

# 我国内外资企业间工资差异的分解研究<sup>\*</sup>

陈 岑 周云波

**内容提要:**本文利用中国工业企业数据库的数据,从企业层面对我国内资企业与外资企业之间的工资差异进行了实证研究。分位数回归结果表明,在工资分布的不同区间决定内外资企业工资水平的主要特征因素是不同的。结合 Oaxaca-Blinder 分解和分位数分解的结果表明:内外资企业间存在着非常显著的工资差异,但呈现出不断缩小的态势。内外资企业间单纯由特征差异引起的工资差异比例非常小,但两者的工资决定机制差异巨大。另外,位于工资分布顶端的内外资企业间工资差距的大幅度缩小是造成两种类型企业间工资总差异缩小的主要原因。

**关键词:**外资 工资差异 Oaxaca-Blinder 分解 分位数分解

## 一、引言

改革开放以来,我国取得了举世瞩目的经济成就,但与此同时收入差距呈现出不断扩大的趋势。当经济发展水平较低时,收入差距的扩大有利于物质资本的积累从而可以推动经济的快速发展,可当经济发展水平较高时,收入差距的扩大会制约低收入者的人力资本投入从而对经济发展产生不利影响(Galor & Moav, 2004)。更进一步说,随着我国经济进入“新常态”,消费成为拉动经济的主要动力,但收入差距扩大会降低社会的边际消费倾向、限制消费结构的调整、延缓总体消费水平的增长,从而抑制消费对经济增长的拉动作用。因此,如何缩小收入差距以保证经济健康平稳增长是亟须解决的重要课题。

作为劳动经济学和发展经济学关注的热点问题之一,内外资企业间的工资差异不仅是构成整体收入差异的重要结构性因素,也是导致中国收入差距变化的一个重要诱因。随着全球一体化程度的加快,我国吸引外资的规模也在不断增大,据联合国贸发会议日前发布的《全球投资趋势监测报告》称,中国2014年吸收外资规模达1196亿美元(不含银行、证券、保险领域),外资流入量首次超过美国成为全

球第一。外资的流入不仅促进了我国资本存量的增加和经济增长,还给我国带来了诸多效应。其中,一个重要方面就是对劳动力市场的冲击,在改变了不同社会劳动群体的收入水平的同时也会对收入差距产生重要影响。现有的研究已从多个角度论述过外资对我国收入差距的影响,如外资对行业内和行业间工资差距的影响(陈利敏、谢怀筑,2004;包群、邵敏,2008)、外资对地区间工资差距的影响(宣烨、赵曙东,2005)以及外资对城乡收入差距的影响等(沈桂龙、宋方钊,2012)。外资的大量涌入带来的直接效应是增加了我国的资本存量、促进了劳动力就业,间接效应是通过扩散和示范效应提高了内资企业的生产、技术和管理水平,附加效应是对我国企业工资水平及工资差距的影响。已有研究表明由于外资企业在资本和技术等方面的优势,其工资水平远远高于内资(Lipsey & Sjoholm, 2004)。本文利用中国工业企业数据库的实证结果也表明,在控制了企业规模、生产率、利润以及人均资本投入等变量的影响下,分位数分解结果显示外资公司比内资公司支付了平均高约29.56%的工资。由此引出的问题是,外资企业与内资企业在规模、利润、生产率等企业特征方面的不同是否能完全解释这两种类型企业间巨大的工资差距?每种企业特征的差异对内外资企业

\* 陈岑、周云波,中国特色社会主义经济建设协同创新中心、南开大学经济研究所、南开大学政治经济学研究中心,邮政编码:300071,电子邮箱:cecelia0667@163.com,zyunbonk@163.com。本文是南开大学基本科研业务费专项资金重大课题培育项目(NKZXZD1404)和教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“经济结构升级与经济体制转型中我国行业收入差距问题研究”(12JJD790050)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿人的建设性意见,当然文责自负。

间工资差距的贡献度是多少？在工资分布的不同区间内外资企业的差距如何变化？

通常认为引起企业间工资差异的原因有两类：一类是市场化的因素。一般来说，若企业具备规模较大、利润率较高、负债率较低、创新能力较强以及高技能劳动者所占的比例较高等特征，在市场工资决定机制下这类企业也必然能够提供相对较高的工资水平。另一类是非市场化的因素，如体制原因造成的国有企业与非国有企业之间工资的差距、劳动力市场分割导致的城乡企业间的工资不平等（张车伟、薛欣欣，2008）。一般认为，不同所有制的企业具有不同的工资决定机制，而企业特征回报率的差异反映了不同类型企业工资决定机制的差异（赖德胜，1998；陈戈等，2005）。如果我们测算出的结果表明内外资企业间工资水平的差异主要是由企业特征差异引起的，说明市场化因素在工资决定过程中起到了很大的作用，两种类型企业的工资决定机制可以认为是类似的。但如果特征差异只能解释部分的工资差异，就说明内外资企业的工资决定机制存在着很大的差异。这一方面可能是由于外企自身的管理、技术以及品牌效应产生的高生产力和高工资效应；另一方面，外资企业大多实行更为灵活的绩效导向型工资制度，从效率工资的角度来说，在利润最大化的驱使下，外资企业愿意支付更高的工资以最大程度调动员工的积极性、提高其工作效率及忠诚度、降低监管成本（Girma et al., 2001；陈戈等，2005）。基于此，我们使用 Oaxaca-Blinder 分解方法对企业特征所能解释的内外资企业间工资差距的比重进行测算，以研究内外资企业工资决定机制的异同。

另外，已有的文献在对内外资企业间的工资差距进行分析时，主要关注内资企业与外资企业的条件均值差异，很少有研究对整个分布上的工资差异进行讨论，而实际上，内外资企业间的工资差距在整个工资分布的各个区间肯定是不同的，各企业特征对工资差异的贡献率在工资分布上也是不同的。因此，本文的另一个研究重点是使用分位数回归和分解的方法，来探讨内外资企业在工资分布不同位置的变化情况以及特征贡献率的变动情况。

## 二、相关文献回顾

对于外资企业与内资企业之间是否存在显著的工资差异这一问题，无论从行业层面、地区层面、企业层面还是个体层面，无论是从理论出发还是通过实证分析，学术界均得出一致的结论，认为外资企业

的工资水平要明显高于内资企业，内外资企业间存在着显著的工资差距。理论方面，从供给的角度来说，企业的异质性以及劳动者的人力资本差异是引起工资差距的主要原因。由于外资企业拥有更高的技术水平、管理水平以及资金规模，有能力提供更高的工资，再加上进驻东道国市场后，基于信息不对称等因素，往往利用较高的工资来识别和吸引高质量的劳动力、预防和减少人才流失（Lipsey & Sjoholm, 2004）。Adarov(2007)对外企支付高工资的解释是高技能劳动者在外企中所占的比例较高，而这部分劳动者技术水平较高的同时还具有较高的工资谈判能力。此外，避免核心技术的外泄、迫于当地关于工资规定的法律法规的压力、外企普遍具有的租金分享安排等都是外企支付高工资的原因。在实证分析方面，邵敏、刘重力（2011）的研究显示，在控制了企业规模、资本密集度、行业和技术水平等变量后，外资企业的工资水平不同程度地高于内资企业。杨娟等（2011）利用 CHIP2002 和 CHIP2007 分析了 2002 年到 2007 年中国城镇不同所有制企业职工收入差距的变化趋势，结果表明由于外资企业在职工素质方面的绝对优势，其工资水平远远高于内资企业，甚至是国有企业。

