

# 工资上升对中国企业出口产品质量的影响研究<sup>\*</sup>

张明志 铁 璜

**内容提要:** 本文将产品质量异质性和效率工资同时纳入异质性企业贸易模型,研究了工资上升对中国企业出口产品质量的影响。研究表明:工资上升对出口产品质量的影响受到劳动生产率水平的调节,只有在劳动生产率水平足够高时,工资上升才会促进企业出口产品质量的提升;在控制了工资和劳动生产率的相互影响以及出口产品质量对工资的反向作用之后,工资上升会抑制企业出口产品质量的提升;工资上升会通过提高企业的劳动生产率而提升企业出口产品质量。

**关键词:** 工资 劳动生产率 出口产品质量

## 一、引言

长期以来,中国的外贸发展在很大程度上依赖于丰裕的低端要素禀赋所形成的低成本优势。在这一背景下,虽然中国的外向型经济发展模式取得了巨大的成功,但出口产品在全球价值链环节中至今仍处于相对低端的位置,产品质量不高,附加值偏低。近年来,随着中国人口结构转型,人口红利渐趋消失,工资水平已经呈现持续上升的态势,中国现有外贸发展模式的可持续性正面临着严峻的挑战。降低或化解工资上升所带来的成本上升压力,发挥工资上升的积极作用,着力提升出口产品质量很可能是我国外贸应对现有挑战的重要突破口。因此,深入研究工资上升对中国出口产品质量的影响,对于理解和认识要素成本上升背景下中国外贸的转型和升级以及探讨相关政策的制定具有重要的意义。

从已有的研究来看,国外文献一般围绕最低工资与出口“量”的关系来展开。较早的代表性文献有 Brecher(1974a, 1974b) 和 Flug & Galor(1986) 等。研究表明,最低工资的上升对出口形成负面影响。新近的代表性研究是 Egger et al(2012), 基于异质性企业理论,引入中间品贸易,发现最低工资的上升

不仅会对本国的出口产生抑制作用,对其贸易伙伴国也会产生负面影响。从国内文献来看,虽然也有一些学者从最低工资视角研究工资上升对中国出口的影响(如孙楚仁等(2013a, 2013b)的研究发现,最低工资上升对中国企业出口产生负面影响),但更多学者是直接从工资出发来研究其对出口贸易的影响,且主要围绕工资上升与出口“量”之间的关系来展开,研究结论也大相径庭。一些研究认为,工资上涨意味着企业用工成本的提高,这将削弱中国出口的成本优势,从而不利于中国出口贸易发展,代表性的文献有吕政(2003)和岳振、刘志彪(2011)等。同时,也有一些学者认为工资上升会带来正的外部性,也可能带来劳动生产率的提高,因而可能对出口产生促进作用,代表性的研究如程承坪等(2012)和都阳、曲玥(2009)等。

出口产品质量是当今国际贸易学界的一个研究热点。自 Melitz(2003)以来,大量学者利用异质性企业贸易理论很好地解释了企业的出口行为。但近年来,学者们普遍发现利用原有的异质性企业理论很难解释企业的出口价格,如 Baldwin & Harrigan(2011)、Kugler & Verhoogen(2012)等。根据 Melitz(2003)的研究,价格依赖于劳动生产率,企业的竞争能力则取决于价格,企业劳动生产率越高,价

<sup>\*</sup> 张明志,厦门大学经济学院国际经贸系,邮政编码:361005,电子邮箱:mzzhang@xmu.edu.cn;铁璜,上海对外经贸大学国际经济贸易研究所,电子邮箱:641015093@qq.com。本文为教育部人文社会科学研究一般项目“人口结构、劳动力成本与中国出口竞争力研究”(15YJA790083)和教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“要素成本上升背景下我国外贸中长期趋势研究”(13JZD010)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的意见和建议,文责自负。

格越低,竞争力越强。但在现实中,往往劳动生产率高的企业,其出口产品的价格也高。为解决这一矛盾,部分学者尝试将出口产品质量的异质性作为和劳动生产率同样重要的异质性特征引入贸易模型,以解释企业的异质性与出口产品质量异质性之间的相关关系,如 Verhoogen(2008)、Johnson(2012)、Hallak & Sivadasan(2013)、Kugler & Verhoogen(2012)和 Brambilla & Porto(2016)等,并由此衍生出有关出口产品质量的系列研究。比如,Bernard et al(2012)和 Melitz & Redding(2014)研究了出口目的地的收入水平对一国企业出口产品质量的影响,Brambilla & Porto(2016)进一步将出口目的地收入水平与出口产品质量和出口国的工资水平联系起来进行研究。

随着国内企业层面微观数据可获得程度的提高,出口产品质量也开始成为国内学术界的一个研究热点,但主要集中于对出口产品质量的测算及其影响因素的分析(如施炳展,2013;张杰等,2014;孙林等,2014;施炳展、邵文波,2014;韩会朝、徐康宁,2014)。也有学者进一步探讨了加入质量异质性后的异质性企业理论在中国的适用性,如樊海潮、郭光远(2015)探讨了出口价格、出口质量和劳动生产率间的关系,并证实了质量效应与生产率效应。

本文就工资上升对出口产品质量的影响进行了理论建模,将工资与劳动生产率的相互作用纳入实证模型,验证了工资上升通过劳动生产率影响出口产品质量的传导机制。结果发现,工资上升因成本效应对出口产品质量产生了抑制作用,但工资上升因效率工资效应对出口产品质量产生了促进作用。

## 二、理论建模

本文以 Melitz(2003)和 Dixit & Stiglitz(1977)为基础,借鉴 Brambilla et al(2012)的思想,重点对局部均衡条件进行分析,在质量异质性的引入及对质量的评价方面参考 Verhoogen(2008)、Johnson(2012)、Hallak & Sivadasan(2013)、Kugler & Verhoogen(2012)、Brambilla & Porto(2016)等,同时借鉴 Helpman et al(2008)的思路,即企业通过决定其所生产产品的质量来实现利润最大化。本文所做的主要拓展是:其一,借鉴 Solow(1979),将“效率工资效应”引入模型<sup>①</sup>,基于要素投入结构的不同会导致劳动生产率出现差异这一前提,考察要素投入结构如何调整工资上升对产品质量的影响;其二,在厂商的边际成本设定上,放松物品产品生产边际成

本相同的假定,并将其和工资联系起来,通过 CES 形式复合两种边际成本。较之于 Melitz(2003),本文也做了一些简化:一是只对部分均衡条件进行分析,并没有进行严格且完整的均衡求解;二是忽略了封闭与开放的差异,取消了出口的进入成本,从而使模型在开放与封闭的设定上退化到 Krugman(1980)的情形;三是不考虑企业的进入与退出,简化了不确定性。

### (一)消费

假定社会由许多个人组成,他们既是消费者也是生产者,分别外生供给自己的劳动,并规范化为 1。个人的能力具有异质性,这体现在他们所能获得的收入即工资上,高工资意味着高能力,低工资意味着低能力。假定社会有一系列生产差异性产品的厂商,消费者  $j$  的效用设定为:

$U_j = (\int_{i \in I} q_i^\rho di)^{1/\rho}$ , 其中,  $0 < \rho < 1$ ,  $I$  表示社会产品的全集。

对于质量异质性的引入,不少文献采用让质量进入效用函数来实现,需求方程采用 logit 形式(Verhoogen,2008;Fajgelbaum et al,2011),或是质量调整的 CES 形式(Bastos et al,2014;Hallak,2006 & 2010)。为了简化,沿用 Dixit & Stiglitz(1977)的设定,在预算中通过引入心理调节变量来导入质量异质性。

不难得出,任意两种产品的替代弹性相同且为  $\sigma = 1/(1-\rho) > 1$ ,消费者  $j$  的预算约束为:

$\int_{i \in I} p_i \gamma(\theta_i, \omega_j) q_i di \leq \omega_j$ , 其中,  $\omega_j$  表示消费者的收入,  $\theta_i$  表示第  $i$  类产品的质量,  $\gamma(\cdot)$  是一个心理调节变量,描述相对于价格,消费者在消费时更注重的是性价比。关于心理变量的设定常见于讨论出口质量与出口目的地的文献,如 Brambilla & Porto(2016)和 Verhoogen(2008)等。

$\frac{\partial \gamma(\theta_i, \omega_j)}{\partial \theta_i} < 0$ , 表示相同价格下,质量更高的产品在消费者看来更为“便宜”,更值得买; $\frac{\partial \gamma(\theta_i, \omega_j)}{\partial \omega_j} < 0$ , 表示相同价格下,收入越高的消费者越愿意接受高价格的产品。

通过求解效用最大化问题,得消费者  $j$  对任意两种产品  $m$  和  $n$  的需求,并满足条件:

$$\frac{q_m}{q_n} = \left( \frac{p_m \gamma(\theta_m, \omega_j)}{p_n \gamma(\theta_n, \omega_j)} \right)^{1/(\rho-1)} \quad (1)$$

### (二)生产

假定厂商使用两种要素投入品,即劳动与资本。依劳动者能力的差异对劳动付出差异性工资,而资

本的报酬则全社会相同。与大多数文献一样,本文同样假设企业生产分为两部分,包括物质产品的生产和质量的生产。依惯常的假定,物质产品生产的边际成本不变,从而生产的边际成本依赖于所选取的质量。企业面对固定成本  $F$ , 产品在垄断竞争市场上进行销售。

