

# 出口、出口比例与企业间工人工资差异<sup>\*</sup>

——来自中国制造业企业的证据

詹宇波 聂 巍

**【摘 要】**文章使用企业层面的抽样数据发现,在控制了企业所有制类型后,是否存在出口活动不足以解释出口企业与非出口企业工人之间的工资差异。当使用企业出口比例度量出口时,发现在产品出口比例越大的企业中,平均工人工资水平越低,而且这种关系在内外资出口企业当中均存在,且得到分位数回归的进一步支持。文章认为造成这一关系的原因是在中国对外贸易活动中占据重要地位的加工贸易,其位于全球生产链低端的地位降低了从事加工贸易生产的工人工资水平。

**【关键词】**工资差异 出口 出口比例

**【作 者】**詹宇波 上海大学经济学院,副教授;聂 巍 上海大学经济学院,硕士研究生。

## 一、引 言

改革开放以来,尤其是加入世贸组织后,中国经济的持续增长在很大程度上得益于出口的快速增长。国家统计局数据显示,2011年中国货物进出口总额已达到36 419亿美元,其中出口额为18 984亿美元,占世界总出口额的10.4%,位列世界第一。大量研究表明,出口对于中国经济增长的积极效应是不容置疑的。但从要素收入分配的角度来看,出口是否给中国企业中的工人带来了福音,使其工资收入获得了相应的增加?新古典经济理论认为,在完全竞争市场条件下,劳动者的实际工资取决于其边际产出。然而,在现实中决定劳动者边际产出的因素却相当复杂,诸如劳动者禀赋、企业的资本规模、技术水平等因素都会对工人的生产能力产生影响,进而影响工人工资。将国际贸易因素考虑进来后,由于出口所引起的劳动力在出口和非出口部门之间的流动会改变劳动力市场上的劳动需求,同样会引起劳动者工资变化。

已有研究大多关注包括出口和FDI在内的全球化对于中国经济增长的作用,较少从微观角度就出口对中国企业工资水平的影响进行研究。此外,现有文献仅从企业是否存在出

<sup>\*</sup> 本文是上海大学创新项目(项目批准号:2010CXPY01)的阶段性成果。

口的角度加以考察(翁杰,2008;艾洪山等,2010;包群等,2011;邵敏,2011),而本文试图回答企业出口产品份额的大小会对工人工资产生怎样的影响。

近年来,国内学者开始基于企业异质性对“出口—工资”效应进行研究。如翁杰(2008)利用浙江省规模以上制造业企业层面的数据,发现出口贸易增强了劳动者在租金分享中的谈判能力,并最终提升工资水平。艾洪山等(2010)基于企业面板数据研究发现,内资非出口企业与内资出口企业、外资出口企业、外资非出口企业间存在较显著的平均工资差距,行业和地区变量对这一差距也有较大的影响。在控制了企业技术水平、人均资本投入和企业规模的影响后,仍存在不能被上述企业特征所解释的工资差距,但明显变小。包群等(2011)、邵敏(2011)认为以往的研究没有具体区分出口贸易对同一企业不同熟练程度的劳动力工资的差异性影响,一旦在制造业中将劳动力密集型行业区分对待,就会发现劳动力密集型行业的出口行为并没有给员工收入带来显著的回报,反而在资本或技术密集型行业中发现了出口对收入的显著影响。

现有国内研究存在一些不足。例如,翁杰(2008)研究的样本只局限于浙江省规模以上制造业企业,不足以反映中国企业在地域和所有制等方面的异质性。艾洪山等(2010)、包群等(2011)、邵敏(2011)的研究均使用《工业企业统计年报》的企业数据库,但该数据库没有包含劳动者个人特征,并缺少小时工资数据,因此只能使用年度的人均工资水平度量工资。另外,上述研究在度量企业的出口活动时,只将其定义为是否出口的 0-1 变量,这就无助于辨识出口企业出口多少给职工工资带来的影响。本研究将在这方面加以完善。

