

出口目的国收入水平与城市工资差距

赵 婧 周 康 余 振*

摘 要:基于 2002—2009 年中国海关进出口数据和城镇住户调查数据,本文研究了目的国收入水平和不同类型的出口对城市居民工资差距的影响。结果显示,向高收入国家的一般出口显著提升了城市居民的工资,且高收入者受益最多,进而导致城市间和城市内部的工资差距扩大。然而,向中低收入国家的一般出口和加工出口对工资均没有显著影响。在机制方面,向高收入国家的一般出口通过技能溢价,特别是高等教育回报,扩大了城市内部的工资差距。

关键词: 出口目的地;工资差距;技能溢价

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.06.11

一、引 言

出口对收入分配具有重要影响。中国在对外开放后,利用充裕的劳动力,主要从事劳动密集型产品出口,这与国际贸易的理论预期相符。然而,开放贸易带来收入分配的变化却和国际贸易经典理论预期存在错位。根据赫克歇尔-俄林模型,作为低技能劳动相对充裕的发展中国家,在开放贸易后,国内的低技能劳动力的工资将会随出口提高,进而收入差距缩小。然而,实证研究的发现却并非如此,中国贸易开放使得低技能劳动力和高技能劳动力之间的收入差距反而扩大(Han et al., 2012; 张川川, 2015; Lin and Long, 2020)^①。这种现实与理论的错位并非只发生在中国,更多的研究发现全球化与发展中国家工资收入差距扩大存在正向关联(Attanasio et al., 2004; Goldberg and Pavcnik, 2004)。而这一矛盾提示了除贸易经典理论讨论的生产侧因素(特别是要素禀赋)之外,由其他视角解释贸易对劳动力的需求以及收入分配影响的可能性。因此,无论是从理论与实践错位的角度,还是作为政策研究服务于国家发展的迫切需求,进一步从出口需求的复杂性出发探索

* 赵婧,澳门城市大学商学院、香港中文大学香港亚太研究所;周康,浙江大学经济学院;余振,武汉大学经济与管理学院。通信作者及地址:周康,浙江省杭州市西湖区浙江大学紫金港校区经济学院 632-1, 310058; 电话:0571-88981691; E-mail: kang_zhou@zju.edu.cn。作者感谢白莹、李志远、丘东晓(Larry Qiu)、盛柳刚、施康、张俊森、张轶凡以及三位匿名审稿人的建设性意见;感谢教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(22JJD790073)、国家自然科学基金重大项目(20&ZD076)、国家自然科学基金重点项目(72034006)以及教育部高校国别和区域研究课题(2020-N45)的资助。本文曾在由复旦大学经济学院举办的“新贸易格局、贸易开放与中国经济结构变化”研讨会,由中国美国经济学会主办、上海立信会计金融学院承办的中美经济贸易发展论坛(2021),以及武汉大学经济与管理学院、南开大学经济学院举办的研讨会上报告,作者感谢与会者的讨论和建设性意见。李婕妤为本项目提供了优秀的助研工作。

① Han et al.(2012)发现中国对外开放通过提高技能溢价而导致地区(城市)内部收入差距扩大。Lin and Long (2020)发现中国出口扩张导致对本科及以上高等教育的需求上升,张川川(2015)也发现出口对高学历人群的工资收入拉动作用更明显。Li(2018)通过理论模型分析和实证分析发现出口高技能需求的产业将导致高中和大学的教育溢价,而出口低技能密集型产业则会压低教育溢价。

不同类型出口对收入分配的具体影响都有积极意义。

与经典贸易理论只考虑生产环节不同^①,新的国际贸易理论尝试关注需求侧的差异,同时将与出口相关的非生产性活动纳入出口对就业和收入影响的解释框架(Feenstra and Hanson, 2003; Brambilla et al., 2012)。具体而言,出口对劳动力技能的差异化需求可以在“出口目的国”和“出口类型”两个维度上体现。第一,不同的出口目的国具有差异化的产品需求,特别是同种产品的质量差异^②。更进一步,出口产品的质量不仅体现在产品本身,还体现在产品设计研发、管理、营销、客户服务等非生产性活动中。相关研究发现,相比中低收入国家,高收入国家对产品质量有着更高的需求(Ing et al., 2018; Zhou and Zhang, 2021)^③,这将驱使向高收入国家出口的企业对产品质量和服务进行升级(余森杰等, 2019)。而这一质量升级的过程通常伴随着更高质量的中间产品投入和对高技能劳动力雇佣的增加(Verhoogen, 2008; Bastos et al., 2018; Brambilla et al., 2012),并进一步导致高技能劳动力工资上涨。

第二,出口的类型则体现了全球产业链分工,因而也与劳动力技能需求密切相关。具体而言,发达国家将低技能活动转移至发展中国家,从而导致了发达国家内部对高技能劳动力需求上升(Feenstra and Hanson, 1996)。而对于大量从事加工贸易的发展中国家, Yu(2015)发现中国加工贸易的增长对企业生产率影响较小。进一步关注劳动力收入和创新,戴觅等(2014)发现,与一般贸易企业相比中国的加工贸易企业利润率较低、支付较低的工资,并且进行较少的研发。Sheng and Yang(2017)则从外国投资的视角切入,研究其对作为东道国的发展中国家的影响,发现相比接受发达国家的直接投资,单纯承接外包活动(包括来料加工贸易)对中国技能需求和技能溢价的提升作用较小。正是因为加工贸易和一般贸易所涉及的经济活动和环节存在很大差异,因而对劳动力技能需求和收入分配影响可能不同。

基于上述文献,本文聚焦于“出口目的国”和“出口类型”两个维度,探究不同类型出口如何通过对劳动技能的不同需求影响中国城市工资差距。具体来说,我们尝试识别是否存在以下因果关联:向高收入(或中低收入)目的国进行的一般(或加工)出口分别对城市居民工资有着怎样的影响?进一步,这些影响对收入分配格局的变化有怎样的作用?

利用中国城镇住户调查(UHS)和中国海关的贸易数据,本文通过使用拓展的明瑟方程(Mincer Equation)以及分位数回归实证检验了目的国收入水平对我国城市工资差距的影响。此外,为处理内生性问题,我们参考了 Autor et al.(2013)以及 Campante et al.(2019)的思路构建了 Bartik 类型工具变量,其相关性与排他性则基于以下事实:对中国各地的任意出口目的地而言,世界其他中低收入国家向该目的地的出口可以反映出目的国进口需求,且这种进口需求在很大程度上独立于中国。研究结果发现,2002—2009 年间,

① 仅考虑供给侧,特别是生产过程,出口也可能导致对技能劳动需求的增加。因为,出口的固定成本对出口企业具有选择效应,所以出口的扩张会导致企业生产效率、公司技术,以及高技能密集度上升(Sampson, 2014)。

② 樊海潮和郭光远(2015)发现同类产品出口价格的差异来源于质量差异,并且质量与公司生产效率正相关。

③ 在实证方面, Bastos and Silva(2010)基于葡萄牙企业层面数据,发现同类出口产品的离岸单位价值随着目的国的收入水平提高而上升; Görg et al.(2010)利用匈牙利的数据也发现了类似的结论。在国内文献中,强调出口目的地对产品质量影响的相关研究包括陈爱贞和赵冬颜(2022)、祝树金等(2019)、魏浩和王超男(2023)等。

