

# 城市劳动供给与出口产品质量升级

## ——“成本效应”抑或“技能效应”

铁 瑛 何欢浪

**摘要：**本文提出人口转型背景下，提升人力资本水平，实现人口红利从“成本效应”到“技能效应”的过渡是应对劳动力供给下降、劳动力成本上升等不利冲击，促进出口产品质量升级的重要手段。理论层面上，在质量异质性理论框架中纳入城市劳动力供给因素，剖析了人口结构转型对企业出口产品质量的影响，刻画出了“成本效应”和“技能效应”两大作用机制。本文构建出地级市层面涵盖人口流动因素的城市劳动供给指标，与高度细化的企业—产品—目的国层面数据进行匹配，构造出城市—产品—目的国这一细化的高维面板数据并据此进行研究。基准的实证研究结论表明：城市劳动参与率对企业出口产品质量具有促进作用；用工成本的上升会削弱这一正向效应，表现为“成本效应”；人力资本的上升则会增强这一正向效应，表现为“技能效应”；这一结论在考虑了加工贸易、出口关系持续性、超级城市、城市产业政策以及多产品企业行为因素后仍保持了高度稳健；在企业层面给出了同样稳健的经验证据。本文的结论不仅从人力资本投资不足这一新的角度解释了“中国出口产品质量变动之谜”，而且意味着在人口转型背景下，要实现出口产品质量升级需要更多着眼于人力资本的投资和劳动力技能的提升，实现人口红利从成本到技能的过渡。

**关键词：**人口结构；城市劳动参与率；出口产品质量；成本效应；技能效应  
[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 09-0026-14

### 引 言

出口导向型经济发展战略在我国的经济腾飞过程中发挥了重要的作用，但近年来，随着人口结构转型，用工成本持续提升，我国出口产品在国际市场上由低成本所引致的价格优势渐趋弱化却是不争的事实，如何培育新的出口竞争优势，并探索

[基金项目] 教育部人文社会科学青年基金项目“城市人口结构与企业出口行为研究”(18YJC790152)；国家自然科学基金青年项目“我国稀土出口政策的效果评估：基于PTM的视角”(71403164)；上海市哲学社会科学规划课题一般项目“贸易自由化促进中国企业创新质量提升的影响机理及路径研究”(2018BJB015)；上海市教育发展基金会和上海市教育委员会“曙光计划”项目“对外经济开放和中国企业创新的数量和质量研究”(18SG51)。

[作者信息] 铁瑛：上海对外经贸大学国际经贸研究所助理研究员；何欢浪（通讯作者）：上海对外经贸大学国际经贸学院教授 201620 电子信箱 huanlanghe@126.com。

贸易“由大到强”的战略发展路径，已然成为社会各界关注的焦点问题。针对这一问题，不少学者指出，提升出口产品质量是我国培育出口竞争新优势的重要途径（施炳展和邵文波，2014）<sup>[1]</sup>，但是中国却存在“出口产品质量变动之谜”<sup>[2]</sup>。除了微观企业的进入退出行为（李坤望等，2014），人口结构转型所引致的劳动力短缺是否是中国产品质量升级道路上更棘手的问题呢？又应如何看待有些城市鼓励落户的发展策略？更为重要的是，在人口结构转型背景下，我国又该如何实现出口产品质量升级呢？这是本文所要尝试回答的问题。

出口产品质量是近年来国际贸易领域研究的一个热点问题，特别是关于出口产品质量（价格）的影响因素方面，目前学界已有丰富的研究，比如目的地因素（Brambilla et al., 2012）<sup>[3]</sup>；生产率水平、投入结构、企业研发、外资等一系列企业异质性因素（施炳展和邵文波，2014）。但劳动力投入作为企业的关键投入要素之一，其影响却远没有获得足够的关注，而人口结构与企业生产过程中的劳动投入紧密相关，不仅直接影响到劳动力供给，还可能对技能供给产生影响（铁瑛和张明志，2017）<sup>[4]</sup>。劳动技能的供给变化会对产品质量产生直接的影响作用（Verhoogen, 2008）<sup>[5]</sup>。因此，本文认为，考虑到人口结构变动的长周期性，在考察出口产品质量的决定因素时，它可能是关键性的影响因素。理论层面上，厘清人口结构变动对出口产品质量的影响，不仅能够补充现有质量异质性的理论框架，更可能对我国人口转型背景下的贸易强国战略实施提供具有价值的政策参考。

人口与贸易的关系同样是国际贸易学界所关注的领域，但已有研究大多考察人口结构转变对出口额（经常项目收支）的影响（田巍等，2013）<sup>[6]</sup>；铁瑛和张明志，2017），或是人口结构转变对贸易结构（比较优势）的影响（Cai and Stoyanov, 2016）<sup>[7]</sup>。以本文所掌握的资料而言，尚无深入到产品质量层面的相关研究，而在当前全球价值链分工深化和“任务贸易”盛行的背景下，单纯通过出口量的大小并不足以判断贸易发展的得失（张杰等，2013）<sup>[8]</sup>，因此也就难以为贸易强国战略提供明确的建议。此外，产品质量还会通过汇率传递影响到出口产品的价格（王雅琦等，2015）<sup>[9]</sup>，甚至直接影响到出口额（李小平等，2015）<sup>[10]</sup>。因此，深入到产品质量层面更有助于我们准确判断人口结构转型对我国外贸的潜在影响。

改革开放后，我国存在一个不容忽视的典型事实，即全国性的人口流动。同时，中国的人口分布从全国范围来看是不均衡的，随着人口迁移的发生，这一不平衡还在进一步加剧（劳昕和沈体雁，2015）<sup>[11]</sup>。因此，中国人口结构的变迁不仅仅表现为人口年龄结构转型，更有人口地域分布的差异。基于宏观层面的研究可以很好地反映人口年龄结构的变化，但即使在省际层面也会因遗漏省内人口流动而不足以刻画人口地域结构的变化。尤其流动人口往往同时是适龄劳动力，大规模的人口流动必然会改变局部地区的要素禀赋，地域差异同样引致基于宏观层面的研究结论可能不具备普遍的适用性，若是不能基于更微观的层面，构建可以充分反映人口流动的劳动力供给指标，则不仅难以得到具有针对性的研究结论，更会威胁到经验研究整体的可信度。

