

# 跨境劳务合作 能否助力中国包容性经济增长

——基于对外工程承包视角的经验分析

王曰影<sup>1</sup>, 李奎湜<sup>2</sup>, 夏杰长<sup>3</sup>

(1.中国社会科学院大学 商学院, 北京 102488; 2.中国社会科学院大学 平台经济研究中心, 北京 102488; 3.中国社会科学院 财经战略研究院, 北京 100006)

**[摘要]** 基于2010—2021年的省级面板数据, 分析跨境劳务合作对中国包容性经济增长的赋能机制。研究表明: 跨境劳务合作通过就业创收效应和本地引流效应, 促进了劳务输出地的包容性经济增长; 数字技术通过维系社会关系、提升家庭幸福感, 强化了跨境劳务合作对包容性经济增长的促进效应, 同时通过推动本地劳动力市场扩容升级、促进劳动服务的“线上化”转移, 弱化了跨境劳务合作对包容性经济增长的促进效应。

**[关键词]** 跨境劳务合作; 包容性经济增长; 对外工程承包; 数字技术; 劳动力市场

**[中图分类号]** F125

**[文献标志码]** A

**[文章编号]** 1007-9556(2024)03-0018-12

## Can Cross-Border Labour Service Cooperation Fuel the Inclusive Economic Growth in China

——Empirical Analysis from the View of Foreign Contracted Project

WANG Yue-ying<sup>1</sup>, LI Luan-hao<sup>2</sup>, XIA Jie-chang<sup>3</sup>

(1.School of Business, University of the Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488; 2.Research Center of Platform Economy, University of the Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488; 3.National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Science, Beijing 100006, China)

**Abstract:** Based on the panel data of China provinces spanning from 2010 to 2021, this article analyzed the empowerment mechanism of cross-border labour service cooperation on China's inclusive economic growth. The results found that: cross-border labour service cooperation has boosted the inclusive economic growth of labour export regions by the employment income effect and the local customer attraction effect. Besides, digital technology has consolidated this enhancing effect by strengthening local relationship and maximizing family happiness. On the contrary, digital technology has also weakened this enhancing effect by extending local labor market and promoting service "online" transformation.

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“生产网络视角下服务业技术进步影响因素、机制及路径优化研究”(72073139)

**[作者简介]** 王曰影(1988—), 女, 山东济南人, 中国社会科学院大学商学院博士研究生, 主要研究方向是服务经济与旅游管理; 李奎湜(1999—), 男, 广东东莞人, 中国社会科学院大学平台经济研究中心助理研究员, 主要研究方向是服务业开放和数字经济, 本文通讯作者; 夏杰长(1964—), 男, 湖南新宁人, 中国社会科学院财经战略研究院研究员, 博士生导师, 主要研究方向是服务经济与产业发展。

**Key Words:** cross-border labour service cooperation; inclusive economic growth; foreign contracted project; digital technology; labour market

## 一、引言

中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化,共同富裕是中国特色社会主义的本质要求(习近平,2022)<sup>[1]</sup>。共同富裕的物质条件是“富裕”,而高质量、高水平和高速度的包容性经济增长,是实现更宽领域、更全方位、更大范围和更加均衡“富裕”的现实基础(洪晓文,2022;夏杰长等,2023)<sup>[2,3]</sup>。包容性经济增长不仅要求充分利用全球经济资源、有效发挥市场在资源配置中的决定性作用(世界银行增长与发展委员会,2008)<sup>[4]</sup>,也要求在区域内实现大部分劳动力的机会平等和福利普惠,从而实现高速、可持续的经济增长(Ali and Son,2007;杜志雄等,2010)<sup>[5,6]</sup>。

作为充分联动全球资源要素、开拓利用国际市场需求潜能的有力手段,跨境劳务合作有利于统筹协调国内国际两个市场、两种资源,进而促进劳动力市场的高质量发展和劳动力要素的高效配置。因此,跨境劳务合作是否为促进中国包容性经济增长提供了契机?如果跨境劳务合作可以促进中国包容性经济增长,是通过何种方式对包容性经济增长产生影响?这些问题有待进一步阐释和验证。

本文基于2010—2021年的中国省级面板数据,从对外工程承包视角出发,深入系统探究跨境劳务合作对中国包容性经济增长的影响。本文可能的边际贡献:(1)探讨了跨境劳务合作促进中国包容性经济增长的作用机制和影响效应,丰富了开放型经济体制和共同富裕建设的相关理论研究;(2)分析了数字技术对现代跨境劳务合作形式、内容和途径的影响,并检验了数字技术在跨境劳务合作与包容性经济增长之间的调节效应。

## 二、文献回顾和研究假设

### (一)文献回顾

劳动力要素安全、高效和自由流动既是经济增长的动力源泉,也是实现包容性经济增长、推进共同富裕建设的突破口。畅通劳动力的社会性流动,切实保障劳动者获得充分的就业空间,是防止社会阶层固化、促进社会和谐安定和实现共同富裕的内生要求(关娜、吕立志,2012;王华春,2022)<sup>[7,8]</sup>。

纵观已有文献,国内学者主要聚焦于国内劳动力流动对地区收入差距收敛和共同富裕建设的影响。大部分文献认为,国内劳动力的跨区域流动有助

于促进人力资本积累、改进劳动力的思维观念,从而提升劳动力的社会适应性、增强农村劳动力的可持续减贫能力(樊士德、金童谣,2020;王璇、王卓,2021)<sup>[9,10]</sup>,并对中国共同富裕建设具有积极作用。也有文献指出,户籍门槛会导致劳动力流动的效益无法充分释放,使得低人力资本群体被排除在城市福利体系之外,从而抑制了这部分劳动力的流动意愿,并进一步扩大了城市劳动力群体间的收入差距(屈小博、胡植尧,2022;李连友等,2023)<sup>[11,12]</sup>。谭昶等(2022)<sup>[13]</sup>的研究进一步揭示了劳动力流动的复杂性,指出“地理距离”和“就业形式”是影响劳动力流动与共同富裕建设之间关系的重要因素,即长距离移动、非稳定就业类型的劳动力流动不利于共同富裕建设。陈东和秦子洋(2022)<sup>[14]</sup>指出,人工智能促进了劳动力跨产业、跨地区流动,有助于缩小劳动力收入差距,但对高技能和低技能劳动力流动的影响存在差异性,导致社会收入差距进一步拉大。此外,王卓和余骏舟<sup>[15]</sup>(2023)的研究发现,农村劳动力自由流动降低了收入、健康、幸福感等维度的相对贫困率,但对社会保障、主观态度等维度的相对贫困存在异质性影响。

