

对外贸易的职工内部收入分配效应

——正式工、临时工和农民工的比较研究

项松林^{*}

摘要:本文考察了微观企业进出口贸易的职工工资分配效应。研究结果表明,企业进出口贸易对不同属性职工的收入分配具有非对称性,出口对临时工和农民工实际工资增长的贡献明显高于正式工,而进口对正式工实际工资增长的贡献也显著高于临时工和农民工,并且这一结论在控制了企业生产能力、经营年限、地理位置、所有制结构等因素,以及样本配对和内生性问题的再检验结果中均较为稳健,说明我国企业在国际化发展过程中,单纯强调出口或进口都会产生劳动力内部的收入分配差距问题。尽管对外贸易在我国经济发展和提高劳动力实际报酬等方面发挥了重要作用,但本文微观数据的经验证据表明,企业的进出口贸易不可能协调所有职工的利益分配,调整收入差距的再分配政策应该关注这一问题。

关键词:制造业企业 进出口贸易 职工工资 收入分配

一、引言

贸易如何影响劳动力的实际报酬?基于新古典贸易框架的斯托伯-萨缪尔森定理明确指出,国际贸易促进了本国相对丰裕要素的实际报酬上升,同时相对稀缺要素的实际报酬下降。与发达国家相比,发展中国家劳动要素禀赋相对丰裕,贸易开放后劳动力的实际工资应该上涨。但贸易提升不同劳动力群体实际收入既与技能偏向型技术进步、后发优势和学习效应有关(Pissarides,1997),也与发展中国家大量进口机器设备、承担产品内分工的低端制造环节有关(Acemoglu,2003;Feenstra and Hanson,1995)。在此背景下,不少研究者将研究视角放在技能劳动力和非技能劳动力上,讨论进出口贸易对不同技能水平职工的收入分配效应。与这些研究视角不同,本文重点分析企业进出口贸易对正式工、临时工和农民工的影响差异,试图解释贸易为什么会自动产生劳动要素内部的收入差距。也就是说,本文试图解决的问题是:劳动力的实际收入能否从企业的进出口贸易中获益?如果能,是对正式工还是对临时工或农民工更有利?对这些问题的回答,无疑有助于理解我国职工内部收入差距产生的原因,为新一轮缩小居民收入分配差距的经济体制改革提供借鉴意义。

随着新-新贸易理论的兴起,不少研究者在理论和实证两方面探讨了企业进出口贸易对

* 项松林,中共中央党校国际战略研究所,邮政编码:100091,电子信箱:cupxsl@163.com。

本文系教育部人文社科基金青年项目“中国出口固化的成因研究:新-新贸易理论拓展模型的分析”(项目号:13YJC790161)的阶段性成果,并得到中国博士后科学基金项目(项目号:2014M550034)资助。作者感谢匿名审稿专家的修改意见,文责自负。

职工实际报酬的影响(项松林,2013)。Bernard等(2007)认为贸易开放后,本国丰裕要素实际收入是否增加取决于正向的生产率效应、进口多样化效应和负向的规模效应相对比较。由于企业异质性对比较优势具有放大效应,且随着低效率企业的市场退出和资源的企业间再分配,生产率高的企业所能支付的实际工资随之增加。一些经验研究已经发现了进出口企业为其职工提供更高工资的证据,“工资溢价”现象广泛存在于一些发达国家、发展中国家或新兴经济体中,如Barnard和Jensen(1995,2004)、Hansson和Lundin(2004)、Farine和Martin-Marcos(2007)、Hahn(2004)、Van Bieseboeck(2003)、Loecker(2007)、Amiti和Konings(2007)、Rodrigue(2007)、Kasahara和Lapham(2008)的研究等。

这些前瞻性的研究方法给我们提供了一个新的研究问题:中国企业的进出口贸易是否也存在“工资溢价”?如果存在,是正式工还是临时工或农民工受益更大?包群等(2011)研究了1998-2006年中国制造业企业出口对职工收入的影响,发现企业出口对改善劳动力报酬的作用并不显著。与他们的研究方法类似,我们也试图采用微观企业数据考察中国出口企业对劳动力报酬的影响,但本文的研究思路又有一定差异。首先,我们的研究对象不仅包括出口,而且包括进口。其次,我们将职工划分为正式工、临时工和农民工三类,且正式工、临时工和农民工的不同契约安排也会影响其实际报酬(Antràs and Helpman,2006;Dasgupta,2010)。

与已有文献相比较,本文还存在以下改进:首先,企业出口量的大小也会影响到职工实际报酬(Meller,1995;Arnold and Hussinger,2005),我们将改变出口比重进行稳健性检验;其次,经济发展水平和所有制结构的不同也会影响到职工的实际工资,我们将分地区和分所有制做进一步分析;第三,进出口企业和非进出口企业在规模、经营绩效等可能存在差异,会影响计量结果的稳定性,我们使用样本配对的方法,验证实证结果的稳健性。尽管采用微观数据分析贸易对职工工资影响是一个广受关注的话题,但将贸易主体具体化为进出口企业,进而分析贸易的职工内部收入分配效应,仍少有文献涉及。回答这一问题,无疑有助于全面评价对外贸易对我国经济发展的作用,尤其是企业进出口贸易对收入分配的影响。

二、研究设计、变量选择和数据来源

(一)实证模型

类似包群等(2011)研究思路,本文也使用双重差分法分析企业进出口贸易对正式工、临时工和农民工实际工资的影响。使用哑变量 $dm=1$ 和 $dx=1$ 分别表示企业的进口和出口行为, (dm,dx) 的四种组合可以将微观企业划分为: $(dm=1,dx=1)$ 的进口且出口企业; $(dm=1,dx=0)$ 的纯进口企业; $(dm=0,dx=1)$ 的纯出口企业; $(dm=0,dx=0)$ 的不进口也不出口内销企业。

