

DOI: 10.19361/j.er.2016.05.07

提高劳动报酬有利于企业出口产品质量提升吗?

许 明*

摘要:本文基于2000—2006年中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据,实证检验劳动报酬与出口产品质量的关系,进一步在Melitz-Polance分解的基础上,探讨提高员工劳动报酬对企业出口产品质量的间接影响效应。研究结果表明:第一,提高劳动报酬对出口产品质量的提升有着重要影响。平均而言,员工超额劳动报酬每提升1%,则出口产品质量将提升0.341%~0.474%。第二,提高劳动报酬的重点在于非国有企业,而国有企业员工超额劳动报酬的提升未能有效促进出口产品质量的提升。第三,提高员工劳动报酬可以通过影响企业自身成长和资源配置效率改善间接提升出口产品质量。本文的结论为理解我国供给侧结构性改革下如何合理提高员工劳动报酬找到另一条识别路径——通过提升企业出口产品质量惠及一个国家。

关键词:出口产品质量;劳动报酬;Melitz-Polance分解

一、引言及文献综述

改革开放以来,我国对外贸易飞速增长,进出口贸易总量从1978年的206.4亿美元上升到2014年的4.3万亿美元,其中出口贸易量从97.5亿美元增长到2.3万亿美元,^①通过提升出口产品质量实现我国出口贸易的可持续发展显得尤为重要(Khandelwal,2010;施炳展等,2013)。一方面,我国出口产品成本比较优势下降,尤其是泛太平洋贸易协议(TPP)的签署,势必会影响到我国劳动密集型产品的出口市场份额;另一方面,随着居民人均收入的不断提高,越来越多的消费者开始关注产品质量问题,产品质量直接影响企业在国际市场的竞争力,有利于推动贸易增长(Verhoogen,2008;Hallak and Sivadasan,2013)。在这种背景下,李克强总理在2016年政府工作报告中指出,要加强供给侧结构性改革,增强持续增长动力。以供给侧结构性改革提高供给体系的质量和效率,进一步激发市场活力和社会创造力。并强调,要努力改善产品和服务供给,提升消费品品质。可见,探求如何提升企业出口产品质量是当前中国供给侧结构性改革的重中之重,是国内外新形势下重新解读中国出口贸易结

* 许明,北京大学经济学院,邮政编码:100871,电子信箱:xmphy@pku.edu.cn。

本文获得国家社科基金青年项目“供给侧结构性改革下中国收入分配结构调整与资源配置效率改善研究”(项目编号:16CJL014)的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,当然文责自负。

①根据历年《中国统计年鉴》相关数据统计得到。

构转变,继续保持出口贸易可持续发展的关键,具有重要的理论和现实意义。

产品质量由于其异质性特征及其对出口行为的重要影响,近年来受到了学术界的广泛关注(Baldwin and Harrigan,2011;施炳展等,2013),正成为新新贸易理论的研究前沿之一。对“什么因素提升或阻碍出口产品质量”问题的探索,相关文献主要从贸易成本(殷德生,2011)、贸易自由化(Aghion et al.,2013)、市场竞争(Bustos,2011;张杰等,2015)、FDI(李坤望、王有鑫,2013)、创新与技术进步(Glass and Wu,2007)等方面进行探讨,少有研究从收入分配角度研究企业的出口产品质量问题。然而,收入分配事关民生改善、社会稳定和经济发展(白重恩、钱震杰,2009;刘长庚等,2014),通过提高员工的劳动报酬提升出口产品质量可能成为促进供给侧结构性改革的重要路径。一方面,提高员工的劳动报酬有益于我国劳动收入占比的总体提升。根据新古典主义的要素收入分配理论,劳动收入占比由要素价格和劳动-资本投入比决定,由于劳动-资本投入比一般取决于生产技术条件和产业特征,直接提高员工的劳动报酬成为提高劳动收入占比的一条较为可行的途径(叶康涛等,2013)。另一方面,企业出口产品质量的提升依赖于员工的工作积极性和企业的技术升级。理论上,存在交易成本和信息不对称的情况下^①,在一定幅度内提高员工的劳动报酬可以有效激励员工努力工作,提高劳动效率,进而影响企业绩效(Yellen,1984)。同时,劳动报酬的提高会吸引更多技能劳动者迁移,间接促进企业技能偏向型技术进步。在当前背景下,如果提高员工的劳动报酬能够促进企业出口产品质量提升,就可以实现企业和劳动者的“双赢”,这既符合社会公平的要求,也符合经济效率目标,为供给侧结构性改革的推进和我国劳动收入占比的总体提升提供了不可或缺的经验事实和政策依据。

与既有文献相比,本文的贡献可能体现在三个方面:第一,研究视角上,基于中国海关数据库和中国工业企业数据库的匹配数据,实证检验中国情景下提高员工劳动报酬对企业出口产品质量的影响,结果表明劳动报酬的提高显著提升了企业出口产品质量。本文的发现对于理解我国供给侧结构性改革下如何有效提升企业出口产品质量找到依据,为现阶段合理提高员工劳动报酬找到另一条识别路径——通过提升企业出口产品质量惠及一个国家。第二,研究方法上,以Piveteau 和 Smagghue(2013)为基础,构建产品质量的局部均衡模型,将中间产品进口来源国的实际汇率作为工具变量^②,克服内生性问题,准确测算出口产品质量。此外,清晰界定员工获得的“超额人均劳动报酬”,克服直接利用人均劳动报酬可能导致结论偏误的问题。第三,作用机制上,验证了提高劳动报酬影响出口产品质量提升的直接影响效应:企业提高员工劳动报酬→促进员工工作积极性和努力程度→提高劳动生产效率→激发企业产品质量提升的内在动力。进一步地,使用Melitz-Polance 分解方法(Melitz and

^①新古典经济理论假定,在完全竞争市场条件下,企业能够做出最优决策,市场定价的工资是均衡工资,如果给予员工高工资可能会增加企业成本,致使企业没有提高员工劳动收入的动力。但是,需要指出的是现实世界并不满足完全竞争假设,当存在交易成本、组织内部代理以及管理者有限理性等问题时,企业很难得到最优的工资政策,这一点需做严格区分。

^②利用2000—2011年的中国海关企业层面进出口数据(Chinese Longitudinal Firm Trade Transaction Data,CLFTTD),本文分别选用了名义汇率和实际汇率作为工具变量对单位产品层面的质量进行测算。结果发现,名义汇率和实际汇率测算出来的质量基本相同,而实际汇率为工具变量得到的负回归系数比例更高。同时,本文还尝试用“进口国的真实汇率×出口国的真实汇率”作为工具变量,但由于企业同一年既从A国进口又出口到A国的比例只占样本的3.4%,故采用此种方法需剔除大量样本。

