

· 劳动经济 ·

# 劳动报酬如何影响出口企业加成率： 事实与机制

许明<sup>1</sup>，邓敏<sup>2</sup>

(1. 中国社会科学院 工业经济研究所, 北京 100044; 2. 上海财经大学 财经研究所, 上海 200433)

**摘要：**本文基于中国工业企业—海关匹配数据，利用固定效应模型、工具变量法、中介效应模型等方法深入考察劳动报酬提高对企业加成率的微观影响和作用机制。研究发现，现阶段，提高员工的劳动报酬有效促进了中国出口企业加成率的提升。平均而言，员工获得的劳动报酬每提高10%，则出口企业加成率将提升0.495%—0.523%，同时，提高劳动报酬通过强化质量效应与选择效应会间接影响出口企业加成率，因而企业应重视人力资本对企业的贡献，重点提高高学历员工的薪金待遇。本文的结论对于理解中国供给侧结构性改革下有效提升员工的劳动报酬提供了现实路径——通过提升出口企业加成率惠及一个国家。

**关键词：**劳动报酬；加成率；出口企业；质量效应；选择效应

**中图分类号：**F746.12 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-176X(2018)09-0122-09

## 一、问题的提出

党的十九大报告强调，要“推动形成全面开放新格局”“加快培育国际经济合作和竞争新优势”。发展更高层次的开放型经济，提高企业参与国际竞争与合作能力，实现其全球价值链的跃升是中国当前发展开放型经济的重要途径，而提升企业加成率既有助于增强中国企业出口附加值和提升全球价值链地位，又有利于中国贸易利得的整体提升，它反映了企业将价格维持在边际成本之上的能力，是衡量企业国际竞争力的重要标志之一。王岚和李宏艳<sup>[1]</sup>、程大中<sup>[2]</sup>均认为，企业以高端化战略积极融入全球价值链分工，是增强企业“走出去”的关键，企业价值链延伸至全球，通过吸纳和整合优势资源提升国际竞争力，对企业的生存与发展有着至关重要的作用。价值链的提升对企业劳动生产率提出了更高的要求，其背后也隐含了劳动力成本和收入分配等问题。关于本文的主题，一些文献还重点关注了中国企业加成率的问题，盛丹和王永进<sup>[3]</sup>指出，中国出口企业加成率不仅在国际市场上与国外同类企业相比较低，甚至普遍低于在国内市场上的同类企业的加成率，中国出口企业存在典型的

收稿日期：2018-06-18

基金项目：国家社会科学基金青年项目“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”（16CJL014）

作者简介：许明（1986-），男，黑龙江齐齐哈尔人，助理研究员，博士，主要从事产业经济和国际贸易研究。E-mail: xmphd@cass.org.cn

邓敏（1991-），女，湖南永州人，博士研究生，主要从事国际贸易和区域经济研究。E-mail: demi.dm@163.com

“出口低加成率之谜”，持同样观点的还有刘啟仁和黄建忠<sup>[4]</sup>。另外，一些文献还探讨了企业出口行为与加成率的关系，Melitz 和 Ottaviano<sup>[5]</sup>开创性地提出了 M-O 模型，通过内生出口企业加成率，推导出企业的可变加成率为临界成本与企业自身边际成本之差的函数，从理论上证明了具有越高生产率的出口企业，越容易克服出口进入成本，相比非出口企业通常具有更高的加成率。黄先海等<sup>[6]</sup>基于扩展的 M-O 模型论证了形成中国出口低加成率的可能机制，阐述了企业面临的竞争效应和质量效应，并指出中国出口企业目前普通处于“低加成率陷阱”区间。

通过梳理文献可以发现，以上文献并未给出劳动报酬直接影响出口企业加成率的经验证据和内在机制，而刘长庚等<sup>[7]</sup>、许明<sup>[8]</sup>均认为，收入分配事关民生改善、社会稳定和经济发展。通过调整和转化劳动力成本上升压力，发挥劳动报酬的正向积极效应来提升出口企业加成率是应对当前中国出口低加成率困境的关键所在。笔者认为员工劳动报酬在合理配置范围内提高时，企业劳动生产率提升所带来的效益应高于由劳动成本上升带来的损失，在整个过程中，低效率的出口企业将不堪承受成本压力而选择退出国际市场，高效率企业的出口份额将得到有效提升，最终有利于出口企业加成率的提升。在当前背景下，通过合理有效提高员工的劳动报酬促进出口企业加成率的提升，可以实现企业和劳动者的双赢，这既满足社会公平的要求，也符合经济效率目标，为供给侧结构性改革的推进和跨越出口“低加成率陷阱”提供了不可或缺的经验事实和政策依据。

