
外资进入是否提高了劳动者的讨价还价能力

盛 丹*

内容提要 本文采用2004~2007年3万多家制造业企业的数据,运用基于倾向得分匹配的倍差法方法,考察了外资进入对劳动者讨价还价能力的影响。研究表明:外商企业进入对中国劳动者讨价还价能力产生了正向作用,而港澳台企业的进入则恶化了劳动者的讨价还价能力。进一步分析表明,外资所在行业竞争程度的增强以及企业对员工的教育培训能够提高劳动者的讨价还价能力;而外资企业出口倾向的增加显著降低了劳动者的讨价还价能力。因此,外资企业的加工贸易特征是导致劳动者讨价还价能力下降的重要原因。

关键词 外资进入 讨价还价能力 出口倾向 劳动收入占比

一 引言

外资作为经济增长的外部推动因素,对中国的出口贸易和经济发展发挥了重要作用(沈坤荣与傅元海,2010)。现有研究表明,外资的大规模进入不仅带动了中国的经济增长(张宇,2010;郭熙保与罗知,2009),而且其产生的“工资溢价”效应,使劳动者的工资水平得到了明显提升(Gopinath和Chen,2003;Ernst,2005;许和连等,2009)。然而,外资在为中国带来丰厚福利的同时,也产生了一系列隐忧。特别是近年来,外资企业的劳动者在收入分配谈判中处于弱势地位,“强资本,弱劳动”的收入分配格局,使外商资本与劳动者之间的关系日益严峻。因此,对外资企业中劳动者讨价还价能力

* 盛丹:南开大学国际经济研究所 跨国公司研究中心 电子信箱:cindydd6@163.com。

作者感谢国家自然科学基金(71203104、71103153)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(10JJD790016)等项目的资助。感谢两位匿名审稿人极富建设性的意见。

进行定量分析,并考察其形成的原因具有重要理论和现实意义。那么,外资的进入是否会对劳动者的讨价还价能力产生不利影响,其中机制如何?是何种因素导致了这种现象的发生?已有研究对此语焉不详。

根据 Crépon 等(2010)的定义,工人的讨价还价能力指的是工人与厂商在最终利润中的分配比率。这一概念来自于契约经济学的有效讨价还价模型(McDonald 和 Solow, 1981)。在该模型中,企业和工人通过谈判决定利润分配,劳动者的讨价还价能力高,在最终利润中分配的比率就高;讨价还价能力低,分配的比率就低。^① 在外资企业中出现的罢工事件以及关于收入分配的纠纷,关键原因就在于中国劳动者在最终利润中分配的比率过低。外资企业无论是高压管理、克扣工资、延长劳动时间,还是相较母国工人的薪酬差异,其目的都是降低中国劳动者在最终利润中的分配比率。利润分配比率低,反映出中国劳动者讨价还价能力较低。

关于外资进入与收入分配的文献,更多的是关注外资对工资水平和工资差距的作用(Driffield 和 Taylor, 2006;艾洪山等,2010)。然而,受企业行业分布以及不同地区劳动力市场制度和开放程度等多种因素的影响,工资水平并不能直接反映劳动者在利益分配中谈判地位的变化和外资在收入分配中的作用。同时,虽然外资企业的工资普遍高于内资企业,但这种高工资可能与工人自身的技术能力有关,并且同企业获得的利润相比,工人工资所占份额较小。因此,工资水平的高低无法准确反映工人的谈判能力。

事实上,自 20 世纪 90 年代中期以来,由于劳动收入占比的持续下降,很多学者已经注意到中国劳动者讨价还价能力不断下降的事实。部分学者指出,劳动收入占比的下降,说明在收入分配的决定过程中劳动者的话语权在减弱。^② 由于收入分配是劳动者和资本所有者通过讨价还价来决定的,在该过程中劳动者谈判能力的下降,使资本所有者获得更多的收益。罗长远和张军(2009)在研究 FDI 对中国劳动收入占比影响的过程中也强调“讨价还价机制”的作用。他们指出:一方面,外资进入缓解了资本短缺,利用外资将有利于劳动者地位的改善;另一方面,地方政府为了招商引资所展开的激烈竞争,弱化了劳动者的谈判地位。然而,上述文献虽然均已触及外资对劳动者讨价还价能力的影响,但由于数据和研究方法的局限,均未对劳动者的讨价还价能力进行准确的测算,从而无法对上述问题给出令人信服的解答。

有关 FDI 与劳动者讨价还价能力关系的研究还处在起步阶段,相关的研究文献比较少。Budd 和 Slaughter(2004)运用 1980~1992 年加拿大制造业层面的企业数据,考

① 本文的理论模型部分将对讨价还价能力的概念和在中国的适用性进行进一步的阐释和说明。

② 见白重恩(2009):<http://finance.ifeng.com/opinion/zjgc/20091104/1425403.shtml>。

察了讨价还价能力是否受企业所有制类型影响。研究表明,外资对工人讨价还价能力的影响并不明显,甚至产生了负向作用。作者认为这一结果源自于外资企业所有权的复杂性以及“用脚投票”的特点。如果东道国投资环境恶化,外资企业可以将部分或者全部生产转移到其他国家。此外,Abraham 等(2009)采用比利时企业层面的面板数据,运用外资企业就业人数在行业中的比重,考察了外资企业对工人讨价还价能力的影响。研究发现,外资对工人讨价还价能力产生了正向作用,但是效果并不明显。

上述研究的不足之处在于:首先,文献主要从行业层面中外资份额或就业比重的角度,检验外资对劳动者讨价还价的作用,缺乏企业层面的分析,因此难以准确地考察外资进入前后的影响。其次,由于外资进入并不是随机发生的,会受东道国当地投资政策、产业结构和开放程度的影响,因此,简单地比较外资与内资企业员工的讨价还价能力,可能会受样本选择性偏差的影响。再次,对劳动者讨价还价能力的计算,部分学者采用代理变量的方法,这种方法可能会导致一定的偏差。劳动者的讨价还价能力会因选择的代理变量不同而有所差异,不能准确地反映其谈判能力。最后,在样本方面,以上研究对象多是发达国家,在相关经验研究文献中很难找到对中国的研究。

鉴于此,本文旨在运用中国 2004~2007 年 3 万多家制造业企业的微观数据,考察外资进入对劳动者讨价还价能力的影响。与已有文献相比,本文的创新之处在于:首先,在数据选择上,我们运用中国企业微观数据,从企业层面进行考察,弥补了前期文献对该问题关注的不足。大多数劳动者的讨价还价现象发生在企业层面,采用企业数据更贴近现实。由于行业层面数据过于宏观,反映更多的是行业特征,不能体现企业的个体差异。从企业层面进行分析,可以区分不同类型外资企业的影响,提高结果的可信度和估计的准确性。同时,为了有效识别外资进入对劳动者讨价还价能力的影响,我们选取了内资企业转制为外资企业的样本,可以更为直接地获得劳动者讨价还价能力的变化。其次,在研究方法上,为了克服样本选择性偏差,我们运用倾向得分匹配(propensity score matching)方法,将转制企业与非转制企业进行配对,以考察外资进入前后劳动者讨价还价能力的变化。在此基础上,本文进一步结合了倍差法(difference-in-difference)方法,以克服样本中异质性偏差对结果的影响。最后,本文不仅考察了外资进入对劳动者讨价还价能力的影响,还进一步分析了其产生的原因,为中国改善“强资本,弱劳动”的收入分配格局,改变劳动收入占比不断下降、收入差距不断扩大的现状提供了新的思路和证据,具有重要的理论和现实意义。

本文余下部分组织结构如下:第二部分构建计量模型并对采用的计量方法和数据进行说明;第三部分报告基准的计量结果,并对结论进行解释和分析;第四部分对本文

基本结论产生的原因进行分析和经验检验;最后一部分为结论。

二 模型构建和数据说明

(一) 讨价还价能力计算的基准模型

本文借鉴 Crépon 等(2010)的模型方法,对工人讨价还价能力进行考察。Crépon 等(2010)是在 Hall(1988)的模型基础上,引入劳动力市场的不完全竞争,从而对劳动者讨价还价能力进行测度。^①

Hall(1988)的回归模型为:^②

$$sr_{it} = \beta_{it} ler_{it} + (1 - \beta_{it}) a_{it} \quad (1)$$

其中, $sr_{it} = (q_{it} - k_{it}) - \alpha_{it}^L(l_{it} - k_{it}) - \alpha_{it}^M(m_{it} - k_{it})$, $ler_{it} = q_{it} - k_{it}$, β_{it} 是勒纳指数, $\beta_{it} = 1 - (1/\mu_{it})$, $\mu_{it} = (P_{it}/MC_{it})$, 该指标反映产品市场的不完全竞争程度。 P_{it} 为产品价格, MC_{it} 为企业的边际成本。 q_{it} 、 l_{it} 、 k_{it} 、 m_{it} 和 a_{it} 分别表示产出(Q_{it})、劳动(L_{it})、资本(K_{it})、中间产品投入(M_{it})和技术(A_{it})的对数增长率。 $\alpha_{it}^L = P_{it}^L X_{it}/P_{it} Q_{it}$, 是劳动投入占产出的份额; $\alpha_{it}^M = P_{it}^M X_{it}/P_{it} Q_{it}$, 是中间产品投入占产出的份额。