只有向高收入国家一般出口才会显著提升当地城市居民的工资,并且处于工资分布上游的居民收入增长较大,这将导致居民工资收入在地区间和地区内部两个层面扩大。然而,向中低收入国家的出口以及加工出口对城市居民工资的提升效应并不显著。也就是说,不仅出口对不同人群的收入影响不同,而且出口对工资的影响,随着出口类型、目的地的不同而改变。进一步机制分析显示,向高收入国家的出口扩张通过提高技能溢价,特别是高等教育回报,扩大了城市内部工资差距。

本文在三个方面对文献作出贡献。第一,不同于以往研究将出口视为整体,本文通过区分出口目的国和出口类型,并使用分位数回归估计法,充分考虑了出口和劳动力的异质性,可以更具体准确地刻画出不同目的地和不同类型的出口对居民工资在地区内部差距的影响,从而为相关政策制定提供详尽参照。第二,本文发现在目的地和类型两个维度上不同的出口活动对技能溢价存在异质影响,这一发现不仅为调整收入分配政策制定提供实证依据,同时也为深入研究出口活动复杂性、全球分工,以及全球异质性质量需求的相关贸易理论提供了间接证据。第三,日益增长的文献讨论了来自发展中国家的进口竞争对发达国家的劳动力市场的影响。与这支文献相比,本文关注了作为出口方的中国自身的劳动力市场,分析了出口对其国内收入分配的影响。换言之,通过揭示贸易对出口国的不同群体的复杂影响,本文丰富了有关全球化对收入分配影响问题的讨论。^①

二、实证框架和数据来源

本部分主要介绍实证计量模型和实证策略,以及量化分析中使用的数据来源。

(一) 实证框架

在实证框架下,我们主要介绍计量模型的设计、分位数估计法,以及用以缓解内生性偏误的工具变量构造法。

1. 实证回归模型

为研究目的国收入水平对工资差距的影响,本文利用个体层面的微观信息,参考 Heckman et al.(2006)、Han et al.(2012)以及 Zhang and Zhou(2023),在明瑟工资方程中加入了代表城市向不同目的地出口强度的变量,构建以下回归模型:

$$\ln(w_{ict}) = \beta_1 \ln(HI_{ct}) + \beta_2 \ln(LI_{ct}) + \alpha X_{it} + \gamma \ln GDP_{ct} + \delta_c + \delta_t + \delta_p t + \delta_p t^2 + \epsilon_{ict}, \quad (1)$$

其中, c 表示城市, i 表示个人, t 表示年份。 $\ln(w_{ict})$ 是个人实际年工资收入的对数。 $\ln(HI_{ct})$ 是 c 市 t 年向高收入国家的人均出口额的对数, $\ln(LI_{ct})$ 是 c 市 t 年向中低收入国家的人均出口额的对数。^②更进一步,本文的研究中,需要区分一般贸易和加工出口,因而,在后续回归分析中, HI_{ct} 将会分别带入 c 市 t 年向高收入国家的一般出口额或加工出口额。类似的, LI_{ct} 也将会分别带入 c 市 t 年向中低收入国家的一般出口额或加工出口额。

^① 在附录 I 中,我们讨论了样本区间内中国出口增长和工资差距变化的典型事实。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

^② 世界银行基于人均国民总收入将国家分为高收入、中等偏上收入、中等偏下收入和低收入组。本文将高收入组单列,而将其他三组合并为中低收入组。具体每组成员国的清单在附录 II 中表 II 1 提供。

X_{it} 是一组常规的明瑟方程的控制变量,包括个人受教育年限,工作年限及其平方,以及表示男性的虚拟变量。此外,我们也控制了城市层面的 GDP。最后,我们加入了城市层面的固定效应来控制当地不随时间变化的因素,并加入了年份固定效应以控制全国范围的长期变化因素。我们还加入了特定省份的时间趋势及其二次项,用来吸收不同省份的工资增长趋势。

2. 分位数回归估计方法

基于上述的基准模型进行 OLS 回归估计,并且在工具变量的帮助下,可以识别向不同国家出口与当地居民工资收入的因果关系,同时,得出的系数 β_1 和 β_2 则反映了个人工资在平均意义上对不同目的地出口强度的弹性,即出口是否会导致当地工资收入增加,进而导致地区间收入差距扩大。而为了更加细致地刻画出向高收入国家出口对于不同收入群体的异质影响,探索出口带来的地区内部收入差距影响,我们进一步使用分位数回归估计了以上基准模型。

分位数回归的一个突出优势是可以为工资的条件分布提供一个完整的特征描述,从而使我们清晰地了解向高收入(或中低收入)国家的出口是否会对地区内部不同收入群体产生异质影响,进而对城市内部收入差距的变化作出推论。

在分位数回归模型中,模型则被设定为使右侧变量的线性组合等于条件分位数,如公式(2)所示:

$$Quantile_{\theta}(\ln(w_i) | X_i) = \beta_{\theta} X_i, \quad (2)$$

也就是说,分位数回归将在不同工资的条件分位数(θ)上,分别估计系数 β_{θ} 。而通过比较不同条件分位数下的 β_1 和 β_2 估计值,我们可以知道出口目的国收入水平对地区内部不同群体的影响,进而作出关于城市内部工资差距的变化的推论。例如, β_1 的估计值为正,且第 90 百分位上的系数大于第 50 和第 10 百分位数上的估计值,则表示向高收入国家的出口对高收入群体工资的正面影响更强,因而会扩大城市内部工资差距。

3. 识别策略、内生性问题及工具变量构造

在本文中,为了识别目的国收入水平对收入分配的因果效应,我们主要利用了中国城市层面在出口模式和规模上的差异。Han et al.(2012)展示了在贸易自由化之后东部沿海地区的开放程度(出口占 GDP 的比重)远高于内陆地区且增长更快。不仅如此,城市层面出口活动的差异还表现在出口目的国的构成方面。通过数据分析,我们发现中国城市向高收入国家出口额占总出口额比例分布在 40%至 70%之间,且存在很大的变异(variation)。这些丰富的变化为我们识别出口对工资的影响提供了契机。

然而,基于上述计量模型和识别策略的估计结果可能会受到遗漏变量和反向因果的威胁。比如,有可能是当地劳动力市场上的变动导致了当地出口行为的变化,而不是相反。为了缓解内生性问题,除了控制城市以及年份固定效应和省级层面的时间趋势之外,本文还基于明瑟回归方程,控制了个体的教育水平,工作经验,当地人均 GDP 等可能同时与当地出口、经济发展水平以及居民收入相关的控制变量。最后,本文还参考 Autor et al.

