

我国出口产品质量升级： 基于劳动力价格扭曲的视角^{*}

王明益 戚建梅

内容提要：本文首先剖析了劳动力价格扭曲对产品质量的经济效应，提出了理论假说，然后利用2000—2007年工业企业数据库与海关数据库的相关合并数据对理论假说进行了实证检验。研究发现：劳动力价格扭曲对我国出口产品质量存在显著时间效应，其影响趋势呈“N”型；扭曲较轻时能显著促进产品质量升级，扭曲较重时对产品质量促进作用变小甚至会阻碍产品质量升级；扭曲存在要素配置效应，对劳动密集型产品质量的影响显著大于对资本密集型产品的影响；扭曲与规模经济的结合有助于企业产品质量升级；扭曲存在显著的经验累积效应和生产率效应，其影响趋势均呈“U”型；扭曲会产生研发抑制效应，从而在一定程度上降低了产品质量。

关键词：劳动力价格扭曲 扭曲效应 出口产品质量

一、引言

在学术界，一般把要素价格与其机会成本发生明显偏离的状况称为要素市场扭曲(Seddon & Wacziarg, 2002)。据此可知，劳动力价格扭曲就是劳动力价格偏离其机会成本。如果劳动力价格低于其机会成本，称为劳动力价格负向扭曲；如果劳动力价格高于其机会成本，则称为劳动力价格正向扭曲。

已有研究中，从要素价格扭曲的视角直接分析我国出口产品质量升级问题的文献很少。但较多文献侧重从劳动力价格扭曲的研发(创新)效应、出口复杂度、资源配置效应、生产率效应、出口效应等多个渠道探讨了要素价格扭曲的经济效应，我们认为这些经济效应可能会间接影响我国出口产品质量升级。李平、季永宝(2014)选取我国1998—2011年的省际面板数据进行实证研究，发现劳动力价格扭曲存在显著的研发抑制效应。陈晓华、刘慧(2014)通过构建Heckman选择模型，认为劳动力价格扭曲已经成为中国制造业技术复杂度升级和赶超的“助推型资源”。邓明(2014)基于1990—2010年的省际面板数据，研究发现劳动力价格扭曲导致了技术偏

向资本密集型部门。陈永伟、胡伟民(2011)把资源错配和效率损失纳入传统的核算框架，认为劳动力等要素的价格扭曲造成了我国各制造业子行业间实际产出与潜在产出15%的缺口。谢攀、林致远(2016)也认为地方保护会通过劳动力价格扭曲带来资源的误配。袁鹏、杨洋(2014)采用影子成本模型，探讨了要素市场扭曲的经济效率，发现劳动力等要素的价格扭曲和非效率配置制约了我国制造业整体经济效率的改进。王芑、武英涛(2014)以我国能源产业为例，探讨了要素市场扭曲的生产率效应，发现劳动力等要素的配置扭曲显著抑制了行业生产率的提升，若能纠正该扭曲，则能源产业全要素生产率可增长43.51%。施炳展、冼国明(2012)利用1999—2007年的微观数据，发现劳动力价格负向扭曲与我国出口增长奇迹存在显著正相关关系。

我们认为，劳动力价格扭曲所产生的经济效应刚好构成了扭曲对出口产品质量的作用机制和渠道，即劳动力价格扭曲会通过影响企业的研发、要素配置、生产率等渠道最终影响出口产品质量。

有部分学者对我国出口产品质量升级的决定因素进行了实证研究。Bas & Strauss-Kahn(2012)、汪

^{*} 王明益、戚建梅，山东财经大学国际经贸学院，邮政编码：250014，电子邮箱：wangmingyi2005@sina.com。本文为国家社科基金项目“要素价格扭曲对我国出口产品质量影响机理与升级路径研究”(15BJY120)和国家统计科学项目“大数据背景下我国出口产品质量测度方法改进研究”(2014LY010)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵修改意见，文责自负。

建新等(2015)及苏理梅等(2016)均认为贸易自由化有助于我国出口产品质量升级。李坤望等(2014)从市场准入的视角探讨了我国出口产品质量演化的微观机制,发现加入WTO后大量低品质出口产品进入出口市场是导致我国出口产品质量下滑的重要原因。樊海潮、郭光远(2015)基于我国高度细化的微观合并数据论证了出口价格、生产率对出口产品质量的影响,认为质量差异较大的出口产品质量与价格、生产率显著正相关。张杰等(2014)基于企业所有制形式的视角探讨了我国出口产品质量的变化趋势,认为私营性质的企业出口产品质量在样本期呈“U”型变化趋势,而其他所有制企业的出口产品质量则呈上升趋势。陈晓华、沈成燕(2015)基于出口持续时间的视角考察了我国出口产品质量变化趋势,认为出口持续时间过长导致产生的“质量革新惰性”是我国企业出口产品质量近年来下滑的主要原因。施炳展、邵文波(2014)从企业效率视角切入,认为企业生产效率和研发效率的提高均有利于我国出口产品质量升级。张杰等(2015)、施炳展、邵文波(2014)分别探讨了政府补贴对出口产品质量的影响,但前者认为补贴通过抑制研发降低了产品质量,后者则认为补贴通过扩大研发投入提升了产品质量。此外,一些文献还从对外直接投资(杜威剑、李梦洁,2015)、FDI(李坤望、王有鑫,2013)、融资约束(张杰,2015)、要素价格扭曲(王明益,2016)等视角探讨了我国出口产品质量升级的决定因素。

遗憾的是,目前很少有学者从劳动力价格扭曲的视角探讨我国出口产品质量升级问题。基于此,本文从我国劳动力市场存在较严重扭曲这一典型特征事实作为研究起点,主要研究内容包括:首先,探讨了劳动力价格扭曲对出口产品质量的作用机制,我们从多个层面探讨扭曲对产品质量的作用渠道和影响机制,进而得出理论假说。其次,在经验层面,我们运用工业企业数据库与海关数据库的合并数据对理论假说进行了实证考察,得到了与理论假说基本一致的结论。

二、劳动力价格扭曲对产品质量的作用机制

作为产品生产过程中投入的活要素,劳动力价格扭曲会对企业在各要素的配置比例及效率、劳动生产率、劳动力的经验累积、企业规模、研发投入等环节产生一系列影响。

假设由于某些外在因素^①导致某一劳动力市

场存在扭曲,劳动力价格扭曲会降低企业生产成本,并会刺激企业招募大量非熟练劳动力^②。非熟练劳动力的大量进入会引起一系列经济效应。在引进初期,由于扭曲效应的滞后性,难以对产品质量产生影响,这时产品质量不会立即下降^③。过一段时间后,扭曲效应开始逐渐显现。由于新引进非熟练劳动力对生产工艺流程缺乏了解,生产经验欠缺,导致产品生产的劳动生产率显著下降。同时,非熟练劳动力的大量引进会打破原有的要素投入比例,引起资源配置效率发生变化^④。此外,生产成本的下降可能会影响企业的研发行为:一方面,增强了企业产品价格的市场竞争力,使企业无动力加强研发;另一方面,使企业利润增加,企业有能力加大研发人员投入力度。但在研发人员投入增加初期,研发水平一般不会发生明显的提升^⑤。此外,非熟练劳动力的大量引进扩大了企业的生产规模,但从短期看企业规模的扩大不会对产品质量产生显著影响。

从短期来看,劳动力价格扭曲显著地引起了劳动力生产率和劳动力生产经验的下降以及要素配置效率的下降,抑制产品质量提升,使产品质量从“小幅上升(或小幅下降)”到“显著下降”。

从中长期来看,劳动力价格扭曲产生的效应会发生变化:一方面,随着时间的延长,非熟练劳动力会逐渐变成熟练劳动力,因而在这个过程中劳动生产率会出现上升的变化趋势。同时,随着劳动时间的延长,劳动力掌握了一些生产技能或经验,对产品的生产制造存在较明显的经验累积效应(Marco, 2000)。另一方面,如果扭曲能够刺激企业加大研发投入力度,则从中长期看企业的产品研发水平可能会提升。此外,扭曲带来的企业规模扩大如果能够产生规模经济,会进一步降低产品生产成本,并加强产品的质量管理等,同时还可能会促使企业引进先进技术,从而对产品质量升级有利;如果企业规模扩大后存在规模不经济,规模扩大导致的成本、管理费用等的增加会降低企业的经营管理效率和利润,从而没有能力进行产品质量升级。

