

# 出口、工资扭曲与不平等

——基于中国企业数据的实证研究

**内容提要：**本文考虑企业的异质性、技能异质性以及贸易开放后，高低技能工人在劳动市场的不同表现对工资不平等的影响。首先，利用中国工业企业普查数据，基于公平视角，测算高低技能工人工资不平等的指标。然后，区分不同的贸易方式，通过探讨不同技能劳动的需求结构和在劳动力市场的差异表现，分析其对工资不平等的影响。我们发现中国普遍存在高技能工资向下扭曲；一般贸易出口虽然拉大了高低技能工资的差异，但改善了高技能工人的工资扭曲状况；而加工贸易缩小了工资不平等。

**关键词：**出口 工资扭曲 不平等

## Export, Wage Distortion and Income Inequality

-- A Study based on Chinese Experience

**Abstract:** This paper focuses on firm heterogeneity, skill heterogeneity and analyzes how trade liberalization affects the wage inequality between skilled and unskilled workers based on worker performance. We propose a model featuring firm with heterogenous productivity choosing different trade modes and forming distinct demands for workers with various skills. Empirically, we match the Chinese Industrial Firms with Customs data in 2004 and construct an indicator measuring the performance-based wage inequality between skilled and unskilled workers. We find that the existing wage distortion hurts the benefits of skilled workers in China. General trade increases the wage gap between skilled and unskilled workers, but it alleviates the wage distortion against skilled workers. Processing trade decreases the wage gap in China.

**Key Words:** Export; Wage Distortion; Income Inequality

## 一、 引言

改革开放 30 多年来，特别是中国加入 WTO 后，经济贸易飞速发展，出口快速增长<sup>①</sup>。然而，出口所获得的贸易利益如何在不同技能劳动之间进行分配，特别是在中国这样一个工资扭曲现象严重的劳动力市场环境下（林毅夫等，1998、1999；盛仕斌和徐海，1999；蔡昉等，2001；，史晋川和赵自芳，2007；邵敏和包群，2012；施炳展和冼国明，2012），出口是否会拉大高低技能工资差距，进而加剧中国收入不平等状况，这一问题还有待进一步探讨。因而，本文以中国 2004 年工业普查数据和海关数据为基础，基于企业层面数据展开出口对中国收入分配问题的研究。

国际贸易的收入分配效应一直是国际贸易研究的重要问题。伴随着发展中国家收入不平等状况的恶化，特别是高低技能劳动工资差异的拉大（Helpman, Itskhoki, Muendler and Redding 2013, Harrigan 2011 等），以及异质性企业贸易理论（Melitz, 2003）的兴起，学术界对这个问题从企业异质性、劳动异质性和劳动力市场摩擦（Davis and Harrigan, 2011; Amiti and Davis, 2012; Egger and Kreickemeier, 2009, 2010, 2012; Helpman et al. 2010）等更丰富的角度展开深入讨论。

然而在中国，在异质性企业理论的框架下，采用企业层面数据关注到企业内部工资不平等的文章还为之尚少。Li 和 Xu（2008）运用我国在 1998-2000 年间世界银行投资环境调查的 1500 家企业的样本数据研究了对外贸易影响我国工资差距的程度，发现出口拉大工资差距，然而，在衡量收入不平等时，文章采用的是技术与非技术工人的名义工资差距，并且文章的样本量较少，调查的时间在中国加入 WTO 之前，有一定的时空局限性。陈波和贺超群（2012）利用 2000-2007 年中国规模以上企业的样本，以出口企业的利润为渠道，贸易自由化会提高出口企业的销售和利润，提高高技能劳动绩效工资，进而拉大与非技术工人的工资差距。然而，文章在衡量高低技能劳动工资差异时，采用农村个人劳动收入作为非技术劳动力的代理变量。并且这些文献都没有考虑到中国劳动力市场特征以及不同贸易方式下劳动市场的表现，衡量工资不平等的指标没有考虑的工资扭曲的影响，不能准确反映中国收入分配的公平问题。在十八届五中全会的公报中，特别强调了建立公平合理的收入分配制度，“缩小收入差距，要坚持劳动报酬的提高和劳动生产率的提高同步，完善市场评价要素贡献并按贡献分配的机制”。

本文主要考虑企业的异质性、技能异质性以及贸易开放后，两者在劳动市场的表现对工资不平等的影响。主要包括以下三个方面的贡献。其一，考虑到中国普遍存在工资扭曲的情况，基于公平视角，测算企业内部高低技能工资不平等程度。我们利用 2004 年中国工业普查数据和的 Zhang & Dong(2009)的方法，估计出经生产率调整后的高低技能的相对工资，并以此作为反映我国的高低技能工资不平等及工资扭曲程度的指标，并发现相对于低技能工人而言，我国高技能工人工资支付更加不合理，存在更为严重的工资向下扭曲。其二，区分不同的贸易方式，探讨不同技能劳动的需求结构和劳动力市场的差异表现，分析其对工资不平等的影响。通过企业数据和海关数据的匹配，将 2004 年新出口企业作为对待组和非出口企业作为控制组，通过区分加工贸易和一般贸易两种不同的贸易方式，发现在普遍存在技能工人工资向下扭曲的中国，一般贸易出口虽然拉大了高低技能劳动工资的差异，但相对而言改善了高技能工人的工资扭曲状况，工资支付更加公平；而加工贸易则缩小了高低技能劳动的工资不平等。其三，探讨了出口对工资不平等的两条影响机制：生产率与技能的互补性以及高低技能劳动需求结构的差异影响。

本文剩余的部分构成如下：第二部分文献综述，第三部分测算工资不平等指标，第四和第五部分建立实证模型并分析结果，并进行稳健性检验，最后陈述结论及今后改进方向。

<sup>①</sup>本文得到国家社科基金《对外贸易与收入不平等的理论模型与经验分析研究》（11CJL044）的资金支持。

## 二、 文献综述

### 1.企业、技能异质性和劳动力市场摩擦

Melitz(2003) 在克鲁格曼的垄断竞争模型基础上加入了异质性企业的影响, 奠定了“新贸易理论”的基础。根据 Melitz (2003) 的模型, 不同的企业由于不同的生产率而具有异质性。生产率最高的企业出口, 而且出口企业会有更高的收入、利润和规模。Melitz (2003) 的基础模型并没有解释贸易的收入分配效应, 因为模型中在劳动力市场上隐含两个假定: 劳动是同质性和劳动力市场不存在摩擦。打破以上两个假设, 为研究贸易和技能工资不平等等问题拓展了新的视角。

打破劳动力市场不存在摩擦的假设, 在 Melitz (2003) 模型框架基础上, Helpman et al. (2010) 引入搜寻和匹配摩擦等因素, Davis and Harrigan (2011) 通过引入监控成本和效率工资, Amiti and Davis (2012) 以及 Egger and Kreickemeier (2009,2010, 2012) 引入公平工资分析了贸易对出口和非出口企业工资差异的影响。主要的影响渠道是: 劳动力市场摩擦会使企业的利润在不同生产率的企业有不同的分配格局, 由于出口企业生产率高, 利润水平高, 因此会相对于非出口企业支付更高工资。

Helpman, Itsokhiki and Redding (2010)在理论上将技能异质性和企业异质性同时引入模型中, 假定企业的生产率是异质的, 并引入了具备异质能力的高低技能劳动, 能力的异质性主要体现在与企业生产率的互补性 (complementarity) 上。如果高技能劳动与生产率的互补性更强, 那么高生产率和大企业会对高技能劳动的筛选强度更大, 雇佣的高技能劳动能力与其工作的匹配性更好, 并支付更高的相对于低技能劳动的工资。由于出口企业的生产率更高、规模更大, 所以贸易开放会提高低技能工资的差异。如果生产率与低技能劳动的互补性越强, 贸易开放会减少高低技能工资的差异。

另一条重要的渠道是贸易会影响劳动力的技能结构进而影响工资不平等, 主要通过技术创新 (Yeaple ,2005; Bustos ,2011) 和产品质量 (Verhoogen ,2008) 来传导。Bustos (2011) 从企业异质性的角度, 发现出口促使企业提高技术水平和创新能力, 进而提高了对高技能劳动的需求, 进而对高技能工人支付更高的工资。Verhoogen (2008)发现出口企业高低技能工资的差异取决于产品质量和工人质量的弹性, 如果高技能工人对质量产品的贡献更大, 那么出口会增加收入差距; 如果低技能工人对产品质量的贡献更大, 那么出口将减少收入差距。而出口到发达国家的产品的要求更高的质量, 进而增加了与其匹配的高技能工人的需求, 进而增加了高技能工人的工资。

### 2.中国劳动力市场工资扭曲

根据耗竭性分配定理 (即 Euler 定理), 在一个充分竞争的市场和规模报酬不变的条件下, 每一种要素得到与其边际生产力同等的报酬, 而产出价值也刚好被分配完毕。因此, 不会存在工资偏离劳动边际生产力的状况 (即工资扭曲)。但是在真实世界中, 由于不完全信息和垄断的存在, 以及政府的政策和制度等外部干预或冲击, 因此要素价格偏离其边际生产力的价格扭曲广泛存在。而在中国, 由于存在劳动力数量多而资本相对短缺的国情, 因而劳动力市场具有买方垄断的显著特征, 劳动者在工资“竞价”中处于劣势 (徐长生和刘望辉, 2008; 冼国明和徐清, 2013), 导致工资长期存在向下的扭曲。同时, 户籍制度和一些以“再就业工程”为名出台的诸多排斥外地劳动力的歧视性就业政策抑制了劳动力的合理流动, 导致迁移远未达到矫正资源配置扭曲的水平 (蔡昉等, 2001)。此外, 各地政府为了招揽资本而采取保护资本轻视劳动的政策, 这也伤害了劳动力的工资谈判能力, 导致工人无法获得与其贡献相对应的报酬 (罗长远和张军, 2009), 也诱致了工资向下扭曲。此外还有诸如通过低估要素价格来支持“优先发展重工业的赶超战略”(林毅夫等,1998 和 1999), 劳动力市场分割(Demurger 等,2009;盛仕斌和徐海,1999),所有制约束(史晋川和赵自芳,2007),

