

# 城乡融合何以纠正资源错配？ ——来自国家城乡融合发展试验区的证据

段锴丰, 王 宁, 郑旭辉, 池碧清

(福州大学 经济与管理学院, 福建 福州 350108)

**摘 要:**推动城乡融合对于实现资源合理配置非常重要。文章构建了一个概念模型并实证检验了城乡融合对资源错配的影响,从发展经济学经典理论出发梳理了城乡融合对于缓解市场扭曲、改善资源配置的理论逻辑。文章基于含城乡融合发展试验区的 11 个省份内地级市的面板数据测算了资源错配指数。文章针对内生性问题,使用因果森林与合成双重差分方法评估城乡融合发展对资源错配的影响,并应用分位数回归进行了异质性分析。研究表明,城乡融合发展试验区政策主要缓解了劳动力错配,对资本错配影响较小;劳动力错配的改善效果具有异质性,主要体现在程度最为严重的地区以及最轻微的地区;劳动力错配的作用渠道主要体现为新经济业态的出现和互联网基础设施的提升;资本错配的作用渠道主要是由于投资不可逆,所以利用闲置土地获取资金反而会形成冲击。文章认为应进一步完善劳动力市场建设,更好发挥政府引导性作用,并根据城乡关系发展阶段实施相关的政策。

**关键词:**城乡融合;资源错配;因果森林;双重差分模型;要素流动

**中图分类号:**F299.2;F061.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2025)08-0021-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20250318.402

## 一、引 言

建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系是党的十九大作出的重大决策部署。城乡融合要求破除城乡二元结构,加快要素自由流动,发挥要素市场机制作用,优化城乡资源配置,在高质量发展中解决城乡协调发展不平衡、不充分问题。随着经济发展从高速增长转向高质量发展的新阶段,让市场发挥资源配置的决定性作用就成为必然(杨新铭和刘洪愧, 2022)。有学者研究发现,市场分割、户籍限制等因素抑制了要素高效利用,阻碍要素资源在市场上的自由流动(靳来群等, 2015; 宋马林和金培振, 2016)。如果能纠正资源错配,我国的制造业 TFP 可以提高 30% 至 45%(袁志刚和解栋栋, 2011)。

城乡融合立足于破解城乡二元结构建立城乡要素双向流通的渠道。在封闭条件下,资源错配的改善主要通过优化国内资本和劳动力等生产要素的流动来实现(Greenwood 等, 2013)。那

收稿日期: 2024-12-02

基金项目: 国家社会科学基金青年项目(23CJY017)

作者简介: 段锴丰(1992—), 男, 江西上饶人, 福州大学经济与管理学院副教授, 硕士生导师;

王 宁(2001—)(通讯作者), 男, 福建宁德人, 福州大学经济与管理学院硕士研究生;

郑旭辉(1975—), 女, 福建福州人, 福州大学经济与管理学院副教授, 硕士生导师;

池碧清(2004—), 女, 福建厦门人, 福州大学经济与管理学院研究助理。

么,城乡融合发展能否起到改善资源错配的作用?哪些资源能够改善?其中又有怎样的渠道和机制?上述问题构成了本文的研究主题。

城乡关系与要素配置的一个逻辑关系为:城市现代部门与农业部门的关系会影响资源配置的效率。现有文献表明,在城乡二元结构转型的过程中,城乡关系极大影响了资源配置,城乡劳动力市场分割(蔡昉等, 2001; 何英华, 2004)、城乡要素市场发育不足(陆铭等, 2023)、城乡要素错配等原因使要素投入的边际收益存在较大差异(王颂吉和白永秀, 2013),这不仅对城乡融合发展存在明显负面影响(刘明辉和卢飞, 2019),也会影响劳动力市场与区域经济平衡发展(潘越和杜小敏, 2010; 姚毓春等, 2014; 蔡昉, 2017)。另外,消除市场扭曲问题需要城乡要素能够双向流通。金成武(2019)认为城乡融合的关键在于国内市场上要素、产品、信息等的充分流动;李兰冰和刘秉镰(2020)认为要消除制度壁垒,允许交易是要素跨区域流动的前提;高慧智(2022)研究表明,生态资本化驱动的城乡融合能够通过市场机制保障生态资源增值,并且可以避免生态资源过度使用。

因此,城乡融合与资源配置效率密切相关。理论预测城乡融合能够提升资源配置效率,降低资源错配,但现有研究多聚焦障碍机制和推进措施,对城乡融合降低资源错配渠道和效果的研究不多,较少有证据可以证明城乡融合的推进能够改善资源配置。

本文通过构建数理模型阐释城乡融合发展影响资源错配的机制渠道,并利用城乡融合发展试验区政策与因果森林方法进行实证检验,主要结论为:第一,城乡融合发展试验区政策能够缓解劳动力市场分割的问题,拓展居民收入渠道以及有效改善劳动力错配问题。这种正面效应在劳动力错配程度较高和较低的区域表现更为显著。第二,在城乡融合进程中,农村土地资本深化没有显著改变资本错配程度,反而在资本错配较严重的地区会引发冲击,产生负面影响。

本文的边际贡献可以体现在以下三个方面:首先,本文立足城乡融合视角,将资源配置与城乡关系联系起来,探究城乡融合发展促进要素流动和降低资源错配的经验证据;其次,从城乡发展的角度,构建了数理模型来说明城乡融合发展、市场扭曲和资源错配的潜在作用机制,将资源错配问题拓展至城乡关系;最后,本文使用机器学习方法作为识别策略能够更好地克服内生性问题。

## 二、政策背景、理论分析与研究假说

### (一)政策背景

城乡不平衡、不充分发展问题在我国长期存在。当前中国城乡二元结构问题比较突出(高帆, 2021)。我国农业与非农层面存在的要素错配主要体现在城乡劳动力错配(袁志刚和解栋栋, 2011)和资本错配(李锐和朱喜, 2007)。要素配置仍然存在诸多制度障碍,由此造成的要素错配问题与城乡二元经济结构有显著关系。

在我国长期存在二元经济的背景下,城乡关系的发展经历了多个阶段。在党的十九大作出城乡融合发展的重大决策部署后,国家“十四五”规划、《乡村振兴促进法》《关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》等一系列文件提出 2022 年要初步建立城乡融合发展体制机制和政策体系。2019 年《国家城乡融合发展试验区改革方案》(以下简称《方案》)公布了 11 个国家城乡融合发展试验区。

在《方案》公布之后,有关省份报送了试验区方案。试验区一定程度上具有政策连续性。《方案》指出,应在前期开展自发性改革探索工作或开展相关试点工作,具体如表 1 所示。这些相关试点不仅限于涉及城乡融合发展试验区的省份,而且山西省、内蒙古自治区以及河南省的多个县市也出现在国家农村产业融合发展示范园首批名单上。

