

# 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

马慧洁<sup>1</sup>, 李璆溟<sup>2</sup>, 夏杰长<sup>3</sup>

(1. 首都经济贸易大学 财政税务学院, 北京 100070; 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]** 采用2011—2019年50个中国跨境劳务输出东道国(地区)的面板数据作为样本, 构建“法律环境差异”及其分别同“霍夫斯泰德社会文化距离”“语言差异”“信仰文化多样性”“民族多样性”交乘的五维文化差异测度体系, 实证检验文化差异对劳动力跨境流动的显性和隐性壁垒作用。研究发现, 社会文化、语言、信仰、民族及法治环境五方面的文化差异均会显著抑制我国对外劳务输出的规模, 且该抑制效应在洲际市场和劳务合作类型两方面均存在异质性。

**[关键词]** 文化差异; 劳动力跨境流动; 对外劳务输出; 洲际市场; 劳务合作类型

**[中图分类号]** F125.4

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 1007-9556(2023)08-0001-15

## Cultural Diversity and Cross-Border Flow of Labor ——Empirical Evidence from China's Labor Service Export MA Hui-jie<sup>1</sup>, LI Luan-hao<sup>2</sup>, XIA Jie-chang<sup>3</sup>

(1. School of Finance and Taxation, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070; 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:** The paper selected the panel data of 50 cross-border labor export host countries or regions of China from 2011 to 2019 as the sample, and constructed the five-dimensional measurement system of cultural diversity, including “legal environmental differences”, “Hofstede socio-cultural distance”, “language differences”, “belief diversity” and “ethnic diversity”. Then the paper empirically examined the explicit or invisible barrier function of cultural diversity on the cross-border flow of labor. The results showed that, the cultural differences in socio-culture, language, belief, ethnicity and legal environment, all had an inhibiting effect on the size of China's foreign labor export. And this negative effect had heterogeneity at the aspects of intercontinental market and labor cooperation.

**Key Words:** cultural diversity; cross-border flow of labor; labor service export; intercontinental market; type of labor cooperation

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目(72073139); 中国社会科学院创新工程项目(2022CJYB004)

**[作者简介]** 马慧洁(1996—), 女, 山东烟台人, 首都经济贸易大学财政税务学院博士研究生, 主要研究方向为数字经济与企业数字化转型; 李璆溟(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, 主要研究方向为数字经济与服务业开放, 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, 主要研究方向为服务经济与产业发展。

## 一、引言

自20世纪50年代开始,中国通过包括劳务输出在内的多种渠道对发展中国家给予经济援助,我国的跨境劳务合作雏形逐渐显现。改革开放后,我国对外劳务合作和对外工程承包迅速发展,在全球劳务市场的影响力与日俱增。截至2019年,我国对外劳务派遣年末在外人数突破62万人,较2000年增长了超70%。其中,对外工程承包年末在外人数超36万人,年均增速达10.5%。<sup>①</sup>

在跨境劳务和工程承包合作深化拓展的同时,如何有效缓解由于文化差异而产生的劳资纠纷、项目管理协调混乱等现实问题,逐渐受到学界、业界和政府界的共同关注和探讨。我国商务部、外交部和国资委在2015年出台了《关于规范对外承包工程外派人员的通知》,提出要加强人员派出前的适应性培训工作和相关技能培训,旨在有效规范对外劳务合作市场的经营秩序与监督管理,促进其高质量发展。2017年7月和10月,商务部相继发布了《商务部办公厅关于进一步加强对外劳务合作管理的通知》和《对外投资合作“双随机一公开”监管工作细则(试行)》两个对外投资合作监管要求,指出要强化外派劳务培训工作,引导派出人员熟悉并自觉遵守我国和派驻国别(地区)的有关法律规定,以及尊重派驻国别(地区)当地的宗教信仰和传统风俗习惯等。2022年,商务部发布了《对外承包工程业务统计调查制度》和《对外劳务合作业务统计调查制度》,最新修订版本的统计报告要求增设“质量控制”等内容,强调推进跨境数据信息传输的现代化建设,重视有关人员的个人信息资料和商业、国家秘密的保密管理,进一步满足对外承包工程和劳务合作业务的特点与发展需求。目前,我国对外劳务输出整体上呈现出规模扩张、领域延伸、质量提升和合作深化的良好态势,外派劳务的信息服务和人才培养服务建设成效显著。我国因相对优裕、持续化的劳动力资源,在全球经济合作领域中地位突出,但相较于印度、印度尼西亚、泰国、菲律宾、韩国等重要的全球性劳务输出国家,我国对外劳务合作的效益水平、结构层次同输出规模的不对称、不匹配问题依然明显。

习近平(2014)<sup>[1]</sup>总书记指出:“相互了解、相互理解是促进国家关系发展的基础性工程。”因此,我国应当基于“坚持独立自主自办原则”“坚持我国宗教中国化”“坚持抵御境外利用宗教进行的渗透”的重要基础,把深化开展同世界各国(地区)民族、宗教等领域的文化交流和互学互鉴(赵晓锋、

王月清,2022)<sup>[2]</sup>,以及加速推动和有效规范双边经贸合作框架下的跨境劳务合作,作为中国积极参与全球治理、推进构建开放型经济体制的应有之义。鉴于此,本文首先阐述文化差异对劳动力跨境流动的影响机理,构建综合、系统、新颖的文化差异指标衡量体系;其次,采用2011—2019年50个我国跨境劳务输出东道国(地区)的面板数据作为研究样本,展开包括基准回归、异质性分析和稳健性检验等多层次、严谨全面的实证检验;最后,基于归纳提炼的研究结论,有针对性地提出我国对外劳务合作新阶段高质量发展的有效抓手和新切入点。

## 二、文献综述和理论机制

不同于土地、资源等生产要素,劳动力具有较强的流动性这一先天禀赋。劳动力的流动若跨越国家边界,则演变为劳动力的跨境流动,主要包括对外劳务输出、对外工程承包和海外移民三种形式。关于劳动力流动的驱动力源泉的探索,无论是“收入补偿”(Lewis,1989)<sup>[3]</sup>还是“生产力的决定作用”(马克思,1975)<sup>[4]</sup>,抑或是“要素互补”(俄林,2008)<sup>[5]</sup>,其本质上都源自不同因素的推动或拉动作用。1966年, Lee(1966)<sup>[6]</sup>基于 Ravenstien(1889)<sup>[7]</sup>的传统分析框架提出了“推-拉”理论,将劳动力流动的影响因素明确划分为两种类型,分别是优化完善生存条件的“拉力”和限制甚至阻碍个人发展状况的“推力”(Ravenstein,1889)<sup>[7]</sup>。

基于“推-拉”理论视角,多数研究成果侧重于探究经济因素的影响,考察了东道国国内产业发展阶段、劳动力存量规模(Conradson and Latham,2005)<sup>[8]</sup>、劳动力市场开放水平和完善程度、薪资平均水平(谢勇才、丁建定,2018)<sup>[9]</sup>,以及输出国劳务合作政策(李琴等,2020)<sup>[10]</sup>、官方货币汇率(周密,2006)<sup>[11]</sup>、劳动力资源质量(唐甜,2010)<sup>[12]</sup>、同东道国的贸易和直接投资关系(李礼,2004;李礼等,2005;余官胜、林俐,2012;Kim and Mi,2012)<sup>[13-16]</sup>等因素对劳动力跨境流动方向和规模的影响效应。

近年来,国内学者逐渐探触到劳动力跨境流动中非经济因素的影响:一是政治类因素,如东道国的外交政策导向、政局稳定程度、双边制度距离等(张原、陈建奇,2018)<sup>[17]</sup>;二是自然类因素,主要包括输出国和东道国间的地理距离、自然环境差异等方面(盛斌、廖明中,2004)<sup>[18]</sup>;三是文化类因素,由于测度标准的多元化,其衡量指标存在较大差异。其中,最常见的是利用霍夫斯泰德指标算出的文化距离(王进猛等,2020)<sup>[19]</sup>,该指标虽然易观测和核算,但难以

