

【农村社会发展】

均衡视角下东西部协作与县域经济高质量发展

——以脱贫攻坚时期结对帮扶为例

邹璠,周力*

(南京农业大学 经济管理学院,南京 210095)

摘 要:作为脱贫攻坚时期的特色制度安排,东西部协作在实现“先富帮助后富”、促进区域均衡发展中发挥了重要作用。为此,基于 2013—2020 年县域配对面板数据,将 2016 年“携手奔小康”县域结对帮扶行动视作准自然实验,通过测算传统全要素生产率和绿色全要素生产率指标,综合评价东西部协作对县域高质量均衡发展的影响效果。研究发现:(1)东西部协作显著缩小了协作双方的全要素生产率差距,但资源与环境约束后,东西部协作的效果不再显著;(2)东西部协作通过促进跨区域要素流动和产业转移、缩小县域间技术创新和人力资本差距,进而缩小了县域发展差距,但产业转移过程中的潜在污染排放转移效应,也对以绿色可持续为导向的县域均衡发展产生了阻碍;(3)当协作双方的初始经济距离越大、产业结构越接近时,政策效果越明显。建议继续坚持实施东西部协作,制定差异化的结对帮扶措施,注重欠发达地区的绿色可持续发展,并修订完善多维考核体系。

关键词:东西部协作;经济高质量发展;区域均衡;县域配对

中图分类号:F061.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2023)06-0077-14

一、引言

高质量发展是实现共同富裕的基本前提和必然路径。作为城市经济与农村经济间的重要纽带,县域经济涵盖了我国广大农村地区且占据约 40% 的经济总量,无疑成为推动我国高质量发展的新着力点。然而,由于资源禀赋的差异以及市场化改革产生的贫富循环累积因果效应,长期以来我国欠发达地区与发达地区间的县域经济差距明显,与新发展阶段的需求不相适应^[1]。实现县域均衡发展,不仅要加强欠发达地区的能力建设,更要充分发挥发达地区对欠发达地区的带动作用。特别是在经济由追求数量和速度转向追求质量和可持续发展的新要求下,通过互惠共赢,帮助欠发达县域走出一条经济效益和生态效益并存的高质量发展道路^[2]。

东西部协作是我国一项代表性的对口支援制度,旨在提升欠发达地区生产力、解决区域非均衡发展问题。该政策与扶贫开发相结合,于 1996 年正式启动,最初由东部 9 省 4 市与西部 10 省开展一一对应的大规模结对帮扶,以及各地对西藏进行支援^①。在政府的统一安排下,发达地

收稿日期:2022-07-15

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新时代我国农村贫困性质变化及 2020 年后反贫困政策研究”(19ZDA117);国家自然科学基金应急项目“脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的政策体系研究”(72141011)

作者简介:邹璠,女,南京农业大学经济管理学院博士生;周力(通信作者),男,南京农业大学经济管理学院教授,博士生导师。

① 东西部协作分为“扶贫协作”与“对口支援”。“扶贫协作”关系包括北京帮内蒙古,天津帮甘肃,上海帮云南,广东帮广西,江苏帮陕西,浙江帮四川,山东帮新疆,辽宁帮青海,福建帮宁夏,深圳、青岛、大连、宁波帮贵州;“对口支援”指全国各地对口支援西藏。资料来源:1996 年国务院扶贫开发领导小组《关于组织经济较发达地区与经济欠发达地区开展扶贫协作的报告》。

区与欠发达地区突破行政边界,开展财政转移、产业援助、劳务输送等。东西部协作在脱贫攻坚时期得到全面创新与深化,其中最为突出的变化是形成了以“携手奔小康”行动为主题的县级结对体系^[3]。随着2016年新一轮东西部协作工作部署,343个东部经济强县与西部573个贫困县进行“结对子”帮扶。与城市相比,县域的空间及人口规模更小、要素结构更为单一,专业化的生产与服务引致县域间分工与协作^[4]。那么,对于实现县域均衡发展的目标,东西部协作具有怎样的贡献?是否能够有效弥合东西部发展差距,促进优势互补、利益共享的县域经济高质量发展态势?

目前学界围绕东西部协作的涵义和政策效果等展开了一系列探讨。在基本内涵方面,东西部协作多以区域性援助政策^[5]或横向财政转移支付^[6]的形式存在。王禹滢^[7]指出,东西部协作是一种通过政治权力机制,统筹调度不同区域协作并发挥各方优势,从而实现资源定向再配置、区域平衡发展的政府行为;伍文中^[8]则将东西部协作视为中央对地方纵向财政转移的有益补充。同时,东西部协作属于跨区域“飞地经济”协作,即发展存在落差的地区间通过资源互补和经济开发实现理想均衡状态^[9]。关于东西部协作的经济效果,多数研究肯定了其在推动发达地区发挥溢出效应、带动欠发达地区发展上的积极作用^[3,5,7],并从跨区域转移支付^[6,8]、公共投资^[10]和产业转移^[2]等出发讨论作用发挥的途径。既有文献大部分采用定性方式,少数定量评估政策效应的研究仅关注对口援疆^[10]或援藏^[11]等局部帮扶关系,落脚点也未涉及高质量发展的核心要义。

本文将从区域均衡的视角出发,实证分析东西部协作在县域经济高质量发展中的作用。在研究对象上,本文关注脱贫攻坚时期的“携手奔小康”县域结对帮扶行动。除结对主体由省、市下沉至县级以外,该时期的政策范围、动员规模以及帮扶措施都得到了拓展与强化^①。例如,2016年东西部省级主要党政领导互访对接次数是2015年的3倍,东西部互派优秀挂职干部的数量较2015年大幅度增长^[12]。2016年,东西部协作政府援助资金达29.3亿元,是上一年的2倍,2018年更是增长至177.6亿元^②。该时期还引入了规范、刚性的目标考核机制,通过定期督导和评估,使该项工作由“软约束”转变为国家脱贫攻坚任务中的“硬约束”^[7]。在具体量化上,全要素生产率被认为是解释区域经济差距的有力工具^[13]。高质量发展的核心源泉是提升全要素生产率^③。进一步地,经济发展质量还与可持续发展的经济发展方式息息相关,越来越多的研究采用纳入资源与环境约束的绿色全要素生产率指标^[14]。为此本文将传统全要素生产率和绿色全要素生产率作为县域经济发展质量的衡量依据。