令 w_{it} 表示企业*i*在时期*t*三类属性职工的实际工资, Δw_{it} 表示企业*i*在成为进出口企业之前和之后两个期间的实际收入变化。如果企业在两个时期都是进出口企业,则实际工资的变化记作 Δw_{it}^1 ;如果企业在两个时期都不是进出口企业,则实际工资的变化记作 Δw_{it}^0 。因此,企业的进出口贸易对其职工工资的实际影响可表示为:

$$\delta = E(\delta_{it} | dx_{it} = 1, dm_{it} = 1) = E(\Delta w_{it}^1 | dx_{it} = 1, dm_{it} = 1) - E(\Delta w_{it}^0 | dx_{it} = 1, dm_{it} = 1) \quad (1)$$

(1)式的估计难度在于 $E(\Delta w_{it}^0 | dx_{it} = 1, dm_{it} = 1)$ 是不可观测的,可以使用双重差分法加以解决。双重差分的基本思想是:如果样本期内始终存在没有进口或出口行为的企业,则可以将

这类的工资看成 Δw_u^0 , 即 $E(\Delta w_u^0 | dx_{it} = 1, dm_{it} = 1) = E(\Delta w_u^0 | dx_{it} = 0 \text{ or } dm_{it} = 0)$ 。也就是:

$$\delta = E(\delta_{it} | dx_{it} = 1, dm_{it} = 1) = E(\Delta w_u^1 | dx_{it} = 1, dm_{it} = 1) - E(\Delta w_u^0 | dx_{it} = 0 \text{ or } dm_{it} = 0) \quad (2)$$

于是, 我们设定以下的估计方程来测算企业进出口贸易对劳动力的实际工资影响:

$$\ln w_{it} = \alpha + \beta \times dx_{it} + \gamma \times dm_{it} + \delta \times dx_{it} \times dm_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

当扰动项 ε_{it} 满足 $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 时, 对于 $(dm_{it} = 1, dx_{it} = 1)$ 的处理组来说, 进出口企业的实际工资变化为 $E(\ln w_{it}^1 | dx_{it} = 1, dm_{it} = 1) = \delta$; 对照组的进口企业、出口企业或内销企业的实际工资变化为: $E(\ln w_{it}^0 | dx_{it} = 0 \text{ or } dm_{it} = 0) = \gamma, \beta, 0$ 。(3)式估计系数 β, γ 和 δ 分别反映了纯出口企业 $(dm_{it} = 0, dx_{it} = 1)$ 、纯进口企业 $(dm_{it} = 1, dx_{it} = 0)$ 和进口且出口企业 $(dm_{it} = 1, dx_{it} = 1)$ 对不同属性职工实际工资的影响效应。

在实际估计中, 我们还在(3)式中加入了一些诸如企业生产能力使用情况、资本密集度和企业经营年限以及企业所处区域和所有制结构等控制变量。加入这些控制变量, 一方面是为了检验实证结论的稳健性, 另一方面是为了说明影响企业发展的其他因素也可能影响不同职工的实际报酬。使用 cv_{it} 表示这些控制变量后, 我们的具体实证模型为:

$$\ln w_{it} = \alpha + \beta \times dx_{it} + \gamma \times dm_{it} + \delta \times dx_{it} \times dm_{it} + \eta \times cv_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $\ln w_{it}$ 表示正式工、临时工、农民工实际工资; dx_{it} 和 dm_{it} 分别表示企业的出口和进口; ε_{it} 为扰动项; $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ 和 η 分别为待估计系数。根据新—新贸易理论的“工资溢价”性质, 我们预期各待估计系数的符号均为正, 即 $\beta > 0, \gamma > 0, \delta > 0$ 和 $\eta > 0$ 成立。

(二) 变量选取、数据来源和处理

本文所使用的数据来源于世界银行《中国企业调查数据》(2005)。该数据库共统计了 2002–2004 年中国 12 400 家企业, 所涉及到的地区包括除西藏以外的 30 个省市自治区, 企业所有制也包括国有、集体、联营、有限公司、股份合作、私营、港澳台、外资和其他的 9 个类型。我们采用出口交货值为正, 确定出口企业身份 ($dx_{it} = 1$)。然后, 选择“企业的进口产品报关时间”(原数据指标中的 g3)作为确定进口企业的依据 ($dm_{it} = 1$)。依据上述定义, 并扣除职工工资存在零值的异常观测点后, 我们初步确定存在进出口贸易的企业共 1 223 家, 而非贸易企业 3 697 家。

1. 实际工资 ($\ln w_{it}$)

正式工、临时工、农民工名义工资来源于世界银行《中国企业调查数据》。实际工资使用累计 CPI 指数进行平滑, CPI 指数来源于中经网统计数据库。

2. 控制变量

世界银行《中国企业调查数据》中存在对企业经理关于生产能力使用情况的调查, 并且原数据库中分别用 a33%、a32% 和 a31% 表示各自年份的调查指标。^① 我们直接对其取自然对数, 用来表示影响职工工资的企业生产能力 ($\ln pc_{it}$) 控制变量。

资本密集度 ($\ln(K/L)_{it}$) 使用人均实际资本的对数表示。名义资本存量使用净固定资产与新增固定资产投资之和表示, 并使用固定资产投资价格指数将其调整为实际值。2002–2004 年净固定资产和新增固定资产投资来源于世界银行《中国企业调查数据》(2005), 固定资

^①a33 是企业经理对生产能力的打分数据, 取值范围为 [0, 100], 且数值越高, 企业生产能力使用情况越好。

产投资价格指数来源于中经网统计数据库,总雇佣人口的数据也来源于世界银行《中国企业调查数据》(2005)。

企业经营年份(*year*)使用调查年与企业成立之年的差值表示,数据来源于世界银行《中国企业调查数据》(2005)。地区控制变量使用两个虚拟变量表示,且 $region = (1, 0, 0)$ 表示企业位于东部地区, $(0, 1, 0)$ 表示位于中部地区, $(0, 0, 0)$ 表示企业在西部地区。各企业所在城市及其省份数据来源于世界银行《中国企业调查数据》(2005),中东西部地区划分见项松林(2011)文献。企业所有制使用虚拟变量 *owner* 表示,且 $owner = 1$ 表示外资企业, $owner = 0$ 表示内资企业。在实际应用中,将港澳台的所有制企业也划归为外资企业行列。企业所有制结构数据也源自世界银行。