借鉴 Johnson (2012) 和 Hallak & Sivadasan (2013), 给定物质产品边际成本, 厂商的边际成本与质量相关。同时, 加入工资的异质性, 参考 Melitz (2003) 和 Brambilla & Porto (2016), 物质产品边际成本受到劳动生产率  $\varphi_i$  和工资  $w_i$  的影响。此外, 在两种要素投入的情形下, 加入调节变量资本劳动比  $\alpha_i$ , 从而  $MC_i = MC_i(\theta_i, w_i, \varphi_i, \alpha_i)$ 。

在垄断竞争的市场上, 企业按照边际成本进行加成定价:

$$p_i = MC_i(\theta_i, w_i, \varphi_i, \alpha_i) / \rho \quad (2)$$

### (三) 均衡条件

企业利润:  $\pi_i(\theta_i, w_i, \varphi_i, \alpha_i) = (p_i - MC_i(\theta_i, w_i, \varphi_i, \alpha_i))q_i - F$ 。该利润函数的值为  $[-F, +\infty)$ , 即总存在某个企业选择某个  $MC^*$ , 获得零利润, 我们以它作为基准企业来对社会其他企业进行定义<sup>②</sup>。

结合需求的局部均衡条件有:

$$\frac{q_i}{q^*} = \left( \frac{p_i \gamma(\theta_i, w_i)}{p^* \gamma(\theta^*, w_i)} \right)^{1/(\rho-1)}$$

考虑企业无法了解到每个消费者的情况并据此安排自己的生产情形, 企业只能根据可观测到的整体收入水平来估计社会的需求。社会整体收入水平由一个代表性的收入为  $\bar{w}$  的个人来表示, 从而企业面对的需求可以被改写为:

$$q_i = \left( \frac{p_i \gamma(\theta_i, \bar{w})}{p^* \gamma(\theta^*, \bar{w})} \right)^{1/(\rho-1)} q^* \quad (3)$$

由此得到类似于 Hallak & Sivadasan (2013) 的需求函数。可以看出, 产品出口数量是其价格、质量及社会整体收入水平等宏观变量的函数。

将式(2)和式(3)代入企业的利润函数。在给定要素投入结构、劳动生产率和工资水平情况下, 企业通过选择生产产品的质量来实现利润的最大化, 从而得到质量的决定方程:

$$\begin{aligned} \max_{\theta_i} \pi_i(\theta_i, w_i, \varphi_i, \alpha_i) &= \frac{(1-\rho)}{\rho} MC_i(\theta_i, w_i, \varphi_i, \alpha_i) \\ &\left( \frac{MC_i(\theta_i, w_i, \varphi_i, \alpha_i) \gamma(\theta_i, \bar{w}) / \rho}{p^* \gamma(\theta^*, \bar{w})} \right)^{1/(\rho-1)} q^* - F \\ \text{一阶条件: } \rho \frac{\partial MC_i(\theta_i, w_i, \varphi_i, \alpha_i)}{\partial \theta_i} \gamma(\theta_i, \bar{w}) \end{aligned}$$

$$- \frac{\partial \gamma(\theta_i, \bar{w})}{\partial \theta_i} MC_i(\theta_i, w_i, \varphi_i, \alpha_i) = 0$$

不难看出, 真正影响企业对产品质量选择的因素还是企业自身的异质性特征, 包括工资、劳动生产率和要素投入结构, 以及社会整体收入水平等表示宏观需求的因素, 具体选择哪个企业作为基准企业不会影响到企业产品质量的决定。

进一步处理得到:  $-\rho \cdot e_{MC}(\theta_i) = e_\gamma(\theta_i)$  (4)

其中,  $e_{MC}(\theta_i) = \frac{\frac{\partial MC_i(\theta_i, w_i, \varphi_i, \alpha_i)}{\partial \theta_i}}{MC_i(\theta_i, w_i, \varphi_i, \alpha_i)}$ , 为边际

成本关于质量的弹性;  $e_\gamma(\theta_i) = \frac{\frac{\partial \gamma(\theta_i, \bar{w})}{\partial \theta_i} \theta_i}{\gamma(\theta_i, \bar{w})}$ , 为心理调节变量关于质量的弹性。

由式(4), 可以得到:

定理: 企业的质量决定条件是, 在既定要素投入结构、工资水平和劳动生产率水平下, 边际成本关于质量的弹性与心理调节变量关于质量的弹性之比为定值。该定值与产品的替代弹性相关, 并等于  $-(\sigma-1)/\sigma$ 。

由于模型将开放经济退化到 Krugman (1980) 的情形, 因此式(4)所表示的质量决定可以同时用于出口产品质量决定的分析。

### (四) 显性分析

为了进一步考察工资变动对出口产品质量的影响, 考虑到  $\gamma$  关于  $\theta_i$  和  $w$  的一阶导小于 0, 这里设定心理调整因素具体的函数形式为:

$$\gamma(\theta_i, \bar{w}) = \frac{1}{\theta_i \tau w} \quad (5)$$

我们对企业边际成本的设定部分稍作拓展, 维持物质产品生产边际成本不变的假设, 但假定两种要素投入以 CES 形式复合物质产品生产函数, 此时要素市场的均衡条件总会有利率被表示为要素投入结构和工资的函数。参考 Melitz (2003) 的经典设定, 我们将物质产品生产边际成本近似设定为  $MC_{i, phy} = w_i / (\alpha_i^\tau \varphi_i)$ 。其中,  $\varphi_i$  代表劳动生产率,  $\alpha_i$  代表资本劳动比,  $\tau < 1$  是一个调整参数, 表示对工资所反映的边际成本的调整, 同样的工资水平下, 密集使用劳动要素的企业相对来说边际成本会更高。在生产质量的边际成本表达上, 我们在 Johnson (2012) 及 Hallak & Sivadasan (2013) 的基础上稍作改动: 引入  $\bar{\theta}$  表示可达成的质量水平, 从动态的角度看, 可理解为上一期达到的质量水平, 从而用  $\theta_i / \bar{\theta}$  来

表示对预期质量的偏离。同时,借鉴 Brambilla & Porto(2016)引入工资对应于工人能力,将质量部分设定为 $MC_{i,qua} = (\theta_i/\bar{\theta}_i)^\beta \tau w_i^\mu$ 。其中, $\beta > 1$ ,满足生产质量部分的边际成本关于质量的一阶导和二阶导都大于0(借鉴 Verhoogen, 2008; Bastos et al, 2014; Kugler & Verhoogen, 2014等); $\mu > 0$ ,代表生产质量部分要素投入的成本强度。我们在此对这两部分边际成本进行 CES 复合成为企业总体的边际成本:

$$MC_i(\theta_i, \tau w_i, \varphi_i, \alpha_i) = (MC_{i,phy}^x + MC_{i,qua}^x)^{1/x}.$$

其中, $1 > x > 0$ ,表达企业在物质产品生产成本与质量生产成本之间的取舍与权衡。当工资上升时,生产物质产品的边际成本与生产质量的边际成本都会上升,但受到参数的影响变化幅度并不相同。生产物质产品的边际成本参数为1,而质量的边际成本则是 $\mu$ ,我们将这两个参数定义为成本强度,来刻画工资上升带来的成本压力。企业会对边际成本投入进行选择,按照“两害相权取其轻”的原则,如果生产物质产品的成本强度大于质量,那么选择投入生产质量,否则投入生产物质产品。

将上述边际成本和式(5)代入式(4),得:

$$\theta_i = \bar{\theta}_i w_i^{\frac{1-\mu}{\beta}} \alpha_i^{-\frac{\tau}{\beta}} \varphi_i^{-\frac{1}{\beta}} \cdot D. \text{ 其中, } D \equiv (\beta\rho - 1)^{-\frac{1}{\beta}}, \beta\rho > 1 \text{ 是个常数。为方便分析,进行正向单调变换,得到式(6):}$$

$$\beta \ln \theta_i = \beta \ln \bar{\theta}_i + (1 - \mu) \ln w_i - \ln \varphi_i - \tau \ln \alpha_i + \beta \ln D \quad (6)$$

### (五) 基准分析与拓展分析

针对式(6),我们分别进行基准分析和拓展分析。所谓基准分析,即考虑工资与劳动生产率不相关的情形,而拓展分析则为纳入“效率工资效应”的分析。

1. 基准分析。由式(6),可直观获得推论1:

推论1:产品质量具有持续性,可达到(或已经达到)的质量水平越高,产品质量相应越高。

由于不能直观判断出工资或是劳动生产率对产品质量的影响,影响都存在正反两面。工资对产品质量的影响分为对物质产品成本的影响( $\ln w_i$ )和对质量成本的影响( $-\mu \ln w_i$ )两部分,物质产品成本对质量的影响为正,即工资成本上升,物质产品生产成本随之上升,企业越倾向于提升质量来对冲工资成本上升;但质量成本对质量的影响为负,工资上升同时使得提升质量的成本上升,企业倾向于降低质量来降低成本,最终的效应取决于工资在物质产

品成本和质量成本中的地位,即受到参数1与 $\mu$ 二者大小的影响。

而劳动生产率的作用除了在物质产品的边际成本中以生产效率( $-\ln \varphi_i$ )的形式直接影响之外,还通过可达到的质量水平 $\bar{\theta}_i$ 来反映技术水平信息间接影响产品质量<sup>⑤</sup>。一方面,从物质产品成本的角度出发,劳动生产率上升使得物质产品生产的成本降低,而物质产品生产的边际成本和质量生产的边际成本存在替代关系。在静态的情形下,企业的投入是给定的,那么企业在对既定投入进行分割时,便会降低对产品质量这一更高成本项目的投入,从而生产更多的物质产品,以更低的价格出售以补回质量提升不足的损失,以数量替代了质量,因此对质量影响为负,我们将之称为劳动生产率对产品质量的替代效应。另一方面,劳动生产率在一定程度上反映了技术水平,它实质上决定了可达到的质量水平<sup>⑥</sup>,在这个层面上对产品质量的影响为正,我们可称之为劳动生产率对产品质量影响的技术效应。综上所述,得:

推论2:劳动生产率和工资对出口产品质量的影响都存在正反两方面的效应,其最终影响取决于哪一种影响效应占优。

2. 拓展分析。借鉴 Solow(1979)的分析,引入工资上升的“效率工资效应”, $\varphi_i = e(w_i)/\alpha_i$ (这里的设定简化了 Solow(1979)对努力水平的分析,直接将其与劳动生产率挂钩), $e(\cdot)$ 是用来刻画努力程度的函数, $e'(\cdot) > 0$ , $e''(\cdot) < 0$ 且满足稻田条件。 $\alpha_i$ 作为要素投入结构是一个调节变量,表示工人努力水平对不同要素密集度的企业影响是不同的,对劳动密集型企业劳动生产率的影响要大于资本密集型企业。

同时,我们具体化劳动生产率的技术效应,具体地,采用简洁形式: $\bar{\theta}_i = \varphi_i^{1/\mu}$ , $(1/\mu)$ 表示劳动生产率转化为质量的转换率,也表示预期质量关于劳动生产率的弹性。我们借用工资的成本强度参数 $\mu$ ,将工资与劳动生产率在质量生产部分联系起来,表示工资对质量生产的成本强度越高,在“效率工资”假设下,说明劳动生产率转化为质量的难度越大。进一步考察式(6):

$$\begin{aligned} \ln \theta_i = & \frac{1}{\mu} \ln(e(w_i)/\alpha_i) + \frac{1-\mu}{\beta} \ln w_i \\ & - \frac{1}{\beta} \ln(e(w_i)/\alpha_i) - \frac{\tau}{\beta} \ln \alpha_i + \ln D \end{aligned}$$

将其写为紧凑形式,

$$\theta_i = D w_i^{\frac{1-\mu}{\beta}} \alpha_i^{-\frac{\tau}{\beta}} (e(w_i)/\alpha_i)^{\frac{1}{\mu} - \frac{1}{\beta}}$$

化简得,

$$\frac{\partial \theta_i}{\partial w_i} = D \frac{\alpha_i^{\frac{1-\tau}{\beta}-1}}{w_i} \left( \frac{1-\mu}{\beta} w_i^{\frac{1-\mu}{\beta}} + \left( \frac{1}{\mu} - \frac{1}{\beta} \right) e(w_i)^{\frac{1}{\mu} - \frac{1}{\beta}} \cdot \frac{e'(w_i) w_i}{e(w_i)} \right) \quad (7)$$

由式(7)可以看出,在考虑了“效率工资效应”的情况下,影响工资对产品质量作用的关键是工资对质量生产的成本强度。一方面是它与工资对物质产品生产的强度比较,决定了在成本投入的选择方面工资对质量的作用,即括号中的第一项;另一方面则是它所表达的劳动生产率转换为质量的难度( $\frac{1}{\mu}$ )与劳动生产率降低物质产品成本效果( $\frac{1}{\beta}$ )的比较,决定了“效率工资”对质量的影响。

基于此,我们发现影响工资对质量作用的关键就是参数“ $\mu$ ”。放松“ $\mu$ ”不变这一假设,假定它满足边际效率递减,随工资变动,即工资越低,这一成本强度越大,质量生产边际成本对工资变化反映越大。结合努力水平函数的性质,不难看出,工资上升到一定水平(劳动生产率相应上升到一定水平),(7)式中括号内的第一项总会为负,即工资对质量的影响总会由负向转向正向。面对工资上升,企业不可能无限地通过提升劳动生产率来对冲这一成本压力,最终工资对于产品质量的倒逼作用会占优。进一步考察(7)式中的第二项,可以推导出与第一项相类似的结论,即存在由负向到正向的变化过程,由此获得推论3。

推论3:工资在较低水平(对应的劳动生产率水平也较低)下发生上升时,不利于提升产品的质量,但当工资(从而劳动生产率)上升到达一定水平之后,对产品质量的影响效应会转为正向。

### (六)待检验假说

由此,我们提出待检验假说:

假说1:工资对出口产品质量的影响受劳动生产率水平的调节,随着劳动生产率的上升,工资对出口产品质量的影响会从负向转为正向。

假说2:劳动生产率对出口产品质量的影响受工资水平的调节,随着工资水平的上升,劳动生产率对出口产品质量的影响会从负向转为正向。

假说3:工资对出口产品质量的影响,除了直接影响外,还会因“效率工资效应”而存在通过劳动生产率传递的间接影响。

## 三、实证模型设定、数据处理与核心变量的测算

### (一)实证模型设定

本文的实证模型建立在式(6)的基础上,由式(6)可得,

$$\ln \theta_{i,t} = \beta_\theta \ln \bar{\theta}_{i,t} + \beta_w \ln w_{i,t} + \beta_\varphi \ln \varphi_{i,t} + \beta_\alpha \ln \alpha_{i,t} + \beta X + \varepsilon_{i,t} \textcircled{5}$$

其中, $X$ 和 $\beta$ 为向量,代表控制变量及其系数。在控制变量的选择上,借鉴已有研究,我们选择引入企业的规模因素(Size)、供给因素(Supply)以及汇率因素(Reer)。关于企业的规模因素,已有文献中有采用雇佣规模(樊海潮、郭光远,2015),也有采用资本规模(赵伟等,2011),但由于本文在工资衡量中已经用到了雇佣规模的信息,因此这里采用资本规模予以衡量。在供给方面,本文选用企业的总产出表示。企业总产出也经常被用于表达企业规模,虽然二者没有形成严重的共线性,但在后文中我们依然对这一设定进行了稳健性检验,发现二者的同时引入不会对估计结果造成较大的影响,并且比仅引入产出的估计要更有效。汇率因素的引入主要基于出口产品这一考虑,已有研究表明,汇率与企业出口产品质量(以及企业定价)之间会存在相互影响,如王雅琦等(2015)、Aurther et al(2014)等。本文借鉴戴觅、施炳展(2013),获得了企业层面的实际有效汇率数据。

在计量模型中尚存在一个无法观测的变量,即可达到的质量水平。我们利用企业上一期的质量水平来表示,即认为上一期达到的水平应该是本期可以达到的水平,而上一期的信息在本期是可以观察到的。用资本—劳动比(Ratio)来表示要素投入结构,采用资本的对数值除以劳动的对数值。劳动生产率(Ltfp)和质量(Firmq)的测算详见后文。此外,劳动生产率和工资(Wage)存在相互影响,正如理论模型所阐述的,工资上升可能会提升劳动生产率,姚先国、曾国华(2012a、2012b)也实证检验出类似的结果。同时,长期来看,工资由劳动生产率所决定,二者除去自身的影响外,可能还会通过对方影响到产品质量,因此我们加入二者的交互项(Cross)来表示。基于此,我们设定实证模型为: $Firmq_{i,t} = \beta_\theta Firmq_{i,t-1} + \beta_w \ln Wage_{i,t} + \beta_\varphi \ln Ltfp_{i,t} + \beta_\alpha Cross_{i,t} + \beta_\alpha Ratio_{i,t} + \beta X + \varepsilon_{i,t}$ ,  $X = (\ln Size_{i,t}, \ln Supply_{i,t}, \ln Reer_{i,t})$ 。

### (二)数据处理

本文主要利用2000—2006年的工业企业数据库

和海关数据库,对二者进行匹配来获得所需要的微观层面数据。在工业企业数据库的处理上,我们主要借鉴 Cai & Liu(2009)的方法和聂辉华等(2012)的思路,对每年的数据,首先剔除明显不合理的观测值(包括重要变量缺失的样本,如就业人数、工资、总产值、销售额等)、不符合会计准则的样本(如总资产与总负债不相等)、明显存在错误的样本(比如从业人员为零,产出为零等)。其次,我们剔除了不满足“规模以上”要求的企业,但我们的标准相对于 Cai & Liu(2009)来说更宽松,我们主要剔除了从业人员数小于 8 的企业<sup>⑥</sup>。再次,我们对工资、产出、固定资本净值等关键变量取分位数,剔除上下各 0.5% 的数据。最后,我们对企业产出、工资总额等按照 CPI 进行了平减。

在海关数据方面,首先剔除了重要信息缺失的变量,如企业名称等,为了使出口产品质量的测算能够更为准确,我们剔除了所有的贸易公司<sup>⑦</sup>。其次,海关数据库是月度数据,为了对质量进行测算,我们将数据规整到企业—产品—目的地—年度的层面,在月度内,按照企业—产品—目的地进行加总,同一年内,按照税号将不同月份的数据进行匹配,进一步按照企业—产品—目的地进行加总。再次,为了使得不同年份之间可比,本文借鉴 Brandt et al(2012)按照出口目的地的 CPI 对出口额进行了平减<sup>⑧</sup>。

由于工业企业数据库所用的企业代码与海关数据库的税号对同一企业是不同的,因此,我们借鉴田巍、余森杰(2012)的做法将两大数据库按照年份进行匹配,即首先按照企业名称进行匹配,进一步按照邮政编码和电话号码的后七位进行匹配。由于本文研究的是出口产品质量问题,因此,剔除了非出口企业以及存在进入和退出的企业,得到一个平衡面板数据。最后,我们剔除了资源类和农产品类的企业样本。

### (三)核心变量的测算

1. 企业出口产品质量的测算。早期文献对企业出口产品质量的测算一般基于单位价值量,如 Schott(2004)、Hummels & Klenow(2005)等,但单位价值量不仅反映了质量信息,还受成本因素的影响,价值量低可能是质量低使然,也可能是成本低的缘故,中国出口的产品更有可能是后者。此外,因为中国出口产品的同质竞争,以及如施炳展(2013)所述及的,要素投入价格的负向扭曲使得中国存在高质低价的情况,所以用单位价值量来衡量企业出口