本文的贡献可能体现在三个方面：第一，本文在借鉴 Lu 和 Yu<sup>[9]</sup>基础上，采用更为灵活的三要素超越对数生产函数，有效解决收入法隐含的价格问题和不可观测的效率冲击，准确估计企业层面加成率。第二，基于中国工业企业—海关匹配数据，实证检验提高员工劳动报酬对出口企业加成率的影响效应，并对影响机制进行深入探讨。第三，在考虑员工劳动报酬对企业加成率直接影响的同时，亦关注劳动薪酬在出口企业行为中间接发挥的调节效应。通过构建中介效应模型，本文试图重点从质量效应和选择效应两条主要路径来分析提高员工劳动报酬对出口企业加成率的影响。

## 二、劳动报酬对出口企业加成率的影响机制分析

从直接影响路径看，陈雯和孙照吉<sup>[10]</sup>指出，企业的生产离不开“人”的因素，提高员工劳动报酬，有利于直接激发员工的努力程度和工作积极性，激励员工学习先进技术和管理经验，提高劳动生产率，促使企业更快发展，顺利与国际市场接轨，提升出口企业加成率。同时，加成率包含了产品价格和边际成本的信息，劳动报酬可能通过价格效应和成本效应影响出口企业加成率。第一，价格效应。提高员工劳动报酬直接增加了出口企业的生产成本，同时，出口企业通过提高产品价格获取更高的利润。许明和邓敏<sup>[11]</sup>发现，由于国际市场存在激烈的市场竞争环境，高效率企业能够通过劳动报酬的激励作用改善自身发展形势，并将一部分成本转嫁到产品价格上，进而提高出口企业加成率。第二，成本效应。马双等<sup>[12]</sup>认为，员工劳动报酬的提高会增加出口企业的生产成本，但生产成本的增加并不等于边际成本的提高，这一机制还有待于进一步检验。

从间接影响路径看，提高员工的劳动报酬可以通过提高质量效应和选择效应间接促进出口企业加成率的提升。第一，质量效应。提高劳动报酬可以通过质量效应影响出口企业加成率。合理的收入分配是决定产品质量水平、生产种类和消费的关键因素，企业提高员工报酬的内在动力无疑是通过效率工资获得更多的经济利润，一方面，这能够提高员工的生产积极性，激励员工把企业目标作为自己的内在追求动力，通过努力工作提高劳动生产率来改善产品质量，为企业赢得整体与长远的经济效益从而提升出口企业加成率；另一方面，劳动报酬的提高迫使出口企业提高自主创新的能力，通过升级企业技术和改善资源配置效率提升出口产品质量进而提升出口企业加成率。产品质量的提高不仅有利于消费者福利的改善，而且有利于企业品牌附加值的提升，通过在全球价值链体系中赢得更多定价权进而提升出口企业加成率。第二，选择效应。提高劳动报酬可以通过选择效应影响出口企业加成率。提高员工劳动报酬能够有效提高企业单位劳动生产率和产品创新力度，有利于出口企业选择效应的充分发挥，促使出口企业加成率的间接提升。另外，张杰等<sup>[13]</sup>指出，企业进入国际竞争市场之后，将会促进企业学习先进的生产技术和产品设计理念，推动产品质量创新升级，改进现有的组织管理方式，提升出口企业产品的国际竞争优势，激发出口企业内生成长动力。

### 三、研究设计

#### (一) 计量模型的设定

在 Lu 和 Yu<sup>[9]</sup>研究的基础上, 本文设定模型如下:

$$\ln\text{markup}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln\text{labor}_{it} + \theta X_{it} + \lambda_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $i$ 、 $t$  分别代表企业和年份, 因变量  $\ln\text{markup}$  代表出口企业加成率的自然对数, 自变量  $\ln\text{labor}$  代表企业员工获得的平均劳动报酬的自然对数,  $X$  代表控制变量的集合,  $\lambda_t$  和  $\delta_i$  分别代表年份固定效应和企业固定效应,  $\varepsilon_{it}$  代表随机误差项。

#### (二) 变量的定义

##### 1. 企业加成率 (markup) 的测算

本文在 Lu 和 Yu<sup>[9]</sup>生产函数法的基础上对企业加成率进行估计。在不依赖任何需求结构的假设条件下, 采用结构模型的方法克服不可观测的生产率冲击和价格因素, 使用企业层面的产出数据估计企业加成率。根据 De Loecker 和 Warzynski<sup>[14]</sup>, 企业加成率  $\mu_{it}$  的表达式为:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^m (\alpha_{it}^m)^{-1} \quad (2)$$

其中,  $\theta_{it}^m$  为中间材料投入要素  $m$  的产出弹性,  $\alpha_{it}^m$  为中间材料投入要素  $m$  的支出份额。<sup>①</sup>