本文的研究结果显示,东西部协作存在多维复合的影响:一方面,县域结对帮扶有效降低了资源流动壁垒,有利于优化欠发达地区的要素和产业结构,实现均衡发展;另一方面,欠发达地区相对较低的环境要求标准造成了选择性的产业转移效应。考虑到资源环境因素后,东西部协作反而未能缩小以绿色发展为目标的区域差距。本文可能存在如下边际贡献:第一,本文聚焦于县域层面,通过使用2013—2020年县域配对面板数据系统评估我国横向跨区域协作在促进县域均衡发展中的作用,从更加细微的区域尺度为实现经济高质量发展提供新视角;第二,本文采用传统全要素生产率和绿色全要素生产率指标来测度政策促进县域发展质量提升的效果,并通过县域差距来反映经济发展质量的均衡程度,相比以往研究仅关注GDP水平,更能够体现效率与公平兼顾、经济与生态耦合的发展理念;第三,本文在统一框架下探讨了东西部协作对县域经济高质量均衡发展的作用渠道,支持了要素流动、产业转移及智力资本积累的路径作用。

① 2016年省、市层面的结对范围得到扩大,由东部9省13市结对帮扶中西部15省22市。资料来源:国务院《关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见》。

② 资料来源:2021年《中国扶贫开发年鉴》。

③ 党的二十大报告指出,“要坚持以推动高质量发展为主题……着力提高全要素生产率”。

二、理论分析

(一) 东西部协作与县域高质量均衡发展

新古典经济增长理论认为,要素自由流动、产品自由贸易以及技术溢出是实现区域经济均衡发展的重要条件^[15]。但由于市场机制下的资本逐利性,欠发达地区往往难以吸引外部投资以及优质资源,从而陷入贫困的恶性循环。东西部协作的核心作用在于以国家意志介入生产要素配置过程,解决特定时期的资源空间失衡^[7]。在这一过程中,生产要素的跨区域流动有助于优化地区要素禀赋结构,使各地结合比较优势来调整经济与产业结构^[16]。从效率机制来看,我国西部欠发达县域要素禀赋结构欠佳。当县域要素短板问题得到缓解时,原本由于缺少或剩余某一要素而无法参与生产活动的闲置要素被激发,从而提高生产效率;从价格机制来看,欠发达县域往往存在大量剩余劳动力,要素价格偏离边际产出,较低的要素成本促使企业密集地使用中低技能劳动力生产,而进行技术创新并提升生产效率的动力不足。在东西部协作的作用下,协作双方的人力、物力、财力、信息等资源的流动壁垒以及市场主体间的交易成本都大大降低,欠发达地区的创新水平也通过技术溢出和示范效应得以提高,从而使得县域发展差距缩小。具体而言,东西部协作从以下三方面助推县域经济高质量均衡发展:

第一,东西部协作通过财政转移和产业投资,改善了欠发达地区发展生产的物质资本稀缺问题^[8]。资本要素是区域经济社会生产的基础。我国西部县域的发展水平相对落后,普遍处于资本积累的初期阶段。打破贫困的恶性循环首先是必要的初始资金,然而仅靠欠发达地区的财政自给难以达到产业发展所需的最低规模^[5]。欠发达县域长期以来以农业为主导、缺少完善的产业链。东西部协作通过产业转移、分工与合作,并配以公共设施提供、税收优惠和贷款贴息等政策^①,打破了县域间的经济活动边界。资本流入破解了被帮扶县域的资本瓶颈,显著提高生产规模与效率,并带动其他经济资源的同步流动与集聚,进而缩小县域间的经济发展质量差距。

第二,东西部协作中的劳务对接协作推动了劳动力的跨区域流动。二元经济理论模型描述了在一定发展阶段,农业部门的剩余劳动力流向工业部门或城市能够提升经济效率。在兼顾双方企业劳动力需求的基础上,东部帮扶县通过职业定向指导、技能培训等方式降低被帮扶县的劳动力就业搜寻、匹配成本,为广大农村剩余劳动人口提供非农就业渠道^[11]。欠发达地区的自然资源(如土地、矿产、旅游资源等)通常是一定的,人口流出能够提高留守居民的人均资源拥有量^[17]。因此,劳动力要素的重新配置既有利于满足东部县域的用工需求,又提高了欠发达县域的劳动边际产出,促进均衡的经济高质量发展。

第三,东西部协作通过科技和人才交流,促进知识、信息、技术、人才和管理经验等先进要素注入欠发达县域。根据内生增长理论,人力资本积累和技术进步是实现区域经济长期高质量增长的重要因素,地区间的经济发展只有在技术水平一致时才具有收敛性^[18]。东西部协作不仅是简单的产业搬迁,更是技术转移与知识扩散的突破口^②。协作双方间的学习合作有利于降低被帮扶县的技术引进和模仿成本。地区经济发展本质上是伴随技术创新与溢出而产业结构升级的过程。通过将帮扶县域的先进生产技术同被帮扶县域的比较优势相结合,欠发达县域的自然与人文资源优势有效转化为经济收益,促进本地技术升级和生产率进步。东西部协作还高度重视人力资本的培育和积累,通过领导干部双向挂职、教育帮扶等方式,优化欠发达县域人力资

① 2016—2020年,东部地区先后投入779.9亿元财政资金,累计吸引企业实际投资总额8654亿元。资料来源:2021年《中国扶贫开发年鉴》。

② 通过建立稳定的产学研创新合作网络,协作双方的企业、高校、政府等主体开展了更多深层次、全方位的学习合作。同时,帮扶县派出挂职干部和专业技术人员前往欠发达地区,被帮扶县的干部和专业技术人才也会到东部地区进行交流学习。

本结构,提升长期内生发展能力^[3]。

(二) 考虑环境因素下的政策效应

考虑到资源与环境因素后,东西部协作对于县域高质量均衡发展的影响可能机遇与挑战并存:一方面,东西部协作为欠发达地区承接东部产业提供了积极条件,这些转移产业中不乏技术密集型和附加值的新兴产业,能够提高被帮扶县域采用先进技术企业的比例。产业结构的高度化与合理化有利于资源与空间的有效利用,缓解县域生态环境保护与经济发展之间的矛盾。进一步地,东西部协作带来的人力资本拉动效应和知识外溢效应也有助于欠发达地区的绿色技术创新。在科技、人才协作中,发达县域的先进绿色生产技术自然辐射到欠发达县域,为其清洁生产和绿色化改造升级提供重要支撑,使得欠发达县域由过去依赖自然资源的传统粗放生产方式向依靠技术创新驱动转变。