近年来,国外部分学者和国际组织逐渐关注劳动力跨境流动产生的潜在效益。Kahanec and Zimmerman(2010)<sup>[16]</sup>、Parenti and Tealdi(2021)<sup>[17]</sup>侧重分析欧洲范围内的劳动力跨境流动,认为劳动力跨境流动有利于提高劳动力福祉、提升就业满意度,并且可以促进良性的效率竞争,对各国经济发展会产生正向作用。联合国亚洲及太平洋经济社会委员会等(2016)<sup>[18]</sup>指出,国际劳动力迁移有利于深化经济体间的文化交流和经贸合作,在短期内可以开辟更易实现的就业减贫渠道。

总体来看,鲜有文献研究跨境劳务合作对包容性经济增长的促进效应及作用机制。由于涉及服务贸易总协定下的自然人流动,跨境劳务合作也应隶属于中国服务业开放范畴(李琴,2007)<sup>[19]</sup>。针对中国服务业扩大开放能否推动中国包容性经济增长和共同富裕建设,国内学者已经形成三方面的基本共识:一是服务业开放的收入增长和分配效应,提高了劳动者的相对工资水平;二是服务业开放有助于优化全球要素资源配置、减轻国际保护主义和跨境贸易

壁垒的冲击,使不同地区间同质生产要素的相对收益和绝对收益趋近相同;三是高度有效的要素市场和畅通有序的国内循环系统,形成了服务业对外开放促进包容性经济增长和共同富裕的前提条件(陈明等,2022;李奎洪、李勇坚,2023)<sup>[20,21]</sup>。

## (二)研究假设

跨境劳务合作是劳动力参与国际市场、运用全球资源、实现要素报酬增长的有效路径。同时,作为现代服务业对外开放的重要模式,跨境劳务合作不仅通过搭建国际文化交流平台、打破制度壁垒、营造公平高效的市场竞争环境,促进包容性经济增长,也会通过扩大居民就业创收空间,助力包容性经济增长。沿循以往文献观点和上述分析思路,本文认为跨境劳务合作通过就业创收效应和本地引流效应,促进了中国包容性经济增长。

1.就业创收效应。跨境劳务合作是组织劳务人员赴其他国家或地区,为境外企业或机构提供劳务服务的经营性活动。<sup>①</sup>在保障全体劳动者合法权益和维护劳动关系稳定的前提下,跨境劳务合作通过利用庞大的国际劳务需求,可以充分吸纳和合理配置国内优质人力资源,具有扩大就业容量、缓解国内就业压力、改善人民生活质量的作用(李金华,2021)<sup>[22]</sup>。此外,劳动力就业流动意愿,取决于要素报酬提升空间是否可以超越迁移成本,而工资水平是反映报酬效益的主要因素之一(杨杰等,2017)<sup>[23]</sup>。跨境劳务合作通过挖掘潜在的国际市场资源,可以充分发挥劳动者的人力资本优势,增加国内居民的创收增效机遇,从而赋能输出地收入差距收敛和包容性经济增长。

2.本地引流效应。作为劳动力跨境流动的核心内容,跨境劳务合作在深化对外开放、吸引优质外商直接投资方面发挥了重要作用。劳务派遣在政务沟通、经济合作、旅游娱乐、体育休闲、学术交流、汉语培训等领域,发挥了宣传、传播和推广本土文化的媒介作用(王学成、郭金英,2007)<sup>[24]</sup>,不仅有助于展示中国社会形象和主流价值观,促进不同文明之间的互鉴和交流,也有助于增强中华文化的感召力和维护海外文化权益。同时,跨境就业的劳动者通过学习、吸收、利用全球文化资源,提高了中国文化、中国精神、中国价值的国际认同度和吸引力(范玉刚,2023)<sup>[25]</sup>。此外,跨境劳务合作不仅是中国服务业对外开放的重要环节,也为输出地的旅游业、外商直接

投资和对外贸易提供了引流窗口和开放平台,并依托旅游业的就业增长、产业优化、要素流动效应(Balaguer and Cantavella, 2002; 张广海、王新越,2014)<sup>[26,27]</sup>,以及外商投资的技术外溢和业态创新效应(孟祺、朱雅雯,2023)<sup>[28]</sup>,深度赋能包容性经济增长。

综合上述分析,本文提出研究假设1、假设2和假设3。

假设1:跨境劳务合作有利于促进劳务输出地的包容性经济增长。

假设2:跨境劳务合作通过扩大就业容量和提高收入水平,促进劳务输出地的包容性经济增长。

假设3:跨境劳务合作通过拉动输出地的旅游业发展和外商直接投资,促进劳务输出地的包容性经济增长。

## 三、研究设计

### (一)模型设定

本文将各省级行政区(以下简称为“省份”)的跨境劳务合作规模作为核心解释变量,将各省份包容性经济增长水平设定为被解释变量,并加入一系列对包容性经济增长产生影响的控制变量。考虑到数据可获得性和准确性,确定样本范围为2010—2021年的中国29个省份。<sup>②</sup>因此,本文设定的基准回归模型如式(1)所示:

$$\ln IG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln LABOUR_{it} + \alpha_2 \ln X_{it} + \tau_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $\ln IG_{it}$ 为被解释变量,表示*i*省份第*t*年的包容性经济增长水平; $\ln LABOUR_{it}$ 为核心解释变量,表示*i*省份第*t*年的跨境劳务合作规模; $\ln X_{it}$ 是*i*省份第*t*年的控制变量; $\alpha_1$ 为跨境劳务合作规模的估计系数; $\alpha_2$ 为控制变量的估计系数; $\alpha_0$ 是常数项; $\tau_i$ 是省份层面的个体固定效应; $\theta_t$ 是时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 是随机扰动项。实证检验过程中涉及的解释变量、被解释变量和控制变量均取自然对数,旨在规避异方差的影响、统一量纲和减少数据波动。