3. 匹配变量

考虑进出口企业和非进出口企业在规模、经济效益等因素上存在较大差异,会影响实证结果的稳健性,我们还为进出口企业找寻性质相近的非进出口企业,进行配对比较。这些配对指标主要出于以下三方面的考虑:(1)基于新-新贸易理论强调的生产效率与“工资溢价”的正向关系,我们选择可能导致企业生产率水平出现差异的两个配对指标——劳动生产率和研发投入(*R&D*),并认为劳动生产率和研发支出是企业提高生产效率的主要因素;(2)由新-新贸易理论所支持的出口企业相对具有更大规模的结论,选择劳动与资本存量作为衡量企业规模的一组配对指标;(3)企业支付职工的工资可能与企业的经营绩效有较大关系,选择成本利润率指标来反映处理组和对照组相似的财务状况。与之对应的匹配变量选择为:劳动生产率变量使用人均核心业务收入表示,即为“核心业务收入/全部从业人员”;研发投入使用各企业的*R&D*支出表示;劳动和资本投入同上,使用全部雇佣人员和资本存量表示;反映财务状况的成本利润率使用“核心业务利润/核心业务支出”表示。

三、计量结果及分析

(一) 初步估计

首先以正式工、临时工和农民工的平均工资为被解释变量,对全部样本企业进行初步估计。初步估计包括两个模型:(1)不考虑任何控制变量的情况下,仅分析企业的进口和出口行为对实际工资的影响,记作模型1;(2)进一步加入企业生产能力使用情况、人均资本密集度、企业经营年数、所在地区和所有制控制变量的模型2。表1的初步估计结果显示:所有变量的系数符号和显著性水平都不会发生变化,实证结果较为稳健。

初步估计结果表明,企业单独的出口或进口显著正向影响实际工资,符合“工资溢价”的理论预期。新-新贸易理论的重要观点是:固定和可变贸易成本使得只有生产率更高的企业才能从进口或出口的行为中获利。进出口贸易量与企业生产率正相关,一方面说明进口贸易加速了要素在企业间的再分配过程,另一方面也说明随着低效率企业的市场退出,生产要素不断向高效率企业转移。要素再分配和转移的结果,导致生产率更高的出口或进口企业所能支付较高工资的能力不断增强,企业单独出口或进口具有提高劳动力报酬的显著作用。

我们感兴趣的一个问题是:谁的实际工资增长的更多?不同被解释变量的估计结果具有不同的作用。从企业进出口贸易来看,单独的出口似乎对临时工和农民工更有利,而单独的进口却对正式工更有利。这是因为企业出口后,临时工和农民工的实际工资增长达到0.172和0.173,而正式工只有0.135(模型2);同时,进口促进正式工的实际工资增长达到0.263,而临

时工和农民工实际工资增长只有 0.194 和 0.177。单独的出口对临时工和农民工更有利,既说明非正式就业的临时工和农民工从企业出口中受益更多,也说明我国积极发展对外贸易对提高低收入人群实际收入所起到的重要作用。正式工在进口中获利更多的原因可能在于以下两方面:首先,企业进口主要是为了提高生产效率,相对临时工和农民工而言,正式工从进口中获得技术溢出、进而提高企业生产效率的作用更明显。随着正式工在进口中获得人力资本的增加,企业不会忽视他们离职所带来的竞争损失,必然会提高正式工的实际工资;其次,正式工的契约保证也比临时工和农民工强,合同质量也是造成企业进口贸易的“工资溢价”中,正式工比临时工和农民工实际工资高的另一个重要原因。

生产能力使用情况对提高实际工资的作用,按从大到小依次为农民工(0.055)、临时工(0.053)和正式工(0.041)。企业在需求增加后,为充分利用闲置生产能力扩大生产,理性选择是增加农民工和临时工的用工需求,从而闲置生产能力使用越大,农民工和临时工的实际工资上涨空间也增加。与之相对的是,正式工是企业为满足正常生产能力而配备的劳动力需求,因此闲置生产能力的充分利用与正式工的需求关系不大,正式工实际工资增长也不如农民工和临时工受生产能力使用情况的作用大。

资本密集度对三种职工实际工资增长的作用完全相同(均为 0.007),说明企业为生产而投入的劳动和资本不随职工种类安排的不同而改变。毕竟,与资本配对生产的是劳动总量,而不是具体的正式工、临时工或农民工的数量多寡。当然,人均资本密集度显著正向影响各类职工的实际工资,也同其他经验研究类似(包群等,2011)。

但是,企业进口且出口行为对三类职工实际工资都没有显著影响。这是因为 $dx \times dm$ 的系数都不显著,而且还为负数。一个主观上的感觉是进口且出口企业可能从事加工贸易,而加工贸易企业本身是追逐成本最小的,不太可能具有提高职工实际工资的意愿。为此,我们改变出口比重进行再检验。

表 1 全部企业的估计结果

	模型 1			模型 2		
	正式工	临时工	农民工	正式工	临时工	农民工
常数	7.438 *** (181.75)	7.611 *** (112.94)	7.49 *** (133.22)	7.200 *** (119.95)	7.297 *** (100.65)	7.172 *** (113.66)
dx	0.131 *** (2.78)	0.160 *** (3.02)	0.163 *** (3.39)	0.135 *** (2.90)	0.172 *** (3.27)	0.173 *** (3.64)
dm	0.267 *** (4.33)	0.195 *** (2.80)	0.178 *** (2.82)	0.263 *** (4.32)	0.194 *** (2.83)	0.177 *** (2.85)
$dx \times dm$	-0.067 (-0.84)	-0.100 (-1.11)	-0.081 (-0.99)	-0.070 (-0.89)	-0.108 (-1.21)	-0.088 (-1.10)
$\ln pc$				0.041 *** (4.56)	0.053 *** (8.50)	0.055 *** (8.79)
$\ln(K/L)$				0.007 *** (2.47)	0.007 *** (3.38)	0.007 *** (3.32)
AR(1)	0.875 *** (196.63)	0.92 *** (233.02)	0.912 *** (234.78)	0.874 *** (195.07)	0.919 *** (232.33)	0.911 *** (234.13)
<i>region</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>owner</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R^2	0.821	0.857	0.86	0.822	0.859	0.861
Obs	14 490	14 490	14 490	14 490	14 490	14 490

