

东西部协作促进了受援县城乡融合发展吗

单德朋 向洋 王超

摘要：着力推进城乡融合、区域协调发展，是中国内需增长最大的潜能所在。本文以东西部协作政策实施作为准自然实验，考察了县域结对帮扶对受援县城乡融合发展的影响，并着重分析了不同结对模式对受援县城乡融合发展的异质性影响。研究发现：东西部协作政策的实施，显著提升了受援县城乡融合发展水平，且主要通过人的融合、经济融合和社会融合三个维度共同发挥作用。该结论通过了一系列稳健性检验。异质性分析进一步表明，结对帮扶时间越长、双方产业互补度越高，东西部协作政策实施的效果越明显；而财政帮扶强度和双方经济差距则并非越大越好，二者均在程度适中的组别效果最佳。本文结论不仅有助于深入理解东西部协作政策实施对受援县城乡融合发展的影响及其作用机制，丰富跨地区协作的效应研究，也为优化东西部协作帮扶模式与结对关系提供了政策借鉴。

关键词：东西部协作 城乡融合发展 区域协调发展 共同富裕

中图分类号：F291.3 **文献标识码：**A

一、引言

城乡融合发展是中国式现代化的必然要求，而要健全城乡融合发展体制机制，就必须抓住户籍人口城镇化率快速提高的关键窗口期。2024年4月，习近平总书记在新时代推动西部大开发座谈会上强调，“要坚持推进新型城镇化和乡村全面振兴有机结合”^①。城乡融合发展的内生动力，源于全国统一大市场背景下城乡要素的双向自由流动。除了产权问题，要素自由流动还面临双重现实约束：一是县域内缺少城乡产业协同发展平台，城乡要素关联主要依靠县域经济发展的间接需求带动，缺乏基于产业链关联的直接带动，导致县域内县城产业对农村产业的带动能力较弱；二是城乡间缺少农村要素融入全国统一大市场的稳定通道，特别是信息不对称、初始动力缺失，制约了本地要素在城乡间流动

【资助项目】 国家自然科学基金青年项目“中国对口帮扶模式的选择机制、效果评估及优化设计”（编号：72303207）；教育部人文社会科学研究规划基金项目“东西部协作促进重点帮扶县农户稳定增收的机理、效应与政策优化”（编号：24YJA790070）；西南民族大学中央高校研究生创新基金项目（编号：2023SYJSCX55）。

【作者信息】 单德朋、向洋，西南民族大学经济学院；王超（通讯作者），浙江财经大学地方财政研究院、浙江财经大学财政税务学院，电子邮箱：wangchao0084@zufe.edu.cn。

^①参见《习近平主持召开新时代推动西部大开发座谈会强调：进一步形成大保护大开放高质量发展新格局 奋力谱写西部大开发新篇章》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202404/content_6947130.htm。

的能力。破解城乡要素流动的现实约束，需要进行通道建设，发挥政府作用，促进有为政府和有效市场相结合。通道建设既包括交通、通信等基础设施建设，也包括东西部协作等跨地区协作的制度性通道建设。在基础设施建设显著改善的背景下，研究如何促进城乡融合发展的制度性通道建设，对于破解城乡融合发展面临的现实约束具有重要意义。

东西部协作是党中央着眼推动区域协调发展、促进共同富裕做出的重大决策，是跨地区协作的典型制度场景。在新时代推动西部大开发座谈会上，习近平总书记还明确指出，要完善东西部协作机制，创新跨地区产业协作和优化布局机制，创新东中西部开放平台对接机制。东西部协作可为要素在区域间流动创造更多机会，有助于促进区域协调发展、推动受援县城乡融合发展。但目前，东西部协作对受援县城乡融合发展的作用尚未引起足够重视，这与东西部协作的初始定位有关。在全面推进乡村振兴的时代背景下，东西部协作的目标与以往显著不同，包括政策实践的具体领域、机制和方式等，都需要适应形势任务的变化而进行有针对性的调整。在中国脱贫攻坚战取得全面胜利后，东西部协作需要更加强调市场导向，突出优势互补、互利共赢。因此，研究东西部协作对受援县城乡融合发展的影响，不仅有助于探索城乡融合的有效实现路径，也可为完善东西部协作机制提供借鉴。

城乡关系作为最基本的经济社会关系，长期受到国内外学术界的关注。理论层面，已有研究主要围绕城乡融合发展的演进关系和内涵特征展开讨论。从城乡二元分割到统筹融合，是各国城乡关系发展的普遍演进规律（Liu et al., 2020），城乡融合是城乡关系发展的高级阶段。城乡融合发展的本质是通过城乡的开放和融合，推动形成城乡共同体（魏后凯，2020），具体体现为人、资本、商品交易等多个维度的相互交融（郭冬梅等，2023）。在这一过程中，会面临城市虹吸效应和涓滴效应的挑战（张露和罗必良，2023）。实践层面，已有研究重点关注了城乡融合发展的水平测度和动力因素问题。针对城乡融合发展的指标选取与测算，现有研究多从人、经济、社会等维度构建指标体系（周佳宁等，2019），并从省级（Yang et al., 2021）、市级（周德等，2023）和县级层面（孙玉环等，2024）进行量化评价，但当前基于县级样本的测度还比较少。针对城乡融合发展的影响因素，现有实证文献发现，经济集聚与物质资本积累（廖祖君等，2019）、资源要素配置与流动（袁方成和周韦龙，2024）、社会等级与户籍制度（万海远和李实，2013）等经济和社会因素，会对城乡差距和城乡融合发展水平产生影响。但在中国政府主导型的治理模式下，要更重视发挥政府在城乡融合发展中的作用。从政府视角考察城乡融合发展影响因素的研究中，学界尤其关注财政分权的影响。传统分权理论认为，分权能够发挥基层政府的信息优势，促进基层政府更加有效地为城乡居民提供各类公共服务；分权在推动辖区产业发展、提高辖区城镇化水平的同时，还可为农村居民提供更多非农就业和向城镇迁徙的机会，从而缩小城乡差距，促进城乡融合（孙群力和周鏢，2021）。但部分实证研究发现，财政分权扩大了中国的城乡差距，关键原因在于，中国式财政分权体制下，地方政府面临经济增长和政治晋升的双重激励，在财政支出安排上往往偏向城市和工业（陈斌开和林毅夫，2013；吴延兵，2017）。李永友和王超（2020）则进一步强调，中国财政体制对城乡融合发展的影响存在异质性，关键原因是分权（或集权）的具体方式和地方政府面临的激励条件存在差异。需要强调的是，财政分权主要体现政府间的纵向财政关系，财政支出的城市偏向也是分权激励下地方政府间竞争关系加剧的具体表现。但是，东

西部协作等具有横向转移支付性质的特色政策，则可以促使地方政府在竞争中谋求合作（王禹瀚，2022）。此类政策不仅能够缩小区域发展差距，也能在一定程度上改变城乡要素流动的时空格局，促进生产要素跨地区自由流动（张溢堃和王永生，2023）。

然而，目前对东西部协作的政策效应进行量化研究的文献较少。其中，赵晖和谭书先（2020）的研究发现，对口支援通过支援方政府发挥作用使受援方受益，且支援效果在不同结对关系中存在差异。但该篇文章是基于省级样本进行实证，未下沉至县域层面。张可云等（2023）采用县级样本，从要素流动的角度考察了东西部协作政策对受援县产生的经济增长效应，但该文没有关注政策对受援县城乡融合发展的影响，也未考虑县域之间实际结对关系建立时间的差异。另外，多数研究中默认不同结对双方的帮扶模式存在同质性特征，并以此作为潜在假定进行研究和分析。但实践中，不同结对双方在帮扶力度、结对关系等方面均存在较大差异。因此，要更加精准细致地识别东西部协作的政策效应，就必须关注不同结对帮扶模式的异质性影响。这对中国进一步完善东西部协作政策、更好地发挥其政策效能尤为关键。

