

# 国际外包、劳动力市场 进入歧视与行业技能工资差距

——基于1995-2011年中国工业行业的面板数据

孙文杰\*

**摘要:** 本文基于全球垂直分工的视角,构建理论模型将我国劳动力市场进入歧视这一制度特征纳入到全球化与工资不平等的分析框架中,并利用动态面板模型实证检验了不同形式国际外包对1995-2011年我国劳动力市场进入歧视以及行业内相对工资差距的影响。研究发现,全球化和国际外包通过技术升级、产业重组和市场竞争等效应改善了我国制造业的劳动力市场进入歧视状况,我国竞争性行业和垄断性行业的劳动力进入扭曲程度分别从1995年的25.21%和65.27%下降至2011年的15.37%和37.27%。并且,分行业的研究结果显示,不同形式的国际外包对我国不同行业的技能工资差距具有差异性影响:高技术外包对我国竞争性行业技能工资差距的影响不显著,但对我国垄断性行业技能工资差距的影响显著,而服务外包对我国竞争性行业和垄断性行业技能工资差距的影响均不明显。本文结论为理解全球化分工背景下我国的劳动力市场歧视效应和行业技能工资差距提供了理论依据。

**关键词:** 国际外包 劳动力市场进入歧视 技能工资差距

## 一、引言与文献综述

改革开放以来,伴随着经济的高速增长,我国行业内工资差距呈现不断拉大的趋势,导致宏观经济出现国内消费不足、产业转型迟滞以及社会贫富两极分化等问题。根据网易财经《2011年中国央企工资报告》,2011年数百家央企及其上市子公司在岗职工年平均工资为102 965元,是同年城镇私营单位在职员工年平均工资的4.2倍。不仅如此,近年来我国行业内不同技能劳动者的工资差距也在持续拉大。据统计,2011年上市公司高管年薪平均值为66.8万元,是当年全国平均工资的18倍多,而部分私营企业、简单劳动者的工资水平远远低于高级管理人员和专业技术人员。《中国劳动统计年鉴》的数据显示,2011年我国城镇私营单位行业年平均工资仅为城镇单位行业年平均工资的55%左右,我国制造业行业专业技术人员与普通技能劳动者的工资之比从1995年的0.96上升到2011年的1.59。另一方面,中国与世

\*孙文杰,南京审计学院经济学院,邮政编码:210029,电子信箱:swj79@163.com。

本文受到国家社会科学基金项目“国际外包下的偏向性技术进步与行业收入差距研究”(项目编号:11CJL040)、2012年江苏省“青蓝工程”培养项目(项目编号:201216)以及2012年“青蓝工程”科技创新团队——价值链分工的经济效应(项目编号:201239)的资助。作者感谢匿名审稿人的建议,文责自负。

界经济的相互依赖度正在加深。统计数据显示,我国对外贸易依存度从1980年的12.5%一直增长到2011年的50.1%。2011年中国的出口总额和进口总额占世界货物出口和进口的比重分别达到9.5%和10.4%,中国已连续两年成为世界货物贸易第一大出口国和第二大进口国。

在讨论全球化与国内收入分配的文献中,现有文献均以劳动力要素在产业间的完全自由流动为前提,然而转型时期的中国劳动力市场并不完全符合竞争性市场的要求。现阶段我国存在着明显的劳动力市场分割状况,由于各种户籍和身份歧视,劳动力市场存在体制内和体制外差异,部分垄断行业存在着大量垄断和进入障碍等现象。在我国诸如金融、石化、电力等行业中劳动力有非常高的进入壁垒,这些行业的劳动力市场具有很强的分割性,它们属于主要劳动力市场,进入者需要有很好的的人力资本和较高的社会资本,一旦进入,则能享有比较好的工资福利。因此,劳动力市场分割和进入歧视对国内行业收入分配产生了重要影响。现有文献对一般的竞争性劳动力市场分析较多,而考察全球化对我国转型时期劳动力市场的进入歧视和扭曲影响相对较少。

那么,我们不禁要问,随着中国融入全球经济的程度不断加深,全球化分工与我国转型时期的劳动力市场进入歧视和垄断之间是否存在某种联系?中国正处于劳动力市场转型时期和当前国际分工体系中的低端环节,全球化垂直分工是否通过市场竞争、资源重组等方式影响了我国劳动力市场的进入歧视和扭曲状况,以及是否引致了经济利益在我国不同群体间的不均匀分布?

关于全球化和国际外包对一国收入分配的影响,现有文献主要从贸易引发的技能偏向型技术进步和劳动力市场供求两个角度来探讨工资不平等的原因。Autor和Dorn(2009)认为外包和全球化导致技能偏向型技术进步,新技术更偏向于高技能工人,导致对高技能工人的需求快速增加,从而加速了行业工资的技能不平等。Grossman和Rossi-Hansberg(2008)进一步认为国际外包对一国熟练工人和非熟练工人相对工资的影响主要由生产率增加效应、相对价格变化和劳动供给增加等三种效应综合决定。然而,处于转型时期的发展中国家的劳动力市场存在着不完全竞争性,这会对全球化分工和国际外包影响一国劳动力市场的传导机制产生重要影响。仅有少数文献涉及到劳动力市场的结构影响,如Goldberg和Pavcnik(2003)构建模型重点研究了贸易开放后的劳动力再配置过程,研究发现贸易开放会导致劳动力大量进入到非正式部门就业,由于非正式部门的工资水平和工作条件要远远低于正式部门,贸易引发的就业增量配置会加剧行业工资不平等程度。最近的一些研究,如Egger和Kreickemeier(2009)、Helpman等(2010)认为贸易开放引发的工资不平等主要来源于劳动力市场上的组织异质性。

基于中国改革开放的背景,国内外学者针对全球化与我国行业收入分配的关系也进行了大量研究(Xu and Li,2008;王中华等,2009;戴魁早,2011;熊宇,2011)。如王中华等(2009)利用中国工业行业的面板数据,研究发现国际垂直专业化程度加深会扩大我国工业行业熟练劳动力与非熟练劳动力之间的工资差距。Xu和Li(2008)利用世界银行从中国五个大城市抽取的企业层面数据检验了外包与工资不平等的关系,发现外包有利于我国劳动密集型产业工人工资的增长。熊宇(2011)研究发现承接全球价值链高端环节的外包、R&D投入、高技术产品进出口扩大了我国技术劳动与非技术劳动的相对工资差距等。虽然上述研究取得了很有意义的结论,但是现有文献主要侧重于从对外贸易流量和贸易政策的视角来研究行业收入分配效应,而深入探讨全球化垂直分工对我国行业收入差距影响机制的研究相对较少。其次,多数文