由于外资企业会通过劳动力转移和技术溢出两种工资溢出效应影响东道国内资企业的工资水平，因此内外资企业间的工资差距呈现出动态变化的趋势。劳动力转移效应是指外资的进入会增加对劳动力的需求，大量的劳动力从工资水平较低的内资企业转移到愿意支付高于市场均衡工资的外资部门，必然会对企业间的工资差距产生影响（邱立成、王自峰，2006；Driffield & Taylor, 2006）。技术溢出效应是指外资企业通过技术转移、人才流动等正向技术溢出途径提高内资企业的生产率并进而提高内资企业的工资水平（邵敏、包群，2010）。周云波、陈岑、田柳（2015）构建了一个两部门的理论模型，分别考察外资企业通过劳动力转移和技术溢出引起的当地内外资部门间工资差距的变化。数理推导结果表明，劳动力转移效应引起的内外资部门间工资差距呈先扩大后缩小的“倒 U”型变化特点，而技术溢出效应的增加会缩小两部门间的工资差距。一般情况下，当外资企业进入到东道国以后，如果不存在制度上的障碍，并且能够提供比较高的工资和福利，会很快吸引当地高素质劳动力从其他部门转移过来。因此，劳动力转移效应会首先发挥作用。与之相对应，受技术壁垒、专利制度以及本地企业吸收能力等诸

多因素的限制,外资的技术溢出效应滞后于劳动力转移效应,但滞后时间的长短受多种因素影响。归纳起来,内外资企业间的工资差距整体上呈现出先扩大后缩小的“倒U”型变化过程。

通过梳理可以发现,现有研究大多集中在从理论和实证论证外资企业会支付高于内资企业的工资水平、内外资企业间有着显著的工资差距以及外资企业的工资溢出效应会对内外资企业间工资差距产生不确定性的影响等。尚未有文献对内外资企业工资差异在工资分布上的变化进行度量,也很少有文献对内外资企业间的工资差距进行细致的分解并解释。本文的贡献在于,利用中国工业企业数据库从企业层面对内外资企业间的工资差距进行分解,考察企业特征对内外资企业工资差距的影响,并进一步对工资差异的条件分布状况进行解析。

### 三、数据和研究方法

#### (一) 数据说明

本文所使用的企业层面的数据来自国家统计局建立的中国工业企业数据库,样本包括全部国有工业企业以及规模以上非国有工业企业,覆盖30个省级行政区,行业包括行业代码为06—11的采掘业(B类)、行业代码为13—43的制造业(C类)以及行业代码为44—46的电力、燃气及水的生产(D类)三个门类,共包含39个细分行业,其中制造业占90%以上。该数据库每年包含的企业数不等,1999年最少,约为16万家,2007年最多,约为33万家。本文选取了1999—2007年的数据集,采用Cai & Liu(2009)的剔除方式,对每年的无效观测值进行剔除<sup>①</sup>。为消除价格因素的影响,我们用以1999年为基期的居民消费价格指数、按行业分工业品出厂价格指数以及固定资产投资价格指数等指标对相关变量进行了平减<sup>②</sup>,最后得到一个包含12892家企业

(其中,内资7726家,外资5166家)的平衡面板<sup>③</sup>。

遵循已有文献对收入方程的处理,我们确定内外资企业的工资决定方程:

$$\begin{aligned} \ln W_u = & \alpha + \beta_{1u} fcc_u + \beta_{2u} dr_u + \beta_{3u} exp_u + \beta_{4u} clr_u \\ & + \beta_{5u} pcp_u + \beta_{6u} olp_u + \beta_{7u} mon_u + \beta_{8u} sca_u \\ & + \beta_{9u} npr_u + \beta_{10u} X_i + \epsilon_u \end{aligned} \quad (1)$$

其中,W为企业员工的年平均工资,该变量是用企业的工资总额(应付工资和应付福利费总额)除以企业的从业人数;fcc为虚拟变量,如果属于外资企业取值为1,否则取值0,该指标是我们考察的核心变量。其他控制变量包括:dr为企业的资产负债率(debt ratio),是企业负债总额与资产总额的比率,该指标反映了企业的经营能力;exp为企业出口情况(export),是企业出口交货值占工业销售值的比重,该指标可用来衡量企业出口规模及其对国际市场的依赖程度;clr为企业的资本劳动比(capital-labor ratio),是企业的资产总额与从业者人数的比值,该指标反映了单个劳动力所需要的资本配置,可以用来判断企业的类型(劳动密集型或资本密集型);pcp为企业的人均利润(per capita profit),用企业的年度净利润总额与从业者人数之比表示,该指标可用来评价企业的经济效益状况;olp是企业的全员劳动生产率(overall labor productivity),用企业的工业增加值与从业人数的比值表示,该指标可以反映企业的生产技术水平;mon为虚拟变量,主要用于表示企业是否属于垄断行业(指行政性垄断和自然垄断),当企业属于垄断性行业时用1表示,当企业所属行业为非垄断性时,用0表示<sup>④</sup>;sca是企业规模(scale),用企业的资产总值表示,该指标可以从资源占用的角度反映企业的经营能力;npr是企业的新产品比重(new products ratio),用新产品产值与工业总产值的比重表示,用来反映企业的创新能力。

表1 内资企业与外资企业的企业特征

| 变量  | 1999—2003 |          | 2004—2007 |          |
|-----|-----------|----------|-----------|----------|
|     | 内资企业      | 外资企业     | 内资企业      | 外资企业     |
| dr  | 62.41     | 50.85    | 63.13     | 50.18    |
| exp | 10.47     | 50.16    | 10.62     | 50.66    |
| clr | 198.66    | 340.22   | 351.92    | 431.66   |
| pcp | 7.74      | 14.46    | 15.91     | 18.86    |
| olp | 50.46     | 81.34    | 115.34    | 128.64   |
| mon | 0.10      | 0.014    | 0.10      | 0.013    |
| sca | 62226.97  | 69154.13 | 96422.04  | 103287.4 |
| npr | 3.71      | 2.61     | 4.58      | 3.64     |

我们分两个时间段对内外资企业的企业特征进行统计比较,具体如表1所示。从表中可以看出,两种类型的企业间存在着明显的特征差异。平均而言,外资企业比内资企业拥有更大的企业规模、更高的人均利润、资本密集度和生产率、更低的资产负债率。这些指标充分说明了外资企业的综合经营能力和经济获利能力均优于内资企业。外资企业产品出口的比重远远高于内资企业,这主要是由于大多数外资企业进入中国的主要动机是利用廉价的劳动力和原材料将其作为主要的出口基地。内资企业处于垄断行业的概率远远高于外资企业。所使用的数据来自制造业,垄断行业以资源型垄断为主。由于进入壁垒很高,外资很难进入这种被国有资本掌控的传统自然资源开采业。内资企业的新产品比重稍高于外资企业,但一般认为外资企业在新产品的创新效率上更具有优势(吴延兵,2012)。笔者认为外资企业进入初期,大多数内资企业均处于模仿阶段,此时的外资创新水平远远高于内资企业。随着经济水平的不断提高以及竞争的加剧,为吸引消费者和扩大需求,内资企业加大了自身的技术创新水平,而外资企业由于其本身大多居于行业的制高点,关键技术的内部化转移与依赖反而弱化了企业技术创新的可能(王华等,2010)。

