

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2026.01.004

劳动力市场一体化、省际间劳动力流动与中国出口高质量发展^{*}

张凤 张娇 段淑萍 杨丛鑫

(青岛理工大学商学院, 山东青岛 266520)

摘要: 当前, 中国老龄化趋势严峻, 以往以“低价优势”参与国际竞争的出口模式难以为继。劳动力市场一体化是全国统一大市场建设的重要部分, 其所带来的省际间劳动力流动能否推动出口产品质量升级, 是关乎中国出口高质量发展的重要问题。本文在理论分析基础上, 结合2017~2022年制造业HS8位数出口数据, 利用三维固定效应模型考察了劳动力市场一体化对出口产品质量的影响及内在路径, 并进一步探讨美国对华加征关税背景下, 劳动力市场一体化对出口产品质量影响的调节效应。研究发现, 劳动力市场一体化对出口产品质量呈正“U”型影响, 且经稳健及内生性检验后, 结论仍成立。异质性分析表明, 劳动力市场一体化对东部地区、一般贸易及中收入和高收入国家出口产品质量存在正“U”型影响, 但对中部地区存在倒“U”型影响。机制分析表明, 技术创新、市场竞争以及用工成本是重要影响路径。另外, 劳动力市场一体化在老龄化影响出口产品质量中发挥负向调节作用且能有效缓解美国关税加征对中国出口产品质量的负面冲击。上述结论对缓解老龄化和美国对华加征关税政策的负面效应, 推动劳动力市场一体化建设及促进中国出口高质量发展具有重要参考价值。

关键词: 人口老龄化; 劳动力市场一体化; 省际间劳动力流动; 出口产品质量; 美国关税加征

中图分类号: F74

文献标识码: A

文章编号: 2095—8072(2026)01—0050—18

一、引言

改革开放后, 中国采取“出口导向型”发展战略, 国内廉价适龄劳动力所带来的“人口红利”是促进中国出口快速发展的重要源泉。但近年来中国人口结构发生变化, 老龄化程度不断加深, 劳动力成本日趋上升, 中国依托低价优势参与国际竞争的传统出口模式难以为继。加之中国对外贸易一直处于“大而不强”状态(袁瀚坤和韩民春, 2024), “质”提升始终落后于“量”增长, 相较于出口规模增加, 出口产品质量仍与领先国家存在较大差距(刘晓宁, 2021)。另外, 中美贸易战、俄乌冲突及新冠疫情蔓延等外部冲击进一步加剧中国出口风险。2023年, 商务部发布《中国对外贸易形势报告》指出面对复杂严峻的国际环境, 中国需扎实推动高质量发展。其中, 推动出口产品质量升级是实现中国出口高质量发展的重要方式(毛日昇和陈瑶雯, 2021), 因此, 加快提升出口产品质量已成为当务之急。

2022年4月《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》提出要加快建设全国统一大市场, 培育中国参与国际竞争新优势, 增强中国在全球产业链中的影响力。2024年12月印发的《全国统一大市场建设指引(试行)》提出从拆篱笆、搭桥梁、划红线三方面加速全国统一大市

^{*} 基金项目: 本文受山东省自然科学基金“贸易便利化和产业集聚双重环境下中国出口质量提升的机制和路径研究”(项目编号: ZR2023MG060)、山东省重点研发计划(软科学项目)“山东省产业大脑建设策略研究”(项目编号: 2024RZB0202)和江苏教育厅哲社研究重大项目“产业有序转移促进国家价值链优化与韧性提升的机制与路径研究”(项目编号: 2023SJZD053)的共同资助。

场建设，要求破除地域、身份、档案、人事关系等影响人才流动的制度性障碍，强调在全国统一大市场中，劳动力自由流动的重要性。推动劳动力自由流动，实现劳动力市场一体化能够合理配置劳动要素，这对培育中国参与国际竞争新优势，避免中国制造被“低端锁定”具有重要作用（阳立高等，2023）。

近年来，大量研究表明劳动力市场一体化会对中国出口产生重要影响，但多聚焦于其对出口技术复杂度（雷娜和桂莉，2024；戴魁早等，2023）及出口规模（吴飞飞等，2022）等的作用，并未将劳动力市场一体化与企业出口产品质量之间的关系进行深入讨论。即使有少数文献在此方面做了一些尝试（阳立高等，2023），但也只研究了城乡劳动力流动对出口产品质量的影响。而劳动力市场一体化是指各地之间就业边界逐渐消失的过程，体现在减少劳动要素流动壁垒，实现劳动力跨区域自由流动（黄贇琳和龙文，2022）。劳动力跨区域自由流动既涵盖城乡间流动也包括省际间流动（樊士德和姜德波，2014）。两者之间存在显著差异：城乡劳动力流动壁垒多源于户籍制度（李晓光等，2025），而省际间劳动力流动更多面临地方保护、财政分权等行政壁垒（王海南和崔长彬，2021）。另外，在城乡二元经济结构下，劳动力流动呈现出显著的单向主导特征，即劳动力主要由农村流向城市（Lu & Song，2006）。而省际间劳动力流动方向则相对多元，劳动力会依据各地的产业差异、资源禀赋及市场需求进行跨区域流动（尹庆民和祁硕硕，2023），这种流动模式下劳动力资源配置效率更高（Brandt et al.，2017）。上述差异可能导致省际间劳动力流动对出口产品质量的影响效应及内在路径与城乡劳动力流动不同。那么劳动力市场一体化带来的省际间劳动力流动是否会对出口产品质量产生影响？这种影响的内在机制如何？是否会因地区、出口方式以及目的国不同而有所差异？另外，劳动力市场一体化是否能够对老龄化影响出口产品质量发挥调节作用？本文拟从省际间劳动力流动视角切入，探讨劳动力市场一体化对出口产品质量的影响效应及内在路径。上述问题的解决能够为缓解老龄化带来的负面效应，推动劳动力市场一体化建设以及促进中国出口高质量发展提供重要理论基础和现实依据。

二、文献综述

（一）劳动力市场一体化的经济效应

在经济增长方面，陈朴等（2021）利用反事实模拟发现，破除劳动力流动壁垒能够减少资源无效配置进而对实际产出产生正向影响；在地区差距方面，蔡昉等（2001）认为劳动力市场发育滞后带来的要素配置扭曲是导致地区差距扩大的原因，并提出完善劳动力市场，促进劳动要素流动能够加快落后地区经济增长，缩小地区间收入差距。然而，彭国华（2015）则认为东西部经济差距主要是由于东部地区引进了相对较多高技术型工作岗位，而劳动力自由流动会导致中西部技能型劳动力向东部流动，进而拉大东西部区域差距；在出口贸易方面，雷娜和桂莉（2024）以京津冀地区为研究对象，提出劳动力市场整合能够通过带动消费需求增长、促进技术创新及提升生产效率三方面促进出口技术升级。戴魁早等（2023）认为劳动力市场一体化作为调节变量强化了创新城市政策对提升出口技术复杂度的正向作用。阳立高等（2023）发现城乡劳动力市场一体化能够通过提升劳动力技能和增加劳动力成本影响出口产品质量。吴飞飞等（2022）从劳动力市场分割视角出发，验证了劳动要素价格扭曲会对中国劳动密集型行业的出口优势产生负向冲击，其作用效果在整体上呈现倒“U”型特征，而王明益（2016）则提出劳动力要素价格扭曲对出口产品质量的影响随时间推移呈正“U”型变化。

（二）出口产品质量的影响因素

从企业内部因素看，人力资本水平（明秀南和冼国明，2021；Can & Gozgor，2018）、技术创新水平（卿陶，2023）、中间品进口（许家云等，2017）以及企业生产效率（施炳展和邵文波，2014）均有利于出口产品质量提升。而在融资约束影响上，学者们持有不同意见：张杰（2015）认为企业融资约束与出口产品质量之间存在倒“U”型关系，而沈净瑄（2022）却表示企业融资约束不仅会影响中间投入品质量，而且还会挤占研发投入，进而对出口产品质量产生负效应；从外部环境因素看，其一，贸易自由化是影响出口产品质量的重要因素之一，自由贸易协定降低关税，产生贸易创造和转移效应能够加强市场竞争，企业为保证自身竞争力自然会提升产品质量（王明涛和谢建国，2019）。苏理梅等（2016）却认为自由贸易会引起贸易政策不确定性下降，导致低质产品企业进入出口市场，阻碍出口产品质量提升。其二，就政府补贴而言，适度的政府补贴能降低企业创新的相对门槛，提升产品转换率，成为出口产品质量升级的重要推手（胡国恒和岳巧钰，2021），而当企业过度依赖政府补贴时，就会弱化企业创新动力，不利于产品质量升级（张杰等，2015）。其三，在市场竞争方面，市场竞争程度增加会迫使企业进行创新研发，有助于提升出口产品质量（许明，2016），但市场上的过度竞争会导致企业为竞争市场份额而实施低价竞争策略，彼时企业利润下降，产品质量也会随之下降（苏丹妮等，2018）。此外，也有学者从市场一体化角度展开研究：提出市场一体化不仅能通过加强国内价值链链长来提升本地出口产品质量（史本叶和马晓丽，2023），还能产生空间溢出效应并通过城市创新影响周边地区出口产品质量水平（强永昌和杨航英，2021）。