另一方面,出于经济考虑,欠发达地区也可能承接帮扶县生产负外部性高的产业,反而阻碍了以绿色可持续为导向的高质量均衡发展。当存在环境行为时,企业的转移条件为转移成本^①小于其在两地间的治污成本之差^②。根据“污染天堂假说”,经济发展水平越高的地区环境规制力度越强,因而污染密集度越高的企业,越容易转移至欠发达地区获得治污成本节约。既有研究发现,我国的跨区域协作由于降低了产业的转移成本,进而导致污染行业的空间转移^[19]。当前的东西部协作考核机制强调“落地投产企业个数、实际到位投资额和吸纳就业数量”等,这些都未纳入绿色发展相关指标,使得欠发达县域对于产业的选择往往缺乏长期规划。东部帮扶县率先转出的企业中不少属于高耗能、高污染产业,造成了区域间的污染排放转移。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文采用 2013—2020 年的县域配对面板数据,选取 2013 年为起始年份是因为当年开始实施精准扶贫,东西部协作中的很多被帮扶县 2013 年后都被划入了国家级贫困县而得到重点扶持。为了剥离同期政策的冲击,仅选取精准扶贫实施后的年份有助于识别出新一轮东西部协作的净效应。选取 2020 年为截止年份是因为我国的脱贫攻坚战于 2020 年底取得全面胜利,之后国家对东西部结对关系进行了调整。县域数据主要来源于历年《中国县域统计年鉴》和各省份、地级市的统计年鉴^③。东西部县域结对关系来源于中央政府部门网站信息^④。人口密度来自 LandScan 全球人口动态统计分析数据库。专利授权数量来自国家知识产权局的专利数据库。PM_{2.5}与二氧化碳排放量分别来自达尔豪斯大学大气成分分析组和 NGDC 数据。考虑到存在通货膨胀的影响,参考 Li 等^[20]、张国建等^[21]的做法,本文以 2013 年为基期,使用省级价格指数(CPI)来调整所有名义变量。本文对所有连续变量进行了 1%的缩尾处理,并剔除了主要变量缺失的样本。最终保留了数据完整的 342 个配对组,使用共 2736 个年度样本的平衡面板数据进行回归。表 1 报告了各变量的描述性统计特征。

① 包括整体搬迁成本、新建厂房成本、装置成本、配套设施成本以及其他市场风险成本等。

② 假定企业在转入地和转出地面临相同的产品价格与要素价格。

③ 各地的统计年鉴来源于中国经济与社会发展统计数据库、地方政府部门官网。

④ 国家乡村振兴局, http://nrta.gov.cn/art/2017/1/6/art_624_58181.html, 2017; 中国政府网, http://www.gov.cn/gongbao/content/2017/content_5156730.htm, 2016。

表 1 变量名称及描述性统计

变量名称	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值
传统生产率差距	传统全要素生产率差距的绝对值	0.284	0.246	0.003	1.509
绿色生产率差距	绿色全要素生产率差距的绝对值	0.226	0.226	0.003	1.124
存在协作关系	1=2016 年及之后存在协作关系	0.313	0.464	0	1
产业结构差距	二三产业产值占比差距的绝对值	0.146	0.096	0.005	0.410
政府规模差距	公共预算支出占比差距的绝对值	0.420	0.327	0.003	1.427
对外开放差距	外商投资额占比差距的绝对值	0.025	0.033	0	0.171
金融发展差距	金融机构贷款余额占比差距的绝对值	0.449	0.374	0.006	1.596
居民储蓄差距	居民储蓄存款余额占比差距的绝对值	0.339	0.280	0.006	1.237
人口密度差距	人口密度差距的绝对值(百人/km ²)	6.371	5.530	0.070	26.73
基础设施差距	公路里程差距的绝对值(km/km ²)	0.776	0.462	0.010	1.753
所在市存在协作关系	1=所在地级市当年存在协作关系	0.381	0.486	0	1

(二) 变量定义

1.被解释变量。高质量发展的度量需要体现“高效”“公平”“可持续”要求。既有研究选用全要素生产率以及纳入环境因素的绿色全要素生产率来测度经济发展质量。基于此,本文采用县域间传统全要素生产率差距与绿色全要素生产率差距来衡量县域高质量发展的均衡水平^①,以同时涵盖“高效”(生产效率)、“公平”(区域差距)和“可持续”(绿色发展)要求。传统全要素生产率和绿色全要素生产率分别采用 DEA-Malmquist 指数、SBM-GML 指数测算。产出指标包括:(1)期望产出为县域实际生产总值(GDP);(2)非期望产出为县域 PM_{2.5}排放量和二氧化碳排放量^②。投入指标包括:(1)资本投入,以 2012 年为基期采用永续盘存法对县域各年固定资本存量进行核算^③,其中折旧率参照吴延瑞^[24]提供的县域所在省份折旧率计算;(2)劳动投入,采用年末社会从业人数。传统全要素生产率与绿色全要素生产率测算的区别在于是否考虑非期望产出。全要素生产率假设基期 2012 年的水平值为 1,各年份的水平值由生产率指数累乘得到。

2.核心解释变量。本文根据国家乡村振兴局公布的“携手奔小康”结对关系表,将 2016 年东西部县域结对帮扶作为政策冲击。核心解释变量为两县域在样本期间是否存在协作关系的虚拟变量与协作实施前后的虚拟变量的交互项。当配对组两县相互达成协作关系的当年及以后,该变量取值为 1。

3.控制变量。(1)产业结构差距。县域产业结构升级有助于提高全要素生产率,采用二三产业产值占 GDP 比重的差距来衡量产业结构。(2)政府规模差距。政府规模扩大可能源于地方政府过度追求经济绩效,从而导致地区的资源配置效率难以提高^[25]。选取一般公共预算支出与 GDP 的比值来衡量政府规模。(3)对外开放差距。外商投资的流入会带来技术溢出效应,也有可能带来“污染天堂”现象。选取实际利用外商投资额与 GDP 的比值来衡量对外开放程度。(4)金融发展差距。金融发展可以促使资金优化配置,推动企业技术进步,从而对全要素生产率产生影响。选取年末金融机构各项贷款余额与 GDP 的比值衡量金融发展水平。(5)居民储蓄差距。储蓄可以通过转化为投资,进而提高县域全要素生产率,选取居民储蓄存款余额

① 样本数据显示,我国西部地区传统全要素生产率和绿色全要素生产率水平均落后于东部地区,这与王兵和刘光天^[22]、孙亚男和杨名彦^[23]研究结果一致。2013—2020 年,西部县域的传统全要素生产率和绿色全要素生产率分别为 0.983 和 1.025,东部县域的传统全要素生产率和绿色全要素生产率分别为 1.04 和 1.091。

② 由于数据可获得性,难以获取县级层面的工业废水排放量、工业二氧化硫排放量、氮氧化物排放量等污染指标。

③ 永续盘存法具体公式为: $k_{it}=k_{it-1}(1-\delta_i)+I_{it}$,其中, k_{it} 表示 i 县 t 期的资本存量, I_{it} 表示 i 县 t 期的固定资产投资额。