核密度估计法(Kernel Density Estimation)可以在不知道数据分布的先验知识以及不附加任何假定的情况下,通过区域中点密度的空间变化来研究数据的分布特征。图1显示的是内外资企业的对数工资分别在1999—2003年和2004—2007年两个时期的核密度估计,从图中可以更好地看到工资分布及其动态演进过程。首先,内资企业与外资企业的工资分布形状十分相似,两个时期外资企业工资曲线整体位置均靠右且峰度低于内资企业,说明内资企业的工资低于外资企业且相对更加集中在低水平区间,内外资企业间有着明显的工资差距。其次,内外资企业各自的核密度曲线随着时间的推移均向工资水平更高的方向发生了平移,说明这两种类型企业的工资水平随着时间的变化都在不断提高。

## (二) 分位数回归

考虑到OLS的估计结果仅仅是平均意义上的,且容易受到极端值的影响,我们首先使用分位数回归的方法来分别估计各企业特征变量对内外资企业工资水平的影响。传统的线性回归只对条件均值进行估值,而分位数回归的方法不仅关注解释变量的条件均值水平,还能够估计出条件分布在各分位点

的函数,给出被解释变量更加完整的条件分布特征。分位数回归的基本方法由Koenker & Bassett(1978)首先提出,与普通最小二乘法不同的是,分位数回归是根据被解释变量的条件分布来拟合自变量的线性函数,将残差绝对值的加权平均作为最小化目标函数,不仅消除了极端值的影响,更为稳健(蒋为、黄玖立,2014),还可以对不同分布位置上的企业工资受各特征变量影响的情况进行更详细的说明。

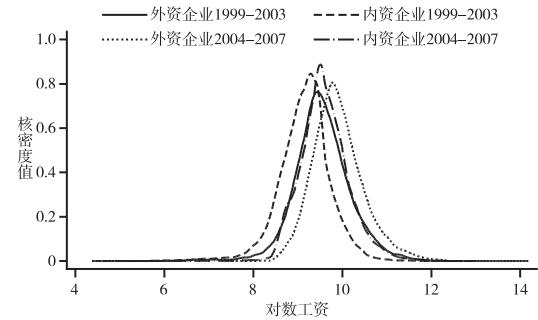


图1 内外资企业对数工资核密度估计

假设条件分布 $y|x$ 的第 $\tau$ 个分位数 $y_\tau(x)$ 是 $x$ 的线性函数,即

$$y_\tau(x_i) = x_i' \beta_\tau \quad (2)$$

通过式(3)可求出第 $\tau$ 个分位数回归方程系数 $\hat{\beta}_\tau$ :

$$\hat{\beta}_\tau = \underset{\beta_\tau \in R^k}{\operatorname{argmin}} \left\{ \sum_{i \in (i|y_i \geq x_i' \beta_\tau)} \tau |y_i - x_i' \beta_\tau| + \sum_{i \in (i|y_i \geq x_i' \beta_\tau)} (1-\tau) |y_i - x_i' \beta_\tau| \right\} \quad (3)$$

## (三) Oaxaca-Blinder 分解和分位数分解

Oaxaca & Blinder(1973)在回归方程的基础上将两个不同组群的收入差异分解为可解释部分和不可解释部分。可解释部分称为特征差异,是由群体中个体的特征禀赋差异造成的。不可解释部分称为系数差异或者禀赋的回报差异,一般是由于制度、歧视等不可测的因素导致的。该方法最早应用于性别工资差异的研究,现在已经被广泛地应用于劳动力市场上不同群组间收入差异的研究。用公式表示为:

$$D = \ln \bar{w}_f - \ln \bar{w}_d = [\bar{x}_f - \bar{x}_d] \hat{\beta}_d + [\hat{\beta}_f - \hat{\beta}_d] \bar{x}_f \quad (4)$$

$D$ 表示内外资企业间的平均工资差异,下标 $f$ 和 $d$ 分别表示外资企业和内资企业, $\ln \bar{w}$ 表示对数工资, $\bar{x}$ 表示企业工资决定方程的解释变量; $\hat{\beta}$ 表示OLS估计的企业特征报酬率向量。等式右边第一

项为特征差异,是外资企业和内资企业由于企业特征不同带来的差异,是市场作用的结果。第二项为系数差异,是具有相同特征的企业由于报酬率不同体现在工资上的差异,可以认为是由企业制度、运营机制等其他不可测的因素导致的。

Oaxaca-Blinder 分解所关注的也只是均值差异,为了弥补 Oaxaca-Blinder 方法无法分解不同分位点上的工资差距的缺陷,本文还使用了分位数分解方法对内外资企业工资的条件分布进行分解。分位数分解的方法有多个版本,本文使用的是应用最广泛的 M-M 法(反事实工资分布的方法)。该方法是由 Machado & Mata(2005)提出,在条件分位数回归估计工资条件分布的基础上搭配自体重复抽样,通过构造反事实的工资分布,并与实际的工资分布进行比较。与 Oaxaca-Blinder 分解类似,同时考虑了部门特征分布差异和特征报酬率的不同对工资差异的影响,将群组之间的工资差异分解为特征差

异和系数差异。具体来说,先从  $U[0,1]$  均匀分布抽取一个随机样本,再利用概率积分变换定理和条件分位函数与总体分位函数的一致性,生成带有协变量的工资边际密度函数,用于构造所需的反事实工资分布(郭继强等,2011)。

#### 四、分位数回归结果

表 2 显示的是根据工资决定方程所得出的 1999—2007 年内资企业和外资企业的分位数面板回归结果,我们选择了有代表性的 0.1、0.25、0.5、0.75 和 0.9 作为分位点。结果表明,不论是内资企业还是外资企业,随着分位数的增大,  $R^2$  值也在变大,这说明工资方程对处于高分位数的企业工资解释度更高,在 75% 和 90% 两个高分位数,所有的解释变量均在 1% 的统计水平上显著。尽管在不同的分位数下各变量的回归结果大体一致,但个别变量也存在着明显的差异。