反映文化差异的细节内容,同时还存在数据过时风险、效果局限和西方文化价值观主导性过强等局限性。除此之外,还有极少数文献将是否同属一种文化圈(王殿华,2005)<sup>[20]</sup>或是否处于一个大洲(张原,2018)<sup>[21]</sup>作为文化类因素的测度指标,只不过单纯运用这些指标无法客观、真实和全面地反映文化差异。目前,经济类、政治类和自然类因素已经形成相对全面、普适性高的测度体系。囿于概念界定上的广泛、抽象以及量化方法上的困难复杂,文化类因素的衡量标准相对分散且片面单一,系统性较弱。

尽管如此,现有研究关于文化差异对劳动力流动的影响路径基本达成共识:社会文化所形成的经济负外部性会深刻影响劳动力的迁移预期成本(李楠,2015)<sup>[22]</sup>,显著程度较高的地区文化差异更有可能导致人口流动壁垒或阻力的形成。一方面是语言沟通、饮食起居等方面的文化差异,适应和学习当地风俗习惯、调整调整日常生活方式等是提高劳动力流动显性预期成本的直接因素;另一方面是文化差异所引起的身份认同、文化理解和群体融入等潜在阻力,这是劳动力流动隐性预期成本的主要形成原因。劳动力流入地和流出地间的文化差异程度较高时,可能产生的劳动力流动显性或隐性预期成本相对较大,劳动力流动意愿相对较弱;反之,则劳动力的流动预期成本降低,流动意愿相对较强。因此,可以大致推断出:我国同劳务派遣东道国间的文化差异程度与我国劳务输出规模之间存在负向关系,即文化差异对我国向东道国的劳务输出规模具有抑制效应。

综上所述,相比于以往研究文献,本文主要的创新点包括两点。(1)侧重考察劳动力跨境流动影响因素中“文化”的力量。虽然现有研究关于文化因素对劳动力跨境流动的抑制作用已经形成了相对一致的思路,但鲜有文献专门涉及和检验这一观点。而且,绝大多数研究劳动力流动的国内外文献以定性分析为主,大都以纯理论分析和案例讨论的方式提供文化差异影响劳动力跨境流动的机制路径。少数的定量分析研究仅将文化因素作为控制变量或者虚拟变量出现,对其并未进行充分重视和深入探究。因此,深刻探讨文化因素在劳动力跨境流动中所产生的重要意义既是本文研究的出发点和落脚点,也是本文主要的创新贡献点之一。(2)构建全面化、多维化和体系化的“文化差异”衡量标准。本文突破以往多数文献中仅用虚拟变量或传统的霍夫斯泰德社会指标对文化差异展开测量的局限,将文化差异的考量范

围延伸至社会文化环境差异、语言差异、信仰文化与民族多样性以及法治环境差异,更深入、全面地分析不同维度的文化差异对劳动力跨境流动的影响效应。

鉴于以上分析,本文尝试构造全面化、多维化和体系化的文化差异测度体系,并在此基础上探讨文化差异影响我国对外劳务输出的作用机理,有效深化、扩充和完善对外劳务合作领域的定量研究成果和数据内容支撑。据此,本文提出基本假设1。

假设1:文化差异对中国的对外劳务输出规模具有抑制作用。

根据学界普遍认可的观点,文化体系反映的是一个国家或民族的风俗习惯、社会时尚、伦理道德、语言、法律规则等(费穗宇等,1988;Hofstede,1980)<sup>[23,24]</sup>,因此本文进一步对假设1进行细化。

假设1a:语言差异对中国的对外劳务输出规模具有抑制作用。

假设1b:信仰文化多样性对中国的对外劳务输出规模具有抑制作用。

假设1c:民族多样性对中国的对外劳务输出规模具有抑制作用。

假设1d:法治环境差异对中国的对外劳务输出规模具有抑制作用。

### 三、研究设计

#### (一)基准模型构建

围绕文献综述和上述影响机制,本文将中国同各国(地区)间的文化差异(Cultural Diversity,  $CD$ )作为核心解释变量,将中国向各国输出的劳动力规模(Labor Service Export,  $LABOR$ )作为被解释变量。除此之外,加入经济类、政治类和自然类因素的控制变量。出于保证科学性、方便观测、避免异方差和缩小数据波动的目的,实际估计中涉及的解释变量、被解释变量和控制变量均采用自然对数化处理(以  $\ln$  表示)。本文基准模型设定如下:

$$\ln LABOR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln CD_{it} + \alpha_2 \ln X_{it} + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$t=2011, 2013, \dots, 2019; i=1, 2, 3, \dots, 50$$

鉴于数据的可获得性和准确性,同时考虑到2020年新型冠状病毒肺炎疫情爆发对劳务输出规模和结构的深刻影响,选取样本时间跨度范围为2011—2019年,面板数据囊括50个经济体。<sup>②</sup>其中, $LABOR_{it}$ 为被解释变量,表示我国劳务输出东道国*i*国(地区)第*t*年的劳务派遣人数; $CD_{it}$ 为“文化差异”解释变量; $X_{it}$ 是我国劳务输出东道国*i*国(地区)第*t*年的所有控制变量; $\tau_i$ 是国家层面的个体固定效应; $\varepsilon_{it}$ 是随机扰动项。



## (二) 变量说明和数据来源

1. 被解释变量。绝大多数文献采用对外劳务合作派出劳务人数<sup>③</sup>来衡量劳动力的对外输出规模,也有少部分学者辅助性地选用对外劳务合作年末在外人数来衡量。本文使用对外劳务合作年末在外人数作为对外劳务输出规模(LABOR)的主要衡量指标,单位统一为人。

2. 解释变量。从社会文化综合环境、语言差异、信仰文化多样性、民族多样性和法治环境等方面入手,借鉴众多学者的研究成果(Easterly and Levine, 1997; 张卫国、孙涛, 2016; Ginsburgh et al., 2017; Alesina et al., 2019; 李红、韦永贵, 2020)<sup>[25-29]</sup>, 构造全面化、多维化和体系化的“文化差异”衡量体系。

(1) 霍夫斯泰德社会文化距离指标(Hofstede Cultural Distance, *HOF*)。通过霍夫斯泰德官方网站, 获取有关于我国和劳务输出东道国权力距离、个人主义/集体主义、不确定性避免、女性化/男性化、长期取向/短期取向、自我放纵/克制六个层面的指标数值。运用 $\sqrt{\sum_{m=1}^6 \frac{I_{m,i} - I_{m,China}}{VAR_m}}$  获得我国与东道国*i*国(地区)之间的霍夫斯泰德社会文化距离指数, 来反映我国和东道国间的社会文化大环境差异。其中,*i*是选取的样本国家, *China*是中国, *m*为文化指数的某一层面, *I*为文化指数值, *VAR<sub>m</sub>*为所有样本国家*m*维度文化距离的方差。

(2) 语言差异指标(Language Diversity, *LD*)。英语是近一个多世纪以来全球使用领域最广泛的国际语言, 是对外经贸合作中最重要的官方通用语言之一。参考英孚教育发布的《英孚英语熟练度指标报告》, 测出 *EPI<sub>i</sub>* 与 *EPI<sub>China,t</sub>* 之间的差值后取绝对值, 获得更具有应用性意义的语言差异指标, 真实反映我国同劳务输出国在经贸合作中可能存在的沟通技能和语言使用障碍。其中, *EPI<sub>i</sub>* 和 *EPI<sub>China,t</sub>* 分别代表东道国*i*国(地区)和中国*t*年的国民英语熟练程度。

