

中国制造业出口质量的准确衡量： 挑战与解决方法

余淼杰 张 睿*

摘 要 21 世纪以来，中国制造业出口质量如何变化？回答这一问题要求我们准确测算出口质量。目前广泛使用的出口质量测算方法在理论上仅考虑需求面而忽略供给面，其实证的关键价格变量存在测量误差，且得到的测算值跨时跨国不可比。为了解决这些问题，我们系统地考虑了供给面和需求面因素，提出基于微观数据的新的出口质量测算办法。测算结果表明，2000—2006 年中国制造业出口质量水平总体上升 15%。我们从不同角度全面刻画了出口质量的变化情况。

关键词 出口质量，企业生产率，质量升级

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2017.01.02

一、引 言

自 2001 年中国加入 WTO 之后，中国的出口呈现持续快速增长：自 2002 年到 2008 年全球金融危机之前，中国每年出口额增长均保持在 20% 以上，在危机之后的 2010 年又迅速反弹至 30% 左右。快速增长的出口行业成为经济增长的重要动力，与此同时，中国出口产品的质量水平在此期间如何变化，则成为令人瞩目的重要问题。以往研究发现发达国家倾向于出口高质量的产品 (Hallak and Schott, 2011; Feenstra and Romalis, 2014; 等等)，因此出口产品的质量水平被认为是一个国家经济发展水平的重要标志，也标志着一个国家的产业和企业在国际市场上的竞争力。而在中国当前面临劳动力成本上升，外需不确定性加剧等不利条件下，中国能否成功实现产品质量升级，从

* 北京大学国家发展研究院中国经济研究中心。通信作者及地址：张睿，北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学中国经济研究中心，100871；电话：15210960875；E-mail: rayzhangrui23@126.com。作者感谢 Gordon Hanson、Daniel Trefler、张晓波、俞志宏、戴觅、张勋、崔晓敏，2015 年香港 Ronald Coase 制度经济学研讨会、第 7 届国际经济与金融学会 (IEFS) 中国学术年会和第三期香樟经济学 (北京) 学术报告会参会同仁，以及两位匿名审稿人提出的宝贵意见。作者感谢国家杰出青年科学基金项目“国际贸易与中国经济转型发展” (71625007)、国家社会科学基金重点项目“企业创新与全要素生产率提升和质量升级研究” (16AZD003)、国家自然科学基金面上项目“汇率变动、产品质量、成本加成定价和加工贸易企业附加值提升” (71573006)、2015 年度教育部人文社科重点研究基地重大项目“产品质量、企业绩效与国际贸易研究” (15JJD780001) 和北京大学博士研究生才斋奖学金的资助。文责自负。

而提升中国制造业在全球价值链中的地位,是中国能否改变目前制造业普遍“大而不强”的现状,实现创新驱动、质量为先的产业转型升级,最终成功跨越“中等收入陷阱”,提高人民生活水平的一个关键环节。因此,准确地描述21世纪以来中国出口产品质量水平的变化趋势,从各个角度对其进行全面刻画,具有重要的现实意义和政策含义。

然而,如何精确测算在跨时和跨国意义上可比的出口产品质量,一直是国际贸易研究中的一大挑战,相关研究最近才开始出现。¹在本文中,我们首先提出,目前较为广泛使用的出口质量测算方法(Khandelwal *et al.*, 2013)在理论上仅考虑需求面而忽略供给面,其实证的关键价格变量存在测量误差,且得到的测算值跨时跨国不可比。为了有效解决现有方法存在的问题,准确测算出口质量,我们同时考虑供给和需求两方面因素,基于Feenstra and Romalis(2014)企业内生质量决策框架,提出新的适用于微观数据的企业-产品层面出口质量测算办法。运用这一方法,我们重新测算中国制造业一般出口企业在2000—2006年的出口质量水平,从总体、分行业、分国别、动态边际等方面对出口质量情况做了详细描述分析。我们测算所得产品质量所具有的特征,也与质量研究的一些经典结论一致。

在理论研究意义上,本文对于产品质量的测算方法论应用做出了贡献。在以往相关的文献研究中,出现了若干种测算产品质量的方法,可归结为以下几类:① 单价法;② 特定产品特征法;③ 以Khandelwal *et al.* (2013)为代表的的需求信息回归推断法,这也是目前最为广泛使用的方法;④ 以Feenstra and Romalis(2014)为代表的供给需求信息加总测算法。这几种办法都存在其相应的不足之处,我们简要回顾现有方法并指出其优缺点。

单价法将产品出口或进口单价(unit value)作为质量的代理变量,其逻辑是高质量产品一般单价也较高。这种方法优点在于较为简便,因此为许多研究所采用。²缺点是忽略了企业生产率异质性所导致的差异,将价格差异完全归因于质量差异,无法将质量与价格分离。

特定产品特征法将研究范围限定为某种特定产品,利用产品具体特征构造质量指标。典型做法如Goldberg and Verboven(2001), Auer *et al.* (2014)通过引入与汽车具体特征有关的指标(如引擎马力等)来控制汽车的质量差异;Crozet *et al.* (2012)和Chen and Juvenal(2016)分别将香槟手册上对于不同品牌香槟的评级,以及专家对葡萄酒质量的打分作为质量指标。该方法的优点在于对特定产品构造特定的质量指标,最大程度地量化质量;缺点则是对数

¹ 部分研究并不直接研究产品质量的变化,而是通过其他变量的变化对出口质量的变化情况做推测。典型例子如Verhoogen(2008)。他发现在墨西哥比索贬值危机期间,墨西哥的高生产率企业提高了出口强度和白领工人的相对工资,增加了ISO 9000的认证数目,他将这一现象解读为企业的质量升级行为。

² 采用单价法的研究包括Bastos and Silva(2010)、Manova and Zhang(2012)等。

据的要求很高，需要包含每种特定产品详细的个性化特征，研究方法和得到的结论难以推广。

需求信息回归推断法是目前最为广泛使用的方法。其中具代表性的 Khandelwal *et al.* (2013) (下称“KSW 方法”) 适用于测算一国微观企业-产品层面的出口质量，也被大量相关研究所采用 (如 Fan *et al.*, 2015; 王雅琦等, 2015³; 许家云等, 2015⁴)。该类方法在需求方引入消费者对质量的偏好，将质量表示为销量和价格等需求层面的信息，然后利用这些信息估计需求函数和质量，其逻辑是，若两个品种价格相等，市场份额较大的品种，其质量也较高⁵。该类方法提供了对产品质量更精确、一般化的测算，也富有经济学含义。其缺点在于仅考虑了需求面因素，将质量视作外生，忽略企业内生决定质量这一事实。在具体的方法上，由于数据可得性的限制，KSW 方法通常利用出口离岸价代表出口目的地消费者所面对的价格，在从量贸易成本 (per-unit trade cost) 广泛存在的情况下，这一做法会导致对价格这一关键变量的测量误差。另外在实证估计中，KSW 方法利用国家-年份固定效应去除难以观测的宏观价格和收入因素，导致所得的产品质量测算值跨时跨国不可比，从而为描述总体出口质量变化带来困难。

供给需求信息加总测算法以 Feenstra and Romalis (2014) (下称“FR 方法”) 为代表，在理论框架上与我们提出的方法最为接近。Feenstra and Romalis (2014) 同时考虑供给和需求两方面的因素，将企业出口产品质量决策内生化的，提供了另一种测算出口产品质量的分析框架。在此基础上，Feenstra and Romalis (2014) 将企业加总得到宏观层面的测算式，利用宏观层面贸易数据测算国家-产品分类层面的平均进出口质量。FR 方法的优点是全面考虑了需求和供给对于质量的影响，使得对于质量的测算更加稳健。缺点是该方法主要适用于宏观层面的数据，得到的国家-产品层面进出口产品质量主要用于跨国之间的比较，而并未考虑微观数据的使用。