### (二)变量识别和数据说明

1.包容性经济增长。本文借鉴于敏和王小林(2012)<sup>[29]</sup>的分析框架,构建了包含4个基本维度、7个二级指标和10个三级指标的包容性经济增长指标体系,具体内容见表1。本文通过主成分分析法,测算各省份的包容性经济增长水平值。根据KMO检验和Bartlett检验结果,指标变量之间的相关性较高且因子分析有效。

表1 包容性经济增长指标体系

基本维度	二级指标	三级指标
经济增长的可持续性	就业机会	第二、三产业就业率
	可持续经济增长	第三产业占GDP的比重
		人均GDP增长率
降低贫困和收入不平等	收入不平等	基尼系数
	贫困发生率	历年各省低保人口数占各地总人口数比重的年度平均值
参与经济机会的公平性	健康和营养	地方财政医疗卫生支出占GDP的比重
		每万人拥有卫生技术人员数
	教育	6岁及6岁以上初中人口数占6岁及6岁以上人口数的比重 地方财政教育支出占GDP的比重
获得基础社会保障	社会保障	地方财政社会保障和就业支出占GDP的比重
KMO(Kaiser-Meyer-Olkin)检验值	0.705	
Bartlett球形检验值[p值]	2296.261[0.000]	

2.跨境劳务合作规模。根据《中国统计年鉴》和商务部发布的对外劳务合作业务简明统计数据,中国跨境劳务合作囊括对外工程承包项目和对外劳务合作项目。目前,中国各省有关对外劳务合作和对外工程承包项目派遣人数的统计口径有较大差异,结合中国对外工程承包的现实特征,本文采用对外工程承包新签合同金额衡量各省份的跨境劳务合作规模。

3.控制变量。根据马强文和任保平(2012)<sup>[30]</sup>、陈阳等(2023)<sup>[31]</sup>、韩亮亮等(2023)<sup>[32]</sup>、徐敏和姜勇(2015)<sup>[33]</sup>的研究成果,本文的控制变量包括:(1)人均GDP,使用GDP和总人口数之比衡量;(2)平均受教育年限,使用(小学学历人口数×6+高中学历人口数×12+大学学历人口数)/当地6岁以上总人口数衡量;(3)民生性财政支出,使用人均财政性教育、医疗、文化体育与传媒、交通运输和社会保障支出之和衡量;(4)交通运输水平,使用货物周转量衡量;(5)经济结构高级化,使用第一产业产值比重乘以1、第二产业产值比重乘以2与第三产业产值比重乘以3之和衡量;(6)对外开放程度,使用对外贸易

总规模占GDP的比重衡量;(7)平均工资,使用城镇单位就业人员平均工资衡量。

4.机制变量。本文选取的机制变量包括:(1)失业率,使用城镇登记失业率衡量;(2)个人所得税收入,使用地方财政税收收入中的个人所得税收入衡量;<sup>③</sup>(3)旅游外汇规模,使用国际旅游外汇收入额衡量;(4)外商直接投资规模,使用外商直接投资金额衡量。

表2为上述变量的描述性统计、单位根和多重共线性检验结果。从表2可以看出:核心解释变量、被解释变量、控制变量和机制变量均保持平稳;除变量lnWAGE的VIF值为6.960外,其余变量的VIF值均低于5,说明变量间不存在严重的多重共线性问题。

本文使用的数据主要来源于国家统计局、2010—2022年的各省份统计年鉴、各省份国民经济和社会发展统计公报、《新疆生产建设兵团统计年鉴》《全国1:100万公众版基础地理信息数据(2021)》和《中国近代经济史研究:清末海关财政与通商口岸市场圈》(滨下武志,2006)<sup>[34]</sup>。

表2 主要变量的描述性统计、单位根和多重共线性检验

变量	变量符号	均值	最大值	最小值	标准误	ADF-Fisher 检验	VIF 值	样本量
包容性经济增长	lnIG	1.597	1.798	1.284	0.074	-3.584***		348
跨境劳务合作规模	lnLABOUR	11.153	14.754	2.304	2.987	-9.200***	1.140	348
人均GDP	lnGDP	10.714	11.994	9.457	0.481	-5.511***	7.734	348
平均受教育年限	lnEDU	2.205	2.548	1.932	0.096	-13.505***	3.248	348
民生性财政支出	lnFISCAL	7.538	8.905	6.023	0.536	-25.447***	1.652	348
交通运输水平	lnTRANS	7.982	10.252	3.565	1.209	-4.021***	1.291	348

表2(续)

变量	变量符号	均值	最大值	最小值	标准误	ADF-Fisher 检验	VIF 值	样本量
经济结构高级化水平	lnSTRUCTURE	0.867	1.042	0.772	0.050	-6.731***	4.391	348
对外开放程度	lnOPEN	2.922	4.762	1.445	0.802	-4.716***	2.002	348
平均工资	lnWAGE	10.871	12.025	10.093	0.366	-11.619***	6.960	348
失业率	lnUNEMPLOY	1.150	1.459	0.182	0.244	-1.740**		348
个人所得税收入	lnTAX	4.225	6.820	1.241	1.085	-2.193**		348
旅游外汇规模	lnTOURISM	6.839	9.929	1.488	1.654	-8.773***		290
外商直接投资规模	lnFDI	11.312	14.661	7.762	1.438	-1.706**		348

注:本文采用 ADF-Fisher 检验法、方差膨胀因子法分别进行单位根和多重共线性检验;仅显示基准回归中的变量 VIF 值。

#### 四、实证分析

##### (一) 基准回归

图 1 为基准回归中残差项的异方差性检验结果。从图 1 可以看出,基准回归模型中的残差项未呈现出显著的异方差性。为防范自相关性和异方差性问题,本文在回归分析中使用怀特(White)稳健性标准误。