外资政策中的“引资竞争”（Neumayer & Soysa, 2006; 邵敏和包群, 2012）等都促使或加剧了中国工资扭曲的现象。

而工资扭曲在不同技能劳动者间又是如何表现的呢？中国在改革开放以前，中国城镇劳动力几乎全部为国有或集体所有制职工，在同工同酬的理念之下，除了职务和工龄外，其他的因素（包括教育和性别）对工资的作用被人为地控制在一个很低的水平，工龄要比生产率（教育或技能）更为重要。改革开放以来，在劳动工资决定方面，在计划经济下被扭曲的人力资本回报率开始上升，教育的回报率在不断提高（陈钊、万广华和陆铭, 2010）。李雪松和赫克曼（2004）根据 2000 年中国的微观数据，在考虑异质性和选择偏差的基础上，估计了 2000 年中国大学教育的平均回报率为 43%，较之 80 年代及 90 年代初期，教育的平均回报有了显著提高。Zhang 等（2005）发现中国教育回报从 1988 年的 4% 增长到 2001 年的 10.2%。Gao and Smyth（2012）则发现教育回报在 2001 至 2012 年间增长了 2-3%。

那么在中国工资扭曲比较严重，工资形成机制仍不完善的劳动市场环境下，本文将展开贸易开放对中国企业内部不同技能劳动工资的影响，以及不同贸易方式下，出口对收入不平等的影响以及影响机制的研究。

### 三、 理论模型

假设有两种技能水平不同的劳工，高技能劳工和低技能劳工，他们的总人数分别记为  $H$  和  $L$ 。假设每个劳工总的可用时间为  $\bar{T}$ ，并且对于一个典型的高技能劳工  $i$ ，他的劳动时间记为  $h_i$ ，而对于一个典型的低技能劳工  $j$ ，他的劳动时间记为  $l_j$ 。由定义可知， $h_i \leq \bar{T}$  并且  $l_j \leq \bar{T}$ 。每个劳工的效用来自于消费两种产品，生活用品和闲暇时间。为方便分析，我们标准化生活用品的价格为 1。我们继续假设每个劳工所在厂商  $k$  付给高技能劳动工人的工资为  $W_k^H$ ，付给低技能劳动工人的工资为  $W_k^L$ 。于是，高技能劳工和低技能劳工最多所能消费的生活用品的总量分别为  $q_i = W_k^H h_i$  和  $q_j = W_k^L l_j$ 。除了以上比较传统的效用函数假设，我们引入了一个新的假设--每个高技能劳动工人  $i$  与低技能劳动工人  $j$  在工厂就业时需要付出额外成本，根据个人-厂商组合的不同，要付出不同的个人额外成本  $\delta_{ik}^H$  与  $\delta_{jk}^L$ 。这个额外成本产生来源于以下几方面：第一，由于户籍制度的限制，劳工异地就业会遭受与本地劳工不同的福利差别歧视与其他隐形就业歧视；第二，每个劳工从事不同工种的技能水平或娴熟程度不一样，会直接导致劳工在不同行业，甚至不同厂商的生产效率不一样；第三，本文数据样本所在的时期，中国的劳动力市场效率比较低，招工信息的扩散不畅通，给劳工择业带来了额外的信息成本；第四，传统的择业思维与择业观，导致劳工偏好于在国有企业、大企业、外资企业就业，于是在其他类型的企业就业会造成效用的降低。在给定工资水平的条件下，每个劳工选择厂商  $k$  就业，同时选择劳动时间供给，以最大化个人效用水平。根据以上假设，每个典型劳工的效用函数可以写为：

$$\text{高技能劳工 } U_i(h_i, k) = \max_{h_i, k} q_i^\theta (\bar{T} - h_i)^{1-\theta} - \delta_{ik}^H; \text{ 约束 } q_i \leq W_k^H h_i$$

$$\text{低技能劳工 } U_j(h_j, k) = \max_{h_j, k} q_j^\theta (\bar{T} - h_j)^{1-\theta} - \delta_{jk}^L; \text{ 约束 } q_j \leq W_k^L l_j$$

根据给定效用函数方程，求最优劳动时间投入可得： $h_i^* = l_j^* = \theta \bar{T}$ 。因此，在厂商  $k$  就业的劳工效用函数可以进一步简化为：

$$\text{高技能劳工 } U_i(k) = \max_k \theta^\theta (1-\theta)^{1-\theta} \bar{T} (W_k^H)^\theta - \delta_{ik}^H$$

$$\text{低技能劳工 } U_j(k) = \max_k \theta^\theta (1-\theta)^{1-\theta} \bar{T} (W_k^L)^\theta - \delta_{jk}^L$$

对高技能劳工  $i$  而言， $\delta_{ik}^H$  的值随着就业厂商  $k$  的改变而变化，并且服从某个密度函数为  $\rho_H(\delta_{ik}^H)$  的独立分布。同样，对于某个低技能劳工  $j$ ，我们假设他所面对的厂商特定就业成本  $\delta_{jk}^L$  也同样服从一个密度函数为  $\rho_L(\delta_{jk}^L)$  的独立分布。劳工比较不同的企业就业所带来的效用，来选择就业厂商。由此可知，档高技能劳工  $i$  选择厂商  $k$  就业时，相较于任意其他厂商  $v$ ，一定有  $U_i(k) \geq U_i(v)$ ，或者换言之  $\theta^\theta (1-\theta)^{1-\theta} \bar{T} [(W_k^H)^\theta - (W_v^H)^\theta] \geq \delta_{ik}^H - \delta_{iv}^H$ 。同样的，低技能劳工  $j$  在选择厂商  $k$  就业时，也应当满足条件  $U_j(k) \geq U_j(v)$ ，或者换言之  $\theta^\theta (1-\theta)^{1-\theta} \bar{T} [(W_k^L)^\theta - (W_v^L)^\theta] \geq \delta_{jk}^L - \delta_{jv}^L$ 。根据此设定，我们可以得到厂商  $k$  所面对的高技能与低技能劳工供给曲线：

$$H_k = \frac{\rho_H(W_k^H)}{\sum_v \rho_H(W_v^H)} H \quad L_k = \frac{\rho_L(W_k^L)}{\sum_v \rho_L(W_v^L)} L$$

我们可以很容易证明，当厂商数量足够多时，厂商  $k$  的面对的劳工供给  $H_k$  与  $L_k$  是该厂

商所提供工资水平的非减函数， $\frac{\partial H_k}{\partial W_k^H} \geq 0$ ， $\frac{\partial L_k}{\partial W_k^L} \geq 0$ 。对于每个厂商而言，他们在招聘高

技能劳工的时候，因为工作岗位要求较高，也需要付出一定的代价。这个成本包括筛选成本、岗位匹配成本以及培训成本。我们假设这个成本的边际值保持不变，总成本随着招聘的高技能劳工的人数上升而增加， $\zeta(H_k) = \Gamma H_k$ 。另外，厂商出口的决定可以用一个虚拟变量  $\chi$  表示，当  $\chi = 1$  时为出口， $\chi = 0$  时为不出口。在出口类型方面，厂商可以选择加工贸易和一般贸易两种类型。同样的，我们用虚拟变量  $\psi$  来表示， $\psi = 1$  时表示企业选择一般贸易， $\psi = 0$  时表示企业选择加工贸易。一般贸易与加工贸易的区别在于，一般贸易出口需要付出固定成本  $f_{\chi\psi}$ ，加工贸易企业不需要自己生产中间投入品，但是需要与国外企业分享可变利润，并且假设国外企业分享了  $\gamma$  比例的利润。具体而言，中间投入品  $m_k$  可以由厂商自己雇佣的高技术工人生产，生产函数为线性  $m_k = H_{km}$ ，或者以价格  $p_m^f$  全部购买自国外  $m_k = m_k^f$ 。另外，一般贸易厂商和国内销售的厂商进入市场需要付出  $f_E$  的沉没成本，而来料加工企业不需要做市场与技术准备，所以该项成本非常小，可以忽略不计。根据以上设定，厂商  $k$  的利润函数可以写为：

$$\pi_k = \max_{H_{km}, H_{kf}, L_k, W_k^H, W_k^L, \chi, \psi} (1-\gamma)^{\chi(1-\psi)} \{ p^\chi A_k H_{kf}^\alpha L_k^\beta [\chi\psi H_{km} + \chi(1-\psi)m_k^f + (1-\chi)H_{km}]^{1-\alpha-\beta} - W_k^H H_k - W_k^L L_k \} - \chi(1-\psi)p_m^f m_k^f - \Gamma H_k - [1-\chi(1-\psi)]f_E - \chi\psi f_{\chi\psi}$$

$H_{km}$  的下标  $m$  表示投入到中间品生产的高技能劳工。同样， $H_{kf}$  表示投入到最终品生产的高技能劳工数。由此，我们可知厂商  $k$  所雇佣的高技能劳工总数为  $H_k = H_{km} + H_{kf}$ 。 $p$  为产品价格，根据之前的假设，在国内市场商品价格被标准化为 1，于是  $p$  的值反应的便是出口商品的价格，并且一般而言我们有  $p > 1$ 。对于  $p > 1$ ，我们的解释如下：出口产品的质量一般好于国内销售的产品，所以出口产品的价格和价格加成本一般高于国内销售的产品。同时，由于企业在出口以后所面对的市场规模要大于出口之前的市场，所以企业的销售额会因此增加。因此， $p$  在另一方面也可以作为企业出口以后销售额增加的一个度量指数，而不仅仅指代产品的销售价格。 $A_k$  为  $k$  厂商的生产效率（TFP），并且其分布定义域为  $A_k \in [A, \bar{A}]$ 。下面，我们将证明生产效率最高的企业一般选择一般贸易，效率中等的企业选择国内销售，而效率低的企业选择加工贸易。

首先，我们定义：

$$\kappa_k(H_k^*, L_k^*, W_k^{H*}, W_k^{L*}, p^{\chi^*}, A_k) \equiv \max_{H_k^*, L_k^*, W_k^{H*}, W_k^{L*}, \chi^*, \psi^*} (1-\psi)^{\chi(1-\psi)} \{ H_{kf}^\alpha L_k^\beta [\chi\psi H_{km} + \chi(1-\psi)m_k^f + (1-\chi)H_{km}]^{1-\alpha-\beta} - \frac{W_k^H H_k + W_k^L L_k + \chi(1-\psi)p_m^f m_k^f + \Gamma H_k}{p^\chi A_k} \}$$