我们所提出的方法，具体来说，在以下几个方面做了创新和改进：① 采用 Feenstra and Romalis (2014) 的理论框架，全面考虑供给和需求因素，并证明我们所用的理论框架实际上包含目前广泛使用的 KSW 方法；② 提出适用于微观数据的测算办法，体现了企业生产率异质性的作用，测算企业-产品层面的出口质量；③ 消除价格的测量误差，同时避免使用固定效应去除宏观因素，从而保证测算得到的质量指标在跨时和跨国意义上可比。

在现实意义上，我们的研究对中国制造业出口产品质量的相关研究有重要意义。首先，中国制造业出口质量如何变化，一直是学术界内外所关心的

³ 王雅琦、戴觅、徐建伟，“汇率、产品质量与出口价格”，《世界经济》，2015年第5期，第17—35页。

⁴ 许家云、佟家栋、毛其淋，“人民币汇率、产品质量与企业出口行为”，《金融研究》，2015年第3期，第1—17页。

⁵ 该类方法还包括 Khandelwal (2010) 和 Hallak and Schott (2011) 等。

问题。许多学者对中国出口产品质量做了测度和分析,得到的结论却不尽相同:施炳展(2013)⁶、施炳展和邵文波(2014)⁷发现中国企业出口产品质量在2000—2006年呈上升趋势;李坤望等(2014)⁸的研究却得到了相反结论;张杰等(2014)⁹则发现中国出口产品质量在2000—2006年间呈现先降后升的U形走势;樊海潮和郭光远(2015)¹⁰则刻画了出口产品质量和出口企业生产率之间的正相关关系。在现有出口质量测算办法存在缺陷的情况下,目前对于中国出口质量水平的描述可能存在一定的偏差,我们在准确测算出口质量的基础上,从总体、不同类型企业、不同行业、不同目的国等角度对中国一般出口质量变化情况做详细描述,并从微观基础上进一步刻画我国制造业出口质量变化的主要来源。

其次,中国加入WTO这一贸易自由化进程对中国进出口产品的质量产生了深远影响。因此许多研究尝试运用现有方法测算产品质量进行相关研究。Fan *et al.* (2015)发现中国进口关税的减免使差异化产品提高了出口产品的质量和单价,使同质化产品降低了出口产品的质量和单价;Bas and Strauss-Kahn (2015)发现贸易自由化带来的进口关税减免使得中国出口企业使用更多高质量的进口中间品,从而提高了相应的出口产品价格和质量;余森杰和李乐融(2016)¹¹也发现关税自由化使得中国企业进口更多高质量的中间品。我们所提出的质量测算方法,丰富了微观层面上方法论的基础,有利于相关研究的进一步深入开展。

利用中国制造业一般出口企业出口质量的测算结果,我们有以下主要发现:①2000—2006年间,中国制造业出口质量水平呈现分布总体右移、分布形态平稳的特征,出口质量水平总体上升约15%;②大部分行业的出口质量水平有显著提升,出口到高收入国家的质量水平更高;③在贸易自由化进程中,持续出口品种的质量提升是最为重要的原因,退出品种和进入品种的产品质量相对较低,分别促进和减缓了总体质量提升的进程;在持续出口品种的质量提升中,品种自身质量水平提升和不同品种间的市场份额再分配效应之比大约为1:3,市场份额再分配效应占主导作用。

⁶ 施炳展,“中国企业出口产品质量异质性:测度与事实”,《经济学》(季刊),2013年第13卷第1期,第263—284页。

⁷ 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”,《管理世界》,2014年第9期,第90—106页。

⁸ 李坤望、蒋为、宋立刚,“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》,2014年第3期,第80—103页。

⁹ 张杰、郑文平、翟福昕,“中国出口产品质量得到提升了么?”,《经济研究》,2014年第10期,第46—59页。

¹⁰ 樊海潮、郭光远,“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》,2015年第2期,第58—85页。

¹¹ 余森杰、李乐融,“贸易自由化和进口中间品质量升级:来自中国海关产品层面的证据”,《经济学》(季刊),2016年第15卷第3期,第1011—1029页。

本文结构安排如下。第二部分介绍产品质量测算的理论框架；第三部分描述研究所用的数据和质量测算的具体办法，并比较本文方法与广泛使用的KSW方法，以及FR方法的区别；第四部分利用测算得到的中国企业出口产品质量，从各个角度详细描述2000—2006年间中国出口质量水平的变化；第五部分总结全文。

二、产品质量测算的理论框架

这一部分我们阐述如何在Feenstra and Romalis(2014)所构建的理论框架的基础上，构造可应用于微观数据的产品质量测度的新的方法。

在需求方面，消费者的效用不仅依赖于所消费产品的数量，还依赖于所消费产品的质量。对于*j*国的消费者，在每个产品类别*g*中(本文以海关税则编码6位分类码(HS6位产品)为依据定义产品类别)存在连续的差异化产品品种 ω ，消费者的偏好满足(1)式所示的支出函数。

$$E_{jg} = U_{jg} \times P_{jg} = U_{jg} \left[\int_{\omega} \left(\frac{p_{\omega j}}{z_{\omega j}^{\alpha_{jg}}} \right)^{(1-\sigma_g)} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma_g}}, \quad (1)$$

其中，效用 $U_{jg} > 0$ ， $\alpha_{jg} = 1 + \gamma_g \ln(U_{jg})$ 。 $p_{\omega j}$ 和 $z_{\omega j}$ 分别为在*j*国销售的产品品种 ω 的到岸价格和质量。参数 α_{jg} 反映了*j*国消费者对于产品类别*g*的“质量偏好程度”。 σ_g 为在同一产品类别*g*中，不同品种之间的替代弹性。由于 α_{jg} 的值依赖于效用，因此该支出函数所对应的效用函数是非同位的。需求函数可由(2)式得到：

$$q_{\omega j} = \frac{\partial E_{jg}}{\partial p_{\omega j}} = \left(\frac{\partial E_{jg}}{\partial p_{\omega j}} \right) \times \frac{1}{(z_{\omega j})^{\alpha_{jg}}} = E_{jg} \times P_{jg}^{\sigma_g - 1} \times p_{\omega j}^{-\sigma_g} \times z_{\omega j}^{\alpha_{jg}(\sigma_g - 1)}, \quad (2)$$

其中， $\overline{p_{\omega j}} \equiv p_{\omega j} / (z_{\omega j})^{\alpha_{jg}}$ 为产品的“质量调整后价格”，可以看到，这一指标为价格与质量之比，因此“质量调整后价格”的下降可理解为企业产品的“性价比”上升。

我们接着考虑供给面以内生化产品质量。企业在垄断竞争的市场结构中同时决定其生产的差异化产品品种的质量和价格。对于在*j*国销售产品类别*g*的企业*i*来说， p_{ijg}^* 为产品的离岸出口价， z_{ijg} 为产品的质量。企业*i*的利润最大化问题以(3)式表示：

$$\text{Max}_{p_{ijg}^*, z_{ijg}} [(p_{ijg}^* - c_i(z_{ijg}, \omega))] \times \frac{\tau_{ijg} q_{ijg}}{\text{tar}_{jg}}, \quad (3)$$

其中， $c_i(z_{ijg}, \omega)$ 为依赖于产品质量 z_{ijg} 和投入品成本水平 ω 的单位生产成本， q_{ijg} 为企业*i*销往*j*国的产品类别*g*的数量， tar_{jg} 为*j*国对产品类别*g*所征收的进口关税。企业出口面临两种贸易成本：从价(ad valorem)成本 τ_{ijg} 和从量