(3) 信仰文化多样性指标(Religion Diversity, *RD*)。国家或地区信仰文化多样性越强、复杂程度越高, 往往对外文化壁垒程度越深。吸收 Montalvo 和 Reynal-Querol (2005)<sup>[30]</sup>的研究经验, 采用社会学领域普遍接受的“极化指数法”测度信仰文化多样性, 即  $1 - \sum_{k=1}^n \left( \frac{0.5 - \pi_k}{0.5} \right)^2 \times \pi_k$ 。其中, *n*代表东道国宗教信仰种类的数量, *k*表示东道国范围内*k*类宗教信仰人口所占比重。

(4) 民族多样性指标(Ethnicity Diversity, *ED*)。民族组成越复杂, 往往对外文化壁垒程度越高。此外同样利用“极化指数法”测度民族多样性, 即  $1 - \sum_{k=1}^n \left( \frac{0.5 - \pi_k}{0.5} \right)^2 \times \pi_k$ 。其中, *n*代表东道国民族种类的数量, *k*表示东道国范围内*k*类民族人口所占比重。

(5) 法治环境差异指标(Rule of Law Difference, *RL*)。不同文化背景下的法律体系、形式存在显著差异, 深刻影响着国际经贸合作中的双方纠纷处理、人员管理方式观念等。参考世界治理指标(World Governance Index, *WGI*), 通过计算 *RL<sub>i</sub>* 与 *RL<sub>China,t</sub>* 之间的差值并取绝对值的测度方式获得法治环境差异指标。其中, *RL<sub>i</sub>* 和 *RL<sub>China,t</sub>* 分别代表东道国*i*国(地区)和中国*t*年的法制化程度。

为了控制国家层面的个体效应, 并且考虑到国内法治环境、政府效率等政治制度效率因素对文化差异影响作用的传导或放大效应(韦永贵, 2021)<sup>[31]</sup>, 本文将“法治环境差异”及其分别与“霍夫斯泰德社会文化距离”“语言差异”“信仰文化多样性”“民族多样性”的交互项引入基准模型进行实证检验。

3. 控制变量。选取一系列形成劳动力跨境流动“推力”或“拉力”的经济类、政治类、自然类因素作为控制变量。

(1) 人均GDP(*PGDP*)。国家(地区)的经济发展水平是劳动力流动的关键影响因素, 社会经济发达程度越高, 往往劳动力发展空间越充足。本文采用人均GDP作为衡量指标, 单位统一为亿美元。

(2) 人口老龄化程度(*AGING*)。国家(地区)老龄化程度反映的是可投入生产的劳动力市场供给规模。人口老龄化越显著, 社会劳动力规模越紧缩, 高质量劳动力的输入需求就越大。本文采用老龄人口(65岁及以上人口)占总人口的比重衡量人口老龄化程度。

(3) 经济对外开放程度(*OPEN*)。对外开放是国际经济合作的基础条件, 其中国际直接投资开放程度是劳动力跨境流动的重要拉力。本文采用外国直接投资总额(*FDI*)占国民生产总值(*GDP*)的比重衡量经济对外开放程度。

(4) 人均工资水平(*PWAGE*)。人均工资水平是劳动力要素回报率的重要体现。一般而言, 东道国薪资水平越高, 劳动力跨境流动的意愿越强烈。指标单位统一为美元。

(5)平均受教育年限(*MYS*)。平均受教育年限是体现人力资本存量和劳动力素质的关键指标(张鸿帅等,2022)<sup>[32]</sup>。东道国的平均受教育年限越长,意味着劳动力的生产效率越高,劳动力输入的额外需求往往越少。指标单位统一为年。

(6)失业率(*UNEMPLOY*)。失业率反映了国家(地区)社会经济发展对劳动力的需求程度。全社会范围内的失业率较高往往是缺乏闲置岗位、劳动力处于供给饱和状态的劳动力市场的典型表现,相应地,其劳动力输入需求强度较低。

(7)政治环境(*POLITICS*)。政治环境越稳定,往往代表着越可预知的生活状态和越稳定的法制保障,劳动力跨境流动的吸引力越强。参考世界治理指数(WGI),把政局稳定度及暴力或恐怖主义事件发生率(Political Stability and Violence/ Terrorism Absence)作为政治环境稳定程度的测度指标,其数值越小代表政治环境越稳定。

(8)地理距离(*DIS*)。大部分研究表明,劳动力输出地和输入地间的地理距离会抑制劳动力跨境流动。但是,也有少部分学者认同“距离死亡论”,

认为现代交通工具迭代革新,单纯的地理距离对贸易投资和劳动力跨境流动的负面影响大大削弱。此处,为避免非时变的距离无法估计的问题,本文将在测算出东道国(地区)首都(首府)同北京间的球面距离(单位:千米)的基础上乘以原油(石油)价格指数(单位:美元/桶),进而获得地理距离指标数据。

4.稳健性检验的相关指标。首先,借鉴 Spolaore 和 Wacziarg(2009)<sup>[33]</sup>的做法,利用公元 1500 年民族间遗传距离(*GENE*)作为文化差异变量的工具变量,排查因遗漏变量、测量误差、双向因果关系造成的内生性问题。选取该工具变量的合理性在于:一方面,基因遗传是文化传承的生物因素,在与文化紧密关联的同时,对劳动力跨境流动不产生直接影响,具有较强的外生性特征;另一方面,采用公元 1500 年的遗传距离,通过避免近代大规模劳动力流动可能导致的遗传距离变化进一步增强了工具变量的外生性。其次,本文还将以对外劳务合作派遣人数<sup>④</sup>(*LABORSENT*)作为被解释变量的替代变量进行稳健性检验,单位统一为人。

表 1 变量定义和数据来源

变量类型	变量	变量含义	数据来源
被解释变量	<i>LABOR</i>	各年份年末在某东道国执行对外承包工程和劳务合作项目的人数	2012—2020 年《中国统计年鉴》
核心解释变量 ( <i>CD<sub>it</sub></i> )	<i>HOF</i>	霍夫斯泰德社会文化距离	霍夫斯泰德官方网站: <a href="https://www.hofstede-insights.com/product/compare-countries/">https://www.hofstede-insights.com/product/compare-countries/</a>
	<i>LD</i>	国民英语熟练水平差距	2011—2019 年《英孚英语熟练度指标报告》
	<i>RD</i>	信仰文化多样性	CIA Factbook 数据库(2015 年版)
	<i>ED</i>	民族多样性	
	<i>RL</i>	法治环境差距	全球治理指标(WGI)数据库
控制变量 ( <i>X<sub>it</sub></i> )	<i>PGDP</i>	各年份东道国的人均国内生产总值	World Bank 数据库
	<i>AGING</i>	各年份东道国老龄人口(65 岁及以上人口)在总人口中所占比重	
	<i>OPEN</i>	各年份外国直接投资总额占东道国国民生产总值比重	
	<i>PWAGE</i>	各年份东道国的人均工资	
	<i>UNEMPLOY</i>	各年份东道国的失业率	
	<i>MYS</i>	各年份东道国国民平均受教育年限	
	<i>POLITICS</i>	各年份东道国政治环境不稳定程度	全球治理指标(WGI)数据库
<i>DIS</i>	东道国(地区)首都(首府)同北京间的球面距离	CEPII 数据库和 IMF 国际货币基金组织数据库	

表1(续)

变量类型	变量	变量含义	数据来源
稳健性检验工具变量	<i>GENE</i>	公元1500年民族间遗传距离	The History and Geography of Human Genes (Cavalli-Sforza et al., 1994) <sup>[34]</sup>
稳健性检验替代变量	<i>LABORSENT</i>	每年我国对外劳务派遣到某东道国的人员数量	2012—2020年《中国统计年鉴》

### (三)描述性统计与模型有效性检验

根据变量描述性统计结果(见表2), $\ln LABOR$ 和 $\ln LABORSENT$ 的标准差体现了我国劳务人员外派目的地存在较显著的区域差异,同时 $\ln HOF \times \ln RL$ 、 $\ln LD \times \ln RL$ 、 $\ln RD \times \ln RL$ 和 $\ln ED \times \ln RL$ 四个维度的文化指标数据反映了我国同其他国家(地区)的文化差异相对显著。

