

产品质量升级一定能提升出口企业成本加成吗？

刘晓宁

（山东社会科学院，山东 济南 250002）

摘要：本文基于中国工业企业和海关数据，研究了出口产品质量升级对企业成本加成的差异化影响效应，从加成率角度考察出口企业产品质量升级行为的贸易利得。研究发现，短期内产品质量对出口企业成本加成率呈现倒U型影响，即先表现出“质量升级红利”，而后陷入“质量升级陷阱”；长期看，“质量升级陷阱”趋于消失。其中，私营出口企业可以完全享受“质量升级红利”，而劳动密集型企业更易陷入“质量升级陷阱”。从影响机制看，随着产品质量的提升，企业出口产品价格也随之提升，企业生产的边际成本随之增加，企业成本加成率的最终变化方向取决于“价格提升效应”和“成本增加效应”的对比。

关键词：出口企业；产品质量；成本加成率；质量升级红利；质量升级陷阱

中图分类号：F752

文献标识码：A

文章编号：1006-1894（2026）01-0059-13

中国出口贸易正逐渐从主要依赖“量”的扩张向更多依赖“质”的提升转变，产品质量升级成为更多出口企业的主动选择。从企业角度来看，产品质量升级是手段而非最终目的，出口企业希望通过质量升级实现产品的销量扩大、价格提升、品牌塑造、市场引领等目标。那么在中国的现实情境中，在产品质量升级的同时，出口企业的获益情况如何？是否如愿实现了国际竞争力提升和出口绩效增长？成本加成是企业产品价格对其边际成本的偏离，在国际市场上拥有较强竞争力和话语权的企业能够获得超额利润即较高的成本加成率。因此，成本加成率代表出口企业在国际市场中的贸易获益情况。那么，出口企业进行产品质量升级是否推动了其成本加成率提升？

与现有文献相比，本文的边际贡献可能体现在3个方面：首先，对中国出口产品质量与出口企业成本加成关系的现有研究相对匮乏，一些研究直接将二者作为正向的联动变量，而本文实证检验发现了不同的结论，提供了新的研究证据；其次，通过所有制类型、资本密集度、贸易方式等不同角度的异质性分析提出了更加丰富的观点，特别是私营出口企业可以完全享受“质量升级红利”，而劳动密集型企业更易陷入“质量升级陷阱”，具有明确的政策启示；第三，通过对影响机制的分析检验，探讨了“价格提升效应”和“成本增加效应”的作用方式，揭示了产品质量影响企业成本加成的效应渠道，为从质量升级角度理解中国的出口贸易利得提供了依据。

一、文献综述与理论假说

（一）文献综述

异质性企业贸易理论兴起后，出口产品质量成为生产率异质性之外学者们重点关注的另一个

作者简介：刘晓宁，山东社会科学院国际经济与政治研究所研究员，博士，研究方向：国际贸易、跨国投资。
基金项目：国家社会科学基金项目“异质性跨境电商模式对企业出口韧性的影响机制与优化策略研究”（项目编号：24BJY100）。

企业异质性因素（Hallak and Sivadasan, 2009; Feenstra and Romalis, 2014）。众多学者对产品质量的测算方法、影响因素等问题展开了多视角研究。随着成本加成率测度方法的不断更新，学者们对企业成本加成的研究不断深化，特别是关注了中国出口企业的成本加成问题，并提出“中国出口企业低加成率之谜”问题（盛丹和王永进，2012；祝树金和张鹏辉，2015；戴家武等，2025）。其后，学者们进一步对成本加成的影响因素展开全方位探讨，其中国际贸易领域的相关研究重点从进口竞争（钱学锋等，2016；余淼杰和袁东，2016）、贸易政策（任曙明和张静，2013；De Loecker et al., 2016；Brandt et al., 2017；谢杰等，2021）、贸易成本（Martin, 2012；Bellone et al., 2014；李宏亮和谢建国，2018）、企业行为（毛其淋和许家云，2016；戴翔等，2023；许和连等，2024；谭小芬和王睿贤，2025）等4个方面展开。

一些学者将生产率、出口产品质量和成本加成纳入同一框架进行考察。Kugler 和 Verhoogen（2011）认为，高生产率企业更有能力生产高质量产品，出口产品的成本加成率较高。但是，只有当某种产品的质量差异化程度较大时，该产品的质量升级带来的“价格提升效应”才可能超过“竞争加剧效应”，进而实现成本加成率的提升（Bellone et al., 2014）。Antoniades（2015）将出口企业产品质量决策融入 M-O 模型，通过内生质量选择与线性效用的结合得出理论结论：生产率高的企业质量选择更高，成本加成率也更高。部分学者聚焦中国情境对产品质量在各类因素影响企业成本加成机制中的中介或调节作用进行了研究。黄先海等（2016）研究指出，破解中国出口企业阶段性低加成率问题的有效路径是：技术创新→生产率提升→质量改进→加成率提高；诸竹君等（2017）研究揭示了出口企业产品创新对成本加成影响的内在机制，即产品创新带来的出口产品质量升级；祝树金等（2019）研究发现，进口竞争能够通过提高高质产品影响出口加成率；樊海潮等（2020）研究发现，当产品质量差异幅度较大时，进口中间产品种类会对最终产品质量和加成定价产生正向影响。

仅有少量文献专门对中国出口产品质量与出口企业成本加成的关系进行了研究，但得出了差异化的结论。许明和邓敏（2016）从企业层面实证考察了产品质量对出口企业加成率的影响，发现产品质量升级显著提升了出口企业成本加成；高运胜等（2017）基于行业层面的实证研究得出了完全相反的结论，即整体来看出口加成率并没有随着产品质量的升级而提升。

（二）理论假说

产品质量至少可以通过两条渠道对成本加成产生影响，即价格渠道和边际成本渠道（盛丹和刘竹青，2017；许明和李逸飞，2018）。一方面，产品质量提升会增强消费者对产品的偏好，这种偏好有利于减弱来自同类产品的竞争，允许企业制定更高的价格（Manova and Zhang, 2012；Fan et al., 2017），进而获得更高的成本加成，可称为“价格提升效应”。另一方面，产品质量提升要求企业进行技术创新和工艺升级，这会带来固定成本和可变成本的增加（Hallak and Sivadasan, 2009；樊海潮等，2015），进而导致成本加成下降，可称为“成本增加效应”。

