

# 中国出口产品质量研究

内容提要：现有相关文献或者以产品价格作为质量的代理变量，或者只能得到产品-市场维度的质量指标，或者只能做较为粗糙的全球价值链和产品技术复杂度分析，这对我们研究国际贸易商品流动背后所体现的要素流动还远远不够。基于此，本文使用 2000-2011 年的中国海关企业层面进出口数据，基于产品质量进入消费者效用函数构建局部均衡模型，得到检验方程，从而详细计算企业-年度-产品-市场维度的出口产品质量。第一，我们对产品质量的检验结果表明，由于存在质量阶梯等原因，产品价格不能很好的体现产品质量指标；而产品质量能够替代产品价格重现如 A-A 假设等经典研究结果，这表明本文计算结果的合理性。第二，中国出口产品的质量呈上升趋势，但增速明显下降。2000-2004 年的年均增长率约为 3%，2005-2011 年的年均增长率约为 0.7%。第三，出口产品质量的增长主要来自企业自身的成长，但是资源配置效率改善的贡献份额在逐步提升，相对于国内市场，国际市场竞争更有利于提高配置效率。本文的研究从文献上将关于贸易品质量的计算推进了一大步；且有助于深入理解我国出口产品质量的变化，为全球价值链和出口产品结构升级提供了扎实的理论基础，具有很强的现实意义。

关键词：出口产品质量；资源配置效率；全球价值链

JEL 分类号：F10, F20

## 一、引言及文献评述

2014 年我国全年进出口总额为 4.3 万亿美元，已经成为全球第一大贸易国，其中出口 2.34 万亿美元，占全球出口总额的比例约为 12%。规模庞大的贸易额对我国经济有非常重大的影响，也引发了很多的贸易争端。正确理解这种庞大的贸易规模，搞清楚我国在全球经济分工中的地位和作用，对于理性看待贸易在我国经济中的作用和从容应对由于贸易引发的相关国际关系争端，有着至关重要的作用。1800s 年代以来，由于国际贸易的兴起，资源得以在全球范围内重新配置，各个经济体可以发挥各自的比较优势，使得全球经济迅速发展，人民生活水平也迅速提高。经过 200 余年的演变，国际贸易模式发生了很大变化。理论而言，国际商品贸易本质上是生产要素在跨地区之间的流动。早期，国际贸易商品流动本身就能真实反映地区之间的要素禀赋差异和要素流动，也就能真实反映贸易双方的资金流动和产业结构差异。随着经济的不断发展，产品层面贸易对资源配置的改进效应被逐渐挖掘殆尽，国际贸易表现出一种全新的方式——全球价值链方式。在现阶段全球价值链贸易模式下，一个产品已经不能反映出特定经济体的要素禀赋结构，基于商品流通的国际贸易核算体系也就不能真实反映地区之间的要素禀赋差异和要素流动。在此背景下，一个国家出口的一件商品，仅仅只能说明这件商品在这个国家完成了最后的组装过程，而生产这种产品的中间环节都还是个“黑盒子”。因此，现有国际贸易的竞争已经深入到产品生产的各个环节，而产品质量作为产品的一个重要特征，也在学术界引起了很大的关注。

尤其随着新新贸易理论 (Melitz, 2003) 的发展，企业产品质量的异质性问题受到了广泛的关注。产品质量直接影响产品在国际市场的竞争力，决定了出口产品的经济利润、生产工人的工资和该国的收入水平 (Schott, 2004; Hummels and Klenow, 2005; Verhoogen, 2008)。产品质量一直是国际贸易研究领域关注的焦点。较早的文献使用产品的单位价格作为质量的代理变量 (Hallak and Schott, 2011; Bastos and Silva, 2010; Harrigan et al., 2011; Manova and Zhang, 2012)。Schott (2004) 使用产品单位价格代表产品的质量，发现各国之间存在产品内分工，资本密集型和技术密集型国家出口质量较高的产品，劳动密集型国家出口质量较低的产品。Hummels and Klenow (2005) 发现富裕国家的出口产品质量更高，出口量更大，

国家之间的出口产品质量差异能解释 25% 的平均收入差异。然而，产品的单位价格不仅仅由产品的质量决定，还由产品生产成本，出口市场的定价能力（*market power*）和出口市场的需求偏好等决定（*Hallak and Sivadasan, 2013; Khandelwal, 2010*），使用单位产品价格作为出口质量的代理变量存在比较大的偏差。比如，中国出口产品的低价格，可能是因为中国低廉的劳动力成本而不是低质量。所以，如何测算产品的质量成为研究领域的亟待解决的问题。

文献上有很多方法计算产品质量。最常见的一种方法是在 CES 效用函数基础上，将质量引入效用函数，因为消费者的效用不仅取决于消费的产品数量，还取决于消费的产品质量（*Hallak and Schott, 2011; Baldwin and Harrigan, 2011; Hallak and Sivadasan, 2013; Piveteau and Smagghue, 2013*），在此模型下计算产品的质量。*Hallak and Schott (2008)* 将价格分解成质量和调整质量后的价格，并在国家和时间层面上计算产品的质量，结论表明产品的质量与地区的发展水平成正比。*Baldwin and Harrigan (2011)* 在一般均衡模型和比较优势的框架下，运用 CES 效用函数，构建每种产品的质量模型，研究结论验证了人们更倾向于出口高质量的产品到距离较远的地方。*Hallak and Sivadasan (2013)* 提出产品的价格包含三个方面的信息：成本信息，市场定价信息和质量信息，单纯由单位价格作为质量的代理变量是有偏差的，并在局部均衡的模型下，将质量从价格中分离出来模型。*Piveteau and Smagghue (2013)* 使用法国海关数据和工具变量方法，计算出每个出口企业的出口产品质量，并发现由于发展中国家低成本的竞争压力，产品升级存在滞后效应。

第二种方法是垂直质量模型（*Vertical quality model*），强调同种产品的质量差异如何影响该产品的市场份额（*Grossman and Helpman, 1991; Kremer, 1993*）。*Grossman and Helpman (1991)* 构建质量模型，发现产品创新全部在 *RandD* 较高的高工资国家发生，发展落后的国家模仿发达国家的创新，改进现有的产品质量。*Murphy and Shleifer (1997)* 解释了北北贸易存在的原因，富裕的国家更偏好高质量的产品，而高质量的产品一般由人力资本较高的富裕国家生产，这解释了为什么北北贸易是主要的贸易模式和南北国家之间的收入差距。*Kremer (1993)* 为产品质量的生产提供了微观理论基础，并发现富裕国家的人力资本和资本都相对丰富，他们更倾向于生产较高质量的产品，获得较高的收益；贫穷的国家主要生产较低质量的初级产品，获得较低的收益。这在一定的程度上解释了国家之间巨大的收入差距。

第三种方法强调产品质量的重要性，人们通过产品的质量获得效用，质量是效用的线性函数（*Verhoogen, 2008; Khandelwal, 2010*）。*Verhoogen (2008)* 通过质量升级模型将贸易和工资联系起来，假设生产率更高的企业生产质量更高的产品，并支付更高的工资，以此留住生产力更高的工人，维持企业的高生产率水平。这篇文章运用墨西哥企业数据发现，生产率更高的企业生产高质量的产品扩大在发达国家的出口份额，并支付给员工高工资缩减与发达国家的收入差距。质量升级在汇率冲击下更明显。*Khandelwal (2010)* 在 *Berry (1994)* 的基础上，构建嵌套 *logit* 需求模型，并通过工具变量的方法控制内生性问题，来测算国家层面的出口产品的质量梯度，研究发现资本密集型的产业，质量梯度更长。

