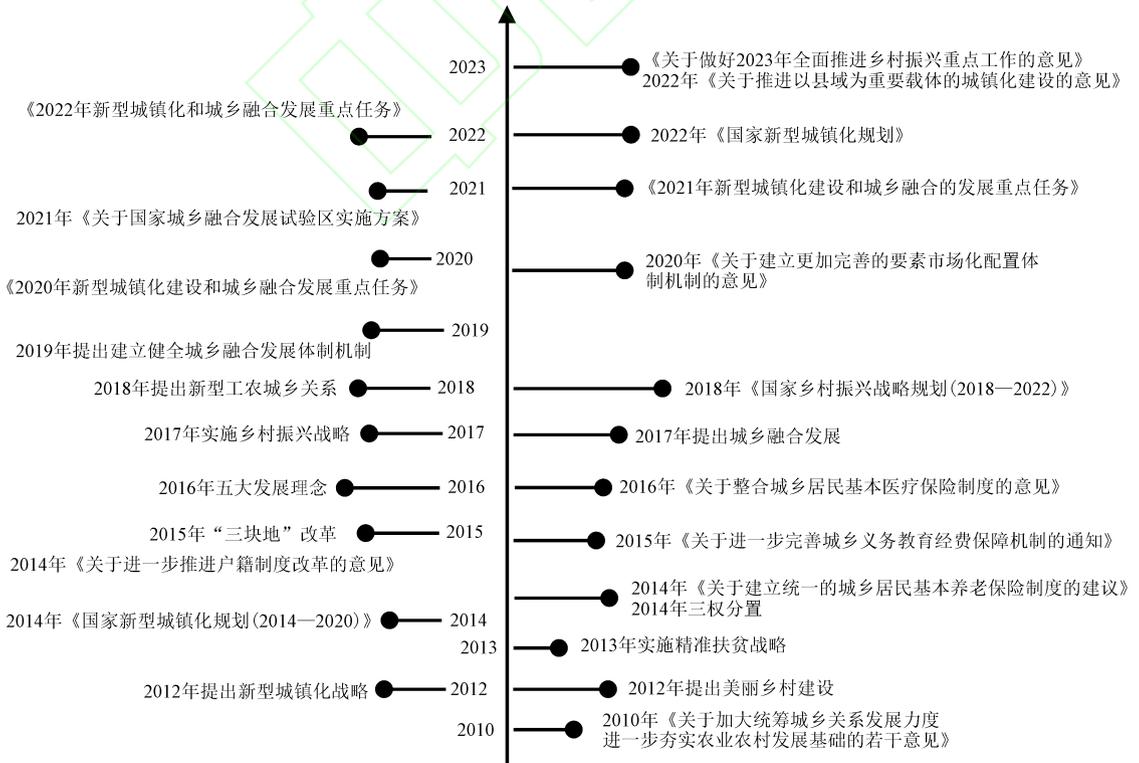


图1 2010年以来中国城乡政策的演进脉络

注:根据参考文献^[23]绘制。

垒,促进各类要素更多向乡村流动,在乡村形成各种生产要素集聚的良性循环;第二,健全城乡基本公共服务普惠共享、城乡基础设施一体化发展的体制机制,加快推进城镇基础设施向乡村延伸、公共服务和社会事业向乡村覆盖,推进城乡基本公共服务标准统一,注重把公共基础设施建设重点放在乡村,加快推动乡村基础设施提档升级;第三,优化农民收入持续增长体制机制,促进农民工就业,抓好农业经营主体发展,推进农村产权改革,落实农民补贴政策,多渠道增加农民收入^[2]。将满足人们对美好生活的新期待、新需求作为城乡融合发展的出发点和落脚点,国家发展改革委先后印发了《国家新型城镇化规划(2021—2035年)》(2022)和《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》等相关文件,加快推进国家城乡融合发展试验区改革探索,全面推进农村集体经营性建设用地直接入市,以县域为基本单元推动城乡融合发展,促进城乡生产要素双向自由流动和公共资源合理配置,推进巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接。

三、理论分析

(一)生产要素流动对城乡融合发展的理论机制分析

1. 劳动力要素流动是城乡融合发展的核心

劳动力要素是城乡融合发展不可或缺的生产要素资源。结合目前相关文献,直接涉及我国劳动力流动影响城乡融合发展的研究居于少数,但有大量文献研究劳动力转移对城乡差距的影响,城乡差距的缩小是城乡融合发展的一种表现形式,因此,很大程度上可以代表劳动力流动对城乡融合发展的研究。农村劳动力可以通过外出增加边际劳动报酬率、提高农村留守农户的边际劳动生产率,缩小地区间要素报酬差异,缩小城乡收入差距,流向农村地区的劳动力可以弥补劳动力短缺,促进农村地区经济发展^[33]。户籍制度造成城乡之间劳动力流动成本进一步加大,使得一批愿意返乡城镇户籍的人口无法在乡村落户,不利于实现城乡间资源的优化配置^[34]。

2. 土地要素流动是城乡融合发展的关键

土地要素是农村地区比较丰富的资源,也是推动农村地区发展的关键因素。随着城镇化不断推进,2010—2022年城区面积增加了12 525.04平方公里,城区面积扩张带动城镇地区生产要素向农村地区流动的渠道逐渐建成。建立城乡间生产要素流通渠道对提高农村地区公共资源使用效率,合理布局城乡之间要素产生重要影响。符合相关规定前提下,城市国有土地交易受到的限制较少,农村土地流转必须以确保粮食安全为前提,形成了城乡割裂的土地交易市场。农村劳动力转移到城镇地区,土地权益的分配问题导致农民进城落户瞻前顾后,使城乡劳动力要素双向流动不畅,阻碍城乡融合发展^[34]。

3. 资本要素流动是城乡融合发展的保障

20世纪以来,美国、欧盟、加拿大等出台一系列农业方面的政策表明,农业农村的发展都离不开资金的支持和政策的引领,这一研究结论也适用中国,资本要素流动的同时,高素质金融人才流入农村,促进农村金融发展,资金注入农村金融服务体系,给农村地区发展带来资金保障^[35]。大量研究与发展实践均表明,财政和金融是农业现代化发展的主要动力,资金投入有利于农村减贫^[36-38]。但资本的逐利性、长期二元经济体制、现有的制度环境以及农业天然的弱质性和低效性,导致大量农村资金外流到城市,农村地区无法实现持续发展,城乡融合发展目标难以实现^[39]。

4. 技术要素流动是城乡融合发展的动力

农业现代化发展离不开技术要素推动,生产技术先进与否直接关系到产业转型升级能否顺利实现。城镇作为技术要素集聚中心,借助劳动力、资本等要素向农村地区传播该要素,促进了农业生产技术变革,引进批量生产设备,改善农业发展落后的现状,推动农业现代化的发展。技术要素作为城乡融合发展的动力,不仅为农村引进高技术人才,也同样吸引了大量资本要素注入农村,重新整合城乡之间资源,提高要素使用效率,促进城镇和农村互动式发展^[40]。

5. 数据要素流动是城乡融合发展的基础

数据要素作为一种全新生产要素,具有流动范围广、共享成本低和边际效应递增等特性,创造的价值不仅在于数据要素本身,还将现有的生产要素重新整合到一起,不但丰富生产要素类型,而且促进劳动力、土地、资本和技术要素间更密切的交互联系,提高各种生产要素配置效率^[41]。数据要素流动推动农村地区互

联网发展,增强农村居民网络安全意识,提高使用和获取信息的能力,推动数字鸿沟转向数字红利,弥合城乡之间数字鸿沟。因此,推动数据要素与土地、劳动力、资本和技术要素协同联动,激活城乡数据生产要素,提高单一要素生产效率,赋能城乡融合发展。

(二)要素流动影响城乡融合发展的作用机理

城乡要素既指城乡之间劳动力、土地、资本、技术和数据要素,也指五种要素根据“政府先行、市场跟进”的原则,在基本打通要素流动渠道的前提下,不同生产要素自由流动、合理配置后的总效应。要素在经济发达的城市地区和发展凋敝衰落的农村地区高效流动,推动农业发展,促进产业结构优化;政府资本要素向乡村地区倾斜,发展农村基础设施,使农村地区交通更加便利,为农村电商发展提供基础条件,促进农村地区经济发展。