与 GDP 的比值衡量居民储蓄水平。(6)人口密度差距。一方面,人口越稠密的地区,劳动力供给规模越大,劳动力价格降低,能够减少新建企业的用工成本。另一方面,人口密度的增加可能影响县域的环境承载力,例如使污染物排放量增加。(7)基础设施差距。基础设施建设越完善,要素流动流程越低,从而可以提高生产效率。本文选取县域每平方公里内公路里程长度作为替代指标。(8)相关政策。在考察样本期间,中央政策虽开始探索县级的协作帮扶,但同时维持了省、市层面的结对协作。其中,省份层面的协作在样本期间基本无变动,可通过地区固定效应控制。本文控制了配对两县当年所在地级市以是否存在结对协作的虚拟变量。

(三) 模型设定

本文选取 2016 年新一轮东西部协作中的“携手奔小康”县域结对帮扶行动作为政策冲击,并基于不同县域两两配对的样本数据进行分析。为了准确识别出政策对协作两地间经济发展质量差距的净效应,本文采用 Heckman 等^[26]提出的 PSM-DID 方法,估计东西部协作对配对县域全要素生产率差距的影响。本文将存在协作关系的帮扶县与被帮扶县的配对样本作为处理组。选择对照组时应认识到协作双方的确定并非随机产生,而是取决于其经济社会发展的差距。匹配对照组的思路为:基于每个处理配对组保持其东部帮扶县不变,在所有未被帮扶的其他县域中,找出政策实施前在经济特征上与该处理组中被帮扶县尽可能相似的县,使得处理组的双方和对照组的双方除了是否存在协作关系,其余差距相近。

据此,本文参考张彬斌^[27]的思路,依据以下步骤筛选对照组:首先,在剔除重要变量缺失的县域样本后,最初样本包含 216 组东西部协作县域。我们将与国家确立协作关系标准高度相关的经济指标——“人均 GDP”和“农村人均可支配收入”作为初步筛选依据,根据处理组中被帮扶县初期连续三年(2013—2015 年,政策实施前)的取值范围,挑选出满足该取值范围的中西部非被帮扶县域,共包含 978 个县。其次,根据处理组被帮扶县初期经济、财政、人口、金融、基础设施以及地形等方面的指标,利用 PSM 方法进行 1:1 最邻近匹配,在上一步骤的初选组中筛选出分别与每个被帮扶县社会发展水平最为接近的非被帮扶县。为了避免政策效应对匹配结果产生影响,本文将匹配时间节点选择在政策实施之前的 2015 年^①。最后,将这些非帮扶县与对应处理组中的东部帮扶县结合,形成对照配对样本。最终确定的处理组和对照组均包含 171 个配对县域。计量模型如下:

$$|quality_{it} - quality_{jt}| = \alpha_0 + \alpha_1 cooperation_{ijt} + \beta X_{ijt} + \mu_{ij} + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

下标 i, j 表示县域, t 表示年份。因变量 $|quality_{it} - quality_{jt}|$ 表示 t 年 i 县和 j 县之间的经济发展质量差距绝对值。 $cooperation_{ijt}$ 是政策变量,表示 t 年 i 县和 j 县之间是否存在协作关系。协作地区在最初划分时考虑了双方资源禀赋互补性、地缘关系、文化和历史渊源等因素,因此模型纳入了地区配对固定效应 μ_{ij} ,用来捕获不随时间变化的地区特征。 X_{ijt} 表示其他控制变量。 γ_t 表示年份固定效应,用来控制某一特定年份的全国性冲击。 ε_{ijt} 表示随机误差项。为了解决模型中潜在的序列相关和异方差问题,采用聚类到地区层面的稳健标准误。

四、实证结果分析

(一) 基准回归

首先估计东西部协作对县域发展质量差距的综合影响。表 2 第(1)—(6)列分别汇报了不添加时间固定效应与县域固定效应、仅添加时间固定效应、同时添加时间固定效应与县域固定

① 匹配变量具体包括 2013—2015 年各年人均 GDP 与农村居民人均可支配收入、2015 年产业结构、2015 年政府支出占比、2015 年外商投资额占比、2015 年金融机构贷款占比、2015 年居民储蓄占比、2015 年人口密度、2015 年公路里程、县城平均坡度(表示地形)、少数民族地区的虚拟变量。

效应的回归结果。结果显示,第(1)—(3)列东西部协作(*cooperation*)的回归系数均显著为负。第(3)列的回归系数为-0.055,在1%的置信水平上显著,说明采用传统全要素生产率衡量时,东西部协作有效减少了县域间的发展质量差距。

表 2 东西部协作对县域高质量均衡发展的影响

变量	传统生产率差距			绿色生产率差距		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
存在协作关系	-0.055*** (0.014)	-0.059*** (0.013)	-0.055*** (0.013)	-0.021 (0.014)	-0.023 (0.018)	-0.001 (0.013)
处理组(<i>treat</i>)	0.064*** (0.024)	0.064*** (0.024)		0.022 (0.018)	0.023 (0.018)	
政策实施后(<i>post</i>)	0.151*** (0.008)			0.065*** (0.008)		
产业结构差距	0.476*** (0.074)	0.575*** (0.073)	0.853*** (0.091)	0.207*** (0.068)	0.251*** (0.068)	1.130*** (0.110)
政府规模差距	0.098*** (0.022)	0.087*** (0.021)	0.030 (0.026)	0.083*** (0.021)	0.064*** (0.021)	-0.224*** (0.032)
对外开放差距	-0.246** (0.098)	0.332*** (0.117)	0.257** (0.117)	-0.186* (0.096)	0.197* (0.114)	0.142 (0.112)
金融发展差距	0.055*** (0.014)	0.047*** (0.014)	0.037** (0.015)	0.014 (0.014)	0.007 (0.014)	-0.008 (0.016)
居民储蓄差距	0.028 (0.020)	0.024 (0.019)	0.049** (0.021)	-0.024 (0.020)	-0.024 (0.020)	0.013 (0.024)
人口密度差距	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.049*** (0.008)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.022*** (0.008)
基础设施差距	-0.012 (0.018)	-0.019 (0.018)	0.034 (0.027)	-0.091*** (0.015)	-0.096*** (0.016)	-0.242*** (0.031)
所在市存在协作关系	-0.015 (0.016)	-0.012 (0.015)	-0.024 (0.016)	0.017 (0.029)	0.019* (0.010)	0.033 (0.027)
常数项	0.064** (0.027)	0.016 (0.028)	0.283*** (0.056)	0.126*** (0.022)	0.101*** (0.022)	0.089 (0.059)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
县域配对固定效应	不控制	不控制	控制	不控制	不控制	控制
R ²	0.221	0.299	0.279	0.115	0.123	0.218