针对基准模型的有效性、合理性和可信度,此处依次展开多重共线性、异方差性和变量平稳性

检验。首先,绝大部分变量的方差膨胀系数值(VIF值)小于5.0,并且所有变量的VIF值均不超过10.0,说明基准模型并不存在严重的多重共线性。其次,通过图示法检验可以发现,<sup>⑤</sup>基准模型几乎不受异方差问题的干扰。最后,LLC(Levin, Lin & Chu)检验表明,本文涉及的所有变量均保持平稳。综上所述,本文构建的基准模型基本合理,采用普通最小二乘法(OLS法)进行回归检验的可信度较高。

表2 变量的描述性统计、VIF值和平稳性检验

变量	均值	中位数	最小值	最大值	标准差	观测值数量	VIF值	LLC检验
$\ln LABOR$	5.642	5.756	0.010	11.003	2.546	450	—	-31.482***
$\ln HOF \times \ln RL$	2.930	3.240	-1.829	6.971	2.127	450	2.475	-8.100***
$\ln LD \times \ln RL$	6.231	5.780	-11.085	16.625	5.346	450	1.641	-19.178***
$\ln RD \times \ln RL$	-2.769	-1.689	-19.555	-0.267	3.327	450	1.517	-8.100***
$\ln ED \times \ln RL$	-1.565	-0.888	-7.347	0.121	2.933	450	1.507	-8.187***
$\ln RL$	3.822	3.842	2.262	4.591	0.602	450	3.167	-8.100***
$\ln PGDP$	9.126	9.211	6.061	11.13	1.318	450	5.798	-3.779***
$\ln A GING$	-0.029	0.931	-4.140	3.332	2.025	450	3.453	-4.496***
$\ln OPEN$	0.699	0.742	-6.394	3.675	1.111	450	1.261	-6.420***
$\ln PWAGE$	4.056	4.303	2.506	4.572	0.543	450	0.132	-2.999**
$\ln MYS$	2.647	2.708	1.917	3.148	0.221	450	4.690	-32.645***
$\ln UNEMPLOY$	1.594	1.623	-1.386	3.262	0.658	450	1.485	-3.043**
$\ln POLITICS$	2.275	2.299	1.973	2.452	0.095	450	1.450	-20.883***
$\ln DIS$	13.092	13.131	10.62	14.522	0.716	450	2.537	-9.792***
$\ln GENE$	4.925	5.165	2.565	6.071	0.717	450	—	/
$\ln LABORSENT$	7.188	7.532	0.012	11.003	2.147	450	—	-4.383***

注:“/”表示因变量本身不随时间变化而变化,故不必采取平稳性检验;\*,\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;数值仅保留至小数点后三位。

## 四、实证分析

### (一)基准回归

对基准模型运用OLS法进行回归检验,采用面板混合效应模型、空间固定效应模型和随机效应模型进行实证估计。实证结果表明:文化差异的五维度指标的回归系数符号均为负,说明文化差

异对劳务输出规模呈现出显著的抑制效应。<sup>⑥</sup>同时,Hausman检验发现,需拒绝“固定效应模型不优于随机效应模型”的原假设。基于此,下文所有论述均围绕空间固定效应模型展开。

根据空间固定效应模型的检验结果(见表3)可以发现,“法律环境差异”及其分别同“霍夫斯泰德社

会文化距离”“语言差异”“信仰文化多样性”“民族多样性”相乘得到的文化差异指标的回归系数均在10%的水平上显著为负,说明我国同东道国间的文化差异对我国的对外劳务输出规模存在抑制作用,同前文假设保持一致。

除此之外,人均GDP和人均工资水平变量均在1%的水平上呈现出对我国对外劳务输出规模的促进效应,失业率和地理距离变量则分别在10%和1%的水平上呈现出对我国对外劳务输出规模的抑制效应,基本同前文的研究预期相吻合。

表3 空间固定效应模型检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln HOF \times \ln RL$	-0.412* (0.236)				
$\ln LD \times \ln RL$		-0.026* (0.015)			
$\ln RD \times \ln RL$			-0.086* (0.046)		
$\ln ED \times \ln RL$				-0.214* (0.113)	
$\ln RL$					-0.473* (0.248)
$\ln PGDP$	1.568*** (0.430)	1.510*** (0.429)	1.577*** (1.001)	1.574*** (0.431)	1.627*** (0.435)
$\ln A G I N G$	-0.121 (0.976)	-0.167 (0.977)	-0.126 (0.984)	-0.122 (0.976)	-0.147 (0.974)
$\ln O P E N$	0.003 (0.068)	-0.018 (0.067)	-0.001 (0.091)	0.001 (0.053)	0.003 (0.065)
$\ln P W A G E$	2.638*** (1.035)	2.599*** (1.031)	2.542*** (1.034)	2.395*** (1.046)	2.480*** (1.032)
$\ln M Y S$	1.072 (1.766)	1.411 (1.770)	1.121 (1.771)	1.090 (1.764)	1.123 (1.760)
$\ln U N E M P L O Y$	-0.204* (0.111)	-0.252* (0.137)	-0.231* (0.119)	-0.191* (0.108)	-0.186* (0.106)
$\ln P O L I T I C S$	-0.442 (1.014)	-0.266 (1.015)	-0.417 (1.015)	-0.444 (1.014)	-0.477 (1.013)
$\ln D I S$	-0.691*** (0.187)	-0.691*** (0.187)	-0.694*** (0.188)	-0.699*** (0.187)	-0.703*** (0.187)
常数项	10.274 (7.110)	9.207 (6.986)	8.860 (7.004)	9.392 (7.014)	9.634 (7.012)
调整 R <sup>2</sup>	0.862	0.863	0.862	0.862	0.863
F 值	44.622	44.765	44.438	44.568	44.685
样本量	450	450	450	450	450
Hausman 检验 (p 值)	18.694 (0.028)	16.957 (0.049)	15.655 (0.074)	17.079 (0.048)	17.340 (0.044)

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;数值仅保留至小数点后三位;变量回归系数下方括号内为标准误;下同。

## (二) 异质性分析

1. 基于洲际市场的异质性分析。考虑到我国跨境劳务合作的历史沿革和发展特征,本文将样本按照是否为亚洲或非洲国家(地区)划分为“亚、非洲国家(地区)”和“亚、非洲以外国家(地区)”两类子样本,<sup>②</sup>采取空间固定效应模型展开区域异质性的回归检验,更细致、系统地考察文化差异对我国对外劳务

输出规模的抑制效应,结果分别见表4和表5。经过对比,可得三点结论。

第一,无论是否为亚洲或非洲国家(地区),文化差异对我国对外劳务输出规模的抑制效应并没有改变。在“亚、非洲国家(地区)”样本的回归结果中,仅  $\ln ED \times \ln RL$  指标的回归系数不显著,其余文化差异指标的回归系数均在10%的水平上显著为



负。在“亚、非洲以外国家(地区)”样本的回归结果中,全部文化差异指标的回归系数均在10%的水平上显著为负。

第二,在“亚、非洲国家(地区)”和“亚、非洲以外国家(地区)”两类样本的检验结果中,人均GDP、政治环境、地理距离等变量的回归系数也存在一定程度的异质性。其中,“亚、非洲国家(地区)”样本的回归结果显示,人均GDP变量的回归系数显著为负,而政治环境、地理距离变量的回归系数为正且不显著。“亚、非洲以外国家(地区)”样本的回归结果显示,人均GDP变量的回归系数显著为正,地理距离变量的回归系数显著为负,政治环境的回归系数为负但不显著。这种影响效应的异质性可能主要源于两个方面。一方面,随着越南、巴基斯坦、孟加拉国、菲律宾、印度尼西亚等发展中国家在建筑、包装、种植业、渔业、机械加工等领域的劳务输出高速增长,我国在传统劳务市场的部分份额已经逐步被日本、