然而,上述模型只考虑了产品市场的不完全竞争, Crépon 等(2010)在此基础上,根据 McDonald 和 Solow(1981)的有效讨价还价模型,加入对劳动力市场不完全竞争的考察。他们假定企业和工人之间进行谈判同时决定工资和雇佣人数,假设工人的预期收益函数为: $L_{it}(p_{it}^L - \bar{p}_{it}^L)$, 其中, p_{it}^L 为讨价还价的工资, \bar{p}_{it}^L 为保留工资或者外部选择的工资。厂商的目标函数是短期内最大化: $p_{it} Q_{it} - p_{it}^L L_{it}$ 。根据讨价还价问题的纳什解,即最大化下式:

$$\max_{l_{it}, m_{it}, p_{it}^L} \Omega = [L_{it}(p_{it}^L - \bar{p}_{it}^L)]^\varphi [p_{it} Q_{it} - p_{it}^L L_{it}]^{1-\varphi} \quad (2)$$

其中, φ_{it} 是工人的讨价还价能力 ($0 < \varphi_{it} < 1$), 反映的是工人与厂商通过讨价还价实现最终利润的分配。由方程(2)可知, φ_{it} 值越大, 劳动者在最终利润中所占的份额也就越大, 即 $[L_{it}(p_{it}^L - \bar{p}_{it}^L)]^\varphi$ 部分越大, 说明劳动者讨价还价能力越高。因此, 讨价还价能力能够有效反映劳动者在最终利润中分配的比例, 讨价还价能力越大, 劳动者分配的比率也就越高。近年来, 中国的外资企业频繁出现罢工事件, 从根本上是由

① Hall(1988)较早运用索罗余值方法,考虑不完全竞争产品市场对企勒纳指数作用。

② 模型的基本推导见附录。

于劳动者在最终利润中分配比率过低。外资企业延长工作时间、克扣或者变相减少工人的福利和工资,实际上就是降低了劳动者在最终利润中分配的比率,这说明中国劳动者在外资企业中的讨价还价能力较低。

需要指出的是,中国虽然不存在与发达国家功能相类似的工会组织,但这并不意味着中国不存在讨价还价机制。实际上,企业在招工过程中,经常以“工资面议”的方式来确定工人的工资。“工资面议”就是讨价还价机制的具体表现形式之一。在西方国家,讨价还价的主体是代表工人利益的工会,而在中国,讨价还价的主体是工人。另外一个明显的例证是,在进行工资谈判以及改善工作福利时,工人经常会组成临时联盟与企业进行讨价还价。集体谈判的工资形成机制,在中国的劳动力市场也确实存在。例如,2010年广东南海本田的员工就组成同盟,要求本田适度调整工资。^①这说明中国也存在以工会组织进行工资待遇的集体谈判和协调,本文理论模型的“工资形成机制”在中国也是适用的。

依据 Crépon 等(2010)的方法,将方程(1)和(2)联立求最大化,就可得到讨价还价能力的计算模型为:

$$sr_{ii} = \beta_{ii}ler_{ii} + \gamma_{ii}bar_{ii} + (1 - \beta_{ii})a_{ii} \quad (3)$$

其中, sr_{ii} 与公式(1)相同,表示索罗余值; $bar_{ii} = (\alpha_{ii}^L - 1)(l_{ii} - k_{ii})$, $\gamma_{ii} = \varphi_{ii}/(1 - \varphi_{ii})$,是关于 φ_{ii} (工人讨价还价能力)的正单调变换,与 φ_{ii} 正相关。我们可以根据 γ_{ii} ,得到 $\varphi_{ii} = \gamma_{ii}/(1 + \gamma_{ii})$ 。由于本文主要关注的是外资进入对工人讨价还价能力影响的方向,即外资进入能提高还是降低工人的讨价还价能力,而不关心其影响的大小,在计量过程中就粗略的将对讨价还价能力(φ_{ii})的影响等价于对 γ_{ii} 的影响。为此,方程(3)为本文的基准模型,用于分析内资企业变为外商企业对工人讨价还价能力的影响,即观测外资进入对系数 γ_{ii} 的作用。

值得注意的是,方程(3)存在的一个问题是不可观测的生产率冲击 a_{ii} 的内生性,即劳动投入 (L_{ii}) 受生产率 (A_{ii}) 的影响,因此 l_{ii} 与 a_{ii} 也是相关的。同样, q_{ii} 与 a_{ii} 也是相关的,这就使 OLS 方法回归得到的勒纳指数和讨价还价能力都有偏。对内生性问题的处理,通常采用的方法是利用工具变量进行解决。但是,很难找到合适的工具变量。近期关于生产率计算的最新进展中,Olley 和 Pakes(1996)对内生性进行了有效的处理。为此,我们依据 Olley 和 Pakes(1996)的处理方法,采用投资和资本的多阶多

① <http://news.sina.com.cn/c/sd/2011-08-08/>。

项式作为生产率冲击的代理变量,利用该方法可以得到讨价还价能力的一致估计。^①

(二) 计量模型的扩展

由于“反事实结果”无法观测,直接采用总体样本进行回归难以反映劳动者在内外资企业的真实差异。为此,本文选择内资转为外资的企业作为主要考察对象,并采用“倍差法”进行分析。

选用“倍差法”而不采用普通最小二乘法的原因在于:普通最小二乘法是以实际观察到的结果进行推断和回归,然而这种方法难以对因果关系问题进行解答。本文主要考察的问题是外资进入对劳动者讨价还价能力的影响,而普通最小二乘法很难对二者的因果关系进行识别。实际上,除倍差法外,比较内外资企业劳动者谈判能力的差异还包括其他两种识别方法:

第一种是直接比较外资企业与内资企业中劳动者的讨价还价能力,以考察其差异。但是工人讨价还价能力在内外资企业的差异可能并不是单纯由所有制差异带来的,也可能由其他因素引起。因为在数据上,我们只能观察到内资企业工人和外资企业工人的讨价还价能力,却无法观测“内资企业的工人不在内资企业工作,其讨价还价的能力”以及“外资企业的工人不在外资企业工作,其讨价还价能力”这两类“反事实结果”,从而也就无法判断劳动者讨价还价能力的影响是由所有制差异带来的,还是其他因素。

第二种方法是直接采用内资被外资收购的样本,考察企业转制前后工人讨价还价能力的变化。但直接进行比较可能会产生异质性偏差,即在样本期间,外资进入前后工人讨价还价能力的部分差异,可能是由不可观测、不随时间变化的因素产生。也就是说即使不发生转制,内资企业工人的讨价还价能力也发生了同样的变化(比如共同经济政策的影响)。这也无法判断劳动者讨价还价能力的变化是否由所有制变化引起的。也就是说,为了克服这两类偏差,倍差法成为一个理想的方案。

依据倍差法方法,最终我们得到本文的回归模型为:

$$sr_{it} = \beta_{1it} ler_{it} + \beta_{2it} ler_{it} dz_{it} + \beta_{3it} ler_{it} dt + \beta_{4it} ler_{it} dz_{it} dt + \gamma_{1it} bar_{it} + \gamma_{2it} bar_{it} dz_{it} + \gamma_{3it} bar_{it} dt + \gamma_{4it} bar_{it} dz_{it} dt + u_{it} \quad (4)$$

其中, dt 是时间虚拟变量, $dt = 1$ 表示外资进入之后的时期, $dt = 0$ 表示外资进入之前的时期。 dz 表示企业是否转制的虚拟变量, $dz_{it} = 1$ 表示 i 为改制后的外商投资企业, $dz_{it} = 0$ 表示 i 为未改制的内资企业。具体而言, $dz_{it} = 1$ 时,处理组内外资企业在

^① Hoekman 和 Kee(2007) 也采用 Olley 和 Pakes(1996) 的方法对生产率冲击的内生性进行了处理。

$dt = 0$ 和 $dt = 1$ 两个时期工人讨价还价能力分别为:

$$E[\gamma_{it}^1 | dz_{it} = 1] = \begin{cases} \gamma_{1it} + \gamma_{2it}, dt = 0 \\ \gamma_{1it} + \gamma_{2it} + \gamma_{3it} + \gamma_{4it}, dt = 1 \end{cases} \quad (5)$$

同理, $dz_{it} = 0$ 时, 对照组内内资企业在 $dt = 0$ 和 $dt = 1$ 两个时期工人讨价还价能力分别为:

$$E[\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 0] = \begin{cases} \gamma_{1it}, dt = 0 \\ \gamma_{1it} + \gamma_{3it}, dt = 1 \end{cases} \quad (6)$$

在本文的分析中, 我们主要考察的问题是外资进入是否会带来工人讨价还价能力的变化, 即 $E[\Delta\gamma_{it}^1 | dz_{it} = 1] - E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 1]$ 。^① 其中, $E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 1]$ 是不可观测的变量, 即外资进入的企业未发生改制, 其劳动者讨价还价能力的变化是不可观测的, 这是“反事实结果”。

