

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

阳立高, 于金柳, 龚世豪, 丁 丹

(长沙理工大学经济与管理学院, 湖南 长沙 410076)

摘 要: 探寻提高出口产品质量进而培育出口竞争新优势, 是实现由贸易大国向贸易强国转变的重要途径, 也是政策制定者和学术界共同关心的重大问题。利用 2000—2008 年中国工业企业和中国海关进出口的匹配数据, 基于 2006 年统筹城乡就业试点的准自然实验, 考察了城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的影响。研究发现, 城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量产生了显著且稳健的促进作用, 参加统筹城乡就业试点后, 所在地企业出口产品质量提升幅度约 12.1%。动态效应检验发现, 城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量影响的提升作用在整体上呈现先增强后减弱的倒 U 型特征。异质性检验发现, 城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的影响具有明显的异质性, 即对于非国有企业、差异化产品企业、内陆地区企业和劳动密集型企产生更大的促进作用。影响机制检验发现, 城乡劳动力市场一体化主要通过提高企业劳动力技能进而促进出口产品质量升级, 而一体化带来的用工成本上升在一定程度上不利于出口产品质量升级。

关键词: 城乡劳动力市场一体化; 出口产品质量; 统筹城乡就业试点

中图分类号: C976.1

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2023)11-0159-16

Will the integration of urban and rural labor markets improve export quality: A quasi-natural experiment based on the 2006 urban-rural coordinated employment pilot

YANG Ligao, YU Jinliu, GONG Shihao, DING Dan

(School of Economics & Management, Changsha University of Science & Technology, Changsha 410076, China)

Abstract: Seeking to improve the quality of export products and cultivate the new advantages of export competition is an important way to realize the transformation from a trade power to a trade power, and it is also a major issue of common concern to policy makers and academics. This paper uses the matching data of China's industrial enterprises and China's customs import and export data from 2000 to 2008, based on the quasi-natural experiment of the urban and rural employment planning in 2006, to investigate the impact of the integration of urban and rural labor markets on the quality of export products of enterprises. The study found that the integration of the urban and rural labor markets has had a significant and steady role in promoting the quality of export products of enterprises. After participating in the pilot project of coordinating urban and rural employment, the quality of export products of local enterprises has increased by

收稿日期: 2023-07-10 修回日期: 2023-10-08

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(23AJL012)。

作者简介: 阳立高(1978—), 男, 湖南隆回人, 长沙理工大学经济与管理学院教授, 经济学博士, 博士后, 博士生导师, 研究方向为劳动力资本、技术创新与制造业发展。通信作者: 龚世豪。

about 12.1%. The dynamic effect test found that the improvement effect of the integration of the urban and rural labor market on the quality of the export products of enterprises presents an inverted U-shaped characteristic that first strengthens and then weakens. The heterogeneity test found that the impact of urban and rural labor market integration on the quality of export products of enterprises has obvious heterogeneity, and it has a greater promotion effect on non-state-owned enterprises, differentiated products, enterprises in inland areas, and labor-intensive enterprises. The inspection of the impact mechanism found that the integration of the urban and rural labor markets mainly promoted the upgrading of the quality of export products through the improvement of labor skills, and the increase in labor costs brought about suppressed the quality of export products to a certain extent. The article believes that the promotion of labor market integration can achieve a win-win situation for the interests of workers and enterprises.

Key words: integration of urban and rural labor markets; quality of export products; pilot projects for coordinating urban and rural employment

新中国成立之初,出于重工业优先发展的战略目的,中国实行了严格的户籍管理制度,导致城乡劳动力市场被完全分割。改革开放后,伴随着大规模的农村劳动力由农业部门向工业部门转移,劳动力无限供给特征保持并强化了劳动密集型产业的比较优势和国际竞争力。从 21 世纪开始,户籍制度存在的基础似乎已不再确立,但却产生了城市与农村两大分割的利益群体,在“晋升锦标赛”的压力下,地方政府更倾向于关注能为本地带来投资、税收的企业利益,而对劳动者特别是没有城市户籍的外来农民工往往关注不够^[1],城乡劳动力市场分割现象仍然较为严重,大量农民工在城乡间进行候鸟式迁徙^[2]。

作为一个相对的概念,城乡劳动力市场一体化对应的是城乡劳动力市场分割和差异。本文关注的问题是,打破城乡劳动力市场分割,实现城乡劳动力市场一体化是否仅对进入城市的农村劳动力有益,还是也能为企业创造价值?如果城乡劳动力市场一体化创造了新的企业价值,则无疑对于企业和劳动者来说是“双赢”的帕累托改进,相应的,制度设计的基本逻辑是坚定城乡劳动力市场一体化改革的决心和信心;如果城乡劳动力市场一体化并没有创造新的企业价值,甚至导致企业价值的损失,则制度设计的基本逻辑应当是在劳动者和企业之间寻找利益最优的平衡点。但是这一关乎劳动制度取向的基本问题尚未发现很好的回答。

鉴于此,本文使用 2000—2008 年的中国工业企业和中国海关进出口的匹配数据,将 2006 年开始的统筹城乡就业试点作为准自然实验,考察了城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的影响,我们关心以下 3 方面的问题:第一,城乡劳动力市场一体化是否会提升企业出口产品质量?第二,如果可以提升出口产品质量,那么对不同企业来说,是否具有普惠性?第三,城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的影响是通过何种渠道发挥作用的?

一、文献综述

目前尚未发现有文献就本主题进行全方位深度剖析,但通过文献梳理发现,与本文研究主题联系紧密的文献主要分为以下 3 支。

第一支文献考察了劳动要素价格、技能结构或配置效率对出口产品质量的影响^①。代表性文献如 Brambilla 等^[3]发现生产高质量的产品需要高质量的中间投入,特别是高技能的劳动者。许和连等^[4]发现不断上调的最低工资标准对企业出口产品质量会产生显著的负向影响,且这种负向影响主要体现在劳动密集型、国有企业和中西部地区企业。刘啟仁等^[5]发现企业用工技能水平越高,越有利于提升出口产品质量,且技能水平与企业中间品投入质量之间存在互补性,中间品质量越高,企业用工技能对出口产品质量的正向作用越明显。王明益等^[6]考察了劳动力价格扭曲对我

① 鉴于目前关于出口产品质量影响因素的研究已经较为丰富,为了突出本文的边际贡献,本文文献的梳理聚焦于劳动要素价格、技能结构或配置效率对出口产品质量的影响。

国出口产品质量的影响,发现扭曲较轻时能显著促进产品质量升级,扭曲较重时对产品质量促进作用变小甚至为负。龚世豪等^[7]发现随着劳动力老龄化加剧,而劳动力供给质量反而提升,并通过促进员工从低效或产出增幅慢企业转向高效或产出增幅快企业,来提升企业出口产品质量。阳立高等^[8]基于企业和城市层面的数据,研究发现人力资本扩张可通过促进技术创新、提升制造业结构高度化和产业结构服务化水平、强化城市集聚效应等机制提高企业出口产品国内附加值率。

第二支文献考察了城乡劳动力市场分割带来的影响。城乡劳动力市场一体化政策的逻辑起点是城乡劳动力市场分割,代表性文献考察了城乡劳动力市场分割对工资差异的影响,如吴贾等^[9]考察了该影响的年度变化,发现城镇户籍有利于劳动者工资正向溢价以及失业率降低,且其的效果在逐年增强。与前面研究不同,孙婧芳^[10]发现农村迁移劳动力的工资决定机制与城市本地劳动力正在趋同,而 Qu 等^[11]发现农村迁移劳动力和城市本地劳动力的工资差距虽有缩小,但高分位工资水平的差距在不断加大。

第三支文献对统筹城乡就业试点政策的效果进行了评估。陈红霞等^[12]基于京津冀区域内 13 个地级市数据,研究认为影响城市劳动力市场一体化的因素主要体现在城市间相关因素相对水平的差异上,具体在京津冀区域的表现,城市间经济发展水平的差距与劳动力市场一体化负相关;城市吸纳人口能力的差距与区域劳动力市场一体化正相关。

综上所述,已有研究围绕城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的影响进行了多角度、深层次的探讨,为本文提供了有益的研究思路和范式借鉴。如前所述关于城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的影响的文献尚未发现。鉴于此,本文可能存在以下边际贡献:一是拓宽了研究视角。统筹城乡就业试点政策是直接作用于劳动力要素进而作用于企业出口产品质量的,虽然该政策也会通过劳动要素价格、技能结构或配置

效率等一个或者多个渠道影响到出口产品质量,但本文考察的统筹城乡就业试点政策是与以上研究截然不同的研究主题,是对既有考察产品质量决定因素文献的补充和拓展。二是深化了研究内容。现有研究无疑对理解劳动力市场分割的影响提供了深刻的洞见,但其关注对象主要是劳动者群体,实际上除了这一群体外,城乡劳动力市场分割的影响还涉及用工单位甚至是地方政府等多个利益主体,本文重点关注了城乡劳动力市场分割对企业这一主要用工单位的影响。本文基于大样本企业层面数据,使用双重差分模型考察了城乡统筹就业试点对企业出口产品质量的影响,较好地克服了以上研究在政策评估方法上的不足,提高了研究结论的可靠性和丰富性。