Polance,2015),从产品质量增长视角探讨提高员工劳动报酬对企业出口产品质量的间接影响效应,即通过影响企业技术升级的自身成长和资源配置效率改善促进出口产品质量的提升。

二、研究设计

(一)计量模型的设定

本文采用企业个体特征来刻画企业层面的出口产品质量。根据研究目标,并考虑到数据的可获得性,设定基础计量模型如下:

$$\ln quality_{iv_i} = \beta_0 + \beta_1 \ln extra_labor_{it} + \theta X + \lambda_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中:因变量 $\ln quality_{iv}$ 代表企业出口产品质量的自然对数,自变量 $\ln extra_labor$ 代表员工超额人均劳动报酬的自然对数,这两个关键变量的具体测算方法参见后文。

控制变量 X 包含以下变量:(1)企业年龄的自然对数($\ln age$),企业年龄用“被调查年份-开业年份+1”表示。(2)企业规模的自然对数($\ln size$),企业规模用企业从业人数表示。一般而言,企业规模越大,越可能存在规模经济和外部融资或生产技术方面的优势,对出口产品质量产生正向影响(张杰等,2015)。(3)全要素生产率的自然对数(tfp_op),利用 OP 方法对二位码行业的全要素生产率进行估计,具体计算方法参见杨汝岱(2015)。(4)国有资产份额($state share$),用国有股份占企业实收资本的比重表示,用以控制国有企业特征。(5)是否盈利($dummy_profit$),用企业本年获得的利润总额是否大于零的虚拟变量表示,当年利润总额大于0则为1,否则为0。(6)资本集中度(kl),采用企业资本与从业人数的比值表示,它反映了企业的技术结构和进入该行业的难易程度。(7)资产负债率($leverage$),用总资产除以总负债表示。(8)政府补贴占比($ratio_subsidy$),用企业获得的政府补贴与销售收入的比值表示。张杰等(2015)指出,企业对生产性政府补贴的依赖导致低利润发展模式,使企业产品质量提升的内生动力缺失。(9)赫芬达尔指数(hh_i),由企业收入占行业(二位码)总收入比重的加权平均计算得来。同时,本文还进一步控制了年份固定效应(λ_t)和企业固定效应(δ_i)。 ε_{it} 为随机误差项, i, t 分别代表企业和年份。

(二)关键变量的定义

1.企业出口产品质量($quality_{iv}$)的测算

假设经济中存在 j 个国家,每个国家的消费者拥有相同的消费偏好。消费者需求连续的差异性产品 $\omega \in \Omega$,其中 Ω 为市场中存在的差异性产品种类集合。根据 Piveteau 和 Smagghue(2013),假设代表性消费者满足 CES 效用函数形式,其基本形式为:

$$U = \left\{ \int_{\omega \in \Omega} [q(\omega)x(\omega)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

(2)式中: $q(\omega)$ 代表产品 ω 的质量, $x(\omega)$ 代表消费者对产品 ω 的消费量, σ 为任意两种产品的替代弹性,即需求的价格弹性, $\sigma \in (1, +\infty)$ 。代表性消费者面临的预算约束为:

$$\int_{\omega \in \Omega} [p(\omega)x(\omega)] d\omega = R \quad (3)$$

(3)式中: R 代表消费者的支出。 $p(\omega)$ 代表产品 ω 的价格;给定总价格指数 P ,总消费与生产效用函数等价, P 的表达式为:

$$P = \left(\int_{\omega \in \Omega} \left[\frac{p(\omega)}{q(\omega)} \right]^{1-\sigma} d\omega \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (4)$$

根据消费者获得的最优消费量(4)式,可以得到:

$$\frac{xp}{R} = \left(\frac{p}{q}\right)^{1-\sigma} \frac{1}{P^{1-\sigma}} \quad (5)$$

(5)式中:消费者支出 R 等价于目的国总进口额。根据(5)式,进一步推导出产品的市场份额为:

$$ms = \left(\frac{p}{q}\right)^{1-\sigma} \frac{1}{P^{1-\sigma}} \quad (6)$$

由(6)式可知,出口产品在目的国的市场份额 ms 由产品的质量和价格共同决定,且与产品质量成正比,产品价格成反比。对(6)式两边同时取对数,重新表达为:

$$\log ms = (1-\sigma) \log p + (\sigma-1) \log q + (\sigma-1) \log P \quad (7)$$

转化为 HS-2 位数产品层面回归模型,可以将(7)式表达为:

$$\log ms_{fvd} = (1-\sigma) \log p_{fvd} + u_{vdt} + \varepsilon_{fvd} \quad (8)$$

(8)式中: ms_{fvd} 代表企业在一个样本单元下的出口额,样本单元的四个维度 f, v, d, t 依次表示企业×出口产品种类(2 位数)×出口目的国×年份。用 u_{vdt} 控制目的国的总价格指数和偏好等信息,残差 ε_{fvd} 为出口产品质量。

由于市场价格 p 与市场份额 ms 之间存在明显的内生性问题^①(Piveteau and Smagghue, 2013),为此本文采用企业进口中间产品来源国的实际汇率作为市场价格 p 的工具变量。一方面,企业进口中间产品来源国的实际汇率变化直接影响企业生产成本,从而影响企业到目的国的出口产品价格;另一方面,企业进口中间产品来源国的实际汇率变化并不会影响企业出口国的消费需求,也不会直接影响出口产品质量。基于以上,本文采用两阶段最小二乘法对以下回归模型进行估计:

$$\begin{aligned} \log ms_{fvd} &= \beta_1 \log p_{fvd} + \beta_2 \log \overline{gdp}_{fi} + \mu_{vdt} + \eta_{fvd} + \varepsilon_{fvd} \\ \log p_{fvd} &= \varphi_1 \log \overline{ER}_{fi} + \varphi_2 \log \overline{gdp}_{fi} + \mu_{vdt} + \eta_{fvd} + \varepsilon_{fvd} \\ \overline{ER}_{fi} &= \sum_d \omega_{0df} \times er_{dt}, \overline{gdp}_{fi} = \sum_d \omega_{dfi} \times gdp_{dt} \end{aligned} \quad (9)$$

(9)式中: \overline{ER}_{fi} 为企业 f 在第 t 年的进口中间产品来源国 d 的加权平均汇率; er_{dt} 表示企业进口中间产品来源国 d 的实际汇率; ω_{0df} 代表在样本初期 2000 年企业从进口国所进口的中间产品占企业总进口的比重。 \overline{gdp}_{fi} 为企业 f 在第 t 年进口中间产品来源国 d 的加权平均 GDP,用以控制企业进口中间品来源国因素; ω_{dfi} 代表企业当年从进口国所进口的中间产品占企业总进口的比重。