根据式 (2) 可知, 由于中间材料投入要素的支出份额可以直接从企业层面数据得到, 因而计算企业层面加成率的关键在于无偏地估计出中间材料投入要素的产出弹性。为了克服不可观测的生产率冲击,<sup>②</sup> 采用 Akerberg 等<sup>[15]</sup>的两步估计法进行估计从而得到稳健的企业加成率。在生产函数设定方面, 采用更为灵活的超越对数 (Translog) 生产函数形式, 其表达式为:

$$y_{it} = \beta_1 l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{km} k_{it} m_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{lkm} l_{it} k_{it} m_{it} + \omega_{it} + \kappa_{it} \quad (3)$$

其中,  $l$ 、 $k$  分别代表劳动和资本,  $y$  为工业总产值,  $\kappa$  代表随机误差项, 以上小写字母表示价格平减且取对数后的要素投入。根据  $\beta_m + 2\beta_{mm} m_{it} + \beta_{lm} l_{it} + \beta_{km} k_{it} + \beta_{lkm} l_{it} k_{it}$  得到行业层面的中间材料投入要素的产出弹性。<sup>③</sup> 最后, 利用式 (2) 计算出企业加成率估计值  $\hat{\mu}$ 。

##### 2. 企业员工获得的平均劳动报酬 (labor) 的测算

本文使用企业本年应付职工工资总额与企业本年应付职工福利总额之和, 与企业从业人数之比表示企业员工获得的平均劳动报酬。

##### 3. 其他控制变量的定义

根据 Aghion 等<sup>[16]</sup>的研究成果, 其他控制变量包括: 企业年龄 ( $\ln\text{age}$ ); 企业规模 ( $\ln\text{size}$ ), 用企业的年均从业人数的自然对数表示; 全要素生产率 ( $\ln\text{TFP}$ ), 用 Akerberg 等<sup>[15]</sup>提出的两步估计方法在估算加成率的基础上计算得到; 产品质量 ( $\ln\text{quality}$ ), 根据杨汝岱和李艳<sup>[17]</sup>的测算方法计算得到; 资本集中度 ( $\ln\text{kl}$ ), 用企业资本与年均从业人数比值的自然对数形式表示; 企业是否盈利的虚拟变量 ( $\text{dummy\_profit}$ ); 资产负债率 ( $\text{lever}$ ), 用企业的资产总额与负债总额之比表示; 国有资本占比 ( $\text{stateshare}$ ); 补贴占比 ( $\text{subratio}$ ), 用企业获得的补贴收入占销售收入的比值表示; 赫芬达尔指数 ( $\text{HHI}$ )。

#### (三) 数据来源及处理

参考杨汝岱和李艳<sup>[17]</sup>的匹配思路, 本文对 2000—2006 年中国工业企业数据库与中国海关数据库进行合并, 共计得到 185 068 个观测值。根据黄先海等<sup>[18]</sup>的处理思路, 本文对 2000—2006 年的中国工业企业—海关合并样本进行数据处理, 剔除数据异常值。对涉及的变量均以 1998 年为基期进行平减处理, 并对关键指标在 1%、99% 分位进行缩尾处理, 最终得到 147 490 个样本观测值。

① 此处参考 De Loecker 和 Warzynski<sup>[14]</sup>采用调整后的要素支出份额, 即在两步估计法的第一阶段得到残差后, 用工业总产值除以  $\exp$  (估计残差) 得到调整的总收入, 再采用要素支出额除以调整的总收入得到调整的要素支出份额。

② De Loecker 和 Warzynski<sup>[14]</sup>指出, 由于生产率往往与企业投入选择相关, 不控制生产率冲击将导致要素产出弹性估计产生偏误。

③ 根据 De Loecker 和 Warzynski<sup>[14]</sup>、Lu 和 Yu<sup>[9]</sup>的处理方法, 考虑到行业间资本密集度不同可能导致生产函数具有较大差异性, 本文对“国民经济行业分类 GB/T 4754—2002”中的二位码行业对应投入要素的产出弹性进行估计, 并在此基础上计算企业加成率和全要素生产率。

#### 四、回归结果与分析

##### (一) 基准回归估计结果

劳动报酬与出口企业加成率的基准回归结果，如表1所示。表1列(5)采用OLS回归，并控制年份和行业固定效应。表1其他列利用固定效应模型进行估计，均控制了年份固定效应和企业固定效应，并逐步增加企业规模、企业年龄、全要素生产率、产品质量等企业或行业特征变量以检验结果的稳定性。从表1回归结果可知，员工劳动报酬对应的系数 $\beta_1$ 显著为正，且通过1%显著性检验。将表1列(6)回归结果与列(5)(OLS回归结果)对比，可知固定效应模型的回归结果由0.0920下降到0.0503，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。根据表1中的固定效应模型回归结果可知，在控制其他变量不变的条件下，企业员工获得的劳动报酬每提高10%，则出口企业加成率将提升0.495%—0.523%。以表1列(6)为基准回归结果，笔者发现，在其他条件不变的情况下，员工获得的劳动报酬每提高10%，则出口企业加成率将提高0.503%，且在1%显著水平下通过检验。基准回归结果表明，作为企业生产的“人”的因素，劳动报酬的提高将会直接影响员工工作的努力程度和积极性，较高的劳动报酬既充分发挥了企业对员工的激励作用，又有利于吸引外来人才提升人力资本，通过有效的整合和利用“物”的因素，进而提高企业生产率和出口产品质量，从而助力中国出口企业加成率的提升。