表 2 内外资企业工资决定方程的分位数回归结果

| 变量           | 0.1       |           | 0.25      |           | 0.5       |           | 0.75      |           | 0.9       |           |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|              | 内资企业      | 外资企业      |
| <i>dr</i>    | -0.209*** | -0.061*** | -0.183*** | -0.100*** | -0.166*** | -0.097*** | -0.155*** | -0.052*** | -0.169*** | -0.015*   |
| <i>exp</i>   | 0.412***  | -1.031*** | 0.443***  | -1.324*** | 0.036     | -1.549*** | -0.554*** | -1.927*** | -1.180*** | -2.159*** |
| <i>clr</i>   | 0.767***  | 0.144***  | 0.188***  | 0.208***  | 0.270***  | 0.303***  | 0.404***  | 0.370***  | 0.508***  | 0.456***  |
| <i>pcp</i>   | 0.017     | 1.261***  | -0.004    | 1.523***  | 0.063     | 1.635***  | 0.319***  | 0.950***  | 0.395***  | 0.302***  |
| <i>olp</i>   | -0.032    | 0.844***  | -0.2954*  | 1.1755*** | 0.4154*** | 3.723***  | 3.209***  | 10.292*** | 8.666***  | 16.090*** |
| <i>mon</i>   | 0.265***  | -0.005    | 0.247***  | -0.037    | 0.222***  | -0.117*** | 0.205***  | -0.165*** | 0.148***  | -0.100*** |
| <i>areal</i> | -0.390*** | -0.380*** | -0.392*** | -0.383*** | -0.356*** | -0.385*** | -0.298*** | -0.335*** | -0.294*** | -0.319*** |
| <i>area2</i> | -0.180*** | -0.179*** | -0.174*** | -0.218*** | -0.177*** | -0.268*** | -0.159*** | -0.274*** | -0.187*** | -0.251*** |
| <i>sca</i>   | 0.441***  | 0.407***  | 0.396***  | 0.397***  | 0.429***  | 0.342***  | 0.434**   | 0.246***  | 0.340***  | 0.108***  |
| <i>npr</i>   | 0.366***  | 0.171***  | 0.285***  | 0.210***  | 0.218***  | 0.213***  | 0.240***  | 0.205***  | 0.212***  | 0.243***  |
| 常数项          | 8.534***  | 8.763***  | 8.826***  | 9.136***  | 9.094***  | 9.449***  | 9.324***  | 9.709***  | 9.573***  | 9.952***  |
| $R^2$        | 0.153     | 0.1142    | 0.1717    | 0.1369    | 0.1832    | 0.1734    | 0.1988    | 0.2137    | 0.2113    | 0.247     |
| 样本数          | 68492     | 47536     | 68492     | 47536     | 68492     | 47536     | 68492     | 47536     | 68492     | 47536     |

注:\*\*\*表示在 1% 的统计水平上显著, \*\* 表示在 5% 的统计水平上显著, \* 表示在 10% 的统计水平上显著。

具体来说,内资企业的资本劳动比在 10% 分位数和 90% 分位数的回归系数为正且明显高于其他分位数,意味着位于工资分布两端的内资企业工资更易受资本劳动比的影响。对外资企业而言,资本劳动比的系数随着分位数的变大而增大,这说明对于能够提供高水平工资的外资企业来说,资本劳动比对工资的影响作用更大。具体来看,位于工资分布 10% 分位数的内资企业的工资水平受资本劳动比的影响最大,这是由于处于该分位数的企业大多是属于以吸引廉价劳动力为主的劳动力密集型产业,人均资本稍有提高必然会促使劳动边际产出大

幅度提高,因此对工资的提升作用很明显。而位于工资分布 90% 分位数的内资和外资企业大多生产的产品以资本密集型产品为主,资本劳动比的增加很可能是资本取代劳动的结果,这会带来生产率的快速增长,并进一步促进工资的快速提升。

人均利润的回归系数在内资企业低分位数上为正但均不显著,而在 75% 和 90% 两个高分位数的系数不仅显著且系数值也明显增大。与内资企业相反的是随着分位数的增大外资企业人均利润的回归系数不断减小。也就是“利润侵蚀工资”的现象在提供较低工资水平的内资企业和较高工资水平的外资企

业比较严重,利润的提高对这两种类型企业工资水平的增长影响不大。

出口对工资水平较低的内资企业影响显著为正。对于这类企业来说,出口带来的利润租金可以在企业与劳动者之间分享,但随着分位数超过50%,出口的回归系数急剧下降甚至变成负值,意味着对工资水平较高的内资企业而言,出口的增长不但不会促进工资的提高反而还会引起工资的下降。与之类似的是,外资企业的出口对工资的影响在五个分位数上均显著为负,且随着分位数的增大其系数的绝对值也在不断增大。笔者认为,对于工资水平较高的内资企业和外资企业而言,生产率和资本的密集度都具有较高的水平,出口的商品多为技术密集型或资本密集型,因此出口对这些企业的工资水平影响不大;而工资水平较低的内资企业出口的商品多为劳动密集型,因此出口对这类企业的工资水平有较显著的正向影响。

全员劳动生产率对内外资企业的工资水平均有显著的影响,且系数值均随着分位数的增大而变大。这与预期的结果一致。一般来说,愿意且能够提供高水平工资的企业,不管是内资还是外资,高技能劳动者所占的比例都比较高。由于高技能劳动者具有较高的工资谈判能力,生产率较高的企业与生产率较低的企业之间存在着不同的工资契约形式,因此越是工资高的企业,生产率与工资的同步性也就越强(杨继东、江艇,2012)。

是否处于垄断行业对内资企业工资水平的影响显著为正,位于垄断行业的内资企业能够提供比其他企业更高的工资。但随着分位数的增加,内资企业垄断行业的回归系数值不断减小,意味着是否处于垄断行业对位于工资分布顶端的内资企业工资水平的影响远远小于位于工资分布低端的内资企业。这是由于,相对于没有从体制、机制等方面形成招揽优秀人才良好环境的垄断行业,处于竞争行业的内资企业在决定提供较高工资水平时,劳动者的人力资本应该是最关键的决定因素。因此,垄断行业的工资水平虽然依旧相对较高,但对工资水平处于高分位数企业的影响程度大大减弱。是否处于垄断行业对外资企业工资水平的影响为负,且10%和25%两个低分位数的系数不显著。这说明处于垄断行业的外资企业的工资水平要低于处于竞争行业的外资企业。这可能是由于对于一些传统垄断行业,如石油加工、炼焦及核燃料加工业以及黑色、有色金属冶炼及压延加工业,外资企业进入的门槛较高且在行

业中所占的比重极低,获得自然资源开采权和勘探权的成本极高,不仅很难与国有企业竞争,与其他处在竞争行业的外资企业相比竞争优势也很低,很难给职工提供较高的工资。

不论是内资企业还是外资企业,资产负债率在所有分位数上的系数均显著为负。资产负债率代表企业的财务状况,资产负债率越高意味着企业的财务状况越差,风险越高,进而也就没有能力和动力为员工提供高工资。尤其是这两种类型的企业中位于工资分布低端的企业,其资产负债率回归系数的绝对值要高于其他工资水平居于高分位数的企业。这意味着工资水平越低的企业,负债水平对劳动者薪资的影响越大。

以东部地区为参照组,中部地区和西部地区对企业工资的影响均显著为负,且系数的大小变化不大。由于我国地区经济发展的不平衡,中西部地区的经济发展水平明显滞后于东部地区,再加上投资环境、市场环境以及政策因素,导致企业的整体效益不高,工资水平必然低于东部地区。