假设给定生产效率  $A_k$ ，当企业选择一般贸易时  $\kappa_k^o(pA_k) = \kappa_k(H_k^*, L_k^*, W_k^{H*}, W_k^{L*}, pA_k)$ ，选择国内贸易销售时  $\kappa_k^d(A_k) = \kappa_k(H_k^*, L_k^*, W_k^{H*}, W_k^{L*}, A_k)$ ，选择加工贸易时  $\kappa_k^\mu(pA_k) = \kappa_k(H_k^*, L_k^*, W_k^{H*}, W_k^{L*}, pA_k)$ 。我们可以很容易证明，在给定  $A_k > 0$  的条件下，总会有  $\kappa_k^o(pA_k) > \kappa_k^d(A_k)$ 。当  $1-\gamma$  值足够小时，我们进而有  $\kappa_k^d(A_k) > \kappa_k^\mu(pA_k)$ ，对于所有  $A_k \in [A, \bar{A}]$ 。以下三等式为三种销售方式的利润函数：一般贸易  $\pi_k^o = pA_k \kappa_k^o(pA_k) - f_E - f_{\chi\psi}$ ；国内销售  $\pi_k^d = A_k \kappa_k^d(A_k) - f_E$ ；加工贸易  $\pi_k^\mu = (1-\gamma)pA_k \kappa_k^\mu(pA_k)$ 。

根据以上分析我们得知，利润函数是生产效率的连续递增函数，同时当生产效率为零时，我们有  $\pi_k^o(0) < \pi_k^d(0) < \pi_k^\mu(0) = 0$ 。于是，我们可以找到足够小的生产效率  $\tilde{A}_k$ ，对于所

有的  $A_k < \tilde{A}_k$ ，我们有  $\pi_k^o(A_k) < 0$ ， $\pi_k^d(A_k) < 0$ ， $\pi_k^\mu(A_k) \geq 0$ 。换句话说，当企业的生产效率足够小时，企业会选择加工贸易。下一步，我们将证明，当生产效率足够大时，企业将选择一般贸易。首先，我们定义  $\pi_k^{od} \equiv pA_k\kappa_k^d(A_k) - f_E - f_{\chi\psi}$ 。由于  $\pi_k^{od}$  的斜率大于  $\pi_k^d$ ，并且  $\pi_k^{od}(0) < \pi_k^d(0)$ ，于是我们可以找到生产效率  $\hat{A}_k$ ，使得所有的  $A_k > \hat{A}_k$ ，有  $\pi_k^{od}(A_k) > \pi_k^d(A_k)$ 。同时，因为对于所有的  $A_k$ ，我们有  $\kappa_k^o(pA_k) > \kappa_k^d(A_k)$ 。于是，我们有  $\pi_k^o(pA_k) > \pi_k^{od}(A_k)$ ，进而得到，当  $A_k > \hat{A}_k$  时，有  $\pi_k^o(pA_k) > \pi_k^d(A_k)$ 。另一方面，由  $\kappa_k^o(pA_k) > \kappa_k^d(A_k)$  可得到， $pA_k\kappa_k^o(pA_k) - f_E > A_k\kappa_k^d(A_k) - f_E$ 。同时，由于  $\pi_k^o(0) < \pi_k^d(0)$ ，当  $A_k > \hat{A}_k$  时，有  $\pi_k^o(pA_k) > \pi_k^d(A_k)$ ，所以函数曲线  $\pi_k^o$  与  $\pi_k^d$  在  $A_k \in [0, \hat{A}_k]$  上有且仅有一个交点  $A_k^o$ ，使得  $\pi_k^o(pA_k^o) = \pi_k^d(A_k^o)$ ，且当  $A_k > A_k^o$  时， $\pi_k^o(pA_k) > \pi_k^d(A_k)$ ，当  $A_k < A_k^o$  时， $\pi_k^o(pA_k) < \pi_k^d(A_k)$ 。同时，我们可以取足够小的  $(1-\gamma)$ ，使得存在一个生产效率值  $A_k^d \in [0, A_k^o)$ ，当  $A_k = A_k^d$  时， $\pi_k^d(A_k^d) = \pi_k^\mu(pA_k^d)$ ，当  $A_k > A_k^d$  时， $\pi_k^d(A_k^d) > \pi_k^\mu(pA_k^d)$ ，当  $A_k < A_k^d$  时， $\pi_k^d(A_k^d) < \pi_k^\mu(pA_k^d)$ 。于是，我们可以得到以下结论。当  $A_k \in [0, A_k^d]$  时，企业选择加工贸易方式；当  $A_k \in [A_k^d, A_k^o]$  时，企业选择国内销售；当  $A_k \in [A_k^o, +\infty)$  时，企业选择一般贸易方式。

由上述分析，我们可以进一步得知，当三种类型的企业都出现时，我们需要生产效率  $A_k$  定义域的上下限取值范围为  $A_k < A_k^d$ ， $\bar{A}_k > A_k^o$ 。显而易见， $A_k \in [0, +\infty)$  是一个充分条件。图 1 显示了企业的生产效率与销售方式选择之间的关系。

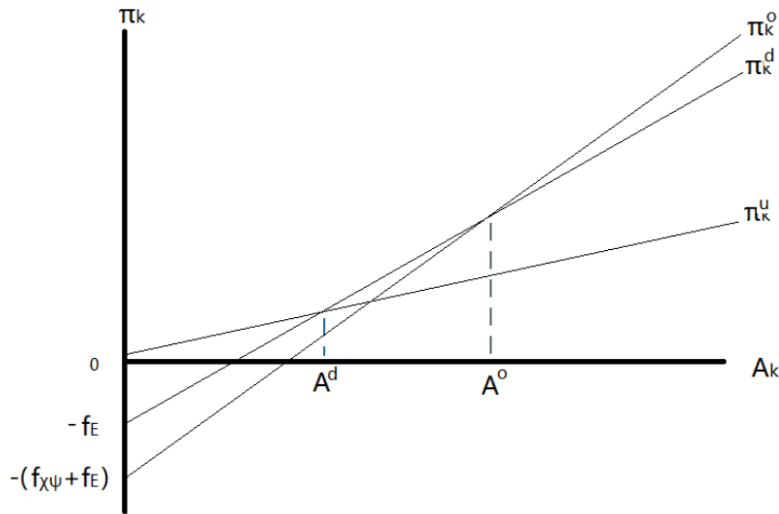


图 1 企业生产效率与生产方式的选择

以上分析中，我们得知了企业的生产效率异质性如何决定企业对不同销售方式的选择。下面，我们将继续分析，当企业选择不同的销售方式时，工资扭曲水平是如何变化的。首先，我们假定所有企业的生产效率是相同的，即不存在生产效率方面的异质性。做这个假设是因为，我们想剥离企业生产效率异质性对结果的影响，单纯的探究不同销售方式对结果的影响。因为在真实世界中，企业对不同销售方式的选择并不单单依赖于生产效率的差异，关税、运输成本等等也会影响企业的选择，甚至有些企业对销售方式的选择是随机的。我们以下的分析，就是要探究销售方式本身对企业工资扭曲的影响。当我们同时以不同的销售方式企业利润对最终产品所用的高技术劳工进行求导时，我们得到以下式子：

$$MR_{Hf}^o = \left(1 + \frac{1}{e_{WH}}\right) W_o^H(H_f, H_m) + \Gamma$$

$$MR_{Hf}^d = \left(1 + \frac{1}{e_{WH}}\right) W_d^H(H_f, H_m) + \Gamma$$

$$MR_{Hf}^\mu = \left(1 + \frac{1}{e_{WH}}\right) W_\mu^H(H_f) + \Gamma$$

在图 2 中，纵轴表示每种企业所支付给高技能劳工的工资，横轴表示每种企业所用最终产品生产上的高技能劳工数量。 $R$  曲线代表以上求导等式的等式右边的式子（劳动边际成本）， $L$  曲线代表等式左边的式子（边际收入）。假设工资-劳动弹性  $e_{WH}$  为固定值。首先，我们假定加工贸易企业的边际收入曲线为  $L(1)$ ，边际劳动成本为  $R(1)$ 。与加工贸易企业相比，一般贸易企业和国内销售企业由于需要更多的高技能工人分配到中间品生产，所以所支付的高技能工资比较高。于是，对于一般贸易企业和国内销售企业而言，边际劳动成本曲线上移，由  $R(1)$  变为  $R(2)$ 。同时，与一般贸易企业相比，国内销售的企业由于生产率水平较低，并且市场价格也较低，所以等式左边的边际收益曲线下移，由  $L(1)$  变为  $L(2)$ 。于是，A、B、C 点分别代表了加工贸易、国内销售、一般贸易三种企业的高技能工资水平与最终产品生产中的高技术工人投入。当边际收入曲线的变动幅度较小时，我们可以得到以下关系式  $W_o^H > W_d^H > W_\mu^H$ 。

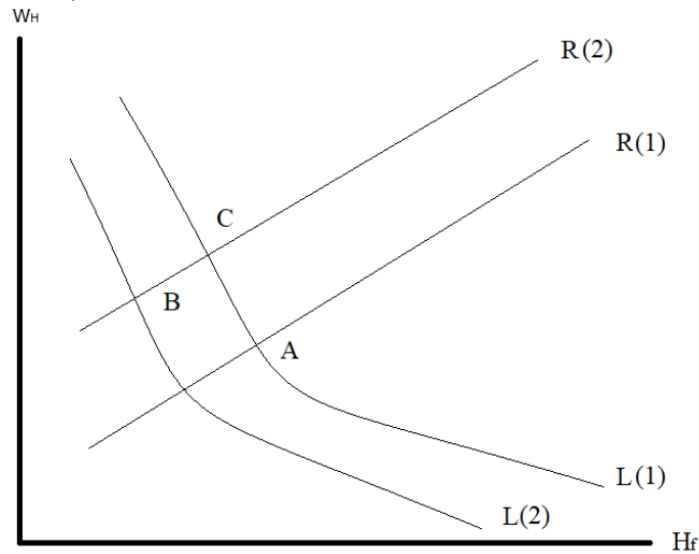


图 2 高技术工人工资与最终产品生产中高技术工人投入

由工资扭曲指数定义可得，当高技能劳工的工资水平上升时，扭曲水平下降。

$$E = \frac{W_L / MPR_L}{W_H / MPR_H} = \frac{1 / \left(1 + \frac{1}{e_{WL}}\right)}{W^H / \left[\left(1 + \frac{1}{e_{WL}}\right) W^H + \Gamma\right]}$$