表1 劳动报酬与出口企业加成率的基准回归(全样本)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
zlnlabor	0.0517*** (36.1232)	0.0523*** (34.5311)	0.0517*** (33.1100)	0.0495*** (32.1660)	0.0920*** (77.9672)	0.0503*** (32.3412)
lnage		0.0763*** (12.7527)	0.0774*** (12.5139)	0.0577*** (9.5244)	-0.0106*** (-10.0577)	0.0602*** (9.8714)
lnsize		0.0079*** (4.7402)	0.0051*** (2.9431)	0.0001 (0.0833)	0.0244*** (39.1868)	-0.0024 (-1.2592)
lnTFP		0.0059*** (6.9543)	0.0058*** (6.5638)	0.0058*** (6.7000)	0.3908*** (39.7309)	0.0059*** (6.6675)
lnquality			0.0167*** (10.8011)	0.0142*** (9.3334)	0.0167*** (17.5685)	0.0144*** (9.4440)
dummy_profit				-0.0026 (-0.4354)	-0.0216*** (-5.7271)	-0.0026 (-0.4465)
stateshare				0.0591*** (39.7567)	0.0986*** (76.5667)	0.0585*** (39.1910)
lnkl					0.0103*** (17.7588)	-0.0047*** (-3.4566)
lever					-0.0055** (-2.1444)	-0.0162*** (-4.0315)
subratio					-0.1925*** (-3.0516)	-0.2577*** (-3.3936)
HHI					-0.2353 (-0.9460)	0.0593 (0.1937)
常数项	-0.0126*** (-3.1442)	-0.2393*** (-15.8411)	-0.2446*** (-15.6689)	-0.2206*** (-14.3955)	-3.2767*** (-45.6302)	-0.1859*** (-10.3315)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	不控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	147 379	147 379	139 738	139 738	139 738	139 738
R <sup>2</sup>	0.1012	0.1054	0.1077	0.1283	0.3123	0.1289

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

##### (二) 稳健性检验

为保证实证结果的稳健性，本文进一步考虑样本可能存在的内生性问题、自选择问题以及变量的替换问题。由于影响企业加成率的因素众多，可能由于遗漏变量而导致内生性问题。另外，出口企业相比非出口企业具有典型的出口学习效应，即出口提高了员工的劳动报酬，同时也使出口企业具有相



对较高的加成率,这使二者可能存在反向因果关系,从而导致内生性问题。本文采取两种方法克服内生性问题:第一,参照施炳展和邵文波<sup>[19]</sup>处理相关问题的做法,考虑企业层面静态面板估计可能产生的估计结果偏误,采用两步系统 GMM 方法对模型进行估计。第二,参照孙楚仁等<sup>[20]</sup>的做法,利用地级市层面的最低工资标准作为工具变量。<sup>①</sup>由于最低工资标准为政策性外生变量,其作为员工当期劳动报酬的工具变量,既通过影响员工获得的劳动报酬满足工具变量的相关性条件,又作为地方政策性的外生变量满足工具变量外生性条件。由于本文的样本主要是持续出口的企业和国有及规模以上的制造业企业,受所有权、企业规模、企业年龄等多种因素的影响,因此,可能产生样本的自选择问题。为控制样本的自选择问题,本文利用 Heckman 两步法进行估计。

根据叶康涛等<sup>[21]</sup>、许明<sup>[8]</sup>的定义方法,本文设定计量模型如下:

$$\text{labor}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{kl}_{it} + \gamma_2 \text{HHI}_{it} + \gamma_3 \text{state}_{it} + \gamma_4 \text{monopoly}_{it} + \sum \text{district}_{it} + \lambda_{it} \quad (4)$$

其中, state 代表是否国有企业的虚拟变量,1 代表是,0 代表否。monopoly 代表企业所属行业是否垄断的虚拟变量,1 代表是,0 代表否。 $\sum \text{district}$  代表地区类别,根据国家统计局 2003 年公布的标准,将全国 31 个省份划分为东部、中部和西部地区,并生成相应的虚拟变量。 $\lambda_{it}$  代表随机误差项,其他变量含义与前文相同。对式(4)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 (extra\_labor),并用以代替劳动报酬。另外,本文将员工的人均劳动报酬重新定义为本年应付职工工资总额与企业从业人数之比,即为狭义的人均劳动报酬 (na\_labor)。稳健性检验结果如表 2 所示。