我们认为,在中长期,劳动力价格扭曲会存在较明显的生产率提升效应、经验累积效应、研发提升(或抑制)效应以及规模效应。也就是说,从中长期看,在生产率提升、经验累积加强及研发提升的作用下,劳动力价格扭曲对产品质量升级的抑制作用会有所减轻,因此产品质量下降速度会逐渐趋于平缓(如图1a、图1b所示)。

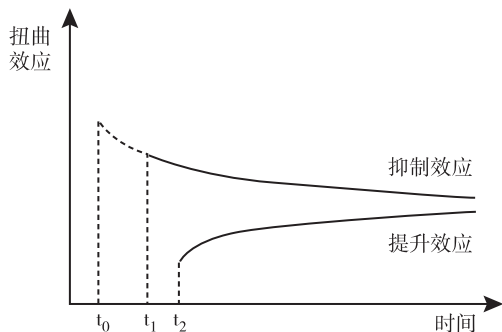


图 1a 劳动力价格扭曲效应

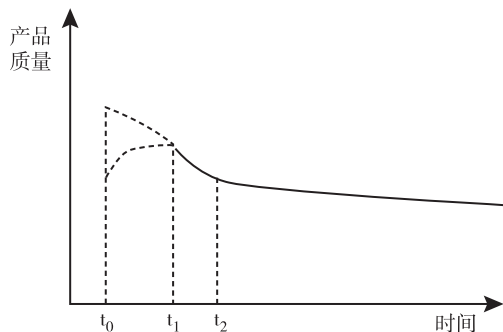


图 1b 扭曲引致的产品质量变化趋势

注：受扭曲效应滞后性影响，在扭曲发生(t_0 时刻)后一小段时间内(t_0-t_1)抑制效应尚未发生。受不同种类产品质量在扭曲前的初始水平异质性影响，在扭曲发生之后产品质量还会在惯性作用下维持扭曲前的发展态势(图 1b 时间 t_1 之前的虚线部分)。当扭曲发挥作用后初期(t_1 时刻)，只存在抑制效应，此时产品质量下降趋势明显；在扭曲较长一段时间后(t_2 之后)，促进效应开始发挥作用，产品质量下降趋势开始趋于平缓。

三、计量模型、变量构建和数据说明

(一) 计量模型

为了验证理论假说，我们构建基准计量模型(1)：

$$\begin{aligned} \ln ex_quality_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 distl_{it} + \alpha_2 distl_{it}^2 \\ & + \beta_1 \ln tfp_{it} + \beta_2 \ln experience_{it} \\ & + \beta_3 rd_{it} + \beta_4 allocation_{it} \\ & + \beta_5 se_{it} + \gamma' C + v_i + \xi_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中， $ex_quality_{it}$ 指出口产品质量指数， $distl_{it}$ 、 $distl_{it}^2$ 分别指的是劳动力价格扭曲度和其二次项， tfp_{it} 、 $experience_{it}$ 、 rd_{it} 、 $allocation_{it}$ 和 se_{it} 为模型关键解释变量，分别指劳动生产率、经验累积指数、研发强度、要素配置指数和规模经济指数。 C 代表一系列控制变量，包括企业技术水平、企业新产品销售占比、企业规模、利润率、出口强度、政府补贴强度和年龄等因素。 γ' 为一组由各控制变量系数组成的行向量， v_i 为不可观测的企业个体效应， ξ_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量构建

1. 出口产品质量($ex_quality$)。学术界普遍使用出口产品单位价值量(Unit Value)测算出口产品质量(Schott, 2004; Hummels & Klenow, 2005; Hallak, 2006)。该方法简便易行，并且具有一定的合理性(在市场经济环境下质量越好的产品往往其单位价值越高)。然而，由于我国国内要素市场普遍存在较明显的价格扭曲，这时价格就不能很好地反映产品质量水平，例如要素价格扭曲可能会产生高质低价现象(施炳展, 2014)。为了克服此问题，我们

使用“倒扣法”来测度产品质量。该方法基于“单位价值相同的产品，市场份额越大产品质量越高”这一假设，通过在产品出口价格基础上引入市场份额来度量出口产品的质量差异^⑥。

假设某代表性消费者对某一产品的效用函数为： $U = [\sum_{imt} (\lambda_{imt} q_{imt})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$ 。其中， q 和 λ 分别表示产品的出口数量和产品质量； σ 表示产品的替代弹性($\sigma > 1$)； i 表示出口企业， m 表示出口目的地， t 表示年份。此效用函数对应的综合价格指数为^⑦： $P_t = \sum_{imt} p_{imt}^{1-\sigma} \lambda_{imt}^{\sigma-1}$ 。其中， p 表示企业出口产品价格。此时，该产品消费量为： $q_{imt} = p_{imt}^{-\sigma} \lambda_{imt}^{\sigma-1} \frac{E_t}{P_t}$ 。其中 E_t 为消费者 t 年在该产品上的支出额。根据此式可知，在支出额固定的前提下，消费者对产品的消费量取决于产品的价格与质量。对产品消费量表达式左右两边取自然对数，整理后得到关于某一产品出口数量的回归方程式：

$$\ln q_{it} = (\sigma - 1) \ln P_{it} - \sigma \ln p_{it} + (\sigma - 1) \ln \lambda_{it} \quad (2)$$

将式(2)在 HS8 分位产品层面进行回归，得到的残差项 $\epsilon_{it} = (\sigma - 1) \ln \lambda_{it}$ 包含出口产品质量。

借鉴 Gervais(2015)的做法，定义某 HS8 分位出口产品质量为：

$$ql_{it} = \ln \hat{\lambda}_{it} = \frac{\epsilon_{it}}{(\sigma - 1)} = \frac{\ln q_{it} - \ln \hat{q}_{it}}{(\sigma - 1)} \quad (3)$$

式(3)可以测度企业 i 在 t 年所有 HS8 分位出口产品质量。如果要获取企业总的出口产品质量，只需要将各 HS8 分位产品质量加总到企业层面即可。我们采用标准化指数对式(3)进行处理，得到标

准化产品质量指数:

$$rquality_{it} = \frac{quality_{it} - minquality_{it}}{\maxquality_{it} - minquality_{it}} \quad (4)$$

其中, \max 、 \min 分别表示某 HS8 分位出口产品质量的最大值、最小值。 $\maxquality_{it} - \minquality_{it}$ 表示产品的质量阶梯长度。

于是, 企业 i 在 t 年出口产品质量指数可定义为:

$$ex_quality_{it} = \frac{\sum_h value_{it}}{\sum_j \sum_h value_{it}} \cdot rquality_{it} \quad (5)$$

$ex_quality_{it}$ 指企业 i 在 t 年的出口产品质量指数, $\sum_h value_{it}$ 表示企业 i 在 t 年某一 HS8 分位上产品出口金额之和, $\sum_j \sum_h value_{it}$ 表示该企业在 t 年所有 HS8 分位产品出口金额总和。

根据式(5)容易看出, 该测度方法把产品质量与产品价格视为两个不相关的变量。实际上, 产品质量可以通过产品价格高低来体现, 即该测度方法存在内生性问题。为此, 我们参照 Nevo (2001)、Hausman (1996) 以及施炳展 (2014) 的做法, 采用企业在进口国之外的其他市场出口产品平均价格作为该企业在进口国市场出口产品价格的工具变量来解决内生性问题。

2. 主要解释变量。(1) 劳动力价格扭曲 ($distl$)。采用 $C-D$ 生产函数法来测度劳动力价格扭曲^⑧。基本思路是: 在完全竞争条件下, 要素的边际产出等于要素价格; 如果要素边际产出大于要素价格, 说明存在要素价格负向扭曲; 如果要素边际产出小于要素价格, 则说明存在要素价格正向扭曲; 如果要素边际产出等于要素价格, 说明不存在要素价格扭曲。本文设定的 $C-D$ 生产函数为: $Y_{it} = A K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} M_{it}^{\gamma}$ 。其中, Y_{it} 、 K_{it} 、 L_{it} 、 M_{it} 分别表示 t 时期第 i 个企业的产出水平、资本、劳动力和中间品投入量, A 表示企业的全要素生产率。于是, 劳动力边际产出为 $MP_L = \partial Y / \partial L = \beta Y / L$ 。设完全竞争条件下劳动力价格为 w , 则企业 i 在 t 时期的劳动力价格扭曲指数可表示为: $distl_{it} = MP_L / w = \beta Y / Lw$ 。其中, 产出 Y 用企业工业总产值表示, 资本投入 K 用企业固定资产净值表示, 劳动力投入 L 用企业的员工人数表示。