近期也有一些学者注意到中国的人口流动，并探讨了其对于地区福利、收入

差异、生产率等一系列问题的影响，代表性的如 Ma and Tang (2018)<sup>[12]</sup>，但他们并未关注到国际贸易领域。铁瑛和张明志 (2017) 同样构建出城市层面的劳动参与率指标，并探讨了其对企业出口的影响。但一方面他们的研究重心是对企业出口额的探讨，并未考察城市人口结构对出口产品质量的影响；另一方面也缺乏微观影响机制的理论刻画和经验证据，本文的研究对这两个缺憾进行了补充。

综上所述，本文希望通过以下三点做出边际贡献：第一，考察了人口结构因素与出口产品质量之间的关系，对已有的出口产品质量决定因素研究和人口与贸易的系列研究都是一个有益的补充；第二，将人口与贸易的相关研究推进至微观层面，提出并证明了微观影响机制是对人口与贸易系列研究的重要拓展；第三，基于人口结构转型背景，从出口产品质量升级的视角，为我国新时期“贸易强国”发展战略提供具有参考价值的政策思考。

### 一、理论模型

本文的模型框架主要建立在 Hallak 和 Sivadasan (2013)<sup>[13]</sup> 的设定之上，本文所进行的拓展工作主要在于多地区条件下将城市劳动力供给因素引入模型。具体来说，劳动供给直接影响企业的边际成本 (Ma and Tang, 2018)，同时劳动供给的充裕程度还会影响到企业对技能劳动力的搜寻成本 (Blatter et al., 2012)<sup>[14]</sup>，越是劳动供给充裕的地区，企业搜寻所需技能劳动力付出的搜寻成本越低。

#### (一) 模型设定

在需求部分，借鉴 Hallak 和 Sivadasan (2013) 的研究将质量引入水平差异化产品的 CES 需求函数，相对于价格而言，消费者更关注“性价比”，从而可以得到对于产品  $j$  的需求函数：

$$q_j = p_j^{-\sigma} \lambda_j^{\sigma-1} \frac{E}{P^{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中， $q$  表示需求量， $p$  表示价格， $\lambda$  表示产品质量， $\sigma > 1$  表示两种产品间的替代弹性， $E$  为外生给定的支出水平， $P$  表示质量加权的总价格指数。

在生产部分，假定垄断竞争的市场条件下有一系列生产差异化产品的企业，一个企业只生产一种产品，从而需求部分所得到的对产品  $j$  的需求函数可以看作是产品  $j$  所面临的需求，只有劳动这一种投入要素。厂商的博弈顺序是先决定产品质量，再依据边际成本进行加成定价。在对上述厂商行为进行基本设定的基础上，尝试引入地区层面人口结构的影响，用  $\zeta_A$  表示 A 地区的劳动参与率。借鉴 Hallak 和 Sivadasan (2013) 的方式引入质量异质性因素，将质量因素分别引入边际成本与固定成本：

$$MC_j = \frac{c(\zeta_A)}{\varphi_j} \lambda_j^\beta \quad (2)$$

其中， $\varphi_j$  定义为过程生产效率， $0 \leq \beta < 1$ ， $\beta$  为外生的参数，用于衡量提升质量对边际成本上升的影响。工资被标准化为 1。本文在 Hallak 和 Sivadasan (2013)

的研究基础上,认为调整参数  $c(\zeta_A)$  和劳动参与率有关,并且  $\frac{\partial c(\zeta_A)}{\partial \zeta_A} < 0$ ,表示劳动参与率越高的地区,企业的边际成本相对越低。这一设定的理论直觉是比较直接的,人口结构变动直接影响了劳动要素供给。企业为了提高产品质量,还需要提高企业的固定成本,借鉴 Hallak 和 Sivadasan (2013) 的设定,将固定成本表达如下:

$$FC_j = F_j + \frac{f}{\xi_j} \lambda_j^\alpha \quad (3)$$

其中,  $F$  为常数,表示无条件支付的固定成本,  $f$  为常数,  $\xi$  表示企业改变产品质量的能力,可以称为企业的产品生产效率,  $\alpha > (1 - \beta)(\sigma - 1)$  表示提升质量对固定成本上升的影响。在此处,本文假定产品生产效率  $\xi$  与企业人力资本相关,即技能工人具有改变企业产品质量的能力。Verhoogen (2008) 指出,技能劳动力在企业产品质量的形成中起到了至关重要的作用,人力资本水平的提升可以提升企业改变产品质量的能力,企业更容易生产高质量产品。表示如下:

$$\xi_j = \bar{\xi}_j H_j(\zeta_A)^\gamma \quad (4)$$

其中,  $0 \leq \gamma < 1$ <sup>①</sup>,人力资本  $H_j(\zeta_A)$  关于劳动参与率  $\zeta_A$  单调递增。Blatter 等 (2012) 指出技能劳动力总是稀缺的,企业为了获取所需要的技能劳动力需要支付搜寻成本。那么如果一个地区劳动供给相对丰裕,企业所面临的工人选择集就相应更大,企业也更容易搜寻到所需的技能劳动力,而技能劳动力的雇佣量决定了企业的人力资本水平。 $\bar{\xi}$  表示不受技能因素影响的“纯”产品生产效率。

## (二) 均衡求解

在垄断竞争的市场结构下,企业采用加成定价:

$$p_j = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{c(\zeta_A)}{\varphi_j} \lambda_j^\beta \quad (5)$$