(2013)以及 Campante et al.(2019)的思路构建 Bartik 工具变量。^①

具体来说,我们将中国内地、中国香港特区、中国澳门特区,以及中国台湾地区排除在世界商品贸易之外,然后,将中低收入国家对高收入国家(南北贸易)和中低收入国家对中低收入国家的出口(南南贸易)作为中国出口的外生工具变量。^②最后,我们使用城市层面的出口产品(HS6位)构成信息,进一步将外生贸易额分解至城市层面。工具变量的构造公式为:

$$IV_HIExp_{ct} = \frac{\sum_k \frac{HIExp_{ck,2000}}{\sum_c HIExp_{ck,2000}} HIExp_{kt}^{LMROW}}{Population_{c,2000}}, \quad (3)$$

其中, $HIExp_{kt}^{LMROW}$ 是除中国之外的世界其他中低收入国家在第 t 年对高收入国家的产品 k 的出口额,其上标 $LMROW$ 代表除中国外其他中低收入国家作为出口方。 $\frac{HIExp_{ck,2000}}{\sum_c HIExp_{ck,2000}}$

则是2000年(初始年份) c 市 k 产品一般(或加工)出口占全中国 k 产品的一般(或加工)出口的份额。如此,我们在产品 k 层面,根据 c 市在全国出口的初始份额来分配除中国外的中低收入国家($LMROW$)对高收入国家出口总额。最后,我们将这些按比例分配的城市层面的“每个商品 k 的出口额”相加,并除以初始年份的当地人口进而得到城市 c 向高收入国家出口的工具变量。

同样地,中国各地对中低收入国家的人均出口的工具变量为:

$$IV_LIExp_{ct} = \frac{\sum_k \frac{LIExp_{ck,2000}}{\sum_c LIExp_{ck,2000}} LIExp_{kt}^{LMROW}}{Population_{c,2000}}. \quad (4)$$

与公式(3)唯一的区别在于,公式(4)所用的出口额是向中低收入国家的一般贸易(或加工贸易)出口额。

上述工具变量的外生性依赖于一个关键性假设,即在控制了年份和地区固定效应条件下, IV_HIExp_{ct} 和 IV_LIExp_{ct} 与残差项中的其他可能决定工资收入的随时间和地区变化的变量无关。具体到本文采取的 Bartik 类型工具变量,我们需要确保两个条件:(1)残差项与中国各城市层面初始的出口结构无关;(2)残差项与除中国之外的其他中低收入国在产品层面的出口(即 $LIExp_{kt}^{LMROW}$ 和 $HIExp_{kt}^{LMROW}$)无关。关于条件(1),我们的主要担忧是初始的出口结构也许会直接驱使当地工资收入遵循某种时间趋势,而在回归中我们纳入了省份层面的时间趋势则一定程度上回应了该问题。关于条件(2),类似于 Autor et al.(2013)和 Campante et al.(2019)的思路,文献中通常认为排除中国之后的世界其他国家之间的贸易,也就是 $HIExp_{kt}^{LMROW}$ 以及 $LIExp_{kt}^{LMROW}$,主要捕捉了外生于中国的需求侧变化,排除了中国相关的因素。

在相关性方面,本文使用的工具变量与关键自变量有两种可能的关联方式。一是,高

① 此外,为了帮助缓解内生性问题的担忧,本文还进行了事前分析,即分析之前的收入差距是否会影响当下出口模式。结果显示,事前的收入差距与当下出口模式无关。相关结果见附录Ⅲ。

② 构建工具变量所需的世界各国贸易数据来自 Comtrade 数据库。

收入国家从除中国以外的其他中低收入国家进口与从中国进口是替代关系。二是,全球化推进和深入导致贸易需在全球范围内增长,由此中国出口和其他中低收入国家的出口一同增长。通过绘制中国和其他中低收入国家出口的变化趋势,我们发现,在样本期间,无论是向高收入国家还是向中低收入国家的出口,中国和其他中低收入国家所经历的趋势基本一致^①,暗示着两者可能存在着正相关性。进一步绘制本文核心自变量和构造的工具变量的散点图(图1),我们发现核心自变量(即向高收入国家人均出口额对数和向中低收入国家人均出口额对数)与构造的工具变量成明显的正相关关系。最后,本文还对构造的工具变量进行了识别不足检验(Sanderson-Windmeijer(SW)卡方检验^②)和弱工具变量检验(SWF检验以及KPF检验),排除了构造工具变量与核心自变量无相关性或相关性较弱的假设。^③

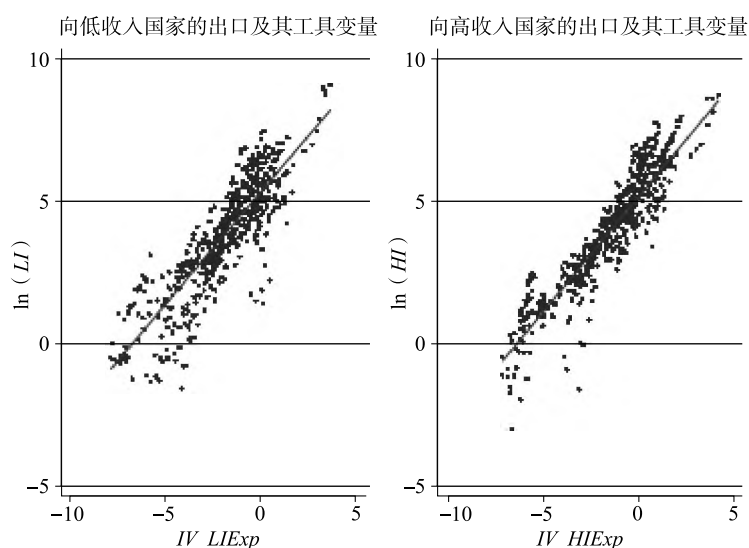


图 1 向不同目的国的出口和对应工具变量

注:图中在城市层面绘制了本文核心自变量和对应的工具变量的散点图和拟合线。左图展示了向中低收入国家人均出口对数和其对应工具变量的散点图;右图展示了向高收入国家人均出口对数和其对应工具变量的散点图。

数据来源:中国海关数据以及 Comtrade 数据库。

(二) 数据来源

本文主要使用了中国国家统计局的城镇住户调查数据(UHS)和中国海关总署公布的出口数据。UHS 包含了详细的个人收入信息。该数据库从 220 多个城市和城镇的城市家庭中抽取样本,详细记录了家庭成员的基本信息,包括工资收入、教育水平、职业、工作经

^① 见附录 IV。

^② 由于在面板数据中,误差项多为异方差分布,传统的 Anderson(1984)相关统计检验不再适用,因为其仅适用于独立同方差分布。此外,由于我们的回归中存在两个内生变量,对高收入国家的出口以及对中低收入国家的出口,本文采用了 Sanderson Windmeijer 卡方检验以及 Sanderson-Windmeijer F 检验来考察模型中某一特定内生变量是否存在识别不足和弱识别的情况。上述两项检验适用于异方差分布且模型中存在一个以上内生变量的情形(Angrist and Pischke, 2009; Sanderson and Windmeijer, 2016)。此外,本文也汇报了一阶段 KPF 值,用于异方差假设下检验等式整体是否存在弱工具变量的问题(Kleibergen and Paap, 2006)。SWF 检验在非 IID 假设的前提下,也就是聚类标准误条件下,也是稳健的。而当回归模型中仅有单一内生变量时,SWF 和 KPF 是一样的。

^③ 具体检验结果在第三部分汇报。

验,以及其他人口特征等(如性别、婚姻状况、出生年月和民族等)。我们所掌握的样本包含了隶属于中国五个省(辽宁、陕西、四川、浙江和广东)的 71 个城市和一个直辖市(北京)。时间跨度为 2002—2009 年。在实证分析中,我们保留了 15—65 岁并且有正式工作的个人样本。