1. 要素流动提高要素配置效率

市场经济条件下,要素流动具有逐利性,这种特性驱动各种生产要素在不同区域间循环流动,实现资源的再配置,提高资源利用效率,增加经济产出,从而推动城乡经济发展。劳动力、土地、资本、技术和数据要素的双向自由流动,改变城市与乡村两区域的资源分布现状,使其分布更合理,要素得到最优配置,起到以城带乡作用,促进城乡融合发展。

2. 要素流动推动农业农村发展

随着乡村振兴、城乡融合发展战略持续推进,全国一般公共预算支出中农林水支出占比从2010年的11.24%提高到2020年的12.20%,支持农村产业发展的力度持续加大,这些举措加快了农村产业发展步伐,农村居民收益颇丰,生活质量提高的同时,生活满意度也增加。与目前工业化发展已取得成就相比,仍存在较大差距,主要表现为城镇对乡村发展的带动作用不足,第二、三产业对第一产业的辐射渗透不充分,一二三产业的联结机制尚不健全等。农村发展不充分仍然是当前面临的重大不充分,加快城乡之间要素合理流动是破解此类问题的有效举措。城乡之间要素流动为农村发展提供丰裕资本的同时,改善了农村普遍存在的生产技术落后、生产设备不全面的境况,为农村产业发展提供了更好地条件,推动农业农村现代化的实现。

3. 要素流动促进农村电商发展

互联网快速发展使农村居民随时随地通过互联网从外界获取相应的信息资源,增加网购需求。随着支农惠农政策的实施,惠农资金不断注入农村,从政府投资角度看,资金要素流动大多作用于基础设施建设,农村道路交通状况持续改善,为农村产业发展营造了良好环境,鼓励农民通过各种途径提高收入水平和消费能力,更进一步提高农村居民网上购物的需求。快递业务与电商销售唇齿相依,前者作为后者的售后环节直接影响到电商平台发展,农村道路状况的改善为快递业务快速发展提供了良好的条件,增加农民收入,缩小城乡居民收入差距,促进城乡经济融合。

4. 要素流动推动产业结构优化

产业结构优化是指以农业产业为基础,引进高素质的劳动力、先进的生产技术和管理经验,从供给和需求两个方面干扰产业结构,拓宽产业链,满足社会不断发展过程中产业结构变迁需求。第二、三产业发展过程中各种优质资源流向第一产业领域,改变农村产业结构,促进乡村经济发展,缩小城乡差距助推城乡产业和经济融合发展。

基于以上分析,提出如下假说:

假说1:要素流动对城乡融合发展有正向作用。

假说2:要素流动可以通过农业机械化影响城乡融合发展。

假说3:要素流动可以通过电商销售影响城乡融合发展。

假说4:要素流动可以通过产业结构变迁影响城乡融合发展。

四、研究设计

(一)模型构建

1. 基准模型构建

建立基准回归模型:

$$C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Tolf}_{it} + \alpha_m M_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

C_{it} 表示 i 地区在 t 年的城乡融合发展水平, Tolf_{it} 是 i 地区在 t 年的要素流动水平, M_{it} 代表控制变量, μ_i 、 δ_t 、 ε_{it} 分别表示省份固定效应、时间固定效应和随机扰动项。

2. 中介效应模型构建

验证农业机械化、电商销售、产业结构变迁在要素流动与城乡融合发展之间发挥是否中介效应, 建立如下的回归模型:

$$Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Tolf}_{it} + \beta_m M_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$C_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Tolf}_{it} + \gamma_2 Z_{it} + \gamma_m M_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(1)中 α_1 表示要素流动对城乡融合的总效应, 式(2)中 β_1 表示要素流动对中介变量的效应, 式(3)中 γ_2 是在控制了要素流动的影响后, 中介变量对城乡融合发展的效应, γ_1 表示控制中介变量的影响后, 要素流动对城乡融合发展的直接效应。

(二) 变量设定

1. 被解释变量

二元结构向一元结构转变过程中, 城乡融合既表现为一种过程, 也表现为一种结果。因此, 在构建城乡融合的测度体系时, 既要包括过程类指标, 也要有结果类指标^[18]。借鉴周佳宁等(2019)指标选取维度, 结合城乡融合发展的时代内涵、研究西方社会关于城乡关系的主流理论和实践经验, 提出新时代城乡融合发展的科学内涵在于构筑城乡命运共同体、发展共同体和利益共同体, 考虑指标的科学性、数据可获得性原则, 从5个维度测度城乡融合发展水平。(1)城乡人口融合是指城镇居民和农村居民地位平等, 打破“两栖化”的流转模式, 提供给流动人口平等福利和服务待遇^[19]。本文对城乡人口融合分析主要集中在人口城镇化和专业人才两个方面, 具体表现为人口城镇化水平和第一产业就业人员占比。(2)城乡空间融合是马克思主义空间正义理论对城乡发展的内在要求, 在空间正义逻辑下城乡空间资源的重新分配, 空间分配正义在消除城乡社会空间界限时提到, 打破城乡劳动力在空间上的分割, 促进城市专业人才向农村地区流动^[42]。本文对城乡空间融合的分析主要集中在交通往来和人口分布两个方面, 具体表现为私人汽车拥有量和城乡人才数量等。(3)经济融合是城乡居民在获取劳动报酬时, 采用同工同酬的管理办法, 缩小城乡居民的收入差距。本文对城乡经济融合的分析主要集中在收入和消费, 具体表现为城乡人均收入比和城乡居民消费比。(4)社会融合强调城乡之间基础设施和公共资源均衡配置, 城乡居民享有平等参与权力, 共同分享社会发展成果^[43]。随着互联网普及以及快递业务发展, 邮政业务也快速发展起来, 方便寄送个人生活用品和机关等单位交寄的各种文件, 增加我国邮政行业业务收入。本文对城乡社会融合的分析体现在城乡医疗卫生和邮政业务发展^[44]。(5)生态环境融合是在秉持“两山”发展理念下, 人与自然和谐共生。本文对城乡生态融合的分析主要集中在森林覆盖率和城乡污染治理。结合以上选取的指标, 使用 TOPSIS 熵权法测算城乡融合发展水平(C), 客观评价城乡融合发展水平。

2. 核心解释变量

城乡要素主要包括劳动力、土地、资本、技术和数据(依据《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》(2020))。借鉴现有关于中国生产要素流动的动态发展情况, 用各要素绝对值之和取对数后的数值表示要素流动水平(Tolf)^[45]。其中, 劳动力作为最活跃的实体要素, 在一定程度上代表着知识、理念等的流动, 其他要素需与其结合方能发挥最大效用, 用人口的机械变动率(Labor)衡量城乡劳动力流动强度。土地是农村比较丰富的生产要素资源, 改变土地要素配置方式, 最大限度地挖掘农村经济发展潜力, 减少农业产业支柱障碍, 促进城乡融合发展, 选用土地城镇化水平表示土地要素流动(Land)。资本的一个重要属性是作为“生命运动体”运动, 不仅在于它本身投入所起的作用, 更重要的是它作为“催化剂”, 多方位助推城乡融合发展。资本要素流动过程中, 教育经费作为重要的一项资金也向农村地区流动, 但由于经济融合维度选取城乡居民消费比, 且消费支出包含教育文化娱乐这一项目, 为了避免指标之间的多重共线性, 从而采用农林水事务支出占比表示资本要素流动(Capit)。技术要素作为影响农村产业发展动力因素之一, 在满足农村发展对技术需求的同时, 也增加农村的各种要素存量, 共同推动城乡融合发展。科学技术支出作为技术发展的重要保障, 用科技支出占比表示技术要素(Tech)在城乡之间的流动。数据要素作为新型

生产要素,对其他生产要素的交叉组合起到“粘合剂”作用,实现要素流动良性循环,赋能城乡融合发展,用城乡之间移动电话交换机容量表示数据要素流动(Data)。要素流动指标体系构建中,合理区分要素来源在探究其对城乡融合发展的影响相对重要,本文选取相关指标未做城乡之间的区分,原因在于:生产要素的流动不仅包括城乡之间的流动,还有相当一部分来自区域外,使得准确测算城乡之间这两种要素变得比较困难;国内外学者在测算过程中使用的指标、数据和方法存在较大差异;当前涉及农村地区指标的相关数据严重缺失。

