

省际对口帮扶缩小了区域收入差距吗? ——基于城乡居民收入的“帮富”与“共富”效应分析

吴慧¹, 贺建风², 彭文祥³

(1. 中南林业科技大学 经济管理学院, 湖南 长沙 410004; 2. 华南理工大学 经济与金融学院, 广东 广州 510006; 3. 兰州财经大学 经济学院, 甘肃 兰州 730020)

摘要: 省际对口帮扶是依托东西部协作机制推动区域协调发展、促进共同富裕的重要制度安排, 不仅应具备加快被帮扶地区居民收入增长的“帮富”功效, 还须发挥缩小帮扶双方收入差距的“共富”作用。采用 1992—2023 年 30 个省份的面板数据, 通过交叠双重差分模型分析发现: 省际对口帮扶显著提升了帮扶双方城镇居民和被帮扶地区农村居民的收入水平, 但对帮扶地区农村居民收入的影响不显著, 对城镇居民的“帮富”效应显著, 而“共富”效应仅在农村居民中显著, 对城镇居民的“共富”效应尚未显现; 对口帮扶通过促进被帮扶地区基础设施建设和技术创新产生对城镇居民的“帮富”效应, 通过促进被帮扶地区资本集聚强化对农村居民的“帮富”效应, 通过缩小帮扶双方技术创新差距产生对农村居民的“共富”效应; 帮扶双方的初始收入差距越大, 对口帮扶的“共富”效应越强。因此, 应持续加大对口帮扶力度, 对口帮扶既要“授人以鱼”, 更应“授人以渔”, 以欠发达地区内生发展能力的有效提升推进共同富裕。

关键词: 对口帮扶; 共同富裕; 收入差距; 基础设施; 资本集聚; 劳动力集聚; 技术创新

中图分类号: F127; F124.7 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-8131(2026)04-0121-18

引用格式: 吴慧, 贺建风, 彭文祥. 省际对口帮扶缩小了区域收入差距吗? ——基于城乡居民收入的“帮富”与“共富”效应分析[J]. 西部论坛, 2026, 36(4): 121-138.

Wu Hui, He Jianfeng, Peng Wenxiang. Has interprovincial paired assistance narrowed regional income gaps? An analysis of the wealth-enhancing and common-prosperity effects on urban and rural resident income[J]. West Forum, 2026, 36(4): 121-138.

* 收稿日期: 2026-02-06; 修回日期: 2026-06-22

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(24&ZD077); 国家社会科学基金青年项目(25CTJ025)

作者简介: 吴慧(1992), 女, 湖南娄底人; 讲师, 博士, 硕士生导师, 主要从事经济统计研究; E-mail: etfwuhui@163.com. 贺建风(1981), 男, 湖南攸县人; 教授, 博士生导师, 主要从事抽样调查与经济统计研究。彭文祥(1995), 男, 广西柳州人; 讲师, 主要从事区域经济研究。

一、引言

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,也是中国式现代化的重要目标。改革开放以来,我国经济社会发展取得了举世瞩目的成就,人民生活水平实现了历史性跨越。然而,区域间发展不平衡的问题依然突出。长期以来,中西部地区的居民人均可支配收入显著低于东部地区,这种持续存在的区域收入差距不仅制约了全国统一大市场建设,也对社会公平正义和共同富裕目标的实现构成现实挑战。党中央、国务院高度重视中西部地区发展,1996年作出东西部扶贫协作的重大战略部署,依托东部省份(城市)在资金、技术、人才、管理等方面的优势,对中西部省份(城市)实施精准帮扶,旨在通过先富带动后富,促进区域协调发展。该制度历经2016年调整优化和2021年转向东西部协作等阶段,不断完善,本文将统称为省际对口帮扶。随着省际对口帮扶的深入推进,需要科学评估其经济社会效应以进一步完善相关制度,尤其是客观认识其是否有效促进了被帮扶地区居民收入水平的提升以及显著缩小了被帮扶地区与帮扶地区之间的收入差距,对于优化区域政策、推动共同富裕具有重要的理论价值和现实意义。

关于对口帮扶政策的经济效应,现有文献聚焦于其对经济增长、生产效率以及区域发展差距等方面的影响,比如:帮扶政策显著促进了受帮扶地区经济较快发展,包括提升总体劳动生产率、提高城乡居民收入和消费水平(尤其改善了农村居民生活水平)、优化居民消费结构、缩小城乡居民收入差距等,从而有助于缩小受援地区与全国其他地区的经济发展差距(徐明,2022,2023)^[1-4];东西部协作政策的实施显著提升了受援县的实际GDP与人均GDP,并有效缩小了受援县与其所在省会城市之间的经济发展差距(张可云等,2023)^[5];对口支援通过加快基础设施建设、提升教育和医疗水平促进了受援地的经济增长(李曦辉等,2023)^[6];对口帮扶政策通过提升地方政府隐性担保的能力和意愿显著降低了被帮扶地区城投债的发行利差,从而产生了信用援助效应(梁伟娟等,2025)^[7];对口合作通过缓解信息不对称、降低制度性成本和强化政策激励提升了跨区域投资的经济效益(潘越等,2025)^[8];企业层面的对口帮扶同样具有积极作用,其通过提高农业机械化水平和促进乡村非农就业提高了受援县域农村居民收入水平(斯丽娟等,2026)^[9];等等。当然,对口帮扶在推动产业转移的过程中也可能诱发污染企业的跨区域迁移,从而对被帮扶地区的生态环境产生负面影响(林炳全等,2023)^[10]。

总体来看,已有研究为正确认识对口帮扶的经济效应提供了重要基础,但尚存在以下不足:第一,在研究主题上,相关研究多集中于考察对口帮扶对被帮扶地区的影响,鲜有文献考察其对被帮扶地区与帮扶地区之间差距的影响,难以反映该政策在推动共同富裕方面的实际效果。第二,在研究样本上,已有文献关于对口帮扶的收入效应多以新疆等特定政策区域为分析对象(徐明,2023;谷亚停等,2023)^{[4][11]},缺乏对省际对口帮扶政策全样本的系统考察;同时,省际对口帮扶政策最早可追溯至1996年,但现有研究大多以21世纪10年代为起点,忽略了政策实施的早期阶段,可能因样本选择偏误而产生估计偏差。

针对上述研究不足,本文将省际对口帮扶对被帮扶地区居民收入的提升作用称为“帮富”效应、对被帮扶地区与帮扶地区之间收入差距的缩小作用称为“共富”效应,在探究其产生机制的基础上,采用1992—2023年我国30个省份的面板数据进行实证检验。本文的边际贡献主要包括:第一,从“帮富”与“共富”双重维度评估省际对口帮扶政策实施的收入增长效应,不仅丰富和深化了区域协调发展的政策研究,也为相关研究提供了新的分析视角与方法参考。第二,基于收入增长与经济发展的强关联性,探讨了对口帮扶形成“帮富”效应和“共富”效应的基础设施建设机制、资本集聚机制、劳动力集聚机制和技术创新机制,有助于深入认识区域协作和共同富裕的内在逻辑,并为进一步完善区域协作机制、扎实推

进共同富裕提供了有价值的经验借鉴与政策启示。

二、政策背景与理论假说

1. 政策背景

1994年,国务院印发《国家八七扶贫攻坚计划》,提出“北京、天津、上海等大城市,广东、江苏、浙江、山东、辽宁、福建等沿海较为发达的省,都要对口帮助西部的一两个贫困省、区发展经济”。1996年5月,党中央、国务院作出开展东西部扶贫协作的重大战略部署,确定9个东部省市和4个计划单列市与西部10个省区开展扶贫协作;7月,国务院办公厅转发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》(国办发〔1996〕26号);9月,中央召开扶贫开发工作会议;10月,中共中央、国务院作出《关于尽快解决农村贫困人口温饱问题的决定》,明确提出“组织沿海发达省、直辖市对口帮扶西部贫困省、自治区”,标志着省际对口帮扶(东西部扶贫协作)制度正式确立。该制度要求东部沿海发达省份与西部欠发达省份建立结对关系,遵循“优势互补、互惠互利、长期合作、共同发展”的基本原则,在扶贫援助、经济技术协作与人才交流等领域开展多层次、全方位合作。初始结对安排如下:北京市与内蒙古自治区、天津市与甘肃省、上海市与云南省、广东省与广西壮族自治区、江苏省与陕西省、浙江省与四川省、山东省与新疆维吾尔自治区、辽宁省与青海省、福建省与宁夏回族自治区,以及大连市、青岛市、深圳市、宁波市四个计划单列市共同对口贵州省(王禹瀚,2022)^[12]。