于是，我们进而得到不同企业的工资扭曲水平的关系为  $E_o > E_d > E_\mu$ 。这个结果的直观解释是，劳动力价格扭曲的形成是基于劳动力市场的配置效率较低，企业和劳工都需要付出一定的成本进行匹配。当高技术劳动的需求比较大时，企业愿意付出更多的工资给高技



术劳工，从而使得该成本占工资的比例下降，从而使得工资水平趋于与劳动生产率一致。当企业转变经营模式，比如由国内销售变为出口时，或者企业本身生产率比较高时，都会提高对高技术劳工的需求，从而使得高技术劳工的工资提高。

#### 四、 工资扭曲与不平等的衡量方法

##### 1.反映工资不平等指标的构建

首先，企业的利润方程为：

$$\pi = PQ(L_S, L_U, K) - W_S L_S - W_U L_U - rK$$

其中的  $P$  为公司生产产品的价格； $Q$  为产量，且  $Q$  本身又由高技能劳动力数量  $L_S$ 、低技能劳动力数量  $L_U$  以及资本量  $K$  所决定； $W_S$ 、 $W_U$  分别是高技能和低技能劳动力的工资； $r$  是利率。在企业利润最大化条件下：低（高）技能劳动的工资等于商品价格乘以低（高）技能劳动的边际产出，企业支付给不同技能劳动均衡工资，此时不存在工资扭曲，即有：

$$PQ_u = w_u$$

$$PQ_s = w_s$$

因此，在不存在工资扭曲时，高技能和低技能劳动名义工资比等于高低技能劳动的边际产出之比，即： $\frac{w_u}{w_s} / \frac{Q_u}{Q_s} = 1$ 。存在工资扭曲时， $\frac{w_u}{w_s} / \frac{Q_u}{Q_s} \neq 1$ ；

我们用  $E = \frac{w_u}{w_s} / \frac{Q_u}{Q_s}$  来衡量企业内部高低技能劳动的工资不平等。当  $E = \frac{w_u}{w_s} / \frac{Q_u}{Q_s} < 1$ ，即

相对而言，低技能劳动的工资扭曲更为严重；当  $E = \frac{w_u}{w_s} / \frac{Q_u}{Q_s} > 1$ ，高技能劳动向下的工资扭

曲更为严重，也就是说，相比于低技能劳动力，高技能劳动力从工资中得到的补偿相对于其给企业创造的边际产出价值而言更为不足，对高技能工人的工资支付更加不公平。根据以上公式，本文将不同技能工资根据边际产出进行调整来构造反映收入不平等的指标，因此需要分别对公司的工资方程和产出方程进行估计<sup>①</sup>。

##### 2.工资方程的估计

我们首先分别采用几何平均和算数平均的方法估计工资的方程。

采用几何平均方法<sup>②</sup>对工资的估计方程为：

$$\ln \bar{w} = \alpha_2 + p_s S + V_3' \lambda_0 + v_3 \quad (1)$$

其中  $S$  是公司所有雇员中高技能劳动力占比； $\alpha_2$ 、 $p_s$  和  $\lambda_0$  都是未知参数； $V_3$  是除  $S$  之外的其他影响因素； $v_3$  是随机误差项。基于以下等式，我们可以求解出高技能劳动力和低技能劳动力的工资比，即  $w_s / w_u = e^{p_s}$ 。

采用算数平均方法对工资<sup>③</sup>的估计方程为：

$$\ln \bar{w} = \alpha_3 + \ln \left[ 1 + \frac{L_u}{L} (\phi - 1) \right] + G' \omega + v_4 \quad (2)$$

$G$  为影响高技能工人平均工资的因素， $\alpha_3$ 、 $\phi$ 、 $\omega$  都是待估参数， $v_4$  为残差项，且可求出

$$\phi = \frac{w_s}{w_u}。$$

<sup>①</sup> 由于同一个公司的工资和产出之间有联系，因此这里我们用两个不同方程来分别估计工资和产出，以此来避免两者之间相关的问题

<sup>②</sup> 几何平均工资的方法主要参见\*Li Qin Zhang & Xiao-Yuan Dong(2008)。将平均工资看作公司支付给高技能劳动力和低技能劳动力工资的几何平均数，如： $\bar{w} = w_s^{1-s} w_u^{1-s}$ 。两边取对数之后，则有： $\ln \bar{w} = S \ln w_s + (1-S) \ln w_u = \ln w_u + S(\ln w_s - \ln w_u)$ ，因此系数  $p_s = \ln w_s - \ln w_u$ ，则  $e^{p_s} = w_s / w_u$ 。

<sup>③</sup>  $\bar{w} = w_s L_s / L + w_u L_u / L = w_s + L_u / L (w_u - w_s) = w_s [1 + L_u / L (\phi - 1)]$ ，其中  $L$  表示劳动力总数，即  $L = L_s + L_u$ ， $\phi$  为高技能工人与低技能工人工资之比，即  $\phi = w_s / w_u$ ，进一步取对数后将式子化为： $\ln \bar{w} = \ln w_s + \ln [1 + L_u / L (\phi - 1)]$  由于其中  $\ln w_s$  未知，因此用与之相关的影响因素来对其进行估计，即

$\ln w_s = \alpha_3 + G' \omega + v_6$ ，则最终使用算数平均的方法估计工资比的待估式子为： $\ln \bar{w} = \alpha_3 + \ln [1 + L_u / L (\phi - 1)] + G' \omega + v_4$

在对式 1 进行估计时，我们在  $V_3$  中放入企业年龄、女性雇员比例、企业劳动生产率、企业规模、所有权虚拟变量<sup>①</sup>以及地区虚拟变量，并对样本分行业进行估计。<sup>②</sup>对式 2 进行估计时采取相同的处理方式。

表 1: 高低技能工资比 (基于教育) 的描述性结果

划分类别	估计方法	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
教育	几何平均	356	2.382	3.882	0.065	25.406
	算数平均	356	1.543	0.958	0.685	6.755
职称	几何平均	356	1.986	1.349	0.400	7.870
	算数平均	356	1.725	0.633	0.283	4.151

由表 1 可见，高技能工人与低技能工人的工资的确存在着显著差异，且用两种方法得到的工资比估计结果基本一致。总体而言，高技能劳动力的平均工资约为低技能劳动力的 1.5 倍左右。

### 3. 生产方程的估计

本文主要采用柯布道格拉斯和超对数两种形式来估计生产函数，进而估计高技能劳动力和低技能劳动力的边际产出比。

基于柯布道格拉斯形式生产函数的估计方程为：

$$\ln Q = \beta_0 + \beta_1 \ln L_s + \beta_2 \ln L_u + \beta_3 \ln K + Z' \gamma_1 + \nu_5$$

其中  $\beta_0$  是常数项； $\beta_1$ 、 $\beta_2$  和  $\beta_3$  分别是高技能劳动力、低技能劳动力和资本的产出弹性； $Z$  是向量，包含一些其他的影响产出的变量，而  $\gamma_1$  则是这些其他产出影响因素的系数； $\nu_5$  是随机误差项。

基于超对数形式生产函数的估计方程：

$$\ln Q = \beta_0 + \beta_1 \ln L_s + \beta_2 \ln L_u + \beta_3 \ln K + \beta_4 \left[ \frac{(\ln L_s)^2}{2} \right] + \beta_5 \left[ \frac{(\ln L_u)^2}{2} \right] + \beta_6 \left[ \frac{(\ln K)^2}{2} \right]$$

$$+ \beta_7 \ln L_s * \ln K + \beta_8 \ln L_u * \ln K + \beta_9 \ln L_s * \ln L_u + Z' \gamma_2 + \nu_6$$

在具体进行估计时，我们用每个公司 2004 年的工业生产总产值来表征  $Q$ ，用固定资产总值作为  $K$  的值，并在向量  $Z$  中引入企业年龄、所有权虚拟变量以及地区虚拟变量等会对企业的产出方程产生影响的变量，并依然按行业进行分类估计。

### 4. 工资不平等的估计

基于柯布道格拉斯生产函数估计的工资不平等

$$E_{CD} = \frac{w_u / Q_u}{w_s / Q_s} = \frac{w_u / w_s * L_u}{\beta_2 / \beta_1 * L_s}$$

基于超对数函数估计的工资不平等的计算公式为：

$$E = \frac{w_u * L_u / \beta_2 + \beta_5 \ln L_u + \beta_8 \ln K + \beta_9 \ln L_s}{w_s * L_s / \beta_1 + \beta_4 \ln L_s + \beta_7 \ln K + \beta_9 \ln L_u}$$

工资不平等的估计结果见表 2。这里我们分别报出按照教育水平和职称区分工人技能水平时高低技能工人工资之比的描述统计数据。按照教育水平分类时，我们将具有大专学历、大学学历和研究生及以上学历的人视作高技能劳动力，而将其他只接受过高中或高中以下

<sup>①</sup> 这里将企业细分为四组，即国有企业、港澳台外资企业、非港澳台外资企业和其他非国有非外资企业，并将非国有非外资视为对照组

<sup>②</sup> 其中，由于我们采用四位码共分出制造业中 525 个不同的行业，而其中有 38 个行业由于观测值不足 100 个，我们认为这样的行业估计结果不具代表性，因此我们将这样的行业并入行业代码相近的类似行业中，且最终合并出 438 个行。此外，由于有些行业（如采矿业等）中这一高低技能工资比的值明显有异常，因而我们进一步去掉比值超过 10 的离群值，从而最终留下 391 个行业。

教育的工人视作低技能劳动力。按照职称进行分类时，则将具有高级职称和中级职称的工人视作高技能劳动力，而将其他工人视作低技能劳动力。从结果上看，根据不同方法估计出的工资不平等的结果基本一致，其 E 值都大于 1（取对数后大于 0），这说明在我国虽然高技能工人给企业带来了更高的产出，但却相对而言其从工资中得到的补偿更为不足，即相对低技能工人而言，中国普遍存在对高技能劳动更严重的向下的工资扭曲,高技能工人工资支付更加不合理。