企业利润整理化简后可表达为:

$$\pi_j = \frac{\sigma^{-\sigma}}{(\sigma - 1)^{1-\sigma}} \frac{E}{P} \frac{c(\zeta_A)^{1-\sigma}}{\varphi_j^{1-\sigma}} \lambda_j^{(1-\beta)(\sigma-1)} - F_j - \frac{f}{\bar{\xi}_j H_j(\zeta_A)^\gamma} \lambda_j^\alpha \quad (6)$$

进一步,对产品质量求偏导获得企业利润最大化的一阶条件,即出口产品质量的决定条件:

$$\lambda_j^* = B^{1/\alpha'} c(\zeta_A)^{(1-\sigma)/\alpha'} \varphi_j^{(\sigma-1)\alpha'} \bar{\xi}_j^{1/\alpha'} H_j(\zeta_A)^{\gamma/\alpha'} \quad (7)$$

其中,  $B \equiv \frac{(1-\beta)(\sigma-1)}{\alpha f} \frac{\sigma^{-\sigma}}{(\sigma-1)^{1-\sigma}} \frac{E}{P} > 0$  为常数,  $\alpha' = \alpha - (1-\beta)(\sigma-1)$

> 0 为常数。

①之所以进行这一设定,主要源于熊彼得创新理论以及罗杰斯的创新扩散理论,即对于劳动生产率水平,研发创新起到基础性的“质”的作用,而人力资本积累满足“生产过程内生”这一特点,主要发挥“量”的积累作用。

进一步，基于式（7）对劳动参与率求偏导，得：

$$\frac{\partial \lambda_j^*}{\partial \zeta_A} = \underbrace{\frac{(1-\sigma)}{\alpha'} B^{\frac{1}{\alpha'}} c(\zeta_A)^{\frac{(1-\sigma)}{\alpha'}-1} \varphi_j^{\frac{\sigma-1}{\alpha'}} \xi_j^{\frac{1}{\alpha'}} H_j(\zeta_A)^{\frac{\gamma}{\alpha'}} \frac{\partial c(\zeta_A)}{\partial \zeta_A}}_{\text{来自“成本效应”的正面影响}} + \underbrace{\frac{\gamma}{\alpha'} B^{\frac{1}{\alpha'}} c(\zeta_A)^{\frac{(1-\sigma)}{\alpha'}} \varphi_j^{\frac{\sigma-1}{\alpha'}} \xi_j^{\frac{1}{\alpha'}} H_j(\zeta_A)^{\frac{\gamma}{\alpha'}-1} \frac{\partial H_j(\zeta_A)}{\partial \zeta_A}}_{\text{来自“技能效应”的正面影响}} \quad (8)$$

其中，可以观察到劳动参与率对企业产品质量的影响主要表现在两项，来自第一项  $\frac{\partial c(\zeta_A)}{\partial \zeta_A} < 0$  所刻画的成本因素和来自第二项  $\frac{\partial H_j(\zeta_A)}{\partial \zeta_A} > 0$  所刻画的技术因素。在第一项中，由于替代弹性  $\sigma > 1$ ，而劳动参与率提升可以降低企业的边际成本，因此，总体上使得第一项为正，本文暂将劳动参与率通过降低企业边际成本提升产品质量的机制称为“成本效应”。而在第二项中，参数  $0 \leq \gamma < 1$ ，同时劳动参与率提升有助于降低企业搜寻技能的难度，从而提升企业人力资本水平，因此，第二项也为正。本文暂将劳动参与率通过提升人力资本从而提升产品质量的机制称为“技能效应”。综上，城市劳动参与率对企业产品质量的影响主要通过降低成本的“成本效应”和提升企业人力资本水平的“技能效应”来实现，从而得到本文待证实的核心命题。

命题：城市劳动参与率通过“成本效应”和“技能效应”促进了企业出口产品质量升级。

## 二、数据、指标测算与实证思路

### （一）数据说明

本文实证检验部分的数据主要使用2000—2006年的中国海关数据库和《城市统计年鉴》。在基于企业层面的分析中，进一步匹配了中国工业企业数据库。关于中国海关数据库和中国工业企业数据库的处理和匹配，学界已经非常成熟，限于篇幅，本文不再赘述。

在城市数据的匹配方面，本文利用海关数据库所汇报的海关代码前5位匹配到相应地级市，其中，对于县级市，本文通过找到其相应的代管地级市来进行匹配；对于代码第5位代表出口加工区或高新科技园区等开发区，本文以开发区所在地级市进行匹配；对于海关代码下标识为“其他”或“XX地区”等没有明确地级市隶属关系的出口记录进行剔除；对于无法在《城市统计年鉴》得到匹配的少数民族自治州（县）进行剔除处理。

### （二）出口产品质量的测算

本文对出口产品质量的测算主要借鉴Khandelwal等（2013）<sup>[15]</sup>的方法，但纳入了中国特有的贸易方式信息。具体来说，在“企业—HS6产品—目的国—贸易方式—年份”这一高维面板数据的基础上，估计如下计量方程：

$$\ln q_{i,j,d,m,t} + \sigma_{hs3} \ln p_{i,j,d,m,t} = \chi_j + \chi_{d,t} + \chi_m + \varepsilon_{i,j,d,m,t} \quad (9)$$

其中,  $q$  表示出口数量,  $p$  表示出口价格,  $\sigma_{hs3}$  表示 Broda 等 (2006)<sup>[16]</sup> 所提供的 HS3 位码产品替代弹性, 下标  $i$  表示企业, 下标  $j$  表示 HS6 位码产品,  $d$  表示出口目的国,  $t$  表示年份,  $m$  表示贸易方式。 $\chi$  表示固定效应。因此, 本文所需要的质量对数值就是估计出的残差除以  $(\sigma_{hs3} - 1)$ 。

由于所估计出的出口产品质量实质上是同一目的国相同年份内对于给定的 HS6 产品相同价格下销售量的排序, 因此它可以基于 HS6 产品—目的国—年份进行直接的加总 (平均), 通过将企业维度平均到城市维度, 就可以获得本文基准分析所使用的城市—HS6 产品—目的国—年份层面的出口产品质量。