综上所述，劳动力市场一体化经济效应以及出口产品质量影响因素的相关研究已存在广泛讨论，但仍有一定不足。首先，从研究视角来看，鲜有文献研究劳动力市场一体化对出口产品质量的影响，尽管阳立高等（2023）研究了城乡劳动力市场一体化对出口产品质量的影响，但其研究重点关注农村劳动力的流动，并未直接考虑省际间劳动力流动；其次，从研究内容来看，以往有关劳动力市场一体化对经济影响的理论分析大多聚焦于农村劳动力流动、劳动要素价格扭曲对劳动力技能水平、企业用工成本等企业生产中间环节的影响，而探讨省际间劳动力流动对出口产品质量的影响机制，以及劳动力市场一体化对老龄化与出口产品质量关系的调节效应的研究仍有不足；另外，近年来美国对华加征关税给中国出口带来严峻挑战，但还未有研究探讨劳动力市场一体化对美国关税加征影响中国出口的调节作用。最后，从样本数据选择上，以往关于出口产品质量的相关研究，大多学者利用工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据进行计算，但由于工业企业数据库更新停滞，诸多研究数据相对陈旧，对现实的解释力有限。

相较于已有文献，本文边际贡献体现在以下几个方面：（1）在研究视角上，本文从老龄化背景切入，研究劳动力市场一体化带来的省际间劳动力流动对企业出口产品质量产生的影响，为中国实现出口高质量发展提供新思路；（2）在研究内容上，首先，采用三维固定效应模型研究了劳动力市场一体化所带来的省际间劳动力流动对出口产品质量的影响，通过替换解释变量、更换计量模型及分样本回归三种稳健性检验和工具变量法的内生性分析确保结果的稳健性，同时验证劳动力市场一体化对老龄化影响出口产品质量的调节作用；其次，不仅从地区、贸易方式和目的国收入水平三方面探究劳动力市场一体化对出口产品质量影响的差异，还从技术创新、市场竞争以及用工成本三方面探究劳动力市场一体化对出口产品质量的影响路径，丰富劳动力市场一体化产生的微观机制研究；最后，针对2018~2019年美国对华实施多轮加征关税政策展开研究，采用双重差分法（DID）进一步探讨劳动力市场一体化对缓解关税加征影响出口产品质量的调节效应，为中国应对

新一轮中美贸易战提供经验参考；（3）在样本选择上，直接将省份与产品层面数据进行对接，选取2017~2022年HS8位数出口数据计算出口产品质量，使研究结论更贴近现实。

三、理论分析

（一）直接效应分析

老龄化背景下，企业面临劳动生产效率低下的挑战（陆旸和蔡昉，2014；封进，2013）而劳动生产率低的企业面临被市场淘汰的风险（Melitz，2003），这类企业为了生存选择放弃国内市场转而倾向于出口，依靠低价竞争获取生产订单，表面上获得企业规模扩张的机会，但实际并不利于出口产品质量提升（张杰等，2010）。随着老龄化程度加深，适龄劳动力数量下降，如何引导劳动力在市场上自由流动成为释放劳动力效率红利的关键（刘邵睿等，2021）。一方面，劳动力市场一体化能破除省际间劳动力流动壁垒，降低劳动力市场信息的非对称性，提高企业和劳动力的匹配质量与效率，充分发挥劳动力潜能，有效提升劳动生产效率，为企业提高出口产品质量提供基础支撑（苏丹妮等，2018）；另一方面，劳动力市场一体化促进劳动力自由流动，进而有效扩大劳动力市场规模，根据“斯密定理”，劳动力市场规模扩大能够促进劳动力分工和专业化程度不断提高，带动劳动生产率提升，进而有助于进出口产品质量提高（王必达和苏婧，2020）。然而，劳动力市场一体化可能对出口产品质量提升具有一定的负面影响。例如，当劳动力市场处于分割状态时，政府为保护当地企业发展，会为其提供更多的专项资金支持以及创新资源，减少企业融资约束，因此，劳动力市场一体化会弱化政府对本地企业的保护，从而降低企业提升出口产品质量的动能（强永昌和杨航英，2021）。

由此可见，在老龄化背景下，劳动力市场一体化对出口产品质量提升同时存在正向效应和负向效应。劳动力市场一体化初期会削弱地方政府对本地企业的保护，减少专项资金支持以及创新资源，进而不利于出口产品质量提升；而随着劳动力市场一体化程度加深，劳动力市场信息不对称性降低，劳动力流动能够实现劳动力资源合理配置，有效提升劳动生产率，进而促进出口产品质量提升。由此，提出如下假说：

假说1：劳动力市场一体化对出口产品质量产生正“U”型影响。

（二）间接效应分析

劳动力市场一体化可以通过以下传导机制对出口产品质量产生间接影响：

一是技术创新效应。技术创新是提升出口产品质量的核心要素（曲如晓和臧睿，2019）。劳动力市场一体化初期，劳动力流动会促进新生企业进入市场，挤压在位企业的创新租金，导致企业创新动力不足，进而不利于技术创新水平提升（黄馥琳和龙文，2022）。而随着劳动力市场一体化的深化，劳动力市场发育逐渐成熟，劳动要素配置效率相应增强。这不仅能缩短企业创新周期，还可以通过提升生产效率改善企业经营绩效，缓解企业创新融资约束，进而在总体上提升创新效率（Howell，2016）。此外，劳动力跨区域流动所带来的技术、知识和信息会产生溢出效应，有利于劳动力学习和借鉴新知识、新经验、新思想，推动企业技术创新（雷娜和桂莉，2024），为促进出口产品质量升级奠定良好基础。

二是市场竞争效应。市场竞争有益于改善企业惰性思维。当出现市场竞争时，企业为了维持并扩大市场份额，更有动力提升自身竞争力，进而有利于出口产品质量提升（韩亚峰等，2021）。劳动力市场一体化水平较低时，劳动力市场的信息不对称性会导致劳动力流动呈现盲目性，引发部分

企业人才流失、部分企业人才过度集聚,进而导致市场不完全竞争,出现垄断或寡头现象。此外,在市场一体化初期,地方保护主义仍然盛行,不利于形成公平有序的市场竞争环境(刘志彪和许山晶,2025),进而阻碍出口产品质量提升。当劳动力市场一体化程度加深后,地方政府保护主义被破除,政府对本地企业保护减弱打破了企业“自我安逸”状态,有效带动企业参与市场竞争的积极性,进一步提升了市场竞争程度(卞元超和白俊红,2021)。另外,劳动力作为一种特殊的生产要素,不仅是生产者也是消费者,劳动力流动意味着消费市场转移,企业为了满足消费需求,抢占市场份额,往往会产生异地转移趋势(樊士德和姜德波,2014),新进企业进入本地市场参与竞争,会进一步提升市场竞争程度,进而推动出口产品质量提升。

三是用工成本效应。用工成本增加会挤占企业研发投入的资金,从而阻碍出口产品质量提升(许和连和王海成,2016)。而劳动力市场一体化可能对用工成本产生非线性影响,原因是:一方面,由于劳动力市场分割会使得企业不遵守社保缴费的情况普遍存在(封进,2013),最低工资标准制度的遵守情况也不乐观(叶林祥等,2015)。因此,在劳动力市场一体化初期,企业开始健全劳动用工管理制度,致力于解决好工伤、医疗保险、养老保障等问题,这会增加企业用工成本(阳立高等,2023),进而不利于企业出口产品质量提升。另一方面,当劳动力市场一体化水平较高时,劳动力跨区域流动的成本显著降低,劳动力流动意愿也随之增强。这种流动不仅有助于缓解老龄化背景下劳动力数量缩减、劳动要素供不应求的结构性矛盾,还能够加速劳动力市场信息的传播与扩散,缩短雇佣双方的搜寻匹配时间,降低企业的搜寻成本(谷彬,2014;苏丹妮等,2018),进而从总体上降低企业用工成本,为出口产品质量升级创造有利条件。综上,提出如下假说:

假说2:劳动力市场一体化通过技术创新效应、市场竞争效应以及用工成本效应影响出口产品质量。

四、模型设定、变量与数据

(一) 计量模型设计

基于上文理论分析及前人研究,本文借鉴张国峰等(2022)做法,采用三维固定效应模型研究劳动力市场一体化对出口产品质量的影响:

$$Quality_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 * Integ_{jt} + \alpha_2 * Integ_{jt}^2 + \alpha_3 * Controls_{ijt} + v_i + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

在公式(1)中, $Quality_{ijt}$ 表示被解释变量出口产品质量, $Integ_{jt}$ 和 $Integ_{jt}^2$ 表示核心解释变量劳动力市场一体化及其平方项。 $Controls_{ijt}$ 表示控制变量组合。其中,下标*i*代表产品,*j*代表省份,*t*代表年份。本文采用产品、省份和年份三维面板固定效应模型, v_i 表示产品固定效应, μ_j 表示省份固定效应, γ_t 表示年份固定效应, ε_{ijt} 表示随机扰动项。

(二) 指标构建

1. 被解释变量:出口产品质量($Quality$)

本文参考Khandelwal等(2013)、施炳展(2014)的做法,采用需求信息反推法计算出口产品质量。首先根据产品需求函数建立计量模型,得出*j*省在*t*年向*m*国出口产品*i*的数量:

$$q_{ijmt} = p_{ijmt}^{-\sigma} \lambda_{ijmt}^{\sigma-1} \frac{E_{imt}}{p_{imt}} \quad (2)$$