## 二、数据、变量与模型

### (一) 数据来源及各变量说明

2006 年 6 月,世界银行和北京大学中国经济研究中心针对北京、长春、丹东、淄博、丰镇、石家庄、西安、吴江、杭州、十堰、重庆和佛山等地、市的 1 268 家企业进行了一次问卷调查,主要集中于制造业行业。最终数据库涵盖的指标包括企业的出口情况、工人工资及其他企业和工人特征等。该数据库反映的是 2005 年的相关信息,去除数据中的非制造业企业样本,并删除一些存在数据缺失的企业后,最终得到的有效样本为 948 个。

本研究的被解释变量为企业工人小时工资的自然对数( $\ln wage$ )。由于数据库只报告了工人的月均工资,以及工人的每周工作天数和每天工作小时数,我们假定一个月为 4 周,根据工人的每周工作天数和每天工作小时数,可以得到其月工作小时数,之后将月均工资除以月工作小时,得到工人的小时工资,取自然对数后得到本文的被解释变量。

本文采取两种出口度量办法:一是设定出口哑变量  $exportdum$ ,将无出口的企业定义为 0,有出口的企业定义为 1;二是在有出口的企业中,以出口额占全年销售额的比例度量企业的出口程度,并将该比例定义为出口比例  $export$ 。

本研究模型中控制了其他工人和企业特征变量,其中有关工人的控制变量包括:(1)受

教育程度。数据库中以 0~20%、20%~40%、40%~60%和 60%以上 4 个分段比例的形式给出了企业中初中以上受教育水平的工人比例,并分别用 1、2、3、4 对其赋值,作为对工人受教育程度的度量。(2)工作经验。我们用平均工作年程度量,同时还加入了工作经验的平方项,以便反映其非线性影响。(3)企业对工人的培训情况。企业年培训费用占销售额的比重分为 0~20%、20%~40%、40%~60%和 60%以上的 4 个分段比例,并分别用 1、2、3、4 对其赋值。

控制的企业特征变量有:(1)企业资本密集度,用企业总资产与企业人数之比的自然对数度量;(2)企业年人均利润,为利润总额与企业人数之比;(3)企业所有制类型,分为国有、私营、“外资”和国有改制 4 个类型,我们以国有改制企业作为基准来控制所有制影响;(4)工

会化程度和劳动合同,分别以是否有工会和是否签订劳动合同的 0-1 变量度量;(5)企业所处的地区。这里还加入了企业所处地区哑变量,用来控制企业所处的地区带来的影响。数据报告了企业所在的地市,我们按照 12 个地市所在区域将其划分成东、中、西部,以中部地区为基准。主要变量统计描述如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变 量	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
工资对数	948	1.6809	0.3934	2.9917	0.1744
出口	948	0.4030	0.4908	1	0
出口比例	382	0.4134	0.3689	1	0.0003
受教育程度	948	3.3797	0.9347	4	1
工作经验	948	6.2695	5.9687	35	1
培训情况	948	1.5348	0.7221	4	1
资本密集度	948	3.9055	1.2533	7.5863	-2.6391
人均利润	948	0.2065	0.4789	4.9522	-1.6662

(二) 回归方程与分析方法

根据上面的变量定义,建立的企业工资决定方程为:

$$\ln wage = \alpha + \beta exportdum + \sum \lambda_i X + \sum \eta_i Z + \varepsilon \tag{1}$$

$$\ln wage = \alpha + \beta export + \sum \lambda_i X + \sum \eta_i Z + \varepsilon \tag{2}$$

其中,lnwage 为企业工人平均小时工资的自然对数,出口变量分别采用出口哑变量(exportdum)和出口比例变量(export),β 为相应的回归系数;X 为工人特征和企业特征等控制变量,λ<sub>i</sub> 为各控制变量的回归系数;Z 为企业所有制和地域等虚拟变量,η<sub>i</sub> 为各虚拟变量的回归系数;ε 为随机误差项。

本文将采取逐步加入出口、个人特征、企业特征及制度变量的方法来分析出口对企业工资的影响。在此过程中,如果企业出口对工资的影响仍然存在显著性,说明放入的变量并没有对企业出口与工资的关系产生根本性影响,而当加入某一变量后,出口变量变得不再显著,则可以认为这个变量是导致企业出口工资效应的真正原因。此外,考虑到样本数据在分布上有可能不满足正态分布特征,我们还将使用由 Koenker 等(1978)发展的分位数回归来对多变量方程进行估计。