新加坡、韩国等国家取代。随着共建“一带一路”的逐步深入,中国劳动人民发扬坚韧不拔、勤劳努力、不畏困难的民族精神,秉持“独立自主、相互尊重、平等友好”的对外交往原则,促使我国进一步开拓与距离遥远、开发不充分、条件相对艰苦的亚洲和非洲的劳务合作市场。另一方面,受多方面因素影响,我国同欧洲、北美洲、拉丁美洲和大洋洲国家(地区)间的双边劳务合作经验相对缺乏、薄弱,加之部分发达国家(地区)的保护主义和劳动力流动壁垒长期存在,因此地理距离、政治环境不稳定等因素的抑制效应相对明显。

第三,无论是否为亚洲或非洲国家,人均工资水平、失业率变量的回归系数符号和显著性同前文保持高度一致。这说明,东道国人均工资水平对我国对外劳务输出规模的促进作用以及东道国失业率对我国对外劳务输出规模的抑制作用具有较强的一致性和普遍性。

表4 基于亚、非洲国家(地区)样本数据的检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln HOF \times \ln RL$	-0.306* (0.171)				
$\ln LD \times \ln RL$		-0.030* (0.017)			
$\ln RD \times \ln RL$			-0.085* (0.048)		
$\ln ED \times \ln RL$				0.048 (0.265)	
$\ln RL$					-0.343* (0.193)
$\ln PGDP$	-1.320*** (0.475)	-1.318*** (0.462)	-1.316*** (0.517)	-1.397*** (0.471)	-1.500*** (0.487)
$\ln AGING$	0.561 (0.957)	0.599 (0.946)	0.467 (0.967)	0.503 (0.956)	0.487 (0.953)
$\ln OPEN$	-0.047 (0.089)	-0.004 (0.100)	-0.046 (0.089)	-0.046 (0.089)	-0.045 (0.088)
$\ln PWAGE$	2.831*** (1.193)	3.200*** (1.103)	3.087*** (1.110)	3.100*** (1.112)	3.248*** (1.127)
$\ln MYS$	4.881*** (1.851)	4.405*** (1.863)	4.828*** (1.872)	4.917*** (1.853)	4.897*** (1.849)
$\ln UNEMPLOY$	-0.666*** (0.302)	-0.660*** (0.294)	-0.696*** (0.297)	-0.723*** (0.308)	-0.761*** (0.302)
$\ln POLITICS$	1.188 (1.031)	1.395 (1.031)	1.239 (1.043)	1.196 (1.033)	1.176 (1.031)
$\ln DIS$	0.132 (0.216)	0.128 (0.215)	0.132 (0.216)	0.136 (0.218)	0.146 (0.217)
常数项	-8.561 (7.516)	-9.900 (7.328)	-9.454 (7.386)	-9.600 (7.465)	-10.266 (7.455)
调整 R <sup>2</sup>	0.922	0.923	0.921	0.921	0.922
F 值	70.546	71.748	70.403	70.376	70.687
样本量	216	216	216	216	216



表5 基于亚、非洲以外国家(地区)样本数据的检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln HOF \times \ln RL$	-0.553* (0.299)				
$\ln LD \times \ln RL$		-0.057* (0.032)			
$\ln RD \times \ln RL$			-0.072* (0.040)		
$\ln ED \times \ln RL$				-0.480* (0.244)	
$\ln RL$					-0.673* (0.363)
$\ln PGDP$	1.227* (0.658)	1.093* (0.585)	1.059* (0.585)	1.276* (0.669)	1.239* (0.661)
$\ln A G I N G$	1.062 (2.095)	1.222 (2.064)	1.260 (2.086)	0.980 (2.099)	1.041 (2.095)
$\ln OPEN$	0.049* (0.028)	0.061* (0.034)	0.049* (0.028)	0.049* (0.027)	0.049* (0.028)
$\ln P W A G E$	3.751* (2.026)	3.788* (2.129)	4.028* (2.318)	3.429* (1.751)	3.653* (2.115)
$\ln M Y S$	0.184 (3.286)	0.625 (3.307)	0.457 (3.336)	0.088 (3.259)	0.204 (3.344)
$\ln U N E M P L O Y$	-0.161* (0.085)	-0.077* (0.042)	-0.087* (0.044)	-0.172* (0.089)	-0.165* (0.091)
$\ln P O L I T I C S$	-0.107 (0.102)	-0.363 (0.309)	-0.486 (2.113)	-0.055 (2.115)	-0.102 (2.125)
$\ln D I S$	-0.044* (0.026)	-0.071* (0.036)	-0.037** (-0.018)	-0.058* (0.033)	-0.045* (0.026)
常数项	13.965 (23.159)	10.844 (23.122)	14.043 (23.250)	13.312 (23.192)	13.523 (23.196)
调整 R <sup>2</sup>	0.874	0.873	0.873	0.874	0.874
F 值	39.021	38.091	38.768	39.100	39.024
样本量	234	234	234	234	234

2.基于劳务合作类型的异质性分析。对外工程承包作为我国对外劳务合作领域的重要组成部分,具有开始较早、规模较大、辐射范围较广的特点。近十年来,对外工程承包作为我国对外经济合作的主要内容和优势领域,年末在外人员数量在劳务合作年末在外总人数中的占比超过了58%,<sup>⑧</sup>2020年达到了突破性的78%。因此,分别考察文化差异如何影响对外工程承包项目下以及非对外工程承包项目下的劳务输出规模颇有研究价值和现实意义,结果分别见表6和表7。

表6的实证结果说明,文化差异对我国对外工程承包项目下的劳务输出规模存在抑制效应。其中, $\ln HOF \times \ln RL$ 、 $\ln LD \times \ln RL$ 、 $\ln RD \times \ln RL$ 、 $\ln ED \times \ln RL$ 和 $\ln RL$ 的回归系数符号均为负,但 $\ln RD \times \ln RL$ 和 $\ln ED \times \ln RL$ 的回归系数不显著。这可能是由于:一方面,我国具有多民族团结并进、共同繁荣的社会

环境,造就了我国劳动者对不同民族文化、风俗一贯保持开放包容、相互理解的思维观念;另一方面,经济全球化时代背景下,民族风俗、信仰文化差异等因素对大型工程跨国合作建设的阻碍作用显著降低。同时,工程建设实现了地区经济发展、交通便捷化和居民生活水平的切实提升,在一定程度上中和、缓解了信仰和民族风俗等文化差异可能导致的矛盾冲突。

表7的实证结果显示, $\ln RD \times \ln RL$ 和 $\ln ED \times \ln RL$ 的回归系数为正,但不显著,无法有效说明信仰文化和民族多样性对非对外工程承包项目下的劳务输出规模具有显著促进作用。产生这种效应异质性的原因可能在于:非对外工程承包项目下的劳务合作涉及到技术培训、设计咨询、教育服务等业务范畴,而在这些行业活动中民族和信仰文化多样性的阻碍作用相对较小,甚至有可能成为释放双边合作

潜力的促进因素;相较而言,社会文化大环境、语言差异、法律环境差异等则容易形成此类劳务合作的壁垒障碍,  $\ln HOF \times \ln RL$ 、 $\ln LD \times \ln RL$ 、 $\ln RL$  的回归系数显著为负的实证结果就可以印证上述观点。

控制变量的回归结果显示,东道国人均工资水平的促进作用和失业率的抑制作用同前文保持一致,但人均 GDP、平均受教育年限和地理距离等变量的影响效应则存在显著异质性。人均 GDP 和地理距离变量对对外工程承包项目下的劳务输出规模分别具有显著的促进和抑制效应,而对非对外工程承包项