表 1 要素流动与城乡融合发展的测度体系

变量	指标维度	指标名称	指标计算或说明
要素流动	劳动力要素	劳动力流动比率	区域人口机械变动率
	土地要素	土地城镇化水平	建成区面积/土地总面积
	资本要素	农林水事务支出占比	农林水事务支出/一般公共预算支出
	技术要素	科技支出占比	科学技术支出/一般公共预算支出
	数据要素	信息通信能力	移动电话交换机容量
城乡融合发展	人口融合	人口城镇化水平	城镇人口/总人口
		第一产业就业人员占比	第一产业就业人员/就业人员数
	空间融合	旅客周转量	旅客周转量总计
		城乡私人汽车拥有量	城乡居民私人汽车拥有量/总人口
	经济融合	城乡人才数量	高等学校普通本、专科毕(结)业生数
		城乡人均收入比	城镇人均可支配收入/农村人均可支配收入
	生态融合	城乡居民消费比	城镇居民人均消费/农村居民人均消费
		森林覆盖率	森林面积/土地总面积
	社会融合	城乡污染治理	污染治理完成投资
		城乡人均医疗保健支出对比系数	城镇人均医疗保健支出/农村人均医疗保健支出
		城乡人均医师数比	城镇人均医师数/农村人均医师数
		邮政业务发展	人均邮政业务量

3. 中介变量

农业机械化作用程度用农用机械总动力与农作物播种面积的比值表示;为避免多重共线性,电商销售用取对数后快递业务量表示;借鉴李虹等(2018)的测度方法,在考虑产业结构权重基础上测算产业结构合理化(TL)和产业结构高级化(TS)^[46]。借鉴韩君等(2019)的方法,测算产业协调发展指数(SL),用以上三个指标综合表征产业结构变迁^[47]。

$$TS = Y_3 / Y_2 \quad (4)$$

$$TL = \sum_{i=1}^m \ln\left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L}\right) = \sum_{i=1}^m \left(\frac{Y_i}{Y}\right) \ln\left(\frac{Y_i}{Y} / \frac{L_i}{L}\right) \quad (5)$$

$$SL = \omega_1 TS + \omega_2 TL \quad (6)$$

其中, i 表示第 i 产业, m 为产业部门数,式(6)中 ω_1 、 ω_2 分别表示产业结构高级化和产业结构合理化指数的权重, Y 、 L 分别表示产值和就业人数。

4. 控制变量

为尽可能减小估计偏差,选取以下7个控制变量加入模型。政府在政策方面的引导机制有助于发挥“以城带乡”的作用,地方财政支出占比会影响区域经济的发展,用地方财政支出占GDP比重衡量政策偏向(Gov)。农村基础设施更健全,才能吸引更多要素类型流向乡村,丰富乡村要素池,改善城乡要素配置结构,用人均道路面积表示基础设施建设(Inf)^[48]。金融创新发展可以改善农村地区金融供需失衡,更好地服务于农村地区经济高质量发展,促进城乡融合发展,以此行业产值与国内生产总值的比值测算金融发展水平(Fin)。经济发展水平提高可以缩小城乡间差距,用取对数后的人均GDP表示经济发展驱动(lnAGdp)。对外开放疏通了国家间、地区间要素流通的渠道,促进各种要素更加高效流动,推动城乡融合发展,用进出口额占GDP比重取对数表示对外贸易(lnTra)。通过分析城乡居民因消费品价格变动对消费支出的影响,反映

城乡居民收支方面的差距,用消费者价格指数(Cpi)表示。人口数量和质量是影响经济发展的重要因素,实现其自由流动对城乡融合发展有重要的影响,用人口出生率(Rate)表示。

(三)数据说明

本文以2010—2021年中国31个省份(不含港澳台)作为研究对象,研究中涉及数据来源于《中国统计年鉴》、国家统计局、EPS数据库和中经网统计数据库,其中少数缺失数据用线性插补法补充。实证分析之前,描述分析要素流动和城乡融合发展水平的总体特征和省域特征。

1. 要素流动和城乡融合发展水平的总体特征

图2是2010—2021年中国要素流动和城乡融合发展综合指数的变化趋势。根据测算结果,中国城乡融合发展水平综合指数存在以下特征:一方面,城乡融合发展水平综合指数较小,最高是2020年的0.2580,说明我国城乡融合发展总体水平较偏低,存在较大提升空间,因此2021年“‘十四五’规划和2035年远景目标纲要”中提到,健全城乡融合发展体制机制,促进要素自由流动,使其更多流向收益率比较低的地区,意味着我国持续深化城乡融合发展的内涵与外延、拓展深度与广度;另一方面,城乡融合发展水平综合指数从2010年的0.1630变化到2021年的0.2470,增长幅度为51.53%。

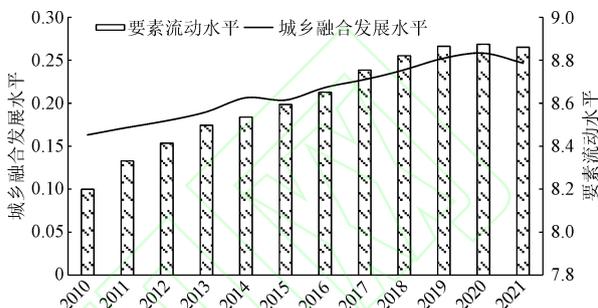


图2 2010—2021年中国要素流动和城乡融合发展指数的变化趋势

中国城乡要素流动水平指数存在以下特征:要素流动指数整体上表现出增长趋势,由2010年的8.1993变化到2021年的8.8606,增长幅度是8.07%,可能原因在于2020年出台的《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》将数据作为一种新型生产要素与其他四种传统生产要素并列,拉开了城乡要素自主有序流动的序幕,要素流动水平得以提升。

2. 要素流动和城乡融合发展水平的省域特征

鉴于2020年4月首次印发《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,对要素市场化配置中劳动力、土地、资本、技术和数据五种要素以后的发展提出明确方向,政策效果存在一定滞后性,因此本文以2021年为例,分析中国31个省份要素流动和城乡融合发展水平,结果如图3所示。

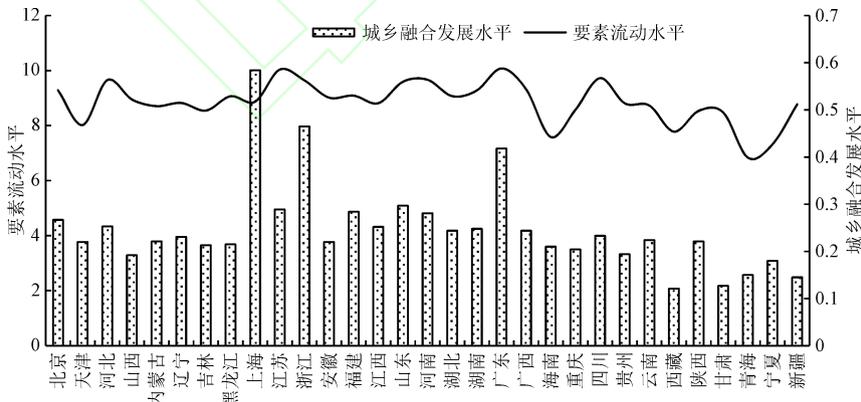


图3 2021年中国31个省份要素流动和城乡融合发展水平

2021年中国城乡融合发展水平均值为0.2470,高于均值的省份占35.48%,8个省份分布在东部地区、3个省份分布在中部地区,这些地区城乡融合发展水平高于均值原因在于:一方面,国家城乡融合发展试验区所在省份占63%,3个是经济发达的地区;另一方面,影响各地区城乡融合的发展主导因素有所差异,北京、河北、江苏、浙江、福建、江西、湖南和广东主要归因于经济融合、人口融合,山东和河南主要受空间融合影响,上海主要受社会融合和人口融合影响。低于均值的省份主要分布在经济发展较落后的西部、东北地区,这些省份人口融合、空间融合维度水平都较低,从而导致城乡融合发展水平偏低。