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平显著;括号内为标准差。下同。

考虑到资源环境约束后,表2第(4)—(6)列的回归系数均不显著,说明东西部协作尚未使得协作双方的绿色全要素生产率差距减少。这一结果表明:如果不考虑环境因素,会高估东西部协作对县域高质量均衡发展的真实效应。欠发达地区未能随着东西部协作实施而呈现愈加“绿色化”的经济发展趋势,实现环境质量和区域经济协调的双赢发展。作为脱贫攻坚时期的政策实施典范,东西部协作带来的配置效应和技术溢出虽然可能在长期“助力”被帮扶县域的绿色发展,但在较短观测期内也可能产生欠发达县域生态环境改善的“阻力”。随着东西部协作的深化推进,发达地区对于欠发达地区高质量、可持续发展的积极带动效益能否进一步彰显,仍有待长期观察。

(二) 稳健性检验

1. 平衡趋势检验

采用双重差分法进行政策效应评估的前提是处理组和对照组在政策实施前具有相同的变化趋势,即在东西部协作实施前处理组配对样本和对照组配对样本的经济发展质量差距没有显著差异。因此,本文采用事件研究法进行平行趋势检验和动态效应检验,构建8个年份的虚拟变量,即 $year^{-3}$ 、 $year^{-2}$ 、 $year^{-1}$ 、 $year^0$ 和 $year^1$ 、 $year^2$ 、 $year^3$ 、 $year^4$,分别表示东西部协作实施的前3年到后4年,并依次与*cooperation*形成交互项纳入基准模型。本文将政策实施前1年设为基准组,并报告了剩余年份虚拟变量与政策变量交互项的估计参数。从图1(a)看出, $cooperation \times year^{-3}$ 和 $cooperation \times year^{-2}$ 的系数均不显著,表明在东西部协作之前,处理组和对照组的变化趋势不存在显著差异,通过了平行趋势检验。 $cooperation \times year^0$ 、 $cooperation \times year^1$ 直至 $cooperation \times year^4$ 的系数显著为负,说明在东西部协作实施后年份,政策对协作双方的传统全要素生产率差

距减少起了显著的促进作用。从图 1(b) 的绿色全要素生产率检验结果可以看出, 无论是否引入政策冲击, 年份与 *cooperation* 的交互项变量均不显著, 表明处理组和控制组的绿色全要素生产率差距没有明显差异。

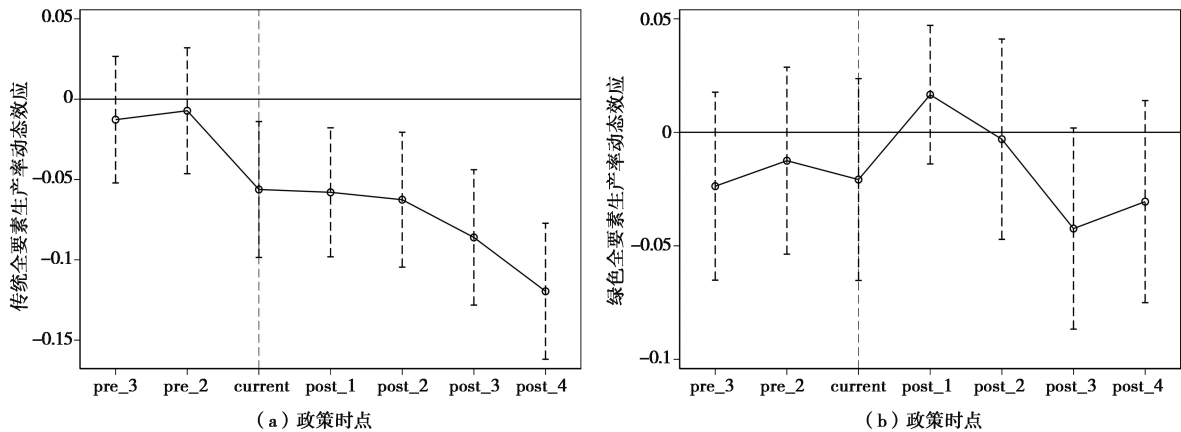


图 1 平衡趋势检验结果

2. 安慰剂检验

为了排除东西部协作的政策效应受到其他遗漏变量干扰, 本文令处理组中的 171 组配对样本随机生成来进行反事实检验, 并使这一随机过程重复 1000 次。由于绿色全要素生产率的基准回归结果不显著, 此处仅对传统全要素生产率指标的回归结果进行检验。本文将表 1 第(3)列回归结果作为基准结果, 图 2 汇报了采用假想处理组时估计系数的概率密度分布图。可以发现, 随机分配的估计系数集中分布在 0 附近, 呈现类似正态分布, 估计的标准差为 0.02。而基准估计结果(-0.055)位于正态分布两端处, 说明东西部协作对县域均衡高质量发展的促进效应并非由其他未观测因素所驱动, 基准回归结果是稳健的。该检验方法可具体参考 Li 等^[20]及张国建等^[21]的方法。

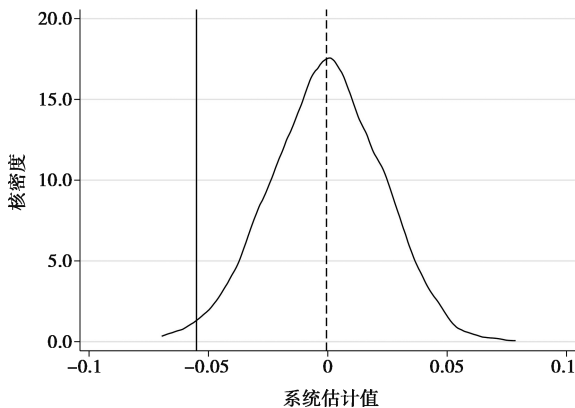


图 2 安慰剂检验结果

3. 替换被解释变量

本文替换前文的生产率测算方法, 分别采用索洛余值法和 EBM-GML 指数法重新测算传统全要素生产率和绿色全要素生产率, 并作为被解释变量进行估计。结果表明, 东西部协作对传统全要素生产率差距影响估计系数依然显著为负, 而对绿色全要素生产率差距的影响不显著, 表明基准回归结果是稳健的^①。