注:(1)括号内为 t 统计量值;(2) ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著通过检验;(3) AR(1) 为一阶自回归;(4)限于篇幅,省略了面板模型的 Hausman 检验、F 值及 DW 值等统计量(下同)。

(二) 改变出口规模的再估计

由于世界银行《中国企业调查数据》(2005)没有对企业进口量进行统计,而我们只能根据是否存在“进口的报关时间”确定企业的进口性质,无法对进口企业进行重新划分。与进口不同的是,企业出口交货值有明确资料,可以根据出口占销售额的比重划分出口企业的相对规模大小。Meller(1995)以出口占销售额比重超过30%划分出口企业的规模等级,本文首先以这种划分方法为标准,进行稳健性检验。我国加工贸易企业还存在“两头在外”的客观事实,有必要分析进口引致出口型企业(巫强、刘志彪,2009)的收入分配效应,即100%的完全出口企业是否也具有上述性质。

表2的再估计结果表明,控制所有变量后,以下三个重要结论仍然成立:(1)正式工 dm 的显著性系数大于临时工和农民工,说明进口对正式工实际工资增长更有利;(2)正式工 $lnpc$ 的系数没有临时工和农民工大,表明闲置生产能力的充分利用对正式工实际工资增长的作用反而小;(3)企业资本密集度增加也有助于促进不同职工实际工资增长。唯一的不同,企业的单独出口影响职工实际工资不再显著。因此,即便改变企业出口规模后,仍然有进口更有利于提高正式工实际工资的结论成立。

表2 改变企业出口规模的再估计结果

	30%			100%		
	正式工	临时工	农民工	正式工	临时工	农民工
常数	7.229 *** (120.95)	7.341 *** (99.81)	7.215 *** (113.01)	7.228 *** (120.96)	7.342 *** (99.65)	7.215 *** (112.90)
dx	0.001 (0.06)	0.004 (1.24)	0.001 (0.29)	0.000 (0.10)	0.007 ** (1.97)	0.004 (1.25)
dm	0.286 *** (8.42)	0.211 *** (5.46)	0.208 *** (5.97)	0.286 *** (8.40)	0.211 *** (5.45)	0.209 *** (5.99)
$dx \times dm$	-0.001 (-0.05)	-0.008 (-1.40)	-0.004 (-0.71)	0.002 (0.19)	-0.007 (-1.10)	-0.007 (-1.14)
$lnpc$	0.040 *** (4.49)	0.053 *** (8.40)	0.054 *** (8.66)	0.040 *** (4.49)	0.053 *** (8.40)	0.054 *** (8.67)
$\ln(K/L)$	0.007 *** (2.45)	0.007 *** (3.38)	0.007 *** (3.30)	0.007 *** (2.44)	0.007 *** (3.37)	0.007 *** (3.30)
AR(1)	0.874 *** (195.22)	0.920 *** (232.91)	0.912 *** (234.56)	0.874 *** (195.25)	0.920 *** (232.99)	0.912 (234.62)
<i>region</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>owner</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R^2	0.822	0.859	0.861	0.822	0.859	0.861
F 值	4442.44	5858.16	5978.30	4442.49	5859.31	5978.76
DW	2.36	2.25	2.24	2.36	2.25	2.24
Obs	14 490	14 490	14 490	14 490	14 490	14 490

注:(1)“30%”表示按出口占销售的比重超过30%的企业;(2)“100%”专指完全出口企业。

(三) 地区与所有制结构是否存在影响的再估计

企业进出口贸易的职工收入分配效应是否会随企业所有制和所在区域差异而改变?我们在实证模型(4)再加入地区和所有制结构虚拟变量的交互项,构建以下模型进一步检验估计结果的稳健性:

$$\ln w_{it} = \alpha + \beta \times dx_{it} + \gamma \times dm_{it} + \delta \times dx_{it} \times dm_{it} + \eta \times cv_{it} + \kappa_1 dx_{it} \times owner_{it} + \kappa_2 dm_{it} \times owner_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

$$\ln w_{it} = \alpha + \beta \times dx_{it} + \gamma \times dm_{it} + \delta \times dx_{it} \times dm_{it} + \eta \times cv_{it} + \nu_1 dx_{it} \times region_{it} + \nu_2 dm_{it} \times region_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

其中, κ_i 和 ν_i ($i = 1, 2$) 为带地区和所有制虚拟变量的交互项系数; μ_{it} 为残差项。由于已经将地区和所有制安排在交互项中, 为防止多重共线性的出现, 我们在控制变量中去除掉地区和所有制的影响。

先看分所有制的估计。表 3 的估计结果显示, 即使我们按所有制差异进行实证检验, 企业生产能力使用情况显著正向影响正式工、临时工和农民工实际工资的结论还是成立的, 但不同所有制类型企业的进出口贸易对三类职工实际工资的影响存在不同。

表 3 分所有制检验结果

	外资企业			内资企业		
	正式工	临时工	农民工	正式工	临时工	农民工
常数	11.734 *** (6.17)	7.481 *** (34.28)	7.231 *** (32.88)	7.003 *** (123.2)	7.208 *** (99.84)	7.112 *** (115.9)
dx	0.784 (1.01)	0.414 ** (2.04)	0.315 (1.46)	0.171 *** (3.42)	0.185 *** (2.96)	0.192 *** (3.46)
dm	0.321 (0.50)	0.300 (1.63)	0.241 (1.19)	0.181 *** (2.85)	0.153 ** (1.97)	0.160 ** (2.33)
$dx \times dm$	-1.044 (-1.05)	-0.377 (-1.43)	-0.203 (-0.71)	-0.040 (-0.46)	-0.049 (-0.45)	-0.103 (-1.08)
$dx \times region$	-3.091 ** (-2.13)	-0.374 (-1.40)	-0.255 (-0.89)	-0.076 (-1.04)	-0.058 (-0.70)	-0.054 (-0.73)
$dm \times region$	0.056 (0.43)	-0.012 (-0.12)	-0.123 (-0.93)	0.061 (0.80)	0.044 (0.69)	0.055 (0.91)
$dx \times dm \times region$	2.958 ** (2.03)	0.337 (1.14)	0.354 (1.07)	0.056 (0.46)	-0.082 (-0.67)	-0.019 (-0.17)
$\ln(K/L)$	0.01 (0.97)	0.01 (0.67)	0.01 (0.40)	0.01 *** (2.68)	0.01 *** (3.28)	0.01 *** (3.46)
$\ln pc$	0.051 *** (2.92)	0.043 *** (2.89)	0.041 ** (2.08)	0.043 *** (4.21)	0.056 *** (8.03)	0.058 *** (8.81)
$AR(1)$	0.980 *** (144.37)	0.940 *** (130.56)	0.926 *** (97.43)	0.842 *** (158.82)	0.913 *** (199.34)	0.906 *** (212.05)
$year$	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R^2	0.935	0.920	0.865	0.780	0.840	0.857
Obs	1 630	1 630	1 630	4 015	4 015	4 015