献仅考察了基于发包国的单一方向的外包,而在现实经济中来源于不同技术环节的国际外包特别是基于发展中国家视角的承接外包活动可能对我国行业技能工资差距产生了不同的影响,因此在实证中需要加以区别对待。更为重要的是,现有文献较少考虑劳动力市场进入歧视的影响。就笔者所知,现有研究鲜有建立一个统一的分析框架来综合考虑全球化和我国劳动力市场的进入歧视对贸易与工资不平等作用机制造成的潜在影响。

与现有研究相比,本文可能的贡献主要体现在以下几方面:(1)本文基于全球垂直分工的视角,尝试构建一个理论分析框架将我国转型时期劳动力市场进入歧视这一制度特征纳入到全球化与工资不平等的模型中,以此来分析国际外包对我国劳动力市场进入歧视和国内行业收入差距的影响;(2)运用随机前沿方法和超越成本函数,具体测度了1995-2011年我国劳动力市场的进入歧视程度,并通过将整个样本区分为竞争性行业和垄断性行业,分别考察了国际外包对我国不同行业劳动力市场进入扭曲度造成的影响;(3)在此基础上,我们进一步将国际外包区分为高技术外包、低技术外包、承接外包和服务外包,并运用动态面板模型检验了不同形式外包对1995-2011年我国劳动力市场歧视以及工业行业内技能工资差距的影响。

本文余下结构安排如下:第二部分建立一个包含劳动力市场进入歧视的技能工资不平等模型;第三部分是相应的数据和变量说明;第四部分是实证结果和分析;最后是结论与政策建议。

## 二、理论模型

本部分通过建立一个简单的局部均衡模型来考察国际外包对行业内工资不平等的影响。假设有一个代表性企业,企业在生产每一种最终产品时,分别使用两种劳动力:低技能劳动力 $L$ 和高技能劳动力 $H$ 。假设企业 $x$ 的生产函数为固定替代弹性的CES函数:

$$X = [(A_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_H H)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, $A_L$ 和 $A_H$ 是要素增强型技术进步, $A_L$ 表示低技能劳动力的劳动生产率, $A_H$ 表示高技能劳动力的劳动生产率。 $L$ 、 $H$ 分别代表企业 $x$ 在生产过程中对低技能劳动力和高技能劳动力的需求数量,参数 $\sigma$ 反映了生产技术中高技能劳动力与低技能劳动力的替代弹性,通常认为,当 $0 < \sigma < 1$ 时,高、低技能劳动力之间是互补的,而当 $\sigma > 1$ 时,两种技能劳动力之间是相互替代的。

Grossman和Rossi-Hansberg(2008)、Autor和Dorn(2009)等文献指出,国际外包承接方会通过市场竞争、资源重组、技术外溢和专业化等方式提高制造业企业的劳动生产率。根据这一思想,本文假设企业在外包过程中发生如下形式的技术进步:

$$A_L = F^{\gamma_L}, A_H = F^{\gamma_H} \quad (2)$$

根据Helpman等(2010),(2)式表示企业在国际外包过程中发生的偏向低技能劳动力的技术进步和偏向高技能劳动力的技术进步,其中 $0 < \gamma_H < 1$ , $0 < \gamma_L < 1$ 分别表示外包过程中低技能劳动力和高技能劳动力的劳动生产率提高效应。假设用 $w_L$ 表示低技能劳动力的工资成本, $w_H$ 表示高技能劳动力的工资成本,那么,代表性企业在产出既定的情况下会追求成本最大化:

$$\begin{aligned} \min: c(X) &= w_H H + w_L L \\ \text{s. t. } X &= [(A_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_H H)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \end{aligned} \quad (3)$$

进一步,我们通过建立拉格朗日函数求解上述最优化问题:

$$m = w_H H + w_L L - \lambda \left[ (A_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_H H)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} - X \quad (4)$$

通过求解最大化问题,我们得到三个一阶条件:

$$\begin{cases} \frac{\partial c(X)}{\partial L} = w_L - \lambda \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[ (A_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_H H)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\sigma-1}{\sigma} (A_L L)^{\frac{-1}{\sigma}} A_L = 0 \end{cases} \quad (5)$$

$$\begin{cases} \frac{\partial c(X)}{\partial H} = w_H - \lambda \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[ (A_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_H H)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\sigma-1}{\sigma} (A_H H)^{\frac{-1}{\sigma}} A_H = 0 \end{cases} \quad (6)$$

$$\begin{cases} X = \left[ (A_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_H H)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \end{cases} \quad (7)$$

在此基础上,经过计算和重新整理,我们可以得到企业  $x$  对两种技能劳动力的需求函数<sup>①</sup>:

$$\begin{aligned} L(w_L, w_H, X, I) &= \frac{\left[ \left(\frac{w_L}{A_L}\right)^{1-\sigma} + \left(\frac{w_H}{A_H}\right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} A_L^{\sigma-1} X}{w_L^\sigma} \\ &= \frac{\left[ (w_L I^{-\gamma_L})^{1-\sigma} + (w_H I^{-\gamma_H})^{1-\sigma} \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} I^{\gamma_L(\sigma-1)} X}{w_L^\sigma} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} H(w_L, w_H, X, I) &= \frac{\left[ \left(\frac{w_L}{A_L}\right)^{1-\sigma} + \left(\frac{w_H}{A_H}\right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} A_H^{\sigma-1} X}{w_H^\sigma} \\ &= \frac{\left[ (w_L I^{-\gamma_L})^{1-\sigma} + (w_H I^{-\gamma_H})^{1-\sigma} \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} I^{\gamma_H(\sigma-1)} X}{w_H^\sigma} \end{aligned} \quad (9)$$

由上式可以看出,国际外包( $I$ )通过偏向型技术进步对两种技能劳动力需求( $L, H$ )产生影响。除此之外,两种技能劳动力的工资水平( $w_L, w_H$ )、产出规模( $X$ )也是重要的影响因素。

其次,考虑我国转型时期的劳动力市场。在现实经济中,由于受到行业垄断、身份歧视等因素的影响,国内往往存在着分割的劳动力市场。为简单起见,本文把国内劳动力市场分为两大类:竞争性劳动力市场和非竞争性(限制性)劳动力市场,并假设两种类型的劳动力市场与两种技能劳动力相匹配,即低技能劳动力更多地进入竞争性劳动力市场,而高技能劳动力更多地进入非竞争性劳动力市场<sup>②</sup>。在非竞争性劳动力市场中,由于各种进入限制导致劳动力进入数量不足以及由此产生的工资溢价,本文称之为劳动力市场进入扭曲。两种劳动力市场的劳动力需求可以表示为<sup>③</sup>:

$$(L, H) = \begin{cases} \phi(i) H(w_L, w_H, X, I), & i = \text{非竞争性劳动力市场} \\ L(w_L, w_H, X, I), & j = \text{竞争性劳动力市场} \end{cases} \quad (10)$$

结合(9)式和(10)式,可以得到:

①详细的推导过程此处省略,如果有读者需要可以向作者索取。

②在其他条件相同的情况下,拥有良好身份背景,具有高学历、丰富社会资本的劳动者,更容易进入非竞争性劳动力市场。为简单起见,同时考虑到本文的研究目标以及现实经济背景,本文采用这一假定。

③这里假设  $0 < \phi(i) < 1$ , 主要指在非竞争性要素市场中由于垄断、身份歧视等原因而导致劳动力进入数量不足。

$$\phi(i) \frac{[(w_L I^{-\gamma_L})^{1-\sigma} + (w_H I^{-\gamma_H})^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} I^{\gamma_H(\sigma-1)} X}{w_H^\sigma} = H \quad (11)$$

(11)式表明,我国转型时期劳动力市场歧视会受到高、低技能劳动力工资差距( $w_L/w_H$ )、国际外包产生的技能偏向型技术进步( $I^H, I^L$ )、高技能劳动力与低技能劳动力的替代弹性( $\sigma$ )以及高技能劳动力相对供给( $H$ )等因素的影响。国际外包会通过影响企业对高技能劳动力的需求函数  $H(I)$  而影响劳动力市场进入歧视程度。

假设一国低技能劳动力的总供给是  $L$ , 高技能劳动力的总供给是  $H$ , 与此同时, 假设本国的企业数量总数为  $N$ 。则在一国总的劳动力需求中, 低技能劳动力和高技能劳动力的要素供求分别为:

$$\begin{cases} L(w_L, w_H, X, I) N = L & (12) \\ H(w_L, w_H, X, I) \phi(i) N = H & (13) \end{cases}$$

为了求解经济均衡时的行业技能工资差距, 我们将企业的劳动力要素需求方程(8)、(9)代入(12)、(13)式, 并重新改写成:

$$\begin{cases} \frac{[(w_L I^{-\gamma_L})^{1-\sigma} + (w_H I^{-\gamma_H})^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} I^{\gamma_L(\sigma-1)} X}{w_L^\sigma} N = L & (14) \\ \frac{[(w_L I^{-\gamma_L})^{1-\sigma} + (w_H I^{-\gamma_H})^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} I^{\gamma_H(\sigma-1)} X}{w_H^\sigma} \phi(i) N = H & (15) \end{cases}$$

考虑产品市场和劳动力市场同时均衡, 经整理, 均衡时高、低技能劳动力相对工资差距为:

$$\frac{w_H}{w_L} = \underbrace{I^{(\gamma_H - \gamma_L) \frac{\sigma-1}{\sigma}}}_{\text{国际外包的偏向型技术进步}} \times \underbrace{\phi(i)^{\frac{1}{\sigma}}}_{\text{劳动力市场进入歧视}} \times \underbrace{(H/L)^{-\frac{1}{\sigma}}}_{\text{高低技能劳动力相对供给}} \quad (16)$$

同时对(16)式两边取对数, 得到:

$$\ln(w_H/w_L) = \frac{\sigma-1}{\sigma}(\gamma_H - \gamma_L) \ln I + \frac{1}{\sigma} \ln \phi(i) - \frac{1}{\sigma} \ln(H/L) \quad (17)$$

(17)式表明在经济达到均衡时影响行业内高、低技能劳动力相对工资差距的因素主要有: 国际外包( $I$ ), 国际外包产生的技能偏向型技术进步( $I^H - \gamma_L$ ), 高、低技能劳动力的替代弹性( $\sigma$ ), 劳动力市场歧视程度  $\phi(i)$  以及高、低技能劳动力的相对供给( $H/L$ )。

除此之外, 行业内工资差距还受到一些行业特征变量的影响, 如行业资本密集度( $K/Y$ )、产出规模( $\ln Y$ )和技术密集度( $R\&D$ )等(王中华等, 2009; 戴魁早, 2011)。同时, 为了消除实证分析中因遗漏重要变量而导致的估计偏误问题, 以及考虑到前期工资差距对当期行业工资差距产生的滞后影响, 本文采用加入滞后变量的动态面板数据模型。最终本文的计量模型如下:

$$LAE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LAE_{it-1} + \alpha_2 \ln OS_{it} + \alpha_3 \ln(H/L)_{it} + \alpha_4 \ln(Y)_{it} + \alpha_5 K/Y_{it} + \alpha_6 R\&D/Y_{it} + \xi_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

$$\ln(w_H/w_L)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(w_H/w_L)_{it-1} + \beta_2 \ln OS_{it} + \beta_3 \ln(H/L)_{it} + \beta_4 LAE_{it} + \beta_5 \ln(Y)_{it} + \beta_6 K/Y_{it} + \beta_7 R\&D/Y_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中, 方程(18)考察的是国际外包对我国转型时期劳动力市场歧视的影响, 而方程(19)考察的是国际外包对我国工业行业技能工资差距的影响,  $\xi_i, \eta_i$  分别表示方程(18)、(19)中没有观测到的行业个体效应,  $\lambda_t$  和  $\gamma_t$  为没有观测到的时间特定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。变量选择

方面,  $LAE$  代表我国劳动力市场进入歧视,  $\ln(w_H/w_L)_i$  表示行业内技能工资差距,  $\ln OS_j$  表示各种不同形式的国际外包活动,  $\ln(H/L)$  表示行业高、低技能劳动力的相对供给,  $\ln(Y)$  表示行业规模,  $K/Y$  表示行业资本密集度,  $R\&D/Y$  表示有偏向的技术进步。

### 三、数据和变量说明

#### (一) 关于劳动力市场进入歧视的测度

现实经济中我国劳动力市场存在着大量的进入障碍和各种进入歧视, 从而造成劳动力市场的扭曲, 导致部分行业劳动者数量远远低于市场竞争水平以及享有远超市场竞争水平的垄断租金。那么, 劳动力市场进入歧视程度如何度量? 文献中一般采用以下三种方法来测度要素市场歧视及扭曲程度: (1) 相对指标法。如张杰等(2011)采用各省地区产品市场市场化进程程度指数与各省要素市场市场化进程程度指数之间的相对差异作为衡量要素市场扭曲程度的测度指标。(2) 利用行业或企业数据和生产函数方法来测度要素价格扭曲。如施炳展和洗国明(2012)使用 C-D 生产函数方法先估计出要素的边际产出, 然后通过与要素实际报酬做比值, 来测度要素扭曲程度。(3) 随机前沿分析法。比如盛誉(2005)运用这一方法对中国要素市场跨地区和跨行业的分布进行了测度。综合比较而言, 随机前沿方法更具优势, 它在具体测度过程中无需对生产函数作过多假设, 比如关于不同技能劳动力是互补还是替代的假定, 资本与技能劳动力之间的关系等等, 并且随机前沿方法侧重于从实际效果角度来衡量要素市场的扭曲程度。