产品质量不是很妥当。针对不可观测的质量,有一种比较好的方法,即利用已有的质量信息,如 Crozet et al(2012)将法国的红酒作为观察对象所进行的研究。但显而易见的是,这种方法具有很强的局限性,对于大多数制造业企业而言,目前还没有广为认可的质量测评体系。

因此,本文采用另一种通过需求函数递推质量的方法,类似的方式可以参见 Hallak(2006)、Hallak & Sivadasan(2009)、施炳展(2013)以及樊海潮、郭光远(2015)。同样,利用需求函数对质量进行倒推,依然有两种不同的做法,一种是用数量对价格进行回归,如施炳展和邵文波(2014),但这种做法存在比较严重的内生性问题,并且比较棘手<sup>⑨</sup>。本文选用另一种方法,即将价格和数量移到方程的左边,对替代弹性  $\sigma$  进行赋值,进而控制年份、目的地、企业等变量进行估计。这种估计方法的难点在于  $\sigma$  的取值, Broda et al(2006)给出了产品的弹性表,我们选用其中 HS2 位码的  $\sigma$  值<sup>⑩</sup>。具体来说,由(1)式,我们取社会平均水平作为基底,那么对于企业  $i$ ,其面临的需求为,  $q_i = \left( \frac{p_i \gamma(\theta_i, \bar{w})}{p^* \gamma(\theta^*, \bar{w})} \right)^{1/(\sigma-1)} q^*$ ,两边取对数,得  $\ln q_i + \sigma \ln p_i = -\sigma \ln \gamma(\theta_i, \bar{w}) + \sigma \ln \gamma(\theta^*, \bar{w}) + \ln q^* + \sigma \ln p^*$ 。进一步,我们将显性化的  $\gamma(\theta_i, \bar{w})$  代入,得  $\ln q_i + \sigma \ln p_i = \sigma \ln \theta_i - \sigma \ln \bar{w} + \sigma \ln \gamma(\theta^*, \bar{w}) + \ln q^* + \sigma \ln p^*$ 。其中,关于社会的情况可通过引入企业固定效应和时间固定效应来实现,关于目的地收入可以通过引入目的地固定效应来实现。进而,我们构造出本文的质量测算方程:

$$\ln q_{i,t} + \sigma_h \ln p_{i,t} = \chi_i + \chi_t + \chi_d + \epsilon_{i,t}$$

其中,  $\sigma_h$  表示 HS2 位码上的  $\sigma$  取值;  $\chi_i$  表示企业个体固定效应,控制企业间的个体差异;  $\chi_t$  表示时间固定效应,控制随时间变化的因素;  $\chi_d$  表示目的地固定效应,控制出口目的地的因素。我们所需要的质量对数值就是估计出的残差  $\epsilon_{i,t}$  除以  $\sigma_h$ 。而后我们对每一个 HS6 分位上进行回归<sup>⑪</sup>。

借鉴施炳展、邵文波(2014)的做法,为了使得不同企业、不同产品之间的出口产品质量之间具有可比性,同时也为了能够得到企业层面的出口产品质量<sup>⑫</sup>,本文将所得到的产品质量按照 HS6 位码进行标准化,即对一个 HS6 位码的产品  $j$ ,定义出最大的产品质量  $\theta_{j,max}$  以及最小的产品质量  $\theta_{j,min}$ ,则企业  $i$  的  $j$  产品质量可通过下式被标准化:

$$\theta_{ij-standard} = \frac{\theta_{ij} - \theta_{j,min}}{\theta_{j,max} - \theta_{j,min}}$$

最后按照企业贸易额进行加权,加总到企业层面,获得企业*i*的出口产品质量: $\theta_i = \sum_j \frac{q_{ij}}{q_i} \theta_{ij-standard}$ ,进而使得出口产品质量在企业层面可以进行横向对比<sup>④</sup>。

2. 劳动生产率的测算。劳动生产率是本文另一核心指标。对它的测算,本文是在保证样本量的情况下,假定经典的C-D生产函数,分组进行以投资作为代理变量的L-P方法回归得到全要素生产率,而后进一步利用C-D生产函数的性质按劳动投入的贡献进行分解。由于我们的目的在于提升劳动生产率的估计精度,因此首先考虑企业要素投入结构的差异,在企业层面按照企业的资本劳动比,保证样本量充分的情况下,将样本划分为10组;然后在每组进行以投资为代理变量的L-P回归,得到每组的全要素生产率;最后利用每组L-P回归得出的劳动投入的贡献,对全要素生产率进行分解,最终获得所需要的劳动生产率。L-P方法可以有效克服传统OLS回归所面临的“同时性问题”,避免对劳动投入贡献的高估(Olley & Pakes, 1995; Levinsohn & Petrin, 2000)。Wooldridge(2009)进一步证明了同等条件下,L-P方法比O-P方法更有效且计算更简洁。沿袭Olley & Pakes(1995)的思路,我们选择了投资而非中间投入品作为代理变量,因为投资作为代理变量有充分的理论基础(Pakes, 1994),而选择中间投入品则建立在中间投入品表达式可逆的假定之上,具体可参见Pakes(1994)、Olley & Pakes(1995)和Levinsohn & Petrin(2000)。此外,依笔者所见,中间投入品进入生产函数是可以接受的,因为它是生产的重要组成部分,但它不能进入增加值的方程,因为中间投入品实际上不创造增加值,增加值的根源还是来自于资本和劳动,因而加入中间投入品的估计,会带来对劳动投入贡献的低估。相比于最为常见的对全样本所进行的直接回归,本文在估计劳动生产率过程中对样本进行了分组回归。这是因为,企业个体的因素是非常重要的,尤其是对全要素生产率的测算直接和企业的要素投入结构密切相关,如果对全样本进行回归分析,实际上相当于假定资本密集型企业与劳动密集型企业具有相同的生产函数,这无疑是很强的假定。从全局的角度来看,这种分组回归虽然在一定程度上存在样本选择偏误的问题,但从我们所研究的问题来看,这个偏误或许是有益的,因为它有助于提升劳动生产率测算的精度。

3. 企业层面实际有效汇率的测算。本文对企业层面实际有效汇率的测算主要借鉴戴觅、施炳展(2013),即首先按照出口的目的地参照各国CPI进行平减得到实际汇率,再进一步以企业为单位,按贸易额加权平均得到企业层面的实际有效汇率。

变量说明与数据来源如表1所示,核心变量的描述性统计见表2。

表1 变量说明与数据来源

变量名	含义	数据来源
firmq	企业的出口产品质量	笔者通过测算得出,详见指标测算部分
wage	人均工资	工业企业数据库,应付工资除以从业人数
lnlftp	劳动生产率	笔者通过计算得出,详见指标测算部分
cross	工资与劳动生产率的交互项	人均工资的对数与劳动生产率的对数相乘
ratio	要素投入结构	工业企业数据库,固定资产净值对数除以全部职工数的对数值 <sup>⑤</sup>
size	企业规模	工业企业数据库,固定资产净值
supply	供给因素	工业企业数据库,总产出
reer	实际有效汇率	笔者通过计算得出,详见指标测算部分
export	企业出口总额	海关数据库,出口额
fdiratio	外资占比	工业企业数据库,外资和港澳台资本加总除以总资产
subsidy	补贴	工业企业数据库,补贴

注:所有变量以前缀“ln”表示相对应的自然对数值,以前缀“L.”表示对应的滞后项,L后的数字表示滞后的阶数,前缀“D.”表示对应的差分项。

表2 主要变量的描述性统计

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
firmq	0.5669468	0.1378757	0.0006648	1
lnwage	3.795712	1.074579	1.074543	6.628911
lftp	2.512871	0.5849296	0.7825138	4.747571
ratio	1.6507	0.2811405	0.4356612	2.847314
lnsize	9.364418	1.563651	2.197225	16.16688
lnsupply	10.91331	1.28596	6.542472	17.75982
lnreer	1.525227	0.0258781	1.363316	1.75063
lnexport	10.36811	2.584989	3.912023	19.40965
fdiratio	0.6636624	0.3868435	0	1

## 四、实证分析

### (一)基础回归与分析:基于系统 GMM 的估计

本文主要利用 2000—2006 年的微观层面数据进行实证分析。由于本文所估计的是动态短面板模型,若采用固定效应面板估计或是 OLS 估计则无法得到一致的统计量,同时鉴于可能存在的内生性问题,我们选择系统 GMM 方法进行估计。所使用的软件为 Stata12 及其相关程序。

1. 系统 GMM 估计结果及稳健性分析。本文的基准估计结果如表 3 所示。第(1)列是基准的估计结果;第(2)列对基准结果进行了聚类稳健修正;第(3)(4)列考察了模型设定,其中,第(3)列剔除了理论模型推导外的所有控制变量,第(4)列分析了企业规模与供给因素引入的合理性;第(5)(6)列对工具变量进行了敏感性分析,其中,第(5)列仅选用产品质量滞后两期作为工具变量,第(6)列仅选用产品质量滞后 2 至 4 期作为工具变量;第(7)列和第(8)列采用两步法重新估计了基准结果,其中第(8)列同样进行了聚类稳健修正。

在基准估计中,我们选用了被解释变量滞后项的所有滞后以及除去交互项外的所有变量差分项作为工具变量,Arellano-Bond 检验表明 AR(1)存在而 AR(2)及更高阶的自相关不存在,符合回归的要