企业规模对内外资企业工资水平的影响均为正,企业规模越大则越有可能利用规模经济的优势引进先进技术、吸纳高素质的劳动力,给员工相对较高的工资。内资企业各个分位数的回归系数变化不大,但外资企业随着分位数的增大企业规模的回归系数不断减小,在90%分位数上的系数值远远小于其他低分位数企业以及同工资水平的内资企业,该结果说明企业规模对处于工资分布顶端的外资企业的工资水平影响较小。这可能是由于处于分布顶端的外资企业其自身的规模本身就比较大,因此规模的增大对工资的影响不明显。

新产品比重在内外资企业各个分位数的回归系数也都显著为正,但有趣的是随着分位数的增大,新产品比重对内外资企业工资水平的影响程度是相反的。内资企业低分位数的回归系数要高于高分位数,而外资企业高分位数的回归系数要明显高于低分位数。对外资企业的回归结果很容易解释,工资水平较高的外资企业大多具有较高的科研和创新能力,也愿意提供较高的工资来鼓励创新。关于新产品的比重对工资水平较低的内资企业工资的影响,笔者认为位于工资分布底端的企业大多以劳动力密集型的低端制造业为主,生产的产品技术含量低且商品的同质化现象严重,产品创新成为吸引消费者、抢占市场最重要的手段之一,新产品创新比重的提高在增加企业整体效益的同时也会带来工资水平的大幅度提升。

## 五、分解结果

### (一) Oaxaca-Blinder 分解结果

表3显示了使用Oaxaca-Blinder方法对外资企业与内资企业间的工资差异进行分解的结果。从表中可以看出,内外资企业间存在着非常显著的工资差异,但呈现出不断缩小的态势。1999年内外资企业间的工资差异最大为0.453,也就是说外资企业的工资水平平均比内资企业高出57.3%;2007年两类企业间的差异值降至0.259,外资企业的平均工资水平比内资企业高出29.56%。关于内外资企业间工资差距不断缩小的态势,原因在于进入21世纪以来,我国的劳动力市场由于受到产业结构的转型升级以及人口增长模式与结构改变等因素的影响,劳动力的供求关系已发生根本性的变化。原本提供较低工资水平的内资企业不得不提高工资水平来吸引劳动力。另外,随着我国整体经济发展水平的不断提高和市场竞争的日益加剧,内资企业的技术水平和管理水平均有了大幅度的提升,内外资企业在生产效率、生产规模和利润水平等方面的差距逐渐缩小,进而缩小了工资间的差距。在考察期的初始阶段,单纯由企业特征的差异所引起的工资差距占总差距的比重约有20%左

右,2000年最高,达到27.59%,但随后该比重不断下降,2007年降至-8.88%。这一方面表明内资企业综合实力的提高使内外资企业在资本投放、规模和利润等方面差距越来越小,甚至内资企业反超外资企业;另一方面也说明两种类型的企业间特征变量的不同并不是导致内外资企业间工资差距过大的主要原因。

具体到各分解变量,资产负债率是影响内外资企业工资差距的主要变量。由资产负债比引起的工资差异在总差异中所占的比重,在绝大多数年份中一直居于所有考察变量的首位,2003年达到最大值40.37%。而且系数差异所占的比例远远高于特征差异。这说明外资企业与内资企业的资产负债率原本并无太大差别,但外资企业同样的负债率能带来更高的回报率。一般来说,债权人与股东之间的代理成本是影响企业资产负债比率最大的因素(Jensen & Meckling, 1976),代理成本包括监督成本、约束成本和剩余损失。对外资企业来说,跨国经营面临的语言、文化、法律制度等方面的差异会产生更高的监督成本和约束成本,因而国外债权人对代理人监督的严格程度会远远高于国内企业(张珈铭,2009)。这也就解释了为什么外资企业的资产负债率可以带来远高于内资企业的回报率。

表3 1999—2007年内外资企业的Oaxaca-Blinder分解结果

| 变量   | 1999   |           |            |            | 2000   |           |            |            | 2001   |           |            |            |
|------|--------|-----------|------------|------------|--------|-----------|------------|------------|--------|-----------|------------|------------|
|      | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 |
| dr   | 0.080  | 17.61     | 3.00       | 14.61      | 0.128  | 30.02     | 5.19       | 25.00      | 0.139  | 37.27     | 2.95       | 34.32      |
| exp  | -0.060 | -13.18    | -7.37      | -5.81      | -0.072 | -16.94    | -6.37      | -10.61     | -0.088 | -23.59    | -10.99     | -12.60     |
| clr  | 0.106  | 23.40     | 11.13      | 12.27      | 0.064  | 15.07     | 14.39      | 0.71       | 0.033  | 8.85      | 11.26      | -2.41      |
| pcp  | 0.015  | 3.31      | 0.31       | 3.00       | 0.021  | 5.01      | 2.83       | 2.12       | 0.024  | 6.43      | 2.68       | 3.75       |
| olp  | -0.004 | -0.94     | 4.42       | -5.36      | 0.008  | 1.93      | 0.71       | 1.18       | 0.031  | 8.32      | 3.49       | 4.83       |
| mon  | -0.022 | -4.79     | -2.25      | -2.54      | -0.021 | -4.90     | -2.83      | -2.12      | -0.026 | -6.97     | -5.09      | -1.88      |
| area | 0.026  | 5.74      | 13.07      | -7.33      | 0.031  | 7.38      | 13.68      | -6.37      | 0.040  | 10.73     | 14.75      | -4.02      |
| sca  | -0.018 | -3.98     | 0.68       | -4.66      | -0.010 | -2.33     | 0.71       | -3.07      | -0.009 | -2.42     | 0.80       | -3.22      |
| npr  | -0.005 | -1.19     | -0.46      | -0.73      | -0.005 | -1.11     | -0.71      | -0.47      | -0.008 | -2.14     | -0.80      | -1.34      |
| 常数项  | 0.335  | 74.02     | 0.00       | 74.02      | 0.280  | 65.86     |            | 66.04      | 0.237  | 63.54     |            | 63.54      |
| 总计   | 0.453  | 100       | 22.52      | 77.40      | 0.424  | 100       | 27.59      | 72.41      | 0.373  | 100       | 19.03      | 80.97      |
| 变量   | 2002   |           |            |            | 2003   |           |            |            | 2004   |           |            |            |
|      | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 |
| dr   | 0.089  | 24.45     | 1.92       | 22.53      | 0.143  | 40.37     | 2.10       | 38.27      | 0.049  | 15.41     | 5.45       | 9.96       |
| exp  | -0.107 | -29.40    | -11.54     | -17.86     | -0.116 | -32.92    | -12.06     | -20.86     | -0.126 | -39.80    | -23.06     | -16.74     |
| clr  | 0.021  | 5.77      | 11.54      | -5.77      | 0.037  | 10.51     | 9.69       | 0.82       | 0.019  | 5.96      | 6.00       | -0.04      |
| pcp  | 0.017  | 4.67      | 3.85       | 0.82       | 0.017  | 4.70      | 3.15       | 1.55       | 0.030  | 9.39      | 2.47       | 6.92       |