(per-unit)成本 T_{ijg} , 离岸出口价 p_{ijg}^* 和到岸出口价 p_{ijg} 之间的关系满足(4)式:

$$p_{ijg} = (p_{ijg}^* + T_{ijg}) \tau_{ijg}. \quad (4)$$

这一到岸价格 p_{ijg} 为 j 国消费者所面临的价格。参照 Feenstra and Romalis (2014) 的做法, 我们假设单位生产成本的函数形式为 $c_i(z_{ijg}, \omega) = \omega(z_{ijg})^{1/\theta_g} / \varphi_i$, 企业在提高产品质量时面临边际成本递增, 而 $0 < \theta_g < 1$ 则为在产品类别 g 中衡量这一成本递增效应大小的参数。 φ_i 为企业 i 的生产率。由企业优化问题的一阶条件可得到(5)式:

$$\frac{\omega(z_{ijg})^{1/\theta_g}}{\varphi_i \theta_g} = \left[p_{ijg}^* - \frac{\omega(z_{ijg})^{1/\theta_g}}{\varphi_i} \right] \times [\alpha_{jg}(\sigma_g - 1)], \quad (5)$$

等式两边取对数并整理得到

$$\ln(z_{ijg}) = \theta_g \left[\ln(\kappa_{1jg} p_{ijg}^*) - \ln\left(\frac{\omega}{\varphi_i}\right) \right],$$

其中, $\kappa_{1jg} = \alpha_{jg} \theta_g (\sigma_g - 1) / [1 + \alpha_{jg} \theta_g (\sigma_g - 1)]$ 。对于不同的年份 t , 我们可以将产品质量表达成为(6)式:

$$\ln(z_{ijgt}) = \theta_g [\ln(\kappa_{1jgt}) + \ln(p_{ijgt}^*) + \ln(\varphi_{it}) - \ln(\omega_t)]. \quad (6)$$

我们利用(6)式计算企业层面的出口产品质量。(6)式有以下几个重要含义: ① 企业生产率异质性对于产品质量有重要作用, 企业的生产率越高, 其生产产品的质量也越高; ② 产品的质量与价格正相关, 因此以往研究采用出口单价作为产品质量的代理有一定的合理性; ③ 投入品成本水平越高, 则产品质量越低, 这是因为投入品成本水平 ω_t 越高时, 若企业质量水平不变, 则提高质量的边际成本增加, 而提高质量的边际收益不变。为了确保利润最大化, 企业通过降低质量来降低该边际成本, 保持边际成本等于边际收益。

三、数据来源和测算方法

我们在这一部分详细介绍如何将本文提出的基于 Feenstra and Romalis (2014) 框架的新的出口质量测算办法应用到中国的微观数据, 并详细对比本文的方法与两种目前较为广泛使用的出口质量测算方法——KSW 方法和 FR 方法的区别, 进一步指出本文方法的创新之处。

(一) 出口离岸单价和企业生产率的计算及合并方法

出口离岸单价的数据来自 2000—2006 年中国企业层面的海关进出口贸易数据库, 这一数据由中国海关总署所统计和维护。该数据库中记录了每个企业每笔进出口交易的交易价值、交易数量、HS8 位的产品类别、出口目的地

等详细信息。如 Yu(2015)所发现的，中国的加工贸易出口在出口总量中占相当的份额。由于加工贸易完全使用进口中间品以及部分进口资本品，其成本水平 w_t 与国内投入品的成本水平差别很大，难以获得。因此我们仅保留一般贸易出口的数据进行分析。

我们构造企业—目的地—产品—年份层面的离岸单位价值 uv_{ijgt} ，将企业 i 在 t 年中出口到 j 国的属产品类别 g 的离岸价值(数量)加总得到总价值(总数量)，将总价值除以总数量即出口离岸单价，如(7)式：

$$uv_{ijgt} = \frac{\text{value}_{ijgt}}{\text{quantity}_{ijgt}}, \quad (7)$$

其中， value_{ijgt} 为企业 i 在 t 年向 j 国出口的属于产品类别 g 的出口离岸价值， quantity_{ijgt} 为相应的出口数量， uv_{ijgt} 是出口离岸单价。产品类别 g 以HS6位产品分类码为准，并在HS1996和HS2002两个版本之间进行了协调统一。

我们接着测算企业全要素生产率(TFP)作为 φ_{it} 的度量。传统上，企业TFP的度量采用索罗剩余方法，即假设企业的生产技术满足以下Cobb-Douglas形式：

$$Y_{it} = \varphi_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} M_{it}^{\gamma},$$

其中， Y_{it} 为企业的总产出， K_{it} 、 M_{it} 、 L_{it} 分别表示企业的资本存量、中间投入和劳动力投入。将上式两边取自然对数，即可通过最小二乘法估计上式，其残差值即为 $\ln(\varphi_{it})$ 的估计值。然而，传统的最小二乘法存在瞬时偏差和选择偏误，因此会导致对TFP的不准确估计。因此我们参照Amiti and Konings(2007)以及Yu(2015)的做法，使用Olley and Pakes(1996)所提出的半参数方法对TFP进行估计，以克服瞬时偏差和选择偏误。依照实际情况，我们在OP方法的基础上进一步考虑中国入世、国有企业等问题，并分行业对企业的生产函数和生产率进行估计。¹²

我们利用2000—2006年的制造业企业数据库构造企业层面的TFP。该数据库为年度面板数据，包含所有的国有工业企业，以及年销售额在500万元以上的非国有工业企业。数据库包括财务报表的主要信息和生产方面的信息。我们参考了Feenstra *et al.* (2014)的方法进行了数据清理。参照Ahn *et al.* (2011)，我们也将仅从事贸易中介活动的企业从样本中剔除。

计算出企业的出口离岸单价和全要素生产率之后，我们需要对这两部分的数据进行合并。由于工业企业数据库的法人代码与海关数据中的法人代码编码系统并不一致，因此无法通过法人代码进行合并。我们参照Yu(2015)的方法，采用海关数据与工业企业数据库中的企业名称和年份进行这两个数据

¹² 受篇幅所限，我们在正文中略去TFP的具体计算过程，感兴趣的读者可联系作者索取相关附录。

库之间的匹配合并;另一方面,为了提高匹配度,我们也利用两个数据库内企业的邮政编码和电话号码的后七位数字进行匹配。

(二) 投入品成本水平

我们接下来构造(6)式中的投入品成本水平 w_t 。Feenstra and Romalis (2014)假设企业在生产过程中只需要劳动力一种投入品,但实际上企业的投入品还包括中间投入和资本品。因此单纯使用表示劳动力成本的投入品成本水平代替 w_t 并不恰当。我们将 w_t 定义为包含三种投入要素价格的“投入品成本水平”:

$$\ln(w_t) = \alpha' \ln(w_t^L) + \beta' \ln(w_t^K) + \gamma' \ln(w_t^M), \quad (8)$$

如(8)式,企业所面对的投入品成本水平实际上包含劳动、资本和中间投入三部分的成本 w_t^L 、 w_t^K 和 w_t^M 以及其相应的份额 α' 、 β' 和 γ' 。由于我们仅研究一般贸易出口,因此生产用的所有(或绝大部分)中间投入均来自国内市场。如前所述,我们对产出和中间投入均进行价格平减,且所有行业的产出同时作为本行业和其他行业的中间投入,因此在均衡中 $w_t^M=1$,有

$$\ln(w_t) = \alpha' \ln(w_t^L) + \beta' \ln(w_t^K), \quad (8')$$

其中, α' 与 β' 分别表示劳动成本和资本成本在投入品成本水平中所占的比例。我们将每个CIC2位码行业中每年出口企业的应付工资总额和应付福利总额加总并予以价格平减,除以该行业每年出口企业的总雇员人数,即得到CIC2位码行业层面每年的劳动成本:

$$w_t^L = \frac{\text{Wage}_t + \text{Compensation}_t}{\text{Employee}_t}.$$

我们将每个CIC2位码行业中每年出口企业的折旧总额加总并予以价格平减,除以该行业每年出口企业的总真实资本存量,即得到CIC2位码行业层面每年的资本成本:

$$w_t^K = \frac{\text{Depreciation}_t}{\text{Capital}_t}.$$

在生产函数满足Cobb-Douglas形式 $Y_{it} = \varphi_{it} K_{it}^\alpha L_{it}^\beta M_{it}^\gamma$ 的前提下, α' 与 β' 的具体数值可根据生产函数的投入品弹性计算得到,具体如下:

$$\alpha' = \frac{\alpha}{\alpha + \beta + \gamma}, \quad \beta' = \frac{\beta}{\alpha + \beta + \gamma}.$$