现有一些文献也开始研究我国出口产品的质量（*Bas and Strauss-Kahn, 2012; 施炳展, 2013; 张杰等, 2014*）。*Bas and Strauss-Kahn (2012)* 使用中国海关数据库数据，发现中国企业通过进口高质量的中间产品来提升产品的质量，而进口关税的下降显著的提升了在中国出口产品的质量。杨汝岱和姚洋（2008）发现我国出口产品复杂技术度不断上升。施炳展（2013）在 *Hallak and Sivadasan (2013)* 的基础上构建内生决定模型，研究发现我国出口产品的质量总体水平上升，产品升级主要发生在第二年，并且质量越高的企业，出口持续时间越长，但是本土企业的产品质量一直下降。我们发现施炳展（2013）的回归模型存在很强的内生性问题，因为出口产品的质量会影响出口产品的数量。同时，出口产品的数量越多，企业的利润越大，这将影响企业的 *RandD* 投入和人力资本的引进，影响企业产品质量的研发和改进。

所以,在施炳展(2013)存在反向因果的问题,计算结论存在偏误。张杰(2014)参考 *Piveteau and Smagghue (2013)* 的模型,并使用中国海关数据库数据,发现中国出口产品的质量总体呈现轻微下降的趋势。

在这些研究的基础上,本文使用中国海关库数据,以 *Piveteau and Smagghue (2013)* 和 *Baldwin and Harrigan (2011)* 的模型为基础,构建产品质量的局部均衡模型,并引用工具变量的方法控制内生性问题,计算年份-企业-产品-市场层面的出口产品质量。本文的研究发现,第一,我们对产品质量的检验结果表明,由于存在质量阶梯等原因,产品价格不能很好的体现产品质量指标;而产品质量能够替代产品价格重现如 A-A 假设等经典研究结果,这表明本文计算结果的合理性。第二,中国出口产品的质量呈上升趋势,但增速明显下降。2000-2004 年的年均增长率约为 3%,2005-2011 年的年均增长率约为 0.7%。第三,出口产品质量的增长主要来自企业自身的成长,但是资源配置效率改善的贡献份额在逐步提升,相对于国内市场,国际市场竞争更有利于提高配置效率。本文的研究从文献上将关于贸易品质量的计算推进了一大步;且有助于深入理解我国出口产品质量的变化,为全球价值链和出口产品结构升级提供了扎实的理论基础,具有很强的现实意义。

本文其余部分结构如下,第二节是基本理论和计量模型,第三节讨论出口产品质量测算,第四节是出口产品质量计算结果的检验,第五节对中国出口产品质量的动态演变进行分解,第六节是基本结论与扩展。

## 二、基本模型

### (一) 模型设定

现有的与质量相关的文献中,由于数据的可获得性等原因,一般都将产品价格作为产品质量的代理变量 (*Schott, 2004; Manova and Zhang, 2012; 杨汝岱和李艳, 2013*)。但实际上,产品价格并不完全体现产品质量,生产成本、企业定价能力 (*market power*) 和出口市场的需求偏好等均会对产品价格产生影响 (*Hallak and Sivadasan, 2013; Khandelwal, 2010*)。因此,我们首先要做的工作是,从理论上理顺产品价格和产品质量的逻辑关系,再得到两者的检验关系式,最后基于中国海关数据计算产品质量。由此,本文在 *Dixit and Stiglitz (1977)* 垄断竞争框架构建简单的局部均衡模型,试图得到产品价格和产品质量的检验关系式。*Piveteau and Smagghue (2013)* 和 *Baldwin and Harrigan (2011)* 关于产品质量的研究中也是遵循这一基本思路。以 *DS* 模型为基础,假设消费品数量、质量和种类均能带来效用,建立 (1) 式的常替代弹性效用函数。

$$U = \left[ \int_{i \in \Theta} (c_i q_i)^{1-\frac{1}{\sigma}} d_i \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\sigma}}} \quad (1)$$

其中,  $c$  代表消费的数量,  $q$  代表产品的质量,集合  $\Theta$  表示可消费的商品集合,  $i$  表示其中某一商品,  $\sigma$  为常替代弹性 ( $\sigma > 1$ )。根据 *Dixit and Stiglitz (1977)*, 我们可以得到总价格指数 (2) 式。通过求解消费者效用最大化问题,可以得到最优的消费数量和质量关系式 (3)。

$$P = \left[ \int_{i \in \theta} (p_i)^{1-\sigma} d_i \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

$$c_i p_i = \left( \frac{p_i}{q_i} \right)^{1-\sigma} \frac{E}{P^{1-\sigma}} \quad (3)$$

其中,  $E$  为总的消费支出,在本文中,我们将其视作目的国的总进口额,并进一步推出

市场份额  $ms_i$  与价格和质量的的关系。定义市场份额  $ms_i=c_i p_i/E$ ，可以得到（4）式，出口国某产品占目的国的市场份额由该产品的质量和价格决定，质量越高，市场份额越大；价格越高，市场份额越低。对（4）式两边取对数后，可以得到（5）式，即理论上得到的产品价格、产品质量、市场份额之间的关系式，这是本文计算产品质量的理论依据。

$$ms_i = \left(\frac{p_i}{q_i}\right)^{1-\sigma} \frac{1}{P^{1-\sigma}} \quad (4)$$

$$\log ms_i = (1-\sigma) \log p_i + (\sigma-1) \log q_i + (\sigma-1) \log P \quad (5)$$

接下来我们需要将（5）式合理的转化为可供检验的计量表达式。如果通过市场-时间维度  $u_{dt}$  固定效应控制目的国随时间变化的总价格指数和偏好等信息，并将不可观察到的产品质量计入残差项，可以得到（6）式的计量检验方程。*Hallak and Sivadasan (2009)* 用类似的方法计算了印度、美国、智利和哥伦比亚的出口产品的质量。*Khandelwal (2010)* 则计算了美国从各国进口产品的质量。不过，这些研究对于产品质量的计算最多详细到年度-产品-国别维度，而且，产品分类还较为粗糙，不足以体现更为细致的质量差异。即使是同一年度出口到同一个国家的同一种产品，同样会存在很大的质量差异，如果产品分类较为粗糙，则这种质量差异更大。本文使用的中国海关企业进出口数据，能够进一步增加“企业”这一维度，且产品分类达到了最为详细的 *HS* 八位数编码，能够最大程度的识别出质量差异。（6）式中， $f$  表示企业， $d$  表示目的国， $t$  表示时间。和现有文献比较，本文还有一个重要的改进在于，我们认为不同行业之间的产品质量不是完全可比的，本文将根据 *HS* 两位数分类标准，将所有的出口产品分为 97 类，假设这 97 类产品的产品质量组内可比，这样可以分别得到 97 组价格弹性系数，再分组估计出企业-年度-市场-产品维度的产品质量。