2021年中国城乡要素流动综合指数均值为8.8606,高于均值的区域分布特征如下:东部地区(北京、河

北、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东)占 50%,31.25%在中部地区(山西、安徽、河南、湖北和湖南),西部地区(广西和四川)占 12.5%以及东北地区(黑龙江)占 6.25%。16 个省份城乡要素流动水平高于均值的主导因素有所差异:北京、浙江、上海、福建和广东地区主要归因于土地、技术和数据要素,广西、四川、安徽和湖南受资本要素影响较大,黑龙江和山西要素流动水平高于均值主要依靠资本、技术要素。低于均值的区域分布如下:西部地区占 58.80%,东部(天津和海南)和东北(吉林和辽宁)地区各有 2 个省份以及中部地区(江西)占 6.67%。由此可知,城乡要素流动水平低于均值的省份主要集中在西部地区,这些省份劳动力、技术和数据要素流动水平都较低,从而要素流动水平低于 8.860 6。

五、实证结果分析

(一)基准回归分析

运用 2010—2021 年 31 个地区的省级面板数据,采用双向固定效应模型探讨要素流动与城乡融合发展之间的关系。模型(1)表示要素流动对城乡融合发展的影响,回归结果显示,在控制其他变量的条件下,要素流动对城乡融合发展有正向影响,假说 1 得到验证。

表 2 基准回归、内生性和稳健性检验结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	基准回归	内生性检验	剔除 4 个直辖市	2010—2014 年	2015—2021 年
	C	C	C	C	C
Tolf	0.029 0*** (0.005 8)	0.027 8*** (0.008 4)	0.014 5*** (0.005 9)	0.029 9*** (0.006 1)	0.027 3*** (0.009 6)
Gov	-0.013 7 (0.011 4)	-0.013 8*** (0.011 2)	-0.022 3** (0.010 7)	-0.020 0 (0.013 9)	-0.004 2 (0.016 2)
Inf	0.000 6 (0.000 6)	0.000 6 (0.000 6)	-0.002 5*** (0.000 7)	0.002 3*** (0.000 6)	-0.001 6* (0.000 8)
Fin	-0.192 2*** (0.074 1)	-0.195 4*** (0.074 9)	0.019 6 (0.098 7)	-0.168 1** (0.084 8)	-0.297 9** (0.099 0)
LnAGdp	0.057 4*** (0.013 9)	0.056 5*** (0.014 6)	0.074 6*** (0.014 4)	0.009 3 (0.014 6)	0.103 7*** (0.020 4)
Rate	6.444 2*** (1.161 0)	6.433 2*** (1.149 4)	5.988 1*** (1.104 4)	3.953 2*** (1.249 0)	6.409 0*** (1.569 8)
LnTra	0.020 4*** (0.004 3)	0.020 9*** (0.005 1)	0.025 6*** (0.004 1)	0.016 1*** (0.004 1)	0.020 1*** (0.006 9)
Cpi	0.005 1 (0.005 9)	0.004 8 (0.005 9)	-0.000 4 (0.005 9)	0.011 0* (0.005 7)	0.010 4 (0.008 9)
常数项	-1.369 7** (0.625 3)		-0.887 8 (0.622 6)	0.786 4 (0.592 6)	-2.363 2** (0.947 9)
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
Anderson-canon. corr. LM		169.222 0***			
Cragg-Donald Wald F		312.228 0			
R ²	0.671 7	0.671 6	0.735 2	0.791 0	0.706 3
N	372	372	324	155	217

注: *、**、*** 分别代表在 0.1、0.05、0.01 水平上显著,括号内是标准误。

(二)内生性检验

为了更全面地考虑城乡融合的影响因素,检验要素流动与城乡融合发展之间可能存在反向因果关系,选取城乡之间距离(Dist)作为工具变量(Dist=省域面积的半径-建成区面积(市辖区)面积的半径)进行 2SLS 回归分析(表 2 中第 3 列),并利用 Cragg-Donald Wald F 统计量、Anderson-canon. corr. LM 统计量检验工具变量选取是否科学。回归结果表明:拒绝识别不足假设,弱识别检验的 Cragg-Donald Wald F 统计量的值

312.228 0 远远大于 10, Anderson-canon. corr. LM 统计量的 p 值是 0.00, 因此选取的工具变量有效; 核心解释变量回归系数是 0.027 8, 在 1% 的水平上显著。

(三) 稳健性检验

当前国内外涉及经济学实证研究的文献, 几乎每一项经济学实证研究中都有关于稳健性讨论的内容, 进行稳健性检验的原因主要包括: 验证控制变量是否具有合理性, 样本中某个异常值的存在是否会对推断结果产生影响, 都需要做进一步检验。

1. 剔除部分样本

本文研究重点为要素流动对城市和农村两个系统融合发展的影响, 因此剔除 4 个直辖市(北京、天津、上海、重庆)的样本数据后进行回归分析。结果表明(见表 2 中的第 4 列), 剔除 4 个直辖市后核心解释变量的回归系数有所减小, 要素流动对城乡融合发展的影响方向和显著性未发生改变。

2. 缩短时间窗口

以“三权分置”、户籍制度改革意见提出时间为依据, 把 2010—2021 年的面板数据分成 2010—2014 年和 2015—2021 年两个区间, 对比回归结果可知(见模型(4)和模型(5)), 2010—2014 年和 2015—2021 年期间, 要素流动对城乡融合发展均在 1% 的显著性水平下正向显著, 即控制其他变量, 要素流动水平提高 1 单位, 城乡融合发展水平相应提高 0.029 9、0.027 3 个单位。

(四) 空间异质性分析

传统全局回归模型假定回归参数不随空间位置发生改变, 回归结果是研究区域内某种“平均值”。该假设违背了现实地理世界的空间异质性或非平稳性规律, 因此全局回归无法反映地理现象中因变量及其影响因素之间的空间异质性。地理加权回归模型(GWR)可以解释变量的局部空间关系与空间异质性。因此, 本文选用地理加权回归模型分别讨论劳动力、土地、资本、技术和数据要素在空间上随地理位置变化对城乡融合发展的影响。

在检验各变量全局空间相关的基础上, 分析地理位置变化引起劳动力、土地、资本、技术和数据要素对城乡融合发展的特征与规律。因此, 为了更详细地展示不同要素在空间上对城乡融合发展的影响, 构建如下 GWR 模型:

$$C_p = \varphi_0(u_p, v_p) + \sum_{q=1}^4 \varphi_q(u_p, v_p) x_{pq} + \varepsilon_p \quad (7)$$

其中, C_p 是第 p 个地理单元的城乡融合发展水平, (u_p, v_p) 是第 p 个地理单元的空间坐标, 式(7)中第一项是回归方程的截距项, x_{pq} 为第 p 个地理单元的第 q 个解释变量, 系数表示 p 个地理单元上第 q 个解释变量的回归系数, 最后一项是回归残差。

等间隔选取 2010、2016 和 2021 年要素流动和城乡融合发展的相关数据, 采用 GWR 模型, 分析劳动力、土地、资本、技术和数据要素随空间位置变化对城乡融合发展的影响, 回归系数在空间上的分布如表 3—表 7 所示。

劳动力要素对城乡融合发展的空间分异。劳动力要素在城乡之间的流动对城乡融合发展的影响是正向(除上海和浙江), 表明劳动力要素流动促进城乡融合发展。从回归系数的空间分布来看, 2010 年劳动力要素回归系数分布在 $[-0.052 7, 0.667 5]$, 系数绝对值高值区域集中在华南地区, 低值区域集中在东北和华东地区。2016 年劳动力要素影响城乡融合发展的估计系数分布在 $[0.390 5, 0.712 2]$, 与 2010 年相比, 劳动力要素对城乡融合发展的作用强度增大, 低值区域包括西北地区部分省份, 高值主要分布在华东和华中地区(除河南地区)。2021 年劳动力要素影响城乡融合发展的估计系数分布在 $[0.541 5, 0.788 3]$, 从空间分布来看, 低值区域包括东北省份, 高值主要分布在华南地区。与 2016 年相比, 劳动力要素系数最值之间的差距变小, 促进作用强度更大。总体来说, 劳动力要素对城乡融合发展表现出促进作用, 且随着时间推移, 作用强度在增加, 进一步体现了劳动力要素是影响城乡融合发展的核心。从劳动力要素回归系数的空间分布来看, 表现出“南方高、北方低”的特点, 形成这种差异的原因可能在于: 一是南方地区对外开放环境优越、金融市场发展程度较高以及资源凝聚能力较强, 有大量劳动力从事各种行业, 拉动相关领域经济发展; 二是随着基本公共服务制度等各种体制机制健全, 劳动力要素正经历由量的扩张向质的提升转变, 从而劳动力要素对城乡融