续表 3

| 变量   | 2002   |           |            |            | 2003   |           |            |            | 2004   |           |            |            |
|------|--------|-----------|------------|------------|--------|-----------|------------|------------|--------|-----------|------------|------------|
|      | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 |
| olp  | 0.027  | 7.42      | 3.57       | 3.85       | 0.023  | 6.38      | 4.00       | 2.38       | 0.038  | 12.00     | 1.53       | 10.47      |
| mon  | -0.026 | -7.14     | -5.22      | -1.92      | -0.027 | -7.68     | -5.72      | -1.96      | -0.026 | -8.10     | -6.27      | -1.83      |
| area | 0.035  | 9.62      | 15.11      | -5.49      | 0.009  | 2.54      | 14.70      | -12.16     | 0.012  | 3.82      | 15.05      | -11.23     |
| sca  | -0.003 | -0.83     | 0.82       | -1.65      | -0.014 | -4.05     | 0.67       | -4.72      | -0.006 | -2.05     | 1.28       | -3.33      |
| npr  | -0.007 | -1.92     | -1.37      | -0.55      | -0.008 | -2.13     | -1.14      | -0.99      | -0.005 | -1.51     | -1.06      | -0.45      |
| 常数项  | 0.318  | 87.36     | 0.00       | 87.36      | 0.291  | 82.31     | 0.00       | 82.31      | 0.332  | 105.11    | 0.00       | 105.11     |
| 总计   | 0.364  | 100.00    | 18.68      | 81.32      | 0.353  | 100.00    | 15.30      | 84.70      | 0.316  | 100.00    | 1.27       | 98.73      |
| 变量   | 2005   |           |            |            | 2006   |           |            |            | 2007   |           |            |            |
|      | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 | 总差异    | 总差异<br>比重 | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 |
| dr   | 0.023  | 7.46      | 4.42       | 3.04       | 0.0364 | 11.84     | 5.34       | 6.50       | 0.048  | 18.65     | 6.20       | 12.45      |
| exp  | -0.103 | -33.78    | -19.83     | -13.95     | -0.066 | -21.54    | -14.30     | -7.24      | -0.096 | -37.14    | -24.60     | -12.54     |
| cla  | 0.003  | 0.92      | 4.49       | -3.57      | 0.0241 | 7.82      | 5.31       | 2.51       | -0.030 | -11.49    | 0.37       | -11.86     |
| pcp  | 0.025  | 8.21      | 0.80       | 7.41       | 0.0132 | 4.29      | 0.05       | 4.24       | 0.035  | 13.61     | 0.11       | 13.50      |
| olp  | 0.023  | 7.55      | 2.06       | 5.49       | 0.0259 | 8.43      | 0.60       | 7.83       | 0.011  | 4.31      | 1.50       | 2.81       |
| mon  | -0.024 | -7.81     | -6.51      | -1.30      | -0.028 | -9.10     | -7.03      | -2.07      | -0.031 | -11.79    | -9.65      | -2.14      |
| area | 0.042  | 13.93     | 15.06      | -1.13      | -0.001 | -0.39     | 13.04      | -13.43     | 0.040  | 15.42     | 17.05      | -1.63      |
| sca  | -0.001 | -0.25     | 1.05       | -1.30      | -0.000 | -0.08     | 0.78       | -0.86      | 0.026  | 10.08     | 1.44       | 8.64       |
| npr  | -0.004 | -1.28     | -0.77      | -0.51      | -0.007 | -2.22     | -1.10      | -1.12      | -0.007 | -2.73     | -1.37      | -1.36      |
| 常数项  | 0.320  | 105.08    | 0.00       | 105.08     | 0.310  | 100.96    | 0.00       | 100.96     | 0.262  | 101.01    | 0.00       | 101.01     |
| 总计   | 0.305  | 100.00    | 0.66       | 99.34      | 0.308  | 100       | -2.68      | 97.32      | 0.259  | 100.00    | -8.88      | 108.88     |

在考察期的初始阶段,资本劳动比所引起的工资差异在内外资总差异中也占有较高的比重,1999年达到23.4%,而其中特征差异的比重远高于系数差异。这说明在这一阶段外资企业相比内资企业拥有更高的资本劳动比。根据已有研究,工资是衡量资本劳动比这一要素禀赋结构的最主要指标(俞炜华、秦波涛,2006)。但随着内资企业资本投入的不断增加,内外资企业间资本劳动比的差距不断缩小,2007年甚至变成负值。这说明内资企业资本密集度已渐渐赶上甚至超过外资企业,该变量对内外资企业间工资差距的贡献率由正变负。

出口引起的工资差异在内外资企业工资总差异中占有很大的比重,且特征差异和系数差异所占的比值都比较大,但均为负值。这一方面反映出随着我国加入WTO和开放程度的不断提高,再加上外资企业带来的出口示范效应、竞争效应等因素均促使我国内资企业出口倾向表现出不断上升的趋势,甚至超越外资企业;另一方面,出口倾向较高的内资企业愿意为员工支付较高的工资。这一结论也与已有的大多数研究结果相一致,即出口企业有能力为其员工支付更高水平的工资(Bernard & Jensen,

2004)。人均利润引起的工资差异在内外资企业总差异中所占比重呈现出上升的趋势,由1999年的3.31%升至2007年的13.61%。这一趋势主要是由系数差异的快速上涨引起的,而特征差异则出现了略微下降。这意味着内外资企业间的人均利润在数值上已差别不大,但人均利润的回报率体现在工资上,外资企业则远远高于内资企业。根据利润分享模型,企业的利润越高越愿意为其员工提供较高工资,内资企业人均利润较高而工资报酬率相对较低则说明我国企业“利润侵蚀工资”的现象仍比较严重。

地区因素对内外资企业工资差异的贡献度也比较大。考察期内所引起的差异占总差异的比重平均约为8%。地区的特征差异所占的比重远高于系数差异,这主要是由于我国东部沿海地区经济发展水平高、基础设施良好、交通便利、自然环境适宜以及为外资提供的优惠财税政策等优异条件吸引了绝大多数外资企业落户。

由全员劳动生产率引起的工资差异波动稍大,平均值约为6%,前期特征差异所占的比重稍高,后期系数差异所占的比重稍高。特征差异的下降表明随着经济的发展和市场竞争的加剧,我国内资企业不断加大

对自身的研发投入,再加上外资企业的技术溢出效应,内资企业的生产率水平日益提高,内外资企业间的技术差距明显缩小。系数特征的上升则说明内资企业生产率水平的提高未能充分体现在工资上,因此外资部门生产率水平的回报率体现在工资水平上会高于内资企业。

与出口一样,垄断因素对内外资企业工资差距的贡献也为负,意味着该变量具有缩小内外资企业工资差距的作用,且影响程度不断提高,2007年数值升至11.79%。具体来看,垄断对工资差异的影响主要是由特征差异引起的,说明内资企业处于垄断行业的比例远高于外资企业。这主要是由于较高的进入壁垒使得外资企业很难进入一些垄断行业,而位于垄断行业的内资企业则大多为大企业或国有企业。根据有效工资理论,由于大企业内部的信息不对称程度较高,企业需支付更高的工资来激励员工以降低监督成本。