基于上述考虑，本文以东西部协作县域结对帮扶^①作为准自然实验，考察县域结对帮扶对受援县城乡融合发展的影响，并分析不同结对帮扶模式对受援县城乡融合发展的异质性作用。本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面：第一，本文直接研究东西部协作政策实施对受援县城乡融合发展的影响，为城乡融合发展的影响因素研究提供了新视角，也为如何推进新一轮东西部协作与乡村振兴的有效衔接提供了经验参考。第二，本文手工构造东西部协作县域层面动态结对名单，并使用多期双重差分法，更加细致精准地评估了东西部协作的政策效应。第三，本文不仅关注东西部协作对受援县城乡融合发展的平均政策效应，还从财政帮扶强度、结对帮扶时长与结对主体匹配度等方面对二者关系进行异质性分析，能为新一轮东西部协作过程中帮扶模式和结对关系的优化调整提供较为明确的政策启示。

二、理论机制

城乡融合发展的目标是，通过城乡要素双向自由流动，缩小城乡发展差距，提升居民生活水平。要素跨区域流动是城乡融合发展的基础。城乡要素流动主要有三种理论研究范式：一是二元经济理论。该理论认为，要素在传统农业部门的边际产品收益低于现代工业部门，导致城乡要素流动。二是区位选择理论。根据该理论，向心力和离心力的合力使得经济活动在空间上呈现“核心—边缘”结构，从而导致在向心力更强时要素向城镇集中，离心力更强时要素向边缘区扩散。三是比较优势理论。该理论指出，城乡产出的要素投入结构和成本结构不同，产品层面的互补和贸易导致城乡要素深度关联。

从中国当前的发展阶段来看，二元经济理论框架下的要素流动，为改革开放以来的城市经济发展和农村居民收入改善提供了要素保障，但也伴生着城乡居民收入和发展差距扩大的问题。城乡融合发

^①从政府层级来看，东西部协作涉及省级结对、市级结对、县级结对和乡镇结对，本文仅以县级结对样本展开研究，因此，除政策文件、新闻原文与文献述评外，本文提到的“东西部协作”均指实施“东西部协作县域结对政策”。

展是中国当前处理城乡关系的主导方向，旨在应对发展不平衡、不充分的难题。因此，在城乡融合发展背景下，要素流动的理论基础主要是区位选择理论和比较优势理论。具体到城乡融合发展的政策实践层面，涉及三个典型的理论场景：一是向心力导致城乡要素在县城集聚，提升县域综合承载力，形成新的增长极；二是离心力导致城市要素向乡村流动，体现为产业有序梯度转移；三是农村在产品层面存在比较优势，导致城市要素向乡村流动，体现为农村融入全国统一大市场。

这些理论场景都是市场力量的自发结果，但市场力量的有效发挥依赖于必要的地区发展基础，而以农业为主的相对欠发达地区缺乏这一必要的基础动力。因此，这些地区要实现城乡要素双向自由流动需要额外的动力来源。金成武（2019）将发展经济学中关于欠发达经济体发展的经济理论归纳为市场主导论和结构论，其中结构论又细分为刚性结构论和弹性结构论。具体而言，市场主导论强调市场在稀缺资源配置中发挥主导作用，认为欠发达地区需要通过与外部市场进行交换来获取短缺的要素和产品，提高要素配置效率，缩小城乡发展差距。刚性结构论强调完整的工业体系对欠发达地区发展的重要性，认为地区内各部门间存在刚性关联，发展是多部门协同的结果，并需要依靠政府主导的大规模投资。弹性结构论强调地区内各部门的替代和弹性关联，认为欠发达地区可以先发展具有比较优势的部门，然后以点带面实现总体发展。在发展实践中，各地区对三种理论路径的选择并非一成不变，不同理论路径在不同发展阶段所发挥的作用存在差异；同时，这些理论路径的实践效果还取决于产出结果的市场替代弹性，如果欠发达地区产品的市场竞争力较弱，那么，实施赶超战略所带来的产出增加并不能转化为持续的发展动力。相对欠发达地区城乡融合的额外动力来源离不开区域协作，因此，如何依托区域协作更好地为欠发达地区提供要素流动的基础动力，是本文分析东西部协作影响城乡融合发展的基本理论框架。

基于上述理论框架，结合东西部协作的具体实践，可以进一步厘清县域结对帮扶作用于受援县城乡融合发展的主要机制。具体而言，东西部协作的具体帮扶措施主要包括产业转移、就业帮扶、公共服务、基础设施建设、干部交流和人才培养等方面。以2021年浙江省丽水市莲都区结对帮扶四川省泸州市叙永县的实际情况为例：在产业转移方面，协作引导5个企业到受援县投资兴业，共建（新建）产业园区2个，农业产业园区1个；在就业帮扶方面，帮助当地劳动力就近就业1686人、到浙江就业500人，并通过援建帮扶6个车间吸纳农村劳动力就业75人；在公共服务和基础设施建设方面，设立结对帮扶医院1家、学校1所，帮助受援县打造了2个乡村振兴示范村；在干部交流和人才培养方面，向受援县选派专业技术人员12名，培训四川省农村劳动力1000人，其中包含脱贫人口600人次^①。而从全国范围来看，据2021年《中国扶贫开发年鉴》的统计，2020年，全国东西部协作中支援方共投入财政援助资金270.8亿元，县均投入5701万元；引导2691家企业到受援地开展产业合作，企业实际投资1420.6亿元；援建扶贫车间4765个，吸纳贫困人口就业8.6万人；组织7023所学校、2725家医院分别结对帮扶受援地8991所学校、3581家医院；采购受援地畜牧产品582.9亿元；结对

^①涉及该案例的更为详细的帮扶数据和资料来源见中国知网或本刊官网本文附录中的附表1。

双方互派挂职干部和专业技术人员 3.95 万人次^①。可以看出，东西部协作的具体做法体现了鲜明的以城带乡导向。将这一实践特征与前文基础理论相结合可以发现，东西部协作主要通过三个机制作用于受援县城乡融合发展。

第一，根据市场主导论，东西部协作可通过发挥市场机制促进城乡要素双向自由流动，提高受援县的城乡融合发展水平。城乡要素双向自由流动需要具备两个前提：一是存在通过要素流动提升要素边际产出的红利空间，二是存在要素双向自由流动的畅通渠道。东西部协作双方之间地理距离远、发展水平差距大，导致需求层面对同一产品的偏好不同，供给层面的禀赋结构也不同，因此双方存在差异化的比较优势，为城乡要素跨区域双向流动提供了市场动力。此外，东西部协作还构建了要素流动的制度化通道（张可云等，2023），东西部协作考核中的“领导互访”“企业结对”等协作要求，可有效缓解跨区域要素流动过程中面临的信息不对称问题。

第二，根据刚性结构论，东西部协作可通过系统性增加投资规模增强县城综合承载力，提高受援县的城乡融合发展水平。县城综合承载力提升主要有两个路径：一是依托产业园区实现要素集聚，全面完善受援县农村地区产业发展所需的完整产业体系。东西部协作的重要内容是共建产业园区，尤其是共建农业产业园区。东西部协作考核指标体系也针对共建产业园数量、入园企业数量和投资规模设定了明确目标。二是提升县城基本公共服务供给水平，提升县城和乡镇服务能力。公共服务完善和基础设施建设是东西部协作的重要内容，涉及向受援县选派教师和医生等专业技术人员，以及开展医院结对、学校结对、社会组织结对等重点工作。这有助于快速提升县城和核心城镇的服务能力和水平，促进城乡要素融合。