显然，企业质量升级对成本加成的最终影响方向取决于“价格提升效应”和“成本增加效应”的相对大小。当企业产品质量处于较低水平时，对生产过程进行简单的工艺改进，或者应用已经较为成熟且开放的技术手段就能取得较为明显的效果，即投入较少的成本就能很快带来较显著的质量升级和价格提升，这时价格提升效应大于成本增加效应，使得成本加成率提高；当产品质量已经处于较高水平时，企业必须开展深度的有创新性的技术研发，才有可能将产品的质量水平提升一小步，同时必须承担巨大的研发成本，这种情况下当期的成本增加效应会大于价格提升效应，导致成本加成率降低。

由此得出理论假说：当出口企业产品质量处于较低水平时，质量升级带来的“价格提升效应”大于“成本增加效应”，使得企业成本加成率提升，产生“质量升级红利”；当出口企业产品质量处于较高水平时，质量升级带来的“成本增加效应”大于“价格提升效应”，使得企业成本加成率降低，陷入“质量升级陷阱”（图1）。

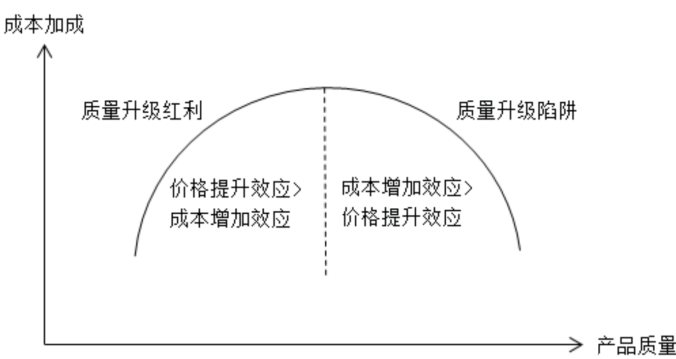


图1 产品质量对出口企业成本加成的影响效应

二、数据和样本说明

本文使用的样本数据来自2000~2013年的中国工业企业数据库和海关进出口数据库。首先要对中国工业企业数据库进行跨年匹配构建面板数据。本着“匹配不足”优于“过度匹配”的原则，本文采用法人代码、企业名称和“邮政编码+电话号码后7位”的序贯识别法进行样本的年份间匹配，并对数据库进行如下处理：删除关键指标缺失和异常值的样本，将行业类别指标统一到国民经济行业分类2002年版本，使用国家统计局公布的工业生产者出厂价格指数、购进价格指数、固定资产投资价格指数和居民消费价格指数对工业增加值、中间投入、固定资产合计、资产折旧额和员工薪酬等名义指标进行平减；剔除2008年（缺少当年折旧）、2009年（缺少本年应付工资等）的样本；运用该样本估算企业的全要素生产率和基于生产函数方法的企业成本加成。^①然后对海关数据库进行处理，主要包括剔除信息损失的样本和贸易中间商样本，仅保留制造业数据样本等；将海关数据样本按照企业—产品—进口国—年份四维进行汇总，并以此估算基于需求信息反推法（KSW方法）的出口产品质量。

最后，分年度对中国工业企业数据库与海关数据库进行匹配。使用两组关键变量对两个数据库进行连接匹配，一是企业名称，二是邮政编码+电话号码后7位，并剔除了由于出口企业邮政编码误报导致的错误匹配样本，共得到2000~2013年7,479,432个企业—产品—进口国—年份四维度的样本观测值。由于分析所用变量均不涉及产品—进口国维度，所以将样本归并到企业—年份维度，最终得到2000~2013年（不含2008年、2009年）12年间367,497个企业—年份维度的非平衡面板样本观测值。在此基础上，测算基于供需信息加总法（FR方法）的出口产品质量，并进行计量分析。

三、变量构建与特征性事实

（一）企业成本加成率的测算

本文使用De Loecker和Warzynski（2012）提出的生产函数方法（DLW方法）对中国工业企业加成率进行测算，同时给出会计法的测算结果进行对比。

DLW方法通过构造成本最小化问题推导出企业成本加成率，其表达式为：

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

其中， μ_{it} 为企业的成本加成率， θ_{it}^m 为中间品的产出弹性， α_{it}^m 为中间品投入占销售额的比重，

① 之所以使用匹配前的样本估算TFP和成本加成率，是因为使用更加完整的样本会使估算结果更加准确。

② 在中国的现实情况下，劳动要素投入的调整相对缓慢和滞后，所以仅将中间品投入作为可变要素投入进行推导。

该比重可以通过数据库指标直接计算得出。^①中间品的产出弹性 θ_{it}^m 需要通过估算生产函数得出。估算生产函数的方法较多，本文参考 Lu 和 Yu（2015）的做法，选择具有较好柔性的超越对数生产函数形式，使用 ACF（Akerberg et al., 2015）两步法估计生产函数的参数，以避免可能的共线性问题。^②

需要指出的是，生产函数的估计均在国民经济行业分类的两位数行业层面分别进行，以尽可能反映不同行业的差异化特征。在具体的计算中，本文既采用上述的超越对数生产函数形式进行系数估计，同时也采用 Cobb-Douglas 生产函数形式进行估计来加以比较。

会计方法的成本加成率估算相对简单，根据 Domowitz 等（1986）的思路，企业产品价格与其边际成本的关系可以表示为：

$$\left(\frac{p-c}{p} \right)_{it} = 1 - \frac{1}{\mu_{it}} = \left(\frac{va-pr}{va+ncm} \right)_{it} \quad (2)$$

其中， μ_{it} 代表成本加成率， p 为产品价格， c 为边际成本， va 为工业增加值， pr 为员工薪酬， ncm 为中间投入。

图 2 绘出了 2000~2013 年中国工业企业成本加成率的年度平均值，3 种方法的测算结果在整体趋势上基本一致，因此后文的分析以超越对数生产函数形式的估计结果为主。整体来看，2000~2013 年，中国工业企业的成本加成率有所提升。分出口状态来看，样本期内出口企业的平均成本加成率低于非出口企业，这一发现同大部分相关文献的结论一致，即存在“中国出口企业低加成率之谜”。但是，通过进一步考察出口企业 and 非出口企业的成本加成率变化趋势可以看出，2011 年之后出口企业的平均加成率反超了非出口企业（图 3），表明随着中国外贸的转型升级，出口企业的定价能力在升级过程中实现了显著提升，“中国出口企业低加成率之谜”现象趋于消失。