各个CIC2位码行业的 α 、 β 和 γ 的估计值可以由估计企业全要素生产率的过程中得到,据此可以计算各种成本在投入品成本水平中所占份额,进而依据(8')式计算每个CIC2位码行业每年的投入品成本水平。

(三) 结构性参数

为了最大限度地保证产品质量估计值的完整性，以允许我们描述质量跨时和跨国的差异，我们利用 Feenstra and Romalis(2014)所估计出的每个国家每种 SITC 第二版 4 位码产品层面上的结构性参数 α_{jg} 、 θ_g 和 σ_g 的数值，依据 (6) 式计算产品质量。我们将 HS6 位产品码与 SITC 第二版 4 位码匹配，从而得到每个 HS6-国家层面上的 α_{jg} 、 θ_g 和 σ_g 参数值。由于一部分 HS6 位码所对应的 SITC4 位码层面的参数值为缺失，我们将这些 HS6 位码所对应的 SITC3 位码内的平均 α_{jg} 、 θ_g 和 σ_g 参数值作为其对应的参数值，最大限度地保证样本的完整。

根据我们计算得到出口离岸单价 p_{ijgt}^* ，企业生产率 φ_{it} ，每个行业的投入品成本水平 ω_{it} ，以及 HS6-国家层面上的参数值 α_{jg} 、 θ_g 和 σ_g ，我们可根据 (6) 式直接计算出口产品质量 $\ln(z_{ijgt})$ (其中 $\kappa_{1jg} = \alpha_{jg}\theta_g(\sigma_g - 1) / [1 + \alpha_{jg}\theta_g(\sigma_g - 1)]$)。

$$\ln(z_{ijgt}) = \theta_g [\ln(\kappa_{1jg}) + \ln(p_{ijgt}^*) + \ln(\varphi_{it}) - \ln(\omega_{it})], \quad (6)$$

(四) KSW 方法 vs. 本文方法

1. 理论方面

首先简要介绍 KSW 方法的理论框架。假设 j 国的消费者在产品类别 g 上的效用函数为 CES 形式，如 (9) 式：

$$U_{jg} = \left[\int_{\omega} (z_{\omega j} \times q_{\omega j})^{\frac{\sigma_g - 1}{\sigma_g}} d\omega \right]^{\frac{\sigma_g}{\sigma_g - 1}}, \quad (9)$$

其中， $q_{\omega j}$ 为 j 国消费者消费品种 ω 的数量， $z_{\omega j}$ 为相应 ω 的质量， σ_g 为产品类别 g 中不同品种间的替代弹性。在预算约束 $\int_{\omega} p_{\omega j} \times q_{\omega j} d\omega = I_{jg}$ 下，消费者对品种 ω 的需求函数如 (10) 式：

$$q_{\omega j} = z_{\omega j}^{\sigma_g - 1} \times p_{\omega j}^{-\sigma_g} \times P_{jg}^{\sigma_g - 1} \times I_{jg}, \quad (10)$$

其中， $P_{jg} = \left[\int_s (p_{sj} / z_{sj})^{1 - \sigma_g} ds \right]^{1 / (1 - \sigma_g)}$ ，为产品类别 g “质量调整后” 综合价格指数。将 (10) 式两边取对数整理得 (10') 式：

$$(\sigma_g - 1) \ln(z_{\omega j}) = \ln(q_{\omega j}) + \sigma_g \ln(p_{\omega j}) - (\sigma_g - 1) \ln(P_{jg}) - \ln(I_{jg}). \quad (10')$$

(10') 式有如下的经济学直觉：给定不同品种的到岸价格相等，则销量更大的品种应有更高的质量。在这一理论框架中，产品质量被视作外生给定，最大化消费者的效用即导出产品质量的表达式 (10') 式，因而仅考虑了需求面的因素。而在我们的方法中，若令 (2) 式中的 $\alpha_{jg} = 1$ ，也可得到 (10') 式，因此从这一意义上说，我们所提出的方法本身即包含 KSW 方法的思想。

但另一方面,产品质量也是企业的重要决策变量,因此我们通过考虑供给面因素,内生化的质量决策,导出产品质量的表达式(6)式。Feenstra and Romalis(2014)指出仅依赖需求面因素进行产品质量估计,可能导致产品质量估算值更多反映了模型对供给方的假设。从这一意义上,我们的方法全面地考虑了供给和需求,相对来说更稳健可靠。同时,(6)式也强调了企业生产率异质性的作用,这和自 Melitz(2003)和 Bernard *et al.*(2003)以来迅速发展的新新国际贸易的理论基础紧密联系,而这一点在仅考虑需求面因素的方法中无法体现。

2. 实证方面

在(10)式的基础上,由于现有数据普遍存在年份维度 t , 因此(10')式变为(10'')式:

$$(\sigma_g - 1)\ln(z_{ojt}) = \ln(q_{ojt}) + \sigma_g \ln(p_{ojt}) - (\sigma_g - 1)\ln(P_{jgt}) - \ln(I_{jgt}). \quad (10'')$$

考虑不同企业 i 不同产品类别 g 的出口,并进一步整理(10'')式得到(11)式:

$$\ln(q_{ijgt}) + \sigma_g \ln(p_{ijgt}) = (\sigma_g - 1)\ln(P_{jgt}) + \ln(I_{jgt}) + (\sigma_g - 1)\ln(z_{ijgt}). \quad (11)$$

目前普遍的做法是分别加入年份-国家固定效应 μ_{jt} 和产品类别固定效应 μ_g (Khandelwal *et al.*, 2013; Fan *et al.*, 2015)变为(11')式:

$$\ln(q_{ijgt}) + \sigma_g \ln(p_{ijgt}) = \mu_{jt} + \mu_g + \epsilon_{ijgt}. \quad (11')$$

利用企业 i 在 t 年出口到 j 国的产品类别 g 的销量 q_{ijgt} 和到岸价格 p_{ijgt} , 以及 Broda and Weinstein(2006)对于不同产品类别 g 的需求弹性估计值 σ_g , 可以估计(11')式,得到的 ϵ_{ijgt} 估计值即产品质量 $(\sigma_g - 1)\ln(z_{oj})$ 估计值。这一方法在实证上存在以下两个问题:

第一,由于在实际可得的微观数据中,往往只能观察到出口离岸价,因此 KSW 方法通常使用出口离岸价代替(11')式中的到岸价 p_{ijgt} 。但由(5)式知,到岸价在离岸价的基础上,包含可加的从量贸易成本,如运输费用和保险费用等。Irrazabal *et al.*(2015)的测算结果表明,从量贸易成本平均占出口价格的 14%。因此利用离岸价代替到岸价的做法可能产生较大误差。