第三，根据弹性结构论，东西部协作可通过促进特色产业发展，提高受援县城乡融合发展水平。特色产业是实现欠发达地区要素价值转化的重中之重。特色产业发展主要有两个动力来源：一是特色产业在特定地点的集聚。东西部协作对帮助受援县打造乡村振兴示范村提出了明确要求，而示范村的基础特征是有特色产业支撑。通过示范村的打造，可以吸引更多的外部资源，为受援县农村发挥比较优势、融入全国统一大市场创造条件（颜培霞，2021）。此外，还可通过帮扶车间直接引入与外部市场关联度高的产业，为农村要素流向城市提供新机会。二是特色产业实施主体能力的提升。东西部协作政策的实施给受援县带来了诸多经营管理完善的优质企业，还可通过向受援县选派专业技术人员，以及开展结对、人才培养等方式提升受援县人才能力，解决受援县特色产业“谁来发展”的问题。

值得注意的是，上述城乡融合发展路径的效果还要取决于产出价值的实现情况，即东西部协作更多是从产出层面增加要素边际产出，但是否能够增加边际产出价值，则依赖于受援地产出的市场竞争力。一个典型的例子是消费帮扶。有些消费帮扶产品的市场竞争力并不强，其价值实现更多依靠政策性支持，面临帮扶一撤就垮掉的风险，从而影响东西部协作促进受援地城乡融合发展的实效。因此，要使东西部协作真正促进城乡融合发展，还需要关注两者的协作是否有动力采取扎实举措，从根本上改变欠发达地区特色产品的市场地位。而协作努力程度和动力则与帮扶地和受援地的帮扶模式有关，

^①资料来源：《中国扶贫开发年鉴》编辑部，2022：《中国扶贫开发年鉴，2021》，北京：知识产权出版社，第263-264页。

本文也将基于帮扶模式展开异质性分析。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

鉴于在东西部协作政策的实施过程中，县域层面结对关系的开始时点不同、存续时间不同，本文手工搜集历年结对名单与财政帮扶资金等信息。本文选择2012—2021年四川省、贵州省和云南省的398个县级行政区（县、县级市、市辖区）作为考察样本，其中224个县级行政区为东西部协作政策受援县。上述选择主要基于以下三方面的考虑：一是相对其他西部受援地来说，四川省、贵州省和云南省受到其他政策的扰动较少。例如，西藏自治区和新疆维吾尔自治区同时是东西部协作和对口支援政策的受援地，中央会定期举办对口支援新疆和西藏的工作会议并做出一些政策要求^①，因此针对这两个省份的援助政策是有别于其他西部省份的。二是四川省、贵州省和云南省为西部人口大省^②，选择这三个受援省研究县域城乡融合发展具有一定的代表性。三是四川省、贵州省和云南省的产业结构相似^③，具有一定的同质性。

样本三省与其他省份和城市的协作关系如下：一是贵州省。与该省结对的支援方数量较多，曾出现上海市、大连市、青岛市、杭州市、宁波市、苏州市、广州市和深圳市在同一时期共同协作帮扶贵州省的情况。该省多数受援县在1996年便启动了县域结对协作工作^④，2016年后开始积极探索乡镇之间、行政村之间的结对帮扶^⑤。二是四川省。该省主要和浙江省、广东省建立了协作关系。其中与浙江省在1996年东西部协作政策启动时就建立了结对关系，至今已持续28年，双方县级结对关系的建立主要集中在2014—2018年。2016年，四川省与广东省建立了结对关系。2021年，新一轮协作结对关系调整后^⑥，广东省退出与四川省的协作关系，四川省与浙江省保持省级“一对一”结对关系。三是云南省。其主要与上海市结对，建立县级结对关系则主要集中在2017年前后。本文在涵盖2016年

^①如2023年召开第九次全国对口支援新疆工作会议，<http://www.cppcc.gov.cn/zxww/2023/09/22/ART11695344976950109.shtml>；2024年召开第四次对口支援西藏工作会议，<http://www.cppcc.gov.cn/zxww/2024/08/29/ART11724894240641103.shtml>。

^②依据第七次人口普查结果，西部省份人口在全国占比为27.12%，四川省、贵州省和云南省的总人口占全国人口约11.7%。

^③根据四川省、贵州省和云南省政府统计公报中关于三次产业结构的相关数据进行判断。

^④1996年国务院办公厅转发的《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报告》（国办发〔1996〕26号）。

^⑤2016年召开了东西部扶贫协作座谈会。同年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见》，该文件对结对关系、考核评价等方面做了系统调整，要求结对关系下沉至县。

^⑥2020年消除绝对贫困后，将原来“东西部扶贫协作”调整为新一轮“东西部协作”，并在对结对关系、政策目标等进行了相应调整。参见《习近平对深化东西部协作和定点帮扶工作作重要指示》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-04/08/content_5598368.htm；《中共中央 国务院关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-03/22/content_5594969.htm。

全面落实县域结对政策基础上，考虑到县域数据的可得性，选择了2012—2021年作为样本期。

文中控制变量数据以及涉及城乡融合发展水平评价体系的二级指标数据，主要来源于历年《中国县域统计年鉴》。其中部分指标在某些年份存在缺失值，如普通教育专职教师数、医疗机构床位数、城镇化率等。对缺失部分，本文通过各县（市、区）政府官网的统计公报、各省份和城市的统计年鉴进行填补^①。东西部协作财政帮扶资金数据来自各地政府官网财政预决算报告、乡村振兴局公开文件、相关政策文件和新闻报道等，部分县（市、区）的财政帮扶资金数据通过向当地政府申请得到。为消除极端值对实证研究的影响，本文对县域层面的连续变量进行了1%的双侧缩尾处理。

（二）变量设定

1.被解释变量：城乡融合发展水平。本文结合理论文献和政策导向两个方面来选择合理维度构建城乡融合发展水平指标体系。理论层面，城乡融合发展的内涵是发展过程中城乡间的良性互动与相互依存，以实现全民共享发展成果的目标。城乡融合发展要树立以人民为中心的发展理念，因此，人的融合应是城乡融合发展的重要内容。城乡经济产业和要素的良性互动，可以带动乡村经济发展，推动城乡基本公共服务一体化，因此，经济与社会层面的融合发展，是实现城乡融合发展的重要途径。从现有研究看，学者基于不同维度构建城乡融合发展评价体系。例如，杨荣南（1997）较早提出以城乡经济、空间、生活、人口、生态五个维度的融合构建系统的指标体系；周佳宁等（2019）从人、空间、经济、社会和生态五个维度构建评价体系。总之，多数学者重点关注城乡“人”“经济”“社会”“生态”维度的融合发展。在政策导向层面，2019年《中共中央 国务院关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》指出，中国在统筹城乡发展、推进新型城镇化方面取得了显著进展，但城乡要素流动不顺畅、公共资源配置不合理等问题依然突出，影响城乡融合发展的体制机制障碍尚未根本消除。因此，在重塑新型城乡关系的过程中，需要着力破除体制机制障碍与畅通城乡要素流动，破除城乡户籍、资本、公共服务等方面的体制机制弊端，着力推动以人为本的要素双向流动。此外，前文理论机制的分析也强调，东西部协作政策作用于受援县城乡融合发展的关键逻辑也在于促进城乡间要素流动。基于上述考虑以及县域数据可得性，本文重点从“人”“经济”“社会”三个维度构建城乡融合评价指标体系，由此对应体现城乡间劳动力、资本和公共服务要素的流动机制。

关于三个维度下的一级、二级指标选择：在人的融合层面，目标是进一步释放农村剩余劳动力，缩小工农业劳动生产率的差距（骆永民等，2020）。因此，一级指标选择就业，二级指标选择农业就业比。在经济融合层面，本文设定一级指标为收入、产业和投资，并对应选择城乡收入比、第二和第三产业贡献度、二元对比系数、人均生产总值和城镇投资占比五个二级指标。在社会融合层面，需要重点关注基本公共服务中的教育与医疗，因此，将教育和医疗作为一级指标，二级指标分别选择普通教育师生比与每万人床位数。综上所述，本文构建的城乡融合发展水平评价体系，包含3个指标维度、6个一级指标与8个二级指标。