其中,*i*为产品,*j*为省份,*m*为目的国,*t*为年份。 q_{ijmt} 、 λ_{ijmt} 和 p_{ijmt} 分别表示*j*省在*t*年向*m*国出口的

产品 i 的数量、质量和价格， σ 表示产品替代弹性， E_{imt} 和 P_{imt} 表示 m 国产品 i 在 t 年的消费总支出和价格指数。对两边取对数得到：

$$\ln q_{ijmt} = \chi_{mt} - \sigma \ln p_{ijmt} + \varepsilon_{ijmt} \quad (3)$$

其中， $\chi_{mt} = \ln E_{imt} - \ln P_{imt}$ 为进口国一年份二维虚拟变量，用以控制进口国地理距离、物价水平以及偏好变动等因素。 $\varepsilon_{ijmt} = (\sigma - 1) \ln \lambda_{ijmt}$ ，表示包含出口产品信息的随机扰动项。在此基础上对（3）式进行回归，得到“省份—产品—进口国—一年份”层面的出口产品质量：

$$Quality_{ijmt} = \ln \hat{\lambda}_{ijmt} = \frac{\hat{\varepsilon}_{ijmt}}{\sigma - 1} = \frac{\ln q_{ijmt} - \ln \hat{q}_{ijmt}}{\sigma - 1} \quad (4)$$

其中， $\hat{\lambda}_{ijmt}$ 、 \hat{q}_{ijmt} 表示 j 省在 t 年向 m 国出口产品 i 的质量和数量的估计值， $\hat{\varepsilon}_{ijmt}$ 表示残差。为了跨期、横截面比较出口产品质量，本文借鉴施炳展（2014）的做法，对出口产品质量进行标准化处理，得到相对出口产品质量（ $r_quality_{ijmt}$ ），并以出口价值为权重计算出“省份—产品—一年份”层面出口产品质量：

$$Quality_{ijt} = \frac{value_{ijmt}}{\sum_{ijmt \in \Omega} value_{ijmt}} \times r_quality_{ijmt} \quad (5)$$

其中， $value_{ijmt}$ 表示 j 省在 t 年向 m 国出口产品 i 的价值量， Ω 表示 i 地区在 t 年对所有国家出口产品的集合。

2. 解释变量：劳动力市场一体化（ $Integ$ ）及其二次方项（ $Integ^2$ ）

本文劳动力市场一体化指标采用相对价格法计算，该方法原始数据可获取性强且不用考虑贸易发生情况、市场规模以及要素禀赋等因素对测算结果的干扰，是学界测度劳动力市场一体化的常用方法（赵奇伟和熊性美，2009；黄永颖等，2023）。参考赵奇伟和熊性美（2009）的做法，选取国有、集体和其他三类企业平均工资指数作为原始数据并仅考虑相邻省份间的情形测算劳动力市场一体化水平。首先，依次计算出在 t 时期，省份 j 和省份 f 在不同种类企业 k 的相对价格 ΔQ_{jft}^k 的绝对值，计算公式如下：

$$|\Delta Q_{jft}^k| = |\ln(P_{jt}^k/P_{ft}^k) - \ln(P_{jt-1}^k/P_{ft-1}^k)| = |\ln(P_{jt}^k/P_{ft-1}^k) - \ln(P_{ft}^k/P_{ft-1}^k)| \quad (6)$$

其中， P_{jt}^k/P_{ft-1}^k 和 P_{ft}^k/P_{ft-1}^k 表示不同省份 k 类企业的劳动力平均工资指数。为保证结果不受两个地区放置顺序影响，本文将相对价格采用绝对值形式。对 $|\Delta Q_{jft}^k|$ 取平均值 $\overline{|\Delta Q_{jft}^k|}$ ，采用均值法剔除由行业异质性引起的与特定行业相联系的固定效应产生的系统偏误，得到仅包含劳动力市场因素的相对价格 q_{jft}^k ：

$$q_{jft}^k = |\Delta Q_{jft}^k| - \overline{|\Delta Q_{jft}^k|} \quad (7)$$

然后，计算 q_{jft}^k 的方差 $Var q_{jft}^k$ 作为两个省份的劳动力市场的分割指数，并根据省份进行合并，从而得到各省份与其相邻省份之间的劳动力市场分割指数 $Var(q_{jft}^k)$ ：

$$Var(q_{jft}^k) = (\sum_{j \neq f} Var q_{jft}^k) / N \quad (8)$$

其中， N 表示合并的相邻省份组合数目。根据市场分割和市场一体化的反向关系，构建劳动力市场一体化指数 $Integ_{jt}$ ：

$$Integ_{jt} = \sqrt{1 / Var(q_{jt})} \quad (9)$$

$Integ_{jt}$ 越大，表示劳动力市场一体化程度越高。最后，为了统一量纲，参考董竹和李有文（2024）的做法，将劳动力市场一体化指数除以1000，进而获得2017~2022年29个省份和地区（剔除海南、西藏和港澳台地区）的劳动力市场一体化水平，并取平方获得劳动力市场一体化二次方项。

3. 其他控制变量

省份层面：参考王梦乐和刘信恒（2025）、谢申祥等（2022）的做法，选取变量包括：经济发展水平（ $\ln GDP$ ）：采用地区国内生产总值的对数表示；社会消费水平（ CPI ）：采用社会消费品出口总额与地区生产总值的比值表示。外商投资（ FDI ）：采用实际利用外资额的对数表示；交通基础设施建设（ $infra$ ）：采用各省货运量总值的对数表示；政府干预度（ GOV ）：采用当地财政支出与地区生产总值的比值表示。产品层面：产品市场竞争度（ RCA ）：参考帅竞等（2018）的做法，采用显示性比较优势指数表示；产品技术复杂度（ $PRODY$ ）：参考盛斌和毛其淋（2017）的做法，先计算产品在地区出口份额与产品在国家出口份额的比值，再乘地区人均生产总值得出。主要变量的描述性统计如表1所示。

表 1 主要变量描述性分析

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Quality</i>	433649	0.6581	0.1512	0.0000	0.6797	0.9999
<i>Integ</i>	433649	0.0405	0.0270	0.0047	0.0365	0.3080
<i>Integ</i> ²	433649	0.0024	0.0074	0.0000	0.0013	0.0949
<i>lnGDP</i>	433649	10.3554	0.7596	7.8728	10.3758	13.9314
<i>CPI</i>	433649	0.3882	0.0720	0.1827	0.3960	0.5384
<i>FDI</i>	433649	12.9567	1.6314	5.7683	13.3338	14.9306
<i>GOV</i>	433649	0.2274	0.0812	0.1066	0.2131	0.6430
<i>infra</i>	433649	11.8983	0.7359	9.5804	12.0855	12.9394
<i>RCA</i>	433649	1.2955	3.3536	0.0000	0.1530	29.9943
<i>PRODY</i>	433649	0.0987	0.2989	0.0000	0.0107	20.9303

（三）数据来源与说明

本文选取2017~2022年数据进行研究。核心解释变量劳动力市场一体化及其二次方项计算所需数据来自中国统计年鉴；被解释变量出口产品质量计算所需数据来源于国研网对外贸易数据库HS8位数编码出口数据；控制变量中省份数据来自中国统计年鉴、各省统计年鉴及统计公报，产品层面数据来自国研网对外贸易数据库。

另外，为达到研究目的，借鉴施炳展和邵文波（2014）的做法，将出口数据进行如下处理：①剔除信息损失样本，包括无产品名称、伙伴名称以及伙伴名称为中国的样本；②剔除单笔贸易交易规模在50美元以下或者数量单位小于1的样本；③保留同一产品编码下计数单位最多的样本量；④将贸易数据HS8分位编码同国际HS6分位编码对齐，在此基础上同ISIC Rev.2三分位编码、SITC Rev.2三分位编码、四分位编码对齐，保留制造业样本数据；⑤参考Lall（2000）的做法，剔除初级品和资源品样本；⑥为保证回归的可信度，剔除总体样本量小于100的产品。经过数据预处理后，共获得15846979条产品层面出口数据。将所得产品层面数据与省份进行合并后得到“年份—省份—产品”维度下2017~2022年的微观样本数据，总体样本观测值为433649。

五、实证结果及分析

（一）基准回归结果及分析

表2中列（1）、（2）汇报了基准回归结果，其中，列（1）仅将劳动力市场一体化及其二次项放入模型进行回归，回归结果显示劳动力市场一体化回归系数在1%水平上显著为负，其二次项在1%水平上显著为正；列（2）表示加入控制变量后，劳动力市场一体化及其二次项回归结果保持不变，这表明劳动力市场一体化对出口产品质量存在正“U”型影响。然而，Haans等（2016）表示，二次项系数显著不能证明两个变量之间一定存在正“U”型关系，因而有必要对正“U”型关系进行检验。如图1和表3所示，劳动力市场一体化转折点为0.1556，且转折点两侧斜率分别为-0.0915和0.0924（ $P < 0.01$ ），进一步验证劳动力市场一体化对出口产品质量存在正“U”型影响。