表 2 劳动报酬与出口企业加成率的稳健性检验结果

变 量	SYS-GMM 法	IV-2SLS 法	Heckman 两步法	变量替换 I	变量替换 II
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L. lnmarkup	0.2987 *** (33.5627)				
lnlabor	0.0719 *** (19.9845)	0.1679 *** (5.4603)	0.1023 *** (83.5781)		
lnextra_labor				0.3365 *** (7.3376)	
lnna_labor					0.0436 *** (30.4104)
常数项	-0.1750 *** (-6.5433)		-0.0764 *** (-3.3701)	-1.1044 *** (-7.6533)	-0.1596 *** (-8.9328)
企业、行业特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	不控制	控制	不控制	不控制
行业固定效应	控制	不控制	控制	不控制	不控制
企业固定效应	不控制	控制	不控制	控制	控制
样本量	80 211	32 665	142 120	139 737	139 738
R <sup>2</sup>		0.0066		0.1140	0.1274
IMR			-0.2663 ** (-10.1400)		
AR (1)	0.000				
AR (2)	0.476				
Sargan	0.533				

表 2 列 (1) 和列 (2) 汇报了利用系统 GMM (SYS-GMM) 法和工具变量二阶段最小二乘 (IV-2SLS) 法克服内生性问题的估计结果。回归结果表明,在控制内生问题的条件下,提高员工的劳动报酬显著有利于出口企业加成率的提升。Sargan 检验的结果表明, SYS-GMM 法的工具变量不存在弱识别问题。同时, LM 和 Wald F 的结果也拒绝了弱工具变量的原假设。SYS-GMM 法和 IV-2SLS 法回归结果进一步表明,解决了可能存在的内生性问题后,提高员工的劳动报酬仍有利于出口企业加成率的显著提升。表 2 列 (3) 汇报了利用 Heckman 两步法的估计结果。在控制样本自选择问题的条件

<sup>①</sup> 由于 2004 年国家人力资源和社会保障部通过了《最低工资规定》,将最低工资的要求和标准推广至全国,因此,本文手工收集了 2004—2011 年全国地级市的最低工资数据。

下，员工获得的劳动报酬每提高 10%，则出口企业加成率将提升 1.023%，并在 1% 统计水平下显著。通过列 (3) 回归结果对应的逆米尔斯比率 (IMR) 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 2 列 (4) 和列 (5) 汇报了变量替换的检验结果，无论是采用超额人均劳动报酬还是狭义人均劳动报酬，其对企业加成率的影响均显著为正。通过对比稳健性检验估计结果发现，结合变量定义及工具变量的选取，本文主要采用自变量员工劳动报酬对应的回归系数显著性、方向和系数大小变化基本相同，这表明稳健性检验仍支持本文的基本结论：现阶段，通过合理提高员工劳动报酬能够显著提升出口企业加成率，从而有助于增强中国出口企业的国际市场竞争力。

### 五、进一步讨论：影响机制分析

#### (一) 质量效应与选择效应的间接影响路径

员工获得的劳动报酬提升可以通过产品质量和全要素生产率两条路径进一步提升出口企业加成率。一方面，根据张明志和铁瑛<sup>[22]</sup>的方法，员工劳动报酬的上升可以带来企业产品质量的提升，通过强化质量效应促进出口市场规模的扩张和企业加成率的提高；另一方面，根据 Melitz<sup>[23]</sup>提出的新新贸易理论，出口企业通常具有较高的生产率水平，员工的劳动报酬提高有利于企业生产率的提升，进而增强企业的选择效应，使高效率企业主动选择出口进而提升自身的加成率。换言之，提高员工劳动报酬既可以直接提高出口企业加成率，又可以通过提高产品质量和全要素生产率促进出口企业加成率的提升。由此，出口企业加成率为因变量，员工获得的平均劳动报酬为自变量，全要素生产率或产品质量为中介变量，三者之间的关系构成了典型的中介效应模型。根据 Baron 和 Kenny<sup>[24]</sup>构建的中介效应模型对质量效应和选择效应两条路径进行检验，计量模型设定如下：

$$\ln\text{markup}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln\text{labor}_{it} + \sum \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln\text{quality}_{it} (\ln\text{TFP}_{it}) = a_0 + a_1 \ln\text{labor}_{it} + \sum a_2 X_{it} + \nu_i + \sigma_i + \gamma_{it} \quad (6)$$

$$\ln\text{markup}_{it} = c_0 + c_1 \ln\text{labor}_{it} + c_2 \ln\text{quality}_{it} (\ln\text{TFP}_{it}) + \sum c_3 X_{it} + \varphi_i + \tau_i + \theta_{it} \quad (7)$$