求。在工具变量的选择上,本文同时汇报了 Sargan 检验与 Hansen 检验的结果,因为在过度拟合检验上,二者经常存在一定的冲突。一般来说,Sargan 检验用于同方差,而 Hansen 检验用于异方差;Sargan 检验不稳健,但效力不会随着工具变量的增多而下降,Hansen 检验稳健,但效力会随工具变量增多而下降。在估计结果中,可以看到,除第(3)列之外,其余结果中 Sargan 检验的结果与 Hansen 检验基本一致。考虑到估计中存在异方差,同时模型估计的是大样本,我们在两种检验冲突的地方采信 Hansen 检验的结果。由检验结果可知,本文选用的工具变量是比较合适的。

对比第(3)列结果,剔除理论模型外的控制变量不会对估计结果造成颠覆性影响,但这些变量的缺失会造成对核心解释变量的低估。对比第(4)列结果,不难看出,虽然在模型设定部分我们指出用来描述供给因素的总产出也常用于描述企业规模,但从估计结果来看,供给因素和企业规模的同时加入提升了估计的有效性,同时从 Hansen 检验结果来看,这一设定并没有显著地加剧内生性问题。由第(5)(6)列的结果也可以看出,本文对工具变量的选择与设定是比较稳健的。第(7)(8)列在系统 GMM 框架下,选用了另一种估计的方法,结果显示与基准结果差异不大。除去上述分析外,我们进一步进行了

表 3 系统 GMM 的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	基准结果	聚类稳健修正	剔除控制变量	企业规模与供给因素引入	两阶滞后	二至四阶滞后	两步法估计	聚类稳健修正的两步法
L. firmq	0.328*** (0.0371)	0.328*** (0.0552)	0.342*** (0.0295)	0.331*** (0.0605)	0.342*** (0.0356)	0.335*** (0.0379)	0.330*** (0.0521)	0.330*** (0.0552)
lnwage	-1.013*** (0.197)	-1.013*** (0.287)	-0.751*** (0.101)	-1.072*** (0.339)	-0.880*** (0.233)	-1.003*** (0.209)	-0.678*** (0.254)	-0.678*** (0.263)
lnlftp	-1.910*** (0.375)	-1.910*** (0.547)	-1.092*** (0.149)	-1.685*** (0.547)	-1.660*** (0.442)	-1.891*** (0.397)	-1.296*** (0.486)	-1.296** (0.505)
cross	0.392*** (0.0766)	0.392*** (0.113)	0.289*** (0.0391)	0.418*** (0.1336)	0.340*** (0.0906)	0.388*** (0.0813)	0.261*** (0.0993)	0.261** (0.103)
ratio	0.371*** (0.0730)	0.371*** (0.114)	0.0560*** (0.0138)	0.064* (0.0360)	0.329*** (0.0827)	0.368*** (0.0766)	0.261** (0.104)	0.261** (0.106)
lnsize	-0.115*** (0.0232)	-0.115*** (0.0368)			-0.102*** (0.0262)	-0.114*** (0.0243)	-0.0846** (0.0337)	-0.0846** (0.0347)
lnsupply	0.211*** (0.0425)	0.211*** (0.0681)		0.0515** (0.0235)	0.185*** (0.0486)	0.209*** (0.0446)	0.154** (0.0623)	0.154** (0.0644)
lnreer	0.137* (0.0743)	0.137 (0.0838)		0.149* (0.0879)	0.154** (0.0687)	0.140* (0.0744)	0.136* (0.0786)	0.136* (0.0799)



续表 3

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	基准结果	聚类稳健修正	剔除控制变量	企业规模与供给因素引入	两阶滞后	二至四阶滞后	两步法估计	聚类稳健修正的两步法
_cons	3.239*** (0.657)	3.239*** (0.925)	3.120*** (0.377)	3.812*** (1.191)	2.794*** (0.774)	3.198*** (0.698)	2.199*** (0.829)	2.199** (0.871)
A-B test								
AR(1) p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) p 值	0.161	0.270	0.353	0.288	0.278	0.177	0.548	0.558
Sargan test p 值	0.330	0.330	0.082	0.443	0.222	0.222	0.330	0.330
Hansen test p 值	0.568	0.568	0.350	0.559	0.392	0.408	0.568	0.568
N	17573	17573	17573	17573	17573	17573	17573	17573

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%的显著性水平下显著，括号内为标准误。

子样本估计来对稳健性进行考察，如表4所示。

从表4可以看出，我们分别进行总样本的95%和总样本的90%不放回抽样(各50次)，并逐一采用基准结果的方法进行回归，统计参数估计值。我们发现，整体来说，参数估计值的均值与总样本估计的基准结果类似，标准差与总样本估计的基准结果标准误近似，参数值的极端值也没有改变符号。从90%到95%，我们可以清楚发现估计值均值更贴近总样本的基准估计结果，并且子样本的估计值离散性在减弱。综合表3和表4的结果，可以看出，本文的基准估计结果是比较稳健的。

2. 实证结果及其解释。从整体回归的结果来看，我们发现：第一，出口产品质量具有持续性，前一期出口产品质量对后一期的影响显著为正，即出口高质量产品的企业会倾向于继续出口高质量产品。如果将估计结果表示为差分形式，那么出口产品质量的变动具有一致性，即如果上期出口产品质量提升，那么它会促使本期出口产品质量继续上升，反之则相反。第二，工资对出口产品质量的影响作用受到劳动生产率水平的正向调节，只有在劳动生产率水平足够高时，工资上升才会促进企业出口产品质量的提升。工资上升能够促进出口产品质量提升的条件是劳动生产率的对数值要高于2.58。由此我

们验证了假说1。第三，劳动生产率对出口产品质量的影响作用受到工资水平的正向调节，只有在工资水平足够高时，劳动生产率上升才会促进企业出口产品质量的提升。劳动生产率上升促进出口产品质量提升的条件是工资的对数值要高于4.87。由此本文提出的假说2得到验证。其他控制变量的符号基本符合预期<sup>⑥</sup>，与已有研究差别不大，不再赘述。

在对本文的实证结果进行具体分析之前，有必要讨论一下企业的出口竞争行为及其策略问题。一般地，在出口市场上，企业获取竞争优势的途径有两个：一是通过高劳动生产率来获得低成本优势；二是通过高质量产品来获取质量优势。后者在质量异质性理论中已经被广为说明，如Baldwin & Harrigan (2011)、Johnson (2012)和Kugler & Verhoogen (2012)等。同时，Bladwin & Ito(2011)进一步将厂商的竞争行为区分为价格竞争和质量竞争。因而，从出口竞争的角度看，企业既可以选择提高出口产品质量来参与国际竞争，也可以谋求劳动生产率的提升，降低成本从而通过低价来获得竞争优势。换言之，在出口竞争中，出口产品质量与劳动生产率二者之间存在着权衡关系。下面我们着重对于工资、劳动生产率及其交互项进行解释。

表4 子样本估计结果

变量名	估计值均值	估计值标准差	最小值	最大值
总样本 90%抽样 50次各参数估计结果统计				
L. firmq	0.356	0.026	0.307	0.417
lnwage	-0.471	0.178	-0.943	-0.087
lnlfp	-0.887	0.340	-1.796	-0.156
cross	0.181	0.069	0.032	0.363

变量名	估计值均值	估计值标准差	最小值	最大值
ratio	0.192	0.065	0.063	0.377
lnsize	-0.059	0.021	-0.117	-0.018
lnsupply	0.105	0.038	0.028	0.209
lnreer	0.176	0.044	0.042	0.268
总样本 95% 抽样 50 次各参数估计结果统计				
L. firmq	0.343	0.020	0.303	0.392
lnwage	-0.553	0.158	-0.842	-0.183
lnltp	-1.041	0.302	-1.599	-0.342
cross	0.213	0.062	0.069	0.326
ratio	0.219	0.056	0.096	0.341
lnsize	-0.067	0.018	-0.106	-0.028
lnsupply	0.121	0.034	0.049	0.186
lnreer	0.181	0.026	0.138	0.262

第一,关于工资对出口产品质量的影响受劳动生产率水平调节的解释。如理论模型所分析的,工资上升对出口产品质量的影响具有两面性。从物质产品生产成本的角度来说,工资上升提高了企业的用工成本,我们在此称之为工资上升的“成本效应”。面对用工成本的上升,企业要想在激烈的国际市场竞争中求得生存,唯有提升出口产品的质量;但工资同时也影响质量生产的成本,它的上升使得企业倾向于降低质量来应对成本的上升。此外,工资上升还会带来一系列的外部性影响,如激发劳动者热情(Shapiro & Stiglitz, 1984)和减少劳动者离职(Krueger & Summers, 1991)等,这些往往会推动劳动生产率的上升。本文将这种工资上升对劳动生产率的促进作用称之为“效率工资效应”,姚先国、曾国华(2012a, 2012b)对此做了较详细的论证。

由此,当工资上升时,企业为了维持或提升在国际市场上的竞争优势,既可能通过提升产品质量来化解成本上升的压力,也可能通过降低产品质量来消极应对。对于劳动生产率较低的企业,它们本身就缺乏成本优势,工资上升带来的成本压力难以缓冲,因此它们更可能会选择通过降低质量来释放这一成本压力。此外,根据边际生产率递减原理及理论模型的分析,劳动生产率较低的企业可能会有更强的“效率工资效应”,劳动生产率的提升强化其价格优势,进一步降低其提升产品质量的动力。但对于劳动生产率较高的企业,它们具备出口的竞争优势,同时也缺乏足够强劲的“效率工资效应”,工资的上升反而可能倒逼它们通过提升产品质量以保持自