表 1 相关试点工作

时间	相关改革	主要内容
20世纪80年代	农村改革试验区	深化农村土地制度改革、深化农村集体产权制度改革、构建新型农业经营体系、完善农业支持保护政策、建立现代农村金融制度
2007年	全国统筹城乡综合配套改革试验区	统筹城乡劳动就业、农民工市民化、城乡基本公共服务,着眼于统筹国民收入分配、城乡发展规划、新农村建设、城镇体系建设
2010年	国家现代农业示范区	推进农业现代化、培训新型农民、培育现代农业生产与新型农业产业
2015年	农村“两权”抵押试点	进一步深化农村金融改革创新,加大对“三农”的金融支持力度,引导农村土地经营权有序流转,慎重稳妥推进农民住房财产权抵押、担保、转让试点
2016年	国家全域旅游示范区	区域资源整合、产业深度融合发展,以旅游带动区域经济全面发展
2017年	国家农村产业融合发展示范园	推进农村第一、第二和第三产业融合发展

注:主要内容根据《乡村振兴促进法》《关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》等文件整理得到。

根据试验区的实施情况,可以发现,具体实施路径具备相关改革的诸多特点,涉及农村土地与城市土地的平等产权、吸引城市资本、信贷资金支持、发展特色产业、新农村建设等。这些改革对于化解资源错配有较大影响。《方案》指出,要坚决破除体制机制弊端,促进城乡要素自由流动、平等交换和公共资源合理配置。而各种摩擦和障碍造成的要素价格扭曲是资源错配的主要原因(Hsieh 和 Klenow, 2009)。

城乡融合是一个系统工程,涉及多个方面。地方试点形成了鲜明的“试验路径”。具体而言,通过各种方式“盘活”闲置土地资源,开展产权抵押、质押、贷款等方法为城镇化项目和特色产业提供资金,从而实现城市与乡村的共同繁荣。农村产业链的形成和公共服务均等化又进一步降低劳动力市场的扭曲,拓展城乡居民就业和增收渠道。农村特色产业的具体形式应该为规模化经营和产业化集群。除了种植、养殖、加工以外,更需要销售渠道。近年来,农产品电商已经成为农产品销售的重要渠道,这就需要建立城乡一体化、跨区域的基础设施网络,以一体化物流配送机制建立电商销售渠道,实现城乡基础设施一体化。

综上所述,城乡融合发展试验区在推进土地产权、农村金融和产业发展等多方面改革时,很有可能促进劳动力和资本流动,从而影响资源配置。

## (二)理论分析

城乡二元结构的一个重要原因就是城乡间劳动力市场的分割。在二元经济理论中,劳动力在城乡间自由流动,最终实现城乡整体融合(马晓河和杨祥雪, 2023)。因此,城乡融合发展与劳动力供给特征关系密切。由于中国经济具备多元性,劳动供给曲线呈现出丰富的特征(程杰和朱钰凤, 2021)。二元结构走向“刘易斯转折点”的过程可以理解为劳动力供给弹性转变的过程,农村剩余劳动力逐渐向城市转移,劳动力无限供给条件逐渐消失,农村劳动力边际产出逐步提高,劳动供给曲线逐渐变成向上的曲线,具体如图1所示。

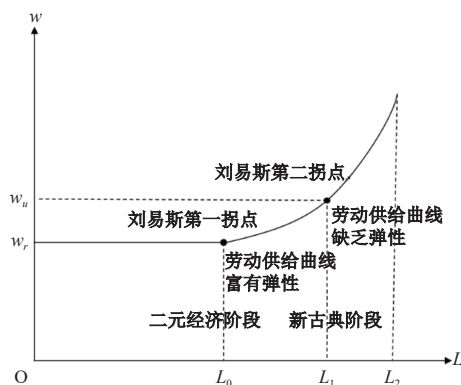


图 1 二元经济转向城乡融合发展的劳动力供给曲线图

当二元经济状态结束时,“刘易斯第二拐点”会出现,传统农业部门与现代城市部门的劳动边际产出完全相等,城乡融合的劳动力市场形成,供给弹性明显下降并趋于零。在这种经济结构演变中,城市与农村部门的资源错配会消失,劳动力市场与要素的跨区域流动机制逐渐完善。因此,城乡融合应更加注重城市要素向农村的流动。随着要素市场的完善,劳动力的外部选择将会大大增强。

### (三)概念模型

#### 1. 基本假设

劳动力供给弹性和城乡融合的关系使得本文可以将城乡融合与空间经济学的均衡联系起来。根据 Krugman(1991)的研究,假设存在农业部门和制成品部门的经济体。其中,农业部门以农业劳动力作为生产投入,面临自由竞争市场;生产制成品的部门有  $i = 1, 2, \dots, n$  个企业,各企业分别生产不同的产品,其面临垄断竞争的市场结构,以工人和资本作为企业生产的投入,并决定支付工人的工资,并以工资来衡量资本。农业部门并不存在要素和商品的转移,制造业部门能够运输其产品。代表性消费者的效用函数为 Cobb-Douglas 函数,消费者问题如式(1)所示:

$$\max U = \left[ \int_0^n m(i)^\rho di \right]^{\frac{1}{\rho}} A^{1-\mu}, 0 < \rho < 1 \text{ s.t. } p^A A + \int_0^n p(i) m(i) di = Y \quad (1)$$

其中,  $\mu$  表示制成品的相对重要性;  $Y$  表示工人的工资收入;  $A$  表示农产品的消费;  $p^A$  和  $p(i)$  分别表示农业部门产品价格和制成品  $i$  的价格;  $m(i)$  表示每种制成品的消费量,分布在  $[0, n]$  上,以常替代弹性函数(CES)加总。

假设存在  $r$  个不同区域,  $r = 1, 2, \dots, R$ 。对每一单位产品进行运输需要消耗“冰山成本”:  $p_{rs}^M = p_r^M T_{rs}^M$ 。定义在  $s$  处的价格指数  $G_s = \left[ \int_0^n (p(i) T_{rs}^M)^{1-\sigma} di \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ ,  $\sigma \equiv \frac{1}{1-\rho}$ 。

生产产品需要两种生产要素:劳动力  $L$  和资本  $k$ 。在短期内,资本是一个固定的量,  $k_r^M$  以劳动力的固定成本衡量,平均工资率为  $w_r^M$ 。根据 Melitz(2003)的研究,假设生产率  $\phi_r^M$  与  $i$  一一对应,而市场是扭曲的,它通过生产时的扭曲税  $\tau_r^M > 1$  产生作用。位于区域  $r$  的企业生产一种特定产品,企业利润函数如式(2)所示:

$$\Pi = p_r^M q_r^M - C_r^M \equiv p_r^M q_r^M - w_r^M k_r^M - \frac{w_r^M \tau_r^M q_r^M}{\phi_r^M} \quad (2)$$