表 2: 高低技能工人工资不平等 (取对数)

区分方法	工资方程	产出方程	样本数	平均值	标准差
教育水平	几何平均	CD	548,594	2.061	1.464
	算数平均	CD	542,132	1.985	1.379
	几何平均	TL	528,064	2.103	1.251
	算数平均	TL	521,979	2.027	1.158
职称	几何平均	CD	1,062,248	0.457	0.902
	算数平均	CD	1,062,248	0.382	0.845
	几何平均	TL	901,859	0.422	1.146
	算数平均	TL	901,859	0.351	1.133

## 五、 数据以及实证模型设定

### 1.数据

本文采用了国家统计局 2004 年中国经济普查的数据库，提供了企业层面非常详尽的指标，其中包括企业职工的教育和职称等方面信息。此外，还使用了中国海关数据库，将 2003 年的海关数据与 2004 年的中国经济普查数据基于企业名称进行了匹配。

### 2.实证模型的建立

下面建立本文主回归模型如下：

$$\ln E = \mu_0 + \delta d_e + Y' \rho + v_7$$

其中 E 是前文中基于教育水平衡量的工资不平等。 $d_e$  是出口的虚拟变量。Y 是其他控制变量向量，包括企业年龄、高低技能劳动比、企业劳动生产率（用企业的增加值与企业雇员数目作比得到）、企业规模（用企业的雇员数目来表征）、行业虚拟变量<sup>①</sup>、所有权虚拟变量<sup>②</sup>以及地区虚拟变量<sup>③</sup>。除虚拟变量外，其他变量都取对数形式， $\mu_0$  是常数项， $v_7$  是随机误差项。

### 3.全样本实证结果分析

#### （1）基于全样本的结果

基于教育水平的总体的回归结果（见表 3）很稳定，基于 CD 方程与超对数函数估计的系数均为负的显著的。由于中国贸易结构比较特殊，加工贸易比重很高，加工贸易企业主要依靠中国低成本的低技能劳动，且加工贸易企业的生产率普遍低于国内企业和出口企业（Dai and Yu,2011 等）。因此，我们根据贸易方式进行划分，对加工贸易和一般贸易两个子样本分别进行回归。

---

<sup>①</sup> 这里我们将工业企业按照四位码分为 525 个细分行业

<sup>②</sup> 这里将企业细分为四组，即国有企业、港澳台外资企业、非港澳台外资企业和其他非国有非外资企业，并将非国有非外资视为对照组

<sup>③</sup> 样本中共涉及 31 个地区，因此引入了 30 个地区虚拟变量

表 3：总体样本回归结果（教育）

被解释变量：lnE				
产出方程	CD		TL	
工资方程	几何平均	算数平均	几何平均	算术平均
出口	-0.211*** (0.004)	-0.203*** (0.003)	-0.193*** (0.004)	-0.185*** (0.004)
国有企业	-0.177*** (0.008)	-0.170*** (0.007)	-0.022** (0.010)	-0.014 (0.010)
外资企业	-0.173*** (0.005)	-0.167*** (0.005)	-0.144*** (0.006)	-0.131*** (0.006)
港澳台外资企业	-0.102*** (0.005)	-0.093*** (0.004)	-0.129*** (0.005)	-0.116*** (0.005)
企业年龄	0.011*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.017*** (0.002)	0.011*** (0.001)
技能比	-0.804*** (0.001)	-0.791*** (0.001)	-0.350*** (0.002)	-0.338*** (0.002)
劳动生产率	0.009*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.011*** (0.001)
企业规模	0.102*** (0.001)	0.095*** (0.001)	0.310*** (0.002)	0.303*** (0.002)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	516,430	510,551	497,802	492,248
R2	0.675	0.685	0.473	0.462

注：括号中为标准差，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ ，考虑到篇幅的影响，这里地区虚拟变量和行业虚拟变量的结果予以省去。

## （2）加工贸易和一般贸易的回归结果

本文将海关数据中存在加工贸易出口行为的企业定义为加工贸易企业，而将工业企业数据库中其他存在出口行为的企业定义为一般贸易企业。为了证明这个方法的结论可信，进一步地，下文中本文会在稳健性检验部分，根据海关数据中企业申报的贸易方式来对一般贸易和加工贸易进行更加精确的划分。

表 4：根据贸易方式的样本回归结果（基于 CD 生产函数）

被解释变量：lnE				
贸易方式	一般贸易		加工贸易	
工资方程	几何平均	算术平均	几何平均	算术平均
出口	-0.262*** (0.005)	-0.248*** (0.005)	0.262*** (0.005)	0.251*** (0.005)
企业年龄	0.006*** (0.001)	0.000 (0.001)	0.006*** (0.001)	0.000 (0.001)
技能比	-0.805*** (0.001)	-0.793*** (0.001)	-0.804*** (0.001)	-0.792*** (0.001)
劳动生产率	0.005*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.013*** (0.001)
企业规模	0.077*** (0.001)	0.071*** (0.001)	0.079*** (0.001)	0.073*** (0.001)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	516,430	510,551	516,430	510,551
R2	0.672	0.682	0.672	0.682

注：括号中为标准差，\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

表 5：根据贸易方式的样本回归结果（基于 TL 生产函数）

被解释变量：lnE				
贸易方式	一般贸易		加工贸易	
工资方程	几何平均	算术平均	几何平均	算术平均
出口	-0.218*** (0.007)	-0.205*** (0.007)	0.213*** (0.006)	0.202*** (0.006)
企业年龄	0.016*** (0.002)	0.011*** (0.001)	0.016*** (0.002)	0.011*** (0.001)
技能比	-0.349*** (0.002)	-0.337*** (0.001)	-0.349*** (0.002)	-0.336*** (0.001)
劳动生产率	-0.003** (0.001)	0.006*** (0.001)	-0.002* (0.001)	0.006*** (0.001)
企业规模	0.288*** (0.002)	0.282*** (0.001)	0.289*** (0.002)	0.283*** (0.001)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	497,802	492,248	497,802	492,248
R2	0.470	0.458	0.470	0.459

注：括号中为标准差，\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

从回归结果上看，加工贸易企业和一般贸易企业的确具有不同的特征。我们发现不论是用 CD 还是 TL 的方法估计产出方程最终的回归结果都是显著的。一般贸易的结果分别在表 4 和 5 的第一和第二列，出口虚拟变量的系数都是负的显著的。结合上文我们的分析，由于一般贸易企业中高技能劳动力与企业生产率的互补性更强，因而一般贸易企业的高技能工人的边际产出更高，即其  $Q_u/Q_s$  值更低，而根据其出口系数为负的结果，可以得知相对于非出口企业而言，在其他条件相同时，一般贸易企业的 E 值更低，一般贸易企业支付更低工资比 ( $w_u/w_s$ )，因而一般贸易会拉大高低技能工资不平等状况。另一方面，E 值反映了我国高低技能工人间相对工资扭曲程度，且在表 2 中本文也发现，相对而言，我国高技能工人存在更严重的向下的工资扭曲状况，因而由于一般贸易企业具有更低的 E 值，因此出口实际上改善了这种工资扭曲，给高技能劳动支付了更合理和公平的工资。而对于加工贸易企业，结果分别在表 4 和 5 的第三和第四列，可见出口虚拟变量的系数都是正的显著的，加工贸易出口企业与非出口企业相比，具有更高的 E 值，而在加工贸易中实际上低技能劳动力与企业生产率有更好的互补性， $Q_u/Q_s$  值更高，可推知加工贸易企业  $w_u/w_s$  更高，而在表 1 中已知我国高技能劳动力平均工资更高，即  $w_u/w_s$  值小于 1，因而加工贸易企业有利于提升低技能劳动力的相对工资，从而缩小了我国高低技能工资不平等。

### (3) 影响渠道的讨论

对于加工贸易和一般贸易企业出口影响工资不平等不同结果的解释主要基于两条渠道展开。其一是基于技能的异质性和企业生产率的互补性 (Helpman 等, 2010)。一般贸易企业比加工贸易企业对高技能劳动需求更多(一般贸易企业的高低技能劳动比的均值为 0.308，而加工贸易为 0.155)，且一般贸易的高技能劳动与生产率的互补性更强，即高生产率企业对高技能劳动的筛选强度更大，雇佣的高技能劳动的能力与其工作的匹配性更好，并支付给高技能工人更高的相对于低技能劳动的工资。而对于加工贸易企业，生产率与低技能劳动的互补性越强，则贸易开放会减少高低技能工资的差异。为证明以上影响渠道的作用，我们首先在基础模型中引入生产率、高低技能比和出口虚拟变量的交叉项，回归结果见表 6 第一和第四列，出口虚拟变量的结果与以上基础回归的结果一致。对于一般贸易是负的显著的，且比基础回归的系数的绝对值要小，可见这条渠道确实影响了出口对工资的影响，而生产率、技能比和出口虚拟变量的交叉项的系数是负的显著的，说明一般贸易企业高技能劳动与生产率的互补性更强，支付给高技能劳动相对高的工资。本文进一步对有工会和没有工会的企业样本分别进行了回归，结果见第 2 和 3 列，可见有工会的企业，高技能劳动与生产率的匹配性更强，高技能劳动的议价能力 (bargain) 也更强，因此有工会的样本交叉项的系数的绝对值更大。对于加工贸易企业，出口的系数仍然是正的显著的，比基础回归的系数要小，但是交叉项的系数结果不是很稳定，且不显著。主要的原因可能有二：一是加工贸易企业主要看中中国低成本的低技能劳动，而这些低技能劳动的议价和谈判能力都比较低（加工贸易企业当中有工会的企业仅占 34%，而一般贸易企业占到了 46%）；二是加工贸易企业生产率相对于非出口企业和一般贸易企业的生产率更低，匹配能力和工资议价能力都有限。