二、制度背景和影响机制

(一) 制度背景

建国初期,在特殊的国际环境和历史条件下,我国受苏联模式的影响,确定了迅速实现工业化和优先发展重工业的国民经济发展战略。20 世纪 90 年代,我国继续实行“离土不离乡”的方针。自 1992 年开始,国家对农村劳动力转移的政策发生了积极的变化,从控制盲目流动到鼓励、引导和实行宏观调控下的有序流动。随着粮票等票证制度被取消,农村劳动力进入各级城镇居住、就业不再具有技术上的障碍,劳动力的自由流动和人口迁移的制度障碍已经显著弱化^[13]。

此次全国统筹城乡就业试点城市覆盖不同经济社会发展水平的各类地区:东部 6 省(自治区、直辖市)的 12 个区(市、县),中部 5 省(区)的 8 区(市),西部 4 省(区)的 4 市(区),东北 2 省的 2 市(见表 1)。其中,既有地区生产总值接近 5 000 亿元的大市,也有不足 50 亿元的小县,过千亿的有 11 个区市。既有人口过千万人的大市,也有人口不足 50 万人的小县。从居民收入水平看,有 11 个地区低于全国平均水平。

(二) 影响机制

基于已有文献,本文认为城乡劳动力市场一体化对出口产品质量影响可能会通过两个渠道产生作用。

表 1 统筹城乡就业试点备选地区名单

序号	所属省市	统筹城乡就业试点备选地区
1	北京	朝阳区、顺义区、延庆县、大兴区 *
2	天津	塘沽区
3	河北	秦皇岛市、承德市 *
4	吉林	长春市
5	黑龙江	大庆市 *
6	江苏	苏州市、无锡市、南通市、泰州市、昆山市 *
7	安徽	马鞍山市、芜湖市、繁昌县 *
8	浙江	杭州市、嘉兴市、湖州市、义乌市 *
9	江西	萍乡市、赣州市、新余市 *
10	福建	厦门市、泉州市
11	山东	济南市、青岛市、烟台市、青岛市城阳区 *
12	河南	鹤壁市、济源市
13	湖北	潜江市、荆州市、武汉市 *
14	湖南	长沙市、常德市
15	广东	深圳市、珠海市、肇庆市
16	广西	南宁市
17	重庆	沙坪坝区、渝北区 *
18	四川	成都市、金堂县 *
19	云南	曲靖市、玉溪市 *
20	陕西	宝鸡市

注：* 的为农业部已批复的农村劳动力平等就业试点地区。

一是城乡劳动力市场一体化可能会通过改变劳动力技能水平影响出口产品质量。《关于印发统筹城乡就业试点工作指导意见的通知》将建立覆盖城乡的职业培训体系,为城乡劳动者提升职业技能提供有效服务作为重点任务,包括建设一批骨干职业教育培训机构、落实职业培训补贴政策、完善就业准入和职业资格证书制度、鼓励企业注重提高员工职业素质。

二是城乡劳动力市场一体化可能会通过改变企业用工成本影响企业出口产品质量。一方面,统筹城乡就业试点政策中包含了若干消除城乡就业壁垒、改善劳动者就业环境的政策,这些都有助于促进农村劳动力进入城市就业市场,增加劳动力供给,降低企业用工成本;另一方面,长期以来,中国城镇社会保险覆盖率较低,企业不遵守社保缴费规定的现象普遍存在,代表性的研究发现在样本观测期内,城镇社会保险覆盖率在 5% ~ 10% 之间^[14-15],最低工资标准制度的遵守情况也并不乐观^[16]。《关于印发统筹城乡就业试点工作指导意见的通知》提出要健全劳动用工管理制度、强化对企业劳动用工的监督检查、解决好工伤、医疗保障、养老保障问题,因此,统筹城乡就业试点可能会由于保障劳动者的合法权益,而增加企业的用

工成本。据此,我们推测:城乡劳动力市场一体化可能会通过改变用工成本影响企业出口产品质量(称之为“用工成本调整效应”),但具体方向是不确定的。

三、研究设计

(一) 计量模型

按照双重差分的经典做法以及 Fan 等^[17]关于产品质量决定方程的设定,建立如下计量模型:

$$quality_{fjht} = \alpha + \beta integration_{fg} \times post_t + \delta X_{ft} + \varphi Z_{jt} + \kappa S_{gt} + \lambda_f + \lambda_t + \lambda_{hc} + \varepsilon_{fjht} \quad (1)$$

式(1)中, f 代表企业, j 代表国民经济行业分类(以下简称CIC)4位码行业, h 代表HS6位码产品, c 代表出口目的国, t 代表年份, g 为企业所在城市。 $quality$ 代表产品层面的出口质量, $integration$ 反映企业 f 所在地 g 是否被定为统筹城乡就业试点,若企业所在地处于统筹城乡就业试点区域范围则赋值为1,否则为0; $post$ 为虚拟变量,样本所在的年份大于或等于2006年时赋值为1,否则为0;处于试点年份则赋值为1,否则为0,交互项 $integration \times post$ 的估计系数 β 则反映了统筹城乡就业试点对企业出口产品质量的真实影响。 X 、 Z 、 S 分别为企业、行业、城市层面控制变量, λ_f 、 λ_t 、 λ_{hc} 分别为企业、年份和产品—目的国固定效应, ε_{fjht} 为随机误差项。为了消除可能的异方差和自相关问题,标准误差在城市层面聚类。

(二) 主要变量选取

(1) 企业出口产品质量($quality$)。借鉴 Khandelwal 等^[18]、Fan 等^[17]的做法,设定如下产品需求函数: $x_{fjht} = q_{fjht}^{-\sigma} p_{fjht}^{-\sigma} P_{ct}^{\sigma-1} Y_{ct}$ 。其中, x_{fjht} 和 q_{fjht} 分别为在HS6位码上,年份 t 目的地 c 从企业 f 进口产品 h 的产品数量与质量; P_{ct} 为出口目的地加总价格指数; Y_{ct} 为出口目的地的总收入; σ 为不同产品之间的替代弹性。对上式两边取对数,获得需求方程: $\ln x_{fjht} + \sigma \ln p_{fjht} = \varphi_h + \varphi_{ct} + \varepsilon_{fjht}$ 。其中,产品固定效应(φ_h)可以控制不同种类产品之间价格和数量的差异;国家年份固定效应(φ_{ct})可以控制目的国价格指数(P_{ct})和总收入(Y_{ct})的差异。由此得出产品质量: $\hat{quality}_{fjht} = \varepsilon_{fjht} / (\sigma - 1)$, σ 的取值与 Broda 等^[19]一致。

(2)城乡劳动力市场一体化(*integration*)。依据表1《统筹城乡就业试点备选地区名单》,若企业所在地处于统筹城乡就业试点区域范围则作为处理组,赋值为1,不在统筹城乡就业试点区域范围的企业作为对照组,否则为0。

(三)控制变量选取

企业层面变量包括:企业规模(*size*),用企业年平均就业人数的自然对数来衡量;资本密集度(*ln_{cap}*),使用固定资产合计与员工人数之比的自然对数来衡量;流动性比率(*liquid*),用企业流动资产与流动负债的差值占企业总资产的比率衡量;全要素生产率(*tfp*),借鉴王贵东^[20]的研究对部分指标予以补充,采用LP法进行测算;企业所有制类型(*ownership*),具体包括国有企业(*soe*)、外资企业(*fie*)和民营企业(*pri*)。城市层面变量包括:人口数量(*lnpop*),用取自然对数的年末总人口数量衡量;交通基础设施水平(*lntrans*),用取对数的货运总量进行衡量;工资水平(*lnwage*),用取对数的职工平均工资衡量。行业层面变量包括:进入障碍(*entrybarrier*),借鉴Lu等^[21]的方法,使用CIC4位码行业内企业年平均固定资产衡量;集聚水平(*agglomeration*),使用Ellison-Glaeser指数衡量;外资份额(*foreignshare*),使用CIC4位码行业外资占实收资本之比衡量;竞争程度(*hhi*),由CIC4位码行业企业市场份额的平方和衡量。

(四)数据来源

本文的数据主要来源于两个方面:第一,企业层面的生产数据,来源于2000—2008年中国工业企业数据库。对于中国工业企业数据库进行了如下处理:①借鉴Brandt等^[22]的方法利用企业代码、名称、法人代表、地址、邮编、行业代码、主要产品、区县、开业年份对企业样本进行匹配,采用序贯识别法重新构建面板数据。②部分企业提供的信息存在遗漏和错误,删除企业员工少于10人,总资产、净固定资产、销售额、工业总产值缺失,流动资产大于总资产,总固定资产大于总资产的样本。③对主要变量进行了价格指数平减。第二,进出口数据,来源于2000—2008年中国海关进出口数据库,我们同样利用企查查大数据平台获取海关