其中,每个企业支付固定成本  $f_e$ ;在一定时期内,市场上企业总数恒定,满足  $P_{in} n_e = \delta n$ ;  $\phi^*$  是潜在进入企业进入市场的生产率门槛,也是已存在的企业退出市场的条件,使得  $P_{in} = P\{\phi > \phi^*\}$ ;  $n_e$  为潜在进入企业的数量;  $\delta$  为已存在的企业因意外退出市场的概率;企业的生产率服从某种概率分布函数,已存在的企业和潜在进入企业分别服从  $g_{in}(\phi)$  和  $g(\phi)$ ,二者的关系满足式(3):

$$g_{in}(\phi) = \frac{g(\phi)}{1 - G(\phi^*)} \quad (3)$$

#### 2. 工资方程与价格指数方程

通过工资方程来建立劳动供给弹性与均衡的联系较为直观。为了简化分析,本文只讨论两个地区,并不失一般性地将  $n$  标准化为  $L/\mu$ ,定义区域间的贸易成本项如式(4)所示:

$$Z = \frac{1 - T_{rs}^{1-\sigma}}{1 + T_{rs}^{1-\sigma}} \quad (4)$$

两个区域间的价格指数方程和工资方程分别如式(5)和式(6)所示:

$$\begin{aligned} G_1^{1-\sigma} &= \frac{[L_1 w_1^{1-\sigma} + L_2 (w_2 T)^{1-\sigma}]}{\mu} \\ G_2^{1-\sigma} &= \frac{[L_1 (w_1 T)^{1-\sigma} + L_2 w_2^{1-\sigma}]}{\mu} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} w_1^\sigma &= \frac{\phi}{1-\rho} \frac{\mu}{q} (Y_1 G_1^{\sigma-1} + Y_2 G_2^{\sigma-1} T^{1-\sigma}) \\ w_2^\sigma &= \frac{\phi}{1-\rho} \frac{\mu}{q} (Y_1 G_1^{\sigma-1} T^{1-\sigma} + Y_2 G_2^{\sigma-1}) \end{aligned} \quad (6)$$

两个地区的对称均衡需要满足式(7)。在均衡点附近将价格指数方程和工资方程线性化，联立上述各式，可以得到式(8)：

$$1 + T^{1-\sigma} = \frac{\mu}{L} \left( \frac{G}{w} \right)^{1-\sigma} = \frac{w}{Y} \left( \frac{G}{w} \right)^{1-\sigma} \quad (7)$$

$$\left[ \frac{\sigma}{Z} + Z(1-\sigma) \right] \frac{dw}{w} + Z \frac{dL}{L} = \frac{dY}{Y} \quad (8)$$

式(8)表明在城乡融合发展水平较低的地区，二元经济特征明显， $dw$ 趋于0。在二元经济下，经济发展的结果完全转化为劳动力雇佣。

### 3. 均衡与生产率临界

接下来考察市场均衡以分析市场扭曲干扰资源配置的路径。假设短期内资本是无法调整的，<sup>①</sup>因此只需土地市场和劳动力市场出清。假设农业生产技术和市场出清条件分别满足式(9)和式(10)：

$$A = L_r^\kappa X^{1-\kappa}, \kappa \in (0, 1) \quad (9)$$

$$L_M + L_A = L \quad (10)$$

其中， $L_A$ 和 $L_M$ 分别表示农业人口和城市人口。假设农业土地实际上是不能跨部门流动的，因此农业收入可以写为 $w_A = L_A^{1-\kappa} A^{1-\kappa}$ 。根据这些分析可以得到劳动力市场均衡如式(11)所示：

$$\sum_{r=1}^R \frac{k_r^M}{\tau_r^M} (\sigma - 1) + \left[ \frac{(1-\mu)Y}{A^\mu} \right]^{\frac{1}{1-\mu}} = L \quad (11)$$

劳动力市场均衡指出了市场扭曲干扰资源优化配置的两种关键特征。式(11)表明城市部门就业因市场扭曲 $\tau_r^M$ 而下降，这意味着市场扭曲将导致农业剩余劳动力不能顺利转移。根据空间经济学的理论，市场扭曲的存在将会阻碍劳动力集聚，知识分享也会受到限制，从而阻碍创新与技术进步。但是这一分析在实证上比较难解释，因为市场扭曲 $\tau_r^M$ 与其他地区城市相关。

最优产量和总需求分别如式(12)和式(13)所示：

$$q_r^M = \frac{k_r^M \phi_r^M}{\tau_r^M} (\sigma - 1) \quad (12)$$

$$q_r^M = \mu \sum_{s=1}^R Y_s (p_r^M T_{rs}^M)^{-\sigma} G_s^{\sigma-1} T_{rs}^M \quad (13)$$

式(12)和式(13)表明过多的 $k_r^M$ 会导致运输成本 $T_{rs}^M$ 随之上升，相应增加企业进入另一个区域的难度，使高生产率企业难以获得资本。政府可能倾向于在非农部门配置更多的资本(王颂吉和白永秀, 2013)，从而导致资本错配。

<sup>①</sup> 虽然理论上对资本的流动进行建模与讨论是可行的，但是跨区域的资本流动与投资回报率的关系可能和理论预测不一致。因此，本文讨论了短期均衡的情形。



要素市场扭曲会阻碍高生产率企业的进入(盖庆恩等, 2015)。从行业总体水平来看, 名义工资变动会影响行业内资源配置状况, 即劳动力供给弹性变动影响潜在企业进入市场的门槛  $\phi^*$ 。经过推导, 企业零利润条件和企业进入市场的条件分别如式(14)和式(15)所示:

$$\tilde{\pi} = \left( \frac{\tilde{\phi}}{\phi^*} \right)^{\delta-1} w_r k_r \quad (14)$$

$$\tilde{\pi} = \frac{\delta f_e}{1 - G(\phi^*)} \quad (15)$$

一般均衡条件要求自由进入条件(FE)与垄断竞争企业零利润条件(ZCP)是无差异的, 均衡点为  $(\tilde{\pi}_1, \phi_1^*)$ , 具体如图 2 所示。当劳动力供给缺乏弹性时, 制成品的需求将更容易转化为名义工资增长, 将使得 ZCP 曲线向右移动, 使均衡点上升到  $(\tilde{\pi}_2, \phi_2^*)$ 。