合发展的推动作用更加显著。

表 3 劳动力要素地理加权回归估计系数空间分布

年份	北京	天津	河北	山西	内蒙古	辽宁	吉林	黑龙江
2010 年	0.175 8	0.145 4	0.198 9	0.249 6	0.298 2	0.095 5	0.113 8	0.129 0
2016 年	0.571 2*	0.431 3*	0.418 4*	0.411 4*	0.403 6*	0.608 3*	0.614 2*	0.614 3*
2021 年	0.638 5*	0.668 6*	0.676 6*	0.677 0*	0.654 8*	0.595 4*	0.566 9*	0.541 5*
年份	上海	江苏	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南
2010 年	-0.052 7	0.037 9	-0.008 9	0.091 9	0.099 8	0.196 3	0.117 0	0.205 7
2016 年	0.474 0*	0.659 2*	0.690 4*	0.646 4*	0.712 2*	0.653 6*	0.601 4*	0.587 7*
2021 年	0.725 9*	0.707 6*	0.721 2*	0.711 9*	0.756 5*	0.739 3*	0.668 3*	0.692 5*
年份	湖北	湖南	广东	广西	海南	重庆	四川	贵州
2010 年	0.220 8	0.328 7*	0.501 1*	0.595 6*	0.667 5*	0.409 7*	0.379 1	0.480 0*
2016 年	0.622 2*	0.616 5*	0.645 4*	0.562 8*	0.614 3*	0.515 7*	0.481 4*	0.523 6*
2021 年	0.726 2*	0.744 5*	0.775 3*	0.775 1*	0.788 3*	0.736 9*	0.730 3*	0.754 8*
年份	云南	西藏	陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆	
2010 年	0.458 8	0.234 8*	0.328 6*	0.374 6	0.372 2	0.378 0*	0.211 7	
2016 年	0.466 0*	0.404 2*	0.535 9*	0.473 3*	0.453 5*	0.492 0*	0.390 5	
2021 年	0.762 3*	0.726 7*	0.701 5*	0.691 2*	0.687 4*	0.670 0*	0.628 3*	

注: * 表示 5% 的水平下显著。下同。

表 4 土地要素地理加权回归估计系数空间分布

年份	北京	天津	河北	山西	内蒙古	辽宁	吉林	黑龙江
2010 年	0.515 0*	0.491 9*	0.546 3*	0.587 7*	0.603 5*	0.384 9	0.369 9	0.360 8
2016 年	0.840 9*	0.544 5*	0.522 5*	0.505 4*	0.475 5*	0.915 9*	0.890 5*	0.850 6*
2021 年	0.693 9*	0.647 2*	0.643 6*	0.637 2*	0.619 0*	0.688 5*	0.670 8*	0.653 0*
年份	上海	江苏	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南
2010 年	0.224 6	0.354 4*	0.262 0	0.412 3*	0.271 0	0.451 8*	0.474 7*	0.554 9*
2016 年	0.669 4*	1.023 4*	1.103 8*	0.990 3*	1.200 3*	1.015 8*	0.900 2*	0.856 3*
2021 年	0.712 2*	0.774 0*	0.798 2*	0.770 0*	0.838 7*	0.793 7*	0.724 2*	0.730 1*
年份	湖北	湖南	广东	广西	海南	重庆	四川	贵州
2010 年	0.520 8*	0.577 2*	0.633 3*	0.799 4*	0.818 6*	0.739 6*	0.760 9*	0.769 4*
2016 年	0.933 9*	0.932 4*	1.041 1*	0.858 3*	0.979 3*	0.743 1*	0.684 9*	0.771 9*
2021 年	0.768 8*	0.782 5*	0.827 4*	0.794 8*	0.829 2*	0.738 3*	0.719 2*	0.759 0*
年份	云南	西藏	陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆	
2010 年	0.830 2*	0.773 5*	0.663 9*	0.717 3*	0.724 6*	0.680 9*	0.645 5*	
2016 年	0.699 9*	0.546 5*	0.754 3*	0.638 7*	0.600 5*	0.661 3*	0.424 1*	
2021 年	0.746 0*	0.661 2*	0.715 2*	0.683 0*	0.671 4*	0.675 4*	0.584 9*	

土地要素对城乡融合发展的空间分异。经济发展比较薄弱的地区,土地要素对城乡融合发展作用强度更大,2010 年土地要素回归系数分布在 $[0.224 6, 0.830 2]$,表明土地要素在城乡之间流动对城乡融合发展的影响是正向。从回归系数的空间分布来看,土地要素在城乡之间流动对云南、海南、广西、西藏和贵州地区影响较大,对上海、浙江、福建和东北地区的影响较小。2016 年土地要素影响城乡融合发展的估计系数分布在 $[0.424 1, 1.200 3]$,从回归系数的空间分布来看,土地要素流动对华东地区影响较大,华北和西北地区地区影响较小。2021 年土地要素影响城乡融合发展的估计系数集中在 $[0.584 9, 0.838 7]$,估计系数的区间范围缩小,对沿海地区影响程度较大,华北地区影响较小。随着时间的推移,土地要素对不同地区城乡融合发展影响程度逐渐增强,影响差异逐渐缩小,影响范围逐步扩大,西南地区、东北地区土地要素还未充分发挥关键效用,有较大的提升空间。

资本要素对城乡融合发展的空间分异。资本要素在城乡之间流动对城乡融合发展的影响是负向(除上海和江苏),表明资本要素流动抑制城乡融合发展。2010 年资本要素回归系数集中在 $[-0.580 9, 0.165 8]$,

且资本要素对大多数省份城乡融合发展在5%水平上不显著。从回归系数的空间分布来看,系数绝对值高值区域集中在华南和西南地区,低值区域集中在东北地区。与2010年相比,2016年资本要素影响城乡融合发展的估计系数分布在 $[-0.8155, -0.3609]$,对城乡融合发展仍表现为抑制作用,对所有省份的城乡融合发展在5%水平上显著。从空间分布来看,低值区域包括华北和西北地区部分省份,高值主要分布在华东地区,2021年资本要素影响城乡融合发展的估计系数分布在 $[-0.7870, -0.5659]$,抑制城乡融合发展的效应有所减弱,在5%的水平上对全国31个省份城乡融合发展影响均显著。从空间分布来看,低值区域包括东北地区的部分省份,高值主要分布在华南和西南地区的部分省份。从回归系数绝对值的空间分布可以看出,资本要素流动对城乡融合发展表现出从东部地区向西部地区转移的特征,可能原因在于:政府向西部地区基础设施建设投资,带动其他社会资本向西部地区转移,基础设施建设推动城乡要素流动渠道基本形成,要素流动更加顺畅,吸引经济发达地区资本要素流向西部地区;城乡差距逐渐缩小,城镇和农村互动式发展都离不开金融支持,西部地区作为推动城乡融合发展的主战场,拥有大量土地资源的同时,需要与资本要素结合才能发挥最大效用。