因此, 本文借鉴 Skoorka(2000)的方法, 利用随机前沿成本函数方法来测度劳动力市场的进入扭曲状况。Skoorka(2000)的方法着眼于一国或某产业最优的要素生产可能性曲线与实际生产可能性边界曲线, 其主要思想是通过估算各个行业中劳动力竞争性最优成本份额(竞争性劳动力数量)与实际成本份额(实际劳动力数量)之间的偏离程度, 以此来衡量劳动力市场的进入扭曲程度。

具体来说, 首先需要估计各行业要素市场的随机前沿超越对数成本函数:

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & \gamma_{i0} + \sum_j \gamma_{ji} \ln P_{jit} + \sum_l \gamma_{li} (\ln v_{lit}) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_l \beta_{jl} \ln P_{jit} \ln P_{lit} + \\ & \frac{1}{2} \sum_j \sum_l \gamma_{jl} \ln v_{jit} \ln v_{lit} + \sum_j \sum_l \gamma_{vj} \ln v_{jit} \ln P_{lit} + \varepsilon_{it} - u_i \end{aligned} \quad (20)$$

(20) 式表示  $t$  时期  $i$  行业使用  $j$  种要素生产商品的随机前沿超越对数成本边界。其中,  $j, l \in (K, L)$  表示资本和劳动力两种投入要素,  $\ln C_i$  表示行业  $i$  的总成本, 用行业工业增加值表示,  $\ln P_j$  表示第  $j$  种要素的价格,  $\ln v_j$  表示第  $j$  种要素的投入数量。其中,  $\varepsilon_{it}$  是随机扰动项,  $u_i$  代表  $i$  行业要素市场在某一时刻的技术效率扭曲。

在估计完随机前沿成本函数之后, 对上式求导, 可以得到行业  $i$  中要素  $j$  的最优成本份额方程:

$$S_{jit} = \frac{\partial \ln C_{it}}{\partial \ln v_{jit}} = \gamma_{vi} + \sum_l \gamma_{vj} \ln v_{lit} + \sum_l \gamma_{vj} \ln P_{lit} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

对于  $i$  行业  $t$  时期而言, 劳动力要素的配置扭曲程度可以定义为:

$$LAE_{it} = |S_{it} - S_{it}^{real}| \quad (22)$$

(22) 式中的  $S_{it}$  表示  $i$  行业  $t$  时期理论上劳动力要素成本占总成本的份额, 这个份额是在

剔除技术无效率后,在给定商品价格和要素投入的前提下,竞争市场条件下的最优成本份额,可以通过(21)式计算得到。而  $S_{it}^{real} = p_{it}q_{it}/C_{it}$  是指  $i$  行业  $t$  时期劳动力要素的真实成本份额,其中,  $p_{it}$  代表  $i$  行业  $t$  时期的劳动力工资,  $q_{it}$  代表  $i$  行业  $t$  时期的劳动力数量,  $C_{it}$  代表  $i$  行业  $t$  时期的总成本,  $S_{it}^{real}$  反映了现实经济中行业  $i$  的劳动力成本占总成本的份额,我们用这两者之差来衡量劳动力市场的进入歧视程度(反映由于垄断或身份歧视所导致的劳动力进入限制)。其中,工业增加值、劳动力工资和资本成本数据来自历年《中国工业经济统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。

经计算,表1给出了1995-2011年中国各产业的劳动力市场进入扭曲状况,其余年份省略。从表中可以看出,总体而言,竞争性行业的劳动力市场扭曲度要大大低于垄断性行业的劳动力市场扭曲度<sup>①</sup>,比如1995年我国竞争性行业和垄断性行业的平均劳动力进入扭曲程度分别为25.21%和65.27%。并且,随着对外开放加深和市场化进程加快,竞争性行业的劳动力市场扭曲度呈大幅下降的趋势,如食品制造业、纺织业、服装及纤维制品、普通机械制造业的劳动力市场扭曲度分别从1995年的34.77%、36.97%、20.16%和24.63%下降到2011年的11.06%、15.8%、10.34%以及15.40%。同时,我国垄断性行业的劳动力市场进入歧视程度也呈现下降的趋势。如石油和天然气开采业、烟草加工业、电力蒸汽热水生产的劳动力市场扭曲度分别从1995年的60.66%、60.31%、100.63%下降到2011年的54.71%、28.39%和77.86%。

表1 1995-2011年中国各产业的劳动力市场进入歧视程度测度(%)

| 竞争性行业      | 1995年 | 2011年 | 垄断性行业     | 1995年  | 2011年 |
|------------|-------|-------|-----------|--------|-------|
| 食品制造业      | 34.77 | 11.06 | 煤炭采选业     | 21.88  | 10.21 |
| 饮料制造业      | 48.77 | 17.93 | 石油和天然气开采业 | 60.66  | 54.71 |
| 纺织业        | 36.97 | 15.80 | 黑色金属矿采选业  | 14.29  | 21.07 |
| 服装及纤维制品制造业 | 20.16 | 10.34 | 有色金属矿采选业  | 19.17  | 22.71 |
| 皮革毛皮及羽绒制品业 | 17.19 | 17.68 | 烟草加工业     | 60.31  | 28.39 |
| 木材加工及竹藤制造业 | 29.01 | 2.10  | 石油加工及炼焦业  | 66.73  | 45.37 |
| 家具制造业      | 9.20  | 18.67 | 化学原料及制品业  | 62.28  | 53.75 |
| 造纸及纸制品业    | 28.72 | 15.43 | 医药制造业     | 42.24  | 19.47 |
| 印刷业记录媒介    | 15.86 | 6.16  | 黑色金属冶炼制造业 | 57.67  | 54.16 |
| 文教体育用品制造业  | 3.38  | 25.41 | 有色金属冶炼制造业 | 44.55  | 52.87 |
| 普通机械制造业    | 24.63 | 15.40 | 交通运输设备制造业 | 40.50  | 25.68 |
| 专用机械制造业    | 18.42 | 10.25 | 电力蒸汽热水生产  | 100.63 | 77.86 |
| 电气机械及器材制造业 | 28.99 | 17.38 | 煤气生产和供应   | 58.30  | 29.00 |
| 电子及通信设备制造业 | 36.85 | 31.58 | 自来水生产和供应  | 42.60  | 26.52 |
| 平均         | 25.21 | 15.37 | 平均        | 65.27  | 37.27 |