己的竞争优势。因此,工资上升对于出口产品质量的影响会随着企业劳动生产率的上升经历由负向到正向的变化过程。

第二,关于劳动生产率上升对出口产品质量的影响受到工资水平调节的解释。劳动生产率的上升对企业出口产品质量的影响也存在正反两方面的效应。一方面,劳动生产率的上升可能反映技术水平的提升,因此会促进出口产品质量的提升;另一方面,如理论模型及上文所分析的,劳动生产率上升也意味着物质产品生产成本的下降,这样会使得企业的价格优势得以强化,进而企业将更多资源用于物质产品的生产,而降低在产品质量提升方面的投入,不利于产品质量的提升。

而“效率工资效应”意味着劳动生产率和工资密切相关,当工资较低时,往往也对应较低的初始劳动生产率,这时企业更容易通过提升劳动生产率来获得价格优势,从而降低提升出口产品质量的动力。但是,当工资较高时,往往初始劳动生产率也较高,这时通过提升劳动生产率来获得价格优势则相对困难,从而企业会转向寻求通过出口产品质量的提升来维持自己的出口竞争力。因而,劳动生产率对出口产品质量的影响会随着企业工资水平的上升由负向逐步转变到正向。

由此,我们将估计结果归因于工资和劳动生产率对出口产品质量的两面性作用,以及工资和劳动生产率之间的相互作用关系。基于本文的这些基础实证结果及其分析,我们可以对目前已有研究中关于我国出口产品质量变化的成因进行补充性解释。

例如,李坤望等(2015)和张杰等(2014)的研究发现,中国出口产品质量在入世后因为低产品质量出口企业的频繁进入退出而出现下降趋势,但排除企业的进入退出因素后,中国出口产品质量也仅是维持了稳定<sup>⑩</sup>,没有出现明显的上升趋势。我们认为正是企业劳动生产率的差异导致部分企业因工资上升而提升了出口产品质量,但部分企业却因工资上升而降低了出口产品质量,两相抵消之下形成了眼下的局面。

进一步,假设其他条件不变,随着工资上升,由于劳动生产率的差异,企业之间的出口产品质量会呈现两极分化的发展趋势,亦即高劳动生产率的企业,其出口产品质量会因工资上升而提升,但低劳动生产率企业的出口产品质量则因工资上升而下降。进而,高劳动生产率企业的出口竞争优势进一步加强,而低劳动生产率企业的出口则固化于价格优势,并随工资水平的持续上涨,其价格优势终将难以为继。工资上升或将逼迫低劳动生产率企业退出出口市场,并在客观上促进中国出口产品质量的提升和出口产品结构的优化。依据 Melitz(2003)的分析,低劳动生产率企业的退出进一步将带来社会整体资源配置效率的提升。进而,结合样本内工资和劳动生产率的实际情况,如表5所示,可以看出工资和劳动生产率均逐年增长,工资整体均值始终在临界工资之下,每年度大约只有5%~10%的企业超出工资临界值,但2006年劳动生产率整体均值已然跨过2.58的临界值,超过50%的企业劳动生产率水平大于2.58的临界值。可以看到,在工资上升的大背景下,越来越多的企业选择通过提升出口产品质量来应对工资成本的上升。同时,由于要素市场改革的滞后等原因,中国依然存在工资的系统性负向扭曲(Hsieh & Klenow, 2009),而建立在工资扭曲基础上的要素投入结构使得产品质量的提升可能存在结构性的困难<sup>⑪</sup>,导致劳动生产率的提升无助于促进产品质量的升级。同时,本土企业的劳动生产率水平低于外资企业,但二者均位于临界点的左侧。结合上文分析所提到的两极分化趋势,我们认为,面对工资上升,本土企业转变竞争方式和调整经营思路显得更为迫切。

需要指出的是,我们无论在理论模型还是实证分析中均指出工资和劳动生产率存在相互的影响,二者同时进入实证方程会产生互相干扰,交互项的加入也不能完全排除这一干扰。为了克服这一问题,并且进一步就工资、劳动生产率与出口产品质量

之间的复杂关系进行解析,在已有理论模型的基础上,参考基准的实证结果,下一部分将基于联立方程组的方法对工资上升影响企业出口产品质量的传导机制进行检验。

表5 工资(对数值)与劳动生产率的描述性统计  
与估计临界值对比

	lnwage	lnltp
临界值	4.87	2.58
总体均值	2.64	2.51
2000 年均值	2.48	2.45
2001 年均值	2.49	2.45
2002 年均值	2.55	2.48
2003 年均值	2.60	2.51
2004 年均值	2.69	2.54
2005 年均值	2.78	2.57
2006 年均值	2.90	2.60
本土企业均值 <sup>⑩</sup>	2.48	2.48
外资企业均值	2.67	2.52

## (二)传导机制的检验:基于联立方程组的回归分析

1. 联立方程组的构建。在联立方程组的构建上,首先,确定工资、劳动生产率与出口产品质量为内生变量。其次,借鉴递归型联立方程组的思路,即控制各方程的前定变量基本一致。再次,根据识别条件,对方程进行部分调整,并借鉴已有研究加入部分前定变量。具体来说,出口产品质量的方程中我们在企业规模和供给因素中只留下了企业规模,而将供给因素放入工资方程。鉴于张杰等(2009)和钱学锋等(2011)的研究均证实了中国企业存在“出口学习效应”<sup>⑫</sup>,我们将出口因素(Export)引入劳动生产率的方程。已有大量研究指出不同所有制结构的企业可能存在较大差异,因此我们在控制变量中引入外资占比(Fdiratio)来反映所有制因素<sup>⑬</sup>。在内生变量方面,每个方程均会选择其余两个作为解释变量以控制可能的双向因果<sup>⑭</sup>,并且这样也可以详细拆解工资和劳动生产率之间的相互关系以及劳动生产率与出口产品质量之间的相互影响。由于对动态模型估计的有限性,我们在质量的方程中去除了被解释变量的滞后,进而构造了一个恰好识别的模型结构。为了进一步处理残留在控制变量上的内生性,我们将除内生变量外的所有变量进行一阶滞后,具体实证模型构建为:

$$\begin{cases}
 Firmq_{i,t} = \alpha_w \ln Wage_{i,t} + \alpha_g \ln Ltftp_{i,t} \\
 \quad + \alpha_1 Ratio_{i,t} + \alpha_2 \ln Size_{i,t} \\
 \quad + \alpha_3 \ln Reer_{i,t} + \alpha_4 Fdiratio_{i,t} \\
 \quad + \epsilon_{i,t} \\
 \ln Ltftp_{i,t} = \beta_w \ln Wage_{i,t} + \beta_g Firmq_{i,t} \\
 \quad + \beta_1 Ratio_{i,t} + \beta_2 \ln Size_{i,t} \\
 \quad + \beta_3 Fdiratio_{i,t} + \beta_4 \ln Export_{i,t} \\
 \quad + \epsilon_{i,t} \\
 \ln Wage_{i,t} = \gamma_\varphi \ln Ltftp_{i,t} + \gamma_\theta Firmq_{i,t} \\
 \quad + \gamma_1 Ratio_{i,t} + \gamma_2 \ln Size_{i,t} \\
 \quad + \gamma_3 \ln Supply_{i,t} + \gamma_4 \ln Export_{i,t} \\
 \quad + \vartheta_{i,t}
 \end{cases}$$

2. 回归结果。具体回归结果如表 6 所示。第(1)列为基准结果。第(2)、(3)列在工资方程中加入补贴(Subsidy),从而将模型变为过度识别的结构,对基准结果的稳健性进行了考察,第(2)列采用三阶

段估计,第(3)列采用两阶段估计。第(4)列在第二列的基础上,通过迭代的方式寻找参数估计值。第(5)列为没有经过联立纠偏的 OLS 估计结果,是一个对照和工资、劳动生产率与出口产品质量三者联立性偏倚的评估。

由表 6 可以看出,加入明显的冗余变量补贴(subsidy)并没有对基准结果形成挑战,两阶段法估计的结果和三阶段法估计的结果除了补贴本身,其他变量也都在显著性和参数值上维持了稳定,使用迭代法回归的结果与基准结果及第(2)列结果均保持了很好的一致。OLS 估计的结果则出现了明显的差异:其一,在内生变量相互关系的符号方面出现差异;其二,在估计值参数大小方面波动很大。而工资、劳动生产率与出口产品质量之间的联立关系明显,因此 OLS 的结果也说明了进行联立方程回归的必要性。

表 6 联立方程组回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	基准结果	三阶段法估计结果	两阶段法估计结果	迭代三阶段法估计结果	OLS 估计
firmq					
lnwage	-0.860*** (0.328)	-0.0912** (0.0372)	-0.0842** (0.0373)	-0.0978** (0.0381)	0.0129*** (0.00163)
lnltfp	0.306*** (0.114)	0.0407*** (0.0133)	0.0381*** (0.0133)	0.0431*** (0.0136)	0.00676*** (0.00177)
L. ratio	2.792** (1.087)	0.243** (0.123)	0.220* (0.124)	0.2650** (0.1263)	-0.101*** (0.00675)
L. lnsize	-0.407*** (0.157)	-0.0384** (0.0179)	-0.0351** (0.0179)	-0.0416** (0.0183)	0.0114*** (0.00107)
L. lnreer	1.390*** (0.344)	0.733*** (0.0604)	0.725*** (0.0605)	0.7407*** (0.0619)	0.644*** (0.0467)
L. fdiratio	0.0775*** (0.0251)	0.0247*** (0.00388)	0.0243*** (0.00388)	0.0252*** (0.0040)	0.0176*** (0.00266)
时间固定	是	是	是	是	是
_cons	-0.0712 (0.331)	-0.378*** (0.0804)	-0.378*** (0.0804)	-0.379*** (0.0824)	-0.424*** (0.0714)
lnltfp					
lnwage	2.975*** (0.137)	2.868*** (0.132)	2.865*** (0.133)	2.8713*** (0.1328)	0.105*** (0.00691)
firmq	-4.576*** (1.182)	-5.305*** (1.151)	-5.291*** (1.152)	-5.318*** (1.154)	0.0972*** (0.0321)
L. ratio	-10.13*** (0.472)	-9.832*** (0.459)	-9.820*** (0.459)	-9.843*** (0.460)	-0.572*** (0.0286)
L. lnsize	1.447*** (0.0661)	1.402*** (0.0642)	1.400*** (0.0642)	1.403*** (0.0643)	0.0998*** (0.00451)
L. fdiratio	-0.124*** (0.0454)	-0.101** (0.0444)	-0.101** (0.0444)	-0.1017** (0.0445)	-0.0113 (0.0113)