数据库中企业的唯一识别码,用于工企海关数据库的匹配。表2给出了变量的描述性统计。

需要重点说明的是,出于数据失效性的考虑,目前基于中国工业企业数据库的代表性研究大都将数据时间范围扩展至2014年。然而,由于我国统筹城乡就业试点工作从2006年下半年开始启动,至2008年年底结束。在试点结束后,试点期的一些政策特别是需要地方政府财政支出的内容,如培训补贴、社会保险等则因为政绩考核约束以及财力约束增强,导致试点时期的很多政策戛然而止。在此情况下,本文将样本最后时间限定为2008年。

表2 变量的描述性统计

变量	解释	均值	标准误	最小值	最大值
<i>quality</i>	企业出口产品质量	0.470	3.195	-10.000	8.500
<i>size</i>	企业规模	5.751	1.210	2.079	10.781
<i>ln_{cap}</i>	资本密集度	5.049	1.086	-0.797	10.986
<i>liquid</i>	流动性比率	0.055	0.297	-0.900	0.900
<i>tfp</i>	全要素生产率	4.984	1.119	-7.190	12.214
<i>soe</i>	国有企业	0.025	0.156	0	1
<i>fie</i>	外资企业	0.623	0.485	0	1
<i>lnpop</i>	人口数量	6.253	0.626	2.846	8.089
<i>lntrans</i>	交通基础设施水平	9.461	0.927	4.663	11.876
<i>lnwage</i>	工资水平	10.061	0.389	2.283	11.828
<i>entrybarrier</i>	进入障碍	9.675	0.619	8.373	15.177
<i>agglomeration</i>	集聚水平	0.036	0.029	0.004	0.147
<i>foreignshare</i>	外资份额	0.398	0.129	0.002	0.704
<i>hhi</i>	竞争程度	0.002	0.003	0.000	0.138

四、计量检验

(一)基本回归

表3给出了基于全样本的回归结果,各列均控制了企业、产品—目的国和年份固定效应。第(1)列在没有添加控制变量的情况下,*integration × post*的估计系数在1%的水平下显著为正;第(2)列~第(4)列分别加入企业、城市、行业层面的控制变量,*integration × post*的估计系数均在1%的水平下显著为正。从第(4)列的估计系数可知,城乡劳动力市场一体化试点政策使得企业出口产品质量提高了12.1%。

(二)平行趋势和动态效应检验

双重差分法有效的前提是满足平行趋势检验,即在政策冲击发生前,处理组和对对照组出口产品质量的变动趋势应该是相同的^[23]。而基本回归只考察了城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的平均影响,还需关心城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的影响是否随时间变化。

表 3 基本回归

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>integration</i> × <i>post</i>	0.132 *** (0.040)	0.134 *** (0.038)	0.119 *** (0.037)	0.121 *** (0.037)
<i>size</i>	—	0.091 *** (0.019)	0.095 *** (0.019)	0.094 *** (0.019)
<i>lnicap</i>	—	0.053 *** (0.013)	0.057 *** (0.013)	0.057 *** (0.013)
<i>liquid</i>	—	0.062 ** (0.028)	0.066 ** (0.027)	0.065 ** (0.027)
<i>tfp</i>	—	0.133 *** (0.012)	0.132 *** (0.012)	0.131 *** (0.012)
<i>soe</i>	—	0.050 (0.050)	0.053 (0.049)	0.053 (0.050)
<i>fie</i>	—	-0.053 (0.046)	-0.050 (0.045)	-0.052 (0.045)
<i>lnpop</i>	—	—	0.718 *** (0.209)	0.715 *** (0.207)
<i>lntrans</i>	—	—	0.003 (0.055)	0.003 (0.055)
<i>lnwage</i>	—	—	0.180 (0.129)	0.179 (0.129)
<i>entrybarrier</i>	—	—	—	0.049 (0.036)
<i>agglomeration</i>	—	—	—	0.255 (0.517)
<i>foreginshare</i>	—	—	—	-0.150 (0.146)
<i>hhi</i>	—	—	—	-14.386 * (7.485)
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
产品—目的 国固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	0.461 *** (0.006)	-0.959 *** (0.162)	-7.324 *** (2.122)	-7.669 *** (2.209)
观测值	3 865 005	3 834 069	3 818 268	3 818 268
<i>R</i> ²	0.343	0.344	0.344	0.344

说明：*、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 及 $p < 0.01$ 有统计学意义；括号内为城市层面聚类标准误。下同。

为此,本文参考 Beck 等^[24]文献的方法,将式(1)中 *post* 替换为各年份时间虚拟变量,以 2005 年作为参照组。为了使估计结果更加直观,本文将估计结果在图 1 中给出了系数变化,横轴表示年份,纵轴是估计值,可以看出相比 2005 年,2000—2004 年的估计系数并不显著,也就是说在试点之前处理组与对照组的出口产品质量变化趋势并无显著差异,而政策冲击的当年(2006 年)估计系数在 1% 的水平下显著为正,2007 年估计系数显著且数值有所变大,到 2008 年估计系数有所减小,但仍在 5% 的水平下显著为正,意味着城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的提升作用在整体上

呈现先增强后减弱的倒 U 型动态变化特征。

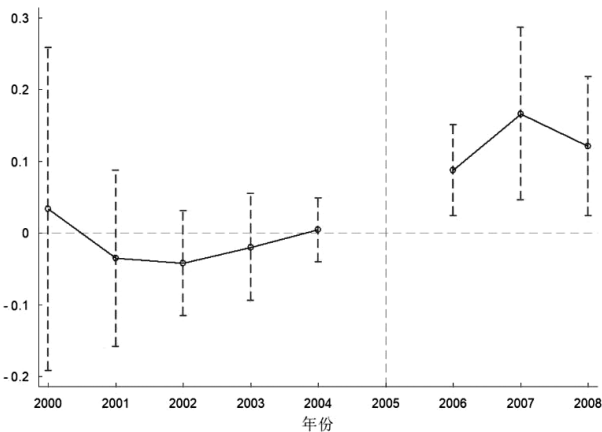


图 1 平行趋势检验

(三)稳健性检验

本文将从以下 6 个方面对基本回归进行稳健性检验,主要包括排除农村劳动力平等就业试点政策的影响、控制贸易自由化和投资自由化带来的影响、改变出口产品质量的衡量方法、考虑空间溢出效应、考虑样本选择偏差问题、改变聚类方法等。

1. 排除农村劳动力平等就业试点政策

自 2004 年起,国家在北京市朝阳区等 13 个县(市、区)开展农村劳动力平等就业试点工作,尝试在建立平等的就业准入制度、维护进城务工农民的合法权益、建立农民工社会保障体系、妥善解决农民工子女就读问题、户籍制度改革、建立农村劳动力转移就业培训体系等方面有所突破。2006 年统筹城乡就业试点政策在选取政策试点过程中,将其中的 12 个县(市、区)作为试点,因此 *integration* = 1 时不仅刻画了统筹城乡就业试点政策的影响,还可能包含了农村劳动力平等就业试点政策的影响。为此,本文进一步加入农村劳动力平等就业试点(*equal*)的虚拟变量,为相应试点则赋值为 1,否则为 0,表 4 第(1)列给出了控制农村劳动力平等就业试点政策的估计结果,此时 *integration* × *post* 的估计系数发生轻微变化,但仍在 1% 的水平下显著为正,而 *equal* × *post* 的估计系数在 10% 的水平下没有通过显著性检验。进一步地,在表 4 第(2)列中将农村劳动力平等就业政策试点地区进行剔除,*integration* × *post* 仍在 1% 的水平下显著为正,

意味着 $integration \times post$ 对出口产品质量的促进作用来源于统筹城乡就业试点政策,而非农村劳动力平等就业试点政策。

表4 稳健性检验:排除农村劳动力平等就业试点政策

解释变量	(1)	(2)
$integration \times post$	0.122 *** (0.037)	0.123 *** (0.037)
$equal \times post$	-0.040 (0.042)	-
$size$	0.094 *** (0.019)	0.097 *** (0.019)
$ln cap$	0.057 *** (0.013)	0.057 *** (0.013)
$liquid$	0.065 ** (0.027)	0.067 ** (0.027)
tfp	0.131 *** (0.012)	0.130 *** (0.013)
soe	0.053 (0.050)	0.050 (0.050)
fie	-0.052 (0.045)	-0.059 (0.044)
$ln pop$	0.715 *** (0.206)	0.763 *** (0.208)
$ln trans$	0.002 (0.055)	-0.002 (0.056)
$ln wage$	0.181 (0.130)	0.175 (0.131)
$entry barrier$	0.049 (0.036)	0.040 (0.036)
$agglomeration$	0.249 (0.516)	0.286 (0.530)
$foregin share$	-0.150 (0.146)	-0.163 (0.149)
hhi	-14.385 * (7.492)	-14.419 * (7.585)
企业固定效应	YES	YES
产品—目的国固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
常数项	-7.686 *** (2.210)	-7.795 *** (2.271)
观测值	3 818 268	3 728 672
R^2	0.344	0.346

2. 控制贸易自由化和投资自由化带来的影响

本文的样本区间为2000—2008年,期间发生的重大事件是2001年加入世界贸易组织,自此开始进入了快速的贸易自由化阶段。既有研究发现,贸易自由化使本国企业面临更为激烈的竞争,同时可以进口高质量的中间投入品,从而提高本国企业的出口产品质量^[17,25],如果不控制贸易自由化带来的影响,则可能会导致某种程度上的遗漏变量问题。另一方面,激烈的产品市场竞争也