此后,省际对口帮扶政策经历了持续的动态调整与制度优化。2016年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见》,对省际结对关系作出重要调整,此次调整是为了“推进东西部扶贫协作和对口支援工作机制不断健全,合作领域不断拓展,综合效益得到充分发挥,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”。随着脱贫攻坚目标任务的全面完成,2021年3月,中共中央、国务院印发《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》,提出“继续坚持并完善东西部协作机制,在保持现有结对关系基本稳定和加强现有经济联系的基础上,调整优化结对帮扶关系,将现行一对多、多对一的帮扶办法,调整为原则上一个东部地区省份帮扶一个西部地区省份的长期固定结对帮扶关系。”随后,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于坚持和完善东西部协作机制的意见》,将“东西部扶贫协作”调整为“东西部协作”,标志着东西部协作工作进入巩固拓展脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴的新阶段。该文件落实前述结对关系改革要求,简化原有一对多帮扶格局、确立长期稳定省际结对安排,省际对口帮扶机制由此得到进一步优化。

纵观上述政策调整历程,我国省际对口帮扶政策呈现以下演进特征:第一,帮扶目标逐步升级。政策重心从早期以解决绝对贫困为核心的扶贫援助,逐步转向以缩小区域发展差距为导向的协作发展,并进一步融入乡村振兴与共同富裕的战略框架,体现出政策目标由生存型向发展型的跃迁。第二,结对关系在动态化调整中趋于稳定和精准化,结对省份与城市的进入、退出及调整机制日益完善。第三,帮扶内容不断拓展与深化。合作领域从最初的资金援助、物资捐赠,逐步延伸至产业合作、技术转移、人才交流、劳务对接等经济社会发展各领域,有助于增强被帮扶地区的内生发展动力。第四,政策工具逐渐制度化与综合化。从早期依托扶贫规划文件到出台专门的对口帮扶指导意见,再到结合脱贫攻坚、区域协调发展等重大战略进行动态优化,政策体系日益健全,执行力度与制度化水平持续提升。总体而言,省际对口帮扶政策的演进历程体现了我国在促进区域协调发展过程中,从“输血”到“造血”、从“单向帮

扶”到“互利共赢”、从“短期攻坚”到“长效机制”的逻辑转变。

2. 理论分析与研究假说

省际对口帮扶本质上可视为一种基于财政再分配逻辑的横向转移支付制度安排。与纵向转移支付不同,横向转移支付直接在不同地方政府之间实现资金、资源与能力的跨区域再配置,旨在缓解区域间的发展失衡,增强欠发达地区的公共产品供给能力及内生发展动力(徐明,2022)^[2]。根据公共财政理论,区域间发展差距长期存在的根源在于初始资源禀赋差异、市场机制不完善以及公共资源配置非均衡。省际对口帮扶作为一种制度化的区域间再分配机制,能够在一定程度上弥补市场失灵,促进生产要素从发达地区向欠发达地区流动,改善被帮扶地区的资本积累、基础设施条件及人力资本水平,从而直接提升当地居民的收入水平(Heipertz et al., 2008; Afonso et al., 2010; 万一方等, 2024)^[13-15]。这一作用路径体现了对口帮扶政策的“帮富”功能,即通过外部资源的注入与内生发展能力的培育,推动被帮扶地区居民收入水平提升。与此同时,促进区域协调发展也是省际对口帮扶政策的重要任务,不仅要实现各地区居民收入水平的提升,更强调区域间收入差距的缩小。理论上讲,帮扶地区提供的帮扶资源(如资金、技术、人才、市场等)能够有效弥补被帮扶地区的发展短板,并强化被帮扶地区的后发优势,促使其收入增长速度快于帮扶地区,从而缩小帮扶双方之间的收入差距,即产生“共富”效应。

地区经济增长是居民收入增长的重要基础和必要条件,而基础设施、资本、劳动力与技术进步是驱动地区经济发展的关键因素。资本与劳动力构成经济生产的基础投入,技术进步决定要素生产效率,基础设施则为各类要素发挥作用提供基础保障。对口帮扶通过东部省份对中西部省份在资金、产业、人才、技术等方面进行系统支援,重点支持被帮扶地区的基础设施建设、本地特色优势产业培育及基本民生福祉改善等(徐明,2023)^[2],主要措施包括政府援助、企业协作、社会帮扶、产业发展、干部交流、人员培训与劳务输出等(韩广富等,2014)^[16]。基于此,本文主要分析省际对口帮扶通过促进被帮扶地区的基础设施建设、投资集聚、劳动力集聚和技术创新产生“帮富”效应和“共富”效应的机理。

(1) 基础设施建设机制。基础设施不平等是区域收入差距产生的重要原因(Weng et al., 2021)^[17],基础设施的落后严重制约着欠发达地区的居民收入增长。基础设施的完善能够降低交易成本、提升要素流动性,为地区经济发展和居民收入增长提供更好的条件和基础(罗能生等,2016)^[18]。在省际对口帮扶政策实施过程中,帮扶地区通过财政援助和社会帮扶资金支持被帮扶地区加快交通、水利、通信、能源等基础设施建设,从而缩小被帮扶地区与帮扶地区之间的基础设施差距。基础设施建设不仅能为被帮扶地区创造更多就业机会,直接带动居民收入增长(Gao et al., 2018; Del Rio et al., 2017; Yin et al., 2020)^[19-21],还能降低交易成本,有助于加强被帮扶地区与帮扶地区之间的经济联系,促进要素流动和资源配置优化,并通过缩小基础设施差距缩小居民收入差距。

(2) 资本集聚机制。根据市场经济规律,生产要素总是流向边际收益最大的地区。由于欠发达地区对生产要素,尤其是资本的吸引力远不如发达地区,资本向发达地区集中客观上加剧了区域发展不平衡。只有改善要素市场错配,缓解资本、劳动力等生产要素的流动约束,提高要素配置效率,才能使地区间经济收敛机制发挥作用,缩小区域经济差距(赖文燕,2012)^[22]。对口帮扶政策通过宏观调控手段对资本等生产要素进行跨区域调节,引导发达地区,尤其是帮扶地区的资金和企业向被帮扶地区流动,形成投资驱动效应。帮扶地区企业通过直接投资、共建产业园区等方式,向被帮扶地区导入产业项目,不仅能够直接创造就业岗位,还能通过产业链关联带动相关产业发展,形成产业集群效应。同时,对口帮扶还可通过转移支付增强被帮扶地区的财力,促进被帮扶地区改善基本公共服务和加强资本积累,缩

小被帮扶地区与帮扶地区之间的投资水平差距,从而加快被帮扶地区的经济发展,并缩小地区间的居民收入差距。

(3)劳动力集聚机制。对口帮扶政策通过促进生产要素在空间上的重新配置,形成要素集聚效应。从劳动力集聚来看,帮扶地区对被帮扶地区的产业、项目、资金导入能够提供大量非农就业机会,促进劳动力从农业向非农产业转移,提升被帮扶地区的城镇化水平。城镇化率的提升不仅意味着劳动力从低生产率的农业部门向高生产率的非农部门转移,还意味着劳动力在空间上的集聚,将产生规模经济效应和知识溢出效应,进一步提高劳动生产率。对口帮扶通过产业共建在被帮扶地区创造出较高质量的就业岗位,并通过补齐基础设施与公共服务短板,提升被帮扶地区对劳动力的吸引力与承载力,进而推动劳动力在被帮扶地区的空间集聚,缩小地区间的劳动力禀赋差距。劳动力的集聚,尤其是非农产业劳动力集聚能够通过劳动力池匹配效应、知识技能外溢、产业分工深化等路径显著提升被帮扶地区的整体劳动生产率,进而增加被帮扶地区居民的工资性收入与经营性收入,并缩小其与帮扶地区之间的居民收入差距。

(4)技术创新机制。对口帮扶政策通过促进知识、技术、经验等无形要素的跨区域流动,形成技术溢出效应,进而带动被帮扶地区的技术创新能力和水平提升。帮扶地区通过产业转移、人才交流和技术指导等形式,将先进的生产技术、工艺流程、管理方法等输入被帮扶地区,这种技术转移不仅显著提升了被帮扶地区的技术创新和成果转化能力,促进了被帮扶地区的技术进步和产业升级,还有助于缩小被帮扶地区与帮扶地区之间的技术创新差距。技术创新能力的提高能够通过提升全要素生产率、推动产业结构转型升级、增加高附加值就业岗位、释放技术外溢红利等渠道推动地区居民收入增长;同时,技术创新有利于提高人力资本回报,带动居民的工资性、经营性收入提升。被帮扶地区与帮扶地区的技术创新差距缩小,有助于被帮扶地区更好地消化吸收引进技术、承接跨区域技术外溢,从而提升本地全要素生产率,培育高质量就业岗位,推动居民收入增长,并缩小与帮扶地区的收入差距。

根据上述分析,本文提出以下假说:

H1:省际对口帮扶显著提升了被帮扶地区的居民收入水平,即具有“帮富”效应。

H2:省际对口帮扶显著缩小了被帮扶地区与帮扶地区之间的居民收入差距,即具有“共富”效应。

H3:省际对口帮扶能够通过促进被帮扶地区的基础设施建设、资本集聚、劳动力集聚、技术创新产生“帮富”效应。

H4:省际对口帮扶能够通过缩小被帮扶地区与帮扶地区之间的基础设施差距、投资差距、劳动力差距、技术创新差距产生“共富”效应。

三、实证研究设计

1. 基准模型设定

本文以对口帮扶政策的实施为准自然实验,采用交叠双重差分模型来检验对口帮扶政策对被帮扶地区居民收入及其与帮扶地区之间居民收入差距的影响。考虑到目前我国城乡差异仍然明显,分别对城镇居民收入和农村居民收入进行分析,构建基准模型如式(1)和式(2)所示:

$$Inc_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Helped_{it} + \mu_i + \lambda_t + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$R_Inc_{ijt} = \alpha_2 + \beta_2 Relation_{ijt} + \gamma G_X_{ijt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中,下标 i 和 j 代表地区(省份)、 t 代表年份, μ_i 和 λ_t 分别表示个体(省份)和时间(年份)固定效

应, ε_{ijt} 为随机扰动项。

式(1)用于检验对口帮扶政策实施对被帮扶地区居民收入的影响(“帮富”效应)。被解释变量 Inc_{it} 包括城镇居民收入水平($Uinc_{it}$)和农村居民收入水平($Rinc_{it}$),分别为 i 省份在 t 年城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入的自然对数值^①。核心解释变量 $Helped_{it}$ 为是否被帮扶的政策虚拟变量,若 i 省份在 t 年属于对口帮扶方案中的被帮扶省份赋值为 1,否则赋值 0^②。 X_i 表示控制变量,参考 Chen 等(2018)^[23]、李永友和王超(2020)^[24]、雷卓骏等(2023)^[25]的研究,控制以下变量:一是人口密度($Dens$),以年末常住人口总数与行政区域面积之比衡量;二是产业结构($Stru$),以第二产业增加值与地区生产总值之比衡量;三是财政自给率($Self$),以一般公共预算支出与一般公共预算收入之比衡量;四是教育水平(Edu),以普通高等学校在校学生数与年末常住人口总数之比衡量;五是金融发展水平(Fin),以金融业增加值与地区生产总值之比衡量。

式(2)用于检验对口帮扶政策实施对被帮扶地区与帮扶地区之间居民收入差距的影响(“共富”效应)。被解释变量 R_Inc_{ijt} 包括城镇居民收入差距(R_Uinc_{ijt})和农村居民收入差距(R_Rinc_{ijt}),分别为 i 省份与 j 省份城镇居民人均可支配收入之比和农村居民人均可支配收入之比(收入水平高者为分子)。核心解释变量 $Relation_{ijt}$ 为是否存在帮扶关系的政策虚拟变量,若省份 i 和省份 j 之间在 t 年存在帮扶关系赋值为 1,否则赋值为 0。控制变量 G_X_{ijt} 为式(1)中控制变量 X_i 的省际差距,用相应指标的比值衡量,并与 R_Inc_{ijt} 相对应。

2. 机制检验模型设定

为检验前文提出的影响机制,在基准模型的基础上构建中介效应模型如式(3)至式(6)所示:

$$M_{it} = \alpha_3 + \beta_3 Helped_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Inc_{it} = \alpha_4 + \beta_4 Helped_{it} + \varphi_4 M_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$R_M_{ijt} = \alpha_5 + \beta_5 Relation_{ijt} + \gamma R_X_{ijt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

$$R_Inc_{ijt} = \alpha_6 + \beta_6 Relation_{ijt} + \varphi_6 R_M_{ijt} + \gamma R_X_{ijt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中 M_{it} 和 R_M_{ijt} 为中介变量,其他变量同前。根据前文理论分析, M_{it} 包括以下 4 个变量:一是交通基础设施水平(Fac),采用人均公路里程衡量(刘奥 等,2023)^[26],用以检验基础设施建设机制;二是固定资产投资密度(Cap),采用固定资产投资与行政区域面积之比衡量(李政 等,2019)^[27],用以检验投资集聚机制;三是非农业劳动力密度(Lab),用非农业从业人员与行政区域面积之比衡量(雷欣 等,2014)^[28],用以检验劳动力集聚机制;四是技术创新水平($Tech$),采用国内专利申请授权量的自然对数值衡量,用以检验技术创新机制。 R_M_{ijt} 则为上述变量的省际差距(比值),即交通基础设施差距(R_Fac)、固定资产投资差距(R_Cap)、非农业劳动力密度差距(R_Lab)、技术创新差距(R_Tech)。

① 2013 年起,农村居民家庭人均纯收入改为农村居民人均可支配收入,前后指标口径略有差别,但均能反映农村居民收入水平,因而 2012 年及以前的农村居民人均可支配收入用人均纯收入代替。

② 由于省际对口帮扶结对关系存在进入或退出的动态调整,每个省份在不同年份的处理状态可能发生变化,因此,本文的政策变量“被帮扶”(Helped)和“帮扶关系”(Relation)为逐年变动的时变处理变量,形成交叠式政策冲击,为交叠双重差分模型的政策效应识别提供了充足的变化来源。同时,考虑到帮扶地区与被帮扶地区均可能受到政策影响,为精准识别对口帮扶对被帮扶地区城乡居民收入的影响,在“帮富”效应分析中剔除了帮扶地区样本,即以当年处于被帮扶状态的省份为处理组、当年未参与对口帮扶的省份为控制组。

3. 样本选择与数据处理

1996 年国务院扶贫协作会议确定了对口帮扶方案,标志着该政策正式实施。本文以 1996 年为政策起始年,样本期间设定为 1992—2023 年。考虑到 1994 年实施了全国性援藏政策以及西藏自治区的统计数据缺失较为严重,最终以我国 30 个省份(不包括港澳台地区和西藏自治区)1992—2023 年的面板数据为研究样本,原始数据主要来自相应年度的《中国统计年鉴》。由于重庆直辖市于 1997 年成立,部分变量缺失,本文面板数据为非平衡面板。对极个别年份缺失值通过线性插值补齐,将城乡居民收入分别基于城乡消费价格指数转化为以 1992 年为基期的可比变量。主要变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 主要变量描述性统计结果

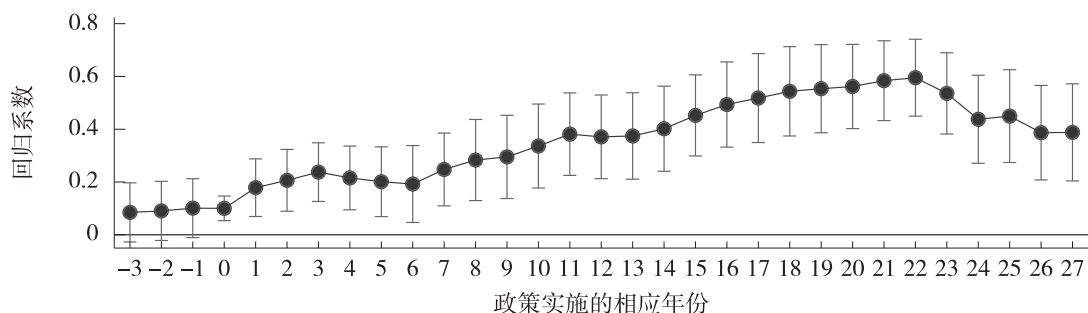
模型	变量类型	变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
模型(1)	被解释变量	城镇居民人均收入	<i>Uinc</i>	668	8.527	0.683	7.310	10.266
		农村居民人均收入	<i>Rinc</i>	668	7.512	0.741	6.103	9.443
	核心解释变量	被帮扶	<i>Helped</i>	668	0.490	0.500	0.000	1.000
	控制变量	人口密度	<i>Dens</i>	668	0.021	0.015	0.001	0.060
		产业结构	<i>Stru</i>	668	0.410	0.072	0.190	0.620
		财政自给率	<i>Self</i>	668	2.490	0.910	0.979	6.745
		教育水平	<i>Edu</i>	668	12.487	8.822	0.794	35.122
		金融发展水平	<i>Fin</i>	668	0.049	0.020	0.007	0.110
模型(2)		被解释变量	城镇居民收入差距	<i>R_Uinc</i>	13 804	1.353	0.337	1.000
	农村居民收入差距		<i>R_Rinc</i>	13 804	1.611	0.551	1.000	4.612
	核心解释变量	帮扶关系	<i>Relation</i>	13 804	0.032	0.176	0.000	1.000
	控制变量	人口密度差距	<i>R_Dens</i>	13 804	7.781	10.999	1.120	41.779
		产业结构差距	<i>R_Stru</i>	13 804	1.275	0.318	1.000	3.478
		财政自给率差距	<i>R_Self</i>	13 804	1.584	0.600	1.000	5.919
		教育水平差距	<i>R_Edu</i>	13 804	1.738	1.221	1.000	16.673
		金融发展水平差距	<i>R_Fin</i>	13 804	1.716	0.987	1.000	19.385
模型(3) 模型(4)		机制变量	交通基础设施水平	<i>Fac</i>	668	11.402	8.140	0.820
	固定资产投资密度		<i>Cap</i>	668	0.045	0.070	0.001	0.377
	非农产业劳动力密度		<i>Lab</i>	668	0.006	0.005	0.000	0.022
	技术创新水平		<i>Tech</i>	668	8.136	1.839	3.664	11.988
模型(5) 模型(6)	机制变量	交通基础设施差距	<i>R_Fac</i>	13 804	3.438	3.825	1.000	32.177
固定资产投资差距		<i>R_Cap</i>	13 804	13.020	39.468	1.000	810.732	
非农产业劳动力差距		<i>R_Lab</i>	13 804	11.678	25.849	1.149	226.055	
技术创新差距		<i>R_Tech</i>	13 804	1.206	0.190	1.000	2.438	