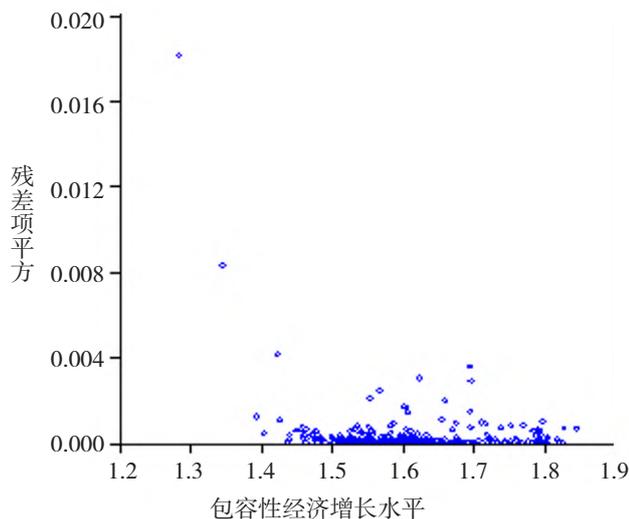


图 1 基准回归中残差项的异方差性检验

表 3 为面板混合回归、加入双向固定效应和随机效应的普通最小二乘法(OLS)回归结果,但本文主要采用加入双向固定效应的 OLS 模型进行回归分析,并延用于异质性检验、稳健性检验、机制检验和拓展性分析之中。从表 3 列(2)可以看出,lnLABOUR 的回归系数显著为正,说明跨境劳务合作能够促进包容性经济增长,假设 1 得到验证。此外,lnGDP、lnFISCAL 的回归系数均显著为正,而 lnOPEN 和 lnTRANS 的回归系数在 1%水平上显著为负。可能的原因在于,不同地区的经济基础、市场

一体化程度存在差异,导致传统交通运输和对外贸易尚未实现“普惠增效”,从而加剧了区域发展不平衡,扩大了居民收入差距(夏杰长等,2023)<sup>[3]</sup>。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	面板混合回归	双向固定效应	随机效应
常数项	2.598*** (0.069)	2.887*** (0.394)	2.330*** (0.073)
lnLABOUR	0.005*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.004*** (0.001)
lnGDP	-0.082*** (0.012)	0.151*** (0.020)	-0.153*** (0.028)
lnEDU	-0.580*** (0.038)	0.012 (0.070)	-0.051 (0.051)
lnFISCAL	-0.022*** (0.005)	0.084*** (0.019)	0.023* (0.013)
lnTRANS	0.003 (0.002)	-0.044*** (0.004)	-0.010*** (0.003)
lnSTRUCTURE	0.055 (0.127)	0.034 (0.122)	-0.022 (0.161)
lnOPEN	-0.025*** (0.004)	-0.026*** (0.005)	-0.020*** (0.005)
lnWAGE	0.118*** (0.017)	-0.020 (0.037)	0.090*** (0.028)
年份固定效应	未控制	已控制	未控制
省份固定效应	未控制	已控制	未控制
调整后的 R <sup>2</sup>	0.821	0.953	0.387
样本量	348	348	348
LR 检验的 F 统计量 [p 值]		24.289 [0.000]	
Hausman 检验的 Chi2 统计量[p 值]			78.118 [0.000]

注:\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;圆括号内为怀特(White)稳健性标准误;下同。

## (二)稳健性检验

1.基于工具变量和广义矩估计法的内生性检验。本文参照李鑫溟和李勇坚(2023)的做法<sup>[21]</sup>,采用明末清初设立的“常关”数量和跨境劳务合作规模滞后一期项,作为跨境劳务合作规模的工具变量,并利用广义矩估计法开展内生性检验,回归结果见表4列(1)。本文选取明末清初设立的“常关”数量作为工具变量的原因在于,19世纪以前建设的明清“常关”承担了军事国防和征收贸易税款的任务,并且中国近代以来的开埠选址和港口建设在一定程度上承袭了历史上“常关”的空间布局,但与“常关”所在地的当前经济发展水平无显著关联,满足工具变量的相关性和外生性要求。

从表4列(1)可以看出:跨境劳务合作规模的回归系数显著为正,说明跨境劳务合作促进了中国包容性经济增长;Hansen J统计量不显著,说明工具变量具有较强的外生性;Cragg-Donald Wald F统计量大于Stock-Yogo 10%临界值,说明不存在弱工具变量问题。

2.替换解释变量。本文使用对外工程承包的完成营业额、对外工程承包新签订合同数和对外工程承包年末在外人数,分别替换核心解释变量后重新进行回归,回归结果分别见表4列(2)、列(3)和列(4)。回归结果表明,跨境劳务合作仍然显著促进了中国包容性经济增长。

3.剔除特殊样本。北京、上海、天津和重庆市作为直辖市,在区划面积、政策支持和经济条件等方面具有突出的比较优势,并且新疆生产建设兵团在本质上不同于省级行政区。因此,本文在剔除了四大直辖市和新疆生产建设兵团后,重新进行回归分析,估计结果见表4列(5)。回归结果表明,跨境劳务合作规模依然显著促进了包容性经济增长。

4.重大事件的冲击效应。全球新冠肺炎疫情爆发并快速蔓延后,不同经济体的隔离措施、抗疫成效和疫情冲击程度存在巨大差异。因此,本文将时间范围调整为2010—2019年后重新进行回归,回归结果见表4列(6)。结果表明,跨境劳务合作规模仍然显著促进了包容性经济增长。

5.调整时间窗口。2015年3月28日,国家发展和改革委员会、外交部、商务部联合发布的《推动共建丝绸之路经济带和21世纪海上丝绸之路的愿景与行动》,为中国劳务派遣高质量、高水平发展注入强劲的政策推力。因此,以2015年为分界点,将时间跨度调整为2010—2014年和2015—2021年两个阶段后,分别重新进行回归,回归结果见表4列(7)和列(8)。结果表明,2010—2014年,跨境劳务合作规模的促进效应不显著,而2015—2021年的促进效应显著,说明“一带一路”倡议强化了跨境劳务合作规模对中国包容性经济增长的促进效应。

表4 稳健性检验结果

变量	内生性检验	替换解释变量			剔除特殊样本	重大事件冲击	调整时间窗口	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
常数项	2.443*** (0.088)	3.098*** (0.402)	3.018*** (0.415)	3.186*** (0.401)	2.657*** (0.302)	3.088*** (0.551)	2.643** (1.051)	2.626*** (0.584)
lnLABOUR	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003** (0.002)	0.010* (0.007)	0.002* (0.001)	0.003** (0.002)	0.003 (1.007)	0.003** (0.002)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整后的 R <sup>2</sup>	0.778	0.954	0.953	0.953	0.973	0.955	0.953	0.979
样本量	319	348	348	348	288	290	145	203
Hansen J 统计量 [p 值]	1.592 [0.207]							
Cragg-Donald Wald F 统计量	784.864							
Stock-Yogo 10%临界值	8.680							