会降低企业利润,促使政府加快劳动力市场改革^[26],因此基本回归得出的结果很可能受到贸易自由化的影响。按照 Brandt 等^[27]的做法,构造CIC4位码行业层面的投入关税水平($tariff_input$)和产出关税水平($tariff_output$),用于衡量不同行业面临的进口冲击。表5第(1)列~第(3)列分别给出了控制投入关税、产出关税和同时控制关税水平的估计结果,可以发现 $integration \times post$ 的估计系数仍然显著为正,即控制了贸易自由化带来的进口冲击和投资冲击后,基本回归得出的结论依然成立。其次,借鉴孙浦阳等^[28]的做法,整理各行业外资鼓励和禁止目录,在基础计量模型的基础上加入是否为鼓励行业($encourage$)、限制行业($restrict$)虚拟变量。表5第(4)列~第(6)列分别

表5 稳健性检验:控制贸易自由化和投资自由化带来的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$integration \times post$	0.121 *** (0.035)	0.120 *** (0.035)	0.121 *** (0.035)	0.123 *** (0.037)	0.121 *** (0.037)	0.123 *** (0.037)
$size$	0.092 *** (0.017)	0.093 *** (0.017)	0.092 *** (0.017)	0.093 *** (0.019)	0.094 *** (0.019)	0.093 *** (0.019)
$ln cap$	0.055 *** (0.012)	0.056 *** (0.012)	0.055 *** (0.012)	0.057 *** (0.013)	0.056 *** (0.013)	0.056 *** (0.013)
$liquid$	0.071 ** (0.028)	0.071 ** (0.028)	0.071 ** (0.028)	0.066 ** (0.027)	0.065 ** (0.027)	0.065 ** (0.027)
tfp	0.132 *** (0.013)	0.132 *** (0.013)	0.132 *** (0.013)	0.131 *** (0.012)	0.131 *** (0.012)	0.131 *** (0.012)
soe	0.060 (0.055)	0.061 (0.055)	0.060 (0.055)	0.053 (0.050)	0.055 (0.049)	0.055 (0.049)
fie	-0.063 (0.049)	-0.062 (0.048)	-0.063 (0.049)	-0.052 (0.045)	-0.054 (0.045)	-0.054 (0.045)
$ln pop$	0.442 * (0.253)	0.445 * (0.250)	0.439 * (0.254)	0.709 *** (0.208)	0.713 *** (0.208)	0.708 *** (0.209)
$ln trans$	0.019 (0.051)	0.019 (0.051)	0.019 (0.051)	0.002 (0.055)	0.001 (0.055)	0.001 (0.055)
$ln wage$	0.148 (0.123)	0.150 (0.123)	0.147 (0.123)	0.182 (0.128)	0.180 (0.130)	0.183 (0.129)
$entry barrier$	0.070 ** (0.035)	0.071 ** (0.036)	0.074 ** (0.036)	0.056 (0.035)	0.050 (0.036)	0.056 (0.035)
$agglomeration$	0.205 (0.675)	0.631 (0.658)	0.215 (0.673)	0.301 (0.518)	0.284 (0.518)	0.320 (0.519)
$foregin share$	-0.050 (0.157)	-0.005 (0.157)	-0.042 (0.161)	-0.165 (0.147)	-0.145 (0.146)	-0.159 (0.147)
hhi	-16.898 *** (6.344)	-16.871 *** (6.425)	-17.146 *** (6.313)	-14.072 * (7.488)	-15.299 ** (7.557)	-14.923 * (7.582)
$tariff_input$	0.019 *** (0.004)	—	0.018 *** (0.004)	—	—	—
$tariff_output$	—	0.004 (0.003)	0.002 (0.003)	—	—	—
$encourage$	—	—	—	-0.056 *** (0.020)	—	-0.049 ** (0.021)
$restrict$	—	—	—	—	0.095 *** (0.023)	0.085 *** (0.024)
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
产品—目的国固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-6.212 *** (2.099)	-6.220 *** (2.080)	-6.248 *** (2.099)	-7.710 *** (2.206)	-7.671 *** (2.211)	-7.706 *** (2.209)
观测值	3 460 222	3 460 222	3 460 222	3 818 268	3 818 268	3 818 268
R^2	0.346	0.346	0.346	0.344	0.344	0.344

给出了估计结果。可以看出在控制了投资自由化的影响后, *integration × post* 的估计系数仍然在 1% 的水平下显著为正。

3. 改变出口产品质量的衡量方法

一是改变 σ 的取值范围。前文关于产品质量测算中 σ 的取值与 Broda 等^[19]一致, 研究表明 σ 的取值区间通常为 $[5, 10]$ 。为此, 本文分别将 σ 赋值为 5 和 10, 表 6 第(1)列、第(2)列分别给出了估计结果。二是使用企业层面的出口质量作为被解释变量, 基本回归中出口质量为产品层面, 尽管这一做法在既有文献中非常普遍, 但在没有引入新信息的情况下, 如果使用产品层面质量数据, 观

表 6 稳健性检验: 改变出口产品质量的衡量方法

解释变量	(1)	(2)	(3)
	$\sigma = 5$	$\sigma = 10$	企业出口质量
<i>integration × post</i>	0.614 *** (0.070)	0.948 *** (0.126)	0.005 *** (0.001)
<i>size</i>	0.131 *** (0.028)	0.142 *** (0.053)	0.010 *** (0.001)
<i>ln cap</i>	0.067 *** (0.019)	0.053 (0.037)	0.005 *** (0.001)
<i>liquid</i>	0.033 (0.032)	0.063 (0.060)	0.002 ** (0.001)
<i>fp</i>	0.159 *** (0.017)	0.239 *** (0.030)	0.007 *** (0.001)
<i>soe</i>	0.019 (0.064)	0.129 (0.119)	-0.002 (0.002)
<i>fie</i>	-0.061 (0.068)	-0.118 (0.107)	-0.001 (0.001)
<i>ln pop</i>	1.874 *** (0.519)	3.502 *** (1.053)	0.004 (0.010)
<i>ln trans</i>	-0.067 (0.079)	-0.158 (0.159)	-0.000 (0.002)
<i>ln wage</i>	0.196 (0.176)	0.455 (0.313)	0.011 * (0.006)
<i>entry barrier</i>	0.133 ** (0.053)	0.282 *** (0.101)	0.002 (0.001)
<i>agglomeration</i>	0.787 (0.688)	-1.545 (1.353)	0.028 (0.028)
<i>foreign share</i>	-0.034 (0.216)	0.486 (0.405)	-0.003 (0.007)
<i>hhi</i>	-44.268 *** (12.539)	-69.592 *** (24.359)	-0.013 (0.010)
企业固定效应	YES	YES	YES
产品—目的 国固定效应	YES	YES	NO
年份固定效应	YES	YES	YES
常数项	-15.694 *** (4.318)	-28.823 *** (8.759)	0.358 *** (0.112)
观测值	3 724 275	3 539 723	217 056
<i>R</i> ²	0.401	0.447	0.829

测值数量的扩大将使得标准误差变小而影响估计结果的可靠性^[29]。借鉴 Crinò 等^[30]的做法, 本文将企业—年份—产品—目的国层面的产品质量在企业—年份层面进行简单平均, 从而得出企业层面出口质量, 第(3)列给出了估计结果。可以看出, 无论采用哪一种方法衡量出口产品质量, 基本回归得出的结论都是成立的。

4. 考虑空间溢出效应

自然实验通常依据地理边界来划分处理组和控制组, 但是由于政策的外部性或者个体的策略性迁移决策, 即企业主动地从控制组地区迁移至处理组地区, 在处理组和控制组之间可能发生溢出效应, 即政策处理效果可能会蔓延到近邻的控制组, 这就导致违反了双重差分法的 SUTVA 假定。首先, 借鉴 Clarle^[31]的做法, 在计量模型(1)的基础上加入近邻处理组变量(*close*), 具体来说如果企业所在城市与处理组接壤, 则赋值为 1, 否则为 0, 估计结果详见表 7 第(1)列。其次, 借鉴孙天阳等^[32]的做法, 剔除处理组地理上相邻的控制组样本进行回归分析, 估计结果详见表 7 第(2)列。可以发现在控制了可能的空间溢出效应后, *integration × post* 的估计系数仍在 1% 的水平下显著为正, 基本回归得出的结论仍然是成立的。

5. 考虑样本选择偏差问题

基本回归中排除了非出口企业, 这就会产生由于样本选择偏差导致的估计偏误。为此, 使用 Heckman 两步法来解决这一问题。第一步, 构建选择方程, 被解释变量为企业出口倾向, 若企业出口额大于 0 即为出口企业, 否则为非出口企业; 第二步, 为修正的出口质量模型, 在第一步回归得到逆米斯比 (*IMR*) 的基础上建立回归模型, 以消除潜在的样本选择偏差, 在采用 Heckman^[33]自选择模型进行估计时, 需要在企业出口决策模型中加入额外的控制变量。该变量需要与企业出口决策密切相关, 同时又不影响企业出口产品质量。本文采用企业上一期是否出口的虚拟变量 (*L. exp*) 作为该控制变量, 原因是如果企业上一期存在出口行为, 意味着企业已支出了部分固定成本, 则会影响到企业当期的出口决策。表 8 第(1)列和第