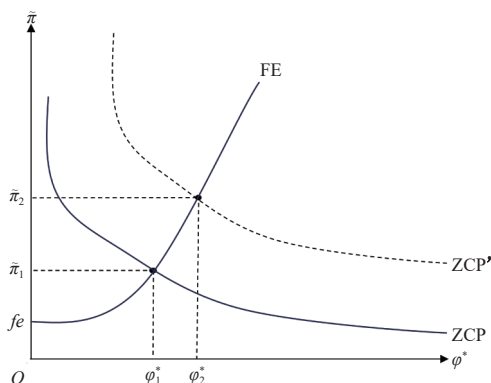


图 2 行业内一般均衡

#### (四)研究假说

本文的概念模型建立了城乡融合与资源配置之间的关系。可以发现, 不同的资源错配存在不同的机制。接下来, 本文根据理论背景和概念模型提出研究假说。

劳动力错配是指劳动力要素无法顺畅地从低效率经济部门向高效率经济部门流动(杨曦和徐扬, 2021; 吕延方等, 2024)。城乡融合影响劳动力错配存在两种潜在机制: 一方面, 这种扭曲问题将导致城市的劳动力供给偏离最优均衡点, 这不利于驱动农村人口向城市高生产率部门就业。若城乡融合发展试验区政策缓解了各种扭曲问题, 则会使得劳动力错配得到缓解。另一方面, 城乡融合的推进将直接影响生产率边界, 淘汰无效产能, 使劳动力要素流向高生产率部门, 从而缓解资源错配。

在劳动力错配越严重的地区, 劳动力流动约束越强(白俊红和刘宇英, 2018), 受扭曲的影响越大, 劳动力供给弹性更有可能处于富有弹性的阶段, 即在劳动力错配严重的情况下, 城乡融合主要是通过破除要素流动障碍来消除资源错配。相反, 在劳动力错配程度适中时, 对劳动力流动限制的扭曲并不大, 扭曲程度取决于劳动力供给弹性, 但此时城乡融合水平并不强, 所以生产力临界不易受影响, 效应不显著。而当劳动力市场趋于完善时, 供给弹性已经很低, 城乡融合的效果得到体现, 劳动力错配也得以消除。

资本错配来源于资本在部门的不同配置, 受制于投资不可逆、存在调整成本等因素(Asker等, 2014; 靳来群等, 2015)。企业无法及时优化资本要素规模, 进而导致资本要素错配(刘盛宇和尹恒, 2018), 而目前试点政策主要是利用农村集体土地获取信贷资金。因此, 在投资不可逆的状况下, 这会对资本市场造成冲击, 资本错配不会得到缓解, 甚至可能进一步加剧。

在作用渠道方面，第一，城乡融合通过“盘活”农村闲置土地，以获得推进公共服务均等化、形成特色产业所需的资金，这使得资本流向农业部门以解决农村“缺血”的问题，同时也提升了资金流的整体规模，构成缓解劳动力错配的一系列措施的基础，但也可能加剧资本错配。第二，城乡融合发展试验区的许多政策以形成产业为导向，农村特色产业的形成意味着市场产品价值可以实现。因此，城乡融合可能通过一体化物流网络、互联网基础设施与电商销售来拓宽居民收入渠道，为制成品需求传导至生产率临界和减少扭曲提供动力。具体来说，式(11)表明替代弹性 $\sigma$ 与市场扭曲 $\tau_i^m$ 的变动方向相同。替代弹性 $\sigma$ 越低，产品差异性越大，这意味着产品多样性与市场扭曲越会反向变动。第三，城乡融合发展继续推动过剩劳动力向非农行业就业，促进人口流动以缓解劳动力错配。针对人口、就业和公共服务均等化的各种举措能够促进区域内扭曲降低，促进劳动力要素流动。但是城乡融合发展试验区毕竟处于试点阶段，政策针对的是试点区域，其效应不太可能是劳动力跨区域流动所导致。具体来说，式(11)表明某个城市的扭曲与其他城市的劳动力配置状况相关，因此是否是劳动力跨域流动导致劳动力错配变动应进行作用渠道检验。综合上述分析，本文提出以下假说：

假说 1：城乡融合发展试验区政策通过电商零售和互联网基础设施缓解劳动力资源错配，并且该效应在程度最为严重和最为轻微的地区更明显。

假说 2：由于投资不可逆和存在重置成本，资本要素投入规模在短期内难以调整，城乡融合利用土地要素获取现金流的方法可能会对资本市场造成负面冲击，因此资本错配不受影响，在资本错配更为严重的地区反而可能加剧资本错配。

### 三、研究设计与数据

#### (一)模型设定

城乡融合发展试验区为探究城乡融合发展对资源错配的影响提供了机会，本文首先设定并估计了双重差分模型作为基准，如式(16)所示：

$$Y_{i,j,t} = \alpha + \gamma I\{Treat = 1\} + \widehat{\beta} controls_{i,j,t} + \lambda_i + \sigma_{j,t} + \psi_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (16)$$

其中，下标 $i$ 、 $j$ 、 $t$ 分别表示地级市、省份以及时间； $Y_{i,j,t}$ 表示被解释变量；示性函数 $I$ 表示地级市是否存在城乡融合发展试验区； $\lambda_i$ 和 $\psi_t$ 分别表示城市固定效应和时间固定效应，<sup>①</sup>城市固定效应控制了地级市不随时间变化的因素，例如文化、初始禀赋等，时间固定效应控制了不随个体变动的因素，例如宏观经济周期、央行政策等； $\sigma_{j,t}$ 表示省份 $\times$ 时间固定效应，其控制了所在省份随时间变化的因素； $\alpha$ 和 $\varepsilon_{i,j,t}$ 分别表示常数项和随机误差项； $control_{i,j,t}$ 表示控制变量。

式(16)可能存在内生性问题。某种不可观测的共同混淆因素可能影响处理组和对照组的资源错配。由于纵向历史改革对城乡融合阶段存在间接效应，而这种间接效应不应同城乡融合的直接效应区分开来。因此，本文使用因果森林方法来缓解内生性问题。因果森林方法提供了一种匹配高维协变量以构造反事实的非参数方法，在克服样本选择偏差的同时能够估计 $ATT$ 。此外，本文还补充了合成双重差分(Synthesis-Difference-in-Difference, 简称SDID)方法作为补充。SDID和因果森林方法的共同优点在于其不依赖平行趋势假设的成立，虽然SDID事件研究方法检验平行趋势的可靠性可能存在问题，但是仍旧能对假说进行检验。

本文还进行了安慰剂检验。根据检验结果，在不涉及此次试点的省份中也有历史改革试点。因此，本文首先拓展数据，将试点相邻省份的地级市也加入模型，检验试点城市周围有无空

<sup>①</sup> 下文提到 $\lambda_i$ 和 $\psi_t$ 均表示城市固定效应和时间固定效应。

间转移效应。在该检验的基础上,本文利用 11 省以外的城乡融合水平指标构造广义 DID 进一步进行安慰剂检验。在没有明显空间转移效应、非城乡融合发展试验区省份不主动报送方案的情况下,地级市的城乡融合发展水平只是历史相关改革及其他因素的结果,而与试点选择无关。因此,可以“伪造”外生冲击进行安慰剂检验。