① 限于篇幅, 未报告详细结果, 备索。

4.剔除部分样本

由于西藏部分年份的数据存在缺失,基准回归采用移动平均法进行填补,此处将被帮扶方为西藏的处理组剔除并重新进行匹配回归,结论依然稳健^①。

5.控制变量采用滞后一期

考虑到基准模型采用的控制变量与东西部协作之间可能存在反向影响,针对这一潜在的内生性问题,此处采用控制变量的滞后一期进行回归。回归系数的显著性与基准回归结果一致。

(三)影响机制分析

为了验证东西部协作影响县域经济高质量均衡发展的中介机制,本文采用逐步检验回归系数的方法,建立中介效应模型如下:

$$M_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 cooperation_{ijt} + \beta X_{ijt} + \mu_{ij} + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \tag{2}$$

$$|quality_{it} - quality_{jt}| = \alpha_0 + \alpha_1 cooperation_{ijt} + \alpha_2 M_{ijt} + \beta X_{ijt} + \mu_{ij} + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \tag{3}$$

前文中的基准回归公式(1)是中介效应模型的第一步。由表 2 可知,东西部协作对传统全要素生产率差距的系数显著为负、对绿色全要素生产率差距的影响不显著。第二步是对公式(2)进行估计,分别检验东西部协作是否对中介变量(M_{ijt})具有显著效应。若显著,则进行第三步检验。第三步是对公式(3)进行估计,模型中同时包含东西部协作变量与中介变量。如果中介变量的系数显著,则表明具有中介效应。东西部协作的帮扶方推动资金、人才、技术、信息、管理等“软硬件”共同向被帮扶方流动,同时为被帮扶方的闲散劳动力提供输出渠道。对此,本部分将从以下四方面进行机制检验:

1.资本深化

东西部协作有助于生产要素在县域间充分流动,改善要素瓶颈对欠发达县域高质量发展的制约,进而缩小发展差距。本文使用县域农业资本深化程度(工商资本数量与劳动力数量的比值)的差距($lgap_k/l$)来表征要素结构^②。选取农业部门进行观测,是因为实现全面脱贫摘帽是东西部协作的直接目标^③。对于欠发达地区而言,无论是巩固拓展脱贫攻坚成果,还是促进乡村振兴,从根本上都要围绕乡村产业来展开。长期以来,欠发达地区的资本相对缺乏,东西部协作恰好为欠发达县域的农业劳动力转移、资本替代劳动提供机遇。尤其是引入了大量经济效益高、益贫能力强的农业龙头企业,作为招商引资、引领现代要素进入乡村的纽带^④。从表 3 第(1)(2)列的结果可以看出,政策变量的系数显著为负,且随着资本劳动比差距缩小,县域间传统全要素生产率差距进而减少。但从第(3)列的结果看,资本劳动比差距的缩小未能进一步减少绿色全要素生产率差距,说明该投资效应未能同步促进欠发达地区的绿色发展。

2.产业转移

从我国县域产业分布来看,相对东部地区,西部农业产业占比较高,制造业及服务业发展较为滞后。产业政策能够为被帮扶县域承接技术含量、附加值更高的产业提供机遇。但出于节约生产成本的考虑,东部地区可能会借助于政策的引导作用,把部分高耗能、高污染型产业转移至欠发达地区,从而对绿色经济发展产生不利影响^[4]。由于难以获得协作双方的企业转移数

① 限于篇幅,未报告详细结果,备索。
② 该指标计算来源于 2013—2020 年浙江大学涉农研究数据库中的农业企业数据库,共涵盖了全国 212 万家农业企业资金信息。政策实施前(2013—2015 年),东部县域的平均农业资本劳动比为 52.76 万元/人,而西部县域的平均农业资本劳动比仅为 43.62 万元/人。
③ 根据 2016 年国务院颁布的《关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见》,东西部协作的主要目标为:“经过帮扶双方不懈努力,……,确保西部地区现行国家扶贫标准下的农村贫困人口到 2020 年实现脱贫,贫困县全部摘帽,解决区域性整体贫困”。
④ 例如,国家乡村振兴局 2021 年颁发的《“万企兴万村”行动倾斜支持国家乡村振兴重点帮扶县专项工作方案》指出,要“依托东西部协作机制,深化东西部协作‘万企兴万村’行动,东部 8 省(市)动员民营企业开展帮扶对接”,“积极促成一批巩固脱贫成果和助力乡村振兴产业项目落地”。

据,此处我们使用县域间工业强度差距进行衡量($lgap_secd$),工业强度通过县域单位行政面积的规模以上工业企业数量表示^①。表 3 第(4)(5)列结果显示,东西部协作显著减少了双方的企业数量差距,且这种产业转移效应减少了全要素生产率差距。但是第(6)列结果显示,随着企业数量差距的减少,协作双方之间的绿色全要素生产率差距反而增大。该结果说明转移产业可能存在的粗放式生产不可避免地给承接地生态环境带来一定负面影响。

3.技术创新

技术创新水平是促进地区生产率提升和经济增长方式转变的主要动力。由于欠发达地区可以学习东部地区的先进技术和经验,消化吸收后形成自己的专利,因此本文选取专利授权数量差距衡量县域技术创新水平差距($lgap_tech$)。表 3 第(7)列的回归结果显示政策变量($cooperation$)显著为负,表明欠发达县域受益于发达县域的知识溢出与技术扩散。进一步地,由表 3 第(8)(9)列可知技术创新差距与传统全要素生产率及绿色全要素生产率的差距均呈显著正相关,表明由东西部协作带来的技术创新水平的协同改善,能够有效驱动经济高质量均衡发展。

4.人力资本

根据内生增长理论,以教育水平为代表的人力资本会影响生产效率。基础教育师生比可以作为区域教育质量的度量指标^[28],故本文以中学师生比差距来衡量县域人力资本差距($lgap_hcptl$)。表 3 第(10)列估计结果显示,东西部协作使得双方人力资本水平的差距显著降低。根据第(11)(12)列的估计结果,人力资本水平的改善能够有效弥补欠发达地区的劣势,实现跨越式发展,进而缩小以传统全要素生产率以及绿色全要素生产率衡量的县域发展质量差距。

表 3 影响机制检验 (N = 2736)

变量	Panel A:资本深化			Panel B:产业转移		
	资本深化差距	传统生产率差距	绿色生产率差距	工业强度差距	传统生产率差距	绿色生产率差距
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
存在协作关系	-0.259*(0.149)	-0.057*** (0.013)	-0.002(0.013)	-0.019*** (0.005)	-0.048*** (0.013)	-0.002(0.013)
资本深化差距		0.008** (0.004)	0.004(0.004)			
工业强度差距					0.370*** (0.062)	-0.065** (0.032)
常数项	1.159*** (0.324)	0.274*** (0.057)	0.084(0.059)	0.481*** (0.021)	0.106* (0.063)	0.119* (0.068)
R ²	0.030	0.300	0.218	0.074	0.311	0.218
变量	Panel C:技术创新			Panel D:人力资本		
	技术创新差距	传统生产率差距	绿色生产率差距	人力资本差距	传统生产率差距	绿色生产率差距
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
存在协作关系	-0.317*** (0.090)	-0.056*** (0.013)	0.001(0.013)	-0.029*** (0.007)	-0.051*** (0.013)	0.005(0.013)
技术创新差距		0.004** (0.002)	0.008** (0.003)			
人力资本差距					0.150*** (0.043)	0.208*** (0.042)
常数项	-0.322(0.382)	0.283*** (0.056)	0.091(0.059)	0.031(0.029)	0.279*** (0.056)	0.079(0.059)
R ²	0.196	0.299	0.220	0.232	0.303	0.229