## (二) 不同形式国际外包的测算

根据外包方向和技术密集度的不同,本文将国际外包区分为对外外包和承接外包两种类型。其中,对外外包的测算参照 Feenstra 和 Hanson(1999)的方法,采用进口中间投入品在总的中间投入比例来衡量对外外包,即:

$$OS_i = \sum_{j=1}^M (om_{ij}/om_i) \times IM_j/COM_j \quad (23)$$

<sup>①</sup>竞争性行业和垄断性行业的划分主要依据我国工业行业中的国有化比重、集中度、产业利润率等指标,具体参见丁启军(2010)一文中的划分方法。

其中,  $om_{ij}$  表示行业  $i$  从行业  $j$  购买的中间投入数额,  $om_i$  表示行业  $i$  所有的中间投入购买,  $IM_j$  表示行业  $j$  的总进口,  $COM_j$  表示  $j$  产品总消费, 等于  $j$  行业的总产出 + 净出口, 各产业中间投入的数据来自《中国投入产出表》<sup>①</sup>。并且, 我们进一步根据行业  $j$  的技术密集度, 比如行业  $j$  来自于高技术产业、低技术产业和服务业, 将国际外包划分为高技术外包、中技术外包、低技术外包和服务外包<sup>②</sup>。

对于承接外包的测算。承接外包是指国内企业接受或承担国外跨国公司委托的相应生产和服务业务, 类似于对对外外包的定义。根据吕延方和王冬(2011), 本文将国内企业承接国际外包定义为中国某行业  $i$  向世界出口的中间产品占总产出的比重, 即:

$$MOS_i = \frac{\sum_{j=1}^n EX_{ij}/Y_i}{Y_i} \quad (24)$$

其中,  $EX_{ij}$  表示行业  $i$  对世界出口的所有中间产品,  $Y_i$  表示行业  $i$  的总产出。承接外包的分母为行业总产值, 而承接外包的分子为出口的中间产品, 该数据来自日本的 RIETI - TID (2011) 数据库, 这一数据库提供了历年各国主要行业向世界出口的详细分类的中间产品数据。

### (三) 数据来源

本文数据主要来自历年《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》以及《中国投入产出表》。样本包括我国 36 个工业行业 1995 - 2011 年的面板数据。本文按照 2002 年行业标准分类标准(GB/T 4754 - 2002)将全部行业重新进行了归类和整理, 总共得到 36 个行业。

被解释变量: 行业高、低技能劳动力的相对工资数据。文献中一般用受高等教育的工人工资与受非高等教育工人工资之比来测度行业相对工资差距, 但由于我国统计年鉴中没有直接给出按受教育程度或技能分类的工资数据, 所以无法直接获得不同受教育或技能水平的劳动者工资。为了解决这个问题, 并且基于数据的可获得性和可比较性, 本文采用我国大中型企业科技人员的平均报酬与各行业的平均工资之比<sup>③</sup>, 来近似表示我国制造业各行业高技能劳动力与低技能劳动力的相对工资差距, 记为  $\ln(w_H/w_L)$ 。

解释变量: 国际外包变量( $OS$ ), 本文采用 Feenstra 和 Hanson(1999) 的定义, 用进口中间投入占总投入的比例来衡量国际外包。高、低技能劳动力相对供给( $H/L$ ), 本文采用《中国科技统计年鉴》中行业层面的大中型企业专业技术人员表示高技能劳动力  $H$ , 将剔除科技人员的普通制造人员视为低技能劳动力  $L$ , 行业就业人数取自《中国劳动统计年鉴》。劳动力市场扭曲程度( $LAE$ ), 本文用各行业劳动力成本的竞争性份额与实际份额之间的偏差来衡量。 $\ln(Y)$  表示行业规模, 我们用行业增加值来衡量, 并且用当年工业品出厂价格指数进行缩减。 $K/Y$  代表

<sup>①</sup>由于《中国投入产出表》是非连续的, 每隔 5 年发布一次, 对于中间缺失年份的中间投入数据, 本文采用线性插值方法进行代替, 假如 1997 年的中间投入率为  $a$ , 2002 年的中间投入率为  $b$ , 则 1998 年的中间投入率为  $a * (b/a)^{1/5}$ , 1999 年的中间投入率为  $a * (b/a)^{2/5}$ , …… 依此类推。

<sup>②</sup>本文按照 OECD(2001) 中关于高技术产业、中高技术产业、中低技术产业和低技术产业的划分标准进行划分。

<sup>③</sup>根据 2010 年《中国劳动统计年鉴》, 我国行业中专业技术人员的受教育程度是最高的, 其中, 大学专科、大学本科和研究生学历分别占 30.8%、19% 和 2.1%, 初中学历的人员比例是 17.8%; 而在生产运输设备操作人员中, 大学专科、大学本科和研究生学历比例依次为 2.9%、0.8%、0.1%, 具有初中学历的人员比例为 60.5%。所以本文关于不同技能劳动力的划分与统计数据的显示信息是一致的。

行业的资本密集度,本文用行业固定资本存量与行业增加值之比表示。 $R\&D/Y$ 代表有偏向的技术进步,具体用各行业大中型企业研发经费支出与行业规模之比表示。上述各变量统计性描述见表2。

表2 变量的描述性统计

| 变量             | 均值     | 标准差    | 最小值     | 最大值    | 观测值数 |
|----------------|--------|--------|---------|--------|------|
| 对外外包           | 0.115  | 0.066  | 0.0073  | 0.416  | 612  |
| 高技术外包          | 0.024  | 0.051  | 0.0001  | 0.381  | 612  |
| 中技术外包          | 0.061  | 0.052  | 0.001   | 0.350  | 612  |
| 低技术外包          | 0.024  | 0.034  | 0.008   | 0.165  | 612  |
| 服务外包           | 0.004  | 0.005  | 0.0006  | 0.034  | 612  |
| 承接外包           | 0.048  | 0.052  | 0       | 0.429  | 612  |
| $LAE$          | 26.53  | 19.327 | 0.002   | 283.53 | 612  |
| $\ln(w_H/w_L)$ | 0.176  | 0.429  | -1.862  | 1.151  | 612  |
| $\ln(H/L)$     | -3.611 | 0.764  | -6.483  | -2.12  | 612  |
| $\ln(Y)$       | 17.176 | 1.309  | 13.543  | 20.133 | 612  |
| $K/Y$          | 0.541  | 0.538  | 0.122   | 2.909  | 612  |
| $R\&D/Y$       | 0.006  | 0.005  | 0.00004 | 0.027  | 612  |

#### 四、实证分析结果

在理论分析基础上,本部分运用系统GMM估计和1995-2011年的行业面板数据,以行业内相对工资差距为被解释变量,对外包与我国行业相对工资差距之间的关系进行了计量检验。同时,为了比较不同技术密集度外包的影响效应,本文进一步区分高技术外包、中技术外包、低技术外包、服务外包、承接外包等变量。考虑到本文的动态面板数据时间序列较短、横截面较大以及个体效应与异质性冲击的方差比等情况,我们采用Blundell和Bond(1998)提出的系统GMM估计方法(System GMM),以较好地解决外包与行业工资差距之间的内生性和行业异质性问题。