$$\log ms_{fdt} = (1-\sigma) \log p_{fdt} + u_{dt} + \varphi_{fdt} \quad (6)$$

## （二）内生性问题

接下来我们需要讨论如何一致的估计出（6）式的价格弹性，从而计算产品质量。用 *OLS* 直接进行估计是方法之一，然而，我们发现（6）式的回归方程存在很明显的内生性问题（*Piveteau and Smagghue, 2013*）。其一，价格和市场份额之间存在互为因果的关系，产品的价格影响其市场份额，按照需求理论，产品的价格越高，市场份额越低；同时，市场份额又影响企业的价格，市场份额越大的企业，市场力量（*market power*）越大，越有能力制定更高的价格（*Hallak and Sivadasan, 2013*）。其二，价格可能存在测量误差，我们使用的数据没有报告价格变量，使用的价格是单位价格（销售总额/销售数量），这会导致价格存在测量误差。*Khandelwal (2010)* 发现采用 *OLS* 回归会高估价格弹性系数，从而低估产品的价格。所以，为了得到更精确的估计结果，我们必须尽量解决内生性问题。现有文献已经使用各种不同的方法处理内生性的问题。*Khandelwal (2010)* 用单位运输成本作为价格的工具变量。*XU and Zhang (2012)* 用企业工资和生产率作为价格的工具变量。*Piveteau and Smagghue (2013)* 用进口产品国真实汇率作为价格的工具变量。张杰等（2014）使用两个工具变量：真实的中间产品进口国汇率和中间产品进口国的真实汇率\*出口国的真实汇率。借鉴现有的研究，在保持文献一致性的基础上，我们利用现有数据的优势，将进口真实汇率和名义汇率的计算拓展到企业层面，作为工具变量进行检验。两阶段工具变量回归模型如（7）式和（8）式。

$$\text{第二阶段: } \log ms_{fdt} = \beta_1 \log \overset{\wedge}{p}_{fdt} + \beta_2 \log \overline{gdp}_{ft} + u_{dt} + u_{fd} + \varepsilon_{fdt} \quad (7)$$

$$\text{第一阶段: } \log p_{fdt} = \gamma_1 \log \overline{ER}_{ft} + \gamma_2 \log \overline{gdp}_{ft} + u_{dt} + u_{fd} + \zeta_{fdt} \quad (8)$$

其中： $\overline{ER}_{ft} = \sum_d \omega_{ofd} \times er_{dt}$ ， $\overline{gdp}_{ft} = \sum_d \omega_{fdt} \times gdp_{dt}$ 。 $\overline{ER}_{ft}$ 为企业 $f$ 在第 $t$ 年面临的进口中间产品的国家的平均汇率， $er_{dt}$ 表示进口中间产品国家的名义汇率或者实际汇率， $\omega_{ofd}$ 表示每个中间产品进口国家的权重， $o$ 表示第一次进口中间产品的年份。比如企业 $f$ 在2006年开始从A、B、C三个国家进口中间产品， $o$ 就是2006，A国的权重是企业 $f$ 从A国的进口额占 $f$ 总进口额的比例。 $\overline{gdp}_{ft}$ 为企业 $f$ 在第 $t$ 年进口产品的国家的平均GDP，用于控制中间品进口国偏好等因素，如企业 $f$ 从A、B、C三个国家进口中间品，GDP则是这三个国家的加权GDP，A国的权重为企业 $f$ 在第 $t$ 年从A的进口额占 $f$ 总进口额的比例。 $u_{dt}$ 和 $u_{fd}$ 为相应的固定效应。结合关于(6)式的讨论，我们用 $\lambda_{fdt}$ 代表质量，给定一种产品 $p$ ， $\lambda_{fdt}$ 代表企业 $f$ 在 $t$ 年出口 $p$ 产品到 $d$ 国的产品质量。 $\lambda_{fdt}$ 的表达式如(9)式所示。

$$\lambda_{fdt} = \gamma_2 \log \overline{gdp}_{ft} + u_{fd} + \varepsilon_{fdt} \quad (9)$$

### 三、出口产品质量测算

#### (一) 产品质量计算

本文使用的数据主要包括这样几个部分：2000-2011年中国海关企业层面进出口数据（Chinese Longitudinal Firm Trade Transaction Data, CLFTTD），来自IFS（International Financial Statistics）数据库的历年国别汇率数据，来自PWT（Penn World Table）8.0的国别宏观数据，来自联合国商品与贸易统计数据库（Comtrade）的国别进出口数据，以及来自世界银行WDI（World Development Indicator）的国别CPI数据。2000-2011年中国海关企业层面进出口数据是本文使用最为基础的数据库，是我国最为原始、翔实、准确的出口贸易数据。每条出口记录包括企业代码、企业名称、企业类型、企业地址和联系信息、贸易方式、运输方式、产品计量单位、出口数量、出口金额等详细信息。企业类型包括国有企业、集体企业、私营企业、外商独资企业、中外合资企业、中外合作企业等6类；贸易方式包括一般贸易、来料加工贸易、出料加工贸易等18种；运输方式包括公路运输、铁路运输、航空运输、江海运输等6类；产品计量单位包括个/套、公斤、立方米等11种。本文将海关数据、汇率数据和CPI数据对接时，删除了一些无法获得名义汇率和宏观数据的出口市场数据记录，最后保留了180个国家。此外，我们去掉了所有的贸易公司样本企业，删减的原则参考Ahn et al. (2011)和Manova and Zhang (2012)，并在他们工作的基础上做了一些改进。经过这些处理后，最终使用的数据中保留的企业数如表1所示，样本企业数占整体样本企业数的比例为65%左右。

表 1：样本企业数

| 年份   | 整体样本企业数 | 可用样本企业数 | 保留比例  |
|------|---------|---------|-------|
| 2000 | 55479   | 34956   | 0.630 |
| 2001 | 59438   | 37196   | 0.626 |
| 2002 | 67466   | 41132   | 0.610 |
| 2003 | 75255   | 46665   | 0.620 |

|      |        |       |       |
|------|--------|-------|-------|
| 2004 | 84271  | 52930 | 0.628 |
| 2005 | 89535  | 58768 | 0.656 |
| 2006 | 95655  | 63430 | 0.663 |
| 2007 | 103391 | 66912 | 0.647 |
| 2008 | 104844 | 67361 | 0.642 |
| 2009 | 103778 | 66313 | 0.639 |
| 2010 | 110484 | 69563 | 0.630 |
| 2011 | 117094 | 72535 | 0.619 |

数据来源：作者根据《中国海关企业层面进出口数据库》计算。下同。

基于以上数据和方程(7)(8)，我们在2位数HS产品层面进行回归，得到97组回归系数，总体情况如表2。根据前文的理论模型，CES模型假设替代弹性 $\sigma > 1$ ，那么 $1 - \sigma$ 和 $\beta_1$ 应该为负。即价格变量的回归系数为负，价格与市场份额之间负相关。需求理论表明，价格越高，需求量就越低，产品的市场份额占比就越低。表2显示，OLS回归结果只有6.2%的系数显著为负，与理论差距较大，内生性问题的存在会使得OLS估计系数有偏误。当我们采用工具变量方法时，这一问题得到很大改善。分别采用名义汇率和实际汇率作为工具变量回归时，系数为负的比例分别为78.4%和79.4%；价格系数为正的行业<sup>①</sup>主要为资源型产品、矿产和炸药等。此外，第一阶段回归的工具变量的系数显著为负，这表明中间产品进口国的汇率越高，购买中间产品的价格就越低，这符合经济学理论。因为汇率越高，表明企业中间产品的进口成本越低，低成本意味着企业可以定较低的价格，扩大现有的市场份额。