### 三、计量结果与分析

#### (一) 以出口哑变量为度量的回归结果

本文首先使用出口哑变量(*exportdum*)考察出口企业与非出口企业的工资差异,进行OLS回归(见表2)。表2中模型1到模型6分别加入不同控制变量。在模型1中,出口哑变量的系数为0.076,且在1%水平显著,即出口企业的平均工人工资比非出口企业的要高7.6%。显然这一结论支持了出口有利于实现工资溢价的结论。在加入了受教育水平、工作经验和培训等工人特征变量的模型2中,出口哑变量的系数这一差异减小为7%,同样在1%水平显著。这说明出口的工资溢价效应依旧存在,控制工人特征变量并不足以解释出口带来的工资溢价。受过初中以上教育的工人比例为负,但不显著。此外,从工作经验及其平方值的系数来看,较长的工作经验能够为工人带来较高工资,但工作经验平方值数值很小,且不显著。企业培训水平在1%水平显著为正,说明企业的培训投入能够提高工资。

模型3加入劳动合同和工会等劳动制度变量后,出口哑变量的系数进一步缩小为0.0651,且在1%水平显著。这表明样本中出口企业的工资溢价效应不受来自劳动制度方面的影响。同时,工人与企业签订劳动合同能够显著提高工资水平,但是否成立工会对工资无明显影响。

在模型4中加入了资本密集度和人均利润两个企业经营指标,出口活动系数减小为

表2 以出口哑变量作为出口度量的OLS回归

解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
出口	0.076*** (0.026)	0.070*** (0.025)	0.065*** (0.024)	0.053** (0.024)	0.013 (0.024)	-0.027 (0.023)
受教育程度		-0.009 (0.013)	-0.020 (0.013)	-0.023* (0.013)	-0.024** (0.012)	-0.025** (0.011)
工作经验		0.018*** (0.007)	0.009 (0.007)	0.011 (0.007)	0.001 (0.001)	0.015** (0.006)
工作经验平方		-0.000 (0.016)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
培训情况		0.091*** (0.017)	0.074*** (0.017)	0.066*** (0.017)	0.070*** (0.016)	0.084*** (0.015)
劳动合同			0.232*** (0.030)	0.202*** (0.030)	0.177*** (0.029)	0.122*** (0.027)
工会化程度			0.020 (0.028)	0.006 (0.027)	-0.004 (0.027)	0.030 (0.024)
资本密集度				0.055*** (0.010)	0.049*** (0.010)	0.038*** (0.009)
人均利润				0.060** (0.025)	0.066*** (0.024)	0.090*** (0.022)
国有					0.216*** (0.055)	0.193*** (0.050)
私营					-0.101*** (0.029)	-0.072*** (0.027)
“外资”					0.087** (0.035)	0.042 (0.032)
东部						0.377*** (0.026)
西部						0.107*** (0.026)
常数项	1.650*** (0.017)	1.446*** (0.058)	1.352*** (0.058)	1.181*** (0.064)	1.291*** (0.068)	1.142*** (0.064)

注:括号内数据为标准误差。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%、1%水平显著。在所有制和地区变量中,分别用国有改制企业和中部地区作为基准。

0.0526,并在 5%水平上显著。因此,诸如资本密集度和企业利润这样的经营指标在本文中仍不能够解释出口企业的工资溢价效应。而模型 4 中的资本密集度和企业利润的系数均显著为正,说明工人与企业的资本投入之间存在正向的匹配关系和正向的利润分享。

在模型 5 加入所有制变量,将国有改制企业作为基准,这时出口哑变量的系数依旧为正,但不再显著。而新加入的所有制变量则全部显著,其中外资企业和国有企业的平均工资明显高于国有改制企业,而私营企业平均工资则低于国有改制企业。可见出口企业的工资溢价可以从所有制的角度得到解释。