### 1. 因果森林方法的设定

技术设置参照 Athey 等(2019)的方法,设置了 500 颗“因果树”。为保证估计一致性,使用“诚实估计”方法,该方法通过将分配给每棵“树”的子样本随机划分为两个大小均匀、不重叠的部分,一个用于“生长树”,另一个用于估计处理效应。试验区的试验对象本身就具备更好的改革条件,因此政策试点的选择并非随机的,这意味着潜在因果框架下的研究对象存在选择偏差。使用因果森林方法能够尽可能克服样本选择偏差所导致的内生性,并能够估计异质性处理效应,建立其相应的置信区间。

具体而言,对于观察数据  $(W_i, X_i, Y_i)$ ,  $W_i$  和  $X_i$  代表协变量和控制变量,  $Y_i$  代表结果变量,  $T_i$  是一个哑变量,即本文的核心解释变量,并估计式(17):

$$\hat{\theta}(x) = \operatorname{argmin}_{\theta} \sum K_x(X_i) \{Y_i - \hat{q}(X_i, W_i) - \hat{\theta}f[T_i - (X_i, W_i)]\}^2 \quad (17)$$

### 2. 合成双重差分方法

式(17)的设定表明,当选取省内相近的区域作为对照组时,如果存在平行趋势,那么能够直接使用经典的 DID 设计估计因果效应。但传统的事件研究法对论证平行趋势是不充分的(Roth, 2022)。本文进一步运用合成双重差分方法来进行检验。该方法结合了合成控制法和双重差分的优点,与传统的事件研究法相比,不仅能够更好地检查是否存在事前趋势,而且也能处理事后的一致性,即通过优化权重构造合成控制组,匹配处理前特征使之平行(Arkhangelsky 等, 2021)。本文使用合成双重差分重新估计政策效应。 $\hat{\theta}^{did}$  表示处理效应,  $\hat{\omega}^{did}$  表示优化权重,  $\alpha$ 、 $\lambda_i$ 、 $\psi_i$  的意义如上文所述,具体如式(18)所示:

$$(\hat{\theta}^{did}, \alpha, \lambda_i, \psi_i) = \operatorname{argmin}_{\hat{\theta}^{did}, \alpha, \lambda_i, \psi_i} \left[ \sum (Y_{i,t} - \alpha - \lambda_i - \psi_i \hat{\theta}^{did})^2 \hat{\omega}_i^{did} \lambda_i^{did} \right] \quad (18)$$

### 3. 安慰剂检验的设定

本文对空间转移效应进行检验,然后通过“伪造”虚拟的政策冲击进行外部安慰剂检验。

政策试点可能导致要素整体流动,从而导致观测到的效应可能只反映资源错配地理分布的改变。在这种情况下,分配处理(Treatment Assignment)违反了稳定单元处理假设(Stable Unit Treatment Value Assumption, 简称 SUTVA)。借鉴 Furman 等(2021)的设定,本文将样本拓展到相邻的省份,再将试点城市从样本中剔除,并重新将试点城市相邻的地级市赋值为 1,构造“伪造”的处理组  $I\{neighbor = 1\}$ ,即设定如下的模型:

$$Y_{i,j,t} = \alpha + \gamma I\{neighbor = 1\} + \hat{\beta} controls_{i,j,t} + \lambda_i + \sigma_{j,t} + \psi_i + \varepsilon_{i,j,t} \quad (19)$$

对于存在共同混淆因素的问题,本文进行外部安慰剂检验。在式(19)检验的基础上,利用 11 个省以外其他省份可获取的地级市面板数据,通过广义 DID 模型实施外部安慰剂检验,具体如下式所示:

$$Y_{i,j,t} = \alpha + \gamma score_i \times post_t + \hat{\beta} controls_{i,j,t} + \lambda_i + \psi_i + \sigma_{j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (20)$$

城乡融合发展试验区是由所在省报送方案,对于非城乡融合试验区的省份,该政策冲击是“自上而下”的外生冲击。如果“伪冲击”同时对所有的城市都产生了影响,只是受影响的程度



取决于城乡融合发展水平，那么在没有明显的空间转移效应的情况下，非试验区省份和城市不应该会影响资源错配。

#### 4. 异质性检验的设定

在不同程度的资源错配情况下，城乡融合发展存在不同的机制，即有异质性影响。除了分别对资本错配和劳动力错配进行讨论，本文还采用了动态面板分位数回归以探讨城乡融合对资源错配的潜在机制，如下式所示：

$$Q[Y_{it}|X_{it}] = \beta_{0,Q} + \widehat{\beta}_{1,Q}score_{it} + \widehat{\beta}_{i,Q}controls_{it} + \varepsilon_Q \quad (21)$$

其中， $Q[Y_{it}|X_{it}]$ 为样本在分位数 $Q$ 上的资源错配指数， $\widehat{\beta}_{i,Q}$ 为核心解释变量与控制变量在分位数 $Q$ 上的估计系数； $\varepsilon_Q$ 是随机误差项。

### (二) 变量

#### 1. 被解释变量

本文关注的并非要素在城市和农村两个部门的产出“等值化”问题，而是宏观层面上地区资源使用的效率。本文在评价资源错配时只考虑劳动力和资本两种生产要素。

在资源错配测量方面，借鉴陈永伟和胡伟明(2011)的方法，分别使用劳动力要素相对价格扭曲系数和资本要素相对价格扭曲系数。这一框架能够适用于多种要素的衡量，且适用于地区层面的面板数据，与使用价格扭曲这一思路的其他研究对比(王颂吉和白永秀, 2013; 刘明辉和卢飞, 2019)，这种方法不需要设定要素产出弹性，也不需要主观设定基准部门。

具体而言，劳动力错配指数和资本错配指数通过式(22)进行测算。其中， $F$ 表示某种要素； $s_i = \frac{p_i y_i}{Y}$ 表示 $y_i$ 占整个经济体产出 $Y$ 的份额； $\beta_F = \sum_i s_i \beta_{Fi}$ 表示产出加权的要素贡献值； $F_i/F$ 表示地区 $i$ 使用的要素占要素总量的实际比例； $\frac{s_i \beta_{Fi}}{\beta_F}$ 是要素有效配置时地区 $i$ 使用要素的比例。

$$\tau_{Fi} = \frac{s_i \beta_{Fi} / \beta_F}{F_i / F} - 1 \quad (22)$$

$$\begin{aligned} Y_{it} &= A K_{it}^{\beta_{Ki}} L_{it}^{\beta_{Li}} \\ Y_{it}/L_{it} &= A (K_{it}/L_{it})^{\beta_{Ki}} \end{aligned} \quad (23)$$