表 2 基准回归与调节效应结果

变量	(1)	(2)	(3)
	基准回归	基准回归	调节效应
<i>Integ</i>	-0.1209*** (-7.74)	-0.0944*** (-5.90)	-0.0232** (-2.09)
<i>Integ</i> ²	0.4617*** (8.35)	0.3032*** (5.23)	
<i>Age</i>			0.5554*** (9.69)
<i>Age</i> ²			-0.6507*** (-5.03)
<i>Age</i> × <i>Integ</i>			-7.5203*** (-4.19)
<i>Age</i> ² × <i>Integ</i>			20.1791*** (3.82)
<i>lnGDP</i>		-0.0048*** (-4.81)	-0.0041*** (-3.97)
<i>CPI</i>		-0.0888*** (-7.59)	-0.0888*** (-7.57)
<i>FDI</i>		0.0007* (1.80)	0.0010*** (2.84)
<i>GOV</i>		0.2248*** (15.67)	0.1889*** (13.11)
<i>infra</i>		0.0083*** (3.48)	0.0088*** (3.70)
<i>RCA</i>		0.0019*** (14.80)	0.0019*** (14.87)
<i>PRODY</i>		-0.0044*** (-3.04)	-0.0045*** (-3.12)
<i>Constant</i>	0.6619*** (1,210.53)	0.5844*** (19.50)	0.4924*** (16.01)
产品固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数量	433649	433649	433649
<i>R</i> ²	0.591	0.592	0.592

注：t statistics in parentheses, * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01, 下表同。

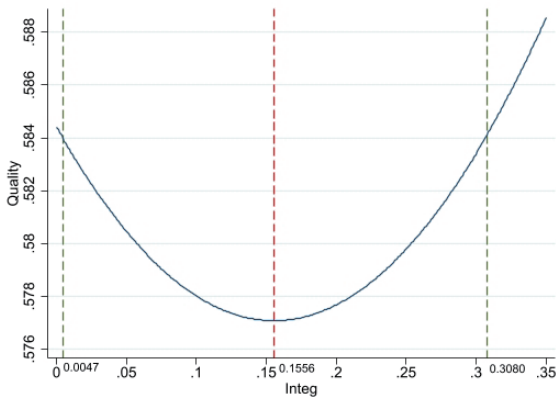


图 1 劳动力市场一体化与出口产品质量之间的正“U”型关系

表 3 U-test 检验

变量	Lower bound	Upper bound
<i>Interval</i>	0.0047	0.3080
<i>Slope</i>	-0.0915	0.0924
<i>t-value</i>	-5.8967	4.0461
<i>P</i> > <i>t</i>	0.0000	0.0000

出现上述“U型”关系的原因可能在于，当劳动力市场一体化程度小于0.1556时，劳动力流动易引发企业在劳动要素市场上的过度竞争，生产成本大幅上升，进而不利于出口产品质量提升（苏丹妮等，2018）；而当劳动力市场一体化水平超过0.1556后，劳动力市场信息不对称程度降低，劳动力流动能够实现劳动要素合理配置，并产生知识溢出效应，带动企业出口产品质量升级（雷娜和桂莉，2024）。

（二）稳健性检验

1. 替换核心解释变量指标

劳动力市场一体化程度提高具体表现为劳动力能实现跨区域自由流动。因此本文采用劳动力流动率（*Lab_{jt}*）作为劳动力市场一体化的替代指标代入到三维固定效应模型中进行回归。参考乔榛和桂琳（2022）的做法，用劳动力流动规模（*M_{jt}*）与地区人口数量（*P_{jt}*）的比值衡量，其中劳动力流动规模的计算公式如下：

$$M_{jt}=[P_{jt}-P_{jt-1}(1+N_{jt-1})]\cdot\frac{L_{jt}}{P_{jt}} \quad (10)$$

其中，*P_{jt}*代表*t*年人口总数，*P_{jt-1}*代表*t-1*年人口总数，*N_{jt-1}*代表*t-1*年人口自然增长率，*L_{jt}*代表*t*年15~64岁劳动年龄人口，下标*j*表示省份。回归结果如表4列（1）所示，替换核心解释变量后，劳动力市场一体化回归系数仍在1%水平上显著为负，其二次项回归系数也依旧显著为正，验证了基准

回归结果稳健性。

2. 改变计量回归方法

考虑到出口产品质量范围在0~1之间，因此该数据具有左截尾的特点。在这种情况下采用线性回归的方法可能会对回归结果产生一定影响。Tobit模型能有效解决受限变量问题，因此本文采用Tobit模型对劳动力市场一体化和出口产品质量进行进一步回归，表4列（2）回归结果与基准回归结果一致，进一步说明劳动力市场一体化对出口产品质量存在正“U”型关系。

3. 分样本回归

相较于其他地区，直辖市无论是在经济、区位、文化还是政治上都具有显著优势（王玉泽等，2019）。因此为减少数据异质性，保证结果的普适性，剔除北京、天津、上海和重庆四个直辖市样本进行分样本回归，从而提高回归结果的准确性和可靠性。回归结果如表4列（3）所示，剔除直辖市样本后，劳动力市场一体化回归系数为负，其二次项回归系数为正，两者均通过1%水平上的显著性检验，与基准回归结果一致。

表 4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	替换解释变量	更换计量模型	分样本回归
<i>Integ</i>		-0.1444*** (-7.86)	-0.1122*** (-6.07)
<i>Integ</i> ²		0.4868*** (7.16)	0.3540*** (5.54)
<i>Lab</i>	-0.0984*** (-4.67)		
<i>Lab</i> ²	0.0929*** (2.88)		
<i>lnGDP</i>	-0.0040*** (-4.04)	0.0214*** (36.88)	-0.0029*** (-2.83)
<i>CPI</i>	-0.0857*** (-7.57)	-0.0296*** (-8.74)	-0.0924*** (-6.89)
<i>FDI</i>	0.0003 (0.94)	0.0032*** (13.52)	0.0002 (0.55)
<i>GOV</i>	0.1628*** (11.25)	-0.0945*** (-17.73)	0.2287*** (14.08)
<i>infra</i>	0.0017 (0.69)	0.0121*** (29.62)	0.0095*** (3.43)
<i>RCA</i>	0.0019*** (15.08)	0.0036*** (26.26)	0.0020*** (14.16)
<i>PRODY</i>	-0.0047*** (-3.25)	0.0085*** (5.54)	-0.0053*** (-3.02)
<i>Constant</i>	0.6725*** (22.31)	0.2840*** (40.71)	0.5561*** (16.16)
产品固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数量	433649	433649	365223
<i>R</i> ²	0.593	-	0.590

（三）内生性分析

为排除双向因果关系而导致的回归结果偏差，本文采用工具变量法进行内生性分析。关于工具变量选择，本文从相关性和外生性两个角度考虑，基于地形起伏度构建工具变量。在相关性上，地形起伏度反映了劳动力市场一体化建设过程中劳动要素跨区域流动的难度，且地形起伏度越大，地区与外界信息交流越少，越易引发劳动力市场分割，阻碍劳动力市场一体化建设（卞元超和白俊红，2024）。在外生性上，地形起伏度是长期地质运动形成的地形特征，属于脱离经济系统的外生变量（柏培文和张云，2021）。由于地形起伏度为非时变变量，因此本文利用各省地形起伏度与当年劳动力价格总指数倒数的交互项（ PL_{jt} ）作为工具变量进行2SLS回归（许士道和杨晨，2025）。其中，劳动力价格总指数为国有企业、集体企业和其他企业平均工资指数总和。地形起伏度则借鉴封志明等（2011）的方法计算，具体公式为：

$$PDLS_{jt} = ALS_{jt}/1000 + [RALT_{jt} \times (1 - PA_{jt}/A_{jt})]/500 \quad (11)$$

$PDLS_{jt}$ 表示地形起伏度， ALS_{jt} 表示省份平均海拔， $RALT_{jt}$ 表示省份平均高差， PA_{jt} 表示省内平地面积， A_{jt} 表示省内总面积，下标 j 、 t 分别表示省份和年份。

回归结果如表5所示，其中，Kleibergen-Paap rk LM统计量的P值为0，Kleibergen-Paap Wald rk F统计量大于10%偏误水平上的临界值，说明工具变量不存在识别不足和弱工具变量问

题。第(3)列劳动力市场一体化水平的回归系数为负,二次项回归系数为正,且均通过1%水平上显著性检验。说明在控制内生性问题后,回归结果仍与基准回归保持一致。

(四) 异质性分析

1. 地区异质性

为考察不同区域间劳动力市场一体化对出口产品质量的影响是否存在异质性。本文将中国29个省份和地区划分为东部、中部和西部三大区域进行分组回归。估计结果如表6所示,劳动力市场一体化对东部地区出口产品质量存在正“U”型影响,对中部地区出口产品质量存在倒“U”型影响,对西部地区出口产品质量影响不显著。可能的原因是,相较于中西部地区,东部地区经济实力较为雄厚,在劳动力市场一体化初期,大量劳动力涌入,企业对新招入员工进行培训而增加的用工成本挤占了企业技术创新成本,降低企业劳动生产率与创新效率;而随着劳动力市场一体化水平加深后,劳动力流动促使人力资本、技术与资本集聚,产生溢出效应更有利于提升技术创新水平(曹芳芳等,2020;雷娜和桂莉,2024),进而对出口产品质量提升有正向作用。中部地区劳动力流动主要表现为外围县市向中心城市流动的态势(王春凯,2021),在劳动力市场一体化初期,中心城市享受人才流动带来的知识溢出效应,有效提升劳动生产率。随着劳动力市场一体化程度加深,