^①控制变量的缺失值采用线性插值法估算得到。

为避免各项指标单位的影响，本文首先采用极差标准化方法对基础数据进行标准化处理，然后采用熵值法确定各项指标的权重，最后结合全部指标构建县级样本在样本期的城乡融合发展水平变量。城乡融合发展水平的一级、二级指标的设定、计算、属性和权重详见表 1。

表 1 城乡融合发展水平评价体系

指标维度	一级指标	二级指标	指标计算或说明	指标属性	指标权重
人的融合发展水平	就业	农业就业比	第一产业从业人员数/第一、第二、第三产业从业人员数	负	0.112
		收入	城乡收入比	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	负
经济融合发展水平	产业	第二、第三产业贡献度	第二、第三产业增加值/地区生产总值	正	0.184
		二元对比系数	(第一产业增加值/第一产业从业人员数)/(第二、第三产业增加值/第二、第三产业从业人员数)	正	0.126
		人均生产总值	常住人口人均地区生产总值	正	0.111
社会融合发展水平	投资	城镇投资占比	城镇固定资产投资/全社会固定资产投资总额	负	0.028
	教育	普通教育师生比	普通教育专职教师/普通教育在校生	正	0.143
	医疗	每万人床位数	医疗机构床位数/年末总人口	正	0.267

注：表中的“人的融合发展水平”“经济融合发展水平”“社会融合发展水平”是基于要素流动角度将城乡融合发展分解为三个子维度的综合指标。为改善数据稳定性，对城乡融合发展水平与表中的经济融合发展水平、社会融合发展水平取自然对数后引入模型。

2.核心解释变量：东西部协作。本文将 2012—2021 年结对关系落实到县级层面的东西部协作政策实施作为一项准自然实验，将政策实施的个体虚拟变量与政策实施的时间虚拟变量的交互项作为东西部协作县域结对的政策变量。具体而言，本文将在东西部协作中通过县域结对方式获得援助的受援县作为处理组，政策实施的个体虚拟变量值设为 1；样本三省中其他县（市、区），即非受援县，作为控制组，政策实施的个体虚拟变量值设为 0。根据结对帮扶关系的建立时间和终止时间，对政策实施时间虚拟变量赋值，结对帮扶关系存续期间政策实施时间虚拟变量为 1，否则为 0。

表 2 报告了 2012—2021 年东西部协作样本省的县域结对情况。自 1996 年东西部扶贫协作政策正式实施以来，部分地区一直处于县域结对的状态，如贵州省。2016 年，习近平总书记在银川主持召开东西部扶贫协作座谈会时提出要推动县与县精准对接，部分地区开始逐渐将结对关系下沉至县级。样本省中这种变化可以从表 2 中得到反映。2016—2017 年，县域结对的受援县样本数量由 122 个增长至 197 个，增长 61.5%；2018 年，受援县样本数量增长至 224 个，并不再发生变化，受援县占比约 56.3%^①。

表 2 2012—2021 年东西部协作县域结对样本数量

年份	受援县样本数	非受援县样本数	样本总数	年份	受援县样本数	非受援县样本数	样本总数
2012	91	307	398	2017	197	201	398

^①考虑到在样本期前三年已存在 116 个受援县，为保证样本期前三年都没有样本受到政策影响，使模型估计结果更精准，本文在利用多期双重差分法进行估计时，将这部分样本删除。删除后共有 282 个样本县，其中 108 个是受援县。

表2 (续)

2013	96	302	398	2018	224	174	398
2014	116	282	398	2019	224	174	398
2015	120	278	398	2020	224	174	398
2016	122	276	398	2021	224	174	398

3.控制变量。本文参考已有研究,控制了以下变量:①地区生产总值。经济发展是城乡融合发展的物质基础,本文利用地区生产总值的自然对数来衡量经济发展。②金融发展水平。金融可为农村产业现代化发展提供支持,因此金融发展水平的提高能够促进城乡融合发展。本文用金融机构存贷款余额与地区生产总值之比来衡量金融发展水平。③农业现代化水平。农业现代化是实现工农互促、以城带乡融合发展的重要途径。本文用农用机械总动力的对数来衡量农业现代化水平。④城镇化率。城镇化率在一定程度上反映了农村人口流动程度,人口流动会对城乡融合发展产生影响。本文使用城镇人口与总人口之比衡量城镇化率。⑤政府财政支持。地方政府财政支持可以促进农业发展和农村基础设施建设,提升公共服务水平,促进城乡融合发展。本文用一般地方财政支出与地区生产总值之比衡量政府财政支持程度。

4.变量描述性统计。表3报告了主要变量基本描述性统计结果,包括样本量、平均值、中位数与标准差。在此基础上,本文还按照是否参与县域协作结对将全样本分为两组,按照县域结对帮扶时长将处理组样本分为两组,报告这两种分组下的均值差异 t 的检验结果。结果显示,城乡融合发展综合指标以及人、经济、社会三个子维度综合指标的组间均值差异显著,表明东西部协作对受援县城乡融合发展水平可能产生了影响。另外,在依据结对帮扶时间长短划分的组别中,城乡融合发展水平组间均值差异显著^①。鉴于此,后文将针对结对状态进行异质性分析。

表3 主要变量的描述性统计特征

变量	变量定义	样本量	平均值	中位数	标准差
城乡融合发展水平	$\ln URI$	2820	-1.331	-1.378	0.274
人的融合发展水平	fpr	2820	0.309	0.294	0.237
经济融合发展水平	$\ln EI$	2820	-1.771	-1.609	0.984
社会融合发展水平	$\ln SI$	2820	-2.821	-2.686	0.870
东西部协作	$policy$	2820	0.185	0.000	0.389
地区生产总值	$\ln GDP$	2820	14.070	14.099	0.967
金融发展水平	fin	2820	2.379	1.912	2.769
农业现代化水平	$\ln agr$	2820	3.033	3.219	0.866
城镇化率	$urbrate$	2820	0.470	0.417	0.197
政府财政支持	gov	2820	0.269	0.205	0.213

(三) 基准模型

本文关注东西部协作政策实施对受援县城乡融合发展的促进作用。东西部协作落实到县域结对关

^①由于篇幅限制,分组均值差异检验结果见中国知网或本刊官网本文附录中的附表2。

系时，一方面可能使同一受援县（处理组）城乡融合发展水平在政策实施前后产生差异，另一方面也可能使受援县与非受援县（控制组）之间的城乡融合发展水平产生差异。鉴于此，本文采取双重差分法（differences-in-differences, DID）进行政策效应评估，以有效控制其他共时性因素影响以及受援县与非受援县的事前差异。根据前文对东西部协作政策的实践分析可以看出，不同县域结对关系确立的年份有先后差异，故本文选取多期双重差分法。具体模型如下：

$$\ln URI_{it} = \alpha + \beta \times policy_{it} + \gamma \times Control_v_{it} + county_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中： $\ln URI_{it}$ 表示 i 县在 t 年城乡融合发展水平的自然对数； $policy_{it}$ 表示 i 县在 t 年是否存在东西部协作县域结对关系，即前文提到的政策实施的个体虚拟变量与时间虚拟变量的交互项； $Control_v_{it}$ 表示控制变量； $county_i$ 表示县域固定效应； $year_t$ 表示年份固定效应； ε_{it} 表示随机扰动项。估计系数 β 度量了受援县城乡融合发展水平在东西部协作政策冲击前后的平均处理效应。

四、实证结果分析

（一）基准回归

表 4 报告了基准模型的回归结果。(1) 列仅将核心解释变量东西部协作对城乡融合发展水平进行回归，结果显示，在不考虑其他因素的情况下，东西部协作显著促进了受援县城乡融合发展，且在 1% 的统计水平上显著。在此基础上，表 4 (2) ~ (6) 列依次加入控制变量。可以发现，东西部协作变量的回归系数仅有微小波动，且都在 1% 统计水平上显著为正，说明基准回归结果较为稳健。具体而言，东西部协作县域结对关系建立后，受援县城乡融合发展水平较非受援县平均高出约 7 个百分点。