表2的回归系数和P值表明：本文采用的工具变量是有效的；回归系数的方向符合预期且与文献一致。表2的第1行表示95%的显著性水平上回归都是显著的，第4和10行表示90%左右的IV回归的第一阶段都是显著的，第7和13行表示80%以上的IV回归的第一阶段都是显著的。此外，根据回归系数T检验的P值，我们发现90%左右的回归系数都在1%的水平下显著。第一阶段回归系数的P值和回归方程的F检验表明，名义汇率和实际汇率都能作为价格的工具变量。但是，实际汇率作为工具变量的回归系数有79.4%为负，大于名义汇率作为工具变量回归的负系数比例，同时，为了增加结论的可比性，后文的讨论都以实际汇率作为工具变量的结果为基础。

表2：回归系数分析

|                         | N  | p5     | p25    | p50    | p75    | p95   |
|-------------------------|----|--------|--------|--------|--------|-------|
| 1 OLS-F 检验 P 值          | 97 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.004 |
| 2 OLS-价格系数              | 97 | -0.050 | 0.116  | 0.198  | 0.304  | 0.654 |
| 3 OLS-价格 t 检验 P 值       | 97 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.003 |
| 4 名义汇率-第一阶段-F 检验 P 值    | 97 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.160 |
| 5 名义汇率-汇率系数             | 97 | -0.945 | -0.623 | -0.498 | -0.314 | 0.012 |
| 6 名义汇率-汇率 t 检验 P 值      | 97 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.135 |
| 7 名义汇率-第二阶段-chi2 检验 P 值 | 97 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.026  | 0.662 |
| 8 名义汇率-价格系数             | 97 | -2.520 | -1.150 | -0.502 | -0.047 | 0.736 |
| 9 名义汇率-价格 t 检验 P 值      | 97 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.035  | 0.887 |
| 10 实际汇率-第一阶段-F 检验 P 值   | 97 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.170 |
| 11 实际汇率-汇率系数            | 97 | -0.887 | -0.573 | -0.437 | -0.266 | 0.024 |
| 12 实际汇率-汇率 t 检验 P 值     | 97 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.212 |

<sup>①</sup> 回归系数为负的HS两位数行业代码为：26、36、40、41、43、47、48、50、51、52、53、54、55、58、73、78、79、88、89、98。

|    |                            |    |        |        |        |        |       |
|----|----------------------------|----|--------|--------|--------|--------|-------|
| 13 | 实际汇率-第二阶段- $\chi^2$ 检验 P 值 | 97 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.040  | 0.830 |
| 14 | 实际汇率-价格系数                  | 97 | -2.608 | -1.168 | -0.460 | -0.036 | 0.697 |
| 15 | 实际汇率-价格 t 检验 P 值           | 97 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.030  | 0.825 |
| 16 | OLS 回归价格系数为负比例             |    |        |        |        | 0.062  |       |
| 17 | 名义汇率 IV 回归价格系数为负比例         |    |        |        |        | 0.784  |       |
| 18 | 实际汇率 IV 回归价格系数为负比例         |    |        |        |        | 0.794  |       |

## （二）出口产品质量动态变化

质量阶梯理论 (Hummels and Klenow, 2005) 强调富裕的国家出口质量较高的产品, 贫穷的国家出口质量较低的产品。随着经济的发展, 我国人均国内生产总值有了很大的提升, 由 2000 年的 3533 美元上升到 2011 年的 8068 美元, 上升 2.3 倍左右<sup>②</sup>。人均国内生产总值的上升会带来产品质量的上升, 因此我们预期质量呈逐年上升的趋势。接下来, 我们以前文计算的产品质量为基础, 讨论我国出口产品质量的典型事实。图 1 列出了三种方法计算的质量趋势图。我们发现三种方法计算的质量, 在趋势上都相类似, 呈现出逐年上升的趋势。OLS 计算方法得出的质量 ( $qols$ ) 远低于实际汇率作为工具变量计算出的质量 ( $qsj$ ), 名义汇率作为工具变量计算出的质量 ( $qmy$ ) 位于中间。内生性的问题使得 OLS 回归系数严重高估, 从而使得质量低估, 这一结论与现有文献一致 (Khandelwal, 2010)。此外, 图 1 表明, 产品质量在 2008 年有些许下降, 这可能是金融危机导致。金融危机使得欧美国家的失业率上升和货币贬值等, 降低了欧美国家消费者的财富, 降低了国外市场对于高质量产品的需求。其次, 金融危机使得中国产品的出口市场变小, 企业进行质量创新的动力下降, 从而进一步影响企业的出口产品质量。

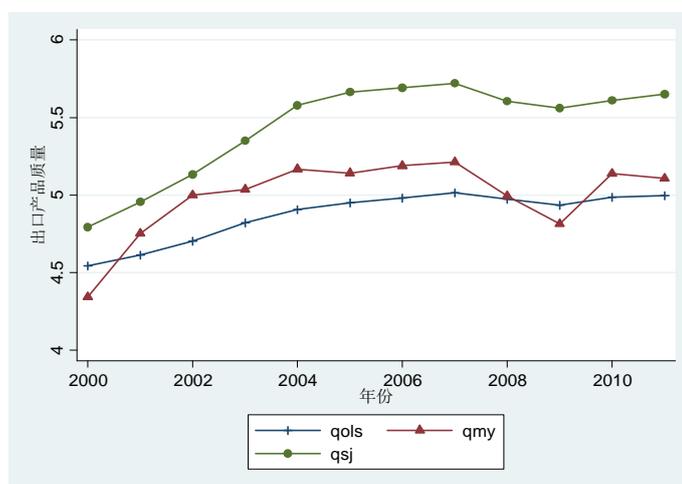


图 1, 产品质量时间趋势图

接下来, 我们分别分析东中西地区, 不同所有制企业和不同贸易类型企业的出口产品质量变化趋势图, 如图 2-4。图 2 从东中西的角度研究, 我们发现: 中东西部的产品质量均呈上升趋势, 这与图 1 的趋势相吻合; 2000-2009 年东部地区的出口产品质量都严格高于中西部地区的产品质量, 因为东部沿海地区的人均国内生产总值、资本积累和人力资本相对于中西部地区都较大; 2010-2011 年中西部地区的出口产品质量略高于东部地区的产品质量, 这可能是东部地区工人工资上涨速度太快, 使得一部分的加工贸易企业从东部迁往中西部。由于金融危机和劳动力成本的上升, 2007 年东部地区的产品质量出现小幅度下降; 2000 年的

<sup>②</sup> 数据来自 PWT8.0

西部崛起政策推动了西部地区产品质量的提升，但是持续时间不长，并在 2002 年出现下降现象；2004 年的中部崛起计划极大地推动了中部地区的产品质量的提升。图 3 从企业所有制角度研究出口产品质量，我们发现：外企的出口质量最高，其次是私营企业，国有企业的出口产品质量最低；私营企业的出口产品质量的提升速度最大，呈现出持续的上升趋势，也是拉动中国出口产品质量提升的重要力量；国有企业效率低下，产品研发缺乏动力(杨汝岱，2015)，使得产品质量最低，并在 2006 年出现下降的趋势。图 4 从贸易类型的角度研究。数据显示加工贸易的出口产品质量高于一般贸易的出口质量，并在 2006 年后出口下降趋势。加工贸易的高质量是因为加工贸易进口原料的质量就高。比如说苹果产品的加工，中国可能只做组装的一部分，但是出口产品的质量核算却是计算整个产品的质量，而不是组装带来的附加值。2006 年加工贸易的出口质量下降，可能是因为劳动力成本的上升和金融危机的影响。其次，一般贸易上升速度远大于加工贸易，逐步缩减与加工贸易产品质量之间的差距；一般贸易出口产品质量在 2004 年增长率大于其他年份，可能是因为 2004 年出口退税政策，加强了市场竞争而造成的。图 2-4 表明，从事一般贸易的私营企业是我国产品创新的主要拉动力量，国有企业的产品质量提升程度最低。那么，出口产品的质量提升有多大程度来自企业产品技术的改善，有多少来自市场资源配置的改善？后文中我们将对这个问题做详细的讨论。