四、实证结果分析

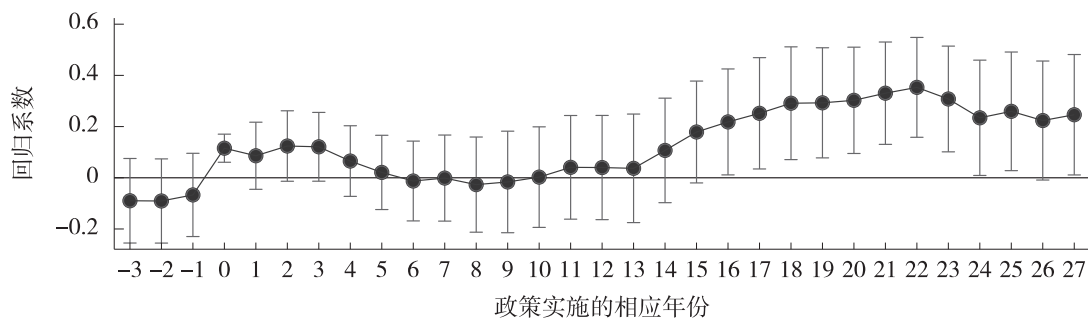
1. 事前平行趋势检验与基准回归

采用双重差分模型识别因果关系需要满足事前平行趋势假设,即在政策实施前处理组和控制组的

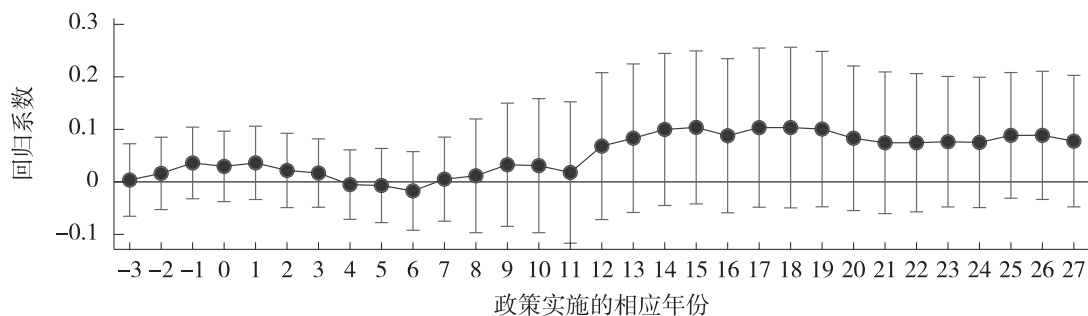
被解释变量应具有相同的时间趋势。本文借鉴 Beck 等(2010)^[29]的做法,采用事件研究法进行动态效应分析。由于政策实施时间存在差异,且部分省份存在退出情形,以各省份首次进入被帮扶状态作为政策发生时点,构造相对时间虚拟变量:“-3”至“-1”分别代表首次政策实施前3年至前1年,“0”代表首次政策实施当年,“1”至“27”代表首次政策实施后1年至27年,基准年份为首次政策实施前4年。对于存在退出或再次进入的省份,仅在首次进入后的时段内保留其处理组身份,以保持事件时间定义的一致性。检验结果如图1所示。在政策实施前时间虚拟变量的估计系数均不显著,满足事前平行趋势假设的要求。在政策实施当年及实施后1年至27年间,时间虚拟变量对“城镇居民人均收入”的估计系数显著为正;政策实施当年及实施后16年至27年间,大部分时间虚拟变量对“农村居民人均收入”的估计系数显著为正;实施当年及实施后27年间,时间虚拟变量对“城镇居民收入差距”的估计系数均不显著;政策实施后1年至11年以及实施后21年至27年,时间虚拟变量对“农村居民收入差距”的估计系数显著为负。上述结果表明,对口帮扶政策的实施,对被帮扶地区的城镇和农村居民收入以及被帮扶地区与帮扶地区之间的农村居民收入差距产生了显著的政策效应。



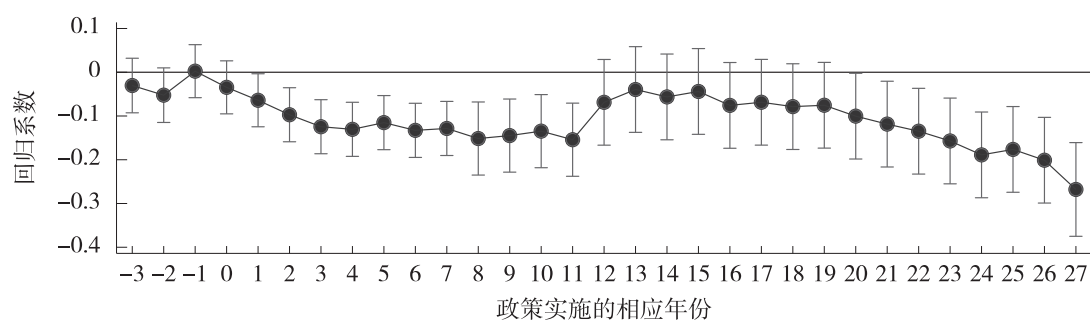
a. 被解释变量为“城镇居民人均收入”



b. 被解释变量为“农村居民人均收入”



c. 被解释变量为“城镇居民收入差距”



d. 被解释变量为“农村居民收入差距”

图1 动态效应分析结果

基准模型检验结果见表2。从模型(1)的“帮富”效应来看,*Helped*对*Uinc*和*Rinc*的回归系数均在1%的水平上显著为正,表明对口帮扶政策实施显著促进了被帮扶地区城镇居民和农村居民的收入水平提升,即“帮富”效应显著,假说H1得到验证。进一步通过似无相关模型检验回归系数的组间差异,结果显示对应的检验统计量为5.920,在5%的显著性水平下拒绝原假设,即系数差异显著。因此,对口帮扶政策实施对农村居民的“帮富”效应显著强于对城镇居民的“帮富”效应。

表2 “帮富”效应、“共富”效应及帮扶地区的收入效应分析结果

变量	“帮富”效应		变量	“共富”效应		变量	帮扶地区的收入效应	
	<i>Uinc</i>	<i>Rinc</i>		<i>R_Uinc</i>	<i>R_Rinc</i>		<i>Uinc</i>	<i>Rinc</i>
<i>Helped</i>	0.141*** (3.121)	0.176*** (3.946)	<i>Relation</i>	0.014 (0.435)	-0.109** (-2.156)	<i>Helpe</i>	0.125** (2.394)	0.113 (1.298)
<i>Dens</i>	35.000 (1.726)	47.180* (24.467)	<i>R_Dens</i>	-0.020*** (-4.109)	-0.030*** (-5.755)	<i>Dens</i>	5.791*** (3.722)	3.659** (2.470)
<i>Stru</i>	0.579 (1.605)	0.218 (0.482)	<i>R_Stru</i>	-0.012 (-0.607)	0.075*** (3.318)	<i>Stru</i>	0.606 (1.275)	0.663 (1.114)
<i>Self</i>	0.114** (2.498)	0.073 (1.397)	<i>R_Self</i>	0.084*** (6.092)	0.139*** (7.820)	<i>Self</i>	0.252** (2.269)	0.255** (2.303)
<i>Edu</i>	0.064*** (15.886)	0.066*** (15.565)	<i>R_Edu</i>	-0.033*** (-6.081)	0.053*** (6.660)	<i>Edu</i>	0.058*** (6.715)	0.052*** (6.362)
<i>Fin</i>	2.007* (1.960)	4.396*** (3.015)	<i>R_Fin</i>	0.004 (1.006)	-0.008* (-1.786)	<i>Fin</i>	5.015** (2.326)	7.672*** (3.448)
常数项	6.307*** (13.663)	5.134*** (8.319)	常数项	1.449*** (26.204)	1.447*** (20.536)	常数项	6.406*** (16.240)	5.611*** (0.491)
个体固定效应	控制	控制	个体固定效应	控制	控制	个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	时间固定效应	控制	控制	时间固定效应	控制	控制
观测值	668	668	观测值	13 804	13 804	观测值	434	434
<i>R</i> ²	0.949	0.940	<i>R</i> ²	0.115	0.158	<i>R</i> ²	0.915	0.896