进一步地,根据(9)式,本文用 λ_{fvd} 代表出口产品质量,即企业 f 在 t 年出口 v 产品到 d 国的产品质量。产品层面的出口质量 λ_{fvd} 的表达式为:

$$\widehat{\lambda}_{fvd} = \gamma_2 \log \overline{gdp}_{fi} + u_{fvt} + \varepsilon_{fvd} \quad (10)$$

最后,将企业×出口产品种类×出口目的国×年份的四维度样本单元出口产品质量去维

^①产品价格与市场份额之间存在互为因果的关系,产品的价格影响其市场份额,根据需求理论,产品的价格越高,市场份额越低;同时,市场份额又影响企业的价格,市场份额越大的企业,往往具有较强的垄断势力,通常可以制定更高的产品价格。

度,得到企业 \times 年份的两维度企业层面出口产品质量。使用企业每种产品的出口额占总出口额的比重作为权重,计算企业层面的加权出口产品质量:

$$quality_iv_{ft} = \sum_{f \in i} \frac{ex_va_{fvt}}{\sum_{f \in i} ex_va_{fvt}} \widehat{\lambda}_{fvt} \quad (11)$$

(11)式中: $quality_iv_{ft}$ 代表企业 f 在第 t 年的企业层面出口产品质量; ex_va_{fvt} 代表每个企业 f 在第 t 年出口第 v 种产品到目的国 d 的出口额。

图1汇报了2000–2006年中国企业出口产品质量的变化趋势。图1(a)为按所有制类型分类的出口产品质量变化趋势,从中发现:(1)在样本区间内,外资企业和港澳台企业的样本出口产品质量普遍高于其他类型企业,而民营企业出口产品质量最低;(2)国有企业出口产品质量呈快速上升态势,这主要由于外资企业产品在市场上的竞争推动了国有企业出口产品质量的提升。加之,国有企业相比其他类型企业而言,一般拥有较为雄厚的资金实力,提升产品质量的能力较强。相反,民营企业出口产品质量的增长较为缓慢。图1(b)为出口产品质量按地区的变化趋势,呈现以下两个特点:(1)样本区间内,东部地区的出口产品质量普遍高于中西部地区;(2)中西部地区,尤其是西部地区出口产品质量稳步提升,但仍与东部地区存在较大差距。中西部地区出口产品质量增长较快的主要原因在于,2000年以后国家相继提出的中西部崛起政策发挥了积极的作用。另外,由于东部地区劳动力工资上涨过快,使一部分加工贸易企业从东部地区迁往中西部地区,资源配置效率的改善进一步促进了中西部地区企业出口产品质量的提升。

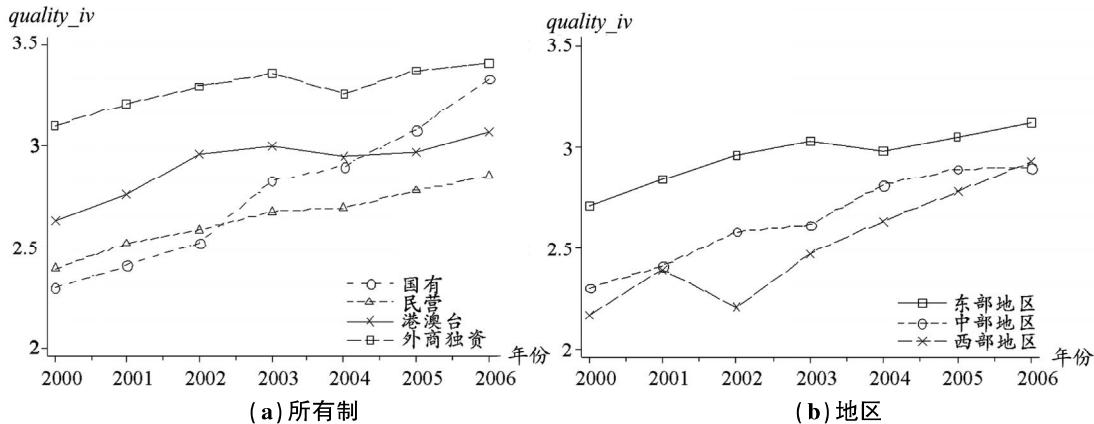


图1 2000–2006年企业出口产品质量变化趋势

2. 超额人均劳动报酬($extra_labor$)的测算

人均劳动报酬等于本年应付工资总额与本年应付福利总额之和除以企业从业人数。由于人均劳动报酬通常会受到地区、行业、要素投入结构等因素影响,直接分析人均劳动报酬产生的影响可能会导致结果偏误,故本文采用超额人均劳动报酬作为分析指标。根据周明海等(2010)、叶康涛等(2013)的定义方法,对计量模型(12)进行分行业和分年度回归,并根据回归系数计算出每个行业对应的“预期人均劳动报酬”,再用人均劳动报酬减去“预期人均劳动报酬”得到超额人均劳动报酬。

$$labor_u = \gamma_0 + \gamma_1 cor_u + \gamma_2 hhi_u + \gamma_3 state_u + \gamma_4 monopoly_u + \sum district_{ut} + \lambda_u \quad (12)$$

(12)式中:*labor* 表示员工获得的人均劳动报酬。*cor* 表示资本—产出比,用平均固定资产除以销售收入表示,用以反映企业的要素投入结构。*state* 代表国有企业的虚拟变量,1 代表国有企业,0 代表非国有企业。*monopoly* 表示垄断行业的虚拟变量,1 表示垄断行业,0 表示非垄断行业。 \sum *district* 代表地区类别,根据统计局 2003 年公布的标准,将全国 31 个省市自治区划分为东部地区、中部地区和西部地区,并生成相应的虚拟变量,均以东部地区为基准。

(三)数据来源与主要变量的描述性统计

本文使用的数据主要包括五个部分:1998—2007 年中国工业企业数据库、2000—2006 年中国海关数据库(Chinese Longitudinal Firm Trade Transaction Data, CLFTT)、Penn World Table (PWT)8.0 国别数据库^①、IMF 数据库中的 IFS 子数据库^②、COMTRADE 数据库。企业年龄、规模等企业特征相关指标主要来自中国工业企业数据库;进出口数据来自中国海关数据库;中间产品进口国的 GDP 数据来自 Penn World Table 8.0 国别数据库;中国进口贸易国的年度双边名义汇率来自 IFS 数据库;各国的总进口数据来自 COMTRADE 数据库。