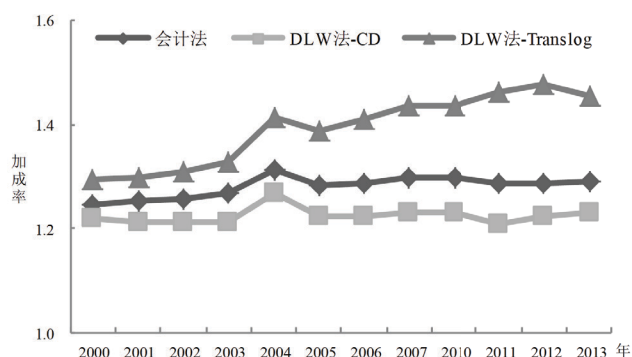


图 2 2000~2013 年中国工业企业成本加成率

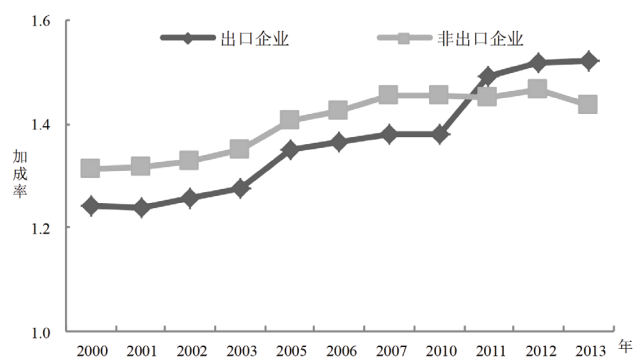


图 3 2000~2013 年中国出口企业与非出口企业成本加成率

（二）企业出口产品质量的测算

借鉴 Khandelwal 等（2013）的研究，本文采用 KSW 方法测算出口产品质量。对于替代弹性 σ ，为了最大程度体现出口目的国的需求差异，采用 Broda 等（2006）估算的 73 个国家（地区）的进口需求弹性值，对其余国家（地区）则采用这 73 个国家（地区）对应行业的均值，并将每个国家（地区）3 位码层面的弹性值取均值整理到 2 位码以提高匹配成功率，然后在 HS 6 位码层面分产品进行回归。

① 参考 De Loecker 等（2012）的做法，本文使用第一阶段得到的期望产出估计值（即调整的总产出）而不是实际观测值计算中间品投入份额比重 α_{it}^m 。

② 因篇幅所限，具体推导过程省略，备索。

除 KSW 方法以外, 本文还借鉴 Feenstra 和 Romalis (2014)、余淼杰和张睿 (2017) 的研究, 采用 FR 方法对出口产品质量进行测算。^①最后, 需要将产品层面的质量指标^②汇总到企业层面, 采用企业出口每种产品的出口额占其出口总额的比重作为权重进行加总。

(三) 其他变量的度量

全要素生产率使用 Akerberg 等 (2015) 提出的两步估计方法 (ACF 方法) 进行测算, 企业规模 (*size*) 采用企业工业总产值与当年所在 GB 4 位码行业平均值的比例衡量, 企业年龄 (*age*) 采用当年年份与企业成立年份之差加 1 的对数值衡量, 企业工资水平 (*wage*) 采用企业应付工资和应付福利费之和与从业人员年平均人数比值的对数值衡量, 企业资本密集度 (*klratio*) 采用企业固定资产净值与企业员工人数比值的对数值衡量, 行业竞争程度 (*HHI* 和 *number*) 分别使用当年 GB 4 位码行业的赫芬达尔—赫希曼指数 (*HHI*) 和 GB 4 位码行业内企业数量的对数值 (*number*) 衡量。主要变量的统计性描述略。

四、实证检验

(一) 计量模型与基准估计结果

根据本文的研究目标和理论分析, 设定如下计量模型:

$$markups_{it} = \beta_0 + \beta_1 quality_{it} + \beta_2 quality_{it}^2 + \beta_3 Controls + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, 被解释变量 $markups_{it}$ 为企业成本加成率, $quality_{it}$ 为出口产品质量, 由于产品质量对成本加成的影响可能非线性, 所以同时加入 $quality_{it}$ 的二次项, $Controls$ 为控制变量的集合, λ_i 和 δ_t 分别表示年份固定效应和企业固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。控制变量 $Controls$ 包括:

$$Controls = \gamma_1 TFP_{it} + \gamma_2 \ln size_{it} + \gamma_3 \ln age_{it} + \gamma_4 \ln wage_{it} + \gamma_5 \ln klratio_{it} + \gamma_6 HHI_{ht} + \gamma_7 \ln number_{ht} \quad (4)$$

其中, i 、 h 和 t 分别表示企业、行业和年份。为了消除量纲和减少异方差的影响, 根据变量的不同测度方式, 对一些变量进行了取对数处理。

表 1 列出了采用固定效应 (FE) 模型的基准回归结果, 分别使用 DLW 方法 (Translog 生产函数形式) 和会计法测算的成本加成率指标进行回归, 并给出了不加入和加入质量二次项的结果。可以看出, 仅加入一次项时质量变量的系数均不显著, 加入二次项后均显著, 且无论是 $markups_translog$ 还是 $markups_account$ 作为因变量, 关键自变量的结果高度一致, 因此后文均以 DLW 方法的测算结果进行分析。产品质量二次项的系数显著为负, 产品质量一次项的系数显著为正, 可知产品质量对出口企业成本加成率的影响呈现倒 U 型。进一步地, 根据一次项和二次项系数可以计算倒 U 型曲线的转折点, 即 $quality^* = -\beta_1 / 2\beta_2 = 0.4651$ 。当产品质量小于 0.4651 时, 出口企业的加成率随着产品质量的提升而提升, 表现出“质量升级红利”; 当产品质量大于 0.4651 时, 出口企业的加成率随着产品质量的提升而下降, 陷入“质量升级陷阱” (图 4)。