表 6: 基于技能与生产率互补性渠道的解释<sup>①</sup>

变量	一般贸易			加工贸易		
	1	2	3	4	5	6
	全样本	无工会	有工会	全样本	无工会	有工会
出口	-0.244*** (0.008)	-0.277*** (0.011)	-0.189*** (0.012)	0.292*** (0.006)	0.312*** (0.008)	0.246*** (0.010)
出口*技能比*生产率	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002 (0.001)	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)
劳动生产率	0.006*** (0.001)	0.020*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.020*** (0.002)	0.012*** (0.002)
规模	-0.806*** (0.001)	-0.796*** (0.002)	-0.804*** (0.002)	-0.827*** (0.003)	-0.815*** (0.004)	-0.827*** (0.005)
高低技能劳动比	0.005*** (0.001)	0.002* (0.001)	0.008*** (0.002)	0.009*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.013*** (0.002)
企业年龄	0.077*** (0.001)	0.130*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.078*** (0.001)	0.131*** (0.002)	0.014*** (0.002)
所有制结构	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	516,430	367,977	148,453	516,430	367,977	148,453
R2	0.672	0.663	0.694	0.672	0.663	0.695

注: 括号中为标准差, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

其二是技术创新和高技能劳动的互补性, 即出口促使企业提高技术水平和创新能力, 进而提高了对高技能劳动的需求进而支付更高的工资(Bustos,2011 等)。为检验这条渠道, 我们在基础回归的基础上引入出口和高低技能比的交叉项, 并根据均值将样本分为高生产率组合低生产率组, 高研发投入和低研发投入组<sup>②</sup>。根据表 7 的结果, 出口虚拟变量的结果在高生产率和高研发投入组依然为负且显著, 出口和高低技能比的交叉项的系数在一般贸易样本中为负的显著的, 说明一般贸易企业出口增加了高技能劳动的需求, 提高了高技能劳动的工资。对于加工贸易企业, 出口的虚拟变量是正的, 交叉项是负的, 说明出口增加了对低技能劳动的需求, 进而提高了低技能工人的相对工资。

<sup>①</sup>因为篇幅的关系, 文章只汇报了基于 CD 生产函数和几何平均工资方程估计的收入不平等的结果。基于其他方法的结果基本一致。

<sup>②</sup> 由于 2004 年的样本中没有研发投入的变量, 我们根据 2005 年企业的研发数据合并过来, 进而确定企业研发的程度。

表 7: 基于技术创新渠道的解释

	一般贸易				加工贸易			
	低生产率	高生产率	低研发投入	高研发投入	低生产率	高生产率	低研发投入	高研发投入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
出口	-0.279*** (0.023)	-0.231*** (0.009)	-0.225*** (0.011)	-0.331*** (0.009)	0.267*** (0.019)	0.232*** (0.008)	0.225*** (0.010)	0.321*** (0.008)
出口*技能比	0.005 (0.009)	0.009** (0.005)	-0.019*** (0.005)	0.000 (0.005)	-0.010 (0.008)	-0.010** (0.004)	0.016*** (0.005)	-0.004 (0.005)
劳动生产率	0.013*** (0.002)	-0.004* (0.002)	0.015*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.013*** (0.002)	-0.003* (0.002)	0.015*** (0.002)	0.005*** (0.001)
规模	-0.815*** (0.002)	-0.788*** (0.002)	-0.778*** (0.002)	-0.816*** (0.001)	-0.805*** (0.008)	-0.777*** (0.004)	-0.793*** (0.005)	-0.811*** (0.005)
高低技能比	0.020*** (0.002)	-0.026*** (0.002)	0.005** (0.002)	0.002*** (0.001)	0.020*** (0.002)	-0.025*** (0.002)	0.006** (0.002)	0.003*** (0.001)
企业年龄	0.095*** (0.002)	0.069*** (0.001)	-0.012*** (0.002)	0.135*** (0.001)	0.096*** (0.002)	0.070*** (0.001)	-0.010*** (0.002)	0.137*** (0.001)
所有制结构	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	214,755	301,675	334,652	94,832	214,755	301,675	345,426	101,304
R2	0.685	0.664	0.689	0.655	0.685	0.665	0.690	0.655

注: 括号中为标准差, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

## 六、 稳健性检验

### 1. 加工贸易和一般贸易的重新划分

本文中前面的回归对于一般贸易和加工贸易是按照企业是否存在加工贸易出口行为来区分的，但在海关数据库中部分企业同时存在加工贸易与一般贸易行为。为了保证回归结果的稳健性，我们重新定义了加工贸易企业，即仅存在加工贸易出口行为而不存在一般贸易出口行为的企业为加工贸易企业，同样的也重新定义了一般贸易企业，即仅存在一般贸易出口行为而不存在加工贸易出口行为的企业为一般贸易企业。基于这个数据，重新进行本文的回归，其结果如下：

表 8：利用海关数据划分贸易方式后的总体回归结果（基于 CD 估计方法）

被解释变量：lnE				
贸易方式	一般贸易		加工贸易	
工资方程	几何平均	算术平均	几何平均	算术平均
出口	-0.262*** (0.005)	-0.248*** (0.005)	0.313*** (0.004)	0.301*** (0.004)
企业年龄	0.006*** (0.001)	0.000 (0.001)	0.007*** (0.001)	0.001 (0.001)
技能比	-0.805*** (0.001)	-0.793*** (0.001)	-0.803*** (0.001)	-0.791*** (0.001)
劳动生产率	0.005*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.016*** (0.001)
企业规模	0.077*** (0.001)	0.071*** (0.001)	0.089*** (0.001)	0.083*** (0.001)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	516,430	510,551	516,430	510,551
R2	0.672	0.682	0.673	0.684

注：括号中为标准差，\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

表 9：利用海关数据划分贸易方式后的总体回归结果（基于 TL 估计方法）

被解释变量：lnE				
贸易方式	一般贸易		加工贸易	
工资方程	几何平均	算术平均	几何平均	算术平均
出口	-0.218*** (0.007)	-0.205*** (0.007)	0.282*** (0.005)	0.270*** (0.005)
企业年龄	0.016*** (0.002)	0.011*** (0.001)	0.017*** (0.002)	0.012*** (0.001)
技能比	-0.349*** (0.002)	-0.337*** (0.001)	-0.348*** (0.002)	-0.335*** (0.001)
劳动生产率	-0.003** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.009*** (0.001)
企业规模	0.288*** (0.002)	0.282*** (0.001)	0.300*** (0.002)	0.294*** (0.001)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	497,802	492,248	497,802	492,248
R2	0.470	0.458	0.472	0.461

注：括号中为标准差，\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

从重新采用海关数据区分贸易方式后的回归结果来看，这一结论与本文采用出口密集度来对贸易方式进行控制的结果是一致的。并且按照海关数据估计的结果来看，不论是采用哪种方式来估计生产方程和工资方程，出口这一哑变量的系数的绝对值都要比本文中主回归的结果要大，这说明按照海关数据进行区分能够更加有效的控制企业的贸易方式问题，因而其结果显示出的不同贸易方式企业中出口这一行为对我国收入分配有更大的影响，而这也体现了不同贸易方式企业具有鲜明的差异性的特征，进一步说明了将贸易方式这一问题考虑在内是非常重要的。

## 2. 基于职称来划分技能水平的结果

本文的主要回归中都采用教育来作为区分高低技能工人的标准，下面使用职称作为工人技能的衡量标准来做稳定性检验。这里我们将具有高级或中级技术职称的工人视为高技能工人，而将其他工人视作低技能工人。结果见表 10。

表 10: 基于职称来划分技能水平的回归结果

被解释变量: lnE				
产出方程	CD		TL	
工资方程	几何平均	算数平均	几何平均	算术平均
出口	-0.018*** (0.003)	-0.006** (0.003)	0.002 (0.005)	0.011** (0.005)
国有企业	0.029*** (0.009)	0.056*** (0.009)	0.146*** (0.013)	0.169*** (0.013)
外资企业	0.004 (0.005)	0.002 (0.005)	0.036*** (0.008)	0.036*** (0.008)
港澳台外资企业	0.010** (0.005)	0.014*** (0.005)	0.049*** (0.008)	0.053*** (0.008)
企业年龄	0.046*** (0.001)	0.041*** (0.001)	0.039*** (0.001)	0.034*** (0.001)
技能比	-0.013*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	0.025*** (0.001)	0.031*** (0.001)
劳动生产率	-0.024*** (0.001)	-0.016*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.023*** (0.001)
企业规模	0.074*** (0.001)	0.067*** (0.001)	0.078*** (0.001)	0.070*** (0.001)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	1,008,162	1,008,162	856,600	856,600
R2	0.217	0.181	0.100	0.093

注: 括号中为标准差, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

从以上结果可以看出, 结果仍然较为稳健的。然而, 以职称作为划分高低技能标准时, 加工贸易的回归结果中出口并不显著。这可能与加工贸易企业以低技能劳动为主, 对于工人的职称关注程度并不高有关。

### 3. 内生性问题的处理

#### (1) 处理效应方法

我们将 2003 不出口而在 2004 年开始出口的企业(84,278 家)作为出口对照组(treatment group), 将 2003 年不出口, 2004 年仍不出口的企业(1,100,536 家)作为非出口控制组(control group)。基于这个数据, 重新进行本文的回归, 其结果如下:

表 11: 新出口企业与一直不出口企业的回归结果

被解释变量: lnE				
产出方程	CD		TL	
工资方程	几何平均	算数平均	几何平均	算术平均
出口	-0.182*** (0.004)	-0.177*** (0.004)	-0.172*** (0.005)	-0.165*** (0.005)
国有企业	-0.191*** (0.008)	-0.182*** (0.008)	-0.030*** (0.010)	-0.021** (0.010)
外资企业	-0.195*** (0.006)	-0.190*** (0.006)	-0.151*** (0.007)	-0.140*** (0.007)
港澳台外资企业	-0.112*** (0.005)	-0.100*** (0.005)	-0.136*** (0.006)	-0.121*** (0.006)
企业年龄	0.012*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.019*** (0.002)	0.013*** (0.001)
技能比	-0.801*** (0.001)	-0.789*** (0.001)	-0.356*** (0.002)	-0.344*** (0.002)
劳动生产率	0.009*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.002* (0.001)	0.011*** (0.001)
企业规模	0.122*** (0.001)	0.113*** (0.001)	0.330*** (0.002)	0.321*** (0.002)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	473,941	469,004	457,766	453,133
R2	0.671	0.682	0.487	0.477