续表 6

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	基准结果	三阶段法估计结果	两阶段法估计结果	迭代三阶段法估计结果	OLS 估计
L. lnexport	0.0353*** (0.00824)	0.0413*** (0.00807)	0.0387*** (0.00807)	0.0438*** (0.00807)	0.00618*** (0.00168)
时间固定	是	是	是	是	是
_cons	-2.680*** (0.655)	-2.032*** (0.626)	-2.008*** (0.626)	-2.054*** (0.628)	1.986*** (0.0431)
lnwage					
lnlfp	0.860*** (0.223)	0.758*** (0.236)	0.998*** (0.242)	0.774*** (0.221)	0.0286*** (0.00971)
firmq	1.595*** (0.429)	1.934*** (0.445)	1.694*** (0.447)	1.918*** (0.417)	0.310*** (0.0344)
L. ratio	3.191*** (0.110)	3.263*** (0.116)	3.140*** (0.119)	3.254*** (0.108)	3.474*** (0.0215)
L. lnsize	-0.356*** (0.0568)	-0.387*** (0.0598)	-0.322*** (0.0614)	-0.383*** (0.0560)	-0.557*** (0.00604)
L. lnsupply	-0.221** (0.0935)	-0.171* (0.0986)	-0.282*** (0.101)	-0.179* (0.0923)	0.128*** (0.00729)
L. lnexport	-0.0122*** (0.00306)	-0.0161*** (0.00318)	-0.0126*** (0.00321)	-0.0160*** (0.00299)	-0.00529*** (0.00181)
L. lnsubsidy		-0.00192 (0.00126)	0.0110*** (0.00297)	-0.00105 (0.00092)	
时间固定	是	是	是	是	是
_cons	1.123*** (0.305)	0.863*** (0.316)	1.150*** (0.322)	0.883*** (0.296)	1.492*** (0.0582)
N	17573	17573	17573	17573	17573

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%的显著性水平下显著，括号内为标准误。

从表6的估计结果来看,我们发现:第一,在控制了工资和劳动生产率的相互影响以及出口产品质量对工资的反向作用之后,工资负向影响企业的出口产品质量,即工资上升会抑制企业出口产品质量的提升。由此可以看出,工资上升对出口产品质量的直接影响主要体现为“成本效应”。第二,工资正向影响劳动生产率,同时劳动生产率正向影响出口产品质量。换言之,工资上升会通过促进劳动生产率的提高而提升企业的出口产品质量。由此可以看出,工资上升对出口产品质量的间接影响主要是基于“效率工资效应”的传导。由此验证了前面理论模型部分所提出的假说3。第三,由工资的决定方程可见,劳动生产率正向影响工资,即劳动生产率的提高会促进工资的上升,这符合经典的研究结论,即劳动生产率对工资的决定作用。同时,出口产品质量也会正向影响到工资,这一结论与 Brambilla & Porto(2016)的研究发现相一致。

## 五、结论与政策含义

本文构建了纳入质量异质性和效率工资的异质性企业贸易模型,刻画了工资、劳动生产率与企业出口产品质量的相关关系,并利用2000—2006年的海关数据库与工业企业数据库,采用系统GMM方法实证研究了工资上升对中国企业出口产品质量的影响,利用联立方程组模型检验了工资上升对出口产品质量影响的“成本效应”和“效率工资效应”。

本文的主要研究结论为:第一,出口产品质量具有持续性,其变动具有一致性,提升当期的出口产品质量对之后每期的出口产品质量都会有促进作用。第二,工资上升对出口产品质量的影响作用受到劳动生产率水平的调节,只有在劳动生产率水平足够高时,工资上升才会促进企业出口产品质量的提升。截至样本终点2006年,已有超过半数的企业超过了临界劳动生产率水平。第三,在控制了工资和劳动

生产率的相互影响及出口产品质量对工资的反向作用之后,工资上升会抑制企业出口产品质量的提升。工资上升对出口产品质量的直接影响主要体现为“成本效应”。第四,工资上升会通过促进劳动生产率的提高而提升企业的出口产品质量。工资上升对出口产品质量的间接影响主要是基于“效率工资效应”的传导。

本文的政策含义是:第一,在我国现阶段,既然只有在劳动生产率水平足够高时,工资上升才会促进企业出口产品质量的提升,而且工资上升对出口产品质量的直接影响主要体现为“成本效应”,那么我国的工资上涨趋势远未消退,就意味着我国企业的出口产品质量正面临着较大的下行压力,产品质量变动的一致性和影响的持续性又可能不断加剧这一下行趋势。因此,谨防我国现阶段出口产品跌入“低质量陷阱”是有必要的,推动企业出口产品质量的提升应当成为当前外贸工作的重要抓手。第二,对于高劳动生产率的企业而言,工资成本上升会促使它们通过提升出口产品质量来获取竞争优势,这是我们所愿意看到的。但同时,仍有小部分企业特别是本土企业可能因工资上升而降低其出口产品质量水平,从而形成恶性循环。因此,如何切实加强对本土企业的支持,缓解其所面临的成本压力,或者下决心淘汰部分落后企业,实现资源的优化配置,进而推动工资上涨与出口产品质量升级的良性互动,这需要在金融融资、产业扶持和对外贸易等领域统筹协调和考虑。第三,促进企业劳动生产率的提高始终是政府政策的主要着力点。因为劳动生产率的提高不仅会从根本上促进企业工资水平的上升,而且也会促使企业通过追求出口产品质量的提升而不是凭借价格优势来参与国际竞争。第四,在当前要素成本上升的背景下,如何降低或化解工资上升的成本效应,同时积极利用工资上升的效率工资效应,对于提升企业的出口产品质量以及出口企业转型升级均具有重要意义。短期内,积极引导企业抓住工资上升带动劳动生产率上升的契机,加大对自主创新的支持力度,切实推动技术进步,其意义不言而喻。但从长期来看,加大对教育的投入,提高人口素质,以高素质来匹配高工资,则是应对常态化的“高工资”的题中应有之义。

#### 注:

①效率工资理论认为,高工资减少了劳动力的更替,提高劳动者的努力程度,提高劳动力的平均质量,其核心就是高工资意味着高劳动生产率。

- ②推导中可以证明,以哪个企业作为基准对质量的选择没有影响。
- ③与已有多数研究不同,本文在此处实际上将劳动生产率的作用区分为生产效率和所反映的技术水平两部分,其中技术水平通过可达到的质量水平来体现。其逻辑在于,我们认为对产品质量起到正面作用的是技术变革带来的技术水平提升,而生产效率只反映物质产品单位时间内的生产量,那么生产效率和产品质量之间未必依然保持正向关系。
- ④它衡量的是技术突破对于产品质量的影响,比如标准化大生产取代手工作坊所带来的产品质量的提升。
- ⑤在模型中, $\ln\theta_{i,t}$ 的系数为1,这其实是一个简化的处理,相当于假定可达到的产品质量与真实产品质量之间具备完全传递。
- ⑥这种做法参见谢千里等(2008)。
- ⑦剔除企业名称中包含“进出口”“进口”“出口”“贸易”“外经”“外贸”等字样的样本。
- ⑧即保证企业一产品一目的地这一组合每个观测值都是唯一的,三项雷同的将出口额和出口数量进行加总。
- ⑨也可参见李宏斌等(2011)。
- ⑩施炳展、邵文波(2014)中选用国内价格作为工具变量来减缓这一内生性问题。
- ⑪类似的处理也可参见 Tang & Zhang(2012)和樊海潮、郭光远(2015)。其中,樊海潮、郭光远(2015)对这一做法进行了比较详细的说明。
- ⑫即在企业一产品一目的地一年份层面,限于篇幅,备索。
- ⑬一个企业的出口产品可能不止一种,不同产品之间测算的质量无法直接简单加总。
- ⑭类似的做法还可参见施炳展(2013)。
- ⑮相对于传统资本一劳动比的形式,这种方式下得到的变量既能充分反映资本一劳动比的信息(相关系数达0.9),也能够降低极端值对估计结果的影响。
- ⑯值得指出的是,资本劳动比的符号与论文理论模型的预期是相反的。我们认为核心原因在于此处的资本劳动比所包含的信息远超过理论模型所抽象出的资本劳动比。除了反映出要素投入结构信息,它还反映出生产技术的信息,如樊海潮、郭光远(2015)指出的,它包含了无法通过生产率反映的技术信息。
- ⑰本文的测算结果同样揭示了类似的特征事实,与已有研究基本相同,不再列出,备索。
- ⑱如东南沿海的出口加工类企业大量雇佣低素质劳动力从事生产,其产品质量要获得提升只能通过机器和高素质劳动力替代低素质劳动力,但既定的投入结构使这样的替换难以实现。
- ⑲工业企业数据库中外国资本金和港澳台资本金相加为0的企业我们视为本土企业,否则视为外资企业。
- ⑳有关出口学习效应的具体描述还可以参见 Greenaway & Kneller(2007)、Bernard et al(2007)等。