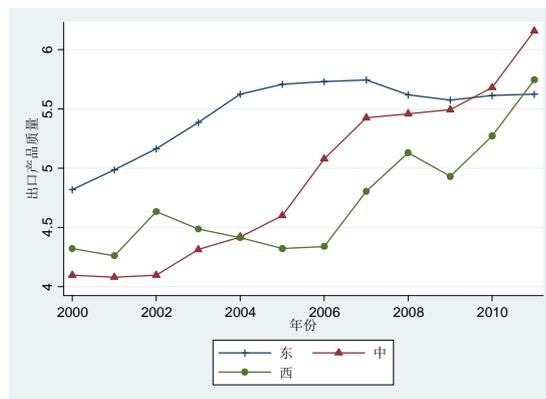


图 2：分地区出口产品质量动态演变

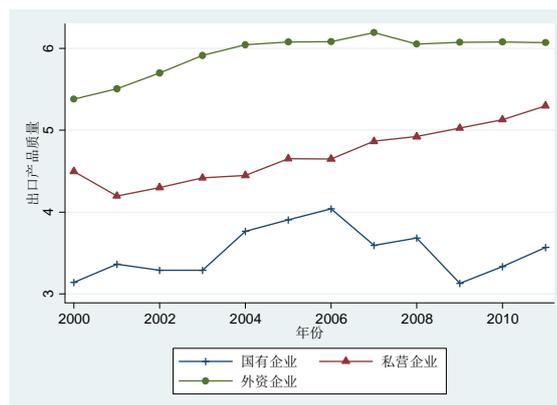


图 3：分所有制出口产品质量动态演变

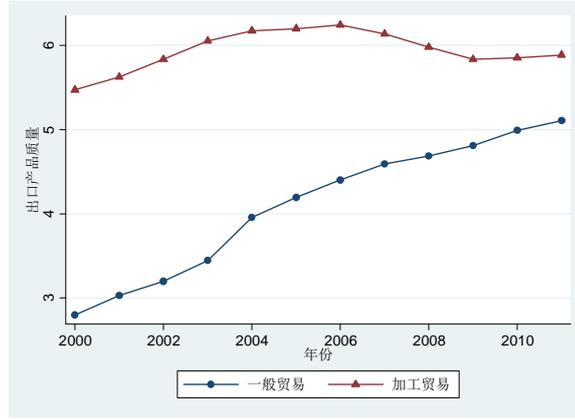


图 4: 分贸易类型的出口产品质量动态演变

### 三、出口产品质量检验

本文在现有研究的基础上，将出口产品质量的研究推导了一个新的高度，那本文使用的这种计算方法得到的结果是否合理呢？接下来我们将从两个方面对计算结果进行检验。第一，现有的很多文献中，用价格作为产品质量的代理变量，我们将表明，由于质量阶梯的存在，产品质量会影响产品定价，即价格并不能完全体现质量。文献已经对这个问题进行了初步的检验，我们将改进现有的检验方法，重新检视本文的计算结果，我们的检验将表明，本文的出口产品质量计算结果完全能够证明同样的问题。第二，从理论上而言，出口产品质量的相关研究结论有很多，实证上很多都用价格作为质量的代理变量来检验现有的理论。本文将阿尔钦-阿兰假设为例，来检验本文的质量计算结果。即现有研究发现一个国家倾向于将质量更好的产品出口到更远的地方，用本文的质量计算结果也可以得到类似的结论。

#### (一) 产品质量阶梯检验

我们首先从质量阶梯的角度研究价格作为质量代理变量的不合理性。根据现有计算的产品质量和参考现有的文献研究 (Khandelwal, 2010)，我们构建产品的质量阶梯。即产品  $P$  的最高质量与最低质量的差值，如式 (10)。

$$Ladder_p = \lambda_p^{\max} - \lambda_p^{\min} \quad (10)$$

现有文献 (Hummels and Klenow, 2005) 表明人均国内生产总值越高的国家，进口质量更高的产品，处于质量阶梯的顶部。随着人均国内生产总值和技术进步，产品的质量一直都在变化，每个国家的处在质量阶梯的位置也在变化。根据现有质量阶梯的理论 (Grossman and Helpman, 1991; Khandelwal, 2010)，在不同质量阶梯上的质量改善带来的收益有差异。我们猜测，对于质量阶梯越短的产品，质量创新能带来更大的收益，索取更高的价格；对于质量阶梯较长的产品，质量创新并不能大幅度提高价格。因为产品的质量梯度较大时，产品的种类就相应多，产品的市场竞争力也会比较大，创新产品能索要的价格提升幅度就不会很大。因此，质量阶梯影响产品的定价，产品价格不能作为产品质量的代理变量。接下来，我们用数据进一步验证我们的猜想。为了解决内生性的问题，我们采用产品  $P$  第一次进入市场的数据计算产品的质量阶梯。比如，产品  $p$  在 2000 年进入市场，那么产品  $p$  的质量阶梯就是 2000 年该产品的最高质量减去 2000 年该产品的最低质量。具体的回归模型如式 (11)

$$\ln P_{fpdt} = \alpha_{fdt} + \beta_1 \lambda_{fpdt} + \beta_2 \lambda_{fpdt} \times \ln Ladder_h + \varepsilon_{fpdt} \quad (11)$$

其中， $\ln P_{fpdt}$  表示产品的价格对数， $f$ ， $d$ ， $p$  和  $t$  的定义与前文相同。式 (11) 的回归

结果如表 3 所示。回归结论表明，产品的质量与价格之间存在显著的正相关，当产品的质量阶梯很长时，价格与质量可能出现相反的关系，与我们前面的猜想一致。给定产品质量，如果价格梯度上升了，意味着产品的种类上升了，或者现有的产品质量提升了。那么，原有质量产品的竞争力一定会下降，该产品的均衡价格也会相应的下降。另一个方向，如果给定较低的质量阶梯，如果产品的质量提升了，产品的价格会相应的上升；如果给定很长的质量阶梯，产品质量的上升反而会降低产品的价格。本文的解释是，现有的工艺已经很成熟，如果产品创新没有突破，那么就难以提升产品价格；其次，产品种类的增加会带来更大的市场竞争，压低市场价格。我们以（3）列为例，当梯度长度对数值大于 7.8 时，才会出现质量创新反而压低价格的现象。同时，我们的数据显示，只有 2 位数产品代码为 47 的各种工艺木浆产品的梯度长度为 7.9，这意味着只有 1% 的产品存在质量提升与价格之间的负相关。表 3 的结论表明，产品的不同梯度长度影响市场定价，我们不能用产品的价格来代替产品的质量。

表 3, *Quality* 与 *price* 的回归

| VARIABLES     | (1)                  | (2)                  | (3)                  |
|---------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|               | LnPrice              | LnPrice              | LnPrice              |
| qols          | 0.072***<br>(0.002)  |                      |                      |
| qols_LnLadder | -0.022***<br>(0.001) |                      |                      |
| qmy           |                      | 0.140***<br>(0.003)  |                      |
| qmy_LnLadder  |                      | -0.023***<br>(0.001) |                      |
| qsj           |                      |                      | 0.263***<br>(0.000)  |
| qsj_LnLadder  |                      |                      | -0.034***<br>(0.000) |
| Constant      | 1.870***<br>(0.000)  | 1.871***<br>(0.000)  | 1.860***<br>(0.000)  |
| Observations  | 20,346,903           | 20,346,903           | 20,346,903           |
| R-squared     | 0.634                | 0.653                | 0.680                |