实际上, 我们通常可以观测的结果是: $E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 0]$ 。如果用 $E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 0]$ 近似的替代 $E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 1]$, 这就产生了偏差 $E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 1] - E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 0]$, 而只有改制事件发生是随机的, 该误差才为零。为了消除这一误差, 本文采用倾向得分匹配的方法, 将外资进入企业与内资企业进行配对, 即除改制之外, 内资企业与外资进入企业在其他企业特征方面都无差异。倾向得分匹配与倍差法是紧密联系的。因为运用倍差法有一个重要的理论前提: 平衡性假设 (balanced condition), 即内资企业转为外资企业这一事件是随机发生的, 这就要求回归样本中处理组和对照组企业转为外资企业的可能性尽可能接近, 或者使得处理组和对照组企业在处理之前企业特征的分布尽可能一致。为此, 我们通过倾向得分匹配方法对处理组与对照组企业进行重新挑选, 使其满足平衡性假设。

基于倾向得分匹配的基本原理, 如果在样本期内存在一直未改制的内资企业, 并且这部分企业除改制之外, 与改制后的外商投资企业十分相似, 那么就可以用 $E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 0]$ 近似地替代 $E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 1]$ 。根据前文的讨论, 在通常情况下, 如果任意选择一直未改制的内资企业进行替代, 可能会存在一定程度的选择性偏差, 而前文采用匹配的方法对处理组和对照组进行配对, 使这种替代更为科学、有效, 能够准确反映改制前后, 即外资进入前后工人讨价还价能力的差异。

由此, $E[\Delta\gamma_{it}^1 | dz_{it} = 1] - E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 1] = E[\Delta\gamma_{it}^1 | dz_{it} = 1] - E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 0]$

^① 该式表示: 外资进入企业在外资进入和没有进入两种情况下, 劳动者讨价还价能力变化的差异。如果该值为正, 说明劳动者的讨价还价能力的变化是由外资进入引起的。

0], 其中, $E[\Delta\gamma_{it}^1 | dz_{it} = 1]$ 和 $E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 0]$ 是对时间进行差分, $E[\Delta\gamma_{it}^1 | dz_{it} = 1] = (\gamma_{1it} + \gamma_{2it} + \gamma_{3it} + \gamma_{4it}) - (\gamma_{1it} + \gamma_{2it}) = \gamma_{3it} + \gamma_{4it}$, $E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 0] = (\gamma_{1it} + \gamma_{3it}) - \gamma_{1it} = \gamma_{3it}$ 。那么, 最终的结果为: $E[\Delta\gamma_{it}^1 | dz_{it} = 1] - E[\Delta\gamma_{it}^0 | dz_{it} = 0] = \gamma_{4it}$ 。

(三) 样本描述和变量的度量

1. 样本描述。本文的样本来自于 1999 ~ 2007 年中国全部国有及规模以上工业企业数据库。该数据库连续统计了各企业的行业类别、省地县码、法人代码、登记注册类型等基本信息, 以及销售额、工业销售产值、工业总产值、固定资产、资产合计、实收资本、从业人员年平均人数、负债合计、固定资产净值年平均余额、累计折旧、流动资本数量、应付工资总额等其他财务指标。数据包括了全部工业制造业在内的 40 个 GB/T (国民经济行业分类) 2 分位的工业行业, 并且行业划分细分至 4 分位。本文所需企业层面的指标均来自该数据库的统计。

本文样本选取具有法人代码的 34 130 家持续经营企业作为考察对象。按照 Konings 等(2005)对企业所有制类型的划分, 我们将国有资本、个人资本、集体资本、港澳台资本和外商资本比重超过 50%, 或者该类资本比重均大于其他类型资本比重的企业定义为国有企业、私人企业、集体企业、港澳台企业和外商企业。主要经济指标的统计特征如表 1 所示。

表 1 各类所有制企业的主要统计指标

	总样本	国有企业	私人企业	集体企业	港澳台企业	外商企业
主营业务收入(千元)	173 935.1	248 030.7	77 701.5	105 630.9	156 134.3	295 524.4
固定资产净值(千元)	74 648.7	171 041	20 509.7	27 459.0	48 239.2	85 610.1
平均雇佣人数	564.34	1118.19	329.24	353.74	500.36	501.19
工人年度平均工资(千元/人)	14.95	14.64	10.89	12.01	17.24	23.30
工资占收入比重(%)	0.14	0.35	0.09	0.08	0.10	0.09
中间产品投入(千元)	129 332.2	171 302.4	61 140.9	83 461.22	121 749.1	228 667.3
中间投入占收入比重(%)	0.88	0.82	0.86	0.83	0.79	0.96
企业数目(家)	307 170	59 459	46 543	83 946	40 648	41 883

说明: 上述数据均为各经济指标的均值。

本文主要考察外资进入对工人讨价还价能力的作用, 其中, 主要分析内资企业改制为外资企业的情形。2000 ~ 2007 年, 共有 4488 家内资企业改制为外资企业, 其中改制为外商企业的为 2481 家, 改制为港澳台企业的有 2007 家。具体年度与改制企业类型的分布如表 2 所示。

表 2 内资转为外资企业的年度分布 家

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
外资企业总样本	554	610	463	515	706	688	538	414
内资转外商	288	354	240	277	360	390	320	252
国有转外商	121	132	88	96	127	92	88	83
集体转外商	102	113	79	91	92	182	71	50
私营转外商	65	109	73	90	141	116	161	119
内资转港澳台	266	256	223	238	346	298	218	162
国有转港澳台	92	70	63	51	73	48	50	44
集体转港澳台	106	100	66	70	116	144	63	31
私营转港澳台	68	86	94	117	157	106	105	87

说明:数据均为各年份转制企业的企业个数。

从表 2 我们可以看出:首先,从年度分布看,外资进入主要集中在 2004 和 2005 年,考虑到 2004 年之前没有员工教育投资的统计,无法进行进入前后的比较,我们选取 2005 年的外资进入企业作为本文考察的基准年份。其次,从进入类型看,样本期内内资企业主要转型为外商企业,港澳台企业在各期均低于外商企业,并且在 2004 年之前二者之间的差距呈现缩小趋势,在 2004 年后差距日趋明显,不断扩大。再次,从外资进入前内资企业类型看,对于外商企业,2003 年之前,国有企业转为外商企业的数量要明显高于集体企业和私营企业,2003 年后,国有企业转型数量有所下降,外商企业主要由私营企业转制而成。对于港澳台企业,在样本期内国有企业转制为港澳台企业的数量基本上均低于其他两种类型企业。同时,私营企业在 2001 年之前转型的数量明显低于集体企业,2001 年后,私营企业转制为港澳台企业的数量基本上都高于集体企业,具有绝对优势。为此,考虑上述差异,我们在初步回归中,将区分外资进入的形式。

2. 变量的度量。 Q_{it} 采用企业的主营业务收入进行度量, L_{it} 为企业年度平均雇用人数, $P_{it}^L L_{it}$ 为企业年度应付工资总额, $P_{Mit} M_{it}$ 为企业中间投入总额, K_{it} 为固定资产净值年平均余额。上述变量增长率均采取了对数形式,并且我们参照 Brandt 等(2012)的处理方法进行了价格指数平减。 Q_{it} 采用 4 分位行业的产出价格指数、 $P_{Mit} M_{it}$ 采用 4 分位行业的中间投入价格指数、 K_{it} 采用年度投资价格指数进行平减。 α_{it}^L 、 α_{it}^M 分别为各企业样本期内劳动投入和中间产品投入占总产出份额的均值。 I_{it} 为企业的年度投资,采用永续盘存法计算,即 $I_{it} = K_{it} - (1 - \delta)K_{it-1}$,其中,折旧率(δ)我们参照聂辉华

和贾瑞雪(2011)的研究设为 15%。企业的固定资产(lk)为企业实收资本的对数值,平均工资水平($lwage$)为企业应付工资总额与企业就业人数之比的对数值,流动资产($llas$)为企业流动资产的对数值,负债率($finc$)用企业负债合计占资产合计的比值进行测度,就业人数($labor$)为企业全部从业人员年平均人数的对数值, $lprd$ 表示劳动生产率。

三 结果及分析

(一)倾向得分匹配

根据倍差法的定义,我们将 2005 年以及之后年份作为改制后的时期, $dt = 1$, t 不同的取值代表不同滞后期。同时将 2004 年作为改制前的时期,则 2004 年 $dt = 0$ 。同时,选取 2005 年发生内资企业转制为外商企业或者港澳台企业为处理组,2005 年有 688 家企业位于处理组, $dz = 1$ 。选取样本中一直未发生改制的企业与之配对,构成对照组,对照组企业 $dz = 0$ 。

依据通常的做法,我们采用 Rosenbaum 和 Rubin (1983) 提出的倾向得分匹配方法进行匹配。外资进入的概率公式为:

$$P = Pr \{ dz_{it} = 1 \} = \Phi \{ X_{it-1} \} \quad (7)$$

其中, P 为外资进入的概率, $\Phi(\cdot)$ 是正态的累积分布函数。根据该方程,我们可以得到每个企业外资进入的预测概率值,倾向得分匹配将预测概率值 P 相近的企业进行配对。在这里, X_{it-1} 为影响外资进入的因素,即匹配变量或共同影响因素。我们参照 De Loecker (2007)、Baier 和 Bergstrand (2009) 等文献,选用了企业的固定资产(lk)、平均工资水平($lwage$)、流动资产($llas$)、负债率($finc$)、就业人数($labor$)。