表5 资本要素地理加权回归估计系数空间分布

年份	北京	天津	河北	山西	内蒙古	辽宁	吉林	黑龙江
2010年	-0.1306	-0.0949	-0.1619	-0.2229	-0.2725	-0.0327	-0.0463	-0.0522
2016年	-0.6026*	-0.4879*	-0.4755*	-0.4607*	-0.4215*	-0.5397*	-0.4941*	-0.4550*
2021年	-0.6390*	-0.6585*	-0.6643*	-0.6640*	-0.6456*	-0.6060*	-0.5846*	-0.5659*
年份	上海	江苏	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南
2010年	0.1658	0.0541	0.1033	-0.0141	-0.0974	-0.1594	-0.0574	-0.1614
2016年	-0.6228*	-0.7412*	-0.7700*	-0.7406*	-0.8155*	-0.7717*	-0.6611*	-0.6814*
2021年	-0.7109*	-0.6949*	-0.7065*	-0.6990*	-0.7418*	-0.7253*	-0.6622*	-0.6822*
年份	湖北	湖南	广东	广西	海南	重庆	四川	贵州
2010年	-0.1709	-0.2976	-0.4810*	-0.5090*	-0.5663*	-0.3686*	-0.3694*	-0.4179*
2016年	-0.7397*	-0.7517*	-0.7950*	-0.7460*	-0.7867*	-0.6717*	-0.6357*	-0.6996*
2021年	-0.7126*	-0.7310*	-0.7672*	-0.7679*	-0.7870*	-0.7227*	-0.7154*	-0.7422*
年份	云南	西藏	陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆	
2010年	-0.4254	-0.5809	-0.3040	-0.3679	-0.3726	-0.3598	-0.2274	
2016年	-0.6763*	-0.5489*	-0.6469*	-0.5720*	-0.5433*	-0.5675*	-0.3609	
2021年	-0.7507*	-0.7083*	-0.6893*	-0.6790*	-0.6751*	-0.6619*	-0.6229*	

技术要素对城乡融合发展的空间分异。2010年技术要素回归系数分布在 $[-1.2965, 0.1627]$,大多数地区技术要素在5%的水平上对城乡融合发展的抑制作用不显著,系数高值区域集中在华东,低值区域集中在西南地区。2016年技术要素影响城乡融合发展的估计系数分布在 $[-0.6970, -0.1996]$,61.29%的地区在5%的水平上技术要素对城乡融合发展的抑制作用显著,从技术要素绝对值空间分布来看,高值区域包括华南地区,低值主要分布在华东和华北地区。2021年技术要素影响城乡融合发展估计系数分布在 $[-1.2052, -0.1469]$,19.35%地区的技术要素在5%的水平上对城乡融合发展的抑制作用不显著,从技术要素回归系数绝对值空间分布来看,低值区域包括东北地区,高值主要分布在华南地区。2010、2016和2021年相比,技术要素估计系数空间上实现由负转为正的转变,反映出技术要素流动影响城乡融合发展的非平稳性。随着时间推移,技术要素对城乡融合发展的促进逐渐凸现,由华东和华南地区向东北和西南地区转移,出现此现象的原因可能有:乡村振兴、新型城镇化和城乡融合发展战略的持续推进,城乡要素流通渠道逐渐建立,技术要素逐步向欠发达地区转移;城市人才入乡激励机制的建立,吸引高水平劳动力和先进技术要素流向农村地区,解决乡村基层农业技术人员短缺的难题。广东、海南和江苏等地区资源丰富,技术要素流动过程中带动其他类型生产要素向四川、贵州等地区转移,充分发挥技术要素在城乡融合发展中的推动作用。

数据要素对城乡融合发展的空间分异。2010年数据要素回归系数分布在 $[0.4436, 0.9734]$,对城乡融合发展起到显著促进作用。从回归系数的空间分布来看,系数高值区域集中在北京、天津、河北、山西以及华

东地区,低值区域集中在西藏、新疆、云南和华南地区。2016年数据要素影响城乡融合发展的估计系数分布在 $[0.3956, 0.7377]$,与2010年相比,数据要素回归系数区间缩小,从回归系数的空间分布来看,低值区域包括西部省份,高值主要分布在中部和东部地区。2021年数据要素影响城乡融合发展的估计系数分布在 $[0.5022, 0.5089]$,从空间分布来看,数据要素对华北地区影响程度较小,华南和华东地区促进作用较大。随着时间推移,数据要素对城乡融合发展促进作用在华东、华北地区凸显,可能原因在于:数据要素回归系数的高值集聚地区经济发展基础较好,更好地服务于5G通讯、云计算、人工智能等数字技术推广应用,推动传统产业数字化、智能化和数据要素产生;广东、浙江和江苏等地区传统生产要素比较丰裕,数据要素与其结合成倍提高了要素配置效率,在5%的显著性水平上对城乡融合发展的促进作用更加显著。

表6 技术要素地理加权回归估计系数空间分布

年份	北京	天津	河北	山西	内蒙古	辽宁	吉林	黑龙江
2010年	-0.0979	-0.0630	-0.0930	-0.1384	-0.2200	-0.0534	-0.0924	-0.1243
2016年	-0.2115	-0.4260*	-0.4438*	-0.4445*	-0.3871	-0.2646	-0.2959	-0.3075
2021年	-0.1672	-0.7023*	-0.7081*	-0.6571*	-0.4509*	-0.1500	-0.1508	-0.1469
年份	上海	江苏	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南
2010年	0.1627	0.1065	0.1501	0.0782	0.1142	0.0487	-0.0080	-0.0481
2016年	-0.4631*	-0.2677	-0.3325	-0.2702	-0.4932*	-0.3693*	-0.1996	-0.2442
2021年	-1.0846*	-0.5470*	-0.7146*	-0.5752*	-0.9405*	-0.8322*	-0.2445	-0.4728*
年份	湖北	湖南	广东	广西	海南	重庆	四川	贵州
2010年	0.0131	-0.0458	-0.2646	-0.4801	-0.6426	-0.3065	-0.4962*	-0.3487
2016年	-0.3103	-0.3843*	-0.5959*	-0.5550*	-0.6970*	-0.4241*	-0.4579*	-0.4636*
2021年	-0.7414*	-0.9128*	-1.0934*	-1.1482*	-1.2052*	-1.0609*	-1.0914*	-1.1098*
年份	云南	西藏	陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆	
2010年	-0.7196*	-1.2965*	-0.1978	-0.4688*	-0.5881*	-0.3488	-0.7027	
2016年	-0.5247*	-0.5957*	-0.3304	-0.4205*	-0.4415*	-0.3659*	-0.3158*	
2021年	-1.1711*	-0.9657*	-0.7766*	-0.8929*	-0.8813*	-0.6709*	-0.2053	

表7 数据要素地理加权回归估计系数空间分布

年份	北京	天津	河北	山西	内蒙古	辽宁	吉林	黑龙江
2010年	0.9604*	0.9670*	0.9539*	0.9398*	0.9280*	0.9734*	0.9588*	0.9419*
2016年	0.7377*	0.5404*	0.5164*	0.4989*	0.4710*	0.7771*	0.7495*	0.7049*
2021年	0.5060*	0.5042*	0.5040*	0.5038*	0.5033*	0.5063*	0.5061*	0.5057*
年份	上海	江苏	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南
2010年	0.9710*	0.9588*	0.9439*	0.9468*	0.8349*	0.8842*	0.9703*	0.9447*
2016年	0.5972*	0.7753*	0.7863*	0.7552*	0.7349*	0.7186*	0.7565*	0.7184*
2021年	0.5058*	0.5077*	0.5083*	0.5076*	0.5089*	0.5079*	0.5067*	0.5066*
年份	湖北	湖南	广东	广西	海南	重庆	四川	贵州
2010年	0.9117*	0.8616*	0.7375*	0.7203*	0.6636*	0.8314*	0.8064*	0.7904*
2016年	0.7125*	0.6814*	0.6373*	0.5913*	0.5821*	0.6218*	0.6014*	0.6073*
2021年	0.5074*	0.5076*	0.5085*	0.5077*	0.5084*	0.5065*	0.5060*	0.5069*
年份	云南	西藏	陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆	
2010年	0.7256*	0.5992*	0.8990*	0.8335*	0.8004*	0.8736*	0.4436*	
2016年	0.5686*	0.5348*	0.6628*	0.6033*	0.5786*	0.6287*	0.3956*	
2021年	0.5065*	0.5043*	0.5061*	0.5052*	0.5048*	0.5051*	0.5022*	