其中，变量定义同上。式 (5) 代表劳动报酬对出口企业加成率影响的总效应，系数  $\beta_1$  表示总效应的大小，式 (5) 等价于基准回归式 (1)。式 (6) 反映劳动报酬对企业产品质量或全要素生产率的影响效应。式 (7) 中的系数  $c_2$  表示全要素生产率或产品质量对出口企业加成率的直接影响效应。将式 (6) 代入式 (7) 进一步得到产品质量或全要素生产率的中介效应  $c_2 a_1$ ，即劳动报酬通过提高产品质量或全要素生产率对出口企业加成率的影响程度。中介效应模型的检验结果如表 3 所示。

表 3 质量效应和选择效应的中介效应检验

	自变量	系数	t 值	标准误	
质量效应	式 (6)	lnlabor	0.0396***	12.5419	0.0032
	式 (7)	lnlabor	0.05263***	33.3466	0.0016
		lnquality	0.01705***	11.0329	0.0015
	中介效应		0.0676		
	Sobel 检验		0.0000		
选择效应	式 (6)	lnlabor	0.0121*	1.7379	0.0069
	式 (7)	lnlabor	0.0508***	33.7012	0.0015
		lnTFP	0.0060***	7.0036	0.0009
	中介效应		0.0101		
	Sobel 检验		0.0009		

由表 3 可知，式 (6) 中员工获得的劳动报酬对出口企业产品质量或全要素生产率显著正向影响，这表明提高劳动报酬的确促进了出口企业产品质量和全要素生产率的提升。式 (7) 中产品质量或全要素生产率影响出口企业加成率的系数均显著为正，这表明二者作为中介变量确实影响了出口企业的加成率。总体上，中介效应检验结果表明，提高员工劳动报酬可以通过强化质量效应和选择效应两条路径促进出口企业加成率的提高。从质量效应路径看，产品质量对出口企业加成率的中介效应为 0.0676，这表明员工获得的劳动报酬每提高 10%，可以通过促进产品质量提

升进而增强出口企业加成率 0.676%。从选择效应路径看，全要素生产率对出口企业加成率的中介效应为 0.0101，这表明员工获得的劳动报酬每提高 10%，可以通过促进全要素生产率提升进而增强出口企业加成率 0.101%。根据 Sobel 检验结果可知，产品质量和全要素生产率的中介效应显著。

#### (二) 对产品价格与边际成本的直接影响效应

企业加成率同时包含了产品价格和边际成本的信息，有必要对劳动报酬能否通过影响产品价格和边际成本进而影响出口企业加成率的这一机制进行检验。但由于数据限制，中国工业企业数据库和中

国海关数据并未提供关于产品价格的信息。根据 Lu 和 Yu<sup>[9]</sup> 的定义, 本文用企业加成率对数与全要素生产率对数之差作为企业价格的代理变量 (price), 进一步根据企业加成率定义反推得到企业边际成本的代理变量 (mc)。同时, 考虑了新进企业 (entrants)、在位企业 (survivors) 分别与员工获得劳动报酬对应交互项 (lnlabor×entrants、lnlabor×survivors) 的影响。回归结果如表 4 所示。

表 4 劳动报酬、企业动态与出口企业的产品价格和边际成本的回归结果

变 量	price			mc		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnlabor	0.0490*** (31.6011)			-0.0325*** (-2.8864)		
lnlabor×entrants		-0.0035*** (-5.8568)			0.0156*** (3.3349)	
lnlabor×survivors			0.0107*** (19.0573)			-0.0187*** (-4.2586)
常数项	-1.2080*** (-66.1643)	-1.0496*** (-55.9606)	-1.0163*** (-55.8611)	0.1284 (0.8110)	-0.0903 (-0.5545)	-0.0677 (-0.4276)
企业、行业特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	139 738	139 738	139 738	139 738	139 738	139 738
R <sup>2</sup>	0.3876	0.3769	0.3800	0.0246	0.0246	0.0247

根据表 4 列 (1) 和列 (4) 的回归结果, 员工获得的劳动报酬每提高 10 个百分点, 则出口企业的产品价格显著提升 0.490%, 同时出口企业的边际成本显著降低 0.325%。提高员工的劳动报酬有利于企业的产品质量提升, 进而提高产品的价格, 增强企业的议价能力。同时, 提高员工的劳动报酬有利于提高生产率, 从而进一步降低出口企业的边际成本。因此, 本文的研究发现, 现阶段, 提高员工的劳动报酬有利于降低中国出口企业的边际成本, 其根源在于生产率提高的幅度超过工资上涨的幅度会导致单位劳动力成本的下降, 促使出口企业整体竞争力提升。当考虑企业动态时, 新进企业提供的员工劳动报酬的提高显著降低了产品价格并拉高了边际成本, 而在位企业员工劳动报酬的提高则显著提高了产品价格和降低了边际成本。对于新进企业而言, 由于其要面临在位企业的竞争, 而通过尽可能降低产品价格维持一定的市场份额, 提高员工的劳动报酬会进一步增加出口企业成本, 因而不利于产品价格的提高和边际成本的下降。而对于在位企业而言, 提高员工的劳动报酬则有利于通过影响产品价格和边际成本促进出口企业加成率的提升。