### (三) 城市劳动供给指标

本文以《中国城市统计年鉴》所汇报的城市单位从业人员除以城市年末总人口来构建城市劳动参与率这一指标。城市单位从业人员反映了城市实际使用的劳动力数量, 而年末总人口表现的是户籍人口数, 因此本文所使用的城市劳动参与率这一指标反映了一个城市劳动供给的相对丰裕程度, 也可以说是以户籍人口作为城市规模进行规范后的城市劳动供给情况。同时, 这一指标也会放大人口流动的影响, 由于衡量城市劳动参与率公式的分子即单位从业人员包含了流动人口, 而分母即年末总人口完全排除了流动人口, 因此对于人口流出的地区, 城市实际居住人口可能小于其户籍人口, 进而本文的城市劳动参与率与经典的劳动参与率概念存在明显的差异。虽然经典的劳动参与率是指经济活动人口 (包括就业者和失业者) 占劳动年龄人口的比率, 但其与本文所构建的劳动参与率指标在本质上是一致的, 即表征了一国或一个地区劳动人口的相对供给水平。

## 三、实证研究

### (一) 计量模型设定与说明

基于式 (8), 本文构建如下的实证模型进行经验研究。

$$\log(\text{Quality}_{c,j,d,t}) = \beta_0 + \beta_1 LPR_{c,t-1} + \underbrace{\beta_2 LPR_{c,t-1} \times \log(M\_Wage_{c,t-1})}_{\text{“成本效应”}} + \underbrace{\beta_3 LPR_{c,t-1} \times \log(HC_{c,t-1})}_{\text{“技能效应”}} + \gamma X + \theta_{c,j,d} + \theta_{j,d,t} + \varepsilon_{c,j,d,t} \quad (10)$$

其中, 下标  $c$  表示城市,  $j$  表示 HS6 产品,  $d$  表示目的国,  $t$  表示年份,  $\theta$  为固定效应。被解释变量为城市—HS6—目的国—年份的出口产品质量 (Quality), 核心解释变量为城市—年份的劳动参与率 (LPR) 以及其与城市最低工资标准 (M\_Wage) 和城市人力资本水平 (HC) 的交互项, 城市最低工资标准由笔者收集得到, 城市人力资本水平的测算借鉴孙楚仁等 (2013)<sup>[17]</sup> 的做法。 $\beta_2$  和  $\beta_3$  是本文所关心的参数, 与最低工资标准的交互项可反映城市劳动参与率的“成本效应”, 而与城市人力资本的交互项可反映城市劳动参与率的“技能效应”。因此,  $\beta_2$  预期应为负, 即随着用工成本的上升, 劳动参与率对出口产品质量的正面影响逐步下降, 而  $\beta_3$  预期应为正, 即随着城市人力资本水平的上升, 劳动参与率对出口产品质量的

正面影响逐步增强。为了减轻反向因果问题的影响,本文在基准回归中使用滞后1期的LPR作为代理变量。

值得说明的是,本文构建的是城市—HS6—目的国—年份层面的高维面板数据而不是基于企业层面进行基准的回归分析。一方面,考虑假如被解释变量是企业层面而核心解释变量却是城市这一相对更宏观的层面,二者维度的不一致意味着如果不能对企业层面的影响加以充分的控制,会面临较大的遗漏变量风险;另一方面,如果补充控制企业层面的影响,那么需要进一步匹配工业企业数据库,而工业企业数据库仅包括国有企业以及规模以上的其他企业,并不是全样本,估计结果可能存在选择性偏误。更重要的是,基于企业层面的研究将会遗漏企业的进入退出信息,即如果一个低出口产品质量企业退出市场,通过企业层面的数据无法进行捕捉,但通过城市这一相对宏观层面平均则可以充分反映低质量出口关系退出的影响。而根据陈勇兵等(2012)<sup>[18]</sup>的研究结论,中国出口关系的持续时间中位数仅为3期,这意味着微观企业的进入退出是具有普遍性的。考虑到李坤望等(2014)曾使用微观企业的进入退出作为核心机制解释中国的“质量变动之谜”,如果不能在数据中充分涵盖这一信息,将可能造成估计偏误,因此,本文的基准回归选择在城市—HS6—目的国维度进行,而在基准估计之后,本文补充了基于企业层面的经验证据。

X为控制变量向量,除了控制两大交互项的水平项最低工资标准(M\_Wage)和城市人力资本(HC),本文还借鉴孙楚仁等(2013)基于城市层面的研究,控制了城市的市场潜力(Market\_Potential)、经济发展水平(城市GDP)、城市预算支出(Budget\_Outlay)、城市拥挤程度(人口密度Population\_Density)以及基础设施水平(城市道路面积Road和邮局数量Post\_Office)等,考虑到数据时间长度和宏观变量影响的滞后性,城市层面的控制变量除了市场潜力进行1年滞后外,其余变量均进行了5年滞后。

本文在基准回归中还控制了城市—HS6—目的国联合固定效应( $\theta_{c,j,d}$ )和HS6—目的国—年份联合固定效应( $\theta_{j,d,t}$ )。本文所使用的数据样本表现为高维面板数据,其最大的优势就是可以通过严格的固定效应控制,大大降低遗漏变量的影响,并简化实证模型。通过控制城市—HS6—目的国联合固定效应,不仅可以控制一维的诸如城市之间基于历史文化或地理位置等所产生的固有差异、不同产品之间如生产技术等固有差异以及不同目的国之间如最低质量标准等固有差异的影响,还可以控制二维的城市产业发展偏向等城市—产品层面的固有差异、城市外事关系以及历史原因所造成的城市与特定国家的关系差异等城市—目的国层面的固有差异以及产品—目的国的固有需求差异等影响;还可以控制三维基于城市—HS6—目的国层面的固有差异。通过控制HS6—目的国—年份联合固定效应,除了可以补充控制仅随时间变化的宏观冲击,例如中国加入WTO、货币政策变化等,还可以控制行业层面的技术冲击、目的国的偏好变化以及特定行业—目的国诸如贸易摩擦等需求冲击。