为了测算错配指数需要估计要素产出弹性 $\beta_{Ki}$ 和 $\beta_{Li}$ ，参照赵志耘(赵志耘等, 2006)的设定，通过规模报酬不变的CD函数进行估计，如式(23)所示，由于规模报酬不变，令 $\beta_{Ki} + \beta_{Li} = 1$ 。将式(23)两侧取对数即可得到计量方程。但代表性生产函数存在明显问题，因此加入固定效应项。参考白俊红和刘宇英(2018)的方法，在回归方程中加入个体虚拟变量以及交互项 $\beta_{Ki} \lambda_i \times \ln(K_{it}/L_{it})$ 来估计变系数模型，这样的设定使估计的产出弹性存在异质性，具体计算公式如下式所示：

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = \ln A + \beta_{Ki} \lambda_i \times \ln(K_{it}/L_{it}) + \lambda_i + \psi_i + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

$$K_{it} = I_{it} + (1 - \delta_i) K_{it-1} \quad (25)$$

其中， $Y_{it}$ 以2011年不变价格表示的实际GDP表示； $L_{it}$ 用年就业人数表示； $K_{it}$ 用各城市固定资本存量表示，使用永续盘存法计算，计算公式如式(25)所示； $I_{it}$ 表示各城市2011年不变价格的实际资本形成额；折旧率 $\delta_i$ 参考已有研究取9.6%(张军等, 2004)。

#### 2. 解释变量

在双重差分的建模框架下，处理变量 $T_i$ 为政策虚拟变量和时间虚拟变量的交叉项，即2020年后设立了城乡融合试验区的城市为1，否则为0。本文涉及的另一个解释变量为城乡融合发展水平，使用熵权法进行测算。

### 3. 机制变量

为了排除关键的替代性解释,本文根据已有研究分别使用常住人口除以户籍人口的值、公路客运量除以常住人口的值得测算了人口流动率(闫海洲, 2010; 方锦程等, 2023)。为了对作用渠道进行检验,选取了银行网点数与邮政业务总量作为现金流与电商零售发展的代理变量(戚聿东等, 2020; 黄益平和邱晗, 2021),并使用电信业务总量作为互联网发展的代理变量(戚聿东等, 2020)。

### 4. 协变量与指标体系

过往研究普遍从人口、经济、社会、生态和空间五个维度来构建城乡融合发展水平的指标体系(施建刚等, 2022; 周佳宁等, 2020)。因此,本文选取了一系列与城乡融合相关的变量作为因果森林方法的协变量,并用以测算城乡融合发展水平。

### 5. 控制变量

影响资源错配的因素有很多,包括经济发展水平、外商直接投资水平、对外开放程度、产业结构、金融发展水平和政府干预水平(靳来群等, 2015; 白俊红和刘宇英, 2018)。参考已有研究,本文分别使用人均 GDP 的自然对数、外商直接投资占 GDP 的比例、对外进出口总额占 GDP 的比例、第二和第三产业产值占 GDP 的比例、年末贷款余额与年末存款余额比例和政府支出占 GDP 比例来衡量,并将 GDP 折算至 2011 年的不变价格。

数据来源于 2012—2023 年《中国金融年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国城市建设年鉴》及各省、市统计年鉴与各级政府部门统计公报。部分缺失值采用插值法补齐,最终得到 2011—2022 年的平衡面板。<sup>①</sup>

## 四、结果分析

### (一) 基准回归

表 2 展示了式(16)的估计结果。根据表 2 列(1)结果,试验区城市的劳动力错配有所缓解,这也许是因为城乡融合导致了生产率临界上升,行业内生产效率较低的企业退出了市场。列(2)结果表明,资本错配没有受到政策的明显影响。根据列(3)和列(4)结果,可以发现,回归结果没有改变。<sup>②</sup>

表 2 基准回归的结果

	(1) $\tau^l$	(2) $\tau^k$	(3) $\tau^l$	(4) $\tau^k$
处理变量	-0.111** (0.051)	0.083 (0.071)	-0.114** (0.044)	0.100 (0.075)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份×时间固定效应			控制	控制
N	1452	1452	1440	1440
调整 $R^2$	0.929	0.932	0.939	0.931

注:\*\*\*、\*\*和\*分别为在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为聚类在地级市层面的聚类稳健标准误,列(3)和列(4)剔除了重庆市所以样本有减少,下表同。

① 受篇幅所限,省略指标体系与协变量以及主要变量的描述性统计,留存备案。

② 受篇幅所限,省略平行趋势检验结果,留存备案。

### （二）因果森林与合成双重差分

由于选择偏误和对反事实构造不成立的问题，本文使用因果森林方法，具体结果如表3所示。根据回归结果，劳动力错配与资本错配的 $ATT$ 均显著。试点政策使劳动力资源错配平均降低9.73%（ $0.0973 \approx 0.033/0.352$ ），使资本错配平均提升约24.57%（ $0.2457 \approx 0.083/0.339$ ），具有经济显著性。因此，假说1和假说2得到了验证。

表3 因果森林方法的估计结果

	(1) $\tau^l$	(2) $\tau^k$
$ATT$	-0.033*** (0.006)	0.083* (0.071)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
省份×时间固定效应	控制	控制
$N$	1452	1452

注： $ATT$ 为通过因果森林估计方法的增广逆倾向加权估计量，括号内为标准误，下表同。

针对平行趋势可能不成立的问题，本文使用SDID进行进一步检验。SDID的事件研究法支持了平行趋势，<sup>①</sup>经过聚合得到的处理效应如表4所示，系数显著性以及方向与表2一致。劳动力错配的系数大小同因果森林方法的结果比较接近，这也反映了因果森林方法的优点。

表4 合成双重差分

	(1) $\tau^l$	(2) $\tau^k$
$ATT$	-0.044*** (0.016)	0.028 (0.024)
$N$	1452	1452

注：括号内为bootstrap计算得到的标准误。

### （三）稳健性分析<sup>②</sup>

首先，应用双重差分要求处理组和控制组是稳定的。要素流动性可能产生空间转移效应，违反了稳定单元处理假设(SUTVA)。其次，可能存在共同混淆因素，本文在空间转移效应基础上进行外部安慰剂检验。最后，对因果森林方法的模型设定进行检验。模型参数设定偏误可能会对估计结果有所影响，参数设置和不同的估计器都可能会改变结果。