注: 括号中为标准差, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

我们将 2003 不出口而在 2004 年开始出口的企业作为对照组 (treatment group), 将 2003-2004 年一直出口的企业作为控制组 (control group)。基于这个数据, 重新进行本文的回归, 其结果如下:

表 12： 新出口企业与一直出口企业的回归结果

被解释变量: lnE				
产出方程	CD		TL	
工资方程	几何平均	算数平均	几何平均	算术平均
出口	-0.217*** (0.003)	-0.208*** (0.003)	-0.191*** (0.004)	-0.183*** (0.004)
国有企业	-0.169*** (0.007)	-0.163*** (0.007)	-0.014 (0.010)	-0.007 (0.009)
外资企业	-0.155*** (0.004)	-0.150*** (0.004)	-0.128*** (0.005)	-0.116*** (0.005)
港澳台外资企业	-0.090*** (0.004)	-0.082*** (0.004)	-0.116*** (0.005)	-0.104*** (0.005)
企业年龄	0.012*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.011*** (0.001)
技能比	-0.804*** (0.001)	-0.792*** (0.001)	-0.344*** (0.001)	-0.331*** (0.001)
劳动生产率	0.010*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.012*** (0.001)
企业规模	0.089*** (0.001)	0.083*** (0.001)	0.298*** (0.001)	0.291*** (0.001)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	473,941	469,004	457,766	453,133
R2	0.671	0.682	0.487	0.477

注：括号中为标准差，\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1，考虑到篇幅的影响，这里地区虚拟变量和行业虚拟变量的结果予以省去。

我们将 2003 出口而在 2004 年开始不出口的企业作为对照组（treatment group），将 2003-2004 年一直出口的企业作为控制组（control group）。基于这个数据，重新进行本文的回归，其结果如下：

表 13: 退出出口市场企业与一直出口企业的回归结果

被解释变量: lnE				
产出方程	CD		TL	
工资方程	几何平均	算数平均	几何平均	算术平均
出口	-0.215*** (0.003)	-0.206*** (0.003)	-0.194*** (0.004)	-0.185*** (0.004)
国有企业	-0.171*** (0.007)	-0.164*** (0.007)	-0.018* (0.010)	-0.011 (0.009)
外资企业	-0.160*** (0.004)	-0.155*** (0.004)	-0.137*** (0.005)	-0.124*** (0.005)
港澳台外资企业	-0.101*** (0.004)	-0.093*** (0.004)	-0.127*** (0.005)	-0.115*** (0.005)
企业年龄	0.011*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.011*** (0.001)
技能比	-0.805*** (0.001)	-0.793*** (0.001)	-0.348*** (0.001)	-0.335*** (0.001)
劳动生产率	0.010*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.012*** (0.001)
企业规模	0.093*** (0.001)	0.087*** (0.001)	0.302*** (0.001)	0.295*** (0.001)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	473,941	469,004	457,766	453,133
R2	0.671	0.682	0.487	0.477

注: 括号中为标准差, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1, 考虑到篇幅的影响, 这里地区虚拟变量和行业虚拟变量的结果予以省去。

## (2) 倾向指数匹配方法

上述回归并不能说明出口与高低技能劳动工资不平等之间的因果关系, 即无法判定是出口企业支付了更高的高技能工资, 还是支付更高技能工资的企业选择了出口。若是后一种情况, 则并不能得出出口会加剧收入不平等的结论。为了规避上述内生性问题的影响, 我们进一步使用倾向指数匹配 (Propensity Score Matching, PSM) 的方法来验证出口与工资不平等之间的关系。

我们将在 2003 年的非出口企业的全体视作样本总体, 而在 2004 年将这些企业中转做出口的企业视作实验组, 而将仍然保持非出口的企业视作对照组。首先定义虚拟变量: D=1 为实验组, 而 D=0 为控制组。X 是一个向量 (包括技能比、劳动生产率、资本劳动比、企业规模、行业和所有制特征), 并将其转化成单一指标 p(X):

$$p(X) \equiv \Pr\{D=1|X\} = E\{D|X\} = \Phi(h(x))$$

其中  $\Phi(\cdot)$  表示正态 (对数) 累积分布函数。我们需找到一个有效的转化函数 h(X), 使得求出的 p(X) 能够表征样本在 X 上的取值情况及分布<sup>①</sup>。接着采用 Kernel 配对法对实验组和控

<sup>①</sup> 在 stata 中, h(X) 函数的寻找过程如下: (1) 首先假定 h(X) 是一个简单的线性函数, 不考虑 X 所包含变量之间的交叉项或者高次项 (2) 将 p(X) 的取值平分 k 份, 则对应的样本也被分成 k 层 (k 值由使用者决定) (3) 在每一层中, 验证处于该层中的处理组样本和控制组样本的 p(X) 均值无显著差异 (4) 若条件 3 在某层中不成立, 则将该层平分后再次进行 3 的检验 (5) 不断重复 3、4 过程, 直到在所有层中, 处理组样本和控



制组中的样本进行匹配。最后，根据匹配的情况，计算分组变量对因变量影响大小的平均值，即 ATT (the Average effect of Treatment on the Treated)，用  $\tau$  来表示即有：

$$\begin{aligned}\tau &\equiv E\{Y_{1i} - Y_{0i} \mid D_i = 1\} \\ &= E\{E\{Y_{1i} - Y_{0i} \mid D_i = 1, p(X_i)\}\} \\ &= E\{E\{Y_{1i} \mid D_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_{0i} \mid D_i = 0, p(X_i)\} \mid D_i = 1\}\end{aligned}$$

其中  $Y_{1i}$ ， $Y_{0i}$  分别是在反事实情况下某企业位于处理组与控制组中时其工资不平等， $i$  表示某样本企业。然而由于  $E\{Y_{0i} \mid D_i = 0, p(X_i)\}$  不可观测，因此我们使用  $E\{Y_{0j} \mid D_j = 0, p(X_j)\}$  进行代替， $j$  代表控制组中某样本企业。因此，我们最终用来衡量出口对工资不平等影响的公式如下：

$$\tau = E\{Y_{1i} \mid D_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_{0j} \mid D_j = 0, p(X_j)\}$$

表 14： 基于贸易密集度匹配得分的新出口企业与一直不出口企业的回归结果

被解释变量：lnE				
贸易方式	一般贸易		加工贸易	
工资方程	几何平均	算术平均	几何平均	算术平均
出口	-0.190*** (0.004)	-0.183*** (0.003)	-0.175*** (0.004)	-0.168*** (0.004)
企业年龄	0.012*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.019*** (0.001)	0.013*** (0.001)
技能比	-0.802*** (0.001)	-0.790*** (0.001)	-0.354*** (0.002)	-0.342*** (0.001)
劳动生产率	0.008*** (0.001)	0.016*** (0.001)	0.002* (0.001)	0.010*** (0.001)
企业规模	0.115*** (0.001)	0.107*** (0.001)	0.325*** (0.002)	0.316*** (0.001)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	433,443	433,443	427,293	427,293
R2	0.265	0.273	0.266	0.274

采用 PSM 的结果见表 10 和表 11。我们发现匹配后的结果非常显著，且与本文主回归的结果一致，这说明本文回归结果是较为稳健的。具体而言，一般贸易企业具有更低的 E 值，而加工贸易企业则相对而言 E 值更高。

### (3) 工具变量方法

工具变量的构建方式是，通过 UNTAIN 数据库整合 2004 年中国与 193 个贸易伙伴国的 HS6 产品层面的简单关税数据，得到中国出口面临的 HS6 产品层面关税数据。通过出口企业的出口产品组合可以得到企业层面的关税水平数据。

制组样本的  $p(X)$  均值都无显著差异为止 (6) 在步骤 5 的基础上，进一步在每一层中对处理组样本和控制组样本在  $X$  中所包含的每一个变量上都进行检验，要求两者的均值无显著差异 (7) 如果条件 6 不能得到满足，则告知使用者，同时换用其他的  $h(X)$  计算式并重复上述过程

表 15: 基于教育的工具变量回归结果

被解释变量: lnE				
产出方程	CD-OLS		CD-IV	
工资方程	几何平均	算数平均	几何平均	算术平均
出口	-0.020*** (0.002)	-0.020*** (0.002)	-0.477*** (0.044)	-0.725*** (0.053)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	109,447	106,971	106,929	104,481
R2	0.745	0.745	0.528	0.188

## 4. 子样本回归结果

## (1) 根据所有制划分子样本

在所有制结构上, 我们按照企业的注册类型, 将企业分为国有企业、外资企业、港澳台外资企业和其他非国有非外资企业。结果见表 16。

表 16: 不同所有制的回归结果

被解释变量: lnE						
贸易方式	一般贸易			加工贸易		
企业所有权	国有企业	港澳台	外商	国有企业	港澳台	外商
出口	-0.251*** (0.034)	-0.057*** (0.012)	-0.015 (0.011)	0.255*** (0.029)	0.059*** (0.011)	0.018* (0.010)
企业年龄	0.002 (0.008)	0.028*** (0.005)	0.007 (0.006)	0.002 (0.008)	0.028*** (0.005)	0.007 (0.006)
技能比	-0.830*** (0.008)	-0.802*** (0.004)	-0.756*** (0.004)	-0.829*** (0.008)	-0.802*** (0.004)	-0.756*** (0.004)
劳动生产率	-0.014** (0.006)	0.027*** (0.004)	0.016*** (0.004)	-0.013** (0.006)	0.027*** (0.004)	0.016*** (0.004)
企业规模	0.015*** (0.006)	-0.010** (0.004)	0.050*** (0.004)	0.017*** (0.006)	-0.010** (0.004)	0.050*** (0.004)
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	13,181	41,283	37,554	13,181	41,283	37,554
R2	0.712	0.728	0.740	0.712	0.728	0.740

注: 括号中为标准差, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

从上表可见, 不论在何种所有制的企业中, 一般贸易的出口虚拟变量的系数均为正的显著的, 加工贸易的系数均为负的显著的, 与主回归结果一致。另外, 从系数绝对值的大小来看, 出口对收入不平等的影响在国有企业体现得最为明显, 非港澳台外商企业次之, 而在港澳台企业中则相对较小。