(二) 内生性分析及处理

本文主要分析产品质量对出口企业成本加成率的影响, 但企业加成率也可能反过来对产品质量

① 因篇幅所限, 具体测算方法省略, 备索。

② 在测算产品质量指标后, 有些学者认为不同产品的质量加总经济学意义不明显, 且无法进行跨产品类别的比较, 因此需要进行标准化处理; 有些学者则直接使用估计出的产品质量指标进行分析, 本文主要使用标准化的质量指标进行分析。方法为: $S-quality_{ijmt} = (quality_{ijmt} - \min quality_j) / (\max quality_j - \min quality_j)$ 。

表 1 基准回归结果

变量	<i>markups_translog</i>		<i>markups_account</i>	
<i>Squality_ksw</i>	0.0636 (1.01)	0.0919* (1.66)	0.0546 (0.93)	0.0899* (1.76)
<i>Squality_ksw</i> × 2	—	-0.0988** (-2.36)	—	-0.1109*** (-2.87)
<i>TFP</i>	0.2468*** (133.94)	0.2468*** (133.93)	0.2154*** (118.88)	0.2155*** (118.89)
其他控制变量	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是
企业 FE	是	是	是	是
Within-R ²	0.3078	0.3078	0.2976	0.2976
观测值	339,440	339,440	339,439	339,439

注：（ ）内为聚类到企业层面稳健标准误的 *t* 值；***、** 和 * 依次表示 1%、5% 和 10% 显著性水平；下表同。

产生影响。为了解决这种反向因果关系可能导致的内生性问题，本文分别采用工具变量和系统 GMM 方法对模型进行检验估计。本文使用企业所在国民经济行业分类 GB 3 位码行业的国家标准和行业标准数量的对数值^①作为企业产品质量的工具变量。原因在于，国家标准和行业标准规定了产品生产的技术要求和管理要求，对企业产品质量具有重要影响，但不会直接影响企业的成本加成率，因此是较为合适的工具变量。同时，借鉴许明等（2016）的做法，采用上一年企业所在行业的平均产品质量作为工具变量进行对照，分别使用国民经济行业分类 GB 3 位码、GB 4 位码行业的平均出口产品质量（*Squality3d_{t-1}*、*Squality4d_{t-1}*）进行工具变量回归。

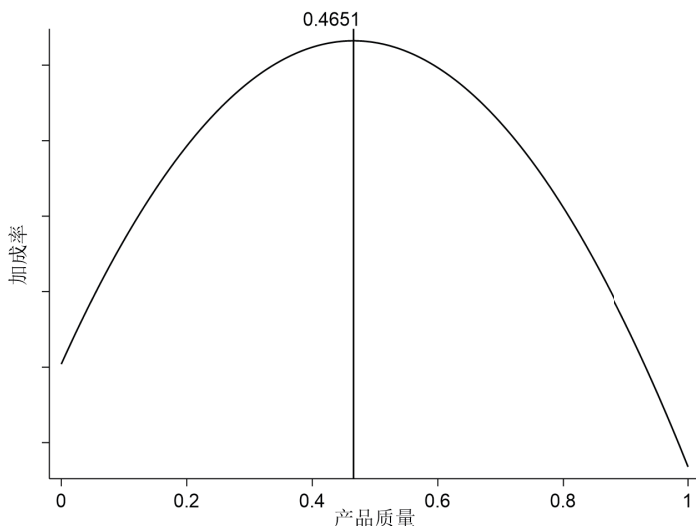


图 4 产品质量与企业成本加成的倒 U 型关系^②

表 2 列（1）～列（3）汇报了回归结果。3 项回归结果的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 *p* 值均小于 0.05，即在 5% 的显著性水平上拒绝工具变量不可识别的原假设。由于本文使用了聚类到企业层面的稳健标准误，所以应通过 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量判断弱工具变量问题，其中列（1）～列（2）的结果大于 10% 显著性水平上的临界值，列（3）的结果大于 15% 显著性水平上的临界值，因此可以拒绝弱工具变量的原假设。列（1）～列（3）中主要变量的回归系数均与前文回归保持一致，表明在使用工具变量法控制模型内生性的情况下，之前的结论仍然成立。表 3 的列（4）～列（5）分别汇报了采用差分 GMM 和系统 GMM 方法的回归结果，主要变量的回归系数符号仍然没有发生变化。

① 数据来自 CNKI 中国标准数据库。由于中国标准分类法（CCS 分类）与国民经济行业分类口径不同，本文对其进行人工手动比对，得到国民经济行业分类 GB 3 位码行业层面的国家标准和行业标准数量信息。
② 图 4 只是简单绘出了产品质量与企业成本加成关系的示意图，即在其他控制变量不变的情况下，产品质量对成本加成的影响曲线，并不代表产品质量与成本加成的数值对应关系，因此加成率坐标轴省去刻度值。图 5 同。

表 2 控制内生性的基准回归结果（IV、GMM）

变量	(1)IV-Standard3d	(2)IV- Squality3d _{t-1}	(3)IV- Squality4d _{t-1}	(4)DIF-GMM	(5)SYS-GMM
markups_translog _{t-1}	-	-	-	0.2128* (1.74)	0.7245*** (10.32)
Squality_ksw	1.6237* (1.63)	1.6192** (2.05)	1.3424 (0.26)	0.1305* (1.65)	0.1461* (1.68)
Squality_ksw × 2	-1.7456* (-1.65)	-1.3534** (-2.42)	-0.5659 (-0.02)	-0.0762* (-1.51)	-0.0190* (-1.90)
控制变量	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是
企业 FE	是	是	是	-	-
Kleibergen-Paap rk LM	10.759 (0.0012)	7.324 (0.0068)	5.661 (0.0173)	-	-
Kleibergen-Paap rk Wald F	21.019	18.629	12.789	-	-
Arellano-Bond AR(2)	-	-	-	0.137	0.208
Sargan test	-	-	-	0.918	0.125
Hansen test	-	-	-	0.912	0.104
Uncentered R ²	-0.0756	-0.0655	0.2433	-	-
观测值	197,319	197,319	197,319	127,563	216,094