## (二) 基准估计结果

依据前文制定的实证策略,本文首先对式(10)进行基准估计,估计结果如

表1所示。列(1)为城市—HS6—目的国维度的基准估计结果;借鉴Ding等(2018)<sup>[19]</sup>的研究,为了更突出行业的影响,列(2)汇报了城市—HS4—目的国维度的估计结果<sup>①</sup>。

表1 基准结果

被解释变量: $\log(\text{Quality})$	(1)	(2)
	城市—HS6—目的国	城市—HS4—目的国
$\text{LPR}_{c,t-1}$	4.235 *** (0.195)	4.375 *** (0.229)
$\text{LPR}_{c,t-1} \times \log(\text{M\_Wage}_{c,t-1})$	-0.869 *** (0.0343)	-0.901 *** (0.0403)
$\text{LPR}_{c,t-1} \times \log(\text{HC}_{c,t-1})$	0.0810 *** (0.00435)	0.0854 *** (0.00496)
Observations	6 221 568	4 046 033
R-squared	0.730	0.694

注:下标  $c$  表示城市,  $j$  表示 HS6 (4) 产品,  $d$  表示目的国,  $t$  表示年份, 下同; 括号内为聚类的稳健标准误, 列(1)聚类至城市—HS6—目的国层面, 列(2)聚类至城市—HS4—目的国层面, 如无特别说明, 下表均采用相同的聚类策略; \*\*\*  $p < 0.01$ ; 限于篇幅, 本文省略了对水平项、控制变量和固定效应的汇报, 备案。

基准估计结果显示, 当不考虑“成本效应”和“技能效应”时, 城市劳动参与率对出口产品质量存在显著的促进作用, 城市劳动参与率每提升 0.01, 相应城市中的 HS6—目的国的出口产品质量平均上升约 4.235%。但随着用工成本的升高, 这一正向促进作用会被削弱, 给定城市劳动参与率, 用工成本每提升 10%, 城市劳动参与率对出口产品质量的正向促进作用平均衰减约 8.69%; 而随着城市人力资本的上升, 这一正向促进作用会得到进一步的增强, 城市人力资本每提升 10%, 城市劳动参与率对出口产品质量的正向促进作用平均增强约 0.81%。这一实证结果给了本文核心理论假说以明确的经验证据支持。基于 HS4 维度的研究稍稍放大了相应变量的估计参数值, 参数估计值变化趋势与 Ding 等 (2018) 的相同, 这反映了不同 HS6 产品差异的影响, 但整体估计结果保持了稳健。

### (三) 基于 IV-2SLS 的再回归

虽然人口结构因素基于长周期性往往表现为较强的外生性, 但鉴于本文所选用的劳动参与率指标包含了人口流动信息, 这就使得基准估计会受到反向因果关系的挑战, 如加工贸易出口由于大量使用高质量进口中间品而表现为高产品质量, 加工贸易企业往往同时表现出对非技能劳动力的大量需求, 这就可能影响到劳动力的流向, 本文在稳健性分析中对此有更细致的考察。同时, 城市劳动参与率指标还可能存在测量误差。虽然如实证策略中的说明, 这些潜在的内生性问题往往只会造成参数值的低估, 因此并不会影响本文的核心结论, 但出于谨慎的考虑, 本文分别使用滞后 1 期的城市劳动参与率和加总至省级层面的劳动参与率作为工具变量, 借鉴 Ding 等 (2018) 处理交互项工具变量的方式进行 IV 两阶段估计, 估计结果如表 2

<sup>①</sup>出口产品质量平均至相应层面, 在回归中对标准误进行相应层面的聚类调整, 后文如无特殊说明, 均照此处理。



所示。结果与预期相符，即基准估计确实存在一定程度的低估，但参数符号以及显著性并没有发生改变，即基准结论的可信度并未因内生性问题而受到影响。

表2 基于IV-2SLS的再估计

被解释变量: log (Quality)	(1)	(2)	(3)	(4)
	城市-HS6-目的国	城市-HS4-目的国	城市-HS6-目的国	城市-HS4-目的国
工具变量:	LPR <sub>c,t-1</sub>	LPR <sub>c,t-1</sub>	LPR <sub>p,t-1</sub>	LPR <sub>p,t-1</sub>
LPR <sub>c,t</sub>	4.767*** (0.251)	5.156*** (0.291)	1.994*** (0.394)	1.824*** (0.456)
LPR <sub>c,t</sub> ×log (M_Wage <sub>c,t-1</sub> )	-1.306*** (0.0477)	-1.345*** (0.0558)	-0.493*** (0.0718)	-0.474*** (0.0843)
LPR <sub>c,t</sub> ×log (HC <sub>c,t-1</sub> )	0.233*** (0.0163)	0.226*** (0.0166)	0.100*** (0.00941)	0.110*** (0.0107)
Observations	6 221 568	4 046 033	6 221 568	4 046 033
R-squared	0.729	0.694	0.729	0.694

注：同样引入滞后1期的劳动参与率和省级的劳动参与率与城市最低工资和人力资本的交互项作为相应交互项的工具变量；每一列均通过了不可识别检验 (p=0.000) 和弱工具变量检验 (K-P 统计量大于10)；\*\*\* p<0.01；限于篇幅，没有汇报水平项、控制变量与具体的固定效应，备索，后表均相同。

(四) 来自企业层面的补充证据

首先给出企业—HS6—目的国维度的基准结果，固定效应相应进行了更换，出于一致性的考虑，本文仍然基于海关数据这一全样本数据进行，估计结果如表3所示。本文发现核心解释变量与表2的基准结果均发生了一些参数值上的偏差，这一方面是源于上文所提到的，企业层面解释变量的遗漏问题（下文可以证明，当补充了企业层面变量后与基准结果仍然高度一致）；另一方面也来自于解释变量位于城市维度，而被解释变量位于企业维度，相对而言，解释变量维度更为宏观的缘故。但从定性的角度，基于企业层面的考察并未影响到本文核心假说的成立。列(2)和列(3)基于相同的思路，进行了IV估计，结果保持了一致。