运用非替代性(non-replacement)一对一的最近邻居匹配算法,我们将处理组企业与未发生外资进入的内资企业进行匹配。匹配后除去未成功配对企业,共有 685 家企业处于处理组,659 家企业位于对照组。同时,为了验证匹配结果的可靠性,我们还进行了匹配平衡检验,即可靠的匹配需要满足匹配的平衡假设: $dz_{it} \perp X_{it} \mid p(X_{it})$ 。也就是无论变量是否位于处理组,具有相同倾向得分的变量应具有相类似的分布特征。匹配平衡性检验结果如表 3 所示。

就本文的样本而言,结果满足平衡假设需要两个条件:首先,处理组和对照组的匹配变量在匹配后不存在显著差异,即 t 值应不具有显著性。其次,考察匹配前后的标准偏差,标准偏差的绝对值越小,表明匹配效果越好 (Smith 和 Todd, 2005)。由表 3 的检验结果可知,各匹配变量匹配后 t 统计量的相伴概率均大于 10%,说明匹配前后并

不存在差异。同时,各变量标准偏差的绝对值均小于5%,Rosenbaum 和 Rubin(1983)指出好的匹配标准偏差在匹配后其绝对值应小于5%。为此,上述结果均表明本文的匹配满足了平衡性假设,结果是可靠的。

表 3 匹配的平衡性检验

变量	处理	均值		标准偏差 (%)	标准偏差减少 幅度(%)	t 统计量	t 相伴概率 p>t
		处理组	对照组				
<i>labor</i>	匹配前	5.431	5.394	3.2		0.83	0.408
	匹配后	5.431	5.433	-0.2	94.5	-0.03	0.975
<i>lwage</i>	匹配前	2.749	2.417	54.3		15.72	0.000
	匹配后	2.749	2.755	-0.9	98.4	-0.15	0.883
<i>profit</i>	匹配前	0.160	0.167	-3		-0.60	0.551
	匹配后	0.160	0.172	-4.8	-58.7	-1.50	0.134
<i>finc</i>	匹配前	7.536	16.981	-0.7		-0.12	0.902
	匹配后	7.536	1.303	0.4	34	1.27	0.204
<i>lprd</i>	匹配前	5.459	5.098	33.4		9.04	0.000
	匹配后	5.459	5.457	0.2	99.5	0.03	0.978

(二)初步回归结果

基于倾向得分匹配得到处理组和对照组,我们运用倍差法考察了外资进入对中国工人的讨价还价能力的影响,具体回归结果见表4。

在表4的回归结果中,我们分别采用资本和投资的四阶和三阶多项式对估计方程中不可观测的生产率冲击进行了控制,以验证本文结果的稳健性。从回归结果可以看出,本文主要考察的 *bar_dz_dt* 回归系数为正,并且在统计上显著,说明外资进入显著地提高了劳动者的讨价还价能力。同时,在滞后1期和2期的情况下,该结果都是显著的,表明外资的这种作用具有一定的时间持续性。此外,在分别采用资本和投资的三阶和四阶多项式情况下,上述结论也未发生显著变化,说明本文得到的结论是稳健的。那么,这一结果是否会因外资进入的资本类型不同而有所差异,我们将样本做进一步划分,区分了外商企业和港澳台企业,重新进行回归,具体回归结果如表5所示。

由表5的回归结果可知,外商企业和港澳台企业的进入对工人讨价能力的影响存在着明显差异。外商企业进入能够显著提高工人的讨价还价能力,*bar_dz_dt* 在1%的统计水平上显著。同时,这种效应具有一定的持续性,在滞后1和2期的作用依然为正,并在统计上显著。但是港澳台企业的作用却恰恰相反,港澳台企业进入对工人讨

价还价能力产生了负向作用, bar_dz_dt 项系数为 -0.035 , 虽然在当期不显著, 但是滞后 1 期在 1% 的统计水平上显著。

表 4 2005 年内资转为外资初步回归结果

	四阶多项式			三阶多项式		
	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=0$	$t=1$	$t=2$
bar	0.202*** (2.88)	0.192*** (3.00)	0.202*** (3.13)	0.213*** (3.07)	0.201*** (3.18)	0.211*** (3.30)
bar_dz	-0.286*** (-3.29)	-0.282*** (-3.59)	-0.293*** (-3.68)	-0.293*** (-3.38)	-0.287*** (-3.66)	-0.297*** (-3.74)
bar_dt	-0.109 (-1.15)	-0.203** (-2.19)	-0.147* (-1.70)	-0.115 (-1.21)	-0.203** (-2.18)	-0.147* (-1.70)
bar_dz_dt	0.234* (1.92)	0.414*** (3.39)	0.391*** (3.56)	0.243** (2.00)	0.415*** (3.41)	0.395*** (3.60)
常数项	-0.092 (-0.88)	-0.018 (-0.19)	-0.009 (-0.10)	-0.029 (-0.55)	0.017 (0.34)	0.050 (0.97)
样本量	1813	1821	1807	1813	1821	1807
R^2	0.045	0.057	0.054	0.043	0.056	0.052

说明: 回归系数下括号内为回归系数的 t 统计值; **、* 和 * 分别为 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 下表同。 $t=0, 1, 2$ 分别代表 dt 在 2005、2006、2007 年取值为 1, 下表同。限于篇幅, 除表 8 和 9 之外, 其余表格均没有报告勒纳指数的回归结果, 有兴趣的读者可以向作者索取。

表 5 区分不同类型外资的回归结果

	内资变为外商企业			内资变为港澳台企业		
	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=0$	$t=1$	$t=2$
bar	0.160** (2.12)	0.119 (1.51)	0.084 (1.05)	0.208*** (3.58)	0.205*** (3.09)	0.220*** (4.18)
bar_dz	-0.396*** (-4.32)	-0.386*** (-4.06)	-0.362*** (-3.75)	0.014 (0.16)	0.015 (0.15)	0.032 (0.41)
bar_dt	-0.242** (-2.41)	-0.082 (-0.76)	-0.649*** (-6.44)	-0.026 (-0.36)	0.154* (1.68)	-0.192** (-2.40)
bar_dz_dt	0.382*** (2.94)	0.601*** (4.01)	1.015*** (7.93)	-0.035 (-0.31)	-0.518*** (-3.59)	0.141 (1.19)
常数项	-0.118 (-1.19)	0.186 (1.64)	0.216* (1.92)	-0.059 (-0.54)	0.115 (0.91)	-0.067 (-0.72)
样本量	1006	1017	993	800	804	799
R^2	0.144	0.173	0.190	0.166	0.119	0.197

四 原因分析及检验结果

在理论上,工人的讨价还价能力取决于两类因素:其一是劳动者自身的外部选择(聂辉华,2009),工人的外部选择越多,其与企业家的谈判就越有优势。换句话说,劳动者可以从其他厂商获得工作的机会越大,其外部选择就越多,讨价还价能力也就越高。其二是工人对企业的重要程度,工人对企业的作用越大,讨价还价能力也就越高(Kamal 和 Lovely, 2011)。依据这两类影响因素,本文在 Layard 等(1991)、Smith(1996)、Boeri 等(2001)、Konings 等(2005)、Brock 和 Dobbelaere(2006)、Abraham 等(2009)文献的基础上,从员工教育培训、行业竞争程度、行业要素密集度、出口倾向等角度探讨外商企业和港澳台企业对劳动者讨价还价能力影响的差异。

(1)企业对员工的教育培训提高了工人的外部选择,从而增强工人的谈判能力。Layard 等(1991)和 Smith(1996)的研究指出,谈判破裂的成本会影响劳动者的讨价还价能力。如果谈判破裂,劳动者仍能在其他企业获得较高的工资,也就是劳动者的外部选择较多,就具有较高的讨价还价能力。因此,教育培训费用是影响讨价还价能力的重要因素之一。(2)行业竞争程度越高,工人的讨价还价能力也就越高。Brock 和 Dobbelaere(2006)基于比利时 1987~1995 年 2 万多家企业的研究表明:行业的竞争程度会对工人的讨价还价能力产生显著的正向影响。厂商在产品市场上较低的市场势力将传递到要素市场上,从而使劳动者具有较高的谈判势力。(3)行业要素密集度和出口倾向都是影响工人重要程度的变量。行业劳动密集度和出口密集度越高,说明外资进入中国主要是利用廉价劳动力进行加工贸易,工人的讨价还价能力也就越低。具体而言,工人的重要程度与外资企业进入中国市场的目的有关。如果外资的生产目的是为了打开中国市场,那么本地工人可以帮助企业建立市场营销网络(Clark 等, 2008),因而从企业的角度来看,劳动者的重要性大。反之,如果企业进入的目的是利用中国的廉价劳动力开展加工贸易,那么工人的作用就相对弱化,从而讨价还价能力也就低(Kamal 和 Lovely, 2011)。为了对外资企业进入中国的目的进行区分,我们选择了两个变量:一个是外资进入行业的要素密集度,另一个是外资的出口密集度。行业劳动密集度和出口密集度越高,说明外资进入中国主要是利用廉价劳动力进行加工贸易,工人的讨价还价能力也就越低。Clark(1991、1993)和 Doiron(1992)的研究发现较高的资本密集度会降低企业的谈判势力,从而使工人的讨价还价能力增强。Boeri 等(2001)的研究指出,如果外资进入当地市场的目的是为了利用当地的劳动力市场,