由于中国海关数据库未提供有关企业年龄、规模等企业特征信息,需要进一步地将中国海关数据库与中国工业企业数据库对接。由于两个数据库采用不同的编码系统,因此将两个数据库的匹配是一项较为复杂的工作。根据杨汝岱和李艳(2013)的匹配思路:第一步,根据企业名称进行直接匹配;第二步,对于未能匹配的企业,根据企业名称拆分的“词段”进行匹配,如果存在匹配关系,则使用电话、区号和厂址等信息进行匹配。通过将中国海关数据库与中国工业企业数据库进行匹配,最终得到 2000—2006 年合并的数据观测样本 185 068 个。

本文主要基于以下原则对合并样本进行处理:(1)删除重复观测值的样本 11 282 个;(2)删除开工时间为缺漏值或小于等于 0 的样本 132 个;(3)剔除固定资产、补贴收入、本年折旧、工业增加值等小于等于 0 或缺漏的样本 3 939 个;(4)剔除从业人数小于 8 的样本 202 个;(5)剔除固定资产总值小于固定资产净值的样本 3 454 个;(6)为剔除重组、兼并或业绩较差样本的影响,进一步删除资产负债率大于 1 或小于 0,以及营业利润率绝对值大于 1 的样本 6 095 个;(7)删除非制造业行业及其他异常值样本 12 460 个;(8)对关键指标在第 1%、99% 分位数进行 Winsor 处理。本文最终得到了 147 504 个样本观测值。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>lnquality_iv</i>	1.3219	0.6277	-6.8577	1.4619	2.1034
<i>lnextra_labor</i>	3.0799	0.0700	-0.6847	3.0892	3.2915
<i>lnage</i>	2.1961	0.6167	0.6931	2.1972	5.0562
<i>lnsize</i>	5.5005	1.1649	2.1972	5.4381	11.9072
<i>tfp_op</i>	2.9164	0.9809	0.1576	2.9164	5.3924
<i>stateshare</i>	0.0387	0.1668	0.0000	0.0000	1.0000
<i>dummy_profit</i>	0.7862	0.4100	0.0000	1.0000	1.0000
<i>ratio_subsidy</i>	0.0013	0.0085	0.0000	0.0000	0.7857

资料来源:作者根据本文整理的数据库统计得到。

^①数据链接:https://pwt.sas.upenn.edu/php_site/pwt_index.php。

^②数据链接:<http://data.imf.org/?sk=5DABAFF2-C5AD-4D27-A175-1253419C02D1>。

三、实证结果与分析

(一) 基本回归结果

表2汇报了员工超额劳动报酬与企业出口产品质量的基本回归结果。表2第(5)列采用控制年份、行业固定效应的OLS回归,其他列为控制了年份和企业固定效应的固定效应(FE)模型,并采取了逐步增加变量进行回归的策略以检验实证结果的稳定性。根据表2回归结果,本文最为关心的超额劳动报酬系数 β_1 显著为正,并在1%的水平上显著。平均来看,提高员工的超额劳动报酬对企业出口产品质量的提升的确存在显著的正向影响。与OLS回归结果相比,固定效应模型的回归结果由0.4126下降到0.4108,表明固定效应模型能够更好地控制企业层面未观测因素所引起的系数偏误。从固定效应模型的回归结果看,在控制其他因素不变的情况下,员工获得的超额劳动报酬每提高1%,则企业出口产品质量将提升0.341%~0.469%。

表2 超额劳动报酬与出口产品质量的基础回归(全样本)

	FE (1)	FE (2)	FE (3)	FE (4)	OLS (5)	FE (6)
lnextra_labor	0.4687 *** (4.1642)	0.3986 *** (3.6204)	0.3410 *** (3.0555)	0.4144 *** (3.7123)	0.4126 *** (8.7510)	0.4108 *** (3.6843)
lnage	0.1317 *** (7.9694)	0.1119 *** (6.7770)	0.1048 *** (6.3537)	0.0833 *** (5.0147)	-0.0341 *** (-8.2441)	0.0836 *** (5.0325)
lnsize	0.0822 *** (20.4115)	0.0882 *** (21.8376)	0.0855 *** (21.1842)	0.1091 *** (23.1122)	0.1403 *** (59.8221)	0.1090 *** (23.0891)
tfp_op		0.0336 *** (15.3400)	0.0300 *** (13.4946)	0.0327 *** (14.5179)	0.0611 *** (23.7666)	0.0326 *** (14.4858)
stateshare			-0.0334 * (-1.8137)	-0.0311 * (-1.6937)	-0.1409 *** (-8.7654)	-0.0311 * (-1.6901)
dummy_profit			0.0312 *** (8.4839)	0.0310 *** (8.4052)	-0.0160 *** (-3.2309)	0.0310 *** (8.4141)
kl				0.0366 *** (10.5049)	0.0345 *** (16.1808)	0.0366 *** (10.4951)
leverage				0.0321 *** (3.4737)	-0.0543 *** (-5.5687)	0.0322 *** (3.4751)
ratio_subsidy				-0.3222 * (-1.7034)	-1.1242 *** (-4.3765)	-0.3222 * (-1.7034)
hh					-0.2110 (-0.3025)	-0.2822 (-0.4906)
Constant	-0.8908 ** (-2.5479)	-0.7615 ** (-2.2271)	-0.5701 * (-1.6457)	-1.0551 *** (-3.0298)	-1.0049 *** (-6.7159)	-1.0413 *** (-2.9981)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	No	No	No	No	Yes	No
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
Observation	139 853	139 853	139 853	139 853	139 853	139 853
adj-R ²	0.0267	0.0303	0.0313	0.0333	0.0988	0.0333

注:(1) *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 水平下显著,括号内为 t 值。(2) 上述模型均控制了聚类标准误。

作为产品生产“人”的因素,员工努力程度高低将会直接影响产品质量。员工通常只付出与劳动报酬相匹配的努力程度,如果企业能够支付较高的劳动报酬,员工则会用提高自己

的努力程度作为“礼物”送给企业(Akerlof, 1982)。回归结果表明,员工的超额劳动报酬对企业出口产品质量的提升存在如下逻辑机理:在一定范围内,企业提高员工劳动报酬→促进员工工作积极性和努力程度→提高劳动生产效率→激发企业产品质量提升的内在动力,这也与 Bowles 和 Gintis(1990)的竞争性交换思想相一致。^① 根据表 2 第(6)列回归结果,企业规模、年龄、全要素生产率、是否盈利、资本集中度、资产负债率对企业出口产品质量的影响为正,国有资本份额、政府补贴占比对企业出口产品质量的影响为负。值得注意的是,全要素生产率对出口产品质量的正向影响较为显著。根据 Melitz(2003),只有生产率高的企业才能进入出口市场,而生产率低于平均生产率的企业只能选择国内市场或退出。进一步地,对于全要素生产率较高的企业,能够将企业生产高质量产品的能力转化为技术的效率更高,有效推动了企业出口产品质量的提升,这与 Gervais(2011)、张杰等(2015)的研究结论相一致。