表 5 内生性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Integ</i>	<i>Integ</i> ²	<i>Quality</i>
<i>Integ</i>			-5.3434*** (-8.06)
<i>Integ</i> ²			20.8655*** (8.11)
<i>PL</i>	0.4703*** (54.26)	0.1244*** (49.73)	
<i>PL</i> ²	-0.1581*** (-50.99)	-0.0446*** (-49.20)	
<i>lnGDP</i>	0.0031*** (31.79)	-0.0006*** (-20.65)	0.0233*** (6.48)
<i>CPI</i>	-0.0930*** (-21.63)	-0.0766*** (-53.46)	0.9930*** (7.26)
<i>FDI</i>	0.0057*** (47.27)	0.0022*** (55.68)	-0.0149*** (-7.16)
<i>GOV</i>	0.1929*** (34.37)	0.1013*** (54.30)	-0.8408*** (-6.18)
<i>infra</i>	0.0220*** (31.79)	0.0097*** (43.77)	-0.0755*** (-6.86)
<i>RCA</i>	0.0001*** (5.06)	0.0000 (0.85)	0.0024*** (14.24)
<i>PRODY</i>	-0.0005** (-2.22)	0.0001** (2.00)	-0.0095*** (-5.13)
产品固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM统计量			993.906 [0.00]
Kleibergen-Paap Wald rk F统计量			347.430 {7.03}
样本数量	433649	433649	433649
R ²	-	-	-0.364

表 6 地区异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
<i>Integ</i>	-0.4261*** (-4.95)	0.4139** (2.57)	0.0039 (0.13)
<i>Integ</i> ²	4.6231*** (4.52)	-7.7496*** (-3.57)	-0.1111 (-1.10)
<i>lnGDP</i>	-0.0039*** (-4.20)	-0.0102 (-0.93)	0.0776*** (5.55)
<i>CPI</i>	0.0410** (2.24)	-0.1783*** (-8.44)	-0.1200*** (-3.45)
<i>FDI</i>	0.0040*** (4.91)	-0.0005 (-0.59)	0.0025*** (3.00)
<i>GOV</i>	0.0788*** (3.07)	0.2030*** (3.86)	0.4066*** (10.99)
<i>infra</i>	-0.0023 (-0.75)	0.0149* (1.64)	0.0023 (0.40)
<i>RCA</i>	0.0013*** (4.53)	0.0018*** (5.64)	0.0021*** (11.01)
<i>PRODY</i>	-0.0009 (-0.35)	-0.0059 (-1.23)	-0.0035 (-1.53)
<i>Constant</i>	0.6823*** (17.50)	0.5989*** (4.23)	-0.2685* (-1.70)
产品固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数量	176601	120157	136891
R ²	0.624	0.572	0.533

中心城市不断吸引劳动力资源流入，导致中心城市人才拥挤，外围城市人才流失，进而不利于出口产品质量提升。西部地区自然资源丰富，农牧业较为发达，劳动力市场一体化可能更多作用于提升农产品质量，进而对制造业出口产品质量影响有限。

2. 贸易方式异质性

考虑到劳动力市场一体化可能对采取不同贸易方式出口的产品质量影响不同，本文参考王冠宇和马野青（2023）的做法，将贸易方式划分为一般贸易和加工贸易，进行分组回归。回归结果如表7所示，劳动力市场一体化对一般贸易产品质量存在正“U”型影响，而对加工贸易产品质量的影响不显著。究其原因可能在于一般贸易产品质量变动弹性较大，当劳动力开始自由流动后，因规范劳动力市场而增加的用工成本挤占了企业用于研发投入的资金（阳立高等，2023），进而对一般贸易产品质量存在显著抑制作用。而当劳动力市场一体化水平提升后，劳动力流动进一步扩大劳动力市场规模，促使劳动力分工和专业化程度不断提高，有效提升企业劳动生产率（王必达和苏婧，2020），从而有利于出口产品质量提升。而加工贸易产品更多依赖进口中间品，且其加工流程较为稳定，产品质量调整空间不大，故劳动力市场一体化对其影响有限（王冠宇和马野青，2023）。

3. 出口目的国异质性

出口目的国收入水平会影响出口产品价格高低（Manova & Zhang, 2012），而价格差异往往反映质量需求差异。考虑到质量需求不同可能会导致劳动力市场一体化产生的影响出现分化。因此，本文按照世界银行对国家的划分标准，将出口目的国划分为低收入国家、中收入国家和高收入国家进行分组回归。如表8所示，劳动力市场一体化对面向低收入国家出口的产品质量影响并不显著；而对面向中收入和高收入国家出口的产品质量产生显著正“U”型影响。究其原因可能在于不同收入水平国家的市场特性以及产品需求特点不同：低收入国家消费水平低，消费者注重价格，对产品质量敏感度低，且更偏好低价产品，因此劳动力市场一体化对低收入目的国出口的产品质量影响有限；与之相反，中收入及高收入国家对产品质量的需求浮动较大。中收入国家对高质量产品的

表 7 贸易方式异质性回归结果

变量	(1)	(2)
	一般贸易	加工贸易
<i>Integ</i>	-0.0801*** (-4.30)	-0.0102 (-0.03)
<i>Integ</i> ²	0.2146*** (2.90)	-0.4843 (-0.11)
<i>lnGDP</i>	-0.0044*** (-3.95)	-0.0010 (-0.24)
<i>CPI</i>	-0.1279*** (-9.61)	-0.0053 (-0.06)
<i>FDI</i>	0.0016*** (3.75)	-0.0051 (-1.47)
<i>GOV</i>	0.2858*** (17.29)	0.1513 (1.25)
<i>infra</i>	0.0137*** (4.75)	0.0231 (1.39)
<i>RCA</i>	0.0016*** (11.18)	-0.0010 (-1.44)
<i>PRODY</i>	-0.0016 (-1.01)	0.0126* (1.82)
<i>Constant</i>	0.5052*** (13.97)	0.4994** (2.35)
产品固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
样本数量	350251	9394
R ²	0.609	0.918

表 8 出口目的国异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	低收入国家	中收入国家	高收入国家
<i>Integ</i>	0.0529 (0.24)	-0.0667** (-2.51)	-0.1008*** (-3.50)
<i>Integ</i> ²	-0.8802 (-0.76)	0.1854** (2.03)	0.2544** (2.08)
<i>lnGDP</i>	0.0053 (0.35)	-0.0074*** (-4.03)	-0.0008 (-0.49)
<i>CPI</i>	0.0272 (0.20)	-0.0793*** (-3.80)	-0.1005*** (-5.11)
<i>FDI</i>	0.0026 (0.58)	0.0018*** (2.73)	-0.0008 (-1.27)
<i>GOV</i>	0.0385 (0.22)	0.1989*** (7.71)	0.2598*** (10.77)
<i>infra</i>	-0.0349 (-1.19)	0.0108*** (2.66)	0.0102** (2.41)
<i>RCA</i>	0.0019 (0.98)	0.0024*** (9.47)	0.0010*** (5.15)
<i>PRODY</i>	0.0257 (1.01)	-0.0045 (-1.48)	-0.0020 (-0.95)
<i>Constant</i>	0.9338** (2.43)	0.5673*** (11.10)	0.5419*** (10.22)
产品固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数量	18776	184952	185755
R ²	0.936	0.701	0.710

消费意识逐渐加强，对其需求也日渐增加；高收入国家一直是质量偏好型消费者，更倾向于消费高质量产品，因此劳动力市场一体化能对面向上述两类目的国出口的产品质量产生显著正“U”型影响。

（五）机制检验

本文借鉴江艇（2022）的方法，构建中介效应模型检验劳动力市场一体化对出口产品质量的影响机制，具体回归模型如下：

$$MECH_{jt} = \beta_0 + \beta_1 * Integ_{jt} + \beta_2 * Integ_{jt}^2 + \beta_3 * Controls_{ijt} + v_i + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt}$$

(12)

其中， $MECH_{jt}$ 代表中介变量。技术创新（*Tech*）：本文采用各地区科技支出占财政支出的比值表示，比值越大表示地区技术创新程度越高；市场竞争（*HHL*）：本文借鉴牛志伟等（2023）的做法，采用上市公司营业收入与地区营业收入之比的平方和计算赫芬达尔指数表示地区市场竞争程度，其中*HHL*指数越大，地区市场竞争程度越低；用工成本（*salary*）：参考孙浦阳等（2018）的做法，利用地区工资总额与营业收入的比值表示，数值越大表明地区用工成本越高。

1. 技术创新效应

表9中列（1）为基准回归结果，列（2）中劳动力市场一体化一次项及二次项系数分别为-0.0234和0.0683，且均在1%水平上显著，这表明劳动力市场一体化水平对技术创新呈现正“U”型影响。这说明劳动力市场一体化初期，劳动力流动有效吸引新生企业进入市场，从而挤占了在位企业的研发投入（黄贇琳和龙文，2022），加剧了创新效率低下问题，而当劳动力市场一体化水平达到一定程度后，劳动要素流动能够实现技术、知识、信息等要素的溢出，有利于劳动力学习和借鉴新知识、新经验、新思想（雷娜和桂莉，2024），不断推动企业技术创新。技术创新水平提升能有效促进出口产品质量升级（曲如晓和臧睿，2019）。因此，验证了劳动力市场一体化通过改变技术创新水平影响出口产品质量的假说。