表 7 稳健性检验:考虑空间溢出效应

解释变量	(1)	(2)
<i>integration × post</i>	0.121 *** (0.037)	0.127 *** (0.028)
<i>size</i>	0.094 *** (0.019)	0.117 *** (0.031)
<i>ln_{cap}</i>	0.057 *** (0.013)	0.067 *** (0.018)
<i>liquid</i>	0.065 ** (0.027)	0.066 * (0.039)
<i>tfp</i>	0.131 *** (0.012)	0.122 *** (0.014)
<i>soe</i>	0.053 (0.050)	0.119 * (0.061)
<i>fie</i>	-0.052 (0.045)	-0.094 (0.066)
<i>ln_{pop}</i>	0.714 *** (0.207)	0.624 *** (0.202)
<i>ln_{trans}</i>	0.003 (0.055)	-0.044 (0.063)
<i>ln_{wage}</i>	0.180 (0.129)	0.218 (0.162)
<i>entrybarrier</i>	0.049 (0.036)	0.010 (0.043)
<i>agglomeration</i>	0.256 (0.517)	0.436 (0.519)
<i>foreginshare</i>	-0.150 (0.146)	-0.336 ** (0.160)
<i>hhi</i>	-14.387 * (7.485)	-2.877 (7.299)
<i>close</i>	-0.136 (0.235)	-
企业固定效应	YES	YES
产品—目的国固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
常数项	-7.620 *** (2.200)	-6.732 *** (2.573)
观测值	3 818 268	2 098 483
<i>R</i> ²	0.344	0.362

(2)列报告了 Heckman 两步法得到的结果。*IMR* 的回归系数在 1% 的水平下显著,拒绝不存在样本选择性偏差的原假设,说明存在样本选择问题的可能性较大,而 *integration × post* 的估计数与使用双重差分法得到的结果非常接近,再次验证了基本回归结论的稳健性。

6. 改变聚类方法

基本回归中我们按照通行的做法对于标准误差在城市层面进行了聚类,但在哪一层面聚类并无严格的标准^[34]。本部分分别从企业、HS6 位码、城市—年份、HS6 位码—年份 4 个层面进行聚类,表 9 给出了估计结果,可以看出在改变了聚类方法

后,*integration × post* 的估计系数仍在 1% 的水平下显著为正,意味着基本回归的结论不受稳健标准误差聚类层面的影响。

表 8 稳健性检验:考虑样本选择偏差问题

解释变量	(1)	(2)
	<i>exp_dum</i>	<i>quality</i>
<i>integration × post</i>	0.036 *** (0.006)	0.121 *** (0.037)
<i>size</i>	0.254 *** (0.002)	0.090 *** (0.019)
<i>ln_{cap}</i>	-0.018 *** (0.002)	0.055 *** (0.013)
<i>liquid</i>	0.013 *** (0.005)	0.065 ** (0.027)
<i>tfp</i>	0.022 *** (0.001)	0.131 *** (0.012)
<i>soe</i>	-0.182 *** (0.007)	0.055 (0.050)
<i>fie</i>	0.720 *** (0.005)	-0.055 (0.045)
<i>ln_{pop}</i>	0.192 *** (0.047)	0.719 *** (0.206)
<i>ln_{trans}</i>	-0.137 *** (0.008)	0.004 (0.055)
<i>ln_{wage}</i>	0.005 (0.016)	0.180 (0.129)
<i>entrybarrier</i>	-0.208 *** (0.003)	0.051 (0.036)
<i>agglomeration</i>	2.321 *** (0.073)	0.225 (0.516)
<i>foreginshare</i>	0.640 *** (0.015)	-0.150 (0.146)
<i>hhi</i>	0.555 *** (0.049)	-14.437 * (7.490)
<i>L. exp_dum</i>	2.015 *** (0.004)	—
<i>IMR</i>	—	-0.023 *** (0.007)
城市固定效应	YES	NO
企业固定效应	NO	YES
产品—目的国固定效应	NO	YES
年份固定效应	YES	YES
常数项	-0.640 * (0.338)	-7.696 *** (2.208)
观测值	1 837 872	3 818 268
<i>R</i> ²	0.448	0.344

7. 考虑政策试点结束后产生的影响

本文提及统筹城乡就业政策试点结束后,试点期的一些政策戛然而止,因此将样本最后时间限定为 2008 年。但试点过程中产生的促进城乡劳动力市场一体化的政策观念和有益做法也保留下来;与此同时,完善劳动合同管理制度、放宽农民

表 9 稳健性检验:改变聚类方法

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	name	hs6	city_year	hs6_year
<i>integration × post</i>	0.121 *** (0.017)	0.121 *** (0.014)	0.121 *** (0.024)	0.121 *** (0.015)
<i>size</i>	0.094 *** (0.014)	0.094 *** (0.011)	0.094 *** (0.012)	0.094 *** (0.011)
<i>ln_{cap}</i>	0.057 *** (0.012)	0.057 *** (0.009)	0.057 *** (0.009)	0.057 *** (0.009)
<i>liquid</i>	0.065 *** (0.018)	0.065 *** (0.014)	0.065 *** (0.020)	0.065 *** (0.016)
<i>tfp</i>	0.131 *** (0.008)	0.131 *** (0.005)	0.131 *** (0.007)	0.131 *** (0.006)
<i>soe</i>	0.053 (0.050)	0.053 * (0.031)	0.053 (0.040)	0.053 (0.035)
<i>fie</i>	-0.052 (0.037)	-0.052 ** (0.023)	-0.052 * (0.028)	-0.052 * (0.028)
<i>ln_{pop}</i>	0.715 *** (0.186)	0.715 *** (0.146)	0.715 *** (0.196)	0.715 *** (0.132)
<i>ln_{trans}</i>	0.003 (0.029)	0.003 (0.027)	0.003 (0.041)	0.003 (0.025)
<i>ln_{wage}</i>	0.179 *** (0.064)	0.179 *** (0.060)	0.179 ** (0.088)	0.179 *** (0.060)
<i>entrybarrier</i>	0.049 ** (0.023)	0.049 ** (0.022)	0.049 ** (0.021)	0.049 ** (0.021)
<i>agglomeration</i>	0.255 (0.443)	0.255 (0.466)	0.255 (0.383)	0.255 (0.416)
<i>foreginshare</i>	-0.150 (0.109)	-0.150 (0.113)	-0.150 (0.115)	-0.150 (0.111)
<i>hhi</i>	-14.386 *** (4.648)	-14.386 *** (5.495)	-14.386 *** (4.453)	-14.386 *** (4.332)
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
产品一目的 国固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	-7.669 *** (1.448)	-7.669 *** (1.288)	-7.669 *** (1.680)	-7.669 *** (1.171)
观测值	3 818 268	3 818 268	3 818 268	3 818 268
<i>R</i> ²	0.344	0.344	0.344	0.344

工进城落户条件等政策延续了下来。此外,也有一些经济条件较好的城市(如嘉兴市等)选择继续实行统筹城乡就业试点期间的各项政策。因此,我们进一步将样本拓展至 2013 年,以更好地反映统筹城乡就业试点政策的影响。表 10 给出了估计结果,可以看出 *integration × post* 的估计系数仍然在 1% 的水平显著为正,但相比基本回归的估计系数有所减小,也说明试点结束后政策的影响力度有所减小。

五、进一步检验

(一)异质性检验

虽然基本回归已经验证了城乡劳动力市场一

表 10 稳健性检验:考虑政策试点结束后产生的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>integration × post</i>	0.113 *** (0.022)	0.116 *** (0.022)	0.116 *** (0.022)	0.116 *** (0.022)
<i>size</i>	—	0.018 *** (0.005)	0.018 *** (0.005)	0.018 *** (0.004)
<i>ln_{cap}</i>	—	0.005 (0.005)	0.005 (0.005)	0.005 (0.005)
<i>liquid</i>	—	0.001 ** (0.001)	0.001 ** (0.001)	0.001 ** (0.001)
<i>tfp</i>	—	0.032 *** (0.004)	0.032 *** (0.004)	0.032 *** (0.004)
<i>soe</i>	—	0.005 (0.022)	0.006 (0.022)	0.005 (0.022)
<i>fie</i>	—	0.015 *** (0.005)	0.015 *** (0.005)	0.015 *** (0.005)
<i>ln_{pop}</i>	—	—	0.006 ** (0.003)	0.006 ** (0.003)
<i>ln_{trans}</i>	—	—	0.000 (0.013)	0.001 (0.013)
<i>ln_{wage}</i>	—	—	0.005 (0.030)	0.006 (0.030)
<i>entrybarrier</i>	—	—	—	-0.004 (0.005)
<i>agglomeration</i>	—	—	—	-0.140 * (0.083)
<i>hhi</i>	—	—	—	0.020 (0.062)
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
产品一目的 国固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	0.034 *** (0.006)	-0.280 *** (0.040)	-0.368 (0.348)	-0.333 (0.362)
观测值	7 937 541	7 618 422	7 618 422	7 618 422
<i>R</i> ²	0.369	0.371	0.371	0.371