外资企业中, 进出口贸易没有明显提高劳动力实际报酬的作用。因为 dx 和 dm 的系数无论是在正式工还是在临时工或农民工的回归结果中, 大多没有达到显著性要求, 说明外资企业的出口贸易和进口贸易都没有促进我国劳动力报酬的增加。产生这种现象的原因可能是“资本的逐利性”造成的。资本都是逐利的, 外资尤为如此。外资到东道国投资, 无非是想利用东道国的资源优势, 赚取更大利润。我国是劳动力资源相对丰裕的国家, 外资来中国投资, 除了因为中国庞大的市场外, 一个重要因素是劳动力使用成本相对较低, 可以利用低成本优势从事加工贸易。随着中国对外开放的逐渐深入, 加工贸易从珠三角为中心转移到长三角, 再繁荣到内陆地区, 背后的推力是劳动力成本的上升。所以, 外资加工贸易企业不会有主动提高劳动力报酬的动力, 相反只会向劳动力成本更低的地区转移。这也许是外资企业进出口贸易提高劳动力实际报酬作用不大的原因。

与外资不同,内资企业兼具发展壮大企业实力和储备人才的双重功能,且其特定的地缘关系也决定了在企业规模扩大的同时,能提供更多岗位招聘临时工和农民工,起到提高低技能人群收入的作用。当内资企业进出口贸易扩大后,为及时供给国际市场,企业也愿意为这些临时职工提供更高报酬。所以,出口应该会对临时工和农民工实际工资增长作用更大。

然而,相对出口,进口产品的技术性较强,通常需要企业内部专业性技术人员参与工作。为储备专业技术人才,内资企业进口越大,支付给这些正式员工的实际工资也越高。因此,进口对内资企业正式工实际报酬的促进作用应该比出口大。表3的结果也说明了这一点。进口促进正式工实际工资的作用达到0.181,而出口只有0.171;同时出口促进临时工和农民工实际工资增长的作用分别达到0.185和0.192,明显高于进口的0.153和0.160。所以,进口对正式工更有利,而出口对临时工和农民工更有利的结论在内资企业中也是成立的。

我们再看分地区的估计结果(见表4)。以正式工为研究对象时,可以发现:(1)企业进口正向影响正式工实际工资,东中西部地区的显著作用分别达到0.134、0.135和0.055;(2)无论东部地区企业还是中西部地区企业,出口都没有显著促进正式工实际工资增长的作用,因为 dx 的系数虽然为正,但都没有达到显著性水平要求。这两个结论说明,在分地区的再估计中,企业进口对提高正式工实际工资更有利的结论也成立。

如果我们将分析对象换成临时工和农民工后,东中西部地区企业扩大出口都显著提升了临时工和农民工的实际工资,而进口几乎对临时工和农民工没有作用,因为 dm 的系数无论在东部地区还是在中西部地区,都没有达到显著性要求。所以,分地区的再估计结果表明,企业扩大出口对临时工和农民工实际工资增长更有利的结论仍然成立。

表4 分地区检验结果

	东部地区			中部地区			西部地区		
	正式工	临时工	农民工	正式工	临时工	农民工	正式工	临时工	农民工
常数	5.85 *** (70.96)	5.71 *** (81.55)	5.63 *** (82.44)	5.99 *** (72.15)	5.90 *** (77.30)	5.856 *** (75.63)	6.140 *** (66.11)	5.959 *** (84.16)	5.986 *** (84.74)
dx	0.035 (1.37)	0.047 ** (2.20)	0.041 ** (1.97)	0.012 (0.47)	0.142 *** (4.46)	0.139 *** (4.31)	0.014 (0.37)	0.049 ** (1.96)	0.043 * (1.71)
dm	0.134 *** (3.87)	0.031 (1.06)	0.011 (0.39)	0.135 *** (3.90)	0.015 (0.62)	0.012 (0.49)	0.055 * (1.78)	-0.013 (-0.45)	-0.027 (-0.95)
$dx \times dm$	-0.003 (-0.08)	0.015 (0.40)	0.019 (0.52)	-0.052 (-1.15)	-0.12 *** (-2.97)	-0.10 *** (-2.25)	0.065 (1.28)	0.020 (0.50)	0.050 (1.27)
$dx \times owner$	0.085 (1.45)	-0.079 (-1.61)	-0.065 (-1.35)	0.066 (1.04)	0.043 (0.74)	0.057 (0.96)	0.033 (0.49)	0.025 (0.47)	0.032 (0.60)
$dm \times owner$	0.161 *** (2.58)	0.091 * (1.72)	0.110 ** (2.12)	0.148 ** (2.27)	-0.050 (-0.84)	-0.041 (-0.68)	0.269 *** (2.94)	0.190 *** (2.60)	0.208 *** (2.85)
$dx \times dm \times owner$	-0.215 ** (-2.41)	-0.020 (-0.26)	-0.057 (-0.78)	-0.090 (-0.94)	0.089 (1.01)	0.063 (0.71)	-0.221 * (-1.79)	-0.144 (-1.46)	-0.195 ** (-1.97)
$\ln(K/L)$	0.05 *** (11.55)	0.03 *** (7.77)	0.04 *** (10.23)	0.06 *** (11.11)	0.04 *** (7.32)	0.04 *** (7.90)	0.05 *** (9.49)	0.04 *** (9.00)	0.03 *** (7.93)
$\ln pc$	0.153 *** (8.39)	0.151 *** (9.75)	0.162 *** (10.73)	0.106 *** (5.81)	0.095 *** (5.70)	0.099 *** (5.81)	0.111 *** (5.43)	0.122 *** (8.05)	0.120 *** (7.98)
AR(1)	0.669 *** (53.35)	0.641 *** (51.17)	0.666 *** (55.06)	0.667 *** (48.14)	0.637 *** (43.85)	0.625 *** (42.24)	0.666 *** (52.91)	0.760 *** (60.83)	0.771 *** (63.13)
year	yes								
R^2	0.524	0.463	0.497	0.518	0.431	0.420	0.543	0.596	0.610
Obs	3 834	3 834	3 834	2 906	2 906	2 906	2 914	2 914	2 914