表 9 中介效应分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Quality</i>	<i>Tech</i>	<i>HHL</i>	<i>salary</i>
<i>Integ</i>	-0.0944*** (-5.90)	-0.0234*** (-44.95)	0.0800*** (58.85)	0.0482*** (76.43)
<i>Integ</i> ²	0.3032*** (5.23)	0.0683*** (36.20)	-0.1132*** (-22.97)	-0.2218*** (-96.87)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
产品固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	433649	433649	433649	433649
R ²	0.592	0.965	0.320	0.863

2. 市场竞争效应

表9列（3）汇报了劳动力市场一体化对市场竞争程度的影响，结果显示劳动力市场一体化的回归系数显著为正，二次项回归系数显著为负，这说明在劳动力市场一体化初期，由于劳动力市场信息仍不透明，劳动力倾向于流向更活跃的生产单位（雷娜和桂莉，2024），导致行业内出现垄断或寡头等不完全竞争现象。而在劳动市场一体化程度加深后，政府对本地企业的保护力度大幅削弱，本地企业不得不打破惰性思维，提升参与市场竞争的积极性（卞元超和白俊红，2021）；同时，劳动力流动伴随着企业流动（樊士德和姜德波，2014），增加了外地企业进入本地市场的可能性，推动市场竞争者数量持续增加，进而促使市场竞争程度得到进一步强化。而市场竞争程度上升后，为了维持并扩大市场份额，企业将选择提升产品质量以强化自身出口竞争优势（韩亚峰等，2021）。可见，市场竞争程度是劳动力市场一体化影响出口产品质量的重要渠道。

3. 用工成本效应

表9列（4）汇报了劳动力市场一体化对用工成本的影响，结果表明劳动力市场一体化对用工成本存在倒“U”型影响。这说明在推动劳动力市场一体化初期，企业开始健全劳动用工管理制度，致力于解决好工伤、医疗保险、养老保障等问题，大幅增加了企业用工成本（阳立高等，2023）。而随着劳动力市场一体化程度逐渐增加，劳动力流动有效缩减了企业与劳动力之间的搜寻成本（苏丹妮等，2018），抵消了劳动力市场制度完善引起的用工成本上升效应，总体上降低了企业用工成本。用工成本降低使得企业有能力将资金投入生产、技术等环节，更有利于出口产品质量提升（许和连和王海成，2016）。由此可见，用工成本能够在劳动力市场一体化影响出口产品质量的过程中发挥中介效应。

（六）调节效应分析

基于上文理论分析得出，老龄化加剧导致适龄劳动力数量下降，劳动生产效率降低，不利于出口产品质量提升。而实现劳动力市场一体化，引导劳动力跨区域流动是实现劳动力从“人口红利”到“效率红利”转变的关键举措（刘邵睿等，2021）。基于此，本文进一步借鉴Haans等（2016）和何小钢等（2024）的做法，在基准回归的模型上加入老龄化及其二次项与劳动力市场一体化的交互项构建调节效应模型以检验老龄化背景下，劳动力市场一体化对出口产品质量产生的效应：

$$Quality_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 * Age_{jt} + \alpha_2 * Age_{jt}^2 + \alpha_3 * Age_{ij} \times Integ_{jt} + \alpha_4 * Age_{jt}^2 \times Integ_{jt} + \alpha_5 * Integ_{jt} + \alpha_6 * Controls_{ijt} + v_i + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

在公式（13）中， $Quality_{ijt}$ 表示被解释变量出口产品质量， Age_{jt} 及 Age_{jt}^2 代表人口老龄化指标及其二次项。参考Acemoglu和Restrepo（2022）的做法，使用65岁以上人口与15~64岁人口的比值来衡量老龄化程度，比值越大表示地区人口老龄化程度越高。 $Age_{ij} \times Integ_{jt}$ 和 $Age_{jt}^2 \times Integ_{jt}$ 分别表示老龄化一次项、二次项与劳动力市场一体化的交互项。 $Controls_{ijt}$ 表示控制变量组合。

表2中列（3）汇报了劳动力市场一体化在老龄化背景下的调节作用结果。列（3）将老龄化、劳动力市场一体化及其交互项纳入模型中得出，老龄化一次项与劳动力市场一体化交互项为负，老龄化二次项与劳动力市场一体化水平的交互项为正，与老龄化一次项和二次项系数正好相反，且均在1%水平上显著，这表明劳动力市场一体化负向调节老龄化与出口产品质量之间的关系，即老龄化程度加深至抑制出口产品质量提升后，劳动力市场一体化能够有效缓解上述负面效应。究其原因可能在于，老龄人口学习能力远不如年轻人口，学习新知识以及接纳新技术能力下降，而当老龄化水平达到一定程度后，老龄劳动力占比上升，不利于劳动生产效率提升（姚东旻等，2017）。劳动力市场一体化推动劳动力跨区域流动，这不仅能够大幅提高企业和劳动力的匹配质量与效率，充分挖掘劳动力潜能（苏丹妮等，2018），而且能在一定程度上扩大劳动力市场规模，促进劳动力分工和专业化程度提升，带动劳动生产率提升（王必达和苏婧，2020），进而缓解老龄化带来的劳动生产率低下问题，减轻老龄化对出口产品质量的负面影响。

六、拓展性分析

美国对华频繁的贸易摩擦加剧了中国出口风险，增加了中国产品进入国际市场的壁垒，给中国出口带来了严峻挑战（马斌和何亚男，2025）。自2018年起，美国单方面对中国输美商品实施多

轮加征关税措施。那么美国加征关税政策是否对中国出口产品质量产生冲击？在加征关税背景下，劳动力市场一体化如何影响出口产品质量？研究上述问题有助于准确评估美国对华加征关税背景下劳动力市场一体化产生的经济效益，同时为促进出口高质量发展提供理论借鉴，并为中国应对新一轮中美贸易摩擦提供政策参考。

由于无法预知特朗普政府对华实行贸易战的时间和详细关税产品清单，因此美国对华加征关税政策符合双重差分模型的外生性假定。由此本文以2018~2019年美国对华展开的多轮加征关税贸易战为准自然实验，以2017~2022年中国对美出口的样本数据为依托，根据双重差分法的中心思想，将美国对华加征关税产品^①作为处理组，未加征关税产品作为对照组，考察美国对华加征关税下两组出口产品质量是否发生显著变化以及劳动力市场一体化对美国加征关税政策冲击出口产品质量的调节作用。

本文参考张硕等（2024）的做法，构建双重差分模型，具体公式如下：

$$Quality_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 * inc_{it} + \alpha_2 * Controls_{ijt} + v_i + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \tag{14}$$

$$Quality_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 * inc_{it} + \alpha_2 * Integ_{jt} \times inc_{it} + \alpha_3 * Controls_{ijt} + v_i + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \tag{15}$$

其中， $Integ_{jt}$ 表示劳动力市场一体化指标， $inc_{it}=post_{it} \times tar_i$ ， $post_{it}$ 是产品*i*处理期的虚拟变量，由于不同产品被制裁的时间不同，因此 $post$ 的取值带有下标*i*和*t*，若年份*t*为该产品被加征关税当年及之后，则取值为1，否则为0； tar_i 表示政策强度变量，本文依据产品被加征关税年月以及税率设定其面临的政策强度。^②

回归结果如表10所示，列（1）、（2）表示在加入控制变量后，核心解释变量（*inc*）系数显著为负，这表明美国对华加征关税政策造成中国对美出口产品质量产生显著负向冲击。列（3）、（4）表示，加入控制变量后， $Integ \times inc$ 系数显著为正，这表明劳动力市场一体化能有效缓解美国对华加征关税政策对中国出口产品质量的冲击。究其原因可能在于，一方面，加征关税会增加我国输美产品的贸易成本，为降低关税增加造成的成本损失并维持美国市场份额，出口企业倾向于选择

表 10 拓展性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>
<i>inc</i>	-0.2056*** (-3.58)	-0.2087*** (-3.63)	-0.3190*** (-3.99)	-0.3204*** (-4.01)
<i>Integ×inc</i>			3.2883** (2.04)	3.2432** (2.01)
<i>lnGDP</i>		0.0014 (0.08)		-0.0003 (-0.02)
<i>CPI</i>		0.0162 (0.13)		0.0176 (0.14)
<i>FDI</i>		0.0049 (1.31)		0.0050 (1.33)
<i>GOV</i>		0.2373 (1.53)		0.2319 (1.50)
<i>infra</i>		0.0549* (1.73)		0.0519 (1.64)
<i>RCA</i>		0.0012* (1.96)		0.0012* (1.96)
<i>PRODY</i>		0.0019 (0.40)		0.0020 (0.41)
<i>Constant</i>	0.6850*** (396.94)	-0.1105 (-0.25)	0.6848*** (396.16)	-0.0575 (-0.13)
产品固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	16919	16919	16919	16919
R ²	0.915	0.916	0.915	0.916

① 关税产品清单：美国对华多轮贸易摩擦实施清单和具体商品、税率来源于美国贸易代表办公室，网址：<https://ustr.gov/issue-areas/enforcement/section-301-investigations/tariff-actions>。
② 政策强度：考虑到在本文研究时期内产品首次被加征关税后存在关税调整情况，且政策在月度上实施，因此本文参考张硕等（2024）的计算方法，按照加征关税政策实施年月计算平均关税。