（三）稳健性检验

本部分使用设定 Cobb-Douglas 生产函数测算的成本加成指标、基于供需信息加总法（FR 方法）测算的质量指标进行检验，^①结果见表 3。其中，列（1）~ 列（2）是采用 Translog 生产函数测算的成本加成率指标与 FR 方法测算的质量指标的回归结果，列（3）~ 列（4）是用 Cobb-Douglas 生产函数测算的成本加成率指标与 KSW 方法测算的质量指标的回归结果，列（5）~ 列（6）是用 Cobb-Douglas 生产函数测算的成本加成率指标与 FR 方法测算的质量指标的回归结果，列（2）、列（4）、列（6）是采用系统 GMM 方法的回归结果。可以看出，回归结果仍然同前文的基本结论保持一致，即产品质量与出口企业加成率呈现倒 U 型关系。

五、长期效应分析

对于非线性关系，除了在模型中加入二次项外，还可以根据解释变量进行分组分别回归。根据前文计算得出的倒 U 型曲线的临界值，将样本分为高质量组和低质量组分别进行回归（不包含产品质量二次项的回归），结果见表 4。高质量组产品质量解释变量的系数显著为负，表明对于高质量产品企业，进一步提高产品质量会使成本加成率降低；低质量组产品质量解释变量的系数为正但不显著（可能与样本量较小有关），但仍可在一定程度上说明对于低质量产品企业，提高产品质量会使成本加成率提高。这一结论验证了基准回归中包含产品质量二次项的回归结论。

那么，对于已经处于高质量水平的企业，是否就应该放弃对产品质量的升级呢？为了回答该问题，继续对高质量水平企业展开长期效应分析。分别将滞后期的出口产品质量变量加入模型进行回归（表 5），可以看出，加入的滞后 2 期和滞后 3 期变量的系数均为正，表明滞后 2 期以后产品

① 本文还使用基于不同估算方法的 TFP 指标进行了检验，结果仍然稳健。

表 3 稳健性检验回归结果

变量	markups_translog		markups_cd		markups_cd	
	(1)	(2)SYS-GMM	(3)	(4)SYS-GMM	(5)	(6)SYS-GMM
$markups_{t-1}$	—	0.2268*** (7.64)	—	0.0853* (1.82)	—	0.3275*** (9.92)
$Squality_fr$	0.5752*** (13.75)	0.3006 (1.00)	—	—	0.2817*** (4.92)	0.3069*** (5.76)
$Squality_fr \times 2$	-0.7882*** (-17.85)	-0.1003 (-0.43)	—	—	-0.5158*** (-7.90)	-0.5683*** (-3.04)
$Squality_ksw$	—	—	0.2202** (2.44)	0.1588* (1.61)	—	—
$Squality_ksw \times 2$	—	—	-0.2447*** (-3.70)	-0.1022 (0.48)	—	—
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是	是
企业 FE	是	是	是	是	是	是
Arellano-Bond AR(2)	—	0.109	—	0.529	—	0.286
Sargan test	—	0.072	—	0.327	—	0.105
Hansen test	—	0.068	—	0.218	—	0.093
Within-R ²	0.3118	—	0.1207	—	0.1210	—
观测值	339,440	216,094	339,440	216,094	339,440	216,094

注：Sargan 检验、Hansen 检验和 Arellano-Bond 检验均报告了 p 值。

表 4 不同质量水平分组回归及滞后期回归结果

变量	高质量				低质量
	当期	滞后 1 期	滞后 2 期	滞后 3 期	当期
$Squality_ksw$	-0.0441*** (-4.11)	—	—	—	0.0484 (0.47)
$L1.Squality_ksw$	—	-0.0228 (-1.62)	—	—	—
$L2.Squality_ksw$	—	—	0.0119 (0.68)	—	—
$L3.Squality_ksw$	—	—	—	0.0261 (1.06)	—
控制变量	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是
企业 FE	是	是	是	是	是
Within-R ²	0.3088	0.3076	0.3121	0.3194	0.2549
观测值	331,435	193,958	112,635	90,890	6,207

质量开始对成本加成产生正向影响。产生这种结果的原因在于，高水平阶段的质量升级门槛较高，企业一旦进行质量升级就可以保持较长时间的质量领先优势，从而获取较长时间的价格提升效应，而其较高的研发成本已于初期投入，只会导致当期的成本显著增加，之后其成本增加效应开始逐渐降低，价格提升效应的延续和成本增加效应的弱化相综合，使得长期内企业的成本加成率趋于上升。因此，对于高质量企业来说，不应被短期的“质量升级陷阱”所迷惑，而应该坚定地开展技术创新和质量升级，以此实现企业的整体竞争力提升和长期利益最大化。

六、异质性分析

（一）企业所有制类型异质性分析

从不同所有制企业的分组回归结果来看（表5），基本结论与基准回归相同，但大部分系数均不显著。分别计算3组样本倒U型曲线的转折点，国有企业为0.5575、私营企业为5.0349、外资企业为0.3231。显然，由于标准化的产品质量指标介于0到1之间，私营企业的临界值实际上无法达到，产品质量与出口企业成本加成率的关系始终位于倒U型曲线的左半边，即私营企业出口产品质量对其成本加成率始终具有正向影响，更多享受“质量升级红利”。为验证这一结论，在模型中删去产品质量的二次项对私营企业组进行回归，结果如表5列（4）所示，产品质量对成本加成率具有显著的正向影响，验证成立。

表6列出了总体样本和不同所有制企业样本的产品质量指标的统计性描述，可以看出，外资企业产品质量指标绝大部分（99%）大于0.4199，因此外资企业的质量与成本加成率的关系实际上绝大部分位于倒U型曲线的右半边，即外资企业出口产品质量对其成本加成率始终具有负向影响（图5a），更易陷入“质量升级陷阱”。同样，在模型中删去产品质量的二次项对外资企业组回归，结果如表5列（5）所示，产品质量对成本加成率具有显著的负向影响，验证了该结论。最后考察国有企业的情况，产品质量临界值与其25%分位值大体相当，表明大约有25%的国有企业处于倒U型曲线的左半边，大约有75%的国有企业处于倒U型曲线的右半边（图5b）。