目下的劳务输出规模的影响效应则相反,且不显著。结合平均受教育年限、政治环境等变量的回归系数,形成这种情形的原因在于:当前我国对外工程承包在传统邻近国家(地区)已经具备较高的竞争力和市场份额,大型工程建设项目作为我国对外经济合作的传统优势领域,开始逐步向高效益、高要求、高品质方向转型;在需求层次和附加值较高的教育培训、技术指导、设计规划等领域的对外劳务合作中,我国的竞争优势尚待建立和巩固,依然依托于开拓和发展相对遥远、潜能巨大、发展水平较低的市场。

表6 基于对外工程承包项目下劳务合作数据的检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln HOF \times \ln RL$	-0.179* (0.095)				
$\ln LD \times \ln RL$		-0.008* (0.005)			
$\ln RD \times \ln RL$			-0.140 (0.100)		
$\ln ED \times \ln RL$				-0.113 (0.081)	
$\ln RL$					-0.321* (0.179)
$\ln PGDP$	1.938*** (0.509)	1.906*** (0.507)	1.982*** (0.531)	1.943*** (0.510)	1.990*** (0.516)
$\ln AGING$	-1.573 (1.133)	-1.578 (1.134)	-1.617 (1.141)	-1.576 (1.134)	-1.596 (1.134)
$\ln OPEN$	0.158** (0.076)	0.165** (0.077)	0.159** (0.076)	0.159** (0.076)	0.158** (0.076)
$\ln PWAGE$	2.273* (1.220)	2.234* (1.213)	2.214* (1.212)	2.155* (1.223)	2.200* (1.212)
$\ln MYS$	-0.886 (2.041)	-0.756 (2.054)	-0.906 (2.045)	-0.885 (2.044)	-0.878 (2.037)
$\ln UNEMPLOY$	-0.339* (0.170)	-0.361* (0.182)	-0.346* (0.180)	-0.329* (0.170)	-0.317* (0.160)
$\ln POLITICS$	1.321 (1.183)	1.252 (1.187)	1.337 (1.185)	1.326 (1.183)	1.360 (1.184)
$\ln DIS$	-0.923*** (0.218)	-0.920*** (0.218)	-0.928*** (0.219)	-0.928*** (0.219)	-0.933*** (0.219)
常数项	10.307 (8.319)	9.784 (8.160)	9.640 (8.156)	9.978 (8.192)	10.236 (8.189)
调整 R <sup>2</sup>	0.858	0.846	0.879	0.858	0.858
F 值	42.583	42.490	42.585	42.585	42.642
样本量	450	450	450	450	450

表7 基于非对外工程承包项目下劳务合作数据的检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln HOF \times \ln RL$	-0.348* (0.205)				
$\ln LD \times \ln RL$		-0.020* (0.011)			

表7(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln RD \times \ln RL$			0.309 (0.426)		
$\ln ED \times \ln RL$				0.001 (0.250)	
$\ln RL$					-0.102** (0.047)
$\ln PGDP$	-0.479 (0.641)	-0.555 (0.637)	-0.680 (0.671)	-0.525 (0.641)	-0.550 (0.651)
$\ln AGING$	1.381 (1.411)	1.283 (1.415)	1.490 (1.419)	1.371 (1.402)	1.374 (1.411)
$\ln OPEN$	0.090 (0.098)	0.074 (0.099)	0.087 (0.097)	0.089 (0.098)	0.089 (0.098)
$\ln PWAGE$	1.790* (1.032)	1.929* (1.107)	1.985* (1.116)	1.962* (1.115)	1.974* (1.115)
$\ln MYS$	6.822*** (2.501)	7.120*** (2.506)	7.082*** (2.503)	6.929*** (2.502)	6.943*** (2.497)
$\ln UNEMPLOY$	-0.154* (0.080)	-0.101* (0.051)	-0.091* (0.052)	-0.112* (0.066)	-0.098* (0.052)
$\ln POLITICS$	-0.424 (1.432)	-0.567 (1.435)	-0.564 (1.435)	-0.470 (1.433)	-0.489 (1.434)
$\ln DIS$	0.156 (0.274)	0.158 (0.273)	0.181 (0.274)	0.164 (0.275)	0.169 (0.274)
常数项	-15.888 (10.446)	-16.999* (10.161)	-17.342* (10.153)	-17.372* (10.255)	-17.616 (10.260)
调整 R <sup>2</sup>	0.807	0.807	0.807	0.807	0.807
F 值	27.714	27.741	27.735	27.665	27.669
样本量	450	450	450	450	450

## (三)稳健性检验

1.引入工具变量的内生性检验。本文选取公元1500年民族间遗传距离作为工具变量,采用有限信息最大似然(LIML)法展开内生性检验。结果显示,Cragg-Donald Wald F统计量均大于

Stock-Yogo 15%临界值,说明在保障工具变量外生性的同时,弱工具变量的可能性也被排除,实证检验结果的合理性和解释力较优。通过对比,实证结果再次验证了文化差异对我国对外劳务输出规模的抑制效应。

表8 基于工具变量的内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln HOF \times \ln RL$	-0.481** (0.209)				
$\ln LD \times \ln RL$		-0.230* (0.132)			
$\ln RD \times \ln RL$			-0.124* (0.064)		
$\ln ED \times \ln RL$				-0.512*** (0.169)	
$\ln RL$					-0.240*** (0.085)
调整 R <sup>2</sup>	0.184	0.404	0.402	0.333	0.461
Cragg-Donald Wald F 统计量	49.942	128.845	751.342	38.302	32.381
Stock-Yogo 15%临界值	8.960	8.960	8.960	8.960	8.960
样本量	450	450	450	450	450

注:由于本文讨论的侧重点和篇幅原因,控制变量的回归结果未报告,留存备索,下同。



2. 替换被解释变量。将对外劳务合作年末在外人员数量替换为对外劳务合作派遣人员数量,实证结果如表9所示。可以发现,除  $\ln RL$  外的

全部文化差异指标的回归系数均显著为负,再次验证了文化差异对我国对外劳务输出规模的抑制效应。

表9 变换被解释变量的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln HOF \times \ln RL$	-0.686* (0.407)				
$\ln LD \times \ln RL$		-0.043** (0.018)			
$\ln RD \times \ln RL$			-0.337* (0.194)		
$\ln ED \times \ln RL$				-0.230* (0.119)	
$\ln RL$					-0.281 (0.165)
调整 R <sup>2</sup>	0.913	0.914	0.912	0.912	0.912
F 值	71.263	72.071	70.823	70.702	70.592
样本量	450	450	450	450	450

3. 调整样本时间窗口。考虑到我国提出的“一带一路”倡议对我国对外劳务输出规模的重大影响,本部分将2013年作为分界点,分别对2011—2013年和2014—2019年两个阶段的样本进行回归检验。根据实证结果(见表10)可以

发现,除了  $\ln ED \times \ln RL$  在2014—2019年阶段的样本回归结果中不显著以外,其余文化差异指标的回归系数均保持在10%的水平上显著为负,文化差异对我国对外劳务输出规模的抑制效应进一步得到验证。

表10 调整样本时间窗口的稳健性检验

变量	2011—2013年					2014—2019年				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln HOF \times \ln RL$	-1.379* (0.781)					-0.181* (0.130)				
$\ln LD \times \ln RL$		-0.029* (0.015)					-0.030* (0.018)			
$\ln RD \times \ln RL$			-2.053** (0.919)					-0.494* (0.298)		
$\ln ED \times \ln RL$				-0.153* (0.080)					-0.196 (0.155)	
$\ln RL$					-0.647* (0.368)					-0.383* (-1.826)
调整 R <sup>2</sup>	0.925	0.924	0.929	0.923	0.923	0.936	0.936	0.937	0.936	0.936
F 值	29.354	29.106	31.332	28.645	28.800	78.466	79.332	79.526	78.584	78.688
样本量	150	150	150	150	150	300	300	300	300	300