体化对企业出口产品质量升级的促进作用,但这种估计模型只是建立在均值回归模型的框架上,即考察的是城乡劳动力市场一体化对所有企业的平均处理效应。而现实中,由于企业之间在多个方面存在明显差异,在受到统筹城乡就业试点政策冲击时所采取的反映也会不同。为此,分别从企业所有制类型、产品契约敏感度、所在地区和要素密集度进行异质性检验。

1. 分企业所有制类型

大量的实证研究表明,在控制了行政垄断、企业规模和职工教育背景等因素之后,发现国有企业支付了更高的职工工资^[35],因此国有企业可以吸引更多的高技能水平的高素质劳动力。那么,城乡劳动力市场一体化之后带来的劳动力供给增

多可能对非国有企业的用工难、技工短缺等问题具有更大的边际改善作用,即“用工技能的提升效应”更多体现于非国有企业。表 11 报告了考察城乡劳动力市场一体化对不同所有制类型企业出口产品质量的估计结果。可以发现,对于国有企业样本组, $integration \times post$ 的估计系数并不显著,而对于民营企业 and 外资企业样本组, $integration \times post$ 的估计系数至少在 5% 的水平下显著,这意味着城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的提升作用主要体现在非国有企业。

表 11 异质性分析:分企业所有制类型

解释变量	(1)	(2)	(3)
	国有企业	民营企业	外资企业
$integration \times post$	0.126 (0.125)	0.092 ** (0.036)	0.113 *** (0.041)
$size$	0.171 * (0.101)	0.131 *** (0.025)	0.089 *** (0.023)
$ln cap$	0.189 ** (0.089)	0.068 *** (0.018)	0.050 *** (0.015)
$liquid$	0.226 * (0.118)	0.023 (0.040)	0.074 ** (0.029)
tfp	0.125 *** (0.034)	0.130 *** (0.014)	0.135 *** (0.016)
$ln pop$	0.140 (0.458)	0.343 (0.355)	0.808 *** (0.226)
$ln trans$	-0.060 (0.124)	-0.049 (0.073)	0.011 (0.063)
$ln wage$	0.363 (0.365)	0.294 (0.194)	0.042 (0.129)
$entry barrier$	-0.001 (0.140)	0.170 *** (0.057)	0.009 (0.033)
$agglomeration$	3.129 (2.551)	0.111 (0.689)	0.151 (0.589)
$foregin share$	-0.558 (0.733)	0.378 * (0.224)	-0.321 ** (0.151)
hhi	-5.270 (21.965)	-32.267 ** (14.120)	-8.566 (6.633)
企业固定效应	YES	YES	YES
产品—目的国固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
常数项	-8.448 (5.377)	-7.843 ** (3.867)	-6.245 *** (2.062)
观测值	100 892	1 302 225	2 338 195
R^2	0.869	0.396	0.350

2. 分产品契约敏感度

契约不完全理论认为,有限理性或信息不对称使一些关于用工的专用性投资无法完全写入契约或向第三方证实,造成企业在事后的再谈判中很可能面临被“套牢”或“敲竹杠”的风险,那么企

业在生产过程中则更倾向于生产低契约密集度的产品。当前中国的契约实施制度并不完善,劳动力市场一体化之后,企业会更加关注对劳动者的社会保障,使劳企双方之间的联系更加密切,会较大程度上改变企业面临的契约环境。那么,我们推测城乡劳动力市场一体化对产品的正向促进作用可能会体现在对契约敏感度更高的产品上。

借鉴通行的做法,本文根据 Rauch^[36] 的产品差异化指数,对出口产品的契约敏感度进行了分类。表 12 第(1)列、第(2)列给出了保守估计的产品契约敏感度分组结果,可以看出 $integration \times post$

表 12 异质性分析:分产品契约敏感度

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	保守估计		传统估计	
	差异性产品	同质性产品	差异性产品	同质性产品
$integration \times post$	0.132 *** (0.035)	0.041 (0.107)	0.131 *** (0.035)	0.068 (0.085)
$size$	0.086 *** (0.019)	0.155 *** (0.058)	0.083 *** (0.020)	0.149 *** (0.050)
$ln cap$	0.051 *** (0.014)	0.128 *** (0.042)	0.051 *** (0.014)	0.109 *** (0.036)
$liquid$	0.074 *** (0.026)	-0.037 (0.076)	0.069 *** (0.026)	0.028 (0.062)
tfp	0.128 *** (0.014)	0.210 *** (0.020)	0.133 *** (0.015)	0.176 *** (0.019)
soe	0.073 (0.057)	0.082 (0.088)	0.076 (0.059)	0.080 (0.084)
fie	-0.037 (0.054)	-0.108 * (0.063)	-0.044 (0.053)	-0.072 (0.056)
$ln pop$	0.610 *** (0.218)	1.132 ** (0.546)	0.627 *** (0.225)	0.963 ** (0.457)
$ln trans$	-0.033 (0.056)	0.200 (0.152)	-0.041 (0.055)	0.173 (0.134)
$ln wage$	0.097 (0.141)	0.185 (0.236)	0.080 (0.141)	0.287 (0.236)
$entry barrier$	0.006 (0.028)	0.622 *** (0.153)	0.013 (0.030)	0.406 *** (0.111)
$agglomeration$	0.013 (0.542)	-0.508 (1.462)	-0.098 (0.543)	-0.759 (1.014)
$foregin share$	-0.124 (0.149)	1.206 *** (0.438)	-0.101 (0.153)	0.539 (0.367)
hhi	-7.198 (5.437)	-92.510 *** (23.256)	-7.869 (5.929)	-73.133 *** (18.658)
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
产品—目的国固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	-5.331 ** (2.227)	-19.630 *** (6.280)	-5.261 ** (2.303)	-16.654 *** (5.400)
观测值	2 940 646	367 879	2 824 212	483 007
R^2	0.355	0.483	0.358	0.462

的估计系数在异质性产品组在 1% 的水平下显著为正,在同质性产品组则没有通过显著性检验。为了保证结论的稳健性,表 12 第(3)列、第(4)列进一步给出了传统估计的产品契约敏感度分组结果,结论依然没有发生变化。这意味着城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的促进作用主要体现在差异性产品上。

3. 分企业所在地区

我国劳动力市场具有明显的地域性特征,这一点在中国现行户籍管理制度、区域化经济发展政策和财税核算体系下显得尤为突出。地方政府出于局部利益的考量,往往会设定各种政策壁垒扶持本地经济发展、保障城市居民就业,从而在一定程度上阻碍了城乡劳动力市场一体化的形成^[37]。由于沿海地区最早开始市场化改革,率先对外开放,在劳动力要素市场化改革走在前列,根据国民经济研究所市场化指数课题组使用 25 项客观指标进行度量的结果表明,东部沿海地区的市场化程度远远超过内陆地区^[38]。这一点,可以从本文样本区间内沿海地区集聚了我国绝大多数的短期流动人口的特征事实得到佐证。那么,可以推测,相较于沿海地区企业,城乡劳动力市场一体化试点政策的影响对于内陆地区企业的劳动力供给促进作用更大,进而更有助于提升内陆地区企业的出口产品质量。

表 13 给出了分地区回归的估计结果。可以看出,城乡劳动力市场一体化对沿海地区的企业出口产品质量提升幅度为 11.7%,对内陆地区样本组企业出口产品质量提升幅度为 16.4%,意味着城乡劳动力市场一体化试点政策对内陆地区企业的出口产品质量产生了更大的促进作用。

4. 分行业要素密集度

通常来讲,不同产业在生产过程中使用要素的密集度不同,纺织服装等劳动密集型行业用工人数相对更多,可能会对城乡劳动力市场一体化试点政策更为敏感,而电子信息、高端装备等行业更依赖资金、技术等生产要素,可能对城乡劳动力市场一体化试点政策敏感性相对较弱。因此,借鉴 Lu 等^[39]的做法,本文选取 2005 年 CIC4 位码行

业层面内所有企业资本劳动比的中位数作为该行业的资本劳动比,然后取行业资本劳动比的 1/3、2/3 分位点作为劳动密集、中间密集和资本密集三类不同劳动要素密集度行业的分界。