表5 所有制类型异质性分析

变量	(1) 国有	(2) 民营	(3) 外资	(4) 民营	(5) 外资
<i>Squality_ksw</i>	0.2510 (0.98)	0.0433 (0.41)	0.0652 (0.86)	0.0377** (2.24)	-0.0679*** (-5.13)
<i>Squality_ksw</i> × 2	-0.2251 (-1.02)	-0.0043 (-0.05)	-0.1009* (-1.78)	—	—
控制变量	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是
企业 FE	是	是	是	是	是
Within-R ²	0.2336	0.3148	0.3123	0.3147	0.3123
观测值	5,401	87,273	201,657	87,273	201,657

表6 产品质量指标的统计描述

变量	最小值	1%分位	25%分位	50%分位	75%分位	99%分位	最大值
全体样本	0	0.4156	0.5909	0.6380	0.6963	0.8959	1
国有企业	0	0.3501	0.5720	0.6361	0.7058	0.9092	1
私营企业	0	0.4270	0.5838	0.6290	0.6801	0.8713	1
外资企业	0	0.4199	0.5965	0.6538	0.7047	0.9047	1

（二）企业资本密集度异质性分析

使用企业资本密集度指标的均值作为临界值，将总体样本分成高资本密集度和低资本密集度两个子样本进行分别估计，结果见表7列（1）~列（2）。两个样本组的主要系数符号均与基准回归一致，但高资本密集度组系数不显著。进一步计算产品质量临界值可得，高资本密集度组为0.5525，低资本密集度组为0.4581。这两个临界值分别接近高资本密集度组的15%分位数和低资本密集度组的2%分位数。即在高资本密集度样本组中，有大约15%的企业加成率随着产品质量的提升而提升；在低资本密集度样本组中，只有不到2%的企业加成率随着产品质量的提升而提升，绝大部分的低

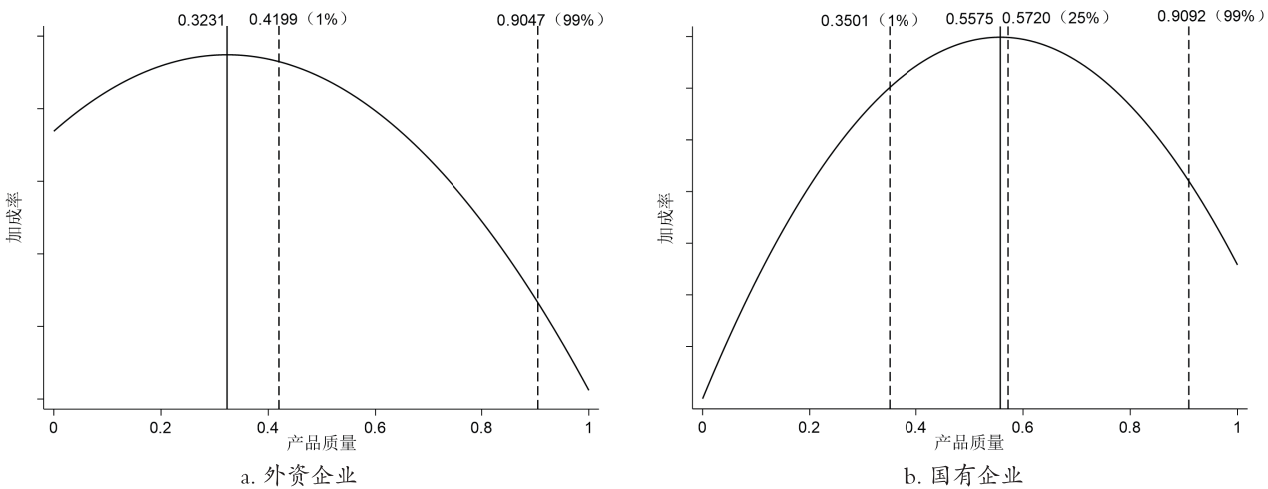


图 5 不同所有制企业产品质量与成本加成倒 U 型关系

资本密集度企业会陷入“质量升级陷阱”。可能的原因在于，低资本密集度企业由于轻资产特征，在进行产品质量升级所需的技术创新和工艺改进时，需要投入更大的固定成本，导致其成本增加效应高于价格提升效应。

表 7 企业资本密集度、贸易方式异质性分析

变量	资本密集度			贸易方式			
	(1) 高资本密集度	(2) 低资本密集度	(3) 低资本密集度	(4) 一般贸易	(5) 加工贸易	(6) 混合贸易	(7) 加工贸易
<i>Squality_ksw</i>	0.1620 (1.31)	0.0874* (1.89)	-0.0378*** (-3.57)	0.0548* (1.87)	0.0229 (0.13)	0.2405 (0.72)	-0.0333 (-1.42)
<i>Squality_ksw</i> × 2	-0.1466 (-1.55)	-0.0954** (-2.01)	—	-0.0438* (-1.91)	-0.0410 (-0.33)	-0.1842 (-0.75)	—
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是	是	是
企业 FE	是	是	是	是	是	是	是
Within-R ²	0.3143	0.3159	0.3159	0.3313	0.3149	0.2917	0.3149
观测值	41,958	288,732	288,732	187,301	66,573	43,645	66,573

（三）企业贸易方式异质性分析

将总体样本的出口企业分为一般贸易企业、加工贸易企业和混合贸易企业分别估计，结果见表 7 列（4）～列（6）。只有一般贸易组的回归系数显著，计算其产品质量临界值为 0.6256，该临界值接近样本组的 45% 分位数，表明一般贸易企业中有大约 45% 的企业能享受质量升级红利。为了进一步考察加工贸易的情况，同样计算其临界值为 0.2793，该值小于加工贸易组样本的 1% 分位数，即绝大部分样本位于倒 U 型曲线的右半边。同样，舍去二次项进行验证，结果见表 7 列（7），加工贸易组产品质量变量的系数仍然不显著。可能的原因在于，加工贸易的产品质量更多由国外委托方控制，国内承接方的自主调整空间不大，而且国内承接方对出口价格的掌控权较低，因此也难以对企业成本加成率产生显著影响。