(2) 企业规模经济指数 (se)。参照陈林、刘小玄 (2015) 的方法, 设企业规模经济指数 $se = AC / MC$ (平均成本与边际成本的比值)。于是,

$$\begin{aligned} \frac{1}{se} &= \frac{MC}{AC} = \frac{\partial \ln C(Y)}{\partial \ln Y} \\ &= \alpha_y + \alpha_{yy} \ln Y + \sum_{j=1}^k \alpha_{yj} \ln \omega_j \end{aligned} \quad (6)$$

其中, Y 为企业产出, ω_j 为企业生产中所投入的各要素价格, j 为生产中所使用的第 j 种要素。若 $se > 1$, 表明企业处于平均成本递减阶段, 可实现规模经济; 若 $se < 1$, 表明企业不具有规模经济效应。若要测度企业规模经济指数, 需要先计算 α_y 、 α_{yy} 、 α_{yj} 、 $\ln Y$ 与 $\ln \omega_j$ 。

为此, 我们首先需构建一个超越对数成本函数计量方程:

$$\begin{aligned} \ln C &= \alpha_0 + \alpha_y \ln Y + 0.5 \alpha_{yy} (\ln Y)^2 + \alpha_k \ln \omega_k \\ &+ 0.5 \alpha_{kk} (\ln \omega_k)^2 + \alpha_l \ln \omega_l \\ &+ 0.5 \alpha_{ll} (\ln \omega_l)^2 + \alpha_{kl} \ln \omega_k \ln \omega_l \\ &+ \alpha_{yk} \ln Y \ln \omega_k + \alpha_{yl} \ln Y \ln \omega_l + \varepsilon_1 \end{aligned} \quad (7)$$

根据谢泼德引理 $x_j(\omega, y^i) = \partial c(\omega, y^i) / \partial \omega_j$ 可得各生产要素在总成本中的份额:

$$S_j = \alpha_j + \sum_{l=1}^k \alpha_{jl} \ln \omega_l + \alpha_{yj} \ln Y^i \quad (8)$$

$$s_k = x_k / C = \alpha_k + \alpha_{kl} \ln \omega_l + \alpha_{kk} \ln \omega_k + \alpha_{yk} \ln Y + \varepsilon_2 \quad (9)$$

$$s_l = x_l / C = \alpha_l + \alpha_{ll} \ln \omega_k + \alpha_{ll} \ln \omega_l + \alpha_{yl} \ln Y + \varepsilon_3 \quad (10)$$

其中, x_k 、 x_l 分别为资本、劳动力要素投入量。采用似不相关回归对方程(7)(9)(10)进行回归得到回归系数, 并代入(6)式可得企业的规模经济指数。

各变量具体计算方法为:

成本 C 与产出 Y 。 Y 为企业产出, 用产品销售收入衡量。 C 为总成本, 用资本要素投入 x_k 、劳动投入 x_l 、存货投入 x_r 、产品销售费用、管理费用与应交所得税之和衡量。

各要素投入与价格。劳动投入 x_l 用企业年应付工资总额衡量, 劳动力价格 ω_l 用职工平均工资衡量。资本投入 x_k 用企业的固定资本存量净值衡量。借鉴 Shin & Ying (1992)、Jara-Diaz et al (2004) 测度资本价格:

$$\omega_k = \frac{x_k}{K_A} = \left[\frac{Dep + \frac{Ky}{1 - e^{-\gamma}}}{+ (K_C - stock)r} \right] / K_A \quad (11)$$

其中, K_A 是资产总计 (包括固定资本与流动资本之和)。 K 是固定资产净值, γ 为人民银行各年年初公布的一年期银行定期存款的基准利率, 以此来

表示资金使用的机会成本。 Dep 表示企业当年折旧, t 是固定资产的折旧年限,取值为20年。 k_c 是流动资产, $stock$ 是企业存货。银行存款利率来自于中国人民银行官方网站,其他数据来源于中国工业企业数据库。

(3)劳动生产率($\ln t f p$)。为了刻画并捕捉劳动力价格扭曲引起的生产率效应,我们引入企业职工劳动生产率指标。在测算时用企业年度总产出与企业职工总数的比值来表示。为了剔除物价变动对企业总产出的影响,本文借助国家统计局网站提供的相应年份的商品价格指数对企业相应的账面价值进行了平减处理。

(4)经验累积指数(hhs, hms, hls)。为了考察劳动力价格扭曲的经验累积效应,我们首先需要对劳动力按熟练程度或技能分类。因为从理论上讲,劳动力价格扭曲促使企业招募的劳动力既包括大量的非熟练(或低技能)的劳动力,还可能包括少部分熟练(或中高技能)的劳动力。但由于熟练劳动力与非熟练劳动力不好量化,我们依据WIOD社会经济账户数据库的分类方法对劳动力按技能进行划分,该数据库把与工业有关的16个行业的劳动者技能划分为高技能、中技能与低技能三种类型。通过对这16个行业与我国《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)的33个行业进行匹配,然后再把每个企业对应到它所隶属的行业中。这样就可以得到每个企业高、中、低技能劳动时间占比指标,分别用 rhs, rms, rls 表示。

表1给出了样本期内高、中、低技能工人劳动时间占比的动态变化趋势。研究发现:在样本期内,高技能工人劳动时间占比很低且其劳动时间占比增长非常缓慢;中技能工人劳动时间占比比较高且有很轻微下降趋势;低技能工人劳动时间占比最高且增长也很慢。根据表1的测度结果,我们认为,在样本期内各技能劳动时间占比基本保持稳定状态。于是,我们用劳动力价格扭曲与各技能工人劳动时间占比的交互项来刻画扭曲的经验累积效应。例如,扭曲

与高技能劳动占比的交互项系数为正且随扭曲时间延长而显著变大,这是劳动力经验累积的结果。因为随着时间的延长,低技能劳动力会逐渐演变为中、高技能劳动力,随着劳动者技能的提高,它对产品质量的贡献会显著增大。

(5)要素配置强度($\ln k/l, \ln m/l$)。为了考察劳动力价格扭曲引起的各要素配置比例的变化,我们分别引入了资本与劳动力要素的配置指数($\ln k/l$)和中间品与劳动力要素的配置指数($\ln m/l$)。在测算时,我们用企业固定资产净值与职工总数比值的对数值表示资本配置效率^⑤,用企业中间品投入额与职工总数比值的对数值表示中间品配置效率。如果要素配置指数系数为正,则说明劳动力价格扭曲优化了要素的配置效率,从而有助于产品质量升级;如果要素配置指数系数为负,则说明劳动力价格扭曲降低了要素的配置效率,从而会抑制产品质量升级。

(6)研发强度($rd, innovation$)。为了增强估计结果的稳健性,我们分别使用企业无形资产与企业总资产的比值(rd)、企业新产品产值与销售收入比值($innovation$)的对数值两个指标来刻画企业研发水平。

3. 控制变量。为了控制其他因素对企业层面出口产品质量的影响,我们选取的控制变量包括:企业规模变量($size$),用企业固定资产净值的对数表示;企业出口参与度($export$),用企业出口额占销售收入的比值衡量;企业盈利能力($profitratio$),用企业利润总额与销售收入的比值衡量;企业年龄指标(age),用样本年份减企业成立年份加1后取自然对数衡量;企业技术水平($\ln tech$),用企业全要素生产率衡量,测算时采用索洛剩余法(即 $\ln tech = \ln Y - \alpha \ln L - \beta \ln K - \gamma \ln M$)进行计算^⑥;政府补贴强度($subsidy$),用企业研发补贴收入额与企业利润总额的比值衡量。各指标所用数据来自于工业企业数据库。

(三)数据来源说明

本文所用企业层面的财务数据来源于国家统计

表1 各种技能工人劳动时间占比的动态变化

	2000—2001年	2000—2003年	2000—2006年	年增长率
高技能工人劳动时间占比	0.0272	0.0276	0.0333	0.122%
中技能工人劳动时间占比	0.4106	0.4087	0.3933	-0.346%
低技能工人劳动时间占比	0.5640	0.5646	0.5749	0.218%

资料来源:作者计算所得。

局工业企业数据库,企业层面的贸易数据来源于中国海关企业数据库,该数据库为月度统计数据库。我们对两大数据库的整理思路为:

第一步,整理工业企业数据。我们借鉴 Feenstra et al(2011)的做法,对该数据库进行处理:(1)删除员工人数小于 8 人的企业;(2)删除固定资产净值、销售额、补贴、出口额、总资产、总产出、工业增加值、应发工资与应发福利中任何一项存在缺失值或者为负值的企业样本;(3)删除企业成立年份在 1949 年之前和成立年份缺失的企业样本;(4)删除出口销售额大于销售额的样本。

第二步,整理海关数据。首先,将海关数据库的月度数据加总为年度数据。其次,参照施炳展

(2014)的做法对原始数据进行整理:(1)删除信息损失样本,如企业名称、产品名称等信息缺失的样本;(2)剔除单笔交易规模低于 50 美元或数量单位小于 1 的样本;(3)由于部分产品具有多种计量单位,为了保证企业产品价格的可比性,本文仅保留同一 HS8 分位产品编码下出口金额最多的计量单位的样本量。

第三步,合并工业企业数据库与海关企业数据库。首先以公共字段“企业名称”进行匹配,然后使用企业的电话号码与邮政编码再次进行匹配。匹配之后仅保留在两个数据库中均有记录的企业相关信息,在这一步处理中剔除了专业中介贸易公司的数据,只保留了生产性企业的样本数据。

表 2 关键变量的描述性统计

变量符号	变量名称	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
<i>ex_quality</i>	出口产品质量指数	183266	0.3553	0.1287	0	1
<i>distl</i>	劳动力价格扭曲	183266	1.5771	2.0708	0.0860	13.5063
<i>distl²</i>	劳动力价格扭曲二次项	183266	6.7129	23.2913	0.0074	182.4194
<i>lnlfp</i>	劳动生产率	182869	5.2734	1.0200	-2.5968	13.5200
<i>se</i>	企业规模指数	183265	0.9741	0.1214	0.0733	1.7628
<i>rd</i>	研发强度	79198	-3.7475	1.7171	-14.223	-0.0348
<i>innovation</i>	创新能力	19404	-1.4594	1.4451	-12.4874	6.9048
<i>lnk/l</i>	资本配置强度	182887	3.6176	1.3643	-6.3544	11.1899
<i>lnm/l</i>	中间品配置强度	183246	4.9544	1.0689	-5.4723	11.8466
<i>lntech</i>	企业技术水平	182869	-0.00005	0.2369	-1.5242	9.867
<i>hhs</i>	高技能劳动时间占比	182662	0.0332	0.0232	0.01	0.09
<i>hms</i>	中技能劳动时间占比	182662	0.3933	0.0781	0.25	0.56
<i>hls</i>	低技能劳动时间占比	182662	0.5749	0.0978	0.39	0.74

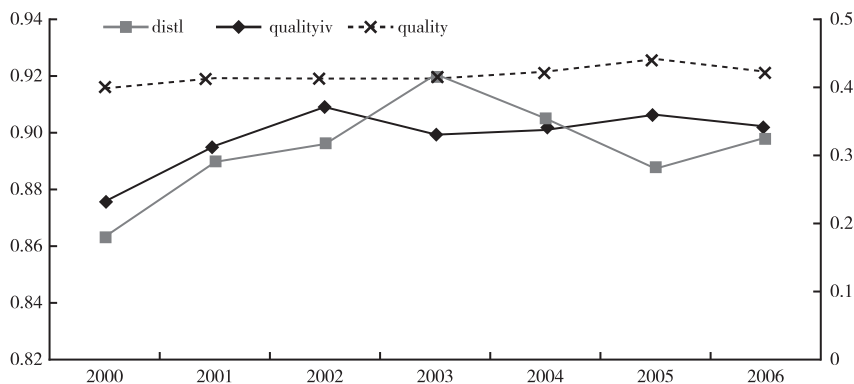


图 2 劳动力价格扭曲与我国出口产品质量变化趋势图

注:主坐标轴为劳动力价格扭曲数据,次坐标轴为出口产品质量数据。其中,quality 指内生性处理前的出口产品质量,qualityiv 指内生性处理后的出口产品质量。

数据来源:作者根据估算出的劳动力价格扭曲与出口产品质量数据绘制。

四、实证结果

(一)大样本检验

表3报告了大样本估计结果。我们发现,在所有模型回归结果中,劳动力价格扭曲系数均显著为负且其二次项系数显著为正。估计结果表明,劳动力价格扭曲显著抑制了我国出口产品质量升级,但这种影响具有非线性特征。为了考察扭曲的经济效应,我们在各模型中依次纳入了扭曲与生产率、研发、工资及要素配置强度的交互项,然后运用偏导分析法考察扭曲的经济效应。

我们以生产率为例介绍偏导分析法的具体步骤:首先构建包含劳动力价格扭曲与生产率交互项

的计量方程:

$$\ln(ex_quality) = \alpha_0 + \alpha_1 distl + \alpha_2 distl^2 + \alpha_3 distl \cdot \ln tfp + \bar{\beta} \cdot Z \quad (12)$$

对式(12)取微分,得:

$$\Delta \ln(ex_quality) = \alpha_1 \Delta distl + 2\alpha_2 \Delta distl + \alpha_3 \Delta distl \cdot \ln tfp \quad (13)$$

整理式(13)可得产品质量对劳动力价格扭曲的偏导数为:

$$\frac{\Delta \ln(ex_quality)}{\Delta distl} = (\alpha_1 + 2\alpha_2 + \alpha_3 \ln tfp) \quad (14)$$

根据式(14)等号右边的符号,我们可以分析生

表3 大样本估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>distl</i>	-0.004*** (-10.41)	-0.004*** (-4.88)	-0.003*** (-6.23)	-0.005*** (-11.78)	-0.002*** (-3.49)
<i>distl</i> ²	0.0002*** (7.43)	0.0003*** (5.22)	0.0002*** (6.17)	0.0001*** (4.36)	0.0004*** (10.83)
<i>distl</i> · <i>ln tfp</i>	0.0005*** (2.67)				
<i>distl</i> · <i>rd</i>		4.59e-5 (0.35)			
<i>distl</i> · <i>ln wage</i>			-0.001*** (-7.31)		
<i>distl</i> · <i>ln k/l</i>				0.0005*** (6.89)	
<i>distl</i> · <i>ln m/l</i>					-0.0005*** (-8.85)
<i>ln tech</i>	-0.033*** (-23.00)	-0.031*** (-10.42)	-0.035*** (-7.20)	-0.032*** (-2.99)	-0.036*** (-4.02)
<i>profit ratio</i>	-0.035*** (-18.72)	-0.040*** (-11.97)	-0.031*** (-16.82)	-0.032*** (-17.45)	-0.031*** (-17.08)
<i>export</i>	-1.45e-9*** (-2.89)	1.01e-10 (0.18)	-2.15e-9*** (-4.31)	-2.15e-9*** (-4.31)	-2.15e-9*** (-4.31)
<i>subsidy</i>	-7.89e-9 (-0.19)	5.12e-9 (0.11)	-4.01e-8 (-0.99)	-3.54e-8 (-0.88)	-2.13e-9 (-1.13)
<i>age</i>	0.005*** (8.39)	0.005*** (4.47)	0.016*** (9.46)	0.014*** (9.70)	0.015*** (9.76)
<i>size</i>	-0.009*** (-23.09)	-0.012*** (-14.92)	-0.011*** (-28.20)	-0.012*** (-29.23)	-0.011*** (-28.23)
常数项	0.433*** (121.58)	0.463*** (63.02)	-13.22*** (-41.61)	-13.13*** (-41.49)	-13.25*** (-41.83)
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	183266	79082	180283	180246	183220
R ²	0.18	0.13	0.12	0.13	0.11

注: *、**和***分别表示在10%、5%及1%的统计水平上显著,括号内为各变量的t统计量。本文其他回归结果表格注释与此表相同,故略去。

生产率($\ln t f p$)对扭曲经济效应的影响。根据对式(12)的回归结果(表3第(1)列),我们发现式(14)的正负号并不确定,即劳动力价格扭曲对我国出口产品质量的影响,并未受到企业生产率的显著影响。

同样地,我们分析研发强度(rd)等因素对劳动力价格扭曲的质量效应的影响,发现企业研发符号为负,工资、资本配置强度及中间品配置强度符号均为正^⑩。据此,得出结论:劳动力价格扭曲对我国出口产品质量的影响并未受到企业生产率的显著影响;企业研发水平一定程度上加剧了扭曲对产品质量升级的抑制作用^⑪;企业工资水平越高,资本及中间品配置强度越高,越会促进扭曲对产品质量升级的刺激作用。