在中国,外资通常被认为是与高技术水平相结合的资本,需要大量技术工人,技术工人获得的报酬相对较高。本研究涉及的 948 家企业中,有 192 家外资企业,占总样本的20.3%,其中存在出口行为的 129 家,占有所有出口企业(382 家)的 33.8%。因此,具备相对高技术水平的外资企业更多地参与了出口,这可能是导致外资企业平均工人工资水平较高的重要原因。在样本企业中,国有企业在出口方面也显示出与外资企业类似的特征,但由于国有企业样本数较少,在出口—工资溢价方面的作用有待进一步检验。本研究样本中有私营企业 449 家,占总样本的 47.4%,其中存在出口行为的 132 家,占私营企业样本数的 29.4%,占全部出口企业的 34.6%。此外,在加入以中部地区为基准的地区变量后,发现东部和西部地区的工人平均工资都明显高于中部地区,而出口哑变量的系数依然不显著。

现有文献在讨论工资问题时,常用分位数回归分析解释变量对不同分位水平下工资的作用(邢春冰,2006)。本研究也用该方法来检验出口企业与非出口企业的工资差异(见表 3)。从表 3 可以看出,在控制了工人特征、企业特征、所有制和地域等因素之后,出口企业与非出口企业的工人工资并不存在显著差异。在所有制方面,只有国有企业的工人工资在不同分位下均显著高于国有改制企业。外资企业变得不再显著。因此我们认为,有关所有制对于出口工资溢价效应的解释力较弱。

表 3 以出口哑变量为出口度量的分位数回归

解释变量	分位数				
	0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
出口比例	0.0006(0.0392)	-0.0313(0.0255)	-0.0374(0.0247)	-0.0416(0.0384)	-0.0102(0.0418)
国有	0.2042**(0.0874)	0.1631*** (0.0565)	0.1513*** (0.0538)	0.1739** (0.0822)	0.3338*** (0.0872)
私营	-0.0263(0.0494)	-0.0419(0.0305)	-0.0733** (0.0291)	-0.0611(0.0437)	-0.1116** (0.0443)
“外资”	-0.0066(0.0542)	0.0276(0.0356)	0.0235(0.0354)	0.0639(0.0552)	0.0752(0.0591)

注:括号内数据为标准误差。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平显著。

(二) 以出口比例为度量的回归结果

在这一部分,我们在样本中剔除非出口企业,仅采用出口企业子样本,并更换关键解释变量,将企业产品出口比例作为对出口水平的度量,分析其对工人工资的影响,回归结果如表 4 所示。在表 4 模型 1 中,我们发现企业产品出口比例对工人工资的影响显著为负。在随



表 4 出口企业子样本的出口比例变量 OLS 回归

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
出口比例	-0.369*** (0.053)	-0.296*** (0.055)	-0.270*** (0.055)	-0.201*** (0.055)	-0.265*** (0.057)	-0.206*** (0.051)
受教育程度		0.014 (0.021)	0.004 (0.021)	-0.005 (0.021)	-0.009 (0.020)	-0.016 (0.018)
工作经验		0.011 (0.010)	0.002 (0.010)	0.004 (0.010)	0.001 (0.010)	0.020** (0.009)
工作经验平方		-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
培训情况		0.080*** (0.026)	0.069*** (0.025)	0.062** (0.025)	0.073*** (0.024)	0.100*** (0.022)
劳动合同			0.192*** (0.048)	0.164*** (0.048)	0.136*** (0.047)	0.052 (0.043)
工会化程度			0.050 (0.044)	0.038 (0.043)	0.030 (0.042)	0.066* (0.038)
资本密集度				0.067*** (0.017)	0.058*** (0.016)	0.038** (0.015)
人均利润				0.053 (0.039)	0.060 (0.038)	0.108*** (0.034)
国有					0.201** (0.092)	0.217*** (0.082)
私营					-0.099** (0.048)	-0.089** (0.043)
“外资”					0.088* (0.051)	0.068 (0.045)
东部						0.389*** (0.039)
西部						0.175*** (0.048)
常数项	1.879*** (0.029)	1.620*** (0.100)	1.503*** (0.102)	1.256*** (0.114)	1.357*** (0.119)	1.131*** (0.108)