七、影响机制分析

产品质量可以通过价格和成本两个渠道影响出口企业成本加成。价格提升效应对加成率的影响

方向为正，成本增加效应对加成率的影响为负，哪一种效应更占优势，决定了产品质量对成本加成率的最终影响方向。

对于价格指标的测度，海关数据库含有企业出口每种产品的价格，但考虑到不同行业产品的价格不具有直接可比性，本文采用与质量指标相同的处理方式，在 HS 6 位码层面上对价格指标进行标准化，然后用企业出口每种产品的出口额占其出口总额的比重作为权重，加总得到企业层面的出口产品价格，最后利用此出口价格除以成本加成率，得到企业层面的边际成本。

分别将出口价格和边际成本作为因变量进行回归，计量模型如下：

$S-price_{it}=\beta_0+\beta_1quality_{it}+\beta_2Controls+\lambda_t+\delta_i+\varepsilon_{it}$ (5)

$M-cost_{it}=\beta_0+\beta_1quality_{it}+\beta_2Controls+\lambda_t+\delta_i+\varepsilon_{it}$ (6)

表 8 汇报了影响机制分析的回归结果，其中列（1）和列（4）给出了总体样本的回归结果。可以看出，核心解释变量产品质量的回归系数均显著为正，表明随着产品质量的提升，企业出口产品价格也随之提升，企业生产的边际成本也随之增加。

表 8 影响机制回归结果

变量	<i>S-price</i>			<i>M-cost</i>		
	(1) 总体	(2) 高质量	(3) 低质量	(4) 总体	(5) 高质量	(6) 低质量
<i>Squality_ksw</i>	0.0361*** (10.96)	0.0406*** (13.21)	0.0107* (1.81)	0.0307*** (11.01)	0.0341*** (12.91)	-0.0010 (-0.40)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是	是
企业 FE	是	是	是	是	是	是
Within-R ²	0.0347	0.0332	0.0555	0.0296	0.0283	0.0532
观测值	339,440	331,342	6,207	339,440	331,342	6,207

为了进一步考察价格提升效应和成本增加效应的具体情况，以明确产品质量通过两种效应作用于成本加成的最终方向，本文以前文得出的产品质量对成本加成影响的转折点 0.4651 为分界值，将样本分为高质量组和低质量组分别进行回归，结果见表 8 列（2）、列（3）、列（5）、列（6）。在低质量组，产品质量对产品价格的影响显著为正，而对边际成本的影响不显著，因此主要是价格提升效应发挥作用，导致成本加成率提升；在高质量组，产品质量对产品价格和边际成本的影响均显著为正，无法判断在整体效应上成本加成率是提高还是降低。

为了进一步判断高质量组中价格提升效应和成本增加效应的相对高低，本文使用中介效应模型进行分析，但借鉴江艇（2022）的研究建议，不计算间接效应的具体大小，只考察两种间接效应的显著性，计量模型分别为：

$markups_{it}=\alpha_0+\alpha_1quality_{it}+\alpha_2S-price_{it}+\beta_3Controls+\varepsilon_{it}$ (7)

$markups_{it}=\alpha_0+\alpha_1quality_{it}+\alpha_2M-cost_{it}+\beta_3Controls+\varepsilon_{it}$ (8)

结果显示(表格略)，产品质量通过产品价格影响成本加成率的间接效应(*S-price* 系数)不显著，而产品质量通过边际成本影响成本加成率的间接效应(*M-cost* 系数)非常显著。这表明，在高质量样本组中，主要是成本增加效应发挥作用，进而导致成本加成率下降，进一步验证了本文的理论推论。

八、结论与政策建议

本文的主要结论是，短期内产品质量对企业成本加成率的影响表现出倒 U 型态势，即当产品质

量小于临界值时，出口企业的加成率随着产品质量的提升而提升，表现为“质量升级红利”；当产品质量大于临界值时，出口企业的加成率反而随着产品质量的提升而下降，即高质量水平出口企业可能会陷入“质量升级陷阱”，但长期看该“陷阱”趋于消失。从不同所有制性质来看，私营企业出口产品质量对其加成率始终具有正向影响，能够完全享受“质量升级红利”，而外资企业出口产品质量对其加成率始终具有负向影响；分资本密集度来看，大部分劳动密集型企业更易陷入“质量升级陷阱”；从不同贸易方式来看，大约45%的一般贸易企业的加成率随着产品质量的提升而提升。影响机制分析表明，随着产品质量的提升，企业成本加成率的最终变化方向取决于“价格提升效应”和“成本增加效应”的相对大小；对于产品质量水平较低的企业，主要是价格提升效应发挥作用，因此质量升级会带来成本加成率提升，而对于产品质量水平较高的企业，成本增加效应大于价格提升效应，因此质量升级会导致成本加成率降低。

本研究结论可以引申出较丰富的政策启示。

由于民营企业能够完全享受“质量升级红利”，因此应积极制定和实施质量发展战略，主动加强自主研发，努力提高出口产品的技术含量和工艺水平；及时跟踪和掌握国际质量标准情况，积极采用国际标准或国外先进标准开展生产，推动出口产品质量持续提升，实现成本加成率提升，获得更大贸易利得。

企业的质量升级行为在短期内会面临“质量升级陷阱”，但长期看会带来企业成本加成率的提高。而且，进行高端研发创新进而成为行业领先者的企业会享受品牌声誉、渠道销量等其他方面的优势，实现企业整体利益的最大化。因此，高质量水平企业不应被短期的利润损失蒙蔽，应该在产品质量升级方面持续投入，努力成为在全球范围内具有领先优势的行业引领者。

对于劳动密集型出口企业以及中小出口企业来说，受制于订单波动、资金短缺、技术储备不足等难题，通过技术研发实现质量升级的成本过高，可能陷入“质量升级陷阱”，因此能否有效控制为提升质量而增加的研发成本就成为关键一环。在此背景下，政府应统筹推动加强行业关键共性技术的研发，集中力量研发并推广一批重大共性技术创新成果，为出口企业提供技术支撑，帮助其走出“质量升级陷阱”。

尽管近年来加工贸易在外贸总额中的比重持续降低，但新形势下加工贸易的转型升级仍然是中国外贸高质量发展的重要内容。应加大力度推动加工贸易企业由加工组装、低端零部件制造向高端、关键元器件制造环节发展，由单纯的贴牌生产向研发、设计等上游环节和品牌、营销等下游环节发展，努力提升全球价值链地位。