表 13 异质性分析:分企业所在地区

解释变量	(1)	(2)
	沿海	内陆
<i>integration × post</i>	0.117 *** (0.039)	0.164 ** (0.081)
<i>size</i>	0.081 *** (0.018)	0.242 *** (0.042)
<i>lnicap</i>	0.047 *** (0.013)	0.158 *** (0.034)
<i>liquid</i>	0.067 ** (0.029)	0.058 (0.049)
<i>tfp</i>	0.133 *** (0.014)	0.111 *** (0.016)
<i>soe</i>	0.017 (0.053)	0.200 * (0.105)
<i>fie</i>	-0.054 (0.048)	0.005 (0.089)
<i>lnpop</i>	0.777 *** (0.229)	0.655 *** (0.235)
<i>lntrans</i>	0.009 (0.066)	-0.078 (0.092)
<i>lnwage</i>	0.198 (0.149)	-0.098 (0.095)
<i>entrybarrier</i>	0.026 (0.037)	0.218 *** (0.074)
<i>agglomeration</i>	-0.040 (0.507)	5.898 *** (1.574)
<i>foreginshare</i>	-0.120 (0.157)	-0.214 (0.484)
<i>hhi</i>	-12.512 (8.084)	-31.387 *** (10.001)
企业固定效应	YES	YES
产品—目的国固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
常数项	-7.978 *** (2.537)	-6.522 *** (2.024)
观测值	3 504 311	266 816
<i>R</i> ²	0.346	0.486

表 14 给出了估计结果。可以发现,对于资本密集型行业样本组,*integration × post* 的估计系数没有通过显著性检验,对中间密集和劳动密集型行业样本组,*integration × post* 的估计系数至少在 5% 的水平下显著,且对于劳动密集组样本大于中间密集样本组。这意味着城乡劳动力市场一体化带来的产品质量提升作用对劳动密集行业效果更大。

表 14 异质性分析:分行业要素密集度

解释变量	(1)	(2)	(3)
	劳动密集	中间密集	资本密集
<i>integration × post</i>	0.136 *** (0.046)	0.108 ** (0.046)	0.090 (0.073)
<i>size</i>	0.106 *** (0.023)	0.066 ** (0.026)	0.160 *** (0.044)
<i>lnicap</i>	0.049 *** (0.016)	0.061 *** (0.018)	0.077 * (0.040)
<i>liquid</i>	0.098 *** (0.027)	0.019 (0.039)	0.065 (0.059)
<i>tfp</i>	0.130 *** (0.019)	0.127 *** (0.015)	0.183 *** (0.020)
<i>soe</i>	0.064 (0.077)	0.038 (0.093)	0.043 (0.094)
<i>fie</i>	-0.093 (0.073)	-0.034 (0.054)	-0.025 (0.081)
<i>lnpop</i>	0.492 (0.340)	1.036 *** (0.354)	0.485 (0.428)
<i>lntrans</i>	-0.031 (0.064)	-0.027 (0.084)	0.047 (0.096)
<i>lnwage</i>	0.037 (0.151)	0.184 (0.170)	0.259 (0.228)
<i>entrybarrier</i>	-0.228 *** (0.076)	0.114 (0.083)	0.092 (0.133)
<i>agglomeration</i>	1.968 ** (0.801)	-1.307 (0.938)	-3.700 (3.081)
<i>foreginshare</i>	-0.595 ** (0.261)	-0.054 (0.193)	-0.781 * (0.442)
<i>hhi</i>	35.095 *** (11.644)	-30.692 * (17.764)	-16.207 (13.335)
企业固定效应	YES	YES	YES
产品一目的国固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
常数项	-1.801 (3.215)	-9.930 *** (3.611)	-8.674 ** (3.530)
观测值	1 898 440	1 497 919	364 221
<i>R</i> ²	0.360	0.358	0.466

(二) 影响机制检验

本部分对影响机制分析部分提及的可能渠道进行检验。

1. 用工技能提升效应

由于中国工业企业数据库除 2004 年外,没有提供企业层面的员工技能水平变量,为此,对于技能效应渠道的检验,我们借鉴 Liu 等^[40]的做法,采用分组检验的方式进行。可以推测,如果城乡劳动力市场一体化通过“用工技能提升效应”提升了出口产品质量,那么对于劳动技能密集度越高的行业,产生的促进作用就会更大。对于制造业行业技能密集度指标,我们基于中国工业企业数据库 2004 年数据采用两种衡量方法,一是 CIC4 位码

行业层面中级和高级工程师占就业人数的比例,二是 CIC4 位码行业大学专科及以上学历占就业人数的比例。数值越大,行业技能密集度越高。我们根据中位数将所有行业分为高技能密集度行业 and 低技能密集度行业。从表 15 第(1)列~第(2)列、第(3)列~第(4)可以看出,城乡劳动力市场一体化对不同技能密集度行业的影响系数均显著为正,但高技能密集行业样本 *integration × post* 的估计系数明显大于低技能密集型行业样本,这意味着城乡劳动力市场一体化通过技能效应提升了出口产品质量,即用工技能提升效应渠道得到证明。

表 15 影响机制检验:用工技能提升

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	中级和高级工程师占 就业人数比例	大学专科及以上学历 占就业人数比例	高技能 密集型	低技能 密集型
<i>integration × post</i>	0.161 *** (0.054)	0.114 *** (0.040)	0.193 *** (0.039)	0.109 *** (0.042)
<i>size</i>	0.118 *** (0.034)	0.086 *** (0.017)	0.133 *** (0.031)	0.081 *** (0.018)
<i>lnicap</i>	0.110 *** (0.024)	0.041 *** (0.015)	0.112 *** (0.025)	0.043 *** (0.015)
<i>liquid</i>	0.069 (0.055)	0.066 ** (0.026)	0.070 (0.057)	0.069 *** (0.025)
<i>tfp</i>	0.154 *** (0.018)	0.130 *** (0.016)	0.142 *** (0.017)	0.131 *** (0.016)
<i>soe</i>	0.035 (0.075)	0.074 (0.080)	0.013 (0.076)	0.043 (0.078)
<i>fie</i>	-0.025 (0.073)	-0.075 (0.046)	-0.044 (0.071)	-0.072 (0.047)
<i>lnpop</i>	-0.100 (0.261)	0.928 *** (0.325)	0.306 (0.258)	0.809 ** (0.332)
<i>lntrans</i>	0.111 (0.108)	-0.003 (0.059)	0.029 (0.094)	0.017 (0.061)
<i>lnwage</i>	0.221 (0.191)	0.148 (0.149)	0.245 (0.172)	0.142 (0.157)
<i>entrybarrier</i>	0.015 (0.058)	0.105 ** (0.049)	0.052 (0.046)	0.106 ** (0.051)
<i>agglomeration</i>	0.162 (1.315)	0.794 (0.829)	-0.543 (1.029)	1.494 * (0.842)
<i>foreginshare</i>	0.042 (0.254)	-0.036 (0.215)	0.152 (0.223)	-0.167 (0.223)
<i>hhi</i>	1.111 (10.437)	-33.999 *** (11.389)	-1.708 (7.713)	-36.785 *** (12.482)
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
产品一目的 国固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	-4.500 * (2.565)	-8.967 *** (3.293)	-6.961 *** (2.404)	-8.320 ** (3.482)
观测值	1 047 714	2 728 104	1 098 754	2 677 035
<i>R</i> ²	0.401	0.350	0.396	0.350

2. 用工成本调整效应

对于用工成本调整效应渠道的检验,我们首先考察城乡劳动力市场一体化是否增加了企业用工成本。根据影响机制分析,用工成本不仅包括企业应付工资总额,还包括企业为员工支付的各种社会保险等,然而遗憾的是,这些变量在中国工业企业数据库中多个年份存在缺失,借鉴孙浦阳等^[41]的做法,以企业工资总额与营业收入之比衡量企业用工成本(*salary*)。表 16 第(1)列给出了城乡劳动力市场一体化对企业层面用工成本的估计结果。*integration × post* 的估计系数在 1% 的水

表 16 影响机制检验:用工成本调整

解释变量	(1)	(2)	(3)
	<i>salary</i> 用工成本	<i>quality</i> 高用工成本	<i>quality</i> 低用工成本
<i>integration × post</i>	0.130 *** (0.007)	0.087 * (0.047)	0.125 *** (0.045)
<i>size</i>	0.015 *** (0.001)	0.110 *** (0.027)	0.102 *** (0.023)
<i>lncap</i>	-0.005 *** (0.001)	0.097 *** (0.023)	0.025 (0.019)
<i>liquid</i>	-0.000 (0.001)	0.068 (0.042)	0.053 (0.036)
<i>tfp</i>	-0.016 *** (0.001)	0.133 *** (0.015)	0.138 *** (0.019)
<i>soe</i>	0.003 (0.002)	0.043 (0.079)	0.019 (0.062)
<i>fie</i>	0.001 (0.001)	-0.033 (0.061)	-0.076 (0.049)
<i>lnpop</i>	-0.045 (0.030)	0.392 (0.308)	0.937 *** (0.278)
<i>lntrans</i>	-0.007 (0.006)	0.058 (0.093)	-0.054 (0.054)
<i>lnwage</i>	0.002 (0.010)	0.376 ** (0.167)	-0.110 (0.166)
<i>entrybarrier</i>	0.000 (0.001)	0.102 ** (0.050)	0.000 (0.036)
<i>agglomeration</i>	0.052 (0.047)	0.792 (0.815)	-0.100 (0.632)
<i>foreginshare</i>	-0.009 (0.007)	-0.116 (0.227)	-0.250 (0.183)
<i>hhi</i>	-0.032 (0.191)	-26.114 ** (11.784)	0.743 (9.351)
企业固定效应	YES	YES	YES
产品—目的 国固定效应	NO	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
常数项	0.427 * (0.238)	-9.195 *** (3.389)	-4.761 * (2.760)
观测值	215 227	1 372 972	1 385 137
<i>R</i> ²	0.810	0.373	0.379