表 4 东西部协作县域结对对政策实施对城乡融合发展影响的基准回归结果

变量	城乡融合发展水平					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
东西部协作	0.058*** (0.011)	0.070*** (0.008)	0.069*** (0.008)	0.067*** (0.008)	0.069*** (0.008)	0.070*** (0.008)
地区生产总值		0.180*** (0.012)	0.181*** (0.012)	0.175*** (0.014)	0.163*** (0.016)	0.161*** (0.017)
金融发展水平			0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)
农业现代化水平				0.030* (0.018)	0.032* (0.018)	0.032* (0.018)
城镇化率					0.087* (0.045)	0.088* (0.044)
政府财政支持						-0.018 (0.021)
县域和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

表 4 (续)

样本量	2820	2820	2820	2820	2820	2820
调整 R ²	0.49	0.45	0.45	0.46	0.46	0.46

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②括号内为县级层面聚类稳健标准误。

接下来，本文分别考察东西部协作县域结对政策实施对受援县城乡融合发展中、经济和社会融合发展三个维度的影响。其中，人的融合发展水平用农业就业比表示，经济和社会融合发展水平分别采用熵值法将表 1 中对应的相关指标合成两个综合指标来表示。实证结果显示^①，该政策实施显著降低了农业就业比，促进了受援县城乡之间人的融合发展，也显著促进了受援县的经济与社会融合发展。这进一步验证了本文基准结果的稳健性，也说明东西部协作县域结对政策实施对于城乡融合发展中三个维度融合发展均产生了积极影响。

(二) 平行趋势检验与动态效应

使用多期双重差分法进行政策效果评估，要求处理组和控制组必须满足平行趋势假定，否则将导致估计结果有偏。考虑到政策效应的产生可能存在滞后性，以及政策效应的发挥程度可能会受到后期其他相关政策影响，本文使用了一个允许估计系数随年份变化的模型设定，以考察东西部协作政策实施前的平行趋势以及实施后的动态效应，具体模型如下：

$$\ln URI_{it} = \delta + \delta_j \times \sum_{j=-4}^4 D_{i,t+j} + \ell \times Control_v_{it} + county_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： $D_{i,t+j}$ 为一系列虚拟变量，若第 i 个县在 $t+j$ 年建立了东西部协作县域结对关系，则取值为 1，否则为 0； j 代表东西部协作县域结对关系建立前后的期数，其他变量含义与 (1) 式相同。在剔除 2015 年前建立县域结对帮扶关系的样本县后，县域结对关系最早建立时间为 2015 年，最晚的县域结对关系建立在 2018 年，因此， j 可以取 $[-6, 6]$ 之间的所有整数；但考虑到整个样本期内结对政策实施年份较早和较晚的样本数量偏少，因此将 j 取值为 -6 和 -5 的样本合并到取值为 -4 的样本中，将 j 取值为 5 和 6 的样本合并到取值为 4 的样本中，最终得到 j 的取值区间为 $[-4, 4]$ ^②。本文以政策实施前 1 年为基准，即第 -1 期。因此，本文将县域结对前的第 4 年、第 3 年和第 2 年作为平行趋势检验政策实施前的参考年份，此三期的回归系数便是平行趋势检验关注的对象。检验结果如图 1 所示，政策实施前样本县城乡融合发展差异均不显著，表明样本处理组与控制组在东西部协作县域结对政策实施前城乡融合发展水平无显著差异，平行趋势假设成立；同时，政策实施当期及后 4 期政策估计系数均显著为正，表明东西部协作政策实施能够显著提升受援县城乡融合发展水平，且这种积极的政策效果呈逐年提升^③。

^①因篇幅限制，检验结果见中国知网或本刊官网本文附录中的附表 3。

^②关于期数 j 取值范围更为详尽的说明，见中国知网或本刊官网本文附录中的第四节内容。

^③本文在图 1 做法的基础上，通过调整处理组样本结构，即仅保留原国家级贫困县样本进行平行趋势和动态效应检验。受篇幅限制，检验结果未详细列示，具体结果见中国知网或本刊官网本文附录中的附图 1。

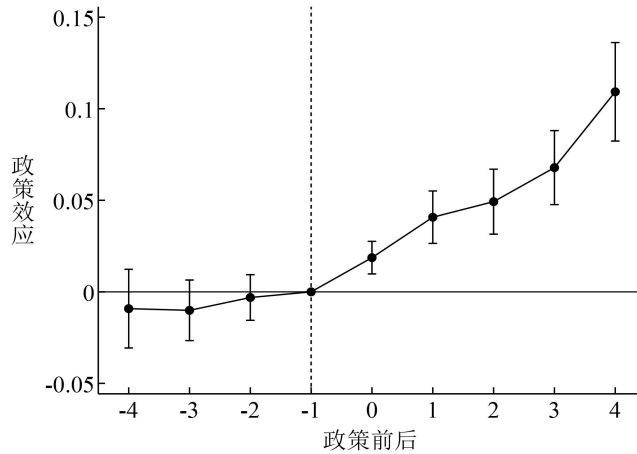


图1 平行趋势检验结果

（三）Goodman-Bacon 分解检验

对于多期双重差分法，样本期内既存在“好控制组”，也存在“坏控制组”。为了避免多期双重差分法中不同控制组对估计结果可能造成的偏误，本文采用 Goodman-Bacon (2021) 提出的分解方法，对双向固定效应模型 (TWFE) 估计量的偏误程度进行分析，TWFE 为不同的 2×2 -DID 组合估计系数的加权平均。表 5 是 Goodman-Bacon 的检验结果，由于本文基准回归中已经将样本期内始终为处理组的样本全部删掉，因此检验结果共有表中三种组别。根据结果可知：平均处理效应权重最大的组别为以“从未接受处理”为控制组的样本组，占比达到 94.4%，而以“较早接受处理”为控制组的样本组占比不到 3%。因此，对 TWFE 估计量的绝大部分影响来自以“从未接受处理”为控制组的估计系数。这说明本文的估计结果不存在严重偏误。根据以上检验结果，可以认为本文结论是稳健的。

表 5 Goodman-Bacon 分解结果

Goodman-Bacon 分解	系数	权重
以“从未接受处理”为控制组	0.061	0.944
以“较晚接受处理”为控制组	0.034	0.029
以“较早接受处理”为控制组	-0.000	0.028

注：权重表示分解的该组处理效应占总效应的权重。

（四）安慰剂检验

为了检验基准回归结果在多大程度上受到遗漏变量、随机因素等的影响，本文通过随机设定东西部协作县域结对帮扶的政策实施年份和受援县，构造理论上不会对结果变量产生影响的虚假政策变量，并将该变量替换至 (1) 式中进行检验，根据回归估计系数的分布来判断结论的可靠性。为增强安慰剂检验的效力，本文将上述过程重复 500 次，最后绘出虚假政策变量的估计系数分布图。若随机设定的政策变量估计系数分布在 0 附近，即意味着模型设定中并未遗漏掉足够重要的影响因素，可以证明基准回归结果真实可靠。根据绘制的估计系数分布图^①，虚假政策变量的估计系数集中分布于 $[-0.015, 0.015]$

^①受篇幅限制未详细列示，具体结果见中国知网或本刊官网本文附录中的附图 2。

区间，显著异于真实政策变量的系数估计值 0.070，表明在模型设定中并不存在严重的遗漏变量问题，核心结论仍旧稳健。

（五）其他稳健性检验

1. 全样本回归。为确保样本结构尽量满足多期双重差分法的适用条件，本文在基准回归中删掉了样本期前三年已经受援助的 116 个县级样本，即将样本县从 398 个减少至 282 个。应用 Goodman-Bacon 分解方法，“坏控制组”可以得到识别，而且只要其所占权重较低，其对实证结果可信性的影响就有限。因此，也有文献把样本期内的“坏控制组”纳入回归分析（方红生等，2023）。