表3 基于企业层面的再考察 (企业—HS6—目的国层面)

被解释变量: log (Quality)	(1)	(2)	(3)
	基准结果	IV-2SLS 估计 内生变量: LPR <sub>c,t</sub> ; 工具变量: LPR <sub>c,t-1</sub>	IV-2SLS 估计 内生变量: LPR <sub>c,t</sub> ; 工具变量: LPR <sub>p,t</sub>
LPR <sub>c,t-1</sub> ×log (M_Wage <sub>c,t-1</sub> )	-0.650*** (0.0258)	-1.062*** (0.0457)	-0.380*** (0.0683)
LPR <sub>c,t-1</sub> ×log (HC <sub>c,t-1</sub> )	0.0343*** (0.00338)	0.199*** (0.0258)	0.0332*** (0.00681)
Observations	11 234 086	11 234 086	11 234 086
R-squared	0.831	0.831	0.831

注：下标*f*表示企业，后同；列(2)所对应的解释变量为LPR<sub>c,t</sub>，出于表格的简洁性未专门标明；同样引入滞后1期的劳动参与率与城市最低工资和人力资本的交互项作为相应交互项的工具变量；通过了不可识别检验 (p=0.000) 和弱工具变量检验 (K-P 统计量大于10)；\*\*\* p<0.01。

出于谨慎起见,本文基于已有研究,通过匹配中国工业企业数据库,补充了企业层面的控制变量,具体包括:企业的全要素生产率水平(TFP)<sup>①</sup>、企业融资约束水平(利息支出占销售额的比例, Credit\_Constrain)<sup>②</sup>、企业资本构成(外资占比 FDI\_Ratio 和公有资本占比 SOE\_Ratio)<sup>③</sup>、企业所获补贴(Subsidy)以及企业投入结构(资本劳动比 Ratio)<sup>④</sup>等,并再次进行回归,结果如表4所示。为了能够与已有研究比对,本文还借鉴施炳展和邵文波(2014)的方法,通过标准化产品层面的出口产品质量,而后加权平均获得企业层面的出口产品质量(Quality\_Standard)。估计结果如列(1)所示。因为被解释变量的量纲发生了重大改变,这一估计结果无法进行直接比对,但从定性的角度来说,同样能够证明本文的核心理论假说。为了能够直观地评判基于企业层面的估计结果,进一步在企业—HS4—目的国维度进行了回归<sup>⑤</sup>,结果仍然是高度一致的。因此,基于企业层面,同样可以给予本文的核心理论假说以经验证据的支持。

表4 补充企业层面控制变量的估计结果

被解释变量: log (Quality)	(1)	(2)
	log (Quality_Standard <sub>f,t</sub> )	log (Quality <sub>f,j,d,t</sub> )
LPR <sub>c,t-1</sub> × log (M_Wage <sub>c,t-1</sub> )	-0.0473 *** (0.0136)	-0.660 *** (0.126)
LPR <sub>c,t-1</sub> × log (HC <sub>c,t-1</sub> )	0.00515 *** (0.00166)	0.0540 *** (0.0163)
Firm FE	Yes	No
Year FE	Yes	No
Firm-HS4-Destination FE	No	Yes
HS4-Destination-Year FE	No	Yes
Observations	85 134	748 110
R-squared	0.839	0.835

注:括号内为聚类的稳健标准误,列(1)聚类至企业层面,列(2)聚类至企业—HS4—目的国层面。\*\*\* p < 0.01。

#### 四、拓展性研究

本文基于已有研究对基准估计进行了敏感性分析,同时拓展本文的实证结论。具体回归结果如表5所示,在表5中,Panel A 基于城市—HS6—目的国层面,Panel B 基于城市—HS4—目的国层面,Panel C 基于企业—HS6—目的国层面。

第一,由于中国的加工贸易普遍使用进口中间品,加工贸易往往需要更多非技能劳动,这可能低估“技能效应”的正向调节效应。在列(1)和列(2)中,本

①本文分GB-2行业采用ACF法测算得到。

②以利息支出除以销售收入得到。

③分别使用国外资本金与港澳台地区资本金之和除以实收资本和国有资本金与集体资本金之和除以实收资本表示。

④以固定资本年平均余额除以从业人员表示。

⑤基于HS4维度是为了突出企业维度的差异性。

文通过直接剔除加工贸易方式的出口观测值和剔除来自出口加工区的出口观测值两种方式对样本进行修正，可以看到，参数值确实发生了如预期的变动，但整体而言，变动幅度不大，基准回归结论是稳健的。值得指出的是，本文发现“技能效应”在列（2）中甚至更低，这一方面可能源于出口加工区存在复进口，另一方面出口加工区中集中了大量高水平的外资企业，这些企业反而是更需要技能劳动力的企业。