成本低且质量低的产品输送到美国市场（施炳展和张雅睿，2016），另一方面，美国对华加征关税削弱了中国出口产品在美国市场的价格竞争力，企业为维持利润会缩减质量提升相关的研发投入，不利于技术创新水平提升，进而导致出口产品质量降低（Bloom et al., 2016）。而劳动力市场一体化能够减少信息不对称性，有效缩减企业与劳动力之间的搜寻成本（苏丹妮等，2018），在一定程度上抵消贸易成本上升对出口产品质量的影响。此外，劳动力流动还能实现技术、知识、信息等要素的溢出，不断推动企业技术创新，提升劳动生产率，进而有效缓解关税增加对出口产品质量的冲击。

七、结论与建议

本文使用2017~2022年中国统计年鉴省份数据以及国研网HS8位数出口数据，探究了劳动力市场一体化与出口产品质量的内在关系及影响效应，并进一步探究美国加征关税政策背景下，劳动力市场对中国出口产品质量的影响，以期为中国实现出口高质量发展提供经验和借鉴。研究发现，第一，劳动力市场一体化对出口产品质量产生正“U”型影响。这一结论在稳健性和内生性检验后仍成立；第二，基于地区、贸易方式以及出口目的国异质性，研究发现劳动力市场一体化对东部地区、一般贸易以及面向中收入和高收入国家出口的产品质量产生正“U”型影响，但对中部地区出口产品质量产生倒“U”型影响；第三，劳动力市场一体化主要通过改变技术创新水平、市场竞争程度以及用工成本水平来影响出口产品质量；第四，调节效应分析表明，当老龄化阻碍出口产品质量提升时，劳动力市场一体化能有效缓解上述不利影响；第五，拓展性分析表明，美国对华加征关税政策不利于中国出口产品质量升级，而劳动力市场一体化能有效弱化上述负面效应。基于上述结论，本文提出如下几点政策建议：

第一，政府应依据劳动力市场一体化对出口产品质量的正“U”型影响，动态优化劳动力市场一体化政策，赋能出口产品质量提升。劳动力市场一体化水平小于0.1556时，由人社部牵头建立劳动力市场信息平台，动态发布劳动力供需和工资等信息，加强对劳动力市场的监测，引导劳动力合理流动，实现劳动要素最优配置。当劳动力市场一体化水平超过0.1556后，人社部则需推进社保制度改革，破除参保的户籍限制，提升流动劳动力异地参保可能性。另外，政府还需加强基础设施建设，并持续调控房价保障住房，强化地区吸引力，以此鼓励劳动力跨区域流动，缓解老龄化及中美贸易摩擦对出口产品质量的冲击，助力出口产品质量优化升级。

第二，政府应实施差异化扶持策略，精准激励出口产品提质升级。基于地区差异性：对于东部地区，地方政府应加快推进劳动要素市场配置，提升劳动生产率，激发劳动要素市场活力，充分发挥劳动力市场一体化对出口产品质量提升效应。对于中部地区，要求地方政府完善人才政策，设立人才专项基金，对中高技能人才提供一定比例的岗位津贴，并联合龙头企业为其制定清晰的职业发展规划来留住人才，避免因人才流动导致出口产品提质停滞。基于贸易方式及出口目的国差异性：对于一般贸易企业和面向中、高收入目的国出口的企业，政府可运用财政工具，一方面补贴企业在岗职工技能培训，另一方面支持其与对口高校建立合作关系，系统性地为出口质量升级注入人才动力，增强中国制造的国际影响力。

第三，政府应多措并举强化技术创新、降低企业用工成本及加强市场竞争度，培育出口产品竞争优势。首先，政府需激励企业实现技术引进—消化—再创新过程，突破技术创新“卡脖子”瓶颈。国家知识产权局与人社部协同发力，建设知识产权维权机制并建立多元化人才政策，重点为战略新兴产业培养高端人才，为企业创新提供人才和制度支撑。其次，国家应建设全国统一的“互联网+”公共就业服务平台，实现企业与劳动力信息平台共享，降低信息不对称和用工匹配成本。另

外,税务局可通过延长税收优惠年限等措施加大对出口企业尤其是中小型企业税收优惠力度,缓解其用工成本上升压力。最后,政府需减少对企业经营的过度干预,降低本地市场准入壁垒,由市场监管总局牵头清理有关市场准入等方面的歧视性规定,建立公平透明的市场规则,激发企业参与市场竞争积极性,培育企业核心竞争力。

参考文献

- [1] 柏培文,张云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J].经济研究,2021(5):91-108.
- [2] 卞元超,白俊红.全国统一大市场、地区技术多样化与企业技术复杂度[J].数量经济技术经济研究,2024(6):129-150.
- [3] 卞元超,白俊红.市场分割与中国企业的生存困境[J].财贸经济,2021(1):120-135.
- [4] 蔡昉,王德文,都阳.劳动力市场扭曲对区域差距的影响[J].中国社会科学,2001(2):4-14+204.
- [5] 曹芳芳,程杰,武拉平,等.劳动力流动推进了中国产业升级吗?——来自地级市的经验证据[J].产业经济研究,2020(1):57-70+127.
- [6] 陈朴,林垚,刘凯.全国统一大市场建设、资源配置效率与中国经济增长[J].经济研究,2021(6):40-57.
- [7] 戴魁早,黄姿,王思曼.创新型城市政策、要素市场一体化与出口技术复杂度[J].国际贸易问题,2023(12):114-131.
- [8] 董竹,李有文.市场分割与企业数字化转型:作用机制、应对策略与异质性特征[J].经济评论,2024(4):90-104.
- [9] 樊士德,姜德波.劳动力流动、产业转移与区域协调发展——基于文献研究的视角[J].产业经济研究,2014(4):103-110.
- [10] 封进.中国城镇职工社会保险制度的参与激励[J].经济研究,2013(7):104-117.
- [11] 封志明,张丹,杨艳昭.中国分县地形起伏度及其与人口分布和经济发展的相关性[J].吉林大学社会科学学报,2011(1):146-151+160.
- [12] 谷彬.劳动力市场分割、搜寻匹配与结构性失业的综述[J].统计研究,2014(3):106-112.
- [13] 韩亚峰,李凯杰,赵叶.价值链双向重构与企业出口产品质量升级[J].产业经济研究,2021(2):85-100.
- [14] 何小钢,钟湘菲,滕瑞丰.人口老龄化、数字化与企业全要素生产率[J].人口与发展,2024(6):100-115+99.
- [15] 胡国恒,岳巧钰.政府补贴、产品转换与出口质量[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2021(3):1-16.
- [16] 黄永颖,张克中,鲁元平.统一大市场建设:养老保险省级统筹与劳动力市场一体化[J].数量经济技术经济研究,2023(1):25-45.
- [17] 黄晶晶,龙文.劳动力市场一体化与企业创新:理论模型与经验证据[J].产业经济研究,2022(6):58-71.
- [18] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [19] 雷娜,桂莉.劳动力市场整合可以促进出口技术升级吗?——基于京津冀地区的实证检验[J].经济体制改革,2024(1):168-176.
- [20] 李晓光,周润琪,梁馨.流动人口的教育失配及收入惩罚——对户籍收入差异来源的新证[J].人口与经济,2025(4):118-132.
- [21] 刘劭睿,李钊,樊佳琪.中国劳动力市场分割的时空演化研究[J].人口学刊,2021(6):14-27.
- [22] 刘晓宁.中国出口产品质量的综合测算与影响因素分解[J].数量经济技术经济研究,2021(8):41-59.
- [23] 刘志彪,许山晶.全国统一大市场、要素流动与区域发展差距[J].东北大学学报(社会科学版),2025(5):1-11.
- [24] 陆旸,蔡昉.人口结构变化对潜在增长率的影响:中国和日本的比较[J].世界经济,2014(1):3-29.
- [25] 马斌,何亚男.贸易摩擦如何影响中国数字产品出口质量升级:基于数字经济核心产业的经验证据[J].中国软科学,2025(3):214-224.
- [26] 毛日昇,陈瑶雯.汇率变动、产品再配置与行业出口质量[J].经济研究,2021(2):123-140.
- [27] 明秀南,冼国明.中国高等教育扩招与企业出口产品质量升级[J].国际贸易问题,2021(10):90-104.
- [28] 牛志伟,许晨曦,武瑛.营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J].管理世界,2023(2):83-100.
- [29] 彭国华.技术能力匹配、劳动力流动与中国地区差距[J].经济研究,2015(1):99-110.
- [30] 强永昌,杨航英.市场一体化、空间溢出与区域出口质量升级——基于长三角市场一体化的经验分析[J].国际贸易问题,2021(10):1-16.
- [31] 乔榛,桂琳.劳动力流动、人口集聚与区域收入差距[J].商业研究,2022(5):141-152.
- [32] 卿陶.国外技术引进与企业出口产品质量升级[J].财贸研究,2023(10):16-29.
- [33] 曲如晓,臧睿.自主创新、外国技术溢出与制造业出口产品质量升级[J].中国软科学,2019(5):18-30.
- [34] 沈净瑄.共建“一带一路”对我国出口产品质量的影响研究——基于融资约束视角的分析[J].价格理论与实践,2022(9):201-204+208.
- [35] 盛斌,毛其淋.进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度[J].世界经济,2017(12):52-75.
- [36] 施炳展,邵文波.中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J].管理世界,