从事加工贸易,工人的讨价还价能力就可能会减弱,因为在该种情况下,外资也可以在其他国家进行生产。

在本部分,我们从教育培训费用、行业竞争程度、行业要素密集度和出口倾向等方面,具体考察外资进入对劳动者讨价还价能力的影响是否受到上述因素的制约。

(一)教育培训的影响

由上述分析可知,企业的教育培训费用可能会影响工人讨价还价能力。为此,我们在回归方程中引入教育培训费用比重 edu_s 与 bar_dz_dt 的交叉项,以考察教育培训费用的作用。其中,教育培训费用比重用企业教育培训费用占主营业务收入的比重进行测度。

表 6 教育培训的影响

	四阶多项式			三阶多项式		
	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=0$	$t=1$	$t=2$
bar	0.149** (2.54)	0.086 (1.52)	0.085 (1.51)	0.157*** (2.70)	0.095* (1.70)	0.091* (1.65)
bar_dz	-0.197*** (-3.20)	-0.109* (-1.77)	-0.094* (-1.66)	-0.199*** (-3.25)	-0.113* (-1.85)	-0.095* (-1.68)
bar_dt	0.000 (0.01)	0.034 (0.55)	0.094* (1.74)	0.000 (0.01)	0.035 (0.57)	0.096* (1.79)
$edu_s_bar_dz_dt$	226.2*** (3.18)	42.80 (0.56)	3.395 (0.15)	225.1*** (3.16)	46.49 (0.61)	2.381 (0.10)
常数项	-0.088 (-0.85)	-0.026 (-0.27)	-0.003 (-0.04)	-0.030 (-0.55)	0.019 (0.37)	0.053 (1.04)
样本量	1813	1821	1807	1813	1821	1807
R^2	0.052	0.050	0.047	0.049	0.049	0.045

说明:回归系数部分出现 0.000 为保留 3 位小数的结果,并非该项系数为 0,下表类似。

从表 6 的结果可以看出,与表 4 相比,加入教育培训费用比重项(edu_s)后,在外资进入当期 bar_dz_dt 项的显著性得到明显提高,说明外资进入后,教育培训是提高工人讨价还价能力的重要因素。外资企业由于其自身技术水平较高,机器设备较为先进,必然要对员工进行教育培训。受过培训的员工在事前利润分配中具有较高的谈判能力,因为企业雇佣新的工人进行培训需要一定的时间,在这种情况下,企业可能被工人“敲竹杠”。同时,如果谈判失败,工人被解雇,受过培训的工人由于具有较高的技术能力,他们事后的外部选择较多,从而具有较高的讨价还价能力。此外,教育培训的作用在当期最为明显,在滞后 1 期和滞后 2 期逐渐减弱,说明教育培训的影响不具有

时间的持续性。

外商企业和港澳台企业对工人讨价还价的能力影响不同,是否是由教育培训差异产生的?我们进一步分析教育培训对港澳台企业和外商企业的影响。

表 7 区分教育培训对外商和港澳台企业的影响

	内资转为外商			内资转为港澳台		
	<i>t</i> =0	<i>t</i> =1	<i>t</i> =2	<i>t</i> =0	<i>t</i> =1	<i>t</i> =2
<i>bar</i>	0.042 (0.69)	-0.061 (-0.89)	-0.304*** (-4.62)	0.224*** (4.35)	0.307*** (5.07)	0.196*** (4.04)
<i>bar_dz</i>	-0.210*** (-3.26)	-0.114 (-1.51)	0.222*** (3.40)	-0.018 (-0.32)	-0.247*** (-3.33)	0.096 (1.62)
<i>bar_dt</i>	-0.072 (-1.13)	0.289*** (3.80)	-0.015 (-0.24)	-0.051 (-0.89)	-0.059 (-0.83)	-0.125** (-2.11)
<i>edu_s_bar_dz_dt</i>	256.2*** (3.39)	-24.15 (-0.23)	20.51 (0.17)	117.9 (1.18)	8.406 (0.08)	-2.568 (-0.16)
常数项	-0.120 (-1.21)	0.192* (1.67)	0.175 (1.51)	-0.066 (-0.60)	0.126 (0.99)	-0.069 (-0.74)
样本量	1006	1017	993	800	804	799
R ²	0.147	0.139	0.138	0.165	0.106	0.196

从表 7 的结果可以看出,教育培训对外商企业工人的讨价还价能力起到了正向的作用,回归系数为 256.2,并且在 1% 的统计水平上显著。而对港澳台企业的回归系数仅为 117.9,并且不显著。这说明教育培训费用投入的差异是外商企业和港澳台企业工人讨价还价能力差异的重要原因。同时,外商企业和港澳台企业 *edu_s_bar_dz_dt* 项的系数和显著性在滞后 1 期和 2 期都明显下降,这与总体的回归样本一致,说明教育培训费用的影响不具有时间持续性。

(二)行业竞争程度的影响

考虑到行业竞争程度对工人讨价还价能力可能产生的影响,我们计算了 2 分位行业的赫芬达尔指数 *hhi*。其中,赫芬达尔指数的计算公式为: $hhi = \sum_{j=1}^n (total_sale_{ij} / \sum_{i=1}^n total_sale_{ij})^2$, *total_sale_{ij}* 为行业 *i* 企业 *j* 的总销售收入。按照行业赫芬达尔指数的高低,我们将匹配后的样本进行划分,其中将高于中位数的行业定义为低竞争行业,将低于中位数的行业定义为高竞争行业。在此基础上进行进一步的回归,回归结果如表 8 所示。

表 8 行业竞争程度的影响

	当期		滞后 1 期		滞后 2 期	
	低竞争度	高竞争度	低竞争度	高竞争度	低竞争度	高竞争度
<i>ler</i>	0.249*** (3.10)	0.278*** (3.40)	0.234*** (3.22)	0.263*** (3.57)	0.250*** (3.53)	0.275*** (3.57)
<i>ler_dz</i>	-0.038 (-0.33)	-0.234** (-2.38)	-0.040 (-0.40)	-0.213** (-2.40)	-0.047 (-0.47)	-0.237** (-2.56)
<i>ler_dt</i>	-0.041 (-0.35)	-0.058 (-0.51)	-0.165 (-1.45)	0.031 (0.29)	-0.068 (-0.66)	-0.125 (-1.16)
<i>ler_dz_dt</i>	0.117 (0.67)	0.237* (1.71)	-0.107 (-0.65)	0.414*** (3.19)	0.228 (1.56)	0.375*** (2.81)
<i>bar</i>	0.324*** (3.30)	0.081 (0.81)	0.334*** (3.78)	0.066 (0.72)	0.358*** (4.13)	0.083 (0.87)
<i>bar_dz</i>	-0.117 (-0.91)	-0.299** (-2.46)	-0.115 (-0.99)	-0.287*** (-2.61)	-0.138 (-1.22)	-0.312*** (-2.72)
<i>bar_dt</i>	-0.126 (-0.94)	-0.116 (-0.86)	-0.264* (-1.87)	-0.100 (-0.80)	-0.283** (-2.09)	-0.075 (-0.63)
<i>bar_dz_dt</i>	0.117 (0.60)	0.303* (1.82)	0.027 (0.14)	0.472*** (2.96)	0.408** (2.30)	0.396*** (2.69)
常数项	-0.035 (-0.20)	-0.130 (-0.99)	-0.067 (-0.43)	0.019 (0.15)	0.008 (0.06)	-0.054 (-0.42)
样本量	749	1064	761	1060	746	1061
R ²	0.061	0.061	0.048	0.111	0.094	0.060

从表 8 的回归结果可以看出,外资进入对工人讨价还价能力的作用在低和高竞争行业均为正,但是在各期的显著性上却存在明显差异。特别是在当期和滞后 1 期,高竞争行业 *bar_dz_dt* 系数为正,而且在统计上是显著的,而低竞争行业的回归系数并不显著。虽然在滞后 2 期,低竞争行业也具有一定的显著性,但影响仍然没有高竞争行业大。这说明,在高竞争行业,外资的进入对工人讨价还价能力的正向作用更为明显。可能的原因在于,在高竞争行业,企业竞争较为激烈,外资的进入加剧了行业的竞争。就本文的样本而言,各年无论是外资企业的总体水平,还是港澳台企业,在高竞争行业的企业数目均高于低竞争行业。外资更多地进入高竞争行业,在一定程度上增加了对员工的需求,从而增强了工人的谈判能力。Konings 等(2005)的研究表明,高竞争行业企业勒纳指数的提高,表明企业会通过研发投入和技术创新活动来实现垄断势力的提升。为此,在高竞争行业,外资企业的技术创新活动将有利于工人技术水平的提升,