各控制变量中,只有企业年龄变量系数(age)显著为正,而企业技术水平($\ln tech$)、出口强度($export$)、利润率($profitratio$)、政府补贴($subsidy$)以及企业规模($size$)系数大都显著为负。这说明企业年龄越长,其出口产品质量升级可能性越大;我国企业目前的技术水平仍不高,仍显著阻碍着产品质量升级;出口强度越大,企业产品质量越低^⑫;政府补贴越多,企业出口产品质量越差^⑬;企业规模越大,越不利于

产品质量升级^⑭。

(二)分样本检验

为了验证理论假说,我们分别按照劳动力价格扭曲对产品质量的非线性效应、要素配置效应、规模效应、经验累积效应、生产率效应、研发效应等进行分样本检验。

1. 劳动力价格扭曲的非线性效应。为了考察劳动力价格扭曲对我国出口产品质量影响是否存在非线性特征,我们以大样本按扭曲时点(加入WTO)为界进行划分,检验结果如表4所示。

表4第(1)列报告了大样本估计结果。在控制年份效应和行业效应后,我们发现扭曲系数为正,而其二次项系数显著为负。该估计结果表明,劳动力价格扭曲对我国出口产品质量影响存在显著的非线性特征。为了检验时点前后的结构性变化,我们采用Chow Test进行检验,检验结果显著拒绝了不存在结构性突变的原假设,因此以加入WTO作为时点进行划分是合理的。同时,第(2)~(5)列劳动力价格扭曲的估计系数也表明,加入WTO前扭曲系数显著大于扭曲后系数。据此,劳动力价格扭曲对我国出口产品质量存在显著的非线性影响。

表4 劳动力价格扭曲的非线性效应(Chow Test)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	大样本	入世前(2000-2001)		入世后(2002-2006)	
$distl$	0.002** (2.30)	0.004*** (2.90)	0.005*** (3.42)	0.001*** (2.89)	0.001*** (3.17)
$distl^2$	-4.94e-5*** (-2.82)				
rd	0.0006 (1.34)	-0.0009 (-0.48)	-0.0009 (-0.60)	0.001*** (3.19)	0.006*** (3.34)
se	-0.016*** (-4.14)	0.007 (0.46)	0.009 (0.69)	-0.023*** (-4.04)	-0.024*** (-4.21)
$\ln t f p$	-0.035*** (-12.40)	-0.032*** (-3.27)	-0.025*** (-3.28)	-0.039*** (-8.48)	-0.029*** (-11.74)
$\ln k/l$	0.034*** (29.14)	-0.010** (-2.00)	0.028*** (6.99)	0.045*** (36.34)	0.032*** (25.41)
$\ln m/l$	-0.033*** (-31.85)	-0.019*** (-4.45)	-0.019*** (-5.85)	-0.036*** (-3.68)	-0.026*** (-25.20)
$\ln wage$	-0.007*** (-2.76)	0.042*** (5.02)	0.003 (0.43)	-0.021*** (-7.54)	0.0006 (0.22)
$size$	-0.041*** (-33.90)	0.023*** (4.03)	-0.025*** (-5.80)	-0.051*** (-4.27)	-0.034*** (-26.29)
常数项	-1.574*** (-34.48)	0.168*** (3.36)	-129.96*** (-5.89)	0.878*** (89.33)	0.960*** (34.02)
行业效应	控制	不控制	控制	不控制	控制
年份效应	控制	不控制	控制	不控制	控制
Chow 检验				F=6.8214 P=0.0803	
样本量	78983	13123	13123	65860	65860
R ²	0.14	0.12	0.16	0.13	0.14

2. 劳动力价格扭曲程度对产品质量的影响。我们按照劳动力价格扭曲度进行分组估计,表5是估计结果。我们发现:在纳入控制变量情况下,当劳动力价格扭曲度较小时($distl < 0.88156$),它的系数显著为正且数值较大;当劳动力价格扭曲度较大时($distl > 0.88156$),它的系数虽仍显著为正但迅速变小;在其扭曲度更大时($distl > 1.7$),系数继续变小。这个估计结果表明:在劳动力价格扭曲度较小时,能够显著地促进我国出口产品质量升级;随着劳动力价格扭曲度的逐渐增大,对我国出口产品质量的促进作用逐渐变小。劳动力扭曲二次项在各模型估计结果中均为正(大多显著),这再次表明劳动力价格扭曲对出口产品质量存在非线性影响,且这种影响呈“U”型趋势。

此外,由图2可知,在2000—2002年,随着劳动力价格扭曲度的增大,我国出口产品质量在缓慢提升;在2002—2003年,随着劳动力价格扭曲程度的进一步加大,我国出口产品质量呈下降趋势;2003—2005年,劳动力价格扭曲程度迅速减弱,此时我国出口产品质量在缓慢提升;2005年以后,随着劳动力价格扭曲度的再次增大,出口产品质量再次出现下降。这个统计结果与前面估计结果基本一致。

3. 劳动力价格扭曲的要素配置效应。需要指出的是,劳动力价格扭曲可能会引起各要素投入比例的变化进而对不同要素密集型出口产品质量产生影响。但表3关于劳动力价格扭曲度对产品质量影响的估计结果并没有考虑这一点。我们根据劳动力与资本要素投入比例分组,表6给出了对应的估计结果。

劳动力价格扭曲对我国劳动密集型出口产品质量升级具有显著的促进作用。我们发现,在前两列扭曲系数均较大,而在第(3)列显著变小。这表明,较轻的劳动力价格扭曲对产品质量升级促进效果远大于扭曲度较大时的情形。我们还发现,在扭曲程度相同情况下,劳动密集程度更高时扭曲系数更大(如第(1)(2)列所示)。这意味着相同程度的劳动力价格扭曲对不同要素密集型产品质量升级影响存在差异,劳动密集度更高的产品质量升级更明显。

再来看劳动力价格扭曲对非劳动密集型出口产品质量的影响方面,我们发现:在劳动力价格扭曲较轻时(如第(4)列所示),扭曲系数为负但不显著;劳动力价格扭曲较重时(如第(5)(6)列所示)其扭曲系数显著为正,并且在非劳动密集度越高时扭曲系数越大。在劳动力价格扭曲较轻时其扭曲系数不显著,

表5 基于劳动力价格扭曲度的估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$distl < 0.88156$	$distl < 0.88156$	$distl > 0.88156$	$distl > 0.88156$	$distl > 1.7$
$distl$	-0.029*** (-4.15)	0.168*** (9.79)	-0.003*** (-4.90)	0.014*** (7.29)	0.013*** (5.26)
$distl^2$	0.010 (1.51)	0.044*** (3.90)	0.133e-3*** (3.49)	0.136e-3** (2.47)	0.135e03* (1.80)
$lnlfp$		-0.023* (-1.77)		-0.128e-2*** (-3.90)	-0.896e-3** (-2.42)
rd		0.005 (0.94)		0.138e-2* (1.81)	0.138e-2 (1.56)
se		-0.136*** (-8.02)		-0.011*** (-6.82)	-0.011*** (-5.92)
$lnwage$		0.017*** (5.04)		0.378e-3* (1.72)	0.254e-3 (1.06)
lnk/l		0.016*** (11.01)		0.936e-3*** (8.67)	0.757e-3*** (5.97)
lnm/l		-0.016 (-1.45)		-0.175e03 (-1.41)	-0.131e-3 (-0.94)
控制变量	否	是	否	是	是
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.369*** (219.28)	0.433*** (48.92)	0.358*** (390.94)	0.434*** (60.22)	0.414*** (35.26)
样本量	96513	77236	96515	79487	39485
R ²	0.0024	0.0537	0.0013	0.0831	0.0744

注: $distl < 0.88156$ 是指劳动力价格扭曲度小于其中位数, $distl > 0.88156$ 是指劳动力价格扭曲度大于其中位数, $distl > 1.7$ 是指劳动力价格扭曲度超过75%分位数水平。