本文将 398 个样本县全部作为有效样本进行回归分析，回归结果见表 6（1）列。结果表明，加入“坏控制组”样本后，政策实施对受援县城乡融合发展的影响依然显著为正，但显著性和回归系数有所下降。Goodman-Bacon 分解检验结果显示，“坏控制组”占比增加至约 40%，不过“坏控制组”中存在 31% 的样本组回归系数方向与平均处理效应相反，导致实证结果低估而非高估^①。综上所述，不管是全样本回归还是子样本^②回归，政策实施正向影响受援县城乡融合发展的结论均是稳健的。

2. 倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）。东西部协作政策的实施并非严格意义上的自然实验，为规避可能存在的样本自选择导致的内生性问题，本文利用倾向得分匹配法重新匹配样本，再进行双重差分，以检验回归结果的稳健性。具体而言，将地区生产总值、金融发展水平和城镇化率等设定为匹配变量，运用最近邻匹配法剔除不符合匹配变量要求的样本，重新为处理组匹配控制组；得到新的数据集后，再运用多期双重差分法重新估计东西部协作县域结对政策实施对受援县城乡融合发展的影响。表 6（2）列报告了 PSM-DID 估计结果，政策变量的系数估计值仍然显著为正，表明东西部协作县域结对政策实施对受援县城乡融合发展存在促进作用这一结论是稳健的。

3. 替换城乡融合发展水平衡量指标。从已有文献看，部分学者将城乡收入差距缩小视为城乡融合发展的主要体现和落脚点（郭冬梅等，2023）。因此，本文选择“城镇居民人均纯收入与农村居民人均纯收入之比”作为被解释变量的替代指标，验证基准结论是否稳健。实证结果如表 6（3）列所示：东西部协作县域结对政策实施显著缩小了受援县城乡收入差距。在中国推进乡村振兴战略、致力实现共同富裕伟大目标的时代背景下，城乡共同富裕尤其是城乡收入差距缩小，是中国实现共同富裕的关键一环。因此，将该指标作为城乡融合发展水平的替代指标进行验证的结果，也为东西部协作县域结对政策实施在推进共同富裕中的重要作用提供了有力证据。

4. 控制其他政策影响。2013 年“精准扶贫”理念的提出，可能会对本文基准实证结果产生影响。鉴于此，本文参考杨人懿等（2023）的做法，进一步构造精准扶贫政策虚拟变量，并将其作为控制变量纳入基准回归模型^③，以排除该政策实施对本文因果识别可能造成的干扰。估计结果如表 6（4）列

^①受篇幅所限，基于全样本的 Goodman-Bacon 分解结果不在正文呈现，结果见中国知网或本刊官网本文附录中的附表 4。

^②子样本是指在全样本基础上删掉样本期前三年已经受援助的县级样本后余下的 2820 个样本。

^③在模型中变量设定为“精准扶贫”，对其进行赋值：如果样本县为原国家级贫困县且时间为 2013 年后（2014—2021 年），变量取值为 1；否则取值为 0。

所示。在加入精准扶贫政策虚拟变量之后，东西部协作的系数估计值仍显著为正，表明结果依然稳健。

表6 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本回归	PSM-DID	城乡收入差距	排除精准扶贫政策影响
东西部协作	0.027*** (0.009)	0.044*** (0.008)	-0.203*** (0.025)	0.054*** (0.009)
精准扶贫				0.007 (0.010)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县域和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	3980	2522	2820	2820
调整 R ²	0.550	0.664	0.326	0.499

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为县级层面聚类稳健标准误。

上述检验均表明，东西部协作促进受援县城乡融合发展的政策效应在多期双重差分法的识别下是稳健的。

五、进一步分析

（一）异质性分析

2021年4月，习近平总书记对深化东西部协作和定点帮扶工作作出重要指示，提出要完善东西部结对帮扶关系，拓展帮扶领域，健全帮扶机制，优化帮扶方式，加强产业合作、资源互补、劳务对接、人才交流，动员全社会参与，形成区域协调发展、协同发展、共同发展的好局面^①。因此，本文在关注东西部协作对受援县城乡融合发展促进作用的同时，进一步研究政府财政帮扶强度与县域结对时间对政策效应的影响，探讨优化、完善东西部协作政策机制的具体路径，以加强政策实施对受援县城乡融合发展的促进作用。

1. 财政帮扶强度的异质性。财政帮扶资金是直接投入的生产要素，一般来说，有助于受援方缓解财政压力、提高公共服务供给水平。但是，财政帮扶作为一种横向转移支付，其单向性和无偿性特征显著，容易造成受援方的援助依赖和支援方的援助疲惫。因此，财政帮扶力度越大是否越利于受援县城乡融合发展，在理论逻辑上并不确定。下文将从财政帮扶资金^②角度考察东西部协作政策效应的异质性。由于县域结对帮扶政策落实的时间并不都是从自然年年初开始，本文将6月前建立结对关系的

^①参见《习近平对深化东西部协作和定点帮扶工作作出重要指示》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-04/08/content_5598368.htm。

^②本文研究中用到的财政帮扶资金数据，主要通过查询西部受援县乡村振兴局公布的资金数据或东部帮扶县财政决算报告中的“援助其他地区支出”数据（四川省受援县数据不全，采用东部帮扶县数据；浙江省数据剥离了“山海协作”政策的帮扶资金），通过手工整理得到。缺失的帮扶资金数据，按照结对的东部支援方每年财政收入增速推算得到（财政收入增速≤5%时，按实际增速推算；财政收入增速超过5%时，按5%推算）。

样本视为当年已实施政策，并将当年“援助其他地区支出”纳入统计分析；而6月后建立结对关系的则视为次年开始实施政策，当年“援助其他地区支出”不纳入统计分析。2021年东西部协作政策要求结对关系变更，这一政策调整被看作从2022年起生效，不在本文研究中体现。借鉴毛其淋和许家云（2015）构造企业所获政府补贴强度指标的做法，将受援县获得的结对帮扶资金占该县财政收入的比值定义为财政帮扶强度，并将强度从低到高排序，通过四分位分组，分为最低、较低、较高、最高四组；然后，借鉴马光荣等（2020）的做法，分别构造四个虚拟变量即帮扶强度Q1、Q2、Q3、Q4，将财政帮扶强度四个分组虚拟变量与东西部协作政策变量的交互项放入模型进行异质性分析。对分组虚拟变量的具体赋值方法为：对于帮扶强度Q1而言，将排序前25%的样本赋值为1，其他赋值为0。后三个组别的虚拟变量设定以此类推^①。表7（1）列报告了财政帮扶强度分组虚拟变量与核心解释变量交互项回归的估计结果。结果表明：财政帮扶强度适中的中间二分位组别的政策效应系数最大、显著性最强，而帮扶强度最低和最高组则系数较小、显著性较弱，特别是最高组已不再具有显著性。这说明，适度的财政帮扶有利于受援县城乡融合发展，而过低或过高的帮扶强度均不利于城乡融合发展。因此，在新一轮东西部协作推进过程中，支援方既要遵守中央对财政帮扶的基本要求^②，又要加快探索双向协作型的多元帮扶方式，通过劳务输出、产业帮扶等市场化方式，全面促进受援县的城乡融合发展。