本文使用的第二个核心数据是中国海关进出口数据,这套数据提供了企业层面详细的进出口信息,包括出口城市、出口额、出口目的地、出口的类型(一般贸易和加工贸易)。本文的分析聚焦于 2002—2009 年的出口,一方面是由于城镇住户调查数据的可得性所限,另一方面也是由于 2002 年之后中国加入 WTO 而出口迅速增加。这两个数据所提供的信息使我们能够在个人和城市层面上构建关键变量,进而在城市水平上进行计量识别。

三、出口目的国收入水平、个人工资和收入差距

本部分通过汇报实证结果,探索并分析在目的国和类型两个维度上进行区分的出口对个人工资以及收入差距的影响。其中,第一节探讨一般出口贸易,第二节探讨加工贸易。

(一) 不同目的国的一般出口、个人工资和收入差距

1. 工资收入的城市间差异:OLS 回归

表 1 汇报了基于基准模型(方程(1))的一般最小二乘法(OLS)回归结果以及使用前文构造的 Bartik 类型工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果。这一分析主要揭示城市层面上,以不同收入水平国家为目的地的一般出口对当地居民工资收入的平均影响。结果显示,向高收入国家的一般出口会带来城市之间平均收入差距的扩大,然而向中低收入国家的一般出口则对收入差距没有显著影响。

表 1 不同目的地的一般出口对城市居民工资的平均影响: OLS 估计

	高收入国家		OECD 国家	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
向高收入国家人均出口对数	0.023** (0.011)	0.073** (0.034)	0.016 * (0.009)	0.071** (0.031)
向中低收入国家人均出口对数	0.005 (0.007)	0.036 (0.060)	0.0103 (0.008)	0.036 (0.062)
教育	0.098*** (0.002)	0.098*** (0.002)	0.098*** (0.002)	0.098*** (0.002)
经验	0.044*** (0.002)	0.044*** (0.002)	0.044*** (0.002)	0.044*** (0.002)
经验的平方	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.00004)
男性	0.241*** (0.011)	0.243*** (0.011)	0.241*** (0.011)	0.243*** (0.011)

(续表)

	高收入国家		OECD 国家	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
地区总产值的对数	0.103** (0.044)	0.055 (0.075)	0.103** (0.044)	0.060 (0.076)
一阶段 SWF 值:向高收入国家人均 出口额对数		18.14		16.75
一阶段 SWF 值:向中低收入国家人均 出口额对数		14.11		17.00
一阶段 KPF 值		9.28		12.02
R^2				
观测值	0.212	0.212	0.212	0.212

注:被解释变量为个人实际年工资的对数。解释变量中的出口额指的是一般出口额。所有回归都包括年份固定效应、城市固定效应以及各个省份的时间趋势。括号中为稳健标准误,聚类于省份-年份层面。此外,将稳健标准误聚类于城市层面,显著性仍然相似。在第(2)列和第(4)列汇报了两个内生变量在一阶段回归中的 F 检测结果(SWF 检验以及 KPF 检验),用来检测工具变量是否存在弱工具变量的问题。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上统计显著。

具体而言,第(1)列结果显示,向高收入国家人均一般出口每增加 1%,则平均工资收入提高 0.023%。在数量上,这一结果意味着向高收入国家的出口增长在 2002—2008 的 6 年间带来约 6.58%的工资增长。^① 而对于收入分配,这一结果意味着对高收入国家的出口增长会导致地区间收入差距扩大,因为向高收入国家出口增长更多的地区,其平均工资增长也更多。第(2)列中使用工具变量进行 2SLS 回归,我们可以得出同样的结论。为测试结果的稳健性,本文使用了更加严格的高收入国家的定义,即在 1990 年之前加入经济合作与发展组织(OECD)并且同时被世界银行识别为高收入的国家。^②第(3)列和第(4)列中,汇报了对应的结果,其基本结论不变。最后,表 1 在汇报 2SLS 回归结果的同时,汇报了关于两个内生变量的一阶段回归中的弱工具变量检验的 F 值。由结果可见,关于两个内生变量的所有一阶段 SWF 检验值均大于 10,故我们可以拒绝工具变量为弱工具变量的假设。此外,我们在附录 V 中汇报了内生变量的一阶段回归结果,显示内生变量与其工具变量正相关。

2. 工资收入的城市内部差距:分位数回归

在上述研究的基础上,我们已经知道对高收入国家的一般出口贸易对当地居民工资收入有正向影响,从而扩大了地区之间平均工资的差异。下一步,我们更加关心的问题是:贸易的增长是否会增加地区内部收入差距。要回答这一问题,我们应当把侧重点放在出口对地区内部不同收入群体工资的差异化影响上,因而我们使用了分位数回归法对基

① 自 2002 年到 2008 年,中国向高收入国家的一般出口增加了 286%,从约 886 亿美元到约 3 420 亿美元。因而,平均而言,向高收入国家的出口增长在 6 年间带来约 6.58%的工资增长。类似的,张川川(2015)发现,2000—2005 年全国人均出口额增加了大约 3 000 元,这可以使工资提升约 2.4%。考虑到我们将出口细分为向高收入国家的一般出口,以及更长的样本时间,本文的结论与张川川(2015)的发现在数量级上大体是一致的。

② 这种严格的定义将高收入国家的数量从 46 个减少到 21 个,虽然在数量上这些国家只占中国出口伙伴总数的 10%,但向这些国家的出口总额占中国一般出口贸易总值的大约 50%。

准模型(方程(1))进行估计。

表 2 汇报了基于方程(1)的分位数回归估计结果。结果显示,向高收入国家出口会扩大地区(城市)内部收入差距。具体而言,根据第(1)―(3)列,向高收入国家的一般出口对第 10 百分位的实际工资没有显著影响,但对第 50 和第 90 的百分位的工资则有显著的正向影响,而且在第 90 百分位的系数显著大于第 50 百分位的系数(0.052>0.020)^①。这说明向高收入国家的一般出口对工资分布的上游正向作用更大,因而向高收入国家的一般出口增加会扩大城市内部的工资差距。相比之下,对中低收入国家的一般出口则对实际工资均无显著影响,因而也不会影响到收入差距。表 2 的第(4)―(6)列使用 OECD 国家作为高收入国家。结果显示,向 OECD 国家的一般出口对第 90 百分位的实际工资有正向影响。虽然向 OECD 国家的一般出口在第 50 百分位上的影响并不显著,但在 60 以上百分位上均显著为正且系数值逐渐增加,因此所得结果是一致的。

表 2 不同目的国的一般出口与城市内部收入差距:分位数估计

	高收入国家			OECD 国家		
	第 10 百分位	第 50 百分位	第 90 百分位	第 10 百分位	第 50 百分位	第 90 百分位
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
向高收入国家人均出口额对数	−0.0004 (0.019)	0.020 * (0.011)	0.052*** (0.010)	−0.009 (0.017)	0.016 (0.011)	0.046*** (0.009)
向中低收入国家人均出口额对数	0.024 (0.015)	0.0016 (0.008)	−0.006 (0.009)	0.033** (0.016)	0.005 (0.008)	−0.004 (0.010)
教育	0.106*** (0.004)	0.097*** (0.002)	0.078*** (0.002)	0.106*** (0.004)	0.097*** (0.002)	0.078*** (0.002)
经验	0.058*** (0.003)	0.040*** (0.002)	0.0336*** (0.002)	0.058*** (0.003)	0.040*** (0.002)	0.034*** (0.002)
经验的平方	−0.001*** (0.00007)	−0.0006*** (0.00004)	−0.0005*** (0.00003)	−0.001*** (0.00007)	−0.0006*** (0.00004)	−0.0005*** (0.00003)
男性	0.289*** (0.017)	0.242*** (0.012)	0.195*** (0.009)	0.289*** (0.017)	0.242*** (0.012)	0.196*** (0.009)
地区总产值的对数	0.082 (0.089)	0.094** (0.041)	0.088 * (0.047)	0.079 (0.087)	0.094** (0.041)	0.091** (0.044)
拟 R ²	0.387	0.397	0.383	0.387	0.397	0.384
观测值	143 257	143 257	143 257	143 185	143 185	143 185
系数相等检验	b50=b10	b10=b90	b90=b50	b50=b10	b10=b90	b90=b50
向高收入国家人均出口额对数	2.98 * (0.084)	31.21*** (0.000)	18.54*** (0.000)	3.38 * (0.066)	15.19*** (0.0001)	11.35*** (0.001)