六、机制分析

为进一步探究要素流动对城乡融合发展的作用机理,采用中介效应模型检验农业机械化、电商销售和产业结构变迁在此过程中的机制作用,回归结果如表8所示。

表 8 中介效应检验结果

变量	模型(6)		模型(7)		模型(8)		模型(9)		模型(10)	
	Mec	C ₁	Exp	C ₂	TS	C ₃	TL	C ₄	SL	C ₅
Tolf	-0.076 7** (0.032 1)	0.031 3*** (0.005 8)	0.575 7*** (0.054 9)	0.006 1 (0.006 2)	-0.244 3*** (0.061 2)	0.028 5*** (0.005 9)	0.024 4** (0.010 5)	0.030 0*** (0.005 8)	-0.111 3*** (0.030 6)	0.028 3*** (0.005 9)
Mec		0.029 2*** (0.009 5)								
Exp				0.039 8*** (0.005 2)						
TS					-0.002 0 (0.005 0)					
TL							-0.040 6 (0.029 3)			
SL									-0.006 5 (0.010 1)	
常数项	2.524 6 (3.468 1)	-1.443 5** (0.618 3)	-6.308 7 (5.927 3)	-1.118 6* (0.580 8)	5.210 6 (6.613 6)	-1.359 0** (0.626 6)	3.393 4*** (1.136 9)	-1.229 9* (0.632 1)	4.330 9 (3.307 2)	-1.341 6** (0.627 3)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Sobel 检验					0.550 2		0.099 5*		0.948 9	
Bootstrap 检验					[-0.021 2,0.012 3]		[-0.019 1,0.017 6]		[-0.023 1,0.013 3]	
N	372	372	372	372	372	372	372	372	372	372

注：*、**、*** 分别代表在 0.1、0.05、0.01 水平上显著，括号内为标准误；Bootstrap 中共随机抽取 500 次。

根据温忠麟等(2014)关于中介效应的检验步骤^[49]，中介效应检验结果如表 8。模型(6)回归结果表明：控制农业机械化变量后，要素流动对城乡融合发展回归系数为 0.031 3，大于要素流动对城乡融合发展的总效应，因此，农业机械化不能作为要素流动影响城乡融合发展的中介变量。可能原因在于农业机械化对城乡融合发展的影响并非存在于要素流动影响城乡融合发展的过程中，与要素流动这一变量扮演相同角色，作为驱动变量影响城乡融合发展，假说 2 不成立。电商销售变量(模型(7))直接效应不显著，只有中介效应，即电商销售可通过要素流动提高城乡融合发展水平，假说 3 成立。产业结构高级化(模型(8))、产业结构合理化(模型(9))和产业协调发展(模型(10))的回归系数表明间接效应不显著，利用 Sobel、Bootstrap 检验法得到一致的结论。即产业结构变迁在要素流动影响城乡融合发展过程中没有起到中介变量作用，与已有研究结果(龚新蜀等,2018)存在出入^[50]，与假说 4 相悖，可能原因在于：第一，31 个地区中大部分区域以第一、二产业为主，产业结构处于较低的发展水平；第二，不同文献中产业结构变迁对城乡融合发展相关机制的理论分析存在差异；第三，与研究选取数据时间区间、指标以及实证分析方法存在差异有很大关系，例如，现有文献选用产业结构层次系数、结构变迁效应等指标反应三次产业之间相对结构的变化。

七、结论与建议

本文结合新时代城乡融合发展的科学内涵，在要素流动影响城乡融合发展理论分析基础上，对全国 31 个地区 2010—2021 年的相关数据进行实证分析，得到的主要结论如下：

第一，全国要素流动和城乡融合发展水平描述性分析中，2021 年全国 11 个省份城乡融合发展水平处于均值之上，其中 7 个是城乡融合发展试验区，低水平区域主要集中在西部地区，人口融合和空间融合是导致其低于均值的主要原因；2010—2021 年全国 31 个地区城乡要素流动总指数呈增长态势，从 8.199 3 增加到 8.860 6，变化幅度较小。

第二，基准回归分析中，基础设施、经济发展驱动、对外贸易和人口出生率均能促进城乡融合发展。基础设施发展有利于农村地区引进先进的生产要素，改变农村衰落的现状；经济发展驱动不仅能改善居民生活质

量,还能优化城乡公共资源配置,提高农村基本公共服务发展水平,激活农村发展的内生动力;对外开放为求职者提供了更广阔的就业市场,增加求职者的经济收入,有利于实现城乡经济融合。

第三,要素流动对城乡融合发展的作用机理分析中,电商销售可通过要素流动提高城乡融合发展水平,农业机械化和产业结构变迁在此过程中未发挥中介变量的作用。可能原因在于农业机械化与要素流动在这一过程中扮演的角色相同,作为核心解释变量影响城乡融合发展。

第四,空间异质性分析中,2010、2016和2021年劳动力、土地和数据要素随地理位置变化对31个省份城乡融合发展表现出促进作用,且随着时间的推移,土地要素对不同地区城乡融合发展影响程度逐渐增强、影响范围逐步扩大,技术要素对城乡融合发展的促进逐渐凸现,由华东和华南地区向东北和西南地区转移。与2010、2016年相比,2021年劳动力和土地要素估计系数总体上表现出上升趋势,数据要素估计系数逐渐减小且集中在0.5062附近。资本和技术要素流动抑制城乡融合发展,主要原因在于:资本和技术要素流动对提高城乡要素流动综合效应的贡献比较小,需要与其他要素相结合才能发挥最大效用;资本要素的逐利性使其流向经济发展较好地区,技术要素一般集中在城镇地区,资本和技术要素单向流动使得城乡之间差距越来越大。

基于以上结论,提出如下政策建议。一是坚持整体推进和试点示范相统一的指导原则,在实践中形成一批可复制可推广的先进做法和典型经验,适时在各地各领域全面推开,最终实现城乡协同发展的良好局面。始终坚持习近平新时代中国特色社会主义思想,持续深化城乡融合发展的内涵与外延、拓展深度与广度,增强城镇和乡村地区持续发展的内生动力,推进要素市场化配置改革的良好氛围,加快要素双向自由流动。二是重视影响城乡融合发展的驱动因素,合理引导经济高质量发展,确保市场在资源配置中的主导作用,地区开放有利于城乡吸引利用国外要素的流入,扩展了城乡发展的空间,有力推动新型城镇化和城乡融合发展。三是为进一步发挥电商销售对农村经济发展的带动作用,需要充分重视农村地区居民的信息获取能力,提高网上购物技能,进一步提高农民消费能力,利用便捷的交通设施带动农村电商业务的发展,缩小城乡居民消费差异,促进城乡经济融合发展。在城乡要素自由流动过程中,促进农业机械化发展,增加农机总动力带动农业发展,持续稳定地增加农民收入,缩小城乡收入差距,更加充分发挥农村地区土地要素资源充裕的优势。四是政府部门出台促进城乡融合发展相关政策时,在充分考虑共性问题的基础上,因地制宜、分类施策,避免出现“一刀切”的现象;全面发挥政府宏观调控和管理作用,加快推进城镇基础设施向乡村延伸、公共服务和社会事业向乡村覆盖,把公共基础设施建设重点放在乡村。

参考文献:

- [1] 李梅,黎涵,刘成奎. 财政支农支出、农村资金外流与城乡居民收入差距[J]. 经济问题探索,2023,44(1):159-175.
- [2] 高增安,何兴隆. 习近平关于新时代城乡融合发展的重要论述研究[J]. 经济学家,2023,35(6):5-14.
- [3] 习近平. 论“三农”工作[M]. 北京:中央文献出版社,2022:156-159.
- [4] 刘晓光,张勋,方文全. 基础设施的城乡收入分配效应:基于劳动力转移的视角[J]. 世界经济,2015,38(3):145-170.
- [5] 杨一鸣,王健,吴群. 中国城乡实体要素流动对城乡融合发展的影响机制研究[J]. 地理科学进展,2022,41(12):2191-2202.
- [6] 钱力,张轲. 城乡基本公共服务、要素流动与收入差距[J]. 统计与信息论坛,2023,38(2):103-116.
- [7] 胡凯. 中国省际资本流动规模实证研究[J]. 经济地理,2011,31(1):90-96.
- [8] 余长林. 知识产权保护与国际 R&D 溢出[J]. 世界经济研究,2011,30(8):70-75.
- [9] 林伯强,杜克锐. 要素市场扭曲对能源效率的影响[J]. 经济研究,2013,48(9):125-136.
- [10] 白俊红,刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济,2018,35(1):60-78.
- [11] BRANDT L, TOMBE T, ZHU X. Factor market distortions across time, space and sectors in China[J]. Review of economic dynamics,2013,16(1):39-58.
- [12] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of economic literature,2019,57(1):3-43.
- [13] 许庆,刘进,钱有飞. 劳动力流动、农地确权与农地流转[J]. 农业技术经济,2017,36(5):4-16.
- [14] 李江一,仇童伟. 农地确权与农业生产结构调整:来自中国家庭金融调查的证据[J]. 财贸研究,2021,32(9):57-69.
- [15] 马俊凯,李光泗. 农地确权、要素配置与种植结构:“非粮化”抑或“趋粮化”[J]. 农业技术经济,2023,42(5):36-48.