第二,由于一般 j 国产品类别 g 的综合价格指数 P_{jg} 和 j 国在产品类别 g 上的总支出 I_{jg} 难以观测, KSW 方法利用年份-国家固定效应 μ_{jt} 和产品固定效应 μ_g 将 $(\sigma_g - 1)\ln(P_{jgt}) + \ln(I_{jgt})$ 剔除。但由于固定效应 μ_{jt} 的存在,产品质量 $(\sigma_g - 1)\ln(z_{oj})$ 的估计值在出口目的地-时间维度上的均值也被减去。得到的 $(\sigma_g - 1)\ln(z_{oj})$ 的估计值,实际上是企业 i 在 t 年出口到 j 国产品类别 g 的质量,相对于该年出口到该国所有该类别产品质量均值的离差。这一估计值在

同一年份-国家组别内依然可比，但是却无法刻画出口到不同国家 j 和 j' 的产品绝对质量差异，或出口到同一国家不同年份 t 和 t' 的绝对质量变化。

我们的方法则从两个角度解决以上问题：首先我们对出口质量的计算基于估计式(6)式，其中的价格即为出口离岸价，可直接从数据计算得到，因此避免了 KSW 方法中由从量贸易成本引起的测量误差；其次，我们避免使用固定效应去除未知参数，直接利用 Feenstra and Romalis(2014)估算得到的相应参数值根据(6)式计算产品质量，得到的出口质量指标在跨时和跨国的意义上均可以直接比较。

(五) FR 方法 vs. 本文方法

Feenstra and Romalis(2014)侧重于在提出理论框架的基础上，利用宏观的国家-产品层面贸易数据进行产品质量的测算。由于数据可得性的问题，他们并未使用各个国家的企业和进出口微观数据，而仅使用了 UNComtrade 提供的国家-产品层面的贸易流数据，因此无法计算微观企业层面生产率 φ_{it} 等信息。结合出口企业的零利润条件和企业生产率符合帕累托分布的假设，Feenstra and Romalis(2014)对一国的所有出口企业进行加总，将生产率等信息从测算式中消去，得到适用于宏观贸易数据的加总层面测算式，最终得到国家-产品(SITC 第二版 4 位码产品)-年份层面上的平均相对进口和出口质量。因此 FR 方法主要适用于宏观层面贸易数据，得到的进出口产品质量主要适用于跨国之间的比较，而并未分析一国进出口质量的跨时变化，测算得到的结果也无法反映企业之间的异质性。

我们的方法虽然借鉴了 Feenstra and Romalis(2014)的理论框架，但从测算的具体办法、适用对象等上均与 FR 方法有所区别。我们关注中国这一出口大国的出口质量表现，而非不同国家间的比较。由于我们使用了 2000—2006 年制造业企业数据库以及高度细化的海关进出口贸易数据库，我们可以直接计算微观企业的生产率 φ_{it} ，各个行业的投入品成本水平 w_{it} ，每个企业出口到各个目的国各种产品的出口离岸单价 p_{ijgt}^* 等信息，因此我们并不需要如 Feenstra and Romalis(2014)一样对所有出口企业进行加总，而可以直接利用(6)式测算企业-目的国-产品-年份层面的出口质量，体现不同企业之间的异质性，这也是我们这一方法的优势所在。我们所提出的方法适用于微观层面的数据，可用于分析一国出口到各个目的国各种产品的质量分布变化状况。

四、中国制造业出口质量情况

我们利用 2000—2006 年的海关进出口贸易数据，结合中国制造业企业数据和结构性参数的信息，依据(6)式计算产品质量。为了避免极端值的影响，我们将每个 HS6 位码类别中低于 1%分位数和高于 99%分位数产品质量的观

测值去除。得到的产品质量 $\ln(z_{ijgt})$ 在同一 HS6 产品类别内跨时跨国可比。我们进一步对产品质量进行标准化,以允许不同产品类别的产品质量可加总可比,如(12)式:

$$\text{qual}_{ijgt} = \ln(z_{ijgt}) - \ln(z_{10\% - g}). \quad (12)$$

我们将企业 i 在 t 年出口到 j 国属于产品类别 g 的产品质量减去相应产品类别 g 内总体产品质量的 10% 分位数,得到标准化的产品质量指标 qual_{ijgt} 。这一指标衡量了特定品种的质量与其所属产品类别内参考质量水平(10%分位数)的差距,因此我们可以对标准化后的产品质量进行跨产品比较和加总。

(一) 总体情况

首先我们关注中国制造业出口产品质量(已标准化)在 2000—2006 年间的分布如何变化。表 1 呈现了每年出口标准化产品质量的分布情况。从均值和中位数水平上看,中国制造业总体出口质量在 2000—2003 年间维持在较为平稳的水平上,自 2004 年开始,总体的出口产品质量开始有明显增长。从 2000—2006 年,总体出口质量的均值和中位数均增长了 15% 左右,出口产品质量的 25% 和 75% 分位数的增长幅度也在 14%—16%。另外值得注意的是,产品质量分布的标准差在 2000—2006 年间非常稳定,仅增长了 0.036。因此总体上,中国出口产品的质量在 2000—2006 年间呈现分布总体右移,分布形态平稳的特点。

表 1 2000—2006 年中国出口产品总体质量分布

年份	样本数	均值	中位数	25%分位	75%分位	标准差
2000	42 256	0.711	0.536	0.172	1.048	0.854
2001	57 551	0.720	0.540	0.176	1.054	0.856
2002	76 284	0.712	0.524	0.165	1.039	0.858
2003	205 935	0.710	0.535	0.192	1.034	0.834
2004	345 489	0.769	0.586	0.242	1.089	0.846
2005	392 192	0.826	0.643	0.287	1.149	0.859
2006	506 333	0.868	0.678	0.302	1.213	0.890
总体	1 626 040	0.800	0.617	0.256	1.132	0.865

我们接下来考察不同所有制企业之间的出口质量变化有何差别。我们将样本中的出口企业根据制造业企业数据库中的“登记注册类型”分为五个类别,分别为国有企业、集体企业、民营企业、港澳台资企业、外资企业五个类别,结果列于表 2。

表 2 不同所有制企业出口产品质量情况(中位数)

年份	国有企业	集体企业	民营企业	港澳台资企业	外资企业
2000	0.469	0.304	0.472	0.525	0.709
2001	0.647	0.332	0.460	0.514	0.665
2002	0.501	0.413	0.437	0.534	0.638
2003	0.517	0.428	0.465	0.539	0.651
2004	0.545	0.485	0.529	0.586	0.677
2005	0.544	0.527	0.587	0.637	0.737
2006	0.654	0.511	0.627	0.664	0.773

表 2 和图 1 刻画了样本期间不同所有制企业出口产品质量中位数的变化。可以看到，在样本初期 2000 年，外资企业和港澳台资企业的出口产品质量最高，国有企业和民营企业次之，集体企业的出口质量最低。在整个样本期间，私营企业、集体企业和港澳台资企业的整体出口质量均有提升，提升幅度在 15%—20%；国有企业的出口质量波动较大，在 2001 年达到高峰之后又有回落，之后保持较为平稳的增长，总体有所上升；外资企业的出口质量在样本期间呈现轻微的倒 U 形特点，总体也上升了 7% 左右。截至样本期末，国有企业、私营企业和港澳台资企业三种类型企业的出口质量已经非常接近，外资企业与内资企业之间的质量水平差距已大大缩小，内资企业整体呈现明显的质量追赶态势。¹³