## 五、结论与启示

### (一) 研究结论

围绕本文作用机理和影响路径分析,结合基准回归、异质性检验和稳健性检验的实证结果,本

文研究结论可以大致归纳为:第一,社会文化距离、语言差异、信仰文化多样性、民族多样性、法治环境差异五维度的文化差异对我国对外劳务输出规模均具有抑制效应;第二,文化差异对我国对外

劳务输出规模的抑制效应在不同洲际市场样本间表现出了较强的普遍性,而在不同劳务合作类型样本中,信仰文化多样性和民族多样性的抑制效应不显著;第三,人均GDP、政治环境、地理距离等变量对我国对外劳务输出规模的影响效应,在不同洲际市场和不同劳务合作类型样本的回归结果中均呈现出了显著异质性;第四,东道国的人均工资水平、失业率分别对我国对外劳务输出规模的促进作用和抑制作用具有较强的普遍性和显著性。

## (二)理论启示

推动劳务合作治理由“各自为战”的单边国家治理向“合作共赢”的双边、多边区域治理转变(张鑫、朱春燕,2022)<sup>[35]</sup>,进行更高层次、更高水平和更高质量的多领域、多层次、多区域间的劳务合作,这对夯实强化我国“以国内大循环为主体,国内国际双循环相互促进”的新发展格局,和加快世界范围内劳动力要素安全、畅通流动配置以注入全球经济复苏关键动能有着重要的现实意义。根据本文研究结论,针对如何实现我国对外劳务合作高质量发展,以及如何促进我国劳动力高效、合理和安全跨境流动,归纳出三个方面的政策启示。

1.重视劳务派遣人员综合素质的提升,加强规范和调整文化适应性培训内容及模式。第一,强化政府对企业劳务人员外派的严格监督和培训管理。采取定期考核、统计分析和运行监测等方式,依托“政府部门宏观指导和联合监管”“地方政府属地管理”“行业组织协调自律”“劳务输出企业单位自纠自查”“与项目所在国政府密切协作”的全方位管理体系,推动形成职责清晰、协同有效、约束有力的培训服务和流程监督机制,从监管机制上保障劳务派遣人员接受系统培训和法律保护的基本权益。第二,加强政府机构、高等院校、职业学校、行业协会和企事业单位的联合培养以及定向招收的长效机制,推广线上线下融合、多元课程资源开放的多元化劳务培训方式,储备和培育好高技能、高素养的海外就业劳务资源库和人力资本蓄水池。第三,积极健全劳务派遣人员的针对性培训开展模式。根据时代要求和东道国的现实状况,适时调整和变革创新文化适应性培训内容、形式和参考教材,重视并加强对劳务派遣人员英语及东道国当地官方语言、风俗文化、法律等领域的全方位、体验感强的跨文化培训,切实提高劳务派遣人员的文化适应能力和相关技能知识的应有熟练程度,有效增强劳务派遣人员的综合品德素质、安全责任意识和社群融入和自我保护能力,达到减少和避

免跨文化沟通摩擦冲突、充分释放劳务输出人员人力资本潜能价值的目标。

2.巩固夯实亚洲、非洲地区的劳务市场份额,积极拓展和完善多元区域间的劳务合作机制。第一,依托“一带一路”倡议、亚洲基础设施投资银行、中国-阿拉伯国家工商峰会、中非合作圆桌会议、博鳌亚洲论坛等政策及区域合作平台,巩固夯实同亚洲、非洲国家(地区)间劳务合作领域的紧密伙伴关系,加快制定、签署和实施全方位、高层次、宽领域的双边劳务合作谅解备忘录,实现双方合作共赢、优势互补和资源共享。同时,进一步拓展文化、教育、卫生等领域的交流联系,推进我国海外劳工安全和权益保护的法律框架的建设执行。第二,逐步扩大我国在欧洲和北美洲的劳务市场份额,加速拓展同拉丁美洲、大洋洲国家(地区)的劳务合作渠道和领域。深化对外劳务合作项目的“放管服”改革,建立“备案+负面清单”的政府监管方式。利用好外商来华投资、外事活动、特色节日活动、旅游观光的重要契机,发挥好具有地域特色、国内国际影响力的“双线”会展活动的平台效应(夏杰长、李鑫,2022)<sup>[36]</sup>,进一步推动同更多国家(地区)的对外劳务和工程项目合作,实现我国劳务外派输出方向、区域和领域的多元化发展。

3.持续强化对外工程承包领域的传统优势,逐步提高对外劳务合作高端领域的竞争力。第一,在持续推动具有传统比较优势的交通和远洋运输、基础设施建设等工程承包领域对外劳务输出的同时,聚焦承揽大规模、高档次、高标准和高水平的国际工程重要项目,针对性扩大在发达经济体中的劳务市场占有率,提高同劳务输出大国和全球劳务派遣重点公司的工程承包项目竞争中的我国独特优势。第二,除对外工程承包项目外,对外劳务合作还涉及到餐饮服务、教育培训、设计咨询、技术指导等,要加快发扬和筑造在其他领域业务项目中国际化、高端化劳务合作的“中国特色”和“中国品牌”。在注重和遵循各国(地区)法律、语言和政策环境的基础上,正确利用和充分挖掘我国民族文化的深厚底蕴与主要特色,形成独具“中国优势”和“中国特征”的劳务合作项目竞争优势,推进我国对外劳务合作领域的健康、全面、前沿和高质量发展。

## (三)不足与展望

由于篇幅、数据可获得性等因素的客观限制,本文仍存在着值得进一步延伸探究的空间,未来研究可以从三个方向继续扩充完善。

第一,受限于行业和国家层面统计数据的可获得性,本文异质性分析仅限于比较宽泛的“亚、非洲国家(地区)”和“亚、非洲以外国家(地区)”洲际市场,以及“对外工程承包项目”和“非对外工程承包项目”合作类型区分,并未进一步涉及到不同大洲和医疗、餐饮、科技、培训教育等细分行业间的差异性检验。

第二,当前数字化的发展浪潮持续渗透到全球范围内各地区、各领域和各行业环节,为远程跨境服务创造了便利、快捷和高效率的环境。因此,数字化转型趋势背景下,我国对外劳务输出的规模、方向和结构是否会产生显著变化值得进一步研究与思考。同时,网络文化、公共数字文化、免费数字知识产品等概念兴起且持续升温(王森等,2017;朱贺等,2023)<sup>[37,38]</sup>,正在逐渐丰富扩张“文化”的传统定义和概念边界,如何合理、准确界定

和测度各国(地区)间的“数字文化”差异,并在此基础上进一步考虑这类新兴文化差异对劳务输出规模、结构和类型的影响效应,也是学术界亟待思考和创新的重点。

第三,国际移民是劳动力跨境流动的组成部分,已有不少研究涉及到移民规模和层次对东道国进出口贸易(陈基平、魏浩,2019)<sup>[39]</sup>、生产率(魏浩、邓琳琳,2022)<sup>[40]</sup>等方面的影响作用。因此,将跨境移民纳入劳动力跨境流动范畴,检验文化差异对跨境移民规模和层次的影响效应也具有研究价值和必要性。但是,联合国移民数据库(UN DESA)、国际劳工组织(ILO)等所公开的统计数据存在非连续性、不完整性等严重的局限性,难以达到本文研究目的和实证检验要求,暂时无法支撑形成科学、合理的研究结论。