平显著为正,意味着城乡劳动力市场一体化提高了企业用工成本,这也就意味着城乡劳动力市场一体化后带来的用工数量增加导致的劳动力成本价格下降被劳动力市场制度完善带来的用工价格上升所抵消。

进一步地,本文关注用工成本对出口产品质量的负向效应是否存在,如果存在则可以推测对于用工成本高的企业,出口产品质量的提升作用会相对较小。为了保证识别的可靠性,我们将城乡劳动力市场一体化政策冲击发生前一年(2005 年)的企业用工成本中位数作为分界点,将全部样本分为高用工成本组和低用工成本组。表 16 第(2)列、第(3)列分别给出了估计结果,可以发现 *integration × post* 的估计系数在两组中都显著为正,但对于高用工成本组,影响系数明显小于低用工成本组,以上发现意味着,城乡劳动力市场一体化通过增加企业用工成本抑制了出口产品质量提升。

六、结论和政策启示

研究发现:第一,城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量产生了显著且稳健的促进作用,参加统筹城乡就业的试点后,所在地企业出口产品质量提升幅度约 12.1%;第二,城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的影响的提升作用在整体上呈现先增强后减弱的倒 U 型动态变化特征;第三,城乡劳动力市场一体化对企业出口产品质量的影响存在明显的异质性,对于非国有企业、差异化产品、内陆地区企业和劳动密集型企业产生了更大的促进作用;第四,城乡劳动力市场一体化主要通过提高劳动力技能促进企业出口产品质量升级,与此同时带来的用工成本上升一定程度上抑制了出口产品质量升级。

基于以上结论,本文的政策启示在于以下 3 个方面:第一,《第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》提出统筹城乡就业政策,积极引导农村劳动力就业,本文的研究表明持续推动城乡劳动力市场一体化,可能是未来融入大循环、培育出口竞争新优势的重要抓手。统筹城乡就业试点政策前后共持续了 3 年时间,之后由于财政资金、政策安排等多个原因未能进一步执行下去,但仍积累了

相当多有益的经验。当前我国城乡劳动者平等参与市场竞争的就业制度正逐步建立,但数量庞大的农民工工资水平总体偏低,就业稳定性较差、保障较弱的问题依然存在,要进一步推进就业制度平等、就业服务平等,加强权益维护,健全劳动关系协调机制。第二,考虑到城乡劳动力市场一体化对出口产品质量产生的异质性作用,要增强相关政策的协调性,要加快推进国有企业的市场化改革,建立多元化薪酬体系;建立健全完善法律体系,加大契约保护力度;加快推进内陆地区要素市场化配置改革,提高要素配置效率,进一步激发全社会创造力和市场活力;进一步增强行业针对性,根据行业特点,研究制定具体政策措施。第三,考虑到城乡劳动力市场一体化会提高用工成本,未来的政策设计过程中要统筹兼顾企业承受能力和保障劳动者劳动报酬权益。

参考文献:

- [1] 陆铭, 向宽虎, 陈钊. 中国的城市化和城市体系调整: 基于文献的评论[J]. 世界经济, 2011, 34(6): 3-25.
- [2] 刘志成. 要素市场化配置的主要障碍与改革对策[J]. 经济纵横, 2019(3): 93-101.
- [3] BRAMBILL A I, PORTO G G. High-income export destinations, quality and wages [J]. Journal of international economics, 2016, 98(C), 21-35.
- [4] 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, 39(7): 73-96.
- [5] 刘啟仁, 铁瑛. 企业雇佣结构、中间投入与出口产品质量变动之谜[J]. 管理世界, 2020, 36(3): 1-23.
- [6] 王明益, 戚建梅. 我国出口产品质量升级: 基于劳动力价格扭曲的视角[J]. 经济学动态, 2017(1): 77-91.
- [7] 龚世豪, 祝树金. 老龄化是否会提升出口产品质量? [J]. 财经理论与实践, 2021, 42(2): 141-147.
- [8] 阳立高, 韩峰. 人力资本何以成为红利: 来自企业出口价值攀升视角的证据[J]. 中国软科学, 2022(5): 123-133.
- [9] 吴贾, 姚先国, 张俊森. 城乡户籍歧视是否趋于止步: 来自改革进程中的经验证据: 1989 - 2001 [J]. 经济研究, 2015, 50(11): 148-160.
- [10] 孙婧芳. 城市劳动力市场中户籍歧视的变化: 农民工的就业与工资[J]. 经济研究, 2017, 52(8): 171-186.
- [11] QU Z, ZHAO Z. Glass ceiling effect in urban China: wage inequality of rural-urban migrants during 2002—2007 [J]. China economic review, 2017, 42(C), 118-144.
- [12] 陈红霞, 席强敏. 京津冀城市劳动力市场一体化的水平测度与影响因素分析[J]. 中国软科学, 2016(2): 81-88.
- [13] 蔡昉. 中国经济改革效应分析: 劳动力重新配置的视角[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 4-17.
- [14] LI Z, WU M. Estimating the incidences of the recent pension reform in China: evidence from 100 000 manufacturers [J]. Contemporary economic policy, 2013, 31(2): 332-344.
- [15] 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, 48(7): 104-117.
- [16] 叶林祥, GINDLING T H, 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, 50(6): 19-32.
- [17] FAN H, YAO A L, YEAPLE S R. Trade liberalization, quality, and export prices [J]. Review of economics and statistics, 2015, 97(5): 1033-1051.
- [18] KHANDELWAL A, SCHOTT P K, WEI S J. Trade liberalization and embedded institutional reform: evidence from Chinese exporters[J]. The American economic review, 2013, 103(6), 2169-2195.
- [19] BRODA C, WEINSTEIN D E. Globalization and the gains from variety[J]. The quarterly journal of economics, 2006, 121(2), 541-585.
- [20] 王贵东. 1996—2013 年中国制造业企业 TFP 测算 [J]. 中国经济问题, 2018(4): 88-99.
- [21] LU Y, YU L. Trade liberalization and markup dispersion: evidence from China's WTO accession[J]. American economic journal: applied economics, 2015, 7(4): 221-253.
- [22] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [23] ANGRIST J D, PISCHKE J S. Mastering' metrics: the path from cause to effect [M]. New Jersey: Princeton University Press, 2014.
- [24] 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.
- [25] AMITIM, KHANDELWAL A K. Import competition and quality upgrading [J]. Review of economics and statistics, 2013, 95(2), 476-490.
- [26] LI S, LI S, ZHANG W. The road to capitalism: competition and institutional change in China [J]. Journal of comparative economics, 2000, 28(2): 269-292.

- [27] BRANDT L, et al. WTO accession and performance of Chinese manufacturing firms[J]. *American economic review*, 2017, 107(9), 2784-2820.
- [28] 孙浦阳, 蒋为, 陈惟. 外资自由化、技术距离与中国企业出口: 基于上下游产业关联视角[J]. *管理世界*, 2015(11): 53-69.
- [29] 许和连, 王海成. 简政放权改革会改善企业出口绩效吗?: 基于出口退(免)税审批权下放的准自然试验[J]. *经济研究*, 2018, 53(3): 157-170.
- [30] CRINÒ R, OGLIARI L. Financial imperfections, product quality, and international trade[J]. *Journal of international economics*, 2017, 104(1), 63-84.
- [31] CLARLE D. Estimating difference-in-differences in the presence of spillovers[R]. MPRA Paper, 2017: 81604.
- [32] 孙天阳, 陆毅, 成丽红. 资源枯竭型城市扶持政策实施效果、长效机制与产业升级[J]. *中国工业经济*, 2020(7): 98-116.
- [33] HECKMAN J J. Sample selection bias as a specification error[J]. *Econometrica*, 1979, 47(1): 153-161.
- [34] CAMERON A C, GELBACH J B, MILLER D L. Robust inference with multiway clustering[J]. *Journal of business & economic statistics*, 2011, 29(2): 238-249.
- [35] 陆正飞, 王雄元, 张鹏. 国有企业支付了更高的职工工资吗? [J]. *经济研究*, 2012, 47(3): 28-39.
- [36] RAUCH J E. Networks versus markets in international Trade[J]. *Journal of international economics*, 1999, 48(1): 7-35.
- [37] 齐亚强, 梁童心. 地区差异还是行业差异: 双重劳动力市场分割与收入不平等[J]. *社会学研究*, 2016, 31(1): 168-190.
- [38] 樊纲, 王小鲁, 张立文, 等. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. *经济研究*, 2003(3): 9-18, 89.
- [39] LU D, ALVAREZ F, ARKOLAKIS C, et al. Exceptional exporter performance? evidence from Chinese manufacturing firms[J]. mimeo, Chicago University, 2010.
- [40] LIU Q, LU Y. Firm investment and exporting: evidence from China's value-added tax reform [J]. *Journal of international economics*, 2015, 97(2): 392-403.
- [41] 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, 53(7): 136-151.

(本文责编: 默 黎)