参考文献：

- [1] 戴家武,王秀清,曹虹剑,等.中国出口企业“低加成率之谜”真的存在吗?[J].经济学(季刊),2025(1).
- [2] 戴翔,马皓巍,张二震.数字化转型一定能提升企业加成率吗?[J].金融研究,2023(5).
- [3] 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[J].世界经济,2015(2).
- [4] 樊海潮,李亚波,张丽娜.进口产品种类、质量与企业出口产品价格[J].世界经济,2020(5).
- [5] 高运胜,郑乐凯,杨张娇.异质性产品质量与出口加成率[J].统计研究,2017(9).
- [6] 黄先海,诸竹君,宋学印.中国中间品进口企业“低加成率之谜”[J].管理世界,2016(7).
- [7] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5).
- [8] 李宏亮,谢建国.融资约束与企业成本加成[J].世界经济,2018(11).
- [9] 毛其淋,许家云.中国对外直接投资如何影响了企业加成率:事实与机制[J].世界经济,2016(6).
- [10] 钱学锋,范冬梅,黄汉民.进口竞争与中国制造业企业的成本加成[J].世界经济,2016(3).
- [11] 任曙明,张静.补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究[J].管理世界,2013(10).
- [12] 盛丹,刘竹青.汇率变动、加工贸易与中国企业的成本加成率[J].世界经济,2017(1).

- [13] 盛丹,王永进. 中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角[J]. 管理世界,2012(5).
- [14] 谭小芬,王睿贤. 跨境资本流入与资源配置效率: 企业加成率分布的视角[J]. 中国工业经济,2025(3).
- [15] 谢杰,陈锋,陈科杰,等. 贸易政策不确定性与出口企业加成率: 理论机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2021(1).
- [16] 许和连. 技术交易网络与出口企业成本加成——基于中国专利转让与许可的经验研究[J]. 中国工业经济,2024(4).
- [17] 许家云,田朔. 人民币汇率与中国出口企业加成率: 基于倍差法的实证分析[J]. 国际贸易问题,2016(2).
- [18] 许明,邓敏. 产品质量与中国出口企业加成率——来自中国制造业企业的证据[J]. 国际贸易问题,2016(10).
- [19] 许明,李逸飞. 中国出口低加成率之谜: 竞争效应还是选择效应[J]. 世界经济,2018(8).
- [20] 余森杰,袁东. 贸易自由化、加工贸易与成本加成——来自我国制造业企业的证据[J]. 管理世界,2016(9).
- [21] 余森杰,张睿. 中国制造业出口质量的准确衡量: 挑战与解决方法[J]. 经济学(季刊),2017(1).
- [22] 诸竹君,黄先海,宋学印. 劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态[J]. 世界经济,2017(8).
- [23] 祝树金,张鹏辉. 出口企业是否有更高的价格加成: 中国制造业的证据[J]. 世界经济,2015(4).
- [24] 祝树金,钟腾龙,李仁宇. 进口竞争、产品差异化与企业产品出口加成率[J]. 管理世界,2019(11).
- [25] Akerberg,D. A.,Caves,K.,Frazer,G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J].Econometrica,2015,83(6).
- [26] Antoniadou,A.Heterogeneous Firms, Quality, and Trade[J].Journal of International Economics,2015,95(2).
- [27] Bellone,F.,Musso,P.,Nesta,L. International Trade and Firm-level Markups When Location and Quality Matter[J].Journal of Economic Geography,2014,16(1).
- [28] Brandt,L.,Van Biesebroeck,J.,Wang,L.,et al.WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms[J].American Economic Review,2017,107(9).
- [29] Broda,C.,Greenfield,J.,Weinstein,D. E.From Groundnuts to Globalization: A Structural Estimate of Trade and Growth[R].NBER Working Paper,2006.
- [30] De Loecker,J.,Goldberg,P. K.,Khandelwal,A. K.,et al.Prices, Markups, and Trade Reform[J].Econometrica,2016,84(2).
- [31] De Loecker,J.,Warzynski,F.Markups and Firm-level Export Status[J].American Economic Review,2012,102(6).
- [32] Domowitz,I. R.,Hubbard,R. G.,Petersen,B. C.Business Cycles and the Relationship between Concentration and Price-cost Margins[J].RAND Journal of Economics,1986,17(1).
- [33] Fan,H.,Gao,X.,Li,Y.,et al.Trade Liberalization and Markups: Micro Evidence from China[J].Journal of Comparative Economics,2017,46(1).
- [34] Feenstra,R.,Romalis,J.International Prices and Endogenous Quality[J].Quarterly Journal of Economics,2014,129(2).
- [35] Hallak,J.,Sivadasan,J.Firms' Exporting Behavior under Quality Constraints[R].NBER Working Paper,2009.
- [36] Khandelwal,A. K.,Schott,P. K.,Wei,S. J.,et al.Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform:Evidence from Chinese Exporters[J].American Economic Review,2013,103(6).
- [37] Kugler,M.,Verhoogen,E.Prices,Plant Size,and Product Quality[J].The Review of Economic Studies,2011,79(1).
- [38] Lu,Y.,Yu,L.Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession[J].American Economic Journal:Applied Economics,2015,7(4).
- [39] Martin,J.Markups,Quality, and Transport Costs[J].European Economic Review,2012,56(4).

Can Product Quality Upgrading Increase Markups of Export Enterprises?

LIU Xiaoning

Abstract: Based on the data of Chinese industrial enterprises and customs, this paper empirically examines the impact of product quality on the markups of Chinese export enterprises, explores the trade gains of export enterprises' product quality upgrading behavior from the perspective of markups. The study finds that in the short term, product quality has an inverted U-shaped impact on the markups of export enterprises, that is, firstly shows the "quality upgrade bonus", and then falls into the "quality upgrade trap". In the long run, the "quality upgrade trap" tends to disappear. Among them, private export enterprises can fully enjoy the "quality upgrade bonus", while labor-intensive enterprises are more likely to fall into the "quality upgrade trap". The analysis of the impact mechanism shows that: with the improvement of product quality, the price of export products also increases, and the marginal cost of production of enterprises increases accordingly. The final change direction of the enterprise's markups depends on the relative size of the "price increase effect" and the "cost increase effect".

Keywords: export enterprises; product quality; markups; quality upgrade bonus; quality upgrade trap

(责任编辑: 张建华)