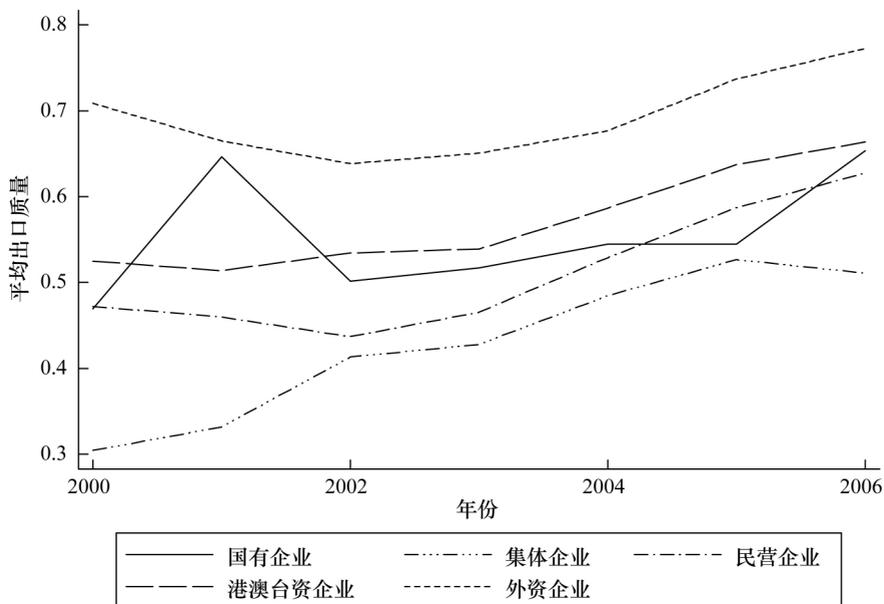


图 1 不同所有制企业出口质量水平变化

¹³ 我们还对比了不同地区间的出口质量增长情况，限于篇幅未予汇报，感兴趣的读者可联系作者索取。

(二) 分行业情况

我们进一步细分行业,研究哪些具体的行业经历了最大幅度的质量升级和降级。我们根据中国国民经济行业分类(CIC)的2位码行业,计算不同行业在期初2000年和期末2006年的标准化出口产品质量均值,由于2001年年末中国加入WTO这一重大事件的发生,我们也同样计算2002年各行业的出口产品质量均值,结果列于表3。

表3 国民经济行业分类(CIC)2位码行业出口产品质量情况

CIC2 位码行业	总体	2000年	2002年	2006年	2000—2006年	2002—2006年
农副食品加工	0.463	0.833	0.738	0.455	-0.377***	-0.282***
食品制造	0.849	0.949	0.909	0.844	-0.105***	-0.065**
饮料制造	0.697	0.750	0.521	0.722	-0.029	0.201***
纺织	0.498	0.304	0.329	0.545	0.241***	0.216***
纺织服装鞋帽制造	0.567	0.510	0.483	0.627	0.117***	0.144***
皮革毛皮羽毛(绒)及其制品	0.602	0.539	0.529	0.634	0.094***	0.104***
木材加工及木竹藤棕草制品	0.636	0.627	0.453	0.725	0.098***	0.273***
家具制造	0.733	0.409	0.523	0.900	0.491***	0.378***
造纸及纸制品	0.487	0.312	0.252	0.613	0.301***	0.361***
印刷业和记录媒介的复制	1.143	0.923	0.928	1.346	0.423***	0.418***
文教体育用品制造	0.894	0.717	0.767	0.976	0.260***	0.209***
化学原料及化学制品制造	0.703	0.627	0.571	0.753	0.127***	0.183***
医药制造	1.444	1.164	1.368	1.554	0.390***	0.186***
化学纤维制造	1.244	0.970	1.225	1.288	0.318***	0.062*
橡胶制品	1.517	1.215	1.430	1.641	0.426***	0.211***
塑料制品	1.095	0.847	0.945	1.193	0.346***	0.249***
非金属矿物制品	0.718	0.542	0.734	0.818	0.276***	0.084***
黑色金属冶炼及压延加工	0.259	0.216	0.341	0.262	0.046*	-0.079***
有色金属冶炼及压延加工	0.553	0.297	0.273	0.478	0.181***	0.205***
金属制品	0.730	0.808	0.911	0.737	-0.072***	-0.174***
通用设备制造	0.982	0.961	0.866	1.061	0.100***	0.195***
专用设备制造	1.455	1.137	1.256	1.547	0.410***	0.290***
交通运输设备制造	0.772	0.861	0.701	0.830	-0.031	0.129***
电气机械及器材制造	0.830	—	—	0.827	—	—
通信设备计算机及其他电子设备制造	1.245	0.783	0.566	1.415	0.632***	0.850***
仪器仪表及文化办公用机械制造	1.291	1.748	1.278	1.382	-0.366***	0.104***
工艺品及其他制造	0.642	1.153	1.118	0.632	-0.521***	-0.486***

表3显示,无论是2000—2006年间还是2002—2006年间,在全部26个制造业行业中,大部分行业的出口均呈现质量升级。以2000—2006年间为例,质量增长速度最快的行业包括通信设备计算机及其他电子设备制造(63%)、家具制造(49%)、印刷业和记录媒介的复制(42%)、橡胶制品(42%)、专业设备制造(41%)、医药制造(39%)。呈现平均质量下降的行业则包括工艺品及其他制造(52%)、农副食品加工(38%)、仪器仪表及文化办公用机械制造(37%)和食品制造(11%)。由于不同行业之间存在异质性,影响各个行业出口质量的因素也不同,我们的测算结果显示,中国大部分行业出口质量在2000—2006年和2002—2006年间均有显著的提升。

(三) 目的地收入水平

我们比较中国出口到不同国家的制造业产品质量有何特点。我们首先按照(13)式对 t 年出口到 j 国所有产品类别的质量进行加权平均:

$$\text{qual}_{jgt} = \frac{\text{qual}_{ijgt} \times \text{value}_{ijgt}}{\sum_i \text{value}_{ijgt}}. \quad (13)$$

若在 t 年的某一HS6位码产品类别 g 中,出口到 j 国的 qual_{jgt} 为最高,则我们将这一产品定义为所谓的“质量领导者”(quality leader),构造相应的虚拟变量 leader_{jgt} ,如(14)式:

$$\text{leader}_{jgt} = \begin{cases} 1, & \text{if } \text{qual}_{jgt} = \max_l \text{qual}_{lgt} \\ 0, & \text{if } \text{qual}_{jgt} \neq \max_l \text{qual}_{lgt} \end{cases}. \quad (14)$$

依照Amiti and Khandelwal(2013)的方法,我们将 j 国在 t 年所有类别 g 的 leader_{jgt} 加总,得到中国在 t 年出口到 j 国的“质量领导者”的数量,将其加1取对数得:

$$\ln(\text{num_of_leader}_{jt}) = \ln(1 + \sum_g \text{leader}_{jgt}).$$

因此 $\ln(\text{num_of_leader}_{jt})$ 反映了中国在 t 年对 j 国出口产品总质量的高低。在图2中,我们将2000年、2002年、2004年和2006年每个国家的 $\ln(\text{num_of_leader}_{jt})$ 指标对各国当年人均GNI(不变价)做散点图和线性拟合,结果表明在跨国层面上,出口品质量与目的地收入水平有很强的正相关,且这一关系在不同年份间均相当稳定:四年内相应的相关系数分别为0.53、0.56、0.61、0.59。Hallak(2006)、Hallak and Schott(2011)、Feenstra and Romalis(2014)等研究均发现进口国的收入水平与进口产品质量正相关,我们的描述性事实支持了这一现象的存在。