① 此外,我们对三个百分位上的估计系数是否相等这一假设做了 F 检测,结果汇报于表 2 末尾。

(续表)

	高收入国家			OECD 国家		
	第 10 百分位	第 50 百分位	第 90 百分位	第 10 百分位	第 50 百分位	第 90 百分位
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
向中低收入国家人均 出口额对数	4.04** (0.044)	5.25** (0.022)	0.94 (0.333)	3.82* (0.051)	5.54** (0.019)	1.75 (0.186)

注:被解释变量为个人实际年工资的对数。解释变量中的出口额指的是一般出口额。所有回归都包括年份固定效应、城市固定效应以及各个省份的时间趋势。括号中为稳健标准误,聚类于省份-年份层面。此外,将稳健标准误聚类于城市层面,显著性仍然相似。表末汇报了关于不同分位数上系数是否相等的 F 检测的统计量以及 p 值(下方小括号中)。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上统计显著。

在表 2 中,我们仅汇报了在实际工资分布的第 10、50 和 90 百分位上的系数。为了更全面地刻画一般出口对整个工资分布的影响,我们把在更多百分位上的 $\ln(HI)$ 的系数估计值,也就是收入对向富裕国家出口的弹性,绘制在图 2 中。这一图示更好地印证了主要结论,即向高收入国家的一般出口主要使工资分布上游的人群受益,从而导致城市内部工资差距的扩大。可以看出,对高收入国家人均一般出口($\ln(HI)$)的估计系数随着百分位数的增加而增加,且在 50 分位数以上的系数都为正且统计显著。对 OECD 国家的一般出口系数估计值同样随着百分位数的增加而增加,并在第 60 个百分位数及以上开始变得显著。

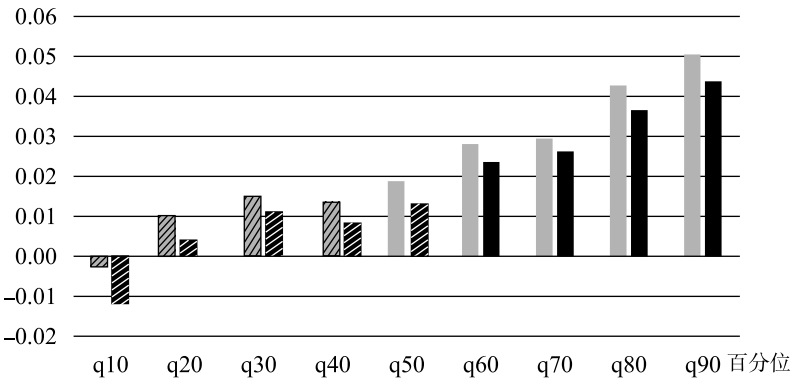


图 2 向高收入国家的一般出口对不同百分位上工资的影响

注:横轴表示百分位,纵轴表示系数的估计值。黑色柱状图代表对 OECD 国家一般出口的系数估计值,灰色柱状图代表对广义高收入国家一般出口的系数估计值。填充实色的柱状图表示估计系数在 10%、5% 或 1% 的水平上统计显著,而带有斜线的柱状图表示估计系数不显著。

3. 稳健性检验

为了测试基准结果的稳健性,我们执行了六组稳健性检验。包括:(1)改变估计模型的设定;(2)去掉省份层面的时间趋势,只保留时间和城市固定效应;(3)将 2009 年设置为经济危机的虚拟变量,并将其与关键变量 $\ln(HI)$ 和 $\ln(LI)$ 进行交乘;(4)加入职业和年份趋势的交乘项,以控制职业对收入的影响;(5)去掉城市 GDP 对数;(6)将样本限制于 18 岁以上有正式工作的个体。相关结果汇报在附录 VI。此外,我们也进一步考虑进口的影响,即加入城市人均进口额,相关结果汇报于附录 VII。总体上,这些结果显示,基于基准模型估计的结果是稳健的。

（二）不同目的国的加工出口、个人工资和收入差距

与一般贸易不同,加工贸易侧重于生产和组装,而较少涉及对技能水平有较高需求的环节,如设计、营销、管理、服务等。为此,我们使用加工贸易重新计算了关键的自变量,目的是研究以不同收入水平国家为目的地的加工出口对工资以及收入差距的影响。

表3第(1)—(3)列报告了当关键变量是加工贸易时,在第10、50和90个百分位上的基准模型分位数回归估计结果。结果显示,不管是向高收入国家还是低收入国家,加工出口对居民工资在三个百分位上均无显著影响。表3的第(4)—(6)列汇报了使用更为严格的高收入国家的定义的回归结果。结果显示,向OECD国家的加工出口对工资无显著影响。然而,向中低收入国家的加工出口对中等和高工资收入有轻微的负面影响,这在一定程度上有可能会降低城市内部的收入差距。这提示向中低收入国家的加工出口降低了对高技能劳动力的需求。这一发现与Sheng and Yang(2017)的发现一致:作为低技能外包活动的一种形式,加工贸易对中国高技能需求和技能溢价的提升作用较小。

表3 不同目的国的加工出口与居民工资差距:分位数回归

	高收入国家			OECD国家		
	第10百分位	第50百分位	第90百分位	第10百分位	第50百分位	第90百分位
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
向高收入国家人均	-0.024	-0.007	0.003	-0.013	-0.001	0.006
出口额对数	(0.015)	(0.005)	(0.005)	(0.013)	(0.005)	(0.006)
向中低收入国家人均	0.006	-0.004	-0.008	-0.009	-0.010**	-0.014***
出口额对数	(0.013)	(0.006)	(0.005)	(0.010)	(0.005)	(0.005)
拟 R^2 (Pseudo R^2)	0.388	0.396	0.385	0.387	0.395	0.384
观测值	133 132	133 132	133 132	133 330	133 330	133 330
F 检验 H_0 :系数相等	$b_{50}=b_{10}$	$b_{10}=b_{90}$	$b_{90}=b_{50}$	$b_{50}=b_{10}$	$b_{10}=b_{90}$	$b_{90}=b_{50}$
向高收入国家人均	8.18***	13.58***	5.02**	3.78*	5.80**	2.14
出口额对数	(0.004)	(0.0002)	(0.025)	(0.052)	(0.016)	(0.143)
向中低收入国家人均	2.91*	4.54**	1.16	0.09	0.61	0.83
出口额对数	(0.088)	(0.033)	(0.281)	(0.759)	(0.435)	(0.362)