2. 县域结对帮扶时长的异质性。东西部协作政策在1996年提出时，结对关系主要涉及省级或市级，大部分的县域结对关系则是在2016年东西部扶贫协作座谈会后开始落实。那么，东西部协作政策效果是否会因县域层面的结对帮扶时长不同而存在差异？样本期内，处理组建立县域结对关系的时长为4~7年。本文将县域结对时长大于等于5年定义为较长帮扶时长，小于5年为较短帮扶时长，通过使用与财政帮扶强度分组虚拟变量相同的构造方法，设定两组帮扶时长虚拟变量，构建其与核心解释变量的交互项进行异质性分析。表7（2）列的回归结果显示，较长帮扶时长组交互项的回归系数为0.068，且在1%的统计水平上显著；而较短帮扶时长组交互项的回归系数为0.026，仅在10%的统计水平上显著。可能的原因是，结对关系保持时间越长，结对双方之间的供需匹配度与合作信任度越高，跨区域的协作成本越低，结对关系对受援县城乡融合发展的促进作用越显著。因此，东西部协作县域结对需要长期坚持，才能更好地推动受援县城乡融合发展。

表7 财政帮扶强度与帮扶时长异质性分析的结果

变量	(1) 财政帮扶强度		(2) 帮扶时长	
	系数	标准误	系数	标准误
东西部协作×帮扶强度Q1	0.035**	0.015		

^①本部分后面三类分组虚拟变量（按帮扶时长分组、按双方经济差距分组、按双方产业互补程度分组）的设定方法与此一致。

^②参见《中办 国办印发〈关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见〉》，https://www.gov.cn/xinwen/2016-12/07/content_5144678.htm。该指导意见要求东部省份要根据财力增长情况，逐步增加扶贫协作和对口支援财政投入，并列入年度预算。

表 7 (续)

东西部协作×帮扶强度 Q2	0.100***	0.011		
东西部协作×帮扶强度 Q3	0.058***	0.016		
东西部协作×帮扶强度 Q4	0.025	0.017		
东西部协作×帮扶时间短			0.026*	0.014
东西部协作×帮扶时间长			0.068***	0.011
控制变量		已控制		已控制
县域和年份固定效应		已控制		已控制
样本量		2820		2820
调整 R ²		0.507		0.502

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②标准误为聚类到县级层面的稳健标准误。

(二) 关于结对双方匹配度的分析

上述异质性分析表明，财政帮扶强度和结对关系时长会影响东西部协作的政策效应。除此之外，政策效应也可能与结对双方的优势互补程度和供需匹配关系有关。在实践中，结对关系的政策效果会受到多种因素的影响，结对双方的经济差距和产业互补程度是其中两个重要维度。理论上，经济强县与帮扶难度大的受援县结对，更有利于受援县加快农村产业现代化步伐，为其城乡融合发展夯实物质基础。鉴于此，下文将通过结对双方的总体经济差距与产业互补程度两个指标来衡量双方的匹配度。

1. 基于经济差距匹配度的分析。根据受援县地区生产总值与支援方地区生产总值比值的年均值从高到低排序，比值越大，说明两地经济差距越小^①。根据该比值四分位数将受援县分为四组，依次设定经济差距虚拟变量“经济差距 Q1”（经济差距最小）至“经济差距 Q4”（经济差距最大）四组，并构建其与核心解释变量的交互项，进行回归分析。表 8（1）列的结果显示，仅经济差距最小组的政策效应系数不显著，后三组别的政策效应均在 5%的统计水平上显著且系数绝对值差距不大。这说明，当结对双方经济实力差距偏小时，政策效应会打折扣，因此，结对关系应建立在经济实力差距较大的县域之间。

2. 基于产业互补程度匹配度的分析。东西部产业合作可以促进受援县发挥比较优势，发展当地特色产业，延长完善产业链。理论上，结对双方产业互补程度越高，越有利于两地在产业链上差别布局，按各地比较优势发展，互相取长补短，实现供需匹配与优势互补，形成协作内生动力，更好地促进受援县城乡融合发展。本文采用 Krugman（1991）提出的产业专业化系数来测定结对双方的产业互补程度，其表达式如下：

$$KI_{ij} = \sum_{k=1}^3 |X_{ik} - X_{jk}| \quad (3)$$

^①如果受援县同时存在多个支援方，即“多对一”的结对关系，支援方地区生产总值的取值为多个支援方地区生产总值的均值。

(3) 式中： KI_{ij} 为 i 与 j 结对两地的产业结构互补系数，取值区间 $[0, 2]$ ； X_{ik} 为 i 地的 k 产业（ k 取 1、2、3 时分别代表第一产业、第二产业、第三产业）从业人员占全部产业从业人员的比重， X_{jk} 同理。 KI_{ij} 值越大，表明两地产业互补程度越高。本文基于 KI_{ij} 年均值的四分位数将样本划分为四组，构造四个产业互补程度分组虚拟变量，即“产业互补 Q1”（产业互补程度最低）至“产业互补 Q4”（产业互补程度最高）；在此基础上构造分组虚拟变量与核心解释变量的交互项。实证结果如表 8（2）列所示：产业互补程度越高的组别，其交互项回归系数的数值越大，显著性越强。这表明，东西部协作的政策效应随着受援县与支援方产业结构互补程度的增强而更加明显。因此，在东西部协作建立县域结对关系时，应将产业结构互补程度纳入考量范畴。

表 8 结对双方经济差距与产业互补程度匹配度的比较

变量	(1) 经济差距		(2) 产业互补程度	
	系数	标准误	系数	标准误
东西部协作×经济差距 Q1	0.023	0.014		
东西部协作×经济差距 Q2	0.080***	0.014		
东西部协作×经济差距 Q3	0.060***	0.015		
东西部协作×经济差距 Q4	0.067***	0.017		
东西部协作×产业互补 Q1			0.030**	0.014
东西部协作×产业互补 Q2			0.052**	0.020
东西部协作×产业互补 Q3			0.063***	0.016
东西部协作×产业互补 Q4			0.082***	0.013
控制变量	已控制		已控制	
县域和年份固定效应	已控制		已控制	
样本量	2820		2820	
调整 R ²	0.503		0.503	

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②标准误为聚类到县级层面的稳健标准误。

六、结论与政策启示

通过城乡融合发展构建新型工农城乡关系，是顺利推进中国式现代化进程的重要内容，东西部协作则为受援县城乡融合发展提供了外生动力。但在全面推进乡村振兴的时代背景下，东西部协作的目标显著不同，需要完善东西部协作机制。

本文以东西部协作县域结对关系建立作为准自然实验场景，从县域层面探究了东西部协作对受援县城乡融合发展的影响，并重点分析了帮扶模式对两者关系的影响。研究发现：第一，东西部协作显著提升了受援县总体城乡融合发展水平，且在细分维度上，也显著提升了受援县人的融合、经济融合和社会融合程度。该结论得到了一系列稳健性检验的支持。第二，东西部协作模式是影响受援县城乡融合发展的关键因素。在保持适当财政帮扶强度的基础上，结对双方保持长期稳定的结对关系更有助

于推动受援县的城乡融合发展；从结对主体匹配度来看，双方经济差距适中、产业互补程度高，更有利于发挥东西部协作对受援县城乡融合发展的积极作用。

基于上述研究结论，本文得出以下政策启示：

第一，东西部协作具有提升受援县城乡融合发展水平的政策效应，在全面建设社会主义现代化国家的进程中，要进一步明确援受双方的结对标准，并尽量保持关系稳定。结对双方也需要主动沟通，坚持互利共赢理念推动区域优势互补和要素双向流动，将东西部协作打造成东西部合作对接的重要平台。

第二，结对双方的互信互补是东西部协作得以持续推动的内生动力。在政策层面要坚持将结对关系下沉到县，并通过考核体系引导结对双方形成更为微观具体的结对关系，切实做到协作内容务实有效。在实施层面，要将受援县内生动力培育和援助方产业转移有机结合起来，将协作重点放在共建产业园区、共建发展平台、共同开拓第三方市场上。