注:***、**、*分别表示通过1%、5%、10%水平的显著性检验,括号内数据为稳健*t*统计量,下表同。

从模型(2)的“共富”效应来看,*Relation*对*R_Uinc*的回归系数不显著,而对*R_Rinc*的回归系数在5%的水平上显著为负,表明对口帮扶政策实施显著缩小了帮扶双方间的农村居民收入差距,但对城镇居民收入差距的影响不显著,即农村居民的“共富”效应显著,但城镇居民的“共富”效应不显著,假说H2得到部分验证。对此,本文进一步考察对口帮扶政策实施对帮扶地区城乡居民收入的影响。具体而言,重新设定处理组与控制组,构造解释变量“帮扶”(*Help*),即以帮扶方省份为处理组(取值为1),以既非帮扶方也非被帮扶方的省份为控制组(取值为0)。分析结果显示,*Help*对*Uinc*的回归系数显著为正,而对*Rinc*的回归系数为不显著,表明对口帮扶政策实施显著提升了帮扶地区城镇居民收入水平,但对农村居民收入的影响不显著。其原因可能在于,对口帮扶政策资源主要面向外部受援地区,帮扶过程中形成的消费帮扶、跨区域产业合作、项目对接等经济红利,主要由帮扶方城市部门(如商贸流通企业、平台企业以及服务业等)承接,能够有效带动城镇的经济和收入增长;而农村劳动力较难匹配帮扶协作催生的就业岗位,政策红利向农村居民的传导有限,因此帮扶地区的农村居民收入并未得到显著提升。

综合上述分析,可以得到以下结论:对于城镇居民收入来讲,省际对口帮扶政策实施同时促进了被帮扶地区和帮扶地区的收入水平提升,在实现“帮富”效应的同时未能显著缩小收入差距;对于农村居民收入来讲,对口帮扶政策实施显著促进了被帮扶地区收入水平提升,而对帮扶地区收入的影响不显著,在实现“帮富”效应的同时也产生了“共富”效应。究其原因,可能在于:在大部分样本期间对口帮扶政策是中国特色贫困治理的一项制度安排(王小林等,2022)^[30],主要任务是推动经济较发达地区帮助经济欠发达地区脱贫致富,而贫困问题在农村比城市更为突出。在此背景下,被帮扶地区的农村受到更大的政策倾斜,使农村居民比城镇居民获得的帮扶政策红利更多(本文的分析也表明对农村居民的“帮富”效应显著强于对城镇居民的“帮富”效应),从而显著缩小了被帮扶地区与帮扶地区的农村居民收入差距。而从城镇居民收入来看,一方面对口帮扶对被帮扶地区城镇居民收入的提升作用相对较小,另一方面对口帮扶也提升了帮扶地区城镇居民收入,在两方面共同作用下,对口帮扶对城镇居民的“共富”效应未能显现。因此,当前的东西部协作、定点帮扶应更加重视缩小区域发展差距,力争更有效地促进共同富裕。

2. 稳健性检验

(1)安慰剂检验。为排除遗漏变量和不可观测因素对回归结果的干扰,本文采用反事实方法进行安慰剂检验(范子英等,2013;刘巧等,2018)^[31-32]。通过随机抽样构建伪政策变量,重复1 000次,伪政策变量估计系数的核密度函数分布如图2所示。伪政策变量的估计系数正态分布于0值附近,其中,图a、b、d中基准回归的系数估计值(纵向虚线指示处)远离伪政策变量的估计系数分布,而图c中基准回归的系数估计值未远离伪政策变量的估计系数分布。上述结果进一步验证了基准回归结果的可靠性。

(2)预期效应检验。考虑到政策实施可能存在预期效应,在基准模型(1)中分别加入“被帮扶前1年”(*Helped_per1*)和“被帮扶前2年”(*Helped_per2*)变量,在基准模型(2)中分别加入“帮扶关系产生前1年”(*Relation_per1*)和“帮扶关系产生前2年”(*Relation_per2*)变量,重新进行检验,回归结果见表3。*Helped*和*Relation*的回归系数正负号和显著性与基准模型一致,而*Helped_per1*、*Helped_per2*、*Relation_per1*、*Relation_per2*的回归系数均不显著,表明预期效应不显著,不会对模型回归结果产生干扰。

(3)其他稳健性检验。第一,控制相关政策影响。在样本期间,西部大开发、促进中部地区崛起等区域发展战略的实施也可能影响被帮扶地区的城乡居民收入。对此,在基准模型中分别加入西部大开发政策变量(*West*)和促进中部地区崛起政策变量(*Middle*),重新进行检验,回归结果见表4的Panel A。第二,替换被解释变量。考虑到消费支出能较好地体现居民福利(邹红等,2013)^[33],分别采用城镇居民人

均消费($Ucos$)、农村居民人均消费($Rcos$)、城镇居民消费差距(R_Ucos)、农村居民消费差距(R_Rcos)作为被解释变量,重新进行检验,回归结果见表4的Panel B。第三,删除特殊样本。由于重庆直辖市于1997年成立,基准回归使用的是非平衡面板数据,将重庆市样本剔除后,采用平衡面板数据重新进行检验,回归结果见表4的Panel C。上述稳健性检验均支持基准回归结论,表明本文的分析结果是稳健的。

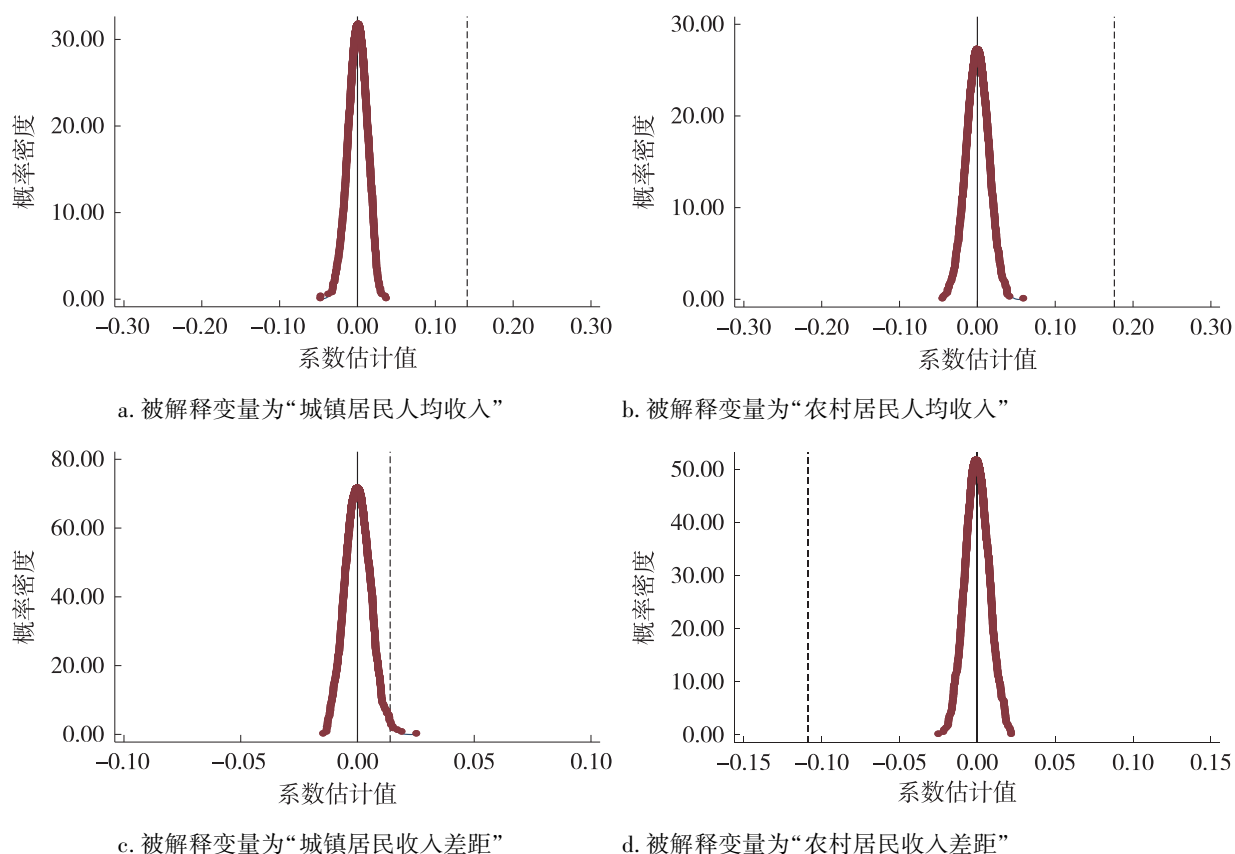


图2 安慰剂检验结果

表3 预期效应检验结果

变量	“帮富”效应				变量	“共富”效应			
	<i>Uinc</i>		<i>Rinc</i>			<i>R_Uinc</i>		<i>R_Rinc</i>	
<i>Helped</i>	0.120 ** (2.232)	0.126 *** (2.365)	0.156 *** (2.855)	0.171 *** (3.074)	<i>Relation</i>	-0.010 (-0.301)	0.001 (0.013)	-0.133 *** (-3.748)	-0.104 *** (-2.615)
<i>Helped_per1</i>	0.027 (0.686)		0.027 (0.661)		<i>Relation_per1</i>	0.028 (0.848)		0.027 (0.561)	
<i>Helped_per2</i>		0.024 (0.513)		0.009 (0.176)	<i>Relation_per2</i>		0.019 (0.561)		-0.006 (-0.119)
观测值	668	668	668	668	观测值	13 804	13 804	13 804	13 804
<i>R</i> ²	0.953	0.949	0.940	0.940	<i>R</i> ²	0.115	0.115	0.158	0.158