#### 1. 空间转移效应与安慰剂检验

本文进行空间转移效应与安慰剂检验，通过“伪造”处理组检验是否存在空间转移效应。空间转移效应的检验结果显示系数并不显著，即不存在很明显的空间转移效应，对邻近区域没有明显的作用，满足稳定单元处理假设(SUTVA)。在这一结果的基础上，通过广义DID检验所有城市都受到政策冲击，政策冲击大小取决于当地城乡融合水平的情形。根据“伪政策”冲击的安慰剂检验的结果，劳动力错配和资本错配均不显著，因此这些结果通过了安慰剂检验。

① 受篇幅所限，省略事件研究法结果，留存备索。

② 受篇幅所限，省略稳健性检验结果，留存备索。

## 2. 因果森林方法的稳健性检验

为避免模型设定偏误对结论产生影响,本文借鉴已有研究来验证结论的稳健性(张涛和李均超,2023)。本文更改了因果森林的样本分割比,探究超参数设置对本文结论的可能影响。另外,本文还更换机器学习算法,将先前用作预测的随机森林算法更换为 LASSO 以及梯度算法来探究不同算法对本文结论的影响。根据回归结果,表 3 的结果基本没有改变,因此模型设定偏误并不会改变本文的结论。

### (四)进一步讨论

#### 1. 不同资源错配水平的异质性影响<sup>①</sup>

前文的分析表明,城乡融合发展会缓解资源错配。那么对于不同资源错配的地区是否存在差异呢?本文在五分位点上进行面板分位数回归。对于劳动力错配问题,两侧的样本有着显著的下降,和此前的预期一致。对于接近中位数的样本,效果变得不显著,这也符合预期。结果还表明对于中位数右侧的样本,劳动力供给和名义工资不会相互影响,从而导致高生产率企业无法通过工资吸引劳动力向高生产率部门迁移。对于资本错配而言,由于企业无法根据冲击及时调整资本要素规模,所以资本错配反而有所加剧。在资本市场错配最严重的地区,市场配置资源的能力更弱,因此负面影响更大,与预期结果一致。综上所述,劳动力错配和资本错配的不同效果得到验证。

#### 2. 作用渠道检验

本文对作用渠道进行检验。第一,城乡融合通过“盘活”土地要素获取现金流,但由于投资不可逆,反而可能放大资本错配,参考此前研究,本文通过银行网点数构建现金流的指标;第二,城乡融合通过推动构建一体化的物流网络与电商销售实现产品价值,本文以邮政业务总量和电信业务总量作为物流和互联网发展的代理变量;第三,城乡融合通过劳动力要素流动缓解劳动力错配问题,但这不太可能是劳动力跨区域流动的结果,本文在一定程度上排除了跨区域流动的替代性解释。根据江艇(2022)的研究,本文采用因果森林方法检验作用渠道。

表 5 展示了作用渠道检验的结果。列(1)、列(2)结果表明,城乡融合试验区政策促进了资金流通,使总现金流和农业现金流得到提升。列(3)、列(4)展示了关于电商零售业和互联网发展的检验结果,可以发现,系数显著为正,这支持了理论分析中提出的作用渠道。列(5)、列(6)展示了对两个跨区域人口流动指标的检验结果。根据估计结果,城乡融合试验区政策并未引起显著的跨区域劳动力流动。这些检验排除了跨区域劳动力流动的替代性解释,因此假说 1 和假说 2 得到论证。

表 5 作用渠道检验

	(1)现金流	(2)农业现金流	(3)邮政业务总量	(4)电信业务总量	(5)常住人口/户籍人口	(6)公路客运量/常住人口
<i>ATT</i>	0.070*** (0.013)	0.040*** (0.015)	0.260*** (0.030)	0.094*** (0.015)	0.004 (0.007)	-1.395*** (0.171)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份×时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1452	1452	1452	1452	1452	1452

① 受篇幅所限,省略图表分析,留存备索。

## 五、结 论

城乡二元结构可能限制市场机制配置资源的能力，从而加剧资源错配。本文探究了城乡融合改善资源错配的理论路径，利用城乡融合试验区政策试点，使用因果森林方法对城乡融合政策效果进行了评估。研究结论如下：第一，城乡融合发展试验区通过特色产业和城乡一体化互联网基础设施规划，缓解了劳动力市场分割问题，拓展了居民收入渠道，从而有效缓解了劳动力错配。这种改善效应在劳动力错配较高和较低的区域表现更为显著，在劳动力错配较高的地区，其促使劳动力配置接近均衡状态；在劳动力错配较低的地区，其完善了劳动力市场。第二，受资本要素重置成本的制约，在城乡融合进程中土地要素资本化带来的短期现金流冲击未能改善资本配置效率。资本错配未呈现显著变化，并且在资本错配较严重的地区，土地要素的短期套现行为反而产生了负向效应。

本文结论对于推进城乡融合发展有一定的政策启示：第一，建立统一的城乡劳动力市场。在缓解市场扭曲方面，可以建立新型职业农民职称和城镇技能等级的转换体系，建立数字化技能认证机制，将各类乡村职称对应城镇技工资格，进行职业培训和技能证书认证，从而优化城乡人力资源配置。目前各试验区在“盘活”土地要素方面取得了一定成效，可以探索新的资金利用模式。在收入分配和权益方面，要及时关注劳动力供给的变化，加快灵活就业人员等新型劳动保障条例的设立，将直播助农、乡村物流等新业态纳入其中。第二，发挥政府引导性的作用，进一步引导和发挥市场配置资源的效果。应建立信息披露和评估机制，实时调整土地、自然资源权益和定价信息，并构建统一的交易平台。应推出适应性政策，引导企业动态优化资本规模，设立资本引导基金，发挥政府资金的杠杆作用，将闲置土地转化为资本。另外，应探索产业质押融资模式，缓解农业经营“担保难”的问题。第三，应当根据不同地区生产要素投入和要素流动情况来制定政策，并基于各城市要素禀赋和产业情况来利用乡村资源。

### 主要参考文献：

- [1]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,(1):60-78.
- [2]蔡昉.中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J].经济研究,2017,(7):4-17.
- [3]蔡昉,都阳,王美艳.户籍制度与劳动力市场保护[J].经济研究,2001,(12):41-49.
- [4]陈永伟,胡伟民.价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J].经济学(季刊),2011,(4):1401-1422.
- [5]程杰,朱钰凤.劳动供给弹性估计:理解新时期中国劳动力市场转变[J].世界经济,2021,(8):28-54.
- [6]方锦程,刘颖,高昊宇,等.公共数据开放能否促进区域协调发展?——来自政府数据平台上线的准自然实验[J].管理世界,2023,(9):124-142.
- [7]盖庆恩,朱喜,程名望,等.要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J].经济研究,2015,(5):61-75.
- [8]高帆.数字经济如何影响了城乡结构转化?[J].天津社会科学,2021,(5):131-140.
- [9]高慧智.生态资本化:城乡融合的第三次循环[J].城市规划,2022,(7):35-45.
- [10]何英华.户籍制度松紧程度的一个衡量[J].经济学(季刊),2004,(S1):99-123.
- [11]黄益平,邱晗.大科技信贷:一个新的信用风险管理框架[J].管理世界,2021,(2):12-21.
- [12]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022,(5):100-120.
- [13]金成武.中国城乡融合发展与理论融合——兼谈当代发展经济学理论的批判借鉴[J].经济研究,2019,(8):183-197.
- [14]靳来群,林金忠,丁诗诗.行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响[J].中国工业经济,2015,(4):31-43.