### (三) 收入差距、人力资本对出口企业加成率的影响

本文进一步考察收入差距、人力资本对出口企业加成率的影响。

首先, 收入差距对企业行为具有重要影响。基尼系数被广泛用于收入差距的衡量, 但由于其有过强的期望性质和不易分解性, 因此, 本文在利用基尼系数 (gini\_labor) 衡量收入差距的同时, 进一步应用泰尔指数测算收入差距。泰尔指数定义为:

$$\text{theil\_labor}_n = \frac{1}{n_n} \sum_{i=1}^{n_n} \frac{\text{labor}_{in}}{\text{labor}_n} \log \left( \frac{\text{labor}_{in}}{\text{labor}_n} \right) \quad (8)$$

其中,  $\text{labor}_{in}$  表示企业  $i$  所在三位码行业  $f$  第  $t$  年的劳动报酬。 $\overline{\text{labor}_n}$  代表第  $t$  年企业  $i$  所在三位码行业  $f$  的平均劳动报酬。

其次, 本文考察了人力资本对出口企业加成率的影响, 回答“企业内部劳动报酬的提高到底应倾向于哪一方”这一基本问题。鉴于只有 2004 年中国工业企业数据库提供了有关员工学历、性别等特征变量, 因此, 本文采用 2004 年数据构建了本科及以上学历占比 (edu) 与劳动报酬的交互项 (edu×lnlabor) 及其分别与产品质量、全要素生产率对应的三重交互项 (edu×lnlabor×lnquality 和 edu×lnlabor×lnTFP), 进一步地, 在企业内部将劳动报酬分配给高学历人才会更有利于出口企业加成率的提升。收入差距、人力资本与出口企业加成率的回归结果如表 5 所示。

表5 收入差距、人力资本与出口企业加成率的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
theil_labor	-1.1136*** (-8.5776)				
gini_labor		-0.6252*** (-11.3212)			
edu×lnlabor			0.0048** (2.2895)		
edu×lnlabor×lnquality				0.0014* (1.9122)	
edu×lnlabor×lnTFP					0.0003** (2.0098)
lnlabor			0.1086*** (46.6897)	0.1107*** (48.0940)	0.1088*** (46.8937)
常数项	-0.0252 (-1.4138)	0.0235 (1.2520)	-0.2873*** (-26.1022)	-0.2826*** (-25.6727)	-0.2900*** (-29.5558)
企业、行业特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	不控制	不控制	不控制
企业固定效应	控制	控制	不控制	不控制	不控制
样本量	139 738	139 736	23 806	23 806	23 806
R <sup>2</sup>	0.1136	0.1143	0.1562	0.1540	0.1562

根据表5列(1)和列(2)汇报的收入差距与出口企业加成率的回归结果发现,收入差距的扩大显著降低了出口企业的加成率。一方面,收入差距扩大加剧了行业内部劳动力的流动,增加了员工的摩擦性失业;另一方面,收入差距扩大加剧了低利润和低效率企业的退出,导致垄断的程度加剧,总体上不利于中小企业的成长。表5列(3)回归结果表明,当企业内部收入分配更倾向于高学历员工时,更有利于出口企业加成率的提升,且在5%显著水平下通过检验。进一步地,考虑到劳动报酬可以通过质量效应和选择效应两条路径间接促进出口企业加成率的提升,表5列(4)和列(5)进一步对这一机制进行了检验,回归结果表明,给予高学历员工更高的劳动报酬通过促进质量效应和选择效应正向影响了出口企业加成率的提升。通过表5的回归结果,笔者发现,由于收入差距扩大不利于出口企业加成率的提升,对于行业内的出口企业而言,应重视人力资本对企业的贡献,重点提高高学历人才的劳动报酬,从而促进出口企业的发展和竞争能力的提升。实际上,员工劳动报酬如果不能及时匹配相应的岗位,员工离职、消极怠慢情绪乃至罢工等现象会间接让企业蒙巨额损失,为了寻求适合的岗位替代者,企业不可避免地需要支付更多的等待成本、培训费用,这对出口企业来说无疑是高昂的代价。相应地,若是出口企业能够根据自身发展需求提升员工劳动报酬并实施更具有吸引力的人才方案来推动企业创新转型,那么其在出口市场竞争中就会占据主动地位和优势,也更有利于提升自身的加成率。