增加工人的外部选择,并提高了工人“敲竹杠”的可能性,从而使工人讨价还价能力得以提高。Abraham 等(2009)的研究也表明勒纳指数与劳动者的讨价还价能力具有正相关关系,勒纳指数的提高会使劳动者的讨价还价能力增强。

此外,在高竞争行业, ler_dz_dt 的系数为正,而且各期在统计上都是显著的。在低竞争行业, ler_dz_dt 的系数虽然当期为正,但在统计上并不显著。这在一定程度上验证了上文的机制,即在高竞争行业,外资要提高自己的垄断势力,更多的是依靠科技创新,以降低劳动成本。在高竞争行业,外资企业的 ler_dz_dt 系数为正而且显著,这在一定程度上有利于提高工人的谈判能力。

由于港澳台企业与外商企业在行业分布上存在诸多差异,为此,我们进一步区分行业竞争程度对外商和港澳台企业的影响,结果如表 9 所示。

表 9 区分行业竞争程度对外商和港澳台企业的影响

	内资转为外商		内资转为港澳台	
	低竞争度	高竞争度	低竞争度	高竞争度
ler	0.451 ^{***} (8.08)	0.523 ^{***} (3.98)	0.460 ^{***} (4.81)	0.160 [*] (1.93)
ler_dz	-0.233 ^{***} (-2.59)	-0.634 ^{***} (-4.42)	-0.171 (-1.37)	0.427 ^{***} (3.92)
ler_dt	-0.349 ^{***} (-4.77)	-0.210 (-1.45)	-0.104 (-0.88)	0.162 (1.61)
ler_dz_dt	0.411 ^{***} (3.18)	0.532 ^{***} (3.19)	0.114 (0.65)	-0.528 ^{***} (-3.78)
bar	0.094 (1.26)	0.362 ^{***} (2.75)	0.318 ^{***} (3.71)	0.043 (0.51)
bar_dz	0.008 (0.10)	-0.730 ^{***} (-4.76)	-0.219 (-1.63)	0.331 ^{**} (2.58)
bar_dt	-0.184 [*] (-1.77)	-0.430 ^{***} (-2.61)	-0.011 (-0.10)	0.060 (0.62)
bar_dz_dt	0.081 (0.55)	0.699 ^{***} (3.47)	0.136 (0.68)	-0.328 ^{**} (-2.19)
常数项	0.012 (0.11)	-0.224 (-1.50)	-0.0339 (-0.18)	-0.0322 (-0.21)
样本量	413	593	342	458
R ²	0.244	0.163	0.192	0.196

说明:滞后 1 期和滞后 2 期的结果与当期结果基本一致,限于篇幅没有报告,有兴趣的读者可以向作者索取。

表9的结果显示:(1)在高竞争行业,外商企业和港澳台企业存在明显的差异。外商企业能够提高工人的讨价还价能力, bar_dz_dt 项系数为0.699,并且在1%的统计水平上显著。而港澳台企业却降低了工人的讨价还价能力, bar_dz_dt 项系数为-0.328,在统计上显著。出现这一结果的原因在于:劳动者的讨价还价能力与企业垄断势力(用勒纳指数测度)的变化趋势是一致的(Abraham等,2009)。在高竞争行业, ler_dz_dt 的系数为0.532,并且在1%的统计水平上是显著的,表明外商企业进入对企业的勒纳指数产生了正向影响。同时,在高竞争行业,企业是价格的接受者,勒纳指数的提高主要通过成本降低和技术创新来实现(Konings等,2005)。因此,外商进入对勒纳指数的积极作用表明,其促进了企业的技术创新,而创新活动有利于劳动者技术水平的提升,从而增加劳动者的外部选择,提高劳动者的讨价还价能力。对于港澳台企业而言,Abraham等(2009)与Konings(2005)所阐述的机制并不成立,相反,内资转为港澳台企业后企业的勒纳指数显著降低,说明港澳台企业并没有进行研发创新,从而不利于提高劳动者的外部选择,讨价还价能力也不会提高。相对于外资企业,港澳台企业本身技术水平较低,且更多地将中国作为出口组装的基地。为此,港澳台企业出口倾向较高,并且雇佣的工人技术能力较低。这一方面进一步弱化劳动者对于企业的重要性,降低劳动者的讨价还价能力;另一方面对工人需求的较低技术门槛,也导致工人之间的过度竞争,从而降低劳动者讨价还价能力。(2)在低竞争行业,外商和港澳台企业的回归结果相一致,回归系数为正,但是在统计上不显著。这与表9总体样本的结果相一致,说明在低竞争行业,外资进入没有显著提高工人的讨价还价能力。

(三)行业要素密集度的影响

根据本文数据样本的统计,1999~2007年,中国有55%的外资进入劳动密集型行业,那么,行业要素密集度是否会影响外资对工人讨价还价能力的作用?为此,我们参照王德文等(2004)划分行业要素密集度的分类标准,将匹配之后的企业样本,区分为资本密集型行业和劳动密集型行业,进一步分析外资进入提高劳动者讨价还价能力的原因,回归结果如表10所示。

从表10的回归结果可以看出,劳动密集型行业 bar_dz_dt 的回归系数为正,并且在5%的统计水平上显著,而在资本密集型行业, bar_dz_dt 的系数为负,在统计上不显著。这说明在劳动密集型行业,外资进入能够提高工人的讨价还价能力,而且作用效果较为明显。在资本密集型行业,外资进入的影响较小,甚至起到了负向作用。那么,行业要素密集度的影响是否会因外商和港澳台企业的差异而有所不同,我们将进一步区分外商和港澳台企业,考察行业要素密集度的差异,回归结果如表11所示。

表 10 行业要素密集度的影响

	当期		滞后 1 期		滞后 2 期	
	劳动密集型	资本密集型	劳动密集型	资本密集型	劳动密集型	资本密集型
<i>bar</i>	0.249** (2.40)	0.177* (1.88)	0.251** (2.46)	0.192** (2.52)	0.277*** (2.61)	0.178** (2.41)
<i>bar_dz</i>	-0.486*** (-3.83)	0.000 (0.01)	-0.505*** (-4.04)	-0.004 (-0.05)	-0.514*** (-3.94)	-0.007 (-0.08)
<i>bar_dt</i>	-0.253* (-1.72)	-0.006 (-0.05)	-0.392** (-2.50)	-0.059 (-0.57)	-0.348** (-2.49)	0.051 (0.51)
<i>bar_dz_dt</i>	0.439** (2.39)	-0.053 (-0.32)	0.816*** (4.19)	-0.146 (-0.98)	0.705*** (4.04)	0.012 (0.09)
常数项	-0.120 (-0.72)	-0.203 (-1.40)	-0.058 (-0.34)	-0.097 (-0.83)	0.003 (0.02)	-0.111 (-0.95)
样本量	916	897	909	912	913	894
R ²	0.059	0.072	0.096	0.071	0.061	0.094

表 11 区分行业要素密集度对外商和港澳台企业的影响

	外商企业		港澳台企业	
	劳动密集型	资本密集型	劳动密集型	资本密集型
<i>bar</i>	0.170 (1.05)	0.153** (2.36)	0.154** (2.52)	0.415*** (3.28)
<i>bar_dz</i>	-0.582*** (-3.17)	-0.027 (-0.31)	0.170 (1.52)	-0.288* (-1.81)
<i>bar_dt</i>	-0.325 (-1.57)	-0.165* (-1.89)	-0.027 (-0.33)	-0.095 (-0.68)
<i>bar_dz_dt</i>	0.622** (2.43)	-0.057 (-0.48)	-0.265* (-1.88)	0.258 (1.29)
常数项	-0.310* (-1.73)	-0.030 (-0.28)	0.023 (0.14)	-0.067 (-0.39)
样本量	473	533	407	393
R ²	0.113	0.359	0.197	0.195

说明:滞后 1 期和滞后 2 期的结果与当期结果基本一致,限于篇幅没有报告,有兴趣的读者可以向作者索取,表 13 同。

从表 11 的回归结果我们可以看出:(1)在劳动密集型行业,外商企业与港澳台企业存在明显的差异。外商企业能够提高工人的讨价还价能力,*bar_dz_dt* 的回归系数为 0.622,并且在 5% 的统计水平上显著。而港澳台企业却降低了工人的讨价还价能

力,回归系数为-0.265,并且在10%的统计水平上显著。在资本密集型行业,外商企业和港澳台企业的结果也有所差异,虽然在统计上都不显著,但是外商企业对工人讨价还价能力起到了负向作用,而港澳台企业则起到了正向的作用。(2)从两类企业总体回归结果看,外商企业的基本结论与总体样本相一致,而港澳台企业却与总体样本相反。

那么,外商企业与港澳台企业在劳动密集型行业对工人的讨价还价能力为何存在如此明显的差异?实际上,劳动者讨价还价能力的高低,一方面取决于其在生产中的重要程度,另一方面则取决于其外部选择的多少,而这两方面因素受外资进入中国市场目的的影响。