四、稳健性检验

(一) 样本匹配的稳健性检验

改变出口企业规模、构建地区和所有制差异的子样本后,一个更为重要的问题是,贸易企业与非贸易企业是否具有可比性?正如前文所述,如果贸易企业与非贸易企业存在根本区别,那么上述企业进出口贸易产生职工内部收入差距的结论将受到质疑。为此,我们使用样本匹配的方法,为贸易企业寻找合适的非贸易企业对照样本,验证上述结论的稳健性。

匹配样本需选择合适的配对指标、配对方法和配对比例。配对指标主要参考已有文献所使用的匹配变量:(1) Fryges 和 Wagner(2010)的企业成本利润率,即用“核心业务利润/核心业务支出”表示;(2)包群等(2011)的企业劳动生产率和企业规模,前者使用“人均核心业务收入”表示,后者使用“全部从业人员”(即劳动投入)表示;(3)我们加上了“研发投入”和“资本投入”两个配对指标。与一些研究类似(Heckman, et al., 1997; 邵敏、包群, 2011),本文采用倾向评分的样本配对方法。考虑处理组包括 1 223 家样本企业,而原先的对照组为 3 607 家企业,较高的配对比例会造成新的对照组样本企业与原对照组样本企业差别不大的难题,因此我们将比例定为 1:1 的配对。

在表 5 的配对结果中,配对前处理组和对照组在劳动生产率和成本利润率两个指标不存在显著差异,但在劳动、资本和研发支出上存在显著差异。使用倾向评分按 1:1 进行配对后,所有选择的配对指标都不存在显著差异,配对结果较为理想。

表 5 配对前后进口且出口企业与非进口(或非出口)企业主要指标比较

比较指标	配对前			配对后		
	出口/进口	非出口进口	P – value	出口/进口	非出口进口	P – value
样本数	1 223	3 607	–	1 223	1 223	–
劳动(人)	1540.96	419.45	0.000	1540.96	1575.94	0.768
资本(千元)	270410.07	54012.97	0.000	270410.07	212543.34	0.175
研发支出(千元)	10944.78	1189.18	0.000	10944.78	6750.18	0.119
劳动生产率(千元/人)	466.01	453.39	0.942	466.01	491.26	0.894
成本利润率	0.18	0.17	0.804	0.18	0.21	0.371

注:(1)原假设是“两组数据的样本均值相等”; (2)P – value 是 t 检验的伴随概率。

选择原先的贸易企业与新匹配的非贸易企业后,使用实证模型(4)进行回归,结果见表 6。实证结果显示:(1)样本配对后,企业生产能力仍然是显著正向促进各类型职工实际工资增长的重要因素;(2)不同的是,人均资本密集度不再是显著影响企业职工实际报酬的因素了。这是因为在样本配对中使用了资本和劳动两个重要因素,贸易企业与非贸易企业在资本和劳动上没有显著差异,从而贸易与非贸易企业的人均资本没有显著不同。

样本配对后,进口有利于正式工实际工资增长,而出口有利于临时工和农民工实际工资增长的结论也成立。例如在分地区配对样本实证结论中,以正式工为对象时,只有进口具有显著促进其实际报酬增长的作用(达到 0.667),而出口不显著。同样,以临时工和农民工为对象后,只有出口有显著提高他们实际工资的效果,分别达到 0.552 和 0.433,而进口不显著。所以,即使选择一个与贸易企业性质相近的非贸易企业进行样本配比,依然能够得到“出口更有利于临时工和农民工实际工资增长、而进口更有利于正式工实际报酬提高”的结论成立。

表 6

样本配对的估计结果

	1:1 匹配样本的分地区样本			1:1 匹配样本的分所有制样本		
	正式工	临时工	农民工	正式工	临时工	农民工
常数	8.220 *** (46.17)	7.751 *** (60.88)	7.418 *** (82.03)	8.378 *** (41.99)	7.791 *** (57.43)	7.447 *** (76.48)
dx	-0.102 (-0.81)	0.552 *** (5.12)	0.433 *** (5.11)	-0.104 (-0.82)	0.542 *** (5.07)	0.432 *** (5.11)
dm	0.667 *** (4.30)	-0.057 (-0.67)	-0.081 (-1.18)	0.654 *** (4.22)	-0.058 (-0.68)	-0.080 (-1.17)
$dx \times dm$	-0.186 (-0.94)	-0.189 (-1.40)	-0.138 (-1.28)	-0.219 (-1.12)	-0.249 * (-1.86)	-0.156 (-1.45)
$\ln pc$	0.035 *** (2.94)	0.026 *** (2.80)	0.029 *** (3.06)	0.035 *** (2.91)	0.026 *** (2.82)	0.029 *** (3.07)
$\ln(K/L)$	0.004 (1.28)	0.003 (1.18)	0.003 (0.98)	0.004 (1.26)	0.003 (1.22)	0.003 (0.98)
$dx \times dm \times owner / dx \times dm \times region$	-0.108 (-1.01)	-0.169 *** (-2.26)	-0.048 (-0.82)	0.004 (0.03)	-0.036 (-0.49)	0.005 (0.08)
AR(1)	0.940 *** (178.08)	0.933 *** (189.01)	0.914 *** (184.87)	0.940 *** (178.28)	0.933 *** (188.96)	0.914 *** (185.05)
<i>region</i>	no	no	no	yes	yes	yes
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>owner</i>	yes	yes	yes	no	no	no
R^2	0.878	0.886	0.882	0.878	0.886	0.882
Obs	4 892	4 892	4 892	4 892	4 892	4 892