企业规模和新产品比重两个变量对内外资企业间的工资差异影响不大且均为负,特征差异和系数差异也相差无几。总体来说,内外资企业在企业规模和新产品比重上表现相当,且内资企业更胜一筹,对内外资企业间的工资差距具有些许缩小的作用。

## (二)分位数分解结果

表4显示的1999—2007年是内外资企业工资差异的分位数分解结果。从整体来看,内外资企业间工资在各个分位数上的总差异随着时间的推移呈现出逐渐变小的态势,这个结果与Oaxaca-Blinder分解的结果相一致。内外资企业间的工资差距确实在不断缩小,但差异值依然明显较高。如2007年各个分位数平均来说,外资企业的工资水平大约高出内资企业30%左右。从整个收入分布区间来看,在考察期的初始阶段,内外资企业间工资的总差异随着分位数的增大而增大,也就是低分位数上的总差异要小于高分位数。如1999年,10%分位数的总差异为0.372,90%分位数上的总差异为0.593。随着时间的推移,虽然各分位数的差异值都在减小,但高分位数的差异值减小的幅度更大。从2006年开始

始,位于10%分位数的总差异值已超过90%分位数。这说明位于工资分布顶端的内外资企业间工资差距的大幅度缩小是造成两种类型企业间工资总差异缩小的主要原因。这是由于处在工资分布顶端的内资企业或者实力雄厚,或者处于产业链的高端,抑或以高新产业为主,随着经济的发展和竞争的加剧,他们在规模、资金、研发、管理、营销等方面与同等水平外资企业的差距越来越小,工资水平也在不断提高以吸引高素质的人才,因此与外资企业间的工资差异越来越小。就特征差异在总差异中所占的比重而言,10%和25%两个低分位数的特征差异所占的比重随着时间的推移虽有些许波动,但整体呈现出增大的趋势;而50%、75%和90%三个高分位数特征差异的比重则是不断缩小,甚至出现了负值。这个结果说明,在工资分布的底端,内外资企业间由于企业特征差异引起的工资差异依然占有相当大的比重且在增大。而在工资分布的高端,单从企业特征来看,这两种类型企业已相差无几。如前所述,处在工资分布高分位数的内资企业整体实力已与同等水平的外资企业相当。至于为什么位于工资分布低端的内资企业与外资企业间特征差异在不断增大,笔者认为,随着我国产业结构的调整升级和本土企业软硬实力的提升,粗放型的低端外资企业已难以为继,迫使低端外资企业不断加大资本投入、科研投入以增强自身的竞争力,以劳动力密集型产品为主的低端内资企业很难与具有资本和技术优势的外资企业相抗衡。

与特征差异相反,高分位数的系数差异在总差异中所占的比重大幅度上升。这说明位于高分位数的内外资企业虽在企业特征方面表现相当,但优异的企业制度、高水平的管理以及良好的人才引进机制使外资企业具有更高的整体效益水平,而这种效益必然会体现在工资水平上,这也是造成高分位数内外资企业工资差异的主要原因。考察期内10%和25%两个低分位数的系数差异在总差异值中所占的比重并未发生明显的变化。

表4 1999—2007年内外资企业的分位数分解结果

| 分位数  | 1999  |            |            | 2000  |            |            | 2001  |            |            |
|------|-------|------------|------------|-------|------------|------------|-------|------------|------------|
|      | 总差异   | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 | 总差异   | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 | 总差异   | 特征差异<br>比重 | 系数差异<br>比重 |
| 0.1  | 0.372 | 32.26      | 67.74      | 0.388 | 42.01      | 57.99      | 0.353 | 41.64      | 58.36      |
| 0.25 | 0.393 | 30.53      | 69.47      | 0.369 | 43.63      | 56.10      | 0.320 | 48.13      | 51.88      |
| 0.5  | 0.420 | 33.33      | 66.90      | 0.368 | 42.12      | 57.88      | 0.312 | 42.63      | 57.37      |
| 0.75 | 0.487 | 35.32      | 44.15      | 0.427 | 40.98      | 59.02      | 0.376 | 38.03      | 61.70      |
| 0.9  | 0.593 | 48.06      | 51.94      | 0.529 | 50.85      | 49.15      | 0.473 | 48.20      | 51.80      |

续表 4

| 分位数  | 1999  |        |        | 2000  |        |        | 2001  |        |        |
|------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|
|      | 总差异   | 特征差异比重 | 系数差异比重 | 总差异   | 特征差异比重 | 系数差异比重 | 总差异   | 特征差异比重 | 系数差异比重 |
|      | 2002  |        |        | 2003  |        |        | 2004  |        |        |
| 分位数  | 总差异   | 特征差异比重 | 系数差异比重 | 总差异   | 特征差异比重 | 系数差异比重 | 总差异   | 特征差异比重 | 系数差异比重 |
| 0.1  | 0.317 | 53.94  | 46.06  | 0.349 | 50.43  | 49.57  | 0.257 | 40.86  | 59.14  |
| 0.25 | 0.296 | 48.99  | 51.01  | 0.295 | 47.12  | 52.88  | 0.270 | 35.93  | 64.44  |
| 0.5  | 0.301 | 36.88  | 63.12  | 0.281 | 43.06  | 56.94  | 0.296 | 18.24  | 81.76  |
| 0.75 | 0.373 | 31.37  | 68.63  | 0.354 | 30.23  | 69.77  | 0.331 | 8.46   | 91.84  |
| 0.9  | 0.474 | 39.87  | 60.13  | 0.432 | 39.81  | 60.19  | 0.368 | 19.02  | 81.25  |
|      | 2005  |        |        | 2006  |        |        | 2007  |        |        |
| 分位数  | 总差异   | 特征差异比重 | 系数差异比重 | 总差异   | 特征差异比重 | 系数差异比重 | 总差异   | 特征差异比重 | 系数差异比重 |
| 0.1  | 0.280 | 41.07  | 58.93  | 0.320 | 26.56  | 73.13  | 0.295 | 49.49  | 50.51  |
| 0.25 | 0.256 | 34.38  | 65.63  | 0.281 | 24.91  | 75.09  | 0.274 | 37.23  | 62.77  |
| 0.5  | 0.287 | 15.68  | 84.32  | 0.270 | 9.63   | 90.37  | 0.245 | 17.55  | 82.45  |
| 0.75 | 0.311 | 3.86   | 96.14  | 0.281 | -7.47  | 107.47 | 0.271 | 0.00   | 100.00 |
| 0.9  | 0.330 | 9.70   | 90.30  | 0.311 | -12.22 | 112.22 | 0.288 | -5.21  | 105.21 |

## 六、结论

本文利用中国工业企业数据库的数据,先使用分位数回归对我国内外资企业的工资水平进行估计,又使用了Oaxaca-Blinder分解和分位数分解对内外资的工资差异进行详细分解,得出结论是:

第一,内外资企业的各项企业特征在不同的分位数估计结果相差较大,说明在工资分布的不同区间决定工资水平的主要因素是不同的。垄断行业、新产品比重较高、有较强的出口倾向再加上负债率较低等特征有利于位于工资分布低分位的内资企业工资水平的提升;资本劳动比和利润的增加有利于位于工资分布高分位的内资企业工资的提高;利润的增加和规模的增大有利于工资水平较低的外资企业增加工资;资本劳动比和新产品比重的增加以及出口的减少有利于处在工资分布高分位的外资企业提高其工资水平。

第二,内外资企业间存在着非常显著的工资差异,但差异不断缩小。其中,特征差异在总差异中所占的比重不断下降,系数差异所占的比重不断上升。内外资企业间单纯由特征差异引起的工资差异比例非常小,说明两者的工资决定机制存在着巨大的差异。这种差异也许是由于工业企业数据库无法体现的人力资本因素造成,更有可能是因为外企自身优

异的企业制度、高水平的管理以及良好的人才引进机制造成的。资本劳动比、出口、人均利润以及地区差异是造成内外资工资差距最主要的原因。

第三,随着时间的推移,内外资企业间的工资差距不断缩小。位于工资分布顶端的内外资企业间工资差距的大幅度缩小是造成两种类型企业间工资总差异缩小的主要原因。在工资分布的底端,由于企业特征差异引起的内外资企业工资差异依然占有相当大的比重且在不断增大,而在工资分布的高端,单从企业特征来看这两种类型企业已相差无几。

### 注:

- ①剔除的样本包括:重要指标的观测值有缺失、不满足“规模以上”标准的观测值、不符合会计原则的观测值以及关键指标的极端值。
- ②由于按行业分工业品出厂价格指数部分行业数据缺失,我们这样处理:其他采矿业、农副食品加工业、印刷业和记录媒介的复制、通用设备制造业、废弃资源和废旧材料回收加工业分别用非金属矿采选业、食品制造业、造纸及纸制品业、专用设备制造业、工艺品及其他制造业的同期指数代替。
- ③本文根据Brandt et al(2012)的方法对企业进行匹配识别。
- ④根据丁启军(2010),本文将石油和天然气开采业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、煤炭开采和洗选业、有色金属矿采选业、烟草制品业、电力、热力的生产和供应业、燃气生产和供应业、水的生产和供应业等归为垄断性行业。

**参考文献：**

- 陈弋 S. Demurger M. Fournier 杨真真,2005:《中国企业的工资差异和所有制结构》,《世界经济文汇》第6期。
- 陈利敏 谢怀筑,2004:《外商直接投资对我国工资水平的影响分析》,《山东经济》第6期。
- 陈宗胜 周云波,2002:《再论改革与发展的收入分配》,经济科学出版社。
- 葛玉好 赵媛媛,2011:《工资差距分解方法之述评》,《世界经济文汇》第3期。
- 郭继强 姜丽 陆利丽,2011:《工资差异分解方法述评》,《经济学(季刊)》第2期。
- 蒋为 黄玖立,2014:《国际生产分割、要素禀赋与劳动收入份额:理论与经验研究》,《世界经济》第5期。
- 赖德胜,1998:《教育、劳动力市场与收入分配》,《经济研究》第5期。
- 聂辉华 江艇 杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 亓朋 许和连 艾洪山,2008:《外商直接投资企业对内资企业的溢出效应:对中国制造业企业的实证研究》,《管理世界》第4期。
- 沈桂龙 宋方钊,2012:《FDI与城乡收入差距关系的实证检验——基于多模型测算比较的研究》,《经济体制改革》第5期。
- 王华 赖明勇 柒江艺,2010:《国际技术转移、异质性与中国企业技术创新研究》,《管理世界》第12期。
- 魏下海 余玲铮,2012:《我国城镇正规就业与非正规就业工资差异的实证研究——基于分位数回归与分解的发现》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- 吴延兵,2012:《中国哪种所有制类型企业最具创新性?》,《世界经济》第6期。
- 许和连 亓朋 李海峰,2009:《外商直接投资、劳动力市场与工资溢出效应》,《管理世界》第9期。
- 宣烨 赵曙东,2005:《外商直接投资的工资效应分析——以江苏为对象的实证研究》,《南开经济研究》第1期。
- 杨娟 S. Demurger 李实,2011:《中国城镇不同所有制企业职工收入差距的变化趋势》,《经济学(季刊)》第1期。
- 叶林祥 李实 罗楚亮,2011:《行业垄断、所有制与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查企业数据的实证研究》,《管理世界》第4期。
- 俞伟华 秦波涛,2006:《大国与比较优势发展战略》,《预测》第5期。
- 张车伟 薛欣欣,2008:《国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献》,《经济研究》第4期。
- 张杰 黄泰岩,2010:《中国企业的工资变化趋势与决定机制研究》,《中国工业经济》第3期。
- 周云波 陈岑 田柳,2015:《外商直接投资对东道国企业间工资差距的影响》,《经济研究》第12期。
- Adarov, A. (2007), "The impact of inward foreign direct investment on labor markets", Master Thesis, University of Arkansas.
- Aitken, B. J. & A. E. Harrison(1999), "Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela", *American Economic Review* 89(3):605—618.
- Andrea, F., M. Motta & T. Ronde(2001), "Foreign direct investment and spillovers through workers' mobility", *Journal of International Economics* 53(1):205—222.
- Bernard, A. B. , J. B. Jensen & P. K. Schott(2006), "Trade costs, firms and productivity", *Journal of Monetary Economics* 53(5):917—937.
- Brandt, L. , J. V. Bieseboeck & Y. Zhang(2012), "Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing", *Journal of Development Economics* 97(2):339—351.
- Cai, H. & Q. Liu (2009), "Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms", *Social Science Electronic Publishing* 119(537):764—795.
- Chen, Z. , Y. Ge & H. Lai(2011), "Foreign direct investment and wage inequality: Evidence from China", *World Development* 39 (8):1322—1332.
- Driffild, N. & K. Taylor (2006), "Wage spillovers, inter-regional effects and the impact of inward investment", *Spatial Economic Analysis* 1(2):187—205.
- Galor, O. & O. Moav(2004), "From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development", *Review of Economic Studies* 71(4):1001—1026.
- Girma, S. , D. Greenaway & K. Wakelin(2001), "Who benefits from foreign direct investment in the UK?", *Scottish Journal of Political Economy* 60(5):560—574.
- Gorg, H. & E. Strobl(2001), "Multinational companies and productivity spillovers: A meta-analysis", *Economic Journal* 111 (475):723—739.
- Jensen, M. C. & W. H. Meckling(1976), "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure", *Journal of Financial Economics* 3(4):305—360.
- Koenker, R. & G. Bassett(1978), "Regression quantiles", *Econometrica* 46(1):33—50.
- Machado, J. & J. Mata(2005), "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression", *Journal of Applied Economics* 20(4):445—465.
- Markusen, J. R. & A. J. Venables(1997), "The role of multinational firms in the wage-gap debate", *Review of International Economics* 5(4):435—451.
- Lipsey, R. E. & F. Sjoholm(2004), "Foreign direct investment, education and wages in Indonesian manufacturing", *Journal of Development* 73(1):415—422.

(责任编辑:钟培华)