如果外资进入的目的是利用中国的市场,则工人的讨价还价能力将会增强。根据Clarke等(2008)的研究,在中国市场上进行营销,很多时候需要依靠社会关系或关系契约(relationship contract)。而在西方国家,交易主要依靠的是正式法律制度和正式合约。这种差异性意味着,外资企业在进入中国市场时,不得不依赖于中国员工的作用。此外,外资企业虽然拥有技术上的优势,但必须根据当地市场状况进行适应性调整,调整成功与否很大程度上决定了其能否有效进入中国市场(Kamal和Lovely,2011),而这离不开中国员工的配合和努力。上述两方面均提高了国内工人在生产中的重要程度,从而增强了其讨价还价能力。

如果外资进入目的是把中国作为制造工厂,则劳动者的讨价还价能力将会降低。一方面,外资企业主要目的是利用当地廉价劳动力进行加工贸易,不需要在国内进行适应性投资,从而不利于工人技术能力的提高,缩小了工人的外部选择;另一方面,如果外资企业以加工生产为主要目的,则不需要依靠社会关系或关系契约进行国内营销,国内员工的相对重要性会下降。因此,在劳动密集型行业,外商企业和港澳台企业对劳动者讨价还价的显著差异可能是由于外商企业和港澳台企业在中国投资目的不同而导致的。

考虑到外国资本投资目的的差异会对劳动者讨价还价能力产生不同的影响,我们基于倾向得分匹配的配对结果,比较了企业转制前后在劳动密集型和资本密集型行业,外商企业与港澳台企业出口倾向和劳动者讨价还价能力的变化,具体见表12。从表12可以看出,在劳动密集型行业,港澳台企业在转制后出口倾向的提高较为明显,增长了198.5%,达到了43.5%,而外商企业转制后出口倾向仅为39.9%。这说明在劳动密集型行业,外商企业较港澳台企业,更多的是在国内进行销售,从而有利于劳动者讨价还价能力的提高。而港澳台企业无论是改制后的出口倾向,还是出口倾向的增

长均明显高于外商企业,从而其目的更多的是利用中国廉价的劳动力资源进行加工生产,对当地劳动者的依赖程度较低。因此,在劳动密集型行业,港澳台企业的进入不利于劳动者讨价还价能力的提高。

表 12 转制前后内、外资企业出口倾向与工人讨价还价能力的变化

行业类型	企业类型	转制前	转制后	增长	讨价还价能力变化
劳动密集型行业	外商企业	0.152	0.399	1.620	+
	港澳台企业	0.146	0.435	1.985	-
资本密集型行业	外商企业	0.053	0.178	2.354	-
	港澳台企业	0.101	0.209	1.073	+

(四) 出口倾向的影响

考虑到 2004 年的数据中没有出口交货值的统计,我们无法进行倍差法的回归。为此,我们改变考察的年份,检验 2006 年发生内资企业转制成外资企业的情况,把 2005 年作为事件发生之前的年份进行比较,采用倾向得分匹配方法对企业进行配对。利用匹配之后的样本,我们在回归方程中加入 exp_s (表示出口倾向)与 bar_dz_dt 的交叉项,以分析出口倾向因素的作用,检验结果如表 13 所示。

表 13 2006 年出口倾向因素的作用

	总体		外商		港澳台	
bar	0.102 *	0.122 **	0.085	0.011	0.047	0.050
	(1.75)	(2.30)	(0.60)	(0.10)	(0.79)	(0.88)
bar_dz	0.124	0.093	0.145	0.173	0.113	0.097
	(1.51)	(1.51)	(0.80)	(1.18)	(1.25)	(1.26)
bar_dt	0.358 ***	0.326 ***	-0.345 *	0.252 *	0.108	0.076
	(4.32)	(5.22)	(-1.66)	(1.71)	(1.00)	(0.89)
bar_dz_dt	-0.189		0.595 **		-0.193	
	(-1.58)		(2.20)		(-1.27)	
$exp_s_bar_dz_dt$		-0.427 ***		-0.252		-0.277 *
		(-2.70)		(-0.79)		(-1.75)
常数项	0.039	0.024	0.428 *	0.433 *	0.025	0.030
	(0.39)	(0.25)	(1.69)	(1.87)	(0.27)	(0.33)
样本量	1444	1444	822	633	624	624
R^2	0.119	0.115	0.072	0.115	0.097	0.097

从表 13 的回归结果可知:(1)未加入出口倾向变量 exp_s 前,回归结果与前文的结果相一致。外商企业提高了工人的讨价还价能力, bar_dz_dt 的回归系数为 0.595,并且在 5% 的统计水平上显著。港澳台企业降低了工人的讨价还价能力, bar_dz_dt 的回归系数为 -0.193,但在统计上不显著。(2)加入出口倾向变量 exp_s 后, $exp_s_bar_dz_dt$ 的回归系数均为负,港澳台企业在统计上是显著的,而外商企业不显著。这说明港澳台企业较高的出口倾向会降低工人的讨价还价能力,这一结论与 Boeri 等(2001)的研究相一致。Boeri 等(2001)指出,外资对劳动者讨价还价能力的影响取决于外资进入的目的。以市场扩张为导向的外资进入会提高劳动者的讨价还价能力。而如果外资是为了利用当地的劳动力市场,工人的讨价还价能力就可能减弱。在该种情况下,由于外资具有“用脚投票”的特征,其可将生产转移到更为适宜的地区或国家,从而降低劳动者的讨价还价能力。Kamal 和 Lovely(2011)的研究也表明国外市场导向型的外资企业,在本地市场营销和适应性技术改进方面的需要较小。这一方面降低了在生产过程中企业对当地市场营销环境和社会关系的依赖,使工人在生产过程中的重要性有所下降;另一方面,减少了工人的外部选择。为此,出口倾向的提高,会降低外资企业工人的讨价还价能力。港澳台企业的出口倾向明显要高于外商企业,特别是在劳动密集型行业,这导致港澳台企业明显降低工人的讨价还价能力,而外商企业则不明显。

五 结论

本文运用基于倾向得分匹配的倍差法,考察外资进入对劳动者讨价还价能力的影响。研究表明,不同类型的外资进入对中国劳动者讨价还价能力的影响并不一致。总体来看,外商企业的进入对劳动者讨价还价能力的影响为正,而港澳台企业的进入却产生了负向作用。

为探究上述结果产生的原因,我们从教育培训、行业竞争程度、行业要素密集度和企业出口倾向等不同角度进行了考察。结果显示:(1)在外资进入后,劳动者接受教育培训机会的增加,有利于提高劳动者讨价还价能力,并且这种作用在外商企业尤为明显,而在港澳台企业却不显著。(2)在高竞争度行业,外资进入能够提高劳动者讨价还价能力,并且外商企业的影响更为明显,而港澳台企业却产生了负向作用。在低竞争度行业,外资进入均未产生显著影响。(3)在劳动密集型行业,外资进入对劳动者讨价还价能力产生正向作用,并且外商企业的影响是显著的,而港澳台企业产生了显著的负向影响。在资本密集型行业,外资进入均未产生显著影响。(4)外资企业的

出口倾向是解释不同类型外资企业对劳动者讨价还价能力影响差异的重要原因,港澳台资企业以加工贸易为主的特点,使其具有较高的出口倾向,从而显著降低了劳动者的谈判能力。

参考文献:

艾洪山、张亚斌、元朋(2010):《外商直接投资、国际贸易与工资溢出——基于微观企业层面的实证分析》,《经济评论》第2期。

郭熙保、罗知(2009):《外资特征对中国经济增长的影响》,《经济研究》第5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。

聂辉华、贾瑞雪(2011):《中国制造业企业生产率与资源误置》,《世界经济》第7期。

聂辉华(2009):《声誉、契约与组织》,中国人民大学出版社。

沈坤荣、傅元海(2010):《外资技术转移与内资经济增长质量——基于中国区域面板数据的检验》,《中国工业经济》第11期。

王德文、王美艳、陈兰(2004):《中国工业的结构调整、效率与劳动配置》,《经济研究》第4期。

许和连、元朋、李海峥(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。

张宇(2010):《空间经济视角下的外资依赖与中国经济增长》,《经济学(季刊)》第9卷第4期。

Abraham, F.; Konings, J. and Vanormelingen, S. “The Effect of Globalization on Union Bargaining and Price-Cost Margins of Firms.” *Review of World Economics*, 2009,145(1), pp.13-36.

Baier, Scott L. and Bergstrand, Jeffrey H. “Estimating the Effects of Free Trade Agreements on International Trade Flows Using Uatching Econometrics.” *Journal of International Economics*, 2009,77(1), pp.63-76.

Boeri, T.; Brugiavini, A. and Calmfors, L. *The Role of Unions in the 21st Century*, Oxford: Oxford University Press, 2001.

Brandt, L.; Biesebroeck, J. V. and Zhang, Y. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), pp.339-351.

Brock, E. and Dobbelaere, S. “Has International Trade Affected Workers’ Bargaining Power?” *Review of World Economics*, 2006, 142(6), pp.233-266.

Budd, J. W. and Slaughter, M. “Are Profits Shared Across Borders? Evidence on International Rent Sharing.” *Journal of Labor Economics*, 2004, 22(3), pp.525-552.

Clark, S. J. “Inventory Accumulation, Wages and Employment.” *Economic Journal*, 1991, 101(405), pp.230-238.