注 1: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。下同。

注 2: *qols* 表示 OLS 方法计算的产品质量，*qmy*、*qsj* 分别表示以名义汇率和实际汇率作为工具变量计算的产品质量。

## (二) A-A 假设检验

现有文献 (*Manova and Zhang, 2012; Bastos and Silva, 2010*) 用产品的单位价格作为产品的质量代理变量，发现地理距离与产品的质量之间存在显著的正向关系。即企业出口高质量的产品到地理距离更远的国家。为了与文献接轨，我们首先验证 AA 理论，研究地理距离与贸易质量之间的关系。我们的基准回归模型如 (12) 与 (13) 式所示：

$$\lambda_{fpdt} = \alpha_{fpdt} + \beta_1 \ln GDP_d + \beta_2 \ln pgdp_d + \beta_3 \ln Dist_d + \beta_4 landlocked_d + \varepsilon_{fpdt} \quad (12)$$

$$\lambda_{fpdt} = \alpha_{fpdt} + \beta_1 \text{LnGDP}_d + \beta_2 \text{LnDist} + \beta_3 \text{Lnpgdp\_Dist}_d + \beta_4 \text{landlocked} + \xi_{fpdt} \quad (13)$$

其中， $\lambda_{fpdt}$  是前文计算的产品质量，表示企业  $f$  在第  $t$  年出口产品  $p$  到目的国  $d$  的质量； $\alpha_{fpdt}$  表示企业-产品-年份的固定效应； $\text{LnGDP}_d$  表示目的国  $d$  国内生产总值对数； $\text{Lnpgdp}_d$  表示目的国  $d$  人均国内生产总值对数； $\text{LnDist}_d$  表示目的国  $d$  与中国的距离对数； $\text{Lnpgdp\_Dist}_d$  是  $\text{Lnpgdp}_d$  与  $\text{Lnpgdp}_d$  的交叉项； $\text{landlocked}_d$  表示目的国  $d$  是否内陆国家。

基于经典回归模型 (12) 的回归结论如表 4 所示。第 (1) - (3) 列的结论与现有文献有一点差异，我们发现地理距离与产品质量之间不存在正相关关系。本文的解释是，地理距离与产品质量的关系取决于目的国市场的富裕程度。因为对于贫穷的国家，购买力的限制使得高质量的产品没有市场。企业只能出口低质量的产品到这些国家，以平滑运输成本。然而，对于富裕的国家，充足的购买力使得高质量的产品更受欢迎。企业出口高质量的产品到这些富裕国家，从而获得更高的利润。由于存在两种不同的传导机制，所以回归系数不显著。而现有的以价格替代产品质量的研究中，无法同时识别两种机制，得到的系数就有可能为负。同时，第 (1) - (3) 列的 *R-square* 逐步上升，说明经典的引力模型更能解释实际汇率作为工具变量计算出的产品质量差异，验证了工具变量选取的正确性。第 (4) - (6) 列的回归基于 (13) 式，我们加入了人均国内生产总值对数与地理距离对数的交叉项，回归结论完全符合预期，并与文献一致 (Manova and Zhang, 2012)。LnDIST 的回归系数显著为负，Lnpgdp\_Dist 的系数显著为正，结论表明，在人均国内生产总值对数较低的国家，产品的质量与地理距离成负相关，随着人均国内生产总值的增加，产品的质量与国家的地理距离成正相关。以第 (6) 列为例，只要  $\text{Lnpgdp}_d$  大于 10，则地理距离和产品质量的关系存在正相关。这一结论很好的结合了 Melitz (2003) 和 Manova and Zhang (2012)。因此，本文的结论符合 AA 理论，对于距离更远的目的国市场出口质量更高的产品。

表 4: 出口产品质量与经济地理

| VARIABLES   | qols     | qmy       | qsj       | qols     | qmy       | qsj       |
|-------------|----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|
|             | (1)      | (2)       | (3)       | (4)      | (5)       | (6)       |
| LnGDP       | 0.095**  | 0.078*    | 0.084**   | 0.093**  | 0.075*    | 0.081**   |
|             | -0.039   | -0.041    | -0.04     | -0.039   | -0.041    | -0.04     |
| Lnpgdp      | 0.122*** | 0.254***  | 0.241***  |          |           |           |
|             | -0.034   | -0.043    | -0.041    |          |           |           |
| LnDist      | -0.063   | 0.007     | 0         | -0.199   | -0.278**  | -0.272**  |
|             | -0.099   | -0.092    | -0.09     | -0.123   | -0.127    | -0.122    |
| landlocked  | -0.052   | -0.366*** | -0.332*** | -0.054   | -0.369*** | -0.335*** |
|             | -0.078   | -0.09     | -0.085    | -0.079   | -0.092    | -0.087    |
| Lnpgdp_Dist |          |           |           | 0.014*** | 0.029***  | 0.028***  |
|             |          |           |           | -0.004   | -0.005    | -0.005    |
| Constant    | -1.949** | -3.464*** | -3.337*** | -0.732   | -0.921    | -0.915    |
|             | -0.937   | -0.89     | -0.868    | -1.154   | -1.166    | -1.127    |

|              |            |            |            |            |            |            |
|--------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| Observations | 30,481,968 | 19,904,930 | 19,896,865 | 30,481,968 | 19,904,930 | 19,896,865 |
| R-squared    | 0.658      | 0.926      | 0.95       | 0.658      | 0.926      | 0.95       |

## 五、中国出口产品质量增长分析

前文的研究我们从理论和实证上论证了本文出口产品质量计算的合理性，我们的研究将现有关于出口产品质量的计算由产品-年度-国别维度推进到企业-产品-年度-国别维度，这是一个非常重要的改进。接下来，我们以本文产品质量的计算结果为基础，对中国出口产品质量的动态演变做初步的分析。图 1 显示，2000 年以来，中国出口产品质量已经有了较大的改进，那么，出口产品质量升级驱动因素是什么呢？企业绝对的技术进步和企业间资源配置效率改善均可以带来出口产品质量提升，虽然结果一样，但其中的机制和意义却是大不相同。假设一个经济体有  $n$  个出口企业，每个企业的出口产品质量都提高 10%，可以实现整体出口产品质量提高 10%，这是绝对技术水平提高，这种提升是需要有持续不断的研发投入作为支撑的，随着经济体规模越来越大，可持续性也会越来越难。另一方面，即使每个企业的技术水平都没有发生变化，但是资源由低效率企业流向高效率企业，同样可以实现整体出口产品质量的不断提高。这一部分我们从企业成长和资源配置效率变化两个角度来考察整体出口产品质量提升问题。

增长来源分解研究一般应用于生产率研究，文献上有 BHC 分解 (Bailey et al., 1992)、GR 分解 (Griliches and Regev, 1995)、FHK 分解 (Foster et al., 2001)、MP 分解 (Melitz and Polance, 2013) 等几种分解方法。研究表明，相较于其他三种方法，MP 方法能够在更大程度上解决分解过程中出现的诸多问题，更具理论上的合理性。本文将在 Melitz and Polance (2013) 的基础上，对生产率分解的方法进行改进，得到质量分解方法。

$$\begin{aligned}\Delta Q &= (Q_{S2} - Q_{S1}) + s_{E2}(Q_{E2} - Q_{S2}) + s_{X2}(Q_{S1} - Q_{X1}) \\ &= \Delta \bar{q}_S + \Delta \text{cov}_S + s_{E2}(Q_{E2} - Q_{S2}) + s_{X2}(Q_{S1} - Q_{X1})\end{aligned}\quad (14)$$