注:所有回归都控制了控制变量、地区固定效应变量和时间固定效应。

总体来看,东西部协作有助于促进县域生产要素及产业的优化配置,提升欠发达县域的智力资本存量,进而实现均衡的高质量发展。但需要注意的是,产业转移渠道产生的潜在污染跨区域排放可能在一定程度上阻碍了绿色可持续的高质量均衡发展。

① 根据样本数据,政策实施前东部帮扶县域的工业强度远高于西部被帮扶县域。以 2015 年为例,样本中东部帮扶县单位平方公里的工业企业数量为 0.34 个,而西部被帮扶县不到 0.1 个。

(四) 异质性分析

1. 地理距离异质性

资源的跨域转移与整合是东西部协作效应的主要来源,而地理距离的增加会提高要素流动成本以及技术的学习模仿成本。因此,东西部协作的作用大小可能会随双方地理距离的扩大而衰减,本文在基准模型中加入空间地理距离与政策变量的交互项($cooperation \times dis_geo$)。然而,根据表 4 的第(1)(4)列结果显示,地理距离对于政策效果无显著影响,这意味着以东西部协作为代表的飞地经济模式能够打通传统经济引力模型中的地理障碍,有效驱动县域经济协同发展。

2. 经济距离异质性

对于初始经济条件较差的地区,必要的区位导向性政策有助于改变其长期不合意的低均衡状态,向高水平均衡移动^[29]。如果发达地区通过改变欠发达地区不利的经济初始条件来带动县域均衡发展这一途径成立,那么按照边际效应递减规律,在协作前经济差距越大的地区,协作之后差距缩小速度也会更快。本文在基准模型的基础上引入政策变量与初始经济距离的交互项($cooperation \times |gap_gdp_0|$),初始经济距离采用 2015 年的人均 GDP 水平差距来衡量^①。从表 4 的第(2)(5)列可以看出,初始经济距离的交互项系数在 1% 的水平上显著为负,说明东西部协作对初始差距较大的配对组的影响效果更好。当双方的初始经济水平差距较大时,东西部协作能够进一步发挥缩小绿色全要素生产率的作用。

表 4 异质性分析 (N = 2736)

变量	传统生产率差距			绿色生产率差距		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
存在协作关系	-0.037** (0.017)	-0.036** (0.015)	-0.116*** (0.019)	0.028 (0.024)	0.031 (0.019)	-0.018 (0.019)
存在协作关系× 地理距离	-0.003 (0.006)			-0.007 (0.005)		
存在协作关系× 初始经济距离		-0.009*** (0.001)			-0.005*** (0.001)	
存在协作关系× 初始产业结构差距			0.385*** (0.084)			0.106 (0.087)
常数项	0.270*** (0.056)	0.292*** (0.056)	0.287*** (0.056)	0.074 (0.059)	0.098* (0.059)	0.087 (0.059)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县域配对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.302	0.312	0.306	0.222	0.224	0.218

3. 产业结构异质性

协作双方的初始产业结构相似程度也会影响协作效果的发挥。东西部协作的过程是欠发达地区向东部地区承接效率更高的企业、学习交流先进经验的过程,而相同或相近的产业间学习、沟通成本更低,有助于发挥跨区域产业合作的积极效应。同时,产业结构与帮扶县相近的被帮扶县域更容易吸引到符合自身比较优势的企业,当地劳动力市场也更匹配企业需求。本文将 2015 年产业结构差距与政策的交互项变量($cooperation \times |gap_ind_0|$)加入基准回归中估计^②。

① 为了避免使用单一年份生产率差距可能存在波动较大的问题,本文还分别使用了所有配对组 2013—2014 年平均人均 GDP 差距以及 2013—2015 年平均人均 GDP 差距作为初始差距的衡量指标,结论一致。限于篇幅,未报告详细结果,备案。
② 本文还分别使用了所有配对组 2013—2014 年平均产业结构差距以及 2013—2015 年平均产业结构差距作为衡量指标,结论保持一致。

根据表4第(3)列的结果,初始产业结构差距交互项变量显著为正,表明产业结构更为接近的县域具有更好的协作效果。

五、结论与政策含义

(一) 研究结论

作为政治、经济、社会目标的基本执行单元,县域的经济高质量发展是新时代我国实现共同富裕的新着力点。东西部协作是我国消除绝对贫困时期的重要制度创新,极大丰富了“先富帮助后富”的实现机制。本文研究发现:(1)东西部协作显著促进了协作双方的传统全要素生产率差距减少。但考虑到资源与环境约束后,东西部协作的作用不再显著。(2)东西部协作通过促进跨区域要素流动和产业转移以及缩小县域间技术创新和人力资本差距,进而促进了县域高质量均衡发展。但产业转移过程中的潜在污染排放转移效应,也会阻碍县域绿色全要素生产率差距的减少。(3)当被帮扶县与帮扶县初始经济距离相对较大、产业结构更接近时,政策能发挥更大的效果,而地理距离的阻碍作用不显著。

(二) 政策含义

东西部协作在脱贫攻坚时期形成的成功经验,对于如何引领全体人民走向共同富裕仍然有效。面对当前接续推进乡村振兴的新任务与新挑战,应长期坚持东西部协作政策,并在以下几个方面加以完善:

一是制定差异化的结对协作机制。我国各县的发展基础及资源禀赋特征千差万别,应按照“分类指导、区别对待”原则,精准施策。针对各协作主体之间的差距特征,可以考虑在中央和各帮扶地区设立专门机构负责统筹协作资金的管理和调用。在此基础上,还应注重协作中的互惠共赢,促进东部地区自主、自愿地参与协作帮扶。脱贫攻坚时期的东西部协作更多强调反贫困支援,后期在带动欠发达县域发展时,应变单向支援为双方携手共进,根据结对县域间的实际条件,因地制宜地选择合适的协作路径。