注:部分对外工程承包年末在外人数存在数据缺失的问题,本文使用线性插值方式对缺失数据进行插补;受篇幅所限,控制变量回归系数和怀特稳健标准误不予陈列;下同。

## (三)机制分析

本文借鉴马述忠和房超(2021)<sup>[35]</sup>的调节效应检验思路,分析跨境劳务合作对中国包容性经济增长的作用机制。

本文以失业率为调节变量探究就业效应。构建的调节效应模型如式(2)和式(3)所示:

$$\ln IG_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln LABOR_{it} + \beta_2 \ln UNEMPLOY_{it} + \beta_3 \ln X_{it} + \tau_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln IG_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln LABOR_{it} + \beta_2 \ln UNEMPLOY_{it} + \beta_3 \ln X_{it} + \beta_4 LABOR_{it} \times \ln UNEMPLOY_{it} + \tau_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

从表5的列(1)和列(2)可以看出:失业率显著抑制了包容性经济增长;加入跨境劳务合作与失业率的交乘项后,失业率的抑制效应不再显著,而交乘项的回归系数显著为正,说明跨境劳务合作能够缓解本地就业压力,以更广阔的国际资源吸纳就业和扩大劳动力市场空间。

本文以个人所得税收入为调节变量探究创收效应。构建的调节效应模型如式(4)和式(5)所示:

$$\ln IG_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln LABOR_{it} + \gamma_2 \ln TAX_{it} + \gamma_3 \ln X_{it} + \tau_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln IG_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln LABOR_{it} + \gamma_2 \ln TAX_{it} + \gamma_3 \ln X_{it} + \gamma_4 LABOR_{it} \times \ln TAX_{it} + \tau_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

从表5的列(3)和列(4)可以发现:个人所得税收入显著促进了包容性经济增长;在加入跨境劳务合作与个人所得税收入的交乘项后,个人所得税收入和交乘项的回归系数均显著为正,说明个人所得税缴纳规模强化了跨境劳务合作对包容性经济增长的促进效应。

本文以旅游外汇规模为调节变量,探究旅游业的引流效应。构建的调节效应模型如式(6)和式(7)所示:

$$\ln IG_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln LABOR_{it} + \delta_2 \ln TOURISM_{it} + \delta_3 \ln X_{it} + \tau_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln IG_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln LABOR_{it} + \delta_2 \ln TOURISM_{it} + \delta_3 \ln X_{it} + \delta_4 LABOR_{it} \times \ln TOURISM_{it} + \tau_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

由于2020—2021年的旅游外汇收入数据严重缺失,本文仅保留2010—2019年的相关数据。从表5的列(5)和列(6)可以看出:旅游外汇规模对包容性经济增长的影响不显著;在加入跨境劳务合作与旅游外汇规模的交乘项后,旅游外汇规模与交乘项的回归系数均显著为正,说明跨境劳务合作能够为本地旅游业开源引流,进一步增强旅游产业发展对包容性经济增长的促进效应。

本文以外商直接投资金额为调节变量,探究外商投资的引流效应。构建的调节效应模型如式(8)和式(9)所示:

$$\ln IG_{it} = \rho_0 + \rho_1 \ln LABOR_{it} + \rho_2 \ln FDI_{it} + \rho_3 \ln X_{it} + \tau_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln IG_{it} = \rho_0 + \rho_1 \ln LABOR_{it} + \rho_2 \ln FDI_{it} + \rho_3 \ln X_{it} + \rho_4 LABOR_{it} \times \ln FDI_{it} + \tau_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

从表5的列(7)和列(8)可以发现:外商直接投资金额对包容性经济增长的影响不显著;在加入跨境劳务合作与外商直接投资金额的交乘项后,交乘项的回归系数显著为正,说明跨境劳务合作可以发挥国际投资引流窗口的作用,实现外商直接投资对包容性经济增长的正向赋能。

表5 机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
常数项	2.962*** (0.475)	2.951*** (0.474)	2.949*** (0.518)	2.898*** (0.527)	3.116*** (0.534)	3.140*** (0.536)	2.945*** (0.516)	2.914*** (0.518)
lnLABOUR	0.003** (0.002)	0.005* (0.003)	0.004** (0.002)	0.002* (0.001)	0.005*** (0.002)	0.001* (0.000)	0.004** (0.002)	0.001* (0.000)
lnUNEMPLOY	-0.011* (0.006)	-0.001 (0.025)						
lnTAX			0.002* (0.001)	0.006* (0.003)				
lnTOURISM					0.001 (0.004)	0.007* (0.005)		
lnFDI							-0.001 (0.001)	-0.004 (0.003)

表5(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln LABOR \times \ln UNEMPLOY$		0.001* (0.000)						
$\ln LABOR \times \ln TAX$				0.001* (0.000)				
$\ln LABOR \times \ln TOURISM$						0.001** (0.000)		
$\ln LABOR \times \ln FDI$								0.001* (0.000)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整后的 R <sup>2</sup>	0.954	0.954	0.953	0.953	0.957	0.957	0.953	0.953
样本量	348	348	348	348	290	290	348	348

#### (四) 异质性分析

1. 区域异质性。中国幅员辽阔、历史悠久、民族多样,不同区域在经济发展水平、对外开放程度等方面存在显著差异。因此,根据国家统计局的划分标准,本文将样本划分为东部、中部和西部省份后,分别重新进行回归分析,结果见表6。<sup>④</sup>结果表明:在东部和中部省份, $\ln LABOR$ 的回归系数均显著为正;在西部省份, $\ln LABOR$ 的回归系数为负,但不显著。