其中， $\Delta \bar{q}_S = \bar{Q}_{S2} - \bar{Q}_{S1}$ ，表示存活企业第二年的平均产品质量与第一年平均产品质量的差额，表示企业自身技术创新带来的产品质量的提升； $\bar{q}_{St} = \frac{1}{n_{St}} \sum_{i=1}^{n_{St}} q_{it}$  表示存活企业在  $t$  年的几何平均产品质量。 $\Delta \text{cov}_S = \text{cov}_{S2} - \text{cov}_{S1}$ ；表示企业间的资源配置效率，这一值越大代表资源配置效率越高，其中， $\text{cov}_{St} = \sum_{i \in S} (s_{it} - \bar{s}_t)(q_{it} - \bar{q}_t)$ ， $s_{E2} = \sum_{i \in E} s_{i2}$ ；分解式的后面两项分别表示进入和退出企业对产品质量增长的贡献份额。其中， $s_{X2} = \sum_{i \in X} s_{i2}$  表示所有退出企业的份额； $Q_{E2} = \sum_{i \in E} (s_{i2}/s_{E2}) q_{i2}$  表示第二期进入企业的加权平均产品质量； $Q_{X2} = \sum_{i \in X} (s_{i2}/s_{X2}) q_{i2}$  示第一期退出企业的加权平均产品质量； $Q_{S2} = \sum_{i \in S} (s_{i2}/s_{S2}) q_{i2}$  表示第二期存活企业的加权平均产品质量。

采用 *Melitz and Polance (2013)* 的方法对产品质量的变化进行分解时，需要对每年的企业进行分组，分为在位企业、存活企业、退出企业。本文以 2000 为基础年，样本为含有产品质量的企业数据，后续年份的存活企业都是相对于 2000 年的企业。具体统计情况如表 5。剔除一些无效样本后，2000 年共有 34956 家企业，到 2001 年有 28453 家企业存活下来，占比为 76.5%；2002 年有 24578 存活，占比为 59.8%；到 2011 年的时候，有 8878 家企业存活下来，占比为 12.2%。和其他国家的数据相比 (*Melitz and Polance; 2013*)，我国企业的存活率较低。新进入企业有 2001 年的 8743 上升到 2011 年的 63657，增长了将近 7.3 倍。

表 5：企业动态

| 年份   | 整体企业数 | 在位企业比 |       | 退出企业比 |       | 新进入企   |       |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
|      |       | 在位企业数 | 例     | 退出企业数 | 例     | 新进入企业数 | 业比例   |
| 2000 | 34956 | 34956 | 1     |       |       |        |       |
| 2001 | 37196 | 28453 | 0.765 | 6503  | 0.186 | 8743   | 0.235 |
| 2002 | 41132 | 24578 | 0.598 | 10378 | 0.297 | 16554  | 0.402 |
| 2003 | 46665 | 22007 | 0.472 | 12949 | 0.37  | 24658  | 0.528 |
| 2004 | 52930 | 19675 | 0.372 | 15281 | 0.437 | 33255  | 0.628 |
| 2005 | 58768 | 17574 | 0.299 | 17382 | 0.497 | 41194  | 0.701 |
| 2006 | 63430 | 15681 | 0.247 | 19275 | 0.551 | 47749  | 0.753 |
| 2007 | 66912 | 13966 | 0.209 | 20990 | 0.600 | 52946  | 0.791 |
| 2008 | 67361 | 12225 | 0.181 | 22731 | 0.650 | 55136  | 0.819 |
| 2009 | 66313 | 10647 | 0.161 | 24309 | 0.695 | 55666  | 0.839 |
| 2010 | 69563 | 9762  | 0.140 | 25194 | 0.721 | 59801  | 0.86  |
| 2011 | 72535 | 8878  | 0.122 | 26078 | 0.746 | 63657  | 0.878 |

图 5 列出了分年度的质量分解结果，左图将质量变化分解为企业自身成长贡献份额、企业间资源配置效率改善的贡献份额两个部分；右图进一步将资源配置效率改善分为两个部分：在位企业资源配置贡献份额和进入退出企业贡献份额。从图 5 可以看到，企业自身成长贡献份额有所下降，最近年份维持在 50%左右；资源配置效率改善的贡献份额在逐渐上升，最近年份也维持在 50%左右。整体而言，从出口产品质量的角度来看，我国资源配置效率是有所提高的。这和杨汝岱 (2015) 关于制造业全要素生产率变化的分解研究表明，制造业生产率的增长越来越依靠企业本身的成长，企业间配置效应的作用越来越小。我们认为，这两个看似略有差异的结论并不矛盾。对于整体制造业而言，由于还存在垄断、地方保护等多方面原因，资源流通的渠道还不通畅。而本文讨论的出口企业都必须面向国际市场，市场化程度更高，优胜劣汰的机制能够更好的发挥作用，配置效率要整体优于全国制造业群体。需要引起我们注意的是，杨汝岱 (2015) 基于全要素生产率的分解发现制造业的资源配置效率在不断下降，而本文基于出口产品质量的分解实际也表明 2004 年以来出口企业的资源配置效率基本维持在 50%左右，并没有继续得到提升，这说明资源配置效率的进一步改善还存在诸多障碍，这对我国产业结构转型升级非常不利，有必要详细探讨。如果将资源配置效率改善重新分解为两个部分：在位企业之间的资源配置改善和进入退出企业的优胜劣汰现象，从图 5 右图我们可以看到，企业进入退出的贡献份额在不断上升，这说明优胜劣汰机制在出口企业中持续发挥作用，市场竞争程度较高。此外，2006 年以来，在位企业间的资源配置份额在不断下降。这也是值得我们下一步深入研究的地方。

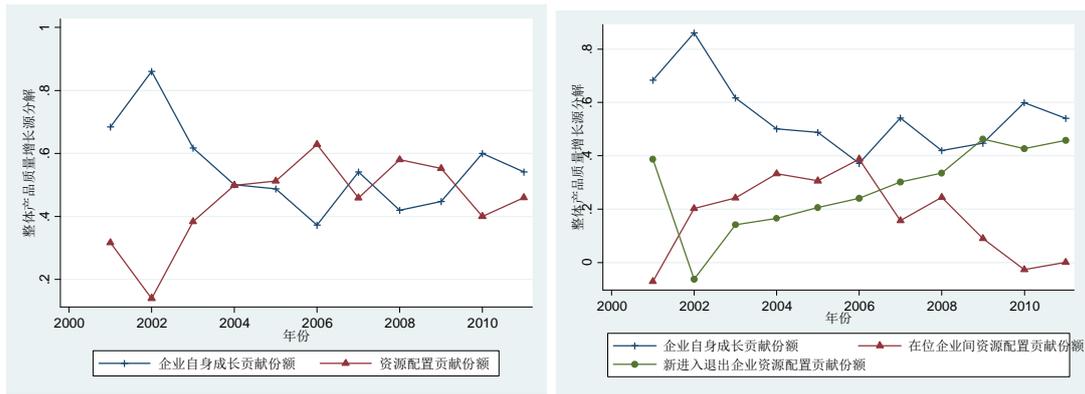


图 5：中国出口产品质量增长分解

## 六、结论与扩展

2014 年我国全年进出口总额为 4.3 万亿美元，已经成为全球第一大贸易国，其中出口 2.34 万亿美元，占全球出口总额的比例约为 12%。规模庞大的贸易额对我国经济有非常重大的影响，也引发了很多的贸易争端。正确理解这种庞大的贸易规模，搞清楚我国在全球经济分工中的地位和作用，对于理性看待贸易在我国经济中的作用和从容应对由于贸易引发的相关国际关系争端，有着至关重要的作用。全球价值链时代，国际贸易产品流动已经不能很好的体现各个经济体之间的要素流动，产品质量作为产品特征的一个重要载体，本文以此为切入点，希望能通过对我国出口产品质量的详细研究，再进一步过度到后续对中国在全球贸易发展中的定位进行讨论，理性看待中国对外贸易发展问题。