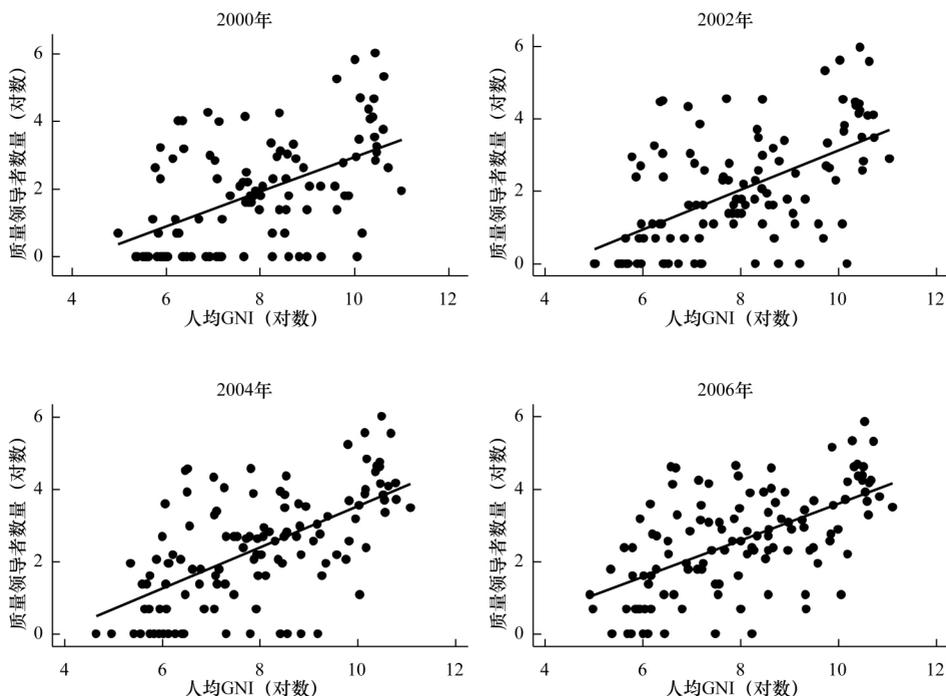


图2 人均GNI与“质量领导者”数量

(四) 总体质量变化动态分解

我们进一步探讨在中国制造业总体出口质量的动态变化中,持续出口品种的效应和进入/退出品种的效应,即集约边际和扩展边际。利用 Melitz and Polanec(2015)提出的动态 Olley-Pakes(OP)分解方法,我们首先将样本期间出口质量的总体变化分解为持续出口品种的效应、新进入品种的效应和退出品种的效应;之后我们进一步在持续出口品种的效应中区分两种效应:一是品种自身的质量提升效应,即品种内效应;二是不同品种之间市场份额再分配的效应,即品种间效应¹⁴。

我们首先将一年作为区间长度做逐年分解。表4A部分呈现了对总体质量变化的分解结果。总体产品质量在2000—2003年间逐年下降,降幅逐步收窄。这三年期间质量降级的主要来源有所不同:贸易自由化前(2000—2001)退出品种是质量降级的主要原因(-14%),而贸易自由化发生之后(2001—2002、2002—2003),质量降级主要由进入品种导致(-4.8%和-8%)。这暗示在贸易自由化前,出口市场存在一定的错配现象:与持续出口品种相比,退出出口市场的品种质量反而更高;贸易自由化发生之后,一部分相对低质

¹⁴ 限于篇幅,我们略去动态 Olley-Pakes 分解方法的推导过程,感兴趣的读者可联系作者索取。

量的品种开始进入出口市场，因此导致进入品种成为质量降级的主要原因。这三年期间持续出口品种的贡献由负转正。

表4 出口产品质量动态分解：集约边际与扩展边际

A: 逐年分解				
样本期	持续出口品种	新进入品种	退出品种	平均
2000—2001	-0.003	0.044	-0.140	-0.099
2001—2002	-0.013	-0.048	0.025	-0.036
2002—2003	0.067	-0.080	-0.009	-0.022
2003—2004	0.069	-0.029	0.032	0.073
2004—2005	0.091	-0.031	0.040	0.100
2005—2006	0.016	-0.005	0.016	0.027
B: 贸易自由化前后对比(2000—2001 vs. 2001—2006)				
样本期	持续出口品种	新进入品种	退出品种	平均
2000—2001	-0.003	0.044	-0.140	-0.099
2001—2006	0.387	-0.412	0.166	0.141

而自2003年之后，每年的总体质量逐步上升，在2004—2005年达到最高，为10%。在这期间持续出口品种和退出品种对质量升级均有正向贡献，且均在2004—2005年间达到最高，分别为9.1%和4%，退出品种的正贡献表明一部分相对低质量的品种退出出口市场是质量升级的重要原因；进入品种的贡献持续为负，意味着在开放期间，另一部分相对低质量的品种进入出口市场，对总体质量提升造成了负向作用。

我们对贸易自由化的前后两段时期(2000—2001年时期和2001—2006年时期)进行动态OP分解。表4B部分呈现了解析结果。其中贸易自由化前的分解结果与2000—2001年的结果相同，而2001—2006年的分解结果显示，贸易自由化发生之后，中国总体出口质量提升了14.1%，其中持续出口品种贡献38.7%，退出品种贡献16.6%，进入品种贡献-41.2%。因此，在贸易自由化进程中，持续出口品种是总体质量提升的主要驱动因素，而一部分相对低质量的品种退出市场也是总体质量提升的重要原因。另一方面，贸易自由化也使另一部分相对低质量的品种进入出口市场，其影响总体上大于退出品种的提升作用，减缓了总体质量提升的进程。

我们进一步探讨其中品种自身质量提升和不同品种间市场份额再分配两种效应的贡献，进行逐年分解和贸易自由化前后的分解，结果列于表5。

表 5 集约边际动态分解：品种内/品种间效应

A: 逐年分解			
样本期	存活品种	品种内效应	品种间效应
2000—2001	-0.003	0.019	-0.022
2001—2002	-0.013	-0.005	-0.008
2002—2003	0.067	0.006	0.061
2003—2004	0.069	0.031	0.038
2004—2005	0.091	0.039	0.052
2005—2006	0.016	0.013	0.004

B: 贸易自由化前后对比(2000—2001 vs. 2001—2006)			
样本期	存活品种	品种内效应	品种间效应
2000—2001	-0.003	0.019	-0.022
2001—2006	0.387	0.100	0.287

表 5A 部分表明, 在 2000—2001 年和 2001—2002 年两期, 持续出口品种的质量降级主要来自市场份额再分配效应, 这说明在此期间市场份额的错配导致了持续出口品种总体质量的下降, 而持续出口品种自身质量则有所提高。2002 年之后, 持续出口品种的总体质量水平持续上升, 两种效应均为正贡献, 说明在贸易自由化之后, 品种自身的质量持续提升, 同时相对高质量的品种也获得了更大的市场份额, 从市场份额再分配这一渠道促进了持续出口品种总体质量的提升。表 5B 部分呈现了在贸易自由化前后两种效应各自的贡献, 可以看到, 在贸易自由化发生之后, 持续出口品种总体质量水平提升了 38.7%, 其中 10% 来自品种自身质量水平的提升, 28.7% 来自市场份额分配的改善, 高质量的品种获得了更大的市场份额。两种效应的贡献之比大约为 1:3, 不同品种间的市场份额再分配效应占主导作用。

五、结 语

中国制造业的出口质量在 21 世纪以来如何变化? 回答这一问题要求我们准确地测算出口产品质量。在本文中, 我们首先提出, 目前较为广泛使用的出口质量测算方法(Khandelwal *et al.*, 2013, 即 KSW 方法)在理论和实证意义上分别存在局限性: ① 理论上, 现有方法仅考虑了需求面因素, 将质量作为外生给定, 忽略供给面的重要因素; ② 数据上, 现有方法采用出口离岸单价(FOB 价格)代替出口到岸单价(CIF 价格)作为出口目的地消费者所面对的价格, 引起变量测量误差; ③ 估计上, 现有方法在估计出口质量时使用固定效应去除不可观测因素的做法, 会导致质量测算值跨时跨国不可比。为了解