2. “一带一路”倡议影响力的异质性。国家发展和改革委员会、商务部、外交部联合发布的《推动共建丝绸之路经济带和21世纪海上丝绸之路的愿景与行动》,将18个“一带一路”倡议沿线省份列为重点建设省份。<sup>⑤</sup>因此,本文将样本划分为“一带一路”沿线和非“一带一路”沿线省份后,分别重新进行回归分析,结果见表6。回归结果表明,无论是否为“一带一路”沿线省份,跨境劳务合作规模均显著促进了包容性经济增长。

表6 异质性检验结果(1)

变量	区域异质性			“一带一路”倡议影响力	
	东部	中部	西部	沿线省份	非沿线省份
常数项	3.715** (1.428)	1.887*** (0.157)	2.004*** (0.449)	2.268*** (0.145)	2.808*** (0.857)
$\ln LABOR$	0.003*** (0.001)	0.011** (0.004)	-0.001 (0.003)	0.002* (0.001)	0.014*** (0.005)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
调整后的 R <sup>2</sup>	0.850	0.639	0.718	0.967	0.934
样本量	120	96	132	192	156

3. 跨境劳务合作程度的异质性。为进一步考察跨境劳务合作规模和深度是否会影响包容性经济增长,本文选取0.10、0.30、0.50、0.70和0.90分位点进行分位数回归分析,结果见表7。从表7可以发现:在0.10、0.30分位点处,跨境劳务合作规模显著抑制了包容性经济增长;在0.50分位点处,跨境劳务合作规模的抑制性效应虽然存在,但不显著;在0.70

和0.90分位点处,跨境劳务合作规模均显著促进了包容性经济增长。这说明,当跨境劳务合作规模和层次处于较低水平时,不仅无法发挥促进效应,也可能由于劳务派遣培训不充分、相关法律落实不到位和机制运行效率偏低,不利于提升外派劳务人员的收入水平和职业获得感,从而对输出地的包容性经济增长产生了消极作用。

表7 异质性检验结果(2)

变量	跨境劳务合作程度(分位点检验)				
	0.10	0.30	0.50	0.70	0.90
常数项	2.500*** (0.106)	2.582*** (0.066)	2.610*** (0.091)	2.694*** (0.141)	2.732*** (0.223)
lnLABOUR	-0.004*** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (-0.766)	0.001* (0.000)	0.002** (0.001)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
调整后的 R <sup>2</sup>	0.522	0.528	0.536	0.564	0.613
样本量	348	348	348	348	348

## (五) 拓展性探讨:数字技术的赋能效应

在针对数字技术调节效应的拓展性分析中,本文采用移动电话普及率衡量数字技术发展水平(DIG),运用粗离婚率衡量居民幸福度(DIVORCE),使用失业率衡量就业环境(UNEMPLOY)。

1. 数字技术与人民幸福感。数字技术和新型通信网络基础设施,促进了双边社交网络黏合的低代价和便捷化(Vertovec, 2004)<sup>[36]</sup>,一定程度上有助于缓和境外就业与家庭抚养、赡养之间的伦理矛盾,实现就业收入和亲属关系的双向维持(Madianou, 2012)<sup>[37]</sup>。参考刘铠豪等(2022)<sup>[38]</sup>的研究思路,本文构建的调节效应模型如式(10)所示:

$$\ln IG_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 \ln LABOUR_{it} + \sigma_2 X_{it} + \sigma_3 \ln DIVORCE_{it} + \sigma_4 \ln DIVORCE_{it} \times \ln LABOUR_{it} \times \ln DIG_{it} + \tau_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

从表8可以发现:在只加入lnLABOUR和lnDIVORCE时,lnLABOUR的回归系数显著为正,而lnDIVORCE的回归系数显著为负;lnDIVORCE×lnLABOUR的回归系数不显著;lnDIVORCE×lnLABOUR×lnDIG的回归系数显著为正,说明跨境劳务合作本身具有提高人民幸福感和获得感的积极作用,而数字技术则进一步强化了这种促进效应。

表8 拓展性分析检验结果(1)

变量	(1)	(2)	(3)
常数项	2.912*** (0.445)	2.958*** (0.453)	3.005*** (0.453)
lnLABOUR	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.002* (0.001)
lnDIVORCE	-0.051*** (0.011)	-0.056*** (0.012)	-0.060*** (0.012)
lnDIVORCE×lnLABOUR		0.000 (0.001)	

lnDIVORCE×lnLABOUR×lnDIG			0.001* (0.000)
年份固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
调整后的 R <sup>2</sup>	0.959	0.957	0.957
样本量	348	348	348

2. 数字技术的本地就业效应。数字技术有利于业态模式的创新发展和消费端的增量提质,从而促使劳务输出地的劳动力市场扩容升级,为劳动力提供更多元、充足的本地就业岗位。同时,随着远程技术指导、线上客服咨询、异地网络办公、数字交易平台、在线教育不断兴起,对外工程承包和对外劳务合作的部分领域也会出现“线上转移”趋势(李奎洪、夏杰长, 2023)<sup>[39]</sup>。因此,本文以失业率衡量劳动力市场状况和就业环境,分析数字技术是否实现劳务输出向国内就业的替代转移。构建的调节效应模型如式(11)所示:

$$\ln IG_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln LABOUR_{it} + \varphi_2 X_{it} + \varphi_3 \ln UNEMPLOY_{it} + \varphi_4 \ln UNEMPLOY_{it} \times \ln LABOUR_{it} \times \ln DIG_{it} + \tau_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

从表9可以发现:在只加入lnLABOUR和lnUNEMPLOY时,lnLABOUR的回归系数显著为正,而lnUNEMPLOY的回归系数显著为负;lnUNEMPLOY×lnLABOUR的回归系数不显著;lnUNEMPLOY×lnLABOUR×lnDIG的回归系数显著为负,说明数字技术可以为本地业态创新和劳务提供“线上化”服务,不仅扩充了当地就业岗位空间,也在一定程度上弱化了跨境劳务合作对包容性经济增长的促进作用。

表9 拓展性分析检验结果(2)

变量	(1)	(2)	(3)
常数项	2.962*** (0.475)	2.952*** (0.484)	2.822 (0.467)
lnLABOUR	0.003** (0.002)	0.004** (0.002)	0.008** (0.004)
lnDIVORCE	-0.011** (0.006)	-0.012 (0.023)	-0.030 (0.030)
lnDIVORCE×lnLABOUR		0.000 (0.002)	
lnDIVORCE×lnLABOUR×lnDIG			-0.001* (0.000)
年份固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
调整后的 R <sup>2</sup>	0.954	0.953	0.955
样本量	348	348	348