#### 注释:

① 来源于中国国家统计局官网公开发布的对外经济合作相关数据。

② 本文涉及的50个经济体分别为:阿尔及利亚、阿富汗、阿根廷、埃及、安哥拉、奥地利、澳大利亚、巴布亚新几内亚、巴基斯坦、巴拿马、白俄罗斯、波兰、玻利维亚、德国、俄罗斯、法国、菲律宾、斐济、刚果共和国、哥伦比亚、哥斯达黎加、哈萨克斯坦、韩国、加拿大、卡塔尔、克罗地亚、马来西亚、美国、孟加拉国、秘鲁、莫桑比克、墨西哥、尼日利亚、日本、沙特阿拉伯、泰国、坦桑尼亚、土耳其、乌克兰、乌拉圭、西班牙、新加坡、新西兰、亚美尼亚、意大利、印度、印度尼西亚、英国、越南、赞比亚。

③ 根据历年我国商务部发布的对外劳务合作业务简明统计,对外劳务合作派出各类劳务人员和年末在外人员应该分别视为对外工程承包项下和对外劳务合作项下派出人员和年末在外人员之和。因此,根据国家统计局数据,本文所涉及的“对外劳务合作派出劳务人数”为对外工程承包项下和对外劳务合作项下派出人员之和,“对外劳务合作年末在外人数”则为两者年末在外人员之和。

④ 按照我国统计年鉴的标准表述,对外劳务合作指组织劳务人员赴其他国家或地区为国外的企业或机构工作的经营性活动,劳务合作的期末在外人数指的是报告期末企业在(境)外执行对外承包工程和劳务合作项目的人数,劳务合作的派遣人数指的是在报告期内企业派往(境)外执行对外承包工程和劳务合作项目的人数。

⑤ 受篇幅所限,异方差检验图示结果暂不列出,留存备索。

⑥ 受篇幅所限,面板混合效应模型和随机效应模型的检验结果暂不列出,留存备索。

⑦ 此处“土耳其共和国”按照欧洲国家进行洲际市场的异质性分析。

⑧ 按照中国国家统计局的统计口径,将对外劳务合作人员分为对外工程承包项下和对外劳务合作项下的劳务人员。其中,对外工程承包项目是指中国的企业或者其他单位承包境外建设工程项目的活动,而对外劳务合作项目是指组织劳务人员赴其他国家或地区为国外的企业或机构工作的经营性活动。

#### [参考文献]

- [1] 习近平.在德国科尔伯基金会的演讲[N].人民日报,2014-03-30(002).
- [2] 赵晓锋,王月清.新时代宗教文化交流与构建人类命运共同体[J].江海学刊,2022,341(5):125-129.
- [3] Lewis W A.二元经济论[M].施 炜,译.北京:北京经济学院出版社,1989:12-23.
- [4] 卡尔·马克思.资本论(第1卷)[M].郭大力,王亚南,译.北京:人民出版社,1975:533-550.
- [5] 伯特尔·俄林.区际贸易与国际贸易[M].逮宇铎等,译.北京:华夏出版社,2008:23-28.
- [6] Lee E.A Theory of Migration[J].Demography,1966:47-57.
- [7] Ravenstein E G.The Laws of Migration[J].Journal of the Royal Statistical Society,1889,52(2):241-305.
- [8] Conradson D,Latham A.Transnational Urbanism:Attending to Everyday Practices and Mobilities [J].Journal of Ethnic &



Migration Studies, 2005, 31(2): 227-233.

- [9] 谢勇才,丁建定.印度海外劳工社会保障权益国际协调的实践与启示[J].中国人口科学,2018(1):107-119.
- [10] 李 琴,栗湘惠,李 辉.《对外劳务合作管理条例》对中国劳务输出的促进效应分析:基于双重差分模型[J].财经理论与实践,2020,41(3):140-147.
- [11] 周 密.人民币升值的影响与对外工程承包之对策[J].国际经济合作,2006(12):4-8.
- [12] 唐 甜.试析国有企业劳务派遣员工人力资源管理问题[J].人口与经济,2010(S1):91-92.
- [13] 李 礼.我国对外劳务合作与出口贸易关系的实证研究[J].求索,2004(12):14-17.
- [14] 李 礼,郝 臣.我国出口增长中劳务输出效应实证研究[J].现代财经(天津财经学院学报),2005(7):52-55.
- [15] 余官胜,林 俐.我国海外投资对劳务输出的促进效应:基于跨国面板数据的实证研究[J].财贸经济,2012(11):78-84.
- [16] Kim C S, Mi S P. Trade, Foreign Direct Investment and International Flow of Labor: OECD Countries [J]. Journal of International & Area Studies, 2012, 19(2): 1-12.
- [17] 张 原,陈建奇.“一带一路”倡议下国际劳务合作的机遇与挑战[J].国际贸易,2018(5):37-43+50.
- [18] 盛 斌,廖明中.中国的贸易流量与出口潜力:引力模型的研究[J].世界经济,2004(2):3-12.
- [19] 王进猛,徐玉华,易志高.文化距离损害了外资企业绩效吗[J].财贸经济,2020,41(2):115-131.
- [20] 王殿华.东北地区劳动力国际流动的特点、影响因素与对策研究[J].人文地理,2005(6):15-18.
- [21] 张 原.中国劳动力为何跨出国门:基于1995~2015年国际劳务合作面板数据的分析[J].西北人口,2018,39(4):1-10.
- [22] 李 楠.文化因素对人口流动的长期影响:基于中国历史经验的实证分析[J].社会,2015,35(4):159-176.
- [23] 费穗宇,张潘仕.社会心理学辞典[M].石家庄:河北人民出版社,1988:256-257.
- [24] Hofstede G. Culture's Consequences: International Differences in Work-Related Values [M]. Beverly Hills: Sage Publications, 1980.
- [25] Easterly W, Levine R. Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Division [J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(4): 1203-1250.
- [26] 张卫国,孙 涛.语言的经济力量:国民英语能力对中国对外服务贸易的影响[J].国际贸易问题,2016,404(8):97-107.
- [27] Ginsburgh V, Melitz J, Toubal F. Foreign Language Learning and Trade [J]. Review of International Economics, 2017, 25(2): 320-361.
- [28] Alesina A, Gennaioli C, Lovo S. Public Goods and Ethnic Divisions: Evidence from Deforestation in Indonesia [J]. Economica, 2019, 86(341): 32-66.
- [29] 李 红,韦永贵.文化多样性与区域经济发展差异:基于民族和方言视角的考察[J].经济学动态,2020,713(7):47-64.
- [30] Montalvo J G, Reynal-Querol M. Ethnic Diversity and Economic Development [J]. Journal of Development Economics, 2005, 76(2): 293-332.
- [31] 韦永贵.文化的力量:贸易伙伴文化多样性会影响中国出口贸易增长吗[J].世界地理研究,2021,30(4):757-768.
- [32] 张鸿帅,张思源,王春枝.人力资本对经济高质量发展的影响:教育与健康资本的双重视角[J].统计学报,2022,3(2):16-30.
- [33] Spolaore E, Wacziarg R. The Diffusion of Development [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(2): 469-529.
- [34] Cavalli-Sforza L, Menozzi P, Piazza A. The History and Geography of Human Genes [M]. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- [35] 张 鑫,朱春燕.人类命运共同体思想下跨境劳务合作与劳务移民治理创新研究:以中越边境地区为例[J].管理现代化,2022,42(4):118-123.
- [36] 夏杰长,李鑫渠.外商直接投资与会展业能否相互促进:基于我国30个省份面板数据的检验[J].中国流通经济,2022,36(7):49-61.
- [37] 王 森,孙红蕾,郑建明.公共数字文化:概念解析与研究进展[J].现代情报,2017,37(7):172-177.
- [38] 朱 贺,梁 燕,张煜斐.免费数字知识产品价值核算[J].统计学报,2023,4(1):43-54.
- [39] 陈基平,魏 浩.国际移民流入对进出口贸易影响的实证分析:来自美国的证据[J].国际商务研究,2019,40(1):30-40.
- [40] 魏 浩,邓琳琳.国际移民流入、中间品进口与东道国生产率提高[J].国际贸易问题,2022,473(5):38-50.

[责任编辑:陈冬博]