##### (一) 国际外包对我国各劳动力市场进入歧视的影响

表3的估计结果显示了外包对我国制造业劳动力市场扭曲程度的影响,为了体现劳动力市场的分割效应,本文将全部样本进一步分为竞争性行业和垄断性行业。System GMM估计中AR(2)和Sargan检验的显著性水平都大于0.05,表明多数模型的残差项不存在二阶自相关,且不存在工具变量过度识别的问题。从回归结果可以看出,在竞争性行业中外包变量都在一定的统计水平上显著为负,这表明国际外包对我国竞争性行业劳动力市场扭曲程度起到显著的改善作用。全球垂直分工和国际外包的迅速发展,在一定程度上改善了我国竞争性行业的劳动力进入和退出条件,在这个过程中规模扩张、技术升级、产业重组和市场竞争等效应使得制造业的劳动力流动明显加速,劳动力市场的配置进一步向竞争性市场的配置状态逼近。同时,对外外包和服务外包的估计系数为-0.106,而承接外包的估计系数为-0.096,说明对外外包和服务外包对我国竞争性行业劳动力市场的改善效应要大于承接外包,对外外包和服务外包引起的劳动力重新配置效应更明显。

与之形成鲜明对比的是,在垄断性行业中,外包对劳动力市场流动的影响在统计上基本不显著,其中承接外包变量甚至在一定程度上进一步加剧了垄断行业劳动力市场的扭曲。这说明现阶段我国对外开放并没有能显著改变国内垄断性行业的劳动力流动情况,国内垄断行业

在劳动力进入条件、工资决定机制和劳动力剩余分享等方面仍然存在着严重的体制障碍,全球化对其劳动力配置的影响相对有限。因此,国际外包除了对行业内工资差距直接产生影响效应以外,国际外包和全球化还会通过改变我国制造业劳动力市场的配置效率,从而间接影响我国行业内工资差距。

**表 3 国际外包对我国劳动力市场进入歧视的估计结果**

| 变量           | 竞争性行业               |                     |                     | 垄断性行业              |                    |                    |
|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|              | 模型 1                | 模型 2                | 模型 3                | 模型 4               | 模型 5               | 模型 6               |
| $LAE_{it-1}$ | 0.535***<br>(12.55) | 0.511***<br>(11.58) | 0.506***<br>(11.90) | 0.311***<br>(6.80) | 0.331***<br>(7.58) | 0.309***<br>(6.80) |
| 对外外包         | -0.106*<br>(-1.95)  |                     |                     | 0.093<br>(1.12)    |                    |                    |
| 服务外包         |                     | -0.106**<br>(-2.10) |                     |                    | 0.018<br>(0.38)    |                    |
| 承接外包         |                     |                     | -0.096***<br>(3.70) |                    |                    | 0.055**<br>(2.11)  |
| $\ln(H/L)$   | 0.07***<br>(3.89)   | 0.091***<br>(3.14)  | 0.02**<br>(2.13)    | 0.156**<br>(2.59)  | 0.162**<br>(2.61)  | 0.251**<br>(2.42)  |
| $\ln(Y)$     | 0.026<br>(0.44)     | 0.094<br>(1.73)     | 0.001<br>(0.03)     | 0.07<br>(1.21)     | 0.006<br>(0.13)    | 0.048<br>(0.92)    |
| $K/Y$        | 0.542***<br>(2.77)  | 0.598***<br>(3.05)  | 0.522**<br>(2.26)   | 0.383***<br>(2.83) | 0.207*<br>(1.95)   | 0.262*<br>(1.83)   |
| $R\&D/Y$     | -0.054<br>(-0.83)   | -0.123<br>(-1.91)   | -0.035<br>(-0.56)   | 0.316***<br>(4.61) | 0.28***<br>(4.12)  | 0.281***<br>(3.36) |
| 年份变量         | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                 | 控制                 |
| Wald 检验      | 0.000               | 0.000               | 0.000               | 0.000              | 0.000              | 0.000              |
| AR(2)        | 0.602               | 0.666               | 0.588               | 0.371              | 0.353              | 0.365              |
| Sargan 检验    | 0.173               | 0.114               | 0.293               | 0.104              | 0.109              | 0.163              |
| 观测值          | 240                 | 240                 | 240                 | 336                | 336                | 336                |

注:括号内为  $t$  检验值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著。Wald 检验、Sargan 过度识别检验、Arellano - Bond AR (2) 检验均报告  $p$  值。

**(二) 不同形式的国际外包对我国制造业行业技能工资差距的影响**

从表 4 中可以看出,不同形式的国际外包对制造业行业相对工资差距产生了截然不同的影响。大多数模型通过了 Wald 系数联合检验,说明模型系数在总体上是显著的。同时, System GMM 估计中 AR(2) 和 Sargan 检验的显著性水平都大于 0.05,表明多数模型的残差项不存在二阶自相关,且不存在工具变量过度识别的问题,说明我们对于动态面板模型的选择是合适的。

在控制其他解释变量的情况下,大多数外包变量都在统计水平上显著,表明国际外包确实对我国制造业高低技能劳动力之间的工资差距产生了显著影响。从不同外包形式来看,高技术外包对我国竞争性行业相对工资差距的影响不显著,但是对我国垄断性行业相对工资差距的影响在统计上显著(系数为 0.034)。同时,低技术外包对我国竞争性行业和垄断性行业的技能工资差距的影响都为正,且低技术外包对垄断性行业的影响效应要超过竞争性行业。我们的解释是,国际垂直分工引发了技术升级和产业升级,相对增加了各产业对高技能劳动力的需求,从而扩大了我国制造业技能工资差距。并且,现阶段由于我国垂直专业化的增长主要来自于化学、机械等资源、资本相对密集的行业,如石油加工、化工和机械制造等行业,这类行业大部分属于本文样本数据中的垄断性行业,在这类行业中垂直专业化分工促进技术进步、产业重组的效果更加突出,所以工业外包对我国垄断性行业的技能工资差距影响相对更大。这与

王中华(2009)等发现全球垂直专业化对我国资本密集型行业相对工资差距影响更大的结论是一致的。

服务外包对我国竞争性行业和垄断性行业技能工资差距的影响在统计水平上均不显著,尽管近年来发展十分迅速,但由于服务外包在我国制造业总体外包中所占比例较小,发展规模相对有限,因此我国制造业服务外包整体上对行业技能工资差距的影响不明显。承接外包对我国竞争性行业的相对工资差距影响显著为负,而对垄断性行业的工资差距影响虽为负但不显著,说明承接外包在一定程度上缩小了我国竞争性行业的技能工资差距。Acemoglu(2002)、熊宇(2011)的研究进一步显示,如果发展中国家承接的是价值链的低端环节,且外包产生了偏向低技能劳动力的技术进步,则承接国际外包有可能会缩小某些特定要素偏向性产业的技能工资差距。现实经济中,我国很多企业承接价值链环节的技术水平整体上与我国劳动密集型产业的技术水平相适应。数据显示,现阶段信息技术外包(ITO)依然是中国服务外包业务承接的主要类型,而高端的业务流程外包(BPO)和知识流程外包(KPO)至今仍处于初级发展阶段,截至2012年,业务流程外包和知识流程外包在我国承接外包中分别占15.5%和28.4%,比例相对较小。大多数承接服务商还是以数据处理、事务外包为主,能够承接系统集成、流程创新等高端服务的企业很少。因此,承担的全球价值链环节相对较低以及技术进步偏向性可能缩小我国某些劳动密集型产业(竞争性行业)的技能工资差距。