注:所有模型均控制了控制变量以及个体和时间固定效应,限于篇幅,控制变量和常数项估计结果略,下表同。

表4 稳健性检验结果

变量	Panel A:控制相关政策影响							
	<i>Uinc</i>		<i>Rinc</i>		<i>R_Uinc</i>		<i>R_Rinc</i>	
<i>Helped</i>	0.115 ** (2.651)	0.169 *** (4.411)	0.146 *** (3.689)	0.182 *** (4.531)				
<i>Relation</i>					0.020 (0.619)	0.013 (0.394)	-0.115 ** (-2.273)	-0.110 ** (-2.167)
<i>West</i>	0.096 (1.464)		0.044 (0.543)		-0.023 ** (-2.302)		-0.022 * (1.942)	
<i>Middle</i>		0.028 (0.453)		0.049 (0.569)		-0.038 *** (-3.461)		-0.026 * (-1.868)
观测值	668	668	668	668	13 804	13 804	13 804	13 804
<i>R</i> ²	0.951	0.940	0.950	0.940	0.119	0.125	0.160	0.154

变量	Panel B:替换被解释变量				Panel C:删除重庆市样本			
	<i>Ucos</i>	<i>Rcos</i>	<i>R_Ucos</i>	<i>R_Rcos</i>	<i>Uinc</i>	<i>Rinc</i>	<i>R_Uinc</i>	<i>R_Rinc</i>
<i>Helped</i>	0.129 *** (3.198)	0.137 *** (3.220)			0.158 *** (3.193)	0.190 *** (3.682)		
<i>Relation</i>			-0.010 (-0.320)	-0.178 ** (-2.411)			0.012 (0.352)	-0.129 *** (-2.611)
观测值	668	668	13 804	13 804	640	640	12 992	12 992
<i>R</i> ²	0.940	0.945	0.093	0.155	0.950	0.939	0.126	0.167

3. 机制检验

机制检验结果见表5。

(1)“帮富”效应的机制检验。模型(3)和模型(4)的分析结果显示:第一,对口帮扶政策实施显著改善了被帮扶地区的交通基础设施,交通基础设施改善显著提高了城镇居民和农村居民的人均可支配收入;从变量的回归系数看,交通基础设施在对口帮扶促进被帮扶地区城乡居民收入水平提升中发挥了显著的部分中介效应。第二,对口帮扶政策实施显著提高了被帮扶地区的固定资产投资密度,固定资产投资密度提高显著促进了农村居民的人均可支配收入水平提升,但对城镇居民人均可支配收入的影响不显著;从变量的回归系数看,固定资产投资密度在对口帮扶促进被帮扶地区农村居民收入水平提升中发挥了显著的部分中介效应;第三,对口帮扶政策实施对非农产业从业人员密度的影响不显著,非农产业从业人员密度未能发挥中介作用;第四,对口帮扶支持实施显著提升了被帮扶地区的技术创新水平,技术创新水平提升显著提高了城镇居民和农村居民的人均可支配收入;从变量的回归系数看,技术创新水平在对口帮扶促进被帮扶地区城乡居民收入水平提升中发挥了显著的部分中介效应。综上所述,对口帮扶政策实施能够通过促进被帮扶地区基础设施建设和技术创新提高被帮扶地区的城镇和农村居民收入,通过促进资本在被帮扶地区集聚提高被帮扶地区的农村居民收入,假说 H3 大部分得到验证。其中,劳动力集聚机制未发挥作用,原因可能在于在样本期间被帮扶地区大多还处于劳动力外流状态,导致对

口帮扶未能产生显著的劳动力集聚效应;资本集聚在对口帮扶促进被帮扶地区城镇居民收入水平提升中未能发挥中介作用,原因可能在于对口帮扶为被帮扶地区带来的资本增加大多集中在农业农村领域。

表5 机制检验结果

	“帮富”效应机制					“共富”效应机制			
	变量	<i>Fac</i>	<i>Uinc</i>	<i>Rinc</i>		变量	<i>R_Fac</i>	<i>R_Uinc</i>	<i>R_Rinc</i>
基础设施建设机制	<i>Helped</i>	0.830** (2.235)	0.126*** (6.193)	0.156*** (6.921)	<i>Relation</i>	-0.023 (-0.097)	0.014 (0.433)	-0.109** (-2.165)	
	<i>Fac</i>		0.019*** (10.779)	0.024*** (12.611)	<i>R_Fac</i>		-0.004 (-1.590)	-0.005 (-1.558)	
	观测值	668	668	668	观测值	13 804	13 804	13 804	
	<i>R</i> ²	0.781	0.957	0.952	<i>R</i> ²	0.189	0.117	0.159	
资本集聚机制	<i>Helped</i>	0.014*** (2.625)	0.143*** (6.479)	0.171*** (6.785)	<i>Relation</i>	3.202 (0.727)	0.013 (0.407)	-0.112** (-2.275)	
	<i>Cap</i>		-0.144 (-0.861)	0.405** (2.128)	<i>R_Cap</i>		0.000 (1.579)	0.001*** (4.133)	
	观测值	668	668	668	观测值	13 804	13 804	13 804	
	<i>R</i> ²	0.667	0.949	0.941	<i>R</i> ²	0.136	0.119	0.173	
劳动力集聚机制	<i>Helped</i>	-0.534 (-0.280)	0.142*** (6.474)	0.178*** (7.147)	<i>Relation</i>	1.870 (0.972)	-0.010 (0.331)	-0.117** (-2.359)	
	<i>Lab</i>		0.001** (2.340)	0.002*** (3.973)	<i>R_Lab</i>		0.002** (2.501)	0.004*** (6.569)	
	观测值	668	668	668	观测值	13 804	13 804	13 804	
	<i>R</i> ²	0.628	0.950	0.942	<i>R</i> ²	0.081	0.125	0.185	
技术创新机制	<i>Helped</i>	0.230*** (3.228)	0.100*** (5.353)	0.119*** (6.667)	<i>Relation</i>	-0.069*** (-3.330)	0.011 (0.347)	-0.103** (-2.058)	
	<i>Tech</i>		0.177*** (17.703)	0.251*** (25.628)	<i>R_Tech</i>		-0.041 (-1.086)	0.085** (2.278)	
	观测值	668	668	668	观测值	13 804	13 804	13 804	
	<i>R</i> ²	0.905	0.966	0.970	<i>R</i> ²	0.060	0.116	0.160	

(2)“共富”效应的机制检验。模型(5)和模型(6)的分析结果显示:对口帮扶政策实施并未显著缩小被帮扶地区与帮扶地区之间的交通基础设施差距、固定资产投资密度差距、非农产业从业人员密度差距,仅缩小了技术创新差距;从变量回归系数来看,技术创新水平仅在对口帮扶缩小被帮扶地区与帮扶地区之间农村居民收入差距中发挥了部分中介作用。尽管上述分析结果仅验证了假说H4的小部分,但也能与基准回归结果相互印证。总之,在样本期间,省际对口帮扶并未显著缩小被帮扶地区与帮扶地区之间的经济发展差距,其原因可能在于被帮扶地区发展基础薄弱、内生动力不足,“输血”式的对口帮扶较难产生“共富”效应。值得注意的是,对口帮扶缩小了被帮扶地区与帮扶地区之间的技术创新差距,进

而缩小了二者的农村居民收入差距,说明对口帮扶必须提升欠发达地区的“造血”功能,才能有效推动共同富裕。此外,技术创新差距的缩小并未带来城镇居民收入差距的缩小,说明帮扶领域需要进一步拓展,应加大对欠发达地区城市部门发展的扶持力度。