注：括号内数据为标准误差。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著。

后的模型 2 至模型 6 中，我们逐步加入了工人特征、劳动制度、企业特征、所有制和地区变量等变量，尽管出口比例的系数值有所变化，但仍然在 1% 水平显著为负。

使用出口比例进行度量后得到了与前面截然相反的结论，说明如果包含出口哑变量的计量方程旨在检验出口企业与非出口企业之间工人工资的差异，那么以出口比例度量出口的计量方程则旨在检验出口程度给企业工人工资带来的差异。表 4 显示，在多个层面解释变量的影响下，出口比例依然显著为负，说明在其他因素不变的情况下，出口比例越高的企业工人的平均工资水平越低。由于调查问卷当中缺乏进一步的相关信息，我们无法确知是何种因素导致了这一现象，但可以从中国企业在对外贸易中表现出的特征来进行分析。

中国对外贸易的重要特征之一是加工贸易占主导地位。从表 5 可以看出，从 1995 年开始加工贸易的出口比例超过一般贸易，占全部出口产品中的一半以上。2000~2005 年，这一比例一直在 55% 左右。根据有关规定，从事加工贸易的企业在对从加工贸易项下进口的中间产品进行加工后，需要全部再度出口。据此可以推想，加工贸易企业产品的出口比例将大大高于其他出口企业。而加工贸易中存在的另一个事实是，外资企业在全中国范围内配置资源，为降低生产成本在拥有大量低成本劳动力的国家从事生产，因此在全球生产链上，中国工人从事的多为较低端的工作，为产品价值贡献的份额较少，因此获得的工资报酬也相对较少。如果这一逻辑成立，在出口比例越高的企业中工人获得的工资水平越低就能够得到较好的解释（见表 5）。

我们同样采用分位数回归考察不同分位水平下，出口比例对出口企业工人工资的作用

表 5 1992~2005 年 3 种贸易方式的出口情况
 亿美元

年份	加工贸易		一般贸易		其他贸易	
	数量	比例	数量	比例	数量	比例
1992	396.20	0.47	436.80	0.51	16.40	0.02
1993	442.50	0.48	432.00	0.47	43.00	0.05
1994	569.80	0.47	615.60	0.51	24.70	0.02
1995	737.00	0.50	713.70	0.48	37.10	0.02
1996	843.30	0.56	628.40	0.42	38.80	0.03
1997	996.02	0.54	779.74	0.43	52.14	0.03
1998	1044.54	0.57	742.35	0.40	50.22	0.03
1999	1108.82	0.57	791.35	0.41	49.14	0.03
2000	1376.52	0.55	1051.81	0.42	63.70	0.03
2001	1474.33	0.55	1118.81	0.42	67.83	0.03
2002	1799.28	0.55	1361.87	0.42	94.82	0.03
2003	2418.51	0.55	1820.34	0.42	143.45	0.03
2004	3279.70	0.55	2436.06	0.41	217.44	0.04
2005	4164.67	0.55	3150.63	0.41	304.23	0.04

资料来源：2006 年《中国统计年鉴》。

们在这一部分将出口企业分为内资出口企业和外资出口企业两个子样本,分别考察出口哑变量和出口比例对工人收入的影响(见表 7)。从表 7 可以看出,出口哑变量对于工资的作用在内外资企业子样本中都不显著,因此之前得到的有关所有制对于出口的工资溢价效应仍有待于进一步验证。然而,我们发现,出口比例对工人工资的负作用在内外资出口企业中均

表 6 出口比例分位数回归

解释变量	分 位 数				
	0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
出口比例	-0.2537*** (0.0743)	-0.1930*** (0.0725)	-0.2038*** (0.0620)	-0.2432*** (0.0864)	-0.1382 (0.1351)
国有	0.2947** (0.1162)	0.1571 (0.1090)	0.1965* (0.1002)	0.3122** (0.1340)	0.3897* (0.2293)
私营	-0.0052 (0.0699)	-0.0931 (0.0650)	-0.0906* (0.0522)	-0.0611 (0.0704)	-0.1778 (0.1243)
“外资”	0.1322* (0.0682)	0.0242 (0.0650)	0.0512 (0.0544)	0.0663 (0.0764)	0.0815 (0.1345)