表4 不同形式外包对我国行业技能工资差距影响的 System GMM 估计

| 变量                    | 竞争性行业                |                      |                      |                      | 垄断性行业               |                     |                      |                      |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
|                       | 模型1                  | 模型2                  | 模型3                  | 模型4                  | 模型5                 | 模型6                 | 模型7                  | 模型8                  |
| $\ln(w_H/w_L)_{it-1}$ | 0.384***<br>(5.03)   | 0.405***<br>(5.38)   | 0.418***<br>(6.26)   | 0.401***<br>(5.78)   | 0.623***<br>(12.91) | 0.584***<br>(14.43) | 0.566***<br>(14.77)  | 0.641***<br>(12.56)  |
| 高技术外包                 | -0.022<br>(-1.03)    |                      |                      |                      | 0.034***<br>(4.15)  |                     |                      |                      |
| 低技术外包                 |                      | 0.029**<br>(2.26)    |                      |                      |                     | 0.053***<br>(4.93)  |                      |                      |
| 服务外包                  |                      |                      | -0.043<br>(-1.36)    |                      |                     |                     | -0.087<br>(-1.47)    |                      |
| 承接外包                  |                      |                      |                      | -0.037**<br>(-2.27)  |                     |                     |                      | -0.005<br>(-0.36)    |
| LAE                   | 0.031**<br>(2.13)    | 0.036**<br>(2.51)    | 0.029***<br>(2.43)   | 0.031**<br>(2.30)    | 0.037***<br>(2.81)  | 0.054**<br>(2.38)   | 0.041**<br>(2.45)    | 0.058**<br>(2.35)    |
| $\ln(H/L)$            | -0.124***<br>(-3.49) | -0.079**<br>(-2.11)  | -0.109***<br>(-3.29) | -0.084***<br>(-2.52) | -0.101**<br>(-2.44) | -0.034*<br>(-2.13)  | -0.111***<br>(-3.59) | -0.094***<br>(-3.02) |
| $\ln Y$               | -0.088<br>(-1.36)    | -0.064<br>(-1.72)    | -0.025<br>(-1.12)    | -0.033<br>(-1.31)    | 0.037***<br>(2.73)  | 0.09***<br>(4.41)   | 0.043***<br>(2.68)   | 0.039***<br>(2.60)   |
| K/Y                   | -0.427***<br>(-4.18) | -0.371***<br>(-3.29) | -0.284***<br>(-3.06) | -0.348***<br>(-3.19) | -0.054<br>(-1.44)   | -0.007<br>(-0.19)   | -0.037<br>(-1.08)    | -0.04<br>(-1.11)     |
| R&D/Y                 | 0.236***<br>(8.91)   | 0.198***<br>(6.28)   | 0.173***<br>(5.88)   | 0.191***<br>(6.92)   | 0.199***<br>(4.44)  | 0.129***<br>(3.04)  | 0.183***<br>(7.07)   | 0.182***<br>(6.44)   |
| 年份变量                  | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                   |
| Wald 检验               | 0.000                | 0.000                | 0.000                | 0.000                | 0.000               | 0.000               | 0.000                | 0.000                |
| AR(2)                 | 0.224                | 0.239                | 0.184                | 0.224                | 0.132               | 0.164               | 0.345                | 0.192                |
| Sargan 检验             | 0.137                | 0.145                | 0.173                | 0.165                | 0.175               | 0.114               | 0.181                | 0.172                |
| 观测值                   | 240                  | 240                  | 240                  | 240                  | 336                 | 336                 | 336                  | 336                  |

注:括号内为t检验值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。Wald检验、Sargan过度识别检验、Arellano-Bond AR(2)检验均报告p值。由于表格篇幅的限制,文中没有列出高技术外包的估计结果。

控制变量中,劳动力市场扭曲(LAE)的估计系数在统计水平上显著为正,且对垄断性行业的影响更大,说明我国垄断性行业的劳动力市场进入歧视程度更严重,其对行业相对工资差距的影响也更大。高低技能劳动力相对供给的估计系数显著为负,说明行业高技能劳动力供给增加会降低行业相对工资差距。行业规模对竞争性行业的技能工资差距的影响整体上不显著,但对垄断性行业影响显著为正。资本产出比变量对竞争性行业的影响在1%的水平下显著为负,但对垄断性行业的影响不显著。数据显示研究期间我国竞争性行业的资本产出比呈现出不断下降的趋势,资本投入的减少在一定程度上代表着资本节约型的技术进步,这会相对增加低技能劳动力的需求,从而缩小我国竞争性行业中高技能劳动力与低技能劳动力的相对工资差距。研发强度变量均在1%的统计水平上显著为正,与理论预期一致,表明R&D投资、技术创新显著扩大了我国制造业高、低技能劳动力之间的工资差距,因为技术创新对高技能劳动力的需求相对更多。

## 五、结论与政策建议

本文在区分不同形式国际外包以及引入劳动力市场进入歧视这一制度特征的基础上,运用动态面板模型方法实证检验了国际外包和垂直化分工对1995-2011年中国制造业行业相对工资差距的影响效应。研究发现:首先,全球化和国际外包在一定程度上改善了我国各行业的劳动力进入和退出条件,使得我国竞争性行业和垄断性行业的劳动力进入扭曲程度分别从25.21%和65.27%下降至2011年的15.37%和37.27%;其次,不同形式的国际外包对制造业行业相对工资差距产生了截然不同的影响。分行业的研究结果显示,高技术外包对我国竞争性行业相对工资差距的影响不显著,但是对我国垄断性行业相对工资差距的影响在统计上显著,低技术外包对我国竞争性行业和垄断性行业的技能工资差距的影响都为正;最后,服务外包整体上对我国行业技能工资差距的影响不明显,而承接外包对我国竞争性行业的相对工资差距影响为负。

基于上述实证结果,本文提出如下政策建议:首先,充分利用世界资源和技术,不断提升我国劳动密集型产业的附加值和技术含量,缓解行业内技能收入差距。长期以来,我国加工贸易的低附加值、低技能密集型特征十分突出。大多数贸易部门中低技能劳动者依然占主导地位,低附加值和低技能劳动力密集型特征在很大程度上阻碍了我国整体劳动报酬的正常增长,导致低技能劳动者与高技能劳动者的工资差距不断扩大,这必然会对未来的产业升级和扩大内需产生不利影响。因此,必须充分利用好全球化资源的共享机制,积极扩大从国际市场上进口各种先进技术和中间产品,在融入全球化分工的过程中逐渐培养本土的价值链和产业链,带动传统产业的人力资本升值。政府应在财政税收、银行信贷等方面采取各种优惠措施,积极鼓励劳动密集型企业的企业加大在产品研发、品牌提升方面的投资,鼓励企业通过海外并购的方式获取先进技术,不断扩大高科技劳动密集型产品的出口,等等。