- ①之所以没有采用传统的哑变量形式主要是因为期末样本中超过70%的企业为外资企业,并且用外资占比可以同时反映fdi变动以及所有制动态变化的因素。
- ②微观经济学经典理论表明劳动生产率对工资具有决定作用,同时“效率工资理论”(Solow,1980;Shapiro & Stiglitz,1984)等指出工资具有反向影响;Brambilla & Porto(2016)证实了出口产品质量对工资会有影响。

### 参考文献:

- 蔡昉,2010:《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》第4期。
- 程承坪 张旭 程莉,2012:《工资增长对中国制造业国际竞争力的影响研究——基于中国1980—2008年数据的实证分析》,《中国软科学》第4期。
- 戴觅 施炳展,2013:《中国企业层面有效汇率测算:2000—2006》,《世界经济》第5期。
- 都阳 曲玥,2009:《劳动报酬、劳动生产率与劳动力成本优势——对2000—2007年中国制造业企业的经验研究》,《中国工业经济》第5期。
- 樊海潮 郭光远,2015:《出口价格、出口质量与生产率间的关系:中国的证据》,《世界经济》第2期。
- 韩会朝 徐康宁,2014:《中国产品出口“质量门槛”假说及其检验》,《中国工业经济》第4期。
- 李坤望 蒋为 宋立刚,2014:《中国出口产品品质变动之谜:基于市场进入的微观解释》,《中国社会科学》第3期。
- 李小平等,2015:《出口的“质”影响了出口的“量”吗?》,《经济研究》第8期。
- 马双 张劼 朱喜,2012:《最低工资对中国就业和工资水平的影响》,《经济研究》第5期。
- 钱学锋等,2011:《出口与中国工业企业的生产率——自我选择效应还是出口学习效应?》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 施炳展,2013:《中国企业出口产品质量异质性:测度与事实》,《经济学(季刊)》第1期。
- 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。
- 施炳展 冼国明,2012:《要素价格扭曲与中国工业企业出口行为》,《中国工业经济》第2期。
- 孙楚仁 田国强 章韬,2013a:《最低工资标准与中国企业的出口行为》,《经济研究》第2期。
- 孙楚仁 张卡 章韬,2013b:《最低工资一定会减少企业的出口吗?》,《世界经济》第8期。
- 孙林 卢鑫 钟钰,2014:《中国出口产品质量与质量升级研究》,《国际贸易问题》第5期。
- 王雅琦 戴觅 徐建伟,2015:《汇率、产品质量与出口价格》,《世界经济》第5期。
- 谢千里 罗斯基 张铁凡,2008:《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》第3期。
- 姚先国 曾国华,2012a:《劳动力成本的激励效应与合理区间》,《经济学家》第8期。
- 姚先国 曾国华,2012b:《劳动力成本对地区劳动生产率的影响研究》,《浙江大学学报》第5期。
- 余森杰,2011:《加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 曾国华 王跃梅,2011:《劳动力成本与工业竞争力——理论模型及实证检验》,《财经论丛》第3期。
- 张杰 李勇 刘志彪,2009:《出口促进中国企业生产率提高吗?》,《管理世界》第12期。
- 张杰 郑文平 翟福昕,2014:《中国出口产品质量得到提升了么?》,《经济研究》第10期。
- 赵伟 赵金亮 韩媛媛,2011:《异质性、沉没成本与中国企业出口决定:来自中国微观企业的经验证据》,《世界经济》第4期。
- Auer, R. et al(2014), “Quality pricing-to-market”, CEPR Discussing Paper.
- Baldwin, R. & J. Harrigan (2011), “Zeros, quality, and space: Trade theory and trade evidence”, *American Economic Journal: Microeconomics* 3(2):60—88.
- Baldwin, R. E. & T. Ito(2011), “Quality competition versus price competition goods: An empirical classification”, *Journal of Economic Integration* 26(1):110—135.
- Bastos, P. et al(2014), “Export destinations and input prices: Evidence from Portugal”, NBER Working Paper, No. 20143.
- Bernard, A. B. et al(2007), “Firms in international trade”, *Journal of Economic Perspectives* 21(3):105—130.
- Bernard, A. B. et al(2011), “Multi-product firms and trade liberalization”, *Quarterly Journal of Economics* 126(3):1271—1318.
- Brambilla, I. et al(2012), “Exports, export destinations and skills”, *American Economic Review* 102(7):3406—3438.
- Brambilla, I. & G. G. Porto (2016), “High-income export destination, quality and wages”, *Journal of International Economics* 98(C):21—35.
- Brecher, R. A. (1974a), “Minimum wage rates and the pure theory of international trade”, *Quarterly Journal of Economics* 88(1):98—116.
- Brecher, R. A. (1974b), “Optimal commercial policy for a minimum-wage economy”, *Journal of International Economics* 4(2):139—149.
- Brandt, L. et al(2012), “Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing”, *Journal of Development Economics* 97(2):339—351.
- Broda, C. et al(2006), “From groundnuts to globalization: A structural estimate of trade and growth”, NBER Working Paper, No. 12512.
- Cai, H. & Q. Liu(2009), “Competition and corporate tax a-

- voidance: Evidence from Chinese industrial firms”, *Economic Journal* 119(537):764—795.
- Crozet, M. et al(2012), “Quality sorting and trade: Firm level evidence for French wine”, *Review of Economic Studies* 79(2):609—644.
- Dixit, A. & J. Stiglitz(1977), “Monopolistic competition and optimum product diversity”, *American Economic Review* 67(3):297—308.
- Eckel, C. et al(2015), “Multi-product firms at home and away: Cost-versus quality-based competence”, *Journal of International Economics* 95(2):216—232.
- Egger, H. et al(2009), “International welfare and employment linkages arising from minimum wages”, NBER Working Paper, No. 15196.
- Fajgelbaum, P. et al(2011), “Income distribution, product quality and international trade”, *Journal of Political Economy* 119(4):721—765.
- Flug, K. & O. Galor (1986), “Minimum wage in a general equilibrium model of international trade and human capital”, *International Economic Review* 27(1):149—164.
- Greenaway, D. & R. Kneller (2007), “Firm heterogeneity, exporting and foreign direct investment: A survey”, *Economic Journal* 117(517):134—161.
- Hallak, J. C. (2006), “Product quality and the direction of trade”, *Journal of International Economics* 68(1):238—265.
- Hallak, J. C. (2010), “A product-quality view of the Linder hypothesis”, *Review of Economics and Statistics* 92(3):453—466.
- Hallak, J. C. & J. Sivadasan (2009), “Productivity, quality and exporting behavior under minimum quality requirements”, NBER Working Paper, No. 14928.
- Helpman, E. et al(2008), “Estimating trade flows: Trading partners and trading volumes”, *Quarterly Journal of Economics* 123(2):441—487.
- Hummels, D. & P. Klenow (2005), “The variety and quality of a nation’s exports”, *American Economic Review* 95(3):704—723.
- Hsieh, C. T. & P. J. Klenow (2009), “Misallocation and manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403—1448.
- Johnson, R. (2012), “Trade and prices with heterogeneous firms”, *Journal of International Economics* 86(1):43—56.
- Krueger, A. B. & L. H. Summers(1991), “Efficiency wages and the inter-industry wage structure”, *Econometrica* 56(2):259—293.
- Kugler, M. & E. Verhoogen(2012), “Prices, plants size, and product quality”, *Review of Economics Studies* 79(1):307—399.
- Krugman, P. R. (1980), “Scale economics, product differentiation, and the pattern of trade”, *American Economic Review* 70(5):950—959.
- Levinsohn, J. & A. Petrin (2000), “Estimating production function using inputs to control for observables”, *Review of Economic Studies* 70(2):317—341.
- Martin, J. & I. Mejean(2014), “Low-wage country competition and the quality content of high-wage country exports”, *Journal of International Economics* 93(1):140—152.
- Melitz, M. J. (2003), “The impact of trade on intra—industry, reallocation and aggregate industry productivity”, *Econometrica* 71(6):1695—1725.
- Melitz, M. J. & S. Redding(2012), “Heterogeneous firms and trade”, NBER Working Paper, No. 18652.
- Olley, G. S. & A. Pakes(1995), “The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry”, *Econometrica* 64(6):1263—1297.
- Pakes, A. (1994), “Dynamic structural models, problems and prospects. Part II: Mixed continuous — discrete control problems, and market interactions”, in: C. Sims (ed), *Advances in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Schott, P. (2004), “Across-product versus within-product specialization in international trade”, *Quarterly Journal of Economics* 119(2):647—678.
- Shapiro, C. & J. E. Stiglitz(1984), “Equilibrium unemployment as a worker discipline device”, *American Economic Review* 74(3):433—444.
- Solow, R. (1979), “Another possible source of wage stickiness”, *Journal of Macroeconomics* 1(1):79—82.
- Tang, H. & Y. Zhang (2012), “Quality differentiation and trade intermediation”, Available at SSRN 2368660.
- Verhoogen, E. (2008), “Trade, quality upgrading and wage inequality in the Mexican manufacture sector”, *Quarterly Journal of Economics* 123(2):489—530.
- Wooldridge, J. M. (2009), “On estimating firm-level production function using proxy variables to control for unobservables”, *Economic Letters* 104(3):112—114.
- Xiao, X. & B. Xiang(2009), “The impact of minimum wage policy on wages and employment in China”, International Conference on Information Management, Innovation Management and Industrial Engineering.

(责任编辑:杨新铭)