注:括号内数据为标准误差。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平显著。

表 7 分所有制子样本 OLS 回归

解释变量	内资企业子样本	外资企业子样本
出口	0.0005 (0.0253)	-0.0584 (0.0553)
出口比例	-0.1395** (0.0672)	-0.2495*** (0.0878)

注:括号内数据为标准误差。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平显著。

(见表 6)。从表 6 可以看出,在控制了工人特征、企业特征、所有制和地域等因素之后,除了在 0.9 分位水平下,其余分位水平下,出口企业中出口比例的系数均显著为负。因此,分位数回归结果进一步支持了在出口企业中随着产品出口比例越大,工人工资越低的结论。

(三) 分所有制的子样本检验

考虑到外资因素对企业出口活动的影响,我

显著存在。在内资出口企业中,出口比例增加 10%,工人工资减少 1.4%;而外资出口企业的产品出口比例增加 10%,工人工资将减少 2.5%,高于内资出口企业 1.1 个百分点。由此,可以认为之前有关出口比例对于工人工资的结论得到了验证。

## 四、结 论

本文使用企业层面的抽样数据,对出口在中国制造业企业中的工资决定作用进行分析后发现:(1)在逐步控制了工人特征、企业特征和劳资关系等变量后,出口活动对企业间工人工资差异存在显著的正向作用。但在控制了企业所有制类型后,是否出口对工人工资的溢出效应变得不再显著。因此我们认为,是否存在出口并不足以解释出口与非出口企业工人的工资差异。(2)在出口企业子样本中,企业产品出口比例的系数在 OLS 回归和分位数回归的大部分分位水平下均显著为负,表明企业出口比例对于工资差异的解释是稳健的,出口比例越高,企业工人平均工资水平越低。

在中国经济结构亟待转型的今天,本文的政策含义是明显的。根据本文的研究结论,我们发现发展对外贸易并没有带来工人工资的相应增长。以加工贸易为主的贸易格局使处于价值链低端的中国产业工人无法与更高的资本和技术水平相结合,从而很难通过融入全球化来提高工资。因此,提高工人工资水平的关键在于提升其边际产出水平。在全球化的背景下,需要实现企业在全球价值链上向含有更高产品价值的方向进行攀升。

由于本研究使用的是截面数据,只能对企业间工资差异做出解释,而无法发现出口在工资变化趋势中的作用;在选择计量方法时也受到一定的限制,从而在处理(如内生性等)问题上显得有所不足。而数据样本量相对较小,也限制了通过对样本进一步分组来讨论。上述不足之处有待于在今后的研究工作中得到改进。

### 参考文献:

1. 艾洪山等(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。
2. 包群等(2011):《出口改善了员工收入吗?》,《经济研究》,第9期。
3. 邵敏(2011):《我国企业出口对员工收入的影响——基于企业异质性视角的经验研究》,《中国工业经济》,第9期。
4. 翁杰(2008):《国际贸易、租金分享和工资水平——基于浙江制造业的实证研究》,《国际贸易问题》,第11期。
5. 邢春冰(2006):《中国不同所有制部门的工资决定与教育回报:分位回归的证据》,《世界经济文汇》,第4期。
6. Alberto E. Isgut.(2001), What's Different about Exporters? Evidence from Colombian Manufacturing. *Journal of Development Studies*. 37(5), 57-82.
7. Andrew B. Bernard, J. Bradford Jensen, Robert Z. Lawrence.(1995), Exporters, Jobs, and Wages in U.S. Manufacturing: 1976-1987. *Microeconomics*. No.1995, 67-119.
8. Andrew B. Bernard, Joachim Wagner.(1997), Exports and Success in German Manufacturing. *Review of World Economics*. No.133, 134-157.
9. Koenker, R., Bassett, G.J.(1978), Regression Quantiles. *Econometrica*. 46(1), 33-50.

(责任编辑:朱 犁)