从文献上来看，现有相关文献或者以产品价格作为质量的代理变量，或者只能得到产品-市场维度的质量指标，或者只能做较为粗糙的全球价值链和产品技术复杂度分析，这对我们研究国际贸易商品流动背后所体现的要素流动还远远不够。基于此，本文使用 2000-2011 年的中国海关企业层面进出口数据，基于产品质量进入消费者效用函数构建局部均衡模型，得到检验方程，从而详细计算企业-年度-产品-市场维度的出口产品质量。本文的基本结论主要有如下三点。第一，我们对产品质量的检验结果表明，由于存在质量阶梯等原因，产品价格不能很好的体现产品质量指标；而产品质量能够替代产品价格重现如 A-A 假设等经典研究结果，这表明本文计算结果的合理性。第二，中国出口产品的质量呈上升趋势，但增速明显下降。2000-2004 年的年均增长率约为 3%，2005-2011 年的年均增长率约为 0.7%。第三，出口产品质量的增长主要来自企业自身的成长，但是资源配置效率改善的贡献份额在逐步提升，相对于国内市场，国际市场竞争更有利于提高配置效率。相对于现有研究成果，本文的研究价值主要体现在如下几个方面。第一，本文的研究从文献上将关于贸易品质量的计算推进了一大步。现有关于出口产品质量的讨论中，最多只能计算到产品-年度-国别维度，且产品分类较为粗糙，而本文将这一计算细化到企业-产品-年度-国别维度，即我们计算了中国每年每个企业出口到每一个国家的每一种产品的质量，这是在现有文献上一个很大的进步。第二，本文从质量阶梯和 A-A 假设检验的角度对产品质量计算结果进行了规范的检验，这个检验说明，原有文献中用价格作为质量代理变量的研究成果，本文的质量指标同样可以实现，而由于质量阶梯的存在，本文质量指标体系能够实现的研究范畴，原有的价格指标却无法实现，这很好的体现出本文质量计算结果的合理性和必要性。第三，本文对于中国出口产品质量的规范计算和分析有助于深入理解我国出口产品质量的变化，为全球价值链和出口产品结构升级提供了扎实的理论基础，具有很强的现实意义。

当然，作为一项基础研究，本文更多的篇幅着力于论证出口产品质量计算体系的理论基础和实证检验基础，而对于相关典型事实的挖掘和研究还明显不够。第一，出口产品技术含量（技术复杂度）是表征国际贸易产品特征的又一应用较为广泛的指标，后续也许可以做更为详细的对比分析。第二，正如引言所述，本文研究的终极目的希望能够弄清楚中国在全球价值链贸易中的定位，而对于出口产品质量的研究还只是一个开端，后续也许还需要对进口产品质量做详细分析，也需要以现有优势数据为基础，对价值链贸易做详细讨论，只有做到这些，才能把现有国际产品贸易背后的要素流动情况研究清楚。第三，中国的出口产品质量还有很多典型事实有待挖掘，而本文还只是对出口产品质量增长的来源做了初步的分解，也没有对其中的原因做更详细的检验，这些工作都需要后续详细研究。

#### 参考文献：

Amiti, M., and Khandelwal, A. K. (2013). Import Competition and Quality Upgrading. *Review of Economics and Statistics*, 95(2), 476-490.

Ahn, J., A. K. Khandelwal, et al. (2011). "The role of intermediaries in facilitating trade." *Journal of International Economics*, 84, 73-85.

Baldwin, R., and Harrigan, J. (2011). Zeros, Quality, and Space: Trade Theory and Trade Evidence. *American Economic Journal: Microeconomics*, 3(2), 60-88.

Bas, M., and Strauss-Khan, V. (2012). Input-Trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading. *Sciences Po Economics Discussion Papers*.

Bastos, P., and Silva, J. (2010). The quality of a firm's exports: Where you export to matters. *Journal of International Economics*, 82(2), 99-111.

Berry, S. T. (1994). Estimating Discrete Choice Models of Product Differentiation. *RAND Journal of Economics*, 25(2), 22.

Baily, M. N., C. Hulten, et al. (1992). "Productivity Dynamics in Manufacturing Plants." *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1992, 187-267.

Dixit, A. K. and J. E. Stiglitz (1977). "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity." *American Economic Review*, 67(3), 297-308.

Foster, L., Haltiwanger, J.C., and Syverson, C. (2008). "Reallocation, Firm Turnover and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?" *American Economic Review*, 98(1), 394-425.

Griliches, Z. and Regev, H. (1995). "Firm productivity in Israeli Industry: 1979-1988." *Journal of Econometrics*, 65, 175-203.

Grossman, G. M., and Helpman, E. (1991). Quality Ladders in the Theory of Growth. *The Review of Economics and Statistics*, 58(1), 43-61.

Hallak, J. C., and Schott, P. K. (2011). Estimating Cross-Country Differences in Product Quality. *Quarterly Journal of Economics*, 126(1).

Hallak, J. C., and Sivadasan, J. (2013). Product and process productivity: Implications for quality choice and conditional exporter premia. *Journal of International Economics*, 91(1), 53-67.

Harrigan, J., Ma, X., and Shlychkov, V. (2011). Export Prices of U.S. Firms NBER Working Paper.

Hummels, D., and Klenow, P. J. (2005). The Variety and Quality of a Nation's Exports. *The American Economic Review*, 95(3), 704-723.

Khandelwal, A. (2010). The Long and Short (of) Quality Ladders. *Review of Economic Studies*,

77(4), 1450-1476.

Kremer, M. (1993). The O-Ring Theory of Economic Development. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 24.

Manova, K., and Zhang, Z. (2012). Export Prices across Firms and Destinations. *Quarterly Journal of Economics*, 127(1), 379-436.

Melitz, M. J. (2003). "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 71(6), 1695-1725.

Melitz, M. J., and Polanec, S. (2013). Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit. NBER Working Paper.

Piveteau, P., and Smagghue, G. (2013). A New Method for Quality Estimation Using Trade Data An Application to French Firms. Working Paper.

Schott, P. K. (2004). Across-Product versus Within-Product Specilization in International trade. *Quarterly Journal of Economics*, 119(2), 646-677.

Verhoogen, E. A. (2008). Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector. *Quarterly Journal of Economics*, 123(2), 489-530.

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 13 卷第 1 期。

杨汝岱, 2015: 《中国制造业企业全要素生产率研究》, 《经济研究》第 2 期。

张杰、郑文平、翟福听, 2014: 《中国出口产品质量得到提升了么? 》, 《经济研究》第 10 期。