(二) 异质性检验

以上检验的是超额劳动报酬对出口产品质量影响的平均效果。接下来,进一步检验其影响是否可能随着样本类型不同而有所区别。为此,根据 Lu 和 Yu(2015)将样本按照实收资本占比大小划分为国有企业和非国有企业。根据岳希明等(2010)将行业划分为垄断行业和非垄断行业。同时,本文还将样本依据前文定义划分为东部地区、中部地区和西部地区。表 3 列示了超额劳动报酬与出口产品质量的异质性检验结果。

分样本的异质性回归结果显示,在国有企业子样本中(表 3 第(1)列),超额劳动报酬的提高并不能促进出口产品质量的提升,而对于非国有企业而言(表 3 第(2)列),提高员工的劳动报酬则能有效提升企业出口产品质量,且在 1% 统计水平上显著。与国有企业类似,提高垄断行业员工的劳动报酬并不能显著提升企业出口产品质量,而非垄断行业员工获得的劳动报酬每提高 1%,则可以促进出口产品质量显著提升 1.901 个百分点。国有企业,尤其是垄断行业内的国有企业,普遍享受政府赋予的限制市场准入和高额的政府补贴、出口退税补贴政策,使大量垄断国有企业依靠国家赋予的垄断地位获得巨额的垄断利润,这类企业员工获得的劳动报酬普遍偏高。^② 2016 年 4 月以来,我国 25 省份相继公布省属国有企业限薪令,虽然改革目标直指国有企业过高的高管薪酬,但这也表明目前国有企业员工的劳动报酬整体而言仍需“限”而非“提”,改革国有企业收入分配制度的关键并不在于进一步提升员工的工资待遇,其症结可能在于国有资本的经营预算问题(刘长庚等,2014)。表 3 第(5)–(7)列汇报了不同地区超额劳动报酬与企业出口产品质量的回归结果。结果表明,无论提高东部、中部还是西部地区员工的劳动报酬均有利于企业出口产品质量的提升。从程度看,西部地区影响最大,中部地区次之,东部地区最小。一方面,西部地区劳动报酬普遍偏低,劳动报酬提高带来的产品质量提升效果更加明显;另一方面,由于东部地区劳动力工资上涨过快,提高劳动报酬带来的间接影响将导致很多企业从东部地区退出,向中西部地区转移,这种资

^①Bowles 和 Gintis(1990)指出,竞争性交换是资本主义政治经济的新微观基础,雇主在对员工行使权力,而员工也可以对雇主行使权力。雇主支付高于市场均衡劳动报酬可以激发员工的工作积极性,进而提升企业绩效。

^②根据笔者对 2006 年样本的人均劳动报酬统计发现,国有企业员工平均劳动报酬 28 715.02 元,而非国有企业只有 26 120.27 元。如果进一步划分,非国有企业中的民营企业员工平均劳动报酬只有 21 755.76 元。

资源配置效率的改善进一步促进了出口产品质量的提升,本文对这一机制的检验将在下文做深入探讨。

表 3 超额劳动报酬与出口产品质量的异质性检验(分样本)

	国有企业 (1)	非国有企业 (2)	垄断企业 (3)	非垄断企业 (4)	东部地区 (5)	中部地区 (6)	西部地区 (7)
lnextra_labor	-0.1492 (-0.2415)	0.4824 *** (5.0629)	1.4791 (1.5403)	1.9013 *** (3.8055)	0.3633 *** (2.9604)	0.4972 ** (2.0685)	1.2182 ** (2.3675)
lnage	-0.0413 (-0.3306)	0.1135 *** (6.7941)	-0.0522 (-0.5362)	0.0847 *** (4.9974)	0.0945 *** (5.5278)	-0.0022 (-0.0266)	-0.0673 (-0.6490)
lnsize	0.0628 (1.3698)	0.1124 *** (23.7163)	0.0944 *** (3.0094)	0.1084 *** (22.8565)	0.1091 *** (22.5081)	0.1142 *** (3.9395)	0.0983 *** (3.4658)
tfp_op	0.0214 (0.9966)	0.0323 *** (14.2677)	0.0175 (1.1360)	0.0289 *** (11.3989)	0.0333 *** (14.5161)	0.0202 (1.2924)	0.0028 (0.1454)
stateshare			-0.0357 (-0.5382)	0.0205 (0.8275)	-0.0335 * (-1.6688)	0.0184 (0.3228)	-0.0279 (-0.4610)
dummy_profit	0.0264 (0.8229)	0.0315 *** (8.5118)	0.0311 (1.4809)	0.0282 *** (7.2872)	0.0300 *** (7.9968)	0.0445 * (1.8422)	0.0662 ** (2.0125)
kl	0.0903 *** (2.8803)	0.0351 *** (9.9733)	0.0253 (1.0251)	0.0407 *** (10.9564)	0.0350 *** (9.8230)	0.0328 * (1.6502)	0.1156 *** (4.0988)
leverage	0.0475 (0.3734)	0.0303 *** (3.3043)	-0.0036 (-0.0627)	0.0304 *** (3.2378)	0.0358 *** (3.8522)	-0.0546 (-0.7025)	-0.0634 (-0.6862)
ratio_subsidy	-0.5918 (-0.4558)	-0.3881 ** (-2.0210)	0.3529 (0.3270)	-0.3024 (-1.5705)	-0.3998 ** (-1.9654)	-0.1452 (-0.2780)	1.4374 (1.2136)
hh	-0.4606 (-1.0413)	-0.1814 (-0.2701)	2.1230 (0.8496)	0.7076 (1.1600)	-0.2665 (-0.4616)	1.2453 (0.6836)	-1.2912 (-0.4627)
Constant	0.7829 (0.4025)	-1.3139 *** (-4.4341)	-4.3229 (-1.3710)	-5.6224 *** (-3.6551)	-0.9082 ** (-2.3705)	-1.0983 (-1.3887)	-3.3911 ** (-2.2393)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	5 229	134 624	5 861	133 992	131 374	5 249	3 230
adj-R ²	0.0416	0.0346	0.0416	0.0345	0.0341	0.0242	0.0394

注:(1) *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 水平下显著,括号内为 t 值。(2) 上述模型均控制了聚类标准误。