注:被解释变量为个人实际年工资的对数。解释变量中的出口额指的是加工出口额。所有回归都包括年份固定效应、城市固定效应以及各个省份的时间趋势。括号中为稳健标准误,聚类于省份-年份层面。此外,将稳健标准误聚类于城市水平,显著性仍然相似。***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上统计显著。

综合本部分两小节的结论,一方面,我们得出向高收入国家的一般出口会显著增加中高收入者的工资,因而会同时扩大城市间以及城市内部收入差距,而向中低收入国家的出口对工资无显著影响。另一方面,加工出口,不论目的国,总体上对城市居民工资影响十分有限,因而对收入差距也没有显著影响。^①

① 为了验证这一结论,另一个策略是参考Topolova(2010)在城市层面计算工资差距的指标,并且将城市作为最小的分析单位,直接研究向高收入国家出口对城市内部工资差距的影响。具体回归模型和结果汇报于附录Ⅷ。基于这些估计,我们发现向高收入国家的出口增长可能导致城市内工资不平等的增加。

四、机制研究：出口目的国收入水平与技能溢价

经过对基准模型的分位数回归结果的分析,我们发现中国对高收入国家的一般出口贸易对居民工资的拉动作用对于高收入群体更强。为什么对高收入国家的一般出口对不同群体的影响存在显著差别呢?以往文献认为高收入国家对产品质量和服务有更高需求,不仅如此,一般贸易比加工贸易包含更多的高技能需求环节。这些理论和实证研究发现提示我们:向高收入国家的出口可能通过提高技能溢价从而提升高收入群体的收入。事实上,自从 Feenstra and Hanson(1997)开启相关的讨论,学术界对于是否贸易会通过提高技能溢价从而扩大地区内部工资差距一直保持着热烈讨论。当聚焦于中国时,Han et al.(2012)对中国加入 WTO 后的工资差距的变化进行了分解,发现 2001 年之后,工资差距的增加大部分可以归因于技能溢价的增加。基于以上文献的讨论,本部分将探讨技能溢价是否是一个有效的机制,使得向高收入国家出口扩大了城市内部工资差距。

(一) 不同目的国的一般出口与技能溢价

为了研究不同目的国的一般出口是否通过提升大学教育溢价和高中教育溢价而导致收入差距扩大,我们在基准回归模型的基础上,将关键变量 $\ln(HI)$ 和 $\ln(LI)$ 分别与大学教育虚拟变量和高中教育虚拟变量进行交乘,具体实证方程如下:

$$\begin{aligned} \ln(w_{ict}) = & \beta_1 \ln(HI_{ct}) + \beta_2 \ln(LI_{ct}) + \beta_3 \ln(HI_{ct}) \times College_{it} + \beta_4 \ln(LI_{ct}) \times College_{it} + \\ & \beta_5 \ln(HI_{ct}) \times HS_{it} + \beta_6 \ln(LI_{ct}) \times HS_{it} + \gamma \ln GDP_{ct} + \alpha X_{it} + \\ & \delta_c + \delta_t + \delta_p t + \delta_p t^2 + \epsilon_{ict}, \end{aligned} \quad (5)$$

其中所有的变量都与方程(1)相同,唯一的区别是我们加入了四个交乘项,也就是两个关键变量 $\ln(HI)$ 和 $\ln(LI)$ 与大学教育($College$)和高中教育(HS)这两个教育虚拟变量的交乘。当样本中个人拥有大学或以上学位时,大学虚拟变量被设置为 1;当个人的最高学位是高中或同等学历时,高中虚拟变量被设定为 1;因而我们将高中以下学历的个体视为基准组。 $\beta_3, \beta_4, \beta_5$ 和 β_6 是我们关心的估计系数,它们分别捕捉了与出口相关的大学教育和高中教育回报。如果这些系数的估计值显著为正,那么则可以推断出口导致技能溢价的提升。此外,为了缓解内生性问题,我们也采用了两阶段最小二乘法(2SLS)估计方程(5),所采用的工具变量由第二部分公式(3)和公式(4)定义。

具体结果如表 4 所示。第(1)列首先汇报了广义高收入国家定义下,对方程(5)的 OLS 回归结果。结果显示, $\ln(HI_{ct})$, 即向高收入国家人均一般出口对数的主效应不显著且接近于 0, 而其与大学虚拟变量的交互项系数显著为正。这表明向高收入国家的一般出口提升了技能溢价(也即是大学以上学历的教育溢价),而对低学历人群的收入没有影响。此外,向高收入国家人均一般出口对数额与高中教育虚拟变量的交互项系数为正,但是数值较小(0.014)且不显著,表明向高收入国家的一般出口贸易对提升高学历者的工资作用有限。综上,向高收入国家进行一般出口贸易,主要提高了高学历人群的技能溢价。那么向中低收入国家进行一般出口贸易是否会让低学历者受益呢?答案仍然是否定的。在

第(1)列中, $\ln(LI_{it})$, 也即是向中低收入国家的人均一般出口对数的主效应, 以及其与两个教育虚拟变量的交互项的系数均不显著。综合上述分析, 我们可以得出结论, 向高收入国家的一般出口会通过提升技能溢价从而导致地区内部收入差距的扩大。

表 4 的第(2)列汇报了使用工具变量的估计结果, 得出的结论与 OLS 估计结果相似。最后, 第(3)、(4)列报告了将高收入国家定义为 OECD 国家的 OLS 和使用工具变量后的 2SLS 估计结果。结论仍然基本保持一致。通过对教育溢价的分析, 我们发现, 向高收入国家的一般出口增长会通过显著促进高学历(本科及以上学历)人群的工资的增长, 也就是技能溢价而扩大城市部门的工资差距。如果说技能溢价的增长可以用发达国家对高质量产品的需求来解释, 那么低学历人群的工资对出口不敏感也许与我国农村地区丰富的劳动力储备有关。出口劳动密集型产品或者承接加工贸易一定程度上增加了对低技能劳动力的需求, 但是增长的需求被涌入城市的农村劳动力填补, 因而最终导致工资没有上升。不过, 涌入城市的农村劳动力的收入与他们之前单纯务农相比有所改善(韩军等, 2015)。^①

表 4 不同目的国一般出口与教育溢价

	高收入国家		OECD 国家	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
向高收入国家人均出口额对数	0.002 (0.013)	-0.008 (0.081)	0.007 (0.013)	0.030 (0.077)
向高收入国家人均出口额对数×大学及以上学历	0.044*** (0.013)	0.051** (0.024)	0.027** (0.012)	0.072*** (0.028)
向高收入国家人均出口额对数×高中学历	0.014 (0.009)	0.020 (0.017)	-0.0003 (0.008)	0.029* (0.017)
向中低收入国家人均出口额对数	0.013 (0.011)	0.067 (0.070)	0.005 (0.011)	0.049 (0.070)
向中低收入国家人均出口额对数×大学及以上学历	-0.011 (0.015)	-0.040 (0.025)	0.008 (0.015)	-0.063** (0.029)
向中低收入国家人均出口额对数×高中学学历	-0.003 (0.009)	-0.022 (0.018)	0.013 (0.009)	-0.031* (0.018)
大学及以上学历	1.043*** (0.315)	0.639** (0.323)	1.076*** (0.323)	0.601* (0.324)
高中学学历	0.847*** (0.211)	0.595*** (0.229)	0.861*** (0.217)	0.586*** (0.227)