(2) 分地区和按照企业规模回归结果

进而，我们分地区进行回归，分为东部、中西部。结果依然稳健。这里我们按照海关数据库报出的贸易方式来区分加工贸易企业和一般贸易企业。结果见表 13。值得注意的是，在中西部地区，加工贸易企业并不相对于非出口企业具有更高的 E 值，即这一结果并不显著。究其原因，可能是因为中西部地区加工贸易企业数量较少，其结果不显著。

基于不同企业规模的回归结果见表 17。对于一般贸易企业，规模以下的小企业对收入不平等的改善作用更大，而对于加工贸易企业，大企业相对缩小收入差距有更大的推动作用。

表 17: 分地区回归结果

被解释变量: lnE				
贸易方式	一般贸易		加工贸易	
企业规模	中西部	东部	中西部	东部
出口	-0.346*** (0.013)	-0.234*** (0.006)	0.352*** (0.012)	0.232*** (0.005)
企业年龄	-0.008*** (0.002)	0.016*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	0.016*** (0.002)
技能比	-0.822*** (0.002)	-0.797*** (0.002)	-0.821*** (0.002)	-0.796*** (0.002)
劳动生产率	-0.004** (0.002)	0.010*** (0.001)	-0.003* (0.002)	0.010*** (0.001)
企业规模	0.102*** (0.002)	0.062*** (0.001)	0.104*** (0.002)	0.064*** (0.001)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	180,274	336,156	180,274	336,156
R2	0.676	0.672	0.676	0.673

注：括号中为标准差，\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1，这里虽然分地区进行回归，但是仍在控制变量中对具体的城市进行了控制

表 18：按企业规模的回归结果

被解释变量：lnE				
贸易方式	一般贸易		加工贸易	
企业规模	规模以下	规模以上	规模以下	规模以上
出口	-0.296*** (0.012)	-0.196*** (0.006)	0.299*** (0.010)	0.201*** (0.006)
企业年龄	0.016*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.007*** (0.002)
技能比	-0.795*** (0.002)	-0.789*** (0.002)	-0.794*** (0.002)	-0.788*** (0.002)
劳动生产率	0.032*** (0.001)	-0.005** (0.002)	0.032*** (0.001)	-0.005** (0.002)
企业规模	0.231*** (0.002)	-0.021*** (0.002)	0.232*** (0.002)	-0.020*** (0.002)
所有制结构	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	317,264	199,166	317,264	199,166
R2	0.651	0.704	0.650	0.704

注：括号中为标准差，\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

## 七、 结论

本文主要结论是：首先利用 2004 年中国工业普查数据和 Zhang & Dong(2009)的方法，估计出经生产率调整后的高低技能工资的不平等,发现中国对高技能劳动支付更加不公平，普遍存在对高技能劳动工资向下的扭曲；一般贸易拉大我国的高低技能工人工资差距，但一般贸易改善了我国的高技能劳动力的工资扭曲状况，对高技能劳动的工资支付更加公平；加工贸易则有利于缩小我国的收入不平等；最后检验了出口对收入不平等的两条影响渠道，即生产率和不同技能劳动的匹配以及不同技能劳动需求的差异影响，进而解释了加工贸易和一般贸易对工资不平等的不同影响。因此，出口对于我国收入分配的影响，基于不同的贸易方式有不同的结论。在制定促进进出口的产业和贸易政策，以及劳动市场和收入分配改革时应当充分考虑企业的异质性、不同技能劳动的结构以及贸易方式的影响。

国际上研究贸易的收入分配效应的实证文章大多采用雇主雇员（employer employee）数据，如 Baumgarten（2013）对德国的研究，Frias 等（2012）对墨西哥的研究等。这样的数据结构既可以得到不同技能工人的工资，又可以控制个人层面因素对工资的影响，因此随着中国劳动数据的公开，我们可以开展更深入的研究。

## 参考文献

- 白重恩、谢长泰、钱颖一, 2008: 《中国的资本回报率》, 《比较》第 28 期。
- 蔡昉、都阳、王美艳, 2001: 《户籍制度与劳动力市场保护》, 《经济研究》第 12 期。
- 陈波、贺超群, 2013: 《出口与工资差距: 基于我国工业企业的理论与实证分析》, 《管理世界》第 8 期。
- 陈钊、万广华、陆铭, 2010: 《行业间不平等: 日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解》, 《中国社会科学》第 3 期。
- 林毅夫、蔡昉、李周, 1999: 《比较优势与发展战略——对“东亚奇迹”的再解释》, 《中国社会科学》, 第 5 期。
- 林毅夫、李周, 1998: 《竞争、政策性负担和国有企业改革》, 《经济社会体制比较》第 5 期。
- 李雪松、詹姆斯·赫克曼, 2004: 《选择偏差、比较优势与教育的异质性回报: 基于中国微观数据的实证研究》, 《经济研究》第 4 期。
- 罗长远、张军, 2009: 《经济发展中的劳动收入占比: 基于中国产业数据的实证研究》, 《中国社会科学》第 4 期。
- 罗长远、张军, 2009: 《劳动收入占比下降的经济学解释——基于中国省级面板数据的分析》, 《管理世界》第 5 期。
- 邵敏、包群, 2011: 《出口企业转型对中国劳动力就业与工资的影响: 基于倾向评分匹配估计的经验分析》, 《世界经济》第 6 期。
- 邵敏、包群, 2012: 《外资进入是否加剧中国国内工资扭曲: 以国有工业企业为例》, 《世界经济》第 10 期。
- 盛仕斌、徐海, 1999: 《要素价格扭曲的就业效应研究》, 《经济研究》第 5 期。
- 施炳展、冼国明, 2012: 《要素价格扭曲与中国工业企业出口行为》, 《中国工业经济》第 2 期。
- 史晋川、赵自芳, 2007: 《所有制约束与要素价格扭曲——基于中国工业行业数据的实证分析》, 《统计研究》第 6 期。
- 徐长生、刘望辉, 2008: 《劳动力市场扭曲与中国宏观经济失衡》, 《统计研究》第 5 期。
- Amiti, M., and D. R. Davis, 2012, “Trade, Firms, and Wages: Theory and Evidence”, *Review of Economic Studies*, 79(1), 1-36.
- Baumgarten, D., 2013, “Exporter and the Rise in Wage Inequality: Evidence from German Linked Employer-Employee Data”, *Journal of International Economics*, 90(1), 201-217.
- Becker, S. O., and A. Ichino, 2002, “Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores”, *The Stata Journal*, 2(4), 358-377.
- Bustos, P., 2011, “Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of Mercosur on Argentinian Firms”, *American Economic Review*, 101(1), 304-340.
- Davis, D. R., and J. Harrigan, 2011, “Good Jobs, Bad Jobs, and Trade Liberalization”, *Journal of International Economics*, 84(1), 26-36.
- Démurger, S., M. Gurgand, S. Li, and Ximing Yue, 2009, “Migrants as Second-Class Workers in Urban China? A Decomposition Analysis”, *Journal of Comparative Economics*, 37(4), 610-628.
- Egger, H., and U. Kreickemeier, 2009, “Firm Heterogeneity and the Labor Market Effects of Trade Liberalization”, *International Economic Review*, 50(1), 187-216.
- Egger, H., and U. Kreickemeier, 2010, “Worker-Specific Effects of Globalisation”, *World Economy*, 33(8), 987-1005.
- Egger, H., and U. Kreickemeier, 2012, “Fairness, trade, and inequality”, *Journal of International Economics*, 86(2), 184-196.
- Frias, J. A., D. Kaplan, and E. A. Verhoogen, 2012, “Exports and Within-Plant Wage Distributions: Evidence from Mexico”, CEPR Discussion Paper, No. DP8835.
- Gao, Wenshu, and R. Smyth, 2012, “Returns to Schooling in Urban China, 2001-2010: Evidence from Three Waves of the China Urban Labor Survey”, ISSN 1441-5429.
- Harrigan, J., and A. Reshef, 2011, “Skill Biased Heterogeneous Firms, Trade Liberalization, and the Skill Premium”, *NBER Working Paper*, 17604.

- Harrison, A., J. McLaren, and M. S. McMillan, 2010, "Recent Findings on Trade and Inequality", *NBER Working Paper*, 16425.
- Helpman, E., O. Itskhoki, and S. J. Redding, 2010, "Inequality and Unemployment in a Global Economy", *Econometrica*, 78(4), 1239-1283.
- Helpman, E., O. Itskhoki, M. A. Muendler, and S. J. Redding, 2013, "Trade and Inequality: From Theory to Estimation", *NBER Working Paper*, 17991.
- Klein, M. W., C. Moser, and D. M. Urban, 2013, "Exporting, Skills and Wage Inequality", *Labour Economics*, 25, 76-85.
- Kurokawa, Y., 2014, "A Survey of Trade and Wage Inequality: Anomalies, Resolutions, and New Trends", *Journal of Economic Surveys*, 28(1), 169-193.
- Li, W., and B. Xu, 2008, "Trade, Technology and China's Rising Skill Demand", *Economics of Transition*, 16(1), 59-68.
- Melitz, M. J., 2003, "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 71(6), 1695-1725.
- Neumayer, E., and I. De Soysa, 2006, "Globalization and the Right to Free Association and Collective Bargaining: An Empirical Analysis", *World Development*, 34(1), 31-49.
- Verhoogen, E. A., 2008, "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector", *Quarterly Journal of Economics*, 123(2), 489-530.
- Yeaple, S. R., 2005, "A Simple Model of Firm Heterogeneity, International Trade, and Wages", *Journal of International Economics*, 65(1), 1-20.
- Zhang, J., Y. Zhao, A. Park, and X. Song, 2005, "Economic Returns to Schooling in Urban China: 1988 to 2001", *Journal of Comparative Economics*, 33(4), 730-752.
- Zhang, Liqin, and Xiao-Yuan Dong, 2008, "Male-Female Wage Discrimination in Chinese Industry", *Economics of Transition*, 16(1), 85-112.
- Zhang, Liqin, and Xiao-Yuan Dong, 2009, "Economic Transition and Gender Differentials in Wages and Productivity: Evidence from Chinese Manufacturing Enterprises", *Journal of Development Economics*, 88(1), 144-156.