表5 拓展性分析

被解释变量: log (Quality)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Panel A: 城市—HS6—目的国	加工贸易	出口加工区	临时出口	超级城市	产业政策	规模以上	单产品	单目的国
$LPR_{c,t-1} \times \log (M\_Wage_{c,t-1})$	-0.878*** (0.0379)	-0.858*** (0.0343)	-0.737*** (0.0464)	-0.863*** (0.0367)	-0.866*** (0.0350)	-0.681*** (0.136)	-0.924*** (0.0360)	-0.950*** (0.0364)
$LPR_{c,t-1} \times \log (HC_{c,t-1})$	0.0879*** (0.00483)	0.0783*** (0.00435)	0.0422*** (0.00565)	0.0635*** (0.00516)	0.0790*** (0.00457)	0.0425** (0.0176)	0.0809*** (0.00458)	0.0871*** (0.00457)
Panel B: 城市—HS4—目的国								
$LPR_{c,t-1} \times \log (M\_Wage_{c,t-1})$	-0.912*** (0.0430)	-0.894*** (0.0403)	-0.700*** (0.0534)	-0.944*** (0.0426)	-0.943*** (0.0410)	-0.600*** (0.145)	-1.013*** (0.0421)	-0.971*** (0.0418)
$LPR_{c,t-1} \times \log (HC_{c,t-1})$	0.0922*** (0.00540)	0.0838*** (0.00495)	0.0448*** (0.00629)	0.0743*** (0.00567)	0.0873*** (0.00513)	0.0673*** (0.0189)	0.0860*** (0.00525)	0.0930*** (0.00517)
Panel C: 企业—HS6—目的国								
$LPR_{c,t-1} \times \log (M\_Wage_{c,t-1})$	-0.597*** (0.0325)	-0.653*** (0.0258)	-0.702*** (0.0308)	-0.704*** (0.0271)	-0.645*** (0.0264)	-0.441*** (0.107)	-0.646*** (0.0272)	-0.639*** (0.0285)
$LPR_{c,t-1} \times \log (HC_{c,t-1})$	0.0331*** (0.00430)	0.0351*** (0.00337)	0.0339*** (0.00394)	0.0416*** (0.00419)	0.0321*** (0.00365)	-0.00240 (0.0136)	0.0356*** (0.00357)	0.0379*** (0.00374)

注: \*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05。

第二，李坤望等（2014）指出部分低质量企业快速进入退出出口市场是引致中国出口产品质量未能获得显著提升的重要因素，那么估计结果可能反映人口结构转型使得成本上升引致企业快速进入退出的结果。而且 Békés 和 Muraközy（2012）<sup>[20]</sup>指出临时性出口关系更依赖于可变成本，这意味着临时性出口关系的存在可能引致我们高估劳动参与率对出口产品质量的影响。针对于此，本文基于陈勇兵等（2012）的研究，在列（3）的回归中剔除在相应层面下出口关系存在时间不超过3期的样本。结果表明，虽然确实存在一定的高估，但整体上仍然保持了稳健。值得指出的是，“技能效应”出现了明显的下降，这一方面，因为企业往往不会轻易地裁撤或变更搜寻成本更高的技能劳动力（铁瑛和刘啟仁，2018）<sup>[21]</sup>，因此一个长期存活的稳定企业对城市的技能供给可能并不敏感；另一方面，也意味着，对于新出口关系的建立和稳定发展，城市人力资本水平所决定的技能供给会起到比丰裕劳动供给所决定的用工成本更大的作用。

第三，超级城市有相对更高的生活水平、收入水平以及更多样的就业机会和选择，这会对流动劳动力尤其是技能劳动力产生自然的吸引力（童玉芬和王莹莹，2015）<sup>[22]</sup>。此外，超级城市还可能带来企业选址的自选择问题，因此，将其剔除也可以同时评估企业选址自选择问题的严重性。在列（4）中剔除了来自北京市和上海市的出口样本，结果与基准估计结果保持了高度一致，除了再次证明大样本的稳

健性外,也说明了企业自选择效应通过严格的固定效应可以得到有效的缓解,不会严重影响估计结果。此外,同样观察到“技能效应”被削弱,这也再次佐证了技能劳动力在超级城市聚集,并成为劳动参与率促进出口产品质量升级的重要力量。同时,这一结果也从侧面反映出我国人力资本投资仍然不足,劳动力技能水平有待于进一步提升。

第四,我国城市大都有针对本市的经济发展规划,并且城市的产业政策可能会偏离比较优势(陈钊和熊瑞祥,2015)<sup>[23]</sup>,虽然通过城市HS6产品联合固定可以缓解这一问题,但如果产业政策随时间变化依然可能会造成基准估计的偏误。在列(5)中,本文还剔除了来自高技术园区(开发区)的出口,以考察城市产业政策的影响,估计结果依然维持了高度的稳健。

第五,有研究指出多产品企业与单产品企业的行为存在明显差异,多产品企业对要素投入的需求、销售渠道的构建以及应对风险的能力都与单一产品企业不同。因此,本文通过三种方式对这一因素进行控制:其一,在列(6)中匹配中国工业企业数据库,仅保留规模以上的出口企业观测值;其二,在列(7)中直接剔除单一HS6出口产品的企业观测值;其三,在列(8)中直接剔除单一出口目的国的企业观测值。在列(6)中,本文注意到“技能效应”被明显削弱,在企业层面下甚至是不显著的,这也再次从企业规模的角度反映了劳动力技能供给对小型企业发展的重要性。列(7)和列(8)的结果则保持了高度的稳健性。

## 五、结论与启示

本文在Hallak和Sivadasan(2013)的研究基础上,纳入人口结构因素,剖析了人口结构对企业出口产品质量的影响及其微观作用机制。本文提出并刻画了人口结构影响企业出口产品质量的“成本效应”和“技能效应”。利用2000—2006年中国海关数据库、中国工业企业数据库以及《中国城市统计年鉴》的相关数据,构建地级市层面涵盖人口流动因素的劳动参与率指标,与高度细化的企业—产品—目的国层面数据进行匹配,构造出城市—产品—目的国这一细化的高维面板数据并据此进行研究。基准的实证研究结论表明:第一,城市劳动参与率对企业出口产品质量具有正向的促进作用;第二,用工成本的上升会削弱这一正向效应,表现为“成本效应”。而城市人力资本的上升则会增强这一正向效应,表现为“技能效应”。这一结论在考虑了加工贸易、出口关系持续性、超级城市、城市产业政策以及多产品企业行为等因素后仍保持了高度稳健,进一步在企业层面也给出了同样稳健的经验证据。

基于本文的研究结论,政策性启示如下:第一,在当前的人口结构转型背景下,劳动参与率逐步下降的趋势在短期内很难逆转,因此,中国出口产品质量的升级会在未来持续面临来自劳动力供给的压力;第二,加大对人力资本的投资,提升劳动力技能是对冲用工成本上升的重要手段,尤其当前要素成本的不断上升又和长期的要素价格扭曲问题相互交织,更需要以技能的提升来匹配工资成本的提升;第三,城市技能的供给对中小型企业逐步发展壮大,试探性的出口关系逐步转入稳定