① 韩军等(2015)识别了对外开放对农村居民收入的影响, 他们发现中国加入 WTO 之后农村劳动力流动带来农村中端收入的快速增长。

（续表）

	高收入国家		OECD 国家	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	是	是	是	是
偏 R^2	0.210	0.210	0.210	0.209
观测值	143 257	142 263	143 185	142 263

注：被解释变量为个人实际年工资的对数。解释变量中的出口额指的是一般出口额。控制变量包括经验以及经验的平方，男性虚拟变量，地区经济总值的对数。此外，所有回归均包括年份固定效应、城市固定效应以及各个省份的时间趋势。括号中为稳健标准误，聚类于省份-年份层面。此外，将稳健标准误聚类于城市层面，显著性仍然相似。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上统计显著。

（二）职业层面的异质性

前文的分析显示向高收入国家的一般出口会增加教育溢价，其背后的原理在于向高收入国家的出口活动中包含高技能需求工作和服务。为了进一步检验这一理论机制，同时更加具体深入地了解不同目的地出口对工资差距的影响，本小节探索不同目的地出口对教育溢价提升作用在职业维度上的异质性。

中国城镇住户调查数据(UHS)提供了被调查者的职业信息。^① 根据 UHS 数据对职业的具体定义，我们可以判断：研究人员、专业技术人员、管理等职业对教育水平的要求更高，而生产、运输等职业对教育水平的要求则相对较低。用以上信息，本文在 UHS 的职业分类基础上将从业人员分为四类，即专业技术人员和单位负责人，办事员和服务人员，生产人员，以及其他人员，并在子样本中分别进行基于方程(5)的 OLS 回归分析。

表 5 报告了相关的回归结果，Panel A 报告了 OLS 结果，Panel B 报告了 2SLS 结果。表 5 第(1)—(3)列分别汇报了针对专业技术人员和单位负责人，办事员和服务人员，以及生产及运输设备操作人员的子样本的回归结果。Panel A 展示的 OLS 回归结果显示：向高收入国家一般出口倾向于增加非生产性职业(包括技术人员和单位负责人，以及办事员和服务人员等)的高等教育溢价或者技能溢价，而对生产人员的技能溢价无明显作用。这一发现与 Brambilla et al.(2012)的结论是一致的，其背后的原因可能是因为向高收入国家出口所需要的产品升级，很大程度上依赖于技术和服务的升级，而对生产过程中工人的技术水平没有明显的更高需求。^②而本文的发现为出口产品质量升级的相关文献提供了证据支持，更进一步解释了向高收入国家出口带来收入差距扩大的原因：由于技术和管理人员收入通常比生产工人高，而向发达国家出口更进一步提升了这类高薪职业的教育溢价。换句话说，向高收入国家出口对收入最高的那部分人群(也就是技术和管理从业人员中的高学历人群)工资提升作用最大，因而显著扩大了最高收入群体和其他群体间的收入差距。

① UHS 将职业分为八类：专业技术人员，国家机关党群组织和企事业单位负责人，办事员，商业、服务业人员，农、林、牧、渔、水利生产人员，生产、运输设备操作人员及有关人员，军人，以及不便分类的其他从业人员。值得注意的是，这里的职业是基于社会分工的分类，并不考虑行业差异，例如农场的炊事员和工厂的炊事员都是服务性工作人员。

② Brambilla et al.(2012)发现向高收入国家出口较多的企业会雇用更多的非生产性员工，这可能提示了这类企业中存在更多技能密集型劳动。

表5 职业异质性:不同目的国的一般出口与教育溢价

Panel A: OLS	技术人员和单位负责人	办事员和服务人员	生产及运输设备操作人员
	(1)	(2)	(3)
向高收入国家人均出口额对数	-0.016 (0.017)	-0.003 (0.018)	0.088** (0.042)
向高收入国家人均出口额对数× 大学及以上学历	0.066*** (0.014)	0.037** (0.015)	-0.038 (0.028)
向高收入国家人均出口额对数× 高中学历	0.051*** (0.015)	0.014 (0.012)	0.002 (0.020)
向中低收入国家人均出口额对数	0.014 (0.021)	0.011 (0.014)	0.027 (0.057)
向中低收入国家人均出口额对数× 大学及以上学历	-0.046** (0.020)	0.002 (0.017)	0.020 (0.030)
向中低收入国家人均出口额对数× 高中学历	-0.042** (0.019)	0.004 (0.012)	0.002 (0.024)
控制变量	是	是	是
偏 R^2	0.158	0.210	0.086
观测值	38478	70235	10958
Panel B: 2SLS			
向高收入国家人均出口额对数	-0.078 (0.084)	-0.030 (0.095)	0.234** (0.107)
向高收入国家人均出口额对数× 大学及以上学历	0.066** (0.027)	0.043* (0.026)	-0.104 (0.071)
向高收入国家人均出口额对数× 高中学历	0.048 (0.030)	0.015 (0.023)	-0.017 (0.033)
向中低收入国家人均出口额对数	0.059 (0.088)	-0.026 (0.115)	-0.117 (0.123)
向中低收入国家人均出口额对数× 大学及以上学历	-0.067** (0.031)	-0.019 (0.029)	0.084 (0.061)
向中低收入国家人均出口额对数× 高中学历	-0.057* (0.034)	-0.003 (0.027)	0.025 (0.044)
控制变量	是	是	是
偏 R^2	0.158	0.210	0.086
观测值	38 249	69 598	10 903

注:被解释变量为个人实际年工资的对数。解释变量中的出口额指的是一般出口额。控制变量包括大学及以上学历的虚拟变量,高中学历的虚拟变量,经验以及经验的平方,男性虚拟变量,地区经济总值的对数。此外,所有回归均包括年份固定效应、城市固定效应以及各个省份的时间趋势。括号中为稳健标准误,聚类于省份-年份层面。此外,将稳健标准误聚类于城市层面,显著性仍然相似。***、**、* 分别表示在1%、5%和10%水平上统计显著。

五、研究局限与未来拓展

从技能需求的视角,本文发现向高收入国家的一般出口显著提升了城市居民的工资,且高收入者受益最多,进而导致城市间和城市内部的工资差距扩大。然而,向中低收入国家的一般出口和加工出口对工资均没有显著影响。从政策制定的意义来看,这些发现有助于理解出口国收入差距扩大的来源,以及贸易模式对出口来源国不同群体收入的异质影响。这些理解对于通过优化贸易政策进而提高贸易福利有着丰富的政策寓意。具体而言,我们发现向高收入国家的出口带来的工资提升效应不成比例地集中于高收入者,这一发现呼吁政策制定者在促进出口增长的同时,关注基于目的地特殊性出口驱动的收入差距的扩张;这一发现也意味着在制定中长期的收入再分配政策时,应充分考虑不同地区的出口结构以及由此引致的教育溢价问题。

然而,受限于研究数据,本文主要从加总的出口层面分析了出口目的国的收入水平对出口来源国城市居民工资差距的影响。这些加总的分析掩盖了微观层面异质性企业对不同技能劳动力需求的变化与调整;事实上,这些变化与调整在更为微观的层面影响了城市内以及城市间的工资。更深入地理解出口目的国的收入水平影响工资不平等的微观机制需要更深入的研究,在理论与实证层面进一步揭示这些企业层面的变化与调整。