表6 劳动力价格扭曲的要素配置效应

解释变量	劳动密集型出口产品			非劳动密集型出口产品		
	$\ln k/l < 2.7$	$\ln k/l < 3.6$	$\ln k/l < 3.6$	$\ln k/l > 3.6$	$\ln k/l > 3.6$	$\ln k/l > 4.5$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>distl</i>	0.247*** (7.57)	0.228*** (9.96)	0.019*** (4.93)	-0.029 (-0.73)	0.012*** (4.50)	0.013*** (3.82)
<i>distl</i> ²	0.023 (1.15)	0.050*** (3.58)	0.566e-4 (0.55)	0.053** (2.47)	0.163e-3** (2.26)	0.08e-3 (0.79)
<i>ln t f p</i>	-0.027 (-1.27)	-0.027* (-1.75)	-0.002*** (-3.47)	-0.029 (-1.15)	-0.001** (-2.48)	-0.001** (-2.51)
<i>distl</i> · <i>ln k/l</i>	0.025*** (7.12)	0.019*** (8.17)	0.001*** (3.99)	0.030*** (7.07)	0.001*** (5.00)	0.09e-2*** (3.36)
<i>distl</i> · <i>ln m/l</i>	-0.025 (-1.44)	-0.018 (-1.36)	0.018e-2 (0.76)	-0.008 (-0.36)	-0.033e-2* (-1.81)	-0.027e-2 (-1.07)
<i>rd</i>	-0.005 (-0.49)	-0.810e-3 (-0.12)	0.004* (1.66)	0.009 (0.98)	0.001 (1.10)	0.068e-2 (0.61)
<i>se</i>	-0.150*** (-4.30)	-0.183*** (-7.76)	-0.012*** (-3.45)	-0.012 (-0.35)	-0.009*** (-4.31)	-0.008*** (-2.84)
<i>ln wage</i>	0.024*** (3.65)	0.021*** (4.66)	0.001*** (2.58)	0.011* (1.73)	0.099e-3 (0.35)	0.013e-2 (0.34)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.421*** (28.36)	0.422*** (37.93)	0.407*** (35.42)	0.606*** (20.21)	0.509*** (34.97)	0.593*** (24.10)
样本量	25692	47858	28556	29377	50929	28410
R ²	0.0343	0.0482	0.0643	0.0763	0.0881	0.0788

注:第(1)(2)(3)列是对劳动密集型产品的估计结果。其中,第(1)(2)列劳动力价格扭曲度小于中位数($distl < 0.88156$),第(3)列劳动力价格扭曲度大于中位数($distl > 0.88156$)。后(3)列是对非劳动密集型产品的估计结果。其中,第(4)列劳动力价格扭曲度小于中位数($distl < 0.88156$),第(5)(6)列劳动力价格扭曲度大于中位数($distl > 0.88156$)。

我们认为主要原因是:由于在非劳动密集型产品生产,劳动力投入比例较低,它并不是关键投入要素,较轻的劳动力价格扭曲不会显著引发生产率效应、创新效应、规模经济效应及要素配置效应,因此扭曲不会显著影响产品质量变化;而当劳动力扭曲程度变大时,它会引发要素配置效应、研发效应及经验累积效应,这一系列正效应的产生导致程度较大的劳动力价格扭曲有助于产品质量升级。对于相同程度的劳动力价格扭曲对资本密集度越高的出口产品质量促进作用越大这一估计结果(如第(5)(6)列所示),我们给出的解释是:在资本密集度更高组,研发效应更大(第(6)列 *distl* · *innovation* 系数大于第(5)列对应系数),经验累积效应更大(第(6)列 *distl* · *ln wage* 明显大于第(5)列对应系数),规模不经济效应更弱(第(6)列 *distl* · *se* 系数绝对值比第(5)列更小),即劳动力价格扭曲在资本密集度更高的产品生产中产生了更显著的研发刺激、更大程度的经验累积以及更弱的规模不经济效应,因而此时扭曲导致产品质量升级更明显。

4. 劳动力价格扭曲的规模效应。表7给出了对应的估计结果。在规模经济组,未纳入控制变量

时,劳动力价格扭曲系数显著为负,而加入与规模经济指数的交互项后,其系数显著为正。这表明在企业存在规模经济时单纯的劳动力价格扭曲对出口产品质量产生显著的抑制作用,但规模经济的实现却能够与扭曲的劳动力价格相结合显著促进产品质量升级。对此估计结果我们给出的经济学解释是:劳动力价格负向扭曲虽然在短期内容易产生要素配置效率下降、劳动生产率下降等效应,但规模经济的实现却可以通过降低成本、增加利润、加强管理及加大研发投入等渠道,帮助企业克服这些效应对产品质量升级的抑制甚至会促进产品质量升级。加入一系列控制变量后,这个结论是稳健的。

在规模不经济组,劳动力价格扭曲系数显著为正,加入规模经济变量的交互项后系数显著为负。这个估计结果表明:在企业规模不经济时劳动力价格扭曲能够显著促进我国出口产品质量升级,而它与规模不经济效应的共同作用却抑制了产品质量升级。对此我们给出的解释是:在企业存在规模不经济时,劳动力价格扭曲度可能比较适中,因而能够显著促进产品质量升级;但企业规模不经济性的存在却让企业因为规模的扩张导致成本支出大大增加和

表7 劳动力价格扭曲的规模效应

解释变量	规模经济组			规模不经济组		
	$se < 1$	$se < 1$	$se < 0.942$	$se > 1$	$se > 1$	$se > 1.13$
<i>distl</i>	-0.013** (-3.97)	-0.011*** (-2.79)	-0.010 (-1.52)	0.015*** (7.08)	0.012*** (4.72)	0.012* (1.93)
<i>distl</i> ²	-6.77e-06 (-0.15)	-0.95e-4 (-1.46)	-0.121e-3 (-1.37)	0.151e-3*** (3.34)	-0.255e-4 (-0.42)	-0.963e-4 (-0.90)
<i>distl</i> · <i>se</i>	0.015*** (4.25)	0.016*** (3.75)	0.015* (2.04)	-0.015*** (-8.37)	-0.940e-2*** (-4.41)	-0.823e-2* (-1.76)
<i>se</i>	-0.298*** (-39.37)	-0.083*** (-3.31)	-0.094*** (-3.06)		-0.085*** (-4.20)	-0.088*** (-3.31)
<i>lnwage</i>		0.010*** (9.01)	0.010*** (7.01)		0.005*** (3.26)	0.731e-3 (0.24)
<i>rd</i>		0.791e-4 (0.03)	-0.001 (-0.31)		0.327e-3 (0.10)	0.658e-2 (1.05)
<i>lnk/l</i>		-0.048** (-7.29)	0.021*** (6.99)		0.827e-3 (0.85)	0.011*** (3.15)
<i>lnm/l</i>		-1.166*** (-7.57)	-0.006*** (-2.60)		-0.013*** (-8.70)	0.004 (0.73)
<i>lnfp</i>		1.279*** (7.51)	-0.019*** (-4.71)		-0.007*** (-2.82)	-0.012* (-1.66)
控制变量	否	是	是	否	是	是
常数项	0.634*** (94.70)	-0.386*** (-2.94)	0.660*** (55.09)	0.336*** (378.24)	0.382*** (62.86)	0.409*** (10.84)
样本量	120980	96601	69512	72048	60179	17090
R ²	0.0274	0.0258	0.0592	0.0019	0.0043	0.0740

注： $se < 1$ 表明企业存在规模经济性，其数值越小说明规模经济程度越高； $se > 1$ 表明企业存在规模不经济性，其数值越大说明规模不经济程度越严重。

创新壁垒增多等，从而显著抑制了产品质量升级。

5. 劳动力价格扭曲的经验累积效应。由于要素密集型产品生产中劳动力投入比例存在差异，所以劳动力价格扭曲对要素密集度不同的产品的经验累积效应可能会存在异质性。基于此，我们按要素密集度把出口产品分为劳动密集型和资本技术密集型两组，表8第(1)~(3)列是针对劳动密集型出口产品的估计结果，第(4)~(6)列是针对资本技术密集型出口产品的估计结果。

首先来看劳动力价格扭曲对劳动密集型出口产品质量的估计结果。我们发现，随着扭曲时间的延长，扭曲与高技能工人劳动时间占比的交互项系数均为正且显著增大。这表明，随着扭曲时间的延长，高技能工人劳动对劳动密集型出口产品质量的促进作用越来越大。研究还发现，扭曲与低技能工人劳动时间占比的交互项系数在显著变小。这说明低技

能工人对产品质量贡献在减弱。低技能劳动时间占比在样本期基本不变，这是由每年企业都在大量招聘非熟练劳动力导致的。因为在劳动时间基本不变的前提下，低技能劳动工人数量的增加会导致其劳动熟练程度的下降，从而必然导致其对产品质量的促进作用减弱。