第三，受援县巩固拓展脱贫攻坚成果、推动乡村振兴和新型城镇化建设等核心工作是其城乡融合发展的内生动力，融入全国统一大市场是其城乡融合发展的最大市场动力，东西部协作等现有横向帮扶体系则是城乡融合发展主要的政策动力。脱贫地区既要探索通过上述动力来促进县域城乡融合发展的路径，也要关注各动力在城乡融合发展不同模式中的协同问题。

参考文献

- 1.陈斌开、林毅夫，2013：《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》，《中国社会科学》第4期，第81-102页。
- 2.方红生、鲁玮骏、苏云晴，2023：《“省直管县”改革对城乡收入差距的影响》，《经济理论与经济管理》第3期，第24-39页。
- 3.郭冬梅、陈斌开、吴楠，2023：《城乡融合的收入和福利效应研究——基于要素配置的视角》，《管理世界》第11期，第22-46页。
- 4.金成武，2019：《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》，《经济研究》第8期，第183-197页。
- 5.李永友、王超，2020：《集权式财政改革能够缩小城乡差距吗？——基于“乡财县管”准自然实验的证据》，《管理世界》第4期，第113-130页。
- 6.廖祖君、王理、杨伟，2019：《经济集聚与区域城乡融合发展——基于空间计量模型的实证分析》，《软科学》第8期，第54-60页。
- 7.骆永民、骆熙、汪卢俊，2020：《农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业》，《管理世界》第12期，第91-121页。
- 8.马光荣、程小萌、杨恩艳，2020：《交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究》，《中国工业经济》第6期，第5-23页。
- 9.毛其淋、许家云，2015：《政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角》，《中国工业经济》第6期，第94-107页。

- 10.孙群力、周鏢, 2021: 《财政分权、农村金融服务与城乡融合水平——基于城镇化与乡村振兴视角》, 《农村经济》第3期, 第93-100页。
- 11.孙玉环、张冬雪、梁雨菡、丁娇, 2024: 《生态产品价值实现与城乡融合发展——基于城乡融合发展试验区的实证研究》, 《统计研究》第2期, 第87-99页。
- 12.万海远、李实, 2013: 《户籍歧视对城乡收入差距的影响》, 《经济研究》第9期, 第43-55页。
- 13.王禹瀚, 2022: 《中国特色对口支援机制: 成就、经验与价值》, 《管理世界》第6期, 第71-85页。
- 14.魏后凯, 2020: 《深刻把握城乡融合发展的本质内涵》, 《中国农村经济》第6期, 第5-8页。
- 15.吴延兵, 2017: 《中国式分权下的偏向性投资》, 《经济研究》第6期, 第137-152页。
- 16.颜培霞, 2021: 《城乡融合视域下特色村经济转型的动力机制》, 《农业经济问题》第5期, 第137-144页。
- 17.杨人懿、钟昌标、杨子生、杨诗琴, 2023: 《精准扶贫政策与农村居民增收——基于云南省129个县的实证检验》, 《南开经济研究》第3期, 第131-150页。
- 18.杨荣南, 1997: 《城乡一体化及其评价指标体系初探》, 《城市研究》第2期, 第20-24页。
- 19.袁方成、周韦龙, 2024: 《要素流动何以推动县域城乡融合: 经验观察与逻辑诠释——以佛山市南海区全域土地综合整治为例》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第63-74页。
- 20.张可云、冯晟、席强敏, 2023: 《东西部协作政策效应评估——基于要素流动的视角》, 《中国工业经济》第12期, 第61-79页。
- 21.张露、罗必良, 2023: 《中国工农城乡关系: 历史演进、基本经验与调整策略》, 《中国农村经济》第6期, 第2-21页。
- 22.张溢堃、王永生, 2023: 《中国省域城乡要素流动测度方法与时空特征》, 《地理学报》第8期, 第1888-1903页。
- 23.赵晖、谭书先, 2020: 《对口支援与区域均衡: 政策、效果及解释——基于8对支援关系1996—2017年数据的考察》, 《治理研究》第1期, 第69-81页。
- 24.周德、戚佳玲、钟文钰、王俊峰, 2023: 《城市群城乡融合发展: 测度评价、障碍因素与驱动因素》, 《地理研究》第11期, 第2914-2939页。
- 25.周佳宁、秦富仓、刘佳、朱高立、邹伟, 2019: 《多维视域下中国城乡融合水平测度、时空演变与影响机制》, 《中国人口·资源与环境》第9期, 第166-176页。
26. Goodman-Bacon, A., 2021, "Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
27. Krugman, P., 1991, *Geography and Trade*, Massachusetts: MIT Press, 76.
28. Liu, Y., Y. Zang, and Y. Yang, 2020, "China's Rural Revitalization and Development: Theory, Technology and Management", *Journal of Geographical Sciences*, Vol. 30: 1923-1942.
29. Yang, Y., W. Bao, Y. Wang, and Y. Liu, 2021, "Measurement of Urban-rural Integration Level and its Spatial Differentiation in China in the New Century", *Habitat International*, Vol. 117, 102420.

Impact of East-west Collaboration on Integrated Urban-rural Development in Recipient Counties

SHAN Depeng¹ XIANG Yang¹ WANG Chao^{2,3}

(1. School of Economics, Southwest Minzu University;

2. The Institute of Local Finance Research, Zhejiang University of Finance and Economics;

3. School of Public Finance and Taxation, Zhejiang University of Finance and Economics)

Summary: The construction of a new pattern of integrated urban-rural development, achieving bidirectional free flow of urban and rural factors, is an important guarantee for the realization of Chinese modernization. Building institutional channels for urban-rural integration is of great significance in breaking the practical constraints faced by urban-rural integration. The east-west collaboration is a major decision to promote coordinated regional development and common prosperity. Studying the impact of the east-west collaboration on urban-rural integration not only helps explore effective pathways for urban-rural integration but also provides references for improving the mechanism of east-west collaboration.

This paper, based on the theory of factor flow, analyzes the main mechanisms by which the east-west collaboration influences urban-rural integration and conducts an empirical test using panel data from 398 counties in China from 2012 to 2021, treating the implementation of paired assistance in the east-west collaboration as a quasi-natural experiment. The results indicate that the east-west collaboration policy significantly enhances the integrated urban-rural development in recipient counties, and this conclusion remains robust after employing a series of robustness tests. Heterogeneity analysis reveals that the mode of the east-west collaboration is a key factor affecting integrated urban-rural development, and maintaining a long-term paired relationship between the collaborating parties, based on an appropriate intensity of financial assistance, is more conducive to promoting integrated urban-rural development. From the perspective of the matching degree of paired parties, the more moderate the economic gap and the higher the degree of industrial complementarity between the two parties, the more it benefits the positive role of the east-west collaboration in integrated urban-rural development.

In the process of Chinese modernization, it is necessary to further clarify the long-term stability of the policy of east-west collaboration policy, and develop the east-west collaboration into an important platform for collaboration between the eastern and western regions. It is essential to extend the paired relationships to the county level, to optimize the paired model and assessment system. The east-west collaboration needs to focus on combining the cultivation of internal development capabilities of recipient counties and the industrial transfer from the eastern region.

The marginal contributions of this paper are mainly reflected in three aspects. First, this paper directly investigates the impact of the implementation of the east-west collaboration on the urban-rural integration of the recipient counties, which enriches the multiple power mechanisms for integrated urban-rural development and provides empirical references to improve the east-west collaboration. Second, the paper manually constructs a dynamic pairing list at the county level for east-west collaboration and uses a time-varying difference-in-differences (DID) method to accurately assess the policy effects of east-west collaboration. Third, this paper not only focuses on the average policy effect of east-west collaboration on urban-rural integration in recipient counties but also analyzes the heterogeneity of the relationship between east-west collaboration and urban-rural integration from aspects such as the intensity of fiscal assistance, the duration of paired assistance, and the matching degree of paired entities.

Keywords: East-west Collaboration; Urban-rural Integration; Coordinated Regional Development; Common Wealth

JEL Classification: H77; R58; R23

(责任编辑：尚友芳)