(三) 稳健性检验

接下来,本文从不同角度对以上回归结果进行稳健性检验,具体包括处理样本自选择问题、内生性问题和变量替换。首先,考虑涉及出口企业产品质量的研究可能产生的自选择问题。其主要来源于两个方面:第一,关于产品质量的计算主要定位在出口企业,而非出口企业也存在产品质量问题;第二,由于中国工业企业数据库仅包含国有及规模以上非国有企业的数据,导致剔除了小规模非国有企业。针对样本的自选择问题,本文利用 Heckman 两步法进行估计。假设在第一阶段的出口企业选择模型中服从正态分布,通过 Heckman 两步法可以控制样本自选择带来的偏差,从而得到一致性估计。具体包括两步:第一步,构建影响企业出口决策的选择方程,第二步分析出口企业产品质量的决定因素。根据相关研究(张杰等,2015;施炳展、邵文波,2014),出口企业的选择模型设定如下:

$$\text{Probit}(export_{it} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 \lnsize_{it} + \alpha_2 \lnage_{it} + \alpha_3 tfp_op_{it} + \alpha_4 monopoly_{it} + \alpha_5 state_{it} + \sum district_{it} + \sum year_{it} + \sigma_{it} \quad (13)$$

(13)式中: $export$ 代表企业是否出口的虚拟变量,1 代表是,0 代表否。 σ_{it} 代表随机误差项,其他变量含义与前文相同。

其次,考虑内生性问题。针对因变量和自变量可能相互影响而产生的内生性问题,较难

通过选择恰当的工具变量来解决,参照张杰等(2014)、施炳展和邵文波(2014)处理相关问题的方法,针对异质性企业微观层面估计方程的基本特征,本文采用两步系统 GMM 方法对模型进行估计以控制内生性问题。

最后,通过变量替换的方法进一步检验回归结果的稳健性。(1)替换因变量。将出口产品质量替换为利用 OLS 方法估计得到的出口产品质量。(2)改变自变量计算方法。将员工的人均劳动报酬重新定义为“本年应付工资总额除以企业从业人数”,然后利用计量模型(12)对员工获得的超额劳动报酬进行重新估算,进而得到狭义的超额劳动报酬自然对数(\lnextra_labor1)。(3)替换自变量。将员工获得的超额劳动报酬自然对数替换为人均工资自然对数(\lnlabor)。稳健性检验结果如表 4 所示。

表 4 超额劳动报酬与出口产品质量的稳健性检验

	Heckman 两步法 (1)	两步系统 GMM (2)	\lnquality_ols (3)	狭义超额报酬 (4)	人均工资对数 (5)
L. \lnquality_iv		0.3045 *** (17.9249)			
\lnextra_labor	0.3751 *** (7.0390)	0.5497 *** (2.8302)	0.5652 *** (4.4413)	0.4049 ** (3.3683)	
\lnextra_labor1					
\lnlabor	-0.7634 *** (-5.4851)	-1.3468 ** (-2.2248)	-1.4938 *** (-3.7739)	-0.9888 *** (-2.7268)	0.0305 *** (8.5263)
Constant					0.1554 *** (3.4172)
企业特征变量、约束变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	No	No	No
企业固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes
Observation	142 218	79 279	143 722	139 853	139 854
adj-R ²			0.0404	0.0332	0.0339
mills lambda	-0.1544 ** (-2.0721)				
AR(1)		0.000			
AR(2)		0.394			
Hansen/Sargan 检验		0.063			

注:(1) *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 水平下显著,括号内为 t 值。(2)上述模型均控制了聚类标准误。(3)企业特征变量和约束变量包括:企业年龄、规模、全要素生产率、国有资本份额、是否盈利、资本集中度、资产负债比、政府补贴占比和 HHI 。下同。

表 4 第(1)列列示了 Heckman 两步法的估计结果,结果表明在其他变量不变的条件下,员工获得的超额劳动报酬每提高 1%,则企业的出口产品质量将提高 0.375%,且在 1% 显著水平下通过检验。表 4 第(1)列对应的逆米尔斯比率检验结果表明,利用 Heckman 两步法处理样本的自选择问题合理。表 4 第(2)列列示了利用两步系统 GMM 法对应的估计结果,结果表明提高员工的劳动报酬仍有助于企业产品质量的提升。此外,通过 AR(1) 和 AR(2) 检验判断残差项的序列相关性,以及利用 Hansen/Sargan 检验工具变量是否合理,检验结果均满足模型要求。同时,滞后一期的出口产品质量对应系数显著为正,这表明企业出口产品质量具有连续性,采用两步系统 GMM 方法进行估计具有一定的必要性。表 4 第(3)–(5)列列示了变量替换的检验结果,回归结果仍然支持我们的基本结论:通过提高员工的劳动报酬,激发员工的努力程度和工作积极性,进而有利于企业出口产品质量的提升。从回归系数看,劳动报酬回归系数低于超额劳动报酬回归系数,符合基本预期。

四、影响机制的进一步分析:出口产品质量增长的分解视角

前文实证检验了员工超额劳动报酬对企业出口产品质量提升的直接影响效应,即使考虑到可能出现的自选择和内生性问题,回归结果仍然稳健。进一步地,在 Melitz 和 Polance(2015)基础上对驱动我国出口产品质量变化的因素进行更为细致的分析,以考察提高员工的超额劳动报酬是否可以通过影响出口产品质量增长的内在驱动因素间接提升企业出口产品质量。

(一) 出口产品质量增长的 Melitz-Polance 分解

在 Melitz 和 Polance(2015)基础上,本文对出口产品质量进行分解,其分解方程为:

$$\begin{aligned}\Delta Q &= (Q_{S2} - Q_{S1}) + s_{E2}(Q_{E2} - Q_{S2}) + s_{X2}(Q_{S1} - Q_{X1}) \\ &= \underbrace{(\bar{Q}_{S2} - \bar{Q}_{S1})}_{\text{企业内效应}} + \underbrace{\sum_{i \in S} (s_{it} - \bar{s}_t)(q_{it} - \bar{q}_t)}_{\text{企业间效应}} + \underbrace{s_{E2}(Q_{E2} - Q_{S2})}_{\text{进入效应}} + \underbrace{s_{X2}(Q_{S1} - Q_{X1})}_{\text{退出效应}} \quad (14)\end{aligned}$$

资源再配置效应

(14)式中: S 、 E 、 X 分别代表 t 时期在位、进入和退出的样本企业。 q_{it} 代表第 i 个样本企业的产品质量。 $(\bar{Q}_{S2} - \bar{Q}_{S1})$ 代表在位企业第二年的几何加权平均产品质量与第一年几何加权平均产品质量之差,表示技术进步带来的企业自身产品质量的提升,即企业内效应; $\sum_{i \in S} (s_{it} - \bar{s}_t)$ $(q_{it} - \bar{q}_t)$ 代表企业间的配置效率,刻画企业间的配置效率对企业产品质量提升的贡献,即企业间效应; $s_{E2}(Q_{E2} - Q_{S2})$ 和 $s_{X2}(Q_{S1} - Q_{X1})$ 分别代表进入企业和退出企业对产品质量增长的贡献,即进入效应和退出效应;企业间效应、进入效应和退出效应三项之和代表资源配置效率的影响,即资源再配置效应。 $s_{E2} = \sum_{i \in E} s_{it}$ 代表所有进入企业份额; $s_{X2} = \sum_{i \in X} s_{it}$ 代表所有退出企业份额; $Q_{S2} = \sum_{i \in S} \left(\frac{s_{it}}{s_{E2}} \right) q_{it}$ 代表第二期在位企业的加权平均产品质量,同理 Q_{E2} 和 Q_{X2} 分别代表第二期进入和退出企业的加权平均产品质量。