Clark, S. J. “The Strategic Use of Inventories in An Infinite Horizon Model of Wage and Employment Bargaining.” *Scottish Journal of Political Economy*, 1993, 40(2), pp.165-183.

Clarke, D.; Murrell P. and Whiting, S. “The Role of Law in China’s Economic Development,” in Loren Brandt and Thomas G. Rawski eds., *China’s Great Economic Transformation*, Cambridge, New York, 2008, pp.375-428.

Crépon, B.; Desplat, R. and Mairesse, J. “Price-Cost Margins and Rent Sharing: Evidence from A Panel of French Manufacturing Firms.” Contributions in Memory of Zvi Griliches, National Bureau of Economic Research,

2010, pp. 583–610.

De Loecker, J. “Do Export Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia.” *Journal of International Economics*, 2007, 73, pp. 69–98.

Doiron, Denise J. “Bargaining Power and Wage–Employment Contracts in a Unionized Industry.” *International Economic Review*, 1992, 33(3), pp. 583–606.

Driffield, N. and Taylor, K. “Wage Spillovers, Inter–regional Effects and the Impact of Inward Investment.” *Spatial Economic Analysis, Taylor and Francis Journals*, 2006, 1(2), pp. 187–205.

Ernst, C. “The FDI–employment Link in a Globalizing World; The Case of Argentina, Brazil and Mexico.” *Employment Strategy Papers*, 2005, 17, pp. 1–45.

Gopinath, M. and Chen, W. “Foreign Direct Investment and Wages: A Cross–Country Analysis.” *Journal of International Trade and Economic Development*, 2003, 12(2), pp. 285–309.

Hall, R. E. “The Relationship Between Price and Marginal Cost in US Industry.” *Journal of Political Economy*, 1988, 96, pp. 921–947.

Hoekman, B. and Kee, H. L. “Imports, Entry and Competition Law as Market Disciplines.” *European Economic Review*, 2007, 51, pp. 831–858.

Kamal, F. and Lovely, M. E. “Evolving Property Rights and Shifting Organizational Forms; Evidence from Joint–Venture Buyouts following China’s WTO Accession.” Syracuse University, working paper, 2011.

Konings, J.; Van Cayseele, P. and Warzynski, F. “The Effects of Privatization and Competitive Pressure on Firms’ Price–cost Margins: Micro Evidence for Emerging Economies.” *The Review of Economics and Statistics*, 2005, 87(1), pp. 124–134.

Layard, R. M. G.; Nickell, S. J. and Jackman, R. L. *Unemployment; Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford: Oxford University Press, 1991.

McDonald, I. M. and Solow, R. M. “Wage Bargaining and Employment.” *American Economic Review*, 1981, 81, pp. 896–908.

Olley, G. and Pakes, A. “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry.” *Econometrica*, 1996, 64(6), pp. 1263–1297.

Rosenbaum, P. and Rubin, D. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika*, 1983, 70(1), pp. 41–55.

Smith, J. C. “Effet de Pouvoir de Négociation et du Marché Local du Travail sur la Détermination des Salaires.” *Economie et Prévision*, 1996, 126(1), pp. 1–17.

Smith, J. and Todd, P. “Does Matching Overcome Ladonde’s Critique of non Experimental Estimators.” *Journal of Econometrics*, 2005, 125, pp. 305–353.

附录:

依据 Hall(1988)的研究,标准的生产函数: $Q_{it} = A_{it} \cdot F(L_{it}, K_{it}, M_{it})$ 。其中 i 表示企业, t 表示年份。 Y 是产出, F 是生产函数, A_{it} 代表希克斯中性的技术进步。 L 是劳动力投入, K 是资本投入, M 是中间产品投入, 则生产函数的增长率形式为:

$$q_{it} = \varepsilon_{it}^L l_{it} + \varepsilon_{it}^K k_{it} + \varepsilon_{it}^M m_{it} + a_{it} \quad (A1)$$

其中, q_{it} 、 l_{it} 、 k_{it} 、 m_{it} 和 a_{it} 分别表示产出、劳动、资本、中间产品投入和技术的对数增长率。 ε_{it}^X 是产出相对于要素投入 X 的产出弹性, 即 $\varepsilon_{it}^X = (\partial Q_{it} / \partial X_{it})(X_{it} / Q_{it})$ 。由厂商利润最大化 $\varepsilon_{it}^X = \mu_{it} \alpha_{it}^X$, 其中, $\mu_{it} = (P_{it} / MC_{it})$ 、 $\alpha_{it}^X = P_{it}^X X_{it} / P_{it} Q_{it}$, ($X=L, K, M$) 是要素投入占产出的份额。在产品市场完全竞争情况下, $P_{it} = MC_{it}$, 则 $\varepsilon_{it}^X = \alpha_{it}^X$ 。在产品市场不完全竞争情况下:

$$q_{it} - k_{it} = \mu_{it}(\alpha_{it}^L(l_{it} - k_{it}) + \alpha_{it}^M(m_{it} - k_{it})) + a_{it} \quad (A2)$$

在这里我们假定规模报酬不变, 即 $\alpha_{it}^L + \alpha_{it}^M + \alpha_{it}^K = 1$ 。根据索罗余值的定义, 方程(A2)可写为:

$$sr_{it} = \beta_{it} ler_{it} + (1 - \beta_{it}) a_{it} \quad (A3)$$

其中, $sr_{it} = (q_{it} - k_{it}) - \alpha_{it}^L(l_{it} - k_{it}) - \alpha_{it}^M(m_{it} - k_{it})$, $ler_{it} = q_{it} - k_{it}$, β_{it} 是勒纳指数, $\beta_{it} = 1 - (1/\mu_{it})$ 。

然而, 上述模型只考虑了产品市场的不完全竞争, 为此, Crépon 等(2010)在上述模型基础上, 加入了对劳动市场不完全竞争的考察。Crépon 等(2010)假设工人的预期收益函数为: $L_{it}(p_{it}^L - \overline{p_{it}^L})$, 其中, p_{it}^L 为讨价还价的工资, $\overline{p_{it}^L}$ 为保留工资或者外部选择的工资。厂商的目标函数是短期内最大化: $p_{it} Q_{it} - p_{it}^L L_{it}$, 根据讨价还价问题的纳什解, 即最大化下式:

$$\max_{l, m, p_L} \Omega = [L_{it}(p_{it}^L - \overline{p_{it}^L})]^\varphi [p_{it} Q_{it} - p_{it}^L L_{it}]^{1-\varphi} \quad (A4)$$

根据最优化的一阶条件, 可以得到:

$$p_{it}^L = (1 - \varphi_{it}) \overline{p_{it}^L} + \varphi_{it} p_{it} Q_{it} / L_{it} \quad (A5)$$

$$p_{it}^L = \frac{\varphi_{it}}{(1 - \varphi_{it})} \left(\frac{p_{it} Q_{it} - p_{it}^L L_{it}}{L_{it}} \right) + R_{L, it}, \quad R_{L, it} = \frac{\partial (p_{it} Q_{it})}{\partial L_{it}} \quad (A6)$$

根据上述两式可以得到 $R_{L, it} = \overline{p_{it}^L}$, 再由 $R_{L, it} = \frac{\partial (p_{it} Q_{it})}{\partial Q_{it}} \frac{\partial Q_{it}}{\partial L_{it}} = \frac{p_{it}}{\mu_{it}} \frac{\partial Q_{it}}{\partial L_{it}}$ 和(A5)式可以得到劳动的产出弹性为:

$$\varepsilon_{it}^L = \mu_{it} \alpha_{it}^L + \mu_{it} \frac{\varphi_{it}}{1 - \varphi_{it}} (\alpha_{it}^L - 1) \quad (A7)$$

其中, φ_{it} 代表工人的讨价还价能力。从(A7)可以看出, 在讨价还价能力 φ_{it} 不为零的情况下, μ_{it} 不再为 ε_{it}^L 与 α_{it}^L 的比值, 忽略 φ_{it} 将使计算的勒纳指数有偏。为此, 将式(A7)带入劳动产出弹性的定义(A3)中, 得到:

$$sr_{it} = \beta_{it} ler_{it} + \gamma_{it} bar_{it} + (1 - \beta_{it}) a_{it} \quad (A8)$$

其中, $bar_{it} = (\alpha_{it}^L - 1)(l_{it} - k_{it})$, $\gamma_{it} = \varphi_{it} / (1 - \varphi_{it})$ 。^① 为此, 方程(A8)为本文的基准模型, 用于分析内资企业变为外商企业对工人讨价还价能力的影响。

(截稿: 2012年12月 责任编辑: 李元玉)

① γ_{it} 是关于 φ_{it} 的正单调变换, 与 φ_{it} 正相关。我们可以根据 γ_{it} 推算出 φ_{it} 值, $\varphi_{it} = \gamma_{it} / (1 + \gamma_{it})$ 是工人的讨价还价能力。而由于本文主要关注的是外资进入对工人讨价能力影响的方向, 即外资进入能提高还是降低工人的讨价还价能力, 而不关心其影响的大小。因此, 在计量过程中就粗略的将对讨价还价能力 φ_{it} 的影响等价于对 γ_{it} 的研究。