二是在实现县域经济协调发展时,应坚持绿色赶超的高质量发展道路。由于县域具有自然属性,在经济发展过程中需要注重环境保护,为农业生产与生活预留充足的生态空间。当前部分欠发达县域在加快承接东部地区的产业转移速度时,处于过度依赖生态资源的非可持续模式。这样的发展方式虽然带来了短期经济效益,但也造成长期县域发展路径固化,亟须通过产业结构转型来打破这一不可持续状态。未来在推进协作时,欠发达县域要立足于自身比较优势,结合社会与环境承载力,通过设置产业转移绿色门槛或加强监管力度等方式,在充分体现绿色理念的基础上进行产业体系建立与产业链延伸。

三是修订和完善常态化的东西部协作考核体系。脱贫攻坚时期我国东西部协作的考核方法主要依据国家乡村振兴局2017年印发的《东西部扶贫协作考核办法》。该办法对考核内容、程序和结果运用做出了明确规定,但更偏重经济、增收方面,没有将教育、卫生、文化、生态环境等影响县域长期发展的指标包括在内。同时,根据马斯洛需求层次理论,在实现共同富裕进程中不应局限于关注物质层面的富裕水平,更要考虑涵盖公共服务、人居环境、精神生活等方面的多维富裕情况。对此,应增加相关考核指标,将提升欠发达县域和低收入群体的发展能力作为终极目标,通过有效约束积极引导欠发达县域发展转型。

参考文献:

- [1]方迎风.中国县域经济发展差距的异质性与动力机制分析[J].河南社会科学,2022,30(9):46-55.
- [2]郑楷,刘义圣.产业梯度转移视角下的东西部扶贫协作研究[J].东南学术,2020(1):135-143.

- [3] 梁琴.由点到网:共同富裕视域下东西部协作的结对关系变迁[J].公共行政评论, 2022, 15(2):133-153.
- [4] 陈健生,任蕾.从县域竞争走向县域竞合:县域经济高质量发展的战略选择[J].改革, 2022(4):88-98.
- [5] 丁忠毅,李梦婕.迈向共同富裕的跨区域协作治理:东西部协作的政治经济学阐释[J].经济问题探索, 2023(1):60-72.
- [6] 石绍宾,樊丽明.对口支援:一种中国式横向转移支付[J].财政研究, 2020(1):3-12.
- [7] 王禹瀚.中国特色对口支援机制:成就、经验与价值[J].管理世界, 2022, 38(6):71-85.
- [8] 伍文中.从对口支援到横向财政转移支付:文献综述及未来研究趋势[J].财经论丛, 2012(1):34-39.
- [9] 张天悦.从支援到合作:中国式跨区域协同发展的演进[J].经济学家, 2021(11):82-90.
- [10] 刘金山,徐明.对口支援政策有效吗?——来自19省市对口援疆自然实验的证据[J].世界经济文汇, 2017(4):43-61.
- [11] 王磊.对口支援政策促进受援地经济增长的效应研究——基于省际对口支援西藏的准自然实验[J].经济经纬, 2021, 38(4):3-12.
- [12] 黄承伟.东西部扶贫协作的实践与成效[J].改革, 2017(8):54-57.
- [13] Solow R M. A Contribution to the Theory of Economic Growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1956, 70(1):65-94.
- [14] 余泳泽,杨晓章,张少辉.中国经济由高速增长向高质量发展的时空转换特征研究[J].数量经济技术经济研究, 2019(6):3-21.
- [15] Romer P M. Increasing Returns Long-run Growth[J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5):1002-1037.
- [16] 蔡昉,王德文.比较优势差异、变化及其对地区差距的影响[J].中国社会科学, 2002(5):41-54, 204.
- [17] 陆铭,李鹏飞,钟辉勇.发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学[J].管理世界, 2019, 35(10):11-23.
- [18] Fleisher B M, Chen J. The Coast-noncoast Income Gap, Productivity, Regional Economic Policy in China[J]. Journal of Comparative Economics, 1997, 25(2):220-236.
- [19] 尤济红,陈喜强.区域一体化合作是否导致污染转移——来自长三角城市群扩容的证据[J].中国人口·资源与环境, 2019, 29(6):118-129.
- [20] Li P, Lu Y, Wang J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123(6):18-37.
- [21] 张国建,佟孟华,李慧,等.扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J].中国工业经济, 2019(8):136-154.
- [22] 傅勇.财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给[J].经济研究, 2010, 45(8):4-15.
- [23] Jedwab R, Kerby E, Moradi A. History, Path Dependence Development: Evidence from Colonial Railways, Settlers Cities in Kenya[J]. Economic Journal, 2017, 127(603):1467-1494.
- [24] 吴延瑞.生产率对中国经济增长的贡献:新的估计[J].经济学(季刊), 2008(3):827-842.
- [25] 周黎安.晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J].经济研究, 2004(6):33-40.
- [26] Heckman J J, Ichimura H, Todd P. Matching as an Econometric Evaluation Estimator[J]. Review of Economic Studies, 1998, 65(2):261-294.
- [27] 张彬斌.新时期政策扶贫:目标选择和农民增收[J].经济学(季刊), 2013, 12(3):959-982.
- [28] 王兵,刘光天.节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角[J].中国工业经济, 2015(5):57-69.
- [29] 孙亚男,杨名彦.中国绿色全要素生产率的俱乐部收敛及地区差距来源研究[J].数量经济技术经济研究, 2020, 37(6):47-69.

(责任编辑:蒋玮)

The Role of East and West Cooperation in Promoting County Economy's High-quality Development from the Perspective of Balance: A Case Study of Pairing Assistance During the Poverty Alleviation Period

ZOU Fan, ZHOU Li

Abstract: As a crucial institutional arrangement during the period of poverty alleviation, east and west cooperation has played a vital role in realizing the concept of “rich first helping others” and promoting balanced regional development. This paper utilizes the county matching panel data from 2013 to 2020 to conduct a quasi-natural experiment by recognizing the “hand in hand for a well-off society” county pairing assistance action in 2016. By measuring total factor productivity and green total factor productivity, this study evaluates the impact of east and west cooperation on the high-quality and balanced development of the county economy. The findings reveal that: (1) The policy has significantly narrowed the TFP gap between the two regions, but its effectiveness is limited by resource and environmental constraints; (2) The mechanism behind this policy promotes cross-regional factor flow, industrial transfer, and reduces the technological innovation and human capital gap, yet potential pollution emissions through industrial transfer hinder the balanced development of counties targeted for green and sustainable growth; (3) The distance between the initial economic levels and the industrial structure between the two regions has a greater impact on the policy's effectiveness. Therefore, future implementation should focus on developing differentiated pairing assistance measures, prioritizing green and sustainable development in underdeveloped areas, and formulating a multidimensional assessment system.

Keywords: East and West Cooperation; High-quality Development; Regional Balance; County Matching