参 考 文 献

- [1] Anderson, T. W., “Estimating Linear Statistical Relationships”, *The Annals of Statistics*, 1984, 12(1), 1-45.
- [2] Angrist, J. D., and J. S. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [3] Attanasio, O., P. K. Goldberg, and N. Pavcnik, “Trade Reforms and Wage Inequality in Colombia”, *Journal of Development Economics*, 2004, 74 (2), 331-66.
- [4] Autor, D. H., D. Dorn, and G. H. Hanson, “The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States”, *American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2121-68.
- [5] Bastos, P., and J. Silva, “The Quality of a Firm's Exports: Where You Export to Matters”, *Journal of International Economics*, 2010, 82(2), 99-111.
- [6] Bastos, P., J. Silva, and E. Verhoogen, “Export Destinations and Input Prices”, *American Economic Review*, 2018, 108(2), 353-392.
- [7] Brambilla, I., D. Lederman, and G. Porto, “Exports, Export Destinations, and Skills”, *American Economic Review*, 2012, 102(7), 3406-38.
- [8] Buchinsky, M., “Estimating the Asymptotic Covariance Matrix for Quantile Regression Models a Monte Carlo Study”, *Journal of Econometrics*, 1995, 68(2), 303-338.
- [9] Campante, F. R., D. Chor, and B. Li, “The Political Economy Consequences of China's Export Slowdown”, *Technical Report*, National Bureau of Economic Research, 2019.
- [10] 陈爱贞、赵冬颜,“出口目的地、市场竞争与资本品质量”,《中国工业经济》,2022年第9期,第140—158页。
- [11] 戴觅、余森杰、M. Maitra,“中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用”,《经济学》(季刊),2014年第1期,第675—698页。

- [12] David, H., D. Dorn, and G. H. Hanson, "The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States", *American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2121-68.
- [13] 樊海潮、郭光远, "出口价格、出口质量与生产率间的关系: 中国的证据", 《世界经济》, 2015 年第 2 期, 第 58—85 页。
- [14] Feenstra, R. C., and G. H. Hanson, "Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality", Technical Report, National Bureau of Economic Research, 1996.
- [15] Feenstra, R. C., and G. H. Hanson, "Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras", *Journal of International Economics*, 1997, 42(3-4), 371-393.
- [16] Feenstra, R.C., and G.H. Hanson, "Global Production Sharing and Rising Inequality: A Survey of Trade and Wages", In: Choi, E.K. and J. Harrigan(eds.), *Handbook of International Trade*, 2003. <https://doi.org/10.1002/9780470756461.ch6>.
- [17] Goldberg, P. K., and N. Pavcnik, "Trade, Inequality, and Poverty: What Do We Know? Evidence from Recent Trade Liberalization Episodes in Developing Countries", *NBER Working Papers* 10593, National Bureau of Economic Research, Inc., 2004.
- [18] Görg, H., L. Halpern, and B. Murakozy, "Why Do Within Firm-product Export Prices Differ across Markets?", 2010.
- [19] Hallock, K. F., and R. W. Koenker, "Quantile Regression", *Journal of Economic Perspectives*, 2001, 15(4), 143-156.
- [20] Han, J., R. Liu, and J. Zhang, "Globalization and Wage Inequality: Evidence from Urban China", *Journal of International Economics*, 2012, 87(2), 288-297.
- [21] 韩军、刘润娟、张俊森, "对外开放对中国收入分配的影响——‘南方谈话’和‘入世’后效果的实证检验", 《中国社会科学》, 2015 年第 2 期, 第 24—40+202—203 页。
- [22] Heckman, J. J., L. J. Lochner, and P. E. Todd, "Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond", *Handbook of the Economics of Education*, 2006, 307-458.
- [23] Ing, L. Y., M. Yu, and R. Zhang, "The Evolution of Export Quality: China and Indonesia", *World Trade Evolution*, Routledge, 2018, 261-302.
- [24] Kleibergen, F., and R. Paap, "Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition", *Journal of Econometrics*, 2006, 133(1), 97-126.
- [25] Lemieux, T., "Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill?", *American Economic Review*, 2006, 96 (3), 461-498.
- [26] Li, B., "Export Expansion, Skill Acquisition and Industry Specialization: Evidence from China", *Journal of International Economics*, 2018, 114(9), 346-361.
- [27] Lin, F., and C. X. Long, "The Impact of Globalization on Youth Education: Empirical Evidence from China's WTO Accession", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2020, 178; 820-839.
- [28] Sampson, T., "Selection into Trade and Wage Inequality", *American Economic Journal: Microeconomics*, 2014, 6(3), 157-202.
- [29] Sanderson, E., and F. Windmeijer, "A Weak Instrument F-test in Linear IV Models with Multiple Endogenous Variables", *Journal of Econometrics*, 2016, 190(2); 212-221.
- [30] Sheng, L., and D. T. Yang, "Offshoring and Wage Inequality: Theory and Evidence from China", 2017, *IZA Discussion Papers* 10924, Institute of Labor Economics (IZA).
- [31] Topalova, P., "Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(4), 1-41.
- [32] Verhoogen, E. A., "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector", *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(2), 489-530.

- [33] 魏浩、王超男,“外国知识产权保护、产品组合调整与中国出口高质量发展”,《中国工业经济》,2023年第6期,第81—98页。
- [34] Yu, M., “Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms”, *China Economic Quarterly*, 2015, 125(585), 943-988.
- [35] 余森杰、黄杨荔、张睿,“中国出口产品质量提升的‘富国效应’”,《学术月刊》,2019年第9期,第32—45页。
- [36] 张川川,“出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据”,《经济学》(季刊),2015年第3期,第1611—1630页。
- [37] Zhang, J., and K. Zhou, “Quota Removal, Destination-Specific Export Shocks, and Skill Acquisition in China”, *Journal of Development Economics*, 2023, 165(10), 103-149.
- [38] Zhou, K., and J. Zhang, “Trade Normalization, Export Quality, and In-migration of Skilled Workers: Evidence from China”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2021, 184, 375-387.
- [39] 祝树金、段凡、邵小快、钟腾龙,“出口目的地非正式制度、普遍道德水平与出口产品质量”,《世界经济》,2019年第8期,第121—145页。

Income Levels of Export Destinations and Urban Wage Gap

ZHAO Jing

(City University of Macau, Chinese University of Hong Kong)

ZHOU Kang*

(Zhejiang University)

YU Zhen

(Wuhan University)

Abstract: Using Chinese customs data and Urban Household Survey data from 2002—2009, we investigate the impact of exports—differentiated by destination and type—on the urban wage gap. We find that ordinary exports to high-income countries significantly increase wages, particularly benefiting individuals in the upper half of the wage distribution. This effect contributes to the widening of inter- and intra-city wage gaps. However, ordinary exports to other countries and processing exports show no significant impact on wages. These effects are primarily driven by increased skill premiums, especially through changes in the returns to college education.

Keywords: export destination; wage gap; skill premiums

JEL Classification: F16, J31, F14

* Corresponding Author: ZHOU Kang, School of Economics, Zhejiang University, Xihu District, Hangzhou, Zhejiang 310058, China; Tel:86-571-88981691; E-mail:kang_zhou@zju.edu.cn.