通过 Melitz-Polance 分解,企业的出口产品质量增长首先分解为四个部分:企业内效应、企业间效应、进入效应和退出效应。企业间效应刻画在位企业之间的资源配置效率贡献,如果企业间效应为正,则表明高质量企业规模相对扩大,低质量企业规模相对缩小,资源配置有利于出口产品质量的整体提升。进入效应的经济学含义是如果进入效应为正,表明进入企业的产品质量高于行业平均产品质量,能有效提升全行业产品质量,故进入效应和退出效应均属于资源再配置效应的一部分。进一步地,企业出口产品质量增长分解为企业内效应和资源再配置效应两部分,前者代表企业自身的成长,后者代表资源配置效率的改善。^①

(二) 超额劳动报酬与出口产品质量增长分解

表 5 汇报了以超额劳动报酬为主要自变量的回归结果。其中,因变量依次为通过 Melitz-Polance 分解得到的资源再配置效应、企业内效应、企业间效应、进入效应和退出效应。根据回归结果,超额劳动报酬的提高对出口产品质量增长的驱动因素具有显著的影响。提高员工的超额劳动报酬能够显著改善资源配置效率和促进企业自身成长,同时降低了企业间的进入效应和加剧退出效应。具体而言,员工的超额劳动报酬每提高 1%,分别有利于提升资源配置效率 0.073 个百分点、企业内效应 0.047 个百分点、企业间效应 0.049 个百分点和退出

^①因版面限制,企业出口产品质量增长的 Melitz-Polance 分解结果见附表 1。

效应 0.105 个百分点,而降低进入效应 0.107 个百分点。由此可见,本文验证了提高员工超额劳动报酬通过影响产品质量增长的驱动因素间接提升出口产品质量的影响机制。

表 5 超额劳动报酬与出口产品质量增长分解(全样本)

	资源再配置效应 (1)	企业内效应 (2)	企业间效应 (3)	进入效应 (4)	退出效应 (5)
lnextra_labor	0.0728 *** (6.0221)	0.0469 *** (6.5370)	0.0487 *** (3.4738)	-0.1065 *** (-8.6779)	0.1048 *** (10.9234)
Constant	-0.2044 *** (-5.4245)	-0.1190 *** (-5.3862)	-0.1387 *** (-3.2124)	0.2793 *** (7.2967)	-0.2690 *** (-9.0214)
企业特征变量、约束变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	134 208	134 219	134 219	134 215	134 211
adj-R ²	0.0425	0.1272	0.0121	0.1034	0.0206

中国背景下,劳动报酬提高通过推动企业自身成长间接促进产品质量提升的作用机制是:提高员工劳动报酬→吸引和激励技能偏向型员工或人才→企业技能偏向型技术进步提高→促进企业自身成长→激发企业出口产品质量提升的内在动力。对于上述传导机制的解释是,企业提高员工的劳动报酬,一方面会激励本企业员工努力工作和通过提高学历、技能等手段以匹配薪酬,另一方面会吸引熟练技能、高学历员工加入,在这两方面因素的综合作用下,促进了企业技能偏向型技术进步。同样地,劳动报酬提高通过改善资源配置效率间接促进企业产品质量提升的作用机制是:提高员工劳动报酬→促进劳动力的相对自由流动→降低资源错配→激发企业出口产品质量提升的外在动力。具体而言,提高员工的劳动报酬会促进劳动要素在产业间、企业间和区域间的相对自由流动,同时,劳动力成本的提升进一步加剧了企业区域间的迁移,致使更多企业从东部地区外迁,资源配置效率的改善很大程度上促进了中西部地区产品的总体提升。

五、结论与建议

本文通过对 2000—2006 年中国工业企业数据库和中国海关数据库进行匹配,实证检验了劳动报酬与出口产品质量的关系,并在 Melitz-Polance 分解的基础上,进一步探讨了提高员工劳动报酬对企业出口产品质量的间接影响效应。在考虑样本自选择、内生性和变量替换等问题后,研究结论依然稳健。这一研究对于理解我国供给侧结构性改革下如何有效提升企业出口产品质量找到依据,为现阶段合理提高员工劳动报酬找到另一条识别路径——通过提升企业出口产品质量惠及一个国家。

本文政策含义也是重要且清晰的。对于民营企业而言,应合理提高劳动者的工资待遇,构建和谐的劳动关系。企业要重点赋予劳动者对利润的收益权,使员工获得更多参与感、存在感和获得感。对于国有企业而言,国有资本的经营预算问题是目前国有企业收入分配改革的关键。一是尽快将金融类国有企业纳入到收益上缴范围。根据中国企业联合会发布的 2014 年中国企业 500 强报告显示,17 家国有银行企业净利润总额高达 1.23 万亿元,而解决我国贫困问题每年大概只需要 3 200 亿元,^①尽快将国有金融类企业纳入上缴范围将对解决

^①根据 2014 年国家统计局的统计监测公报,我国目前还有 7 017 万贫困人口,世界银行最新的国际贫困线标准为 1.9 美元,近期美元兑人民币汇率约为 6.54,解决我国贫困问题每年大概需要 3 200 亿元。

贫困问题大有裨益。二是逐步提高国有企业利润上缴比例,尤其是将以石油、烟草等代表性垄断国有企业的利润上缴比例逐步提高到50%以上。三是对国有企业上缴利润制定更加合理的支出方案,应主要用于公共保障建设,尤其是教育、公共医疗、社会保障、环保等领域。同时,政府应重点提高劳动力要素的资源配置效率,着力保障劳动者的就业公平,营造良好的就业环境,打破不同性质企业在不同行业、地区间进行生产的差别歧视,让市场在资源配置中发挥决定性作用,使企业平等参与市场竞争。