再来看在非劳动密集型出口产品组，劳动力价格扭曲的经验累积效应。我们发现，不管是扭曲与哪种技能工人劳动时间占比的交互项系数均显著小于在劳动密集型产品组的系数。这表明，只有在劳动密集型产品的生产中，劳动力价格扭曲对产品质量的经验累积效应最显著；在资本技术密集型产品生产中，这种经验累积效应显著变小。各技能劳动对产品质量影响与在劳动密集型产品组基本相似，不再赘述。

6. 劳动力价格扭曲的生产率效应。我们的基本假设是：在非熟练劳动力大量刚进入时，由于劳动

表8 劳动力价格扭曲的经验累积效应

	(1) 2000—2001	(2) 2000—2003	(3) 2000—2006	(4) 2000—2001	(5) 2000—2003	(6) 2000—2006
<i>distl</i>	-0.276*** (-6.47)	-0.389*** (-5.43)	-0.331** (-2.39)	-0.183*** (-5.53)	-0.255*** (-5.05)	-0.387*** (-3.03)
<i>distl</i> ²	0.0001 (0.94)	0.000* (1.67)	0.0002*** (2.84)	0.0003* (1.94)	0.0003*** (4.75)	0.0004*** (3.22)
<i>distl</i> • <i>rhs</i>	0.204*** (4.90)	0.453*** (5.24)	0.672*** (4.31)	0.089** (2.47)	0.183*** (3.25)	0.226* (1.73)
<i>distl</i> • <i>rms</i>	0.284*** (6.52)	0.374*** (4.97)	0.271* (1.79)	0.204*** (5.44)	0.263* (5.03)	0.312*** (2.86)
<i>distl</i> • <i>rls</i>	0.392*** (6.29)	0.351*** (5.55)	0.267*** (2.63)	0.176*** (4.78)	0.244*** (4.86)	0.267*** (3.02)
<i>rhs</i>	-0.830*** (-10.77)	-4.28*** (-19.11)	-3.30*** (-6.39)	-0.014 (-0.13)	1.44*** (8.16)	2.85*** (6.22)
<i>rms</i>	-0.451*** (-5.64)	-0.499*** (-3.39)	-2.48*** (-9.34)	0.385*** (3.47)	0.301** (1.94)	-3.43*** (-7.49)
<i>rls</i>	-0.652*** (-8.34)	-1.55*** (-10.87)	-3.59*** (-15.76)	0.182* (1.67)	0.319** (2.12)	-3.75*** (-9.95)
常数项	0.94*** (12.00)	1.55*** (10.89)	3.46*** (14.78)	0.12*** (2.89)	0.066*** (11.44)	4.12*** (10.32)
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.0029	0.0048	0.0058	0.0013	0.0211	0.0221
样本量	13916	35012	91180	11901	39874	71920

注:第(1)~(3)列是针对劳动密集型出口产品质量的估计结果,第(4)~(6)列是针对非劳动密集型出口产品质量的估计结果。

力价格扭曲对劳动生产率和产品质量的影响存在时滞效应,因此此时产品质量可能不会发生明显变化;随着非熟练劳动力进入时间的延长,劳动生产率下降效应可能会逐渐显现,从而引起产品质量的下降;随着非熟练劳动力工作时间的继续延长,非熟练劳动力逐渐掌握工作流程和工作技能,劳动生产率逐渐提升,产品质量也逐渐提高。简而言之,劳动力价格扭曲对企业劳动生产率存在先下降后上升的过程,因而导致对产品质量的影响会呈“U”型变化趋势。表9是基于劳动生产率变化的分样本估计结果。

由表9第(1)~(3)列容易看出:劳动力价格扭曲与生产率交互项系数随着扭曲年限的逐渐延长依次经历了由“不显著—显著为负—显著为正”的变化。这个估计结果与理论分析结论一致。此外,生产率高低分组估计结果表明,扭曲与生产率交互项的系数在生产率较低组显著为负,而在生产率较高组则显著为正。这表明在劳动力市场存在扭曲背景

下,企业生产率水平与其产品质量呈正比:生产率越高,产品质量越高;反之则产品质量越低。

7. 劳动力价格扭曲的研发效应。为了检验劳动力价格扭曲的研发效应,我们在模型中加入了扭曲与研发的交互项,以检验劳动力扭曲的研发效应随时间的变化;然后根据研发强度大小进行分组,以检验扭曲与不同研发强度的组合对产品质量的影响差异,估计结果如表10所示。

由表10可知,只在样本期第一年(2000年),扭曲与研发交互项系数为正;而在其他年份交互项系数均为负。对此估计结果我们给出的解释是:在劳动力价格发生扭曲初期,企业不会立即调整研发规模或研发效应存在滞后性,这时劳动力价格扭曲不会对产品质量产生显著影响,此时系数为正仅说明原有的研发规模能够显著提升产品质量。在扭曲发生较长时间后(本文考察的是扭曲1年后、3年后、6年后)交互项系数均显著为负,这说明劳动力价格扭曲确实产生了显著的研发效应:抑制了我国企业产

品研发升级,从而导致产品质量下降。此外,根据企业研发强度分组的估计结果表明:在企业研发投入强度较低时,劳动力价格扭曲与研发的交互项系数显著为负;而在企业研发投入强度较高时,劳动力价格扭曲与研发的交互项系数为正但不显著。这说

明,在劳动力市场存在扭曲背景下,较低的研发投入强度抑制了产品质量升级。至于研发投入较高时,产品质量并没有得到显著提升这一估计结果,我们认为这很可能与样本期内我国企业总体研发水平不太高有关。

表9 劳动力价格扭曲的生产率效应

解释变量	2000	2000—2002	2000—2006	生产率较低组	生产率较高组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>distl</i>	0.022*** (3.77)	0.008* (1.97)	-0.004** (-2.17)	-0.037*** (-2.92)	-0.008*** (-2.94)
<i>distl</i> ²	-0.082e-2*** (-3.66)	0.021e-2 (1.50)	0.082e-3 (1.07)	0.031e-2 (1.14)	0.026e-3 (0.27)
<i>distl</i> · <i>ln_tfp</i>	-0.092e-2 (-1.21)	-0.001* (-1.86)	0.062e-2** (2.15)	-0.008** (-3.43)	0.001*** (3.05)
<i>lnwage</i>	0.027*** (7.66)	0.021*** (7.36)	-0.078e-2 (-0.54)	0.006* (1.88)	-0.005** (-2.00)
<i>rd</i>	0.030e-2 (0.30)	-0.057e-2 (-0.49)	0.057e-2 (1.08)	0.037e-2 (0.44)	0.031e-2 (0.40)
<i>lnk/l</i>	-0.041*** (-5.79)	-0.027*** (-4.72)	0.006** (2.28)	0.018*** (3.11)	0.005 (0.89)
<i>lnm/l</i>	0.016*** (2.67)	0.001 (0.33)	-0.010*** (-4.60)	-0.012** (-2.09)	-0.013*** (-2.61)
<i>se</i>	-0.570*** (-6.96)	-0.163*** (-2.91)	-0.189*** (-6.64)	-0.136** (-2.20)	-0.185*** (-3.21)
常数项	0.531*** (32.88)	-0.041*** (-1.31)	0.611*** (53.87)	0.560*** (27.83)	0.665*** (35.97)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6141	23028	64851	27773	37078
R ²	0.1691	0.1261	0.0771	0.0677	0.0936

注:第(4)(5)列分别是劳动生产率低于中位数和高于中位数的估计结果。

表10 劳动力价格扭曲的研发效应

	2000	2000—2001	2000—2003	2000—2006	研发强度较低	研发强度较高
<i>distl</i>	0.004 (0.70)	-0.067e-2 (-0.170)	-0.003 (-1.15)	0.004* (1.74)	-0.002 (-1.17)	0.028e-3 (0.01)
<i>distl</i> ²	-0.060e-2** (-2.41)	-0.012e-2 (-0.53)	0.027e-2* (1.81)	-0.005e-2 (-0.61)	0.021e-2** (1.89)	0.005e-2 (0.43)
<i>distl</i> · <i>rd</i>	0.001** (2.25)	-0.001** (-2.33)	-0.062e-2* (-1.74)	-0.032e-2* (-1.72)	-0.012e-2 (-0.48)	0.003e-2 (0.04)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6141	13874	23028	64851	32753	32098
R ²	0.1679	0.0633	0.1264	0.0789	0.0711	0.0674