具有重大的意义,从经济的持续性发展方面,也需要再次强调中国人力资本投资的重要性;第四,从“成本效应”与“技能效应”的对比来看,我国企业仍然迷恋于城市劳动参与率提升所带来的低劳动力成本优势的形成,而非基于人力资本积累所带来的技能优势,这也可以从侧面解读我国相应时间段里“民工荒”和“大学生就业难”这一看似相悖的特征事实;第五,面临当前人口结构转型,老龄化程度不断加深,同时人口流动活跃,尤其是拥有高学历的名牌大学毕业生逐步朝一、二线城市集聚的大背景,更应关注地域间的平衡发展,寻求适应特定地域特色的发展模式,盘活人口流出地区的经济活力,增加其对于高水平人才的吸引力,可能是未来工作的重点之一。

### [参考文献]

- [1]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.
- [2]李坤望,蒋为,宋立刚. 中国出口产品品质变动之谜:基于市场进入的微观解释[J].中国社会科学, 2014(3): 80-103.
- [3]BRAMBILLA I, LEDERMAN D, PORTO G. Exports, Export Destinations, and Skills [J].The American Economic Review, 2012, 102(7): 3406-3438.
- [4]铁瑛,张明志. 人口结构、企业出口与加工贸易:微观机理与经验证据[J].财贸经济, 2017(7): 121-135.
- [5]VERHOOGEN E. Trade, Quality Upgrading and Wage Inequality in the Mexican Manufacture Sector [J].Quarterly Journal of Economics, 2008(123): 489-530.
- [6]田巍,姚洋,余森杰,等. 人口结构与国际贸易[J].经济研究, 2013(11): 87-99.
- [7]CAI J, STOYANOV A. Population Aging and Comparative Advantage [J].Journal of International Economics, 2016(102): 1-21.
- [8]张杰,陈志远,刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制[J].经济研究, 2013(10): 124-137.
- [9]王雅琦,戴觅,徐建炜. 汇率、产品质量与出口价格[J].世界经济, 2015(5): 17-35.
- [10]李小平,周纪顺,卢现祥,等. 出口的“质”影响了出口的“量”吗[J].经济研究, 2015(8): 114-129.
- [11]劳昕,沈体雁. 中国地级以上城市人口流动空间模式变化——基于2000和2010年人口普查数据的分析[J].中国人口科学, 2015(1): 15-28.
- [12]MA L, TANG Y. Geography, Trade, and Internal Migration in China [R].Working Paper, 2018.
- [13]HALLAK J, SIVADASAN J. Product and Process Productivity: Implications for Quality Choice and Conditional Exporter Premia [J].Journal of International Economics, 2013, 91(1): 53-67.
- [14]BLATTER M, MUEHLEMANN S, SCHENKER S. The Costs of Hiring Skilled Workers [J].European Economic Review, 2012, 56(1): 20-35.
- [15]KHANDELWAL A, SCHOTT P, WEI S. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters [J].The American Economic Review, 2013, 103(6): 2169-2195.
- [16]BRODA C, GREENFIELD J, WEINSTEIN D. From Groundnuts to Globalization: A Structural Estimate of Trade and Growth [R].NBER Working Papers, 2006, 12512.
- [17]孙楚仁,田国强,章韬. 最低工资标准与中国企业的出口行为[J].经济研究, 2013(2): 42-54.
- [18]陈勇兵,李燕,周世民. 中国企业出口持续时间及其决定因素[J].经济研究, 2012(7): 48-61.
- [19]DING H, FAN H, LIN S. Connect to Trade [J].Journal of International Economics, 2018(110): 50-62.
- [20]BÉKÉS G, MURAKÖZY B. Temporary Trade and Heterogeneous Firms [J].Journal of International Economics, 2012, 87(2): 232-246.
- [21]铁瑛,刘啟仁. 人民币汇率变动与劳动力技能偏向效应——来自中国微观企业的证据[J].金融研究,

2018(1): 53-66.

[22]董玉芬,王莹莹.中国流动人口的选择:为何北上广如此受青睐——基于个体成本收益分析[J].人口研究,2015,39(4):49-56.

[23]陈钊,熊瑞祥.比较优势与产业政策效果——来自出口加工区准实验的证据[J],管理世界,2015(8):67-80.

(责任编辑 蒋荣兵)

## City Labor Supply and Firm's Export Quality Improvement: Cost Effect or Skill Effect

TIE Ying HE Huanlang

**Abstract:** This paper studied the impact of city labor supply on the quality of export products and tried to find how the mechanism was. Under the background of population transformation, improving human capital and realizing the transition of demographic dividend from Cost Effect to Skill Effect was an important way to deal with the adverse impact of the decline of labor supply and the rise of labor cost and promote the upgrading of export product quality. In theory, we introduced labor supply into the framework of Hallak and Sivadasan (2013) and characterized Cost Effect and Skill Effect as the theoretical mechanism. Then, this paper constructed a labor participation rate index that covered population mobility on city level, also, the rate index could be matched with detailed enterprise product destination data, and finally, we could construct a detailed high dimensional panel data on the city-product-destination level to be researched. The benchmark results show that: The participation rate of urban labor has a positive effect on the quality of export products of enterprises. But rising labor costs will weaken this positive effect which we define as Cost Effect and the rising of urban human capital will strengthen this positive effect which we define as Skill Effect. This conclusion remains highly stable after considering the processing trade, continuity of export relations, super-city, urban industrial policy, and behavioral of multi-product enterprises. We further give the same robust empirical evidence at the enterprise level. Our conclusion not only explains the Paradox of Export Quality in China using insufficient investment in human capital with a new perspective, but also implies that in the context of demographic transition, the upgrading of export product quality requires more attention to human capital investment and labor skill upgrading.

**Keywords:** Population Structure; City Labor Participation Rate; Export Quality; Cost Effects; Skill Effects