决现有方法存在的问题，我们提出新的出口产品质量测算办法，从以下几方面进行创新和改进：①采用 Feenstra and Romalis(2014)的理论框架，全面考虑供给和需求因素，并证明我们所用的理论框架实际上包含目前广泛使用的 KSW 方法；②提出基于微观数据的测算办法，体现企业生产率异质性的重要作用，测算企业-产品层面的出口质量；③消除价格的测量误差，同时避免使用固定效应去除宏观因素，保证测算得到的质量指标在跨时和跨国意义上可比。

我们利用中国制造业企业数据和海关进出口数据，准确测算中国制造业一般出口企业出口质量，有以下主要发现：①2000—2006年间，中国制造业总体出口质量水平呈现分布总体右移、分布形态平稳的特征，出口质量水平总体上升约15%；②大部分行业的出口质量水平有显著提升，出口到高收入国家的质量水平更高；③在贸易自由化进程中，持续出口品种的质量提升是最为重要的原因，退出品种和进入品种的产品质量相对较低，分别促进和减缓了总体质量提升的进程；在持续出口品种的质量提升中，品种自身质量水平提升和不同品种间的市场份额再分配效应之比大约为1:3，市场份额再分配效应占主导作用。

我们的研究结论表明，中国制造业出口质量水平呈现整体提升的趋势。而发挥市场机制，完善资源配置，能够通过减少市场份额错配这一渠道助推质量升级。在国际金融危机之后，全球产业竞争格局发生重大变革，发达国家开启“再工业化”进程，发展中国家也积极参与产业再分工，我国的制造业面临全球竞争加剧的格局，风险与机遇共存。世界市场一体化和竞争的日趋激烈会如何影响企业的产品质量和竞争力？这是我们在今后研究中希望进一步深入探讨的问题。

参考文献

- [1] Ahn, J., A. K. Khandelwal, and S. Wei, “The Role of Intermediaries in Facilitating Trade”, *Journal of International Economics*, 2011, 84(1), 73—85.
- [2] Amiti, M., and A. K. Khandelwal, “Import Competition and Quality Upgrading”, *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95(2), 476—490.
- [3] Amiti, M., and J. Konings, “Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia”, *American Economic Review*, 2007, 97(5), 1611—1638.
- [4] Auer, R., T. Chaney, and P. Sauré, “Quality Pricing-to-Market”, CEPR Discussion Papers, 2014.
- [5] Bas, M., and V. Strauss-Kahn, “Input-trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading”, *Journal of International Economics*, 2015, 95(2), 250—262.

- [6] Bastos, P. , and J. Silva, “The Quality of a Firm’s Exports: Where You Export to Matters”, *Journal of International Economics*, 2010, 82(2), 99—111.
- [7] Bernard, A. B. , J. Eaton, J. B. Jensen, and S. Kortum, “Plants and Productivity in International Trade”, *American Economic Review*, 2003, 93(4), 1268—1290.
- [8] Broda, C. , and D. E. Weinstein, “Globalization and the Gains from Variety”, *Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(2), 541—585.
- [9] Chen, N. , and L. Juvenal, “Quality, Trade, and Exchange Rate Pass-through”, *Journal of International Economics*, 2016, 100(5), 61—80.
- [10] Crozet, M. , K. Head, and T. Mayer, “Quality Sorting and Trade: Firm-level Evidence for French Wine”, *Review of Economic Studies*, 2012, 79(2), 609—644.
- [11] Fan, H. , and G. Guo, “Relationship between Export Price, Export Quality, and Productivity: Evidence from China”, *Journal of World Economy*, 2015, 2, 58—85. (in Chinese)
- [12] Fan, H. , Y. Li, and S. R. Yeaple, “Trade Liberalization, Quality, and Export Prices”, *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97(5), 1033—1051.
- [13] Feenstra, R. C. , Z. Li, and M. Yu, “Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China”, *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(3), 729—744.
- [14] Feenstra, R. C. , and J. Romalis, “International Prices and Endogenous Quality”, *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(2), 477—527.
- [15] Goldberg, P. K. , and F. Verboven, “The Evolution of Price Dispersion in the European Car Market”, *Review of Economic Studies*, 2001, 68(4), 811—848.
- [16] Hallak, J. C. , “Product Quality and the Direction of Trade”, *Journal of International Economics*, 2006, 68(1), 238—265.
- [17] Hallak, J. C. , and P. K. Schott, “Estimating Cross-Country Differences in Product Quality”, *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(1), 417—474.
- [18] Irarrazabal, A. , A. Moxnes, and L. D. Oromolla, “The Tip of the Iceberg: A Quantitative Framework for Estimating Trade Costs”, *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97(4), 777—792.
- [19] Khandelwal, A. K. , “The Long and Short (of) Quality Ladders”, *Review of Economic Studies*, 2010, 77(4), 1450—1476.
- [20] Khandelwal, A. K. , P. K. Schott, and S. Wei, “Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters”, *American Economic Review*, 2013, 103(6), 2169—2195.
- [21] Li, K. , W. Jiang, and L. Song, “The Puzzle of the Variation of China’s Export Quality: Micro-level Explanation from Market Entry”, *China Social Science*, 2014, 3, 80—103. (in Chinese)
- [22] Manova, K. , and Z. Zhang, “Export Prices Across Firms and Destinations”, *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(1), 379—436.
- [23] Melitz, M. J. , “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695—1725.
- [24] Melitz, M. J. , and S. Polanec, “Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit”, *RAND Journal of Economics*, 2015, 46(2), 362—375.

- [25] Olley, G. S., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 1996, 64(6), 1263—1297.
- [26] Shi, B., "Heterogeneity of Chinese Exporter's Export Quality: Measurement and Facts", *China Economic Quarterly*, 2013, 13(1), 263—284. (in Chinese)
- [27] Shi, B., and W. Shao, "Measuring Chinese Exporter's Export Quality and Determinants: Micro-level Perspective of Cultivating New Export Competitive Advantage", *Management World*, 2014, 9, 90—106. (in Chinese)
- [28] Verhoogen, E. A., "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector", *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(2), 489—530.
- [29] Wang, Y., M. Dai, and J. Xu, "Exchange Rate, Product Quality and Export Price", *Journal of World Economy*, 2015, 5, 17—35. (in Chinese)
- [30] Xu, J., J. Tong, and Q. Mao, "RMB Exchange Rate, Product Quality and Export Behavior", *Journal of Financial Research*, 2015, 3, 1—17. (in Chinese)
- [31] Yu, M., "Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms", *Economic Journal*, 2015, 125(585), 943—988.
- [32] Yu, M., and L. Li, "Trade Liberalization and Quality Upgrading of Imported Intermediate Inputs: Product-level Evidence from China", *China Economic Quarterly*, 2016, 15(3), 1011—1029. (in Chinese)
- [33] Zhang, J., W. Zheng, and F. Zhai, "Has China's Export Quality been Increasing?", *Economic Research Journal*, 2014, 10, 46—59. (in Chinese)

Estimating China's Manufacturing Export Quality: Pitfalls and Remedy

MIAOJIE YU RUI ZHANG*

(Peking University)

Abstract How does China's manufacturers' export quality evolve since 2000? One cannot answer this question without reliable export quality measures. We argue that existing approaches to estimate export quality suffer from pitfalls that 1) they only consider demand-side while ignoring supply-side in theoretical framework and 2) they use prices with measurement errors and generate estimates not comparable across years/destinations. To avoid these pit-

* Corresponding Author: Rui Zhang, China Center for Economic Research, Peking University, No. 5 Yi-HeYuan Road, Haidian District, Beijing, 100871, China; Tel: 86-15210960875; E-mail: rayzhangrui23@126.com

falls, we propose a new approach applicable to micro-level data by jointly considering supply-side and demand-side information. Our results show that from 2000—2006, Chinese export quality has increased by 15%. We then characterize export quality from various perspectives.

Key Words export quality, firm productivity, quality upgrading

JEL Classification F10, L60, O30