- 2014(9):90-106.
- [37] 施炳展,张雅睿.贸易自由化与中国企业进口中间品质量升级[J].数量经济技术经济研究,2016(9):3-21.
- [38] 施炳展.中国企业出口产品质量异质性:测度与事实[J].经济学(季刊),2014(1):263-284.
- [39] 史本叶,马晓丽.国内价值链、全国统一大市场与企业出口产品质量[J].国际经贸探索,2023(4):4-18.
- [40] 帅竞,成金华,冷志惠,等.“一带一路”背景下中国可再生能源产品国际竞争力研究[J].中国软科学,2018(7):21-38.
- [41] 苏丹妮,盛斌,邵朝对.产业集聚与企业出口产品质量升级[J].中国工业经济,2018(11):117-135.
- [42] 苏理梅,彭冬冬,兰宜生.贸易自由化是如何影响我国出口产品质量的?——基于贸易政策不确定性下降的视角[J].财经研究,2016(4):61-70.
- [43] 孙浦阳,侯欣裕,盛斌.服务业开放、管理效率与企业出口[J].经济研究,2018(7):136-151.
- [44] 王必达,苏婧.要素自由流动能实现区域协调发展吗——基于“协调性集聚”的理论假说与实证检验[J].财贸经济,2020(4):129-143.
- [45] 王春凯.产业转移、劳动力流动与梯度陷阱——中西部地区转移企业招工难分析[J].经济体制改革,2021(2):109-115.
- [46] 王冠宇,马野青.信息化建设能否助力企业出口产品质量升级——来自中国制造业企业的经验证据[J].国际贸易问题,2023(12):95-113.
- [47] 王海南,崔长彬.财政分权与中国省际劳动力市场一体化——基于时空地理加权回归模型的实证检验[J].经济问题,2021(5):55-62.
- [48] 王梦乐,刘信恒.新质生产力与出口产品质量:理论与机制[J].国际经贸探索,2025(7):20-36.
- [49] 王明涛,谢建国.自由贸易协定与中国出口产品质量——以中国制造业出口产品为例[J].国际贸易问题,2019(4):50-63.
- [50] 王明益.要素价格扭曲会阻碍出口产品质量升级吗——基于中国的经验证据[J].国际贸易问题,2016(8):28-39.
- [51] 王玉泽,罗能生,刘文彬.什么样的杠杆率有利于企业创新[J].中国工业经济,2019(3):138-155.
- [52] 吴飞飞,张彤,汪伟.人口老龄化、劳动力价格扭曲与出口优势演进[J].产业经济研究,2022(3):41-55.
- [53] 谢申祥,王晖,范鹏飞.自由贸易试验区与企业出口产品质量——基于上海自贸试验区的经验分析[J].中南财经政法大学学报,2022(2):121-134.
- [54] 许和连,王海成.最低工资标准对企业出口产品质量的影响研究[J].世界经济,2016(7):73-96.
- [55] 许家云,毛其淋,胡鞍钢.中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究[J].世界经济,2017(3):52-75.
- [56] 许明.市场竞争、融资约束与中国企业出口产品质量提升[J].数量经济技术经济研究,2016(9):40-57.
- [57] 许士道,杨晨.全国统一大市场建设与新质生产力发展的非线性关系研究:理论逻辑与实证检验[J].经济问题探索,2025(8):17-35.
- [58] 阳立高,于金柳,龚世豪,等.城乡劳动力市场一体化能提升出口产品质量吗:基于2006年统筹城乡就业试点的准自然实验[J].中国软科学,2023(11):159-174.
- [59] 姚东旻,宁静,韦诗言.老龄化如何影响科技创新[J].世界经济,2017(4):105-128.
- [60] 叶林祥, T. H. Gindling, 李实, 等. 中国企业对最低工资政策的遵守——基于中国六省市企业与员工匹配数据的经验研究[J].经济研究,2015(6):19-32.
- [61] 尹庆民,祁硕硕.区域一体化对经济发展质量的影响研究——基于长三角中心区域城市的准自然实证分析[J].软科学,2023(1):31-39.
- [62] 袁瀚坤,韩民春.新质生产力赋能对外贸易高质量发展:理论逻辑与实现路径[J].国际贸易,2024(3):15-21.
- [63] 张国峰,蒋灵多,刘双双.数字贸易壁垒是否抑制了出口产品质量升级[J].财贸经济,2022(12):144-160.
- [64] 张杰,翟福昕,周晓艳.政府补贴、市场竞争与出口产品质量[J].数量经济技术经济研究,2015(4):71-87.
- [65] 张杰,张培丽,黄泰岩.市场分割推动了中国企业出口吗?[J].经济研究,2010(8):29-41.
- [66] 张杰.金融抑制、融资约束与出口产品质量[J].金融研究,2015(6):64-79.
- [67] 张硕,张鹏杨,张瀚元,等.贸易摩擦下如何实现出口产品质量升级——基于数字化销售视角[J].国际贸易问题,2024(12):113-131.
- [68] 赵奇伟,熊性美.中国三大市场分割程度的比较分析:时间走势与区域差异[J].世界经济,2009(6):41-53.
- [69] Acemoglu, D., and P. Restrepo, “Demographics and Automation”, *The Review of Economic Studies*, 2022, 89(1), 1-44.
- [70] Bloom, N., M. Draca, and J. Van Reenen, “Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation, IT and Productivity”, *The Review of Economic Studies*, 2016, 83(1), 87-117.
- [71] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, et al., “WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms”, *American Economic Review*, 2017, 107(9), 2784-2820.
- [72] Can, M., and G. Gozgor, “Effects of Export Product Diversification on Quality Upgrading: An Empirical Study”, *The Journal of International Trade & Economic Development*, 2018, 27(3):293-313.
- [73] Haans, R. F. J., C. Pieters, and Z. L. He, “Thinking about U: Theorizing and Testing U and Inverted U-shaped Relationships

- in Strategy Research” *Strategic Management Journal*, 2016, 37(7):1177–1195.
- [74] Howell, A., “Firm R&D, Innovation and Easing Financial Constraints in China: Does Corporate Tax Reform Matter?” , *Research Policy*, 2016, 25(10):1996–2007.
- [75] Khandelwal, A.K., P. K. Schott, and S. J. Wei, “Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters” , *The American Economic Review*, 2013, 103(6), 2169–2195.
- [76] Lall, S., “The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985–98.” , *Oxford Development Studies*, 2000, 28(3):337–369.
- [77] Lu, Z. G., and S. F. Song, “Rural–urban Migration and Wage Determination: The Case of Tianjin, China” , *China Economic Review*, 2006, 17(3), 337–345.
- [78] Manova, K., and Z. Zhang, “Export Prices Across Firms and Destinations” , *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(1), 379–436.
- [79] Melitz, M. J., “The Impact of Trade on Intra–industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity” , *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695–1725.

【作者简介】张 凤：青岛理工大学商学院副教授，硕士生导师。研究方向：企业数智化转型、制度型开放、贸易便利化、金融发展。

张 娇（通信作者）：青岛理工大学商学院硕士生。研究方向：人口结构、劳动力市场一体化、出口产品质量。

段淑萍：青岛理工大学商学院硕士生。研究方向：数字经济、资本市场一体化、出口产品质量。

杨丛鑫：青岛理工大学商学院硕士生。研究方向：数字化、供应链韧性、危机事件冲击。

Labor Market Integration, Interprovincial Labor Mobility, and China’s Export Quality Development

ZHANG Feng, ZHANG Jiao, DUAN Shu-ping & YANG Cong-xin

(Qingdao University of Technology, Qingdao 266520, Shandong, China)

Abstract: Currently, China is confronting a profound aging population crisis, leading to the gradual erosion of its demographic dividend. The traditional export paradigm, which depended on “low-cost advantages” to compete internationally, has become increasingly unsustainable. Labor market integration is an important component of the construction of a unified national market. Whether the interprovincial labor mobility brought about by labor market integration can promote the upgrading of export product quality and enhance international competitiveness is an important issue concerning the high-quality development of China’s exports. Grounded in theoretical analysis, this study utilizes HS 8-digit export data for the manufacturing sector from 2017 to 2022 and employs a three-dimensional fixed effects model to examine the impact and underlying mechanisms of labor market integration on export product quality amid an aging population. Additionally, it explores the moderating role of labor market integration on export quality in the context of the United States imposing additional tariffs on China. The results demonstrate that labor market integration has a positive “U” shaped effect on export product quality, a finding that remains robust after rigorous robustness and endogeneity tests. Heterogeneity analysis indicates that this positive “U” -shaped relationship is observed in eastern regions, general trade, and middle-income and high-income countries, whereas an inverted “U” shaped effect is identified in central regions. Mechanism analysis reveals that technological innovation, market competition, and labor costs are key factors. Furthermore, labor market integration exerts a mitigating influence on the adverse effects of aging on export product quality and effectively alleviates the negative impact of U.S. tariff hikes on the quality of Chinese exports. The aforementioned conclusions hold profound significance for mitigating the adverse impacts of aging and U.S. tariff policies on China, fostering labor market integration, and advancing the high-quality development of Chinese exports.

Keywords: population aging; labor market integration; interprovincial labor mobility; export product quality; Sino-US trade frictions

（责任编辑：任思雨）