4. 进一步的研究

(1)采用家庭层面数据的分析。前文采用地区层面的宏观数据进行分析,反映的是省际对口帮扶对城乡居民地区平均收入的影响。进一步采用中国营养与健康调查数据(CHNS)和中国家庭追踪调查(CFPS)两套微观调查数据进行补充分析,以考察省际对口帮扶对微观家庭收入的影响。其中,CHNS数据涵盖1989—2015年,CFPS数据涵盖2010—2022年,两套数据在时间跨度上形成互补。在变量设定上,被解释变量为城镇居民家庭人均收入($Uinc_H$)和农村居民家庭人均收入($Rinc_H$),均进行取对数处理;核心解释变量 $Helped_H$ 为政策虚拟变量,若家庭所在省份当年属于被帮扶省份取值为1,否则取值为0;控制变量包括个体年龄(Age)以及省域层面的人口密度($Dens$)、产业结构($Stru$)、财政自给率($Self$)、教育水平(Edu)和金融发展水平(Fin)等宏观变量。检验结果见表6的Panel A, $Helped_H$ 的回归系数均显著为正,进一步验证了省际对口帮扶的“帮富”效应。

(2)对收入增长率的影响。进一步分析省际对口帮扶政策实施对被帮扶地区城乡居民收入增长率的影响。分别以城镇居民人均可支配收入增长率(G_Uinc)和农村居民人均可支配收入增长率(G_Rinc)为被解释变量,检验结果见表6的Panel B。对口帮扶政策实施显著提高了被帮扶地区农村居民的收入增长率,但对城镇居民收入增长率的提升效应尚不显著,这一结论与基准回归结果具有内在一致性。

表6 采用微观数据检验及对收入增长率的影响分析结果

变量	Panel A:微观家庭数据				Panel B:对收入增长率的影响	
	CHNS 数据(1989—2015)		CFPS 数据(2010—2022)		G_Uinc	G_Rinc
	$Uinc_H$	$Rinc_H$	$Uinc_H$	$Rinc_H$		
$Helped_H$	0.299*	0.615**	0.204**	0.137***	-0.002	0.022*
	(2.063)	(3.234)	(2.221)	(3.077)	(-0.324)	(1.812)
观测值	5 343	6 278	21 946	28 762	668	668
R^2	0.665	0.624	0.212	0.205	0.071	0.070

(3)初始收入水平的调节作用。为考察省际对口帮扶的“帮富”和“共富”效应是否受被初始发展条件的影响,本文通过引入核心解释变量与初始收入水平($Initial_Uinc$ 、 $Initial_Rinc$)或初始收入差距($Initial_R_Uinc$ 、 $Initial_R_Rinc$)的交互项进行调节效应检验,初始值为1992年数据(重庆市为1997年数据),回归结果见表7。第一,从收入水平的“帮富”效应来看,初始收入水平的调节作用仅对城镇居民收入显著。 $Helped \times Initial_Uinc$ 对 $Uinc$ 的回归系数显著为正,表明被帮扶地区城镇居民的初始收入水平越高,对口帮扶对其提升作用越大,表现为禀赋杠杆效应,即起点越高,产业基础和承接能力越强,政策资源的转化效率越高。第二,从收入增长率的“帮富”效应来看,初始收入水平的调节作用也仅对城镇居民收入显著。尽管对口帮扶对被帮扶地区城镇居民收入增长率的平均效应不显著(表6的结果),但 $Helped \times Initial_Uinc$ 对 G_Uinc 的回归系数显著为负,表明被帮扶地区城镇居民初始收入水平越高,对口帮扶对其增长率的正向影响越弱,即在初始城镇居民收入水平较低的被帮扶地区,对口帮扶可能显著提升其增长率,而且初始水平越低增长率提升作用越强。第三,从“共富”效应来看, $Relation \times Initial_R_Uinc$

和 $Relation \times Initial_R_Rinc$ 的回归系数均显著为负,表明帮扶双方的初始收入差距越大,对口帮扶对其收入差距的缩小作用越强。这是因为对口帮扶具有财政转移支付、公共服务均等化等再分配功能,可以直接对被帮扶地区进行补偿性注入,从而缩小双方的收入差距,而这种作用的方向与市场化的禀赋杠杆效应相反,初始收入差距越大,收入差距缩小的效果越明显。

表 7 初始收入水平的调节效应检验结果

对“帮富”效应的调节作用					对“共富”效应的调节作用		
变量	$Uinc$	$Rinc$	G_Uinc	G_Rinc	变量	R_Uinc	R_Rinc
$Helped$	-0.083 (-1.379)	0.028 (0.405)	0.022 *** (4.260)	0.019 ** (2.398)	$Relation$	4.643 *** (3.985)	2.213 *** (2.850)
$Helped \times Initial_Uinc$	0.033 ** (2.706)		-0.004 *** (-3.578)		$Relation \times Initial_R_Uinc$	-4.446 *** (-3.978)	
$Helped \times Initial_Rinc$		0.025 (1.490)		0.001 (0.196)	$Relation \times Initial_R_Rinc$		-2.079 *** (-2.954)
观测值	668	668	668	668	观测值	13 804	13 804
R^2	0.950	0.940	0.073	0.070	R^2	0.139	0.188

五、结论与启示

提升居民收入水平、缩小区域收入差距,是扎实推进共同富裕的关键路径(刘世锦 等,2022;李实等,2023)^[34-35]。本文基于 1992—2023 年我国 30 个省份的面板数据,采用交叠双重差分模型评估省际对口帮扶政策实施的“帮富”与“共富”效应,研究发现:第一,一方面,对口帮扶显著提高了被帮扶地区的城乡居民收入水平,产生了显著的“帮富”效应,其中对农村居民收入水平的提升作用更大;另一方面,对口帮扶显著促进了帮扶地区城镇居民收入水平提升,但对帮扶地区农村居民收入水平的影响不显著;两方面的作用导致对口帮扶的“共富”效应仅在农村居民中显著,即显著缩小了帮扶双方农村居民的收入差距,但对帮扶双方城镇居民收入差距的影响不显著。第二,对口帮扶通过促进基础设施建设和技术创新提升了被帮扶地区的城乡居民收入水平,通过促进资本集聚提升了被帮扶地区的农村居民收入水平,但未能产生劳动力集聚效应;对口帮扶通过缩小技术创新差距缩小了帮扶双方的农村居民收入差距,但未能显著缩小帮扶双方的基础设施差距以及资本和劳动力要素差距。第三,对口帮扶显著提升了被帮扶地区农村居民的收入增长率,但对城镇居民收入增长率的影响不显著。第四,初始收入水平对口帮扶的“帮富”和“共富”效应具有一定调节作用,表现为,被帮扶地区城镇居民的初始收入水平越低,对口帮扶的收入增长率提升作用越强,但收入水平提升作用越小;帮扶双方的初始收入差距越大,对口帮扶的“共富”效应(收入差距缩小作用)越强。

基于上述结论,本文得到如下政策启示:其一,持续加大对口帮扶力度,精准制定帮扶方案。有必要持续加大对口帮扶的政策支持力度,欠发达地区亦需增强紧迫感与主动性,抓住政策机遇,依托中央政策支持与发达地区帮扶资源,探索契合自身条件的高质量发展路径,逐步缩小与发达地区的差距。同时,发达地区在实施帮扶时应结合被帮扶地区的产业结构特征,因地制宜制定更具针对性的帮扶方案,并逐步扩大帮扶领域,使各类群体均能共享政策红利,从而更有效地推进共同富裕。其二,对口帮扶既要“授人以鱼”,更应“授人以渔”。对口帮扶应将“授人以鱼”与“授人以渔”相结合,尤其应注重培育被

帮扶地区的内生发展能力。一方面,通过项目投资、财政支持、人才支援等方式加大资源投入,加快被帮扶地区基础设施建设,促进其城镇化与农业现代化发展;另一方面,将产业合作、技术帮扶等方式置于更为重要的地位,激励资金、企业和人才向被帮扶地区集聚,增强被帮扶地区的自主发展能力。其三,对口帮扶的考核评估既要强化结果导向,也应关注实施过程。对口帮扶政策旨在通过发达地区帮扶欠发达地区推动区域协调发展,帮扶内容涵盖产业合作、劳务协作、人才支援和资金支持等方面,需要加强对其实施绩效的考核评估,并提升考核评估的科学性。应依托合理的制度框架规范考核评估工作,构建科学合理的量化评价指标体系:不仅要相对贫困人口减少、居民收入增长、区域差距缩小等维度考核帮扶成效的显著性,还需从资金投入规模、人才派遣数量、政策支持力度等维度评估帮扶过程的有效性。

参考文献:

- [1] 徐明. 财政转移支付带来了地区生产效率提升吗?——基于省际对口支援与中央转移支付的比较研究[J]. 统计研究, 2022, 39 (9): 88-103.
- [2] 徐明. 省际对口支援与农户生活水平提升——基于消费视角的实证检验[J]. 财经研究, 2022, 48 (2): 138-152.
- [3] 徐明. 省际合作帮扶与共同富裕实践路径——以 2010 年以来 19 省市对口援疆为例[J]. 统计研究, 2023, 40 (12): 132-144.
- [4] 徐明. 中国省际合作帮扶政策的经济效应——对 21 世纪“19 省市对口援疆大型区域扶贫项目”的评估[J]. 经济学 (季刊), 2023, 23 (3): 1202-1225.
- [5] 张可云, 冯晟, 席强敏. 东西部协作政策效应评估——基于要素流动的视角[J]. 中国工业经济, 2023 (12): 61-79.
- [6] 李曦辉, 王贵铎, 段朋飞, 等. 对口支援的政策逻辑与经济效果评估——以对口援藏援疆为例[J]. 管理世界, 2023, 39 (9): 89-107.
- [7] 梁伟娟, 纪翔阁, 宁博, 等. 对口帮扶的信用援助效应——来自城投债发行定价的证据[J]. 经济学 (季刊), 2025, 25 (3): 734-749.
- [8] 潘越, 梁伟娟, 宁博, 等. 跨越山海关: 对口合作、资本流动与区域协调发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42 (5): 5-25.
- [9] 斯丽娟, 张芸芸. 对口帮扶对县域农村居民收入的影响分析——来自企业帮扶的经验证据[J]. 华中师范大学学报 (人文社会科学版), 2026, 65 (1): 41-58.
- [10] 林柄全, 李想, 谷人旭. “对口帮扶”政策引发污染企业的迁移行为及其驱动机制[J]. 经济地理, 2023, 43 (4): 114-123.
- [11] 谷亚婷, 田茂再, 张戈, 等. 对口援疆政策对新疆城乡居民收入水平的影响——基于省域和市域层面的分析[J]. 统计学报, 2023, 4 (3): 33-44, 56.
- [12] 王禹澔. 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.
- [13] Heipertz M, Ward-Warmedinger M. Economic and social models in Europe and the importance of reform[J]. Financial Theory and Practice, 2008, 32 (3): 255-287.
- [14] Afonso A, Schuknecht L, Tanzi V. Public sector efficiency: evidence for new EU member states and emerging markets [J]. Applied Economics, 2010, 42 (17): 2147-2164.
- [15] 万一方, 黄文彬. 有为政府与区域协调发展: 基于地方财政支出的视角[J]. 暨南学报 (哲学社会科学版), 2024, 46 (2): 67-87.
- [16] 韩广富, 周耕. 我国东西扶贫协作的回顾与思考[J]. 理论学刊, 2014 (7): 34-38.
- [17] Weng Y, Zeng Y, Lin W. Do rural highways narrow Chinese farmers' income gap among provinces [J]. Journal of Integrative Agriculture, 2021, 20 (4): 905-914.
- [18] 罗能生, 彭郁. 交通基础设施建设有助于改善城乡收入公平吗 ——基于省级空间面板数据的实证检验[J]. 产业

- 经济研究, 2016 (4): 100-110.
- [19] Gao Y, Zang L, Sun J. Does computer penetration increase farmers' income? An empirical study from China[J]. Telecommunications Policy, 2018, 42 (5): 345-360.
- [20] Del Rio M, Hargrove W L, Tomaka J, et al. Transportation matters: a health impact assessment in rural New Mexico [J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2017, 14 (6): 1-19.
- [21] Yin Q, Hu J, Sun Z, et al. Assessing the viability of vacant farmhouse market in China: a case study in Sichuan[J]. Land, 2020, 9 (11): 1-24.
- [22] 赖文燕. 要素市场配置与我国城乡居民收入差距研究[J]. 当代财经, 2012 (5): 17-25.
- [23] Chen B, Liu D, Lu M. City size, migration and urban inequality in China[J]. China Economic Review, 2018, 51: 42-58.
- [24] 李永友, 王超. 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[J]. 管理世界, 2020, 36 (4): 113-130.
- [25] 雷卓骏, 黄凌云, 张宽. 市场准入管制放松与城乡收入差距[J]. 财贸经济, 2023, 44 (5): 144-160.
- [26] 刘奥, 张双龙. 革命老区振兴规划实施的共同富裕效应——基于城乡收入差距视角[J]. 中国农村经济, 2023 (3): 45-65.
- [27] 李政, 杨思莹. 国家高新区能否提升城市创新水平[J]. 南方经济, 2019 (12): 49-67.
- [28] 雷欣, 陈继勇, 覃思. 开放、创新与收入不平等——基于中国的实证研究[J]. 经济管理, 2014, 36 (5): 1-12.
- [29] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [30] 王小林, 谢妮芸. 东西部协作和对口支援: 从贫困治理走向共同富裕[J]. 探索与争鸣, 2022 (3): 148-159.
- [31] 范子英, 田彬彬. 税收竞争、税收执法与企业避税[J]. 经济研究, 2013, 48 (9): 99-111.
- [32] 刘巧, 石大千, 刘建江. 智慧城市建设对城市技术创新的影响[J]. 技术经济, 2018, 37 (5): 81-85.
- [33] 邹红, 喻开志, 李奥蕾. 消费不平等等问题研究进展[J]. 经济学动态, 2013 (11): 118-126.
- [34] 刘世锦, 王子豪, 姜淑佳, 等. 实现中等收入群体倍增的潜力、时间与路径研究[J]. 管理世界, 2022, 38 (8): 54-67.
- [35] 李实, 史新杰, 陶彦君, 等. 以农村低收入人口增收为抓手促进共同富裕: 重点、难点与政策建议[J]. 农业经济问题, 2023 (2): 4-19.

Has Interprovincial Paired Assistance Narrowed Regional Income Gaps? An Analysis of the Wealth-Enhancing and Common-Prosperity Effects on Urban and Rural Resident Income

WU Hui¹, HE Jianfeng², PENG Wenxiang³

(1. School of Economics and Management, Central South University of Forestry and Technology, Changsha 410004, Hunan, China; 2. School of Economics and Finance, South China University of Technology, Guangzhou 510006, Guangdong, China; 3. School of Economics, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, Gansu, China)

Summary: Narrowing regional development gaps is a critical pathway to achieving common prosperity. Since 1996, China has formally implemented an interprovincial paired assistance policy, under which developed eastern provinces provide systematic support to less developed central and western provinces in terms

of capital, industry, and talent, forming a horizontal collaborative governance mechanism with Chinese characteristics. However, the actual effects of this policy on promoting income growth and narrowing regional income gaps remain inadequately assessed empirically. In particular, whether the policy simultaneously achieves its wealth-enhancing and common-prosperity functions, and through which mechanisms these effects materialize, require further investigation.

Using interprovincial panel data from 1992 to 2023 in China, this paper constructs treatment variables based on the dynamic adjustments of pairing relationships over time and employs a staggered difference-in-differences (DID) model to systematically evaluate the wealth-enhancing and common-prosperity effects of the paired assistance policy. The findings are twofold. First, the paired assistance policy significantly increases both urban and rural per capita disposable income in recipient regions, with a larger marginal effect on rural residents, demonstrating a wealth-enhancing effect. At the same time, the policy significantly narrows the rural income gap between recipient and donor regions, while its effect on the urban income gap is not significant, demonstrating a common-prosperity effect. Second, the policy generates assistance effects in recipient regions through three pathways, namely improving infrastructure, promoting capital agglomeration, and facilitating technological innovation. Furthermore, it achieves the common-prosperity effect on rural residents by narrowing the technological innovation gap between recipient and donor regions.

Compared with existing literature, this paper makes three marginal contributions. First, from the dual perspective of wealth-enhancing and common-prosperity effects, it simultaneously examines the absolute income-increasing effect and the relative gap-narrowing effect of the paired assistance policy, addressing the limitation of previous studies that focus on a single dimension. Second, using long-span interprovincial panel data from the inception of the policy in 1996 to 2023, it fully accounts for the dynamic adjustments of pairing relationships, thereby enhancing the external validity of the findings. Third, it systematically identifies the differentiated mechanisms through which the policy generates wealth-enhancing and common-prosperity effects, providing a clear theoretical basis for policy optimization.

From the dual perspective of wealth-enhancing and common-prosperity effects, this paper conducts empirical analysis using long-term dynamic pairing data, offering new empirical evidence and a comparable analytical foundation for theories of regional coordinated development. The findings also provide insights for improving the interprovincial horizontal collaboration mechanism: future assistance programs should more precisely match supply and demand structures so that all urban and rural groups can share in the policy dividends. At the same time, assistance policies should shift from resource injection to capacity building, placing industrial cooperation and technology transfer in a more prominent position. Performance evaluation should move from input-oriented to outcome-oriented assessment, focusing on poverty reduction and the narrowing of regional disparities.

Keywords: paired assistance; common prosperity; income gap; infrastructure; capital agglomeration; labor agglomeration; technological innovation

JEL Classification: R58, D31, O15 **Document code:** A **Article ID:** 1674-8131(2026)04-0121-18

(编辑:朱 艳;刘仁芳)