## 五、结论与启示

### (一) 研究结论

基于2010—2021年的省级面板数据,本文探讨了跨境劳务合作对中国包容性经济增长的影响效应。研究结论表明:(1) 跨境劳务合作规模的提升有利于促进中国包容性经济增长;(2) 跨境劳务合作通过提供就业国际化渠道、提高劳动者整体收入水平、提升劳务输出地的国际影响力、赋能旅游业繁荣发展和吸引外商直接投资,促进了中国包容性经济增长;(3) 数字技术通过提供维系社会关系、保障家庭幸福感,强化了跨境劳务合作规模对包容性经济增长的促进效应,并通过催生新岗位,推动当地劳动力市场扩容增量,促使部分领域的劳动服务“线上化”转移,弱化了跨境劳务合作规模对包容性经济增长的促进效应。

### (二) 政策建议

第一, 重视发展对外工程承包为代表的跨境劳务合作,逐步增强高端领域的国际竞争力。要加强与传统优势区域市场的劳务合作关系,并推动与更多国家和地区的对外劳务和工程项目合作,实现中国劳务外派输出模式和区域市场的多元化发展。同时,关注对外工程承包的新模式和新内容,加强出口信用保险、进出口信贷和对外劳务合作信贷支持力度,发展具有“中国特色”和“中国品牌”的国际化、高端化劳务合作,逐步提高运营维护、规划设计、高端技术咨询等领域的竞争力。

第二,完善更新劳务派遣人员培训体系,充分

发挥外派员工的文化宣传和沟通媒介作用。政府要加强对外派劳务人员的监督和培训管理,采取定期考核、统计分析和运行监测等方式,保障劳务派遣人员接受系统培训,维护劳务派遣人员的法律权益。同时,还要积极改进优化培训模式,适时调整和创新文化适应性培训的内容、形式和参考教材,提高劳务派遣人员的文化适应能力和语言技能,有效增强劳务外派人员的自我保护、沟通交流和社群融入能力(马慧洁等,2023)<sup>[40]</sup>。此外,需要加强劳务派遣人员的爱国主义教育,培育他们的荣辱观、文化自信和民族认同感,使之成为中国对外开放亮丽的文化名片和重要的宣传媒介。

第三,加快发展数字技术和新型基础设施建设,助推全社会就业高质量、高水平发展。重视数字技术的自主研发和应用落地,积极参与制定网络空间和跨境数据的国际规范标准,提高同全球不同劳务输出东道国(地区)的信息互联水平,帮助劳务派遣人员维系社会关系网络,缓解境外工作和亲人照料间的冲突,逐步提升其职业获得感和综合幸福度。同时,要挖掘国际劳动力市场潜能,尤其要依托数字技术对新行业、新产业的赋智催化作用,增强国内就业韧性和岗位多元性,释放国内市场需求对就业的拉动效应,夯实中国包容性经济增长的内在基础。

### (三) 不足与展望

第一, 由于中国绝大部分城市和少数省份缺乏对外工程承包派遣人数、年末在外人数、签订合同金额等官方统计数据,导致本文无法形成更完整的地级市样本,难以更系统地反映中国跨境劳务合作现状及其对包容性经济增长的赋能效应。

第二,细分行业的对外劳务合作数据较难获得,无法根据医疗、餐饮、科技、培训教育等不同细分行业的跨境劳务合作数据,更全面地开展其赋能效应的异质性检验。

第三,数字经济时代的核心资产是数据要素,作为技术、资金、人力资本、服务的传统媒介,劳动力跨境流动是否会被数据要素的跨境流动所取代?数字技术对提升创新能力、增加创新产出和加速知识生产的促进效应,是否会替代部分跨境劳务合作内容?这些问题对中国劳务派遣的高质量发展也具有较大的研究价值。

#### 注释:

① 根据中华人民共和国国务院颁布的《对外劳务合作管理条例》,对外劳务合作不包括国外企业、机构或者个人在中国境

内招收劳动者赴国外工作。任何单位和个人不得以商务、旅游、留学等名义组织劳务人员赴国外工作,并且必须由我国境内企业法人与境外允许招收或雇用外籍劳务人员的公司、中介机构或私人雇主签订合同之后,按照合同约定条件合规开展招聘、选拔和派遣我国公民到境外,并向境外雇主提供劳务服务和组织管理。

② 西藏自治区和新疆维吾尔自治区暂无对外劳务合作经营资格企业,海南省内唯一的对外劳务合作经营资格企业(海南江沿投资咨询有限公司)成立时间为2019年。因此,本文涉及的中国大陆29个省级行政区为河北省、山西省、辽宁省、吉林省、黑龙江省、江苏省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、山东省、河南省、湖北省、湖南省、广东省、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、新疆生产建设兵团、广西壮族自治区、北京市、天津市、上海市、重庆市。新疆生产建设兵团作为中华人民共和国计划单列的省部级特殊区划,拥有对外劳务合作经营资格企业,本文将其视为省级行政区样本进行实证检验。

③ 依据《中华人民共和国个人所得税法》第一条规定和第七条规定,本文使用个人所得税财政收入规模间接反映居民总体收入水平。

④ 参照国家统计局对东、中、西部地区的划分标准,本文将北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省划归为东部地区,将山西省、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省划归为中部地区,将内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区划归为西部地区,同时将新疆生产建设兵团也划归为西部地区。

⑤ 18个“一带一路”倡议沿线省份包括黑龙江省、吉林省、辽宁省、陕西省、青海省、甘肃省、新疆维吾尔自治区、宁夏回族自治区、内蒙古自治区、西藏自治区、云南省、广西壮族自治区、广东省、浙江省、福建省、海南省、重庆市和上海市。数据样本不包括西藏自治区、海南省,并将新疆维吾尔自治区替换为新疆生产建设兵团进行实证分析。