- [15]李兰冰,刘秉镰.“十四五”时期中国区域经济发展的重大问题展望[J].管理世界,2020,(5):36-51.
- [16]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,(2):146-155.
- [17]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,(2):33-46.
- [18]刘盛宇,尹恒.资本调整成本及其对资本错配的影响:基于生产率波动的分析[J].中国工业经济,2018,(3):24-43.
- [19]陆铭,楼帅舟,李鹏飞.大国的城乡融合:城市化和相关改革的进展与问题[J].中央财经大学学报,2023,(12):101-107.
- [20]吕延方,项云,王冬.数字服务投入、行业竞争程度与劳动力要素错配[J].经济学动态,2024,(5):19-36.
- [21]马晓河,杨祥雪.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[J].农业经济问题,2023,(1):4-17.
- [22]潘越,杜小敏.劳动力流动、工业化进程与区域经济增长——基于非参数可加模型的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2010,(5):34-48.
- [23]戚聿东,刘翠花,丁述磊.数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J].经济学动态,2020,(11):17-35.
- [24]施建刚,段锴丰,吴光东.长三角地区城乡融合发展水平测度及其时空特征分析[J].同济大学学报(社会科学版),2022,(1):78-89.
- [25]宋马林,金恒振.地方保护、资源错配与环境福利绩效[J].经济研究,2016,(12):47-61.
- [26]王颂吉,白永秀.城乡要素错配与中国二元经济结构转化滞后:理论与实证研究[J].中国工业经济,2013,(7):31-43.
- [27]闫海洲.长三角地区产业结构高级化及影响因素[J].财经科学,2010,(12):50-57.
- [28]杨曦,徐扬.行业间要素错配、对外贸易与中国实际 GDP 变动[J].经济研究,2021,(6):58-75.
- [29]杨新铭,刘洪愧.要素资源错配、供给效率与全国统一大市场建设[J].求是学刊,2022,(6):40-50.
- [30]姚毓春,袁礼,董直庆.劳动力与资本错配效应:来自十九个行业的经验证据[J].经济学动态,2014,(6):69-77.
- [31]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,(7):4-17.
- [32]张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004,(10):35-44.
- [33]张涛,李均超.网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距——基于双重机器学习的因果推断[J].数量经济技术经济研究,2023,(4):113-135.
- [34]赵志耘,刘晓路,吕冰洋.中国要素产出弹性估计[J].经济理论与经济管理,2006,(6):5-11.
- [35]周佳宁,邹伟,秦富仓.等值化理念下中国城乡融合多维审视及影响因素[J].地理研究,2020,(8):1836-1851.
- [36]Arkhangelsky D, Athey S, Hirshberg D A, et al. Synthetic difference-in-differences[J]. [American Economic Review](#), 2021, 111(12):4088-4118.
- [37]Asker J, Collard-Wexler A, De Loecker J. Dynamic inputs and resource (mis) allocation[J]. [Journal of Political Economy](#), 2014, 122(5):1013-1063.
- [38]Athey S, Tibshirani J, Wager S. Generalized random forests[J]. [Annals of Statistics](#), 2019, 47(2):1148-1178.
- [39]Furman J L, Nagler M, Watzinger M. Disclosure and subsequent innovation: Evidence from the patent depository library program[J]. [American Economic Journal: Economic Policy](#), 2021, 13(4):239-270.
- [40]Greenwood J, Sanchez J M, Wang C. Quantifying the impact of financial development on economic development[J]. [Review of Economic Dynamics](#), 2013, 16(1):194-215.
- [41]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. [Quarterly Journal of Economics](#), 2009, 124(4):1403-1448.

- [42]Krugman P. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 483–499.
- [43]Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695–1725.
- [44]Roth J. Pretest with caution: Event-study estimates after testing for parallel trends[J]. *American Economic Review: Insights*, 2022, 4(3): 305–322.

## How does Urban-Rural Integration Correct Resource Misallocation? Evidence from National Pilot Zones for Integrated Urban-Rural Development

Duan Kaifeng, Wang Ning, Zheng Xuhui, Chi Biqing

(School of Management and Economics, Fuzhou University, Fuzhou 350108, China)

**Summary:** Promoting the two-way flow of factors and achieving urban-rural integration is crucial in promoting the rational allocation of resources and narrowing the urban-rural gap. This paper constructs a conceptual model and empirically examines the impact of urban-rural integration on resource misallocation. It starts from the classic theories of development economics to sort out the logical mechanism of urban-rural integration in alleviating market distortions and improving resource allocation. Based on the panel data of prefecture-level cities in 11 provinces including National Pilot Zones for Integrated Urban-Rural Development, this paper calculates the resource misallocation index, applies Causal Forest and Synthetic DID to evaluate the impact of integrated urban-rural development on resource misallocation, and uses quantile regression to explore the heterogeneous impact.

The results show that this policy mainly alleviates labor misallocation but not capital misallocation. The alleviation in labor misallocation exhibits significant heterogeneity, primarily manifested in the most severe areas and the least severe areas. Channels of the effect on labor misallocation are mainly reflected in the emergence of new economic sectors and the improvement of Internet infrastructure. However, channels of the effect on capital misallocation are mainly due to irreversible investment, so the use of idle land to obtain funds will form a shock. The test also rules out the alternative explanation of cross-regional population mobility.

The contributions of this paper are as follows: First, from the perspective of urban-rural integration, it establishes a connection between resource allocation and the urban-rural relationship, investigating the empirical evidence of the integrated urban-rural development mechanism in alleviating resource misallocation. Second, based on the urban-rural characteristics implied by the supply elastic of labor factors, it constructs a mathematical model including the correlation between integrated urban-rural development, market distortion effects, and resource misallocation, extending the traditional resource misallocation research to the field of urban-rural relations. Third, it integrates machine learning technology into the identification strategy to effectively mitigate interference from endogeneity bias in empirical results.

**Key words:** urban-rural integration; resource misallocation; casual forest; DID; factor mobility

(责任编辑 顾 坚)