其次,在制度层面积极构建加速低技能劳动力向高技能劳动力转变的机制和环境。一方面应建立多渠道、多层次的职业技能培训体系,通过职业培训和人才交流等平台不断加强本国低技能劳动力向高技能劳动力的培育,进一步优化人力资本投资结构和完善技能培训体系,增加高技能劳动力的有效供给;另一方面,要尽快打破部分垄断行业的就业歧视和劳动力市场进入障碍。我国劳动力市场一直处于城乡、所有制等部门分割之中,一些劳动力由于劳动技能和

身份限制等原因一般难以进入国有垄断部门,造成行业内工资差距不断拉大。因此,需通过各项政策措施消除限制劳动力自由流动的体制障碍,加快劳动力在不同行业间的流动,进一步优化和释放人力资本定价,缓解由此导致的行业工资差距。

最后,政府应该积极创造承接服务外包的良好政策环境。应进一步深化经济体制改革,放宽服务业的市场准入,引入市场竞争机制,逐渐减少承接服务外包企业的运营成本。同时,对我国承接国际服务外包的企业实行各种优惠税收政策,包括实施免征营业税政策,减免企业所得税政策以及研发费用税前抵扣政策等。同时鼓励国内企业和跨国发包企业建立各种形式的研发、人才等方面的合作机制,在积极利用承接国际外包实现产业和技术升级的同时,不断完善国际外包创新基地建设和国际外包人才培养机制,努力打造一批具有国际视野、高度专业化的国际外包企业。

#### 参考文献:

1. 戴魁早,2011:《垂直专业化的工资增长效应——理论与中国高技术产业的经验分析》,《中国工业经济》第3期。
2. 丁启军,2010:《行政垄断行业的判定及改革》,《财贸研究》第5期。
3. 吕延方、王冬,2011:《参与不同形式外包对中国劳动力就业动态效应的经验研究》,《数量经济技术经济研究》第9期。
4. 盛誉,2005:《贸易自由化与中国要素市场扭曲的测定》,《世界经济》第6期。
5. 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。
6. 王中华、王雅琳、赵曙东,2009:《国际垂直专业化与工资收入差距——基于工业行业的数据的实证分析》,《财经研究》第7期。
7. 熊宇,2011:《承接国际外包扩大了我国相对工资差距吗?》,《产业经济研究》第1期。
8. 张杰、周晓艳、李勇,2011:《要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D?》,《经济研究》第8期。
9. Autor, David H., and David Dorn. 2009. "Inequality and Specialization: The Growth of Low - Skilled Service Employment in the United States." IZA Discussion Papers 4290.
10. Acemoglu, Daron. 2002. "Technical Change, Inequality, and the Labor Market." *Journal of Economic Literature*, 40(1): 7 - 72.
11. Blundell, R., and S. Bond. 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 1(87): 115 - 143.
12. Egger, Hartmut, and Udo Kreickemeier. 2009. "Firm Heterogeneity and the Labor Market Effects of Trade Liberalization." *International Economic Review*, 50(1): 187 - 216.
13. Feenstra, Robert C., and Gordon H. Hanson. 1999. "The Impact of Outsourcing and High - Technology Capital on Wages: Estimates for the U. S., 1979 - 1990." *Quarterly Journal of Economics*, 114(3): 907 - 940.
14. Grossman, Gene M., and Esteban Rossi - Hansberg. 2008. "Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring." *American Economic Review*, 98(5): 1978 - 1997.
15. Goldberg, P., and N. Pavcnik. 2003. "The Response of the Informal Sector to Trade Liberalization." *Journal of Development Economics*, 72(2): 463 - 496.
16. Helpman, Elhanan, Oleg Itskhoki, and Stephen J. Redding. 2010. "Inequality and Unemployment in a Global Economy." *Econometrica*, 78(4): 1239 - 1283.
17. Skoorka, B. M. 2000. "Measuring Market Distortions: International Comparisons, Policy and Competitiveness." *The Applied Economies*, 32(3): 253 - 264.
18. Xu, Bin, and Wei Li. 2008. "Trade, Technology, and China's Rising Skill Demand." *Economics of Transition*, 16(1): 59 - 84.

## **Outsourcing, Entrance Discrimination of Labor Market and Intra – Industry Skill Wage Gap**

Sun Wenjie

(School of Economics, Nanjing Audit University)

**Abstract:** From the view of vertical international division of labor, this article takes the noncompetitive characteristic of labor market into the analytical framework of the trade and wage inequity and explores empirically the influence of different outsourcing on the discrimination of Chinese labor market and the intra – industry relative wage gap from 1995 to 2011 using the dynamic panel estimation. We find that the globalization and international outsourcing can decrease the distorting of Chinese labor market by technology upgrading, industrial reorganization and market competition, which decreases the distorting of Chinese labor market both in the competitive industries and the monopoly industries respectively from 25. 21% and 65. 27% in 1995 to 15. 37% and 37. 27% in 2011. Moreover, the different international outsourcing has made diverse effects on the Chinese Intra – Industry Wage differences. In general, the high – technology outsourcing has non – significant effect on the competitive industries but remarkable effect on the monopoly industries and the service outsourcing has non – significant effect on either industries. The results provide an empirical evidence for understanding the discrimination effect of Chinese Labor Market and industries skill wage difference.

**Key Words:** International Outsourcing; the Entrance Distorting of the Labor Market; The Relative Skill Wage Gap

**JEL Classification:** E24, F16, J42

(责任编辑:陈永清)

---

(上接第 64 页)

## **The Intertemporal Effect of Childhood Health and Nutrition Status on Adulthood Income**

He Qing and Yuan Yan

(Research Institute of Economics and Management,  
Southwestern University of Finance and Economics)

**Abstract:** Childhood health and nutrition status may have long run effects on adulthood social economic status. This paper uses China Health and Nutrition survey (CHNS) data to study the long run effect of childhood health and nutrition status on adulthood income. We find that childhood health status and nutrition intakes during age 16 – 18 have significant effects on adulthood income. This article also found that there is a significant positive effect of mother’s education on children’s adulthood income, and father’s smoking behavior has significant negative impact. The empirical findings provide a new perspective to understand the origin of income inequality in China, and provide a new inspiration to public policy which reduces income inequality and poverty.

**Key Words:** Childhood Health and Nutrition Status; Long Run Effect; Human Capital; Individual Income

**JEL Classification:** I12, I15, J24

(责任编辑:陈永清)