- [16] 李豫新,尹丽.基于复合系统协同度模型的西部省区城乡高质量融合发展研究[J].新疆大学学报(哲学·人文社会科学版),2021,49(6):10-20.
- [17] 王欣亮,张家豪,刘飞.大数据是经济高质量发展的新引擎吗?——基于数据基础设施与技术应用的双重效应解释[J].统计研究,2023,40(5):103-119.
- [18] 周佳宁,秦富仓,刘佳,等.多维视域下中国城乡融合水平测度、时空演变与影响机制[J].中国人口·资源与环境,2019,29(9):166-176.
- [19] 张新林,仇方道,朱传耿.时空交互视角下淮海经济区城乡融合发展水平演化[J].自然资源学报,2020,35(8):1867-1880.
- [20] 张爱婷,周俊艳,张璐,等.黄河流域城乡融合协调发展:水平测度、制约因素及发展路径[J].统计与信息论坛,2022,37(3):34-43.
- [21] 张子珍,邢赵婷.数字经济下城乡融合系统高质量协调发展核心内涵及动态演化研究[J].统计与信息论坛,2023,38(3):84-96.
- [22] 刘明辉,卢飞.城乡要素错配与城乡融合发展——基于中国省级面板数据的实证研究[J].农业技术经济,2019,38(2):33-46.
- [23] 罗婉璐,王武林,林珍,等.中国城乡融合时空演化及驱动因素[J].地理科学进展,2023,42(4):629-643.
- [24] 郭冬梅,陈斌开,吴楠.城乡融合的收入和福利效应研究——基于要素配置的视角[J].管理世界,2023,39(11):22-46.
- [25] MURATA Y. Rural-urban interdependence and industrialization[J]. Journal of development economics,2002,68(1):1-34.
- [26] 任迎伟,胡国平.城乡统筹中产业互动研究[J].中国工业经济,2008,25(8):65-75.
- [27] 袁志刚,解栋栋.中国劳动力错配对TFP的影响分析[J].经济研究,2011,46(7):4-17.
- [28] 李锐,朱喜.农户金融抑制及其福利损失的计量分析[J].经济研究,2007,42(2):146-155.
- [29] 杨志才,柏培文.要素错配及其对产出损失和收入分配的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2017,34(8):21-37.
- [30] 刘贯春,张晓云,邓光耀.要素重置、经济增长与区域非平衡发展[J].数量经济技术经济研究,2017,34(7):35-56.
- [31] 方创琳.城乡融合发展机理与演进规律的理论解析[J].地理学报,2022,77(4):759-776.
- [32] 陈斌开,林毅夫.发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J].中国社会科学,2013,34(4):81-102.
- [33] TAYLOR A M. Peopling the pampa: on the impact of mass migration to the river plate, 1870—1914[J]. Explorations in economic history,1997,34(1):100-132.
- [34] 罗明忠,刘子玉.要素流动视角下新型工农城乡关系构建:症结与突破[J].农林经济管理学报,2021,20(1):10-18.
- [35] 温铁军.农村改革要解决农业三要素流出问题[J].农村工作通讯,2013,20(1):36.
- [36] HUANG J, ROZELLE S, WANG H. Fostering or stripping rural China: Modernizing agriculture and rural tour ban capital flows[J]. The developing economies,2006,44(1):1-26.
- [37] FAN S G, HAZELL P, THORAT S K. Impact of public expenditure on poverty in rural India[J]. Economic and political weekly,2000,35(40):3581-3588.
- [38] FAN S, ZHANG L, ZHANG X. Reforms, investment, and poverty in rural China[J]. Economic development and cultural change,2004,52(2):395-421.
- [39] 周振,伍振军,孔祥智.中国农村资金净流出的机理、规模与趋势:1978—2012年[J].管理世界,2015,31(1):63-74.
- [40] ZHANG W. The impact of the platform economy on urban—rural integration development: evidence from China. Land, 2023,12(7):14-17.
- [41] 杨俊,李小明,黄守军.大数据、技术进步与经济增长——大数据作为生产要素的一个内生增长理论[J].经济研究,2022,57(4):103-119.
- [42] SICULAR, TERRY, et al. The urban—rural income gap and inequality in China[J]. Review of income and wealth,2007,53(1):93-126.
- [43] 刘彦随.中国新时代城乡融合与乡村振兴[J].地理学报,2018,73(4):637-650.
- [44] ZHAO W, JIANG C. Analysis of the spatial and temporal characteristics and dynamic effects of urban-rural integration development in the yangtze river delta region[J]. Land,2022,11(7):1054.
- [45] YANG Y, BAO W, WANG Y, et al. Measurement of urban-rural integration level and its spatial differentiation in China in the new century[J]. Habitat international,2021,117(6):102420.
- [46] 李虹,邹庆.环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J].经济研究,2018,53(11):182-198.

- [47] 韩君,张慧楠. 中国经济高质量发展背景下区域能源消费的测度[J]. 数量经济技术经济研究,2019,36(7):42-61.
- [48] 宁志中,张琦. 乡村优先发展背景下城乡要素流动与优化配置[J]. 地理研究,2020,39(10):2201-2213.
- [49] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [50] 龚新蜀,张洪振,王艳,等. 产业结构升级、城镇化与城乡收入差距研究[J]. 软科学,2018,32(4):39-43.

Research on the Influence Mechanism and Spatial Differentiation of Factor Flow on Urban-Rural Integrated Development

PING Weiyang, LI Wenxing, LUO Liangqing

(a. School of Statistics and Data Science, b. Research Center for Applied Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

Abstract: The two-way free flow of urban and rural elements is conducive to improving the efficiency of factor allocation and optimizing the relationship and promoting the integrated development between urban and rural areas. The existing research on the impact of factor flow on urban-rural integration development mainly focuses on the research on the development of urban-rural integration by traditional factors of production, and few literatures include data as a new factor of production in the scope of urban-rural factor flow and explore its impact mechanism on urban-rural integration development. Based on the panel data of 31 provinces in China from 2010 to 2021, on the basis of measuring the factor flow and the level of urban-rural integration development, a two-way fixed-effect model, a Geographically Weighted Regression model and an intermediary effect model are constructed to empirically test the impact effect and mechanism of factor flow on urban-rural integrated development. It concludes that: First, the total index of national factor flow showed a slight growth trend, 64% of the areas above the mean were urban-rural integration development pilot areas, indicating that the implementation of urban-rural integration development policies has an important guiding role. Second, The factor flow significantly promotes the integrated development of urban and rural areas, and this conclusion is still valid after introducing the distance between urban and rural areas as an instrumental variable for the endogeneity test, and using the method of deleting four municipalities and shortening the time window to carry out the robustness test. Third, In the analysis of spatial heterogeneity, labor, land and data elements always play a role in promoting the integrated development of urban and rural areas. As time goes on, the influence of land elements on urban-rural integration development in different regions has gradually increased, and the scope of influence has gradually expanded, and the promotion of urban-rural integration development by technical factors has gradually become prominent, shifting from East China and South China to Northeast and Southwest China. Fourth, In the process of factor flow affecting urban-rural integration development, e-commerce sales is an important way for factor flow to affect urban-rural integration development, and agricultural mechanization and industrial structure change do not play the role of mediating variables, which is different from the existing research results. Therefore, in the future, we will continue to deepen the connotation and extension, depth and breadth of urban-rural integration development. Always guided by Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era, apply a scientific world outlook and methodology, adhere to the guiding principle of unifying overall promotion and pilot demonstration, and promote typical experiences formed in practice. The conclusions of this study provide a theoretical and empirical reference for the establishment of the mechanism of two-way rational flow of urban and rural elements and the improvement of the institutional mechanism of urban-rural integrated development.

Key words: elements flow; spatial heterogeneity; urban-rural integrated development; policy evolution; urban-rural relationship

(责任编辑:姚树俊)