#### [参考文献]

- [1] 习近平.高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗[N].人民日报,2022-10-26:001.
- [2] 洪晓文.专访郑永年:推进共同富裕,关键是实现包容性增长[N].21世纪经济报道,2022-10-19:002.
- [3] 夏杰长,王曰影,李鑫.服务贸易高质量发展赋能共同富裕的作用机理与实施路径——以浙江省为例[J].全球化,2023(04):78-89.
- [4] 世界银行增长与发展委员会.增长报告——可持续增长和包容性发展的战略[M].北京:中国金融出版社,2008.
- [5] Ali I, Son H H. Defining and Measuring Inclusive Growth: Application to the Philippines[R]. ERD Working Paper, 2007.
- [6] 杜志雄,肖卫东,詹琳.包容性增长理论的脉络、要义与政策内涵[J].中国农村经济,2010(11):4-14.
- [7] 关娜,吕立志.包容性增长视域下劳动力价值的理性回归[J].齐鲁学刊,2012(06):78-81.
- [8] 王华春.畅通社会性流动实现共同富裕[J].人民论坛,2022(07):68-70.
- [9] 樊士德,金童谣.中国劳动力流动对家庭贫困影响的内在机理与效应研究——基于面板Logit模型与随机效应模型的实证研究[J].江苏社会科学,2020(06):79-89.
- [10] 王璇,王卓.农地流转、劳动力流动与农户多维相对贫困[J].经济问题,2021(06):65-72.
- [11] 屈小博,胡植尧.劳动力流动的“半透膜”——城市户籍门槛对流动人口工资溢价的影响[J].中国人口科学,2022(05):77-91.
- [12] 李连友,黄保聪,席鹏辉.“农转非”、劳动力流动与劳动收入份额[J].中国软科学,2023(04):213-224.
- [13] 谭昶,吴海涛,彭燕.农村劳动力流动对农户共同富裕的影响研究[J].中国农业资源与区划,2023,44(09):223-231.
- [14] 陈东,秦子洋.人工智能与包容性增长——来自全球工业机器人使用的证据[J].经济研究,2022,57(04):85-102.
- [15] 王卓,余骏舟.劳动力流动对农户多维相对贫困的影响研究[J].西北人口,2023,44(04):1-15.
- [16] Kahanec M, Zimmermann K F. EU Labor Markets after Post-Enlargement Migration[M]. Berlin: Springer, 2010.
- [17] Parenti A, Tealdi C. Cross-Border Labour Mobility in Europe: Migration Versus Commuting[J]. The Economic Geography of Cross-Border Migration, 2021:185-215.

- [18] United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific, Anukoonwattaka W, Heal A. Regional Integration and Labour Mobility: Linking Trade, Migration and Development[M]. United Nations, 2016.
- [19] 李 琴. 浅析我国国际劳务输出与GATS下的自然人流动的关系[J]. 世界贸易组织动态与研究, 2007(03): 27-30.
- [20] 陈 明, 李美云, 林小玲. 服务业开放对中国包容性增长的影响[J]. 国际经贸探索, 2022, 38(05): 37-51.
- [21] 李鑫溟, 李勇坚. 服务业开放助力共同富裕建设的机制探讨——基于我国省级行政区的经验证据[J]. 企业经济, 2023, 42(07): 78-89.
- [22] 李金华. 新时代中国对外经济合作: 现实、特征与政策[J]. 东南学术, 2021(05): 108-119.
- [23] 杨 杰, 蒋梅英, 罗仁娟. 跨境流动就业提高了劳动者的工资水平吗——基于云南边境地区微观调查数据的实证研究[J]. 财经科学, 2017(11): 99-110.
- [24] 王学成, 郭金英. 关于中国文化产品输出的思考[J]. 国际贸易, 2007(12): 29-35.
- [25] 范玉刚. 在维护和拓展海外文化利益中增强中华文明传播力影响力[J]. 学习与探索, 2023(07): 1-13.
- [26] Balaguer J, Cantavella J M. Tourism as A Long-Run Economic Growth Factor: the Spanish Case [J]. Applied Economics, 2002, 34(07): 877-884.
- [27] 张广海, 王新越. “旅游化”概念的提出及其与“新四化”的关系[J]. 经济管理, 2014, 36(01): 110-121.
- [28] 孟 祺, 朱雅雯. “一带一路”倡议赋能共同富裕——基于构建人类命运共同体的视角[J]. 经济学家, 2023(02): 90-100.
- [29] 于 敏, 王小林. 中国经济的包容性增长: 测量与评价[J]. 经济评论, 2012(03): 30-38.
- [30] 马强文, 任保平. 包容性增长测度及影响因素分析——基于经济可持续发展的视角[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(07): 101-108.
- [31] 陈 阳, 王 露, 程 亮. 工业机器人应用、劳动力质量与共同富裕[J]. 统计学报, 2023, 4(03): 68-79.
- [32] 韩亮亮, 彭 伊, 孟庆娜. 数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕——基于我国省际面板数据的经验研究[J]. 软科学, 2023, 37(03): 18-24.
- [33] 徐 敏, 姜 勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(03): 3-21.
- [34] 滨下武志. 中国近代经济史研究: 清末海关财政与通商口岸市场圈[M]. 南京: 江苏人民出版社, 2006.
- [35] 马述忠, 房 超. 跨境电商与中国出口新增长——基于信息成本和规模经济的双重视角[J]. 经济研究, 2021, 56(06): 159-176.
- [36] Vertovec S. Cheap Calls: The Social Glue of Migrant Transnationalism[J]. Global Networks, 2004, 4(02): 219-224.
- [37] Madianou M. Migration and the Accentuated Ambivalence of Motherhood: the Role of ICTs in Filipino Transnational Families[J]. Global Networks, 2012, 12(03), 277-295.
- [38] 刘铠豪, 王雪芳, 佟家栋. 贸易自由化与婚姻: 来自中国的证据[J]. 经济学报, 2022, 9(01): 182-257.
- [39] 李鑫溟, 夏杰长. 数字技术如何影响劳动力跨境流动: 来自中国对外劳务输出的经验证据[J]. 世界经济研究, 2023(12): 58-73.
- [40] 马慧洁, 李鑫溟, 夏杰长. 文化差异和劳动力跨境流动——基于中国对外劳务输出的事实证据[J]. 山西财经大学学报, 2023, 45(08): 1-15.

[责任编辑: 孟宏玮]