当然,尤其需要指出的是,劳动报酬和产品质量二者的关系还需进一步理顺。第一,本文的发现对于通过提高劳动者待遇进而实现“劳资共赢”的观点提供了现实依据,这符合社会公平和经济效率的目标。但在市场化条件下,提高员工薪酬待遇对企业而言意味着增加成本,这导致企业本身可能缺乏自主动机,政府仍需要在构建和谐的劳动关系中发挥重要作用。第二,制度可能同时影响劳动报酬和产品质量。例如,近些年的国有企业限薪改革,相关法律法规往往规定国有企业高管薪酬不能超过普通员工的2~5倍,但是高管可能为了提高自身收入进而提高普通员工待遇,导致政策效果大打折扣。在市场经济下,如何促使企业从产品质量角度出发主动提升员工待遇,也是相关部门在制定相应的制度时需要重点考虑的问题。

附录:

附表1 企业出口产品质量增长的 Melitz-Polance 分解(%,总样本)

年份	总增长贡献	企业内效应	企业间效应	进入效应	退出效应	资源再配置效应
2001	0.2543	0.1525	0.0310	-0.2094	0.2801	0.1017
2002	0.4580	0.2562	0.0478	-0.2525	0.4065	0.2018
2003	0.6906	0.3716	0.1484	-0.2757	0.4463	0.3190
2004	0.7514	0.4733	0.2045	-0.4292	0.5027	0.2780
2005	0.8772	0.4452	0.2334	-0.4050	0.6036	0.4320
2006	0.9814	0.4951	0.2598	-0.3473	0.5737	0.4863
水平平均	0.6688	0.3657	0.1541	-0.3198	0.4688	0.3031
份额平均	100.0000	54.6751	23.0485	-47.8244	70.1007	45.3249

参考文献:

- 1.白重恩、钱震杰,2009:《谁在挤占居民的收入——中国国民收入分配格局分析》,《中国社会科学》第5期。
- 2.郭庆旺、吕冰洋,2012:《论要素收入分配对居民收入分配的影响》,《中国社会科学》第12期。
- 3.李坤望、王有鑫,2013:《FDI促进了中国出口产品质量升级吗——基于动态面板系统GMM方法的研究》,《世界经济研究》第5期。
- 4.刘长庚、许明、刘一蓓,2014:《员工获得了“公平”的劳动所得吗——基于中国工业企业数据库的测度与验证》,《中国工业经济》第11期。
- 5.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。
- 6.施炳展、邵文波,2014:《中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角》,《管理世界》第9期。
- 7.施炳展、王有鑫、李坤望,2013:《中国出口产品品质测度及其决定因素》,《世界经济》第9期。
- 8.杨汝岱、李艳,2013:《区位地理与企业出口产品价格差异研究》,《管理世界》第7期。
- 9.杨汝岱,2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
- 10.叶康涛、王春飞、祝继高,2013:《提高劳动者工资损害公司价值吗?》,《财经研究》第6期。
- 11.殷德生,2011:《中国入世以来出口产品质量升级的决定因素与变动趋势》,《财贸经济》第11期。
- 12.岳希明、李实、史泰丽,2010:《垄断行业高收入问题探讨》,《中国社会科学》第3期。
- 13.张杰、翟福昕、周晓艳,2015:《政府补贴、市场竞争与出口产品质量》,《数量经济技术经济研究》第4期。
- 14.张杰、郑文平、翟福昕,2014:《中国出口产品质量得到提升了吗》,《经济研究》年第5期。
- 15.周明海、肖文、姚先国,2010:《中国经济非均衡增长和国民收入分配失衡》,《中国工业经济》第6期。

- 16.Aghion, P., R. Blundell, R. Griffith, P. Howitt, and S. Prantl. 2013. "The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity." *The Review of Economics and Statistics* 91(1) : 20–32.
- 17.Akerlof, G. 1982. "Labor Contracts as Partial Gift Exchange." *Quarterly Journal of Economics* 97(4) : 543–569.
- 18.Baldwin, R., and J. Harrigan. 2011. "Zeros, Quality, and Space: Trade Theory and Trade Evidence." *American Economic Journal: Microeconomics* 3(2) : 60–88.
- 19.Bowles, S., and H. Gintis. 1990. "Contested Exchange: New Micro-foundations for the Political Economy of Capitalism." *Politics and Society* 18 : 165–222.
- 20.Bustos, P. 2011. "Trade Liberalization, Exports and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firm." *American Economic Review* 101(1) : 304–340.
- 21.Gervais, A. 2011. "Product Quality and Firm Heterogeneity in International Trade." University of Notre Dame, Unpublished Manuscript.
- 22.Glass, A.J., and X.D. Wu. 2007. "Intellectual Property Rights and Quality Improvement." *Journal of Development Economics* 82(2) : 393–415.
- 23.Hallak, J.C., and J. Sivadasan. 2013. "Product and Process Productivity: Implications for Quality Choice and Conditional Exporter Premia." *Journal of International Economics* 91(1) : 53–67.
- 24.Khandelwal, A. 2010. "The Long and Short of Quality Ladders." *Review of Economic Studies* 77(4) : 1450–1476.
- 25.Lu, Y., and L.H. Yu. 2015. "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession." *American Economic Journal: Applied Economics* 7(4) : 221–253.
- 26.Melitz, M.J. 2003. "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica* 71(6) : 1695–1725.
- 27.Melitz, M.J., and S. Polance. 2015. "Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit." *The RAND Journal of Economics* 46(2) : 62–375.
- 28.Piveteau, P., and G. Smagghue. 2013. "A New Method for Quality Estimation Using Trade Data: An Application to French Firms." Mimeo, Columbia University.
- 29.Verhoogen, E.A. 2008. "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector." *The Quarterly Journal of Economics* 123(2) : 489–530.
- 30.Yellen, J.L. 1984. "Efficiency Wage Models of Unemployment." *American Economic Review* 74(2) : 200–205.

Will Higher Labor Income Improve the Quality of Products Exported?

Xu Ming

(School of Economics, Peking University)

Abstract: This paper based on China's industry enterprise database and Chinese longitudinal firm trade transaction data (2000–2006), empirically tests the correlation between labor income and the quality of products exported, on a basis of Melitz–Polance decomposition method, discusses about the indirect impact of the excessive labor income improvement on the quality of products exported. Results shows that, firstly, the improvement does have an important impact on the quality of products exported. With a rising rate of 1% on labor income, the quality of products exported would rise 0.341%–0.474% on average. Secondly, the key of improvement on labor income lies on non-state-owned enterprises, in other words, improvement on labor income has no impact on employees of state-owned enterprises. Thirdly, the indirect impact on growth of enterprises and efficiency of resource allocation could improve the quality of products exported. Conclusion of this paper offers another potential channel to improve the labor income reasonably on the background of China's structural reform under the supply side—by improving the quality of products exported which can benefit a nation.

Keywords: Quality of Products Exported, Labor Income, Melitz–Polance Decomposition Method

JEL Classification: J33, L15

(责任编辑:陈永清)