(二) 内生性检验

在实际估计中,控制变量和企业是否选择进出口贸易之间可能会因为内生性问题而导致实证结果不可靠。究其原因,主要包括两类:一是由于估计方程(4)中可能遗漏重要变量造成;二是由于解释变量与被解释变量之间因果关系造成的,毕竟是否因为企业进出口贸易促进了职工实际报酬的增长也存在滞后性问题。

针对这两类可能存在的内生性问题,我们采用如下方法进行处理:对于第一类内生性问题,可以通过构造各解释变量的分行业与地区均值作为控制变量加以解决。Fisman 和 Svensson(2007)证明:如果计量模型中存在的缺陷主要是由于测度误差造成的问题,以及因为遗漏变量所导致的解释变量与被解释变量之间受某一因素共同决定而产生的内生性问题,可以通过构造类似行业-地区层面的平均值作为企业层面该变量的工具变量加以解决。对于第二类内生性问题,我们采用进出口行为的滞后一期作为工具变量,以解决企业进出口贸易与实际工资增长的逆向因果关系。

表 7 中,模型 3 是分四分位行业和分省地区解释变量均值的实证结果,以解决遗漏变量的第一类内生性问题,而模型 4 是采用 dx 和 dm 变量的滞后一期作为工具变量的估计结果,以解决被解释变量与解释变量之间的内生性问题。从估计结果上看,Wald 检验值的伴随概率都小于 5%,体现了工具变量选择的合理性;正式工 dx 的显著性系数比临时工和农民工小,而 dm 的显著性系数又比临时工和农民工大,再次说明企业进口更有利于正式工实际工资提高,而出口对临时工和农民工实际工资增长的作用更大。

表 7 工具变量的内生性再检验

	模型 3			模型 4		
	正式工	临时工	农民工	正式工	临时工	农民工
常数	7.162 *** (123.19)	7.262 *** (104.78)	7.149 *** (116.93)	7.245 *** (86.87)	7.415 *** (63.49)	7.384 *** (70.04)
dx	0.107 * (1.88)	0.220 ** (2.27)	0.226 ** (2.09)	0.111 * (1.87)	0.154 ** (2.13)	0.171 *** (2.79)
dm	0.171 ** (2.11)	0.147 * (1.69)	0.146 * (1.75)	0.172 ** (2.10)	0.104 ** (2.03)	0.098 *** (2.81)
$dx \times dm$	-0.110 (1.46)	-0.140 (1.62)	-0.114 (1.45)	-0.200 (2.07)	-0.132 (1.02)	-0.125 (1.05)
$\ln pc$	0.039 *** (4.34)	0.051 *** (8.20)	0.053 *** (8.49)	0.040 *** (2.95)	0.066 *** (6.87)	0.063 *** (6.90)
$\ln(K/L)$	0.008 *** (2.85)	0.008 *** (3.88)	0.008 *** (3.77)	0.012 *** (2.71)	0.015 *** (4.84)	0.015 *** (4.90)
AR(1)	0.867 *** (188.77)	0.916 *** (230.49)	0.909 *** (232.35)	0.857 *** (132.00)	0.922 *** (161.24)	0.920 *** (172.48)
<i>region</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>owner</i>	yes	Yes	yes	yes	yes	yes
Wald test	13.29 **	11.94 **	14.86 **	5.09 ***	6.83 ***	7.12 ***
R^2	0.82	0.86	0.86	0.82	0.86	0.87
Obs	9659	9659	9659	4829	4829	4829

五、结论与启示

本文选择世界银行调查的中国企业微观数据后,以正式工、临时工和农民工为研究对象,讨论企业的进出口贸易对职工实际工资影响效应,得到的主要结论如下:

- 从全部样本企业看,出口对提高临时工和农民工的实际报酬更有效,而进口对正式工实际工资的增长更有利。闲置生产能力是企业出口贸易提高临时工和农民工实际工资的主要原因,而专业技术水平和用工契约质量是正式工在企业进口贸易中获益更多的主要原因。
- 在改变企业出口规模、所有制和地区差异、以及样本配对和使用工具变量的再检验中,出口更有利于临时工和农民工实际工资增长、进口更有利于正式工实际报酬提高的结论依然成立。正式工从企业进口中获益更多、而临时工和农民工从企业出口中收益更大,说明企业的进出口贸易会自动产生劳动要素内部的收入分配差异。
- 尽管要素内部收入差距不如要素间(比如资本与劳动)和行业间收入差距明显,但这种差距是存在的。在政府努力提高劳动力实际报酬和制定再分配政策的指导下,分析提高劳动力实际报酬的途径,探索造成不同劳动力之间收入差距扩大的因素,应该具有意义。这也是本文分析企业进出口贸易在职工内部形成收入分配差距的原因。

应该指出的是,出口贸易对我国扩大就业、增加财政收入、促进经济总量快速增长起到重要作用,进口贸易也是我国提高制造业产品技术含量、实现技术赶超战略的重要基础,进出口贸易更是提高普通劳动力实际报酬的重要途径。然而,一个现实的问题是:临时工和农民工仍然是劳动力体系中的弱者,其实际报酬明显比正式工低。在当前外需疲软和贸易摩擦加剧的国际环境下,我外贸企业发展也会陷入低谷。为提高普通劳动力实际工资,尤其是促进临时工和农民工实际报酬快速增长,仍然需要政府制定稳定出口的相关政策,振兴出口贸易在提高

中低收入者实际报酬中的积极作用。同时,在扩大进口的背景下,本文认为正式工实际工资增长速度比临时工和农民工更快。为避免劳动力内部收入差距的继续扩大,政府还应该制定低技能职工的再培训等扶植计划,帮助临时工和农民工提高专业技能水平,使其也能分享到企业正式员工的进口红利(即进口工资溢价)。

参考文献:

1. 包群、邵敏、侯维忠,2011:《出口改善了员工收入吗?》,《经济研究》第9期。
2. 巫强、刘志彪,2009:《中国沿海地区出口奇迹的发生机制分析》,《经济研究》第6期。
3. 邵敏、包群,2011:《出口企业转型对中国劳动力就业与工资的影响:基于倾向评分匹配估计的经验分析》,《世界经济》第6期。
4. 项松林,2011:《内需扩大、消费习惯与贸易顺差》,《当代财经》第9期。
5. 项松林,2013:《中国企业进出口贸易的工资溢价》,《经济评论》第1期。
6. Acemoglu, D. 2003. "Patterns of Skill Premia." *Review of Economic Studies*, 70(2) : 199 – 230.
7. Antràs, P. , and E. Helpman. 2006. "Contractual Frictions and Global Sourcing." NBER Working Paper 12747.
8. Amiti, M. , and J. Konings. 2007. "Trade Liberalization, Intermediate Inputs and Productivity." *American Economic Review*, 97(5) :1611 – 38.
9. Arnold, J. , and K. Hussinger. 2005. "Export Behavior and Firm Productivity in German Manufacturing: A Firm – level Analysis." *Review of World Economics*, 141(2) : 219 – 243.
10. Bernard, A. B. , and J. Jensen. 1995. "Exporters, Jobs, and Wages in U. S. Manufacturing: 1976 – 1987." MIT Working Paper, No. 95 – 97.
11. Bernard, A. B. , and J. Jensen. 2004. "Why Firms Export?" *Review of Economics and Statistics*, 86(2) :561 – 569.
12. Bernard, A. B. ,S. J. Redding, and P. K. Schott. 2007. "Comparative Advantage and Heterogeneous Firms." *Review of Economic Studies*, 74(1) ;31 – 66.
13. Dasgupta, K. 2010. "Learning, Knowledge Diffusion and the Gains from Globalization." University of Toronto Working Paper, Unpublished.
14. Farine, J. , and A. Martin – Marcos. 2007. "Exporting and Economic Performance: Firm – level Evidence of Spanish Manufacturing." *The World Economy*, 30(4) :618 – 646.
15. Feenstra, R. C. , and G. H. Hanson. 1995. "Foreign Investment, Outsourcing and Relative Wages." NBER Working Paper 5121.
16. Fisman, R. , and J. Svensson. 2007. "Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence." *Journal of Development Economics*, 83(1) :63 – 75.
17. Fryges, H. , and J. Wagner. 2010. "Exports and Profitability – first Evidence for German Manufacturing Firms." *World Economy*, 33(3) :399 – 423.
18. Hahn, C. 2004. "Exporting and Performance of Plants: Evidence from Korean Manufacturing." NBER Working Paper 10208.
19. Hansson, P. , and N. Lundin. 2004. "Exports as an Indicator on or Promoter of Successful Swedish Manufacturing Firms in the 1990s." *Review of World Economics*, 140(3) :415 – 445.
20. Heckman, J. , H. Ichimura, J. Smith, and P. Todd. 1997. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme." *Review of Economic Studies*, 64(4) : 605 – 654.
21. Kasahara, H. , and B. Lapham. 2008. "Productivity and the Decision to Import and Export: Theory and Evidence." CESIFO Working Paper, No. 2240.
22. Loecker, J. 2007. "Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia." *Journal of International Economics*, 73(1) ;69 – 98.
23. Meller, B. 1995. "Natural and Quasi – experiments in Economics." *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(2) :151 – 161.
24. Pissarides, C. 1997. "Learning by Trading and the Returns to Human Capital in Developing Countries." *World Bank Economic Review*, 11(1) :17 – 32.
25. Rodriguez, J. 2007. "Foreign Direct Investment, Exports and Aggregate Productivity." Vanderbilt University Working Paper, unpublished.

(下转第 148 页)

Firm Size and Innovation Choice

Ye Lin

(Center for Population ,Resource and Environment Research ,Wuhan University)

Abstract: Based on Cournot duopoly model of differentiated markets , this paper analyzes how firm size influences the incumbents' innovation choice. The theoretical model demonstrates that product innovation brings substitution effects on the existing products by decreasing the demand and profits of existing products through introducing new products , while process innovation brings scale economy effects by decreasing the cost of existing products. The high profit loss brought by substitution effects and economy of scale lead the large enterprises to investing process innovation which aims at decreasing cost ; the relative low loss brought by substitution effects and diseconomy of scale lead the small enterprises to investing product innovation. Using the firm - level data of Chinese high - tech industry from year 2004 to 2007 , our empirical analysis shows that the size of the enterprise is significantly correlated with the choice of innovation technology : large enterprises tend to develop process innovation and small enterprises tend to develop product innovation. The result still holds in the robustness tests. This paper also explores the roles of firm size and ownership in innovation output and the findings show that the product innovation and process innovation outputs of large firms are higher than small firms , and the innovation propensity and level of state - owned enterprises are higher than non - state - owned enterprises. Our analysis suggests that the policy encouraging the innovation of small enterprises will increase the product innovation of Chinese high - tech enterprises.

Key Words: Firm Size ; Product Innovation ; Process Innovation ; Differentiated Markets

JEL Classification: O54

(责任编辑:彭爽)

(上接第 137 页)

26. Van Biesebroeck ,J. 2003. "Exporting Raises Productivity in Sub - Saharan Manufacturing Plants. " NBER Working Paper 10020.

Trades Affect Labor Income Distribution: Comparative Study by Permanent, Temporary and Peasant Workers

Xiang Songlin

(International Strategy Institution ,Party School of the Central Committee of C. P. C)

Abstract: This paper analyzes how firms' foreign trade affects labors wage. Using China's manufacturing firm - level data from World Bank , we find that firm's trade has asymmetric income distribution impacts on different labors. Export benefited more on temporary and peasant workers , while import brought more profits to permanent labors. After controlling utilized production capacity , established time , geographic location , ownership and matching methods , the above results still hold. When China's firms participated in international trade , our conclusions suggest that only export or only import will generate wage gaps among different workers. Despite the fact that trade plays an important role in China's economic development , we still suggest that government should implement redistribution policy to adjust workers' income disparity , because the firms' trade could not narrow this income gap.

Key Words: Manufacturing Firms ; Trade ; Wage ; Income Distribution

JEL Classification: F16 ,F14

(责任编辑:孙永平、陈永清)