注:倒数第二列是研发强度小于中位数($rd < -3.35$)的估计结果,倒数第一列是研发强度大于中位数($rd > -3.35$)的估计结果。

五、研究结论

本文基于我国劳动力市场存在扭曲这一典型事实,探讨了劳动力价格扭曲对我国出口产品质量升级的影响。

我们的基本结论是:劳动力价格扭曲对我国出口产品质量影响存在诸多约束条件;扭曲对我国资本、技术密集型产品质量升级的抑制程度远大于对劳动密集型产品质量升级的抑制程度;较重的劳动力价格扭曲会显著抑制产品质量升级而较轻的扭曲能够提升劳动密集型产品质量;如果扭曲与规模经济、熟练劳动力、较高的劳动生产率相结合,会提升产品质量;扭曲会使企业丧失研发动力从而降低产品质量。

这一研究结论的政策含义是:(1)我国劳动力要素的市场化改革是个必然的过程,扭曲程度的减轻会显著减弱其对产品质量升级的阻碍作用(对资本技术密集型产品质量升级尤其如此)。(2)劳动力价格的市场化改革速度应适当区分行业。在资本技术密集型行业,应加快劳动力价格的市场化进程;在劳动密集型行业,市场化进程应是渐进稳健地开展。因为过快的劳动力价格市场化不利于我国劳动密集型产品的转型与产品质量的升级。(3)劳动力价格市场化改革需要与企业规模经济的实现、熟练劳动力的培育、生产率的提高、研发意识的加强以及研发实力的提升等紧密结合,才能最大限度地提升我国出口产品质量。

注:

- ①如户籍制度改革或地方政府对进城务工人员的限制政策等外生因素。
- ②本文结合我国劳动力市场扭曲基本特点,只讨论劳动力价格负向扭曲这一情形。
- ③此处我们认为扭曲会使企业引进大量非熟练劳动力而不是熟练劳动力,基于两个原因:第一,我国劳动力市场发育程度较低,我国劳动力大多从事低附加值产品生产,大多在上岗前没有经过专业的技能培训。因此,企业招聘以非熟练劳动力为主。第二,已有文献(陈晓华等,2011;周禄松、郑亚莉,2014;孙树强,2013;施炳展、冼国明,2012;冼国明、程娅昊,2013;冼国明、徐清,2013;冼国明、石庆芳,2013)的研究基本都认为在本文研究的样本期(2000—2007)我国劳动力价格是以显著的负向扭曲为主,并且是以非熟练劳动力作为研究假设的。
- ④受生产连续性的影响,在扭曲初期产品质量可能在惯性作

用下继续保持扭曲前的状态,即产品质量可能在扭曲发生初期出现持续提升或持续下跌态势。

- ⑤Gervais(2009)、施炳展等(2012,2013,2015)均使用该方法来测算出口产品质量。
- ⑥该价格指数反映的是样本期内所有企业所有出口产品的综合价格,对每个企业来说,这可被视为常数。
- ⑦采用生产函数法测度要素价格扭曲是大多学者普遍采用的方法,Hummels & Klenow(2005)和施炳展、冼国明(2012)等都采用该方法测度要素扭曲度。该方法又分为C-D生产函数法和超越对数生产函数法两种,前者测度方法简便易行,但它存在单位替代弹性的强假设;后者虽放松了单位替代弹性的强假设,但如果模型参数过多会造成自由度不足、变量存在多重共线性以及估计困难等问题。本文也尝试使用超越对数生产函数法进行测度,发现这两种方法测度结果基本接近,于是采用了测度更为简便的C-D生产函数法。
- ⑧为了消除价格波动对企业固定资产净值的干扰,我们用《中国工业经济统计年鉴》提供的相应年份固定资产投资价格指数对其进行平减处理。
- ⑨受篇幅所限,我们没有详细给出测算的步骤和数据来源说明,具体可参见鲁晓东、连玉君(2012)。
- ⑩受篇幅所限,本文未给出具体的分析过程,备索。
- ⑪对此,我们认为这可能与样本期我国大多企业的研发水平仍较弱有关。
- ⑫这与长期以来我国出口产品只注重价格优势有关,出口强度越大,说明价格优势越明显。企业的价格优势越明显,进行产品质量升级的动力就越不足。
- ⑬企业接受政府补贴越多,产品竞争力越强,对产品质量升级的动力越不足。
- ⑭这可能与我国企业普遍存在规模不经济有关,后文将对此开展进一步的细化讨论。
- ⑮我们根据资本与劳动要素投入比例($\ln k/l$)来判断出口产品要素投入密集度。我们把资本与劳动力投入比例低于3.6($\ln k/l < 3.6$)的产品视为劳动密集型产品,把资本与劳动力投入比例高于3.6($\ln k/l > 3.6$)的产品视为资本密集型产品。

参考文献:

- 陈林 刘小玄,2015:《产业规制中的规模经济测度》,《统计研究》第1期。
- 陈晓华 刘慧,2014:《要素价格扭曲、外需疲软与中国制造业技术复杂度动态演进》,《财经研究》第7期。
- 陈晓华 沈成燕,2015:《出口持续时间对出口产品质量的影响研究》,《国际贸易问题》第1期。
- 陈永伟 胡伟民,2011:《价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用》,《经济学(季刊)》第4期。
- 陈勇兵 李燕 周世民,2012:《中国企业持续出口时间及其决定因素》,《经济研究》第7期。
- 杜威剑 李梦洁,2015:《对外直接投资会提高企业出口产品

- 质量吗——基于倾向得分匹配的变权估计》，《国际贸易问题》第8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。
- 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。
- 李平 季永宝，2014：《要素价格扭曲是否抑制了我国自主创新？》，《世界经济研究》第1期。
- 施炳展，2014：《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》，《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。
- 苏理梅 彭冬冬 兰宜生，2016：《贸易自由化是如何影响我国出口产品质量的——基于贸易政策不确定性下降的视角》，《财经研究》第4期。
- 汪建新 贾圆圆 黄鹏，2015：《国际生产分割、中间投入品进口和出口产品质量》，《财经研究》第4期。
- 王明益，2016：《要素价格扭曲会阻碍出口产品质量升级吗——基于中国的经验证据》，《国际贸易问题》第8期。
- 王芃 武英涛，2014：《能源产业市场扭曲与全要素生产率》，《经济研究》第6期。
- 谢攀 林致远，2016：《地方保护、要素价格扭曲与资源误置——来自A股上市公司的经验证据》，《财贸经济》第2期。
- 谢申祥 王祯 胡凯，2015：《部分私有化国有企业中的外资份额、贸易政策与污染物排放》，《世界经济》第6期。
- 袁鹏 杨洋，2014：《要素市场扭曲与中国经济效率》，《经济评论》第2期。
- 张杰，2015：《金融抑制、融资约束与出口产品质量》，《金融研究》第6期。
- 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。
- 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。
- Bas, M. & V. Strauss-Kahn(2012), "Input-trade liberalization, export prices and quality upgrading", FREIT Working Paper, No. 571.
- Feenstra, R. et al(2011), "Exports and credit constraints under incomplete information: Theory and evidence from China", *Review of Economics and Statistics* 96(4):729-744.
- Gervais, A. (2015), "Product quality and firm heterogeneity in international trade", *Canadian Journal of Economics* 48(3):1152-1174.
- Hallak, J. (2006), "Product quality and direction of trade", *Journal of International Economics* 68(1):238-265.
- Hausman, J. (1996), "Valuation of new goods under perfect and imperfect competition", in: NBER Working Paper, No. 4970.
- Hummels, C. T. & P. Klenow (2005), "Misallocation and manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403-1448.
- Jara-Díaz, S. et al(2004), "Economies of integration in the Spanish electricity industry using a multistage cost function", *Energy Economics* 6(3):995-1013.
- Khandelwal, A. (2010), "The long and short of quality ladders", *Review of Economic Studies* 77(4):1450-1476.
- Leff, N. H. (1977), "Multinational corporate pricing strategy in the developing countries: A reply", *Journal of International Business Studies* 8(1):105-126.
- Marco, I. (2000), "How the incumbent can win: Managing technological transitions in the semiconductor industry", *Management Science* 46(2):169-1185.
- Nevo, A. (2001), "Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry", *Econometrica* 69(6):307-342.
- Schott, P. (2004), "Across-product versus within-product specialization in international trade", *Quarterly Journal of Economics* 119(4):647-678.
- Seddon, D. & R. Wacziarg (2002), "Review of Easterly's *the Elusive Quest for Growth*", *Journal of Economic Literature* 40(3):907-918.
- Shin, R. T. & J. S. Ying(1992), "Unnatural monopolies in local telephone", *Rand Journal of Economics* 17(2):171-183.

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)