## 六、结论与建议

本文基于中国工业企业—海关匹配数据,深入考察了劳动报酬提高对出口企业加成率的微观影响和作用机制。基于以上分析,笔者认为,现阶段应该重点以提高中国出口企业员工的劳动报酬尤其是高学历员工的劳动报酬以跨越“低加成率陷阱”。第一,要重点完善出口企业内部劳资分配关系,合理提高员工的工资性收入,进一步增加公共财政用于社会保障的支出,适当降低“五险”上缴比例,并将降低部分转化为员工的可支配收入。第二,建立合理的薪酬制度,培养和激发员工的工匠精神,有效转化由员工劳动报酬上升带来的劳动力成本压力,提升出口企业出口产品质量,重点推动产品创新升级,提高企业出口附加值,促使员工劳动报酬上涨与出口产品质量升级的良性互动,促进出口企业品牌竞争优势和国际影响力的提升。第三,有效发挥劳动报酬对员工的激励效应,着力提升出口企业自身的生产率水平,营造良好的出口市场环境,鼓励出口企业通过创新来提升生产水平。

本文对最近关于企业加成率的文献具有一定的贡献和补充,尤其是有助于理解中国出口企业存在的低加成率问题。本文的发现对于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。



在经济新常态下,中国可能面临着跨越潜在“中等收入陷阱”的挑战,建立公平合理的员工劳动报酬分配制度,不仅可以改善民生、稳定社会和谐,使发展成果更多、更公平惠及全体人民,更是在供给侧结构性改革的重大机遇下,进一步解放生产力、优化经济结构体制创新的必由之路。

### 参考文献:

- [1] 王岚,李宏艳. 中国制造业融入全球价值链路径研究——嵌入位置和增值能力的视角[J]. 中国工业经济, 2015, (2): 76-88.
- [2] 程大中. 中国参与全球价值链分工的程度及演变趋势——基于跨国投入—产出分析[J]. 经济研究, 2015, (9): 4-16.
- [3] 盛丹,王永进. 中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角[J]. 管理世界, 2012, (5): 8-23.
- [4] 刘啟仁,黄建忠. 异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱”[J]. 经济研究, 2015, (12): 143-157.
- [5] Melitz, M. J., Ottaviano, G. I. P. Market Size, Trade, and Productivity[J]. The Review of Economic Studies, 2008, 75(1): 295-316.
- [6] 黄先海,诸竹君,宋学印. 中国出口企业阶段性低加成率陷阱[J]. 世界经济, 2017, (3): 95-117.
- [7] 刘长庚,许明,刘一蓓. 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[J]. 中国工业经济, 2014, (11): 128-140.
- [8] 许明. 提高劳动报酬有利于企业出口产品质量提升吗? [J]. 经济评论, 2016, (5): 96-109.
- [9] Lu, Y., Yu, L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence From China's WTO Accession[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015, 7(4): 221-253.
- [10] 陈雯,孙照吉. 劳动力成本与企业出口二元边际[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, (9): 22-39.
- [11] 许明,邓敏. 产品质量与中国出口企业加成率——来自中国制造业企业的证据[J]. 国际贸易问题, 2016, (10): 26-37.
- [12] 马双,张劼,朱喜. 最低工资对中国就业和工资水平的影响[J]. 经济研究, 2012, (5): 132-146.
- [13] 张杰,李勇,刘志彪. 出口促进中国企业生产率提高吗? ——来自中国本土制造业企业的经验证据:1999—2003 [J]. 管理世界, 2009, (12): 11-26.
- [14] De Loecker, J. D., Warzynski, F. Markups and Firm-Level Export Status[J]. The American Economic Review, 2012, 102(6): 2437-2471.
- [15] Akerberg, D. A., Caves, K., Frazer, G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. Econometrica, 2015, 83(6): 2411-2451.
- [16] Aghion, P., Dewatripont, M., Du, L., et al. Industrial Policy and Competition[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, 7(4): 1-32.
- [17] 杨汝岱,李艳. 中国出口产品质量研究[R]. 第十五届中国青年经济学者论坛工作论文, 2015.
- [18] 黄先海,诸竹君,宋学印. 中国中间品进口企业“低加成率之谜”[J]. 管理世界, 2016, (7): 23-35.
- [19] 施炳展,邵文波. 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[J]. 管理世界, 2014, (9): 90-106.
- [20] 孙楚仁,田国强,章韬. 最低工资标准与中国企业的出口行为[J]. 经济研究, 2013, (2): 42-54.
- [21] 叶康涛,王春飞,祝继高. 提高劳动者工资损害公司价值吗? [J]. 财经研究, 2013, (6): 133-144.
- [22] 张明志,铁瑛. 工资上升对中国企业出口产品质量的影响研究[J]. 经济学动态, 2016, (9): 41-56.
- [23] Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocation and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica, 2003, 76(6): 1695-1725.
- [24] Baron, M., Kenny, D. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Consideration[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.

(责任编辑:徐雅雯)